

ΜΕΡΟΣ Ι

ΑΝΘΡΩΠΙΝΟ ΚΕΦΑΛΑΙΟ ΚΑΙ ΔΙΑΚΡΙΣΗ ΑΜΟΙΒΩΝ ΚΑΤΑ ΦΥΛΟ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1: ΒΑΣΙΚΗ ΘΕΩΡΙΑ ΑΝΘΡΩΠΙΝΟΥ ΚΕΦΑΛΑΙΟΥ

1.1. Εισαγωγή

Στο κεφάλαιο αυτό, αποτυπώνεται η βασική θεωρία του ανθρώπινου κεφαλαίου (human capital), τόσο γραφικά, όσο και αλγεβρικά. Ειδικότερα, δίδεται έμφαση στο υπόδειγμα του κύκλου ζωής του ανθρώπου, στη σχολική και μετα-σχολική εκπαίδευση καθώς και στον προσδιορισμό της βασικής συνάρτησης αμοιβών του Mincer (1958, 1974). Στο σημείο αυτό, θα πρέπει ν' αναφερθεί ότι ακόμα και σήμερα, το υπόδειγμα αμοιβών του Mincer, τυγχάνει μεγάλης αποδοχής από τους ερευνητές των οικονομικών της εργασίας και χρησιμοποιείται ευρέως τόσο, για την *εμπειρική διερεύνηση των προσδιοριστικών παραγόντων της θεωρίας του ανθρώπινου κεφαλαίου* (ηλικία, εκπαίδευση και εμπειρία), όσο και για τον *υπολογισμό του χάσματος αμοιβών κατά φύλο*. Η μεγάλη απήχηση και χρησιμότητα του, έγκειται επίσης στο γεγονός ότι, μπορεί να διευρυνθεί και να προσλάβει προσθετικά και άλλους παράγοντες που σχετίζονται με το ανθρώπινο κεφάλαιο όπως, το φύλο, επαγγέλματα, είδος απασχόλησης, συμβάσεις εργασίας, γεωγραφική περιοχή, αστικότητα κ.λ.π.

Στην *δεύτερη ενότητα*, καταγράφονται κάποια βασικά στοιχεία της θεωρίας του ανθρώπινου κεφαλαίου όπως, οι βασικές απόψεις σχετικά με την έννοια του ανθρώπινου κεφαλαίου, οι λόγοι που δημιουργούν διαφορές στους μισθούς/εισοδήματα και οι πιθανές αιτίες που προκαλούν διαφορές σε ανθρώπινο κεφάλαιο μεταξύ των ατόμων.

Στην *τρίτη ενότητα*, μελετάμε το υπόδειγμα του κύκλου ζωής που εξετάζει ατομικές επενδυτικές αποφάσεις και αποτελεί τον πυρήνα της θεωρίας του ανθρώπινου κεφαλαίου. Στην ενότητα αυτή, επικεντρωνόμαστε σε δύο πρότυπα εισοδημάτων. Το πρώτο πρότυπο, θεωρεί ότι τα εισοδήματα αυξάνονται με την ηλικία του εργαζομένου αλλά με φθίνουσα ρυθμό, έτσι ώστε οι μισθοί εργαζομένων νεότερης ηλικίας ν' αυξάνονται πιο γρήγορα από τους μισθούς των γηραιότερων. Το δεύτερο πρότυπο, θεωρεί ότι τα εισοδήματα αυξάνονται με την μόρφωση και επομένως οι πτυχιούχοι

πανεπιστημίου αμείβονται περισσότερο από ότι οι απόφοιτοι λυκείου και αυτοί με τη σειρά τους αμείβονται περισσότερο από τους απόφοιτους γυμνασίου. Στην πρώτη ενότητα, παρουσιάστηκαν αναλυτικά τα προφίλ εισοδημάτων. Ειδικότερα, αποδεικνύουμε ότι, τα προφίλ αυτά σχετίζονται με τα αποθέματα ανθρώπινου κεφαλαίου που συσσωρεύονται κατά τη διάρκεια του κύκλου ζωής του ανθρώπου. Αυτά τα αποθέματα ανθρώπινου κεφαλαίου καθορίζονται από τους ανθρώπους επιλέγοντας ορθολογικά την αναλογία του χρόνου που αφιερώνεται για επένδυση σε κάθε ηλικία. Για την μεγαλύτερη εξειδίκευση της επενδυτικής δραστηριότητας των νέων σε σχέση με τους μεγαλύτερους, χρησιμοποιήθηκε ο περιορισμός της πεπερασμένης ζωής του ανθρώπου, που σημαίνει ότι η επενδυτική διαδικασία σε ανθρώπινο κεφάλαιο, μπορεί να φθάσει μέχρι την ηλικία της συνταξιοδότησης (65 ετών). Οι παρατηρήσεις αυτές, έχουν επαληθευτεί οικονομετρικά κατά κόρον στη διεθνή βιβλιογραφία.

Στην *τέταρτη ενότητα*, επικεντρωνόμαστε στην αρχική φάση του κύκλου ζωής (νεαρές ηλικίες), όπου υπάρχει εξειδίκευση ανθρώπινου κεφαλαίου, έτσι ώστε οι άνθρωποι κυριολεκτικά αφιερώνουν όλο το χρόνο τους για επένδυση σε ανθρώπινο κεφάλαιο. Μια τέτοια εξειδίκευση ορίζεται ως σχολική εκπαίδευση. Τα ερωτήματα που θέτουμε προς εξέταση σ' αυτή την ενότητα είναι: πώς μπορεί κανείς να απεικονίσει τα δυνητικά εισοδήματα κατά τη διάρκεια της μορφωτικής φάσης; Μπορούν οι αποδόσεις της μόρφωσης να μετρηθούν αναλυτικά; Γιατί διαφέρουν οι άνθρωποι εφοδιασμένοι με ποσότητες σχολικής μόρφωσης; Και τελικά, τι ρόλο παίζει η κυβερνητική πολιτική στην επιρροή και το επίπεδο μόρφωσης του πληθυσμού καθώς και των αποδόσεων της εκπαιδευτικής διαδικασίας;

Στην *πέμπτη ενότητα*, διερευνάται η μετασχολική επένδυση στην κατάρτιση, δηλαδή, το κενό μεταξύ πραγματικού και δυνητικού εισοδήματος, η οποία δεν είναι σταθερή κάθε χρόνο. Σύμφωνα με την θεωρία ανθρώπινου κεφαλαίου, μπορούμε γενικά να κερδίζουμε σχεδόν πάντα περισσότερο απ' ότι κανονικά. Η διαφορά μεταξύ των πραγματικών και των δυνητικών εισοδημάτων αντιστοιχεί στη θυσία που πραγματοποιούμε με την εκμάθηση κατά τη διάρκεια της εργασίας, προκειμένου να διασφαλίσουμε αύξηση των μελλοντικών μας εισοδημάτων. Το γεγονός ότι λαμβάνουμε μια αύξηση εισοδήματος σε οποιοδήποτε χρόνο, θεωρείται ως απόδοση του κόστους εκμάθησης κατά την διάρκεια της εργασίας. Ωστόσο, η μετασχολική επένδυση στην κατάρτιση κανονικά φθίνει κατά το κύκλο ζωής ενός ανθρώπου. Στην περίπτωση αυτή, επειδή παρελθούσες επενδύσεις σε ανθρώπινο κεφάλαιο προσδιορίζουν την αύξηση του εισοδήματος, αυτό σημαίνει ότι μικρότερη

αύξηση εισοδήματος έχει ως αποτέλεσμα μικρότερες σε μέγεθος επενδύσεις και κατά συνέπεια οι μεγαλύτεροι σε ηλικία επενδύουν λιγότερο απ' ό,τι οι νεότεροι. Ειδικότερα, στην ενότητα αυτή, δίνουμε έμφαση στην ενσωμάτωση της μετασχολικής επένδυσης σε ένα εμπειρικό πλαίσιο, προκειμένου να εκτιμηθούν οι συναρτήσεις εισοδήματος και να ληφθεί υπόψη το εύλογο της υπόθεσης ότι οι άνθρωποι προγραμματίζουν με λογικό τρόπο κατά τη διάρκεια του κύκλου ζωής τους.

Τέλος, στην *έκτη ενότητα*, παρέχεται αναλυτικά η μαθηματικοστατιστική διατύπωση της συνάρτησης εισοδήματος, βασισμένη στη δουλειά του Jacob Mincer (1958, 1974) η οποία, όταν εφαρμόζεται σε πραγματικά δεδομένα, μπορεί να χρησιμοποιηθεί για τον έλεγχο της εγκυρότητας των μοντέλων του κύκλου ζωής. Η ενότητα αυτή κλείνει με μια πρόσφατη βιβλιογραφική αναφορά σχετικά με μια προδιαγραφόμενη τάση αναθεώρησης της συνάρτησης αμοιβών κατά Mincer (1974). Η τάση αυτή της αναθεώρησης, αφορά τις υποθέσεις του υποδείγματος και την προσαρμογή του σ' ένα σύγχρονο, συνεχώς μεταβαλλόμενο και αβέβαιο οικονομικό περιβάλλον. Τα ερωτήματα που σχετίζονται με το υπόδειγμα και τίθενται προς διερεύνηση είναι: α) είναι ο φυσικός λογάριθμος η κατάλληλη μετατροπή για τις αμοιβές; β) ισχύει η γραμμικότητα στην εκπαίδευση; γ) η πιθανή/δυνητική εμπειρία θα πρέπει να εισάγεται μη-γραμμικά σε μια διαχωριστική εξίσωση αμοιβών; και δ) ισχύει ο προσθετικός διαχωρισμός μεταξύ εκπαίδευσης και εμπειρίας;

1.2 Γενικά στοιχεία της θεωρίας του ανθρώπινου κεφαλαίου

Ένα από τα πιο σημαντικά ευρήματα στον τομέα των οικονομικών της εργασίας, είναι η θεώρηση του συνόλου των εμπορεύσιμων ικανοτήτων των εργαζομένων ως μια μορφή κεφαλαίου, με την οποία οι εργαζόμενοι μπορούν να πραγματοποιήσουν διάφορες επενδύσεις. Αυτή η άποψη, έχει μεγάλη σημασία για την κατανόηση, τόσο των κινήτρων για επένδυση σε ανθρώπινο κεφάλαιο, όσο και τη διάρθρωση των μισθών και εισοδημάτων.

Γενικά, *ανθρώπινο κεφάλαιο* θεωρείται οποιοδήποτε απόθεμα γνώσης ή χαρακτηριστικών που κατέχει ο εργαζόμενος (είτε έμφυτα είτε αποκτηθέντα) και που συνεισφέρουν στην “παραγωγικότητά” του. Ο ορισμός αυτός, έχει ευρύ έννοια και για το λόγο αυτό υπάρχουν και πλεονεκτήματα και μειονεκτήματα (Acemoglu, 2005).

Τα πλεονεκτήματά του, εστιάζονται στο γεγονός ότι μας δίνει τη δυνατότητα να λάβουμε υπόψη μας ως μέρος των επενδύσεων σε ανθρώπινο κεφάλαιο, όχι μόνο τα χρόνια της τυπικής εκπαίδευσης, αλλά και μια σειρά άλλων χαρακτηριστικών. Τα χαρακτηριστικά αυτά, μπορεί να περιλαμβάνουν για παράδειγμα, την ποιότητα της σχολικής εκπαίδευσης, την επαγγελματική εκπαίδευση κλπ. Είναι γεγονός ότι, χρησιμοποιώντας τα άλλα χαρακτηριστικά των εργαζομένων που αποτελούν μέρος της επένδυσης σε ανθρώπινο κεφάλαιο, μπορούμε να εμβαθύνουμε περισσότερο και επιπλέον να κατανοήσουμε καλύτερα κάποιες διαφορές στους μισθούς (εισοδήματα) των εργαζομένων που δεν μπορούν να αποδοθούν μόνο σε διαφορές ποσότητας

Το βασικό μειονέκτημα, είναι ότι μπορούμε να λάβουμε υπόψη μας κάθε διαφορά αμοιβής που παρατηρούμε στην αγορά εργασίας ως αποτέλεσμα του ανθρώπινου κεφαλαίου. Για παράδειγμα, αν κάποιος κάτοχος μεταπτυχιακού τίτλου πληρώνεται λιγότερο από έναν συνάδελφό του με τον ίδιο τίτλο, τότε αυτό θα συμβαίνει γιατί έχει λιγότερες “ικανότητες” σε κάποια άλλη διάσταση που δεν μετράτε από τα χρόνια ακαδημαϊκής μόρφωσης. Αυτό, είναι το διάσημο (ή διαβόητο) ζήτημα της *μη-παρατηρούμενης ετερογένειας*. Η υπόθεση ότι όλες οι διαφορές αμοιβών σχετίζονται με τις ικανότητες (ακόμα και αν αυτές οι ικανότητες είναι μη-παρατηρούμενες) δεν αποτελεί λάθος σημείο έναρξης όταν θέλουμε να επιβάλλουμε μια εννοιολογική διάρθρωση στις εμπειρικές κατανομές εισοδήματος. Παρόλα ταύτα, οι διαφορές αμοιβών, μπορεί να οφείλονται και σε άλλους λόγους (Acemoglu, 2005), όπως:

1. *Διαφορές αποζημίωσης*: ένας εργαζόμενος μπορεί να πληρώνεται λιγότερο σε όρους χρήματος, επειδή λαμβάνει μέρος της εργασιακής του αποζημίωσης σε

όρους άλλων (δύσκολα να παρατηρηθούν) χαρακτηριστικών της δουλειάς του και που μπορεί να περιλαμβάνουν, τυχόν απαιτήσεις για λιγότερη προσπάθεια, πιο ευχάριστες εργασιακές συνθήκες, καλύτερες ανέσεις κλπ.

2. *Ατέλειες της αγοράς εργασίας*: δύο εργαζόμενοι με το ίδιο ανθρώπινο κεφάλαιο μπορεί να πληρώνονται διαφορετικούς μισθούς γιατί οι δουλειές τους διαφέρουν σε όρους παραγωγικότητας και αμοιβών και ο ένας έχει καταλήξει να ταιριάζει με την δουλειά υψηλής παραγωγικότητας και ο άλλος με την δουλειά χαμηλής παραγωγικότητας.
3. *Διάκριση βασισμένη στις προτιμήσεις*: οι εργοδότες μπορεί να πληρώνουν χαμηλότερη αμοιβή σε έναν εργαζόμενο εξαιτίας του φύλου ή της φυλής του εργαζόμενου ή εξαιτίας των προκαταλήψεών τους.

Στον τομέα των οικονομιών της εργασίας, η έννοια του ανθρώπινου κεφαλαίου αποδίδεται ως ένα σύνολο ικανοτήτων/χαρακτηριστικών που αυξάνει την παραγωγικότητα του εργαζομένου. Με βάση την έννοια αυτή, έχουν αναπτυχθεί κατά καιρούς διάφορες απόψεις σχετικά με το τι σημαίνει ανθρώπινο κεφάλαιο. Ο Acemoglu, ταξινομεί κάποιες συμπληρωματικές/εναλλακτικές απόψεις σχετικά με το ανθρώπινο κεφάλαιο, ως εξής:

1. Η άποψη του *Becker*: το ανθρώπινο κεφάλαιο είναι άμεσα χρήσιμο στην διαδικασία παραγωγής. Αναλυτικότερα, το ανθρώπινο κεφάλαιο αυξάνει την παραγωγικότητα του εργαζομένου σε όλα τα ανειλημμένα καθήκοντά του (αυτό βέβαια μπορεί να συμβαίνει σε διαφορετικό βαθμό για κάποιον εργαζόμενο ανάλογα, με τα διάφορα ανειλημμένα καθήκοντά του, την επιχείρηση στην οποία εργάζεται και τις καταστάσεις).
2. Η άποψη του *Gardener*: σύμφωνα με αυτή την άποψη, δεν θα πρέπει να θεωρούμε το ανθρώπινο κεφάλαιο ως αντικείμενο χωρίς διάσταση, αφού υπάρχουν πάρα πολλές διαστάσεις ή μορφές ικανοτήτων. Μια απλή εκδοχή αυτής της προσέγγισης είναι ότι δίνει έμφαση στις νοητικές ικανότητες σε σχέση με τις φυσικές και μ' αυτό τον τρόπο τονίζει την έννοια των διαφορετικών ικανοτήτων.¹
3. Η άποψη των *Schultz/Nelson-Phelps*: ανθρώπινο κεφάλαιο είναι η ικανότητα προσαρμογής. Σύμφωνα με αυτή την προσέγγιση, το

¹ Howard Gardener, κοινωνικοψυχολόγος, ο οποίος συνεισέφερε στην ανάπτυξη της θεωρίας της "πολλαπλής-νοημοσύνης" υπογραμμίζοντας ότι πολλές διάσημες/ευφυής προσωπικότητες δεν είχαν 'ικανότητες' σε κάποιες άλλες διαστάσεις.

ανθρώπινο κεφάλαιο είναι ιδιαίτερα χρήσιμο κατά τον χειρισμό καταστάσεων σε “μη-ισορροπία”, ή γενικά καταστάσεων όπου υπάρχει μεταβαλλόμενο περιβάλλον και οι εργαζόμενοι θα πρέπει να προσαρμοστούν σε αυτό.

4. Η άποψη των *Bowles-Gintis*: ανθρώπινο κεφάλαιο, είναι η ικανότητα να εργάζεται κανείς σε επιχειρήσεις/οργανισμούς, να υπακούει και να εκτελεί εντολές, και γενικά να προσαρμόζει τη ζωή του σε μια ιεραρχική/καπιταλιστική κοινωνία. Σύμφωνα με αυτή την άποψη, ο βασικός ρόλος των σχολείων είναι να εμπνεύσουν στους ανθρώπους τη “σωστή” ιδεολογία και τη προσέγγιση προς τη ζωή.
5. Η άποψη του *Spence*: τα παρατηρούμενα χαρακτηριστικά του ανθρώπινου κεφαλαίου που μπορούν να εκτιμηθούν/μετρηθούν, είναι μια ένδειξη της ικανότητας των ατόμων και όχι τα ανεξάρτητα χαρακτηριστικά που χρησιμοποιούνται στην διαδικασία παραγωγής.

Παρά τις διαφορές τους, οι πρώτες τρεις απόψεις είναι αρκετά παρόμοιες, με την έννοια ότι το ‘ανθρώπινο κεφάλαιο’ θα αποτιμηθεί στην αγορά επειδή αυξάνει τα εταιρικά κέρδη. Αυτό είναι ξεκάθαρο στις απόψεις του Becker και Schultz και παρόμοιο με την άποψη του Gardener. Ακόμα και η άποψη των Bowles-Gintis έχει πολύ παρόμοιους υπαινιγμούς. Αυτό σημαίνει ότι, οι επιχειρήσεις είναι διατεθειμένες να πληρώσουν υψηλότερους μισθούς σε μορφωμένους εργαζόμενους πιστεύοντας ότι αυτοί θα είναι πιο χρήσιμοι στην επιχείρηση, αφού θα ακολουθούν/εκτελούν εντολές καλύτερα και θα είναι πιο αξιόπιστα μέλη της ιεραρχίας της επιχείρησης. Ωστόσο, η άποψη του Spence διαφέρει με τις άλλες, διότι θεωρεί ότι τα αποτιμώμενα παρατηρούμενα χαρακτηριστικά του ανθρώπινου κεφαλαίου μπορούν να ανταμειφθούν επειδή αποτελούν ενδείξεις για κάποια άλλα μη παρατηρούμενα χαρακτηριστικά των εργαζομένων.

Σύμφωνα με τον Acemoglu (2005), οι πιθανές αιτίες που προκαλούν διαφορές σε ανθρώπινο κεφάλαιο μεταξύ των ατόμων είναι:

1. *Έμφυτη ικανότητα*: οι εργαζόμενοι μπορεί να έχουν διαφορετικές ποσότητες ικανοτήτων/ανθρώπινου κεφαλαίου εξαιτίας έμφυτων διαφορών. Έρευνες στη βιολογία/κοινωνιοβιολογία έχουν καταγράψει ότι υπάρχει κάποιο τμήμα του δείκτη νοημοσύνης IQ που είναι γενετικό. Η σχετικότητα αυτής της παρατήρησης για τα οικονομικά της εργασίας έχει δύο πλευρές: α) είναι πιθανό να υπάρχει ετερογένεια σε ανθρώπινο

κεφάλαιο ακόμα και όταν οι άνθρωποι έχουν πρόσβαση στις ίδιες επενδυτικές ευκαιρίες και στους ίδιους οικονομικούς περιορισμούς και β) σε εμπειρικές εφαρμογές, πρέπει να λάβουμε υπόψη μας τον παράγοντα αυτόν που είναι αιτία ώστε τ' ανθρώπινα κεφάλαια να διαφέρουν.

2. *Εκπαίδευση*: έχει γίνει το επίκεντρο πολλών μελετών, αφού είναι το πιο εύκολο παρατηρούμενο στοιχείο επένδυσης σε ανθρώπινο κεφάλαιο. Στο σημείο αυτό, πρέπει να σημειώσουμε και να λάβουμε υπόψη μας ότι, ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 των παλινδρομήσεων μισθών/εισοδήματος που ελέγχουν την εκπαίδευση είναι σχετικά μικρός, υποδεικνύοντας κατ' αυτό τον τρόπο ότι οι διαφορές στη εκπαίδευση αιτιολογούν ένα σχετικά μικρό ποσοστό των διαφορών στους μισθούς/εισοδήματα. Επομένως, το ανθρώπινο κεφάλαιο είναι κάτι πολύ περισσότερο από την εκπαίδευση.
3. *Ποιότητα σχολικής εκπαίδευσης και μη-σχολικές επενδύσεις*: ένα ζεύγος πανομοιότυπων διδύμων που ανατράφηκαν στο ίδιο περιβάλλον μέχρι την ηλικία των 6 και στη συνέχεια συμπλήρωσαν τον ίδιο χρόνο σχολικής εκπαίδευσης, μπορούν εντούτοις να έχουν διαφορετικό ποσό ανθρώπινου κεφαλαίου. Αυτό μπορεί να συμβαίνει επειδή παρακολούθησαν μαθήματα σε διαφορετικά σχολεία με διαφορετικά εκπαιδευτικά συστήματα (ποιότητα εκπαίδευσης), μπορεί όμως και να συμβαίνει ακόμα και αν πήγαν στο ίδιο σχολείο. Στη δεύτερη περίπτωση, για οποιοδήποτε λόγο, μπορεί να επέλεξαν να πραγματοποιήσουν διαφορετικές επενδύσεις σε άλλα στοιχεία του ανθρώπινου κεφαλαίου τους (ο ένας μπορεί να δούλεψε περισσότερο, ή να μελέτησε περισσότερο κάποια μαθήματα, ή εξαιτίας διαφόρων επιλογών/περιστάσεων, μπορεί ο ένας να έγινε πιο δυναμικός, καλύτερος στην επικοινωνία κλπ.). Πολλοί οικονομολόγοι πιστεύουν ότι αυτές οι «μη-παρατηρούμενες» ικανότητες έχουν μεγάλη σημασία για την κατανόηση της μισθολογικής διάρθρωσης καθώς και των μεταβολών που επέρχονται στις μισθολογικές διαρθρώσεις. Το πρόβλημα είναι, ότι σπάνια υπάρχουν τέτοια διαθέσιμα στατιστικά δεδομένα για να ελέγξουμε αυτά τα στοιχεία του
4. *Επαγγελματική Εκπαίδευση/κατάρτιση*: είναι το συστατικό του ανθρώπινου κεφαλαίου που αποκτούν οι εργαζόμενοι μετά το σχολείο και σχετίζεται συχνά με κάποιο σύνολο ικανοτήτων που είναι χρήσιμο για κάποιο συγκεκριμένο κλάδο, ή χρήσιμο για κάποια συγκεκριμένη μορφή τεχνολογίας. Σε κάποιο βαθμό, η κατάρτιση είναι πολύ όμοια με την σχολική

εκπαίδευση αφού ο εργαζόμενος, τουλάχιστον σε κάποιο βαθμό, ελέγχει πόσο επενδύει. Είναι όμως δύσκολο και πολλές φορές πολύπλοκο για έναν εργαζόμενο να πραγματοποιήσει από μόνος του εκπαιδευτικές επενδύσεις (λόγω κόστους, ελεύθερου χρόνου κ.λ.π.). Η επιχείρηση οφείλει να επενδύσει στην εκπαίδευση των εργαζομένων και συνήθως καλύπτει ένα μεγάλο ποσοστό του κόστους αυτών των επενδύσεων σε κατάρτιση. Ο ρόλος της επιχείρησης στην κατάρτιση του προσωπικού της, είναι ακόμα πιο σημαντικός, αν λάβουμε υπόψη μας ότι η κατάρτιση που λαμβάνει χώρα γίνεται ώστε οι εργαζόμενοι να επενδύσουν σ' ένα σύνολο νέων τεχνολογιών που πρόκειται να χρησιμοποιήσει η επιχείρηση στο μέλλον. Επομένως, η κατάρτιση σ' αυτή την περίπτωση, είναι συχνά μια κοινή επένδυση από εταιρίες και εργαζομένους.

5. *Επιδράσεις πριν την αγορά εργασίας*: μεταξύ των ερευνητών-οικονομολόγων των οικονομικών της εργασίας, υπάρχει μια αυξανόμενη αναγνώριση ότι, επιδράσεις από μέλη όμοιων ομάδων στις οποίες εκτίθενται τα άτομα πριν εισέλθουν στην αγορά εργασίας, μπορούν επίσης να επηρεάσουν σημαντικά το ανθρώπινο κεφάλαιό τους. Σε κάποιο βαθμό, η ανάλυση των επιδράσεων που δέχονται τα άτομα πριν εισέλθουν στην αγορά εργασίας μπορεί να είναι “κοινωνιολογική”. Έχει όμως και ένα στοιχείο επένδυσης. Για παράδειγμα, ένας αλτρουιστικός γονιός που αποφασίζει τον τόπο διαμονής του, αποφασίζει επίσης αν το παιδί του θα εκτίθεται σε καλές ή λιγότερο καλές επιδράσεις από μέλη κοινωνικών ομάδων πριν εισέλθει στην αγορά εργασίας. Επομένως, κάποια ίδια ζητήματα που προκύπτουν στην εξέταση της θεωρίας της εκπαίδευσης και της επαγγελματικής εκπαίδευσης θα ισχύουν και σε αυτό το πλαίσιο.

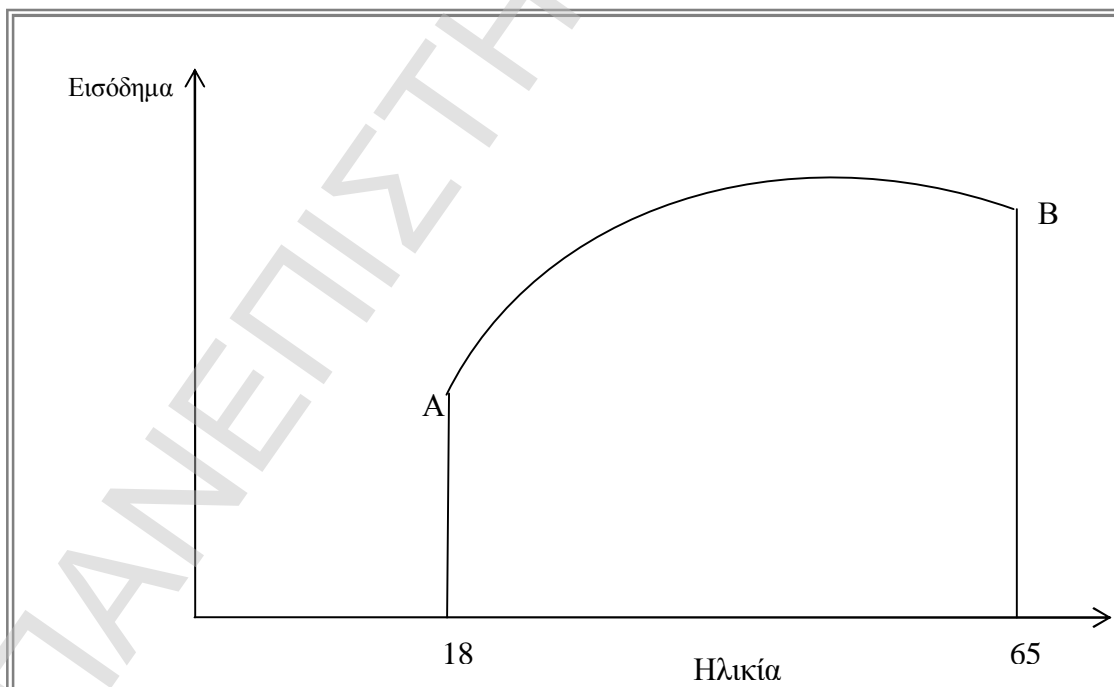
1.3 Το μοντέλο του κύκλου ζωής του ανθρώπινου κεφαλαίου

Το μοντέλο του κύκλου ζωής, εξετάζει ατομικές επενδυτικές αποφάσεις και αποτελεί τον πυρήνα της θεωρίας του ανθρώπινου κεφαλαίου. Στην ενότητα αυτή, επικεντρωνόμαστε σε δύο πρότυπα εισοδημάτων. Το πρώτο πρότυπο, θεωρεί ότι τα εισοδήματα αυξάνονται με την ηλικία του εργαζομένου αλλά με φθίνουσα ρυθμό, έτσι ώστε οι μισθοί εργαζομένων νεότερης ηλικίας ν' αυξάνονται γρηγορότερα από τους μισθούς των γηραιότερων. Το δεύτερο πρότυπο, θεωρεί ότι τα εισοδήματα αυξάνονται με την μόρφωση και επομένως οι πτυχιούχοι πανεπιστημίου αμείβονται περισσότερο από ότι οι απόφοιτοι λυκείου, και αυτοί με τη σειρά τους αμείβονται περισσότερο από τους απόφοιτους γυμνασίου. Στη διεθνή βιβλιογραφία, οι παρατηρήσεις αυτές, έχουν επαληθευτεί οικονομετρικά σε πολλές εμπειρικές έρευνες.

1.3.1 Το προφίλ 'ηλικία-εισόδημα'

Γενικά, αυξανομένης της ηλικίας, τα εισοδήματα αυξάνονται με φθίνοντα ρυθμό. Αυτό μπορεί να απεικονιστεί γραφικά μ' αυτό που αποκαλείται προφίλ 'ηλικία-εισόδημα', όπως παρουσιάζεται στο επόμενο Διάγραμμα 1.1 (Borjas, 2000).

Διάγραμμα 1.1: Προφίλ 'ηλικία – εισόδημα'



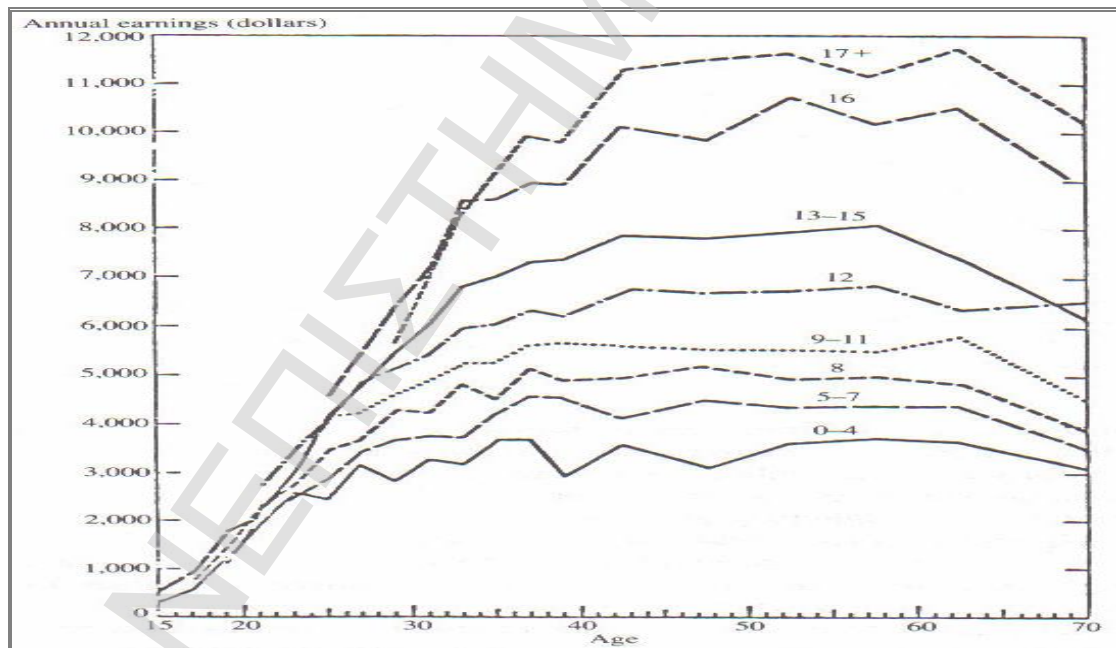
Πηγή: Borjas, 2000

Στο διάγραμμα αυτό, η τυπική ηλικία ή η εργασιακή εμπειρία μετράτε στον οριζόντιο άξονα και τα εισοδήματα στον κάθετο άξονα. Η σχέση μεταξύ των δύο αυτών

παραγόντων του ανθρώπινου κεφαλαίου, αναπαρίσταται από την κοίλη καμπύλη, AB, που σημαίνει ότι τα εισοδήματα αυξάνονται γρηγορότερα στις νεότερες ηλικίες, αλλά βαθμιαία η αύξηση αυτή μειώνεται για να φτάσει στο αποκορύφωμά της περίπου στην ηλικία των πενήντα πέντε ετών και στη συνέχεια να μειώνονται (Becker, 1993).

Για να εξηγήσουμε σε πρώτη φάση (στην επόμενη ενότητα, μέσω του μοντέλου του κύκλου ζωής του ανθρώπινου κεφαλαίου, θα διερευνήσουμε με μεγαλύτερη λεπτομέρεια τους λόγους για τους οποίους προκύπτουν αυτά τα πρότυπα), την συμπεριφορά του παραπάνω προφίλ ‘ηλικία-εισοδήμα’, χρησιμοποιούμε τα παρακάτω διάγραμμα αποτέλεσμα εμπειρικής διερεύνησης προσδιορισμού εισοδήματος ανδρών του Mincer (1974). Ειδικότερα, το Διάγραμμα 1.2 απεικονίζει μια σειρά προφίλ ηλικίας-εισοδήματος για οχτώ ομάδες διαφορετικού εκπαιδευτικού επιπέδου. Τα προφίλ αυτά, δεν έχουν ομαλοποιηθεί μέσω τεχνικών κινητού μέσου και επομένως ταλαντεύονται λίγο περισσότερο από ότι το ομαλό υποθετικό προφίλ ηλικίας-εισοδήματος του Διαγράμματος 1.1.

Διάγραμμα 1.2: Προφίλ ‘ηλικίας-εισοδήματος’ ανδρών ανά μορφωτικό επίπεδο



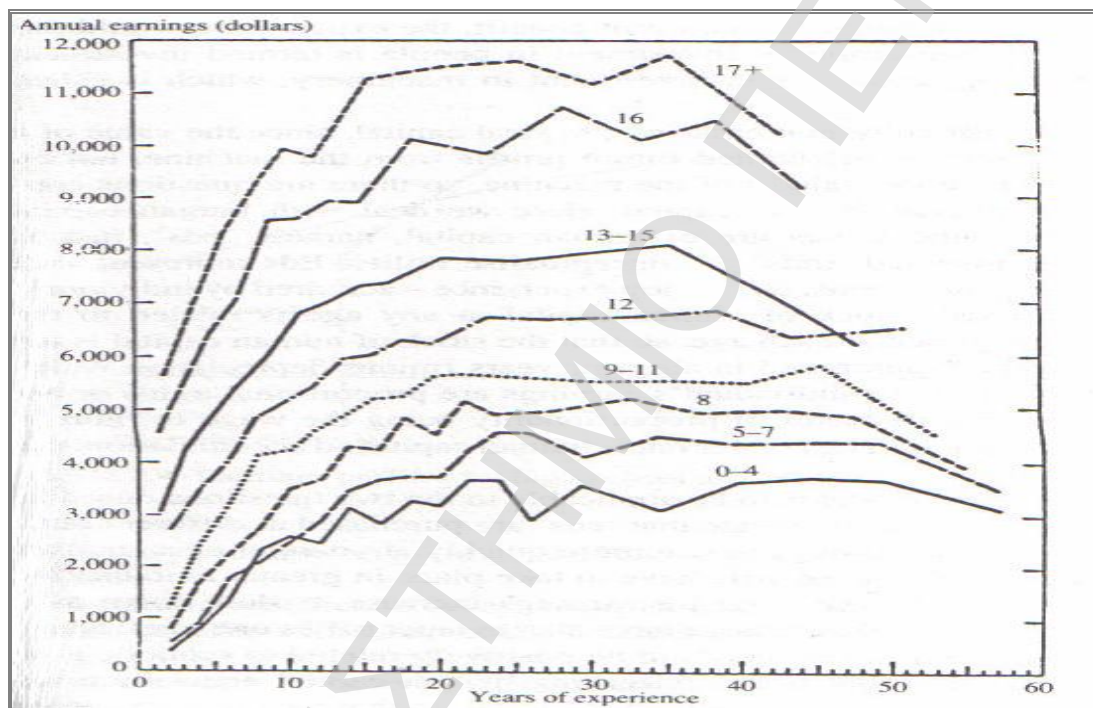
Πηγή: Mincer, 1974. Τα δεδομένα αφορούν το έτος 1959.

Η συσσώρευση των προφίλ στο κάτω αριστερό τμήμα του διαγράμματος προκύπτει διότι οι έχοντες υψηλότερα επίπεδα μόρφωσης αρχίζουν να δουλεύουν σε μεταγενέστερες χρονολογικά ηλικίες. Αντιθέτως, αυτοί με χαμηλή μόρφωση αλλά περισσότερη εργασιακή εμπειρία συχνά βλέπουν τους μισθούς τους να έχουν αυξηθεί

στο επίπεδο του αρχικού μισθού των περισσότερο μορφωμένων. Το Διάγραμμα 1.3 παρουσιάζει την περίπτωση αυτή, όπου στον οριζόντιο άξονα αντί για την ηλικία, απεικονίζεται η εμπειρία.

Στο Διάγραμμα 1.3, τα δύο πρότυπα εισοδήματος στα οποία αναφερθήκαμε προηγουμένως είναι ιδιαίτερα ξεκάθαρα: α) τα εισοδήματα αυξάνονται με την ηλικία και με φθίνουσα ρυθμό και β) τα προφίλ εισοδήματος είναι ανώτερα όσο υψηλότερο είναι το μορφωτικό επίπεδο.

Διάγραμμα 1.3: Προφίλ 'εμπειρίας-εισοδήματος' ανδρών ανά μορφωτικό επίπεδο.



Πηγή: Mincer, 1974. Τα δεδομένα αφορούν το έτος 1959.

1.3.2 Το υπόδειγμα του ανθρώπινου κεφαλαίου

Η θεωρία του ανθρώπινου κεφαλαίου, ερμηνεύει τα εισοδήματα σε όρους των επαγγελματικών ικανοτήτων (jobs skills), που έχουν αποκτηθεί από το σχολείο και την εργασία. Βασικό σημείο του υποδείματος είναι ότι, πραγματοποιείται θυσία του παρόντος εισοδήματος ή κόστους προκειμένου να προκύψει μελλοντικό όφελος (ορισμός της επένδυσης).²

² Σύμφωνα με τους Polachek & Siebert (1993), αν το τρέχον κόστος πραγματοποιούνταν για να αποκτηθεί τρέχον όφελος, τότε η δαπάνη θα εντασσόταν στην κατηγορία της κατανάλωσης. Όμως, η επένδυση σε ανθρώπους, ορίζεται ως επένδυση σε ανθρώπινο κεφάλαιο κατά παρόμοιο τρόπο με την επένδυση σε μηχανήματα, που ορίζεται ως επένδυση σε φυσικό κεφάλαιο. Όπως υπάρχει δυσκολία για την μέτρηση του φυσικού κεφαλαίου, αφού η αξία της μηχανής εξαρτάται από τα προεξοφλημένα μελλοντικά κέρδη που οφείλονται σε αυτό, και όχι

Για την μέτρηση του ανθρώπινου κεφαλαίου, χρησιμοποιούμε τον όρο “μονάδες ικανότητας” (eds), ώστε να μπορούμε να δώσουμε έννοια στη χρησιμότητά του (Polachek & Siebert, 1993). Ως μονάδες ικανότητας θεωρούνται τα πτυχία, τα προσόντα και η επαγγελματική εμπειρία που αποκτώνται από τους ανθρώπους κατά τη διάρκεια της ζωής τους. Σε οποιαδήποτε ηλικία, το απόθεμα σε ανθρώπινο κεφάλαιο σχετίζεται με τον αριθμό των μονάδων ικανότητας (eds) που αγοράστηκαν σε κάθε ηλικία, έτσι ώστε το απόθεμα ανθρώπινου κεφαλαίου να είναι το άθροισμα του ανθρώπινου κεφαλαίου που αγοράστηκε όλα τα προηγούμενα χρόνια μείον την ‘υποτίμηση-depreciation’ (με την έννοια ότι οι ικανότητες ενός ατόμου σιγά-σιγά με την πάροδο του χρόνου χάνουν την αξία τους και συχνά γίνονται απαρχαιωμένες, όπως θα δούμε στην παράγραφο 3.4). Τα εισοδήματα ενός ατόμου είναι ανάλογα προς το απόθεμα ανθρώπινου κεφαλαίου του. Επομένως, όσο μεγαλύτερες ποσότητες μονάδων ικανότητας ανθρώπινου κεφαλαίου συγκεντρώνει κάποιος, τόσο μεγαλύτερα είναι τα εισοδήματά του (Polachek & Siebert, 1993).

Για να αυξάνονται τα εισοδήματα περισσότερο σε νεότερες ηλικίες (όπως αναφέρθηκε παραπάνω), θα πρέπει αναγκαστικά οι αγορές μονάδων ικανότητας ανθρώπινου κεφαλαίου να έχουν γίνει για μεγαλύτερες ποσότητες στην περίπτωση των νέων σε σύγκριση με τους γηραιότερους. Αντιθέτως, για να επιβραδύνεται η αύξηση του εισοδήματος καθώς μεγαλώνει σε ηλικία ο άνθρωπος, θα πρέπει οι αγορές σε ανθρώπινο κεφάλαιο να μειώνονται σταδιακά καθώς μεγαλώνει ηλικιακά. Παρομοίως, η απόκτηση ανθρώπινου κεφαλαίου πρέπει να σχετίζεται θετικά με τη μόρφωση. Όμως, για να αξιολογήσει κανείς αυτές τις υποθέσεις που αναφέρονται στην απόκτηση ανθρώπινου κεφαλαίου, πρέπει να καθορίσουμε τα κίνητρα για την αγορά ανθρώπινου κεφαλαίου προκειμένου να μπορεί να ερευνηθεί το πρόβλημα εντός ενός λογικού πλαισίου επιλογής (Polachek & Siebert, 1993).

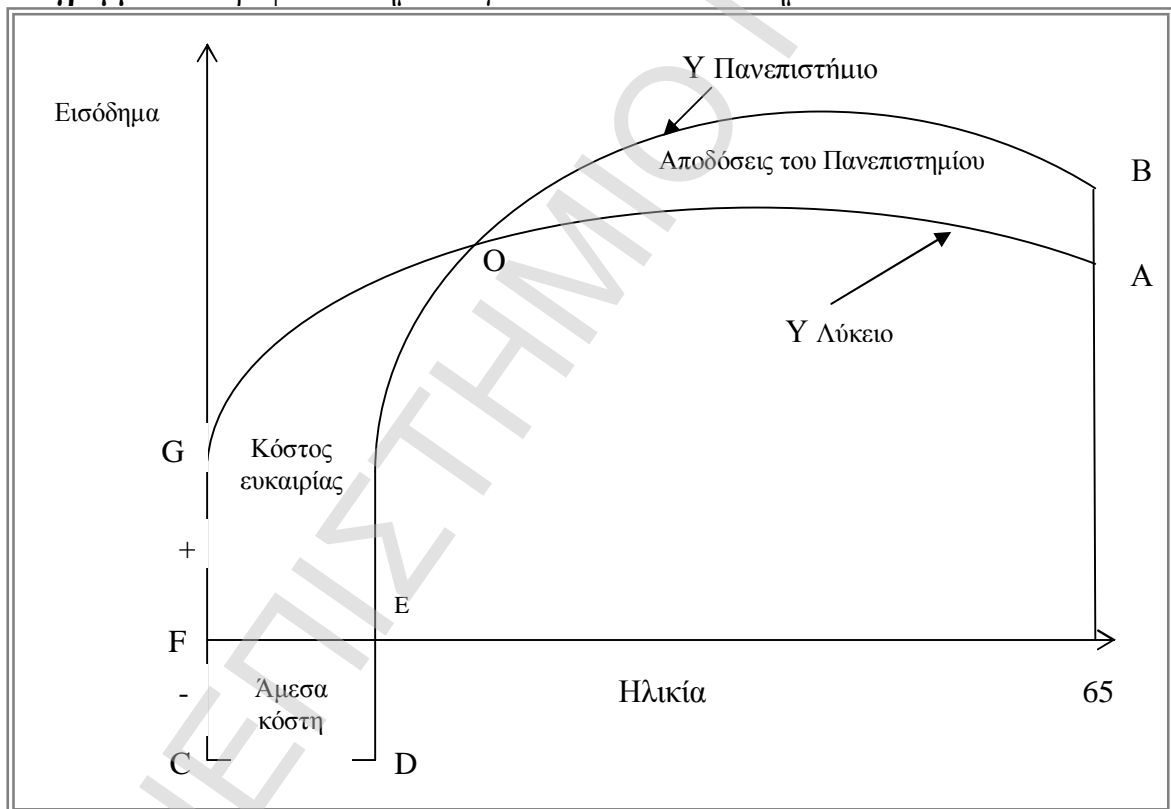
1.3.2.1 Η διχοτομημένη επενδυτική απόφαση

Στο Διάγραμμα 1.4, παρουσιάζονται δυο υποθετικά προφίλ ‘ηλικία-εισόδημα’, τα οποία απεικονίζουν για παράδειγμα τις επιλογές ενός δεκαοχτάχρονου ατόμου. Το διάγραμμα δείχνει ότι το νεαρό άτομο, έχει δύο πιθανές επιλογές (Jacobsen, 1998): να πάει να δουλέψει ή να πάει να σπουδάσει στο πανεπιστήμιο για τουλάχιστον ένα ακόμα έτος. Αν δουλέψει είναι πιθανόν να κερδίσει αρχικά $G \text{ €}$ και μετά να αυξήσει το

σε κάποιο ιστορικό κόστος (αξία κτήσης) του μηχανήματος, έτσι υπάρχουν και ερωτήματα γύρω από τον τρόπο υπολογισμού του ανθρώπινου κεφαλαίου.

εισόδημά του στο προφίλ Y (λύκειο). Από την άλλη πλευρά, αν αποκτήσει ένα επιπλέον έτος μόρφωσης, θα είχε μηδενικό εισόδημα το πρώτο έτος και επιπλέον θα επιβαρυνόταν με άμεσα κόστη όπως, ενοικίων, διδασκτρών, βιβλίων κλπ. και επομένως θα κατέληγε με αρνητικό εισόδημα, $-C \text{ €}$ μεταξύ της ηλικίας των δεκαοχτώ και δεκαεννιά ετών. Στη συνέχεια, μετά την ηλικία των δεκαεννιά ετών, θα ακολουθήσει το προφίλ εισοδήματος Y (πανεπιστήμιο). Η απόκτηση επιπλέον μόρφωσης (πηγαίνοντας στο πανεπιστήμιο) βελτιώνει τα μελλοντικά του εισοδήματα κατά την κάθετη απόσταση μεταξύ OA και OB . Αντιθέτως, το άτομο αυτό έχει ένα άμεσο κόστος, που αποτελείται από την άμεση δαπάνη για ενοίκια, βιβλία, δίδακτρα, κλπ. (περιοχή $DEFC$) και από το έμμεσο κόστος ευκαιρίας (περιοχή $GFEO$).

Διάγραμμα 1.4: Προφίλ εισοδημάτων για λύκειο και πανεπιστήμιο



Πηγή: Jacobsen, 1998.

Σύμφωνα με τον Jacobsen (1993), Η απόφαση για την πιθανή αυτή επένδυση, απαιτεί σύγκριση της “παρούσας αξίας” των μελλοντικών ωφελειών με τα άμεσα

κόστη.³ Οι ωφέλειες παρουσιάζονται από την διαφορά μεταξύ των δύο προφίλ εισοδημάτων, ΔY , δηλαδή από την ηλικία των δεκαεννιά μέχρι την συνταξιοδότηση.

1.3.2.2 Διαιρετή επένδυση

Η επένδυση σε ανθρώπινο κεφάλαιο δεν λαμβάνει πάντα χώρα στο σχολείο, ούτε είναι πάντα μια απόφαση *αδιάρετης μορφής*, σύμφωνα με την οποία οι άνθρωποι αφοσιώνονται μόνο σε επένδυση υπό μορφή πλήρους/συνεχούς απασχόλησης (full-time investment). Συχνά υπάρχουν επενδυτικές ευκαιρίες αλλά σε μικρότερες μονάδες, με την έννοια ότι κάποιος, μπορεί να πηγαίνει σε νυχτερινό σχολείο, μπορεί να παρακολουθεί ένα εκπαιδευτικό μάθημα ή/και πρόγραμμα για ενήλικες, ή μπορεί να εκπαιδεύεται κατά την διάρκεια της εργασίας του. Πολλές δουλειές, όπως αυτές ενός στελέχους ή ενός λογιστή, παρέχουν αρκετές ευκαιρίες για εκπαίδευση. Αντίθετα, άλλα επαγγέλματα όπως αυτό του ταξιτζή ή σερβιτόρου είναι περισσότερο 'αδιέξοδα', δηλαδή, προσφέρουν λίγα κίνητρα για εκπαίδευση στην εργασία αφού η δουλειά είναι απλή και δεν αλλάζει τόσο συχνά. Εντούτοις, άτομα που εργάζονται και σε αυτά τα επαγγέλματα μπορούν να επιλέξουν να εκπαιδευτούν, είτε στην εργασία, είτε εκτός αυτής, για παράδειγμα, πηγαίνοντας σε νυχτερινό σχολείο (Polachek & Siebert, 1993).

Στο μοντέλο του ανθρώπινου κεφαλαίου τα άτομα θεωρούνται πως δαπανούν κάποιο χρόνο και προσπάθεια για να βελτιώσουν τον εαυτό τους σε κάθε στάδιο της ζωής τους. Η ποσότητα του χρόνου και η προσπάθεια διαφέρει, όντας μεγαλύτερη για τα νεότερα άτομα και για τα άτομα που μόλις έχουν αρχίσει μια δουλειά. Επίσης και η μέθοδος της αυτό-επένδυσης (self-investment) θα διαφέρει, με την έννοια ότι μερικές φορές θα πάρει τη μορφή των επίσημων εκπαιδευτικών μαθημάτων, ενώ άλλες φορές θα έχει τη μορφή της εκπαίδευσης κατά την εργασία (οι διαφορετικές αυτές μορφές εκπαίδευσης θα εξετασθούν σε επόμενη ενότητα) (Polachek & Siebert, 1993; Borjas, 2000).

Ένα βασικό ερώτημα που τίθεται στην περίπτωση αυτή είναι: Πως μπορεί κανείς να γνωρίζει αν πρέπει να επενδύσει σε μια βάση πλήρους/αποκλειστικής ή μερικής απασχόλησης; Κατά γενική ομολογία, το ερώτημα είναι δύσκολο και για πρώτη φορά,

³ Η παρούσα αξία αυτής της σειράς ωφελειών που προεξοφλείται με επιτόκιο i , $PV(i)$, είναι κατά προσέγγιση: $PV(i) \cong \Delta Y / i$. Όμως, επένδυση θα πρέπει να πραγματοποιείται όταν τα κόστη, C , είναι λιγότερα από την παρούσα αξία των ωφελειών: $C < \Delta Y / i$

αντιμετωπίστηκε από τον Yoram Ben-Porath σε ένα κλασικό άρθρο που γράφτηκε το 1967.

1.3.3 Το υπόδειγμα Ben-Porath (1967)

Το μοντέλο Ben-Porath, υποστηρίζει ότι ο άνθρωπος σε κάθε έτος της ζωής του, επενδύει στον εαυτό του, αγοράζοντας 'μονάδες ικανότητας' ανάλογα με τα οφέλη και τα κόστη της απόκτησης των μονάδων αυτών στο στάδιο του κύκλου ζωής του που βρίσκεται. Τα οφέλη ισούνται με την παρούσα αξία των επιπλέον μισθών που θα αποκτηθούν από την επιπρόσθετη μονάδα εκπαίδευσης. Τα κόστη, είναι ουσιαστικά τα θυσιασμένα εισοδήματα εξαιτίας του χρόνου που διέθεσε το άτομο για την απόκτηση αυτής της επιπρόσθετης μονάδας. Ο Ben-Porath, υποθέτει ότι οι άνθρωποι συμπεριφέρονται κατά πολύ όπως οι επιχειρήσεις. Δηλαδή, με την έννοια ότι όπως οι επιχειρήσεις παράγουν προκειμένου το οριακό κόστος να ισούται με το οριακό έσοδο, έτσι και τα άτομα (ατομικοί επενδυτές) αγοράζουν ανθρώπινο κεφάλαιο μέχρι το σημείο που τα οριακά κόστη να ισούται με (την παρούσα αξία) το οριακό όφελος (Acemoglu,

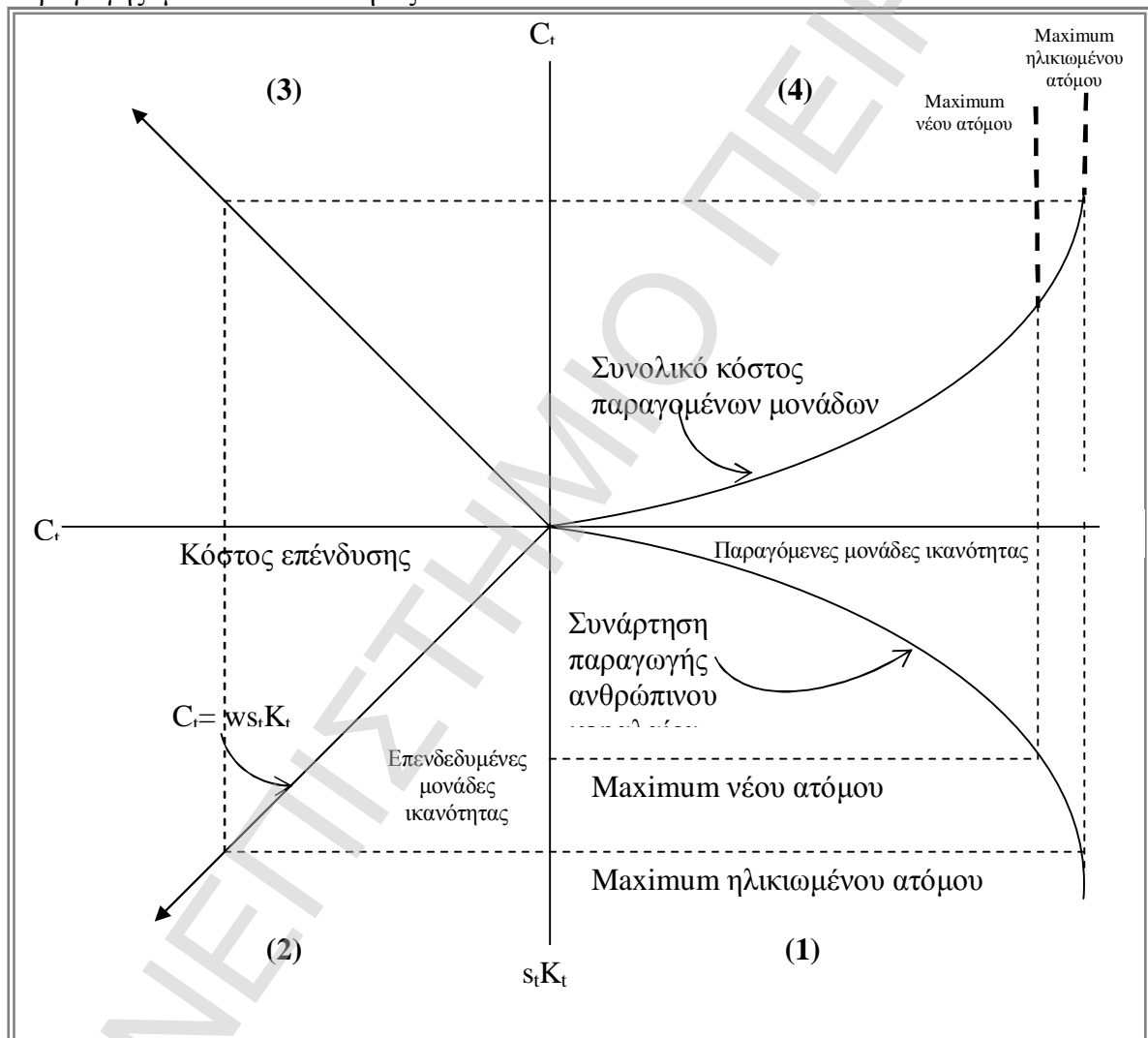
Στο Διάγραμμα 1.5, παρατίθενται τα βασικά στοιχεία του υποδείγματος. Κεντρικό σημείο της ανάλυσης είναι η *συνάρτηση παραγωγής ανθρώπινου κεφαλαίου* η οποία παρουσιάζεται στο τεταρτημόριο 1. Έστω ότι οι μονάδες ικανότητας, Q_t , παράγονται κάθε χρόνο και ότι η εισροή είναι το ανθρώπινο κεφάλαιο που μεταφέρει το άτομο από την αγορά στην αυτό-επένδυσή του. Την εισροή του την μετράμε ως $s_t K_t$, όπου, s_t είναι το ποσοστό του αποθέματος ανθρώπινου κεφαλαίου (human capital stock) K_t , που εκτρέπεται από το εισόδημα (ποσοστό του αποθέματος ανθρώπινου κεφαλαίου (K) που αφιερώνεται στην παραγωγή περαιτέρω κεφαλαίου = μέρος του χρόνου που αφιερώνεται για σπουδές για παράδειγμα ενός έτους). Με άλλα λόγια, το άτομο μπορεί να χρησιμοποιήσει τις μονάδες ικανότητάς του για να σπουδάσει και να παράγει περαιτέρω μονάδες ικανότητας. Μια απλή συνάρτηση παραγωγής ανθρώπινου κεφαλαίου είναι (Ben-Porath, 1967; Polachek & Siebert, 1993):

$$Q_t = (s_t K_t)^b \quad (1.1)$$

Όπου, b είναι μια παράμετρος 'ικανότητας' και παίρνει τιμές $0 < b < 1$. Στη περίπτωση αυτή, το πρόβλημα του ατόμου είναι πόσο s_t να επιλέξει κάθε χρόνο.

Αφού το s_t , δεν μπορεί να είναι μεγαλύτερο της μονάδας, τότε το μέγιστο Q που μπορεί να παραχθεί κάθε δεδομένο έτος, t , περιορίζεται από το υπάρχον απόθεμα κεφαλαίου, K_t . Ωστόσο, αφού το K_t , αυξάνει με την ηλικία (θεωρούμε ότι η επένδυση συνεχίζεται), τότε η μέγιστη πιθανή παραγωγή ανθρώπινου κεφαλαίου, Q , αυξάνει με την ηλικία. Αυτή η αύξηση στο μέγιστο υποδεικνύεται στο παραπάνω διάγραμμα.

Διάγραμμα 1.5: Συνάρτηση παραγωγής ανθρώπινου κεφαλαίου και συνολικό κόστος παραγωγής 'μονάδων ικανότητας'



Πηγή: H. Ben-Porath, 1967; Polachek & Siebert, 1993

Σύμφωνα με τους Polachek & Siebert (1993), οι μονάδες ικανότητας θεωρούνται και συντελεστές παραγωγής ή/και παραγωγή η ίδια. Επομένως, θεωρούμε ότι οι μονάδες ικανότητας μπορούν να καταναλωθούν (με την έννοια ότι τις δανείζουμε στην αγορά) ή να επενδυθούν για να παράγουν επιπρόσθετες μονάδες ικανότητας.

Η επένδυση των μονάδων ικανότητας για την παραγωγή περαιτέρω μονάδων ικανότητας έχει ένα κόστος απαλλαγής εισοδήματος (και ίσως και άμεσα κόστη όπως η αγορά βιβλίων, εκπαιδευτικού υλικού, κ.λ.π.). Το κόστος απαλλαγής εισοδήματος (foregone earnings cost), C_t , είναι η αμοιβή ανά μονάδα ικανότητας, w_t , πολλαπλασιαζόμενη με τον αριθμό των μονάδων ικανότητας που οδηγούνται εκτός της αγοράς και προς την επένδυση:

$$C_t = w_t K_t \quad (1.2)$$

Η συνάρτηση αυτή απεικονίζεται γραφικά στο τεταρτημόριο 2. Χρησιμοποιώντας την ευθεία των 45 μοιρών του τεταρτημορίου 3 για να χαραχθούν τα χρηματικά κόστη στο τεταρτημόριο 4, τότε έχουμε στο τεταρτημόριο 4 τη συνάρτηση συνολικού κόστους για την παραγωγή των μονάδων ικανότητας. Όταν επιτυγχάνεται το μέγιστο Q_t (τεταρτημόριο 4), τότε η συνάρτηση κόστους τελειώνει και από κυρτή γίνεται κάθετη (χοντρή διακεκομμένη κάθετη γραμμή).

Η διατύπωση της συνάρτησης παραγωγής ανθρώπινου κεφαλαίου δίνει έμφαση στους πόρους του ίδιου του ατόμου. Επομένως, στην περίπτωση αυτή, ο δανεισμός κεφαλαίων για αυτό-επένδυση θεωρείται ότι δεν είναι σημαντικός, όπως συμβαίνει άλλωστε και στην πραγματικότητα, αφού το ανθρώπινο κεφάλαιο δεν θεωρείται καλή εγγύηση για την απόκτηση τραπεζικού δανείου (βλ. επόμενη ενότητα). Οι Polachek & Siebert (1993), υποστηρίζουν ότι, αν και δεν φαίνεται να υπάρχει χώρος στο μοντέλο επενδυτικής απόφασης ώστε να εισέλθουν οικογενειακά κεφάλαια σ' αυτό, ωστόσο, τέτοια κεφάλαια πιθανόν να είναι ζωτικής σημασίας στις νεότερες ηλικίες, καθώς οι πλούσιες οικογένειες έχουν την άνεση να περιμένουν περισσότερο χρόνο μέχρι να αυτοσυντηρηθούν τα παιδιά τους. Εντούτοις, ο οικογενειακός πλούτος μπορεί να αποδειχθεί ότι έχει ρόλο στο μοντέλο με την έννοια ότι, μια πλούσια οικογένεια όταν αξιολογεί τα οφέλη της επένδυσης των παιδιών της, θα επιβάλλει ένα χαμηλότερο επιτόκιο προεξόφλησης. Το γεγονός αυτό, θα οδηγήσει σε περαιτέρω επένδυση, όπως

Από την πλευρά των ωφελειών, το όφελος μιας επιπρόσθετης μονάδας ανθρώπινου κεφαλαίου είναι η παρούσα αξία της ροής των μελλοντικών μισθών, $PV(w, i)$, που θα αποφέρει αυτή η μονάδα. Αυτή η ροή συνεχίζεται μέχρι την συνταξιοδότηση, έστω δηλαδή μέχρι την ηλικία των 65 ετών. Επομένως, τα οφέλη, B_t ,

$$B_t = PV(w, i)Q_t = \frac{w}{i} \left(1 - \frac{1}{(1+i)^{65-t}} \right) Q_t \cong \frac{w}{i} Q_t \quad (1.3)$$

Ειδικότερα,

$B_t \cong \frac{w}{i} Q_t$, όταν ο άνθρωπος είναι νέος (t μικρό) και

$B_t \cong 0$, όταν ο άνθρωπος πλησιάζει την συνταξιοδότηση ($t \cong 65$)

Η παραπάνω εξίσωση, παρουσιάζεται με μια απλοποιημένη μορφή επειδή τα μελλοντικά οφέλη δεν είναι γνωστά εκ των προτέρων με σιγουριά (Levhari and Weiss, 1974; Warren and Snow, 1990).

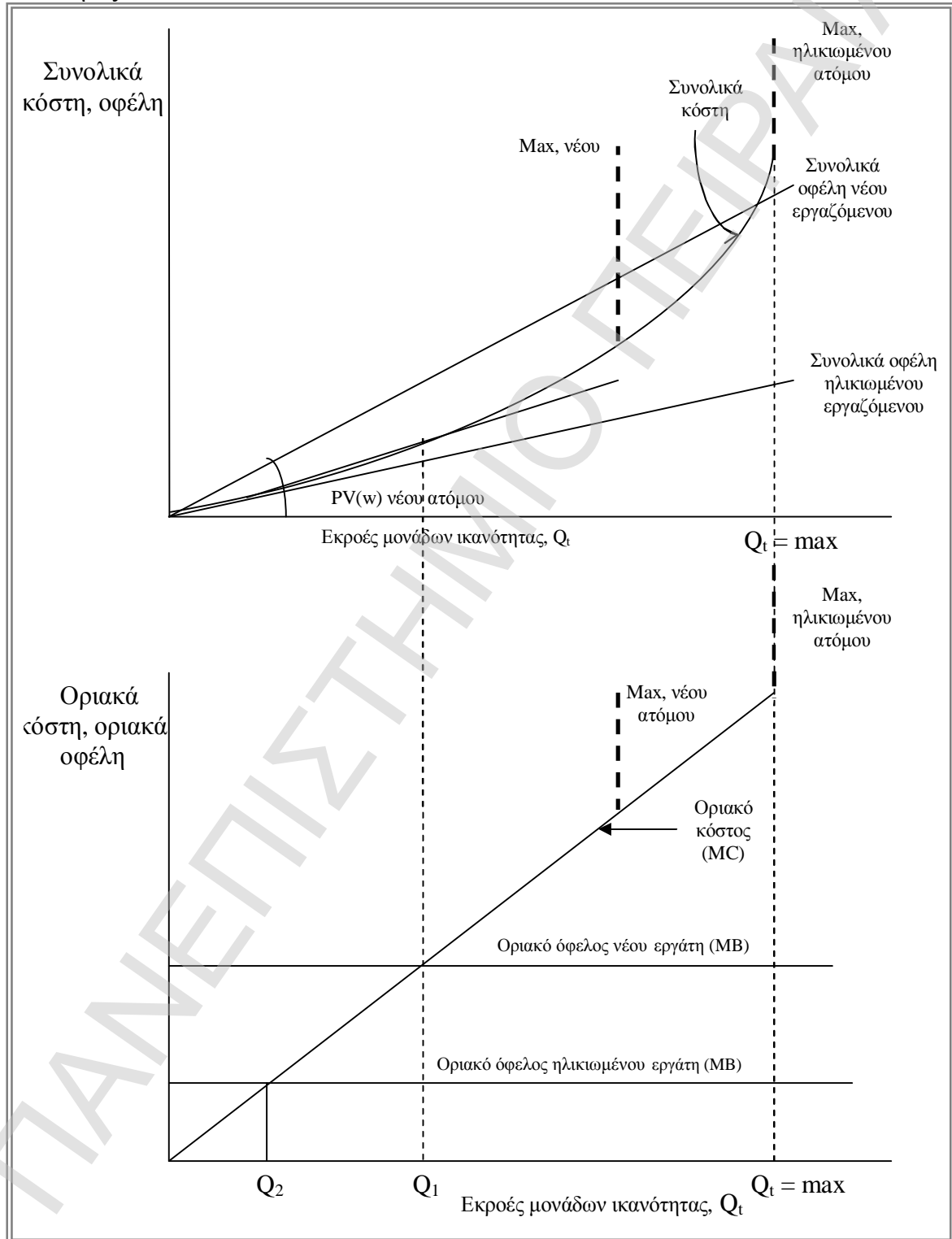
Στο πρώτο γράφημα (άνω μέρος) του Διαγράμματος 1.6, παρουσιάζονται οι ωφέλειες μιας επιπρόσθετης μονάδας ανθρώπινου κεφαλαίου μαζί με την συνάρτηση συνολικού κόστους που έχει ήδη παραχθεί. Το γράφημα των ωφελειών είναι μια ευθεία γραμμή που ξεκινά από την αρχή των αξόνων. Η κλίση της ευθείας, είναι πιο απότομη για τους νέους απ' ότι για τους μεγαλύτερους εργαζόμενους, επειδή η παρούσα αξία μιας μονάδος ανθρώπινου κεφαλαίου είναι μεγαλύτερη για τους νεότερους. Αυτή η κλίση θα είναι επίσης πιο απότομη, αν το επιτόκιο i είναι χαμηλό, δηλαδή, αν το άτομο έχει την άνεση να περιμένει. Το γεγονός αυτό, είναι πιο πιθανό να χαρακτηρίζει άτομα από πλούσιες παρά από φτωχές οικογένειες.

Όταν η διαφορά μεταξύ συνολικού οφέλους και κόστους γίνεται μέγιστη (σημείο τομής καμπύλης συνολικού κόστους και εφαπτομένης), τότε προκύπτει το μέγιστο των ωφελειών και η παραγωγή ανθρώπινου κεφαλαίου μεγιστοποιείται (άνω μέρος Διαγράμματος 1.6). Όπως απεικονίζεται διαγραμματικά, η παραγωγή αυτή για τον νέο άνθρωπο είναι Q_1 . Στο σημείο Q_1 οι καμπύλες οφέλους και κόστους τέμνονται, που σημαίνει ότι οριακό όφελος ισούται με το οριακό κόστος (κάτω μέρος Διαγράμματος 1.6, όπου απεικονίζει τις καμπύλες οριακού οφέλους και οριακού κόστους).

Επειδή η παρούσα αξία μιας μονάδας ανθρώπινου κεφαλαίου είναι μεγαλύτερη για τους νέους απ' ότι για τους γηραιότερους, η βέλτιστη/άριστη παραγωγή ανθρώπινου κεφαλαίου μειώνεται κατά τη διάρκεια του κύκλου ζωής. Το γεγονός αυτό επαληθεύεται στο Διάγραμμα 1.6, όπου αυξανόμενης της ηλικίας, τόσο η καμπύλη οφέλους (στο άνω τμήμα του διαγράμματος), όσο και η καμπύλη οριακού οφέλους (στο κάτω τμήμα αυτού), μετατοπίζονται και οι δύο προς τα κάτω (θεωρώντας ότι η καμπύλη του οριακού κόστους παραμένει αμετάβλητη με την ηλικία). Η μετατόπιση των καμπυλών αυτών προς τα κάτω,

έχει ως αποτέλεσμα τον καθορισμό της παραγωγής ανθρώπινου κεφαλαίου για τον γηραιότερο εργαζόμενο, Q_2 , που αντιστοιχεί στην τομή των καμπυλών αυτών.

Διάγραμμα 1.6: Συνολικά και οριακά οφέλη και κόστη των παραγομένων μονάδων ικανότητας



Πηγή: Polachek & Siebert, 1993.

Οι Polachek & Siebert (1993), υποστηρίζουν ότι, όλοι οι άνθρωποι δεν έχουν τις ίδιες καμπύλες οριακού κόστους και οφέλους. Αυτό σημαίνει ότι, άτομα με μεγαλύτερες ικανότητες θα διαπίστωναν ότι είναι πιο φθηνό να 'παράγουν' ανθρώπινο κεφάλαιο.

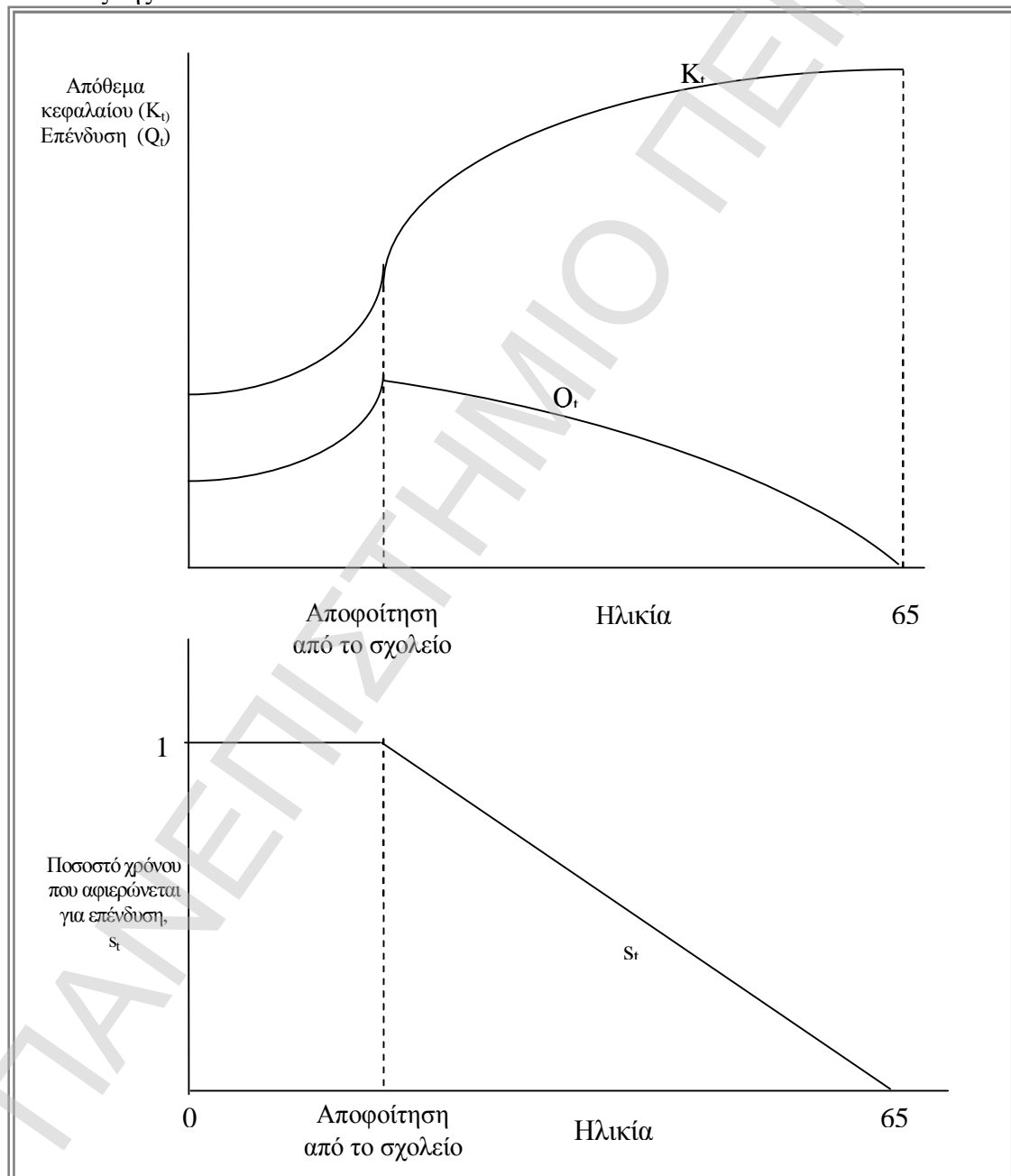
Για παράδειγμα, οι έξυπνοι άνθρωποι πιστεύουν ότι χρειάζεται λίγος χρόνος για να μάθει κανείς μαθηματικά στο σχολείο ή τεχνικές διοίκησης/παραγωγής στη δουλειά. Για αυτούς, η καμπύλη οριακού κόστους θα ήταν χαμηλότερη και θα αγόραζαν μεγαλύτερες ποσότητες ανθρώπινου κεφαλαίου.

Έστω για παράδειγμα, ότι παρακολουθούμε έναν άνδρα κατά τη διάρκεια της ζωής του. Υποθέτουμε για λόγους απλοποίησης ότι η καμπύλη οριακού κόστους δεν μεταβάλλεται καθώς μεγαλώνει σε ηλικία το άτομο, εκτός από το κάθετο τμήμα που επιδεικνύει μέγιστο Q_t . Κατά τη διάρκεια των αρχικών ετών, η παρούσα αξία του κέρδους για κάθε μονάδα επένδυσης είναι σχετικά μεγάλη, και το μέγιστο Q_t βρίσκεται χαμηλότερα που σημαίνει ότι το άτομο θα είναι σε μια 'γωνία', παράγοντας όσο το δυνατόν περισσότερο Q_t , δηλαδή θα επιλέγει ένα ποσοστό επένδυσης, s_t , ίσο με τη μονάδα (δεν αφιερώνεται χρόνος για εισόδημα). Στη συνέχεια, καθώς μεγαλώνει το άτομο, το μέγιστο μετακινείται προς τα έξω δεξιά, και η καμπύλη οριακού οφέλους μετακινείται προς τα κάτω. Μετακινείται δε συνεχώς, μέχρι το έτος που θα συνταξιοδοτηθεί με αποτέλεσμα το τελευταίο αυτό έτος της συνταξιοδότησης, η παρούσα αξία της καμπύλης οριακού οφέλους να ταυτίζεται με τον οριζόντιο άξονα. Σε αυτό το έτος, δηλαδή το τελευταίο έτος της εργασιακής ζωής του (65 ετών), οι επενδύσεις σε αγοραστική δύναμη εισοδήματος δεν έχουν αξία (από επενδυτική σκοπιά, όμως μπορεί να πραγματοποιούνται ακόμα επενδύσεις για λόγους ευχαρίστησης, π.χ. λόγους κατανάλωσης) αφού αυτός σκοπεύει να σταματήσει να εργάζεται.

Το Διάγραμμα 1.7 απεικονίζει αυτά τα πρότυπα επενδύσεων, με μια καμπύλη επένδυσης κύκλου ζωής που αντιστοιχεί στην καμπύλη αποθέματος ανθρώπινου κεφαλαίου. Το διάγραμμα, παρουσιάζει επίσης την πορεία του s_t , δηλαδή το ποσοστό του χρόνου που αφιερώνεται κάθε έτος για επένδυση. Σύμφωνα με το Διάγραμμα 1.7, το ποσό της επένδυσης σε μονάδες ικανότητας, Q_t , αυξάνεται για μια περίοδο (έστω μέχρι το τέλος του σχολείου) αφού το αρχικό ανθρώπινο κεφάλαιο είναι μια πολύ επικερδής επένδυση. Όμως η αύξηση αυτή, περιορίζεται και από το μέγιστο ποσοστό $s_t = 1$ (αφού ο άνθρωπος δεν μπορεί να παράγει αρκετά από αυτό και επομένως επιλέγει $s_t = 1$) (Borjas, 2000).

Εν συνεχεία, καθώς μεγαλώνει ο άνθρωπος, το Q_t φθίνει συνεχώς και φτάνει στην τιμή μηδέν κατά τη συνταξιοδότηση. Αθροίζοντας, όλες αυτές τις παρελθούσες ετήσιες επενδύσεις, προκύπτει το συσσωρευμένο ανθρώπινο κεφάλαιο του ανθρώπου κατά διάρκεια της εργασιακής του ζωής. Κατά συνέπεια, η διαδικασία αυτή του αθροίσματος των ετήσιων επενδύσεων ανθρώπινου κεφαλαίου, αποδίδει μια καμπύλη αποθέματος ανθρώπινου κεφαλαίου, K_t , όπως απεικονίζεται στο άνω μέρος του Διαγράμματος 1.7.

Διάγραμμα 1.7 Παραγωγή και απόθεμα ανθρώπινου κεφαλαίου κατά τη διάρκεια του κύκλου ζωής



Πηγή: Borjas, 2000

Παρατηρούμε, ότι το απόθεμα ανθρώπινου κεφαλαίου αυξάνεται πιο γρήγορα στην περίοδο όπου $s_t = 1$ (δηλαδή μέχρι που αποφοιτά από το σχολείο), και στη συνέχεια πιο αργά μέχρι τη μέση ηλικία, και καταλήγει να μην αυξάνεται (να σταθεροποιείται οριζόντια) όταν φθάνει το έτος συνταξιοδότησης. Πράγματι, το απόθεμα ανθρώπινου κεφαλαίου κορυφώνεται κατά την συνταξιοδότηση και αντικατοπτρίζει μια κοίλη συνάρτηση που μοιάζει αρκετά με τα προφίλ ηλικίας-εισοδήματος που περιγράφηκε

Σύμφωνα με τους Polachek & Siebert (1993), το γεγονός αυτό, θα πρέπει να είναι αναμενόμενο, αφού τα εισοδήματα στην αγορά καθορίζονται στη βάση του ανθρώπινου κεφαλαίου που έχει κάποιος ως απόθεμα. Επομένως, τα εισοδήματα και το απόθεμα ανθρώπινου κεφαλαίου σχετίζονται με τον ακόλουθο τρόπο:

Ορίζουμε τα δυνητικά εισοδήματα, E_t , ως το περισσότερο που μπορεί κάποιος να κερδίσει στην ηλικία t αν αφιέρωνε όλο το χρόνο του δουλεύοντας. Σ' αυτή την περίπτωση, τα εισοδήματα θα ισούνται με το γινόμενο του αποθέματος ανθρώπινου κεφαλαίου που έχει συγκεντρωθεί από παλαιότερες επενδύσεις, K_t , και του μισθού ανά μονάδα ανθρώπινου κεφαλαίου, w . Το w δίνεται από την αγορά, και θεωρείται σταθερό καθ' όλη τη διάρκεια της ζωής και είναι μερικώς ανεξάρτητο από το απόθεμα ανθρώπινου κεφαλαίου, δηλαδή:

$$E_t = wK_t \quad (1.4)$$

Επομένως, τα πραγματικά εισοδήματα, Y_t , θα ισούνται με τα δυνητικά εισοδήματα μείον το κόστος απορριφθέντων εισοδημάτων, $C_t (= ws_t K_t)$, λόγω της επένδυσης ανθρώπινου κεφαλαίου για αυτό το έτος:

$$Y_t = E_t - C_t = wK_t(1 - s_t) \quad (1.5)$$

Για παράδειγμα, αν μετρήσουμε τις μονάδες ικανότητας κατά τρόπο ώστε ο μισθός ανά μονάδα ικανότητας να είναι, 1€ ανά μονάδα ικανότητας κατ' έτος, τότε τα δυνητικά εισοδήματα ακολουθούν μια πορεία όμοια με την πορεία του αποθέματος κεφαλαίου και τα πραγματικά εισοδήματα σχετίζονται με τα δυνητικά εισοδήματα κατά το ποσοστό $(1 - s_t)$. Όπως παρουσιάζεται στο Διάγραμμα 1.8, τα πραγματικά εισοδήματα είναι πολύ λιγότερα από τα δυνητικά στην αρχή του κύκλου ζωής, όταν το s_t είναι

μεγάλο. Με την πάροδο των ετών, η διαφορά μεταξύ δυνητικών και πραγματικών εισοδημάτων όλο και μειώνεται για να φθάσει στην ηλικία των 65 ετών να έχει εξαλειφθεί τελείως, όταν το s_t είναι σχεδόν μηδενικό.

Επίσης, είναι χρήσιμο επίσης να σχετίσουμε τα δυνητικά και πραγματικά εισοδήματα με τον εσωτερικό συντελεστή απόδοσης (IRR). Όταν πραγματοποιούνται επενδυτικά κόστη, C_t , η αξία του ανθρώπινου κεφαλαίου και επομένως και των δυνητικών εισοδημάτων, αυξάνεται κατά ορισμένο ποσό ΔE_t . Η σχέση μεταξύ των δύο δίνεται από τον εσωτερικό συντελεστή απόδοσης, IRR , ο οποίος θα πρέπει να ισούται με κάποιο προεξοφλητικό επιτόκιο της αγοράς, i , σε

$$\Delta E_t / C_t = IRR \cong i \quad (1.6)$$

Δεδομένου ότι, $Y_t = E_t - C_t$, τότε θα έχουμε:

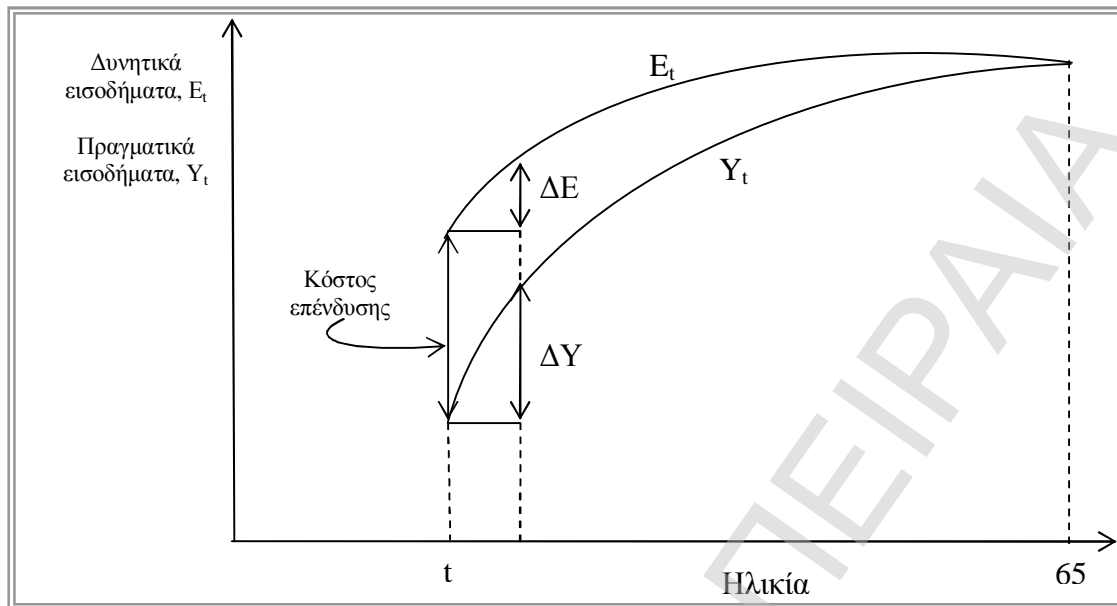
$$Y_t = E_t - \Delta E_t / i \text{ και } E_t - Y_t = \Delta E_t / i \quad (1.7)$$

Ωστόσο, $\Delta E_t \cong \Delta Y_t$, όπως δείχνει το διάγραμμα 1.8. Επομένως η διαφορά μεταξύ δυνητικών και πραγματικών εισοδημάτων μπορεί να γραφεί ως:

$$E_t - Y_t = C_t = \Delta Y_t / i \quad (1.8)$$

Η εξίσωση 1.8, είναι μια σημαντική εξίσωση, αφού δείχνει ότι μπορούμε απλά να ξαναφτιάξουμε το προφίλ των *δυνητικών εισοδημάτων ενός ατόμου* χρησιμοποιώντας το προφίλ των *πραγματικών εισοδημάτων* του. Επιπλέον, η εξίσωση αυτή, δείχνει ότι η αύξηση στα καταγραφέντα εισοδήματα σε κάποιο δεδομένο έτος, διαιρεμένο με ένα κατάλληλο προεξοφλητικό επιτόκιο της αγοράς, μας επιτρέπει να εκτιμήσουμε το ποσό που το άτομο αυτό επένδυσε στον εαυτό του αυτό το έτος, και επομένως και τα υποθετικά εισοδήματά του.

Διάγραμμα 1.8 Σχέση μεταξύ πραγματικών (Y) και δυνητικών (E) εισοδημάτων



Πηγή: Borjas, 2000

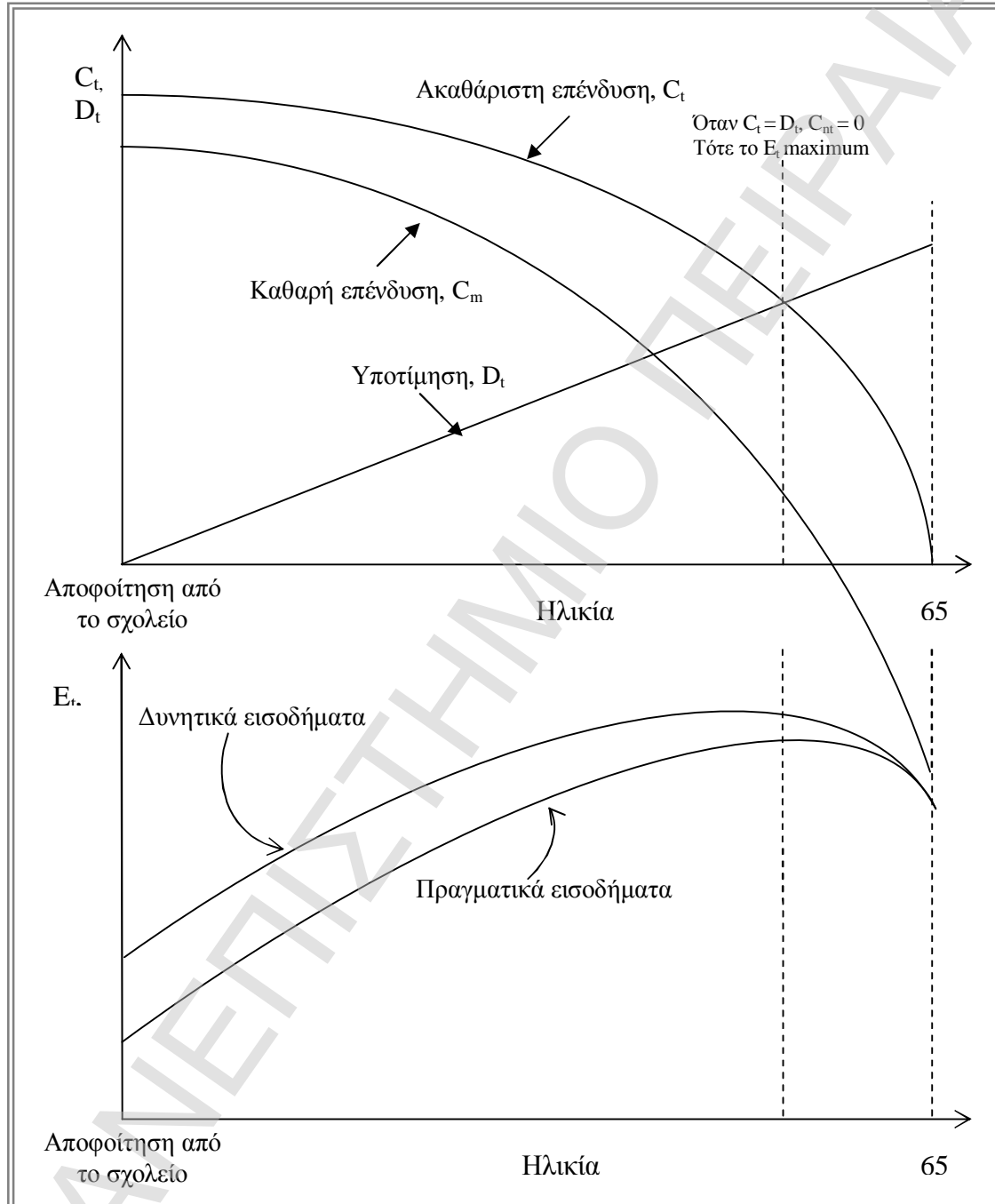
1.3.4 Υποτίμηση ικανοτήτων/δεξιοτήτων

Σύμφωνα με την προηγηθείσα ανάλυση, το προφίλ εισοδήματος του Διαγράμματος 1.8 κορυφώνεται όταν πρόκειται κανείς να συνταξιοδοτηθεί, ενώ το προφίλ εισοδήματος του Διαγράμματος 1.1 κορυφώνεται λίγο νωρίτερα από την ηλικία συνταξιοδότησης και μετά έχει αρνητική κλίση. Η ασυνέπεια αυτή, μπορεί να εξηγηθεί ως Οι ικανότητες ενός ατόμου σιγά-σιγά με την πάροδο του χρόνου χάνουν την αξία τους, δηλαδή υποτιμούνται (depreciation) και συχνά γίνονται απαρχαιωμένες. Αυτό σημαίνει ότι το απόθεμα ανθρώπινου κεφαλαίου μπορεί να παρακμάσει με την ηλικία. Είναι γεγονός ότι πολλές φορές σκεφτόμαστε και λέμε ότι “πόσο θα θέλαμε να θυμόμασταν αυτά που μάθαμε στο πρώτο έτος σπουδών μας”. Μέχρι σήμερα, υπάρχουν λίγες βιβλιογραφικές αναφορές για την υποτίμηση και επομένως είναι δύσκολο να διατυπώσει κάποιος πως ποικίλει η υποτίμηση κατά τη διάρκεια του κύκλου ζωής. Παρόλα ταύτα, είναι λογικό να υποθέσει κάποιος ότι η υποτίμηση των ικανοτήτων μάλλον αυξάνεται με την ηλικία (Becker, 1993).

Στο Διάγραμμα 1.9 απεικονίζεται η υποτίμηση ικανοτήτων και ολόκληρη η διαδικασία επένδυσης/εισοδήματος. Στο άνω μέρος του Διαγράμματος 1.9, παρουσιάζεται το προφίλ επένδυσης και στο κάτω το προφίλ εισοδήματος. Η καμπύλη C_t απεικονίζει την πορεία της (μικτής) επένδυσης και εξαρτάται από το Q_t . Η καμπύλη με ανοδική κλίση, $D_t = dPK_t$, αντιπροσωπεύει την υποτίμηση ικανοτήτων για κάθε

χρόνο, όπου δ είναι το ποσοστό υποτίμησης και PK_t , είναι η χρηματική αξία του ανθρώπινου κεφαλαίου.

Διάγραμμα 1.9: Διαδικασία επένδυσης-εισοδήματος



Πηγή: Polachek & Siebert, 1993

Η διαφορά μεταξύ επένδυσης και υποτίμησης είναι η καθαρή επένδυση, C_{nt} . Επομένως, η καθαρή επένδυση είναι: $C_{nt} = C_t - dPK_t$. Η καθαρή επένδυση ισούται με μηδέν όταν η υποτίμηση ισούται με την μκτή επένδυση και είναι αρνητική όταν το

απόθεμα κεφαλαίου υποτιμάται πιο γρήγορα από ότι ανατιμάται. Αυτό συμβαίνει όταν η υποτίμηση υπερβαίνει την μικτή επένδυση.

Όταν η υποτίμηση είναι μηδέν, τα δυνητικά εισοδήματα αυξάνουν συνεχώς όπως φαίνεται και στο Διάγραμμα 1.8. Αντιθέτως, όταν η υποτίμηση δεν είναι μηδέν, τα δυνητικά εισοδήματα κορυφώνονται όταν η καθαρή επένδυση ισούται με το μηδέν. Πέρα από αυτό το σημείο το απόθεμα κεφαλαίου μειώνεται καθώς η υποτίμηση υπερβαίνει την επένδυση. Επομένως, τα εισοδήματα από το σημείο αυτό και πέρα μειώνονται. Όπως φαίνεται στο Διάγραμμα 1.9, τα πραγματικά εισοδήματα μπορούν να αποκτηθούν αφαιρώντας τα κόστη επενδύσεων από το E_t . Τελικά, καθώς τα επενδυτικά κόστη πλησιάζουν το μηδέν, και οι δύο ροές εισοδήματος συγκλίνουν

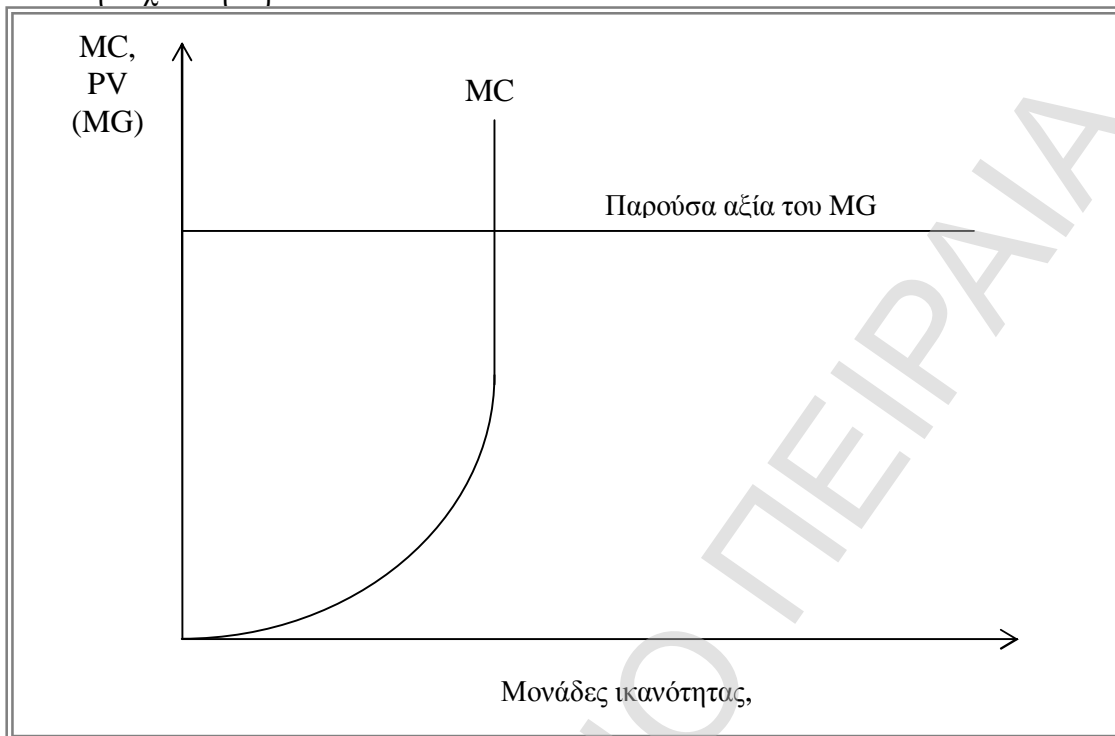
1.4 Εκπαίδευση

Στην ενότητα αυτή, εξετάζουμε την αρχική φάση του κύκλου ζωής όπου υπάρχει εξειδίκευση, με την έννοια ότι οι άνθρωποι κυριολεκτικά αφιερώνουν όλο το χρόνο τους για επένδυση σε ανθρώπινο κεφάλαιο.

1.4.1 Εξειδίκευση ανθρώπινου κεφαλαίου

Ως *εκπαίδευση* (schooling) ορίζουμε την περίοδο κατά την οποία το 100% του χρόνου κάποιου ατόμου αφιερώνεται για την βελτίωση εισοδημάτων του. Έστω η συνάρτηση παραγωγής ανθρώπινου κεφαλαίου που περιγράφηκε στην ενότητα 1.2. Η συνάρτηση αυτή δείχνει το ποσό του ανθρώπινου κεφαλαίου που δημιουργείται ως συνάρτηση του χρονικού ποσοστού επένδυσής (time investment fraction) του, s_t , με σταθερή την έμφυτη ικανότητά του και το αρχικό απόθεμα κεφαλαίου. Επειδή το χρονικό ποσοστό επένδυσης μπορεί να είναι το πολύ 100%, τότε η παραγωγή ανθρώπινου κεφαλαίου, Q_t , έχει ανώτατο όριο. Αυτό το ανώτατο όριο απεικονίζεται στο Διάγραμμα 1.10. Όπως φαίνεται από το διάγραμμα αυτό, τα οριακά οφέλη της επένδυσης είναι τόσο μεγάλα που επιτυγχάνεται ισορροπία στο κάθετο τμήμα της καμπύλης οριακού κόστους, πράγμα που υπονοεί επένδυση από τη μεριά του ατόμου πλήρους/αποκλειστικής απασχόλησης (με την έννοια ότι αφιερώνει όλο το χρόνο του στην εκπαίδευση, με σκοπό τη βελτίωση των μελλοντικών του εισοδημάτων). Το γεγονός αυτό αληθεύει για όλα τα έτη που το άτομο παραμένει στο σχολείο (Becker, 1993) απόθεμα ανθρώπινου κεφαλαίου του ατόμου αυξάνεται αναλογικά με την επιτυχία του εκείνη τη χρονιά στο σχολείο και αυτό βελτιώνει το μέγιστο Q_t που μπορεί να επιτευχθεί σε επόμενα έτη. Η αυξημένη δυνατότητα παραγωγής ανθρώπινου κεφαλαίου που οφείλεται στο σχολείο, αντικατοπτρίζεται στις καμπύλες κόστους που σχετίζονται με την παραγωγή ανθρώπινου κεφαλαίου (Becker, 1993).

Διάγραμμα 1.10: Καμπύλες οριακού κόστους και οφέλους του ανθρώπινου κεφαλαίου κατά την σχολική περίοδο

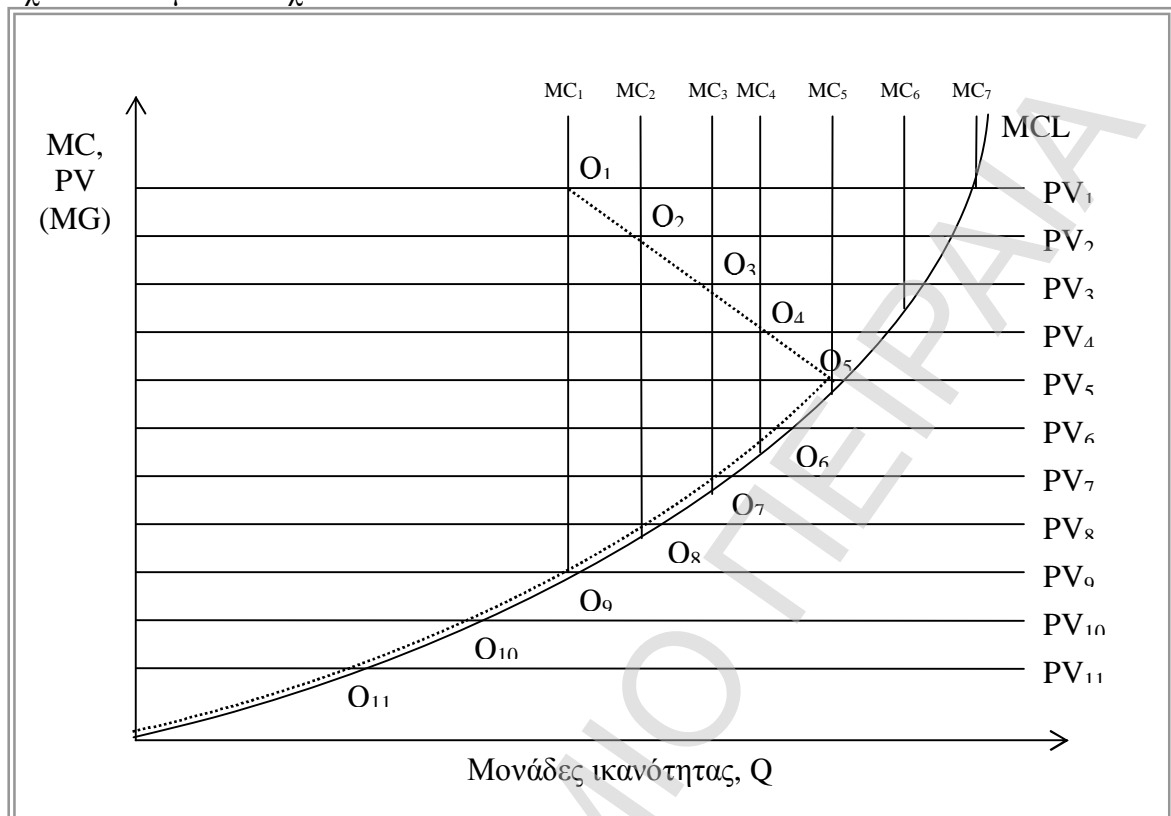


Πηγή: Borjas, 2000

Όμως, καθώς αυξάνεται το απόθεμα του ανθρώπινου κεφαλαίου του ατόμου, αυξάνεται και η δυνατότητά του για παραγωγή και επομένως το κάθετο τμήμα της καμπύλης οριακού κόστους του Διαγράμματος 1.10 μετατοπίζεται προς τα δεξιά.

Η μετατόπιση των καμπυλών οριακού κόστους και οφέλους κατά τη διάρκεια της σχολικής περιόδου, παρουσιάζεται στο Διάγραμμα 1.11. Η καμπύλη MCLR είναι η καμπύλη του μακροχρόνιου οριακού κόστους για την παραγωγή ανθρώπινου κεφαλαίου, με την υπόθεση ότι δεν υπάρχει περιορισμός ως προς το χρόνο ή το απόθεμα ανθρώπινου κεφαλαίου. Επομένως, αν κάποιος δεν είχε κανέναν περιορισμό, τα οριακά κόστη παραγωγής ανθρώπινου κεφαλαίου θα καθορίζονταν από το MC. Ωστόσο, υπάρχουν δύο περιορισμοί για κάθε άνθρωπο. Πρώτον, υπάρχει ο περιορισμός ότι το ποσοστό επένδυσης, s_t , δεν μπορεί να είναι μεγαλύτερο από 100% και δεύτερον, το διαθέσιμο κεφάλαιο προς επένδυση περιορίζεται από το κεφάλαιο που έχει συγκεντρώσει κάποιος σε προηγούμενα έτη. Ο τρόπος που οι καμπύλες οριακού κόστους MC_1, MC_2, \dots, MC_7 μετατοπίζονται προς τα δεξιά, αντικατοπτρίζει την σταδιακή χαλάρωση αυτών των περιορισμών στο οριακό κόστος. Το οριακό όφελος από τις καμπύλες επένδυσης απεικονίζεται από τα τμήματα των οριζόντιων γραμμών $PV_1, PV_2, \dots, PV_{11}$ (Polachek & Siebert, 1993).

Διάγραμμα 1.11: Η ακολουθία παραγωγής ανθρώπινου κεφαλαίου κατά τη διάρκεια του σχολείου και μετά το σχολείο



Πηγή: Polachek & Siebert, 1993

Όπως αναφέρθηκε στο προηγούμενο κεφάλαιο, αυτές οι καμπύλες μετατοπίζονται αναγκαστικά προς τα κάτω κάθε έτος, εξαιτίας του περιορισμού της πεπερασμένης ζωής του ατόμου (υπόθεση εξέλιξης των φαινομένων αυτών μέχρι την ηλικία των 65 ετών). Για κάθε έτος, η επένδυση ισορροπίας καθορίζεται από την τομή των καμπυλών κόστους και οφέλους του έτους αυτού. Ως εκ τούτου, η επένδυση την περίοδο ένα, απεικονίζει τη βέλτιστη επένδυση που καθορίζεται με την εξίσωση του MC_1 με το PV_1 . Ομοίως, η βέλτιστη επένδυση την περίοδο δύο, λαμβάνεται με την εξίσωση του MC_2 με το PV_2 . επομένως, οι βέλτιστες ποσότητες του παραγόμενου ανθρώπινου κεφαλαίου αντιστοιχούν στην τομή αυτών των καμπυλών και παρουσιάζονται στο Διάγραμμα 1.11 με τα σημεία ισορροπίας Q_1, Q_2, \dots, Q_{11} . Θα πρέπει να σημειώσουμε ότι στις αρχικές περιόδους η βέλτιστη ποσότητα επένδυσης αυξάνεται, αλλά μετά την πέμπτη περίοδο μειώνεται με κανονικό ρυθμό (Polachek & Siebert, 1993..

Σύμφωνα με το Διάγραμμα 1.11, για κάποιο άτομο, ο αριθμός των ετών στο σχολείο μπορεί να καθοριστεί με τον αριθμό των ετών στα οποία τα σημεία ισορροπίας πέφτουν πάνω στα κάθετα τμήματα του οριακού κόστους. Το παραπάνω διάγραμμα, απεικονίζει την περίπτωση όπου το άτομο λαμβάνει πέντε χρόνια εκπαίδευσης. Επομένως, σε κάθε ένα

από τα πέντε αυτά χρόνια, η ισορροπία επιτυγχάνεται στα κάθετα τμήματα του οριακού κόστους των καμπυλών επενδύσεων. Κατ' αυτό τον τρόπο, ισορροπία στη μακροχρόνια καμπύλη του οριακού κόστους, επιτυγχάνεται μόνο με την αρχή της έκτης περιόδου, αφού στην περίοδο 6 το άτομο έχει τελειώσει το σχολείο.

1.4.2 Το ποσοστό απόδοσης της εκπαίδευσης

Η εκπαίδευση, είναι μια ένδο-οριακή απόφαση. Προκύπτει όταν οι άνθρωποι δεν μπορούν να εξισώσουν τα οριακά κόστη και οφέλη της επένδυσης και βρίσκονται επί του κάθετου τμήματος της καμπύλης MC (διάγραμμα 1.11). Αυτό υπονοεί ότι τα άτομα θα προτιμούσαν να επενδύσουν περισσότερο από ότι επενδύουν, αλλά περιορίζονται από τους διαθέσιμους πόρους που έχουν κάθε χρονική στιγμή. Έτσι, για κάθε μονάδα μόρφωσης που αγοράζεται, η παρούσα αξία του οριακού οφέλους υπερβαίνει το οριακό κόστος. Το γεγονός αυτό, έχει δύο συνέπειες: α) ότι τα οφέλη κάθε έτους μόρφωσης, τουλάχιστον μέχρι το τελευταίο έτος, υπερβαίνουν τα κόστη και β) ότι το κενό μεταξύ ωφελειών και κόστους μειώνεται για κάθε έτος μόρφωσης. Αυτές οι επιπτώσεις μπορούν να αποδοθούν σε όρους ενός λόγου 'όφελος προς κόστος' (Boixas, 2000).

Επομένως, μπορούμε να ορίσουμε την απόδοση της εκπαίδευσης, ως τον λόγο των σχολικών ωφελειών προς τα σχολικά κόστη. Αυτό σημαίνει ότι θα πρέπει ν' αναμένουμε: α) μια απόδοση που υπερβαίνει το προεξοφλητικό επιτόκιο της αγοράς και β) μια φθίνουσα απόδοση ανά επιπρόσθετο έτος σχολικής εκπαίδευσης. Κατ' αυτό το τρόπο, τα οφέλη του δημοτικού υπερβαίνουν αυτά του λυκείου, πανεπιστημίου, κλπ.

Η εξήγηση του γεγονότος αυτού μπορεί να γίνει χρησιμοποιώντας το Διάγραμμα 1.4 της ενότητας 1.2, όπου απεικονίζεται ένα τυπικό προφίλ ηλικίας-εισοδήματος για έναν απόφοιτο λυκείου και έναν απόφοιτο πανεπιστημίου. Σε αυτό το διάγραμμα, τα επιπλέον εισοδήματα απεικονίζονται ως τα οφέλη από την επιπρόσθετη εκπαίδευση ενώ τα χαμένα (αποποιοούμενα) εισοδήματα απεικονίζονται ως τα κόστη. Επίσης, στην παραπάνω ενότητα, ορίσαμε τον 'εσωτερικό συντελεστή απόδοσης' ως το επιτόκιο που εξισώνει τα κόστη και οφέλη της εκπαίδευσης. Επομένως, το επιτόκιο που εξισώνει την παρούσα αξία των αποδόσεων με τα κόστη είναι ο εσωτερικός συντελεστής απόδοσης (Jacobsen, 1998).

Ειδικότερα, ο εσωτερικός συντελεστής απόδοσης μπορεί να υπολογιστεί ως ακολούθως:

Η ροή επιπλέον εισοδήματος από s έτη εκπαίδευση είναι:

$$w\Delta K_s = w(K_{T+s} - K_t) \quad (1.9)$$

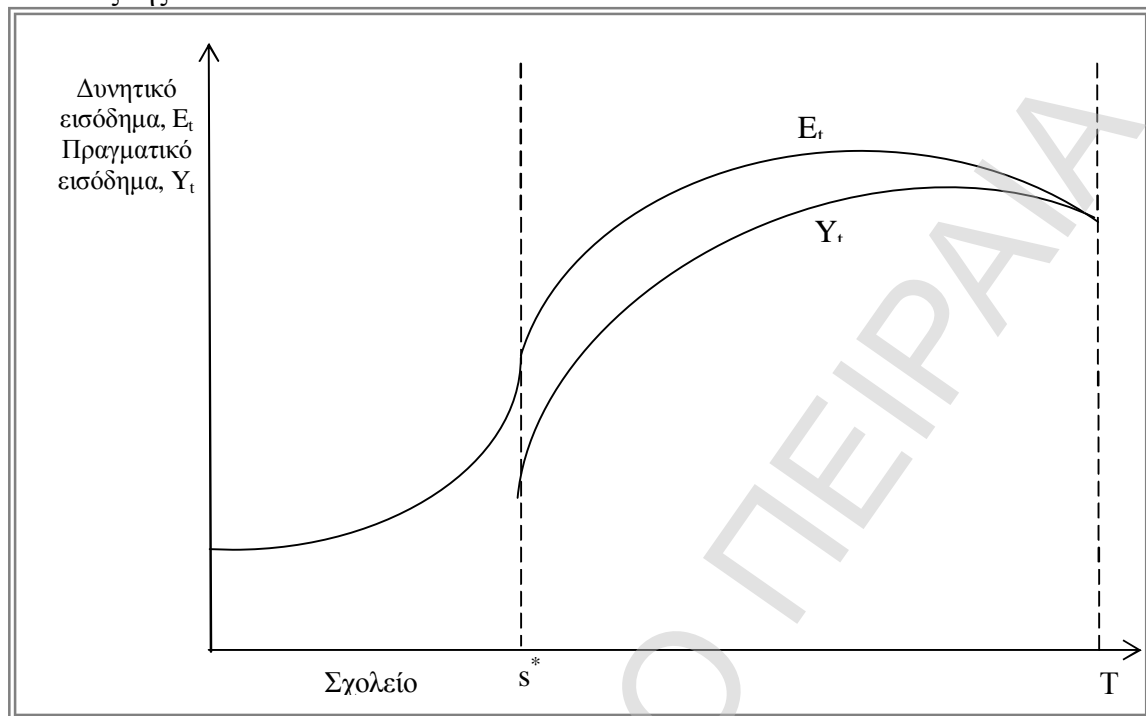
Όπου, K_{t+s} , είναι το απόθεμα των μονάδων ικανότητας μετά από s έτη, K_t είναι το απόθεμα πριν την έναρξη αυτών των s ετών, w είναι ο μισθός ανά μονάδα ικανότητας (ή όπως αλλιώς λέγεται, δείκτης ενοικίασης ανθρώπινου κεφαλαίου) και $w\Delta K_t$, είναι ένα χρηματικό ποσό ανά χρονική μονάδα, πχ. ανά έτος, το οποίο δείχνει ότι σε κάθε ένα έτος αφού αποκτηθούν τα s έτη εκπαίδευσης, τα εισοδήματα του ατόμου βελτιώνονται ανά έτος (ετησίως) κατά $w\Delta K_t$.

Όπως έχει αναφερθεί στην παράγραφο 1.3.2, τα κόστη ισούνται με τα απορριφθέντα (χαμένα) εισοδήματα συν τα άμεσα κόστη της επένδυσης (βιβλία, δίδακτρα κ.λ.π.). κατά συνέπεια, ορίζουμε το κόστος των s ετών σχολικής εκπαίδευσης ως C_s . Για να υπολογίσουμε τον εσωτερικό συντελεστή απόδοσης των s ετών επένδυσης, r_s , ορίζουμε το C_s ίσο με την παρούσα αξία των ωφελειών προεξοφλημένων με επιτόκιο r_s , ως εξής:

$$C_s = w\Delta k_s / r_s \quad \text{ή} \quad r_s = w\Delta k_s / C_s \quad (1.10)$$

Κανονικά για ένα άτομο, ένα επιπλέον έτος στο σχολείο θα είχε χαμηλότερη απόδοση για το δεδομένο άτομο (αγνοούμε τις αδιαιρετότητες που προκαλούνται από το γεγονός ότι τα μαθήματα εκπαίδευσης διαρκούν δεδομένο αριθμό ετών, και επομένως η αγορά ενός μόνο έτους μπορεί να μην είναι εφικτή). Τα οριακά κόστη αυξάνονται καθώς το άτομο επενδύει στην παραγωγή περισσότερων μονάδων ικανότητας επειδή θεωρούμε ότι υπάρχουν φθίνουσες αποδόσεις στην παραγωγή ανθρώπινου κεφαλαίου (παράγραφος 1.3.3, συνάρτηση παραγωγής ανθρώπινου κεφαλαίου).

Διάγραμμα 1.12: Προφίλ πραγματικών και δυνητικών εισοδημάτων κατά τη διάρκεια του κύκλου ζωής



Πηγή: Cahuc and Zylberberg, 1996

Έτσι, για ένα άτομο, ένα επιπλέον έτος στο σχολείο συρρικνώνει ελαφρά την εργασιακή του περίοδο στην αγορά εργασίας, και επομένως και την παρούσα αξία των εσόδων του. Επομένως, ο εσωτερικός συντελεστής απόδοσης των $s + 1$ ετών εκπαίδευσης θα είναι:

$$r_{s+1} = w\Delta K_{s+1} / C_{s+1} \quad (1.11)$$

Όπου, K_{s+1} και C_{s+1} , είναι οι αποδόσεις και τα κόστη αντίστοιχα των $s+1$ ετών εκπαίδευσης. Όμως, αφού το άτομο παραμένει στο σχολείο, τότε αναμένουμε ότι:

$$r_s > r_{s+1} > i \quad (1.12)$$

Όπου, i είναι κάποιο επιτόκιο της αγοράς. Τελικά όμως, μέχρι το n έτος εκπαίδευσης θα έχουμε πετύχει ισότητα, δηλαδή:

$$r_n = i \quad (1.13)$$

Επομένως, το άτομο θα σταματήσει αυτή τη μορφή επένδυσης και επίσης θα σταματήσει την περίοδο εκπαίδευσης πλήρους απασχόλησης (δηλαδή την περίοδο όπου αφιέρωνε όλο τον χρόνο του επενδύοντας στην εκπαίδευση).

1.4.3 Διαφορές στα εκπαιδευτικά προσόντα

Σύμφωνα με τους Acemoglu (2005), Polachek & Siebert (1993) και Borjas (2000), τα άτομα διαφέρουν ως προς τις ποσότητες της εκπαίδευσης, για τους ακόλουθους λόγους:

1. Αυτοί με καλύτερη μόρφωση κερδίζουν σημαντικά μεγαλύτερο εισόδημα από αυτούς που δεν έχουν καλή μόρφωση. Το πόσο μεγαλύτερο είναι το εισόδημά τους είναι ένα αμφιλεγόμενο ζήτημα, αλλά δεν υπάρχει αμφιβολία για την επίδραση της εκπαίδευσης στην αύξηση των αμοιβών/εισοδημάτων.
2. Δεδομένου ότι η εκπαίδευση αποδίδει (δηλαδή επιδρά θετικά στις αμοιβές), τότε υπάρχει το ενδεχόμενο η κυβερνητική πολιτική να είναι σε θέση να βοηθήσει σημαντικά τους μη προνομιούχους (φτωχά άτομα). Από πλευράς κυβερνητικής πολιτικής, η βοήθεια αυτή, μπορεί να λάβει τη μορφή της χρηματικής επιχορήγησης της εκπαίδευσης. Σήμερα, η εκπαίδευση επιχορηγείται σε μεγάλο βαθμό σε πολλές χώρες.
3. Τέλος, ένας άλλος σημαντικός λόγος είναι, οι διαφορετικές ευκαιρίες και ικανότητες των ανθρώπων.

Επομένως, σύμφωνα με τα παραπάνω, αφού η εκπαίδευση αυξάνει την αμοιβή, τότε τι σταματά τους ανθρώπους από το να γίνουν όλοι εξίσου μορφωμένοι; Κατά τους Polachek & Siebert (1993) και Acemoglu (2005), αυτό μπορεί να οφείλεται στο γεγονός ότι τα οφέλη ή/και κόστη της φοίτησης επιπρόσθετων ετών στο σχολείο διαφέρουν από άτομο σε άτομο. Σχετικά μ' αυτό το τελευταίο, αποδεικνύεται ότι άτομα από πιο φτωχές οικογένειες είναι πιθανό να φοιτήσουν λιγότερα έτη στο σχολείο.⁴

Οι διαφορετικές ευκαιρίες και ικανότητες των ανθρώπων, ως λόγος παραμονής των ατόμων για περισσότερο χρόνο στο σχολείο.

Οι διαφορετικές ευκαιρίες και ικανότητες των ανθρώπων (όπως αναφέρθηκε παραπάνω), ως λόγος δημιουργίας διαφορών στις αμοιβές/εισοδήματα, μπορεί να δειχθεί γραφικά ως ακολούθως (μέσω μιας ανάλυσης ζήτησης και προσφοράς για εκπαίδευση):

⁴ Τα άτομα που γεννιούνται φτωχά τείνουν να γίνουν και οι ίδιοι φτωχοί (υπάρχει 'θετική ανάδραση' feed – back), με αποτέλεσμα η φτώχεια να μεταδίδεται από γενιά σε γενιά

Με βάση το Διάγραμμα 1.5, παρατηρώντας τις μεταβολές στη ζήτηση για εκπαίδευση, μπορούμε να αναμένουμε ότι τα πιο ευφυή άτομα θα παραμείνουν στο σχολείο για περισσότερο διάστημα. Τέτοια άτομα, μπορεί να έχουν μια χαμηλότερη καμπύλη MC και/ή μια πιο αργά φθίνουσα ακολουθία καμπυλών PV, που σημαίνει ότι θα βρίσκονται μεγαλύτερο χρονικό διάστημα εκτός ισορροπίας. Ειδικότερα, στο διάγραμμα αυτό, το σχήμα της καμπύλης MC, καθορίζεται από την συνάρτηση παραγωγής ανθρώπινου κεφαλαίου και το δείκτη μισθού ανά μονάδα ικανότητας. Επομένως, ένα άτομο με υψηλές ικανότητες μπορεί να αναμένεται να έχει υψηλότερη συνάρτηση παραγωγής και κατά συνέπεια χαμηλότερα οριακά κόστη. Ωστόσο, αυτό δεν είναι αναγκαστικό αφού η συνάρτηση παραγωγής ανθρώπινου κεφαλαίου δεν σχετίζεται με τα έτη που αφιερώνονται στο σχολείο, αλλά σχετίζει τις εισροές των μονάδων ικανότητας με τις εκροές των μονάδων ικανότητας. Κατά τη διάρκεια ενός έτους, ένας πιο ικανός άνθρωπος θα επενδύσει περισσότερες εισροές και θα λάβει μεγαλύτερες εκροές. Έτσι, το απόθεμα κεφαλαίου του και η αξία των χαμένων (απορριφθέντων) εισοδημάτων θα αυξηθούν πιο γρήγορα από ότι για τους λιγότερους ικανούς και κατά συνέπεια μπορεί να παρατήσει το σχολείο νωρίτερα (Acemoglu, 2005).

Σύμφωνα με το Διάγραμμα 1.11, το κάθετο τμήμα της καμπύλης MC για το ικανό άτομο είναι δεξιά του λιγότερο ικανού και η κατάσταση ανισορροπίας θα διαρκέσει για μικρότερο χρονικό διάστημα. Αν η καμπύλη MC έχει μια πιο χαμηλή κλίση, τότε το ικανό άτομο θα παραμείνει στο σχολείο για μεγαλύτερο διάστημα.

Αντιθέτως, η καμπύλη PV, εξαρτάται από το $w\Delta K$ (την αύξηση εισοδήματος που οφείλεται στην σχολική επένδυση) και το επιτόκιο προεξόφλησης (discount rate). Επομένως, όσο πιο μεγάλο είναι το $w\Delta K$ και όσο χαμηλότερο το επιτόκιο, τόσο υψηλότερα θα βρίσκεται η καμπύλη PV που σημαίνει ότι τόσο μεγαλύτερη θα είναι η παραμονή του ατόμου στο σχολείο. Όπως αποδεικνύεται από την εξίσωση 1.9, το $w\Delta K$ εξαρτάται από το w και από τις μονάδες ικανότητας που παράγονται από τα εκπαιδευτικά μαθήματα. Έτσι, ένα πιο ικανό άτομο μπορεί να παράγει περισσότερες μονάδες ικανότητας και επομένως να αποκτήσει υψηλότερο ΔK . Αυτός θα ήταν ένας παράγοντας που θα προδιέθετε ευνοϊκά τα πιο ευφυή άτομα να παραμείνουν στο σχολείο για μεγαλύτερο διάστημα. Επίσης, ένας άνθρωπος με 'διασυνδέσεις', ή καλή πληροφόρηση μπορεί να πετύχει καλύτερο w από το μέσο όρο. Για τον λόγο αυτό θα παραμείνει για μεγαλύτερο χρονικό διάστημα στο σχολείο, ωστόσο ένα υψηλό w θα μετατοπίσει επίσης την καμπύλη

Συνοψίζοντας, μπορούμε απλά να πούμε ότι οι πιο ικανοί θα παραμείνουν (μάλλον) περισσότερο στο σχολείο, καθώς αυτοί θα είναι που απολαμβάνουν την μάθηση.

Μπορούμε να θεωρήσουμε ότι αυτοί οι παράγοντες καθιστούν την 'ζήτηση' για εκπαίδευση. Επίσης, αυτοί που αντιμετωπίζουν χαμηλότερο επιτόκιο ή που έχουν πρόσβαση σε φοιτητικά δάνεια ή υποτροφίες, θα παραμείνουν περισσότερο στο σχολείο. Το γεγονός αυτό, εκφράζει την πλευρά της 'προσφοράς πόρων' του μοντέλου.

Η επιθυμία για εκπαίδευση, ως λόγος παραμονής των ατόμων για περισσότερο χρόνο στο σχολείο.

Μια άλλη διάσταση που ισχύει σχετικά με την παραμονή των ατόμων στο σχολείο για μεγάλο χρονικό διάστημα, είναι η *επιθυμία για εκπαίδευση*. Με άλλα λόγια αφορά τα καταναλωτικά οφέλη της εκπαίδευσης. Είναι προφανές ότι ένα άτομο που απολαμβάνει το σχολείο θα παραμείνει σε αυτό για μεγαλύτερο διάστημα. Στην περίπτωση αυτή, η μόρφωση των γονιών μπορεί να παίζει σημαντικό ρόλο, όσον αφορά την προώθηση των ακαδημαϊκών του αξιών. Ένα άτομο που αντιμετωπίζει τη μόρφωση ως καταναλωτική ευκαιρία μπορεί να θεωρηθεί ότι προεξοφλεί τις αποδόσεις της εκπαίδευσης με χαμηλότερο επιτόκιο και είναι διατεθειμένο να δανειστεί περισσότερα χρήματα. Ωστόσο, το γεγονός ότι η απόδοση της ακαδημαϊκής εκπαίδευσης δεν φαίνεται να είναι πολύ διαφορετική από τις αποδόσεις φυσικού κεφαλαίου έρχεται σε αντίθεση με μια απλή καταναλωτική επεξήγηση της εκπαίδευσης (Lazear, 1977).

Η προσφορά κεφαλαίων, ως λόγος παραμονής των ατόμων για περισσότερο χρόνο στο σχολείο.

Γενικώς, είναι δύσκολο να συγκεντρωθούν χρήματα για την χρηματοδότηση της αγοράς ανθρώπινου κεφαλαίου, αφού τέτοιο κεφάλαιο δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί ως εγγύηση ενός δανείου. Οι τράπεζες μπορούν να δανείσουν κάποια χρήματα, αλλά τα υψηλά επιτόκια δανεισμού αφενός, και αφετέρου τα μικρά χορηγούμενα ποσά, έχουν ως συνέπεια, τα αναμενόμενα κέρδη ενός σπουδαστή να είναι μικρά (σε πολλές περιπτώσεις, οι κυβερνήσεις λαμβάνουν κατάλληλα μέτρα, ώστε τα σπουδαστικά δάνεια, να είναι τουλάχιστον χαμηλότοκα). Ένας άλλος παράγοντας που καθιστά τα εμπορικά δάνεια δύσκολα να επισυναφθούν, είναι η νεαρή ηλικία των σπουδαστών, με την έννοια ότι δεν έχουν ακόμα ιστορικό αρχείο. Αγνοώντας προς το παρόν το ρόλο της κυβερνητικής παρέμβασης σ' αυτή την περίπτωση (επιχορήγηση σπουδών), οι πηγές κεφαλαίων για εκπαίδευση είναι περιορισμένες και εστιάζονται κυρίως στην προσωπική αποταμίευση ή σε οικογενειακές παροχές (Polachek & Siebert, 1993).

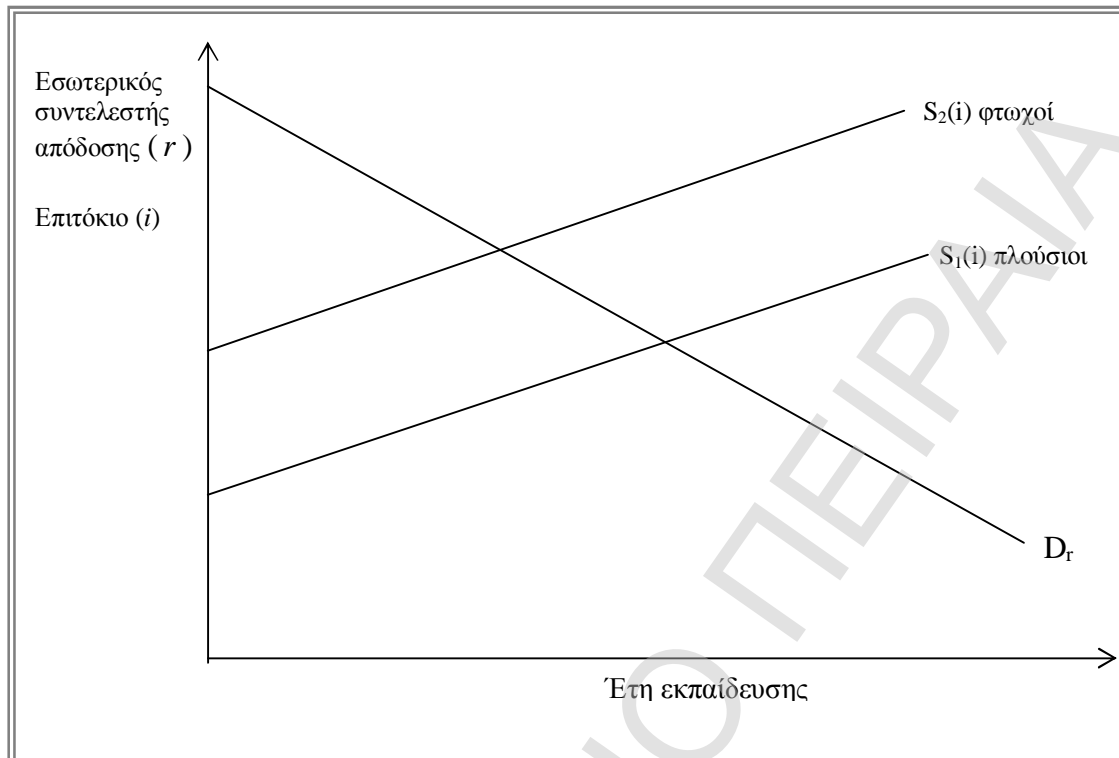
Ένα άτομο που πρέπει να χρηματοδοτήσει την εκπαίδευσή του από την αποταμίευσή του, είναι πιθανό να επιβάλλει ένα υψηλό προεξοφλητικό επιτόκιο. Από την άλλη πλευρά, ένας άνθρωπος που βασίζεται σε χρήματα της οικογένειάς του, θα επιβάλλει ένα χαμηλό επιτόκιο (ουσιαστικά, η οικογένεια αυτού του ατόμου σκέφτεται με το επιτόκιο καταθέσεων των χρημάτων της, που είναι χαμηλότερο από το επιτόκιο που χρεώνουν οι τράπεζες για χορήγηση δανείων). Επίσης, πολλές είναι αυτές οι οικογένειες που πιστεύουν ότι είναι προτιμότερο να κληρονομήσουν τα παιδιά τους ανθρώπινο παρά φυσικό κεφάλαιο και επομένως είναι πρόθυμοι να 'επιχορηγήσουν' την απόκτησή του⁵ (Borjas, 2000)

Όλοι οι παραπάνω παράγοντες, υποδεικνύουν ότι το (υπονοούμενο) κόστος κεφαλαίου είναι χαμηλότερο για παιδιά από πιο ευνοούμενες οικογένειες. Επομένως, θα πρέπει ν' αναμένουμε από τέτοια παιδιά να παραμείνουν στο σχολείο για περισσότερο χρονικό διάστημα, αφού είναι φθινό για αυτούς να κάνουν κάτι τέτοιο. Τα επιχειρήματα που συνοψίζονται εδώ, σχηματίζουν τη βάση του επιχειρήματος δικαίου για την κρατική επιδότηση της εκπαίδευσης για παιδιά από πιο φτωχές οικογένειες.

Το Διάγραμμα 1.13 παρουσιάζει την θέση αυτή χρησιμοποιώντας τις καμπύλες προσφοράς και ζήτησης. Η καμπύλη προσφοράς δείχνει την προσφορά κεφαλαίων ως συνάρτηση του επιτοκίου, i , που επιβάλλεται από τα άτομα. Οι φτωχοί θα αντιμετωπίσουν υψηλότερα επιτόκια θεωρώντας τους υπόλοιπους παράγοντες σταθερούς, όπως υποδεικνύεται από την καμπύλη S_2 .

Η καμπύλη ζήτησης δείχνει το εσωτερικό συντελεστή απόδοσης της εκπαίδευσης, r , ως συνάρτηση του αριθμού των ετών της εκπαίδευσης. Έχει κλίση προς τα κάτω εξαιτίας της υπόθεσης των φθινόντων αποδόσεων της εκπαίδευσης. Μόλις το i γίνει ίσο με r τότε το άτομο αφήνει την εκπαίδευση, όπως φαίνεται από την εξίσωση (3.5). Σύμφωνα με το διάγραμμα αυτό, παιδιά από φτωχές οικογένειες θα πρέπει να βιώνουν υψηλότερες αποδόσεις της εκπαίδευσης απ' ό,τι τα παιδιά από πλούσιες (Siebert, 1989).

⁵ Πιστεύουν ότι, το ανθρώπινο κεφάλαιο είναι λιγότερο πιθανό να σπαταληθεί, απ' ό,τι το φυσικό, αφού οι γονείς είναι σε θέση να γνωρίζουν (εκτιμήσουν) πολύ καλά τις τάσεις των παιδιών τους.

Διάγραμμα 1.13: Προσφορά και ζήτηση εκπαίδευσης

Πηγή: Siebert, 1989.

Συνοψίζοντας την πλευρά της προσφοράς κεφαλαίων, αυτή εξαρτάται από οικογενειακά κεφάλαια, φοιτητικές επιδοτήσεις, και γενικά από την διαθεσιμότητα των κεφαλαίων. Αυτή η τελευταία μεταβλητή μπορεί να θεωρηθεί ότι υποδεικνύεται από το γενικό επίπεδο των επιτοκίων: αν τα επιτόκια είναι υψηλά, τότε η πίστωση είναι μικρή και αντίστροφα. Από όλους αυτούς τους παράγοντες έχουμε ισχυριστεί ότι τα οικογενειακά κεφάλαια έχουν την μεγαλύτερη επίδραση, αλλά οι φοιτητικές επιδοτήσεις έχουν όλο και μεγαλύτερη σημασία καθώς οι κρατικές φοιτητικές επιδοτήσεις γίνονται όλο και πιο διαδεδομένες (Borjas, 2000).

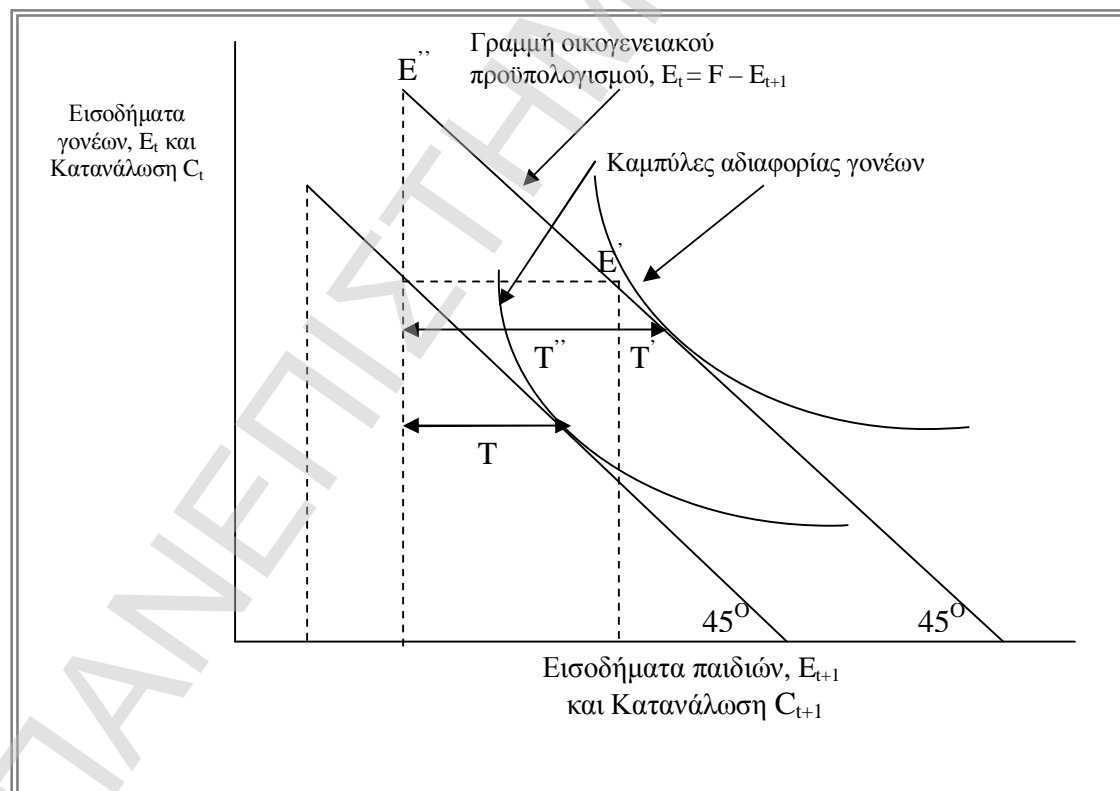
Μεταφορά εισοδημάτων από τους γονείς στα παιδιά – το υπόδειγμα Becker-Tomes (1979)

Όπως έχουμε αναφέρει, οι γονείς παίρνουν τις κυριότερες αποφάσεις για την εκπαίδευση των παιδιών τους, και παρά τις κρατικές επιχορηγήσεις της εκπαίδευσης, αποτελούν την κύρια πηγή κεφαλαίων. Ως εκ τούτου, τα παιδιά από φτωχότερες οικογένειες λαμβάνουν λιγότερες επενδύσεις ανθρώπινου κεφαλαίου. Το υψηλό κόστος κεφαλαίων για τους φτωχούς, αποτελεί μια κύρια πηγή ανισότητας της ευκαιρίας για εκπαίδευση και επομένως τη μετάδοση της ανισότητας από γενιά σε γενιά. Σύμφωνα με τη θεώρηση αυτή, ένα σημαντικό στοιχείο που υπεισέρχεται και

δημιουργεί αυτές τις ανισότητες, είναι η μεταφορά εισοδήματος μεταξύ γονέων και παιδιών. Η διερεύνηση των προσδιοριστικών παραγόντων της μεταφοράς εισοδήματος μεταξύ γονιών και παιδιών, βασίζεται στο υπόδειγμα Becker-Tomes (1979) το οποίο παρουσιάζεται στο Διάγραμμα 1.14.

Για λόγους απλούστευσης, το υπόδειγμα πραγματεύεται την ανάλυση της μεταφοράς εισοδήματος μεταξύ γονιών και παιδιών, υποθέτοντας ότι υπάρχει ένας γονέας και το παιδί του. Στο διάγραμμα, η καμπύλη χρησιμότητας του γονέα, απεικονίζονται σε σχέση τόσο με την κατανάλωσή του, όσο και με την κατανάλωση του μοναδικού παιδιού του. Επίσης, το διάγραμμα έχει ως σκοπό, να συσχετίσει την κατανάλωση και τα εισοδήματα καθ' όλη τη διάρκεια της ζωής, έτσι ώστε να μπορούμε να αναπαραστήσουμε τα πάντα σε μια χρονική περίοδο. Οι Becker-Tomes, πιστεύουν ότι ο γονέας είναι ανιδιοτελής, δηλαδή, δίνει σημασία στην κατανάλωση του παιδιού του και επομένως πραγματοποιεί μεταφορά εισοδήματος προς το παιδί. Όμως, η μεταφορά αυτή του εισοδήματος, εξαρτάται και από τα εισοδήματα του ίδιου

Διάγραμμα 1.14: Μεταφορές εισοδημάτων εντός της οικογένειας



Πηγή: Becker-Tomes, 1979

Στην περίπτωση αυτή (του γονέα και του παιδιού του), ο περιορισμός του οικογενειακού προϋπολογισμού, F , είναι το σύνολο των εισοδημάτων του παιδιού, E_{t+1} , και του γονέα, E_t , δηλαδή:

$$F = E_{t+1} + E_t \quad (1.14)$$

Διαγραμματικά, η εξίσωση 1.14 είναι μια ευθεία με κλίση 45 μοιρών. Η κατανάλωση του παιδιού, C_{t+1} , ισούται με το εισόδημά του συν τα μεταφερόμενα εισοδήματα προς αυτόν από τον γονέα, T , δηλαδή:

$$C_{t+1} = E_{t+1} + T \quad (1.15)$$

Κατά παρόμοιο τρόπο, η κατανάλωση του γονέα ισούται με το εισόδημά του μείον τα μεταφερόμενα εισοδήματα προς το παιδί του, δηλαδή:

$$C_t = E_t - T \quad (1.16)$$

Επομένως μπορούμε να έχουμε:

$$F = C_{t+1} + C_t \quad (1.17)$$

Η εξίσωση 1.17, είναι μία ευθεία με κλίση 45 μοιρών, πάνω στην οποία κινείται ο γονέας ανάλογα με τη μεταφορά εισοδημάτων, T , που κάνει προς το παιδί του. Έστω για παράδειγμα ότι ο γονέας ξεκινά από ένα υψηλό σημείο E της ευθείας του οικογενειακού προϋπολογισμού και με δεδομένη την καμπύλη αδιαφορίας, θα μεταφέρει T εισοδήματα και κατά συνέπεια θα μετακινηθεί στο σημείο ισορροπίας A . Η μεταφορά αυτή, δεν αντιπροσωπεύει μόνο φαγητό και ένδυση για τα νέα παιδιά, αλλά και έξοδα για εκπαίδευση και ίσως αργότερα και άλλου είδους έξοδα.

Το διάγραμμα μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να επεξηγήσει κάποιες πλευρές της μεταφοράς εισοδημάτων μεταξύ γενεών, όπως (Acemoglu, 2005):

1. Ένα ευφυές παιδί θα λάβει μικρότερη μεταφορά κεφαλαίου (ας πούμε σχολική επένδυση) δεδομένου του εισοδήματος του γονέα, σε σχέση με ένα άλλο

λιγότερο ευφυές παιδί. Αυτό συμβαίνει γιατί το ευφυές παιδί θα θεωρηθεί από τους γονείς του ότι θα κερδίζει μεγάλα εισοδήματα αργότερα στη ζωή του και άρα δεν χρειάζεται τόσα πολλά από την οικογένεια. Για να περιγράψουμε κάτι τέτοιο, έστω ότι η γραμμή προϋπολογισμού ξεκινάει από το σημείο E' , στο οποίο αντιστοιχεί υψηλότερο εισόδημα παιδιού αλλά το ίδιο εισόδημα για τον γονιό (όπως το εισόδημα που αντιστοιχούσε στο E). Σ' αυτή την περίπτωση, το νέο σημείο ισορροπίας θα είναι το B το οποίο βρίσκεται δεξιά και πάνω του A που σημαίνει ότι η μεταφορά κεφαλαίων, T' , θα είναι σ' αυτή την περίπτωση μικρότερη. Γενικώς, η περίπτωση αυτή δείχνει ότι, οι γονικές μεταφορές κεφαλαίων εντός της οικογένειας, τείνουν να εξισώνονται.

2. Το αυξημένο εισόδημα των γονέων, έχει ως αποτέλεσμα ν' αυξήσει τις μεταφορές κεφαλαίων προς το παιδί, αλλά η αύξηση των μεταφερόμενων κεφαλαίων θα είναι μικρότερη από την αύξηση του εισοδήματος των γονέων. Η αναλογία του εισοδήματος που δίνεται από τους γονείς στα παιδιά με την μορφή εκπαιδευτικής χρηματοδότησης, θα τείνει να μειώνεται καθώς γίνονται πιο πλούσιοι οι γονείς.
3. Από το Διάγραμμα 1.14 προκύπτει ότι, ενώ οι πλουσιότεροι γονείς μπορούν να μεταφέρουν μεγαλύτερα εισοδήματα στα παιδιά τους, τουναντίον η σημασία της μεταφοράς αυτής με την μορφή εκπαιδευτικών δαπανών είναι χαμηλότερη για τις πλουσιότερες οικογένειες. Γενικώς, όσο πλούσιος και αν είναι κάποιος, υπάρχει ένα όριο στην ποσότητα εκπαίδευσης που μπορεί να προσφέρει στο παιδί του. Αυτό, μπορεί να εξηγηθεί από το γεγονός ότι, μόλις η απόδοση της εκπαίδευσης ενός παιδιού φτάσει την απόδοση του φυσικού κεφαλαίου, ο γονέας θα συνεχίσει να μεταφέρει περαιτέρω εισοδήματα αλλά με τη μορφή πια φυσικού κεφαλαίου.
4. Τέλος, οι μεταφορές εισοδημάτων από γονέα σε παιδί ή αντίστροφα, που αφήνουν αμετάβλητο το οικογενειακό εισόδημα, δεν θα επηρεάσουν την κατανάλωση κανενός. Έστω για παράδειγμα το σημείο E'' στο διάγραμμα 1.14, που βρίσκεται στην ίδια γραμμή οικογενειακού προϋπολογισμού με το E και αντιπροσωπεύει το εισόδημα του γονέα με το αντίστοιχο εισόδημα του παιδιού χαμηλωμένο ισόποσα. Η ισορροπία στο σημείο A παραμένει αμετάβλητη, αφού ο γονέας κάνει παραπάνω μεταφορές. Για παράδειγμα, οι μεταφορές από το παιδί στον γονέα θα αντισταθμιστούν με τις αυξανόμενες

εθελοντικές μεταφορές από την άλλη μεριά του γονέα προς το παιδί.

1.4.4 Επιδότηση της εκπαίδευσης

Η συμμετοχή του κράτους στην μόρφωση δημιουργεί πολλά ενδιαφέροντα θέματα στην πολιτική οικονομία. Στις περισσότερες ανεπτυγμένες χώρες, η πρωτοβάθμια εκπαίδευση είναι ταυτόχρονα υποχρεωτική και δωρεάν, με την έννοια ότι ο μαθητής δεν χρειάζεται να πληρώσει δίδακτρα. Το ίδιο ισχύει και για την δευτεροβάθμια εκπαίδευση (ή τουλάχιστον όπως συμβαίνει σε μερικές χώρες, η φοίτηση είναι δωρεάν για μερικά χρόνια λυκείου). Στη συνέχεια, οι κρατικές επιδοτήσεις (subsidies) συνεχίζονται και στην τριτοβάθμια εκπαίδευση με, δωρεάν συγγράμματα, υποτροφίες, προσιτά δάνεια, ακόμη και με επιδόματα διατροφής. Η συμμετοχή του κράτους στην εκπαιδευτική διαδικασία, εγείρει δύο σημαντικά ερωτήματα προς διερεύνηση: α) γιατί υπάρχει τόσο μεγάλη κρατική συμμετοχή; και β) ποια είναι η κοινωνική σπουδαιότητα των επιδοτήσεων για την παραπέρα συνέχιση των σπουδών των ανθρώπων και την εισοδηματική ανακατανομή; (Polachek & Siebert, 1993).

Οι Becker (1993) και Polachek & Siebert (1993), υποστηρίζουν ότι παράγοντες όπως, η απονομή δικαιοσύνης, η αποδοτικότητα και οι διάφορες κοινωνικές επιλογές μπορούν να υποστηρίξουν την πολιτική των εκπαιδευτικών επιδοτήσεων. Η δικαιοσύνη, εμπλέκεται διότι όπως έχουμε σημειώσει, αφού η σχολική επένδυση δεν είναι μια καλή εγγύηση για την ανάληψη ενός δανείου, επομένως άτομα από φτωχές οικογένειες δεν θα έχουν όφελος να κάνουν μία τέτοια επένδυση. Στην περίπτωση αυτή, ίσως θεωρηθεί δίκαιο να κατευθυνθούν οι επιχορηγήσεις προς τους φτωχούς παρά προς τους προνομιούχους, ώστε να ισορροπηθεί η ευκαιρία.. Η αποδοτικότητα της οικονομίας εμπλέκεται και αυτή, διότι η μόρφωση ίσως έχει και εξωτερικά οφέλη. Αφού ο μαθητής δεν μπορεί να αρπάξει τέτοια οφέλη, θα υπάρχει υπό-επένδυση στην εκπαίδευση λόγω έλλειψης επιδοτήσεων. Οι εξωτερικότητες, μπορεί να αναφέρονται στη δημιουργία ενός πιο ομογενούς πληθυσμού με κοινές αξίες.

Θέματα δημόσιας επιλογής προκύπτουν διότι οι καθηγητές είναι μία καλά οργανωμένη ομάδα κοινωνικής πίεσης. Έχουν μεγάλο συμφέρον οι καθηγητές να πιέζουν για επιδοτήσεις και υποχρεωτική εκπαίδευση καθώς έτσι επεκτείνουν τις προοπτικές εργασίας τους. Στη συνέχεια, αναλύουμε τον σημαντικότερο από αυτούς τους παράγοντες, που είναι η απόδοση δικαιοσύνης μέσω της πολιτικής των κρατικών επιδοτήσεων. Ειδικότερα, μέσω του «αποτελέσματος Peltzman», θα διερευνήσουμε αν πράγματι οι φτωχότερες οικογένειες βοηθούνται από τις κρατικές επιδοτήσεις της εκπαίδευσης.

Το αποτέλεσμα Peltzman, όπου κάποιες οικογένειες ξοδεύουν λιγότερα στις σπουδές αφότου το κράτος παρουσιάσει επιδότηση σπουδών, εμφανίζεται στο διάγραμμα 1.15. Η επιδότηση που προτείνεται σε αυτή τη περίπτωση είναι “ενδογενής”, δηλαδή, το κράτος αντί να δώσει χρήματα, επιδοτεί τα σχολεία. Επομένως, οι οικογένειες είτε στέλνουν τα παιδιά τους σε δημόσιο σχολείο, είτε όχι (όπου σε αυτή τη περίπτωση χάνουν την επιδότηση) δεν ωφελούνται χρηματικά. Για να δειχθεί γραφικά το αποτέλεσμα Peltzman (Peltzman, 1973), χρησιμοποιούμε στο διάγραμμα 1.15 τρεις γραμμές προϋπολογισμού αντιπροσωπεύοντας, οικογένειες πλούσιες, μεσαίου εισοδήματος και φτωχές. Επομένως, ο οικογενειακός προϋπολογισμός της κάθε τάξης, είναι της μορφής:

$$B = p_e E + p_x X \quad (1.18)$$

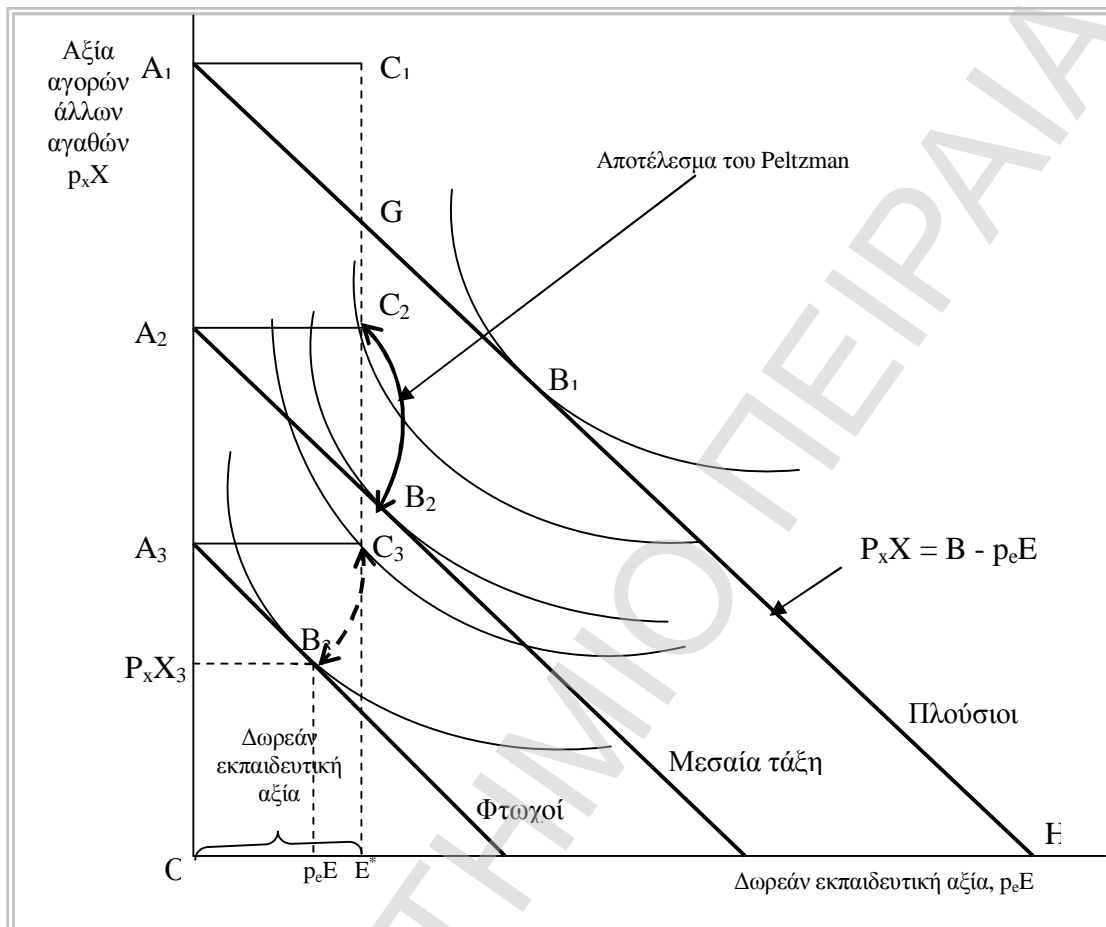
Όπου, p_e και p_x , είναι οι τιμές εκπαίδευσης και άλλων αγαθών και E και X , είναι οι ποσότητα εκπαίδευσης και άλλων αγαθών: Η εξίσωση 1.18, μπορεί να γραφεί ως εξής:

$$p_x X = B - p_e E \quad (1.19)$$

Αυτό σημαίνει ότι ο προϋπολογισμός κάθε οικογένειας είναι μια ευθεία φθίνουσα, η οποία γραφικά ξεκινά από πάνω αριστερά και καταλήγει κάτω δεξιά. Για παράδειγμα, η γραμμή προϋπολογισμού της φτωχής οικογένειας, ξεκινάει από το σημείο A_3 και η οικογένεια βρίσκεται σε ισορροπία στο σημείο B_3 . στο σημείο ισορροπίας, η οικογένεια αγοράζει $p_e E_3$ εκπαιδευτική αξία και $p_x X_3$ αξία άλλων

Υποθέτουμε ότι το κράτος, προσφέρει μία συγκεκριμένη αξία εκπαιδευτικών υπηρεσιών δωρεάν (value of free education) OE^* σε ένα δημόσιο σχολείο ή πανεπιστήμιο. Αυτό σημαίνει ότι, η φτωχή οικογένεια θα ήταν σε καλύτερη θέση αν μεταφερόταν δεξιά στο σημείο C_3 της νέας μετατοπισμένης καμπύλης αδιαφορίας της. Κατά παρόμοιο τρόπο, η οικογένεια μεσαίας τάξης θα μεταφερόταν από το σημείο ισορροπίας της B_2 στο σημείο C_2 επί της νέας μετατοπισμένης προς τα δεξιά καμπύλης αδιαφορίας της. Όμως η μετακίνηση από το C_2 στο B_2 σημαίνει ότι τα παιδιά αυτής της οικογένειας στην ουσία λαμβάνουν λιγότερη εκπαίδευση από πριν. Αντίθετα, η πλούσια οικογένεια θα παρέμενε στο B_1 . Συμπερασματικά, ανάλογα με τον αριθμό των φτωχών και μεσαίας τάξης οικογενειών, υπάρχει η πιθανότητα, η παροχή δωρεάν εκπαίδευσης να έχει ελάχιστη επίδραση στις συνολικές εκπαιδευτικές δαπάνες και ίσως ακόμα και να τις μείωνε.

Διάγραμμα 1.15: Το αποτέλεσμα Peltzman



Πηγή: Peltzman, 1973

Τέλος, μπορούμε επίσης να σημειώσουμε ότι αν υποθέσουμε ότι το διάγραμμα αυτό ανταποκρίνεται στην ανώτατη εκπαίδευση, τότε άτομα μη εκλέξιμα για ανώτερες σπουδές θα έχουν αδιάφορες οριζόντιες καμπύλες και θα βρίσκονται σε σημεία όπως το A_1 ή A_2 , που σημαίνει ότι δεν θα ωφελούνται από το σχέδιο, αν και θα το πληρώσουν μέσω της φορολογίας.

Για να περιγράψουμε αριθμητικά το “αποτέλεσμα Peltzman”, επικαλούμαστε το παράδειγμα του West (1975), τα αποτελέσματα του οποίου παρατίθενται στον Πίνακα 1.1. Υποτίθεται ότι υπάρχουν δέκα οικογένειες ίσου μεγέθους, με την ανάλογη κατανομή εισοδήματος. Οι οικογένειες υποτίθεται ότι ξοδεύουν 10% από το εισόδημά τους στην εκπαίδευση όπως φαίνεται στην τρίτη στήλη. Επομένως, οι συνολικές δαπάνες εκπαίδευσης των δέκα οικογενειών ανέρχονται στα 200€ Έστω ότι η δωρεάν εκπαίδευση

αξίας ανά οικογένεια που παρέχεται σε δημόσια σχολεία είναι 12,5 €. Οι φτωχές οικογένειες θα δεχτούν αυτή την δωρεάν εκπαιδευτική αξία. Οι μεσαίας τάξης οικογένειες, πριν πάρουν την απόφασή τους, καλούνται να επιλέξουν μεταξύ ιδιωτικού και δημόσιου σχολείου. Με το να επιλέξουν το πρώτο, σημαίνει ότι αφήνουν 12,5€ προς όφελος 7,5€ Επομένως, οι οικογένειες αυτές σκεπτόμενες ορθολογικά, θα δεχθούν και αυτές την δωρεάν εκπαιδευτική αξία. Αυτό σημαίνει ότι, οι οικογένειες μεσαίου εισοδήματος γίνονται λιγότερο μορφωμένες (αποτέλεσμα Peltzman). Οι πλούσιες οικογένειες συνεχίζουν να χρησιμοποιούν ιδιωτικά σχολεία (το αποτέλεσμα Peltzman, εξαρτάται από προτιμήσεις, όπως φαίνεται στο Διάγραμμα 1.14). Οι συνέπειες αυτού του σεναρίου απεικονίζονται στις δύο τελευταίες στήλες, όπου τα περισσότερα κονδύλια της δημόσιας εκπαίδευσης πηγαίνουν πλέον στην μεσαία ομάδα (75 στα 100) και η κατανάλωση στην εκπαίδευση έχει πέσει από τα 200€ στα 160€

Πίνακας 1: Παράδειγμα κατανομής συνεπειών της δωρεάν κρατικής εκπαίδευσης

Πριν την επιχορήγηση				Μετά την επιχορήγηση		
Αριθμός οικογενειών	Τάξη εισοδήματος	Εκπαίδευση ανά οικογένεια	Συνολική δαπάνη για εκπαίδευση	Δωρεάν εκπαιδευτική αξία ανά οικογένεια	Συνολική δαπάνη για εκπαίδευση	
					Δημόσιο	Ιδιωτικό
2	100	10	20	12,5	25	0
6	200	20	120	12,5	75	0
2	300	30	60	-	-	60
Σύνολο			200		160	

Πηγή: West, 1975

Σύμφωνα με την παραπάνω ανάλυση, οι φτωχοί δεν βοηθούνται αρκετά από τις κρατικές επιδοτήσεις της εκπαίδευσης, οι οποίες τείνουν να είναι πιο κατάλληλες για τις οικογένειες μεσαίας τάξης.

1.5 Μετά-σχολική επένδυση

Στην ενότητα αυτή εξετάζονται, η θεωρία της γενικής και εξειδικευμένης κατάρτισης και οι επιπτώσεις από την εφαρμογή της πολιτικής της επαγγελματικής κατάρτισης. Σκοπός της ενότητας αυτής είναι, η ενσωμάτωση των παραγόντων αυτών της μετασχολικής επένδυσης σ' ένα εμπειρικό πλαίσιο προκειμένου να εκτιμηθούν οι συναρτήσεις εισοδήματος, ώστε να ληφθεί υπόψη το εύλογο της υπόθεσης ότι οι άνθρωποι προγραμματίζουν με λογικό τρόπο κατά τη διάρκεια του κύκλου ζωής τους.

1.5.1 Γενική και ειδική κατάρτιση

Σύμφωνα με το μοντέλο ανθρώπινου κεφαλαίου στο οποίο έχουμε αναφερθεί, οι άνθρωποι 'πληρώνουν' για την εκπαίδευσή τους μέσω της αποδοχής χαμηλότερου μισθού σε δουλειές που παρέχουν κατάρτιση (training). Μια δουλειά που παρέχει ευκαιρίες για κατάρτιση θα πληρώνει λιγότερο από ότι μια άλλη που δεν παρέχει. Αν αυτό δεν συνέβαινε, ώστε οι δουλειές καριέρας να πληρώνουν περισσότερο από ότι 'οι δουλειές με αδιέξοδο', τότε κανένας δεν θα αναλάμβανε τις δουλειές αδιεξόδου (Becker, 1993).

Η θέση αυτή, περιγράφεται στο Διάγραμμα 1.16 που παρουσιάζει διάφορα πιθανά προφίλ εισοδημάτων που σχετίζονται με τις περιόδους κατάρτισης στην εργασία. Η κατάρτιση στην εργασία (on-the-job training) αντιμετωπίζεται ως μια μορφή εκπαίδευσης μερικής-απασχόλησης (με την έννοια ότι ο εργαζόμενος αφιερώνει μέρος του χρόνου του για εκπαίδευση) και λαμβάνει χώρα στην επιχείρηση ή στο γραφείο παρά σε ένα σχολείο. Επειδή η κατάρτιση στην εργασία είναι μερικής απασχόλησης, ο εκπαιδευόμενος έχει θετικά εισοδήματα που ισούνται με το οριακό έσοδο παραγωγής (marginal revenue product) ως εκπαιδευόμενος. Ωστόσο, ο εκπαιδευόμενος υφίσταται κάποιο κόστος ευκαιρίας όπως και στην περίπτωση που θα ήταν στο σχολείο. Στη συνέχεια όμως, υπάρχει μια ανταμοιβή σε όρους αυξημένων εισοδημάτων. Η ανταμοιβή, k , και το κόστος ευκαιρίας, C , πρέπει να σχετίζονται με τον ίδιο τρόπο όπως και στην περίπτωση της εκπαίδευσης πλήρους-απασχόλησης, δηλαδή (Becker, 1993; Borjas, 2000):

$$k / C = IRR = i \quad (1.20)$$

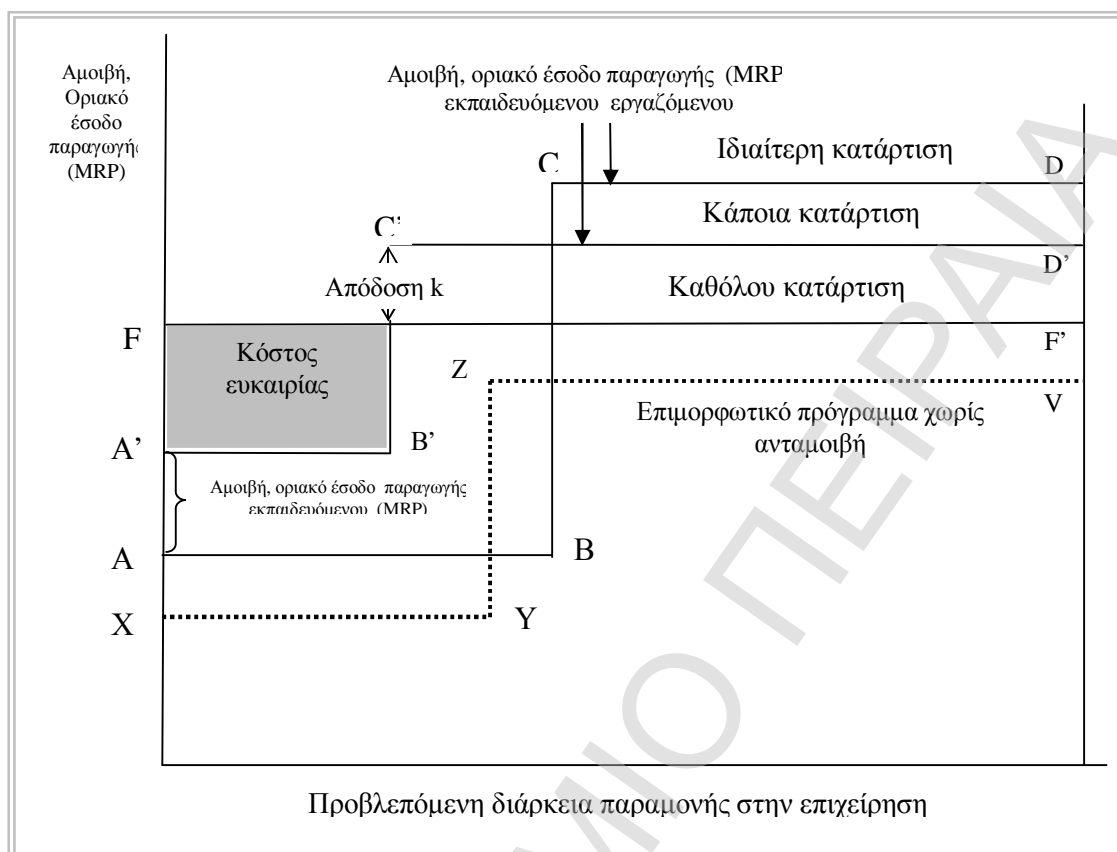
Όπου, IRR , είναι ο εσωτερικός συντελεστής απόδοσης, και i ένα επιτόκιο της αγοράς.

Στο Διάγραμμα 1.16, τα προφίλ έχουν σχεδιαστεί ως ευθείας για λόγους απλοποίησης, και η απότομη αλλαγή του προφίλ κατά την ολοκλήρωση της κατάρτισης σχετίζεται με την ποσότητα της κατάρτισης. Ούτως ή άλλως, η κατάρτιση έχει σκοπό ν' αυξήσει το οριακό έσοδο παραγωγής του ατόμου. Επομένως το προφίλ 'καθόλου κατάρτιση' FF' είναι επίπεδο καθ' όλη τη διάρκεια παραμονής του ατόμου στην επιχείρηση, το προφίλ 'κάποια κατάρτιση' A'B'C'D' έχει μια μικρή μεταβολή και το προφίλ ABCD υποδεικνύει 'το μέγιστο ποσό κατάρτισης'. Ωστόσο, όλα τα προφίλ πρέπει να τέμνουν το προφίλ 'καθόλου κατάρτιση', διασφαλίζοντας ότι τα κόστη ευκαιρίας αντισταθμίζονται πλήρως από τις αποδόσεις, προκειμένου να αποδώσουν έναν εσωτερικό συντελεστή απόδοσης ίσο με το επιτόκιο της αγοράς. Ένα τέτοιο προφίλ όπως το XYZV (με διακεκομμένες γραμμές), ενώ αυξάνει την παραγωγικότητα του ατόμου, δεν παρέχει κάποια ανταμοιβή, οπότε η πορεία της εκπαίδευσης που αντιπροσωπεύει θα

Έστω μια επιχείρηση μ' ένα χαρτοφυλάκιο διαφορετικών δουλειών (δουλειές για ανειδίκευτους μέχρι εξειδικευμένες δουλειές). Η κάθε δουλειά, έχει το αντίστοιχο προφίλ εισοδήματος. Τα άτομα επιλέγουν να απασχοληθούν ανάμεσα σε μια διαδικασία (ακολουθία) δουλειάς ανάλογα με τις προτιμήσεις τους, τις ικανότητές τους και ανάλογα με την προθυμία τους να αποποιηθούν εισόδημα, όπως και στην περίπτωση της εκπαίδευσης αποκλειστικής απασχόλησης. Πράγματι, κάποιες πρακτικές ασκήσεις σε δουλειές, παρέχουν αρχικά πολύ χαμηλά εισοδήματα (βλέπε ABCD) αφού η αρχική παραγωγικότητα είναι χαμηλή για τέτοιους εκπαιδευόμενους (όπως και στην περίπτωση του σχολείου).

Στο σημείο αυτό, τίθενται δύο βασικά ερωτήματα: α) γιατί θα πρέπει να επιβαρύνεται ο εργαζόμενος με όλο το κόστος κατάρτισης και όχι ο εργοδότης; Και β) γιατί η κατάρτιση δεν αποτελεί έξοδο για την εταιρία; Η απάντηση είναι ότι κάποιες φορές ο εργαζόμενος επιβαρύνεται όλο το κόστος κατάρτισης και κάποιες άλλες φορές η επιχείρηση μοιράζεται μέρος του κόστους με τον εργαζόμενο. Αλλά, οποιοσδήποτε και αν είναι ο διακανονισμός, το προφίλ εισοδήματος των εργαζομένων θα αντανάκλα το πόση κατάρτιση έχει πληρώσει αυτός ο ίδιος (Polachek & Siebert

Γενικά, διακρίνονται δύο τύποι κατάρτισης: η 'γενική' και 'εξειδικευμένη' κατάρτιση. Η γενική κατάρτιση αυξάνει την παραγωγικότητα του εργαζομένου τόσο εντός, όσο και εκτός της επιχείρησης εξίσου, δηλαδή αυξάνει τον εναλλακτικό μισθό του εργαζομένου (Becker, 1993). Η σχολική εκπαίδευση, είναι μια μορφή γενικής

Διάγραμμα 1.16: Προφίλ εισοδήματος-κατάρτισης στην εργασία και παραγωγικότητας

Πηγή: Polachek & Siebert, 1993.

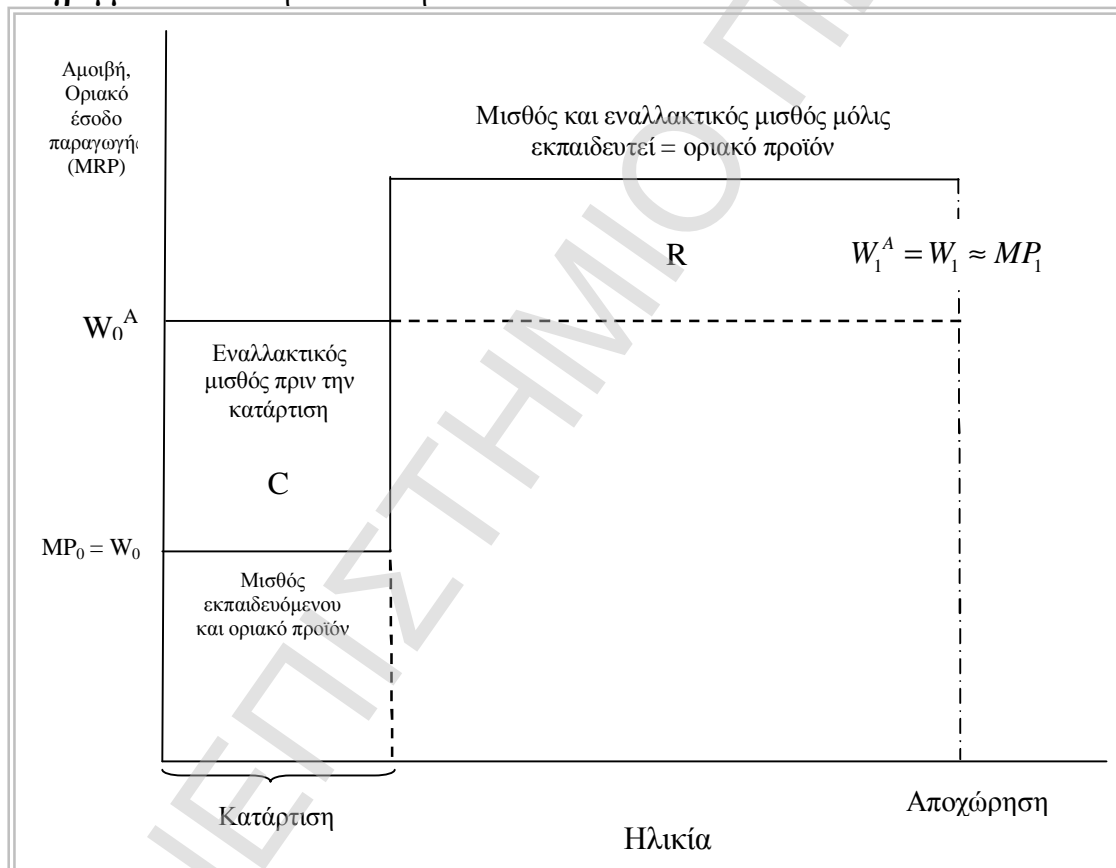
Για παράδειγμα, έσω ένας εργαζόμενος σε μια ασφαλιστική εταιρία που μαθαίνει τις αρχές της ασφάλειας και πώς να αξιολογεί τους κινδύνους. Η γνώση που θα αποκομίσει τον καθιστά έναν πιο χρήσιμο εργαζόμενο για όλες τις εταιρίες του κλάδου. Επομένως, δεν θα είχε νόημα για τον εργοδότη να πληρώσει για την κατάρτισή του σ' αυτή την περίπτωση (δηλ. να προσφέρει υψηλότερο μισθό από ότι το οριακό προϊόν του κατά τη διάρκεια της εκπαίδευσης) διότι, αφού καταρτιστεί, δεν θα υπάρχει κάποιος λόγος που να αποτρέπει τον εργαζόμενο από το να φύγει από την εταιρία.

Η εξειδικευμένη κατάρτιση λαμβάνει χώρα όταν ο εργαζόμενος μαθαίνει κάτι που έχει αξία μόνο στην συγκεκριμένη επιχείρηση και επομένως, το οριακό προϊόν του δεν αυξάνεται έξω από την επιχείρηση. Επομένως, η μικρή αξία της εξειδικευμένης γνώσης στην αγορά εργασίας, έχει ως αποτέλεσμα, ο εναλλακτικός μισθός του εργαζομένου να παραμένει αμετάβλητος. Σε μια τέτοια περίπτωση ο εργοδότης θα κάλυπτε ένα μέρος του κόστους της κατάρτισης και αντίστοιχα θα επωφελούνταν μέρος του οφέλους της εκπαίδευσης. Η εταιρία όμως δεν θα κάλυπτε ολόκληρο το κόστος. Είναι λογικό να

επωμίζεται ο εργαζόμενος κάποιο ποσοστό της επένδυσης ώστε να του παρέχεται ένα κίνητρο να παραμείνει στην εταιρία (Becker, 1993).

Οι δύο αυτοί τύποι της κατάρτισης, παρουσιάζονται στα Διαγράμματα 1.17 και 1.18. Το Διάγραμμα 1.17 παρουσιάζει την περίπτωση της γενικής κατάρτισης, χρησιμοποιώντας επίπεδο προφίλ μισθού για λόγους απλοποίησης. Το κόστος κατάρτισης του εργαζομένου είναι τα εισοδήματα που αποποιείται κατά τη διάρκεια της κατάρτισης (περιοχή C) και οι αποδόσεις, είναι οι αυξημένοι μισθοί μετά την κατάρτιση (περιοχή R). Αφού ο μισθός ισούται πάντα με το οριακό προϊόν, επομένως ο εργοδότης δεν επιβαρύνεται οποιοδήποτε κόστος ούτε αποκομίζει οποιαδήποτε απόδοση.

Διάγραμμα 1.17: Γενική εκπαίδευση

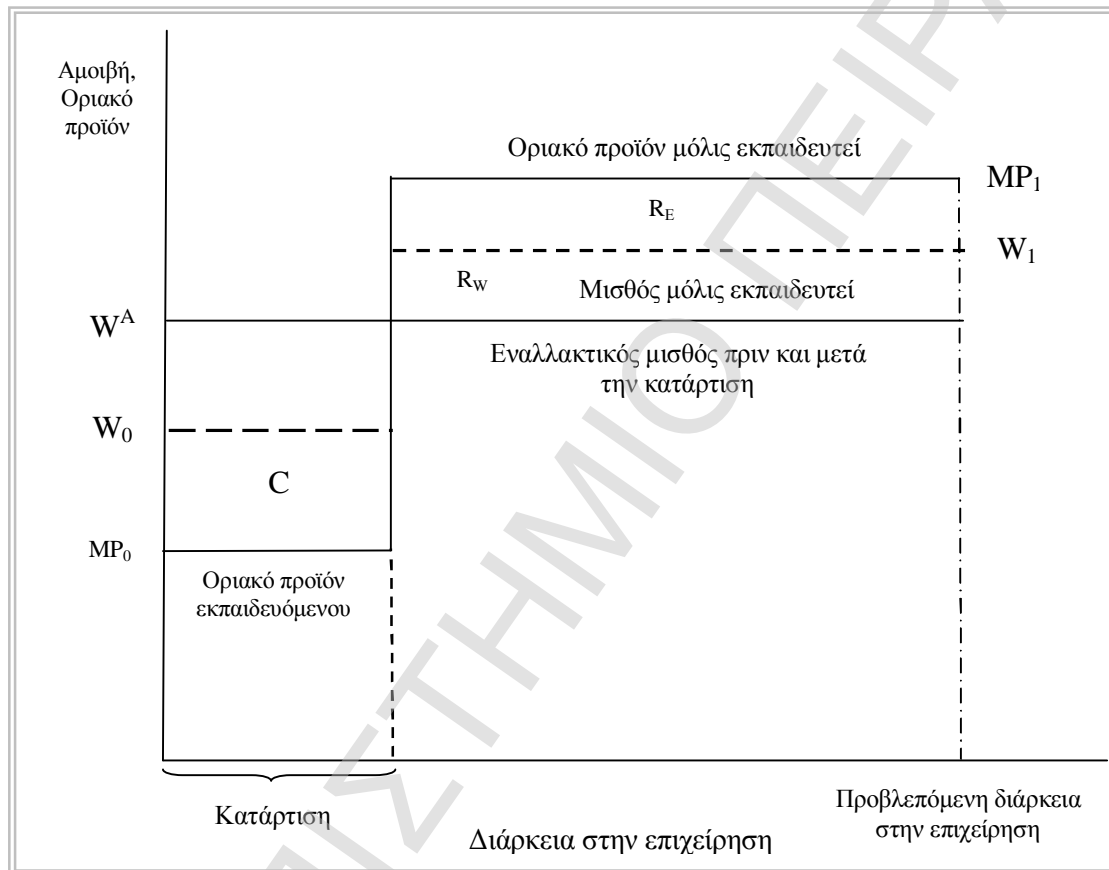


Πηγή: Jacobsen, 1998

Στο Διάγραμμα 1.18, παρουσιάζεται η εξειδικευμένη κατάρτιση. Στη περίπτωση αυτή, ο εργαζόμενος και ο εργοδότης φαίνεται να μοιράζονται ισόποσα τα κόστη και τις αποδόσεις της κατάρτισης. Το κόστος του εργοδότη από την κατάρτιση (περιοχή C_E) αντιπροσωπεύεται από το γεγονός ότι το οριακό προϊόν του εκπαιδευόμενου, MP_0 , είναι μικρότερο από το μισθό του εκπαιδευόμενου, W_0 και αυτό με τη σειρά του μικρότερο από

τον εναλλακτικό μισθό του εκπαιδευόμενου W_A , έτσι ώστε και ο εκπαιδευόμενος πληρώνει κάποιο ποσό (περιοχή C_w). Η απόδοση του εργοδότη (περιοχή R_E) δίνεται από την απόκλιση μεταξύ του μισθού του εκπαιδευόμενου, W_1 , και το οριακό προϊόν, MP_1 . Η απόδοση του εργαζόμενου (περιοχή R_W) προκύπτει από το γεγονός ότι ο μισθός στη συγκεκριμένη εταιρία είναι μεγαλύτερος από τον εναλλακτικό μισθό, W_A .

Διάγραμμα 1.18: Εξειδικευμένη κατάρτιση



Πηγή: Jacobsen, 1998

Είναι ενδιαφέρον να τονιστεί ότι στην περίπτωση της εξειδικευμένης κατάρτισης, η θεωρία της οριακής παραγωγικότητας των μισθών δεν ισχύει, αφού ο εργαζόμενος ποτέ δεν πληρώνεται την αξία του οριακού του προϊόντος. Ωστόσο, μπορεί να αποδειχθεί ότι η παρούσα αξία των μισθών θα ισούται με την παρούσα αξία του οριακού προϊόντος (επομένως, η θεωρία ισχύει τουλάχιστον σε όρους παρούσας αξίας).

Το γεγονός αυτό, μπορεί να εξηγηθεί με τη βοήθεια του Διαγράμματος 1.18.

Η παρούσα αξία της ροής του οριακού προϊόντος, PV_{MP} είναι (Becker, 1993):

$$PV_{MP} = MP_0 + MP_1 / i \quad (1.21)$$

όπου MP_0 είναι το οριακό προϊόν κατά τη διάρκεια της κατάρτισης, MP_1 , είναι το οριακό προϊόν μετά την κατάρτιση και i είναι το επιτόκιο. Υποθέτουμε ότι το MP_0 συνεχίζει για ένα μικρό χρονικό διάστημα και έτσι δεν πρέπει να προεξοφληθεί και επομένως προεξοφλούμε το MP_1 , (δηλαδή, υποθέτουμε ότι το MP_1 , θα συνεχίσει για πολύ μεγάλο χρονικό διάστημα). Κατά παρόμοιο τρόπο, η παρούσα αξία της ροής μισθού, PV_w , είναι:

$$PV_w = W_0 + W_1 / i \quad (1.22)$$

Αν οι δύο παρούσες αξίες είναι ίσες τότε έχουμε:

$$W_0 - MP_0 = (MP_1 - W_1) / i \quad (1.23)$$

Η σχέση αυτή δείχνει ότι το κόστος της επένδυσης για την επιχείρηση ισούνται με την παρούσα αξία των αποδόσεων που έχουν προεξοφληθεί με το επιτόκιο (X. Χαρίσης, 2000).

Όμως, ένας εργαζόμενος είτε έχει καταρτισθεί γενικά, είτε εξειδικευμένα, ο βασικός παράγοντας που σχετίζεται με το μισθό του, είναι η ποσότητα της κατάρτισης για την οποία αυτός έχει πληρώσει. Το γεγονός ότι στο πλαίσιο της εξειδικευμένης κατάρτισης, ο εργοδότης πληρώνει ένα μέρος του κόστους εκπαίδευσης, δεν έχει σημασία για τον εργαζόμενο αφού η εταιρία θα αποκομίσει ένα αντίστοιχο μέρος των αποδόσεων. Ένα προφίλ εισοδήματος αυξάνεται εξαιτίας προηγούμενων επενδύσεων του εργαζομένου, και δεν έχει ιδιαίτερη σημασία αν οι επενδύσεις αυτές έχουν γίνει υπό καθεστώς γενικής ή εξειδικευμένης κατάρτισης (Kuratani, 1973).

Ωστόσο, η γενική και η εξειδικευμένη κατάρτιση, έχουν διαφορετικούς χρονικούς ορίζοντες. Ο σχετικός ορίζοντας της γενικής κατάρτισης είναι η ηλικία του εργαζομένου μέχρι την συνταξιοδότηση. Αντιθέτως, για την εξειδικευμένη κατάρτιση, ο ορίζοντας είναι η αναμενόμενη θητεία του εργαζομένου στην εταιρία. Επομένως, στην απόφαση για πόση εξειδικευμένη κατάρτιση να επενδύσει, ο εργαζόμενος (και η επιχείρηση) πρέπει να υπολογίσει για πόσο διάστημα θα παραμείνει στην επιχείρηση (Becker, 1993).

Όπως οι επενδύσεις γενικής κατάρτισης αντιπροσωπεύονται από το συνολικά έτη εμπειρίας στην αγορά εργασίας, έτσι και η εξειδικευμένη κατάρτιση αντιπροσωπεύεται

συχνά με τα έτη εμπειρίας στον ίδιο εργοδότη. Ένα έτος εμπειρίας που αποκτήθηκε πριν την παρούσα εργασία, θα περιέχει και γενική και εξειδικευμένη κατάρτιση. Όμως σ' αυτή την περίπτωση, μόνο η προηγούμενη γενική κατάρτιση (εξ' ορισμού) αντανακλάται στο παρόν μισθό. Κρατώντας σταθερή την συνολική εμπειρία (και επομένως και την γενική κατάρτιση), ο τρόπος με τον οποίο αυξάνεται ο μισθός στην παρούσα δουλειά μπορεί να αντανακλά το μέγεθος των επενδύσεων της συγκεκριμένης επιχείρησης. Συμπερασματικά, ο συντελεστής της θητείας στην δουλειά θα πρέπει να αντανακλά το ποσό και την απόδοση της εξειδικευμένης κατάρτισης, δεδομένης της εμπειρίας, και ο συντελεστής της εμπειρίας θα πρέπει να μετρά το ποσό και την απόδοση της γενικής επένδυσης, δεδομένης της θητείας (Becker, 1993).

Μια εξήγηση ότι τα εισοδήματα μπορεί ν' αυξάνονται με την θητεία στην επιχείρηση είναι, να συνδέσουμε τις επενδύσεις εξειδικευμένης κατάρτισης ενός συγκεκριμένου ατόμου (και επομένως την παραγωγικότητά του στη δουλειά) με τον συντελεστή της θητείας του. Η αιτιολόγηση αυτή, δεν είναι η μόνη λογική εξήγηση.⁶ Για παράδειγμα, υπάρχει η υπόθεση του 'ταιριάσματος εργασίας'. Συνήθως, τα άτομα που παραμένουν σε μια επιχείρηση για μεγάλο χρονικό διάστημα, πιστεύουν ότι έχουν βρει αυτό που έψαχναν ή ότι έχουν βρει μια δουλειά που ταιριάζει στο ταλέντο τους. Σύμφωνα με έρευνες, τα καλύτερα ταιριάσματα δουλειάς βρίσκονται στις μακροχρόνιες δουλειές (Polachek & Siebert 1993).

1.5.2 Η πολιτική της κατάρτισης στην εργασία

Σύμφωνα με την θεωρία ανθρώπινου κεφαλαίου μπορεί κανείς να εκτιμήσει το ποσό των επενδύσεων κατάρτισης που πραγματοποιεί ο εργαζόμενος σε οποιοδήποτε έτος, παρατηρώντας το ρυθμό αύξησης του εισοδήματός του το επόμενο έτος. Έχουμε ήδη δείξει το γεγονός αυτό με ένα απλό τρόπο στην παράγραφο 1.3.3 (εξίσωση (1.8) και Διάγραμμα 1.8). Το γεγονός αυτό, είναι με άλλα λόγια η σχέση μεταξύ των πιθανών/δυνητικών εισοδημάτων, E_t , και καθαρής επένδυσης, C_m :

$$\Delta E_t / i = C_m \quad (1.24)$$

Χρησιμοποιώντας μία από τις βασικές συναρτήσεις αμοιβών του Mincer (1974) (Polachek & Siebert, 1993), μπορούμε να δείξουμε την ποσοστιαία αύξηση των

⁶ Οι Polachek & Siebert 1993, εξετάζουν και άλλα επιχειρήματα στην περίπτωση του τι συμβαίνει στο εσωτερικό περιβάλλον της επιχείρησης (εσωτερικές αγορές εργασίας – internal labour market).

εισοδημάτων των εργαζομένων, την καθαρή επένδυση αυτών και κατά συνέπεια την ποσότητα των δυνητικών του εισοδημάτων που επενδύει σε ανθρώπινο κεφάλαιο.

Προκειμένου να υπολογίσουμε την καθαρή επένδυση, C_{nt} , θεωρούμε κατά προσέγγιση ότι $\Delta E_t = \Delta Y_t$ (Διάγραμμα 1.8).

Το εκτιμημένο υπόδειγμα αμοιβών του Mincer (1974) είναι:

$\ln Y = 6.20 + 0.107S + 0.081t - 0.0012t^2$, όπου, $\ln Y$, είναι ο λογάριθμος των ετήσιων αμοιβών, S τα έτη εκπαίδευσης και t η εμπειρία υπολογισμένη ως ηλικία - έτη εκπαίδευσης - 6. Αν θεωρήσουμε την περίπτωση των εργαζομένων κατά τον πρώτο έτος συμμετοχής τους στην αγορά εργασίας, δηλαδή $t = 1$, τότε η κλίση του προφίλ $\ln Y$ σε αυτή την περίπτωση είναι: $\partial \ln Y_t / \partial t = 0.081 \equiv \partial \ln E_1 / \partial t$. Επομένως, αφού $\partial \ln E_1 / \partial t = (\partial E_1 / \partial t) \cdot (1/E_1)$ τότε $\Delta E_1 / E_1 = 0.081$, που σημαίνει ότι η ικανότητα εισοδήματος αυξάνει περίπου 8% τον πρώτο χρόνο στη δουλειά.

Αν το προεξοφλητικό επιτόκιο, i , είναι 15%, τότε η καθαρή επένδυση τον πρώτο χρόνο είναι: $C_{n1} = \Delta E_1 / i = 0,081E_1 / 0,15 = 0,53E_1$. Αυτό σημαίνει ότι η καθαρή επένδυση είναι το 53% της ικανότητας εισοδήματος το πρώτο έτος εργασίας..

Στη συνέχεια, κάνοντας μια υπόθεση για την απόσβεση, μπορούμε να υπολογίσουμε τη μικτή επένδυση και να εκτιμήσουμε τα πραγματικά εισοδήματα ως ποσοστό των δυνητικών εισοδημάτων.

Η μικτή επένδυση, C_{gt} , είναι: $C_{gt} = C_{nt} + dPK_t$, όπου d είναι το ποσοστό απόσβεσης, $P=w/i$ είναι η αξία μιας μονάδας κεφαλαίου, και K ο αριθμός των μονάδων ανθρώπινου κεφαλαίου. Αφού $E_t = wK_t$, τότε μπορούμε να έχουμε:

$$C_{gt} = 0,08E_1 / i + dE_1 / i = (0,08 + d)E_1 / i$$

Η διαφορά μεταξύ πραγματικών και δυνητικών εισοδημάτων σε οποιοδήποτε δεδομένο έτος αντιπροσωπεύει την μικτή επένδυση που πραγματοποιείται σε αυτό, δηλαδή,

$$C_{gt} = E_t - Y_t. \text{ Επομένως, } (E_1 - Y_1) / E_1 = (0,08 + d) / i$$

Αν πάρουμε $d \cong 2\%$ κάθε χρόνο (όπως προτείνεται από έρευνες για τον τρόπο που μειώνονται τα εισοδήματα μετά από περιόδους εκτός της αγοράς εργασίας), τότε $Y_1 / E_1 \cong 1/3$. Η πρόταση είναι επομένως ότι ο μέσος νέος εργαζόμενος επενδύει περίπου τα 2/3 των δυνητικών του εισοδημάτων σε ανθρώπινο κεφάλαιο.

Από τα παραπάνω, προκύπτει η ακόλουθη πολιτική της κατάρτισης στην επιχείρηση. Οι υψηλοί μισθοί νεότερων εργαζομένων (είτε εξαιτίας της νομοθεσίας περί βασικού

μισθού είτε λόγω συλλογικής διαπραγμάτευσης των συνδικάτων), αποτρέπουν τους εργαζόμενους να έχουν την ευκαιρία αποδοχής μιας δουλειάς χαμηλότερου μισθού που παρέχει όμως εκπαίδευση και που θα τους αποδώσει υψηλότερο μισθό στο μέλλον. Αυτή η επίπτωση είναι κυρίως σημαντική για τις νεότερες ηλικίες όπου πραγματοποιούνται οι περισσότερες αυτό-επενδύσεις. Για παράδειγμα, παρατηρώντας το Διάγραμμα 1.16, υποθέτουμε ότι η πληρωμή ενός χαμηλού μισθού όπως υποδεικνύεται από το A ήταν 'παράνομη', και ότι έπρεπε να πληρωθεί υψηλότερος μισθός. Εξαιτίας όμως της νομοθεσίας περί ελάχιστου μισθού, οι επιχειρήσεις δεν μπορούν να διαθέσουν θέσεις πρακτικής εξάσκησης που να έχουν χαμηλό αρχικό μισθό και στη συνέχεια υψηλότερο μελλοντικό μισθό. Οι εταιρίες τείνουν να επιλέγουν προφίλ όπως το A'B'C'D'. Με άλλα λόγια, η αύξηση στο μισθό θα είναι μικρότερη, υπονοώντας λιγότερες ευκαιρίες εκπαίδευσης (π.χ. λιγότερες δουλειές με προφίλ εισοδήματος με απότομη κλίση) για τους νεότερους εργαζόμενους. Ο πλήρης μισθός του εργαζομένου, συμπεριλαμβανομένης και της αξίας της εκπαίδευσης, στην πραγματικότητα θα είχε μειωθεί.

1.6 Συναρτήσεις αμοιβών

1.6.1 Γενικά στοιχεία

Το υπόδειγμα προσδιορισμού των μισθών/εισοδημάτων του Jacob Mincer (1974) αποτελεί ορόσημο των εμπειρικών οικονομικών της εργασίας. Αποτελεί το πλαίσιο που χρησιμοποιείται σήμερα για να εκτιμηθούν, οι αποδόσεις της εκπαίδευσης (Psacharopoulos (1981), Willis (1986), Ashenfelter και Krueger (1994), Ashenfelter και Rouse (1998), Smith και Welch (1989), Krueger (1993), οι αποδόσεις της ποιότητας της εκπαίδευσης (Behrman και Birdsall (1983) και Card και Krueger (1992) και για να υπολογιστεί η επίδραση της εργασιακής εμπειρίας στο χάσμα αμοιβών ανδρών-γυναικών (Mincer και Polachek (1974). Αποτελεί τη βάση, για την εκπόνηση οικονομικών μελετών της εκπαίδευσης σε αναπτυγμένες χώρες (Glewwe (2002) και έχει εκτιμηθεί χρησιμοποιώντας δεδομένα από διάφορες χώρες και ποικίλες χρονικές περιόδους. Πρόσφατες μελέτες οικονομικής ανάπτυξης (economic growth) χρησιμοποιούν το υπόδειγμα Mincer για να αναλύσουν την σχέση μεταξύ ανάπτυξης και μέσου μορφωτικού επιπέδου μεταξύ χωρών (Bils και Klenow (2000).

Ο Mincer, για τον καθορισμό του υποδείγματος προσδιορισμού των μισθών/εισοδημάτων, μοντελοποίησε τον φυσικό λογάριθμο των αμοιβών ως μια συνάρτηση των ετών εκπαίδευσης και των ετών πιθανής εργασιακής εμπειρίας (ηλικία - τα έτη εκπαίδευσης - έξι). Ειδικότερα, στην “συνάρτηση αμοιβών ανθρώπινου κεφαλαίου” του Mincer, οι λογαριθμικές αμοιβές μοντελοποιούνται ως το άθροισμα μιας γραμμικής συνάρτησης των ετών εκπαίδευσης και μιας μη-γραμμικής συνάρτησης των ετών της πιθανής εμπειρίας (*potential experience*).

Σε μια εξίσωση, ο Mincer ενσωματώνει δύο ξεχωριστές οικονομικές έννοιες: α) μια εξίσωση αποτίμησης ή μια συνάρτηση μισθού που δείχνει πως η αγορά εργασίας ανταμείβει τις παραγωγικές ικανότητες όπως, την εκπαίδευση και την εργασιακή εμπειρία και β) την απόδοση της εκπαίδευσης που μπορεί να συγκριθεί με το επιτόκιο προκειμένου ν’ αριστοποιηθούν οι επενδύσεις σε ανθρώπινο κεφάλαιο. Επομένως, υποθέτοντας στασιμότητα του οικονομικού περιβάλλοντος, μπορούμε να χρησιμοποιήσει το υπόδειγμα του Mincer για να προσδιορίσουμε, τόσο τις τιμές ικανοτήτων (εκπαίδευση και εργασιακή εμπειρία), όσο και τις αποδόσεις της επένδυσης σε ανθρώπινο κεφάλαιο (εκπαίδευση).

1.6.2 Το θεωρητικό πλαίσιο του υποδείγματος παλινδρόμησης των αμοιβών κατά Mincer

Το υπόδειγμα του Mincer (1958, 1974) προσδιορίζεται ως ακολούθως:

$$\ln[w(s, x)] = a_0 + r_s s + b_0 x + b_1 x^2 + e \quad (1.25)$$

Όπου, $w(s, x)$ είναι ο μισθός στο εκπαιδευτικό επίπεδο s και την εργασιακή εμπειρία x , r_s είναι η “απόδοση εκπαίδευσης” (με την υπόθεση ότι είναι σταθερή για όλα τα εκπαιδευτικά επίπεδα) και e είναι ένα κατάλοιπο μηδενικού μέσου με $E(e|s, x) = 0$. Το υπόδειγμα αυτό, παρακινείται από δύο εννοιολογικά διαφορετικά θεωρητικά πλαίσια, που θα αναλύσουμε σε συντομία στη συνέχεια.

1.6.2.1 Το πρώτο υπόδειγμα προσδιορισμού των αμοιβών του Mincer (1958)

Το πρώτο υπόδειγμα Mincer (1958) χρησιμοποιεί την αρχή των αντισταθμιστικών διαφορών (compensating differences) για να εξηγήσει γιατί άτομα με διαφορετικά επίπεδα εκπαίδευσης λαμβάνουν διαφορετικές αμοιβές κατά τη διάρκεια της ζωής τους. Αυτό το υπόδειγμα υποθέτει ότι τα άτομα έχουν ταυτόσημες ικανότητες και ευκαιρίες, ότι υπάρχει τέλεια βεβαιότητα, οι πιστωτικές αγορές είναι τέλειες, το περιβάλλον είναι τέλεια βέβαιο, αλλά τουναντίον τα επαγγέλματα διαφέρουν ως προς το ποσό της εκπαίδευσης που απαιτείται. Η μόρφωση είναι ακριβή επειδή τα άτομα ‘χάνουν’ εισοδήματα όταν παρακολουθούν μαθήματα, αλλά δεν περιλαμβάνει άμεσο κόστος. Επειδή τα άτομα θεωρούνται εκ των προτέρων (*ex ante*) ταυτόσημα, απαιτούν μια αντισταθμιστική διαφορά για να εργαστούν σε επαγγέλματα που απαιτούν μεγαλύτερη εκπαιδευτική περίοδο. Το μέγεθος της αντισταθμιστικής διαφοράς προσδιορίζεται με την εξίσωση της παρούσας αξίας των ρών εισοδήματος που σχετίζεται με διαφορετικά επίπεδα επένδυσης.

Έστω ότι $w(s)$ αντιπροσωπεύει το ετήσιο εισόδημα ενός ατόμου με s έτη εκπαίδευσης, που θεωρούνται σταθερά κατά τη διάρκεια της ζωής του. Έστω ότι r είναι ένα επιτόκιο της αγοράς και T το εύρος της εργασιακής ζωής, που θεωρείται ότι δεν εξαρτάται από το s . Επομένως, η παρούσα αξία των εισοδημάτων που σχετίζεται με το εκπαιδευτικό επίπεδο s είναι:

$$V(s) = w(s) \int_s^T e^{-rt} dt = \frac{w(s)}{r} (e^{-rs} - e^{-rT}) \quad (1.26)$$

Εξισώνοντας τις ροές εισοδήματος που σχετίζονται με τα διαφορετικά επίπεδα εκπαίδευσης και λογαριθμίζοντας έχουμε:

$$\ln w(s) = \ln w(0) + \ln \left\{ \frac{1 - e^{-rT}}{1 - e^{-r(T-s)}} \right\} + rs \quad (1.27)$$

Ο δεύτερος όρος στη δεξιά πλευρά είναι μια προσαρμογή της πεπερασμένης ζωής του ανθρώπου, που συγκλίνει στο μηδέν καθώς μεγαλώνει το T .

Ο Mincer (1958) παρατήρησε ότι αυτό το απλό πλαίσιο εμπεριέχει μια σειρά από ενδιαφέρουσες συνέπειες: α) Για μεγάλο T , ο συντελεστής των ετών εκπαίδευσης σε μια παλινδρόμηση Mincer ισούται με το επιτόκιο, r , β) άνθρωποι με περισσότερη εκπαίδευση λαμβάνουν υψηλότερες αμοιβές, γ) η διαφορά μεταξύ του επιπέδου αμοιβών των ανθρώπων με διαφορετικά έτη εκπαίδευσης αυξάνεται με το επιτόκιο και την ηλικία συνταξιοδότησης και γ) ο λόγος εισοδήματος ατόμων με επίπεδα εκπαίδευσης που διαφέρουν κατά ένα σταθερό αριθμό ετών, είναι περίπου σταθερός κατά μήκος των επιπέδων εκπαίδευσης.

Αν ορίσουμε τον εσωτερικό συντελεστή απόδοσης της εκπαίδευσης ως το επιτόκιο που εξισώνει τις συνολικές ροές εισοδήματος στη ζωή του ατόμου για διαφορετικές επιλογές εκπαίδευσης, τότε ο εσωτερικός συντελεστής απόδοσης ισούται με το επιτόκιο, r . Σε συνδυασμό με την συνέπεια (α), ο συντελεστής στα έτη εκπαίδευσης σε μια παλινδρόμηση Mincer παρέχει μια εκτίμηση του εσωτερικού συντελεστή απόδοσης. Αυτός ο συντελεστής αντανακλά επίσης το ποσοστό αύξησης στα συνολικά εισοδήματα στη ζωή ενός ατόμου, που σχετίζονται με έναν επιπρόσθετο χρόνο εκπαίδευσης όταν το T είναι μεγάλο.

1.6.2.2 Το δεύτερο υπόδειγμα προσδιορισμού των αμοιβών του Mincer (1974)

Το δεύτερο υπόδειγμα του Mincer (1974), παρακινείται από εντελώς διαφορετικές υποθέσεις από ότι το πρώτο, αλλά αποφέρει έναν προσδιορισμό αμοιβών παρόμοιο με το πρώτο. Το δεύτερο υπόδειγμα χτίζεται πάνω σε ένα υπόδειγμα που αναπτύχθηκε από τους Becker (1964) και Decker-Chiswick (1966). Αντίθετα με το πρώτο υπόδειγμα, το δεύτερο επικεντρώνεται στη δυναμική του κύκλου-ζωής των αμοιβών και στη

σχέση μεταξύ παρατηρούμενων αμοιβών, πιθανών/δυνητικών αμοιβών και επένδυσης σε ανθρώπινο κεφάλαιο. Όλα αυτά, εξετάζονται τόσο σε όρους επίσημης εκπαίδευσης, όσο και σε επένδυση στην ίδια τη δουλειά. Όμως, παρόλα ταύτα, δεν γίνονται ξεκάθαρες υποθέσεις για το υπόβαθρο του οικονομικού περιβάλλοντος των ατόμων.

Το μοντέλο του κύκλου ζωής προβλέπει ότι η επένδυση σε ανθρώπινο κεφάλαιο είναι μια μονοτονική φθίνουσα συνάρτηση της ηλικίας. Αυτό σημαίνει ότι το απόθεμα ανθρώπινου κεφαλαίου συσσωρεύεται με φθίνων ρυθμό. Με βάση την υπόθεση ενός δεδομένου ρυθμού ενοικίασης ανθρώπινου κεφαλαίου, το αποτέλεσμα είναι ένα κοίλο προφίλ εισοδήματος. Στην συνέχεια αυτής της παραγράφου, επιδιώκουμε να προσδιορίσουμε την εμπειρική διατύπωση του υποδείγματος, που μπορεί να εφαρμοστεί σε δεδομένα προκειμένου να πραγματοποιηθούν οι έλεγχοι της υπόθεσης του κύκλου ζωής.

Για τις ανάγκες προσδιορισμού του υποδείγματος, ξαναδιατυπώνουμε τις ακόλουθες βασικές έννοιες:

- Ø C_t , είναι η χρηματική δαπάνη για την καθαρή επένδυση σε ανθρώπινο κεφάλαιο για οποιαδήποτε χρονική περίοδο t .
- Ø E_t , είναι τα δυνητικά εισοδήματα, και Y_t τα παρατηρούμενα εισοδήματα.
- Ø E_0 και Y_0 , αντιπροσωπεύουν τα δυνητικά και πραγματικά εισοδήματα κατά τον αρχικό χρόνο.

Επομένως, τα εισοδήματα τη χρονική περίοδο 1 μπορούν να εκφραστούν σε όρους της προηγούμενης επένδυσης. Έστω ότι υποθέσουμε μια χρηματική επένδυση C_0 για την απόκτηση ανθρώπινου κεφαλαίου κατά τη διάρκεια του αρχικού έτους. Στη περίπτωση αυτή, η θεωρία επενδύσεων υπαγορεύει ότι τα δυνητικά εισοδήματα το επόμενο έτος θα επαυξάνονται κατά το ποσοστό της απόδοσης στην αρχική επένδυση, rC_0 . Επομένως:

$$E_1 = E_0 + rC_0 \quad (1.28)$$

Παρομοίως, τα δυνητικά εισοδήματα την περίοδο 2 θα ισούνται με τα εισοδήματα της περιόδου 1 συν τις αποδόσεις των επενδύσεων. Επομένως:

$$E_2 = E_1 + rC_1 = E_0 + rC_0 + rC_1 \quad (1.29)$$

Γενικά, μπορούμε να γράψουμε ότι:

$$E_t = E_0 + r \sum_{i=0}^{t-1} C_i \quad (1.30)$$

Σύμφωνα με τα παραπάνω, σε οποιαδήποτε χρονική περίοδο, οι χρηματικές επενδύσεις για την απόκτηση ανθρώπινου κεφαλαίου, θα ισοδυναμούν με τα δυνητικά εισοδήματα μείον τα πραγματικά. Επομένως:

$$C_t = E_t - Y_t \quad (1.31)$$

Εμπειρικά, είναι δύσκολο να παρατηρηθεί η χρηματική επένδυση, αφού δεν υπάρχουν διαθέσιμα στατιστικά δεδομένα τόσο για τις άμεσες, όσο και για τις ατομικές μετασχολικές επενδύσεις. Για το λόγο αυτό, πρέπει να βασιστούμε στη δημιουργία ενός μέτρου 'του χρόνου που συνεπάγεται η επένδυση'.

Στην παράγραφο 1.3.3, αναφερθήκαμε σ' ένα τέτοιο μέτρο και συγκεκριμένα στο s_t που αντιπροσωπεύει την αναλογία του χρόνου ενός ατόμου που χρησιμοποιείται για επένδυση. Το μέτρο αυτό, είναι αυτό που αποκαλεί ο Mincer 'χρονικά ισοδύναμη επένδυση', και μπορεί να εκφραστεί ως ακολούθως:

$$s_t = C_t / E_t \quad \text{ή} \quad C_t = s_t E_t \quad (1.32)$$

Στην παραπάνω εξίσωση 1.32, το s_t δείχνει το ποσοστό των δυνητικών εισοδημάτων, E_t , που αποποιείται κανείς για να συγκεντρώσει ανθρώπινο κεφάλαιο. Σ' αυτή την περίπτωση (όπως έχει ήδη αναφερθεί στην ενότητα 1.3), όλες οι δαπάνες επενδύσεων είναι απλά αποποιούμενο εισόδημα, έτσι ώστε το ποσοστό των δυνητικών εισοδημάτων που αποποιείται κάποιος ν' αντανακλά το ποσοστό του διαθέσιμου χρόνου του ατόμου που χρησιμοποιείται για επένδυση. Επιπλέον, επειδή είναι αδύνατον να δανειστεί κάποιος για επένδυση ανθρώπινου κεφαλαίου, θα πρέπει όλες οι δαπάνες για μια τέτοια επένδυση να κερδίζονται από το συγκεκριμένο άτομο. Άρα, σ' αυτή την περίπτωση, όλα αυτά τα αποποιούμενα εισοδήματα είναι αυτά που χρηματοδοτούν την επένδυση.

Επομένως, με βάση αυτή την αιτιολόγηση, αν αντικαταστήσουμε στην εξίσωση 1.28 όπου C_t το s_t από την εξίσωση 1.32, προκύπτει:

$$\begin{aligned} E_1 &= E_0 + rs_0 E_0 = E_0(1 + rs_0) \\ E_2 &= E_1 + rs_1 E_1 = E_1(1 + rs_1) = E_0(1 + rs_0) \cdot (1 + rs_1) \\ &\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots \\ E_t &= E_0(1 + rs_0) \cdot (1 + rs_1) \dots (1 + rs_{t-1}) = E_0 \prod_{i=0}^{t-1} (1 + rs_i) \end{aligned} \quad (1.33)$$

Λογαριθμίζοντας και τα δύο μέλη της παραπάνω εξίσωσης, προκύπτει ότι:

$$\ln E_t = \ln E_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \ln [1 + rs_i] \quad (1.34)$$

Ωστόσο, $\ln[1 + x] \cong x$ όταν το x είναι μικρό. Επομένως, αφού το γινόμενο rs_i , είναι μικρό, η παραπάνω εξίσωση μπορεί να γραφεί ως:

$$\ln E_t = \ln E_0 + r_s \sum_{i=0}^{t-1} s_i \quad (1.35)$$

Ο όρος s_t , αντιπροσωπεύει την χρονικά ισοδύναμη επένδυση, δηλαδή το μέρος του χρόνου σε κάθε περίοδο που χρησιμοποιείται για επένδυση. Κατά τη διάρκεια του σχολείου, το s_t ισούται με ένα αφού το σχολείο είναι ουσιαστικά μια εργασία πλήρους-απασχόλησης, αλλά αφού τελειώσει το σχολείο το s_t μειώνεται και φτάνει στο μηδέν κατά την συνταξιοδότηση (Διάγραμμα 1.7). Επομένως, το s_t μπορεί να αφορά δύο περιόδους: α) μια σχολική περίοδο πλήρους απασχόλησης και β) μια μετα-σχολική περίοδο. Επομένως, η εξίσωση (1.35) μπορεί να εκφραστεί ως εξής:

$$\ln E_t = \ln E_0 + r_s \sum_{i=0}^S s_i + r_p \sum_{i=S+1}^{t-1} s_i, \quad (1.36)$$

όπου το S αντιπροσωπεύει τα σχολικά χρόνια, r_s είναι ο ρυθμός απόδοσης της σχολικής εκπαίδευσης και r_p είναι ο ρυθμός απόδοσης της μετασχολικής επένδυσης (ενδεχομένως, $r_s = r_p$, σε μια ανταγωνιστική ισορροπία για το οριακό (επιπλέον) έτος του σχολείου).

Την παραπάνω εξίσωση 1.36, μπορούμε να την απλοποιήσουμε ως εξής:

Πρώτον, αφού $s_t = 1$ κατά τη διάρκεια της σχολικής φάσης, τότε $\sum_{i=0}^s s_i = S$ και επομένως η 1.36, γίνεται:

$$\ln E_t = \ln E_0 + r_s S + r_p \sum_{i=1}^{t-1} s_i \quad (1.37)$$

Δεύτερον, υποθέτουμε ότι η μετασχολική επένδυση, s_i φθίνει μονοτονικά με την εμπειρία., δηλαδή είναι μια φθίνουσα γραμμική συνάρτηση της εμπειρίας T και μηδενίζεται στο τέλος της επένδυσης σε εμπειρία, όταν $T = T^*$. Επομένως:

$$s_i = s_0 \left(1 - \frac{T}{T^*} \right) \quad (1.38)$$

Έτσι, η 1.37, γίνεται:

$$\ln E_t = \ln E_0 + r_s S + r_p \sum_{i=1}^{t-1} \left(s_0 - \frac{s_0 T}{T^*} \right) \quad (1.39)$$

Ο τελευταίος όρος της 1.39, μπορεί να υπολογιστεί υποθέτοντας συνεχή χρόνο και ολοκληρώνοντας:

$$r_p \int_0^T s_0 \left(1 - \frac{T}{T^*} \right) dt = r_p s_0 \int_0^T \left(1 - \frac{T}{T^*} \right) dt = r_p s_0 \left(T - \frac{T^2}{2T^*} \right) = (r_p s_0) T - \left(\frac{r_p s_0}{2T^*} \right) T^2 \quad (1.40)$$

Επομένως, η 1.40 γίνεται:

$$\ln E_t = \ln E_0 + r_s S + (r_p s_0)T - \left(\frac{r_p s_0}{2T^*} \right) T^2 \quad (1.41)$$

Στη συνέχεια, θα πρέπει ν' αντικαταστήσουμε τις ακαθάριστες αμοιβές με τις παρατηρούμενες, χρησιμοποιώντας τη σχέση:

$$Y_t = E_t(1 - s_i) \quad (1.42)$$

Η αντικατάσταση αυτή, μας δίνει:

$$\ln Y_t = \ln E_0 + r_s S + (r_p s_0)T - \left(\frac{r_p s_0}{2T^*} \right) T^2 + \ln(1 - s_i) \quad (1.43)$$

Η εξίσωση αυτή δεν μπορεί να εκτιμηθεί οικονομετρικά, αφού ο τελευταίος όρος της περιέχει το s_i . Επομένως χρησιμοποιώντας πάλι την υπόθεση ότι s_i είναι μια γραμμική φθίνουσα συνάρτηση του χρόνου εμπειρίας, ο όρος αυτός μπορεί να προσεγγισθεί αναπτύσσοντας μια σειρά Taylor δευτέρου βαθμού (Mincer, 1974). Ο τύπος για την ανάπτυξη μιας τέτοιας σειράς είναι:

$$f(T) = \frac{f(T^*)}{0!} + \frac{f'(T^*)}{1!}(T - T^*) + \frac{f''(T^*)}{2!}(T - T^*)^2 \quad (1.44)$$

όπου, οι παράγωγοι $f'(T^*)$ και $f''(T^*)$ υπολογίζονται για $T = T^*$. Οι αριθμητές της παραπάνω σχέσης είναι:

$$\begin{aligned} f(T^*) &= \ln \left(1 - s_0 + \frac{s_0 T^*}{T} \right) = 0 \\ f'(T^*) &= \frac{s_0}{T^*} \\ f''(T^*) &= -\frac{s_0^2}{T^{*2}} \end{aligned} \quad (1.45)$$

Επομένως:

$$\begin{aligned}
 f(T) &= 0 + \frac{s_0}{T^*}(T - T^*) - \frac{s_0^2}{2T^{*2}}(T^2 - 2TT^* + T^{*2}) \\
 &= -s_0 - \frac{s_0^2}{2} + s_0 \frac{T}{T^*} + \frac{s_0^2 T}{T^*} - \frac{s_0^2 T^2}{2T^{*2}} \\
 &= -s_0 \left(1 - \frac{s_0}{2}\right) + \frac{s_0}{T^*}(1 - s_0)T - \frac{s_0^2}{2T^{*2}}T^2
 \end{aligned} \tag{1.46}$$

Αντικαθιστώντας τη σχέση αυτή στον τελευταίο όρο της εξίσωσης, προκύπτει η συνάρτηση αμοιβών κατά Mincer 1974:

$$\begin{aligned}
 \ln Y_t &= \left\{ \ln E_0 - s_0 \left(1 - \frac{s_0}{2}\right) \right\} + rS + \left\{ r_p s_0 + \frac{s_0}{T^*} (1 - s_0) \right\} T - \left\{ \frac{s_0^2}{2T^{*2}} + \frac{r_p s_0}{2T^*} \right\} T^2 \\
 &\quad \hat{=} \\
 \ln Y_t &= b_0 + b_1 S + b_2 T - b_3 T^2
 \end{aligned} \tag{1.47}$$

Η συνάρτηση αυτή, προσαρμόζεται σε δεδομένα μέσω μια στατιστικής ανάλυσης παλινδρόμησης.

1.6.3 Επαναξιολόγηση των βασικών υποθέσεων του υποδείγματος αμοιβών του Mincer (1974)

1.6.3.1 Αμοιβές σε λογάριθμους

Όπως αναφέρθηκε παραπάνω, η εξαρτημένη μεταβλητή στην τυπική εξίσωση αμοιβών Mincer είναι ο λογάριθμος των αμοιβών, αντί για το επίπεδο των αμοιβών. Ενώ οι λογάριθμοι συχνά χρησιμοποιούνται σε οικονομετρικά υποδείγματα για λόγους ευκολίας ή προσαρμοστικότητας των δεδομένων (fit), αντιθέτως, σε μια παλινδρόμηση αμοιβών ανθρώπινου κεφαλαίου υπάρχει μια δυνατή θεωρητική λογική για τη χρήση λογαριθμικών αμοιβών. Όπως τονίστηκε από τον Mincer (1958), η εκπαίδευση θα πρέπει να έχει μια πολλαπλασιαστική επίδραση (multiplicative effect) στις αμοιβές σε ένα απλό υπόδειγμα όπου όμοια άτομα μεγιστοποιούν την παρούσα αξία του μελλοντικού τους εισοδήματος, που εξισώνεται για όλα τα επίπεδα εκπαίδευσης σε κατάσταση ισορροπίας. Ο λόγος είναι ότι επενδύσεις σε ανθρώπινο κεφάλαιο, όπως και άλλες επενδύσεις (X. Χαρίσης, 1999, 2001), πραγματοποιούνται εφόσον ο ρυθμός απόδοσης (όχι η απόλυτη απόδοση) της επένδυσης

υπερβαίνει το προεξοφλητικό επιτόκιο. Η λογαριθμική γραμμικότητα των αμοιβών ως συνάρτηση των ετών εκπαίδευσης έχει πράγματι μια εμπειρική εφαρμογή σε υποδείγματα ανθρώπινου κεφαλαίου όμοιων ατόμων, όπως προτάθηκε από τον Mincer (1958).

Οι υπάρχουσες σήμερα βιβλιογραφικές αναφορές, υποστηρίζουν την εξειδίκευση των λογαριθμικών αμοιβών του υποδείματος. Για παράδειγμα, οι Heckman and Polachek (1974) εκτιμούν ένα υπόδειγμα Box-Cox και δεν μπορούσαν να απορρίψουν την λογαριθμική εξειδίκευση. Πιο πρόσφατα, οι Fortin and Lemieux (1998) χρησιμοποιούν έναν πιο ευέλικτο υπόδειγμα «βαθμού παλινδρόμησης» (rank regression) και χρησιμοποιώντας μεγάλα δείγματα για την περίοδο 1979 και 1991, βρίσκουν ότι ο λογαριθμικός μισθός είναι πολύ κοντά σε μια λογαριθμική γραμμική συνάρτηση του ανθρώπινου κεφαλαίου για τιμές μισθών πάνω από τον ελάχιστο μισθό.

1.6.3.2 Γραμμική εκπαίδευση

Ενώ ο Mincer (1974) εξέτασε διάφορες συναρτησιακές μορφές για την εξίσωση αμοιβών, η συνάρτηση που έτυχε μεγαλύτερης αποδοχής είναι αυτή που παρουσιάζεται στην εξίσωση (1). Ωστόσο, υπάρχουν διάφοροι λόγοι που συνηγορούν ότι ο απλός γραμμικός προσδιορισμός για τα έτη εκπαίδευσης μπορεί να είναι ανακριβής. Για παράδειγμα, οι λογαριθμικές αμοιβές θα είναι μια κοίλη συνάρτηση των ετών της εκπαίδευσης σε ένα απλό υπόδειγμα επενδύσεων ανθρώπινου κεφαλαίου όπου τα άτομα έχουν διαφορετικές προτιμήσεις (προεξοφλητικά επιτόκια) αλλά όλοι αντιμετωπίζουν την ίδια κοίλη συνάρτηση παραγωγής (η απόδοση για ένα έτος εκπαίδευσης μειώνεται καθώς τα χρόνια της εκπαίδευσης αυξάνονται). Ειδικότερα, ο Mincer (1997) δείχνει ότι σε ένα υπόδειγμα τύπου Decker (1975), όπου τα άτομα είναι ετερογενή στις προτιμήσεις τους και στις ευκαιρίες αμοιβών που αντιμετωπίζουν, οι μέσες λογαριθμικές αμοιβές μπορεί είτε να είναι μια κυρτή ή μια κοίλη συνάρτηση των ετών της εκπαίδευσης.

Ένας απλός τρόπος για να ελεγχθεί η γραμμικότητα των ετών εκπαίδευσης είναι να εκτιμηθούν οι λογαριθμικές αμοιβές ως μια μη-περιορισμένη (μη-παραμετρική) συνάρτηση των ετών εκπαίδευσης και να διαπιστωθεί αν αυτή η μη-περιορισμένη συνάρτηση είναι κατά προσέγγιση γραμμική (Lemieux, 2006).

Οι Card και Alan Krueger (1992) εκτιμούν μια τέτοια μη-περιορισμένη συνάρτηση αμοιβών ως μέρος της μελέτης της επίδρασης της ποιότητας της εκπαίδευσης στις αμοιβές.⁷

⁷ Οι Card και Krueger εκτιμούν υποδείγματα παλινδρόμησης για εβδομαδιαίες λογαριθμικές αμοιβές χρησιμοποιώντας δεδομένα για λευκούς άνδρες από την Απογραφή των ΗΠΑ του 1980. Οι επεξηγηματικές μεταβλητές που συμπεριλαμβάνονται στις παλινδρομήσεις τους είναι μια

Τα αποτελέσματά τους για τις τρεις ξεχωριστές ομάδες λευκών ανδρών σύμφωνα με το έτος γέννησής τους, δείχνουν ότι οι λογαριθμικές αμοιβές φαίνονται να είναι μια γραμμική συνάρτηση των ετών εκπαίδευσης για τα περισσότερα επίπεδα εκπαίδευσης. Γενικά, οι Card και Krueger (1992) συμπεραίνουν από την ανάλυσή τους ότι, οι λογαριθμικές αμοιβές είναι κατά προσέγγιση γραμμική συνάρτηση των ετών εκπαίδευσης, εκτός από τα χαμηλότερα δύο δεκατημόρια (για μια ομάδα) της κατανομής της εκπαίδευσης.

Οι Heckman et al. (1996), χρησιμοποιώντας παρόμοια δεδομένα όπως οι Card και Krueger (1992), συμπεραίνουν ότι οι λογαριθμικές αμοιβές είναι μια μη-γραμμική συνάρτηση της εκπαίδευσης εξαιτίας της μεγάλης αύξησης αμοιβών των ατόμων με 15 και 16 έτη εκπαίδευσης. Τέλος, ένα ιδιαίτερα σημαντικό εύρημα είναι αυτό των Mincer (1997) και Olivier Deschenes (2001), που δείχνουν ότι από το 1980 και μετά, οι λογαριθμικές αμοιβές έχουν γίνει μια αυξανόμενη κυρτή συνάρτηση των ετών εκπαίδευσης.

Ο Lemieux (2006), για την διερεύνηση της επίδρασης της εκπαίδευσης στους μισθούς των ανδρών για τις περιόδους 1979-81, 1989-91, και 1999-2001, χρησιμοποίησε ωριαίες αμοιβές ως εξαρτημένη μεταβλητή στην ανάλυση παλινδρόμησης,⁸ εν αντίθετα με τις παραπάνω έρευνες που χρησιμοποίησαν εβδομαδιαίες αμοιβές. Για κάθε χρονική περίοδο, εκτιμά μια παλινδρόμηση ελαχίστων τετραγώνων των λογαριθμικών αμοιβών σε ένα μη-περιορισμένο σύνολο ψευδομεταβλητών ετών για την εκπαίδευση, εμπειρία, και έτος. Τ' αποτελέσματά του για την περίοδο 1979-1981 είναι ποιοτικά όμοια με αυτά των Card και Krueger (1992) με την έννοια ότι είναι κατά προσέγγιση γραμμικά για τις περισσότερες τιμές των ετών εκπαίδευσης. Οι εκτιμήσεις της σχέσης εκπαίδευσης-αμοιβών για την περίοδο 1989-91, δείχνουν ότι οι λογαριθμικές αμοιβές είναι μια κυρτή συνάρτηση των ετών εκπαίδευσης (όπως και στην περίπτωση των Mincer (1997) και Deschenes (2001)). Για την περίοδο αυτή, ο Lemieux (2006) προσαρμόζει στα δεδομένα μια (σταθμισμένη) μη-γραμμική παλινδρόμηση, απ' όπου προκύπτει ότι ο μη-γραμμικός όρος στην εκπαίδευση είναι θετικός και στατιστικά σημαντικός ($t = 4.9$). Το μέγεθος του εκτιμώμενου μη-

σειρά από ψευδομεταβλητές για κάθε μεμονωμένο έτος εκπαίδευσης καθώς και η πιθανή εμπειρία, η οικογενειακή κατάσταση και η γεωγραφική τοποθεσία.

⁸ Τα δείγματα περιλαμβάνουν όλες τους άνδρες ηλικίας 16 – 64 ετών και με 0 μέχρι 40 έτη πιθανής εμπειρίας. Χρησιμοποίησε λογαριθμικές ωριαίες αμοιβές ως εξαρτημένη μεταβλητή, για το λόγο ότι η συνάρτηση αμοιβών ανθρώπινου κεφαλαίου του Mincer είναι ένα υπόδειγμα για τον καθορισμό της ωριαίας αμοιβής της εργασίας. Παραδοσιακά, το υπόδειγμα συχνά εκτιμάται χρησιμοποιώντας ετήσιες ή εβδομαδιαίες αμοιβές επειδή οι ωριαίες αμοιβές συνήθως δεν είναι διαθέσιμες. Ο Mincer (1974) πράγματι δείχνει ότι κάποια κύρια αποτελέσματα είναι ευαίσθητα στην επιλογή του μέτρου των αμοιβών. Για παράδειγμα, απορρίπτει την υπόθεση των παράλληλων προφίλ αμοιβών και γραμμικής εκπαίδευσης όταν ληφθούν υπόψη ετήσιες ώρες. Αυτό περιορίζει πιθανά προβλήματα μέτρησης που σχετίζονται με τον ορισμό ωριαίων αμοιβών ως τις αμοιβές διαιρούμενες με ώρες. Βλ. Lemieux (2005) για περισσότερες λεπτομέρειες σε αυτά τα ζητήματα μέτρησης.

γραμμικού συντελεστή είναι 0,0031 υπονοώντας ότι η απόδοση σε ένα μόνο έτος εκπαίδευσης είναι 3% μεγαλύτερη στα 18 από ότι στα 8 έτη εκπαίδευσης. Ωστόσο, ο μη-γραμμικός προσδιορισμός υπό-εκτιμά τις αμοιβές στα 15 έτη εκπαίδευσης και να υπέρ-εκτιμά τις αμοιβές στα 16 έτη εκπαίδευσης. Αυτές οι αποκλίσεις ωστόσο δεν είναι τόσο σημαντικές από ότι η δυνατή συνολική κυρτότητα στη σχέση εκπαίδευσης-αμοιβών. Τέλος, η διερεύνηση της σχέσης εκπαίδευσης-αμοιβών για την περίοδο 1999-2001, δείχνει ότι οι αποδόσεις της εκπαίδευσης είναι μια ακόμα πιο κυρτή συνάρτηση των ετών εκπαίδευσης από ότι ήταν την περίοδο 1989-1991. Ο εκτιμώμενος συντελεστής στον μη-γραμμικό όρο είναι τώρα 0,0044 ($t = 5,9$). Τουναντίον, βρίσκει ότι δεν υπάρχει μια μεγάλη συστηματική απόκλιση από έναν γραμμικό ή μη-γραμμικό προσδιορισμό γύρω από τα 16 έτη εκπαίδευσης. Τελικά, υποστηρίζει ότι, η αυξανόμενη κυρτότητα της σχέσης εκπαίδευσης-αμοιβών (σε αντίθεση με τις τοπικές μη-γραμμικότητες γύρω από τα 16 έτη εκπαίδευσης) είναι αυτή που προκαλεί τη μη-γραμμικότητα της σχέσης σ' αυτά τα δεδομένα.

Σύμφωνα με τον Mincer (1997), αυτή η αυξανόμενη κυρτότητα της σχέσης εκπαίδευσης-αμοιβών εξηγείται εύκολα από μια αύξηση στη σχετική ζήτηση για ειδικευμένη εργασία σε ένα υπόδειγμα επένδυσης ανθρώπινου κεφαλαίου τύπου Becker (1993), με ετερογενείς εργαζόμενους (ετερογενείς προτιμήσεις και δυνατότητα αύξησης των αμοιβών). Αυτό το υπόδειγμα παρέχει μια ιδανική ισορροπία όπου οι οριακές αποδόσεις της εκπαίδευσης μπορούν να είναι είτε μια αυξητική ή μια μειωτική συνάρτηση των ετών εκπαίδευσης. Σε αυτό το υπόδειγμα, μια απότομη αύξηση στην σχετική ζήτηση που δεν ακολουθείται από μια αντίστοιχη αύξηση στην σχετική προσφορά εκπαίδευσης, αυξάνει την οριακή απόδοση εκπαίδευσης για πιο μορφωμένους εργαζόμενους σε σχέση με τους λιγότερο μορφωμένους. Αυτό οδηγεί σε μια πιο κυρτή σχέση εκπαίδευσης-αμοιβών αφού η οριακή απόδοση της εκπαίδευσης είναι απλά η κλίση της σχέσης εκπαί-

Το γεγονός αυτό, σημαίνει ότι η γραμμική προσέγγιση μπορεί να είναι ακριβής μόνο σε ένα σταθερό περιβάλλον όπου η αύξηση της σχετικής ζήτησης ακολουθείται ταυτόχρονα με μια αντίστοιχη αύξηση της προσφοράς. Αντίθετα, μελέτες όπως των Lawrence Katz και Kevin Murphy (1992) υποστηρίζουν ότι η περίοδος μετά το 1980 είναι ασταθής με την έννοια ότι η σχετική προσφορά δεν αυξήθηκε αρκετά για να ανταποκριθεί στην αύξηση της σχετικής ζήτησης. Το γεγονός αυτό οδήγησε, τόσο σε μια αύξηση των αποδόσεων της εκπαίδευσης (Katz και Murphy, 1992), όσο και σε μια αύξηση της κυρτότητας της σχέσης εκπαίδευσης-αμοιβών (Mincer, 1997).

1.6.3.3 Μη-γραμμική εμπειρία

Όπως αναφέρθηκε παραπάνω, η εξίσωση Mincer περιλαμβάνει μια μη-γραμμική συνάρτηση στα έτη της πιθανής εμπειρίας, που ενσωματώνει το γεγονός ότι οι επενδύσεις σε κατάρτιση στο χώρο εργασίας (on-the-job training) μειώνονται σταδιακά με την πάροδο του χρόνου σ' ένα τυπικό υπόδειγμα ανθρωπίνου κεφαλαίου κύκλου ζωής. Ο Mincer (1974), δείχνει ότι το μη-γραμμικό προφίλ προκύπτει από ένα υπόδειγμα όπου οι επενδύσεις σε ανθρώπινο κεφάλαιο μειώνονται γραμμικά στο χρόνο.

Οι Murphy και Welch (1990) εξετάζουν με λεπτομέρεια αν η μη-γραμμική σχέση στα έτη πιθανής εμπειρίας ενσωματώνει κατάλληλα το εμπειρικό προφίλ εμπειρίας-αμοιβών. Χρησιμοποιώντας δεδομένα από το 1964 μέχρι το 1987, συμπεραίνουν ότι μια μη-γραμμική συνάρτηση δεν είναι αρκετά ευέλικτη για να ενσωματώσει τα κύρια χαρακτηριστικά του προφίλ εμπειρίας-αμοιβών. Το κυριότερο πρόβλημα είναι ότι η μη-γραμμική συνάρτηση υπό-εκτιμά την αύξηση αμοιβών κατά τη διάρκεια των 10 με 15 πρώτων ετών της καριέρας των εργαζομένων. Αντιθέτως, βρίσκουν ότι μία μη-γραμμική συνάρτηση στα έτη εμπειρίας ενσωματώνει πολύ καλά τα κύρια χαρακτηριστικά των εμπειρικών προφίλ εμπειρίας-

Ο Lemieux (2006), επιβεβαιώνει τα ευρήματα των Murphy και Welch χρησιμοποιώντας και πιο πρόσφατα δεδομένα (1979-1981, 1989-1991, και 1999-2001) τα οποία αφορούν ωριαίες αμοιβές. Για την εκτίμηση των προφίλ εμπειρίας-αμοιβών, εκτιμά μια συνάρτηση εμπειρίας δευτέρου βαθμού και μία τέταρτου βαθμού. Τα δεδομένα δείχνουν, ότι ο δευτεροβάθμιος προσδιορισμός δεν είναι αρκετά ευέλικτος για να ενσωματώσει σημαντικά χαρακτηριστικά των δεδομένων. Συγκεκριμένα, συστηματικά υπό-εκτιμά την αύξηση των αμοιβών για τα πρώτα 10-15 χρόνια εμπειρίας, με αποτέλεσμα οι δευτεροβάθμιες προβλέψεις να είναι συστηματικά πάνω από τα διαστήματα εμπιστοσύνης για εργαζόμενους με 3 ή λιγότερα χρόνια εμπειρίας και συστηματικά κάτω από τα διαστήματα εμπιστοσύνης για εργαζόμενους με περίπου 4 μέχρι 14 χρόνια εμπειρίας. Η προσαρμογή μιας δευτεροβάθμιας εξίσωσης, προβλέπει υπερβολική μείωση των αμοιβών μετά από 25 έτη εμπειρίας. Σύμφωνα με τον Lemieux, η προβλεπόμενη μείωση των αμοιβών στα τελευταία 10-15 χρόνια της καριέρας των εργαζομένων είναι ένα τεχνικό αποτέλεσμα του δευτεροβάθμιου προσδιορισμού της εξίσωσης. Αντιθέτως, η προσαρμογή στα δεδομένα μιας τεταρτοβάθμιας εξίσωσης, δείχνει ότι ο τεταρτοβάθμιος προσδιορισμός σπάνια βγαίνει εκτός των διαστημάτων εμπιστοσύνης για το μη-περιορισμένο υπόδειγμα. Η μόνη αξιοσημείωτη εξαίρεση είναι περίπου τα 35 έτη εμπειρίας την περίοδο 1989-91 όπου υπάρχει μια ασυνήθιστη (ίσως πλασματική) μείωση στα μη-περιορισμένα όρια εμπιστοσύνης.

Συνοπτικά, τα πρόσφατα αυτά ευρήματα, συνηγορούν ότι θα πρέπει να “τροποποιηθεί – βελτιωθεί” η τυπική εξίσωση Mincer συμπεριλαμβάνοντας πολυώνυμα υψηλότερου βαθμού στην πιθανή εμπειρία. Διαφορετικά, η τυπική εξίσωση Mincer υπό-εκτιμά την αύξηση αμοιβών για νέους εργαζόμενους. Η προσαρμογή μιας δευτεροβάθμιας εξίσωσης, προκαλεί μια πλασματική μείωση των αμοιβών μεταξύ γηραιότερων εργαζόμενων.

1.6.3.4 Προσθετικός διαχωρισμός στην εκπαίδευση και εμπειρία

Όπως αναφέρθηκε παραπάνω, μια κύρια εμπειρική καινοτομία του Mincer (1974), ήταν η εισαγωγή μιας κοίλης συνάρτησης των ετών πιθανής εμπειρίας, ως ένας οικονομικός τρόπος, ώστε να ενσωματωθεί αφενός μεν το (κοίλο) σχήμα του προφίλ ηλικίας-αμοιβών και αφετέρου η αλληλεπίδρασή του με την εκπαίδευση.

Ο Lemieux (2006), διερεύνησε την εμπειρική αυτή σχέση με σκοπό να εξετάσει συγκριτικά αν αυτή η σχέση που ίσχυε πριν από περίπου σαράντα χρόνια (1960 Απογραφή ΗΠΑ) ισχύει ακόμα και για πιο πρόσφατα δεδομένα. Ειδικότερα, συγκρίνει το προφίλ εμπειρίας-αμοιβών για άνδρες απόφοιτους λυκείου και κολεγίου (όπου οι δύο αυτές ομάδες περιορίζονται να έχουν το ίδιο τεταρτοβάθμιο προφίλ εμπειρίας-αμοιβών), με τα προφίλ που προβλέφθηκαν από ένα υπόδειγμα Mincer. Το προβλεπόμενο προφίλ, προκύπτουν από την προσαρμογή μιας παλινδρόμησης σε ένα συγκεντρωτικό δείγμα (pooled sample) ανδρών απόφοιτων λυκείου ή πτυχιούχων κολεγίου και τις τρεις παραπάνω περιόδους (1979-1981, 1989-1991, και 1999-2001). Οι ερμηνευτικές μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν ήταν, μια τεταρτοβάθμια συνάρτηση της εμπειρίας, μια ψευδομεταβλητή για το πτυχίο κολεγίου, και ψευδομεταβλητές ετών.⁹

Τα αποτελέσματα της έρευνας του Lemieux (2006) για την περίοδο 1979-1981, δείχνουν ότι τα εμπειρικά (ή πραγματικά) προφίλ εμπειρίας για απόφοιτους κολεγίου και λυκείου φαίνονται κατά προσέγγιση παράλληλα. Ειδικότερα, για τις περισσότερες τιμές της εμπειρίας, η διαφορά αμοιβών κολεγίου-λυκείου που προβλέπεται από το υπόδειγμα, είναι εντός ή κοντά στα όρια εμπιστοσύνης γύρω από τις εμπειρικές διαφορές αμοιβών. Επίσης, από την ανάλυση προκύπτει ότι, η εμπειρική διαφορά αμοιβών κολεγίου-λυκείου τείνει να αυξάνεται ως συνάρτηση της εμπειρίας. Για παράδειγμα, η εμπειρική διαφορά αμοιβών είναι αφενός μεν σημαντικά χαμηλότερη από την προβλεπόμενη του υποδείγματος για περίπου 3-9 έτη εμπειρίας και αφετέρου, υψηλότερη από την προβλεπόμενη για περίπου 27-35 έτη εμπειρίας. Αυτή η τάση επιβεβαιώνεται από μια γραμμική παλινδρόμηση της εμπειρικής διαφοράς αμοιβών κολεγίου-

⁹ Για λόγους απλότητας, εξέτασε μόνο απόφοιτους κολεγίου και λυκείου που αντιστοιχούν στις δύο μεγαλύτερες ομάδες εκπαίδευσης σε αυτά τα δείγματα.

λυκείου στην εμπειρία. Ο εκτιμώμενος συντελεστής (0.0018) είναι σημαντικά διαφορετικός από το μηδέν ($t = 3,1$) πράγμα που σημαίνει ότι η διαφορά αμοιβών είναι 7-8 ποσοστιαίες μονάδες μεγαλύτερη για εργαζόμενους με 40 έτη εμπειρίας από ότι για νέους εργαζόμενους χωρίς εμπειρία.

Τα αποτελέσματα για τις περιόδους 1989-1991 και 1999-2001, είναι αρκετά διαφορετικά από αυτά για την παλαιότερη περίοδο. Και στις δύο περιόδους, η διαφορά αμοιβών κολεγίου-λυκείου τώρα τείνει να μειώνεται ως συνάρτηση της εμπειρίας. Οι εκτιμώμενοι συντελεστές σε μια απλή παλινδρόμηση της διαφοράς αμοιβών στην εμπειρία είναι τώρα -0.0020 ($t = -4.8$) και -0.0042 ($t = 5.9$) για την περίοδο 1989-1991 και 1999-2001, αντίστοιχα. Τα αποτελέσματα υποδεικνύουν ότι την περίοδο 1999-2001, η διαφορά αμοιβών κολεγίου-λυκείου είναι 15-20 ποσοστιαίες μονάδες μεγαλύτερη για τους νεότερους εργαζόμενους (0 έτη εμπειρίας) από ότι για τους παλαιότερους (40 έτη εμπειρίας). Από την ανάλυση αυτή, προκύπτει ότι τα εμπειρικά προφίλ εμπειρίας-αμοιβών δεν είναι πια παράλληλα σε πιο πρόσφατα δεδομένα. Το προφίλ εμπειρίας-αμοιβών έχει ξεκάθαρα γίνει πιο απότομο για απόφοιτους λυκείου από ότι για πτυχιούχους, κατά τη διάρκεια των δύο τελευταίων δεκαετιών.

Συνοπτικά, η τυπική εξίσωση Mincer στην οποία οι λογαριθμικές αμοιβές είναι μια προσθετική διαχωρισμένη (χωρίς όρο αλληλεπίδρασης) συνάρτηση της εκπαίδευσης και πιθανής εμπειρίας, δεν προσαρμόζεται στα πιο πρόσφατα δεδομένα όσο καλά προσαρμοζόταν στα δεδομένα της Απογραφής του 1960 που χρησιμοποίησε ο Mincer. Αυτό το εύρημα επιβεβαιώνεται από τους Card και Lemieux (2001a) και Heckman et al. (2003), οι οποίοι συμπεραίνουν ότι τα προφίλ εμπειρίας-αμοιβών δεν είναι πια παράλληλα σε πιο πρόσφατα δεδομένα.

1.7 Συμπεράσματα

Σύμφωνα με την προηγηθείσα ανάλυση, τα προφίλ των πραγματικών εισοδημάτων είναι κοίλα, έτσι ώστε αρχικά ν' αυξάνονται με γρήγορο ρυθμό, μετά με φθίνουσα ρυθμό, τελικά να κορυφώνονται και στη συνέχεια να μειώνονται. Στο κεφάλαιο αυτό, εξετάσαμε κατ' αρχάς ένα μοντέλο κύκλου ζωής επένδυσης ανθρώπινου κεφαλαίου το οποίο εξηγεί αυτές τις συμπεριφορές. Τα εισοδήματα σχετίζονται με τις ικανότητες και οι ικανότητες αποκτώνται μέσω της επένδυσης ανθρώπινου κεφαλαίου (στο σχολείο και στην εργασία). Καθώς όμως οι ικανότητες συσσωρεύονται κατά τη διάρκεια της ζωής, τα εισοδήματα αυξάνουν σε άμεση αναλογία με το συσσωρευμένο ανθρώπινο κεφάλαιο.

Ο περιορισμός της πεπερασμένης ζωής που ετέθη, διέπει τα κίνητρα για επένδυση. Αυτό σημαίνει ότι, οι μεγαλύτεροι σε ηλικία εργαζόμενοι που πρόκειται να δώσουν τέλος στην εργασιακή τους ζωή μέσω της συνταξιοδότησης έχουν λίγα χρόνια για να αποκομίσουν επενδυτικά οφέλη, ενώ αντίθετα οι νεότεροι σε ηλικία εργαζόμενοι με ολόκληρη την εργασιακή ζωή μπροστά τους, έχουν πάρα πολλά χρόνια για να αποκομίσουν τέτοια οφέλη. Επομένως, οι νέοι επενδύουν περισσότερο, και κατά συνέπεια συγκεντρώνουν ανθρώπινο κεφάλαιο με πιο γρήγορο ρυθμό (αρχικά με αύξοντα ρυθμό). Κατά τη διάρκεια του κύκλου ζωής το συνολικό απόθεμα κεφαλαίου θεωρείται ότι αυξάνεται με φθίνοντα ρυθμό, κορυφώνεται κάποια χρόνια πριν την συνταξιοδότηση, και στη συνέχεια φθίνει.

Τα δυνητικά εισοδήματα, είναι ανάλογα του κεφαλαίου και επομένως αντικατοπτρίζουν το χρονικό προφίλ του συγκεντρωμένου ενεργητικού ανθρώπινου κεφαλαίου. Αντιθέτως, τα καταγραφέντα εισοδήματα διαφέρουν από τα δυνητικά κατά το ποσό που επενδύει ο άνθρωπος και υποτιμούν σημαντικά τα δυνητικά εισοδήματα στην αρχή του κύκλου ζωής. Κατ' αυτόν τον τρόπο ερμηνεύεται η κοιλότητα του προφίλ εισοδήματα.

Στην συνέχεια, εξετάσαμε την επίσημη εκπαίδευση ενός ατόμου, δηλαδή την περίοδο κατά την οποία το άτομο αυτό-επενδύει σε όρους πλήρης απασχόλησης. Εκτιμήσαμε τις χρηματοοικονομικές αποδόσεις της επένδυσης, για να απαντήσουμε αφενός μεν γιατί κάποια άτομα παραμένουν για μεγαλύτερο χρονικό διάστημα στο σχολείο και αφετέρου για να εξηγήσουμε γιατί το κράτος επιχορηγεί την εκπαίδευση. Δείξαμε επίσης ότι, ο οικογενειακό πλούτος είναι ένας σημαντικός παράγοντας για τον προσδιορισμό της ποσότητας της εκπαίδευσης που λαμβάνουν οι άνθρωποι. Επίσης, εξετάσαμε το ζήτημα που προκύπτει για την κρατική επιδότηση, δηλαδή, αν οι

επιδοτήσεις φτάνουν πράγματι στους φτωχούς. Στην περίπτωση αυτή, αποδείχθηκε ότι οι φτωχοί δεν βοηθούνται αρκετά από τις επιδοτήσεις, οι οποίες τείνουν να είναι πιο κατάλληλες για τις μεσαίες κοινωνικές τάξεις.

Επίσης, σχετική ανάλυση έγινε για την εξήγηση της κυρτότητας του προφίλ ηλικίας-εισοδήματος. Δείξαμε ότι, η κυρτότητά της (δηλαδή ότι στην αρχή είναι αύξουσα και στη συνέχεια φθίνει), οφείλεται στο ότι οι άνθρωποι από νωρίς στη ζωή τους αποποιούνται εισόδημα προκειμένου να εκπαιδευτούν, ενώ αργότερα στη ζωή τους διαθέτουν λιγότερο χρόνο για εκπαίδευση με σκοπό ν' αναπληρώσουν το κόστος της παλαιότερης εκπαίδευσης.

Εκτός από την επίσημη εκπαίδευση, εξετάστηκε και η περίπτωση της μετα-σχολικής επένδυσης σε ανθρώπινο κεφάλαιο. Ειδικότερα, η μετασχολική επένδυση, διερευνήθηκε από άποψη γενικής και εξειδικευμένης κατάρτισης των εργαζομένων σε μία επιχείρηση. Σύμφωνα με τη θεωρία αυτή, οι άνθρωποι αποποιούνται εισοδήματα για να αγοράσουν εκπαίδευση και οι εργοδότες είναι διατεθειμένοι να πληρώσουν ένα ποσοστό του κόστους της εξειδικευμένης κατάρτισης των εργαζομένων τους, πιστεύοντας ότι είναι δύσκολο για έναν εργαζόμενο που έχει εξειδικευτεί στην επιχείρηση, ν' αναζητήσει αλλού δουλειά με καλύτερες αποδοχές..

Επίσης, σε ειδική ενότητα, παρουσιάστηκε και αναλύθηκε διεξοδικά, το βασικό υπόδειγμα προσδιορισμού των αμοιβών του Mincer, το οποίο εφαρμόζεται σήμερα τόσο για την διερεύνηση των προσδιοριστικών παραγόντων των μισθών και εισοδημάτων, όσο και κατά τον υπολογισμό του χάσματος αμοιβών κατά φύλο. Σήμερα, όπου τα διαθέσιμα στατιστικά δεδομένα οικονομικών ερευνών είναι πλούσια, το υπόδειγμα αυτό, εκτιμάται και στην διευρυμένη μορφή του, περιλαμβάνοντας και επιπλέον παράγοντες (εκτός της εκπαίδευσης και εμπειρίας ή ηλικίας που αρχικά καθόρισε ο Mincer). Στην παρούσα διατριβή, και για τον προσδιορισμό των μισθών και της διάσπασης του χάσματος αμοιβών κατά φύλο στην Ελληνική Ναυτιλία, εφαρμόστηκε το υπόδειγμα αυτό, τα οικονομετρικά αποτελέσματα του οποίου παρατίθενται στο Κεφάλαιο 8. Τέλος, η βιβλιογραφική επισκόπηση σχετικά με την επαναξιολόγηση των βασικών υποθέσεων του υποδείγματος Mincer (μετά από 32 χρόνια εφαρμογής), δείχνουν να είναι κάπως συγκεχυμένες, αν και νέα μαθηματικά πρότυπα έχουν προταθεί και εφαρμοστεί στην πράξη.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2: ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΘΕΩΡΙΑ ΤΗΣ ΔΙΑΚΡΙΣΗΣ

2.1. Εισαγωγή

Είναι γεγονός ότι ακόμα και σήμερα, η οικονομική θέση των γυναικών δεν συγκρίνεται μ' αυτή των ανδρών. Αναλύσεις δεδομένων, σε εισοδήματα και επαγγέλματα, δεν αφήνουν καμία αμφιβολία ότι οι γυναίκες έχουν δευτερεύουσα οικονομική θέση στην κοινωνία. Αυτό ισχύει σε όλες τις χώρες για τις οποίες υπάρχουν διαθέσιμα δεδομένα (Blau et al., 1986).

Οι γυναίκες απομονώνονται σε αυτό που μερικοί αποκαλούν 'γυναικείες δουλειές'. Ενώ οι γυναίκες φαίνεται ότι αντιπροσωπεύονται επαρκώς σε κάποιες κατηγορίες επαγγελμάτων, ωστόσο αυτή η στατιστική εκτίμηση είναι κάπως παραπλανητική, αφού απασχολούνται κυρίως σε χαμηλόμισθες δουλειές. Επομένως, η απλή παρατήρηση των κατανομών των επαγγελμάτων, δεν είναι πάντα ο ιδανικός τρόπος για να μετρήσουμε την οικονομική επιτυχία των γυναικών. Για το λόγο αυτό, στις αναλύσεις χρησιμοποιούνται ατομικά δεδομένα εισοδήματος, έτσι ώστε ν' αποκτήσουμε περισσότερη πληροφόρηση για τη θέση των γυναικών στην αγορά

Επίσης, είναι γεγονός ότι η επίδραση των φυλετικών διαφορών στην οικονομική ευημερία (Τζαννάτος, 1987^a; 1990) καθώς και ότι η αμοιβή των γυναικών (σε επίπεδο χωρών) είναι κατά μέσο όρο 65% με 90% αυτής των ανδρών, αλλά με τάσης μείωσης τα τελευταία χρόνια (Beller et al., 1988; Barry et al., 2001).

Ωστόσο, η οικογενειακή κατάσταση, ο κύκλος ζωής και τα οικογενειακά χαρακτηριστικά επηρεάζουν επίσης το μέγεθος των μισθολογικών διαφορών μεταξύ ανδρών και γυναικών. Στη διεθνή βιβλιογραφία, έχουν δημοσιευθεί πολλά ενδιαφέροντα δημογραφικά πρότυπα, τα οποία συμβάλλουν στην διαμόρφωση των μισθολογικών διαφορών μεταξύ ανδρών και γυναικών. Για παράδειγμα, ο αριθμός των παιδιών και η διαφορά ηλικίας των παιδιών στην ίδια οικογένεια επηρεάζουν το μέγεθος της φυλετικής διαφοράς εισοδήματος. Άνδρες με μεγάλες οικογένειες τείνουν να κερδίζουν περισσότερα χρήματα απ' ότι άνδρες με μικρές οικογένειες και αντιθέτως, γυναίκες με μεγάλες οικογένειες κερδίζουν λιγότερα απ' αυτές με μικρές οικογένειες. Επίσης, ο κύκλος ζωής του ανθρώπου έχει ιδιαίτερη σημασία, αφού οι μικρότερες φυλετικές διαφορές εισοδήματος συμβαίνουν στις αρχικές φάσεις της απασχόλησης, στη συνέχεια αυξάνονται

κατά τη διάρκεια της εργασιακής ζωής μέχρι την ηλικία των σαράντα πέντε περίπου ετών και μετά μειώνονται.

Οι θεωρίες σχετικά με τις φυλετικές διαφορές εισοδήματος εξηγούν τέτοια πρότυπα όπως του κύκλου ζωής και της οικογενειακής κατάστασης. Είναι σημαντικό να ερμηνευτεί το γιατί οι γυναίκες φαίνεται να υποβιβάζονται σε μια κατώτερη οικονομική κατάσταση. Αν αυτά τα πρότυπα προκύπτουν εξαιτίας άνισων ευκαιριών που δημιουργούνται από αθέμιτες πρακτικές πρόσληψης, τότε η οικονομία αποτυγχάνει να αξιοποιήσει πλήρως και καταλλήλως τους εργαζόμενους με υψηλή παραγωγικότητα και ίσως απαιτείται κρατική παρέμβαση. Από την άλλη πλευρά, αν τα άνισα οικονομικά αποτελέσματα προκύπτουν από διαφορετικές επιλογές των ατόμων (παρά από την ίση ευκαιρία), τότε η κρατική παρέμβαση για υποχρεωτική 'ίση αμοιβή' θα οδηγούσε σε μια άνιση κατανομή πόρων στην οικονομία (θα ήταν αναποτελεσματική). Επομένως, είναι σημαντική η κατανόηση των αιτιών της φυλετικής διάκρισης στην οικονομική ευημερία.

Στην εκτίμηση των αιτιών για διαφορές των αμοιβών μεταξύ ανδρών και γυναικών, είναι χρήσιμο να λάβουμε πρώτα υπόψη την πιθανότητα μεροληψίας ή διάκρισης εντός της αγοράς εργασίας. Η 'διάκριση' μπορεί λογικά να οριστεί ως 'άνιση μεταχείριση ομοίων'. Στα πλαίσια της αγοράς εργασίας, η διάκριση λαμβάνει χώρα όταν οι άνδρες πληρώνονται περισσότερο από τις γυναίκες που έχουν την ίδια παραγωγικότητα. Αφού η επιχείρηση είναι το χαρακτηριστικό γνώρισμα μιας τέτοιας διάκρισης, μπορούμε επίσης να την αποκαλέσουμε διάκριση 'από την πλευρά της

Υπάρχει επίσης η πιθανότητα της μεροληψίας ή διάκρισης πριν την αγορά εργασίας, δηλαδή, στο εκπαιδευτικό σύστημα, ή στην οικογένεια. Τέτοια μεροληψία επηρεάζει τα χαρακτηριστικά παραγωγικότητας (π.χ., η μόρφωση ή το κίνητρο) αφού οι εργαζόμενοι τα παίρνουν μαζί τους μετέπειτα στην αγορά εργασίας. για παράδειγμα, η οικογένεια σχηματίζει τις προτιμήσεις και μεταχειρίζεται διαφορετικά τα κορίτσια απ' ό,τι τα αγόρια. Πολλοί πιστεύουν ότι τέτοια διαφορετική μεταχείριση αποτελεί μορφή διάκρισης 'στην παιδική διαμόρφωση των προτιμήσεων' (Cain, 1976). Επειδή είναι δύσκολο να μετρηθούν οι προτιμήσεις, οι οικονομολόγοι κατά παράδοση θεωρούν την διαμόρφωση προτιμήσεων ως μαύρο κουτί και να εξηγούν την συμπεριφορά σε όρους αντιδράσεων των τιμών, θεωρώντας τις προτιμήσεις ως δεδομένες. (West and McKee, 1983).

Σκοπός του κεφαλαίου αυτού, είναι να παρουσιαστούν συνοπτικά τα οικονομικά της διάκρισης, με έμφαση στη διεθνή βιβλιογραφική επισκόπηση του θέματος. Ειδικότερα:

Στη *δεύτερη ενότητα*, παρουσιάζεται το πολυδιάστατο πρόβλημα της διάκρισης των αμοιβών κατά φύλο, με έμφαση τις απόψεις οικονομολόγων σχετικά με το τι είναι διάκριση.

Στην *τρίτη ενότητα*, ασχολούμαστε συνοπτικά με τις κύριες θεωρίες διάκρισης των αμοιβών, μ' επίκεντρο ανάλυσης τη θεωρία διάκρισης του Becker. Η ανάλυση, βασίζεται σε βιβλιογραφικές αναφορές και ξεκινά ιστορικά από την προ-Becker εποχή και φθάνει μέχρι την μετά- Becker εποχή.

Στην *τέταρτη ενότητα* και *πέμπτη ενότητα*, παρουσιάζονται και αναλύονται, αφενός μεν το κόστος της διάκρισης και αφετέρου μέσα από μια βιβλιογραφική επισκόπηση μερικά σημαντικά εμπειρικά ευρήματα σχετικά με τη διάκριση στην αγορά εργασίας.

2.2 Το πρόβλημα της διάκρισης

Η διάκριση είναι ένα φαινόμενο τόσο διάχυτο σε όλες τις ανθρώπινες κοινωνίες και δεν υπάρχει σε καμία περίπτωση αμφιβολία ότι υφίσταται. Ωστόσο, δεν πρόκειται για ένα μονοδιάστατο φαινόμενο, αλλά για ένα σύμπλεγμα ποικίλων σχετιζόμενων μορφών ανθρώπινης συμπεριφοράς, γεγονός που τη καθιστά όχι μόνο δύσκολο να οριστεί αλλά συχνά και δύσκολο να κατανοηθεί πλήρως (Boulding, 1976). Μια άποψη που επικρατεί γενικότερα είναι ότι αυτοί που υπόκεινται σε διάκριση είναι μέλη μιας καθαρά αναγνωρίσιμης ομάδας μειονοτήτων. Σύμφωνα με τους Chiplin και Sloane (1982), οι έννοιες που συνδέονται με την διάκριση εκτείνονται από την απλή αθώα διάκριση μεταξύ ομάδων μέχρι την στέρηση ωφελειών σε ανθρώπους επειδή χρησιμοποιούνται άσχετα κριτήρια. Αν η διάκριση υπονοεί επίπληξη, τότε είναι ξεκάθαρο ότι θα πρέπει να εμπεριέχει κάποια μορφή προκατάληψης, αδικίας ή τη χρήση άσχετων κριτηρίων στην διαφορετική αντιμετώπιση ατόμων ή ομάδων στην αγορά εργασίας. Θα πρέπει να σημειωθεί ότι η διάκριση δεν είναι απλώς ένα συνώνυμο της προκατάληψης. Το πρώτο, αντιπροσωπεύει μια επιθυμία ή πρόθεση για διαφοροποίηση η οποία μπορεί να μην εκπληρωθεί, ενώ το δεύτερο, μπορεί να συμβεί κατά λάθος στην περίπτωση απουσίας της

Μια κύρια οικονομική θεωρία της διάκρισης, είναι αυτή που προπορεύθηκε ο Gary Becker (1957). Η θεωρία αυτή, βασίζεται στο γούστο/προτίμηση και έχει καθιερωθεί στη βάση της αντίληψης της προσωπικής προκατάληψης ή απέχθειας. Επομένως, ο εργοδότης θεωρείται ότι αποστρέφεται να σχετίζεται με μέλη συγκεκριμένων ομάδων στο χώρο εργασίας και κατά συνέπεια είναι διατιθέμενος να πληρώσει ένα τίμημα (ή να θυσιάσει κέρδη) προκειμένου να αποφύγει μια τέτοια συναναστροφή. Αντιθέτως, κατά παρόμοιο δε τρόπο, οι εργαζόμενοι μπορεί να αποστρέφονται να δουλεύουν μαζί με (ή διαφορετικά, να εποπτεύονται από) μέλη συγκεκριμένων ομάδων και επομένως, είτε θα ήταν διατεθειμένοι να δουλεύουν έναντι χαμηλότερου μισθού αν το εργατικό δυναμικό ήταν διαχωρισμένο, είτε θα ζητούσαν μεγαλύτερη αμοιβή σε μικτούς εργατικούς χώρους. Η θεωρία αυτή, αναπτύχθηκε πρωταρχικώς για να ερμηνεύσει τις φυλετικές διακρίσεις μεταξύ διαφόρων φυλών και στη συνέχεια επεκτάθηκε και στη διάκριση μεταξύ ανδρών και γυναικών. Ωστόσο, οι Chiplin και Sloane (1982), πιστεύουν ότι στο θέμα της διάκρισης, θα πρέπει να λάβουμε υπόψη μας κάποιες διαφορές που υφίστανται μεταξύ των φύλων ή φυλών. Για παράδειγμα, δεν είναι εύκολα εμφανές γιατί οι άνδρες θα πρέπει να αναζητούν εργασία ξεχωριστά από τις γυναίκες, ή γιατί, ενώ η συμμετοχή των γυναικών στο εργατικό δυναμικό (ιδιαίτερα εντός της ηλικιακής

ομάδας μεταξύ 25-50 ετών) έχει αυξηθεί, οι άνδρες θα πρέπει να κάνουν διακρίσεις έναντι της ίδιας της γυναίκας τους ή έναντι άλλων γυναικών. Η κοινωνική θέση είναι αναμφισβήτητα σημαντική και ίσως περισσότερο σημαντική από ότι η απλή προκατάληψη ή αποστροφή. Επίσης, πρέπει να αναγνωριστεί, ότι οι γυναίκες έχουν γενικά μη-συνεχή εργασιακή εμπειρία εξαιτίας των οικογενειακών τους υποχρεώσεων. Στο σημείο αυτό, μπορούμε να πούμε ότι ακόμα και σήμερα, στις αναπτυγμένες βιομηχανικές κοινωνίες παρατηρείται το φαινόμενο της διαιρεμένης οικογενειακής εργασίας, που σημαίνει ότι η γυναίκα έχει την κύρια ευθύνη για την φροντίδα των παιδιών. Βέβαια, οι απόψεις αυτές, δεν ισχύουν στην περίπτωση της διαφορετικής μεταχείρισης μεταξύ μαύρων και λευκών του ίδιου φύλου. Επομένως, ενώ υπάρχουν κάποιες ομοιότητες μεταξύ της διάκρισης ανδρών-γυναικών και της διάκρισης ατόμων από διαφορετικές φυλές, ωστόσο υπάρχουν επίσης και σημαντικές διαφορές.

Ένας άλλος ορισμός της διάκρισης, που δίνεται από τους Chiplin και Sloane και που λαμβάνει υπόψη κάποιες από αυτές τις διαφορές, ορίζει την διάκριση ως την είσπραξη λιγότερης αμοιβής για δεδομένη παραγωγικότητα. Ουσιαστικά, αυτό είναι ανάλογο της ίσης αμοιβής για εργασία ίσης αξίας. Ωστόσο, πιστεύουν ότι αυτό, επισκιάζει το γεγονός ότι εργαζόμενοι με την ίδια παραγωγικότητα μπορεί να εισπράττουν διαφορετικές αμοιβές για διαφορετικούς λόγους από την διάκριση.

Ένας εναλλακτικός ορισμός που δίνεται από τους παραπάνω ερευνητές, είναι ότι η διάκριση προκύπτει από οποιαδήποτε μορφή άνισης μεταχείρισης μεταξύ ομάδων και η οποία όπως υποστηρίζουν, δεν οδηγεί άμεσα ούτε στην ελαχιστοποίηση του κόστους (σε σχέση με την αξιοποίηση του εργατικού δυναμικού), αλλά ούτε στην μεγιστοποίηση των συνολικών αμοιβών. Το γεγονός αυτό, εξηγείται από τους Chiplin και Sloane και στηρίζεται στ' ακόλουθα: Στην πρώτη περίπτωση, αν η εργασία των γυναικών είναι πιο φτηνή (με ίση παραγωγικότητα) τότε θα αναμέναμε από τους εργοδότες που αποσκοπούν στη μεγιστοποίηση του κέρδους να προσλαμβάνουν περισσότερες γυναίκες σε μια ανταγωνιστική αγορά εργασίας και τον αποκλεισμό των ανδρών. Κάτω από αυτές τις συνθήκες, ένας εργοδότης που κάνει διάκριση δεν μπορεί να παράγει σε επίπεδα ελάχιστου κόστους. Στην δεύτερη περίπτωση, μια άποψη της συμπεριφοράς των συνδικάτων είναι ότι, τα διαπραγματευόμενα μέλη των συνδικάτων, επιχειρούν να διαμορφώσουν τις αμοιβές για λογαριασμό του εργοδότη και κατά συνέπεια το εισόδημα των συνδικαλιστών, όσο το δυνατόν μεγαλύτερο. Θεωρητικά, μπορεί να αποδειχθεί ότι αν τα συνδικάτα απαγορεύσουν στους εργοδότες να προσλάβουν γυναίκες, όταν θα ήταν πιο φτηνό για αυτούς κάτι τέτοιο,

τότε ο εργοδότης μπορεί να δώσει μέρος της παραγωγής του ως υπεργολαβία ώστε να μειωθούν τα συνολικά έξοδα αμοιβών του.

Σχετικά με την προσέγγιση αυτή της διάκρισης, οι Chiplin και Sloane, υποστηρίζουν ότι υπάρχει ένα μείζων πρόβλημα (που καθιστά τον ορισμό αυτόν ανεπαρκή) και το οποίο σχετίζεται με την έλλειψη διαθέσιμης πληροφόρησης του εργοδότη κατά την πρόσληψη ενός ατόμου.

Επεξηγώντας το πρόβλημα αυτό, τονίζουν ότι πριν την έναρξη της απασχόλησης, ο εργοδότης δεν γνωρίζει πόσο επιτυχημένος θα είναι οποιοσδήποτε δεδομένος άνθρωπος στην εκπλήρωση των εργασιών που θα του ανατεθούν. Ωστόσο, ο εργοδότης είναι πολύ πιθανόν να έχει μια εκτίμηση των συγκεκριμένων προσωπικών χαρακτηριστικών που φαίνονται να έχουν συσχετιστεί με καλούς εργαζομένους στο παρελθόν. Τα χαρακτηριστικά αυτά, μπορεί να περιλαμβάνουν παράγοντες όπως, για παράδειγμα, ακαδημαϊκά προσόντα, συστάσεις, χόμπι και ενδιαφέροντα. Κάποια ευκόλως παρατηρούμενα χαρακτηριστικά (όπως εκπαιδευτικά προσόντα) παρέχουν κάποια ένδειξη στον εργοδότη για έναν πιθανό εργαζόμενο. Υπάρχουν όμως και εμφανή χαρακτηριστικά που μπορεί να χρησιμοποιηθούν από τον εργοδότη στη λήψη μιας απόφασης τα οποία όμως δεν βρίσκονται υπό τον έλεγχο του ατόμου όπως, το φύλο, η ηλικία και η φυλή. Πράγματι, ο εργοδότης μπορεί να κάνει υποθέσεις για άλλα χαρακτηριστικά στη βάση της ομάδας στην οποία το άτομο ανήκει. Για παράδειγμα, ο εργοδότης μπορεί να πιστεύει, ορθά ή εσφαλμένα, ότι οι γυναίκες είναι λιγότερο αξιόπιστες και ότι έχουν μεγαλύτερο ποσοστό αποχώρησης και ποσοστό απουσίας από ότι οι άνδρες ως ομάδα. Δεν είναι δυνατόν για τον εργοδότη να εκτιμήσει την αξιοπιστία οποιουδήποτε εργαζόμενου κατά την πιθανή πρόσληψή του σε μια δουλειά. Επομένως, μια γυναίκα που έχει μεγάλο ένα υψηλό επίπεδο απόδοσης μπορεί να αποκλειστεί από την εργασία για λόγους που είναι αρκετά λογικοί σε όρους ελαχιστοποίησης του κόστους, αλλά αντιθέτως είναι μεροληπτικοί σε όρους των ίδιων των προσόντων της γυναίκας. Μπορεί να θεωρηθεί επιθυμητό να επιχειρήσει κάποιος να επικηρύξει οποιαδήποτε τέτοια συμπεριφορά του εργοδότη, στη βάση των ομαδικών προτύπων αλλά, όπως έχει τονιστεί από τον Stiglitz (1973) , ένα τέτοιο αποτέλεσμα θα ήταν ανεπαρκές για την μεγιστοποίηση των δυνητικών εκροών.

Από την παραπάνω ανάλυση, προκύπτει ότι, οποιαδήποτε αναφορά γίνει γύρω από το θέμα της διάκρισης, υπάρχουν διακυβεύονες κρίσεις σημαντικής αξίας και ότι υπάρχουν κόστη, καθώς και οφέλη.

2.3 Θεωρίες διάκρισης

2.3.1 Αρχικές απόψεις αναφορικά με την διάκριση (Προ – Becker περίοδος)

Αρχικές αναφορές για φυλετικές διακρίσεις έγιναν κατά κύριο λόγο επί Ευρωπαϊκού εδάφους. Σύμφωνα με τον Τζαννάτο (1990), σχεδόν από τα μέσα του 19^{ου} αιώνα υπήρχε η αντιπαράθεση ότι:

δεν υπάρχει φυσική ανισότητα μεταξύ των δύο φύλων εκτός ίσως από την σωματική δύναμη... ακόμα κι αν η φύση δεν έφτιαξε τον άντρα και την γυναίκα άνισους, παρόλα αυτά κάποιοι θέλησαν από τον νόμο να τους κάνουν... άντρες και γυναίκες θα έπρεπε να είναι απόλυτα ίσοι και η γυναίκα δεν θα πρέπει να εξαρτάται από τον άνδρα, περισσότερο δε ένας άνδρας από την γυναίκα, εκτός αν τους ωθούν τα συναισθήματά τους (John Stuart Mill and Harriet Taylor Mill in Rossi).

Οι δηλώσεις αυτές, έγιναν σε μία περίοδο όπου η νομοθεσία και η κοινωνία θεωρούσαν τις γυναίκες και τα παιδιά ιδιοκτησία των συζύγων, όταν η περιουσία της γυναίκας γινόταν αυτόματα περιουσία του άνδρα κατόπιν γάμου, όταν οι γυναίκες δεν μπορούσαν να πάρουν διαζύγιο με ίσους όρους και είχαν περιορισμένη πρόσβαση στα παιδιά σε περίπτωση χωρισμού και όταν οι γυναίκες δεν είχαν δικαίωμα να ψηφίσουν. Επιπρόσθετα, οι ευκαιρίες για μόρφωση των γυναικών ήταν σχεδόν ανύπαρκτες.

Η προ-νεοκλασική διαμάχη στο θέμα της ευτελούς θέσης της γυναίκας στην αγορά εργασίας επικεντρωνόταν κυρίως σε θέματα μισθολογικών διαφορών. Ο Τζαννάτος (1990), μελετώντας αρθρογραφία της περιόδου 1891 – 1919¹⁰, συμπαιραίνει ότι οι αρχικοί αυτοί αναλυτές είχαν αναγνωρίσει ότι οι πιθανοί λόγοι για το χαμηλό εισόδημα των γυναικών ήταν, τα έθιμα, η κοινή γνώμη, η μη πρωταρχική ανάγκη της γυναίκας για εργασία (όμοιας του άνδρα, “ο συνηθισμένος βιοπαλαιστής”), χαμηλότερη παραγωγικότητα, έλλειψη γυναικείων εργατικών σωματείων, χαμηλότερο βιοτικό επίπεδο, ανεπαρκή μόρφωση και ελάχιστες ευκαιρίες για εναλλακτική εργασία

Αυτές οι παρατηρήσεις παρείχαν την βάση για την διαμάχη που ακολούθησε. Σύμφωνα με τον Τζαννάτο (1990), οι Edgeworth (1922) και Fawcett (1917, 1918), βασίστηκαν στην υπόθεση της “συσσώρευσης/συνωστισμού (*crowding*) του πλήθους των ανθρώπων”, ή όπως αλλιώς είναι γνωστή του “επαγγελματικού διαχωρισμού” με την έννοια ότι οι γυναίκες είναι υπερεκπροσωπημένες σε ορισμένους κλάδους με

¹⁰ Η αρθρογραφία αυτή, αναφέρεται στους: Webb, S., 1891; Collet, 1891; Fawcett 1892; Cannan 1914; Rath-bone, 1917; Webb, B., 1919; the Atkin War Cabinet Committee on the Employment of Women in Industry, 1919

αποτέλεσμα να δυναστεύονται τα εισοδήματά τους σ' αυτούς τους κλάδους, δεδομένων όλων των άλλων παραγόντων σταθερών (*seteris paribus*). Με άλλα λόγια, η παραπάνω υπόθεση λέει ότι, οι γυναίκες κερδίζουν λιγότερα επειδή κάνουν “*γυναικείες δουλειές*”. Η άποψη αυτή, βασίζεται στο γεγονός ότι, κάποιες δουλειές τοποθετούνται “στην άκρη” για τις γυναίκες, ενώ οι άνδρες μπορούν να επιλέξουν οποιαδήποτε απασχόληση. Το αποτέλεσμα είναι, οι γυναίκες να “συνωστίζονται” σε ένα πιο μικρό αριθμό δουλειών, χαμηλώνοντας έτσι τους μισθούς τους.

Παρόλα αυτά, η εξήγηση αυτή, η οποία επισημοποιήθηκε από τον Bergmann περίπου πενήντα χρόνια μετά (βλέπε παρακάτω), επικρίθηκε από τον Florence (1931) ως ατελής. Σύμφωνα με τον Florence, οι πιο σημαντικοί παράγοντες για την εξήγηση της διαφοράς εισοδήματος μεταξύ των δύο φύλων είναι, η σχετική αδράνεια των γυναικών στην αγορά εργασίας λόγω οικογενειακών και κοινωνικών κανόνων συμπεριφοράς και η άρνηση των ανδρών να δουλεύουν με ή κάτω από την επίβλεψη γυναικών και όχι ο παράγοντας της διαφοράς της παραγωγικότητας. Ο Pigou (1952), βασισμένος στην άποψη του Florence, συμπλήρωσε ότι ‘*ασυνείδητοι και απερίσκεπτοι εργοδότες μπορούν και αμείβουν τις γυναίκες λιγότερο απ’ όσο αξίζουν λόγω της αδυναμίας τους*’, την οποία μάλιστα χαρακτήρισε ως στρατηγικής σημασίας.

Στην προ Becker περίοδο, θα πρέπει να αναφέρουμε την αρχή του Myrdal για την “*συνολική αιτία*” (*cumulative causation*), που είδε το πρόβλημα των νέγρων στις Η.Π.Α ν’ *ανέρχεται από την αλληλεπίδραση και την ενδυνάμωση τριών αιτιών, που καταλήγουν σε φαύλο κύκλο* (Myrdal, 1944): Πρώτη αιτία, η συμπεριφορά των λευκών απέναντι στους μαύρους. Δεύτερη, οι συνθήκες φτώχειας των μαύρων. Τρίτη, το ανθρώπινο κεφάλαιο και τα πολιτιστικά χαρακτηριστικά των μαύρων. Λίγοι, ήταν αυτοί που αμφισβήτησαν αυτή την άποψη, όμως εξηγήσεις τύπου φαύλος κύκλος τείνουν πολλές φορές να γίνονται κυκλικά επιχειρήματα (Τζαννάτος, 1990).

Η προ Becker βιβλιογραφία σε θέματα διάκρισης (δηλαδή πριν από το 1957), ολοκληρώνεται με δύο άρθρα του Bronfenbrenner (1939, 1956) ο οποίος σύμφωνα με τον Τζαννάτο (1990), μελέτησε το μονοψώνιο και την διάκριση από πλευράς συνδικαλιστικών ενώσεων – εργοδοτών (*monopsony and union - employer discrimination*), ως πηγές για την διαφορά αμοιβών. Μια παρατήρηση που θα πρέπει να γίνει σε αυτό το σημείο είναι ότι, ο Bronfenbrenner υπέθεσε πως οι εργοδότες θα ήταν διατεθειμένοι να προφέρουν χαμηλότερες αμοιβές στις μειονότητες/μειονεκτικές ομάδες

(δηλαδή $w - x$,

όπου το w είναι η αμοιβή της πλειονότητας και το x είναι το αναμενόμενο κόστος

εργαζομένων της μειονότητας), εν αναμονή υψηλότερου κόστους εργασίας (αύξηση μισθών) που μπορεί να προκύψει μέσα από εργασιακές διαμάχες, εάν οι μειονότητες και οι πλειονότητες εργάζονταν μαζί. Το γεγονός αυτό, έχει ενδιαφέρον για τρεις λόγους:

α) Αυτή η ανάλυση μπορεί να θεωρηθεί ως μία προέκταση της περίπτωσης του μονοφωνίου (Lundahl και Wadensjo, 1984; Τζαννάτος, 1990).

β) Η απασχόληση ετερογενούς εργασίας φαινόταν σαν κάτι που θα αύξανε τα κόστη για τον εργοδότη, αν και θα μπορούσε να θεωρηθεί και ως ένα είδος διαφοροποίησης και εξάπλωση κινδύνου ή ως τακτική “διανομής και κατάκτησης” (Roemer, 1979).

γ) Οι *μηχανισμοί* της ανάλυσης του Bronfenbrenner (δηλαδή, $w - x$) είναι στην ουσία παρόμοιοι με την μέθοδο που υιοθετήθηκε από τον Becker που επίσης υπέθετε (για διαφορετικούς λόγους όμως) ότι οι εργοδότες θα προσλαμβάνανε μέλη της μειονότητας μόνο αν οι μισθοί των τελευταίων ήταν χαμηλότεροι από εκείνους της πλειονότητας.

2.3.2 Becker

Η θεωρία του Becker (1957) για την διάκριση, είναι βασισμένη στη *σωματική ενόχληση* (physical disutility), υπό την έννοια ότι μερικά άτομα ίσως προτιμούν να έλκουν τα κόστη απ’ το να έρθουν σε επαφή με μέλη συγκεκριμένων ομάδων.

Η ‘*ενόχληση*’, προκύπτει από ένα συγκεκριμένο πλαίσιο *ορέξεων/προτιμήσεων* και με λόγια του ίδιου του Becker «αν κάποιος έχει “*ορέξη/προτίμηση (taste)*” για διάκριση, θα πρέπει να συμπεριφέρεται σαν να είναι διατεθειμένος να πληρώσει κάτι, είτε απευθείας είτε με την μορφή μειωμένου εισοδήματος, ώστε να συναναστρέφεται με συγκεκριμένες ομάδες απ’ ότι με άλλες». Με άλλα λόγια, η άσκηση αυτής της προτίμησης εμπεριέχει ένα κόστος, σε όρους θυσίας, είτε του κέρδους είτε της αμοιβής που είναι προετοιμασμένο το άτομο να υπομείνει και το οποίο μετράται από τον συντελεστή διάκρισης. Ο Becker θεώρησε αυτά τα ερεθίσματα ως δεδομένα και δεν αναζήτησε να εξηγήσει την προέλευσή τους.

Ο Becker ισχυρίζεται ότι όταν εμφανίζεται πραγματική διάκριση, το άτομο θα πρέπει να πληρώσει ή να στερηθεί εισόδημα για το προνόμιο αυτό. Αυτή η απλή άποψη των πραγμάτων φτάνει στην ουσία της *προκατάληψης* (prejudice) και της *διάκρισης* (Becker, 1957).

Ειδικότερα, ο Becker υποθέτει ότι τα οικονομούντα άτομα προσπαθούν να μεγιστοποιήσουν τη χρησιμότητά τους και όχι απλώς το εισόδημά τους. Επομένως, οι συναρτήσεις χρησιμότητας των καταναλωτών (εργαζομένων), εκτός από το εισόδημα και

τη σχόλη, περιλαμβάνουν και μια μεταβλητή που δηλώνει τις προτιμήσεις τους για διάκριση. Κατά παρόμοιο τρόπο, οι αντικειμενικές συναρτήσεις των επιχειρήσεων εκτός από τα κέρδη, περιλαμβάνουν και αυτές τη μεταβλητή διάκριση.

Ο βαθμός της ροπής ενός ατόμου να κάνει διάκριση σε βάρος μελών μιας συγκεκριμένης ομάδας, μετριέται με τον συντελεστή διάκρισης. Για παράδειγμα, αν W_f είναι ο μισθός των γυναικών, ο εργοδότης συμπεριφέρεται σαν να ήταν $W_f(1+d)$. Στη περίπτωση αυτή, το d , είναι ο συντελεστής διάκρισης και παριστά το μη χρηματικό κόστος που αναλαμβάνει ο εργοδότης που κάνει διακρίσεις, για να έχει συναλλαγές με γυναίκες έναντι των οποίων στρέφονται οι διακρίσεις του. Επομένως, το καθαρό κόστος του εργοδότη από την απασχόληση γυναικών είναι ίσο με το άθροισμα του ονομαστικού μισθού αυτών συν το ψυχικό κόστος που ισοδυναμεί χρηματικά με το dW_f . Η αλληλεπίδραση των συντελεστών διάκρισης των διαφόρων οικονομούντων μελών στην κοινωνία (εργοδότες, εργαζόμενοι, εργατικές οργανώσεις, αγοραστές) και η διάρθρωση της αγοράς, προσδιορίζουν έναν συντελεστή διάκρισης της αγοράς (MDC). Ο Becker, ορίζει τον συντελεστή αυτόν, ως την διαφορά μεταξύ του λόγου του μισθού των ανδρών δια του μισθού των γυναικών, όταν υπάρχει και όταν δεν υπάρχει διάκριση σε βάρος των

$$MDC = \frac{W_m}{W_f} - \frac{W_m^0}{W_f^0}, \quad (2.1)$$

όπου, W_m^0 και W_f^0 είναι οι μισθοί ισορροπίας χωρίς διάκριση.

Δύο βασικά συμπεράσματα που προκύπτουν από την ανάλυση του Becker είναι: α) οι εργοδότες που κάνουν διακρίσεις, δεν συνδυάζουν άριστα τις εισροές των συντελεστών της παραγωγής για να ελαχιστοποιήσουν το κόστος παραγωγής για ένα δεδομένο επίπεδο παραγωγής. Τέτοιοι εργοδότες, είναι πρόθυμοι ν' αποφύγουν να προσλάβουν ορισμένες γυναίκες των οποίων το οριακό έσοδο υπερβαίνει το χρηματικό μισθό. Έτσι, η απασχόληση των γυναικών είναι μικρότερη λόγω διακρίσεων απ' ότι χωρίς τέτοιες διακρίσεις και β) επειδή οι εργοδότες που κάνουν διακρίσεις αναλαμβάνουν υψηλότερο κόστος απ' ότι οι συνάδελφοί τους που δεν κάνουν, τότε οι ανταγωνιστικές δυνάμεις της αγοράς, θα πρέπει να μειώσουν τις διακρίσεις με την πάροδο του χρόνου. Ωστόσο, το συμπέρασμα αυτό, δημιουργεί προβλήματα στην αξιοπιστία του υποδείγματος, αφού οι διαφορές των αμοιβών διατηρούνται διαχρονικά

Σύμφωνα με τον Τζαννάτο (1990), είναι αμφισβητούμενο αν η θεωρία του Becker, που δίνει έμφαση στην ατομική συμπεριφορά (αντί του συνόλου), φτάνει στην ουσία της διάκρισης (βλέπε παρακάτω). Παρόλα αυτά, έχει συμβάλλει σημαντικά στην κατανόηση και τους μηχανισμούς του θέματος.

Ο Τζαννάτος (1990), δείχνει τα βασικά σημεία του υποδείγματος του Becker, υιοθετώντας μία διαφορετική παρουσίαση της διάκρισης από εκείνη που αναφέρεται στο βιβλίο του Becker και η οποία βασίζεται στην ανάλυση της διάκρισης από τον Arrow, (1972a, 1972b, 1973), μέσω της οποίας ξεδιπλώνεται η ουσία του υποδείγματος του Becker. Κατά την ανάλυση αυτή, η αντικειμενική συνάρτηση του εργοδότη δεν πρέπει να καθορισθεί ως η μεγιστοποίηση των κερδών του (όπως γίνεται συνήθως), αλλά ως:

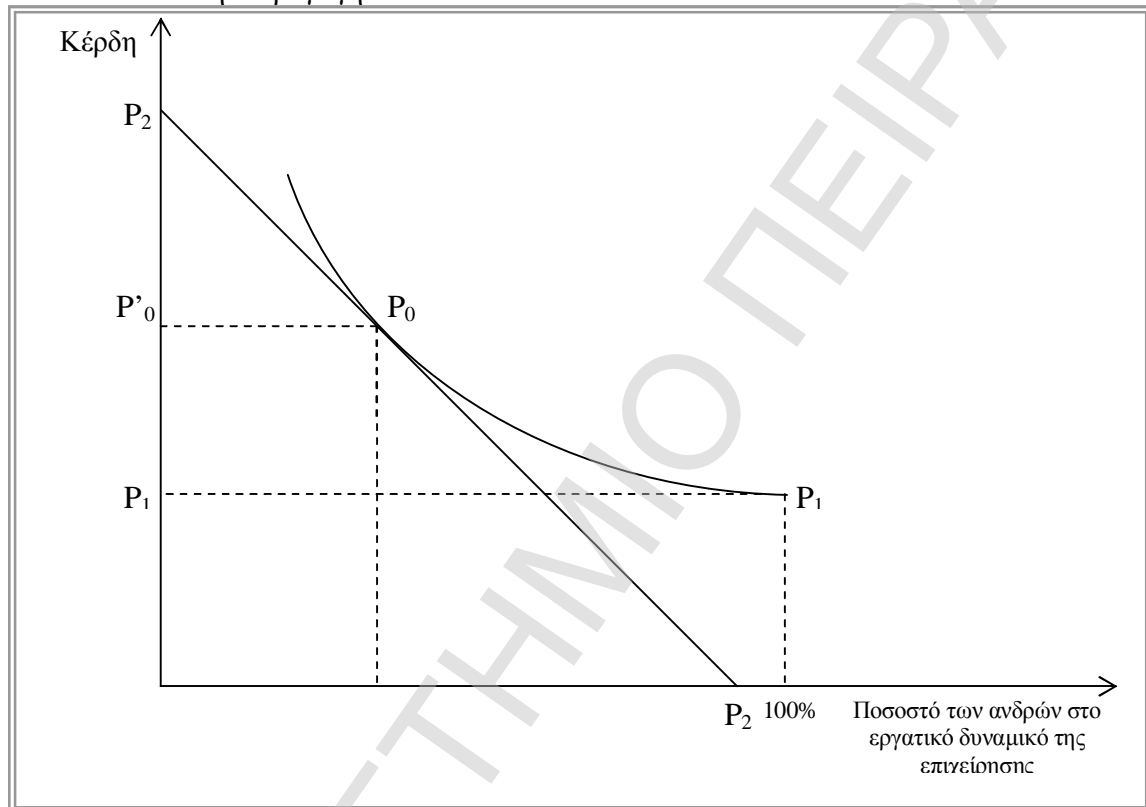
$$\max U=f(\text{κέρδη, ποσοστά αντρών στο δυναμικό της εταιρείας}) \quad (2.2)$$

όπου το U , συμβολίζει την αντικειμενική συνάρτηση χρησιμότητας του εργοδότη. Στην περίπτωση αυτή, ο *προκατειλημμένος* εργοδότης (με την έννοια ο εργοδότης που κάνει διάκριση) επιχειρεί να μεγιστοποιήσει τα κέρδη του και τον αριθμό των ανδρών στο δυναμικό της επιχείρησης. Το γεγονός αυτό, μας παραπέμπει στον διδιάστατο χώρο δύο αγαθών με κυρτές καμπύλες αδιαφορίας που ορίζονται από τα κέρδη και το ποσοστό συμμετοχής του κάθε φύλου στο εργατικό δυναμικό της επιχείρησης.

Στο Διάγραμμα 2.1, τα κέρδη αναπαρίστανται στον κάθετο άξονα και το ποσοστό συμμετοχής του κάθε φύλου στο εργατικό δυναμικό στον οριζόντιο άξονα. Η καμπύλη IC , αντιπροσωπεύει την καμπύλη αδιαφορίας του εργοδότη. Επομένως, όσο περισσότερο αντιπαθεί ένας εργοδότης τις γυναίκες, τόσο πιο απότομη γίνεται η καμπύλη αδιαφορίας. Στην περίπτωση δε, που οι άνδρες και οι γυναίκες ήταν τέλεια υποκατάστατα στην παραγωγή και λαμβάνανε την ίδια αμοιβή, τότε τα συνολικά κέρδη θα εμφανίζονταν ως μία οριζόντια γραμμή όπως η P_1P_1 . Εάν ο εργοδότης ήταν αδιάφορος σχετικά με την κατά φύλο απασχόληση, τότε η καμπύλη IC θα ήταν οριζόντια και το σημείο ισορροπίας θα ήταν αδιευκρίνιστο κάτω από τις υποθέσεις του μοντέλου (δηλαδή, θα εξαρτιόταν από παράγοντες όπως η τύχη και όχι από τις παραμέτρους του μοντέλου). Όπως είναι σχεδιασμένη η καμπύλη IC , ο προκατειλημμένος (*discriminating*) εργοδότης θα προτιμούσε να απασχολεί μόνο άνδρες. Ο λόγος είναι ότι, ο εργοδότης, λόγω της προτίμησής του για διάκριση, υφίσταται ψυχικό κόστος απασχολώντας γυναίκες. Παρόλο που το χρηματικό κόστος

της απασχόλησης γυναικών είναι ίδιο με την απασχόληση ανδρών (μισθός, w), το καθαρό κόστος για τον εργοδότη είναι το $w(1 + d)$, όπου το d , ($d > 0$), είναι η ενόχληση (disutility) που έχει προκληθεί από την παρουσία γυναικών στο εργατικό δυναμικό. Ο Becker ονόμασε το d *συντελεστή διάκρισης*.

Διάγραμμα 2.1: Η ισορροπία ενός προκατειλημμένου εργοδότη: άντρες και γυναίκες τέλεια υποκατάστατα στην παραγωγή



Πηγή: Τζαννάτος, 1990.

Το d μπορεί να πάρει τιμές από μείον άπειρο έως συν άπειρο. Οι αρνητικές τιμές του d υποδηλώνουν *γεποτισμό* (favoritism or nepotism) αν ο εργοδότης είναι μέλος της εν λόγω ομάδας, ενώ οι θετικές αξίες υποδηλώνουν διάκριση. Όταν το d είναι μηδέν τότε δεν υπάρχει διάκριση μεταξύ διαφορετικών ομάδων εργαζομένων, κι έτσι επιστρέφουμε στην συμβατική ανάλυση. Ο όρος wd υποδηλώνει την απόκλιση που έχει ο εργοδότης στα καθαρά κόστη από τα χρηματικά κόστη όταν απασχολεί γυναίκες ή μπορεί να θεωρηθεί (όπως αναφέραμε παραπάνω), ως η ακριβής χρηματική ισοτιμία του ψυχικού κόστους του εργοδότη από την απασχόληση γυναικών. Κατ' αυτό τον τρόπο, ο συντελεστής διάκρισης του Becker, δίδει την δυνατότητα να ενσωματώσουμε την πράξη (αλλά όχι την αιτία) της διάκρισης σε ένα οικονομικό μοντέλο και επιτρέπει τη μελέτη των επιδράσεών της. Το γεγονός ότι η

διάκριση έχει πλέον γίνει μετρήσιμη σε μία συνεχή κλίμακα, αποτελεί την δύναμη της ανάλυσης του Becker.

Μέσω του Διαγράμματος 2.1, μπορούμε να εξετάσουμε τις επιπτώσεις από την παρουσία της διάκρισης. Ειδικότερα:

Αν ίσχυε ο ίδιος μισθός τόσο για τους άνδρες, όσο και για τις γυναίκες, τότε ο προκατειλημμένος εργοδότης θα πετύχαινε το μεγαλύτερο δυνατό επίπεδο ωφέλειάς του απασχολώντας μόνο άνδρες, καθώς τα χρηματικά και καθαρά κόστη συμπίπτουν μόνο στην περίπτωση των ανδρών. Στη περίπτωση αυτή, η ισορροπία του προκατειλημμένου εργοδότη εμφανίζεται στο σημείο P_1 . Αν όμως ο μισθός της γυναίκας ήταν μικρότερος απ' αυτόν του άνδρα (πάλι σε σχέση με το επιχείρημα της τέλει υποκατάστασης μεταξύ των φύλων στην παραγωγή), τότε όσο υψηλότερο ήταν το ποσοστό των ανδρών στο εργατικό δυναμικό, τόσο χαμηλότερα θα ήταν τα κέρδη. Στην πραγματικότητα, τα κέρδη θα γίνουν αρνητικά, προτού το εργατικό δυναμικό της επιχείρησης φθάσει ν' αποτελείται μόνο από άνδρες. Η σχέση αυτή εμφανίζεται από την νέα καμπύλη κέρδους P_2P_2' . Κατά συνέπεια, το νέο σημείο ισορροπίας του προκατειλημμένου εργοδότη είναι τώρα το P_0 και ο εργοδότης χάνει κέρδη ίσα με την διαφορά P_2P_0' .

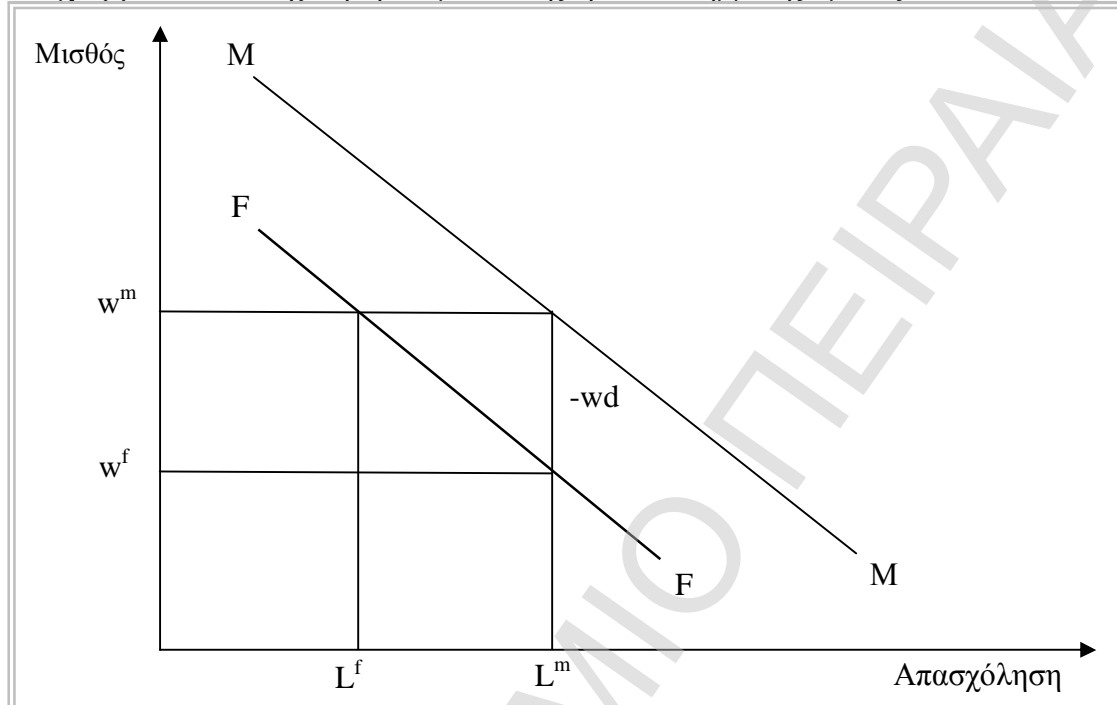
Από την παραπάνω ανάλυση, μπορούμε να εξάγουμε τις ακόλουθες επιπτώσεις του υποδείγματος:

- α) Όσο υψηλότερος είναι ο συντελεστής διάκρισης (d), τόσο πιο κυρτές θα είναι οι καμπύλες αδιαφορίας και η επιχείρηση θα απασχολεί μεγαλύτερο ποσοστό ανδρών.
- β) Όσο μεγαλύτερη είναι η μισθολογική διαφορά κατά των γυναικών, τόσο πιο δαπανηρή γίνεται η διάκριση κατά των γυναικών και το ποσοστό των γυναικών στο εργατικό δυναμικό της επιχείρησης θ' αυξηθεί.
- γ) Όσο λιγότερο υποκατάστατοι γίνονται οι γυναίκες και άντρες στην παραγωγή, τόσο πιο αυξημένο θα είναι το ποσοστό γυναικών στο εργατικό δυναμικό. (καθώς μικρές αποκλίσεις από το βέλτιστο ποσοστό συμμετοχής των δύο φύλων θα είχαν ως αποτέλεσμα την απότομη μείωση των κερδών. Η καμπύλη κέρδους στο Διάγραμμα 2.1 πέφτει γρηγορότερα από την P_2P_2').

Με βάση το Διάγραμμα 2.2, μπορούμε να δείξουμε τις επιπτώσεις του υποδείγματος και μ' ένα διαφορετικό τρόπο. Ειδικότερα, στη περίπτωση αυτή, υποθέτουμε τέλεια υποκατάσταση μεταξύ γυναικών και ανδρών στην παραγωγή. Η ευθεία MM στο διάγραμμα, συμβολίζει τις αξίες του οριακού προϊόντος

(αντιπροσωπεύει επίσης την καμπύλη της ζήτησης εργασίας) και στους δύο παράγοντες με την απουσία της διάκρισης.

Διάγραμμα 2.2: Απασχόληση και μισθοί της προκατειλημμένης ομάδας



Πηγή: Τζαννάτος, 1990

Σύμφωνα με το Διάγραμμα 2.2, αν σε περίπτωση οι προτιμήσεις/ορέξεις των εργοδοτών λειτουργήσουν κατά των γυναικών, τότε αυτό θα είχε ως αποτέλεσμα την μετατόπιση της καμπύλης ζήτησης για την γυναικεία απασχόληση στη θέση FF και σε ποσό ίσο με το $-wd$ (ως αποζημίωση του ψυχικού κόστους, κυρίως w_d , που αντλείται από τον συντελεστή διάκρισης). Αν μετατοπίσουμε την καμπύλη ζήτησης για την γυναικεία απασχόληση έτσι ώστε να είναι κάθετη προς τον οριζόντιο άξονα, τότε αυτό σημαίνει ότι ο εργοδότης είναι διατεθειμένος να προσλάβει τον ίδιο αριθμό γυναικών και ανδρών (σημείο L^m) μόνο εφόσον ο μισθός των γυναικών ήταν ίσος με w^f . Εναλλακτικά, αν την μετατοπίσουμε σε οριζόντια θέση, τότε ο εργοδότης θα προσλάβει μόνο γυναίκες L_f εφόσον ο μισθός είναι ίδιος και για τα δύο φύλα, w^m .

Με βάση τις παραπάνω παρατηρήσεις, μπορούμε ν' αντλήσουμε τις ακόλουθες επιπτώσεις του υποδείγματος: α) Μακροπρόθεσμα, ο προκατειλημμένος εργοδότης θα οδηγηθεί εκτός αγοράς από τον αμερόληπτο/μη-προκατειλημμένο εργοδότη που μειώνει τα χρηματικά κόστη και β) Προτού ο «καταλληλότερος επιβιώσει» (δηλαδή στο άμεσο μέλλον), θα υπήρχαν μισθολογικές και εργασιακές διαφορές. Η

προκατειλημμένη ομάδα/μεροληπτική ομάδα (discriminated group, δηλαδή η ομάδα που έχει υποστεί διάκριση) θα απασχολείται σε μικρότερες αναλογίες από τις μεροληπτικές επιχειρήσεις (discriminating firms) και θα τείνει να συνταχθεί με τις αμερόληπτες επιχειρήσεις (non-discriminating firms).¹¹

2.3.3 Προεκτάσεις και αξιολόγηση

Η προηγούμενη παρουσίαση, αγγίζει τα ουσιώδη χαρακτηριστικά της θεωρίας του Becker, η οποία μπορεί να διευρυνθεί με ποικίλους τρόπους. Οι συνθήκες μονοπωλίου στην αγορά αγαθών (αλλά ανταγωνισμός στην αγορά κεφαλαίου) καταλήγουν στις ίδιες προβλέψεις με πριν, όσον αφορά τις μισθολογικές και εργασιακές διαφορές (Becker, 1959). Αν αυτός που κάνει διάκριση (discriminator) δεν είναι ο εργοδότης αλλά συνάδελφοι εργαζόμενοι, θα πρέπει οι μισθολογικές διαφορές να παρακολουθούνται τόσο στο άμεσο μέλλον, όσο και μακροπρόθεσμα εφόσον οι δύο ομάδες δεν αποτελούν τέλεια υποκατάστατα στην παραγωγή (ή αν είναι συμπληρωματικά). Αν είναι τέλεια υποκατάστατα, τότε δεν θα υπάρχει μισθολογική διαφορά ούτε στο άμεσο μέλλον αλλά ούτε μακροπρόθεσμα. Βάσει όλων των ανωτέρω υποθέσεων σχετικά με την υποκατάσταση αντρών και γυναικών στην παραγωγή θα υπάρχει φυλετικός διαχωρισμός. Τέλος, αν οι καταναλωτές έχουν διάθεση/προτίμηση/όρεξη για διάκριση, τότε και πάλι οι μισθολογικές και εργασιακές διαφορές θα υπερισχύσουν στο άμεσο μέλλον. Το μακροπρόθεσμο αποτέλεσμα θα εξαρτηθεί με το αν υπάρχει η πιθανότητα φυλετικού διαχωρισμού μεταξύ των διαφόρων καταναλωτικών ομάδων (Lundahl & Wadensjo, 1984;

Στην μέχρι τώρα ανάλυση, εξετάσαμε τις συνέπειες της ύπαρξης προτιμήσεων για διάκριση, στους μισθούς και την απασχόληση των εργαζομένων. Σαν γενικότερο συμπέρασμα, μπορούμε να πούμε ότι, οι εργαζόμενοι ομάδων πλειονότητας επωφελούνται όσον αφορά καλύτερους μισθούς, ενώ τα μέλη ομάδων μειονότητας χάνουν. Τι γίνεται όμως με τα κέρδη των εργοδοτών; Όσον αφορά έναν μεμονωμένο εργοδότη, τα κέρδη του θα εξαρτηθούν από το κατά πόσο μεροληπτεί (κάνει διάκριση) ή όχι και οι συνέπειες της ενέργειας αυτής παρουσιάστηκαν παραπάνω. Αντιθέτως, το

¹¹ Στο σημείο αυτό, πρέπει να σημειώσουμε ότι το υπόδειγμα απορρίπτεται στη περίπτωση της πλήρους απασχόλησης (κατά την νεοκλασική άποψη) και δεν εξηγεί τις διαφορές μεταξύ της ανεργίας ή των ποσοστών συμμετοχής στην αγορά εργασίας των γυναικών και των ανδρών. Το υπόδειγμα, προβλέπει ότι λιγότερες γυναίκες θ' απασχολούνται από μεροληπτικές επιχειρήσεις και όχι ότι θ' απασχολούνται λιγότερες γυναίκες γενικά στην οικονομία

γενικότερο μερίδιο κερδών (έναντι των αμοιβών) στην οικονομία δεν είναι εύκολο να προβλεφθεί (Τζαννάτος, 1990).

Η διαφορά μεταξύ των θεωριών τις προ και μετά Becker εποχής για την διάκριση, είναι περισσότερο φαινομενική απ' ότι ουσιαστική. Συγκεκριμένα όλες οι πιθανές αιτίες διάκρισης που επισημοποιήθηκαν από τον Becker (και από άλλους που εμπνεύστηκαν από την δουλειά του), είχαν προηγουμένως ανακοινωθεί και παρουσιαστεί με απλά διαγράμματα. Πολλοί δε είναι αυτοί που ισχυρίζονται πως ο Becker έσπασε τα δεσμά της αρχικής παράδοσης κάνοντας έναν «διαχωρισμό μεταξύ των αιτιών και της πράξης της διάκρισης» δεδομένου ότι «η ύπαρξη διάθεσης/προτίμησης για διάκριση εξηγεί την πράξη της διάκρισης (και τις επιπτώσεις της), ενώ ταυτόχρονα «λίγη σημασία δίνεται για τις αιτίες της διάκρισης» (Lundahl και Wadensjo, 1984). Παρόλα αυτά, είναι αλήθεια ότι η θεωρία του Becker συνέβαλε στα μέγιστα, καθώς η διάκριση έγινε πια μετρήσιμη σε μία συνεχή κλίμακα, προκειμένου απλά να διαπιστώσουμε αν υπάρχει ή αν δεν υπάρχει διάκριση. Σύμφωνα με τον Τζαννάτο, (1990), επίσης αληθεύει το γεγονός ότι τα γούστα ή οι προτιμήσεις ή οι προκαταλήψεις ή όπως αλλιώς θέλει κανείς να ονομάσει το d , μπορούν αναμφίβολα να βρεθούν σε κείμενα του Webb που χρονολογούνται από το 1891, καθώς επίσης και σε κείμενα άλλων προαναφερθέντων ερευνητών. Επιπρόσθετα, μπορούμε να ισχυριστούμε ότι το d του Becker είναι ακριβώς ισοδύναμο με το x του Bronfenbrenner (όπως αναφέρθηκε παραπάνω). Η σημαντική συνεισφορά του Becker, ήταν στο να ενσωματώσει το d σ' ένα οικονομικό υπόδειγμα, όπου μπορούν να εφαρμοστούν οι μηχανισμοί των διαδικασιών οπτιμισμού και πολλά από τα αποτελέσματα του Becker ανταποκρίνονται στην κοινή λογική.

Κατά τον Τζαννάτο, η μεγαλύτερη αδυναμία της ανάλυσης του Becker είναι ίσως η αποτυχία του να εξετάσει την διάκριση σε ένα ευρύτερο οικονομικό (και κοινωνικό) πλαίσιο. Η υπόθεση της φυσικής απόστασης δεν είναι απαραίτητα σημαντική, ιδιαίτερα στο θέμα της διάκρισης μεταξύ των δύο φύλων, τουναντίον μπορεί να είναι όμως πιθανή. Η υπόθεση της φυσικής απόστασης γίνεται σχετική, μόνο αν η επιχείρηση και ο ιδιοκτήτης-εργοδότης συνταυτιστούν. Ο διαχωρισμός διοίκησης και ιδιοκτησίας δημιουργεί ελάχιστη ανησυχία στον ιδιοκτήτη για τα χαρακτηριστικά του εργατικού δυναμικού. Επιπλέον, η διάκριση πελατών δεν μπορεί παρά να καλύψει ένα περιορισμένο αριθμό υποθέσεων όπως η άμεση προσωπική εξυπηρέτηση.

Ένα άλλο ενδιαφέρον σημείο (ίσως μειονέκτημα) είναι το γεγονός ότι το υπόδειγμα εξετάζει τις επιπτώσεις των προτιμήσεων μόνο στον χώρο εργασίας.

Μήπως οι επιπτώσεις από την διάκριση είναι γενικότερες; Σ' αυτή την περίπτωση, χαρακτηριστικό είναι το παράδειγμα του Τζαννάτου, που θεωρεί έναν προκατειλημμένο εργοδότη ο οποίος στερείται κέρδη ώστε να ικανοποιήσει τα γούστα του στον εργασιακό χώρο. Είναι λογικό να θεωρήσουμε ότι αυτός είναι ο μοναδικός του στόχος; Αν, με το να στερείται κέρδη, δεν μπορεί να ζήσει σε «λευκή» περιοχή (επειδή οι τιμές κατοικιών είναι υψηλότερες από εκείνες στα γκέτο των μαύρων), ή δεν μπορεί λόγω χαμηλού εισοδήματος να σπουδάσει τα παιδιά του σε εγκαταστάσεις με λιγότερους ή και καθόλου μαύρους (χάρη στην απόλαυσή του για διάκριση στο εργασιακό περιβάλλον), τότε πιθανόν να υπάρχουν συγκρούσεις μεταξύ της συμπεριφοράς στο σπίτι και στη δουλειά οι οποίες δεν έχουν ακόμα διερευνηθεί από τη θεωρία. Η διάκριση θα πρέπει να εξετασθεί σε ευρύτερα πλαίσια και θα πρέπει να εξετάζεται ταυτόχρονα με μορφές κατανάλωσης (ζήτηση αγαθών). Επιπλέον, η ανάλυση θα πρέπει να γίνεται μάλλον με χρήση συναρτήσεων δαπανών και όχι μόνο σε σχέση με τα επίπεδα κερδών.

2.3.4 Άλλες θεωρίες διάκρισης

Ο Becker πρόσφερε μία ανάλυση βασισμένη στην υπόθεση για την πράξη της διάκρισης. Ωστόσο η ανάλυση εξυπνήρησε ως σημείο αναφοράς για πολλές άλλες μελέτες. Σύμφωνα με την θεωρία του Becker, αν υπάρχει διάθεση για διάκριση από μερικούς (όχι όλους) εργοδότες τότε θα υπάρχει διαχωρισμός (segregation) στο άμεσο μέλλον. Όμως, καθώς οι επιχειρήσεις, με το χαμηλότερο ή μηδενικό συντελεστή διάκρισης, προσλαμβάνουν περισσότερα μέλη της ομάδας μειονότητας, τότε μακροπρόθεσμα οι αμερόληπτοι εργοδότες θα οδηγήσουν τους μεροληπτικούς (προκατειλημμένους) εκτός αγοράς. Κατά συνέπεια, η θεωρία του Becker δεν μπορεί να εξηγήσει γιατί οι μεροληπτικές μισθολογικές διαφορές παραμένουν μα-

Ο Arrow (1972a, 1972b, 1973) υιοθέτησε αυτήν την αντιφατικότητα υπολογίζοντας τα προσαρμοσμένη κόστη (η ουσία της ανάλυσής του είναι ότι υπάρχει κάποιο κόστος προσαρμογής). Συγκεκριμένα, ο Arrow δείχνει ότι μακροχρόνια, αν οι άνδρες και οι γυναίκες είναι τέλεια υποκατάστατα, θα υπάρξει ένα διαχωρισμός της αγοράς χωρίς διάκριση. Κάτω από τέτοιες καταστάσεις, μια μικρή αλλαγή στους σχετικούς μισθούς θα παρακινήσει τον επιχειρηματία που επιδιώκει να μεγιστοποιήσει τα κέρδη του, ν' αντικαταστήσει όλο το εργατικό δυναμικό. Ωστόσο, τέτοιες δραστικές αλλαγές προσωπικού είναι αντιπαραγωγικές. Το κόστος πρόσληψης και η δαπάνη εκπαίδευσης στην εργασία, που αναλαμβάνει ο επιχειρηματίας, καθιστούν

αντιπαραγωγική την αντικατάσταση των ανδρών και την πρόσληψη γυναικών, στις οποίες καινούργιες επενδύσεις (εκπαίδευση) θα πρέπει να γίνουν. Έτσι και μακροχρόνια, οι μισθολογικές διαφορές θα παραμείνουν. Η επιχειρηματολογία του Arrow πολύ δύσκολα πείθει, αν η οικονομία είναι ανταγωνιστική, όπως αυτός υποθέτει. Λόγω της μεγέθυνσης της οικονομίας, καινούργιες επιχειρήσεις εισέρχονται στην αγορά, οι οποίες θα πρέπει να προσλάβουν μόνο από την χαμηλοαμειβόμενη ομάδα μέχρις ότου επέλθει ισότητα.

Μια άλλη λογική σχετικά με την διάκριση, είναι αυτή της 'ατελούς πληροφόρησης'. Αν ένας εργοδότης επιθυμεί να παράσχει εκπαίδευση σε έναν εργαζόμενο του, τότε θα είναι αδιάφορος μεταξύ μιας γυναίκας και ενός κατά τα άλλα πανομοιότυπο άνδρα; Οι γυναίκες, ως ομάδα μοιράζονται άνισα μ' έναν άνδρα τον κύκλο αναπαραγωγής μιας οικογένειας και κατά συνέπεια συνδέονται λιγότερο απ' ότι οι άνδρες με την αγορά εργασίας. Η ανάκτηση του κόστους εκπαίδευσης είναι λιγότερο σίγουρη στην περίπτωση των γυναικών. Τα υποδεέστερα χαρακτηριστικά της αγοράς εργασίας των γυναικών ως ομάδα, οδηγούν στη λεγόμενη 'στατιστική διάκριση'. Οι επιχειρήσεις δεν γνωρίζουν εκ των προτέρων την ακριβή παραγωγικότητα και την δέσμευση παραμονής στην εργασία επί μακρό χρονικό διάστημα οποιουδήποτε εργαζόμενου. Επομένως, το φύλο, η οικογενειακή κατάσταση, η φυλή, εθνικότητα ή άλλα χαρακτηριστικά γίνονται φθινοί μηχανισμοί ελέγχου για τις αποφάσεις της εργοδοσίας των επιχειρήσεων (Phelps, 1972; Aigner και Cain, 1977). Αυτές οι εκτιμήσεις, μπορούν να εξηγήσουν γιατί κάποιες ομάδες λαμβάνουν κατά μέσο όρο χαμηλότερους μισθούς από άλλες, ή γιατί τείνουν να εργάζονται σε συγκεκριμένους τομείς. Ωστόσο, δεν αναφέρεται καμία ένδειξη, ως προς το γιατί ένα μεμονωμένο μέλος μιας ομάδας μειονοτήτων δεν αναπτύσσεται μετά από κάποια χρονική περίοδο σύμφωνα με τα χαρακτηριστικά των μελών της ομάδας πλειονότητας, όταν γνωρίζει ότι ο εργοδότης θα έχει την ευκαιρία να αξιολογήσει την συγκεκριμένη πα-

Τέλος, μια άλλη ομάδα θεωριών εισέρχονται κάτω από τους τίτλους 'διπλή', 'διαχωρισμένη', 'εξτρεμιστική' και 'Μαρξιστική'. Τα κοινά τους χαρακτηριστικά είναι η έμφαση που δίνουν στον τρόπο με τον οποίο λειτουργεί η επιχείρηση ή η αγορά εργασίας ως σύνολο. Αυτές οι 'εναλλακτικές' θεωρίες (Cain, 1976; Piore 1975; Reich 1981; Roemer, 1979), είναι πολύ κοντά στην άποψη 'διαίρω και κατακτώ': η διαπραγματευτική δύναμη των εργαζομένων είναι μεγαλύτερη όσο πιο ομοιογενές γίνεται το εργατικό δυναμικό στην επιχείρηση. Οι επιχειρήσεις, αποφασίζουν για την

βέλτιστη σύνθεση του εργατικού δυναμικού τους προκειμένου να ελαχιστοποιήσουν τις εργατικές διαφωνίες.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΑ

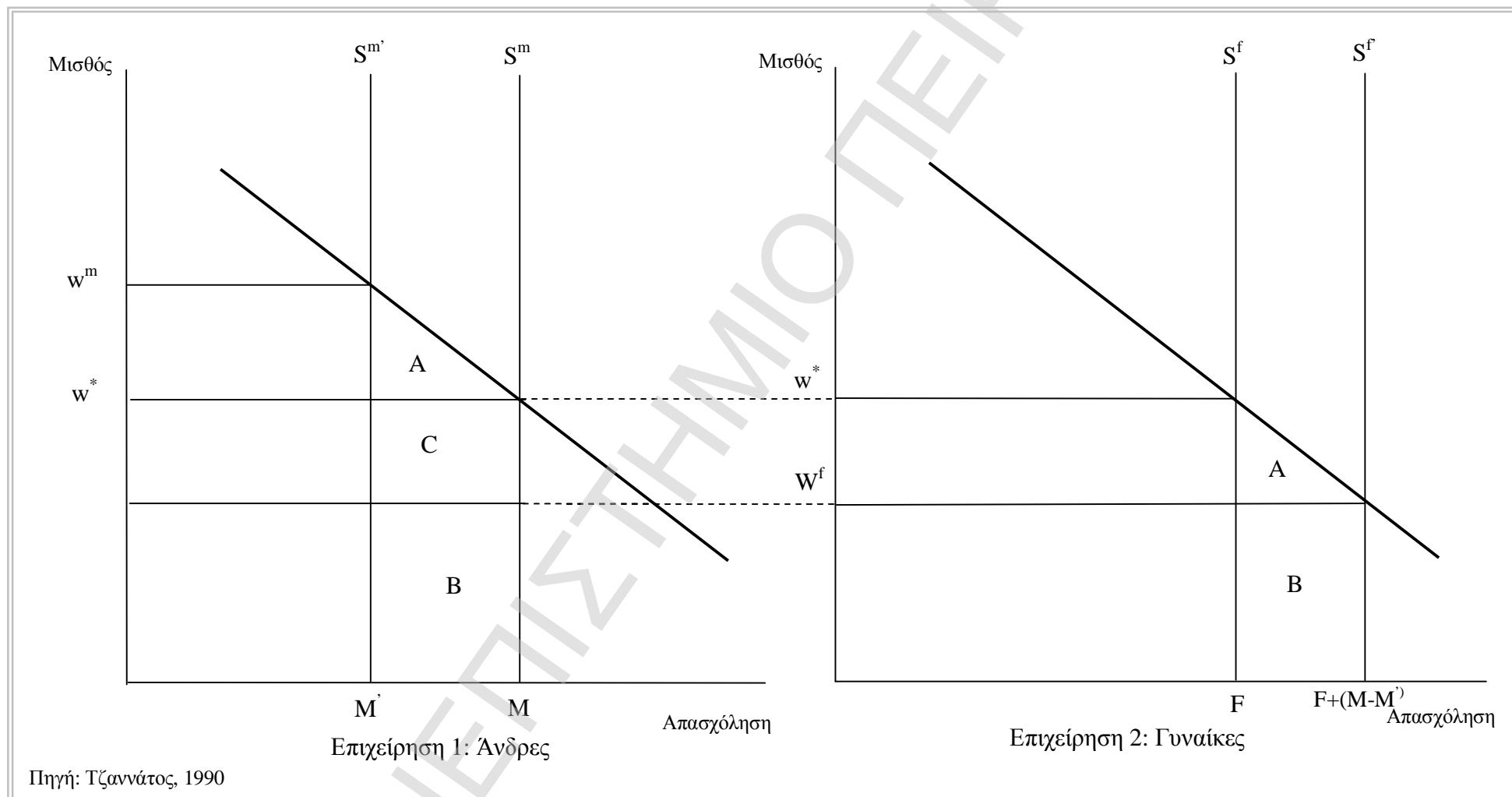
2.4 Το κόστος της διάκρισης

Στο Διάγραμμα 2.3, υποθέτουμε ότι υπάρχουν δύο πανομοιότυποι παράγοντες παραγωγής, π.χ. άνδρες και γυναίκες, που εργάζονται ξεχωριστά σε δύο πανομοιότυπες επιχειρήσεις. Επίσης, υποθέτουμε για λόγους απλοποίησης ότι οι προσφορές παραγόντων είναι ίσες και πλήρως ανελαστικές. Κάτω από ανταγωνιστικές συνθήκες και υποθέτοντας ότι δεν υπάρχουν κόστη προσαρμογής ούτε και οικονομικές διαφορές μεταξύ των δύο εργασιών, τότε θα υπερισχύσει στην αγορά ο κοινός μισθός w^* . Αν σε περίπτωση επιβληθεί μια αυθαίρετη διαφορά μισθού ($w^m - w^*$) ή αν η εργασία στην επιχείρηση που απασχολεί μόνο άνδρες απαγορευτεί τεχνητά (από M σε M'), τότε οι εκτοπισμένοι άνδρες από την επιχείρηση 1 θα αναζητήσουν εργασία στην επιχείρηση που προηγουμένως απασχολούσε μόνο γυναίκες, δηλαδή στην επιχείρηση 2. Η μετακίνηση αυτή των εργαζομένων, θα έχει ως αποτέλεσμα, την μείωση των μισθών στην δεύτερη επιχείρηση σε w^f . Επομένως, οι εναπομείναντες εργαζόμενοι στην ανδρική επιχείρηση θα επωφεληθούν κατά $w^m - w^*$, ενώ οι εκτοπισμένοι άνδρες εργαζόμενοι και όλες οι γυναίκες εργαζόμενες θα υποστούν μείωση μισθού που θα ισούται με $w^* - w^f$. Έτσι, η αγορά τώρα χαρακτηρίζεται από διαφορές μισθών, με αποτέλεσμα η αμερόληπτη ομάδα να επωφελείται, ενώ η μεροληπτική να χάνει, δηλαδή, υπάρχει μερικώς διαχωρισμός

Αυτές οι προβλέψεις μοιάζουν αρκετά με τις περισσότερες θεωρίες που αναφέρθηκαν στο προηγούμενο μέρος. Η διάκριση ωφελεί κάποια μέλη της κοινωνίας και βλάπτει άλλα. Αν αυτοί που επωφελούνται από την διάκριση δεν επωφελούνται αρκετά για να αποζημιώσουν τους χαμένους, τότε η μεροληπτική οικονομία έχει απομακρυνθεί από μια πιθανή κατάσταση Pareto σε μια υποδεέστερη. Πράγματι, όλες οι οικονομικές θεωρίες της διάκρισης οδηγούν στην πρόβλεψη ότι υπάρχουν απώλειες ευημερίας ανεξάρτητα από την μορφή της διάκρισης (Τζαννάτος, 1987^a).

Στο Διάγραμμα 2.3, η μείωση εργασίας στη βιομηχανία 1 οδήγησε σε απώλεια παραγωγής που ισούται με το τραπεζοειδές $A + B + C$. Το κέρδος σε παραγωγή από την επιπρόσθετη εργασία (συνωστισμός) στον κλάδο 2 είναι μόνο $A + B$. Αλλά υπάρχει μια καθαρή απώλεια ευημερίας που ισούται με αυτό που υποδεικνύεται από την περιοχή του τετραγώνου C στον κλάδο 1. Όπως είδαμε, οι άνδρες εργαζόμενοι κέρδισαν σε μισθό ενώ οι γυναίκες έχασαν.

Διάγραμμα 2.3: Το κόστος ευημερίας της διάκρισης: μερική ισορροπία



2.5 Εμπειρικά ευρήματα σχετικά με τις υποθέσεις της διάκρισης

2.5.1 Διάκριση μισθών

Αν δεν υπάρχει διάκριση από την πλευρά της αγοράς ή την πλευρά της ζήτησης, τότε το χάσμα αμοιβών μεταξύ ανδρών και γυναικών με την ίδια παραγωγικότητα θα πρέπει να είναι μηδέν. Η δυσκολία όμως έγκειται στο πως μπορεί να γίνει λειτουργική η έννοια της 'ίδιας παραγωγικότητας'. Στο σημείο αυτό, πρέπει να σημειώσουμε ότι έχει βρεθεί, ότι η παραγωγικότητα των γυναικών είναι 20% - 30% χαμηλότερη από την αντίστοιχη των ανδρών (Phelps Brown, 1977). Μερικές φορές, η παραγωγικότητα των εργαζομένων μπορεί να μετρηθεί άμεσα, ενώ άλλες φορές δεν παρατηρείται και επομένως πρέπει να χρησιμοποιηθούν κατά προσέγγιση μεταβλητές όπως, η μόρφωση, η εργασιακή εμπειρία και ο χρόνος παραμονής στην ίδια επιχείρηση. Σύμφωνα με τους Polachek & Siebert (1993), αν και η μέτρηση της παραγωγικότητας με τις κατά προσέγγιση μεταβλητές θεωρείται ατελής (αφού για παράδειγμα δεν μπορούμε να μετρήσουμε την παρακίνηση), εντούτοις, η προσέγγιση αυτή είναι η μόνη που είναι διαθέσιμη στη διεθνή βιβλιογραφία και έχει γίνει γενικώς αποδεκτή.

Ο Melani (1983), εκτιμώντας παλινδρομήσεις αμοιβών για το γυναικείο προσωπικό του City University της Νέας Υόρκης που έκανε αγωγή κατά του Πανεπιστημίου ότι γίνεται εναντίον τους διάκριση αμοιβών, απέδειξε (τελικά το γυναικείο προσωπικό του Πανεπιστημίου δικαιώθηκε δικαστικά) ότι πράγματι υφίσταται μισθολογική διάκριση κατά των γυναικών (οι γυναίκες αμείβονταν λιγότερο από τους άνδρες) χρησιμοποιώντας στο υπόδειγμα ως ανεξάρτητες μεταβλητές, την ηλικία, τα έτη υπηρεσίας, τον βαθμό πτυχίου, τον αριθμό των πτυχίων και πιστοποιητικά.

2.5.2 Η υπόθεση του συνωστισμού

Μια δημοφιλής υπόθεση είναι ότι οι γυναίκες κερδίζουν λιγότερα επειδή κάνουν 'γυναικείες δουλειές'. Αυτή η θεωρία έχει γίνει γνωστή ως 'επαγγελματικός διαχωρισμός' ή 'υπόθεση συνωστισμού'. Ο ισχυρισμός είναι ότι κάποιες δουλειές τοποθετούνται 'στην άκρη' για τις γυναίκες, ενώ οι άνδρες μπορούν να επιλέξουν οποιαδήποτε απασχόληση. Το αποτέλεσμα είναι ότι οι γυναίκες 'συνωστίζονται' σε ένα πιο μικρό αριθμό δουλειών, συμπιέζοντας έτσι προς τα κάτω τους μισθούς τους.

Μια διαδικασία για να ελεγχθεί η υπόθεση συνωστισμού είναι να υπολογιστεί ο βαθμός κατά τον οποίο οι διαφορές στις κατανομές επαγγέλματος μπορούν να εξηγήσουν τις μισθολογικές διαφορές. Αυτό σημαίνει την εκτίμηση του πώς θ' αντιδρούσαν οι μέσοι μισθοί ανδρών και γυναικών αν οι κατανομές επαγγέλματος αντιστρέφονταν. Για να δείξουμε την διαδικασία αυτή, υποθέτουμε για παράδειγμα μόνο δύο δουλειές, την ειδικευμένη (s) και την ανειδίκευτη (u). Επομένως, η μέση αμοιβή ανδρών θα είναι ο σταθμισμένος μέσος όρος της αμοιβής των ανδρών στις δύο

$$\bar{w}_m = w_m^s p_m^s + w_m^u (1 - p_m^s), \quad (2.3)$$

όπου, w_m^s και w_m^u , είναι οι μισθοί των ειδικευμένων και ανειδίκευτων ανδρών, και p_m^s είναι το ποσοστό των ανδρών που απασχολούνται σε ειδικευμένες δουλειές.

Κατά παρόμοιο τρόπο για τις γυναίκες έχουμε:

$$\bar{w}_f = w_f^s p_f^s + w_f^u (1 - p_f^s), \quad (2.4)$$

όπου, οι δείκτες, f και m , συμβολίζουν τους μισθούς και τα ποσοστά απασχόλησης των γυναικών και των ανδρών αντίστοιχα. Ο υποθετικός μισθός των γυναικών, με την υπόθεση ότι οι γυναίκες έχουν ίση αμοιβή με τους άνδρες σε κάθε δουλειά, είναι:

$$\bar{w}_f^H = w_m^s p_f^s + w_m^u (1 - p_f^s), \quad (2.5)$$

Συγκρίνοντας τον υποθετικό μισθό των γυναικών, \bar{w}_f^H , με τους μέσους μισθούς των ανδρών και γυναικών, \bar{w}_m και \bar{w}_f , έχουμε:

α) Σύγκριση \bar{w}_f^H και \bar{w}_m :

$$\bar{w}_m - \bar{w}_f^H = w_m^s (p_m^s - p_f^s) + w_m^u (p_f^s - p_m^s), \quad (2.6)$$

Με βάση την παραπάνω εξίσωση, αν $\bar{w}_m = \bar{w}_f^H$, τότε $p_m^s = p_f^s$ που σημαίνει ότι ο μόνος λόγος που θα διέφερε το \bar{w}_m από το \bar{w}_f είναι αν $w_m^s > w_f^s$ και $w_m^u > w_f^u$ δηλαδή, ότι

υπάρχει διάκριση μισθών. Αντίστροφα, όσο πιο μεγάλη είναι η διαφορά μεταξύ \bar{w}_m και \bar{w}_f^H , τόσο πιο μεγάλη θα πρέπει να είναι η διαφορά μεταξύ p_m^s και p_f^s , και τόσο πιο σημαντικός θα είναι ο ‘συνωστισμός’ επαγγελματιών.

β) Σύγκριση \bar{w}_f^H και \bar{w}_f :

$$\bar{w}_f^H - \bar{w}_f = (w_m^s - w_f^s)p_f^s + (w_m^u - w_f^u)(1 - p_f^s), \quad (2.7)$$

Η εξίσωση αυτή δείχνει ότι, αν $\bar{w}_f = \bar{w}_f^H$, τότε οι μισθοί ενός δεδομένου επαγγέλματος πρέπει να είναι ίσοι και ότι ο λόγος που το \bar{w}_m είναι μεγαλύτερο από το \bar{w}_f θα πρέπει να είναι ότι οι γυναίκες ‘συνωστίζονται’ σε ανειδίκευτες δουλειές.

Στην πράξη αυτό που έχει βρεθεί είναι ότι η διαφορά $\bar{w}_f - \bar{w}_f^H$ είναι αρκετά μεγάλη σε σχέση με τη διαφορά $\bar{w}_m - \bar{w}_f^H$, δείχνοντας ότι οι διαφορές στις αμοιβές μιας δεδομένης της δουλειάς και όχι οι διαφορές στο είδος της δουλειάς είναι αυτές που προκαλούν κυρίως τις μέσες αμοιβές των γυναικών να είναι χαμηλότερες από αυτές των ανδρών.

Ωστόσο, η τεχνική της σύγκρισης υποθετικών κατανομών επαγγελματιών παρουσιάζει ένα μειονέκτημα, αφού εξαρτάται σημαντικά από το πώς έχει οριστεί ένα επάγγελμα. Για παράδειγμα, όταν κάποιος συγκρίνει την αμοιβή ενός δεδομένου επαγγέλματος μεταξύ ανδρών και γυναικών στην ίδια επιχείρηση, η διαφορά που θα προκύψει είναι ελάχιστη σε σχέση με την περίπτωση που δεν λαμβάνει υπόψη του την εταιρία. Αυτό που συμβαίνει είναι ότι οι γυναίκες καταλήγουν στις εταιρίες που πληρώνουν λιγότερο (στις μικρές και σ’ αυτές που δεν υπάρχει συνδικαλιστική

Μια εναλλακτική διαδικασία είναι να εξετάσουμε αν τα επαγγέλματα που απασχολούν μεγαλύτερο ποσοστό γυναικών (PF) πληρώνουν χαμηλότερους μισθούς, κρατώντας τα προσωπικά χαρακτηριστικά παραγωγικότητάς τους σταθερά. Σε μια παλινδρόμηση μισθών, ένας μεγάλος συντελεστής PF δείχνει ότι μια τέτοια σύνθεση ανδρών και γυναικών σε ένα επάγγελμα, εξηγεί ένα μεγάλο μέρος τις μισθολογικής διαφοράς, υποστηρίζοντας έτσι την υπόθεση ότι οι ‘γυναικείες δουλειές’ πληρώνουν λιγότερο όχι εξαιτίας χαμηλότερης παραγωγικότητας, αλλά εξαιτίας τους συνωστι- Σύμφωνα με τους Chaplin & Sloan (1982), οι γυναίκες βρίσκονται σε μειονεκτική θέση όταν εργάζονται σε συνθήκες όπου προβλέπεται από την επιχείρηση κατάρτιση

στη θέση εργασίας. Το γεγονός αυτό, μπορεί να εξηγηθεί ότι οι γυναίκες είναι λιγότερο πιθανό να καταρτισθούν, εξαιτίας της μικρότερης αναμενόμενης περιόδου παραμονής τους στο εργατικό δυναμικό της επιχείρησης (βλ. παρακάτω).

Όσον αφορά την μεταβλητή του ποσοστού γυναικών (PF), αυτή δεν φαίνεται ύψιστης σημασίας, αφού ο λόγος αμοιβής ανδρών-γυναικών σε έναν κλάδο μειώνεται καθώς αυξάνεται το PF, αλλά η μείωση αυτή δεν είναι στατιστικά σημαντική. Άλλες μελέτες όμως έχουν βρει σημαντικές επιδράσεις. Για παράδειγμα, οι Aldrich και Buchele (1986) βρίσκουν ότι η διαφορά αμοιβής σε ένα επάγγελμα που δεν έχει καθόλου γυναίκες, και σε ένα που απασχολεί 100% γυναίκες, υποδηλώνει μία μείωση στη διαφορά αμοιβών ανδρών-γυναικών της τάξης του 3%. Σε οποιαδήποτε περίπτωση, είναι πιθανό ότι η μεταβλητή του ποσοστού γυναικών εντοπίζει άλλες, μη-μετρήσιμες, διαφορές παραγωγικότητας, ή ίσως προτιμήσεων. Επομένως, ενώ ο διαχωρισμός επαγγελματιών (που μετράται με το ποσοστό συμμετοχής των γυναικών στο επάγγελμα ή στον συγκεκριμένο κλάδο) έχει όντως μια επίδραση στους μισθούς των γυναικών (επιτρέποντας για διαφορές παραγωγικότητας), εντούτοις η επίδραση αυτή δεν είναι

2.5.3 Διάκριση και ανταγωνισμός

Ένα ερώτημα που τίθεται στην περίπτωση αυτή είναι, αν η διάκριση είναι μικρότερη κάτω από συνθήκες ανταγωνισμού. Με άλλα λόγια, είναι η κατάλοιπη διαφορά μισθού μεταξύ ανδρών και γυναικών είναι μεγαλύτερη, ή οι ευκαιρίες απασχόλησης (εργασιακές ευκαιρίες) είναι μικρότερες σε μονοπωλιακές απ' ό,τι σε ανταγωνιστικές επιχειρήσεις;

Αρχικά, ο Becker (1957) ήταν αυτός που ανέλυσε τη σχέση μεταξύ της μισθολογικής διάκρισης και του μονοπωλίου, και επέδειξε ότι η διάκριση ήταν πιο πιθανή σε μονοπωλιακούς κλάδους. Ο Sloane (1985), έχει συνοψίσει τα αποτελέσματα διαφόρων μελετών σ' αυτό το θέμα και σ' ένα σημαντικό αριθμό μελετών που αναφέρει και που αναλύουν μισθολογικές διαφορές μεταξύ φυλών, προκύπτει να υπάρχει πράγματι λιγότερη μισθολογική διάκριση και καλύτερες ευκαιρίες εργασίας για τους μαύρους στη περίπτωση που η διάρθρωση της αγοράς παρουσιάζεται περισσότερο

Αντίθετα, για τις γυναίκες η εικόνα δεν είναι τόσο ξεκάθαρη. Οι Polachek & Siebert (1993), εξετάζοντας πέντε μελέτες βρίσκουν ότι, μόνο δύο από αυτές δίνουν μια ξεκάθαρη σχέση προς τη σωστή κατεύθυνση (μεγαλύτεροι μισθοί γυναικών σε ανταγωνιστικούς κλάδους), δύο είναι ελάχιστα πειστικές και μια δίνει μια αντίθετη σχέση. Εντούτοις, μια άλλη μελέτη του τραπεζικού κλάδου στις ΗΠΑ (Ashenfelter και Hannan, 1986), έχει δείξει ότι οι γυναίκες είναι πιο πιθανό να γίνουν διευθύντριες

τραπεζών στις τοπικές αγορές εργασίας όπου υπάρχει μικρή συγκέντρωση τραπεζών, απ' ό,τι στην περίπτωση των αγορών με μεγαλύτερη συγκέντρωση. Ο λόγος είναι ότι, η μικρή συγκέντρωση τραπεζών συνεπάγεται μεγαλύτερο ανταγωνισμό, ο οποίος με την σειρά του επιδρά θετικά στην βελτίωση των ευκαιριών εργασίας των γυναικών.

Σύμφωνα με τους Polachek & Siebert (1993), αν κάποιες επιχειρήσεις κάνουν διάκριση πληρώνοντας τις γυναίκες λιγότερο απ' ό,τι τους άνδρες για την ίδια παραγωγικότητα, τότε μια ανταγωνιστική διαδικασία θα τεθεί σε λειτουργία, η οποία θα εξαλείψει τόσο τις μισθολογικές διαφορές, όσο και τις διαφορές στην απασχόληση μεταξύ ανδρών και γυναικών. Αυτό συμβαίνει επειδή οι γυναίκες θα τείνουν να απομακρύνονται από τις επιχειρήσεις που κάνουν περισσότερη διάκριση. Κατά συνέπεια, οι μισθοί των γυναικών θα τείνουν ν' ανέβουν σε σχέση με των ανδρών και οι γυναίκες θα βρίσκουν ευκαιρίες απασχόλησης (σε όλα τα επίπεδα, υποθετικά) σε επιχειρήσεις που δεν κάνουν διάκριση (μη-μεροληπτικές). Τελικά το αποτέλεσμα θα είναι ο διαχωρισμός της απασχόλησης, δηλαδή θα υπάρχουν επιχειρήσεις όπου θα υπερισχύουν άνδρες και επιχειρήσεις όπου θα υπερισχύουν οι γυναίκες. Ωστόσο, αυτή η διαδικασία διαχωρισμού θα τείνει να είναι πιο εύκολη σε κάποιες αγορές απ' ό,τι σε άλλες. Για παράδειγμα, σε μεγάλες πόλεις υπάρχει μια μεγαλύτερη επιλογή επιχειρήσεων για απασχόληση και επομένως περισσότερες ευκαιρίες για να ταυτιστούν οι γυναίκες με τις επιχειρήσεις αυτές που δεν κάνουν διάκριση. Πάντως, σε οποιαδήποτε περίπτωση, φαίνεται να υπάρχει λιγότερος διαχωρισμός σε επιχειρήσεις μικρών πόλεων απ' ό,τι σε μικρές πόλεις (Lindsay

Μια άλλη απόδειξη που υποστηρίζει την υπόθεση ότι ο ανταγωνισμός διαβρώνει την διάκριση, είναι το γεγονός ότι οι γυναίκες είναι πιο πιθανό ν' απασχολούνται σε μικρές επιχειρήσεις απ' ό,τι οι άνδρες. Οι μικρές επιχειρήσεις είναι μάλλον πιο ανταγωνιστικές και σίγουρα λιγότερο συνδικαλισμένες. Επίσης, οι μικρές επιχειρήσεις είναι πιο πιθανό να είναι πιο επιδέξιες στην κρίση της ποιότητας των υποψηφίων αφού ο ιδιοκτήτης είναι πιο κοντά στη διαδικασία της πρόσληψης που σημαίνει ότι υπάρχει λιγότερη 'απώλεια ελέγχου' απ' ό,τι στις μεγαλύτερες επιχειρήσεις (Stigler, 1962). Ο Garen (1985) για παράδειγμα έχει βρει ότι οι μικρές επιχειρήσεις δίνουν περισσότερο βάρος στην ικανότητα απ' ό,τι οι μεγάλες επιχειρήσεις, ενώ οι μεγάλες επιχειρήσεις εστιάζουν την προσοχή τους περισσότερο στα προσόντα. Από τα παραπάνω ευρήματα, συνάγεται ότι, ο ανταγωνισμός και η πιο αυστηρή (σφικτή) διοίκηση, βοηθά τις γυναίκες σχετικά με την επίτευξη καλύτερων αμοιβών.

Τέλος, ο Moore (1983), συγκρίνει ελεύθερους επαγγελματίες με εργαζόμενους, με την λογική ότι η διάκριση στην εργασία, εξ' ορισμού, θα εκδηλώνεται μόνο στη

δεύτερη περίπτωση. Ωστόσο, δεν βρίσκει τον λόγο αμοιβής γυναικών/ανδρών να είναι υψηλότερος για την ομάδα των ελεύθερων επαγγελματιών, ούτε βρίσκει μεγαλύτερη συμμετοχή γυναικών απ' ότι ανδρών στα ελεύθερα επαγγέλματα. Επομένως, ότι μειονεκτήματα αντιμετωπίζουν οι γυναίκες εργαζόμενες, τα ίδια εξίσου αντιμετωπίζουν και αυτές στα ελεύθερα επαγγέλματα, υποδηλώνοντας έτσι ότι η ιδιότητα του εργαζομένου δεν είναι αυτή που προκαλεί αιτία για τη σχετική χαμηλότερη αμοιβή των γυναικών.

2.5.4 Διακεκομμένη συμμετοχή και επιλογή επαγγέλματος

Σύμφωνα με τους Polachek & Siebert (1993), τα άτομα που αναμένουν διακεκομμένη συμμετοχή στην αγορά εργασίας θα επιλέξουν επαγγέλματα στα οποία το 'πρόστιμο' για την διακοπή αυτή θα είναι μικρότερο. Τέτοια επαγγέλματα θα έχουν υψηλούς αρχικούς μισθούς και επομένως επίπεδα προφίλ εισοδημάτων (μια δουλειά δεν μπορεί να έχει και υψηλό αρχικό μισθό και υψηλό ρυθμό αύξησης μισθού με την εμπειρία, γιατί τότε όλοι θα πήγαιναν σ' αυτή τη δουλειά). Δεν θα ήταν λογικό για ένα άτομο το οποίο αναμένει να αποχωρήσει από το εργατικό δυναμικό, να γίνει για παράδειγμα διευθυντής πωλήσεων. Επομένως, οι άνδρες που δεν αναμένουν να αποχωρήσουν, συμπιέζουν τον αρχικό μισθό αυτών των δουλειών προς τα κάτω. Αντιθέτως, ένας εργαζόμενος που προβλέπεται ν' αποχωρήσει από το εργατικό δυναμικό, θα υποστεί την 'ποινική ρήτρα' μιας χαμηλής αμοιβής ενός εκπαιδευμένου και δεν θα είναι πια στο εργατικό δυναμικό της επιχείρησης για ν' απολαύσει τους υψηλότερους μισθούς που θ' ακολουθήσουν στη συνέχεια της καριέρας του.

Μια άλλη συνέπεια της υπόθεσης είναι ότι δουλειές που αναλαμβάνονται από άγαμες γυναίκες θα διαφέρουν από αυτές των παντρεμένων γυναικών, δεδομένων των οικογενειακών υποχρεώσεων στη δεύτερη περίπτωση και θα είναι όμοιες με τις δουλειές των άγαμων ανδρών (Bojtas, 2002). Πράγματι, ο Roos (1981) μελετώντας επαγγελματικά πρότυπα εργαζομένων γυναικών για δώδεκα χώρες (κυρίως ΟΟΣΑ), απέδειξε (εκτός από το Ισραήλ και τη Σουηδία) ότι το μεγαλύτερο ποσοστό των γυναικών που δεν παντρεύτηκαν ποτέ είναι σε επαγγελματικές, τεχνικές και διοικητικές θέσεις, σε αντίθεση με το μεγαλύτερο ποσοστό των παντρεμένων γυναικών που έχουν πιο υπαλληλικές και αγροτικές δουλειές. Επίσης, βρήκε ότι υπάρχει μια λογική καλή συσχέτιση μεταξύ των επαγγελμάτων που έχουν υψηλό ποσοστό γυναικών και επαγγελμάτων στα οποία οι γυναίκες έχουν υψηλή διακοπτόμενη περίοδο συμμετοχής.

Συνοψίζοντας το σημείο για τις προσδοκίες, μια επιπλέον συνέπεια της διακοπτόμενης συμμετοχής στο εργατικό δυναμικό είναι ότι οι γυναίκες που αναμένουν να παραμείνουν σ' αυτό, θα πρέπει να επιλέγουν δουλειές με χαμηλότερο αρχικό μισθό και πιο απότομο προφίλ ηλικίας-εισοδήματος από αυτές που δεν αναμένουν κάτι τέτοιο. Πράγματι, οι Sandell & Shapiro (1980), εξέτασαν ένα δείγμα νέων γυναικών (με μέση ηλικία δεκαεννέα ετών) που ρωτήθηκαν σχετικά με το αν σκόπευαν να είναι στο εργατικό δυναμικό στην ηλικία των τριάντα πέντε. Αναλύοντας μετά από πέντε χρόνια τις αμοιβές τους, βρήκε ότι αυτές που δεν είχαν σκοπό να παραμείνουν, βρέθηκαν να κερδίζουν 10% λιγότερο από τις άλλες, αλλά αντιθέτως είχαν μια πολύ πιο γρήγορη αύξηση του εισοδήματός τους. Επομένως, άτομα που σκοπεύουν να παραμείνουν στο εργατικό δυναμικό, φαίνεται να επενδύουν περισσότερο στους εαυτούς τους, όπως άλλωστε θα

2.6 Η επίδραση της νομοθεσίας στην απασχόληση των γυναικών

Είναι δύσκολο να προβλέψει κανείς την εργασιακή αντίδραση απέναντι στη νομοθεσία και να την εκτιμήσει εμπειρικά. Θεωρητικά, υπάρχουν δύο εξισοροποιητικές επιδράσεις. Από τη μία μεριά, αν η νομοθεσία "ο Νόμος Ίσης Αμοιβής" έχει επιτυχία στο ν' αυξήσει τους γυναικείους μισθούς και να δημιουργήσει φιλικότερες συνθήκες εργασίας για τις γυναίκες, τότε προβλέπεται αντίδραση από τη μεριά των εργοδοτών με αντικατάσταση των νέων πλέον ακριβών εργαζόμενων γυναικών της γυναικείας απασχόλησης. Από την άλλη πλευρά όμως, αν η νομοθεσία "ο Νόμος Φυλετικής Διάκρισης" είναι επιτυχής, τότε οι εργοδότες δεν θα πρέπει να αντιδρούν αρνητικά στους υψηλότερους μισθούς των γυναικών καθώς θα πρέπει να συμπεριφέρονται ίσα, τόσο στους άντρες, όσο και στις γυναίκες (Τζαννάτος 1990).

Από τα παραπάνω προκύπτει ότι, η καθαρή επίδραση της νομοθεσίας είναι Ωστόσο, μια άλλη εναλλακτική θεωρία, είναι αυτή των αποτελεσματικών μισθών (efficient wages) και μπορεί να παίζει σημαντικό ρόλο, όταν οι μισθοί των γυναικών απελευθερωθούν από κανόνες και η γυναικεία απασχόληση αξιοποιηθεί καταλλήλως. Στη περίπτωση αυτή, οι εργοδότες, προσφέροντας υψηλότερους μισθούς, ίσως αξιοποιήσουν καλύτερα την γυναικεία απασχόληση από πλευράς ζήτησης αφού οι γυναίκες μπορούν να γίνουν πιο παραγωγικές, ανταποκρινόμενες έτσι στους καλύτερους μισθούς και τις προοπτικές εργασίας που τους παρέχονται. Επιπλέον, μακροπρόθεσμα, καλύτεροι μισθοί και προοπτικές εργασίας για τις γυναίκες ίσως έχουν σημαντική επίδραση στις προσδοκίες τους για τους αναμενόμενους ρόλους

τους στην αγορά εργασίας και στο οικογενειακό περιβάλλον (Τζαννάτος and Zabalza, 1984).

Στη διεθνή βιβλιογραφία, υπάρχει μικρός αριθμός μελετών που έχουν εξετάσει εμπειρικά την εργασιακή αντίδραση απέναντι στην νομοθεσία. Γενικά, είναι δύσκολο να συμπεριλάβουμε σ' ένα υπόδειγμα μια ποιοτική μεταβλητή όπως είναι η νομοθεσία. Ο Pike (1985), ερευνώντας τις επιδράσεις της νομοθεσίας των ίσων ευκαιριών στην Αγγλία, συμπέρανε ότι ο νόμος περί ίσων ευκαιριών ήταν ανίκανος να διαδραματίσει έναν ουσιαστικό ρόλο στη πτώση της σχετικής απασχόλησης στην βιομηχανία κατά τη διάρκεια της περιόδου 1973-82. Ωστόσο, οι Zabalza και Tzannatos (1985a), βρήκαν ότι για ολόκληρη την οικονομία καθώς και ξεχωριστά για τον ιδιωτικό τομέα, ότι υπήρχαν ελάχιστες ενδείξεις που να αποδεικνύουν ότι η ανταπόκριση στην ίση αμοιβή ήταν καταστροφική για την γυναικεία απασχόληση. Επίσης, σε άλλη έρευνα οι Tzannatos and Zabalza, (1985), επέδειξαν ότι η μεταβλητότητα της γυναικείας απασχόλησης μετά την εισαγωγή της νομοθεσίας ήταν κάπως χαμηλότερη από πριν. Το αποτέλεσμα αυτό, προκύπτει από εκτιμήσεις ολόκληρης της οικονομίας καθώς και για τους κατασκευαστικούς και μη-

2.7 Συμπεράσματα

Σύμφωνα με την παραπάνω ανάλυση, το θέμα της διάκρισης έχει για καιρό βασανίσει πολλούς επιφανείς οικονομολόγους. Το να αναλύσει κανείς το θέμα της διάκρισης έχει αποδειχθεί δυσάρεστη αποστολή. Η διάκριση δεν είναι μόνο οικονομικό ζήτημα, αλλά ευρύτερα κοινωνικό, καθώς οι κοινωνικές προτιμήσεις και οι πολιτικές παρεμβάσεις παίζουν σημαντικό ρόλο στην τελική διαμόρφωση των πραγμάτων. Επιπρόσθετα, η διάκριση είναι ποιοτικό ζήτημα και η ένταξή της στην νεοκλασική θεωρία έγινε επίσημα όταν εμφανίστηκε το υπόδειγμα του Becker το 1957. Όπως είδαμε, η θεωρία του Becker απεδείχθη ιδιαίτερα χρήσιμη για την νέα όψη των πραγμάτων. Ωστόσο, η πράξη της διάκρισης θα πρέπει να βασίζεται σε περισσότερες από μία υποθέσεις, ώστε να μπορεί η θεωρία να εξηγήσει την μακροχρόνια εμμονή των μισθολογικών διαφορών. Με τον Becker, η διάκριση έγινε θέμα γούστων που είναι μέρος των προτιμήσεων του καθενός. Επομένως, μπορούμε να θέσουμε τ' ακόλουθα ερωτήματα: Θα πρέπει κάποιος να παρεκβεί; Θα πρέπει οι παρεμβάσεις αυτές να είναι στο πλαίσιο του συστήματος αγοράς ή είναι το σύστημα αγοράς που χρειάζεται αλλαγή;

Επίσης, δείξαμε ότι υπάρχει μια καθαρή απώλεια ευημερίας στην περίπτωση της διάκρισης στην αγορά εργασίας. Επιπλέον, η βιβλιογραφική επισκόπηση, βασικών υποθέσεων της διάκρισης έδειξε ότι:

Οι γυναίκες 'συνωστίζονται' σε ένα πιο μικρό αριθμό δουλειών, συμπιέζοντας έτσι προς τα κάτω τους μισθούς τους. Ωστόσο, η σύγκριση υποθετικών κατανομών επαγγελμάτων παρουσιάζει μειονεκτήματα, αφού εξαρτάται σημαντικά από το πώς έχει οριστεί ένα επάγγελμα. Επομένως, ενώ ο διαχωρισμός επαγγελμάτων έχει όντως μια επίδραση στους μισθούς των γυναικών, εντούτοις η επίδραση αυτή δεν είναι **μεγάλη**. Ο ανταγωνισμός διαβρώνει την διάκριση και επομένως υπάρχει πράγματι λιγότερη μισθολογική διάκριση και καλύτερες ευκαιρίες εργασίας στη περίπτωση που η διάρθρωση της αγοράς παρουσιάζεται περισσότερο ανταγωνιστική. Άτομα που αναμένουν διακεκομμένη συμμετοχή στην αγορά εργασίας, επιλέγουν επαγγέλματα στα οποία το 'πρόστιμο' για την διακοπή αυτή θα είναι μικρότερο. Αντιθέτως, άτομα που σκοπεύουν να παραμείνουν στο εργατικό δυναμικό, επενδύουν περισσότερο στους εαυτούς τους.

Τέλος, η εργασιακή αντίδραση απέναντι στην νομοθεσία, έχει διερευνηθεί ελάχιστα, με αποτέλεσμα η καθαρή επίδρασή της να φαίνεται ακαθόριστη στην απασχόληση των γυναικών.

ΜΕΡΟΣ II

ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΑ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΔΙΑΣΤΡΩΜΑΤΙΚΩΝ ΚΑΙ ΕΞΑΤΟΜΙΚΕΥΜΕΝΩΝ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ (PANEL DATA)

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3: ΓΡΑΜΜΙΚΑ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΔΙΑΣΤΡΩΜΑΤΙΚΩΝ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

3.1 Εισαγωγή

Στην εφαρμοσμένη οικονομετρία και ιδιαίτερα στην μικροοικονομετρία των οικονομικών της εργασίας, η «ενδογένεια», είναι ένα από τα σημαντικότερα προβλήματα και προκύπτει είτε από παραλειπόμενες μεταβλητές, ή από σφάλματα μέτρησης αυτών, είτε από την αλληλεξάρτησή τους. Στο κεφάλαιο αυτό, εξετάζουμε συνοπτικά τα προβλήματα αυτά, με στόχο την εξαγωγή συνεπών εκτιμητών. Κατά συνέπεια, η ανάλυση του κεφαλαίου αυτού, είναι καθαρά εξειδικευμένη σε θέματα εκτίμησης και επιλογής κατάλληλων οικονομετρικών μεθόδων, για την εκτίμηση όπως θα δούμε στο Κεφάλαιο 5, οικονομετρικών υποδειγμάτων αμοιβών.

Ειδικότερα, σε πρώτη φάση γίνεται μια σύντομη επισκόπηση στο κλασικό κανονικό γραμμικό υπόδειγμα μιας εξίσωσης, με έμφαση στη λύση του προβλήματος των παραλειπόμενων και των κατά προσέγγιση μεταβλητών με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Στη συνέχεια, παρουσιάζουμε τις συνέπειες του σφάλματος μέτρησης, οι οποίες προκύπτουν από την εκτίμηση με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Τέλος, αναφορά γίνεται στην εκτίμηση βοηθητικών μεταβλητών της απλής εξίσωσης του γραμμικού υποδείγματος και με έμφαση στη λύση του προβλήματος των παραλειπόμενων μεταβλητών με την μέθοδο των βοηθητικών

3.2 Το κλασικό κανονικό γραμμικό υπόδειγμα μιας εξίσωσης

3.2.1 Επισκόπηση

Πρέπει να τονιστεί, ότι ξεκινάμε την οικονομετρική παρουσίαση υποδειγμάτων με τη συνήθη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS), για το λόγο ότι είναι η συγκριτική βάση αναφοράς μεταξύ των παραδοσιακών προσεγγίσεων στην οικονομετρία, όπου, εκτός των άλλων, οι ερμηνευτικές μεταβλητές θεωρούνται σταθερές σε επαναλαμβανόμενες δειγματοληψίες, και της τρέχουσας προσέγγισης, η οποία αποδέχεται ως γενική την υπόθεση ότι στα τυχαία δείγματα οι ανεξάρτητες είναι στοχαστικές μεταβλητές.

Έτσι, το κλασικό γραμμικό ως προς τις παραμέτρους υπόδειγμα, στον πληθυσμό έχει την ακόλουθη μορφή (πχ. Γκαμαλέτσος, 1981; Χρήστου, 2002; Johnston and Dinardo, 1997):

$$y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_Kx_K + u, \quad (3.1)$$

όπου, $y, x_1, x_2, x_3, \dots, x_K$ οι μεταβλητές με τιμές που είναι παρατηρούμενοι αριθμοί (scalars) από τυχαίο δείγμα του πληθυσμού, u είναι ο μη παρατηρούμενος τυχαίος διαταρακτικός όρος ή σφάλμα και $b_0, b_1, b_2, \dots, b_K$ είναι οι υπό εκτίμηση παράμετροι.

Ο όρος σφάλματος u , μπορεί να περιλαμβάνει τις παραλειπόμενες μεταβλητές (omitted variables) και το σφάλμα είτε μέτρησης των μεταβλητών (measurement errors), είτε εξειδίκευσης του υποδείγματος (specification error) κλπ. Οι παράμετροι b_j , είναι οι παράμετροι του διαρθρωτικού υποδείγματος¹².

¹² Οι Goldberger (1972) και Intriligator (1982), ορίζουν ως διαρθρωτικό υπόδειγμα, ένα υπόδειγμα που αντιπροσωπεύει μια αιτιώδη σχέση, σε αντιδιαστολή με μια σχέση που συλλαμβάνει απλά τις στατιστικές συσχετίσεις. Μια διαρθρωτική εξίσωση μπορεί να ληφθεί από την οικονομική θεωρία, ή μέσω ενός άτυπου συλλογισμού (informal reasoning). Μερικές φορές, το διαρθρωτικό υπόδειγμα μπορεί να εκτιμηθεί απ' ευθείας, ενώ σε άλλες περιπτώσεις, θα πρέπει να συνδυάσουμε βοηθητικές υποθέσεις για άλλες μεταβλητές και με κατάλληλους αλγεβρικούς χειρισμούς να καταλήξουμε στο προς εκτίμηση υπόδειγμα (reduced form).

Η βασική συνθήκη (η εξέταση των υποθέσεων γίνεται στην παράγραφο 3.2.2) που απαιτείται για να εκτιμηθεί με συνέπεια το b_j με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (υποθέτοντας έχουμε διαθέσιμο ένα τυχαίο δείγμα από τον πληθυσμό), είναι ότι το σφάλμα στο υπόδειγμα πληθυσμού έχει μέσο μηδέν και είναι ασυσχέτιστο με κάθε μια από τις ανεξάρτητες μεταβλητές του:

$$E(u) = 0, \quad \text{Cov}(x_j, u) = 0, \quad j = 1, 2, \dots, K \quad (3.2)$$

Η υπόθεση του μηδενικού μέσου είναι ελεύθερη όταν συμπεριληφθεί μια σταθερά, ενώ αυτό που έχει σημασία και θα δοθεί στη συνέχεια ιδιαίτερη έμφαση, είναι η μηδενική συνδιακύμανση του u με κάθε x_j .

Για να ισχύει η υπόθεση (3.2), είναι επαρκής η υπόθεση του μηδενικού υπό συνθήκη μέσου (Wooldridge, 2002),

$$E(u | x_1, x_2, \dots, x_K) = E(u | x) = 0 \quad (3.3)$$

Με βάση το υπόδειγμα (3.1) και την υπόθεση (3.3), προκύπτει η ακόλουθη συνάρτηση παλινδρόμησης του πληθυσμού,

$$E(y | x_1, x_2, \dots, x_K) = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + \dots + b_K x_K, \quad (3.4)$$

Επομένως, η εξίσωση (3.4), μπορεί να εκφράσει για παράδειγμα, την ακόλουθη εξίσωση αμοιβών:

$$E(\text{μισθός} | \text{ηλικία}, \text{ηλικία}^2, \text{εμπειρία}, \text{εκπαίδευση}) = b_0 + b_1 \text{ηλικία} + b_2 \text{ηλικία}^2 + b_3 \text{εμπειρία} + b_4 \text{εκπαίδευση} \quad (3.4')$$

Μια επεξηγηματική μεταβλητή x_j , θεωρείται ενδογενής (endogenous) στην εξίσωση (3.1), αν συσχετίζεται με το u . Με την παραδοσιακή έννοια, μια μεταβλητή είναι ενδογενής αν προσδιορίζεται στο πλαίσιο ενός υποδείγματος. Στην οικονομετρία (και ιδιαίτερα στα οικονομικά της εργασίας), η έννοια της «ενδογένειας», χρησιμοποιείται

ευρέως για να περιγράψει οποιαδήποτε κατάσταση όπου μια ερμηνευτική μεταβλητή συσχετίζεται με τον διαταρακτικό όρο (Intriligator, 1982). Αν το x_j είναι ασυσχέτιστο με το u , τότε το x_j θεωρείται εξωγενής στην εξίσωση (3.1). Επιπλέον, αν ισχύει και η υπόθεση (3.3), τότε κάθε επεξηγηματική μεταβλητή είναι αναγκαστικά εξωγενής.

Στην εφαρμοσμένη οικονομετρία, η ενδογένεια (endogeneity), συνήθως προκύπτει με τρεις τρόπους¹³ (Γκαμαλέτσος 1981, Χρήστου 2002, Wooldridge 2002, Cameron και Trivedi 2005):

1. Παραλειπόμενες Μεταβλητές

Οι παραλειπόμενες μεταβλητές, εμφανίζονται στη περίπτωση που ενώ θέλουμε με μια ή περισσότερες πρόσθετες μεταβλητές να εκτιμήσουμε ένα υπόδειγμα, τελικά η εκτίμηση δεν μπορεί να γίνει, αφού λόγω έλλειψης στοιχείων δεν μπορούμε να τις συμπεριλάβουμε σ' αυτό. Ειδικότερα, έστω ότι $E(y|x, q)$, είναι ο δεσμευμένος μέσος που μπορεί να γραφεί ως μια γραμμική συνάρτηση ως προς τις παραμέτρους αλλά και του επιπρόσθετου όρου q . Αν το q είναι μη-παρατηρούμενο, τότε μπορούμε να εκτιμήσουμε το $E(y|x)$, αλλά αυτό δεν χρειάζεται να έχει ιδιαίτερη σχέση με το $E(y|x, q)$ όταν επιτρέπεται το q και x να συσχετίζονται. Ένας τρόπος να απεικονιστεί αυτή η περίπτωση είναι να γραφεί η εξίσωση (3.1) με το q να αποτελεί τμήμα του όρου σφάλματος u . Αν τα q και x_j συσχετίζονται, τότε το x_j είναι ενδογενής. Η συσχέτιση των ερμηνευτικών μεταβλητών με μη-παρατηρούμενες μεταβλητές, συχνά οφείλεται στην επιλογή δείγματος χάριν ευκολίας (self-selection).

Ένα παράδειγμα ενδογένειας είναι, η παραλειπόμενη μεταβλητή "ικανότητα" σε μια εξίσωση μισθού, όπου τα χρόνια εκπαίδευσης ενός ατόμου πιθανόν να συσχετίζονται με τη μη-παρατηρούμενη "ικανότητά" του.

2. Σφάλματα στη μέτρηση μεταβλητών

Το σφάλμα στη μέτρηση των μεταβλητών (**measurement errors**), προκύπτει κατά την περίπτωση, που ενώ θέλουμε να μετρήσουμε την μερική επίδραση μιας

¹³ Οι διακρίσεις ανάμεσα στις τρεις πιθανές μορφές ενδογένειας (endogeneity) δεν είναι πάντα ξεκάθαρες. Στην πραγματικότητα, μια εξίσωση μπορεί να έχει περισσότερες από μία πηγές ενδογένειας.

μεταβλητής, π.χ. της x_K^* , όμως, λόγω έλλειψης δεδομένων, αναγκαζόμαστε να παρατηρήσουμε αντ' αυτής μια άλλη ατελή μέτρησή της, π.χ. της x_K . Επομένως, με το να αντικαταστήσουμε το x_K^* με το x_K στην εξίσωση (3.1) ώστε να μπορέσουμε να την εκτιμήσουμε, αυτό σημαίνει ότι θέτουμε αναγκαστικά ένα σφάλμα μέτρησης στο u . Τα u και x_K μπορεί να συσχετίζονται ή να μην συσχετίζονται, ανάλογα με τις υποθέσεις που τίθενται σχετικά με το πώς σχετίζονται τα x_K^* και x_K .

3. Αλληλεξάρτηση

Η αλληλεξάρτηση (simultaneity), προκύπτει όταν τουλάχιστον μία από τις ανεξάρτητες μεταβλητές προσδιορίζεται ταυτόχρονα με το y . Για παράδειγμα αν το x_K προσδιορίζεται μερικώς ως συνάρτηση του y , τότε τα x_K και u γενικά συσχετίζονται¹⁴.

3.2.2 Ασυμπτωτικές ιδιότητες της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων

Στη παράγραφο αυτή, γίνεται σύντομη ανασκόπηση των ασυμπτωτικών ιδιοτήτων των ελαχίστων τετραγώνων για τυχαία δείγματα που συλλέγονται από έναν πληθυσμό (Greene, 2003; Wooldridge, 2002; Cameron and Trivedi 2005). Η εξειδίκευση των ιδιοτήτων των ελαχίστων τετραγώνων, βασίζεται στην ακόλουθη εξίσωση πληθυσμού, η οποία μπορεί να διατυπωθεί υπό μορφή διανυσμάτων ως εξής:

$$y = x\mathbf{b} + u, \quad (3.5)$$

όπου, x είναι το διάνυσμα ανεξάρτητων μεταβλητών διαστάσεων $1 \times K$ και $\mathbf{b} \equiv (b_1, b_2, \dots, b_K)'$ το διάνυσμα των παραμέτρων διαστάσεων $K \times 1$. Επειδή, οι περισσότερες εξισώσεις περιλαμβάνουν μια σταθερά (intercept), υποθέτουμε ότι $x_1 \equiv 1$, καθώς αυτή η υπόθεση καθιστά την ερμηνεία των ιδιοτήτων πιο εύκολη.

Για την εκτίμηση του \mathbf{b} , θεωρούμε ότι μπορούμε να συλλέξουμε ένα τυχαίο δείγμα μεγέθους N από τον πληθυσμό. Αυτό σημαίνει, ότι τα

¹⁴ Αν για παράδειγμα το y είναι το ποσοστό εγκληματικότητας και x_K το μέγεθος της αστυνομικής δύναμης, τότε το μέγεθος της αστυνομικής δύναμης καθορίζεται μερικώς από το ποσοστό εγκληματικότητας.

$\{(x_i, y_i) : i = 1, 2, \dots, N\}$ είναι ανεξάρτητες και κατά ταυτόσημα κατανεμόμενες τυχαίες μεταβλητές (independent, identically distributed (iid) random variables), όπου το x_i είναι διαστάσεων $1 \times K$ και το y_i ένα βαθμωτό (scalar). Επομένως, για κάθε παρατήρηση i έχουμε την ακόλουθη δειγματική εξίσωση:

$$y_i = x_i \mathbf{b} + u_i, \quad (3.6)$$

Η σχέση (3.6), εξυπηρετεί στη συνέχεια τις ανάγκες για τις ιδιότητες των εκτιμητών και τη στατιστική επαγωγή, ενώ αντιθέτως η (3.5) που αφορά το υπόδειγμα στον πληθυσμό, μας βοηθά για τον καθορισμό και την ερμηνεία των υποθέσεων, δηλ. την ταυτοποίηση (Γκαμαλέτσος, 1981; Χρήστου, 2002; Wooldridge, 2002; Greene, 2003; Cameron and Trivedi, 2005).

3.2.1.1 Συνέπεια

Όπως αναφέρθηκε στην παράγραφο 3.1, η κύρια υπόθεση προκειμένου να εκτιμηθεί με συνέπεια (consistency) το β με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, είναι η συνθήκη ορθογωνιότητας του πληθυσμού (population orthogonality *Υπόθεση (MET.α)*¹⁵: $E(x'u) = 0$

Επειδή το x περιλαμβάνει μια σταθερά, επομένως η υπόθεση (MET.α) είναι ισοδύναμη με το να πούμε ότι το u έχει μέσο μηδέν και είναι ασυσχέτιστο με κάθε ανεξάρτητη μεταβλητή.

Υπόθεση (MET.β): $\text{rank } E(x'x) = K$

Η δεύτερη υπόθεση που απαιτείται για την συνέπεια της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων, είναι ότι το αναμενόμενο γινόμενο μητρών του x να είναι πλήρους βαθμού (full rank), έτσι ώστε να μην υπάρχουν γραμμικές σχέσεις μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών.

Οι υποθέσεις (MET.α) και (MET.β), αποτελούν υποθέσεις για τον πληθυσμό. Συνήθως, η υπόθεση (MET.β) ισχύει γενικά (περίπτωση μη-πλήρους πολυσυγγραμμικότητας), εκτός αν το υπόδειγμα στον πληθυσμό δεν έχει εξειδικευθεί κατάλληλα (για παράδειγμα, αν συμπεριλάβουμε υπερβολικά πολλές

¹⁵ Συντομογραφία της Μεθόδου των Ελαχίστων Τετραγώνων (MET).

ψευδομεταβλητές στο x ή κατά λάθος χρησιμοποιήσουμε μεταβλητές όπως $\log(\etaλικία)$ και $\log(\etaλικία^2)$ στην ίδια εξίσωση (Cameron και Trivedi 2005).

Κάτω από τις υποθέσεις (MET.α) και (MET.β), το διάνυσμα των παραμέτρων, \mathbf{b} , είναι ταυτοποιημένο (identified)¹⁶. Στο πλαίσιο των υποδειγμάτων που είναι γραμμικά ως προς τις παραμέτρους κάτω από τυχαία δειγματοληψία, η ταυτοποίηση του \mathbf{b} σημαίνει ότι το \mathbf{b} μπορεί να γραφεί σε όρους των ροπών του πληθυσμού.

Από την εξίσωση (3.5), αφού το (x, y) είναι παρατηρούμενο, αυτό σημαίνει ότι το \mathbf{b} είναι ταυτοποιημένο. Η αρχή της αναλογίας για την επιλογή ενός εκτιμητή, αναφέρει ότι ένα πρόβλημα πληθυσμού θα πρέπει να μετατραπεί σε αντίστοιχο δειγματικό πρόβλημα (Wooldridge 2002). Το γεγονός αυτό, μας παραπέμπει στη μέθοδο των ροπών (method of moments) που σημαίνει ότι, αντικαταστώντας τις πληθυσμιακές ροπές (population moments) $E(x'x)$ και $E(x'y)$, με τους αντίστοιχους δειγματικούς μέσους, καταλήγουμε στον εκτιμητή των ελαχίστων τετραγώνων:

$$\hat{\mathbf{b}} = \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N x_i' x_i \right)^{-1} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N x_i' y_i \right) = \mathbf{b} + \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N x_i' x_i \right)^{-1} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N x_i' u_i \right), \quad (3.7)$$

ο οποίος μπορεί να γραφεί υπό μορφή μητρών και ως εξής:

$$\hat{\mathbf{b}} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{Y}, \quad (3.8)$$

όπου, \mathbf{X} είναι η μήτρα των στοιχείων των ανεξάρτητων μεταβλητών, διαστάσεων $N \times K$ και \mathbf{Y} είναι ένα διάνυσμα των στοιχείων του y_i , διαστάσεων $N \times 1$.

Θεώρημα 1 (Συνέπεια της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων): Κάτω από τις υποθέσεις (MET.α) και (MET.β), ο εκτιμητής των ελαχίστων τετραγώνων $\hat{\mathbf{b}}$ που λαμβάνεται από τυχαίο δείγμα (επομένως είναι αντιπροσωπευτικό της δομής του πληθυσμού), είναι συνεπής εκτιμητής του \mathbf{b} .

¹⁶ Η απόδειξη ότι το \mathbf{b} είναι ταυτοποιημένο κάτω από τις υποθέσεις (MET.α) και (MET.β), μπορεί να γίνει ως εξής: κατ' αρχάς πολλαπλασιάζουμε την εξίσωση (3.5) με το x' , στη συνέχεια παίρνουμε τις αναμενόμενες τιμές και τέλος, λύνοντας ως προς \mathbf{b} έχουμε: $\mathbf{b} = [E(x'x)]^{-1} E(x'y)$.

Επομένως, όταν μια εξίσωση μπορεί να γραφεί με τη μορφή (3.5) και ισχύουν οι υποθέσεις (MET.α) και (MET.β), τότε η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων, σε τυχαίο δείγμα, εκτιμά με συνέπεια το \mathbf{b} (Wooldridge, 2002).

Υπόθεση ((MET.γ): $E(u^2x'x) = s^2E(x'x)$ όπου $s^2 \equiv E(u^2)$

Πρόκειται για την υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας. Επειδή $E(u) = 0$, τότε το s^2 είναι επίσης ίσο με $Var(u)$.

Θεώρημα 2 (Ασυμπτωτική κανονικότητα της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων):
Κάτω από τις υποθέσεις (MET.α) – (MET.γ), προκύπτει ότι:

$$\sqrt{N}(\hat{\mathbf{b}} - \mathbf{b}) \sim Normal(0, s^2 \mathbf{A}^{-1}) \quad (3.9)$$

Πρακτικά, η εξίσωση (3.9) μας επιτρέπει να χειριστούμε το $\hat{\mathbf{b}}$ ως προσεγγιστικά κανονικό με μέσο \mathbf{b} και διακύμανση $s^2 [E(x'x)]^{-1} / N$. Ο συνήθης εκτιμητής του s^2 , $\hat{s}^2 \equiv SSR / (N - K)$ ¹⁷ (όπου $SSR = \sum_{i=1}^N \hat{u}_i^2$ είναι το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων), είναι συνεπής (Wooldridge 2002). Επομένως, με αντικατάσταση του $E(x'x)$ με το μέσο του δείγματος $N^{-1} \sum_{i=1}^N x_i'x_i = (\mathbf{X}'\mathbf{X} / N)$, παίρνουμε την εκτιμήτρια της μήτρας διακυμάνσεων της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων του κλασικού γραμμικού

$$Avar(\hat{\mathbf{b}}) = \hat{s}^2 (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \quad (3.10)$$

Με βάση το θεώρημα 2 και κάτω από τις υποθέσεις (MET.α) – (MET.γ), τα συνήθη τυπικά σφάλματα, και οι στατιστικές t , και F της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων είναι ασυμπτωτικά έγκυρα (Greene, 2003).

3.2.2.2 Ισχυρή στη ετεροσκεδαστικότητα επαγωγή

Αν η υπόθεση (MET.α) απορριφθεί, τότε αντιμετωπίζουμε πιθανόν σοβαρό πρόβλημα, καθώς η εκτίμηση με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων δεν είναι

¹⁷ Είτε χρησιμοποιήσουμε στον παρανομαστή N είτε $N - K$, αυτό δεν επηρεάζει την συνέπεια του εκτιμητή.

συνεπής. Στην επόμενη παράγραφο, εξετάζουμε την μέθοδο των βοηθητικών μεταβλητών (method of instrumental variables) που μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να ληφθούν συνεπείς εκτιμητές του b όταν απορρίπτεται η υπόθεση (MET.α). Επίσης για τη συνέπεια, χρειάζεται και η υπόθεση (MET.β), αλλά σπάνια υπάρχει λόγος για να εξεταστεί η ισχύ της.

Η απόρριψη της υπόθεσης (MET.γ), έχει λιγότερο σοβαρές συνέπειες απ' ό,τι η απόρριψη της υπόθεσης (MET.α). Εξ άλλου, όπως είδαμε παραπάνω, η υπόθεση (MET.γ) δεν αφορά την συνέπεια του \hat{b} . Αν η υπόθεση (MET.γ) δεν ισχύει, τότε η εξίσωση (3.10) δεν αποτελεί κατάλληλη εκτίμηση της ασυμπτωτικής μήτρας διακυμάνσεων. Αν θεωρήσουμε την υπόθεση του μηδενικού δεσμευμένου μέσου (3.3), τότε μια λύση σχετικά με την παραβίαση της υπόθεσης (MET.γ) είναι, να προσδιοριστεί ένα υπόδειγμα $Var(y|x)$ και να εκτιμηθεί αυτό, εφαρμόζοντας τη σταθμισμένη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (weighted least squares). Αυτό σημαίνει ότι, τόσο το y_i , όσο και κάθε στοιχείο του x_i (συμπεριλαμβανομένης και της μονάδος) θα πρέπει να διαιρεθούν με την εκτίμηση της δεσμευμένης τυπικής απόκλισης $[Var(y|x_i)]^{1/2}$ και να εφαρμοσθεί στη συνέχεια η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων στα σταθμισμένα δεδομένα. Βέβαια, η διαδικασία αυτή οδηγεί σε έναν διαφορετικό εκτιμητή του b (Wooldridge, 2002).

Τελευταία, έχει γίνει δημοφιλής η εκτίμηση του b με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων ακόμα και όταν υπάρχει υποψία για ετεροσκεδαστικότητα. Η εκτίμηση αυτή, γίνεται με σκοπό να προσαρμοστούν τα τυπικά σφάλματα και οι στατιστικές ελέγχου προκειμένου να γίνουν κατάλληλα στην περίπτωση ύπαρξης αυθαίρετης ετεροσκεδαστικότητας. Αφού αυτά τα τυπικά σφάλματα είναι κατάλληλα είτε ισχύει η υπόθεση (MET.γ) είτε όχι, επομένως η μέθοδος αυτή είναι πολύ πιο εύκολη από ότι η σταθμισμένη μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων. Τελικά, αυτό που θυσιάζουμε κατά την επιλογή της μιας ή της άλλης μεθόδου, είναι πιθανά οφέλη αποτελεσματικότητας που λαμβάνονται από τη μέθοδο των σταθμισμένων ελαχίστων τετραγώνων. Ωστόσο, τα οφέλη αποτελεσματικότητας που αποκομίζουμε με την εφαρμογή της μεθόδου των σταθμισμένων ελαχίστων τετραγώνων, είναι εγγυημένα μόνο αν το $Var(y|x)$ είναι σωστό. Αν ισχύει η υπόθεση (MET.α) και $E(u|x) \neq 0$, τότε η μέθοδος των σταθμισμένων ελαχίστων τετραγώνων είναι γενικά ασυνεπής και επομένως είναι ακατάλληλη για την εκτίμηση γραμμικών προβολών.

Τέλος, ειδικά σε μεγάλα δείγματα, η ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας δεν επηρεάζει αναγκαστικά την ικανότητα να πραγματοποιηθεί ακριβής επαγωγή με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, αφού οι εκτιμητές συνεχίζουν να είναι αμερόληπτοι γραμμικοί και συνεπείς.

Ένας ισχυρός (σταθερός) έναντι της ετεροσκεδαστικότητας εκτιμητής της μήτρας διακυμάνσεων (The heteroskedasticity-robust variance matrix estimator) του \hat{b} είναι: $\hat{A}^{-1}\hat{B}\hat{A}^{-1}/N$ ή

$$\text{Var}(\mathbf{b}) = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \hat{u}_i^2 x_i' x_i \right) (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \quad (3.11)$$

Οι τετραγωνικές ρίζες των διαγώνιων στοιχείων της εξίσωσης (3.11), ονομάζονται τυπικά σφάλματα White ή τυπικά σφάλματα Huber, ή τυπικά σφάλματα των Bicker, Huber, και White ή ισχυρά (ευσταθή) έναντι της ετεροσκεδαστικότητας τυπικά σφάλματα (heteroskedasticity-robust standard errors). Αυτά τα τυπικά σφάλματα, είναι ασυμπτωτικά κατάλληλα στην περίπτωση ύπαρξης οποιασδήποτε μορφής ετεροσκεδαστικότητας, περιλαμβανομένης και της ομοσκεδαστικότητας (homoskedasticity).

Τα ισχυρά τυπικά σφάλματα (Robust standard errors) συχνά αναφέρονται σε εφαρμοσμένες διαστρωματικές μελέτες, ειδικά όταν το μέγεθος του δείγματος είναι μεγάλο. Μερικές φορές, δηλώνονται μαζί με τα συνήθη τυπικά σφάλματα της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων, ενώ άλλες φορές παρουσιάζονται ως αντικατάσταση αυτών.¹⁸

Σε εμπειρικές εφαρμογές, όταν εκτιμηθούν τα τυπικά σφάλματα από την εξίσωση (3.11), τότε μπορούμε να υπολογίσουμε τις στατιστικές t με τον συνήθη τρόπο. Τα τυπικά σφάλματα, είναι ευσταθή ως προς την ετεροσκεδαστικότητα και μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να ελέγξουν μεμονωμένους περιορισμούς. Οι στατιστικοί έλεγχοι t , υπολογιζόμενοι από ισχυρά έναντι της ετεροσκεδαστικότητας τυπικά σφάλματα, ονομάζονται ισχυρές t στατιστικές έναντι της ετεροσκεδαστικότητας

¹⁸ Μερικές φορές, για την διόρθωση των βαθμών ελευθερίας, η μήτρα της εξίσωσης (3.11) πολλαπλασιάζεται με $N/N - K$.

(heteroskedasticity-robust t statistics). Κατά τον ίδιο τρόπο, λαμβάνονται και τα διαστήματα εμπιστοσύνης.

Όταν απορρίπτεται η υπόθεση (MET.γ), τότε η στατιστική F δεν ισχύει για τον έλεγχο πολλαπλών γραμμικών περιορισμών. Για τον έλεγχο υποθέσεων της μορφής

$$H_0 : Rb = r, \quad (3.12)$$

όπου, το R είναι μία μήτρα διαστάσεων $Q \times K$ με βαθμό $Q \leq K$ και r είναι ένα διάνυσμα διαστάσεων $Q \times 1$, μπορούμε να εφαρμόσουμε την ισχυρή στατιστική Wald, η οποία δίδεται από τη σχέση:

$$W = (R\hat{b} - r)'(R\hat{V}R')^{-1}(R\hat{b} - r), \quad (3.13)$$

όπου το \hat{V} προκύπτει από την εξίσωση (3.11). Ισχύει ότι, κάτω από την μηδενική υπόθεση H_0 , $W : \chi^2_Q$.

3.2.2.3 Έλεγχος πολλαπλασιαστή Lagrange ή Score Test

Ο έλεγχος πολλαπλασιαστή Lagrange ή έλεγχος score (Lagrange multiplier or score tests), μπορεί να δειχθεί με το ακόλουθο διχοτομημένο (partitioned) υπόδειγμα

$$y = x_1 b_1 + x_2 b_2 + u \quad (3.14)$$

Κάτω από τις υποθέσεις (MET.α) – (MET.γ), όπου τα x_1 και x_2 είναι διαστάσεων $1 \times K_1$ και $1 \times K_2$ αντίστοιχα, η υπόθεση $H_0 : b_2 = 0$ μπορεί να ελεγχθεί (ασυμπτωτικά) με τη χρήση ενός τυπικού ελέγχου F (Χρήστου, 2005). Όμως, για τον έλεγχο τέτοιων υποθέσεων, υπάρχει και μια άλλη προσέγγιση, η οποία είναι μερικές φορές πολύ χρήσιμη, ιδιαίτερα για τον υπολογισμό ευσταθών στατιστικών ελέγχου έναντι της ετεροσκεδαστικότητας (heteroskedasticity-robust tests) και για μη-γραμμικά υποδείγματα. Η εναλλακτική αυτή προσέγγιση, ονομάζεται *έλεγχος του πολλαπλασιαστή Lagrange ή έλεγχος score* (Lagrange multiplier or score) και βασίζεται στην ακόλουθη παρατήρηση (Wooldrige, 2002; Johnston and Dinardo 1997):

Έστω ότι κάτω από την μηδενική υπόθεση $H_0 : b_2 = 0$, \tilde{b}_1 είναι ο εκτιμητής του b_1 . Ο εκτιμητής αυτός, ονομάζεται εκτιμητής από το υπόδειγμα υπό περιορισμό (restricted model). Στη συνέχεια, ορίζουμε την υπό περιορισμό μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων των καταλοίπων (restricted OLS residuals) ως, $\tilde{u}_i = y_{i1} \tilde{b}_1$, $i = 1, 2, \dots, N$. Κάτω από την μηδενική υπόθεση το x_{i2} θα πρέπει να είναι ασυσχέτιστο με το \tilde{u}_i στο δείγμα.

Επομένως, η στατιστική ελέγχου του πολλαπλασιαστή Lagrange ή στατιστική επίδοσης, προκύπτει εκτελώντας την παλινδρόμηση με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων του

$$\text{vs πάνω στα } x_1, x_2 \quad (3.15)$$

Υποθέτοντας ότι το αρχικό υπόδειγμα περιλαμβάνει μια σταθερά, τότε μπορούμε να ορίσουμε το R_u^2 ως το τετράγωνο του συντελεστή πολλαπλής συσχέτισης από την παλινδρόμηση (3.15). Έτσι, ο έλεγχος του πολλαπλασιαστή Lagrange ή στατιστική επίδοσης είναι $LM \equiv NR_u^2$.

Κάτω από την υπόθεση $H_0 : b_2 = 0$, ο $LM \sim c_{K_2}^2$, όπου K_2 είναι ο αριθμός των περιορισμών που ελέγχονται. Αν το NR_u^2 είναι αρκετά μεγάλο, τότε το \tilde{u} έχει σημαντική συσχέτιση με το x_2 , και η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται.

Σύμφωνα με τον Wooldridge (2002), είναι σημαντικό να συμπεριληφθεί το x_1 μαζί με το x_2 στην παλινδρόμηση (3.15). Με άλλα λόγια, τα κατάλοιπα της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων από το αρχικό υπόδειγμα, θα πρέπει να παλινδρομηθούν σε όλες τις ανεξάρτητες μεταβλητές, ακόμα και αν το \tilde{u} είναι ορθογώνιο (orthogonal) στο x_1 . Αν το x_1 δεν συμπεριληφθεί στην παλινδρόμηση, τότε η στατιστική που προκύπτει γενικά δεν ακολουθεί την κατανομή c^2 . Αν το x_1 δεν περιλαμβάνει σταθερά, τότε το R_u^2 είναι ο λεγόμενος μη-κεντρικός συντελεστής προσδιορισμού (uncentered R-squared). Όταν το x_1 περιλαμβάνει μια σταθερά, τότε και οι δύο συντελεστές προσδιορισμού (ο κεντρικός και μη-κεντρικός συντελεστής προσδιορισμού) είναι ταυτόσημοι διότι $\sum_{i=1}^N \tilde{u}_i = 0$.

Επομένως, μια ισχυρή LM στατιστική έναντι της ετεροσκεδαστικότητας (heteroskedasticity-robust statistic) είναι

$$\begin{aligned}
 LM &= \left(N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \hat{r}_i' \hat{\omega}_i \right)' \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\omega}_i \hat{\omega}_i' \hat{r}_i \hat{r}_i' \right)^{-1} \left(N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \hat{r}_i' \hat{\omega}_i \right) \\
 &= \left(\sum_{i=1}^N \hat{r}_i' \hat{\omega}_i \right)' \left(\sum_{i=1}^N \hat{\omega}_i \hat{\omega}_i' \hat{r}_i \hat{r}_i' \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \hat{r}_i' \hat{\omega}_i \right)
 \end{aligned} \tag{3.16}$$

όπου, κάθε \hat{r}_i είναι ένα διάνυσμα διαστάσεων $1 \times K_2$ των καταλοίπων της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων από την (πολυμεταβλητή) παλινδρόμηση του x_{i2} στο x_{i1} , $i = 1, 2, \dots, N$ και $\hat{\omega}_i \hat{r}_i' = (\hat{\omega}_i \hat{r}_1', \hat{\omega}_i \hat{r}_2', \dots, \hat{\omega}_i \hat{r}_{K_2}')^T$ είναι ένα διάνυσμα διαστάσεων $1 \times K_2$ που προκύπτει πολλαπλασιάζοντας κάθε στοιχείο του \hat{r}_i με το $\hat{\omega}_i$.

3.2.2 Λύση του προβλήματος των παραλειπόμενων μεταβλητών με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων

3.2.2.1 Η Αγνόηση των παραλειπόμενων μεταβλητών από την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων

Το πρόβλημα των παραλειπόμενων μεταβλητών (omitted variables), είναι ένα φαινόμενο το οποίο συναντάται συχνά στην εφαρμοσμένη έρευνα και ιδιαίτερα στις έρευνες των οικονομικών της εργασίας. Στην παράγραφο αυτή, εξετάζουμε σε βάθος το πρόβλημα αυτό, με στόχο την εξαγωγή συνεπών εκτιμητών.

Έστω η πληθυσμιακή παλινδρόμηση, που υποθέτει μια προσθετική επίδραση μιας παραλειπόμενης μεταβλητής q :

$$E(y | x_1, x_2, \dots, x_K, q) = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + \dots + b_K x_K + gq \tag{3.17}$$

Συγκεκριμένα, ενδιαφερόμαστε για την εκτίμηση των παραμέτρων b_j (όπως θα δούμε στην συνέχεια), που είναι οι μερικές επιδράσεις των παρατηρούμενων ερμηνευτικών μεταβλητών, κρατώντας τις υπόλοιπες σταθερές,

συμπεριλαμβανομένης και της μη-παρατηρούμενης (unobservable) μεταβλητής q ¹⁹. Εφεξής, θ' αναφερόμαστε στην q ως η παραλειπόμενη μεταβλητή.

Η σημασία των παραλειπόμενων μεταβλητών, μπορεί να δειχθεί με το ακόλουθο παράδειγμα. Υποθέτουμε ότι στην εξίσωση (3.17), το y είναι ο λογαριθμικός μισθός και το q περιλαμβάνει την «ικανότητα» των εργαζομένων. Αν το x_K αντιπροσωπεύει μια μέτρηση της εκπαίδευσης, τότε το b_K στην εξίσωση (3.17) μετρά την μερική επίδραση της εκπαίδευσης στους μισθούς όταν ελέγχεται το επίπεδο της «ικανότητας» (όπως και τα άλλα παρατηρούμενα χαρακτηριστικά).

Αυτή η επίδραση, είναι ιδιαίτερα ενδιαφέρουσα από άποψη πολιτικής, διότι παρέχει μια αιτιώδη ερμηνεία της απόδοσης της εκπαίδευσης. Δηλαδή, το b_K είναι η αναμενόμενη ανάλογη αύξηση του μισθού αν κάποιος από τον πληθυσμό των εργαζομένων (εξωγενώς) αποδεχθεί έναν επιπρόσθετο χρόνο εκπαίδευσης (Greene,

Η εξίσωση (3.17) ως διαρθρωτικό υπόδειγμα, μπορεί να εκφρασθεί σε όρους σφάλματος ως εξής (Wooldridge 2002):

$$y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_Kx_K + gq + u, \quad (3.18)$$

$$E(u|x_1, x_2, \dots, x_K, q) = 0, \quad (3.19)$$

όπου u , είναι το *διαρθρωτικό σφάλμα*. Ένας τρόπος για να αντιμετωπιστεί η μη-παρατηρησιμότητα του q , είναι να συμπεριληφθεί στον όρο σφάλματος. Επομένως, εισάγοντας το q στον όρο σφάλματος, μπορούμε να ξαναγράψουμε την εξίσωση (3.18) ως εξής:

$$y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_Kx_K + gq + u, \quad (3.20)$$

$$\text{όπου, } u = gq + u \quad (3.21)$$

¹⁹ Στο πλαίσιο αυτού του προσθετικού υποδείγματος, δεν υπάρχει λόγος να θεωρήσουμε περισσότερες από μια μη-παρατηρούμενες μεταβλητές, αφού οποιοδήποτε παραλειπόμενοι παράγοντες (omitted factors) συγκεντρώνονται στο q .

Το σφάλμα u στην εξίσωση (3.20) αποτελείται από δύο μέρη. Κάτω από την εξίσωση (3.19), το u έχει μέσο μηδέν και είναι ασυσχέτιστο με τα x_1, x_2, \dots, x_K, q . Από την ιδιότητα της κανονικότητας, το q έχει επίσης μέσο μηδέν. Επομένως, $E(u) = 0$. Ωστόσο, το u είναι ασυσχέτιστο με τα x_1, x_2, \dots, x_K εάν και μόνο εάν το q είναι ασυσχέτιστο με κάθε μια από τις ανεξάρτητες μεταβλητές. Αν το q συσχετίζεται με οποιαδήποτε ανεξάρτητη μεταβλητή, τότε το ίδιο ισχύει και με το u , γεγονός που σημαίνει ότι πλέον αντιμετωπίζουμε πρόβλημα ενδογένειας.

Συμπερασματικά, δεν μπορούμε να αναμένουμε ότι η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων θα εκτιμήσει με συνέπεια οποιοδήποτε b_j . Το γεγονός αυτό, ονομάζεται ασυνέπεια ή μεροληψία της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων (OLS omitted variables inconsistency or OLS omitted variables bias) που οφείλεται στις παραλειφθείσες μεταβλητές (Wooldridge 2002).

Στη συνέχεια, η ανάλυση που ακολουθεί, έχει ως σκοπό να χαρακτηριστούν τα όρια των εκτιμητών της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων στην περίπτωση που αγνοείται η παραλειπόμενη μεταβλητή και να δειχθεί το μέγεθος και η κατεύθυνση της μεροληψίας.

Έστω, η ακόλουθη γραμμική προβολή του q στις παρατηρούμενες επεξηγηματικές μεταβλητές (Wooldridge, 2002; Greene, 2003; Cameron and

$$q = d_0 + d_1 x_1 + \dots + d_K x_K + r \quad (3.22)$$

όπου, εξ' ορισμού της γραμμικής προβολής, $E(r) = 0$, $Cov(x_j, r) = 0$, $j = 1, 2, \dots, K$.

Κατόπιν τούτου, μπορούμε να εξάγουμε συμπεράσματα για τα όρια των εκτιμητών της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων από την παλινδρόμηση του y στα $1, x_1, x_2, \dots, x_K$, με την εύρεση μιας εξίσωσης που να ικανοποιεί τις κλασικές υποθέσεις (MET.α) και (MET.β). Για τον σκοπό αυτό, αντικαθιστούμε την εξίσωση (3.22) στην εξίσωση (3.18) και έχουμε:

$$y = (b_0 + gd_0) + (b_1 + gd_1)x_1 + (b_2 + gd_2)x_2 + \dots + (b_K + gd_K)x_K + u + gr \quad (3.23)$$

Στην εξίσωση αυτή, το σφάλμα $u + gr$ έχει μηδενικό μέσο και είναι ασυσχέτιστο με κάθε ανεξάρτητη μεταβλητή. Επομένως, το όριο των εκτιμητών της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων από την παλινδρόμηση του y στο $1, x_1, x_2, \dots, x_K$ είναι: $\text{plim } \hat{b}_j = b_j + gd_j$. Όταν ενδιαφερόμαστε συγκεκριμένα για τη συσχέτιση μεταξύ q και μιας ιδιαίτερης μεταβλητής, όπως της x_K , τότε γίνεται συνήθως μια έμμεση υπόθεση ότι όλα τα d_j στην εξίσωση (3.22) είναι μηδέν, εκτός από τη σταθερά και το συντελεστή του x_K . Σ' αυτήν την περίπτωση, το $\text{plim } \hat{b}_j = b_j$, $j = 1, \dots, K-1$, και

$$\text{plim } \hat{b}_K = b_K + g [Cov(x_K, q) / Var(x_K)] \quad (3.24)$$

(αφού $d_K = Cov(x_K, q) / Var(x_K)$ σε αυτήν την περίπτωση). Αυτή η σχέση, παρέχει έναν απλό τρόπο για να καθορίσουμε το πρόσημο, και ίσως και το μέγεθος, της ασυνέπειας του \hat{b}_K . Αν $g > 0$ και x_K , q συσχετίζονται θετικά, τότε η ασυμπτωτική μεροληψία είναι θετική. Αν το x_K έχει σημαντική μεταβλητότητα στον πληθυσμό σε σχέση με την συνδιακύμανση μεταξύ x_K και q , τότε η μεροληψία μπορεί να είναι μικρή. Στη γενική περίπτωση της εξίσωσης (3.22), είναι δύσκολο να προσδιοριστεί το πρόσημο του d_K καθώς μετρά τη μερική συσχέτιση. Για αυτό το λόγο, το $d_j = 0$, $j = 1, \dots, K-1$ συνήθως διατηρείται για τον καθορισμό της πιθανής ασυμπτωτικής μεροληψίας στο \hat{b}_K όταν μόνο το x_K είναι ενδογενής (endogenous).

Για την παρουσίαση της παραπάνω μεροληψίας, έστω η ακόλουθη διαρθρωτική εξίσωση μισθών:

$$\log(\text{misq} \acute{o}V) = b_0 + b_1 \text{empeiría} + b_2 \text{empeiría}^2 + b_3 \text{ekpaídeush} + \text{gikanóthta} + u$$

όπου το u έχει την ακόλουθη ιδιότητα του διαρθρωτικού σφάλματος: $E(u | \text{empeiría}, \text{ekapaídeush}, \text{ikanothta}) = 0$.

Αν η ικανότητα είναι ασυσχέτιστη με την empeiría και την empeiría^2 , όταν η ekapaídeush αντικατασταθεί από την ικανότητα, δηλαδή, $\text{ikanothta} = d_0 + d_3 \text{ekpaídeush} + r$ και το r είναι ασυσχέτιστο με την empeiría και

την εμπειρία^2 , τότε $\text{plim } \hat{b}_3 = b_3 + g d_3$. Κάτω από αυτές τις υποθέσεις οι συντελεστές των μεταβλητών εμπειρία και την εμπειρία^2 , εκτιμώνται με συνέπεια από την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων που παραλείπει την *ικανότητα*. Αν $d_3 > 0$, τότε $\text{plim } \hat{b}_3 > b_3$ (αφού $g > 0$ εξ' ορισμού) και κατά συνέπεια, η απόδοση της *εκπαίδευσης* είναι πιθανόν να υπερ-εκτιμηθεί σε μεγάλα δείγματα (Wooldridge, 2002).

3.2.2.2 Κατά προσέγγιση μεταβλητές και λύση του προβλήματος με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων

Η μεροληψία των παραλειπόμενων μεταβλητών (omitted variables bias) μπορεί να απαλειφθεί, ή τουλάχιστον να μετριαστεί, αν υπάρχει μια κατά προσέγγιση μεταβλητή (proxy variable) για την μη-παρατηρούμενη q .

Σύμφωνα με τον Greene (2005), για μια κατά προσέγγιση μεταβλητή q , προαπαιτείται να καθοριστούν τ' ακόλουθα ή με άλλα λόγια θα πρέπει να γίνουν οι ακόλουθες υποθέσεις:

α) Η κατά προσέγγιση μεταβλητή, θα πρέπει να είναι περιττή (redundant) ή αγνοούμενη (ignorable) στην διαρθρωτική εξίσωση. Αν z είναι μια κατά προσέγγιση μεταβλητή για το q , τότε η συνθήκη περιττότητας, δηλαδή ότι το z είναι περιττό στην εξίσωση (3.17), είναι:

$$E(y|x, q, z) = E(y|x, q) \quad (3.25)$$

Η συνθήκη (3.25) σημαίνει ότι, το z δεν έχει σχέση με την ερμηνεία του y , με την έννοια του δεσμευμένου μέσου, εφόσον έχουν ληφθεί υπόψη τα x και q ²⁰. Ο μόνος λόγος που μας απασχολεί το z είναι ότι δεν έχουμε δεδομένα για το q ²¹.

β) Απαιτείται, η συσχέτιση μεταξύ της παραλειπόμενης μεταβλητής q και κάθε x_j να είναι μηδενική μόλις τμηματοποιηθεί (μεριστεί) το z . Αυτό μπορεί να διατυπωθεί σε όρους μιας γραμμικής προβολής ως εξής:

²⁰ Αυτή η υπόθεση για την κατά προσέγγιση μεταβλητή σχεδόν πάντα επιβάλλεται (μερικές φορές μόνο έμμεσα) και σπάνια είναι αμφιλεγόμενη.

²¹ Στο παράδειγμα μισθού-εκπαίδευσης, έστω q είναι η *ικανότητα* και z ο δείκτης νοημοσύνης IQ. Εξ' ορισμού, η *ικανότητα* είναι αυτή που επηρεάζει τον μισθό, πράγμα που σημαίνει ότι ο δείκτης IQ δεν θα είχε σημασία αν ήταν γνωστή η πραγματική *ικανότητα*.

$$L(q|1, x_1, \dots, x_K, z) = L(q|1, z) \quad (3.26)$$

Με σκοπό να προκύψει μια εκτιμώμενη εξίσωση, είναι χρήσιμο να δούμε τη σχέση αυτή σε όρους μιας εξίσωσης με ένα μη-παρατηρούμενο σφάλμα. Για το λόγο αυτό, εκφράζουμε το q ως μια γραμμική συνάρτηση του z και έναν όρο σφάλματος ως εξής:

$$q = q_0 + q_1 z + r \quad (3.27)$$

όπου, εξ' ορισμού $E(r) = 0$ και $Cov(z, r) = 0$ αφού $q_0 + q_1 z$ είναι η γραμμική προβολή του q στο $1, z$.

Αν z είναι μια λογική κατά προσέγγιση μεταβλητή για το q , τότε $q_1 \neq 0$ (συνήθως σκεφτόμαστε σε όρους $q_1 > 0$). Συνεπώς, μετά τις παραπάνω υποθέσεις, για να προκύψει μια εκτιμώμενη εξίσωση, αντικαθιστούμε το q της εξίσωσης (3.18) με την εξίσωση (3.27) και έχουμε:

$$y = (b_0 + gq_0) + b_1 x_1 + \dots + b_K x_K + gq_1 z + (gr + u) \quad (3.28)$$

Σύμφωνα με τις υποθέσεις που έχουν γίνει, ο σύνθετος όρος σφάλματος $u \equiv gr + u$ είναι ασυσχέτιστος με τα x_j για κάθε j . Η περιττότητα του z στην εξίσωση (3.17) σημαίνει ότι, το z είναι ασυσχέτιστο με το u και εξ' ορισμού, το z είναι ασυσχέτιστο με το r . Επομένως, με βάση το θεώρημα 1 προκύπτει ότι, η παλινδρόμηση με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων του y στα $1, x_1, x_2, \dots, x_K, z$ παράγει συνεπείς εκτιμητές των $(b_0 + gq_0)$, b_1 , b_2, \dots, b_K , και gq_1 .

Επομένως, κάτω από τις υποθέσεις των κατά προσέγγιση μεταβλητών, μπορούμε να εκτιμήσουμε την μερική επίδραση κάθε x_j στην εξίσωση (3.17).

Στη περίπτωση δε, που το z είναι μια ατελής κατά προσέγγιση μεταβλητή, τότε το r στην εξίσωση (3.27) συσχετίζεται με ένα ή περισσότερα από τα x_j . Γενικά, όταν δεν επιβάλλουμε την συνθήκη (3.26) και εκφράζουμε τη γραμμική προβολή ως

$$q = J_0 + r_1 x_1 + \dots + r_k x_k + q_1 z + r \quad (3.29)$$

τότε, η παλινδρόμηση της κατά προσέγγιση μεταβλητής δίνει $\text{plim } \hat{b}_j = b_j + gr_j$.

Επομένως, η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων για μια ατελή κατά προσέγγιση μεταβλητή, είναι ασυνεπής. Επιπλέον, αν η συμπερίληψη του z προκαλεί σημαντική συγγραμικότητα (collinearity), τότε ίσως είναι καλύτερα να χρησιμοποιηθεί η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων χωρίς την κατά προσέγγιση μεταβλητή.

Ωστόσο, παίρνοντας τέτοιες αποφάσεις, πρέπει να αναγνωρίσουμε ότι η συμπερίληψη του z μειώνει τη διακύμανση σφάλματος αν $q_1 \neq 0: \text{Var}(gr + u) < \text{Var}(gq + u)$ επειδή $\text{Var}(r) < \text{Var}(q)$ και u , είναι ασυσχέτιστα και με το r αλλά και με το q . Συνεπώς, η συμπερίληψη μιας κατά προσέγγιση μεταβλητής μπορεί πραγματικά να μειώσει τις ασυμπτωτικές διακυμάνσεις καθώς επίσης και να μετριάσει την μεροληψία.

3.2.2.3 Υποδείγματα με αλληλεπιδράσεις στις μη παρατηρούμενες μεταβλητές

Σε κάποιες εφαρμογές, υπάρχει περίπτωση να μας απασχολούν οι αλληλεπιδράσεις (interactions) μεταξύ των μη-παρατηρούμενων και παρατηρούμενων εξηγηματικών μεταβλητών. Σ' αυτή την περίπτωση, η λήψη συνεπών εκτιμητών είναι πιο δύσκολη, αλλά μια καλή κατά προσέγγιση μεταβλητή μπορεί και πάλι να λύσει το πρόβλημα.

Έστω ότι εκφράζουμε το διαρθρωτικό υπόδειγμα που περιλαμβάνει την μη-παρατηρούμενη μεταβλητή q ως εξής:

$$y = b_0 + b_1 x_1 + \dots + b_k x_k + g_1 q + g_2 x_k q + u \quad (3.30)$$

Στην (3.30), θέτουμε την υπόθεση του μηδενικού δεσμευμένου μέσου στο διαρθρωτικό σφάλμα u :

$$E(u|x, q) = 0 \quad (3.31)$$

Για λόγους απλοποίησης, θεωρούμε την αλληλεπίδραση του q με μια μόνο εξηγηματική μεταβλητή, την x_k .

Πριν αναφερθούμε στην εκτίμηση της εξίσωσης (3.30), θα πρέπει να δώσουμε μια ερμηνεία των παραμέτρων αυτής της εξίσωσης, καθώς η αλληλεπίδραση $x_K q$ είναι μη-παρατηρούμενη.

Αν το x_K είναι συνεχής μεταβλητή, τότε η μερική επίδραση του x_K στο $E(y|x, q)$ είναι:

$$\frac{\partial E(y|x, q)}{\partial x_K} = b_K + g_2 q \quad (3.32)$$

Επομένως, η μερική επίδραση του x_K στην πραγματικότητα εξαρτάται από το επίπεδο του q . Επειδή το q δεν παρατηρείται για κανέναν στον πληθυσμό, η (3.32) δεν μπορεί ποτέ να εκτιμηθεί, ακόμα και αν μπορούσαμε να εκτιμήσουμε το g_2 (που γενικά δεν μπορούμε. Υποθέτοντας ότι $E(q) = 0$, η μέση μερική επίδραση (APE, average partial effect) του x_K είναι

$$E(b_K + g_2 q) = b_K \quad (3.33)$$

Αν $m_q \equiv E(q) \neq 0$, τότε μπορούμε να εκτιμήσουμε με συνέπεια το $b_K + g_2 m_q$ που είναι η μέση μερική επίδραση.

Αν τα στοιχεία του x είναι εξωγενή με την έννοια ότι $E(q|x) = 0$, τότε μπορούμε να εκτιμήσουμε με συνέπεια κάθε ένα b_j με μια παλινδρόμηση χρησιμοποιώντας την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, όπου q και $x_K q$ θα είναι απλά τμήματα του όρου σφάλματος.

Αν q και x συσχετίζονται, τότε μπορούμε να εκτιμήσουμε με συνέπεια το b_j με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων μόνο αν έχουμε μια κατάλληλη κατά προσέγγιση μεταβλητή για το q .

Υποθέτουμε ακόμα ότι, η κατά προσέγγιση μεταβλητή, z , ικανοποιεί την συνθήκη περιττότητας (3.25). Στο υπόψη υπόδειγμα, θα πρέπει να θέσουμε μια πιο δυνατή υπόθεση της κατά προσέγγισης μεταβλητής, από ότι στην παράγραφο

$$E(q|x, z) = E(q|z) = q_1 z \quad (3.34)$$

όπου τώρα υποθέτουμε ότι το z έχει μέσο μηδέν στον πληθυσμό.

Κάτω από αυτές τις δύο υποθέσεις της κατά προσέγγιση μεταβλητής, οι επαναλαμβανόμενες μαθηματικές ελπίδες μας δίνουν

$$E(y|x, z) = b_0 + b_1 x_1 + \dots + b_k x_k + g_1 q_1 z + g_2 q_1 x_k z \quad (3.35)$$

και οι παράμετροι εκτιμώνται με συνέπεια με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

Αν δεν ορίσουμε την κατά προσέγγιση μεταβλητή να έχει μηδενικό μέσο στον πληθυσμό, τότε η εκτίμηση της εξίσωσης (3.35) με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, δεν εκτιμά με συνέπεια το b_k . Επειδή στην πράξη, μπορεί να μην γνωρίζουμε τον πληθυσμιακό μέσο της κατά προσέγγιση μεταβλητής, τότε σ' αυτή την περίπτωση η κατά προσέγγιση μεταβλητή θα πρέπει να περιοριστεί στο δείγμα πριν αλληλεπιδράσει με το x_k .

3.2.3 Ιδιότητες της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων κάτω από σφάλματα στην μέτρηση μεταβλητών

Όπως αναφέρθηκε στην παράγραφο 3.2.1, ένας άλλος τρόπος που μπορούν να προκύψουν εξωγενείς ερμηνευτικές μεταβλητές στα εφαρμοσμένα οικονομικά, είναι όταν μία ή περισσότερες μεταβλητές στο υπόδειγμα περιλαμβάνουν σφάλματα μέτρησης. Στη παράγραφο αυτή, παρουσιάζουμε τις συνέπειες του σφάλματος μέτρησης, οι οποίες προκύπτουν από την εκτίμηση με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

Το πρόβλημα του σφάλματος στην μέτρηση των μεταβλητών έχει μια στατιστική διάρθρωση παρόμοια με το πρόβλημα της παραλειπόμενης μεταβλητής ή της κατά προσέγγιση μεταβλητής που αναλύθηκε παραπάνω. Ωστόσο, εννοιολογικά τα προβλήματα αυτά διαφέρουν σημαντικά. Στην περίπτωση της κατά προσέγγιση μεταβλητής, αναζητούμε μια μεταβλητή που έχει σχέση κατά κάποιο τρόπο με την μη-παρατηρούμενη μεταβλητή. Αντιθέτως, στην περίπτωση του σφάλματος μέτρησης των μεταβλητών, η μεταβλητή που δεν παρατηρούμε έχει μια καλά ορισμένη, ποσοτική έννοια (όπως για παράδειγμα το ετήσιο εισόδημα), αλλά οι μετρήσεις γι'

αυτή την μεταβλητή μπορεί να περιλαμβάνουν σφάλμα. Για παράδειγμα, το δηλωθέν ετήσιο εισόδημα είναι μια μέτρηση του πραγματικού ετήσιου εισοδήματος, ενώ ο δείκτης IQ είναι μια προσέγγιση για την ικανότητα (Χρήστου, 2002; Johnston and Dinardo, 1997; Wooldridge, 2002).

Μια άλλη σημαντική διαφορά μεταξύ των προβλημάτων της κατά προσέγγισης μεταβλητής και του σφάλματος στη μέτρηση είναι ότι, στην τελευταία περίπτωση, συχνά η επεξηγηματική μεταβλητή που μετράτε με σφάλμα, είναι αυτή της οποίας η επίδραση έχει πρωταρχικό ενδιαφέρον. Στην περίπτωση της κατά προσέγγισης μεταβλητής, δεν μπορούμε να εκτιμήσουμε την επίδραση της παραλειπόμενης μεταβλητής (Wooldridge, 2002).

Πριν προχωρήσουμε στην ανάλυση, είναι σημαντικό να αναφερθεί ότι, το σφάλμα στη μέτρηση μεταβλητών, είναι πρόβλημα μόνο όταν οι μεταβλητές για τις οποίες μπορούν να συλλεχθούν δεδομένα, διαφέρουν από τις μεταβλητές που επηρεάζουν τις αποφάσεις των ατόμων, οικογενειών, εταιριών κλπ.

3.2.3.1 Σφάλμα μέτρησης στην εξαρτημένη μεταβλητή

Στη περίπτωση αυτή, θεωρούμε ότι η εξαρτημένη μεταβλητή, είναι η μόνη μεταβλητή που μετριέται με σφάλμα. Έστω ότι y^* είναι η μεταβλητή (στον πληθυσμό) που θέλουμε να ερμηνεύσουμε²². Επομένως, το υπόδειγμα παλινδρόμησης έχει την ακόλουθη γραμμική μορφή και υποθέτουμε ότι ικανοποιεί τουλάχιστον τις υποθέσεις (MET.α) και (MET.β) (Wooldridge, 2002; Greene, 2003):

$$y^* = b_0 + b_1x_1 + \dots + b_kx_k + u \quad (3.36)$$

Επιπλέον, θεωρούμε ότι το y αντιπροσωπεύει την παρατηρούμενη μέτρηση του y^* , όπου $y \neq y^*$.

Επομένως, από τα παραπάνω, το σφάλμα μέτρησης στον πληθυσμό, ορίζεται ως η διαφορά μεταξύ της παρατηρούμενης τιμής και της πραγματικής τιμής:

$$e_0 = y - y^* \quad (3.37)$$

²² Για παράδειγμα, y^* θα μπορούσε να είναι το ετήσιο εισόδημα, ή η ετήσια οικογενειακή αποταμίευση.

Αν i , είναι μια τυχαία παρατήρηση από τον πληθυσμό, τότε μπορούμε να γράψουμε το σφάλμα μέτρησης στον πληθυσμό ως, $e_{i0} = y_i - y_i^*$. Όμως, αυτό που έχει σημασία, είναι το πώς το σφάλμα μέτρησης στον πληθυσμό σχετίζεται με άλλους παράγοντες. Για να πάρουμε ένα υπόδειγμα που μπορεί να εκτιμηθεί, γράφουμε την (3.37) ως $y^* = y - e_0$ και την αντικαθιστούμε στην εξίσωση (3.36),

$$y = b_0 + b_1 x_1 + \dots + b_k x_k + u + e_0 \quad (3.38)$$

Αφού τα y, x_1, x_2, \dots, x_k είναι παρατηρούμενα, μπορούμε να εκτιμήσουμε το υπόδειγμα με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων²³. Όμως, η εφαρμογή της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων με το y στη θέση του y^* , παράγει συνεπείς εκτιμητές του b_j , αν ισχύουν οι ακόλουθες υποθέσεις:

1. Το σφάλμα μέτρησης έχει μηδενικό μέσο.
2. Το σφάλμα μέτρησης στο y είναι στατιστικά ανεξάρτητο από κάθε επεξηγηματική μεταβλητή, γεγονός που υπονοεί ότι το e_0 είναι ασυσχέτιστο

Επομένως, κάτω από τις υποθέσεις αυτές, οι εκτιμητές της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων από την εξίσωση (3.38) είναι συνεπείς (και πιθανόν αμερόληπτοι). Επιπλέον, οι συνήθεις διαδικασίες επαγωγής της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων (t ή F ή LM στατιστικές) είναι ασυμπτωτικά κατάλληλες κάτω από τις την υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας.

Αν το e_0 και το u είναι ασυσχέτιστα (υπόθεση που γίνεται συνήθως), τότε $Var(u + e_0) = s_u^2 + s_0^2 > s_u^2$. Επομένως, το σφάλμα στη μέτρηση της εξαρτημένης μεταβλητής οδηγεί σε μεγαλύτερη διακύμανση σφάλματος από ότι στη περίπτωση που η εξαρτημένη μεταβλητή μετριέται χωρίς σφάλμα. Αυτό το αποτέλεσμα, σημαίνει ότι έχουμε μεγαλύτερες ασυμπτωτικές διακυμάνσεις για τους εκτιμητές της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων από ότι στην περίπτωση που θα μπορούσαμε να παρατηρήσουμε το y^* . Όμως, το μεγαλύτερο αυτό σφάλμα διακύμανσης, δεν

²³ Στην πράξη, απλά αγνοούμε το γεγονός ότι το y είναι μια ατελής μέτρηση του y^* και συνεχίζουμε κανονικά.

παραβιάζει καμία από τις υποθέσεις που απαιτούνται ώστε η εκτίμηση της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων να έχει τις επιθυμητές ιδιότητες ενός μεγάλου δείγματος.

3.2.3.2 Σφάλμα μέτρησης στην εξηγηματική μεταβλητή

Παραδοσιακά, το σφάλμα μέτρησης σε ανεξάρτητη μεταβλητή (measurement error in an explanatory variable) έχει θεωρηθεί ως πολύ πιο σημαντικό πρόβλημα από ότι το σφάλμα μέτρησης στην μεταβλητή αντίδρασης (response variable), δηλ. την εξαρτημένη.

Έστω, το ακόλουθο υπόδειγμα όπου μία μόνο εξηγηματική μεταβλητή μετριέται με σφάλμα (Wooldridge, 2002; Greene, 2003; Cameron and Trivedi 2005):

$$y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_Kx_K^* + u, \quad (3.39)$$

όπου, $y, x_1, x_2, \dots, x_{K-1}$ είναι παρατηρούμενες μεταβλητές, ενώ το x_K^* δεν είναι.

Υποθέτουμε ότι, το u έχει μηδενικό μέσο και είναι ασυσχέτιστο με τα $x_1, x_2, \dots, x_{K-1}, x_K^*$. Στην πραγματικότητα, έχουμε υπόψη μας το διαρθρωτικό υπόδειγμα $E(y|x_1, \dots, x_{K-1}, x_K^*) = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_Kx_K^*$. Αν το x_K^* είναι παρατηρούμενο, τότε η εκτίμηση με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων παρέχει συνεπείς εκτιμητές. Αν, x_K είναι μια μέτρηση του x_K^* , τότε ισχύει η υπόθεση ότι το u είναι επίσης ασυσχέτιστο με το x_K . Το σφάλμα μέτρησης των μεταβλητών στον πληθυσμό εκφράζεται ως:

$$e_K = x_K - x_K^* \quad (3.40)$$

Το σφάλμα αυτό, μπορεί να είναι θετικό, αρνητικό ή μηδέν. Υποθέτουμε ότι το μέσο σφάλμα μέτρησης στον πληθυσμό είναι μηδέν, $E(e_K) = 0$ ²⁴. Αφού το u θεωρείται ότι είναι ασυσχέτιστο με το x_K^* και x_K , τότε το u είναι επίσης ασυσχέτιστο με e_K .

Αυτό που ενδιαφέρει στην περίπτωση αυτή, είναι να γνωρίζουμε τις ιδιότητες της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων, αν αντικαταστήσουμε το x_K^* με x_K και

²⁴ Υπόθεση που δεν έχει πρακτικές συνέπειες διότι συμπεριλαμβάνουμε μια σταθερά στην εξίσωση (3.39).

εκτελέσουμε την παλινδρόμηση του y στα $1, x_1, x_2, \dots, x_k$. Βέβαια, αυτές εξαρτώνται καθοριστικά από τις υποθέσεις που κάνουμε για το σφάλμα μέτρησης. Μια υπόθεση που σχεδόν πάντα ισχύει, είναι ότι το e_k είναι ασυσχέτιστο με τις ανεξάρτητες μεταβλητές που δεν μετρούνται με σφάλμα:

$$E(x_j e_k) = 0, \quad j = 1, 2, \dots, k-1 \quad (3.41)$$

Οι κύριες όμως υποθέσεις αναφέρονται στη σχέση μεταξύ του σφάλματος μέτρησης και των x_k^* , x_k . Αναλυτικότερα:

- Η πρώτη υπόθεση είναι ότι το e_k είναι ασυσχέτιστο με την παρατηρούμενη μέτρηση, x_k :

$$\text{Cov}(x_k, e_k) = 0 \quad (3.42)$$

Για να καθοριστούν οι ιδιότητες του OLS σε αυτή την περίπτωση, γράφουμε το x_k^* ως $x_k^* = x_k - e_k$ και το αντικαθιστούμε στην εξίσωση (3.39):

$$y = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + \dots + b_k x_k^* + (u - b_k e_k) \quad (3.43)$$

Η κατ' αυτόν τον τρόπο αντικατάσταση, δείχνει ότι τα u και e_k έχουν μηδενικό μέσο και είναι ασυσχέτιστα με κάθε x_j , συμπεριλαμβανομένου και του x_k . Επομένως, το $u - b_k e_k$ έχει μηδενικό μέσο και είναι ασυσχέτιστο με το x_j . Άρα, η εκτίμηση με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, με το x_k στη θέση του x_k^* , παράγει συνεπείς εκτιμητές όλων των b_j .

Αφού το u είναι ασυσχέτιστο με το e_k , η διακύμανση του σφάλματος στην εξίσωση (3.43) είναι $\text{Var}(u - b_k e_k) = s_u^2 + b_k^2 s_{e_k}^2$. Επομένως, εκτός από την περίπτωση που $b_k = 0$, το σφάλμα μέτρησης αυξάνει τη διακύμανση σφάλματος. Η υπόθεση ότι το e_k είναι ασυσχέτιστο με το x_k είναι ανάλογη της υπόθεσης της κατά προσέγγιση μεταβλητής, που κάναμε στην παράγραφο 3.2.3.2.

- Η δεύτερη υπόθεση είναι ότι το σφάλμα μέτρησης, e_k , είναι ασυσχέτιστο με την

μη-παρατηρούμενη επεξηγηματική μεταβλητή, x_K :

$$\text{Cov}(x_K^*, e_K) = 0 \quad (3.44)$$

Η υπόθεση αυτή προέρχεται, αφενός μεν από την διατύπωση της παρατηρούμενης μέτρησης ως το άθροισμα της πραγματικής επεξηγηματικής μεταβλητής και του σφάλματος μέτρησης, $x_K = x_K^* + e_K$ και αφετέρου από την υπόθεση ότι τα δύο συστατικά στοιχεία του x_K είναι ασυσχέτιστα.

Αν ισχύει η υπόθεση (3.44), τότε τα x_K και e_K θα πρέπει να συσχετίζονται:

$$\text{Cov}(x_K, e_K) = E(x_K e_K) = E(x_K^* e_K) + E(e_K^2) = s_{e_K}^2 \quad (3.45)$$

Επομένως, κάτω από την υπόθεση (3.44), η συνδιακύμανση μεταξύ των x_K και e_K είναι ίση με την διακύμανση του σφάλματος μέτρησης.

Παρατηρώντας την εξίσωση (3.43), βλέπουμε ότι η συσχέτιση μεταξύ των x_K και e_K δημιουργεί προβλήματα στη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Αυτό οφείλεται στο ότι, αφού τα u και x_K είναι ασυσχέτιστα, τότε η συνδιακύμανση μεταξύ των x_K και του συνθετικού όρου σφάλματος $u - b_K e_K$ είναι $\text{Cov}(x_K, u - b_K e_K) = -b_K \text{Cov}(x_K, e_K) = -b_K s_{e_K}^2$.

Επομένως, στην περίπτωση της υπόθεσης (3.44), η παλινδρόμηση με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων του y στα x_1, x_2, \dots, x_K γενικά παρέχει ασυνεπείς εκτιμητές όλων των b_j

3.3 Εκτίμηση βοηθητικών (ή τεχνικών) μεταβλητών της απλής εξίσωσης γραμμικών υποδειγμάτων

Στη παράγραφο αυτή, ασχολούμαστε με την εκτίμηση βοηθητικών μεταβλητών (instrumental variables estimation). Το υπόδειγμα πληθυσμού που εξετάζουμε, είναι το ίδιο με αυτό της παραγράφου 3.2, με την διαφορά ότι επιτρέπεται το μη-παρατηρούμενο σφάλμα να συσχετίζεται με τις επεξηγηματικές μεταβλητές.

3.3.1 Βοηθητικές μεταβλητές και η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια

3.3.1.1 Κίνητρα για την Εκτίμηση Βοηθητικών Μεταβλητών

Για την διερεύνηση και εκτίμηση υποδειγμάτων με την μέθοδο των βοηθητικών μεταβλητών (IV), θεωρούμε το ακόλουθο γραμμικό υπόδειγμα πληθυσμού όπου, το x_K μπορεί να συσχετίζεται με το u (Wooldridge 2002, Greene 2003):

$$y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_Kx_K + u, \quad (3.46)$$

$$E(u) = 0, \quad Cov(x_j, u) = 0, \quad j = 1, 2, \dots, K - 1, \quad (3.47)$$

Με άλλα λόγια, οι επεξηγηματικές μεταβλητές x_1, x_2, \dots, x_{K-1} είναι εξωγενείς (exogenous), αλλά το x_K είναι πιθανώς ενδογενής στην εξίσωση (3.46).²⁵

Όπως αναφέρθηκε στην παράγραφο 3.2, η εκτίμηση της εξίσωσης (3.46) με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, γενικά οδηγεί σε ασυνεπείς εκτιμητές όλων των b_j , αν $Cov(x_K, u) \neq 0$. Επομένως, χωρίς περισσότερη πληροφόρηση (υποθέσεις), δεν μπορούμε να εκτιμήσουμε με συνέπεια καμία από τις παραμέτρους στην εξίσωση (3.46).

Η μέθοδος IV, παρέχει μια γενική λύση στο πρόβλημα μιας ενδογενούς επεξηγηματικής μεταβλητής.

Σύμφωνα με τους Johnston and Dinardo (1997), για να χρησιμοποιηθεί η μέθοδος IV με τη x_K να είναι ενδογενής, απαιτείται μια παρατηρούμενη μεταβλητή, z_1 , που δεν υπάρχει στην εξίσωση (3.46) και που ικανοποιεί τις επόμενες δύο υποθέσεις.

1. Το z_1 πρέπει να είναι ασυσχέτιστο με το u :

²⁵ Η ενδογένεια μπορεί να προέλθει από οποιαδήποτε πηγή από αυτές που αναφέρθηκαν στο Κεφάλαιο 3.

$$\text{Cov}(z_1, u) = 0 \quad (3.48)$$

Με άλλα λόγια, τα $x_1, x_2, \dots, x_{K-1}, z_1$ να είναι εξωγενή στην εξίσωση (3.46).

2. Η δεύτερη υπόθεση, αφορά την σχέση μεταξύ του z_1 και της ενδογενούς μεταβλητής, x_K . Δηλαδή, απαιτείται η γραμμική προβολή του x_K σε όλες τις εξωγενείς μεταβλητές:

$$x_K = d_0 + d_1 x_1 + d_2 x_2 + \dots + d_{K-1} x_{K-1} + q_1 z_1 + r_K, \quad (3.49)$$

όπου, εξ' ορισμού της γραμμικής προβολής του σφάλματος, $E(r_K) = 0$ και r_K είναι ασυσχέτιστο με x_1, x_2, \dots, x_{K-1} και z_1 . Πρωταρχική υπόθεση σ' αυτή την γραμμική προβολή είναι ότι, ο συντελεστής του z_1 είναι μη-μηδενικός:

$$q_1 \neq 0 \quad (3.50)$$

Η συνθήκη $q_1 \neq 0$ σημαίνει ότι το z_1 συσχετίζεται μερικώς με το x_K όταν οι υπόλοιπες εξωγενείς μεταβλητές x_1, x_2, \dots, x_{K-1} τίθενται εκτός εξίσωσης.²⁶ Αν το x_K είναι η μόνη επεξηγηματική μεταβλητή στην εξίσωση (3.46), τότε η γραμμική προβολή του είναι: $x_K = d_0 + q_1 z_1 + r_K$, όπου $q_1 = \text{Cov}(z_1, x_K) / \text{Var}(z_1)$ και επομένως η συνθήκη (3.50) είναι ισοδύναμη με την $\text{Cov}(z_1, x_K) \neq 0$.

Όταν το z_1 ικανοποιεί τις συνθήκες (3.48) και (3.50), τότε λέγεται ότι είναι υποψήφιο ως βοηθητική μεταβλητή (IV) για το x_K ή ότι το z_1 είναι βοηθητική μεταβλητή του x_K . Επειδή οι μεταβλητές x_1, x_2, \dots, x_{K-1} είναι ήδη ασυσχέτιστες με το u , επομένως οι μεταβλητές αυτές, προσφέρονται ως βοηθητικές μεταβλητές του εαυτού τους στην εξίσωση (3.46). Με άλλα λόγια, σε μια εξίσωση, η πλήρης λίστα των βοηθητικών μεταβλητών είναι ίδια με τη λίστα των εξωγενών μεταβλητών (Johnston and Dinardo (1997); Greene 2003).

²⁶ Όσον αφορά την κατανομή του x_K ή του z_1 , ισχύει ότι, σε πολλές περιπτώσεις, το ένα οι και τα δύο εκ των x_K και z_1 μπορεί να είναι δυαδικές ή διχοτομικές μεταβλητές (binary variables), ή να έχουν την ίδια στιγμή, συνεχή και ασυνεχή χαρακτηριστικά (continuous and discrete characteristics).

Δεδομένου ενός τυχαίου δείγματος $\{(x_i, y_i, z_{i1}) : i = 1, 2, \dots, N\}$ από τον πληθυσμό, ο εκτιμητής IV (*instrumental variables estimator*) του b είναι:

$$\hat{b} = \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i x_i \right)^{-1} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i y_i \right) = (Z'X)^{-1} Z'Y, \quad (3.51)$$

όπου, Z και X , είναι μήτρες στοιχείων διαστάσεων $N \times K$ και Y είναι ένα διάνυσμα διαστάσεων $N \times 1$ του y_i .

Όταν ψάχνουμε για βοηθητικές μεταβλητές μιας ενδογενούς επεξηγηματικής μεταβλητής, οι συνθήκες (3.48) και (3.50) είναι εξίσου σημαντικές για την ταυτοποίηση του b . Ωστόσο, υπάρχει μια πρακτική σημαντική διαφορά μεταξύ τους, που σημαίνει ότι η συνθήκη (3.50) μπορεί να ελεγχθεί, αλλά αντιθέτως η συνθήκη (3.48) πρέπει να διατηρηθεί. Ο λόγος για αυτή τη διαφορά είναι ότι, η συνδιακύμανση στη συνθήκη (3.48) εμπεριέχει το μη-παρατηρούμενο u , και επομένως δεν μπορούμε να ελέγξουμε την συνδιακύμανση, $Cov(z_1, u)$.

Στο πλαίσιο των παραλειπόμενων μεταβλητών, μια βοηθητική μεταβλητή, όπως μια κατά προσέγγιση μεταβλητή, πρέπει να είναι περιττή στο διαρθρωτικό υπόδειγμα (δηλαδή, το υπόδειγμα που άμεσα περιλαμβάνει τα μη-παρατηρούμενα). Ωστόσο, αντίθετα με την κατά προσέγγιση μεταβλητή, μια μεταβλητή IV για το x_K θα πρέπει να είναι ασυσχέτιστη με την παραλειπόμενη μεταβλητή.

3.3.1.2 Πολλαπλές βοηθητικές μεταβλητές και η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια

Για την ανάλυση της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια, χρησιμοποιούμε ξανά το υπόδειγμα (3.46) και τις υποθέσεις αυτού (3.47), της προηγούμενης παραγράφου 3.3.1.1, όπου, το x_K μπορεί να συσχετίζεται με το u . Στην παρούσα περίπτωση, υποθέτουμε ότι έχουμε περισσότερες από μια βοηθητικές μεταβλητές για το x_K . Έστω ότι, z_1, z_2, \dots, z_K είναι τέτοιες μεταβλητές για τις οποίες

$$Cov(z_h, u) = 0, \quad h = 1, 2, \dots, M, \quad (3.52)$$

έτσι ώστε, κάθε z_h να είναι εξωγενές στην εξίσωση (3.46). Αν κάθε μία από αυτές τις μεταβλητές, συσχετίζεται μερικώς με το x_K , τότε μπορεί να έχουμε M διαφορετικούς IV εκτιμητές. Στην πραγματικότητα, υπάρχουν πολλοί περισσότεροι, αφού κάθε γραμμικός συνδυασμός των $x_1, x_2, \dots, x_{K-1}, z_1, z_2, \dots, z_M$ είναι ασυσχέτιστος με το u . Επομένως, τίθεται το ερώτημα: απ' όλους αυτούς τους εκτιμητές, ποιόν εκτιμητή IV πρέπει να χρησιμοποιήσουμε;

Σύμφωνα με τον Wooldridge 2002, κάτω από ορισμένες υποθέσεις (αναφέρονται στην παράγραφο 3.3.2), ο πιο αποτελεσματικός εκτιμητής IV είναι ο εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια (*two-stage least squares estimator*).

Η εφαρμογή της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια, μπορεί να περιγραφεί ως εξής (Γκαμαλέτσος, Wooldridge 2002, Greene 2003, Cameron and Trivedi 2005, Johnston and Dinardo 1997):

Κατ' αρχάς, ορίζουμε το διάνυσμα των εξωγενών μεταβλητών, διαστάσεων $1 \times L$ ($L = K + M$), ως $z \equiv (1, x_1, x_2, \dots, x_{K-1}, z_1, z_2, \dots, z_M)$. Απ' όλους τους πιθανούς γραμμικούς συνδυασμούς του z που μπορούν να χρησιμοποιηθούν ως βοηθητική μεταβλητή του x_K , η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια, επιλέγει αυτόν που έχει την υψηλότερη συσχέτιση με το x_K . Αν το x_K ήταν εξωγενές, τότε αυτή η επιλογή θα υπονοούσε ότι, η καλύτερη βοηθητική μεταβλητή για το x_K είναι απλά ο εαυτός της. Επομένως, ο γραμμικός συνδυασμός του z που έχει την υψηλότερη συσχέτιση με το x_K δίνεται από την γραμμική προβολή του x_K στο z . Στη συνέχεια, εκφράζουμε τη λυμένη μορφή (reduced form) του x_K ως εξής:

$$x_K = d_0 + d_1 x_1 + \dots + d_{K-1} x_{K-1} + q_1 z_1 + \dots + q_M z_M + r_K, \quad (3.53)$$

όπου, εξ' ορισμού, το r_K έχει μηδενικό μέσο και είναι ασυσχέτιστο με κάθε μεταβλητή στην δεξιά πλευρά της εξίσωσης. Όπως κάθε γραμμικός συνδυασμός του z είναι ασυσχέτιστος με το u , δηλαδή,

$$x_K^* \equiv d_0 + d_1 x_1 + \dots + d_{K-1} x_{K-1} + q_1 z_1 + \dots + q_M z_M, \quad (3.54)$$

έτσι και το x_K^* είναι ασυσχέτιστο με το u . Πράγματι, το x_K^* , συχνά ερμηνεύεται ως το τμήμα του x_K που είναι ασυσχέτιστο με το u . Αν το x_K είναι ενδογενές, αυτό συμβαίνει διότι το r_K συσχετίζεται με το u .

Αν υπήρχε περίπτωση να παρατηρήσουμε το x_K^* , τότε θα μπορούσαμε να το χρησιμοποιήσουμε ως μια βοηθητική μεταβλητή για το x_K στην εξίσωση (3.46) και θα χρησιμοποιούσαμε τον εκτιμητή IV που αναφέραμε στην προηγούμενη παράγραφο. Αφού στην παραπάνω εξίσωση (3.53), τα d_j και q_j είναι πληθυσμιακές παράμετροι, αυτό σημαίνει ότι το x_K^* δεν είναι βοηθητική μεταβλητή που μπορεί να χρησιμοποιηθεί. Ωστόσο, όσο κάνουμε την τυπική υπόθεση ότι δεν υπάρχουν ακριβείς γραμμικές εξαρτήσεις μεταξύ των εξωγενών μεταβλητών, μπορούμε να εκτιμήσουμε με συνέπεια τις παραμέτρους της εξίσωσης (3.53) με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

Το αντίστοιχο δειγματικό x_{iK}^* , για κάθε παρατήρηση i , είναι απλά οι προσαρμοσμένες τιμές της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων, δηλαδή:

$$\hat{x}_{iK} = \hat{d}_0 + \hat{d}_1 x_{i1} + \dots + \hat{d}_{K-1} x_{i,K-1} + \hat{q}_1 z_{i1} + \dots + \hat{q}_M z_{iM} \quad (3.55)$$

Επομένως, για κάθε παρατήρηση i , μπορούμε να ορίσουμε το διάνυσμα \hat{x}_i ως, $\hat{x}_i \equiv (1, x_{i1}, \dots, x_{i,K-1}, \hat{x}_{iK})$, $i = 1, 2, \dots, N$ και χρησιμοποιώντας τα \hat{x}_i ως τις βοηθητικές μεταβλητές για τα x_i , τότε μπορούμε να πάρουμε τον εκτιμητή IV,

$$\hat{b} = \left(\sum_{i=1}^N \hat{x}_i' x_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \hat{x}_i' y_i \right) = (\hat{X}' X)^{-1} \hat{X}' Y \quad (3.56)$$

όπου, η μονάδα είναι το πρώτο στοιχείο του x_i , στο παραπάνω διάνυσμα.

Συνοπτικά, ένας εκτιμητής IV, \hat{b} , μπορεί να προκύψει, ακολουθώντας τα επόμενα βήματα:²⁷

Βήμα 1^ο: Εκτελούμε την παλινδρόμηση του

$$x_k \text{ στα } 1, x_1, x_2, \dots, x_{k-1}, z_1, z_2, \dots, z_M \quad (3.57)$$

όπου, ο δείκτης i παραλείπεται για απλοποίηση και λαμβάνουμε τις προσαρμοζόμενες τιμές (fitted values) \hat{x}_k . Το βήμα αυτό, ονομάζεται *πρώτο στάδιο παλινδρόμησης (first-stage regression)*.

Βήμα 2^ο: Εκτελούμε την παλινδρόμηση με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων του

$$y \text{ στα } 1, x_1, x_2, \dots, x_{k-1}, \hat{x}_k \quad (3.58)$$

και λαμβάνουμε τις εκτιμήσεις των παραμέτρων \hat{b}_j . Το βήμα αυτό, ονομάζεται *δεύτερο στάδιο παλινδρόμησης (second-stage regression)*

Τέλος, όταν υπάρχει μια μόνο βοηθητική μεταβλητή για το x_k , τότε ο εκτιμητής της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια και ο εκτιμητής IV από την παράγραφο 3.3.1.1, είναι ταυτόσημοι.

3.3.2 Η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια

3.3.2.1 Συνέπεια

Στη παράγραφο αυτή, συνοψίζονται τα ασυμπτωτικά αποτελέσματα της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων, χρησιμοποιώντας ένα υπόδειγμα απλής εξίσωσης με πιθανόν διάφορες ενδογενείς μεταβλητές μεταξύ των επεξηγηματικών μεταβλητών.

Έστω το παρακάτω γνωστό υπόδειγμα πληθυσμού

²⁷ Σύμφωνα με τον Wooldridge (2002), υπάρχουν κάποιοι λόγοι που συμβάλλουν στο να αποφευχθεί η διαδικασία των δύο βημάτων. Οι λόγοι αυτοί είναι: α) τα τυπικά σφάλματα που προκύπτουν από την παλινδρόμηση (3.58) είναι λανθασμένα και β) κάποιες φορές για τον έλεγχο υποθέσεων πρέπει να εφαρμόζουμε άμεσα το δεύτερο στάδιο παλινδρόμησης.

$$y = x\mathbf{b} + u, \quad (3.59)$$

όπου, το x , είναι ένα διάνυσμα διαστάσεων $1 \times K$ της μορφής $x = (1, x_2, \dots, x_K)$. Διάφορα στοιχεία του διανύσματος αυτού, μπορεί να συσχετίζονται με το u . Επίσης, υποθέτουμε ότι είναι διαθέσιμο ένα τυχαίο δείγμα από τον πληθυσμό.

*Υπόθεση (MET2.α)*²⁸: Για ένα διάνυσμα z , διαστάσεων $1 \times L$, ισχύει ότι, $E(z'u) = 0$. Σύμφωνα με την υπόθεση αυτή, οποιαδήποτε εξωγενή στοιχεία του x (συμπεριλαμβανομένου και της σταθεράς), περιλαμβάνονται στο z . Η υπόθεση του μηδενικού δεσμευμένου μέσου, $E(u|z) = 0$, υπονοεί την υπόθεση MET2.α.

Η επόμενη υπόθεση αφορά την γενική συνθήκη βαθμού για ταυτοποίηση της γραμμικής εξίσωσης.

Υπόθεση (MET2.β): (1) $\text{rank } E(z'z) = L$, (2) $\text{rank } E(z'x) = K$.

Το πρώτο τμήμα (1) της υπόθεσης αυτής, δείχνει ότι οι εξωγενείς μεταβλητές (εκτός και αν δεν έχουν επιλεγεί σωστά), είναι γραμμικά ανεξάρτητες στο πληθυσμό (όπως και σε ένα τυπικό δείγμα). Το δεύτερο τμήμα (2), είναι πιο σημαντικό, αφού είναι η κρίσιμη συνθήκη για την ταυτοποίηση. Η συνθήκη αυτή, σημαίνει ότι, το z έχει επαρκή γραμμική σχέση με το x .

Ο εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια μπορεί να γραφεί όπως στην εξίσωση (3.56) ή ως:

$$\hat{\mathbf{b}} = \left[\left(\sum_{i=1}^N x_i' z_i \right) \left(\sum_{i=1}^N z_i' z_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N z_i' x_i \right) \right]^{-1} \left(\sum_{i=1}^N x_i' z_i \right) \left(\sum_{i=1}^N z_i' z_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N z_i' y_i \right) \quad (3.60)$$

Επομένως, μετά την διατύπωση των υποθέσεων, για την συνέπεια του εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια, ισχύει το ακόλουθο θεώρημα:

Θεώρημα 3.3 (Συνέπεια της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια): Κάτω από τις Υποθέσεις (MET2.α) και (MET2.β), ο εκτιμητής ελαχίστων

²⁸ Συντομογραφία της Μεθόδου των Ελαχίστων Τετραγώνων σε δύο στάδια (MET2).

τετραγώνων σε δύο στάδια που λαμβάνεται από ένα τυχαίο δείγμα είναι συνεπής εκτιμητής του b .

3.3.2.2 Ασυμπτωτική κανονικότητα και σχετική αποτελεσματικότητα της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια

Υπόθεση (MET2.γ): $E(u^2 z'z) = S^2 E(z'z)$, όπου $S^2 = E(u^2)$.

Πρόκειται, για την γνωστή υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας, η οποία είναι ίδια με την Υπόθεση (MET.γ), με την διαφορά ότι το διάνυσμα των βοηθητικών μεταβλητών εμφανίζεται στη θέση του x .

Θεώρημα 3.4 (Ασυμπτωτική κανονικότητα): Κάτω από τις Υποθέσεις MET2.α - MET2.γ, το $\sqrt{N}(\hat{b} - b)$ κατανέμεται ασυμπτωτικά κανονικά με μέσο μηδέν και μήτρα διακυμάνσεων την

$$S^2 \{E(x'z)[E(z'z)]^{-1}E(z'x)\}^{-1} \quad (3.61)$$

Δεδομένων των καταλοίπων της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια, $\hat{u}_i = y_i - x_i \hat{b}$, $i = 1, 2, \dots, N$, ένας συνεπής (αλλά όχι αμερόληπτος) εκτιμητής του S^2 (κάτω από τις Υποθέσεις MET2.α - MET2.γ) είναι:

$$\hat{S}^2 \equiv (N - K)^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{u}_i^2 \quad (3.62)$$

Η παρακάτω μήτρα, διαστάσεων $K \times K$:

$$\hat{S}^2 \left(\sum_{i=1}^N \hat{x}_i' \hat{x}_i \right)^{-1} = \hat{S}^2 (\hat{X}' \hat{X})^{-1} \quad (3.63)$$

είναι ένας κατάλληλος εκτιμητής της ασυμπτωτικής διακύμανσης του \hat{b} κάτω από τις Υποθέσεις MET2.α - MET2.γ. Το (ασυμπτωτικό) τυπικό σφάλμα του \hat{b}_j είναι απλά η τετραγωνική ρίζα του j th διαγώνιου στοιχείου της μήτρας (3.63). Τέλος, τα

ασυμπτωτικά διαστήματα εμπιστοσύνης και η στατιστική t , λαμβάνονται με τον συνηθισμένο τρόπο.

Θεώρημα 3.5 (Σχετική Αποτελεσματικότητα): Κάτω από τις Υποθέσεις MET2.α - MET2.γ, ο εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια, είναι αποτελεσματικός. Το γεγονός αυτό, καθιστά την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια ελκυστική.

3.3.2.3 Έλεγχος υποθέσεων με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια

Ένας απλός έλεγχος υποθέσεων για κάποιο από τα b_j , μπορεί να εφαρμοστεί, χρησιμοποιώντας την ασυμπτωτική στατιστική t , που ακολουθεί ασυμπτωτική κανονική κατανομή κάτω από την μηδενική υπόθεση. Όταν το μέγεθος του δείγματος, N , είναι μικρό, τότε ο έλεγχος υποθέσεων με την κατανομή t μπορεί να υστερεί. Επίσης, οι υποθέσεις για απλούς γραμμικούς συνδυασμούς που περιλαμβάνουν το b_j , μπορούν να εφαρμοστούν εύκολα, χρησιμοποιώντας τη Για να ελέγξουμε πολλαπλούς περιορισμούς της μορφής $H_0 = Rb = r$, μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε την στατιστική Wald από τη σχέση (3.13), με τη διαφορά ότι η μήτρα \hat{V} , θα πρέπει να είναι αυτή που δίνεται από την σχέση (3.63).

Ένας κατάλληλος έλεγχος πολλαπλών περιορισμών, μπορεί να υπολογιστεί, χρησιμοποιώντας μια μέθοδο που βασίζεται στα κατάλοιπα και είναι ανάλογη με την συνήθη στατιστική F της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων. Για το σκοπό αυτό, θεωρούμε το ακόλουθο υπόδειγμα:

$$y = x_1 b_1 + x_2 b_2 + u \quad (3.64)$$

όπου, τα x_1, x_2 είναι διανύσματα διαστάσεων $1 \times K_1$ και $1 \times K_2$ αντίστοιχα. Με βάση το υπόδειγμα αυτό, έστω ότι ενδιαφερόμαστε για τον έλεγχο:

$$H_0 : b_2 = 0 \quad \text{έναντι} \quad H_1 : b_2 \neq 0 \quad (3.65)$$

Προκειμένου να οριστεί η στατιστική F από τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια, χρειαζόμαστε το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων από το δεύτερο στάδιο παλινρρόμησης. Επομένως, έστω \hat{x}_1 , η

πων από το δεύτερο στάδιο παλινδρόμησης. Επομένως, έστω \hat{x}_{i1} , η διαστάσεων $1 \times K_1$ εκτίμηση των προσαρμοσμένων τιμών (fitted values) από το πρώτο στάδιο παλινδρόμησης του x_{i1} στο z_i . Παρομοίως, έστω \hat{x}_{i2} , είναι η εκτίμηση των προσαρμοσμένων τιμών από το πρώτο στάδιο παλινδρόμησης του x_{i2} στο z_i . Ορίζουμε το SSR_{ur} ($SSR_{ur} = \sum_{i=1}^N \hat{u}_i^2$), ως το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων από το δεύτερο στάδιο της παλινδρόμησης χωρίς περιορισμό του y στα \hat{x}_1, \hat{x}_2 . Παρομοίως, SSR_r είναι το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων από το δεύτερο στάδιο της παλινδρόμησης με περιορισμό, του y στο \hat{x}_1 . Επομένως, κάτω από την υπόθεση $H_0 : b_2 = 0$, η στατιστική F είναι:

$$F = \frac{(SSR_r - SSR_{ur})}{SSR_{ur}} \cdot \frac{(N - K)}{K_2} \quad (3.66)$$

Στο σημείο αυτό, θα πρέπει να σημειωθεί ότι, τα SSR_r και SSR_{ur} που βρίσκονται στον αριθμητή, θα πρέπει να υπολογίζονται άμεσα από το δεύτερο στάδιο παλινδρόμησης. Το SSR_{ur} στον παρονομαστή του F , είναι το άθροισμα των τετραγωνισμένων καταλοίπων της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο

3.3.2.4 Ισχυρή στη ετεροσκεδαστικότητα επαγωγή της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια

Επειδή η Υπόθεση MET2.γ είναι περιοριστική, επομένως χρειάζεται να έχουμε έναν εκτιμητή της μήτρας διακυμάνσεων, που να είναι ισχυρός (robust) στην παρουσία ετεροσκεδαστικότητας άγνωστης μορφής. Το γεγονός αυτό, μπορεί να συμβεί μόνο κάτω από τις Υποθέσεις MET2.α και MET2.β, οπότε η ασυμπτωτική μήτρα διακυμάνσεων, $A \text{var}(\hat{b})$, μπορεί να εκτιμηθεί ως:

$$(\hat{X}'\hat{X})^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \hat{u}_i^2 \hat{x}_i' \hat{x}_i \right) (\hat{X}'\hat{X})^{-1} \quad (3.67)$$

Μερικές φορές, η μήτρα αυτή πολλαπλασιάζεται με $N/(N - K)$, ως μια προσαρμογή των βαθμών ελευθερίας. Οι τετραγωνικές ρίζες των διαγώνιων στοιχείων της μήτρας

(2.34), είναι τα ισχυρά έναντι της ετεροσκεδαστικότητας τυπικά σφάλματα της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια. Αυτά μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να κατασκευαστούν οι (ασυμπτωτικές) t στατιστικές με τον συνηθισμένο τρόπο.

Τέλος, μπορούμε να ελέγξουμε πολλαπλούς γραμμικούς περιορισμούς χρησιμοποιώντας τον έλεγχο Wald, αλλά θα πρέπει να χρησιμοποιήσουμε την μήτρα (5.34) για την εκτίμηση της διακύμανσης. Ο έλεγχος του πολλαπλασιαστή Lagrange για τις παραλειπόμενες μεταβλητές, μπορεί να εφαρμοσθεί και να καταστεί ισχυρός έναντι της ετεροσκεδαστικότητας.

3.3.2.5 Μειονεκτήματα της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια

Όταν εφαρμόζεται κατάλληλα η μέθοδος των βοηθητικών μεταβλητών, μπορεί να αποτελέσει ένα δυνατό εργαλείο για την εκτίμηση διαρθρωτικών εξισώσεων, χρησιμοποιώντας διαστρωματικά δεδομένα. Ωστόσο, υπάρχουν κάποια προβλήματα που μπορεί να αντιμετωπίσουμε στην πράξη, όταν εφαρμόζουμε την μέθοδο IV. Τα πιθανά μειονεκτήματα της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια είναι:

1. Οι μέθοδοι IV, σε αντίθεση με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και κάτω από μια υπόθεση μηδενικού δεσμευμένου μέσου, δεν είναι ποτέ αμερόληπτοι όταν τουλάχιστον μια επεξηγηματική μεταβλητή είναι ενδογενής στο υπόδειγμα. Πράγματι, κάτω από υποθέσεις κανονικών κατανομών, η αναμενόμενη τιμή του εκτιμητή των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια δεν υπάρχει. Το γεγονός αυτό, στηρίζεται στο ότι, όταν ο αριθμός των βοηθητικών μεταβλητών είναι ίσος με τον αριθμό των επεξηγηματικών μεταβλητών, τότε ο εκτιμητής IV δεν έχει αναμενόμενη τιμή. Επομένως, για να δικαιολογηθεί η εφαρμογή της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια, βασιζόμαστε στην ανάλυση μεγάλων δειγμάτων.
2. Ένα άλλο πιθανό πρόβλημα εφαρμογών της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια καθώς και άλλων IV μεθόδων, είναι ότι τα τυπικά σφάλματα που προκύπτουν από την εφαρμογή της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια έχουν μια τάση να είναι «μεγάλα». Το γεγονός αυτό, συνήθως ερμηνεύεται ότι, είτε οι συντελεστές της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια είναι στατιστικά ασήμαντοι ή ότι τα τυπικά σφάλματα της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια είναι πολύ πιο μεγάλα από ότι τα τυπικά σφάλματα της συνήθους μεθόδου των

ελαχίστων τετραγώνων. Τέλος, το μέγεθος (συνήθως μεγάλο) των τυπικών σφαλμάτων της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια εξαρτάται, μεταξύ άλλων και από την ποιότητα της βοηθητικής μεταβλητής ή των βοηθητικών μεταβλητών που χρησιμοποιούνται στην εκτίμηση.

3.3.3 Λύση του προβλήματος των παραλειπόμενων μεταβλητών με την μέθοδο των βοηθητικών μεταβλητών (IV)

Στο σημείο αυτό το, αναφέρουμε συνοπτικά μια διαφορετική προσέγγιση που έχει προταθεί για τη λύση του προβλήματος των παραλειπόμενων μεταβλητών με τη χρήση μεθόδων IV. Ειδικότερα, η προσέγγιση αυτή, αφορά την περίπτωση εκτίμησης, όταν αφήνουμε τους παραλειπόμενους παράγοντες στον όρο σφάλματος. Έστω, το γνωστό υπόδειγμα της παραλειπόμενης μεταβλητής:

$$y = b_0 + b_1x_1 + \dots + b_kx_k + gq + u \quad (3.68)$$

όπου q , αντιπροσωπεύει την παραλειπόμενη μεταβλητή και $E(u|x, q) = 0$. Σ' αυτή την περίπτωση, η λύση που θα προέκυπτε από την παράγραφο 3.3.1.1, είναι να εισαχθεί το q στον όρο σφάλματος και στη συνέχεια να βρεθούν βοηθητικές μεταβλητές για οποιοδήποτε στοιχείο του x που να συσχετίζεται με το q . Όμως, είναι χρήσιμο να ληφθούν υπόψη, οι βοηθητικές αυτές μεταβλητές που ικανοποιούν τις ακόλουθες προϋποθέσεις: (1) να είναι περιττές στο διαρθρωτικό υπόδειγμα (structural model) $E(y|x, q)$, (2) να είναι ασυσχέτιστες με την παραλειπόμενη μεταβλητή q , και (3) να έχουν επαρκή συσχέτιση με τα ενδογενή στοιχεία του x (δηλαδή αυτά τα στοιχεία που συσχετίζονται με το q). Επομένως, κάτω από αυτές τις προϋποθέσεις, η εφαρμογή της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια στην εξίσωση (3.68) και με $u \equiv gq + u$, παράγει συνεπείς και ασυμπτωτικά κανονικούς εκτιμητές.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4: ΒΑΣΙΚΑ ΓΡΑΜΜΙΚΑ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΜΗ ΠΑΡΑΤΗΡΟΥΜΕΝΩΝ ΕΠΙΔΡΑΣΕΩΝ ΠΡΩΤΟΓΕΝΩΝ ΕΞΑΤΟΜΙΚΕΥΜΕΝΩΝ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ (PANEL DATA)

4.1 Εισαγωγή

Στο κεφάλαιο αυτό, εξετάζουμε πληθυσμιακά υποδείγματα που περιλαμβάνουν άμεσα μια χρονικά στάσιμη (time-constant) μη-παρατηρούμενη επίδραση (unobserved effect). Στην ανάλυση των υποδειγμάτων που ακολουθεί, οι μη-παρατηρούμενες επιδράσεις, αντιμετωπίζονται ως *τυχαίες μεταβλητές*, που λαμβάνονται από τον πληθυσμό μαζί με τις παρατηρούμενες και τις επεξηγηματικές μεταβλητές. Μέσα σ' αυτό το πλαίσιο, ένα σημαντικό ζητούμενο είναι, *αν η μη-παρατηρούμενη επίδραση είναι ασυσχέτιστη με τις επεξηγηματικές μεταβλητές*.

Η ανάλυση του κεφαλαίου αυτού που ακολουθεί στη συνέχεια, είναι περιεκτική και αναφέρεται σε μικροοικονομικά υποδείγματα που χρησιμοποιούν εξατομικευμένα δεδομένα (panel data). Κατ' αρχάς, εξετάζουμε τον τρόπο με τον οποίο μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε πρωτογενή εξατομικευμένα δεδομένα, έτσι ώστε να λάβουμε συνεπείς εκτιμητές στην περίπτωση παρουσίας παραλειπόμενων μεταβλητών. Στη συνέχεια, αναφερόμαστε αφενός μεν, στη φύση των μη-παρατηρούμενων επιδράσεων και αφετέρου, σε ορισμένα χαρακτηριστικά των παρατηρούμενων επεξηγηματικών μεταβλητών. Τέλος, αναλύουμε τις μεθόδους εκτίμησης πρωτογενών εξατομικευμένων δεδομένων και συγκεκριμένα αυτές των τυχαίων και σταθερών επιδράσεων καθώς και τη μέθοδο πρώτων διαφορών.

4.2 Το πρόβλημα των παραλειπόμενων μεταβλητών

Στην παράγραφο αυτή, εξετάζουμε τον τρόπο με τον οποίο μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε πρωτογενή εξατομικευμένα δεδομένα - panel data (κάτω από ορισμένες υποθέσεις), έτσι ώστε να λάβουμε συνεπείς εκτιμητές στην περίπτωση παρουσίας παραλειπόμενων μεταβλητών (omitted variables).

Έστω ότι, y και $x \equiv (x_1, x_2, \dots, x_K, c)$ είναι παρατηρούμενες τυχαίες μεταβλητές (observable random variables) και c μία μη-παρατηρούμενη τυχαία μεταβλητή (unobservable random variable). Το διάνυσμα $(y, x_1, x_2, \dots, x_K, c)$, αντιπροσωπεύει

πληθυσμιακούς παράγοντες. Σ' αυτή την περίπτωση (όπως συμβαίνει συνήθως στην εφαρμοσμένη οικονομετρία), ενδιαφερόμαστε για την μερική επίδραση της παρατηρούμενης επεξηγηματικής μεταβλητής x_j της συνάρτησης παλινδρόμησης του πληθυσμού

$$E(y|x_1, x_2, \dots, x_K, c) \quad (4.1)$$

Με άλλα λόγια, αυτό σημαίνει ότι, όταν λαμβάνουμε τις μερικές επιδράσεις των παρατηρούμενων επεξηγηματικών μεταβλητών, θα πρέπει να διατηρήσουμε το c σταθερό. Στην ανάλυση που ακολουθεί, με την ένδειξη c , θα συμβολίζουμε την μη-παρατηρούμενη μεταβλητή (Chamberlain (1984)).

Έστω, το ακόλουθο γραμμικό υπόδειγμα, στο οποίο η μη-παρατηρούμενη επίδραση c εισάγεται προσθετικά μαζί με το x_j , (Wooldridge 2002):

$$E(y|x, c) = \mathbf{b}_0 + \mathbf{x}\mathbf{b} + c \quad (4.2)$$

Σ' ένα τέτοιο υπόδειγμα, αυτό που μας ενδιαφέρει κυρίως, είναι η εκτίμηση του διανύσματος \mathbf{b} που είναι διαστάσεων $K \times 1$. Όμως, το ερώτημα που τίθεται είναι, τι γίνεται με την συσχέτιση της μη-παρατηρούμενης επίδρασης c και των παρατηρούμενων επεξηγηματικών μεταβλητών x_j ; Στη περίπτωση αυτή, μπορούμε να διακρίνουμε δύο περιπτώσεις:

1. Αν το c δεν συσχετίζεται με κάθε x_j , τότε το c είναι απλά ένας άλλος μη-παρατηρούμενος παράγοντας που επηρεάζει το y και δεν σχετίζεται συστηματικά με τις παρατηρούμενες επεξηγηματικές μεταβλητές (οι επιδράσεις των οποίων μας ενδιαφέρουν).
2. Αν $Cov(x_j, c) \neq 0$ για κάποια j , τότε η ενέργεια να θέσουμε το c στον όρο σφάλματος, μπορεί να δημιουργήσει σοβαρά προβλήματα. Αυτό σημαίνει ότι, χωρίς επιπρόσθετη πληροφόρηση (υποθέσεις), δεν μπορούμε να εκτιμήσουμε με συνέπεια το \mathbf{b} , ή μπορεί να συμπεράνουμε ότι οι εκτιμήσεις του \mathbf{b} δεν έχουν "κάποια λογική".

Όμως, παρόλα ταύτα, σύμφωνα με τους Cameron and Trivedi (2005) (δηλαδή κάτω από επιπρόσθετες υποθέσεις όπως θα δούμε στη συνέχεια), υπάρχουν τρόποι να αντιμετωπιστεί το πρόβλημα ότι $Cov(x, c) \neq 0$.

Στο σημείο αυτό, θα πρέπει να πούμε ότι, στο πλαίσιο της ανάλυσης διαστρωματικών δεδομένων (cross section analysis) του Κεφαλαίου 3 και συγκεκριμένα όσον αφορά την αντιμετώπιση της μη-παρατηρούμενης μεταβλητής c , αναφερθήκαμε στις ακόλουθες τρεις διαφορετικές προσεγγίσεις:

1. Βρήκαμε μια κατάλληλη κατά προσέγγιση μεταβλητή (proxy variable), η οποία όταν εισάγεται στη θέση του c , μας δίνει την δυνατότητα να εκτιμήσουμε μια εξίσωση με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.
2. Μπορούμε επίσης, να βρούμε βοηθητικές μεταβλητές για τα στοιχεία του x που συσχετίζονται με το c και εν συνεχεία να χρησιμοποιήσουμε την μέθοδο των βοηθητικών μεταβλητών (μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων σε δύο στάδια)

Επομένως, αν έχουμε διαθέσιμο ένα μόνο σύνολο διαστρωματικών παρατηρήσεων, τότε οι παραπάνω λύσεις, εξαλείφουν το πρόβλημα σε μεγάλο βαθμό. Αντιθέτως, αν μπορούμε να παρατηρήσουμε τις ίδιες μονάδες διαστρωματικών δεδομένων (cross section units) σε διάφορες χρονικές στιγμές (δηλαδή, αν μπορούμε να συλλέξουμε ένα σύνολο πρωτογενών εξατομικευμένων δεδομένων – panel data), τότε προκύπτουν άλλες δυνατότητες σχετικά με την μεταχείριση του c .

Για την κατανόηση της δεύτερης περίπτωσης (πρωτογενή εξατομικευμένα δεδομένων – panel data), δίδεται το ακόλουθο παράδειγμα (Wooldridge 2002):

Έστω ότι, μπορούμε να παρατηρήσουμε τα y και x , σε δύο διαφορετικές χρονικές στιγμές, δηλαδή, y_t , x_t , για $t = 1, 2$. Αυτό σημαίνει ότι, ο πληθυσμός αντιπροσωπεύει τώρα την ίδια μονάδα (π.χ άτομο) σε δύο χρονικές περιόδους. Επίσης, υποθέτουμε ότι, η παραλειπόμενη μεταβλητή c είναι χρονικά στάσιμη (time constant). Ουσιαστικά ενδιαφερόμαστε για την ακόλουθη πληθυσμιακή συνάρτηση

$$E(y_t | x_t, c) = b_0 + x_t b + c, \quad t = 1, 2, \quad (4.3)$$

όπου, το $x_t \mathbf{b} = b_1 x_{t1} + \dots + b_K x_{tK}$ και τα x_{ij} , υποδεικνύουν την μεταβλητή j στον χρόνο t . Αφού το c θεωρείται χρονικά στάσιμο, τότε μπορούμε να θέσουμε τον συντελεστή του c ίσο με τη μονάδα.

Η υπόθεση ότι το c είναι χρονικά στάσιμο (constant over time) και έχει μια σταθερή μερική επίδραση κατά την διάρκεια του χρόνου, έχει πρωταρχική σημασία για την παρακάτω ανάλυση.

Στην ανάλυση πρωτογενών εξατομικευμένων δεδομένων, μια μη-παρατηρούμενη χρονικά στάσιμη μεταβλητή, ονομάζεται *μη-παρατηρούμενη επίδραση (unobserved effect)*. Όταν το t , αντιπροσωπεύει διαφορετικές χρονικές περιόδους για το ίδιο άτομο, τότε η μη-παρατηρούμενη επίδραση, συχνά ερμηνεύεται κατά τέτοιο τρόπο, ώστε να καλύπτει ατομικά χαρακτηριστικά (όπως η νοητική ικανότητα, η παρακίνηση ή η αρχική οικογενειακή ανατροφή), που είναι δεδομένα και δεν μεταβάλλονται στο χρόνο. Κατά παρόμοιο τρόπο, αν η μονάδα παρατήρησης είναι η εταιρία, τότε το c περιλαμβάνει μη-παρατηρούμενα εταιρικά χαρακτηριστικά (όπως, η διοικητική ποιότητα ή διάρθρωση κ.λ.π.) που μπορούν να θεωρηθούν (γενικά) ως σταθερά στην υπό εξέταση χρονική περίοδο (Greene, 2003).

Στη συνέχεια, παραθέτουμε το βασικό υπόδειγμα και τον τρόπο με τον οποίο μπορούμε να εκτιμήσουμε με συνέπεια το b_j (Wooldridge, 2002; Chamberlain, 1984):

Το βασικό υπόδειγμα

Για τον καθορισμό και εξέταση των επιπρόσθετων επαρκών υποθέσεων για την εκτίμηση του \mathbf{b} , εκφράζουμε το υπόδειγμα (4.3) στη ακόλουθη μορφή σφάλματος:

$$y_t = b_0 + x_t \mathbf{b} + c + u_t, \quad (4.4)$$

όπου, εξ' ορισμού,

$$E(u_t | x_t, c) = 0, \quad t = 1, 2 \quad (4.5)$$

Μια συνέπεια όμως της συνθήκης (4.5) είναι:

$$E(x'_t u_t) = 0, \quad t = 1, 2 \quad (4.6)$$

Επομένως:

- ∅ Αν υποθέσουμε ότι $E(x'_t c) = 0$, τότε μπορούμε να εφαρμόσουμε τη συνδυασμένη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (pooled OLS).
- ∅ Αν το c συσχετίζεται με οποιοδήποτε στοιχείο του x_t , δηλαδή $\text{Cov}(x_j, c) \neq 0$, τότε η συνδυασμένη μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων είναι μεροληπτική (biased) και ασυνεπής (inconsistent).

Τρόπος με τον οποίο μπορούμε να εκτιμήσουμε με συνέπεια το b_j :

Αν υποθέσουμε ότι έχουμε δεδομένα για δύο χρόνια, τότε σύμφωνα με τον Wooldridge 2002, μπορούμε να διαφοροποιήσουμε την εξίσωση (4.4) ως προς τις δύο χρονικές περιόδους, με σκοπό να εξαλείψουμε το χρονικά στάσιμο μη παρατηρούμενο c . Κατ' αυτό τον τρόπο, οι διαφορές στις μεταβλητές της (4.4) δίδουν: $\Delta y = y_2 - y_1$, $\Delta x = x_2 - x_1$, και $\Delta u = u_2 - u_1$. Επομένως, η εξίσωση αναφοράς (4.4), γίνεται:

$$\Delta y = \Delta x b + \Delta u \quad (4.7)$$

Μετά την διαδικασία αυτή, είναι σαφές ότι η εξίσωση (4.7) που προέκυψε, είναι απλά ένα κανονικό γραμμικό υπόδειγμα στις διαφορές όλων των μεταβλητών (η σταθερά έχει απαλειφθεί). Το πιο σημαντικό σημείο αναφοράς αυτής της εξίσωσης είναι ότι, το διάνυσμα των παραμέτρων, b , που ενδιαφερόμαστε να εκτιμήσουμε, εμφανίζεται άμεσα σ' αυτήν και επομένως, η παρουσία του προτρέπει την εκτίμηση της εξίσωσης (4.7) με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

Επομένως, δεδομένου ενός συνόλου πρωτογενών εξατομικευμένων δεδομένων σε δύο χρονικές περιόδους, η εξίσωση (4.7) είναι απλά μια τυπική συνάρτηση διαστρωματικών δεδομένων (cross section equation).

Μετά το γεγονός ότι, οι παράμετροι της παραπάνω εξίσωσης μπορούν να εκτιμηθούν με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, αυτό που ενδιαφέρει είναι να δούμε κάτω από ποιες υποθέσεις ο εκτιμητής της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων που θα προκύψει από την εξίσωση (4.7) θα είναι συνεπής.

Επειδή υποθέτουμε ένα τυχαίο δείγμα από τον πληθυσμό, μπορούμε να εφαρμόσουμε τα αποτελέσματα του Κεφαλαίου 4 κατευθείαν στην εξίσωση (4.7). Οι βασικές συνθήκες, προκειμένου η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων να εκτιμήσει με συνέπεια το b είναι, η συνθήκη ορθογωνιότητας και η και η συνθήκη βαθμού για ταυτοποίηση (αντίστοιχες συνθήκες MET.α και MET.β του Κεφαλαίου 3), δηλαδή,

$$E(\Delta x' \Delta u) = 0 \quad (4.8)$$

$$\text{rank } E(\Delta x' \Delta x) = K \quad (4.9)$$

Επομένως, σύμφωνα με τον Wooldridge 2002, αποδεικνύεται ότι, μπορούμε να εκτιμήσουμε με συνέπεια το b_j μόνο αν υπάρχει κάποια μεταβολή (variation) στο x_{ij} κατά τη διάρκεια του χρόνου.

Στο υπόλοιπο μέρος του παρόντος κεφαλαίου, αναφερόμαστε σε διάφορους τρόπους αντιμετώπισης της παρουσίας μη-παρατηρούμενων επιδράσεων κάτω από δύο σημαντικές υποθέσεις.

1. Υποθέτουμε, ότι έχουμε επαναλαμβανόμενες παρατηρήσεις σε ένα σύνολο διαστρωματικών δεδομένων N , ατόμων, οικογενειών, εταιριών ή κάποιας άλλης οικονομικής μονάδας και
2. Επίσης, υποθέτουμε ότι έχουμε τις ίδιες χρονικές περιόδους, για κάθε διαστρωματική παρατήρηση (cross section observation), οριζόμενες ως $t = 1, 2, \dots, T$.

Ένα τέτοιο σύνολο δεδομένων, ονομάζεται “ισορροπημένο δείγμα συνδυασμού διαστρωματικών στοιχείων με χρονολογικές σειρές (balanced panel)” επειδή οι ίδιες χρονικές περιόδους είναι διαθέσιμες για όλες τις μονάδες διαστρωματικών στοιχείων (cross section units).

4.3 Υποθέσεις σχετικά με τις μη-παρατηρούμενες επιδράσεις και τις επεξηγηματικές μεταβλητές

Πριν αναλύσουμε τις μεθόδους εκτίμησης πρωτογενών εξατομικευμένων δεδομένων, είναι χρήσιμο να αναφερθούμε αφενός μεν, στη φύση των μη-παρατηρούμενων επιδράσεων και αφετέρου, σε ορισμένα χαρακτηριστικά των παρατηρούμενων επεξηγηματικών μεταβλητών.

4.3.1 Τυχαίες ή Σταθερές Επιδράσεις;

Το βασικό υπόδειγμα των μη παρατηρούμενων επιδράσεων (*unobserved effects model - UEM*), μπορεί να διατυπωθεί, για μια τυχαία ληφθείσα διαστρωματική παρατήρηση i , ως εξής (Chamberlain, 1984; Wooldridge, 2002; Cameron and Trivedi, 2005):

$$y_{it} = x_{it} \mathbf{b} + c_i + u_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (4.10)$$

όπου x_{it} , είναι ένα διάνυσμα διαστάσεων $1 \times K$ το οποίο μπορεί να περιλαμβάνει:

- ∅ παρατηρούμενες μεταβλητές που μεταβάλλονται ως προς το t αλλά όχι ως προς το i ,
- ∅ μεταβλητές που μεταβάλλονται ως προς το i αλλά όχι ως προς το t και
- ∅ μεταβλητές που μεταβάλλονται, τόσο ως προς το i , όσο και ως προς το t .

Ο όρος c_i , είναι η μη-παρατηρούμενη επίδραση ή όπως διαφορετικά αποδίδεται: *μη-παρατηρούμενη συνιστώσα (unobserved component)*, *λανθάνουσα μεταβλητή (latent variable)*, και *μη παρατηρούμενη ετερογένεια (unobserved heterogeneity)*. Αν το i αντιπροσωπεύει άτομα, τότε το c_i , μερικές φορές ονομάζεται και ως, *ατομική επίδραση (individual effect)* ή *ατομική ετερογένεια (individual heterogeneity)*. Ανάλογες ορολογίες αναφέρονται για οικογένειες, εταιρίες, πόλεις και άλλες διαστρωματικές μονάδες.

Τα u_{it} , ονομάζονται *όροι σφάλματος ιδιαίτερων χαρακτηριστικών (idiosyncratic errors)* ή *διαταρακτικοί όροι ιδιαίτερων χαρακτηριστικών (idiosyncratic disturbances)*, για το λόγο ότι μεταβάλλονται ως προς τον χρόνο t και το i .

Ένα ερώτημα που τίθεται συχνά, τόσο σε ειδικές μεθοδολογικές έρευνες, όσο και σε εφαρμογές και που αφορά το c_i , είναι αν θα πρέπει να αντιμετωπιστεί ως *τυχαία*

επίδραση (*random effect*) ή μια σταθερή επίδραση (*fixed effect*). Στο θέμα αυτό, η άποψη του Wooldridge (εκφράζοντας την σύγχρονη οικονομετρική ορολογία) είναι ότι, η “τυχαία επίδραση” είναι συνώνυμη με την μηδενική συσχέτιση μεταξύ των παρατηρούμενων επεξηγηματικών μεταβλητών και την μη-παρατηρούμενη επίδραση, δηλαδή, $Cov(x_{it}, c_i) = 0, t = 1, 2, \dots, T$. Στις εφαρμοσμένες μελέτες, όταν το c_i αναφέρεται για παράδειγμα ως μια “ατομική τυχαία επίδραση” (“individual random effect”), τότε μάλλον γίνεται η υπόθεση ότι το c_i είναι ασυσχέτιστο με το x_{it} .²⁹

Στις μικροοικονομετρικές εφαρμογές, ο όρος “σταθερή επίδραση” συνήθως δεν σημαίνει ότι το c_i , αντιμετωπίζεται ως μη-τυχαίο, αλλά μάλλον ότι αναγνωρίζεται η αυθαίρετη συσχέτιση (*arbitrary correlation*) μεταξύ της μη παρατηρούμενης επίδρασης, c_i , και των παρατηρούμενων επεξηγηματικών μεταβλητών x_{it} . Επομένως, αν το c_i ονομάζεται μια “ατομική σταθερή επίδραση” (“individual fixed effect”) ή μια «εταιρική σταθερή επίδραση» (“firm fixed effect”), τότε για πρακτικούς λόγους, αυτή η ορολογία σημαίνει ότι το c_i συσχετίζεται με το x_{it} .

Όμως, παρόλα ταύτα (όπως προκύπτει και από την παράγραφο 4.1), το κύριο ζητούμενο αναφορικά με το c_i στην ανάλυση των υποδειγμάτων του παρόντος κεφαλαίου είναι, η συσχέτιση αυτού ή όχι με τις παρατηρούμενες επεξηγηματικές μεταβλητές $x_{it}, t = 1, 2, \dots, T$.

Επιπλέον, στην ανάλυση των υποδειγμάτων που ακολουθεί, δεν θα αναφερόμαστε στο c_i ως μια τυχαία επίδραση (*random effect*) ή μια σταθερή επίδραση (*fixed effect*), αλλά αντιθέτως, θα αναφερόμαστε σ’ αυτό ως μια, μη-παρατηρούμενη επίδραση (*unobserved effect*) ή μη-παρατηρούμενη ετερογένεια (*unobserved heterogeneity*). Όμως, παρ’ όλη αυτή τη διάκριση, κατά την φάση εκτίμησης των υποδειγμάτων στις δύο διαφορετικές μεθόδους εκτίμησης που θα

²⁹ Στην παραδοσιακή προσέγγιση υποδειγμάτων εξατομικευμένων δεδομένων (*panel data models*), το c_i ονομάζοταν “τυχαία επίδραση” όταν αντιμετωπιζόταν ως μια τυχαία μεταβλητή και “σταθερή επίδραση” όταν αντιμετωπιζόταν ως μια παράμετρος που θα εκτιμηθεί για κάθε διαστρωματική παρατήρηση i . Κατά τον Wooldridge, η απόδοση των όρων αυτών είναι λανθασμένη όταν πρόκειται για μικροοικονομετρικές εφαρμογές πρωτογενών εξατομικευμένων δεδομένων. Την άποψη αυτή, τη στηρίζει στο γεγονός, ότι η λήψη ενός τυχαίου μεγάλου δείγματος διαστρωματικών δεδομένων από τον πληθυσμό, είναι σχεδόν πάντα λογικό να αντιμετωπιστούν οι μη παρατηρούμενες επιδράσεις, c_i , ως τυχαίες λήψεις από τον πληθυσμό, μαζί με το y_{it} και x_{it} . Αυτή η προσέγγιση είναι σίγουρα κατάλληλη όσον αφορά τις παραλειπόμενες μεταβλητές (*omitted variables*) ή την παραμελημένη ετερογένεια (*heterogeneity*).

αναφερθούμε, θα χρησιμοποιήσουμε την αποδεκτή παραδοσιακή ορολογία “εκτίμηση τυχαίων επιδράσεων και εκτίμηση σταθερών επιδράσεων” (*random effects estimation and fixed effects estimation*).

4.3.2 Αυστηρές εξωγενείς υποθέσεις επεξηγηματικών μεταβλητών

Στη παράγραφο αυτή, παρέχουμε τις υποθέσεις που σχετίζονται με την αυστηρή εξωγένεια, για υποδείγματα με μη-παρατηρούμενες επιδράσεις.

Ήδη, στην παράγραφο 4.2 θέσαμε την υπόθεση της αυστηρής εξωγένειας σε όρους μηδενικής συσχέτισης. Όμως, για λόγους μελέτης της επαγωγής και της αποτελεσματικότητας, θα πρέπει ν’ αναδιατυπώσουμε την υπόθεση αυστηρής εξωγένειας σε όρους των δεσμευμένων μέσων. Επομένως, για μία μη-παρατηρούμενη επίδραση, η υπόθεση αυστηρής εξωγένειας, μπορεί να γραφεί ως εξής (Chamberlain,

$$E(y_{it} | x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT}, c_i) = E(y_{it} | x_{it}, c_i) = x_{it} \mathbf{b} + c_i \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4.11)$$

Η δεύτερη ισότητα είναι η συναρτησιακή μορφή της υπόθεσης $E(y_{it} | x_{it}, c_i)$. Αντιθέτως, η πρώτη ισότητα είναι αυτή που προσδίδει την αυστηρή εξωγένεια και σημαίνει ότι, εφόσον λάβουμε υπόψη τα x_{it} και c_i , τότε το x_{is} δεν έχει μερική επίδραση στο y_{it} για $s \neq t$.

Επομένως, όταν ισχύει η υπόθεση (4.11), τότε λέμε ότι τα $(x_{it} : t = 1, 2, \dots, T)$ είναι αυστηρά εξωγενή υπό συνθήκη της μη παρατηρούμενης επίδρασης (*conditional on the unobserved effect*) c_i .

Δεδομένης της εξίσωσης (4.10), η υπόθεση αυστηρής εξωγένειας μπορεί να διατυπωθεί σε όρους του ειδικού όρου σφάλματος ιδιαίτερων χαρακτηριστικών (*idiosyncratic errors*) ως εξής:

$$E(u_{it} | x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT}, c_i) = 0 \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4.12)$$

Αυτή η υπόθεση, σημαίνει ότι οι επεξηγηματικές μεταβλητές σε κάθε χρονική περίοδο, είναι ασυσχέτιστες με τον όρο σφάλματος ιδιαίτερων χαρακτηριστικών σε κάθε χρονική περίοδο, δηλαδή (Chamberlain, 1984):

$$E(x'_{it}u_{it}) = 0, \quad s, t = 1, 2, \dots, T \quad (4.13)$$

Η υπόθεση (4.13), είναι πολύ πιο ισχυρή από την υπόθεση ότι υπάρχει μηδενική ταυτόχρονη συσχέτιση, δηλαδή, $E(x'_{it}u_{it}) = 0, \quad s, t = 1, 2, \dots, T$, αφού επιτρέπει την αυθαίρετη συσχέτιση (arbitrary correlation) μεταξύ c_i και x_{it} για κάθε t .

Για την εξέταση της συνέπειας των εκτιμητών εξατομικευμένων δεδομένων, η υπόθεση μηδενικής συσχέτισης (4.13) γενικά επαρκεί. Επίσης, η υπόθεση (4.13), είναι συχνά ο πιο εύκολος τρόπος για να εξετάσουμε αν η αυστηρή εξωγένεια ισχύει σε μια συγκεκριμένη εφαρμογή (Hsiao, 2003).

4.4 Εκτίμηση υποδειγμάτων μη παρατηρούμενων επιδράσεων με την συνδυασμένη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (Pooled OLS)

Σύμφωνα με τους Greene 2003, Cameron and Trivedi 2005, κάτω από ορισμένες υποθέσεις, ο εκτιμητής της συνδυασμένης μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων (pooled OLS estimator) μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να αποκτήσουμε συνεπείς εκτιμητές του \mathbf{b} από το υπόδειγμα (4.10). Στο σημείο αυτό, πρέπει να σημειώσουμε ότι κατά την εφαρμογή της συνδυασμένης μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων, το c_i εισάγεται στον όρο σφάλματος. Εκφράζουμε το υπόδειγμα (4.10) ως:

$$y_{it} = x_{it} \mathbf{b} + \mathbf{u}_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (4.14)$$

όπου $\mathbf{u}_{it} \equiv c_i + u_{it}$, $t = 1, 2, \dots, T$ είναι τα σύνθετα σφάλματα (*composite errors*). Για κάθε t , το \mathbf{u}_{it} είναι το άθροισμα της μη παρατηρούμενης επίδρασης και ενός όρου σφάλματος ιδιαίτερων χαρακτηριστικών. Η εκτίμηση αυτής της εξίσωσης με την συνδυασμένη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, είναι συνεπής αν $E(x'_{it} \mathbf{u}_{it}) = 0$, $t = 1, 2, \dots, T$. Πρακτικά, η μηδενική συσχέτιση μεταξύ x_{it} και \mathbf{u}_{it} σημαίνει ότι γίνεται η υπόθεση ότι $E(x'_{it} \mathbf{u}_{it}) = 0$ και

$$E(x'_{it} c_i) = 0, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4.15)$$

Η (4.15) είναι περιοριστική υπόθεση, αφού το $E(x'_{it} \mathbf{u}_{it}) = 0$ ισχύει μόνο αν έχουμε μοντελοποιήσει με επιτυχία το $E(y_{it} | x_{it}, c_i)$.

Ακόμα και αν ισχύει η υπόθεση (4.15), τα σύνθετα σφάλματα θα αυτοσυσχετίζονται εξαιτίας της παρουσίας του c_i σε κάθε χρονική περίοδο. Επομένως, χρησιμοποιώντας τη συνδυασμένη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, η στατιστική επαγωγή απαιτεί έναν ισχυρό εκτιμητή της μήτρας διακυμάνσεων (*robust variance matrix estimator*) και ισχυρά *t-tests* (*robust test statistics*).

Επειδή το \mathbf{u}_{it} εξαρτάται από το c_i για κάθε t , η συσχέτιση μεταξύ \mathbf{u}_{it} και \mathbf{u}_{is} γενικά δεν μειώνεται όσο αυξάνεται η απόσταση $|t - s|$. Επομένως, είναι σημαντικό να διαθέτουμε μεγάλα δείγματα, όταν εφαρμόζουμε την συνδυασμένη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (Wooldridge, 2002).

Κατά την συνδυασμένη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, κάθε ζεύγος παρατηρήσεων (y_i, X_i) , έχει T γραμμές και θα πρέπει να ταξινομηθεί χρονολογικά, και αφετέρου, το (y_i, X_i) θα πρέπει να ακολουθεί την διάταξη από $i = 1, 2, \dots, N$. Η σειρά των διαστρωματικών παρατηρήσεων δεν έχει σημασία (Hsiao, 2003).

4.5 Μέθοδος Τυχαίων Επιδράσεων

4.5.1 Εκτίμηση των τυχαίων επιδράσεων

Όπως η συνδυασμένη μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων, έτσι και η ανάλυση τυχαίων επιδράσεων εισάγει το c_i στον όρο σφάλματος. Στην πραγματικότητα, η ανάλυση τυχαίων επιδράσεων θέτει περισσότερες υποθέσεις από ότι απαιτούνται για την συνδυασμένη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, δηλαδή, αυστηρή εξωγένεια σε συνδυασμό με την συνθήκη ορθογωνιότητας μεταξύ c_i και x_{it} (Jurajda, 2003). Η διατύπωση των υποθέσεων σε όρους δεσμευμένων μέσων, έχουν ως εξής:

*Υπόθεση MTE. 1:*³⁰

$$(\alpha) E(u_{it} | x_i, c_i) = 0, \quad t = 1, 2, \dots, T.$$

$$(\beta) E(c_i | x_i) = E(c_i) = 0$$

όπου $x_i \equiv (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT})$.

Ήδη, στην παράγραφο 4.3 έχουμε αναφερθεί σχετικά με την έννοια της αυστηρής εξωγένειας της Υπόθεσης MTE.1α. Η Υπόθεση MTE.1β, αφορά τη συνθήκη ορθογωνιότητας μεταξύ του c_i και κάθε x_{it} .

Σύμφωνα με τον Wooldridge (2002), η Υπόθεση MTE.1 είναι αρκετά χρήσιμη, αφού η προσέγγιση των τυχαίων επιδράσεων, εκμεταλλεύεται την αυτοσυσχέτιση στο σύνθετο σφάλμα, $u_{it} = c_i + u_{it}$, της μεθόδου των γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων (generalized least squares). Επομένως, προκειμένου να διασφαλίσουμε ότι η μέθοδος των εφικτών ελαχίστων τετραγώνων (feasible generalized least squares) είναι συνεπής, χρειαζόμαστε κάποια μορφή αυστηρής εξωγένειας μεταξύ των επεξηγηματικών μεταβλητών και του σύνθετου σφάλματος.

Κάτω από την Υπόθεση MTE.1, μπορεί να προκύψει η εξίσωση καταλοίπων $u_{it} = x_{it} \mathbf{b} + u_{it}$, όπου $E(u_{it} | x_i) = 0, \quad t = 1, 2, \dots, T$ και $u_{it} = c_i + u_{it}$. Η εξίσωση

³⁰ Συνοτομογραφία της Μεθόδου των Τυχαίων Επιδράσεων (MTE)

$E(\mathbf{u}_i | x_i) = 0, t = 1, 2, \dots, T$ δείχνει ότι το $(x_{it} : t = 1, 2, \dots, T)$ ικανοποιεί την υπόθεση αυστηρής εξωγένειας της μεθόδου των γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων στο υπόδειγμα $u_{it} = x_{it} \mathbf{b} + u_{it}$ (Wooldridge, 2002). Επομένως, μπορούμε να εφαρμόσουμε την μέθοδο των γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων που λαμβάνει υπόψη την ιδιαίτερη διάρθρωση του σφάλματος, $\mathbf{u}_i = c_i + u_{it}$.

Στη συνέχεια, και για την διατύπωση της υπόθεσης του βαθμού ταυτοποίησης, θα πρέπει να ορίσουμε την μήτρα διακυμάνσεων. Η μήτρα διακυμάνσεων, μπορεί να οριστεί με βάση το παρακάτω υπόδειγμα που αφορά όλες τις T χρονικές περιόδους (Greene, 2003):

$$y_i = X_i \mathbf{b} + \mathbf{n}_i \quad (4.16)$$

Το \mathbf{n}_i , μπορεί να γραφτεί ως $\mathbf{n}_i = c_i \mathbf{j}_T + u_i$, όπου \mathbf{j}_T είναι ένα μοναδιαίο διάνυσμα διαστάσεων $T \times 1$. Επομένως, η *αδέσμευτη μήτρα διακυμάνσεων (unconditional variance matrix)* του \mathbf{n}_i , ορίζεται ως

$$\Omega \equiv E(\mathbf{n}_i \mathbf{n}_i') \quad (4.17)$$

Πρόκειται για μια μήτρα διαστάσεων $T \times T$ θετικά ορισμένη. Η μήτρα αυτή, είναι αναγκαστικά η ίδια για κάθε i εξαιτίας της υπόθεσης της τυχειότητας του δείγματος στο διαστρωματικό πληθυσμό.

Όμως, για την συνέπεια του εκτιμητή της γενικευμένης μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων, απαιτείται η ακόλουθη συνήθη συνθήκη βαθμού για ταυτοποίηση:

Υπόθεση RE.2:

$$\text{rank } E(X_i' \Omega^{-1} X_i) = K.$$

Σύμφωνα με τους Greene 2003, Wooldridge 2002, Cameron and Trivedi 2005, τόσο η γενικευμένη, όσο και η εφικτή μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων, είναι συνεπείς κάτω από τις Υποθέσεις MTE.1 και MTE.2. Επομένως, η εφικτή μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων, χρησιμοποιώντας τον εκτιμητή διακύμανσης Ω , είναι συνεπής και \sqrt{N} -ασυμπτωτικά κανονική όταν το $N \rightarrow \infty$.

Αντιθέτως, η ανάλυση τυχαίων επιδράσεων, προσθέτει υποθέσεις στον όρο σφάλματος ιδιαίτερων χαρακτηριστικών που δίνουν στο Ω μια ιδιαίτερη μορφή. Οι υποθέσεις αυτές, διατυπώνονται ως εξής:

Ø ο ειδικός όρος σφάλματος ιδιαίτερων χαρακτηριστικών u_{it} έχει μια σταθερή αδέσμευτη διακύμανση κατά τη διάρκεια του χρόνου t :

$$E(u_{it}^2) = s_u^2, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4.18)$$

Ø οι όροι σφάλματος ιδιαίτερων χαρακτηριστικών είναι μη αυτοσυσχετιζόμενοι:

$$E(u_{it}u_{is}) = 0, \quad \text{για κάθε } t \neq s \quad (4.19)$$

Κάτω από αυτές τις δύο υποθέσεις, μπορούμε να εξάγουμε τις διακυμάνσεις και συνδιακυμάνσεις των στοιχείων του n_i ως εξής:

$$E(c_i u_{it}) = 0, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad \text{και επομένως}$$

$$E(u_{it}^2) = E(c_i^2) + 2E(c_i u_{it}) + E(u_{it}^2) = s_c^2 + s_u^2$$

όπου $s_c^2 = E(c_i^2)$. Επίσης, για κάθε $t \neq s$,

$$E(u_{it}u_{is}) = E[(c_i + u_{it})(c_i + u_{is})] = E(c_i^2) = s_c^2$$

Επομένως, κάτω από τις υποθέσεις ΜΤΕ.1, (4.18), και (4.19), η μήτρα Ω έχει την ακόλουθη μορφή:

$$\Omega = E(n_i n_i') = \begin{bmatrix} s_c^2 + s_u^2 & s_c^2 & \dots & s_c^2 \\ s_c^2 & s_c^2 + s_u^2 & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & s_c^2 \\ s_c^2 & \dots & \dots & s_c^2 + s_u^2 \end{bmatrix} \quad (4.20)$$

Επειδή, το $j_T j_T'$ είναι μια μήτρα διαστάσεων $T \times T$ και με κάθε στοιχείο της ίσο με την μονάδα, τότε μπορούμε να εκφράσουμε την μήτρα (4.20) ως:

$$\Omega = s_u^2 I_T + s_c^2 j_T j_T' \quad (4.21)$$

Όταν η μήτρα Ω έχει την μορφή (4.21), λέμε ότι έχει *διάθρωση τυχαίων επιδράσεων*. Σύμφωνα με τα παραπάνω, η μήτρα Ω εξαρτάται μόνο από δύο παραμέτρους, τις s_c^2 και s_u^2 . Η συσχέτιση μεταξύ των σύνθετων σφαλμάτων u_{it} και u_{is} , δηλαδή, $Corr(u_{is}, u_{it}) = s_c^2 / (s_c^2 + s_u^2) \geq 0$, $s \neq t$, είναι ο λόγος της διακύμανσης

του c_i , προς τη διακύμανση του σύνθετου σφάλματος. Η συσχέτιση αυτή, είναι χρήσιμη για τη μέτρηση της σχετικής σημαντικότητας της μη-παρατηρούμενης επίδρασης c_i .

Για την αποτελεσματικότητα της μεθόδου των γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων, υποθέτουμε ότι η μήτρα διακυμάνσεων του \mathbf{n}_i , υπό συνθήκη του x_i , είναι σταθερή (Chamberlain, 1984; Wooldridge, 2003):

$$E(\mathbf{n}_i \mathbf{n}_i' | x_i) = E(\mathbf{n}_i \mathbf{n}_i') \quad (4.22)$$

Η τρίτη υπόθεση για τις τυχαίες επιδράσεις, είναι:

Υπόθεση MTE.3:

$$(\alpha) E(u_i u_i' | x_i, c_i) = \mathbf{s}_u^2 \mathbf{I}_T$$

$$(\beta) E(c_i^2 | x_i) = \mathbf{s}_c^2$$

Η Υπόθεση MTE.3α θεωρείται ως ισχυρή, διότι υποθέτει ότι οι υπό συνθήκη διακυμάνσεις είναι σταθερές και οι υπό συνθήκη συνδιακυμάνσεις μηδέν. Η Υπόθεση MTE.3β αποτελεί την υπόθεση ομοσκεδαστικότητας στην μη παρατηρούμενη επίδραση c_i .

Για να εφαρμόσουμε την *εφικτή μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων* και την *μέθοδο των τυχαίων επιδράσεων*, θα πρέπει καταρχάς να προσδιορίσουμε τους εκτιμητές, $\hat{\mathbf{S}}_c^2$ και $\hat{\mathbf{S}}_u^2$. Επομένως (Cameron & Trivedi, 2005):

Για την εφαρμογή της εφικτής μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων, ορίζουμε ότι $\mathbf{S}_u = \mathbf{S}_c^2 + \mathbf{S}_u^2$. Αν, \mathbf{S}_u^2 και \mathbf{S}_c^2 είναι συνεπείς εκτιμητές, τότε έχουμε την ακόλουθη μήτρα $\mathbf{\Omega}$ που είναι διαστάσεων $T \times T$ και θετικά ορισμένη

$$\hat{\mathbf{\Omega}} \equiv \hat{\mathbf{S}}_u^2 \mathbf{I}_T + \mathbf{S}_c^2 \mathbf{j}_T \mathbf{j}_T' \quad (4.23)$$

Στο πλαίσιο των εξατομικευμένων δεδομένων, ο εκτιμητής της γενικευμένης μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων που χρησιμοποιεί την μήτρα διακυμάνσεων (4.23), ονομάζεται *εκτιμητής τυχαίων επιδράσεων (random effects estimator)*:

$$\hat{\mathbf{b}}_{RE} = \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \hat{\Omega}^{-1} \mathbf{X}_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \hat{\Omega}^{-1} \mathbf{y}_i \right) \quad (4.24)$$

Σύμφωνα με τα παραπάνω, ο εκτιμητής τυχαίων επιδράσεων, εξαρτάται από την Υπόθεση ΜΤΕ.3. Ωστόσο, ο εκτιμητής αυτός, $\hat{\mathbf{b}}_{RE}$, είναι συνεπής είτε ισχύει είτε όχι η υπόθεση αυτή.

Αντιθέτως, για την εφαρμογή της μεθόδου των τυχαίων επιδράσεων, ο προσδιορισμός των εκτιμητών, \hat{S}_c^2 και \hat{S}_u^2 γίνεται ως εξής (Wooldridge, 2003; Gre1. Ένας συνεπής εκτιμητής του S_u^2 είναι:

$$\hat{S}_u^2 = \frac{1}{(NT - K)} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2 \quad (4.25)$$

Ο εκτιμητής αυτός, είναι ο εκτιμητής διακύμανσης από την παλινδρόμηση της συνδυασμένης μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων των διαστρωματικών δεδομένων. Το \hat{u}_{it} , είναι τα κατάλοιπα της συνδυασμένης μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων και το $NT - K$, χρησιμεύει για την διόρθωση των βαθμών ελευθερίας Κάτω από τις Υποθέσεις ΜΤΕ.1 - ΜΤΕ.3, η εξίσωση (4.25) αποτελεί ένα συνεπή εκτιμητή του S_u^2 .

2. Κάτω από τις Υποθέσεις ΜΤΕ.1 - ΜΤΕ.3, ένας συνεπής εκτιμητής του S_c^2 είναι:

$$\hat{S}_c^2 = \frac{1}{[NT(T-1)/2 - K]} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T-1} \sum_{s=t+1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{is} \quad (4.26)$$

Ομοίως όπως και προηγουμένως, τα \hat{u}_{it} , \hat{u}_{is} , είναι τα κατάλοιπα της συνδυασμένης μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων. Η διόρθωση ως προς τους βαθμούς ελευθερίας γίνεται, εξαιτίας του μικρού μεγέθους του δείγματος.³¹

Επειδή ο εκτιμητής των τυχαίων επιδράσεων, είναι ένας εκτιμητής της μεθόδου των εφικτών ελαχίστων τετραγώνων, επομένως προκειμένου να αποκτήσουμε έναν αποτελεσματικό εκτιμητή του \mathbf{b} , το μόνο που χρειαζόμαστε είναι να έχουμε συνεπείς εκτιμητές των S_c^2 και S_u^2

Η διαδικασία που ακολουθούμε για την εξαγωγή των στατιστικών c^2 και F , είναι η ακόλουθη (Greene, 2003):

Παίρνουμε τα κατάλοιπα από την εκτίμηση των σταθερών επιδράσεων χωρίς περιορισμούς ως εξής: $\hat{n}_i \equiv y_i - X_i \hat{\mathbf{b}}_{RE}$. Έστω ότι $\tilde{\mathbf{b}}_{RE}$ είναι ο εκτιμητής τυχαίων επιδράσεων με τους Q γραμμικούς περιορισμούς που έχουν επιβληθεί. Στη συνέχεια, ορίζουμε τα κατάλοιπα τυχαίων επιδράσεων με περιορισμούς ως $\tilde{n}_i \equiv y_i - X_i \tilde{\mathbf{b}}_{RE}$. Επομένως, οι στατιστικές c^2 και F δίδονται από τις παρακάτω σχέσεις:

$$\left(\sum_{i=1}^N \hat{n}_i' \hat{\Omega}^{-1} \hat{n}_i - \sum_{i=1}^N \tilde{n}_i' \hat{\Omega}^{-1} \tilde{n}_i \right) : c_Q^2 \quad (4.27)$$

$$F = \left[\left(\sum_{i=1}^N \hat{n}_i' \hat{\Omega}^{-1} \hat{n}_i - \sum_{i=1}^N \tilde{n}_i' \hat{\Omega}^{-1} \tilde{n}_i \right) \right] / \left(\sum_{i=1}^N \tilde{n}_i' \hat{\Omega}^{-1} \tilde{n}_i \right) [(NG - K)] / Q \quad (4.28)$$

³¹ Για λόγους πρακτικής, η εξίσωση (4.26) δεν εγγυάται ότι είναι πάντα θετική (αν και στις περισσότερες εμπειρικές έρευνες προκύπτει θετική). Μια αρνητική τιμή του \hat{S}_c^2 είναι ένδειξη αρνητικής αυτοσυσχέτισης στο u_{it} (πιθανόν σημαντικού μεγέθους), που σημαίνει ότι η Υπόθεση ΜΤΕ.3α παραβιάζεται ή κάποια άλλη υπόθεση που έχει διατυπωθεί στο υπόδειγμα μπορεί να είναι λανθασμένη. Επίσης, θα πρέπει να βεβαιωθούμε αν οι χρονικές ψευδομεταβλητές (time dummies) που περιλαμβάνονται στο υπόδειγμα είναι σημαντικές, αφού η παράλειψή τους μπορεί να προκαλέσει αυτοσυσχέτιση στο u_{it} . Αν τελικά, μετά τα παραπάνω, το \hat{S}_c^2 παραμένει αρνητικό, τότε μπορεί να απαιτείται η εφικτή γενικευμένη μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων χωρίς περιορισμούς (unrestricted FGLS).

4.5.2 Ισχυρός εκτιμητής μήτρας διακυμάνσεων

Σύμφωνα με τους Wooldridge 2002, Cameron and Trivedi 2005, η αποτυχία της Υπόθεσης MTE.3 δεν προκαλεί ασυνέπεια στον εκτιμητή RE. Η Υπόθεση RE.3 μπορεί να αποτύχει για δύο λόγους:

Πρώτον, το $E(\mathbf{n}_i \mathbf{n}_i' | x_i)$ μπορεί να μην είναι σταθερό, έτσι ώστε $E(\mathbf{n}_i \mathbf{n}_i' | x_i) \neq E(\mathbf{n}_i \mathbf{n}_i')$.

Το αποτέλεσμα αυτό, μπορεί να προκύψει κατά την εφαρμογή της μεθόδου των γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων.

Δεύτερον, το $E(\mathbf{n}_i \mathbf{n}_i')$ μπορεί να μην έχει την διάρθρωση τυχαίων επιδράσεων, δηλαδή, οι όροι σφάλματος ιδιαίτερων χαρακτηριστικών u_{it} μπορεί να έχουν διακυμάνσεις που αλλάζουν κατά τη διάρκεια του χρόνου, ή μπορεί να Σε κάθε περίπτωση, απαιτείται η χρήση μιας ισχυρής μήτρας διακυμάνσεων

$$V \equiv \left(\sum_{i=1}^N X_i' X_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N X_i' \hat{\mathbf{n}}_i \hat{\mathbf{n}}_i' X_i \right) \left(\sum_{i=1}^N X_i' X_i \right)^{-1} \quad (4.29)$$

όπου $\hat{\mathbf{n}}_i = y_i - X_i \hat{\mathbf{b}}_{RE}$, $i = 1, 2, \dots, N$, είναι το διάνυσμα των καταλοίπων της μεθόδου των τυχαίων επιδράσεων, διαστάσεων $T \times 1$.

Τα ισχυρά τυπικά σφάλματα, λαμβάνονται από την παραπάνω μήτρα διακυμάνσεων

και η ισχυρή Wald στατιστική από την συνήθη σχέση $W = (R\hat{\mathbf{b}} - r)' (R\hat{V}R')^{-1} (R\hat{\mathbf{b}} - r)$, όπου \hat{V} είναι ο ισχυρός εκτιμητής της μήτρας διακυμάνσεων.

4.5.3 Η εφικτή μέθοδος των γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων

Αν οι όροι σφάλματος ιδιαίτερων χαρακτηριστικών $\{u_{it} : t = 1, 2, \dots, T\}$ είναι γενικά ομοσκεδαστικοί και αυτοσυσχετίζονται κατά την διάρκεια του χρόνου t , τότε για την ανάλυση της εφικτής μεθόδου των γενικευμένων ελαχίστων μπορεί να χρησιμοποιηθεί ο ακόλουθος πιο γενικός εκτιμητής της μήτρας Ω :

$$\hat{\Omega} = N^{-1} \sum_{t=1}^N \hat{\mathbf{n}}_t \hat{\mathbf{n}}_t' \quad (4.30)$$

όπου, $\hat{\eta}_i$ είναι τα κατάλοιπα της συνδυασμένης μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων (FGLS). Κάτω από τις Υποθέσεις MTE.1 και MTE.2, ο εκτιμητής της εφικτής μεθόδου των γενικευμένων ελαχίστων είναι συνεπής. Επιπλέον, αν υποθέσουμε ότι $E(\eta_i \eta_i' | x_i) = \Omega$, τότε ο εκτιμητής αυτός είναι ασυμπτωτικά αποτελεσματικός.

Στην πραγματικότητα, σε μεγάλα δείγματα, ο εκτιμητής της εφικτής μεθόδου των γενικευμένων ελαχίστων είναι το ίδιο αποτελεσματικός όσο και ο εκτιμητής τυχαίων επιδράσεων. Επομένως, μπορούμε να χρησιμοποιούμε, είτε την εφικτή μέθοδο των γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων (με την μήτρα Ω δεδομένη από την εξίσωση (4.30)), είτε τη μέθοδο των τυχαίων επιδράσεων. Όμως, η καθιέρωση της χρήσης της μεθόδου των τυχαίων επιδράσεων, αντί της εφικτής μεθόδου των γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων, οφείλεται σύμφωνα με τον Wooldridge, σε καθαρά παραδοσιακούς λόγους.

4.5.4 Έλεγχος για την παρουσία μιας μη-παρατηρούμενης επίδρασης

Αν, οι υποθέσεις MTE.1 - MTE.3 των τυχαίων επιδράσεων ισχύουν, αλλά το υπόδειγμα στην πραγματικότητα δεν περιλαμβάνει μια μη-παρατηρούμενη επίδραση, τότε η συνδυασμένη μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων είναι αποτελεσματική και όλες οι σχετικές στατιστικές της συνδυασμένης μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων είναι ασυμπτωτικά κατάλληλες. Η απουσία μιας μη παρατηρούμενης επίδρασης, είναι στατιστικά ισότιμη με το να ελέγξουμε ότι $H_0 : s_c^2 = 0$ (Jurajda, 2003).

Για να ελέγξουμε την $H_0 : s_c^2 = 0$, χρησιμοποιούμε τον εκτιμητή του s_c^2 από την εξίσωση (4.26). Δηλαδή, πραγματοποιούμε έναν έλεγχο που έχει το πλεονέκτημα να είναι κατάλληλος για οποιαδήποτε κατανομή του η_i και ο οποίος θεωρεί ότι, μόνο τα u_{it} είναι ασυσχέτιστα κάτω από την μηδενική υπόθεση. Συγκεκριμένα, η στατιστική αυτή, είναι κατάλληλη για έλεγχο ομοσκεδαστικότητα στο u_{it} (Jurajda, 2003).

4.6 Μέθοδος σταθερών επιδράσεων

4.6.1 Συνεπής εκτιμητής σταθερών επιδράσεων

Για την ανάλυση της μεθόδου των σταθερών επιδράσεων, θεωρούμε το γνωστό γραμμικό υπόδειγμα των μη παρατηρούμενων επιδράσεων για T χρονικές περιόδους (Cameron and Trivedi 2005; Greene, 2003):

$$y_{it} = x_{it} \mathbf{b} + c_i + u_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4.32)$$

Όπως ήδη εξετάσαμε, η μέθοδος των τυχαίων επιδράσεων, για την εκτίμηση του \mathbf{b} θέτει αποτελεσματικά το c_i στον όρο σφάλματος, κάτω από την υπόθεση ότι το c_i είναι ορθογώνιο προς το x_{it} , και στην συνέχεια λαμβάνει υπόψη την αυτοσυσχέτιση στον σύνθετο όρο $u_{it} = c_i + u_{it}$ χρησιμοποιώντας την ανάλυση των γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων. Όμως, σε πολλές οικονομετρικές εφαρμογές όπου γίνεται χρήση εξατομικευμένων δεδομένων, θέλουμε να επιτρέπεται στο c_i να συσχετίζεται αυθαίρετα με το x_{it} . Το γεγονός αυτό, μπορεί να επιτευχθεί άμεσα με την ανάλυση των σταθερών επιδράσεων.

Για την διατύπωση των βασικών υποθέσεων που πρέπει να ισχύουν ώστε να εξαχθεί ένας συνεπής εκτιμητής της μεθόδου των σταθερών επιδράσεων, χρησιμοποιούμε το υπόδειγμα (4.32) του οποίου οι T εξισώσεις μπορούν να γραφούν

$$y_{it} = X_i \mathbf{b} + c_i j_T + u_{it} \quad (4.33)$$

$$(2.42)$$

όπου, j_T είναι ένα διάνυσμα διαστάσεων $T \times 1$ των μονάδων, όπως και στην περίπτωση των τυχαίων επιδράσεων. Η εξίσωση (4.33), εκφράζει (αντιπροσωπεύει) τη λήψη ενός τυχαίου δείγματος από τον διαστρωματικό πληθυσμό.

Η πρώτη υπόθεση των σταθερών επιδράσεων (FE), αφορά την αυστηρή εξωγένεια των επεξηγηματικών μεταβλητών υπό συνθήκη του c_i :

$$\text{Υπόθεση ΜΣΕ.1:}^{32} \quad E(u_{it} | x_i, c_i) = 0, \quad t = 1, 2, \dots, T.$$

Η υπόθεση αυτή, είναι ίδια με την υπόθεση ΜΤΕ1.α, που σημαίνει ότι διατηρείται η αυστηρή εξωγένεια του $\{x_{it} : t = 1, 2, \dots, T\}$ υπό συνθήκη της μη-παρατηρούμενης

³² Συντομογραφία της Μεθόδου των Σταθερών Επιδράσεων (ΜΣΕ).

επίδρασης. Η κύρια διαφορά μεταξύ της συγκεκριμένης υπόθεσης των σταθερών επιδράσεων και της αντίστοιχης τυχαίας επίδρασης, είναι ότι δεν γίνεται στην παρούσα ανάλυση η υπόθεση MTE1.β. Με άλλα λόγια, για την ανάλυση σταθερών επιδράσεων, το $E(c_i|x_i)$ επιτρέπεται να είναι οποιαδήποτε συνάρτηση του x_i .

Επομένως, μπορούμε να εκτιμήσουμε αποτελεσματικά μερικές επιδράσεις κατά την παρουσία χρονικά στάσιμων παραλειπόμενων μεταβλητών που μπορούν αυθαίρετα να σχετίζονται με τα παρατηρούμενα x_{it} . Το γεγονός αυτό, σημαίνει ότι, η ανάλυση σταθερών επιδράσεων είναι περισσότερο ισχυρή από την ανάλυση τυχαίων επιδράσεων.

Όπως αναφέρθηκε στην παράγραφο 4.2, χωρίς περαιτέρω υποθέσεις, δεν μπορούμε να συμπεριλάβουμε χρονικά-στάσιμους παράγοντες στο x_{it} . Ο λόγος είναι ότι, αν το c_i συσχετίζεται αυθαίρετα με κάθε στοιχείο του x_{it} , τότε δεν υπάρχει τρόπος να διαχωριστούν οι επιδράσεις των χρονικά στάσιμων παρατηρούμενων από το χρονικό στάσιμο μη-παρατηρούμενο c_i . Για παράδειγμα, όταν αναλύουμε ατομικά δεδομένα, οι παράγοντες όπως το φύλο ή η φυλή δεν μπορούν να συμπεριληφθούν στο x_{it} . Επίσης, στην περίπτωση ανάλυσης επιχειρησιακών δεδομένων, ο κλάδος δεν μπορεί να συμπεριληφθεί στο x_{it} εκτός και αν ο καθορισμός του κλάδου αλλάζει στο χρόνο, τουλάχιστον για κάποιες εταιρίες.

Το γεγονός ότι το x_{it} δεν μπορεί να περιλαμβάνει χρονικά στάσιμες επεξηγηματικές μεταβλητές είναι ένα μειονέκτημα σε κάποιες εφαρμογές, αλλά όταν το ενδιαφέρον μας επικεντρώνεται μόνο σε χρονικά μεταβαλλόμενες επεξηγηματικές μεταβλητές, επομένως δεν πρέπει ν' ανησυχούμε για την υποδειγματοποίηση χρονικά στάσιμων παραγόντων (time-constant factors), για τους οποίους δεν υπάρχει άμεσο ενδιαφέρον.

Στην ανάλυση πειραματικών εξατομικευμένων δεδομένων, ο όρος "ερμηνευτικές μεταβλητές με μεταβαλλόμενη διαχρονικά διακύμανση" (δηλαδή είναι ετεροσκεδαστικές) σημαίνει ότι κάθε στοιχείο του x_{it} αλλάζει στο χρόνο για κάποιες διαστρωματικές μονάδες. Συχνά υπάρχουν στοιχεία του x_{it} που είναι σταθερά στο χρόνο για ένα υποσύνολο διαστρωματικών δεδομένων. Για παράδειγμα, αν έχουμε ένα σύνολο ενήλικων και ένα στοιχείο του x_{it} είναι η εκπαίδευση, τότε μπορούμε να επιτρέψουμε στην εκπαίδευση να είναι σταθερή για κάποιο τμήμα του

δείγματος. Αλλά θα πρέπει να έχουμε μεταβαλλόμενη εκπαίδευση για κάποια άτομα στο δείγμα. Για παράδειγμα, αν $y_{it} = \log(\text{wage})$ και ένα στοιχείο του z_i είναι μια γυναικεία δυαδική μεταβλητή, τότε μπορούμε να εκτιμήσουμε τη μεταβολή του φυλετικού χάσματος στο χρόνο, ενώ δεν μπορούμε να εκτιμήσουμε το χάσμα σε κάποια συγκεκριμένη χρονική περίοδο (Wooldridge, 2002).

Επομένως, αφού κάτω από την υπόθεση Υπόθεση MTE.1 μπορούμε να εκτιμήσουμε το b , αυτό μπορεί να γίνει αν μετασχηματίσουμε τις εξισώσεις που προκύπτουν από τη σχέση (4.33), έτσι ώστε να απαλειφθεί η μη παρατηρούμενη επίδραση c_i . Σε περίπτωση που υπάρχουν δεδομένα για τουλάχιστον δύο χρονικές περιόδους, τότε υπάρχουν διάφοροι μετασχηματισμοί που εκπληρώνουν το σκοπό Ένας από τους μετασχηματισμούς αυτούς, που θα εξετάσουμε στην συνέχεια, ονομάζεται *μετασχηματισμός σταθερών επιδράσεων* (*fixed effects transformation*), ή *μετασχηματισμός εντός ομάδων* (*within transformation*). Ο μετασχηματισμός σταθερών επιδράσεων, λαμβάνεται από τον μέσο όρο της εξίσωσης (4.32) για $t = 1, 2, \dots, T$ και κατά συνέπεια προκύπτει η ακόλουθη διαστρωματική εξίσωση (Greene, 2003; Cameron and Trivedi, 2005):

$$\bar{y}_i = \bar{x}_i b + c_i + \bar{u}_i \quad (4.34)$$

όπου, $\bar{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it}$, $\bar{x}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T x_{it}$, και $\bar{u}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T u_{it}$. Αφαιρώντας την εξίσωση (4.34) από την εξίσωση (4.32) για κάθε t , παίρνουμε την ακόλουθη μετασχηματισμένη εξίσωση των σταθερών επιδράσεων:

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i) b + u_{it} - \bar{u}_i \quad \text{ή} \quad \tilde{y}_{it} = \tilde{x}_{it} b + \tilde{u}_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4.35)$$

όπου $\tilde{y}_{it} \equiv y_{it} - \bar{y}_i$, $\tilde{x}_{it} \equiv x_{it} - \bar{x}_i$, $\tilde{u}_{it} \equiv u_{it} - \bar{u}_i$. Οι χρονικές αποκλίσεις, της αρχικής εξίσωσης (4.32) από τους ατομικούς μέσους της εξίσωσης (4.34), απομακρίνουν την ειδική ατομική εξειδικευμένη επίδραση c_i . Επομένως, με το c_i εκτός της εξίσωσης, η εφαρμογή της συνδυασμένης μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων στην εξίσωση (4.35) μπορεί να παράγει συνεπείς εκτιμητές.

Ο εκτιμητής σταθερών επιδράσεων, που ορίζεται ως \hat{b}_{FE} , είναι ο εκτιμητής της συνδυασμένης μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων από την παλινδρόμηση

$$\text{του } \mathbf{y}_t \text{ πάνω στο } \mathbf{X}_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (4.36)$$

Η εξίσωση (4.35) μπορεί να γραφεί για όλες τις χρονικές περιόδους ως εξής:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{X}_t \mathbf{b} + \mathbf{u}_t \quad (4.37)$$

όπου τα διανύσματα, \mathbf{y}_t είναι διαστάσεων $T \times 1$, \mathbf{X}_t διαστάσεων $T \times K$, και \mathbf{u}_t διαστάσεων $T \times 1$.

$$\text{Υπόθεση ΜΣΕ.2: } \text{rank} \left(\sum_{t=1}^T \mathbf{E}(\mathbf{u}_t \mathbf{u}_t') \right) = \text{rank} [\mathbf{E}(\mathbf{X}_t' \mathbf{X}_t)] = K$$

Αν το x_{it} περιλαμβάνει ένα στοιχείο που δεν μεταβάλλεται στο χρόνο για κάθε i , τότε το αντίστοιχο στοιχείο του \mathbf{u}_t είναι ισοδύναμα μηδέν για κάθε t και για οποιαδήποτε παρατήρηση από τον διαστρωματικό πληθυσμό. Επομένως, το \mathbf{X}_t θα περιλάμβανε μια στήλη μηδενικών για κάθε i , που σημαίνει ότι η Υπόθεση ΜΣΕ.2 δεν θα μπορούσε να ισχύει. Η Υπόθεση ΜΣΕ.2 δείχνει ξεκάθαρα γιατί οι χρονικά στάσιμες μεταβλητές δεν επιτρέπονται στην ανάλυση σταθερών επιδράσεων (εκτός και αν αλληλεπιδρούν με χρονικά μεταβαλλόμενες μεταβλητές, όπως οι χρονικές ψευδομεταβλητές).

Ο εκτιμητής σταθερών επιδράσεων μπορεί να εκφραστεί ως εξής (Greene, 2003):

$$\hat{b}_{FE} = \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{X}_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{y}_i \right) = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \mathbf{u}_t \mathbf{u}_t' \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \mathbf{u}_t \mathbf{y}_t \right) \quad (4.38)$$

Ο εκτιμητής αυτός, ονομάζεται επίσης και ως *εκτιμητής εντός ομάδας (within estimator)*, επειδή χρησιμοποιεί την χρονική μεταβολή εντός κάθε στρώματος δεδομένων (εντός κάθε διαστρωματικής ομάδας δεδομένων). Ο *εκτιμητής μεταξύ ομάδων (between estimator)*, που χρησιμοποιεί μόνο την μεταβολή μεταξύ των διαστρωματικών παρατηρήσεων, είναι ο εκτιμητής της μεθόδου των ελαχίστων

τετραγώνων που εφαρμόζεται στη μέση χρονική εξίσωση (time-averaged equation) (4.34).

4.6.2 Ασυμπτωτική επαγωγή με σταθερές επιδράσεις

Με βάση την Υπόθεση ΜΣΤ.1. και χωρίς περαιτέρω υποθέσεις, ο εκτιμητής τυχαίων επιδράσεων δεν είναι αναγκαστικά ο πιο αποτελεσματικός εκτιμητής. Όμως, η αποτελεσματικότητά του, μπορεί να διασφαλισθεί μέσω της επόμενης υπόθεσης (Wooldridge, 2002).

Υπόθεση ΜΣΕ.3: $E(u_i u_i' | x_i, c_i) = S_u^2 I_T$

Η Υπόθεση ΜΣΕ.3 είναι ισοδύναμη με την Υπόθεση ΜΤΕ.3α. Αν ισχύει η υπόθεση ΜΣΕ.1, τότε η Υπόθεση ΜΣΕ.3 είναι ισοδύναμη με $Var(u_i | x_i, c_i) = S_u^2 I_T$. Σύμφωνα με την υπόθεση αυτή, η αδέσμευτη μήτρα διακύμανσης $E(u_i u_i')$ έχει την ειδική μορφή $S_u^2 I_T$. Αυτό σημαίνει ότι οι ειδικοί όροι ιδιαίτερων χαρακτηριστικών u_{it} έχουν σταθερή διακύμανση κατά τη διάρκεια του t και αυτοσυσχετίζονται. Η ασυμπτωτική διακύμανση του εκτιμητή \hat{b}_{FE} , είναι:

$$A \text{ var}(\hat{b}_{FE}) = S_u^2 [E(X_i' X_i)]^{-1} / N \quad (4.39)$$

Δεδομένου ενός συνεπή εκτιμητή \hat{S}_u^2 του S_u^2 , η εξίσωση (4.39) μπορεί να εκτιμηθεί αντικαταστώντας το $E(X_i' X_i)$ με τον αντίστοιχο δειγματικό του μέσο $N^{-1} \sum_{i=1}^N X_i' X_i$:

$$A \text{ var}(\hat{b}_{FE}) = \hat{S}_u^2 \left(\sum_{i=1}^N X_i' X_i \right)^{-1} = \hat{S}_u^2 \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T u_{it} u_{it}' \right)^{-1} \quad (4.40)$$

Τα ασυμπτωτικά τυπικά σφάλματα, είναι οι τετραγωνικές ρίζες των διαγώνιων στοιχείων της μήτρας (4.40).

Κάτω από τις Υποθέσεις ΜΣΕ.1 - ΜΣΕ.3, πολλαπλοί περιορισμοί μπορούν να ελεγχθούν χρησιμοποιώντας τη στατιστική F (δεδομένου ότι έχουν υπολογιστεί κατάλληλα οι βαθμοί ελευθερίας). Έστω ότι SSR_{ur} είναι το μη-περιορισμένο άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων ($SSR = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T u_{it}^2$) από την

παλινδρόμηση (4.36) και έστω ότι SSR_r , είναι το υπό-περιορισμό άθροισμα των τετραγωνισμένων καταλοίπων από μια παρόμοια παλινδρόμηση, αλλά με Q περιορισμούς που έχουν επιβληθεί στο b . Επομένως, η στατιστική F με Q και $N(T-1)$ βαθμούς ελευθερίας, δίδεται από τη σχέση (Wooldridge, 2002; Greene, 2003):

$$F = \frac{(SSR_r - SSR_{ur})}{SSR_{ur}} \cdot \frac{[N(T-1) - K]}{Q} \quad (4.41)$$

4.7 Μέθοδος πρώτης διαφοράς

Στην παράγραφο 4.2, για την απαλοιφή της μη-παρατηρούμενης επίδρασης c_i όταν $T = 2$, χρησιμοποιήθηκε η τεχνική των διαφορών στις παραμέτρους του υποδείγματος. Στην παρούσα ανάλυση, θα εξετάσουμε τη μέθοδο πρώτης διαφοράς (*first differencing methods*) που βασίζεται στον μετασχηματισμό διαφορών στη γενική περίπτωση του υποδείγματος (4.32). Για λόγους πληρότητας, ορίζουμε την πρώτη υπόθεση ως εξής (Cameron and Trivedi, 2005):

*Υπόθεση ΜΠΔ.1:*³³ $E(u_{it} | x_i, c_i) = 0$, $t = 1, 2, \dots, T$, δηλαδή, είναι ίδια με την Υπόθεση ΜΣΕ.1

Όπως έχει αναφερθεί στη περίπτωση της μεθόδου των σταθερών επιδράσεων, η υπόθεση αυτή, σημαίνει ότι διατηρείται η αυστηρή εξωγένεια του $\{x_{it} : t = 1, 2, \dots, T\}$ υπό συνθήκη της μη-παρατηρούμενης επίδρασης. Επομένως, το υπόδειγμα που θα χρησιμοποιηθεί στη παρούσα ανάλυση και η ερμηνεία του b είναι ακριβώς ίδια με τα αντίστοιχα της παραγράφου 4.6. Αυτό που διαφέρει, είναι η μέθοδος που χρησιμοποιούμε για την εκτίμηση του b .

Για την παρουσίαση της μεθόδου της πρώτης διαφοράς, υστερούμε (*lagging*) κατ' αρχάς το υπόδειγμα (4.32) κατά μια περίοδο και παίρνοντας διαφορές έχουμε (Wooldridge, 2002; Cameron and Trivedi, 2005):

$$\Delta y_{it} = \Delta x_{it} b + \Delta u_{it} \quad (4.42)$$

³³ Συντομογραφία της Μεθόδου Πρώτης Διαφοράς (ΜΠΔ).

όπου, $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$, $\Delta x_{it} = x_{it} - x_{i,t-1}$, και $\Delta u_{it} = u_{it} - u_{i,t-1}$. Όπως και στην περίπτωση του μετασχηματισμού FE, έτσι και αυτός ο μετασχηματισμός πρώτης διαφοράς (*first-differencing transformation*) απαλείφει την μη-παρατηρούμενη επίδραση c_i . Στο σημείο αυτό, πρέπει να σημειώσουμε ότι κατά την παραπάνω διαφοροποίηση, χάνουμε την πρώτη χρονική περίοδο για κάθε διαστρωματική παρατήρηση, με αποτέλεσμα να προκύπτουν $T - 1$ χρονικές περιόδους για κάθε i , αντί για T . Αν $T = 2$, τότε, παίρνοντας διαφορές, καταλήγουμε σε μια χρονική περίοδο για κάθε διαστρωματική παρατήρηση, δηλαδή, $\Delta y_{i2} = \Delta x_{i2} \mathbf{b} + \Delta u_{i2}$.

Η Εξίσωση (4.42), απαιτεί ότι τα στοιχεία του x_{it} πρέπει να είναι χρονικά μεταβαλλόμενα (τουλάχιστον για κάποιες διαστρωματικές μονάδες), διαφορετικά το Δx_{it} έχει στοιχεία που είναι ταυτόσημα μηδενικά για κάθε i και t .

Ο εκτιμητής πρώτης διαφοράς FD (*The first-difference (FD) estimator*), $\hat{\mathbf{b}}_{FD}$, είναι ο εκτιμητής συνδυασμένης μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων από την παλινδρόμηση

$$\text{του } \Delta y_{it} \text{ στο } \Delta x_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T \text{ και } i = 1, 2, \dots, N \quad (4.43)$$

Κάτω από την υπόθεση ΜΠΔ.1, η εκτίμηση των εξισώσεων πρώτων διαφορών της συνδυασμένης μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων θα είναι *συνεπής*, αφού ισχύει $E(\Delta x'_{it} \Delta u_{it}) = 0$, $t = 1, 2, \dots, T$.³⁴

Επιπλέον, αφού ισχύει και η αυστηρή εξωγένεια στην εξίσωση πρώτων διαφορών, δηλαδή, $E(\Delta u_{it} | \Delta x_{i2}, \Delta x_{i3}, \dots, \Delta x_{iT}) = 0$, $t = 1, 2, \dots, T$, επομένως ο εκτιμητής FD είναι πραγματικά *αμερόληπτος* υπό συνθήκη του X (Wooldridge,

Υπόθεση ΜΠΔ.2: $\text{rank} \left(\sum_{t=2}^T E(\Delta x'_{it} \Delta x_{it}) \right) = K$.

Πρόκειται για την συνθήκη βαθμού για τον εκτιμητή FD. Στην πράξη, η υπόθεση αυτή, αποκλείει τις χρονικά στάσιμες επεξηγηματικές μεταβλητές και την τέλεια συγγραμικότητα μεταξύ των χρονικά μεταβαλλόμενων μεταβλητών.

³⁴ Η υπόθεση αυτή δεν ισχύει αν, το u_{it} συσχετίζεται με $x_{i,t-1}$, x_{it} , ή $x_{i,t+1}$, οπότε κάνουμε απλώς την υπόθεση ότι το x_{is} είναι ασυσχέτιστο με το u_{it} για κάθε t και s .

Δεδομένου ότι τα διαθέσιμα στοιχεία, έχουν ταξινομηθεί όπως αναφέρθηκε παραπάνω, οι πρώτες διαφορές μπορούν εύκολα να εφαρμοστούν αφού κατά την διαδικασία είμαστε σε θέση να παρακολουθούμε στενά ποιες μετασχηματισμένες παρατηρήσεις είναι κατάλληλες και ποιες όχι. Οι διαφορές για τους αριθμούς παρατηρήσεων $1, T+1, 2T+1, 3T+1, \dots$, και $(N-1)T+1$ θα πρέπει να οριστούν ως απύσες (Wooldridge, 2002). Αυτές οι παρατηρήσεις αντιστοιχούν στην πρώτη χρονική περίοδο για κάθε διαστρωματική μονάδα στο αρχικό σύνολο δεδομένων. Εξ' ορισμού, δεν υπάρχει πρώτη διαφορά για τις παρατηρήσεις $t=1$. Όμως χρειάζεται λίγη προσοχή έτσι ώστε οι διαφορές μεταξύ της πρώτης χρονικής περιόδου για την μονάδα $i+1$ και της τελευταίας χρονικής περιόδου για την μονάδα i να μην αντιμετωπίζονται ως κατάλληλες παρατηρήσεις.

Υπόθεση ΜΠΔ.3: $E(e_i, e_i' | x_{i1}, \dots, x_{iT}, c_i) = S_e^2 I_{T-1}$, όπου e_i , είναι ένα διάνυσμα διαστάσεων $(T-1) \times 1$ που περιλαμβάνει τα e_{it} , $t = 2, \dots, T$.

Κάτω από την Υπόθεση ΜΠΔ.3, όλες οι στατιστικές που δηλώνονται από την συνδυασμένη παλινδρόμηση στα δεδομένα πρώτων διαφορών είναι ασυμπτωτικά κατάλληλα, συμπεριλαμβανομένων και των στατιστικών F που βασίζονται στα αθροίσματα τετραγώνων των καταλοίπων (sums of squared residuals).

Αν παραβιαστεί η Υπόθεση ΜΠΔ.3, τότε, θα πρέπει να υπολογιστεί μια ισχυρή μήτρα διακυμάνσεων. Ο εκτιμητής της μήτρας διακυμάνσεων, δίδεται από τη σχέση:

$$A \text{ var}(\hat{b}_{FD}) = (\Delta X' \Delta X)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \Delta X_i' e_i e_i' \Delta X_i \right) (\Delta X' \Delta X)^{-1} \quad (4.44)$$

όπου ΔX είναι η διαστάσεων $N(T-1) \times K$ μήτρα των πρώτων διαφορών των x_{it} .

4.7.1 Έλεγχος αυτοσυσχέτισης

Κάτω από την Υπόθεση FD.3, τα σφάλματα $e_{it} \equiv \Delta u_{it}$ θα πρέπει να μην έχουν αυτοσυσχέτιση. Μπορούμε εύκολα να ελέγξουμε αυτή την υπόθεση, αν έχουμε διαθέσιμα τα κατάλοιπα από την παλινδρόμηση της συνδυασμένης μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων. Επομένως, αφού ισχύει η υπόθεση της αυστηρής εξωγένειας, μπορούμε να εφαρμόσουμε έναν έλεγχο αυτοσυσχέτισης με την βοήθεια της

ακόλουθης παλινδρόμησης των καταλοίπων που βασίζεται σε $T-2$ χρονικές περιόδους (Greene, 2003; Wooldridge, 2002):

$$\hat{e}_{it} = \hat{r}_1 \hat{e}_{i,t-1} + error_{it}, \quad t = 3, 4, \dots, T \text{ και } i = 1, 2, \dots, N \quad (4.45)$$

Η στατιστική ελέγχου του \hat{r}_1 , είναι η συνηθισμένη στατιστική t . Για $T = 2$, ο έλεγχος αυτός δεν μπορεί να γίνει, αλλά δεν είναι και αναγκαίος. Για $T = 3$, η παλινδρόμηση (4.45) είναι απλά μια παλινδρόμηση διαστρωματικών δεδομένων (cross section regression) επειδή χάνουμε τις $t = 1$ και $t = 2$ χρονικές περιόδους.

Άρα, σε οποιαδήποτε περίπτωση, η εύρεση σημαντικής αυτοσυσχέτισης στα e_{it} , θα πρέπει να υπολογισθεί η ισχυρή μήτρα διακύμανσης για τον εκτιμητή FD.

4.8 Σύγκριση Εκτιμητών

1. Όταν έχουμε μόνο δύο χρονικές περιόδους ($T = 2$), τόσο η εκτίμηση σταθερών επιδράσεων FE, όσο και η εφαρμογή πρώτων διαφορών FD, δίδουν ισοδύναμες εκτιμήσεις και επαγωγή.
2. Όταν $T > 2$, η επιλογή μεταξύ FD και FE βασίζεται στις υποθέσεις που γίνονται σχετικά με τους όρους σφάλματος ιδιαίτερων χαρακτηριστικών, u_{it} . Συγκεκριμένα, ο εκτιμητής FE είναι πιο αποτελεσματικός κάτω από την Υπόθεση FE.3 (όπου τα u_{it} δεν αυτοσυσχετίζονται), ενώ ο εκτιμητής FD είναι πιο αποτελεσματικός όταν τα u_{it} ακολουθούν τυχαίο περίπατο.
3. Αν οι εκτιμήσεις FE και FD διαφέρουν κατά τρόπο που δεν μπορούν να αποδοθούν σε δειγματοληπτικό σφάλμα, τότε τίθεται θέμα παραβίασης της υπόθεσης αυστηρής εξωγένειας. Αν το u_{it} συσχετίζεται με το x_{is} για κάθε t και s , οι FE και FD γενικά έχουν διαφορετικά όρια πιθανότητας. Οποιαδήποτε από τα τυπικά προβλήματα ενδογένειας, συμπεριλαμβανομένου και του σφάλματος μέτρησης, των χρονικά μεταβαλλόμενων παραλειπόμενων μεταβλητών, και της αλληλεξάρτησης (simultaneity), γενικά προκαλούν συσχέτιση μεταξύ x_{it} και u_{it} (δηλαδή, ταυτόχρονη συσχέτιση), που στη συνέχεια οδηγεί στην ασυνέπεια και σε διάφορα προβλήματα ορίων πιθανότητας των FD και FE. Επιπρόσθετα, η συσχέτιση μεταξύ u_{it} και x_{is} για $s \neq t$ οδηγεί στην ασυνέπεια των FD και FE.

4. Όταν το χρονικά υστερημένο x_{it} συσχετίζεται με το u_{it} , μπορούμε να λύσουμε το πρόβλημα της έλλειψης αυστηρής εξωγένειας με το να συμπεριλάβουμε χρονικές υστερήσεις.
5. Μπορούμε επίσημα να ελέγξουμε τις υποθέσεις για την συνέπεια των εκτιμητών FE και FD με την χρήση ενός ελέγχου Hausman.
6. Αν $T = 2$, είναι εύκολο να ελεγχθεί η αυστηρή εξωγένεια. Στην εξίσωση $\Delta y_i = \Delta x_i \mathbf{b} + \Delta u_i$, ούτε το x_{i1} ούτε το x_{i2} δεν θα πρέπει να είναι σημαντικοί ως επιπρόσθετες επεξηγηματικές μεταβλητές στην εξίσωση πρώτων διαφορών. Προσθέτουμε απλά, έστω, το x_{i2} στην εξίσωση FD και πραγματοποιούμε έναν έλεγχο F για την σημαντικότητα του x_{i2} .
7. Με περισσότερες από δύο χρονικές περιόδους, ο έλεγχος της αυστηρής εξωγένειας είναι έλεγχος της υπόθεσης $H_0 : \mathbf{g} = 0$ στην εκτεταμένη εξίσωση $\Delta y_i = \Delta x_i \mathbf{b} + w_i \mathbf{g} + \Delta u_i$, $t = 2, \dots, T$ όπου w_i είναι ένα υπό-σύνολο του x_i . Χρησιμοποιώντας την προσέγγιση Wald, αυτός ο έλεγχος μπορεί να γίνει ισχυρός ως προς την αυθαίρετη αυτοσυσχέτιση ή ομοσκεδαστικότητα. Κάτω από τις Υποθέσεις FD.1-FD.3 η συνηθισμένη στατιστική F είναι ασυμπτωτικά κατάλληλη.
8. Ένας έλεγχος αυστηρής εξωγένειας χρησιμοποιώντας σταθερές επιδράσεις, όταν $T > 2$, λαμβάνεται από τον προσδιορισμό της εξίσωσης $y_{it} = x_{it} \mathbf{b} + w_{i,t+1} \mathbf{d} + c_i + u_{it}$, $t = 1, 2, \dots, T - 1$, όπου $w_{i,t+1}$ είναι και πάλι υπό-σύνολο του $x_{i,t+1}$. Κάτω από την αυστηρή εξωγένεια, $\mathbf{d} = 0$, και μπορούμε να εφαρμόσουμε τον έλεγχο χρησιμοποιώντας εκτίμηση σταθερών επιδράσεων.

ΜΕΡΟΣ ΙΙΙ

ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟΣ ΜΙΣΘΩΝ ΚΑΙ ΧΑΣΜΑ ΑΜΟΙΒΩΝ ΚΑΤΑ ΦΥΛΟ – ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5: ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΜΟΣ ΜΙΣΘΩΝ

5.1 Εισαγωγή

Η διεθνής βιβλιογραφία των οικονομικών της εργασίας παρουσιάζει ένα σταθερό ενδιαφέρον στη διερεύνηση της διάκρισης των αμοιβών μεταξύ των φύλων. Γενικά, διάκριση αμοιβών ορίζεται (Dex and Sloane, 1989) η άνιση μεταχείριση ίσων παραγωγικά ατόμων όσον αφορά την ανταμοιβή τους (remuneration). Το ενδιαφέρον των ερευνητών επικεντρώνεται στην εκτίμηση των προσδιοριστικών παραγόντων των διαφορών στις αμοιβές των δύο φύλων, δεδομένων των χαρακτηριστικών ανθρώπινου κεφαλαίου, τα οποία αντικατοπτρίζουν την παραγωγική τους ικανότητα (Becker, 1964). Η εκτίμηση της διάκρισης συνήθως εξάγεται από την διάσπαση/ανάλυση (decomposition) της συνολικής διαφοράς των αμοιβών στις αναλογίες που ερμηνεύονται, αφενός, από τις διαφορές στα προσόντα ή «χαρίσματα» του εργατικού δυναμικού (human capital endowments), τα οποία αντικατοπτρίζουν τις διαφορές παραγωγικότητας και επομένως δικαιολογούν τη διαφοροποίηση αμοιβών, και αφετέρου από τους υπόλοιπους παράγοντες (residuals). Τα *κατάλοιπα* είναι η μέτρηση των διαφορών στις αμοιβές, που δεν εξηγούνται από τις διαφορές στα χαρίσματα του ανθρώπινου κεφαλαίου (παραγωγικά χαρακτηριστικά). Επομένως, είναι το ανεξήγητο τμήμα της διαφοροποίησης των αμοιβών και μια εκτίμηση της διάκρισης (Oaxaca, 1973).

Η διάκριση ολόκληρων ομάδων εργαζομένων εξαιτίας συγκεκριμένων χαρακτηριστικών τους, όπως η φυλή, η θρησκεία, η εθνικότητα ή το φύλο, υπήρξε ιστορικά σημαντική σε πολλές χώρες και συχνά εντός των περιφερειών τους. Οι

πρώτες σημαντικές εμπειρικές μελέτες σε αυτό το θέμα, δημοσιεύθηκαν για τις Η.Π.Α. από τους Oaxaca (1973) και Blinder (1973) και με αντικείμενο τη διάκριση αμοιβών λευκών και μαύρων καθώς και ανδρών και γυναικών. Από τότε μέχρι σήμερα, έχουν πραγματοποιηθεί για πολλές, (κυρίως δυτικές βιομηχανικά αναπτυγμένες) χώρες³⁵, ένας μεγάλος αριθμός εμπειρικών μελετών για την εκτίμηση της διάκρισης αμοιβών ή των αδικαιολόγητων διαφοροποιήσεων των αμοιβών.

Η υπολογιζόμενη *ακαθάριστη* διαφορά των μέσων αμοιβών ανδρών-γυναικών (raw mean male-female differential), μπορεί να υπερεκτιμά την διάκριση κατά των γυναικών, αφού άνδρες και γυναίκες του εργατικού δυναμικού μπορεί να μην είναι συγκρίσιμοι σε όρους αποκτηθέντος ανθρώπινου κεφαλαίου. Στις δυτικές βιομηχανικά ανεπτυγμένες οικονομίες, οι άνδρες και οι γυναίκες έχουν κατά μέσο όρο συχνά ιδιαίτερα διαφορετικό ιστορικό εργασίας. Παραδοσιακά, οι γυναίκες έχουν μεγαλύτερο ιστορικό όσον αφορά τη *διακεκομμένη εργασία* (interrupted work historie) από ότι οι άνδρες, εξαιτίας των οικογενειακών υποχρεώσεων. Το γεγονός αυτό, αντικατοπτρίζεται σε μεγάλο βαθμό σε δεδομένα «πραγματικής εργασιακής εμπειρίας», η οποία είναι κατά μέσο όρο χαμηλότερη για τις γυναίκες από ότι για τους άνδρες. Επίσης αντανακλάται, στο «*χρόνο αποχής από την εργασία*» λόγω ανατροφής των παιδιών, ο οποίος συχνά αναφέρεται στην βιβλιογραφία ως «*οικιακός χρόνος*» (home-time), και ο οποίος είναι συνήθως μηδενικός για τους άνδρες.

Επιπλέον, άνδρες και γυναίκες του ενεργού πληθυσμού μπορεί να διαφέρουν και σε άλλους τομείς, οι οποίοι είναι δύσκολο να μετρηθούν, όπως τα κίνητρα ή η ικανότητα εργασίας, οι οποίοι όμως μπορούν να επηρεάσουν τα επίπεδα εργασιακής εμπειρίας και το χρόνο αποχής από την εργασία. Αυτοί οι παράγοντες μπορούν να συνοψιστούν ως «*ατομικές μη-παρατηρούμενες εξειδικευμένες επιδράσεις*» (unobservable individual-specific effects). Επίσης, άνδρες και γυναίκες διαφέρουν σημαντικά όσον αφορά την *εκπαίδευση*. Ωστόσο, ενώ αυτό ισχύει για ομάδες ηλικιωμένων γυναικών, δηλ. παλαιότερα, αντιθέτως, ομάδες νεότερων γυναικών έχουν καλύψει τη διαφορά αυτή και πλέον έχουν παρόμοια, ή ακόμα και υψηλότερα, επίπεδα εκπαίδευσης σε σχέση με τους άνδρες. Τέλος, οι κατανομές

³⁵ Σε αυτές τις μελέτες έχουν εξεταστεί όχι μόνο δείγματα του συνολικού εργατικού δυναμικού, αλλά έχουν αναλυθεί και δείγματα επιχειρήσεων ή επαγγελματικών ομάδων προκειμένου να διερευνηθεί η έκταση της διάκρισης μεταξύ επιχειρήσεων και επαγγελματικών ομάδων.

ανδρών και γυναικών διαφέρουν και εντός των εργασιακών χώρων. Οι εργασιακοί χώροι, αν είναι εφικτό, μπορούν να περιγραφούν ανά επάγγελμα, κλάδο και θέση. Τυπικά, οι γυναίκες εργάζονται συνήθως σε επαγγέλματα και κλάδους υπηρεσιών, ενώ οι άνδρες περισσότερο σε τεχνικά ή «τεχνολογικά» επαγγέλματα. Οι γυναίκες είναι λιγότερο πιθανό να καταλαμβάνουν υψηλές θέσεις και πιθανότερο να εργάζονται σε καθεστώς ημι-απασχόλησης.

Συμπερασματικά, αφού οι συγκρίσεις ανδρών και γυναικών εργαζομένων φαίνεται να αποκαλύπτουν διαφορετικά φυλετικά πρότυπα σε προσόντα-χαρακτηριστικά του ανθρώπινου κεφαλαίου (human capital endowments), η εκτίμηση της διάκρισης απαιτεί πρώτα να διορθωθεί το δειγματικό ή παρατηρούμενο χάσμα αμοιβής (raw wage gap) γι' αυτές τις «φυσικές» διαφορές των φύλων.

Πέρα από τα πολλά εμπειρικά ζητήματα που αντιμετωπίζονται στη βιβλιογραφία, τα βασικά ζητήματα μεθοδολογίας μπορούν να συνοψιστούν σε τρία σημεία:

- Πρώτον, προκειμένου να μπορούν να συγκριθούν εργαζόμενοι/ες άνδρες και γυναίκες στην ανάλυση των αμοιβών τους, απαιτούνται ακριβείς (accurate) μετρήσεις των ατομικών χαρακτηριστικών του ανθρώπινου κεφαλαίου.

- Δεύτερον, είναι απαραίτητο να εξαχθούν συνεπείς (efficient) εκτιμήσεις των συντελεστών των μεταβλητών ανθρώπινου κεφαλαίου στο μοντέλο παλινδρόμησης αμοιβών προκειμένου να είναι συγκρίσιμα τα αποτελέσματα ανδρών και γυναικών.
- Τρίτον, θα πρέπει να αναπτυχθεί μια γενική μέθοδος διάσπασης της ακαθάριστης διαφοράς αμοιβών ανδρών-γυναικών, προκειμένου να εκτιμηθεί το τμήμα που ερμηνεύεται από τις διαφορές χαρακτηριστικών του ενεργού πληθυσμού καθώς και από τον όρο σφάλματος, ο οποίος μετρά τη

Ενώ είναι προφανές ότι το τρίτο ζήτημα μπορεί να λυθεί μόνο αφού λυθούν τα δύο πρώτα. Το πρώτο ζήτημα εξαρτάται από την διαθεσιμότητα δειγματικών παρατηρήσεων, ενώ το δεύτερο, δηλ. αυτό της εκτίμησης του υποδείγματος, αποτελεί την μεγαλύτερη πρόκληση από την πλευρά της εφαρμοσμένης οικονομετρίας και εξαρτάται από την εφαρμογή των κατάλληλων μεθόδων εκτίμησης.

Εν κατακλείδι, η αποτύπωση των πρόσφατων εξελίξεων στον τομέα του «χάσματος αμοιβών μεταξύ φύλων» που παρουσιάζεται στη συνέχεια, φαίνεται στην πρόοδο που έχει σημειωθεί στη σχετική βιβλιογραφία, κυρίως όσον αφορά τις συνεπείς εκτιμήσεις των κύριων παραμέτρων του μοντέλου αμοιβών.

Στη συνέχεια, σε πρώτη φάση ορίζεται ένα απλό υπόδειγμα παλινδρόμησης αμοιβών και στη συνέχεια παρουσιάζεται η ανασκόπηση της βιβλιογραφίας, με βάση τις υποθέσεις που επιβάλλονται για την απόκτηση συνεπών εκτιμήσεων των βασικών προς εκτίμηση παραμέτρων. Το υπόδειγμα παλινδρόμησης των αμοιβών που ταυτοποιούμε, αποτελεί το συχνότερα χρησιμοποιούμενο προς εκτίμηση στη διεθνή βιβλιογραφία αναφορικά με τη διαφοροποίηση αμοιβών κατά φύλο.

Το διαρθρωτικό υπόδειγμα (βασικό οικονομικό) συνίσταται σε ένα μοντέλο ανθρώπινου κεφαλαίου (Becker, 1964), ενώ η οικονομετρική του εξειδίκευση (εμπειρικό) είναι τύπου Mincer (1974)³⁶ στο οποίο οι αμοιβές σε λογαρίθμους παλινδρομούνται στις μετρήσεις των ατομικών ιστορικών χαρακτηριστικών εργασίας, δηλ. στην πραγματική εργασιακή εμπειρία και στον οικιακό χρόνο, ή γενικά στις περιόδους χωρίς εργασία, στην εκπαίδευση (που θεωρείται προ-εργατική εκπαίδευση) καθώς και σε άλλες ιστορικές μεταβλητές όπως το επάγγελμα. Η μεταβλητή *χρόνος χωρίς εργασία* (time-out of work) είναι το σύνολο των περιόδων μη-απασχόλησης ενώ η μεταβλητή *οικιακός χρόνος* (home-time) μετρά τις περιόδους αποχής από την εργασία για την ανατροφή των παιδιών από τις γυναίκες. Κύριοι παράμετροι ενδιαφέροντος στις οποίες εστιάζουμε καταρχάς, είναι οι συντελεστές των μεταβλητών *εργασιακή εμπειρία* (work experience) και *χρόνος χωρίς εργασία* (time-out of work). Αυτές είναι συνήθως ενδογενείς. Πηγή της *ενδογένειας*, είναι η συσχέτιση των μεταβλητών εργατικού ιστορικού με τα μη-παρατηρούμενα στοιχεία ετερογένειας, τα οποία ενσωματώνονται στον όρο σφάλματος του υποδείγματος παλινδρόμησης, καθώς επίσης, πιθανόν και η μη-τυχαία επιλογή δείγματος (non random sample selection). Σε αντίθεση με τις μεταβλητές ιστορικού εργασίας, οι μεταβλητές προ-εργασιακής εκπαίδευσης και κατάρτισης (pre-labour market

³⁶ Το αρχικό εμπειρικό μοντέλο αναπτύχθηκε από τον Mincer (1974), με βάση ένα υπόδειγμα κύκλου-ζωής εισοδήματος και περιλαμβάνει μόνο την ηλικία ως μέτρηση του ατομικού ιστορικού εργασίας και τα έτη της προ-εργασιακής εκπαίδευσης. Το μοντέλο αυτό είναι πιο κατάλληλο για δείγματα ανδρών που λαμβάνονται από το συνολικό πληθυσμό και πρακτικά εργάζονται σε όλη τους τη ζωή. Οι Mincer και Polachek (1974), για να λάβουν υπόψη τα διακεκομμένα ιστορικά στοιχεία εργασίας των γυναικών, επέκτειναν το μοντέλο και συμπεριέλαβαν μεταβλητές για την πραγματική εργασιακή εμπειρία καθώς και τον οικιακό χρόνο. Εξισώσεις αμοιβών που έχουν εκτιμηθεί στις περισσότερες έρευνες έχουν συμπληρωθεί με αρκετές μεταβλητές κατάρτισης (background) καθώς και με διάφορες μετρήσεις της ποιότητας του ανθρώπινου κεφαλαίου, οδηγώντας στα λεγόμενα πλήρη υποδείγματα (unrestricted). Ωστόσο, ενώ η διαρθρωτική μορφή της συνάρτησης μισθών είναι άρτια εξειδικευμένη από θεωρητικής απόψεως, δεν ισχύει το ίδιο και για το πλήρες υπόδειγμα που περιλαμβάνει μεταβλητές κατάρτισης.

schooling and background) θεωρούνται ως *εξωγενείς*³⁷ (exogenous), από τη σχετική βιβλιογραφία του χάσματος αμοιβών κατά φύλο³⁸.

Θεωρίες διάκρισης αμοιβών, δηλ., μοντέλα τύπου Mincer (1974) καθώς και το ζήτημα ποιες μεταβλητές θα πρέπει να συμπεριληφθούν στο υπόδειγμα, έχουν ήδη εξεταστεί εκτεταμένα (π.χ. Cain, 1986; Blau and Ferber, 1987; Gundarson, 1989; Blau, 1998) και δεν θα επαναληφθούν εδώ. Επιπρόσθετα, για το θέμα της συνέπειας των εκτιμήσεων θα αναφερθούμε επιλεκτικά σε μελέτες που έχουν πραγματοποιηθεί για τη Μεγάλη Βρετανία και τις ΗΠΑ, όπου έχει γίνει ο κύριος όγκος της εμπειρικής διερεύνησης διεθνώς.

Στο κεφάλαιο αυτό, κατ' αρχάς δίδεται η εξειδίκευση του γενικού υποδείγματος αμοιβών και εν συνεχεία, γίνεται η σχετική ανασκόπηση της βιβλιογραφίας με βάση τις υποθέσεις που επιβάλλονται για την απόκτηση συνεπών εκτιμήσεων των άγνωστων πληθυσμιακών παραμέτρων, των βασικότερων οικονομετρικών υποδειγμάτων προσδιορισμού μισθών, που

³⁷ Η προ-εργασιακή εκπαίδευση, είναι το ίδιο πιθανό να συσχετίζεται με *μη-παρατηρούμενα* χαρακτηριστικά όπως τις ιστορικές μεταβλητές εργασίας (history variables). Στην βιβλιογραφία, το γεγονός αυτό έχει αμεληθεί τελείως. Η φύση του προβλήματος που ασχολείται με την ενδογένεια αυτής της μεταβλητής διαφέρει από το θέμα της ενδογένειας των μεταβλητών ιστορικού εργασίας σε διαμήκη (longitudinal) δεδομένα σε κάποιο βαθμό, αφού η προ-εργασιακή εκπαίδευση είναι σταθερή στο χρόνο και οι μεταβλητές ιστορικού εργασίας μεταβάλλονται τόσο ανά άτομο όσο και κατά τη διάρκεια του χρόνου. Επομένως, η παράμετρος ενδιαφέροντος μπορεί να εξειδικευτεί μόνο από το υπόδειγμα παλινδρόμησης αμοιβών, σε αρχικές τιμές-επίπεδα, και οι βοηθητικές μεταβλητές να συσχετίζονται με τη μεταβλητή εκπαίδευσης και να μην συσχετίζονται με την ατομική ειδική επίδραση και το διαταρακτικό όρο. Επιπρόσθετα, η παραμέληση του ζητήματος δεν θα δημιουργούσε πρόβλημα αν μη-συνεπείς εκτιμήσεις ελαχίστων τετραγώνων της απόδοσης της εκπαίδευσης και συνεπείς εκτιμήσεις της βοηθητικής μεταβλητής ήταν ίσες, και οι μέσοι των ετών εκπαίδευσης ήταν ίσοι για άνδρες και γυναίκες, κάτι που είναι πιο πιθανό στις πιο νεότερες ηλικίες.

³⁸ Μια σημαντική εξαίρεση είναι η μεταβλητή για το επάγγελμα, στην οποία αναφερθήκαμε στο δεύτερο μέρος της διατριβής.

5.2 Εξειδίκευση του υποδείγματος αμοιβών

Η διαρθρωτική μορφή του υποδείγματος προσδιορισμού αμοιβών που χρησιμοποιείται συνήθως προς εκτίμηση, στην εμπειρική βιβλιογραφία για το χάσμα αμοιβών κατά φύλο, είναι:

$$\ln W_{it} = X_{it} b + e_{it} \quad (5.1)$$

Όπου i είναι τα άτομα (indexes individuals) και t ο χρόνος (indexes time periods) $\ln W_{it}$, είναι η εξαρτημένη των αμοιβών σε λογαριθμική μορφή. Το διάνυσμα των ερμηνευτικών μεταβλητών X_{it} περιλαμβάνει μετρήσεις για τα παρατηρούμενα ατομικά χαρακτηριστικά ανθρώπινου κεφαλαίου, τα οποία πιθανόν να διαφέρουν διαχρονικά, έτσι ώστε να μπορεί να διαχωριστεί ως $X_{it} = (X_{it}^{(1)}, X_{it}^{(2)})$. Συγκεκριμένα, το διάνυσμα των ερμηνευτικών μεταβλητών, το οποίο περιέχει και σταθερά, περιλαμβάνει συνήθως μετρήσεις για επένδυση σε ανθρώπινο κεφάλαιο, όπως τα έτη εκπαίδευσης και εργασιακής εμπειρίας, καθώς και τη μη-επένδυση, όπως ο «οικιακός χρόνος», για τις γυναίκες. Οι εκτιμήσεις των παραμέτρων, ερμηνεύονται, κατά τα γνωστά, ως η επίδραση των μεταβολών των ανεξάρτητων μεταβλητών στο ρυθμό μεταβολής των αμοιβών. Ο όρος σφάλματος e_{it} ορίζεται ως εξής

$$e_{it} = v_i + u_{it} \quad (5.2)$$

Ο όρος σφάλματος, συνίσταται από διαχρονικά, αφενός, σταθερά χαρακτηριστικά των εργαζομένων, v_i , και αφετέρου μεταβλητά, u_{it} , τα οποία αναφέρονται ως όρος σφάλματος «ιδιοσυγκρασίας» (idiosyncratic error) ή ιδιαίτερων χαρακτηριστικών. Η κατανομή τους είναι ασθενώς στάσιμη, με μέσο 0 και σταθερή διακύμανση s_u^2 . Το ατομικό στοιχείο, v_i , καλύπτει μη-παρατηρούμενες (individual specific component) συγκεκριμένες ατομικές ικανότητες (skills). Τέτοια χαρακτηριστικά μπορεί να ενσωματώνουν το κίνητρο και την ικανότητα, που θεωρείται ότι διατηρούνται σταθερά κατά τη διάρκεια της ζωής του ανθρώπου. Το στοιχείο του κοινού όρου σφάλματος, u_{it} , περικλείει μακρο-διαταραχές ή τύχη (macro shocks or luck).

5.3 Εκτίμηση με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων

Ο συνήθης εκτιμητής που εφαρμόζεται στο γενικό μοντέλο το οποίο ορίζεται με τις εξισώσεις (5.1) και (5.2) είναι ο κλασικός εκτιμητής των ελαχίστων τετραγώνων (OLS). Η συνεπής εκτίμηση των παραμέτρων ενδιαφέροντος απαιτεί να ισχύει η ακόλουθη συνθήκη ορθογωνιότητας

$$E[v_i + u_{it} | X_{it}, d_{it}^* > 0] = 0 \quad (5.3)$$

Όπου d_{it}^* ο δείκτης για την κρυφή ποιοτική μεταβλητή (latent index variable) είναι θετικός αν ένα άτομο i συμμετέχει στην αγορά εργασίας και μη-θετικός σε κάθε άλλη περίπτωση.

Προφανώς, η εγκυρότητα της υπόθεσης της ορθογωνιότητας στην εξίσωση (5.3) απαιτεί την εφαρμογή περιοριστικών υποθέσεων, αφού μπορεί να παραβιαστεί από την ενδογένεια των ερμηνευτικών μεταβλητών του υποδείγματος, συμπεριλαμβανομένης και της μη-τυχαίας επιλογής δείγματος.

Οι τρεις πηγές ενδογένειας είναι

- Η μη-παρατηρούμενη ετερογένεια,
- το σφάλμα μέτρησης στις μεταβλητές και
- η επιλογή μη-τυχαίου δείγματος.

Ενδογένεια σημαίνει ότι οι ερμηνευτικές μεταβλητές σε ένα υπόδειγμα παλινδρόμησης συσχετίζονται με τον όρο σφάλματος, δηλ., $E(e_{it} | X_{it}) \neq 0$, ή $E(v_i + u_{it} | X_{it}) \neq 0$. Στις περισσότερες περιπτώσεις, είναι οικονομικά αξιόπιστο να υποθέσουμε ότι οι μεταβλητές που μεταβάλλονται στο χρόνο και που περιλαμβάνονται στο διάνυσμα των ανεξάρτητων, (X_{it}) , δεν είναι αυστηρά εξωγενείς, αλλά προκαθορισμένες και επομένως $E(u_{it} | X_{it}) = 0$ αν $s \geq t$ (Wooldridge, 2002; Engle, Hendry and Richard, 1983). Η ιδέα για τις προκαθορισμένες πηγάζει από το ότι ενώ οι διαταραχές στο παρόν είναι πιθανό να έχουν επίδραση σε μελλοντικές αποφάσεις, διαταραχές στο παρόν και στο μέλλον δεν επηρεάζουν τις παρούσες αποφάσεις. Παρά το γεγονός ότι οι προκαθορισμένες δεν υπονοούν παράβαση της υπόθεσης ορθογωνιότητας, εντούτοις, η συσχέτιση του όρου σφάλματος των μη-παρατηρούμενων χαρακτηριστικών, v_i , με τις ερμηνευτικές μεταβλητές καθώς και

τα προβλήματα σφάλματος μέτρησης των μεταβλητών που χρησιμοποιούνται για την εκτίμηση του μοντέλου, μπορεί να παραβιάζουν την υπόθεση αυτή.

Συγκεκριμένα, η ενδογένεια που οφείλεται σε μια μη-παρατηρούμενη συγκεκριμένη ανά άτομο επίδραση και η συσχέτισή της με τις ερμηνευτικές μεταβλητές του μοντέλου υπονοεί ότι $E(n_i | X_{ii}) \neq 0$, κάτι που κάνει τον εκτιμητή των ελαχίστων τετραγώνων ασυνεπή. Η κατεύθυνση της μεροληπτικότητας³⁹ εξαρτάται από το πρόσημο της συσχέτισης των v_i και c_{ii} . Επομένως, αν $E(n_i | X_{ii}) > 0$, το αντίστοιχο στοιχείο του b εκτιμάται με τη συνήθη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων με μια μεροληψία προς τα πάνω, και αν $E(n_i | X_{ii}) < 0$ με μια μεροληψία προς τα κάτω. Το σφάλμα μέτρησης σε ερμηνευτικές μεταβλητές οδηγεί σε προβλήματα συνέπειας με τους εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων των αντίστοιχων συντελεστών κλίσης του μοντέλου. Γενικά, για οποιαδήποτε ερμηνευτική $x_{ii} \in X_{ii}$, η οποία μετριέται με σφάλμα, μπορούμε να γράψουμε:

$$c_{ii}^* = c_{ii} + m_{ii} \quad (5.4)$$

Η παρατηρούμενη μεταβλητή c_{ii}^* μετρά την πραγματική τιμή του χαρακτηριστικού, c_{ii} , μαζί με ένα τυχαίο σφάλμα m_{ii} που μπορεί να διαφέρει τόσο ανά άτομο (διαστρωματικά) όσο και διαχρονικά. Ως αποτέλεσμα, προκαλείται μεροληψία προς τα κάτω του αντίστοιχου εκτιμώμενου συντελεστή με τη συνήθη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Αποδεικνύεται (πχ. Wooldridge, 2002) ότι η μεροληψία του εκτιμώμενου συντελεστή της c_{ii} είναι ανάλογη του $s_m^2 / (s_m^2 + s_x^2)$ όπου s_m^2 η διακύμανση του σφάλματος μέτρησης m και s_x^2 του c αντίστοιχα⁴⁰.

Από την εξειδίκευση της εξίσωσης (5.4) μπορούν να καλυφθούν δύο περιπτώσεις. Η πρώτη είναι ότι η παρατηρούμενη μεταβλητή αποτελεί εκτίμηση μόνο της αντίστοιχης προβλεπόμενης από την οικονομική θεωρία. Επομένως, τα σφάλματα

³⁹ Σε όλο το κείμενο, όσον αφορά την μεροληψία αναφερόμαστε στην ασυμπτωτική μεροληψία και συγκεκριμένα σε $(p \lim \hat{q} - q) = 0$, όπου \hat{q} ο εκτιμητής του q .

⁴⁰ Επομένως σε κάθε περίπτωση, είτε η παράμετρος είναι θετική είτε αρνητική, η εκτίμηση είναι μεροληπτική προς το μηδέν σε σχέση με την πραγματική τιμή της παραμέτρου ενδιαφέροντος, εκτός αν $s_m^2 = 0$.

μέτρησης μπορεί να οφείλονται σε σφάλματα υπολογισμού ή παρουσίασης και σε τυχαία σφάλματα μη-ανταπόκρισης (των ερωτώμενων του δείγματος). Η δεύτερη περίπτωση είναι ότι για τη μεταβλητή ενδιαφέροντος δεν υπάρχουν παρατηρήσεις (μη-παρατηρούμενη) και επομένως χρησιμοποιείται κάποιος δείκτης ο οποίος την προσεγγίζει. Παραδείγματα της τελευταίας περίπτωσης είναι η χρήση της ηλικίας και της *δυναμικής εργασιακής εμπειρίας* (potential work experience) ως προσεγγιστικών μεταβλητών της *πραγματικής εργασιακής εμπειρίας*, όταν η πηγή δεδομένων δεν περιλαμβάνει πληροφόρηση για την προβλεπόμενη από την οικονομική θεωρία μεταβλητή, δηλ. εδώ την πραγματική εργασιακή εμπειρία.

Η ανασκόπηση των εμπειρικών μελετών για το χάσμα αμοιβών κατά φύλο αποκαλύπτει ότι τα περισσότερα χρησιμοποιούμενα στην έρευνα δείγματα (data sets) είναι διαστρωματικά (cross sectional) και δεν περιλαμβάνουν πληροφόρηση για τη πραγματική εργασία των ατόμων, εννοώντας την πραγματική εργασιακή εμπειρία (προϋπηρεσία), και επομένως χρησιμοποιούνται προσεγγιστικές μεταβλητές (proxy variables) για την εκτίμησή της. Η πλέον συνηθισμένη μέθοδος υπολογίζει την *δυναμική εργασιακή εμπειρία* βάσει της σχέσης

$$PotEX_{it} = Age_{it} - S_{it} - 6 \quad (5.5)$$

όπου Age_{it} είναι η ηλικία του ατόμου, S_{it} ο αριθμός των ετών της επίσημης-υποχρεωτικής εκπαίδευσης, η οποία συνήθως ορίζεται στα 10 έτη, και 6 η ηλικία στην οποία τα παιδιά ξεκινούν το σχολείο⁴¹.

Είναι κυρίως αυτή η ομάδα ερευνών που βασίζεται σε αποτελέσματα εκτιμήσεων με τη συνήθη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) και εστιάζει στον καθορισμό της απόδοσης της εργασιακής εμπειρίας⁴². Στον Πίνακα 5.1 συνοψίζουμε τα κύρια χαρακτηριστικά επιλεγμένων σημαντικών, στη διεθνή βιβλιογραφία, ερευνών στις οποίες εφαρμόζεται η κλασική μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων.

⁴¹ Αφού εξ' ορισμού η μεταβολή και στις δύο προσεγγιστικές μεταβλητές, ηλικία και δυναμική εργασιακή εμπειρία είναι η ίδια, η εναλλαγή των δύο δεν επηρεάζει τις εκτιμήσεις του συντελεστή της κατά προσέγγιση μεταβλητής. Μόνο η κλίση της παλινδρόμησης αμοιβών θα αλλάξει.

⁴² Γενικά, η απώλεια περιόδων χρόνου εκτός εργασίας, ή οικιακού χρόνου, δεν μπορεί να εκτιμηθεί με αυτή την προσέγγιση.

Πίνακας 5.1: Εφαρμογή της μεθόδου OLS σε έρευνες εξισώσεων αμοιβών.**Έρευνες διαστρωματικών δεδομένων με χρήση της δυνητικής εργασιακής εμπειρίας ως προσεγγιστικής (proxy) της άγνωστης πραγματικής.**

Έρευνα	Πηγή δεδομένων ¹ έτος, πληθυσμός	Ερμηνευτικές μεταβλητές
Oaxaca (1973)	SEO, 1967, 1975 εργάτες, ηλικίας 16+, 25+, Λευκοί και μη παιδιά, άνδρες και ανύπανδρες	Δυνητική εμπειρία, εκπαίδ., υγεία, μερική μετανάστευση, οικογ. κατάστ., περιφερειακές μεταβλ., επάγγελμα, βιομηχανία
Blinder (1973)	Εργαζόμενοι	Διαρθρωτικό υπόδ.: ηλικία, περιφερειακές μεταβλ., εκπαίδ., επαγγ. κατάρτιση, επάγγ., μέλος συνδικάτου, Σωμ. Παλαιμάχων, υγεία, τοπικές συνθ.αγ.εργασίας, γεωργ. κινητικότητα εργ., εποχική απασχ.
Greenhalgh (1980)	GHS, 1975 και ανύπανδρες γυναίκες	Δυνητική εμπειρία (στο τετράγωνο), άνδρες εκπαίδ., φυλή, ηλικία παιδιών, υγεία, ίδια απασχόληση για 1 χρόνο, περιφερειακές μεταβλ., επάγγελμα, βιομηχανία.
Zabalza & Arrufat (1985)	GHS, 1975 παντρεμένοι άνδρες και γυναίκες	Δυνητική εμπειρία (για τους άνδρες), Εμπειρία (για τους άνδρες), Τεκμαρτή εμπειρία και οικιακός χρόνος (για τις γυναίκες), εκπαίδ., φυλή, υγεία, επαγγ., βιομηχανία.
Gerlach (1987)	Περιφερειακή έρευνα, 11/1981 όλοι εργαζόμενοι	Δυνητική εμπειρία (στο τετράγωνο), Αποζημίωση απόλυσης (στο τετράγωνο), οι εκπαίδευση.
Miller (1987)	GHS, 1980	Δυνητική εμπειρία (στο τετράγωνο) (για τους άνδρες), Τεκμαρτή εμπειρία (στο τετράγωνο) και οικιακός χρόνος (για τις γυναίκες), εκπαίδ., περιφερειακές μεταβλ., φυλή, υγεία.
Harkness (1996)	GHS 1974 και 1983, BHPS 1992-93, πλήρους και μερικής απασχόλησης εργαζόμενοι.	Εξειδ. ανθρώπινου κεφαλαίου: ηλικία (στο τετράγωνο), εμπειρία (στο τετράγωνο) για εκτεταμ.υπόδ.: εκπαίδ., περιφερειακές μεταβλ., βιομηχανία, απασχόληση, παιδιά.

Σημείωση¹: GHS: General Household Survey for U.K.; NLS: National Longitudinal Survey of Labor Market Experience for U.S.; PSID: Panel Study of Income Dynamics for the U.S.. Regional survey: Survey for Bremen and Bremerhaven, Germany, includes all employed except for self-employed; SEO: National Survey of Economic Opportunities for U.S.; WES: Women and Employment Survey for U.K.

Ένας περιορισμός της χρήσης αυτών των προσεγγίσεων είναι ότι αν και τα άτομα εργάζονται διαρκώς σε καθεστώς πλήρους απασχόλησης, και οι δύο προσεγγιστικές μεταβλητές μετρούν την πραγματική εργασιακή εμπειρία με σφάλμα και επομένως, η εφαρμογή της κλασικής μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) οδηγεί σε ασυνεπείς εκτιμήσεις των αποδόσεων. Αυτό το πρόβλημα σχετίζεται ιδιαίτερα με την περίπτωση της εκτίμησης παλινδρομήσεων αμοιβών τόσο γυναικών όσο και νέων εργαζόμενων, γιατί οι εργασιακοί κύκλοι ζωής και των δύο αυτών ομάδων μπορεί να χαρακτηρίζονται από συχνές περιόδους διακοπών.

Συγκεκριμένα, αφού η προσεγγιστική ηλικία (*age*) είναι ανεξάρτητη των μη παρατηρούμενων, διαχρονικά σταθερών, ειδικών ατομικών χαρακτηριστικών, $E(v_i | Age_{it}) = 0$, και μετρά την πραγματική εργασιακή εμπειρία με σφάλμα, τότε η εφαρμογή της κλασικής μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) θα οδηγεί πάντα σε μεροληπτικές εκτιμήσεις, προς τα κάτω, της απόδοσης της πραγματικής εργασιακής εμπειρίας⁴³.

Για την αποφυγή της χρήσης των μεταβλητών κατά προσέγγιση της ηλικίας ή της *δυννητικής/πιθανής εργασιακής εμπειρίας*, έχουν αναπτυχθεί στην βιβλιογραφία διάφορες εναλλακτικές προσεγγίσεις. Για παράδειγμα, ορισμένοι ερευνητές (Miller, 1987; Zabalza και Arrufat, 1985) χρησιμοποιούν την «τεκμαρτή» εμπειρία (*imputed work experience*) αντί για την *δυννητική* εργασιακή εμπειρία των γυναικών ή άλλοι (Greenhalgh, 1980) εκτιμούν ξεχωριστές παλινδρομήσεις αμοιβών για δείγματα άγαμων γυναικών αντί για συνδυασμό άγαμων και έγγαμων γυναικών.

Ωστόσο, και οι δύο αυτές προσεγγίσεις παρουσιάζουν προβλήματα. Η πρώτη, της τεκμαρτής εργασιακής εμπειρίας, εξαρτάται από την εκτίμηση μια εξίσωσης συμμετοχής των γυναικών. Σε αυτήν την περίπτωση, η ταυτοποίηση των αντίστοιχων παραμέτρων εξαρτάται πάλι από τους περιορισμούς αποκλεισμού που επιβάλλονται, όπως πχ. ότι η μεταβλητή «αριθμός παιδιών» είναι εξωγενής, κάτι που είναι αμφιλεγόμενο. Η δεύτερη προσέγγιση, δηλ. η εκτίμηση παλινδρομήσεων αμοιβών μόνο για άγαμες γυναίκες, μπορεί να πάσχει από προβλήματα μη-τυχαίας επιλογής δείγματος. Εδώ, μπορεί να ισχυριστεί κανείς ότι για παράδειγμα οι άγαμες γυναίκες, πάνω από σαράντα ετών, είναι ιδιαίτερα αφοσιωμένες στην καριέρα τους ή

⁴³ Αν το σφάλμα μέτρησης ενσωματωθεί γραμμικά στον όρο σφάλματος, η εφαρμογή πρώτων διαφορών στους εκτιμητές μπορεί να λύσει το πρόβλημα. Γενικά, τα προβλήματα σφάλματος μέτρησης θα απαιτούσαν τη χρήση βοηθητικής μεταβλητής, κάτι που είναι προφανώς δύσκολο να εφαρμοστεί στην συγκεκριμένη περίπτωση.

είναι ιδιαίτερα ενάντια στο γάμο, και επομένως το profile τους μπορεί να διαφέρει από αυτό του πληθυσμιακού μέσου των έγγαμων γυναικών.

Τέλος, ένα επιπλέον πρόβλημα το οποίο δυνητικά μπορεί να προκαλεί την παραβίαση της συνέπειας της κλασικής μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων (OLS), η οποία εφαρμόζεται στην εξίσωση επιπέδου αμοιβών, είναι ότι το δείγμα των παρατηρήσεων των αμοιβών μπορεί να μην επιλέγεται τυχαία, στατιστικά, από τον πληθυσμό. Πρόκειται για το γνωστό πρόβλημα της επιλογής τυχαίου δείγματος (Heckman, 1979). Ενώ στις δυτικές βιομηχανικές χώρες, παραδοσιακά σχεδόν όλοι οι άνδρες εργάζονται διαρκώς, ανεξάρτητα από το περιβάλλον τους και τις ατομικές τους συνθήκες, στην ομάδα των γυναικών, οι δείκτες συμμετοχής στο εργατικό δυναμικό ποικίλουν σημαντικά. Επομένως η δημιουργία μοντέλου για την απόφαση των γυναικών να εργαστούν είναι πολύ πιο πολύπλοκη (Willis, 1973) από εκείνη των ανδρών. Οι αποφάσεις τους μπορεί να εξαρτώνται από διάφορους παρατηρούμενους παράγοντες, όπως πχ., ο «αριθμός παιδιών», η «ύπαρξη βρεφονηπιακών σταθμών», το «εισόδημα του συζύγου ή συντρόφου», το «θεσμικό πλαίσιο». Στους μη-παρατηρούμενους παράγοντες περιλαμβάνονται, οι «απόψεις για την φροντίδα των παιδιών» και τα «κίνητρα». Επιπρόσθετα, μπορεί κανείς να θεωρήσει ότι η επιλογή μπορεί να καθοδηγηθεί από ανάγκη ή διάκριση.

Συγκεκριμένα, για να ενσωματωθεί η επιλογή δείγματος στο πλαίσιο του υποδείγματός μας, η διαδικασία d_{it}^* μπορεί να μοντελοποιηθεί – βλέπε εξίσωση (5.3) – με την παρακάτω εξίσωση συμμετοχής του εργατικού δυναμικού,

$$d_{it}^* = B_{it}g + h_{it} \quad (5.6)$$

όπου η κρυφή (latent variable) ποιοτική μεταβλητή d_{it}^* είναι θετική αν το άτομο i συμμετέχει στην αγορά εργασίας και αρνητική στην αντίθετη περίπτωση. Αυτή η κρυφή μεταβλητή του είδους συμμετοχής στην αγορά εργασίας είναι συνάρτηση ενός διανύσματος χαρακτηριστικών B_{it} και του όρου σφάλματος h_{it} με τις συνήθεις ιδιότητες. Δεδομένου ενός τέτοιου κανόνα επιλογής, η συνθήκη ορθογωνιότητας της εξίσωσης (5.3) μπορεί να παραβιαστεί. Επομένως, οι δεσμευμένες αναμενόμενες αμοιβές θα είναι:

$E(\ln W_{it} | \ln W_{it} \text{ είναι παρατηρούμενο}) = X_{it} b + E(e_{it} | X_{it}, d^* > 0)$, και για τις περισσότερες περιπτώσεις $E(e_{it} | X_{it}, d^* > 0) \neq 0$ εξαιτίας της μη-τυχαίας επιλογής δείγματος. Επομένως, η κλασική μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων μπορεί να οδηγήσει σε μεροληπτικές εκτιμήσεις των παραμέτρων ενδιαφέροντος. Η κατεύθυνση αυτής της μεροληψίας εξαρτάται ανά περίπτωση από την θετική ή

5.4 Εκτίμηση με τη μέθοδο των σταθερών επιδράσεων (FE)

Παρά την διαθεσιμότητα ακριβών μετρήσεων για τις μεταβλητές *πραγματική εργασιακή εμπειρία* και *οικιακός χρόνος*, η εφαρμογή της κλασικής μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) στο μοντέλο που ορίζεται από τις εξισώσεις (5.1) και (5.2) μπορεί και πάλι να οδηγήσει σε μεροληπτική εκτίμηση, εξαιτίας της συσχέτισης της μη-παρατηρούμενης συγκεκριμένης κατά άτομο επίδρασης και των ανεξάρτητων μεταβλητών του μοντέλου, $E(n_i | X_{it}) \neq 0$. Επομένως οι εκτιμητές με *βοηθητικές μεταβλητές* (instrumental variables), τις οποίες περιγράφουμε στην επόμενη παράγραφο, ή εναλλακτικά η χρήση *εκτιμητών σταθερών επιδράσεων* (FE, - Fixed Effects-) είναι περισσότερο κατάλληλες μέθοδοι για την εκτίμηση των άγνωστων πληθυσμιακών παραμέτρων. Ωστόσο, η εκτίμηση σταθερού αποτελέσματος μπορεί να επιτευχθεί μόνο κάτω από περιοριστικές υποθέσεις.

Η διαδικασία FE προβλέπει ότι, στο πρώτο στάδιο, απομακρύνονται από το μοντέλο όλα τα μεταβαλλόμενα ανά άτομο, αλλά σταθερά στο χρόνο, παρατηρούμενα και μη-παρατηρούμενα στοιχεία. Αυτό μπορεί να επιτευχθεί είτε με διόρθωση των αρχικών τιμών όλων των μεταβλητών με τους ατομικούς μέσους (individual means), ο *εκτιμητής εντός ομάδων*, είτε με την *εκτίμηση πρώτης διαφοράς* (FD)⁴⁴. Αποτέλεσμα είναι η απομάκρυνση της κύριας πηγής ενδογένειας από το μοντέλο. Στο δεύτερο στάδιο, η κλασική μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων (OLS) εφαρμόζεται στη μετασχηματισμένη εξίσωση. Η χρήση της διαδικασίας FE υπονοεί ότι τα άτομα παρακολουθούνται για τουλάχιστον δύο χρονικές περιόδους. Ειδικότερα, ο μετασχηματισμός του μοντέλου μισθών που προσδιορίζεται στις εξισώσεις (5.1) και (5.2), σε πρώτες διαφορές οδηγεί στην ακόλουθη απλή εξίσωση⁴⁵:

⁴⁴ Υποθέσεις για συνέπεια εντός ομάδων εκτιμητών και εκτιμητών σταθερού αποτελέσματος διαφέρουν ωστόσο, που θέτει σε πλεονέκτημα το FD όπως διαφαίνεται και από το IV-FD και από το σύνολο των διαθέσιμων βοηθητικών μεταβλητών. Βλέπε κεφάλαιο 5.6.

$$\Delta \ln W_{it} = \Delta X_{it} b + \Delta u_{it} \quad (5.7)$$

όπου ο τελεστής διαφοράς Δ μετασχηματίζει τα επίπεδα σε διαφορές μεταξύ των περιόδων t και s , με $t > s$. Σε συγκεντρωτικές διαστρωματικές (pooled cross sectional) εφαρμογές ισχύει η περίπτωση, $(t-s) \geq 1$. Σε διαμήκεις ή πρωτογενείς εξατομικευμένες έρευνες (longitudinal or panel data) ισχύει ότι $(t-s) = 1$, αν οι περίοδοι εκτείνονται ισόποσα σε διαστήματα εντός του έτους, ενώ $(t-s) \neq a$, $a = \text{stagerá}$, μπορεί να διακυμαίνεται σε περίπτωση δείγματος με έκτακτα γεγονότα.

Στην παρακάτω αναφορά που γίνεται στους εκτιμητές, ζητήματα μη-τυχαίας επιλογής δείγματος, μπορούν να παραλειφθούν, αν χρησιμοποιηθεί η περιοριστική υπόθεση ότι η διαδικασία επιλογής δείγματος (sample selection) είναι τουλάχιστον σταθερή στο χρόνο. Σε αυτήν την περίπτωση προκύπτει ξεκάθαρα ότι ο διορθωτικός όρος σφάλματος απαλείφεται σε εκείνη των πρώτων διαφορών. Σχετικό παράδειγμα είναι η συμμετοχή γυναικών στην αγορά εργασίας, αν η εξίσωση συμμετοχής στην αγορά καθορίζεται μόνο από συγκεκριμένες ατομικές επιδράσεις ή από μεταβλητές που δεν μεταβάλλονται στη διάρκεια του χρόνου.

Η συνέπεια της μεθόδου σταθερού αποτελέσματος (FE) για την εκτίμηση του διανύσματος παραμέτρων q απαιτεί ότι

$$E(\Delta u_{it} | \Delta X_{it}, d_{it} > 0, d_{it}^* > 0) = 0 \quad (5.8)$$

Επομένως, δεδομένου ότι οι ερμηνευτικές μεταβλητές (X_{it}) είναι προκαθορισμένες (predetermined), η συνέπεια του εκτιμητή FD παραβιάζεται. Η κατεύθυνση της μεροληψίας εξαρτάται από την δεσμευμένη μέση τιμή $E(\Delta u_{it} | \Delta X_{it}, d_{it} > 0, d_{it}^* > 0)$ όπου $\Delta c_{it} \in \Delta X_{it}$. Η θετική συσχέτιση των u_{it-1} και c_{it} οδηγεί σε εκτιμητές σταθερού αποτελέσματος (FD) των παραμέτρων με καθοδική/φθίνουσα μεροληψία⁴⁶. Ένα τέτοιο παράδειγμα, θα ήταν ο συντελεστής

⁴⁵ Θα πρέπει να σημειωθεί ότι αν συμπεριληφθούν τεχνητές μεταβλητές στο μοντέλο, η σταθερά δεν απαλείφεται.

⁴⁶ Αυτό συμβαίνει διότι $E[(u_{it} - u_{it-1})(c_{it} - c_{it-1})] = E[(-u_{it-1})c_{it}]$

της μεταβλητής *εργασιακή εμπειρία* αφού μια θετική οικονομική διαταραχή σήμερα μπορεί να οδηγήσει σε αύξηση της εργασιακής εμπειρίας. Αντιθέτως, αρνητική συσχέτιση οδηγεί σε εκτιμητές σταθερού αποτελέσματος (FD) με ανοδική/αύξουσα μεροληψία⁴⁷. Για παράδειγμα η περίπτωση της μεταβλητής *χρόνος εκτός εργασίας* (time out of work), αφού μια θετική οικονομική διαταραχή μπορεί να μειώσει τις περιόδους που ένα άτομο περνάει εκτός εργασίας.

Ο εκτιμητής πρώτης διαφοράς (FD), εξορισμού επιτρέπει μόνο την ταυτοποίηση των ατομικών συντελεστών και των μεταβαλλόμενων στο χρόνο ερμηνευτικών μεταβλητών. Ωστόσο, στο δεύτερο στάδιο, οι συντελεστές των μεταβαλλόμενων κατ' άτομο αλλά σταθερών στο χρόνο μεταβλητών μπορούν να ταυτοποιηθούν με εκτίμηση της παρακάτω εντός-ομάδας εκδοχής του μοντέλου

$$\overline{\ln W_i} - X_i^{(1)} \hat{b}^1 = X_i^{(2)} \hat{b}^2 + n_i + u_i \quad (5.9)$$

όπου έχουμε εφαρμόσει τον διαχωρισμό $X_{it} = [X_{it}^{(1)} | X_{it}^{(2)}]$. \hat{b}^1 είναι ο εκτιμητής FD και η εξαρτημένη μεταβλητή κατασκευάζεται από ατομικά μέσα που υπολογίζονται ως $\sum_{i=1}^N c_{it} / T = \bar{c}_i$. Η εφαρμογή της συνήθους μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων (OLS) στην εξίσωση (5.9) θα οδηγήσει σε συνεπείς εκτιμήσεις αν $E[v_{it} + u_{it} | X_i^{(2)}, d_i^* > 0] = 0$, δεδομένου ότι ο \hat{b}^1 είναι συνεπής εκτιμητής.

Παραδείγματα εμπειρικών ερευνών για την εκτίμηση FD, η οποία στην πράξη είναι η εκτίμηση ενός μοντέλου ανάπτυξης/ρυθμού μεταβολής μισθών (wage growth model), μπορούν να βρεθούν σε αρκετές μελέτες που βασίζονται σε δύο στρώματα που ακολουθούν τα άτομα διαχρονικά. Σχετικές μελέτες αναφέρονται στον Πίνακα (5.2), ενώ επιπλέον ειδικές αναφέρονται από τους Corcoran, Duncan and Ponza, (1983); Mincer and Ofek (1982); Kim and Polachek (1994).

Αποτελέσματα της μεθόδου FD που έχουν καταγραφεί σε μελέτες ανάπτυξης μισθών χρησιμοποιούν συνεπείς εκτιμητές των παραμέτρων ενδιαφέροντος κάτω από τη διττή υπόθεση ότι αφενός οι ανεξάρτητες μεταβλητές στο υπόδειγμα επιπέδων μισθού είναι αυστηρώς εξωγενείς και αφετέρου ότι η διαδικασία

⁴⁷ Τα συμπεράσματα αυτά ισχύουν μόνο αν δεν έχει συμπεριληφθεί σφάλμα μέτρησης στα δεδομένα.

επιλογής δείγματος είναι σταθερή στο χρόνο⁴⁸. Ωστόσο, ενώ η τελευταία υπόθεση από οικονομική άποψη είναι έγκυρη, δεν είναι λογικό να υποθέσουμε αυστηρή εξωγένεια για τις μεταβλητές *εργασιακή εμπειρία* και *χρόνος εκτός εργασίας*. Στην πραγματικότητα είναι δύσκολο να εξηγηθεί γιατί τρέχουσες οικονομικές διαταραχές θα πρέπει να έχουν μελλοντική επίδραση στις επιλογές των ατόμων για την εργασιακή εμπειρία και τον οικιακό χρόνο, ή τον χρόνο εκτός εργασίας.

Πίνακας 5.2: Εφαρμογές της μεθόδου σταθερών επιδράσεων (FE)

Διαμήκειες έρευνες με ιστορική πληροφόρηση ενεργά εργαζομένων

Έρευνα	Πηγή δεδομένων, Έτος, Πληθυσμός	Υπόδειγμα/Ερμηνευτικές:
Mincer & Polachek (1978)	NLS, Διαστρωματικά & δεδομένα 1967 και 1971, ηλικία 30-50	Υπόδ. ρυθμού αύξησης μισθών για τις μεταβλ. Βλ. Mincer and Polachek (1974) Πίνακα (3).
Dolton & Makepeace (1986)	Έρευνα πτυχιούχων Βρετανικών πανεπ., Μέση ηλικία 29, Διαστρωματικά δεδομένα 1970 και 1977	Υπόδ. μισθών περιλαμβάνοντας αρχικό μισθό ως ερμηνευτική πλέον των, εκπαίδευσης, κοινωνική κατάσταση, πλήθος εργασιών, μερική απασχόληση, παιδιά, θέση στην επιχ., ανεργία, ηλικία, ηλ. στο τετράγ., στον

Πηγές: οι αντίστοιχες έρευνες.

Περαιτέρω προβλήματα ταυτοποίησης είναι δυνατόν να έχουμε από τη χρήση της μεθόδου των πρώτων διαφορών (FD), εξαιτίας της πολυσυγγραμμικότητας, ή της αλλαγής στις μεταβλητές είτε της πραγματικής εργασιακής εμπειρίας είτε του οικιακού χρόνου. Συγκεκριμένα, το πρόβλημα εμφανίζεται αν οι παρατηρήσεις ισαπέχουν χρονικά, π.χ. ετήσια δεδομένα και επιπλέον το υπόδειγμα ανάπτυξης μισθού περιλαμβάνει και σταθερά⁴⁹. Αφού τότε⁵⁰ $\Delta E(X_{it}) + \Delta H_{it} = 1$, ο πίνακας ροπών (moment matrix) των παρατηρήσεων δεν είναι πλήρους βαθμού και η ταυτοποίηση μπορεί να είναι αδύνατη ή λανθασμένη (Kim and Polachek, 1994)⁵¹.

⁴⁸ Το ίδιο ισχύει και για τον εκτιμητή εντός ομάδων.

⁴⁹ Αυτή είναι περίπτωση αν συμπεριληφθούν ψευδομεταβλητές στο υπόδειγμα παλινδρόμησης μισθού.

⁵⁰ Παρομοίως, αυτό μπορεί να μην ισχύει αν οι μεταβλητές μετρώνται με σφάλμα.

⁵¹ Η προτεινόμενη λύση τους ήταν να μετρηθούν και οι δύο μεταβλητές ιστορικού εργασίας χρησιμοποιώντας διαφορετικές χρονικές κλίμακες, γεγονός που διασφαλίζει ότι οι αλλαγές δεν αθροίζουν στην μονάδα. Στην συγκεκριμένη εφαρμογή τους, επαναπροσδιορίζουν την

5.5 Εκτίμηση με Βοηθητικές Μεταβλητές

Μια γενική λύση στα προβλήματα ενδογένειας, στα υποδείγματα τόσο επιπέδου όσο και ανάπτυξης μισθού, για την εκτίμηση των κύριων παραμέτρων ενδιαφέροντος είναι η μέθοδος των βοηθητικών μεταβλητών (instrumental variable estimation). Η εκτίμηση με τις βοηθητικές μεταβλητές (IV) είναι συνεπής αλλά όχι αποτελεσματική κάτω από τις γενικές υποθέσεις. Αντίθετα, η γενικευμένη μέθοδος των ροπών (GMM), οδηγεί σε περισσότερο αποτελεσματικές εκτιμήσεις.

Σε αυτό το κεφάλαιο, αναφερόμαστε αρχικά στο πρόβλημα της εκτίμησης και στη συνέχεια στη φύση των μεταβλητών που χρησιμοποιήθηκαν στις εφαρμογές.

5.5.1 Εκτίμηση

Για να διασφαλιστεί η συνέπεια⁵² της μεθόδου IV στην εκτίμηση των υποδειγμάτων επιπέδου και ανάπτυξης μισθών, το διάλυμα των βοηθητικών μεταβλητών (Z_{it}), πρέπει να πληρεί τις εξής προϋποθέσεις, αντίστοιχα,

$$E(v_{it} + u_{it} | Z_{it}, d_{it}^* > 0) = 0 \quad (5.10)$$

$$E(\Delta u_{it} | Z_{it}, d_{it}^* > 0, d_{it}^* > 0) = 0 \quad (5.11)$$

Οι μεταβλητές που περιλαμβάνονται στο σύνολο των βοηθητικών μεταβλητών, Z_{it} , εξαρτώνται από το αν το υπόδειγμα εκτιμάται σε επίπεδα ή σε πρώτες διαφορές. Όσο μεγαλύτερη είναι η μερική συσχέτιση των βοηθητικών Z_{it} με τις ενδογενείς μεταβλητές του υποδείγματος τόσο μικρότερη είναι η διακύμανση των εκτιμηθέντων παραμέτρων.

εργασιακή εμπειρία για να συμπεριλάβουν τις ώρες εργασίας. Ωστόσο, μπορεί να ισχυριστεί κανείς ότι η διαδικασία αυτή ισοδυναμεί με τον πολλαπλασιασμό μιας μεταβλητής με μια σταθερά που είναι προβληματική για να διορθωθεί το πρόβλημα, συγκεκριμένα μόνο αν ληφθούν υπόψη οι εργαζόμενοι πλήρους απασχόλησης στο δείγμα.

⁵² Κάτω από γενικές υποθέσεις, η μέθοδος IV δεν ελέγχει για επιλογή δείγματος. Αυτό υπονοεί ότι είτε οι κατάλληλες συμπληρωματικές εκτιμήτριες θα πρέπει να εφαρμοστούν, όπως η Heckman σε δύο στάδια (Heckman, 1979), ή θα πρέπει να γίνει αποδεκτή η υπόθεση της αμεροληψίας επιλογής δείγματος. Για έρευνα εκτίμησης μοντέλων με διαφορετικές υποθέσεις επιλογής δείγματος βλ. Vella (1998).

5.5.1.1 Ταυτοποίηση

Εφαρμόζοντας τη μέθοδο των βοηθητικών μεταβλητών για την εκτίμηση των υποδειγμάτων μισθών, η ταυτοποίηση τους προσδιορίζεται από τους περιορισμούς εξαίρεσης (exclusion restriction), δηλ.

- Πρώτον, από τη *συνθήκη τάξης* (order condition), κατά την οποία οι βοηθητικές μεταβλητές (Z_{it}) δεν καθορίζουν τους μισθούς. Γενικά αν υπάρχουν k ενδογενείς μεταβλητές στο υπόδειγμα παλινδρόμησης, θα πρέπει να υπάρχουν τουλάχιστον k βοηθητικές μεταβλητές ή k περιορισμοί εξαίρεσης και
- Δεύτερον, από τη *συνθήκη βαθμού* (rank condition), κατά την οποία οι βοηθητικές θα πρέπει να συσχετίζονται με ή να καθορίζουν τις ενδογενείς μεταβλητές.

Αφού η εύρεση βοηθητικών μεταβλητών είναι συνήθως δύσκολη και αμφιλεγόμενη υπόθεση, είναι σημαντικό να ελεγχθούν οι περιορισμοί εξαίρεσης, δηλαδή η συνθήκες τάξης και ταξινόμησης.

Έλεγχοι για ενδογένεια των ανεξάρτητων μεταβλητών στην εξίσωση μισθών και της συνθήκης τάξης μπορούν να εφαρμοστούν στο πλήρες υπόδειγμα παλινδρόμησης⁵³. Στο πρώτο στάδιο εκτιμάται η ανηγμένη μορφή (reduced form) του c_k , όπου c_k είναι ένα στοιχείο του X , στην οποία η δυνητικά (potentially) ενδογενής ερμηνευτική μεταβλητή παλινδρομείται πάνω στις εξωγενείς και βοηθητικές που χρησιμοποιούνται⁵⁴:

$$c_k = Z_l p_l + x_k \quad (5.12)$$

όπου k ο αριθμός των ενδογενών ερμηνευτικών μεταβλητών και Z ένας πίνακας που περιλαμβάνει μία βοηθητική μεταβλητή, με $l \geq k$. Για να αποδειχθεί η στατιστική σημαντικότητα των βοηθητικών μεταβλητών στην ερμηνεία της μεταβλητότητας του c_k , μπορούν να εφαρμοστούν, κατά τα γνωστά, F-tests, κάτω από τη βασική υπόθεση $H_0: p_l = 0$. Μόνο αν $k=1$, ο έλεγχος για την από κοινού σημαντικότητα των συντελεστών p_l είναι ταυτόχρονα έλεγχος για τη συνθήκη ταξινόμησης⁵⁵. Στο δεύτερο στάδιο, τα γενικευμένα κατάλοιπα, \hat{x}_{xk, Z_l} που εκτιμήθηκαν με την

⁵³ Εάν $k = 1$ ο έλεγχος της συνθήκης τάξης προκύπτει αβίαστα από το πλαίσιο ανάλυσης που παρουσιάσαμε. Εάν $k > 1$, ο έλεγχος της συνθήκης τάξης είναι ιδιαίτερα πολύπλοκος.

⁵⁴ Για ευκολία, όλοι οι δείκτες, πχ i, t , παραλείπονται.

⁵⁵ Δεν είναι εύκολο να συμβαίνει $k > 1$ δεδομένου του συστήματος αλληλεξαρτώμενων εξισώσεων.

παλινδρόμηση ελαχίστων τετραγώνων (5.12) προστίθενται στην εξίσωση μισθού και οδηγούν στο διευρυμένο υπόδειγμα μισθών

$$\ln W = Xb + \hat{\Xi}a + e \quad (5.13)$$

όπου $\hat{\Xi}$ είναι η μήτρα όλων των γενικευμένων καταλοίπων \hat{x}_{xk, Z_i} . Στη συνέχεια, ο εκτιμητής της βοηθητικής μεταβλητής του b είναι ισοδύναμος με τον εκτιμητή της κλασικής μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων b της εξίσωσης (5.13). Ένας έλεγχος ενδογένειας της c_k , είναι έλεγχος σημαντικότητας των αντίστοιχων στοιχείων k στο \hat{a} , δεδομένου ότι οι μεταβλητές στο Z_i είναι έγκυρες βοηθητικές μεταβλητές (Hausman, 1978).

5.5.1.2 Εκτίμηση Γενικευμένων Ελαχίστων Τετραγώνων με Βοηθητικές Μεταβλητές (GLS-IV)

Οι παράμετροι του υποδείγματος επιπέδων μισθού μπορεί να εκτιμηθούν με συνέπεια με τη μέθοδο των βοηθητικών μεταβλητών (IV). Εντούτοις, η μέθοδος των γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων με βοηθητικές μεταβλητές (GLS-IV) είναι περισσότερο αποτελεσματική⁵⁶ από την προηγούμενη. Αν δεν περιλαμβάνεται σφάλμα μέτρησης στις μεταβλητές «εργασιακής εμπειρίας» και «χρόνος εκτός εργασίας», τότε ο εκτιμητής IV οδηγεί σε υποεκτίμηση, σε απόλυτες τιμές, των εκτιμηθέντων συντελεστών, από ότι ο κλασικός των ελαχίστων τετραγώνων (OLS), αλλά συνήθως με μεγαλύτερες τυπικές αποκλίσεις (λιγότερο αποτελεσματικός). Αν η ενδογένεια οφείλεται και στα δύο, δηλαδή το σφάλμα μέτρησης και την μη-παρατηρούμενη ετερογένεια, τότε η διαφορά μεταξύ των συνεπών και ασυνεπών εκτιμήσεων μπορεί να έχει οποιαδήποτε κατεύθυνση.

5.5.1.3 Εκτίμηση Πρώτων Διαφορών Τεχνητών Μεταβλητών (FD-IV)

Η μέθοδος των πρώτων διαφορών με βοηθητικές μεταβλητές (FD-IV), για την εκτίμηση το υποδείγματος ανάπτυξης μισθών (εξίσωση 5.7) είναι συνεπής αλλά όχι αποτελεσματική. Η FD-IV οδηγεί σε ασυνεπείς εκτιμήσεις των τυπικών σφαλμάτων. Αφού η εφαρμογή της μεθόδου FD οδηγεί σε μεροληπτικές

⁵⁶ Για να εφαρμοστεί η GLS, θα πρέπει να γίνουν υποθέσεις κατανομής για το n_i .

εκτιμήσεις, αφενός προς τα κάτω του αποτελέσματος της εργασιακής εμπειρίας, και αφετέρου προς τα πάνω της απώλειας από τον χρόνο εκτός εργασίας, η εφαρμογή της FD-IV θα πρέπει να οδηγήσει σε μεγαλύτερες τιμές της πρώτης παραμέτρου και σε μικρότερες τιμές της δεύτερης, σε απόλυτες τιμές. Επιπλέον, και οι δύο θα πρέπει να είναι μικρότερες από τις αντίστοιχες εκτιμήσεις της κλασικής μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων (OLS).

Οι εκτιμητές της γενικευμένης μεθόδου των ροπών (GMM) όταν εφαρμόζονται στα υποδείγματα είτε επίπεδου είτε ανάπτυξης μισθών βελτιώνουν την αποτελεσματικότητα των εκτιμήσεων.

5.5.2 Οι Βοηθητικές Μεταβλητές

Η ταυτοποίηση των παραπάνω υποδειγμάτων επιπέδου και ανάπτυξης αμοιβών και η εκτίμηση τους με την εφαρμογή της μεθόδου IV εξαρτάται κυρίως από τη διαθεσιμότητα έγκυρων βοηθητικών μεταβλητών, Z_{it} . Επομένως, οι βοηθητικές μεταβλητές θα πρέπει να συσχετίζονται με την ενδογενή μεταβλητή (εξίσωση 5.12). Επίσης, οι βοηθητικές μεταβλητές θα πρέπει να πληρούν την υπόθεση ορθογωνιότητας (εξισώσεις 5.10 ή 5.11). Γενικά, δύο ομάδες πιθανών (potential) βοηθητικών μεταβλητών μπορεί να είναι, από τη μία, εξωγενείς μεταβλητές (\tilde{Y}_{it}) και από την άλλη, μετασχηματισμένες ενδογενείς μεταβλητές (\tilde{X}_{it}). Έτσι θα πληρούν εκ κατασκευής την υπόθεση ορθογωνιότητας, πχ. $Z_{it}^0 = (Y_{it}^0 | X_{it}^0)$. Προφανώς, μελέτες που βασίζονται σε διαστρωματικά δεδομένα, περιορίζονται αναφορικά με το σύνολο των βοηθητικών μεταβλητών που μπορούν να χρησιμοποιήσουν. Στην περίπτωση αυτή συνήθως έχουμε $Z_{it} = \tilde{Y}_{it}$.

Στους Πίνακες (5.3) και (5.4) παρουσιάζουμε επιλεγμένες μελέτες στις οποίες έχουν χρησιμοποιηθεί δεδομένα που περιλαμβάνουν πληροφόρηση για το πραγματικό ιστορικό εργασίας και στα οποία έχουν εφαρμοστεί οι εκτιμητές των βοηθητικών μεταβλητών (IV).

Πίνακας 5.3: Εφαρμογή της μεθόδου των βοηθητικών μεταβλητών (IV)

Έρευνες διαστρωματικών δεδομένων με πραγματικό ιστορικό εργασίας (actual work history)		
Έρευνα	Πηγή δεδομένων, έτος, πληθυσμός	Ερμηνευτικές / χειρισμός των εμπειρίας, οικιακού χρόνου / βοηθητικές
Mincer & Polachek (1974)	NLS, 1967, SEO, ηλικία 30-44, παντρεμένοι και ελεύθεροι.	Εμπειρία, Οικιακός χρόνος, εκπαίδ., υγεία, παιδιά, πιστοπ. επιμόρφωσης, περιφερειακές μεταβλ. / Εμπειρία ενδογενής, οικιακός χρόνος εξωγενής / βοηθητικές: παιδιά, δυνητική εμπειρία (= ηλικία-έτη σχολείου-6), υγεία, ώρες εβδομαδ. εργασίας, εβδομ. εργασίας μηνιαία, μέγεθος περιοχής κατοικίας, χρόνια παραμονής στη χώρα, εκπαίδ., τρέχ.αποζημ.απόλυσης.
Mincer & Polachek (1978)	NLS, 1967 και 1971, ηλικία 30-50	Κύματα Βλ.: Mincer and Polachek (1974) / Εμπειρία, οικιακός χρόνος ενδογενείς / βοηθ.: βλ. Mincer and Polachek (1974).
Wright & Ermisch (1991)	WES, 1980, ηλικία 16-59, παντρεμένες γυναίκες σύζυγοι	Εμπειρία σε αρχικές τιμές-επίπεδα (και στο τετράγωνο), οικιακός χρόνος σε αρχικές τιμές-επίπεδα (και στο τετράγωνο), εκπαίδ., και περιφερειακές μεταβλ. / Εμπειρία εξωγενής, διόρθωση για τη μεροληψία επιλογής δείγματος / βοηθ.: ηλικία συζύγου σε αρχικές τιμές-επίπεδα (και στο τετράγωνο), εκπαίδ.συζ., περιφέρ.κατοικίας, housing tenure, πλήθος και ηλικία παιδιών, τοπικό ποσοστό ανεργίας, κοινων.θέση της απασχόλ.του συζύγου, και εισόδημα εκτός εργασίας, ηλικία συζύγου σε επίπ.(στο τετράγ.), εκπαίδ.συζύγου, κοινων.τάξη, ηλικία της συζύγου παντρεύτηκε.

Σημειώσεις: όπως στον Πίνακα 5.1

Πηγές: οι αντίστοιχες έρευνες.

Οι έρευνες που χρησιμοποιούν διαστρωματικές παρατηρήσεις (cross-section) παρατίθενται ξεχωριστά από εκείνες με τις διαμήκεις (longitudinal). Οι κύριοι παράμετροι σε αυτές τις μελέτες είναι η απόδοση (return) της εργασιακής εμπειρίας και η απώλεια (loss) από τον οικιακό χρόνο, όπου η τελευταία μεταβλητή είναι μηδέν για τον άνδρα. Στη τρίτη στήλη του κάθε πίνακα, παρατίθεται λίστα των μεταβλητών που χρησιμοποιήθηκαν ως βοηθητικές για την *εργασιακή εμπειρία* και τον *οικιακό*

Πίνακας 5.4: Εφαρμογή της μεθόδου των βοηθητικών μεταβλητών (IV)
Έρευνες σε διαμήκη δεδομένα (panel or longitudinal data)
με πραγματικό ιστορικό εργασίας

Έρευνα	Πηγή δεδομένων, έτος, πληθυσμός	Ερμηνευτικές / χειρισμός των εμπειρίας, οικιακού χρόνου / βοηθητικές
Kim and Polachek (1994)	PSID, 1976 - 87, λευκοί και μαύροι	Individual specific intercept model/ Εμπειρία, πιθανός οικιακός χρόνος (ενδογενής), ηλικία, φυλή, ώρες εργασίας, παιδιά, SMSA, εκπαίδευση (ενδογενής), περιφερειακές μεταβλ. / Βοηθητικές: εκπαίδ. Πατέρα και μητέρας, SMSA μέγεθος επιχείρησης, φύλο, φυλή, ηλικία, επάγγελμα, (Εμπ _{t-1} , Ex _{t-2} ,..., Οικ.χρόνος _{t-1} , Οικ.χρόνος _{t-2} ,...) για IV-FD, ([ΔΕμπ _t , ΔΟικ.χρόνος _t] για IV-GLS.
Light & Ureta (1995)	NLS, period: 1968 - 1984 (γυναίκες), 1966 - 1981 (άνδρες), ηλικία: 14-30, γεννημένοι μεταξύ 1945 - 1952	Individual specific intercept model with timing of work and non-work periods considered/ Εμπειρία (ενδογενής), ψευδομεταβλητές για χρόνο εκτός εργασίας (ενδογενής), Ten (ενδογενής), ημιαπασχόληση (ενδογενής), παντρεμένοι (ενδογενής), παιδιά (ενδογενής), εκπαίδευση (ενδογενής), έτος γέννησης, wage index, SMSA, Νότια περιοχή / Βοηθητικές: φύλο, ψευδομεταβ.γέννησης, wage index, περιφ.μεταβλ., και οι μεταβλ. αυτές που αλληλεπιδρούν με το φύλο, ($Z_{it} - \bar{Z}$) όπου Z είναι το διάνυσμα των βοηθητικών μεταβλητών.

Σημειώσεις: Οικιακός χρόνος = (ηλικία – έτη εκπαίδευσης – 5 – εμπειρία)

Πηγές: οι αντίστοιχες έρευνες.

5.5.2.1 Η Υπόθεση της Εξωγένειας

Παραδείγματα μεταβλητών που θεωρούνται εξωγενείς σε εμπειρικές έρευνες είναι η γονική εκπαίδευση, ο αριθμός των παιδιών, μεταβλητές για περιοχή, το φύλο, η φυλή, η ηλικία και το επάγγελμα. Ενώ η συσχέτιση με τον οικιακό χρόνο και την εργασιακή εμπειρία για όλα τα παραπάνω μπορεί να είναι αναμενόμενη, η υπόθεση ότι είναι ορθογώνιες με τα στοιχεία του όρου σφάλματος στην εξίσωση (5.2), είναι υπό συζήτηση. Παρακάτω αναφερόμαστε με λεπτομέρεια στις μεταβλητές ηλικία, αριθμός παιδιών και περιοχή.

Ένα επιχείρημα υπέρ της χρήσης της μεταβλητής *ηλικία* ως βοηθητικής⁵⁷ είναι ότι σε μια παλινδρόμηση μισθού, μόλις ληφθεί υπόψη το πραγματικό ιστορικό εργασίας, η *ηλικία* δεν θα πρέπει να έχει οποιαδήποτε επίδραση στους μισθούς. Αυτό το επιχείρημα της θεωρίας του ανθρώπινου κεφαλαίου και μισθών, μπορεί ωστόσο να παραβιαστεί, πχ, στην περίπτωση συμβάσεων που σχετίζονται με την ηλικία ή αφού η ηλικία μπορεί να επηρεάσει τη σωματική ή πνευματική ικανότητα, ανεξάρτητα από την εμπειρία. Η τελευταία συσχέτιση μπορεί να απαλειφθεί μόνο αν ληφθούν υπόψη τα λεπτομερή χαρακτηριστικά της εργασίας. Η μεταβλητή *ηλικία* αναμένεται να έχει μεγάλη θετική συσχέτιση με την *εργασιακή εμπειρία* για τους άνδρες αλλά και για τις γυναίκες. Στην περίπτωση των γυναικών ωστόσο, η θετική συσχέτιση μπορεί να ισχύει και με την μεταβλητή *οικιακός χρόνος*.

Συμπερασματικά, η *ηλικία*, μπορεί να λειτουργήσει ως βοηθητική μεταβλητή κάτω από ορισμένες υποθέσεις για τις μεταβλητές του ιστορικού εργασίας. Ωστόσο, η ταυτοποίηση και των δύο παραμέτρων, του αποτελέσματος της εργασιακής εμπειρίας και της απώλειας από το χρόνο εκτός εργασίας, απαιτεί τουλάχιστον μια επιπρόσθετη τεχνητή μεταβλητή.

Η μεταβλητή *αριθμός παιδιών* έχει χρησιμοποιηθεί σε μερικές μελέτες, με την υπόθεση ότι είναι εξωγενής, αφού ληφθούν υπόψη η πραγματική εργασιακή εμπειρία και ο πραγματικός χρόνος εκτός εργασίας στο υπόδειγμα παλινδρόμησης αμοιβών. Το κίνητρο πίσω από την επιλογή μια τέτοιας βοηθητικής είναι ξεκάθαρο. Οι γυναίκες με παιδιά είναι πιο πιθανό να αποχωρήσουν από το εργατικό δυναμικό, είτε προσωρινά είτε μόνιμα, από ότι οι γυναίκες χωρίς παιδιά. Όσα περισσότερα παιδιά έχουν οι γυναίκες, τόσο πιο πιθανό είναι να έχουν συνολικά μεγαλύτερες περιόδους οικιακού χρόνου, ή χρόνου εκτός εργασίας, από ότι γυναίκες με λίγα ή καθόλου παιδιά. Επομένως, η μεταβλητή *αριθμός παιδιών* αναμένεται να έχει θετική συσχέτιση με τον *χρόνο εκτός εργασίας* και αρνητική συσχέτιση με τα έτη *εργα-*

Ωστόσο, η εξωγένεια της μεταβλητής *αριθμός παιδιών* αποτελεί αντικείμενο συζήτησης σε αρκετές μελέτες. Περισσότερο από τη σκοπιά των οικονομικών θεωριών της γονιμότητας και του γάμου (Willis, 1973), έχει αποδειχθεί ότι η μεταβλητή *αριθμός παιδιών* είναι ενδογενής και ότι, ακόμα αν έχει ληφθεί υπόψη το

⁵⁷ Προφανώς, το ίδιο ισχύει για τις μεταβλητές *πιθανή εργασία* και *ψευδομεταβλητές ηλικίας*.

πραγματικό ιστορικό εργασίας, μπορεί ακόμα να έχει επίδραση στους μισθούς σύμφωνα με την θεωρία του Decker (1985)⁵⁸.

Η μεταβλητή *περιοχή* έχει χρησιμοποιηθεί επίσης ως βοηθητική και θεωρείται έτσι εξωγενής. Το κίνητρο είναι ότι το μέγεθος της περιοχής στην οποία κατοικούν οι άνθρωποι ή η περιοχή η ίδια, μπορεί να προσεγγίζει διάφορες συμπεριφορές ανδρών και γυναικών αναφορικά με τους ρόλους τους εντός της οικογένειας. Στις περισσότερες περιφέρειες, οι γυναίκες είναι πιο πιθανό να παραμένουν συχνότερα στο σπίτι για οικογενειακές υποχρεώσεις. Ωστόσο οι επιλογές των περιοχών μπορεί να είναι ενδογενείς και να εξαρτώνται από παράγοντες όπως το επάγγελμα, τα προσόντα, ο κλάδος, ο αριθμός παιδιών και από παράγοντες προσφοράς και ζήτησης. Επομένως, η υπόθεση ότι η *περιοχή* είναι εξωγενής πιθανώς να μην ισχύει.

Συμπερασματικά, η παραπάνω ανάλυση υποδεικνύει ότι η εξωγένεια όλων των δημοφιλών βοηθητικών μεταβλητών που χρησιμοποιούνται στην βιβλιογραφία φαίνεται να εξαρτάται από υποθέσεις που απαιτούν περαιτέρω ελέγχους για να δικαιολογηθεί η χρήση τους. Επιπλέον, στα διαμήκη δεδομένα, οι μέσες αποκλίσεις των εξωγενών μεταβλητών, $(\bar{Y}_{it} - \bar{Y}_i)$, καθώς και οι μέσοι ανά άτομο των εξωγενών μεταβλητών, \bar{Y}_i , είναι έγκυρες βοηθητικές μεταβλητές. Γενικά, οι μεταβλητές μπορούν να χρησιμοποιηθούν αν είναι έγκυρες ως βοηθητικές μεταβλητές, για τις μεταβλητές ιστορικού εργασίας σε επίπεδα αλλά και σε πρώτες διαφορές. Ωστόσο, για να ταυτοποιηθούν οι δύο παράμετροι ενδιαφέροντος, απαιτούνται τουλάχιστον δύο έγκυρες βοηθητικές μεταβλητές που πληρούν τις συνθήκες ταυτοποίησης.

5.5.2.2 Μετασηματισμένες Ενδογενείς Μεταβλητές

Στον Πίνακα 5.4 αναφέρουμε μελέτες με διαμήκη δεδομένα που επιτρέπουν τη χρήση ενός μεγαλύτερου εύρους βοηθητικών μεταβλητών. Επιπρόσθετα των εξωγενών μπορούν να κατασκευαστούν βοηθητικές μεταβλητές και από τις ενδογενείς οι οποίες περιλαμβάνονται στο υπόδειγμα παλινδρόμησης μισθών. Ανάλογα με το μήκος (length) του δείγματος, ο αριθμός των βοηθητικών

⁵⁸ Οι Korenman and Neumark (1992), εκτιμώντας παλινδρομήσεις μισθών για γυναίκες, έδειξαν ότι δεν μπορεί να απορριφθεί η εξωγένεια της μεταβλητής. Εφαρμόζουν έναν έλεγχο Hausman περιλαμβάνοντας βοηθητικές μεταβλητές όπως για παράδειγμα, μετρήσεις για το ιστορικό (background), την συμπεριφορά και τις προσδοκίες (attitudes and expectations). Αναφέρονται στο αποτέλεσμα του Griliches (1977) ότι οι μεταβλητές οικογενειακού ιστορικού (background) είναι εξωγενείς, μόλις ληφθούν υπόψη η ικανότητα (ability) και η εκπαίδευση σε μια εξίσωση μισθού.

μεταβλητών μπορεί να είναι μεγαλύτερος από τον αριθμό των ενδογενών μεταβλητών και επομένως το υπόδειγμα μπορεί να εκτιμηθεί με τη μέθοδο GMM αντί για την κανονική μέθοδο IV. Από τις εμπειρικές αυτές μελέτες φαίνεται ότι έχουν χρησιμοποιηθεί οι εξής περιορισμοί ροπών:

Για την εκτίμηση του υποδείγματος παλινδρόμησης μισθού σε επίπεδα οι Hausman and Taylor (1981) αλλά και οι Altonji and Shakotko (1995) έχουν χρησιμοποιήσει την τεχνητή μεταβλητή $(c_{it} - \bar{c}_i)$ (Kim and Polachek, 1994; Light and Ureta, 1995) με την υπόθεση ότι

$$E(v_i + u_{it} | c_{it} - \bar{c}_i) = 0 \quad (5.14)$$

Ωστόσο, η ισχύς της βοηθητικής μεταβλητής, απαιτεί αυστηρή εξωγένεια για το c και μέση στασιμότητα της διαδικασίας που παράγει το c . Δεδομένου ότι μεταβλητές, όπως η *εργασιακή εμπειρία* και ο *χρόνος εκτός εργασίας*, είναι πιο πιθανό να έχουν προκαθοριστεί, αυτές οι βοηθητικές μεταβλητές μπορεί να μην είναι έγκυρες με αποτέλεσμα οι εκτιμητές IV των παραμέτρων να μην είναι συνεπείς. Επίσης, οι Kim and Polachek (1994), χρησιμοποίησαν διαφορές με χρονική υστέρηση των ενδογενών μεταβλητών αλλά και για περαιτέρω χρονικές υστερήσεις του c , κάνοντας την υπόθεση ότι ισχύει

$$E(n_i - u_{it} | c_{it} - c_{it-1}) = 0 \quad (5.15)$$

Αυτή η συνθήκη ορθογωνιότητας εξαρτάται από την υπόθεση ότι η διαδικασία που παράγει το c είναι μια μέση στάσιμη διαδικασία, Arellano and Bover (1995).

Για την εκτίμηση ενός υποδείγματος μισθού με την μέθοδο των πρώτων διαφορών (FD), οι Kim and Polachek (1994), χρησιμοποίησαν χρονικές υστερήσεις ενδογενών μεταβλητών με πρώτες διαφορές καθώς και για περαιτέρω χρονικές υστερήσεις του x , με την υπόθεση ότι ισχύει

$$E(u_{it} - u_{it-1} | c_{it-1}) = 0 \quad (5.16)$$

Επίσης, οι Kim and Polachek (1994), χρησιμοποίησαν χρονικές υστερήσεις ενδογενών μεταβλητών με πρώτες διαφορές καθώς και για περαιτέρω χρονικές υστερήσεις του x , με την υπόθεση ότι ισχύει

$$E(u_{it} + u_{it-1} | c_{it-1} - c_{it-2}) = 0 \quad (5.17)$$

Οι τελευταίες δύο συνθήκες ροπών δεν παραβιάζονται αν οι μεταβλητές είναι προκαθορισμένες. Ωστόσο η ισχύς της εξίσωσης (5.17) εξαρτάται από την υπόθεση ότι η διαδικασία που παράγει το x είναι μια μέση στάσιμη διαδικασία.

Οι Light and Ureta (1995); Kim and Polachek (1994), έχουν εφαρμόσει εκτιμητές βοηθητικών μεταβλητών, χρησιμοποιώντας μεταβλητές ιστορικού εργασίας ως βοηθητικές. Ενώ η συνέπεια αυτών των εκτιμήσεων εξαρτάται από την υπόθεση της αυστηρής εξωγένειας και μέσης στασιμότητας, οι Kim and Polachek (1994), έχουν εφαρμόσει συνεπείς εκτιμητές IV και GMM που επιτρέπουν οι μεταβλητές να είναι προκαθορισμένες.

Η πιο εκτεταμένη εμπειρική απόδειξη της εφαρμογής ενός εύρους ασυνεπών και συνεπών εκτιμητών, μάλλον έχει παρουσιαστεί από τους Kim και Polachek (1994). Τα αποτελέσματά τους, ενώ είναι εφικτά σε όρους προσήμου και μεγέθους, εντούτοις αποκαλύπτουν μεγαλύτερη διακύμανση ανάλογα με τους εκτιμητές καθώς και με το σύνολο των τεχνητών μεταβλητών που χρησιμοποιούνται (αναφορικά με το IV και GMM). Οι συγγραφείς τονίζουν επίσης το πρόβλημα της FD, δηλαδή ότι ο μετασχηματισμός μεταβλητών (όπως ο *οικιακός χρόνος*), σε πρώτες διαφορές μπορεί να μειώσει σημαντικά την διακύμανση και επομένως δυσκολεύει τη χρήση των μεταβλητών σε πρώτες διαφορές ως τεχνητές μεταβλητές. Προκειμένου να ελεγχθούν και να δικαιολογηθούν οι περιορισμοί εξαίρεσης, συνήθως εφαρμόζεται ο έλεγχος Hausman. Ωστόσο, και πάλι η εγκυρότητα αυτών των ελέγχων εξαρτάται από τους περιορισμούς εξαίρεσης που είναι αμφιλεγόμενοι και δεν ελέγχονται.

Συμπερασματικά, η συνέπεια του εκτιμητή Hausman και Taylor εξαρτάται από την κρίσιμη υπόθεση αυστηρής εξωγένειας της μεταβλητής x , που είναι περιοριστική και εξαίρει την περίπτωση ότι οικονομικά σοκ του παρόντος επηρεάζουν μελλοντικά επίπεδα της εργασιακής εμπειρίας. Από την άλλη, η υπόθεση της μέσης στάσιμης διαδικασίας που χρησιμοποιείται για την ταυτοποίηση των παραμέτρων, μπορεί να είναι λιγότερο περιοριστική. Ωστόσο, απαιτείται στατιστικός έλεγχος

προκειμένου να επικυρωθούν οι περιοριστικές υποθέσεις (π.χ. έλεγχοι Hausman (1978) και Sargan (1980)). Τέλος, από οικονομικής πλευράς, ένα σημαντικό μειονέκτημα των αποτελεσμάτων της μεθόδου IV είναι ότι τα τυπικά σφάλματα είναι συνήθως αρκετά μεγάλα, που σημαίνει ότι οι εκτιμητές IV συχνά δεν διαφέρουν σημαντικά από τους ασυνεπείς εκτιμητές της συνήθους μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων.

5.6 Συμπεράσματα

Στο κεφάλαιο αυτό, κατά πρώτο λόγο, εξετάσαμε μια σειρά οικονομετρικών υποδειγμάτων εκτίμησης συναρτήσεων μισθών που εκτιμώνται τα τελευταία χρόνια στη διεθνή βιβλιογραφία, για την διάσπαση του χάσματος αμοιβών κατά φύλο και κατά δεύτερο λόγο, εξετάσαμε την ταυτοποίηση των κυριότερων παραμέτρων, δηλαδή την απόδοση της εργασιακής εμπειρίας και την απώλεια από τον οικιακό χρόνο, ή γενικά από τον χρόνο εκτός εργασίας. Η παραπάνω έρευνα, αποδεικνύει ότι η ταυτοποίηση (σε πολλές έρευνες), εξαρτάται από περιοριστικές υποθέσεις που συχνά δύσκολα δικαιολογούνται σε οικονομικούς όρους και επομένως μπορεί να απαιτούνται περαιτέρω στατιστικοί έλεγχοι.

Συνεπείς εκτιμήσεις των προσδιοριστικών παραγόντων *εργασιακή εμπειρία και απώλεια από τον οικιακό χρόνο*, μιας εξίσωσης μισθού, προκύπτουν μόνο με την εφαρμογή μεθόδων IV και GMM σε διαμήκη δεδομένα (longitudinal data). Το γεγονός αυτό, οφείλεται στο ότι τα δεδομένα αυτά περιλαμβάνουν ακριβείς μετρήσεις των μισθών και περισσότερη πληροφόρηση για την πραγματική εργασιακή εμπειρία και τον πραγματικό χρόνο εκτός εργασίας. Τέλος, μπορούν να εξαχθούν συμπεράσματα σχετικά με την μεροληψία των εκτιμητών των παραμέτρων. Ωστόσο, αυτό μπορεί να επισκιαστεί από το σφάλμα μέτρησης των μεταβλητών καθώς επίσης και από τα μεγάλα (συνήθως) τυπικά σφάλματα των εκτιμητών IV. Παρά το γεγονός αυτό, η γνώση της κατεύθυνσης της μεροληψίας είναι χρήσιμη για την αξιολόγηση του μισθολογικού χάσματος, δηλαδή, της απόδειξης εάν το μέγεθος του χάσματος αμοιβών κατά φύλο υπό ή υπέρ-εκτιμάται.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6: ΜΕΤΡΗΣΗ ΤΟΥ ΧΑΣΜΑΤΟΣ ΑΜΟΙΒΩΝ ΚΑΤΑ ΦΥΛΟ

6.1 Μέθοδοι διάσπασης του χάσματος αμοιβών

6.1.1 Εισαγωγή

Οι έρευνες που εξετάζουν την ύπαρξη μισθολογικών διαφορών μεταξύ ανδρών και γυναικών ακολουθούν δύο διαφορετικές προσεγγίσεις.

Σύμφωνα με την *πρώτη προσέγγιση*, χρησιμοποιούνται ποσοτικές μέθοδοι (decomposition approaches) και είναι η πλέον διαδεδομένη εμπειρική προσέγγιση για τον προσδιορισμό και την ανάλυση των μισθολογικών διαφορών. Τέτοιες μέθοδοι διάσπασης είναι για παράδειγμα των, Oaxaca (1973) και Blinder (1973), Juhn, Murphy and Pierce (1993) κ.λ.π. Οι μέθοδοι αυτοί, χρησιμοποιούνται για να εκτιμηθούν οι συνιστώσες των μισθολογικών μεταξύ ανδρών και γυναικών και να διαπιστωθεί κατά πόσο οι διαφορές των αμοιβών αντανακλούν διαφορές ως προς τις ικανότητες των εργαζομένων και κατά συνέπεια αντανακλούν διαφορές ως προς την παραγωγικότητα των εργαζομένων ή αποτελούν το ‘ανεργμίνευτο μέρος’ της διαφοράς των αμοιβών. Σύμφωνα με τους υποστηρικτές της μεθόδου αυτής, η ανάλυση των μισθολογικών διαφορών μεταξύ ανδρών και γυναικών, επιτρέπει σ’ αυτούς που ασκούν οικονομική πολιτική να προσδιορίσουν τους παράγοντες εκείνους που ερμηνεύουν τις μισθολογικές διαφορές και συνεπώς ν’ ασκήσουν την κατάλληλη πολιτική για να περιορίσουν ή να εξουδετερώσουν την επίδρασή τους. Αντίθετα, οι επικριτές της μεθόδου αυτής, υποστηρίζουν ότι η ανάλυση βασίζεται σε απλουστευτικές υποθέσεις για την λειτουργία των αγορών και γι’ αυτό αντιμετωπίζουν μ’ επιφύλαξη τα αποτελέσματα της ανάλυσης.

Η *δεύτερη προσέγγιση* για την ανάλυση του μισθολογικού χάσματος είναι η συγκριτική προσέγγιση των θεσμών (comparative institutional approach). Σύμφωνα μ’ αυτήν, οι διαφορές στις αμοιβές ανδρών - γυναικών είναι το αποτέλεσμα κανόνων και ρυθμίσεων που ισχύουν στις διάφορες κοινωνίες και αντανακλούν τις δομές και τη λειτουργία των αγορών εργασίας, τις γενικότερες λειτουργίες της αγοράς και τη σχετική αξία των επαγγελματών στην κοινωνία (Grimshaw and Rubery, 2002). Κατά την προσέγγιση αυτή, οι διαφορές στις αμοιβές δεν εξηγούνται από τις διαφορές ως προς την παραγωγικότητα και τις ικανότητες των εργαζομένων, αλλά

αντικατοπτρίζουν τρέχουσες και ιστορικές επιδράσεις κοινωνιών και θεσμικών διαδικασιών. Οι θιασώτες της προσέγγισης αυτής, υποστηρίζουν ότι τα χαρακτηριστικά της αγοράς εργασίας, όπως ο διαχωρισμός των επαγγελμάτων σύμφωνα με το φύλο των εργαζομένων, εξηγούν καλύτερα τις μισθολογικές διαφορές, απ' ό,τι η ανάλυση που βασίζεται στις δεξιότητες των εργαζομένων. Ειδικότερα, για ν' αναλυθούν οι μισθολογικές διαφορές των εργαζομένων ανδρών και γυναικών, εξετάζεται πως οι κοινωνικές διαφορές έχουν οδηγήσει σ' ένα διαχωρισμό των επαγγελμάτων κατά φύλο και πως προσδιορίζονται οι σχετικές αμοιβές σ' εκείνα τα επαγγέλματα όπου υπάρχει υπερσυγκέντρωση γυναικών. Οι επικριτές της μεθόδου αυτής υποστηρίζουν ότι, σύμφωνα με την θεωρία του ανθρώπινου κεφαλαίου, οι γυναίκες εργαζόμενες επιλέγουν ορθολογικά την απασχόλησή τους σε ορισμένα επαγγέλματα και αποφεύγουν κάποια άλλα. Επομένως εκείνα τα επαγγέλματα που επιλέγουν οι γυναίκες, απαιτούν ικανότητες που δεν είναι απαραίτητο να ανανεώνονται συχνά και επομένως δεν απαξιώνονται γρήγορα (Παπαπέτρου, 2004).

Η μέτρηση του μισθολογικού χάσματος ανδρών και γυναικών που επιχειρείται στο παρόν κεφάλαιο και στηρίζεται σε μια εκτενή διεθνή βιβλιογραφική επισκόπηση, βασίζεται στη ποσοτική μέθοδο ή με άλλα λόγια στην προσέγγιση των καταλοίπων που είναι η θεμελιώδης τεχνική που εφαρμόζεται σήμερα στη διεθνή βιβλιογραφία του χάσματος αμοιβών κατά φύλο για τον υπολογισμό του. Η *μη-προσαρμοσμένη ή μη-διορθωμένη ή ακαθάριστη διαφορά αμοιβών ανδρών – γυναικών* (raw or uncorrected or gross male - female wage differential), υπολογίζεται απευθείας, από τις διαφορές στις λογαριθμικές μέσες αμοιβές ανδρών και γυναικών:

$$\Delta \ln W = (\ln \bar{W}^M - \ln \bar{W}^F), \quad (6.1)$$

όπου το Δ η μέση διαφορά αμοιβών μεταξύ ανδρών (M) και γυναικών (F) την περίοδο t .

Προκειμένου να διορθωθεί το ακαθάριστο χάσμα αμοιβών μεταξύ των φύλων για τις δικαιολογημένες διαφορές αμοιβών που οφείλονται στις σχετικές διαφορές *προσόντων ή εφοδιασμού παραγωγικότητας ανθρώπινου κεφαλαίου* (endowments) των ατόμων, εκτιμούμε κατ' αρχάς με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων μια απλή εξίσωση αμοιβών της μορφής $\ln W_{it} = X_{it} \mathbf{b} + e_{it}$. Το διάνυσμα των εκτιμηθέντων

συντελεστών \hat{b} , των χαρακτηριστικών του ανθρώπινου κεφαλαίου που περιλαμβάνονται στο X_{ii} , χρησιμοποιείται στη συνέχεια για να υπολογιστεί η σταθμισμένη διαφορά στα μέσα χαρακτηριστικά του ανθρώπινου κεφαλαίου μεταξύ των ανδρών και των γυναικών. Αυτός ο όρος, ο οποίος είναι το *ερμηνευμένο τμήμα* (explained part), του χάσματος αμοιβών κατά φύλο, όταν αφαιρεθεί από το ακαθάριστο χάσμα δίνει το «υπόλοιπο», το οποίο εκφράζει το *ανερμηνευτο ή διορθωμένο ή προσαρμοσμένο τμήμα του χάσματος* (unexplained or corrected or adjusted part of the gap) και ερμηνεύεται συνήθως ως *μέτρο της διάκρισης* (measure of discrimination).

Με βάση την παραπάνω γενική προσέγγιση, τρεις κυρίως μέθοδοι διάσπασης (decompositions) του χάσματος των αμοιβών έχουν αναπτυχθεί στη βιβλιογραφία, προκειμένου να εξεταστούν τα διαφορετικά χαρακτηριστικά γνωρίσματα του.

Η πρώτη μέθοδος που εφαρμόστηκε στην ανάλυση της διάσπασης του χάσματος αμοιβών, ήταν των *Oaxaca (1973) και Blinder (1973)*.

Στη δεκαετία του '90, όταν η ανισότητα αμοιβών έγινε ένα επίκαιρο θέμα στην πολιτική σκηνή γι' αυτό και στην οικονομική αρθρογραφία, αναπτύχθηκε η διάσπαση του χάσματος αμοιβών κατά φύλο από τους *Juhn, Murphy and Pierce (1993)*, οι οποίοι επέκτειναν την διάσπαση του χάσματος αμοιβών του *Oaxaca (1973)* ώστε να συμπεριλάβουν σ' αυτήν, την κατανομή των καταλοίπων.

Ανεπάρκεια των δύο αυτών τεχνικών διάσπασης είναι ότι, όταν ελέγχεται το επάγγελμα σ' ένα υπόδειγμα αμοιβών, η κατανομή των ανδρών και των γυναικών στα επαγγέλματα λαμβάνεται ως εξωγενής. Δεδομένου ότι στις περισσότερες δυτικές βιομηχανικές οικονομίες, παρατηρείται ισχυρός επαγγελματικός διαχωρισμός μεταξύ των φύλων, ορισμένοι ερευνητές, υποστηρίζουν ότι η εξωγένεια αυτή δεν είναι ικανοποιητική και καθορίζει τη διάκριση.

Οι *Brown, Moon and Zoloth (1980)*, λαμβάνοντας υπόψη τους το γεγονός αυτό, πρότειναν μια εκτεταμένη τεχνική διάσπασης του χάσματος στην οποία το επάγγελμα αντιμετωπίζεται ως ενδογενής. Με άλλα λόγια, συμπληρώνουν την εξίσωση παλινδρόμησης αμοιβών με μια εξίσωση επιλογής επαγγέλματος και κατά συνέπεια, διαμορφώνουν ένα υπόδειγμα επιλογής στις ομάδες επαγγέλματος. Επιπλέον, η τεχνική τους, επιτρέπει τον προσδιορισμό της ποσότητας του μεριδίου του συνολικού χάσματος αμοιβών που οφείλεται σε διαφορές αμοιβών μεταξύ των επαγγελμάτων και το μερίδιο που οφείλεται στις διαφορές αμοιβών.

Στο κεφάλαιο αυτό, εξετάζουμε τις τρεις παραπάνω κύριες μεθόδους διάσπασης καθώς και μερικές επεκτάσεις αυτών, ενώ περιγράφουμε και αναλύουμε τα κύρια συμπεράσματα της διεθνούς βιβλιογραφίας, σχετικά με την εξήγηση των μη-διορθωμένων διαφορών των αμοιβών ανδρών - γυναικών. Επίσης, σχετική βιβλιογραφική επισκόπηση παρέχεται και για την ελληνική πραγματικότητα, αναφέροντας τα κύρια συμπεράσματα της αρθρογραφίας όσον αφορά τους προσδιοριστικούς παράγοντες των μισθών και τις μισθολογικές διαφορές κατά φύλο.

6.1.2 Διάσπαση κατά Oaxaca (1973)⁵⁹

Στην παράγραφο αυτή, παρουσιάζεται η τεχνική διάσπασης του μισθολογικού χάσματος που πρότεινε ο Oaxaca (1973). Κατ' αρχάς, παρουσιάζουμε τη βασική μέθοδο και στη συνέχεια αναφερόμαστε σε ορισμένες επεκτάσεις της.

Η μεθοδολογία αυτή εφαρμόζεται για την εκτίμηση των προσδιοριστικών παραγόντων των διαφορών αμοιβών στο μέσο όρο (αφού χρησιμοποιούνται μέσα ατομικά χαρακτηριστικά), και αναπτύχθηκε για διαστρωματικά δεδομένα (cross-sectional data). Οι περισσότεροι ερευνητές εκτιμούν χωριστές παλινδρομήσεις αμοιβών για τις γυναίκες και τους άνδρες, αν και μια ενιαία παλινδρόμηση πρέπει να είναι ικανοποιητική όπως θα δούμε παρακάτω.

Σύμφωνα με τη θεωρία της διάκρισης αμοιβών κατά φύλο, διάκριση σε βάρος των γυναικών⁶⁰ υπάρχει όταν το σχετικό ωρομίσθιο ή οι αμοιβές των ανδρών (W_m/W_f) υπερβαίνουν εκείνες που θα επικρατούσαν εάν άνδρες και γυναίκες πληρώνονταν με βάση τα ίδια κριτήρια. Ο Oaxaca (1973) τυποποίησε την έννοια των σχετικών αμοιβών προτείνοντας το ακόλουθο μέτρο διάκρισης⁶¹

$$D = \frac{W_m/W_f - (W_m/W_f)^0}{(W_m/W_f)^0}, \quad (6.2)$$

⁵⁹ Συνήθως, επικρατεί η διατύπωση "διάσπαση των Oaxaca and Blinder (1973)", έννοια ότι και οι δύο μέθοδοι, παρήχθησαν κάτω από το ίδιο σκεπτικό.

⁶⁰ Εννοείται ότι αναφερόμαστε διαρκώς για τη διάκριση στις αμοιβές για την ίδιας ποιότητας μονάδα προσφερόμενης εργασίας.

⁶¹ Ο συντελεστής διάκρισης είναι απλά ένα γενικευμένο μέτρο του Becker (1957) που διαιρέθηκε με την αναλογία αμοιβών χωρίς διάκριση.

όπου, (W_m/W_f) είναι ο παρατηρούμενος σχετικός μισθός (ή ωρομίσθιο) των ανδρών ή ο λόγος αμοιβών ανδρών-γυναικών και $(W_m/W_f)^0$ είναι ο σχετικός μισθός (ή ωρομίσθιο) των ανδρών, χωρίς διάκριση σε βάρος των γυναικών.

Λογαριθμίζοντας τη σχέση (6.2) προκύπτει η ακόλουθη ισοδύναμη έκφραση του συντελεστή διάκρισης⁶²

$$\ln(D+1) = \ln(W_m/W_f) - \ln(W_m/W_f)^0 \quad (6.3)$$

Υποθέτοντας ότι οι επιχειρήσεις σε αγορά εργασίας χωρίς διάκριση σε βάρος των γυναικών, εμμένουν στην αρχή της ελαχιστοποίησης του κόστους, έχουμε

$$\left(\frac{W_m}{W_f}\right)^0 = \frac{MPL_m}{MPL_f} \quad (6.4)$$

όπου, MPL_m και MPL_f είναι το οριακό προϊόν εργασίας των ανδρών και γυναικών αντίστοιχα.

Δεδομένου ότι $(W_m/W_f)^0$ είναι άγνωστο, η εκτίμηση του συντελεστή διάκρισης (D) ισοδυναμεί με την εκτίμηση του λόγου $(W_m/W_f)^0$. Με βάση την κάθε μία από τις παρακάτω υποθέσεις, μπορούμε να υπολογίσουμε την αναλογία αμοιβών ανδρών - γυναικών που θα υπήρχε ελλείψει της διάκρισης:

- η δομή αμοιβών των γυναικών θα ίσχυε επίσης και για τους άνδρες ή
- η δομή αμοιβών των ανδρών θα ίσχυε επίσης και για τις γυναίκες.

Απουσία διακρίσεων, η πρώτη (δεύτερη) υπόθεση εννοεί ότι οι γυναίκες θα αμείβονταν, κατά μέσο όρο, με τους ίδιους μισθούς όσο «σήμερα», αλλά η υπόψη διάκριση παίρνει τη μορφή, οι άνδρες να αμείβονται περισσότερο από ότι σε μια αγορά εργασίας χωρίς διακρίσεις.

⁶² Ο Becker (1957) όρισε το συντελεστή διάκρισης της αγοράς ως το ποσοστό διαφοράς αμοιβών μεταξύ δύο τέλεια υποκατάστατων τύπων εργασιών. Στις περιπτώσεις δε, που οι δύο παράγοντες δεν ήταν απαραίτητως τέλεια υποκατάστατα, ο Becker καθόρισε το συντελεστή διάκρισης ως απλή διαφορά μεταξύ της παρατηρηθείσας αναλογίας αμοιβών και της αναλογίας αμοιβών ελλείψει της διάκρισης.

Ο εκτιμητής της κλασικής μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) της εξίσωσης αμοιβών, για οποιαδήποτε ομάδα εργαζομένων, δίνει εκτίμηση της διάρθρωσης των αμοιβών της υπόψη ομάδας. Η προς εκτίμηση εξίσωση αμοιβών, κάθε ομάδας φύλου, έχει την εξής ημι-λογαριθμική μορφή,

$$\ln(W_i) = X_i' b + u_i, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (6.5)$$

όπου, W_i είναι η αμοιβή του i εργαζομένου (συνήθως ωρομίσθιο), X_i' το διάνυσμα ατομικών χαρακτηριστικών, b το διάνυσμα των προς εκτίμηση συντελεστών και u_i ο διαταρακτικός όρος.

Όταν η διαφορά αμοιβών ανδρών-γυναικών εκφράζεται σε φυσικούς λογαρίθμους, αφενός η εξειδίκευση του συντελεστή διάκρισης (6.2) και αφετέρου, οι παραπάνω εναλλακτικές δύο υποθέσεις σχετικά με το ποια διάρθρωση αμοιβών θα επικρατήσει, απουσία διακρίσεων, συνεπάγονται ότι, η διαφορά αμοιβών μπορεί να διασπαστεί στις επιδράσεις από τη μια της διάκρισης, και από την άλλη των διαφορών στα ατομικά χαρακτηριστικά. Ο ρυθμός μεταβολής της διάκρισης των μέσων αμοιβών, σε βάρος των γυναικών, $G = \frac{\bar{W}_m - \bar{W}_f}{\bar{W}_f}$, γράφεται

$$\ln(G + 1) = \ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f) \quad (6.6)$$

όπου, (\bar{W}_m) και (\bar{W}_f) είναι ο μέσος μισθός (ή οι μέσες ωριαίες αμοιβές) ανδρών και γυναικών αντίστοιχα⁶³.

Από τις ιδιότητες εκτίμησης με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, έχουμε

$$\ln(\bar{W}_m) = \bar{X}_m' \hat{b}_m \quad (6.7)$$

$$\ln(\bar{W}_f) = \bar{X}_f' \hat{b}_f \quad (6.8)$$

⁶³ Πρόκειται για μέσους γεωμετρικούς $\bar{W} = \exp \left\{ \left[\sum_{i=1}^n \ln(W_i) \right] / n \right\}$.

όπου, \bar{X}'_m και \bar{X}'_f είναι διανύσματα μέσων τιμών των ανεξάρτητων μεταβλητών των εξισώσεων παλινδρόμησης ανδρών και γυναικών⁶⁴ και \hat{b}_m, \hat{b}_f τα αντίστοιχα διανύσματα των εκτιμηθέντων συντελεστών.

Με αντικατάσταση των εξισώσεων (6.7) και (6.8) στην (6.6), εύκολα προκύπτει ότι ο ρυθμός μεταβολής της διάκρισης αμοιβών, στο μέσο επίπεδο, σε βάρος των γυναικών μπορεί να γραφεί

$$\ln(G+1) = \bar{X}'_m \hat{b}_m - \bar{X}'_f \hat{b}_f \quad (6.9)$$

Επιπλέον, συμβολίζοντας το διάνυσμα της διαφοράς των μέσων χαρακτηριστικών ανδρών-γυναικών με $\Delta\bar{X}' = \bar{X}'_m - \bar{X}'_f$ και $\Delta\hat{b} = \hat{b}_f - \hat{b}_m$ το αντίστοιχο διάνυσμα των προς εκτίμηση συντελεστών, τότε, με αντικατάσταση στην (6.9) το $\hat{b}_m = \hat{b}_f - \Delta\hat{b}$, η διαφορά μέσων αμοιβών ανδρών – γυναικών μπορεί τελικά να γραφεί

$$\ln(G+1) = \Delta\bar{X}' \hat{b}_f - \bar{X}'_m \Delta\hat{b} \quad (6.10)$$

Βάσει της εξίσωσης (6.3) και της υπόθεσης ότι η τρέχουσα δομή αμοιβών των γυναικών θα ίσχυε και για τους άνδρες αλλά και για τις γυναίκες, σε μια χωρίς διακρίσεις σε βάρος των γυναικών αγορά εργασίας, μπορεί να δειχτεί ότι

$$\ln\left(\frac{W_m}{W_f}\right)^0 = \Delta\bar{X}' \hat{b}_f \quad (6.11)$$

$$\ln(D+1) = -\bar{X}'_m \Delta\hat{b} \quad (6.12)$$

Κατά συνέπεια, οι δύο τελευταίες εκφράσεις αντιπροσωπεύουν τη διάσπαση της διαφοράς αμοιβών στα κατ' εκτίμηση αποτελέσματα των διαφορών, στα επιμέρους χαρακτηριστικά (6.11) και στα αποτελέσματα της διάκρισης (6.12).

⁶⁴ Το διάνυσμα $\bar{X}'_m = \left(\sum_{i=1}^{N_m} X_i \right) / N_m$, αντιπροσωπεύει μέσα χαρακτηριστικά ανθρώπινου κεφαλαίου των ανδρών. Αντίστοιχα δε, για τις γυναίκες.

Με βάση την εξίσωση (6.10) και λαμβάνοντας υπόψη την γυναικεία δομή αμοιβών ως πρότυπο, η διάσπαση της διαφοράς των αμοιβών κατά φύλο, μπορεί να εκφραστεί και ως εξής:

$$\ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f) = \frac{(\bar{X}_m - \bar{X}_f)' \hat{b}_f}{\bar{X}'_m (\hat{b}_m - \hat{b}_f)} + \frac{\bar{X}'_m (\hat{b}_m - \hat{b}_f)}{\bar{X}'_m (\hat{b}_m - \hat{b}_f)} \quad (6.13)$$

*Μη διορθωμένο ή
μη προσαρμοσμένο ή
ακαθάριστο χάσμα αμοιβών*

*Δικαιολογημένη ή
εξηγημένη διαφορά ή
αποτέλεσμα εφοδιασμού
(ανθρώπινο κεφάλαιο)*

*Ανεξήγητη διαφορά ή
αποτέλεσμα ανταμοιβής ή
μέτρο διάκρισης*

Ο πρώτος όρος στο δεύτερο μέλος της παραπάνω εξίσωσης, παρουσιάζει το «αποτέλεσμα εφοδιασμού σε ανθρώπινο κεφάλαιο» της διαφοράς αμοιβών μεταξύ ανδρών και γυναικών και προκύπτει από τις διαφορές στα μέσα χαρακτηριστικά. Λόγω του γεγονότος αυτού, ο όρος αυτός πολύ συχνά θεωρείται και ως «δικαιολογημένο» (*justified*) ή «ερμηνευμένο» (*explained*) τμήμα του χάσματος. Ο δεύτερος όρος, «η επίδραση ανταμοιβής» λόγω των διαφορών στους κατ' εκτίμηση συντελεστές ερμηνεύεται ως μέτρο της διάκρισης. Εάν οι άνδρες και οι γυναίκες είχαν τα ίδια χαρακτηριστικά κατά μέσο όρο, τότε το υπάρχον μη-διορθωμένο ή μη-προσαρμοσμένο χάσμα αμοιβών θα προέκυπτε μόνο από τη διαφορά στην ανταμοιβή αυτών των χαρακτηριστικών.

Εναλλακτική (και ισοδύναμη) διάσπαση της διαφοράς αμοιβών, λαμβάνεται αν αντικαταστήσουμε στην εξίσωση (6.9) το $\hat{b}_f = \Delta \hat{b} + \hat{b}_m$

$$\ln(G+1) = \Delta \bar{X}'_m \hat{b}_m - \bar{X}'_f \Delta \hat{b} \quad (6.14)$$

Βάσει της (6.3) και της υπόθεσης ότι η τρέχουσα δομή αμοιβών των ανδρών θα ίσχυε και για τους άνδρες αλλά και για τις γυναίκες ελλείψει της διάκρισης, τότε προκύπτει ότι

$$\ln\left(\frac{W_m}{W_f}\right)^0 = \Delta \bar{X}'_m \hat{b}_m \quad (6.15)$$

$$\ln(D+1) = -\bar{X}'_f \Delta \hat{b} \quad (6.16)$$

Ομοίως όπως και προηγουμένως, αλλά λαμβάνοντας υπόψη την ανδρική δομή αμοιβών ως πρότυπο, η διάσπαση της διαφοράς των αμοιβών κατά φύλο, μπορεί να εκφραστεί και ως εξής:

$$\ln(\bar{W}_4) - \ln(\bar{W}_3) = \frac{(\bar{X}_4 - \bar{X}_3)' \hat{b}_m}{\Gamma_{44} - 2\Gamma_{43} + \Gamma_{33}} + \frac{\bar{X}'_4 (\hat{b}_2 - \hat{b}_3)}{\Gamma_{44} - 2\Gamma_{43} + \Gamma_{33}} \quad (6.17)$$

*Μη διορθωμένο ή
μη προσαρμοσμένο ή
ακαθάριστο χάσμα αμοιβών*

*Δικαιολογημένη ή
εξηγημένη διαφορά ή
αποτέλεσμα εφοδιασμού
(ανθρώπινο κεφάλαιο)*

*Ανεξήγητη διαφορά ή
αποτέλεσμα ανταμοιβής ή
μέτρο διάκρισης*

Η υπόψη μέθοδος εκτίμησης των αποτελεσμάτων της διάκρισης, ενέχει το γνωστό πρόβλημα των αριθμοδεικτών. Για το λόγο αυτό, οι ξεχωριστές εκτιμήσεις που παίρνουμε και από τις δύο σταθμίσεις των παλινδρομήσεων ανδρών και γυναικών, θεμελιώνουν ένα εύρος πιθανών τιμών. Τα τυπικά σφάλματα για κάθε συνιστώσα της παραπάνω διάσπασης αμοιβών κατά φύλο, μπορούν να εκτιμηθούν

$$(\bar{X}^M - \bar{X}^F)' \text{Var}(\hat{b}^M) (\bar{X}^M - \bar{X}^F) \text{ και } (\bar{X}^M)' \text{Var}(\hat{b}^M - \hat{b}^F) (\bar{X}^M) \quad (6.18)$$

Είναι σημαντικό να τονιστεί, ότι η διάσπαση στα αποτελέσματα εφοδιασμού και ανταμοιβής, εξαρτάται από το πλήθος των ερμηνευτικών μεταβλητών που περιλαμβάνονται στην παλινδρόμηση αμοιβών. Έτσι, εκτός από τα προβλήματα ενδογένειας (endogeneity) που ήδη εξετάστηκαν στο προηγούμενο κεφάλαιο, προκύπτει και ένα άλλο πρόβλημα, αυτό της επιλογής ανεξάρτητων μεταβλητών στο υπόδειγμα. Σύμφωνα με τον Berndt (1991), στο υπό εκτίμηση υπόδειγμα θα πρέπει να περιληφθούν, "όλες οι σχετικές μεταβλητές που μετρούν τον εφοδιασμό παραγωγικότητας (productive endowments) των ατόμων". Επιπλέον, σύμφωνα με τον Oaxaca (1973), όσο μεγαλύτερος είναι ο αριθμός των ελεγχόμενων μεταβλητών, τόσο μικρότερο θα είναι το αποτέλεσμα του εφοδιασμού.

Η μέθοδος διάσπασης που περιγράφηκε παραπάνω, έχει γίνει σήμερα η πιο κοινή διαδικασία υπολογισμού της διάκρισης αμοιβών. Όπως φαίνεται στον Πίνακα 6.1, όπου παρουσιάζονται σχετικές εμπειρικές έρευνες, στις περισσότερες μελέτες, η δομή αμοιβών των ανδρών θεωρείται ότι είναι αμερόληπτη/χωρίς διάκριση (non-discriminatory). Πολλοί ερευνητές, υποστηρίζουν ότι στην οικονομία οι άνδρες αποτελούν τη μεγαλύτερη ομάδα εργαζομένων και επομένως δεν αντιμετωπίζουν

ουσιαστικά καμία διάκριση. Διαχρονικά, η υπόθεση της μη-διακριτικής δομής αμοιβών έχει συζητηθεί έντονα και έχουν προταθεί νέες προσεγγίσεις.

Πίνακας 6.1: Έρευνες διάσπασης με την μέθοδο των Oaxaca-Blinder (1973)

Ερευνητές	Πηγή δεδομένων	Δομή μισθών χωρίς διάκριση		Εκτιμήτριες
		Ανδρες	Γυναίκες	
Blinder (1973)	PSID	X		Ελαχίστων τετραγώνων
Oaxaca (1973)	Survey of Economic Opportunity 1967	X		Ελαχίστων τετραγώνων
Dolton, Makepeace (1986)	National postal survey (UK)	X		Ελαχίστων τετραγώνων και Heckman
Dolton, Makepeace (1987)	General household survey (UK)	X		Ελαχίστων τετραγώνων και Heckman
Miller (1987)	Canadian census	X		Ελαχίστων τετραγώνων και Heckman
Baker, Benjamin, Desaulniers, Grant (1995)	Canadian censuses, Survey of Consumer Finances	X		Ελαχίστων τετραγώνων και Heckman
Callan(1991)	ESRI Survey of Income Distribution, Poverty and Usage of State Services	X		Ελαχίστων τετραγώνων, Heckman και IV
Miller, Rummery (1991)	Australian Census of Population and Housing	X	X	Ελαχίστων τετραγώνων και Heckman
Wright, Ermisch (1991)	General household survey (UK)	X		Ελαχίστων τετραγώνων και Heckman
Palme, Wright (1992)	Swedish Level of Living Survey	X		Heckman

Συνέχεια

Πίνακας 6.1: Έρευνες διάσπασης με την μέθοδο των Oaxaca-Blinder (1973)

Ερευνητές	Πηγή δεδομένων	Δομή μισθών χωρίς διάκριση		Εκτιμήτριες
		Ανδρες	Γυναίκες	
Choudhury (1993)	PSID	X		Ελαχίστων τετραγώνων και
Kim, Polachek (1994)	PSID	X		Ελαχίστων τετραγώνων, FE και RE, IV
Harkness (1996)	General household survey (UK) and British household panel survey	X		Ελαχίστων τετραγώνων
Naur, Smith (1996)	Sub-sample of a Danish longitudinal data base	X		RE
Hersch, Stratton (1997)	PSID	X	X	Ελαχίστων τετραγώνων, FE
Black, Trainor, Spencer (1999)	Data from International Social Survey Programme	X		Ελαχίστων τετραγώνων και Heckman
Johansson, Katz, Nyman (2000)	Swedish Household Income Survey (HINK)	X	X	Ελαχίστων τετραγώνων
Neuman, Oaxaca (2004)	Israeli Census of Population and Housing	X		Heckman
European Commission (2002)	ECHP	X		Ελαχίστων τετραγώνων

Πηγή: οι αντίστοιχες έρευνες.

6.1.3 Επιλογή αμερόληπτης δομής αμοιβών (non-discriminatory)

Το γεγονός ότι η διάκριση όχι μόνο μειώνει τις αμοιβές της «μειονότητας» ομάδας των γυναικών, αλλά επιπλέον οδηγεί σε υψηλότερες αμοιβές την «ευνοούμενη» ομάδα των ανδρών, αποτελεί το αρχικό σημείο αναφοράς των μεθόδων αυτών. Η επιστημονική έρευνα στο θέμα, επιχειρεί να εντοπίσει τις επιπτώσεις της διάκρισης στις διάφορες ομάδες.

Γενικά, οι μέθοδοι διαφέρουν αναφορικά με την εμμέσως υποτιθέμενη αμερόληπτη/χωρίς διάκριση ανταγωνιστική δομή αμοιβών και θα πρέπει να γίνει η υπόθεση ότι υπάρχει ένα διάνυσμα b^* που αντανακλά το ποσοστό απόδοσης των χαρακτηριστικών ανθρωπίνου κεφαλαίου ελλείψει διάκρισης. Σύμφωνα με τους Oaxaca and Ransom (1994), η μη-διορθωμένη (ακαθάριστη) διαφορά αμοιβών (G_{mf}) καθορίζεται από τη σχέση

$$G_{mf} = W_m / W_f - 1 \quad (6.19)$$

όπου W_m οι αμοιβές των ανδρών (ή οποιασδήποτε άλλης "ευνοούμενης" ομάδος) και W_f οι αμοιβές των γυναικών (ή οποιασδήποτε άλλης "μειονεκτούσας" ομάδας).

Ελλείψει διάκρισης στην αγορά εργασίας, η σχετική διαφορά αμοιβών ανδρών/γυναικών θα απεικονίζε τις καθарές διαφορές στην παραγωγικότητα τους (Q_{mf}):

$$Q_{mf} = W_m^0 / W_f^0 - 1 \quad (6.20)$$

όπου ο δείκτης "ο" εκφράζει την απουσία της διάκρισης στην αγορά εργασίας.

Έτσι, ο συντελεστής διάκρισης της αγοράς (D_{mf}) ορίζεται ως η ανάλογη διαφορά μεταξύ $G_{mf} + 1$ και $Q_{mf} + 1$:

$$D_{mf} = (W_m / W_f - W_m^0 / W_f^0) / (W_m^0 / W_f^0) \quad (6.21)$$

Από τις εξισώσεις (6.19) - (6.21), η διάκριση (σε λογαρίθμους) της ακαθάριστης διαφοράς αμοιβών μπορεί να γραφεί ως εξής,

$$\ln(G_{mf} + 1) = \ln(D_{mf} + 1) + \ln(Q_{mf} + 1), \quad (6.22)$$

Αξίζει να σημειωθεί ότι ο συντελεστής διάκρισης της αγοράς αποκαλύπτει μόνο τα σχετικά αποτελέσματα αμοιβών της διάκρισης στην αγορά εργασίας. Υπό αυτή τη μορφή (6.22), το μέτρο αυτό προσδιορίζει, πόσο από την διορθωμένη διαφορά αμοιβών μπορεί να αποδοθεί στην επιπλέον αμοιβή των ανδρών εργαζομένων και πόσο αντιστοιχεί στην ανεπαρκή αμοιβή των εργαζομένων γυναικών. Κατά συνέπεια, πρέπει να επιμερίσουμε περαιτέρω το συντελεστή διάκρισης, στο τμήμα της επιπλέον αμοιβής των ανδρών και σ' εκείνο της ανεπαρκούς αμοιβής των γυναικών, δηλ.,

$$\begin{aligned} \ln(D_{mf} + 1) &= \ln(W_m / W_f) - \ln(W_m^0 / W_f^0) \\ &= \ln(W_m / W_m^0) + \ln(W_f^0 / W_f) \\ &= \ln(d_{m0} + 1) + \ln(d_{0f} + 1), \end{aligned} \quad (6.23)$$

όπου $d_{m0} = W_m / W_m^0 - 1$ είναι η διαφορά μεταξύ των τρεχουσών αμοιβών των ανδρών και των αμοιβών που θα είχαν λάβει ελλείψει της διάκρισης, και $d_{0f} = W_f^0 / W_f - 1$ είναι για τις γυναικείες αμοιβές η διαφορά μεταξύ εκείνων που θα είχαν λάβει χωρίς διάκριση και των τρεχουσών.

Με αντικατάσταση της εξίσωσης (6.23) στην εξίσωση (6.22), λαμβάνουμε την παρακάτω διάσπαση της ακαθάριστης διαφοράς (σε λογαρίθμους) η οποία εμπεριέχει περισσότερη πληροφορία:

$$\ln(G_{mf} + 1) = \ln(d_{m0} + 1) + \ln(d_{0f} + 1) + \ln(Q_{mf} + 1) \quad (6.24)$$

Ο πρώτος όρος $\ln(d_{m0} + 1)$ στο δεξιό μέλος της εξίσωσης αυτής (6.24), είναι μια εκτίμηση του ανδρικού πλεονεκτήματος αμοιβών, δηλαδή, μετρά το ποσό της διάκρισης υπέρ των ανδρών, ο δεύτερος όρος $\ln(d_{0f} + 1)$ είναι μια εκτίμηση του γυναικείου μειονεκτήματος αμοιβών, δηλαδή, μετρά το ποσό της διάκρισης σε βάρος των γυναικών, και ο τρίτος όρος $\ln(Q_{mf} + 1)$ υπολογίζει τη διαφορά παραγωγικότητας μεταξύ των δύο φύλων (ομάδων). Οι διασπάσεις αμοιβών που καθορίζονται από τις εξισώσεις (6.6) και (6.9) δεν μπορούν να γίνουν λειτουργικές χωρίς κάποιες υποθέσεις σχετικά με το ποια δομή αμοιβών θα πρέπει να επικρατεί με απουσία της διάκρισης.

Έτσι, ανεξάρτητα το θέμα της επιλογής των ερμηνευτικών μεταβλητών, στη διάσπαση των ακαθάριστων αμοιβών, τα ημι-λογαριθμικά υποδείγματα μισθών, τα οποία εκτιμώνται με OLS από διαστρωματικά δεδομένα, γράφονται

$$\ln(\tilde{W}_m) = \bar{X}'_m \hat{b}_m, \quad (6.25)$$

$$\ln(\tilde{W}_f) = \bar{X}'_f \hat{b}_f, \quad (6.26)$$

όπου, \tilde{W} είναι ο γεωμετρικός μέσος της αμοιβής, \bar{X}' είναι το διάνυσμα των μέσων τιμών των ανεξάρτητων μεταβλητών, και \hat{b} είναι το διάνυσμα των εκτιμώμενων συντελεστών.

Στο πλαίσιο αυτό, η ακαθάριστη διαφορά αμοιβών (σε λογαριθμους), δίνεται από την σχέση

$$\begin{aligned} \ln(G_{mf} + 1) &= \ln(W_m^{\%} / W_f^{\%}) \\ &= \ln(W_m^{\%}) - \ln(W_f^{\%}) \\ &= \bar{X}'_m \hat{b}_m - \bar{X}'_f \hat{b}_f \end{aligned} \quad (6.27)$$

Περαιτέρω διάσπαση σύμφωνα με την εξίσωση (6.24) δίνεται από την ακόλουθη σχέση:

$$\ln(G_{mf} + 1) = \bar{X}'_m (\hat{b}_m - b^*) + \bar{X}'_f (b^* - \hat{b}_f) + (\bar{X}_m - \bar{X}_f)' b^*, \quad (6.28)$$

όπου b^* είναι η εκτίμηση δομής αμοιβών χωρίς διάκριση.

Για την εκτίμηση του b^* έχουν προταθεί στη διεθνή βιβλιογραφία διάφοροι τρόποι. Οι Oaxaca and Ransom (1994) πρότειναν την ακόλουθη ευπροσάρμοστη σχέση για την εκτίμηση του b^* , μιας αμερόληπτης/χωρίς διάκριση δομής αμοιβών (non-discriminatory),

$$b^* = \Omega \hat{b}_m + (I - \Omega) \hat{b}_f, \quad (6.29)$$

όπου, I είναι μια διαγώνια μοναδιαία μήτρα και Ω μια σταθμισμένη μήτρα.

Ο Oaxaca (1973), στο πλαίσιο μιας δομής αμοιβών χωρίς διάκριση, προτείνει την υιοθέτηση, είτε της τρέχουσας δομής αμοιβών των ανδρών ($\Omega = I$), είτε της τρέχουσας δομής αμοιβών των γυναικών ($\Omega = 0$). Ο Oaxaca (1973) εκτιμώντας και τις δύο περιπτώσεις, υποστηρίζει ότι το αποτέλεσμα θα κάλυπτε την πραγματική δομή χωρίς διάκριση. Η προσέγγιση Oaxaca (1973) υπαινίσσεται ότι η δομή χωρίς διάκριση, πρέπει να βρεθεί κάπου "μεταξύ" της δομής των ανδρών και της δομής των γυναικών και αντιμετωπίζει την Ω ως μια βαθμωτή διαγώνια μήτρα.

Ακολουθώντας τη λογική αυτή, ο Reimers (1983) για την διάσπαση των μισθών, επιλέγει ως σταθμισμένη μήτρα την $\Omega_r = (0,5)I$ και κατά συνέπεια ο εκτιμητής b^* προκύπτει από τη σχέση

$$b^* = (\hat{b}^M + \hat{b}^F) / 2 \quad (6.30)$$

Αντίθετα, ο Cotton (1988) επιλέγει την μήτρα στάθμισης $\Omega_c = l_m I$, όπου l_m είναι το μερίδιο της ομάδας πλειοψηφίας (άνδρες) στο συνολικό εργαζόμενο πληθυσμό. Ο Cotton (1988) υποστήριξε ότι η μη-διακριτική δομή θα πρέπει να είναι όμοια με αυτήν που ισχύει για την μεγαλύτερη ομάδα.

Τελικά, καμία από αυτές τις λύσεις δεν θεωρούνται τελείως ικανοποιητικές αφού η κάθε μία επιλέγει την στάθμιση με αυθαίρετο τρόπο⁶⁵.

Η παραλλαγή του Neumark (1987) και των Oaxaca & Ransom (1994) φαίνεται πιο λογική. Αυτοί ορίζουν το b^* ως ένα διάνυσμα αποδόσεων που θα λαμβάνεται με την εκτίμηση των κλασικών εξισώσεων παλινδρόμησης μισθών (ανδρών ή γυναικών) ή από το συνδυασμένο δείγμα ανδρών και γυναικών. Δηλαδή:

$$b^* = (X'X)^{-1}(XY) = \hat{b}, \quad (6.31)$$

⁶⁵ Η θεωρία της διάκρισης παρέχει κάποια καθοδήγηση για την επιλογή μιας δομής μισθών χωρίς διάκριση. Το υπόδειγμα του Becker (1971) υποστηρίζει ότι οι εργοδότες με τάσεις διάκρισης διατίθενται να ανταλλάξουν μειωμένα κέρδη με λιγότερους εργαζόμενους ομάδων μειονότητας (π.χ. μαύρους). Ο τρόπος με τον οποίο οι εργαζόμενοι μειονότητας και μη-μειονότητας εισέρχονται στην συνάρτηση παραγωγής, και ο τρόπος που εισέρχονται στην συνάρτηση χρησιμότητας, προφανώς θα έχει αντίκτυπο στο πως θα ερμηνευτούν οι διαφορές μισθού που προκύπτουν.

όπου X η μήτρα των ανεξάρτητων μεταβλητών, Y το διάνυσμα του φυσικού λογαρίθμου του δείκτη μισθού, και \hat{b} είναι η εκτίμηση της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων που λαμβάνεται από το συνδυασμένο δείγμα ανδρών και γυναικών.

Τελικά, η μήτρα στάθμισης που προτείνεται από τους Oaxaca και Ransom (1994) είναι

$$\Omega_o = (X'X)^{-1}(X'_m X_m), \quad (6.32)$$

όπου X η μήτρα χαρακτηριστικών του συνδυασμένου δείγματος και X_m η μήτρα παρατηρούμενων χαρακτηριστικών των ανδρών. Η ερμηνεία του Ω_o ως μήτρα στάθμισης φαίνεται εύκολα από το γεγονός ότι

$$X'X = X'_m X_m + X'_f X_f, \quad (6.33)$$

όπου X_f η μήτρα παρατηρούμενων χαρακτηριστικών του δείγματος των γυναικών. Επιπρόσθετα, τόσο το $X'X$, όσο και το $X'_m X_m$ είναι μήτρες θετικά ορισμένες.

Οι Oaxaca και Ransom (1994) αναλύουν τις εμπειρικές συνέπειες της χρήσης της γυναικείας, της ανδρικής ή της Cotton (1988) & Neumark (1987) δομής αμοιβών, ως δομή χωρίς διάκριση. Συγκριτικά, οι διαφορές στους εκτιμηθέντες όρους του μη-προσαρμοσμένου χάσματος αμοιβών είναι εμφανείς. Η υιοθέτηση της γυναικείας δομής αμοιβών ως ανταγωνιστικό πρότυπο, οδηγεί σε μια μεγαλύτερη διαφοροποίηση της διάκρισης και σε μικρότερη διαφοροποίηση της παραγωγικότητας, από ότι η χρήση των εκτιμώμενων συντελεστών των ανδρών. Επίσης, η μέθοδος των Cotton (1988) & Neumark (1987), αποδίδει διαφορετικές εκτιμήσεις της διαφοράς παραγωγικότητας. Αυτές οι διαφορές υπονοούν μια διαίρεση της μεροληπτικής (discriminatory) διαφοράς αμοιβών σε στοιχεία ανδρικής υπέρ-πληρωμής και σε γυναικείας υπό-πληρωμής.

Οι Silber και Weber (1999) εξετάζουν τις διαφορές μεταξύ πέντε διαδικασιών διάσπασης. Επιπλέον της προσέγγισης των Oaxaca και Ransom (1994) έλαβαν υπόψη τους και την μέθοδο του Reimers (1983). Οι έλεγχοι βασίζονται σε αυτοδύναμες τεχνικές μεθόδους (bootstrap). Σε αντίθεση με τους Oaxaca και Ransom (1994), και οι δύο έρευνες συμπεραίνουν ότι ο όρος που μετρά το μέγεθος

της διάκρισης εναντίον της «ομάδας μειονότητας» (γυναίκες) ήταν μεγαλύτερος όταν η «ομάδα πλειονότητας» (άνδρες) χρησιμοποιούταν ως βάση αναφοράς. Ωστόσο, γενικά αποτελέσματα ή δυνατά συμπεράσματα δεν μπορούν να εξαχθούν. Επειδή η επιλογή της διάρθρωσης αμοιβών που χρησιμοποιείται ως βάση αναφοράς επηρεάζει σημαντικά τα αποτελέσματα, έχουν προταθεί άλλες παραλλαγές της διάσπασης των Oaxaca – Blinder (1973) (πχ. Lauer, 2000; Licht & Steiner, 1991; Bonjour, 1997).

Συνοψίζοντας, τα εμπειρικά αποτελέσματα δείχνουν ότι η διάσπαση της διαφοράς αμοιβών κατά φύλο, εξαρτάται συχνά από την επιλογή του διανύσματος της ανταγωνιστικής τιμής (με την έννοια, ποια δομή αμοιβών θα πρέπει να επικρατεί στην απουσία της διάκρισης, δηλαδή, αυτή των ανδρών ή των γυναικών). Στον Πίνακα 6.2 αναφέρονται μερικές έρευνες που εφαρμόζουν παραλλαγές της βασικής μεθόδου διάσπασης των Oaxaca & Blinder (1973).

Πίνακας 6.2: Παραλλαγές της μεθόδου διάσπασης των Oaxaca-Blinder (1973)

Συγγραφείς	Πηγή δεδομένων	Μέθοδος διάσπασης
Neumark (1987)	National Longitudinal Survey of Young Men and Young Women (NLS)	Oaxaca με διάρθρωση αμοιβών των ανδρών, Oaxaca με διάρθρωση αμοιβών ανδρών - γυναικών,
Ashraf, Ashraf (1993)	PIDE Socio-Economic Household Survey of Rawalpindi City (Pakistan)	Oaxaca με διάρθρωση αμοιβών των ανδρών, Oaxaca με διάρθρωση αμοιβών ανδρών - γυναικών,
Oaxaca, Ransom (1994)	U.S Current Population Survey, Data from a specific U.S. firm	Oaxaca με διάρθρωση αμοιβών των ανδρών, Oaxaca με διάρθρωση αμοιβών ανδρών - γυναικών, Cotton, Neumark
Sharpe, Abdel-Ghany (1996)	National Longitudinal Survey of Young Men and Young Women (NLS)	Reimer, Cotton
Silber, Weber (1999)	Israeli census	Oaxaca με διάρθρωση αμοιβών των ανδρών, Oaxaca με διάρθρωση αμοιβών ανδρών - γυναικών,

Πηγή: οι αντίστοιχες έρευνες.

6.1.4 Ενσωμάτωση της διόρθωσης επιλογής δείγματος (sample selection correction) στην διάσπαση αμοιβών κατά φύλο

Στην παράγραφο αυτή εξετάζουμε, τόσο την ενσωμάτωση της διορθωμένης μεροληψίας επιλογής δείγματος στην διάσπαση του αρχικού χάσματος αμοιβών, όσο και το πως επηρεάζονται οι διασπάσεις του χάσματος από τη διορθωμένη μεροληψία επιλογής δείγματος. Για παράδειγμα, οι εργαζόμενοι άνδρες και γυναίκες (για τους οποίους εκτιμούμε το χάσμα αμοιβών τους) μπορεί να μην αποτελούν τυχαίο δείγμα του πληθυσμού εργάσιμης ηλικίας. Μια τέτοια επιλογή δείγματος μπορεί να περιέχει μεροληψία στις εξισώσεις μισθών αν δεν ληφθούν υπόψη οι επιδράσεις της επιλογής δείγματος στην εκτίμηση της εξίσωσης μισθού.

Όπως αναφέρθηκε παραπάνω, σε μερικές έρευνες εφαρμόζεται διόρθωση και για τις γυναίκες και για τους άνδρες ενώ οι περισσότερες αναλύσεις περιλαμβάνουν τον διορθωμένο όρο μόνο στην παλινδρόμηση αμοιβών των γυναικών. Στο πλαίσιο αυτό, οι Neuman και Oaxaca (2001), εξετάζουν τις διαφορές μισθών κατά φύλο σ' ένα επάγγελμα (επαγγελματίες εργαζόμενοι⁶⁶). Ένα απλό υπόδειγμα δύο εξισώσεων, του προσδιορισμού μισθών και της συμμετοχής της επαγγελματικής ομάδος (επάγγελμα 1) μεταξύ των απασχολούμενων εργαζομένων διατυπώνεται ως εξής:

$$L_{1i}^* = H_i' g_1 + e_{1i}, \quad (6.34)$$

$$Y_{1i} = X_i' b_1 + u_{1i}, \quad (6.35)$$

όπου L_{1i}^* είναι μια μη παρατηρούμενη ή λανθάνουσα μεταβλητή (latent variable) που σχετίζεται με το να εργάζεται κανείς στο επάγγελμα 1, H_i' , είναι ένα διάνυσμα προσδιοριστικών παραγόντων της επαγγελματικής σχέσης, Y_{1i} είναι ο μισθός της αγοράς (σε λογαρίθμους) για το επάγγελμα 1, X_i' είναι ένα διάνυσμα προσδιοριστικών παραγόντων των μισθών της αγοράς, g_1 και b_1 είναι τα σχετικά διανύσματα των προς εκτίμηση παραμέτρων, και e_{1i} και u_{1i} είναι *i.i.d* όροι

⁶⁶ Εφεξής, για χάρη ευκολίας θα αναφέρεται ως επάγγελμα 1.

σφάλματος που ακολουθούν μια διμεταβλητή (bivariate) κανονική κατανομή $(0, 0, \mathbf{s}_{e_1}, \mathbf{s}_{u_1}, r_1)$.

Η πιθανότητα κάποιος να εργάζεται στο επάγγελμα 1 δίνεται από τη σχέση:

$$\Pr ob(L_{li}^* > 0) = \Pr ob(e_{li} > -H_i'g_1) = \Phi(H_i'g_1), \quad (6.36)$$

όπου, $\Phi(\cdot)$ είναι η τυπική κανονική αθροιστική συνάρτηση πυκνότητας (c.d.f.)⁶⁷. Οι μισθοί παρατηρούνται στο επάγγελμα 1 για αυτούς που έχουν $L_{li}^* > 0$, οπότε ο αναμενόμενος μισθός ενός εργαζομένου που παρατηρείται στο επάγγελμα 1 δίνεται από τη σχέση:

$$E(Y_{li} | L_{li}^* > 0) = X_i'b_1 + E(u_{li} | e_{li} > -H_i'g_1) = X_i'b_1 + q_1 I_{li}, \quad (6.37)$$

όπου $q_1 = r_1 \mathbf{s}_{u_1}$, $I_{li} = f(H_i'g_1) / \Phi(H_i'g_1)$ και $f(\cdot)$ είναι η τυπική κανονική συνάρτηση πυκνότητας.

Η εκτιμώμενη εξίσωση για αυτούς που απασχολούνται στο επάγγελμα 1 είναι:

$$Y_{li} | L_{li}^* > 0 = X_i'b_1 + q_1 I_{li} + error, \quad (6.38)$$

Για την εκτίμηση της διάκρισης μισθών μεταξύ ανδρών και γυναικών όταν παρουσιάζεται το πρόβλημα επιλογής δείγματος (sample selection) και για λόγους απλούστευσης της ανάλυσης, υιοθετούμε την εκτιμηθείσα διάρθρωση αμοιβών των ανδρών ως το πρότυπο χωρίς διάκριση. Οι παράμετροι της εξίσωσης (6.38) εκτιμώνται σύμφωνα με την διαδικασία του Heckman (1979) ξεχωριστά για τους άνδρες και τις γυναίκες.

Οι όροι διόρθωσης της επιλογής που προκύπτουν από την εξίσωση (6.38), εισάγονται στην βασική εξίσωση διάσπασης μισθών, με αποτέλεσμα να προσδίδεται σ' αυτήν η ακόλουθη μορφή:

⁶⁷ Η διακύμανση του e_1 έχει κανονικοποιηθεί στο 1.

$$\begin{aligned}\bar{Y}_{1m} - \bar{Y}_{1f} &= (\bar{X}'_m \hat{b}_{1m} + \hat{q}_{1m} \hat{I}_{1m}) - (\bar{X}'_f \hat{b}_{1f} + \hat{q}_{1f} \hat{I}_{1f}) \\ &= \bar{X}'_f (\hat{b}_{1m} - \hat{b}_{1f}) + (\bar{X}_m - \bar{X}_f)' \hat{b}_{1m} + (\hat{q}_{1m} \hat{I}_{1m} - \hat{q}_{1f} \hat{I}_{1f}),\end{aligned}\quad (6.39)$$

όπου \bar{Y}_1 είναι ο προβλεπόμενος μέσος (λογαριθμικός) μισθός, \bar{X}' είναι ένα διάνυσμα μέσων τιμών των μεταβλητών των προσδιοριστικών παραγόντων των μισθών (μεταβλητές ανθρώπινου κεφαλαίου), \hat{b}_1 είναι το διάνυσμα των εκτιμώμενων αποδόσεων των προσδιοριστικών παραγόντων του μισθού, \hat{q}_1 είναι μια εκτίμηση του $r_1 S_{u_1}$, και \hat{I}_1 είναι μια εκτίμηση του μέσου αντίστροφου λόγου Mills (mean Inverse Mills Ratio – *IMR*).

Οι δύο πρώτοι όροι της εξίσωσης (6.39) είναι τα γνωστά στοιχεία της διάκρισης και του ανθρώπινου κεφαλαίου. Ωστόσο, δεν είναι άμεσα προφανές πως θα πρέπει να ληφθεί ο τελευταίος όρος της (6.39) στο συνολικό σχέδιο της διάσπασης. Δηλαδή, αν θα πρέπει να αποδοθεί σε διαφορές εφοδιασμού ή θα πρέπει να συμπεριληφθεί στην επίδραση ανταμοιβής. Ένα βασικό ερώτημα που τίθεται με τον όρο αυτό είναι: θα πρέπει να διασπασθεί περαιτέρω σε στοιχεία διάκρισης και ανθρώπινου κεφαλαίου; και αν ναι, πως πρέπει να γίνει κάτι τέτοιο; Σύμφωνα με τους Neuman και Oaxaca (2001), δεν υπάρχει απλή απάντηση σ' αυτό το ερώτημα. Η εκτίμηση της ανισότητας μισθών στην παρουσία μεροληψίας επιλογής δείγματος εξαρτάται από τις υποθέσεις καθώς και από τους στόχους που τίθενται, όπως θα δούμε παρακάτω.

Αν μας ενδιαφέρει μια διάσπαση της παρατηρούμενης διαφοράς μισθού για το επάγγελμα 1, υπάρχει ακόμα μια ερώτηση σχετικά με το πως μπορεί να μετρηθεί η μη-προσαρμοσμένη διαφορά. Το πρόβλημα είναι ότι, το I_1 είναι μια μη-γραμμική συνάρτηση της συνάρτησης δείκτη $H'_1 g_1$. Η κεντρική τάση του I_1 μπορεί να εκτιμηθεί ως εξής:

$$\hat{I}_1 = \frac{\sum_{i=1}^{N_1} \hat{I}_{1i}}{N_1}, \quad (6.40)$$

όπου, $\hat{I}_{1i} = f(H'_1 g_1) / \Phi(H'_1 g_1)$ και N_1 , ο αριθμός των ατόμων που απασχολούνται στο επάγγελμα 1.

Η διάσπαση που αντιστοιχεί στην (6.40) έχει ιδιαίτερο ενδιαφέρον στην περίπτωση όπου χρησιμοποιείται η διαδικασία εκτίμησης δύο βημάτων του Heckman (1979). Η εκτίμηση της εξίσωσης μισθού που έχει διορθωθεί για επιλογή στις τιμές των δειγματικών μέσων που περιλαμβάνουν το \hat{I}_1 από την (6.40), εγγυάται ότι η προβλεπόμενη τιμή του Y θα είναι η τιμή του δειγματικού μέσου⁶⁸.

Ένας τρόπος για να αντιμετωπιστεί το πρόβλημα σχετικά με τον τελευταίο όρο $(\hat{q}_{1m}\hat{I}_{1m} - \hat{q}_{1f}\hat{I}_{1f})$, στην δεξιά πλευρά της εξίσωσης (6.39) είναι να αφαιρεθεί από την παρατηρούμενη διαφορά αμοιβών στην αριστερή πλευρά της εξίσωσης.

$$(\bar{Y}_{1m} - \bar{Y}_{1f}) - (\hat{q}_{1m}\hat{I}_{1m} - \hat{q}_{1f}\hat{I}_{1f}) = \bar{X}'_f(\hat{b}_{1m} - \hat{b}_{1f}) + (\bar{X}_m - \bar{X}_f)' \hat{b}_{1m}, \quad (6.41)$$

Ενώ η (6.41) είναι μια διάσπαση της διαφοράς μισθών που έχει διορθωθεί για μεροληπτική επιλογή δείγματος, εντούτοις, δεν παρέχει αναγκαστικά μια διάσπαση της παρατηρούμενης διαφοράς μισθών $\bar{Y}_{1m} - \bar{Y}_{1f}$. Με άλλα λόγια, η αριστερή πλευρά της εξίσωσης παρέχει μια μέτρηση της διαφοράς στις πιθανές ή προσφερόμενες αμοιβές, σε αντίθεση με τις παρατηρούμενες αμοιβές που πραγματοποιούνται μόνο σε αυτούς που συμμετέχουν στην αγορά εργασίας (Oglobin 1999)⁶⁹. Οι μελέτες που ακολουθούν αυτή τη διαδικασία βρίσκουν ότι η ύπαρξη μιας μεροληπτικής επιλογής δείγματος υπονοεί ότι η «διαφορά προσφερόμενης αμοιβής» (offered wage gap) υπερβαίνει σημαντικά την παρατηρούμενη διαφορά αμοιβών (observed wage gap). Ωστόσο, αυτό το εμπειρικό αποτέλεσμα μπορεί να ληφθεί με $\hat{q}^M = 0$ και $\hat{q}^F > 0$ (καμία επιλογή για άνδρες, θετική επιλογή για γυναίκες, δηλαδή θετική συσχέτιση μεταξύ των μη-παρατηρούμενων και συμμετεχόντων στις εξισώσεις αμοιβών) και επομένως δεν είναι σε καμία περίπτωση γενικό. Επίσης, θα πρέπει

⁶⁸ Μια εναλλακτική μέτρηση της κεντρικής τάσης του IMR δίνεται από το πηλίκο: $\hat{I}_1^0 = f(\bar{H}'\hat{g}_1) / \Phi(\bar{H}'\hat{g}_1)$, όπου \bar{H}' είναι το διάνυσμα των μέσων τιμών των προσδιοριστικών παραγόντων των απασχολούμενων στο επάγγελμα 1. Επομένως, η αντίστοιχη διάσπαση δίνεται από τη σχέση:

$$\begin{aligned} \hat{I}_{1m}^0 - \hat{I}_{1f}^0 &= (\bar{X}'_m \hat{b}_{1m} + \hat{q}_{1m} \hat{I}_{1m}^0) - (\bar{X}'_f \hat{b}_{1f} + \hat{q}_{1f} \hat{I}_{1f}^0) \\ &= \bar{X}'_f (\hat{b}_{1m} - \hat{b}_{1f}) + (\bar{X}_m - \bar{X}_f)' \hat{b}_{1m} + (\hat{q}_{1m} \hat{I}_{1m}^0 - \hat{q}_{1f} \hat{I}_{1f}^0) \end{aligned}$$

⁶⁹ Η προσφερόμενη αμοιβή συμπίπτει με την παρατηρούμενη αμοιβή για τους συμμετέχοντες, αλλά δεν παρατηρείται για τους μη-συμμετέχοντες.

να σημειωθεί ότι με άλλες προσεγγίσεις διόρθωσης επιλογής, το σχετικό μέγεθος της προσφερόμενης και παρατηρούμενης διαφοράς αμοιβών μπορεί να μην σχετίζεται άμεσα με το πρόσημο ενός συντελεστή. Για παράδειγμα, με την προσέγγιση του Olsen (1980), η επιπρόσθετη μεταβλητή που σχεδιάστηκε για να διορθώσει την επιλογή, είναι ο προβλεπόμενος γραμμικός δείκτης της εξίσωσης συμμετοχής. Δεδομένου ότι αυτός σχετίζεται αντίστροφα με την κανονική τυχαία μεταβλητή που περιλαμβάνεται στην διόρθωση κατά Heckman, θα περίμενε κανείς έναν αρνητικό συντελεστή για αυτήν την μεταβλητή. Ωστόσο, το πρόσημο του μέσου του δείκτη συμμετοχής μπορεί να διαφέρει ανάλογα με το ποσοστό (rate) συμμετοχής.

Το αντίκτυπο, στις επιδράσεις ανταμοιβής και εφοδιασμού, αν ληφθεί υπόψη η διόρθωση επιλογής δείγματος δεν είναι ξεκάθαρο. Για παράδειγμα, στην έρευνα του Oglobin (1999), τόσο η επίδραση ανταμοιβής, όσο και η επίδραση εφοδιασμού μειώνονται σε σχέση με τα αποτελέσματα μιας παλινδρόμησης με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS). Αντίθετα, στην έρευνα του Miller (1987) και οι δύο επιδράσεις αυξάνονται. Τέλος, οι Miller και Rummery (1991) δείχνουν ότι οι επιδράσεις μπορούν να έχουν αντίθετες κατευθύνσεις. Συγκεκριμένα, στην έρευνά τους, η επίδραση εφοδιασμού μειώνεται και η επίδραση ανταμοιβής αυξάνεται.

Οι Dolton και Makepeace (1986), προτείνουν μια άλλη αντιμετώπιση του διορθωτικού όρου μεροληπτικής επιλογής. Αντιμετωπίζουν τον διορθωτικό όρο σαν μια κανονική επεξηγηματική μεταβλητή (regular explanatory variable). Η διαφορά της τιμής του \hat{I} μεταξύ ανδρών και γυναικών, σταθμισμένη με το \hat{q}^M εισάγεται στην επίδραση εφοδιασμού και η διαφορά των εκτιμηθέντων συντελεστών του διορθωμένου όρου προστίθενται στην επίδραση ανταμοιβής. Σε αντίθεση με αυτήν την περίπτωση, οι Dolton και Kidd (1994) και Choudhury (1993) επιλέγουν μια διάσπαση παρόμοια με την εξίσωση (6.30) και ερμηνεύουν τον τρίτο όρο ως την αντιπροσώπευση της κατάλληλης διόρθωσης για μη-τυχαία δειγματοληψία.

Συνοψίζοντας, η επιλογή δείγματος μπορεί να ληφθεί υπόψη με διάφορους τρόπους. Δεν είναι δυνατόν να υποδειχθεί κάποιος τρόπος ως ο σωστός, αφού η κατάλληλη διαδικασία εξαρτάται από το συγκεκριμένο εμπειρικό πρόβλημα και τα αντίστοιχα διαθέσιμα δεδομένα, όπως αναφέρεται από τους Neuman και Oaxaca

(2001). Ωστόσο, οι εμπειρικές μελέτες υποστηρίζουν σε μεγάλο βαθμό την σημασία της διόρθωσης μεροληψίας επιλογής, ιδιαίτερα για τις γυναίκες. Οι M. Beblo, D. Beninger, A. Heinze and F. Laisney (2003)⁷⁰, σε συνέχεια των Dolton - Kidd (1994) και Choudhury (1993), αντιμετωπίζουν τη μεροληψία επιλογής ως μια επιπρόσθετη επίδραση στα αποτελέσματα εφοδιασμού και ανταμοιβής (και στις μη παρατηρούμενες επιδράσεις). Οι Neuman και Oaxaca (2003), στην προσπάθεια λύσης του παραπάνω προβλήματος, εντοπίζουν τη διάσπαση της μισθολογικής διαφοράς κατά φύλο στη μελέτη των διαταρακτικών όρων (δεσμευμένους μέσους των σφαλμάτων). Υποστηρίζουν δε, ότι εκτιμήσεις των προσόντων σε ανθρώπινο κεφάλαιο και της μισθολογικής διάκρισης, μπορούν να αποκτηθούν από την εξίσωση (6.39) με εναλλακτικούς τρόπους.

Διατηρώντας την υιοθέτηση της ανδρικής (κυρίαρχης ομάδας) διάρθρωσης μισθού ως πρότυπο, η διάσπαση της διαφοράς μισθού στους δεσμευμένους μέσους των σφαλμάτων για τις εξισώσεις μισθού αυτών που απασχολούνται στο επάγγελμα 1 έχει τη μορφή:

$$\begin{aligned} \bar{E}(u_{1m} | e_{1m} > -H'_m \hat{g}_{1m}) - \bar{E}(u_{1f} | e_{1f} > -H'_{1f} \hat{g}_{1f}) &= \hat{q}_{1m} \hat{I}_{1m} - \hat{q}_{1f} \hat{I}_{1f} \\ &= \hat{q}_{1m} (\hat{I}_{1f}^0 - \hat{I}_{1f}) + \hat{q}_{1m} (\hat{I}_{1m} - \hat{I}_{1f}^0) + (\hat{q}_{1m} - \hat{q}_{1f}) \hat{I}_{1f} \end{aligned} \quad (6.42)$$

όπου $\hat{I}_{1f}^0 = \sum_{i=1}^{N_{1f}} \hat{I}_{1f}^0 / N_{1f}$, και $\hat{I}_{if}^0 = f(H'_{if} \hat{g}_{1m}) / \Phi(H'_{if} \hat{g}_{1m})$. Ο όρος \hat{I}_{1f}^0 είναι η μέση τιμή του *IMR* στην περίπτωση που οι γυναίκες αντιμετώπιζαν την ίδια εξίσωση επιλογής που αντιμετωπίζουν οι άνδρες. Ο όρος $\hat{q}_{1m} (\hat{I}_{1f}^0 - \hat{I}_{1f})$ μετρά τις επιδράσεις των διαφορών κατά φύλο στις παραμέτρους της εξίσωσης επιλογής probit πάνω στη διαφορά μισθού ανδρών/γυναικών. Οι επιδράσεις των φυλετικών διαφορών στις μεταβλητές που προσδιορίζουν την επαγγελματική εργασία μετρώνται με τον όρο $\hat{q}_{1m} (\hat{I}_{1m} - \hat{I}_{1f}^0)$. Τέλος, οι επιδράσεις των μισθολογικών φυλετικών διαφορών στην πιθανότητα της επαγγελματικής εργασίας ενσωματώνονται στον όρο $(\hat{q}_{1m} - \hat{q}_{1f}) \hat{I}_{1f}$. Ο τελευταίος αυτός όρος, αντικατοπτρίζει τις επιδράσεις του χάσματος μισθού των φυλετικών διαφορών στη συσχέτιση μεταξύ του όρου σφάλματος της εξίσωσης

⁷⁰ Έρευνα της Ευρωπαϊκής Επιτροπής, Γ.Δ/ση Απασχόλησης και Κοινωνικών Υποθέσεων, Οκτώβριος 2003.

επιλογής και του όρου σφάλματος της εξίσωσης μισθού καθώς και τις διαφορές των φύλων στην μεταβλητότητα των μισθών.

Οι Neuman και Oaxaca (2003), προτείνουν τους ακόλουθους εναλλακτικούς τρόπους κατανομής των συνιστωσών της (6.42) στην διάκριση και στο ανθρώπινο κεφάλαιο:

- Μια λύση είναι να συμπεριληφθούν οι επιδράσεις των φυλετικών διαφορών στη παράμετρο q_1 που είναι η εκτίμηση των επιδράσεων του ανθρώπινου κεφαλαίου (προσόντα) και επίσης να συμπεριλάβουμε τις φυλετικές διαφορές στη συνιστώσα της διάκρισης δηλαδή την εκτίμηση των g παραμέτρων από την εξίσωση επιλογής probit για την απασχόληση στο επάγγελμα 1. Σε αυτή την περίπτωση η συνολική διάσπαση μισθών δίνεται από τη σχέση (Επιλογή 1)

$$\begin{aligned} \bar{Y}_{1m} - \bar{Y}_{1f} &= \bar{X}'_{1f} (\hat{b}_{1m} - \hat{b}_{1f}) + \hat{q}_{1m} (\hat{I}_{1f}^0 - \hat{I}_{1f}) \\ &\quad \text{Διάκριση} \\ &+ (\bar{X}_{1m} - \bar{X}_{1f})' \hat{b}_{1m} + \hat{q}_{1m} (\hat{I}_{1m} - \hat{I}_{1f}^0) + (\hat{q}_{1m} - \hat{q}_{1f}) \hat{I}_{1f} \\ &\quad \text{Αποτέλεσμα εφοδιασμού} \end{aligned} \quad (6.43)$$

- Μια άλλη λύση θα ήταν να θεωρηθούν ως ενδείξεις διάκρισης, οι φυλετικές διαφορές των εκτιμηθέντων παραμέτρων g από την εξίσωση επιλογής probit για εργασία στο επάγγελμα 1 και οι φυλετικές διαφορές στις επιδράσεις μισθού της επιλογής (q). Κατ' αυτό τον τρόπο, οι φυλετικές διαφορές στις τιμές των προσδιοριστικών μεταβλητών του επαγγέλματος (H') θα αντιμετωπίζονταν ως αμερόληπτες (non-discriminatory) επιδράσεις σε ανθρώπινο κεφάλαιο χωρίς διάκριση. Αυτές οι υποθέσεις οδηγούν στην παρακάτω διάσπαση μισθών (Επιλο-

$$\begin{aligned} \bar{Y}_{1m} - \bar{Y}_{1f} &= \bar{X}'_{1f} (\hat{b}_{1m} - \hat{b}_{1f}) + \hat{q}_{1m} (\hat{I}_{1f}^0 - \hat{I}_{1f}) + (\hat{q}_{1m} - \hat{q}_{1f}) \hat{I}_{1f} \\ &\quad \text{Διάκριση} \\ &+ (\bar{X}_{1m} - \bar{X}_{1f})' \hat{b}_{1m} + \hat{q}_{1m} (\hat{I}_{1m} - \hat{I}_{1f}^0) \\ &\quad \text{Αποτέλεσμα εφοδιασμού} \\ &= \bar{X}'_{1f} (\hat{b}_{1m} - \hat{b}_{1f}) + (\hat{q}_{1m} \hat{I}_{1f}^0 - \hat{q}_{1f} \hat{I}_{1f}) \\ &\quad \text{Διάκριση} \\ &+ (\bar{X}_{1m} - \bar{X}_{1f})' \hat{b}_{1m} + \hat{q}_{1m} (\hat{I}_{1m} - \hat{I}_{1f}^0) \\ &\quad \text{Αποτέλεσμα εφοδιασμού} \end{aligned} \quad (6.44)$$

Δεδομένου ότι οι q παράμετροι είναι τα γινόμενα των r_1 και s_{u_1} , μπορεί να είναι δύσκολο να δεχθούμε ότι φυλετικές διαφορές στη συσχέτιση μεταξύ του όρου σφάλματος της εξίσωσης επιλογής και του όρου σφάλματος της εξίσωσης μισθού μπορεί να προέρχονται από την διάκριση στην αγορά εργασίας.

- Μια εναλλακτική λύση, θα ήταν να αντιμετωπισθούν οι φυλετικές διαφορές στις επιδράσεις μισθού της επιλογής ως μια ξεχωριστή συνιστώσα (Επιλογή 3):

$$\begin{aligned} \bar{Y}_{1m} - \bar{Y}_{1f} &= \bar{X}'_{1f} (\hat{b}_{1m} - \hat{b}_{1f}) + \hat{q}_{1f} (\hat{I}_{1f}^0 - \hat{I}_{1f}) \\ &\quad \text{Διάκριση} \\ &\quad + (\bar{X}_{1m} - \bar{X}_{1f})' \hat{b}_{1f} + \hat{q}_{1f} (\hat{I}_{1m} - \hat{I}_{1f}^0) \\ &\quad \text{Αποτέλεσμα εφοδιασμού} \\ &\quad + (\hat{q}_{1m} - \hat{q}_{1f}) \hat{I}_{1f} \\ &\quad \text{Επιλογή} \end{aligned} \quad (6.45)$$

- Τέλος, η πιο απλή προσέγγιση θα είναι να αντιμετωπιστούν οι φυλετικές διαφορές στους όρους επιλογής ως μια ξεχωριστή συνιστώσα της διάσπασης μισθών (Επιλογή 4):

$$\bar{Y}_{1m} - \bar{Y}_{1f} = \bar{X}'_{1f} (\hat{b}_{1m} - \hat{b}_{1f}) + (\bar{X}_{1m} - \bar{X}_{1f})' \hat{b}_{1f} + (\hat{q}_{1m} \hat{I}_{1m} - \hat{q}_{1f} \hat{I}_{1f}) \quad (6.46)$$

Διάκριση
Αποτέλεσμα εφοδιασμού
Επιλογή

Ο Reimers (1983) χρησιμοποιεί μια παρόμοια διάσπαση. Εκτός από την διόρθωση επιλογής, η διάσπαση Reimers είναι μια ειδική περίπτωση της μεθοδολογίας που παρουσιάζεται από τους Oaxaca και Ransom (1994), σύμφωνα με την οποία μια διάρθρωση μισθού χωρίς διάκριση είναι ένας σταθμισμένος μέσος των ξεχωριστά εκτιμώμενων εξισώσεων μισθού.

6.1.5 Διάσπαση κατά Juhn, Murphy and Pierce (1993)

Ενώ η μέθοδος διάσπασης των Oaxaca-Blinder (1973) αναπτύχθηκε για υποδείγματα αμοιβών που χρησιμοποιούν διαστρωματικά δεδομένα (cross-sectional data), η μέθοδος των Juhn, Murphy and Pierce (1993) είναι καταλληλότερη, είτε για υποδείγματα αμοιβών που χρησιμοποιούν συνδυασμό

διαστρωματικών δεδομένων και χρονοσειρών (longitudinal data ή panel) και αναφέρονται στον χρόνο, είτε για συγκρίσεις υποδειγμάτων αμοιβών μεταξύ χωρών. Οι Juhn, Murphy and Pierce (1993) επεκτείνουν την προσέγγιση των Oaxaca και Blinder (1973), διασπώντας το χάσμα αμοιβών όχι μόνο στο μέσο όρο αλλά και στην κατανομή των αμοιβών, υπολογίζοντας με αυτόν τον τρόπο την ανεξήγητη κατανομή των καταλοίπων των αμοιβών.

Σε αντίθεση με την βασική διαδικασία διάσπασης των Oaxaca-Blinder (1973), οι αμοιβές θα πρέπει τώρα να εκτιμηθούν ξεχωριστά για τους άνδρες και τις γυναίκες. Στη συνέχεια, οι προβλεπόμενες αμοιβές χρησιμοποιούνται για να εξαχθούν υποθετικές κατανομές αμοιβών που εξυπηρετούν για να επεκτείνουν τη διάσπαση της μη-προσαρμοσμένης (ανεπιμήνευτης από τα προσόντα) διαφοράς αμοιβών από μια επίδραση διάρθρωσης. Η κοινή πρόβλεψη των αμοιβών για τους άνδρες και τις γυναίκες είναι:

$$\ln W^M = X^M \hat{b}^M \quad (6.47)$$

$$\ln W^F = X^F \hat{b}^F \quad (6.48)$$

Όπως και στην βασική προσέγγιση των Oaxaca-Blinder (1973), έτσι και σ' αυτήν την περίπτωση, θεωρείται ότι $\hat{b}^M = \hat{b}^*$ και επομένως οι εκτιμώμενοι συντελεστές από την παλινδρόμηση αμοιβών ανδρών λαμβάνονται ως το διάνυσμα των ανταγωνιστικών τιμών. Επομένως, η διάσπαση της βασικής διαφοράς αμοιβών, περιλαμβάνει τρία στοιχεία που σχετίζονται με τις διαφορές σε εφοδιασμό, στους εκτιμώμενους συντελεστές και στην κατανομή των κατάλοιπων των αμοιβών,

$$\begin{aligned} \Delta \ln W &= \hat{b}^M (X^M - X^F) + X^F (\hat{b}^M - \hat{b}^F) + (\hat{e}^M - \hat{e}^F) \\ \text{Ακατάριστο} & \quad \text{Διαφορά στα} & \quad \text{Διαφορά στις τιμές} & \quad \text{Διαφορά στα μη} \\ \text{χάσμα αμοιβών} & \quad \text{parathrómena} & \quad \text{twn parathrómenwn} & \quad \text{parathrómena} \\ & \quad \text{carakthristiká} & \quad \text{carakthristikón} & \quad \text{carakthristiká} \\ & \quad = \text{apotelésma} & \quad = \text{apotelésma} & \quad = \text{mh parathrómeno} \\ & \quad \text{efodiasmou} & \quad \text{antamoibhV} & \quad \text{apotelésma} \end{aligned} \quad (6.49)$$

Το κύριο χαρακτηριστικό της προσέγγισης των Juhn-Murphy-Pierce (1993), είναι η διάσπαση της βασικής διαφοράς σε διάφορα τμήματα της κατανομής αμοιβών. Κατά

συνέπεια αυτή η μέθοδος διάσπασης επιτρέπει μια ανάλυση σε επίπεδο τεταρτημορίων (quantiles):

$$\Delta \ln W = \hat{b}^M (\bar{X}_q^M - \bar{X}_q^F) + \bar{X}_q^F (\hat{b}^M - \hat{b}^F) + (\bar{e}^M - \bar{e}^F) \quad (6.50)$$

Όπου \bar{X}_q^F αντιπροσωπεύει τα μέσα χαρακτηριστικά για κάθε δεκατημόριο (quantile) q .

Η διάσπαση των Juhn-Murphy-Pierce (1993) έχει εφαρμοστεί κυρίως σε έρευνες που αναλύουν το χάσμα αμοιβών μεταξύ δύο ομάδων εργαζομένων στη διάρκεια του χρόνου ή μεταξύ χωρών. Για τον λόγο αυτό, η βασική διάσπαση από την εξίσωση (6.49) πρέπει να επεκταθεί σε δύο χρονικές περιόδους ή σε δύο χώρες.

Στη συνέχεια, παρουσιάζεται η εφαρμογή της μεθόδου για την σύγκριση της διαφοράς αποδοχών κατά φύλο μεταξύ δύο χωρών. Σ' αυτή την περίπτωση, η τεχνική της διάσπασης εφαρμόζεται για να διαχωριστούν οι επιδράσεις παραγόντων που σχετίζονται με το φύλο από αυτές που σχετίζονται με τις υποκείμενες διαρθρώσεις αμοιβών στις δύο οικονομίες. Η εξίσωση αμοιβών για έναν άνδρα εργαζόμενο στη χώρα j ορίζεται ως εξής:

$$\ln W_j^M = X_j^M b_j^M + s_j^M q_j^M \quad (6.51)$$

όπου, $e_j^M = s_j^M q_j^M$ και s_j^M είναι η τυπική απόκλιση των καταλοίπων των αμοιβών της χώρας j . Το διάνυσμα q_j^M είναι μια τυποποιημένη μεταβλητή (με μέσο 0 και διακύμανση 1) για το μη-παρατηρούμενο στοιχείο παραγωγικότητας της κάθε χώρας. Συνήθως γίνεται μια πρόσθετη υπόθεση, αυτή των ίσων διανυσμάτων τιμών για τις γυναίκες και τους άνδρες μέσα σε κάθε χώρα. Ως εκ τούτου, οι αμερόληπτες αποδόσεις στα παρατηρούμενα χαρακτηριστικά και για τα δύο φύλα υποτίθεται ότι είναι $b_j^M = b_j^F = b_j$. Έτσι, το λογαριθμικό χάσμα αμοιβών ανδρών – γυναικών για τη χώρα j δίνεται από τη σχέση:

$$D_j \equiv \Delta \ln W = b_j^M (X_j^M - X_j^F) + s_j^M (q_j^M - q_j^F) = b_j \Delta X_j + s_j \Delta q_j \quad (6.52)$$

Μ' άλλα λόγια, η διάσπαση της διαφοράς των αμοιβών κατά φύλο μεταξύ των χωρών j και k θα είναι:

$$D_j - D_k = b_j (\Delta X_j - \Delta X_k) + \Delta X_k (b_j - b_k) + (\Delta q_j - \Delta q_k) s_k + \Delta q_j (s_j - s_k) \quad (6.53)$$

Η διαφορά αμοιβών κατά φύλο D , μεταξύ δύο χωρών j και k μπορεί να προκύψει από τέσσερις πηγές.

- Το πρώτο στοιχείο της εξίσωσης (6.53) καταγράφει την συνεισφορά των διαφορών μεταξύ χωρών των μη-παρατηρούμενων χαρακτηριστικών ανθρώπινου κεφαλαίου, στο χάσμα αμοιβών κατά φύλο.
- Ο δεύτερος όρος μετρά την επίδραση διαφορετικών τιμών μεταξύ των χωρών για τα παρατηρούμενα χαρακτηριστικά παραγωγικότητας.
- Το τρίτο στοιχείο παρουσιάζει την επίδραση της διεθνούς διαφοράς στην σχετική θέση αμοιβών ανδρών και γυναικών, αφού ληφθούν υπόψη τα παρατηρούμενα χαρακτηριστικά ανθρώπινου κεφαλαίου. Με άλλα λόγια, αντανακλά διαφορές στο επίπεδο των μη-παρατηρούμενων.
- Τέλος, ο τελευταίος όρος μετρά διαφορές αποδόσεων των μη-παρατηρούμενων ικανοτήτων.

Με αυτό τον τρόπο η διάσπαση κατά Juhn, Murphy και Pierce (1993) επιτρέπει να διαχωριστούν παράγοντες της διάρθρωσης αμοιβών από εξειδικευμένους παράγοντες κατά φύλο, που εξηγούν μέρος του χάσματος αμοιβών. Επομένως, ο πρώτος και τρίτος όρος αντανακλούν την διαφορά μεταξύ χωρών στη σχετική συμπεριφορά ή την αντιμετώπιση των ανδρών και γυναικών και επομένως μπορούν να θεωρηθούν ως συγκεκριμένοι κατά φύλο. Αντιθέτως, ο δεύτερος και τέταρτος όρος δεν σχετίζονται με πλευρές του φύλου, αλλά προκύπτουν από διαφορές μεταξύ των χωρών στην υποκείμενη διάρθρωση αμοιβών, δηλαδή τις σχετικές τιμές των χαρακτηριστικών παραγωγικότητας στις αγορές εργασίας.

Η διάσπαση κατά Juhn, Murphy και Pierce (1993) έχει υιοθετηθεί από τους Blau και Kahn για να αναλύσουν διεθνείς διαφορές αμοιβών κατά φύλο. Ένα καινοτομικό χαρακτηριστικό των μελετών τους (1992, 1995, 1996a, 1996b, 1997 και 2000) είναι η επικέντρωση στο ρόλο της διάρθρωσης των αμοιβών, ως ένας επιπρόσθετος παράγοντας, στο χάσμα αμοιβών κατά φύλο. Στις έρευνες αυτές, οι παραπάνω

συγγραφείς, συγκρίνουν την αγορά εργασίας των ΗΠΑ με τις Ευρωπαϊκές χώρες καθώς και με την Αγγλία, Γερμανία και Δανία.

Μια άλλη έρευνα που υιοθέτησε επίσης την μέθοδο διάσπασης των Juhn, Murphy και Pierce (1993) είναι αυτή του Rice (1999). Αυτή η έρευνα εξετάζει τους παράγοντες που διαμορφώνουν τις διαφορές αμοιβών μεταξύ ανδρών και γυναικών στις Ευρωπαϊκές οικονομίες⁷¹.

Οι Datta Gupta, Oaxaca και Smith (2001), εφαρμόζουν την ίδια μέθοδο για να συγκρίνουν την εξέλιξη του χάσματος αμοιβών κατά φύλο στις ΗΠΑ και τη Δανία την περίοδο 1985 και 1995, χρησιμοποιώντας τη συνολική κατανομή αμοιβών (ανδρών και γυναικών μαζί) ως κατανομή αναφοράς. Επιπλέον, λαμβάνουν υπόψη και μια πιθανή μεροληψία επιλογής (από μη-τυχαίο δείγμα), συμπεριλαμβάνοντας έτσι τον διορθωτικό όρο επιλογής⁷².

Στον Πίνακα 6.3, παρουσιάζονται βασικά στοιχεία μερικών ερευνών που χρησιμοποίησαν την τεχνική διάσπασης των Juhn-Murphy-Pierce (1993).

Πίνακας 6.3: Εφαρμογές της μεθόδου διάσπασης των Juhn-Murphy-Pierce (1993)

Συγγραφείς	Σύγκριση	Πηγή δεδομένων	Χώρες που περιλαμβάνονται/ Έτος	Χώρα αναφοράς/ Έτος
Blau, Kahn (1992)	Χώρες	ISSP: International Social Survey Programme, CSCC: Class Structure and Class Consciousness data, IDS: Income Distribution survey	Γερμανία, Αγγλία, Η.Π.Α., Αυστρία, Ελβετία, Σουηδία Νορβηγία, Αυστραλία	Η.Π.Α.
Blau, Kahn (1995)	Χώρες	ISSP: International Social Survey Programme, CSCC: Class Structure and Class Consciousness data, IDS: Income Distribution survey, Bank of Italia Survey for Italia	Γερμανία, Αγγλία, Η.Π.Α., Αυστρία, Ελβετία, Σουηδία Νορβηγία, Αυστραλία, Ουγγαρία, Ιταλία	Η.Π.Α.

⁷¹ Όπως και το Economic Outlook 2002 του ΟΟΣΑ.

⁷² Θα πρέπει να σημειωθεί ότι η εξίσωση (6.39) μπορεί άμεσα να επεκταθεί στη διάσπαση των Juhn-Murphy-Pierce (1993).

Συνέχεια

Πίνακας 6.3: Εφαρμογές της μεθόδου διάσπασης των Juhn-Murphy-Pierce (1993)

Συγγραφείς	Σύγκριση	Πηγή δεδομένων	Χώρες που περιλαμβάνονται/ Έτος	Χώρα αναφοράς/ Έτος
Blau, Kahn (1996a)	Χώρες	ISSP: International Social Survey Programme, CSCC: Class Structure and Class Consciousness data, IDS: Income Distribution Survey, Bank of Italia Survey for Italia	Γερμανία, Αγγλία, Η.Π.Α., Αυστρία, Ελβετία, Σουηδία, Νορβηγία, Αυστραλία, Ουγγαρία, Ιταλία	Η.Π.Α.
Blau, Kahn (1996b)	Χώρες	ISSP: International Social Survey Programme, CSCC: Class Structure and Class Consciousness data	Σουηδία, Η.Π.Α.	Η.Π.Α.
Blau, Kahn (1997)	Χρόνος	PISD: Panel Study of Income Dynamics, CPS: Current Population Survey	Η.Π.Α. 1979, 1988	Η.Π.Α. 1998
Rice World Bank (1999)	Χώρες	ECHP: European Community Household Panel Study, HHP: Hungarian Household Panel Study	Δανία, Γαλία, Γερμανία, Ελλάδα, Ιταλία, Ισπανία, Πορτογαλία, Αγγλία,	Δανία
Gupta, Oaxaca, Smith (2001)	Χρόνος	Panel Current Population Survey and Danish Longitudinal Sample	Δανία 1983, 1995, Η.Π.Α. 1983, 1995	Δανία 1995 & Η.Π.Α. 1995
OECD Outlook (2002)	Χώρες	ECHP: European Community Household Panel Study	Αυστρία, Ιρλανδία, Ολλανδία, Βέλγιο, Φιλανδία, Γαλλία, Γερμανία, Ελλάδα, Ιταλία, Πορτογαλία, Αγγλία, Δανία, Ισπανία	Συνδυασμένη Παλινδρ/ση (Pooled Regression)
Holmlund (2003)	Χρόνος	LINDA: Longitudinal Indiv. Data for Sweden	Σουηδία 1992, 1998	Σουηδία 1992

Πηγή: οι αντίστοιχες έρευνες.

6.1.6 Εκτεταμένη διάσπαση των Juhn, Murphy and Pierce

Οι M. Beblo, D. Beninger, A. Heinze and F. Laisney (2003), για να μετρήσουν το χάσμα αμοιβών κατά φύλο εντός και μεταξύ των χωρών της Ε.Ε., πρότειναν την ακόλουθη διαδικασία διάσπασης, βασιζόμενοι στη μέθοδο των Juhn-Murphy-Pierce (1993). Σε αντίθεση με την εξίσωση (6.53), η προτεινόμενη τεχνική διάσπασης του χάσματος, αποκαλύπτει τις ενδοκρατικές διαφορές σε όλα τα στοιχεία. Επομένως, ελάφρυναν την υπόθεση των ίσων τιμών και για τα δύο φύλα σε κάθε χώρα, δηλαδή, υποθέτουν αποδόσεις χωρίς διάκριση των παρατηρούμενων χαρακτηριστικών για τους άνδρες, $b_j^M = b_j$. Κατ' αυτό τον τρόπο, η διαφορά του χάσματος αμοιβών κατά φύλο μεταξύ δύο χωρών (περιοχές, ομάδες κλπ.) μπορεί να διασπασθεί σε οχτώ στοιχεία: στις μεταξύ χωρών διαφορές του εφοδιασμού (ανθρώπινο κεφάλαιο), της ανταμοιβής, στις μη-παρατηρούμενες ικανότητες και στις τιμές των μη-παρατηρούμενων και στις αντίστοιχες εντός των χωρών διαφορές του χάσματος εφοδιασμού, του χάσματος ανταμοιβής, του χάσματος των μη-παρατηρούμενων ικανοτήτων και του χάσματος τιμών των παρατηρούμενων.

$$D_j - D_k = b_j(\Delta X_j - \Delta X_k) + (b_j - b_k)\Delta X_k + s_j(\Delta q_j - \Delta q_k) + (s_j - s_k)\Delta q_k + \Delta b_j(X_j^F - X_k^F) + (\Delta b_j - \Delta b_k)X_k^F + \Delta s_j(q_j^F - q_k^F) + (\Delta s_j - \Delta s_k)q_k^F \quad (6.54)$$

Όπως και στην εξίσωση (6.53), το πρώτο στοιχείο αντανakλά την συνεισφορά των διαφορών των χωρών στα παρατηρούμενα χαρακτηριστικά ανθρώπινου κεφαλαίου και το δεύτερο μετρά τις διαφορές μεταξύ των χωρών στην ανταμοιβή αυτών των χαρακτηριστικών. Οι διαφορές αμοιβών κατά φύλο μεταξύ των χωρών, αφού ληφθούν υπόψη οι επιδράσεις εφοδιασμού, αντανakλώνται στο τρίτο όρο, ενώ ο τέταρτος αποκαλύπτει τις διαφορές χωρών στις τιμές για τις μη-παρατηρούμενες ικανότητες. Από την άλλη ο τέταρτος μέχρι και ο όγδοος όρος αντιπροσωπεύουν διαφορές εντός των χωρών. Ο πέμπτος και έκτος καλύπτουν τις διαφορές εντός των χωρών σε εφοδιασμό και ανταμοιβή. Αυτή η διάσπαση, επιτρέπει να συγκρίνουμε τις σχετικές συνεισφορές των διαφορών αμοιβών μεταξύ και εντός των χωρών.

6.1.7 Η διάσπαση των Brown, Moon and Zoloth (1980)

Οι Brown, Moon and Zoloth (1980), παρακινούμενοι από τις ανεπάρκειες των προηγούμενων ερευνών, πρότειναν μια νέα μέθοδο διάσπασης η οποία διακρίνει τη διαφορά αμοιβών ανδρών-γυναικών σε στοιχεία επαγγέλματος και μισθού. Οι προηγούμενες έρευνες, έλαβαν υπόψη τους μόνο το πρόβλημα της άνισης αμοιβής για ίση/όμοια εργασία. Οι Brown, Moon and Zoloth (1980), υποστηρίζουν ότι οι διαφορετικές κατανομές στα επαγγέλματα, είναι επίσης μια σημαντική πηγή διαφοράς αμοιβής ανδρών - γυναικών. Με άλλα λόγια, η καινοτομία στην προσέγγισή τους, έγκειται στο γεγονός ότι το χάσμα αμοιβών διασπάται κατά μήκος ολόκληρης της κατανομής επαγγελμάτων και επιτρέπει την ενδογένεια της κατανομής γυναικών μεταξύ επαγγελμάτων⁷³. Οι περισσότερες έρευνες, συμπεριλαμβάνοντας ψευδομεταβλητές για τα επαγγέλματα στην παλινδρόμηση αμοιβών, θεωρούν τις διαφορές μεταξύ των κατανομών επαγγελμάτων ανδρών και γυναικών δεδομένες και αγνοούν την πιθανή έμφυτη διάκριση.

Για να καταλήξουν στην βασική τους διάσπαση αμοιβών, ξεκίνησαν από την παραδοσιακή διάσπαση όπου η ακαθάριστη μέση διαφορά μισθών (R) δίδεται από τη

$$\bar{w}_{(R)}^M - \bar{w}_{(R)}^F = (\mathbf{a}_{(U)}^M - \mathbf{a}_{(U)}^F) + (\bar{x}_{(E)}^M - \bar{x}_{(E)}^F) \mathbf{b}_{(C)}^M + \bar{x}_{(C)}^F (\mathbf{b}_{(C)}^M - \mathbf{b}_{(C)}^F), \quad (6.55)$$

όπου \bar{w}^t είναι ένα διάνυσμα $N^t \times 1$ μέσων μισθών, \bar{x}^t είναι ένα $K \times N^t$ σύνολο μέσων προσωπικών χαρακτηριστικών και $t = M, F$, όπου οι εκθέτες M και F αναφέρονται στους άνδρες και στις γυναίκες. Τα \mathbf{a} και \mathbf{b} είναι οι εκτιμώμενες τιμές, των σταθερών όρων και των συντελεστών των προσωπικών χαρακτηριστικών, αντίστοιχα. Επομένως, το E είναι η αναλογία της διαφοράς αμοιβών που οφείλεται σε ανθρώπινο κεφάλαιο (αποτέλεσμα εφοδιασμού), C είναι η αναλογία που οφείλεται στη διαφορά των συντελεστών και U είναι το ανεξήγητο τμήμα των σταθερών όρων (καταλοίπων).

Ο Blinder (1973) ορίζει το $D = C + U$ ως μια μέτρηση του τμήματος αυτού της συνολικής διαφοράς αμοιβών που οφείλεται στην διάκριση.

Οι Brown, Zoloth και Moom (1980), υποστηρίζουν ότι ο παραπάνω προσδιορισμός της διάκρισης δεν λαμβάνει υπόψη της διαφορές στα επαγγέλματα. Αν τα ίδια

⁷³ Σε αυτή τη προσέγγιση θεωρείται ότι η κατανομή ανδρών μεταξύ επαγγελμάτων είναι εξωγενής και είναι αποτέλεσμα της ελεύθερης επιλογής και μόνο.

χαρακτηριστικά που καθορίζουν τους μισθούς, καθορίζαν επίσης και το επάγγελμα, τότε η παραπάνω προσέγγιση της μισθολογικής διαφοράς θα ήταν επαρκής. Όμως στην πραγματικότητα, υπάρχουν άλλοι προσδιοριστικοί παράγοντες που καθορίζουν τις μισθολογικές διαφορές εντός των επαγγελμάτων. Πράγματι, άτομα με παρόμοια χαρακτηριστικά αλλά που έχουν σταδιοδρομήσει σε διαφορετικά επαγγέλματα συχνά λαμβάνουν διαφορετικούς μισθούς, υπονοώντας ότι επιπρόσθετοι παράγοντες επηρεάζουν το επάγγελμα.

Σύμφωνα με την προσέγγιση διάσπασης των Brown, Moon and Zoloth (1980), το μη προσαρμοσμένο χάσμα αμοιβών κατά φύλο ισούται με την διαφορά στο σταθμισμένο μέσο λογαριθμικό μισθό που λαμβάνεται από τα K επαγγέλματα:

$$\ln \bar{W}^M - \ln \bar{W}^F = \sum_{j=1}^K P_j^M \bar{W}_j^M - \sum_{j=1}^K P_j^F \bar{W}_j^F, \quad (6.56)$$

όπου $\ln \bar{W}^M$, $\ln \bar{W}^F$ είναι οι λογαριθμικοί μέσοι μισθοί ανδρών - γυναικών, P_j^M και P_j^F είναι οι αναλογίες (ποσοστά συμμετοχής) των ανδρών και γυναικών στο επάγγελμα j (όπου $j=1, \dots, K$) και \bar{W}_j^M , \bar{W}_j^F δείχνουν το μέσο λογαριθμικό μισθό μέσα στο επάγγελμα j .

Η παραπάνω εξίσωση (6.56), προσθέτοντας και αφαιρώντας τον όρο $P_j^F \ln \bar{W}_j^F$, γίνεται:

$$\ln \bar{W}^M - \ln \bar{W}^F = \sum_{j=1}^K (P_j^M - P_j^F) \ln \bar{W}_j^M - \sum_{j=1}^K P_j^F (\ln \bar{W}_j^M - \ln \bar{W}_j^F) \quad (6.57)$$

Endo - επαγγελματική επίδραση Επίδραση μεταξύ των επαγγελμάτων

Ο πρώτος όρος στη δεξιά πλευρά της εξίσωσης (6.57) υποδεικνύει το τμήμα που οφείλεται σε διαφορές εντός της κατανομής επαγγελμάτων μεταξύ ανδρών και γυναικών. Στην περίπτωση της μη-διάκρισης, η αναλογία ανδρών και γυναικών σε κάθε επάγγελμα θα ήταν ίση και ο όρος αυτός θα μηδενιζόταν. Ο δεύτερος όρος μετρά το τμήμα που οφείλεται σε διαφορετικούς μέσους μισθούς μεταξύ των επαγγέλματων.

Οι Brown, Moon και Zoloth (1980) διαιρούν περαιτέρω τους όρους της εξίσωσης (6.57) σε ένα ερμηνευμένο στοιχείο και σε ένα στοιχείο αποζημίωσης, με βάση τη μέθοδο των Oaxaca-Blinder (1973). Επιπλέον, χρησιμοποιείται μια κατανομή

επαγγελμάτων για τις γυναίκες που υπάρχει μόνο στην περίπτωση έλλειψης διάκρισης. Επομένως το ερμηνευμένο τμήμα και το τμήμα αποζημίωσης του μη-προσαρμοσμένου χάσματος αμοιβών αποτελούνται το καθένα από μια ενδό-επαγγελματική επίδραση και από μια επίδραση μεταξύ των επαγγελμάτων.

$$\begin{aligned}
 \ln \bar{W}^M - \ln \bar{W}^F &= \sum_{j=1}^K (P_j^M - \hat{P}_j^F) \bar{X}_j^M \hat{b}_j^M + \sum_{j=1}^K P_j^F (\bar{X}_j^M - \bar{X}_j^F) \hat{b}_j^M \\
 &+ \sum_{j=1}^K (\hat{P}_j^F - \hat{P}_j^F) \bar{X}_j^M \hat{b}_j^M + \sum_{j=1}^K P_j^F (\hat{b}_j^M - \hat{b}_j^F) \bar{X}_j^F
 \end{aligned} \tag{6.58}$$

Ενδο-επαγγελματική επίδραση Επίδραση μεταξύ των επαγγελμάτων
Αποτέλεσμα εφοδιασμού
Ενδο-επαγγελματική επίδραση Επίδραση μεταξύ των επαγγελμάτων
Αποτέλεσμα ανταμοιβής

όπου το διάνυσμα \hat{P}^F περιλαμβάνει την προβλεπόμενη αναλογία των γυναικών στα επαγγέλματα j , \bar{X}_j , είναι οι μέσες τιμές των χαρακτηριστικών για το επάγγελμα j , και \hat{b}_j είναι οι εκτιμώμενοι συντελεστές της εξίσωσης αμοιβών για το επάγγελμα j .

Το πρώτο και τέταρτο τμήμα της εξίσωσης (6.59) λαμβάνονται από την εκτίμηση ενός πολυωνυμικού υποδείγματος logit (multinomial logit) των επαγγελματικών αποτελεσμάτων για τους άνδρες, το οποίο επιχειρεί να περιγράψει τους παράγοντες προσφοράς και ζήτησης που καθορίζουν την κατανομή του παρατηρούμενου επαγγέλματος. Αυτό το μοντέλο ορίζει την πιθανότητα του άνδρα εργαζομένου i να απασχολείται στο επάγγελμα j ως συνάρτηση των χαρακτηριστικών των εργαζομένων V_i :

$$P_{ij}^M = \frac{\exp(V_i^M g_j^M)}{\sum_{j=1}^n \exp(V_i^M g_j^M)} \tag{6.59}$$

Οι εκτιμήσεις αυτού του υποδείγματος χρησιμοποιούνται για να προβλέψουν το \hat{P}^F , δηλαδή την αναλογία των γυναικών σε κάθε επάγγελμα δεδομένου ότι οι γυναίκες κατανέμονται με βάση το μηχανισμό της επαγγελματικής κατανομής ανδρών. Επομένως, οι ανδρικοί πολυωνυμικοί παράμετροι logit συνδυάζονται με το διάνυσμα

των γυναικείων χαρακτηριστικών για να προσομοιωθεί η χωρίς διάκριση κατανομή επαγγελμάτων για τις γυναίκες.

Η τεχνική διάσπασης των Brown, Moon και Zoloth (1980) μέχρι σήμερα έχει εφαρμοστεί σε λίγες περιπτώσεις. Στον Πίνακα 6.4, αναφέρονται μερικά παραδείγματα εφαρμογής της μεθόδου αυτής.

Πίνακας 6.4: Εφαρμογές της μεθόδου διάσπασης των Brown-Moon-Zoloth (1980)

Συγγραφείς	Πηγή δεδομένων	Αριθμός επαγγελμάτων
Miller (1987)	Canadian census	6
Dolton, Miller (1987)	Sample of U.K. graduates	6
Kidd, Shannon (1996)	Canadian Labour Market Activity Survey	9; 17; 36

Πηγή: οι αντίστοιχες έρευνες.

6.1.8 Διάσπαση μισθολογικού χάσματος κατά Hoxrace και Oaxaca (2001)

Οι Fields και Wolff (1995) ανέπτυξαν ένα τυπικό λογαριθμικό υπόδειγμα μισθών για να εκτιμήσουν το χάσμα αμοιβών κατά φύλο μεταξύ διαφόρων κλάδων, όπως γεωργία, λιανικό εμπόριο κ.λ.π.. Το ενδιαφέρον τους, επικεντρώθηκε στην ταξινόμηση των κλάδων αυτών που τείνουν να παρουσιάζουν τις υψηλότερες και χαμηλότερες διαφορές μισθών. Ενώ η έρευνα των Fields και Wolff (1995) παρέχει ένα εξαιρετικό πλαίσιο για τον υπολογισμό των μισθολογικών διαφορών μεταξύ των κλάδων παραγωγής της οικονομίας, εντούτοις, παρουσιάζει δύο μειονεκτήματα. Πρώτον, η μέτρηση της διαφοράς μισθών σε οποιοδήποτε συγκεκριμένο κλάδο δεν είναι ανεξάρτητη της επιλογής της παραλειπόμενης ομάδας αναφοράς για τις δυαδικές μεταβλητές στο υπόδειγμα μισθού. Δεύτερον, τα τυπικά σφάλματα για τις διαφορές μισθών δεν αναφέρονται. Τα τυπικά σφάλματα είναι κρίσιμα αν κάποιος ενδιαφέρεται να προσδιορίσει αν οι διαφορές στα κλαδικά χάσματα μισθού είναι. Για τον υπολογισμό του κλαδικού χάσματος αμοιβών κατά φύλο, οι Fields και Wolff (1995) χρησιμοποίησαν το λογαριθμικό υπόδειγμα μισθών διακεκομμένου δείγματος (split-sample log-wage model):

$$y_i^f = a^f + x_i^f q^f + \sum_{j=2}^J b_j^f d_{ij} + e_i^f, \text{ όπου } i=1, \dots, F \text{ και } j=1, \dots, J, \quad (6.60)$$

$$y_i^m = a^m + x_i^m q^m + \sum_{j=2}^J b_j^m d_{ij} + e_i^m, \text{ όπου } i=1, \dots, M \text{ και } j=1, \dots, J, \quad (6.61)$$

όπου η πρώτη εξίσωση είναι μια παλινδρόμηση για ένα δείγμα F γυναικών εργαζομένων και η δεύτερη είναι μια παλινδρόμηση για ένα δείγμα M ανδρών. Οι εκθέτες f και m αντιπροσωπεύουν γυναίκες και άνδρες, αντίστοιχα. Επιπρόσθετα, το y_i είναι ο λογάριθμος του ωριαίου μισθού του i^{th} εργαζομένου, και x_i ($1 \times k$) είναι ένα διάνυσμα δημογραφικών χαρακτηριστικών, που μπορεί να περιλαμβάνει δυαδικές μεταβλητές (για παράδειγμα, φύλο και οικογενειακή κατάσταση). Το d_{ij} είναι μια δυαδική μεταβλητή ίση με 1 αν ο i^{th} εργαζόμενος εργάζεται στον j^{th} από τους J κλάδους και με 0 διαφορετικά. Το e_i είναι ο συνηθισμένος *i.i.d.*, όρος σφάλματος, με μέσο μηδέν και σταθερή διακύμανση. Τα a , q ($k \times 1$), και b_j είναι παράμετροι προς εκτίμηση.

Έστω οι προβλεπόμενοι (λογαριθμικοί) μισθοί για έναν εργαζόμενο άνδρα και μια εργαζόμενη γυναίκα στον κλάδο j ,

$$\hat{y}_j^f = \hat{a}^f + \bar{x}_j^f \hat{q}^f + \hat{b}_j^f, \quad (6.62)$$

$$\hat{y}_j^m = \hat{a}^m + \bar{x}_j^m \hat{q}^m + \hat{b}_j^m, \quad (6.63)$$

όπου \bar{x}_j^f είναι τα μέσα χαρακτηριστικά μιας γυναίκας εργαζόμενης στον κλάδο j και \bar{x}_j^m είναι τα μέσα χαρακτηριστικά ενός άνδρα εργαζόμενου στον κλάδο j .

Λόγω της ιδιότητας του δειγματικού μέσου με σταθερό όρο, των ελαχίστων τετραγώνων, οι προβλεπόμενοι κλαδικοί μισθοί (\hat{y}_j) είναι ταυτόσημοι με τους δειγματικούς κλαδικούς μέσους μισθών $(\bar{y}_j)^{74}$. Επομένως, το χάσμα μισθών

⁷⁴ Αυτό μπορεί να αποδειχθεί από την ιδιότητα των ελαχίστων τετραγώνων ότι $X'e = 0$, όπου X είναι η μήτρα παρατηρήσεων και e είναι ένα διάνυσμα στήλη

κατά φύλο είναι απλά η διαφορά μεταξύ των εξισώσεων (6.62) και (6.63). Η διάσπαση του μισθολογικού χάσματος κατά φύλο σε ερμηνευμένα και μη-ερμηνευμένα στοιχεία μπορεί να γίνει με το να προσθέσουμε και να αφαιρέσουμε τον όρο $\bar{x}_j^f \hat{q}^m$ ως εξής:

$$\hat{y}_j^f - \hat{y}_j^m = (\hat{b}_j^f - \hat{b}_j^m) + (\hat{a}^f - \hat{a}^m) + \bar{x}_j^f (\hat{q}^f - \hat{q}^m) + (\bar{x}_j^f - \bar{x}_j^m) \hat{q}^m \quad (6.64)$$

Οι πρώτοι τρεις όροι στην δεξιά πλευρά της εξίσωσης (6.64) αντιστοιχούν στο μη-ερμηνευμένο χάσμα, ενώ ο τελευταίος όρος είναι το ερμηνευμένο χάσμα. Οι Fields και Wolff (1995) όρισαν το χάσμα αμοιβών κατά φύλο στον κλάδο j ως εξής,

$$\hat{g}_j = (\hat{b}_j^f - \hat{b}_j^m) + (\hat{a}^f - \hat{a}^m), \quad (6.65)$$

που αντιπροσωπεύει «την διαφορά μεταξύ των γυναικείων και ανδρικών συντελεστών για κάθε κλάδο αφού απαλειφθεί η προσαρμοσμένη διαφορά μισθών μεταξύ του μέσων χαρακτηριστικών ανδρών και γυναικών εργαζομένων στον παραλειπόμενο κλάδο». Κατ' αυτό τον τρόπο, οι Fields και Wolff (1995), εκτιμούν τα χάσματα μισθών για όλους τους κλάδους J (σημειώνουμε ότι: $\hat{b}_1^f = \hat{b}_1^m = 0$). Δυστυχώς, τα τυπικά σφάλματα, που είναι σημαντικά αν έχουμε σκοπό να κάνουμε επαγωγή για την στατιστική σημαντικότητα των ατομικών χασμάτων μισθού και για τα σχετικά μεγέθη μεταξύ των χασμάτων, δεν αναφέρονται για αυτούς τους εκτιμητές. Επίσης, αυτοί οι εκτιμητές του χάσματος μισθού κατά φύλο δεν είναι ανεπηρέαστοι ως προς την επιλογή της παραλειπόμενης ομάδας αναφοράς οποιωνδήποτε δυαδικών μεταβλητών που περιλαμβάνονται στο x_i και επομένως δεν είναι ταυτοποιημένοι. Το πρόβλημα ταυτοποίησης, γίνεται φανερό όταν κανείς

των καταλοίπων. Στην περίπτωση μιας σταθεράς στην παλινδρόμηση και αμοιβαίων αποκλειόμενων ψευδομεταβλητών με μια παραλειπόμενη ομάδα αναφοράς, τα κατάλοιπα που αντιστοιχούν σε οποιαδήποτε συγκεκριμένη κατηγορία ψευδομεταβλητών θα αθροίζονται στο μηδέν. Επομένως, το υπόδειγμα παλινδρόμησης που αξιολογείται στο μέσο για οποιαδήποτε συγκεκριμένη κατηγορία ψευδομεταβλητών, αναγκαστικά θα ισούται με τον μέσο της εξαρτημένης μεταβλητής γ' αυτή την κατηγορία.

αναγνωρίζει ότι οι σταθεροί όροι, \hat{a}^f και \hat{a}^m , ενσωματώνουν όχι μόνο τον παραλειπόμενο κλάδο ($j=1$) αλλά και την παραλειπόμενη κατηγορία για οποιεσδήποτε άλλες δυαδικές μεταβλητές στην εξειδίκευση των υποδειγμάτων (για παράδειγμα, φυλή, απασχόληση ή οικογενειακή κατάσταση). Αυτοί οι τύποι προβλημάτων ταυτοποίησης αναφέρονται με λεπτομέρεια από τους Oaxaca και Ransom (1999).

Οι Hoxrace και Oaxaca (2001), για την αντιμετώπιση του προβλήματος αυτού, πρότειναν την ακόλουθη εναλλακτική μέτρηση του μισθολογικού χάσματος κατά φύλο στον κλάδο j :

$$\hat{f}_j = (\hat{b}_j^f - \hat{b}_j^m) + (\hat{a}^f - \hat{a}^m) + \bar{x}_j^f (\hat{q}^f - \hat{q}^m), \quad (6.66)$$

Ο εκτιμητής αυτός, αποφεύγει το παραπάνω πρόβλημα ταυτοποίησης, αφού μεταβολές στις σταθερές $(\hat{a}^f - \hat{a}^m)$ αντισταθμίζονται από μεταβολές στις παραμέτρους κλίσης $(\hat{q}^f - \hat{q}^m)$. Ένα πιθανό μειονέκτημα αυτού του εκτιμητή είναι ότι το κλαδικό χάσμα μισθών κατά φύλο διαφέρει ανάλογα με τα μέσα χαρακτηριστικά των γυναικών εργαζομένων σε κάθε κλάδο, \bar{x}_j^f . Η υιοθέτηση ενός διανύσματος μέσω χαρακτηριστικών x , αντιπροσωπευτικό για όλους τους κλάδους, θα απάλειφε το πρόβλημα αυτό. Για παράδειγμα, θα μπορούσαμε να θεωρήσουμε τα μέσα χαρακτηριστικά όλων των ανδρών και γυναικών στο δείγμα ή μόνο τα μέσα χαρακτηριστικά όλων των γυναικών στο δείγμα. Αν ορίσουμε τα μέσα χαρακτηριστικά όλων των γυναικών στο δείγμα ως $\bar{x}^f = F^{-1} \sum_i x_i^f$, τότε, ένας εκτιμητής που δεν μεταβάλλεται με τα μέσα χαρακτηριστικά των γυναικών εργαζομένων σε κάθε κλάδο θα είναι:

$$\hat{d}_j = (\hat{b}_j^f - \hat{b}_j^m) + (\hat{a}^f - \hat{a}^m) + \bar{x}^f (\hat{q}^f - \hat{q}^m), \quad (6.67)$$

Σύμφωνα με τα παραπάνω, τα κλαδικά χάσματα μισθών θα εξαρτώνται ακόμα από την τιμή του κοινού διανύσματος \bar{x}^f , αλλά οι ταξινομήσεις των κλαδικών χασμάτων μισθών κατά φύλο είναι ανεπηρέαστες από την επιλογή αυτής της τιμής. Η σχέση αυτή, έχει την ιδιότητα ότι αποκαλύπτει το πως θα

αμειβόταν μια τυχαία επιλεγμένη γυναίκα αν αντιμετωπιζόταν το ίδιο με έναν άνδρα με τα ίδια χαρακτηριστικά. Επίσης, θα πρέπει να σημειώσουμε ότι το \hat{d}_j διαφέρει σε σχέση με το \hat{g}_j ως προς μια σταθερά, οπότε οι ταξινομήσεις και οι σχετικές διαφορές του χάσματος μισθού κατά φύλο θα είναι οι ίδιες είτε χρησιμοποιήσουμε το \hat{d}_j είτε το \hat{g}_j . Από την άλλη, το \hat{f}_j διαφέρει σε σχέση με το \hat{g}_j κατά ένα ποσό που είναι συνάρτηση του j , επομένως θα αναμέναμε διαφορετικές ταξινομήσεις από την εκτίμηση \hat{f}_j .

Επειδή το πρόβλημα της έλλειψης ανεξαρτησίας στο \hat{g}_j ενσωματώνεται στον σταθερό όρο, οι Hoxby και Oaxaca (2001), προτείνουν μια ακόμα εκτίμηση του κλαδικού χάσματος μισθού κατά φύλο που «εξαφανίζει» τις επιδράσεις των σταθερών όρων. Έτσι, το *σχετικό* χάσμα μισθού στον κλάδο j υπολογίζεται από τη σχέση:

$$\hat{g}_j = \max_{n=1, \dots, J} \hat{g}_n - \hat{g}_j = \max_{n=1, \dots, J} \hat{d}_n - \hat{d}_j \quad (6.68)$$

Η εκτίμηση αυτή, απομακρύνει την φυλετική διαφορά για όλες τις παραλειπόμενες ομάδες αναφοράς όλων των δυαδικών μεταβλητών, $(\hat{a}^f - \hat{a}^m)$, και όχι μόνο τον παραλειπόμενο κλάδο. Αυτός ο εκτιμητής έχει ένα επιπρόσθετο πλεονέκτημα ότι μας ενημερώνει για την σημαντικότητα των ταξινομημένων κλαδικών χασμάτων μισθού, επειδή τα τυπικά σφάλματα στις διαφορές μεταξύ των χασμάτων μισθών μας λένε αν αυτές οι διαφορές είναι στατιστικά σημαντικές ή όχι και αν η στατιστική ταξινόμησης έχει κάποια στατιστική ερμηνεία.

Ένα μειονέκτημα αυτού του εκτιμητή είναι ότι δεν μας λέει τίποτα για το απόλυτο επίπεδο του χάσματος μισθού κατά φύλο, καθώς επίσης και ο εκτιμητής \hat{g}_j , αφού δεν είναι ταυτοποιημένος. Ένα άλλο μειονέκτημα είναι ότι είναι μεροληπτικός σε μικρά δείγματα επειδή η μεταβλητότητα περιπλέκει τις ταξινομήσεις των εκτιμήσεων του χάσματος μισθού. Τέλος, οι Hoxby και Oaxaca (2001), καθορίζουν διεξοδικά τις μήτρες διακύμανσης-

συνδιακύμανσης για κάθε εκτιμητή κλαδικού χάσματος μισθών (\hat{g}_j , \hat{d}_j , \hat{f}_j , \hat{g}_j).

6.1.9 Σχόλια επί των μεθόδων διάσπασης

Το αν μπορούν να εξαχθούν έγκυρες και λογικές μετρήσεις του ερμηνευμένου και μη-ερμηνευμένου τμήματος της διαφοράς αμοιβών με βάση κάποιες από τις παραπάνω μεθόδους διάσπασης, εξαρτάται από την ισχύ των παρακάτω κρίσιμων υποθέσεων:

- Ø το άθροισμα των διαφορών σε εφοδιασμό ανθρώπινου κεφαλαίου εκτιμώνται με συνέπεια,
- Ø οι συντελεστές του υποδείγματος αμοιβών εκτιμώνται με συνέπεια και
- Ø χρησιμοποιείται η ανταγωνιστική τιμή αγοράς ή γενικά μια άλλη κατάλληλη τιμή για να σταθμιστούν οι διαφορές στα χαρακτηριστικά του ανθρώπινου κεφαλαίου.

Η συνεπής εκτίμηση του αθροίσματος των διαφορών σε εφοδιασμό μπορεί να παραβιαστεί, είτε από ουσιώδεις μεταβλητές που έχουν παραλειφθεί, είτε από εισηγμένες μεταβλητές οι οποίες όμως αφενός μετρώνται με σφάλμα ή αφετέρου οι ίδιες είναι αποτέλεσμα διαδικασιών διάκρισης. Η εισαγωγή της τελευταίας ομάδας μπορεί να έχει τη δυσμενή συνέπεια του ορισμού της διάκρισης. Τέτοια παραδείγματα είναι το επάγγελμα και ο διορθωμένος όρος επιλογής δείγματος.

Οι ασυνεπείς εκτιμήσεις, που χρησιμοποιούνται για να σταθμίσουν διαφορές σε εφοδιασμό προσόντων, οδηγούν σε υπέρ ή υπό-εκτίμηση του ερμηνευμένου στοιχείου και των καταλοίπων, ανάλογα από την κατεύθυνση της μεροληψίας των εκτιμώμενων τιμών. Επίσης, η αποτελεσματικότητα των εκτιμήσεων της διάσπασης, επηρεάζεται από τα τυπικά σφάλματα των εκτιμηθέντων συντελεστών⁷⁵.

⁷⁵ Μια ειδική περίπτωση είναι, αν οι ψευδομεταβλητές για τα επαγγέλματα και τους κλάδους, οι οποίες αναπαράγουν το διαχωρισμό των φύλων, προστεθούν στο υπόδειγμα αμοιβών. Σ' αυτήν την περίπτωση, η διάσπαση μπορεί να βελτιωθεί σε όρους συνέπειας από την επιλογή του δείγματος, με το οποίο εκτιμώνται οι συντελεστές που χρησιμοποιούνται ως σταθμίσεις στη διάσπαση. Αυτό συμβαίνει διότι, σε μια παλινδρόμηση αμοιβών για άνδρες που περιλαμβάνει ψευδομεταβλητές για το επάγγελμα, τα τυπικά σφάλματα ανδρικών ασυνήθιστων (μη-τυπικών) επαγγελματιών είναι συχνά υψηλά. Το ίδιο ισχύει και για την εξίσωση γυναικών. Για να υπολογιστεί το ερμηνευμένο τμήμα της διάσπασης σε κάθε περίπτωση, οι ανακριβείς εκτιμώμενοι συντελεστές πολλαπλασιάζονται με μεγάλες διαφορές στην αναλογία ανδρών και

Ως εκ τούτου, ενώ η εφαρμογή ενός υποδείγματος βοηθητικών μεταβλητών (IV) αντί μιας OLS μπορεί να οδηγήσει σε συνεπείς εκτιμήσεις των παραμέτρων, ωστόσο μπορεί να προκαλέσει απώλεια αποτελεσματικότητας. Σε αυτή τη περίπτωση, μόνο καλύτερα εργαλεία ή η εφαρμογή της μεθόδου GMM, η οποία είναι πιο αποτελεσματική, μπορούν να βοηθήσουν.

Ακόμα και αν οι τιμές είναι συνεπείς εκτιμήσεις από τα υποδείγματα παλινδρόμησης αμοιβών, η εκτίμηση της διάκρισης επηρεάζεται συχνά από την επιλογή της ανταγωνιστικής τιμής. Για να εκφραστεί το γεγονός αυτό, η διάσπαση κατά Oaxaca μπορεί να γραφεί με μια πιο γενικευμένη μορφή ως:

$$\overline{\ln W^M} - \overline{\ln W^F} = \hat{b}^* (\overline{X^M} - \overline{X^F}) + \bar{X}^M (\hat{b}^M - \hat{b}^*) + \bar{X}^F (\hat{b}^* - \hat{b}^F) \quad (6.69)$$

exhghméno mérov *anexíghto mérov*

όπου

$$\hat{b}^* = \Omega \hat{b}^M + (I - \Omega) \hat{b}^F \quad (6.70)$$

Με αυτή τη μορφή, η ανταγωνιστική τιμή, \hat{b}^* , εξαρτάται από τον προσδιορισμό της μήτρας. Στη συνέχεια, το ανερμήνευτο τμήμα του χάσματος διαιρείται σε δύο τμήματα, τα οποία εξηγούνται ως το σύνολο του πλεονεκτήματος αμοιβών της ομάδας των ανδρών και του μειονεκτήματος της ομάδας των γυναικών.

Από τον Oaxaca (1973), προτάθηκε να χρησιμοποιηθούν οι συντελεστές παλινδρόμησης είτε του ανδρικού είτε του γυναικείου δείγματος για να μετρηθεί η διάρθρωση αμοιβών χωρίς διάκριση, που αντιστοιχούν σε $\Omega = I$ ή $\Omega = 0$ στην εξίσωση (6.70). Πρόκειται, για την πιο συνηθη προσέγγιση που ακολουθείται στη βιβλιογραφία του χάσματος αμοιβών κατά φύλο. Μια αιτιολόγηση για τη χρήση παραμέτρων παλινδρόμησης ανδρικού δείγματος ως το διάνυσμα ανταγωνιστικών τιμών, είναι ότι μπορεί κανείς να υποθέσει ότι στην οικονομία οι εργαζόμενοι άνδρες αποτελούν την μεγαλύτερη (πολυπληθέστερη) ομάδα και αντιμετωπίζουν ουσιαστικά μηδενική διάκριση. Γενικά, η ιδέα πίσω από την προσέγγιση του

γυναικών. Επομένως, για ένα υπόδειγμα αμοιβών στο οποίο περιλαμβάνονται μεταβλητές επαγγέλματος ή κλάδων, οι συντελεστές του μοντέλου που εκτιμώνται για το συνολικό δείγμα μπορεί να είναι πιο κατάλληλοι. Για το πρόβλημα της ερμηνείας των συντελεστών των ψευδομεταβλητών και την εκτίμηση των κατάλληλων τυπικών σφαλμάτων στη βιβλιογραφία των μισθολογικών διαφορών κατά κλάδο βλ. π.χ. Krueger and Summers (1988), Haisken-DeNew and Schmidt (1997) και Horrace and Oaxaca (2001).

Οαxaca είναι ότι αυτά τα δύο διανύσματα τιμών καλύπτουν την πραγματική διάρθρωση αμοιβών χωρίς διάκριση. Το γεγονός αυτό ωστόσο, δεν ισχύει αναγκαστικά όπως υποστηρίζουν οι Οαxaca και Ransom (1994). Από τότε μέχρι σήμερα, έχουν προταθεί στην βιβλιογραφία διάφοροι εναλλακτικοί προσδιορισμοί της μήτρας Ω . Στον Πίνακα 6.5 παρατίθενται συνοπτικά οι πιο σημαντικές αναφορές σχετικά με τη μήτρα στάθμισης.

Πίνακας 6.5: Χρησιμοποιούμενες μήτρες στάθμισης

Έρευνες	Δείγμα	Σταθμισμένη μήτρα
Οαxaca (1973)	Άνδρες	$\Omega = I$
Reimers (1983)	Γυναίκες	$\Omega = 0$
Cotton (1988)	Άνδρες/Γυναίκες	$\Omega_r = 0,5I$
Οαxaca and Ransom (1994)	Άνδρες/Γυναίκες	$\Omega_o = (X'X)^{-1}(X'^M X^M)$

Πηγή: οι αντίστοιχες έρευνες.

Εκτός από την προσέγγιση του Οαxaca, ένα άλλο μέτρο στάθμισης που χρησιμοποιείται συχνά, προτάθηκε από τον Reimers (1983). Εδώ, η διάρθρωση ανταγωνιστικών αμοιβών σχετίζεται με ένα σταθμισμένο μέσο όρο των συντελεστών παλινδρόμησης του δείγματος ανδρών και γυναικών. Κατά παρόμοιο τρόπο, ο Cotton (1988) πρότεινε μια στάθμιση που σχετίζεται με την σύνθεση του δείγματος, αφού πολλά δείγματα δεν είναι συνδυασμός 50% της κάθε ομάδας. Τέλος, οι Οαxaca και Ransom (1994) πρότειναν έναν πιο γενικό προσδιορισμό της μήτρας σταθμίσεων Ω η οποία περιλαμβάνει τις σταθμίσεις που προτάθηκαν από τους Cotton και Reimers⁷⁶. Επομένως, οι προσέγγισή τους μπορεί να είναι λιγότερο

Συμπερασματικά, η εξαγωγή συνεπών εκτιμητών του συνολικού ερμηνευμένου τμήματος της διαφοράς αμοιβών και μιας εκτίμησης της διάκρισης, εξαρτώνται από

⁷⁶ Ισχύει ότι $\Omega_o = \Omega_c$ αν οι πρώτες και δεύτερες ροπές είναι ίσες για τους άνδρες και τις γυναίκες, επομένως $\frac{N_m}{N}(XX)^{-1} = (X_m X_m)$. Αν το μέγεθος δείγματος ανδρών και γυναικών είναι ίσο, $N_m = N_f$, τότε προκύπτει ότι $\Omega_r = \Omega_c$.

τη συνέπεια των μετρήσεων των χαρακτηριστικών ανθρώπινου κεφαλαίου που περιλαμβάνονται στο υπόδειγμα αμοιβών, από την συνέπεια των εκτιμητών των παραμέτρων ενδιαφέροντος και από την επιλογή της ανταγωνιστικής τιμής της αγοράς.

Επίσης, θα πρέπει να ληφθούν υπόψη τα τυπικά σφάλματα των εκτιμητών των παραμέτρων, για να αξιολογηθεί η αποτελεσματικότητα των εκτιμηθέντων παραμέτρων των διασπάσεων. Επιπρόσθετα, μπορούμε να πούμε ότι, ενώ η εκτίμηση και η ερμηνεία του συνολικού ερμηνευμένου και ανερμηνευτού τμήματος του χάσματος είναι ξεκάθαρη, αντιθέτως η εκτίμηση της συνεισφοράς των μεμονωμένων παραγόντων είναι εφικτή μόνο για μεταβλητές που περιλαμβάνονται στο ερμηνευμένο τμήμα. Η ερμηνεία αυτή δεν ισχύει για το ανεξήγητο τμήμα. Ενώ το χάσμα αμοιβών που οφείλεται στο άθροισμα των διαφορών σε όλους τους συντελεστές και της σταθεράς είναι καλά προσδιορισμένο, αντιθέτως το χάσμα αμοιβών που οφείλεται σε διαφορές ενός υποσυνόλου των συντελεστών δεν είναι⁷⁷. Το πρόβλημα αυτό, γίνεται πιο εμφανές αν περιλαμβάνονται ψευδομεταβλητές στο διάλυμα των ανεξάρτητων μεταβλητών X_{it} αφού σε αυτήν την περίπτωση η διάσπαση μπορεί να εξαρτάται σε μεγάλο βαθμό από το επιλεγμένο σημείο αναφοράς (Jones, 1983). Λύσεις του προβλήματος αυτού, έχουν προταθεί από τους

⁷⁷ Επομένως, η μέτρηση της διαφοράς στις σταθερές, όπως διαχωρίζεται από τον Blinder (1973) μπορεί να μην είναι χρήσιμη. Το σημείο αυτό, έχει τονιστεί από τους Jones (1983), Cain (1986) και Brown and Corcoran (1997).

6.2 Εμπειρικά αποτελέσματα

6.2.1 Εισαγωγή

Στη διεθνή εμπειρική βιβλιογραφία, οι εκτιμητές του ερμηνευμένου και ανερμηνευτου τμήματος της διαφοράς αμοιβών διαφέρουν σημαντικά. Γενικά, οι μετρήσεις μπορεί να διαφέρουν στις έρευνες, καθώς δεν υπάρχει ξεκάθαρη συμφωνία για το ποια παρατηρούμενα χαρακτηριστικά θα πρέπει να συμπεριληφθούν στις παλινδρομήσεις αμοιβών που εκτιμώνται για άνδρες και γυναίκες (Cain, 1986) και για το πως θα πρέπει να αντιμετωπιστούν τα μη-παρατηρούμενα χαρακτηριστικά στο πλαίσιο του υποδείγματος αμοιβών (Blau and Ferber, 1987). Επίσης, η επιλογή κάποιων χαρακτηριστικών μπορεί να είναι προβληματική καθώς είναι δυνατόν να είναι αποτέλεσμα των διαδικασιών διάκρισης στην αγορά εργασίας. Έχουμε αναφερθεί σε τέτοιες περιπτώσεις παραπάνω. Η μεταβλητή «επάγγελμα» και ο «διορθωτικός όρος επιλογής δείγματος», είναι τέτοια παραδείγματα. Επιπρόσθετα, οι μετρήσεις των μισθολογικών διαφορών μεταξύ ανδρών και γυναικών μπορεί να είναι μεροληπτικές εξαιτίας της αποτυχίας να ληφθεί αρκετά υπόψη η ενδογένεια και η επιλεκτικότητα στην εκτίμηση του υποδείγματος αμοιβών (Kim and Polachek,

Για να εξηγηθούν οι επιπτώσεις της ασυνεπούς αλλά και της συνεπούς εκτίμησης των παραμέτρων του υποδείγματος αμοιβών, παρουσιάζουμε συνοπτικά στον Πίνακα 6.6 τους εκτιμητές του ερμηνευμένου και του ανερμηνευτου τμήματος της διαφοράς που έχουν προταθεί στην βιβλιογραφία, αναφορικά με την εξειδίκευση του μοντέλου και τις εξισώσεις (5.1) και (5.2) του πρώτου κεφαλαίου. Από την ανάλυση αυτή, μπορούμε να εξάγουμε συμπεράσματα για τη συνέπεια και την κατεύθυνση της μεροληψίας των εκτιμητών του διορθωμένου χάσματος

αμοιβών που έχουν παρουσιαστεί σε εμπειρικές μελέτες. Από την πρώτη γραμμή του Πίνακα 6.6, λαμβάνουμε το συνεπή εκτιμητή των κυριότερων παραμέτρων ενδιαφέροντος. Στις γραμμές δύο με τέσσερα, αναφέρουμε τις τρεις στρατηγικές εκτίμησης που ήδη συζητήθηκαν:

- Πρώτον, αν το μοντέλο εκτιμάται με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) και χρησιμοποιείται μια κατά προσέγγιση μεταβλητή (proxy) για το πραγματικό ιστορικό εργασίας, τότε η διάκριση μπορεί να υπέρ-εκτιμηθεί.
- Δεύτερον, αν το μοντέλο περιλαμβάνει μεταβλητές για το πραγματικό ιστορικό εργασίας χωρίς σφάλμα μέτρησης (measurement error) και εκτίμηση ελαχίστων τετραγώνων (OLS), τότε η εκτίμηση του ανεξήγητου χάσματος μπορεί να υπό-εκτιμά τον πραγματικό βαθμό της διάκρισης.
- Τρίτον, αν το ίδιο μοντέλο εκτιμηθεί με την μέθοδο πρώτων διαφορών (FD) και, δεδομένου ότι όλοι οι παράμετροι ταυτοποιούνται (identified) και δεν υπάρχει σφάλμα μέτρησης στα δεδομένα, τότε η μέθοδος FD μπορεί να οδηγήσει σε υπέρ-εκτίμηση της διάκρισης.

Αυτές οι περιπτώσεις, που αναφέρονται εδώ για την διάσπαση κατά Oaxaca (1973), μπορούν να επεκταθούν και στις άλλες προσεγγίσεις.

Πίνακας 6.6 Εκτιμητές των ερμηνευμένων και ανερμηνευτων διαφορών

Μέτρο του ιστορικού εργασίας, εκτιμητής	Εκτίμηση της εξηγημένης διαφοράς	\hat{b}	$(\bar{X}^M - \bar{X}^F)$	Εκτίμηση της ανεξήγητης διαφοράς
Τρέχον ιστορικό εργασίας ¹ X = (Εμπειρία, Οικ.χρόνος), IV-GLS, FD-IV	$\hat{b}_1 (\bar{X}^M - \bar{X}^F)$	Συνεπής	Συνεπής	Συνεπής Μεροληπτική
Δυνητική εμπειρία ¹ : X = (ΔυνΕμπ), OLS	$\hat{b}_2 (\bar{X}^M - \bar{X}^F)$	Μεροληψία προς τα κάτω οφειλόμενη σε σφάλματα μέτρησης	Μεροληψία προς τα κάτω οφειλ.σε σφ.μέτρ.	Μεροληψία προς τα πάνω
Τρέχον ιστορικό εργασίας ¹ X = (Εμπειρία,	$\hat{b}_3 (\bar{X}^M - \bar{X}^F)$	Μεροληψία προς τα πάνω οφειλ. στη στοχαστική φύση	Συνεπής	Μεροληψία προς τα κάτω

Οικ.χρόνος), OLS		των X , $E[u_i X_{it}] \neq 0$		
Τρέχον ιστορικό εργασίας ¹ $X =$ (Εμπειρία, Οικ.χρόνος), FD	$\hat{b}_4 (\bar{X}^M - \bar{X}^F)$	Μεροληψία προς τα πάνω οφειλ. στη στοχαστική φύση των ΔX , $E[\Delta u_{it} \Delta X_{it}] \neq 0$	Συνεπής	Μεροληψία προς τα πάνω

Σημείωση: ¹ Οι μεταβλητές μετρούνται χωρίς σφάλμα μέτρησης

Με δεδομένα τα παραπάνω αποτελέσματα, στη συνέχεια παρουσιάζονται συνοπτικά τα αποτελέσματα της βιβλιογραφίας στο ζήτημα του *μη-διορθωμένου ή απόλυτου* χάσματος αμοιβών κατά φύλο και στο ζήτημα της *διορθωμένης* διαφοράς αμοιβών μεταξύ ανδρών και γυναικών, με ιδιαίτερη έμφαση στους παράγοντες που έχουν βρεθεί ότι εξηγούν τις διαφορές αμοιβών. Στους Πίνακες 6.7 - 6.10 παρουσιάζουμε συνοπτικά τα εμπειρικά αποτελέσματα ερευνών που έχουν πραγματοποιηθεί κυρίως στις ΗΠΑ και στην Αγγλία. Στο Κεφάλαιο 5, στην αναφορά σχετικά με την εκτίμηση του γενικού υποδείγματος αμοιβών, αναφερθήκαμε σε αυτές τις έρευνες και επομένως δεν επαναλαμβάνουμε λεπτομέρειες τους (δεδομένα, υποδείγματα κλπ).

6.2.2 Η μη-διορθωμένη διαφορά αμοιβών

Στον πληθυσμό των βιομηχανικά ανεπτυγμένων χωρών της δύσης, μπορεί κανείς να βρει ένα μη-διορθωμένο (ανερμίνευτο από τη διαφορά προσόντων) χάσμα αμοιβών κατά φύλο του ίδιου μεγέθους. Όμως, τις τελευταίες δυόμισι δεκαετίες έχει παρατηρηθεί τάση περιορισμού του.

- Για παράδειγμα, στις ΗΠΑ και την Αγγλία, η διαφορά μειώθηκε από περίπου 40%, σε 20-30% (O'Neill and Polachek, 1993 για τις ΗΠΑ και Harkness, 1986 για την Αγγλία).
- Αντίθετα με ότι θα αναμενόταν, κατά την διερεύνηση του μισθολογικού χάσματος μεταξύ *έγγαμων* ανδρών και γυναικών, η υπολογιζόμενη διαφορά είναι μεγαλύτερη από ότι στην περίπτωση σύγκρισης *άγαμων* ανδρών και γυναικών (Mincer and Polachek, 1974 και Blau and Kahn, 1995).
- Επίσης, οι διαφορές αμοιβών που αντιμετωπίζουν οι εργαζόμενες γυναίκες πλήρους απασχόλησης φαίνεται να είναι 10-20% μικρότερες σε σχέση με εκείνες

που εργάζονται με μερική-απασχόληση (Harkness, 1996).

Για τους νέους σε ηλικία εργαζόμενους, τα εμπειρικά αποτελέσματα των μη-διορθωμένων αμοιβών υποδεικνύουν ότι,

- οι γυναίκες από την αρχή της καριέρας τους, αμείβονται λιγότερο από ότι οι άνδρες και αυτό το χάσμα αυξάνεται κατά τη διάρκεια της καριέρας σε ένα επίπεδο συγκρίσιμο με αυτό του μέσου όρου του πληθυσμού. Σχετικά με το θέμα αυτό, υπάρχουν λίγες ενδείξεις στη βιβλιογραφία οι οποίες μάλιστα διαφέρουν σημαντικά. Για παράδειγμα, για τις ΗΠΑ ο Loprest (1992)⁷⁸ διαπίστωσε μια μη-διορθωμένη διαφορά αμοιβών στους αρχικούς μισθούς των πρώτων εργασιών των εργαζομένων της τάξης του 11%, ενώ αντίθετα, οι Light and Ureta (1995) εκτίμησαν μια διαφορά 19% για εργαζομένους με μηδέν χρόνια προϋπηρεσίας. Ενώ οι δύο αυτές μελέτες βασίζονται σε δείγματα που περιλαμβάνουν όλες τις εκπαιδευτικές ομάδες, οι Dolton και Makepeace (1986) ανέλυσαν μια δημοσκόπηση αποφοίτων της Αγγλίας και βρήκαν μια πολύ χαμηλότερη διαφορά, 7% περίπου στους αρχικούς μισθούς. Επομένως, το γεγονός αυτό φαίνεται να υποδεικνύει ότι οι διαφορές αμοιβών διαφέρουν ανάλογα με την εκπαίδευση καθώς και ότι η εκπαίδευση και οι μη-διορθωμένες διαφορές αρχικών αμοιβών έχουν αρνητική συσχέτιση (Brown and Corcoran, 1997).
- Αυτή η υπόθεση μπορεί να υποστηριχθεί περαιτέρω με την σύγκριση της εξέλιξης της διαφοράς αμοιβών στα αρχικά στάδια της καριέρας. Ενώ για τους απόφοιτους οι Dolton και Makepeace (1986) βρήκαν μια διαφορά μόνο 26% επτά χρόνια μετά την αποφοίτηση, οι Light and Ureta (1995) βρήκαν διαφορά 31,2% για νέους εργαζόμενους με τέσσερα χρόνια προϋπηρεσίας και ακόμα υψηλότερη διαφορά, 46,3% για νέους εργαζόμενους με 9 χρόνια πραγματικής εργασιακής εμπειρίας. Ωστόσο, ο Loprest (1992) βρήκε διαφορά μόνο 15% τέσσερα χρόνια μετά την είσοδο στην αγορά εργασίας.

6.2.3 Η διορθωμένη διαφορά αμοιβών

6.2.3.1 Εφαρμογές της διάσπασης Oaxaca (1973)

⁷⁸ Χρησιμοποίησε συνδυασμένα διαστρωματικά δεδομένα με χρονολογικές σειρές ατόμων ηλικίας 14-21, που παρατηρήθηκαν για τα τέσσερα πρώτα χρόνια τους στην αγορά εργασίας και οι οποίοι εργάζονταν σε καθεστώς πλήρους απασχόλησης.

Το πιο σημαντικό εύρημα στις έρευνες που εφαρμόζουν την διάσπαση Oaxaca (1973), είναι ότι τα «*πρότυπα συμμετοχής των δύο φύλων*» στο εργατικό δυναμικό συνεισφέρουν σημαντικά στην εξήγηση των μισθολογικών διαφορών μεταξύ ανδρών και γυναικών. Το γεγονός αυτό, αποδείχθηκε αρχικά από τους Mincer and Polachek (1974). Ενώ υπάρχει γενικά συμφωνία για την επεξηγηματική συνεισφορά αυτού του παράγοντα στην βιβλιογραφία, εντούτοις δεν είναι ακόμα ξεκάθαρο τι ποσοστό της μη-διορθωμένης διαφοράς ερμηνεύεται από τον παράγοντα αυτό. Τα αποτελέσματα επιλεγμένων ερευνών που αναφέρονται σε δείγματα ολόκληρου του πληθυσμού και σε δείγματα νεότερων ηλικιακά εργαζομένων, παρατίθενται ξεχωριστά στους πίνακες (6.7) και (6.8).

Ο Oaxaca (1973) έχει ήδη δείξει ότι περίπου το ένα τέταρτο της μη-διορθωμένης διαφοράς αμοιβών μπορεί να ερμηνευτεί από το ιστορικό εργασίας που ενσωματώνεται στο υπόδειγμα (κατά προσέγγιση) στη μεταβλητή *ηλικία*. Η ξεχωριστή μέτρηση της πραγματικής εργασιακής εμπειρίας και του οικιακού χρόνου οδηγούν στο αποτέλεσμα ότι περίπου το μισό της διαφοράς ερμηνεύεται εφόσον ληφθεί υπόψη η ενδογένεια των μεταβλητών του ιστορικού εργασίας, όπως στην περίπτωση των Mincer and Polachek (1978). Επομένως, η χρήση μιας κατά προσέγγιση μεταβλητής (proxy) για την εργασιακή εμπειρία οδηγεί σε υπέρ-εκτίμηση της διάκρισης, όπως λογικά θα αναμενόταν.

Σύμφωνα με τους Kim and Polachek (1994), η υπόθεση της ετερογένειας (heterogeneity) στις μη-παρατηρούμενες ικανότητες επηρεάζει τις ατομικές επιλογές των ιστορικών εργασίας, και επομένως θα πρέπει να ληφθεί υπόψη όταν εκτιμώνται διαφορές αμοιβών.

Πίνακας 6.7: Εμπειρικά αποτελέσματα ερευνών που εφάρμοσαν τη μέθοδο διάσπασης των αμοιβών του Οαχάκα (εργαζόμενοι ηλικίας 16-65 ετών)

Ερευνητές	Μη διορθωμένο χάσμα (Δείγμα)	Ανεξήγητο χάσμα ως % της μη διορθωμένης διαφοράς	Εκτιμητής	Παρατηρήσεις
Έρευνες για ΗΠΑ				
Α: Χρησιμοποιούμενες Proxy για πραγματική ευτεροία				
Oaxaca (1973)	43,1	78,4	OLS	Επαγγέλματα και κλάδοι περιλαμβανόμενα στο διαρθρωτικό μοντέλο
Blinder (1973)	45,8	53	OLS	
		65,7	OLS	
Β: Μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν για το ιστορικό απασχόλησης				
Mincer & Polachek (1974)	52 (παντρεμένοι άνδρες & γυναίκες)	58	TOLS	Αποτελέσματα από το περιορισμένο μοντέλο των ερευνητών
	16 (παντρεμένοι άνδρες /ελεύθερες γυναίκες)	60	TOLS	
Mincer & Polachek (1978)		~ 80	OLS	
		~ 50	TOLS	
Kirm & Polachek (1994)	54	41	OLS	
		7,22 9	GLS-IV FD-IV	
Έρευνες για το Η.Β.				
Α: Χρησιμοποιούμενες Proxy για πραγματική εμπειρία				
Greenhalgh (1980)				
1971:	16,9 (ελεύθεροι)	24	OLS	
1975:	2,9 (ελεύθεροι)	10	OLS	
Zabalza & Arrufat (1985)	62,3	97,3 (PotEx) 19,2 (ImputEx)	69.7 expl. By sampl. selec. corr.	
Harkness (1996)				Εκτίμηση του περιορισμένου υποδείγματος για εργαζόμενες
1975:	40,8	83	OLS	
1983:	31,8	75	OLS	

1992 - 1993:	22,1	89	OLS	πλήρους απασχόλησης
B: Μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν για το ιστορικό απασχόλησης				
Wright & Ermisch (1991)	36 (παντρεμένοι)	48,4 (παντρεμένοι)	OLS- Heckman	εργαζόμενες πλήρους ώρες άνδρες
Γ: Χρησιμοποιούμενες Proxy για πραγματική εμπειρία				
Gerlach (1987)	11	84.95 (ελεύθεροι)	OLS	
	38,7	96.19 (παντρεμένοι)	OLS	

Σημείωση: Περισσότερες λεπτομέρειες αναφέρονται στους πίνακες 5.1 έως 5.4.

Πηγή: Οι αντίστοιχες έρευνες.

Πίνακας 6.8: Εμπειρικά αποτελέσματα ερευνών που εφάρμοσαν τη μέθοδο διάσπασης των αμοιβών του Οαχάσα (νέοι εργαζόμενοι ηλικίας 16-30 ετών)

Χώρα	Δεδομένα έτους	Μη διορθωμένο χάσμα (Δείγμα)	Ανεξήγητο χάσμα ως % της μη διορθωμένης διαφοράς	Εκτιμητής	Παρατηρήσεις
Η.Π.Α.	Light & Ureta (1995)				Ανερμήνευτο = Πλήρες (100%) – (τμήμα που ερμην. από το χρόνο πρόσληψης + το τμήμα εκτός εργασίας)
	Συνδυασμένο δείγμα (Pooled sample)	40,3			
	0 έτη εμπειρίας	19			
	1 έτος εμπειρίας	32,5	93	IV - GLS	
	9 έτη εμπειρίας	46,3	88	IV - GLS	
Η.Π.Α.	Dolton & Makepeace (1986)				1970: εισαγωγικές αμοιβές
	1970	7			
	1977	26	18-20	FE/OLS	1977: 7 ^ο έτος εργασίας μετά το πτυχία.

Σημείωση: Περισσότερες λεπτομέρειες αναφέρονται στους πίνακες 5.1 έως 5.4.

Πηγή: οι αντίστοιχες έρευνες.

Επίσης, οι συγγραφείς καταλήγουν στο γεγονός ότι η «ανατίμηση της δυναμικής των αμοιβών» λόγω της εργασιακής εμπειρίας και η υποτίμηση εκείνης που σχετίζεται με την μη-εργασία (ανενεργοί περίοδοι απασχόλησης), είναι συγκρίσιμα για άνδρες και γυναίκες αφού ληφθεί υπόψη η μη-παρατηρούμενη

ετερογένεια. Τελικά, βρίσκουν⁷⁹ ότι το μη-ερμηνευμένο τμήμα της διαφοράς σε κάποιες περιπτώσεις είναι λιγότερο από 10%.

Επίσης, έχει αποδειχθεί ότι ο χρονισμός του ιστορικού εργασίας συμβάλλει στην εξήγηση της διαφοράς αμοιβών κατά φύλο (Mincer and Polachek, 1974; Light and Ureta, 1995; Mincer and Ofek, 1982; Corcoran et al., 1983). Οι Light and Ureta (1995), εκτίμησαν ένα υπόδειγμα που λαμβάνει υπόψη το «χρόνο εισόδου» (timing) για το «ιστορικό εργασίας⁸⁰» (timing of the work history) με ευέλικτη μορφή, για νέους σε ηλικία εργαζόμενους. Η λογική τους σχετικά με το λεπτομερή διαχωρισμό της εργασιακής εμπειρίας και του οικιακού χρόνου, είναι να επιτραπούν οι περίοδοι του παρελθόντος να επηρεάσουν τους μισθούς λιγότερο ή περισσότερο από ότι περίοδοι στο πιο πρόσφατο παρελθόν ή στο παρόν. Οι Light and Ureta (1995) για την διαφορά αμοιβών μεταξύ ανδρών και γυναικών με ένα χρόνο προϋπηρεσίας, βρήκαν ότι το 7% της διαφοράς αυτής μπορεί να ερμηνευτεί από το χρόνο έναρξης (timing) της προϋπηρεσίας. Αυτό το ποσοστό αυξάνεται όσο περισσότερα χρόνια προϋπηρεσίας έχουν συσσωρευτεί, με αποτέλεσμα να φθάνει το 12% για άνδρες και γυναίκες με 9 χρόνια προϋπηρεσίας.

Εκτός από τις μεταβλητές «ιστορικού εργασίας», το «επάγγελμα» έχει βρεθεί ότι συνεισφέρει σημαντικά στην ερμηνεία του χάσματος αμοιβών. Όμως, αφού η μεταβλητή *επάγγελμα* μπορεί να είναι *αποτέλεσμα της ίδιας της διαδικασίας διάκρισης* στην αγορά εργασίας, η εισαγωγή της μπορεί να οδηγήσει σε υπό-εκτίμηση της διάκρισης. Αντιστρόφως, οι εκτιμήσεις της διάκρισης χωρίς να ληφθεί υπόψη το *επάγγελμα*, μπορεί να ερμηνευτούν ως άνω όριο (upper bound) της εκτίμησης της διάκρισης.

6.2.3.2 Εφαρμογές της διάσπασης κατά Juhn, Murphy και Pierce (1991)

Η διάσπαση κατά Juhn, Murphy & Pierce (1991)⁸¹, έχει εφαρμοστεί σε εμπειρικές έρευνες προκειμένου να εξεταστούν οι επιδράσεις της διάρθρωσης αμοιβών στην διαφορά μισθών μεταξύ των δύο φύλων στη διάρκεια του χρόνου ή

⁷⁹ Στο μοντέλο των ερευνητών, όλοι οι συντελεστές εκτός από τους συντελεστές των μεταβλητών ιστορικού εργασίας, εκτιμώνται υπό τον περιορισμό της ισότητας μεταξύ των φύλων. Γενικά, μπορούν να εκτιμήσουν την διάκριση, από τη διαφορά μεταξύ των δύο σταθερών όρων των παλινδρομήσεων των δειγμάτων των ανδρών και γυναικών.

⁸⁰ Χρόνος έναρξης απόκτησης επαγγελματικής εμπειρίας, προϋπηρεσίας. Μ' άλλα λόγια σε ποια χρονική στιγμή της εξέλιξης των συνθηκών εργασίας εισέρχεται ο εργαζόμενος με τα συγκεκριμένα προσόντα, τα οποία αργότερα ενδεχομένως απαξιώνονται.

⁸¹ Ο σχολιασμός της παραγράφου αυτής, αφορά το πρώτο υπόδειγμα διάσπασης του χάσματος αμοιβών των Juhn, Murphy & Pierce που προτάθηκε το 1991.

μεταξύ χωρών. Επομένως, η βασική διάσπαση κατά Juhn-Murphy-Pierce (1991) που αναφέρθηκε στην παράγραφο 6.1.5, μπορεί να επεκταθεί σε δύο χρονικές περιόδους ή σε δύο χώρες.

Σύμφωνα με τους Juhn, Murphy & Pierce (1991), το γενικό υπόδειγμα παλινδρόμησης αμοιβών, όπως παρουσιάστηκε στις εξισώσεις (5.1) και (5.2), μπορεί να παραμείνει ίδιο εκτός από την συγκεκριμένη κατά άτομο επίδραση που τώρα μπορεί να διαφέρει στο χρόνο, δηλαδή $e_{it} = n_{it} + u_{it}$. Επομένως, κάτω από την υπόθεση ότι οι τιμές που προκύπτουν από τη δειγματική παλινδρόμηση αμοιβών των ανδρών είναι ίσες με τις «ανταγωνιστικές τιμές» και αγνοείται η διάκριση⁸², τότε η επίδραση της διάρθρωσης αμοιβών στην αλλαγή των διαφορών στις αμοιβές στο χρόνο μπορεί να εκτιμηθεί από την παρακάτω εξίσωση διάσπασης:

$$\begin{aligned}
 \left(\frac{\Delta \ln W_{it}}{W_{it}} - \frac{\Delta \ln W_{is}}{W_{is}} \right) &= \left(\frac{\Delta \bar{X}_{it}}{4} - \frac{\Delta \bar{X}_{is}}{4} \right) \hat{b}_3^M + \frac{\Delta \bar{X}_{it}}{4} \left(\frac{\hat{b}_2^M}{4} - \frac{\hat{b}_3^M}{4} \right) \\
 \text{Metabolή ακαθάριστου} & \quad \text{Παρατηρούμενη} \quad \text{Επίδραση παρατηρούμενων} \\
 \text{χάσματος} & \quad \text{επίδραση } X'_s & \quad \text{τιμών} \\
 & + \left(\frac{\Delta \bar{q}_{it}}{4} - \frac{\Delta \bar{q}_{is}}{4} \right) \bar{s}_3^M + \frac{\Delta \bar{q}_{it}}{4} \left(\frac{\bar{s}_2^M}{4} - \frac{\bar{s}_3^M}{4} \right) \\
 & \quad \text{Επίδραση χάσματος} \quad \text{Επίδραση μη} \\
 & \quad \quad \quad \text{παρατηρούμενων τιμών}
 \end{aligned} \tag{6.71}$$

Στην (6.71) τα t, s είναι δείκτες χρονικών περιόδων, όπου $t > s$, και όλες οι μεταβλητές χρησιμοποιούνται με τον ίδιο τρόπο όπως και στην ανάλυση που προηγήθηκε. Το q ενσωματώνει τις μη-παρατηρούμενες ικανότητες και ορίζεται ως το τυποποιημένο κατάλοιπο (standardized residual), $q_{it}^M = n_{it}^M / s_{it}^M$, όπου

Κάτω από την υπόθεση ότι το s^M δεν μεταβάλλεται στο χρόνο λόγω σφάλματος μέτρησης, το σφάλμα αποτίμησης (pricing error) ή η αλλαγή στον αριθμό των μη-παρατηρούμενων χαρακτηριστικών που περιλαμβάνονται στο διάνυσμα $(s_u^M q_{iu})$, όπου $u = t, s$, τότε η μεταβολή στο s^M μπορεί να ερμηνευτεί ως η αλλαγή στην τιμή των μη-παρατηρούμενων ικανοτήτων.

Έτσι, σύμφωνα με την διάσπαση της εξίσωσης (6.71), η μεταβολή στη διαφορά αμοιβών μεταξύ των φύλων στη διάρκεια του χρόνου μπορεί να διαιρεθεί σε τέσσερα τμήματα.

⁸² Στην εξίσωση (32) ισχύει η υπόθεση ότι $\hat{b}_t^M = \hat{b}_t^F$

- Το πρώτο τμήμα μετρά την επίδραση της μεταβολής σε *διαφορές εφοδιασμού ανθρωπίνου κεφαλαίου* μεταξύ ανδρών και γυναικών.
- Ο δεύτερος όρος μετρά την επίδραση μιας μεταβολής της *ανισότητας αμοιβών* που μετριέται για τους *άνδρες με τιμές των παρατηρούμενων χαρακτηριστικών*.
- Ο τρίτος όρος, η επίδραση του *χάσματος*, ενσωματώνει τις μεταβολές στις *σχετικές θέσεις ανδρών και γυναικών* (δηλαδή αν οι γυναίκες ταξινομούνται υψηλότερα ή χαμηλότερα στην κατανομή καταλοίπων αμοιβών των ανδρών), αφού ληφθούν υπόψη τα παρατηρούμενα χαρακτηριστικά (ανθρώπινου κεφαλαίου) και διατηρηθεί σταθερός ο βαθμός ανισότητας στην κατανομή αμοιβών των ανδρών. Με άλλα λόγια, αντανακλά μεταβολές στα επίπεδα των *μη-παρατηρούμενων χαρακτηριστικών*.
- Τέλος, η επίδραση της *μη-παρατηρούμενης τιμής*, μετρά την επίδραση μιας μεταβολής της ανισότητας στην μεταβολή της διαφοράς αμοιβών μεταξύ ανδρών και γυναικών, δεδομένου ότι οι γυναίκες έχουν την ίδια θέση στην κατανομή καταλοίπων των αμοιβών των ανδρών. Το γεγονός αυτό, μπορεί να ερμηνευτεί ως *μεταβολές στις αποδόσεις των μη-παρατηρούμενων ικανοτήτων*.

Η διάσπαση των Juhn, Murphy & Pierce (1991), επιτρέπει να διαχωριστούν οι παράγοντες της διάρθρωσης αμοιβών, από τους ειδικούς κατά φύλο παράγοντες που εξηγούν μέρος της διαφοράς αμοιβών. Η επίδραση των *ειδικών (specific) κατά φύλο παραγόντων* μετριέται από το άθροισμα της «*παρατηρούμενης επίδρασης των X*» και της «*επίδρασης του χάσματος*». Το άθροισμα των υπόλοιπων συνιστωσών, δηλαδή, της «*επίδρασης των παρατηρούμενων τιμών*» και της «*επίδρασης των μη-παρατηρούμενων τιμών*», μετρά τις *επιδράσεις της διάρθρωσης αμοιβών* και τις συνέπειες τους στην εξέλιξη του χάσματος αμοιβών κατά φύλο⁸³.

Στη διεθνή βιβλιογραφία έχουν αμφισβητηθεί διάφορα σημεία της διάσπασης Juhn-Murphy-Pierce (1991).

- Σύμφωνα με τους Blau και Kahn (1997), η διάκριση αμοιβών καθιστά την εξήγηση της διάσπασης πιο πολύπλοκη, αφού μεταβολές στην διάκριση αμοιβών μπορούν να ενσωματωθούν σε κάθε ένα από τα τμήματά της. Επομένως, μπορεί οι εκτιμητές των επιδράσεων της διάρθρωσης αμοιβών να είναι μεροληπτικοί. Το ίδιο πρόβλημα προκύπτει αν η μη-τυχαία επιλογή δείγματος και οι μεταβολές στο

⁸³ Όπως έχει ήδη αναφερθεί (παράγραφος 6.1.5), η διάσπαση μπορεί να εφαρμοστεί σε δείγματα για δύο χώρες, αντί για δύο χρονικές περιόδους.

χρόνο σχετίζονται με αυτή τη διαδικασία. Εκτός από το γεγονός ότι αυτό μπορεί να παραβιάζει τη συνεπή εκτίμηση των παραμέτρων της παλινδρόμησης αμοιβών (όπως αναφέρθηκε σε προηγούμενες παραγράφους). Επιπλέον, μεταβολές στη συμπεριφορά της συμμετοχής γυναικών στο εργατικό δυναμικό μπορούν επίσης να ενσωματώνονται στην *επίδραση του χάσματος*.

Άλλα πιθανά προβλήματα της διάσπασης κατά Juhn-Murphy-Pierce (1991) μπορούν να συνοψιστούν σε τέσσερα σημεία:

- Το πρώτο είναι, ο δυνατός ορισμός των μεταβολών στην κατανομή των καταλοίπων των αμοιβών των ανδρών. Ιδανικά, οι μεταβολές θα μπορούσαν να οριστούν ως μεταβολές τιμών. Ωστόσο, μπορεί επίσης να περιλαμβάνουν π.χ. σφάλμα μέτρησης, σύνθεση δείγματος, λάθος προσδιορισμό εξίσωσης, και την κατανομή των μη-παρατηρούμενων χαρακτηριστικών παραγωγικότητας των ανδρών (Blau and Kahn, 1997; Suen, 1997).
- Δεύτερον, η χρήση τιμών που προκύπτουν από την δειγματική παλινδρόμηση αμοιβών των ανδρών, υπονοεί ότι το ίδιο σύνολο τιμών ισχύει και για τις γυναίκες. Δηλαδή, θεωρείται ότι η ανισότητα επηρεάζει εξίσου τους άνδρες και τις γυναίκες και επομένως η διάρθρωση αμοιβών μπορεί να μετρηθεί και για τους δύο με τις τιμές που προκύπτουν από την δειγματική παλινδρόμηση των ανδρών.
- Τρίτον, ο Suen (1997) υποστήριξε ότι η ερμηνεία της διάσπασης σε τιμές και ποσότητες των μη-μετρούμενων ικανοτήτων είναι μεροληπτική. Έδειξε ότι, κάτω από κανονικές υποθέσεις στο υπόδειγμα αμοιβών, για τον όρο σφάλματος, οι εκτιμητές είναι αμερόληπτοι μόνο αν οι ταξινομήσεις των εκατοστημορίων (percentile ranks) είναι ανεξάρτητες από την τυπική απόκλιση. Αυτό ωστόσο αποτελεί συνήθως μια προβληματική υπόθεση. Σαφώς, το αποτέλεσμα αυτό προκύπτει επειδή οι κατανομές με μεγαλύτερη διασπορά τείνουν να είναι και πλατύκυρτες. Επομένως για κάθε σταθερή αμοιβή κοντά στο χαμηλότερο (υψηλότερο) άκρο της κατανομής, η τάξη των αντίστοιχων εκατοστημορίων θα αυξάνεται (μειώνεται) με μια αύξηση της διασποράς της κατανομής (αμοιβών). Αυτό έχει επίδραση στη μεταβολή των τάξεων των εκατοστημορίων. Αν οι ταξινομήσεις των εκατοστημορίων εξαρτώνται από την τυπική απόκλιση, τότε η διάσπαση είναι σωστή μόνο από λογιστικής άποψης, και η προκύπτουσα διάσπαση των επιδράσεων τιμής και ποσότητας των μη-παρατηρούμενων

χαρακτηριστικών μπορεί να είναι αυθαίρετη. Μπορεί ωστόσο να είναι χρήσιμη η εφαρμογή της διάσπασης για τον εντοπισμό ασυμμετρίας στα ανώτερα και κατώτερα άκρα της κατανομής αμοιβών (Suen, 1997).

Πίνακας 6.9 Εμπειρικά αποτελέσματα ερευνών που εφάρμοσαν τη μέθοδο διάσπασης των αμοιβών των Juhn, Murphy & Pierce (1991)

Ερευνητές	Δεδομένα χώρας και δείγμα	Ειδικό άθροισμα φύλου	Εκτίμηση ¹ αθροίσματος δομής μισθού	Μεταβολή στο αρχικό χάσμα μισθού
Blau & Kahn (1994) ¹	U.S. PSID 75,87 CPS 71,88 Πλήρους απασχόλησης, ηλικία μη-αγροτικού τομέα: 18-65 ετών (μη-αυτό-απσχολούμενοι)	-0,215	0,071	-0,1442
Blau & Kahn (1995) ³	Διεθνής σύγκριση ² : Δεδομένα κυρίως από το ISSP* για 1985-88			
	Αυστραλία	0,02	-0,11	-0,095
	Αυστρία	0,3	-0,4	-0,1
	Γερμανία	0,29	-0,35	-0,06
	Ουγγαρία	0,56	-0,53	0,025
	Ιταλία	-0,002	-0,17	-0,17
	Νορβηγία	0,25	-0,32	-0,065
	Σουηδία	-0,003	-0,14	-0,14
	Ελβετία	0,1	-0,067	0,04
	Η.Π.Α.	0,45	-0,36	0,08
Dolton, O'Neill & Sweetman (1996)	Έρευνα Η.Β. πτυχιούχων 1960, 1970, 1980 διαστρωματικά δεδομένα 1967, 1977, 1986 (7 έτη μετά την αποφοίτηση) μέση	1967-1977: 1986-1977:		
		-0,16	0,02	-0,106
		0,023	0,009	0,032

Σημείωση: ¹ Όλα τα υποδείγματα, εκτιμήθηκαν με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. ² Διασπώνται μεταβολές εντός της χώρας στη διαφορά μισθού λόγω φύλου, όπου αρχικό

χάσμα μισθού = $(\bar{W}^i = \bar{W}^{USA})$ για την χώρα i .³ Οι εξισώσεις μισθών σε κάθε μελέτη περιλαμβάνουν ερμηνευτικές για εκπαίδευση, δυνητική εμπειρία και δυνητική εμπειρία στο τετράγωνο, συνδικαλιστική κατάσταση, επάγγελμα και κλάδος παραγωγής. *ISSP: International Social Survey Programme.

Πηγή: οι αντίστοιχες έρευνες.

- Τέταρτον, οι Fortin and Lemieux (1998) έδειξαν ότι ασήμαντες βελτιώσεις στη σχετική θέση των γυναικών και οι εκτιμηθείσες επιδράσεις της διάρθρωσης αμοιβών, εξαρτώνται σημαντικά από το ποια κατανομή θεωρείται βάση αναφοράς, δηλ. του δείγματος ανδρών ή γυναικών ή και των δύο μαζί. Τέλος, θα πρέπει να τονιστεί, ότι όπως και με τις άλλες μορφές διάσπασης, η των Juhn-Murphy-Pierce (1991) εξαρτάται από την συνέπεια των εκτιμηθέντων παραμέτρων του υποδείγματος παλινδρόμησης αμοιβών.

Η διάσπαση Juhn, Murphy, Pierce (1991), όπως φαίνεται στην εξίσωση (6.71), έχει υιοθετηθεί από τους Blau and Kahn (1992; 1994; 1995; 1996; 1997) και Blau (1998) στην ανάλυση διαφορών αμοιβών κατά φύλο στις ΗΠΑ αλλά και διεθνώς, καθώς επίσης και από τους Dolton, O'Neill and Sweetman (1996) για την ανάλυση μισθολογικών διαφορών μεταξύ αποφοίτων στην Αγγλία. Τα κυριότερα αποτελέσματα συνοψίζονται στον Πίνακα 6.9.

- Συνολικά, παρατηρήθηκε μείωση της διαφοράς στις ΗΠΑ την περίοδο από τα μέσα της δεκαετίας του '70 μέχρι τα μέσα της δεκαετίας του '80, και στην Αγγλία την περίοδο από τα μέσα της δεκαετίας του '60 μέχρι τα μέσα της δεκαετίας του '70.
- Έχει αποδειχθεί ότι, η μείωση ερμηνεύεται από ειδικούς κατά φύλο παράγοντες αλλά με αλληλεπίδραση των επιδράσεων της διάρθρωσης αμοιβών.
- Οι τελευταίες επιδράσεις φαίνεται να είναι μεγαλύτερες στις ΗΠΑ από ότι στην Αγγλία. Από τη μια πλευρά αυτό δείχνει ότι, στις ΗΠΑ, οι γυναίκες έχουν βελτιώσει τη θέση τους για τα παρατηρούμενα χαρακτηριστικά ανθρώπινου κεφαλαίου, σε όρους επαγγέλματος (Blau and Kahn, 1997). Από την άλλη πλευρά, φαίνεται ότι αν δεν είχε αλλάξει η δομή των αμοιβών, η διαφορά θα είχε μειωθεί ακόμα περισσότερο.
- Σε αντίθεση με τις ΗΠΑ, στην Αγγλία από το 1977 μέχρι το 1986, η διαφορά αυξήθηκε ελαφρώς κατά 3%. Οι Dolton, et al. (1996) βρήκαν ότι το μεγαλύτερο τμήμα αυτής της αύξησης οφείλεται επίσης σε ειδικούς κατά φύλο παράγοντες. Επομένως, αυτό υπονοεί ότι μεταξύ των αποφοίτων στην Αγγλία, οι εργαζόμενες

γυναίκες μένουν πολύ πίσω από τους άνδρες σε ένα περιβάλλον που διαχρονικά δυσμενέστερο γι' αυτές.

- Οι Gregg and Machin (1994), έχουν δείξει ότι αυτό μπορεί να αντανακλά ότι οι γυναίκες με προσόντα αντιμετωπίζουν ένα 'γυάλινο ταβάνι' και επομένως εμποδίζονται να βελτιωθούν.
- Στη διεθνή σύγκριση αμοιβών των Blau and Kahn (1995), έχουν παρουσιαστεί περαιτέρω αποδείξεις για την σημασία της αυξανόμενης ανισότητας. Βρέθηκε ότι σε όλες, εκτός από δύο περιπτώσεις, οι ειδικοί παράγοντες κατά φύλο στις ΗΠΑ, είναι υπέρ των γυναικών αλλά ότι το επίπεδο της ανισότητας εκεί, γενικά αυξάνει τη διαφορά αμοιβών, σε μεγαλύτερο βαθμό από ότι για τις υπόλοιπες χώρες του δείγματος.

6.2.3.3 Εφαρμογές της διάσπασης κατά Brown, Moon, Zoloth (1980)

Η εφαρμογή της διάσπασης των Brown, Moon, Zoloth (1980), επιτρέπει την εκτίμηση του ανεξήγητου και ερμηνευμένου τμήματος της διαφοράς αμοιβών κατά παρόμοιο τρόπο του Oaxaca (1973). Το πιο ενδιαφέρον σημείο αυτής της προσέγγισης είναι ότι ξεκαθαρίζει το ζήτημα της εκτίμησης του τμήματος του συνολικού χάσματος που οφείλεται στις διαφορές αμοιβών εντός των επαγγελμάτων και εκείνου που οφείλεται στην κατά φύλο κατανομή μεταξύ των επαγγελμάτων. Στον Πίνακα 6.10 αναφέρονται τα αποτελέσματα διαφόρων

Ωστόσο, έχει βρεθεί ότι το μεγαλύτερο ποσοστό του χάσματος αμοιβών προκύπτει από διαφορές αμοιβών εντός επαγγελμάτων παρά από διάκριση μεταξύ επαγγελμάτων. Οι Dolton and Kidd (1994) και Miller (1987), αναφέρουν ότι περισσότερο από το μισό μη-διορθωμένο χάσμα αμοιβών, οφείλεται σε διαφορές αμοιβών εντός επαγγελμάτων⁸⁵. Ως ένα βαθμό το αποτέλεσμα αυτό μπορεί να επηρεάζεται από τον αριθμό των επαγγελμάτων. Οι Kidd and Shannon (1996), χρησιμοποίησαν δεδομένα Καναδά, τα οποία ταξινομήθηκαν σε 36 επαγγελματικές ομάδες. Δεδομένου ότι οι άνδρες και οι γυναίκες απασχολούνται

⁸⁴ Αφού σε όλες τις μελέτες, τα υποδείγματα εκτιμώνται με την κλασική μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, οι εκτιμητές είναι πιθανό να είναι ασυνεπείς. Αυτό επηρεάζει την ερμηνεία της εκτιμηθείσας διάσπασης όπως αναφέρθηκε παραπάνω. Θα πρέπει να σημειωθεί ότι οι Kidd and Shannon (1996) χρησιμοποιούν *δυναμική εμπειρία* στο μοντέλο τους και οι Dolton and Kidd (1994) *πραγματική εργασιακή εμπειρία*.

⁸⁵ Αντιθέτως, σε άλλες μελέτες, όπως αυτή των Lazear και Rosen (1990) αναφέρεται ότι οι διαφορές αμοιβών εντός των επαγγελμάτων είναι πολύ μικρές και φαίνεται δικαιολογημένο.

σε περισσότερα από 300 επαγγέλματα, η ομαδοποίηση αυτή των επαγγελμάτων σε ένα πιο μικρό εύρος μπορεί να οδηγήσει σε σύγχυση των επιδράσεων, που οφείλονται σε διαφορές εντός των επαγγελμάτων με αυτές που οφείλονται σε διαφορές μεταξύ των επαγγελμάτων.

Πίνακας 6.10: Εμπειρικά αποτελέσματα ερευνών που εφάρμοσαν τη μέθοδο διάσπασης των αμοιβών των Brown, Moon και Zoloth (1980)

Ερευνητές και δεδομένα	Μη-διορθωμένο χάσμα	Διάσπαση			
		Ενδο – επαγγελματική επίδραση		Επίδραση μεταξύ επαγγελμάτων	
		Ανεξήγητη	Εξηγημένη	Ανεξήγητη	Εξηγημένη
Dolton & Kidd (1994) δείγμα πτυχιούχων Η.Β. το 1980, διαστρωματικά 6 ομάδες επαγγ- ελμάτων	0,2083	0,0254	0,032	0,0069	0,0201
		(13,10%)	(16,46%)	(60,10%)	(10,30%)
		Συνολικό εξηγημένο χάσμα		Συνολικό ανεξήγητο χάσμα	
		26,80%		73,40%	
Miller (1987) GHS 1980 6 ομάδες επαγγ- ελμάτων	0,495	-0,0718	0,134	0,242	0,1908
		(-14,5%)	(27,10%)	(49%)	(38,50%)
		Συνολικό εξηγημένο χάσμα		Συνολικό ανεξήγητο χάσμα	
		0,3248 (65,60%)		0,1702 (34,40%)	
Kidd & Shannon (1996) LMAS 1989 9 ομάδες επαγγ- ελμάτων 36 ομάδες	0.295	Συνολικό εξηγημένο χάσμα		Συνολικό ανεξήγητο χάσμα	
		0,047 (15,90%)		0,248 (84,10%)	
		0,038		0,256	

επαγγελματιών

(13,10%)

(86,90%)

Σημείωση: LMAS: Canadian Labour Market Activity Survey.

Πηγή: οι αντίστοιχες έρευνες.

6.3 Ανισότητα και χάσμα αμοιβών στην Ελλάδα

6.3.1 Εκπαίδευση και ανισότητα αμοιβών

Στην Ελληνική βιβλιογραφία, υπάρχουν έρευνες που εξετάζουν διάφορες πλευρές της θεωρίας ανθρωπίνου κεφαλαίου, για παράδειγμα, Ψαχαρόπουλος (1981), Κανελλόπουλος (1982; 1985; 1986; 1997), Κιουλάφας, Δονάτος και Μιχαηλίδης (1991), Λαμπρόπουλος (1992), Πατρινός (1992; 1995), Λαμπρόπουλος και Ψαχαρόπουλος (1992), Πατρινός και Λαμπρόπουλος (1993), Μαγουλά και Ψαχαρόπουλος (1997), Χολέτζας και Τσακλόγλου (1999; 2001), Κανελλόπουλος και Μαυρομάρας (2002), Κανελλόπουλος, Μαυρομάρας και Μητράκος (2003), Παπαπέτρου (2004). Το σύνολο σχεδόν των ερευνών αυτών, χρησιμοποιεί δεδομένα της Έρευνας Οικογενειακών Προϋπολογισμών, ενώ για την διερεύνηση των προσδιοριστικών παραγόντων των μισθών, εκτιμούν με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων λογαριθμικές συναρτήσεις αμοιβών τύπου Mincer.

Οι Χολέτζας και Τσακλόγλου (1999), εκτίμησαν συναρτήσεις αμοιβών τύπου Mincer σε δεδομένα της Έρευνας Οικογενειακών Προϋπολογισμών για πέντε χρόνια (1974, 1982, 1988, 1994 και 1999) με σκοπό να προσδιορίσουν τις αποδόσεις της εκπαίδευσης και της δυνητικής εμπειρίας. Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν αναφέρονται στις καθαρές αμοιβές (ωριαίες και μηνιαίες) μετά από φόρους και εθνικές ασφαλιστικές εισφορές. Στους Πίνακες 6.11α και 6.11β που ακολουθούν, παρουσιάζονται οι εκτιμήσεις των λογαριθμικών ωριαίων και μηνιαίων αμοιβών:

Πίνακας 6.11α Εκτιμήσεις λογαριθμικών *ωρομισθίων* με την κλασική μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (Χολέτζας και Τσακλόγλου, 1999)

	1974	1988	1994	1999
Ανδρες				
Schooling	0,073	0,056	0,074	0,083
Δυνητική εμπειρία	0,064	0,054	0,076	0,075
Δυνητική εμπειρία ²	-0,097	-0,078	-0,103	-0,098
Adj. R ²	0,397	0,327	0,321	0,311
Γυναίκες				
Schooling	0,115	0,08	0,102	0,117
Δυνητική εμπειρία	0,05	0,041	0,06	0,078

Δυνητική εμπειρία ²	-0,073	-0,059	-0,082	-0,112
Adj. R ²	0,517	0,375	0,256	0,307

Συνέχεια

Πίνακας 6.11α Εκτιμήσεις λογαριθμικών *ωρομισθίων* με την κλασική μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (Χολέτζας και Τσακλόγλου, 1999)

	1974	1988	1994	1999
Ιδιωτικός τομέας				
Schooling	-	0,054	0,067	0,071
Δυνητική εμπειρία	-	0,05	0,062	0,062
Δυνητική εμπειρία ²	-	-0,074	-0,082	-0,084
Γυναίκες=1	-	-0,207	-0,252	-0,248
Adj. R ²	-	0,273	0,199	0,213
Δημόσιος τομέας				
Schooling	-	0,062	0,078	0,089
Δυνητική εμπειρία	-	0,029	0,052	0,064
Δυνητική εμπειρία ²	-	-0,034	-0,068	-0,092
Γυναίκες=1	-	-0,046	-0,081	-0,109
Adj. R ²	-	0,332	0,292	0,302

Πηγή: Χολέτζας και Τσακλόγλου (1999)

Πίνακας 6.11β Εκτιμήσεις λογαριθμικών *μηνιαίων αποδοχών* με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (Χολέτζας και Τσακλόγλου, 1999)

	1974	1982	1988	1994	1999
Άνδρες					
Schooling	0,059	0,043	0,049	0,066	0,071
Δυνητική εμπειρία	0,063	0,054	0,055	0,073	0,074
Δυνητική εμπειρία ²	-0,097	-0,088	-0,081	-0,101	-0,101
Adj. R ²	0,356	0,227	0,319	0,288	0,289
Γυναίκες					
Schooling	0,095	0,06	0,057	0,073	0,084
Δυνητική εμπειρία	0,041	0,033	0,037	0,056	0,071
Δυνητική εμπειρία ²	-0,062	-0,048	-0,057	-0,084	-0,111
Adj. R ²	0,464	0,261	0,3	0,19	0,228
Ιδιωτικός τομέας					
Schooling	-	-	0,051	0,065	0,068
Δυνητική εμπειρία	-	-	0,05	0,064	0,064
Δυνητική εμπειρία ²	-	-	-0,076	-0,089	-0,089
Γυναίκες=1	-	-	-0,243	-0,269	-0,294
Adj. R ²	-	-	0,317	0,217	0,231
Δημόσιος τομέας					
Schooling	-	-	0,046	0,058	0,059
Δυνητική εμπειρία	-	-	0,031	0,049	0,068

Δυνητική εμπειρία ²	-	-	-0,041	-0,068	-0,104
Γυναίκες=1	-	-	-0,157	-0,206	-0,234
Adj. R ²	-	-	0,33	0,286	0,293

Πηγή: Χολέτζας και Τσακλόγλου (1999)

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα των Χολέτζα και Τσακλόγλου (1999) που παρουσιάζονται στους Πίνακες 6.11 και για όλα τα υπό εξέταση χρόνια,

- οι αποδόσεις ενός επιπλέον έτους εκπαίδευσης είναι υψηλότερες για τις γυναίκες από ότι για τους άνδρες. Για παράδειγμα, στην περίπτωση των ωριαίων αμοιβών, η απόδοση της εκπαίδευσης για γυναίκες κυμαίνεται μεταξύ 8,0% και 11,7% ανά έτος, ενώ στην περίπτωση των ανδρών μεταξύ 5,6% και 8,3%.
- Επίσης, οι αποδόσεις της εκπαίδευσης είναι υψηλότερες όταν χρησιμοποιούνται ωριαίες αμοιβές αντί για μηνιαίες.
- Αν και οι εκτιμήσεις αυτές φαίνονται σχετικά υψηλές, ειδικά αν λάβουμε υπόψη μας ότι αναφέρονται σε καθαρές και όχι μικτές αμοιβές, οι Harmon, Walker and Westergaard-Nielsen (2001), χρησιμοποιώντας meta-ανάλυση για δεκαπέντε Ευρωπαϊκές χώρες, συμπεραίνουν ότι οι αποδόσεις της εκπαίδευσης στην Ελλάδα είναι *μικρότερες* σε σχέση με τις υπόλοιπες χώρες στην ανάλυσή τους.
- Τα αποτελέσματα, όσον αφορά τις αποδόσεις της εκπαίδευσης στον δημόσιο και ιδιωτικό τομέα της οικονομίας φαίνεται να είναι μικτά. Όταν χρησιμοποιούνται ωριαίες αμοιβές, οι αποδόσεις της εκπαίδευσης εμφανίζονται υψηλότερες στον δημόσιο τομέα, ενώ το αντίθετο ισχύει όταν χρησιμοποιούνται κατανομές των μηνιαίων αμοιβών.
- Ανεξάρτητα από την χρησιμοποιούμενη κατανομή, οι αποδόσεις της εκπαίδευσης φαίνεται να έχουν μειωθεί σημαντικά μεταξύ των μέσων της δεκαετίας του '70 και του '80, αλλά έχουν ανακάμψει τη δεκαετία του 1990.

ο Με βάση τη διεθνή βιβλιογραφία, τρεις πιθανές ερμηνείες έχουν κερδίσει έδαφος τις τελευταίες δεκαετίες για την ανάλυση των μεταβολών στην ανισότητα αμοιβών και των αποδόσεων της εκπαίδευσης: *τεχνολογικές μεροληπτικές μεταβολές ως προς τις ικανότητες* (δηλαδή, μια αύξηση της ζήτησης για συγκεκριμένα είδη ικανοτήτων που δεν ακολουθείται από ισόποση αύξηση της προσφοράς), *διεθνές εμπόριο και θεσμικό πλαίσιο*.

- ο Οι αιτίες που κρύβονται πίσω από τις μεταβολές των αποδόσεων της εκπαίδευσης στην Ελλάδα δεν έχουν διερευνηθεί με λεπτομέρεια. Κάποιες μελέτες (Κιουλάφας et al. 1991, Λαμπρόπουλος 1992, Λαμπρόπουλος και Ψαχαρόπουλος 1992) αποδίδουν τη μείωση της ιδιωτικής απόδοσης της εκπαίδευσης στο τέλος της δεκαετίας του '70 και του '80 στην *γρήγορη διεύρυνση του εκπαιδευτικού συστήματος*, που οδήγησε σε αυξημένη προσφορά των καλύτερα μορφωμένων εργαζομένων. Την ίδια στιγμή, η χαμηλή οικονομική ανάπτυξη συνέβαλε σε μια αμελητέα αύξηση της ζήτησης τέτοιων εργαζομένων, οδηγώντας έτσι σε μείωση των αποδόσεων της εκπαίδευσης. Αντίθετα, οι Τσακλόγλου και Χολέτζας (2001) υποστηρίζουν ότι ενώ οι τρεις παραπάνω παράγοντες είναι πιθανό να έχουν συμβάλει στις παρατηρούμενες μεταβολές της ιδιωτικής απόδοσης της εκπαίδευσης, η κύρια συμβολή θα πρέπει να αποδοθεί μάλλον στο *θεσμικό πλαίσιο* (ιδιαίτερα αν ληφθεί υπόψη ότι οι πολιτικές εισοδήματος χρησιμοποιούνταν ευρέως μέχρι τις αρχές της δεκαετίας του '90). Με την άποψη αυτή συμφωνεί και ο Κανελλόπουλος et al. (2003).

Συγκεκριμένα, σύμφωνα με τους Χολέτζα και Τσακλόγλου (2003), μέχρι το τέλος της δεκαετίας του '70, ο βασικός μισθός οριζόταν σε διαφορετικό επίπεδο για τους άνδρες και τις γυναίκες και ένα σημαντικό ποσοστό των γυναικών αμειβόταν με το βασικό μισθό. Όταν άλλαξε το θεσμικό πλαίσιο και ορίστηκε ενιαίος βασικός μισθός και για τα δύο φύλα, αυξάνοντας έτσι εκείνο των γυναικών, οι διαφορές αμοιβών μεταξύ γυναικών με χαμηλά και υψηλά προσόντα μειώθηκε αισθητά όπως και οι αποδόσεις της εκπαίδευσης. Ειδικότερα, μετά την εκλογή σοσιαλιστικής κυβέρνησης το 1981, το πραγματικό ωριαίο εισόδημα αυξήθηκε κατά 10,4% μεταξύ των ετών 1981 και 1982 ενώ η παραγωγικότητα και το κατά κεφαλήν ΑΕΠ μειώνονταν. Το γεγονός αυτό, συνέβαλε σε μια αύξηση κατά 17,3% του βασικού μισθού σε πραγματικούς όρους. Ταυτόχρονα, παρουσιάστηκαν για πρώτη φορά πολιτικές προσαρμογής των αμοιβών ως προς τον πληθωρισμό (Α.Τ.Α.). Ωστόσο, η (τιμαριθμοποίηση των αμοιβών) προσαρμογή αυτή εφαρμόζονταν μόνο μέχρι ένα συγκεκριμένο επίπεδο αμοιβών. Οι εξελίξεις αυτές, σε συνδυασμό με τους υψηλούς ρυθμούς πληθωρισμού, οδήγησαν σε μια συμπιεσμένη διάρθρωση των αμοιβών. Στα μέσα της δεκαετίας του 1980, εφαρμόστηκε αυστηρά περιοριστική εισοδηματική πολιτική που ανέτρεψε τα προηγούμενα κέρδη των ωρομίσθιων και μισθωτών εργαζομένων, αλλά άφησε κατά ένα μεγάλο μέρος αμετάβλητη τη διάρθρωση των

ζομένων, αλλά άφησε κατά ένα μεγάλο μέρος αμετάβλητη τη διάρθρωση των αμοιβών. Ως αποτέλεσμα αυτής της συμπιεσμένης διάρθρωσης των αμοιβών, οι αποδόσεις της εκπαίδευσης φαίνεται να έχουν μειωθεί σημαντικά την δεκαετία του 1980. Τη δεκαετία του '90, η ΑΤΑ καταργήθηκε, οι επεκτατικές εισοδηματικές πολιτικές εγκαταλείφθηκαν, η αγορά εργασίας απελευθερώθηκε σταδιακά και επιπρόσθετα υπήρξε απότομη και ανεξέλεγκτη εισροή οικονομικών μεταναστών με χαμηλά προσόντα που μετρίασαν τον ρυθμό ανάπτυξης των ονομαστικών αμοιβών των ντόπιων εργαζομένων με χαμηλά προσόντα. Αποτέλεσμα όλων αυτών των γεγονότων ήταν, ότι αυξήθηκε η διαφορά αμοιβών μεταξύ εργαζομένων με υψηλές και χαμηλές ικανότητες και ως εκ τούτου αυξήθηκαν και οι ιδιωτικές αποδόσεις της εκπαίδευσης (ακόμα και στις αρχές της δεκαετίας του 1990 όπου το εκπαιδευτικό σύστημα εξελισσόταν ραγδαία και οι ρυθμοί ανάπτυξης ήταν αρκετά χαμηλοί).

6.3.2 Εξέλιξη της ανισότητας των αμοιβών

Η εξέλιξη της ανισότητας των συνολικών αμοιβών ακολούθησε μια πορεία όμοια με αυτή της ιδιωτικής απόδοσης της εκπαίδευσης. Μειώθηκε μεταξύ των δεκαετιών του 1970 και 1980 και αυξήθηκε στη δεκαετία του 1990 (Κανελλόπουλος, Μαυρομάρας και Μητράκος, 2003; Χολέτζας, Τσακλόγλου, 2004). Συγκεκριμένα, το 1999 η ανισότητα αμοιβών ήταν μεγαλύτερη από ότι το 1974. Όπως παρουσιάζεται στον Πίνακα 6.12, η πορεία αυτή παρατηρείται, ανεξάρτητα από το αν χρησιμοποιούνται κατανομές μηνιαίων ή ωριαίων αμοιβών, ανεξάρτητα από τον δείκτη ανισότητας που χρησιμοποιείται και ανεξάρτητα από το αν το δείγμα αναφοράς περιλαμβάνει όλους τους εργαζόμενους, ή μόνο άνδρες ή μόνο γυναίκες. Είναι πολύ πιθανό οι προαναφερθείσες διαρθρωτικές αλλαγές, που μάλλον εξηγούν την εξέλιξη της απόδοσης της ιδιωτικής εκπαίδευσης, να εξηγούν επίσης και την εξέλιξη της ανισότητας αμοιβών. Οι Odink και Smits (2001) αναφέρουν επίσης παρόμοια αποτελέσματα, ωστόσο για πιο μικρή χρονική περίοδο. Αναφέρουν επίσης ότι η ανισότητα αμοιβών (ωριαίες αμοιβές) στην Ελλάδα είναι από τις υψηλότερες στην Ευρώπη. σημειωθεί ότι οι Κανελλόπουλος et al. (2003), χρησιμοποιώντας στοιχεία από τις Έρευνες Οικογενειακών Προϋπολογισμών, αποδεικνύουν ότι σε πραγματικούς όρους, οι μηνιαίες αμοιβές αυξήθηκαν σημαντικά την περίοδο 1974-1982, μειώθηκαν σημαντικά την περίοδο 1982-1988 και μειώθηκαν σε μικρότερο βαθμό την περίοδο 1988-1994, ενώ αυξήθηκαν και πάλι την περίοδο 1994-1999. Εντούτοις, ακόμα και το 1999 ήταν χαμηλότερες από ότι το 1986. Αυτή η τάση

παρατηρείται και για τους άνδρες και για τις γυναίκες, αλλά ποικίλει εντός στενά ορισμένων υπό-ομάδων εργαζομένων. Παρόμοια αλλά λιγότερο ευδιάκριτα αποτελέσματα, και για μικρότερη χρονική περίοδο, αναφέρονται και από τους Τσακλόγλου και Χολέτζα (2001), που χρησιμοποιούν ωριαίες αντί για μηνιαίες αμοιβές.

Πίνακας 6.12: Εξέλιξη της ανισότητας αμοιβών στην Ελλάδα, 1974 - 1999

	1974	1982	1988	1994	1998
<i>Μηνιαίες αμοιβές</i>					
Άνδρες – Gini	0,292	0,215	0,225	0,272	0,301
Άνδρες – Μέση λογ. απόκλιση	0,15	0,075	0,095	0,158	0,182
Γυναίκες – Gini	0,287	0,196	0,212	0,257	0,304
Γυναίκες – Μέση λογ. απόκλιση	0,15	0,06	0,085	0,162	0,209
<i>Ωριαίες αμοιβές</i>					
Άνδρες & Γυναίκες – Gini	0,312	-	0,249	0,289	0,322
Άνδρες & Γυναίκες – Μέση λογ. απόκλιση	0,161	-	0,106	0,15	0,183

Πηγή: Κανελλόπουλος, Μαυρομάρας και Μητράκος, (2003) και Χολέτζας, Τσακλόγλου (2004).

Ενώ οι αποδόσεις της εκπαίδευσης είναι υψηλότερες για τις γυναίκες από ότι για τους άνδρες, αντιθέτως η *δυσνητική εμπειρία* φαίνεται να παίζει πιο σημαντικό ρόλο στην διαδικασία προσδιορισμού αμοιβών των ανδρών. Οι Τσακλόγλου και Χολέτζας (2001), δείχνουν ότι την περίοδο 1974 – 1999, τα προφίλ ηλικίας-αμοιβών των εργαζομένων γυναικών είναι σημαντικά πιο επίπεδα από αυτά των ανδρών. Θα πρέπει να σημειωθεί, ωστόσο, ότι η χρήση *δυσνητικής* αντί για *πραγματικής* εμπειρίας (εξαιτίας έλλειψης δεδομένων) μπορεί να είναι παραπλανητική καθώς οι καριέρες των γυναικών είναι πιο πιθανό να διακοπούν για εκούσιους (όπως η γέννηση παιδιού) ή ακούσιους λόγους (όπως ανεργία). Ακόμα, πρέπει να αναφερθεί ότι στην πραγματικότητα, πολύ λίγοι εργαζόμενοι (άνδρες ή γυναίκες) βρίσκονται στο φθίνον τμήμα της καμπύλης του προφίλ ηλικίας-αμοιβών.

Διάφορες μελέτες δείχνουν ότι οι αποδόσεις της εκπαίδευσης είναι μη-γραμμικές ως προς τα επίπεδα εκπαίδευσης (Κανελλόπουλος, 1982; 1985; 1986; 1997, Ψαχαρόπουλος, 1982, Κιουλάφας et al., 1991, Λαμπρόπουλος & Ψαχαρόπουλος, 1992, Μαγουλά & Ψαχαρόπουλος, 1999, Τσακλόγλου & Χολέτζας, 2001). Από τον

Πίνακα 6.13, προκύπτει ότι οι *οριακοί ρυθμοί απόδοσης* της εκπαίδευσης αυξάνονται με το επίπεδο της εκπαίδευσης στην περίπτωση των ανδρών και σε μικρότερο βαθμό στην περίπτωση των γυναικών. Για παράδειγμα, κάθε επιπρόσθετος χρόνος πρωτοβάθμιας, χαμηλής δευτεροβάθμιας, υψηλής δευτεροβάθμιας (μη-τεχνικής) και πανεπιστημιακής εκπαίδευσης, αύξησε τις ιδιωτικές αποδόσεις της εκπαίδευσης των ανδρών κατά 2,1%, 6,1%, 6,9% και 8,7% αντίστοιχα. Επίσης, αν οι εκτιμήσεις αυτές προσαρμοστούν για να λάβουν υπόψη την πιθανότητα ανεργίας ανά εκπαιδευτικό επίπεδο και ηλικιακή ομάδα, οι διαφορές γίνονται ακόμα πιο έντονες (2,0%, 5,4%, 6,3% και 9,1% αντίστοιχα).

Πίνακας 6.13 Οριακοί ετήσιοι ρυθμοί αποδόσεων της εκπαίδευσης ανά εκπαιδευτικό επίπεδο, 1994 (% , μη-προσαρμοσμένων και προσαρμοσμένων ως προς την ανεργία)

Εκπαιδευτικό επίπεδο	Μη προσαρμοσμένο		Προσαρμοσμένο	
	Άνδρες	Γυναίκες	Άνδρες	Γυναίκες
Δημοτικό	2,1	- *	2,0	- *
Γυμνάσιο	6,1	- *	5,4	- *
Λύκειο	6,9	9,2	6,3	7,5
IEK	6,3	11,9	5,9	9,3
ΤΕΙ	7,0	6,6	6,6	7,8
ΑΕΙ	8,7	10,4	9,1	10,6

Σημείωση: *Συντελεστές στατιστικά ασήμαντοι

Πηγή: Έρευνες των Κανελλόπουλος, Μαυρομάρας και Μητράκος. (2003) και Τσακλόγλου και Χολέτζας (2001).

Οι Martins & Pereira (2004) και Χολέτζας (2004α) εξετάζουν αν οι αποδόσεις της εκπαίδευσης είναι *ομοιόμορφες στην κατανομή αμοιβών*, χρησιμοποιώντας υπόδειγμα ισομερούς παλινδρόμησης (quantile regression), χρησιμοποιώντας δεδομένα διαφόρων χωρών και Ελληνικά για την περίοδο 1974-1999, αντίστοιχα. Στόχος τους ήταν, να διερευνήσουν αν οι αποδόσεις της εκπαίδευσης, είναι υψηλότερες στο άνω άκρο της κατανομής αμοιβών από ότι στο κάτω άκρο, πράγμα που σημαίνει ότι η εκπαίδευση ενισχύει την ανισότητα αμοιβών, αφού είναι καλύτερη επένδυση για τους «πλούσιους». Αν ισχύει το αντίθετο, τότε η εκπαίδευση μειώνει την ανισότητα αμοιβών. Οι Martins & Pereira (2004), αναφέρουν ότι ανάμεσα σε 15 Ευρωπαϊκές

βών. Οι Martins & Periera (2004), αναφέρουν ότι ανάμεσα σε 15 Ευρωπαϊκές χώρες και τις ΗΠΑ που εξετάστηκαν, η Ελλάδα, είναι η μόνη χώρα (εκτός από την Γερμανία) στην οποία οι εκτιμώμενες αποδόσεις της εκπαίδευσης είναι υψηλότερες στα κάτω δεκατημόρια της δεσμευμένης κατανομής αμοιβών, δηλαδή η σχέση αποδόσεων – κατανομής αμοιβών είναι αρνητική. Επομένως, η εκπαίδευση φαίνεται να μειώνει την ανισότητα αμοιβών. Αντίθετα, για την περίοδο 1974 - 1999, ο Χολέτζας (2004α) αναφέρει ότι η σχέση μεταξύ των αποδόσεων της εκπαίδευσης και της κατανομής των δεσμευμένων αμοιβών ανδρών και γυναικών, έχει την μορφή U. Ωστόσο, όταν ελέγχει την σημαντικότητα των διαφορών μεταξύ των δεκατημορίων, αναφέρει ότι στις περισσότερες περιπτώσεις οι διαφορές των εκτιμώμενων παραμέτρων δεν είναι στατιστικά σημαντικές.

Εξάλλου, στην ελληνική βιβλιογραφία, έχει διερευνηθεί άλλος ένας παράγοντας που μπορεί να επηρεάσει τον ρυθμό απόδοσης της εκπαίδευσης και επομένως και την διασπορά των αμοιβών, «το κοινωνικοοικονομικό υπόβαθρο των εργαζομένων». Οι μόνες διαθέσιμες έρευνες είναι αυτές του Πατρινού (1992; 1995), ο οποίος χρησιμοποιεί δεδομένα από το τέλος της δεκαετίας του '70. Εξετάζει, το βαθμό στον οποίο η πρόσβαση στην ανώτατη εκπαίδευση (η οποία αποτελεί το πιο ακριβό και αποδοτικό επίπεδο εκπαίδευσης), επηρεάζεται από την εκπαίδευση του πατέρα και δείχνει ότι τα άτομα που ο πατέρας τους παρουσίαζε υψηλή μόρφωση είναι πιο πιθανό να αποκτήσουν υψηλότερη μόρφωση. Επιπλέον, μετά από τον καθορισμό τεσσάρων ομάδων ατόμων ανάλογα με την εκπαίδευση του πατέρα, συμπεραίνει ότι οι ιδιωτικές αποδόσεις της εκπαίδευσης είναι υψηλότερες για εκείνους με υψηλότερο κοινωνικοοικονομικό υπόβαθρο (ένα φαινόμενο που παρατηρείται συνήθως στις αναπτυσσόμενες παρά στις αναπτυγμένες χώρες). Από τον Πίνακα 6.13, μπορεί να υποστηριχτεί ότι τα άτομα που προέρχονται από πιο προνομιούχο κοινωνικοοικονομικό υπόβαθρο είναι πιθανό να λάβουν εκπαίδευση υψηλότερης ποιότητας, γεγονός που μπορεί να απεικονιστεί, στην υψηλότερη ποιότητα του ανθρώπινου κεφαλαίου, υψηλότερη παραγωγικότητα και επομένως, στις υψηλότερες αποδόσεις της εκπαίδευσης, δεδομένου ότι διατηρούνται σταθερά τα έτη της εκπαίδευσης. Εντούτοις, ο Πατρινός δίνει δύο εξίσου εύλογες εξηγήσεις που φαίνονται να ισχύουν στην περίπτωση της Ελλάδας. Υποστηρίζει ότι, στην ελληνική αγορά εργασίας, όπου οι γνωριμίες και οι διασυνδέσεις παίζουν σημαντικό ρόλο, είναι πολύ πιθανό το παρατηρούμενο πρότυπο να είναι το αποτέλεσμα της εκμετάλλευσης των ανώτερων γνωριμιών και των διασυνδέσεων που οι καλύτερα-εκπαιδευμένοι γονείς

συντηρούν και «διαβιβάζουν» στα παιδιά τους, Επιπλέον, οι πιο προνομιούχοι είναι σε θέση να ανταπεξέλθουν οικονομικά σε μια μεγάλη περίοδο αναζήτησης εργασίας δεδομένου ότι υποστηρίζονται από τις οικογένειές τους, ενώ εκείνοι με ένα λιγότερο προνομιούχο κοινωνικοοικονομικό υπόβαθρο είναι περισσότερο πιθανό να τερματίσουν γρήγορα την περίοδο αναζήτησής τους, και να καταλήξουν έτσι σε άλλου είδους εργασίες από την ειδικότητά τους.

Πίνακας 6.14 Συμμετοχή στην εκπαίδευση και ιδιωτική δαπάνη ανά σπουδαστή μετα-δευτεροβάθμιας εκπ. (πχ ΙΕΚ) και ανά δεκατημόριο, 1994

	Δεκατημόριο				
	Χαμηλό	Χαμηλό μέσο	Μέσο	Υψηλό Μέσο	Υψηλό
% ατόμων ηλικίας 15–17 εκτός εκπαίδευσης	31,51	11,16	10,05	9,18	2,50
% μαθητών σε τεχνικές σχολές	23,62	21,67	18,97	24,85	12,53
% νοικοκυριών με μαθητές Λυκείου και επιπλέον δαπάνες για φροντιστήρια ή ιδιαίτερα μαθήματα.	22,00	42,33	52,51	57,87	62,82
Μέση μηνιαία ιδιωτική δαπάνη ανά μαθητή Λυκείου που παρακολουθεί φροντιστήρια ή ιδιαίτερα μαθήματα. (σε δρχ.)	9,226	15,096	19,218	26,318	33,875
Λόγος φοιτητών τριτοβάθμιας εκπαίδευσης προς μαθητών Λυκείου	0,3068	0,3644	0,5264	0,6179	0,4989
Λόγος φοιτητών ΑΕΙ προς μαθητών γενικού Λυκείου	0,2769	0,2760	0,3850	0,5501	0,3632

Πηγή: Αντωνίνης και Τσακλόγλου (2001).

Τέλος, ο Θ. Β. Σταματόπουλος (1999) μελέτησε τη μισθολογική εξέλιξη του Α' Μηχανικού σε ελληνόκλιτα και ελληνικής σημαίας πλοία ποντοπόρου ναυτιλίας την περίοδο 1975 – 1996. Η μελέτη της κύριας μεταβλητής του μισθού του Α' Μηχανικού

προσαρμόστηκε τόσο για την εξέλιξη της αγοραστικής δύναμης στην Ελλάδα, όσο και κυρίως για το συνάλλαγμα. Το συμπέρασμα από τη μελέτη του Θ. Β. Σταματόπουλου (1999) για το κόστος μισθοδοσίας του Α΄ Μηχανικού είναι ότι τελικά η πολιτική της υποτίμησης-ανταγωνιστικότητας συνέβαλε στη δραστική μείωσή του, αφού τα έσοδα των υπόψη ναυτιλιακών εταιριών είναι σε USD. Έτσι, η κατά 15,3% μέση ετήσια ονομαστική αύξηση του δραχμικού χρηματικού μισθού του Α΄ Μηχανικού καλυπτόταν κατά 9,6% από την αντίστοιχη διολίσθηση της δραχμής έναντι του USD και μόνο κατά το υπόλοιπο 5,7% από τους εφοπλιστές. Σε κάθε περίπτωση πάντως η πραγματική αγοραστική δύναμη του Α΄ Μηχανικού κατά την εξεταζόμενη περίοδο παρέμεινε ουσιαστικά σταθερή.

6.4 Χάσμα αμοιβών κατά φύλο

Η επίδραση της διάκρισης στο παρατηρούμενο χάσμα αμοιβών μεταξύ των ανδρών και γυναικών εργαζομένων έχει αναλυθεί σε μικρό βαθμό σε επίπεδο χώρας, πολύ δε λιγότερο σε επίπεδο τομέων ή κλάδων της ελληνικής οικονομίας.

Ο Κανελλόπουλος (1982), χρησιμοποιώντας δεδομένα από την δεκαετία του '60 και εκτιμώντας συναρτήσεις αμοιβών τύπου Mincer με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, συμπεραίνει ότι η διάκριση (δηλαδή το ανεξήγητο μέρος του χάσματος αμοιβών) αποτελεί σχεδόν το 60% του παρατηρηθέντος χάσματος αμοιβών μεταξύ ανδρών και γυναικών. Το ποσοστό αυτό, μειώνεται στο 30% όταν προστίθενται επιπλέον ερμηνευτικές μεταβλητές στο υπόδειγμά του.

Ο Ψαχαρόπουλος (1982) ερευνά το χάσμα αμοιβών κατά φύλο στα τέλη της δεκαετίας του '70, και βρίσκει ότι ο λόγος αμοιβών γυναικών προς ανδρών είναι 65%. Αναφέρει επίσης, ότι ένα ποσοστό της τάξης του 90% περίπου του χάσματος αμοιβών κατά φύλο, οφείλεται στη διάκριση, ενώ υπάρχει μικρότερος βαθμός διάκρισης στις μορφωμένες εργαζόμενες γυναίκες μιας δεδομένης επαγγελματικής ομάδας.

Παρομοίως, οι Πατρινός και Λαμπρόπουλος (1993), χρησιμοποιώντας δεδομένα από τις αρχές της δεκαετίας του '80 και εκτιμώντας απλές συναρτήσεις αμοιβών με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι σχεδόν το σύνολο της διαφοράς αμοιβών κατά φύλο, μπορεί να αποδοθεί στη διάκριση.

Οι Κανελλόπουλος και Μαυρομάρας (2002), χρησιμοποιώντας δεδομένα της Έρευνας Οικογενειακών Προϋπολογισμών των ετών 1988 και 1994, δείχνουν ότι η

μεροληψία επιλογής δείγματος (selectivity bias) είναι σημαντική και ότι οι γυναίκες πληρώνουν υψηλό τίμημα, σε όρους χαμηλότερων αποδοχών, για να εξασφαλίσουν απασχόληση. Το αποτέλεσμα τους, προέκυψε με την εκτίμηση ενός υποδείγματος probit και κάνοντας διόρθωση επιλογής δείγματος. Σύμφωνα με τις εκτιμήσεις τους, το 1988 το ποσοστό του χάσματος αμοιβών εξαιτίας της διάκρισης ήταν 71,5% και μειώθηκε σε 54% το 1994.

Αντίθετα με τις υπόλοιπες μελέτες, οι οποίες έχουν εξετάσει διαφορές αμοιβών μεταξύ ανδρών και γυναικών χρησιμοποιώντας κατανομές ωριαίων αποδοχών, οι Κανελλόπουλος et al, (2003) χρησιμοποιούν μηνιαίες αμοιβές και εξετάζουν τόσο το επίπεδο, όσο και την εξέλιξη της δομής του χάσματος αμοιβών, χρησιμοποιώντας στοιχεία από όλες τις Έρευνες Οικογενειακών Προϋπολογισμών (1974 – 1999). Τα αποτελέσματά τους, τα οποία αναφέρονται στον Πίνακα 6.15, δείχνουν ότι το χάσμα αμοιβών κατά φύλο μειώθηκε σημαντικά μεταξύ των ετών 1974 και 1982, δηλαδή από 38,1% έως 26,1% και παραμένει λίγο πολύ σταθερό στη συνέχεια. Το ποσοστό του χάσματος που αποδίδεται στη διάκριση, μειώθηκε από 67,8% το 1974 σε 27,5% το 1982, ενώ αυξήθηκε με σταθερούς ρυθμούς στη συνέχεια για να φθάσει στο επίπεδο του 87,9% το 1999. Οι εκτιμήσεις των υποδειγμάτων αμοιβών, έγιναν με την συνήθη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Οι συγγραφείς αποδίδουν τη δραματική αύξηση του ποσοστού της διάκρισης μεταξύ 1982 και 1999, στο γεγονός ότι κατά τη διάρκεια αυτής της περιόδου τα εκπαιδευτικά προσόντα των εργαζομένων γυναικών βελτιώθηκαν σημαντικά έναντι εκείνων των ανδρών, αλλά αυτή η βελτίωση δεν αντικατοπτρίστηκε στις μηνιαίες αμοιβές τους.

Πίνακας 6.15: Χάσμα μηνιαίων αμοιβών ανδρών – γυναικών και συνδρομή του στη διάκριση, 1974 - 1999

Έτος	Χάσμα αμοιβών	Ποσοστό που οφείλεται στη διάκριση
1974	38,10%	67,80%
1982	26,10%	27,50%
1988	22,90%	46,30%
1994	25,90%	70,70%
1999	23,70%	87,90%

Πηγή: Κανελλόπουλος, Μαυρομάρας και Μητράκος (2003)

Η Παπαπέτρου (2004), μελετά το χάσμα αμοιβών κατά φύλο σε διάφορα σημεία

της κατανομής αμοιβών, χρησιμοποιώντας δεδομένα της Ευρωπαϊκής Έρευνας Συνθηκών Διαβίωσης των Νοικοκυριών (European Community Household Panel) του έτους 1999 (ECHP). Εκτιμώντας, υποδείγματα ισομερούς παλινδρόμησης, τ' αποτελέσματά της δείχνουν ότι το χάσμα διαφέρει κατά μήκος της κατανομής αμοιβών και ότι έχει την τάση να είναι μεγαλύτερο στα άκρα. Ειδικότερα, οι γυναίκες που βρίσκονται στο χαμηλότερο δεκατημόριο της κατανομής των μισθών, λαμβάνουν κατά μέσο όρο περίπου το 68% των αμοιβών των ανδρών, δηλαδή λαμβάνουν 32% χαμηλότερες αποδοχές από τους άνδρες εργαζόμενους. Αντιθέτως, οι γυναίκες εργαζόμενες στα δύο υψηλότερα τμήματα της κατανομής των μισθών, λαμβάνουν το 77% και 74%, αντίστοιχα των αποδοχών των ανδρών συναδέλφων τους. Διασπώντας το μισθολογικό χάσμα με την μέθοδο των Oaxaca and Ranson (1994), βρίσκει ότι η κύρια πηγή του χάσματος (για το σύνολο του δείγματος) είναι το ανεργμηνευτο τμήμα (διάκριση), που φθάνει το 60% περίπου, ενώ οι διαφορές ως προς τα παραγωγικά χαρακτηριστικά των εργαζομένων, ερμηνεύουν περίπου το 40% της διαφοράς των αμοιβών μεταξύ των δύο φύλων.

Επίσης, η Παπαπέτρου (2003), διερευνά τις μισθολογικές διαφορές μεταξύ δημόσιου και ιδιωτικού τομέα στην Ελλάδα, χρησιμοποιώντας δεδομένα της Ευρωπαϊκής Έρευνας Συνθηκών Διαβίωσης των Νοικοκυριών (European Community Household Panel) του έτους 1997 (ECHP). Στην εμπειρική της διερεύνηση, κατ' αρχάς χρησιμοποιεί υποδείγματα probit για να εκτιμήσει τους παράγοντες αυτούς που προσδιορίζουν την επιλογή του εργαζόμενου να απασχοληθεί στο δημόσιο ή ιδιωτικό τομέα και στη συνέχεια εκτιμά με την διαδικασία της ισομερούς παλινδρόμησης, συναρτήσεις αμοιβών για να εξηγήσει τις διαφορές των αμοιβών των απασχολουμένων στον ιδιωτικό και δημόσιο τομέα. Τέλος, εφαρμόζοντας την συνήθη μέθοδο διάσπασης του Oaxaca (1973), διασπά το χάσμα στις κύριες συνιστώσες του. Από την ανάλυσή της, προκύπτουν τ' ακόλουθα βασικά συμπεράσματα σχετικά με την διαφορά αμοιβών μεταξύ δημόσιου και ιδιωτικού τομέα στο σύνολο του δείγματος: α) οι διαφορές ως προς τα παραγωγικά χαρακτηριστικά των εργαζομένων, ερμηνεύουν το 68% περίπου της διαφοράς των μισθών μεταξύ δημόσιου και ιδιωτικού τομέα, ενώ τα χαρακτηριστικά αυτά που φαίνεται να ερμηνεύουν τη διαφορά αμοιβών είναι, η εκπαίδευση, η εμπειρία και το επάγγελμα. β) στην περίπτωση των ανδρών εργαζομένων στο δημόσιο τομέα έναντι εκείνων στον ιδιωτικό, οι διαφορές των ιδιαίτερων χαρακτηριστικών ερμηνεύουν το 72% της

διαφοράς των μισθών τους, ενώ αντιθέτως γ) στην περίπτωση των γυναικών, οι διαφορές ως προς τα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά, ερμηνεύουν το 59% της διαφοράς των μισθών μεταξύ δημόσιου και ιδιωτικού τομέα.

Ο Χολέτζας (2004β), επιχειρεί να διασπάσει σε τρεις συνιστώσες το χάσμα αμοιβών κατά φύλο στον ιδιωτικό τομέα της οικονομίας, αφού κάνει διόρθωση για μεροληψία επιλογής δείγματος. Συγκεκριμένα στις συνιστώσες των χαρακτηριστικών, της διάκρισης και της επιλογής, για την περίοδο 1988 - 1999, χρησιμοποιώντας δεδομένα από τις Έρευνες Οικογενειακών Προϋπολογισμών. Η εξίσωση επιλογής δείχνει ότι οι καλύτερα μορφωμένοι εργαζόμενοι, ιδιαίτερα οι γυναίκες, είναι πιο πιθανό να εργαστούν στον δημόσιο τομέα. Στη συνέχεια, αναλύει το χάσμα αμοιβών σε όλα τα συστατικά του (ένα για κάθε ερμηνευτική) και δείχνει ότι το μεγαλύτερο μέρος του χάσματος αμοιβών αποδίδεται στην διάκριση (συμφωνεί με τα αποτελέσματα των προηγούμενων μελετών).

Επίσης, δύο άλλες μελέτες εξετάζουν μισθολογικές διαφορές μεταξύ εργαζομένων του δημόσιου και ιδιωτικού τομέα. Σύμφωνα με στοιχεία της ΕΣΥΕ, περίπου ένα τρίτο όλων των εργαζομένων που εμπλέκονται στην μισθωτή εργασία, εργάζονται στον ευρύτερο δημόσιο τομέα (δημόσιες υπηρεσίες, τοπική αυτοδιοίκηση, εταιρείες ελεγχόμενες από το δημόσιο). Επίσης, το εκπαιδευτικό τους επίπεδο είναι κατά μέσο όρο υψηλότερο από αυτό των εργαζομένων στον ιδιωτικό τομέα! Για παράδειγμα, οι Κανελλόπουλος et al, (2003) αναφέρουν ότι από τους αποφοίτους τριτοβάθμιας εκπαίδευσης που εργάζονταν το 1998, το 41,1% εργαζόταν στο δημόσιο τομέα (αυτό το ποσοστό ήταν ακόμα υψηλότερο στο παρελθόν). Οι Κιουλάφας et al. (1991) χρησιμοποιούν δεδομένα για την περίοδο 1975-1985 και συμπεραίνουν ότι οι αμοιβές, καθώς και οι αποδόσεις της εκπαίδευσης και η πιθανή εμπειρία είναι υψηλότερες στον δημόσιο τομέα της οικονομίας. Ο Κανελλόπουλος (1997) διερευνά το χάσμα αμοιβών στον ιδιωτικό και δημόσιο τομέα ξεχωριστά για κάθε φύλο, χρησιμοποιώντας δεδομένα για το τέλος της δεκαετίας του '80. Δείχνει ότι και τα δύο φύλα ανταμείβονται καλύτερα στο δημόσιο τομέα και αναφέρει στοιχεία και για μεροληψία επιλογής (για εργασία στον δημόσιο τομέα) και για διάκριση (στους

Οι Καραμεσίνη και Ιωακείμογλου (2003), χρησιμοποιώντας στοιχεία της Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών στις Επιχειρήσεις του 1995, μελέτησαν το χάσμα αμοιβών κατά φύλο στους τομείς της βιομηχανίας και των υπηρεσιών. Οι

εκτιμήσεις των εξισώσεων αμοιβών, έγιναν με την μέθοδο της γραμμικής παλινδρόμησης και με την χρήση ωριαίων αμοιβών. Υποστηρίζοντας ότι, οι μέσες αποδοχές προσδιορίζονται κοινωνικά (και δεν προκύπτουν από το άθροισμα των ατομικών αποδοχών) από την αξία της εργασιακής δύναμης καθώς και από τον συσχετισμό δύναμης μεταξύ εργαζομένων και εργοδοτών. Η ανάλυση του χάσματος αμοιβών, έγινε με μια παραλλαγή της μεθόδου των Oaxaca and Blinder (1973), συμπεριλαμβάνοντας σ' αυτή ως συνιστώσα τους μισθούς αναφοράς ανά επάγγελμα καθώς και τα μέσα χαρακτηριστικά ανά επάγγελμα. Από την έρευνά τους, απέδειξαν ότι: α) Ο επαγγελματικός διαχωρισμός ευθύνεται για το 50% και 57% περίπου του συνολικού μισθολογικού χάσματος στις υπηρεσίες και στην βιομηχανία αντίστοιχα. β) Οι διαφορές στα παραγωγικά χαρακτηριστικά των ανδρών και γυναικών, ευθύνεται για το 17% και για το 25% του συνολικού χάσματος στη βιομηχανία και τις υπηρεσίες αντίστοιχα. Επίσης, και στους δύο τομείς, το 50% περίπου της συνιστώσας αυτής στο χάσμα οφείλεται στην ηλικία και στην προϋπηρεσία στον τελευταίο εργοδότη, τα χαρακτηριστικά της θέσης εργασίας (θέση ευθύνης, υπερωρίες βάρδιες και συμβάσεις εργασίας) ευθύνονται για το 5% του χάσματος, ενώ τέλος η εκπαίδευση βρέθηκε να έχει ασήμαντη επίπτωση. γ) Η συμβολή της διάκρισης στο χάσμα, ανέρχεται σε 26% στην βιομηχανία και σε 27% στις υπηρεσίες.

Τέλος, σύμφωνα με τις πλέον πρόσφατες εκτιμήσεις του ΟΟΣΑ (OECD 2002), το μισθολογικό χάσμα μεταξύ ανδρών και γυναικών στην Ελλάδα ανέρχεται στο 13% και είναι το έβδομο μικρότερο μεταξύ 19 πιο ανεπτυγμένων χωρών του ΟΟΣΑ και το έκτο μικρότερο μεταξύ χωρών της Ευρωπαϊκής Ένωσης. Επίσης, οι Barry et al. (2001), χρησιμοποιώντας στοιχεία της Ευρωπαϊκής Έρευνας Νοικοκυριών (European Community Household Panel) και της Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάρθρωσης των Αμοιβών (European Structure of Earnings Survey) στις επιχειρήσεις για τα έτη 1998 και 1995 εκτίμησαν το μισθολογικό χάσμα αμοιβών στις χώρες μέλη της Ε.Ε.. Από την ανάλυση των στοιχείων της ECHP, προκύπτει ότι για την Ελλάδα, το μισθολογικό χάσμα στον ιδιωτικό τομέα ήταν 21%, δηλ., ένα από τα μεγαλύτερα της ΕΕ ενώ αυτό του δημόσιου τομέα ανερχόταν στο 9%. Αντίθετα, από στοιχεία της ESES, προκύπτει ότι στην Ελλάδα το 1995 και κυρίως στο ιδιωτικό τομέα, το χάσμα αμοιβών ήταν της τάξης του 23%.

6.5 Συμπεράσματα

Στο κεφάλαιο αυτό, σε πρώτη φάση, ασχοληθήκαμε με τις μεθόδους διάσπασης του χάσματος αμοιβών κατά φύλο. Με σιγουριά, μπορούμε να πούμε ότι μια τέτοια παρουσίαση γίνεται για πρώτη φορά στα ελληνικά δεδομένα, αφού είναι εμφανής ή έλλειψη ελληνικής αρθρογραφίας αλλά και ελληνικών συγγραμμάτων στον τομέα αυτό των οικονομικών της εργασίας. Μέσα από μια επισκόπηση της διεθνούς βιβλιογραφίας, όχι μόνο παρουσιάστηκαν και αναλύθηκαν οι πλέον χρησιμοποιούμενες σήμερα μέθοδοι, καθώς και επεκτάσεις αυτών, αλλά εδόθη σημαντική βαρύτητα σε αναφορές ερευνητών τόσο για τα προβλήματα που αντιμετωπίζουν οι μέθοδοι αυτοί, όσο και σε ευρήματα εφαρμογής των μεθόδων

Σε μια δεύτερη φάση, διερευνήσαμε σε βάθος την ελληνική βιβλιογραφία σχετικά με τις μισθολογικές ανισότητες στην Ελλάδα, με σκοπό να εντοπίσουμε την έκταση της έρευνας σ' αυτό τον τομέα. *Από την ανάλυση που προηγήθηκε, μπορούμε κάλλιστα να συμπεράνουμε ότι, η ελληνική βιβλιογραφία είναι αρκετά φτωχή σε θέματα προσδιορισμού μισθών, πολύ δε περισσότερο στη μέτρηση του χάσματος αμοιβών κατά φύλο. Επιπλέον μέχρι σήμερα, εκτός από μια έρευνα που αφορά την διερεύνηση του χάσματος αμοιβών σε επίπεδο τομέων της ελληνικής οικονομίας (βιομηχανία, υπηρεσίες) δεν έχει καταγραφεί κάποια άλλη, που ν' αφορά μισθούς ή/και προσδιορισμό μισθών και χάσμα αμοιβών για την ελληνική ναυτιλία.*

Επειδή το πρόβλημα της μέτρησης του χάσματος αμοιβών κατά φύλο είναι αλληλένδετο με τα οικονομετρικά υποδείγματα που χρησιμοποιούνται για την εκτίμηση των παραμέτρων ενδιαφέροντος, είναι θεμιτό να συνοψίσουμε κάποια συμπεράσματα που θα συσχετίζονται με την διαδικασία προσδιορισμού των

Το ερώτημα εάν η διάκριση αμοιβών κατά των γυναικών μπορεί να εντοπιστεί ή όχι στην αγορά εργασίας, έχει περιληφθεί στη διεθνή βιβλιογραφία του χάσματος

αμοιβών κατά φύλο με δύο ερωτήσεις: Πρώτον, είναι το ερμηνευμένο τμήμα του χάσματος κοντά στο συνολικό απόλυτο χάσμα αμοιβών κατά φύλο; Δεύτερον, οι αποδόσεις της εμπειρίας και η απώλεια του χρόνου εκτός εργασίας είναι ίσες για άνδρες και γυναίκες;

Οι απαντήσεις και των δύο ερωτημάτων εξαρτώνται κυρίως από την διαθεσιμότητα ακριβών μετρήσεων των εξισώσεων αμοιβών και των μεταβλητών ανθρωπίνου κεφαλαίου, καθώς και από την συνεπή εκτίμηση των παραμέτρων του υποδείγματος αμοιβών. Όσον αφορά το τελευταίο θέμα, είναι γεγονός ότι τα τελευταία χρόνια (από βιβλιογραφική άποψη), έχει δοθεί μεγάλη προσοχή, τόσο στο προσδιορισμό του χάσματος αμοιβών κατά φύλο, όσο και στην εκτίμηση υποδειγμάτων παλινδρόμησης αμοιβών.

Από τη διεξοδική ανάλυση που πραγματοποιήθηκε, τόσο θεωρητική όσο και εμπειρική, μπορούμε να πούμε ότι, οι οικονομετρικές μέθοδοι είναι πιο εξελιγμένες από τις εφαρμογές. Το γεγονός αυτό, επιβεβαιώνεται από τις περιοριστικές υποθέσεις που γίνονται σε μεγάλη έκταση στις εμπειρικές μελέτες, προκειμένου να δικαιολογηθεί η συνέπεια των εκτιμηθέντων παραμέτρων, που συχνά υποφέρουν από έλλειψη οικονομετρικής αλλά και οικονομικής τεκμηρίωσης. Επιπρόσθετα, οι εκτιμήσεις που παρουσιάζονται συχνά στην εμπειρική έρευνα, δεν έχουν ευστάθεια (robustness), γεγονός που μπορεί να οφείλεται, πχ. σε λάθος είτε περιορισμών αποκλεισμού που επιβάλλονται είτε σε «φτωχές» τεχνητές ή βοηθητικές μεταβλητές. Εξάλλου, οι μελέτες που χρησιμοποιούν δεδομένα δημοσκοπήσεων αντιμετωπίζουν αναγκαστικά το πρόβλημα του σφάλματος μέτρησης στις μεταβλητές ανθρωπίνου κεφαλαίου. Τέλος, για να διερευνηθούν περαιτέρω τα προβλήματα ενδογένειας, υπάρχει τάση από τους ερευνητές, να παρουσιάζουν συνεπείς και ασυνεπείς εκτιμήσεις για τις παραμέτρους των υποδειγμάτων, εφαρμόζοντας εναλλακτικούς εκτιμητές.

ΜΕΡΟΣ IV

ΑΝΙΣΟΤΗΤΑ ΚΑΙ ΧΑΣΜΑ ΑΜΟΙΒΩΝ ΑΝΔΡΩΝ – ΓΥΝΑΙΚΩΝ ΣΤΗΝ ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΝΑΥΤΙΛΙΑ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 7: ΑΝΑΛΥΣΗ ΜΕΣΟΥ ΜΙΣΘΟΛΟΓΙΚΟΥ ΧΑΣΜΑΤΟΣ ΣΤΗ ΝΑΥΤΙΛΙΑΚΗ ΑΓΟΡΑ ΕΡΓΑΣΙΑΣ

7.1 Εισαγωγή

Βασικός σκοπός του κεφαλαίου αυτού, είναι ο υπολογισμός του μέσου μισθολογικού χάσματος⁸⁶ ανδρών – γυναικών, εργαζομένων στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις της χώρας, τόσο από άποψη περιγραφικής ανάλυσης, όσο και από μη-παραμετρικής διερεύνησης. Το μέσο χάσμα αμοιβών κατά φύλο, διερευνάται τόσο διαχρονικά (για την περίοδο 1995 – 2002), όσο και ως προς τα κύρια ατομικά χαρακτηριστικά απασχόλησης των εργαζομένων (ηλικία, εκπαίδευση και χρόνος υπηρεσίας στην επιχείρηση) αλλά και των θέσεων εργασίας τους (μέγεθος επιχείρησης, άσκηση καθηκόντων διοίκησης ή εποπτείας άλλων εργαζομένων και είδος ατομικής σύμβασης εργασίας. Στο παρόν κεφάλαιο, δεν διερευνάται η μεταβλητή του επαγγέλματος των εργαζομένων, διότι από τη μία ο μεγάλος αριθμός επαγγελματιών και από την άλλη το μικρό σχετικά διαθέσιμο δείγμα δεδομένων, θα οδηγούσε σε αναξιόπιστα αποτελέσματα. Στο σημείο αυτό, θα πρέπει ν' αναφερθεί

⁸⁶ Όπως έχει αναφερθεί και στο κεφάλαιο 6, ως μισθολογικό χάσμα ορίζεται η ποσοστιαία διαφορά: $(W_{\text{ΑΝΔΡΩΝ}} - W_{\text{ΓΥΝΑΙΚΩΝ}}) / W_{\text{ΑΝΔΡΩΝ}}$, όπου W , η ωριαία αμοιβή ή μισθός ανδρών ή γυναικών.

ότι μεταξύ των παραγόντων που επιλέχθηκαν ν' αναλυθούν, περιλαμβάνονται τόσο οι παράγοντες, ηλικία, εκπαίδευση και εμπειρία, που αποτελούν την καρδιά της θεωρίας του ανθρώπινου κεφαλαίου (Κεφάλαιο 1), όσο και κάποιοι άλλοι παράγοντες που αναφέρονται παραπάνω και για τους οποίους θεωρητικές και εμπειρικές έρευνες έχουν δείξει ότι προσδιορίζουν τις αμοιβές ενός ατόμου.⁸⁷ Γενικά, πρόκειται για παράγοντες που έχουν άμεση επίδραση στο ανθρώπινο κεφάλαιο. Βέβαια, το ποιους παράγοντες θα επιλέξουμε κάθε φορά σε μία ανάλυση, εξαρτάται από το πόσο πλούσια και κατάλληλα είναι τα διαθέσιμα στατιστικά στοιχεία. Ειδικότερα,

Στην *δεύτερη ενότητα*, αναφέρονται τα στατιστικά στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν, τόσο στην παρούσα έρευνα του κεφαλαίου αυτού, όσο και στην οικονομετρική διερεύνηση των προσδιοριστικών παραγόντων των αμοιβών, αλλά και της διάσπασης του χάσματος κατά φύλο, που αναλύονται στο Κεφάλαιο 8. Η εμπειρική διερεύνηση των παραπάνω προσδιοριστικών παραγόντων του μισθολογικού χάσματος μεταξύ των φύλων στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις της χώρας, βασίστηκε σε ατομικά πρωτογενή στοιχεία της *Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών στις Επιχειρήσεις*, που διεξήχθη στην Ελλάδα από την Εθνική Στατιστική Υπηρεσία κατά τα έτη 1995 & 2002⁸⁸. Πρόκειται για μία εξειδικευμένη πηγή δεδομένων με βασικό αντικείμενο τη μελέτη της διάρθρωσης και της κατανομής των αμοιβών των μισθωτών. Η ποιότητα των στοιχείων της έρευνας θεωρείται πολύ καλή, καθώς τα στοιχεία για τις αμοιβές προέρχονται από τους εργοδότες, ενώ τα στοιχεία για τα ατομικά χαρακτηριστικά των μισθωτών προέρχονται από τους ίδιους τους μισθωτούς. Με βάση τα πρωτογενή στοιχεία των ερευνών αυτών, και με κριτήριο τον κλάδο οικονομικής δραστηριότητας των επιχειρήσεων/εργαζομένων, έγινε η επιλογή του δείγματος των εργαζομένων στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις, τα στοιχεία των οποίων αναλύονται στα Κεφάλαια 7 και 8.

Στη *τρίτη και τέταρτη ενότητα*, παρουσιάζονται οι μισθολογικές ανισότητες, τόσο σε επίπεδο Ε.Ε. – 15 (προδιαγραφόμενη τάση), όσο και ιδιαίτερα για την Ελλάδα και τον τομέα των υπηρεσιών. Στόχος της σύντομης αυτής ανάλυσης, είναι να δειχθεί η θέση της ελληνικής ναυτιλίας (αναφορικά με τις μισθολογικές διαφορές), σε σχέση κυρίως με τους λοιπούς κλάδους του τομέα των υπηρεσιών όπου και εντάσσεται. Ο υπολογισμός του μισθολογικού χάσματος ανάμεσα στους άνδρες και τις γυναίκες που

⁸⁷ Για παράδειγμα, ο Κανελλόπουλος (1986), διερευνά παράγοντες όπως, οικογενειακή κατάσταση, γεωγραφική περιφέρεια, αστικότητα και κλάδο οικονομικής δραστηριότητας.

⁸⁸ Η έρευνα αυτή πραγματοποιείται κάθε επταετία.

λαμβάνει χώρα, τόσο σ' αυτές τις ενότητες, όσο και στις επόμενες, έγινε με χρήση της μέσης ωριαίας ακαθάριστης αμοιβής της εργασίας και αφορά εργαζόμενους πλήρους απασχόλησης.

Στη *πέμπτη ενότητα*, πραγματοποιείται μια διεξοδική ανάλυση, τόσο των ατομικών χαρακτηριστικών των μισθωτών, όσο και των χαρακτηριστικών των θέσεων εργασίας αυτών στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις. Η ανάλυση των μισθολογικών διαφορών μεταξύ ανδρών και γυναικών που λαμβάνει χώρα σ' αυτή την ενότητα, μπορεί να θεωρηθεί ως προκαταρκτική, με την έννοια ότι χρησιμοποιούνται απλές περιγραφικές μέθοδοι σύγκρισης που μας επιτρέπουν να διερευνήσουμε κατ' αρχάς ποιες είναι οι βασικές αιτίες της μισθολογικής ανισότητας μεταξύ των δύο φύλων, όπως αυτές προσφέρονται από την άμεση παρατήρηση των στοιχείων. Παράλληλα, εκτιμάται το αν και σε ποιο βαθμό οι διαφορές των δύο φύλων σε κάθε ένα από αυτά τα χαρακτηριστικά, μπορεί να εξηγήσει το μέγεθος του μισθολογικού χάσματος. Επιπλέον, δίνεται έμφαση και στην ανάλυση του ύψους των αμοιβών για κάθε φύλο ξεχωριστά και για όλα τα χαρακτηριστικά της απασχόλησης, προκειμένου ν' αναδειχθούν τα ιδιαίτερα στοιχεία της διάρθρωσης των αμοιβών.

Στη *έκτη ενότητα*, εξετάζεται η συμμετοχή των ανδρών και γυναικών στα κλιμάκια αμοιβών. Έμφαση δε, δίνεται στη σύγκριση της αντιπροσώπευσης των δύο φύλων, στα ανώτερα, μεσαία και κατώτερα κλιμάκια αμοιβών του κλάδου της ναυτιλίας, στην *έβδομη ενότητα*, λαμβάνει χώρα η μη-παραμετρική ανάλυση των κυριότερων προσδιοριστικών παραγόντων των μισθών και της διάσπασης του χάσματος αμοιβών κατά φύλο. Στόχοι της προκαταρκτικής αυτής στατιστικής ανάλυσης, τόσο διαστρωματικά όσο και διαχρονικά είναι: (1) να προσδιορίσουμε την μορφή των εμπειρικών κατανομών, (2) να εκτιμήσουμε αν οι αντίστοιχες πληθυσμιακές ακολουθούν κάποιο γνωστό θεωρητικό νόμο πιθανότητας και αν ναι να κάνουμε τις σχετικές προβλέψεις, (3) να εκτιμήσουμε αν διαφέρουν οι πληθυσμιακές κατανομές των ανδρών από τις αντίστοιχες των γυναικών και (4) να εκτιμήσουμε τη στατιστική σημαντικότητα και την ένταση της σχέσης (συσχέτιση κατά τάξεις και ανεξαρτησία) βασικών χαρακτηριστικών ανδρών και γυναικών στον πληθυσμό.

7.2 Τα στοιχεία της έρευνας

Η εμπειρική διερεύνηση των προσδιοριστικών παραγόντων του μισθολογικού χάσματος αμοιβών μεταξύ των φύλων (ηλικία, εκπαίδευση, χρόνος υπηρεσίας στην επιχείρηση, μέγεθος επιχείρησης, άσκηση καθηκόντων διοίκησης ή εποπτείας άλλων εργαζομένων και είδος ατομικής σύμβασης εργασίας), βασίστηκε σε ατομικά στοιχεία της *Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών στις Επιχειρήσεις (European Structure of Earnings Survey)*, που διεξήχθη στην Ελλάδα από την Εθνική Στατιστική Υπηρεσία.

Βασικό πλεονέκτημα της έρευνας είναι ότι αποτελεί μία εξειδικευμένη πηγή δεδομένων με βασικό αντικείμενο τη μελέτη της διάρθρωσης και της κατανομής των αμοιβών των μισθωτών. Η ποιότητα των στοιχείων της έρευνας είναι πολύ καλή, καθώς τα στοιχεία των αμοιβών προέρχονται από τους εργοδότες, ενώ τα στοιχεία για τα ατομικά χαρακτηριστικά των μισθωτών προέρχονται από τους ίδιους τους μισθωτούς. Τα μεγέθη που καταγράφει η έρευνα αφορούν τα οικονομικά έτη 1995 & 2002, ενώ για τα μηνιαία μεγέθη ο μήνας αναφοράς είναι ο Οκτώβριος του 1995 & 2002. Η συλλογή των στοιχείων των ερευνών αυτών, ολοκληρώθηκε το Μάρτιο του 1998 και 2005 αντίστοιχα.⁸⁹ Σύμφωνα με την Ε.Σ.Υ.Ε., στο δείγμα του 1995 συμπεριελήφθησαν 3.584 επιχειρήσεις και 52.975 μισθωτοί που εργάζονταν σ' αυτές, ενώ το 2002, 2.907 επιχειρήσεις και 49.153 μισθωτοί.

Η έρευνα, κάλυψε του τομείς της μεταποίησης και των υπηρεσιών (εκτός γεωργίας) και διεξήχθη σε δύο επίπεδα με την χρήση δύο ξεχωριστών ερωτηματολογίων. Το πρώτο αφορούσε τις επιχειρήσεις και χρησιμοποιήθηκε για να καταγραφούν τα χαρακτηριστικά τους (κλάδος οικονομικής δραστηριότητας, μέγεθος επιχείρησης, αριθμός απασχολούμενων, τύπος οικονομικού ελέγχου όπως κρατική, ιδιωτική και ημικρατική, κύρια αγορά προώθησης των προϊόντων κ.λ.π.) και το δεύτερο

⁸⁹ Πρέπει να σημειώσουμε, ότι τα στοιχεία της έρευνας του 2002, διατέθηκαν για πρώτη φορά για τις ανάγκες της συγκεκριμένης έρευνας.

ερωτηματολόγιο αφορούσε τους μισθωτούς και χρησιμοποιήθηκε αντίστοιχα για να καταγραφούν τα ατομικά χαρακτηριστικά τους (φύλο, ηλικία, επίπεδο εκπαίδευσης, επάγγελμα, ατομική σύμβαση εργασίας, πλήρης - μερική απασχόληση, πληρωθείσες μηνιαίες ώρες εργασίας, μεικτές μηνιαίες και ετήσιες αποδοχές κλπ).

Τα διαθέσιμα πρωτογενή στοιχεία της Ε.Σ.Υ.Ε., απετέλεσαν για την παρούσα έρευνα δύο ξεχωριστές διαστρωματικές βάσεις δεδομένων (μία για το έτος 1995 και μία για το 2002). Με την βοήθεια κατάλληλων λογισμικών (Excel, SPSS 13.0, και STATA 9.2), τα στοιχεία επεξεργάστηκαν κατάλληλα σε διάφορες φάσεις, μέχρι να πάρουν την τελική τους μορφή και να χρησιμοποιηθούν στη συνέχεια για την εξαγωγή αποτελεσμάτων. Οι φάσεις διεργασίας, από την οποία πέρασαν τα πρωτογενή στοιχεία, ήταν:

1. Κατά την πρώτη φάση, τα πρωτογενή στοιχεία εισήχθησαν στα εξειδικευμένα λογισμικά και στη συνέχεια πραγματοποιήθηκε έλεγχος (φιλτράρισμα) των στοιχείων για τυχόν σφάλματα σχετικά με τις τιμές και την κωδικοποίηση των κατηγορικών μεταβλητών.
2. Κατά τη δεύτερη φάση, τα στοιχεία ελέγχθηκαν αφενός μεν ως προς τυχόν παραλειπόμενες τιμές και αφετέρου ως προς την εφαρμογή κριτηρίων που ετέθησαν. Συγκεκριμένα, από τις βάσεις δεδομένων διεγράφησαν οι μισθωτοί για τις οποίους δεν ήταν καταγεγραμμένος ο μισθός τους καθώς επίσης και οι μισθωτοί μερικής απασχόλησης⁹⁰. Στη συνέχεια, απομονώθηκαν οι αμοιβές που λαμβάνουν οι μισθωτοί από υπερωριακή εργασία, αφού επηρεάζουν τα αποτελέσματα της σύγκρισης των αμοιβών των δύο φύλων, καθώς όπως συμβαίνει συνήθως περισσότεροι άνδρες παρά γυναίκες δουλεύουν υπερωριακά.
3. Μετά από παραπάνω διεργασία των στοιχείων, ακολούθησε η διαδικασία οριστικοποίησης των μεταβλητών που χρησιμοποιήθηκαν τόσο στην παρούσα έρευνα, όσο και στην οικονομετρική διερεύνηση των προσδιοριστικών παραγόντων των μισθών και του χάσματος αμοιβών κατά φύλο. Ειδικότερα, προέκυψε η ανάγκη δημιουργίας νέων μεταβλητών, σύμφωνα με την θεωρία του ανθρώπινου κεφαλαίου και της εφαρμογής του οικονομετρικού

⁹⁰ Η διαφορετική αμοιβή της εργασίας σε θέσεις πλήρους και μερικής απασχόλησης έχει επίδραση στην ανάλυση των διαφορών στις αμοιβές ανδρών και γυναικών, καθώς από τις σχετικές επεξεργασίες προέκυψε ότι η μέση ωριαία αμοιβή σε θέσεις μερικής απασχόλησης είναι γενικά μεγαλύτερη από την αντίστοιχη αμοιβή σε θέσεις πλήρους απασχόλησης. Αυτό, σε συνδυασμό με το γεγονός ότι αναλογικά περισσότερες γυναίκες από ότι άνδρες εργάζονται σε θέσεις μερικής απασχόλησης έχει επίδραση στο ύψος του μισθολογικού χάσματος ανάμεσα στα δύο φύλα.

υποδείγματος προσδιορισμού των αμοιβών του Mincer (Κεφάλαιο 1). Οι νέες μεταβλητές που δημιουργήθηκαν είναι: α) η ηλικία στο τετράγωνο, β) η διάρκεια εκπαίδευσης σε έτη, γ) η δυνητική εμπειρία και δ) η ωριαία αμοιβή.

4. Τέλος, κατά την τέταρτη φάση, με την εφαρμογή του κριτηρίου επιλογής στα συνολικά δείγματα 'κλάδος οικονομικής δραστηριότητας'⁹¹, προέκυψαν δύο δείγματα δεδομένων μισθωτών του κλάδου της ελληνικής ναυτιλίας, ένα για το 1995 και ένα για το 2002. Η επιλογή αυτή έγινε με βάση τον κωδικό (ΣΤΑΚΟΔ) του κλάδου οικονομικής δραστηριότητας των μισθωτών. Έτσι, το δείγμα του έτους αναφοράς 1995 περιλαμβάνει συνολικά 238 μισθωτούς σε ναυτιλιακές επιχειρήσεις (156 άνδρες και 82 γυναίκες), ενώ το αντίστοιχο του 2002, 174 άτομα (91 άνδρες και 83 γυναίκες).

Τα στοιχεία και οι εξεταζόμενες μεταβλητές, επιτρέπουν την παραγωγή αποτελεσμάτων που ικανοποιούν τις ανάγκες της έρευνας. Επομένως, είναι δυνατός ο υπολογισμός της ωριαίας αμοιβής της εργασίας, η οποία επιτρέπει μία περισσότερο ακριβή σύγκριση των αμοιβών των δύο φύλων απ' ό,τι οι υπολογισμοί με τη χρήση της εβδομαδιαίας ή μηνιαίας αμοιβής.

Ο υπολογισμός του μισθολογικού χάσματος ανάμεσα στους άνδρες και τις γυναίκες στην ελληνική ναυτιλία έγινε με χρήση της μέσης ωριαίας ακαθάριστης αμοιβής της εργασίας. Με την επεξεργασία των διαθέσιμων πρωτογενών δεδομένων των ερευνών, υπολογίστηκε η μέση ωριαία ακαθάριστη αμοιβή των μισθωτών, αφού εξαιρέθηκε από την ανάλυση η υπερωριακή εργασία και τα άτομα μερικής απασχόλησης. Επομένως, η μέση ωριαία αμοιβή για κάθε εργαζόμενο του δείγματος υπολογίστηκε ως εξής: από τις συνολικές ακαθάριστες αμοιβές των μισθωτών του μήνα αναφοράς των στοιχείων (Οκτώβριος 1995 και 2002) αφαιρέθηκαν οι αμοιβές τους για υπερωριακή εργασία και το αποτέλεσμα που προέκυψε διαιρέθηκε με τις πληρωθείσες ώρες εργασίας του μήνα αναφοράς. Έτσι, η μέση ωριαία αμοιβή που υπολογίστηκε περιλαμβάνει, τις τακτικές ακαθάριστες αποδοχές και τα τακτικά καταβαλλόμενα επιδόματα και πριμ, την πρόσθετη αμοιβή για εργασία που δεν προβλέπονταν από τους όρους της σύμβασης εργασίας και η οποία δεν ήταν υπερωριακή εργασία, και τις αμοιβές για κατ' αποκοπή εργασία, πέραν της κανονικής εργασίας και η οποία δεν θεωρήθηκε υπερωρία.

Η μέση ωριαία ακαθάριστη αμοιβή του κάθε φύλου, προκύπτει από τον

⁹¹ Σύμφωνα με τη Στατιστική Ταξινόμηση των Κλάδων Οικονομικής Δραστηριότητας (ΣΤΑΚΟΔ) της ΕΣΥΕ, ο κλάδος της ελληνικής ναυτιλίας, αντιστοιχεί στον τετραψήφιο κωδικό 6110.

υπολογισμό του μέσου αριθμητικού της ωριαίας αμοιβής των ανδρών και γυναικών αντίστοιχα. Το μέσο μισθολογικό χάσμα, προκύπτει από τη διαίρεση της μέσης ωριαίας αμοιβής των γυναικών προς την αντίστοιχη μέση ωριαία αμοιβή των ανδρών. Το αποτέλεσμα της διαίρεσης, πολλαπλασιαζόμενο επί 100, εκφράζει το μισθολογικό χάσμα ως ποσοστό (%) της μέσης ωριαίας αμοιβής των ανδρών.

Τέλος, θεωρείται σκόπιμο ν' αναφερθούν τα εξεταζόμενα χαρακτηριστικά στα ερωτηματολόγια των επιχειρήσεων και των μισθωτών της *Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών στις Επιχειρήσεις* που διεξάγει η ΕΣΥΕ για λογαριασμό της EUROSTAT.

A) Εξεταζόμενα χαρακτηριστικά των επιχειρήσεων

1. Κλάδος οικονομικής δραστηριότητας (ΣΤΑΚΟΔ-91)
2. Τύπος οικονομικού ελέγχου της επιχείρησης (κρατική, ιδιωτική κλπ)
3. Είδος συλλογικής σύμβασης που καλύπτει τους μισθωτούς στην επιχείρηση
4. Αριθμός ημερών άδειας (μέσος όρος)
5. Αριθμός μισθωτών στην επιχείρηση
6. Κύρια αγορά προϊόντων της επιχείρησης (τοπική, εθνική, Ε.Ε. κλπ)

B) Εξεταζόμενα χαρακτηριστικά των μισθωτών

1. Φύλο
2. Ηλικία
3. Υπηκοότητα
4. Οικογενειακή κατάσταση⁹²
5. Επάγγελμα (ΣΤΕΠ-92)
6. Ύπαρξη καθηκόντων εποπτείας ή διοίκησης άλλων εργαζομένων
7. Χρόνος υπηρεσίας στην επιχείρηση
8. Επίπεδο εκπαίδευσης (ISCO-97)
9. Πλήρης - μερική απασχόληση
10. Ατομική σύμβαση εργασίας (ορισμένου - αορίστου χρόνου, μαθητεία, άλλη)
11. Ένταξη σε προγράμματα ενίσχυσης προσλήψεων
12. Αριθμός αμειβόμενων ημερών αδείας το έτος
13. Περίοδος καταβολής της αμοιβής (εβδομαδιαία, δεκαπενθήμερη, μηνιαία)

⁹² Το χαρακτηριστικό 'οικογενειακή κατάσταση', διερευνήθηκε μόνο κατά την έρευνα του έτους 1995.

14. Σύνολο μεικτών αποδοχών περιόδου
15. Υπερωριακές αμοιβές περιόδου
16. Ώρες υπερωριακής απασχόλησης περιόδου
17. Κανονικές ώρες περιόδου
18. Πληρωθείσες ώρες περιόδου
19. Ώρες μη-πληρωθείσες ή πληρωθείσες σε χαμηλότερη τιμή
20. Έκτακτες αμοιβές για εργασία με βάρδιες στη συγκεκριμένη περίοδο
21. Μεικτές ετήσιες αποδοχές συμπεριλαμβανομένων των bonuses
22. Επηρεάστηκαν οι αποδοχές από απουσία
23. Ετήσια bonuses
24. Αριθμός μηνών που αντιστοιχούν τα bonuses
25. Φόρος εισοδήματος
26. Σύνολο κοινωνικών εισφορών μισθωτού
27. Καθαρές ετήσιες αποδοχές
28. Αμοιβή για εργασία με το κομμάτι

7.3 Το μέσο μισθολογικό χάσμα στην Ε.Ε. και στην Ελλάδα

Σύμφωνα με την παράθεση των στοιχείων του Πίνακα 7.1,⁹³ όπου παρουσιάζεται η διαχρονική εξέλιξη του μέσου μισθολογικού χάσματος ανδρών – γυναικών (ποσοστό μέσου γυναικείου προς ανδρικού μισθού)⁹⁴, προκύπτει ότι κατά το έτος 2000, το μέσο μισθολογικό χάσμα των χωρών μελών της Ε.Ε.-15 ήταν της τάξης του 16%. Αυτό σημαίνει ότι, η μέση ωριαία αμοιβή των γυναικών στην Ε.Ε.-15, αντιπροσωπεύει το 84% της αντίστοιχης μέσης ωριαίας αμοιβής των ανδρών ή ότι οι γυναίκες πληρώνονται κατά 16% λιγότερο από τους άνδρες.

Πίνακας 7.1: Διαχρονική εξέλιξη του χάσματος αμοιβών ανδρών – γυναικών στην Ε.Ε.-15 κατά την περίοδο 1995 - 2000

Χώρες	1995	1996	1997	1998	1999	2000	Ιδιωτικός τομέας	Δημόσιος τομέας
Βέλγιο	88	90	90	91	89	88	85	107
Δανία	85	85	87	88	86	85	84	87
Γερμανία	79	79	79	78	81	79	79	80
Ελλάδα	83	85	87	88	87	85	78	91
Ισπανία	87	86	86	84	86	85	77	97
Γαλλία	87	87	88	88	88	87	na	na
Ιρλανδία	80	79	81	80	78	81	77	85
Ιταλία	92	92	93	93	91	95	85	100
Λουξεμβούργο	81	82	na	na	na	na	na	na
Ολλανδία	77	77	78	79	79	79	na	na
Αυστρία	78	80	78	79	79	80	76	86
Πορτογαλία	95	94	93	94	95	92	72	117
Φινλανδία	na	83	82	81	81	83	85	75
Σουηδία	85	83	83	82	83	82	na	na
Αγγλία	74	76	79	76	78	79	74	82
EU - 15	83	84	84	84	84	84	79	88

Πηγή: Eurostat, ECHP, June 2003.

⁹³ Τα στοιχεία, προέρχονται από το 7^ο κύμα της Ευρωπαϊκής Έρευνας Συνθηκών και Διαβίωσης των Νοικοκυριών (European Community Household Panel – ECHP). Πρόκειται για κοινή έρευνα μεταξύ των κρατών μελών της Ε.Ε. και διεξάγεται κάθε χρόνο.

⁹⁴ Μέσες ωριαίες αμοιβές μισθωτών 20 – 64 ετών.

Κατά το ίδιο έτος (2000), το μέσο μισθολογικό χάσμα μεταξύ των κρατών μελών, κυμαίνεται από 5% στην Ιταλία και φθάνει το 21% στην Αγγλία. Σύμφωνα πάντα με τα ίδια στοιχεία, το μισθολογικό χάσμα μεταξύ ανδρών – γυναικών στην Ελλάδα, ανέρχεται στο 15% και είναι το 5^ο μικρότερο μεταξύ των χωρών μελών της Ευρωπαϊκής Ένωσης.⁹⁵ Σε επίπεδο Ε.Ε., η διαφορά αμοιβών μεταξύ ανδρών και γυναικών είναι μικρότερη στο δημόσιο τομέα (12%), παρά στον ιδιωτικό (21%). Όσον αφορά την Ελλάδα, το μισθολογικό χάσμα στο δημόσιο τομέα είναι μικρότερο από το μέσο όρο της Ε.Ε. και ανέρχεται στο 9% (5^ο μικρότερο μεταξύ των χωρών μελών της Ε.Ε.). Αντιθέτως, το χάσμα αμοιβών στον ιδιωτικό τομέα φθάνει το 22% (4^ο μικρότερο μεταξύ των χωρών μελών της Ε.Ε.) και κυμαίνεται περίπου στα ίδια επίπεδα μ' αυτά του μέσου όρου της Ε.Ε. (21%).

Εν αντιθέσει με την παραπάνω παρουσίαση του μισθολογικού χάσματος, που βασίστηκε σε στοιχεία της Ευρωπαϊκής Έρευνας Συνθηκών και Διαβίωσης των Νοικοκυριών (European Community Household Panel – ECHP), η ανάλυση του χάσματος αμοιβών κατά φύλο με βάση τα στοιχεία της Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών για τα έτη 1995 και 2002 που χρησιμοποιούνται στην παρούσα διδακτορική, δείχνει ότι το μέσο μισθολογικό χάσμα στην Ελλάδα είναι σαφώς μεγαλύτερο, από 26% που ήταν το 1995, μειώθηκε ελαφρά στο 25,3% το 2002. Επίσης, από τους υπολογισμούς του μισθολογικού χάσματος προκύπτει ότι, κατά το έτος 2002, ο μέσος μηνιαίος μισθός των ανδρών και γυναικών⁹⁶ σε επίπεδο χώρας ήταν 1.394 € και 1.040 € αντίστοιχα, εν αντιθέσει με το 1995 που ήταν 873 € και 637 € αντίστοιχα για τους άνδρες και τις γυναίκες.⁹⁷

Αν και σε επίπεδο χώρας, το μισθολογικό χάσμα παραμένει στάσιμο κατά την επταετία 1995 – 2002, τουναντίον οι μισθολογικές ανισότητες μεταξύ των φύλων φαίνεται να έχουν διευρυνθεί σημαντικά (το 2002 σε σχέση με το 1995) σε κάποια κλιμάκια των χαρακτηριστικών των εργαζομένων.

Το γεγονός αυτό, επαληθεύεται από τη διαγραμματική παρουσίαση δύο εκ των σπουδαιότερων παραγόντων του ανθρώπινου κεφαλαίου, ήτοι την ηλικία των εργαζομένων και το επίπεδο εκπαίδευσης (διάγραμμα 7.1 και διάγραμμα 7.2).

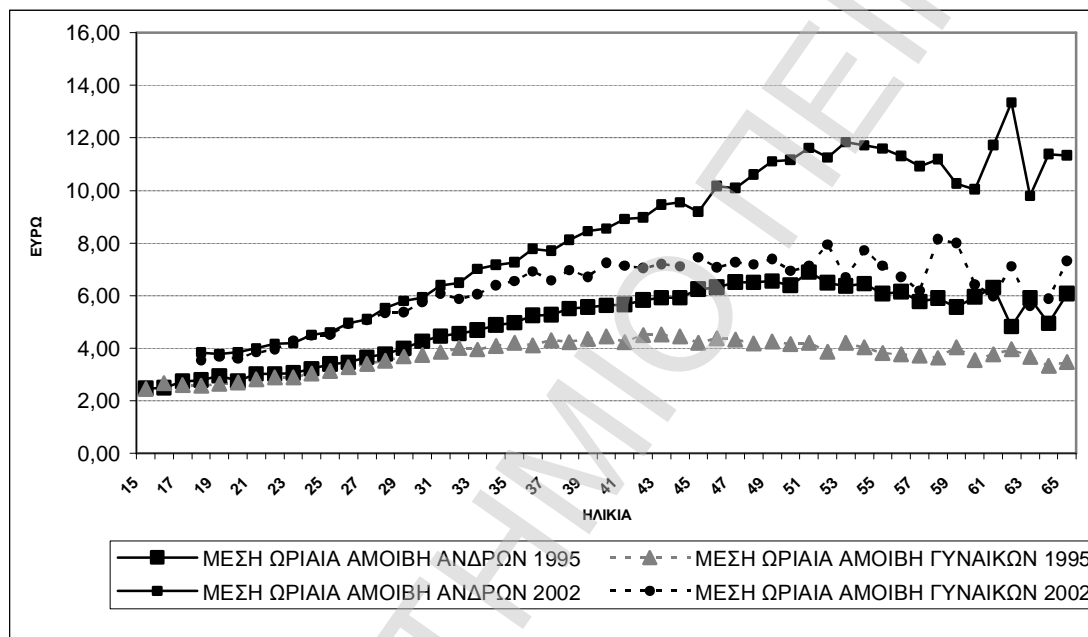
⁹⁵ Σύμφωνα με στατιστικά στοιχεία του ΟΟΣΑ (OECD 2002) για το έτος 1998, το μισθολογικό χάσμα στην Ελλάδα ανήρχετο σε 13% και ήταν το 7^ο μικρότερο μεταξύ των πιο ανεπτυγμένων χωρών του ΟΟΣΑ.

⁹⁶ Ανεξαρτήτου τομέα οικονομικής δραστηριότητας (δημόσιος – ιδιωτικός) και άσκησης επαγγέλματος.

⁹⁷ Για το 2002, η ωριαία αμοιβή ήταν 8,27€ και 6,18€ αντίστοιχα για τους άνδρες και τις γυναίκες, ενώ κατά το 1995, έφθαναν τα 5,23€ και 3,87€ αντίστοιχα.

Ειδικότερα, το προφίλ ‘ηλικία - ωριαία αμοιβή’, δείχνει ότι το μισθολογικό χάσμα έχει την τάση ν’ αυξάνεται σημαντικά από την ηλικία των 35 χρονών και άνω, με αποτέλεσμα να δυσχεραίνεται συνεχώς η θέση των γυναικών στην αγορά εργασίας, έναντι των ανδρών.

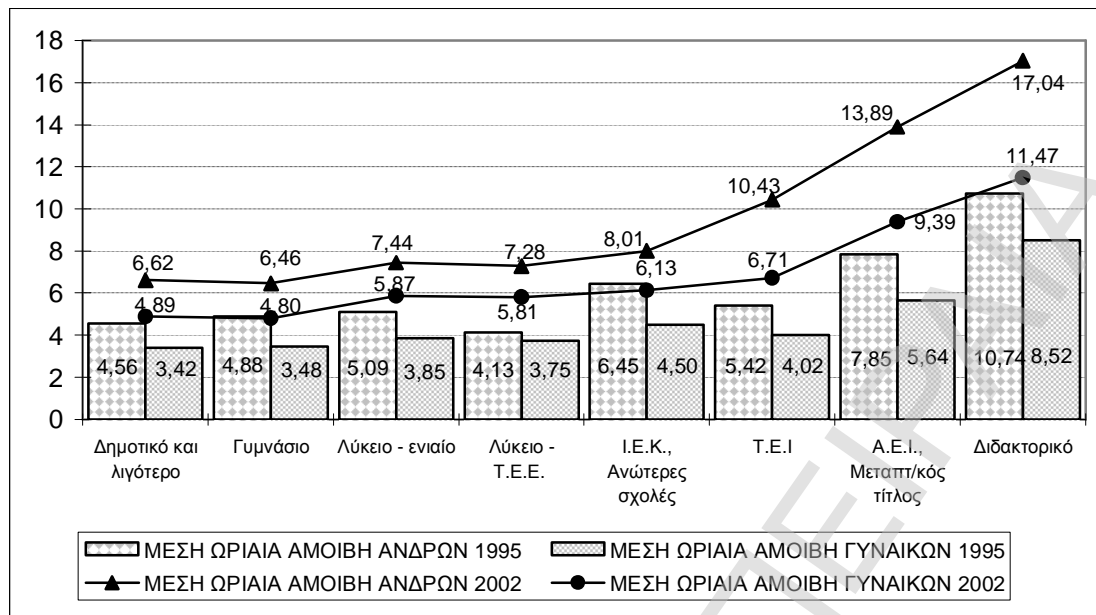
Διάγραμμα 7.1: Προφίλ ‘ηλικίας – ωριαίας αμοιβής’, ανδρών-γυναικών στην Ελλάδα, 1995 & 2002



Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών (European Structure of Earnings Survey), Ε.Σ.Υ.Ε., 1995 & 2002.

Ομοίως, από τη διερεύνηση του προφίλ ‘εκπαίδευση – ωριαία αμοιβή’, προκύπτει ότι οι μισθολογικές διαφορές είναι αρκετά διευρυμένες μεταξύ εργαζομένων με πτυχίο τριτοβάθμιας και μεταπτυχιακής εκπαίδευσης.

Διάγραμμα 7.2: Προφίλ ‘εκπαίδευσης - ωριαίας αμοιβής’, ανδρών – γυναικών στην Ελλάδα, 1995 & 2002

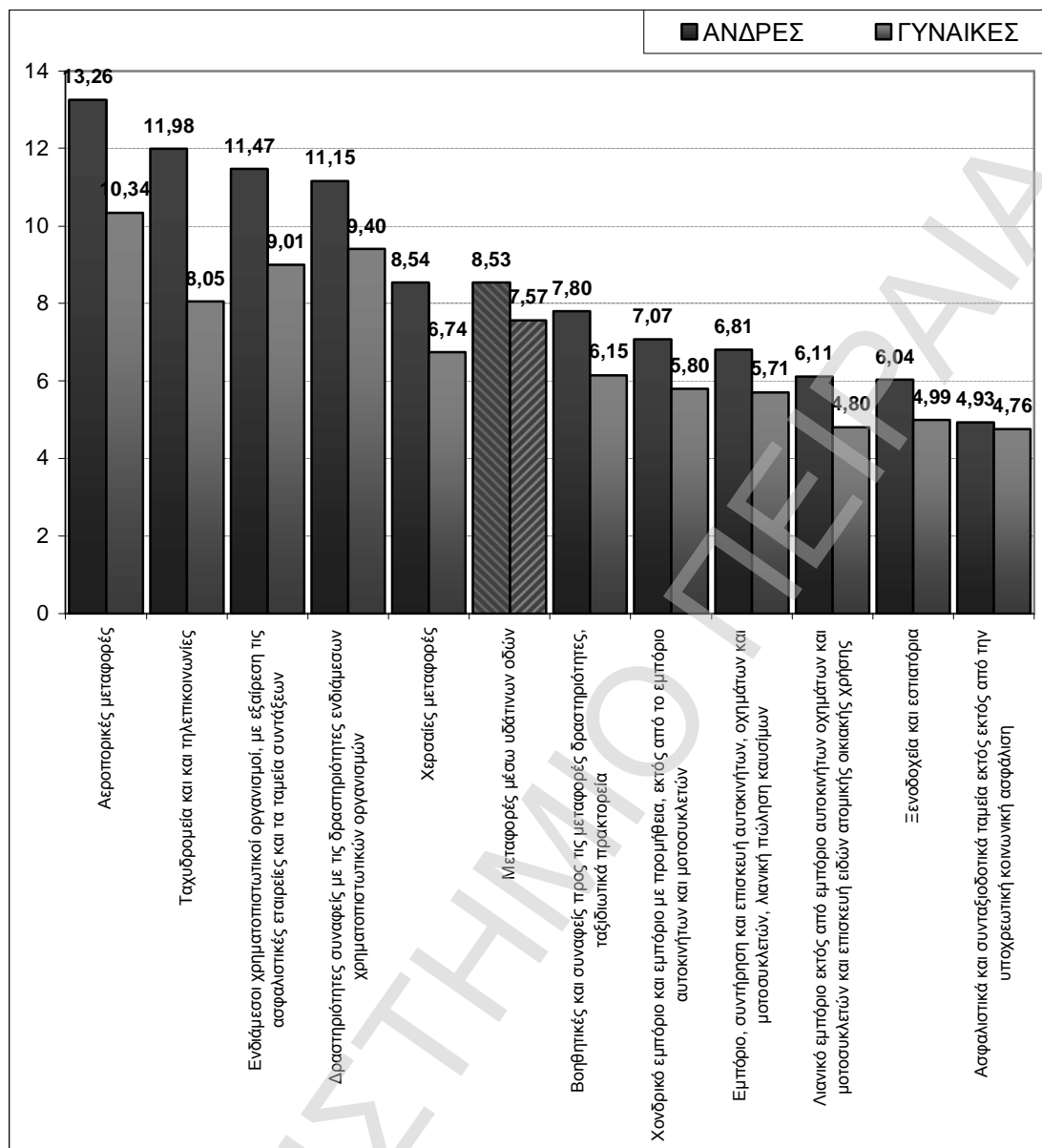


Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών (European Structure of Earnings Survey), Ε.Σ.Υ.Ε., 1995 & 2002.

7.4 Το μέσο μισθολογικό χάσμα στο τομέα των υπηρεσιών

Στην ενότητα αυτή, παρουσιάζονται οι μισθολογικές ανισότητες μεταξύ ανδρών και γυναικών στους κλάδους της ελληνικής οικονομίας που απαρτίζουν τον τομέα των υπηρεσιών, με σκοπό να δειχθεί η θέση της ελληνικής ναυτιλίας από άποψη μεγέθους μισθολογικού χάσματος. Σύμφωνα με υπολογισμούς των στοιχείων για το έτος 2002, το μέσο χάσμα αμοιβών στον τομέα των υπηρεσιών στην Ελλάδα, είναι της τάξης του 27%.

Διάγραμμα 7.3: Ανισότητα αμοιβών ανδρών – γυναικών (ωριαίες αμοιβές) στον τομέα των υπηρεσιών κατά το έτος 2002

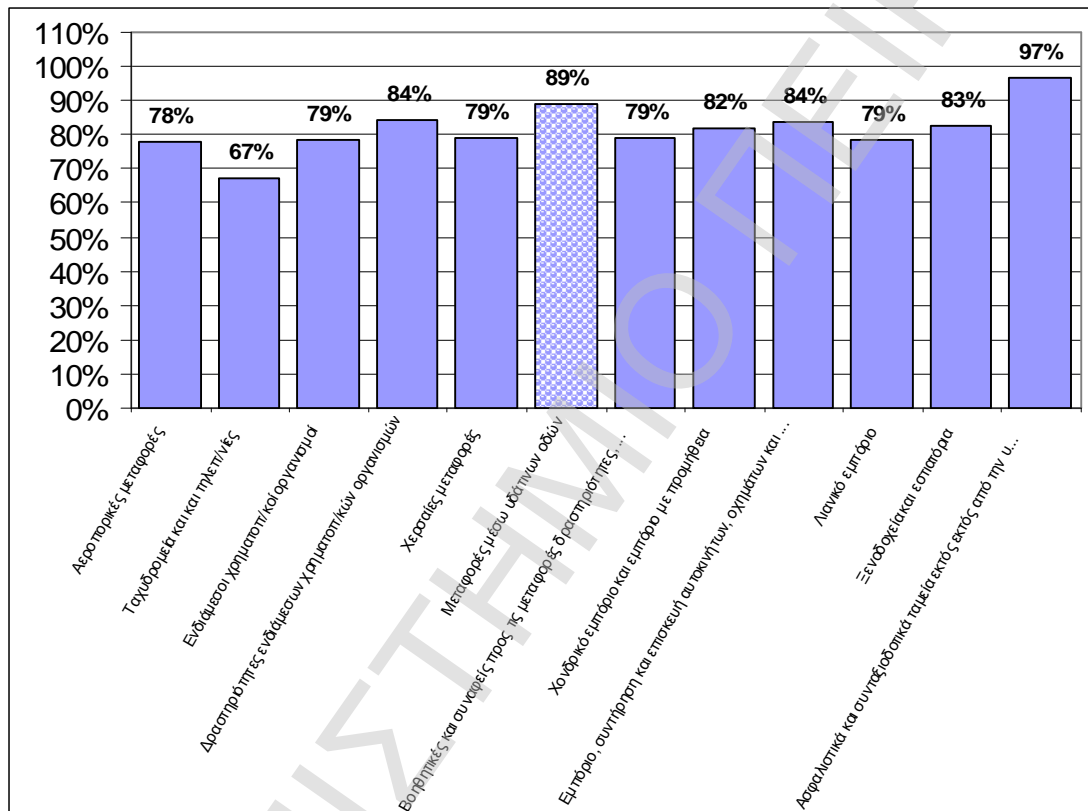


Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών (European Structure of Earnings Survey), Ε.Σ.Υ.Ε., 1995 & 2002.

Οι αμοιβές ανδρών και γυναικών διαφέρουν μεταξύ των κλάδων παραγωγής, εξαιτίας μιας σειράς παραγόντων όπως, η παραγωγικότητα της εργασίας, ο βαθμός συγκέντρωσης του κεφαλαίου στον κλάδο, η ικανότητά του ν' αποσπά μονοπωλιακές προσόδους, το επίπεδο ανάπτυξης του εργατικού συνδικαλισμού κ.λ.π. Ωστόσο, οι διαφορές στους μέσους μισθούς μεταξύ κλάδων παραγωγής δεν κατανέμονται ισομερώς μεταξύ των δύο φύλων. Ενδέχεται δηλαδή, σε κλάδους που γενικά καταβάλλουν υψηλούς μισθούς, οι άνδρες να επωφελούνται από το αυξημένο επίπεδο αμοιβών περισσότερο απ' όσο οι γυναίκες. Ως εκ τούτου, το μισθολογικό χάσμα μεταξύ ανδρών και γυναικών μπορεί να διαφέρει μεταξύ κλάδων παραγωγής.

Μεταξύ των 12 κλάδων που απαρτίζουν τον τομέα των υπηρεσιών, η ελληνική ναυτιλία, παρουσιάζει το 2^ο μικρότερο χάσμα αμοιβών, το οποίο εκτιμάται για το 2002 στο 11%. Αυτό σημαίνει ότι, η μέση ωριαία αμοιβή των γυναικών που εργάζονται στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις της χώρας, δεν ξεπερνά το 89% της μέσης ωριαίας αμοιβής των ανδρών συναδέλφων τους.

Διάγραμμα 7.4: Χάσμα αμοιβών ανδρών – γυναικών (αμοιβή γυναικών ως ποσοστό της αμοιβής των ανδρών) στον τομέα των υπηρεσιών κατά το έτος 2002



Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών (European Structure of Earnings Survey), Ε.Σ.Υ.Ε., 1995 & 2002.

7.5 Περιγραφική ανάλυση προσδιοριστικών παραγόντων μισθολογικού χάσματος κατά φύλο στην ελληνική ναυτιλία

7.5.1 Υπολογισμός μισθολογικού χάσματος, ως προς τ' ατομικά προσωπικά χαρακτηριστικά των μισθωτών στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις

7.5.1.1 Ηλικία

Σύμφωνα με την θεωρία του ανθρώπινου κεφαλαίου που αναφέρεται στο Κεφάλαιο 1, η ηλικία, είναι ένας παράγοντας που επηρεάζει τις αμοιβές, διότι ο εργαζόμενος κατά τη διάρκεια της εργασιακής του ζωής, συσσωρεύει πείρα και γνώσεις που αυξάνουν την αξία της εργασιακής δύναμης ή με άλλα λόγια το μέγεθος

του ανθρώπινου κεφαλαίου του. Επομένως, είναι αναμενόμενο, η ηλικία να εμφανίζεται ως παράγοντας που επιδρά θετικά στην αύξηση του μισθού. Εντούτοις, η αξία της εργασιακής δύναμης, γενικά αυξάνεται ως μια ορισμένη ηλικία και στη συνέχεια μειώνεται (τουλάχιστον για πολλά επαγγέλματα). Αυτό οφείλεται, πρώτον, στην φθορά των σωματικών ικανοτήτων και δυνάμεων (που για ορισμένα επαγγέλματα έχει βαρύνουσα σημασία, π.χ. χειρωνακτικές εργασίες της βιομηχανίας κ.λ.π.) και δεύτερον, στην τεχνολογική απαξίωση των γνώσεων και των ικανοτήτων των περισσότερο ηλικιωμένων εργαζομένων ιδιαίτερα σε επαγγέλματα που βρίσκονται σε ιστορική παρακμή, με εξαίρεση ωστόσο μια σειρά επαγγελμάτων διανοητικής εργασίας υψηλής ειδίκευσης στα οποία η αύξηση της αξίας της εργασιακής δύναμης συνεχίζεται μέχρι το τέλος του εργασιακού βίου (Κεφάλαιο 1; Καραμεσίνη και Ιωακείμογλου, 2003).

Ως εκ τούτου, είναι αναμενόμενο, η μορφή της καμπύλης των αμοιβών ως συνάρτηση της ηλικίας, να είναι καταρχήν αύξουσα και εν συνεχεία φθίνουσα. Σ' αυτό, συμβάλλει και το γεγονός ότι το εκπαιδευτικό επίπεδο των παλαιότερων γενεών είναι χαμηλότερο από το αντίστοιχο των νεότερων, με αποτέλεσμα η αξία της εργασιακής τους δύναμης και κατά συνέπεια οι μισθοί τους να είναι χαμηλότεροι. Το γεγονός αυτό, αλλά και η διαχρονική διάρθρωση του χάσματος αμοιβών κατά φύλο και ηλικία στην ελληνική ναυτιλία, μπορούν να δειχθούν στηριζόμενοι στα ακόλουθα επεξεργασμένα στοιχεία του Πίνακα 7.2.

Σύμφωνα με την παράθεση των στοιχείων του πίνακα αυτού, το χάσμα αμοιβών ανδρών - γυναικών εντός των ηλικιακών ομάδων, έχει μειωθεί σημαντικά το 2002 σε σχέση με το 1995.

Πίνακας 7.2: Κατανομή της απασχόλησης, ωριαίες αμοιβές και μισθολογικό χάσμα ανδρών - γυναικών κατά ηλικία στην Ελληνική Ναυτιλία, 1995 & 2002

2002									
ΗΛΙΑΚΗ ΟΜΑΔΑ	Κατανομή της απασχόλησης (%)		Μέση μηνιαία αμοιβή Ανδρών	Μέση μηνιαία αμοιβή Γυναικών	Μέση ωριαία αμοιβή Ανδρών	Μέση ωριαία αμοιβή Γυναικών	Αμοιβή Ανδρών	Αμοιβή Γυναικών	Αμοιβή γυναικών ως % της αμοιβής των ανδρών
	Ανδρες	Γυναίκες					Μέση = 100	Μέση = 100	
έως 24 ετών	5,49%	13,25%	786,26	722,14	4,68	4,35	55	58	93,1
25 - 34	37,36%	43,37%	1.026,23	1.087,89	6,10	6,53	71	86	107,1
35 - 44	29,67%	22,89%	1.719,58	1.500,34	10,25	9,00	120	119	87,8
45 - 54	18,68%	18,07%	1.892,76	1.781,92	11,45	10,58	134	140	92,4
55 και άνω	8,79%	2,41%	1.536,22	1.356,23	9,29	7,74	109	102	83,4
Σύνολο	100,00%	100,00%	1.425,48	1.265,73	8,53	7,57	100	100	88,7

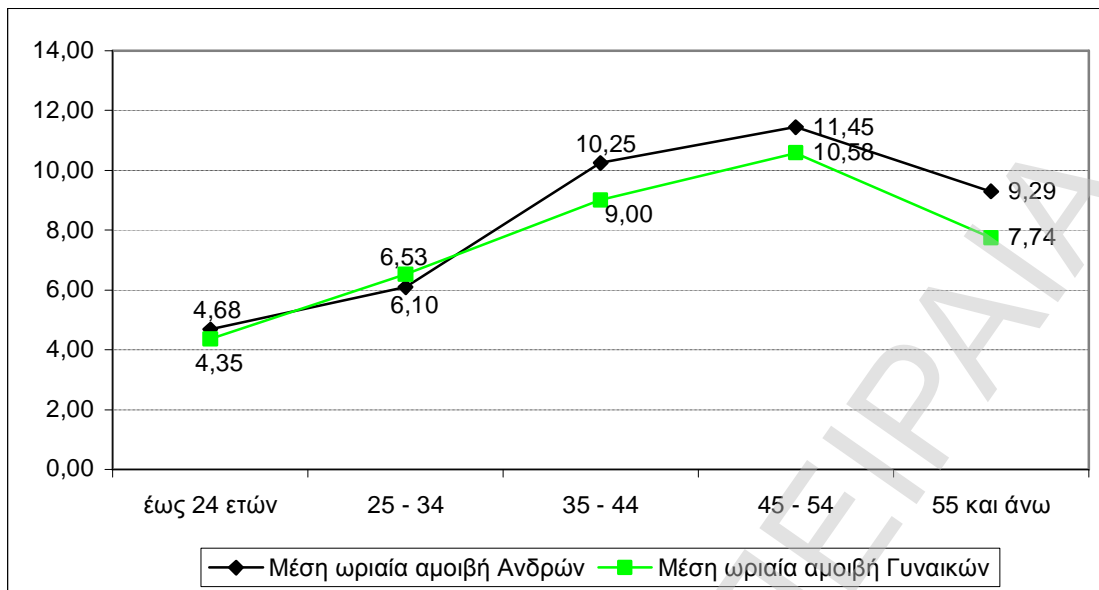
1995									
ΗΛΙΑΚΗ ΟΜΑΔΑ	Κατανομή της απασχόλησης (%)		Μέση μηνιαία αμοιβή Ανδρών	Μέση μηνιαία αμοιβή Γυναικών	Μέση ωριαία αμοιβή Ανδρών	Μέση ωριαία αμοιβή Γυναικών	Αμοιβή Ανδρών	Αμοιβή Γυναικών	Αμοιβή γυναικών ως % της αμοιβής των ανδρών
	Άνδρες	Γυναίκες					Μέση = 100	Μέση = 100	
έως 24 ετών	11,54%	19,51%	673,64	610,68	4,18	3,63	61	80	87,0
25 - 34	37,82%	50,00%	942,14	716,77	5,61	4,44	82	97	79,1
35 - 44	31,41%	21,95%	1.180,38	975,70	7,13	5,93	104	130	83,2
45 - 54	14,74%	8,54%	1.773,11	582,14	10,32	3,88	151	85	37,5
55 και άνω	4,49%	0,00%	1.386,86	-	8,28	-	121	-	-
Σύνολο	100,00%	100,00%	1.144,83	743,03	6,83	4,57	100	100	67,0

Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών της Ε.Σ.Υ.Ε. (1995 & 2002).

Κατά την περίοδο 1995 – 2002, οι μεγαλύτερες μεταβολές χάσματος (μείωση), σημειώθηκαν στις ηλικιακές τάξεις 45 – 54 ετών (146%) και 25 – 34 ετών (35%). Αξιοσημείωτο δε, χαρακτηρίζεται το γεγονός, ότι στους μισθωτούς ηλικίας 25 – 34 ετών που εργάζονταν κατά το 2002 στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις, το προδιαγραφόμενο χάσμα είναι κατά των ανδρών, αφού οι γυναίκες αμείβονται 7% περισσότερο από τους άνδρες.

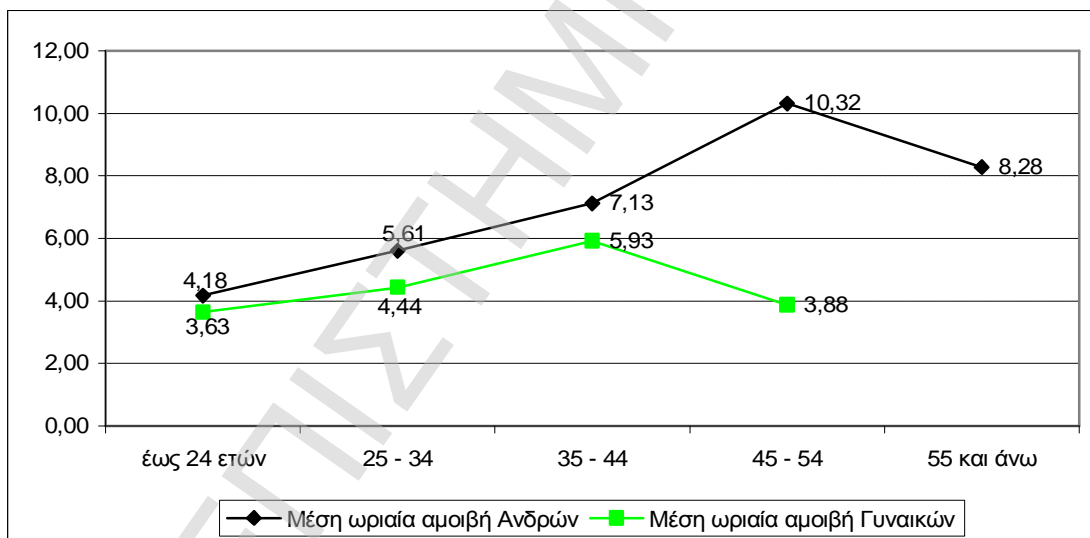
Επιπλέον, σύμφωνα με τα αποτελέσματα των υπολογισμών, προκύπτει ότι στην ελληνική ναυτιλία η τάση το μισθολογικό χάσμα στα δύο φύλα ν' αυξάνεται όσο αυξάνεται η ηλικία των μισθωτών δεν είναι ιδιαίτερα σταθερή. Το γεγονός αυτό, πιθανόν να σημαίνει ότι η ηλικία των εργαζομένων στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις, έχει ποικίλη επίδραση στον καθορισμό της αμοιβής ή δεν αποτελεί ένα σημαντικό παράγοντα καθορισμού των αμοιβών. Αντιθέτως, η κυρτότητα της καμπύλης των αμοιβών ως συνάρτηση της ηλικίας (να είναι καταρχήν αύξουσα και εν συνεχεία φθίνουσα), φαίνεται να επαληθεύεται για την ελληνική ναυτιλία, όπως αυτό προκύπτει από τα διαγράμματα 7.5 και 7.6, τα οποία απεικονίζουν το προφίλ 'ηλικίας και ωριαίας αμοιβής' για τα έτη 1995 και 2002.

Διάγραμμα 7.5: Προφίλ ηλικίας – ωριαίας αμοιβής, ανδρών – γυναικών στην Ελληνική ναυτιλία, 2002



Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών (European Structure of Earnings Survey), Ε.Σ.Υ.Ε., 1995 & 2002.

Διάγραμμα 7.6: Προφίλ ηλικίας – ωριαίας αμοιβής, ανδρών – γυναικών στην Ελληνική ναυτιλία, 1995



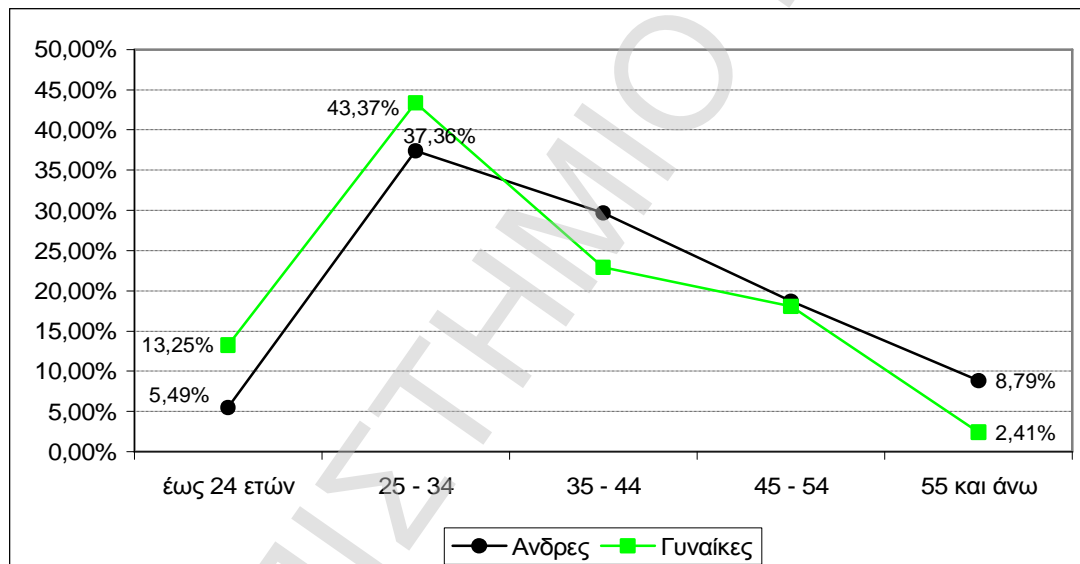
Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών (European Structure of Earnings Survey), Ε.Σ.Υ.Ε., 1995 & 2002.

Ειδικότερα, κατά το 2002, οι εργαζόμενοι ηλικίας 45 – 54 ετών (και για τα δύο φύλα) αμείβονται με υψηλότερους μισθούς σε σχέση με τους νεότερες συναδέλφους τους, αλλά και μ' αυτούς που προηγούνται της σύνταξης. Εκτός της παρατήρησης αυτής που αφορά και τα δύο φύλα, από την διερεύνηση των παρακάτω διαγραμμάτων, προκύπτει ότι ενώ το 1995 το σημείο μεταστροφής της καμπύλης αμοιβών επέρχεται νωρίτερα για τις γυναίκες, αντίθετα το 2002 η μεταστροφή της καμπύλης αμοιβών

τόσο για τους άνδρες, όσο και για τις γυναίκες, επέρχεται ταυτόχρονα στις ηλικίες 45 – 54 ετών.

Παράλληλα, η άνιση αντιπροσώπηση των δύο φύλων στις ηλικιακές ομάδες, είναι ένας παράγοντας που μπορεί να έχει επίδραση στο εύρος του μέσου μισθολογικού χάσματος. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της Έρευνας Εργατικού Δυναμικού και European Community Household Panel (1998 & 2001), έχει καταγραφεί η τάση ότι οι απασχολούμενες γυναίκες αντιπροσωπεύονται περισσότερο από τους άνδρες στις μικρότερες ηλικίες και αντίστοιχα λιγότερο στις μεγαλύτερες⁹⁸. Η άνιση αντιπροσώπηση των δύο φύλων στις ηλικιακές ομάδες, φαίνεται να επαληθεύεται στην περίπτωση της ελληνικής ναυτιλίας, όπως προκύπτει από τα διαγράμματα 7.7 και 7.8.

Διάγραμμα 7.7 Ποσοστιαία κατανομή ανδρών – γυναικών ανά ηλικία στην Ελληνική ναυτιλία, 1995

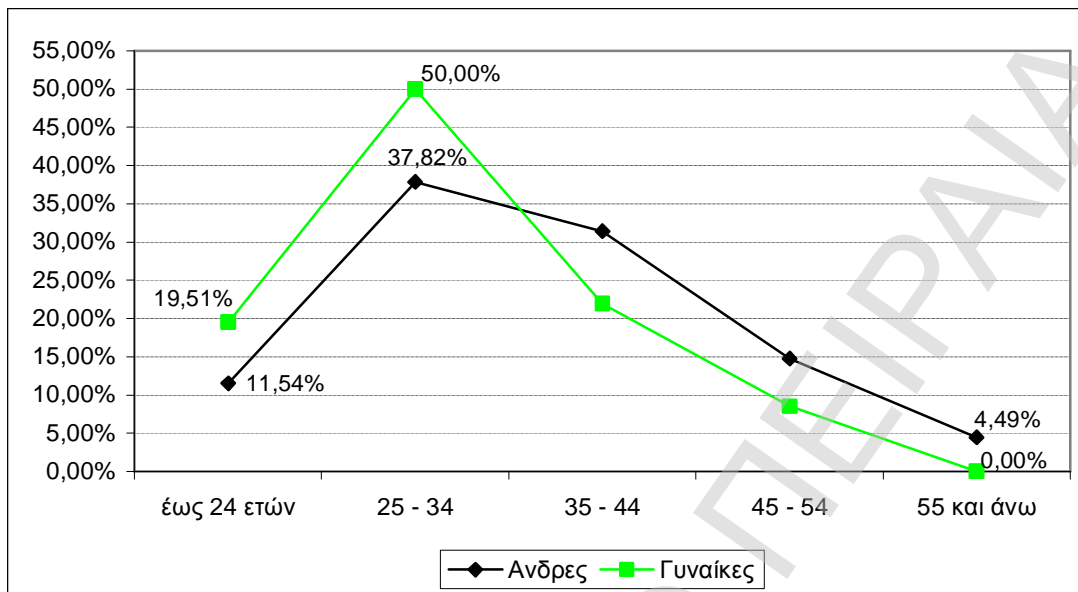


Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών (European Structure of Earnings Survey), Ε.Σ.Υ.Ε., 1995 & 2002.

Συγκεκριμένα, τόσο το 1995, όσο και το 2002, η κατανομή των γυναικών είναι μετατοπισμένη αριστερά δηλαδή προς τις νεότερες ηλικίες, που σημαίνει μεγάλη συγκέντρωση σημαντικού ποσοστού εργαζομένων γυναικών στις ηλικίες κάτω των 35 ετών (69,5% και 56,5% αντίστοιχα για τα έτη 1995 και 2002). Η διαφορετική κατανομή των δύο φύλων ανά ηλικία δεν φαίνεται να έχει μεγάλη επίδραση στο μέσο μισθολογικό χάσμα.

⁹⁸ Αυτό σχετίζεται με το γεγονός ότι, συχνά οι γυναίκες μετά από κάποια ηλικία σταματούν να εργάζονται, κυρίως εξαιτίας των οικογενειακών τους υποχρεώσεων (γάμος, οικογένεια, παιδιά κ.λ.π.), ενώ όταν σε μεγαλύτερη ηλικία αποφασίσουν να επιστρέψουν στην εργασία συνήθως επιλέγουν κλάδο δραστηριότητας ή επάγγελμα διαφορετικό από αυτό που είχαν ασκήσει παλαιότερα.

Διάγραμμα 7.8: Ποσοστιαία κατανομή ανδρών – γυναικών ανά ηλικία στην Ελληνική ναυτιλία, 2002

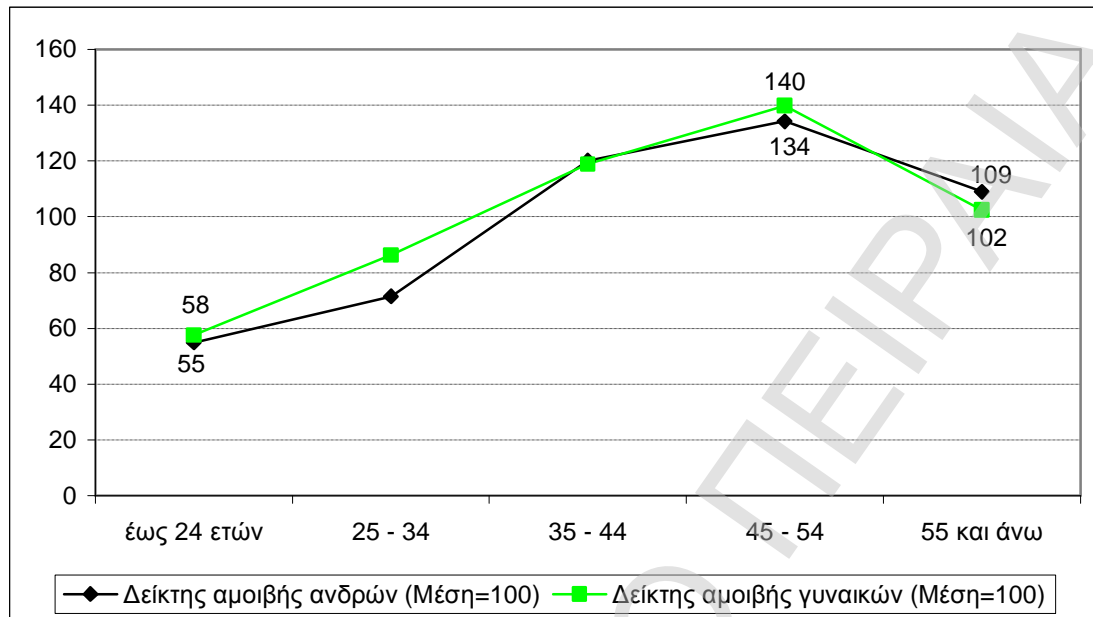


Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών (European Structure of Earnings Survey), Ε.Σ.Υ.Ε., 1995 & 2002.

Δύο εξίσου σημαντικά στοιχεία που συνδέονται με την διάρθρωση των αμοιβών κατά ηλικία είναι αυτό της *ταχύτητας και του εύρους της μισθολογικής εξέλιξης*. Τα δύο αυτά στοιχεία διαφέρουν σημαντικά ανάμεσα στα δύο φύλα. Το εύρος της μισθολογικής εξέλιξης ορίζεται ως η μέγιστη θετική διαφορά στην ωριαία αμοιβή ενός μισθωτού σε σχέση με την μέση ωριαία αμοιβή του φύλου στο οποίο ανήκει. Από τα αποτελέσματα της σχετικής επεξεργασίας, προέκυψε ότι το εύρος της μισθολογικής εξέλιξης είναι συγκριτικά μεγαλύτερο στις γυναίκες, τόσο το 1995 όσο και το 2002. Ειδικότερα, στην ελληνική ναυτιλία κατά το 2002, ένας άνδρας μισθωτός κατά την διάρκεια της επαγγελματικής του πορείας σε μια ναυτιλιακή επιχείρηση, μπορεί να φθάσει να αμείβεται κατά μέσο όρο με 34% μεγαλύτερη ωριαία αμοιβή από τη μέση ωριαία αμοιβή των ανδρών συναδέλφων του. Αντίστοιχα, μια γυναίκα μπορεί να λάβει μέχρι το 40% της μέσης ωριαίας αμοιβής των γυναικών συναδέλφων της στον κλάδο.

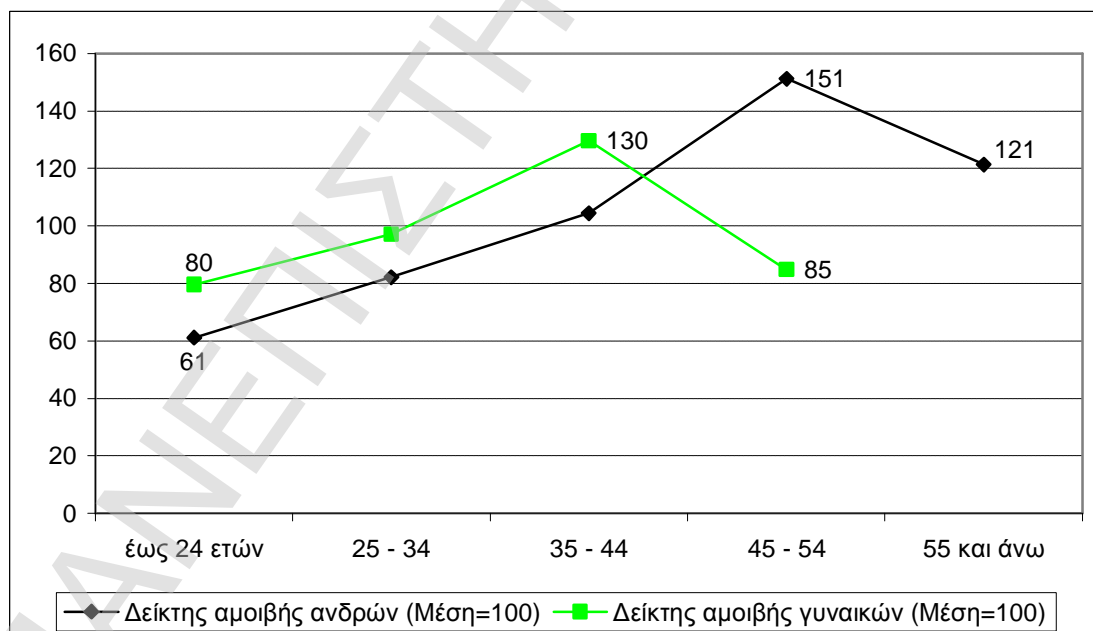
Από την άλλη πλευρά, η *ταχύτητα της μισθολογικής εξέλιξης* που ορίζεται ως η ηλικία κατά την οποία η ωριαία αμοιβή ενός μισθωτού ξεπερνά τη μέση ωριαία αμοιβή του φύλου στο οποίο ανήκει, είναι περίπου η ίδια και στα δύο φύλα. Έτσι, ένας άνδρας και μια γυναίκα εργαζόμενοι το 2002 στον κλάδο της ελληνικής ναυτιλίας, λαμβάνουν ωριαία αμοιβή μεγαλύτερη από τη μέση ωριαία αμοιβή του φύλου στο οποίο ανήκουν μετά το 34^ο έτος της ηλικίας τους.

Διάγραμμα 7.9: Δείκτης μισθολογικής εξέλιξης ανδρών – γυναικών στην Ελληνική ναυτιλία, 2002



Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών (European Structure of Earnings Survey), Ε.Σ.Υ.Ε., 1995 & 2002.

Διάγραμμα 7.10: Δείκτης μισθολογικής εξέλιξης ανδρών – γυναικών στην Ελληνική ναυτιλία, 1995



Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών (European Structure of Earnings Survey), Ε.Σ.Υ.Ε., 1995 & 2002.

7.5.1.2 Επίπεδο εκπαίδευσης

Σύμφωνα με την θεωρία του ανθρώπινου κεφαλαίου, το εκπαιδευτικό επίπεδο των εργαζομένων, αποτελεί σημαντικό παράγοντα που επηρεάζει θετικά τις αμοιβές. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι η αξία της εργασιακής δύναμης αυξάνεται με την απόκτηση γνώσεων που είναι απαραίτητες για την άσκηση εξειδικευμένης εργασίας (ικανότητα για σύνθετη εργασία). Παρόλα ταύτα, το επίπεδο εκπαίδευσης από μόνο του, δεν είναι αρκετό να αποτυπώσει το σύνολο των γνώσεων, προσόντων, ικανοτήτων, δεξιοτήτων και εμπειρίας ενός εργαζόμενου.⁹⁹

Πίνακας 7.3: Κατανομή της απασχόλησης, ωριαίες αμοιβές και μισθολογικό χάσμα ανδρών - γυναικών κατά επίπεδο εκπαίδευσης στην Ελληνική Ναυτιλία, 1995 & 2002

2002									
ΕΠΙΠΕΔΟ ΕΚΠΑΙΔΕΥΣΗΣ	Κατανομή της απασχόλησης (%)		Μέση μηνιαία αμοιβή Ανδρών	Μέση μηνιαία αμοιβή Γυναικών	Μέση ωριαία αμοιβή Ανδρών	Μέση ωριαία αμοιβή Γυναικών	Αμοιβή Ανδρών Μέση = 100	Αμοιβή Γυναικών Μέση = 100	Αμοιβή γυναικών ως % της αμοιβής των ανδρών
	Ανδρες	Γυναίκες							
Μέχρι Δημοτικό	1,10%	1,20%	1.091,33	826,20	6,55	5,16	77	68	78,9
Γυμνάσιο	3,30%	3,61%	1.069,54	1.002,39	6,46	5,97	76	79	92,4
Λύκειο (ενιαίο & Τ.Ε.Ε.)	45,05%	61,45%	1.251,60	1.257,18	7,47	7,48	88	99	100,2
Ι.Ε.Κ., Ανώτερες σχολές	7,69%	2,41%	1.475,81	803,16	8,80	5,01	103	66	56,9
Τ.Ε.Ι	10,99%	7,23%	1.532,78	1.367,26	9,11	8,21	107	109	90,2
Α.Ε.Ι. – Μεταπτ. τίτλος	31,87%	24,10%	1.670,50	1.364,80	10,06	8,21	118	109	81,7
Σύνολο	100,00%	100,00%	1.425,48	1.265,73	8,53	7,57	100	100	88,7
1995									
ΕΠΙΠΕΔΟ ΕΚΠΑΙΔΕΥΣΗΣ	Κατανομή της απασχόλησης (%)		Μέση μηνιαία αμοιβή Ανδρών	Μέση μηνιαία αμοιβή Γυναικών	Μέση ωριαία αμοιβή Ανδρών	Μέση ωριαία αμοιβή Γυναικών	Αμοιβή Ανδρών Μέση = 100	Αμοιβή Γυναικών Μέση = 100	Αμοιβή γυναικών ως % της αμοιβής των ανδρών
	Ανδρες	Γυναίκες							
Μέχρι Δημοτικό	10,90%	6,10%	813,40	622,46	5,15	3,88	75	85	75,3
Γυμνάσιο	21,15%	1,22%	1.180,24	528,25	6,80	3,16	100	69	46,5
Λύκειο (ενιαίο & Τ.Ε.Ε.)	37,82%	74,39%	890,11	723,52	5,42	4,48	79	98	82,8
Ι.Ε.Κ., Ανώτερες σχολές	13,46%	0,00%	1.387,35	-	7,88	-	115	-	-
Τ.Ε.Ι	3,21%	8,54%	1.347,14	739,17	8,99	4,44	132	97	49,4
Α.Ε.Ι. – Μεταπτ. τίτλος	13,46%	9,76%	1.677,22	996,87	10,02	5,93	147	130	59,2
Σύνολο	100,00%	100,00%	1.144,83	743,03	6,83	4,57	100	100	67,0

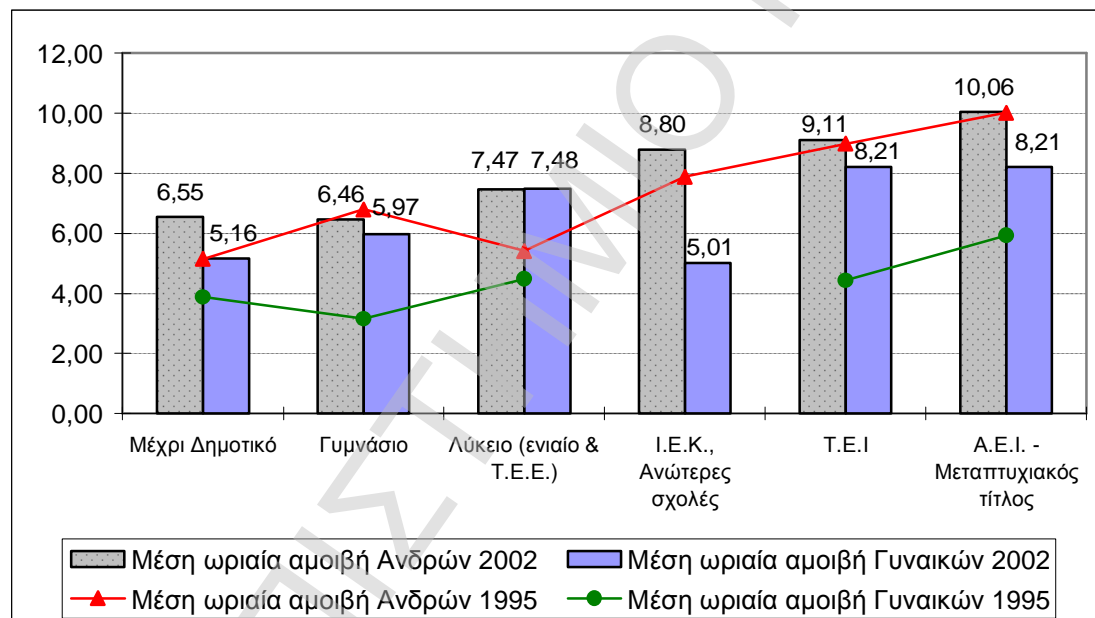
Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών της Ε.Σ.Υ.Ε. (1995 & 2002).

⁹⁹ Στατιστικά στοιχεία για τα παραπάνω ποιοτικά χαρακτηριστικά των εργαζομένων και για τη σχέση τους με το επίπεδο αμοιβής, δεν υπάρχουν διαθέσιμα στην Ελλάδα. Έτσι, τα στοιχεία για το επίπεδο εκπαίδευσης, είναι συνήθως τα μόνα διαθέσιμα και που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για τη σύνδεση των αμοιβών και των προσόντων των εργαζομένων.

Επομένως, από την ανάλυση των στοιχείων, θα πρέπει ν' αναμένουμε μια θετική επίδραση του εκπαιδευτικού επιπέδου στους μισθούς των εργαζομένων στις ναυτιλιακές εταιρείες.

Σύμφωνα με τ' αποτελέσματα του Πίνακα 7.3, υπάρχει στενή σχέση μεταξύ ωριαίας αμοιβής και επιπέδου εκπαίδευσης των εργαζομένων. Η σχέση αυτή αποτυπώνεται ότι όσο υψηλότερο είναι το επίπεδο εκπαίδευσης, τόσο υψηλότερη είναι η ωριαία αμοιβή από την εργασία¹⁰⁰. Συγκρίνοντας την ωριαία αμοιβή των δύο φύλων, παρατηρείται ότι σ' όλα τα επίπεδα εκπαίδευσης, η μέση ωριαία αμοιβή των ανδρών είναι υψηλότερη από την αντίστοιχη των γυναικών, εκτός από τις γυναίκες απόφοιτες Λυκείου κατά το έτος 2002 που έχουν την ίδια ωριαία αμοιβή με τους άνδρες.

Διάγραμμα 7.11 Επίπεδο εκπαίδευσης και μέση ωριαία αμοιβή ανδρών – γυναικών εργαζομένων σε ναυτιλιακές επιχειρήσεις, 1995 & 2002



Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών (European Structure of Earnings Survey), Ε.Σ.Υ.Ε., 1995 & 2002.

Κατά την περίοδο 1995 – 2002, το χάσμα αμοιβών ανδρών – γυναικών μεταξύ των επιπέδων εκπαίδευσης, μειώθηκε δραστικά, εκτός της περίπτωσης των εργαζομένων με γνώσεις μέχρι και Δημοτικού σχολείου, όπου οι μισθολογικές διαφορές παραμένουν σχεδόν σταθερές. Οι μεγαλύτερες μισθολογικές μεταβολές (μείωση), σημειώθηκαν στους μισθωτούς με γνώσεις, Γυμνασίου (98,7%) και

¹⁰⁰ Με την προϋπόθεση ότι, το αντικείμενο της θέσης εργασίας και τα καθήκοντα του εργαζομένου σ' αυτή, αξιοποιούν τις γνώσεις, τις δεξιότητες και τα προσόντα που έχει αποκτήσει ο εργαζόμενος από το επίπεδο εκπαίδευσης που έχει τελειώσει.

Ανώτερης Εκπαίδευσης (82,7%) και ακολουθούν αυτοί της Ανώτατης Εκπαίδευσης – Εξειδίκευσης με (37,9%).

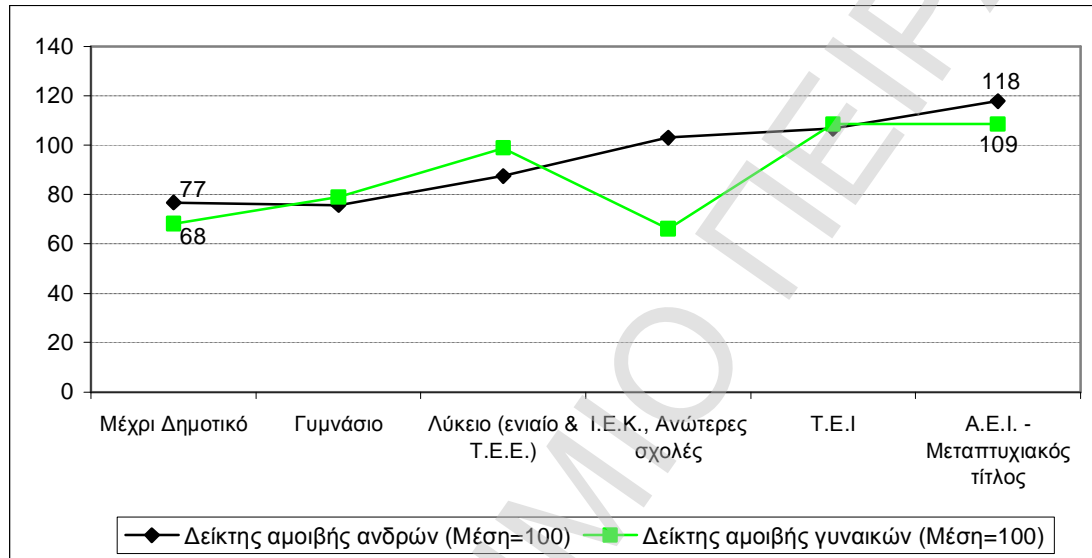
Ειδικότερα, κατά το 2002, η διερεύνηση του χάσματος στις επιμέρους βαθμίδες εκπαίδευσης δείχνει ότι, το μισθολογικό χάσμα παραμένει υψηλό για τους μισθωτούς με γνώσεις Τεχνικής – Επαγγελματικής Σχολής και επιπέδου Δημοτικού, αφού ο λόγος της μέσης ωριαίας αμοιβής των γυναικών προς την αντίστοιχη αμοιβή των ανδρών, φθάνει το 56,9% και 78,9% των αντίστοιχων βαθμίδων εκπαίδευσης. Τέλος, το μισθολογικό χάσμα των μισθωτών με Πανεπιστημιακές γνώσεις (18,3%), είναι σχεδόν διπλάσιο από το αντίστοιχο των συναδέλφων τους με γνώσεις ανώτερης τεχνολογικής εκπαίδευσης (9,8%), ενώ χάσμα αμοιβών δεν παρατηρείται στους μισθωτούς με γνώσεις λυκείου αφού η σχέση της μέσης ωριαίας αμοιβής ανδρών και γυναικών είναι περίπου η ίδια.

Το γεγονός ότι για το ίδιο επίπεδο εκπαίδευσης, το μισθολογικό χάσμα ανάμεσα στα δύο φύλα είναι διαφορετικό, οφείλεται σε δύο παράγοντες. Πρώτον, στη διαφορετική βαρύτητα και στο ρόλο που έχουν οι μισθωτοί της κάθε βαθμίδας εκπαίδευσης στην παραγωγική διαδικασία του κλάδου (όπως αυτή αποτυπώνεται στην συνολική απασχόληση του κάθε φύλου) και δεύτερον, σε κάθε κλάδο είναι διαφορετική η ερμηνευτική αξία της ταξινόμησης του επιπέδου εκπαίδευσης σε σχέση με τα προσόντα των εργαζομένων που χρησιμοποιούνται στις θέσεις εργασίας τους στον κλάδο. Σύμφωνα με τα παραπάνω, στην ελληνική ναυτιλία το 2002, η κατανομή της απασχόλησης των δύο φύλων στις βαθμίδες εκπαίδευσης διαφέρει σημαντικά, έτσι ώστε το 61% της μισθωτής απασχόλησης των γυναικών στον κλάδο έχει γνώσεις Λυκείου, έναντι του 45% περίπου των ανδρών. Οι μισθωτοί με γνώσεις τριτοβάθμιας εκπαίδευσης αποτελούν ένα σημαντικό τμήμα της συνολικής απασχόλησης, ενώ και σ' αυτή τη βαθμίδα εκπαίδευσης οι άνδρες αντιπροσωπεύονται περισσότερο από τις γυναίκες (31,87% έναντι 24,1%).

Όπως και στην περίπτωση της διερεύνησης του μισθολογικού χάσματος ανά ηλικιακή ομάδα, έτσι και εδώ, οι διαφορές στην κατανομή της απασχόλησης των δύο φύλων στα επίπεδα εκπαίδευσης, είναι παράγοντας αύξησης του μισθολογικού χάσματος. Από την παράθεση των στοιχείων του Πίνακα 7.3 και ειδικότερα κατά τις πρόσφατες εξελίξεις (2002), στους άνδρες διακρίνονται τρία διαφορετικά μισθολογικά επίπεδα: α) το χαμηλό, που περιλαμβάνει τους μισθωτούς με γνώσεις Δημοτικού, Γυμνασίου και Λυκείου, οι οποίοι αμείβονται με το 76 – 88% της μέσης ωριαίας αμοιβής των ανδρών στον κλάδο, β) το μέσο επίπεδο, το οποίο περιλαμβάνει τους

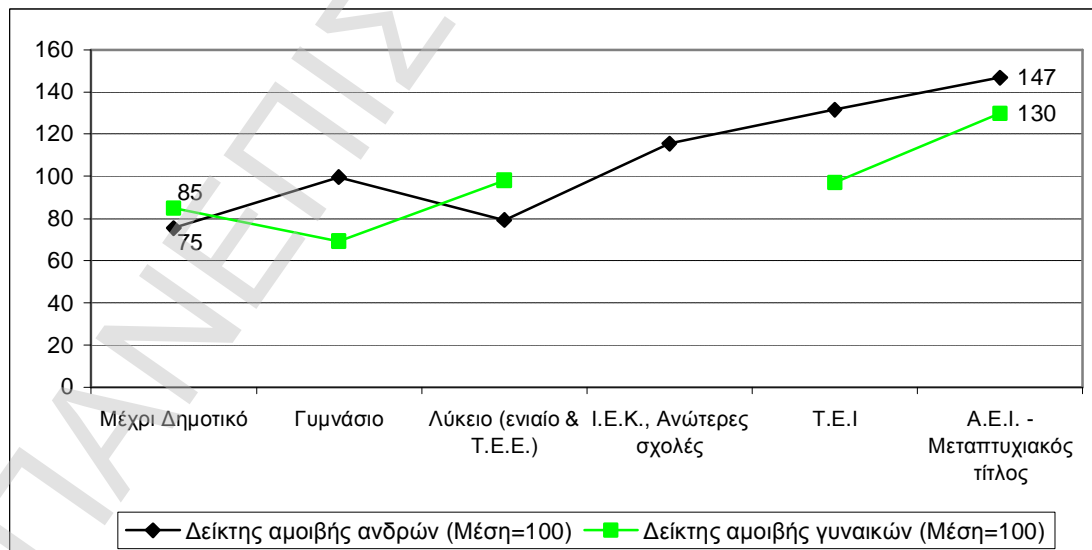
άνδρες με γνώσεις ΙΕΚ – Ανώτερης εκπαίδευσης και ΤΕΙ, οι οποίοι αμείβονται 3 – 7% περισσότερο από τη μέση ωριαία αμοιβή των ανδρών στον κλάδο και γ) το υψηλότερο μισθολογικό επίπεδο, όπου περιλαμβάνονται οι άνδρες με γνώσεις Πανεπιστημιακής εκπαίδευσης και οι οποίοι αμείβονται 18% περισσότερο από την μέση ωριαία αμοιβή των ανδρών συναδέλφων τους στον κλάδο.

Διάγραμμα 7.12: Δείκτης μισθολογικής εξέλιξης ανδρών – γυναικών στην Ελληνική ναυτιλία, 2002



Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών (European Structure of Earnings Survey), Ε.Σ.Υ.Ε., 1995 & 2002.

Διάγραμμα 7.13: Δείκτης μισθολογικής εξέλιξης ανδρών – γυναικών στην Ελληνική ναυτιλία, 1995

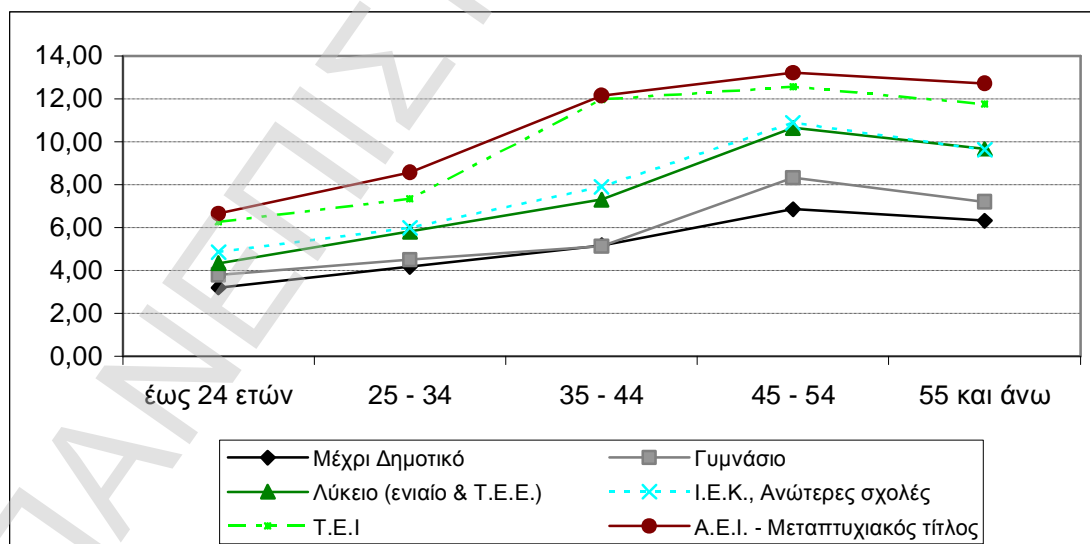


Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών (European Structure of Earnings Survey), Ε.Σ.Υ.Ε., 1995 & 2002.

Αντίθετα, στις γυναίκες διακρίνονται δύο μισθολογικά επίπεδα: α) το χαμηλό που περιλαμβάνει μισθωτές με γνώσεις Δημοτικού, Γυμνασίου, Λυκείου και ΙΕΚ – Ανώτερης εκπαίδευσης που αμείβονται με το 66 – 99% της μέσης ωριαίας αμοιβής των γυναικών στον κλάδο και β) το υψηλό επίπεδο στο οποίο περιλαμβάνονται μισθωτές με γνώσεις Ανώτατης Τεχνολογικής και Πανεπιστημιακής εκπαίδευσης. Αξιοσημείωτο θεωρείται το γεγονός ότι, οι γυναίκες απόφοιτες τεχνολογικής και πανεπιστημιακής εκπαίδευσης, αμείβονται μόλις 10% περισσότερο από τις συναδέλφους τους αποφοίτους Λυκείου.

Εκτός, από τη σχέση μεταξύ επιπέδου εκπαίδευσης και ωριαίας αμοιβής που εξετάσαμε παραπάνω (και η οποία δείχνει την θετική επίδραση της εκπαίδευσης στην αύξηση των αποδοχών), η σχέση αυτή αποκτά μεγαλύτερη σημασία όταν γίνονται επιλογές σχετικά με την απόκτηση επιπλέον εκπαίδευσης. Το αποτέλεσμα τέτοιων επιλογών, εξαρτάται αποφασιστικά από την ηλικία του ατόμου. Επομένως, είναι αναγκαίο να συμπεριληφθεί η ηλικία στην παραπάνω σχέση. Η σχέση αυτή για το σύνολο των εργαζομένων στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις, απεικονίζεται στο διάγραμμα 7.14, όπου παρουσιάζονται τα προφίλ ηλικία – εισόδημα (ωριαία αμοιβή) για διαδοχικά επίπεδα εκπαίδευσης των εργαζομένων σ' αυτές κατά το πιο πρόσφατο έτος απασχόλησής τους (2002).

Διάγραμμα 7.14: Ωριαία αμοιβή κατά επίπεδο εκπαίδευσης και ηλικία εργαζομένων σε ναυτιλιακές επιχειρήσεις, 2002



Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών (European Structure of Earnings Survey), Ε.Σ.Υ.Ε., 1995 & 2002.

Η συμπεριφορά των κατανομών αυτών (προφίλ), είναι σύμφωνη με άλλες κατανομές που έχουν παρατηρηθεί τόσο σε επίπεδο χώρας (Κανελλόπουλος, 1986 και Κανελλόπουλος, Μαυρομάρας και Μητράκος, 2004), όσο και σε άλλες χώρες. Σύμφωνα με το παραπάνω διάγραμμα και μ' εξαίρεση τις αρχικές αμοιβές, όσο μεγαλύτερη είναι η διάρκεια της εκπαίδευσης, τόσο υψηλότερη είναι η αμοιβή. Οι κατανομές αυτές, ανεξάρτητα από το επίπεδο εκπαίδευσης, αρχικά αυξάνουν αυξανόμενης της ηλικίας μέχρι ενός σημείου που αντιστοιχεί στην ηλικία των 45 – 54 ετών και στη συνέχεια κατέρχονται. Παρατηρείται, ότι όσο υψηλότερη είναι η εκπαίδευση των εργαζομένων στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις, τόσο υψηλότερος είναι ο ρυθμός μεταβολής των αμοιβών των εργαζομένων. Αντιθέτως, ο ρυθμός μεταβολής των αμοιβών, καθίσταται αρνητικός για τις ηλικίες πριν την συνταξιοδότηση.

Σχετικά με τη διαχρονική μορφή των προφίλ 'ηλικία – ωριαίας αμοιβής', προκύπτει ότι κατά τις νεότερες ηλικίες, όπου η μετασχολική επένδυση λαμβάνει χώρα (κυρίως λόγω γενικής ή εξειδικευμένης κατάρτισης των εργαζομένων), ο ρυθμός αύξησης των ωριαίων αμοιβών είναι θετικός, αλλά όχι ίδιος για όλα τα επίπεδα εκπαίδευσης. Στα τελευταία έτη σταδιοδρομίας των εργαζομένων, όπου οι επενδύσεις σε ανθρώπινο κεφάλαιο μειώνονται ή λόγω του ότι το υπάρχον ανθρώπινο κεφάλαιο υποτιμάται/απαξιώνεται, οι αμοιβές μειώνονται. Η ανάλυση και παρουσίαση των στοιχείων των εργαζομένων σε ναυτιλιακές επιχειρήσεις, δείχνει ότι για δεδομένη ηλικία, όσο υψηλότερο είναι το επίπεδο εκπαίδευσης, τόσο υψηλότερη είναι η μετασχολική επένδυση σε ανθρώπινο κεφάλαιο. Το γεγονός αυτό, σημαίνει ότι οι εργαζόμενοι στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις, κάνουν χρήση της εξειδικευμένης κατάρτισης που τους προσφέρουν οι εργοδότες τους και η οποία αντανακλάται στο γεγονός ότι οι κατανομές των αμοιβών αποκλίνουν καθώς μεγαλώνει η ηλικία.

7.5.1.3 Χρόνος υπηρεσίας στην επιχείρηση

Ο χρόνος υπηρεσίας των μισθωτών στην επιχείρηση ή με άλλα λόγια ο χρόνος υπηρεσίας των μισθωτών στον τελευταίο εργοδότη (tenure), μπορεί να θεωρηθεί ως ένα χαρακτηριστικό των θέσεων εργασίας του κλάδου ή της επαγγελματικής ομάδας στην οποία αναφέρεται, καθώς μπορεί να περιγράψει την κινητικότητα της μισθωτής απασχόλησης (Κεφάλαιο 1; Καραμεσίνη και Ιωακείμογλου, 2003). Έτσι, σ' ένα κλάδο ή επαγγελματική ομάδα, η υψηλή συγκέντρωση μισθωτών με μικρό χρόνο υπηρεσίας

στην επιχείρηση, μεταφράζεται ως μεγάλη κινητικότητα της μισθωτής απασχόλησης σ' αυτό τον κλάδο ή την επαγγελματική ομάδα.

Σε αντίθεση με την μεταβλητή ηλικία που εκφράζει τη συσσώρευση των επαγγελματικών γνώσεων, την ανάπτυξη γενικών και άρρητων δεξιοτήτων στη διάρκεια του επαγγελματικού βίου, ο χρόνος υπηρεσίας στον τελευταίο εργοδότη, εκφράζει την επαγγελματική πείρα που ο εργαζόμενος απέκτησε στην επιχείρηση, αναπτύσσοντας ειδικές για την συγκεκριμένη επιχείρηση δεξιότητες. Επομένως, ο χρόνος υπηρεσίας στον τελευταίο εργοδότη, εμφανίζεται ως ένας παράγοντας που αυξάνει την αξία της εργασιακής δύναμης (ανθρώπινο κεφάλαιο) και επομένως είναι αναμενόμενο να παρουσιάζει θετική συσχέτιση με το ύψος της αμοιβής.

Σε πολλές περιπτώσεις, η αύξηση των γνώσεων και η ανάπτυξη δεξιοτήτων που επέρχεται με την παραμονή στον ίδιο εργοδότη, συνεχίζεται μέχρι ενός ορισμένου χρονικού σημείου. Σ' αυτή τη περίπτωση, παράλληλα με τη φυσική φθορά των σωματικών ικανοτήτων και διανοητικών δυνάμεων των εργαζομένων, επέρχεται απαξίωση του ανθρώπινου κεφαλαίου, ιδιαίτερα σε μεγαλύτερες ηλικίες που προηγούνται της σύνταξης (Κεφάλαιο 1; Καραμεσίνη και Ιωακείμογλου, 2003). Για το λόγο αυτό, είναι συχνό φαινόμενο η μορφή της καμπύλης των αμοιβών ως συνάρτηση της προϋπηρεσίας στον τελευταίο εργοδότη, να είναι κατ' αρχάς αύξουσα και στη συνέχεια φθίνουσα (όπως συμβαίνει άλλωστε και με τον παράγοντα ηλικία).

Στην παρούσα έρευνα, το χαρακτηριστικό του χρόνου υπηρεσίας εντάσσεται στην κατηγορία των ατομικών χαρακτηριστικών των μισθωτών, θεωρώντας ότι αυτό εκφράζει περισσότερο την επιλογή ή/και την υποχρέωση των μισθωτών να παραμένουν στην επιχείρηση που εργάζονται για λόγους που οι ίδιοι θεωρούν ως σημαντικούς (όπως, ικανοποίηση από την αμοιβή, ασφάλεια, σταθερότητα της εργασίας, λόγω υψηλής ανεργίας στον κλάδο ή το επάγγελμά τους κ.λ.π.). Επιπλέον, ο χρόνος υπηρεσίας στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις, εξετάζεται τόσο σε σχέση με την κινητικότητα της μισθωτής απασχόλησης σ' αυτές, όσο και με την ηλικία, με σκοπό την σύγκριση των παραγόντων αυτών στη διαμόρφωση του μισθολογικού χάσματος των δύο φύλων στον κλάδο της ελληνικής ναυτιλίας.

Κατά την περίοδο 1995 – 2002, το μισθολογικό χάσμα ανάμεσα στα δύο φύλα σε σχέση με την διάρκεια του χρόνου υπηρεσίας των μισθωτών στην επιχείρηση (κλάδο), έχει μειωθεί σημαντικά σ' όλα τα κλιμάκια (Πίνακας 7.4). Οι σημειούμενες μεταβολές του μισθολογικού χάσματος, κυμαίνονται από 27,75% μέχρι 73,46% (με χρόνο υπηρεσίας στην επιχείρηση μέχρι 3 έτη και από 12 έως 15 έτη αντίστοιχα). Και στα

δύο φύλα, η αύξηση του χρόνου υπηρεσίας στην επιχείρηση, συνοδεύεται από αύξηση της μέσης ωριαίας αμοιβής τους. Επιπλέον, όπως είναι αναμενόμενο, ανάμεσα στον χρόνο υπηρεσίας των μισθωτών στην επιχείρηση και στην ηλικία, υπάρχει θετική συσχέτιση, καθώς στις περισσότερες περιπτώσεις οι μισθωτοί με μεγάλο χρόνο υπηρεσίας σε μια επιχείρηση ανήκουν στις υψηλότερες ηλικιακές ομάδες.

Ειδικότερα, κατά τις πιο πρόσφατες εξελίξεις (2002), μισθολογικό χάσμα ανάμεσα στα δύο φύλα δεν υπάρχει για μισθωτούς με διάρκεια χρόνου υπηρεσίας στην επιχείρηση από 4 – 15 έτη. Αντιθέτως, μπορούμε να ισχυριστούμε ότι υπάρχει διάκριση αμοιβών στον κλάδο και προς τις δύο κατευθύνσεις. Πρώτον, κατά των νεοπροσλαμβανόμενων γυναικών με χρόνο υπηρεσίας στην επιχείρηση μέχρι 3 έτη, όπου η μέση ωριαία αμοιβή αυτών φθάνει το 80,8% της αντίστοιχης αμοιβής των ανδρών και δεύτερον, κατά των ανδρών, αφού οι γυναίκες με χρόνο υπηρεσίας στην επιχείρηση πάνω από 16 χρόνια, αμείβονται κατά 17% περισσότερο από τους άνδρες.

Πίνακας 7.4: Κατανομή της απασχόλησης, ωριαίες αμοιβές και μισθολογικό χάσμα ανδρών - γυναικών κατά χρόνο υπηρεσίας στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις, 1995 & 2002

2002									
ΧΡΟΝΟΣ ΥΠΗΡΕΣΙΑΣ ΣΤΗΝ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΗ	Κατανομή της απασχόλησης (%)		Μέση μηνιαία αμοιβή Ανδρών	Μέση μηνιαία αμοιβή Γυναικών	Μέση ωριαία αμοιβή Ανδρών	Μέση ωριαία αμοιβή Γυναικών	Αμοιβή Ανδρών Μέση = 100	Αμοιβή Γυναικών v Μέση = 100)	Αμοιβή γυναικών ως % της αμοιβής των ανδρών
	Άνδρες	Γυναίκες							
Μέχρι 3 έτη	48,4%	59,0%	1.276,83	1.031,99	7,71	6,23	90	82	80,8
4 έως 7 έτη	30,8%	18,1%	1.394,80	1.398,68	8,23	8,39	96	111	101,9
8 έως 11 έτη	3,3%	12,0%	1.485,35	1.513,98	8,89	8,85	104	117	99,6
12 έως 15 έτη	8,8%	6,0%	1.883,59	1.908,08	11,26	11,20	132	148	99,5
Πάνω από 16 έτη	8,8%	4,8%	1.869,81	2.206,82	11,27	13,18	132	174	117,0
Σύνολο	100,00%	100,00%	1.425,48	1.265,73	8,53	7,57	100	100	88,7
1995									
ΧΡΟΝΟΣ ΥΠΗΡΕΣΙΑΣ ΣΤΗΝ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΗ	Κατανομή της απασχόλησης (%)		Μέση μηνιαία αμοιβή Ανδρών	Μέση μηνιαία αμοιβή Γυναικών	Μέση ωριαία αμοιβή Ανδρών	Μέση ωριαία αμοιβή Γυναικών	Αμοιβή Ανδρών Μέση = 100)	Αμοιβή Γυναικών v Μέση = 100)	Αμοιβή γυναικών ως % της αμοιβής των ανδρών
	Άνδρες	Γυναίκες							
Μέχρι 3 έτη	53,8%	47,6%	1.041,60	646,42	6,31	3,99	92	87	63,3
4 έως 7 έτη	20,5%	32,9%	1.086,16	758,12	6,37	4,50	93	98	70,6
8 έως 11 έτη	12,8%	11,0%	1.359,81	887,09	7,78	5,82	114	127	74,8
12 έως 15 έτη	6,4%	3,7%	1.643,04	892,06	9,31	5,34	136	117	57,4
Πάνω από 16 έτη	4,5%	3,7%	1.117,41	1.004,30	7,84	6,67	115	146	85,0
Δεν δήλωσαν	1,92%	1,22%	1.306,49	1.479,09	7,65	8,86	112	194	115,7
Σύνολο	100,00%	100,00%	1.144,83	743,03	6,83	4,57	100	100	67,0

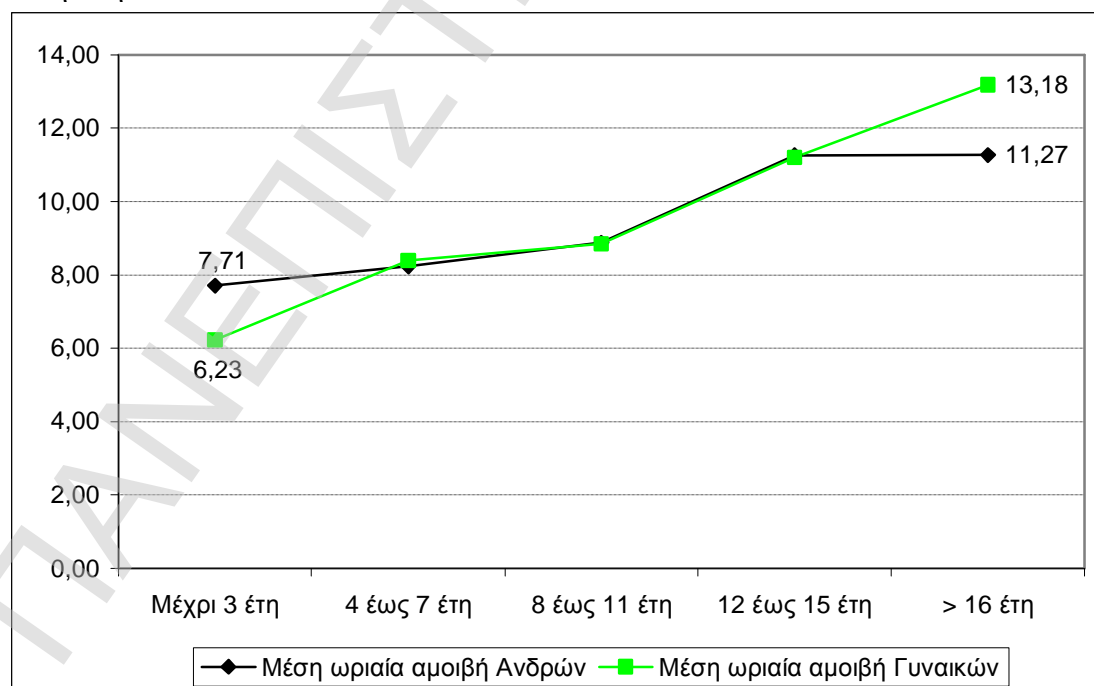
Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών της Ε.Σ.Υ.Ε. (1995 & 2002).

Σύμφωνα με την παράθεση των στοιχείων του Πίνακα 7.4 και των διαγραμμάτων 7.15 και 7.16, προκύπτει ότι η αύξηση της εργασιακής δύναμης χάρη στη συσσώρευση

επαγγελματικής πείρας των εργαζομένων στην ίδια ναυτιλιακή επιχείρηση, είναι σημαντική καθ' όλη την εξεταζόμενη περίοδο 1995 – 2002. Ειδικότερα, κατά το 2002, ο ρυθμός μεταβολής της αμοιβής των εργαζομένων γυναικών σε συνάρτηση με τον χρόνο υπηρεσίας τους στον ίδιο εργοδότη, είναι μεγαλύτερος από τον αντίστοιχο των ανδρών. Αυτό σημαίνει ότι κατά τα τελευταία χρόνια, οι εργαζόμενες γυναίκες σε ναυτιλιακές επιχειρήσεις, όχι μόνο συσσωρεύουν ανθρώπινο κεφάλαιο ίσο μ' αυτό των ανδρών, αλλά τουναντίον και μετά από 15 έτη εμπειρίας στην ίδια ναυτιλιακή επιχείρηση, εξακολουθούν να επενδύουν και μάλιστα σε βαθμό μεγαλύτερο απ' αυτόν των ανδρών. Με άλλα λόγια, σήμερα, οι γυναίκες εργαζόμενες σε ναυτιλιακές επιχειρήσεις, φαίνεται να δείχνουν 'καθαρή επαγγελματική νοοτροπία στελέχους', να τις ενδιαφέρει ή καριέρα στην επιχείρηση και ν' αξιοποιούν άριστα τους ανθρώπινους πόρους της επιχείρησης, επενδύοντας σημαντικά σε 'εξειδικευμένη κατάρτιση' στην επιχείρηση.

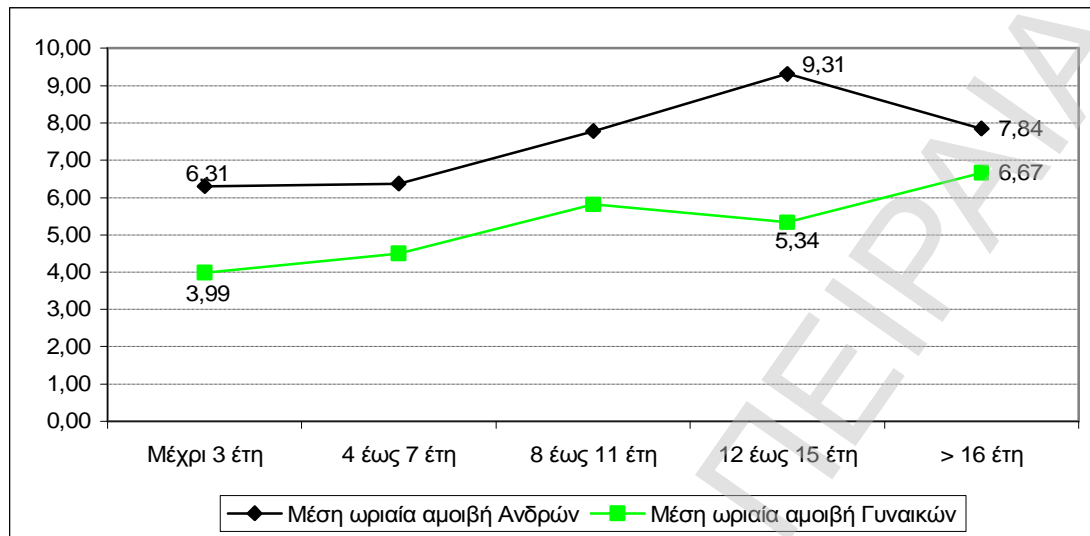
Αντίθετα, η κυρτότητα της καμπύλης των αμοιβών ως συνάρτηση της εμπειρίας (να είναι καταρχήν αύξουσα και εν συνεχεία φθίνουσα), φαίνεται να επαληθεύεται μόνο για τους άνδρες μετά τα 15 έτη συνεχούς εργασίας στον ίδιο εργοδότη (τόσο το 1995, όσο και το 2002).

Διάγραμμα 7.15: Προφίλ 'εμπειρίας – ωριαίας αμοιβής', ανδρών – γυναικών στην Ελληνική ναυτιλία, 2002



Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών (European Structure of Earnings Survey), Ε.Σ.Υ.Ε., 1995 & 2002.

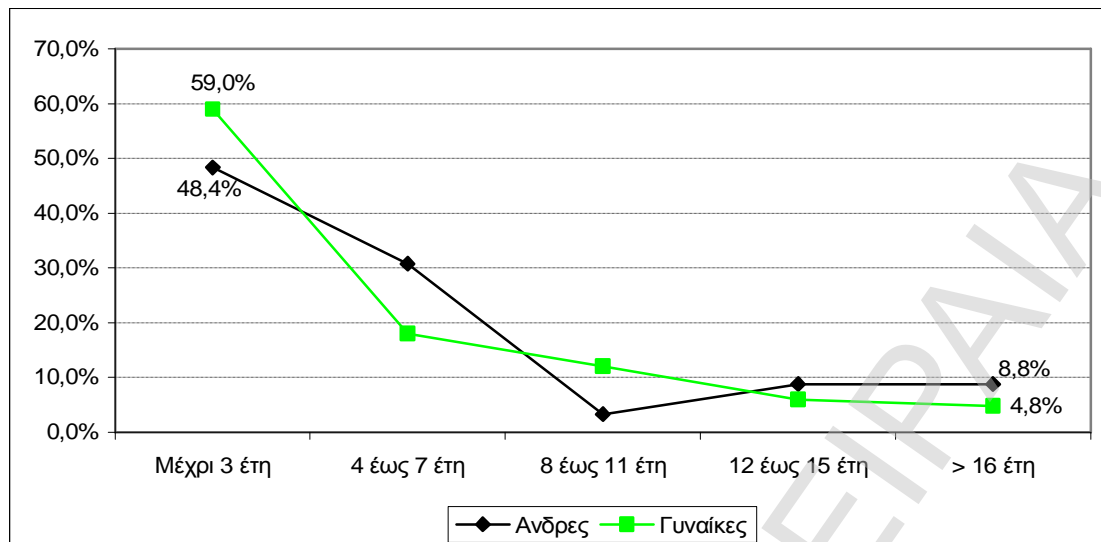
Διάγραμμα 7.16: Προφίλ ‘εμπειρίας – ωριαίας αμοιβής’, ανδρών – γυναικών στην Ελληνική ναυτιλία, 1995



Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών (European Structure of Earnings Survey), Ε.Σ.Υ.Ε., 1995 & 2002.

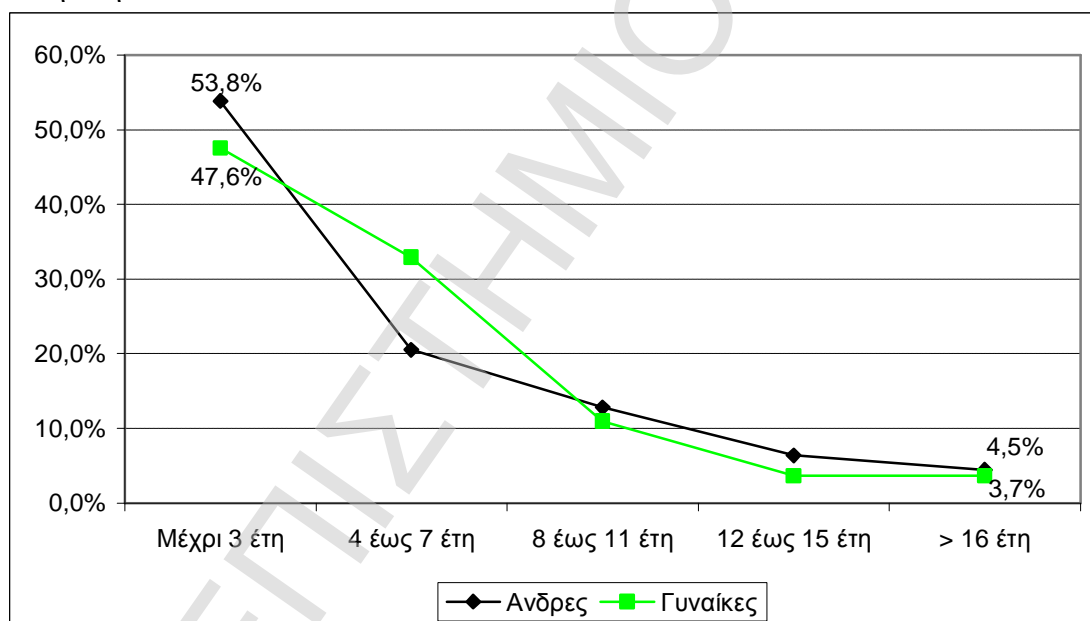
Τέλος, ο κλάδος της ελληνικής ναυτιλίας καθ’ όλη την εξεταζόμενη περίοδο (1995 – 2002) χαρακτηρίζεται από έντονη κινητικότητα της μισθωτής απασχόλησης. Συγκεκριμένα, κατά το 2002, ένα σημαντικό μέρος των μισθωτών στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις και από τα δύο φύλα (το 48,4% των ανδρών και το 59% των γυναικών), άρχισε να εργάζεται στη θέση εργασίας που κατείχε το 2002 τα προηγούμενα 3 χρόνια.

Διάγραμμα 7.17: Ποσοστιαία κατανομή ανδρών – γυναικών ανά έτη εμπειρίας στην Ελληνική ναυτιλία, 2002



Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών (European Structure of Earnings Survey), Ε.Σ.Υ.Ε., 1995 & 2002.

Διάγραμμα 7.18: Ποσοστιαία κατανομή ανδρών – γυναικών ανά έτη εμπειρίας στην Ελληνική ναυτιλία, 1995



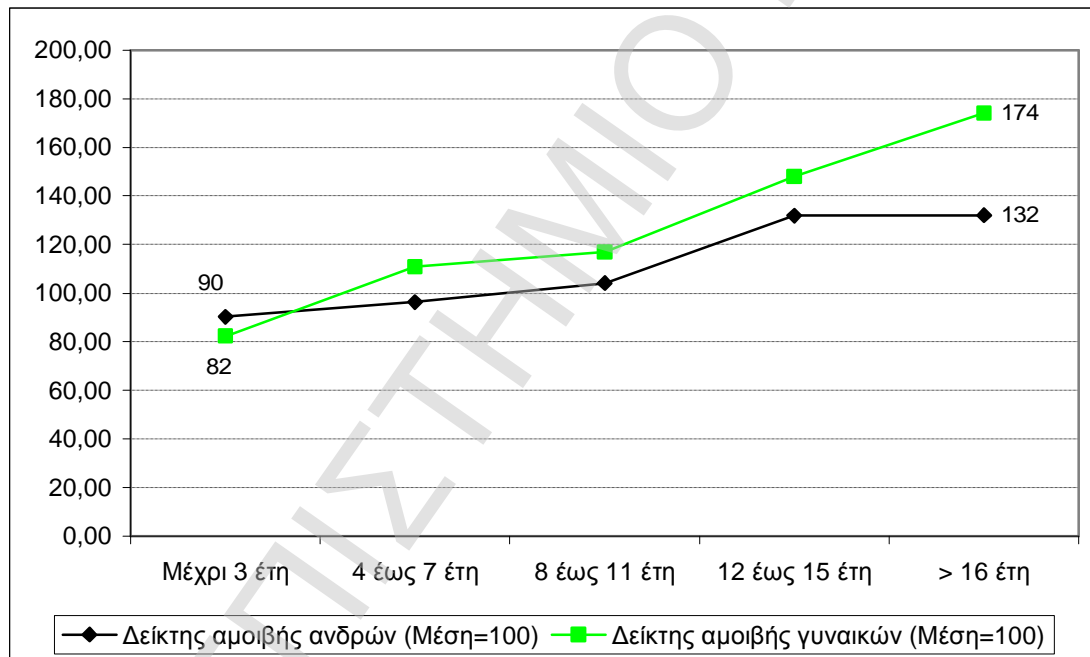
Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών (European Structure of Earnings Survey), Ε.Σ.Υ.Ε., 1995 & 2002.

Από τα αποτελέσματα της σχετικής επεξεργασίας των στοιχείων και των διαγραμμάτων 7.18 και 7.19, προκύπτει ότι το εύρος της μισθολογικής εξέλιξης είναι συγκριτικά μεγαλύτερο στις γυναίκες, τόσο το 1995 όσο και το 2002, απ' ό τι στους άνδρες. Ειδικότερα, στην ελληνική ναυτιλία κατά το 2002, ένας άνδρας μισθωτός κατά την διάρκεια της επαγγελματικής του πορείας σε μια ναυτιλιακή επιχείρηση, μπορεί να φθάσει να αμείβεται κατά μέσο όρο με 32% μεγαλύτερη ωριαία αμοιβή από

τη μέση ωριαία αμοιβή των ανδρών συναδέλφων του. Αντίστοιχα, μια γυναίκα μπορεί να λάβει μέχρι και 74% μεγαλύτερη ωριαία αμοιβή από τη μέση ωριαία αμοιβή των γυναικών συναδέλφων της στον κλάδο.

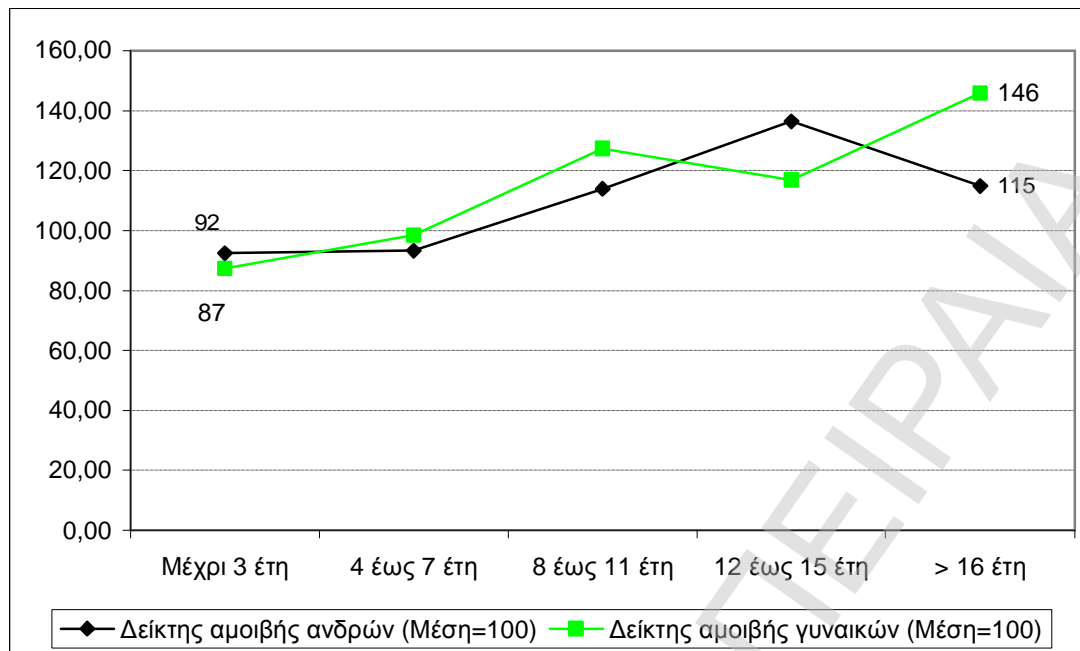
Αντίθετα, η ταχύτητα της μισθολογικής εξέλιξης των εργαζομένων, κατά το 2002, φαίνεται να είναι μεγαλύτερη για τις γυναίκες παρά για τους άνδρες. Αυτό σημαίνει ότι, μια μισθωτή σε μια ναυτιλιακή εταιρεία, λαμβάνει ωριαία αμοιβή μεγαλύτερη από τη μέση ωριαία αμοιβή του φύλου στο οποίο ανήκει μετά το 3^ο έτος υπηρεσίας της στον ίδιο εργοδότη. Αντίθετα, οι άνδρες αμείβονται περισσότερο από την μέση αμοιβή των συναδέλφων τους, μετά από 7 έτη υπηρεσίας.

Διάγραμμα 7.19: Δείκτης μισθολογικής εξέλιξης ανδρών – γυναικών στην Ελληνική ναυτιλία, 2002



Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών (European Structure of Earnings Survey), Ε.Σ.Υ.Ε., 1995 & 2002.

Διάγραμμα 7.20: Δείκτης μισθολογικής εξέλιξης ανδρών – γυναικών στην Ελληνική ναυτιλία, 1995



Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών (European Structure of Earnings Survey), Ε.Σ.Υ.Ε., 1995 & 2002.

7.5.2 Υπολογισμός μισθολογικού χάσματος, ως προς τα χαρακτηριστικά της θέσης εργασίας των μισθωτών

7.5.2.1 Μέγεθος της επιχείρησης

Σύμφωνα με τα στοιχεία του Πίνακα 7.5, ενώ το 1995 το χάσμα αμοιβών ανδρών – γυναικών εργαζομένων στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις είχε την τάση ν' αυξάνεται, αυξανόμενου του μεγέθους της ναυτιλιακής επιχείρησης (εκτός από τις πολύ μεγάλου μεγέθους επιχειρήσεις), αντιθέτως το 2002 οι μισθολογικές διαφορές παρουσιάζουν έντονες διακυμάνσεις μεταξύ του μεγέθους των επιχειρήσεων. Ειδικότερα, κατά την περίοδο 1995 – 2002, στις πολύ μικρές και πολύ μεγάλες ναυτιλιακές επιχειρήσεις παρατηρείται σημαντική επιδείνωση του χάσματος αμοιβών (αύξηση) που φθάνει το 30% και 39% αντίστοιχα.

Πίνακας 7.5: Κατανομή της απασχόλησης, ωριαίες αμοιβές και μισθολογικό χάσμα ανδρών - γυναικών κατά μέγεθος επιχείρησης στην Ελληνική Ναυτιλία, 1995 & 2002

ΜΕΓΕΘΟΣ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΗΣ	Κατανομή της απασχόλησης (%)		Μέση μηνιαία αμοιβή Ανδρών	Μέση μηνιαία αμοιβή Γυναικών	Μέση ωριαία αμοιβή Ανδρών	Μέση ωριαία αμοιβή Γυναικών	Αμοιβή Ανδρών Μέση = 100	Αμοιβή Γυναικών v Μέση = 100	Αμοιβή γυναικών ως % της αμοιβής των ανδρών
	Ανδρες	Γυναίκες							
	μέχρι 19 άτομα	14,29%							
20-29 άτομα	19,78%	15,66%	1.377,43	1.361,00	8,00	8,04	94	106	100,5

30-49 άτομα	15,38%	19,28%	1.038,51	1.117,79	6,36	6,65	75	88	104,7
50-99 άτομα	20,88%	15,66%	1.336,81	879,81	8,01	5,27	94	70	65,8
100-199 άτομα	24,18%	26,51%	1.753,02	1.724,81	10,38	10,24	122	135	98,7
200-499 άτομα	5,49%	9,64%	2.329,47	1.421,31	14,02	8,56	164	113	61,0
Σύνολο	100,00%	100,00%	1.425,48	1.265,73	8,53	7,57	100	100	88,7
1995									
ΜΕΓΕΘΟΣ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΗΣ	Κατανομή της απασχόλησης (%)		Μέση μηνιαία αμοιβή Ανδρών	Μέση μηνιαία αμοιβή Γυναικών	Μέση ωριαία αμοιβή Ανδρών	Μέση ωριαία αμοιβή Γυναικών	Αμοιβή Ανδρών Μέση = 100)	Αμοιβή Γυναικών Μέση = 100)	Αμοιβή γυναικών ως % της αμοιβής των ανδρών
	Άνδρες	Γυναίκες							
μέχρι 19 άτομα	10,26%	12,20%	640,88	446,78	3,84	2,87	56	63	74,8
20-29 άτομα	11,54%	24,39%	912,37	663,63	5,46	4,08	80	89	74,7
30-49 άτομα	5,77%	17,07%	1.004,18	739,40	6,01	4,43	88	97	73,6
50-99 άτομα	36,54%	32,93%	1.392,00	873,46	8,29	5,50	121	120	66,3
100-199 άτομα	4,49%	12,20%	1.290,86	817,99	7,46	4,73	109	103	63,4
200-499 άτομα	31,41%	1,22%	1.101,65	1.147,94	6,60	6,87	97	150	104,2
Σύνολο	100,00%	100,00%	1.144,83	743,03	6,83	4,57	100	100	67,0

Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών της Ε.Σ.Υ.Ε. (1995 & 2002).

Επίσης, αξίζει να σημειωθεί ότι, στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις που απασχολούν 50 – 99 εργαζομένους το χάσμα αμοιβών παραμένει υψηλό (34%) και σχεδόν αμετάβλητο. Αντιθέτως, εξισορροποητικές μισθολογικές τάσεις εμφανίζουν οι επιχειρήσεις που απασχολούν 100 – 199 εργαζομένους, όπου οι μισθολογικές διαφορές έχουν σχεδόν εκλείψει αφού οι γυναίκες αμείβονται με το 98,7% του μέσου μισθού των ανδρών συναδέλφων τους.

Κατά το έτος 2002, το εύρος της μισθολογικής εξέλιξης των εργαζομένων, είναι συγκριτικά μεγαλύτερο στους άνδρες απ' ότι στις γυναίκες. Ειδικότερα, στην ελληνική ναυτιλία ένας άνδρας μισθωτός κατά την διάρκεια της επαγγελματικής του πορείας σε μια ναυτιλιακή επιχείρηση, μπορεί να φθάσει να αμείβεται κατά μέσο όρο με 64% μεγαλύτερη ωριαία αμοιβή από τη μέση ωριαία αμοιβή των ανδρών συναδέλφων του στον κλάδο. Αντίστοιχα, μια γυναίκα μπορεί ν' αμείβεται μέχρι και 35% περισσότερο από τη μέση ωριαία αμοιβή των γυναικών συναδέλφων της στον κλάδο. Κατά το 1995, η εικόνα ήταν εντελώς διαφορετική, αφού οι γυναίκες μπορούσαν ν' αμειφθούν μέχρι και 50% περισσότερο από τη μέση ωριαία αμοιβή των γυναικών συναδέλφων της στον κλάδο, ενώ οι άνδρες μέχρι και 21% περισσότερο από τη μέση ωριαία αμοιβή των ανδρών συναδέλφων της στον κλάδο.

Αντίθετα, η ταχύτητα της μισθολογικής εξέλιξης των εργαζομένων, κατά το 2002, φαίνεται να είναι μεγαλύτερη στους άνδρες απ' ότι στις γυναίκες. Αυτό σημαίνει ότι, ένας μισθωτός σε μια ναυτιλιακή εταιρεία, λαμβάνει ωριαία αμοιβή μεγαλύτερη από τη μέση ωριαία αμοιβή του φύλου στο οποίο ανήκει, μόνο στην περίπτωση που

εργάζεται σ' επιχειρήσεις που απασχολούν από 100 άτομα και άνω. Αντίθετα, οι γυναίκες αμείβονται περισσότερο από την μέση αμοιβή των συναδέλφων τους, αν εργάζονται σε ναυτιλιακές επιχειρήσεις που απασχολούν 20 – 29 άτομα και 100 – 199 άτομα.

7.5.2.2 Άσκηση ή μη καθηκόντων διοίκησης ή εποπτείας άλλων εργαζομένων

Η ύπαρξη καθηκόντων εποπτείας ή διοίκησης άλλων εργαζομένων, αποτελεί ένα χαρακτηριστικό απασχόλησης των μισθωτών, το οποίο σε συνδυασμό με το είδος του ατομικού τους επαγγέλματος, παρέχει πληροφορίες για το περιεχόμενο της εργασίας και τη θέση στην ιεραρχία της επιχείρησης που έχουν οι μισθωτοί.

Όπως είναι αναμενόμενο, οι θέσεις εργασίας με καθήκοντα εποπτείας η διοίκησης άλλων εργαζομένων, αμείβονται περισσότερο από τις θέσεις εργασίας που δεν περιλαμβάνουν τέτοια καθήκοντα. Ωστόσο, η αύξηση αυτή στην αμοιβή, καθώς και η αντιπροσώπευση σε αυτές τις θέσεις εργασίας είναι αρκετά διαφορετική ανάμεσα στα δύο φύλα (Πίνακας 7.6).

Πίνακας 7.6: Κατανομή της απασχόλησης, ωριαίες αμοιβές και μισθολογικό χάσμα ανδρών - γυναικών ως προς την άσκηση ή μη καθηκόντων διοίκησης/εποπτείας άλλων εργαζομένων στις επιχειρήσεις της Ελληνικής Ναυτιλίας, 1995 & 2002

2002									
ΑΣΚΗΣΗ Ή ΜΗ ΚΑΘΗΚΟΝΤΩΝ ΔΙΟΙΚΗΣΗΣ Ή ΕΠΟΠΤΕΙΑΣ ΑΛΛΩΝ ΕΡΓΑΖΟΜΕΝΩΝ	Κατανομή της απασχόλησης (%)		Μέση μηνιαία αμοιβή Ανδρών	Μέση μηνιαία αμοιβή Γυναικών	Μέση ωριαία αμοιβή Ανδρών	Μέση ωριαία αμοιβή Γυναικών	Αμοιβή Ανδρών Μέση = 100	Αμοιβή Γυναικών Μέση = 100)	Αμοιβή γυναικών ως % της αμοιβής των ανδρών
	Άνδρες	Γυναίκες							
ΝΑΙ	19,78%	15,66%	2.215,68	1.820,11	13,31	10,94	156	145	82,1
ΟΧΙ	80,22%	84,34%	1.230,63	1.162,77	7,35	6,94	86	92	94,4
Σύνολο	100,00%	100,00%	1.425,48	1.265,73	8,53	7,57	100	100	88,7
1995									
ΑΣΚΗΣΗ Ή ΜΗ ΚΑΘΗΚΟΝΤΩΝ ΔΙΟΙΚΗΣΗΣ Ή ΕΠΟΠΤΕΙΑΣ ΑΛΛΩΝ ΕΡΓΑΖΟΜΕΝΩΝ	Κατανομή της απασχόλησης (%)		Μέση μηνιαία αμοιβή Ανδρών	Μέση μηνιαία αμοιβή Γυναικών	Μέση ωριαία αμοιβή Ανδρών	Μέση ωριαία αμοιβή Γυναικών	Αμοιβή Ανδρών Μέση = 100)	Αμοιβή Γυναικών Μέση = 100)	Αμοιβή γυναικών ως % της αμοιβής των ανδρών
	Άνδρες	Γυναίκες							
ΝΑΙ	28,85%	7,32%	1.367,10	1.232,40	8,09	7,33	118	160	90,7
ΟΧΙ	71,15%	92,68%	1.043,80	703,88	6,25	4,35	92	95	69,5
Σύνολο	100,00%	100,00%	1.144,83	743,03	6,83	4,57	100	100	67,0

Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών της Ε.Σ.Υ.Ε. (1995 & 2002).

Η συμμετοχή των μισθωτών σε θέσεις εργασίας με καθήκοντα διοίκησης ή εποπτείας άλλων εργαζομένων στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις, είναι αρκετά

διαφορετική καθ' όλη την εξεταζόμενη περίοδο 1995 – 2002, με μεγαλύτερη ωστόσο, να είναι η παρουσία των ανδρών σ' αυτές τις θέσεις. Ειδικότερα, ενώ το 1995, το 29% περίπου των ανδρών ασκούσε καθήκοντα διοίκησης ή εποπτείας, έναντι μόλις 7% των γυναικών, αντιθέτως το 2002, το ποσοστό των ανδρών που ασκεί καθήκοντα διοίκησης ή εποπτείας μειώθηκε σημαντικά στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις και φθάνει το 18%, εν αντιθέσει με τις γυναίκες που κατάφεραν να υπερδιπλασιάσουν την συμμετοχή τους στις υψηλόβαθμες θέσεις και να συμμετέχουν με 16%.

Καθ' όλη την εξεταζόμενη περίοδο, η αύξηση στην αμοιβή για θέσεις εργασίας με τέτοια καθήκοντα, είναι αναλογικά μεγαλύτερη στις γυναίκες απ' ότι στους άνδρες. Ειδικότερα, κατά το 1995, η μέση ωριαία αμοιβή των ανδρών με καθήκοντα διοίκησης ή εποπτείας σε μια ναυτιλιακή επιχείρηση, ήταν κατά μέσο όρο 29,5% μεγαλύτερη από την μέση ωριαία αμοιβή των ανδρών συναδέλφων τους που δεν ασκούσαν τέτοια καθήκοντα. Αντίστοιχα, κατά το ίδιο έτος, οι γυναίκες με καθήκοντα διοίκησης ή εποπτείας, λάμβαναν κατά μέσο όρο 68,5% μεγαλύτερη ωριαία αμοιβή από τις γυναίκες συναδέλφους τους που δεν είχαν τέτοια καθήκοντα. Αντίθετα, κατά το 2002, η παραπάνω πραγματικότητα έχει αντιστραφεί, με αποτέλεσμα η μέση ωριαία αμοιβή των ανδρών με καθήκοντα διοίκησης ή εποπτείας να είναι κατά μέσο όρο 81% μεγαλύτερη από την μέση ωριαία αμοιβή των ανδρών συναδέλφων τους που δεν ασκούσαν τέτοια καθήκοντα, ενώ αντίστοιχα οι γυναίκες με καθήκοντα διοίκησης ή εποπτείας, λαμβάνουν κατά μέσο όρο 57,6% μεγαλύτερη ωριαία αμοιβή από τις γυναίκες συναδέλφους τους που δεν ασκούν τέτοια καθήκοντα.

Με βάση τις παραπάνω διαφορές στην αμοιβή των καθηκόντων αυτών στα δύο φύλα, είναι αναμενόμενο ότι το μισθολογικό χάσμα ανάμεσα στους άνδρες και στις γυναίκες με καθήκοντα διοίκησης ή εποπτείας άλλων εργαζομένων, θα είναι μικρότερο από το μισθολογικό χάσμα των ανδρών και γυναικών χωρίς αυτά τα καθήκοντα. Πράγματι, κατά το έτος 2002, η μέση ωριαία αμοιβή των γυναικών με καθήκοντα διοίκησης ή εποπτείας φθάνει το 82,1% της αντίστοιχης αμοιβής των ανδρών συναδέλφων τους με τέτοια καθήκοντα, ενώ η μέση ωριαία αμοιβή των γυναικών με χωρίς τέτοια καθήκοντα φθάνει το 94,4% της αντίστοιχης αμοιβής των ανδρών συναδέλφων τους. Αντίθετα, κατά το 1995, τα παραπάνω ποσοστά ήταν της τάξης των 90,7% και 69,5% αντίστοιχα για τις γυναίκες που ασκούσαν και δεν ασκούσαν καθήκοντα διοίκησης ή εποπτείας.

Γενικά, μπορούμε να συμπεράνουμε ότι κατά την εξεταζόμενη περίοδο 1995 – 2002, το μισθολογικό χάσμα ανδρών γυναικών έχει διευρυνθεί όσον αφορά τις θέσεις

ευθύνης κατά 9,4%, ενώ αντιθέτως έχει μειωθεί σημαντικά μεταξύ εργαζομένων χωρίς θέση ευθύνης κατά 35,8%.

7.5.2.3 Είδος ατομικής σύμβασης εργασίας

Σύμφωνα με τα στοιχεία των ερευνών, η ατομική σύμβαση των μισθωτών διακρίνεται σε τέσσερα είδη συμβάσεων εργασίας: στις αορίστου χρόνου, στις ορισμένου χρόνου, στις συμβάσεις εργασίας μαθητευόμενων και στους λοιπούς τύπων συμβάσεων. Από την ανάλυση των στοιχείων του έτους 2002, συμβάσεις εργασίας μαθητευόμενων και άλλου είδους δεν προέκυψαν και επομένως για λόγους σύγκρισης, η ανάλυση γίνεται μόνο για εργαζομένους με συμβάσεις εργασίας αορίστου και ορισμένου χρόνου.

Σύμφωνα με την παράθεση των στοιχείων του Πίνακα 7.7, η κατανομή της απασχόλησης ανδρών – γυναικών ανάλογα με το είδος ατομικής σύμβασης, έχει διαφοροποιηθεί το 2002, σε σχέση με το 1995. Ειδικότερα, ενώ το 2002, οι μισθωτοί εργαζόμενοι στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις που καλύπτονται από ατομική σύμβαση εργασίας αορίστου χρόνου αποτελούν σχεδόν το σύνολο της μισθωτής απασχόλησης (περίπου το 99% των ανδρών και γυναικών), αντιθέτως, το 1995 με ατομική σύμβαση αορίστου χρόνου καλύπτονταν περίπου το 58% των ανδρών και το 90% των γυναικών, ενώ ένα σημαντικό ποσοστό της τάξης του 32% για τους άνδρες και 7,3% για τις γυναίκες εργάζονταν με συμβάσεις εργασίας ορισμένου χρόνου.

Πίνακας 7.7: Κατανομή της απασχόλησης, ωριαίες αμοιβές και μισθολογικό χάσμα ανδρών - γυναικών κατά είδος ατομικής σύμβασης των εργαζομένων στην Ελληνική Ναυτιλία, 1995 & 2002

2002									
ΕΙΔΟΣ ΑΤΟΜΙΚΗΣ ΣΥΜΒΑΣΗΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ	Κατανομή της απασχόλησης (%)		Μέση μηνιαία αμοιβή Ανδρών	Μέση μηνιαία αμοιβή Γυναικών	Μέση ωριαία αμοιβή Ανδρών	Μέση ωριαία αμοιβή Γυναικών	Αμοιβή Ανδρών	Αμοιβή Γυναικών	Αμοιβή γυναικών ως % της αμοιβής των ανδρών
	Ανδρες	Γυναίκες					Μέση = 100	Μέση = 100)	
Αορίστου χρόνου	98,90%	98,80%	1.432,94	1.271,48	8,58	7,60	101	100	88,6
Ορισμένου χρόνου	1,10%	1,20%	753,72	794,24	4,51	4,77	53	63	105,6
Σύνολο	100,00%	100,00%	1.425,48	1.265,73	8,53	7,57	100	100	88,7
1995									
ΧΡΟΝΟΣ ΥΠΗΡΕΣΙΑΣ ΣΤΗΝ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΗ	Κατανομή της απασχόλησης (%)		Μέση μηνιαία αμοιβή Ανδρών	Μέση μηνιαία αμοιβή Γυναικών	Μέση ωριαία αμοιβή Ανδρών	Μέση ωριαία αμοιβή Γυναικών	Αμοιβή Ανδρών	Αμοιβή Γυναικών	Αμοιβή γυναικών ως % της αμοιβής των ανδρών
	Ανδρες	Γυναίκες					Μέση = 100)	Μέση = 100)	
Αορίστου χρόνου	57,69%	90,24%	1.256,73	763,79	7,35	4,68	108	102	63,7
Ορισμένου χρόνου	32,05%	7,32%	1.049,75	556,55	6,29	3,63	92	79	57,7
Άλλη	10,26%	2,44%	754,11	325,81	5,22	1,88	76	41	36,1
Σύνολο	100,00%	100,00%	1.144,83	743,03	6,83	4,57	100	100	67,0

Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών της Ε.Σ.Υ.Ε. (1995 & 2002).

Όσον αφορά τις αμοιβές ανδρών – γυναικών στις δύο αυτές κατηγορίες συμβάσεων, μπορούμε να πούμε ότι είναι αρκετά διαφορετικές. Ειδικότερα, κατά το 1995, η μέση ωριαία αμοιβή των ανδρών που καλύπτονται με συμβάσεις εργασίας αορίστου σε μια ναυτιλιακή επιχείρηση, ήταν κατά μέσο όρο 14,4% μεγαλύτερη από την μέση ωριαία αμοιβή των ανδρών συναδέλφων τους που εργάζονταν υπό καθεστώς ορισμένου χρόνου. Αντίστοιχα, κατά το ίδιο έτος, οι γυναίκες εργαζόμενες με συμβάσεις αορίστου χρόνου, λάμβαναν κατά μέσο όρο 22,4% μεγαλύτερη ωριαία αμοιβή από τις γυναίκες συναδέλφους τους με σύμβαση εργασίας ορισμένου χρόνου. Αντίθετα, κατά το 2002, οι μισθολογικές αυτές διαφορές εντός των φύλων έχουν διευρυνθεί σημαντικά, έτσι ώστε η μέση ωριαία αμοιβή των ανδρών αορίστου χρόνου να είναι κατά μέσο όρο 47,4% μεγαλύτερη από την μέση ωριαία αμοιβή των ανδρών συναδέλφων τους που εργάζονται υπό καθεστώς ορισμένου χρόνου, ενώ αντίστοιχα οι γυναίκες αορίστου χρόνου, λαμβάνουν κατά μέσο όρο 37,2% μεγαλύτερη ωριαία αμοιβή από τις γυναίκες συναδέλφους τους που εργάζονται με σύμβαση ορισμένου χρόνου. Η παραπάνω διαφορετική εικόνα στις αμοιβές των δύο φύλων αποτυπώνεται και στο μισθολογικό τους χάσμα. Πράγματι, κατά το έτος 2002, η μέση ωριαία αμοιβή των γυναικών αορίστου χρόνου φθάνει το 88,6% της αντίστοιχης αμοιβής των ανδρών αορίστου χρόνου, ενώ οι εργαζόμενες γυναίκες υπό καθεστώς ορισμένου χρόνου αμείβονται με 5,6% περισσότερο από τους ορισμένου χρόνου άνδρες συναδέλφους τους. Αντίθετα, κατά το 1995, οι γυναίκες είτε εργάζονταν με σύμβαση αορίστου χρόνου είτε ορισμένου χρόνου, αμείβονταν πολύ λιγότερο από τους άνδρες, ήτοι, οι αορίστου και ορισμένου χρόνου αμείβονταν με το 63,7% και 57,7% αντίστοιχα της μέσης ωριαίας αμοιβής των ανδρών συναδέλφων τους.

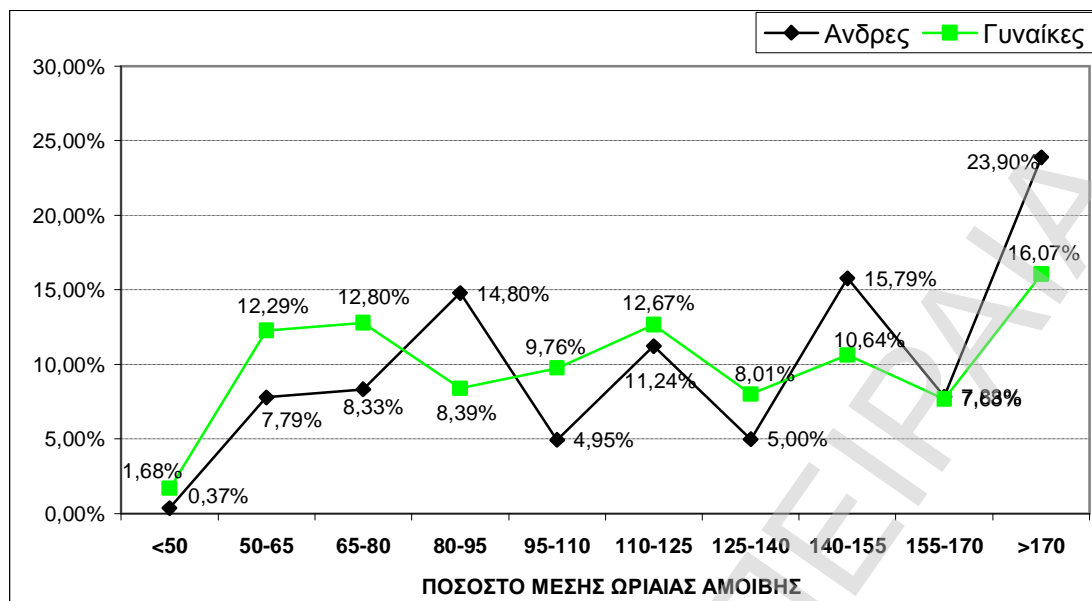
Συμπερασματικά, κατά την περίοδο 1995 – 2002, το μισθολογικό χάσμα ανδρών - γυναικών έχει περιοριστεί δραστικά όσον αφορά την απασχόληση μισθωτών στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις τόσο με σύμβαση εργασίας αορίστου, όσο και ορισμένου χρόνου. Αξιοσημείωτο δε, μπορεί να χαρακτηριστεί το γεγονός ότι καθ' όλη την περίοδο αυτή, οι γυναίκες ορισμένου χρόνου όχι μόνο κάλυψαν την διαφορά αμοιβών που τους χώριζε από τους άνδρες, αλλά τουναντίον, έφθασαν να αμείβονται μέχρι και 5,6% περισσότερο από τους άνδρες.

7.5.3 Υπολογισμός μισθολογικού χάσματος στα κλιμάκια αμοιβών

Σκοπός της παρούσας ανάλυσης, είναι ν' αποτυπωθεί και να συγκριθεί ο βαθμός κατά τον οποίο οι άνδρες και οι γυναίκες αντιπροσωπεύονται στα κατώτερα, μεσαία και υψηλά κλιμάκια/επίπεδα αμοιβών στον κλάδο της ελληνικής ναυτιλίας. Τα επίπεδα αμοιβών, εκφράζονται ως ποσοστό της μέσης ωριαίας αμοιβής του συνόλου των μισθωτών στον κλάδο.

Στα διαγράμματα 7.21 και 7.22, παρουσιάζεται η κατανομή της αμοιβής ανδρών και γυναικών κατά επίπεδο αμοιβής ως ποσοστό της μέσης ωριαίας αμοιβής στον κλάδο για τα έτη 1995 και 2002. Ειδικότερα, κατά το 1995, στο σύνολο του κλάδου παρατηρούνται τα εξής: α) το ποσοστό των γυναικών που βρίσκονται στα κατώτερα κλιμάκια αμοιβών, δηλαδή αμείβονται μέχρι το 65% της μέσης ωριαίας αμοιβής στο κλάδο, είναι υπερδιπλάσιο από το αντίστοιχο των ανδρών (40,74% των γυναικών, έναντι 15,28% των ανδρών), β) ωριαία αμοιβή ίση με το 65% - 95% της μέσης ωριαίας αμοιβής των μισθωτών στον κλάδο, λαμβάνει το 38,27% των γυναικών και το 25,69% των ανδρών, γ) ωριαία αμοιβή που κυμαίνεται στα επίπεδα της μέσης ωριαίας αμοιβής των μισθωτών του κλάδου, δηλαδή 95% - 110%, λαμβάνει το 16,67% των ανδρών και το 8,64% των γυναικών, δ) ωριαία αμοιβή κατά 10% - 40% υψηλότερη από τη μέση ωριαία αμοιβή των μισθωτών στον κλάδο, λαμβάνει το 18,75% των ανδρών και το 4,94% των γυναικών και ε) στα ανώτερα κλιμάκια αμοιβών όπου η ωριαία αμοιβή είναι πάνω από 40% υψηλότερη από τη μέση ωριαία αμοιβή των μισθωτών, η αντιπροσώπευση των ανδρών είναι υπερτριπλάσια των γυναικών (23,61% στους άνδρες, έναντι 7,4% στις γυναίκες).

Διάγραμμα 7.21: Κατανομή της αμοιβής ανδρών και γυναικών ως ποσοστό της μέσης ωριαίας αμοιβής στην Ελληνική Ναυτιλία, 2002

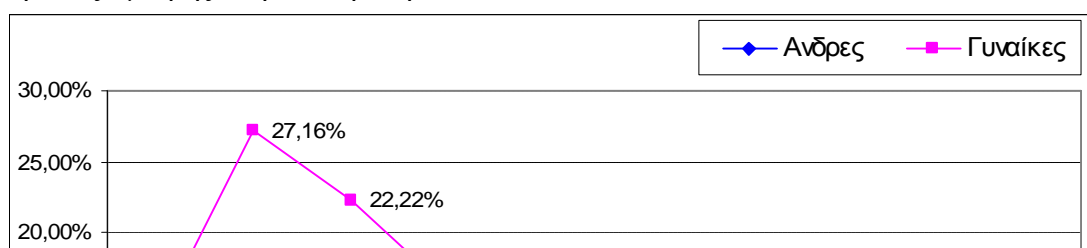


Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών (European Structure of Earnings Survey), Ε.Σ.Υ.Ε., 1995 & 2002.

Αντίθετα κατά το 2002, η θέση των γυναικών φαίνεται να έχει βελτιωθεί σημαντικά, έτσι ώστε, α) το ποσοστό των γυναικών που βρίσκονται στα κατώτερα κλιμάκια αμοιβών, δηλαδή αμείβονται μέχρι το 65% της μέσης ωριαίας αμοιβής στο κλάδο, είναι, 13,97% έναντι 8,16% των ανδρών), β) ωριαία αμοιβή ίση με το 65% - 95% της μέσης ωριαίας αμοιβής των μισθωτών στον κλάδο, λαμβάνει το 21,19% των γυναικών και το 23,13% των ανδρών, γ) ωριαία αμοιβή που κυμαίνεται στα επίπεδα της μέσης ωριαίας αμοιβής των μισθωτών του κλάδου, δηλαδή 95% - 110%, λαμβάνει το 4,95% των ανδρών και το 9,76% των γυναικών, δ) ωριαία αμοιβή κατά 10% - 40% υψηλότερη από τη μέση ωριαία αμοιβή των μισθωτών στον κλάδο, λαμβάνει το 16,24% των ανδρών και το 20,68% των γυναικών και ε) στα ανώτερα κλιμάκια αμοιβών όπου η ωριαία αμοιβή είναι πάνω από 40% υψηλότερη από τη μέση ωριαία αμοιβή των μισθωτών, η αντιπροσώπευση των ανδρών είναι κατά 13% μεγαλύτερη των γυναικών (47,37% στους άνδρες, έναντι 34,39% στις γυναίκες).

Συμπερασματικά, κατά την περίοδο 1995 - 2002, παρατηρείται σημαντική μετακίνηση εργαζομένων γυναικών στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις προς τα μεσαία και υψηλά κλιμάκια αμοιβών.

Διάγραμμα 7.22: Κατανομή της αμοιβής ανδρών και γυναικών ως ποσοστό της μέσης ωριαίας αμοιβής στην Ελληνική Ναυτιλία, 1995



Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών (European Structure of Earnings Survey), Ε.Σ.Υ.Ε., 1995 & 2002.

7.6 Μη - παραμετρική ανάλυση προσδιοριστικών παραγόντων μισθολογικού χάσματος κατά φύλο

Το γενικό συμπέρασμα, από την προκαταρκτική ανάλυση των πρωτογενών δεδομένων των Ελληνικών Ναυτιλιακών επιχειρήσεων που παρουσιάζεται στους Πίνακες 7.8 και 7.9, είναι ότι το χάσμα αμοιβών μεταξύ των δύο φύλων, το 2002 περιορίστηκε σημαντικά έναντι του 1995, χωρίς όμως να έχει εξαλειφθεί, με

παράλληλη εντούτοις διεύρυνση της ψαλίδας των αμοιβών μέσα σε κάθε φύλο, και μάλιστα πολλαπλάσια στις γυναίκες από ότι στους άνδρες.

Έτσι, αν και η κατανομή αμοιβών των ανδρών εξακολουθεί να διαφέρει, ακόμα και το 2002, στατιστικά σημαντικά από την αντίστοιχη των γυναικών, δηλ. δεν προέρχονται από τον ίδιο πληθυσμό, εντούτοις το 2002 για πρώτη φορά παρατηρείται μηδενική πληθυσμιακή συσχέτιση κατά τάξεις των αμοιβών με το φύλο αλλά και γενικότερα δεν μπορεί να απορριφθεί η βασική υπόθεση ότι οι υπόψη μεταβλητές είναι ανεξάρτητες. Παρόλα αυτά, η ανεξαρτησία επικεντρώνεται στην τάση ή τις αναμενόμενες τιμές των τυχαίων μεταβλητών. Έτσι, μπορεί οι δύο μεταβλητές (αμοιβές-φύλο) να μην διαφέρουν στο μέσο αλλά υπάρχει, όπως αποδείξαμε, διαφορά στη γενικότερη δομή των δύο πληθυσμιακών κατανομών αμοιβών των ανδρών και των γυναικών τόσο το 1995 όσο και λιγότερο το 2002.

Επίσης για πρώτη φορά το 2002, οι εμπειρικές κατανομές αμοιβών τόσο των ανδρών όσο και οριακά έστω των γυναικών (εντούτοις όμως σημαντικά ανεξαρτήτως φύλου, δηλ. στο σύνολο) προσεγγίζουν το νόμο *Gauss-Laplace*, γεγονός που ερμηνεύεται ως τάση «εξομάλυνσης» των επιμέρους συμπεριφορών στις αμοιβές της Ελληνικής Ναυτιλιακής αγοράς εργασίας.

Η κανονικότητα των κατανομών αμοιβών, σε συνδυασμό με την ανεξαρτησία αμοιβών-φύλου, ενισχύει το βασικό συμπέρασμα της έρευνας για τον κλάδο της Ναυτιλίας στην Ελλάδα την περίοδο 1995-2002, το οποίο είναι η τάση περιορισμού της διακριτικής πολιτικής των μέσων αμοιβών των φύλων, με παράλληλη διεύρυνση της ψαλίδας σε κάθε φύλο ξεχωριστά.

Στόχοι της προκαταρκτικής αυτής στατιστικής ανάλυσης, τόσο διαστρωματικά όσο και διαχρονικά είναι: (1) να προσδιορίσουμε την μορφή των εμπειρικών κατανομών, (2) να εκτιμήσουμε αν οι αντίστοιχες πληθυσμιακές ακολουθούν κάποιο γνωστό θεωρητικό νόμο πιθανότητας και αν ναι να κάνουμε τις σχετικές προβλέψεις, (3) να εκτιμήσουμε αν διαφέρουν οι πληθυσμιακές κατανομές των ανδρών από τις αντίστοιχες των γυναικών και (4) να εκτιμήσουμε τη στατιστική σημαντικότητα και την ένταση της σχέσης (συσχέτιση κατά τάξεις και ανεξαρτησία) των χαρακτηριστικών ανδρών και γυναικών στον πληθυσμό.

Στον Πίνακα 7.8 δίνονται οι βασικές στατιστικές για την περιγραφή της μορφής των εμπειρικών κατανομών (1^ο ερώτημα).

Ορισμένες επισημάνσεις αξίζει να δοθούν μόνο για τις δύο κεντρικές μεταβλητές, δηλ. τις ωριαίες αμοιβές, ανδρών και γυναικών. Και οι τέσσερις κατανομές, ανδρών

και γυναικών το 1995 και το 2002, είναι θετικά ασύμμετρες, με μειούμενη κύρτωση και αυξανόμενη διασπορά, περισσότερο για τους άνδρες απ' ότι για τις γυναίκες. Η κεντρική τάση τους, μετρούμενη από την διάμεση τιμή, έχει μετακινηθεί δεξιά, κατά 22% για τους άνδρες (από 6 Ώρα το 1995 σε 7,3 Ώρα το 2002) ενώ 60% για τις γυναίκες (από 4,3 Ώρα το 1995 σε 6,9 Ώρα το 2002), απ' όπου και το συμπέρασμα της μείωσης του χάσματος των αμοιβών. Αν και σημαντική η παρατηρηθείσα σχετική μεταβολή της τάσης, εντούτοις, η σχέση του πάνω ορίου των κατανομών των ωριαίων αμοιβών, ανδρών – γυναικών συνεχίζει να διαφέρει πολύ παρά το γεγονός ότι βαίνει μειούμενη (από 3:1 περίπου το 1995 έπεσε περίπου στο μισό (1,66:1) το 2002). Η παρατηρούμενη αύξηση στα αντίστοιχα ενδοτεταρτημοριακά εύρη (από 3,4 το 1995 σε 5,5 Ώρα το 2002 για τους άνδρες, δηλ. 61% και από 1,9 σε 4,8 Ώρα για τις γυναίκες, δηλ. 158%) σε συνδυασμό με τη μείωση της κύρτωσης και αύξηση της διασποράς υποδεικνύουν αύξηση της ψαλίδας των αμοιβών μέσα στο κάθε φύλο, και μάλιστα πολλαπλάσια στις γυναίκες απ' ότι στους άνδρες.

Έτσι για τις εμπειρικές κατανομές *αμοιβών ανδρών – γυναικών* την εξεταζόμενη περίοδο 1995-2002, παρατηρείται αφενός διαχρονικά μέσα σε κάθε φύλο *σημαντική αύξηση της ψαλίδας*, (μεταξύ τόσο των ακραίων τιμών 9% για τους άνδρες και 94% για τις γυναίκες, όσο και του 50% των κεντρικών 61% για τους άνδρες και 158% για τις γυναίκες), και αφετέρου στο χάσμα (μετρούμενο από την κεντρική τάση) μεταξύ των φύλων *σημαντική μείωση* κατά 74% αν και παραμένει και το 2002 *στατιστικά σημαντική διαφορά*, όπως θα δούμε παρακάτω.

Από τα υπόλοιπα χαρακτηριστικά (Πίνακας 7.8) μπορούμε να περιγράψουμε το *προφίλ του εργαζόμενου* στις Ελληνικές Ναυτιλιακές εταιρείες, το διάστημα 1995-2002, το οποίο δείχνει την προαναφερθείσα *«τάση εξομάλυνσης των μέσων διαφορών μεταξύ των φύλων»*. Έτσι, το 1995 οι άνδρες (γυναίκες) είναι¹⁰¹ λίγο πάνω από 35 (31) χρονών, με επίπεδο μόρφωσης που ξεπερνά ελαφρά τη δευτεροβάθμια εκπαίδευση (ίδιο και των γυναικών), προϋπηρεσία στην ίδια εταιρεία 2,5 (3,3) έτη και ωριαίες απολαβές 6 (4,3) Ώρα. Αντίστοιχα, το 2002 η ηλικία των ανδρών (γυναικών) αυξήθηκε, σε σχέση με το 1995, κατά 3 (4) περίπου έτη, το επίπεδο μόρφωσης βελτιώθηκε σε μετα-δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης (ανάλογα και των γυναικών), ενώ η προϋπηρεσία στην ίδια εταιρεία αυξήθηκε 60% για τους άνδρες (μειώθηκε ελαφρά για

¹⁰¹ κεντρική τάση (μέσος αριθμητικός ή διάμεσος κατά περίπτωση).

τις γυναίκες) και οι ωριαίες απολαβές για τους άνδρες αυξήθηκαν 22% και 60% για τις γυναίκες.

Τα αποτελέσματα των χ^2 ελέγχων της καλής προσαρμογής των εμπειρικών μας κατανομών σε γνωστά θεωρητικά μοντέλα ($2^{\text{ος}}$ στόχος), με έμφαση στον κανονικό νόμο πιθανότητας, δίνονται στην στήλη (3) του Πίνακα 7.9. Όπως προαναφέρθηκε, μόνο το 2002 οι κατανομές των αμοιβών αφενός στο σύνολο (ανεξάρτητα φύλου) και των ανδρών και αφετέρου οριακά των γυναικών προσεγγίζουν το νόμο των Gauss-Laplace. Επομένως οι προβλέψεις μας για τα όρια του 95% των κεντρικών παρατηρήσεων όλων των κατανομών, οι οποίες δίνονται στη στήλη (2) του ίδιου Πίνακα, βασίζονται στον κανονικό νόμο μόνο για τις υπόψη κατανομές αμοιβών το 2002, ενώ οι υπόλοιπες υπολογίστηκαν με βάση το νόμο του Chebyshev (Thalassinos, E., Stamatoroulos T. and Harissis H., 1996), δηλ. $P(|X - m| < ks) \geq 1 - (1/k^2)$.

Ο κύριος σκοπός της μελέτης των εξεταζόμενων χαρακτηριστικών ανδρών-γυναικών είναι η διερεύνηση της ύπαρξης αφενός στατιστικά σημαντικής διαφοράς στους πληθυσμούς τους ($3^{\text{ος}}$ στόχος), δηλ. σύγκριση *συνολικά των κατανομών*, καθώς και αφετέρου η ανίχνευση της σχέσης τους ($4^{\text{ος}}$ στόχος), δηλ. η φύση της, γραμμική ή άλλη και η έντασή της.

Η επαγωγική στατιστική απάντηση στα ερωτήματα αυτά δίνεται στις 3 τελευταίες στήλες του Πίνακα 2, όπου παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των α -παραμετρικών ελέγχων, πρώτον, *διαφοράς κατανομών*, εδώ αθροίσματος τάξεων των Mann-Whitney (στήλη 4), δεύτερον, *συσχέτισης κατά τάξεις* του Spearman (στήλη 5) και τρίτον, *ανεξαρτησίας* του Pearson (στήλη 6). Εφαρμόζουμε α -παραμετρικούς ελέγχους, αφού όπως προαναφέρθηκε μόνο 4 κατανομές αμοιβών προσεγγίζουν τον κανονικό νόμο, ο οποίος είναι απαραίτητη προϋπόθεση για τον (παραμετρικό) έλεγχο δύο πληθυσμιακών παραμέτρων, π.χ. της διαφοράς δύο μέσων. Αντίθετα, στην περίπτωση των *απαραμετρικών* (distribution-free tests) που χρησιμοποιούμε εδώ, αρκεί να ισχύει η υπόθεση της ανεξαρτησίας των τυχαίων δειγμάτων, (ανδρών, γυναικών), κάτι που εξασφαλίζεται από την έγκυρη στατιστική μεθοδολογία συλλογής και οργάνωσης των δεδομένων από την ΕΣΥΕ με τη σύμφωνη γνώμη και της EUROSTAT.

Στους δίπλευρους λοιπόν, ελέγχους αθροίσματος τάξεων, κάτω από τη βασική υπόθεση H_0 : *Οι δύο μεταβλητές προέρχονται από τον ίδιο πληθυσμό*¹⁰² ή έχουν

¹⁰² Με το ίδιο test ελέγχεται επίσης η διαφορά στους μέσους αριθμητικούς ($\mu_1 = \mu_2$) ή τις διάμεσες τιμές ($Me_1 = Me_2$). Εντούτοις εμείς ενδιαφερόμαστε για το αν διαφέρουν *συνολικά* οι κατανομές και όχι αν αυτό αληθεύει για κάποια παράμετρο τους.

ταυτόσημη πληθυσμιακή κατανομή, η στατιστική U των Mann-Whitney¹⁰³ (nonparametric Rank sum test statistic of Mann-Whitney)

$$U = n_1 n_2 + [n_1(n_1 + 1)/2] - R_1 \quad (7.1)$$

όπου, n_1 (n_2) μέγεθος του πρώτου (δεύτερου) δείγματος, R_1 (R_2) άθροισμα τάξεων των παρατηρήσεων του πρώτου (δεύτερου) δείγματος, για μεγάλα δείγματα ($n_1, n_2 > 30$) που εμείς χρησιμοποιούμε προσεγγίζει ικανοποιητικά την κανονική (Thalassinos, E., Stamatopoulos T. and Harissis H., 1996), δηλ.

$$U \sim N\{(n_1 n_2 / 2), [n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1) / 12]\} \quad (7.2)$$

Με τη χρήση επομένως της τυπικής κανονικής, στο συνηθισμένο επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=0,05$ οι κατανομές των ανδρών διαφέρουν στατιστικά σημαντικά από εκείνες των γυναικών (Πίνακας 7.9, panel IV, στήλη 4), πρώτον, στην ηλικία το 1995, δεύτερον, στην προϋπηρεσία το 2002 και τρίτον, στις ωριαίες αμοιβές τόσο το 1995 όσο και το 2002.

Για τις τελευταίες αναφερθήκαμε περιγραφικά ήδη παραπάνω. Αξίζει να επισημανθεί ότι παρά τη σημαντική, εμπειρικά παρατηρούμενη, διαχρονική σύγκλιση στην κεντρική τάση των αμοιβών ανδρών-γυναικών, ο έλεγχος Mann-Whitney δείχνει ότι οι εμπειρικές μας μεταβλητές δεν προέρχονται από την ίδια πληθυσμιακή κατανομή. Μ' άλλα λόγια, αν και φαίνεται να υπάρχει σύγκλιση στις βασικές στατιστικές τάσης ή θέσης, εντούτοις, εξακολουθεί και το 2002 να υπάρχει τόσο στατιστικά σημαντική (p-value 4,2%) διαφορά στη συνολική δομή των δύο πληθυσμών (αμοιβές ανδρών-γυναικών), ώστε να μην μπορούμε να αποδεχθούμε (σε $\alpha=5\%$) την αρχική υπόθεση (H_0) ότι οι δύο κατανομές είναι ταυτόσημες.

Με μέση ανδρική (γυναικεία) ηλικία τα 35,6 (31,3) έτη, το 1995, οι δύο ασύμμετρες θετικά κατανομές διαφέρουν κυρίως στο υψηλότερο πάνω όριο της ηλικιακής κατανομής των ανδρών έναντι των γυναικών. Το τελευταίο θα μπορούσε να μεταφράζει το γεγονός της πρόωρης συνταξιοδότησης των γυναικών, αφού ακόμα και το 2002 δεν έχει αυξηθεί σημαντικά το πάνω όριο της κατανομής τους.

¹⁰³ Εναλλακτικός και ισοδύναμος έλεγχος ότι οι δύο πληθυσμιακές κατανομές είναι ταυτόσημες είναι του Wilcoxon (Wilcoxon rank sum test).

Η προϋπηρεσία των ανδρών αυξάνει διαχρονικά, (τάση-διάμεσος, από 2,5 έτη το 1995 σε 4 το 2002) αντίθετα με των γυναικών στις οποίες παρατηρείται μικρή μείωση (τάση-διάμεσος, από 3,3 έτη το 1995 σε 3 το 2002). Η εξέλιξη αυτή μπορεί να εξηγηθεί γιατί βρέθηκε στατιστικά σημαντική διαφορά στην προϋπηρεσία το 2002 (Πίνακας 7.9, panel IV, στήλη 4).

Η σχέση των μεταβλητών, δηλ. η φύση και η έντασή τους, εξετάζεται τόσο διαχρονικά για κάθε φύλο ξεχωριστά όσο και μεταξύ των φύλων.

Χρησιμοποιούμε, καταρχήν, το συντελεστή συσχέτισης κατά τάξεις του Spearman (στήλη 5, Πίνακα 7.9) τόσο για το στατιστικό έλεγχο (επαγωγικά) όσο και για τη μέτρηση της έντασης της γραμμικής σύνδεσης των μεταβλητών (περιγραφικά). Αφαιρώντας τα ζευγάρια (X_i, Y_i) με μηδενική διαφορά, κάτω από τη $H_0: \rho_s=0$, ο συντελεστής του Spearman (Spearman rank correlation coefficient)

$$r_s = 1 - [6 \sum_{i=1}^n d_i^2 / n(n^2 - 1)] \quad (7.3)$$

όπου $d_i, i=1, \dots, n$ οι διαφορές των τάξεων $X_i - Y_i$, για μεγάλα δείγματα ($n_1, n_2 > 30$) που εμείς χρησιμοποιούμε προσεγγίζει ικανοποιητικά την κανονική (Thalassinos, E., Stamatopoulos T. and Harissis H., 1996), δηλ.

$$r_s \sim N(0, (1/n - 1)) \quad (7.4)$$

Στη συνέχεια, ελέγχουμε τη γενικότερης μορφή σχέση των ταξινομημένων μεταβλητών μας, δηλ. την ανεξαρτησία τους ή αν υπάρχει οποιασδήποτε συναρτησιακής μορφής σχέση μεταξύ τους, μέσω των Πινάκων Συνάφειας (contingency tables). Εδώ, κάτω από τη $H_0 =$ οι δύο ταξινομημένες μεταβλητές είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους, η χ^2 στατιστική (Chi-Square test statistic for Independence)

$$c^2 = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c \frac{(O_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}} \quad (7.5)$$

όπου O_{ij} ($E_{ij} = (R_i C_j / n)$) εμπειρικές (αναμενόμενες ή θεωρητικές) τιμές, R (C) γραμμή (στήλη) του πίνακα συνάφειας, για μεγάλα δείγματα ($n_1, n_2 > 30$) που εμείς

χρησιμοποιούμε προσεγγίζει ικανοποιητικά τη χ^2 κατανομή με $\nu=(r-1)(c-1)$ βαθμούς ελευθερίας (Thalassinos, E., Stamatopoulos T. and Harissis H., 1996), δηλ.

$$c^2 \sim c_n^2, \quad n = (r-1)(c-1) \quad (7.6)$$

Έτσι σε κανένα από τα τέσσερα εξεταζόμενα χαρακτηριστικά δεν μπορούμε να απορρίψουμε τη βασική υπόθεση ($H_0: \rho_s=0$) ότι αυτά των ανδρών δεν συσχετίζονται με εκείνα των γυναικών, ούτε το 1995 αλλά ούτε και το 2002. Επιπλέον δε, επίσης δεν είναι δυνατόν να απορριφθεί η βασική υπόθεση της ανεξαρτησίας ($H_0 = \text{οι δύο ταξινομημένες μεταβλητές είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους}$) ανδρικών και γυναικείων χαρακτηριστικών την περίοδο 1995-2002. Με άλλα λόγια, όχι μόνο δεν υπάρχει πληθυσμιακή συσχέτιση κατά τάξεις στα χαρακτηριστικά της ηλικίας, επιπέδου εκπαίδευσης, προϋπηρεσίας και ωριαίων αμοιβών, ανδρών και γυναικών, το 1995 και το 2002 αλλά ούτε και οποιαδήποτε άλλης μορφής σχέση επιβεβαιώνεται. Ειδικά στις αμοιβές, η μη-συσχέτιση και η ανεξαρτησία τους γενικότερα είναι απόλυτα συμβατή με την αποδοχή της εναλλακτικής υπόθεσης στον έλεγχο Mann-Whitney ότι δηλ. οι δύο κατανομές παρουσιάζουν στατιστικά σημαντική διαφορά ή δεν είναι ταυτόσημες, που επαληθεύει το χάσμα αμοιβών μεταξύ ανδρών και γυναικών.

Συνολικά, την εξεταζόμενη περίοδο 1995-2002 το προφίλ του εργαζόμενου άνδρα στις Ελληνικές Ναυτιλιακές εταιρείες, ως προς την ηλικία, την εκπαίδευση, την προϋπηρεσία και τις αμοιβές, είναι στατιστικά σημαντικά διάφορο από εκείνο των γυναικών.

Στην ερμηνεία της διάρθρωσης του χάσματος των αμοιβών των δύο ξεκάθαρα διαφορετικών στατιστικά πληθυσμών ανδρών – γυναικών που παρουσιάσαμε παραπάνω (profile εργαζομένων), συμβάλλουν και τα αποτελέσματα των ελέγχων συσχέτισης και ανεξαρτησίας που φαίνονται στα panel V – VII του Πίνακα 7.9. Η αρνητική κατά 32% συσχέτιση των αμοιβών με το φύλο (αυξανόμενων των τιμών της μεταβλητής των αμοιβών μειώνονται εκείνης του φύλου, πηγαίνοντας από τις γυναίκες –τιμή 1- στους άνδρες –τιμή 0-) αλλά και η εξάρτησή τους μόνο το 1995 ενώ όχι και το 2002 επιβεβαιώνει ότι το χάσμα στην *τάση* των αμοιβών υπέρ των ανδρών μειώνεται διαχρονικά. Πάντως, εδώ, ότι η στατιστική ελέγχου στο test ανεξαρτησίας χ^2 του Pearson στηρίζεται στην εκτίμηση των αναμενόμενων ή θεωρητικών τιμών του πίνακα συνάφειας και επομένως η «δύναμη» του εντοπίζεται στην *τάση ή μέση τιμή* των

τυχαίων μεταβλητών. Αντίθετα, το εξίσου α -παραμετρικό test αθροίσματος τάξεων των Mann-Whitney επικεντρώνεται στη συνολική δομή των δύο εξεταζόμενων μεταβλητών, ελέγχοντας αν προέρχονται από ταυτόσημο πληθυσμό. Από εδώ πηγάζει και η ερμηνεία της φαινομενικά παρατηρούμενης αντίφασης μεταξύ των αποτελεσμάτων των ελέγχων U των αμοιβών ανδρών-γυναικών το 2002 (panel IV, Πίνακας 7.9) και του χ^2 test ανεξαρτησίας του Pearson αμοιβών-φύλου, στο σύνολο του δείγματος, επίσης το 2002 (panel V, Πίνακας 7.9).

Εξάλλου, ανεξαρτήτως φύλου, οι ωριαίες αμοιβές αποδεικνύεται (panel V, Πίνακας 7.9) ότι είναι εξαρτημένες με την ηλικία (αρνητική συσχέτιση μόνο το 1995, δηλ. οι νεότεροι αμείβονταν καλύτερα), το επίπεδο εκπαίδευσης και την προϋπηρεσία των εργαζομένων στις Ναυτιλιακές εταιρείες.

Η αρνητική συσχέτιση κατά τάξεις μεταξύ αμοιβών και ηλικίας ($r_s = -0,34$) το 1995 τόσο για τους άνδρες όσο και για τις γυναίκες, δεν επαληθεύεται το 2002 αν και στις γυναίκες εμφανίζονται εξαρτημένες οι υπόψη μεταβλητές. Κατά συνέπεια οι αμοιβές για τους άνδρες είναι ανεξάρτητες της ηλικίας ενώ δεν συμβαίνει το ίδιο και με τις γυναίκες όπου καταγράφεται θετική συσχέτιση περίπου 20% (σε $\alpha = 10\%$) και εξάρτηση ακόμα το 2002. Η εμπειρία θεωρείται περισσότερο σημαντική για τις γυναίκες απ' ότι για τους άνδρες.

Περισσότερο ή λιγότερο, η εκπαίδευση (μέτρια) μόνο το 1995, και η προϋπηρεσία (ασθενώς) το 1995 και το 2002, αποδεικνύονται εξαρτημένες με τις αμοιβές τόσο των ανδρών όσο και των γυναικών.

Το γεγονός της στατιστικά ασήμαντης συσχέτισης και εξάρτησης των αμοιβών των δύο φύλων με το επίπεδο μόρφωσης το 2002, σε συνδυασμό με τη διαχρονική βελτίωση του επιπέδου αυτού (Πίνακας 7.8), θα μπορούσε να μεταφράζει αφενός την υπερβάλλουσα προσφορά νέων πτυχιούχων, οι οποίοι πλέον αναγκάζονται να δεχθούν χαμηλότερες αμοιβές προκειμένου να εξασφαλίσουν θέση απασχόλησης, και αφετέρου την έλλειψη προϋπηρεσίας. Η εξειδίκευση στο ναυτιλιακό επάγγελμα αποδεικνύεται σημαντικότερο ή συμπληρωματικό της εκπαίδευσης χαρακτηριστικό εκ μέρους της ζήτησης εργασίας των Ναυτιλιακών επιχειρήσεων και επαληθεύεται από την παρατηρούμενη εξάρτηση των δύο μεταβλητών αμοιβές-προϋπηρεσία, τόσο στους άνδρες όσο και στις γυναίκες, το 1995 και το 2002.

Αναφορικά με την εξέλιξη της σχέσης των χαρακτηριστικών, την εξεταζόμενη περίοδο 1995-2002, στο σύνολο του δείγματος αλλά και μέσα σε κάθε φύλο ξεχωριστά είναι αξιοσημείωτη η διαχρονική ανεξαρτησία τους (καθώς και η

συσχέτισή τους φυσικά) με φωτεινή εξαίρεση τις αμοιβές τόσο στους άνδρες όσο και στις γυναίκες αλλά όχι στο σύνολο. Εντούτοις, για τους άνδρες η θετική συσχέτιση των αμοιβών τους κατά 40% περίπου μεταξύ 1995 και 2002 μπορεί να μεταφράζει τις ισχυρές Συλλογικές Συμβάσεις Εργασίας τους, οι οποίες όμως φαίνεται να μην εφαρμόζονται εξίσου και για τις γυναίκες όπου βρήκαμε σχεδόν μηδενικό συντελεστή κατά τάξεις του Spearman, παρά το γεγονός της στατιστικά σημαντικής εξάρτησης των αμοιβών του 2002 από το 1995. Προφανώς, αν και η εξάρτηση είναι γενικότερη στατιστικά έννοια της γραμμικής συσχέτισης, το σημείο αυτό απαιτεί περαιτέρω έρευνα για να ερμηνευθεί.

Πίνακας 7.8: Περιγραφικές στατιστικές χαρακτηριστικών ανδρών και γυναικών εργαζομένων στην Ελληνική Ναυτιλία, 1995 & 2002

n	Min	1st Q.	Med.	Mean	3rd Q.	Max	Stdev	CV	Skew	Kurt
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)

Panel I: Σύνολο

Ηλικία	1995	238	19,0	26,0	33,0	34,1	41,0	59,0	9,1	27%	0,6	-0,4
	2002	174	18,0	29,0	35,0	36,8	43,8	70,0	10,1	27%	0,5	-0,3
Εκπαίδ.	1995	238	1,0	3,0	3,0	3,5	5,0	7,0	1,7	50%	0,8	-0,2
	2002	174	1,0	3,0	3,0	4,5	7,0	7,0	1,9	41%	0,3	-1,6
Προϋπηρ.	1995	236	0,1	1,0	3,0	4,8	7,0	25,7	5,2	107%	1,8	3,7
	2002	174	0,0	2,0	3,0	5,2	7,0	30,0	6,1	116%	1,9	3,6
Ωρ.Αμοιβή	1995	225	1,8	3,9	5,3	6,0	7,6	27,9	3,2	52%	2,3	10,6
	2002	174	2,9	5,2	6,9	8,1	10,6	31,3	3,9	49%	1,9	7,1
Panel II: Άνδρες												
Ηλικία	1995	156	19,0	28,0	35,0	35,6	42,3	59,0	9,5	27%	0,4	-0,5
	2002	91	18,0	30,0	36,0	38,3	46,0	70,0	10,4	27%	0,5	-0,1
Εκπαίδ.	1995	156	1,0	2,0	3,0	3,5	5,0	7,0	1,9	53%	0,7	-0,6
	2002	91	1,0	3,0	5,0	4,8	7,0	7,0	1,9	39%	0,0	-1,6
Προϋπηρ.	1995	154	0,1	1,0	2,5	4,9	7,0	25,7	5,4	109%	1,8	3,3
	2002	91	0,0	2,0	4,0	5,5	7,0	26,0	6,2	112%	1,7	2,3
Ωρ.Αμοιβή	1995	144	1,8	4,8	6,0	6,8	8,2	27,9	3,5	51%	2,1	8,9
	2002	91	2,9	5,5	7,3	8,5	10,9	31,3	4,4	52%	2,2	7,9
Panel III: Γυναίκες												
Ηλικία	1995	82	19,0	25,0	29,0	31,3	35,8	50,0	7,5	24%	0,7	-0,5
	2002	83	20,0	27,5	33,0	35,2	42,0	56,0	9,6	27%	0,5	-0,8
Εκπαίδ.	1995	82	1,0	3,0	3,0	3,5	3,0	7,0	1,5	44%	1,3	0,9
	2002	83	1,0	3,0	3,0	4,2	6,0	7,0	1,8	44%	0,7	-1,2
Προϋπηρ.	1995	82	0,1	1,0	3,3	4,7	6,0	25,3	4,9	104%	2,0	5,1
	2002	83	0,0	1,0	3,0	4,9	7,0	30,0	5,9	121%	2,2	5,6
Ωρ.Αμοιβή	1995	81	1,8	3,5	4,3	4,6	5,4	9,9	1,7	37%	1,0	1,1
	2002	83	3,2	5,0	6,9	7,6	9,7	18,8	3,3	44%	0,9	0,4

Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών (European Structure of Earnings Survey), Ε.Σ.Υ.Ε., 1995 & 2002.

Πίνακας 7.9: Επαγωγικές στατιστικές χαρακτηριστικών ανδρών και γυναικών εργαζομένων στην Ελληνική Ναυτιλία, 1995 & 2002

		Εκτίμηση δ.ε. 95% μέσου	Εκτιμήσεις Ορίων [Xbar±2s] Chebyshev ή Gauss-Laplace (*)	Έλεγχος καλής προσαρμογής (~N) X2 (df) [pν]	Mann-Whitney z* [pν]	Έλεγχος συσχέτισης τάξεων Spearman rs [pν]	Έλεγχος ανεξαρτησίας Pearson X2 (df) [pν]
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel I: Σύνολο							
Ηλικία	1995	(32,9 - 35,2)	(16,0 - 52,2)	41,04 (4) [,0000]	---		
	2002	(35,3 - 38,4)	(16,6 - 57,1)	12,8 (2) [,0016]		0,06 [,4137]	14,1 (9) [,1182]
Εκπαίδ.	1995	(3,3 - 3,7)	(0 - 7)	187,9 (4) [,0000]	---		
	2002	(4,2 - 4,8)	(0,8 - 8,2)	292,7 (5) [,0000]		-0,04 [,6049]	24,4 (25) [,4941]
Προϋπηρ.	1995	(4,2 - 5,5)	(0 - 15,3)	18,2 (2) [,0000]	---		
	2002	(4,3 - 6,1)	(0 - 17,4)	21,9 (1) [,0000]		-0,05 [,5479]	8,3 (9) [,5051]
Ωρ.Αμοιβή	1995	(5,6 - 6,4)	(0 - 12,3)	28,4 (1) [,0000]	---		
	2002	(7,5 - 8,7)	(0,4 - 15,8)*	0,46 (1) [,4968]		0,04 [,5954]	24,6 (20) [,2190]
Panel II: Άνδρες							
Ηλικία	1995	(34,1 - 37,0)	(16,7 - 54,5)	10,8 (4) [,0283]	---		
	2002	(36,2 - 40,5)	(17,9 - 58,7)*	2,98 (1) [,0843]		0,05 [,6091]	10,8 (9) [,2918]
Εκπαίδ.	1995	(3,2 - 3,8)	(-0,2 - 7,2)	87,4 (4) [,0000]	---		
	2002	(4,4 - 5,2)	(1,1 - 8,5)	85,3 (3) [,0000]		-0,03 [,7986]	20,1 (20) [,4520]
Προϋπηρ.	1995	(4,1 - 5,8)	(-5,8 - 15,7)	6,9 (1) [,0086]	---		
	2002	(4,3 - 6,8)	(0 - 18,0)	28,7 (1) [,0000]		-0,06 [,5768]	10,1 (9) [,3422]
Ωρ.Αμοιβή	1995	(6,3 - 7,4)	(-0,1 - 13,8)	19,5 (1) [,0000]	---		
	2002	(7,5 - 8,7)	(0 - 17,2)*	1,99 (1) [,1581]		0,39 [,0002]	58,3 (20) [,0000]

Πίνακας 7.9: Συνέχεια

		Εκτίμηση δ.ε. 95% μέσου	Εκτιμήσεις Ορίων [$\bar{X} \pm 2s$] Chebyshev ή Gauss-Laplace (*)	Έλεγχος καλής προσαρμογής (-N) χ^2 (df) [pν]	Mann-Whitney z^* [pν]	Έλεγχος συσχέτισης τάξεων Spearman r_s [pν]	Έλεγχος ανεξαρτησίας Pearson χ^2 (df) [pν]
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel III: Γυναίκες							
Ηλικία	1995	(29,6 - 32,9)	(16,2 - 46,4)	11,2 (2) [,0037]	---	0,19 [,0889]	11,6 (6) [,0706]
	2002	(33,1 - 37,3)	(16,0 - 54,4)	14,4 (3) [,0024]			
Εκπαίδ.	1995	(3,2 - 3,8)	(0,4 - 6,6)	156,3 (2) [,0000]	---	0,04 [,6679]	15,4 (16) [,4939]
	2002	(3,8 - 4,6)	(0,5 - 7,8)	97,8 (2) [,0000]			
Προϋπηρ.	1995	(3,6 - 5,7)	(-5,1 - 14,4)	6,95 (1) [,0084]	---	0,06 [,6077]	4,3 (6) [,6379]
	2002	(3,6 - 6,2)	(0 - 16,7)	5,8 (1) [,0162]			
Ωρ.Αμοιβή	1995	(4,2 - 4,9)	(1,2 - 7,9)*	5,7* (2) [,0581]		0,01 [,9260]	28,9 (12) [,004]
	2002	(6,8 - 8,3)	(1,1 - 14,0)*	4,3 (1) [,0376]	---		
Panel IV: Διαφορά (Άνδρες-Γυναίκες)							
Ηλικία	1995	---	---	---	3,40 [,0007]	-0,00 [,9938]	3,9 (6) [,6888]
	2002	---	---	---	-1,56 [,1196]	0,19 [,0834]	11,9 (9) [,2143]
Εκπαίδ.	1995	---	---	---	-1,17 [,2421]	0,00 [,9643]	12,8 (2) [,8873]
	2002	---	---	---	1,21 [,2260]	-0,05 [,6445]	19,7 (16) [,2356]
Προϋπηρ.	1995	---	---	---	-0,12 [,9083]	-0,05 [,6538]	12,5 (9) [,1847]
	2002	---	---	---	-2,42 [,0155]	0,06 [,5756]	6,4 (6) [,3804]
Ωρ.Αμοιβή	1995	---	---	---	5,78 [7,4E-09]	-0,00 [,9859]	16,8 (15) [,3288]
	2002	---	---	---	-2,03 [,0420]	0,14 [,2027]	13,0 (16) [,6699]

Πίνακας 7.9: Συνέχεια

	Εκτίμηση δ.ε. 95% μέσου	Εκτιμήσεις Ορίων [Xbar±2s] Chebyshev ή Gauss- Laplace (*)	Έλεγχος καλής προσαρμογής (~N) X2 (df) [pν]	Mann-Whitney z* [pν]	Έλεγχος συσχέτισης τάξεων Spearman rs [pν]	Έλεγχος ανεξαρτησίας Pearson X2 (df) [pν]
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel V: Σύνολο						
Ωρ.Αμοιβή - Φύλο	1995	---	---	---	-0,32 [,0000]	38,1 (4) [,0000]
	2002	---	---	---	-0,04 [,6134]	1,82 (5) [,8739]
Ωρ.Αμοιβή - Ηλικία	1995	---	---	---	-0,34 [,0000]	77,7 (12) [,0000]
	2002	---	---	---	0,27 [,0003]	70,5 (15) [,0000]
Ωρ.Αμοιβή - Εκπαίδ.	1995	---	---	---	0,40 [,0000]	81,5 (20) [,0000]
	2002	---	---	---	0,17 [,0295]	41,3 (25) [,0218]
Ωρ.Αμοιβή - Προϋπ.	1995	---	---	---	0,06 [,3479]	20,9 (12) [,0522]
	2002	---	---	---	0,34 [,0000]	64,5 (15) [,0000]
Panel VI: Άνδρες						
Ωρ.Αμοιβή - Ηλικία	1995	---	---	---	-0,34 [,0000]	65,1 (15) [,0000]
	2002	---	---	---	0,006 [,9565]	11,2 (12) [,5086]
Ωρ.Αμοιβή - Εκπαίδ.	1995	---	---	---	0,33 [,0000]	62,3 (25) [,0000]
	2002	---	---	---	0,16 [,1346]	20,7 (16) [,1921]
Ωρ.Αμοιβή - Προϋπ.	1995	---	---	---	0,09 [,2638]	25,4 (15) [,0444]
	2002	---	---	---	0,05 [,6049]	22,6 (12) [,0315]
Panel VII: Γυναίκες						
Ωρ.Αμοιβή - Ηλικία	1995	---	---	---	-0,34 [,0018]	19,5 (6) [,0034]
	2002	---	---	---	0,19 [,0879]	32,5 (12) [,0012]
Ωρ.Αμοιβή - Εκπαίδ.	1995	---	---	---	0,34 [,0023]	26,1 (12) [,0105]
	2002	---	---	---	-0,14 [,2176]	10,3 (16) [,8529]
Ωρ.Αμοιβή - Προϋπ.	1995	---	---	---	0,26 [,0173]	25,7 (9) [,0023]
	2002	---	---	---	-0,004 [,9696]	36,4 (8) [,0000]

Πηγή: Ίδια επεξεργασία στοιχείων Ευρωπαϊκής Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών, Ε.Σ.Υ.Ε., 1995 & 2002.

7.7 Συμπεράσματα

Η ανάλυση του χάσματος αμοιβών κατά φύλο με βάση τα στοιχεία της Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών για τα έτη 1995 και 2002, δείχνει ότι το μέσο μισθολογικό χάσμα στην Ελλάδα, από 26% που ήταν το 1995, μειώθηκε ελαφρά στο 25,3% το 2002. Στον τομέα των υπηρεσιών, το χάσμα αμοιβών ανδρών – γυναικών εκτιμάται στο 27% και ότι μεταξύ 12 κλάδων που απαρτίζουν τον τομέα, η ελληνική ναυτιλία, παρουσιάζει το 2^ο μικρότερο χάσμα αμοιβών που φθάνει για το 2002 το 11%. Αυτό σημαίνει, ότι η μέση ωριαία αμοιβή των γυναικών που εργάζονται στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις της χώρας, δεν ξεπερνά το 89% της μέσης ωριαίας αμοιβής των ανδρών συναδέλφων τους.

Όσον αφορά την ανάλυση των ατομικών χαρακτηριστικών των μισθωτών εργαζομένων στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις της χώρας, κατά την περίοδο 1995 – 2002, προέκυψαν τ' ακόλουθα βασικά συμπεράσματα:

Ηλικία: Οι μεγαλύτερες μεταβολές χάσματος (μείωση) εντός των ηλικιακών ομάδων, σημειώθηκαν στις ηλικιακές τάξεις 45 – 54 ετών (146%) και 25 – 34 ετών (35%). Αξιοσημείωτο δε, χαρακτηρίζεται το γεγονός, ότι στους μισθωτούς ηλικίας 25 – 34 ετών που εργάζονταν κατά το 2002 στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις, το προδιαγραφόμενο χάσμα είναι κατά των ανδρών, αφού οι γυναίκες αμείβονται 7% περισσότερο από τους άνδρες. Τόσο η κυρτότητα της καμπύλης των αμοιβών ως συνάρτηση της ηλικίας, όσο και η άνιση αντιπροσώπευση των δύο φύλων στις ηλικιακές ομάδες φαίνεται να επαληθεύεται για την ελληνική ναυτιλία. Το εύρος της μισθολογικής εξέλιξης είναι συγκριτικά μεγαλύτερο στις γυναίκες απ' ότι στους άνδρες, ενώ αντίθετα, η ταχύτητα της μισθολογικής εξέλιξης είναι περίπου η ίδια και στα δύο φύλα.

Επίπεδο εκπαίδευσης: Σ' όλα τα επίπεδα εκπαίδευσης, η μέση ωριαία αμοιβή των ανδρών είναι υψηλότερη από την αντίστοιχη των γυναικών, εκτός από την ωριαία αμοιβή των γυναικών απόφοιτων Λυκείου όπου κατά το έτος 2002 έχουν την ίδια ωριαία αμοιβή με τους άνδρες. Μεταξύ των επιπέδων εκπαίδευσης, το χάσμα αμοιβών ανδρών – γυναικών, μειώθηκε δραστικά, εκτός από τους εργαζόμενους με γνώσεις Δημοτικού όπου παραμένει σχεδόν σταθερό. Η κατανομή της απασχόλησης των δύο φύλων στις βαθμίδες εκπαίδευσης διαφέρει σημαντικά και οι μισθωτοί με γνώσεις τριτοβάθμιας εκπαίδευσης αποτελούν ένα σημαντικό τμήμα της συνολικής

απασχόλησης. Κατά τις πιο πρόσφατες εξελίξεις (2002), οι άνδρες διακρίνονται σε τρία διαφορετικά μισθολογικά επίπεδα: α) το χαμηλό, που περιλαμβάνει μισθωτούς με γνώσεις Δημοτικού, Γυμνασίου και Λυκείου και οι οποίοι αμείβονται με το 76 – 88% της μέσης ωριαίας αμοιβής των ανδρών στον κλάδο, β) το μέσο επίπεδο, το οποίο περιλαμβάνει μισθωτούς με γνώσεις ΙΕΚ – Ανώτερης εκπαίδευσης και ΤΕΙ, και οι οποίοι αμείβονται 3 – 7% περισσότερο από τη μέση ωριαία αμοιβή των ανδρών στον κλάδο και γ) το υψηλό στο οποίο περιλαμβάνονται εργαζόμενοι με γνώσεις πανεπιστημιακής εκπαίδευσης και οι οποίοι αμείβονται 18% περισσότερο από την μέση ωριαία αμοιβή των ανδρών στον κλάδο. Αντίθετα, οι γυναίκες διακρίνονται στ' ακόλουθα δύο μισθολογικά επίπεδα, α) το χαμηλό που περιλαμβάνει μισθωτές με γνώσεις Δημοτικού, Γυμνασίου, Λυκείου και ΙΕΚ – Ανώτερης εκπαίδευσης που αμείβονται με το 66 – 99% της μέσης ωριαίας αμοιβής των γυναικών στον κλάδο και β) το υψηλό επίπεδο στο οποίο περιλαμβάνονται μισθωτές με γνώσεις ανώτατης τεχνολογικής και πανεπιστημιακής εκπαίδευσης. Αξιοσημείωτο θεωρείται το γεγονός ότι, οι γυναίκες απόφοιτες τεχνολογικής και πανεπιστημιακής εκπαίδευσης, αμείβονται μόλις 10% περισσότερο από τις συναδέλφους τους αποφοίτους Λυκείου. Στην περίπτωση της ελληνικής ναυτιλίας, η εκπαίδευση φαίνεται ν' αποδίδει, αφού όσο υψηλότερο είναι το εκπαιδευτικό επίπεδο των εργαζομένων, τόσο υψηλότερος είναι ο ρυθμός μεταβολής των αμοιβών τους. Αντιθέτως, ο ρυθμός μεταβολής των αμοιβών, καθίσταται αρνητικός για τις ηλικίες πριν την συνταξιοδότηση. Επίσης, παρατηρείται ότι, όσο υψηλότερο είναι το επίπεδο εκπαίδευσης, τόσο υψηλότερη είναι και η μετασχολική επένδυση σε ανθρώπινο κεφάλαιο, που σημαίνει ότι οι εργαζόμενοι στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις, κάνουν χρήση της εξειδικευμένης κατάρτισης που τους προσφέρουν οι εργοδότες τους.

Χρόνος υπηρεσίας στην επιχείρηση: Και στα δύο φύλα, η αύξηση του χρόνου υπηρεσίας στην επιχείρηση, συνοδεύεται από αύξηση της μέσης ωριαίας αμοιβής τους. Επιπλέον, όπως είναι αναμενόμενο, ανάμεσα στον χρόνο υπηρεσίας των μισθωτών στην επιχείρηση και στην ηλικία, υπάρχει θετική συσχέτιση, καθώς στις περισσότερες περιπτώσεις οι μισθωτοί με μεγάλο χρόνο υπηρεσίας σε μια επιχείρηση ανήκουν στις υψηλότερες ηλικιακές ομάδες. Κατά τις πιο πρόσφατες εξελίξεις (2002), μισθολογικό χάσμα ανάμεσα στα δύο φύλα δεν υπάρχει για μισθωτούς με διάρκεια χρόνου υπηρεσίας στην επιχείρηση από 4 – 15 έτη. Αντιθέτως, μπορούμε να ισχυριστούμε ότι υπάρχει διάκριση αμοιβών στον κλάδο και προς τις δύο

κατευθύνσεις: α) κατά των νεοπροσλαμβανόμενων γυναικών με χρόνο υπηρεσίας στην επιχείρηση μέχρι 3 έτη, όπου η μέση ωριαία αμοιβή αυτών φθάνει το 80,8% της αντίστοιχης αμοιβής των ανδρών και β) κατά των ανδρών, αφού οι γυναίκες με χρόνο υπηρεσίας στην επιχείρηση πάνω από 16 χρόνια, αμείβονται κατά 17% περισσότερο από τους άνδρες. Σημαντική δε, θεωρείται η συσσώρευση της επαγγελματικής πείρας των εργαζομένων ανδρών και γυναικών στην ίδια ναυτιλιακή επιχείρηση. Ειδικότερα, κατά το 2002, ο ρυθμός μεταβολής της αμοιβής των εργαζομένων γυναικών σε συνάρτηση με τον χρόνο υπηρεσίας τους στον ίδιο εργοδότη, είναι μεγαλύτερος από τον αντίστοιχο των ανδρών, που σημαίνει ότι οι γυναίκες, όχι μόνο συσσωρεύουν ανθρώπινο κεφάλαιο ίσο μ' αυτό των ανδρών, αλλά τουναντίον και μετά από 15 έτη εμπειρίας στην ίδια ναυτιλιακή επιχείρηση, εξακολουθούν να επενδύουν και μάλιστα σε βαθμό μεγαλύτερο απ' αυτόν των ανδρών. Φαίνεται δε, να τις ενδιαφέρει ή καριέρα στην επιχείρηση και ν' αξιοποιούν άριστα τους ανθρώπινους πόρους της επιχείρησης, επενδύοντας σημαντικά σε 'εξειδικευμένη κατάρτιση' στην επιχείρηση. Η κυρτότητα της καμπύλης των αμοιβών ως συνάρτηση της εμπειρίας (να είναι καταρχήν αύξουσα και εν συνεχεία φθίνουσα), φαίνεται να επαληθεύεται μόνο για τους άνδρες μετά τα 15 έτη συνεχούς εργασίας στον ίδιο εργοδότη. Ένα άλλο βασικό συμπέρασμα είναι ότι ο κλάδος της ελληνικής ναυτιλίας, χαρακτηρίζεται από έντονη κινητικότητα της μισθωτής απασχόλησης. Συγκεκριμένα, κατά το 2002, ένα σημαντικό μέρος των μισθωτών στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις (48,4% των ανδρών και 59% των γυναικών), άρχισε να εργάζεται στη θέση εργασίας που κατείχε το 2002 τα προηγούμενα 3 χρόνια. Το εύρος της μισθολογικής εξέλιξης είναι συγκριτικά μεγαλύτερο στις γυναίκες, απ' ότι στους άνδρες κατά το 2002, ενώ αντίθετα η ταχύτητα της μισθολογικής εξέλιξης των εργαζομένων, κατά το 2002, φαίνεται να είναι μεγαλύτερη για τις γυναίκες παρά για τους άνδρες.

Αντιθέτως, από την ανάλυση των χαρακτηριστικών της θέσης εργασίας των μισθωτών στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις της χώρας, κατά την περίοδο 1995 – 2002, προέκυψαν τ' ακόλουθα βασικά συμπεράσματα:

Μέγεθος επιχείρησης: Καθ' όλη την περίοδο 1995 – 2002, τόσο στις πολύ μικρές όσο και στις πολύ μεγάλες ναυτιλιακές επιχειρήσεις παρατηρείται σημαντική επιδείνωση του χάσματος (αύξηση) που φθάνει το 30% και 39% αντίστοιχα. Επίσης, αξίζει να σημειωθεί ότι, στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις που απασχολούν 50 – 99 εργαζομένους το χάσμα αμοιβών παραμένει υψηλό (34%) και σχεδόν αμετάβλητο, ενώ

εξισοροποιητικές μισθολογικές τάσεις εμφανίζουν οι επιχειρήσεις που απασχολούν 100 - 199 εργαζομένους, όπου οι μισθολογικές διαφορές έχουν σχεδόν εκλείψει αφού οι γυναίκες αμείβονται με το 98,7% του μέσου μισθού των ανδρών συναδέλφων τους. Το εύρος της μισθολογικής εξέλιξης των εργαζομένων, είναι συγκριτικά μεγαλύτερο στους άνδρες απ' ό τι στις γυναίκες, ενώ αντίθετα, η ταχύτητα της μισθολογικής εξέλιξης των εργαζομένων, φαίνεται να είναι και εδώ μεγαλύτερη στους άνδρες απ' ό τι στις γυναίκες.

Άσκηση ή μη καθηκόντων διοίκησης ή εποπτείας άλλων εργαζομένων: Καθ' όλη την εξεταζόμενη περίοδο, η παρουσία των ανδρών σε θέσεις ευθύνης είναι μεγαλύτερη απ' ό τι των γυναικών. Παρ' όλα αυτά, οι γυναίκες έχουν βελτιώσει τη θέση τους στον τομέα αυτόν, με αποτέλεσμα το 2002 να έχει υπερδιπλασιαστεί ο αριθμός των γυναικών στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις που ασκούν καθήκοντα διοίκησης ή εποπτείας άλλων εργαζομένων (από 7% που συμμετείχαν το 1995, έφθασαν το 16% συμμετοχή το 2002). Η αύξηση στην αμοιβή για θέσεις εργασίας ευθύνης, είναι αναλογικά μεγαλύτερη στις γυναίκες απ' ό τι στους άνδρες. Τέλος, το μισθολογικό χάσμα ανδρών γυναικών έχει διευρυνθεί όσον αφορά τις θέσεις ευθύνης κατά 9,4%, ενώ αντιθέτως έχει μειωθεί σημαντικά μεταξύ εργαζομένων χωρίς θέση ευθύνης κατά 35,8%.

Είδος ατομικής σύμβασης εργασίας: Η κατανομή της απασχόλησης ανδρών - γυναικών ανάλογα με το είδος ατομικής σύμβασης, έχει διαφοροποιηθεί το 2002, σε σχέση με το 1995. Ειδικότερα, ενώ το 2002, οι μισθωτοί εργαζόμενοι στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις που καλύπτονται από ατομική σύμβαση εργασίας αορίστου χρόνου αποτελούν σχεδόν το σύνολο της μισθωτής απασχόλησης (περίπου το 99% των ανδρών και γυναικών), αντιθέτως, το 1995 με ατομική σύμβαση αορίστου χρόνου καλύπτονταν περίπου το 58% των ανδρών και το 90% των γυναικών. Όσον αφορά τις αμοιβές ανδρών - γυναικών στις δύο αυτές κατηγορίες συμβάσεων, μπορούμε να πούμε ότι είναι αρκετά διαφορετικές. Τέλος, κατά την περίοδο 1995 - 2002, το μισθολογικό χάσμα ανδρών - γυναικών έχει περιοριστεί δραστικά όσον αφορά την απασχόληση μισθωτών στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις τόσο με σύμβαση εργασίας αορίστου, όσο και ορισμένου χρόνου. Αξιοσημείωτο δε, μπορεί να χαρακτηριστεί το γεγονός ότι καθ' όλη την περίοδο αυτή, οι γυναίκες ορισμένου χρόνου όχι μόνο κάλυψαν την διαφορά αμοιβών που τους χώριζε από τους άνδρες, αλλά τουναντίον, έφθασαν να αμείβονται μέχρι και 5,6% περισσότερο από τους άνδρες.

Η γενικότερη βελτίωση της θέσης των γυναικών στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις, επαληθεύεται και από το γεγονός της σημαντικής μετακύλισης (κατά το 2002) εργαζομένων γυναικών προς τα μεσαία και υψηλά κλιμάκια αμοιβών.

Τέλος, από την μη – παραμετρική ανάλυση των προσδιοριστικών παραγόντων του μισθολογικού χάσματος κατά φύλο στις Ελληνικές Ναυτιλιακές επιχειρήσεις, για την περίοδο 1995-2002, προκύπτουν τ' ακόλουθα βασικά συμπεράσματα:

Πρώτον, το χάσμα των μέσων αμοιβών μεταξύ των φύλων αν και έχει περιοριστεί σημαντικά το 2002, εκφράζοντας την καταγραφείσα περιγραφικά «εξομάλυνση» των διακρίσεων τουλάχιστον της τάσης των αμοιβών, εντούτοις, παραμένει στατιστικά σημαντική η διαφορά των δύο πληθυσμών έτσι ώστε να μην μπορούμε να ισχυριστούμε ότι οι μεταβλητές αμοιβών ανδρών και γυναικών, για το 1995 και το 2002, προέρχονται από *ταυτόσημο* πληθυσμό.

Δεύτερον, στατιστικά σημαντική διαφορά εκτιμήθηκε στα υπόλοιπα χαρακτηριστικά, δηλ. στην ηλικία, επίπεδο εκπαίδευσης και προϋπηρεσία, έτσι ώστε να μην απορρίπτουμε τη βασική υπόθεση των ασυσχέτιστων και ανεξάρτητων κατανομών ανδρών – γυναικών, τόσο το 1995 όσο και το 2002. Συνεπώς, η δομή του πληθυσμιακού προφίλ, δηλ., ηλικία, εκπαίδευση, προϋπηρεσία και αμοιβές, του άνδρα εργαζόμενου στις Ελληνικές ναυτιλιακές εταιρείες, διαφέρει σημαντικά από εκείνο της συναδέλφου του, την εξεταζόμενη περίοδο 1995-2002.

Τρίτον, ανεξαρτήτως φύλου, οι μέσες αμοιβές των εργαζομένων στην «Ναυτιλία» εκτιμήθηκαν ασυσχέτιστες και ανεξάρτητες της ηλικίας, του επιπέδου εκπαίδευσης και της προϋπηρεσίας, την περίοδο έρευνας. Αντίθετα, ενώ οι μέσες αμοιβές των ανδρών και *ξεχωριστά* των γυναικών εκτιμήθηκαν εξαρτημένες της εκπαίδευσης το 1995, δεν αποδείχθηκε το ίδιο και για το 2002. Επίσης, οι μέσες αμοιβές τόσο των γυναικών όσο και λιγότερο των ανδρών είναι εξαρτημένες της προϋπηρεσίας ολόκληρη την εξεταζόμενη περίοδο 1995-2002.

Τέταρτον, η διαχρονική (1995-2002) εξέλιξη της συσχέτισης και εξάρτησης των χαρακτηριστικών εκτιμήθηκε μηδενική σε όλα, εκτός της αναμενόμενης (ΣΣΕ) των αμοιβών, αλλά και γι' αυτές μόνο στις ξεχωριστές κατανομές τόσο των ανδρών όσο και των γυναικών.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 8: ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ ΤΩΝ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΤΙΚΩΝ ΠΑΡΑΓΟΝΤΩΝ ΤΩΝ ΜΙΣΘΩΝ ΚΑΙ ΤΟΥ ΧΑΣΜΑΤΟΣ ΑΜΟΙΒΩΝ ΣΤΗΝ ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΝΑΥΤΙΛΙΑ

8.1 Εισαγωγή

Απ' όσο γνωρίζουμε δεν έχει γίνει ποτέ μέχρι σήμερα εξειδικευμένη έρευνα ούτε για τους προσδιοριστικούς παράγοντες των αμοιβών των εργαζομένων στον κλάδο της Ελληνικής Ναυτιλίας, ούτε περισσότερο για τη διερεύνηση του χάσματος, εάν υπάρχει, μεταξύ των δύο φύλων, και που αυτή οφείλεται (διάσπαση). Το κενό αυτό επιδιώκεται να καλυφθεί, καταρχάς, με την παρούσα διατριβή.

Στο κεφάλαιο αυτό διερευνώνται μικρο-οικονομετρικά εξισώσεις ωρομισθίων εργαζομένων στην Ελληνική Ναυτιλιακή βιομηχανία, με βάση αφενός τις δυνατότητες που μας παρέχουν τα διαθέσιμα έγκυρα στατιστικά δεδομένα μας και αφετέρου τη σύγχρονη οικονομετρική τεκμηρίωση του θέματος. Με άλλα λόγια, το πλαίσιο της οικονομετρικής ανάλυσης των αμοιβών στην Ελληνική Ναυτιλία, ορίζεται από τη φύση και την ποσότητα της στατιστικής μας πληροφόρησης, η οποία με τη σειρά της υποδεικνύει¹⁰⁴ την επιλογή των καταλληλότερων οικονομετρικών τεχνικών, για την ερμηνεία τόσο της μεταβλητικότητας των ωρομισθίων όσο και της διάκρισής τους, όταν υπάρχει, μεταξύ των φύλων, για την ίδια εργασία.

Ειδικότερα, η επίτευξη του διττού αυτού στόχου, προσεγγίζεται ως εξής: α) Σε πρώτη φάση, εκτιμώνται διευρυμένες συναρτήσεις ωριαίων αμοιβών (τύπου Mincer), τόσο για το σύνολο του δείγματος (άνδρες και γυναίκες), όσο και ξεχωριστά για κάθε φύλο. Τα διαθέσιμα διαστρωματικά δεδομένα των χρονικών περιόδων 1995 και 2002, μας επιτρέπουν να εκτιμήσουμε κοινές συναρτήσεις αμοιβών γι' αυτές τις περιόδους. Σκοπός των εκτιμήσεων αυτών, είναι ο προσδιορισμός των μισθών στην Ελληνική Ναυτιλία. Μ' άλλα λόγια, ενδιαφερόμαστε αφενός μεν, να εντοπίσουμε αυτούς τους ανθρώπινους παράγοντες (χαρακτηριστικά εργαζομένων), οι οποίοι προσδιορίζουν τις αμοιβές των εργαζομένων στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις και αφετέρου να δείξουμε την διαχρονικότητά τους. β) Σε δεύτερη φάση, εφαρμόζουμε την πλέον διαδεδομένη και ευρέως χρησιμοποιούμενη μέθοδο διάσπασης του Oaxaca (1973), για την

¹⁰⁴ Όπως έχουμε ήδη αναλύσει στα Μέρη II και III της διατριβής.

ανάλυση του μισθολογικού χάσματος στις κύριες συνιστώσες του. Η εφαρμογή της μεθόδου αυτής, μας επιτρέπει να διαπιστώσουμε κατά πόσο οι μισθολογικές διαφορές εργαζομένων στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις, αντανακλούν διαφορές ως προς τα προσόντα (παραγωγικά χαρακτηριστικά, ανθρώπινο κεφάλαιο) των εργαζομένων ή αποτελούν το ανεμνήνετο μέρος της διαφοράς των αμοιβών (διαφορά τιμών ή διάκριση). Οι παραπάνω διαπιστώσεις, μπορούν να γίνουν χρησιμοποιώντας τις εκτιμήσεις των συναρτήσεων αμοιβών των ανδρών και γυναικών, από την πρώτη φάση της διερεύνησης των προσδιοριστικών παραγόντων των μισθών. Η εφαρμογή της μεθόδου διάσπασης των αμοιβών του Oaxaca (1973), λαμβάνει χώρα σε περίπτωση που αποδειχθεί ότι υπάρχει στατιστική σημαντική διαφορά αμοιβών στα δύο φύλα.

8.2 Προσδιορισμός μισθών στην Ελληνική Ναυτιλία

8.2.1 Μεθοδολογία

Όπως ήδη προαναφέρθηκε η φύση και η ποσότητα των έγκυρων στατιστικών στοιχείων υπήρξε καθοριστική στην οικονομετρική ανάλυση. Η χρησιμοποιούμενη στατιστική πληροφόρηση πηγάζει από τις *Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών στις Επιχειρήσεις (European Structure of Earnings Survey)* της ΕΣΥΕ¹⁰⁵ και αφορά επιχειρήσεις και εργαζόμενους σ' όλους τους κλάδους της ελληνικής οικονομίας (εκτός του πρωτογενή τομέα). Οι έρευνες, πραγματοποιήθηκαν τον Οκτώβριο του 1995 και του 2002, όπου μεταξύ των κλάδων, περιλαμβάνονταν και αυτός της Ελληνικής Ναυτιλιακής βιομηχανίας, τα στοιχεία της οποίας απομονώθηκαν και αναλύθηκαν.

Τα εξεταζόμενα χαρακτηριστικά των επιχειρήσεων και των μισθωτών που περιλαμβάνει η έρευνα αυτή, καθώς και το μέγεθος του δείγματος, έχουν ήδη παρουσιαστεί στο Κεφάλαιο 7 (ενότητα 7.2) και δεν κρίνεται σκόπιμο να επαναληφθούν στην παρούσα ανάλυση.

Οι μεταβλητές που χρησιμοποιούνται στα προς εκτίμηση υποδείγματα (εξίσωση 8.2) περιγράφονται αναλυτικά στον Πίνακα 8.1. και είναι αυτές που χρησιμοποιήθηκαν στο προηγούμενο κεφάλαιο 7 όπου έγινε η πρώτη στατιστική τους ανάλυση σε περιγραφικό και μη-παραμετρικά επαγωγικό επίπεδο.

¹⁰⁵ Σύμφωνα με τις ευρωπαϊκές προδιαγραφές και την αναγνώριση της EUROSTAT.

Πίνακας 8.1 Χρησιμοποιούμενες Μεταβλητές για τις οικονομετρικές εκτιμήσεις

A/A	Σύμβολο	Ορισμός	Εξίσωση	Παρατηρήσεις
1	Salary	Μικτές μηνιαίες αποδοχές (ευρώ) Οκτ. 1995 ή 2002	---	RD, Q
2	H_paid	Αριθμός ωρών εργασίας που πληρώθηκαν	---	RD, Q
3	Wage	Ωρομίσθιο	$Wage = \text{Salary} / H_paid$	Co, Q
4	Age	Ηλικία	---	RD, Q
5	Age2	Ηλικία στο τετράγωνο	$Age2 = (age)^2$	Co, Q
6	Sex	Φύλο	---	RD, Ca, 1 άνδρας, 2 γυναίκα
7	Seniority	Θέση διοικητικής ευθύνης	---	RD, Ca, 1 θέση ευθύνης (Δ/ντής, προϊστ.), 2 υπάλληλος
8	Educ	Επίπεδο Εκπαίδευσης	Educ1 ≤ Δημοτ Educ2 ≤ Γυμν Educ3 ≤ Λύκ TEE Educ4 ≤ Λύκ Ενιαίο Educ5 ≤ IEK Educ6 ≤ TEI Educ7 ≤ AEI ή/και Μεταπτ.	RD, Ca. Στις εκτιμήσεις χρησιμοποιήθηκα v Educ3 ≤ Λύκ (δευτεροβάθμια) Educ5 ≤ TEI (επαγγελματική, τεχνολογική) Educ6 ≥ AEI (πανεπιστημιακή)
9	Schooling	Έτη εκπαίδευσης	Educ1 ↔ Sch=6 Educ2 ↔ Sch=9 Educ3 ↔ Sch=12 Educ4 ↔ Sch=12 Educ5 ↔ Sch=14 Educ6 ↔ Sch=15,5 ή 16 Educ7 ↔ Sch=16	Co, Q
10	PotExp	Δυνητική Εμπειρία	$PotExp = Age - Schooling - 6$	Co, Q
11	PotExp2	Δυνητική Εμπειρία στο τετράγωνο	$PotExp2 = (PotExp)^2$	Co, Q

12	Contract	Σύμβαση	Contract1= Εξαρτ.εργασίας αορίστου χρόνου Contract2= Εξαρτ.εργασίας ορισμένου χρόνου Contract4= Άλλη (πχ. έργου)	RD, Ca
13	Size	Μέγεθος Ναυτιλιακής Επιχείρησης	Size4: μικρή ναυτιλιακή επιχείρηση (≤ 99 εργαζόμενους) Size5: μεσαία ναυτιλιακή επιχείρηση (100-199 εργαζόμενους) Size6: μεγάλη ναυτιλιακή επιχείρηση (200-500 εργαζόμενους)	RD, Ca.
14	Exp_Into	Εμπειρία εντός της παρούσας απασχόλησης	---	RD, Q
15	Exp_Into2	Εμπειρία εντός της παρούσας απασχόλησης στο τετράγωνο	$Exp_Into2 =$ $(Exp_Into2)^2$	Co, Q
16	Prior_Pot Exp	Δυνητική εμπειρία πριν την παρούσα απασχόληση	$Prior_PotExp =$ $PotExp - Exp_Into$	Co, Q
17	Prior_Pot Exp2	Δυνητική εμπειρία πριν την παρούσα απασχόληση στο τετράγωνο	$Prior_PotExp2 =$ $(Prior_PotExp)^2$	Co, Q
Ψευδομεταβλητές				
1	Male	Άνδρες	Male=1 if sex=1 Male=0 if sex=2	Co, Ca.
2	Female	Γυναίκες	Female=1 if sex=2 Female=0 if sex=1	Co, Ca.
3	Senior1	Θέση Ευθύνης Προϊσταμένου	Senior1=1 if sen/ty=1 Senior1=0 if sen/ty=2	Co, Ca
4	Senior2	Θέση Ευθύνης Υπαλλήλου	Senior2=1 if sen/ty=2 Senior2=0 if sen/ty=1	Co, Ca
5	Educ3	Επίπεδο Εκπαίδευσης 3	Educ3=1 if Educ=3 Educ3=0 if Educ=5ή6	Co, Ca
6	Educ5	Επίπεδο Εκπαίδευσης 5	Educ5=1 if Educ=5 Educ5=0 if Educ=3ή6	Co, Ca

7	Educ6	Επίπεδο Εκπαίδευσης 6	Educ6=1 if Educ=6 Educ6=0 if Educ=3ή5	Co, Ca
8	Contract1	Είδος Σύμβασης	Contract1=1 if contract=1 Contract1=0 if contract=2ή4	Co, Ca
9	Contract2	Είδος Σύμβασης	Contract2=1 if contract=2 Contract2=0 if contract=1ή4	Co, Ca
10	Contract4	Είδος Σύμβασης	Contract4=1 if contract=4 Contract4=0 if contract=1ή2	Co, Ca
11	Size4	Μικρή Ναυτιλιακή Επιχείρηση	Size4=1 if size=4 Size4=0 if size=5ή6	Co, Ca
12	Size5	Μεσαία Ναυτιλιακή Επιχείρηση	Size5=1 if size=5 Size5=0 if size=4ή6	Co, Ca
13	Size6	Μεγάλη Ναυτιλιακή Επιχείρηση	Size6=1 if size=6 Size6=0 if size=4ή5	Co, Ca
14	Occup1	Εργασία Γραφείου (no-manual)	Occup1=1 εάν «εργασία γραφείου» Occup1=0 εάν διαφορετικά	Co, Ca
15	Occup2	Χειρωνακτική Εργασία (manual)	Occup2=1 εάν «χειρωνακτική» Occup2=0 εάν διαφορετικά	Co, Ca

Σημειώσεις: RD \equiv πρωτογενή δεδομένα ΕΣΥΕ, Co \equiv δευτερογενή δεδομένα υπολογισμένα από τα RD της ΕΣΥΕ, Q \equiv ποσοτική μεταβλητή, Ca \equiv κατηγορική μεταβλητή, ΕπΕκπ \equiv επίπεδο εκπαίδευσης, Educ6 = 15,5 για το 1995 και 16 έτη για το 2002.

Για τα διαστρωματικά μας δεδομένα, δύο (2) χρονικών περιόδων (1995 και 2002), η διαρθρωτική μορφή του ημι-λογαριθμικού γραμμικού υποδείγματος μιας εξίσωσης που υιοθετήθηκε, είναι μια διευρυμένη μορφή της εξίσωσης Mincer (1974), όπως φαίνεται από την παρακάτω σχέση,

$$\begin{aligned}
 \ln wage_{it} &= e^{b_0 + b_1 PotExp_{it} + b_2 PotExp_{it}^2 + b_3 Educ_{it} + b_4 Contract_{it} + b_5 Size_{it} + b_6 Occup_{it} + e_{it}} \\
 \Leftrightarrow \ln wage_{it} &= b_0 + b_1 PotExp_{it} + b_2 PotExp_{it}^2 + b_3 Educ_{it} + b_4 Contract_{it} \\
 &\quad + b_5 Size_{it} + b_6 Occup_{it} + e_{it}
 \end{aligned}
 \tag{8.1}$$

Όπου

$\ln wage = 0$ φυσικός λογάριθμος του ωρομισθίου στην Ελληνική Ναυτιλιακή Επιχείρηση.

Εδώ, εκτός των προβλέψεων Mincer (1974) της ποσοτικής μεταβλητής της δυνητικής εμπειρίας (*PotExp*, πρώτου και δεύτερου βαθμού) και της κατηγορικής της εκπαίδευσης (*Educ*, τριών κατηγοριών, 3,5 και 6) εισάγουμε και κατηγορικές που περιγράφουν ιδιαίτερες συνθήκες εργασίας του κλάδου ή όπως αναφέρεται στη βιβλιογραφία τα *χαρακτηριστικά της θέσης των εργαζομένων*, όπως το είδος απασχόλησης (*Occup*, δύο κατηγοριών, 1 και 2), το είδος της σύμβασης εργασίας ή έργου (*Contract*, τριών κατηγοριών, 1,2 και 4), το επίπεδο ευθύνης, *υπαλλήλου ή διευθυντή* (*Seniority*, δύο κατηγοριών, 1 και 2) καθώς και το μέγεθος των επιχειρήσεων (*Size*, τριών κατηγοριών, 4,5 και 6). Όλες οι χρησιμοποιούμενες εδώ μεταβλητές προβλέπονται από τη θεωρία του ανθρώπινου κεφαλαίου, και επομένως με την ανάλυση παλινδρόμησης, την οποία εφαρμόζουμε, στοχεύουμε στη διακρίβωση των «αιτιωδών σχέσεων» από τις ερμηνευτικές προς το μέσο ωρομίσθιο της Ελληνικής

Τα έξι υποδείγματα (8.2) που εξειδικεύσαμε εκτιμήθηκαν τόσο κατά φύλο για τους άνδρες και τις γυναίκες ξεχωριστά, για το 1995 και 2002, όσο και συνολικά, επίσης τις ίδιες χρονιές.

$$\begin{aligned} \ln wage_{kit} = & b_0 + b_1 pot \exp_{kit} + b_2 pot \exp_{kit}^2 + b_3 educ5_{kit} + b_4 educ6_{kit} \\ & + b_5 contract2_{kit} + b_6 contract4_{kit} + b_7 size5_{kit} + b_8 size6_{kit} \\ & + b_9 occup1_{kit} + b_{10} male_{it} + e_{kit} \end{aligned} \quad (8.2)$$

όπου

$k = TOT$ (σύνολο δείγματος), $MALES$ (άνδρες) και $FEMALES$ (γυναίκες), $i=1, \dots, n$ μέγεθος δείγματος και $t=1995, 2002$. Επίσης $\beta_j, j=0, \dots, 10$ είναι οι συντελεστές μερικής παλινδρόμησης, και ειδικά β_0 σταθερά, $\beta_{10}=MALE$ εάν $k=TOT$, ενώ $\beta_{10}=0$ εάν $k \neq TOT$ και $\beta_6=contract4$ εάν $t=1995$, ενώ $\beta_6=senior2$ εάν $t=2002$.

Ακριβώς αυτός ο ελάχιστος αριθμός (2) διαχρονικών παρατηρήσεων αλλά επιπλέον και το γεγονός ότι δεν ρωτήθηκαν από την ΕΣΥΕ τα ίδια (i) άτομα στις δύο διαφορετικές χρονικές στιγμές ($t=Oκτώβριος 1995$ και $Oκτώβριος 2002$), ορίζουν το βασικό ποιοτικό χαρακτηριστικό της μήτρας της στατιστικής μας πληροφόρησης. Αυτό μας κατεύθυνε, όπως αναλύθηκε στο Μέρος II της διατριβής, στην ανάλυση πολλαπλής παλινδρόμησης διαστρωματικών παρατηρήσεων, σε δύο ξεχωριστούς χρόνους, για να προσδιοριστεί αφενός η βαρύτητα της κάθε ανεξάρτητης στην ερμηνεία της μεταβλητικότητας της εξαρτημένης, δηλ. του ωρομισθίου στην Ελληνική Ναυτιλία και αφετέρου η ύπαρξη ή όχι της διάκρισης λόγω φύλου.

Αναφορικά με το δεύτερο στόχο μας, δηλ. τη διάσπαση του χάσματος αμοιβών ανδρών-γυναικών στην Ελληνική Ναυτιλία, έτσι ώστε να μετρήσουμε τι ποσοστό της διαφοράς αυτής οφείλεται στα χαρακτηριστικά του ανθρώπινου κεφαλαίου (προσόντα) και τι σε διάκριση λόγω φύλου, πάλι και εδώ¹⁰⁶ η φύση των δεδομένων μας οδήγησε στην υιοθέτηση της τεχνικής του Oaxaca (1973).

8.2.2 Εμπειρικά αποτελέσματα

Στους Πίνακες 8.2 και 8.4 δίδονται τα αποτελέσματα¹⁰⁷ των εκτιμήσεων και των σχετικών στατιστικών ελέγχων της εξίσωσης (8.2) για το 1995 και 2002 αντίστοιχα.

Στο Panel I των υπόψη Πινάκων παρουσιάζονται οι εκτιμήσεις των μερικών (partial coeff.) συντελεστών της πληθυσμιακής παλινδρόμησης [$E(lwage/X_j)$], οι οποίοι ως γνωστόν μετρούν τμήμα μόνο της αιτιώδους σχέσεως (συνολικής) που μας ενδιαφέρει, δηλ. την άμεση επίδραση (direct effect) των ερμηνευτικών στην εξαρτημένη. Η μέθοδος εκτίμησης είναι η των σταθμισμένων ελαχίστων τετραγώνων (WLS), όπου για τη διόρθωση της ετεροσκεδαστικότητας, που διαπιστώσαμε από τους διαγνωστικούς ελέγχους (Panel II, Πινάκων 8.2 και 8.3), χρησιμοποιούνται οι ισχυροί (robust) αφού είναι συνεπείς εκτιμητές της μήτρας διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων των συντελεστών $V(\hat{b})$, τους οποίους πρότεινε ο White (1980)¹⁰⁸.

Στα Panels III και IV παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των F-tests τόσο για το στατιστικό έλεγχο της ορθής εξειδίκευσης των υποδειγμάτων (Panel III), όσο και για τον αντίστοιχο των γραμμικών περιορισμών (Panel IV). Δεδομένου ότι τα υποδείγματα μας είναι γραμμικά¹⁰⁹ και χρησιμοποιούν μικρά δείγματα, και μάλιστα ανεξάρτητα της κανονικότητας ή μη των υπολοίπων τους, η υπόψη F-στατιστική είναι αρκετή, αφού η τρόικα των Likelihood Ratio (LR), Wald (W) και Lagrange Multiplier (LM) στατιστικών, οι οποίες όλες ασυμπτωτικά ακολουθούν χ^2 -κατανομή, δεν προσθέτουν επιπλέον πληροφόρηση εκείνης της F (Κεφάλαιο 3 και Davidson and MacKinnon, 1993).

¹⁰⁶ Στο Μέρος II της διατριβής αναλύεται η θεωρητική τεκμηρίωση.

¹⁰⁷ Η οικονομετρική διερεύνηση έγινε κυρίως με τη βοήθεια του λογισμικού STATA v. 9.1, ενώ για την περιγραφική και μη-παραμετρική επαγωγική στατιστική ανάλυση χρησιμοποιήθηκαν κυρίως το STATISTICA '99 και το SPSS v.13.

¹⁰⁸ White's (1980) heteroscedasticity-corrected standard errors.

¹⁰⁹ Εξαίρεση αποτελεί η εμπειρία η οποία εισέρχεται στο υπόδειγμα ως δευτέρου βαθμού.

Στο Panel V, των Πινάκων 8.2 και 8.4, δίνονται οι εκτιμήσεις των αντίστοιχων υποδειγμάτων κάτω από βασικές υποθέσεις γραμμικών περιορισμών που γίνονται δεκτές στο προηγούμενο (Panel IV), δηλ. παρουσιάζονται οι περιορισμένες παλινδρομήσεις, ενώ στο τελευταίο Panel VI παρουσιάζονται ορισμένα κριτήρια επιλογής παλινδρομήσεων για την αξιολόγηση των περιορισμένων του Panel V.

Οι εκτιμήσεις των υποδειγμάτων 8.2 τόσο για το 1995 όσο και για το 2002 κρίνονται ικανοποιητικές τόσο από οικονομική άποψη, της θεωρίας ανθρώπινου κεφαλαίου, όσο και από οικονομετρικής, με τα συνήθη οικονομετρικά κριτήρια. Επιπλέον τα οικονομετρικά μας συμπεράσματα συμφωνούν απόλυτα και με τα περιγραφικά ή/και επαγωγικά στατιστικά του προηγούμενου κεφαλαίου.

8.2.2.1 Τα κύρια συμπεράσματα των εκτιμήσεων για το 1995

Πρώτον, επαληθεύεται η βασική πρόβλεψη της θεωρίας του ανθρώπινου κεφαλαίου και στον τομέα της Ελληνικής Ναυτιλίας, αφού *εκπαίδευση και εμπειρία* αποδείχθηκαν στατιστικά σημαντικές ερμηνευτικές των αμοιβών, και με τα αναμενόμενα πρόσημα συντελεστών, τόσο στους άνδρες όσο και υπό περιορισμούς και στις γυναίκες, και επομένως εύλογα και στο συνολικό (ανδρών και γυναικών) **Δεύτερον**, επιβεβαιώθηκε οικονομετρικά ότι *τα χαρακτηριστικά της θέσης*¹¹⁰ των εργαζομένων στην Ελληνική Ναυτιλιακή αγορά, επίσης στις κύριες κατηγορίες τους, είναι σημαντικά την ερμηνεία της μεταβλητικότητας των ωρομισθίων, και εδώ με τα αναμενόμενα πρόσημα των συντελεστών, τόσο των ανδρών όσο και των γυναικών. Τα *χαρακτηριστικά* αυτά εκφράστηκαν μέσω τεχνητών μεταβλητών, όπως το *είδος εργασίας* (χειρωνακτική ή υπηρεσιών γραφείου), η *σχέση εργασίας* (είδη συμβάσεων), και κυρίως το *μέγεθος των επιχειρήσεων*, στο οποίο αντανακλάται ο βαθμός οργάνωσης και ποιοτικής διοίκησης των ναυτιλιακών μας επιχειρήσεων ή της ειδικής ναυτιλιακής εξειδίκευσης που αυτές απαιτούν αλλά και προσφέρουν στους εργαζομένους τους.

Τρίτον, δεν μπορούμε να απορρίψουμε την ελεγχόμενη υπόθεση ότι *υπάρχει διάκριση λόγω φύλου στα μέσα ωρομίσθια*, έτσι ώστε, ceteris paribus, οι άνδρες να αμείβονται κατά 16,5% περισσότερο από τις γυναίκες συναδέλφους τους.

¹¹⁰ Ή οι εργασιακές συνθήκες

Τέταρτον, επαληθεύτηκαν στατιστικά ορισμένοι γραμμικοί περιορισμοί, στα υποδείγματα που τελικώς προκρίθηκαν. Αυτούς τους ελέγξαμε επειδή είτε προβλέπονται από την οικονομική θεωρία είτε θεωρήθηκαν από τον γράφοντα ως λογικές της επεκτάσεις. Για παράδειγμα, α) η συμπληρωματικότητα των τριών προαναφερθέντων παραγόντων, δηλ. *εκπαίδευση, εμπειρία και τα χαρακτηριστικά της θέσης των εργαζομένων* ότι ερμηνεύουν το σύνολο της μεταβλητότητας των ωρομισθίων, είναι δική μας επέκταση της θεωρίας του ανθρώπινου κεφαλαίου στην Ελληνική Ναυτιλία. β) Ότι τα *επίπεδα επαγγελματικής, τεχνολογικής εκπαίδευσης (≤TEI) και πανεπιστημιακής (≥ AEI) αποδείχθηκαν «υποκατάστατα» ή στατιστικά της ίδιας μισθολογικής βαρύτητας στον κλάδο*, εξηγείται όχι ως ατέλεια της Ελληνικής Ναυτιλιακής αγοράς εργασίας, αλλά ως τμήμα του φαινομένου της διαρθρωτικής ανεργίας, και μπορεί να προκύπτει ακόμα και ως εύλογο αποτέλεσμα του σχετικά μικρού μας δείγματος. γ) Ότι *εκπαίδευση και μέγεθος επιχειρήσεων*, ως τεχνητή μεταβλητή της ειδικής ναυτιλιακής εξειδίκευσης, βρέθηκαν επίσης οι συντελεστές τους να μη διαφέρουν στατιστικά, μεταφράζει τη σπουδαιότητα της *κατάρτισης μέσα στη Ναυτιλιακή επιχείρηση («on-the-job training»)* αν και φαίνεται μεγάλη πρόκληση να ισχυριστούμε, ότι οι δύο μεταβλητές είναι «υποκατάστατης βαρύτητας» στην ερμηνεία της ποσοστιαίας αύξησης των μέσων ωρομισθίων. Το τελευταίο είναι αυτό που λένε τα στοιχεία μας για την πραγματικότητα. Δεν είναι δυνατόν όμως αυτή να μην μας προβληματίζει για το ρόλο της εκπαίδευσης στην οποία δραστηρι-

Πίνακας 8.2 Συναρτήσεις Λογαρίθμου Ωριαίων Μικτών Αμοιβών στην Ελληνική Ναυτιλία το 1995.

Panel I: Εκτιμήσεις Σταθμισμένων Ελαχίστων Τετραγώνων (1995)
(White's heteroscedasticity-corrected standard errors LS)

Ερμηνευτικές	Υπόδειγμα 1 Συνολικό Δείγμα_95	Υπόδειγμα 2 Άνδρες_95	Υπόδειγμα 3 Γυναίκες_95
Σταθερά (β_0)	.9880* (.0990) [0.000]	1.1962* (.1287) [0.000]	.6167* (.1647) [0.000]
Δυναμική Εμπειρία (β_1)	.0358* (.0109) [0.001]	.0364* (.0149) [0.016]	.0598* (.0147) [0.000]
Δυναμική Εμπειρία στο τετράγωνο (β_2)	-.0004 (.0003) [0.127]	-.0004 (.0003) [0.208]	-.0012* (.0004) [0.003]
Επίπεδο	---	---	---

Δευτεροβάθμιας Εκπαίδευσης Κατηγορία αναφοράς			
Επαγγελματική, Τεχνολογική Εκπαίδευση (≤TEI) (β ₃)	.3292* (.0719) [0.000]	.4144* (.0836) [0.000]	.1856 (.1444) [0.203]
Πανεπιστημιακή Εκπαίδευση (≥ AEI) (β ₄)	.4242* (.0956) [0.000]	.5381* (.1230) [0.000]	.2260 (.1407) [0.112]
Σύμβαση Εργασίας Αορίστου Χρόνου Κατηγορία αναφοράς	---	---	---
Σύμβαση Εργασίας Ορισμένου Χρόνου (β ₅)	-.5313* (.1351) [0.000]	-.4434* (.1972) [0.026]	-.3895* (.1628) [0.019]
Σύμβαση Έργου (β ₆)	-.0467 (.0719) [0.517]	-.0783 (.0853) [0.360]	---
Μικρή Ναυτιλιακή Επιχείρηση (≤ 99 Κατηγορία Αναφοράς)	---	---	---
Μεσαία Ναυτιλιακή Επιχείρηση (100-199 εργ.) (β ₇)	.1084 (.0902) [0.231]	.0828 (.1658) [0.618]	.1122 (.0991) [0.262]
Μεγάλη Ναυτιλιακή Επιχείρηση (200-500 εργ.) (β ₈)	.6719* (.1371) [0.000]	.5235* (.2009) [0.010]	.6829* (.1785) [0.000]
Εργασία Γραφείου (β ₉)	.0751 (.0595) [0.208]	-.0665 (.0732) [0.365]	.3837* (.1183) [0.002]
Χειρωνακτική Εργασία Κατηγορία αναφοράς	---	---	---
Άνδρες (β ₁₀)	.1573* (.0600) [0.009]	---	---

Panel II: Διαγνωστικοί Έλεγχοι (1995)			
No of Obs	237	155	82
R-squared	0.4574	0.4203	0.4259
Root MSE	0.3415	0.3557	0.2834
AIC	174.04	129.13	32.37
BIC	212.20	159.57	51.62
F*	F(10, 226)=18.94 [0.000]	F(9, 145)=10.44 [0.000]	---
RESET	F(3, 223)=1.75 [0.1577]	F(3, 142)=0.10 [0.9610]	F(3,70) = 0.29 [0.8346]
VIF _j	Potexp2 16.63	Potexp2 19.10	Potexp2 20.10
	Potexp 16.56	Potexp 18.59	Potexp 18.52
	Size6 5.82	Size6 12.65	Occup1 1.73
	Contract2 5.22	Contract2 12.10	Contract2 1.48
	Occup1 1.89	Occup1 1.95	Size6 1.36
	Male 1.42	Contract4 1.29	Educ5 1.25
	Contract4 1.24	Educ6 1.29	Size5 1.18
	Educ6 1.19	Educ5 1.19	Educ6 1.04
	Educ5 1.17	Size5 1.11	
	Size5 1.13		
	Mean VIF 5.23	Mean VIF 7.70	Mean VIF 5.83
(Het-test) $\chi^2(1)$	2.03 [0.1543]	1.13 [0.2874]	0.01 [0.9300]
(Norm-test) $\chi^2(2)$	7.39 [0.0249]	5.74 [0.0566]	7.89 [0.0194]
Panel III: Έλεγχοι Υποθέσεων (1995)			
$H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$	F(2, 226) = 26.48 [0.0000]	F(2, 145) = 20.96 [0.0000]	F(2, 73) = 10.43 [0.0001]
$H_0: \beta_3 = \beta_4 = 0$	F(2, 226) = 16.78 [0.0000]	F(2, 145) = 15.61 [0.0000]	F(2, 73) = 2.06 [0.1349] ^s
$H_0: \beta_5 = \beta_6 = 0$	F(2, 226) = 7.74 [0.0006]	F(2, 145) = 2.79 [0.0647] ^s	F(1, 73) = 5.73 [0.0193]
$H_0: \beta_7 = \beta_8 = 0$	F(2, 226) = 13.38 [0.0000]	F(2, 145) = 3.41 [0.0357]	F(2, 73) = 10.19 [0.0001]
$H_0: \beta_9 = \beta_1 = \beta_2 = 0$	F(3, 226) = 17.72 [0.0000]	F(3, 145) = 14.76 [0.0000]	F(3, 73) = 8.03 [0.0001]
$H_0: \beta_9 = \beta_3 = \beta_4 = 0$	F(3, 226) = 15.42 [0.0000]	F(3, 145) = 11.51 [0.0000]	F(3, 73) = 5.87 [0.0012]
$H_0: \beta_9 = \beta_5 = \beta_6 = 0$	F(3, 226) = 6.81 [0.0002]	F(3, 145) = 1.95 [0.1238] ^s	F(2, 73) = 12.89 [0.0000]
$H_0: \beta_9 = \beta_7 = \beta_8 = 0$	F(3, 226) = 9.32 [0.0000]	F(3, 145) = 2.75 [0.0449]	F(3, 73) = 35.05 [0.0000]
$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$	F(4, 226) = 22.39 [0.0000]	F(4, 145) = 20.24 [0.0000]	F(4, 73) = 8.87 [0.0000]
$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_5 = \beta_6 = 0$	F(4, 226) = 14.72	F(4, 145) = 11.41	F(3, 73) = 7.74

	[0.0000]	[0.0000]	[0.0001]
$H_0: \beta_1=\beta_2=\beta_7=\beta_8=0$	F(4, 226) = 17.34 [0.0000]	F(4, 145) = 11.72 [0.0000]	F(4, 73) = 16.89 [0.0000]
$H_0: \beta_3=\beta_4=\beta_5=\beta_6=0$	F(4, 226) = 11.73 [0.0000]	F(4, 145) = 9.95 [0.0000]	F(3, 73) = 2.87 [0.0420]
$H_0: \beta_3=\beta_4=\beta_7=\beta_8=0$	F(4, 226) = 13.46 [0.0000]	F(4, 145) = 9.21 [0.0000]	F(4, 73) = 6.56 [0.0001]
$H_0: \beta_5=\beta_6=\beta_7=\beta_8=0$	F(4, 226) = 8.73 [0.0000]	F(4, 145) = 3.06 [0.0188]	F(3, 73) = 6.80 [0.0004]
Panel IV: Έλεγχοι Γραμμικών Περιορισμών (1995)			
$H_0: \sum_{j=1}^8 b_j = 1$	F(1, 226) = 0.00 [0.9682] ^s	F(1, 145) = 0.05 [0.8208] ^s	F(1, 73) = 0.29 [0.5898] ^s
$H_0: \sum_{j=1}^4 b_j = 1$	F(1, 226) = 2.67 [0.1035] ^s	F(1, 145) = 0.00 [0.9461] ^s	F(1, 73) = 6.87 [0.0106]
$H_0: \sum_j b_j = 1, j = 1,2,5,6,7,8$	F(1, 226) = 20.68 [0.0000]	F(1, 145) = 13.30 [0.0000]	F(1, 73) = 10.17 [0.0021]
$H_0: \sum_j b_j = 1, j = 1,2,5,6$	F(1, 226) = 92.56 [0.0000]	F(1, 145) = 45.63 [0.0004]	F(1, 73) = 66.84 [0.0000]
$H_0: \sum_j b_j = 1, j = 1,2,7,8$	F(1, 226) = 1.40 [0.2382] ^s	F(1, 145) = 1.72 [0.1922] ^s	F(1, 73) = 0.70 [0.4071] ^s
$H_0: \sum_j b_j = 1, j = 3,4,5,6,7,8$	F(1, 226) = 0.04 [0.8453] ^s	F(1, 145) = 0.01 [0.9101] ^s	F(1, 73) = 0.62 [0.4351] ^s
$H_0: \sum_j b_j = 1, j = 3,4,7,8$	F(1, 226) = 6.24 [0.0132]	F(1, 145) = 2.66 [0.1052] ^s	F(1, 73) = 0.62 [0.4327] ^s
$H_0: (\beta_1 + \beta_2) = (\beta_3 + \beta_4)$	F(1, 226) = 28.72 [0.0000]	F(1, 145) = 26.65 [0.0000]	F(1, 73) = 2.89 [0.0935] ^s
$H_0: (\beta_1 + \beta_2) = (\beta_5 + \beta_6)$	F(1, 226) = 13.92 [0.0002]	F(1, 145) = 6.19 [0.0140]	F(1, 73) = 7.46 [0.0079]
$H_0: (\beta_1 + \beta_2) = (\beta_7 + \beta_8)$	F(1, 226) = 21.93 [0.0002]	F(1, 145) = 4.17 [0.0431]	F(1, 73) = 17.15 [0.0001]
$H_0: (\beta_3 + \beta_4) = (\beta_5 + \beta_6)$	F(1, 226) = 41.86 [0.0000]	F(1, 145) = 29.91 [0.0000]	F(1, 73) = 8.00 [0.0060]
$H_0: (\beta_3 + \beta_4) = (\beta_7 + \beta_8)$	F(1, 226) = 0.02 [0.8903] ^s	F(1, 145) = 1.27 [0.2610] ^s	F(1, 73) = 1.91 [0.1714] ^s
$H_0: (\beta_5 + \beta_6) = (\beta_7 + \beta_8)$	F(1, 226) = 25.37 [0.0002]	F(1, 145) = 6.71 [0.0106]	F(1, 73) = 16.24 [0.0001]
$H_0: \beta_1 - \beta_2 = 0$	F(1, 226) = 10.55 [0.0013]	F(1, 145) = 5.80 [0.0173]	F(1, 73) = 16.73 [0.0001]
$H_0: \beta_3 - \beta_4 = 0$	F(1, 226) = 0.79 [0.3748] ^s	F(1, 145) = 0.92 [0.3378] ^s	F(1, 73) = 0.04 [0.8393] ^s
$H_0: \beta_5 - \beta_6 = 0$	F(1, 226) = 11.42 [0.0009]	F(1, 145) = 3.09 [0.0811] ^s	---
$H_0: \beta_7 - \beta_8 = 0$	F(1, 226) = 10.88 [0.0011]	F(1, 145) = 3.26 [0.0731] ^s	F(1, 73) = 6.22 [0.0149]

Panel V: Εκτιμήσεις με περιορισμούς (1995) (restricted or constrained LS)			
Ερμηνευτικές	Υπόδειγμα 1R Συνολικό Δείγμα_95	Υπόδειγμα 2R Άνδρες_95	Υπόδειγμα 3R Γυναίκες_95
<i>Περιορισμοί</i>	1. $\sum_{j=1}^8 b_j = 1,$ 2. $\beta_3 = \beta_4,$ 3. $(\beta_3 + \beta_4) = (\beta_7 + \beta_8)$	1. $\sum_j b_j = 1, j = 3,4,5,6,7,8$ 2. $\beta_3 = \beta_4,$ 3. $(\beta_3 + \beta_4) = (\beta_7 + \beta_8)$	1. $\sum_{j=1}^8 b_j = 1,$ 2. $\beta_3 = \beta_4,$ 3. $(\beta_3 + \beta_4) = (\beta_7 + \beta_8)$
Σταθερά (β_0)	.9803* (.0996) [0.000]	1.1823* (.1253) [0.000]	.5738* (.1662) [0.001]
Δυνητική Εμπειρία (β_1)	.0368* (.0092) [0.000]	.0382* (.0119) [0.002]	.0601* (.0155) [0.000]
Δυνητική Εμπειρία στο τετράγωνο (β_2)	-.0004* (.0002) [0.050]	-.0004 (.0003) [0.133]	-.0012* (.0004) [0.010]
Επίπεδο Δευτεροβάθμιας Εκπαίδευσης Κατηγορία αναφοράς	---	---	---
Επαγγελματική, Τεχνολογική Εκπαίδευση (\leq TEI) (β_3)	.3839* (.0317) [0.000]	.4265* (.0425) [0.000]	.2457* (.0760) [0.002]
Πανεπιστημιακή Εκπαίδευση (\geq AEI) (β_4)	.3839* (.0317) [0.000]	.4265* (.0425) [0.000]	.2457* (.0760) [0.002]
Σύμβαση Εργασίας Αορί- στου Χρόνου Κατηγορία αναφοράς	---	---	---
Σύμβαση Εργασίας Ορισμένου Χρό- ν(β)	-.5311* (.0931) [0.000]	-.6157* (.1425) [0.000]	-.3581* (.1196) [0.004]
Σύμβαση Έργου (β_6)	-.0409 (.0741) [0.581]	-.0905 (.0845) [0.286]	-.3165 (.2993) [0.294]
Μικρή Ναυτιλιακή Επιχείρηση (\leq 99 Κατηγορία Αναφοράς	---	---	---
Μεσαία	.0996 (.0628)	.1555 (.0921)	.0684 (.0932)

Ναυτιλιακή Επιχείρηση (100-199 εργ.) (β_7)	[0.114]	[0.093]	[0.465]
Μεγάλη Ναυτιλιακή Επιχείρηση (200-500 εργ.) (β_8)	.6682* (.0841) [0.000]	.6975* (.1317) [0.000]	.4230* (.1764) [0.019]
Εργασία Γραφείου (β_9)	.0744 (.0651) [0.254]	-.0480 (.0802) [0.550]	.4145* (.1265) [0.002]
Χειρωνακτική Εργασία Κατηγορία αναφοράς	---	---	---
Άνδρες (β_{10})	.1524* (.0521) [0.004]	---	---
anel VI: Κριτήρια επιλογής περιορισμένων παλινδρομήσεων (1995)			
Root MSE	.3402	.3552	.2814
AIC	169.31	125.81	31.44
BIC	197.05	147.12	48.28

Σημειώσεις: Βλέπε Πίνακα 7.1 για ορισμούς ή εξειδικεύσεις των μεταβλητών. $j = 1 \dots 10$ μεταβλητές. Ο αστερίσκος (*) δείκτης εκτιμήσεων εκφράζει τη στατιστική σημαντικότητα τους σε $\alpha=0.05$, ενώ αντίθετα το δολάριο (\$) δείκτης p-values σημαίνει ότι δεν απορρίπτεται η βασική υπόθεση ή περιορισμός στην ίδια πιθανότητα σφάλματος τύπου I. AIC \equiv κριτήριο πληροφοριών του Akaike. BIC \equiv Μπαϋσιανό κριτήριο πληροφοριών του Schwartz. RESET (Ramsey's regression specification error test), χρησιμοποιώντας δυνάμεις της υπολογισμένης (fitted) εξαρτημένης ($\ln wage$) μεταβλητής στην επαυξημένη παλινδρόμηση ($Y=X\beta+Z\alpha+u$), $H_0:u \sim (0, \sigma^2 I)$ ή δεν υπάρχει παράλειψη σημαντικών ερμηνευτικών και $H_1:u \sim (\mu, \sigma^2 I)$, όπου $\mu \neq 0$. VIF $_j$ \equiv Συντελεστής διογκώσεως της διακυμάνσεως (Variance Inflation Factor), για τις ερμηνευτικές της υπόψη παλινδρόμησης αντίστοιχα. Αν $VIF > 10 \Leftrightarrow R^2_j > 0,90 \Rightarrow X_j$ δημιουργεί το πρόβλημα. $\chi^2(1)$ Het-test \equiv Breusch-Pagan/Cook-Weisberg test για την ετεροσκεδαστικότητα (πριν από τη robust διόρθωση των τυπικών σφαλμάτων), H_0 : ομοσκεδαστικότητα, μεταβλητές=υπολογισμένες (fitted) τιμές της εξαρτημένης ($\ln wage$). $\chi^2(2)$ Norm-test \equiv προσαρμοσμένο test από κοινού ασυμμετρίας & κύρτωσης για την κανονικότητα των καταλοίπων (πριν από τη robust διόρθωση των τυπικών σφαλμάτων), H_0 : u

Ειδικότερα, όπως φαίνεται στον Πίνακα 8.2, για το 1995

1. οι συντελεστές των βασικών μεταβλητών του ανθρώπινου κεφαλαίου, δηλ. της εκπαίδευσης και της εμπειρίας έχουν τα αναμενόμενα πρόσημα και είναι στατιστικά σημαντικοί, τόσο για τους άνδρες ξεχωριστά όσο και για το σύνολο του δείγματος. Εξαίρεση αποτελεί η *εκπαίδευση στο δείγμα των γυναικών* του 1995, η οποία, καταρχάς (Panel I, Πίνακας 8.2), παρατηρείται στατιστικά ασήμαντη, χωρίς μάλιστα να μπορεί να απορριφθεί η σχετική υπόθεση (H_0 :

$\beta_3=\beta_4=0$)¹¹¹. Αυτό μπορεί να εξηγείται, από την αναλογία των γυναικών στο συνολικό δείγμα ($0,345=82/238$), στις οποίες μικρό μόνο ποσοστό είχε «ανώτερη εκπαίδευση», δηλ. μετα-δευτεροβάθμια όπως επαγγελματική, τεχνολογική ή πανεπιστημιακή¹¹². Το συμπέρασμα αυτό είχε ήδη φανεί από το προηγούμενο κεφάλαιο, στην κατανομή της εκπαίδευσης των γυναικών, η οποία έχει πρώτο τεταρτημόριο = διάμεσο = τύπο = τρίτο τεταρτημόριο = 3, δηλ. επίπεδο δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης, και μόνο μέσο αριθμητικό 3,5 ο οποίος εκφράζει τάση προς πτυχιούχους «ανώτερης εκπαίδευσης». Έτσι, ο συνδυασμός σχετικά μικρού συνολικού δείγματος και μέτριου στρώματος γυναικών, στο οποίο το συχνότερα εμφανιζόμενο επίπεδο εκπαίδευσης είναι της δευτεροβάθμιας, μπορεί να ερμηνεύσει ικανοποιητικά το αποτέλεσμα της **στατιστικά ασήμαντης μεταβλητής της «ανώτερης εκπαίδευσης» των γυναικών**. Ένας άλλος ερμηνευτικός παράγοντας του ευρήματος αυτού θα μπορούσε να είναι οι θέσεις που απασχολούνται οι γυναίκες, οι είναι συνήθως «υπάλληλοι γραφείου», χωρίς ιδιαίτερες απαιτήσεις¹¹³. Με άλλα λόγια, δεν βλέπουμε κάποια ατέλεια της Ελληνικής Ναυτιλιακής αγοράς το 1995. Έτσι θεωρούμε αναμενόμενο στα αποτελέσματα της περιορισμένης παλινδρόμησης (Panel V, Πίνακα 8.2), η εκπαίδευση στις γυναίκες να εμφανίζεται τώρα στατιστικά σημαντική, αφού επιπλέον των παραπάνω, στο πλαίσιο του περιορισμού του αθροίσματος στη μονάδα των 8 συντελεστών που χρησιμοποιούμε, απορρίπτουμε εύκολα τη $H_0: \beta_3=\beta_4=0$. Ο περιορισμός αυτός (του αθροίσματος στη μονάδα) δικαιολογείται από τη θεωρία του ανθρώπινου κεφαλαίου η οποία προβλέπει ότι επιπλέον της εκπαίδευσης και εμπειρίας και τα χαρακτηριστικά της θέσης των εργαζομένων στη ναυτιλιακή αγορά συμβάλλουν στην ολοκληρωμένη ερμηνεία των αμοιβών. Επομένως βάση της διαθέσιμης από το δείγμα μας πληροφόρησης, πρέπει να ελέγξουμε την υπόθεση ότι οι 8 ερμηνευτικές είναι συμπληρωματικές της ερμηνείας της μεταβλητικότητας της ποσοστιαίας μεταβολής των μέσων ωρομισθίων. Αναλυτικότερα,

1.1. Τα **επίπεδα εκπαίδευσης** «επαγγελματική, τεχνολογική» καθώς και «πανεπιστημιακή», συγκρίνονται με την κατηγορία αναφοράς «δευτεροβάθμια

¹¹¹ Είτε με F-test που παρουσιάζεται στον Πίνακα 8.1 είτε με Likelihood Ratio (LR)-test στο οποίο $\chi^2(2)=2.82$ [0.2444].

¹¹² βλ. Πίνακα 8.1 για τους ορισμούς των χρησιμοποιούμενων μεταβλητών.

¹¹³ Αναφορικά με την ικανότητα των γυναικών να διακριθούν στις ίδιες θέσεις εξίσου καλά όπως οι άνδρες δεν υφίσταται θέμα. Αλλά το ζήτημα από εδώ και πέρα αφορά την κοινωνιολογική ανάλυση και όχι την οικονομική που προσπαθούμε εδώ.

εκπαίδευση», η οποία αποτελεί τη συνηθέστερη (τύπος) κατηγορία. Επειδή σε κανένα από τα τρία δείγματα δεν μπορούμε να απορρίψουμε τον περιορισμό ότι οι δύο συντελεστές δεν διαφέρουν στατιστικά ($H_0: \beta_3 - \beta_4 = 0$, Panel IV, Πίνακας 8.2) συμπεραίνουμε ότι η **απόδοση της επαγγελματικής-τεχνολογικής εκπαίδευσης είναι υψηλότερη της πανεπιστημιακής στην Ελληνική Ναυτιλία**, δεδομένου του χαμηλότερου κόστους σε ανθρώπινο κεφάλαιο που απαιτεί (επαγγελματική, τεχνολογική). Και εδώ νομίζουμε ότι **δεν υπάρχει ατέλεια της αγοράς, αυτές μάλλον πρέπει να είναι οι ανάγκες της**. Το παράδοξο όμως είναι γιατί στελέχη των διευθύνσεων ανθρωπίνων πόρων των εταιρειών ισχυρίζονται το αντίθετο, ότι δηλ. «*ψάχνουν εξειδικευμένο προσωπικό και δεν βρίσκουν*». Οι άνδρες (γυναίκες) με «*ανώτερη εκπαίδευση*», δηλ. «*επαγγελματική, τεχνολογική*» ή «*πανεπιστημιακή*», ceteris paribus και κατά μέσο όρο, αμείβονται 53,2% ($27,9\% = e^{2457} - 1$, Panel V, Πίνακας 8.2) περισσότερο από τους συναδέλφους τους με επίπεδο δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης. Εδώ φαίνεται να υπάρχει σημαντική διάκριση σε βάρος των γυναικών, αφού ceteris paribus, αυτές αμείβονται μόνο το μισό περίπου ή 52% ($= 279/532$) του επιπλέον ωρομισθίου λόγω ίδιων σπουδών των ανδρών συναδέλφων τους. Η «*διάκριση*» αυτή όμως αφενός πηγάζει από τη γενικά παρατηρούμενη μισθολογική διαφορά υπέρ των ανδρών (κατά 17% όπως θα δούμε παρακάτω), και αφετέρου, πιθανώς προκύπτει ως αποτέλεσμα των περιορισμένων εκτιμήσεων μας (constrained regressions), και των ιδιοτήτων του δείγματος, που προαναφέραμε. Η **σε ετήσια βάση απόδοση της εκπαίδευσης**, για παράδειγμα, του πτυχίου ΤΕΙ στους άνδρες είναι 15,2% ($= 53,2\%/3,5$) ανά έτος φοίτησης, ενώ του πτυχίου ΑΕΙ περίπου 13,3% ($= 53,2\%/4$), δηλαδή περίπου 2% λιγότερο ανά έτος σπουδών. Επίσης, ανεξαρτήτως φύλου, **οι εργαζόμενοι με «ανώτερη εκπαίδευση**, αμείβονται 46,8% ($= e^{3839} - 1$, Panel V, Πίνακας 8.2) επιπλέον εκείνων της δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης. Το φαινομενικά οξύμωρο αποτέλεσμα της **υψηλότερης απόδοσης της «επαγγελματικής, τεχνολογικής» εκπαίδευσης από εκείνη της «πανεπιστημιακής»**, στατιστικά, πηγάζει από το γεγονός ότι δεν μπορεί να απορριφθεί η $H_0: \beta_3 - \beta_4 = 0$, ότι δηλ. οι δύο συντελεστές δεν διαφέρουν στατιστικά. Οικονομικά όμως, είναι γνωστό ότι ιδιαίτερα τη δεκαετία του 90, η ανεργία των νέων πτυχιούχων πανεπιστημιακής εκπαίδευσης, σε ορισμένους κλάδους, όχι στο σύνολο των «δυτικών»

οικονομιών, οφείλεται κυρίως στις νέες τεχνολογίες, τις μεταβολές των προτιμήσεων και τις αλλαγές στις ροές του διεθνούς εμπορίου. Επομένως οικονομικά είναι σωστό να περιμένουμε χαμηλότερη απόδοση της πανεπιστημιακής εκπαίδευσης σε ορισμένους κλάδους. Πρόκειται για το γνωστό φαινόμενο της διαρθρωτικής ανεργίας. Φιλοσοφικά προβλήματα για την *παρεξήγηση* του ρόλου των τριτοβάθμιων ιδρυμάτων (τα οποία προσπαθούν να συνδυάσουν τις αξίες της παιδείας με τις ανάγκες των αγορών), από τους managers (οι οποίοι μας τόνισαν ότι «δεν βρίσκουν το εξειδικευμένο στα ναυτιλιακά προσωπικό πανεπιστημιακής εκπαίδευσης που ζητούν»), δεν μας απασχολούν, γιατί εδώ προσπαθούμε να αναλύσουμε την **πραγματικότητα** της Ελληνικής ναυτιλιακής αγοράς εργασίας.

- 1.2. Η **εμπειρία**, μετρούμενη εδώ από την ποσοτική μεταβλητή της *δυναμικής εμπειρίας*, λόγω ελλείψεως δεδομένων στην έρευνα της ΕΣΥΕ, εκτιμήθηκε ότι επηρεάζει τα ωρομίσθια του συνολικού δείγματος και των γυναικών με μορφή συνάρτησης δευτέρου βαθμού (καμπάνα), όπως προβλέπεται από τη θεωρία του ανθρώπινου κεφαλαίου (tenure, depreciation), ενώ για τους άνδρες εκτιμήσαμε σταθερή αναλογική σχέση. Έτσι, στο συνολικό δείγμα, η **απόδοση της εμπειρίας είναι 2,5%**, δηλ. η ποσοστιαία αύξηση του μέσου ωρομισθίου σε μια ελάχιστη ετήσια μεταβολή της δυναμικής εμπειρίας¹¹⁴, στην τιμή των περίπου 15 ετών¹¹⁵, προκαλεί ceteris paribus, 2,5% αύξηση του ωρομισθίου. Αναλυτική εικόνα δίνουμε για διάφορες τιμές των κατανομών δυναμικής εμπειρίας στον Πίνακα 8.3. *Μ' άλλα λόγια, σε ηλικία 33 ετών περίπου, οι εργαζόμενοι ανεξαρτήτως φύλου, στην Ελληνική Ναυτιλία εισέπρατταν το 1995, αυξήσεις (στα ωρομίσθια τους) περίπου 2,5% για κάθε επιπλέον των 15 περίπου ετών επαγγελματικής εμπειρίας.* Αξίζει να σημειωθεί ότι **η συνάρτηση των αμοιβών έχει μέγιστο**, για το συνολικό δείγμα, στα 46 περίπου έτη δυναμικής εμπειρίας ή μέσης ηλικίας 64 ετών, από όπου στη συνέχεια (λίγο πριν τη σύνταξη) αρχίζει να φθίνει. Το αντίστοιχο *max* για τις γυναίκες είναι περίπου 20 χρόνια νωρίτερα, δηλ. στα 26 χρόνια δυναμικής εμπειρίας και 44 ετών αντίστοιχα. Φαίνεται δηλ. ότι μέχρι και το 1995 το **παραδοσιακό Ελληνικό πρότυπο οικογενειακής ανάπτυξης** εξηγεί το

¹¹⁴ $\partial \ln wage / \partial \ln potexp = 0.0037 - 0.0008 \ln potexp$ (Panel V, Πίνακα 8.1).

¹¹⁵ Πρόκειται για τη διάμεσο, αφού η κατανομή είναι έντονα θετικά ασύμμετρη. Σε αυτήν αντιστοιχεί σε μέση ηλικία 33 χρονών.

εύρημα ή «διάκριση» αυτή, μέσα από την προτεραιότητα των οικογενειακών υποχρεώσεων των μητέρων-εργαζομένων στην έντονα διεθνώς ανταγωνιστική ναυτιλιακή αγορά, οι οποίες περί τα 45 τους είτε «αποχωρούν» με μειωμένες συντάξεις, είτε δεν διεκδικούν σημαντικές αυξήσεις αφού «φρενάρουν» την εξέλιξη της καριέρας τους, εξαιτίας και της σταθερής «πρωτεύουσας» εργασίας τους στο σπίτι. Από τον Πίνακα 8.3 φαίνεται ότι, *ceteris paribus*, η απόδοση¹¹⁶ της μέσης εμπειρίας των ανδρών στην αύξηση του μέσου ωρομισθίου τους εκτιμήθηκε σταθερή 3,9%, ενώ η αντίστοιχη των γυναικών μόνο 3,1%, δηλ. περίπου 26% μικρότερη. Επίσης, αξίζει να σημειωθεί ότι όπως φαίνεται από τις δευτεροβάθμιες εξισώσεις, στον Πίνακα 8.3, η κλίση της συνάρτησης αμοιβών των γυναικών είναι μεγαλύτερη αυτής του συνολικού δείγματος, κάτι που μεταφράζει το γεγονός ότι οι αυξήσεις τους για κάθε επιπλέον έτος εμπειρίας αφενός «τρέχουν» πιο γρήγορα μέχρι το μέγιστο (26 έτη εμπειρίας ή 44 ετών) αλλά και αφετέρου, έκτοτε, μειώνονται και γρηγορότερα. Εξάλλου, η σταθερότητα στο ρυθμό αύξησης των ανδρικών ωρομισθίων (3,9%), μπορεί να ερμηνευθεί ως αποτέλεσμα της συνεχούς επένδυσής τους σε ανθρώπινο κεφάλαιο (*tenure*, εξειδικευμένη κατάρτιση εντός των επιχειρήσεων) αφού η Ναυτιλία είναι ιδιαίτερος απαιτητικός επιχειρησιακός χώρος «καριέρας». Επίσης, μπορεί να οφείλεται στην ιδιαιτερότητα της λειτουργίας των Ναυτιλιακών εταιρειών, οι οποίες απασχολούν συνταξιούχους ναυτικούς με μεγάλη πείρα στα πλοία και τις ναυτικές συνθήκες, στους οποίους φυσικά συνεχίζουν να δίνουν ετήσια αυξήσεις. Αυτοί πρέπει να επηρεάζουν το πάνω όριο της κατανομής των ανδρικών αμοιβών η οποία δείχνει αρκετά πλατύκυρτη.

¹¹⁶ Ο ρυθμός πληθωρισμού, μετρούμενος από την εξέλιξη του δείκτη τιμών καταναλωτή της ΕΣΥΕ, ήταν 8,9% το 1995. Επομένως, οι εργαζόμενοι στην Ελληνική Ναυτιλία το 1995, είχαν αντίστοιχη μείωση της αγοραστικής τους δύναμης.

Πίνακας 8.4: Ποσοστιαία μεταβολή του μέσου ωρομισθίου, *ceteris paribus*, σε ελάχιστη (ετήσια) αύξηση της δυνητικής εμπειρίας (*potexp*) στη Ναυτιλία το 1995.

	Δυν.Εμπ.	Ηλικ.	Συνολικό δείγμα_95 ,037-,0008δυν.εμπ.	Ανδρες_95 0,039	Γυναίκες_95 ,062-,0024δυν.εμπ.
1^ο τεταρτ.	8	26	3,1%	---	---
Διάμεσος	15	33	2,5%	---	---
Μέσος	16	34	2,4%	---	---
3^ο τεταρτ.	23	41	1,9%	---	---
Max f(Wage)	46	64	0,0%	---	---
1^ο τεταρτ.	10	27	---	---	---
Διάμεσος	17	34	---	3,9%	---
Μέσος	18	35	---	---	---
3^ο τεταρτ.	24	41	---	---	---
1^ο τεταρτ.	7	25	---	---	4,5%
Διάμεσος	10	28	---	---	3,8%
Μέσος	13	31	---	---	3,1%
3^ο τεταρτ.	18	36	---	---	1,9%
Max f(Wage)	26	44	---	---	0,0%

Σημειώσεις: $\max f(\text{wage}) \equiv$ μέγιστο της συνάρτησης ωρομισθίων στη Ναυτιλία. $PotExp = Age - Schooling - 6$. Στο συνολικό δείγμα $schooling$ μέσος=διάμεσος=12 έτη και $potexp$ μέσος (διάμεσος)=16,2 (14,5) έτη. Επομένως η διάμεση $schooling$ αντιστοιχεί σε $14,5 + (12 + 6) = 33,5$ έτη ηλικίας. Στο δείγμα των ανδρών $schoolingM$ μέσος (διάμεσος)=12,3 (12) έτη και $potexpM$ μέσος (διάμεσος)=13 (10) έτη. Στο δείγμα των γυναικών $schoolingF$ μέσος=διάμεσος=12 έτη και $potexpF$ μέσος (διάμεσος)=18,3 (17) έτη.

2. Αναφορικά με τα χαρακτηριστικά της θέσης απασχόλησης των εργαζομένων, ως προσδιοριστικών παραγόντων των αμοιβών στην Ελληνική Ναυτιλία για το 1995 αξίζει να σημειωθούν τα εξής:

2.1. Οι άνδρες (γυναίκες) εργαζόμενοι στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις με συμβάσεις εργασίας ορισμένου χρόνου, *ceteris paribus*, *αμείβονται 46% (30%) λιγότερο* (Panel V, Πίνακας 8.2) από τους συναδέλφους τους με *αντίστοιχες συμβάσεις αορίστου χρόνου* (κατηγορία αναφοράς). Η φαινόμενη

διάκριση σε βάρος των ανδρών αυτήν τη φορά αντανακλά το γεγονός της **μη-διάκρισης λόγω φύλου στις συμβάσεις ορισμένου χρόνου**¹¹⁷, δεδομένης της υπόψη διάκρισης που αποδεικνύεται «συνολικά» στο 16,5% υπέρ των ανδρών, το 1995, όπως θα δούμε παρακάτω (συντελεστής «άνδρες» στα υποδείγματα 1 ή 3R). Οι συμβάσεις ορισμένου χρόνου πρέπει να θεωρηθούν ως *περίοδος δοκιμής* ή *προθάλαμος* στην ένταξη των εργαζομένων στο προσωπικό των ναυτιλιακών εταιρειών και επομένως αντιμετωπίζονται παρόμοια με εκείνες των «ανειδίκευτων». Οι συμβάσεις έργου δεν αξιολογούνται αφού είναι σπάνιες και για αυτό στατιστικά ασήμαντη τεχνητή μεταβλητή των εργασιακών συνθηκών. Επίσης, δεδομένου ότι οι εργαζόμενοι στις ναυτιλιακές εταιρείες έχουν συνήθως συμβάσεις εξαρτημένης εργασίας αορίστου ή ορισμένου χρόνου, απορρίπτουμε, για τους άνδρες, την ελεγχόμενη υπόθεση $H_0: \beta_5 - \beta_6 = 0$, δηλ., της ισότητας των συντελεστών των συμβάσεων αορίστου και ορισμένου χρόνου (Panel IV, Πίνακας 8.2), δεχόμενοι δηλ. τις προαναφερθείσες αποκλίσεις στις αμοιβές ανάλογα το είδος της σύμβασης, αορίστου ή ορισμένου χρόνου.

- 2.2. Το **μέγεθος των επιχειρήσεων**, στην κατηγορία των *μεγάλων ναυτιλιακών επιχειρήσεων* (200-500 άτομα προσωπικό) βρέθηκε στατιστικά σημαντική και με τα αναμενόμενα πρόσημα, ερμηνευτική μεταβλητή της μέσης ποσοστιαίας μεταβολής των ωρομισθίων, τόσο στους άνδρες όσο και στις γυναίκες (καθώς επίσης και στο συνολικό δείγμα). Επειδή μάλιστα, δεν μπορούμε να απορρίψουμε τους δύο γραμμικούς περιορισμούς που ελέγξαμε για το μέγεθος (Panel IV, Πίνακας 8.2) σχολιάζουμε τις εκτιμήσεις των περιορισμένων υποδειγμάτων (Panel V). Από αυτά φαίνεται ότι **α)** οι άνδρες στις *μεγάλες ναυτιλιακές εταιρείες* απολαμβάνουν, *ceteris paribus*, μέσα ωρομίσθια σχεδόν διπλάσια (100,9%) εκείνων στις *μικρές* (<99 εργαζομένους), ενώ οι γυναίκες συνάδελφοι τους 52,7% αντίστοιχα. Τα ευρήματα αυτά θεωρούνται λογικά για τη διαφορά μεγέθους των εταιρειών, όχι μόνο στη Ναυτιλία αλλά και γενικότερα σε όλους τους κλάδους που

¹¹⁷ Υποθέτοντας μικτό μηνιαίο μισθό 1000 ευρώ για σύμβαση εξαρτημένης εργασίας αορίστου χρόνου νεοεισερχόμενου άνδρα υπαλλήλου σε ναυτιλιακή, η αντίστοιχη για σύμβαση ορισμένου χρόνου πρέπει να ήταν 540 ευρώ (-,46). Τα αντίστοιχα μεγέθη για τις γυναίκες, για δεδομένη διάκριση λόγω φύλου στις συμβάσεις αορίστου χρόνου περίπου 16,5% (panel V, Πίνακας 8.2), θα ήταν 835 ευρώ και 585 ευρώ για τη γυναικεία σύμβαση ορισμένου χρόνου (-,30). Η κατά αυτόν τον τρόπο προκύπτουσα διαφορά των μέσων αμοιβών ανδρών-γυναικών (540-585) είναι στατιστικά ασήμαντη.

αντιμετωπίζουν έντονη διεθνή ζήτηση. Η διαφορά αυτή μεγέθους μπορεί να αντανakλά διαφορά management ολικής ποιότητας, καλύτερους όρους πρόσβασης στη χρηματοδότηση κλπ, με συνέπεια υψηλότερη αναπτυξιακή πορεία των μεγάλων εταιρειών, οι οποίες και αμείβουν καλύτερα όχι μόνο τα στελέχη αλλά και το σύνολο του προσωπικού τους. β) δεν μπορούμε να απορρίψουμε τον περιορισμό ότι δεν διαφέρουν στατιστικά οι συντελεστές των μεταβλητών εκπαίδευση και μέγεθος επιχειρήσεων, στην ερμηνεία των μέσων ωρομισθίων, δηλ. ότι η απόδοση της ανώτερης εκπαίδευσης (σε σχέση με τη δευτεροβάθμια) είναι ίση με εκείνη της εργασίας σε μεσαία ή μεγάλη ναυτιλιακή επιχείρηση (σε σχέση με την αναφοράς που είναι οι μικρές εταιρείες). Αυτό αντανakλά την πρόβλεψη της θεωρίας του ανθρώπινου κεφαλαίου της σπουδαιότητας της **εξειδικευμένης κατάρτισης εντός των μεγάλων επιχειρήσεων** (on-the-job training as a result of tenure) σε τρόπο ώστε να βελτιώνονται οι ικανότητες και δεξιότητες των εργαζομένων, με «φυσική» συνέπεια την κατακόρυφη αύξηση της μέσης παραγωγικότητας τους, η οποία μεταφράζεται για τους ίδιους σε αυξημένες αποδοχές, εδώ, ισοποσοστιαία (στατιστικά περίπου τα διπλάσια) με εκείνες των εργαζομένων με ανώτερες σπουδές, *τεχνολογικής ή πανεπιστημιακής εκπαίδευσης*. Εναλλακτικά, όπως προαναφέρθηκε, **«εκπαίδευση» και «μέγεθος» Ελληνικών ναυτιλιακών επιχειρήσεων είναι «υποκατάστατης βαρύτητας» στην ερμηνεία της ποσοστιαίας αύξησης των μέσων ωρομισθίων.**

3. Η σημαντικότερη απόδειξη διάκρισης λόγω φύλου στις αμοιβές ανδρών-γυναικών στην Ελληνική Ναυτιλία το 1995, είναι η στατιστικά σημαντική μεταβλητή των ανδρών στην παλινδρόμηση του συνολικού δείγματος (υπόδειγμα 1), η οποία στην περιορισμένη παλινδρόμηση δείχνει ότι, ceteris paribus, **το μέσο ωρομισθίο των ανδρών είναι 16,5%** (Panel V, Πίνακας 8.2, $e^{1524}-1$) **υψηλότερο εκείνου των συναδέλφων τους γυναικών**. Η ειδική ανάλυση του Oaxaca (1973) θα μας δώσει ακριβέστερη εκτίμηση, της διάσπασης του χάσματος, σε διάκριση λόγω φύλου και στους άλλους παράγοντες ερμηνείας της θεωρίας του ανθρώπινου κεφαλαίου.
4. Τέλος, η εκτίμηση της σταθεράς (Panel V, Πίνακας 8.2) απεικονίζει το *λογάριθμο των ωρομισθίων νεοεισερχόμενων ανδρών ή γυναικών στην ναυτιλιακή αγορά εργασίας*, δηλ. χωρίς εκπαίδευση, εμπειρία ή οποιαδήποτε χαρακτηριστικά της θέσης. Στους άνδρες εκτιμήθηκε περίπου διπλάσια από ότι στις γυναίκες (1,18

έναντι 0,57 περίπου), κάτι που μπορεί με ασφάλεια να ερμηνευθεί ως *άλλη μια απόδειξη διάκρισης λόγω φύλου* στις αμοιβές. Για τους άνδρες (γυναίκες) ο αντιλογάριθμος του 1,18 (0,57) είναι 3,3 (1,8) ευρώ/ώρα, το οποίο αν πολλαπλασιασθεί επί 8 ώρες ημερησίως και 25 ημέρες το μήνα, δίνει ως μικτό μηνιαίο μισθό 651 (355) ευρώ. Αυτοί οι εκτιμηθέντες μέσοι μισθοί νεοεισερχόμενων¹¹⁸ στην ναυτιλιακή αγορά εργασίας, φαίνονται πολύ χαμηλοί, αλλά σε αυτούς δεν έχει ληφθεί υπόψη ότι έχουν επίπεδο εκπαίδευσης τουλάχιστον απολυτηρίου λυκείου. Επομένως, εκτιμώντας τα υποδείγματα 2 και 3 για τους άνδρες και γυναίκες αντίστοιχα με αντικατάσταση των κατηγορικών μεταβλητών της εκπαίδευσης (*επαγγελματική, τεχνολογική και πανεπιστημιακή*) με την ποσοτική των *ετών εκπαίδευσης (schooling)* βρήκαμε στατιστικά σημαντικό συντελεστή της περίπου 0,7 τον οποίο πολλαπλασιάζοντας επί 12 έτη (μέχρι το απολυτήριο λυκείου), προσθέτοντας στην παραπάνω σταθερά, και αντιλογαριθμίζοντας το αποτέλεσμα, βρίσκουμε τώρα **μικτό (προ φόρων και κρατήσεων) μηνιαίο μισθό ανδρών (γυναικών) στην Ελληνική ναυτιλία 1508 (822) ευρώ**¹¹⁹. Τα τελευταία αυτά μεγέθη *μέσων μικτών μισθών νεοεισερχόμενων ανδρών ή γυναικών στην ναυτιλιακή αγορά εργασίας* θεωρούνται λογικά¹²⁰ ως προς το ύψος τους, αν και επιβεβαιώνουν τη *διάκριση λόγω φύλου το 1995*, και στο κάτω άκρο της κατανομής των αμοιβών ανδρών, γυναικών.

8.2.2.2 Τα κύρια συμπεράσματα των εκτιμήσεων για το 2002

Πρώτον, ακριβώς ανάλογη εικόνα του 1995 παρατηρείται και το 2002 για τις βασικές μεταβλητές της θεωρίας του ανθρώπινου κεφαλαίου την *εκπαίδευση και την εμπειρία*. Αποδεικνύονται στατιστικά σημαντικές ερμηνευτικές των μέσων αμοιβών, και με τα αναμενόμενα πρόσημα συντελεστών, τόσο στους άνδρες όσο και *υπό περιορισμούς* και στις γυναίκες, όπου το ίδιο πρόβλημα δείγματος αντιμετωπίσαμε και για το 2002 όπως για το 1995.

¹¹⁸ Από τα βασικά περιγραφικά του κεφαλαίου 7, φαίνεται ότι το 1995, στο δείγμα των 156 (82) ανδρών (γυναικών), στην ηλικία, και για το διάστημα ελάχιστης παρατήρησης μέχρι πρώτου τεταρτημορίου, δηλ. 19-28 (19-25) ετών αντιστοιχούν το 25%, δηλ. 39 (21) άτομα.

¹¹⁹ $0,7 \cdot 12 = 0,84$ και $1,18 + 0,84 = 2,02$ και $e^{2,02} = 7,5 \text{ €/h}$ και $7,5 \cdot 8 \cdot 25 = 1508 \text{ €/m}$.

¹²⁰ Από τις βασικές περιγραφικές στατιστικές του κεφαλαίου 7 φαίνεται για τα ωρομίσθια ανδρών (γυναικών) το 1995 ότι το πρώτο τεταρτημόριο και η τυπική απόκλιση ήταν 4,8 €/h και 3,5 €/h (3,5 €/h και 1,7 €/h). Οι παραπάνω διορθωμένες ως προς το απολυτήριο λυκείου μέσες εκτιμώμενες αμοιβές νεοεισερχόμενων είναι μέσα σε διάστημα μιας τυπικής απόκλισης, επομένως είναι συνεπείς με τις βασικές στατιστικές των δειγμάτων.

Δεύτερον, επίσης ανάλογα συμπεράσματα με το 1995 προκύπτουν και για το 2002 για τα χαρακτηριστικά της θέσης των εργαζομένων στην Ελληνική Ναυτιλιακή αγορά. Στατιστικά σημαντικά και εδώ με τα αναμενόμενα πρόσημα των συντελεστών, τόσο για τους άνδρες όσο και για τις γυναίκες τα χαρακτηριστικά αυτά εκφράστηκαν μέσω τεχνητών μεταβλητών, όπως το είδος εργασίας (χειρωνακτική ή υπηρεσιών γραφείου), η σχέση εργασίας (είδη συμβάσεων), η θέση ευθύνης, και κυρίως το μέγεθος των επιχειρήσεων.

Τρίτον, η μεγάλη διαφορά έναντι του 1995 είναι ότι το 2002 απορρίπτουμε σχετικά εύκολα την ελεγχόμενη υπόθεση ότι υπάρχει διάκριση λόγω φύλου στα μέσα ωρομίσθια, έτσι ώστε, *ceteris paribus*, άνδρες και γυναίκες δεν φαίνεται να αμείβονται πλέον διαφορετικά. Η «εξίσωση των φύλων» ως προς τις μέσες αμοιβές τους στην Ελληνική Ναυτιλία φαίνεται να επήλθε για πρώτη φορά μετά το millennium (!) ή με τα πρώτα διαθέσιμα στατιστικά της Έρευνας Οικογενειακών Προϋπολογισμών, το 2002.

Τέταρτον, όπως το 1995 έτσι και εδώ ελέγξαμε¹²¹ σειρά γραμμικών περιορισμών από τους οποίους όσοι επαληθεύτηκαν στατιστικά παρουσιάζονται στα περιορισμένα υποδείγματα που τελικώς προκρίθηκαν (Panel V, Πίνακας 8.4). Η βασική διαφορά από εκείνους του 1995 είναι ότι τώρα το 2002, δεν μπορούμε επίσης να απορρίψουμε τις ελεγχόμενες υποθέσεις: α) της ισότητας των συντελεστών της σύμβασης αορίστου χρόνου με εκείνο της θέσης ευθύνης υπαλλήλου (συνολικά, και στο δείγμα των γυναικών ή υποδείγματα 4R και 6R), β) ότι μεσαίου μεγέθους ναυτιλιακές επιχειρήσεις πληρώνουν το προσωπικό τους εξίσου όπως και οι μεγάλες παραπάνω από τις μικρές, και για τα τρία δείγματα, και γ) Ότι εκπαίδευση και μέγεθος επιχειρήσεων, ως τεχνητή μεταβλητή της ειδικής ναυτιλιακής εξειδίκευσης, βρέθηκαν επίσης να μη διαφέρουν στατιστικά, μόνο στο υπόδειγμα των γυναικών.

¹²¹ Επειδή είτε προβλέπονται από την οικονομική θεωρία είτε θεωρήθηκαν από τον γράφοντα ως λογικές της επεκτάσεις.

Πίνακας 8.4 Συναρτήσεις Λογαρίθμου Ωριαίων Μικτών Αμοιβών στην Ελληνική Ναυτιλία το 2002.

Panel I: Εκτιμήσεις Σταθμισμένων Ελαχίστων Τετραγώνων (2002)
(White's heteroscedasticity-corrected standard errors LS)

Ερμηνευτικές	Υπόδειγμα 4 Συνολικό Δείγμα_02	Υπόδειγμα 5 Άνδρες_02	Υπόδειγμα 6 Γυναίκες_02
Σταθερά (β_0)	.9914* (.1247) [0.000]	.9292* (.1895) [0.000]	.9557* (.1705) [0.000]
Δυνητική Εμπειρία (β_1)	.0589* (.0067) [0.001]	.0657* (.0094) [0.000]	.0648* (.0123) [0.000]
Δυνητική Εμπειρία στο τετράγωνο (β_2)	-.0009* (.0002) [0.000]	-.0010* (.0002) [0.00]	-.0011* (.0004) [0.003]
Επίπεδο Δευτεροβάθμιας Εκπαίδευσης Κατηγορία αναφοράς	---	---	---
Επαγγελματική, Τεχνολογική Εκπαίδευση (\leq ΤΕΙ) (β_3)	.1374* (.0647) [0.035]	.2009* (.0704) [0.005]	.1310 (.1289) [0.313]
Πανεπιστημιακή Εκπαίδευση (\geq ΑΕΙ) (β_4)	.2107* (.0509) [0.000]	.3102* (.0774) [0.000]	.1398 (.0684) [0.045]
Σύμβαση Εργασίας Αορί- στου Χρόνου Κατηγορία αναφοράς	---	---	---
Σύμβαση Εργασίας Ορισμένου Χρό- νου	-.2320* (.0443) [0.000]	-.1828* (.0568) [0.002]	-.2594* (.0450) [0.000]

(β_5)			
Θέση Ευθύνης Προϊσταμένου Κατηγορία Αναφοράς	---	---	---
Θέση Ευθύνης Υπαλλήλου (β_6)	-.1773* (.0604) [0.004]	-.0983 (.0903) [0.280]	-.2418* (.0772) [0.002]
Μικρή Ναυτιλιακή Επιχείρηση (≤ 99 Κατηγορία Αναφοράς)	---	---	---
Μεσαία Ναυτιλιακή Επιχείρηση (100-199 εργ.) (β_7)	.3110* (.0465) [0.000]	.3985* (.0702) [0.000]	.2502* (.0825) [0.003]
Μεγάλη Ναυτιλιακή Επιχείρηση (200-500 εργ.) (β_8)	.3607* (.1032) [0.001]	.5684* (.1919) [0.004]	.2304* (.1150) [0.049]
Εργασία Γραφείου (β_9)	.3270* (.0936) [0.001]	.1713 (.1225) [0.166]	.4535* (.1249) [0.001]
Χειρωνακτική Εργασία Κατηγορία αναφοράς	---	---	---
Άνδρες (β_{10})	.0263 (.0430) [0.542]	---	---
Panel II: Διαγνωστικοί Έλεγχοι (2002)			
No of Obs	174	91	83
R-squared	0.6570	0.6648	0.6877
Root MSE	0.2629	0.2720	0.2491
AIC	39.48	28.67	12.15
BIC	74.23	51.27	33.92
F*	F(10, 163)=56.69 [0.000]	---	---
RESET	F(3, 160)=1.43 [0.2350]	F(3, 78)=2.18 [0.0970]	F(3,70) = 1.51 [0.2198]
VIF _j	potexp 12.95 potexp2 12.63 senior2 1.59 educ6 1.56	potexp 14.31 potexp2 13.92 senior2 1.60 educ6 1.57 educ5 1.30	potexp 16.53 potexp2 14.76 senior2 1.80 educ6 1.75

	size6	1.21	size5	1.27	size5	1.44
	size5	1.20	occup1	1.19	size6	1.43
	educ5	1.19	size6	1.17	educ5	1.24
	occup1	1.11	contract2	1.03	occup1	1.14
	male	1.07			contract2	1.02
	contract2	1.02	Mean			
			VIF	4.15	Mean	
	Mean				VIF	4.57
	VIF	3.55				

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΑΣ

Norm-test $\chi^2 (2)$	2.29 [0.3176]	5.28 [0.0714]	1.78 [0.4116]
Panel III: Έλεγχοι Υποθέσεων (2002)			
$H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$	F(2, 163) = 83.24 [0.0000]	F(2, 81) = 41.12 [0.0000]	F(2, 73) = 31.21 [0.0000]
$H_0: \beta_3 = \beta_4 = 0$	F(2, 163) = 8.63 [0.0003]	F(2, 81) = 8.39 [0.0005]	F(2, 73) = 2.14 [0.1250] ^s
$H_0: \beta_5 = \beta_6 = 0$	F(2, 163) = 17.18 [0.0000]	F(2, 81) = 5.48 [0.0059]	F(2, 73) = 21.48 [0.0000]
$H_0: \beta_7 = \beta_8 = 0$	F(2, 163) = 24.86 [0.0000]	F(2, 81) = 18.16 [0.0000]	F(2, 73) = 5.05 [0.0089]
$H_0: \beta_9 = \beta_1 = \beta_2 = 0$	F(3, 163) = 59.77 [0.0000]	F(3, 81) = 28.24 [0.0000]	F(3, 73) = 25.72 [0.0001]
$H_0: \beta_9 = \beta_3 = \beta_4 = 0$	F(3, 163) = 13.62 [0.0000]	F(3, 81) = 8.35 [0.0001]	F(3, 73) = 8.09 [0.0001]
$H_0: \beta_9 = \beta_5 = \beta_6 = 0$	F(3, 163) = 15.52 [0.0000]	F(3, 81) = 3.81 [0.0131]	F(2, 73) = 19.06 [0.0000]
$H_0: \beta_9 = \beta_7 = \beta_8 = 0$	F(3, 163) = 17.20 [0.0000]	F(3, 81) = 12.29 [0.0000]	F(3, 73) = 6.36 [0.0007]
$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$	F(4, 163) = 41.70 [0.0000]	F(4, 81) = 22.35 [0.0000]	F(4, 73) = 16.86 [0.0000]
$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_5 = \beta_6 = 0$	F(4, 163) = 53.78 [0.0000]	F(4, 81) = 38.37 [0.0000]	F(4, 73) = 20.82 [0.0000]
$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_7 = \beta_8 = 0$	F(4, 163) = 68.09 [0.0000]	F(4, 81) = 22.57 [0.0000]	F(4, 73) = 45.52 [0.0000]
$H_0: \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = 0$	F(4, 163) = 25.42 [0.0000]	F(4, 81) = 27.64 [0.0000]	F(4, 73) = 16.69 [0.0000]
$H_0: \beta_3 = \beta_4 = \beta_7 = \beta_8 = 0$	F(4, 163) = 15.54 [0.0000]	F(4, 81) = 10.60 [0.0000]	F(4, 73) = 4.50 [0.0026]
$H_0: \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = 0$	F(4, 163) = 36.64 [0.0000]	F(4, 81) = 30.00 [0.0000]	F(3, 73) = 25.96 [0.0000]
Panel IV: Έλεγχοι Γραμμικών Περιορισμών (2002)			
$H_0: \sum_{j=1}^9 g_j = 1$	F(1, 163) = 0.00 [0.9844] ^s	F(1, 81) = 1.40 [0.2395] ^s	F(1, 73) = 0.61 [0.4539] ^s
$H_0: \sum_{j=1}^4 g_j = 1$	F(1, 163) = 34.84 [0.0000]	F(1, 81) = 10.29 [0.0019]	F(1, 73) = 15.24 [0.0002]
$H_0: \sum_j g_j = 1, j = 1, 2, 5, 6, 7, 8$	F(1, 163) = 16.70 [0.0001]	F(1, 81) = 0.77 [0.3813] ^s	F(1, 73) = 18.42 [0.0001]
$H_0: \sum_j g_j = 1, j = 1, 2, 5, 6$	F(1, 163) = 310.22 [0.0000]	F(1, 81) = 115.39 [0.0000]	F(1, 73) = 271.04 [0.0000]
$H_0: \sum_j g_j = 1, j = 1, 2, 7, 8$	F(1, 163) = 4.98 [0.0270]	F(1, 81) = 0.02 [0.8849] ^s	F(1, 73) = 7.94 [0.0062]
$H_0:$	F(1, 163) = 3.25 [0.0734] ^s	F(1, 81) = 0.29 [0.5891] ^s	F(1, 73) = 7.92 [0.0063]

$\sum_j g_j = 1, j = 3,4,5,6,7,8$			
$H_0: \sum_j g_j = 1, j = 3,4,7,8$	F(1, 163) = 0.01 [0.9035] ^s	F(1, 81) = 2.74 [0.1018] ^s	F(1, 73) = 1.60 [0.2105] ^s
$H_0: (\beta_1 + \beta_2) = (\beta_3 + \beta_4)$	F(1, 163) = 9.07 [0.0030]	F(1, 81) = 12.28 [0.0007]	F(1, 73) = 1.64 [0.2038] ^s
$H_0: (\beta_1 + \beta_2) = (\beta_5 + \beta_6)$	F(1, 163) = 36.07 [0.0000]	F(1, 81) = 9.88 [0.0023]	F(1, 73) = 38.89 [0.0000]
$H_0: (\beta_1 + \beta_2) = (\beta_7 + \beta_8)$	F(1, 163) = 25.51 [0.0000]	F(1, 81) = 17.89 [0.0000]	F(1, 73) = 6.14 [0.0155]
$H_0: (\beta_3 + \beta_4) = (\beta_5 + \beta_6)$	F(1, 163) = 67.25 [0.0000]	F(1, 81) = 46.59 [0.0000]	F(1, 73) = 21.92 [0.0000]
$H_0: (\beta_3 + \beta_4) = (\beta_7 + \beta_8)$	F(1, 163) = 4.75 [0.0307]	F(1, 81) = 4.86 [0.0303]	F(1, 73) = 0.63 [0.4316] ^s
$H_0: (\beta_5 + \beta_6) = (\beta_7 + \beta_8)$	F(1, 163) = 86.93 [0.0000]	F(1, 81) = 40.66 [0.0000]	F(1, 73) = 50.69 [0.0000]
$H_0: \beta_1 - \beta_2 = 0$	F(1, 163) = 74.98 [0.0000]	F(1, 81) = 48.05 [0.0000]	F(1, 73) = 27.26 [0.0000]
$H_0: \beta_3 - \beta_4 = 0$	F(1, 163) = 1.37 [0.2427] ^s	F(1, 81) = 2.33 [0.1305] ^s	F(1, 73) = 0.01 [0.9430] ^s
$H_0: \beta_5 - \beta_6 = 0$	F(1, 163) = 0.56 [0.4534] ^s	F(1, 81) = 0.69 [0.4099] ^s	F(1, 73) = 0.04 [0.8447] ^s
$H_0: \beta_7 - \beta_8 = 0$	F(1, 163) = 0.22 [0.6364] ^s	F(1, 81) = 0.78 [0.3812]	F(1, 73) = 0.03 [0.8623] ^s

Panel V: Εκτιμήσεις με περιορισμούς (2002)
(restricted or constrained LS)

Ερμηνευτικές	Υπόδειγμα 4R Συνολικό Δείγμα_02	Υπόδειγμα 5R Ανδρες_02	Υπόδειγμα 6R Γυναίκες_02
Περιορισμοί	1. $\sum_{j=1}^9 b_j = 1,$ 2. $\beta_3 = \beta_4,$ 3. $\beta_5 = \beta_6,$ 4. $\beta_7 = \beta_8$	1. $\sum_j b_j = 1, j = 1,2,7,8$ 2. $\beta_3 = \beta_4,$ 3. $\beta_5 = \beta_6,$ 4. $\beta_7 = \beta_8$	1. $\sum_{j=1}^9 b_j = 1,$ 2. $(\beta_3 + \beta_4) = (\beta_7 + \beta_8)$ 3. $\beta_3 = \beta_4,$ 4. $\beta_5 = \beta_6,$ 5. $\beta_7 = \beta_8$
Σταθερά (β_0)	1.0106* (.0764) [0.000]	.9086* (.1596) [0.000]	.8388* (.1035) [0.000]
Δυνητική Εμπειρία (β_1)	.0589* (.0067) [0.000]	.0674* (.0098) [0.000]	.0696* (.0096) [0.000]
Δυνητική Εμπειρία στο τετράγωνο (β_2)	-.0009* (.0002) [0.000]	-.0010* (.0002) [0.000]	-.0012* (.0002) [0.000]
Επίπεδο Δευτεροβάθμιας Εκπαίδευσης Κατηγορία Αναφοράς	---	---	---

Επαγγελματική, Τεχνολογική Εκπαίδευση (\leq TEI) (β_3)	.1821* (.0374) [0.000]	.2589* (.0638) [0.000]	.2153* (.0242) [0.000]
Πανεπιστημιακή Εκπαίδευση (\geq ΑΕΙ) (β_4)	.1821* (.0374) [0.000]	.2589* (.0638) [0.000]	.2153* (.0242) [0.000]
Σύμβαση Εργασίας Αορί- στου Χρόνου Κατηγορία Αναφοράς	---	---	---
Σύμβαση Εργασίας Ορισμένου Χρό- νου (β_5)	-.1935* (.0327) [0.000]	-.1096 (.0766) [0.156]	-.2008* (.0453) [0.000]
Θέση Ευθύνης Προϊσταμένου Κατηγορία Αναφοράς	---	---	---
Θέση Ευθύνης Υπαλλήλου (β_6)	-.1935* (.0327) [0.000]	-.1096 (.0766) [0.156]	-.2008* (.0453) [0.000]
Μικρή Ναυτιλιακή Επιχείρηση (\leq 99 Κατηγορία Αναφοράς	---	---	---
Μεσαία Ναυτιλιακή Επιχείρηση (100-199 εργ.) (β_7)	.3173* (.0350) [0.000]	.4668* (.0048) [0.000]	.2153* (.0242) [0.000]
Μεγάλη Ναυτιλιακή Επιχείρηση (200-500 εργ.) (β_8)	.3173* (.0350) [0.000]	.4668* (.0048) [0.000]	.2153* (.0242) [0.000]
Εργασία Γραφείου (β_9)	.3302* (.0691) [0.000]	.1853 (.1082) [0.090]	.4721* (.0918) [0.000]
Χαιρωνακτική Εργασία Κατηγορία Αναφοράς	---	---	---
Άνδρες (β_{10})	.0231 (.0408) [0.572]	---	---

Panel VI: Κριτήρια επιλογής περιορισμένων παλινδρομήσεων (2002)

Root MSE	.2609	.2722	.2433
AIC	33.03	27.20	5.73
BIC	55.14	42.27	17.83

Σημειώσεις: Βλέπε Πίνακα 8.1 για ορισμούς ή εξειδικεύσεις των μεταβλητών. $j = 1 \dots 10$ μεταβλητές. Ο αστερίσκος (*) δείκτης εκτιμήσεων εκφράζει τη στατιστική σημαντικότητα τους σε $\alpha=0.05$, ενώ αντίθετα το δολάριο (\$) δείκτης p-values σημαίνει ότι δεν απορρίπτεται η βασική υπόθεση ή περιορισμός στην ίδια πιθανότητα σφάλματος τύπου I. AIC \equiv κριτήριο πληροφοριών του Akaike. BIC \equiv Μπαϋσιανό κριτήριο πληροφοριών του Schwartz. RESET (Ramsey's regression specification error test), χρησιμοποιώντας δυνάμεις της υπολογισμένης (fitted) εξαρτημένης (lwage) μεταβλητής στην επαυξημένη παλινδρόμηση ($Y=X\beta+Z\alpha+u$), $H_0:u \sim (0, \sigma^2 I)$ ή δεν υπάρχει παράλειψη σημαντικών ερμηνευτικών και $H_1:u \sim (\mu, \sigma^2 I)$, όπου $\mu \neq 0$. VIF_j \equiv Συντελεστής διογκώσεως της διακυμάνσεως (Variance Inflation Factor), για τις ερμηνευτικές της υπόψη παλινδρόμησης αντίστοιχα. Αν $VIF > 10 \Leftrightarrow R^2_j > 0,90 \Rightarrow X_j$ δημιουργεί το πρόβλημα. $\chi^2(1)$ Het-test \equiv Breusch-Pagan/Cook-Weisberg test για την ετεροσκεδαστικότητα (πριν από τη robust διόρθωση των τυπικών σφαλμάτων), H_0 : ομοσκεδαστικότητα, μεταβλητές=υπολογισμένες (fitted) τιμές της εξαρτημένης (lwage). $\chi^2(2)$ Norm-test \equiv προσαρμοσμένο test από κοινού ασυμμετρίας & κύρτωσης για την κανονικότητα των καταλοίπων (πριν από τη robust διόρθωση των τυπικών σφαλμάτων), H_0 : u

Αναλυτικότερα, από τον Πίνακα 8.4 διαπιστώνουμε

1. **εμπειρία και εκπαίδευση** έχουν τα αναμενόμενα πρόσημα και είναι στατιστικά σημαντικές μεταβλητές (Panel V_Πίνακα 8.4), τόσο για το σύνολο του δείγματος όσο και για τους άνδρες ξεχωριστά. Και αυτήν τη χρονιά όμως, όπως το 1995, η *εκπαίδευση στο δείγμα των γυναικών*, εκτιμήθηκε στατιστικά ασήμαντη, και επιπλέον δεν μπορεί να απορριφθεί η υπόθεση ($H_0: \beta_3 = \beta_4 = 0$)¹²². Εντούτοις, στην περιορισμένη παλινδρόμηση (Panel V_Πίνακα 8.4) η εκπαίδευση και στις γυναίκες είναι στατιστικά σημαντική στην ερμηνεία του μέσου ωρομισθίου τους, αφού έχουν αποδειχθεί σημαντικοί μια σειρά περιορισμών μεταξύ των οποίων και ότι το άθροισμα στη μονάδα των 9 συντελεστών που χρησιμοποιούμε, δηλ. *εκπαίδευση, εμπειρία και χαρακτηριστικά της θέσης των εργαζομένων* είναι *συμπληρωματικοί στην ερμηνεία της μεταβλητικότητας της ποσοστιαίας μεταβολής των μέσων ωρομισθίων*.

- 1.1. Στην **εκπαίδευση**, η κατηγορία αναφοράς¹²³ είναι και εδώ η «*δευτεροβάθμια εκπαίδευση*». Επειδή σε κανένα από τα τρία δείγματα¹²⁴ δεν μπορούμε να απορρίψουμε τον περιορισμό της στατιστικής ισότητας των συντελεστών

¹²² Είτε με F-test που παρουσιάζεται στον Πίνακα 8.4 είτε με Likelihood Ratio (LR)-test στο οποίο $\chi^2(2)=3.84$ [0.1467].

¹²³ Για λόγους συγκρισιμότητας των αποτελεσμάτων διατηρούμε και για το 2002 τις ίδιες κατηγορίες μεταβλητών ως κατηγορίες αναφοράς με εκείνες του 1995.

¹²⁴ Αν και σαφώς ασθενέστερα στο δείγμα των ανδρών.

($H_0: \beta_3 - \beta_4 = 0$, Panel IV, Πίνακας 8.4) συμπεραίνουμε ότι και το 2002 η **απόδοση της επαγγελματικής-τεχνολογικής** (συντελεστής β_3) **εκπαίδευσης** είναι **υψηλότερη της πανεπιστημιακής** (συντελεστής β_4) **στην Ελληνική Ναυτιλία**, δεδομένου του χαμηλότερου οικονομικού της κόστους. Η ερμηνεία που δίνουμε στο εύρημα αυτό είναι η ίδια (στατιστικά, $\beta_3 = \beta_4$ και οικονομικά, διαρθρωτική ανεργία) της αντίστοιχης περίπτωσης του 1995. Έτσι, οι άνδρες (γυναίκες) με «**ανώτερη εκπαίδευση**», δηλ. «**επαγγελματική, τεχνολογική**» ή «**πανεπιστημιακή**», *ceteris paribus* και κατά μέσο όρο, αμείβονται 30% (24%) περισσότερο από τους συναδέλφους τους με επίπεδο δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης. Η διαφορά των δύο αυτών δειγματικών ποσοστών είναι στατιστικά ασήμαντη στον πληθυσμό¹²⁵ και επομένως «**η διάκριση των φύλων με ίδιο επίπεδο εκπαίδευσης, του 1995 έχει εκλείψει το 2002**». Εννοείται βέβαια, ότι **σε ετήσια βάση απόδοση της εκπαίδευσης έχει πέσει κατακόρυφα το 2002**, για παράδειγμα, του πτυχίου ΤΕΙ στους άνδρες είναι 8,4% (έναντι 15,2% το 1995), ανά έτος φοίτησης, ενώ του πτυχίου ΑΕΙ περίπου 7,4% (έναντι 13,3% το 1995), δηλαδή περίπου 1% λιγότερο ανά έτος σπουδών. Για την ερμηνεία της ισότητας της επίδρασης των «**ανώτερων επιπέδων εκπαίδευσης**» στις μέσες μισθολογικές αυξήσεις θεωρούμε ότι ισχύουν και εδώ τα όσα αναφέραμε παραπάνω στην αντίστοιχη παράγραφο για το 1995, σχετικά με την «**εξειδικευμένη**» γνώση περί τα Ναυτιλιακά, η οποία όπως ισχυρίζονται στελέχη της τοπικής αγοράς, δεν παρέχεται από την τριτοβάθμια εκπαίδευση ελληνική και ξένη.

- 1.2. Η βασική διαφορά από το 1995, της **εμπειρίας** ως ερμηνευτικής των αμοιβών, είναι ότι το 2002 και η **συνάρτηση αμοιβών των ανδρών** (ως προς την εμπειρία) είναι και αυτή όπως οι άλλες δευτέρου βαθμού. Μάλιστα η κλίση της είναι περίπου ίδια με αυτής των γυναικών, κάτι που μεταφράζει το γεγονός οι ποσοστιαίες αυξήσεις των αμοιβών «**τρέχουν**» περίπου με την ίδια ταχύτητα και στα δύο φύλα, **άρα και με βάση την ίδια εμπειρία το 2002 εξαλείφθηκε η διάκριση των φύλων που παρατηρούνταν το 1995**. Στον Πίνακα 8.4 περιγράφονται αναλυτικά οι μερικές επιδράσεις κάθε επιπλέον έτους δυνητικής εμπειρίας στα μέσα ωρομίσθια. Έτσι, **στο ύψος της μέσης εμπειρίας των 19 ετών για τους άνδρες και 16 για τις γυναίκες, κάθε επιπλέον**

¹²⁵ Από τον έλεγχο διαφοράς δύο ποσοστών είχαμε $z^* = 0,737 < |z_{0,05}| = 1,645$, επομένως δεν μπορούμε να απορρίψουμε τη βασική της ισότητας των πληθυσμιακών ποσοστών.

έτος συμβάλλει και για τα δύο φύλα στην αύξηση του μέσου ακαθάριστου μικτού ωρομισθίου τους, κατά 3,3% περίπου¹²⁶ (μέση απόδοση εμπειρίας). Η ονομαστική μεταβολή 1995-2002, της επίδρασης της εμπειρίας στις μέσες αμοιβές είναι ελαφρώς θετική για τις γυναίκες (από 3,1% σε 3,3% στο επίπεδο του μέσου) και σημαντικά αρνητική (από 3,9% σταθερή διαχρονικά σε 3,3% στο επίπεδο του μέσου) για τους άνδρες, δηλ. *πρακτικά μεταξύ των φύλων παρατηρείται σύγκλιση των ονομαστικών αμοιβών σε σχέση με την εμπειρία, δηλ. εξίσωση της απόδοσης της ονομαστικής τους εμπειρίας των εργαζομένων στις Ελληνικές ναυτιλιακές επιχειρήσεις*. Αν όμως η εξέλιξη αυτή των αμοιβών διορθωθεί με τα έτη εμπειρίας, η κατά αυτόν τον τρόπο «πραγματικές» αυξήσεις των μέσων ωρομισθίων τώρα δίνονται σε υψηλότερα επίπεδα, κάτι που μεταφράζει *«πραγματική» μείωση της απόδοσης της εμπειρίας των εργαζομένων στις Ελληνικές ναυτιλιακές επιχειρήσεις*. Έτσι, πχ. στους μέσους για τους άνδρες είχαμε το 1995 (2002), σταθερή διαχρονικά αύξηση 3,9% (3,3% συνάρτηση της εμπειρίας) στο μέσο ωρομίσθιο, όταν μέση ηλικία και εμπειρία τους ήταν 35 (39) και 18 (19) έτη αντίστοιχα, ενώ για τις γυναίκες είχαμε το 1995 (2002), αύξηση ως συνάρτηση της εμπειρίας 3,1% (3,3%) στο μέσο ωρομίσθιο, όταν μέση ηλικία και εμπειρία τους ήταν 31 (35) και 13 (16) έτη αντίστοιχα. Η εξήγηση για τις μεταβολές αυτές μεταξύ 1995 και 2002, για τις κατανομές ηλικίας και εμπειρίας τους, είναι ότι αυτές μετατοπίστηκαν προς τα δεξιά περισσότερο για τους άνδρες από ότι για τις γυναίκες, εξαιτίας αφενός των περισσότερων χρόνων σπουδών (έμφαση στις μεταπτυχιακές σπουδές) ή/και την αύξηση της ανεργίας ή/και της γήρανσης του πληθυσμού, και αφετέρου της διατήρησης των στρατιωτικών υποχρεώσεων των ανδρών.

¹²⁶ Η αύξηση αυτή ήταν χαμηλότερη του ετήσιου πληθωρισμού κατά 0,3%, δηλ. τους προκάλεσε ισοποσοστιαία απώλεια αγοραστικής δύναμης (πληθωρισμός 3,6% το 2002, ΕΣΥΕ).

Πίνακας 8.5 Ποσοστιαία μεταβολή του μέσου ωρομισθίου, *ceteris paribus*, σε ελάχιστη (ετήσια) αύξηση της δυνητικής εμπειρίας (*potexp*) στη Ναυτιλία το 2002.

	Δυν.Εμπ.	Ηλικ.	Συνολικό δείγμα_02 ,061-,0018δυν.εμπ.	Άνδρες_02 ,07-,002δυν.εμπ.	Γυναίκες_02 ,072-,0024δυν.εμπ.
1^ο τεταρτ.	9	28	4,5%	---	---
Διάμεσος	15	34	3,4%	---	---
Μέσος	17	36	3,0%	---	---
3^ο τεταρτ.	25	44	1,6%	---	---
max f(Wage)	34	53	0,0%	---	---
1^ο τεταρτ.	9	29	---	5,2%	---
Διάμεσος	17	37	---	3,6%	---
Μέσος	19	39	---	3,3%	---
3^ο τεταρτ.	26	46	---	1,8%	---
max f(Wage)	35	53	---	0,0%	---
1^ο τεταρτ.	7	26	---	---	5,5%
Διάμεσος	13	32	---	---	4,1%
Μέσος	16	35	---	---	3,3%
3^ο τεταρτ.	26	45	---	---	1,0%
max f(Wage)	30	49	---	---	0,0%

Σημειώσεις: max f(wage) \equiv μέγιστο της συνάρτησης ωρομισθίων στη Ναυτιλία.

2. Αναφορικά με τα χαρακτηριστικά της θέσης απασχόλησης των εργαζομένων, στις εξισώσεις (λογαριθμικών) ωρομισθίων της Ελληνικής Ναυτιλίας το 2002, με βάση τους γραμμικούς περιορισμούς (συνοπτικά Panel V, Πίνακα 8.4) που δεν μπορούμε να απορρίψουμε διαπιστώνουμε:

2.1. Συμβάσεις εργασίας ορισμένου χρόνου και θέσεις ευθύνης υπαλλήλων (seniority) έχουν την ίδια μερική επίδραση στα μέσα ωρομίσθια είτε των ανδρών (-11% περίπου, έναντι -46% το 1995) είτε των γυναικών (-20% περίπου, έναντι -30% το 1995). Η διαφορά που παρατηρούμε εδώ στη *συγκριτική απόδοση της σύμβασης ορισμένου χρόνου* (ως προς την αορίστου), η οποία είναι ίση με εκείνη της *θέσης των υπαλλήλων* (ως προς των διευθυντών), είναι στατιστικά ασήμαντη.

2.2. Δεν μπορούμε να απορρίψουμε τον περιορισμό της *ισότητας* των

συντελεστών της κατηγορίας των *μεγάλων ναυτιλιακών επιχειρήσεων* (200-500 άτομα προσωπικό) με εκείνους των *μεσαίων* (100-199 εργαζόμενοι) είτε για τους άνδρες (59% επιπλέον των μικρών) είτε για τις γυναίκες (οι οποίες εκτιμάται ότι έχουν μέσο ωρομίσθιο στις μεγάλες ή μεσαίες 24% επιπλέον των μικρών επιχειρήσεων). Εντούτοις, η διαφορά των δύο αυτών ποσοστών, βρέθηκε στατιστικά σημαντική, εκφράζοντας ότι *διατηρείται το 2002 κάποια διάκριση λόγω φύλου στις αμοιβές, η οποία οφείλεται στη διαφορετική μισθολογική πολιτική μικρών και μεσαίων-μεγάλων* Ελληνικών ναυτιλιακών επιχειρήσεων.

3. *Διάκριση λόγω φύλου* γενικά στις αμοιβές ανδρών-γυναικών στην Ελληνική Ναυτιλία το 2002 δεν υπάρχει αφού η μεταβλητή άνδρες είναι η στατιστικά ασήμαντη στην παλινδρόμηση του συνολικού δείγματος (υπόδειγμα 4 ή 4R). Έτσι επαληθεύονται και εδώ τα συμπεράσματα των μη-παραμετρικών ελέγχων.
5. Άλλη μία πηγή διάκρισης καταργήθηκε το 2002. Πρόκειται για την εκτίμηση της *σταθεράς* (Panel V, Πίνακας 8.4) η οποία, όπως ήδη αναφέρθηκε παραπάνω για τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του 1995, απεικονίζει το *λογάριθμο των ωρομισθίων νεοεισερχόμενων ανδρών ή γυναικών στην ναυτιλιακή αγορά εργασίας*, δηλ. *χωρίς* εκπαίδευση, εμπειρία ή οποιαδήποτε χαρακτηριστικά της θέσης. Στους άνδρες (γυναίκες) οι εκτιμηθέντες¹²⁷ μέσοι μηνιαίοι ακαθάριστοι μισθοί νεοεισερχόμενων¹²⁸ στην ναυτιλιακή αγορά εργασίας ήταν 1.206 (1.125) ευρώ. Η μικρή διαφορά στην εκτίμηση των δύο μέσων είναι στατιστικά ασήμαντη, δηλ. *δεν υπάρχει διάκριση μισθών λόγω φύλου στην Ελληνική Ναυτιλία ούτε για τους νεοεισερχόμενους* (δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης) στην αγορά. Η μεγάλη σχετική μεταβλητικότητα των ωρομισθίων των ανδρών (CV=52%, βλ. σχετικούς Πίνακες κεφαλαίου 7) ερμηνεύει ικανοποιητικά την ελαφρά πτώση του μέσου μισθού του νεοεισερχόμενου το 2002 έναντι του 1995.

¹²⁷ Το υπολογιστικό μέρος έχει ήδη εξηγηθεί στο αντίστοιχο τμήμα για τη σταθερά στις εξισώσεις του 1995.

¹²⁸ Από τα βασικά περιγραφικά του κεφαλαίου 7, φαίνεται ότι το 2002, στο δείγμα των 91 (83) ανδρών (γυναικών), στην ηλικία, και για το διάστημα ελάχιστης παρατήρησης μέχρι πρώτου τεταρτημορίου, δηλ. 18-30 (20-28) ετών αντιστοιχούν το 25%, δηλ. 23 (21) άτομα.

8.3 Διάσπαση μισθολογικού χάσματος στην Ελληνική Ναυτιλία

Στην ενότητα αυτή, εφαρμόζουμε την ευρέως χρησιμοποιούμενη μέθοδο διάσπασης του μισθολογικού χάσματος ανδρών - γυναικών του Oaxaca (1973), με σκοπό ν' αναλύσουμε το μισθολογικό χάσμα στην Ελληνική Ναυτιλία. Η εφαρμογή της μεθόδου αυτής, θα μας επιτρέψει να αιτιολογήσουμε, πόσο τοις εκατό από τη μισθολογική διαφορά ανδρών - γυναικών, οφείλεται σε παραγωγικά χαρακτηριστικά αυτών (σε ανθρώπινο κεφάλαιο) και πόσο στη «κατάλοιπη διαφορά», δηλαδή στη διάκριση. Στο σημείο αυτό, πρέπει να τονίσουμε ότι η μέθοδος εφαρμόζεται μόνο για τα δεδομένα του 1995, καθόσον από την διερεύνηση των προσδιοριστικών παραγόντων των αμοιβών της Παραγράφου 8.3.2 και συγκεκριμένα κατά την εκτίμηση της εξίσωσης αμοιβών για το συνολικό δείγμα (άνδρες και γυναίκες) του έτους 2002, η εκτίμηση της μεταβλητή 'Άνδρες' δεν προκύπτει στατιστικά σημαντική, γεγονός που σημαίνει ότι οι αμοιβές των εργαζομένων ανδρών και γυναικών στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις το 2002, δεν διαφέρουν και κατά συνέπεια δεν υφίσταται στατιστικά χάσμα αμοιβών για το έτος

Σύμφωνα με τη μέθοδο διάσπασης (ανάλυσης) του μισθολογικού χάσματος ανδρών - γυναικών Oaxaca (1973), την οποία αναπτύξαμε στην Παράγραφο 6.1.2, το μισθολογικό χάσμα στην Ελληνική Ναυτιλία το 1995, μπορεί να διασπασθεί στις κύριες συνιστώσες του ως εξής:

1. Σε πρώτη φάση εκτιμώνται ξεχωριστές λογαριθμικές συναρτήσεις ωριαίων αμοιβών, μία για τους άνδρες και μία για τις γυναίκες. Οι λογαριθμικές εξισώσεις αμοιβών είναι της μορφής:

$$\ln(\bar{W}_m) = \bar{X}'_m \hat{b}_m \text{ και } \ln(\bar{W}_f) = \bar{X}'_f \hat{b}_f, \quad (8.3)$$

όπου, οι δείκτες m και f αναφέρονται σε άνδρες και γυναίκες, (\bar{W}_m) και (\bar{W}_f) είναι οι μέσοι γεωμετρικοί μισθοί ανδρών και γυναικών και

υπολογίζονται από τη σχέση $\bar{W} = \exp \left\{ \left[\sum_{i=1}^n \ln(W_i) \right] / n \right\}$, \bar{X}'_m και \bar{X}'_f είναι

διανύσματα μέσων τιμών των ανεξάρτητων μεταβλητών των εξισώσεων παλινδρόμησης ανδρών και γυναικών, με άλλα λόγια αντιπροσωπεύουν

μέσα χαρακτηριστικά ανθρώπινου κεφαλαίου ανδρών και γυναικών και τα οποία δίδονται από τις σχέσεις $\bar{X}_m = \left(\sum_{i=1}^{N_m} X_i \right) / N_m$ και $\bar{X}_f = \left(\sum_{i=1}^{N_f} X_i \right) / N_f$, αντίστοιχα για τους άνδρες και τις γυναίκες και τέλος, \hat{b}_m, \hat{b}_f είναι τ' αντίστοιχα διανύσματα των εκτιμηθέντων συντελεστών.

2. Λαμβάνοντας υπόψη την ανδρική ή γυναικεία δομή αμοιβών ως πρότυπο, η μισθολογική διαφορά ανδρών – γυναικών (χάσμα αμοιβών), η «ακαθάριστη διαφορά αμοιβών» μπορεί να διασπασθεί (αναλυθεί) ως εξής:

$$\ln(\bar{W}_4) - \ln(\bar{W}_3) = \frac{(\bar{X}_4 - \bar{X}_3) \hat{b}_m}{1} + \frac{\bar{X}_4' (\hat{b}_2 - \hat{b}_4)}{1} \quad (8.4)$$

*Μη διορθωμένο ή
μη προσαρμοσμένο ή
ακαθάριστο χάσμα αμοιβών*
 *Δικαιολογημένη ή
εξηγημένη διαφορά ή
αποτέλεσμα εφοδιασμού
(ανθρώπινο κεφάλαιο)*
 *Ανεξήγητη διαφορά ή
αποτέλεσμα ανταμοιβής ή
μέτρο διάκρισης*

Ο πρώτος όρος στο δεύτερο μέλος της παραπάνω εξίσωσης, παρουσιάζει το «αποτέλεσμα εφοδιασμού σε ανθρώπινο κεφάλαιο» της διαφοράς αμοιβών μεταξύ ανδρών και γυναικών και προκύπτει από τις διαφορές στα μέσα χαρακτηριστικά. Λόγω του γεγονότος αυτού, ο όρος αυτός πολύ συχνά θεωρείται και ως «δικαιολογημένο» (*justified*) ή «ερμηνευμένο» (*explained*) τμήμα του χάσματος. Με άλλα λόγια, είναι η συνιστώσα της διάσπασης που οφείλεται στα «παραγωγικά χαρακτηριστικά» των εργαζομένων.

Ο δεύτερος όρος, «η επίδραση ανταμοιβής» ή λόγω των διαφορών στους κατ' εκτίμηση συντελεστές ονομάζεται και ως «διαφορές στις τιμές», ερμηνεύει το μέτρο της διάκρισης. Εάν οι άνδρες και οι γυναίκες είχαν τα ίδια χαρακτηριστικά κατά μέσο όρο, τότε το υπάρχον μη-διορθωμένο ή μη-προσαρμοσμένο χάσμα αμοιβών θα προέκυπτε μόνο από τη διαφορά στην ανταμοιβή των χαρακτηριστικών αυτών.

Η μέση ακαθάριστη λογαριθμική διαφορά ωριαίων αμοιβών ανδρών – γυναικών εργαζομένων στην Ελληνική Ναυτιλία, την οποία επιχειρούμε να αναλύσουμε είναι: $\ln W_m - \ln W_f = 0,3319$, που σημαίνει ότι η ωριαία αμοιβή των εργαζομένων ανδρών στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις είναι 33,19% υψηλότερη από την αντίστοιχη αμοιβή των γυναικών συναδέλφων τους.

Πίνακας 8.6: Διάσπαση ωριαίων αμοιβών ανδρών – γυναικών στην Ελληνική Ναυτιλία για το έτος 1995, σύμφωνα με την μέθοδο του Oaxaca (1973)

Ανεξάρτητες Μεταβλητές Εξισώσεων Αμοιβών Ανδρών - Γυναικών	Μέσοι Ανδρών (\bar{X}_m) (1)	Συντελεστές Ανδρών (\hat{b}_m) (2)	Μέσοι Γυναικών (\bar{X}_f) (3)	Συντελεστές Γυναικών (\hat{b}_f) (4)	Διαφορά Μέσων Τιμών Μεταβλητών ($\bar{X}_m - \bar{X}_f$) (5)	Εξηγημένη Διαφορά ($\bar{X}_m - \bar{X}_f$) \hat{b}_m (6)	Διαφορά Συντελεστών ($\hat{b}_m - \hat{b}_f$) (7)	Ανεξήγητη Διαφορά $\bar{X}_f(\hat{b}_m - \hat{b}_f)$ (8)
Σταθερά	1,0000	1,1962	1,0000	0,6167	0,0000	0,0000	0,5795	0,5795
Δυνητική Εμπειρία	17,9500	0,0364	13,0122	0,0598	4,9378	0,1797	-0,0234	-0,3045
Δυνητική Εμπειρία στο Τετράγωνο	414,9487	-0,0004	240,2683	-0,0012	174,6804	-0,0699	0,0008	0,1922
Επαγγελματική, Τεχνολογική Εκπαίδευση	0,1667	0,4144	0,0854	0,1856	0,0813	0,0337	0,2288	0,0195
Πανεπιστημιακή Εκπαίδευση	0,1346	0,5381	0,0976	0,2260	0,0371	0,0199	0,3121	0,0304
Σύμβαση Εργασίας Ορισμένου Χρόνου	0,3205	-0,4434	0,0976	-0,3895	0,2230	-0,0989	-0,0539	-0,0053
Σύμβαση Έργου	0,1026	-0,0783	0,0000	0,0000	0,1026	-0,0080	-0,0783	0,0000
Μεσαία Ναυτιλιακή Επιχείρηση	0,0449	0,0828	0,1220	0,1122	-0,0771	-0,0064	-0,0294	-0,0036
Μεγάλη Ναυτιλιακή Επιχείρηση	0,3141	0,5235	0,0122	0,6829	0,3019	0,1580	-0,1594	-0,0019
Εργασία Γραφείου	0,6194	-0,0665	0,8902	0,3837	-0,2709	0,0180	-0,4502	-0,4008
Σύνολο						0,2263		0,1056

Τ' αποτελέσματα της διάσπασης της μισθολογικής διαφοράς των ωριαίων αμοιβών που προσδιορίσαμε παραπάνω σύμφωνα με την μέθοδο του Oaxaca (1973), στις κύριες συνιστώσες του, για την Ελληνική Ναυτιλία το 1995, παρουσιάζονται στον Πίνακα 8.6. Ειδικότερα, τα στοιχεία του πίνακα δείχνουν:

Οι στήλες (1) και (3), αντιπροσωπεύουν τις μέσες τιμές των ανεξάρτητων μεταβλητών που χρησιμοποιήθηκαν στην Παράγραφο 8.3.1 για την εκτίμηση ξεχωριστών εξισώσεων ωριαίων αμοιβών ανδρών – γυναικών. Οι στήλες (2) και (4), δείχνουν τους εκτιμώμενους συντελεστές των ανεξάρτητων μεταβλητών, οι εκτιμήσεις των οποίων δίδονται από τους Πίνακες 8.2 και 8.4, ξεχωριστά για τους άνδρες και τις γυναίκες. Οι στήλες (5) και (7), παρέχουν αντίστοιχα τις διαφορές στις μέσες τιμές των μεταβλητών και των τιμών των συντελεστών των παλινδρομήσεων. Τέλος, οι στήλες (6) και (8), δίδουν την διάσπαση του μισθολογικού χάσματος στις κύριες συνιστώσες του. Ειδικότερα, η στήλη (6) παρέχει τις διαφορές που οφείλονται στα «*παραγωγικά χαρακτηριστικά*» των εργαζομένων στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις της χώρας (με άλλα λόγια, δείχνει το *αποτέλεσμα εφοδιασμού σε ανθρώπινο κεφάλαιο* ή το *δικαιολογημένο/ερμηνευμένο* μέρος του χάσματος). Αντιθέτως, η στήλη (8) δείχνει το ανεξήγητο μέρος του χάσματος αμοιβών (με άλλα λόγια την *επίδραση ανταμοιβής* ή τις *διαφορές στις τιμές*) που οφείλεται στη διάκριση.

Το άθροισμα των στηλών (6) και (8) του Πίνακα 8.3 δείχνει ότι, η λογαριθμική ωριαία μισθολογική διαφορά μεταξύ ανδρών και γυναικών εργαζομένων σε ναυτιλιακές επιχειρήσεις που προσδιορίζεται σε 0,3319, αναλύεται σε διαφορές παραγωγικών χαρακτηριστικών (0,2263) και σε διαφορές τιμών (0,1056). Αυτό σημαίνει, ότι ο σημαντικότερος παράγοντας που επηρεάζει τις διαφορές των αμοιβών των ανδρών και γυναικών, είναι οι διαφορές των χαρακτηριστικών των εργαζομένων, παρά οι διαφορές στις τιμές το ανεξήγητο μέρος. ***Ειδικότερα, μπορούμε να πούμε ότι, οι μισθολογικές διαφορές ανδρών – γυναικών στην Ελληνική Ναυτιλία το 1995, οφείλονται κατά 68,17% στις διαφορές ως προς τις ικανότητες των εργαζομένων (παραγωγικά χαρακτηριστικά, ανθρώπινο κεφάλαιο), ενώ το υπόλοιπο 31,83% οφείλεται σε λόγους διάκρισης στην ναυτιλιακή αγορά εργασίας.***

8.4 Συμπεράσματα

Μελετήθηκαν οικονομετρικά τα ίδια έγκυρα διαστρωματικά δεδομένα της Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών της ΕΣΥΕ, για τους άνδρες, τις γυναίκες αλλά και συνολικά, στον κλάδο των Ναυτιλιακών επιχειρήσεων, το 1995 και το 2002, τα οποία εξετάστηκαν περιγραφικά και μη-παραμετρικά επαγωγικά στο προηγούμενο κεφάλαιο.

Από τις εκτιμήσεις των επαυξημένων υποδειγμάτων τύπου Mincer (1973) που ταυτοποιήσαμε, εκπαίδευση, εμπειρία και χαρακτηριστικά της θέσης των εργαζομένων, αποδείχθηκαν στατιστικά σημαντικοί προσδιοριστικοί παράγοντες των ωρομισθίων στην Ελληνική ναυτιλιακή αγορά και τις δύο υπό εξέταση χρονιές.

Η «ανώτερη εκπαίδευση», δηλ. αφενός επαγγελματική, τεχνολογική και αφετέρου πανεπιστημιακή, βρέθηκε στατιστικά σημαντική και με τα αναμενόμενα από τη θεωρία του ανθρώπινου κεφαλαίου πρόσημα των συντελεστών, στους άνδρες, τόσο το 1995 όσο και το 2002. Αντίθετα, δεν συνέβη το ίδιο για τις γυναίκες και για τα δύο υπό διερεύνηση έτη. Εντούτοις, στις εξειδικεύσεις υπό περιορισμούς, τους οποίους δικαιολογεί η οικονομική θεωρία ή η πραγματικότητα της ναυτιλιακής αγοράς, η ανώτερη εκπαίδευση εκτιμήθηκε σημαντική και στις γυναίκες, το 1995 και το 2002.

Η απόδοση της «πανεπιστημιακής» εκπαίδευσης εκτιμήθηκε χαμηλότερη των «επαγγελματικής, τεχνολογικής», και για τα δύο φύλα, στις δύο υπό εξέταση χρονιές, δείχνοντας ότι ο κλάδος της Ναυτιλίας στην Ελλάδα, δεν διαφέρει στο σημείο αυτό, από τη συμπεριφορά ούτε άλλων εθνικών κλάδων ούτε διεθνώς, ιδιαίτερα τη δεκαετία του 90. Ειδικότερα, διαπιστώθηκε μόνο για το 1995, η ύπαρξη διάκρισης σε βάρος των γυναικών, οι οποίες με επίπεδο «ανώτερης εκπαίδευσης» αμείβονταν περίπου το μισό της προσαύξησης των ανδρών, συγκριτικά με τους αντίστοιχους δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης συναδέλφους τους. Με άλλα λόγια, η απόδοση της ανώτερης εκπαίδευσης των γυναικών ήταν περίπου η μισή εκείνης των ανδρών το 1995, ενώ εξισώθηκε το 2002.

Η εμπειρία, μετρούμενη από τη δυνητική έκφρασή της, βρέθηκε σημαντική και για τα δύο φύλα, το 1995 και το 2002. Όμως, η ανδρική μισθολογική απόδοση της εμπειρίας¹²⁹, το 1995 μόνο, εκτιμήθηκε σταθερή, ενώ εκείνη των γυναικών δευτέρου βαθμού, σύμφωνη δηλ. με την πρόβλεψη της θεωρίας για αύξουσα πορεία αμοιβών μέχρι περίπου τη μέση της εργασιακής ζωής και φθίνουσα στη συνέχεια.

¹²⁹ Δηλ. η συναρτησιακή μορφή της εξίσωσης αμοιβών των ανδρών ως προς την εμπειρία.

Το μέγιστο της συνάρτησης αμοιβών των γυναικών το 1995 εκτιμήθηκε, *ceteris paribus*, με 26 χρόνια δυνητικής εμπειρίας στα 44 χρόνια τους, ενώ το 2002 λίγο ψηλότερα (30 και 49 αντίστοιχα), δικαιολογούμενο από τα έτη σπουδών, και επιβεβαιώνοντας το Ελληνικό παραδοσιακό πρότυπο οικογενειακής ανάπτυξης, το οποίο δίνει προτεραιότητα, στις μητέρες-εργαζομένους, στον πρώτο από τους δύο ρόλους τους. Η δευτεροβάθμια ως προς την εμπειρία, εξίσωση ωρομισθίων των ανδρών, το 2002, είναι απολύτως συμβατή με τη θεωρία, έχοντας μέγιστο στα 35 χρόνια εμπειρίας σε ηλικία 53 ετών.

Η διαφορά του 1995 στη μέση απόδοση της ετήσιας μέσης εμπειρίας των ανδρών (3,9%) έναντι των γυναικών (3,1%), εξισώθηκε το 2002 στο 3,3%, πάντα όμως χαμηλότερα του πληθωρισμού, δείχνοντας και εδώ ότι δεν υπάρχει, αφενός πλέον μισθολογική διάκριση μεταξύ των φύλων με κριτήριο την εμπειρία, και αφετέρου διαφορά στη Ναυτιλιακή αγορά εργασίας έναντι της μέσης Ελληνικής συμπεριφοράς των κλάδων.

Αναφορικά με τη μερική επίδραση των χαρακτηριστικών της θέσης των εργαζομένων, στην Ελληνική ναυτιλιακή αγορά, πάνω στο μέσο ύψος των ωρομισθίων τους, εκτιμήθηκαν α) το είδος εργασίας, μέσω των τεχνητών ψευδομεταβλητών, «σύμβασης εργασίας», «θέσης ευθύνης εργαζομένων», και «απασχόλησης» (manual or non-manual), και β) η διοίκηση ολικής ποιότητας που υπόσχεται μακροχρόνια προοπτική βιωσιμότητας και ανάπτυξης της ναυτιλιακής, μέσω των τεχνητών ψευδομεταβλητών του «μεγέθους των επιχειρήσεων».

Το 1995 το είδος εργασίας στις ελληνικές ναυτιλιακές επιχειρήσεις χαρακτηρίζεται και για τα δύο φύλα, κυρίως από τις κατηγορίες συμβάσεων εργασίας, αφού η θέση ευθύνης, για άνδρες και γυναίκες αποδεικνύεται στατιστικά ασήμαντη, ενώ η απασχόληση (χειρωνακτική εργασία ή υπηρεσίες γραφείου), είναι ασήμαντη για τους άνδρες, και επομένως δεν μπορεί να γίνει σύγκριση. Για τις συμβάσεις ορισμένου χρόνου το 1995, αποδεικνύεται ότι μισθολογική διάκριση λόγω φύλου, δεν υπήρξε. Η όποια διαφορά είναι στατιστικά ασήμαντη και εξηγείται από εκείνην της κατηγορίας αναφοράς, που είναι οι συμβάσεις αορίστου χρόνου («μόνιμοι» υπάλληλοι), στις οποίες εκτιμήθηκε διάκριση αμοιβών 16,5% υπέρ των ανδρών. Η τελευταία είναι η σημαντικότερη πηγή μισθολογικών διακρίσεων μεταξύ ανδρών και γυναικών το 1995. Η διάκριση αυτή γίνεται στατιστικά ασήμαντη μόνο

Αντίθετα το 2002, για το είδος εργασίας δεν μπορούν να γίνουν συγκρίσεις, μεταξύ ανδρών και γυναικών εργαζομένων, στις ελληνικές ναυτιλιακές επιχειρήσεις,

αφού συμβάσεις ορισμένου χρόνου (με κατηγορία αναφοράς τις αορίστου), θέσεις ευθύνης υπαλλήλων (με κατηγορία αναφοράς των διευθυντών) και παροχή υπηρεσιών γραφείου (με κατηγορία αναφοράς τη χειρωνακτική εργασία) είναι στατιστικά ασήμαντες ερμηνευτικές των ανδρικών ωρομισθίων ενώ αντίθετα σημαντικές για τις γυναικείες αμοιβές. Εδώ, μάλιστα, αποδεικνύεται ότι η συγκριτική απόδοση των γυναικείων συμβάσεων ορισμένου χρόνου είναι ίσης επίδρασης στις αμοιβές τους, με εκείνη της θέσης ευθύνης υπαλλήλων (περίπου 20% χαμηλότερα των συμβάσεων αορίστου χρόνου ή των θέσεων ευθύνης των διευθυντών, αντίστοιχα).

Η ποιότητα των ναυτιλιακών management ως προσδιοριστικού παράγοντα των αμοιβών ανδρών και γυναικών στις αντίστοιχες ελληνικές εταιρείες του κλάδου, εκτιμήθηκε από την τεχνητή μεταβλητή του μεγέθους των επιχειρήσεων. Έτσι, το 1995, οι αμοιβές των ανδρών (γυναικών) στις μεγάλες ναυτιλιακές επιχειρήσεις (200-500 άτομα προσωπικό) εκτιμήθηκαν στατιστικά σημαντικές και διπλάσιες (50% μεγαλύτερες) των αντίστοιχων μικρών (μέχρι 99 άτομα), ενώ δεν συνέβη το ίδιο και για τις μεσαίες (100-199 άτομα). Αντίθετα, το διάστημα 1995-2002 βελτιώθηκε σημαντικά η αποτελεσματική διοίκηση των μεσαίων Ελληνικών ναυτιλιακών με αποτέλεσμα να είναι στατιστικά ασήμαντη στο συνολικό δείγμα, η μισθολογική διάκριση μεταξύ μεσαίων και μεγάλων εταιρειών. Αξίζει να σημειωθεί ότι το 2002, η φαινόμενη (spurious) μισθολογική διάκριση μεταξύ των φύλων, ερμηνεύεται από το γεγονός ότι «εκπαίδευση» και «μέγεθος επιχειρήσεων» είναι υποκατάστατης μισθολογικής βαρύτητας (on-the-job training effect), μόνο στις γυναίκες και όχι στους

Τέλος, οι αμοιβές των νεοεισερχόμενων στην Ελληνική ναυτιλιακή αγορά εργασίας, με μόνη τη δευτεροβάθμια εκπαίδευση τους, χωρίς εμπειρία και ανεξάρτητα τα χαρακτηριστικά της θέσης τους, το 1995, ήταν περίπου διπλάσιες για τους άνδρες έναντι των γυναικών. Αντίθετα, τα στατιστικά στοιχεία μας λένε, ότι ούτε αυτή η μισθολογική διάκριση μεταξύ των δύο φύλων υπάρχει πλέον το 2002.

9. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Το κεντρικό ερώτημα που απασχόλησε στη διατριβή αυτή ήταν: “*ποιο το μέγεθος των μισθολογικών διαφορών μεταξύ ανδρών και γυναικών εργαζομένων στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις της χώρας και ποιοι οι παράγοντες που μπορούν να ερμηνεύσουν αυτές τις διαφορές;*”

Το ερώτημα αυτό, που για πρώτη φορά τέθηκε για διερεύνηση στον τομέα της Ελληνικής Ναυτιλίας, προσπαθήσαμε να το απαντήσουμε στηριζόμενοι, αφενός μεν σ’ ένα θεωρητικό πλαίσιο, και αφετέρου σ’ ένα άλλο καθαρά εμπειρικό. Η προσέγγιση του θέματος, έγινε από την πλευρά του οικονομολόγου και με την απουσία πολιτικής ανάλυσης.

Συνοπτικά, η απάντηση στο παραπάνω διττό ερώτημα της διατριβής είναι:

α) Το μισθολογικό χάσμα ανδρών – γυναικών στην Ελληνική Ναυτιλία μειώθηκε αισθητά την περίοδο 1995 – 2002, με αποτέλεσμα να φθάνει το 2002 στο 11% (από 33% το 1995), ενώ ταυτόχρονα οι γυναίκες εργαζόμενες ισχυροποίησαν σημαντικά τη θέση τους στη ναυτιλιακή αγορά, αφού έφθασαν να αμείβονται κατά μέσο όρο με το 89% της μέσης ωριαίας αμοιβής των ανδρών συναδέλφων τους (σε σχέση με το 67% που αμείβονταν το 1995). Επιπλέον, το 68,17% των μισθολογικών διαφορών κατά το 1995, οφείλεται στις διαφορές ως προς τις ικανότητες των εργαζομένων (παραγωγικά χαρακτηριστικά/ανθρώπινο κεφάλαιο), ενώ το υπόλοιπο 31,83% οφείλεται σε λόγους διάκρισης της αγοράς. β) Η εκπαίδευση, η εμπειρία και χαρακτηριστικά της θέσης των εργαζομένων στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις, αποδείχθηκαν στατιστικά σημαντικοί προσδιοριστικοί παράγοντες των μισθών στην Ελληνική ναυτιλιακή αγορά και τις δύο υπό εξέταση χρονιές.

Τα στοιχεία της Έρευνας Διάρθρωσης και Κατανομής των Αμοιβών στις επιχειρήσεις που χρησιμοποιήθηκαν για να απαντήσουμε στο κεντρικό ερώτημα της διατριβής (ειδικά αυτά του 2002, τα οποία χρησιμοποιήθηκαν για πρώτη φορά), μας επέτρεψαν να εντοπίσουμε και να τεκμηριώσουμε, αφενός μεν το πώς προσδιορίζονται οι μισθοί και αφετέρου, ποιες είναι αυτές οι συνιστώσες που συνθέτουν το χάσμα αμοιβών ανδρών γυναικών εργαζομένων στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις.

Πιστεύουμε ότι η παρούσα διδακτορική διατριβή, επειδή αναφέρεται σ’ ένα θέμα για το οποίο δεν υπάρχει επαρκή και αξιόπιστη στατιστική πληροφόρηση σχετικά με την ναυτιλιακή αγορά εργασίας στην οποία απασχολούνται 160.000

εργαζόμενοι (ήτοι το 4% της συνολικής απασχόλησης της χώρας και συνεισφέρει περισσότερο από 4,5% στο Α.Ε.Π.), θ' αποτελέσει βάση για παρόμοιες έρευνες, οι οποίες θα στηρίζονται σε νεότερα στοιχεία και πιθανόν σ' άλλες μεθόδους εφαρμογής για την μέτρηση της ανισότητας των αμοιβών.

Τα ευρήματα που προέκυψαν είναι πολλά και ενδιαφέροντα και ταξινομούνται σε δύο κατηγορίες: α) σ' αυτά που προέκυψαν από την εκτενή βιβλιογραφική επισκόπηση (κυρίως διεθνή) και β) σ' αυτά που είναι αποτέλεσμα της εμπειρικής διερεύνησης του θέματος. Ειδικότερα:

A) Βασικά συμπεράσματα βιβλιογραφικής επισκόπησης

Από τη διεξοδική ανάλυση που πραγματοποιήθηκε με βάση τη διεθνή βιβλιογραφία, τόσο θεωρητική όσο και εμπειρική, μπορούμε να πούμε ότι, οι εφαρμοζόμενες σήμερα οικονομετρικές μέθοδοι είναι πιο εξελιγμένες από τις εφαρμογές για τον προσδιορισμό και μέτρηση των μισθών και του χάσματος αμοιβών αντίστοιχα. Το γεγονός αυτό, επιβεβαιώνεται από τις περιοριστικές υποθέσεις που γίνονται σε μεγάλη έκταση στις εμπειρικές μελέτες, προκειμένου να δικαιολογηθεί η συνέπεια των εκτιμηθέντων παραμέτρων, που συχνά υποφέρουν από έλλειψη οικονομετρικής αλλά και οικονομικής τεκμηρίωσης. Επιπρόσθετα, οι εκτιμήσεις που παρουσιάζονται συχνά στην εμπειρική έρευνα, δεν έχουν ευστάθεια (robustness), γεγονός που μπορεί να οφείλεται, πχ. σε λάθος είτε περιορισμών αποκλεισμού που επιβάλλονται είτε σε «φτωχές» τεχνητές ή βοηθητικές μεταβλητές. Εξάλλου, οι μελέτες που χρησιμοποιούν δεδομένα δημοσκοπήσεων αντιμετωπίζουν αναγκαστικά το πρόβλημα του σφάλματος μέτρησης στις μεταβλητές ανθρώπινου κεφαλαίου. Τέλος, για να διερευνηθούν περαιτέρω τα προβλήματα ενδογένειας, υπάρχει τάση από τους ερευνητές, να παρουσιάζουν συνεπείς και ασυνεπείς εκτιμήσεις για τις παραμέτρους των υποδειγμάτων,

Από την ανάλυση της ελληνικής βιβλιογραφίας που έγινε με σκοπό να εντοπίσουμε την έκταση της έρευνας σ' αυτό τον τομέα ενδιαφέροντος, μπορούμε κάλλιστα να συμπεράνουμε ότι, η ελληνική βιβλιογραφία είναι αρκετά φτωχή σε θέματα προσδιορισμού μισθών, πολύ δε περισσότερο στη μέτρηση του χάσματος αμοιβών κατά φύλο. Επιπλέον μέχρι σήμερα, εκτός από μια έρευνα που αφορά την διερεύνηση του χάσματος αμοιβών σε επίπεδο τομέων της ελληνικής οικονομίας (βιομηχανία, υπηρεσίες) δεν έχει καταγραφεί κάποια άλλη, που ν' αφορά μισθούς

ή/και προσδιορισμό μισθών και χάσμα αμοιβών για την ελληνική ναυτιλία ή άλλων κλάδων/τομέων της ελληνικής οικονομίας.

B) Βασικά συμπεράσματα εμπειρικής διερεύνησης

Η εμπειρική διερεύνηση του βασικού ερωτήματος της διδακτορικής διατριβής, προσεγγίσθηκε κατά τρόπο αλληλένδετο, τόσο με περιγραφικές και μη-παραμετρικές μεθόδους, όσο και με οικονομετρικές. Η εφαρμογή των μεθόδων αυτών, μας επέτρεψε να αντιμετωπίσουμε το διττό ουσιαστικά ερώτημά μας, αφενός μεν πολυδιάστατα και αφετέρου να εμβαθύνουμε και να τεκμηριώσουμε τις απόψεις μας. Ειδικότερα, τα εμπειρικά ευρήματα (για την περίοδο 1995 – 2002) της διδακτορικής διατριβής, μπορούν να ταξινομηθούν σύμφωνα με τα παραπάνω ως ακολούθως:

1. Συμπεράσματα ανάλυσης μέσω μισθολογικών διαφορών μεταξύ ανδρών και γυναικών ως προς τα ατομικά χαρακτηριστικά και τα χαρακτηριστικά των θέσεων εργασίας τους.

Ηλικία: Κατά την εξεταζόμενη περίοδο, οι μισθολογικές διαφορές εργαζομένων στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις της χώρας ηλικίας 45 – 54 ετών και 25 – 34 ετών, μειώθηκαν σημαντικά (146% και 35% αντίστοιχα). Αξιοσημείωτο δε, χαρακτηρίζεται το γεγονός ότι κατά το 2002, οι γυναίκες εργαζόμενες στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις, αμείβονται 7% περισσότερο από τους άνδρες. Τόσο η κυρτότητα της καμπύλης των αμοιβών ως συνάρτηση της ηλικίας, όσο και η άνιση αντιπροσώπευση των δύο φύλων στις ηλικιακές ομάδες φαίνεται να επαληθεύεται για την ελληνική ναυτιλία. Το εύρος της μισθολογικής εξέλιξης είναι συγκριτικά μεγαλύτερο στις γυναίκες απ' ότι στους άνδρες, ενώ αντίθετα, η ταχύτητα της μισθολογικής εξέλιξης είναι περίπου η ίδια και στα δύο φύλα.

Επίπεδο εκπαίδευσης: Σ' όλα τα επίπεδα εκπαίδευσης, η μέση ωριαία αμοιβή των ανδρών είναι υψηλότερη από την αντίστοιχη των γυναικών, εκτός από την ωριαία αμοιβή των γυναικών απόφοιτων Λυκείου όπου κατά το έτος 2002 έχουν την ίδια ωριαία αμοιβή με τους άνδρες. Μεταξύ των επιπέδων εκπαίδευσης, το χάσμα αμοιβών ανδρών – γυναικών, μειώθηκε δραστικά, εκτός από τους εργαζόμενους με γνώσεις Δημοτικού όπου παραμένει σχεδόν σταθερό. Η κατανομή της απασχόλησης των δύο φύλων στις βαθμίδες εκπαίδευσης διαφέρει σημαντικά και οι μισθωτοί με γνώσεις

τριτοβάθμιας εκπαίδευσης αποτελούν ένα σημαντικό τμήμα της συνολικής απασχόλησης, ενώ πρώτοι σε ποσοστό απασχόλησης είναι οι απόφοιτοι Λυκείου. Αξιοσημείωτο θεωρείται το γεγονός ότι, οι γυναίκες απόφοιτες τεχνολογικής και πανεπιστημιακής εκπαίδευσης, αμείβονται μόλις 10% περισσότερο από τις συναδέλφους τους αποφοίτους Λυκείου. Γενικώς, στην περίπτωση της ελληνικής ναυτιλίας, η εκπαίδευση φαίνεται ν' αποδίδει, αφού όσο υψηλότερο είναι το εκπαιδευτικό επίπεδο των εργαζομένων, τόσο υψηλότερος είναι ο ρυθμός μεταβολής των αμοιβών τους. Αντιθέτως, ο ρυθμός μεταβολής των αμοιβών, καθίσταται αρνητικός για τις ηλικίες πριν την συνταξιοδότηση. Επίσης, παρατηρείται ότι, όσο υψηλότερο είναι το επίπεδο εκπαίδευσης, τόσο υψηλότερη είναι και η μετασχολική επένδυση σε ανθρώπινο κεφάλαιο, που σημαίνει ότι οι εργαζόμενοι στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις, κάνουν χρήση της εξειδικευμένης κατάρτισης που τους προσφέρουν οι εργοδότες τους.

Χρόνος υπηρεσίας στην επιχείρηση: Και στα δύο φύλα, η αύξηση του χρόνου υπηρεσίας στην επιχείρηση, συνοδεύεται από αύξηση της μέσης ωριαίας αμοιβής τους. Επιπλέον, όπως είναι αναμενόμενο, ανάμεσα στον χρόνο υπηρεσίας των μισθωτών στην επιχείρηση και στην ηλικία, υπάρχει θετική συσχέτιση, καθώς στις περισσότερες περιπτώσεις οι μισθωτοί με μεγάλο χρόνο υπηρεσίας σε μια επιχείρηση ανήκουν στις υψηλότερες ηλικιακές ομάδες. Κατά τις πιο πρόσφατες εξελίξεις (2002), μισθολογικό χάσμα ανάμεσα στα δύο φύλα δεν υπάρχει για μισθωτούς με διάρκεια χρόνου υπηρεσίας στην επιχείρηση από 4 – 15 έτη. Αντιθέτως, μπορούμε να ισχυριστούμε ότι υπάρχει διάκριση αμοιβών στον κλάδο και προς τις δύο κατευθύνσεις: α) κατά των νεοπροσλαμβανόμενων γυναικών με χρόνο υπηρεσίας στην επιχείρηση μέχρι 3 έτη, όπου η μέση ωριαία αμοιβή αυτών φθάνει το 80,8% της αντίστοιχης αμοιβής των ανδρών και β) κατά των ανδρών, αφού οι γυναίκες με χρόνο υπηρεσίας στην επιχείρηση πάνω από 16 χρόνια, αμείβονται κατά 17% περισσότερο από τους άνδρες. Σημαντική δε, θεωρείται η συσσώρευση της επαγγελματικής πείρας των εργαζομένων ανδρών και γυναικών στην ίδια ναυτιλιακή επιχείρηση. Ειδικότερα, κατά το 2002, οι γυναίκες, όχι μόνο συσσωρεύουν ανθρώπινο κεφάλαιο ίσο μ' αυτό των ανδρών, αλλά τουναντίον και μετά από 15 έτη εμπειρίας στην ίδια ναυτιλιακή επιχείρηση, εξακολουθούν να επενδύουν και μάλιστα σε βαθμό μεγαλύτερο απ' αυτόν των ανδρών. Φαίνεται δε, να τις ενδιαφέρει η καριέρα στην επιχείρηση και ν' αξιοποιούν άριστα τους ανθρώπινους πόρους της επιχείρησης, επενδύοντας σημαντικά σε 'εξειδικευμένη κατάρτιση' στην επιχείρηση. Η κυρτότητα της καμπύλης των αμοιβών ως συνάρτηση της εμπειρίας, φαίνεται να επαληθεύεται μόνο για τους άνδρες

ως συνάρτηση της εμπειρίας, φαίνεται να επαληθεύεται μόνο για τους άνδρες μετά τα 15 έτη συνεχούς εργασίας στον ίδιο εργοδότη. Ένα άλλο βασικό συμπέρασμα είναι ότι ο κλάδος της ελληνικής ναυτιλίας, χαρακτηρίζεται από έντονη κινητικότητα της μισθωτής απασχόλησης, αφού κατά το 2002, ένα σημαντικό μέρος των μισθωτών στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις (48,4% των ανδρών και 59% των γυναικών), άρχισε να εργάζεται στη θέση εργασίας που κατείχε το 2002 τα προηγούμενα 3 χρόνια. Κατά το 2002, τόσο το εύρος της μισθολογικής εξέλιξης, όσο και η ταχύτητα της μισθολογικής εξέλιξης των εργαζομένων, είναι συγκριτικά μεγαλύτερα στις γυναίκες, απ' ό,τι στους άνδρες.

Μέγεθος επιχείρησης: Κατά την εξεταζόμενη περίοδο, τόσο στις πολύ μικρές όσο και στις πολύ μεγάλες ναυτιλιακές επιχειρήσεις παρατηρείται σημαντική επιδείνωση του χάσματος (αύξηση) που φθάνει το 30% και 39% αντίστοιχα. Επίσης, αξίζει να σημειωθεί ότι, στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις που απασχολούν 50 – 99 εργαζόμενους το χάσμα αμοιβών παραμένει υψηλό (34%) και σχεδόν αμετάβλητο, ενώ εξισορροποιακές μισθολογικές τάσεις εμφανίζουν οι επιχειρήσεις που απασχολούν 100 - 199 εργαζόμενους, όπου οι μισθολογικές διαφορές έχουν σχεδόν εκλείψει αφού οι γυναίκες αμείβονται με το 98,7% του μέσου μισθού των ανδρών συναδέλφων τους. Κατά το 2002, τόσο το εύρος της μισθολογικής εξέλιξης, όσο και η ταχύτητα της μισθολογικής εξέλιξης των εργαζομένων, είναι συγκριτικά μεγαλύτερα στις γυναίκες, απ' ό,τι στους άνδρες.

Άσκηση ή μη καθηκόντων διοίκησης ή εποπτείας άλλων εργαζομένων: Καθ' όλη την εξεταζόμενη περίοδο, η παρουσία των ανδρών σε θέσεις ευθύνης είναι μεγαλύτερη απ' ό,τι των γυναικών. Παρόλα ταύτα, οι γυναίκες έχουν βελτιώσει τη θέση τους στον τομέα αυτόν, με αποτέλεσμα το 2002 να έχει υπερδιπλασιαστεί ο αριθμός των γυναικών στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις που ασκούν καθήκοντα διοίκησης ή εποπτείας άλλων εργαζομένων (από 7% που συμμετείχαν το 1995, έφθασαν το 16% συμμετοχή το 2002). Η αύξηση στην αμοιβή για θέσεις εργασίας ευθύνης, είναι αναλογικά μεγαλύτερη στις γυναίκες απ' ό,τι στους άνδρες. Τέλος, το μισθολογικό χάσμα ανδρών γυναικών έχει διευρυνθεί όσον αφορά τις θέσεις ευθύνης κατά 9,4%, ενώ αντιθέτως έχει μειωθεί σημαντικά (κατά 35,8%) μεταξύ εργαζομένων χωρίς θέση ευθύνης.

Είδος ατομικής σύμβασης εργασίας: Η κατανομή της απασχόλησης ανδρών – γυναικών ανάλογα με το είδος ατομικής σύμβασης, έχει διαφοροποιηθεί σημαντικά κατά την εξεταζόμενη περίοδο, με αποτέλεσμα το 2002 οι μισθωτοί εργαζόμενοι στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις που καλύπτονται από ατομική σύμβαση εργασίας αορίστου

χρόνου αποτελούν σχεδόν το σύνολο της μισθωτής απασχόλησης (περίπου το 99% των ανδρών και γυναικών). Όσον αφορά τις αμοιβές ανδρών - γυναικών στις δύο αυτές κατηγορίες συμβάσεων, μπορούμε να πούμε ότι είναι αρκετά διαφορετικές. Τέλος, κατά την περίοδο 1995 – 2002, το μισθολογικό χάσμα ανδρών - γυναικών έχει περιοριστεί δραστικά όσον αφορά την απασχόληση μισθωτών στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις τόσο με σύμβαση εργασίας αορίστου, όσο και ορισμένου χρόνου. Αξιοσημείωτο δε, μπορεί να χαρακτηριστεί το γεγονός ότι καθ' όλη την περίοδο αυτή, οι γυναίκες ορισμένου χρόνου όχι μόνο κάλυψαν την διαφορά αμοιβών που τους χώριζε από τους άνδρες, αλλά τουναντίον, έφθασαν να αμείβονται μέχρι και 5,6% περισσότερο από τους άνδρες.

Μισθολογικά κλιμάκια αμοιβών: Η γενικότερη βελτίωση της θέσης των γυναικών στις ναυτιλιακές επιχειρήσεις, επαληθεύεται και από το γεγονός της σημαντικής μετακύλισης εργαζομένων γυναικών προς τα μεσαία και υψηλά κλιμάκια αμοιβών.

2. Συμπεράσματα μη-παραμετρικής ανάλυσης των βασικών παραγόντων ανθρώπινου κεφαλαίου (ηλικία, εμπειρία και εκπαίδευση).

Πρώτον, το χάσμα των μέσων αμοιβών μεταξύ των φύλων αν και έχει περιοριστεί σημαντικά το 2002, εκφράζοντας την καταγραφείσα περιγραφικά «εξομάλυνση» των διακρίσεων τουλάχιστον της τάσης των αμοιβών, εντούτοις, παραμένει στατιστικά σημαντική η διαφορά των δύο πληθυσμών έτσι ώστε να μην μπορούμε να ισχυριστούμε ότι οι μεταβλητές αμοιβών ανδρών και γυναικών, για το 1995 και το 2002, προέρχονται από *ταυτόσημο* πληθυσμό.

Δεύτερον, στατιστικά σημαντική διαφορά εκτιμήθηκε στα υπόλοιπα χαρακτηριστικά, δηλ. στην ηλικία, επίπεδο εκπαίδευσης και προϋπηρεσία, έτσι ώστε να μην απορρίπτουμε τη βασική υπόθεση των ασυσχέτιστων και ανεξάρτητων κατανομών ανδρών – γυναικών, τόσο το 1995 όσο και το 2002. Συνεπώς, η δομή του πληθυσμιακού προφίλ, δηλ., ηλικία, εκπαίδευση, προϋπηρεσία και αμοιβές, του άνδρα εργαζόμενου στις Ελληνικές ναυτιλιακές εταιρείες, διαφέρει σημαντικά από εκείνο της συναδέλφου του, την εξεταζόμενη περίοδο 1995-2002.

Τρίτον, ανεξαρτήτως φύλου, οι μέσες αμοιβές των εργαζομένων στην «Ναυτιλία» εκτιμήθηκαν ασυσχέτιστες και ανεξάρτητες της ηλικίας, του επιπέδου εκπαίδευσης και της προϋπηρεσίας, την περίοδο έρευνας. Αντίθετα, ενώ οι μέσες

αμοιβές των ανδρών και ξεχωριστά των γυναικών εκτιμήθηκαν εξαρτημένες της εκπαίδευσης το 1995, δεν αποδείχθηκε το ίδιο και για το 2002. Επίσης, οι μέσες αμοιβές τόσο των γυναικών όσο και λιγότερο των ανδρών είναι εξαρτημένες της προϋπηρεσίας ολόκληρη την εξεταζόμενη περίοδο 1995-2002.

Τέταρτον, η διαχρονική εξέλιξη της συσχέτισης και εξάρτησης των χαρακτηριστικών εκτιμήθηκε μηδενική σε όλα, εκτός της αναμενόμενης (ΣΣΕ) των αμοιβών, αλλά και γι' αυτές μόνο στις ξεχωριστές κατανομές τόσο των ανδρών όσο και των γυναικών.

3. Συμπεράσματα οικονομετρικής διερεύνησης των προσδιοριστικών παραγόντων των μισθών ανδρών και γυναικών.

Η «ανώτερη εκπαίδευση», δηλ. αφενός επαγγελματική, τεχνολογική και αφετέρου πανεπιστημιακή, βρέθηκε στατιστικά σημαντική και με τα αναμενόμενα από τη θεωρία του ανθρώπινου κεφαλαίου πρόσημα των συντελεστών, στους άνδρες, τόσο το 1995 όσο και το 2002. Αντίθετα, δεν συνέβη το ίδιο για τις γυναίκες και για τα δύο υπό διερεύνηση έτη. Εντούτοις, στις εξειδικεύσεις υπό περιορισμούς, η ανώτερη εκπαίδευση εκτιμήθηκε σημαντική και στις γυναίκες, το 1995 και το 2002.

Η απόδοση της «πανεπιστημιακής» εκπαίδευσης εκτιμήθηκε χαμηλότερη των «επαγγελματικής, τεχνολογικής», και για τα δύο φύλα, στις δύο υπό εξέταση χρονιές, δείχνοντας ότι ο κλάδος της Ναυτιλίας στην Ελλάδα, δεν διαφέρει στο σημείο αυτό, από τη συμπεριφορά ούτε άλλων εθνικών κλάδων ούτε διεθνώς, ιδιαίτερα τη δεκαετία του 90. Ειδικότερα, διαπιστώθηκε μόνο για το 1995, η ύπαρξη διάκρισης σε βάρος των γυναικών, οι οποίες με επίπεδο «ανώτερης εκπαίδευσης» αμείβονταν περίπου το μισό της προσαύξησης των ανδρών, συγκριτικά με τους αντίστοιχους δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης συναδέλφους τους. Με άλλα λόγια, η απόδοση της ανώτερης εκπαίδευσης των γυναικών ήταν περίπου η μισή εκείνης των ανδρών το 1995, ενώ εξισώθηκε το 2002.

Η εμπειρία, μετρούμενη από τη δυνητική έκφρασή της, βρέθηκε σημαντική και για τα δύο φύλα, το 1995 και το 2002. Όμως, η ανδρική μισθολογική απόδοση της εμπειρίας, το 1995 μόνο, εκτιμήθηκε σταθερή, ενώ εκείνη των γυναικών δευτέρου βαθμού, σύμφωνη δηλ. με την πρόβλεψη της θεωρίας για αύξουσα πορεία αμοιβών μέχρι περίπου τη μέση της εργασιακής ζωής και φθίνουσα στη συνέχεια.

Το μέγιστο της συνάρτησης αμοιβών των γυναικών το 1995 εκτιμήθηκε, *ceteris paribus*, με 26 χρόνια δυνητικής εμπειρίας στα 44 χρόνια τους, ενώ το 2002 λίγο ψηλότερα (30 και 49 αντίστοιχα), δικαιολογούμενο από τα έτη σπουδών, και επιβεβαιώνοντας το Ελληνικό παραδοσιακό πρότυπο οικογενειακής ανάπτυξης, το οποίο δίνει προτεραιότητα, στις μητέρες-εργαζομένους, στον πρώτο από τους δύο ρόλους τους. Η δευτεροβάθμια ως προς την εμπειρία, εξίσωση ωρομισθίων των ανδρών, το 2002, είναι απολύτως συμβατή με τη θεωρία, έχοντας μέγιστο στα 35 χρόνια εμπειρίας σε ηλικία 53 ετών.

Η διαφορά του 1995 στη μέση απόδοση της ετήσιας μέσης εμπειρίας των ανδρών (3,9%) έναντι των γυναικών (3,1%), εξισώθηκε το 2002 στο 3,3%, πάντα όμως χαμηλότερα του πληθωρισμού, δείχνοντας και εδώ ότι δεν υπάρχει, αφενός πλέον μισθολογική διάκριση μεταξύ των φύλων με κριτήριο την εμπειρία, και αφετέρου διαφορά στη Ναυτιλιακή αγορά εργασίας έναντι της μέσης Ελληνικής συμπεριφοράς των κλάδων.

Αναφορικά με τη μερική επίδραση των χαρακτηριστικών της θέσης των εργαζομένων, στην Ελληνική ναυτιλιακή αγορά, πάνω στο μέσο ύψος των ωρομισθίων τους, εκτιμήθηκαν α) το είδος εργασίας, μέσω των τεχνητών ψευδομεταβλητών, «σύμβασης εργασίας», «θέσης ευθύνης εργαζομένων», και «απασχόλησης» (manual or non-manual), και β) η διοίκηση ολικής ποιότητας που υπόσχεται μακροχρόνια προοπτική βιωσιμότητας και ανάπτυξης της ναυτιλιακής, μέσω των τεχνητών ψευδομεταβλητών του «μεγέθους των επιχειρήσεων».

Το 1995 το είδος εργασίας στις ελληνικές ναυτιλιακές επιχειρήσεις χαρακτηρίζεται και για τα δύο φύλα, κυρίως από τις κατηγορίες συμβάσεων εργασίας, αφού η θέση ευθύνης, για άνδρες και γυναίκες αποδεικνύεται στατιστικά ασήμαντη, ενώ η απασχόληση (χειρωνακτική εργασία ή υπηρεσίες γραφείου), είναι ασήμαντη για τους άνδρες, και επομένως δεν μπορεί να γίνει σύγκριση. Για τις συμβάσεις ορισμένου χρόνου το 1995, αποδεικνύεται ότι μισθολογική διάκριση λόγω φύλου, δεν υπήρξε. Η όποια διαφορά είναι στατιστικά ασήμαντη και εξηγείται από εκείνη της κατηγορίας αναφοράς, που είναι οι συμβάσεις αορίστου χρόνου

(«μόνιμοι» υπάλληλοι), στις οποίες εκτιμήθηκε διάκριση αμοιβών 16,5% υπέρ των ανδρών. Η τελευταία είναι η σημαντικότερη πηγή μισθολογικών διακρίσεων μεταξύ ανδρών και γυναικών το 1995. Η διάκριση αυτή γίνεται στατιστικά ασήμαντη μόνο το 2002.

Αντίθετα το 2002, για το είδος εργασίας δεν μπορούν να γίνουν συγκρίσεις, μεταξύ ανδρών και γυναικών εργαζομένων, στις ελληνικές ναυτιλιακές επιχειρήσεις, αφού συμβάσεις ορισμένου χρόνου (με κατηγορία αναφοράς τις αορίστου), θέσεις ευθύνης υπαλλήλων (με κατηγορία αναφοράς των διευθυντών) και παροχή υπηρεσιών γραφείου (με κατηγορία αναφοράς τη χειρωνακτική εργασία) είναι στατιστικά ασήμαντες ερμηνευτικές των ανδρικών ωρομισθίων ενώ αντίθετα σημαντικές για τις γυναικείες αμοιβές. Εδώ, μάλιστα, αποδεικνύεται ότι η συγκριτική απόδοση των γυναικείων συμβάσεων ορισμένου χρόνου είναι ίσης επίδρασης στις αμοιβές τους, με εκείνη της θέσης ευθύνης υπαλλήλων (περίπου 20% χαμηλότερα των συμβάσεων αορίστου χρόνου ή των θέσεων ευθύνης των διευθυντών,

Η ποιότητα των ναυτιλιακών management ως προσδιοριστικού παράγοντα των αμοιβών ανδρών και γυναικών στις αντίστοιχες ελληνικές εταιρείες του κλάδου, εκτιμήθηκε από την τεχνητή μεταβλητή του μεγέθους των επιχειρήσεων. Έτσι, το 1995, οι αμοιβές των ανδρών (γυναικών) στις μεγάλες ναυτιλιακές επιχειρήσεις (200-500 άτομα προσωπικό) εκτιμήθηκαν στατιστικά σημαντικές και διπλάσιες (50% μεγαλύτερες) των αντίστοιχων μικρών (μέχρι 99 άτομα), ενώ δεν συνέβη το ίδιο και για τις μεσαίες (100-199 άτομα). Αντίθετα, το διάστημα 1995-2002 βελτιώθηκε σημαντικά η αποτελεσματική διοίκηση των μεσαίων Ελληνικών ναυτιλιακών με αποτέλεσμα να είναι στατιστικά ασήμαντη στο συνολικό δείγμα, η μισθολογική διάκριση μεταξύ μεσαίων και μεγάλων εταιρειών. Αξίζει να σημειωθεί ότι το 2002, η φαινόμενη (spurious) μισθολογική διάκριση μεταξύ των φύλων, ερμηνεύεται από το γεγονός ότι «εκπαίδευση» και «μέγεθος επιχειρήσεων» είναι υποκατάστατης μισθολογικής βαρύτητας (on-the-job training effect), μόνο στις γυναίκες και όχι στους

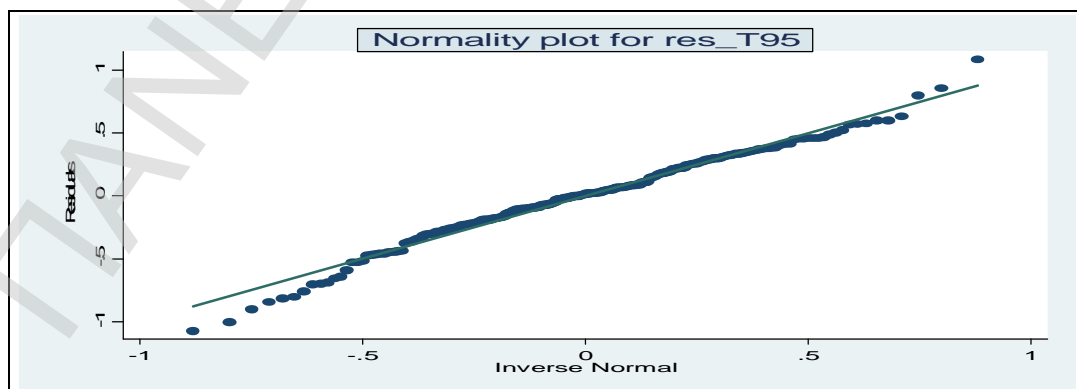
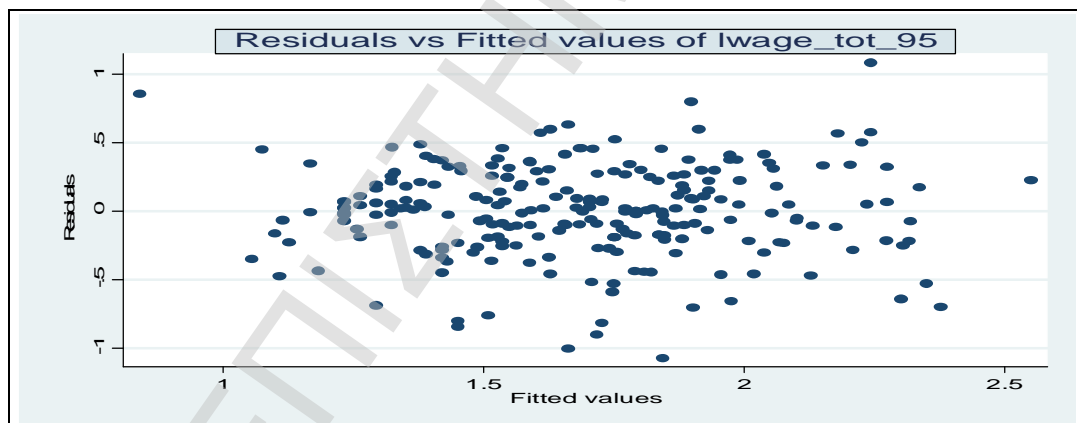
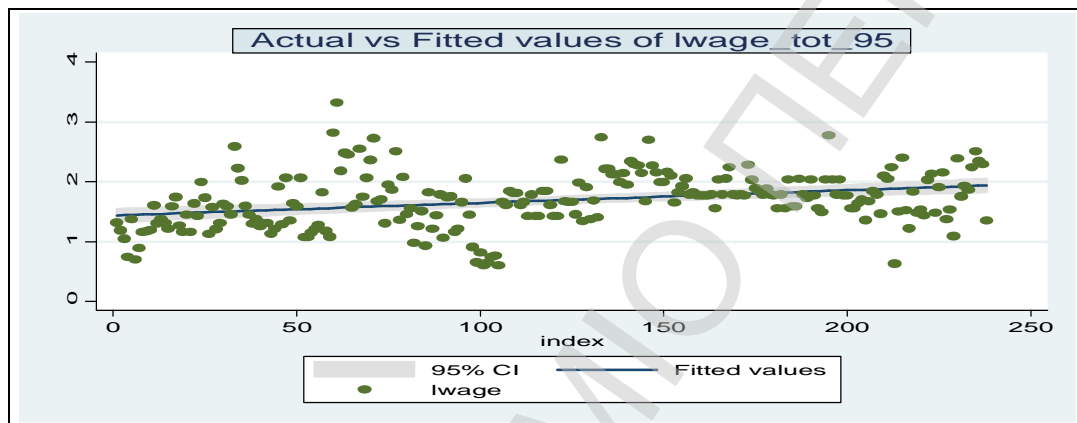
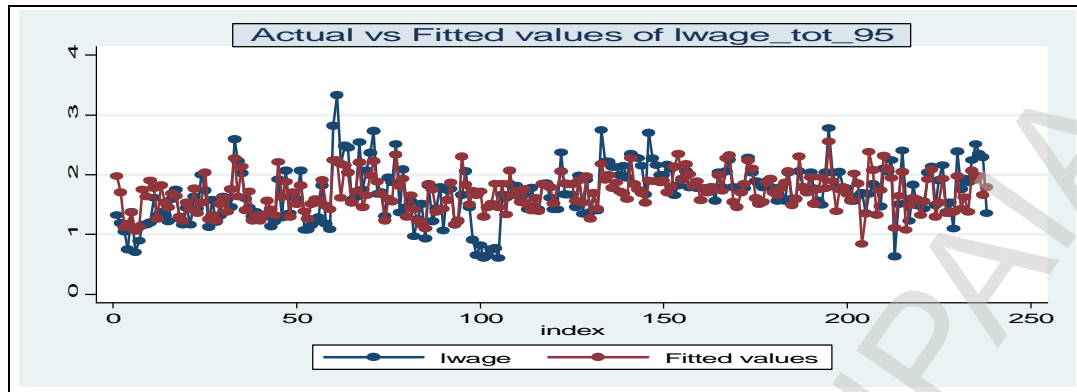
Οι αμοιβές των νεοεισερχόμενων στην Ελληνική ναυτιλιακή αγορά εργασίας, με μόνη τη δευτεροβάθμια εκπαίδευσή τους, χωρίς εμπειρία και ανεξάρτητα τα χαρακτηριστικά της θέσης τους, το 1995, ήταν περίπου διπλάσιες για τους άνδρες έναντι των γυναικών. Αντίθετα, τα στατιστικά στοιχεία μας λένε, ότι ούτε αυτή η μισθολογική διάκριση μεταξύ των δύο φύλων υπάρχει πλέον το 2002.

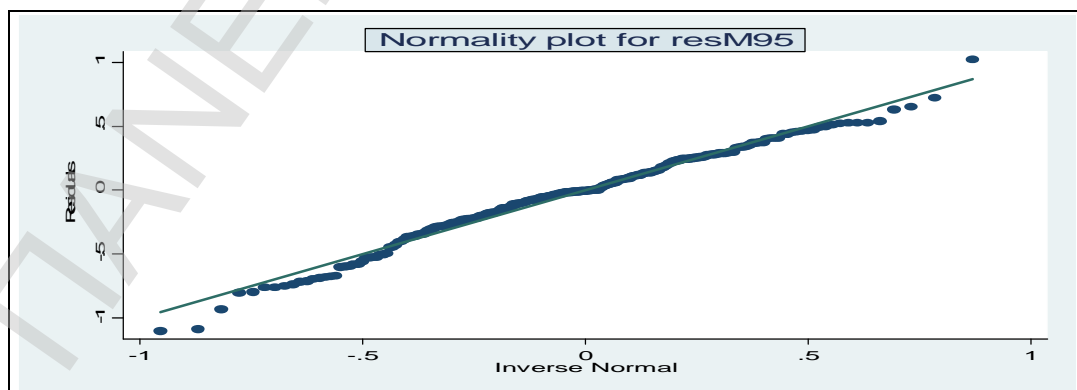
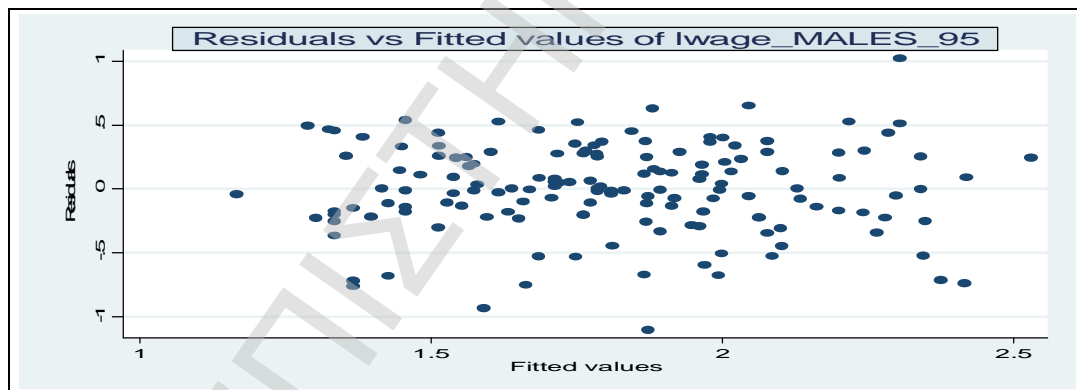
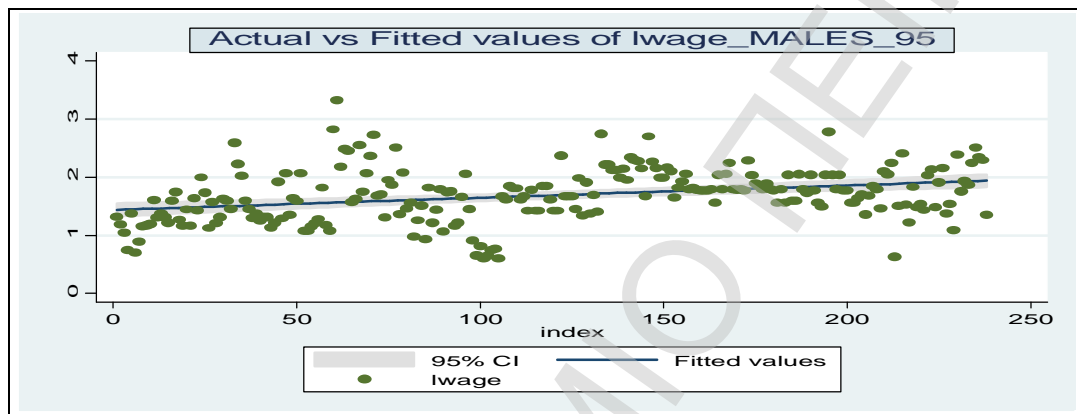
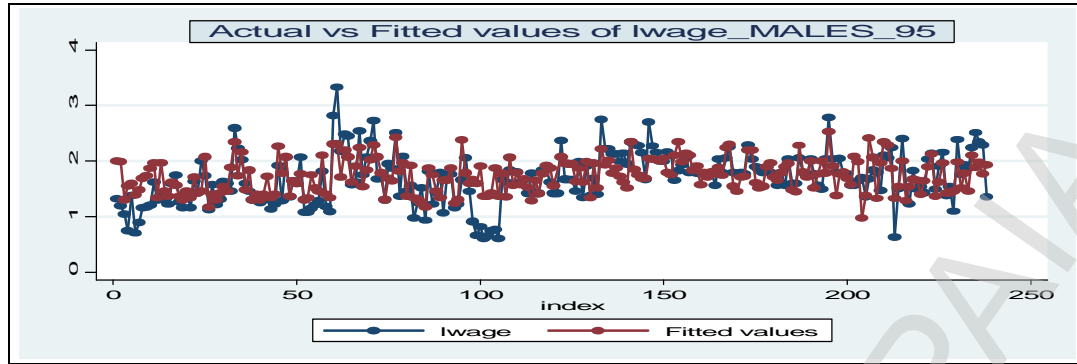
Τέλος, οι μισθολογικές διαφορές ανδρών – γυναικών στην Ελληνική Ναυτιλία το 1995, οφείλονται κατά 68,17% στις διαφορές ως προς τα παραγωγικά

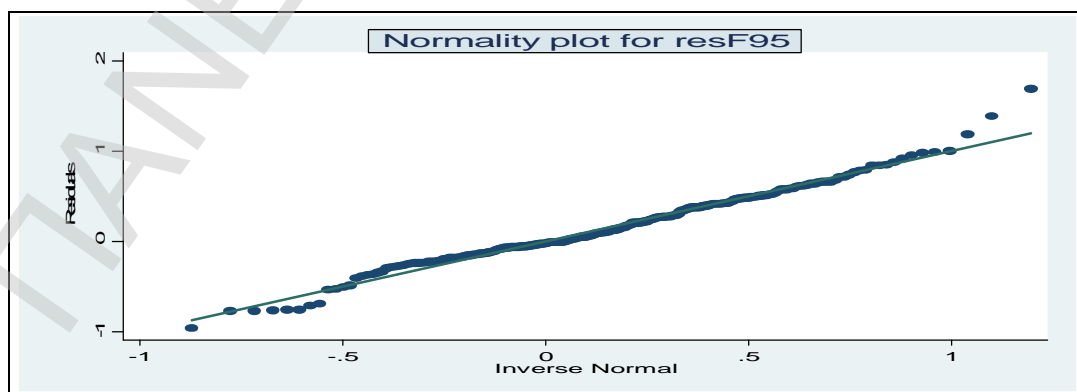
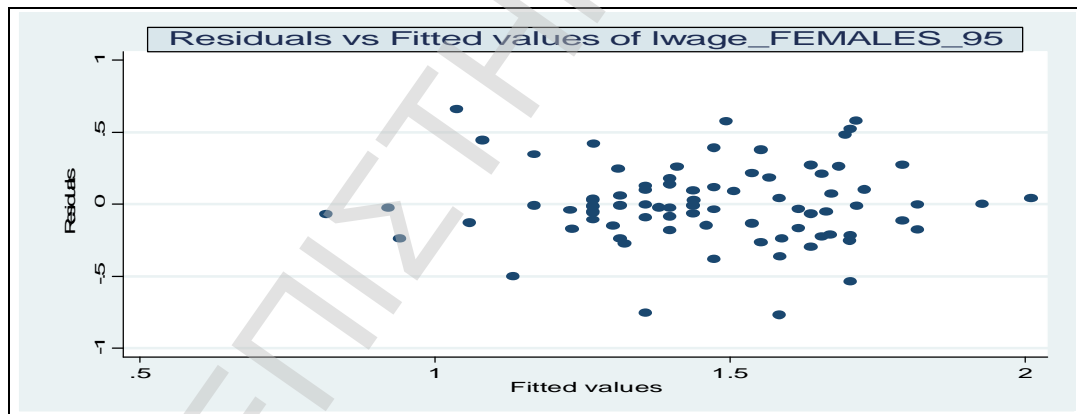
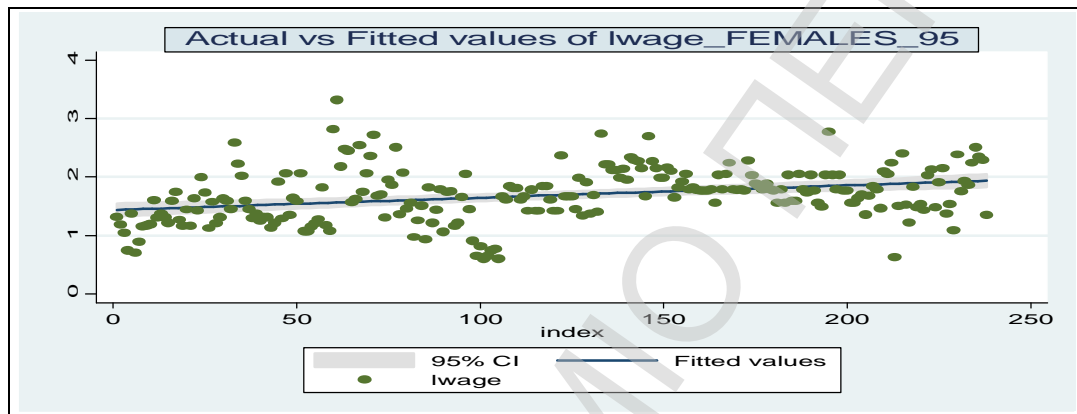
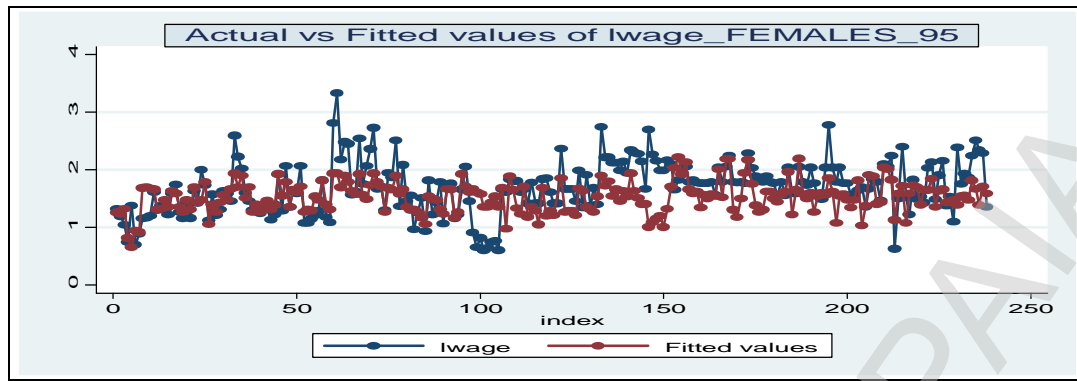
χαρακτηριστικά των εργαζομένων, ενώ το υπόλοιπο 31,83% οφείλεται σε λόγους διάκρισης στην ναυτιλιακή αγορά εργασίας.

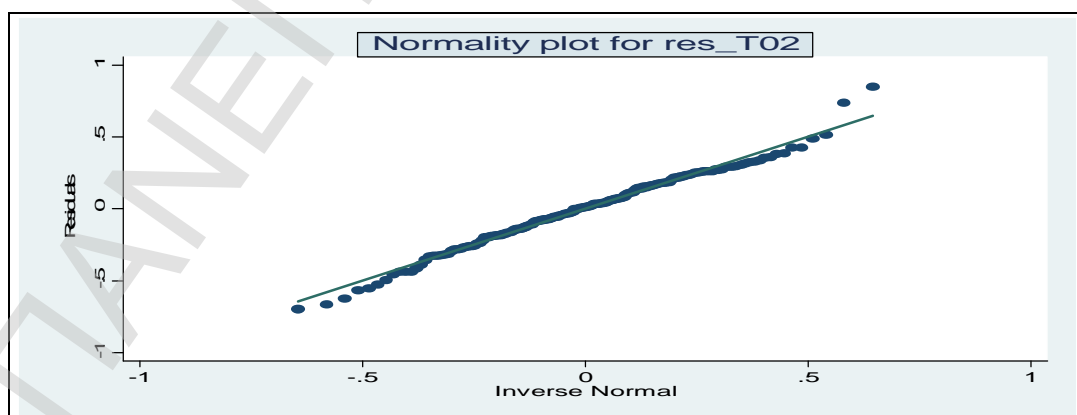
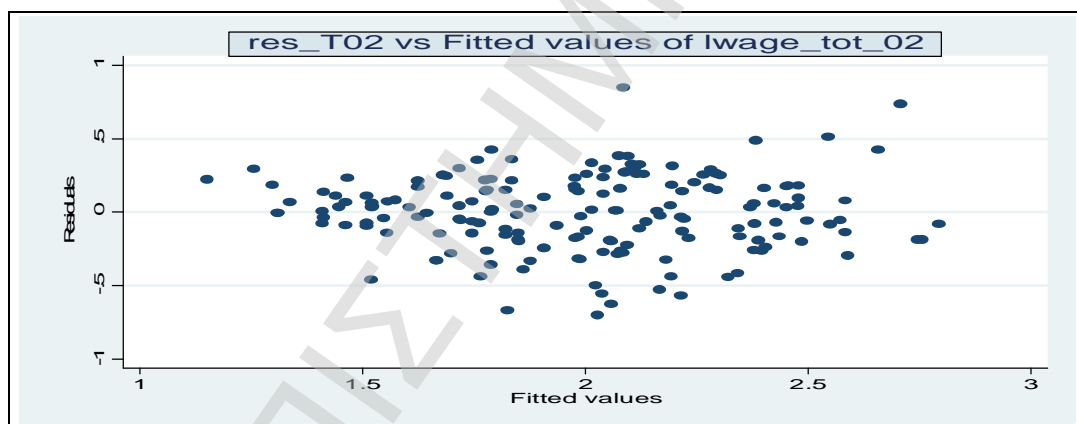
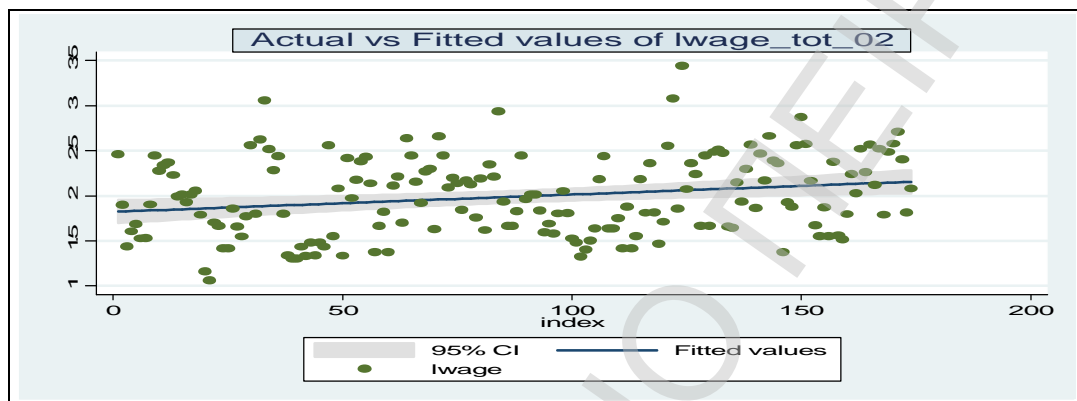
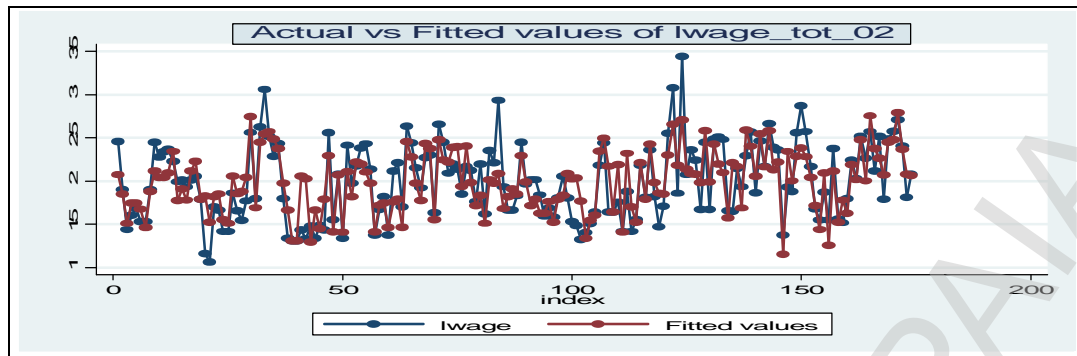
ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΑ

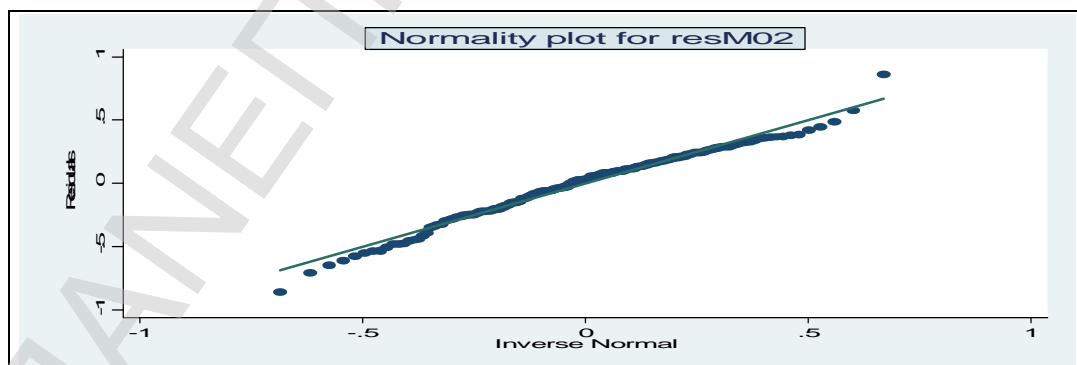
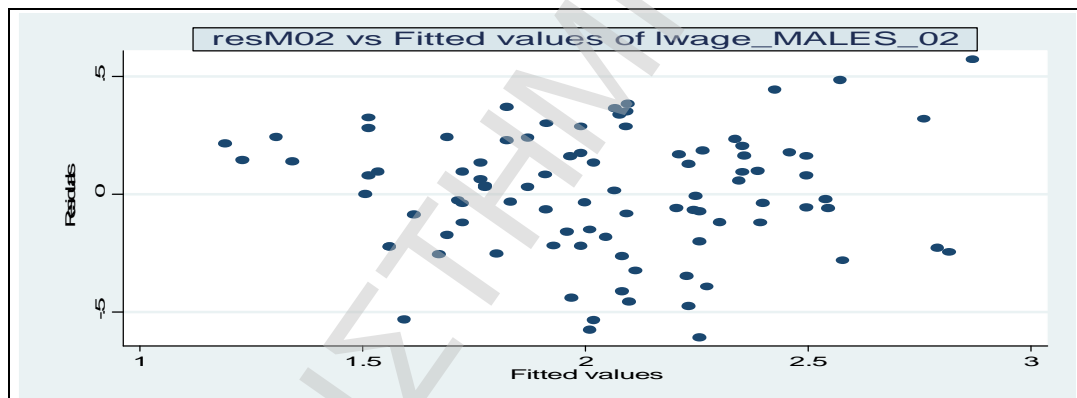
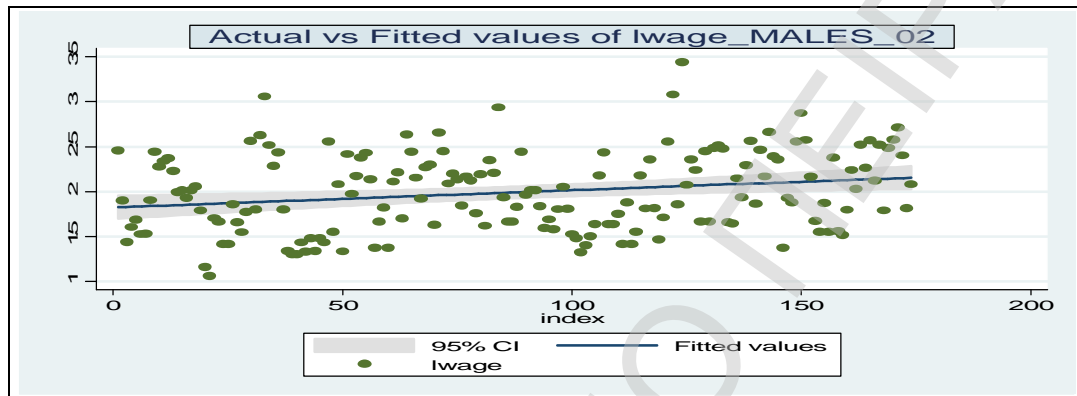
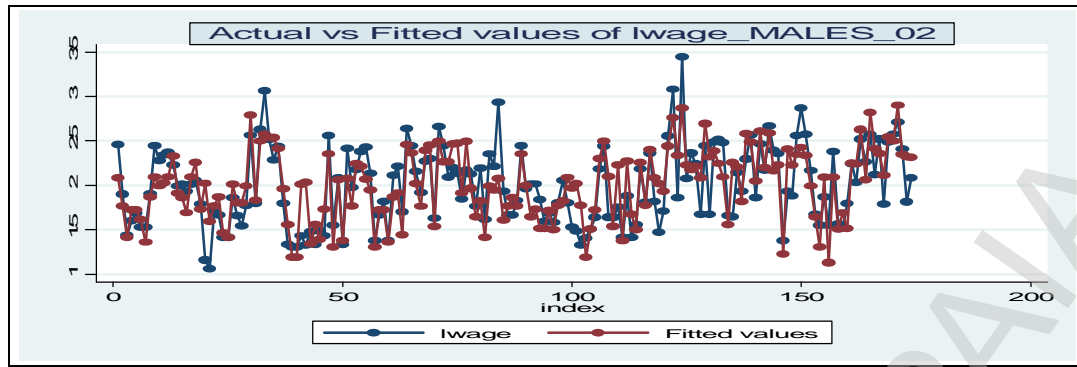
Παράρτημα Κεφαλαίου 8

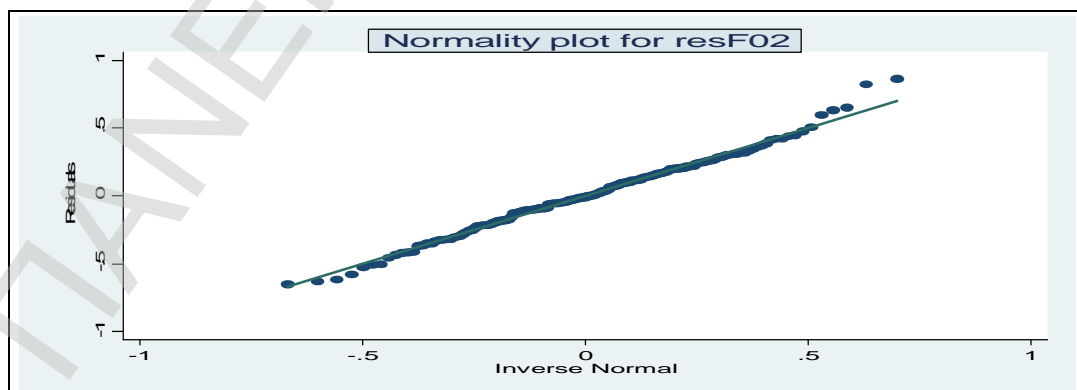
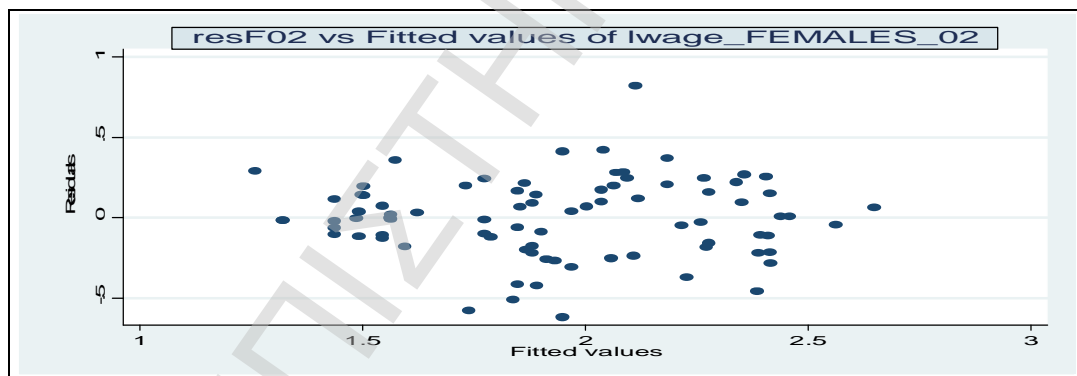
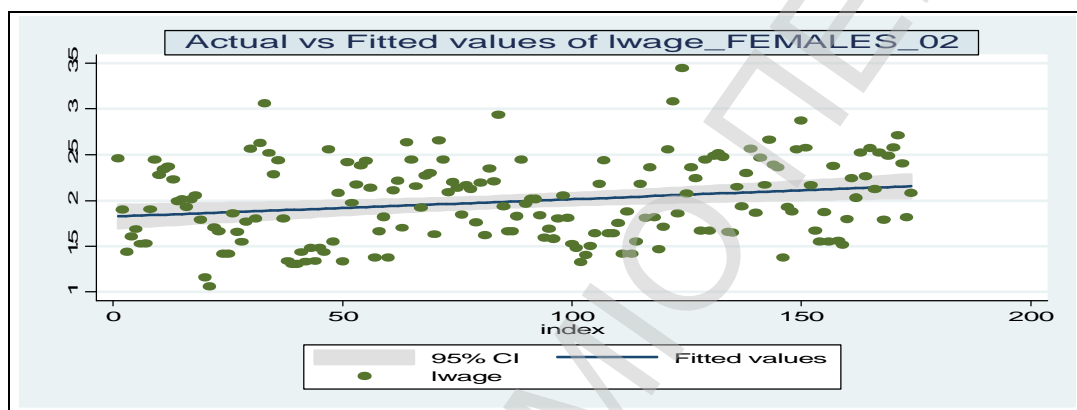
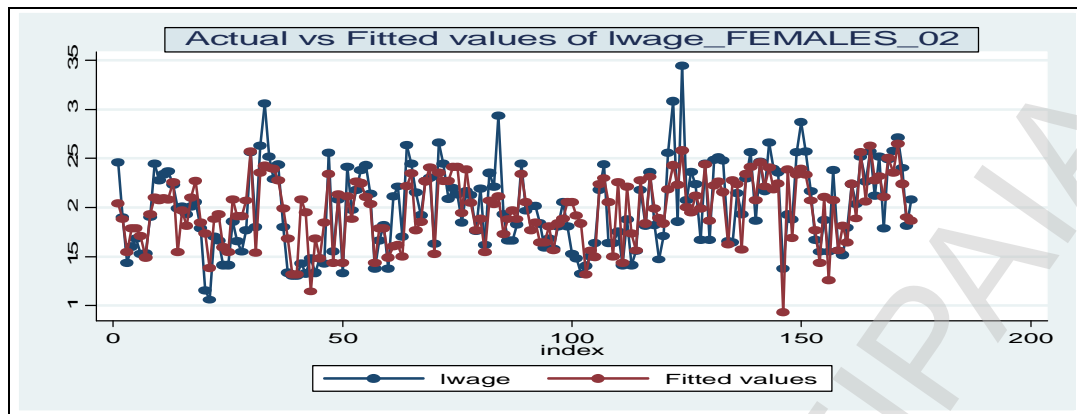












10. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Acemoglu D. (2005): 'Lecture Notes on Labour Economics', *Massachusetts Institute of Technology*.

Aigner, D. and G. Cain (1977): 'Statistical Theories of Discrimination in the Labor Market', *Industrial and Labor Relations Review*, pp.175-187.

Aldrich, J. and D. Buchele (1986): '*The Economics of Comparable Worth*', Cambridge.

Altonji, Joseph G., and Shakotko, Robert A. (1987): Do wages rise with job seniority, *Review of Economic Studies*, 54(3), pp. 437-59.

Antoninis, M. and P. Tsakloglou (2001): 'Who Benefits from Public Education in Greece? Evidence and Policy Implications', *Education Economics*, 9, pp.197-222.

Arrow, K (1972a): 'Models of the Job Discrimination', in A. H. Pascal (ed.), *Racial Discrimination in Economic Life*, (Lexington, Mass: D. C. Heath), pp. 83-102.

Arrow, K (1972b): 'Some Mathematical Models of Race in the Labor Market', in A. H. Pascal (ed.), *Racial Discrimination in Economic Life*, (Lexington, Mass: D. C. Heath), pp. 187-203.

Arrow, K (1973): 'The Theory of Discrimination', in O. Ashenfelter and A. Resch (eds), *Discrimination in Labor Markets*, (Princeton: Princeton University Press), pp. 3-33.

Ashenfelter, O. and T. Hannan (1986): 'Sex Discrimination and Product Market Competition: The Case of the Banking Industry', *Quarterly Journal of Economics*, (101), pp.149-173.

Ashraf, J. and B. Ashraf (1993), Estimating the Gender Wage Gap in Rawalpindi City, *The Journal of Development Studies*, 29 (2), pp. 365-376.

Baker, M., D. Benjamin, A. Desaulniers and M. Grant (1995), The Distribution of the Male/Female Earnings Differential, 1970-1990, *Canadian Journal of Economics*, 28 (3), pp. 479-501.

- Baltagi, B. (2001): *'Econometric Analysis of Panel Data'*, John Wiley and Sons, New York.
- Barry, U., F. Bettio, H. Figueiredo, D. Grimshaw, D. Maier and F. Plasman (2001): 'Indicators of Gender Gap in Pay and Income', in J. Rubery, C. Fagan, D. Grimshaw, H. Figueiredo and M. Smith (eds), *Indicators on Gender Equality in the European Employment Strategy*, EC's Expert Group on Gender and Employment.
- Beblo, M., D. Beninger, A. Heinze and F. Laisney (2003): *'Methodological Issues Related to the Analysis of Gender Gaps in Employment, Earnings and Career Progression'*, Project carried out for the European Commission Employment and Social Affairs DG. http://ec.europa.eu/employment_social
- Becker G. (1993): *'Human Capital: A theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education'*, Chicago: *Chicago University Press*.
- Becker, G. and B. Chiswick (1966): 'Education and the Distribution of Earnings', *American Economic Review*, 56(5), pp. 358-369.
- Becker, G. and B. Chiswick (1966): 'Education and the Distribution of Earnings', *American Economic Review*, 56(5), pp. 358-369.
- Becker, G. and N. Tomes (1979): 'An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Mobility', *Journal of Political Economy*, Supplement 91, pp. S1-39.
- Behrman, J. and N. Birdsall (1983): 'The Quality of Schooling: Quantity Alone is Misleading', *American Economic Review*, 73(5), pp. 928-946.
- Ben-Porath H. (1967): 'The production of Human Capital Over the Life Cycle', *Journal of Political Economy*, July/August 75(4), pp. 352-365.
- Bergmann, B. (1974): 'Occupational Segregation, Wages and Profits when Employers Discriminate by Race or Sex', *Eastern Economic Journal*, 1, pp. 103 – 110.
- Bils, M. and P. Klenow (2000): 'Does Schooling Cause Growth?', *American Economic Review*, 90(5), pp. 1160-1183.

- Black, B., M. Trainer and J. E. Spencer (1999): 'Wage Protection Systems, Segregation and Gender Pay Inequalities: West Germany, the Netherlands and Great Britain', *Cambridge Journal of Economics*, 23, pp. 449-464.
- Blau, Francine D. (1998): 'Trends in the well-being of American women, 1970-1995', *Journal of Economic Literature*, 36(1), pp.112-165.
- Blau, F. and M. Ferber (1987): 'Discrimination: Empirical Evidence from the United States', *American Economic Review*, 77(2), pp. 316-320.
- Blau, F. and L. Kahn (1992): 'The Gender Earnings Gap: Learning from International Comparisons', *American Economic Review*, 82(2), pp.533-538.
- Blau, F. and L. Kahn (1994): 'The Impact of the Wage Structure on Trends in U.S. Gender Wage Differentials: 1975-87', NBER working paper series, working paper No. 4748.
- Blau, F. and L. Kahn (1996): 'Wage Structure and Gender Earnings Differentials: an International Comparison', *Economica*, 63(250), pp.S29-S62.
- Blau, F. and L. Kahn (1997): 'Swimming Upstream: Trends in the Gender Wage Differential in the 1980s', *Journal of Labor Economics*, 15(1), pp.1-42.
- Blau F. D. and L. M. Kahn (2000): 'Gender Differences in Pay', *Journal of Economic Perspectives*, 14(4).
- Blinder, A. (1973): 'Wage Discrimination: Reduced Forms and Structural Estimates', *Journal of Human Resources*, 8(4), pp.436-55.
- Blundell, R. and S. Bond (1998): 'Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models', *Journal of Econometrics*, 87(1), pp. 115-143.
- Borjas, G. (2002): '*Labor Economics*', McGraw – Hill.
- Boulding, K. (1976): 'Toward a Theory of Discrimination', in Phyllis A. Wallace (ed), *Equal Employment Opportunity and the A. T. and T. Case*, MIT Press, Cambridge, Mass.

- Bourguignon, F., F. H. G. Ferreira and P. G. Leite (2002): 'Beyond Oaxaca-Blinder: Accounting for Differences in Household Income Distributions Across Countries', *DELTA*, WP 2002-04.
- Bronfenbrenner, M. (1939): 'The Economics of Collective Bargaining', *Quarterly Journal of Economics*, (53), pp.535-561.
- Bronfenbrenner, M. (1956): 'Potential Monopsony in Labor Markets', *Industrial and Labor Relations Review*, (9), pp.577-588.
- Brown, R. S., M. Moon and B. S. Zoloth (1980): 'Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male-Female Earnings Differentials', *The Journal of Human Resources*, 15 (1), pp. 3-28.
- Brown, C. and M. Corcoran (1997): 'Sex-Based Differences in School Content and the Male-Female Wage Gap', *Journal of Labor Economics*, 15(3), pp. 431-465.
- Cain, G. (1976): 'The Challenge of Segmented Theories to Orthodox Theories: A Survey', *Journal of Economic Literature*, 14(4), pp.1215-1217.
- Cain, G. (1986): 'The Economic Analysis of Labor Market Discrimination: A Survey', *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, Ashenfelter, Orley and Richard Layard, editors, chap. 13, pp.693-785, Amsterdam, Elsevier.
- Callan, T. (1991): 'Male-Female Wage Differentials in Ireland', *The Economic and Social Review*, 23 (1), pp.55-72.
- Cameron, C., and P. Trivedi (2005): '*Microeconometrics: Methods and Applications*', Cambridge: Cambridge University Press.
- Card, D. and A. Krueger (1992): 'Does School Quality Matter? Returns to Education and the Characteristics of Public Schools in the United States', *Journal of Political Economy*, 100(1), pp.1-40.
- Chamberlain, G. (1984): '*Panel Data*', in *Handbook of Econometrics*, vol. II, Amsterdam North Holland.

- Chaplin, B. and P. Sloane (1982): *'Tackling Discrimination at the Work Place'*. Management and Industrial Relations Series. Cambridge: Cambridge University Press.
- Cholezas, I. (2004a): 'Private Returns to Education in Greece: A Quantile Regression Analysis', Department of International and European Economic Studies, Athens University of Economics and Business. Mimeo.
- Cholezas, I. and P. Tsakloglou (1999): 'Private Returns to Education in Greece: A Review of the Empirical Literature', in R. Asplund and P.T. Pereira (eds), *Returns to Human Capital in Europe: A Literature Review*, ETLA, Helsinki.
- Choudhury, S. (1993): 'Reassessing the Male-Female Wage Differential: A Fixed Effects Approach', *Southern Economic Journal*, 60 (2), pp.327-341.
- Christofles, L. and R. Swidinsky (1994): 'Wage Determination by Gender and Visible Minority Status: Evidence From 1989 LMAS', *Canadian Public Policy*, 20 (1), pp.34-51.
- Corcoran, M., G. Duncan and M. Ponza (1983): 'A longitudinal Analysis of white Women's Wages', *Journal of Human Resources*, 18(4), pp.497-520.
- Cotton, J. (1988): 'On the Decomposition of Wage Differentials', *Review of Economics and Statistics*, 70(2), pp.236-243.
- Christou, G. (2002): *'Introduction to the Econometrics'*, Vol. A & B, Athens, Gutenberg.
- Datta, G., R. Oaxaca and N. Smith (2001): 'Swimming Upstream, Floating Downstream: Trends in the U.S. and Danish Gender Wage Gaps', *Centre for Labour Market and Social Research*, WP 01-06.
- Deschenes, O. (2001): 'Unobserved Ability, Comparative Advantage and the Rising Return to Education in the United States: A Cohort-Based Approach', *Princeton University Industrial Relations Section Working Paper* No 465.
- Dex, S. and P. Sloane (1989): *'The Economics of Discrimination: How far have we come?, Microeconomic Issues in Labor Economics - New approaches'*, R.

- Drago and R. Perlman, editors, Harvester Wheatsheaf, New York, London, pp.83-104.
- Dolton, P. and G. Makepeace (1986): 'Sample Selection and Male-Female Earnings Differentials in the Graduate Labour Market', *Oxford Economic Papers*, 38(2), pp.317-341.
- Dolton, P. and G. Makepeace (1987): 'Marital Status, Child Rearing and Earnings Differentials in the Graduate Labour Market', *The Economic Journal*, 97, pp.897-922.
- Dolton, P. and M. Kidd (1994): 'Occupational Access and Wage Discrimination', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 56(4), pp.457-474.
- Dolton, P., D. O'Neill and O. Sweetmari (1996): 'Gender Differences in the Changing Labor Market: The Role of Legislation and Inequality in Changing the Wage Gap for Qualified Workers in the United Kingdom', *Journal of Human Resources*, 31(3), pp.549-565.
- Dustmann, C. and M. E. Rochina-Barrachina (2000): 'Selection Correction in Panel Data Models: An Application to Labour Supply and Wages', *IZA Discussion Paper* 162.
- Engle, R., D. Hendry and J-F Richard (1983): 'Exogeneity', *Econometrica*, 51(2), pp.277-304.
- Fields, J., E. Wolff (1995): 'Interindustry Wage Differentials and the Gender Wage Gap', *Industrial and Labor Relations Review*, 49(1), pp.105-120.
- Fortin, N., and T. Lemieux (1998): 'Rank Regressions, Wage Distributions and the Gender Gap', *Journal of Human Resources*, 33(3), pp.610-643.
- Gamaletsos, T. (1981): 'Theoretical Econometric', Vol. A, B & C, Athens, Karamperopoulos-Stamoulis.
- Gerlach, K. (1987): 'A Note on Male-Female Wage Differences in West Germany', *Journal of Human Resources*, 22(4), pp.584-592.

- Giziakis K. and Goulielmos A. (2002): 'Marine accidents Prevention: An evaluation of ISM Code by the fundamentals of the Complexity Theory', *International Journal of Disaster Prevention and Management*, Vol. 2, No. 1.
- Giziakis K. and Goulielmos A. (2002): 'Should marine insurance companies take seriously chaos theory?', *International Journal of Disaster and Prevention Management*, Vol. 2, No. 4.
- Giziakis K. and Giziakis E. (2002): 'Assessing the risk of pollution from ship', *International Journal of Disaster Prevention and Management*, Vol. 2, No. 2.
- Giziakis K. and Vlaxos G.. (1998): 'Casualties of ferry ro/ro and passenger ships and the rules for safety', *Cyprus Journal of Science and Technology*, Vol. 1, No. 4.
- Glewwe, P. (2002): 'Schools and Skills in Developing Countries: Education Policies and Socioeconomic Outcomes', *Journal of Economic Literature*, 40(2), pp.436-482.
- Goulielmos, A. (1996): 'Management of EEZ and its importance for Greece', *Proceedings of a Conference titled Greek Seas and Coasts to 2000*, Piraeus.
- Goulielmos, A., Pardali A. (2002): 'Container ports in the Mediterranean Sea: a supply and demand analysis in the age of globalisation'. *International Journal of Transport Economics*. February 2002.
- Goulielmos, A., Giziakis K. (2001): 'Έλεγχος ποιότητας στη ναυτιλιακή επιχείρηση και στο πλοίο'. Εκδόσεις Σταμούλης, Πειραιάς.
- Goulielmos, A. (2004): 'Management ναυτιλιακών επιχειρήσεων'. Τόμος Α' και Β', Εκδόσεις Σταμούλης, Πειραιάς.
- Goulielmos, A. (2002): 'Διοίκηση επιχειρήσεων, εισαγωγή για στελέχη ναυτιλιακών επιχειρήσεων, εισαγωγή στη μη-γραμμική διοίκηση'. Εκδόσεις Σταμούλης, Πειραιάς.
- Goulielmos, A. (2002): 'Οργάνωση και διοίκηση ναυτιλιακών επιχειρήσεων'. Εκδόσεις Σταμούλης, Πειραιάς.

-
- Greene, W. (2003): '*Econometrics Analysis* (5 ed)', Upper Saddle River, N.J.: Prentice Hall.
- Greenhalgh, C. (1980): 'Male-Female Wage Differentials in Great Britain. Is Marriage an Equal Opportunity?', *Economic Journal*, 90(363), pp.751-775.
- Gregg, P. and S. Machin (1994): 'Is the Glass Ceiling Cracking? Gender Compensation Differentials and Access to Promotion among U.K. executives', *University College London Discussion Paper* 94-05.
- Gunderson, M. (1989): 'Male-Female Wage Differentials and Policy Responses', *Journal of Economic Literature*, 27(1), pp.46-72.
- Gyimah-Brempong, K., R. Fichtenbaum and G. Willis (1992): 'The Effects of College Education on the Male-Female Wage Differential', *Southern Economic Journal*, 58 (3), pp.790-805.
- Hansen, J. and R. Wahlberg (1999): 'Endogenous Schooling and the Distribution of the Gender Wage Gap', *IZA DP* 78.
- Harkness, S. (1996): 'The Gender Earnings Gap: Evidence From the U.K.', *Fiscal Studies*, 17(2), pp.1-36.
- Hausman, J. and W. Taylor (1981): 'Panel Data and Observable Individual Effects', *Econometrica*, 49 (6), pp.1377-1398.
- Heckman, J. and S. Polachek (1974): 'Empirical Evidence on the Functional Form of the Earnings Schooling Relationship', *Journal of the American Statistical Association*, 69, pp.350-354.
- Heckman, J. (1979): 'Sample Selection as a Specification Error', *Econometrica*, 47, pp.153-161.
- Heckman, J., A. Layne-Farrar and P. Todd (1996): 'Human Capital Pricing Equations with an Application to Estimating the Effect of Schooling Quality on Earnings', *Review of Economic and Statistics*, 78(4), pp.562-610.

- Heckman, J., J. Tobias and E. Vytlačil (2003): 'Simple Estimators for Treatment Parameters in a Latent Variables Framework', *Review of Economic and Statistics*, 85(3), pp.748-754.
- Heckman, J., L. Lochner and R. Hold (2003): 'Fifty Years of Mincer Earnings Regression', *IZA Discussion Paper 775*, Bonn.
- Horrace, W. and R. Oaxaca (2001): 'Inter-Industry Wage Differentials and the Gender Wage Gap: An Identification Problem', *Industrial and Labor Relations Review*, 54 (3), pp.611-618.
- Hoynes, H. (1996): 'Welfare Transfers in Two-Parent Families: Labor Supply and Welfare Participation under AFDC-Up', *Econometrica*, 64 (2), pp.295-332.
- Hsiao, C. (2003): '*Analysis of Panel Data*', Cambridge: Cambridge University Press.
- Intriligator M. (1996): '*Econometric Models, Techniques, and Applications*', Prentice-Hall.
- Jacobsen J. (1998): '*The Economics of Gender*', 2^{ed} edition, Blackwell Publishers.
- Jensen, P., M. Rosholm and M. Verner (2002): 'A Comparison of Different Estimations for Panel Data Sample Selection Models', *Discussion Paper 2002-01*, University of Aarhus.
- Juhn, C., K. Murphy and B. Pierce (1991): 'Accounting for the Slowdown in Black-White Wage Convergence', in: *Workers and their wages*, Marviri Kosters, editor, pp.107-43, Washington, DC., AEI Press.
- Juhn, C., K. Murphy and B. Pierce (1993): 'Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill', *Journal of Political Economy*, 101(3), pp.410-442.
- Jurajda, S. (2003): '*Econometrics of Panel Data and Limited Dependent Variable Models*', Lectures Notes Series, Charles University, CERGE – EI, <http://cerge.cuni.cz> .
- Johansson, M., K. Katz and H. Nyman (2000): 'Wage Differentials and Gender Discrimination - Changes in Sweden 1981 - 1998, *mimeo*.

- Johnston, J. and J. Dinardo (1997): '*Econometric Methods*', 4th edition, McGraw-Hill.
- Kanellopoulos, C. (1985): 'Individual Pay Differentials in Greece', *Spoudai*, 35, pp.109-125.
- Kanellopoulos, C. (1986): 'Income and Poverty in Greece: Determining Factors', *Center of Planning and Economic Research, Scientific Studies No 22*, Athens.
- Kanellopoulos, C. (1997): 'Public – Private Wage Differentials in Greece', *Applied Economics*, 29, pp.1023-1032.
- Kanellopoulos, C. and K. Mavromaras (2002): 'Male–Female Labour Market Participation and Wage Differentials in Greece', *Labour*, 16, pp.771–801.
- Kanellopoulos, C., T. Mitrakos and K. Mavromaras (2003): 'Education and Labour Market', *Center of Planning and Economic Research, Scientific Studies No 50*, Athens.
- Karamesini M. and I. Ioakimoglou (2003): '*Determining Factors of the Earnings Gap Between Men and Women*', Kethi, Athens.
- Katz, L. and K. Murphy (1992): 'Changes in Relative Wage, 1963 – 1987: Supply and Demand Factors', *Quality Journal of Economics*, 107(1), pp.35-78.
- Kidd, M., and M. Shannon (1996): 'Does the Level of Occupation Aggregation Affect Estimates of the Gender Wage Gap?', *Industrial and Labor Relations Review*, 49(2), pp.317-329.
- Kidd, M. P. and R. Viney (1991): 'Sex Discrimination and Non-Random Sampling in the Australian Labour Market', *Australian Economic Papers*, 30(56), pp.28-49.
- Kim, M-K and S. Polachek (1994): 'Panel Estimates of Male-female Earnings Functions', *Journal of Human Resources*, 29(2), pp.406-428.
- Kioulafas, K., G. Donatos and G. Michailidis (1991): 'Public and Private Sector Wage Differentials in Greece', *International Journal of Manpower*, 12, pp.9–14.

- Korenman, S. and D. Neumark (1992): 'Marriage, Motherhood, and Wages', *Journal of Human Resources*, 27(2), pp.233-255.
- Kyriazidou, E. (1997): 'Estimation of a Panel Data Sample Selection Model', *Econometrica*, 65, pp.1335-1364.
- Lambropoulos, H. (1992): 'Further Evidence on the Weak and Strong Versions of the Screening Hypothesis in Greece', *Economics of Education Review*, 36, pp.61-65.
- Lambropoulos H. and G. Psacharopoulos (1992): 'Educational Expansion and Earnings Differentials in Greece', *Comparative Education Review*, 36, pp.52-70.
- Lauer, C. (2000): 'Gender Wage Gap in West Germany: How Far Do Gender Differences in Human Capital Matter?', *ZEW Discussion Paper 00-07*, Mannheim.
- Lazear, E. and R. Sherwin (1990): 'Male-Female Wage Differentials in Job Ladders', *Journal of Labor Economics*, 8(1), pp.106-123.
- Lemieux, T. (2006): 'The Mincer Equation Thirty Years after Schooling, Experience and Earnings', Forthcoming in S. Grossbard-Shechtman (ed) *Jacob Mincer, A Pioneer of Modern Labor Economics*, Springer Verlag.
- Levhari, D and Y. Weiss (1974): 'The Effect of Risk on the Investment in Human Capital', *American Economic Review*, 64(12), pp.950-963.
- Lewbel, A. (2002): 'Selection Model and Conditional Treatment Effects, Including Endogenous Regressors', *mimeo*, Boston College.
- Licht, G. and V. Steiner (1991): 'Male-Female Wage Differentials, Labor Force Attachment and Human Capital Accumulation in Germany', *Volkswirtschaftliche Diskussionsreihe 65*, Institut für Volkswirtschaftslehre, Universität Augsburg.
- Light, A. and M. Ureta (1995): 'Early-Career Work Experience and Gender Wage Differentials', *Journal of Labor Economics*, 13(1), pp.121-154.
- Lindsay, C. and M. Maloney (1988): 'A Model and Some Evidence Concerning the Influence of Discrimination of Wages', *Economic Inquiry*, (26), pp.645-660.

- Loprest, P. (1992): 'Gender Differences in Wage Growth and Job Mobility', *American Economic Review*, 82(2), pp.526-532.
- Lundahl, M. and E. Wadensjo (1984): '*Unequal Treatment: A Study in the Neoclassical theory of Discrimination*', Beckenham: Croon Helm.
- Machado, J., and J. Mata (2003): 'Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distribution Using Quantile Regression', *mimeo*, Universidade de Lisboa.
- Martins, P. and T. Pereira (2004): 'Does Education Reduce Wage Inequality? Quantile Regression Evidence from 16 Countries', *Labour Economics*, 11, pp.355-371.
- McFadden, D. (1989): 'A Method of Simulated Moments for Estimation of Discrete Response Models Without Numerical Integration', *Econometrica*, 57 (5), pp.995-1026.
- Melani, V. (1983) 'Board of Higher Education, 31 FEP Cases 648, US District Court, Southern District of New York.
- Miller, P. (1987): 'The Wage Effect of the Occupational Segregation of Women in Britain', *Economic Journal*, 97(388), pp.885-896.
- Miller, P. and S. Rummery (1991), Male-Female Wage Differentials in Australia: A Reassessment, *Australian Economic Papers*, 30 (56), pp.50-69.
- Mincer J. (1958): 'Investment in Human Capital and Personal Income Distribution', *Journal of Political Economy*, 66(4), pp.281-302.
- Mincer, J. and S. Polachek (1974): 'Family Investment in Human Capital: Earnings of Women', *Journal of Political Economy*, 82(2), pp.S76-S108.
- Mincer J. (1974): 'Schooling, Experience and Earnings', New York: Columbia University Press for National Bureau of Economic Research.
- Mincer, J. and S. Polachek (1978): 'Women's Earnings Reexamined', *The Journal of Human Resources*, 13(1), pp.118-134.

- Mincer, J. and H. Ofek (1982): 'Interrupted work careers: Depreciation and Restoration of Human Capital', *Journal of Human Resources*, 17(1), pp.3-24.
- Mincer, J. (1997): 'Changes in Wage Inequality, 1970-1990', *Research in Labor Economics*, 16, pp.1-18.
- Mitrakos, T. and P. Tsakloglou (1997a): 'An Anatomy of Inequality: Greece 1988', *Bulletin of the International Statistical Institute LVII*, Book 3, pp.595-599.
- Mitrakos, T. and P. Tsakloglou (1997b): 'The Structure of Economic Inequalities in Greece', in Kintis, A. (ed.), *The present and the future of the Greek economy*, Vol. II. Gutenberg, Athens.
- Mitrakos, T. and P. Tsakloglou (1998): 'Decomposing Inequality Under Alternative Concepts of Resources: Greece 1988', *Journal of Income Distribution*, 8, pp.242-253.
- Moore, R. (1983): 'Employer Discrimination: Evidence from Self-Employed Workers', *Review of Economics and Statistics*, (65), pp.496-501.
- Murphy, K. and F. Welch (1990): 'Empirical Age - Earnings Profiles', *Journal of Labor Economics*, 8(2), pp.202-229.
- Neuman, S. and R. Oaxaca (2004): 'Wage Decompositions with Selectivity-Corrected Wage Equations: A Methodological Note', *Journal of Economic Inequality*, 2, pp.3-10.
- Neumark, D. (1987): 'Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination', *The Journal of Human Resources*, 13 (3), pp.279-295.
- Oaxaca, R. (1973): 'Male - Female Wage Differentials in Urban Labour Markets', *International economic Review*, 14 (3), pp.693 - 709.
- Oaxaca, R. and M. Ransom (1994): 'On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials', *Journal of Econometrics*, 61, pp. 5-21.
- Odink, J. and J. Smits (2001): 'The Inequality of the Wage Distribution in 15 European Countries', in Asplund, R. (ed.), *Public and Private Returns to*

Education - PURE Final Report. Downloadable from <http://www.etla.fi/edwin>.

- Oglobin, C. (1999): 'The Gender Earnings Differential in the Russian Transition Economy', *Industrial and Labor Relations Review*, 52 (4), pp.602-627.
- Olsen, R. (1980)" 'A Least Squares Correction for Selectivity Bias, *Econometrica*, 48(7), pp.1815-1820.
- O'Neill, J. and S. Polachek (1993): 'Why the Gender Gap in Wages Narrowed in the 1980s', *Journal of Labor Economics*, 11(1), pp.205-228.
- Papapetrou, E.(2003): 'Wages Differentials in Public and Private Sector in Greece', *Economic Bulletin of the Bank of Greece*, 21, pp.35-66.
- Papapetrou, E. (2004): 'Male-female Earnings Differentials in Greece', *Economic Bulletin of the Bank of Greece*, 23, pp.57-78.
- Patrinos, H. (1992): 'Higher Education Finance and Economic Inequality in Greece', *Comparative Education Review* 36, pp.298-308.
- Patrinos, H. (1995): 'Socioeconomic Background, Schooling, Experience, Ability and Monetary Rewards in Greece', *Economics of Education Review* 14, pp.85-91.
- Patrinos, H.A. and H. Lambropoulos (1993): 'Gender Discrimination in the Greek Labour Market', *Education Economics*, 1, pp.153-164.
- Peltzman, S. (1973): 'The Effect of Government Subsidies in Kind on Private Expenditures: The Case of Higher Education', *Journal of Political Economy*, 81, pp.1-27.
- Phelps Brown, E. (1977): *The Inequality of Pay*, Oxford: Oxford University Press.
- Phelps, E. (1972): 'The statistical Theory of Racism and Sexism', *American Economic Review*, 62, pp.659-661.
- Pike, M. (1985): 'The Employment Response to Equal Pay Legislation', *Oxford Economic Papers*, 37, pp.304-318.

- Piore, M. (1975): 'Notes for a Theory of Labor Market Stratification', in R. C. Edwards, M. Reich and D. M. Gordon (eds), *Labor Market Segmentation*, (Lexington, Mass: D. C. Heath), pp.125-150.
- Polachek S. and S. Siebert (1993): *The Economics of Earnings*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Psacharopoulos, G. (1981): 'Returns of Education: An International Comparison', *Comparative Education*, 17(3), pp.321-341.
- Psacharopoulos, G. (1982): 'Earnings and education in Greece', 1960–1977, *European Economic Review*, 17, pp.333–347.
- Psacharopoulos, G. and H.A. Patrinos (2004): 'Returns to Investment in Education: A further Update', *Education Economics*, 12, pp.111-134.
- Psacharopoulos, G. and S. Tassoulas (2004): 'Achievement at the Higher Education Entry Examinations in Greece: A Procrustean approach', *Higher Education*, 47, pp.241–252.
- Reich, M. (1981): *Racial Inequality: A Political Economic Analysis*, (Princeton: Princeton University Press).
- Reimers, C. (1983): Labor Market Discrimination Against his-panics and Black Men, *Review of Economics and Statistics*, 65(4), pp. 570-579.
- Rice, P. (1999): 'Gender Earnings Differentials: The European Experience', *The World Bank Development Research Group*, WP No.8.
- Sandell, S. and D. Shapiro (1980): 'Work Expectations, Human Capital Accumilation and the Wages of Young Women', *Journal of Human Resources*, (15), pp.335-353.
- Sharpe, D. and M. Abdel-Ghany (1996): 'Discrimination due to Race and Gender in the Youth Labor Market: Is it a Double Jeopardy?', *Journal of Economic and Social Measurement*, (22), pp.43-55 .

- Siebert, S. (1989): 'Inequality of Opportunity: An Analysis Based on the Microeconomics of the Family', in R. Drago and R. Perlman (eds), *Microeconomic Issues in Labor Economics*, Brighton: Harvester.
- Silber, J. and M. Weber (1999): 'Labour Market Discrimination: Are There Significant Differences Between the Various Decomposition Procedures?', *Applied Economics*, (31), pp.359-365.
- Sloan, P. (1985): 'Discrimination in the Labour Market', in D. Carline, C. Pissarides, P. Sloane and S. Siebert, *Labor Economics*, London: Longman.
- Smith, J. and F. Welch (1989): 'Inequality: Race Differences in the Distribution of Earnings', *International Economic Review*, 20(2), pp.515-526.
- Snow, A. and R. Warren, (1990): 'Human Capital Investment and Labor Supply Under Uncertainty', *International Economic Review*, 31(2), pp.195-206.
- Stamatopoulos V. T. (1999): 'Εξωτερικό εμπορικό ισοζύγιο – Δραχμή και Ο.Ν.Ε.', *Διδακτορική διατριβή*, Πανεπιστήμιο Πειραιώς.
- Stamatopoulos V. T. (2003): 'Hellenic Export Prices and European Monetary Integration, 1970-1995', *81eme Colloque International de l'Association d'Econometrie Appliquée «Taux de Change – Exchange Rate»*, March 6 & 7, Marseille France.
- Stamatopoulos V. T. (2001): 'Trade Balance and Exchange Rate for a Small Open Economy during the EMS: The Hellenic Case 1983:01-1995:12', *European Research Studies*, IV (3-4), pp.121-139.
- Stamatopoulos V. T. and Harissis H. (2001): 'Κρίσεις Χρηματοδοτικών Συστημάτων: Σύγχρονη Παγκοσμιοποιημένη Δραστηριότητα σε Παλαιό Πλαίσιο Διεθνούς Οικονομικής Οργάνωσης', *Διεθνές Επιστημονικό Συνέδριο «Παγκοσμιοποίηση: Ψευδαισθήσεις και Πραγματικότητα»*, Πανεπιστήμιο Πειραιώς, 11/11 – 1/12/2001, Πειραιώς.
- Stamatopoulos V. T. (2000): 'Prices and Exchange Rate of Hellenic Drachma (GRD), during 1981-1995: Are they Dependent on those of EU-partners?' *European Research Studies*, III (1-2), pp.105-121.

Stamatopoulos V. T. (1999): 'Τιμές Ελληνικών Εξαγωγών και Συνολοκλήρωση', 12^ο Πανελλήνιο Συνέδριο Στατιστικής του Ελληνικού Στατιστικού Ινστιτούτου (Ε.Σ.Ι.) «Στατιστική: Εφαρμογές & Ανάπτυξη Λογισμικού στις Κοινωνικές, Οικονομικές & Τεχνολογικές Επιστήμες καθώς & στις Επιστήμες Υγείας», 15-18 Απριλίου 1999, Σπέτσες.

Stamatopoulos V. T. , Thalassinos E. and Harissis H. (1996): 'Εισαγωγή Ναυτιλιακών Εταιρειών στο ΧΑΑ και Μοντελοποίηση της Πορείας των τιμών των Μετοχών τους', *International Conference in Quantitative Analysis*, 7-9/11/1996, Πανεπιστήμιο Πειραιώς.

Stamatopoulos V. T. , Terzakis D. and Harissis H. (1993): 'Forecasting Stock Market Expenditures Using the Dynamic Generalised Linear Expenditure System', 6th *International Symposium on «Applied Stochastic Models and Data Analysis»*, vol. II, pp. 949-66, editors J.Janssen and C.H.Skiadas, Chania, Crete, Hellas, 3-6/5/1993.

Stiglitz, J. (1973): 'Approaches to the Economics of Discrimination', *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 63(2)

Suen, W. (1997): 'Decomposing wage residuals: Unmeasured skill or statistical artifact?', *Journal of Labor Economics*, 15(3), pp.555-566.

Thalassinos, E., Stamatopoulos T. and Harissis H. (1996): '*Business Statistics*', University of Piraeus, Stamoulis.

Thalassinos E. I., O. Schinas and D. Dimitriadis (2002): 'Adjusting Conventional Knowledge and Skills in a e-Learning Environment', *International Conference in Financial Engineering, e-Commerce and Supply Chain, Strategies of Development*, Athens, Greece.

Thalassinos E. I., Th. Kiriazidis (2002): 'Trade Regionalization Exchange Rate Policies and EU-US Economic Cooperation', *XIII World Congress, International Economic Association*, Lisbon, Portugal.

Thalassinos E.I., Th. Kiriazidis, J.E. Thalassinos (2003): 'Degrees of Integration in international Portfolio Diversification: Effective Systemic Risk', *European Research Studies*, Vol. VI, Issue 1-2.

Thalassinos E.I., A.Spinakis, A. Pantouvakis (2003): 'Can Non-Expert' Users Analyze Data? A survey and a Methodological Approach' *European Research Studies*, VI, Issue 3.

Thalassinos E.I. (2002): 'European Capital Markets in EURO Zone', *Foreign Policy*, Issue 1.

Theodossiou, I. and J. Skatun (2002): 'Contract and Spot Labour Market Interactions and the Impact of Unemployment Benefits', *Metroeconomica* (forthcoming).

Theodossiou, I. (2000): 'The Effects of Low Pay and Unemployment on Psychological Well-Being: A Logistic Regression Approach', *Journal of Health Economics*, 18, pp. 693-704.

Theodossiou, I. and K. Bender (1998): 'Money and Real Wages and Employment Levels: International Comparisons', *Journal of Post-Keynesian Economics*.

Theodossiou, I. (1996): 'Promotions, Job Seniority and Product Demand Effects on Earnings', *Oxford Economic Papers*, 48, pp. 456-472.

Theodossiou, I. and P.J. Sloane (1996): 'Mobility, Family Income and Low Pay', *Economic Journal*, 106, pp. 657-666.

Theodossiou, I. (1995): 'Wage Determination for Career and Non-Career Workers in the U.K.: Is There Labour Market Segmentation?', *Economica*, 62, pp. 195-211.

Tsakloglou, P. (1992): 'Multivariate decomposition of inequality: Greece 1974, 1982', *Greek Economic Review*, 14, pp.89-102.

Tsakloglou, P. (1993): 'Aspects of Inequality in Greece: Measurement, Decomposition and Inter-temporal Change: 1974, 1982', *Journal of Development Economics*, 40, pp.53-74.

- Tsakloglou, P. and I. Cholezas (2001): 'Greece, in Harmon', C., I. Walker and N. Westergaard-Nielsen (eds), *Education and earnings in Europe*. Edward Elgar Publishing, Cheltenham.
- Tsakloglou, P. and I. Cholezas (2004): 'Education and Inequality in Greece: A Literature Review', *Athens University of Economics and Business, Working Paper*.
- Tzannatos, Z. and A. Zabalza (1984): 'The Anatomy of the Rise of British Female Relative Wages in the 1970s: Evidence from the New Earnings Survey', *British Journal of Industrial Relations*, 22, pp.177-194.
- Tzannatos, Z. and A. Zabalza (1985): 'The Effect of Sex Discrimination Legislation on the Variability of Female Employment in Britain', *Applied Economics*, 17, pp.117-134.
- Tzannatos, Z. (1987a): 'A General Equilibrium Model of Discrimination and Its Effects of Incomes', *Scottish Journal of Political Economy*, 34, pp.19-36.
- Tzannatos, Z. (1990): 'The Economic of Discrimination: The British Evidence', in D. Sapsford and Z. Tzannatos (eds), *Current Issues in Labor Market*, Macmillan.
- Vella, F. (1998): 'Estimating Models with Sample Selection Bias: A Survey', *The Journal of Human Resources*, 33 (1), pp.127-169.
- Vlachos G. P. (1992): 'Γυναίκες απόφοιτοι ανωτάτων εκπαιδευτικών ιδρυμάτων στη διαχείριση των ναυτιλιακών επιχειρήσεων'. Μελέτη που εκπονήθηκε από το Ευρωπαϊκό Ινστιτούτο Ναυτιλιακών Μελετών και Ερευνας για λογαριασμό της Γενικής Γραμματείας Ισότητας. Πειραιάς, 20/12/1992.
- Vlachos G. P. and Em. Nikolaidis (2002): 'Analysis of Primary Causes Concerning Shipping Safety – Owner's and Ship master's point of view'. *Annual Conference of International Association of Maritime Economists-IAME, Panama 2002*.

- Vlachos G. P. (2001): 'The Mediterranean Merchant Fleet Analysis: Current Situation and Prospects'. *Annals of Maritime Studies*, Vol 39, University of Rijeka, Croatia.
- Vlachos G. P. and Em. Nikolaidis (2002): 'Πλεονεκτήματα και Μειονεκτήματα από την Ανάπτυξη της Επιχειρηματικής Δικτύωσης στις Μικρομεσαίες Ναυτιλιακές & Παραναυτιλιακές Επιχειρήσεις'. *15ο Συνέδριο της Ελληνικής Εταιρείας Επιχειρησιακών Ερευνών – E.E.E.E.* (31/10/02-02/11/02, Τρίπολη).
- Vlachos G. P. and Em. Nikolaidis (2003): 'The Greek Shipbuilding Industry and the necessity for Revision of the EU shipbuilding Policy'. *International Maritime Policy Conference 2003*, (London, UK).
- Vlachos G. P., G. Konomos and Em. Nikolaidis (2004): 'Application of the Analytical Hierarchy Process Methodology, on the Classification of Shipbuilding and Shiprepairing Markets'. *International Association of Maritime Economists* (Ismir, Turkey 06.2004).
- Vlachos G. P., G. Konomos and Em. Nikolaidis (2004): 'An Applied Non Seasonal ARIMA Model Enquiry on Tanker Freight Rates Movements'. *Annals of Maritime Studies*..
- West, E. (1975): '*Education and the Industrial Revolution*', New York: Barnes and Noble 1975.
- Willis, R. (1973): 'A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior', *Journal of Political Economy*, 81(2), part II, pp.S14-64.
- Willis, R. (1986): 'Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions. In O. Ashenfelter and R. Layard (eds), *Handbook of Labor Economics, Volume A*, pp.525-602, New York: North-Holland.
- Wright, R. and J. Ermisch (1991): 'Gender Discrimination in the British Labour Market: A Reassessment', *The Economic Journal*, 101(406), pp.508-522.
- Wooldridge, J. (2002): '*Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*', MIT Press.

Harissis H. (2000): 'The CAPM: a theoretical presentation', *European Research Studies Journal*, Volume III, Issues 3-4.

Harissis H. (1999): 'Stock returns and interest rates : the case of Greece', *European Research Studies Journal*, Volume II, Issues 1-4, pp 15-32.

Harissis H., S. Mesomeris and S. Staikouras (2001): 'Long-term trends and short-run dynamics in international stock markets', *European Research Studies Journal*, Volume IV, Issues 3-4.

Zabalza, A and Z. Tzannatos (1985a): 'The Effect of Britain's Sex Anti-Discriminatory Legislation on Relative Pay and Employment', *Economic Journal*, 95, pp.679-699.

Zabalza, A. and J. Arrufat (1985): '*The Extent of Sex Discrimination in Great Britain, Women and Equal Pay - The Effects of Legislation on Female Employment and Wages in Britain*', A. Zabalza, Z. Tzannatos, editors, Cambridge University Press.