



Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Τμήμα Χρηματοοικονομικής και τραπεζικής Διοικητικής

ΠΜΣ στη Χρηματοοικονομική ανάλυση για Στελέχη

Ακαδημαϊκό Έτος: 2008-2009

Πτυχιακή
εργασία:

Ασυμμετρίες κατανάλωσης και η
επίδραση των τιμών των μετοχών

Χριστόπουλος Ν. Κωνσταντίνος

Επιβλέπων καθηγητής: Ν. Απέργης

Περιεχόμενα

Περίληψη	Σκοπός εργασίας -αποτελέσματα	Σελ.3
Εισαγωγή:	Ανασκόπηση των μακροοικονομικών μεγεθών των τριών χωρών τις τελευταίες δεκαετίες –συγκρίσεις	Σελ.4
Μέρος I	Το φαινόμενο αποτελέσματος πλούτου στην κατανάλωση Θεωρία του κύκλου ζωής	Σελ.9
Μέρος II	Επισκόπηση παλαιότερων εργασιών στο αντικείμενο της μελέτης	Σελ.19
Μέρος III	Εμπειρική Ανάλυση	Σελ.35
	Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας	Σελ.36
	Τεστ συνολοκλήρωσης	Σελ.41
	Παράγοντας Διόρθωσης Σφάλματος	Σελ.45
	Ασυμμετρία	Σελ.54
Μέρος IV	Συμπεράσματα	Σελ.56
	Αναφορές	Σελ.58

Περίληψη

Στην εργασία που ακολουθεί εξετάζονται οι οικονομίες της Ιαπωνίας, της Αγγλίας και των ΗΠΑ ως προς τις επιδράσεις που ασκούν στην ιδιωτική κατανάλωσή τους οι θετικές και αρνητικές μεταβολές των δύο πιο σημαντικών παραγόντων που την επηρεάζουν: η αγορά ακινήτων και οι χρηματιστηριακοί δείκτες.

Κατά την έρευνά μας στο χρονικό διάστημα από το 1980 έως το τέλος του 2008 ελέγξαμε τα φαινόμενα αποτελέσματος πλούτου (wealth effect) και ασυμμετρίας κατανάλωσης για τις τρεις οικονομίες και καταλήξαμε ότι στην Ιαπωνία δεν εμφανίζονται φαινόμενα αποτελέσματος πλούτου στην κατανάλωση από κανένα από τα δύο κανάλια (ακίνητα, μετοχές). Στην Αγγλία διαπιστώνεται αποτέλεσμα πλούτου στην κατανάλωση με ευαισθησία από τις αρνητικές μεταβολές τόσο της αγοράς ακινήτων όσο και από την χρηματιστηριακή αγορά. Ομοίως, στις ΗΠΑ, διαπιστώνεται αποτέλεσμα πλούτου με ευαισθησία ως προς τις αρνητικές μεταβολές της αξίας των ακινήτων και των χρηματιστηριακών δεικτών.

Στην εισαγωγή της εργασίας γίνεται ανάλυση των μακροοικονομικών μεταβολών των εξεταζόμενων χώρων και ακολουθεί σύγκριση των χαρακτηριστικών τους. Στο πρώτο μέρος αναλύεται το φαινόμενο του αποτελέσματος πλούτου και η θεωρία κύκλου ζωής στην οποία στηρίζεται. Στο δεύτερο μέρος αναφέρονται τα αποτελέσματα παλιότερων ερευνών στο αντικείμενο της εργασίας και αναλύονται διεξοδικά κάποιες εξ αυτών. Η μεθοδολογία και η εμπειρική ανάλυση βρίσκονται στο τρίτο μέρος και η εργασία κλείνει με τα συμπεράσματα.

Εισαγωγή

Εξελιξείς στην αγορά ακινήτων και στην χρηματιστηριακή αγορά για την Αγγλία, Ιαπωνία, ΗΠΑ τις τελευταίες δεκαετίες

Με εξαίρεση την Ιαπωνία, κατά τη διάρκεια της δεκαετίας του 1990, στην Αγγλία και στις ΗΠΑ επήλθε μεγάλη αύξηση του πλούτου των νοικοκυριών η οποία κυρίως προήλθε από την αύξηση της αξίας των περιουσιακών στοιχείων εν γένει και ειδικότερα από την μεγάλη αύξηση του πλούτου από το χαρτοφυλάκιο μετοχών που κατείχαν. Κατά την διάρκεια της δεκαετίας του 1980 και μέχρι τις αρχές της δεκαετίας του 1990 οι τιμές των μετοχών είχαν μια συνεχή μεν αλλά μικρή ανοδική τάση. Από τα μέσα της δεκαετίας του 1990 ωστόσο, τα χρηματιστήρια ανέβηκαν κατακόρυφα μέχρι να καταρρεύσουν το 2001. Μέχρι τον Σεπτέμβρη του 2002 οι μεγαλύτεροι δείκτες χρηματιστηριακών μετοχών είχαν χάσει έως και το 40% της αξίας τους, η οποία είχε κορυφωθεί το 2000 τόσο στην Αγγλία όσο και στην Αμερική, ενώ στην Ιαπωνία οι αντίστοιχοι δείκτες έχασαν μέχρι και 50% της αξίας τους.

Το μέγεθος της μεταβολής των τιμών των ακινήτων αντίθετα, διαφέρει ανάμεσα στις χώρες σημαντικά στην περίοδο από το 1970 μέχρι και το 2001. Στην περίοδο αυτή, οι αυξομειώσεις των τιμών των ακινήτων ήταν ιδιαίτερα μεγάλες στην Ιαπωνία και στην Αγγλία ενώ για τις ΗΠΑ ιδιαίτερα μικρές. Σε αντίθεση με τα διεθνή χρηματιστήρια, όπου ακολούθησαν κοινή πορεία όλη αυτή την περίοδο, οι μεταβολές των τιμών των ακινήτων διέφεραν από χώρα σε χώρα. Στο διάστημα μεταξύ 1995 και 2001 οι τιμές ακινήτων στις ΗΠΑ και αυξήθηκαν πάνω από 20% ενώ στην Αγγλία σχεδόν διπλασιάστηκαν. Στην Ιαπωνία αντίθετα παρέμειναν αμετάβλητες.

Η κατανομή του πλούτου των νοικοκυριών σε όλη αυτή την περίοδο στις υπό εξέταση χώρες μεταβλήθηκε σημαντικά σαν αποτέλεσμα της διαφοροποίησης του χαρτοφυλακίου τους. Και στις τρεις χώρες το ποσοστό κατοχής ακινήτων περιουσιακών στοιχείων μειώθηκε και αυξήθηκε το ποσοστό κατοχής μετοχών και άλλων περιουσιακών στοιχείων. Ειδικά στην Αγγλία και τις ΗΠΑ, η κατοχή μετοχών ήταν ήδη το κυρίαρχο στοιχείο του χαρτοφυλακίου των νοικοκυριών την δεκαετία του '80 και έφτασε να αποτελεί τα 2/3 του χαρτοφυλακίου τους στα τέλη της δεκαετίας του '90. Στην Ιαπωνία, ενώ αυξήθηκε το μερίδιο κατοχής μετοχών δεν

αυξήθηκε τόσο δραματικά και επιπλέον μειώθηκε το μερίδιο κατοχής ακίνητης περιουσίας. Στον πίνακα, απεικονίζεται η διάρθρωση του χαρτοφυλακίου των νοικοκυριών το 1980 και το 1990 στις τρεις χώρες.

Πίνακας 1: διάρθρωση του χαρτοφυλακίου των νοικοκυριών

	ΗΠΑ			Αγγλία			Ιαπωνία		
	Ακίνητα	Μετοχές	Άλλα στοιχεία	Ακίνητα	Μετοχές	Άλλα στοιχεία	Ακίνητα	Μετοχές	Άλλα στοιχεία
1980	21.4%	63.7%	14.9%	35.5%	42.5%	22%	10.6%	30.7%	58.7%
1999	13.3%	77.4%	9.3%	29.2%	62.9%	7.9%	3.9%	46.1%	50%

(πηγή: OECD Financial Accounts of OECD countries)

Η κατανομή του πλούτου από μετοχές επίσης έχει εξελιχθεί από το 1980 και έπειτα με διαφορετικούς ρυθμούς στις τρεις χώρες. Στις ΗΠΑ από το 1980 ο πλούτος που προέρχεται από μετοχές καταλαμβάνει ολοένα και μεγαλύτερο μερίδιο και μέχρι το 2000 έχει σχεδόν τριπλασιαστεί, στην Αγγλία επίσης έχει σχεδόν τριπλασιαστεί αλλά από το 1995 και έπειτα έχει σταθεροποιηθεί και τέλος στην Ιαπωνία μέσα σε 20 χρόνια έχει αυξηθεί ελάχιστα και μάλιστα από το 1995 έως το 2000 μειώθηκε.

Πίνακας 2: ποσοστό % κατανομής του πλούτου από μετοχές σε σχέση με τον συνολικό πλούτο των νοικοκυριών

	1980	1995	2000
ΗΠΑ	9.6%	19.6%	25.3%
Αγγλία	5,5%	13.6%	14.6%
Ιαπωνία	4.7%	5.8%	5.3%

(πηγή: OECD Financial Accounts of OECD countries)

Επιπλέον, από τα μέσα της δεκαετίας του 1990 και έπειτα, ο πληθυσμός των κατόχων μετοχών αυξήθηκε ιδιαίτερα στην Αγγλία πιθανότατα λόγω κάποιων προγραμμάτων ιδιωτικοποίησης και στις ΗΠΑ η αύξηση επήλθε από την απόδοση των συντάξεων με την μορφή μετοχών. Μπορεί να επισημανθεί η ανομοιομορφία της κατανομής των μετοχών στους πληθυσμούς και των δύο χωρών αφού στην Αγγλία τα υψηλότερα οικονομικά στρώματα κατείχαν το 1996 σχεδόν το 40% του συνολικού πλούτου από μετοχές και στις ΗΠΑ αντίστοιχα το 1998 κατείχαν το 57%.

Πίνακας 3: Κατοχή μετοχών ανά οικονομική ομάδα νοικοκυριών

	Αγγλία		
	Ποσοστό Πληθυσμού	1993	1996
Κατώτατο τεταρτημόριο	25%	8.2%	13.4%
Μεσαίο κάτω τεταρτημόριο	25%	14.8%	15.6%
Μεσαίο πάνω τεταρτημόριο	25%	27%	26.5%

Ανώτατο τεταρτημόριο	25%	41.3%	37.9%
ΗΠΑ		1995	1998
<850	12.6%	2.3%	3.8%
850-2100	24.8%	8.4%	7.2%
2100-4150	28.8%	13.9%	17.7%
4150-8350	25.2%	24.7%	27.7%
>8350	8.6%	43.6%	56.6%

(πηγή: Bank of England, Institute for Fiscal studies and Federal Reserve Board)

(* όσον αφορά τις ΗΠΑ ο πίνακας διαβάζεται ως εξής: το 1995 το 12.6% του συνολικού εισοδήματος των Αμερικανών με μηνιαίο εισόδημα έως 850\$ κατείχε το 2.3% των μετοχών)

Αντίθετα η κατανομή των ακινήτων είναι πολύ πιο ομαλή και στις τρεις χώρες αφού περίπου το 60% του πληθυσμού κατείχε το 2001 ιδιόκτητη ακίνητη περιουσία. Ειδικά, στις ΗΠΑ, το 2001 το 68% των νοικοκυριών κατείχε ιδιόκτητη ακίνητη περιουσία ενώ μόλις το 52% κατείχε μετοχές είτε άμεσα είτε έμμεσα. Το κορυφαίο 1% των κατόχων μετοχών, κατείχε το 33,5% του χρηματιστηριακού πλούτου ενώ αντίθετα το κορυφαίο 1% των ιδιοκτητών ακίνητης περιουσίας έλεγχε μόλις το 13% του συνολικού πλούτου ακινήτων. Επιπλέον, οι κατώτερες οικονομικές ομάδες κατείχαν το 2.5% του χρηματιστηριακού πλούτου ενώ οι αντίστοιχες οικονομικές ομάδες έλεγχαν το 12.7% της αγοράς ακινήτων.

Διαφορές ανάμεσα στις οικονομίες των υπό εξέταση χωρών

Από την μέχρι τώρα ανάλυση προκύπτουν κάποιες βασικές διαφορές ανάμεσα στις υπό εξέταση χώρες. Η Αγγλία με τις ΗΠΑ φαίνεται ότι έχουν αρκετά κοινά στοιχεία μεταξύ τους σε αντίθεση με την Ιαπωνία. Στις Αγγλοσαξονικές χώρες το μέσο νοικοκυριό επενδύει μεγαλύτερο ποσοστό των περιουσιακών στοιχείων του σε μετοχές (το 1999 στις ΗΠΑ το ποσοστό ανερχόταν σε 77.4%, στην Αγγλία σε 62.9% και στην Ιαπωνία το 46.1% *πίνακας 1*) και επιπλέον είναι πιο εξαρτημένο από τις μετοχές καθώς, όπως προείπαμε το 2000 στις ΗΠΑ ο πλούτος που προερχόταν από μετοχές συνείσφερε το 25.3% του συνολικού πλούτου, στην Αγγλία το αντίστοιχο ποσοστό ανερχόταν σε 14.6% ενώ στην Ιαπωνία μόλις το 5.3% του πλούτου των νοικοκυριών προερχόταν από την κατοχή μετοχών (*πίνακας 2*). Επιπλέον, όσον αφορά το ποσοστό του χαρτοφυλακίου των νοικοκυριών που είναι επενδεδυμένο σε ακίνητα, στην Αγγλία το ποσοστό ανέρχεται σε 29.2%, στις ΗΠΑ σε 13.3% και στην Ιαπωνία μόλις σε 3.9% (*πίνακας 1*).

Ένας άλλος παράγοντας που θα πρέπει να ληφθεί υπόψη είναι η διαφορετική φιλοσοφία των οικονομιών των τριών χωρών. Και σε αυτή την περίπτωση, οι ΗΠΑ έχουν βασική διαφορά με την Ιαπωνία καθώς η οικονομία τους είναι προσανατολισμένη στην ελεύθερη αγορά ενώ η οικονομία της Ιαπωνίας είναι προσανατολισμένη στην τραπεζική αγορά μέσω της οποίας ασκείται η οικονομική πολιτική. Κάπου ενδιάμεσα βρίσκεται η οικονομία της Αγγλίας η οποία υιοθετεί στοιχεία και από τις δύο φιλοσοφίες. Αυτό συνεπάγεται μεγαλύτερη έκθεση των ΗΠΑ σε πλούτο από τις χρηματαγορές, ακολουθεί η Αγγλία και λιγότερο εκτεθειμένη είναι η Ιαπωνία, κάτι που απεικονίζεται στο ποσοστό του ΑΕΠ που αποτελείται από χρηματιστηριακό πλούτο το οποίο στις χώρες της Αμερικής και της Αγγλίας είναι πολύ μεγαλύτερο από το αντίστοιχο της Ιαπωνίας. Επιπλέον, τα νοικοκυριά σε χώρες προσανατολισμένες στην ελεύθερη αγορά συμπεριφέρονται διαφορετικά από αυτά στις οικονομίες με τραπεζική κατεύθυνση καθώς τα πρώτα τείνουν να επενδύουν περισσότερο σε χρηματοοικονομικά στοιχεία σε αντίθεση με τα δεύτερα.

Όλα τα παραπάνω οδηγούν στο συμπέρασμα ότι στις χώρες που δρα η ελεύθερη αγορά τα αποτελέσματα πλούτου στην κατανάλωση είναι πιο ευδιάκριτα και μεγαλύτερης έντασης. Σχετικές έρευνες έχουν δείξει ότι το αποτέλεσμα πλούτου στην αγορά των Ηνωμένων Πολιτειών οδηγούν σε οριακή ροπή προς κατανάλωση από κέρδος ενός δολαρίου από την χρηματιστηριακή αγορά από 3 έως 7 cents (Davis, Palumbo 2001) ενώ στις χώρες της ηπειρωτικής Ευρώπης, την Αγγλία και την Ιαπωνία η αντίστοιχη αύξηση κατά ένα δολάριο από το χρηματιστήριο οδηγεί σε αύξηση της κατανάλωσης από 1 έως 3.5 cents.

Ιδιοκτησία Ακινήτων VS χρηματοοικονομικά περιουσιακά στοιχεία

Η πιο σημαντική διαφορά ανάμεσα στην κατοχή ακινήτων ως περιουσιακών στοιχείων και μετοχών είναι ότι σε εθνική βάση, όπως αναφέρθηκε παραπάνω, η πλειονότητα των ατόμων-νοικοκυριών κατέχει ακίνητη περιουσία η οποία κατανέμεται ομοιόμορφα σε όλα τα οικονομικά στρώματα ενώ η κατοχή μετοχών είναι μάλλον ιδιαίτερο χαρακτηριστικό των πιο οικονομικά ανεξάρτητων νοικοκυριών. Επιπλέον, μια ειδοποιός διαφορά είναι η μεταβλητότητα των τιμών των μετοχών η οποία είναι σε συνεχή βάση σε σχέση με την μεταβλητότητα των τιμών των ακινήτων η οποία διαπιστώνεται σε βάθος χρόνου. Ακόμη, οι ιδιοκτήτες

ακινήτων δεν μπορούν να διαφοροποιήσουν τον κίνδυνο της επένδυσης στην κατοικία τους αφού οι περισσότεροι έχουν μόνο μία, σε αντίθεση με τους κατόχους χαρτοφυλακίου μετοχών.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΑΙΑ

Μέρος I

Ο ορισμός του αποτελέσματος πλούτου (Wealth Effect)

Η επίδραση του πλούτου είναι το όνομα που έχει δοθεί στην ανεξάρτητη επίδραση που επιφέρουν στην κατανάλωση οι αλλαγές στο επίπεδο του πλούτου. Οι επιδράσεις αυτές μετρούνται μέσω μακροοικονομικών μοντέλων με δύο τρόπους: 1) την οριακή ροπή προς κατανάλωση λόγω αύξησης του πλούτου και 2) την ελαστικότητα της κατανάλωσης σε σχέση με τον πλούτο. Η οριακή ροπή προς κατανάλωση είναι η αύξηση που επέρχεται στην συνολική κατανάλωση λόγω αύξησης του συνολικού πλούτου. Συνήθως εκφράζεται ως ο αριθμός των επιπλέον cents που καταναλώνονται από κάθε αύξηση του πλούτου κατά ένα επιπλέον δολάριο. Η ελαστικότητα του πλούτου σε σχέση με την κατανάλωση είναι η ποσοστιαία μεταβολή στην κατανάλωση η οποία προκαλείται από μια ποσοστιαία μεταβολή του πλούτου. Σε μακροοικονομικά μοντέλα που χρησιμοποιούν την συνολική κατανάλωση και τον πλούτο, η ελαστικότητα της κατανάλωσης σε σχέση με τον πλούτο επηρεάζεται από την αναλογία πλούτου προς κατανάλωση στην ελεγχόμενη περίοδο. Συνεπώς, διαφορετικά επίπεδα πλούτου σε σχέση με την κατανάλωση μπορούν να επηρεάσουν το μέγεθος της ελαστικότητας του.

Οι επιδράσεις του πλούτου δεν είναι στιγμιαίες. Μάλλον, μια αλλαγή στον πλούτο μπορεί να οδηγήσει σε μεταβολές της κατανάλωσης αρκετούς μήνες ή και τρίμηνα πριν αγγίξει τον μακροχρόνιο αντίκτυπο στην κατανάλωση. Έτσι, οι επιδράσεις του πλούτου έχουν χρονικές καθυστερήσεις οι οποίες προσδιορίζουν πόσο άμεσα μια αύξηση στον πλούτο μεταβάλλει την ισορροπία στην κατανάλωση σε μακροχρόνιο επίπεδο.

Οι οικονομολόγοι συνήθως μοντελοποιούν την συνολική κατανάλωση ως ένα μηχανισμό που λειτουργεί μέσω των καναλιών του συνολικού εισοδήματος και του συνολικού πλούτου. Η πιο συνήθης διαπίστωση είναι ότι οι αλλαγές που επέρχονται στο επίπεδο πλούτου έχουν μία στατιστικά σημαντική εξωγενή επίδραση στην κατανάλωση της τάξης των 3 έως 7 cents από κάθε αύξηση του πλούτου κατά ένα επιπλέον δολάριο. Οι περισσότερες εργασίες έχουν δείξει ότι προκειμένου να φανούν οι μακροχρόνιες επιπτώσεις των επιδράσεων του πλούτου, πρέπει να περάσουν

αρκετά τρίμηνα. Ωστόσο, οι ακριβείς μετρήσεις του μεγέθους των wealth effects, όπως και ο τρόπος που «κατανέμονται» κατά τη διάρκεια της περιόδου ελέγχου, διαφέρουν από έρευνα σε έρευνα επειδή οι εκτιμήσεις εξαρτώνται από την περίοδο ελέγχου, τα προς μελέτη δεδομένα και το μοντέλο που εφαρμόζεται.

Ενώ όλες οι έρευνες έχουν καταλήξει ότι είναι υπαρκτή και στατιστική σημαντική η σχέση μεταξύ πλούτου και κατανάλωσης, έχει προκύψει διάλογος σχετικά με τα αίτια αυτής της σχέσης. Ο Morck και οι συνάδελφοί του (1990) εκτιμούσαν ότι οι τιμές των περιουσιακών στοιχείων σχετίζονται με τον μελλοντικό ρυθμό παραγωγής και άρα αποτελούν ουσιαστικά μια ένδειξη για το πως θα κινηθεί η ιδιωτική κατανάλωση. Παρόμοια, οι Poterba και Samwick (1995) κατέληξαν ότι οι μελλοντικές προσδοκίες είναι ικανές να καθοδηγήσουν τόσο την κατανάλωση όσο και τις τιμές των μετοχών. Ο Romer (1990) πρότεινε ότι ο αντίκτυπος των μεταβολών του πλούτου στην κατανάλωση στην πραγματικότητα αντικατοπτρίζει τον αντίκτυπο της εμπιστοσύνης των καταναλωτών και στους δύο προαναφερόμενους παράγοντες. Οι περισσότεροι οικονομολόγοι ωστόσο, είναι προσκολλημένοι στην άποψη ότι οι επιδράσεις του πλούτου στην κατανάλωση είναι υπαρκτές επειδή οι καταναλωτές προτιμούν να ξοδεύουν τον πλούτο που έχουν στην κατοχή τους –αν όχι όλο τον περισσότερο– παρά να τον διακρατούν (Poterba 2000). Αυτή η άποψη πήρε μορφή το 1963 από τους Aldo και Modigliani σε μια εργασία που επηρέασε την θεωρία της κατανάλωσης.

Θεωρητικές προσεγγίσεις του αποτελέσματος πλούτου (Wealth Effect) και η θεωρία κύκλου ζωής

Η νεοκλασική οικονομική θεωρία υποστηρίζει ότι η ιδιωτική κατανάλωση είναι μηχανισμός του εισοδήματος και του πλούτου. Ο Friedman (1957) είκασε ότι οι καταναλωτές βασίζουν την κατανάλωσή τους σε μία δεδομένη χρονική περίοδο σύμφωνα με τις προσδοκίες του μελλοντικού εισοδήματός τους. Ονόμασε το «ρεύμα» του αναμενόμενου μελλοντικού εισοδήματος ως «μόνιμο εισόδημα». Οι Ando και Modigliani (1963) επέκτειναν την θεωρία της κατανάλωσης ισχυριζόμενοι ότι οι καταναλωτές επιδιώκουν να ομαλοποιούν την κατανάλωση σύμφωνα με τις φάσεις της ζωής τους. Προκειμένου να πετύχουν αυτή την ομαλοποίηση, οι καταναλωτές τυπικά δανείζονται στην νεαρή ηλικία έναντι των μελλοντικών κερδών που θα αποκομίσουν, στη συνέχεια δημιουργούν πλούτο και εξοφλούν τα χρέη τους στην μέση ηλικία και τελικά καταναλώνουν τον πλούτο τους και τις κρατικές εισφορές κατά την ηλικία της συνταξιοδότησης. Οι Ando και Modigliani όριζαν ότι όταν οι καταναλωτές αποκτήσουν πλούτο, τον ξοδεύουν σε -χοντρικά- ίσα μερίδια κατά τη διάρκεια των εναπομεινάντων χρόνων που αναμένουν να ζήσουν.

Ειδικότερα, η θεωρία του κύκλου ζωής (life cycle theory) εικάζει ότι οι καταναλωτές ξοδεύουν σε ένα συγκεκριμένο χρονικό διάστημα σύμφωνα με 1) πόσο αναμένουν να ζήσουν ακόμη 2) πόσο προσδοκούν να είναι το μόνιμο εισόδημά τους (το οποίο είναι το άθροισμα του αναμενόμενου εισοδήματος από εργασία και κρατικές εισφορές κατά τη διάρκεια της ζωής τους μείον τα καθαρά εισοδήματα αποκτημένα από περιουσιακά στοιχεία), 3) τον ήδη υπάρχοντα πλούτο εισχωρώντας στην υπό εξέταση χρονική περίοδο και 4) τον βαθμό του δείκτη παρούσα /μελλοντική κατανάλωση. Κάτι που προέκυψε από αυτή τη θεωρία είναι ότι η οριακή ροπή προς κατανάλωση σε σχέση με τον πλούτο εξαρτάται από την ηλικία του καταναλωτή.

Η μικροοικονομική προσέγγιση του πόσο θα ξοδέψει ένας καταναλωτής σε κάθε περίοδο της ζωής του/ της, μπορεί να περιλάβει συνολικά τους καταναλωτές και να κάνει προβλέψεις από τον αντίκτυπο της αύξησης του πλούτου στην συνολική ιδιωτική κατανάλωση σε ένα δεδομένο χρονικό διάστημα. Για παράδειγμα, επειδή ο μέσος όρος ηλικίας των νοικοκυριών στις ΗΠΑ είναι 49 χρόνια και το προσδόκιμο ζωής είναι 79 χρόνια, υποθέτοντας ότι ο μέσος όρος του δείκτη παρούσας προς

μελλοντική κατανάλωση είναι 4%, τότε θα μπορούσε να αναμένει κανείς ότι η οριακή ροπή προς κατανάλωση μετά από αύξηση του πλούτου κατά 1\$ θα ήταν 5.5 cents σε ένα δεδομένο χρονικό διάστημα. Δηλαδή, οι καταναλωτές θα αύξαναν την κατανάλωσή τους κατά 5.5 cents από αύξηση του πλούτου τους κατά 1 δολάριο. Σημειώνεται ότι σκοπός της θεωρίας είναι να εξηγήσει μακροχρόνιες αλλαγές στην κατανάλωση βασισμένες σε αυξήσεις του πλούτου που συμβαίνουν σε οποιαδήποτε χρονική στιγμή. Επομένως, υποθέτει ότι οι καταναλωτές άμεσα αυξάνουν την κατανάλωσή τους όταν αυξάνεται ο πλούτος τους.

Για να γίνουν αυτές οι προβλέψεις βεβαίως η θεωρία κύκλου ζωής κάνει κάποιες υπεραπλουστεύσεις. Για παράδειγμα το μοντέλο υποθέτει ότι κάθε καταναλωτής σκοπεύει να ξοδέψει το τελευταίο δολαρίο του την τελευταία μέρα της ζωής του, για αυτό και ο μόνος λόγος που κάποιοι αφήνουν κληροδοτήματα στους συγγενείς τους πριν πεθάνουν είναι γιατί έζησαν λιγότερο από όσο περίμεναν. Ανάποδα, ο λόγος που κάποιοι ξεμένουν από χρήματα πριν πεθάνουν είναι επειδή έζησαν περισσότερο από όσο περίμεναν. Παρά το ότι η υπόθεση αυτή δεν ισχύει για όλες τις περιπτώσεις, η έννοια που υπονοείται από το μοντέλο γίνεται πιο ακριβής όσο το δείγμα της έρευνας μεγαλώνει και περιλαμβάνει όλο και περισσότερους καταναλωτές.

Για την ανάλυση αυτή οι πιο σημαντικές απλουστεύσεις στο τυπικό μοντέλο της θεωρίας του κύκλου ζωής είναι ότι 1) οι καταναλωτές δεν κάνουν διακρίσεις ανάμεσα στις κατηγορίες του πλούτου και 2) ότι οι καταναλωτές έχουν ανεμπόδιστη και ανέξοδη πρόσβαση σε τέλειες αποτελεσματικές αγορές. Η υπόθεση ότι δεν υπάρχει διαχωρισμός του πλούτου σε κατηγορίες από τους καταναλωτές εννοεί ότι η θεωρία δεν απαντά στο ερώτημα αν η επίδραση των μετοχών ή της ακίνητης περιουσίας είναι μεγαλύτερη στην κατανάλωση. Η υπόθεση περί ανεμπόδιστη και ανέξοδης πρόσβασης των καταναλωτών σε τέλειες αγορές σημαίνει ότι η θεωρία δεν απαντά στα ερωτήματα πως επιδρούν οι περιορισμοί ρευστότητας, μη τέλεια ενημέρωση για τις τιμές των περιουσιακών στοιχείων ή του κόστους δανεισμού, πως τα κόστη διαμεσολάβησης σχετίζονται με τη χρονική στιγμή και το επίπεδο των επιδράσεων του πλούτου.

Ο λόγος που η θεωρία του κύκλου ζωής παραμένει κατά ένα μεγάλο βαθμό –αν όχι εντελώς – σιωπηλή σχετικά με διαφορές στον βαθμό επίδρασης στην κατανάλωση

των διαφόρων ειδών πλούτου είναι ότι υποθέτει ότι αν, έστω και σε μικρό βαθμό, ο μέσος όρος ηλικίας των ιδιοκτητών, διαφορετικών ειδών περιουσιακών στοιχείων, δεν είναι ο ίδιος τότε αθροίζοντας σε εθνικό επίπεδο οι επιδράσεις πλούτου από τα διαφορετικά είδη πλούτου δεν θα ήταν αναγκαία ίσες. Η θεωρία δηλαδή προβλέπει ότι οι επιδράσεις του πλούτου είναι εντονότερες όταν τα περιουσιακά στοιχεία κατέχονται από ανθρώπους μεγάλης ηλικίας οι οποίοι έχουν λιγότερο χρόνο να ξοδέψουν τα περιουσιακά τους στοιχεία σε σχέση με ανθρώπους μικρότερων ηλικιών.

Παλαιότερα Εμπειρικά στοιχεία στην επίδραση του πλούτου

Πολλές προσπάθειες έχουν γίνει να εκτιμηθούν οι μακροοικονομικές επιπτώσεις του πλούτου στην ιδιωτική κατανάλωση (*). Κάθε μοντέλο περιλάμβανε επιλογές από ποιες μετρήσεις για το εισόδημα και τον πλούτο να χρησιμοποιηθούν, πως να αποσυντεθεί ο πλούτος, ποιες εξισώσεις να χρησιμοποιηθούν, τι περιορισμοί να τεθούν και ποια περίοδος να εξεταστεί.

Επιλέον, αρκετές προσπάθειες έχουν γίνει για την επίδραση του πλούτου με χρήση μικροοικονομικών δεδομένων οι οποίες έχουν ανάμεικτα αποτελέσματα. Ο Skinner (1989) βρήκε μικρές αλλά σημαντικές επιδράσεις πλούτου προερχόμενου από ακίνητη περιουσία για τις ΗΠΑ χρησιμοποιώντας δεδομένα από το Panel Study of Income Dynamics. Χρησιμοποιώντας την ίδια βάση δεδομένων ο Englehardt (1996) βρήκε επίδραση στην κατανάλωση προερχόμενη από ρευστοποίηση κερδών από ακίνητη περιουσία. Από την άλλη πλευρά ο Thaler (1990) και οι Hoynes και McFadden (1997) δεν βρήκαν αποδείξεις ότι προσδοκίες για κεφαλαιακά κέρδη σε ακίνητη περιουσία μετέβαλλε την αποταμιευτική συμπεριφορά των νοικοκυριών. Παρόμοια, ο Levin (1998) χρησιμοποιώντας την έρευνα του Retirement History Longitudinal Survey δεν βρήκε επίδραση από housing wealth στην κατανάλωση.

Ενώ η θεωρία κύκλου ζωής δεν μιλά άμεσα για διαφορές στον βαθμό επίδρασης του πλούτου στην κατανάλωση ανάλογα με την κατηγορία πλούτου (housing, stock market), πολλά μοντέλα αποσυνθέτουν τον πλούτο σε δύο ή περισσότερα συστατικά. Ο πιο κοινός διαχωρισμός είναι να διαχωριστεί ο πλούτος σε επιχειρηματική περιουσία και ένα ή περισσότερα στοιχεία-συστατικά του πλούτου.

Η μεγαλύτερη σε διάρκεια, πιο συνεπής και συνεχώς ανανεωμένη με νέα στοιχεία είναι η έρευνα που αφορά το μακροοικονομικό μοντέλο της οικονομίας των ΗΠΑ που διεξάγεται ανά τρίμηνο από το Board of Governors of Federal Reserve System. Το αρχικό μοντέλο δημιουργήθηκε υπό την εποπτεία των Aldo και Modigliani κατά τη δεκαετία του 1960. Το 1978 το μοντέλο διαχώρισε τον καθαρό πλούτο από νοικοκυριά σε τρία μέρη: στην αξία των περιουσιακών στοιχείων των επιχειρήσεων, σε εμπράγματα περιουσιακά στοιχεία (συμπεριλαμβανομένης της αξίας των κατοικιών μείων την αξία των οικοπέδων) και τέλος στο απόθεμα των διαρκών αγαθών των καταναλωτών. Η οριακή ροπή προς κατανάλωση προερχόμενη από πλούτο επιχειρηματικών στοιχείων ήταν 2.9 cents ανά δολάριο αύξησης του περιθωρίου κέρδους κάθε 8 τρίμηνα, ενώ η υπονοούμενη οριακή ροπή προς κατανάλωση από επενδύσεις σε ακίνητα ήταν διπλάσια σε μέγεθος (5.8 cents) και χωρίς χρονική υστέρηση. Το 1983 οι εκτιμήσεις αυτές είχαν ανέλθει σε 4.2 και 8.4 cents αντίστοιχα και κατόπιν κινήθηκαν πτωτικά σε 3.8 και 7.5 cents αντίστοιχα (Brayton & Mauskopf 1985). Μετά από μεγάλη αναθεώρηση του μοντέλου την δεκαετία του 1990, ο πλούτος διαιρέθηκε σε επιχειρηματικά περιουσιακά στοιχεία και σε όλες τις άλλες εκφάνσεις του [Brayton & Tinsely (1996): η εξίσωση άλλαξε από γραμμική σε μη γραμμική. Έτσι η ελαστικότητα διατηρήθηκε σταθερή και η οριακή ροπή προς κατανάλωση αφέθηκε να μεταβάλλεται μετά το 1996].

Έτσι, η δυνατότητα να εκτιμηθεί η ο αντίκτυπος του housing wealth περιορίστηκε να ισούται με όλων των άλλων ειδών (εκτός αυτών που προέρχονταν από stock wealth). Η οριακή ροπή προς κατανάλωση από πλούτο από ακίνητη περιουσία ανερχόταν σε 3 cents και όλων των άλλων σε 7.5 cents. Χρησιμοποιώντας τις εκτιμήσεις, η τεράστια αύξηση των τιμών των μετοχών στο δεύτερο μισό του 1990 οδήγησε την συνολική οριακή ροπή προς κατανάλωση σε κορύφωση το 2000 σε 5.5 cents και κατέληξε το 2004 σε 3 cents.

Ενώ η απότομη μείωση του stock wealth effect είναι εντυπωσιακή, είναι επιβεβαιωμένη από διάφορα μοντέλα. Για παράδειγμα οι Case (2001) και οι Bayoumi και Edison (2003) χρησιμοποιώντας διεθνή διασταυρωμένα δεδομένα βρήκαν ότι η επίδραση πλούτου από επιχειρηματική περιουσία είναι μικρότερη από αυτή του πλούτου από ακίνητη περιουσία. Χρησιμοποιώντας δεδομένα από το 1984 έως το 2000 οι Bayoumi και Edison βρήκαν ότι η αύξηση του πλούτου από ακίνητη

περιουσία κατά 1 δολάριο οδηγούσε σε αύξηση της κατανάλωσης κατά 7 cents , ενώ η αντίστοιχη αύξηση του πλούτου από μετοχές αντιστοιχούσε μόνο σε κατά 4.5 cents αύξηση της κατανάλωσης. Με δεδομένα από το 1975 έως το 1999, ο Case και η ομάδα του βρήκαν ότι η ελαστικότητα της κατανάλωσης σε σχέση με το housing wealth βρισκόταν ανάμεσα στο 11% και 17% ανάμεσα στις υπό μελέτη χώρες αλλά ήταν μόνο 2% για stock wealth. Οι Ludwig και Slok (2002) από το Διεθνές Νομισματικό Ταμείο επίσης διαπίστωσαν ευρύτερα wealth effects προερχόμενα από το housing χρησιμοποιώντας δεδομένα από αρκετές χώρες του OECD. Επιπλέον, σε μια παλινδρόμηση αναφορικά σε κατανάλωση προϊόντων λιανικού εμπορίου στις ΗΠΑ από το 1982 έως το 1999, οCase και η ομάδα του βρήκαν ότι η ελαστικότητα της κατανάλωσης κυμαινόταν από 5 έως 9% σε σχέση με το housing wealth ενώ για το stock wealth effect δεν διαπίστωσαν στατιστικά σημαντικούς συντελεστές.

Εστιάζοντας αποκλειστικά σε επιδράσεις που προέρχονται από πλούτο μετοχών, ο tarr-MacCluer (1998) διαπίστωσε οριακή ροπή προς κατανάλωση της τάξης των 3 έως 7 cent, Οι Davis και Palumbo (2001) βρήκαν αντίστοιχα μία επίδραση της τάξης των 3 έως 6 cents και ο Kiley (2000) 3.3 cent. Αντλώντας στοιχεία από τις μελέτες των τριών προαναφερόμενων, οι Edison και Slok (2001) τοποθέτησαν το stock wealth effect στις ΗΠΑ σε 3 έως 7 cents/ 1 \$. Το αποτέλεσμα αυτό συνάδει με το εύρος των εκτιμήσεων για stock wealth effect από τις έρευνες που διεξάχθηκαν από το Board of Governors of the Federal Reserve.

Συνεπώς, παρά τις διαφορετικές προσεγγίσεις, οι εκτιμήσεις για το stock wealth effect κυμαίνονται σε μικρό εύρος, ενώ σχετικά με το housing wealth effect βρίσκονται σε μεγαλύτερο και ευρύτερο διάστημα.

Επεκτάσεις της θεωρίας του κύκλου ζωής

Λόγω της απουσίας μιας καλά ορισμένης θεωρίας η οποία θα εξηγούσε τον βαθμό ή την ταχύτητα με την οποία οι επιδράσεις του πλούτου αγγίζουν την κατανάλωση για μακροχρόνια περίοδο και πως αυτές οι επιδράσεις μπορεί να διαφέρουν η μία από την άλλη λόγω της διαφορετικής κατηγορίας πλούτου, υπάρχουν πολλές πιθανές εξηγήσεις εκφρασμένες στην βιβλιογραφία. Ο Case και η ομάδα του (2001) αναφέρουν τα ακόλουθα ως πιθανά αίτια για τις διαφορές αυτές: 1) κάποια είδη

πλούτου θεωρούνται προσωρινά ή αβέβαια, επομένως όταν η κατανάλωση βασίζεται σε αυτά τότε είναι περιορισμένη ή έχει μεγάλη διάρκεια. 2) κάποιες κατηγορίες πλούτου δεν φορολογούνται όταν κληροδοτούνται, επομένως διακρατούνται πολλές φορές ακόμη και μέχρι τον θάνατο του κατόχου, 3) η συσσώρευση κάποιων κατηγοριών πλούτου αποτελεί και τον κύριο σκοπό και δεν χρησιμοποιούνται προκειμένου να καταναλωθούν, 4) η αξία κάποιων ειδών πλούτου είναι πιο δύσκολο και κοστοβόρο να εκτιμηθεί και η κατανάλωσή τους μπορεί να επηρεάσει την αξία τους. Τέλος, 5) κάποια είδη πλούτου θεωρούνται από τους ιδιοκτήτες τους ότι υπάρχουν προκειμένου να καταναλωθούν ενώ άλλα είδη θεωρούνται μακροπρόθεσμες επενδύσεις και ξοδεύονται πολύ αργότερα.

Μικρότερη προσοχή έχει δοθεί από τη βιβλιογραφία σχετικά με τα πιθανά wealth effects που μπορεί να δημιουργήσει η αγορά ακινήτων και πως αυτή συνεισφέρει στα housing wealth effects. Ο Canner και η ομάδα του (2002) υποστήριξαν ότι η κατοχή ακίνητης περιουσίας μπορεί να προκαλέσει διαφορές στις επιδράσεις του πλούτου αν 1) οι ιδιοκτήτες έχουν περιορισμούς ρευστότητας αλλά οι μελλοντικές προσδοκίες τους κάνουν να αυξάνουν την κατανάλωσή τους, 2) κάποιιοι ιδιοκτήτες προτιμούν να αρπάξουν την ευκαιρία να ρευστοποιήσουν ένα μερίδιο από τα μη ρευστοποιήσιμα κέρδη τους, όταν τα επιτόκια κινούνται σε χαμηλά επίπεδα, παίρνοντας δάνεια με κάλυψη το ακίνητό τους με τα οποία αποπληρώνουν τα χρέη τους και 3) κατά μέσο όρο οι ιδιοκτήτες υποτιμούν την αξία των σπιτιών τους και αυξάνουν την κατανάλωση όταν ανακαλύπτουν ποιά είναι η πραγματική αξία όταν δανειοδοτούνται με κάλυψη αυτά (τα ακίνητα).

Πολλές από αυτές τις πιθανές εξηγήσεις παρέχουν λόγο ικανό να στηρίξει την θεωρία ότι το housing θα μπορούσε να έχει μακροπρόθεσμα wealth effects ή τουλάχιστον μακροχρόνιες επιδράσεις που δημιουργούνται γρηγορότερα από τα stock wealth effects. Για παράδειγμα, η φορολογική πολιτική μπορεί να επιταχύνει και να αυξήσει τα wealth effects από ακίνητη περιουσία γιατί σε αντίθεση με τα κέρδη από μετοχές, τα κέρδη από την ακίνητη περιουσία δεν φορολογούνται συχνά. Το πιο σημαντικό είναι ότι αν τα κέρδη από την αξία των ακινήτων θεωρούνται πιο μόνιμα από ότι των μετοχών, τα housing wealth effects θα μπορούσαν πράγματι να συμβούν πιο γρήγορα από των μετοχών. Εξάλλου τα νοικοκυριά στηριζόμενα στο τι θεωρούν ως μόνιμα κέρδη, μπορούν αν αυξάνουν την κατανάλωσή τους. Με δεδομένη την

μεταβλητότητα των τιμών των μετοχών, είναι εύκολο να υποθέσει κανείς ότι τα νοικοκυριά θεωρούν τα κέρδη από ακίνητα σαν πιο ασφαλή. Ωστόσο, είναι λιγότερο προφανές γιατί τα housing effects θα έπρεπε να είναι μεγαλύτερα σε μακροχρόνιο επίπεδο σαν αποτέλεσμα της μικρής μεταβλητότητας των τιμών των ακινήτων.

Δεδομένων των χρηματοοικονομικών «τριβών» που δημιουργούνται από τα κόστη διαμεσολάβησης, καθεστώτων αβεβαιότητας, μη τέλειων και ασύμμετρων πληροφοριών που λαμβάνονται από τους δανειστές και δανειζόμενους (οι οποίοι δεν αναφέρονται σε κανένα σημείο της θεωρίας του κύκλου ζωής), θα μπορούσε κανείς να φανταστεί περιστάσεις στις οποίες η εύκολη ρευστότητα που παρέχεται μέσω των ακινήτων ή των στεγαστικών δανείων θα μπορούσε να επηρεάσει τις καταναλωτικές τάσεις των ιδιωτών. Και θα μπορούσε να αυξήσει το μέγεθος των housing wealth effects επειδή οι ιδιοκτήτες τείνουν να υποεκτιμούν την αξία των κατοικιών τους κατά αρκετές ποσοστιαίες μονάδες κατά μέσο όρο (Kain και Quigley 1972, Goodman και Ittner 1992). Κατά την πώληση του ακινήτου ή την αναχρηματοδότηση, η αναγνώριση ότι η αξία του ακινήτου είναι μεγαλύτερη από όσο αρχικά είχε εκτιμηθεί ισοδυναμεί με μεγαλύτερα wealth effects, ceteris paribus. Επιπλέον, η δανειοδότηση με κάλυψη το ακίνητο ή η πώληση του, θα μπορούσε να μειώσει το κόστος χρηματοδότησης της κατανάλωσης έναντι άλλων εναλλακτικών μεθόδων. Χαμηλότερο συνολικό κόστος κατανάλωσης, ή τουλάχιστον ίσο, αυξάνει την διάρκεια της κατανάλωσης αποδεσμεύοντας μέρος του εισοδήματος που διαφορετικά θα τοποθετούνταν στην κάλυψη του χρέους.

Επιπλέον, το γεγονός ότι ο πλούτος που παράγεται από ακίνητα είναι πιο πιθανό να θεωρηθεί μέσω κατανάλωσης από αυτόν που παράγεται από μετοχές και λιγότερο σαν μέσο επένδυσης θα μπορούσε να αυξήσει την ισχύ του wealth effect σε σχέση με τις μετοχές. Τέλος, η επίδραση διαφορετικών συμπεριφορών έναντι βραχυπρόθεσμων ή μακροπρόθεσμων ειδών αποταμίευσης σε σχέση με τα housing και stock wealth effects είναι διφορούμενη. Τόσο τα ακίνητα όσο και οι μετοχές που βρίσκονται σε συνταξιοδοτικούς λογαριασμούς θεωρούνται μακροπρόθεσμες επενδύσεις (σημειώνεται ότι οι περισσότεροι ιδιοκτήτες ακινήτων κατέχουν σημαντικά μεγέθη ακίνητης περιουσίας κατά τη συνταξιοδότηση). Φυσικά, ο μέσος όρος ηλικίας των ιδιοκτητών διαφόρων ειδών πλούτου θα μπορούσε να επιφέρει αλλαγές στα wealth effects, όπως άλλωστε και οι διαφορές στο μέσο εισόδημα των ιδιοκτητών. Ωστόσο,

όλα αυτά τα πιθανά ενδεχόμενα δεν μπορούν παρά να αποδειχθούν μέσω εμπειρικής εκτίμησης.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΔΑ

Μέρος ΙΙ

Προηγούμενες έρευνες στο αντικείμενο της εργασίας

Ως μέσα πλούτου, τόσο τα ακίνητα περιουσιακά στοιχεία όσο και η κατοχή μετοχών αποτελούν εν δυνάμει εισόδημα για τα περισσότερα νοικοκυριά, όταν ρευστοποιούνται, το οποίο μπορεί να οδηγήσει σε αύξηση ή μείωση του ρυθμού κατανάλωσης. Το ερώτημα που απασχολεί τις τελευταίες δεκαετίες τους κύκλους των οικονομικών επιστημών είναι κατά πόσο αυτά τα δύο κυρίαρχα κανάλια που τροφοδοτούν με το προϊόν τους την κατανάλωση, είναι δυνατόν σε μακροχρόνιο διάστημα να ανατρέπουν την ισορροπία της κατανάλωσης και να την επηρεάζουν θετικά ή αρνητικά όταν μεταβάλλονται τα μεγέθη τους. Υπάρχει δηλαδή αποτέλεσμα πλούτου στην κατανάλωση του μέσου νοικοκυριού από τις αρνητικές και θετικές μεταβολές της αξίας των ακινήτων και χρηματιστηριακών περιουσιακών στοιχείων που είναι στο χαρτοφυλάκιό του; Επιπλέον, έγκειται θέμα ευαισθησίας της κατανάλωσης ως προς συγκεκριμένες μεταβολές των παραγόντων αυτών ή αντιδρά με τον ίδιο βαθμό; Η κατανάλωση δηλαδή αντιδρά συμμετρικά ως προς τα θετικά ή αρνητικά σοκ που επέρχονται στην ακίνητη περιουσία και στις μετοχές ή αντιδρά περισσότερο στην αύξηση ή στην μείωσή τους;

Τα ερωτήματα αυτά έχουν απαντηθεί από διάφορους οικονομολόγους αν και τα αποτελέσματα των ερευνών είναι ανάμεικτα. Ο Hall (1978) αποδεικνύει ότι ο πλούτος που παράγεται από τις μετοχές παίζει ένα πολύ σημαντικό ρόλο στην κατανάλωση ενώ ο Temin (1976) επιβεβαιώνοντας την σημαντικότητα του αποτελέσματος του πλούτου στην κατανάλωση, δείχνει ότι ο πλούτος από μετοχές έπαιξε κυρίαρχο ρόλο στην κρίση των ΗΠΑ το 1929. Ο Horioka (1996) βρίσκει αποτέλεσμα πλούτου από μεταβολές του χρηματιστηρίου για την Ιαπωνία αν και όχι τόσο σημαντικό ενώ ο Boone (1998) έχει επίσης επιβεβαιώσει την ύπαρξη αποτελέσματος πλούτου και για τις αγορές του Καναδά, της Γερμανίας, της Ιαπωνίας και της Αγγλίας. Σε αντίθεση με τις παραπάνω μελέτες υπάρχουν και άλλες που δεν διαπιστώνουν τέτοιες επιδράσεις στην κατανάλωση. Οι Poterba και Samwick (1995) ενώ σε θεωρητικό επίπεδο ισχυρίζονται ότι οι μεταβολές στην χρηματιστηριακή αγορά επιφέρουν μεταβολές στην κατανάλωση λόγω του δικαιώματος της επιλογής

που δίνουν στους κατόχους μετοχών για το αν θα καταναλώσουν ή όχι, από την άλλη πλευρά δεν διαπιστώνουν στο εμπειρικό κομμάτι της έρευνάς τους την ύπαρξη του αποτελέσματος πλούτου στις ΗΠΑ. Οι Parker (1999), Poterba (2000) και Starr-McCluer (2002), επίσης δεν βρίσκουν απτές αποδείξεις στις εμπειρικές έρευνες τους για ύπαρξη αποτελέσματος πλούτου. Τέλος, Οι Boone, Richardson Giorno (1998) διαπίστωσαν ότι το αποτέλεσμα πλούτου στις χώρες της ηπειρωτικής Ευρώπης και στην Ιαπωνία είναι σχετικά μικρό.

Σε σχέση με το αποτέλεσμα πλούτου που επηρεάζει την κατανάλωση μέσω του καναλιού της αγοράς ακινήτων, ο Skinner (1989,1994) καταλήγει στο συμπέρασμα ότι για την αγορά των ΗΠΑ οι μεταβολές του πλούτου από ακίνητη περιουσία οδηγούν σε επηρεασμό της κατανάλωσης αλλά διαπιστώνει μεγαλύτερη αντίδραση ως προς τις αρνητικές μεταβολές. Ο Engelhardt (1996) επίσης διαπιστώνει αποτέλεσμα πλούτου με επίσης ασυμμετρία της κατανάλωσης ως προς τις αρνητικές μεταβολές των τιμών των ακινήτων. Για ορισμένες χώρες της Ασίας (Χονγκ Κονγκ, Σιγκαπούρη) επίσης έχει διαπιστωθεί ότι η πτώση της αξίας των ακινήτων έχει μεγαλύτερη επίδραση στην κατανάλωση (KF Man 2004, S-Y Phang 2004).

Παρακάτω αναλύονται ορισμένες εργασίες:

Στην εργασία τους οι D.Benjamin, P.Chinloy και D.Jud συγκρίνουν την επιρροή του πλούτου από την αγορά ακινήτων και από το χρηματιστήριο στην κατανάλωση μέσω της οριακής ροπής προς κατανάλωση για τις ΗΠΑ για την περίοδο από το 1952 Q1 έως το 2001 Q4 και διαπιστώνουν ότι μια αύξηση κατά 1 δολάριο στον πλούτο από την αγορά ακινήτων αυξάνει την κατανάλωση κατά 8 cents ενώ μια αντίστοιχη αύξηση στον χρηματιστηριακό πλούτο οδηγεί σε μόλις 2 cents αύξηση της κατανάλωσης. Τα στοιχεία αναφορικά με τα διάφορα συστατικά που σχετίζονται με το ατομικό εισόδημα και την κατανάλωση αντλήθηκαν από το NIPA (National Income and Product Accounts), ενώ στοιχεία σχετικά με τον πλούτο εν γένει από το FOF (Federal Reserve's Flow of Funds). Σχετικά με τον πλούτο από μετοχές ορίζεται ως η διαφορά καθαρός συνολικός πλούτος – καθαρός πλούτος από αγορά ακινήτων.

Για την εκτίμηση του wealth effect στην κατανάλωση θεωρούνται δύο διαφορετικοί ορισμοί του εισοδήματος. Ο πρώτος ορισμός ακολουθεί τον καθιερωμένο για το

διαθέσιμο ατομικό εισόδημα που χρησιμοποιείται από το NIPA. Ο δεύτερος ακολουθεί την πρόταση των Davis, Palumbo (2001) κατά την οποία εισόδημα από μερίσματα μετοχών, καθαρών τόκων και ενοικιασμένα ακίνητα αφαιρούνται από το συνολικό διαθέσιμο εισόδημα. Ο λόγος για τον οποίο γίνεται αυτός ο διαχωρισμός πηγάζει από τον θεωρία κύκλου ζωής. Το εισόδημα από εργασία συν κρατικές εισφορές αναπαριστά τον πλούτο που δημιουργείται από τον άνθρωπο. Άρα, το εισόδημα από περιουσία δεν θα έπρεπε να θεωρείται proxy για τον πλούτο που παράγεται από ανθρώπινη εργασία όπως ο μισθός. Διαφορετικά υπάρχει περίπτωση να συγχυστούν η ροπή προς κατανάλωση προερχόμενη από εργασία με αυτή που προέρχεται από ακίνητη περιουσία. Πραγματοποιούνται τεστ για εύρεση μοναδιαίας ρίζας (unit root) και συνολοκλήρωσης (cointegration) προκειμένου να καθοριστεί το μοντέλο χρονολογικών σειρών που θα χρησιμοποιηθεί.

Για μια χρονολογική σειρά έστω Δx_t , η εξίσωση για εύρεση μοναδιαίας ρίζας είναι η

$$\text{εξής: } \Delta x_t = a + \zeta + (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{j=1}^r \phi_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t, \text{ όπου το } \Delta \text{ ορίζει τις πρώτες}$$

διαφορές, r είναι ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων, τα (ζ, ρ, ϕ) είναι παράμετροι και το ε_t είναι θόρυβος. Για την εύρεση μοναδιαίας ρίζας η μηδενική υπόθεση είναι $\rho = 1$ έναντι της εναλλακτικής $\rho < 1$. Αν η χρονολογική σειρά έχει τάση, εισέρχεται η μεταβλητή t για τον χρόνο και το test statistic θα λέγεται v_1 . Αντίθετα, αν δεν διαπιστωθεί τάση, η έννοια του χρόνου θα απαλειφθεί, οπότε θα λέγεται v_2 . Ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων είναι αρκετά μεγάλος ώστε να μην υπάρχει serial correlation στα κατάλοιπα των εκτιμώμενων εξισώσεων. Σε όλες τις περιπτώσεις χρησιμοποιούνται ασυμπτωτικές κριτικές τιμές από την στιγμή που τα κατάλοιπα των εκτιμώμενων παλινδρομήσεων δεν φαίνεται να κατανέμονται κανονικά.

Πραγματοποιείται το Engle-Cranger cointegration test (1987) για το μέσο τετραγωνικό σφάλμα του ε_t με μηδενική υπόθεση $\rho_e = 1$ έναντι της εναλλακτικής

$$\rho_e < 1 \text{ για εύρεση μοναδιαίας ρίζας στην } \Delta e_t = (\rho - 1)e_{t-1} + \sum_{j=1}^k \phi_j \Delta e_{t-j} + e_{et} \text{ με τα}$$

(ρ_e, ϕ) να είναι οι παράμετροι και ο θόρυβος το e_{et} . Το k είναι αρκετά μεγάλο ώστε να μην υπάρχει serial correlation. Επιπλέον, ένα δεύτερο τεστ λαμβάνει χώρα για πολλαπλούς παράγοντες συνολοκλήρωσης (Johansen 1995) το οποίο καθορίζει τον

αριθμό των σχέσεων συνολοκλήρωσης σε τάξη Γ :

$$\Delta z_t = \alpha_z + \Gamma z_{t-1} + \sum_{j=1}^m \theta_j \Delta z_{t-j} + \varepsilon_{zt}, \text{ όπου το } z \equiv (c, y - g, h, s) \text{ είναι η μεταβλητή για}$$

την κατανάλωση, το εισόδημα από εισφορές, πλούτο από αγορά ακινήτων και χρηματοοικονομικό πλούτο. Τα test statistic έδειξαν ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα για τις πρώτες διαφορές όλων των μεταβλητών ενώ δεν βρέθηκε να υπάρχει cointegration και η τελική εκτιμούμενη συνάρτηση είναι η :

$$\Delta c_t = \beta [b_y + (b_G - b_Y) \Delta g_{t-1} + \lambda_s \Delta s_{t-1} + \Delta h_{t-1}] \text{ όπου τα στοιχεία των ανεξάρτητων μεταβλητών αντανakλούν την οριακή ροπή προς κατανάλωση από εισόδημα που εμπεριέχει κρατικές εισφορές, χρηματιστηριακό πλούτο και πλούτο από την αγορά ακινήτων.}$$

Τα εμπειρικά αποτελέσματα δίνονται από τον παρακάτω πίνακα:

	Personal disposable income		Human Capital Income	
	Estimate (1)	t-Statistic (2)	Estimate (3)	t-Statistic (4)
Constant	0.00	0.16	0.00	0.43
Δg	0.199	1.17	0.166	0.82
Δs	0.023	4.81	0.025	4.96
Δh	0.079	2.80	0.157	5.27

Οι πρώτες δύο στήλες (1) (2) αναφέρουν τα αποτελέσματα όταν οι μεταβλητές εξομαλύνονται από το ατομικό διαθέσιμο εισόδημα ενώ οι στήλες (3) και (4) τα αποτελέσματα της εξομάλυνσης από το εισόδημα που δημιουργείται από το ανθρώπινο κεφάλαιο. Οι εκτιμήσεις των παραμέτρων είναι για την οριακή ροπή προς κατανάλωση από τον πλούτο της αγοράς ακινήτων και του χρηματιστηρίου και διενεργούνται σε διάστημα εμπιστοσύνης 1%. Ο σταθερός όρος είναι μηδέν. Ο συντελεστής Δg αντανakλά την διαφορά ανάμεσα στην οριακή ροπή προς κατανάλωση από ατομικό διαθέσιμο εισόδημα και το εισόδημα κρατικές εισφορές και δείχνει ότι η διαφορά τους δεν είναι στατιστικά σημαντική. Στην στήλη (1) είναι οι εκτιμήσεις για την οριακή ροπή προς κατανάλωση από τον πλούτο όταν οι μεταβλητές έχουν εξομαλυνθεί από το ατομικό διαθέσιμο εισόδημα. Η οριακή ροπή προς κατανάλωση από χρηματιστηριακό πλούτο είναι στατιστικά σημαντική στο 1% με 0.023 και επίσης στατιστικά σημαντική είναι η οριακή ροπή προς κατανάλωση

από τον πλούτο της αγοράς ακινήτων με 0.079. Προκειμένου να διαπιστωθεί αν η διαφορά των συντελεστών του χρηματιστηριακού πλούτου και της αγοράς είναι στατιστικά σημαντική διενεργείται Wald test και το F-statistic υπολογίζεται σε 3.76 σημαντικό στο 5%. Αντίστοιχα, στην στήλη (3) είναι οι εκτιμήσεις για την οριακή ροπή προς κατανάλωση από τον πλούτο όταν οι μεταβλητές έχουν εξομαλυνθεί από το εισόδημα του ανθρωπίνου κεφαλαίου. Η οριακή ροπή προς κατανάλωση από χρηματιστηριακό πλούτο είναι στατιστικά σημαντική στο 1% με 0.025 και επίσης στατιστικά σημαντική είναι η οριακή ροπή προς κατανάλωση από τον πλούτο της αγοράς ακινήτων με 0.157. Στο Wald test που διενεργείται, το F-statistic υπολογίζεται σε 18 σημαντικό στο 1%.

Από στοιχεία που αντλήθηκαν από την εργασία του Kennickell (1998) (survey of Consumer Finances) κατά μέσο όρο, το 74% του συνολικού πλούτου προέρχεται από χρηματοοικονομικά περιουσιακά στοιχεία και το υπόλοιπο 26% από την αγορά ακινήτων. Χρησιμοποιώντας αυτά τα βάρη, η συνολική οριακή ροπή προς κατανάλωση, χρησιμοποιώντας το εισόδημα κατά NIPA είναι 3.8 cents. Κατά Davis και Palumbo είναι 5.9 cents. Επιπλέον, η οριακή ροπή προς κατανάλωση από πλούτο προερχόμενο από την αγορά κατοικίας είναι από 8 έως 15 cents ανά δολάριο ετησίως ενώ η αντίστοιχη από χρηματιστηριακό πλούτο έχει μεγάλη διασπορά από 0 έως 15 cents ανά δολάριο ετησίως.

Στην εργασία τους οι R. Disney, A. Henley και D. Jevons ερευνούν τον αντίκτυπο που έχουν απότομες μεταβολές στον πλούτο που παράγεται από την αγορά ακινήτων, στην κατανάλωση των νοικοκυριών στο Ηνωμένο Βασίλειο στην δεκαετία του 1990, χρησιμοποιώντας την μεθοδολογία των Skinner και Engelhardt (1989,1996) για την αγορά των ΗΠΑ. Το βασικό εύρημα της εργασίας είναι η οριακή ροπή προς κατανάλωση, από μη προσδοκώμενες μεταβολές στον πλούτο της αγοράς ακινήτων, με εύρος από 0.04 έως 0.08 –ανάλογα με την κατηγορία-κατά τη δεκαετία του 1990. Επιπλέον, εξετάζουν κατά πόσο οι επιδράσεις στην κατανάλωση από τα shocks του housing wealth είναι συμμετρικές ή όχι και το αποτέλεσμα είναι ότι οι καταναλωτές αντιδρούν πιο πολύ σε θετικά shocks (σε αντίθεση με την μελέτη των Skinner και Engelhardt για τις ΗΠΑ που βρήκαν ότι η κατανάλωση έχει μεγαλύτερη ασυμμετρία στα αρνητικά shocks). Ακόμη, διαπιστώνουν ότι η οριακή ροπή προς κατανάλωση από απροσδόκητες μεταβολές στις τιμές των ακινήτων είναι μεγαλύτερη για νοικοκυριά

που είχαν μηδενικής ή αρνητικής αξίας περιουσιακά στοιχεία στο χαρτοφυλάκιό τους. Το αποτέλεσμα αυτό είναι εξαιρετικά μεγάλο σε θετικά shocks του housing wealth. Η άμεση μετάφραση του φαινομένου αυτού είναι ότι τα περιουσιακά στοιχεία με αρνητικό πρόσημο προκαλούν προληπτική αποταμίευση τέτοια ώστε όταν ο πληθωρισμός οδηγήσει σε μεταβολή του πρόσημου σε θετικό, τα νοικοκυριά ανταποκρίνονται με δυσανάλογα μεγάλη κατανάλωση (για αυτής της κατηγορίας τα νοικοκυριά η οριακή ροπή προς κατανάλωση είναι 0.03). Τα δεδομένα αντλούνται από το BHPS (British Household Panel Survey) και περιλαμβάνουν στοιχεία από ενεργές αποταμιεύσεις και κατοχή χρηματιστηριακού πλούτου από 5,000 νοικοκυριά στην Μεγάλη Βρετανία.

Σε αντίθεση με τις προηγούμενες εργασίες ο S. Phang στην έρευνά του για την Σιγκαπούρη δεν βρίσκει στοιχεία που να αποδεικνύουν housing wealth effects αλλά διαπιστώνει μάλλον περιορισμούς ρευστότητας που οδηγούν σε ασυμμετρία της κατανάλωσης όταν το εισόδημα αυξάνεται ή μειώνεται. Χρησιμοποιούνται τριμηνιαία στοιχεία συνολικής κατανάλωσης και εισοδήματος από το Singapore's Ministry of Trade and Industry για το διάστημα από 1981 έως 2000. Τα δεδομένα αναλύονται ως εξής: Κατανάλωση (c): Θεωρούνται τρία είδη κατανάλωσης, η συνολική κατανάλωση που εκφράζεται ως c^t , κατανάλωση μη διαρκών προϊόντων ως c^{nd} , και κατανάλωση μη διαρκών προϊόντων μείον ενοίκια και οικοσκευή ως c^{nd-ru} . Αποτελούν τριμηνιαία, κατά κεφαλήν έξοδα σύμφωνα με τον δείκτη τιμών καταναλωτή. Διαθέσιμο εισόδημα (y): αποτελούν τριμηνιαία κατά κεφαλήν στοιχεία που προκύπτουν από την διαφορά του ΑΕΠ μείον την ατομική και εταιρική φορολογία. Επιτόκιο (r): Είναι το μέσο επιτόκιο δανεισμού διάρκειας 15 ετών με εκτοκισμό ανά τρίμηνο. Τιμές ακινήτων (PH): Στοιχεία που έχουν αντληθεί βάσει του δείκτη τιμών ακίνητης περιουσίας (Residential Property Price Index)

Δημιουργούν απλά μοντέλα χρονολογικών σειρών εισοδήματος και μεταβολών των τιμών των ακινήτων και εκτιμούν τις αντιδράσεις που προκαλούν στην κατανάλωση. Κατά Campbell και Deaton (1989), κάνουν παλινδρόμηση της κατανάλωσης με λογαρίθμους σε σχέση με αναμενόμενα και μή συστατικά της ανάπτυξης στο διαθέσιμο εισόδημα και στις τιμές ακινήτων:

$$D \log c_t = \mu + \lambda_1 ADY_t + \lambda_2 UDY_t + a_1 ADPH_t + a_2 UDPH_t + \beta r_t + \varepsilon_t$$

όπου το ADY_t

συμβολίζει την αναμενόμενη ανάπτυξη του εισοδήματος μεταξύ του t-1 και t, το UDY_t συμβολίζει την μη αναμενόμενη ανάπτυξη του εισοδήματος μεταξύ του t-1 και t, το $ADPH_t$ είναι ο αναμενόμενος ρυθμός ανάπτυξης των τιμών των κατοικιών μεταξύ του t-1 και t και το $UDPH_t$ είναι ο μη αναμενόμενος ρυθμός ανάπτυξης των τιμών των κατοικιών μεταξύ του t-1 και t. Τέλος, το r_t είναι το αναμενόμενο επιτόκιο δανεισμού στεγαστικών δανείων μεταξύ του t-1 και t.

Κάτω από την υπόθεση του κύκλου ζωής, οι προβλέψιμες μεταβολές του εισοδήματος δεν θα έπρεπε να μεταβάλλουν την κατανάλωση καθώς θα προσαρμοστεί σε αυτές η αποταμίευση. Επομένως, το λ_1 θα πρέπει να είναι ίσο με 0 με την προϋπόθεση ότι το εισόδημα, οι τιμές των ακινήτων και τα επιτόκια υπολογίζονται στην χρονική στιγμή t-1. Αυξήσεις στις τιμές των ακινήτων ωφελούν αυτούς που πωλούν και βλάπτουν αυτούς που επιθυμούν να μπουν στην αγορά ακινήτων. Συνολικά, δεδομένου ότι δεν υπάρχουν περιορισμοί ρευστότητας και ότι υπάρχει ισορροπία ανάμεσα σε αυτούς που επωφελούνται και σε αυτούς που ζημιώνονται, θα αναμενόταν ότι το wealth effect στην κατανάλωση από μεταβολές στις τιμές των ακινήτων θα είναι μηδενικό. Επομένως η μηδενική υπόθεση ορίζει $\alpha_1 = 0, \alpha_2 = 0$.

Στα αποτελέσματα διενεργείται unit root test των Dickey-Fuller και αποκλείεται η μηδενική υπόθεση για unit root για τις λογαριθμικές πρώτες διαφορές για την κατανάλωση (c^t, c^{nd}), το εισόδημα και τις τιμές ακινήτων σε διάστημα 5% ενώ για τη λογαριθμική διαφορά c^{nd-ru} απορρίπτεται η υπόθεση για unit root σε 10%. Οι μεταβολές στο εισόδημα από αναμενόμενα στοιχεία του έχουν ένα στατιστικά σημαντικό και θετικό επίσης αντίκτυπο τόσο στην συνολική κατανάλωση όσο και στην κατανάλωση μη διαρκών αγαθών (t-statistic 2.15 και 2.03 αντίστοιχα), κάτι που είναι αντίθετο με την υπόθεση κύκλου ζωής. Επιπλέον, διαπιστώθηκε ότι κανένα αναμενόμενο ή μη στοιχείο που επηρεάζει τις τιμές ακινήτων, δεν προκάλεσε ορατή επίδραση στην κατανάλωση κάτι που επίσης δεν συμφωνεί με τα αποτελέσματα έρευνας για τις χώρες του OECD που έδειξε ότι υπάρχει housing wealth effect στην κατανάλωση στις χώρες αυτές. Το αποτέλεσμα αυτό μπορεί να οφείλεται στο ότι την Σιγκαπούρη υπάρχουν περιορισμοί δανεισμού από κρατικούς φορείς που δεν

επιτρέπουν αναχρηματοδοτήσεις. Εξαιτίας αυτών των αποτελεσμάτων, οι συγγραφείς ελέγχουν δυο εναλλακτικές μεθόδους αυτές της μυωπίας και των περιορισμών ρευστότητας. Κάτω από καθεστώς μυωπίας, η κατανάλωση ακολουθεί το εισόδημα και θα έπρεπε να αντιδρά ανάλογα με τις μεταβολές που επέρχονται σε αυτό άμεσα. Κάτω από καθεστώς περιορισμών ρευστότητας όμως, τα άτομα δεν μπορούν να δανειστούν όταν έχουν προσωρινά μικρό εισόδημα και επομένως η κατανάλωση σχετίζεται σε μεγάλο βαθμό με το εισόδημα όταν αυτό μάλλον αυξάνεται παρά όταν περιορίζεται. Εφαρμόζουν το τεστ του Shea (1995) για μυωπία ή περιορισμούς ρευστότητας μέσω της παλινδρόμησης μέσου τετραγωνικού σφάλματος των Campbell-Mankiw χρησιμοποιώντας ψευδομεταβλητές για την αναμενόμενη τιμή των κατοικιών για να εκτιμηθεί η επίδραση της αύξησης των τιμών των ακινήτων και καταλήγουν στην εξής εξίσωση:

$$D \log c_t = \mu + \gamma_1(POS1)ADY_t + \gamma_2(NEG1)ADY_t + \gamma_3(POS1)ADPH_t + \gamma_4(NEG2)UDPH_t + \beta r_t + \varepsilon_t$$

Όπου τα POS1, POS2, NEG1, NEG2 είναι οι ψευδομεταβλητές για περιόδους αύξησης και αντίστοιχα μείωσης των τιμών των ακινήτων. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι ισχύει η υπόθεση περί περιορισμού ρευστότητας ενώ η κατανάλωση τείνει να μειώνεται με αναμενόμενες μειώσεις στις τιμές των ακινήτων, αν και ο αντίκτυπος είναι στατιστικά μη σημαντικός.

Σε μία επιπλέον εργασία που αναφέρεται σε ασιατική χώρα, οι K. Man, R. Tse ερευνούν για την χρονική περίοδο από το 1997 έως το τέλος του 2004 την αγορά του Χονγκ Κονγκ. Κατά την περίοδο αυτή ο δείκτης τιμών των ακινήτων έπεσε από τις 100 μονάδες στις 33 στο δεύτερο τρίμηνο του 2003 για να ανέβει στις 55 μονάδες στο τέλος του 2004. Παράλληλα με τον δείκτη αυτόν, κινήθηκε πτωτικά και ο δείκτης εμπιστοσύνης των καταναλωτών με αποτέλεσμα μια μεγάλη πτώση στην ιδιωτική κατανάλωση. Στην εργασία αυτή εξετάζεται πώς οι μεταβολές στις τιμές των ακινήτων και των μετοχών επιδρούν στην ιδιωτική κατανάλωση. Στην μεθοδολογία ακολουθούν την προσέγγιση του Case (2001) και προσθέτουν επιπλέον δύο μεταβλητές: την αξία από ιδιότητα ακίνητα (EREV equity of residential real estate) και το κανάλι της αγοράς χρήματος (M3(-1)) με μια χρονική υστέρηση λόγω του ότι οι μεταβολές στην αγορά χρήματος επιδρούν έπειτα από αρκετό καιρό στην καταναλωτική συμπεριφορά των νοικοκυριών. Η εξαρτημένη μεταβλητή είναι η

κατανάλωση των νοικοκυριών. Όλες οι μεταβλητές ανεξάρτητες και μή έχουν αντληθεί από τον δείκτη τιμών καταναλωτή και συγκεκριμένα από το RVD (Rating and Valuation Department) του Hong Kong SAR Government.

Ανάλυση Εξισώσεων (Analysis of Equations)

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
c (coefficient)	7.342131 (51.08252)	7.37032 (48.86712)	6.838412 (22.82069)	6.721858 (22.51147)
Log (REV)	0.121787 (5.308433)		0.117749 (5.654662)	
Log (EREV)		0.101156 (4.978430)		0.100134 (5.770353)
Log (SMC)	0.032713 (1.165711)	0.037055 (1.278297)	0.012015 (0.441211)	0.012353 (0.460793)
Log (RS)	0.494019 (5.844816)	0.543621 (6.267481)	0.386731 (3.851404)	0.408535 (4.129253)
Log (M3 (-1))			0.101269 (2.034492)	0.121417 (2.492774)
Adj. R2	0.982463	0.981003	0.984086	0.987968
DW Statistics	1.534488	1.467216	1.723567	1.798574
F statistics	355.8065	328.057	279.2723	287.4019

Στα αποτελέσματά τους, στις στήλες 1, 3 χρησιμοποιούν τους λογαρίθμους της αξίας των ιδιοκτητών ακινήτων. Για να εξεταστεί η καταναλωτική συμπεριφορά των ιδιοκτητών ωστόσο χρησιμοποιούνται οι λογάριθμοι των EREV στις στήλες 3,4. Τα μοντέλα στις στήλες 1, 2 έχουν τρεις επεξηγηματικές μεταβλητές ενώ τα μοντέλα στις στήλες 3,4 έχουν επιπλέον μία την (M3(-1)) με μια χρονική υστέρηση. Διαπιστώνεται σημαντική επίδραση στην κατανάλωση από το housing wealth effect με ελαστικότητα που κυμαίνεται από 0.110874 έως 0.121788. Αντίθετα το stock wealth effect είναι μικρότερο και στατιστικά λιγότερο σημαντικό με ελαστικότητα από 0.012013 έως 0.046699. Καταλήγουν επομένως ότι το housing wealth effect είναι μεγαλύτερο από το stock wealth effect.

Στην εργασία τους οι Apergis N.& Miller S. (2004) εξέτασαν τα φαινόμενα ασυμμετρίας καθώς και του wealth effect που παρατηρούνται στην κατανάλωση σε σχέση με τις αποδόσεις των μετοχών στην αγορά των Η.Π.Α. και διαπίστωσαν ότι

υπάρχει μεγαλύτερη επίδραση στην κατανάλωση όταν οι αποδόσεις του χρηματιστηρίου είναι πτωτικές παρά όταν είναι θετικές.

Συγκεκριμένα, αντλούν στοιχεία από τη χρονολογική περίοδο 1957 έως 2002 σχετικά με την ιδιωτική κατανάλωση (C), εισόδημα από απολαβές μετά φόρων (Y), εγχώριες τιμές βάσει του δείκτη CPI και τέλος την κεφαλαιοποίηση του χρηματιστηρίου (S) για να εκφράσουν τον πλούτο που παράγεται μέσω της χρηματιστηριακής αγοράς. Για να ερευνήσουν την ύπαρξη ασυμμετρίας στην ιδιωτική κατανάλωση χρησιμοποιούν την μεθοδολογία του Sichel (1993) και τα test statistic των Spreight&Mcmillan (1998) τα οποία παράγονται από την μεταβλητή $x_t = y_t - \tau_t$ (εκφρασμένο σε φυσικούς λογαρίθμους) όπου το τ_t είναι στοιχείο κινητής τάσης και το x_t είναι μη κινητό και περιλαμβάνει περιοδικότητα και θόρυβο. Το deepness σχετίζεται με σημαντική αρνητική στρέβλωση σε σχέση με την τάση συνιστώντας το test statistic $D(x) = \left[(1/T) \sum_t (x_t - \bar{x})^3 \right] / \sigma(x)^3$ όπου \bar{x} είναι ο μέσος του x_t , $\sigma(x)$ η τυπική του απόκλιση του x_t και T το μέγεθος του δείγματος. Με δοθείσα την πρόβλεψη στην συσχέτιση του x_t ένα ασυμπτωτικό τυπικό σφάλμα $D(x)$ το οποίο είναι συνεπές με την συσχέτιση και την ετεροσκεδαστικότητα δημιουργείται με την εξής μεταβλητή: $z_t = (x_t - \bar{x})^3 / \sigma(x)^3$. Με ενέλιξη το αποτέλεσμα που προκύπτει είναι ίδιο με το $D(x)$.

Ομοίως για να εκφραστεί το φαινόμενο του “steepness” σε χρονολογική σειρά προκειμένου να εκφραστεί η αρνητική στρέβλωση χρησιμοποιείται το test statistic: $ST(\Delta x) = \left[(1/T) \sum_t (\Delta x_t - \overline{\Delta x})^3 \right] / \sigma(\Delta x)^3$ όπου $\overline{\Delta x}$ και $\sigma(\Delta x)$ αποτελούν αντίστοιχα τον δειγματικό μέσο και την τυπική απόκλιση του Δx και $ST(\Delta x)$ είναι το τυπικό σφάλμα του το οποίο υπολογίζεται όπως το $D(x)$

Πρακτικά, ο όρος “deepness” αναφέρεται στο φαινόμενο σε περιόδους ύφεσης, η πτώση της επιχειρηματικής δραστηριότητας να είναι μεγαλύτερη από όσο υψηλή είναι η ανάπτυξη κατά την περίοδο της ανόδου του επιχειρηματικού κύκλου. Επιπλέον, ο όρος “steepness”, που θεωρείται θεμελιώδες συστατικό του φαινομένου της ασυμμετρίας, εκφράζει το φαινόμενο οι πτώσεις του οικονομικού κύκλου στις

περιόδους ύφεσης να είναι πιο απότομες σε ρυθμό από όσο είναι ο ρυθμός ανόδου κατά την ανάπτυξη. Ο όρος “tallness” ο οποίος είναι το αντίθετο του όρου “deepness” χρησιμοποιείται για ναδειχθεί ότι το ύψος των “κορυφών” της επιχειρηματικής δραστηριότητας σε φάση ανόδου είναι μεγαλύτερο από τα αντίστοιχα κατώτατα επίπεδα στη φάση ύφεσης και έτσι ο όρος αυτός εκφράζει την θετική ασυμμετρία σε σχέση με τον δειγματικό μέσο. Τέλος, ο όρος “expansionary steepness” είναι το αντίθετο του “steepness”.

Κατά την παλινδρόμηση του μοντέλου που περιγράφηκε πιο πάνω, διαπιστώνουν ότι η κατά κεφαλήν ιδιωτική κατανάλωση παρουσιάζει το φαινόμενο “tallness” σε δ.ε 5% και επίσης “steepness” σε δ.ε. 10%. Στη συνέχεια ερευνούν την ύπαρξη του φαινομένου του wealth effect μέσω της ανάλυσης συνολοκλήρωσης (cointegration) και της μεθοδολογίας error correction (Johansen, Juselius 1990). Διαπιστώνουν ότι, μέσω της σχέσης μεταξύ κατά κεφαλήν κατανάλωσης και stock market value, υπάρχει θετικό και στατιστικά σημαντικό wealth effect. Η οριακή τάση προς κατανάλωση από κατά κεφαλήν stock market value αντιστοιχεί σε 0.00375 ενώ το κατά κεφαλήν μετά φόρων εισόδημα ανέρχεται σε 0.604 (έχει βεβαιωθεί η μη ύπαρξη κανονικότητας και η απουσία συσχέτισης (serial correlation). Στη συνέχεια εξετάζεται η ύπαρξη ασυμμετρίας στο wealth effect μέσω της μεθοδολογίας error correction που υιοθετείται από τους Terasvirta (1990) και Karras (1996)

$$\Delta c = a_0 + \sum_i^{q1} b_{1i} \Delta c(-i) + \sum_j^{q2} b_{2j} \Delta y(-j) + \sum_k^{q3} [b_{3k} \Delta s^+(-k) - b_{4k} \Delta s^-(-k)] + b_5 EC(-1) + v$$

Όπου το είναι αντίστοιχα θετικές και αρνητικές μεταβολές στον χρηματιστηριακό δείκτη, το EC αποτελεί τον όρο error correction και v είναι το τυχαίο σφάλμα. Με την μεθοδολογία των Perron & Vogelsang (1992) προκύπτει ένα μοντέλο EC με δύο χρονικές υστερήσεις. Μέσω F-tests εξετάζονται 5 υποθέσεις σχετικά με θετικές και αρνητικές αποδόσεις του χρηματιστηρίου. Τα πρώτα δύο απορρίπτουν την μηδενική υπόθεση ότι το άθροισμα των συντελεστών θετικών και αρνητικών αποδόσεων είναι ίσο με μηδέν. Τα επόμενα δύο απορρίπτουν την μηδενική υπόθεση ότι το άθροισμα των συντελεστών θετικών και αρνητικών αποδόσεων ανά ζεύγη είναι ίσο με μηδέν. Τέλος, το τελευταίο απορρίπτει την ύπαρξη συμμετρίας ανάμεσα στους προαναφερόμενους συντελεστές. Τελικά το άθροισμα των συντελεστών των αρνητικών αποδόσεων στο χρηματιστήριο είναι μεγαλύτερο από το αντίστοιχο των

συντελεστών των θετικών αποδόσεων. Δηλαδή υπάρχει μεγαλύτερη αντίδραση στα κακά νέα από ότι στα καλά.

Οι Chen, Usu και Ka Yui Leung (2003) ερευνούν μέσω ενός τεστ γραμμικότητας τη συμπεριφορά της κατανάλωσης σε σχέση με τις μεταβολές των αποδόσεων του χρηματιστηρίου. Η μη γραμμικότητα ερευνάται αν είναι αποτέλεσμα δομικών αλλαγών (structural break) που επέρχονται στις οικονομίες μέσω άσκησης οικονομικών και πολιτικών μέτρων ή αν πρόκειται για αποτέλεσμα ασυμμετρίας. Η έρευνα αφορά στις εξής χώρες: Ιαπωνία, Χονγκ Κονγκ, Ταϊβάν, Κορέα και Η.Π.Α.

Τα δεδομένα βάσει των οποίων διεξήχθη η μελέτη αφορούν την περίοδο 1975 έως 1998 (τριμηνιαία) και πρόκειται για κατανάλωση και Ακαθάριστο Εθνικό προϊόν για κάθε χώρα ενώ έχουν αντληθεί από το datasteam για την ίδια περίοδο στοιχεία για τους χρηματιστηριακούς δείκτες κάθε χώρας. Χρησιμοποιούν ένα γενικό τεστ γραμμικότητας του Hamilton (2001, 2003) με μηδενική υπόθεση αυτή της ύπαρξης γραμμικότητας απέναντι σε ένα εύρος μη γραμμικών μοντέλων. Όταν ένα μη γραμμικό μοντέλο ανακαλυφθεί, ερευνάται η πηγή προέλευσής του. Αρχικά ερευνάται αν η συμπεριφορά της κατανάλωσης εξαρτάται από δομικές αλλαγές και στη συνέχεια πραγματοποιούνται τεστ ασυμμετρίας προκειμένου να διερευνηθεί αν η κατανάλωση αντιδρά σε μεταβολές θετικές ή αρνητικές του χρηματιστηρίου. Κατά το τεστ γραμμικότητας.

Κατά Hamilton (2001) το μη γραμμικό μοντέλο είναι το εξής:

$$\mu(z_t, x_t) = \beta + \delta' z_t + \lambda m(g \oplus x_t) \quad (1) \quad \Delta c_t = \mu(z_t, x_t) + \varepsilon_t \quad (2)$$

Όπου $x_t = (\Delta w_t, \Delta w_{t-1}, \Delta w_{t-2}, t)'$, $z_t = (\Delta c_{t-1}, \Delta c_{t-2}, \Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-2}, \Delta w_{t-1}, \Delta w_{t-2})'$.

Ο δείκτης \oplus συμβολίζει τον πολλαπλασιασμό στοιχείο ανά στοιχείο. Η εξαρτημένη μεταβλητή c_t συμβολίζει την κατανάλωση σε μια δεδομένη χρονική στιγμή, οι z_t, x_t είναι επεξηγηματικοί δείκτες για γραμμικά και μη γραμμικά στοιχεία ενώ το ε_t είναι το σφάλμα. Ο δείκτης x_t περιλαμβάνει στοιχεία των χρηματιστηριακών δεικτών σε μία δεδομένη χρονική στιγμή t και ο δείκτης z_t περιλαμβάνει στοιχεία για τον ρυθμό ανάπτυξης της κατανάλωσης, του ΑΕΠ και των χρηματιστηριακών

δεικτών. Η παράμετρος λ εκθέτει την συνεισφορά του μη γραμμικού μέρους του μοντέλου στον υποθετικό μέσο και το g ελέγχει την στρέβλωσή του.

Στα αποτελέσματά τους σε όλες τις χώρες υπάρχει μεγάλη μεταβλητότητα στους ρυθμούς ανάπτυξης του χρηματιστηριακού πλούτου. Η τυπική απόκλιση του τριμηνιαίου ρυθμού ανάπτυξης των χωρών κυμαίνεται από 7 (Hong Kong) μέχρι 15 (Taiwan) φορές τον αντίστοιχο ρυθμό της κατανάλωσής τους. Ο ρυθμός κατανάλωσης μεταβάλλεται κατ' αναλογία με τον ρυθμό του εισοδήματος σε κάθε χώρα. Μια παρατήρηση για τις κύριες υπό παρατήρηση μεταβλητές (Δc , Δw , Δy) είναι ότι η μεταβλητότητα κάθε μίας από αυτές για την Ιαπωνία και τις ΗΠΑ είναι πολύ μικρότερες από αυτές των λοιπών χωρών. Επιπλέον η συσχέτιση ανάμεσα στην κατανάλωση και τον ρυθμό μεταβολής του χρηματιστηριακού πλούτου είναι πολύ χαμηλότερη για την Ιαπωνία (0.09) και τις ΗΠΑ (0.05) από ότι του Hong Kong, Taiwan και Korea (0.29, 0.43, 0.3 αντίστοιχα). Τα στοιχεία αυτά υποδεικνύουν πρώιμες ενδείξεις για την διαφορετική αντίδραση της κατανάλωσης σε μεταβολές του χρηματιστηριακού πλούτου. Κατά το τεστ σχετικά για την συνολοκλήρωση αφού βεβαιώθηκε η ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, σε διάστημα 10% ε.σ. υπάρχει μόνο μία σχέση συνολοκλήρωσης για το μοντέλο (c_t, w_t, y_t) σε κάθε χώρα.

Σε κάθε test statistic που υποβλήθηκαν οι χώρες της Ιαπωνίας και των ΗΠΑ δεν έδειξαν κανένα σημάδι μη γραμμικότητας. Αντίθετα, τα p-values για τα τ test statistic λ^A και g^A για το Hong Kong είναι 0.08 και 0.05 και για την Ταϊβάν 0.02 και 0.09. Επιπλέον, τα p-values για τα τ test statistic v^2 και g^E για την Κορέα είναι 0.08 και 0.03 δείχνοντας ότι υπάρχει μη γραμμικότητα της μεταβολής της κατανάλωσης σε σχέση με τις μεταβολές του χρηματιστηριακού πλούτου στις τρεις χώρες.

Κατά τον έλεγχο για την προέλευση των αιτιών για την μη γραμμικότητα εξετάζεται πρώτα η ύπαρξη δομικών αλλαγών στις οικονομίες η οποία ενδέχεται μακροπρόθεσμα να επηρεάζει την σχέση στις εξεταζόμενες μεταβλητές. Πρώτα γίνονται τεστ εκτιμητών μέγιστης πιθανοφάνειας στο ECM (error correction model) και δεύτερον τελούνται τεστ γραμμικότητας ως προς ένα γνωστό break point το οποίο για λόγους διευκόλυνσης της εργασίας θα θεωρείται άγνωστο.

Το μοντέλο το οποίο εξετάζεται είναι το εξής (Seo 1998): $\Delta x_t = \theta + \gamma_t a_t' x_{t-1} + \Gamma(L)x_{t-1} + e_t$ όπου $x_t = (c_t, y_t, w_t)$ αφορά την κατανάλωση, ΑΕΠ και stock wealth, γ_t είναι πίνακας 3×1 , $\Gamma(L)$ finite-order distributed lag operator και $a_t = (1, -a_y, -a_w)'$ είναι 3×1 πίνακας από εκτιμημένους συτελεστές συνολοκλήρωσης. Το a_t μετρά την μακροχρόνια μεταβλητότητα μιας μεταβλητής ως προς μία άλλη και το $a_t' x_{t-1}$ μετρά το κατάλοιπο της συνολοκλήρωσης. Τέλος το $\gamma_t = (\gamma_c, \gamma_y, \gamma_w)'$ είναι παράγοντας ρύθμισης που εκτιμά σε κλίμακα χρόνου μικρή πως οι μεταβλητές αντιδρούν στις τελευταίες περιόδου σφάλμα συνολοκλήρωσης καθώς επανέρχονται σε μακροχρόνια ισορροπία όταν μια απόκλιση σημειωθεί. Διεξάγονται τρία τεστ υποθέσεων: $H_0 : \alpha_t = \alpha_0, H_0 : \gamma_t = \gamma_0$ και της συνδυαστικής $H_0 : \alpha_t = \alpha_0, \gamma_t = \gamma_0$. Η απόρριψη του α_t σημαίνει την ύπαρξη structural break στη μακροχρόνια σχέση ανάμεσα στις μεταβλητές ενώ η απόρριψη του γ_t σημαίνει υπάρχει structural break στις επιδράσεις που πραγματοποιούνται στην ρύθμιση της κατανάλωσης μέσα σε σύντομο χρονικό διάστημα.

Στα αποτελέσματα διαπιστώνεται structural break όσον αφορά σε σύντομο χρονικό διάστημα (γ_t) στην Ταϊβάν, Χονγκ Κονγκ και Κορέα ενώ δεν υπάρχει μακροχρόνια σχέση μεταξύ κατανάλωσης και stock wealth. Στις ΗΠΑ δεν εμφανίζεται καμία μεταβολή βραχυχρόνια και μακροχρόνια δηλαδή δεν υπάρχει φαινόμενο structural break. Δηλαδή μεταξύ των μεταβλητών c_t, y_t, w_t υπάρχει μια σταθερή σχέση συνολοκλήρωσης. Το ίδιο αποτέλεσμα εμφανίζεται και για την Ιαπωνία.

Συνεχίζοντας, ερευνάται το structural break point στις χώρες Ταϊβάν, Χονγκ Κονγκ και Κορέα με σημεία ως break points στα χρονικά σημεία 1994:Q4 για το Χονγκ Κονγκ, 1990:Q2 για την Ταϊβάν και 1981:Q4 για την Κορέα και το δείγμα χωρίζεται σε δύο υποπεριόδους και τα αποτελέσματα που θα προκύψουν θα υποβληθούν σε σύγκριση. Στο Χονγκ Κονγκ τα αποτελέσματα της δεύτερης περιόδου (1995 Q1 - 1998 Q4) οι μεταβολές στο χρηματιστήριο εξηγούν τις μεταβολές που επέρχονται στην κατανάλωση καλύτερα από ότι στην πρώτη περίοδο (1980 Q1-1994 Q4). Το 1995 σημειώθηκε πτώση στις αγορές αγαθών με αποτέλεσμα πτώση της κατανάλωσης ενώ στα μέσα του 1995 το ΑΕΠ και η κατανάλωση σημείωσαν άνοδο

εξαιτίας μεγάλης αύξησης της εγχώριας ζήτησης. Για την Κορέα οριακό σημείο 1981 Q4 συμβολίζει το τέλος της δεύτερης πετρελαϊκής κρίσης το οποίο ακολούθησε άνοδος του χρηματιστηρίου. Χωρίζοντας την συνολική δειγματική περίοδο σε δύο υποπεριόδους με διχοτόμο το σημείο αυτό (1977 Q1-1981 Q4 και 1982 Q1-1997 Q4) παρατηρείται ότι οι μεταβολές που επέρχονται στην κατανάλωση σε σχέση με το χρηματιστήριο είναι παρόμοιες με αυτές στο Χονγκ Κονγκ. Στην Ταϊβάν το 1990 Q2 σημειώθηκε μεγάλη πτώση του χρηματιστηρίου από τις 12,000 μονάδες το 1990 στις 3,000 μέσα σε μόλις 6 μήνες. Επειδή υπήρξε αυτό το shock οι δύο περίοδοι διαφέρουν πολύ και επανεξετάζεται η ταχύτητα αντίδρασης (γ_t) η οποία είναι κατά πολύ μεγαλύτερη στην πρώτη υποπερίοδο (0.26) από την δεύτερη (0.03) που δείχνει ότι η ταχύτητα αντίδρασης της συμπεριφοράς της κατανάλωσης από μια μεταβολή στο χρηματιστήριο γίνεται πολύ αργή στο δεύτερο μισό της δειγματικής περιόδου.

Συμπερασματικά, οι εκρηκτικές μεταβολές στις asset markets δεν προκάλεσαν structural break στη μακροχρόνια σχέση μεταξύ κατανάλωσης και χρηματιστηριακού πλούτου αλλά μόνο σε σύντομες χρονικές περιόδους. Συμπεραίνεται δηλαδή ότι οι μεταβολές στο χρηματιστήριο δεν επηρεάζουν σημαντικά την κατανάλωση.

Στο ίδιο αποτέλεσμα έχουν καταλήξει και οι Campbell (1997), Cochrane (1994), Lettau (2001), Lettau&Ludvigson (2001,2002) οι οποίοι διαπίστωσαν για τις ΗΠΑ ότι δεν επέδρασαν σημαντικά στην κατανάλωση οι μεταβολές του χρηματιστηρίου.

Για τον έλεγχο ασυμμετρίας χρησιμοποιείται το εξής μοντέλο:

$$\Delta c_t = a + \sum_{j=0}^q \beta_j \Delta w_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^q \gamma_j \Delta w_{t-j}^- + \varepsilon_t \quad \text{όπου } \Delta w^+ = \Delta w \text{ αν } \Delta w \geq 0 \text{ και } \Delta w^- = \Delta w$$

αν $\Delta w \leq 0$ αντίστοιχα. Τα Δw^+ , Δw^- δηλώνουν την θετική (αρνητική) μεταβολή του stock wealth. Η μηδενική υπόθεση είναι ότι οι μεταβολές της κατανάλωσης σε σχέση με το stock wealth είναι συμμετρική αν το άθροισμα των συντελεστών μιας θετικής μεταβολής του stock wealth είναι ίσο με αυτό μιας αρνητικής μεταβολής του.

$$H_0 : \sum_{j=0}^q \beta_j = \sum_{j=0}^q \gamma_j, \quad H_1 : \sum_{j=0}^q \beta_j > \sum_{j=0}^q \gamma_j. \quad \text{Στα αποτελέσματα για την Ιαπωνία και το}$$

Χονγκ Κονγκ η μηδενική υπόθεση είναι αποδεκτή ενώ για τις ΗΠΑ υπάρχει μικρή ασυμμετρία για μικρή περίοδο (lag period $q=2$). Αντίθετα, για την Ταϊβάν και στην Κορέα υπάρχει ασυμμετρία μόνιμη και σημαντική. Για τις δύο αυτές χώρες ερευνάται

αν η ασυμμετρία είναι θετική η αρνητική μέσω ενός μοντέλου VAR και αποδεικνύεται ότι και στις δύο χώρες όταν μια θετική ασυμμετρική μεταβολή στον χρηματιστηριακό πλούτο συμβεί τότε η κατανάλωση επηρεάζεται περισσότερο παρά όταν υπάρχει μια πτώση.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΑΙΑ

Μέρος III

Εμπειρική Ανάλυση

Τα στοιχεία περιλαμβάνουν τους χρηματιστηριακούς δείκτες (STOCK) των τριών χωρών (S&P 500, FTSE 100, NIKKEI 225) καθώς και του δείκτη τιμών των ακινήτων (HPI) ανά χώρα και στοιχεία ιδιωτικής κατανάλωσης (εξαρτημένη μεταβλητή), για την περίοδο από το πρώτο τρίμηνο του 1980 έως το τέταρτο τρίμηνο του 2008 (τριμηνιαία). Τα δεδομένα αντλήθηκαν από το Datastream.

Σκοπός της εργασίας είναι να διαπιστωθεί αν η κατανάλωση επηρεάζεται από αρνητικές ή θετικές μεταβολές των τιμών των δεικτών (χρηματιστηριακοί και ακινήτων) προκειμένου να εξεταστεί αν υπάρχει αποτέλεσμα πλούτου (wealth effect) από τις μεταβολές αυτές και εν τέλει αν υπάρχουν φαινόμενα ασυμμετρίας στις επιδράσεις αυτές, δηλαδή να εξεταστεί αν η κατανάλωση επηρεάζεται περισσότερο από αρνητικά ή θετικά σοκ των δεικτών αυτών.

Στην μεθοδολογία αρχικά εξετάζεται για την κάθε χώρα ξεχωριστά αν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης ανάμεσα στις μεταβλητές της κατανάλωσης (C), του δείκτη τιμών ακινήτων (HPI) και των χρηματιστηριακών δεικτών (STOCK) προκειμένου να διενεργηθεί μοντέλο παράγοντα διόρθωσης σφάλματος (VECTOR ERROR CORRECTION) με τις λογαριθμικές διαφορές των τριών μεταβλητών από το οποίο θα προκύψουν κατάλοιπα (residuals). Τα θετικά και αρνητικά κατάλοιπα συμβολίζουν τις θετικές και αρνητικές μεταβολές των μεταβλητών των τιμών των ακινήτων (HPI) και STOCK και την δυναμική που ασκούν στην εξαρτημένη μεταβλητή της κατανάλωσης (C). Από το αν είναι στατιστικά σημαντικές οι επιδράσεις θα διαπιστωθεί αν υπάρχει wealth effect από τουλάχιστον έναν από τους δύο παράγοντες (HPI ή STOCK) για την κατανάλωση για κάθε χώρα. Εφόσον διαπιστωθεί αποτέλεσμα πλούτου (wealth effect) θα ελεγχθεί η ύπαρξη ασυμμετρίας της κατανάλωσης ως προς τις θετικές ή αρνητικές αυτές μεταβολές.

Τεστ μοναδιαίας ρίζας (Unit Root test)

Το τεστ συνολοκλήρωσης που αναφέρθηκε προηγουμένως θα διενεργηθεί αφού προηγουμένως εξασφαλιστεί ότι οι μεταβλητές είναι μη στάσιμες ή όχι.

Μη στάσιμες είναι οι σειρές των οποίων οι μέσοι και οι διακυμάνσεις εξαρτώνται από την μεταβλητή του χρόνου t . Ένα κοινό παράδειγμα για μη στάσιμες σειρές είναι ο τυχαίος περίπατος που αποτελεί την εξής χρονολογική σειρά: $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$. Όπου το ε είναι τυχαίος θόρυβος που δεν εξαρτάται από τον χρόνο. Η χρονολογική σειρά y παίρνει τιμές οι οποίες εξαρτώνται από τον χρόνο t και όσο η χρονική περίοδος μεγαλώνει τόσο μεγαλώνουν και οι διακυμάνσεις της τιμής αυτής. Οι πρώτες διαφορές της σειράς του τυχαίου περιπάτου ωστόσο αποτελούν μια στάσιμη χρονολογική σειρά αφού $y_t - y_{t-1} = \varepsilon_t = (1-L)y_t$.

Μια χρονολογική σειρά από πρώτες διαφορές ονομάζεται ολοκληρωμένη (integrated) βαθμού d (I(d)) όπου ο όρος d υποδηλώνει τον αριθμό των μοναδιαίων ριζών που εμπεριέχονται στη σειρά., ή αλλιώς τον αριθμό των φορών που θα πρέπει να παρθούν διαφορές μέχρι να επιτευχθεί στασιμότητα. Στο παράδειγμα του τυχαίου περιπάτου χρειάζεται να παρθούν πρώτες διαφορές μόνο μία φορά και επομένως είναι integrated βαθμού 1.

Επομένως, προκειμένου να διενεργηθεί τεστ συνολοκλήρωσης (cointegration test) θα πρέπει να γίνει έλεγχος μοναδιαίας ρίζας (unit root) σε όλες τις μεταβλητές για να διαπιστωθεί τί τάξης σειρές ολοκλήρωσης (integrated series).

Στο απλό μοντέλο AR(1) $y_t = \rho y_{t-1} + \chi_t \delta + \varepsilon_t$ στο οποίο τα χ_t αποτελούν εξωγενείς παράγοντες που μπορεί να περιέχουν μια σταθερά ή μια σταθερά και τάση, τα ρ, δ είναι οι προς εκτίμηση παράμετροι και το ε_t θεωρείται ο λευκός θόρυβος, διενεργείται έλεγχος υποθέσεων με μηδενική υπόθεση την $H_0 : \rho = 1$ έναντι της εναλλακτικής $H_1 : \rho < 1$.

Το τεστ μοναδιαίας ρίζας (unit root test) που χρησιμοποιήθηκε είναι το Phillips-Perron (1998) κατά το οποίο το test βασίζεται στο statistic:

$$t_{\alpha} = t_{\alpha} \left(\frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{1/2} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)(se(\hat{a}))}{2f_0^{1/2}s}$$

στο οποίο το \hat{a} είναι η εκτίμηση, το t_{α} ο δείκτης

χρόνου του α , $(se(\hat{a}))$ το τυπικό σφάλμα, και το s το τυπικό σφάλμα της παλινδρόμησης. Επιπλέον το γ_0 είναι η εκτίμηση του σφάλματος και το f_0 είναι εκτιμητής του φάσματος καταλοίπων (residual spectrum) σε μηδενική συχνότητα. Κατά την πραγματοποίηση του Phillips-Perron τεστ επιλέξαμε έναν σταθερό και τάση.

Όπως διαπιστώνεται από τους κάτωθι πίνακες, σε όλες τις χώρες και οι τρεις μεταβλητές παρουσιάζουν μη στασιμότητα και δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα (unit root), αφού το Phillips-Perron στατιστικό τεστ (test statistic t-Stat) είναι μεγαλύτερο από τις κριτικές τιμές που προκύπτουν στα επίπεδα 1%, 5% και 10%. Στους κάτωθι πίνακες (από 1.α έως 3.γ) αναφέρονται με έντονα σκιασμένα τα σχετικά αποτελέσματα ανά χώρα και ανά μεταβλητή.

1.α Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για τον δείκτη τιμών ακινήτων στην Ιαπωνία (UNIT ROOT TEST FOR JAPAN HPI)

Null Hypothesis: JAPAN_HPI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 8 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.023703	0.5820
Test critical values:		
1% level	-4.039797	
5% level	-3.449365	
10% level	-3.149922	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

**1.β Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για την κατανάλωση στην Ιαπωνία
(UNIT ROOT TEST FOR JAPAN PC)**

Null Hypothesis: JP_PC has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.035363	0.9954
Test critical values:		
1% level	-4.039797	
5% level	-3.449365	
10% level	-3.149922	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

**1.γ Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για τον δείκτη τιμών των μετοχών στις Ιαπωνία
(UNIT ROOT TEST FOR JAPAN STOCK)**

Null Hypothesis: JP_STOCK has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.938687	0.6278
Test critical values:		
1% level	-4.039797	
5% level	-3.449365	
10% level	-3.149922	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

**2.α Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για τον δείκτη τιμών ακινήτων στην Αγγλία
(UNIT ROOT TEST FOR UK HPI)**

Null Hypothesis: UK_HPI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.402977	0.8552
Test critical values:		
1% level	-4.039797	
5% level	-3.449365	
10% level	-3.149922	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

2.β Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για την κατανάλωση στην Αγγλία (UNIT ROOT TEST FOR UK PC)

Null Hypothesis: UK_PC has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.786415	0.7051
Test critical values:		
1% level	-4.039797	
5% level	-3.449365	
10% level	-3.149922	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

2.γ Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για τον δείκτη τιμών των μετοχών στην Αγγλία (UNIT ROOT TEST FOR UK STOCK)

Null Hypothesis: UK_STOCK has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.142759	0.5164
Test critical values:		
1% level	-4.039797	
5% level	-3.449365	
10% level	-3.149922	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

3.α Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για τον δείκτη τιμών ακινήτων στις ΗΠΑ (UNIT ROOT TEST FOR US HPI)

Null Hypothesis: US_HPI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 8 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.270010	0.8901
Test critical values:		
1% level	-4.039797	
5% level	-3.449365	
10% level	-3.149922	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

3.β Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για την κατανάλωση στις ΗΠΑ (UNIT ROOT TEST FOR US PC)

Null Hypothesis: US_PC has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.983868	0.9414
Test critical values:		
1% level	-4.039797	
5% level	-3.449365	
10% level	-3.149922	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

3.γ Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για τον δείκτη τιμών των μετοχών στις ΗΠΑ (UNIT ROOT TEST FOR US STOCK)

Null Hypothesis: US_STOCK has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.534433	0.3113
Test critical values:		
1% level	-4.039797	
5% level	-3.449365	
10% level	-3.149922	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Επιπλέον, καθώς είναι ολοκληρωμένες σειρές πρώτης τάξης [integrated (I(1))] μπορεί να διενεργηθεί τεστ συνολοκλήρωσης cointegration test στις τρεις μεταβλητές ανά χώρα προκειμένου να διαπιστωθεί αν ο γραμμικός συνδυασμός τους είναι μια στάσιμη χρονολογική σειρά. Αν επαληθευθεί κάτι τέτοιο τότε μέσω της εξίσωσης συνολοκλήρωσης cointegrating equation μπορεί ο γραμμικός συνδυασμός τους να εκφράζει μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας ανάμεσα στις μεταβλητές.

Τεστ Συνολοκλήρωσης (Cointegration test)

Στο e-views διενεργούνται τεστ συνολοκλήρωσης (cointegration tests) βασισμένα σε VAR μοντέλα με την εξής μορφή: $y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + B \chi_t + \varepsilon_t$, όπου το y_t είναι στοιχείο k παραγόντων με ολοκληρωμένες σειρές πρώτης τάξης [integrated I(1)], χ_t είναι στοιχείο με d ντετερμινιστικές μεταβλητές και το ε_t είναι το σφάλμα. Αν πάρουμε τις πρώτες διαφορές του, το VAR μοντέλο μπορεί να γραφτεί ως εξής:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i y_{t-i} + B \chi_t + \varepsilon_t, \text{ όπου το } \Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \text{ και το } \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j .$$

Κατά τη θεωρία του Granger αν ο πίνακας Π είναι τάξης r όπου το $r < k$ τότε υπάρχουν πίνακες $k \times r$ α, β τάξης r τέτοιοι ώστε τα $\Pi = \alpha \beta'$ και $\beta' y_t$ είναι I(0). Το r είναι ο αριθμός των σχέσεων συνολοκλήρωσης και κάθε στήλη του β είναι παράγοντας συνολοκλήρωσης. Κατά τον καθορισμό της ντετερμινιστικής τάσης ελέγχθηκαν και για την κάθε χώρα και οι 5 υποθέσεις με σκοπό να επιλεγεί αυτή η υπόθεση που περιλαμβάνει τις περισσότερες σχέσεις συνολοκλήρωσης. Για κάθε χώρα η υπόθεση τάσης (trend assumption) αναγράφεται στον σχετικό πίνακα. Επιπλέον, οι υστερήσεις (lag intervals) έχουν οριστεί για διαφορές από 1 έως 4.

**Τεστ συνολοκλήρωσης για την Ιαπωνία
(COINTEGRATION TEST FOR JAPAN)**

Date: 06/17/09 Time: 16:20
 Sample (adjusted): 1981Q2 2008Q4
 Included observations: 111 after adjustments
 Trend assumption: Quadratic deterministic trend
 Series: JP_HPI JP_PC JP_STOCK
 Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.260141	62.19186	35.01090	0.0000
At most 1 *	0.223883	28.74799	18.39771	0.0013
At most 2	0.005524	0.614825	3.841466	0.4330

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.260141	33.44388	24.25202	0.0023
At most 1 *	0.223883	28.13316	17.14769	0.0009
At most 2	0.005524	0.614825	3.841466	0.4330

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

Κατά το τεστ συνολοκλήρωσης διαπιστώνεται η ύπαρξη 2 σχέσεων συνολοκλήρωσης σε διάστημα 5% μεταξύ των τριών μεταβλητών (C, HPI, STOCK) για την Ιαπωνία αφού η τιμή p-value απορρίπτει την μηδενική υπόθεση της μη ύπαρξης συνολοκληρωμένων εξισώσεων με τιμή 0.000 και αυτή της ύπαρξης τουλάχιστον μιας εξίσωσης συνολοκλήρωσης με τιμή 0.0013 που είναι και οι δύο μικρότερες του 0.05. Σημειώνεται ότι η υπόθεση για την ντετερμινιστική τάση είναι η 5^η (τα y_t έχουν τετραγωνικές τάσεις και οι εξισώσεις συνολοκλήρωσης έχουν γραμμικές τάσεις

$$H(r) = \Pi y_{t-1} + B\chi_\tau = a(\beta' y_{t-1} + \rho_0 + \rho_{1t}) + a \perp (\gamma_0 + \gamma_{1t})$$

**Τεστ συνολοκλήρωσης για την Αγγλία
(COINTEGRATION TEST FOR UK)**

Date: 06/17/09 Time: 16:22
 Sample (adjusted): 1981Q2 2008Q4
 Included observations: 111 after adjustments
 Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)
 Series: UK_STOCK UK_PC UK_HPI
 Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.163293	36.31661	35.19275	0.0377
At most 1	0.098066	16.52734	20.26184	0.1512
At most 2	0.044654	5.070638	9.164546	0.2758

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.163293	19.78928	22.29962	0.1080
At most 1	0.098066	11.45670	15.89210	0.2198
At most 2	0.044654	5.070638	9.164546	0.2758

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

Κατά το τεστ συνολοκλήρωσης διαπιστώνεται η ύπαρξη 1 σχέσης συνολοκλήρωσης σε διάστημα 5% μεταξύ των τριών μεταβλητών (C, HPI, STOCK) για την Αγγλία αφού η τιμή p-value απορρίπτει την μηδενική υπόθεση της μη ύπαρξης συνολοκληρωμένων εξισώσεων με τιμή $0.0377 < 0.05$. Σημειώνεται ότι η υπόθεση για την ντετερμινιστική τάση είναι η 2^η (τα y_t έχουν δεν έχουν ντετερμινιστικές τάσεις και οι εξισώσεις συνολοκλήρωσης έχουν Intercepts $H_1^*(r) = \Pi y_{t-1} + B\chi_\tau = a(\beta' y_{t-1} + \rho_0)$). (Για τις λοιπές υποθέσεις δεν βρέθηκαν cointegrating equations)

**Τεστ συνολοκλήρωσης για τις ΗΠΑ
(COINTEGRATION TEST FOR USA)**

Date: 06/17/09 Time: 16:21
 Sample (adjusted): 1981Q2 2008Q4
 Included observations: 111 after adjustments
 Trend assumption: Quadratic deterministic trend
 Series: US_HPI US_PC US_STOCK
 Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.296216	51.69687	35.01090	0.0004
At most 1	0.074479	12.70437	18.39771	0.2599
At most 2 *	0.036377	4.113127	3.841466	0.0425

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.296216	38.99250	24.25202	0.0003
At most 1	0.074479	8.591246	17.14769	0.5387
At most 2 *	0.036377	4.113127	3.841466	0.0425

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

Κατά το τεστ συνολοκλήρωσης διαπιστώνεται η ύπαρξη 1 σχέσης συνολοκλήρωσης σε διάστημα 5% μεταξύ των τριών μεταβλητών (C, HPI, STOCK) για τις ΗΠΑ αφού η τιμή p-value απορρίπτει την μηδενική υπόθεση της μη ύπαρξης συνολοκληρωμένων εξισώσεων με τιμή $0.0004 < 0.05$. Σημειώνεται ότι η υπόθεση για την ντετερμινιστική τάση είναι η $5^{\text{η}}$ (τα y_t έχουν τετραγωνικές τάσεις και οι εξισώσεις συνολοκλήρωσης έχουν γραμμικές τάσεις)

$$H(r) = \Pi y_{t-1} + B\chi_t = a(\beta' y_{t-1} + \rho_0 + \rho_{1t}) + a \perp (\gamma_0 + \gamma_1 t)$$

Παράγοντας διόρθωσης σφάλματος (Vector Error Correction Model)

Το μοντέλο του παράγοντα διόρθωσης σφάλματος (vector error correction model) καθορίζει τις δυναμικές επιδράσεις κάθε μεταβλητής σε βραχυπρόθεσμο χρονικό ορίζοντα και τις απεικονίζει σε ένα πλαίσιο με τρόπο που να διακρίνονται οι επιδράσεις αυτές και στην μακροχρόνια σχέση ισορροπίας που τις συνδέει μεταξύ τους. Ο Phillips (1998) έδειξε ότι προβλέψεις βασισμένες σε vector error correction μοντέλα τα οποία εκτιμούν συνολοκληρωμένες σχέσεις (co-integrating relationships) και μοναδιαίες ρίζες (unit roots), είναι συνεπής και ασυμπτωτικά βέλτιστες. Στην βιβλιογραφία τα VECMs χρησιμοποιούνται για εκτιμήσεις σε μακροχρόνιες χρονικές περιόδους περισσότερο παρά σε βραχυχρόνιες.

Το VEC αποτελεί μια παραλλαγή του VAR μοντέλου και χρησιμοποιείται για σειρές που παρουσιάζουν μη στασιμότητα και μεταξύ τους είναι συνολοκληρωμένες (cointegrated). Το VEC μοντέλο εμπεριέχει τις σχέσεις συνολοκλήρωσης των μεταβλητών έτσι ώστε να περιορίζει την σύγκλιση των μακροχρόνιων συμπεριφορών των ενδογενών μεταβλητών στην σχέση συνολοκλήρωσής τους επιτρέποντας βραχυχρόνιες δυναμικές ρυθμίσεις. Ο όρος συνολοκλήρωσης ονομάζεται και όρος διόρθωσης σφάλματος (error correction term) αφού οι αποκλίσεις των σχέσεων μακροχρόνιας ισορροπίας διορθώνονται σταδιακά μέσω σειρών από -μερικώς- βραχυχρόνιες ρυθμίσεις.

Το πιο κοινό παράδειγμα αφορά ένα διμεταβλητό σύστημα με μια σχέση συνολοκλήρωσης και χωρίς χρονικές υστερήσεις. Η σχέση συνολοκλήρωσης είναι η

εξής: $y_{2,t} = \beta y_{1,t}$. Το VEC μοντέλο είναι:

$$\begin{aligned}\Delta y_{1,t} &= \alpha_1 (y_{2,t-1} - \beta y_{1,t-1}) + \varepsilon_{1,t} \\ \Delta y_{2,t} &= \alpha_2 (y_{2,t-1} - \beta y_{1,t-1}) + \varepsilon_{2,t}\end{aligned}$$

Όπου η μόνη μεταβλητή στο δεξί μέρος είναι ο όρος διόρθωσης σφάλματος. Σε μακροχρόνιο διάστημα ο όρος είναι μηδέν. Ωστόσο, αν τα y_1, y_2 αποκλίνουν από την μακροχρόνια ισορροπία, ο όρος διόρθωσης σφάλματος θα είναι μη μηδενικός και κάθε μεταβλητή προσαρμόζεται ώστε μερικώς να αποκατασταθεί η σχέση

ισορροπίας. Ο όρος α_i μετρά την ταχύτητα προσαρμογής των i -πλήθους ενδογενών μεταβλητών σε σχέση με την ισορροπία.

Παράγοντας διόρθωσης σφάλματος για την Ιαπωνία

VECTOR ERROR CORRECTION FOR JAPAN

Vector Error Correction Estimates

Date: 06/17/09 Time: 16:51

Sample (adjusted): 1980Q4 2008Q4

Included observations: 113 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1		
JP_HPI(-1)	1.000000		
JP_PC(-1)	-0.046619 (0.00500) [-9.32565]		
JP_STOCK(-1)	0.156592 (0.03684) [4.25089]		
C	4671.946		
Error Correction:	D(JP_HPI)	D(JP_PC)	D(JP_STOCK)
CointEq1	0.016498 (0.01526) [1.08124]	0.872110 (0.10640) [8.19676]	0.066113 (0.13892) [0.47592]

(*σημείωση: το τεστ έγινε για τις λογαριθμικές διαφορές των μεταβλητών)

Διαπιστώνεται, ότι ο παράγοντας διόρθωσης σφάλματος για την μεταβλητή της κατανάλωσης είναι στατιστικά σημαντικός αφού είναι $8.19676 > 1.96$.

Παράγοντας διόρθωσης σφάλματος για την Αγγλία

VECTOR ERROR CORRECTION FOR UK

Vector Error Correction Estimates

Date: 06/17/09 Time: 16:24

Sample (adjusted): 1980Q4 2008Q4

Included observations: 113 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1		
UK_HPI(-1)	1.000000		
UK_PC(-1)	-2.376670 (0.49881) [-4.76471]		
UK_STOCK(-1)	0.074494 (0.01507) [4.94161]		
C	-116.4506		
Error Correction:	D(UK_HPI)	D(UK_PC)	D(UK_STOCK)
CointEq1	0.001282 (0.00539) [0.23773]	0.004431 (0.00116) [3.82960]	-1.018080 (0.51106) [-1.99209]

(*σημείωση: το τεστ έγινε για τις λογαριθμικές διαφορές των μεταβλητών)

Διαπιστώνεται, ότι ο παράγοντας διόρθωσης σφάλματος για την μεταβλητή της κατανάλωσης είναι στατιστικά σημαντικός αφού είναι $8.19676 > 1.96$ και επιπλέον για την μεταβλητή του δείκτη τιμών μετοχών με $-1.99 < -1.96$.

Παράγοντας διόρθωσης σφάλματος για τις ΗΠΑ

VECTOR ERROR CORRECTION FOR US

Vector Error Correction Estimates

Date: 06/17/09 Time: 16:53

Sample (adjusted): 1980Q4 2008Q4

Included observations: 113 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1		
US_HPI(-1)	1.000000		
US_PC(-1)	-0.061943 (0.00912) [-6.78934]		
US_STOCK(-1)	0.072953 (0.01787) [4.08170]		
C	-19.16934		
Error Correction:	D(US_HPI)	D(US_PC)	D(US_STOCK)
CointEq1	-0.023187 (0.00736) [-3.15059]	0.258557 (0.14642) [1.76589]	-1.612647 (0.64315) [-2.50743]

(*σημείωση: το τεστ έγινε για τις λογαριθμικές διαφορές των μεταβλητών)

Διαπιστώνεται, ότι ο παράγοντας διόρθωσης σφάλματος για την μεταβλητή του δείκτη τιμών ακινήτων είναι στατιστικά σημαντικός αφού είναι $-3.150 < -1.96$ και επιπλέον για την μεταβλητή του δείκτη τιμών μετοχών με $-2.507 < -1.96$.

Μετά το VEC ανά χώρα παρουσιάζονται τα αρνητικά και θετικά κατάλοιπα των μεταβλητών του δείκτη τιμών ακινήτων (HPI) και μετοχών (STOCK) και με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων υπολογίζεται αν οι επιδράσεις των αρνητικών και θετικών μεταβολών τους προς την εξαρτημένη μεταβλητή C, είναι στατιστικά σημαντικές, προκειμένου να διαπιστωθεί η ύπαρξη wealth effect. Ακολουθεί η παρουσίαση των πινάκων ανά χώρα.

ΙΑΠΩΝΙΑ

Δείκτες τιμών ακινήτων (HPI) και κατανάλωση (C)

Dependent Variable: D_JP_PC
 Method: Least Squares
 Date: 06/17/09 Time: 17:50
 Sample (adjusted): 1980Q4 2008Q4
 Included observations: 113 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.006268	0.001296	4.835318	0.0000
RESID_POS_JP_HPI	5.38E-06	7.34E-06	0.733185	0.4650
RESID_NEG_JP_HPI	-2.32E-06	5.99E-06	-0.386575	0.6998
R-squared	0.005143	Mean dependent var		0.006898
Adjusted R-squared	-0.012946	S.D. dependent var		0.010035
S.E. of regression	0.010100	Akaike info criterion		-6.326342
Sum squared resid	0.011221	Schwarz criterion		-6.253934
Log likelihood	360.4383	F-statistic		0.284314
Durbin-Watson stat	1.697037	Prob(F-statistic)		0.753081

Δείκτες τιμών μετοχών (STOCK) και κατανάλωση (C)

Dependent Variable: D_JP_PC
 Method: Least Squares
 Date: 06/17/09 Time: 17:51
 Sample (adjusted): 1980Q4 2008Q4
 Included observations: 113 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.006447	0.001407	4.580657	0.0000
RESID_POS_JP_STOCK	8.60E-07	9.86E-07	0.872254	0.3850
RESID_NEG_JP_STOCK	2.79E-07	6.22E-07	0.448431	0.6547
R-squared	0.012810	Mean dependent var		0.006898
Adjusted R-squared	-0.005139	S.D. dependent var		0.010035
S.E. of regression	0.010061	Akaike info criterion		-6.334079

Sum squared resid	0.011135	Schwarz criterion	-6.261670
Log likelihood	360.8755	F-statistic	0.713686
Durbin-Watson stat	1.707503	Prob(F-statistic)	0.492089

Τόσο οι μεταβολές των δεικτών του HPI όσο και του STOCK δεν επηρεάζουν την κατανάλωση (C) καθώς δεν είναι στατιστικά σημαντικές (τα p-values για τις αρνητικές μεταβολές του HPI είναι $0.465 > 0.05$ και για τις θετικές μεταβολές $0.699 > 0.05$. Αντίστοιχα για τις αρνητικές και θετικές μεταβολές του STOCK είναι $0.385 > 0.05$ και $0.6547 > 0.05$). Επομένως, δεν διαπιστώνεται *wealth effect* για την Ιαπωνία από κανέναν από τους υπό εξέταση παράγοντες και δεν θα εξεταστεί ασυμμετρία της κατανάλωσης.

Ηνωμένο Βασίλειο

Δείκτες τιμών ακινήτων (HPI) και κατανάλωση (C)

Dependent Variable: D_UK_PC
Method: Least Squares
Date: 06/17/09 Time: 17:46
Sample (adjusted): 1980Q4 2008Q4
Included observations: 113 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.019107	0.001136	16.82279	0.0000
RESID_POS_UK_HPI	-0.000566	0.000421	-1.344277	0.1816
RESID_NEG_UK_HPI	0.001234	0.000426	2.900561	0.0045
R-squared	0.071406	Mean dependent var		0.016929
Adjusted R-squared	0.054523	S.D. dependent var		0.008167
S.E. of regression	0.007942	Akaike info criterion		-6.807203
Sum squared resid	0.006938	Schwarz criterion		-6.734795
Log likelihood	387.6070	F-statistic		4.229338
Durbin-Watson stat	1.381414	Prob(F-statistic)		0.016999

Δείκτες τιμών μετοχών (STOCK) και κατανάλωση (C)

Dependent Variable: D_UK_PC

Method: Least Squares

Date: 06/17/09 Time: 17:52

Sample (adjusted): 1980Q4 2008Q4

Included observations: 113 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.017713	0.001020	17.36853	0.0000
RESID_POS_UK_STOCK	-1.08E-06	4.49E-06	-0.241112	0.8099
RESID_NEG_UK_STOCK	6.75E-06	3.92E-06	1.719091	0.0884
R-squared	0.026692	Mean dependent var		0.016929
Adjusted R-squared	0.008995	S.D. dependent var		0.008167
S.E. of regression	0.008131	Akaike info criterion		-6.760174
Sum squared resid	0.007272	Schwarz criterion		-6.687765
Log likelihood	384.9498	F-statistic		1.508292
Durbin-Watson stat	1.250340	Prob(F-statistic)		0.225828

Παρατηρούμε ότι, σε αντίθεση με την Ιαπωνία, στην Αγγλία οι μεταβολές των δεικτών του HPI επηρεάζουν την κατανάλωση (C) καθώς προκύπτουν στατιστικά σημαντικές οι αρνητικές μεταβολές σε επίπεδο 5% αν και σχεδόν οριακά ($p\text{-values } 0.0045 < 0.05$). Επιπλέον, διαπιστώνεται στατιστικά σημαντική επίδραση από τις αρνητικές μεταβολές των τιμών των μετοχών σε επίπεδο 10% με $p\text{-value } 0.0884 < 0.10$. Το γεγονός ότι σε κάθε συνδυασμό κατανάλωσης-τιμών ακινήτων και κατανάλωσης-τιμών μετοχών οι επιδράσεις των αρνητικών μεταβολών είναι στατιστικά σημαντικές εκφράζει φαινόμενα αποτελέσματος πλούτου (*wealth effect*) με την κατανάλωση να επηρεάζεται ασυμμετρικώς ως προς τα αρνητικά σοκ που προκαλούνται στην αγορά ακινήτων και των μετοχών.

Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής

Δείκτες τιμών ακινήτων (HPI) και κατανάλωση (C)

Dependent Variable: D_US_PC
 Method: Least Squares
 Date: 06/17/09 Time: 17:48
 Sample (adjusted): 1980Q4 2008Q4
 Included observations: 113 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.017713	0.000853	20.77433	0.0000
RESID_POS_US_HPI	-0.002840	0.000629	-4.515700	0.0000
RESID_NEG_US_HPI	0.001555	0.000678	2.294239	0.0237
R-squared	0.161671	Mean dependent var		0.015259
Adjusted R-squared	0.146428	S.D. dependent var		0.007056
S.E. of regression	0.006519	Akaike info criterion		-7.202051
Sum squared resid	0.004674	Schwarz criterion		-7.129642
Log likelihood	409.9159	F-statistic		10.60668
Durbin-Watson stat	1.378938	Prob(F-statistic)		0.000061

Δείκτες τιμών μετοχών (STOCK) και κατανάλωση (C)

Dependent Variable: D_US_PC
 Method: Least Squares
 Date: 06/17/09 Time: 17:52
 Sample (adjusted): 1980Q4 2008Q4
 Included observations: 113 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.015917	0.000908	17.53104	0.0000
RESID_POS_US_STOCK	-1.60E-07	9.25E-06	-0.017333	0.9862
RESID_NEG_US_STOCK	1.37E-05	7.01E-06	1.955582	0.0531
R-squared	0.036750	Mean dependent var		0.015259
Adjusted R-squared	0.019236	S.D. dependent var		0.007056
S.E. of regression	0.006988	Akaike info criterion		-7.063149
Sum squared resid	0.005371	Schwarz criterion		-6.990740
Log likelihood	402.0679	F-statistic		2.098351
Durbin-Watson stat	1.284977	Prob(F-statistic)		0.127542

Παρατηρούμε ότι, τόσο οι θετικές όσο και οι αρνητικές μεταβολές των δεικτών των ακινήτων (HPI) επηρεάζουν την κατανάλωση (C) καθώς προκύπτουν στατιστικά σημαντικές (p-values για τις θετικές μεταβολές του HPI είναι $0 < 0.05$ και για τις αρνητικές μεταβολές του HPI είναι $0.0237 < 0.05$). Θα μπορούσαμε να ισχυριστούμε με βεβαιότητα ότι υπάρχει αποτέλεσμα πλούτου (*wealth effect*) για την κατανάλωση των ΗΠΑ προερχόμενο από τις μεταβολές των τιμών των ακινήτων και θα διενεργηθεί τεστ προκειμένου να επιβεβαιωθεί η ασυμμετρία της κατανάλωσης ως προς τις θετικές και τις αρνητικές μεταβολές των τιμών των ακινήτων. Όσον αφορά τις μεταβολές των τιμών των μετοχών παρατηρούμε ότι είναι στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο 10% οι αρνητικές μεταβολές με τιμή $0.0531 < 0.10$ ως προς την κατανάλωση. Το γεγονός ότι – έστω και πιο ασθενώς- είναι στατιστικά σημαντικές οι αρνητικές μεταβολές, δεχόμαστε την ύπαρξη ασυμμετρίας της κατανάλωσης ως προς τις αρνητικές μεταβολές των τιμών των μετοχών.

Ασυμμετρία

Κατά το τεστ ασυμμετρίας, θα επιβεβαιωθεί η ύπαρξη ασυμμετρίας στα θετικά και αρνητικά κατάλοιπα των μεταβολών των τιμών των ακινήτων των ΗΠΑ που προέκυψαν από το μοντέλο του παράγοντα διόρθωσης σφάλματος, καθώς είναι τα μοναδικά τα οποία είναι στατιστικά σημαντικά. Το τεστ ασυμμετρίας που θα

χρησιμοποιηθεί είναι το $t = \frac{\hat{\beta} - \hat{\gamma}}{\sqrt{\text{var}(\hat{\beta}) + \text{var}(\hat{\gamma}) - 2\text{cov}(\hat{\beta}, \hat{\gamma})}}$ όπου $\hat{\beta}, \hat{\gamma}$ οι τιμές των

εκτιμημένων καταλοίπων της θετικής μεταβολής των τιμών των ακινήτων ($\text{resid_pos_us_hpi} = \hat{\beta}$) και της αρνητικής μεταβολής των τιμών των ακινήτων αντίστοιχα ($\text{resid_neg_us_hpi} = \hat{\gamma}$), με τιμές που επισημαίνονται

Variable	Coefficient
RESID_POS_US_HPI= $\hat{\beta}$	-0.002840
RESID_NEG_US_HPI= $\hat{\gamma}$	0.001555

ενώ οι διακυμάνσεις και οι διακυμάνσεις και συνδιακυμάνσεις τους ($\text{var}(\hat{\beta}), \text{var}(\hat{\gamma}), \text{cov}(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$) δίνονται από τον παρακάτω πίνακα όπως προκύπτουν από τον σχετικό πίνακα διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων από το e-views:

$\text{var}(\hat{\beta})$	0,0000003955
$\text{cov}(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$	-0,000000135
$\text{var}(\hat{\gamma})$	0,000000459
$\text{cov}(\hat{\gamma}, \hat{\beta})$	-0,000000135

Η μηδενική υπόθεση είναι : $H_0 : \hat{\beta} - \hat{\gamma} = 0$ έναντι της εναλλακτικής $H_1 : \hat{\beta} - \hat{\gamma} \neq 0$.

Το αποτέλεσμα που προκύπτει για το t-statistic είναι $-4.142589 < -1.96$ σε επίπεδο 5% επομένως απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση περί ισότητας των δύο συντελεστών και αποδεχόμαστε ότι υπάρχει ασυμμετρία με την αρνητική ασυμμετρία να υπερισχύει. Επομένως διαπιστώνουμε ότι στις ΗΠΑ υπάρχει αποτέλεσμα πλούτου από την αγορά

ακινήτων και επιπλέον υπάρχει ασυμμετρία της κατανάλωσης σε σχέση με τις αρνητικές μεταβολές των τιμών των ακινήτων.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΑΙΑ

Μέρος IV

Συμπεράσματα

Ανακεφαλαιώνοντας, από την εμπειρική ανάλυση, προκύπτει ότι για την οικονομία της Ιαπωνίας δεν διαπιστώνεται ότι η ιδιωτική κατανάλωση επηρεάζεται από τις μεταβολές των τιμών των ακινήτων και των τιμών του χρηματιστηρίου. Η σχετική βιβλιογραφία, όπως έχει προαναφερθεί, έχει ανάμεικτα αποτελέσματα για την ύπαρξη αποτελέσματος πλούτου στην κατανάλωση της Ιαπωνίας, καθώς είτε προκύπτει αποτέλεσμα πλούτου μικρής στατιστικής σημαντικότητας, είτε τα στοιχεία δεν επιβεβαιώνουν κάτι τέτοιο. Τα αίτια του αποτελέσματος αυτού θεωρούμε ότι σχετίζονται άμεσα με τα στοιχεία που παρουσιάσαμε στο πρώτο μέρος σχετικά με την διάρθρωση του χαρτοφυλακίου του μέσου νοικοκυριού στην Ιαπωνία όπου κυρίαρχο κομμάτι του πλούτου επενδύεται σε διάφορα επενδυτικά προϊόντα (το 1999 αποτελούσαν το 50% του χαρτοφυλακίου), ακολουθούν οι μετοχές οι οποίες αποτελούσαν το δεύτερο είδος προτίμησης (το 1999 αποτελούσε το 46.1% του χαρτοφυλακίου) με την επισήμανση όμως ότι το μερίδιο αυτό συνείσφερε μόλις το 5.3% του συνολικού πλούτου του νοικοκυριού και ακολουθούσε η επένδυση σε ακίνητα που αποτελούσε το 3.9% του χαρτοφυλακίου. Δηλαδή δεν φαίνεται οι καταναλωτές να εξαρτώνται πρωτίστως από τις επενδύσεις σε μετοχές και σε ακίνητα.

Αντίθετα τα αποτελέσματα στην Αγγλία και στις ΗΠΑ παρουσιάζουν αρκετές ομοιότητες καθώς και στις δύο χώρες προκύπτει αποτέλεσμα πλούτου στην κατανάλωση τόσο από τις μεταβολές των τιμών των ακινήτων όσο και από τις μεταβολές των τιμών των μετοχών. Μάλιστα προκύπτει ότι η κατανάλωση και στις δύο χώρες συμπεριφέρεται ασυμμετρικά ως προς τις αρνητικές μεταβολές των δύο προαναφερθέντων παραγόντων. Τα αποτελέσματα αυτά συνάδουν με την βιβλιογραφία και σχετίζονται άμεσα με τον τρόπο που είναι δομημένες οι οικονομίες αυτές. Πρόκειται για οικονομίες προσανατολισμένες στην ελεύθερη αγορά, που αυτό σημαίνει ότι τα νοικοκυριά έχουν πρόσβαση σε διάφορα χρηματοοικονομικά επενδυτικά προϊόντα και ένα σημαντικό μέρος του πλούτου τους το επενδύουν σε μετοχές, επομένως είναι περισσότερο εκτεθειμένα στις μεταβολές των τιμών των μετοχών. Επιπλέον, τα αποτελέσματα της εργασίας αποδεικνύουν την σχέση

εξάρτησης της κατανάλωσης με την κατοχή ακίνητης περιουσίας η οποία ουσιαστικά καθορίζει την κατανάλωση. Ειδικά για τις ΗΠΑ τα αποτελέσματα που προέκυψαν είναι πιο σημαντικά από στατιστικής άποψης και αποτυπώνουν αφενός το μεγάλο ποσοστό κατοχής μετοχών από τους ιδιώτες και αφετέρου την άμεση σύνδεση της κατανάλωσης με την αγορά ακινήτων, καθώς τα ακίνητα αποτελούν την κυρίαρχη εμπράγματη κάλυψη των νοικοκυριών έναντι των χρηματοδοτήσεων που λαμβάνουν από τα χρηματοπιστωτικά ιδρύματα προκειμένου να αγοράσουν καταναλωτικά αγαθά.

Αναφορές

Norbert Funke (2002): “Stock Market Developments and Private Consumer Spending in Emerging Markets”
International Monetary Fund

Lonnie K. Stevans (2004): “Aggregate consumption spending, the stock market and asymmetric error correction”
Department of BCIS/QM, Zarb School of Business, Hempstead, NY, USA

Karen E. Dynan Dean M. Maki (2001): “Does Stock Market Wealth Matter for Consumption?”

Boone, L., C. Giorno and P. Richardson (1998), "Stock Market Fluctuations and Consumption Behaviour: Some Recent Evidence"
OECD Economics Department Working Papers

Martha Starr-McCluer (1998): “Stock Market Wealth and Consumer Spending”
Federal Reserve Board of Governors

James Poterba (2000): “Stock Market Wealth and Consumption”
The Journal of Economic Perspectives

Hali Edison and Torsten Sløk (2002): “Stock Market Wealth Effects and the New Economy: A Cross-Country Study”
International Monetary Fund

Richard Disney, Andrew Henley. and David Jevons (2003): “HOUSE PRICE SHOCKS, NEGATIVE EQUITY AND HOUSEHOLD CONSUMPTION IN THE UK IN THE 1990s”

Sock-Yong Phang (2003): “House prices and aggregate consumption: do they move together? Evidence from Singapore”
Singapore Management University, Singapore

Eric Belsky and Joel Prakken (2004): “Housing Wealth Effects: Housing’s Impact on Wealth Accumulation, Wealth Distribution and Consumer Spending)
National Association of REALTORS® National Center for Real Estate Research.

KF Man, Raymond Y C Tse (2004): “The impact of negative equity housing on private consumption: HK Evidence”