

**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ**  
**ΠΜΣ ΣΤΗ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ & ΤΡΑΠΕΖΙΚΗ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ**

**ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΔΙΑΤΡΙΒΗ**



**Οι Επιπτώσεις της Μεταβλητότητας των Χρηματιστηριακών Δεικτών  
στις Καταναλωτικές Δαπάνες**

**Αλ Αχμάρ Πέτρος**

**Επιβλέπουσα Καθηγήτρια: Δρ. Χρίστου Χριστίνα**

**Πειραιάς 2008**

**Οι επιπτώσεις της μεταβλητότητας των χρηματιστηριακών δεικτών στις καταναλωτικές δαπάνες**

**Αλ Αχμάρ Πέτρος**

**Επιβλέπουσα Καθηγήτρια: Δρ.Χριστίνα Χρίστου**

**Abstract**

Το παρόν πονήμα συνιστά μια εμπειρική έρευνα και συγχρόνως μια θεωρητική θεμελίωση των συνεπειών της μεταβλητότητας των χρηματιστηριακών δεικτών των 7 πλουσιότερων χωρών του κόσμου στις Καταναλωτικές Δαπάνες των πολιτών τους. Διάφοροι τύποι Καταναλωτικών Δαπανών μελετώνται: Συνολικές Πραγματικές Καταναλωτικές Δαπάνες, Πραγματικές Καταναλωτικές Δαπάνες σε Μη Διαρκή Αγαθά, Πραγματικές Καταναλωτικές Δαπάνες σε Διαρκή Αγαθά συνολικά αλλά και επιμέρους κατηγορίες Διαρκών Αγαθών, όπως Οικιακές Ηλεκτρικές Συσκευές, Αυτοκίνητα επιβατικά και Οικιακά Έπιπλα. Η εμπειρική θεμελίωση λαμβάνει χώρα μέσω του ελέγχου συνολοκλήρωσης του Johansen και τη μέθοδο της διόρθωσης σφάλματος (error correction). Τα αποτελέσματα για όλους τους τύπους Καταναλωτικών Δαπανών θεμελιώνουν μια μακροχρόνια σχέση μεταξύ Καταναλωτικών Δαπανών και των προσδιοριστικών της παραγόντων στην οποία συμπεριλαμβάνεται η Μεταβλητότητα των Χρηματιστηριακών Δεικτών. Επίσης, το πόρισμα από τη χρήση της μεθόδου Διόρθωσης Σφάλματος αναδεικνύει τη σχέση Αιτιότητας μεταξύ Καταναλωτικών Δαπανών και των υπολοίπων μεταβλητών. Σε όλους τους τύπους Καταναλωτικών Δαπανών, η μεταβλητότητα των Χρηματιστηριακών Δεικτών επιδρά στις Καταναλωτικές Δαπάνες, δεν υπάρχει όμως αντίστροφη επίδραση αντίστοιχου μεγέθους.

-Ο δημιουργός του πονήματος αυτού αισθάνεται την υποχρέωση να ευχαριστήσει την Δρ. Χρίστου Χριστίνα, για την καθοδήγηση στη συγγραφή της διπλωματικής διατριβής, τον διδακτορικό φοιτητή Αντύπα Αντώνιο, για τις τεχνικές συμβουλές στα Οικονομικά Προγράμματα Ηλεκτρονικών Υπολογιστών, και τον Καθηγητή κύριο Αντζουλάτο Άγγελο για την αμέριστη βοήθεια που ευχαρίστως και άμεσα παρείχε όποτε του ζητήθηκε.

# Περιεχόμενα

<b>1.ΠΡΟΛΟΓΟΣ</b>	σελ.1
<b>2.ΘΕΩΡΙΕΣ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ</b>	σελ.1
2.1. Εισαγωγή	σελ.1
2.2. Η Υπόθεση του Κύκλου Ζωής	σελ.2
2.3. Η Υπόθεση του Μόνιμου Εισοδήματος	σελ.2
2.4. Κριτική Hall: Κατανάλωση, ένας Τυχαίος Περίπατος	σελ.3
2.5.Υπόθεση του Μόνιμου Εισοδήματος με Ορθολογικές Προσδοκίες: παρουσίαση και κριτική	σελ.3
<b>3.ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ</b>	σελ.6
3.1. Εισαγωγή	σελ.6
3.2. Το σχήμα της συνάρτησης κατανάλωσης	σελ.7
3.3. Προσδιοριστικοί Παράγοντες της Ασυμμετρίας της Κατανάλωσης	σελ.8
3.3.1. Αποστροφή προς τον κίνδυνο	σελ.8
3.3.2. Φορολόγηση των Κεφαλαιακών Κερδών	σελ.9
3.3.3. Περιορισμοί Ρευστότητας	σελ.9
3.3.4. Οικονομικοί Κύκλοι	σελ.9
3.3.5.Μετοχές «Νέας Οικονομίας» & Market-Based Financial Systems	σελ.10
<b>4. WEALTH EFFECT</b>	σελ.11
4.1. Εισαγωγή	σελ.11
4.2. Stock Market Wealth Effect Literature Review	σελ.12
4.3.Σύγκριση wealth & signaling effects	σελ.16
4.4. Stock market Wealth Effect in emerging markets: empirical evidence	σελ.17
4.5. Η διάχυση των μετοχών & η σχέση μεταξύ κερδών από μετοχές και καταναλωτικών δαπανών	σελ.18
4.5.1. Αύξηση στον αριθμό των μετόχων	σελ.18
4.5.2. Έμμεση Κατοχή Μετοχών	σελ.18
4.5.3. Ηλικιακή Σύνθεση Μετόχων	σελ.19

## **5.ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΤΙΚΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΕΣ ΤΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΤΙΚΩΝ ΔΑΠΑΝΩΝ**

σελ.19

<b>5.1. Εισόδημα</b>	σελ.19
<b>5.2. Καταναλωτική Εμπιστοσύνη</b>	σελ.19
<b>5.2.1. Προτιμήσεις: μια ποιοτική μεταβλητή σε ένα οικονομικό υπόδειγμα</b>	σελ.21
<b>5.2.2. Prepurchase Decision Process</b>	σελ.21
<b>5.2.3. Behavioral Model</b>	σελ.22
<b>5.2.4. Αισιοδοξία</b>	σελ.23
<b>5.2.4.1. Αιτίες</b>	σελ.23
<b>5.2.4.2. Συνέπειες</b>	σελ.23
<b>5.2.5. Προσδιοριστικοί Παράγοντες του Δείκτη Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης</b>	σελ.24
<b>5.2.6. Consumer Confidence &amp; Rational Expectations Permanent Income Hypothesis</b>	σελ.24
<b>5.2.7. Consumer Sentiment &amp; Consumption Spending</b>	σελ.26
<b>5.2.8. USA: Consumer Sentiment vs. Consumer Confidence</b>	σελ.27
<b>5.2.9. Endogenizing consumer expectations</b>	σελ.30
<b>5.2.10. Mishkin's Liquidity Hypothesis</b>	σελ.31
<b>5.3. Αβεβαιότητα</b>	σελ.32
<b>5.3.1. Εισαγωγή</b>	σελ.32
<b>5.3.2. Η αβεβαιότητα μετρούμενη από τη Μεταβλητότητα των Χρηματιστηριακών Δεικτών</b>	σελ.32
<b>5.3.2.1 Επιπτώσεις στις Καταναλωτικές Δαπάνες Διαρκών Αγαθών</b>	σελ.32
<b>5.3.2.2. Επιπτώσεις στις Καταναλωτικές Δαπάνες Μη Διαρκών Αγαθών</b>	σελ.33
<b>5.4. Οι προσδιοριστικοί παράγοντες της μεταβλητότητας των χρηματιστηριακών δεικτών</b>	σελ.33
<b>5.4.1. Dividends</b>	σελ.33
<b>5.4.1.1. Το μοντέλο αποτελεσματικών αγορών του Shiller</b>	σελ.33
<b>5.4.1.2. Κριτική στο μοντέλο Αποτελεσματικών Αγορών</b>	σελ.35
<b>5.4.2. Πραγματικά επιτόκια</b>	σελ.36
<b>5.4.3. The Equity Premium Puzzle</b>	σελ.37
<b>5.4.4. Οριακός Λόγος Υποκατάστασης Κατανάλωσης</b>	σελ.38
<b>5.4.5. Land Values, Housing Values</b>	σελ.39

5.4.6. Θεσμικό πλαίσιο –margin requirements	σελ.40
5.4.7. Ορθολογικές Φούσκες	σελ.42
5.4.8. Κερδοσκοπικές φούσκες	σελ.44
5.4.8.1. Ορισμός	σελ.44
5.4.8.2. Volatility & Bubbles	σελ.45
5.4.8.3. Κριτική στο μοντέλο του West	σελ.46
5.4.9. Μεροληψία απόδοσης της μεταβλητότητας σε φούσκες	σελ.46
5.4.10. Fads	σελ.47
5.4.11. Μη ορθολογικές προσδοκίες για τα μακροπρόθεσμα κέρδη	σελ.47
5.4.12. International Influence	σελ.49
5.4.13. Time-varying volatility μετοχών, μακροοικονομικών μεταβλητών και δανειακής επιβάρυνσης	σελ.49
5.4.14. Οι αποδόσεις των μετοχών και η μεταβλητότά τους	σελ.51
5.4.15. Asymmetric effect of news on volatility	σελ.53
5.4.16. Η ασύμμετρη επίδραση του οικονομικού κύκλου στη σχέση μεταξύ αποδόσεων και μεταβλητότητάς της	σελ.54
5.4.17. Business Cycles, Financial Crises & Stock Volatility	σελ.55
5.4.18. Volatility, Value, Leverage & Interest Rate Effects	σελ.57
5.4.19. Volatility of Returns & Stock Splits	σελ.57
5.5. Κατανάλωση και επιτόκια	σελ.58
5.6. Stock Returns & Output	σελ.59
<b>6. ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ</b>	σελ.60
6.1. Οικονομετρικό Υπόδειγμα και Μεθοδολογία	σελ.60
6.2. Το μοντέλο GARCH	σελ.61
6.3. Δεδομένα και Έλεγχοι Μοναδιαίας Ρίζας	σελ.66
6.3.1. Πηγές Δεδομένων	σελ.66
6.3.2. Έλεγχοι Μοναδιαίας Ρίζας	σελ.68
6.4. Συνολοκλήρωση και Διόρθωση Σφάλματος	σελ.70
6.4.1. Συνολοκλήρωση	σελ.70
6.4.1.1. Εισαγωγή	σελ.70
6.4.1.2. Johansen Cointegration Test	σελ.71
6.4.2. Διόρθωση Σφάλματος	σελ.71
6.4.3. Trace Test vs. Max-Eigenvalue Test	σελ.72
6.4.4. The Robustness of the VAR Representation	σελ.72
6.4.5. Lag structure	σελ.73
6.5. Causality	σελ.74
6.5.1. F-statistic	σελ.74

<b>6.5.2. Long-Run &amp; Short-Run Causality Tests</b>	<b>σελ.74</b>
<b>6.6. Αποτελέσματα</b>	<b>σελ.75</b>
<b>6.6.1. Long-Run Causality Test Results</b>	<b>σελ.75</b>
<b>6.6.2. Short-Run Causality Test Results</b>	
<b>6.6.2.1. Short-run Causality from stock market volatility to consumer expenditures</b>	<b>σελ.75</b>
<b>6.6.2.2. Short-run Causality from consumer expenditures to stock market volatility</b>	<b>σελ.76</b>
<b>7. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ-ΣΥΝΟΨΗ</b>	<b>σελ.76</b>
<b>8. ΠΗΓΕΣ-ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ</b>	<b>σελ.78</b>
<b>9.ΠΑΡΑΡΤΗΜΑΤΑ</b>	<b>σελ.92</b>
<b>10.ΠΑΡΑΠΟΜΠΕΣ</b>	<b>σελ. 131</b>

## 1. ΠΡΟΛΟΓΟΣ

Παρότι ο πλούτος των νοικοκυριών συντίθεται όχι μόνο, ούτε καν κυρίως, από μετοχές, αλλά και από μετρητά, ομόλογα ή ακίνητα, η μεταβλητότητα των χρηματιστηριακών δεικτών επιδρά στις καταναλωτικές δαπάνες. Έρευνες βασισμένες στη μελέτη της συνάρτησης που προκρίνει η Υπόθεση του Κύκλου Ζωής των Modigliani & Brumberg (1954), βρίσκουν ότι μια πτώση στον πλούτο από χρηματιστηριακές αγορές κατά 1 χρηματική μονάδα μειώνει την κατανάλωση κατά μέσο όρο 5% <sup>[1]</sup>. Αν και μικρό σαν ποσοστό, εντούτοις, αποτελεί μεγάλο τμήμα μιας τυπικής ετήσιας μεταβολής της κατανάλωσης και κάτι τέτοιο μπορεί να επιδράσει και στη μεταβολή του ΑΕΠ.

Παρά τη συγκέντρωση μετοχών σε λίγα νοικοκυριά, ιδιαίτερα τα πλούσια, κάτι που δημιουργεί υποψίες ότι τα μη εξαργυρωμένα κεφαλαιακά κέρδη δεν περιορίζουν τις καταναλωτικές τους δαπάνες, οι διακυμάνσεις των χρηματιστηριακών δεικτών επιδρούν στις καταναλωτικές δαπάνες του συνόλου του πληθυσμού <sup>[2]</sup>. Καταρχάς, τα πλούσια νοικοκυριά μπορεί και αυτά να μειώσουν τις καταναλωτικές τους δαπάνες, αν ένα μεγάλο τμήμα των περιουσιακών τους στοιχείων αποτελείται από μετοχές, οι τιμές των οποίων έχουν μειωθεί. Επιπροσθέτως, τα ίδια νοικοκυριά, μπορεί να έχουν επενδύσει σε πολλά άλλα περιουσιακά στοιχεία, όπως ακίνητα, η ρευστότητα των οποίων είναι μικρότερη, και μέχρι να μετατραπούν σε μετρητά, οι καταναλωτικές δαπάνες μπορεί να μειωθούν. Επιπλέον, κάποια νοικοκυριά, και ειδικότερα τα αποτελούμενα από συνταξιούχους, τα οποία διατηρούν ένα επίπεδο κατανάλωσης στηριγμένο σε επενδυτικά προγράμματα χωρίς εγγυημένη απόδοση, μπορεί εμμέσως να πληγούν από μια πτώση των τιμών των μετοχών, και να μειώσουν, συνεπώς, τις καταναλωτικές τους δαπάνες (Garner (1990)).

Η μεταβλητότητα των χρηματιστηριακών δεικτών εκλαμβάνεται ως μια πηγή αποσταθεροποίησης της οικονομίας, και καθιστά τους οικονομικούς παράγοντες, και ιδιαίτερα τα νοικοκυριά αβέβια για το μελλοντικό τους εισόδημα. Αυτή η αβεβαιότητα έχει επίπτωση στη συχνότητα και το μέγεθος των καταναλωτικών δαπανών των νοικοκυριών, όπως επίσης και των ειδών τους. Για παράδειγμα, η **Romer(1990)** θεωρεί πως υπάρχει επίδραση στις Καταναλωτικές Δαπάνες Διαρκών Αγαθών, ενώ ο **Bosworth(1975)** θεωρεί πως οι αλλαγές στις τιμές των μετοχών επιδρούν στην Κατανάλωση Μη Διαρκών Αγαθών και Υπηρεσιών, αλλά όχι σε εκείνη των Διαρκών Αγαθών.

Ως τώρα έχει μελετηθεί μόνο η επίδραση της συχνότητας και του μέγεθους των μονοσήμαντων κινήσεων, ανόδων ή πτώσεων των χρηματιστηριακών δεικτών στις Καταναλωτικές Δαπάνες. Για παράδειγμα, οι **Shirvani & Wilbrattie (2000)** αναδεικνύουν τη μεγαλύτερη βαρύτητα των απότομων πτώσεων των χρηματιστηριακών δεικτών στις Καταναλωτικές Δαπάνες εν συγκρίσει με τις απότομες ανόδους. Το παρόν πόνημα μελετά τις επιπτώσεις της μεταβλητότητας των χρηματιστηριακών δεικτών στις Καταναλωτικές Δαπάνες των 7 πλουσιότερων χωρών του κόσμου, όπως αυτές νοούνται μέσα από τη συμμετοχή τους στο G-7.

## 2. ΘΕΩΡΙΕΣ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ

### 2.1. Εισαγωγή

Η εκτίμηση των επιδράσεων των χρηματιστηριακών αγορών στις Καταναλωτικές Δαπάνες εντάσσεται στο πλαίσιο της ευρύτερης μελέτης για το βαθμό στον οποίο επιδρούν οι μεταβολές των περιουσιακών στοιχείων στην οικονομία. Η επιρροή αυτή λαμβάνει χώρα μέσω τουλάχιστον τριών κυρίων καναλιών. Πρώτον, το μηχανισμό των

τιμών: αυξημένες τιμές των περιουσιακών στοιχείων μειώνουν το κόστος κεφαλαίου και ευνοούν τη ζήτηση για κεφάλαια προς επένδυση. Δεύτερον, ένα πιστωτικό κανάλι, που επιδρά με δύο τρόπους: 1) την αξία του ενέχυρου (που ελαττώνει το πρόβλημα δυσμενούς επιλογής για τους δανειστές) και 2) τη μείωση των κινδύνων για κερδοφόρες επενδύσεις. Τρίτον, ένα wealth effect: Σε ένα διαχρονικό πλαίσιο για την Κατανάλωση, μια αύξηση της αξίας του πλούτου, που γίνεται αντιληπτή και θεωρείται μόνιμη, αυξάνει την Κατανάλωση.

Οποιαδήποτε εκτίμηση των επιδράσεων των χρηματιστηριακών αγορών στην Κατανάλωση πρέπει να περιέχει μια αξιολόγηση για τη σημασία του πλούτου στην καταναλωτική συμπεριφορά<sup>[3]</sup>. Οικονομικές θεωρίες που προέκυψαν ως απάντηση στην ατελή θεωρία του Keynes για την συμπεριφορά του καταναλωτή, η οποία συνέδεε την τρέχουσα κατανάλωση κυρίως με το τρέχον εισόδημα, και θεωρούσε την αποταμίευση περισσότερο ως ένα κατάλοιπο, παρά τμήμα μακρόπνοου σχεδίου κατανάλωσης, αγνοώντας, συνεπώς, τη σημασία του πλούτου, θέτουν την καταναλωτική δαπάνη ως εξαρτώμενη και από τα εισοδήματα του μέλλοντος.

## 2.2. Η Υπόθεση του Κύκλου Ζωής

Σύμφωνα με την **Υπόθεση του Κύκλου Ζωής**, κατά την οποία οι άνθρωποι ενδιαφέρονται να διατηρούν ένα σταθερό επίπεδο κατανάλωσης και μετά τη συνταξιοδότηση, και για αυτό το λόγο σπεύδουν να αποταμιεύουν κατά τον εργάσιμο βίο τους τμήμα των εισοδημάτων από εργασία, η παρούσα και η μέλλουσα κατανάλωση βασίζονται στο εισόδημα όλης της ζωής. Οι πηγές εισοδημάτων περιλαμβάνουν το τρέχον και μελλοντικό εισόδημα από εργασία, και τον πλούτο, που συντίθεται από αξιόγραφα και άλλα μη χρηματοοικονομικά περιουσιακά στοιχεία, απτά και μη. Ο συσσωρευμένος, δηλαδή, πλούτος αντανακλά δύο παράγοντες: την αποταμίευση από το τρέχον εισόδημα και τις αλλαγές στην αξία του πλούτου που είχε αποκτηθεί σε προγενέστερες περιόδους. Ο δεύτερος αυτός παράγοντας είναι ο πλέον καταλυτικός στη μεταβολή του συνολικού πλούτου βραχυπρόθεσμα και μεσοπρόθεσμα. Συνεπώς, η αξία των μετοχών επιδρά στην τρέχουσα και μελλοντική κατανάλωση. Η Υπόθεση του Κύκλου Ζωής, συνδέοντας τον πλούτο με την κατανάλωση, αφήνει να εννοηθεί ότι μια πτώση στις τιμές των μετοχών έχει αρνητικό αντίκτυπο στις τρέχουσες καταναλωτικές δαπάνες, λόγω της μείωσης τμήματος του πλούτου<sup>[4]</sup>. Ωστόσο, κατά τους θεμελιωτές της Υπόθεσης του Κύκλου Ζωής ο αντίκτυπος θα είναι μικρός, διότι η μείωση στην προγραμματισμένη κατανάλωση διαχέεται σε όλο τον κύκλο ζωής. Ο τελευταίος αυτός ισχυρισμός υπόκειται σε αμφισβήτηση, όπως θα καταδειχθεί αργότερα<sup>[5]</sup>.

## 2.3. Η Υπόθεση του Μόνιμου Εισοδήματος

Σε αντίθεση με την Υπόθεση του Κύκλου Ζωής, η **Υπόθεση του Μόνιμου Εισοδήματος** του **Friedman (1957)** υποστηρίζει πως οι άνθρωποι έρχονται αντιμέτωποι με διακυμάνσεις, μόνιμες και προσωρινές στα εισοδήματά τους, όμως η κατανάλωση εξαρτάται κυρίως από το μόνιμο εισόδημα, για μεταβολές του οποίου προσαρμόζεται και αυτή. Επιπροσθέτως, θεωρεί ότι δεν υπάρχουν υστερήσεις (lags) στην μεταβολή της κατανάλωσης συνεπεία μιας ανέλπιστα αλλαγής στο μόνιμο εισόδημα. Αυτή η υπόθεση υπονοεί ότι η αλλαγή στην κατανάλωση της επόμενης περιόδου δεν μπορεί να είναι προβλέψιμη δεδομένου του σημερινού συνόλου πληροφοριών. Επίσης, υπονοεί γραμμική σχέση μεταξύ Κατανάλωσης  $C_t$ , συναθροιστικού εισοδήματος από εργασία  $Y_t$  και συναθροιστικού χρηματοοικονομικού πλούτου  $W_t$ .

Το βασικό πρόβλημα συνίσταται στη μορφή η οποία συνδέει το τρέχον και το προηγούμενο εισόδημα με το αναμενόμενο μελλοντικό. Συνήθως δίνεται η μορφή



υστερήσεων, κάτι στο οποίο άσκησε δριμύτατη κριτική ο Lucas (1976). Επίσης, οι υστερήσεις δεν είναι πολλές, κάτι που καθιστά τις εξισώσεις παλινδρόμησης ελάχιστα μονάχα διαφορετικές από την Κευνσιανή συνάρτηση κατανάλωσης. Ένα άλλο θέμα που προκύπτει αφορά το κατά πόσον το εισόδημα, ως η μεγαλύτερη ανεξάρτητη μεταβλητή είναι ή όχι ενδογενής. Οι Haavelmo (1943) και Friedman & Becker (1957) θεωρούν πως η θεώρηση του εισοδήματος ως εξωγενούς μεταβλητής αδυνατίζει την ισχύ της εκτιμώμενης συνάρτησης. Η χρήση οικονομετρικών τεχνικών χωρίς υστερήσεις είναι δυνατή, όταν η κύρια μεταβλητή είναι ενδογενής, αλλά αυτό υπονοεί ότι κάποιες άλλες μεταβλητές, που υπάρχουν στην εξίσωση και είναι πραγματικά εξωγενείς, ασκούν επίδραση σημαντική στο εισόδημα. Η εξωγένειά τους όμως, μόνο ως υπόθεση μπορεί να εκληφθεί.

#### **2.4. Κριτική Hall στην Υπόθεση Κύκλου Ζωής- Μόνιμου Εισοδήματος: «Κατανάλωση, ένας Τυχαίος Περίπατος»**

Ο Hall (1978) μελετά την ισχύ της Υπόθεσης Κύκλου Ζωής- Μόνιμου Εισοδήματος παραδεχόμενος την ενδογένεια των μεταβλητών που συνθέτουν τη συνάρτηση κατανάλωσης, η οποία είναι σχεδόν τυχαίος περίπατος αν η συνάρτηση χρησιμότητας είναι τετραγωνική ή η αλλαγή στην οριακή χρησιμότητα μικρή(χωρίς, ωστόσο, να δώσει έναν ορισμό, σε μορφή συνάρτησης, του μόνιμου εισοδήματος). Αυτή η παραδοχή προκύπτει από τη στοχαστική διάσταση της θεωρίας κατανάλωσης. Όταν οι καταναλωτές μεγιστοποιούν την αναμενόμενη μελλοντική χρησιμότητα, η δεσμευμένη αναμενόμενη μελλοντική Οριακή Χρησιμότητα είναι συνάρτηση μόνο του σημερινού επιπέδου κατανάλωσης- όλη η άλλη πληροφόρηση είναι ανώφελη. Με άλλα λόγια, πέρα από μια γενική τάση, η Οριακή Χρησιμότητα ακολουθεί έναν Τυχαίο Περίπατο. Αν η Οριακή Χρησιμότητα είναι μια γραμμική συνάρτηση της κατανάλωσης, τότε η Κατανάλωση έχει κι αυτή στοχαστικές ιδιότητες Τυχαίου Περιπάτου. Ο Hall προβαίνει σε εκτίμηση αυτής της στοχαστικής επιπλοκής, ότι μόνο ο συντελεστής υστέρησης της κατανάλωσης κατά 1 μόνο περίοδο δεν είναι μηδενικός, χωρίς να κάνει υποθέσεις για εξωγένεια. Ο Hall απαντά σε δύο ερωτήματα: αφ' ενός, **αν η κατανάλωση πέραν της μιας υστέρησης μπορεί να προβλέψει την ίδια την κατανάλωση, και αφ' ετέρου αν οποιαδήποτε άλλη οικονομική μεταβλητή, όπως το διαθέσιμο εισόδημα, μπορεί να προβλέψει την κατανάλωση.** Ο Hall απαντά αρνητικά, καθότι είναι ασύμβατος ένας τέτοιος ισχυρισμός με την ίδια την ουσία της Υπόθεσης του Μόνιμου Εισοδήματος, που θέλει τον καταναλωτή forward looking.

Ο Hall εξετάζει την υπόθεση ότι η Κατανάλωση επιδεικνύει συμπεριφορά Τυχαίου Περιπάτου, ερευνώντας την προβλεπτική ικανότητα των παρελθουσών τιμών των μετοχών. Αποφαινεται ότι **οι τιμές των μετοχών κατά μία υστέρηση (τριμηνιαία) μπορούν να προβλέψουν την κατανάλωση.** Ο πλούτος, επομένως, από μετοχές, κατά τον Hall (1978) έχει ισχυρή επίδραση στην κατανάλωση, και μάλιστα και οι υστερήσεις κατά μια τριμηνιαία περίοδο (όχι όμως πέραν αυτής, μολονότι τις βρίσκει στατιστικά σημαντικές). Αυτό το πόρισμα έρχεται σε αντίφαση με την απλή υπόθεση του Τυχαίου Περιπάτου, αλλά όχι με μια τροποποιημένη εκδοχή της, η οποία επιτρέπει μια μικρής διάρκειας υστέρηση. Συνεπώς, η κατανάλωση κινείται όπως και οι μετοχές, ακολουθεί, δηλαδή, Τυχαίο Περίπατο.

#### **2.5. Υπόθεση του Μόνιμου Εισοδήματος με Ορθολογικές Προσδοκίες: παρουσίαση και κριτική**

Σύμφωνα με την Υπόθεση του Μόνιμου Εισοδήματος με Ορθολογικές Προσδοκίες, δεν μπορεί να προβλεφθεί τη στιγμή  $t$  η κίνηση των καταναλωτικών

δαπανών της στιγμής  $t+1$ , και συνεπώς εξαρτάται η κίνηση αυτή από τη νέα πληροφόρηση (Innovation) για το εισόδημα που περιήλθε στην κατοχή του καταναλωτή κατά την περίοδο μεταξύ  $t$  και  $t+1$ . Όλη η πληροφόρηση που μπορούσε να αξιοποιηθεί την στιγμή  $t$ , έχει ήδη αξιοποιηθεί. Η πληροφόρηση αντανακλάται στο τμήμα εκείνο της εξίσωσης της θεωρίας Μόνιμου Εισοδήματος-Κύκλου Ζωής που δεν αφορά τις προσδοκίες. Το τμήμα όμως που αφορά προσδοκίες (βλ. παρακάτω Δείκτης Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης) για το μελλοντικό εισόδημα είναι, τότε, ανεξάρτητο κάθε μεταβλητής που είχε προηγουμένως χρησιμοποιηθεί για την πρόβλεψη της τρέχουσας κατανάλωσης. Δεν περιέχει, δηλαδή, πληροφόρηση με ικανότητα να προβλέπει τις κινήσεις της Κατανάλωσης. Συνεπώς, στην αρχική της εκδοχή, στην Υπόθεση του Μόνιμου Εισοδήματος με Ορθολογικές Προσδοκίες δεν υπάρχει αβεβαιότητα για το εισόδημα. Αν θεωρηθεί όμως ότι υπάρχει αβεβαιότητα, τότε αυτή θα δημιουργήσει προληπτική αποταμίευση. Οι **Muellbauer & Lattimore (1994)** θεωρούν πως αυτή η αβεβαιότητα αντανακλάται στον προεξοφλητικό συντελεστή των μελλοντικών εισοδημάτων. Αυτός θα είναι μεγαλύτερος για ήδη χρεωμένους καταναλωτές. Αν, λοιπόν, το μελλοντικό εισόδημα εξαιτίας της αβεβαιότητας προεξοφλείται με επιτόκιο μεγαλύτερο του risk-free επιτοκίου, τότε το τρέχον εισόδημα επέχει θέση πιο σημαντική στον καθορισμό της τρέχουσας κατανάλωσης. Συνεπώς, υφισταμένης της αβεβαιότητας, η κατανάλωση και το εισόδημα συμβαδίζουν πιο στενά από όσο προκρίνει η αρχική εκδοχή της Υπόθεσης του Μόνιμου Εισοδήματος με Ορθολογικές Προσδοκίες. Ο **Fuhrer (1992)** βρίσκει ότι η Υπόθεση του Μόνιμου Εισοδήματος με Ορθολογικές Προσδοκίες έχει μεγαλύτερη προβλεπτική της καταναλωτικής συμπεριφοράς ικανότητα βραχυχρόνια παρά μακροχρόνια διαστήματα.

Η **Flavin (1981)** θεωρεί πως αν ισχύει ο ορισμός που δίνει ο **Sargent (1978)** στο Μόνιμο Εισόδημα ως την προεξοφλημένη παρούσα αξία τρέχοντος και μελλοντικού διαθέσιμου εισοδήματος τότε η συνάρτηση κατανάλωσης δεν μπορεί να συναχθεί από το πρόβλημα διαχρονικής μεγιστοποίησης που αντιμετωπίζουν τα νοικοκυριά. Ο λόγος για κάτι τέτοιο είναι ότι το μελλοντικό διαθέσιμο εισόδημα περιέχει και τους τόκους από τις αποταμιεύσεις και οι οποίοι δεν επηρεάζουν τις τρέχουσες καταναλωτικές αποφάσεις. Η Flavin(1981) ορίζει το Μόνιμο Εισόδημα ως το άθροισμα human και non human wealth. Ο πρώτος είναι η παρούσα αξία τρέχοντος και μελλοντικού εισοδήματος από εργασία. Το τελευταίο προεξοφλείται με ένα επιτόκιο ίσο με εκείνο που παρέχει ο non human wealth. Με αυτό τον ορισμό του Μόνιμου Εισοδήματος, η συνάρτηση κατανάλωσης

$$c_t = g[y_{kt} + (r/1+r) \sum_{i=0}^{\infty} (1/1+r)^i E_t y_{l,t+i}]$$
 ικανοποιεί την εξίσωση martingale για την

κατανάλωση που δίνει ο Hall(1978). Για τον έλεγχο της εγκυρότητας της εξίσωσης που δίνει ο Hall(τυχαίου περιπάτου), παλινδρομεί την εξίσωση που δίνει ο Hall και ένα άλλο αυτοπαλίνδρομο process στο τρέχον εισόδημα και βρίσκει ότι η Κατανάλωση είναι πιο ευαίσθητη στο τρέχον εισόδημα από ό,τι προέβλεπε η υπόθεση του Hall.

Ο **Hayashi (1982)** ελέγχει εμπειρικά την Υπόθεση Μόνιμου Εισοδήματος, χαλαρώνοντας τον περιορισμό της Flavin (1981) που ήθελε τον συντελεστή προεξοφλησης των μελλοντικών εισοδημάτων ίσο με το επιτόκιο του non human wealth: προσθέτει, χωρίς να προσδιορίζει, ένα είδος risk premium στον προεξοφλητικό συντελεστή, λόγω της αβεβαιότητας των μετά φόρων μελλοντικών εισοδημάτων<sup>161</sup>. Η συνάρτηση κατανάλωσης που προτείνει ( $c_t = a(A_t + H_t) + u_t$ )εμπεριέχει την Υπόθεση του Μόνιμου Εισοδήματος και αναγνωρίζει την παρουσία νοικοκυριών με περιορισμούς ρευστότητας στον πληθυσμό με την προσθήκη στην παραπάνω εξίσωση του πραγματικού συναθροιστικού διαθέσιμου εισοδήματος. Έτσι, για ένα νοικοκυριό χωρίς εισοδηματικούς περιορισμούς η συνάρτηση κατανάλωσης είναι η παραπάνω, ενώ για ένα νοικοκυριό με περιορισμούς ρευστότητας η συνάρτηση κατανάλωσης είναι απλώς

$c_i = \lambda Y_{Dt}$ . Εν κατακλείδι, και συμπεκνώνοντας την Υπόθεση του Μόνιμου Εισοδήματος στον ισχυρισμό ότι  $\lambda=0$ , ο Hayashi(1982) την επαληθεύει. Όμως, με βάση άλλα δεδομένα, αυτά του NIPA, όπου δεν περιλαμβάνονται οι παρεχόμενες από τα Διαρκή Αγαθά Υπηρεσίες, αλλά οι Δαπάνες για Διαρκή Αγαθά, απορρίπτεται η Υπόθεση του Μόνιμου Εισοδήματος. Αυτό δεν είναι κάτι το παράλογο δεδομένου ότι δεν είναι αυτό το μέτρο κατανάλωσης που επιθυμεί να εξηγήσει η Υπόθεση Μόνιμου Εισοδήματος. Με το άλλο όμως μέτρο, αυτή επαληθεύεται κυρίως χάρη στο ότι θεωρείται πως ένα μεγάλο τμήμα του πληθυσμού υπόκειται σε περιορισμούς ρευστότητας.

Σχολιάζοντας πως μια συμπεριφορά Τυχαίου Περιπάτου της Κατανάλωσης είναι ένας περιορισμός, από τους πολλούς που μπορούν να τεθούν, που όμως δεν σημαίνει αυτομάτως και επαλήθευση της Υπόθεσης Μόνιμου Εισοδήματος όπως ισχυρίζεται ο Hall(1978), ο **Campbell (1987)** ασκεί έναν εναλλακτικό έλεγχο για την ισχύ της Υπόθεσης Μόνιμου Εισοδήματος. Συγκεκριμένα, αφού η Υπόθεση του Μόνιμου Εισοδήματος υπονοεί ότι οι άνθρωποι προβαίνουν σε αποταμίευση επειδή ορθολογικά προσδοκούν ότι το μόνιμό τους εισόδημα ίσως μειωθεί, ο Campbell (1987), με 3μηναία συναθροιστικά δεδομένα για τις ΗΠΑ της περιόδου 1953-84, ελέγχει αν η αποταμίευση προβλέπει ικανοποιητικά τις μειώσεις του εισοδήματος από εργασία, τόσο καλά όσο και οποιαδήποτε άλλη πρόβλεψη μπορεί να βασιστεί σε δημόσια πληροφορία. Πιο τυπικά, σχηματίζει ένα VAR που περιλαμβάνει αποταμίευση και αλλαγή στο εισόδημα από εργασία και ισχυρίζεται πως αν η Υπόθεση Μόνιμου Εισοδήματος ευσταθεί, τότε η αποταμίευση είναι η άριστη πρόβλεψη της παρούσας αξίας των μελλοντικών μειώσεων του εισοδήματος από εργασία, δεδομένης της πληροφόρησης, και άρα η πρόβλεψη του unrestricted VAR για αυτή την παρούσα αξία ισούται με την αποταμίευση.

Μια τέτοια ιδέα περί αποταμίευσης, ωστόσο, δημιουργεί δύο ζητήματα που πρέπει να αποσαφηνιστούν. Πρώτον, τη διάκριση εισοδήματος από εργασία και εισοδήματος από κεφάλαιο, αφού, αποταμιεύοντας, αυξάνεται ο πλούτος και άρα και το μελλοντικό εισόδημα από κεφάλαιο: έτσι διατηρείται η λογική random walk για την Κατανάλωση. Ο Campbell (1987), σε αντίθεση με τον Sargent (1978), δέχεται αυτή τη διάκριση, υιοθετώντας την συνάρτηση κατανάλωσης της Flavin (1981). Δεύτερον, στατιστικοί έλεγχοι πρέπει, για να είναι έγκυροι, να διεξαχθούν σε στάσιμες χρονοσειρές. Σε αντίθεση με τη Flavin (1981), που απλώς αφαίρεσε το trend της Κατανάλωσης και του Εισοδήματος, ο Campbell (1987), υιοθέτησε την παρατήρηση των Mankiw & Shapiro (1985) ότι αυτό μπορεί να οδηγήσει σε spurious «κυκλική» συμπεριφορά των καταλοίπων και απόρριψη της Υπόθεσης Μόνιμου Εισοδήματος, και υποθέτει πως το Εισόδημα από εργασία είναι στάσιμο στις  $1^{es}$  διαφορές. Κατ' αυτό τον τρόπο, συνάγοντας, βάσει αυτής της υπόθεσης, τις χρονοσειρές για Κατανάλωση και Κεφαλαιακό Εισόδημα, βρίσκει ότι υπό την Υπόθεση Μόνιμου Εισοδήματος, η αποταμίευση είναι στάσιμη στα level ακόμα και αν δεν είναι στάσιμες οι μεταβλητές που σχηματίζουν την αποταμίευση, το εισόδημα και η κατανάλωση. Επίσης, δεν υιοθετεί τη διάκριση του Hayashi (1982) μεταξύ προεξοφλητικού των μελλοντικών εισοδημάτων συντελεστή και αποδόσεων από τα περιουσιακά στοιχεία.

Εν κατακλείδι, έχοντας δύο ορισμούς για την Αποταμίευση, με τον πρώτο να συνάγεται από τη Συνολική Κατανάλωση ενώ το δεύτερο από την Κατανάλωση Μη Διαρκών Αγαθών & Υπηρεσιών, ο Campbell (1987) τη συγκρίνει με τη χωρίς περιορισμούς πρόβλεψη της παρούσας αξίας των μελλοντικών μειώσεων του Εισοδήματος από εργασία, με δύο τρόπους, τόσο διαγραμματικά όσο και με στατιστικό έλεγχο. Η διαφορά που ανακύπτει μεταξύ αυτών των δύο μεταβλητών, έγκειται κυρίως στο μέσο της πρόβλεψης και άρα για την περίοδο των αρχών της δεκαετίας του 1960 η αποταμίευση ήταν χαμηλότερη από όση πρόκρινε η Υπόθεση του Μόνιμου Εισοδήματος, ενώ για τα μέσα της επόμενης δεκαετίας, ήταν υψηλότερη. Αυτή η διαφορά δεν οδηγεί στην κατ'αρχήν απόρριψη της Υπόθεσης Μόνιμου Εισοδήματος,

πολλώ δε μάλλον όταν αναδεικνύεται αιτιότητα κατά Granger (από την αποταμίευση στην πρόβλεψη της μείωσης των εισοδημάτων). Η Υπόθεση Μονίμου Εισοδήματος εξαρτάται από την τάξη του VAR. Όταν αυτό είναι 1<sup>ης</sup> τάξης, τότε η συσχέτιση της πρόβλεψης με την αποταμίευση είναι 0,95, και άρα η Υπόθεση ευσταθεί, αν επιτραπεί και μεταβατική Κατανάλωση.

Ο **Mishkin (1978)** απέρριψε την Υπόθεση του Μονίμου Εισοδήματος με Ορθολογικές Προσδοκίες, όταν έλαβε υπόψη τους περιορισμούς ρευστότητας, δηλαδή ατελείς κεφαλαιακές αγορές. Οι τελευταίοι είναι χρήσιμοι στην πρόβλεψη των καταναλωτικών δαπανών για Διαρκή Αγαθά. Το σκεπτικό του έχει ως εξής: Μια αύξηση στο εισόδημα σήμερα οδηγεί σε μια αύξηση στο αναμενόμενο μελλοντικό εισόδημα και άρα μια αλλαγή προς τα πάνω στο μόνιμο εισόδημα και την Κατανάλωση. Ωστόσο, όταν ληφθούν υπόψη οι περιορισμοί στο δανεισμό, οι καταναλωτές μπορεί να μη δύνανται να δανειστούν για την επαρκή κάλυψη της αύξησης της κατανάλωσης. Άρα, μόνο όταν το εισόδημα ληφθεί την επόμενη περίοδο είναι δυνατή η αύξηση της κατανάλωσης. Έτσι, η κατανάλωση θα αυξηθεί αργότερα από όσο αν ευσταθούσε η Υπόθεση του Μονίμου Εισοδήματος με Ορθολογικές Προσδοκίες.

Ο **Muth (1960)** απέδειξε ότι οι Οριακές Ροπές προς Κατανάλωση από το τρέχον και παρελθόν εισόδημα εξαρτώνται από τις στοχαστικές ιδιότητες του εισοδήματος. Αν ένα income process έχει ένα μεγάλο τμήμα του που είναι προσωρινό, αυτό σημαίνει ότι θα υπάρχει μικρή Οριακή Ροπή προς Κατανάλωση προερχόμενη από το τρέχον εισόδημα. Από την άλλη, αν οι περισσότερες μεταβολές στο εισόδημα είναι μόνιμες, δηλαδή, όταν το εισόδημα είναι σχεδόν Τυχαίος Περίπατος, τότε καθίσταται δυσδιάκριτη η διαφορά μεταξύ Οριακής Ροπής προς Κατανάλωση προερχόμενης από το τρέχον εισόδημα και εκείνης από το Μόνιμο Εισόδημα.

Βασισμένοι σε αυτά τα πορίσματα, οι **Hall & Mishkin (1982)** απαντούν στο ερώτημα αν οι καταναλωτές επιδεικνύουν μεγαλύτερη ευαισθησία στις τρέχουσες αλλαγές στο εισόδημα από όσο προκρίνει η Υπόθεση του Κύκλου Ζωής/ Μονίμου Εισοδήματος και αν είναι πιο ευαίσθητη η Κατανάλωση στις Μόνιμες ή τις μεταβατικές κινήσεις του εισοδήματος. Ένα πρώτο εύρημά τους είναι ότι οι καταναλωτές, ασχέτως του πόσο μεγάλος είναι ο προεξοφλητικός συντελεστής των μελλοντικών εισοδημάτων (αλλά με την προϋπόθεση ότι το επιτόκιο είναι επαρκώς υψηλό, τουλάχιστον 20%), δεν θέτουν την κατανάλωση ανάλογη του τρέχοντος εισοδήματος, αλλά θέτουν την αλλαγή στην κατανάλωση τέτοια ώστε να ισούται με τις απρόσμενες μεταβολές του εισοδήματος και όχι τις αναμενόμενες. Οι Hall & Mishkin (1982) βρίσκουν ότι ένα 80% της Κατανάλωσης ακολουθεί το μοντέλο που προκρίνει η Υπόθεση του Κύκλου Ζωής/ Μονίμου Εισοδήματος: η κατανάλωση δεν μεταβάλλεται αυτομάτως σε κάθε αλλαγή του εισοδήματος. Αντιθέτως, οι καταναλωτές εντοπίζουν πρώτα την πηγή της μεταβολής και μεταβάλλουν την κατανάλωση μόνο όταν πρόκειται για σημαντικές αλλαγές. Επίσης, βρίσκουν ότι η κατανάλωση είναι περισσότερο ευαίσθητη στο τρέχον εισόδημα από όσο θα ήταν αν μπορούσαν οι καταναλωτές να δανείζονται και να δανείζουν απρόσκοπτα στο risk-free επιτόκιο και λιγότερο ευαίσθητη από όσο αν κανένας καταναλωτής δεν δανείστηκε ή δάνεισε το παραμικρό ποσό. (Επιπλέον κριτική στην Υπόθεση Μονίμου Εισοδήματος με ορθολογικές προσδοκίες ασκείται στην υποενότητα 5.2.6.)

### 3. ΑΣΥΜΜΕΤΡΙΑ ΚΑΤΑΝΑΛΩΣΗΣ

#### 3.1. Εισαγωγή

Ένα ερώτημα που αναφύεται μετά την αξιολόγηση για τη σημασία του πλούτου στην καταναλωτική συμπεριφορά είναι η **ύπαρξη ή μη ασυμμετρίας** στην ανταπόκριση της κατανάλωσης σε μεταβολές των προσδιοριστικών της παραγόντων. Ξεκινώντας, και

για να υπάρχει ασυμμετρία, θα πρέπει να πιστοποιηθεί η ύπαρξη μιας διόλου ευθύγραμμης, αλλά κοίλης συνάρτησης κατανάλωσης.

### 3.2. Το σχήμα της συνάρτησης κατανάλωσης

Το σχήμα της συνάρτησης κατανάλωσης είναι για πολλούς λόγους σημαντικό. Καταρχάς, μια κοίλη συνάρτηση σημαίνει ότι η αύξηση της κατανάλωσης εξαρτάται από το επίπεδο του πλούτου, το οποίο είναι serially correlated, άρα, κλονίζεται ο ισχυρισμός του Hall (1978) ότι η συνάρτηση κατανάλωσης ακολουθεί Τυχαίο Περίπατο. Επίσης, κοίλο σχήμα στη συνάρτηση κατανάλωσης σημαίνει ότι η αβεβαιότητα αυξάνει την Οριακή Ροπή για Κατανάλωση σε ένα δεδομένο επίπεδο πλούτου περισσότερο από όσο αυξάνει για ένα δεδομένο επίπεδο κατανάλωσης. Κάτι τέτοιο συμβαίνει επειδή θετική προληπτική αποταμίευση σημαίνει ότι το ίδιο επίπεδο κατανάλωσης βρίσκεται σε ένα υψηλότερο επίπεδο πλούτου για την συνάρτηση κατανάλωσης με αβεβαιότητα από εκείνη με βέβαιο εισόδημα. Ομοίως, το ίδιο επίπεδο πλούτου βρίσκεται πολύ πιο κάτω στη συνάρτηση κατανάλωσης με αβεβαιότητα, και συνεπώς πρέπει να έχει ακόμα πιο υψηλή Οριακή Ροπή για Κατανάλωση. Τέλος, κοίλο σχήμα της συνάρτησης κατανάλωσης σημαίνει ότι το επίπεδο της αποστροφής κινδύνου θα μειώνεται με την έλευση πλούτου περισσότερο από όσο αν η Οριακή Ροπή για Κατανάλωση ήταν σταθερή. Συνεπώς, η αβεβαιότητα για το εισόδημα θα καταστήσει την ανάληψη χρηματοοικονομικού κινδύνου πιο συνδεδεμένη με τον πλούτο, ακόμα και αν η μια αβεβαιότητα είναι ανεξάρτητη από την άλλη.

Υφιστάμενης της **βεβαιότητας** για το εισόδημα, η κατανάλωση είναι ανάλογη με το άθροισμα του χρηματοοικονομικού πλούτου και την παρούσα αξία των αναμενόμενων μελλοντικών εισοδημάτων:  $C_{ceq,t} = k_{T-t+1} [W_t + HW_t]$ , όπου  $k_{T-t+1} = (r/(1+r)) [1/(1-(1/(1+r))^{T-t+1})]$  και  $HW_t = E_t \sum_{j=1}^{T-t} (1+r)^j Y_{t+j}$ , όπου  $HW$  ο πλούτος από εργασία (η παρούσα αξία των απολαβών) και  $W$  ο λοιπός πλούτος. Όταν υπάρχει βεβαιότητα, τότε  $r=0$ , ο δείκτης αναλογικότητας  $k$  γίνεται  $1/(T-t+1)$  και η κατανάλωση είναι  $C_t = E_t C_{t+j}$ . Η Οριακή Ροπή για Κατανάλωση θα είναι ίση με  $\theta C_t / \theta W_t = k_{T-t+1}$ . Δηλαδή, για κάθε 1 επιπλέον νομισματική μονάδα, τα άτομα καταναλώνουν  $k_{T-t+1}$  από αυτό. Όταν υπάρχει ισοδυναμία με τη βεβαιότητα, τότε η ευαισθησία της Κατανάλωσης στο τρέχον εισόδημα είναι  $dC_{ceq,t}/dY_t = k_{T-t+1} [\sum_{j=0}^{T-t} (\theta E_t Y_{t+j} / \theta Y_t) (1/(1+r))^j]$  και η Οριακή Ροπή εξαρτάται από τις στατιστικές ιδιότητες του εισοδήματος και το βαθμό που το τρέχον εισόδημα σηματοδοτεί αλλαγές στο αναμενόμενο μελλοντικό εισόδημα [Flavin(1981)]. Αν λόγου χάρη το εισόδημα είναι IID, τότε  $\theta E_t Y_{t+j} / \theta Y_t = 0$  για  $j > 0$ , και τότε η Οριακή Ροπή για Κατανάλωση από το τρέχον εισόδημα είναι  $k_{T-t+1}$ . Δηλαδή, οι καταναλωτές συμπεριφέρονται με τον ίδιο τρόπο είτε το επιπλέον χρήμα προήλθε από αύξηση στον πλούτο είτε στο εισόδημα.

Η **ισοδυναμία με τη βεβαιότητα** απαιτεί μια συνάρτηση  $2^{00}$  βαθμού, δηλαδή η  $3^1$  παράγωγος να είναι ίση με μηδέν. Θετική  $3^1$  παράγωγος σημαίνει ότι η κατανάλωση είναι λιγότερη από την κατανάλωση στην ισοδυναμία με βεβαιότητα σε κάθε επίπεδο χρηματοοικονομικού πλούτου. Θετική  $3^1$  παράγωγος, βέβαια, βασίζεται στην υπόθεση της φθίνουσας απόλυτης αποστροφής στον κίνδυνο.

Ο **Zeldes (1984)** έβρισκε μεγαλύτερη ευαισθησία της κατανάλωσης στο μεταβατικό εισόδημα όταν εισήγαγε αβεβαιότητα από όσο στην ισοδυναμία με βεβαιότητα, όμως επειδή το μοντέλο του ήταν 2 περιόδων η οριακή χρησιμότητα (ανάπτυγμα Taylor  $2^{15}$  τάξης) να μην αυξανόταν, όμως αυτή η αυξημένη ευαισθησία φαινόταν μετά την  $3^1$  παράγωγο.

Ο Zeldes (1989) ενσωμάτωσε την αβεβαιότητα για το εισόδημα από εργασία στη συνάρτηση κατανάλωσης, κάνοντάς το στοχαστικό, για να συνάγει μια Οριακή Ροπή για Κατανάλωση υψηλότερη από εκείνη σε περίπτωση εργασιακής βεβαιότητας. Την

αβεβαιότητα την εισάγει ο Zeldes(1989) μελετώντας έναν καταναλωτή που έχει σταθερή σχετική αποστροφή στον κίνδυνο (CRRA) και η συνάρτηση χρησιμότητάς του θα είναι  $U(C)=C^{1-A}/(1-A)$ , όπου A ο βαθμός της σχετικής αυτής αποστροφής. Το μοντέλο του, το οποίο ισχύει για πολλές περιόδους, βασίζεται στη διάκριση του εισοδήματος που επιχειρήσαν οι Hall & Mishkin (1982) σε μόνιμο ( $Y_L$ ) και μεταβατικό τμήμα. Θέτοντας  $A=3$ , η Οριακή Ροπή για Κατανάλωση από προσωρινές αλλαγές στο εισόδημα (ίδια με εκείνη από αλλαγές στον πλούτο) είναι υψηλότερη εκείνης με certainty equivalence, αν και φθίνει όσο πιο μεγάλος είναι ο αρχικός πλούτος του νοικοκυριού(στον οποίο συμπεριλαμβάνονται και τα βέβαια εισοδήματα). Σε αλλαγές, όμως του μελλοντικού εισοδήματος (βλ. μεταβαλλόμενο  $Y_L$ ) οι καταναλωτές αντιδρούν πιο χλιαρά, ειδικότερα αν ξεκινούν από χαμηλό αρχικό πλούτο.

Ο **Kimball (1990a, 1990b)** αναλυτικά εξήγησε γιατί η Οριακή Ροπή για Κατανάλωση δεν παραμένει σταθερή όταν μεταβάλλεται ο πλούτος. Ως τότε, στα μοντέλα βελτιστοποίησης με απόλυτη βεβαιότητα, η Οριακή Ροπή για Κατανάλωση εθεωρείτο ασυσχέτιστη με το επίπεδο του πλούτου. Ακολούθως, η **Lusardi (1992)** απέδειξε ότι η Οριακή Ροπή για Κατανάλωση Μη-Διαρκών αγαθών, λόγω προβλεπόμενων αλλαγών στο εισόδημα, είναι υψηλότερη στα νοικοκυριά με χαμηλά εισοδήματα και πλούτο. Ομοίως, ο **Souleles (1995)** βρήκε παρόμοια αποτελέσματα, για μια Οριακή Ροπή για Κατανάλωση χάρη σε επιστροφές φόρου εισοδήματος. Οι **Carroll & Kimball (1996)**, βαδίζοντας στα χνάρια του Zeldes (1989), επιτυγχάνουν την απόδειξη της ύπαρξης μη ευθύγραμμης συνάρτησης κατανάλωσης, παραγόμενης, αφ' ενός, από την αβεβαιότητα του εισοδήματος και αφ'ετέρου τις συναρτήσεις χρησιμότητας που για όσους αποστρέφονται τον κίνδυνο είναι υπερβολές (**Hyperbolic Absolute Risk Aversion**). Μαζί με αυτά, για να είναι κοίλη η συνάρτηση κατανάλωσης, πρέπει να ενυπάρχει και κίνητρο για θετική προληπτική αποταμίευση, δηλαδή να ισχύει  $u'' + u' / u'' = \kappa > 0$ , όπου u η συνάρτηση χρησιμότητας. Αποδεικνύουν, επίσης, ότι θα είναι αυστηρά κοίλη, όταν  $\kappa > 0$ , εκτός αν α) στην περίπτωση όπου  $\kappa=1$ (περίπτωση **Constant Absolute Risk Aversion**), όλη η αβεβαιότητα προέρχεται από το εισόδημα (άρα, η απόδοση του πλούτου δεν περιέχει ρίσκο), και β) στην περίπτωση όπου  $\kappa > 1$ (περίπτωση **Constant Relative Risk Aversion**), όπου όλο το ρίσκο προέρχεται από τον κίνδυνο στην απόδοση του περιουσιακού στοιχείου, άρα δεν υπάρχει αβεβαιότητα για το εισόδημα. Σε αυτές μόνο τις περιπτώσεις με  $\kappa > 0$  θα είναι γραμμική η συνάρτηση κατανάλωσης.

Μέχρι τότε, υπήρχε μόνο η απλή νύξη του **Keynes (1935)** για μια κοίλη συνάρτηση κατανάλωσης με την αναφορά του ότι «η Οριακή Ροπή για Κατανάλωση [είναι] χαμηλότερη σε μια πλούσια κοινότητα» και «με την αύξηση του πλούτου [επέρχεται] η φθίνουσα Οριακή Ροπή για Κατανάλωση».

### 3.3. Προσδιοριστικοί Παράγοντες της Ασυμμετρίας της Κατανάλωσης

#### 3.3.1. Αποστροφή προς τον κίνδυνο

Σε δύο άρθρα τους, οι **Apergis & Miller (2006 a,b)**, εμπειρικά, αλλά και οι **Shirvani & Willbrat (2000)**, θεωρητικά, επαληθεύουν τη μη συμμετρική συμπεριφορά της κατανάλωσης, κάτι που επιδεικνύει αποστροφή προς τον κίνδυνο: το –σε απόλυτους αριθμούς– μέγεθος της μείωσης της οριακής χρησιμότητας του πλούτου είναι μεγαλύτερο από εκείνο της αύξησής της, σε περιπτώσεις θετικών μεταβολών: Οι καταναλωτές αξιολογούν την αύξηση του πλούτου τους λιγότερο από όσο τη μείωση. Για αυτό το λόγο, η διστακτικότητά τους να αυξήσουν την κατανάλωση θα είναι μεγαλύτερη από την θέλησή τους να τη μειώσουν, σε περίπτωση αντίστοιχων αλλαγών στον πλούτο τους, οι

οποίες προκλήθηκαν από μεταβολές στις τιμές των μετοχών. Η οριακή χρησιμότητα κατ' αυτούς, λοιπόν, είναι φθίνουσα.

### 3.3.2. Φορολόγηση των Κεφαλαιακών Κερδών

Οι Shirvani & Wilbratte (2000) προσθέτουν, προς στήριξη του ισχυρισμού τους, ένα ακόμα επιχείρημα: αν λάβει κανείς την φορολόγηση των κεφαλαιακών κερδών. Η ύπαρξη φορολόγησης των κεφαλαιακών κερδών προκαλεί τον διαχωρισμό της αγοραίας τιμής μιας μετοχής, από την καθαρή αξία που έχει αυτή η μετοχή για τον κάτοχό της, είτε πωληθεί, είτε παραμείνει στην κατοχή του. Πιο συγκεκριμένα, εκφράζουν την καθαρή αξία της μετοχής ως εξής:  $P_n = P - T \Leftrightarrow P - (P - P_c)t$ , όπου  $P_n$  η καθαρή αξία της μετοχής,  $P$  η τρέχουσα αγοραία τιμή,  $T$  ο φόρος στον οποίο υπόκειται βάσει της τρέχουσας τιμής,  $P_c$  το κόστος κτήσης της μετοχής και  $t$  το ποσοστό φορολόγησης επί των κεφαλαιακών κερδών που δημιουργούνται από την τρέχουσα τιμή της μετοχής. Στο βαθμό που η φορολόγηση κερδών είναι προοδευτική, μια συγκεκριμένη αύξηση στις τιμές των μετοχών προκαλεί μικρότερη αύξηση στον καθαρό, μετά τη φορολόγηση, πλούτο, από όσο μια ισόποση μείωση<sup>[7]</sup>.

### 3.3.3. Περιορισμοί Ρευστότητας

Ένα τρίτο επιχείρημα που οι Shirvani & Wilbratte (2000) μεταχειρίζονται, για την επιβεβαίωση των όσων υποστηρίζουν, έχει να κάνει με τους περιορισμούς ρευστότητας που αντιμετωπίζουν κάποιοι καταναλωτές<sup>[8]</sup>. Ενώ εύκολα όλοι μπορούν να μειώσουν την κατανάλωσή τους, συνεπεία μιας πτώσης της τιμής των μετοχών, κάποιοι δεν μπορούν εύκολα να δανειστούν, πωλώντας ανατιμημένες μετοχές, για να αυξήσουν την κατανάλωση. Συνεπώς, η κατανάλωση μειώνεται πιο πολύ από όσο αυξάνεται, σε αντίστοιχες μεταβολές των τιμών των μετοχών.

Τις συνέπειες από την ύπαρξη περιορισμών ρευστότητας στο διαχρονικό υπόδειγμα κατανάλωσης αναλύει διαγραμματικά ο Patterson (1993), χρησιμοποιώντας ένα υπόδειγμα κατανάλωσης 2 μόλις περιόδων. Αποδεικνύει, καταρχάς, ότι οι αλλαγές στο επιτόκιο, όταν υπάρχει περιορισμός ρευστότητας, επιδρούν διαφορετικά στον προσδιορισμό του άριστου σημείου κατανάλωσης. Συνεχίζει, αναδεικνύοντας διαφορετικές επιδράσεις της αλλαγής του επιτοκίου στην κατανάλωση σε νοικοκυριά με θετική καθαρή θέση, συνήθως τα γηραιότερα, και αρνητική καθαρή θέση, συνήθως τα νεότερα. Στα τελευταία, μια αλλαγή στο επιτόκιο επιδρά εξαιρετικά σφοδρότερα στις καταναλωτικές τους δαπάνες, ειδικά αν ληφθεί υπόψη ότι είναι σε αυτά που τίθενται οι περιορισμοί ρευστότητας. Εξ αυτού, ασυμμετρία θα παρουσιαστεί στις συνολικές καταναλωτικές δαπάνες, παρά τη μη αλλαγή στο συνολικό διαθέσιμο εισόδημα.

### 3.3.4. Οικονομικοί Κύκλοι

Οι Kuo & Chung (2002) συνδέουν την ασυμμετρία της κατανάλωσης με τους οικονομικούς κύκλους. Συμφωνώντας με το τελευταίο επιχείρημα των Shirvani & Wilbratte (2000), ισχυρίζονται και αυτοί πως οι ευρισκόμενοι σε περιορισμό ρευστότητας καταναλωτές συναρτούν την κατανάλωσή τους με την πορεία του οικονομικού κύκλου. Τέλος, ο Cook (2002) αναδεικνύει ασυμμετρία στο σχήμα του λόγου κατανάλωσης προς εισόδημα, ή της μέσης Ροπής προς Κατανάλωση, την οποία αποδίδει σε διαφορετικές προσδοκίες, σε στάσεις έναντι του κινδύνου και διαφορετικών θεσμικών πλαισίων.

### 3.3.5. Μετοχές «Νέας Οικονομίας» & Market-Based Financial Systems

Οι **Edilson & Sløk (2002)**, εκτιμώντας ένα VAR μοντέλο για 7 χώρες του ΟΟΣΑ για τη δεκαετία του '90 αναδεικνύουν τη διαφορετικότητα στην επίδραση στην κατανάλωση που έχει μια αλλαγή 10% στην κεφαλαιοποίηση μετοχών «παλαιάς» οικονομίας, η οποία είναι μεγαλύτερη σε χώρες με χρηματοοικονομικά συστήματα βασισμένα στην Αγορά (ΗΠΑ, ΗΒ, Καναδάς) από όσο σε χώρες με χρηματοοικονομικά συστήματα βασισμένα στις τράπεζες (Ιαπωνία-ηπειρωτική Ευρώπη). Ταυτόχρονα, δεν διαπιστώνεται διαφορά στην επίδραση στην κατανάλωση από αλλαγές σε μετοχές «νέας οικονομίας» στις πρώτες χώρες από τις δεύτερες. Επιπροσθέτως, για την ηπειρωτική Ευρώπη αναδεικνύεται μεγαλύτερη επίδραση των μετοχών «νέας οικονομίας» σε σχέση με εκείνες της «παλαιάς».

Η λογική αυτής της διάκρισης βασίζεται στη διαφορετική συμπεριφορά (μεγαλύτερη μεταβλητότητα) των μετοχών Νέας Τεχνολογίας (NT) και των λοιπών μετοχών, ειδικότερα στο 2<sup>ο</sup> μισό της δεκαετίας του '90. Υπάρχουν δύο λόγοι για μια διαφορετική επίδραση των μετοχών NT: πρώτον, η υψηλότερη μεταβλητότητα αντανάκλα μεγαλύτερο κίνδυνο στην επένδυση σε τέτοιου είδους μετοχές. Συνεπώς, τα νοικοκυριά μπορεί να έχουν μικρότερη Οριακή Ροπή για Κατανάλωση προερχόμενη από πλούτο από μετοχές NT, να διστάζουν να αυξήσουν την κατανάλωση, πολλώ δε μάλλον δανειζόμενα, αφού γνωρίζουν πως τα κέρδη και οι ζημιές είναι λιγότερο μόνιμα. Δεύτερον, η πιο συχνή χρήση stock options για μετοχές NT σημαίνει ότι αυτές οι μετοχές επιδρούν και μέσω ενός δεύτερου καναλιού στην κατανάλωση.

Ο δανεισμός είναι ευκολότερος σε αναπτυγμένες αγορές χρήματος. Γίνεται, συνεπώς, διάκριση μεταξύ των αγορών χρήματος. Το wealth effect (βλ. Κεφ.4) είναι, επομένως, ισχυρότερο σε χώρες με αναπτυγμένη αγορά χρήματος. Είναι, όμως και σε χώρες με χρηματοοικονομικά συστήματα αφού παρατηρείται μεγαλύτερη διάχυση των μετοχών στα νοικοκυριά, και είναι ευκολότερος και ο δανεισμός, λόγω και της παλαιότητας της άρσης των περιορισμών στη δανειοδότηση σε τέτοιες χώρες. Επίσης, παρατηρείται και αυξημένη Οριακή Ροπή για Κατανάλωση όσο πιο αναπτυγμένο είναι το χρηματοοικονομικό σύστημα.

Τα αποτελέσματα μιας αύξησης 10% στην Κεφαλαιοποίηση των μετοχών «παλαιάς οικονομίας» στην Κατανάλωση (Λιανικές Πωλήσεις) είναι υψηλότερα σε ΗΠΑ, ΗΒ, Καναδά (1,4% αύξηση) σε σχέση με τις χώρες της ηπειρωτικής Ευρώπης (0,4%), ενώ για μετοχές NT η διαφορά είναι αμελητέα (0,5% έναντι 0,4%).

Βέβαια, μια αύξηση 10% της κεφαλαιοποίησης στις ΗΠΑ, όπου είναι πιο διαδεδομένη η κατοχή μετοχών και συνιστούν μεγάλο τμήμα του εισοδήματος, θα έχει μεγαλύτερο αντίκτυπο. Ο λόγος κατανάλωσης προς κεφαλαιοποίηση διαφέρει, όπως άλλωστε και το ποσοστό του ΑΕΠ που αποτελεί η Κατανάλωση. Εξετάζουν, λοιπόν οι Edilson & Sløk (2002) την επίδραση της αύξησης του πλούτου κατά 1\$ στην Κατανάλωση<sup>[9]</sup>. Τα αποτελέσματα δείχνουν πως οι κάτοικοι ΗΠΑ, αντιδρούν πιο πολύ στις αλλαγές μετοχών παλαιάς οικονομίας, ένδειξη ότι θεωρούν τις αλλαγές στις μετοχές NT ως κάτι το προσωρινό. Αντίθετα, σε χώρες της Ευρώπης ισχύει το ανάποδο, και αυτό, παρότι εκ πρώτης όψεως φαίνεται παράδοξο, αποτελεί ένδειξη ότι οι μετοχές NT επιδρούν με τον ίδιο τρόπο παντού, αν ληφθούν υπόψη τα εξής: πρώτον, η κοινή αύξηση των καταβολών πληρωμών σε stock options. Δεύτερον, το μικρό μέγεθος των ευρωπαϊκών αγορών μετοχών NT σε σχέση με εκείνης των ΗΠΑ. Αυτό σημαίνει πως αύξηση κατά \$1 συνιστά μεγαλύτερο ποσοστό της κεφαλαιοποίησης σε μια ευρωπαϊκή αγορά. Τρίτον, το ίσο και μεγάλο μέγεθος των ποσών που αντλήθηκαν σε ΗΠΑ και Ευρώπη από IPO's από τους ιδιοκτήτες εταιριών Νέας Οικονομίας.



## 4. WEALTH EFFECT

### 4.1. Εισαγωγή

Η θεωρητική θεμελίωση του ρόλου του Πλούτου στις Καταναλωτικές Δαπάνες οθούσε στο συμπέρασμα ότι οι άνθρωποι προβαίνουν σε δαπάνες όταν είναι πλουσιότεροι, βάσει ενός αντικειμενικού μέτρου, όπως μια αύξηση στο εισόδημα από εργασία που αυξάνει την αποθησαύριση πλούτου. Η συσσώρευση πλούτου αντανακλά δύο παράγοντες: την αποταμίευση τμήματος του τρέχοντος εισοδήματος και τις αλλαγές στην αποτίμηση παλαιότερα αποκτηθέντος πλούτου. Οι αλλαγές στην αποτίμηση παλαιότερα αποκτηθέντος πλούτου συνιστούν το μεγαλύτερο τμήμα στις αλλαγές στο συνολικό πλούτο, σε βραχυπρόθεσμο και μεσοπρόθεσμο επίπεδο, και οι αλλαγές στον πλούτο οφείλονται κατά κόρον στις αυξομειώσεις του χρηματιστηριακού δείκτη. Καθίσταται πρόδηλο το γεγονός ότι οι άνθρωποι προβαίνουν σε αύξηση των καταναλωτικών τους δαπανών ακόμα και αν νομίζουν ότι είναι πιο πλούσιοι, εξαιτίας, λόγου χάρη, μιας ονομαστικής αύξησης της τιμής μιας μετοχής που κατέχουν στο χαρτοφυλάκιό τους ασχέτως αν μειωθεί συνολικά το διαθέσιμο εισόδημα λόγω, παραδείγματος χάρη, μιας αύξησης της άμεσης φορολογίας.

Από τη μέχρι στιγμής ανάλυση προκύπτει η ύπαρξη ενός αποτελέσματος πλούτου, από τις μεταβολές των χρηματιστηριακών δεικτών (stock market wealth effect) στην κατανάλωση, το οποίο αποκτά μεγαλύτερη σημασία με την πάροδο του χρόνου, καθώς όχι μόνο διαχέεται η κατοχή μετοχών σε όλο και περισσότερα νοικοκυριά, αλλά υπάρχει και μεγάλο εύρος διακύμανσης των χρηματιστηριακών δεικτών, σε παγκόσμια κλίμακα, ειδικά την τελευταία 15ετία. *Ceteris paribus*, μια αύξηση του χρηματιστηριακού δείκτη καθιστά τους ανθρώπους πλουσιότερους, και, σε γενικές γραμμές, μια τέτοια εξέλιξη τούς αυξάνει την πρόθεση να προβούν σε μεγαλύτερες καταναλωτικές δαπάνες.

Τα κανάλια μετάδοσης του stock market wealth είναι τα α) realized wealth effect, β) unrealized wealth effect, γ) liquidity constraints effect, δ) stock option value effect και ε) indirect effects for non-stockholders.

Στην προσπάθεια όμως για ποσοτικοποίηση-μοντελοποίηση αυτών των λογικών συνειρμών, τα αποτελέσματα των ερευνών, αφ' ενός, για το μέγεθος εξάρτησης της αύξησης της καταναλωτικής δαπάνης από τον αυξημένο πλούτο που προήλθε από το χρηματιστήριο, αφ' ετέρου, για τη δυνατότητα ή μη πρόβλεψης της επίδρασης στη μελλοντική καταναλωτική δαπάνη από μια διόρθωση της αγοράς, διχάζουν την επιστημονική κοινότητα, η οποία συμφωνεί ότι είναι λιγότερο επιδραστικό εν συγκρίσει με τις αλλαγές στις αξίες των υπό κατοχή ακινήτων και δεν μπορεί να ερμηνεύσει την πτώση στο ποσοστό αποταμίευσης (βλ. Ludwig & Sløk (2002)). Πριν από την απορύθμιση των χρηματιστηριακών αγορών, οι εμπειρικές ενδείξεις για τις ΗΠΑ συνηγορούσαν στην ύπαρξή του, με μια Οριακή Ροπή για Κατανάλωση προερχόμενη από την αύξηση του πλούτου να κυμαίνεται μεταξύ 4-8% (Modigliani & Ando (1963), Modigliani (1971), Bhatia (1972)). Το κραχ του 1987 διέψευσε την ύπαρξή του καθώς δεν αναφέρθηκαν επιπτώσεις στην κατανάλωση (Cagan (1990)). Ταυτόχρονα, συστηματική κριτική στην Υπόθεση του Κύκλου Ζωής αναδείκνυε την παράλειψή της να λάβει υπόψη την αβεβαιότητα των μελλοντικών εισοδημάτων (Deaton (1991), Carroll (1992)) και τα κίνητρα για κληροδότηση. (Wilhelm (1996), Laitner & Juster (1996)). Επίσης, ο Zeldes (1989) συνέδεσε την ισχύ του wealth effect με την διάχυση του πλούτου και την ύπαρξη περιορισμών ρευστότητας. Ωστόσο, οι υποστηρικτές της ύπαρξης του wealth effect, φαίνεται πως επανέρχονται, λόγω της απορύθμισης της αγοράς χρήματος. Παρακάτω παρατίθεται μια επισκόπηση της ως τώρα βιβλιογραφίας

επί του θέματος, με την παράθεση επιχειρημάτων τόσο από τους υποστηρικτές της ύπαρξης όσο και από τους αρνητές του wealth effect.

## 4.2. Stock Market Wealth Effect Literature Review

Οι [Ludwig and Sløk \(2002\)](#) συγκρίνουν την επίδραση του housing wealth effect έναντι εκείνης του stock market wealth effect στην κατανάλωση, αφού πρώτα αναδεικνύουν τη σημαντικότητα της επιρροής και των δύο στην κατανάλωση σε 16 χώρες του ΟΟΣΑ. Σε market-based χώρες, η επίδραση τόσο του housing όσο και του stock market αφορά κυρίως σε μακροχρόνιο επίπεδο. Επίσης, υπολογίζουν ότι η μακροχρόνια ελαστικότητα της Κατανάλωσης ως προς τον Πλούτο από μετοχές σε market-based οικονομίες είναι περίπου 2πλάσια της αντίστοιχης ελαστικότητας σε bank-based. Με την πάροδο των ετών, η διαφορά στις ελαστικότητες μεγάλωσε, αναδεικνύοντας την αυξημένη σημασία του stock market wealth effect. Αναφορικά με την επίδραση των τιμών των ακινήτων, η επίδρασή τους στην κατανάλωση έχει αυξηθεί την περίοδο 1985-2000, σε σύγκριση με εκείνη του 1960-84<sup>[10]</sup>.

Συνοπτικά, οι [Ludwig and Sløk \(2002\)](#) εξετάζουν οικονομικά τις ακόλουθες υποθέσεις: 1) θετική επίδραση των τιμών των χρηματιστηρίων στην κατανάλωση, 2) τα stock market effects είναι μεγαλύτερα σε market based χώρες, 3) η επίδραση των τιμών των ακινήτων στη συνολική κατανάλωση δεν έχει βέβαιο πρόσημο, 4) η επίδραση των stock market effects στην Κατανάλωση έχει διαχρονικά μεγαλώσει, 5) η θετική επίδραση των αλλαγών των τιμών των ακινήτων έχει διαχρονικά μεγαλώσει, 6) το stock market wealth επηρεάζει την κατανάλωση περισσότερο από όσο επιδρά σε αυτή το housing wealth.

Προτού αναλυθούν τα αποτελέσματα, αξίζει να αναφερθεί το ισχυρό τους μειονέκτημα, δεδομένου ότι, μπορεί οι τιμές μετοχών και ακινήτων να είναι μεταβλητές προσεγγιστικές του πλούτου, ωστόσο υπάρχει μεγάλη συσχέτιση μεταξύ stock market prices και μέτρων του πλούτου (Lettau & Ludvigson (2001)). Ακόμα κι αν αργότερα αντικαθιστούν τις τιμές του δείκτη και ως πλούτο από μετοχές ορίζουν την κεφαλαιοποίηση (προκειμένου να συναχθούν από τις ελαστικότητες οι αντίστοιχες Οριακές Ροπές) πρόβλημα παραμένει η διεθνής κίνηση κεφαλαίων. Άλλο ένα ζήτημα είναι πως δεν γίνεται διάκριση μεταξύ Διαρκών και μη Διαρκών αγαθών.

Με τον έλεγχο για όλη την περίοδο αναδεικνύεται ότι το μέγεθος του εκτιμώμενου συντελεστή για τις τιμές του δείκτη του χρηματιστηρίου είναι 2πλάσιος του αντίστοιχου για τις τιμές των ακινήτων. Όταν διασπάται το δείγμα σε market και bank-based χώρες και υπάρξει σύγκριση με τα αποτελέσματα χωρίς διάσπαση, αναδεικνύεται μια ομοιότητα των συντελεστών του market-based υποδείγματος με το ενιαίο υπόδειγμα, κάτι που καταδεικνύει τη σημασία του πρώτου.

Εν κατακλείδι, η έρευνα υποστηρίζει τις υποθέσεις περί θετικής αντίδρασης της Κατανάλωσης στις αλλαγές και των 2 wealth κατά μέσο όρο κατά τα έτη 1985-2000. Η επίδραση των αλλαγών των τιμών είναι μεγαλύτερη στις market-based οικονομίες και η Κατανάλωση είναι πιο ευαίσθητη στο stock market wealth.

Οι [Ludvigson & Steindel \(1999\)](#) αναδεικνύουν την κεντρική σημασία που έχουν οι αυξομειώσεις (fluctuations) των χρηματιστηριακών δεικτών, σε αντίθεση με τις αλλαγές στην αποταμίευση και στις δαπάνες, στις κυκλικού χαρακτήρα μεταβολές στον πλούτο του νοικοκυριού και με πολλούς τρόπους επιχειρούν να θεμελιώσουν τη σημασία του wealth effect. Διαγραμματικά παρουσιάζουν τις ομοιότητες της συσσωρευμένης αξίας των αυξήσεων στον πλούτο και της συσσωρευμένης αξίας των κεφαλαιακών κερδών από το χρηματιστήριο (τα οποία μετρώνται ως εξής: αύξηση στην αξία των μετοχών μείον σωρευτικές αγορές μετοχών). Διαγραμματικά, επίσης, παρουσιάζουν τη συσχέτιση μεταξύ των δύο παραπάνω σειρών για διαστήματα από 1 ως 40 τρίμηνα, και

εδώ αναδεικνύεται η καταλυτική σημασία των κερδών και ζημιών από τη χρηματιστηριακή αγορά, έναντι της αποταμίευσης ή και των δαπανών, στην εξήγηση των βραχυπρόθεσμων κινήσεων του συνολικού πλούτου. Αυτό, αν και σε πρώτη φάση παρουσιάζεται ως αντίθετο από τον επιδιωκόμενο στόχο της έρευνας, θα συντελέσει μεταγενέστερα στην ανάδειξη της σύνδεσης των αλλαγών στον πλούτο με τις αλλαγές στις καταναλωτικές δαπάνες.

Καταρχάς, ισχυρίζονται οι Ludvigson & Steindel (1999) ότι το επιχείρημα για ένα ισχυρό wealth effect είναι ότι μια αύξηση του λόγου του πλούτου ως προς το διαθέσιμο εισόδημα αυξάνει την καταναλωτική δαπάνη και μειώνει την αποταμίευση. Αν και παρατηρείται μια τέτοια τάση για το τέλος της δεκαετίας του '90, ο λόγος αυτός και η αποταμίευση είχαν κοινή πορεία κατά τα έτη γύρω από το 1980: αυξάνονταν. Συνεπώς, δεν μπορούν να συναχθούν ασφαλή συμπεράσματα για την ισχύ του wealth effect, κατ' αυτή τη μέθοδο.

Ωθείται, κατ' αυτό τον τρόπο, η έρευνα στο σημείο εκκίνησής της: αφού αντικείμενο μελέτης είναι η σχέση μεταξύ πλούτου και κατανάλωσης, αντί να μελετάται η αποταμίευση, η οποία είναι το αποτέλεσμα της αφαίρεσης των καταναλωτικών δαπανών από το εισόδημα, μελετάται απευθείας η κατανάλωση. Αρχικά, μέσω της παραδοσιακής απεικόνισης της συνάρτησης κατανάλωσης, το αποτέλεσμα δεν διακρίνεται από σταθερότητα, καθώς το εύρος μεταβολής των καταναλωτικών δαπανών, από 1, 8% ως 8,9%, θεωρείται अपαράδεκτα μεγάλο.

Μια άλλη απόπειρα, με πιο σύγχρονη οικονομετρική μεθοδολογία, όπου 1) επιτρέπεται η θεμελίωση μιας **κοινής τάσης** μεταξύ κατανάλωσης, πλούτου και εισοδήματος από εργασία και 2) λαμβάνεται υπόψη η συσχέτιση Κατανάλωσης και τρέχοντος Πλούτου, θεμελιώνει τη δυνατότητα μέτρησης της Οριακής Ροπής για καταναλωτικές δαπάνες από το εισόδημα από εργασία και τον πλούτο, βάσει της συνάρτησης κατανάλωσης που προκύπτει από την Υπόθεση Μόνιμου Εισοδήματος.

Ωστόσο, ούτε αυτές οι προσπάθειες στέφονται με επιτυχία, καθώς η Οριακή αυτή Ροπή δεν είναι σταθερή για ένα μεγάλο χρονικό διάστημα, όπως αυτό της μεταπολεμικής περιόδου, ακόμα κι αν το διάστημα αυτό περιοριστεί σε περιόδους που ο πόλεμος στην Κορέα (1950-53) δεν είχε πια υπολογίσιμες οικονομικές συνέπειες στις ΗΠΑ (1957-'97). Παρ' όλα αυτά, καθίσταται εφικτός ο υπολογισμός της αύξησης κατά \$0,04 της κατανάλωσης στη σημερινή οικονομία, προερχόμενης από αύξησης \$1 στον πλούτο.

Τέλος, στην έρευνα για τις βραχυπρόθεσμες επιπτώσεις του πλούτου στην κατανάλωση, τα αποτελέσματα δεν θεμελιώνουν μια συσχέτιση των μεταβολών στον πλούτο με την αύξηση της κατανάλωσης για το επόμενο τρίμηνο, ούτε αναδεικνύουν καμία προβλεπτική ικανότητα του πλούτου (αλλά το αντίθετο). Αυτή η εξέλιξη δεν οφείλεται στην ανυπαρξία επίδρασης, αλλά λόγω του χρονικά άμεσου, σε μεγάλο βαθμό, χαρακτήρα επίδρασης του πλούτου (ακόμα και του μελλοντικού, αφού εδώ επιβεβαιώνεται η forward-looking συμπεριφορά) στην κατανάλωση. Επιπροσθέτως, ούτε μέσω της μελέτης μιας lagged κατανάλωσης, οι αλλαγές στο ρυθμό αύξησης του πλούτου βοηθούν στην εύρεση της μελλοντικής πορείας της αύξησης της κατανάλωσης [11].

Σε πλήρη αντίθεση με τους ισχυρισμούς των Ludvigson & Steindel (1999), οι **Dynan & Maki (2001)**, εξετάζοντας σε επίπεδο νοικοκυριών, βάσει δεδομένων από το Consumer Expenditure Survey [12], θεωρούν πως **άμεσα wealth effects** παρατηρούνται σχετικά γρήγορα, μετά την αλλαγή στον πλούτο, τα οποία έχουν διάρκεια για περισσότερα τρίμηνα, ως και 2 έτη. Ωστόσο, συμφωνούν για τα έμμεσα wealth effects, την προβλεπτική ικανότητα (signaling effects), δηλαδή, τα οποία και δεν βρίσκουν σημαντικά. Τέλος, σε μικροοικονομικό επίπεδο, υπολογίζουν πως για ένα νοικοκυριό με λίγα αξιόγραφα στην κατοχή του, αύξηση 1 δολαρίου της αξίας τους οδηγεί σε αύξηση της καταναλωτικής δαπάνης κατά 5-15 λεπτά (και πιο κοντά στο χαμηλότερο όριο).

Για να αποδείξουν την ύπαρξη άμεσης επίδρασης του πλουτισμού από το χρηματιστήριο στην κατανάλωση, υιοθετούν το πλαίσιο των **Mankiw-Zeldes (1991)**, διασπώντας το δείγμα των καταναλωτών σε μετόχους και μη μετόχους, κατόχους αξιόγραφων αξίας κάτω από \$1000, κάτω και πάνω από \$10.000, και, προσθέτοντας lags, για να επιτρέψουν βαθμιαία προσαρμογή, εξετάζουν τη συσχέτιση μεταξύ αύξησης της κατανάλωσης (μη διαρκών αγαθών) και κερδών από το χρηματιστήριο: αν δεν υπάρχει άμεση επίδραση, τότε η συσχέτιση δεν είναι μεγαλύτερη για τους κατόχους μετοχών.

Τα αποτελέσματα των ερευνών επιβεβαιώνουν την ύπαρξη άμεσης και θετικής επίδρασης για τους κατόχους μετοχών: η σχέση αποδόσεων μετοχών και αλλαγής στην κατανάλωση είναι θετική, ειδικά για τους κατόχους μεγάλης αξίας αξιόγραφων, και στατιστικά σημαντική. Οι «κοινωνικές» μεταβλητές είναι ασήμαντες. Η αλλαγή στις απολαβές (earnings) είναι θετική, και με μεγαλύτερη σημασία για τους μη μετόχους. Αυτό εξηγείται λόγω των περιορισμών ρευστότητας που αντιμετωπίζουν τα φτωχά νοικοκυριά. Όλες μαζί οι μεταβλητές, όμως, ερμηνεύουν μόλις το 1% της αλλαγής της κατανάλωσης.

Στη συνέχεια, χρησιμοποιούν και υστερήσεις, με την καθεμιά να απαρτίζεται από 3 τρίμηνα. Για τους μετόχους, η θετική ανταπόκριση της Κατανάλωσης σε σύγχρονες αποδόσεις μετοχών τώρα είναι πιο μεγάλη. Για τους μη κατόχους μετοχών, η χρήση υστερήσεων συντελεί στην ανάσχεση της αρνητικής (αν και πάλι μη στατιστικά σημαντικής) συσχέτισης που αναδείκνυε η μελέτη της ταυτόχρονης αύξησης των κερδών από το χρηματιστήριο, που αφορούσε άλλους, και της δικής τους κατανάλωσης.

Τη χρήση υστερήσεων, παρότι έρχεται σε αντίθεση με τις Υποθέσεις τόσο του Κύκλου Ζωής, όσο και του Μόνιμου Εισοδήματος, που δεν την προκρίνουν καθώς δεν θεωρούν πως βοηθά στην πρόβλεψη τρεχουσών αλλαγών στην κατανάλωση, αναφορικά με τους κατόχους μετοχών, τη δικαιολογούν υιοθετώντας την αντίστοιχη επιχειρηματολογία για τα macro μοντέλα: καταρχάς, λόγω του habit formation, που χαρακτηρίζει την καταναλωτική συμπεριφορά (**Fuhrer (2000)**). Επίσης, λόγω της απροθυμίας των νοικοκυριών να αναπροσαρμόζουν την κατανάλωση, εξαιτίας του κόστους πληροφόρησης της αλλαγής της αξίας του χαρτοφυλακίου και του επανυπολογισμού του άριστου σημείου κατανάλωσης. Οι Dynan & Maki(2001) συγκρίνουν άμεσα και έμμεσα wealth effects, ισχυριζόμενοι πως αν όντως υπάρχουν περισσότερο έμμεσα από όσο άμεσα wealth effects, τότε οι εξελίξεις στο χρηματιστήριο συσχετίζονται με τους μισθούς των κατόχων. Τα αποτελέσματα δεν παρέχουν ενδείξεις ότι οι απολαβές από εργασία των μετόχων εξαρτώνται από τις κινήσεις στο χρηματιστήριο περισσότερο από αυτές των μη μετόχων.

Τα αποτελέσματα δείχνουν πως μια αύξηση των κεφαλαιακών κερδών κατά \$1 τους προηγούμενους 9 μήνες, αυξάνει την κατανάλωση κατά 9 σεντς, σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1% ενώ, για το επόμενο lag η αύξηση είναι 5 σεντς, σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 6%, μια δυναμική που εξαντλείται εντός 2ετίας. Μπορεί τα ποσοστά αυτά να φαίνονται μεγαλύτερα, από όσα προκρίνουν άλλες έρευνες, όμως αυτό συμβαίνει λόγω της υποεκπροσώπησης των πλουσίων νοικοκυριών στο δείγμα του CE: τα φτωχότερα νοικοκυριά είναι λιγότερο υπομονετικά ή έχουν μικρότερο χρονικό ορίζοντα στους υπολογισμούς τους.

Προς επίρρωση των ισχυρισμών των Dynan & Maki, οι **Boone, Giorgio & Richardson (1998)** μελετούν την επίδραση των αυξομειώσεων (fluctuations) των χρηματιστηριακών δεικτών στις χώρες του G7 στην κατανάλωση, επικεντρώνοντας την προσοχή τους στο wealth effect. Πρώτα επιμετρούν την επιρροή στις ΗΠΑ, κατόπιν στις άλλες 6 χώρες, και τέλος τις συγκρίνουν, θέτοντας τις τιμές του δείκτη ως ερμηνευτικές μεταβλητές. Το έργο τους, φυσικά, είναι πιο δύσκολο, καθώς, ειδικά για τις χώρες της ηπειρωτικής Ευρώπης, αφ' ενός, υπάρχει υψηλό ποσοστό διαμεσολάβησης, δηλαδή τα νοικοκυριά κατέχουν ασήμαντο τμήμα της συνολικής κεφαλαιοποίησης της αγοράς, αφ'

ετέρου, η κεφαλαιοποίηση αυτή, ως ποσοστό του ΑΕΠ είναι μικρότερη σε σχέση με τις ΗΠΑ και τη Βρετανία <sup>[13]</sup>.

Η έρευνα, που αφορά την περίοδο 1974-98 και περιέχει 3μηνιαία στοιχεία, διεξήχθη δύο φορές: την πρώτη με τον πλούτο από μετοχές να συμπεριλαμβάνει τα συνταξιοδοτικά προγράμματα, όπως ορίζει το Fed, λόγω αφ' ενός της υψηλότερης συσχέτισης μεταξύ χρηματιστηριακών διακυμάνσεων και κατανάλωσης των συμμετεχόντων σε αυτά, και την δεύτερη να μην τα συμπεριλαμβάνει, όπως επιτάσσει η BIS. Τα αποτελέσματα βρίσκουν μια μακροπρόθεσμη ελαστικότητα της κατανάλωσης ως προς τον πλούτο από μετοχές περίπου 5,75% βάσει του ορισμού του Fed και 4,5% βάσει της BIS. Αναφορικά με την Οριακή Ροπή για Κατανάλωση λόγω του πλούτου από μετοχές, βάσει του ορισμού του Fed αυτή κυμαίνεται στο 4,5% και στο 7%, βάσει της BIS <sup>[14]</sup>.

Η **Martha Starr-McCluer (2002)** δεν βρίσκει ισχυρό το άμεσο wealth effect, θεωρώντας, μάλιστα, δύσκολη τη διάκρισή του από άλλους παράγοντες που ευνοούν την αυξημένη κατανάλωση, όπως μια μεγάλη αύξηση του εισοδήματος και ευνοϊκότεροι εργασιακοί όροι <sup>[15]</sup>. Μόλις το 3,4% των συμμετεχόντων στην έρευνά της, η οποία έχει cross-section στοιχεία από το Michigan Social Research Center Survey of Consumers, δαπάνησε περισσότερα συνεπεία κερδών από μετοχών, ενώ εξίσου εντυπωσιακό είναι και το χαμηλό ποσοστό, μόλις 11,6% που αύξησε εξ αυτών την αποταμίευση του μεταξύ 1994-2000. Ίσως, βέβαια, η υπολογισθείσα αναλογούσα κατά κεφαλή αύξηση των δαπανών κατά 700\$, ληφθείσης υπόψη μιας Οριακής Ροπής για Κατανάλωση της τάξης του 3% και κάποιων υστερήσεων, να μην φαίνεται άξια αναφοράς για τον καθένα ξεχωριστά κάτοχο μετοχών.

Ταυτόχρονα, όμως, καθιστά το wealth effect ισχυρότερο για τους κατόχους πολλών μετοχών (βλ. και Poterba & Samwick (1995)) και επιβεβαιώνει τη μεγαλύτερη καταναλωτική τους δαπάνη: το 20% των πιο πλούσιων εισοδηματικά νοικοκυριών αποτελεί το 37% των συνολικών δαπανών.

Αντιθέτως, η Starr-McCluer (2002) αναδεικνύει την ιδιότητα του signaling effect, δηλαδή την ικανότητα η αλλαγή στις τιμές των μετοχών να αποτελεί προάγγελος και προπομπός των διαφόρων φάσεων των κύκλων της οικονομίας και άρα και των καταναλωτικών δαπανών.

Οι **Poterba & Samwick (1995)** θεωρούν δύσκολη τη διάκριση signaling και wealth effect, καθότι αυτό προϋποθέτει την εύρεση αυτόνομων κινήσεων των τιμών των μετοχών που δεν μπορούν να αποδοθούν σε αλλαγές στις προσδοκίες για μελλοντικά μερίσματα ή επιτόκια. Για να καταστήσουν εφικτή τη διάκριση signaling και wealth effect, εξετάζουν τη συσχέτιση μεταξύ αποδόσεων μετοχών και σύνθεσης των καταναλωτικών δαπανών. Ερευνούν την ύπαρξη wealth effect σε μακροπρόθεσμο επίπεδο, από 1 ως 4 τρίμηνα (1947:3-1995:2) και δηλώνουν πως αν είναι ορθός ο ισχυρισμός για ύπαρξη wealth effect, τότε κέρδη από μετοχές θα συμβάλλουν στην αύξηση του ποσοστού που δαπανάται για αγαθά πολυτελείας. Επικεντρώνουν την προσοχή τους στην σχετική αύξηση της ζήτησης για τα πλέον ακριβά αυτοκίνητα, σε σχέση με τα απλά πολυτελή αυτοκίνητα και δηλώνουν πως αν οι αλλαγές στις τιμές των μετοχών επιδρούν στις καταναλωτικές δαπάνες μέσω wealth effect, τότε πρέπει οι αποδόσεις των μετοχών να επιδρούν θετικά στο τμήμα εκείνο των πλέον ακριβών-λουξ αυτοκινήτων. Αν και υπάρχει θετική συσχέτιση στη σχετική ζήτηση των πλέον ακριβών αυτοκινήτων με τις τιμές των μετοχών του αμέσως προηγούμενου τριμήνου, η συσχέτιση δεν είναι στατιστικά σημαντική.

Μελετώντας το χρηματιστηριακό κραχ του 1929, δεν βρίσκουν σημαντικό το wealth effect, τόσο επειδή δεν ήταν διαδεδομένη η κτήση μετοχών, όσο και επειδή η Οριακή Ροπή για Κατανάλωση από αλλαγές στον πλούτο ήταν μικρή, καθ' όλη την περίοδο του Μεσοπολέμου. Ακολούθως, αναζητώντας νέους τρόπους αντίχενυσης του

wealth effect, επεκτείνουν τους συλλογισμούς των Mankiw & Zeldes (1991) (βλέπε υποσημείωση [5]). Προσθέτουν στην κατανάλωση τις καταβολές ενοικίων και τις τιμές ακινήτων και λαμβάνουν υπόψη και την έμμεση κατοχή μετοχών. Αν και αναδεικνύεται μεγαλύτερη συσχέτιση στους άμεσα αλλά και έμμεσα κατέχοντες μετοχές από ό,τι στους μη μετόχους, δεν θεμελιώνεται wealth effect.

Δηλώνουν πως αν είναι ορθός ο ισχυρισμός για ύπαρξη signaling effect, τότε οι αλλαγές στις καταναλωτικές δαπάνες που έπονται διακυμάνσεων στις τιμές των μετοχών θα είναι ανεξάρτητες από το είδος της ιδιοκτησίας μετοχών και δεν θα υπάρχει διαφορά στην αλλαγή στις καταναλωτικές δαπάνες μεταξύ μετόχων και μη. Εν τέλει, οι Poterba & Samwick (1995) αναδεικνύουν την ύπαρξη ενός signaling effect, και υπολογίζουν πως μια μόνιμη αύξηση (μείωση) κατά 17% των τιμών των μετοχών, η οποία λαμβάνει χώρα το πρώτο εξάμηνο ενός έτους, προβλέπει την αύξηση (μείωση) κατά 1,1% των καταναλωτικών δαπανών το επόμενο έτος. Η αλλαγή είναι πάνω από 2 φορές μεγαλύτερη εντός 4 τριμήνων από όση στο 1<sup>ο</sup> τρίμηνο.

Αξίζει να αναφερθεί πως θεωρούν ότι αυτή η προβλεπτική ικανότητα δεν αλλάζει ανάλογα με την πηγή που προκάλεσε την αλλαγή στις τιμές των μετοχών, είτε δηλαδή αυτή η πηγή είναι οι αλλαγές στα κέρδη της εταιρίας είτε στα διανεμόμενα μερίσματα.

### 4.3. Σύγκριση wealth & signaling effects

Κλείνοντας τη συζήτηση για τα wealth & signalling effects, αναπότρεπτα ανακύπτει μια μάλλον ανταγωνιστική σχέση μεταξύ των δύο αυτών φαινομένων, και καθίσταται επιτακτική η σύγκριση μεταξύ τους. Ο Groenewold (2003) αποπειράται μια πρώτη απάντηση, επιχειρώντας μια διάκριση μεταξύ των αλλαγών στις τιμές των μετοχών που προκαλούνται από αλλαγές στα fundamentals και αλλαγές προκληθείσες από κερδοσκοπία. Συνδέοντας το signaling effect με τα fundamentals, ο Groenewold (2003) βρίσκει λιγότερο σημαντική στις αλλαγές των τιμών των μετοχών μια αλλαγή στα fundamentals, και συνεπώς προκρίνει την απόδοση στο wealth effect μεγαλύτερης επίδρασης επί της κατανάλωσης.

Ο Groenewold (2003) βρίσκει μια θετική μακροχρόνια επίδραση ενός σοκ στο κερδοσκοπικό τμήμα των αποδόσεων των μετοχών και μια αρνητική επίδραση ενός σοκ στα fundamentals, παρά το θετικό συντελεστή στη συνάρτηση κατανάλωσης. Η αρνητική αυτή επίδραση αντανακλά τη συνδυασμένη επίδραση τόσο της ιστορικής αρνητικής συσχέτισης μεταξύ των 2 σοκ όσο και του γεγονότος ότι το κερδοσκοπικό σοκ έχει τυπικό σφάλμα διπλάσιο εκείνου του σοκ στα fundamentals.

Στη συνέχεια επαληθεύει τα πορίσματά του, χρησιμοποιώντας τρεις εναλλακτικές μεθόδους. Η πρώτη συνίσταται στην παλινδρόμηση των τιμών των μετοχών βάσει μεταβλητών που αντανακλούν fundamentals: οι regressors, οι οποίοι συνιστούν τα κύρια στοιχεία σε ένα απλό μοντέλο προεξόφλησης μερισμάτων, είναι το output και το interest rate. Το πραγματικό output (GDP) μετρά, σε αυτό το μοντέλο, αλλαγές στα κέρδη και τα μερίσματα και το επιτόκιο αντανακλά αλλαγές στο προεξοφλητικό επιτόκιο του επενδυτή. Και σε αυτό το μοντέλο επιβεβαιώνεται η μικρότερη επίδραση του fundamental τμήματος της τιμής της μετοχής στην κατανάλωση, κάτι που αναδεικνύει τη μικρότερη σημασία του signalling effect

Προς επίρρωση αυτού του πορίσματος, χρησιμοποιεί άλλα δυο μοντέλα, βασισμένα σε χρηματοοικονομικούς δείκτες. Ο πρώτος είναι ο P/E, ο οποίος, κατά τους Campbell & Shiller (1998,2001), όταν είναι υψηλός τείνει να ακολουθείται από πτώσεις στις τιμές των μετοχών για την επόμενη 10ετία. Συνεπώς, ο P/E, ο οποίος αφήνεται να εννοηθεί ότι είναι σταθερός, παρέχει μια ένδειξη της fundamental αξίας της μετοχής, καθιστώντας τη κατά κάποιο τρόπο προβλέψιμη. Διασπά, συνεπώς, τη λογαριθμική τιμή των fundamental τιμών των μετοχών σε λογάριθμο των Κερδών και σε λογάριθμό της

μακροχρόνιας τιμής του P/E, ο οποίος καθίσταται ίσος με μηδέν, αφού η τελευταία θεωρείται ένας σταθερός αριθμός. Όπως και στα προηγούμενα μοντέλα, η σημασία ενός σοκ στο fundamental τμήμα είναι μικρότερη. Ο δεύτερος χρηματοοικονομικός δείκτης dividend/price θεωρείται πάλι σταθερός, και διασπώντας πάλι τη λογαριθμική τιμή των fundamental τιμών των μετοχών σε λογάριθμο των Κερδών και σε λογάριθμό της μακροχρόνιας τιμής του d/v, το τελευταίο θα εξισωθεί με μηδέν. Τα αποτελέσματα και του μοντέλου αυτού επαληθεύουν τη μειωμένη σημασία ενός σοκ στα fundamentals. Εν κατακλείδι, ο Groenewold (2003) θεωρεί ότι το wealth effect είναι σαφώς πιο ισχυρό σε σύγκριση με το αδύναμο signalling effect.

#### 4.4. Stock market Wealth Effect in emerging markets: empirical evidence

Ο Funke (2004) εξετάζει την ύπαρξη ή μη του stock market wealth effect για 16 αναδυόμενες αγορές και βρίσκει ένα μικρό αλλά στατιστικά σημαντικό αποτέλεσμα πλούτου. Οι χώρες αυτές είναι 8 Ασιατικές (Ινδία, Ινδονησία, Μαλαισία, Νότια Κορέα, Πακιστάν, Ταϊλάνδη, Τουρκία και Φιλιππίνες), 6 Λατινοαμερικανικές (Αργεντινή, Βραζιλία, Βενεζουέλα, Κολομβία, Μεξικό, Χιλή) και 2 Αφρικανικές (Ζιμπάμπουε, Νιγηρία). Τα δεδομένα είναι ετήσια, για την περίοδο 1985-2000, και το χαρακτηριστικό των χωρών αυτών είναι ο μέσος όρος του Λόγου Κεφαλαιοποίησης προς ΑΕΠ: είναι 40% του ΑΕΠ. Σε σύγκριση με τον αντίστοιχο Λόγο στις χώρες του Ευρώ, οι τελευταίες κατά μέσο όρο είχαν 22% το 1990 και 87% το 2000, ενώ οι ΗΠΑ υπερεισχύουν καθώς ο Λόγος είναι 154% του ΑΕΠ το 2000.

Ο Funke(2004) αναδεικνύει και το μέγεθος της ελαστικότητας των χωρών αυτών, με την εύρεση της βάσει του  $\gamma$  (από την παλινδρόμηση:  $\Delta \ln C_{it} = \alpha_i + \text{year}_t + \beta \Delta \ln Y_{it} + \gamma \Delta \ln W_{it}$ ):  $\gamma = (\Delta C_t / C_{t-1}) / \Delta (W_t / W_{t-1}) = (\Delta C_t / \Delta W_t) * (W_{t-1} / C_{t-1}) = \text{mpc} * W_{t-1} / C_{t-1}$ . Όπου mpc η οριακή ροπή προς κατανάλωση από πλούτο από το χρηματιστήριο και W/C ο Λόγος κεφαλαιοποίησης προς ιδιωτικές καταναλωτικές δαπάνες. Για τις 16 χώρες ο Λόγος είναι κατά μέσο όρο 0,22 ενώ για τις ΗΠΑ 2,25. Υποθέτοντας όμοια οριακή ροπή για τις 16 χώρες και τις ΗΠΑ(0,04), η αντίστοιχη ελαστικότητα των χωρών αυτών είναι  $0,04 * 0,66 = 0,026$ . Συνεπώς, μια 10% μείωση στις μετοχές θα μειώνει κατά 0,26% το ρυθμό αύξησης της ιδιωτικής κατανάλωσης.

Όμως όλοι αυτοί οι υπολογισμοί είναι εντελώς πρόχειροι, καθώς δεν λαμβάνονται υπόψη η διαφορετική δομή των χρηματαγορών, η διαφορετική φύση της κατοχής των μετοχών ανά χώρα (έμμεσης ή άμεσης), και τα διαφορετικά data για τα νοικοκυριά κάθε χώρας. Συνεπώς, ο Funke (2004) προβαίνει στην παλινδρόμηση 2 μοντέλων, όπου το 1<sup>ο</sup> περιλαμβάνει και αποτελέσματα ειδικά για κάθε χώρα (βλέπε  $\alpha_i$ ) για την απάλυνση των μεροληψιών λόγω παράλειψης κάποιων μεταβλητών. Το 2<sup>ο</sup> μοντέλο περιλαμβάνει ψευδομεταβλητές που λαμβάνουν υπόψη παγκόσμιου χαρακτήρα γεγονότα, όπως λ.χ. χρηματοπιστωτικές κρίσεις ή κυκλικά φαινόμενα. Τα αποτελέσματα δείχνουν πως ο συντελεστής του 3<sup>ου</sup> lag είναι μικρότερος του 1<sup>ου</sup>, δείγμα του ότι «εξανεμίζεται» το wealth effect με την πάροδο του καιρού, και εντός 3 ετών. Μια 10% πτώση στις μετοχές προκαλεί πτώση στις καταναλωτικές δαπάνες από 0,2 ως 0,4%, μια επίδραση μικρότερη από την αντίστοιχη στις ΗΠΑ, αλλά μεγαλύτερη εκείνης στην ηπειρωτική Ευρώπη (βλ. Boone et al.1998). Τέλος, υπάρχει μεγαλύτερη ευαισθησία της Κατανάλωσης στις εξελίξεις στο χρηματιστήριο στη Λατινική Αμερική από όσο στην Ασία.

## **4.5. Η διάχυση των μετοχών & η σχέση μεταξύ κερδών από μετοχές και καταναλωτικών δαπανών**

### **4.5.1. Αύξηση στον αριθμό των μετόχων**

Οι μετοχές, σε αντίθεση με ό,τι συνέβαινε τις περασμένες δεκαετίες, έχουν αρχίσει να διαχέονται σε περισσότερα νοικοκυριά, παρότι παραμένουν τα λιγότερο διαδεδομένα περιουσιακά στοιχεία (Poterba & Samwick (1995)-σύγκριση 1962 Survey of Financial Characteristics of Consumers με SCF του 1983 και 1992). Αυτή η ιδιοκτησία δεν νοείται μόνο ως άμεση κατοχή των μετοχών, η οποία ίσως και να μειώθηκε, αλλά και μέσω συμμετοχής σε αμοιβαία κεφάλαια και συνταξιοδοτικά προγράμματα. Για τις ΗΠΑ η Starr-McCluer(2002) βρίσκει ότι η έμμεση κατοχή μετοχών αυξήθηκε από 20% το 1989 σε 33% το 1995, με τα συνταξιοδοτικά προγράμματα να συνιστούν το 1/3 της έμμεσης κατοχής. Αυτή η αλλαγή στη σύνθεση της ιδιοκτησίας μετοχών, προφανώς, **αλλάζει την ευαισθησία των καταναλωτικών δαπανών** σε αλλαγές στον πλούτο, μέσω της αλλαγής του μέσου όρου Οριακής Ροπής προς Κατανάλωση.

Τα ευρήματα πάντως για τη διάχυση της ιδιοκτησίας των μετοχών σε λιγότερο πλούσια νοικοκυριά εξαρτώνται από το πώς νοείται το πλούσιο νοικοκυριό <sup>[16]</sup>: αν πλούσιο νοείται το νοικοκυριό με το μεγαλύτερο εισόδημα, όλες οι έρευνες συμφωνούν ότι έχουν πια μικρότερο ποσοστό κατοχής μετοχών. Αν πλούσιο όμως νοείται το νοικοκυριό με το μεγαλύτερο συνολικό πλούτο, τότε υπάρχει μια έρευνα της Starr-McCluer (2002) που δείχνει ότι η κατοχή μετοχών από τέτοια νοικοκυριά στις ΗΠΑ αυξήθηκε, μεταξύ 1989 και 1995 και του Wolff (1994) που λέει ότι ο συνολικός πλούτος κατανέμεται ακόμα πιο άνισα μεταξύ 1983-1989. Όμως όλα εξαρτώνται από το μέτρο που ορίζει την κατηγορία του πιο πλούσιου νοικοκυριού: οι Poterba & Samwick (1995) βρήκαν ότι η κατοχή μετοχών από το top 1/2% μειώθηκε μεταξύ 1983 και 1992 <sup>[17]</sup>.

### **4.5.2. Έμμεση Κατοχή Μετοχών**

Η έμμεση κατοχή μετοχών μέσω αμοιβαίων κεφαλαίων και συνταξιοδοτικών προγραμμάτων **συνεπάγεται**, φυσικά, **λιγότερη ρευστότητα**, λόγω του διαφορετικού κόστους συναλλαγής, των προστίμων που προκαλεί η απόσυρση από τέτοια προγράμματα και η φορολόγηση, παρά τη μεγαλύτερη δυνατότητα για δανειοδότηση. Αυτό συνεπάγεται **και λιγότερες καταναλωτικές δαπάνες** εν συγκρίσει με μια αύξηση τιμών άμεσα κατεχόμενων μετοχών. Μια τέτοια καταναλωτική στάση αποδεικνύεται και από τα πορίσματα της Συμπεριφορικής Χρηματοοικονομικής: τα νοικοκυριά διακατέχονται από μεγαλύτερη αυτοσυγκράτηση και αυτοπειθαρχία όταν έμμεσα κατέχουν μετοχές, και φτάνουν στο σημείο ως και να αγνοούν τα κεφαλαιακά κέρδη που παράγουν οι μετοχές αυτές (Shefrin & Thaler 1998, Thaler 1994). Οι Poterba & Samwick(1995) συμφωνούν με αυτό το πόρισμα, βρίσκοντας τη συσχέτιση κατανάλωσης και κερδών από μετοχές να είναι μεγαλύτερη στους άμεσους κατόχους από όση στους έμμεσα κατέχοντες μετοχές. Προς επίρρωση των ισχυρισμών τους, αναφέρουν την περίπτωση έμμεσης κατοχής μετοχών μέσω κρατικών συνταξιοδοτικών προγραμμάτων: οι πολίτες, αν γνωρίζουν καν τη σύνθεση του χαρτοφυλακίου του συνταξιοδοτικού τους φορέα, δεν αναμένουν μείωση της φορολόγησής τους συνεπεία αύξησης των κερδών από μετοχές που κατέχουν τα συνταξιοδοτικά ταμεία. Βέβαια, η διαφορά στην αυτοσυσχέτιση δεν μπορεί να αποδοθεί αποκλειστικά στο είδος κατοχής μετοχών: Τα πλούσια νοικοκυριά σπάνια συμμετέχουν σε συνταξιοδοτικά προγράμματα. Η Starr-McCluer(2002) βρίσκει χαμηλό το ποσοστό εκείνων που δηλώνουν ότι δεν δαπανούν κέρδη από μετοχές μόνο και μόνο επειδή συμμετέχουν σε χαμηλής ρευστότητας συνταξιοδοτικά προγράμματα. Αυτό σημαίνει ότι η έμμεση κατοχή μετοχών δεν επέχει



θέση κεντρική στις μέτριες επιπτώσεις του πλουτισμού από μετοχές στην κατανάλωση. Η Starr-McCluer(2002) επικαλείται έρευνα του Michigan Social Research Center η οποία βρίσκει χαμηλό, μόλις 12%, το ποσοστό εκείνων των πλουσίων νοικοκυριών, που άμεσα, δηλαδή, κατέχουν μετοχές, τα οποία αναφέρουν ένα θετικό wealth effect, ελαφρώς υψηλότερο του 11,6% του συνόλου των συμμετεχόντων στην έρευνά της νοικοκυριών. Παρ' όλα αυτά, είναι συμβατό αυτό το πόρισμα με την γενική παραδοχή της αυξημένης επιρροής των πλουσίων νοικοκυριών στο συναθροιστικό wealth effect. Στην έρευνά της βρίσκει σημαντικά πιο πιθανή την αναφορά wealth effect από πλούσια νοικοκυριά.

#### 4.5.3. Ηλικιακή Σύνθεση Μετόχων

Αλλά και η ηλικιακή σύνθεση των μετόχων επιδρά στην ευαισθησία των καταναλωτικών δαπανών σε αλλαγές στον πλούτο, μέσω της αλλαγής του μέσου όρου Οριακής Ροπής για Κατανάλωση. Παρότι όλο και πιο νέα νοικοκυριά κατέχουν μετοχές εμμέσως ή άμεσα, τα γηραιότερα νοικοκυριά εξακολουθούν να έχουν τις μεγαλύτερες αλλαγές στον πλούτο από διακυμάνσεις των τιμών των μετοχών. Οι Poterba & Samwick(1995), πάντως, απορρίπτουν τον ισχυρισμό ότι τα νεότερα νοικοκυριά επωφελούνται από την αύξηση συνολικά των τιμών των μετοχών, λόγω των κληρονομιών που αναμένεται να έχουν από τους γηραιότερους και με τη λογική αυτή θα μπορούσαν να αυξήσουν την κατανάλωσή τους και νοικοκυριά που δεν κατέχουν μετοχές. Υπολογίζουν πως μόνο εντός μεγάλου χρονικού ορίζοντα, 25 ετών, αναμένεται τα μισά νεότερα νοικοκυριά να κληρονομήσουν μετοχές. Σε πιο σύντομους χρονικούς ορίζοντες, όπως τα 15 έτη, μόλις το ένα από τα τέσσερα νοικοκυριά αναμένεται να κληρονομήσει μετοχές.

### 5. ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΣΤΙΚΟΙ ΠΑΡΑΓΟΝΤΕΣ ΤΩΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΤΙΚΩΝ ΔΑΠΑΝΩΝ

#### 5.1. Εισόδημα

Όπως αναφέρθηκε ήδη πιο πάνω, το εισόδημα, και μάλιστα το **διαθέσιμο εισόδημα**, δηλαδή ό,τι απομένει μετά τη φορολόγηση και με την πρόσθεση μεταβιβαστικών πληρωμών, αποτελεί σημαντικό προσδιοριστικό των καταναλωτικών δαπανών παράγοντα. Ωστόσο, τα αναμενόμενα, μελλοντικά εισοδήματα δεν μπορούν να εισαχθούν στη συνάρτηση κατανάλωσης που θα εξεταστεί, καθώς δεν είναι παρατηρήσιμα. Οι οικονομολόγοι μόνο με παρατηρήσιμες μεταβλητές αναπαριστούν τις προσδοκίες των νοικοκυριών για τα εισοδήματά τους, και συνεπώς, οι προσδοκίες σχηματίζονται βάσει των εισοδημάτων που υπήρξαν κατά το παρελθόν.

#### 5.2. Καταναλωτική Εμπιστοσύνη

Σύμφωνα με τον Garner (1988), σημαντικός προσδιοριστικός των καταναλωτικών δαπανών παράγοντας αποτελεί και η **καταναλωτική εμπιστοσύνη**. Κατά τον **Katona (1975)**, οι αποφάσεις για καταναλωτικές δαπάνες εξαρτώνται όχι μόνο από την οικονομική δυνατότητα, έναν, δηλαδή, αντικειμενικό παράγοντα, αλλά και από τις προτιμήσεις, τη **θέληση**, έναν, δηλαδή, υποκειμενικό παράγοντα. Προσδιοριστικός παράγοντας της θέλησης, όμως, είναι η **αισιοδοξία** ή **απαισιοδοξία** του καταναλωτή. Μια αύξηση της καταναλωτικής εμπιστοσύνης, κατά την έρευνα του Garner (1988) για τις ΗΠΑ της περιόδου 1962-88, συμβαδίζει με μια αύξηση των καταναλωτικών δαπανών και την πρόθεση για δανεισμό<sup>[18]</sup>. Μια μείωση των τιμών των μετοχών και της καταναλωτικής εμπιστοσύνης δύνανται να μειώσουν τη θέληση για καταναλωτικές

δαπάνες. Περισσότερο κι από τη δική τους ξεχωριστή οικονομική κατάσταση, οι άνθρωποι καθίστανται απαισιόδοξοι, κατά τις περιόδους που ακολουθούν χρηματιστηριακά κραχ, κυρίως εξαιτίας της γενικότερης οικονομικής κατάστασης της χώρας και του διαμορφούμενου επενδυτικού περιβάλλοντος (Curtin (1988)).

Ο Katona (1975), λοιπόν, με το πόρισμά του για αντικειμενικούς και υποκειμενικούς παράγοντες, έρχεται σε αντίθεση με την παραδοσιακή θεωρία της Κατανάλωσης την οποία ήθελε να αλλάζει συνεπεία μεταβολών σε Εισόδημα ή Πλούτο. Παρότι θα αναμενόταν οι ατομικές αλλαγές στη στάση να είναι zero-sum, ωστόσο, ο **Throop (1992)** κατέδειξε πως ένας κοινός παράγοντας, όπως απρόσμενα πολιτικά ή οικονομικά γεγονότα θα καθιστά ομοιόμορφη τη συμπεριφορά των καταναλωτών, προς μια, δηλαδή, κατεύθυνση. Η Καταναλωτική Εμπιστοσύνη, συνεπώς, μπορεί να διακριθεί σε δύο στοιχεία: πρώτον, ένα εξωγενές τμήμα το οποίο αποτελεί συνάρτηση ανεξέλεγκτων εξωτερικών παραγόντων, όπως πολιτικά και οικονομικά γεγονότα και δεύτερον, ένα τμήμα το οποίο αποτελεί συνάρτηση παρελθόντων, τρέχοντων ή και αναμενόμενων οικονομικών γεγονότων.

Η αναγκαιότητα του να ληφθεί υπόψη και η καταναλωτική εμπιστοσύνη αναδεικνύεται και αν αναλογιστεί κανείς τα **θεωρητικά θεμέλια της συνάρτησης κατανάλωσης**. Η παραδοσιακή συνάρτηση κατανάλωσης που βασίζεται στην Υπόθεση Μονίμου Εισοδήματος αλλά και Κύκλου Ζωής θεωρεί ότι οι καταναλωτικές δαπάνες βασίζονται στις προσδοκίες των νοικοκυριών για το μελλοντικό τους εισόδημα. Ωστόσο, για πρόβλεψη βραχυπρόθεσμου ορίζοντα, δεν επαρκούν μόνο οι «παραδοσιακές» οικονομικές μεταβλητές που καθορίζουν την Κατανάλωση. Σε αυτές, πρέπει να προστεθεί και μια μεταβλητή που μετρά την αβεβαιότητα, ώστε να μπορεί να είναι διακριτή η βραχυπρόθεσμη δυναμική της συνάρτησης κατανάλωσης. Ένα τέτοιο μέτρο αβεβαιότητας είναι και οι προσδοκίες των καταναλωτών τόσο για την προσωπική τους οικονομική κατάσταση όσο και για τη γενικότερη κατάσταση της Οικονομίας. Ένα τέτοιο μέτρο είναι και ο Δείκτης Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης. Η Καταναλωτική Εμπιστοσύνη, τουλάχιστον θεωρητικά, αποκαλύπτει την πιθανή επίδραση της στάσης των καταναλωτών, σε όρους «ποιοτικούς», στην καταναλωτική δαπάνη. Η μέτρηση αυτών των attitudes μετράται συνήθως μέσω συνεντεύξεων. Τα αποτελέσματα, κατόπιν, συνάγονται υπό τη μορφή balances: δηλαδή, υπό τη μορφή διαφορών μεταξύ θετικών και αρνητικών απαντήσεων και συγκρίνονται με μια οικονομική μεταβλητή όπως το ΑΕΠ ή την Ιδιωτική Κατανάλωση για να μελετηθεί τυχόν κοινός βηματισμός τους.

Στον ψυχολογικό παράγοντα είχε αναφερθεί πρώτος ο **Pigou (1927)**: ψυχολογικά αίτια, υπό την έννοια των αλλαγών των στάσεων χωρίς καμία σταθερή-λογικά θεμελιωμένη βάση, επενεργούσαν άρρητα στον καθορισμό της πορείας οικονομικών κύκλων. Ο **Keynes (1936)**, στη συνέχεια, ανέφερε “animal spirits”, υπό την έννοια αλλαγών στις προτιμήσεις οι οποίες επιδρούν στις προσδοκίες για την εξέλιξη της συναθροιστικής Ζήτησης, τα οποία εξηγούν τις απότομες αλλαγές στις Επενδύσεις.

Η πρώτη μέτρηση της καταναλωτικής εμπιστοσύνης έγινε στις ΗΠΑ από το Πανεπιστήμιο του Μίσιγκαν κατά τη δεκαετία του 1940, με τους Katona και Mueller να θεωρούνται οι θεμελιωτές της μέτρησης αυτής, η οποία διεξαγόταν με βασικό σκοπό την κατά το δυνατό μέτρηση των λόγων των «ανεξάρτητων» αλλαγών στην Κατανάλωση και την Αποταμίευση. Στις ενότητες που ακολουθούν, πέρα από την επισκόπηση πτυχών της Οικονομικής Ψυχολογίας, αναλύεται επιπρόσθετως, ο ρόλος της Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης, να προβλέπει την Κατανάλωση, ανεξάρτητα από τις υπόλοιπες προσδιοριστικές της Κατανάλωσης μεταβλητές.

### 5.2.1. Προτιμήσεις: μια ποιοτική μεταβλητή σε ένα οικονομικό υπόδειγμα

Οι οικονομολόγοι θεωρούν τις **προτιμήσεις δεδομένες** και σπάνια τις λαμβάνουν υπόψη στα υποδείγματά τους. Όμως αυτή η παράλειψη προκαλεί δυσκολίες στην ερμηνεία και την πρόβλεψη σε μεγάλο βαθμό της οικονομικής συμπεριφοράς. Αυτή η συνειδητή παράλειψη μπορεί να αποδοθεί σε πολλούς παράγοντες: πρώτον, ίσως να συμφωνούν με τον ισχυρισμό του Friedman πως δεν έχουν σημασία οι μη ρεαλιστικές υποθέσεις ενός υποδείγματος, στο βαθμό τον οποίο αυτό διαθέτει προβλεπτική ικανότητα. Δεύτερον, ίσως και να συμφωνούν με τον ισχυρισμό του **Samuelson** (1983, *Foundations of Economic Analysis*, Cambridge, MA: Harvard University Press) ότι οι προτιμήσεις είναι απλώς τμήμα άλλων επιστημονικών κλάδων και άρα οι οικονομολόγοι πρέπει να θεωρούν δεδομένες: όμως η λέξη «δεδομένες» δύο έννοιες μπορεί να έχει: αν κάτι το δεδομένο το θεωρούμε και σταθερό, τότε αυτό δεν είναι ορθό καθώς οι προτιμήσεις αλλάζουν, επιδρούν στην οικονομική συμπεριφορά, εξηγώντας τμήμα της μεταβολής κάποιων οικονομικών φαινομένων και παραγόντων, και με τη σειρά τους, αυτοί οι οικονομικοί παράγοντες επιδρούν στην οικονομική συμπεριφορά. Τρίτον, ίσως κάποιιοι να θεωρούν ως μη λογικούς και ανεπίδεκτους μελέτης τους παράγοντες που διαμορφώνουν τις προτιμήσεις (**Stigler & Becker, 1977**). Όμως, αυτό που θεωρείται παράλογο από την πλευρά του δρώντος δεν σημαίνει πως είναι παράλογο από την οπτική γωνία του παρατηρητή. Τέταρτον, κάποιιοι θεωρούν πως είναι υπερβολικά πολύπλοκα τα πορίσματα των ψυχολόγων ή των κοινωνιολόγων για να χωρέσουν σε ένα απλό οικονομικό υπόδειγμα. Πέμπτον, κάποιιοι πιστεύουν πως το όφελος από την εισαγωγή αυτών των παραμέτρων είναι μικρότερο από το κόστος. Τα δύο τελευταία επιχειρήματα, ίσως να είναι βάσιμα, ωστόσο, αν αυτό συμβαίνει στην παρούσα φάση στην οποία βρίσκονται η ψυχολογία και η κοινωνιολογία, τίποτε δεν αποκλείει πως είναι εφικτή μια μελλοντική βελτίωση και απλοποίηση των παραμέτρων που αυτές θέτουν.

Η εισαγωγή ψευδομεταβλητών οι οποίες αντικατοπτρίζουν την στάση και την προδιάθεση του ατόμου συντελούν περισσότερο στην προσπάθεια για πρόβλεψη της συμπεριφοράς του δρώντος, από όσο μια παράλειψή τους. Όμως και η χρήση ψευδομεταβλητών δεν λαμβάνει υπόψη της τη δυναμική αλλαγή των προτιμήσεων: αντανακλούν απλώς τη διαφορά στις προτιμήσεις ή διάφορους περιορισμούς (Etzioni, 1985) Με τον απλό μηχανισμό των τιμών και της πληροφόρησης δεν λαμβάνεται υπόψη ούτε η αλληλεπίδραση προτιμήσεων και λ.χ. κατανάλωσης: π.χ. η μερική διατήρηση της προτίμησης σε πιο υγιεινή διατροφή μετά από διατροφικά σκάνδαλα ή προσωρινή αύξηση των τιμών δημοφιλών διατροφικών αγαθών δεν είναι συνέπεια μόνο της πληροφόρησης, που ούτως ή άλλως υπήρχε, ούτε της χαμηλότερης τιμής της, η οποία και παλαιότερα ήταν γνωστή.

Τα απλά μοντέλα συναρτήσεων χρησιμότητας προκρίνουν το τι θα έπρεπε ο καταναλωτής να πράξει: υπάρχει όμως μια νοητή διαφορά από το τι πραγματικά πράττει. Εν τέλει, η οικονομική συμπεριφορά πρέπει να θεωρείται συνάρτηση τόσο των περιορισμών (κυρίως, των τιμών) όσο και, εξίσου, των προτιμήσεων, ώστε να καθίσταται εφικτή η ερμηνεία τμήματος της μεταβολής της αλλά και συνολικά του μοντέλου που την αναπαριστά.

### 5.2.2. Prepurchase Decision Process

Οι αποφάσεις για καταναλωτικές δαπάνες προϋποθέτουν ότι υπάρχει μια **διαδικασία λήψης απόφασης πριν την αγορά** ενός προϊόντος, ότι τα άτομα πάντοτε λειτουργούν ως ορθολογικά δρώντα, ερευνώντας ενδελεχώς την αγορά, για την αγορά κάθε προϊόντος. Μια διαδικασία η οποία διακρίνεται από τέσσερις πτυχές: 1) Δύο η περισσότερες εναλλακτικές υπάρχουν, και συνεπώς, πρέπει να υπάρξει **επιλογή**. 2)

Υπάρχουν **κριτήρια αξιολόγησης** τα οποία διευκολύνουν την πρόβλεψη των συνεπειών, από την επιλογή της μιας εναλλακτικής, στο στόχο του καταναλωτή. 3) Η επιλογή αυτή βασίζεται σε έναν κανόνα αποφάσεων ή σε μια αξιολογική διαδικασία. 4) Σε αυτή αξιοποιείται η πληροφόρηση που υπάρχει είτε από εξωτερικές πηγές είτε από τη μνήμη και τις συνήθειες του ατόμου. Οι **Olschavksy & Granbois (1979)** βρίσκουν πως για ένα αξιοσημείωτο τμήμα των καταναλωτικών δαπανών, μια τέτοια διαδικασία **δεν υφίσταται**: κάποιες αγορές γίνονται λόγω αναγκαιότητας. Κάποιες άλλες δαπάνες προκύπτουν ως συνέπεια από κοινωνικά επιβληθέντα στυλ ζωής, ή αντανακλούν προτιμήσεις συνήθειας, λόγω μιμητισμού. Ωστόσο, δεν απορρίπτουν τη λογική ύπαρξης αυτής της διαδικασίας λήψης απόφασης: προκρίνουν ένα «υβριδικό» μοντέλο στρατηγικής κατανάλωσης. Π.χ. εσκεμμένα τα άτομα περιορίζουν την έρευνα αγοράς σε λίγες εναλλακτικές. Αυτή είναι η μέση συμπεριφορά πριν την δαπάνη.

### 5.2.3. Behavioral Model

Ο **Pickering (1981)** εισάγει ένα συμπεριφορικό μοντέλο για την καλύτερη αντανάκλαση της φύσης του **decision process** αγοράς **Διαρκών αγαθών** σε ένα νοικοκυριό, το οποίο, δυνάμενο να αντανakλά και πλείστα μη Διαρκή Αγαθά, περιέχει τα ακόλουθα στοιχεία: 1) μια γενική οικονομική **καταναλωτική εμπιστοσύνη**, η οποία αντανakλά τις ατομικές προσδοκίες και στάσεις έναντι της γενικότερης οικονομικής κατάστασης. 2) έναν γενικότερο προσανατολισμό για αγορά, ο οποίος περιλαμβάνει τη **θέληση** για αφιέρωση οικονομικών πόρων για την αγορά ενός αγαθού αλλά και, αναφορικά με τα Διαρκή Αγαθά, τις προσδοκίες για μετακόμιση, που με τη σειρά τους είναι συνάρτηση των προσδοκιών για βελτίωση της ατομικής οικονομικής κατάστασης, συνεπεία βελτίωσης του εισοδήματος. 3) διάφορα στοιχεία του συγκεκριμένου αγαθού, όπως τη σειρά απόκτησής του, σε σχέση με άλλα αγαθά, τα χαρακτηριστικά του προϊόντος, το βαθμό απόσβεσης, και τις προσδοκίες από την αγορά του.

Αν κανείς σταθεί στα δύο πρώτα στοιχεία, τα οποία δεν αφορούν συγκεκριμένα αγαθά, μπορεί κανείς να διαπιστώσει ότι αγορές πραγματοποιούνται ευκολότερα όταν τα άτομα έχουν έναν υψηλό βαθμό ικανοποίησης με την παρούσα τους κατάσταση και την εμπιστοσύνη για το μέλλον. Η τελευταία μπορεί τόσο να σχετίζεται στις προσωπικές συνθήκες του ατόμου ή του νοικοκυριού όσο και να επηρεάζεται από γενικότερες οικονομικές συνθήκες. Οι προσωπικές συνθήκες που επιδρούν στην καταναλωτική εμπιστοσύνη αφορούν τις προοπτικές της εργασίας του ατόμου αλλά και του πλούτου του. Οι γενικότερες οικονομικές συνθήκες που επηρεάζουν την καταναλωτική εμπιστοσύνη έχουν να κάνουν με την πεποίθηση του ατόμου για τις οικονομικές πολιτικές της κυβέρνησης, την κατάσταση της οικονομίας και τις πιθανότητες διατήρησης αυτής της κατάστασης. Στη διαμόρφωση των προσδοκιών αυτών σημαντικό ρόλο διαδραματίζουν ο ρυθμός πληθωρισμού και το ποσοστό ανεργίας(εξ αυτού, θα υπάρχει correlation μεταξύ τους και μεταξύ CC και γι' αυτό δεν θα εισαχθούν ως ξεχωριστές ερμηνευτικές των Καταναλωτικών Δαπανών μεταβλητές) Είναι ευνόητο, λόγου χάρη, πως καλπάζων δείκτης πληθωρισμού μπορεί να δώσει ώθηση στην αγορά ιδιαίτερα Διαρκών αγαθών. Αξίζει επίσης να αναφερθεί πως ένα υψηλό επίπεδο εμπιστοσύνης μπορεί να αντανakλάται με διάφορους τρόπους και σε άλλες μεταβλητές. Λόγου χάρη, η προδιάθεση για αγορά αγαθών μπορεί να αναδεικνύεται στο ποσοστό αποταμίευσης και στη ρευστότητα των αξιόγραφων που έχει υπό την κατοχή του το άτομο.

## 5.2.4. Αισιοδοξία

### 5.2.4.1. Αιτίες

Ο Katona (1975) ενδελεχώς αναλύει τους λόγους που προκαλούν αισιοδοξία και τις συνέπειές της. Όπως είδαμε πριν, η εμπιστοσύνη για το μέλλον αφορά τόσο σε προσωπικό επίπεδο, όσο και τις γενικότερες οικονομικές συνθήκες. Για τις τελευταίες, ο Katona (1975), μελετώντας την μεταπολεμική κοινωνία των ΗΠΑ, αναδεικνύει πως προσδοκίες σχηματίζονται βάσει της κατανόησης των νέων εξελίξεων παρά από απλή αναγωγή παλαιότερων τάσεων στο μέλλον. Η αισιοδοξία, όμως, που προκύπτει από προσωπικούς παράγοντες, έχει να κάνει και με παράγοντες που διαμορφώθηκαν στο παρελθόν. Μερικοί από αυτούς είναι οι εμπειρίες της αύξησης του εισοδήματος και η βελτίωση του επιπέδου ζωής. Στην αισιοδοξία, όμως, αυτή συντελούν και άλλοι παράγοντες: ένας **πρώτος** λόγος είναι η αλλαγή στα επαγγέλματα που ασκεί ο άνθρωπος. Ενώ στις αρχές του αιώνα η πλειοψηφία του εργατικού δυναμικού απασχολούνταν στον πρωτογενή τομέα ή ως βιομηχανικοί εργάτες, στα τέλη της δεκαετίας του '60 οι white collars ξεπερνούσαν κατά 20% τους blue collars, ενώ οι αγρότες συνιστούσαν μόλις το 5% του εργατικού δυναμικού. Οι αγρότες και οι blue collars φτάνουν το ανώτερο εισόδημα που μπορούν να αποκτήσουν από εργασία στο αρχικό τμήμα του εργασιακού τους βίου. Αυτό από την ηλικία των 40 ετών αρχίζει να φθίνει. Αντίθετα, οι white collars ξεκινούν με χαμηλούς μισθούς και, με μια σειρά προαγωγών και απόκτησης εμπειρίας, έχουν μια συνεχή αύξηση του μισθού τους. Οι εργαζόμενοι γνωρίζουν αυτή την κατάσταση και, συνεπώς, διαμορφώνουν ανάλογα την αισιοδοξία τους.

Ένας **δεύτερος** λόγος είναι η άνοδος του μορφωτικού επιπέδου και η συσχέτιση του με την προοπτική υψηλότερων απολαβών. Ο ακριβής υπολογισμός των κερδών από τον επιπλέον μισθό λόγω σπουδών και των ζημιών από την αναβολή ένταξης στην αγορά εργασίας και τα εισοδήματα που δεν έχει κάποιος που σπουδάζει είναι λίγο δύσκολος. Όμως λίγη σημασία έχει αυτός ο υπολογισμός και περισσότερη το τι πιστεύουν οι άνθρωποι ότι ισχύει: αυτοί θεωρούν πως ανώτερη εκπαίδευση είναι θετικά συσχετισμένη με υψηλότερες απολαβές. Τις τελευταίες δεκαετίες όλο και περισσότεροι άνθρωποι αποκτούν όλο και ανώτερη εκπαίδευση. Και αυτή η εξέλιξη, με τη σειρά της, επιδρά στο σχηματισμό των αντίστοιχων προσδοκιών για το μέλλον.

Ένας **τρίτος**, τέλος, λόγος, αφορά τις αιτίες που πιστεύουν οι άνθρωποι ότι προκάλεσαν την αύξηση των απολαβών τους στο πρόσφατο παρελθόν. Ο Katona (1975) αναδεικνύει πως όλο και περισσότεροι άνθρωποι πιστεύουν πως αυτή δεν οφείλεται σε εξωτερικούς παράγοντες αλλά στη δική τους προσπάθεια. Αν λοιπόν πιστεύουν πως χάρη στις δικές τους δυνατότητες υπήρξε αυτή η βελτίωση στο παρελθόν έχουν κάθε λόγο να πιστεύουν ότι και στο μέλλον το ίδιο θα συμβεί. Κατ' αυτόν, λοιπόν, τον τρόπο σχηματίζεται αυτομάτως μια αισιοδοξία προδιάθεση.

### 5.2.4.2. Συνέπειες

Οι συνέπειες από την αισιοδοξία που δημιουργείται από τις παρελθούσες αυξήσεις των απολαβών από την εργασία αναλύονται από τους **Katona & Mueller (1968)**, χάρη σε μια έρευνα που συνίσταται σε συνεντεύξεις κάθε 3 μήνες των ίδιων ανθρώπων. Τα ευρήματά της αντικρούουν την Κεϋνσιανή θέση ότι υπάρχει μια υστέρηση στην αύξηση των καταναλωτικών δαπανών συνεπεία της αύξησης των απολαβών. Οι καταναλωτές προβαίνουν σε αυξήσεις των Καταναλωτικών τους Δαπανών που προηγούνται των αξιοσημείωτων αυξήσεων στις απολαβές τους, αλλά και είναι ταυτόχρονες με την αύξηση των απολαβών, ειδικά για τα Διαρκή αγαθά. Επιπροσθέτως, βρέθηκε ότι, σε αρμονία με τα πορίσματα του Keynes, τα ποσά που αποταμιεύονται

επίσης αυξάνονται το ίδιο 3μηνο της αύξησης του εισοδήματος, ενώ η αύξηση στις καθημερινές καταναλωτικές δαπάνες δεν προηγείται, ούτε είναι ταυτόχρονη της αύξησης του εισοδήματος. Οι απαντήσεις αυτές είναι πιο ισχυρές όταν οι αυξήσεις αυτές θεωρούνται μόνιμες και περισσότερο όταν είναι αξιοσημείωτες. Αυτά τα πορίσματα ισχύουν και για πιο μακροπρόθεσμα διαστήματα: σε μια ανοδική διαχρονική πορεία των εισοδημάτων οι καταναλωτές αυξάνουν τόσο τις αποταμιεύσεις τους όσο και την κατανάλωση Διαρκών αγαθών.

Αξίζει, τέλος, να αναφερθεί πως καθίσταται δύσκολη η διερεύνηση διαφορών στην ανταπόκριση στην αύξηση των εισοδημάτων μεταξύ αισιόδοξων και απαισιόδοξων καταναλωτών. Ο Katona (1960) αναφέρει τρία επιχειρήματα: Πρώτον, γιατί μια τέτοια έρευνα απαιτεί τον αποκλεισμό των συνεπειών όλων των άλλων μεταβλητών που επιδρούν στις Καταναλωτικές Δαπάνες. Δεύτερον, γιατί μια έρευνα μεταξύ ανθρώπων καθίσταται τουλάχιστον αναξιόπιστη και αδύνατη για γενικεύσεις. Τρίτον, επειδή μερικοί αισιόδοξοι μπορεί να μην προβούν σε νέες καταναλωτικές Δαπάνες για αγορά λόγω χάρη Διαρκών αγαθών διότι ίσως ήδη να έχουν προβεί σε αυτές όταν ήταν ήδη αισιόδοξοι.

### 5.2.5. Προσδιοριστικοί Παράγοντες του Δείκτη Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης

Η Καταναλωτική Εμπιστοσύνη δεν πρέπει να συγχέεται με τις ορθολογικές προσδοκίες. Οι τελευταίες έχουν βάση «μαθηματική» και είναι δεσμευμένες προβλέψεις που δίνουν δεδομένα αποτελέσματα, βάσει της αντίστοιχης πληροφόρησης. Στην Καταναλωτική Εμπιστοσύνη, από την άλλη, υπάρχουν και πτυχές που επηρεάζονται από πιο ατομικά χαρακτηριστικά, βασιζόμενα, δηλαδή, στην ιδιοσυγκρασία του ατόμου. Συνεπώς, η Καταναλωτική Εμπιστοσύνη σχηματίζεται τόσο από ορθολογικές προσδοκίες όσο και από πιο «ψυχολογικές», ανεξάρτητες και, ενίοτε, μη ορθολογικές προσδοκίες. Στην Καταναλωτική Εμπιστοσύνη, δηλαδή, εμπεριέχονται και επιπρόσθετες πληροφορίες οι οποίες την καθιστούν έχουσα ανεξάρτητη ερμηνευτική της Κατανάλωσης ικανότητα. Κάτι τέτοιο, βέβαια, υπονοεί ότι μπορεί να χαθεί, τουλάχιστον βραχυπρόθεσμα, η συσχέτιση του Δείκτη με τη γενικότερη οικονομική κατάσταση (που διαμορφώνει τις ποσοτικές μεταβλητές).

Ακριβώς, όμως, λόγω της ύπαρξης ενός learning process, όπου αξιολογούνται οι παρελθούσες ποιοτικές και ποσοτικές/μακροοικονομικές μεταβλητές, το οποίο χρειάζεται χρόνο, δικαιολογείται και η παρουσία ενός lag του Δείκτη Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης στη συνάρτηση Κατανάλωσης. Αυτό, όμως, το learning process διαρκεί, κατά τους Adams & Green (1965) λιγότερο από ένα 3μηναίο lag και, συνεπώς, η προσπάθεια για πρόβλεψη της Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης δεν είναι αποτελεσματική για διαστήματα χρονικά μεγαλύτερα, όπως θα καταδειχθεί παρακάτω (βλ.υποενότητα 5.2.9. “Endogenizing consumer expectations”).

### 5.2.6. Consumer Confidence & Rational Expectations Permanent Income Hypothesis

Οι Berg and Berstrom (1996) προτείνουν ότι το τμήμα εκείνο της εξίσωσης της Υπόθεσης Μονίμου Εισοδήματος- Κύκλου Ζωής που αφορά προσδοκίες μπορεί να αντανακλαστεί από το Δείκτη Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης, ο οποίος λειτουργεί σαν ένας coincident δείκτης. Αφού η αλλαγή στην κατανάλωση είναι ανάλογη της τρέχουσας innovation στις προσδοκίες για το μελλοντικό εισόδημα, η Flavin (1981) ισχυρίζεται ότι ο Δείκτης Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης δύναται να αντανακλά τις αλλαγές στις προσδοκίες των καταναλωτών για το μελλοντικό τους εισόδημα και, σε αυτή την

περίπτωση, να συνυπάρχει αρμονικά με την Υπόθεση του Μόνιμου Εισοδήματος με Ορθολογικές Προσδοκίες.

Οι **Acemoglu & Scott (1994)** μελετούν, για την περίπτωση του ΗΒ, τη δυνατότητα συνύπαρξης της Υπόθεσης του Μόνιμου Εισοδήματος με Ορθολογικές Προσδοκίες και του Δείκτη Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης, αφού, για να ισχύει η πρώτη θα πρέπει ο Δείκτης να μην περιέχει καμία πληροφόρηση που μπορεί να προβλέψει τις κινήσεις της Κατανάλωσης. Συνεπώς, μελετούν αν η Καταναλωτική Εμπιστοσύνη μπορεί να προβλέψει την Τρέχουσα ή τη Μελλοντική Κατανάλωση. Η Καταναλωτική Εμπιστοσύνη ρητά εμπεριέχει ένα forward looking στοιχείο, κάτι που η Υπόθεση του Μόνιμου Εισοδήματος με Ορθολογικές Προσδοκίες το επιτρέπει. Αρχικά, αποδεικνύουν, με μια μέθοδο εκτίμησης OLS, για την περίοδο 1975:1-1990:4, ότι η Καταναλωτική Εμπιστοσύνη προβλέπει (Granger causes), ξέχωρα από άλλες μακροοικονομικές μεταβλητές, άρα περιέχοντας ιδιωτική πληροφόρηση, την αύξηση του Εισοδήματος, όπως επίσης και τις αλλαγές στον Πλούτο του νοικοκυριού, τον Πληθωρισμό, την Ανεργία και τα Πραγματικά Επιτόκια. Και αυτό το πόρισμα είναι συνεπές με την Υπόθεση του Μόνιμου Εισοδήματος με Ορθολογικές Προσδοκίες. Όμως, παρότι αντανακλά ιδιωτική πληροφόρηση, η Καταναλωτική Εμπιστοσύνη είναι ένας coincident indicator της Κατανάλωσης, αφού επηρεάζεται από μακροοικονομικές μεταβλητές, όπως φαίνεται από την παλινδρόμησή της με regressors τις παραπάνω μεταβλητές: με τη μέθοδο general to specific για τον τελικό προσδιορισμό της παλινδρόμησης, και ξεκινώντας από την ταυτόχρονη τιμή και 4 lags, αποδεικνύεται ότι η Εμπιστοσύνη εξαρτάται θετικά από την προηγούμενη τιμή της, αρνητικά από το τρέχον πραγματικό επιτόκιο και το ρυθμό πληθωρισμού, και θετικά από την τρέχουσα αλλαγή στον πλούτο.

Ωστόσο, σε αντίθεση με εκείνη του Εισοδήματος από Εργασία ή άλλες μακροοικονομικές μεταβλητές, η προβλεπτική ικανότητα της Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης υπάρχει, με την Εμπιστοσύνη να είναι lagged για 1 ή 2 περιόδους, κάτι που έρχεται σε αντίθεση με την Υπόθεση του Μόνιμου Εισοδήματος με Ορθολογικές Προσδοκίες.

Πολλές έρευνες απορρίπτουν την Υπόθεση του Μόνιμου Εισοδήματος με Ορθολογικές Προσδοκίες επειδή η κατανάλωση επιδεικνύει υπερβολική ευαισθησία στο lagged εισόδημα. Ωστόσο οι **Acemoglu & Scott (1994)**, βρίσκουν ότι είναι το anticipated τμήμα της Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης που προβλέπει τη μελλοντική κατανάλωση και απορρίπτει την Υπόθεση του Μόνιμου Εισοδήματος με Ορθολογικές Προσδοκίες: χωρίς την Εμπιστοσύνη, και μόνο με lagged τιμές των επιτοκίων και της αύξησης του εισοδήματος δεν βρίσκεται ούτε υπερβάλλουσα ευαισθησία ούτε διαχρονικά substitution effects. Η προσθήκη της Εμπιστοσύνης στο instrument set καθιστά σημαντικές τις δύο παραπάνω μεταβλητές, όμως το Sargan test δείχνει ότι η Εμπιστοσύνη έχει ξέχωρη, επιπρόσθετη προβλεπτική ικανότητα.

Οι **Acemoglu & Scott (1994)** θεμελιώνουν θεωρητικά μια τέτοια προβλεπτική ικανότητα: το ότι υπάρχει αυτή, ακόμα και παρουσία άλλων μακροοικονομικών μεταβλητών, σημαίνει ότι η συνάρτηση κατανάλωσης αλλάζει από καιρού εις καιρόν. Μια πιθανότητα είναι αυτές οι αλλαγές να οφείλονται σε preference shocks, τα οποία αντανακλώνται με κάποιον τρόπο στο Δείκτη Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης. Ωστόσο, παρότι αυτά θα μπορούσαν να αλλάζουν την κατανάλωση ακόμα και με σταθερές τις προσδοκίες για εισόδημα, δεν μπορούν να ερμηνεύσουν την προβλεπτική ικανότητα της Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης, καθώς, σύμφωνα με την Υπόθεση του Μόνιμου Εισοδήματος με Ορθολογικές Προσδοκίες μόνο απρόβλεπτα preference shocks μπορούν να επιδράσουν στην κατανάλωση και να την αλλάξουν.

Ακολούθως, οι **Acemoglu & Scott (1994)** εξετάζουν το κατά πόσον οι αλλαγές στις καταναλωτικές δαπάνες οφείλονται σε animal spirits των καταναλωτών ή μπορούν να ερμηνευτούν σε μια τροποποιημένη Υπόθεση του Μόνιμου Εισοδήματος με

Ορθολογικές Προσδοκίες. Η τροποποίηση έγκειται στη χαλάρωση 2 περιορισμών που αυτή θέτει: α) τις τέλειες κεφαλαιακές αγορές. Τώρα εισάγονται περιορισμοί ρευστότητας. Όμως δεν αναδεικνύεται ότι η προβλεπτική ικανότητα του Δείκτη Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης οφείλεται στις ατελείς κεφαλαιακές αγορές. β) την εισοδηματική βεβαιότητα. Εδώ, εισάγεται και προληπτική αποταμίευση. Η οριακή ροπή για κατανάλωση εξαρτάται από τη διακύμανση του εισοδήματος. Αν αυτή είναι προβλέψιμη, τότε η Υπόθεση του Μόνιμου Εισοδήματος με Ορθολογικές Προσδοκίες απορρίπτεται εξαιτίας αυξημένης ευαισθησίας.

Υποθέτοντας μια συνάρτηση χρησιμότητας με σταθερή σχετική αποστροφή στον κίνδυνο (CRRA), οι Acemoglu & Scott (1994) βρίσκουν ότι ο Δείκτης Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης θετικά προβλέπει τη μελλοντική διακύμανση τόσο της κατανάλωσης και των επιτοκίων και αρνητικά την συνδιακύμανσή τους. Αυτό σημαίνει ότι υψηλή τιμή του Δείκτη αντανακλά μεγαλύτερη αβεβαιότητα για τις μελλοντικές τιμές των επιτοκίων και της αύξησης της κατανάλωσης και για αυτό οι καταναλωτές θέτουν χαμηλό επίπεδο κατανάλωσης αρχικά, αλλά αργότερα η κατανάλωση αυξάνει περισσότερο από όσο θα προέβλεπε η αρχική εκδοχή της Υπόθεσης του Μόνιμου Εισοδήματος με Ορθολογικές Προσδοκίες, δηλαδή με βεβαιότητα. Επίσης, αυτή η μελλοντική αύξηση είναι προβλέψιμη, καθώς η δεσμευμένη διακύμανση του εισοδήματος είναι συσχετισμένη με τη lagged Εμπιστοσύνη.

Παρότι φαίνεται περίεργη, εκ πρώτης όψεως, η συνύπαρξη υψηλής τιμής στο Δείκτη και υψηλής διακύμανση της Κατανάλωσης, αφού ο Δείκτης την προβλέπει, θα προβλέπει και μια υψηλή διακύμανση των innovations στο εισόδημα από εργασία και έναν υψηλό μέσο όρο αύξησης του εισοδήματος. Αφού η προληπτική αυτή αποταμίευση αντανακλάται στο Δείκτη, πρέπει μόνο αυτή η μεταβλητή να προβλέπει τη διακύμανση της ροής των εισοδημάτων. Υπάρχει ένδειξη ότι η διακύμανση του εισοδήματος συσχετίζεται θετικά με το μέγεθος της αύξησης του εισοδήματος. Οι Acemoglu & Scott (1994) επεκτείνουν το consumption CAPM των Hansen & Singleton (1983) αφήνοντάς το εισόδημα να έχει time varying conditional variance. Δημιουργείται ένα πλαίσιο όπου μελετάται αν η προβλεπτική ικανότητα οποιασδήποτε μεταβλητής οφείλεται στην προληπτική αποταμίευση. Αναδεικνύεται ότι η μόνη μεταβλητή που ερμηνεύει τη διακύμανση του εισοδήματος είναι η Καταναλωτική Εμπιστοσύνη. Συνεπώς, όταν οι καταναλωτές είναι πιο αισιόδοξοι για το μέλλον αναμένουν μεγαλύτερη διακύμανση στα σφάλματα πρόβλεψης που κάνουν. Κατ' αυτό τον τρόπο, μόνο βαθμιαία αυξάνουν την κατανάλωση ως απάντηση ενός θετικού σοκ στο εισόδημα για να συμβαδίζουν με τη λογική της προληπτικής αποταμίευσης. Οι Acemoglu & Scott (1994), λοιπόν, καταλήγουν στο ότι η Υπόθεση του Μόνιμου Εισοδήματος με Ορθολογικές Προσδοκίες απορρίπτεται λόγω της αβεβαιότητας εισοδήματος και όχι των animal spirits των καταναλωτών.

### 5.2.7. Consumer Sentiment & Consumption Spending

Οι Carroll, Fuhrer & Wilcox (1994), αφού διαγραμματικά, με στοιχεία από το National Bureau of Analysis, και για την περίοδο 1978-93, παρουσιάζουν τη θετική ταυτόχρονη συσχέτιση μεταξύ Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης και Δαπανών, ερευνούν την ικανότητα της πρώτης να προβλέψει τις αλλαγές στις Δαπάνες και κατά πόσον αυτή η ικανότητα είναι αποκλειστικά της Εμπιστοσύνης και όχι και άλλων παραγόντων. Απαντώντας καταφατικά στα δύο αυτά ερωτήματα, βρίσκοντας ότι οι παρελθούσες τιμές στο Δείκτη Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης ερμηνεύουν περίπου το 14% των αλλαγών στην αύξηση των συνολικών πραγματικών ατομικών καταναλωτικών δαπανών, στρέφουν το ενδιαφέρον τους στο πώς πρέπει να ερμηνευτεί αυτή η σχέση: είναι μια ανεξάρτητη καθοδηγητική δύναμη η Καταναλωτική Εμπιστοσύνη, η οποία όχι μόνο



προβλέπει αλλά και προκαλεί τις αλλαγές στις Δαπάνες; Μια εναλλακτική σε αυτό το ερώτημα είναι ότι απλώς αντανακλά την προοπτική του συνόλου της οικονομίας. Δηλαδή, αν είναι αισιόδοξοι οι καταναλωτές για το σύνολο της οικονομίας, απαντούν θετικά στις ερωτήσεις που διαμορφώνουν το Δείκτη. Η δεύτερη αυτή περίπτωση προϋποθέτει την παραβίαση των παραδοχών των Θεωριών Κύκλου Ζωής και Μονίμου Εισοδήματος (στην εκδοχή της Ισοδυναμίας με τη Βεβαιότητα).

Για την απάντηση στο πρώτο ερώτημα εξετάζουν το  $R^2$  μιας παλινδρόμησης των λογαριθμημένων διαφορών της Καταναλωτικής Δαπάνης επί παρελθουσών τιμών του Δείκτη Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης. Συνολικά, η Καταναλωτική Εμπιστοσύνη ερμηνεύει το 14% της αλλαγής το επόμενο 3μηνο των Καταναλωτικών Δαπανών για την περίοδο 1955:1-1992:3 και έχει μικρότερη ερμηνευτική ικανότητα βάσει των δεδομένων της περιόδου 1978:1-1992:3.

Για την απάντηση στο δεύτερο ερώτημα, αυτό της αποκλειστικότητας της ερμηνευτικής ικανότητας της Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης, τοποθετείται στην υπό παλινδρόμηση εξίσωση και μια μήτρα  $Z$  με μεταβλητές, όπως την αύξηση των απολαβών (οριζόμενων ως καθαροί μισθοί και ημερομίσθια +μεταβιβαστικές πληρωμές). Σε αυτή την περίπτωση μετράται η αύξηση στο  $R^2$ . Το αποτέλεσμα δείχνει πως η Καταναλωτική Εμπιστοσύνη έχει κοινή πληροφόρηση με άλλες μεταβλητές για τις κινήσεις των Δαπανών όμως 3% είναι η δική της συνεισφορά.

Αν ο υποκειμενικός αυτός παράγοντας της στάσης του Καταναλωτή αποτελεί μερικό μέτρο της αβεβαιότητας, τότε υπάρχει βάση για μοντέλα όπως αυτό του **Carroll (1992)**, όπου η προληπτική αποταμίευση διαδραματίζει σπουδαίο ρόλο, και η οποία οδηγεί σε συσχέτιση μεταξύ αβεβαιότητας και του ρυθμού αύξησης της κατανάλωσης: μια αύξηση της αβεβαιότητας προκαλεί μείωση του επιπέδου κατανάλωσης, καθώς οι καταναλωτές αποταμιεύουν προληπτικά. Όμως στις επόμενες περιόδους, ενώ το επίπεδο κατανάλωσης παραμένει χαμηλότερο σε σχέση με εκείνο που θα υπήρχε ελλείψει της ανόδου της αβεβαιότητας, ο ρυθμός αύξησης της κατανάλωσης θα είναι υψηλότερος, καθώς θα μειώνεται η ανάγκη για επιπλέον αποταμίευση, δεδομένου ότι ήδη έχει συσσωρευτεί ένα αξιόλογο ποσό. Ο ρυθμός αύξησης της κατανάλωσης, συνεπώς, θα είναι αρνητικά συσχετισμένος με την ταυτόχρονη αβεβαιότητα, αλλά θετικά συσχετισμένος με την παρελθούσα αβεβαιότητα. Αν ο δείκτης καταναλωτικής αίσθησης είναι υψηλά ενώ η αβεβαιότητα χαμηλά, το μοντέλο θα προέκρινε ότι η παρελθούσα αίσθηση θα ήταν αρνητικά συσχετισμένη με την αύξηση της κατανάλωσης. Όμως, τα ευρήματα των Carroll et al (1994) καταδεικνύουν τη θετική συσχέτιση μεταξύ παρελθούσας αίσθησης και ρυθμού αύξησης της κατανάλωσης.

Αξίζει, τέλος, να αναφερθεί ότι οι διαφορές τους με τα πορίσματα της έρευνας των Acemoglu & Scott(1994) έγκεινται στα εξής: 1) η ερμηνευτική ισχύς της καταναλωτικής εμπιστοσύνης είναι μεγαλύτερη για τα δεδομένα του ΗΒ, αφού εδώ το μεγαλύτερο  $R^2$  είναι 0,17. 2) Εδώ βρίσκεται μικρής ισχύος ένδειξη για προβλεπτική ικανότητα της καταναλωτικής εμπιστοσύνης όταν αυτή είναι δεσμευμένη από το εισόδημα, και ότι το lagged εισόδημα παραμένει σημαντικό ακόμα και αν δεσμευεί από την καταναλωτική εμπιστοσύνη. 3) Ο ορισμός της κατανάλωσης. Ωστόσο βρίσκουν οι Acemoglu & Scott(1994) τα ίδια αποτελέσματα όταν υιοθετούν τους εδώ ορισμούς της κατανάλωσης Μη Διαρκών Αγαθών εξαιρουμένων των Υπηρεσιών, ή με την Κατανάλωση Υπηρεσιών να είναι η εξαρτημένη μεταβλητή.

#### 5.2.8. USA: Consumer Sentiment vs. Consumer Confidence

Προηγουμένως, η Καταναλωτική Εμπιστοσύνη άρρητα αντικαταστάθηκε από την Καταναλωτική Αίσθηση. Ωστόσο, οι **Huth, Eppright & Taube (1994)** εντοπίζουν διαφορές μεταξύ των δεικτών Καταναλωτικής Αίσθησης (ΔΚΑ) του Survey Research

Center του Πανεπιστημίου του Μίσιγκαν και Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης(ΔΚΕ) του Conference Board. Οι δύο αυτοί δείκτες διαφέρουν μεταξύ τους κυρίως αναφορικά με τις ερωτήσεις που τίθενται στους διαμορφωτές του Δείκτη καταναλωτές και στο χρονικό ορίζοντα. Για το σχηματισμό του ΔΚΑ οι καταναλωτές απαντούν στο αν οι ίδιοι είναι καλύτερα οικονομικά από όσο το παρελθόν έτος, ενώ για το ΔΚΕ οι καταναλωτές σχολιάζουν την γενικότερη τρέχουσα οικονομική κατάσταση. Αλλά και οι ερωτήσεις αναφορικά με τη μελλοντική κατάσταση διαφέρουν, αφού στο μεν ΔΚΑ σχολιάζονται οι συνθήκες που θα επικρατούν το επόμενο έτος και την επόμενη 5ετία, ενώ για το ΔΚΕ οι καταναλωτές ερωτώνται μόνο για το ερχόμενο 6μηνο. Συνεπώς, ο ΔΚΑ μετρά τις μεσομακροπρόθεσμες προσδοκίες, ενώ ο ΔΚΕ τις βραχυπρόθεσμες. Η πρόθεση για καταναλωτικές δαπάνες μετράται, επίσης, με διαφορετικό τρόπο. Στο μεν ΔΚΑ οι καταναλωτές απαντούν γενικά στο αν η τρέχουσα περίοδος είναι καλή για αγορές, ενώ για το σχηματισμό του ΔΚΕ απαντούν για την πρόθεσή τους να προβούν σε αγορές εντός 6μήνου. Επίσης, ο ΔΚΑ είναι seasonally adjusted, ενώ δεν είναι ο ΔΚΕ.

Οι Huth et al (1994) ερευνούν αν είναι εφικτό να θεμελιωθεί αξιολογική προβλεπτική ικανότητα των δεικτών ΔΚΕ και ΔΚΑ για τις αγορές Διαρκών αγαθών. Δεν επεκτείνοντα στα Μη Διαρκή Αγαθά, καθώς μόνο στα διαρκή αγαθά όπως αυτοκίνητα ή ακίνητα ενυπάρχει μεγάλη διάρκεια decision process, όπου δεν λαμβάνεται άμεσα η απόφαση για αγορά. Επίσης, μελετούν την ικανότητα των δεικτών να προβλέπουν τη γενικότερη οικονομική και επιχειρηματική δραστηριότητα. Χρησιμοποιούν έναν αυτοπαλίνδρομο πίνακα για να βρουν αιτιότητα Granger(1969). Πρώτα όμως εξετάστηκαν οι σχέσεις μεταξύ των ΔΚΑ και ΔΚΕ, όπου και βρέθηκε ότι είναι ταυτόχρονα συσχετισμένοι με ένα feedback τρόπο. Αυτό έγινε εφικτό παίρνοντας λογαρίθμους και εκτιμώντας μονομεταβλητά μοντέλα ARIMA για να βρεθούν σειρές καταλοίπων (innovations). Η ταυτόχρονη συσχέτιση ΔΚΑ και ΔΚΕ, σημαντική στο 5%, βρέθηκε  $r(0)=0,53$ , ενώ ο ΔΚΕ επηρεάζεται σημαντικά από την μόλις παρελθούσα τιμή του ΔΚΑ αφού  $r(+1)=0,3$ . Σε πλήρη αρμονία με τη διαφορά χρονικού ορίζοντα, ο ΔΚΑ επηρεάζεται από την τιμή του ΔΚΕ 5 και 6 περιόδους πριν ( $r(-5)=-0,16$  και  $r(-6)=-0,19$ ). Θεμελιώνεται η Granger αιτιότητα όλων των Δεικτών οι οποίοι προξενούν μεταβολές στις Δαπάνες κάθε είδους αλλά και για την επιχειρηματική δραστηριότητα(business activity), όπως αυτή νοείται, δηλαδή, βάσει των δαπανών για αποθέματα(retail inventory levels), των πωλήσεων (vendor performance) και τη βιομηχανική παραγωγή κάθε είδους(various indytrial production levels). Επίσης, ο ΔΚΑ προβλέπει καλύτερα από το ΔΚΕ τις δαπάνες σε αγορές αυτοκινήτων, σε αντίθεση με το αναμενόμενο, δεδομένης της μέτρησης από το ΔΚΕ της κατάστασης όλης της οικονομίας και της μεγαλύτερης χρονικής διάρκειας που απαιτείται για τη λήψη αποφάσεων. Τέλος, βρέθηκε ότι κάθε παρελθούσα στάση στατιστικά σημαντικά προβλέπει το δείκτη ανεργίας. Από την άλλη, κάποιες άλλες μεταβλητές που αναφέρονται στη γενικότερη οικονομική δραστηριότητα βρίσκονται να επιδρούν στο σχηματισμό των δεικτών. Λόγου χάρη, ο Δείκτης Τιμών Καταναλωτή προκαλεί με την έννοια που δίνει ο Granger το ΔΚΑ, αλλά όχι το ΔΚΕ. Η απόδοση του χρηματιστηρίου μετρούμενη από τον S&P500 και το μέσο όρο του Dow Jones επιδρά κατά Granger στο ΔΚΑ και με feedback μορφή στο ΔΚΕ. Το Conventional Mortgage Rate επιδρά εξίσου στους δείκτες μέτρησης της στάσης των καταναλωτών. Εν κατακλείδι, οι Huth et al (1994) υποστηρίζουν το ΔΚΑ αν είναι να μετρηθούν Καταναλωτικές Δαπάνες Διαρκών αγαθών και το ΔΚΕ για τη γενικότερη οικονομική δραστηριότητα.

Οι **Bram & Ludvigson (1998)**, πρώτον, απαντούν στο κατά πόσον η μέτρηση της στάσης των καταναλωτών παρέχει πληροφόρηση για τις μελλοντικές καταναλωτικές δαπάνες και, δεύτερον, συγκρίνουν τη στατιστική σημαντικότητα των προβλέψεων του Δείκτη Καταναλωτικής Αίσθησης του πανεπιστημίου του Μίσιγκαν και του Δείκτη Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης του Conference Board. Αναδεικνύουν την ισχυρότερη

προβλεπτική ικανότητα του ΔΚΕ έναντι του ΔΚΑ, πρώτα από όλα, εξαιτίας του δεκαπλάσιου μεγέθους του δείγματος των ερωτώμενων. Όσον αφορά την ομοιότητά τους, δηλώνουν πως παρότι είναι οι δείκτες αρκετά συσχετισμένοι, πολλές φορές κινούνται διαφορετικά. Εξαιτίας των διαφορών στη μεθοδολογία των ερευνών, στην κατασκευή του δείκτη και στο έτος βάσης, δεν μπορούν οι δείκτες αυτοί να θεωρούνται συγκρίσιμοι. Οι μηνιαίες αλλαγές τους πρέπει να συγκρίνονται σε μια «τυποποιημένη» βάση και όχι σε απόλυτους αριθμούς. Προτείνουν έναν πρακτικό κανόνα όπου κίνηση 1% στο ΔΚΑ του Μίσιγκαν ισοδυναμεί με 2% στο ΔΚΕ. Εξαιτίας του μικρότερου δείγματος, ο Δείκτης Καταναλωτικής Αίσθησης του Μίσιγκαν, θα έχει μεγαλύτερο σφάλμα μέτρησης και θα υπόκειται σε μεγαλύτερες μηνιαίες μεταβολές.

Οι Bram & Ludvigson (1998) αποδεικνύουν ότι είναι πιο στενά συσχετισμένα τα δύο αυτά τμήματα στο ΔΚΑ από όσο στο ΔΚΕ και βάσει αυτού, απαντούν σε ένα από τα βασικά διλήμματα που αφορούν τους δείκτες: αν πρέπει να μελετά κανείς την απόλυτη τιμή των δεικτών ή την αλλαγή τους. Για το ΔΚΕ του Conference Board είναι πιο χρήσιμη η ξεχωριστή μελέτη τους. Η απόλυτη τιμή του τμήματος που αφορά το παρόν μετρά ικανοποιητικά το επίπεδο της οικονομικής δραστηριότητας, ενώ το τμήμα των προσδοκιών είναι πιο στενά συσχετισμένο με το ρυθμό της οικονομικής ανάπτυξης.

Για τον έλεγχο της προβλεπτικής ικανότητας των δύο δεικτών, οι Bram & Ludvigson (1998) προχωρούν όπως οι Carroll et al (1994) την έρευνα σε δύο στάδια. Ακολουθούν όμως και τις προτροπές του Leeper (1992) και δεν περιλαμβάνουν στην παλινδρόμηση μόνο παρελθούσες τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής και την αύξηση του εισοδήματος από εργασία. Ο Leeper(1992) επισημαίνει ότι η προβλεπτική ικανότητα της στάσης των καταναλωτών οφείλεται στην πιο συχνή καταγραφή της σε σχέση με άλλες μεταβλητές, όπως την Κατανάλωση ή το Εισόδημα. Ωστόσο, δεδομένου ότι οι χρηματοοικονομικοί δείκτες έχουν ακόμα πιο συνεχή καταγραφή, ενδέχεται να περιέχουν μεγάλο τμήμα της πληροφόρησης που παρέχουν οι δείκτες που καταγράφουν τη στάση των καταναλωτών. Πράγματι, ο Leeper (1992) βρίσκει ότι αν αυτοί οι δείκτες συμπεριληφθούν, μικρή συσχέτιση θα βρεθεί μεταξύ στάσης καταναλωτών και μεταβλητών όπως ανεργία και βιομηχανική παραγωγή. Συνεπώς, στη μεταβλητή Z περιλαμβάνεται με 4 lags και η πρώτη διαφορά σε λογάριθμο των πραγματικών τιμών του S&P500 (μέσος όρος 3μήνου) και η πρώτη διαφορά του 3μηνιαίου Treasury Bill Rate. Πάντως, η συμπερίληψη παρελθουσών τιμών της τελευταίας μεταβλητής και της εξαρτημένης, μειώνει την προβλεπτική ικανότητα του εισοδήματος και των τιμών του S&P500.

Στο δεύτερο στάδιο, στην πρόσθεση στην εξίσωση της τρέχουσας τιμής και 4 lags του ΔΚΕ του Conference Board αποδίδεται η αύξηση κατά 9% της προβλεπτικής ικανότητας της εξίσωσης για την αύξηση της καταναλωτικής δαπάνης του επόμενου 3μήνου. Σε αυτή την έρευνα, πάντως, η πρόσθεση του ΔΚΑ του Μίσιγκαν μειώνει κατά 4% την προβλεπτική ικανότητα της αρχικής εξίσωσης, ενώ η συμπερίληψη και των δύο δεικτών μέτρησης της στάσης των καταναλωτών, την αυξάνει κατά 13%. Το γεγονός ότι δεν μειώνεται, σημαίνει ότι η πληροφορία στους δύο δείκτες είναι κοινή σε μεγάλο βαθμό. Οι Bram & Ludvigson (1998) αποδεικνύουν ότι οι ερωτήσεις που αφορούν τις προοπτικές της θέσης εργασίας των ερωτώμενων καταναλωτών έχουν τη μεγαλύτερη ερμηνευτική ικανότητα, ενώ οι ερωτήσεις που συγκρίνουν παρόν με μέλλον περισσότερη από όσες συγκρίνουν παρόν με παρελθόν. Επίσης, οι ερωτήσεις που αφορούν την προσωπική οικονομική κατάσταση έχουν μεγαλύτερη ικανότητα από εκείνες που αφορούν προθέσεις για αγορά. Επιπροσθέτως, οι προσδοκίες για μεγαλύτερο χρονικό ορίζοντα παρέχουν μεγαλύτερη πληροφόρηση από τις προσδοκίες με βραχυπρόθεσμο ορίζοντα. Εν κατακλείδι, οι Bram & Ludvigson (1998) αναδεικνύουν την υπεροχή του Δείκτη Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης του Conference Board.

### 5.2.9. Endogenizing consumer expectations

Οι **Praet & Vuchelen (1984)** βρίσκουν ότι είναι αποτελεσματική η ενσωμάτωση στη συνάρτηση κατανάλωσης μεταβλητών ποιοτικών, όπως η στάση των καταναλωτών, παρά α) τα προβλήματα μέτρησης τέτοιων μεταβλητών, όπως για παράδειγμα το γεγονός ότι οι έρευνες γίνονται 3 φορές το χρόνο, χωρίς όμως να ισαπέχουν χρονικά, β) προβλήματα πολυσυγγραμικότητας (λόγω γραμμικών ή σχεδόν γραμμικών σχέσεων μεταξύ των μεταβλητών που καθορίζουν την άποψη), γ) το overlapping μεταξύ των περιόδων για τις οποίες διαμορφώνονται προσδοκίες (προβλήματα, δηλαδή, αυτοσυσχέτισης) και δ) η ποσοτικοποίηση ποιοτικών μεταβλητών. Ωστόσο, στην έρευνά τους αυτή για χώρες της τότε ΕΟΚ (ΗΒ, ΟΔΓ, Γαλλία, Ιταλία), βρίσκουν ότι αυτές οι σφυγμομετρήσεις των διαθέσεων των καταναλωτών προβλέπουν τις πραγματικές αλλαγές της κατανάλωσης μόνο βραχυπρόθεσμα, ένα ή δύο 3μηνα, παρότι οι έρευνες θέτουν ερωτήματα στους συμμετέχοντες για προσδοκίες τους χρονικού ορίζοντα ενός έτους, και οι οικονομικές μεταβλητές που διαμορφώνουν τις διαθέσεις καθίστανται γνωστές με μεγάλη καθυστέρηση. Προκειμένου, λοιπόν, να είναι εφικτή η πρόβλεψη της ιδιωτικής κατανάλωσης για μεγαλύτερες περιόδους (1 έτος είναι ένας ορθολογικός στόχος) οι απόψεις πρέπει να ενδογενοποιηθούν, να αποτελούν δηλαδή αυτές την εξαρτημένη μεταβλητή.

Ο **Shapiro (1972)** καθιστά τον αμερικανικό ΔΚΑ ως μεταβλητή εξαρτημένη από μέτρα της οικονομικής δραστηριότητας (seasonally adjusted disposable income net of transfers-DI), τις τιμές των μετοχών (S&P index of industrial common stocks-AK) και το ρυθμό πληθωρισμού όπως αυτός μετράται από τον άρρητο αποπληθωριστή των καταναλωτικών δαπανών (P), αλλά και την προηγούμενη τιμή της εξαρτημένης μεταβλητής, όμως βρίσκει ότι οι προσδοκίες των καταναλωτών δεν προσφέρουν μεγάλη νέα πληροφόρηση καθώς μπορούν να ερμηνευτούν από έναν μικρό, μάλιστα, αριθμό οικονομικών μεταβλητών.

Στα ίδια συμπεράσματα καταλήγει και ο **Abeele (1983)** εξετάζοντας τον Δείκτη Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης της Ευρωπαϊκής Επιτροπής (ECCCI) για 4 χώρες (ΗΒ, ΟΔΓ, Γαλλία, Ιταλία). Στην έρευνα αυτή, ο ECCCI εξαρτάται από έναν δείκτη χρηματιστηριακό (έτος βάσης 1963, πηγή OECD-MEI), έναν δείκτη ανεργίας (ποσοστό ενεργού πληθυσμού, πηγή ΟΗΕ), το πραγματικό διαθέσιμο εισόδημα (σε σταθερές τιμές, πηγή: IFO) και τον consumer price index (έτος βάσης 1966, πηγή Eurostat). Η Γερμανία φαίνεται ότι δίνει τα καλύτερα αποτελέσματα: στην πρώτη παλινδρόμηση που παρατίθεται, ο CCI εξαρτάται από το stock exchange index και το consumer price index, και οι δύο με υστέρηση ενός 3μήνου.

Σε μια επόμενη προσπάθειά του, ο Abeele (1983) προσπαθεί να εντοπίσει προβλεπτική ικανότητα του Δείκτη στις πωλήσεις νέων επιβατικών οχημάτων, όμως καταλήγει και αυτός ότι ο CCI αντανάκλα τις μεταβολές των οικονομικών μεταβλητών κατά το ήμισυ της δικής του μεταβολής, ενώ ένα σημαντικό τμήμα του υπόλοιπου μισού μπορεί να ερμηνευτεί από παρελθούσες τιμές του ίδιου του δείκτη και, συνεπώς, λίγα προσφέρει η πρόσθεση του Δείκτη Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης ως προβλεπτικής μεταβλητής. Φτάνει μάλιστα στο «ακραίο» συμπέρασμα να θεωρεί ότι οι καταναλωτικές δαπάνες είναι διαχρονικά σχεδόν σταθερές.

Μελετώντας, πρώτον, μοντέλα όπου οι απόψεις των καταναλωτών είναι συνάρτηση μόνο οικονομικών μεταβολών και, δεύτερον, αυτοπαλίνδρομα μοντέλα (όπου αναδεικνύεται και η αυτοπαλίνδρομη φύση της στάσης των καταναλωτών), ο **Praet (1985)** θεωρεί πως δεν είναι μόνο οι οικονομικές μεταβλητές που ερμηνεύουν τις προσδοκίες των καταναλωτών.

Τα αποτελέσματά της έρευνας του ECCCI για το ΗΒ(περίοδος 1975:3-1983:4), τη Γαλλία(1973:4-1983:4), την Ιταλία(1973:4-1983:4, όπου εξαρτημένες μεταβλητές είναι είτε η αντίληψη των νοικοκυριών για την τρέχουσα οικονομική τους κατάσταση είτε για την ευκαιρία για αποταμίευση) και τη Γερμανία(1973:4-1983:4) είναι τα εξής: τα αυτοπαλίνδρομα μοντέλα με δύο υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής ερμηνεύουν το μεγαλύτερο τμήμα της μεταβολής των απόψεων των καταναλωτών. Τα αποτελέσματα όμως αυτά δεν θεωρούνται ισχυρά: ο σταθερός όρος στην παλινδρόμηση δεν είναι σημαντικός. Επιπροσθέτως, οι όποιες υστερήσεις εισάγονται, είναι πολύ μικρές, το πολύ 1 τριμήνου: αυτό σημαίνει ότι δεν είναι χρήσιμα για πρόβλεψη σε πιο μακροπρόθεσμο διάστημα. Τέλος, τα μικτά μοντέλα που περιέχουν και οικονομικές μεταβλητές καταφέρνουν να μειώσουν το άθροισμα των τετραγωνισμένων καταλοίπων. Αυτές οι οικονομικές μεταβλητές είναι, αφ' ενός, βραχυπρόθεσμης διάρκειας, όπως το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο, ο consumer price deflator, ο stock exchange index και το μέγεθος της ανεργίας, αφ' ετέρου κάποιες δημοσιοποιούνται με μεγάλη καθυστέρηση, όπως ο όγκος λιανικών πωλήσεων, όπου η καθυστέρηση είναι 1 με 2 τρίμηνα, και το πραγματικό διαθέσιμο εισόδημα όπου η καθυστέρηση είναι τουλάχιστον 2 τρίμηνα.

### 5.2.10. Mishkin's Liquidity Hypothesis

Η **liquidity hypothesis** του Mishkin (1978) βασίζεται στη δυσκολία ρευστότητας που συνοδεύει την κατοχή Διαρκών αγαθών. Σε περίπτωση έκτακτης ανάγκης, οι καταναλωτές πωλούν τα Διαρκή αγαθά με έκπτωση. Αντίστοιχα, μια αύξηση στη χρέωση οδηγεί τους καταναλωτές να μειώσουν την αγορά Διαρκών αγαθών, ενώ, αντιθέτως, μια αύξηση στην κατοχή αξιογράφων μειώνει την πιθανότητα να περιπέσει σε χρηματοοικονομική δυσκολία ο καταναλωτής και του επιτρέπει να αγοράσει διαρκή αγαθά. Η πιθανότητα financial distress, επομένως, είναι θετικά συσχετισμένη με το χρέος των νοικοκυριών και αρνητικά συσχετισμένη με τα περιουσιακά τους στοιχεία. Η συνάρτηση που προτείνει ο Mishkin(1978) για το Δείκτη Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης τον θέλει να αντανακλά αυτό το financial distress:  $CCI_t = c + \alpha Income_t - \beta Price_t - \gamma Debt_t + \delta Financial_t + \phi CCI_{t-1} + \varepsilon_t$ . Κατά το Mishkin(1978) τόσο η χρέωση όσο και τα περιουσιακά στοιχεία συσχετίζονται αρκετά με το Δείκτη. Η κοινή συμμετοχή τους στην εξίσωση μαζί με την Καταναλωτική Εμπιστοσύνη σχεδόν εξαλείφει την προβλεπτική του ικανότητα. Κατ' αυτό τον τρόπο, η Καταναλωτική Εμπιστοσύνη μετρά περισσότερο το financial distress από όσο το μελλοντικό εισόδημα. Τότε στην εξίσωση έχει νόημα να εισάγεται και ο Πληθωρισμός, και το Μεταβατικό Εισόδημα (Διαφορά μεταξύ τρέχοντος και μονίμου εισοδήματος), όπου το αναμενόμενο επίπεδο και η διακύμανση του εισοδήματος θα επιδρούν στο financial distress.

Το μοντέλο του Mishkin (1978) προφανώς μπορεί να επεκταθεί λαμβάνοντας υπόψη και άλλες μεταβλητές που αντανακλούν κίνδυνο και αβεβαιότητα, όπως τα επιτόκια ή τις τιμές των μετοχών ή το δείκτη ανεργίας, με πιο χαρακτηριστική τη χρήση του **Δείκτη Οικονομικής Δυσaréσκειας** (το άθροισμα των ποσοστών ανεργίας και πληθωρισμού) του **Okun**. Οι **Delorme et al. (2001)** θεωρούν ότι η Καταναλωτική Εμπιστοσύνη είναι θετικά συσχετισμένη με την κτήση ακινήτων, το χρηματοοικονομικό πλούτο και lagged τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής, και αρνητικά συσχετισμένη με την ανεργία, τον πληθωρισμό και τα επιτόκια.

Εν κατακλείδι, ο Δείκτης Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης μπορεί να ειπωθεί από 3 οπτικές γωνίες (Throop,1992): α) ως **coincident indicator** της πορείας των Καταναλωτικών Δαπανών, ένα μέτρο, δηλαδή, αισιοδοξίας/απαισιοδοξίας για τη μελλοντική οικονομική κατάσταση και του αναμενόμενου εισοδήματος, και μέτρο σύμφωνο με την Υπόθεση Μονίμου Εισοδήματος- Κύκλου Ζωής, όπου οι τρέχουσες Καταναλωτικές Δαπάνες εξαρτώνται από το αναμενόμενο μελλοντικό εισόδημα. β) ως

**leading indicator**, όπου ο Δείκτης προβλέπει τις Καταναλωτικές Δαπάνες. Ακόμα και αν οι καταναλωτές δεν προβλέπουν σωστά τις οικονομικές συνθήκες, είναι συνεπείς με τις απαντήσεις τους για το μέγεθος των Δαπανών των ιδίων. γ) ως **δείκτης αβεβαιότητας**, για ατομικές πτυχές, όπως χρηματοοικονομικές δυσκολίες ή απώλεια εργασίας ή για τις γενικότερες οικονομικές συνθήκες. Στο παρόν πόνημα, ωστόσο, η αβεβαιότητα θα μετρηθεί από τη μεταβλητότητα των χρηματιστηριακών δεικτών.

### 5.3. Αβεβαιότητα

#### 5.3.1. Εισαγωγή

Είναι φανερό πως αν και οι προσδοκίες των καταναλωτών, όπως αυτές εκφράζονται μέσα από την καταναλωτική εμπιστοσύνη, ασκούν σημαντική επιρροή στη διαμόρφωση της ζήτησης αγαθών και άρα των ιδίων των Καταναλωτικών Δαπανών, αναμφίβολα πρέπει να αναγνωριστεί πως η πληροφόρηση την οποία έχουν τα άτομα, και επί της οποίας θεμελιώνουν τις προσδοκίες τους, δεν είναι τέλεια. Οι ίδιοι οι καταναλωτές μπορεί να έχουν γνώση επ' αυτού και να αναγνωρίζουν πως οι μεταβαλλόμενες οικονομικές συνθήκες μπορεί να σηματοδοτούν ότι οι προσδοκίες τους είναι λιγότερο βέβαιες. Συνεπώς, ο βαθμός βεβαιότητας ή αβεβαιότητας, ο οποίος θεμελιώνει τις προσδοκίες, πρέπει επίσης να ληφθεί υπόψη, καθώς και αυτός επηρεάζει το επίπεδο της ζήτησης και των καταναλωτικών αγαθών.

#### 5.3.2. Η αβεβαιότητα μετρούμενη από τη Μεταβλητότητα των Χρηματιστηριακών Δεικτών

##### 5.3.2.1 Επιπτώσεις στις Καταναλωτικές Δαπάνες Διαρκών Αγαθών

Ο **Bernanke (1983)** ισχυρίζεται πως μια αύξηση της αβεβαιότητας, η οποία προκύπτει από μια κατάρρευση του χρηματιστηριακού δείκτη, οδηγεί σε άμεση πτώση των δαπανών για Επενδύσεις. Ορμώμενη από το σκεπτικό αυτό, η **Romer (1990)** θεωρεί πως κάτι τέτοιο μπορεί να εφαρμοστεί και στην περίπτωση των Καταναλωτικών Δαπανών για Διαρκή αγαθά. Συμφωνώντας με τον Temin (1976) για τη μειωμένη επίδραση του standard wealth effect, όταν οι μετοχές συνιστούν μικρό τμήμα του πλούτου, και απορρίπτοντας τους ισχυρισμούς του Mishkin (1978) για πιθανή επίδραση, στις Δαπάνες από τις εξελίξεις στο χρηματιστηριακό Δείκτη, μέσω και της αλλαγής στον ισολογισμό του νοικοκυριού (liquidity effects), η Romer (1990) βρίσκει πρώτα ότι η **αβεβαιότητα για τα μελλοντικά εισοδήματα είναι θετική συνάρτηση της μεταβλητότητας του χρηματιστηριακού δείκτη**. Ακόμα και αν τα νοικοκυριά δεν κατέχουν μετοχές, θεωρούν πως ο δείκτης προβλέπει την πορεία της πραγματικής οικονομίας και ότι ένα κραχ έχει συνέπειες και στην αγορά χρήματος και μειώνει τις Επενδύσεις. Έπειτα, με ένα απλό σκεπτικό, θεωρεί πως η αβεβαιότητα στα μελλοντικά εισοδήματα δημιουργεί ένα trade off μεταξύ άμεσης ή όχι αγοράς ενός διαρκούς αγαθού και ποιότητας του αγαθού. Μια άμεση αγορά ενός διαρκούς αγαθού μπορεί μεν να προσφέρει χρησιμότητα στον καταναλωτή, ωστόσο, αυτή μπορεί να μην προσεγγίζει το άριστο επίπεδο της, καθώς στο μέλλον, μπορεί το αγαθό αυτό να είναι είτε υπερβολικά πολυτελές είτε υπερβολικά μέτριο, σε σύγκριση με τις δυνατότητες που παρέχουν τα μελλοντικά εισοδήματα. Συνεπώς, πιο σώφρων θεωρεί την επιλογή της αναβολής της αγοράς, μέχρι να μειωθεί η αβεβαιότητα για τα μελλοντικά εισοδήματα. Με βάση αυτό το πόρισμα, θεωρεί πως αυξάνεται το εισόδημα που διατίθεται για τα μη-διαρκή αγαθά, άρα και η κατανάλωσή τους <sup>[19]</sup>. Οι Poterba & Samwick (1995) συνηγορούν με τους ισχυρισμούς της Romer (1990) αναφορικά με την επίδραση των αλλαγών στις τιμές των

μετοχών στα διαρκή αγαθά. Συγκεκριμένα, αφού διακρίνουν την κατανάλωση σε τρεις κατηγορίες, διαρκών, μη διαρκών αγαθών και υπηρεσιών, βρίσκουν ότι η επίδραση στα διαρκή αγαθά είναι 4 ως 6 φορές μεγαλύτερη από όση στα μη διαρκή αγαθά. Το ίδιο αποτέλεσμα ισχύει και για την έρευνά τους για το χρηματιστηριακό κραχ του 1929.

### **5.3.2.2. Επιπτώσεις στις Καταναλωτικές Δαπάνες Μη Διαρκών Αγαθών**

Σε αντίθεση με τη Romer, ο **Bosworth (1975)** καταδεικνύει πως η αλλαγή στις τιμές των μετοχών επιδρά στην κατανάλωση μόνο των μη διαρκών αγαθών και των υπηρεσιών, όχι όμως στην κατανάλωση των διαρκών αγαθών. Καταρχάς, υιοθετεί τη συνάρτηση κατανάλωσης του MIT, όπου ο πλούτος συμπεριλαμβάνεται ως διακριτή μεταβλητή, και, ακολούθως, τον διασπά σε πλούτο από κεφαλαιακά κέρδη από μετοχές και πλούτο από άλλους παράγοντες, εξισώνοντας τους συντελεστές των δύο αυτών νέων μεταβλητών. Οι υστερήσεις στον πλούτο από μετοχές, η ύπαρξη των οποίων ερμηνεύονται ως διάχυση των περιστασιακών μεταβολών των τιμών των μετοχών, είναι λιγότερες από εκείνες του εισοδήματος, για να υπονοεί την καθυστέρηση ενσωμάτωσης των νέων κεφαλαιακών κερδών στην νέα εκτίμηση του πλούτου των καταναλωτών εκ μέρους τους. Η παλινδρόμηση αναδεικνύει τη σημασία του πλούτου στην κατανάλωση. Αυτό επιβεβαιώνει την Υπόθεση Κύκλου Ζωής και διαψεύδει τον Keynes. Αν όμως το τρέχον εισόδημα δεν είναι καλό μέτρο των πόρων για κατανάλωση, και είναι οι διαχρονικές συνολικές απολαβές κάτι τέτοιο, τότε οι παροδικές αλλαγές στις αξίες των περιουσιακών στοιχείων λίγο επιδρούν στις καταναλωτικές δαπάνες. Ως εδώ όλα καλά. Όμως πρόβλημα ανακύπτει καθώς η κύρια επίδραση των παροδικών μεταβολών σε εισόδημα και πλούτο θα έπρεπε να αντανakλώνται στην αποταμίευση και την αγορά διαρκών αγαθών: ωστόσο κάτι τέτοιο δεν συμβαίνει.

Αργότερα, ο Bosworth (1975) αναθεωρεί τη συνάρτηση κατανάλωσης του MIT και δεν υιοθετεί τον περιορισμό της εξίσωσης των συντελεστών του πλούτου από κεφαλαιακά κέρδη και του πλούτου από άλλες πηγές. Επιπροσθέτως, διασπά την κατανάλωση σε εκείνη των διαρκών αγαθών και εκείνη των υπηρεσιών και μη διαρκών αγαθών. Τα αποτελέσματα αναδεικνύουν την επίδραση του πλούτου και των κεφαλαιακών κερδών στην κατανάλωση των υπηρεσιών και μη διαρκών αγαθών. Η πρόνοια της συνάρτησης κατανάλωσης του MIT να θεωρεί τις δαπάνες σε διαρκή αγαθά βάσει των αξιών που προκύπτουν από τις υπηρεσίες που προσφέρουν τα αγαθά, και όχι άμεσα από τα δαπανούμενα ποσά, προφανώς δημιουργεί για αυτές μια απλή τάση, χωρίς ισχυρές μεταβολές και άρα χωρίς να επηρεάζεται από μεταβολές στον πλούτο και τα κεφαλαιακά κέρδη.

## **5.4. Οι προσδιοριστικοί παράγοντες της μεταβλητότητας των χρηματιστηριακών δεικτών**

Στις παρακάτω υποενότητες μελετάται η πιθανή επίδραση παραγόντων στη μεταβλητότητα των χρηματιστηριακών δεικτών.

### **5.4.1.Dividends**

#### **5.4.1.1. Το Μοντέλο Αποτελεσματικών Αγορών του Shiller**

Συνήθως, οι αλλαγές στις τιμές των μετοχών αποδίδονται στην αποτελεσματική ενσωμάτωση-προεξόφληση της νέας πληροφόρησης. Το πλέον απλό μοντέλο που χρησιμοποιείται συχνά για την ερμηνεία αυτών των μεταβολών είναι η παρούσα αξία των ορθολογικά προσδοκώμενων ή τέλεια προβλεπόμενων μερισμάτων τα οποία

προεξοφλούνται με ένα σταθερό συντελεστή ( $P_t = \sum_{k=0}^{\infty} g^{k+1} E_t D_{t+k}$ ,  $0 < g < 1$  όπου  $g$  ο προεξοφλητικός συντελεστής). Αυτό το μοντέλο αποτίμησης χρησιμοποιείται συχνά και για την περιγραφή της κίνησης των χρηματιστηριακών δεικτών. Ο Shiller (1981) το ονομάζει «μοντέλο αποτελεσματικών αγορών» και αποδεικνύει πως δεν μπορεί να αποδοθεί η αλλαγή των τιμών των μετοχών μόνο, ούτε καν σε μεγάλο βαθμό, στην ενσωμάτωση νέας πληροφόρησης αναφορικά με τα καταβαλλόμενα μερίσματα, δεδομένου ότι αυτά δεν αλλάζουν ούτε συχνά ούτε πολύ. Αυτό το αποδεικνύει καταδεικνύοντας τη μεγάλη μεταβλητότητα των χρηματιστηριακών δεικτών σε σχέση με την *ex post* ορθολογική μεταβλητότητα (η οποία σχηματίζεται βάσει του μοντέλου προεξόφλησης). Θεωρώντας  $p_t$  την παρατηρηθείσα τιμή και  $p_t^*$  την *ex post* «ορθολογική» (τέλεια πρόβλεψη), ισχυρίζεται πως διαφορές μεταξύ τους, ή το σφάλμα πρόβλεψης είναι  $u_t = p_t^* - p_t$ . Αυτό το σφάλμα, όντας σφάλμα ορθολογικής πρόβλεψης, είναι ασυσχέτιστο με το  $p_t$ . Συνεπώς, ισχύει ότι  $\text{var}(p^*) = \text{var}(u) + \text{var}(p)$  και δεδομένου ότι οι διακυμάνσεις είναι μη αρνητικές, ισχύει ότι  $\text{var}(p) \leq \text{var}(p^*)$  ή καλύτερα  $\sigma(p) \leq \sigma(p^*)$ . Ωστόσο, για μια περίοδο από το 1870 ως το 1979 ο Shiller (1981) αποδεικνύει πως αυτή η σχέση δεν ισχύει: η πραγματοποιηθείσα μεταβλητότητα ήταν εξαιρετικά μεγαλύτερη από εκείνη που υπολογίζει το μοντέλο προεξόφλησης των μερισμάτων («μοντέλο αποτελεσματικών αγορών» κατά το Shiller, το οποίο σημαίνει  $p_t = E_t(p_t^*)$ ). Αντίστοιχα, αυτό προκύπτει και για την δομή των επιτοκίων (term structure) που προεξοφλούν τα μερίσματα: δεν μπορεί να διαμορφωθεί βάσει του «μοντέλου αποτελεσματικών αγορών», καθώς τίθενται αυστηροί περιορισμοί μαθηματικά, οι οποίοι δεν επαληθεύονται στην πράξη.

Ο πρώτος του στόχος είναι να δείξει πότε η τυπική απόκλιση των ποσοστών μεταβολής και των αλλαγών των τιμών είναι υψηλότερη. Η μέγιστη τιμή επιτυγχάνεται όταν το μερίσμα είναι ένα αυτοπαλίνδρομο μοντέλο 1<sup>ης</sup> τάξης  $\tilde{d}_t = \tilde{d}_{t-1} + e_t$  και  $E_t \tilde{d}_{t+k} = \gamma^k \tilde{d}_t$ , όπου  $\tilde{d}_t \equiv d_t - E(d)$ . Η διακύμανση, λοιπόν, των ποσοστών μεταβολής στις τιμές μεγιστοποιείται όταν η πληροφόρηση για τα μερίσματα δεν εισέρχεται ξαφνικά, αλλά smoothly. Ο Shiller (1981) αποδεικνύει, επίσης, πως μόνο όταν η πληροφόρηση έρχεται σιγά σιγά, smoothly, είναι που η κατανομή της διαφοράς (και των ποσοστών μεταβολής) των τιμών έχει υψηλή κύρτωση και χαμηλή διακύμανση, σε αντίθεση με την κοινή πεποίθηση ότι η κατανομή της διαφοράς (και των ποσοστών μεταβολής) των τιμών έχει υψηλή κύρτωση και χαμηλή διακύμανση όταν η πληροφόρηση έρχεται lump sum.

Επιπροσθέτως, ο Shiller (1981) απορρίπτει την πρόταση για τροποποίηση του μοντέλου «αποτελεσματικών αγορών» με την αντικατάσταση της προεξόφλησης των μερισμάτων από εκείνη της προεξόφλησης κερδών, δεδομένου ότι τα κέρδη είναι αυτά που ουσιαστικά διαμορφώνουν τα μερίσματα. Επίσης, υιοθετεί τον ισχυρισμό των Merton & Modigliani πως ένα τέτοιο μοντέλο θα υπολόγιζε διπλά τμήμα των κερδών: εκείνα που επιτυγχάνονται σε μια περίοδο και τα επόμενα, τα οποία προέρχονται από την επανεπένδυση των πρώτων.

Τέλος, ο Shiller (1981) μελετά τρόπους διάσωσης του μοντέλου «αποτελεσματικών αγορών». Αφ' ενός, ερευνά αν αυτό είναι εφικτό, αν αποδοθούν οι μεταβολές των τιμών σε αλλαγές στα αναμενόμενα πραγματικά επιτόκια. Όμως, θεωρεί πως αφού αυτά δεν είναι άμεσα παρατηρήσιμα, δεν μπορεί να ελεγχθεί στατιστικά μια τέτοια θεωρία. Κατέδειξε, άλλωστε, πως, για να δικαιολογούν τις μεταβολές των τιμών των μετοχών, οι κινήσεις στα αναμενόμενα πραγματικά επιτόκια θα έπρεπε να είναι πολύ μεγάλες και μάλιστα μεγαλύτερες των ονομαστικών επιτοκίων της υπό έρευνα περιόδου. Αφ' ετέρου, ερευνά πιθανότητες διάσωσης του μοντέλου «αποτελεσματικών αγορών» αν θεωρηθεί ότι το μέτρο της αβεβαιότητας για τα μελλοντικά μερίσματα, δηλαδή η τυπική απόκλιση των κινήσεων των πραγματικών επιτοκίων γύρω από το μακροπρόθεσμο



εκθετικό growth path τους, υποεκτιμά την πραγματική αβεβαιότητα: η αγορά φοβάται σωστά μεγαλύτερες αλλαγές από τις πραγματοποιηθείσες. Ωστόσο, για να ισχύει κάτι τέτοιο, οι πραγματοποιηθείσες αλλαγές θα έπρεπε να είναι μεγαλύτερες των αλλαγών στα μερίσματα που υπήρξαν την περίοδο της Μεγάλης Κρίσης. Όμως, ούτε σε αυτή την υπόθεση είναι παρατηρήσιμοι οι παράγοντες που διαμορφώνουν την αβεβαιότητα.

#### 5.4.1.2. Κριτική στο Μοντέλο Αποτελεσματικών Αγορών

Η πρώτη κριτική αφορά τις κατανομές των τυχαίων μεταβλητών  $P_t$  και  $P_t^*$ : μόνο μια φορά είναι παρατηρήσιμες οι τιμές τους. Μια μόνο παρατήρηση, όμως, δεν μπορεί να δώσει αρκετή πληροφορία για τη διακύμανση της τυχαίας μεταβλητής. Η συνήθης διαδικασία είναι να θεωρούνται οι μετοχές και τα μερίσματα στάσιμα γύρω από μια ντετερμινιστική τάση. Τότε, χωρίς την τάση, θα συγκλίνουν οι δειγματικές τους κατανομές στις αντίστοιχες του πληθυσμού. Κατ' αυτό τον τρόπο καθίσταται εφικτός ο έλεγχος για το αν ισχύει αυτό το variance bound,  $\text{var}(p) \leq \text{var}(p^*)$ . Η **Flavin (1983)**, όμως, επικεντρώνει την κριτική της στις ιδιότητες αυτών των ελέγχων για μικρά δείγματα. Οι δειγματικές διακυμάνσεις εκτιμούν μεροληπτικά προς τα κάτω τις διακυμάνσεις του πληθυσμού αφού δειγματικοί μέσοι χρησιμοποιούνται και όχι μέσοι του πληθυσμού. Όσο πιο smooth (δηλαδή αυτοσυσχετιζόμενη) είναι μια χρονοσειρά, τόσο πιο μεγάλη αυτή η μεροληψία. Η Flavin(1983) φέρνει ως παράδειγμα τα βραχυπρόθεσμα επιτόκια να εκφράζονται από ένα αυτοπαλίνδρομο μοντέλο 1<sup>ης</sup> τάξης:  $r_t = \rho r_{t-1} + \varepsilon_t$ , όπου  $\varepsilon \sim \text{IID}$  διαταρακτικός όρος. Τότε η αγοραία τιμή των μετοχών είναι συνάρτηση των μερισμάτων. Αφού το  $P_t^*$  είναι σταθμισμένο άθροισμα μελλοντικών μερισμάτων, είναι και ένα σταθμισμένο άθροισμα μελλοντικών τιμών. Αυτό τείνει να κάνει πιο smooth το  $p_t^*$  σε σχέση με το  $p_t$ , και να κάνει έτσι τη μεροληψία στην εκτίμηση του  $p_t^*$  μεγαλύτερη από εκείνη στην εκτίμηση του  $p_t$ . Η Flavin (1983) υπολογίζει τις δειγματικές διακυμάνσεις, βάσει του pure (=χωρίς liquidity premium) hypothesis για το term structure, για το μακροπρόθεσμο επιτόκιο  $R$ , όπου είναι απλώς ο μέσος όρος των τρεχόντων και μελλοντικών αναμενόμενων βραχυπρόθεσμων επιτοκίων. Βρίσκει ότι για τυπικά μεγέθη δείγματος ( $n=100$ ) η μεροληψία του να παρουσιάζει υψηλή μεταβλητότητα είναι αξιοσημείωτη.

Οι **Marsh & Merton (1983)** εστιάζουν την κριτική τους στην ακαταλληλότητα υπολογισμού δειγματικών διακυμάνσεων και αναγωγής τους, ακόμα και αν το δείγμα είναι πολύ μεγάλο. Μελετούν την πιθανότητα τα μερίσματα να μην είναι στάσιμα. Υποθέτουν πως ακολουθούν Τυχαίο Περίπατο. Τότε αν η μηδενική υπόθεση του αποτελεσματικού χαρακτήρα της αγοράς είναι σωστή, για κάθε δείγμα η δειγματική διακύμανση του  $p^*$  θα είναι μεγαλύτερη ή ίση της διακύμανσης του  $p$ . Εδώ, το  $p^*$  δεν είναι απλώς σταθμισμένο άθροισμα του  $p$ , αλλά το άθροισμα των σταθμών της ισούται με 1. Οι Marsh & Merton (1983) αποδεικνύουν ότι και για άλλες μη στάσιμες διαδικασίες, με τα μερίσματα να εξαρτώνται από τα «μόνιμα» κέρδη, οι δειγματικές διακυμάνσεις παραβιάζουν το όριο  $\text{var}(p^*) \leq \text{var}(p)$ .

Οι **Mankiw, Romer & Shapiro (1985)**, ασκούν νέο έλεγχο του Μοντέλου Αποτελεσματικών Αγορών, για μικρά δείγματα, τα οποία είναι αμερόληπτα, δεν χρειάζονται καμία υπόθεση για στασιμότητα και δεν υπάρχει ανάγκη να αφαιρεθεί η επίδραση της Τάσης. Συγκεκριμένα, εξετάζουν σχέσεις διακυμάνσεων γύρω από μια naïve πρόβλεψη για το μέρισμα, η οποία γίνεται την περίοδο  $t$ . Πρώτον, μελετούν αν η αγοραία τιμή προβλέπει καλύτερα την ex post ορθολογική τιμή από όσο η naïve, καθώς θεωρούν πως αν αποδειχθεί το αντίθετο, τότε το μοντέλο αποτελεσματικών αγορών δεν ισχύει. Δεύτερον, ερευνούν αν η ex post ορθολογική τιμή είναι πιο ευμετάβλητη γύρω από την naïve από όσο η αγοραία τιμή. Μια ανάλογη, δηλαδή, μελέτη σαν αυτή του

Shiller(1981), μόνο που αντί για το μέσο μελετάται η διακύμανση γύρω από τη ναίβε πρόβλεψη. Στον ορισμό που δίνουν για το  $P_t$  υπάρχει πρόνοια και για «φούσκες» στην τιμή<sup>[20]</sup>.

Χρησιμοποιώντας τα δεδομένα που έχει και ο Shiller(1981) από το 1872 προεκταμένα ως το 1983, οι Mankiw et al. (1985) βρίσκουν ότι αντίθετα με τις πρόνοιες του μοντέλου αποτελεσματικών αγορών, η ναίβε τιμή προβλέπει καλύτερα από την αγοραία  $P$  την τέλεια προβλέψιμη  $P^*$ . Επίσης, η ex post ορθολογική τιμή είναι λιγότερο ευμετάβλητη γύρω από την ναίβε από όσο η αγοραία τιμή. Άρα, δεν ισχύει καμία εκ των δύο ανισοτήτων που προνοούσε το μοντέλο.

Συνεπώς, αν και πιο μετριοπαθή σε σχέση με τα αποτελέσματα του Shiller(1981), οι Mankiw et al. (1985) δεν επιβεβαιώνουν την ισχύ του μοντέλου που θέλει σταθερό προεξοφλητικό συντελεστή και απουσία προσδοκώμενων ευκαιριών κέρδους, αλλά βρίσκουν πως η ναίβε πρόβλεψη ότι τα μερίσματα δεν θα αλλάξουν προβλέπει καλύτερα από την αγοραία τιμή την παρούσα αξία των ex post μερισμάτων, δηλαδή την ex post ορθολογική τιμή.

Ο West (1988,a) ασκεί έναν έλεγχο μεταβλητότητας, όπου υπάρχει σύγκριση εκτιμήσεων που σχηματίστηκαν από δύο διαφορετικά σύνολα πληροφοριών, του innovation variance στο αναμενόμενο άθροισμα των απεριόριστων παρόντων και μελλοντικών μερισμάτων, προεξοφλημένων με ένα σταθερό συντελεστή. Το ένα σύνολο πληροφοριών είναι τα τρέχοντα και παρελθόντα μερίσματα, το οποίο είναι ένα υποσύνολο του συνόλου πληροφοριών που διαθέτει η αγορά. Το άλλο σύνολο πληροφοριών είναι η αγοραία τιμή που βρίσκεται με την προϋπόθεση ότι είναι ορθή η υπόθεση για σταθερότητα των αναμενόμενων αποδόσεων. Η πρόβλεψη με ένα μικρότερο σύνολο πληροφοριών από αυτό που διαθέτει η αγορά θα προνοούσε ένα μεγαλύτερο variance του innovation, όμως ο West βρίσκει το αντίθετο και, μάλιστα, ισχυρίζεται πως το πόρισμά του αυτό δεν θα ανατρεπόταν σε περίπτωση time-varying αναμενόμενων αποδόσεων.

#### 5.4.2. Πραγματικά επιτόκια

Σε επόμενη του έρευνα ο Shiller (1987) πραγματεύεται τρεις δείκτες που μπορούν να ερμηνεύσουν τη μεταβολή των χρηματιστηριακών δεικτών: πάλι τις αλλαγές στα **μερίσματα**, στα **πραγματικά επιτόκια** και ένα μέτρο διαχρονικών οριακών λόγων υποκατάστασης κατανάλωσης. Η μελέτη του γίνεται με το μοντέλο απλών αποτελεσματικών αγορών, το οποίο προνοεί ότι η πραγματική απόδοση των μετοχών δεν είναι προβλέψιμη, ότι όλη η πληροφόρηση για τις μελλοντικές τιμές είναι ενσωματωμένη στη σημερινή τιμή και κανείς δεν μπορεί να γνωρίζει αν η επένδυση σε μετοχές είναι καλύτερη σήμερα ή κάποια άλλη φορά. Πάλι αποδεικνύει πως δεν ισχύει η πρόνοια του μοντέλου ότι  $\sigma(p) \leq \sigma(p^*)$ . Τη φορά αυτή απαντά και στην επίκριση ότι η απόδειξή του θεωρούσε πως η **τάση των μερισμάτων** ήταν γνωστή εκ των προτέρων, ήταν, με μια λέξη, **ντετερμινιστική**: διαιρεί Αγοραία και «Τέλεια Προβλέψιμη» τιμή, αν όλοι γνώριζαν με βεβαιότητα τα μελλοντικά μερίσματα) με το Μέρισμα της εκάστοτε προηγούμενης περιόδου, και παρότι διαγραμματικά φαίνεται πως είναι λίγο πιο μεταβαλλόμενη η πραγματική τιμή από την «ορθολογική», αν λάβει κανείς υπόψη του το χαμηλό βαθμό συσχέτισης (0,03)  $P_t / D_{t-1}$  και  $P_t^* / D_{t-1}$  για την περίοδο 1871-1985, θα δει πως το  $P_t / D_{t-1}$  έχει μεγαλύτερη πραγματική μεταβλητότητα. Η κοινή πορεία που παρατηρείται κατά καιρούς στο δείγμα για τις ΗΠΑ, μπορεί να αποδοθεί σε παράγοντες όπως τη μη άμεση πλήρη αντανάκλαση κάποιων προσωρινών μεταβολών των μερισμάτων στις τιμές και την ύπαρξη κοινού παρονομαστή. Για να ισχυρε ότι η τιμή είναι ένα απλό άθροισμα μερισμάτων των προηγούμενων 20 χρόνων, και να ήταν το  $P_t$

λιγότερο ευμετάβλητο, θα έπρεπε να υπήρχε μια συσχέτιση  $P_t/D_{t-1}$  και  $P_t^*/D_{t-1}$ , για την περίοδο 1891-1986, 0,72.

Ο **Shiller (1981,1987)** αποδεικνύει πως δεν μπορεί να αποδοθεί η αλλαγή των τιμών των μετοχών μόνο στην ενσωμάτωση νέας πληροφόρησης αναφορικά με τα καταβαλλόμενα μερίσματα, δεδομένου ότι αυτά δεν αλλάζουν ούτε συχνά ούτε πολύ. Βέβαια, η έρευνά του έγινε θεωρώντας τον προεξοφλητικό συντελεστή σταθερό. Στη μελέτη του 1987 ερεύνησε αν η μεταβολή των τιμών των μετοχών οφείλεται σε νέα πληροφόρηση αναφορικά με τους προεξοφλητικούς συντελεστές, όπως **τα πραγματικά επιτόκια**, τα οποία πλέον θεωρούσε ότι μεταβάλλονται, ανάλογα με την τρέχουσα και τη μελλοντική κατάσταση της οικονομίας.

Τη μεταβολή αυτή την ενσωματώνει στο μοντέλο αποτελεσματικών αγορών ως εξής: θεωρεί πως η απόσταση της αναμενόμενης απόδοσης της επένδυσης σε μετοχές από την επένδυση σε ένα risk-free αξιόγραφο, δηλαδή ένα που κερδίζει το πραγματικό επιτόκιο, είναι σταθερή, κάτι που σημαίνει πως η επένδυση σε μετοχές είναι κατά μέσο όρο αποδοτικότερη του risk-free αξιόγραφου, ως αποζημίωση για τον επιπλέον αναληφθέντα κίνδυνο, αλλά και ότι οι προτιμήσεις μεταξύ μετοχών και risk-free αξιόγραφου δεν αλλάζουν με τον καιρό. Πάλι, το  $P_t^{r*}$  είναι λιγότερο ευμετάβλητο από την Αγοραία Τιμή, με την οποία δεν έχει συσχέτιση (πλην της τάσης). Η άνοδος του χρηματιστηρίου την περίοδο 1982-1986 πράγματι μπορεί να ερμηνευθεί από την αλλαγή των πραγματικών επιτοκίων, όμως για άλλες περιόδους οι κινήσεις στο  $P_t^r$  δεν συμβαδίζουν με το  $P_t^{r*}$ . Ακόμα και αφαιρώντας την επίδραση της τάσης, το  $P_t^r / D_{t-1}$  και το  $P_t^{r*}/D_{t-1}$  είναι αρνητικά συσχετισμένα (0,02).

#### 5.4.3. The Equity Premium Puzzle

Οι αποδόσεις των μετοχών είναι εξαιρετικά πιο μεγάλες από εκείνες που δημιουργούνται από ένα short term debt. Συνεπώς, δεν μπορεί να αποτελεί το μόνο λόγο αυτής της διαφοράς στις αποδόσεις μόνο η επικινδυνότητα και μια αφύσικα μεγάλη αποστροφή προς τον κίνδυνο. Αυτό το φαινόμενο αποκαλείται equity premium puzzle. Πλαίσιο δράσης όσων ασχολούνται με το equity premium puzzle είναι η μελέτη της διαφοράς της μεταβλητότητας των (αποδόσεων των) μετοχών και εκείνης των μερισμάτων και της κατανάλωσης. Πρώτοι οι **Mehra & Prescott (1985)** ανέφεραν την ύπαρξη του equity premium puzzle. Οι συνεχιστές του έργου τους, προσπαθώντας να ερμηνεύσουν το puzzle αυτό, θεωρούσαν πως τα μερίσματα είτε έχουν ίδιες πρώτες και δεύτερες ροπές είτε είναι τέλεια συσχετισμένες με την κατανάλωση. Οι **Benninga & Protopapadakis (1990)** ταύτισαν τις 2 πρώτες ροπές της κατανάλωσης και της απόδοσης των μετοχών και του risk-free interest rate θεωρώντας τη μετοχή ως ένα levered claim στη συναθροιστική κατανάλωση, και ορίζοντας το βαθμό του leverage τέτοιο που να έχει ίδια μεταβλητότητα με τις αποδόσεις των μετοχών<sup>[21]</sup>. Η απόπειρα κάποιων (**Epstein & Zin(1991)** και **Constantinides(1990)**) να θεωρήσουν τη μεταβλητότητα των αποδόσεων εξωγενή δεν μπορεί να θεωρηθεί πειστική, καθώς είναι βέβαιο ότι αντανακλά τη μεταβλητότητα των ίδιων των μετοχών.

Οι **Brennan & Xia (2001)** δημιουργούν ένα δυναμικό μοντέλο αποτίμησης των μετοχών, όπου αυτό το equity premium ερμηνεύεται από το γεγονός ότι τα μερίσματα ακολουθούν μια στοχαστική διαδικασία με ρυθμό αύξησης άγνωστο. Αυτό το γεγονός είναι που αυξάνει τη μεταβλητότητα των τιμών των μετοχών και εξηγεί και τη διαφορά της με εκείνη των μερισμάτων και της κατανάλωσης. Κατά το παρελθόν, όσες απόπειρες θεωρούσαν ενδογενή τη μεταβλητότητα των αποδόσεων, αποτύγχαναν να συγχρονίσουν την υψηλή μεταβλητότητα των αποδόσεων των μετοχών με εκείνη της αύξησης των

μερισμάτων. Μια κοινή πτυχή τους ήταν η υπόθεση της τέλει πληροφόρησης και της γνώσης της πορείας των μερισμάτων. Οι Brennan & Xia (2001), αντιθέτως, θεωρούν πως τα μερίσματα ακολουθούν μια lognormal process με ένα time varying growth rate που ακολουθεί μια Ornstein-Uhlenbeck process. Ο ρυθμός αύξησης των μερισμάτων συνάγεται από τους ορθολογικούς δρώντες μόνο από τις παρελθούσες τιμές του. Το state της οικονομίας είναι σε συνεχή διάσταση, ενώ τα fundamentals δεν ακολουθούν γνωστή στοχαστική διαδικασία, αλλά, αντίθετα, υπάρχει ρίσκος στις παραμέτρους της στοχαστικής διαδικασίας που τα διαμορφώνει. Επίσης, υποτίθεται ότι οι επενδυτές δεν γνωρίζουν το μέσο ρυθμό αύξησης των μερισμάτων, παρά μόνο την μακροπρόθεσμη τιμή του.

Κατ' αυτό τον τρόπο, το μοντέλο καθίσταται εξαιρετικά ρεαλιστικό, και χάρη σε αυτό είναι εφικτή η συσχέτιση μεταξύ innovations στο process που ακολουθούν τα μερίσματα και των innovations στις εκτιμήσεις για το ρυθμό αύξησης των μερισμάτων. Έτσι συνάγεται και συσχέτιση, θετική μάλιστα, μεταξύ innovations στο process που ακολουθούν τα μερίσματα και innovation στο Λόγο Τιμής προς Μερίσματα που αυξάνει τον κίνδυνο στις αποδόσεις των μετοχών. Με το να θεωρούνται ενδογενείς οι τιμές καθίσταται επίσης εφικτή η **απόδοση της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών στην άγνοια για το ρυθμό αύξησης των μερισμάτων**. Κατ' αυτό τον τρόπο είναι δυνατή η «συμφιλίωση» της υψηλής μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών και της χαμηλής μεταβλητότητας των μερισμάτων<sup>[22]</sup>.

Εν κατακλείδι, με τη διάκριση των ροών μερισμάτων και συνολικής κατανάλωσης (βλέπε εισόδημα από εργασία), και με την δυνατότητα γνώσης (μέσω των παρελθουσών τιμών) για τον καταρχήν άγνωστο ρυθμό αύξησης των μερισμάτων, οι Brennan & Xia (2001) συνάγουν μια σειρά τιμών της μετοχής της οποίας οι δύο πρώτες ροπές είναι ίδιες με τις παρελθούσες τιμές της περιόδου 1890-1985 και παρόλα αυτά είναι συνεπής με τη χαμηλή μεταβλητότητα των μερισμάτων και της κατανάλωσης.

#### 5.4.4. Οριακός Λόγος Υποκατάστασης Κατανάλωσης

Ο Shiller (1987) προσπαθεί να ενσωματώσει την επιρροή των επιτοκίων και σε ένα μοντέλο αποτελεσματικών αγορών βασισμένο στις Καταναλωτικές Δαπάνες. Θεωρώντας την κατά κεφαλή Κατανάλωση ως ένδειξη της οικονομικής ευρωστίας του επενδυτή, ο Shiller (1987) θεωρεί πως μια χαμηλή Κατανάλωση σε σχέση με την αναμενόμενη μελλοντική, υπονοεί πως η ζήτηση για μετοχές θα τείνει να είναι χαμηλή και άρα η αναμενόμενη απόδοση (και ο συντελεστής με τον οποίο προεξοφλούνται τα μελλοντικά μερίσματα) θα είναι υψηλή, ώστε να ενθαρρυνθεί η κατοχή μετοχών. Δηλαδή, όταν τα άτομα δεν είναι σε καλή οικονομική κατάσταση, τείνουν να πωλούν τις μετοχές τους (ώστε να αυξηθεί η Κατανάλωση) και άρα μειώνεται η τιμή τους. Η περίοδος λοιπόν μη εύρωστης οικονομικής κατάστασης είναι εκείνη όπου η αναμενόμενη μελλοντική Κατανάλωση είναι υψηλή. Δεν θα έχουν κίνητρο να σπαταλούν τα περιουσιακά τους στοιχεία αν αναμένουν ότι επίκειται επιδείνωση της οικονομικής κατάστασης. Με την εξίσωση του Euler να ισχύει το υπόδειγμα γίνεται  $P_t = E_t P_t^{c*}$ ,  $P_t^{c*} \equiv D_t S_{t1} + D_{t+1} S_{t2} + D_{t+2} S_{t3} + \dots$ , όπου  $S_t \equiv u'(C_{t+k}) / [u'(C_t)(1+h)^k]$  ο διαχρονικός Οριακός Λόγος Υποκατάστασης μεταξύ  $C_t$  και  $C_{t+k}$  και  $h$ , ο υποκειμενικός λόγος χρονικής προτίμησης. Ο υπολογισμός του  $P_t^{c*}$  γίνεται βάσει της δημιουργίας μιας συνάρτησης χρησιμότητας που υποθέτει Relative Risk Aversion.:  $U(C_t) = C_t^{1-A} / (1-A)$ ,  $A > 0$ . Όσο πιο μεγάλο το  $A$ , τόσο πιο μεγάλη η αποστροφή στον κίνδυνο και τόσο πιο ευμετάβλητο το  $P_t^{c*}$ . Θέτοντας  $A=4$  και μελετώντας την Κατανάλωση για μη Διαρκή Αγαθά & Υπηρεσίες, ο Shiller (1987) βρίσκει κάποια θετική συσχέτιση για την περίοδο 1889-1950, αλλά

καμία αργότερα. Αυτή όμως τη συσχέτιση την αποδίδει στη συσχέτιση της χρηματιστηριακής αγοράς με το business cycle.

Ο **Shiller (1982)** μελετά την πορεία της τιμής που προκύπτει με τέλεια προβλεψιμότητα, αν τόσο η κατανάλωση όσο και τα μελλοντικά μερίσματα είναι γνωστά. Αυτό το πράττει υιοθετώντας υποθέσεις για τον υποκειμενικό συντελεστή προεξόφλησης, για τη συνάρτηση κατανάλωσης, και για μια μόνο τιμή του  $P_t^*$ . Για τη συνάρτηση κατανάλωσης υποθέτει Relative Risk Aversion.:  $U(C_t) = C_t^{1-A}/(1-A)$ ,  $A > 0$ . Όσο πιο μεγάλο το  $A$ , τόσο πιο μεγάλη η αποστροφή στον κίνδυνο και τόσο πιο ευμετάβλητο το  $P_t^*$ . Θέτοντας μια τιμή για το  $A$  κάποιος μπορεί να μελετήσει τις παρελθούσες τιμές του  $P_t^*$  οι οποίες είναι βασισμένες σε παρελθούσες τιμές μερισμάτων και κατανάλωσης, αφού η  $P_{4t}^*$  μπορεί να συναχθεί με μια backwards recursion. Σε αντίθεση με την παρόμοια έρευνα του 1981 εδώ οι τιμές είναι μετά τη φορολόγησή τους. Παρατηρεί ότι για  $A=4$ , η  $P_{4t}^*$  είναι πιο ευμετάβλητη από όσο είναι για  $A=0$ . Αυτό σημαίνει ότι η **νέα πληροφόρηση για τις κινήσεις των προεξοφλητικών συντελεστών είναι πιο πιθανή πηγή μεταβλητότητας των τιμών των μετοχών από όσο η νέα πληροφόρηση για τα μερίσματα. Μάλιστα, τα μερίσματα δεν μπορούν να ερμηνεύσουν καλύτερα από την κατανάλωση την μεταβλητότητα των τιμών των μετοχών.**

Η ομοιότητα, με βάση τα δεδομένα της περιόδου 1889-1950 μεταξύ  $P_t$  και  $P_{4t}^*$ , αποδεικνύει πως **έχει κάποια ερμηνευτική ικανότητα η υπόθεση τέλει προβλεψιμότητας**. Αυτό βέβαια δεν πρέπει να εκπλήσσει, καθώς η  $P_{4t}^*$  είναι συνάρτηση της κατανάλωσης και υπάρχει ως γνωστόν συσχέτιση μεταξύ του χρηματιστηρίου και της γενικότερης οικονομικής δραστηριότητας, τμήμα της οποίας είναι και η κατανάλωση. Ωστόσο, η ομοιότητα μεταξύ  $P_t$  και  $P_{4t}^*$  είναι σαφώς ισχυρότερη της ομοιότητας μεταξύ  $P_t$  και  $C_t$ . Μόνο εμμέσως, μέσω του  $P_{4t}^*$  μπορεί να αναδειχθεί η σχέση του  $P_t$  με το  $C_t$ . Μόνο αν λάβει κανείς υπόψη το business cycle μπορεί να βρει ότι οι τιμές των μετοχών υστερούν κατά τι της κατανάλωσης, όμως συλλήβδην απορρίπτεται το μοντέλο περί προβλεψιμότητας των αποδόσεων των μετοχών (και της μεταβλητότητάς τους) από τις εξελίξεις στην κατανάλωση. Αυτό συμβαίνει διότι δεν υπάρχει συμφωνία για την κατάταξη σε Διαρκή και Μη Διαρκή διαφόρων αγαθών και διαφόρων δαπανών σε Κατανάλωτικές ή Επενδυτικές. Επίσης, συμβαίνει διότι υπάρχουν ζητήματα με την διαφορά της καταναλωτικής συμπεριφοράς των μετόχων από εκείνη των μη μετόχων. Συνεπώς, η συνολική κατανάλωση δεν αντανακλά την κατανάλωση των μετόχων. Τέλος, συμβαίνει διότι η θεωρία δεν προκρίνει ένα μονοπαραγοντικό μοντέλο για τις αποδόσεις σαν αυτό του Ross (1976).

#### 5.4.5. Land Values, Housing Values

Αν η μεταβλητότητα των χρηματιστηριακών αγορών ερμηνευόταν από τη μεταβλητότητα του προεξοφλητικού συντελεστή, τότε η μεταβλητότητα των μετοχών θα πρέπει να είναι παρόμοια με εκείνη άλλων μακροπρόθεσμων περιουσιακών στοιχείων. Ο **Shiller (1982)** μελετά αυτή την περίπτωση. Για τις τιμές στην αγορά αγροτικής (και μη οικοδομημένης) γης, ο Shiller (1982), με στοιχεία του αμερικανικού υπουργείου Γεωργίας, δεν βρίσκει ομοιότητες στο εύρος της μεταβλητότητάς τους με εκείνη των μετοχών: για τη μεταπολεμική περίοδο, ο Λόγος ανώτερης προς κατώτερη τιμή αγροτικής γης είναι 3,1 ενώ για μετοχές 4,2 και για τα έτη 1912-1945 ο αντίστοιχος Λόγος είναι 2 για τη γη και 3,9 για μετοχές. Σε αντίθεση με τις τιμές των μετοχών, οι τιμές στην αγορά γης είναι serially correlated. Αυτό δε σημαίνει αυτομάτως ότι και οι αντίστοιχες αποδόσεις είναι serially correlated, αλλά ότι οι τιμές είναι τεχνητά smoothed.

Για την εύρεση της μεταβλητότητας των τιμών των κατοικιών υπάρχουν δυσκολίες στην εύρεση των αντίστοιχων δεδομένων. Ο Shiller (1982) εμπιστεύεται πολλούς δείκτες: πρώτον, το home purchase στοιχείο του CPI, που αντιπροσωπεύει νέα και υπάρχοντα ακίνητα ίδια ως προς την ηλικία και τα τ.μ. του ζωτικού χώρου. Δεύτερον, τα στοιχεία του Census Bureau. Λαμβάνει επίσης την ποιότητα των ακινήτων, μέσω του δείκτη Glebler. Για την εύρεση της μεταβλητότητας των τιμών των μακροπρόθεσμων ομολόγων, χρησιμοποιήθηκαν στοιχεία του Macaulay για τα έτη 1890-1935 για τον Ιανουάριο και της Moody's AAA για τη μέση απόδοση της 2<sup>ης</sup> ημέρας των ετών 1936-1980

Εν κατακλείδι, η τυπική απόκλιση των ετήσιων ποσοστιαίων αλλαγών των πραγματικών τιμών στη γη και (για την προπολεμική περίοδο) τα ακίνητα, ήταν κάτι παραπάνω του μισού της τυπικής απόκλιση της ποσοστιαίας μεταβολής των πραγματικών τιμών των μετοχών, ενώ για πιο πρόσφατες περιόδους ακόμα πιο χαμηλή. Τα δεδομένα για τα ομόλογα δείχνουν μικρότερη ποσοστιαία ετήσια μεταβολή, μεταξύ του 1/3 και 1/2 της αντίστοιχης μεταβολής των τιμών των μετοχών. Τα πορίσματα αυτά δεν είναι τα αναμενόμενα για όποιον απέδιδε την μεταβολή των τιμών στον προεξοφλητικό συντελεστή.

#### 5.4.6. Θεσμικό πλαίσιο –margin requirements

Ένας από τους πολλούς τρόπους με τους οποίους τα θεσμικά όργανα παρεμβαίνουν για τη μείωση της μεταβλητότητας των χρηματιστηριακών δεικτών, την οποία θεωρούν αποσταθεροποιητική για την οικονομία, είναι η θέσπιση **margin requirements**. Τα margins αυτά περιορίζουν το ποσό της πίστωσης με την οποία μπορούν οι επενδυτές να συμμετέχουν στην αγορά μετοχών και απαιτούν ένα ελάχιστο ποσοστό του συνόλου των επενδύμενων ποσών να προέρχεται από ίδια του επενδυτή κεφάλαια. Αν η τιμή της μετοχής αυξηθεί μετά την αγορά της, οι επενδυτές μπορούν να αποσύρουν τη διαφορά από το margin account που δημιουργούν και μπορούν να αγοράσουν επιπλέον μετοχές. Αν συμβεί το αντίθετο, οι επενδυτές δεν καλούνται να προσθέσουν επιπλέον χρήματα στο margin account, εκτός κι αν η τιμή μειωθεί κι άλλο και ξεπεράσει ένα κατώτατο όριο. Η αναγκαιότητα επιβολής margins έγκειται στη δυνατότητα, εν τη απουσία τους, των επενδυτών με χαμηλή αποστροφή προς τον κίνδυνο, ή, μονολεκτικά, κερδοσκόπων, να δανείζονται υψηλά ποσά και, αγοράζοντας μετοχές, να αυξάνουν την τιμή τους σε δυσθεώρητα ύψη που δεν δικαιολογούνται από οικονομικά fundamentals. Η αγορά λοιπόν αποκτά αυτοτροφοδοτούμενη πορεία και πυραμιδοειδή μορφή.

Η συσχέτιση επιβολής margin requirements και μεταβλητότητας του χρηματιστηριακού δείκτη δεν μπορεί να καταδειχθεί θεωρητικά. Κάποιοι πιστεύουν ότι η κερδοσκοπία επιτελεί σταθεροποιητικό ρόλο αφού μεγαλώνει την αγορά και αυξάνει τη ρευστότητα και συνεπώς θεωρούν την επιβολή margins επιβλαβή, ενώ άλλοι το αντίθετο. Τα επιχειρήματα των τελευταίων ότι η επιβολή margins περιορίζει τη μεταβλητότητα συνίστανται στο ότι, αφ' ενός, η κερδοσκοπία είναι αποσταθεροποιητική, κάτι που ο **Friedman (1953)** αποδέχεται μόνο στην περίπτωση που οι κερδοσκόποι χάνουν χρήματα κατά μέσο όρο, πωλώντας αξιόγραφα σε χαμηλή τιμή και αγοράζοντας σε υψηλή<sup>[23]</sup>.

Η συσχέτιση επιβολής margin requirements και μεταβλητότητας του χρηματιστηριακού δείκτη εναπόκειται, επομένως, σε εμπειρική θεμελίωση. Σε αντίθεση με τον **Moore (1966)**, ο οποίος, χωρίς να προβεί σε οποιαδήποτε παλινδρόμηση, αναφέρει ότι τα margins είναι ανώφελα, αφού η μεταβλητότητα των μετοχών παρέμεινε σχετικά σταθερή στις ΗΠΑ μετά την πρώτη τους επιβολή το 1934, τον **O' Brien (1984)**, ο οποίος ισχυρίζεται ότι οι βραχυπρόθεσμες κερδοσκοπικές ακρότητες δεν ήταν το

χαρακτηριστικό της περιόδου μετά το 1929, και την έρευνα του **Board of Governors** του **Fed(1984)**, το οποίο, με πιο ουδέτερη στάση, χαρακτηρίζει ανεπαρκή τη θεμελίωση του επιχειρήματος περί ματαιότητας των margins, ο **Hardouvelis (1988b)** συμφωνεί με τους **Douglas (1969)** και **Officer (1973)** οι οποίοι καταδεικνύουν αρνητική συσχέτιση μεταβλητότητας των χρηματιστηριακών δεικτών και margins. Αξίζει να αναφερθεί πως οι τρεις τελευταίοι μετρούν τη συσχέτιση των margins με τη μεταβλητότητα και όχι απλώς με το level ή το ρυθμό αλλαγής των τιμών, όπως συνέκριναν οι τρεις πρώτες μελέτες.

Ο **Hardouvelis (1988b)** μετρά τη μεταβλητότητα τόσο του ονομαστικού όσο και του πραγματικού δείκτη, τις οποίες και βρίσκει μέσω των αντίστοιχων υπερβάλλουσών αποδόσεων τους: οι πραγματικές υπερβάλλουσες αποδόσεις συμπεριλαμβάνουν τα μερίσματα και διαιρούνται με το CPI, ενώ οι ονομαστικές υπερβάλλουσες βρίσκονται αφαιρώντας από τις ονομαστικές το γνωστό T-bill rate 1 μήνα. **Εδώ το μέτρο της μεταβλητότητας είναι η τυπική απόκλιση των μηνιαίων αποδόσεων που υπολογίζονται επί 12 συνεχόμενους μήνες, ένα μεγάλο διάστημα, ικανό για τον εντοπισμό πυραμίδων, ενώ, για τους αντίστοιχους μήνες υπολογίζεται το μέσο επίσημο margin.** Δημιουργείται λοιπόν ένα MA(11) process για το σφάλμα. Δύο είδη παλινδρομήσεων υπάρχουν: το πρώτο με το margin ως τη μόνη ερμηνευτική μεταβλητή, και το δεύτερο με άλλες μεταβλητές επίσης, οι οποίες αντικατοπτρίζουν το μεταβαλλόμενο οικονομικό περιβάλλον. Ο **Hardouvelis (1988b)** βρίσκει ότι μια αύξηση κατά 10% του margin requirement μειώνει τη μεταβλητότητα κατά 1,1%, για την περίοδο από το 1926, δηλαδή και πριν την επιβολή margins, ενώ για την περίοδο από το 1935 η μείωση είναι της τάξης του 10% και του 18%, αντίστοιχα, για τις μεγάλες μετοχές, όπως αυτές καταγράφονται από το δείκτη S&P 500 Composite και για τις μικρές, στις οποίες συμπεριλαμβάνονται εκείνες που στη 10βαθμιαία κλίμακα κεφαλαιοποίησης, ανήκουν στις 2 χαμηλότερες κλίμακες.

Το δεύτερο είδος παλινδρόμησης περιέχει επιπροσθέτως τις ακόλουθες μεταβλητές: την lagged μεταβλητότητα, την τυπική απόκλιση του μηνιαίου ρυθμού αύξησης του δείκτη Βιομηχανικής Παραγωγής, την τυπική απόκλιση της μηνιαίας απόδοσης μιας 5ετούς ομολογίας, και τιμές μετοχών σχετιζόμενες με μια Τάση, οι οποίες είναι η μέση τιμή της μετοχής για τον τρέχοντα και τους 11 προηγούμενους μήνες διαιρεμένη με τη μέση τιμή των 60 προηγούμενων μηνών. Η μεταβλητότητα της Βιομηχανικής Παραγωγής χρησιμεύει ως proxy των μερισμάτων και η μεταβλητότητα της απόδοσης των ομολογιών ως proxy της μεταβλητότητας των προεξοφλητικών συντελεστών. Η lagged μεταβλητότητα χρησιμεύει για τη συμπερίληψη της επίδρασης με καθυστέρηση, κάποιων μεταβλητών, στη μεταβλητότητα του δείκτη. Τέλος, η τιμή μετοχών σχετιζόμενη με Τάση, συμπεριλαμβάνεται για την απομόνωση της άμεσης επίδρασης των margins στη μεταβλητότητα, προς αποφυγή spurious αποτελεσμάτων που θα προέκυπταν από την ταυτόχρονη επίδραση της τιμής των μετοχών τόσο στη μεταβλητότητα τους όσο και στην επιβολή των margins. Τα αποτελέσματα και εδώ δείχνουν ότι μια αύξηση του margin κατά 10% μειώνει τη μεταβλητότητα κατά 0,29% των μετοχών των μεγάλων εταιριών και κατά 0,51% των μικρών. Αυτό το μέγεθος δεν είναι μικρό καθώς, αν ληφθεί υπόψη ότι η μεταβλητότητα είναι θετικά συσχετισμένη με την lagged μεταβλητότητα, τότε καθίσταται ευδιάκριτη η μακροπρόθεσμη επίδραση των margins.

Ο **Hardouvelis (1990)** συνεχίζει την έρευνά του για την αρνητική συσχέτιση μεταξύ margin requirements και μεταβλητότητας. Αυτή τη φορά ως μέτρο μεταβλητότητας έχει τόσο ετήσιες όσο και μηνιαίες, ενώ προβαίνει και σε ανάλυση με VAR(το οποίο περιλαμβάνει 12 lags της μηνιαίας μεταβλητότητας, του margin, της πραγματικής απόδοσης του S&P και της μηνιαίας αλλαγής στο Λόγο margin debt/value of NYSE) η οποία δείχνει ότι μια αύξηση των margins συσχετίζεται με πτώση 1) στη

μεταβλητότητα των αποδόσεων των μετοχών, 2) στις αποδόσεις των μετοχών, 3) το ρυθμό αύξησης του όγκου συναλλαγών στο NYSE και 4) στο αποπληθωρισμένο ποσό δανειμού για αγορές μετοχών. Επίσης, μελετά τη συσχέτιση της «ακραίας μεταβλητότητας» και των margins, με μια παλινδρόμηση που είναι robust ακόμα και σε κοινά σφάλματα misspecification και επιδέχεται time-varying προεξοφλητικό συντελεστή: Η ακραία μεταβλητότητα μειώνεται τόσο σε περιόδους υψηλών margins όσο και σε περιόδους αύξησης του ύψους τους. Βέβαια, υπάρχει διχογνωμία στο τι εννοεί κανείς ακραία μεταβλητότητα και πώς αυτή καθίσταται ευδιάκριτη και διαφορετική από ό,τι αποκαλείται rational speculative bubble.

#### 5.4.7. Ορθολογικές Φούσκες

Οι εξισώσεις του μοντέλου σταθερής αναμενόμενης απόδοσης όπου  $P_t = bE(P_{t+1} + D_t | I_t)$  έχουν μοναδική λύση, την  $P_t = E(\sum_{j=0}^{\infty} b^{j+1} D_{t+j} | I_t) \equiv E(P_t^* | I_t)$ , όπου  $P_t^* = \sum_{j=0}^{\infty} b^j E D_{t+j} | I_t$ , αν  $\lim_{n \rightarrow \infty} E(b^n P_{t+n} | I_t) = 0$ , όπου  $b$  ο σταθερός προεξοφλητικός συντελεστής  $b = 1/(1+r)$ , με το  $r$  να είναι η σταθερή αναμενόμενη πραγματική απόδοση και  $I$  το σύνολο πληροφοριών. Αν αυτό δεν ισχύει, τότε δεν ισχύει ότι  $P_t = P_t^*$  και υπάρχουν άπειρες λύσεις της μορφής  $P_t = E(\sum_{j=0}^{\infty} b^{j+1} D_{t+j} | I_t) + C_t \equiv P_t^f + C_t$  όπου  $C_t$  κάθε μεταβλητή για την οποία ισχύει ότι  $E(C_t | I_{t-1}) = b^{-1} C_{t-1} \equiv (1+r) C_{t-1}$ , δηλαδή ισχύει ότι  $C_t = (1+r) C_{t-1} + V_t$ , και  $E(V_t | I_{t-1}) = 0$ , ενώ η  $P_t^f$  σημαίνει ότι επηρεάζεται μόνο από τα fundamentals. Η  $C_t$  είναι μια ορθολογική φούσκα (rational bubble) που επιδρά στις τιμές των μετοχών επειδή καθένας αναμένει να γίνει κάτι τέτοιο. Θα μελετηθεί αργότερα η επίδραση των κερδοσκοπικών φουσκών, δηλαδή κάθε παρέκκλιση από τα fundamental που οφείλεται σε λόγους κερδοσκοπίας. Οι ορθολογικές φούσκες είναι εφικτές με time-varying αναμενόμενες αποδόσεις. Ο West (1987) προτείνει το ακόλουθο παράδειγμα αυστηρά θετικών φουσκών:  $C_t = (C_{t-1} - C^*)/\pi b$ , με πιθανότητα  $\pi$  και  $C_t = C^*/[(1-\pi)b]$ , με πιθανότητα  $1-\pi$ , όπου  $0 < \pi < 1$ ,  $C^* > 0$ . Η φούσκα ξεσπά με πιθανότητα  $1-\pi$  και έχει αναμενόμενη διάρκεια  $(1-\pi)^{-1}$ . Ενώ η φούσκα μεγαλώνει με ταχύτητα  $(b\pi)^{-1} = (1+r)/\pi > 1+r$ , οι επενδυτές αποζημιώνονται με επιπλέον ποσό για πιθανές κεφαλαιακές απώλειες σε περίπτωση ξεσπάσματος της φούσκας. Το αν αυτό συμβεί εξαρτάται από τα fundamentals (πχ άσχημα νέα για ελλείμματα του προϋπολογισμού). Επίσης, μπορούμε να έχουμε φούσκες που είναι γραμμικός συνδυασμός άλλων φουσκών, όπως στο παράδειγμα του West (1987), ενώ και το  $\pi$  μπορεί να διαμορφώνεται από τον χρόνο.

Οι ορθολογικές φούσκες μπορούν να ερμηνεύσουν «ορθολογικά» τους παραπάνω ελέγχους για υπερβολική μεταβλητότητα. Ακόμα και αν η φούσκα είναι ασυσχέτιστη με τα fundamentals, οι τιμές των μετοχών μεταβάλλονται περισσότερο από όσο το μοντέλο προβλέπει ( $P_t \equiv E(P_t^* | I_t)$ ). Αν η συσχέτιση είναι θετική, τότε η αγορά υπεραντιδρά σε νέα για τα fundamentals. Τότε είναι ακόμα πιο εύκολη η «ορθολογική» ερμηνεία των ακραίων κινήσεων των τιμών των μετοχών.

Ένα προφανές μειονέκτημα των ορθολογικών φουσκών είναι η αδυναμία τους να επιδέχονται αρνητικών τιμών. Αν  $C_t < 0$ , τότε η τιμή είναι μικρότερη της fundamental τιμής, και η πιθανότητα για μεγάλο κεφαλαιακό κέρδος, όταν η φούσκα σκάσει, πρέπει να αντισταθμίζεται με μια δύναμη κεφαλαιακή ζημία, αν η φούσκα συνεχίζει. Αφού οι τιμές των μετοχών δεν μπορούν να είναι αρνητικές, θα υπάρχει μια χαμηλή τιμή η οποία δεν θα επιτρέπει περαιτέρω κεφαλαιακές ζημιές. Αφού μια τέτοια τιμή είναι ασύμβατη



με τη λογική της φούσκας, το ίδιο θα ισχύει και για μια υψηλή τιμή που οδηγεί σε αυτή τη χαμηλή.

Οι φούσκες είναι ασύμβατες με την ορθολογικότητα, όταν τα άτομα έχουν απεριόριστο επενδυτικό χρονικό ορίζοντα. Καθένας που πωλεί μετοχές σε τιμή παραπάνω από την fundamental τιμή, έχει ο ίδιος κέρδος, όμως το κέρδος του είναι ζημία για τον αγοραστή των μετοχών, οι οποίες έχουν αρνητική παρούσα αξία. Δεν νοούνται λοιπόν ορθολογικές φούσκες ακόμα και όταν υπάρχει ασυμμετρία πληροφόρησης και απαγορεύονται τα short sales. Φούσκες, όμως, μπορούν να υπάρχουν αν άτομα έχουν πεπερασμένο επενδυτικό χρονικό ορίζοντα. Λ.χ. σε ένα μη στοχαστικό μοντέλο αλληλεπικαλυπτόμενων γενεών, με τέλεια προβλεπτική ικανότητα, ο **Tirole (1986)** βρίσκει ότι κάθε γενιά θα δέχεται να πληρώνει μετοχές σε τιμή μεγαλύτερη της fundamental τιμής τους, αν προτίθεται να πράξει το ίδιο και η επόμενη γενιά. Βέβαια, ο **Tirole (1986)** ισχυρίζεται πως προϋπόθεση για την ύπαρξη φούσκας, ώστε αυτή να μην εξαφανίζεται με μια backwards recursion, είναι να μην αυξάνει η φούσκα σε τέτοιο βαθμό ώστε ο πλούτος από το χρηματιστήριο να ξεπερνά το ΑΕθνΠ. Ο βαθμός δηλαδή μεγέθυνσης της οικονομίας πρέπει να είναι μεγαλύτερος της αύξησης της απόδοσης της μετοχής. Βέβαια, η απόδοση του S&P, μεταξύ 1871-1986 ήταν 8% ενώ η μέση αύξηση του πραγματικού ΑΕθνΠ ήταν 3%. Επίσης, ακόμα και αν ληφθεί υπόψη η φορολόγηση των αποδόσεων των μετοχών, πάλι, δεν εφαρμόζεται η προϋπόθεση που θέτει ο **Tirole (1986)**.

Εν τέλει, ο **West (1988b)** απορρίπτει τον ισχυρισμό πως ορθολογικές φούσκες βρίσκονται πίσω από την ακραία μεταβλητότητα των τιμών των μετοχών. Πρώτον, επικαλείται έρευνα του **Singleton (1980)** ο οποίος βρίσκει ασύμβατη την ύπαρξη φουσκών σε ομόλογα περιορισμένης διάρκειας, ένα αποτέλεσμα που έχει εφαρμογή και σε άλλα αξιόγραφα: δεν μπορεί να υπάρχει φούσκα την τελική ημέρα του ομολόγου, και, συνεπώς, με μια backwards recursion, ούτε τις προηγούμενες ημέρες. Δεύτερον, είναι δύσκολο να διακρίνει κανείς τη φούσκα από μια «διατάραξη», έναν απλό «θόρυβο» (**West (1987)**). Τρίτον, οι φούσκες υπονοούν ότι οι τιμές των μετοχών αυξάνουν με υψηλό ρυθμό. Αν όμως τα μερίσματα αυξάνουν σε μικρότερο βαθμό, τότε ο Λόγος D/P, δηλαδή μέρισμα ανά τιμή μετοχής, θα τείνει να μειώνεται και τα κεφαλαιακά κέρδη θα κατέχουν ένα αυξανόμενο τμήμα των ex post αποδόσεων. Όμως ούτε αυτή η τάση φαίνεται να επιβεβαιώνεται από τα δεδομένα του S&P για την περίοδο 1871-1986. Ως το 1928, η μέση απόδοση είναι 8,6% ενώ ο μέσος λόγος D/P 0,053, ενώ, για την περίοδο μετά το 1928 οι αντίστοιχοι αριθμοί είναι 8,3% και 0,051.

Οι **Diba & Grossman (1987a,b,c)** καταδεικνύουν πως αν μια ορθολογική φούσκα δεν υπάρχει την ημέρα  $t, t \geq 0$ , τότε δεν μπορεί να εμφανιστεί ούτε την ημέρα  $t + 1$  ούτε οποιαδήποτε επόμενη ημέρα. Βέβαια, για ένα μοντέλο αποτίμησης μετοχών, η τιμή της μετοχής πρέπει να είναι μη αρνητική, και ακριβώς για αυτό δεν νοούνται αρνητικές φούσκες: μια αρνητική φούσκα την περίοδο  $t$  θα αναμένεται να καθίσταται όλο και πιο αρνητική με την πάροδο του χρόνου και αυτό σημαίνει πως η αγοραία τιμή της μετοχής πρέπει να αναμένεται να είναι αρνητική εντός πεπερασμένου χρονικού διαστήματος, δεδομένης της ανικανότητας του fundamental στοιχείου της τιμής να αυξηθεί τόσο γρήγορα και να αντισταθμίσει την αρνητική φούσκα. Αφού όμως πάντοτε κανείς μπορεί να αποποιηθεί μιας μετοχής, οι αρνητικές φούσκες είναι ασύμβατες με τις ορθολογικές προσδοκίες. Αυτό με τη σειρά του σημαίνει ότι η τιμή της φούσκας  $B_t$  είναι μη αρνητική. Αν  $B_t = 0$ , τότε το innovation στο bubble  $z_{t+1}$  πρέπει να είναι μη αρνητικό, αφού ισχύει ότι  $B_{t+1} - \lambda B_t = z_{t+1}$  και άρα  $z_{t+1} \geq -\lambda B_t$ . Όμως, γνωρίζουμε, βάσει υπόθεσης, ότι η αναμενόμενη μελλοντική τιμή του bubble  $z_{t+1}$  είναι ίση με μηδέν. Αν όμως  $B_t = 0$  και  $z_{t+1} = 0$ , τότε και  $B_{t+1} = 0$ . Επομένως, αν δεν υπάρξει από την πρώτη ημέρα φούσκα στην τιμή της μετοχής, δεν μπορεί να υπάρξει ποτέ αργότερα.

Επίσης, με τον αποκλεισμό της ύπαρξης φουσκών ορθολογικών, αν μια ημέρα μια φούσκα ξεσπάει, δεν μπορεί ταυτόχρονα να εμφανιστεί μια άλλη, αφού το innovation στο bubble, δεν θα ικανοποιεί την προϋπόθεση να έχει μηδενικό μέσο<sup>[24]</sup>.

Ένα άλλο θεωρητικό επιχείρημα για την ανυπαρξία φουσκών επικαλείται ο **Brock (1982)**, αναλύοντας το πρόβλημα μεγιστοποίησης ενός επενδυτή αντιπροσωπευτικού και με απεριόριστο χρονικό ορίζοντα και αναλογιζόμενος τις επενδυτικές στρατηγικές του. Δεδομένου ότι αυτός έχει απεριόριστο ορίζοντα, μια στρατηγική είναι η buy and hold forever. Αυτή έχει ένα οριακό κέρδος την περίοδο  $t$  ίσο με την αναμενόμενη προεξοφλημένη τιμή των μελλοντικών μερισμάτων, δηλαδή την fundamental price που θεωρεί η αγορά. Αν η τρέχουσα τιμή είναι χαμηλότερη της fundamental τότε ο επενδυτής θα μπορούσε να αυξήσει τη χρησιμότητά του αγοράζοντας και κρατώντας μόνιμα τη μετοχή. Αυτή η αυξημένη ζήτηση θα αύξανε την αγοραία τιμή, εξαφανίζοντας τη φούσκα. Από την άλλη, αν η τιμή ήταν ανώτερη της fundamental, τότε οι ορθολογικοί επενδυτές θα πωλούσαν τη μετοχή, καθότι το κέρδος στη χρησιμότητα από την πώληση, θα επικρατούσε της απολεσθείσας χρησιμότητας που θα υπήρχε σε δεδομένη μόνιμη κράτησή της. Η πτώση της ζήτησής της θα προκαλούσε και τη μείωση της αγοραίας τιμής της. Συνεπώς, ένας έλεγχος για φούσκες σε αυτό το υπόδειγμα, είναι ένας έλεγχος για το ίδιο το υπόδειγμα του αντιπροσωπευτικού και με απεριόριστο ορίζοντα επενδυτή: μια απόρριψη της υπόθεσης περί ανυπαρξίας φουσκών είναι απόρριψη του ίδιου του μοντέλου.

#### 5.4.8. Κερδοσκοπικές φούσκες

##### 5.4.8.1. Ορισμός

Ο **Hardouvelis (1988)** θεμελιώνει θεωρητικά τη φύση των κερδοσκοπικών φουσκών, ορίζοντάς τις ως τις μεγάλης διάρκειας υπερτιμήσεις της αγοράς που ακολουθούνται από ξαφνική κατάρρευση, συνεπεία ακόμα και σχετικά ασήμαντων, σε άλλες περιπτώσεις, «άσχημων» νέων τα οποία κάνουν να κυριαρχήσει η απαισιοδοξία και αποτελούν το έναυσμα για μαζικές πωλήσεις μετοχών. Ο Hardouvelis (1988) προσθέτει τον επιθετικό προσδιορισμό «ορθολογικές» στις κερδοσκοπικές εκείνες φούσκες όπου οι επενδυτές γνωρίζουν τον κίνδυνο ξεσπάσματος της φούσκας, ωστόσο παραμένουν στην αγορά πιστεύοντας πως υπάρχει σοβαρή πιθανότητα συνέχισης της μεγέθυνσης της φούσκας. Αποκαλεί τη διαφορά μεταξύ της απόδοσης που πραγματοποιείται μεσούσης της φούσκας και εκείνης που συνίσταται στο άθροισμα risk free rate και απλού risk premium “bubble premium”, το οποίο μάλιστα αυξάνει κατά τη διάρκεια μεγέθυνσης της φούσκας.

Η παραδοσιακή μέθοδος ανεύρεσης κερδοσκοπικών φουσκών συνίσταται στην επιμέτρηση του αριθμού των ασυνήθιστα υψηλών αποδόσεων σε μια περίοδο και την απόδοση πιθανότητας ότι η πλειοψηφία αυτών των αποδόσεων προέκυψαν συμπτωματικά. Ως ασυνήθιστα υψηλή απόδοση ορίζεται εκείνη που υπερβαίνει το άθροισμα του risk-free rate και του συνήθους premium κινδύνου για την αβεβαιότητα που επέχουν αποδόσεις αξιογράφων όπως οι μετοχές. Αν δεν βρισκόμαστε σε περίοδο κερδοσκοπικής φούσκας, τότε η πιθανότητα που πρέπει να αποδοθεί είναι μικρή. Το πρόβλημα με αυτή τη μέθοδο ανεύρεσης είναι η δυσκολία διάκρισης των πολύ θετικών αποδόσεων, τμήμα του μεγέθους των οποίων καλύπτεται από άλλες, πολύ αρνητικές αποδόσεις: κάτι τέτοιο είναι στη φύση των μετοχών, οι οποίες είναι ευμετάβλητες.

Ο Hardouvelis (1988) προτείνει έναν νέο τρόπο ανεύρεσης των φουσκών μέσω της επιμέτρησης του bubble premium. Πρώτα ορίζει την πραγματοποιηθείσα απόδοση μιας μετοχής σε μια ορισμένη περίοδο, η οποία απόδοση συνίσταται στο άθροισμα του καταβαλλόμενου μερίσματος συν το πραγματοποιηθέν κεφαλαιακό κέρδος: η απόδοση  $R$

συντίθεται από τις εξής συνιστώσες: το risk-free rate (rf), μια παρατηρήσιμη, δηλαδή, μεταβλητή, το risk premium(rp) και το bubble premium(bp), υποκειμενικά «γνωστές» αλλά όχι ευθέως παρατηρήσιμες συν έναν απρόσμενο διαταρακτικό όρο (ε). Το άθροισμα risk free rate + risk premium συνιστά την απαιτούμενη απόδοση, ενώ το άθροισμα των δύο τελευταίων συνιστώσων είναι η πραγματοποιηθείσα απρόσμενη απόδοση. Το άθροισμα risk premium + bubble premium είναι η πλεονάζουσα απόδοση που οι επενδυτές αναμένουν να λάβουν αν δεν ξεσπάσει στο μεταξύ η φούσκα. Η πραγματοποιηθείσα επιπλέον απόδοση είναι το R-rf. Με ορθολογικές, δηλαδή, προσδοκίες, κατά μέσο όρο οι επενδυτές αναμένουν να λάβουν ένα ποσό ίσο με  $R-rf = rp + bp$ . Το άθροισμα  $rp + bp$  μπορεί να εκτιμηθεί με την παλινδρόμηση του R-rf επί κάποιων μεταβλητών γνωστών στους επενδυτές από την αρχή της περιόδου. Ο Hardouvelis(1988) κατά την προσπάθειά του για ανίχνευση φουσκών σε ΗΠΑ, ΗΒ, Ιαπωνία την περίοδο Σεπτεμβρίου 1977-Δεκεμβρίου 1987, και για holding period 3 και 12 μηνών, ως πληροφοριακές μεταβλητές-regressors θέτει χρηματοοικονομικές μεταβλητές όπως μέτρα μεταβλητότητας και spreads επιτοκίων μεταξύ χωρών ή εντός αυτών. Τα πρώτα είναι proxies για το risk premium ενώ τα δεύτερα αφορούν και το bubble premium. Ο έλεγχος ότι οι συντελεστές τους είναι μηδενικοί σημαίνει ότι το άθροισμα risk premium + bubble premium είναι διαχρονικά σταθερό. Η απόρριψη της υπόθεσης αυτής σημαίνει ότι πλεονάζουσες αποδόσεις είναι εν μέρει προβλέψιμες και ότι, εν τη απουσία φουσκών, τα risk premia είναι time-varying.

#### 5.4.8.2. Volatility & Bubbles

Ο West (1987), για να ελέγξει αν η μεταβλητότητα οφείλεται σε κερδοσκοπικές φούσκες, δημιουργεί ένα μοντέλο το οποίο μπορεί να εφαρμοστεί ακόμα και σε περιπτώσεις όπου οι τιμές και τα μερίσματα δεν είναι στάσιμα. Το μοντέλο του συγκρίνει τις παραμέτρους που είναι απαραίτητες για την εύρεση της Παρούσας Αξίας των μερισμάτων μιας μετοχής, οι οποίες βρίσκονται από δύο μοντέλα. Το πρώτο σύνολο των παραμέτρων μπορεί να βρεθεί από μια απλή παλινδρόμηση της τιμής της μετοχής επί ενός συνόλου lagged μερισμάτων. Το δεύτερο μπορεί να βρεθεί από ζευγάρια εξισώσεων, όπου η μία είναι εξίσωση κερδοσκοπίας, από όπου συνάγεται ο προεξοφλητικός συντελεστής, και η άλλη, από όπου συνάγονται τα μερίσματα, μια εξίσωση ARIMA. Αυτό το ζευγάρι εξισώσεων πρέπει να ικανοποιεί τις φόρμουλες των Hansen & Sargent (1981). Με τη μηδενική υπόθεση ότι η τιμή της μετοχής συνάδει με εκείνη που προκρίνει το standard μοντέλο αποτελεσματικών αγορών(σταθερές αναμενόμενες αποδόσεις), οι εκτιμητές που προέκυψαν από τα δύο μοντέλα, πρέπει να είναι ίδιοι, πλην, φυσικά, του δειγματικού σφάλματος. Αν όμως υπάρχει κερδοσκοπική φούσκα, τότε δεν εξασφαλίζεται η ισότητα των εκτιμητών. Οι παράμετροι της εξίσωσης με τα lagged μερίσματα δεν θα είναι συνεπείς. Βέβαια, οι παράμετροι που βγήκαν από τις άλλες εξισώσεις θα παραμείνουν συνεπείς. Ο West (1987), με στοιχεία από τον S&P500 (1871-1980) και το Dow Jones Index(1928-1978) απορρίπτει τη μηδενική υπόθεση περί ανυπαρξίας φουσκών, μια απόρριψη που αποδίδει, μερικώς, στην μεροληψία προς τα πάνω των συντελεστών που συνάχθηκαν από την εξίσωση με τα lagged μερίσματα. Αυτό, κατά τον West(1987) δείχνει την υπεραντίδραση της αγοράς στα νέα σχετικά με τα μερίσματα. Προς επίρρωση αυτού του ισχυρισμού, και προκειμένου να ερευνηθεί αν οφείλεται σε άλλους, πέραν της φούσκας, παράγοντες η διαφορά, ο West (1987) ερευνά και ένα μοντέλο προεξόφλησης όπου ο προεξοφλητικός συντελεστής μεταβάλλεται ανάλογα με το χρόνο.

### 5.4.8.3. Κριτική στο μοντέλο του West

Οι **Flood, Hodrick & Caplan (1987)** ασκούν κριτική στο μοντέλο του West, επισημαίνοντας ότι το μοντέλο του στην εξίσωση (1) αφορά μια σχέση με διάρκεια μιας μόνο περιόδου μεταξύ παρόντος και μέλλοντος, ενώ ο έλεγχος των συγκρινόμενων εξισώσεων, εκείνων που βρίσκουν τον προεξοφλητικό συντελεστή και τα μερίσματα, άρρητα υπονοούν ότι αφορά άπειρες περιόδους. Οι Flood et al (1987) όταν επεκτείνουν το μοντέλο του West και για 2<sup>η</sup> περίοδο, χρησιμοποιώντας τα levels των πραγματικών μεταβλητών, βρίσκουν σοβαρό misspecification στο μοντέλο. Μετατρέπουν, επίσης, το υπόδειγμα του West, διατυπώνοντάς το σε αποδόσεις και χρησιμοποιώντας το λόγο Dividend/Price ως instrument.

Μια δεύτερη κριτική αφορά την υπόθεση που κάνει για την εξίσωση πρόβλεψης των μερισμάτων ότι είναι στάσιμη, είτε στα levels των πραγματικών μερισμάτων είτε στις πρώτες διαφορές. Αφού οι περισσότερες μακροοικονομικές χρονοσειρές είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές, η διπλή αυτή «κάλυψη» υπόκειται σε κριτική. Επίσης, η πιθανότητα ότι το dividend process είναι σταθερό για πάνω από έναν αιώνα (βλέπε διάρκεια των δεδομένων, 1871-1980) είναι μικρή, δεδομένης και της μικρής γνώσης για το dividend process.

### 5.4.9. Μεροληψία απόδοσης της μεταβλητότητας σε φούσκες

Οι **Flood & Garber (1988)** επισημαίνουν ότι αν παραληφθεί κάποια μεταβλητή μπορεί οι έλεγχοι για φούσκες να είναι μεροληπτικοί υπέρ της απόδοσης της μεταβλητότητας των μετοχών σε φούσκες, μέσω της απόρριψης της υπόθεσης περί ανυπαρξίας φουσκών. Για παράδειγμα, θεωρούν ότι οι επενδυτές μπορεί να ανέμεναν κάποιο μελλοντικό γεγονός, που σχετίζεται με τον καθορισμό του επιπέδου τιμών, το οποίο δεν είναι εις γνώσιν του μελλοντικού ερευνητή ο οποίος δεν το περιλαμβάνει στα market fundamentals του μοντέλου. Λόγου χάρι, έστω ότι οι επενδυτές είχαν την πληροφόρηση ότι επίκειτο αύξηση της προσφοράς χρήματος σε μελλοντικό χρόνο, εντός, φυσικά, του δείγματος, και έστω ότι αυτή η πληροφορία δεν εντυπώθηκε στα στατιστικά στοιχεία της προσφοράς χρήματος που χρησιμοποίησε ο ερευνητής για να δημιουργήσει προβλέψεις για τη μελλοντική προσφορά χρήματος. Σε αυτή την περίπτωση τα dynamics του επιπέδου τιμών θα αντανάκλαζαν και θα προεξοφλούσαν αυτή την περίπτωση αύξησης της προσφοράς χρήματος με τρόπο που δεν μπορεί να είναι διακριτός από τα dynamics που προκαλούνται από μια φούσκα στην αγορά. Είναι η δομή του μοντέλου ορθολογικών προσδοκιών για το επίπεδο τιμών που προκαλεί κάτι τέτοιο, σε περίπτωση παράλειψης μιας τέτοιας παραμέτρου.

Οι **Flood & Hodrick (1986)** αποδεικνύουν κάτι αντίστοιχο σε περίπτωση που οι επενδυτές αναμένουν μια αλλαγή στη φορολόγηση των μερισμάτων. Θέτουν αυτή την παρατήρηση στο γενικότερο πλαίσιο όπου αναμενόμενες αλλαγές στα market fundamentals (**process switches**) μπορούν να δημιουργήσουν asset price paths που φαίνονται ότι διακατέχονται από το φαινόμενο κερδοσκοπικών φουσκών, μολονότι δεν ισχύει κάτι τέτοιο. Τέλος, οι **Hamilton & Whiteman (1985)** αποδεικνύουν την ισοδυναμία στην παρατήρηση των φαινομένων στοχαστικών φουσκών και παραλειπομένων state variables.

Για παράδειγμα, για το specification test για φούσκες του West(1987) απαιτείται μια εξίσωση πρόβλεψης βασισμένη σε ένα υποσύνολο του συνόλου πληροφοριών των επενδυτών και ένα return generating process που δεν έχει απορριφθεί. Ο West(1987), αφού δεν απορρίπτει την υπόθεση περί μη αλλαγών στη δομή του dividend process, προχωρά, κατόπιν τούτου, στον έλεγχο για φούσκα. Όμως, το ότι δεν εντυπώθηκε στο δείγμα, δεν σημαίνει ότι οι δρώντες δεν αναμένουν μια αλλαγή στο dividend process.

Όμοίως, μολονότι ο West δεν είναι σε θέση να απορρίψει την υπόθεση ότι το return generating process που βρήκε είναι σωστά προσδιορισμένο, είδαμε πιο πριν ότι οι Flood et al(1987) για περισσότερες της μιας περιόδους δεν το βρίσκουν σωστό.

#### 5.4.10. Fads

Ο West (1988b) μελετά και την περίπτωση η ακραία μεταβλητότητα των τιμών των μετοχών να οφείλεται στα ψυχολογικά χαρακτηριστικά ή, έστω, στην ικανότητα των επενδυτών, κάποιοι εκ των οποίων υπεραντιδρούν στη νέα πληροφόρηση για τα fundamentals. Σε αυτή την απόδοση, οι naïve επενδυτές διαδραματίζουν στην διαμόρφωση των τιμών των μετοχών σημαντικό ρόλο. Η σημασία των fads συνίσταται στην απλή πρόσθεση ενός «θορύβου» στο επίπεδο ή το λογάριθμο της τιμής, η οποία θα ήταν η fundamental αν η αναμενόμενη απόδοση ήταν σταθερή:  $\log(P_t) = \tau + \log(D_t) + a_t$ . Υπό μια έννοια, τα fads σημαίνουν ότι ακόμα και αφότου ληφθεί υπόψη ο κίνδυνος, υπάρχουν ευκαιρίες για επιπλέον κέρδη, τουλάχιστον για τους «έξυπνους» επενδυτές που έχουν μακροχρόνιο επενδυτικό ορίζοντα. Υπό μια άλλη έννοια, τα fads σημαίνουν ότι ενώ ένα τμήμα των συναλλαγών γίνεται από τους naïve επενδυτές, ένα άλλο τμήμα γίνεται από «έξυπνους», οι οποίοι, λαμβάνοντας υπόψη τον κίνδυνο, εκμηδενίζουν τις περιπτώσεις ύπαρξης επενδυτικών ευκαιριών ασυνήθιστα υψηλότερου κέρδους. Αυτό δεν σημαίνει ότι τη απουσία fads οι τιμές θα έφταναν οποιοδήποτε επίπεδο. Ο κίνδυνος δημιουργείται μεν από τους naïve, οι «έξυπνοι» όμως επενδυτές, το λαμβάνουν υπόψη. Κάποιοι άλλοι ερευνητές (DeBondt & Thaler, 1985) βρίσκουν ότι η υπερβολική μεταβλητότητα ερμηνεύεται από την υπεραντίδραση των επενδυτών στη νέα πληροφόρηση. Επίσης, βρίσκουν ότι αφύσικα κέρδη μπορούν να επιτευχθούν με την υιοθέτηση μιας εκ πρώτης όψεως παράδοξης στρατηγικής η οποία συνίσταται στην αγορά μετοχών μη ικανοποιητικής απόδοσης και πώληση μετοχών αξιολογής απόδοσης. Συγκεκριμένα, σχηματίζουν “winner” και “loser” χαρτοφυλάκια, ανάλογα με το αν πήγαν καλύτερα ή χειρότερα από την αγορά για 16 ζετείς μη αλληλοεπικαλυπτόμενες περιόδους μεταξύ 1930-77. Έπειτα, υπολογίζουν τη συσσωρευμένη επιπλέον απόδοση για τους επόμενους 36 μήνες και βρίσκουν ότι οι μετοχές που ανήκουν στο “loser” χαρτοφυλάκιο πήγαν καλύτερα από την απόδοση της αγοράς. Οι Campbell & Kyle(1986)εκτιμούν ένα μοντέλο για «έξυπνους» επενδυτές με ένα κατάλοιπο «θόρυβο» να επιδρά στις τιμές σε ένα ποσοστό 25%. Αυτό όμως το ποσοστό δεν μπορεί να αποδοθεί κυρίως σε naïve επενδυτές. Ο Summers (1986) ισχυρίζεται ότι αυτές οι αποκλίσεις είναι δύσκολο να εντοπιστούν ακόμα και με δεδομένα που καλύπτουν περιόδους μεγαλύτερες του αιώνα. Στο μοντέλο του η τιμή της μετοχής έχει ένα προσωρινό στοιχείο που έχει συντελεστή αυτοσυσχέτισης κοντά στη μονάδα και είναι πρακτικά αδύνατο να το ξεχωρίσει κανείς από έναν Τυχαίο Περίπατο, μολονότι για μεγάλη διάρκεια κάνει την τιμή της μετοχής να αποκλίνει από την fundamental της. Εν κατακλείδι, μπορεί τα παραδοσιακά μοντέλα παρούσας αξίας να μη μπορούν να ερμηνεύσουν τη μεταβλητότητα, όμως δεν μπορούν ούτε και τα μοντέλα που επιτρέπουν τα fads, καθώς η «ποσοτική» υποστήριξη τέτοιων μοντέλων είναι κυρίως έμμεση, μέσω της εις άτοπον απαγωγής, έπειτα από την απόρριψη των φουσκών και των παραδοσιακών μοντέλων.

#### 5.4.11. Μη ορθολογικές προσδοκίες για τα μακροπρόθεσμα κέρδη

Υπάρχει μια άποψη η οποία αποδίδει τη μεταβλητότητα των χρηματιστηριακών δεικτών στην αποτυχία της αγοράς να σχηματίσει ορθολογικές προσδοκίες για τα μακροπρόθεσμα κέρδη των εταιριών. Οι Bulkeley & Harris (1997) υποστηρίζουν αυτή την άποψη, χρησιμοποιώντας cross-section data για τις προσδοκίες που σχηματίζουν

αναλυτές για τις ετήσιες αποδόσεις (συμπεριλαμβανομένων των μερισμάτων) σε βάθος 5ετίας μετοχών 500 εταιριών με έδρα τις ΗΠΑ.

Το πρώτο τους εύρημα είναι η **ανυπαρξία στατιστικά σημαντικής συσχέτισης μεταξύ των εκτιμήσεων κερδών 5ετίας αυτών των αναλυτών και των πραγματοποιηθέντων κερδών**. Η υπόθεση ορθολογικών προσδοκιών θέλει το  $b$  της παλινδρόμησης να ισούνται με 1, εδώ, όμως, η ευρισκόμενη τιμή είναι σχεδόν μηδενική, 0,19. Οι προσδοκίες είναι εντελώς διεσπαρμένες, υπό την έννοια ότι θα ήταν πιο επιτυχημένες αν πρόβλεπαν ότι τα κέρδη έκαστης εταιρίας θα αυξάνονταν όσο και ο μέσος όρος των κερδών για όλες τις εταιρίες. Το σφάλμα πρόβλεψης συσχετίζεται με το επίπεδο της πρόβλεψης: υψηλές προβλέψεις είναι υπερεκτιμήσεις και χαμηλές τιμές στις προβλέψεις υποεκτιμούν τα κέρδη. Το μέσο τετραγωνισμένο σφάλμα πρόβλεψης για κάθε εταιρία έχει τιμή 0,082, ενώ για το σύνολο των εταιριών 0,079.

Έπειτα, εξετάζεται η **ύπαρξη ή όχι συστηματικών παραγόντων οι οποίοι καθιστούν ανεπιτυχείς τις προβλέψεις**. Οι αναλυτές φαίνεται πως συστηματικά ερμηνεύουν λάθος το δεσμό μεταξύ κερδών και της lagged αύξησης κερδών, του μεγέθους και του beta της εταιρίας. Βασίζουν τις προβλέψεις τους στα προηγούμενα κέρδη, τη στιγμή που υπάρχει αρνητική serial συσχέτιση μεταξύ των κερδών στην ίδια εταιρία. Συσχετίζουν θετικά τις προβλέψεις τους με το  $\beta$ , τη στιγμή που το  $\beta$  είναι ασυσχέτιστο με την πραγματοποιηθείσα αύξηση κερδών. Τέλος, πιστεύουν πως υπάρχει ένα firm effect στην αύξηση των κερδών, δηλαδή ότι οι μικρές εταιρίες μεγαλώνουν γρηγορότερα από τις μεγάλες, ενώ δεν υφίσταται στην πραγματικότητα. Αξίζει να αναφερθεί πως άλλες μεταβλητές που ερευνηθήκαν, όπως lagged αποδόσεις, market to book value of equity και παρελθούσα αύξηση των μερισμάτων δεν βρέθηκαν στατιστικά σημαντικές.

Επιπροσθέτως, ερευνάται το κατά πόσο αυτά **τα συστηματικά λάθη είναι που οφείλονται για τις λάθος προβλέψεις**. Οι Bulkley & Harris (1997) αποφαινόμενοι ότι υπάρχει ικανοποιητική πρόβλεψη από τα κατάλοιπα, αλλά διασπαθίζεται εξαιτίας της χρήσης, ως εργαλείων για την πρόβλεψη, της παρελθούσας αύξησης κερδών, του μεγέθους και του beta της εταιρίας.

Ανακύπτουν δύο ζητήματα σχετικά με μια ανάλυση η οποία βασίζεται σε δεδομένα για προσδοκίες. Το πρώτο είναι θετικό, καθώς δεν χρειάζεται ο σχηματισμός ενός μοντέλου προεξόφλησης για την εξαγωγή των προσδοκιών από το μηχανισμό των τιμών. Το δεύτερο αφορά το κατά πόσο μπορεί να θεωρηθεί σφύρον η αναγωγή των προβλέψεων των αναλυτών σε προβλέψεις όλης της αγοράς. Αν, δηλαδή, δολίως γίνονται ακραίες προβλέψεις από τους αναλυτές, μια ορθολογική αγορά θα «προεξοφλούσε» αναλόγως τις προβλέψεις αυτές. Ο σκόπελος αυτός αποφεύγεται με το εύρημα ότι οι αποδόσεις των μετοχών είναι θετικά συσχετισμένες με τα σφάλματα στις προβλέψεις των αναλυτών για την αύξηση των κερδών της ίδιας περιόδου, κάτι το οποίο σημαίνει ότι οι προβλέψεις τους πράγματι αντανακλώνται στις προβλέψεις της αγοράς και εν τέλει στις τιμές.

Τέλος, γίνεται απευθείας έλεγχος των λόγων που ερμηνεύουν αυτή τη διασπορά των τιμών. Επιβεβαιώνεται η αρνητική συσχέτιση μεταξύ των προβλέψεων των αναλυτών και των υπερβαλλουσών αποδόσεων, με την αρνητική συσχέτιση να μεγαλώνει όσο πιο μεγάλος είναι ο χρονικός ορίζοντας των αποδόσεων (η έρευνα έγινε για συσσωρευμένες αποδόσεις ως και 4 έτη). Ενώ ο Λόγος BV/MV(Book Value/Market Value) είναι αρνητικός σε όλους τους ορίζοντες, κάτι που αντανακλά τη σχέση κινδύνου-απόδοσης. Επίσης, το μέγεθος βρίσκεται θετικό, άρα υπάρχει firm size effect. Συνεπώς, υπάρχουν προβλέψιμες υπερβάλλουσες αποδόσεις συνεπεία της λάθος αποτίμησης που οφείλεται στις μη ορθολογικές προβλέψεις κερδών. Για την ποσοτική τους σημασία, συγκρίνονται οι πραγματοποιηθείσες αποδόσεις μεταξύ χαρτοφυλακίων αποτελούμενων από μετοχές με χαμηλές και υψηλές προβλέψεις κερδών και υπολογίζονται έπειτα και οι

αποδόσεις τους για περίοδο ως και 5 έτη. Οι αποδόσεις των μετοχών χαμηλής πρόβλεψης ξεπερνούν τις αποδόσεις μετοχών υψηλής πρόβλεψης: κατά 2% σε ορίζοντα 1 έτους, και κατά 60% σε ορίζοντα 5ετίας. Ως ένδειξη της διασποράς των εκτιμήσεων των προβλέψεων κερδών έρχεται το εύρημα ότι ο μέσος όρος πρόβλεψης αύξησης κερδών για τις μετοχές χαμηλής πρόβλεψης είναι 0,02 ενώ για τις μετοχές υψηλής πρόβλεψης 0,28.

#### 5.4.12. International Influence

Μια άλλη πηγή προέλευσης της μεταβλητότητας των χρηματιστηριακών δεικτών είναι η παγκόσμια ολοκλήρωση των χρηματιστηριακών αγορών με την πάροδο των δεκαετιών, η οποία συνοδεύτηκε από την άρση των περιορισμών κίνησης κεφαλαίων. Οι Longin & Solnik (1995) επαληθεύουν, για την 30ετία 1960-1990, την κοινή πορεία των αποδόσεων των μετοχών, σε διεθνές επίπεδο. Η μεγαλύτερη ολοκλήρωση των αγορών μπορεί να επιδρά στη μεταβλητότητα των χρηματιστηριακών δεικτών σε μια δεδομένη χώρα: αν η επίδραση των διεθνών εξελίξεων στις αποδόσεις καθίσταται ισχυρότερη, τότε αυτό προσθέτει μια νέα «διαταρακτική» πηγή και αυξάνεται η μεταβλητότητα. Αν οι αγορές καθίστανται λιγότερο ευμετάβλητες από εσωτερικές εξελίξεις, ενώ η επίδραση των διεθνών εξελίξεων στις αποδόσεις καθίσταται ισχυρότερη, τότε το αποτέλεσμα δεν αποκλείεται να είναι και μια μείωση της μεταβλητότητας.

Η αυξημένη μεταβλητότητα μπορεί να αποδίδεται σε μεγαλύτερη ευαισθησία στη στοχαστική διαδικασία που «οδηγεί» τις διεθνείς αγορές (οι διεθνείς εξελίξεις) ή σε εσωτερικούς παράγοντες. Ο Hassler (1999) ποσοτικοποιεί αυτές τις δύο επιδράσεις, αναφερόμενος στο Σουηδικό χρηματιστήριο, με στοιχεία από το MSCI, για την περίοδο 1970:1-1995:8, χρησιμοποιώντας ένα regime switching μοντέλο του Χάμιλτον, όπου επιτρέπονται 2 επίπεδα μεταβλητότητας, σε διεθνές αλλά και εσωτερικό επίπεδο, εκφρασμένα ως states ( $S_t^w$  και  $S_t^d$ , αντίστοιχα), που επιδέχονται δύο τιμών, 0 και 1, οι οποίες δείχνουν αντίστοιχα «χαμηλό» και «υψηλό» επίπεδο.

Τα αποτελέσματα δείχνουν, πρώτον, πως ό,τι, τόσο σε εγχώριο, όσο και σε παγκόσμιο επίπεδο, οι αγορές είναι πιο συχνά στο state χαμηλής μεταβλητότητας, με την αλλαγή σε state υψηλής μεταβλητότητας να είναι πιο απίθανη από την παραμονή σε state χαμηλής μεταβλητότητας. Επίσης, όταν εισερχόμαστε σε state υψηλής μεταβλητότητας, υπάρχει μεγάλη πτώση των αποδόσεων, και, γενικά οι αποδόσεις είναι χαμηλότερες σε state υψηλής μεταβλητότητας. Οι αποδόσεις του σουηδικού χρηματιστηρίου μειώνονται όταν σε παγκόσμιο επίπεδο εισερχόμαστε στη φάση υψηλής μεταβλητότητας. Επιπροσθέτως, με την πάροδο του χρόνου, μεγάλωσε η επιρροή του χρηματιστηρίου από εξωτερικές εξελίξεις. Μια τέτοια εξέλιξη είναι αναμενόμενη, αφού και η Σουηδία απορύθμισε τη χρηματιστηριακή της αγορά. Υπάρχει σαφής αυξανόμενη ευαισθησία της σουηδικής αγοράς, με την πάροδο του χρόνου, από τις διεθνείς εξελίξεις. Η επίδραση αυτή είναι μεγαλύτερη όταν σε παγκόσμιο επίπεδο υπάρχει υψηλή μεταβλητότητα και η επίδραση στην εγχώρια απόδοση είναι μεγαλύτερη από την παγκόσμια. Επίσης, η παγκόσμια επίδραση είναι μικρότερη όταν η παγκόσμια αγορά είναι σε φάση χαμηλής μεταβλητότητας. Τέλος, αν και τα εσωτερικά νέα, σαφώς και επιδρούν, η σημασία τους δεν αυξήθηκε με την πάροδο του χρόνου.

#### 5.4.13. Time-varying volatility μετοχών, μακροοικονομικών μεταβλητών και δανειακής επιβάρυνσης

Υποδείγματα όπως αυτό του Shiller (1981a,b) περί «ακραίας μεταβλητότητας» δεν απαντούν στο ερώτημα γιατί η μεταβλητότητα των αποδόσεων των μετοχών είναι υψηλότερη σε κάποιες περιόδους σε σχέση με κάποιες άλλες. Ο Schwert (1989)

αποπειράται μια απάντηση, συσχετίζοντας τη μεταβλητότητα των χρηματιστηριακών δεικτών με την time-varying μεταβλητότητα άλλων, μακροοικονομικών μεταβλητών: τη μεταβλητότητα των αποδόσεων μετοχών και ομολόγων(υψηλής και μέσης ποιότητας) με τη μεταβλητότητα του πληθωρισμού, της αύξησης της προσφοράς χρήματος, της βιομηχανικής παραγωγής, της δανειακής επιβάρυνσης και του trading activity. Η μεταβλητότητα των αποδόσεων των ομολόγων κατά μέσο όρο είναι 3 φορές μικρότερη της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών. Παρότι μεγάλο το δείγμα, αφού καλύπτει την περίοδο 1859-1987 για τις ΗΠΑ, η μεταβλητότητα των μετοχών δεν φαίνεται να επηρεάζεται παρότι το χαρτοφυλάκιο άλλαζε με την πάροδο των ετών. Π.χ. το 1859 οι περισσότερες μετοχές αφορούσαν σιδηροδρόμους. Ούτε το μέγεθος, ούτε η διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου αυτού «αγοράς» μπορούν, συνεπώς, να εξηγήσουν τις σημαντικές διαχρονικές αλλαγές στη μεταβλητότητα.

Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι η μεταβλητότητα των αποδόσεων των μεσαίας τάξης ομολόγων είναι πιο στενά συνδεδεμένη με τη μεταβλητότητα των αποδόσεων των μετοχών και λιγότερο συνδεδεμένη με τη μεταβλητότητα των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων. Οι lagged μεταβλητότητες των αποδόσεων των μετοχών και των ομολόγων είναι οι πλέον σημαντικές μεταβλητές για την πρόβλεψη των αντίστοιχων σημερινών τιμών τους, ενώ λιγότερο συμβάλει η lagged τιμή της μεταβλητότητας των επιτοκίων για την πρόβλεψη της σημερινής τιμής. Επίσης, η μεταβλητότητα των μετοχών βοηθά στην πρόβλεψη της μεταβλητότητας της απόδοσης των ομολόγων στις περισσότερες περιόδους, αλλά λίγο συμβάλει στην πρόβλεψη της μεταβλητότητας των επιτοκίων. Στις περισσότερες υποπεριόδους, υπάρχει συμβολή της μεταβλητότητας των επιτοκίων στην εύρεση αυτής των ομολόγων και το αντίστροφο.

Επιπροσθέτως, πέρα από την υποπερίοδο 1953-1987, λίγο βοηθά η μεταβλητότητα του πληθωρισμού στην εύρεση της μεταβλητότητας των μελλοντικών αποδόσεων μετοχών και ομολόγων. Ακόμα, η μεταβλητότητα της αύξησης της προσφοράς χρήματος βοηθά στην εύρεση της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών όταν χρησιμοποιούμε ημερήσιες αποδόσεις για τις υποπεριόδους 1885-1919, 1920-1952 και 1885-1987, ενώ για την πρώτη από τις υποπεριόδους αυτές βρίσκει ο Schwert(1989) ότι βοηθά στην εύρεση της μεταβλητότητας των μακροπρόθεσμων αποδόσεων των ομολόγων. Εξάλλου, υπολογίστηκε ότι η ικανότητα της μεταβλητότητας της Βιομηχανικής Παραγωγής να προβλέψει τη μεταβλητότητα ομολόγων και μετοχών είναι μικρή, όμως η μεταβλητότητα των μετοχών μπορεί να συμβάλει στην πρόβλεψη της Βιομηχανικής Παραγωγής για τις υποπεριόδους 1891-1987 και 1920-1952. Εν κατακλείδι, λίγο βοηθούν οι μεταβλητότητες των μακροοικονομικών μεταβλητών για την εύρεση της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών, αλλά ισχύει το αντίστροφο.

Ακολούθως, αποπειράται ο Schwert (1989) να αναδείξει τη σχέση μεταξύ μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών και της γενικότερης οικονομικής δραστηριότητας όπως αυτή μετράται από τη Ζήτηση. Η μεταβλητότητα των μετοχών, αλλά και της Βιομηχανικής Παραγωγής, είναι υψηλότερη κατά την περίοδο των Υφέσεων, ενώ φαίνεται πως अपαράλλαχτες παραμένουν οι αντίστοιχες μεταβλητότητες αποδόσεων ομολόγων, βραχυπρόθεσμων επιτοκίων και ρυθμού αύξησης προσφοράς χρήματος. Η δε σχέση μεταξύ κερδοφορίας, όπως αυτή προσμετράται από μεταβλητές όπως D/P και E/P σε κάποιες περιόδους βρίσκεται θετική, ενώ σε άλλες αρνητική.

Ο Schwert (1989) μελετά τον ισχυρισμό ότι τη σχέση μεταξύ μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών και της γενικότερης οικονομικής δραστηριότητας πρέπει να την αποδώσουμε στη δανειακή επιβάρυνση (financial leverage). Οι μετοχές είναι ένας leading indicator, και άρα μειώνεται η τιμή τους (σε σχέση με τις τιμές των ομολόγων) πριν, αλλά και κατά, την ύφεση. Συνεπώς, το leverage αυξάνεται κατά την περίοδο των Υφέσεων, κάτι που προκαλεί αύξηση στη μεταβλητότητα των leveraged μετοχών. Τα αποτελέσματα δείχνουν πως αυξάνεται η μεταβλητότητα της μετοχής όταν αυξάνεται και



το leverage. Αναδεικνύεται και μια ισχυρή αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων και αυτό ερμηνεύεται από το Schwert (1989) ως ένδειξη του ότι η μεταβλητότητα δεν μπορεί να ερμηνευθεί μόνο από το leverage, αλλά και σε παραλειπόμενους regressors.

Τέλος, αναλύεται η σχέση volatility και τζίρου των χρηματιστηρίων. Τρεις θεωρίες στηρίζουν μια τέτοια σχέση με θετικό πρόσημο. Πρώτον, αν οι επενδυτές δεν έχουν ίδιες πεποιθήσεις, η νέα πληροφόρηση προκαλεί μεταβολές στις τιμές και trading. Δεύτερον, αν κάποιοι επενδυτές θεωρήσουν τις μεταβολές των τιμών ως πληροφόρηση βάσει της οποίας θα προβούν σε κινήσεις, τότε η μεγάλη μεταβολή τιμών προκαλεί και αντίστοιχες μεγάλες συναλλαγές. Τρίτον, αν υπάρχει δυσκολία ρευστότητας στις δευτερογενείς αγορές, τότε ο μεγάλος όγκος συναλλαγών θα προκαλέσει μεταβολές στις τιμές. Μελετώντας, αρχικά, τη σχέση μεταξύ μεταβλητότητας και αριθμού ημερών διαπραγματεύσεων, ο Schwert (1989) βρίσκει ότι ένα τμήμα της μεταβλητότητας ερμηνεύεται από την trading activity, αλλά αυτή η σχέση δεν είναι σταθερή. Επίσης, με ένα 2<sup>ο</sup> μοντέλο επιβεβαιώνει ότι η μεταβλητότητα είναι υψηλή όταν ο όγκος συναλλαγών είναι υψηλός. Το ίδιο αποτέλεσμα συνάγεται και με τη δημιουργία VAR που περιλαμβάνει τη μεταβλητότητα μετοχών, ομολόγων υψηλής κλάσης, και βραχυπρόθεσμων επιτοκίων. Η μόνη διαφορά με πριν είναι η μη συμπερίληψη της συσχέτισης του τρέχοντος όγκου συναλλαγών και της μεταβλητότητας. Υψηλός όγκος συναλλαγών και μεταβλητότητα συμβαδίζουν, χωρίς όμως να καθίσταται εφικτή η απόδοση της συσχέτισης αυτής σε κάποιο trading "noise" ή στη ροή των πληροφοριών. Εν κατακλείδι, αναδεικνύεται ότι η επίδραση του financial leverage είναι μικρή, ότι το μέσο επίπεδο της μεταβλητότητας είναι σαφώς υψηλότερο κατά την περίοδο των Υφέσεων και ότι αν η μεταβλητότητα πληθωρισμού, αύξησης προσφοράς χρήματος και Βιομηχανικής Παραγωγής αυξηθούν όλες κατά 1%, η μεταβλητότητα των αποδόσεων των μετοχών αυξάνεται κατά 0,45%.

#### 5.4.14. Οι αποδόσεις των μετοχών και η μεταβλητότητά τους

Οι French, Schwert & Stambaugh (1987) (από τούδε και στο εξής French et al (1987)) μελετούν τη διαχρονική σχέση ρίσκου και αναμενόμενων κερδών, μέσω της έρευνάς τους για τη σχέση του αναμενόμενο market risk premium, όπως αυτό νοείται ως η αναμενόμενη απόδοση σε ένα χαρτοφυλάκιο που περιέχει όλα τα αξιόγραφα της αγοράς (S&P Composite 1928:1-1984:12) μείον το risk-free επιτόκιο, και τον κίνδυνο, όπως αυτός αποτιμάται από τη μεταβλητότητα του χρηματιστηριακού δείκτη. Οι French et al (1987) βρίσκουν ότι αυτή η συσχέτιση έχει θετικό πρόσημο.

Η μελέτη τους για αυτή τη σχέση διεξάγεται από δύο οπτικές γωνίες. Στην πρώτη, εκτιμάται η μηνιαία μεταβλητότητα βάσει των ημερησίων αποδόσεων. Οι παλινδρομήσεις των επιπλέον αποδόσεων με regressor το προβλέψιμο στοιχείο δεν βοηθούν πολύ στην ανάδειξη μιας σχέσης θετικής μεταξύ ex ante μεταβλητότητας και αναμενόμενων risk premium. Αναδεικνύεται, ωστόσο, μια σημαντική αρνητική σχέση μεταξύ των επιπλέον αποδόσεων και του απρόβλεπτου τμήματος της μεταβλητότητας και αυτό ερμηνεύεται ως έμμεση ένδειξη θετικής ex ante σχέσης risk premium και μεταβλητότητας <sup>[25]</sup>. Δεύτερον, χρησιμοποιούνται οι ημερήσιες αποδόσεις για την εκτίμηση ex ante μεταβλητότητας μέσω GARCH. Τα αποτελέσματα αυτά επαληθεύουν την πρώτη εκτίμηση που έγινε με τη βοήθεια των ARIMA μοντέλων, αναδεικνύοντας μια ισχυρή θετική σχέση μεταξύ αναμενόμενων risk premium και μεταβλητότητας. Οι μη ταυτόχρονες συναλλαγές αξιογράφων προκαλούν αυτοσυσχέτιση στις ημερήσιες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου, ειδικά στο 1 lag. Παρατηρείται ότι οι αυτοσυσχετίσεις της μηνιαίας μεταβλητότητας είναι μεγάλες και μειώνονται μετά από 3 lags, χαρακτηριστικό δείγμα ενός μη στάσιμου integrated MA process. Οι εκτιμήσεις με

GARCH δείχνουν ότι η διακύμανση των καθημερινών risk premium έχει υψηλή αυτοσυσχέτιση.

Το μέγεθος της αρνητικής σχέσης μεταξύ αλλαγής στη μεταβλητότητα και των σύγχρονων αποδόσεων είναι πολύ μεγάλο για να αποδοθεί μόνο στη δανειακή επιβάρυνση των εταιριών, και συνεπώς αυτή η αρνητική σχέση θεωρείται ως ένδειξη μεταξύ αναμενόμενου risk premium και ex ante μεταβλητότητας<sup>[26]</sup>.

Οι **Glosten, Jagannathan & Runkle (1993)** (από τούδε και στο εξής Glosten et al(1993)) ισχυρίζονται ότι οι ορθολογικοί επενδυτές που αποστρέφονται τον κίνδυνο θα αναμενόταν να απαιτούν ένα μεγαλύτερο risk premium σε περιόδους μεγαλύτερης αβεβαιότητας για την απόδοση ενός αξιόγραφου. Κάτι τέτοιο όμως μπορεί να μην ισχύει, και αυτό για δύο λόγους: α) μπορεί αυτή η περίοδος να συμπίπτει με μια περίοδο όπου οι επενδυτές είναι σε θέση να αναλάβουν υψηλότερο ρίσκο και β) μπορεί σε αυτή την περίοδο οι επενδυτές να θέλουν να αποταμιεύσουν περισσότερο. Αν δεν υπάρχει αξιόγραφο χωρίς κίνδυνο, τότε μπορεί η τιμή του αξιόγραφου να αυξηθεί, μειώνοντας το risk premium. Συνεπώς, όχι μόνο θετικό αλλά και αρνητικό πρόσημο για τη συνδιακύμανση μέσης επιπλέον απόδοσης και διακύμανσης της είναι θεωρητικά βάσιμη. Απομένει, επομένως, η εμπειρική θεμελίωση μιας εκ των δύο σχέσεων. Όμως πληθώρα άρθρων έχουν αντικρουόμενα επ' αυτού πορίσματα.

Οι Glosten et al (1993) αποδεικνύουν, χρησιμοποιώντας ένα τροποποιημένο GARCH-M μοντέλο<sup>[27]</sup>, μια αρνητική σχέση μεταξύ δεσμευμένης αναμενόμενης μηνιαίας απόδοσης και της αντίστοιχης διακύμανσής της, καθώς επίσης και ότι η δεσμευμένη μεταβλητότητα δεν είναι τόσο επίμονη, όσο θα ανέμενε, τουλάχιστον, κανείς. Αποδεικνύεται, για μηνιαία δεδομένα της περιόδου 1954:1-1989:12 για το σταθμισμένο από το CRSP δείκτη του NYSE, ότι οι θετικές απρόσμενες αποδόσεις επιφέρουν μια αναθεώρηση της μεταβλητότητας προς τα κάτω, ενώ η μεταβλητότητα αυξάνεται από αρνητικές απρόσμενες αποδόσεις.

Τα αποτελέσματα αυτά έρχονται σε αντίθεση με άλλες έρευνες ως προς τα εξής: α) το ζήτημα της επιμονής της μεταβλητότητας των έξτρα αποδόσεων των μετοχών. Οι Glosten et al (1993) βρίσκουν ότι η μεταβλητότητα των μηνιαίων επιπλέον αποδόσεων δεν είναι τόσο επίμονη, ο Nelson (1991), όμως, βρίσκει ότι η μεταβλητότητα των ημερησίων επιπλέον αποδόσεων είναι. Ωστόσο, θεωρητικά δεν υφίσταται αντίθεση των δύο αυτών πορισμάτων, καθότι ο ίδιος ο Nelson (1991) αναφέρει ότι όσο πιο πυκνή είναι η συχνότητα των δεδομένων, τόσο περισσότερο η επιμονή καθίσταται μεγαλύτερη. β) το ζήτημα της αναθεώρησης της μεταβλητότητας προς τα κάτω, συνεπεία θετικών απρόσμενων επιπλέον αποδόσεων. Οι Nelson (1991) και οι Engle & Ng (1993) χρησιμοποιώντας ημερήσια δεδομένα στις αποδόσεις των δεικτών, βρίσκουν ότι κάθε είδους, θετικές αλλά και αρνητικές έξτρα αποδόσεις, οδηγούν στην αναθεώρηση της μεταβλητότητας προς τα πάνω (και μάλιστα, οι αρνητικές αυξάνουν περισσότερο τη μεταβλητότητα).

Εν κατακλείδι, 5 είναι τα αποτελέσματά τους: 1) η σχέση μεταξύ δεσμευμένου μέσου & διακύμανσης είναι αρνητική και στατιστικά σημαντική, 2) το risk-free rate περιέχει πληροδφόρηση για τη μελλοντική μεταβλητότητα, στο πλαίσιο του τροποποιημένου GARCH-M μοντέλου, 3) οι ψευδομεταβλητές για τον Ιανουάριο και τον Οκτώβρη στη μεταβλητότητα είναι στατιστικά σημαντικές, 4) η δεσμευμένη μεταβλητότητα της μηνιαίας επιπλέον απόδοσης δεν είναι επίμονη, 5) τα αρνητικά κατάλοιπα σχετίζονται με αύξηση στη διακύμανση, ενώ τα θετικά το αντίθετο. Τα αποτελέσματά τους δεν αλλάζουν ακόμα και αν χρησιμοποιηθεί το μοντέλο EGARCH-M του Nelson, τροποποιημένο ώστε να περιλαμβάνει το risk-free rate ή ψευδομεταβλητές ή και τα δύο μαζί.

#### 5.4.15. Asymmetric effect of news on volatility

Οι Engle & Ng (1993) συγκρίνουν το μοντέλο GARCH(1,1) με άλλα μοντέλα μεταβλητότητας που επιτρέπουν ασυμμετρία στην επίδραση της νέας πληροφορίας στη μεταβλητότητα. Η νέα πληροφορία ορίζεται να είναι το τμήμα εκείνο της μη αναμενόμενης απόδοσης  $\varepsilon_t = m_t - y_t$ , όπου  $m_t = \eta$  μέση αναμενόμενη απόδοση  $E(y_t | F_{t-1})$ ,  $F$  το σύνολο πληροφορίας, και  $y_t = \eta$  πραγματοποιηθείσα απόδοση. Θετικό  $\varepsilon_t$ , δηλαδή μια απρόσμενη αύξηση στην τιμή σημαίνει καλά νέα, ενώ αρνητικό  $\varepsilon_t$ , δηλαδή μια απρόσμενη πτώση στην τιμή σημαίνει άσχημα νέα. Φυσικά, όσο πιο μεγάλη είναι η απόλυτη τιμή του  $\varepsilon_t$ , τόσο πιο σημαντικά είναι τα νέα, αφού προκαλούν μια μεγάλη απρόσμενη αλλαγή στην τιμή. Με βάση αυτές τις διατυπώσεις και ότι η διακύμανση της αναμενόμενης απόδοσης ορίζεται ως  $h_t \equiv \text{Var}(y_t | F_{t-1})$ , συνάγονται τα μοντέλα ARCH

$$(h_t = w + \sum_{i=1}^p a_i \varepsilon_{t-i}^2) \text{ και GARCH } (h_t = w + \sum_{i=1}^p a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q b_i h_{t-i}).$$

Η κριτική, όμως, σε αυτά, έγκειται στο ότι δεν μπορούν να λάβουν υπόψη τους τη δανειακή επιβάρυνση ή την ασύμμετρη επίδραση των νέων, δηλαδή όταν μια απρόσμενη μείωση της τιμής (άσχημα νέα) αυξήσει την προβλεπόμενη μεταβλητότητα περισσότερο από όσο μια ισομεγέθης απρόσμενη αύξηση της τιμής, κάτι που πρώτος παρατήρησε ο Black (1976) και θεμελίωσαν εμπειρικά οι French et al (1987), κ.α.

Οι Engle & Ng(1993) προβαίνουν στη σύγκριση του GARCH(1,1) με το exponential GARCH ή EGARCH(1,1)

$$(\log(h_t) = w + b \log(h_{t-1}) + g \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + a[\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{2/p}]) \text{ κρατώντας σταθερή την}$$

πληροφορία πριν το  $t-2$  και εξετάζοντας τη σχέση μεταξύ  $\varepsilon_{t-1}$  και  $h_{t-1}$ , η οποία δημιουργεί μια καμπύλη που οι Engle & Ng(1993) ονομάζουν καμπύλη επίδρασης των νέων. Το EGARCH μοντέλο επιτρέπει στα καλά και τα άσχημα νέα να έχουν διαφορετική επίδραση στη μεταβλητότητα και επιτρέπει στα μεγάλα νέα να έχουν μεγαλύτερη επίδραση, δύο ιδιότητες που το απλό GARCH μοντέλο δεν διαθέτει. Ακολουθώντας, γίνεται σύγκριση με άλλα μοντέλα μέτρησης της μεταβλητότητας, τα οποία λαμβάνουν υπόψη την ασυμμετρία επιτρέποντας είτε στην κλίση των δύο πλευρών της καμπύλης επίδρασης των νέων να διαφέρει, είτε το ελάχιστο της καμπύλης να είναι σε τέτοιο σημείο που το  $\varepsilon_{t-1}$  είναι θετικό.

Το nonlinear ARCH μοντέλο  $h_t = w + a |\varepsilon_{t-1}|^\beta + b h_{t-1}$  είναι συμμετρικό, αλλά τα «ακραία» νέα έχουν μικρότερη επίδραση αν  $\gamma < 2$ . Το multiplicative ARCH μοντέλο

$$\log(h_t) = w + \sum_{i=1}^p a_i \log(\varepsilon_{t-i}^2)$$

είναι συμμετρικό, αλλά ανάλογα με την τιμή των  $a$  μπορεί να έχουν οι πλευρές της καμπύλης μεγαλύτερη ή μικρότερη κλίση από εκείνη του GARCH.

Το autoregressive standard deviation μοντέλο  $h_t = [w + \sum_{i=1}^p a_i |\varepsilon_{t-i}|]^2$  είναι συμμετρικό

και έχει βάση το  $\varepsilon_{t-1} = 0$ . Το ασυμμετρικό ή AGARCH  $h_t = w + a(\varepsilon_{t-1} + g)^2 + b h_{t-1}$  είναι προφανώς ασυμμετρικό και έχει βάση το  $\varepsilon_{t-1} = -g$ , το οποίο είναι θετικό, όταν  $g < 0$ . Η καμπύλη επίδρασης των νέων του μοντέλου GJR  $h_t = w + b_i h_{t-i} + a \varepsilon_{t-i}^2 + g S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2$ , όπου  $S_{t-1}^- = 1$  αν  $\varepsilon_{t-1} < 0$  και  $S_{t-1}^- = 0$  αν  $\varepsilon_{t-1} > 0$ , έχει ελάχιστο το  $\varepsilon_{t-1} = 0$ , αλλά έχουν διαφορετικές κλίσεις οι δύο πλευρές της. Τόσο η καμπύλη του nonlinear asymmetric ή NGARCH  $h_t = w + b_i h_{t-i} + a(\varepsilon_{t-i} + g\sqrt{h_{t-1}})^2$  όσο και του VGARCH  $h_t = w + b_i h_{t-i} + a(\varepsilon_{t-i} / \sqrt{h_{t-1}} + g)$

είναι συμμετρικές και με κέντρο το  $\varepsilon_{t-1} = (-g) \sqrt{h_{t-1}}$ . Ωστόσο οι κλίσεις των πλευρών του VGARCH είναι πιο απότομες. Το GJR λαμβάνει υπόψη την ασυμμετρία επίδρασης των νέων στη μεταβλητότητα των αποδόσεων, έχοντας πιο απότομη κλίση στην αρνητική

πλευρά της καμπύλης. Το AGARCH τη λαμβάνει υπόψη επιτρέποντας να έχει ως βάση ένα θετικό  $\varepsilon_{t-1}$ . Οι διαφορές στις καμπυλές αυτές έχουν μεγάλη σημασία ειδικά σε απρόσμενες αλλαγές των τιμών, αφού, δεδομένου ότι η προβλεπόμενη μεταβλητότητα συνδέεται με το risk premium, τα μοντέλα λχ GARCH και EGARCH προνοούν διαφορετική μεταβλητότητα. Αυτό έχει συνέπειες τόσο στην επιλογή χαρτοφυλακίου και αποτίμηση μετοχών, όσο και στον καθορισμό της τιμής των options και στρατηγικών αντιστάθμισης κινδύνου.

Οι Engle & Ng (1993) δοκιμάζουν και εμπειρικά την ποιότητα των μοντέλων, μέσω 3 ελέγχων: Sign Bias Test, Negative Size Bias Test, Positive Size Bias Test. Οι έλεγχοι αυτοί εξετάζουν αν μπορούν να προβλεφτούν τα τετραγωνισμένα normalized κατάλοιπα από κάποιες μεταβλητές που παρατηρήθηκαν κατά το παρελθόν αλλά δεν περιλαμβάνονται στο μοντέλο. Αν τα μοντέλα αυτά μπορούν να κάνουν αυτή την πρόβλεψη, τότε το μοντέλο είναι misspecified. Ο πρώτος έλεγχος συνίσταται στην συμπερίληψη μιας ψευδομεταβλητής  $S_{t-1}^-$ , που παίρνει την τιμή 1 αν το  $\varepsilon_{t-1}$  είναι αρνητικό και μηδέν διαφορετικά. Ο έλεγχος εξετάζει την επίδραση θετικών και αρνητικών σοκ στη μεταβλητότητα που δεν προέβλεψε το μοντέλο. Ο δεύτερος έλεγχος συνίσταται στη συμπερίληψη μιας ψευδομεταβλητής  $S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}$ , που ελέγχει τις διαφορετικές επιδράσεις που έχουν μεγάλα και μικρά αρνητικά σοκ στη μεταβλητότητα που δεν είχε προβλέψει το μοντέλο. Ο τρίτος έλεγχος αξιοποιεί τη μεταβλητή  $S_{t-1}^+ \varepsilon_{t-1} = 1 - S_{t-1}^-$  και ελέγχει τις διαφορετικές επιδράσεις που έχουν μεγάλα και μικρά θετικά σοκ στη μεταβλητότητα που δεν είχε προβλέψει το μοντέλο. Αφού αρνητικά σοκ έχουν διαφορετική επίδραση από τα θετικά, θεωρείται απαραίτητη η διάκριση μεταξύ θετικών και αρνητικών σοκ όταν εξετάζεται η επίδραση βάση του «μεγέθους» των νέων.

Τα μοντέλα δοκιμάζονται και από την πραγματικότητα, όπως αυτή αναπαρίσταται από τις καθημερινές αποδόσεις του δείκτη TOPIX της Ιαπωνίας για την περίοδο 1980-88 με στοιχεία που βρέθηκαν από τις PACAP databases του Pacific Basin Capital Market Research Center του Πανεπιστημίου του Rhode Island. Όλα τα μοντέλα βρίσκουν ότι τα αρνητικά σοκ προσδίδουν μεγαλύτερη μεταβλητότητα από όση τα αρνητικά, με το φαινόμενο αυτό να είναι ακόμα πιο προφανές στα μεγάλης κλίμακας σοκ. Οι Engle & Ng (1993), αναφέροντας ότι σε κάποια μοντέλα η συμπερίληψη της ασυμμετρίας δεν είναι κατάλληλη, καταλήγουν ότι το καλύτερο μοντέλο (από την άποψη της λήψης υπόψη της ασυμμετρίας) είναι το GJR, αφού έχει το μεγαλύτερο log-likelihood τόσο πριν όσο και μετά το κραχ του Οκτωβρίου του 1987.

#### **5.4.16. Η ασύμμετρη επίδραση του οικονομικού κύκλου στη σχέση μεταξύ αποδόσεων και μεταβλητότητάς της**

Η αδυναμία για αντιστάθμιση του κινδύνου που προκύπτει από τον οικονομικό κύκλο σημαίνει ότι το ρίσκο αυτό αφήνει τη σφραγίδα του στις αποδόσεις των χρηματιστηρίων ή επί μέρους μετοχών. Καθώς μακροπρόθεσμες αποδόσεις είναι μερικώς προβλέψιμες, ενώ οι βραχυπρόθεσμες περισσότερο, το risk premium καθίσταται time-varying. Και αφού το τελευταίο συνάγεται από τη δεσμευμένη διακύμανση μεταξύ αποδόσεων και μακροοικονομικών παραγόντων, έχει νόημα η μελέτη της επίδρασης του οικονομικού κύκλου στις αποδόσεις και τη μεταβλητότητά τους.

Οι Erb, Harvey & Viskanta (1994), βασισμένοι σε απλή ανάλυση συσχετίσεων, βρίσκουν ότι υπάρχει υψηλότερη συσχέτιση μεταξύ αποδόσεων και οικονομικού κύκλου στις ΗΠΑ κατά την Ύφεση από ότι σε περίοδο άνθισης. Επίσης, δείχνουν ότι τα ξένα χρηματιστήρια είναι πιο συσχετισμένα με τις αποδόσεις του χρηματιστηρίου των ΗΠΑ όταν οι αποδόσεις στις ΗΠΑ είναι αρνητικές, σε σχέση με τις περιόδους που αυτές είναι

θετικές. Βάσει αυτού, αναδεικνύουν ότι η συσχέτιση μεταξύ ξένων αποδόσεων και του οικονομικού κύκλου στις ΗΠΑ είναι μεγαλύτερη σε περιόδους ύφεσης στις ΗΠΑ. Όλα αυτά καταδεικνύουν τον ασύμμετρο χαρακτήρα της επίδρασης του οικονομικού κύκλου στα χρηματιστήρια, όπως επίσης ότι η κοινή πορεία στα χρηματιστήρια διαφορετικών χωρών επηρεάζεται από τον οικονομικό κύκλο.

Οι **Smith, Sorensen & Wickens (2006)** (από τούδε και στο εξής Smith et al(2006) αναδεικνύουν την επίδραση του οικονομικού κύκλου στη σχέση μεταξύ αποδόσεων και μεταβλητότητάς της, μέσω δύο μηχανισμών μετάδοσης, όπου ο ένας αφορά τις αποδόσεις (μέσω των risk premia) και ο άλλος τη μεταβλητότητά τους(μέσω του conditional covariance matrix): Αν η μέση απόδοσή εξαρτάται από τη μεταβλητότητα των μακροοικονομικών μεταβλητών και οι αποδόσεις με τα επιτόκια έχουν κοινή δεσμευμένη κατανομή, τότε η δεσμευμένη συνδιακύμανση μεταξύ αποδόσεων και μακροοικονομικών μεταβλητών επιτρέπει στη μεταβλητότητα των μακροοικονομικών μεταβλητών να επιδρά στη μεταβλητότητα των αποδόσεων και άρα των ίδιων των αποδόσεων. Επίσης, η δεσμευμένη συνδιακύμανση μεταξύ αποδόσεων και μακροοικονομικών μεταβλητών επιδρά στις αποδόσεις μέσω των risk premia. Οι μακροοικονομικές μεταβλητές εδώ είναι η Βιομηχανική Παραγωγή, ο Πληθωρισμός και η Αύξηση της Προσφοράς Χρήματος.

Η επίδραση και εδώ είναι ασύμμετρη, με το μέγεθος των αρνητικών αποδόσεων να είναι μεγαλύτερο από εκείνο των θετικών για ισομεγέθη αλλαγή στη μεταβλητότητα. Το risk premium είναι μεγαλύτερο όταν οι αποδόσεις αναμένεται να είναι μικρές. Οι χαμηλές αποδόσεις συμβαίνουν κατά τις υφέσεις και έτσι αναμένεται να υπάρχει θετική time-varying συσχέτιση με το output. Επίσης, βρίσκουν οι Smith et al (2006) ότι τα σοκ στη ζήτηση και την προσφορά επιδρούν στις αποδόσεις και τα risk premia διαφορετικά, όταν λαμβάνεται υπόψη ο πληθωρισμός: στο μονοπαραγοντικό μοντέλο, οι ονομαστικές αποδόσεις είναι αρνητικά συσχετισμένες με τη δεσμευμένη συνδιακύμανση μεταξύ πληθωρισμού και ονομαστικών αποδόσεων. Αλλά σε ένα υπόδειγμα που συμπεριλαμβάνει το output, η δεσμευμένη αυτή συνδιακύμανση έχει θετική επίδραση στις ονομαστικές αποδόσεις. Ο λόγος για αυτό το διαφορετικό αποτέλεσμα είναι ότι η δεσμευμένη συνδιακύμανση μεταξύ πληθωρισμού και output είναι συνήθως αρνητική: θετικά σοκ στον πληθωρισμό σχετίζονται με αρνητικά σοκ στο output. Αυτό σημαίνει ότι θετικά σοκ στη Ζήτηση τείνουν να αυξήσουν τόσο τον πληθωρισμό όσο και το output, ενώ αρνητικά σοκ στην Προσφορά τείνουν να αυξήσουν τον πληθωρισμό, αλλά να μειώσουν φυσικά το output, άρα υπάρχει αρνητική συσχέτιση αποδόσεων και πληθωρισμού. Όλα αυτά συνηγορούν στο (αλλά και πηγάζουν από το) ότι η συσχέτιση αποδόσεων και πληθωρισμού είναι time-varying.

Χρησιμοποιούν Multivariate έναντι του Univariate GARCH επειδή η διακύμανση εκάστης μεταβλητής μπορεί να προβλεφθεί από παρελθούσες τιμές των δεσμευμένων διακυμάνσεων όλων των μεταβλητών, παρελθούσες τιμές των συνδιακυμάνσεών τους, παρελθόντα τετραγωνισμένα κατάλοιπα και cross products των καταλοίπων (variance & covariance news).

#### **5.4.17. Business Cycles, Financial Crises & Stock Volatility**

Ο **Schwert (1989b)**, προσπαθώντας να αποφανθεί αν η κρίση του Οκτωβρίου 1987 ήταν ανώμαλη ή φυσιολογική, καταγράφει τη σχέση μεταξύ οικονομικών κύκλων, χρηματοοικονομικών κρίσεων και μεταβλητότητας των χρηματιστηριακών δεικτών για τις ΗΠΑ για μια περίοδο 1,5 αιώνα (1834-1987). Τα αποτελέσματα της έρευνάς του δείχνουν πως η μεταβλητότητα αυξάνει μετά την πτώση των τιμών, αυξάνει κατά τη διάρκεια Υφέσεων, και κατά τη διάρκεια χρηματοοικονομικών κρίσεων: οι κρίσεις των χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων επιδρούν αρνητικά στη μακροπρόθεσμη πορεία της

οικονομίας και αυξάνουν τον κίνδυνο, επηρεάζοντας και τα risk premia, και, συνακολούθως, τις αποδόσεις των μετοχών. Ερευνώντας αν έπρεπε να αναμένεται μια μεγάλη ύφεση, 2 χρόνια μετά την κρίση του Οκτωβρίου 1987, αποφαίνεται, βάσει της Ιστορίας, πως αν ήταν να έρθει ύφεση, αυτή έπρεπε να είχε έρθει εντός διαστήματος σαφώς μικρότερου των 2 ετών.

Η μεταβλητότητα των αποδόσεων αντανακλά την αβεβαιότητα τόσο για τις ροές (μερίσματα-κεφαλαιακά κέρδη) όσο και για τους προεξοφλητικούς συντελεστές τους, δηλαδή, τα επιτόκια. Αυτοί οι δύο παράγοντες, ωστόσο, καθορίζουν σε μεγάλο βαθμό πολλές μακροοικονομικές μεταβλητές, όπως η επένδυση, η κατανάλωση και η απασχόληση. Εξ αυτού, προκύπτει και η σχέση μεταξύ μακροοικονομικών μεταβλητών και μεταβλητότητας. Αλλά και οι χρηματοπιστωτικές κρίσεις συνδέονται με τη μεταβλητότητα: το κόστος από μια χρεωκοπία είναι αναπόφευκτα συσχετιζόμενο με ένα χρηματοπιστωτικό ίδρυμα, καθώς είναι αυτό που το επωμίζεται. Δεν είναι φυσικά εφικτή η εξάλειψη αυτού του κόστους, καθώς υπάρχει ασύμμετρη πληροφόρηση μεταξύ καταθετών και τράπεζας για την ποιότητα του δανειακού της χαρτοφυλακίου. Συνεπώς, χρηματοπιστωτικές κρίσεις οδηγούν σε υψηλότερη μεταβλητότητα γιατί είναι άγνωστη η διάρκεια των κεφαλαιακών απωλειών. Φυσικά και η εξωγενής μεταβλητότητα μπορεί να οδηγήσει σε χρηματοοικονομική κρίση. Ο **Gorton (1987)** δείχνει πως οι καταναλωτές αυξάνουν τη θέλησή τους για ρευστότητα όταν αναγνωρίζουν ότι επίκειται κρίση, και ότι εξαιτίας της, οι τράπεζες θα έχουν μεγάλες απώλειες στα δανειακά τους χαρτοφυλάκια. Άρα ο κίνδυνος των καταθέσεων τους είναι αυξημένος και προηγείται των Υφέσεων. Επειδή, όμως οι τράπεζες έχουν καλύτερη πληροφόρηση για το χαρτοφυλάκιό τους, δεν αυξάνουν το επιτόκιο καταθέσεων που θα αποζημιώνει για το μεγαλύτερο ρίσκο που οι καταθέτες αισθάνονται. Ο Gorton (1987) αποφαίνεται ότι οι χρεωκοπίες συνιστούν leading indicator τόσο για το ρίσκο όσο και για χρηματοπιστωτικές κρίσεις., οι οποίες προηγούνται των Υφέσεων. Όλα αυτά αποτέλεσαν το ερέθισμα για τον Schwert(1989b) για να μελετήσει τη σχέση μεταξύ αυτών των τριών παραγόντων.

Ο Schwert (1989b) μετρά τη μεταβλητότητα των αποδόσεων των μετοχών τόσο με τη μέθοδο του (1987) που είδαμε σε άλλο σημείο, όσο και του Hamilton (1989) με τα 2 regimes. Τα αποτελέσματά των δύο μετρήσεων διαφέρουν μόνο στην περίοδο της Μεγάλης Ύφεσης. Η μέθοδος του Hamilton (1989) δεν δύναται να καταστήσει διαφορετική τη μεταβλητότητα εκείνης της περιόδου, μολονότι αυτή ήταν σημαντικά διαφορετική των άλλων περιόδων και υψηλότερη. Αναδεικνύεται ότι η μεταβλητότητα είναι υψηλότερη κατά τη διάρκεια περιόδου Ύφεσης και πως, βάσει της εύρεσης του συντελεστή της, η πιθανότητα να παραμείνουμε στο regime υψηλής διακύμανσης είναι αυξημένη 60% 6 μήνες μετά την έναρξη της Ύφεσης και περίπου διπλάσια 18 μήνες μετά. Ωστόσο, δεδομένου ότι το NBER ανακοινώνει την ύπαρξη μιας Ύφεσης 6 μήνες μετά την έναρξή της, τα αποτελέσματα αυτά δεν συνιστούν προβλεψιμότητα, αλλά ότι η συμπεριφορά των αποδόσεων των μετοχών εξαρτάται από τους παράγοντες που το NBER χρησιμοποιεί όταν η οικονομία είναι σε ύφεση. Αφού χωρίζει τις κρίσεις σε σοβαρές(fail) και λιγότερο σοβαρές(panic), ο Schwert(1989b) βρίσκει ότι οι αποδόσεις των μετοχών είναι αρνητικά συσχετισμένες τόσο με τις περιπτώσεις Fail όσο και Panic, ενώ, για τις πιο σοβαρές κρίσεις (Fail), η μέση απόδοση είναι αρνητική πολλούς μήνες πριν την έναρξη της κρίσης, όπως και ότι οι τιμές των μετοχών κατά μέσο όρο αυξήθηκαν μετά την κρίση. Η μεταβλητότητα αυξάνεται τόσο σε περιπτώσεις Fail όσο και Panic. Γενικά, η μέση συμπεριφορά των μετοχών τις περιόδους της κρίσης έχει ως εξής: πτώση των τιμών πριν και κατά τη διάρκεια της κρίσης και αύξηση της μεταβλητότητας μετά την κρίση. Επίσης, βρίσκει ο Schwert (1989b) ότι είναι υψηλή η πιθανότητα παραμονής ένα μήνα πριν και το μήνα της κρίσης. Αναφορικά,δε, με τη μελέτη της σχέσης μεταξύ χρηματοοικονομικών κρίσεων και επιτοκίων, τα αποτελέσματα δείχνουν πως τα επιτόκια αυξάνονται κατά την περίοδο πριν τη μεγάλη

κρίση και μειώνονται εντός 6 μηνών μετά την κρίση. Η μεταβλητότητά τους αυξήθηκε κατά τους 3 μήνες γύρω από τη σοβαρή κρίση, αλλά όχι στην περίπτωση panic. Ωστόσο, συνολικά η ισχύς του ελέγχου είναι μικρή καθώς, παρά το μεγάλο δείγμα (1848 μήνες) μόνο 7 φορές η ψευδομεταβλητή για την κατάσταση Fail επιδέχεται της τιμής 1, άρα υπήρχαν λίγες τραπεζικές κρίσεις. Η διαφορά στα αποτελέσματά του με αυτά του Gorton (1987), ο οποίος ισχυρίζεται ότι το risk αυξάνεται πριν τις κρίσεις, αποδίδεται από το Schwert (1989) είτε στο φορμαλιστικό χαρακτήρα των καταστάσεων που επέλεξε ο ίδιος είτε στο διαφορετικό ορισμό του risk: ενώ το default risk για τις καταθέσεις αυξήθηκε πριν τις κρίσεις, η μεταβλητότητα επιτοκίων και αποδόσεων μετοχών αυξήθηκε κατά τη διάρκεια ή μετά τις κρίσεις.

#### 5.4.18. Volatility, Value, Leverage & Interest Rate Effects

Ο Christie (1982) μελετά τη σχέση τιμής της μετοχής και μεταβλητότητας της απόδοσής της. Συνάγει ότι η μεταβλητότητα είναι θετική συνάρτηση της δανειακής επιβάρυνσης. Η ελαστικότητα της μεταβλητότητας του equity επί της τιμής της μετοχής μειώνεται συνεχώς από 0, όταν ο Δείκτης Δανειακής Επιβάρυνσης (ίσος με το πηλίκο του ύψους δανεισμού προς το γινόμενο της αγοραίας τιμής της εταιρίας και των μετοχών της) είναι μηδέν, σε -1, όταν ο Δείκτης αυτός τείνει στο άπειρο. Μια πτώση κατά 1% της αξίας της μετοχής οδηγεί σε αύξηση της μεταβλητότητας μεγαλύτερη του 1%. Η μέση ελαστικότητα βρέθηκε -0,23 ενώ υπήρχε εύρος από -0.95 ως +0,57. Ωστόσο, λόγω στατιστικών προβλημάτων και αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων, και χαμηλού adjusted  $R^2$ , η παραπάνω απλή παλινδρόμηση θεωρείται ανεπαρκής και misspecified. Γι' αυτό ο Christie (1982) καθιστώντας την παλινδρόμηση πιο περίπλοκη, έχοντας αυτή τη φορά risky debt και επιτόκιο, βρίσκει ότι η αρνητική σχέση μεταξύ volatility και αξίας μετοχής μπορεί να αποδοθεί στη δανειακή επιβάρυνση, η οποία, από κοινού με τα επιτόκια εξηγούν κατά μέσο όρο 16% τη διαχρονική διακύμανση της μεταβλητότητας. Επίσης, βρίσκει ότι τα επιτόκια έχουν θετική επίδραση στη μεταβλητότητα και ένα τέτοιο αποτέλεσμα είναι συνεπές με το γεγονός ότι η αξία της μετοχής είναι αρνητική συνάρτηση των επιτοκίων.

Ο Christie (1982) ελέγχει ότι η μεταβλητότητα είναι θετική συνάρτηση της δανειακής επιβάρυνσης, ωστόσο αυξάνεται κατά φθίνοντα ρυθμό. Αφού η αλληλεπίδραση μεταξύ των εταιριών είναι μικρή (ασυσχέτιστοι συντελεστές), όντως αναδεικνύεται θετική συνάρτηση. Η υπόθεση για το αν το αρνητικό πρόσημο της ελαστικότητας πρέπει να αποδοθεί στη δανειακή επιβάρυνση ελέγχεται από τη συμπεριφορά της ελαστικότητας καθώς η τελευταία αλλάζει. Δύο έλεγχοι βοηθούν στην ανάδειξη αυτής της σχέσης αιτιότητας. Ο πρώτος βασίζεται στα leverage quartiles και ο δεύτερος βασίζεται σε υποπεριόδους. Η δε έρευνα του ρόλου των επιτοκίων συνίσταται στην προσθήκη τους στο consol model.

#### 5.4.19. Volatility of Returns & Stock Splits

Υπάρχει μια ευρέως διαδεδομένη πεποίθηση ότι υπάρχει ανεξαρτησία μεταξύ του αριθμού των μετοχών μιας επιχείρησης και της συνολικής αγοραίας αξίας τους. Το ίδιο και για τις αποδόσεις αυτών των μετοχών, οι οποίες, θεωρείται, βάσει αυτής της "irrelevance hypothesis" ότι δεν σχετίζονται επ' ουδενί τρόπο με τον αριθμό των μετοχών, συνεπώς, δεν αλλάζει κάτι στις αποδόσεις και τη μεταβλητότητά τους όταν η εταιρία αποφασίζει τη διάσπαση των μετοχών, γνωστή και ως stock split. Οι Olson & Penman (1985) ανατρέπουν εμπειρικά αυτή τη θεωρία, με μια ανάλυση 1257 stock splits μετοχών 910 εταιριών που διαπραγματεύονταν στο NYSE την περίοδο 2/7/1962-

31/12/1981. Ελέγχοντας τη μηδενική υπόθεση ότι η διακύμανση των αποδόσεων  $\hat{R}_2$  της περιόδου μετά το split είναι ίση με τη διακύμανση των αποδόσεων  $\hat{R}_1$  της περιόδου πριν (αλλά μετά την ανακοίνωση για) το split, με τις δύο περιόδους να έχουν ίση διάρκεια, οι Olson & Penman(1985) εκτιμούν τη μέση αύξηση στην τυπική απόκλιση των αποδόσεων σε 28-35% για δεδομένα ημερησίων αποδόσεων και με ελάχιστα μικρότερη αύξηση για δεδομένα εβδομαδιαίων αποδόσεων (τα οποία χρησιμοποιούνται προς αποφυγή day-of-the-week effects, όπως το Monday effect). Η αύξηση έχει τη μορφή ενός «άλματος» την ημέρα μετά το split (ex-split date) και μάλιστα, η αυξημένη αυτή μεταβλητότητα παραμένει χωρίς μείωση ένα χρόνο μετά το split. Αν τα  $\hat{R}_1, \hat{R}_2$  υποτεθεί ότι είναι ασυσχέτιστες κανονικές τυχαίες μεταβλητές με μηδενικό μέσο, τότε η πιθανότητα να είναι η  $\hat{R}_2$  μεγαλύτερη της  $\hat{R}_1$  βρίσκεται ότι είναι 57,7%, κάτι που σημαίνει ότι  $(E[\hat{R}_2]/E[\hat{R}_1])^{1/2} = 1,277$ , δηλαδή έχουμε αύξηση κατά μέσο όρο της τυπικής απόκλισης κατά 28% περίπου. Αλλά και η σύγκριση των τυπικών αποκλίσεων των αποδόσεων των δύο υποπεριόδων,  $\hat{S}(\hat{R}_1), \hat{S}(\hat{R}_2)$  πάλι δίνει ότι στο 83,9% όλων των splits  $\hat{S}(\hat{R}_2) > \hat{S}(\hat{R}_1)$ .

Τα αποτελέσματα αυτά είναι ισχυρά, ακόμα και με άλλους ελέγχους που ερευνούν για παραλειπόμενες μεταβλητές. Και δεν μπορούν να αποδοθούν σε measurement errors. Προς επίρρωση αυτών των ισχυρισμών, ερευνάται το κατά πόσον τα αποτελέσματα είναι συνέπεια λίγων outliers, δηλαδή, προκύπτουν επειδή λίγα splits είναι παραγματικά αφύσικα. Ερευνάται δηλαδή το μέγεθος της διάσπασης των μετοχών, και έπειτα, και το μέγεθος της τιμής μετά το split. Όμως η διάσπαση του 30ετούς δείγματος σε δύο υποπεριόδους δεν αναδεικνύει διαφορές στα αποτελέσματα. Έγινε, ακολούθως, έλεγχος και για την περίπτωση όπου τα splits μπορεί να διαφέρουν επειδή κάποια σχετίζονται με καλά νέα ενώ κάποια άλλα θεωρούνται ουδέτερα. Ο έλεγχος αυτός διεξήχθη με τη διάσπαση του δείγματος σε δύο υποσύνολα, το ένα εκ των οποίων περιείχε όλα τα splits εκείνα των οποίων οι μετοχές είχαν αύξηση τις 40 προηγούμενες του split ημέρες (συμπεριλαμβανομένης και της ημέρας ανακοίνωσης του split) και το άλλο περιείχε τα splits εκείνα που δεν είχαν αλλαγή ή είχαν μείωση στην τιμή της μετοχής την ίδια περίοδο. Επιπροσθέτως, έγινε έλεγχος για την περίπτωση των cash dividends τα οποία θεωρητικά αυξάνουν το leverage των εταιριών. Χωρίστηκε το δείγμα σε εταιρίες που ανακοίνωσαν την καταβολή cash dividend 20 μέρες πριν και 20 μέρες μετά το split και στις υπόλοιπες. Τέλος και η διάσπαση του δείγματος ανάλογα με την απόσταση μεταξύ ημέρας ανακοίνωσης και split δεν έδωσε διαφορετικά αποτελέσματα.

Ερευνάται επίσης το κατά πόσον η αύξηση της διακύμανσης είναι αποτέλεσμα γενικότερων τάσεων ή κυκλικών φαινομένων. Δηλαδή, ότι υπήρχε γενικότερη αύξηση της διακύμανσης, και όχι μόνο των εταιριών που προέβαιναν σε splits πχ λόγω διαφορετικού τριμήνου ή επειδή ήταν συνολικά αυξημένη η διακύμανση την υποπερίοδο μετά το split. Ερευνάται, επίσης, αν η διαφορά οφείλεται στη σκόπιμη αποφυγή ανακοινώσεων από τις εταιρίες κερδών ή cash dividends, μεταξύ της ημέρας ανακοίνωσης split και της ημέρας πραγματοποίησής του. Ομοίως, γίνεται έλεγχος αν, αφού δεν έγιναν οι ανακοινώσεις πριν, γίνονται μετά το split και αν αυτό είναι που συμβάλλει σε αυξημένη διακύμανση. Τέλος, ερευνάται αν τα αποτελέσματα οφείλονται σε συστηματικά σφάλματα μέτρησης επειδή το σύνολο τιμών που μπορούν να έχουν οι μετοχές δεν είναι συνεχές, αλλά μόνο πολλαπλάσια του 1/8 του δολαρίου. Τίποτε όμως δεν αλλάζει το αρχικό αποτέλεσμα.

## 5.5. Κατανάλωση και επιτόκια



Ο **Hall (1988)** παρατηρεί πως οι μεγάλες αλλαγές των επιτοκίων στις ΗΠΑ κατά τη μεταπολεμική περίοδο δεν ακολουθήθηκαν από αντίστοιχου μεγέθους αλλαγές στην κατανάλωση και, συνεπώς, αναδεικνύει την αμελητέα επίδραση των πραγματικών επιτοκίων στην κατανάλωση. Η βασική ιδέα που αναπτύσσει ο Hall (1988) είναι η ακόλουθη: οι καταναλωτές σχεδιάζουν να μεταβάλλουν την κατανάλωσή τους από έτος σε έτος κατά μια ποσότητα που εξαρτάται από τις προσδοκίες τους για τα πραγματικά επιτόκια. Οι πραγματικές μεταβολές της κατανάλωσης διαφέρουν από τις προγραμματισμένες κατά μια εντελώς απρόβλεπτη μεταβλητή που εμπεριέχει όλη την πληροφορία που υπάρχει κατά τον επόμενο χρόνο η οποία δεν είχε ληφθεί υπόψη στο σχεδιασμό που είχε συντελεστεί κατά το περασμένο έτος. Αν οι προσδοκίες αλλάζουν, τότε θα έπρεπε να υπάρχει μια αντίστοιχη αλλαγή στη μεταβολή της κατανάλωσης. Το μέγεθος της ανταπόκρισης αυτής στην αλλαγή των προσδοκίων μετρά τη **διαχρονική ελαστικότητα υποκατάστασης**. Ο Hall (1988) καταλήγει στο συμπέρασμά του περί αμελητέας επίδρασης των πραγματικών επιτοκίων στην κατανάλωση, βρίσκοντας αυτή την ελαστικότητα σχεδόν μηδενική. Αν και αυτή η ελαστικότητα είναι αντίστροφη του συντελεστή σχετικής αποστροφής προς τον κίνδυνο, αφού όταν κάποιος αποστρέφεται τον κίνδυνο αποφεύγει να δαπανά, η εύρεση της πρώτης ως περίπτωση μηδενικής δεν καθιστά το δεύτερο να τείνει στο άπειρο, όταν δεν έχει υπάρξει υπόθεση για βεβαιότητα. Χωρίς υπόθεση για βεβαιότητα, η ελαστικότητα αυτή δεν είναι αντίστροφη του συντελεστή (**Selden (1978)**). Η μέθοδός του δεν υιοθετεί την εκτίμηση παραμέτρων στη συνάρτηση κατανάλωσης ή αποταμίευσης, οι οποίες κατά τον Lucas (1976) ίσως και να μην υπάρχουν, δεδομένης της εξάρτησης των συνιστωσών τους από το γενικότερο μακροοικονομικό πλαίσιο, το οποίο όμως είναι διαχρονικά ασταθές, αλλά τη διαδικασία εκτίμησης παραμέτρων της συνάρτησης χρησιμότητας ενός αντιπροσωπευτικού ατόμου. Η εύρεση μηδενικής ελαστικότητας έρχεται σε αντίθεση με ευρήματα άλλων ερευνητών (**Hansen & Singleton (1983), Summers (1982)**) που της έδιναν μεγαλύτερο μέγεθος. Ωστόσο, η λήψη υπόψη του time aggregation ακυρώνει την ορθότητά τους.

## 5.6. Stock Returns & Output

Στο ερώτημα για το κατά πόσον οι ρυθμοί ανάπτυξης της Παραγωγής προκαλούν ένα αξιόλογο τμήμα των αποδόσεων των μετοχών, απαντούν καταφατικά με εμπειρικές μελέτες για την περίοδο 1953-87 ο **Fama (1990)** και για την περίοδο 1889-1988 ο **Schwert (1990)**. Ο Fama (1990) αποδεικνύει ότι οι μηνιαίες, τριμηνιαίες και ετήσιες αποδόσεις, όπως αυτές αντανακλώνται στις αποδόσεις των μερισμάτων επί των μετοχών, τα default και τα term spreads των ομολόγων, είναι στενά συσχετισμένες με τους μελλοντικούς ρυθμούς αύξησης της Παραγωγής. Επίσης, ο βαθμός της συσχέτισης αυξάνει, όσο πιο μεγάλη είναι η περίοδος μέτρησης της απόδοσης. Η σχέση αυτή, κατ' αυτόν, αντανακλά την πληροφόρηση που υπάρχει στην τιμή των μετοχών για μελλοντικές ταμιακές ροές.

Η αυτοσυσχέτιση των ρυθμών ανάπτυξης της Παραγωγής είναι μικρή μετά το lag 3, ενώ στο διάστημα 1-3 lags, πρέπει να αποδοθεί μερικώς στην αλληλεπικάλυψη των 3μηνιαίων παρατηρήσεων. Ένα θετικό σοκ στις αναμενόμενες αποδόσεις (αφού αυτά είναι proxies τους) σημαίνει μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση μακροπρόθεσμα και πως οι τιμές των μετοχών θα είναι αρνητικά συσχετισμένες με τα σοκ στις αναμενόμενες αποδόσεις αν οι αναμενόμενες ταμιακές ροές δεν αυξηθούν επαρκώς ώστε να καλύψουν αυτή την αύξηση των αναμενόμενων αποδόσεων (βλ σχετικά Campbell and Shiller (1989) και French et al (1987) σε άλλα τμήματα).

Η σχέση μεταξύ αποδόσεων μετοχών και μελλοντικών ρυθμών ανάπτυξης δικαιολογείται με τα ακόλουθα επιχειρήματα: πρώτον, η πληροφόρηση για τη μελλοντική Παραγωγή μπορεί να αντανακλάται στις μετοχές αρκετά πριν αυτή συμβεί,

εξού και θεωρούνται οι τιμές των μετοχών ως leading indicator της κατάστασης της οικονομίας. Δεύτερον, αλλαγές στους προεξοφλητικούς συντελεστές-επιτόκια επηρεάζουν την τιμή των μετοχών, αλλά και την πραγματική Επένδυση, αλλά το Προϊόν μιας Επένδυσης δεν φαίνεται παρά μόνο μετά από κάποιο διάστημα. Τρίτον, οι αλλαγές στις τιμές των μετοχών είναι αλλαγές στον πλούτο και αυτό επηρεάζει τις αποφάσεις τόσο για κατανάλωση όσο και για επένδυση. Αυτά τα τρία επιχειρήματα δεν είναι αλληλοαναιρούμενα. Αναδεικνύεται μια θετική συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων των τελευταίων 12 μηνών και της τρέχουσας αύξησης της Παραγωγής. Ο Schwert (1990) ερευνά και την ισχύ του ισχυρισμού του Fama (1990) ότι οι αποδόσεις των μετοχών και οι ρυθμοί αύξησης της Παραγωγής δεν θα είναι τέλεια συσχετισμένοι ακόμα και αν η πληροφόρηση για τη μελλοντική παραγωγή προκαλεί ολόκληρη τη διακύμανση στην τιμή των μετοχών. Αφού οι τιμές των μετοχών αντανακλούν την αξία των μελλοντικών ροών κάθε χρονικού ορίζοντα, οι τρέχουσες αποδόσεις των μετοχών συσχετίζονται με τη διακύμανση όλων των μελλοντικών ρυθμών ανάπτυξης. Αυτό σημαίνει ότι τμήμα της διακύμανσης της ανατοκίζουσας Πραγματικής Απόδοσης των Μετοχών είναι ασυσχέτιστο με το λογαριθμημένο Ρυθμό Αύξησης της Παραγωγής, έχουμε, δηλαδή ένα πρόβλημα τύπου “errors-in-variables”. Ανάλογο πρόβλημα υπάρχει και όταν παλινδρομηθούν οι αποδόσεις με regressor τους μελλοντικούς ρυθμούς αύξησης της παραγωγής. Όμως και πάλι αναδεικνύεται μια θετική σχέση μεταξύ τρεχουσών αποδόσεων και μελλοντικών ρυθμών αύξησης της Παραγωγής. Το term spread δεν συνεισφέρει και πολλά στην παλινδρόμηση, ενώ τα σοκ στο default spread έχουν θετικούς συντελεστές ακόμα και για ορίζοντα έτους, κάτι που αντιβαίνει στη θεωρία. Συνεπώς, η πληροφόρηση για τη μελλοντική αύξηση της Παραγωγής κάνει πιο ισχυρή τη σχέση μεταξύ αποδόσεων μερισμάτων και μελλοντικών αποδόσεων μετοχών, αλλά λιγότερο ισχυρή τη σχέση μεταξύ αποδόσεων μετοχών με term spreads, default spreads και σοκ στα τελευταία.

## 6. ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ

### 6.1. Οικονομετρικό Υπόδειγμα και Μεθοδολογία

Όπως αναλύθηκε και πιο πάνω, η Οικονομική Θεωρία συνδέει ευθέως και συναρτά τις Καταναλωτικές Δαπάνες από τον Πλούτο αλλά και το παρόν και το μελλοντικό Εισόδημα. Τόσο η Υπόθεση του Μόνιμου Εισοδήματος όσο και εκείνη του Κύκλου Ζωής, αλλά και το έργο του Keynes συνδέουν το Πραγματικό Εισόδημα με την Πραγματική Κατανάλωση. Σε ξεχωριστό τμήμα, προηγουμένως, αναδείχθηκε επίσης η συσχέτιση της Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης για την Μελλοντική Κατάσταση της Οικονομίας και του Χρηματοπιστωτικού Συστήματος με την απόφαση των Καταναλωτών να προβούν σε Δαπάνες. Οι τελευταίες, όπως κατέδειξε πλήθος ερευνών με πρωτοπόρα εκείνη του Katona, δεν εξαρτώνται μόνο από την Ικανότητα του Καταναλωτή για αγορές, αλλά και από τη Θέλησή του. Η αύξηση της Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης για το μέλλον θα αυξάνει την Κατανάλωση την παρούσα περίοδο, ενώ μια πτώση της θα προκαλεί μείωση των Δαπανών. Ενταγμένες στο Χαρτοφυλάκιο που διαθέτει κάθε καταναλωτής, οι μετοχές και η πορεία των τιμών τους επιδρούν στο επίπεδο των Καταναλωτικών Αγαθών, αφού μεταβάλλουν την αξία του πρώτου. Πλήθος ερευνητών απέδειξαν την αντίστροφη σχέση η οποία υφίσταται μεταξύ του μεγέθους των κινήσεων των τιμών και των Καταναλωτικών Δαπανών. Αν υιοθετήσει κανείς το πόρισμα της Romer(1990) για θετική συσχέτιση της Αβεβαιότητας με τη Μεταβλητότητα των Χρηματιστηριακών Δεικτών, τότε μπορεί η Αβεβαιότητα να μετρηθεί με την ίδια την μεταβλητότητα.

Συνεπώς, η υπό εξέταση Συνάρτηση Κατανάλωσης είναι η ακόλουθη:

$RC_t = f(Y_t, CC_t, SV_t)$ , όπου:

**RC** είναι το επίπεδο Πραγματικών Καταναλωτικών Δαπανών (Συνολικών, για Μη-Διαρκή Αγαθά, για Διαρκή Αγαθά αλλά και επιμέρους κατηγορίες Διαρκών Αγαθών, όπως τα Αυτοκίνητα ή τα Έπιπλα).

**Y** είναι το Πραγματικό Διαθέσιμο Εισόδημα,

**CC** είναι η Καταναλωτική Εμπιστοσύνη σχετικά με το μέλλον της Οικονομίας και του Χρηματοπιστωτικού Συστήματος, και

**SV** είναι η Μεταβλητότητα των Χρηματιστηριακών Δεικτών.

Αυτή η σχέση της Κατανάλωσης με τους Προσδιοριστικούς της Παράγοντες ερευνάται με τη μέθοδο της Πολυμεταβλητής Συνολοκλήρωσης του Johansen (**Johansen Multivariate Cointegration Method**). Ακολουθως, υπάρχει πρόνοια για την εφαρμογή της Μεθόδου Διόρθωσης Σφάλματος (**Error Correction Method**) για να καταστεί εφικτή η εύρεση της πορείας της Αιτιότητας (**Causality**) μεταξύ των 4 αυτών μεταβλητών.

## 6.2. Το μοντέλο GARCH

Η μεταβλητότητα των χρηματιστηριακών δεικτών μετράται από τη Δεσμευμένη Διακύμανση της πρώτης διαφοράς του Λογαρίθμου της τιμής των μετοχών, η οποία βρίσκεται χάρη στο μοντέλο Generalized AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity (**GARCH**) του **Bollerslev (1986)**. Σε ένα GARCH μοντέλο, η Δεσμευμένη Διακύμανση μιας χρονοσειράς εξαρτάται από το τετράγωνο των καταλοίπων και έχει το πλεονέκτημα ότι ενσωματώνει στη διαδικασία εκτίμησης της Δεσμευμένης Διακύμανσης την Ετεροσκεδαστικότητα της. Ένα GARCH(p,q) μοντέλο για αποδόσεις μετοχών έχει την ακόλουθη μορφή  $y_t = \mu + \varepsilon_t$ ,  $\varepsilon_t / \Omega_{t-1} \sim N(0, S_t^2)$ ,

$$S_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^p b_j S_{t-j}^2 + \sum_{j=1}^q a_j \varepsilon_{t-j}^2, \text{ όπου}$$

$S_t^2$  είναι η Δεσμευμένη Διακύμανση,

$y_t$  οι αποδόσεις των μετοχών που είναι συνάρτηση ενός μέσου  $\mu$  και των καταλοίπων  $\varepsilon$  ως συνάρτηση ενός συνόλου πληροφοριών για το παρελθόν  $\Omega_{t-1}$ ,

$\omega$  είναι ο μακροπρόθεσμος βαθμός Διακύμανσης (Long-Run Variance Rate  $V_L$ ) πολλαπλασιασμένος με το σχετικό σταθμό του  $\gamma (\omega = \gamma V_L)$ .

Για να είναι βέβαιο το θετικό πρόσημο της δεσμευμένης διακύμανσης, απαιτούμε  $\omega > 0$ ,  $\beta_j \geq 0$  και  $a_j \geq 0$ , ενώ το άθροισμα των 3 σταθμών  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  πρέπει να ισούται με τη μονάδα  $\gamma + \alpha + \beta = 1$ .

Αξίζει να αναφερθεί ότι το Exponentially Weighted Moving Average (EWMA) μοντέλο,  $S_n^2 = I * S_{n-1}^2 + (1-I)e_{n-1}^2$  όπου τα σταθμά των παρελθουσών τιμών της μεταβλητότητας μειώνονται εκθετικά, είναι μια ειδική περίπτωση του GARCH(1,1) όπου  $\gamma=0$ ,  $\alpha=1-\lambda$ ,  $\beta=\lambda$ . Το GARCH(1,1), η πιο δημοφιλής έκφραση του μοντέλου του Bollerslev, σημαίνει ότι το  $S_t^2$  είναι βασισμένο στην πιο πρόσφατη παρατήρηση του  $\varepsilon$  και της πιο πρόσφατης εκτίμησης του variance rate.

Αφού έχουν εκτιμηθεί τα  $\omega$ ,  $\alpha$ ,  $\beta$ , το  $\gamma$  μπορεί να ευρεθεί από την εξίσωση  $\gamma = 1 - \alpha - \beta$ . Η μακροπρόθεσμη διακύμανση  $V_L$ , τότε, μπορεί να υπολογισθεί ως  $V_L = \omega / \gamma$ .

Προκειμένου το σταθμό της μακροπρόθεσμης διακύμανσης να μην είναι αρνητικό, απαιτούμε  $\alpha + \beta < 1$ .

Σύμφωνα με τους Engle & Bollerslev (1986) αν  $\alpha_1 + \beta_1 = 1$  σε ένα GARCH(1,1) μοντέλο, τότε υπάρχει ένα persistence στην πρόβλεψη της μεταβλητότητας για περιορισμένο χρονικό ορίζοντα και μια απεριόριστη διακύμανση για την αδέσμευτη

κατανομή του  $\varepsilon$ . Δηλαδή, όταν  $\alpha_1 + \beta_1 = 1$ , ένα σοκ που συμβαίνει την παρούσα περίοδο διαρκεί απεριόριστα και επιδρά σε κάθε μελλοντική διακύμανση που θέλουμε να υπολογίσουμε. Όσο, επομένως το άθροισμά τους τείνει στη μονάδα, η σημασία του σοκ στη μεταβλητότητα είναι μεγαλύτερη και ο βαθμός μείωσης της επίδρασης του σοκ είναι χαμηλότερος.

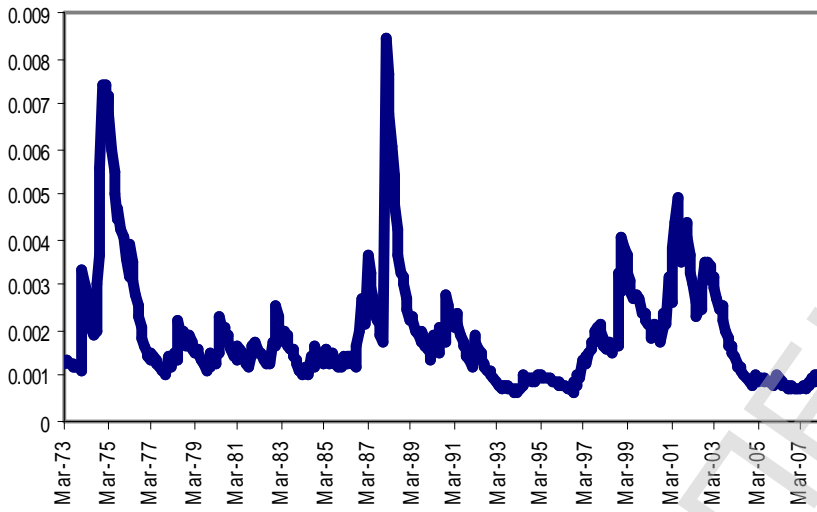
Το μέγεθος του  $\alpha$  δείχνει τη σημασία της επίδρασης της παρελθούσας τιμής του όρου σφάλματος  $\varepsilon$  στη δεσμευμένη διακύμανση, ή, με άλλα λόγια την παρουσία ενός AutoRegressive Conditional Heteroscedastic (ARCH) process στα κατάλοιπα, ενός, δηλαδή, volatility clustering φαινομένου στη χρονοσειρά, όπου υπάρχουν περίοδοι στις οποίες συσσωρεύονται υψηλές τιμές μεταβλητότητας και άλλες περίοδοι όπου η μεταβλητότητα είναι χαμηλή.

Η βασική υπόθεση που το μοντέλο GARCH αφήνει να εννοηθεί ότι ισχύει είναι πως με την πάροδο του χρόνου αλλάζει η μεταβλητότητα: σε κάποιες περιόδους υπάρχει υψηλή μεταβλητότητα, ενώ σε άλλες σχετικά χαμηλή. Αν το μοντέλο GARCH λειτουργεί καλά, τότε πρέπει να μην υπάρχει αυτή η αυτοσυσχέτιση στο  $\varepsilon$ , τα κατάλοιπα. Αυτό μπορεί να εξεταστεί με έναν πρόχειρο, καταρχάς, τρόπο, όπου μετράται η αυτοσυσχέτιση για τη «μεταβλητή»  $e_t^2 / S_t^2$ . Αν αυτή επιδεικνύει μικρή αυτοσυσχέτιση, τότε το μοντέλο για το  $S_t$  έχει επιτύχει να ερμηνεύει την αυτοσυσχέτιση στα τετραγωνισμένα κατάλοιπα. Ένας πιο επιστημονικός τρόπος είναι αυτός των **Ljung**

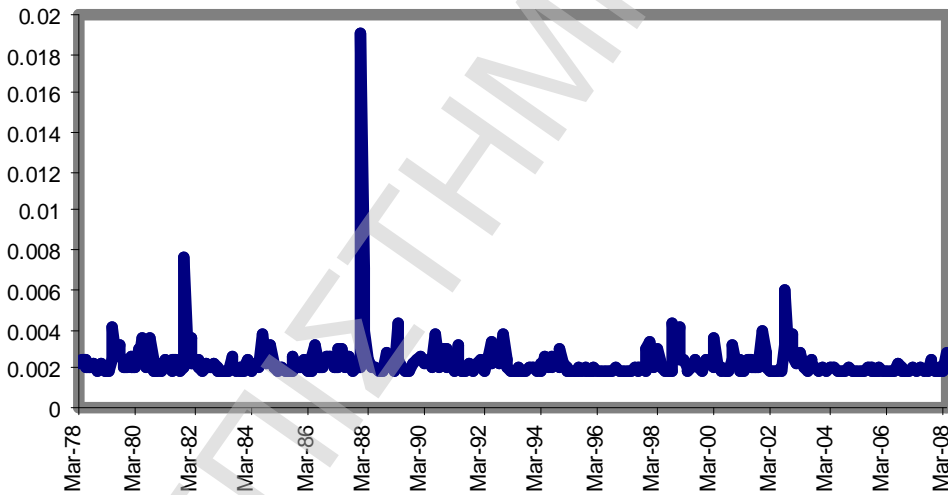
**& Box (1978)**, όπου η Ljung-Box statistic δίνεται από τον τύπο  $m \sum_{k=1}^K w_k h_k^2$ , όπου  $m$  είναι οι παρατηρήσεις της χρονοσειράς,  $h_k$  η αυτοσυσχέτιση για το  $k$  lag,  $K$  ο αριθμός των lags, και  $w_k = (m+2)/(m-k)$ . Αν το Ljung-Box statistic του  $e_t^2 / S_t^2$  είναι σαφώς μικρότερο του Ljung-Box statistic του  $e_t^2$ , τότε έχει σε μεγάλο βαθμό απομακρυνθεί η αυτοσυσχέτιση στο GARCH μοντέλο.

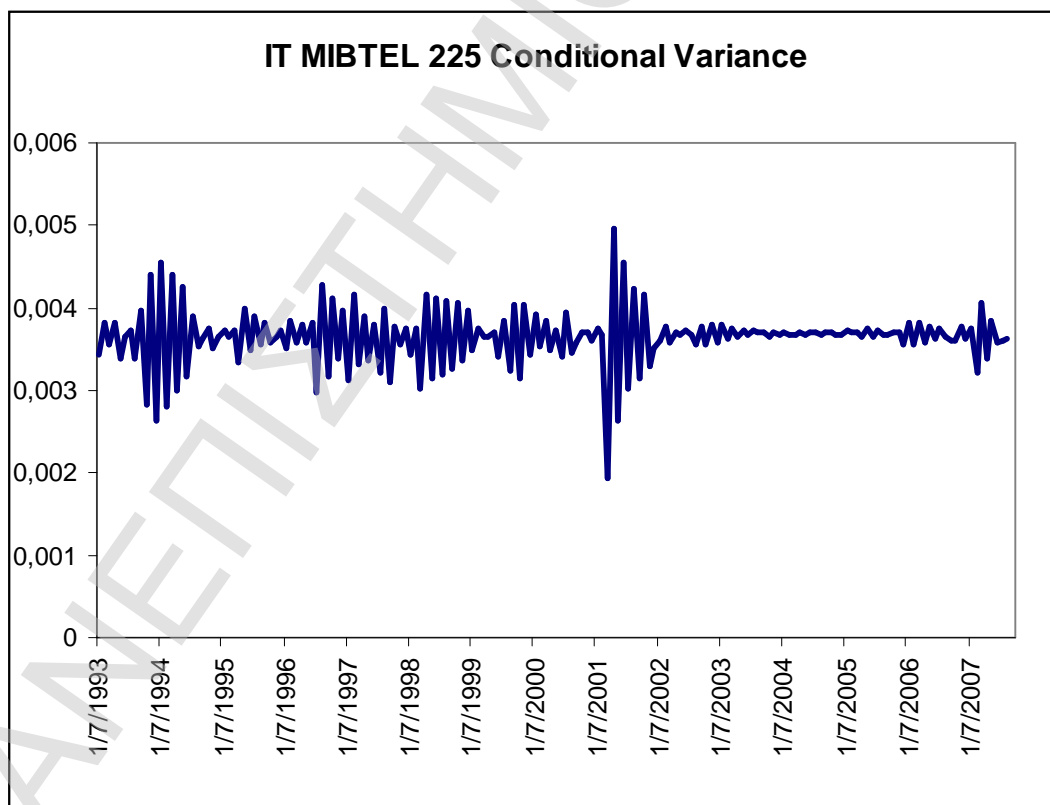
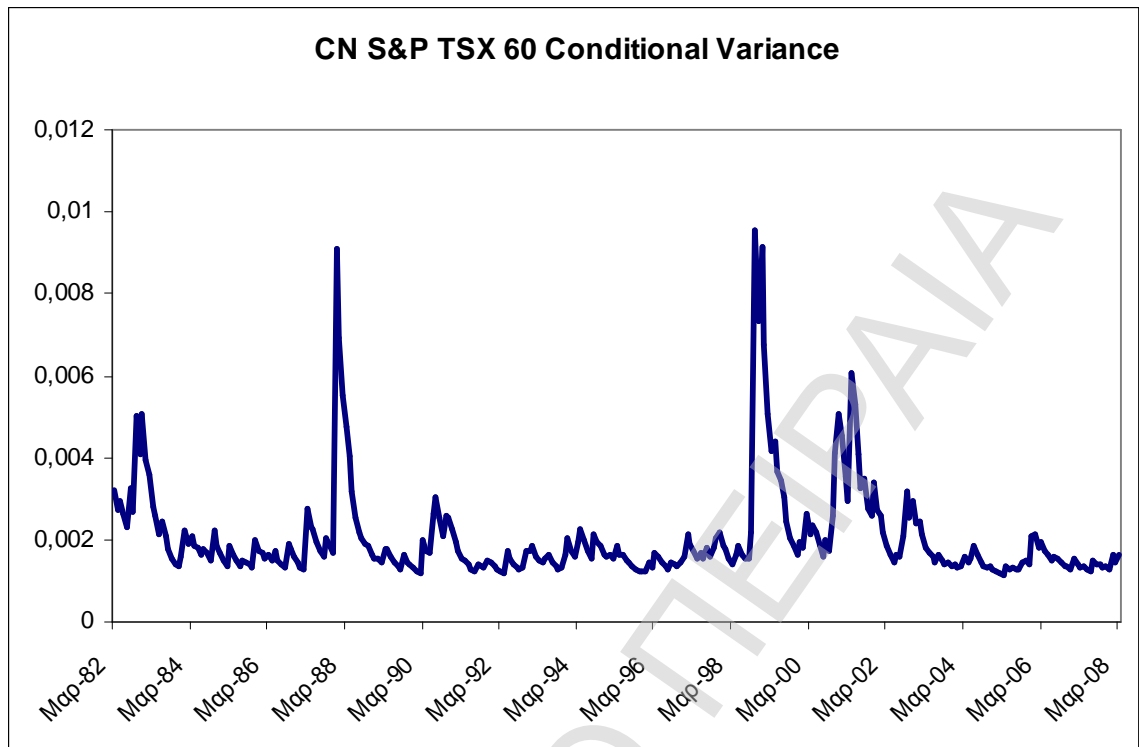
Παρακάτω παρουσιάζονται οι μεταβλητότητες (Δεσμευμένες Διακυμάνσεις) των 7 υπό μελέτη Χρηματιστηριακών Δεικτών:

**S&P 500 Composite Index Conditional Variance**

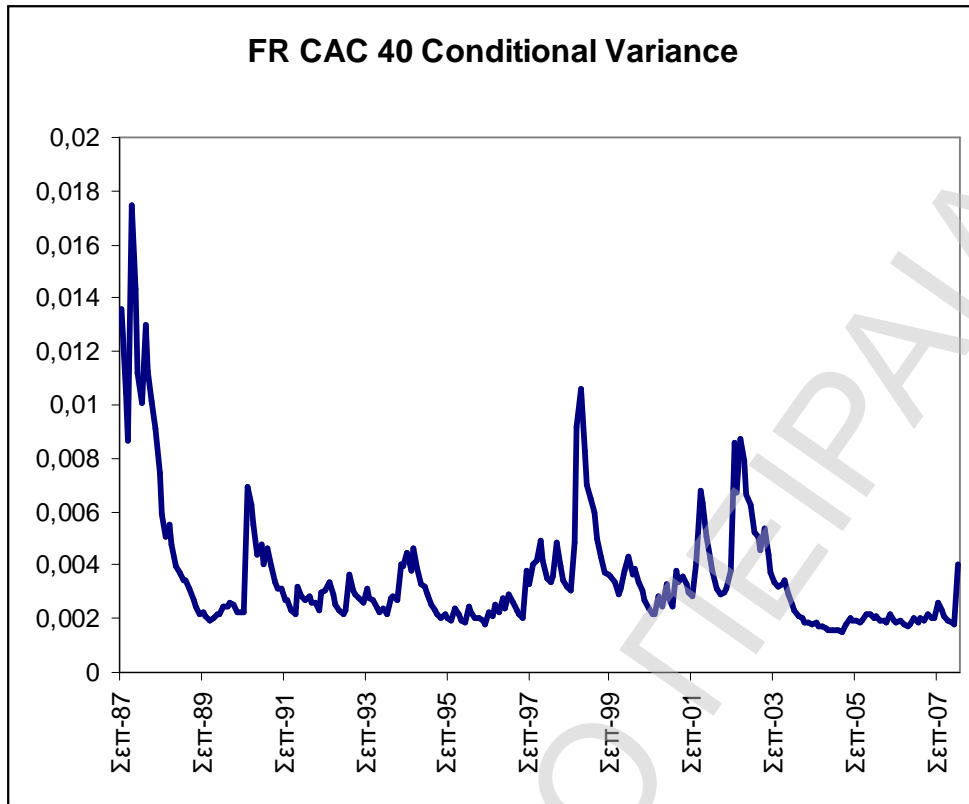


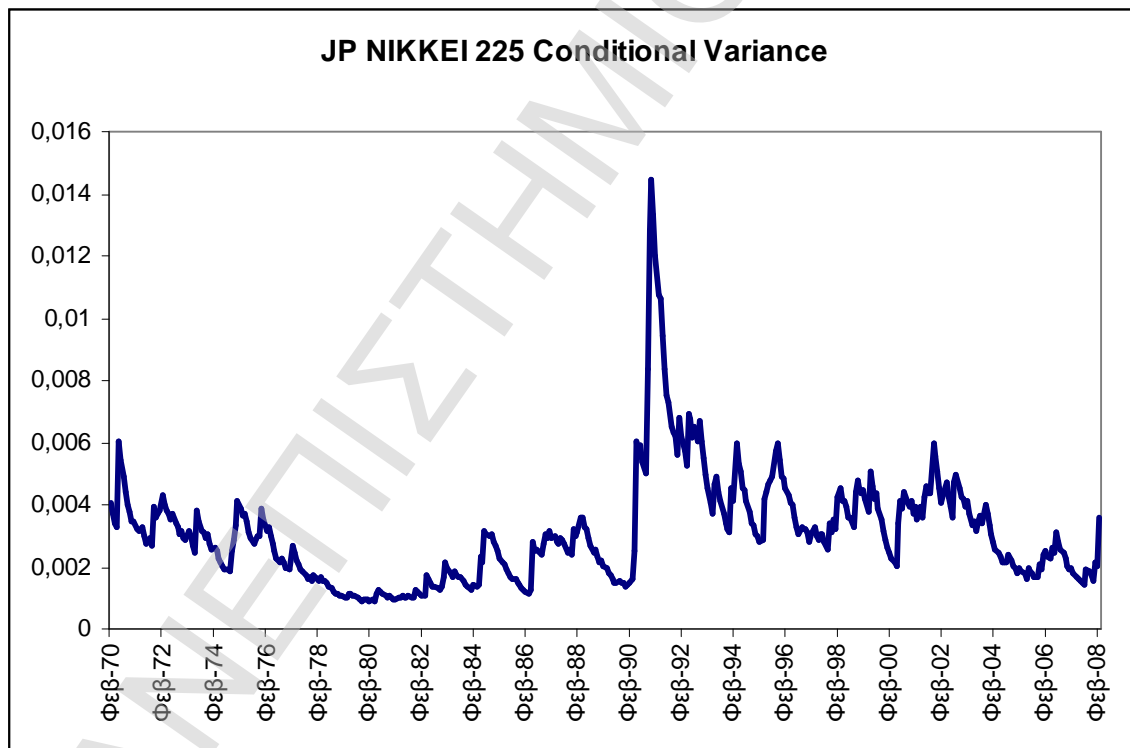
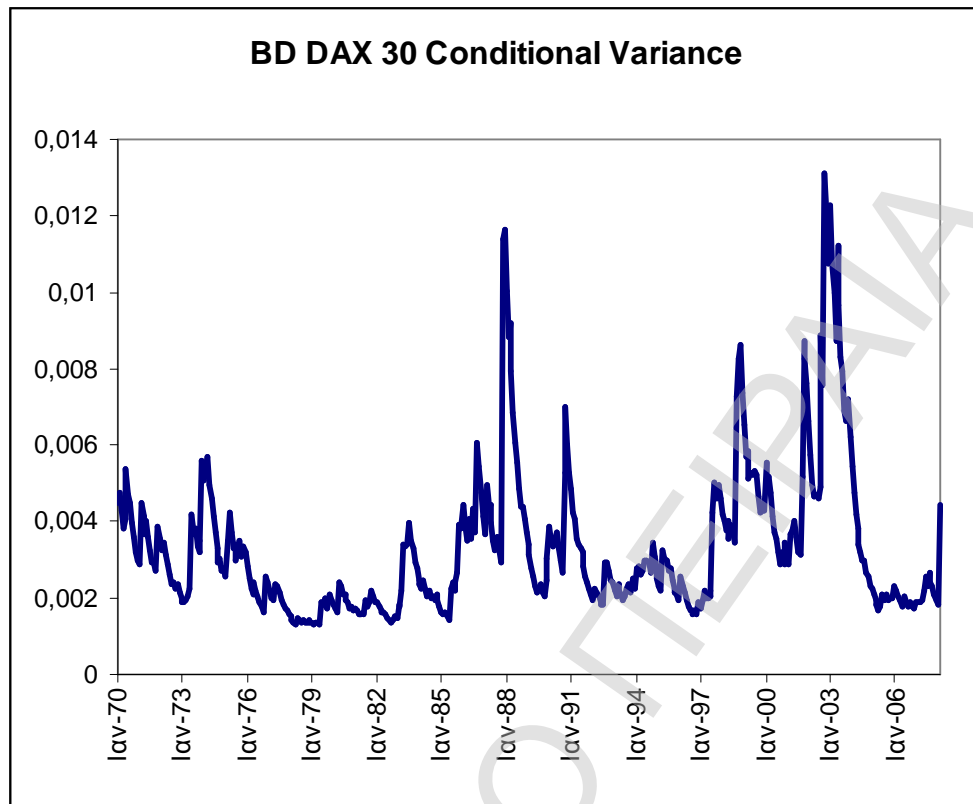
**UK FTSE 100 Conditional Variance**





Δεν πρέπει να ξεχνάει το σχήμα του δείκτη για την Ιταλία, αφού οι μεταβολές στον κατακόρυφο άξονα παρουσιάζονται για το 3<sup>ο</sup> δεκαδικό ψηφίο μετά την υποδιαστολή.





### 6.3. Δεδομένα και Έλεγχοι Μοναδιαίας Ρίζας

#### 6.3.1. Πηγές Δεδομένων

Στον πίνακα (βλ. παράρτημα ΙΙ), παρατίθενται οι χρονοσειρές Λιανικών Πωλήσεων επιμέρους κατηγοριών αγαθών που αποτελούν τις υπό εξέταση εξαρτημένες μεταβλητές Καταναλωτικών Δαπανών στις παλινδρομήσεις. Οι *Λιανικές Πωλήσεις*



συνιστούν το καταλληλότερο proxy των Καταναλωτικών Δαπανών, όπως όλες οι σχετικές έρευνες προκρίνουν. Επίσης, ως proxy του Διαθέσιμου Εισοδήματος, προκρίθηκε η *Βιομηχανική Παραγωγή*, κατά το πρότυπο των Edilson & Sløk(2002) η οποία διατίθεται σε μηνιαία στοιχεία. Όλα τα δεδομένα είναι σε *μηνιαία βάση*, *seasonally adjusted* και *αποπληθωρισμένα*, βάσει του CPI που δίνουν οι βάσεις δεδομένων του *Οργανισμού Οικονομικής Συνεργασίας & Ανάπτυξης (ΟΟΣΑ)*. Μια μεγάλη δυσκολία ήταν η αδυναμία αξιόπιστης μέτρησης των πωλήσεων Υπηρεσιών στις 7 αυτές χώρες.

Για τις **Ηνωμένες Πολιτείες**, ο δείκτης S&P 500 Composite Index, αφορά την περίοδο 1970:1-2008:3 και τα μηνιαία του στοιχεία βρέθηκαν στη βάση δεδομένων *Datastream*. Τα μηνιαία στοιχεία για την Καταναλωτική Εμπιστοσύνη, αφορούν την περίοδο 1970:1-2008:3 και συνιστούν τον δείκτη που ανακοινώνει το Conference Board. Τα στοιχεία για τη Βιομηχανική Παραγωγή αφορούν την περίοδο 1970:1-2008:3 και αποτελούν τον δείκτη που δημοσιεύει το *Διεθνές Νομισματικό Ταμείο(ΔΝΤ)*. Τα δεδομένα για τις μηνιαίες πωλήσεις οχημάτων στις ΗΠΑ αφορούν την περίοδο 1970:2-2008:3 και τα παρέχει το *Bureau of Economic Analysis (BEA)*. Τα δεδομένα για τις υπόλοιπες κατηγορίες Καταναλωτικών Δαπανών (Συνολικών, Επίπλων και Ηλεκτρικών Συσκευών) αφορούν την περίοδο 1992:1-2008:3 και τα διαθέτει η βάση δεδομένων του *Bureau of the Census*.

Για το **Ηνωμένο Βασίλειο**, ο δείκτης FTSE 100, αφορά την περίοδο 1978:2-2008:3 και τα μηνιαία του στοιχεία βρέθηκαν στη βάση δεδομένων *Datastream*. Τα μηνιαία στοιχεία για τη Βιομηχανική Παραγωγή αφορούν την περίοδο 1970:1-2008:3 και αποτελούν τον δείκτη που δημοσιεύει το *Διεθνές Νομισματικό Ταμείο*. Τα στοιχεία για την Καταναλωτική Εμπιστοσύνη αφορούν την περίοδο 1974:1-2008:3 και αποτελούν τον ομώνυμο δείκτη που ανακοινώνει ο *Οργανισμός Οικονομικής Συνεργασίας & Ανάπτυξης (ΟΟΣΑ)*. Η χρονοσειρά των μηνιαίων Λιανικών Πωλήσεων Διαρκών Αγαθών αφορά την περίοδο 1984:2-2008:3 και υπάρχει στη βάση δεδομένων της Συνομοσπονδίας Βρετανικής Βιομηχανίας (*Confederation Of British Industry*). Τα δεδομένα για τις Πωλήσεις Επίπλων αφορούν την περίοδο 1984:2-2008:3, ενώ εκείνα για τις Συνολικές Λιανικές Πωλήσεις και Πωλήσεις Μη Διαρκών Αγαθών αφορούν την περίοδο 1971:1-2008:3, όλα όμως τα δεδομένα και των τριών αυτών χρονοσειρών παρέχονται από το Γραφείο Εθνικής Στατιστικής του Ηνωμένου Βασιλείου (*Office for National Statistics*).

Για τον **Καναδά**, ο δείκτης S&P TSX 60 αφορά την περίοδο 1982:3-2008:3 και τα μηνιαία του στοιχεία βρέθηκαν στη βάση δεδομένων *Datastream*. Τα μηνιαία στοιχεία για τη Βιομηχανική Παραγωγή αφορούν την περίοδο 1970:1-2008:3 και αποτελούν τον δείκτη που δημοσιεύει το *Διεθνές Νομισματικό Ταμείο*. Τα στοιχεία για την Καταναλωτική Εμπιστοσύνη αφορούν την περίοδο 1990:1-2008:3 και αποτελούν τον ομώνυμο δείκτη που ανακοινώνει ο *Οργανισμός Οικονομικής Συνεργασίας & Ανάπτυξης (ΟΟΣΑ)*. Τα δε στοιχεία που αφορούν τις μηνιαίες πωλήσεις παρέχονται από την Στατιστική Υπηρεσία του Καναδά *Cansim*. Τα στοιχεία των μηνιαίων Λιανικών Πωλήσεων Διαρκών Αγαθών αφορούν την περίοδο 1972:5-2008:3, εκείνα για τις μηνιαίες Λιανικές Πωλήσεις Οχημάτων αφορούν την περίοδο 1970:1-2008:3, των Επίπλων την περίοδο 1972:1-2008:3, ενώ η χρονοσειρά για τις Συνολικές Λιανικές Πωλήσεις αφορά την περίοδο 1990:12-2008:3.

Για την **Ιταλία**, ο δείκτης MibTel 225 αφορά την περίοδο 1993:7-2008:3 και τα μηνιαία του στοιχεία βρέθηκαν στη βάση δεδομένων *Datastream*. Τα μηνιαία στοιχεία για τη Βιομηχανική Παραγωγή αφορούν την περίοδο 1970:1-2008:3 και αποτελούν τον δείκτη που δημοσιεύει το *Διεθνές Νομισματικό Ταμείο*. Τα στοιχεία για την Καταναλωτική Εμπιστοσύνη αφορούν την περίοδο 1973:1-2008:3 και αποτελούν τον ομώνυμο δείκτη που ανακοινώνει ο *Οργανισμός Οικονομικής Συνεργασίας & Ανάπτυξης (ΟΟΣΑ)*. Τα στοιχεία για τις Λιανικές Πωλήσεις Επίπλων, τα οποία δεν είναι *seasonally adjusted*, αφορούν την περίοδο 1995:12-2008:3 και δημοσιεύονται από το *Istituto*

*Nazionale di Statistica*. Τα στοιχεία των Λιανικών Πωλήσεων Διαρκών Αγαθών αφορούν την περίοδο 1994:12-2008:3 και παρέχονται από το *Διεθνές Νομισματικό Ταμείο*. Τα στοιχεία για τις Λιανικές Πωλήσεις Μη Διαρκών Αγαθών αφορούν την περίοδο 1994:12-2008:3 και, όπως αυτά για τις Συνολικές Λιανικές Πωλήσεις, τα οποία αφορούν την περίοδο 1990:1-2008:3, δημοσιεύονται από τη *Eurostat*.

Για τη **Γαλλία**, ο δείκτης CAC 40, αφορά την περίοδο 1987:9-2008:3 και τα μηνιαία του στοιχεία βρέθηκαν στη βάση δεδομένων *Datastream*. Τα μηνιαία στοιχεία για τη Βιομηχανική Παραγωγή αφορούν την περίοδο 1970:1-2008:3 και αποτελούν τον δείκτη που δημοσιεύει το *Διεθνές Νομισματικό Ταμείο*. Τα στοιχεία για την Καταναλωτική Εμπιστοσύνη αφορούν την περίοδο 1973:1-2008:3 και αποτελούν τον ομώνυμο δείκτη που ανακοινώνει ο *Οργανισμός Οικονομικής Συνεργασίας & Ανάπτυξης (ΟΟΣΑ)*. Τα στοιχεία που αφορούν μηνιαίες Λιανικές Πωλήσεις Αγαθών ανακοινώνονται από τη *Banque de France*. Τα στοιχεία για τις Συνολικές Λιανικές Πωλήσεις αφορούν την περίοδο 1984:1-2008:3, ενώ τα στοιχεία για τις επιμέρους Λιανικές Πωλήσεις, εκείνες, δηλαδή, των Διαρκών και Μη Διαρκών Αγαθών, των Επίπλων και των Οχημάτων αφορούν την περίοδο 1987:1-2008:3.

Για την **Ομοσπονδιακή Δημοκρατία της Γερμανίας**, ο δείκτης DAX-30 αφορά την περίοδο 1970:1-2008:3 και τα μηνιαία του στοιχεία βρέθηκαν στη βάση δεδομένων *Datastream*. Τα μηνιαία στοιχεία για τη Βιομηχανική Παραγωγή αφορούν την περίοδο 1970:1-2008:3 και αποτελούν τον δείκτη που δημοσιεύει το *Διεθνές Νομισματικό Ταμείο*. Τα στοιχεία για την Καταναλωτική Εμπιστοσύνη αφορούν την περίοδο 1973:1-2008:3 και αποτελούν τον ομώνυμο δείκτη που ανακοινώνει ο *Οργανισμός Οικονομικής Συνεργασίας & Ανάπτυξης (ΟΟΣΑ)*. Τα δε στοιχεία που αφορούν Λιανικές Πωλήσεις, κάθε κατηγορίας, καταγράφονται από τη *Eurostat*, για την ενιαία Γερμανία, μόλις από το 1994 και αφορούν την περίοδο 1994:1-2008.

Για την **Ιαπωνία**, ο δείκτης NIKKEI 225 αφορά την περίοδο 1970:1-2008:3 και τα μηνιαία του στοιχεία βρέθηκαν στη βάση δεδομένων *Datastream*. Τα μηνιαία στοιχεία για τη Βιομηχανική Παραγωγή αφορούν την περίοδο 1970:1-2008:3 και αποτελούν τον δείκτη που δημοσιεύει το *Διεθνές Νομισματικό Ταμείο*. Τα στοιχεία για την Καταναλωτική Εμπιστοσύνη αφορούν την περίοδο 1982:6 -2008:3 και αποτελούν τον ομώνυμο δείκτη που ανακοινώνει ο *Οργανισμός Οικονομικής Συνεργασίας & Ανάπτυξης (ΟΟΣΑ)*. Τα δε στοιχεία για τις Λιανικές Πωλήσεις κάθε είδους Αγαθού αφορούν την περίοδο 1980:1-2008:3 και με εξαίρεση τις Συνολικές Λιανικές Πωλήσεις, τα στοιχεία των οποίων παρέχονται από το *Cabinet Office*, όλες οι ανακοινώσεις για τις υπόλοιπες κατηγορίες Λιανικών Πωλήσεων, εκείνων δηλαδή των Διαρκών και Μη Διαρκών Αγαθών και των Οχημάτων, οι οποίες δεν είναι seasonally adjusted, παρέχονται από το *Υπουργείο Οικονομίας, Εμπορίου και Βιομηχανίας* της χώρας.

### 6.3.2. Έλεγχοι Μοναδιαίας Ρίζας

Προτού προβεί κανείς σε έλεγχο συνολοκλήρωσης είναι επιτακτικός ο έλεγχος της στοχαστικής δομής κάθε χρονοσειράς που περιλαμβάνεται σε μια υπό εξέταση συνάρτηση. Ο έλεγχος της στοχαστικής δομής λαμβάνει τη μορφή ελέγχου για την *ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας* σε μια χρονοσειρά. Μια απλή περιγραφή των βασικών πτυχών του ελέγχου για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας αρχίζει με τη θεώρηση ενός αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος  $1^{ου}$  βαθμού (AR(1) process):  $y_t = \rho y_{t-1} + x_t' \delta + v_t$ , όπου  $x_t$  είναι εξωγενείς regressors που μπορεί να περιλαμβάνουν μια σταθερά ή/ και μια Τάση, ενώ  $v_t$  Λευκός Θόρυβος ( $v_t \rightarrow (0, \sigma^2)$ ). Αν υπολογιστεί το υπόδειγμα και βρεθεί, πέραν του  $\delta$ , ο συντελεστής  $\rho$  ίσος με τη μονάδα, τότε θεωρούμε πως υπάρχει μοναδιαία ρίζα κάτι που σημαίνει ότι, όπως αν το  $\rho$  είναι σε απόλυτη τιμή μεγαλύτερο της μονάδας, το  $y$  είναι μια μη στάσιμη χρονοσειρά και η διακύμανσή του αυξάνει χρόνο με το χρόνο τείνοντας στο

άπειρο. Αν, αντιθέτως, σε απόλυτη τιμή το  $\rho$  είναι αυστηρά μικρότερο της μονάδας, τότε η χρονοσειρά είναι στάσιμη ή στάσιμη με Τάση. Μια χρονολογική σειρά θεωρείται στάσιμη αν έχει σταθερό μέσο και διακύμανση, ενώ η συνδιακύμανσή της μεταξύ ζευγών παρατηρήσεων που ισαπέχουν χρονικά είναι και αυτή σταθερή.

Η μηδενική υπόθεση, επομένως, για μη στασιμότητα είναι η  $H_0: \rho=1$  και η εναλλακτική, ότι η χρονοσειρά είναι στάσιμη είναι η  $H_1: \rho < 1$ . Μη στάσιμη είναι η χρονοσειρά, όταν η μηδενική υπόθεση γίνει δεκτή, δηλαδή η  $t$ -στατιστική του συντελεστή  $\rho$  είναι μικρότερη της  $t$ -στατιστικής των διαφόρων ελέγχων που υπάρχουν για την εύρεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας. Στο παρόν πόνημα, ο έλεγχος που προτιμήθηκε είναι το Augmented Dickey Fuller Test (ADF Test). Το Απλό DF Test περιλαμβάνει έναν αριθμό υστερήσεων της εξαρτημένης μεταβλητής στο υπόδειγμα το οποίο αναδεικνύεται αν αφαιρέσουμε από το αρχικό το  $y_{t-1}$  από κάθε πλευρά της εξίσωσης:  $\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + v_t$ , όπου  $\alpha = \rho - 1$ . Η μηδενική και η εναλλακτική υπόθεση επικεντρώνονται και εδώ στη σημαντικότητα του συντελεστή  $\alpha$ :  $H_0: \alpha = 0$ ,  $H_1: \alpha < 0$ . Αν αυτός είναι στατιστικά σημαντικός, δηλαδή αν  $t < t_c$ , η Υπόθεση η μηδενική γίνεται αποδεκτή. Οι κριτικές τιμές εδώ είναι αυτές που παρέχει ο MacKinnon. Το Augmented Dickey Fuller Test αφορά συσχέτιση μεγαλύτερου βαθμού και δημιουργείται με την προσθήκη  $p$  όρων υστερήσεων σε διαφορές της εξαρτημένης μεταβλητής  $y$  στη δεξιά πλευρά της υπό εξέταση παλινδρόμησης. Έτσι, έχουμε την εξίσωση:  $\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \beta_p \Delta y_{t-p} + v_t$ . Μια σημαντική πτυχή αυτού του ελέγχου είναι η διαπίστωση πως η ασυμπτωτική κατανομή του  $t$  (για το  $\alpha$ ) είναι ανεξάρτητη του αριθμού των υστερήσεων σε πρώτες διαφορές που περιλαμβάνονται στην τελευταία παλινδρόμηση.

Δύο πρακτικά ζητήματα που αφορούν αυτό τον έλεγχο είναι σημαντικά για την περαιτέρω πορεία προς τον έλεγχο συνολοκλήρωσης. Ο έλεγχος για τη συμπερίληψη ή μη εξωγενών μεταβλητών, όπως σταθερές ή Τάσεις, στην υπό έλεγχο παλινδρόμηση είναι καταλυτικός, καθότι η συμπερίληψη άσχετων εξωγενών μεταβλητών μειώνει την ικανότητα του ADF test να απορρίπτει τη μηδενική υπόθεση για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας. Ο ίδιος κίνδυνος υπάρχει και για τον αριθμό των υστερήσεων (πάντα σε διαφορές). Στο παρόν πόνημα, ο τελευταίος κίνδυνος αποφεύγεται, με τη βοήθεια του αυτόματου ελέγχου που παρέχει το οικονομετρικό πρόγραμμα ηλεκτρονικών υπολογιστών **E-Views**.

Ακολουθώντας, παρατίθενται τα αποτελέσματα του ελέγχου για μοναδιαίες ρίζες τόσο σε επίπεδα όσο και σε  $1^{es}$  διαφορές. Ο έλεγχος δεν διεξάγεται a priori με την προσθήκη Τάσης αναφορικά με τα επίπεδα και δίχως Τάση αναφορικά με τις  $1^{es}$  διαφορές. Για πρακτικούς λόγους, προκρίθηκε η διεξαγωγή του ελέγχου να γίνεται ad hoc. Αναλόγως, επομένως, με τη χώρα, μπορεί η ίδια μεταβλητή να εξετάζεται στη μια χώρα με την προσθήκη Τάσης, ενώ για μια άλλη χώρα να μην προστίθεται Τάση. Τα αποτελέσματα του ελέγχου δείχνουν πως η μηδενική υπόθεση, για μοναδιαία ρίζα, στα επίπεδα (levels) δεν μπορεί να απορριφθεί, καθότι η  $t$ -στατιστική είναι παντού μεγαλύτερη των κριτικών τιμών, ενώ, αντιθέτως, απορρίπτεται σε επίπεδο  $1^{ov}$  διαφορών. Με άλλα λόγια, οι χρονοσειρές είναι στάσιμες σε επίπεδο  $1^{ov}$  διαφορών, αλλά μη-στάσιμες σε επίπεδο (levels). Όπως προειπώθηκε, η επιλογή του αριθμού των υστερήσεων (lags) έγινε με την αυτόματη μέθοδο του E-Views. Στους παρακάτω πίνακες, ελέγχθηκαν εις διπλούν οι μεταβλητές που επιμετρούν τη μεταβλητότητα των χρηματιστηριακών δεικτών, με την έννοια ότι ελέγχθηκε και ο normalized χρηματιστηριακός δείκτης που παρέχει για κάθε χώρα η βάση δεδομένων **Datastream**.

**Εξαίρεση** αποτελούν οι Καταναλωτικές Δαπάνες για Οικιακές Συσκευές (Διαρκή Αγαθά) και Μη-Διαρκή Αγαθά στην Ομοσπονδιακή Δημοκρατία της Γερμανίας και σε επίπεδο 10% για τα levels. Επίσης, οι Καταναλωτικές Δαπάνες για Έπιπλα και για Οικιακές Ηλεκτρικές Συσκευές (Διαρκή Αγαθά) στη Γαλλία σε όλα τα επίπεδα.

Ακολουθώς, οι Συνολικές Καταναλωτικές Δαπάνες για την Ιαπωνία, κάτι που μας υποχρεώνει για μελέτη του ποσοστού μεταβολής των συνολικών καταναλωτικών δαπανών, ώστε να είναι εφικτή η μελέτη για συνολοκλήρωση, έστω σε επίπεδο 1% (όπου δεν απορρίπτεται η Μηδενική Υπόθεση για ύπαρξη Μοναδιαίας Ρίζας στα levels). Για το Ηνωμένο Βασίλειο, δεν έχει νόημα ο έλεγχος για συνολοκλήρωση μεταξύ των 3 μεταβλητών (Καταναλωτική Εμπιστοσύνη, Πραγματικό Εισόδημα, Μεταβλητότητα Χρηματιστηριακών Δεικτών) και των Καταναλωτικών Δαπανών για Έπιπλα και Οικιακές Ηλεκτρικές Συσκευές (Διαρκή Αγαθά).

## 6.4. Συνολοκλήρωση και Διόρθωση Σφάλματος

### 6.4.1. Συνολοκλήρωση

#### 6.4.1.1. Εισαγωγή

Ο **Granger (1981)** επεσήμανε πως μια μήτρα από μεταβλητές οι οποίες καθίστανται στάσιμες όταν αποκτήσουν μορφή Διαφορών, μπορεί να έχουν γραμμικούς συνδυασμούς οι οποίοι είναι στάσιμοι σε μορφή Επιπέδων. Από κοινού με τον **Engle το 1987** συνόψισαν τη μέχρι τότε εμπειρία και προέβησαν στη διατύπωση του πορίσματος πως δύο ή περισσότερες μη στάσιμες χρονοσειρές είναι συνολοκληρωμένες (**cointegrated**) αν ένας γραμμικός συνδυασμός τους είναι στάσιμος. Η μαθηματική έκφραση του πορίσματος τους βασίζεται στο decomposition theorem του **Wold (1938)**. Ο τελευταίος απέδειξε πως μια στάσιμη χρονοσειρά, όταν απεκδυθεί των ντετερμινιστικών της στοιχείων, μπορεί να παρουσιαστεί ως μια χρονοσειρά μη πεπερασμένη κινητού μέσου (**Moving Average process**), η οποία με τη σειρά της μπορεί να λάβει τη μορφή ενός πεπερασμένου αυτοπαλίνδρομου κινητού μέσου υποδείγματος (**ARMA process**). Από αυτό πηγάζει ο ορισμός της ολοκλήρωσης: μια χρονοσειρά είναι ολοκληρούμενη (**integrated**) τάξης  $n$ , ή αλλιώς  $I(n)$ , αν μπορεί να εκφραστεί με μια στάσιμη, μη ντετερμινιστική ARMA process, όταν τη μετατρέψουμε σε  $n$ -οστές Διαφορές.

Έστω δυο χρονοσειρές  $y_{1t}, y_{2t}$  που είναι και οι δύο  $I(n)$ . Κάθε γραμμικός τους συνδυασμός θα είναι  $I(n)$ . Αν, ωστόσο, υπάρχει μια μήτρα  $(1, -\beta)'$  τέτοια ώστε ο γραμμικός συνδυασμός  $x_t = y_{1t} - \alpha - \beta y_{2t}$  είναι  $I(n-b), n \geq b \geq 0$ , τότε κατά τους Engle & Granger (1987) οι  $y_{1t}, y_{2t}$  θεωρούνται cointegrated τάξης  $(n, b)$ , με τη μήτρα  $(1, -\beta)'$  να συνιστά την συνολοκληρούσα μήτρα (**cointegrating vector**).

Στο σημείο αυτό πρέπει να αναφερθεί ότι ο cointegrating vector δεν είναι πάντοτε μοναδικός, αφού για κάθε μη μηδενική τιμή του  $k$ , η μήτρα  $(k, -k\beta)'$  είναι επίσης cointegrating vector. Επίσης, είναι επιτακτική η αναφορά στην υποχρεωτικότητα ίδιας τάξης ολοκλήρωσης για όλες τις μη στάσιμες μεταβλητές, προκειμένου ο γραμμικός συνδυασμός τους να δύναται να σχηματίζει μια cointegrating σχέση.

Η προσθήκη του σταθερού όρου  $\alpha$  είναι επιτακτική προκειμένου ο γραμμικός συνδυασμός να δύναται να έχει μη μηδενικό μέσο. Οι χρονοσειρές γενικά μπορεί να έχουν μη μηδενικούς μέσους, ντετερμινιστικές αλλά και στοχαστικές Τάσεις. Αντίστοιχα, οι cointegrating εξισώσεις μπορεί να έχουν και σταθερές αλλά και ντετερμινιστικές Τάσεις. Υπάρχουν, επομένως, 5 πιθανές διατυπώσεις της εξίσωσης. Η επιλογή της κατάλληλης διατύπωσης είναι αποφασιστικής σημασίας για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης, καθότι αυτά τα trend characteristics των δεδομένων είναι που καθορίζουν τις κριτικές τιμές στον επιλεγμένο έλεγχο συνολοκλήρωσης (Johansen, βλ. πιο κάτω). Αυτές, δηλαδή, ισχυρίζεται ο **Harris (1995)**, μπορεί να μην είναι κατάλληλες για μοντέλα που περιέχουν άλλους ντετερμινιστικούς regressors, π.χ. μια

ψευδομεταβλητή (δεν εννοεί τις εποχικές ψευδομεταβλητές) και τότε οι κριτικές τιμές (στο παρόν πόνημα, υιοθετούνται εκείνες των **Osterwald & Lenum(1992)**) είναι απλώς ενδεικτικές. Για αυτό το λόγο, η επιλογή θα πρέπει να δικαιολογείται από τα δεδομένα. Στο παρόν πόνημα, επιλέχθηκε η προσθήκη γραμμικής τάσης τόσο στα Επίπεδα όσο και εντός της cointegrating εξίσωσης. Η επιλογή αυτή δικαιολογείται θεωρητικά αν λάβει κανείς υπόψη τον εν πολλοίς σταθερό δεσμό μεταξύ Κατανάλωσης, Εισοδήματος και Πλούτου, ενώ, και πρακτικά, κάποιες χρονοσειρές είναι Trend-Stationary. Η θεωρητική δικαιολόγηση της επιλογής θα ευσταθούσε ακόμα και αν δεν είχαν όλα τα data ξεχωριστά ντετερμινιστικές Τάσεις.

#### 6.4.1.2. Johansen Cointegration Test

Στο παρόν πόνημα, οι έλεγχοι συνολοκλήρωσης διεξάγονται βάσει της μεθόδου που ανέπτυξε ο Johansen(1988). Η μέθοδος αυτή, μας πληροφορεί ο Gonzalo(1994), είναι η πλέον ενδεδειγμένη όταν εξετάζουμε συνολοκλήρωση άνω των 2 μεταβλητών, αλλά και όταν ο αριθμός των παρατηρήσεων είναι μεγαλύτερος των 100, όπως ισχυρίζεται ο Hargreaves(1994). Επίσης, έχει το μικρότερο size distortion, κατά τον Haug(1996), και ισχύει ακόμα και όταν τα σφάλματα διέπονται από μη-κανονικότητα (Gonzalo(1994)). Η μέθοδος του Johansen εφαρμόζει τη διαδικασία Μεγίστης Πιθανοφάνειας (Maximum Likelihood) για να ερευνήσει τυχόν παρουσία CI vectors στις μη-στάσιμες χρονοσειρές, αναδεικνύοντας τον αριθμό των CI vectors. Οι μη στάσιμες χρονοσειρές αποκτούν μια

μορφή VAR:  $\Delta Y_t = C + \sum_{i=1}^k \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \Pi Y_{t-1} + I D_t + h_t, h_t \sim \text{NIID}(0, \Sigma)$ , όπου  $Y$  είναι μια

μητρα μη στάσιμων (σε levels, εννοείται) μεταβλητών,  $C$  ο σταθερός όρος, ο οποίος προστίθεται για τη συμπερίληψη των Τάσεων των χρονοσειρών  $\Delta$  οι  $1^{st}$  Διαφορές και  $D_t$  ντετερμινιστικοί όροι όπως ψευδομεταβλητές. Ο  $\Pi$  πίνακας, που άλλωστε αφορά τη Μακροχρόνια Αιτιότητα, διασπάται ως εξής:  $\Pi = \alpha\beta'$ , όπου τα στοιχεία του  $\alpha$  είναι οι adjustments coefficients, ενώ του  $\beta$  οι CI vectors. Η μέθοδος του Johansen μας παρέχει δύο ελέγχους: εκείνον των ιχνών και των μέγιστων ιδιοτιμών (**trace test** και **max-eigenvalue test**) για την εύρεση του αριθμού των CI-vectors. Το πρώτο test ερευνά την υπόθεση ότι υπάρχουν το πολύ  $r$  τον αριθμό CI vectors. Το δεύτερο ελέγχει την υπόθεση ότι υπάρχουν  $r$  τον αριθμό CI vectors έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης των  $r+1$  CI vectors. Αν υπάρχουν πίνακες, τότε μια ή περισσότερες σχέσεις μακροπρόθεσμες μεταξύ των υπό εξέταση μεταβλητών, μπορεί να δικαιολογηθεί.

#### 6.4.2. Διόρθωση Σφάλματος

Οι Engle & Granger(1987) απέδειξαν πως αν είναι CI(1,1) οι  $y_{1t}, y_{2t}$  τότε μπορεί να λάβει η κοινή τους στάση σε δυναμικό επίπεδο μια αναπαράσταση μοντέλου διόρθωσης σφάλματος μήτρας (**Vector Error Correction Model- VECM**) της μορφής:

$$\Delta y_{1t} = q_{10} + q_{11}x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p_1} q_{12,i} \Delta y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{p_2} q_{13,i} \Delta y_{2,t-i} + e_{1t}$$

$$\Delta y_{2t} = q_{20} + q_{21}x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p_1} q_{22,i} \Delta y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{p_2} q_{23,i} \Delta y_{2,t-i} + e_{2t}, \text{ όπου } \Delta \text{ το σύμβολο των } 1^{st}$$

διαφορών ενώ τα  $p$  lags είναι τόσα ώστε τα innovations  $\varepsilon$  είναι IID(0,Σ). Επίσης, απέδειξαν και το αντίστροφο: πως αν υπάρχει ένα VEC μοντέλο αυτό παράγει cointegrated χρονοσειρές, όταν οι συντελεστές του  $x$ , οι οποίοι έχουν τις ονομασίες “loading” και “speed of adjustment parameters” δεν είναι ταυτόχρονα ίσες με το μηδέν.

Επιπροσθέτως, αφού το  $x$  αναπαριστά το μέγεθος της διαφοράς των  $y_1, y_2$  κατά την προηγούμενη περίοδο, αυτό σημαίνει πως το VEC Model υποδηλοί ότι οι αλλαγές σε μια μεταβλητή δεν εξαρτώνται μόνο από τις αλλαγές των άλλων μεταβλητών και των αλλαγών της ίδιας της μεταβλητής κατά το παρελθόν, αλλά και από το εύρος της διαφοράς μεταξύ του  $y_1$  και  $y_2$ . Αξίζει, τέλος, να επισημανθεί, πως για να υπάρχει Αιτιότητα (**Causality**) από τη μια μεταβλητή στην άλλη, τουλάχιστον ένα εκ των  $\theta_{11}, \theta_{21}$  δεν πρέπει να είναι μηδενικό.

Καθίσταται, συνεπώς, έκδηλη η χρησιμότητα των VEC Μοντέλων. Συνδυάζοντας τη Μακροχρόνια ισορροπία με τις βραχυπρόθεσμες δυναμικές που αναπτύσσει το σύστημα, βρίσκεται, αφ' ενός μεν, σε πλήρη αρμονία με την οικονομική θεωρία και τις Ισορροπίες που προκρίνει για μακροπρόθεσμο διάστημα, αφετέρου δε, καλύτερες προβλέψεις από ότι αν έθετε κανείς τα  $\theta$  ίσα με το μηδέν (όταν δηλαδή έχουμε μια γραμμική αναπαράσταση σε  $1^{es}$  διαφορές). Αυτό συμβαίνει διότι με τη συνολοκλήρωση η  $x$  έχει πεπερασμένη διακύμανση του σφάλματος πρόβλεψης, ενώ σε άλλες περιπτώσεις αναπαράστασης, έχει απεριόριστη.

Βάσει των παραπάνω, οι Engle & Granger(1987) πρότειναν μια διαδικασία εκτίμησης για δυναμικά μοντέλα η οποία έχει 2 βήματα:

- 1) για να δούμε ότι οι χρονοσειρές είναι συνολοκληρούμενες, η παλινδρόμηση  $y_{1t} = \alpha + \beta y_{2t}$  εκτιμάται με OLS, και κατόπιν τούτου εκτιμούμε αν τα cointegrating κατάλοιπα  $\hat{x}_t = \hat{y}_{1t} - \hat{\alpha} - \hat{\beta} y_{2t}$  είναι  $I(1)$ . Η τελευταία εκτίμηση λαμβάνει χώρα με τον έλεγχο για το κατά πόσον η αντίστοιχη «χρονοσειρά» των καταλοίπων περιέχει μοναδιαία ρίζα. Αν απορριφθεί ότι το  $\hat{x}_t$  είναι  $I(1)$ , ο Stock(1987) ισχυρίζεται ότι η εκτίμηση με OLS του  $\hat{\beta}$  είναι υπερ-συνεπής (super-consistent), αφού ο εκτιμητής συγκλίνει κατά πιθανότητα στην πραγματική τιμή  $\beta$  με ταχύτητα αντίστοιχη με τον αντίστροφο του μεγέθους του δείγματος  $T^{-1}$ , αντί για  $T^{-1/2}$  το οποίο είναι το αποτέλεσμα όταν οι  $y_{1t}, y_{2t}$  είναι  $I(0)$ , και, συνεπώς, όταν το  $T$  αυξάνει, η σύγκλιση στην πραγματική τιμή είναι μεγαλύτερη όταν έχουμε συνολοκλήρωση.
- 2) Αφού απορριφθεί η μηδενική υπόθεση ότι τα κατάλοιπα είναι  $I(1)$  το  $\hat{x}_t$  περιλαμβάνεται στο VECM και οι εναπομείνουσες παράμετροι εκτιμώνται με OLS. Δεδομένου του super-consistency του  $\hat{\beta}$ , οι Engle & Granger(1987) θεωρούν πως οι ασυμπτωτικές τους κατανομές είναι ίδιες με την περίπτωση όπου χρησιμοποιούταν η πραγματική τιμή του  $\beta$ .

#### 6.4.3. Trace Test vs. Max-Eigenvalue Test

Είναι δυνατό, πολλές φορές, ο αριθμός των CI vectors που προκρίνει το trace test να διαφέρει από εκείνων που παρέχει το max-eigenvalue test. Για την περίπτωση αυτή, οι Cheung & Lai (1993) θεωρούν πως το trace test πρέπει να επικρατήσει του max-eigenvalue όταν έχουμε υπερβολική Κύρτωση και Λοξότητα στα Κατάλοιπα. Επίσης, ο Kasa(1992) ισχυρίζεται ότι το trace test επικρατεί όταν οι ιδιοτιμές είναι evenly κατανομημένες. Από την άλλη, οι Johansen & Juselius (1990) ισχυρίζονται πως τα πορίσματα του max-eigenvalue test είναι που πρέπει να επικρατούν. Και τα δύο tests, πάντως, εξαρτώνται από τον αριθμό των lags που υποθέτει κανείς στο VEC Μοντέλο.

#### 6.4.4. The Robustness of the VAR Representation

Η επιλογή του VAR ως του μοντέλου εκείνου που θα αναπαριστά την πραγματικότητα δεν είναι μια εύκολη υπόθεση, καθώς οι υποθέσεις στις οποίες αυτό

βασίζεται δεν ικανοποιούνται πάντοτε. Για να έχει ένα VAR μοντέλο σταθερές παραμέτρους, να είναι γραμμικό ως προς αυτές, να έχει κανονικά κατανομημένα σφάλματα, σχεδόν ανεξάρτητα μεταξύ τους για κάθε χρονική περίοδο, πρέπει να ενυπάρχουν διαχρονικά σταθερές συνδιακυμάνσεις, ορθή επιλογή του αριθμού των lags και πολυμεταβλητή κανονικότητα (multivariate normality). Η τελευταία, σπάνια εμφανίζεται, στην πραγματικότητα. Μελέτες προσομοίωσης, πάντως, που επικαλούνται οι Hendry & Juselius(2000b), καταδεικνύουν την ευαισθησία του μοντέλου (και της δυνατότητας για επαγωγική στατιστική) όταν δεν υπάρχει σταθερότητα στις παραμέτρους και τα κατάλοιπα είναι serially συσχετισμένα, με κυρτότητα, ενώ, αντιθέτως, το μοντέλο παραμένει ισχυρό ακόμα και όταν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα των καταλοίπων και έχουμε υπερβολική Κύρτωση (με «παχιά» άκρα να είναι οι κατανομές τους). Συνεπώς, για την εύρεση της καταλληλότητας ή μη του VAR οι Hendry & Juselius(2000b) προτείνουν τον υπολογισμό στοιχείων περιγραφικής στατιστικής μαζί με μια οπτική έρευνα της γραφικής αναπαράστασης των της κατανομής των καταλοίπων.

Η κανονικότητα της κατανομής των καταλοίπων (διαφοράς μεταξύ του σχεδίου του ορθολογικού δρώντα και της πραγματικής τιμής που επιτυγχάνει ή αλλιώς white-noise requirement) που απαιτεί το VAR μοντέλο είναι συνεπής με την απαίτηση οικονομικών δρώντων που επιθυμούν να αποφύγουν συστηματικά σφάλματα προβλέψεων όταν σχεδιάζουν για την περίοδο  $t$  βάσει της πληροφόρησης που διαθέτουν την αμέσως προηγούμενη περίοδο. Από την άλλη πλευρά, ένα VAR με αυτοσυσχετισμένα κατάλοιπα θα περιγράψει δρώντες που δεν χρησιμοποιούν όσο πιο αποτελεσματικά γίνεται την διαθέσιμη πληροφόρηση. Αυτό συμβαίνει, αφού δεν αξιοποιούν τη συστηματική διακύμανση των καταλοίπων, κάτι που θα τους επέτρεπε πιο εύστοχες προσδοκίες για το μέλλον. Συνεπώς, ο έλεγχος για την βασιμότητα των υποθέσεων είναι σημαντικός όχι μόνο για την επαγωγική στατιστική, αλλά και για την θεωρητική θεμελίωση του μοντέλου.

Πάντως, οι Hendry & Juselius(2000b) ισχυρίζονται πως ένας εκτιμητής Μείγστης Πιθανοφάνειας και Πλήρους Πληροφόρησης (Full Information Maximum Likelihood Estimator-FIML Estimator) δεν είναι παρακινδυνευμένο να δώσει αβάσιμα αποτελέσματα, όταν οι παράμετροι του VAR μοντέλου δεν υφίστανται περιορισμούς. Ο εκτιμητής FIML σε μια τέτοια περίπτωση είναι ίδιος με εκείνον που αναδεικνύεται από τη μέθοδο OLS. Αφού το μοντέλο εκτιμηθεί με OLS, ελέγχεται η ορθότητα της υπόθεσης περί κανονικότητας των καταλοίπων έναντι των δεδομένων αξιοποιώντας τα εκτιμημένα κατάλοιπα. Αν αυτά διαφέρουν, τότε το VAR μπορεί να τροποποιηθεί με πολλούς τρόπους: πχ αυξάνοντας την πληροφόρηση, με την προσθήκη νέων μεταβλητών, αυξάνοντας τον αριθμό των υστερήσεων, αλλάζοντας την περίοδο του δείγματος, προσθέτοντας ψευδομεταβλητές, ελέγχοντας για ασθενώς εξωγενείς μεταβλητές που επιδρούν στο μοντέλο, ή την ορθότητα των μετρήσεων των επιλεγμένων μεταβλητών ή την σταθερότητα των παραμέτρων και αν υπάρχει κάποια δραματική αλλαγή τους, κατά την υπό εξέταση περίοδο.

Η ως τώρα συζήτηση για την ορθότητα της χρησιμοποίησης του VAR μοντέλου έγινε με την άρρητη μεταχείρισή του ως Στάσιμου, δηλαδή χωρίς να λάβουμε υπόψη την πιθανή ύπαρξη Μοναδιαίων Ριζών. Θα μπορούσε κανείς να συνέχιζε την εκτίμηση με OLS ενός VAR μοντέλου χωρίς περιορισμούς στις παραμέτρους, όμως, κάποια πορίσματα δεν θα ήταν πλέον σταθερά. Για αυτό το λόγο, όταν υπάρχουν μοναδιαίες ρίζες, ή καλύτερα, όταν δεν αποκλείεται η ύπαρξή τους, προτείνεται η μετατροπή του VAR μοντέλου σε VECM.

#### 6.4.5. Lag structure

Για την επιλογή του αριθμού των Υστερήσεων, χρησιμοποιήθηκαν 4 κριτήρια: το **Likelihood Ratio Test**, το **Akaike Information Criterion**, το **Schwarz Criterion** και το κριτήριο των **Hannan-Quinn**, με ιδιαίτερη έμφαση στο 3<sup>ο</sup>. Όπως και στην περίπτωση του ελέγχου για μοναδιαία ρίζα, η επιλογή του κριτηρίου έγινε ad hoc, συνήθως ανά χώρα και όχι ανά μεταβλητή. Το ίδιο συνέβη και με τον εναρκτήριο αριθμό των lags, όπου σε όλες τις χώρες ο μέγιστος αριθμός ήταν τα 12 lags, όμως στην περίπτωση της Ιαπωνίας η έναρξη γινόταν στα 18 lags και σε μια περίπτωση για την Ιταλία, εκείνη με τις Καταναλωτικές Δαπάνες για Έπιπλα, από τα 15. Σύμφωνα με τον Gonzalo(1994) το κόστος της υπερπαραμετροποίησης, το οποίο εμφανίζεται με τη συμπερίληψη περισσότερων lags, σε όρους αποτελεσματικότητας είναι μικρότερο εκείνου της υποπαραμετροποίησης. Σε πίνακα στο παράρτημα παρουσιάζονται όλα τα προτεινόμενα από τα διάφορα κριτήρια lags.

## 6.5. Causality

### 6.5.1. F-statistic

Στο παρόν πόνημα έχει αποδοθεί η εξής μορφή στη σχέση μεταξύ των 4 υπό εξέταση μεταβλητών:

$$\Delta Y_t = C + \sum_{i=1}^k \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \Pi Y_{t-1} + I D_t + h_t, \text{ ή αλλιώς}$$

$$\Delta Y_t = C + \sum_{i=1}^k \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + a u_{t-1} + I D_t + h_t, \text{ όπου } u_{t-1} = \hat{b} Y_{t-1} \text{ και } \hat{b} = (1, -b_1, -b_2, -b_3). \text{ Η}$$

Αιτιότητα μπορεί να προέλθει από 2 πλευρές: ο δεύτερος όρος στη δεξιά πλευρά της τελευταίας εξίσωσης είναι η βραχυπρόθεσμη δυναμική αλληλεπίδραση μεταξύ των Καταναλωτικών Δαπανών και των ερμηνευτικών της Μεταβλητών. Επίσης, το disequilibrium adjustment κάθε μεταβλητής προς τη μακροχρόνια τιμή ισορροπίας της αντανακλάται στο error correction term, u, με το συντελεστή του a να εξαρτάται από την ταχύτητα προσαρμογής στη μακροχρόνια ισορροπία. Αυτή η ταχύτητα προσαρμογής προς τη μακροχρόνια ισορροπία είναι που φαίνεται στην τιμή του a. Συνεπώς, η έλλειψη Αιτιότητας των ερμηνευτικών μεταβλητών των Καταναλωτικών Δαπανών (Πραγματικό Εισόδημα, Καταναλωτική Εμπιστοσύνη και Χρηματιστηριακή Μεταβλητότητα) απορρίπτεται όχι μόνο αν είναι στατιστικά σημαντικοί οι συντελεστές των μεταβλητών, αλλά και το a. Αν χρησιμοποιούνται για τη δημιουργία του VECM περισσότερα του ενός lags, τότε, για να προκαλείται Αιτιότητα από την Ανεξάρτητη στην Εξαρτημένη μεταβλητή, πρέπει να είναι όλα τα lags στατιστικά σημαντικά από κοινού: ερευνούμε δηλαδή το F-statistic. Οι συντελεστές των εξισώσεων των επιμέρους Καταναλωτικών Δαπανών, από κοινού με την F-statistic, το τυπικό σφάλμα και τα t-statistic των συντελεστών ευρίσκονται σε πίνακα στο 4<sup>ο</sup> παράρτημα.

### 6.5.2. Long-Run & Short-Run Causality Tests

Παράλληλα με τον έλεγχο της ύπαρξης ή μη αιτιότητας βάσει της F-στατιστικής, έλεγχος μπορεί να γίνει και για την ύπαρξη μακροχρόνιας ή βραχυχρόνιας αιτιότητας. Η μεν πρώτη μπορεί να ελεγχθεί αν παραχθεί ένα μοντέλο VEC στο οποίο θα τεθεί ο περιορισμός, η ισχύς του οποίου θα ελεγχθεί, ότι το adjustment coefficient, δηλαδή ο συντελεστής του Όρου Διόρθωσης Σφάλματος είναι ίσος με το μηδέν. Με τη βοήθεια του προγράμματος *E-Views* συνάγεται το chi-square και η πιθανότητα ισχύς αυτού του περιορισμού. Η δε βραχυχρόνια αιτιότητα ερευνάται με τα Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests που διεξάγονται με το πρόγραμμα *E-Views*. Αυτά τα tests ελέγχουν την αιτιότητα, δηλαδή αποφαίνονται για το κατά πόσον παρελθούσες τιμές μιας



άλλης μεταβλητής έχει αυξημένη προβλεπτική ικανότητα όταν προστίθενται σε μια univariate αυτοπαλίνδρομη παρουσίαση μιας μεταβλητής. Είναι σημαντική, βέβαια, η επισήμανση για τους περιορισμούς της Αιτιότητας κατά Granger. Πρώτον, δεν θεμελιώνει καμία αιτιότητα σε θεωρητική βάση. Δεύτερον, δεν αποτελεί έλεγχο για αυστηρή εξωγένεια. Τρίτον, μπορεί να μην παράγει βάσιμα αποτελέσματα αν στις μεταβλητές υπάρχουν προσδοκίες. Το E-Views διεξάγει έλεγχο για την αιτιότητα μεταξύ 2 μεταβλητών (όταν είναι differentiated) και ελέγχει αν μια ενδογενής μεταβλητή μπορεί να θεωρηθεί εξωγενής, δηλαδή ότι δεν προκαλείται από τις άλλες. Για κάθε εξίσωση στο VEC παρουσιάζεται η στατιστική σημαντικότητα κάθε lag κάθε μεταβλητής ξεχωριστά, αλλά και συνολικά όλων από κοινού. Στο πόνημα αυτό θα σταθούμε μόνο στην αιτιότητα της Μεταβλητότητας των Χρηματιστηριακών Δεικτών στις Καταναλωτικές Δαπάνες, και δευτερευόντως, το αντίστροφο.

## **6.6. Αποτελέσματα**

### **6.6.1. Long-Run Causality Test Results**

Όπως κανείς μπορεί να παρατηρήσει από τον 1<sup>ο</sup> πίνακα που παρατίθεται στο 5<sup>ο</sup> παράρτημα, μπορεί να απορριφθεί ο ισχυρισμός για έλλειψη μακροχρόνιας αιτιότητας της Μεταβλητότητας των Χρηματιστηριακών Δεικτών, της Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης και της Βιομηχανικής Παραγωγής στις Καταναλωτικές Δαπάνες, στις περιπτώσεις των Συνολικών Καταναλωτικών Δαπανών στη Γερμανία, την Ιαπωνία και τις Ηνωμένες Πολιτείες με πιθανότητα 95%. Με την ίδια πιθανότητα, μπορεί, επίσης, να απορριφθεί ο ισχυρισμός για έλλειψη μακροχρόνιας αιτιότητας της Μεταβλητότητας των Χρηματιστηριακών Δεικτών, της Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης και της Βιομηχανικής Παραγωγής στις Πωλήσεις Οχημάτων και Μη Διαρκών Αγαθών στον Καναδά, Οχημάτων στη Γαλλία, Επίπλων στην Ιταλία, όλων των τύπων Καταναλωτικών Δαπανών στην Ιαπωνία, και των Συνολικών Καταναλωτικών Δαπανών στις ΗΠΑ. Επίσης, με πιθανότητα 90% απορρίπτεται ο ισχυρισμός για έλλειψη μακροχρόνιας αιτιότητας της Μεταβλητότητας των Χρηματιστηριακών Δεικτών, της Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης και της Βιομηχανικής Παραγωγής στις Καταναλωτικές Δαπάνες για Μη Διαρκή Αγαθά στις ΗΠΑ, ενώ με πιθανότητα 80% απορρίπτεται παρόμοιος ισχυρισμός για τις περιπτώσεις των Μη Διαρκών Αγαθών στη Γαλλία και των Οχημάτων στις ΗΠΑ.

### **6.6.2. Short-Run Causality Test Results**

#### **6.6.2.1. Short-run Causality from stock market volatility to consumer expenditures**

Στο 2<sup>ο</sup> πίνακα του 5<sup>ου</sup> παραρτήματος παρατίθενται τα chi-square και οι αντίστοιχες πιθανότητες (σε παρένθεση) για έλλειψη βραχυχρόνιας αιτιότητας Μεταβλητότητας Χρηματιστηριακών Δεικτών, Βιομηχανικής Παραγωγής και Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης σε διάφορα είδη Καταναλωτικών Δαπανών. Παρατηρώντας τον πίνακα αυτόν, αναδεικνύεται πως η υπόθεση για έλλειψη βραχυχρόνιας αιτιότητας της Μεταβλητότητας των Χρηματιστηριακών Δεικτών στις Καταναλωτικές Δαπάνες είναι μάλλον πολύ ισχυρή, καθότι σε ελάχιστα είδη Καταναλωτικών Δαπανών παρουσιάζεται αιτιότητα. Συγκεκριμένα, η υπόθεση για έλλειψη βραχυχρόνιας αιτιότητας της Μεταβλητότητας των Χρηματιστηριακών Δεικτών στις Καταναλωτικές Δαπάνες έχει πιθανότητα μικρότερη του 5% μόνο στις περιπτώσεις των Καταναλωτικών Δαπανών των Οχημάτων στον Καναδά, των Επίπλων στην Ιταλία, ενώ πιθανότητα 10% απόρριψης της έλλειψης βραχυχρόνιας αιτιότητας μπορεί κανείς να αποδώσει επιπλέον μόνο στις Καταναλωτικές Δαπάνες για Οχήματα στη Γαλλία και τις

Συνολικές Καταναλωτικές Δαπάνες στις ΗΠΑ, ενώ πιθανότητα 20% για τις Καταναλωτικές Δαπάνες για Μη Διαρκή Αγαθά στις ΗΠΑ και πιθανότητα 25% για τις Συνολικές Καταναλωτικές Δαπάνες στη Γαλλία..

Εντούτοις, η από κοινού βραχυχρόνια επίδραση Μεταβλητότητας Χρηματιστηριακών Δεικτών, Βιομηχανικής Παραγωγής και Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης σε διάφορα είδη Καταναλωτικών Δαπανών φαίνεται ότι απορρίπτεται σε λιγότερες περιπτώσεις. Συγκεκριμένα, αναδεικνύεται πως μπορεί να υπάρχει από κοινού αιτιότητα στις περιπτώσεις των Συνολικών Καταναλωτικών Δαπανών στη Γερμανία, των Οχημάτων στον Καναδά, των Επίπλων και των Συνολικών Καταναλωτικών Δαπανών στην Ιταλία, των Συνολικών Καταναλωτικών Δαπανών στο Ηνωμένο Βασίλειο και των Οχημάτων στις ΗΠΑ, σε ποσοστό 95%. Με πιθανότητα 90% μπορεί να απορριφθεί η έλλειψη βραχυχρόνιας από κοινού αιτιότητας στις Λιανικές Πωλήσεις Επίπλων στην Ιταλία και Οχημάτων στη Γαλλία, ενώ με πιθανότητα 80% μπορεί να απορριφθεί επιπλέον η έλλειψη βραχυχρόνιας από κοινού αιτιότητας στις Πωλήσεις Διαρκών Αγαθών στον Καναδά, Μη Διαρκών Αγαθών στο Ηνωμένο Βασίλειο και Συνολικών Καταναλωτικών Δαπανών στις Ηνωμένες Πολιτείες.

#### **6.6.2.2. Short-run Causality from consumer expenditures to stock market volatility**

Στον 3<sup>ο</sup> πίνακα του 5<sup>ου</sup> παραρτήματος παρατίθενται τα chi-square και οι αντίστοιχες πιθανότητες (σε παρένθεση) για έλλειψη βραχυχρόνιας αιτιότητας διαφόρων τύπων Καταναλωτικών Δαπανών, Βιομηχανικής Παραγωγής και Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης προς την Μεταβλητότητα των Χρηματιστηριακών Δεικτών. Όπως αναδεικνύεται και από τον πίνακα, οι Καταναλωτικές Δαπάνες φαίνεται ότι επιδρούν στη Μεταβλητότητα των Χρηματιστηριακών Δεικτών μόνο όταν πρόκειται για τη μεταβολή στις Πωλήσεις Οχημάτων στις ΗΠΑ, τον Καναδά και τη Γαλλία, Επίπλων στην Ιταλία και τις ΗΠΑ, Μη Διαρκών Αγαθών στην Ιαπωνία και τις ΗΠΑ, όπως επίσης όταν πρόκειται για τη μεταβολή και των Συνολικών Πωλήσεων στις δύο τελευταίες χώρες.

Ακόμα πιο μεγάλη όμως είναι η από κοινού βραχυχρόνια επίδραση των επιμέρους Καταναλωτικών Δαπανών, της Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης και της Βιομηχανικής Παραγωγής στη Μεταβλητότητα των Χρηματιστηριακών Δεικτών. Η υπόθεση για έλλειψη βραχυχρόνιας αιτιότητας έχει πιθανότητα άνω του 50% μόνο στην περίπτωση όπου ως Καταναλωτικές Δαπάνες νοούνται οι Πωλήσεις Οχημάτων στον Καναδά, οι Συνολικές Πωλήσεις στη Γαλλία και την Ιταλία και τα Μη Διαρκή Αγαθά στο Ηνωμένο Βασίλειο. Καταλυτική επίδραση στην απόρριψη της έλλειψης αιτιότητας αναδεικνύεται ότι έχει η συμπερίληψη της Βιομηχανικής Παραγωγής, η οποία επιδρά στη Μεταβλητότητα των Χρηματιστηριακών Δεικτών, όπως μαρτυρά η στατιστική της σημαντικότητας σε κάθε υπό μελέτη εξίσωση.

### **7. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ-ΣΥΝΟΨΗ**

Προσπαθώντας κανείς να συνάγει γενικευμένα συμπεράσματα τόσο από την επισκόπηση της σχετικής με το υπό εξέταση στο παρόν πόνημα βιβλιογραφίας όσο και από τα πορίσματα από την εμπειρική μελέτη, αδήριτη παραμένει η ανάγκη για διάκριση των επιπτώσεων της μεταβλητότητας των χρηματιστηριακών δεικτών στις καταναλωτικές δαπάνες σε Μακροχρόνιες και Βραχυχρόνιες. Όπως παρατηρεί κανείς από την διεξαχθείσα εμπειρική μελέτη, σε μακροχρόνιο ορίζοντα, οι επιπτώσεις είναι μεγαλύτερες στα Μη Διαρκή Αγαθά, ενώ εκείνα τα Διαρκή Αγαθά που πλήττονται, είναι περισσότερο τα Οχήματα, και, δευτερευόντως, στην περίπτωση της Ιταλίας, τα Έπιπλα. Αντιθέτως, σε βραχυπρόθεσμο ορίζοντα, πλήττονται οι Καταναλωτικές Δαπάνες των Διαρκών Αγαθών από μια έντονη μεταβλητότητα των Χρηματιστηριακών Δεικτών.

Συνεπώς, ο ισχυρισμός της Romer (1990) ότι η έντονη αβεβαιότητα που μπορεί να προκαλεί το χρηματιστήριο δύναται να καταστήσει τα άτομα αβέβια για το μελλοντικό τους εισόδημα και αυτά να μειώσουν τις Δαπάνες τους για Διαρκή Αγαθά φαίνεται από την διεξαχθείσα στο παρόν πόνημα ότι δικαιώνεται για το Βραχυχρόνιο ορίζοντα. Απεναντίας, ο αντικρουόμενος με εκείνον της Romer(1990) ισχυρισμός του Bosworth(1975) ότι οι αλλαγές στις τιμές των μετοχών επιδρούν την Κατανάλωση Μη Διαρκών Αγαθών, αλλά όχι εκείνη των Διαρκών, φαίνεται να δικαιώνεται μόνο για το Μακροχρόνιο ορίζοντα.

Είναι αξιοσημείωτο, πάντως, πως τα νοικοκυριά των ΗΠΑ αναδεικνύονται από την παρούσα εμπειρική μελέτη ως τα πλέον ευαίσθητα στη μεταβλητότητα των Χρηματιστηριακών Δεικτών. Παρότι θα ανέμενε κανείς το αντίθετο, λόγω της παλαιότητας της ένταξης των μετοχών στο χαρτοφυλάκιο των αμερικανικών νοικοκυριών, και άρα της παλαιόθεν απόκτησης του πνεύματος του μετόχου που γνωρίζει τον παροδικό χαρακτήρα των χρηματιστηριακών κρίσεων ή ανθίσεων και επομένως θα αναμενόταν μια πιο ψύχραιμη ανταπόκριση σε αυτές, αυτά μεταβάλουν πιο δραστικά τις καταναλωτικές τους δαπάνες, τόσο σε μακροχρόνιο όσο και βραχυχρόνιο ορίζοντα. Δευτερευόντως, πιο ευαίσθητα αναδεικνύονται τα γαλλικά νοικοκυριά.

Τέλος, σε μεγαλύτερο βαθμό, σε σχέση με τη Μεταβλητότητα των Χρηματιστηριακών Δεικτών, επιδρά βραχυχρόνια η Καταναλωτική Εμπιστοσύνη στις Καταναλωτικές Δαπάνες, ενώ σε ακόμα μεγαλύτερο, κάτι που επαληθεύει και την Οικονομική Θεωρία, η Βιομηχανική Παραγωγή, το proxy, δηλαδή, του Εισοδήματος από Εργασία .

Από μια αντίθετη οπτική γωνία, φαίνεται πως η μεταβλητότητα των χρηματιστηριακών δεικτών επηρεάζεται περισσότερο από τις εξελίξεις στις Πωλήσεις Διαρκών Αγαθών. Αν αυτές μεταβληθούν δραστικά, το ίδιο θα συμβεί και στους χρηματιστηριακούς δείκτες. Αυτοί επηρεάζονται από συγκεκριμένες αγορές, όπως εκείνες των Οχημάτων. ΗΠΑ, Γαλλία και Καναδάς, τρεις μεγάλες αγορές οχημάτων, με τις δύο πρώτες να παράγουν και δημοφιλείς κατηγορίες επιβατηγών οχημάτων, φαίνεται πως επιδρούν περισσότερο στην μεταβλητότητα των αντίστοιχων χρηματιστηριακών δεικτών τους. Κάτι αντίστοιχο συμβαίνει και με την παραδοσιακά δημοφιλή αγορά επίπλων στην Ιταλία. Οι πλέον ευαίσθητοι χρηματιστηριακοί δείκτες αναδεικνύονται εκείνοι των ΗΠΑ, και σε μικρότερο βαθμό εκείνος της Ιαπωνίας.

Προφανώς, τα εμπειρικά αυτά αποτελέσματα δεν είναι τελεσίδικα ούτε δυνάμενα να γενικευτούν ώστε να θεμελιώσουν ένα νέο θεωρητικό πόρισμα. Οι δυσχέρειες στην εμπειρική μελέτη δεν ήταν λίγες. Η έλλειψη μελέτης για την επίπτωση της μεταβλητότητας των χρηματιστηριακών δεικτών στις Καταναλωτικές Δαπάνες για Υπηρεσίες επ' ουδενί δεν μπορεί να θεωρηθεί αμελητέα. Περαιτέρω έρευνα στον τομέα αυτόν απαιτείται, ίσως με πιο αξιόπιστα στοιχεία άλλης περιόδου ή άλλων χωρών. Επίσης, αξιολογή έρευνα θα μπορούσε να υπάρξει για τη μελέτη συγκεκριμένων κλάδων των χρηματιστηριακών δεικτών στις αντίστοιχες καταναλωτικές Δαπάνες, π.χ. ο κλάδος της Νέας Οικονομίας και κατά πόσον επιδρά στις Καταναλωτικές Δαπάνες για Αγαθά & Υπηρεσίες Νέων Τεχνολογιών. Τέλος, περαιτέρω έρευνα θα μπορούσε να διεξαχθεί και να αφορά την επίδραση της μεταβλητότητας του χρηματιστηριακού δείκτη μιας χώρας στις Καταναλωτικές Δαπάνες μιας άλλης.

## 8. ΠΗΓΕΣ-ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- [Abeele, 1983](#) P.Vanden Abeele The Index of Consumer Sentiment: Predictability and Predictive Power in the EEC, *Journal of Economic Psychology* 3 (1983), pp.1-17
- [Acemoglu & Scott, 1994](#) Acemoglu Daron and Andrew Scott Consumer Confidence and Rational Expectations: Are Agents' Beliefs Consistent with the Theory?, *The Economic Journal*, 104 (January), pp.1-19
- [Adams & Green, 1965](#) Adams F.G. & Green E.W. Explaining and Predicting Aggregate Consumer Attitudes, *International Economic Review*, Vol 6, pp.275-293.
- [Amemiya, 1974](#) T. Amemiya, The nonlinear two-stage least-squares estimator, *Journal of Econometrics* 2, pp. 105–110.
- [Asgary and Yanxiang Gu, 2005](#) Nader Asgary and Anthony Yanxiang Gu The Stock Market and Consumer Confidence: An International Comparison, *Journal of Accounting and Finance Research*, Vol. 13, No. 3, August 2005, pp 205-213
- [Beninga & Protopapadakis, 1990](#) Leverage, time preference and the “equity premium puzzle”, *Journal of Monetary Economics*, 25, pp.49-58
- [Bernanke, 1983](#) Bernanke, Ben S. Irreversibility, Uncertainty and Cyclical investment, *Quarterly Journal of Economics*, XCVIII(1983), 85-106
- [Berg & Bergstrom, 1996](#) Berg L and Bergstrom R. The Consumer Confidence and Consumption in Sweden, Uppsala universitat, Working Paper, N. 7, pp.2-30
- [Bhatia, 1972](#) Kul B.Bhatia, «Capital Gains and the Aggregate Consumption Function», *American Economic Review*, vol. 62 (December 1972), p.869
- [Black et al., 2003](#) Black, A., P. Fraser and N.Groenewold US Stock Prices and Macroeconomic Fundamentals, *International Review of Economics and Finance*, [www.econs.ecel.uwa.edu.au/economics/Research/2001/DP%2001.08.pdf](http://www.econs.ecel.uwa.edu.au/economics/Research/2001/DP%2001.08.pdf)
- [Board of Governors of the Federal Reserve System](#) A Review and Evaluation of Margin Requirements, Staff Study, December 1984
- [Bollerslev, 1990](#) Bollerslev T. Modelling the Coherence in Short Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalised ARCH Model, *The Review of Economics and Statistics*, Vol.74, No. 3, pp.498-505

[Bonnet and Dubois, 1995](#) Bonnet X. & E. Dubois, « Peut on comprendre la hausse imprévue du taux d'épargne des ménages depuis 1990 ? », Comportements des ménages, *Économie et Prévision*, n° 121, 1995-5, direction de la Prévision, ministère de l'Économie et des Finances, Paris

[Boone et al., 1998](#) L. Boon, C. Giorno and P. Richardson, Stock market fluctuations and consumption behavior: Some recent evidence, *Working Papers - OECD Economics Department* **308** (1998).

[Bosworth, 1975](#). B. Bosworth, The stock market and the economy. *Brookings Papers on Economic Activity* (1975), pp. 257–300. [Full Text via CrossRef](#)

[Bram and Ludvigson, 1998](#) Jason Bram and Sydney Ludvigson Does Consumer Confidence Forecast Household Expenditure? A Sentiment Index Horse Race, FRBNY Economic Policy Review, June 1998 pp. 59-78.

[Brav, Constantinides & Geczy, 1999](#) Brav, Alon, George M. Constantinides & Christopher C. Geczy Asset Pricing with Heterogeneous Consumers and Limited Participation : Empirical Evidence. Rodney L. White Center for Financial Research working paper no. 23- 99 (October)

[Brayton & Mauskopf, 1987](#) Flint Brayton & Eileen Mauskopf , Structure and Uses of the MPS Quarterly Econometric Model of the United States, Federal Reserve Bulletin, February 1987, pp.103-109

[Brenan & Xia, 2001](#) Michael J. Brennan & Yihong Xia Stock Price Volatility and Equity Premium, *Journal of Monetary Economics* 47, pp.249-283

[Bulkley & Harris, 1997](#) George Bulkley & Richard D.F. Harris Irrational Analysts' Expectations As a Cause of Excess Volatility in Stock Prices, *The Economic Journal*, 107 (March), pp. 359-371.

[Cagan 1990](#) Cagan P. The Stock Market Crash and the Wealth Effect, in *Analyzing Modern Business Cycles*, Essays Honoring G.H. Moore, Ed. P.A. Klein

[Campbell, 1987](#) John Y. Campbell Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis, *Econometrica*, Vol. 55, no. 6(November), pp. 1249-1273.

[Campbell and Shiller, 1987](#) Campbell, J.Y and R.J.Shiller Cointegration and tests of Present Value Models, *Journal of Political Economy*, 95, pp.1062-1088

[Campbell and Shiller, 1988](#) Campbell, J.Y and R.J.Shiller Stock Prices, Earnings and Expected Dividends, *Journal of Finance*, 43, pp.661-676

[Campbell and Shiller, 1989](#) Campbell, J.Y and R.J.Shiller The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factor, *Review of Financial Studies*, 1, pp. 195-228

[Carroll, 1992](#) Carroll C.D The buffer stock theory of saving: some macroeconomic evidence, *Brookings Papers on Economic Activity* 2 pp.61-156

[Carroll, Fuhrer and Wilcox, 1994](#) Carroll Christopher D. , Jeffrey C. Fuhrer and David W. Wilcox Does Consumer Sentiment Forecasts Household Spending? If so, Why?, *American Economic Review* 84, no. 5: pp.1397-1408.

[Carroll and Kimball, 1996](#) C.D. Carroll and M.S. Kimball, On the concavity of the consumption function, *Econometrica* **64** (1996), pp. 981–992.

[Cecchetti et al, 1993](#) Cecchetti S.G, Lam, P.-S, Mark, N.C. The Equity premium and the risk-free rate, *Journal of Monetary Economics*, 31, pp.21-45

[Choudhry, 2003](#) Taufiq Choudhry Stock Market Volatility and the US Consumption Expenditure, [Journal of Macroeconomics](#), 2003, vol. 25, issue 3, pages 367-385

[Christie, 1982](#) Andrew A. Christie The Stochastic Behavior of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects, *Journal of Financial Economics*, 10(1982) pp407-432.

[Constantinides, 1990](#) George M.Constantinides Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle, *Journal of Political Economy*, vol.98,no.3

[Cook, 2002](#) Cook , S. Asymmetric Mean Reversion in Consumption: Evidence from OECD Economies, *Applied Econometrics and International Development* 2, 27-34

[Curtin, 1988](#) Curtin, Richard The Crash and the Consumer, *Economic Outlook USA*, winter 1987-88, pp.20-23

[Davis and Palumbo, 2001](#) Davis M and Palumbo M. A Primer On the Economics and Time Series Econometrics of Wealth Effect, Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Paper Series No. 2001-09, Washington, DC

[Deaton, 1991](#) Deaton A. Saving and Liquidity Constraint, *Econometrica* 59(6), pp 1221-1248

[De Bondt and Thaler, 1985](#) De Bondt W.F.M. and R. Thaler Does the Stock Market Overreact?, *Journal of Finance*, 40, July 1985m pp 793-805

[De Long et al., 1987](#) Bradford De Long, Andrei Shleifer, Lawrence H. Summers, Robert Waldman The Economic Consequences of Noise Traders, NBER, Working Paper no.2395, October

[Delorme, Kamerschen & Voeks, 2001](#) Delorme C.D., Kamerschen D.R. and For Voeks, L Consumer Confidence and Rational Expectations in the United States compared eith the United Kingdom, *Applied Economics*, Vol. 33, p.863-869.

[Dolado,Gonzalo & Marmol,1999](#) Juan J. Dolado, Jesus Gonzalo and Francese Marmol Cointegration, Universidad Carlos III de Madrid site

[Douglas, 1969](#) George W. Douglas Risk in the Equity Markets: An Appraisal of Market Efficiency, *Yale Economic Essays*, Spring 1969, pp. 3-45

[Dynan and Maki, 2001](#) Dynan K. and Maki D Does Stock Market Wealth Matter for Consumption? Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Paper Series No. 2001-23, Washington DC.

[Edilson and Sløk, 2002](#) Edilson Hali and Torsten Sløk Stock Market Wealth Effect and The New Economy: A Cross-Country Study,

[Engle, 2002](#) Robert Engle Dynamic Conditional Correlation- A Simple Class of Multivariate GARCH Models, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.17, no.5

[Engle & Kroner, 1995](#) Robert Engle & KK Kroner Multivariate Simultaneous Generalised ARCH, *Econometric Theory*, Vol.11, No. 1, pp.122-150.

[Engle & Ng, 1993](#) Robert Engle and Victor K. Ng Measuring and Testing the Impact of News on Volatility, The Journal of Finance, Vol.XLVIII,no.5, pp.1749-1778

[Epstein & Zin, 1991](#) Larry G. Epstein and Stanley E. Zin Substitution, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Capital Asset Returns: An Empirical Analysis, Journal of Political Economy, vol.99, no.2

[Erb, Harvey & Viskanta](#) Erb C., 1994 CC Harvey & T.Viskanta Forecasting International Equity Correlations, Financial Analysts Journal, November, pp. 32-45.

[Etzioni, 1985](#) Etzioni Amitai Opening the Preferences: A Socio-Economic Research Agenda, Journal of Behavioral Economics, 14, pp 183-205

[Flavin, 1981](#) Marjorie A. Flavin The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income, Journal of Political Economy, 89(1981), pp 974-1009

[Flavin, 1983](#) Marjorie A. Flavin Excess Volatility in the Financial Markets: A Reassessment of the Empirical Evidence, Journal of Political Economy, 1983 vol. 91, no. 6

[Flood & Hodrick, 1986](#) Robert P. Flood & Robert J. Hodrick Asset Price Volatility, Bubbles and Process Switching, The Journal of Finance, Vol. XLIm no. 4, September 1986, pp 831-842

[French, Schwert & Stambaugh, 1987](#) Kenneth R. French, G. William Schwert & Robert F. Stambaugh Expected Stock Returns & Volatility, Journal of Financial Economics, 19(1987) pp.3-29

[Friedman, 1953](#) Friedman Milton The Case for Flexible Exchange Rates, in Essays in Positive Economics, Chicago, Illinois, University of Chicago Press

[Friedman, 1957.](#) M. Friedman, A Theory of the Consumption Function. , Princeton University Press, Princeton, NJ (1957).

[Friedman and Becker, 1957](#) Friedman, Milton and Becker, Gary S. A Statistical Illusion in Judging Keynesian Models, J.P.E. 65, no.1 (February 1957): pp.64-75

[Furher, 1992](#) Fuhrer Jeffrey C What Role Does Consumer Sentiment play i the US Macroeconomy, New England Economic Review, vol. 44, p.32-44.

[Furher, 2000](#) Fuhrer Jeffrey C Habit Formation in Consumption: Implications for Moneatary Policy Models, American Economic Review 90, no 3 (June):367-390



[Funke, 2004](#) Norbert Funke Is there A Stock Market Wealth Effect in Emerging Markets?, *Economic Letters* 83, pp.417-421.

[Garner, 1990](#) Garner, A.C., 1990. Has the stock market crash reduced consumer spending? In: *Financial Market Volatility and the Economy*. Federal Reserve Bank of Kansas City, 1990

[Glostan, Jagannathan & Runkle, 1993](#) Lawrence R. Glosten, Ravi Jagannathan & David E. Runkle On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Returns on Stocks, *The Journal of Finance*, Vol. XLVIII, no. 5, pp. 1779-1801

[Groenewold, 2003](#) N. Groenewold, *Consumption and Stock Prices: Can We Distinguish Signalling from Wealth Effects?*, *Discussion Paper* vol. 03.22, The University of Western Australia (2003).

[Grunspan and Sicsic, 1997](#) Grunspan T and P. Sicsic Les effets de richesse, Conseil National du Credit et du Titre, Rapport Annuel 1997, pp. 187-192

[Haavelmo, 1943](#) Haavelmo Trygve The Statistical Implications of A System of Simultaneous Equations, *Econometrica*, Vol.11, No. 1. (Jan., 1943), pp.1-12

[Hall, 1978](#) R.E. Hall, Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: Theory and evidence, *Journal of Political Economy* 86 (1978), pp. 971–987.

[Full Text via CrossRef](#)

[Hall, 1988](#) Robert E. Hall Intertemporal Substitution in Consumption, *Journal of Political Economy*, vol.96, no.2, pp. 339-357.

[Hall & Mishkin, 1982](#) Robert E. Hall and Frederic S. Mishkin The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households, *Econometrica*, Vol. 50, no. 2, pp. 461-481.

[Hamilton & Whiteman, 1985](#) James Hamilton & Charles Whiteman The Observable Implications of Self-Fulfilling Expectations, *Journal of Monetary Economics* 16 (November 1985), pp 353-74.

[Hansen & Singleton, 1983](#) Hansen, Lars Peter and Singleton, Kenneth J. Stochastic Consumption, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Asset Returns, Journal of Political Economy, vol. 91 (April), pp.249-265.

[Hardouvelis, 1988a](#) Hardouvelis, Gikas A. Evidence on Stock Market Speculative Bubbles: Japan, the United States and Great Britain, FRBNY, Quarterly Review, Summer 1988, pp. 4-16

[Hardouvelis, 1988b](#) Hardouvelis, Gikas A. Margin Requirements and Stock Market Volatility, FRBNY, Quarterly Review, Summer 1988, pp. 80-89.

[Hardouvelis, 1990](#) Hardouvelis, Gikas A. Margin Requirements, Volatility and the Transitory Component of Stock Prices, The American Economic Review, Vol.80,no. 4 pp. 736-762.

[Hart & Kreps, 1986](#) Oliver D.Hart & David M. Kreps Price Destabilizing Speculation, Journal of Political Economy, vol. 94(October), pp. 927-952.

[Hassler, 1999](#) John Hassler Does Increased International Influence Cause Higher Stock Market Volatility?, Scandinavian Journal of Economics, 101(1), 1-9, 1999

[Hayashi, 1982](#) Fumio Hayashi The Permanent Income Hypothesis: Estimation and Testing by Instrumental Variables, Journal of Political Economy, 1982, vol.90, no.5, pp. 895-916

[Hendry & Juselius, 2000](#) David F. Hendry & Katarina Juselius Explaining Cointegration Analysis, part I , The Energy Journal, Vol.21, January, pp.1-42

[Hendry & Juselius, 2000](#) David F. Hendry & Katarina Juselius Explaining Cointegration Analysis, part II, Discussion Papers, University of Copenhagen, Department of Economics

[Horioka 1996](#) Horioka, C.Y. Capital gains in Japan: Their magnitude and Impact on Consumption, Economic Journal 106, 560-77

[Huth, Eppright & Taube, 1994](#) William L. Huth, David R. Eppright and Paul M. Taube  
The Indexes of Consumer Sentiment and Confidence: Leading or Misleading Guides to  
Future Buying Behavior, *Journal of Business Economic Research* 29, pp. 199-206.

[Japelli and Pagano, 1989](#) Japelli, T. & Pagano M Consumption and Capital Market  
Imperfections : An international Comparison, *American Economic Review*, vol. 79,  
pp.1088-1095

[Katona, 1960](#) Katona George *The Powerful Consumer* New York McGraw-Hill

[Katona and Mueller, 1968](#) Katona George and Eva Mueller *Consumer Response to  
Income Increases*, Washington DC: Brookings Institution

[Katona, 1975.](#) G. Katona, *Psychological Economics*, Elsevier Scientific Publishing, New  
York (1975).

[Keynes, 1935](#) John Maynard Keynes, *A Treatise on Money*, Vol.1: The pure theory of  
money. MacMillan

[Kuo and Chung, 2002](#) B.S. Kuo and C.T. Chung, Is consumption liquidity constrained?  
The asymmetric impact from business cycles, *Academia Economic Papers* 30 (2002), pp.  
443–472.

[Laitner and Juster, 1996](#) Laitner J. and F.T. Juster New Evidence on altruism: a study of  
TIAA-CREF Retirees, *American Economic Review*, Vol. 86, No.4, (September), pp.893-  
908

[Leeper, 1992](#) Leeper Eric M *Consumer Attitudes: King for A Day?*, Federal Reserve  
Bank of Atlanta *Economic Review* 77, no. 3 (July-August): pp.1-16

[Lucas, 1976](#) Lucas, Robert E., Jr. *Econometric Policy Evaluation : A Critique*, in *The  
Phillips Curve and Labor Markets*, edited by Karl Brunner and Allan H. Meltzer.  
Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. Amsterdam: North-Holland;  
New York: American Elsevier, 1976

[Ludvigson and Steindel, 1999](#) Ludvigson, Sydney, and Charles Steindel. "How Important  
Is the Stock Market Effect on Consumption?" Federal Reserve Bank of New York  
Research Paper no. 9821.

[Ludwig and Sløk, 2002](#) A. Ludwig and T. Sløk, The impact of changes in stock prices and house prices on consumption in OECD countries, IMF Working Paper. Also in *Topics in Macroeconomics* 4 (2004), pp. 1–26 (<http://www.bepress.com/bejm/topics/vol4/iss1/art4>).

[Ljung and Box, 1978](#). G.M.Ljung and G.E.P. Box, On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models, *Biometrika*, 65, pp. 297-303.

[Mankiw and Zeldes, 1991](#) Mankiw, N. Gregory, and Stephen P. Zeldes. 1991. "The Consumption of Stockholders and Nonstockholders." *JOURNAL OF FINANCIAL ECONOMICS* 29, no. 1: 97-112.

[Mankiw, Romer & Shapiro, 1985](#) N.Gregory Mankiw, David Romer & Matthew D. Shapiro, An Unbiased Reexamination of Stock Market Volatility, *The Journal Of Finance*, Vol. XL, No. 3, July 1985, pp.677-687

[Marsh & Merton, 1983](#) Terry A Marsh and Robert C. Merton Are Stock Prices too Volatile, Mimeo, Massachusetts Institute of Technology, May 1983.

[Mehra & Prescott, 1985](#) Mehra, R. Prescott, E.C. The Equity premium: a puzzle, *Journal of Monetary Economics*, 15, pp.145-161

[Mehra, 2001](#) Y.P. Mehra, The wealth effect in empirical life-cycle aggregate consumption equations, Federal Reserve Bank of Richmond, *Economic Quarterly* 87 (2001), pp. 45–68.

[Merton, 1971](#) Robert C. Merton Optimum Consumption and Portfolio Rules in A Continuous-Time Model, *Journal of Economic Theory*, no. 3 (December), pp. 373-411.

[Mishkin, 1978](#) Mishkin, Frederic S. 1978. The Household Balance Sheet and the Great Depression, *Journal of Economic History*, XXXVII(1978), pp. 918-37

[Modigliani and Brumberg, 1954](#). F. Modigliani and R. Brumberg, Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data. In: K.K. Kurihara, Editor, *Post-Keynesian Economics*, Rutgers University Press, New Brunswick, NJ (1954).

[Modigliani et Ando 1963](#), Albert Ando and Franco Modigliani. 1963. "The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests." *AMERICAN ECONOMIC REVIEW* 103, no. 1: 55-84.

[Moore, 1966](#) Thomas G. Moore Stock Market Margin Requirements, *Journal of Political Economy*, vol. 74 (April 1966), pp. 158-67

[Muellbauer & Lattimore, 1994](#) Muellbauer J. And Lattimore, R The Consumption Function: A Theoretical and Empirical Overview, in *Handbook of Applied Econometrics: Macroeconomics*, edited by M. H. Pesaran and M. R. Wickens, pp.221-311, Oxford, Blackwell

[Muth, 1960](#) Muth J.F. Optimal Properties of Exponentially Weighted Forecasts, Journal of the American Statistical Association, 55, pp. 299-306

[Mutoh et al., 1993](#) Mutoh H., H.Kawai and M.Sano Consumption and Adverse Wealth Effect, Nihon Keizei Kenkyu No.26, pp.57-92

[Nelson,1991](#) Nelson Daniel B. Conditional Heteroscedasticity in asset returnsQ A new Approach, Econometrica 59, pp347-370.

[O'Brien, 1984](#) James M. O' Brien Speculative Bubbles in Stock Prices and the Need for Margin Regulation, Unpublished Working Paper, Board of Governors of the Federal Reserve System, December 1984

[Officer, 1973](#) R.R. Officer The Variability of the Market Factor of the New York Stock Exchange, Journal of Business, vol. 46 (July 1973), pp. 434-53.

[Ohlson & Penman, 1985](#) James A. Ohlson & Stephen H.Penman Volatility Increases Subsequent to Stock Splits: An Empirical Aberrations, Journal Of Financial Economics, 14, pp. 251-266

[Olschavsky & Granbois, 1979](#) Richard.W. Olschavksy & Donald.H Granbois, 1979 Consumer Decision Makin- Fact or Fiction?, Journal of Consumer Research, 6, pp. 93-100

[Ogawa 1992b](#) Ogawa K. An Econometric Analysis of Japanese Household Behaviour, Financial Review, Vol. 25, pp. 112-134

[Ogawa et al., 1996](#) Ogawa, K., Kitasaka, S., Yamaoka, H. and Iwata, Y. ((1996)) An empirical re-valuation of wealth effect in Japanese household behaviour. *Japan and the World Economy* 8 , p. 423. [ [crossref](#) ]

[Patterson, 1993](#) K.D. Patterson, The impact of credit constraints, interest rates and housing equity withdrawal on the intertemporal pattern of consumption—a diagrammatic analysis, *Scottish Journal of Political Economy* 40 (1993), pp. 391–407. [Full Text via CrossRef](#)

[Pearce, 1983](#) Douglas K.Pearce, “Stock Prices and the Economy”, Economic Review, Federal Reserve bank of Kansas City, November 1983, pp.7-22

[Pickering 1981](#), Pickering J.F. A Behavioural Model of the Demand for Consumer Durables, Journal of Economic Psychology 1 (1981), pp, 59-77, North-Holland Publishing Company

[Pigou, 1927](#) Pigou A. C. Industrial Fluctuations, London, Macmillan

[Poterba and Samwick, 1995](#) J.M. Poterba and A.A. Samwick, Stock ownership patterns, stock market fluctuations, and consumption, *Brookings Papers on Economic Activity* **2** (1995), pp. 295–372. [Full Text via CrossRef](#)

[Praet and Vuchelen, 1984](#) Peter Praet and Josef Vuchelen The contribution of EC consumer surveys in forecasting consumer expenditures: an econometric analysis for four major countries, *Journal of Economic Psychology*, 5, pp.101-124

[Romer, 1990](#) C. Romer, The Great Crash and the onset of the Great Depression, *Quarterly Journal of Economics* **105** (1990), pp. 597–624. [Full Text via CrossRef](#)

[Rossi and Visco, 1995](#) Rossi N. and I. Visco National Savings and Social Security in Italy, *Ricerche Economiche*, No.49, pp.329-356

[Samuelson, 1983](#) Samuelson Paul *Foundations of Economic Analysis*, Cambridge, MA: Harvard University Press

[Sargent, 1978](#) Sargent Thomas J. Rational Expectation, Econometric Exogeneity and Consumption, *Journal of Political Economy*, 86, no. 4(August), pp.673-700

[Schwert, 1989](#) G.William Schwert Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?, *Journal of Finance*, Vol. XLIV, no. 5, pp.1115-1153.

[Schwert, 1989b](#) G.William Schwert Business Cycles, Financial Crises & Stock Volatility, Working Paper, pp.1-38

[Schwert, 1990](#) G.William Schwert Stock Returns & Real Activity: A Century of Evidence, NBER Working Paper #3296, March 1990

[Selden, 1978](#) Selden Larry A New Representation of Preferences over “Certain x Uncertain” Consumption Pairs: The “Ordinal Certainty Equivalent” Hypothesis, *Econometrica*, 46 (September): pp.1045-1060.

[Shapiro, 1972](#) Shapiro H.T. The Index of consumer sentiment and Economic Forecasting: A reappraisal, in B. Strupfel and al. (eds.) *Human Behaviour in Economic Affairs: Essays in Honour of George Katona*, New York, Elsevier Scientific Publishing

[Shea, 1995](#) J. Shea, Myopia, liquidity constraints, and aggregate consumption: a simple test, *Journal of Money, Credit and Banking* **27** (1995), pp. 798–805. [Full Text via CrossRef](#)

[Shiller, 1981](#) Robert J. Shiller Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends? *The American Economic Review*, June 1981, Vol/71 No. 3, pp.421-436

[Shiller, 1982](#) Robert Shiller Consumption, Asset Markets and Macroeconomic Fluctuations, Carnegie—Rochester Conference Series on Public Policy 17(1982), pp. 203-238, North-Holland Publishing Company

[Shiller, 1987](#) Robert J. Shiller The Volatility of Stock Market Prices, *Science*, Vol. 235, Articles, 2 January 1987 pp. 33-36

[Shefrin and Thaler, 1988](#) Shefrin, Hersh M. And Richard T.Thaler The Behavioral Life-Cycle Hypothesis , *Economic Inquiry*, Vol.26, No. 4 (October), pp. 609-643

[Shirvani and Wilbratte, 2000](#) H. Shirvani and B. Wilbratte, Does consumption respond more strongly to stock market declines than to increases?, *International Economic Journal* **14** (2000), pp. 41–49.

[Shirvani and Wilbratte, 2002](#) H. Shirvani and B. Wilbratte, The wealth effect of the stock market revisited, *The Journal of Applied Business Research* **18** (2002), pp. 18–23.

[Smith, Sorensen & Wickens, 2006](#) PN Smith, S.Sorensen & M.R. Wickens The Asymmetric Effect of the Business Cycle on the Relation between Stock Market Returns and their Volatility, pp.0-28.

[Starr-McCluer, 2002](#) M. Starr-McCluer, Stock market wealth and consumer spending, *Economic Inquiry* **40** (2002), pp. 69–79. [Full Text via CrossRef](#) | [View Record in Scopus](#) | [Cited By in Scopus \(6\)](#)

[Stigler and Becker, 1977](#) Stigler George J & Gary S.Becker, „De Gustibus non est disputandum“, *American Economic Review*, vol. 67, no. 2, March 1977, pp 76-90

[Stock and Watson, 1993](#) Stock, James H., and Mark Watson. A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *ECONOMETRICA* 61, no. 4: 783-820.

[Summers, 1982](#) Summers, Lawrence H. Tax Policy, the rate of Return and Savings, Working Paper, no.995, Cambridge, Mass: NBER, September 1982

[Summers, 1986](#) Summers, Lawrence H. Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values?, the *Journal of Finance*, vol. XLI, no. 3, pp.591-601.

[Temin, 1976](#) Temin, Peter Did Monetary Forces Cause the Great Depression?, New York, W.W. Norton, 1976)

[Thaler, 1994](#) Thaler, Richard T. (1994) Psychology and Saving Policies , *American Economic Review*, Vol. 84, No.2 (May), pp.186-192

[Throop, 1992](#) Throop, A.W. Consumer Sentiment: Its Causes and Effects, *Economic Review* (Federal Reserve Bank of San Francisco, N.1, p.35-59

[Vissing-Jørgensen, 1999](#) Vissing- Jørgensen Annette "Limited Stock Market Participation and the Equity Premium Puzzle, Mimeo, University of Chicago (December)

[West, 1987](#) Kenneth D. West A Specification test for Speculative Bubbles, *The Quarterly Journal of Economics*, August 1987, pp. 553-580

[West, 1988](#) Kenneth D. West Bubbles, Fads and Stock Price Volatility Tests: A Partial Evaluation, the *Journal of Finance*, Vol. XLIII, no. 3, pp.639-656

[Wilhelm, 1996](#) Wilhelm, Mark O. Bequest Behavior and the Effect of Heirs' Earnings: Testing the Altruistic Model of Bequests, *American Economic Review*, Vol.86, No.4 (September), pp. 874-892

[Wolff, 1994](#) Wolff Edward N. Trends in Household Wealth in the United States, 1962-83 and 1983-89, *Review of Income and Wealth* 40(2): pp.143-74

[Zeldes, 1984](#) Zeldes Stephen P Optimal Consumption with Stochastic Income: Deviations from Certainty Equivalence, Ph.D. Thesis, MIT, 1984.

[Zeldes, 1989a](#) Zeldes Stephen P Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation, *Journal of Political Economy* 97, no. 2 (April), pp 305-346



[Zeldes, 1989b](#) Zeldes Stephen P. Optimal Consumption with Stochastic Income: Deviations from Certainty Equivalence, Quarterly Journal of Economics 104, no. 2 (May) pp 275-298

[www.wikipedia.org](http://www.wikipedia.org)

[www.stata.com](http://www.stata.com)

[John C. Hull](#) Options, Futures and Other Derivatives, Pearson-Prentice Hall, Sixth Edition, New Jersey, 2006

[Ανδρέα Α. Ανδρικόπουλου](#) Οικονομετρία: Θεωρία και Εμπειρικές Εφαρμογές, Β' έκδοση, Μπένου, Αθήνα, 2000

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΑ

## 9. APPENDIX I

### Unit Root Test Results

#### a) Stock Market Indices

country	index	level/1st difference	constant	trend	lag length	ADF t- statistic	prob (McKinn on one- sided p- values)	critical values		
								1%	5%	10%
germany	DAX 30	level	yes	no	0	-0.206892	0.9353	-3.43089	-2.86166	-2.56688
	DAX 30	1st difference	yes	no	0	-96.9934	0.0001	-3.43089	-2.86166	-2.56688
	datastream	level	yes	no	0	-0.792312	0.8207	-3.43089	-2.86161	-2.56688
	datastream	1st difference	yes	no	0	-93.93783	0.0001	-3.43089	-2.86161	-2.56688
	TSX	level	yes	no	0	0.441783	0.9847	-3.43113	-2.86177	-2.56693
	TSX	1st difference	yes	no	0	-82.81949	0.0001	-3.43113	-2.86177	-2.56693
canada	datastream	level	yes	no	1	1.624932	0.9996	-3.43089	-2.86166	-2.56688
	datastream	1st difference	yes	no	0	-92.2048	0.0001	-3.43089	-2.86166	-2.56688

country	index	level/1st difference	constant	trend	lag length	ADF t- statistic	prob (McKinnon one-sided p-values)	critical values		
								1%	5%	10%
	CAC 40	level	yes	no	1	0.658861	0.9913	-3.43138	-2.86188	-2.56699
	CAC 40	1st difference	yes	no	0	-65.908	0.0001	-3.43138	-2.86188	-2.56699
france	datastream	level	yes	no	0	-0.087528	0.949	-3.43085	-2.86166	-2.56688
	datastream	1st difference	yes	no	2	57.72733	0.0001	-3.43085	-2.86166	-2.56688
	mibtel	level	yes	no	0	-1.53491	0.5159	-3.43187	-2.8621	-2.56711
	mibtel	1st difference	yes	no	0	-62.21608	0.0001	-3.43187	-2.8621	-2.56711
italy	datastream	level	yes	no	4	-0.719286	0.8401	-3.43089	-2.86166	-2.56688
	datastream	1st difference	yes	no	3	-45.07231	0	-3.43089	-2.86166	-2.56688
	nikkei225	level	yes	no	2	-1.543512	0.5116	-3.43083	-2.86164	-2.56686
	nikkei225	1st difference	yes	no	1	-75.28758	0.0001	-3.43083	-2.86164	-2.56686
japan	datastream	level	yes	no	2	-1.522208	0.5225	-3.43089	-2.86166	-2.56688
	datastream	1st difference	yes	no	1	-68.64232	0.0001	-3.43089	-2.86166	-2.56688

country	index	level/1st difference	constant	trend	lag length	ADF t-statistic	prob (McKinn on one-sided p-values)	critical values		
								1%	5%	10%
	ftse100	level	yes	no	3	-0.858742	0.8016	-3.43101	-2.86171	-2.5669
	ftse100	1st difference	yes	no	2	-56.3208	0.0001	-3.43101	-2.86171	-2.5669
uk	datastream	level	yes	no	3	-0.091695	0.9486	-3.43089	-2.86166	-2.56688
	datastream	1st difference	yes	no	2	-59.30517	0.0001	-3.43089	-2.86166	-2.56688
	s&p 500	level	yes	no	1	-0.042382	0.9536	-3.43083	-2.86164	-2.56686
	s&p 500	1st difference	yes	no	0	-103.2057	0.0001	-3.43083	-2.86164	-2.56686
usa	datastream	level	yes	no	0	0.086148	0.9647	-3.43089	-2.86166	-2.56688
	datastream	1st difference	yes	no	0	-96.83424	0.0001	-3.43089	-2.86166	-2.56688

**b) retail sales**

country	index	level/1st difference	constant	trend	lag length	ADF t-statistic	prob (McKinnon one-sided p-values)	critical values		
								1%	5%	10%
germany	household electric devices	level	yes	no	1	-2.76455	0.0656	-3.46969	-2.87872	-2.57601
		1st difference	yes	no	0	-21.8583	0	-3.46969	-2.87872	-2.57601
	non durables	level	yes	no	2	-2.75693	0.0668	-3.46993	-2.87883	-2.57607
		1st difference	yes	no	2	-11.4643	0	-3.47018	-2.87894	-2.57612
	total	level	yes	no	3	-2.13018	0.2332	-3.47018	-2.87894	-2.57612
		1st difference	yes	no	2	-14.2663	0	-3.47018	-2.87894	-2.57612
	furniture	level	yes	yes	11	2.019106	1	-3.98006	-3.42056	-3.13297
		1st difference	yes	yes	10	-4.52664	0.0015	-3.98006	-3.42056	-3.13297
	non durables	level	yes	yes	2	-2.68867	0.2425	-4.00413	-3.43223	-3.13986
		1st difference	yes	yes	1	-15.4011	0	-4.00413	-3.43223	-3.13986
	other durables	level	yes	yes	16	-1.24106	0.8999	-3.98054	-3.42079	-3.13311
		1st difference	yes	yes	15	-4.11088	0.0066	-3.98054	-3.42079	-3.13311
	total	level	yes	yes	3	-1.0135	0.9338	-4.0046	-3.43245	-3.13999
		1st difference	yes	yes	2	-11.7877	0	-4.0046	-3.43245	-3.13999
canada	vehicles	level	yes	yes	15	-2.69911	0.2375	-3.979	-3.42005	-3.13267
		1st difference	yes	yes	14	-4.87966	0.0004	-3.979	-3.42005	-3.13267

country	index	level/1st difference	constant	trend	lag length	ADF t- statistic	prob (McKinnon one - sided p- values)	critical values		
								1%	5%	10%
france	furniture	level	yes	yes	2	-4.40232	0.0026	-3.99519	-3.4279	-3.13731
		1st difference	yes	yes	1	-17.8734	0	-3.99519	-3.4279	-3.13731
	h/h devices	level	yes	yes	2	-5.53734	0	-3.99519	-3.4279	-3.13731
		1st difference	yes	yes	3	-12.6321	0	-3.99549	-3.42805	-3.1374
	nondurables	level	yes	yes	6	-1.654	0.7685	-3.99565	-3.42812	-3.13744
		1st difference	yes	yes	5	-12.6792	0	-3.99565	-3.42812	-3.13744
	total	level	yes	yes	2	-2.27202	0.4474	-3.99036	-3.42556	-3.13593
		1st difference	yes	yes	4	-12.1731	0	-3.9907	-3.42573	-3.13603
	vehicles	level	yes	yes	12	-1.48711	0.8316	-3.99659	-3.42858	-3.13771
		1st difference	yes	yes	11	-9.03938	0	-3.99659	-3.42858	-3.13771
	furniture	level	yes	yes	11	-2.78643	0.205	-4.0285	-3.44396	-3.14676
		1st difference	yes	yes	10	-82.2465	0.0001	-4.0285	-3.44396	-3.14676
h/h devices	level	yes	yes	1	-0.96077	0.9453	-4.01835	-3.43908	-3.14389	
	1st difference	yes	yes	0	-21.6265	0	-4.01835	-3.43908	-3.14389	
nondurables	level	yes	no	1	0.648354	0.9906	-3.47281	2.880088	-2.57674	
	1st difference	yes	no	0	-16.7332	0	-3.47281	2.880088	-2.57674	
italy	total	level	yes	no	1	-0.11242	0.954	-3.46074	-2.8748	-2.57392
		1st difference	yes	no	0	-22.2946	0	-3.46074	-2.8748	-2.57392

country	index	level/1st difference	constant	trend	lag length	ADF t- statistic	prob (McKinn on one- sided p- values)	critical values		
								1%	5%	10%
japan	household electric devices	level	yes	yes	13	-1.99784	0.5999	-3.98682	-3.42384	-3.13491
		1st difference	yes	yes	12	-5.74743	0	-3.98682	-3.42384	-3.13491
	non durables	level	yes	no	15	-1.56461	0.4995	-3.45062	-2.87036	-2.57154
		1st difference	yes	no	14	-3.46443	0.0096	-3.45062	-2.87036	-2.57154
	total	level	yes	no	3	-3.68819	0.0049	-3.45897	-2.87403	-2.5735
		1st difference	yes	no	2	-12.9099	0	-3.45897	-2.87403	-2.5735
	total(% change)	level	yes	yes	3	-3.87685	0.0145	-3.99882	-3.42966	-3.13835
		1st difference	yes	yes	2	-12.9477	0	-3.99882	-3.42966	-3.13835
	vehicles	level	yes	no	13	-2.05398	0.2638	-3.45047	-2.8703	-2.57151
		1st difference	yes	no	12	-5.13942	0	-3.45047	-2.8703	-2.57151

country	index	level/1st difference	constant	trend	lag length	ADF t- statistic	Prob (McKinnon one-sided p-values)	critical values		
								1%	5%	10%
uk	furniture	level	yes	no	1	-4.92412	0	-3.45315	-2.87147	-2.57214
		1 <sup>st</sup> difference	yes	no	2	-13.898	0	-3.45348	-2.87162	-2.57221
	durables	level	yes	no	1	-5.08948	0	-3.45291	-2.87137	-2.57208
		1 <sup>st</sup> difference	yes	no	3	-12.6236	0	-3.45315	-2.87147	-2.57214
	non durables	level	yes	no	4	4.617966	1	-3.44496	-2.86787	-2.57021
		1 <sup>st</sup> difference	yes	no	2	-19.5038	0	-3.44492	-2.86786	-2.5702
	total	level	yes	yes	2	0.701824	0.9997	-3.97891	-3.42	-3.13264
		1 <sup>st</sup> difference	yes	yes	1	-20.7753	0	-3.97891	-3.42	-3.13264
	furniture	level	yes	yes	2	-1.05386	0.9328	-4.00682	-3.43353	-3.14062
		1 <sup>st</sup> difference	yes	yes	1	-13.1247	0	-4.00682	-3.43353	-3.14062
	durables	level	yes	yes	1	-1.56371	0.8037	-4.00657	-3.4334	-3.14055
		1 <sup>st</sup> difference	yes	yes	0	-16.9568	0	-4.00657	-3.4334	-3.14055
	non durables	level	yes	yes	1	-3.07481	0.1154	-4.00682	-3.43353	-3.14062
		1 <sup>st</sup> difference	yes	yes	0	-19.3096	0	-4.00682	-3.43353	-3.14062
total	level	yes	yes	1	-2.76873	0.2108	-4.00657	-3.4334	-3.14055	
	1 <sup>st</sup> difference	yes	yes	0	-19.0474	0	-4.00657	-3.4334	-3.14055	
us	vehicles	level	yes	no	4	-2.36269	0.1531	-3.44456	-2.8677	-2.57012
		1 <sup>st</sup> difference	yes	no	3	-16.3765	0	-3.44456	-2.8677	-2.57012



**c) industrial production**

country	level/1st difference	constant	trend	lag length	ADF t-statistic	prob (McKinnon one-sided p-values)	critical values		
							1%	5%	10%
germany	level	yes	no	2	1.466807	0.9992	-3.444562	-2.8677	-2.57012
	1st difference	yes	no	1	-20.1631	0	-3.444562	-2.8677	-2.57012
canada	level	yes	no	3	-0.66581	0.8525	-3.444757	-2.867786	-2.57016
	1st difference	yes	no	2	-9.84897	0	-3.444757	-2.867786	-2.57016
france	level	yes	no	1	-1.08613	0.7226	-3.444531	-2.867686	-2.57011
	1st difference	yes	no	0	-32.0794	0	-3.444531	-2.867686	-2.57011
italy	level	yes	no	1	-1.51051	0.5276	-3.444531	-2.867686	-2.57011
	1st difference	yes	no	0	-30.4107	0	-3.444531	-2.867686	-2.57011
japan	level	yes	no	4	-1.2252	0.6648	-3.444594	-2.867715	-2.57012
	1st difference	yes	no	3	-7.27207	0	-3.444594	-2.867715	-2.57012
uk	level	yes	no	1	-1.20911	0.6719	-3.444531	-2.867686	-2.57011
	1st difference	yes	no	0	-26.3313	0	-3.444531	-2.867686	-2.57011
usa	level	yes	no	15	0.731842	0.9927	-3.444957	-2.867874	-2.57021
	1st difference	yes	no	14	-5.29678	0	-3.444957	-2.867874	-2.57021

**d) consumer confidence**

country	level/1st difference	constant	trend	lag length	ADF t-statistic	prob (McKinnon one-sided p-values)	critical values		
							1%	5%	10%
germany	level	no	no	15	-0.05021	0.6655	-2.57067	-1.9417	-1.61618
	1st difference	no	no	14	-4.64914	0	-2.57067	-1.9417	-1.61618
canada	level	yes	no	10	-1.69715	0.4312	-3.4621	-2.8754	-2.57423
	1st difference	yes	no	9	-5.64022	0	-3.4621	-2.8754	-2.57423
france	level	yes	no	8	-3.22088	0.0195	-3.44597	-2.86832	-2.57045
	1st difference	yes	no	7	-6.51585	0	-3.44597	-2.86832	-2.57045
italy	level	yes	no	16	-2.61983	0.0897	-3.44628	-2.86846	-2.57052
	1st difference	yes	no	15	-6.0787	0	-3.44628	-2.86846	-2.57052
japan	level	yes	no	7	-2.74975	0.067	-3.45207	-2.871	-2.57188
	1st difference	yes	no	6	-4.61072	0.0002	-3.45207	-2.871	-2.57188
uk	level	yes	no	13	-3.83871	0.0028	-3.44665	-2.86862	-2.57061
	1st difference	yes	no	12	-5.54411	0	-3.44665	-2.86862	-2.57061
us	level	yes	no	2	-2.76368	0.0644	-3.44413	-2.86751	-2.57001
	1st difference	yes	no	1	-11.2525	0	-3.44413	-2.86751	-2.57001

## APPENDIX II

### Data

#### Καναδάς

series	source	unit	adjustment
CN RETAIL SALES: OTHER DURABLE GOODS (SA) CONA	cansim statistics of canada	canadian dollar millions	constant prices, seasonally adjusted
CN INDUSTRIAL PRODUCTION SADJ	imf	index	price index, seasonally adjusted
CN CONSUMER CONFIDENCE INDICATOR SADJ	oecd	index	seasonally adjusted
CN RETAIL SALES: BEER, WINE & LIQUOR STORES CURA	cansim statistics of canada	canadian dollar thousands	current prices, seasonally adjusted
CN RETAIL SALES: CONVENIENCE & SPECIALTY FOOD STORES CURA	cansim statistics of canada	canadian dollar thousands	current prices, seasonally adjusted
CN RETAIL SALES: SUPERMARKETS CURA	cansim statistics of canada	canadian dollar thousands	current prices, seasonally adjusted
CN RETAIL SALES: SPORTING GOODS, HOBBY, BOOK & MUSIC STORES CURA	cansim statistics of canada	canadian dollar thousands	current prices, seasonally adjusted
CN RETAIL SALES: CLOTHING STORES CURA	cansim statistics of canada	canadian dollar thousands	current prices, seasonally adjusted
CN NEW MOTOR VEHICLE SALES - CANADA DEFLATED	cansim statistics of canada	canadian dollar thousands	current prices, seasonally adjusted
CN RETAIL SALES: FURNITURE & APPLIANCES (SA) CONA	cansim statistics of canada	canadian dollar millions	constant prices, seasonally adjusted
CN RETAIL SALES: TOTAL (ADJUSTED) deflated	cansim statistics of canada	canadian dollar thousands	current prices, seasonally adjusted

## Ηνωμένες Πολιτείες

series	source	unit	adjustment
US CONSUMER CONFIDENCE INDEX SADJ	conference board	index	seasonally adjusted
US ICSC RETAIL SALES INDEX FOR CHAIN STORES SADJ	international council of shopping centers	index	price index, seasonally adjusted
US RETAIL SALES <b>FOOD+CLOTHES+SHOES+BOOK+MUSIC DEFLATED</b>	bureau of the census, usdoc	us dollar millions	current prices, seasonally adjusted
US RETAIL SALES - CLOTHING STORES CURA	bureau of the census, usdoc	us dollar millions	current prices, seasonally adjusted
US RETAIL SALES - SHOE STORES CURA	bureau of the census, usdoc	us dollar millions	current prices, seasonally adjusted
US RETAIL SALES- SPORTING GOODS, HOBBY, BOOK & MUSIC STORES CURA	bureau of the census, usdoc	us dollar millions	current prices, seasonally adjusted
US INDUSTRIAL PRODUCTION VOLA	imf	index	volume index, seasonally adjusted
US RETAIL SALES - TOTAL CURA	bureau of the census, usdoc	us dollar millions	current prices, seasonally adjusted
US RETAIL SALES - ELECTRONICS & APPLIANCE STORES CURA	bureau of the census, usdoc	us dollar millions	current prices, seasonally adjusted
US RETAIL SALES-BLDG.MATERIAL,GARDEN EQUIP, & SUPPLY STORES CURA	bureau of the census, usdoc	us dollar millions	current prices, seasonally adjusted
US RETAIL SALES - FURNITURE & HOME FURNISHINGS STORES CURA	bureau of the census, usdoc	us dollar millions	current prices, seasonally adjusted
US NEW PASSENGER CARS - RETAIL SALES - <b>TOTAL VEHICLES</b> (AR) SADJ	bureau of economic analysis (us dollar cant)	actual millions	price index, seasonally adjusted

## Ηνωμένο Βασίλειο

series	source	unit	adjustment
UK CBI RETAIL SALES: <b>DURABLE HOUSEHOLD GOODS</b> DEFLATED	confederation of british indutry	percentage	not seasonally adjusted
UK RETAIL SALES: TEXTILE, CLOTHING & FOOTWEAR SADJ	office for national statistics	index	price index seasonally adjusted
UK RETAIL SALES: PREDOMINANTLY FOOD STORES - ALL BUSINESS SADJ	office for national statistics	index	price index seasonally adjusted
UK RETAIL SALES: <b>ALL</b> RETAILERS - ALL BUSINESS VOLA	office for national statistics	index	volume index seasonally adjusted
UK CONSUMER CONFIDENCE INDICATOR SADJ	oecd	index	seasonally adjusted
UK INDUSTRIAL PRODUCTION(DISC.) SADJ	imf	index	price index,seasonally adjusted

## Ιταλία

series	source	unit	adjustment
IT RETAIL SALES: WOOD AND FURNITURE NADJ	istituto nazionale di statistica	index	price index, not seasonally adjusted
IT CONSUMER CONFIDENCE INDICATOR SADJ	oecd	index	seasonally adjusted
IT RETAIL SALES: DEFLATED T/OVER-TEXTILES,CLOTHING & LEATHER GD	eurostat	index	volume index, seasonally adjusted
IT RETAIL SALES,DEFLATED T/OVER.: BOOKS,NEWSPAPERS & OTHERS VOLA	eurostat	index	volume index, seasonally adjusted
IT RETAIL SALES: DEFLATED T/OVER- FOOD, BEVERAGES &TOBACCO VOLA	eurostat	index	volume index, seasonally adjusted
IT INDUSTRIAL PRODUCTION(DISC.) SADJ	imf	index	price index,seasonally adjusted
IT RETAIL SALES: DEFLATED TURNOVER - HOUSEHOLD EQUIPMENT VOLA	eurostat	index	volume index, seasonally adjusted
IT RETAIL SALES: DEFLATED TURNOVER - TOTAL VOLA	eurostat	index	volume index, seasonally adjusted

## Γαλλία

series	source	unit	adjustment
FR INDUSTRIAL PRODUCTION VOLA	eurostat	index	trends
FR CONSUMER CONFIDENCE INDICATOR SADJ	oecd	index	seasonally adjusted
FR BDF RETAIL SALES: FOOD IN SUPERMARKETS SADJ	banque de france	index	price index, seasonally adjusted
FR BDF RETAIL SALES: FOOD IN HYPERMARKETS SADJ	banque de france	index	price index, seasonally adjusted
FR BDF RETAIL SALES: FOOD, TRADITIONAL INDEPENDENT SHOPS SADJ	banque de france	index	price index, seasonally adjusted
FR BDF RETAIL SALES:SHOE+CLOTHING FROM DEP+S/M+H/M+M/O+CHAIN+IND	banque de france	index	price index, seasonally adjusted
FR BDF RETAIL SALES:FURNITURE SADJ	banque de france	index	price index, seasonally adjusted
FR BDF RETAIL SALES: <b>HOUSEHOLD ELECTRICAL GOODS</b> SADJ	banque de france	index	price index, seasonally adjusted
FR BANQUE DE FRANCE: <b>RETAIL SALES INDEX (VALUE)</b> SADJ	banque de france	index	price index, seasonally adjusted
FR BDF RETAIL SALES: NEW CAR SALESROOMS NADJ	banque de france	index	price index, not seasonally adjusted
FR BANQUE DE FRANCE: <b>RETAIL SALES INDEX (VOLUME)</b> VOLA	banque de france	index	volume index, seasonally adjusted
FR INDUSTRIAL PRODUCTION SADJ	imf	index	price index, seasonally adjusted

## Ομοσπονδιακή Δημοκρατία της Γερμανίας

series	source	unit	adjustment
BD INDUSTRIAL PRODUCTION SADJ	imf	index	price index, seasonally adjusted
BD CONSUMER CONFIDENCE INDICATOR SADJ	oecd	index	seasonally adjusted
BD RETAIL SALES: DEFLATED TURNOVER - TOTAL VOLA	eurostat	index	volume index, seasonally adjusted
BD RETAIL SALES: DEFLATED TURNOVER - HOUSEHOLD EQUIPMENT VOLA	eurostat	index	volume index, seasonally adjusted
BD RETAIL SALES, DEFLATED T/OVER.: BOOKS, NEWSPAPERS & OTHERS VOLA	eurostat	index	volume index, seasonally adjusted

## Ιαπωνία

series	source	unit	adjustment
JP RETAIL SALES VALUE SADJ	cabinet office	percentage	price index, seasonally adjusted
JP INDUSTRIAL PRODUCTION SADJ	imf	index	price index, seasonally adjusted
JP CONSUMER CONFIDENCE INDICATOR SADJ	oecd	index	seasonally adjusted
JP RETAIL SALES - MOTOR VEHICLES CURN	ministry of economy, trade & industry	japanese yen billions	current prices, not seasonally adj
JP RETAIL SALES - MACHINERY & EQUIPMENT CURN	ministry of economy, trade & industry	japanese yen billions	current prices, not seasonally adj
JP RETAIL SALES - FOOD & BEVERAGES CURN	ministry of economy, trade & industry	japanese yen billions	current prices, not seasonally adj

Οι χρονοσειρές όλων των χρηματιστηριακών δεικτών (S&P 500 Composite Index, UK FTSE 100, CN S&P TSX 60, IT MibTel 225, FR CAC 40, BD DAX 30 και JP NIKKEI 225) παρασχέθηκαν από τη Datastream.

Ως Δαπάνες για Μη Διαρκή Αγαθά νοούνται για τον Καναδά οι λιανικές πωλήσεις οινοπνευματωδών ποτών, οι λιανικές πωλήσεις στα σούπερ μάρκετ, convenience, specialty foods, βιβλία, μουσικοί δίσκοι, είδη άθλησης και ένδυσης (τα τελευταία, από τα ειδικευμένα καταστήματα, ενώ για τα άλλα είδη, συμπεριλαμβάνονται και οι πωλήσεις από σουπερμάρκετ).

Για το Ηνωμένο Βασίλειο, ως Δαπάνες για Μη Διαρκή Αγαθά νοούνται τα είδη ένδυσης και υπόδησης όπως και τρόφιμα. Για τις Ηνωμένες Πολιτείες, είδη σίτισης,

ένδυσης(από τα αντίστοιχα καταστήματα), υπόδησης, βιβλίων και μουσικών δίσκων από τις αλυσίδες καταστημάτων. Για την Ιταλία, ως Δαπάνες για Μη Διαρκή Αγαθά νοούνται είδη ένδυσης και σίτισης, όπως επίσης και βιβλία. Για τη Γαλλία, ως Δαπάνες για Μη Διαρκή Αγαθά νοούνται είδη ένδυσης, συμπεριλαμβανομένου και του δέρματος, υπόδυσης και σίτισης, όπως αυτές καταγράφονται από πωλήσεις σουπερμάρκετ, υπεραγορών, παραδοσιακών παντοπωλείων και αλυσίδων λιανικής,καπνός και οινοπνευματώδη καθώς και βιβλία και άλλα έντυπα. Για την Ομοσπονδιακή Γερμανία, ως Δαπάνες για Μη Διαρκή Αγαθά νοούνται είδη ένδυσης, σίτισης και βιβλία. Για την Ιαπωνία, ως Δαπάνες για Μη Διαρκή Αγαθά νοούνται τρόφιμα και όλα γενικώς τα μη διαρκή αγαθά.

Για τις Λιανικές Πωλήσεις Οχημάτων, αυτές για την Ιαπωνία και τον Καναδά νοούνται ως οι πωλήσεις νέων μηχανοκίνητων οχημάτων, ενώ για τις Ηνωμένες Πολιτείες και τη Γαλλία οι πωλήσεις νέων επιβατηγών αυτοκινήτων. Για την κατηγορία των Ηλεκτρικών Συσκευών, στην περίπτωση των Ηνωμένων Πολιτειών αφορά τις πωλήσεις Ηλεκτρονικών Συσκευών, όπως ηλεκτρονικών υπολογιστών.

Σε όσες χώρες δεν υπάρχει ανεξάρτητη μελέτη των Καταναλωτικών Δαπανών για Ηλεκτρικές Συσκευές ή Έπιπλα, οι τελευταίες συμπεριλαμβάνονται στη χρονοσειρά των Καταναλωτικών Δαπανών για Διαρκή Αγαθά.

Στις στήλες, επίσης, του πίνακα, παρατίθενται οι πηγές προέλευσης από όπου αντλήθηκαν τα δεδομένα, όπως επίσης και οι μονάδες αποτίμησής τους.



## APPENDIX III

### CoIntegration Test-Lag Length Criteria

Με bold αναγράφονται τα lag length που τελικά προτιμήθηκαν. Όσες μεταβλητές είναι υπογραμμισμένες και με italics δεν μελετώνται λόγω ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας.

variable	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
usfurn		<b>11</b>	3	3	2	2
uscars		<b>5</b>	5	5	1	3
ustotal		<b>11</b>	2	2	1	1
usndur		<b>11</b>	2	2	1	1
uselectr		11	3	3	<b>1</b>	1
<i><u>ukfurn</u></i>		<b>11</b>	<b>6</b>	<b>6</b>	<b>2</b>	<b>2</b>
uktot		<b>11</b>	8	8	2	2
ukndur		12	8	<b>8</b>	2	2
<i><u>ukdur</u></i>		<b>5</b>	<b>5</b>	<b>5</b>	<b>2</b>	<b>2</b>
cncars		12	12	12	<b>3</b>	4
cnfurn		11	7	<b>7</b>	3	3
cntot		10	8	<b>8</b>	3	3
cnndur		7	7	7	<b>3</b>	<b>3</b>
cnodur		11	7	7	<b>3</b>	<b>3</b>
itdur		12	12	12	<b>2</b>	3
ittot		12	12	12	<b>2</b>	3
itndur		12	12	12	<b>2</b>	3
itfurn		12	13	<b>13</b>	12	12
<i><u>frfurn</u></i>		<b>10</b>	<b>5</b>	<b>5</b>	<b>2</b>	<b>2</b>
frtot		10	5	5	2	<b>3</b>
frcars		12	12	12	<b>2</b>	2
frndur		10	10	10	2	<b>3</b>
<i><u>frdur</u></i>		<b>10</b>	<b>5</b>	<b>5</b>	<b>2</b>	<b>2</b>
<i><u>bdndur</u></i>		<b>9</b>	<b>9</b>	<b>10</b>	<b>2</b>	<b>4</b>
<i><u>bddur</u></i>		<b>12</b>	<b>6</b>	<b>9</b>	<b>2</b>	<b>4</b>
bdtot		9	10	10	2	4
<i><u>jptot</u></i>		<b>17</b>	<b>17</b>	<b>17</b>	<b>12</b>	<b>12</b>
jptot%		12	8	8	<b>2</b>	2
jpdur		17	13	17	<b>2</b>	13
jpdur		17	14	17	<b>12</b>	14
jpcars		17	13	13	<b>2</b>	13

## APPENDIX IV

### Error Correction Coefficients

<b>Germany</b>	<b><u>Total</u></b>			
<b>Error Correction</b>	<b>D(BDTOT)</b>	<b>D(BDINDPROD)</b>	<b>D(BDCONF)</b>	<b>D(BDVOL)</b>
<b>CointEq1</b>	-0.471387	-0.155004	0.00979	-0.000211
<b>st. Error</b>	-0.09828	-0.08409	-0.02669	-7.20E-05
<b>t-Statistic</b>	-4.79657	-1.84324	0.36676	-2.90886
<b>F-statistic</b>	13.56485	5.221754	23.70001	2.92395

<b>Canada</b>	<b><u>Total</u></b>			
<b>Error Correction</b>	<b>D(CNTOT)</b>	<b>D(CNCONF)</b>	<b>D(CNINDPROD)</b>	<b>D(CNVOL)</b>
<b>CointEq1</b>	0.004571	6.81E-08	8.21E-06	-9.33E-09
<b>st. Error</b>	-0.01055	-7.00E-07	-3.10E-06	-2.90E-09
<b>t-Statistic</b>	0.43323	0.09673	2.68373	-3.1745
<b>F-statistic</b>	1.585092	33.94353	2.119501	1.953901

<b>Canada</b>	<b><u>Cars</u></b>			
<b>Error Correction</b>	<b>D(CNCARS)</b>	<b>D(CNCONF)</b>	<b>D(CNINDPROD)</b>	<b>D(CNVOL)</b>
<b>CointEq1</b>	-0.761323	-5.66E-08	1.75E-07	2.47E-10
<b>st. Error</b>	-0.07956	-3.50E-08	-1.40E-07	-1.30E-10
<b>t-Statistic</b>	-9.56945	-1.60673	1.25766	1.92719
<b>F-statistic</b>	10.4393	74.24141	2.50079	2.832358

<b>Canada</b>	<b><u>Non-Durables</u></b>			
<b>Error Correction</b>	<b>D(CNNDUR)</b>	<b>D(CNCONF)</b>	<b>D(CNINDPROD)</b>	<b>D(CNVOL)</b>
<b>CointEq1</b>	-0.023705	8.82E-06	-1.73E-05	-9.46E-09
<b>st. Error</b>	-0.00911	-2.60E-06	-1.00E-05	-9.90E-09
<b>t-Statistic</b>	-2.60289	3.41116	-1.67415	-0.95257
<b>F-statistic</b>	6.295848	67.10083	2.844773	2.366752

(continued)

<b>Canada</b>		<b><u>Furniture</u></b>			
<b>Error Correction</b>	<b>D(CNFURN)</b>	<b>D(CNCONF)</b>	<b>D(CNINDPROD)</b>	<b>D(CNVOL)</b>	
<b>CointEq1</b>	-0.001229	-3.25E-05	-0.000296	3.78E-07	
<b>st. Error</b>	-0.00107	-2.70E-05	-0.00012	-1.10E-07	
<b>t-Statistic</b>	-1.14996	-1.21199	-2.51563	3.36632	
<b>F-Statistic</b>	8.939009	44.69396	2.111936	1.714098	

<b>Canada</b>		<b><u>Other Durables</u></b>			
<b>Error Correction</b>	<b>D(CNOTHDUR)</b>	<b>D(CNCONF)</b>	<b>D(CNINDPROD)</b>	<b>D(CNVOL)</b>	
<b>CointEq1</b>	0.000443	1.43E-05	-3.08E-05	-3.25E-08	
<b>st. Error</b>	-0.00074	-3.60E-06	-1.40E-05	-1.30E-08	
<b>t-Statistic</b>	0.59784	4.00903	-2.20584	-2.46291	
<b>F-Statistic</b>	8.382517	76.72023	3.271016	2.573569	

<b>France</b>		<b><u>Total</u></b>			
<b>Error Correction</b>	<b>D(FRRETTOT)</b>	<b>D(FRINDPRVOL)</b>	<b>D(FRCONF)</b>	<b>D(FRVOL)</b>	
<b>CointEq1</b>	-0.004338	0.001259	0.001079	-1.78E-05	
<b>st. Error</b>	-0.00543	-0.00144	-0.00121	-2.80E-06	
<b>t-Statistic</b>	-0.79951	0.87264	0.89385	-6.32406	
<b>F-Statistic</b>	12.2128	3.738092	20.67096	3.951979	

<b>France</b>		<b><u>Cars</u></b>			
<b>Error Correction</b>	<b>D(FRCARS)</b>	<b>D(FRINDPRVOL)</b>	<b>D(FRCONF)</b>	<b>D(FRVOL)</b>	
<b>CointEq1</b>	-0.702828	0.002542	0.000284	-6.92E-06	
<b>st. Error</b>	-0.09407	-0.00158	-0.00139	-3.90E-06	
<b>t-Statistic</b>	-7.47125	1.60501	0.20351	-1.77574	
<b>F-Statistic</b>	18.63586	4.950382	24.15782	2.374005	

France	<u>Non Durables</u>			
Error Correction	D(FRNONDUR)	D(FRINDPRVOL)	D(FRCONF)	D(FRVOL)
<b>CointEq1</b>	-0.048678	0.000227	0.000271	-3.93E-06
<b>st. Error</b>	-0.03015	-0.00032	-0.00027	-6.20E-07
<b>t-Statistic</b>	-1.61434	0.70773	1.01481	-6.34764
<b>F-Statistic</b>	21.14106	3.256862	20.37094	4.125485

Italy	<u>Total</u>			
Error Correction	D(ITRETTOT)	D(ITVOL)	D(ITCONF)	D(ITINDPROD)
<b>CointEq1</b>	-0.000886	-9.22E-06	-0.002378	0.007179
<b>st. Error</b>	-0.00325	-1.10E-06	-0.0022	-0.00455
<b>t-Statistic</b>	-0.27241	-8.55261	-1.07841	1.57628
<b>F-Statistic</b>	4.839134	236.6614	22.85601	0.751869

Italy	<u>Durables</u>			
Error Correction	D(ITDUR)	D(ITVOL)	D(ITCONF)	D(ITINDPROD)
<b>CointEq1</b>	-0.005154	1.37E-05	-0.000982	-0.005113
<b>st. Error</b>	-0.00487	-1.50E-06	-0.00294	-0.00664
<b>t-Statistic</b>	-1.05928	9.1378	-0.33446	-0.76973
<b>F-Statistic</b>	7.200111	183.8505	19.31365	0.439368

Italy	<u>Furniture</u>			
Error Correction	D(ITFURN)	D(ITVOL)	D(ITCONF)	D(ITINDPROD)
<b>CointEq1</b>	-0.303916	1.94E-05	0.004425	-0.127685
<b>st. Error</b>	-0.07096	-8.40E-06	-0.01153	-0.03391
<b>t-Statistic</b>	-4.28315	2.31373	0.38389	-3.76593
<b>F-Statistic</b>	935.845	31.71166	9.474069	1.618523

Japan	<u>Total</u>			
Error Correction	D(JPTOT%)	D(JPINDPROD)	D(JPVOL)	D(JPCONF)
<b>CointEq1</b>	-0.221099	0.018588	3.77E-05	0.043568
<b>st. Error</b>	-0.05856	-0.03474	-1.70E-05	-0.00927
<b>t-Statistic</b>	-3.77553	0.53512	2.24346	4.69778
<b>F-Statistic</b>	17.38993	7.804303	3.200364	39.18751

<b>Japan</b>		<b><u>Durables</u></b>			
<b>Error Correction</b>					
	D(JPDUR)	D(JPINDPROD)	D(JPVOL)	D(JPCONF)	
<b>CointEq1</b>	-0.973593	-0.000834	3.49E-07	0.000257	
<b>st. Error</b>	-0.09844	-0.00139	-6.80E-07	-0.00039	
<b>t-Statistic</b>	-9.88981	-0.60074	0.51333	0.66507	
<b>F-statistic</b>	34.74856	7.806539	2.415373	33.29155	

<b>Japan</b>		<b><u>Non Durables</u></b>			
<b>Error Correction</b>					
	D(JPNDUR)	D(JPINDPROD)	D(JPVOL)	D(JPCONF)	
<b>CointEq1</b>	-0.152968	5.22E-05	-1.19E-07	0.000249	
<b>st. Error</b>	-0.03239	-0.00027	-1.30E-07	-6.60E-05	
<b>t-Statistic</b>	-4.72286	0.19294	-0.90272	3.77822	
<b>F-statistic</b>	281.3328	2.505918	1.609899	11.02423	

<b>UK</b>		<b><u>Total</u></b>			
<b>Error Correction</b>					
	D(UKTOT)	D(UKVOL)	D(UKCONF)	D(UKINDPROD)	
<b>CointEq1</b>	-0.000598	3.11E-05	-0.002746	-0.006331	
<b>st. Error</b>	-0.00387	-5.80E-06	-0.00201	-0.00452	
<b>t-Statistic</b>	-0.15438	5.33365	-1.3654	-1.39935	
<b>F-statistic</b>	4.392272	5.239651	8.986487	1.959757	

<b>UK</b>		<b><u>Non Durables</u></b>			
<b>Error Correction</b>					
	D(UKNDUR)	D(UKVOL)	D(UKCONF)	D(UKINDPROD)	
<b>CointEq1</b>	1.94E-05	-9.46E-08	5.09E-07	5.81E-06	
<b>st. Error</b>	-1.50E-05	-1.70E-08	-5.80E-06	-1.40E-05	
<b>t-Statistic</b>	1.26564	-5.70424	0.0871	0.41684	
<b>F-statistic</b>	4.897112	6.486617	11.21608	2.635804	

(continued)

<b>USA</b>	<b><u>Total</u></b>			
<b>Error Correction</b>	<b>D(USTOT)</b>	<b>D(USINDPROD)</b>	<b>D(USVOL)</b>	<b>D(USACONF)</b>
<b>CointEq1</b>	-0.151871	-2.50E-05	-3.04E-08	2.10E-05
<b>st. Error</b>	-0.06929	-1.30E-05	-6.90E-09	-0.00016
<b>t-Statistic</b>	-2.19173	-1.93619	-4.41801	0.12746
<b>F-statistic</b>	1.988219	1.937367	2.140811	1.377406

<b>USA</b>	<b><u>Cars</u></b>			
<b>Error Correction:</b>	<b>D(USCARS)</b>	<b>D(USINDPROD)</b>	<b>D(USVOL)</b>	<b>D(USACONF)</b>
<b>CointEq1</b>	-0.020134	0.008242	1.87E-05	-0.282532
<b>st. Error</b>	-0.00826	-0.00534	-6.00E-06	-0.0846
<b>t-Statistic</b>	-2.43682	1.54443	3.12441	-3.33969
<b>F-statistic</b>	8.616867	6.847614	3.157824	1.387297

<b>USA</b>	<b><u>Electric Devices</u></b>			
<b>Error Correction</b>	<b>D(USELECTR)</b>	<b>D(USINDPROD)</b>	<b>D(USVOL)</b>	<b>D(USACONF)</b>
<b>CointEq1</b>	0.000678	3.61E-05	3.82E-09	-0.000127
<b>st. Error</b>	-0.00604	-6.80E-06	-4.00E-09	-9.30E-05
<b>t-Statistic</b>	0.11224	5.32802	0.94627	-1.37197
<b>F-statistic</b>	2.390257	9.236796	1.243212	1.306041

<b>USA</b>	<b><u>Furnitures</u></b>			
<b>Error Correction</b>	<b>D(USFURN)</b>	<b>D(USINDPROD)</b>	<b>D(USVOL)</b>	<b>D(USACONF)</b>
<b>CointEq1</b>	0.034487	-0.000351	-2.95E-07	-0.002241
<b>st. Error</b>	-0.03715	-0.00015	-8.00E-08	-0.00206
<b>t-Statistic</b>	0.92825	-2.2703	-3.71393	-1.08798
<b>F-statistic</b>	1.53572	2.094892	2.718516	1.161383

(continued)

USA	<u>Non Durables</u>			
Error Correction	D(USNONDUR)	D(USINDPROD)	D(USVOL)	D(USACONF)
<b>CointEq1</b>	-0.149455	-1.40E-05	-3.13E-08	-2.94E-05
<b>st. Error</b>	-0.07297	-1.20E-05	-6.50E-09	-0.00016
<b>t-Statistic</b>	-2.04823	-1.13105	-4.83569	-0.1872
<b>F-statistic</b>	1.857882	1.852419	2.223793	1.334765

### Εξισώσεις Συνολικών Καταναλωτικών Δαπανών

#### Ομοσπονδιακή Δημοκρατία Γερμανίας

##### Συνολικές Καταναλωτικές Δαπάνες

$$\begin{aligned} D(BDTOT) = & -0.4713866609_{(0,09828)} [-4.79657] * (BDTOT_{(-1)} + \\ & 0.3554048836 * BDINDPROD_{(-1)}_{(0,09901)} [3,58961] - 0.3805064411 * BDCONF_{(-1)}_{(0,09546)} [- \\ & 3,98596] + 499.8047575 * BDVOL_{(76,9691)} [6,49358] - 0.08293759203 * @TREND_{(1)}_{(0,01751)} [-4.7355] \\ & - 67.59006018 ) - 0.3167438379 * D(BDTOT_{(-1)})_{(0,09525)} [-3,32542] - \\ & 0.1210345992 * D(BDTOT_{(-2)})_{(0,07714)} [-1,56902] - 0.07369772222 * D(BDINDPROD_{(-1)})_{(0,09405)} \\ & [-0,78363] - 0.2151975135 * D(BDINDPROD_{(-2)})_{(0,09205)} [-2,33795] + \\ & 0.3928450527 * D(BDCONF_{(-1)})_{(0,28259)} [1,39014] - 0.2011752922 * D(BDCONF_{(-2)})_{(0,28004)} [- \\ & 0,71838] + 204.7455554 * D(BDVOL_{(-1)})_{(106,354)} [1,92514] + 21.68798486 * D(BDVOL_{(-2)}) \\ & (105,542) [0,20549] + 0.05566365766_{(0,09448)} [0,58914] \end{aligned}$$

R-squared (the fraction of the variance of the dependent variable explained by the independent variables)	0.440602125034946
Adj. R-squared (ανεξάρτητος μεγέθους & αριθμού ανεξ.μτβ.)	0.408120958101491
Sum sq. resids	200.442639668422
S.E. equation	1.13717998594833
F-statistic	13.5648490073532
Log likelihood	-250.177920751582
Akaike AIC	3.15367176668585
Schwarz SC	3.34191088631619
Mean dependent	-0.00121212121212123
S.D. dependent	1.47813032358812

$$D(BDVOL) = -0.0002107226002_{(7,2E-05)} [-2,90886] * (BDTOT_{(-1)} + 0.3554048836 * BDINDPROD_{(-1)}_{[3,58961]} - 0.3805064411 * BDCONF_{(-1)}_{[-3,98596]} + 499.8047575 * BDVOL_{(-1)}$$

$1][6,49358]^- 0.08293759203 * @TREN D_{(1)[ -4,7355]} - 67.59006018) + 6.765349053e-005 * D(BDTOT_{(-1)} (7,0E-05) [0.96358]) + 3.882843012e-005 * D(BDTOT_{(-2)} (5,7E-05) [0.68285]) - 0.0001067804108 * D(BDINDPROD_{(-1)} (6,9E-05) [-1.54031]) - 0.0001597197361 * D(BDINDPROD_{(-2)} (6,8E-05) [-2.35404]) - 0.0002035971291 * D(BDCONF_{(-1)} (0,00021) [-0.97739]) + 0.0002769762326 * D(BDCONF_{(-2)} (0,00021) [1.34178]) - 0.01284042203 * D(BDVOL_{(-1)} (0,0784) [0.16379]) + 0.1724722312 * D(BDVOL_{(-2)} (0,0778) [2.21694]) + 5.026281412e-005 (7,0E-05) [0.7217]$

R-squared	0.145137
Adj. R-squared	0.095500
Sum sq. resids	0.000109
S.E. equation	0.000838
F-statistic	2.923950
Log likelihood	939.9259
Akaike AIC	-11.27183
Schwarz SC	-11.08359
Mean dependent	-3.75E-06
S.D. dependent	0.000881

## Καναδάς

### Συνολικές Καταναλωτικές Δαπάνες

$D(CNTOT) = 0.004570930458 (0,01055) [0.43323] * (CNTOT_{(-1)} + 3840.636935 * CNCONF_{(-1)} (4049,96) [0.94831] - 4230.90534 * CNINDPROD_{(-1)} (882,732) [-4.79297] + 20776354.59 * CNVOL_{(-1)} (4263217) [4.8734] - 280715.0966) - 0.4464984999 * D(CNTOT_{(-1)} (0,08156) [-5.47435]) - 0.306954445 * D(CNTOT_{(-2)} (0,08851) [-3,46812]) - 0.310519759 * D(CNTOT_{(-3)} (0,0917) [-3.38623]) - 0.1856707037 * D(CNTOT_{(-4)} (0,09664) [-1.92129]) - 0.07118043813 * D(CNTOT_{(-5)} (0,09964) [-0.71441]) - 0.1168555198 * D(CNTOT_{(-6)} (0,09496) [-1.23063]) - 0.06825836166 * D(CNTOT_{(-7)} (0,09193) [-0.74249]) - 0.05933598374 * D(CNTOT_{(-8)} (0,08672) [-0.68423]) + 1797.73712 * D(CNCONF_{(-1)} (1213,15) [1.48187]) + 366.3358174 * D(CNCONF_{(-2)} (2209,41) [0.16581]) - 1097.354709 * D(CNCONF_{(-3)} (2438,26) [-0.45006]) + 1561.119588 * D(CNCONF_{(-4)} (2226,13) [0.70127]) + 631.0415046 * D(CNCONF_{(-5)} (2207,03) [0.28592]) - 289.9611173 * D(CNCONF_{(-6)} (2394,35) [-0.1211]) - 968.2544735 * D(CNCONF_{(-7)} (2150,61) [-0.4502]) + 1614.453257 * D(CNCONF_{(-8)} [1.41292]) - 140.277575 * D(CNINDPROD_{(-1)} [-0.51016]) - 72.36401589 * D(CNINDPROD_{(-2)} (275,02) [-0.26312]) - 310.0455032 * D(CNINDPROD_{(-3)} (273,837) [-1.13223]) - 424.5825903 * D(CNINDPROD_{(-4)} (281,464) [-1.50848]) - 1.641473196 * D(CNINDPROD_{(-5)} (277,404) [-0.00592]) + 24.6551899 * D(CNINDPROD_{(-6)} (272,388) [-0.09051]) + 217.7909973 * D(CNINDPROD_{(-7)} (279,416) [0.77945]) + 303.7835735 * D(CNINDPROD_{(-8)} (274,742) [1.10571]) + 85515.65895 * D(CNVOL_{(-1)} (307723) [0.27790]) - 53284.15545 * D(CNVOL_{(-2)} (306112) [-0.17407]) + 105675.6509 * D(CNVOL_{(-3)} (307243) [0.34395]) + 129110.7078 * D(CNVOL_{(-4)} (306191) [0.42167]) - 102251.6624 * D(CNVOL_{(-5)} (296985) [-0.3443]) - 415272.9908 * D(CNVOL_{(-6)} (288456) [-1.43964]) - 23418.21407 * D(CNVOL_{(-7)} (286374) [-0.08178]) + 88803.50746 * D(CNVOL_{(-8)} (280005) [0.31715]) + 1511.628858 (315,961) [4,78423]$



R-squared	0.251109111430261
Adj. R-squared	0.0926898850020469
Sum sq. resids	941335058.089609
S.E. equation	2456.46068364996
F-statistic	1.58509239750674
Log likelihood	-1734.09794965955
Akaike AIC	18.6115573648374
Schwarz SC	19.1926037777503
Mean dependent	603.648750811049
S.D. dependent	2578.88479290766

$$\begin{aligned}
D(CNVOL) = & -0.000000009330560734 \text{ (0,0000000029) } [-3,1745]*(\text{CNTOT}_{(-1)} + \\
& 3840.636935*\text{CNCONF}_{(-1)} \text{ (4049,96) } [0.94831] - 4230.90534*\text{CNINDPROD}_{(-1)} \text{ (882,732) } [-4.79297] \\
& + 20776354.59*\text{CNVOL}_{(-1)} \text{ (4263217) } [4.8734] - 280715.0966 ) + 2.673455135e- \\
& 008*D(\text{CNTOT}_{(-1)} \text{ (2,3E-08) } [1.17664] ) - 4.218881946e-009*D(\text{CNTOT}_{(-2)} \text{ (2,5E-08) } [-0.17111] ) + \\
& 3.780401633e-008*D(\text{CNTOT}_{(-3)} \text{ (2,6E-08) } [1.47987] ) - 1.476082542e-008*D(\text{CNTOT}_{(-4)} \text{ (2,7E-} \\
& 08 ) [-0.5483] ) + 2.374074374e-008*D(\text{CNTOT}_{(-5)} \text{ (2,8E-08) } [0.85534] ) + 2.54476521e- \\
& 008*D(\text{CNTOT}_{(-6)} \text{ (2,6E-08) } [0.96202] ) + 1.526899072e-008*D(\text{CNTOT}_{(-7)} \text{ (2,6E-08) } [0.59622] ) + \\
& 4.766756971e-008*D(\text{CNTOT}_{(-8)} \text{ (2,4E-08) } [1.97317] ) + 0.0002060581043*D(\text{CNCONF}_{(-1)} \\
& \text{ (0,00034) } [0.60972] ) - 0.0006513188481*D(\text{CNCONF}_{(-2)} \text{ (0,00062) } [-1.05822] ) + \\
& 0.0005357677899*D(\text{CNCONF}_{(-3)} \text{ (0,00068) } [0.78878] ) - 0.000416368647*D(\text{CNCONF}_{(-4)} \\
& \text{ (0,00062) } [-0.67141] ) + 0.0001054306178*D(\text{CNCONF}_{(-5)} \text{ (0,00061) } [0.17148] ) + \\
& 0.000115528855*D(\text{CNCONF}_{(-6)} \text{ (0,00067) } [0.17321] ) - 0.0003581474335*D(\text{CNCONF}_{(-7)} \\
& \text{ (0,00060) } [-0.5978] ) + 0.000304107007*D(\text{CNCONF}_{(-8)} \text{ (0,00032) } [0.95538] ) + 2.001596082e- \\
& 005*D(\text{CNINDPROD}_{(-1)} \text{ (7,7E-05) } [0.26131] ) + 0.0001216821466*D(\text{CNINDPROD}_{(-2)} \text{ (7,7E-05) } \\
& [1.58826] ) - 0.0001870476634*D(\text{CNINDPROD}_{(-3)} \text{ (7,6E-05) } [-2.45199] ) - 7.528283584e- \\
& 005*D(\text{CNINDPROD}_{(-4)} \text{ (7,8E-05) } [-0.96014] ) - 0.0001335327812*D(\text{CNINDPROD}_{(-5)} \text{ (7,7E-05) } \\
& [-1.72796] ) + 4.141794736e-005*D(\text{CNINDPROD}_{(-6)} \text{ (7,6E-05) } [0.54583] ) + 8.283679912e- \\
& 005*D(\text{CNINDPROD}_{(-7)} \text{ (7,8E-05) } [1.06422] ) + 7.826428505e-005*D(\text{CNINDPROD}_{(-8)} \text{ (7,7E-05) } \\
& [1.02258] ) - 0.005920429497*D(\text{CNVOL}_{(-1)} \text{ (0,08572) } [-0.06906] ) + 0.107166715*D(\text{CNVOL}_{(-2)} \\
& \text{ (0,08527) } [1.25672] ) - 0.0069994777*D(\text{CNVOL}_{(-3)} \text{ (0,08559) } [-0.08178] ) - \\
& 0.01180525181*D(\text{CNVOL}_{(-4)} \text{ (0,0853) } [-0.13840] ) + 0.03600327485*D(\text{CNVOL}_{(-5)} \text{ (0,08273) } \\
& [0.43518] ) + 0.1283738131*D(\text{CNVOL}_{(-6)} \text{ (0,08036) } [1.59756] ) + 0.03254524903*D(\text{CNVOL}_{(-7)} \\
& \text{ (0,07978) } [0.40796] ) - 0.012542028*D(\text{CNVOL}_{(-8)} \text{ (0,078) } [-0.16079] ) - 8.017489719e-005 \text{ (8,8E-05) } [- \\
& 0,91089]
\end{aligned}$$

R-squared	0.292448739109618
Adj. R-squared	0.142774433921268
Sum sq. resids	7.30511297955771e-05
S.E. equation	0.000684307294311971
F-statistic	1.95390076300405
Log likelihood	1133.68231246896

Akaike AIC -11.575603289147  
 Schwarz SC -10.9945568762341  
 Mean dependent 6.98318804143054e-07  
 S.D. dependent 0.000739100696968922

## Γαλλία

### Συνολικές Καταναλωτικές Δαπάνες

$$\begin{aligned}
 D(\text{FRRETTOT}) = & - 0.00433789868_{(0,00543)} \quad [-0,79951] * ( \text{FRRETTOT}_{(-1)} - \\
 & 2.505920182 * \text{FRINDPRVOL}_{(-1)} \quad (1,38855) \quad [-1,80471] - 1.007239871 * \text{FRCONF}_{(-1)} \quad (1,55334) \quad [- \\
 & 0,64843] + 7414.59893 * \text{FRVOL}_{(-1)} \quad (1460,89) \quad [5,07538] + 0.1401735683 * @\text{TREND}_{(1)} \quad (0,13955) \\
 & [1,0045] + 152.2888444 ) - 0.7629575995 * D(\text{FRRETTOT}_{(-1)} \quad (0,06667) \quad [-11,4443] ) - \\
 & 0.5018288511 * D(\text{FRRETTOT}_{(-2)} \quad (0,07667) \quad [-6,54494] ) - 0.1259538606 * D(\text{FRRETTOT}_{(-3)} \\
 & (0,0665) \quad [-1,89408] ) + 0.5714091784 * D(\text{FRINDPRVOL}_{(-1)} \quad (0,2512) \quad [2,27476] ) + \\
 & 0.5343921627 * D(\text{FRINDPRVOL}_{(-2)} \quad (0,25602) \quad [2,0873] ) - 0.0732584984 * D(\text{FRINDPRVOL}_{(-} \\
 & 3) \quad (0,24983) \quad [-0,29324] ) - 0.08615031616 * D(\text{FRCONF}_{(-1)} \quad (0,28626) \quad [-0,30095] ) - \\
 & 0.07688736969 * D(\text{FRCONF}_{(-2)} \quad (0,35539) \quad [-0,21634] ) - 0.06504795025 * D(\text{FRCONF}_{(-3)} \quad (0,2829) \quad [- \\
 & 0,22993] ) + 145.9538198 * D(\text{FRVOL}_{(-1)} \quad (100,685) \quad [1,44961] ) - 101.9828767 * D(\text{FRVOL}_{(-2)} \quad (98,1462) \\
 & [-1,03909] ) - 41.34849421 * D(\text{FRVOL}_{(-3)} \quad (975303) \quad [-0,42396] ) + 0.1941934553_{(0,10736)} \quad [1,80883]
 \end{aligned}$$

R-squared 0.41156101661041  
 Adj. R-squared 0.377861867781932  
 Sum sq. resids 535.19479982431  
 S.E. equation 1.53547593365652  
 F-statistic 12.2128015370704  
 Log likelihood -438.103158503941  
 Akaike AIC 3.75189343156798  
 Schwarz SC 3.95432976795333  
 Mean dependent 0.125145228215768  
 S.D. dependent 1.94670257520785

$$\begin{aligned}
 D(\text{FRVOL}) = & = - 0.00001784999758 \quad (2,8E-06) \quad [-6,32406] * ( \text{FRRETTOT}_{(-1)} - \\
 & 2.505920182 * \text{FRINDPRVOL}_{(-1)} \quad (1,38855) \quad [-1,80471] - 1.007239871 * \text{FRCONF}_{(-1)} \quad (1,55334) \quad [- \\
 & 0,64843] + 7414.59893 * \text{FRVOL}_{(-1)} \quad (1460,89) \quad [5,07538] + 0.1401735683 * @\text{TREND}_{(1)} \quad (0,13955) \\
 & [1,0045] + 152.2888444 ) + 4.207067892e-007 * D(\text{FRRETTOT}_{(-1)} \quad (3,5E-05) \quad [0,01213] ) + \\
 & 1.974300729e-005 * D(\text{FRRETTOT}_{(-2)} \quad (4,0E-05) \quad [0,49497] ) + 2.076910948e- \\
 & 005 * D(\text{FRRETTOT}_{(-3)} \quad (3,5E-05) \quad [0,60037] ) - 0.0001593254265 * D(\text{FRINDPRVOL}_{(-1)} \quad (0,00013) \quad [- \\
 & 1,21924] ) - 5.615740295e-005 * D(\text{FRINDPRVOL}_{(-2)} \quad (0,00013) \quad [-0,42396] ) - 8.441279629e- \\
 & 005 * D(\text{FRINDPRVOL}_{(-3)} \quad (0,00013) \quad [-0,64950] ) + 0.0001299455976 * D(\text{FRCONF}_{(-1)} \quad (0,00015) \\
 & [0,8726] ) - 0.0002282726824 * D(\text{FRCONF}_{(-2)} \quad (0,000118) \quad [-1,2347] ) + \\
 & 0.0002028762633 * D(\text{FRCONF}_{(-3)} \quad (0,00015) \quad [1,37581] ) - 0.007156014136 * D(\text{FRVOL}_{(-1)} \\
 & (0,05238) \quad [-0,13662] ) - 0.05434288774 * D(\text{FRVOL}_{(-2)} \quad (0,05106) \quad [-1,06435] ) - \\
 & 0.06986025496 * D(\text{FRVOL}_{(-3)} \quad (0,05074) \quad [-1,37691] ) - 3.948364896e-005_{(5,6E-05)} \quad [-0,70696]
 \end{aligned}$$

R-squared	0.184555326663445
Adj. R-squared	0.137855851978973
Sum sq. resids	0.00014483812578289
S.E. equation	0.000798782459463008
F-statistic	3.95197864452232
Log likelihood	1384.16105645987
Akaike AIC	-11.3706311739409
Schwarz SC	-11.1681948375555
Mean dependent	-6.4450606139679e-05
S.D. dependent	0.000860277525534542

## Ιταλία

### Συνολικές Καταναλωτικές Δαπάνες

$$\begin{aligned}
D(ITRETTOT) = & -0.0008855883882_{(0,00325)} [-0,27241] * (ITRETTOT_{(-1)}) \\
& +195388.8054*ITVOL_{(-1)}(22000,2) [8,88124] + 1.820933322*ITCONF_{(-1)}(1,06914) [1,70317] - \\
& 1.104843809*ITINDPROD_{(-1)}(0,87705) [-1,25973] + 0.02874364947*@TREND_{(1)}(0,06878) \\
& [0,4179] - 900.6136368) - 0.4483643282*D(ITRETTOT_{(-1)}(0,07702) [-5,82173]) - \\
& 0.1279775703*D(ITRETTOT_{(-2)}(0,07676) [-1,66732]) + 89.17884294*D(ITVOL_{(-1)}(501,718) \\
& [0,17775]) - 31.64543395*D(ITVOL_{(-2)}(239,053) [-0,13238]) - 0.1661652516*D(ITCONF_{(-1)} \\
& (0,10402) [-1,59738]) + 0.2039963106*D(ITCONF_{(-2)}(0,10256) [1,98905]) + \\
& 0.1319619579*D(ITINDPROD_{(-1)}(0,057) [2,31498]) + 0.1030713471*D(ITINDPROD_{(-2)} \\
& (0,05804) [1,77576]) - 0.07314566482_{(0,04368)} [-1,67439]
\end{aligned}$$

R-squared	0.21291485218522
Adj. R-squared	0.168916303549611
Sum sq. resids	50.2469561315016
S.E. equation	0.558652750129021
F-statistic	4.83913353480264
Log likelihood	-137.925471905921
Akaike AIC	1.73012247843182
Schwarz SC	1.91384549343198
Mean dependent	-0.03111111111111111
S.D. dependent	0.612801133124091

$$\begin{aligned}
D(ITVOL) = & -0.000009217254223_{(0,0000011)} [-8,55261] * (ITRETTOT_{(-1)}) \\
& +195388.8054*ITVOL_{(-1)}(-2) [8,88124] + 1.820933322*ITCONF_{(-1)}[1,70317] - \\
& 1.104843809*ITINDPROD_{(-1)}[-1,25973] + 0.02874364947*@TREND_{(1)}[0,4179] - \\
& 900.6136368) + 1.816361032e-005*D(ITRETTOT_{(-1)}(2,6E-05) [0,71143]) - 2.060642927e- \\
& 005*D(ITRETTOT_{(-2)}(2,5E-05) [-0,80984]) - 0.04835267987*D(ITVOL_{(-1)}(0,16632) [-0,29072]) - \\
& 0.02117540876*D(ITVOL_{(-2)}(0,07925) [-0,26721]) - 2.896082496e-005*D(ITCONF_{(-1)}(3,4E-05) \\
& [-0,83983]) + 4.288532328e-005*D(ITCONF_{(-2)}(3,4E-05) [1,26137]) + 1.922454749e- \\
& 006*D(ITINDPROD_{(-1)}(1,9E-05) [0,10173]) + 1.570311402e-005*D(ITINDPROD_{(-2)}(1,9E-05) \\
& [0,8161]) - 1.880608625e-006_{(1,4E-05)} [-0,12986]
\end{aligned}$$

R-squared	0.929723568529825
Adj. R-squared	0.925795072360685
Sum sq. resids	5.52191691322412e-06
S.E. equation	0.000185196167830308
F-statistic	236.661442063543
Log likelihood	1232.10391006747
Akaike AIC	-14.2936129832452
Schwarz SC	-14.1098899682451
Mean dependent	1.40449332710467e-07
S.D. dependent	0.000679853946354143

## Ιαπωνία

### Συνολικές Καταναλωτικές Δαπάνες

$$\begin{aligned}
D(JPTOTPERCENTAGE) = & -0.2210990786_{[-3,77553]} * (JPTOTPERCENTAGE_{(-1)} + \\
& 0.005195044443 * JPINDPROD_{(-1)(0,0823)[0,06312]} - 398.7594726 * JPVOL_{(-1)} (209,306)[-1,90515] - \\
& 1.044403613 * JPCONF_{(-1)(0,16762)[-0,623]} + 0.00425385914 * @TREND_{(1)(0,00952)[0,4468]} + \\
& 102.7878342 ) - 0.4912060361 * D(JPTOTPERCENTAGE_{(-1)(0,06951)[-7,06649]} ) - \\
& 0.1996163399 * D(JPTOTPERCENTAGE_{(-2)(0,05869)[-3,40095]} ) + \\
& 0.07854446758 * D(JPINDPROD_{(-1)(0,78544)[0,78879]} ) + 0.06539222163 * D(JPINDPROD_{(-2)} \\
& )(0,09958)[0,65668] ) - 56.51264327 * D(JPVOL_{(-1)(201,030)[-0,2811]} ) - 154.3411526 * D(JPVOL_{(-2)} \\
& )(199,632)[-0,77313] ) - 0.005808300964 * D(JPCONF_{(-1)(0,35837)[-0,01621]} ) + \\
& 0.04872985475 * D(JPCONF_{(-2)(0,37529)[0,12984]} ) - 0.02548988579_{(0,11640)[-0,21898]}
\end{aligned}$$

R-squared	0.347405357455063
Adj. R-squared	0.327427970438382
Sum sq. resids	1160.89577956416
S.E. equation	1.98711476783762
F-statistic	17.3899297823569
Log likelihood	-635.025069283645
Akaike AIC	4.24358598212924
Schwarz SC	4.36585663020182
Mean dependent	-0.0075657894736842
S.D. dependent	2.42300075710363

$$\begin{aligned}
D(JPVOL) = & 0.00003771593445 * (JPTOTPERCENTAGE_{(-1)} + \\
& 0.005195044443 * JPINDPROD_{(-1)[0,06312]} - 398.7594726 * JPVOL_{(-1)} [-1,90515] - \\
& 1.044403613 * JPCONF_{(-1)[-0,623]} + 0.00425385914 * @TREND_{(1)} + 102.7878342 ) - \\
& 2.657703541e-005 * D(JPTOTPERCENTAGE_{(-1)} (2,0E-05)[-1,33183] ) - 3.907024603e- \\
& 005 * D(JPTOTPERCENTAGE_{(-2)} (-1,7E-05) [-2,31875] ) + 5.250699995e- \\
& 005 * D(JPINDPROD_{(-1)(2,9E-05)[1,83861]} ) + 2.388764573e-005 * D(JPINDPROD_{(-2)(2,9E- \\
& 05)[0,83561]} ) + 0.2209070056 * D(JPVOL_{(-1)} (0,05771) [3,82782] ) - 0.01843918137 * D(JPVOL_{(-2)} \\
& (0,05731) [-0,32175] ) - 2.776837224e-005 * D(JPCONF_{(-1)} (0,0001) [-0,26991] ) - 9.181273534e- \\
& 005 * D(JPCONF_{(-2)} (0,00011) [-0,85219] ) - 1.073966178e-005_{(3,3E-05)[-0,32138]}
\end{aligned}$$

R-squared	0.0892285781664776
Adj. R-squared	0.0613478203552473
Sum sq. resids	9.56724623486621e-05
S.E. equation	0.0005704529240883
F-statistic	3.20036416408081
Log likelihood	1844.32707431498
Akaike AIC	-12.067941278388
Schwarz SC	-11.9456706303155
Mean dependent	6.37314137180166e-07
S.D. dependent	0.000588799542856748

## Ηνωμένο Βασίλειο

### Συνολικές Καταναλωτικές Δαπάνες

$$\begin{aligned}
D(UKTOT) = & - 0.0005980254649 * ( UKTOT_{(-1)} - 24908.00443 * UKVOL_{(-1)} (4533.42)[-5.49431] + 0.4377622163 * UKCONF_{(-1)} (0.90783)[0.48221] + 1.605354002 * UKINDPROD_{(-1)} (0.90783)[0.48221] - 0.4125374107 * @TREND_{(1)} (0.05321)[-7.75238] - 100.833839 ) - \\
& 0.5224974264 * D(UKTOT_{(-1)} (0.05829)[-8.96348]) - 0.1609917196 * D(UKTOT_{(-2)} (0.0652)[-2.46931]) \\
& - 0.1088775253 * D(UKTOT_{(-3)} (0.0652)[-1.66998]) + 0.02345563264 * D(UKTOT_{(-4)} (0.6515)[0.36]) \\
& + 0.2657274438 * D(UKTOT_{(-5)} (0.06197)[4.28768]) + 0.2323433606 * D(UKTOT_{(-6)} (0.06301)[3.68723]) + 0.2158865743 * D(UKTOT_{(-7)} (0.06305)[3.42418]) + \\
& 0.1398187788 * D(UKTOT_{(-8)} (0.06424)[2.17651]) + 0.1323493377 * D(UKTOT_{(-9)} (0.06408)[2.06533]) \\
& + 0.1032053435 * D(UKTOT_{(-10)} (0.0636)[1.62273]) + 0.01060236271 * D(UKTOT_{(-11)} (0.05696)[0.18612]) + 29.68802909 * D(UKVOL_{(-1)} (92.5542)[0.32076]) - 43.65722973 * D(UKVOL_{(-2)} (88.5577)[-0.49298]) - 51.00555204 * D(UKVOL_{(-3)} (85.0861)[-0.59946]) - 37.51031863 * D(UKVOL_{(-4)} (80.0861)[-0.46415]) - 34.24116884 * D(UKVOL_{(-5)} (75.5984)[-0.45294]) - 38.93164911 * D(UKVOL_{(-6)} (70.5658)[-0.55171]) - 31.45809361 * D(UKVOL_{(-7)} (65.1424)[-0.48291]) - 3.633744278 * D(UKVOL_{(-8)} (58.9289)[-0.06166]) - 46.25636348 * D(UKVOL_{(-9)} (52.732)[-0.8772]) - 1.626472885 * D(UKVOL_{(-10)} (46.1108)[-0.03527]) + 27.26329239 * D(UKVOL_{(-11)} (37.5134)[0.72676]) + \\
& 0.3375438485 * D(UKCONF_{(-1)} (0.11143)[3.02927]) + 0.027083888 * D(UKCONF_{(-2)} (0.14354)[0.18868]) - 0.3264042678 * D(UKCONF_{(-3)} (0.14065)[-2.32076]) + \\
& 0.4021484674 * D(UKCONF_{(-4)} (0.16958)[2.37146]) - 0.09386557818 * D(UKCONF_{(-5)} (0.1812)[-0.51804]) - 0.4520586142 * D(UKCONF_{(-6)} (0.16701)[-2.70685]) + 0.4157434831 * D(UKCONF_{(-7)} (0.1764)[2.35684]) + 0.00480504987 * D(UKCONF_{(-8)} (0.166)[0.2883]) - \\
& 0.02417089433 * D(UKCONF_{(-9)} (0.14169)[-0.17059]) + 0.2330878323 * D(UKCONF_{(-10)} (0.14185)[1.64317]) - 0.1279259786 * D(UKCONF_{(-11)} (0.11245)[-1.13767]) - \\
& 0.0138168956 * D(UKINDPROD_{(-1)} (0.04736)[-0.29172]) + 0.01572519583 * D(UKINDPROD_{(-2)} (0.04756)[0.33067]) + 0.02366969745 * D(UKINDPROD_{(-3)} (0.04757)[0.49759]) + \\
& 0.0270506896 * D(UKINDPROD_{(-4)} (0.04716)[0.57357]) - 0.1551612069 * D(UKINDPROD_{(-5)} (0.0468)[-3.31544]) - 0.008306261907 * D(UKINDPROD_{(-6)} (0.04777)[-0.17389]) + \\
& 0.05942244957 * D(UKINDPROD_{(-7)} (0.04754)[1.25007]) - 0.03208940391 * D(UKINDPROD_{(-8)} (0.4781)[-0.67113]) - 0.03109070842 * D(UKINDPROD_{(-9)} (0.04775)[-0.65115]) - \\
& 0.02488935018 * D(UKINDPROD_{(-10)} (0.04755)[-0.52344]) + \\
& 0.01216729458 * D(UKINDPROD_{(-11)} (0.04449)[0.27346]) + 0.1816642332_{(0.06427)[2.82656]}
\end{aligned}$$

R-squared	0.397169389615247
Adj. R-squared	0.306744798057535
Sum sq. resids	148.412941289773
S.E. equation	0.703356100634128
F-statistic	4.39227186734658
Log likelihood	-344.518559018103
Akaike AIC	2.2573327110873
Schwarz SC	2.76870896441867
Mean dependent	0.244219653179191
S.D. dependent	0.844750952590459

$$\begin{aligned}
D(UKVOL) = & 0.0000311022745^{(5.8E-06)[5.33365]} * (UKTOT_{(-1)} - 24908.00443 * UKVOL_{(-1)} \\
& (4533.42)[-5.49431] + 0.4377622163 * UKCONF_{(-1)} (0.90783)[0.48221] + \\
& 1.605354002 * UKINDPROD_{(-1)}(0.90783)[0.48221] - 0.4125374107 * @TREND_{(1)}(0.05321)[-7.75238] \\
& - 100.833839) + 4.655365771e-005D(UKTOT_{(-1)} (8.8E-05)[0.53051]) + 4.945079724e- \\
& 005D(UKTOT_{(-2)} (9.8E-05)[0.50384] *) + 2.48467243e-005 * D(UKTOT_{(-3)} (9.8E-05)[0.25316]) - \\
& 1.553539909e-005 * D(UKTOT_{(-4)} (9.8E-05)[-0.15839]) + 0.0001270499109 * D(UKTOT_{(-5)} (9.3E- \\
& 05)[1.36179]) + 1.21793827e-005 * D(UKTOT_{(-6)} (9.5E-05)[0.12839]) - \\
& 0.0001379625365 * D(UKTOT_{(-7)}(9.5E-05)[-1.45359]) - 8.479328732e-005 * D(UKTOT_{(-8)}(9.7E- \\
& 05)[-0.87682]) - 7.751113221e-005 * D(UKTOT_{(-9)}(9.6E-05)[-0.80349]) - 4.211147926e- \\
& 005 * D(UKTOT_{(-10)}(9.6E-05)[-0.43984]) + 5.821184019e-006 * D(UKTOT_{(-11)}(8.6E-05)[0.06788]) + \\
& 0.06902794116 * D(UKVOL_{(-1)}(0.13933)[0.49543]) + 0.08505583015 * D(UKVOL_{(-2)}(0.13331)[0.63801]) \\
& + 0.06234757449 * D(UKVOL_{(-3)}(0.12809)[0.48676]) + \\
& 0.02657976365 * D(UKVOL_{(-4)}(0.12166)[0.21848]) + 0.04674266053 * D(UKVOL_{(-5)}(0.11381)[0.41073]) \\
& + 0.02478105453 * D(UKVOL_{(-6)}(0.10623)[0.23328]) + \\
& 0.01026511322 * D(UKVOL_{(-7)}(0.09806)[0.10468]) - 0.0008597599367 * D(UKVOL_{(-8)}(0.08871)[- \\
& 0.00969]) + 0.04383328979 * D(UKVOL_{(-9)}(0.07938)[0.55218]) + 0.05781657382 * D(UKVOL_{(-10)}(0.06941)[0.83291]) \\
& - 0.001211411423 * D(UKVOL_{(-11)}(0.05647)[-0.02145]) + \\
& 0.0001491599644 * D(UKCONF_{(-1)}(0.00017)[0.88922]) - 0.0003219858579 * D(UKCONF_{(-2)}(0.00022)[-1.49009]) \\
& + 0.0002094778223 * D(UKCONF_{(-3)}(0.00021)[0.98938]) - \\
& 0.0001362418394 * D(UKCONF_{(-4)}(0.00026)[-0.53369]) - 0.0002096543959 * D(UKCONF_{(-5)}(0.00027)[-0.76861]) \\
& + 0.0002515041049 * D(UKCONF_{(-6)}(0.00025)[1.00038]) + \\
& 0.0001409298369 * D(UKCONF_{(-7)}(0.00027)[0.53071]) - 0.0004594787701 * D(UKCONF_{(-8)}(0.00025)[-1.83138]) \\
& + 0.0004830394093 * D(UKCONF_{(-9)}(0.00021)[2.26464]) + 6.789792876e- \\
& 005 * D(UKCONF_{(-10)}(0.00021)[0.31796]) - 5.746769624e-005 * D(UKCONF_{(-11)}(0.00017)[-0.33949]) \\
& + 4.603045729e-005 * D(UKINDPROD_{(-1)}(7.1E-05)[0.64558]) + 9.898241875e- \\
& 006 * D(UKINDPROD_{(-2)}(7.2E-05)[0.13826]) - 8.355885362e-005 * D(UKINDPROD_{(-3)}(7.2E-05)[- \\
& 1.16688]) - 4.448574896e-005 * D(UKINDPROD_{(-4)}(7.1E-05)[-0.62658]) + 4.179596615e- \\
& 005 * D(UKINDPROD_{(-5)}(7E-05)[0.59326]) + 4.489390531e-005 * D(UKINDPROD_{(-6)}(7.2E- \\
& 05)[0.62434]) + 6.856513892e-005 * D(UKINDPROD_{(-7)}(7.2E-05)[0.95816]) - 4.391436119e- \\
& 005 * D(UKINDPROD_{(-8)}(7.2E-05)[-0.61011]) - 9.487725158e-005 * D(UKINDPROD_{(-9)}(7.2e-05)[- \\
& 1.31997]) + 0.0001010259874 * D(UKINDPROD_{(-10)}(7.2E-05)[1.41136]) - \\
& 0.0001045223646 * D(UKINDPROD_{(-11)}(6.7E-05)[-1.5605]) + 2.967755502e-005 (9.7E-05)[0.30674]
\end{aligned}$$

R-squared	0.440073156994052
Adj. R-squared	0.35608413054316
Sum sq. resids	0.000336333214679864
S.E. equation	0.00105882515818219
F-statistic	5.23965064949717
Log likelihood	1904.03280206309
Akaike AIC	-10.7400740003647
Schwarz SC	-10.2286977470333
Mean dependent	-7.18114958972265e-08
S.D. dependent	0.00131950089014978

## Ηνωμένες Πολιτείες

### Συνολικές Καταναλωτικές Δαπάνες

$$\begin{aligned}
D(USTOT) = & -0.1518714492_{(0.06929)[-2.19173]} * (USTOT_{(-1)} - 659.583115 * USINDPROD_{(-1)} \\
& (571.484)[-1.15416] + 3629794.956USVOL_{(-1)}_{(964760)[3.76238]} - 194.148343 * USACONF_{(-1)}_{(91.1995)[-} \\
& 2.12883] - 339.6784198 * @TREND_{(1)}_{(120.541)[-2.81795]} - 40852.21407 ) - \\
& 0.304129521 * D(USTOT_{(-1)}_{(0.1074)[-2.83174]}) - 0.03836648692 * D(USTOT_{(-2)}_{(0.1125)[-0.34104]}) - \\
& 0.02206869875 * D(USTOT_{(-3)}_{(0.11279)[-0.19567]}) - 0.008227976234 * D(USTOT_{(-4)}_{(0.11242)[-} \\
& 0.07319]) - 0.1253702233 * D(USTOT_{(-5)}_{(0.11617)[-1.07916]}) + 0.09326485978 * D(USTOT_{(-} \\
& 6)_{(0.1173)[0.79508]}) + 0.08359941805 * D(USTOT_{(-7)}_{(0.11213)[0.74557]}) + \\
& 0.1082077789 * D(USTOT_{(-8)}_{(0.1098)[0.98551]}) + 0.2379674451 * D(USTOT_{(-9)}_{(0.10613)[2.24214]}) + \\
& 0.1783652799 * D(USTOT_{(-10)}_{(0.10166)[1.75451]}) + 0.1164365957 * D(USTOT_{(-11)}_{(0.09034)[1.28885]}) \\
& + 240.6899187 * D(USINDPROD_{(-1)}_{(460.954)[0.52216]}) - 482.0011724 * D(USINDPROD_{(-} \\
& 2)_{(460.214)[-1.04734]}) - 447.9480515 * D(USINDPROD_{(-3)}_{(468.758)[-0.95561]}) - \\
& 840.7225167 * D(USINDPROD_{(-4)}_{(471.226)[-1.78412]}) + 79.20784086 * D(USINDPROD_{(-} \\
& 5)_{(60.652)[0.17195]}) - 49.80053459 * D(USINDPROD_{(-6)}_{(450.026)[-0.11066]}) - \\
& 37.41563349 * D(USINDPROD_{(-7)}_{(449.265)[-0.08328]}) - 120.4794343 * D(USINDPROD_{(-} \\
& 8)_{(454.97)[-0.26481]}) - 329.6064913 * D(USINDPROD_{(-9)}_{(456.717)[-0.72169]}) - \\
& 299.4066288 * D(USINDPROD_{(-10)}_{(456.699)[-0.65559]}) - 521.4333352 * D(USINDPROD_{(-} \\
& 11)_{(457.173)[-1.14056]}) - 7370.924897 * D(USVOL_{(-1)}_{(809808)[-0.0091]}) - 904561.2904 * D(USVOL_{(-} \\
& 2)_{(81711)[-1.10702]}) - 1211025.46 * D(USVOL_{(-3)}_{(825328)[-1.46733]}) + 1375808.034 * D(USVOL_{(-} \\
& 4)_{(829533)[1.65853]}) + 1050254.822 * D(USVOL_{(-5)}_{(856011)[1.22692]}) + 795712.7918 * D(USVOL_{(-} \\
& 6)_{(847257)[0.93916]}) - 353529.512 * D(USVOL_{(-7)}_{(863948)[-0.4092]}) - 1670462.785 * D(USVOL_{(-} \\
& 8)_{(841429)[-1.98527]}) + 1314823.655 * D(USVOL_{(-9)}_{(854775)[1.53821]}) - 610562.9818 * D(USVOL_{(-} \\
& 10)_{(824346)[-0.74066]}) - 711216.0598 * D(USVOL_{(-11)}_{(790197)[-0.90005]}) + \\
& 1.615489921 * D(USACONF_{(-1)}_{(39.1249)[0.04129]}) + 17.14514461 * D(USACONF_{(-} \\
& 2)_{(39.1422)[0.43802]}) - 17.99841062 * D(USACONF_{(-3)}_{(39.2578)[-0.45847]}) - \\
& 39.48625339 * D(USACONF_{(-4)}_{(40542)[-0.97396]}) - 6.783591007 * D(USACONF_{(-5)}_{(40.9799)[-} \\
& 0.16553]) - 17.8476594 * D(USACONF_{(-6)}_{(40.6568)[-0.43898]}) - 42.8908892 * D(USACONF_{(-} \\
& 7)_{(40.8283)[-1.05052]}) + 65.30977916 * D(USACONF_{(-8)}_{(38.9444)[1.677]}) +
\end{aligned}$$

20.45909392\*D(USACONF<sub>(-9)(37.9501)[0.5391]</sub>) - 47.14874912\*D(USACONF<sub>(-10)(37.4737)[-1.25818]</sub>) - 36.09664666\*D(USACONF<sub>(-11)(37.3094)[-0.9675]</sub>) + 1011.995989<sub>(395.702)[2.55747]</sub>

R-squared	0.398582942597582
Adj. R-squared	0.198110590130109
Sum sq. resids	732510706.237925
S.E. equation	2329.37872219011
F-statistic	1.98821901220645
Log likelihood	-1633.64884775741
Akaike AIC	18.559655776325
Schwarz SC	19.3725334748788
Mean dependent	503.327285698423
S.D. dependent	2601.25462304065

D(USVOL) = -0.0000003042551692<sub>(6.9E-09)[-4.41801]\*</sub>( USTOT<sub>(-1)</sub> - 659.583115\*USINDPROD<sub>(-1)</sub><sub>(571.484)[-1.15416]</sub>+ 3629794.956USVOL<sub>(-1)</sub><sub>(964760)[3.76238]</sub> - 194.148343\*USACONF<sub>(-1)</sub><sub>(91.1995)[-2.12883]</sub> - 339.6784198\*@TREND<sub>(1)</sub><sub>(120.541)[-2.81795]</sub> - 40852.21407) + 2.871768219e-008\*D(USTOT<sub>(-1)</sub><sub>(1.1E-08)[2.69043]</sub>) + 4.309498159e-009\*D(USTOT<sub>(-2)</sub><sub>(1.1E-08)[0.38544]</sub>) + 1.349477943e-008\*D(USTOT<sub>(-3)</sub><sub>(1.1E-08)[1.2039]</sub>) + 1.261870428e-008\*D(USTOT<sub>(-4)</sub><sub>(1.1E-08)[1.2039]</sub>) + 8.234369745e-009\*D(USTOT<sub>(-5)</sub><sub>(1.2E-08)[0.71318]</sub>) + 1.596007865e-009\*D(USTOT<sub>(-6)</sub><sub>(1.2E-08)[0.1369]</sub>) - 6.493410975e-010\*D(USTOT<sub>(-7)</sub><sub>(1.2E-08)[0.71318]</sub>) + 1.38554267e-008\*D(USTOT<sub>(-8)</sub><sub>(1.1E-08)[1.2697]</sub>) + 9.868331247e-009\*D(USTOT<sub>(-9)</sub><sub>(1.1E-08)[0.93555]</sub>) + 1.803021552e-008\*D(USTOT<sub>(-10)</sub><sub>(1.0E-08)[1.78452]</sub>) + 2.190231917e-008\*D(USTOT<sub>(-11)</sub><sub>(9.0E-09)[2.43939]</sub>) - 4.340535988e-005\*D(USINDPROD<sub>(-1)</sub><sub>(4.6E-05)[1.29867]</sub>) + 5.93995099e-005\*D(USINDPROD<sub>(-2)</sub><sub>(4.6E-05)[1.29867]</sub>) - 8.408552367e-005\*D(USINDPROD<sub>(-3)</sub><sub>(4.7E-05)[-1.80488]</sub>) - 4.057134396e-005\*D(USINDPROD<sub>(-4)</sub><sub>(4.7E-05)[-0.8663]</sub>) - 7.67626779e-006\*D(USINDPROD<sub>(-5)</sub><sub>(4.6E-05)[-0.16767]</sub>) - 7.980731525e-005\*D(USINDPROD<sub>(-6)</sub><sub>(4.5E-05)[-1.78436]</sub>) - 9.978988314e-006\*D(USINDPROD<sub>(-7)</sub><sub>(4.5E-05)[-0.22349]</sub>) - 8.126170473e-005\*D(USINDPROD<sub>(-8)</sub><sub>(4.5E-05)[-1.79713]</sub>) - 2.743446434e-005\*D(USINDPROD<sub>(-9)</sub><sub>(4.5E-05)[-0.6044]</sub>) - 0.0001054808941\*D(USINDPROD<sub>(-10)</sub><sub>(4.5E-05)[-2.32392]</sub>) - 2.003776488e-005\*D(USINDPROD<sub>(-11)</sub><sub>(4.5E-05)[-0.44101]</sub>) - 0.01914679951\*D(USVOL<sub>(-1)</sub><sub>(0.08048)[-0.2379]</sub>) + 0.2094590341\*D(USVOL<sub>(-2)</sub><sub>(0.08121)[2.57926]</sub>) - 0.08766570227\*D(USVOL<sub>(-3)</sub><sub>(0.08203)[-1.06876]</sub>) - 0.1741859266\*D(USVOL<sub>(-4)</sub><sub>(0.08244)[-2.11279]</sub>) + 0.07521127416\*D(USVOL<sub>(-5)</sub><sub>(0.08508)[0.88406]</sub>) + 0.163329012\*D(USVOL<sub>(-6)</sub><sub>(0.08421)[1.93966]</sub>) - 0.05986241842\*D(USVOL<sub>(-7)</sub><sub>(0.08586)[-0.69718]</sub>) - 0.06765413711\*D(USVOL<sub>(-8)</sub><sub>(0.08363)[-0.80901]</sub>) - 0.1335809685\*D(USVOL<sub>(-9)</sub><sub>(0.08495)[-1.57242]</sub>) - 0.04183216149\*D(USVOL<sub>(-10)</sub><sub>(0.08193)[-0.51060]</sub>) + 0.03195877196\*D(USVOL<sub>(-11)</sub><sub>(0.07853)[0.40694]</sub>) - 1.340359782e-005\*D(USACONF<sub>(-1)</sub><sub>(3.9E-06)[-3.44703]</sub>) - 8.33453172e-006\*D(USACONF<sub>(-2)</sub><sub>(3.9E-06)[-2.14246]</sub>) - 9.182046647e-006\*D(USACONF<sub>(-3)</sub><sub>(3.9E-06)[-2.14246]</sub>) - 8.508261666e-006\*D(USACONF<sub>(-4)</sub><sub>(4.0E-06)[-2.1116]</sub>) - 1.016930435e-005\*D(USACONF<sub>(-5)</sub><sub>(4.1E-06)[-2.49688]</sub>) - 3.212285398e-006\*D(USACONF<sub>(-6)</sub><sub>(4.0E-06)[-0.79498]</sub>) + 1.994482676e-006\*D(USACONF<sub>(-7)</sub><sub>(4.1E-06)[0.49153]</sub>) - 1.948215479e-006\*D(USACONF<sub>(-8)</sub><sub>(3.9E-06)[-0.50335]</sub>) + 6.021966081e-006\*D(USACONF<sub>(-9)</sub><sub>(3.8E-06)[1.59662]</sub>) +



+8.232264203e-007\*D(USACONF(-10)(3.7E-06)[0.22104]) - 2.28227199e-007\*D(USACONF(-11)(3.7E-06)[-0.06155]) + 3.865126367e-005(3.9E-05)[0.98282]

R-squared	0.416434481234727
Adj. R-squared	0.221912641646303
Sum sq. resids	7.23535922696884e-06
S.E. equation	0.000231506487021644
F-statistic	2.14081093473017
Log likelihood	1284.84212740901
Akaike AIC	-13.6888632862874
Schwarz SC	-12.8759855877336
Mean dependent	4.64339931719751e-07
S.D. dependent	0.000262451455231539

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΑ

## APPENDIX V

### 1. Long-Run Causality Tests

Country	Type of Consumer Expenditures	Chi-square	Probability
<b>Germany</b>	<b>Total</b>	16.17924	0.000058
<b>Canada</b>	<b>Cars</b>	62.00283	0
	<b>Furniture</b>	0.814928	0.3666
	<b>Non-Durables</b>	6.14856	0.013152
	<b>Other Durables</b>	0.134049	0.714271
	<b>Total</b>	0.197373	0.65685
<b>France</b>	<b>Cars</b>	36.16277	0
	<b>Non-Durables</b>	1.833941	0.175663
	<b>Total</b>	0.547553	0.459319
<b>Italy</b>	<b>Durables</b>	1.071149	0.300686
	<b>Furniture</b>	19.72198	0.000009
	<b>Total</b>	0.072892	0.787171
<b>Japan</b>	<b>Cars</b>	35.23152	0
	<b>Durables</b>	62.28697	0
	<b>Non-Durables</b>	19.51175	0.00001
	<b>Total (%change)</b>	10.19089	0.001411
<b>UK</b>	<b>Non-Durables</b>	0.671468	0.41254
	<b>Total</b>	0.017733	0.894062
<b>USA</b>	<b>Cars</b>	1.814126	0.178014
	<b>Electric Devices</b>	0.008546	0.926345
	<b>Furniture</b>	0.633456	0.42609
	<b>Non- Durables</b>	3.781112	0.051834
	<b>Total</b>	3.868731	0.049194

## 2.Short-run Causality from consumer expenditures to stock market volatility

Country	Type of Consumption Expenditures	Industrial Production	Consumer Confidence	Stock Market Volatility	All
<b>Germany</b>	<b>Total</b>	9.046966 (0.0109)	3.644238 (0.1617)	2.045657 (0.3596)	13.78187 (0.0322)
<b>Canada</b>	<b>Cars</b>	0.456968 (0.9282)	12.23330 (0.0066)	9.464170 (0.0237)	29.12173 (0.0006)
	<b>Furniture</b>	6.440958 (0.4893)	2.875214 (0.8963)	6.285965 (0.5068)	17.42476 (0.6851)
	<b>Non-Durables</b>	2.960726 (0.3977)	4.835113 (0.1843)	2.7440354 (0.4334)	10.32520 (0.3248)
	<b>Other Durables</b>	1.262968 (0.7379)	10.01253 (0.0185)	2.636124 (0.4512)	13.55431 (0.1391)
	<b>Total</b>	5.374899 (0.7169)	14.19277 (0.0769)	3.199759 (0.9212)	20.46850 (0.66980)
<b>France</b>	<b>Cars</b>	3.159420 (0.2060)	2.549512 (0.2795)	5.747667 (0.0565)	10.69095 (0.0984)
	<b>Non-Durables</b>	8.163092 (0.0428)	1.013687 (0.7979)	2.198979 (0.5321)	11.06789 (0.2711)
	<b>Total</b>	12.78236 (0.051)	0.773867 (0.8557)	4.096427 (0.2512)	17.21229 (0.455)
<b>Italy</b>	<b>Durables</b>	0.162972 (0.9217)	1.850942 (0.3963)	1.589812 (0.4516)	4.076308 (0.664)
	<b>Furniture</b>	30.69076 (0.0037)	18.30293 (0.1464)	23.40339 (0.0371)	57.54647 (0.0281)
	<b>Total</b>	8.187979 (0.0167)	4.129345 (0.1269)	0.404105 (0.8171)	12.90402 (0.0446)

(continued)

<b>Country</b>	<b>Type of Consumption Expenditures</b>	<b>Industrial Production</b>	<b>Consumer Confidence</b>	<b>Stock Market Volatility</b>	<b>All</b>
<b>Japan</b>	<b>Cars</b>	1.981914 (0.3712)	4.133173 (0.1266)	0.322007 (0.8513)	5.22767 (0.5150)
	<b>Durables</b>	0.328230 (0.6287)	0.607191 (0.7382)	1.173651 (0.5561)	2.412126 (0.8782)
	<b>Non-Durables</b>	16.44046 (0.1719)	18.18155 (0.1103)	4.605253 (0.9699)	36.61006 (0.4404)
	<b>Total (% change)</b>	0.764486 (0.6823)	0.026350 (0.9869)	0.814627 (0.6654)	1.778221 (0.9389)
<b>UK</b>	<b>Non-Durables</b>	8.518830 (0.3845)	15.54631 (0.0494)	4.023473 (0.8550)	30.26757 (0.176)
	<b>Total</b>	19.98512 (0.0455)	32.02976 (0.0008)	7.466088 (0.7602)	62.21916 (0.0016)
<b>USA</b>	<b>Cars</b>	22.34409 (0.0005)	4.084116 (0.5374)	3.880451 (0.5668)	44.45824 (0.0001)
	<b>Electric Devices</b>	0.013399 (0.9078)	2.888639 (0.0892)	0.014203 (0.9051)	2.945327 (0.4001)
	<b>Furniture</b>	4.586786 (0.9495)	23.55118 (0.0148)	12.35408 (0.3376)	45.15587 (0.0772)
	<b>Non-Durables</b>	5.992097 (0.8739)	13.31925 (0.2730)	14.67274 (0.1980)	38.90102 (0.2212)
	<b>Total</b>	7.000188 (0.7991)	12.28056 (0.3429)	17.18004 (0.1027)	41.80235 (0.1400)

### 3. Short-run Causality from consumer expenditures to stock market volatility

Country	Type of Consumer Expenditures	Industrial Production	Consumer Confidence	Consumer Expenditures	All
<b>Germany</b>	<b>Total</b>	9.606902 (0.0082)	1.858797 (0.3948)	0.368099 (0.8319)	11.89833 (0.0643)
<b>Canada</b>	<b>Cars</b>	6.738165 (0.0807)	5.243622 (0.1548)	8.325137 (0.0397)	23.38875 (0.0054)
	<b>Furniture</b>	9.784430 (0.2011)	5.806112 (0.5626)	2.295802 (0.9417)	20.18521 (0.5096)
	<b>Non-Durables</b>	8.11066 (0.0438)	8.121645 (0.436)	3.397608 (0.3343)	19.61723 (0.0204)
	<b>Other Durables</b>	9.957190 (0.0189)	9.498604 (0.0233)	1.679756 (0.6428)	20.64694 (0.0143)
	<b>Total</b>	14.71695 (0.0649)	6.283373 (0.6155)	11.87719 (0.1568)	31.54280 (0.1387)
<b>France</b>	<b>Cars</b>	0.297177 (0.8619)	0.096608 (0.9528)	8.378853 (0.0152)	8.856945 (0.1818)
	<b>Non-Durables</b>	4.721743 (0.1933)	2.9776717 (0.3951)	3.490905 (0.3219)	9.129372 (0.4254)
	<b>Total</b>	2.937564 (0.4014)	2.183256 (0.5341)	0.550818 (0.9076)	5.058544 (0.8292)
<b>Italy</b>	<b>Durables</b>	4.631164 (0.0987)	6.724596 (0.0347)	3.784950 (0.1507)	16.38149 (0.0118)
	<b>Furniture</b>	14.66092 (0.3290)	18.47184 (0.1404)	23.76082 (0.0334)	63.32793 (0.0082)
	<b>Total</b>	0.670666 (0.7151)	1.592477 (0.4510)	1.919122 (0.3831)	4.398708 (0.6229)

(continued)

<b>Country</b>	<b>Type of Consumer Expenditures</b>	<b>Industrial Production</b>	<b>Consumer Confidence</b>	<b>Consumer Expenditures</b>	<b>All</b>
<b>Japan</b>	<b>Cars</b>	4.586015 (0.1010)	4.666054 (0.0970)	2.014696 (0.3652)	8.462105 (0.2062)
	<b>Durables</b>	3.793931 (0.15)	3.349508 (0.1874)	1.876699 (0.3913)	7.233036 (0.2998)
	<b>Non Durables</b>	6.492105 (0.8893)	14.70985 (0.2577)	23.45479 (0.0241)	44.25940 (0.1624)
	<b>Total (%change)</b>	3.389326 (0.1837)	2.050230 (0.3588)	5.377190 (0.0680)	9.607539 (0.1422)
<b>UK</b>	<b>Non-Durables</b>	6.609284 (0.5793)	4.358014 (0.8235)	8.333210 (0.40160)	19.80991 (0.7075)
	<b>Total</b>	16.54765 (0.1220)	15.40542 (0.1647)	6.054317 (0.8697)	36.35588 (0.3151)
<b>USA</b>	<b>Cars</b>	8.746493 (0.1196)	29.58890 (0.000)	15.26259 (0.0093)	54.13066 (0.0000)
	<b>Electric Devices</b>	1.939629 (0.1637)	4.054304 (0.0441)	0.153440 (0.6990)	6.200630 (0.1022)
	<b>Furniture</b>	15.60586 (0.1564)	27.86823 (0.0034)	32.12402 (0.0007)	86.11418 (0.0000)
	<b>Non-Durables</b>	23.07092 (0.0173)	24.34999 (0.0113)	20.42869 (0.0398)	65.76932 (0.0006)
	<b>Total</b>	19.80297 (0.0481)	29.17067 (0.0021)	20.45915 (0.0394)	67.11571 (0.0004)

## 10. ΠΑΡΑΠΟΜΠΕΣ

[1] Οι Flint Brayton & Eileen Mauskopf στο άρθρο τους “Structure and Uses of the MPS Quarterly Econometric Model of the United States”, Federal Reserve Bulletin, February 1987, pp.103-109, βρίσκουν την πτώση να έχει μέγεθος 5%. Ο Douglas K.Pearce, στο άρθρο του “Stock Prices and the Economy”, Economic Review, Federal Reserve bank of Kansas City, November 1983, pp.7-22, επικαλείται έρευνες όπου η πτώση κυμαίνεται από 3 ως 7%. Η πτώση αυτή δεν αφορά μόνο πραγματοποιημένες (realized losses), αλλά και τις συσσωρευμένες κεφαλαιακές ζημιές (accrued capital losses). Ο Kul B.Bhatia, στο «Capital Gains and the Aggregate Consumption Function”, American Economic Review, vol. 62 (December 1972), p.869, υπολογίζει ότι η σχέση realized προς accrued είναι 1 προς 5. Οι δυο μορφές κερδών/ ζημιών δεν βρίσκεται ότι είναι συσχετιζόμενες.

[2] Στο άρθρο τους “The Consumption of Stockholders and Non-Stockholders”, NBER Working Paper, July 1990, οι N.Gregory Mankiw & Stephen P. Zeldes ισχυρίζονται ότι η μεταβλητότητα της κατανάλωσης (έστω και μόνο διατροφικών αγαθών) των αμερικανικών νοικοκυριών που κατέχουν μετοχές είναι μεγαλύτερη από όσο εκείνων που δεν κατέχουν μετοχές. Οι Poterba & Samwick(1995) ισχυρίζονται ότι αυτό ισχύει και για την έμμεση κατοχή μετοχών, μέσω δηλαδή των συνταξιοδοτικών προγραμμάτων.

[3] Ο Bhatia (1972) περιελάμβανε τα κεφαλαιακά κέρδη στο εισόδημα, υιοθετώντας τη λογική Keynes.

[4] Η κριτική στην Υπόθεση του Κύκλου Ζωής αφορά αφ’ ενός στο ότι δεν λαμβάνει υπόψη την αβεβαιότητα: αν η ροή εισοδημάτων από εργασία, τα ποσοστά κερδών αλλά και η ίδια η διάρκεια ζωής είναι αβέβαια, τότε μια αύξηση στην αξία των περιουσιακών στοιχείων και γενικότερα των εσόδων του νοικοκυριού μπορεί να μην κατανεμηθεί ισόποσα στο μέλλον, αλλά να αξιοποιηθεί για «προστασία» από πιθανό μελλοντικό σοκ (Deaton(1991) και Carroll(1992)). Αφ’ ετέρου, κριτική ασκείται για το ότι δεν λαμβάνεται υπόψη η κληροδότηση και τα κίνητρα για αυτή: στην πραγματικότητα, όμως, κίνητρα δίδονται για κληροδότηση περιουσιακών στοιχείων και συνεπώς αυτά μπορεί να επηρεάσουν τις αποφάσεις των νοικοκυριών για αποταμίευση(Wilhelm (1996) και Laitner&Juster(1996)).

[5] Κριτική σε Υπόθεση Μόνιμου Εισοδήματος: Πρώτον, λόγω των περιορισμών ρευστότητας, οι οποίοι καθιστούν αδύνατη τη διάχυση της κατανάλωσης και την εξισορρόπησή της σε μεταγενέστερες περιόδους. Δεύτερον, επειδή ένα μέτρο του μόνιμου εισοδήματος είναι ένας «μέσος όρος» του παρελθόντος επιτευχθέντος εισοδήματος, έτσι η συνάρτηση κατανάλωσης πρέπει να συσχετίζει αυτήν την κατανομή με την τρέχουσα κατανάλωση.

[6] Η πρόσθεση risk premium δικαιολογείται όταν η συνάρτηση χρησιμότητας επέχει μορφής σταθερής απόλυτης αποστροφής προς τον κίνδυνο, όπως κατέδειξε ο Merton(1971). Η άρρητη υπόθεση που δικαιολογεί το risk premium είναι η αύξηση της

διακύμανσης του μελλοντικού εισοδήματος  $y_{t+k}$ , βάσει της πληροφόρησης που είναι γνωστή την περίοδο  $t$ , καθώς το  $k$  αυξάνει.

[7] Κάτι τέτοιο δεν ισχύει όταν οι κεφαλαιακές ζημιές φορο-απαλλάσσονται.

[8] βλέπε και Patterson(1993), ο οποίος συνδέει την ασυμμετρία ανταπόκρισης της κατανάλωσης στις μεταβολές πλούτου με την ύπαρξη ατελών κεφαλαιακών αγορών, δηλαδή τους περιορισμούς στις πιστώσεις που αντιμετωπίζουν πολλοί καταναλωτές.

[9] Φυσικά, για τον υπολογισμό της Οριακής Ροπής χρειάζονται δύο ενδιάμεσα βήματα: το πρώτο αφορά τη μετατροπή της ελαστικότητας των Λιανικών Πωλήσεων σε ελαστικότητα Κατανάλωσης, και το δεύτερο της μετατροπής της τελευταίας σε Οριακή Ροπή. Το πρώτο βήμα είναι εύκολο, αφού, υποθέτοντας πως η ελαστικότητα της Κατανάλωσης ως προς τις Λιανικές Πωλήσεις είναι περίπου 0,5 αρκεί ο διπλασιασμός της δεύτερης για να ευρεθεί η ελαστικότητα της Κατανάλωσης ως προς την αύξηση του Πλούτου. Στο δεύτερο βήμα, πολλαπλασιάζεται η ελαστικότητα με τον λόγο Κατανάλωση προς Πλούτο.

[10] Οι μηχανισμοί μετάδοσης του housing effect είναι τα α) realized wealth effect. Είτε μέσω refinancing είτε μέσω πώλησης του ακινήτου. β) unrealized wealth effect, γ) liquidity constraints effect, το οποίο έχει αρνητικές συνέπειες για τους ενοικιαστές, δ) budget constraint effect, και ε) substitution effect, το οποίο αφορά όσους προτίθενται να αγοράσουν ακίνητα και υποχρεώνονται στη μείωση των καταναλωτικών τους δαπανών, ώστε να αντεπεξέλθουν στην αύξηση τόσο της τιμής των ακινήτων, όσο και της προκαταβολής αλλά και των πιθανών τοκοχρεολυσίων.

Το τελευταίο δεν έχει νόημα να αναφερθεί και στους μηχανισμούς μετάδοσης του stock market wealth, λόγω του χαρακτήρα της συμμετοχής στη χρηματιστηριακή αγορά, αφού καθένας δύναται να αγοράσει και μικρές ποσότητες, ενώ, από την άλλη, η αγορά ενός ακινήτου δεν συνιστά απλώς μια επενδυτική κίνηση: το ακίνητο θεωρείται μακροπρόθεσμο περιουσιακό στοιχείο ενώ, επίσης, τα δύο αυτά περιουσιακά στοιχεία ενέχουν διαφορετικούς κινδύνους. Τέλος, το κόστος πληροφόρησης στην αγορά ακινήτων είναι μεγαλύτερο από εκείνο για μετοχές και αυτό συνιστά άλλον έναν λόγο για τον οποίο ο πλούτος από Ακίνητα διαφέρει από τον πλούτο προερχόμενο από μετοχές.

[11] Σε αυτή την τρίτη απόπειρά τους, οι Ludvigson & Steindel(1999) υιοθετούν την Υπόθεση του Μόνιμου Εισοδήματος. Ωστόσο, με την εύρεση ότι η αύξηση της κατανάλωσης συσχετίζεται με τα ίδια της τα lags, η Υπόθεση αυτή κλονίζεται.

[12] Το Consumer Expenditure Survey(CE) έχει πολύ αναλυτικά, αν και noisy, στοιχεία για τις δαπάνες των νοικοκυριών, όμως με λιγότερα στοιχεία για τα περιουσιακά τους στοιχεία και τις Υποχρεώσεις. Άλλο ένα αρνητικό, είναι ότι έχει μικρή αντιπροσώπευση των πλουσίων νοικοκυριών, ενώ ο πλούτος και άλλες μεταβλητές είναι topcoded (2%). Το Survey of Consumer Finances (SCF) παρέχει αναλυτικά στοιχεία για τον ισολογισμό των νοικοκυριών ανά 3 χρόνια, αλλά δεν έχει στοιχεία για την



Κατανάλωση, πέρα από όσα μπορούν να συναχθούν από την αξία των ακινήτων και των αυτοκινήτων. Το Panel Study on Income Dynamics (PSID) συλλέγει πληροφορίες για τον πλούτο ανά 5 έτη, αλλά δεν έχει πολλές πληροφορίες για την Κατανάλωση εκτός από τις Δαπάνες για τρόφιμα.

Οι **Dynan & Maki (2001)** προτιμούν το CE, κι αυτό γιατί α) αναλυτικά στοιχεία για την κατανάλωση είναι αναγκαία για την εύρεση της ποσοτικής σημασίας του wealth effect. Στοιχεία για λίγα αγαθά δίνουν λανθασμένη εικόνα, καθώς οι ελαστικότητες των αγαθών είναι διαφορετικές, β) τα στοιχεία είναι 3μηνιαία και γ) λόγω της ανελλιπούς έρευνας από τις αρχές της δεκαετίας του '80,(1983:1-1999:1) μια διάρκεια που εμπεριέχει πολλές κινήσεις, ως και σοκ, των χρηματιστηριακών δεικτών. Επίσης, περιέχει ρητά και το ποσό αποταμίευσης, κάτι που άλλες έρευνες υπολογίζουν, ως κατάλοιπο.5000 νοικοκυριά απαντούν σε ερωτήσεις για τις δαπάνες του παρελθόντος τριμήνου ανά 5 τρίμηνα και, αφού στο τέλος απαντήσουν για τα περιουσιακά τους στοιχεία και τις υποχρεώσεις, όπως και το εισόδημα και για το δημογραφικό τους προφίλ, αντικαθίστανται από άλλα.

[13] Πιο συγκεκριμένα, για την Ιαπωνία, η Οριακή Ροπή για Κατανάλωση προερχόμενη από τον πλούτο κυμαίνεται από 1% (Mutoh et al.[1993], Ogawa[1992b]) ως περίπου 4% (Horioka[1996], Ogawa et al.[1996]) και με τον ορισμό του πλούτου και του εισοδήματος να διαφέρει: για το εύρημα του 1% έχουμε τον άμεσα ρευστοποιήσιμο πλούτο και το εισόδημα από εργασία, ενώ για το 4% έχουμε συνολικό πλούτο και διαθέσιμο εισόδημα. Για τη Γαλλία, δεν αποδεικνύεται ισχυρό το wealth effect (Bonnet& Dubois[1995] και Grunspan & Sisic[1997]). Για την Ιταλία, οι Rossi & Visco βρίσκουν την Οριακή Ροπή μεταξύ 3-3,5%. Η δε κεφαλαιοποίηση ως ποσοστό του ΑΕΠ είχε ως εξής το 1996: 110% για τις ΗΠΑ, 70% για την Ιαπωνία, 29% για Γερμανία, 39% για Γαλλία και 139% για ΗΒ.

[14] Η «μεταφορά» των αποτελεσμάτων αυτών από τις ΗΠΑ στις άλλες χώρες του G7 πραγματοποιείται ως εξής: υπολογίζεται η κεφαλαιακή ζημία που προκαλείται από την πτώση στις τιμές των μετοχών κατά 10% και πολλαπλασιάζεται με την Οριακή Ροπή για Κατανάλωση από τον πλούτο από μετοχές. Δύο εναλλακτικές περιπτώσεις εξετάζονται: η πρώτη υποθέτει ότι υπάρχει μια Οριακή Ροπή σε όλες τις χώρες, αυτή των ΗΠΑ. Η δεύτερη χρησιμοποιεί την Οριακή Ροπή των ΗΠΑ πολλαπλασιάζοντας το μερίδιο των μετοχών ως προς το διαθέσιμο εισόδημα σε κάθε χώρα δια το αντίστοιχο ποσοστό στις ΗΠΑ.

[15] Η Starr-McCluer(2002) τονίζει πως η αβεβαιότητα για το μελλοντικό εισόδημα επίσης επηρεάζει τις αποφάσεις για ανάλωση ή αποταμίευση των κερδών από μετοχές. Οι ανησυχίες των καταναλωτών για την εργασιακή τους εξασφάλιση έχουν μεγαλώσει εξ αιτίας της απορύθμισης των εργασιακών σχέσεων. Αυτές οι ανησυχίες, προφανώς, επηρεάζουν τη θέληση των μετόχων για ανάλωση των κερδών: αν λαμβάνουν υπόψη ένα μη αμελητέο κίνδυνο απώλειας της θέσης εργασίας τους, τότε θα προτιμούν να συσσωρεύουν τα κέρδη από μετοχές για λόγους προφύλαξης.

[16] Κι αυτό γιατί ο συνολικός πλούτος είναι περισσότερο άνισα κατανεμημένος από όσο το εισόδημα, η κτήση περιουσιακών στοιχείων άλλων πέραν των μετοχών είναι περισσότερο άνισα κατανεμημένος από όσο ο συνολικός πλούτος, και η κατοχή μετοχών είναι περισσότερο άνισα κατανεμημένη από όσο η κατοχή λοιπών περιουσιακών στοιχείων.

[17] Αυτά τα αποτελέσματα είναι απροσδόκητα, δεδομένης της αύξησης των τιμών των μετοχών κατά την υπό έρευνα περίοδο. Μια αύξηση στη σχετική αξία ενός περιουσιακού στοιχείου πιο άνισα κατανεμημένου από το συνολικό πλούτο θα αναμενόταν να αυξήσει την ανισότητα του συνολικού πλούτου. Ωστόσο, είναι εφικτό και το αντίστροφο: είναι εφικτό η κατανομή ενός περιουσιακού στοιχείου να γίνει πιο ίση, και συνολικά ο πλούτος να κατανέμεται πιο άνισα. Οι Poterba & Samwick το αποδεικνύουν ως εξής: Έστω μια οικονομία με 2 περιουσιακά στοιχεία, A και B. Τα νοικοκυριά στο top 1% από άποψη πλούτου έχουν ποσοστά  $s_A, s_B$ , αντίστοιχα. Η αξία τους είναι  $V_A, V_B$  αντίστοιχα. Έστω  $w_A = V_A / (V_A + V_B)$ ,  $w_B = V_B / (V_A + V_B)$ . Το σύνολο του πλούτου που διατηρεί αυτό το top 1% είναι  $s_A w_A + s_B w_B$ . Έστω ότι το A κατανέμεται ανισότερα από το B, άρα  $s_A > s_B$ . Έστω ότι μια άλλη ημέρα το αυτό το top 1% κατέχει  $s_A', s_B'$ , αντίστοιχα και έστω  $s_A' < s_A, s_B' < s_B$ . Από αυτό και μόνο, δεν συνεπάγεται, κατ' ανάγκη ότι ο συνολικός πλούτος είναι πιο ίσα κατανεμημένος. Αν  $w_A' > w_A$ , τότε ο πλούτος θα μπορεί να είναι πιο ίσα κατανεμημένος από ότι την πρώτη ημέρα. Αν π.χ.  $s_B' = s_B$ , τότε η ανισότητα του πλούτου αυξάνεται αν  $s_A' / s_A > s_B / s_A + (1 - s_B / s_A)(w_A / w_A')$ . Αν  $s_B / s_A = 0,25$  και αυξηθεί η τιμή του A κατά 50%, έτσι ώστε  $w_A / w_A' = 0,67$ , τότε η ανισότητα του πλούτου θα αυξηθεί για κάθε  $s_A' / s_A$  για πάνω από 0,75.

[18] Επίσης, μια αύξηση της καταναλωτικής εμπιστοσύνης προηγείται μιας αύξησης των καταναλωτικών δαπανών. Υπάρχει, δηλαδή, ένα **signaling effect**. Ωστόσο, μια μείωση της εμπιστοσύνης δεν προηγείται πάντα μιας μείωσης των καταναλωτικών δαπανών.

[19] Η Romer(1990) αναφέρει άλλες έρευνες στις οποίες δεν αυξάνεται η κατανάλωση μη διαρκών αγαθών

[20] Ο West (1988) διαφωνεί ότι είναι εφικτό να επιδέχεται και φούσκες, καθώς τα διαστήματα εμπιστοσύνης θα είναι μεγάλα: με την παρουσία φουσκών, η εκτιμώμενη διακύμανση γιγαντώνεται και το μοντέλο καθίσταται αναξιόπιστο.

[21] Ωστόσο, ο **Cechetti(1993)** επισημαίνει ότι οι Benninga & Protopapadakis (1990) υπέθεσαν άρρητα ότι ο Λόγος Μερισμάτων προς Κατανάλωση δεν είναι σταθερός αλλά έχει την ίδια μεταβλητότητα με τις αποδόσεις των μετοχών, όμως αυτή η ισότητα δεν επιβεβαιώνεται από τα δεδομένα.

[22] Για ευκολία, και για να είναι μηδενική η αυτοσυσχέτιση στα growth rates της, υποθέτουν οι Brennan & Xia(2001) ότι το endowment process για την Κατανάλωση (τμήμα του οποίου είναι και η μετοχή που παρέχει μερίσματα, ενώ το άλλο τμήμα είναι το εισόδημα από εργασία), για ένα, βασικά, μη αποθηκεύσιμο καταναλωτικό αγαθό, ακολουθεί lognormal process με σταθερές παραμέτρους, κάτι που σημαίνει ότι το risk-

free επιτόκιο είναι σταθερό. Για να βρεθεί μια λογική τιμή του risk-free επιτοκίου με την παράμετρο της αποστροφής προς τον κίνδυνο πρέπει να υποθεθεί ότι ο δείκτης ανυπομονησίας είναι αρνητικός. Αν και αυτό το αρνητικό πρόσημο έρχεται σε αντίθεση με τις υποθέσεις του Κύκλου Ζωής, αφού προκρίνει απεριόριστο ορίζοντα, είναι λογικό, στα πλαίσια υποδειγμάτων αλληλοδιαδεχόμενων γενεών.

[23] Βέβαια, άλλοι οικονομολόγοι βρίσκουν ότι μπορεί να αποδοθεί σημαντικό τμήμα της υψηλής ημερήσιας και μηνιαίας μεταβλητότητας των δεικτών σε κερδοσκόπους με βραχυπρόθεσμο επενδυτικό ορίζοντα, ενώ άλλοι κατασκευάζουν μοντέλα θεωρητικά που καταδεικνύουν την αποσταθεροποιητική παρουσία κερδοσκόπων ακόμα και όταν αυτοί δεν χάνουν χρήματα. Τα μοντέλα αυτά αναδεικνύουν τη δυνατότητα για αποσταθεροποιητική δράση και όχι την δράση αυτή καθ' εαυτή. (βλ. **Hart & Kreps (1986), DeLong et al.(1987)**)

[24] Οι **Flood & Hodrick (1990)**, θεωρώντας πως αν η αγοραία τιμή  $y$  ικανοποιεί την εξίσωση που θέλει την τιμή της μετοχής ίση με τα προεξοφλημένα αναμενόμενα μερίσματα και την προεξοφλημένη αναμενόμενη μελλοντική τιμή πώλησης, παρουσιάζουν τη σημερινή τιμή της φούσκας ως την αναμενόμενη προεξοφλημένη τιμή της φούσκας της επόμενης περιόδου, δηλαδή  $B_t = E_t(B_{t+1})/(1+r)$  και την εξίσωση  $B_{t+1} - \lambda B_t = z_{t+1}$  ως  $B_{t+1} = B_t(1+r) + b_{t+1}$ , με το  $b_{t+1}$  να ισοδυναμεί με το innovation  $z_{t+1}$ , το οποίο έχει μέσο μηδέν. Συνάγουν πως αν υπάρχουν φούσκες, τότε πρέπει να αναμένεται ότι μεγαλώνουν κατά το πραγματικό επιτόκιο.

[25] Θεωρούν την μετασχηματισμένη fitted value των μοντέλων  $\hat{S}_{mt}^p$  ως την προβλέψιμη μεταβλητότητα των αποδόσεων, και την απρόβλεπτη  $S_{mt}^{pm} = S_{mt}^p - \hat{S}_{mt}^p$  ως ανάλογη της αλλαγής στην προβλέψιμη μεταβλητότητα. Η προσθήκη του  $S_{mt}^{pm}$  βελτιώνει κατά 2 τρόπους τον έλεγχο. Πρώτον, επειδή είναι ερμηνεύσιμο το μεγαλύτερο τμήμα των επιπλέον αποδόσεων, τα τυπικά σφάλματα των συντελεστών της παλινδρόμησης μειώνονται. Δεύτερον, ο συντελεστής του απρόβλεπτου τμήματος της μεταβλητότητας,  $\gamma$ , παρέχει έμμεση ένδειξη για τις επιπτώσεις της προβλέψιμης μεταβλητότητας στα ex ante risk premium.

[26] Αν η μηνιαία τυπική απόκλιση είναι μεγαλύτερη από την προβλεπόμενη, τότε από την (1) έχουμε ότι οι προβλεπόμενες τυπικές αποκλίσεις θα αναθεωρηθούν προς τα πάνω για όλες τις μελλοντικές περιόδους. Αν το risk premium είναι θετικά συσχετισμένο με την προβλεπόμενη τυπική απόκλιση, τότε ο προεξοφλητικός συντελεστής όλων των μελλοντικών ροών θα αυξηθεί. Αν οι ροές(μερίσματα) στους κατόχους των μετοχών παραμείνουν अपαράλλαχτες, τότε ο υψηλότερος συντελεστής μειώνει και την παρούσα τους αξία και την τρέχουσα τιμή της μετοχής. Συνεπώς, μια θετική σχέση μεταξύ προβλεπόμενης μεταβλητότητας της απόδοσης και του αναμενόμενου risk premium προκαλεί μια αρνητική σχέση μεταξύ του απρόβλεπτου τμήματος της μεταβλητότητας και των επιπλέον αποδόσεων

[27] Το GARCH μοντέλο υποθέτει ότι το σύνολο πληροφόρησης των επενδυτών και των οικονομετρών είναι το ίδιο. Το μονομεταβλητό GARCH-M μοντέλο υποθέτει ότι

το σύνολο πληροφόρησης του οικονομέτρη συνίσταται μόνο από παρελθούσες innovations στην επιπλέον απόδοση  $x$ , και, συνεπώς, η μόνη νέα πληροφόρηση στην  $t-1$  είναι η  $\varepsilon_{t-1}$ . Το γενικό τροποποιημένο GARCH-M μοντέλο μπορεί να γραφτεί ως εξής: η εξίσωση του δεσμευμένου μέσου ως  $E[x_{t+1}|G_t]=\mu(G_t)$ , όπου  $\mu(\cdot)$  μια συνάρτηση που περιγράφει τη φύση της εξάρτησης του δεσμευμένου μέσου από τα στοιχεία του συνόλου πληροφόρησης  $G$ . Έτσι, θα ισχύει ότι  $x_{t+1}=\mu(G_t)+\varepsilon_{t+1}$ , με  $E(\varepsilon_{t+1}|G_t)=0$ . Η εξίσωση για τη δεσμευμένη διακύμανση θα είναι  $\text{Var}(x_{t+1}|G_t) \equiv \text{Var}(\varepsilon_{t+1}|G_t)=V(G_t)$ , όπου  $V(\cdot)$  μια συνάρτηση που περιγράφει τη φύση της εξάρτησης της δεσμευμένης διακύμανσης από τα στοιχεία του συνόλου πληροφόρησης, και η οποία υποθέτουμε ότι ισούται με  $V(G_t)=f_m(G_{t-1}) + f(G_t|G_{t-1})$ , όπου  $f_m(G_{t-1})$  το τμήμα της δεσμευμένης διακύμανσης  $V(G_t)$  που εξαρτάται μόνο από πληροφόρηση που ήταν γνωστή μέχρι την ημέρα  $t-1$  και  $f(G_t|G_{t-1})$  το τμήμα της πληροφόρησης που εξαρτάται από τη νέα πληροφόρηση  $G_t|G_{t-1}$  που γίνεται γνωστή την ημέρα  $t$ .

Το απλό GARCH-M μοντέλο υποθέτει ότι  $\text{Var}(v_{t-1}|G_{t-1})=0$  και ότι το  $z_{t-1}$  περιέχει innovations και διακυμάνσεις οι οποίες παρότι μη παρατηρήσιμες μπορούν να εκτιμηθούν. Το τροποποιημένο GARCH-M μοντέλο θεωρεί μεν ότι  $\text{Var}(v_{t-1}|G_{t-1})=0$  αλλά και ότι το  $z_{t-1}$  περιέχει τόσο παρατηρήσιμα instruments και παρελθούσες τιμές των εκτιμώμενων διακυμάνσεων και innovations.