



ΣΧΟΛΗ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ ΔΙΟΙΚΗΣΗΣ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ
ΤΜΗΜΑ ΛΟΓΙΣΤΙΚΗΣ ΚΑΙ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ
ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ ΣΤΗ ΛΟΓΙΣΤΙΚΗ
ΚΑΙ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ

Διπλωματική Εργασία

“Η ΙΣΟΔΥΝΑΜΙΑ ΤΗΣ ΑΓΟΡΑΣΤΙΚΗΣ ΔΥΝΑΜΗΣ ΣΤΗ ΘΕΩΡΙΑ
ΚΑΙ ΣΤΗΝ ΠΡΑΞΗ : Η ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΑΣ”

του
ΞΩΝΙΚΗ ΓΕΩΡΓΙΟΥ

Επιβλέπων Καθηγητής: Μιχαλόπουλος Γεώργιος

Υποβλήθηκε ως απαιτούμενο για την απόκτηση του Μεταπτυχιακού
Διπλώματος στη

Λογιστική και Χρηματοοικονομική

ΜΑΡΤΙΟΣ 2022

Θα ήθελα να εκφράσω τις ευχαριστίες μου σε όλους τους καθηγητές του Μεταπτυχιακού Προγράμματος Σπουδών Λογιστικής και Χρηματοοικονομικής του Πανεπιστημίου Μακεδονίας. Ιδιαίτερα όμως επιθυμώ να ευχαριστήσω τον κύριο Γιώργο Μιχαλόπουλο που ήταν ο επιβλέπων καθηγητής για την εκπόνηση της διπλωματικής μου εργασίας για την αμέριστη συμπαράσταση και βοήθεια που προσέφερε κατά τη διάρκεια συγγραφής της παρούσας διπλωματικής εργασίας.

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Στην παρούσα εργασία, αρχικά, προσπαθούμε να κατανοήσουμε τις δύο μορφές της Ισοδυναμίας Αγοραστικής Δύναμης(ΙΑΔ), απόλυτη και σχετική μορφή, ενώ παράλληλα μελετούμε τα οικονομετρικά υποδείγματα και τους τύπους της κάθε μορφής. Στη συνέχεια παρουσιάζονται οι εμπειρικές μελέτες των ερευνητών που υποστηρίζουν την ισχύ της θεωρίας της ΙΑΔ, και των ερευνητών που απορρίπτουν την ισχύ της ΙΑΔ. Έπειτα εξετάζονται οι κυριότερες εμπειρικές μελέτες για την ισχύ της ΙΑΔ στην περίπτωση της Ελλάδας με άλλες διάφορες χώρες όπως π.χ. Γερμανία, Γαλλία, Μεγάλη Βρετανία, Αμερική. Τέλος, διεξάγουμε μια εμπειρική μελέτη για την ισχύ της θεωρίας της ΙΑΔ στην περίπτωση της Ελλάδας με την Αμερική και στην περίπτωση της Ελλάδας με τις χώρες της Ευρωπαϊκής Ένωσης σε μακροχρόνια περίοδο, χρησιμοποιώντας τη σχετική μορφή της ΙΑΔ για τα έτη από το 1962 μέχρι και το 2014 και με τη βοήθεια δύο δεικτών, του μοναδιαίου κόστους εργασίας (Unit Labour Cost) και του αποπληθωριστή τιμών του Α.Ε.Π. (GDP Price Deflator).

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

ΕΙΣΑΓΩΓΗ.....	1
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1: Η ΘΕΩΡΙΑ ΤΗΣ ΙΣΟΔΥΝΑΜΙΑΣ ΑΓΟΡΑΣΤΙΚΗΣ ΔΥΝΑΜΗΣ(ΙΑΔ).....	4
1.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ.....	4
1.2 Η ΑΠΟΛΥΤΗ ΜΟΡΦΗ ΤΗΣ ΘΕΩΡΙΑΣ ΤΗΣ ΙΑΔ.....	6
1.3 Η ΣΧΕΤΙΚΗ ΜΟΡΦΗ ΤΗΣ ΘΕΩΡΙΑΣ ΤΗΣ ΙΑΔ.....	7
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2: ΟΙ ΕΜΠΕΙΡΙΚΕΣ ΕΡΕΥΝΕΣ ΓΙΑ ΤΗΝ ΙΣΧΥ ΤΗΣ ΙΑΔ.....	8
2.1 ΟΙ ΚΥΡΙΟΤΕΡΕΣ ΕΜΠΕΙΡΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΓΙΑ ΤΗΝ ΙΣΧΥ ΤΗΣ ΙΑΔ	8
2.2 ΣΥΝΟΨΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΚΥΡΙΟΤΕΡΩΝ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ ΓΙΑ ΤΗΝ ΙΣΧΥ ΤΗΣ ΙΑΔ.....	18
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3: Η ΙΑΔ ΣΤΗΝ ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΑΣ.....	22
3.1 ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΠΟΡΕΙΑΣ ΤΗΣ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ ΤΗΣ ΔΡΑΧΜΗΣ ΚΑΙ ΤΟΥ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΥ.....	22
3.2 ΟΙ ΚΥΡΙΟΤΕΡΕΣ ΕΜΠΕΙΡΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΓΙΑ ΤΗΝ ΙΣΧΥ ΤΗΣ ΙΑΔ ΣΤΗΝ ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΑΣ.....	32
3.3 ΣΥΝΟΨΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ ΓΙΑ ΤΗΝ ΙΣΧΥ ΤΗΣ ΙΑΔ ΣΤΗΝ ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΑΣ	35
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4: ΜΙΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΜΕΛΕΤΗ ΓΙΑ ΤΗΝ ΙΣΧΥ ΤΗΣ ΙΑΔ ΣΤΗΝ ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΑΣ.....	37
4.1 ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ ΤΗΣ ΙΣΧΥΣ ΤΗΣ ΘΕΩΡΙΑΣ ΤΗΣ ΙΑΔ ΓΙΑ ΤΗΝ ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΑΣ.....	37
4.2 ΧΡΗΣΙΜΑ ΣΤΟΙΧΕΙΑ ΤΗΣ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ.....	38
4.3 ΤΟ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑ ΤΗΣ ΕΚΤΙΜΗΣΗΣ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΤΗΣ ΙΑΔ ΓΙΑ ΕΛΛΑΔΑ-Η.Π.Α. ΚΑΙ ΕΛΛΑΔΑ-ΕΥΡΩΖΩΝΗ.....	38
4.3.1ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΤΗΣ ΙΑΔ ΜΕ ΒΑΣΗ ΤΟΝ ΑΠΟΠΛΗΘΩΡΙΣΤΗ ΤΙΜΩΝ ΤΟΥ Α.Ε.Π.	38
4.3.2ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΤΗΣ ΙΑΔ ΜΕ ΒΑΣΗ ΤΟ ΜΟΝΑΔΙΑΙΟ ΚΟΣΤΟΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ.....	41
4.4 ΣΥΝΟΨΗ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ.....	45
ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑ.....	47

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ.....	50
-------------------	----

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Σκοπός της παρούσας εργασίας είναι να παρουσιάσει τη θεωρία της Ισοδυναμίας Αγοραστικής Δύναμης (ΙΑΔ) και να αξιολογήσει το κατά πόσο η εμπειρική βιβλιογραφία υποστηρίζει την ισχύ της στην πράξη τόσο βραχυχρόνια όσο και μακροχρόνια. Επιπλέον, σκοπός της εργασίας είναι να μελετήσει στην πράξη την ισχύ της ΙΑΔ για την περίπτωση της Ελλάδας και να υποδείξει εάν η ισοδυναμία της αγοραστικής δύναμης ισχύει στην περίπτωση της Ελλάδας μακροπρόθεσμα σε σχέση με τις Η.Π.Α. και τις χώρες της Ευρωζώνης.

Στην παρούσα εργασία, στο 1^ο Κεφάλαιο θα μελετήσουμε τη θεωρία της Ισοδυναμίας Αγοραστικής Δύναμης (ΙΑΔ). Αναλυτικότερα, θα συζητήσουμε τις δύο μορφές της ΙΑΔ, δηλαδή την απόλυτη μορφή και τη σχετική μορφή της.

Στο Κεφάλαιο 2 εξετάζονται οι κυριότερες εμπειρικές μελέτες που εξετάζουν την ισχύ της ΙΑΔ στην πράξη. Στο συγκεκριμένο κεφάλαιο, παρουσιάζονται όλες οι μελέτες των ερευνητών που τάσσονται υπέρ της ισχύος της θεωρίας της ΙΑΔ, σε μακροχρόνια κυρίως περίοδο, και των ερευνητών που απορρίπτουν την ισχύ της ΙΑΔ, βραχυπρόθεσμα και μακροπρόθεσμα.

Στο 3^ο Κεφάλαιο εξετάζουμε την ισχύ της θεωρίας της ΙΑΔ στην περίπτωση της Ελλάδας. Στο κεφάλαιο αυτό, παρουσιάζονται οι εμπειρικές μελέτες για την ισχύ της ΙΑΔ που σχετίζονται με την Ελλάδα και άλλες διάφορες χώρες όπως π.χ. Γερμανία, Γαλλία, Μεγάλη Βρετανία, Αμερική. Οι ερευνητές στην πλειοψηφία τους υποστηρίζουν την ισχύ της ΙΑΔ στην περίπτωση της Ελλάδας σε μακροχρόνια περίοδο.

Στο 4^ο Κεφάλαιο πραγματοποιούμε μία στατιστική διερεύνηση για το εάν ισχύει η θεωρία της ΙΑΔ στην περίπτωση της Ελλάδας με τις Η.Π.Α. και στην περίπτωση της Ελλάδας με την Ευρωπαϊκή Ένωση σε μακροχρόνια περίοδο. Στην εμπειρική έρευνα χρησιμοποιούμε τη σχετική μορφή της ΙΑΔ και δεδομένα για την περίοδο από το 1962 μέχρι και το 2014. Η εκτίμηση του οικονομετρικού υποδείγματος γίνεται με τη βοήθεια δύο δεικτών, του μοναδιαίου κόστους εργασίας

(Unit Labour Cost) και του αποπληθωριστή τιμών του Α.Ε.Π. (GDP Price Deflator). Τέλος, από τα αποτελέσματα της μελέτης μας και από την εκτίμηση του οικονομετρικού υποδείγματος, βρίσκουμε εάν υποστηρίζεται η μακροπρόθεσμη ισχύ της ΙΑΔ για την περίπτωση της Ελλάδας σε σχέση με τις Η.Π.Α. και σε σχέση με τις χώρες της Ευρωζώνης.

Τα τελευταία δέκα χρόνια ζούμε στην Ελλάδα μια ριζική αλλαγή της δομής και του τρόπου λειτουργίας του τραπεζικού συστήματος. Οι αλλαγές αυτές προήλθαν κυρίως από την συμμετοχή της χώρας μας στην ΟΝΕ και από την εισαγωγή του ενιαίου νομίσματος. Το συνδυασμένο αποτέλεσμα των διαδικασιών αυτών έχει οδηγήσει σήμερα σε ένα ελληνικό τραπεζικό σύστημα εύρωστο, αποδοτικό στη λειτουργία της χρηματοπιστωτικής διαμεσολάβησης, πρωτοποριακό στην εισαγωγή νέας τεχνολογίας και τεχνογνωσίας στην εγχώρια αγορά, πρωταγωνιστικό στην χρηματοδότηση της οικονομικής ανάπτυξης και διεθνώς ανταγωνιστικό στην ευρύτερη περιοχή της Νοτιοανατολικής Ευρώπης.

Το περιβάλλον μέσα στο οποίο λειτουργεί το ευρωπαϊκό χρηματοοικονομικό σύστημα έχει αναδιαμορφωθεί ριζικά κατά τη διάρκεια της τελευταίας δεκαετίας και συνεχίζει να υπόκειται σε νέες μεταβολές. Η διαπίστωση αυτή καθιστά αναγκαία τη μελέτη και ανάλυση των παραγόντων που επηρεάζουν την διαδικασία μετασχηματισμού. Καθιστά επίσης χρήσιμο τον προσδιορισμό των επιπτώσεων που συνεπάγονται οι μεταβολές στη λειτουργία που υποστηρίζουν τη λειτουργία του ενιαίου ευρωπαϊκού χρηματοοικονομικού χώρου.

Η ύπαρξη πληθώρας οικονομικών μοντέλων που δημιουργήθηκαν με σκοπό την ερμηνεία και την πρόβλεψη των συναλλαγματικών ισοτιμιών δίχασε το επενδυτικό κοινό και τους οικονομολόγους. Δεν έχει βρεθεί ακόμα ένα μοντέλο που να καλύπτει πλήρως τις απαιτήσεις, να είναι εύκολο στη χρήση και να έχει μηδαμινά σφάλματα και αποκλίσεις. Έτσι, ο προσδιορισμός των συναλλαγματικών ισοτιμιών εξακολουθεί να είναι δυσχερής, αφού τα περισσότερα από τα ήδη υπάρχοντα μοντέλα δίνουν μη σαφείς, διφορούμενες ερμηνείες και λιγότερο ακριβή αποτελέσματα.

Το μεγαλύτερο ποσοστό των συναλλασσομένων στις συναλλαγματικές αγορές εμπιστεύονται μεθόδους τεχνικής ανάλυσης για βραχυχρόνιες περιόδους, ενώ αντίθετα για τις μακροχρόνιες περιόδους χρησιμοποιούν διάφορα οικονομικά

υποδείγματα. Τα υποδείγματα χρονοσειρών για μεγάλους χρονικούς ορίζοντες, δεν λαμβάνουν υπόψη τους οικονομικούς παράγοντες που έχουν σημαντικές επιπτώσεις σε μεγάλα χρονικά διαστήματα. Το μεσοχρόνιο διάστημα είναι αρκετά μεγάλο για να μπορέσει η ανάλυση να προσφέρει χρήσιμα αποτελέσματα, αλλά και πολύ σύντομο, ώστε να μπορέσουν να διαμορφωθούν και να αξιολογηθούν τα θεμελιώδη μεγέθη μιας οικονομίας.

Η διεξαγωγή του διεθνούς εμπορίου απαιτεί την ανταλλαγή αγαθών και υπηρεσιών μεταξύ των χωρών. Για να είναι εφικτή η ανταλλαγή των αγαθών και υπηρεσιών χρησιμοποιείται ως μέσο ανταλλαγής το χρήμα. Επιπλέον, κάθε χώρα χρησιμοποιεί το δικό της νόμισμα με αποτέλεσμα να διαφοροποιούνται οι ανταλλαγές αγαθών και υπηρεσιών που πραγματοποιούνται σε εθνικό επίπεδο από τις αντίστοιχες ανταλλαγές στο διεθνές επίπεδο. Η λύση στο παραπάνω πρόβλημα δίνεται από την αγορά συναλλάγματος (exchange market), η οποία καθιστά δυνατή την ανταλλαγή νομισμάτων των διαφόρων χωρών με βάση τη διαμορφωμένη συναλλαγματική ισοτιμία (exchange rate).

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

Η ΘΕΩΡΙΑ ΤΗΣ ΙΣΟΔΥΝΑΜΙΑΣ ΑΓΟΡΑΣΤΙΚΗΣ ΔΥΝΑΜΗΣ(ΙΑΔ)

1.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Ο Gustav Cassel είναι ο πρώτος που διατύπωσε την Ισοτιμία Αγοραστικών Δυνάμεων και της έδωσε το όνομα της το 1918. Το συγκεκριμένο υπόδειγμα έχει τις ρίζες του στο Πανεπιστήμιο της Σαλαμάνκα και συμβολίζεται στη διεθνή βιβλιογραφία ως PPP (Purchasing Power Parity). Ο Cassel ήταν από τους πρώτους που διατύπωσε ορισμένους λόγους για τους οποίους η θεωρία PPP δεν ισχύει βραχυχρόνια. Συγκεκριμένα τόνισε τους περιορισμούς στο διεθνές εμπόριο, τα μεταφορικά κόστη, την κερδοσκοπία στην αγορά συναλλάγματος, τον αναμενόμενο πληθωρισμό, τους περιορισμούς στην οικονομική πολιτική ενός κράτους ως τους πιθανούς παράγοντες για τους οποίους η συναλλαγματική ισοτιμία ενδέχεται να διαφέρει από το επίπεδο των τιμών των δύο χωρών. «Σε κάθε στιγμή η κανονική τιμή του συναλλάγματος δίνεται από αυτή τη σχέση ανάμεσα στην αγοραστική δύναμη του νομίσματος της μιας χώρας προς εκείνη της άλλης. Προτείνω να ονομαστεί η ισοτιμία “ισοτιμία των αγοραστικών δυνάμεων”. Εφόσον δεν υπάρχουν εμπόδια στη διακίνηση των αγαθών μεταξύ των χωρών, η τρέχουσα τιμή του συναλλάγματος δεν μπορεί να αποκλίνει σημαντικά από αυτή την ισοτιμία των αγοραστικών δυνάμεων».

Ξεκινώντας, ας υποθέσουμε ότι θα ασχοληθούμε με δύο χώρες, μία ημεδαπή (εγχώρια χώρα) και μία αλλοδαπή (ξένη χώρα). Ας δεχτούμε ότι τα κόστη συναλλαγής όπως η μεταφορά, οι δασμοί και τα λοιπά είναι αμελητέα, έτσι ώστε ο νόμος της ενιαίας τιμής να εφαρμόζεται για όλα τα αγαθά και τις υπηρεσίες που καταναλώνονται. Έστω ότι S είναι η ισοτιμία του ξένου νομίσματος σε όρους εγχώριου νομίσματος. Εάν P_i^* είναι η τιμή του αγαθού i στη ξένη χώρα και P_i η τιμή του ίδιου αγαθού στην εγχώρια αγορά. Τότε, ο κανόνας της ενιαίας τιμής θα δίνει :

$$P_i = S P_i^* , \text{ με } i = 1, \dots, N \text{ (υποδηλώνει το αγαθό ή την υπηρεσία)}$$

Η παραπάνω εξίσωση δηλώνει ότι ο νόμος της ενιαίας τιμής δείχνει σεβασμό στην σχέση μεταξύ των εγχώριων και των ξένων τιμών του αγαθού με αριθμό i .

Υπάρχουν τρία σημεία που πρέπει να σημειώσουμε σχετικά με την μακροοικονομική πλευρά της Ι.Α.Δ. :

- i. Η χρήση της εξίσωσης $P = S P^*$ δίνει ένα υπόδειγμα καθορισμού για την τιμή του συναλλάγματος. Στην πραγματικότητα, αυτή είναι μια απλή έκδοση του Μονεταριστικού Υποδείγματος της Τιμής Συναλλάγματος.
- ii. Αυτό το σενάριο προϋποθέτει μία κυμαινόμενη τιμή συναλλάγματος. Σε περιόδους με σταθερή τιμή συναλλάγματος, η Ισοδυναμία της Αγοραστικής Δύναμης είτε αποτυγχάνει να «δουλέψει», είτε λειτουργεί με έναν διαφορετικό τρόπο.
- iii. Αυτή η προσέγγιση δεν στηρίζεται στον νόμο της ενιαίας τιμής. Ωστόσο, θα μπορούσε να ισχύει ακόμα και εάν υπήρχαν ευρείες αποκλίσεις μεταξύ των χωρών στην τιμή των ατομικών αγαθών και υπηρεσιών.

Η ισοτιμία της αγοραστικής δύναμης:

- δίνει έμφαση μόνο στο εμπόριο και στα επίπεδα τιμών.
- είναι απίθανο να ισχύει όταν οι τιμές εγχώριας και ξένης αγοράς αντιπροσωπεύουν διαφορετικά καλάθια.
- υιοθετεί την υπόθεση ότι οι τιμές και οι συναλλαγματικές ισοτιμίες είναι ελαστικές
- δεν ισχύει για αγαθά που δεν είναι εύκολο να μεταφερθούν μεταξύ χωρών
- δεν ισχύει για αγαθά και υπηρεσίες που δεν είναι τέλεια υποκατάστατα.

Βραχυπρόθεσμα οι συναλλαγματικές ισοτιμίες, προσαρμόζονται πολύ γρήγορα σε καταστάσεις ανισορροπίας. Επίσης, τα μακροπρόθεσμα συμβόλαια και οι συμφωνίες τιμών καθιστούν πολλές τιμές στην οικονομία κολλώδεις (sticky prices), τόσο βραχυπρόθεσμα όσο και μεσοπρόθεσμα. Έτσι, η ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης δεν είναι αλάνθαστη σε βραχυπρόθεσμο και μεσοπρόθεσμο επίπεδο.

Μακροπρόθεσμα όμως, υπάρχουν ενδείξεις που υποστηρίζουν την ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης, διότι χώρες με θετικές διαφορές στους ρυθμούς πληθωρισμού τους τείνουν να δουν μια υποτίμηση των νομισμάτων τους. Ομοίως, μακροπρόθεσμα, οι χώρες με αρνητικές διαφορές στους ρυθμούς πληθωρισμού τους τείνουν να δουν μια ανατίμηση των νομισμάτων τους.

1.2 Η ΑΠΟΛΥΤΗ ΜΟΡΦΗ ΤΗΣ ΘΕΩΡΙΑΣ ΤΗΣ ΙΑΔ

Η θεωρία της Ισοδυναμίας Αγοραστικής Δύναμης (ΙΑΔ) διακρίνεται στην απόλυτη μορφή της και στη σχετική της μορφή. Με βάση τα γενικά επίπεδα τιμών ισχύει :

$$P = S P^*$$

,όπου το P και το P^* αναφέρονται στο εγχώριο επίπεδο τιμών της χώρας και στο ξένο επίπεδο τιμών της χώρας αντίστοιχα και το S στη συναλλαγματική ισοτιμία.

Αυτή είναι η απλούστερη πιθανή έκδοση της υπόθεσης της ΙΑΔ. Η παραπάνω εξίσωση είναι η απόλυτη μορφή της Ισοδυναμίας της Αγοραστικής Δύναμης, η οποία ισοδυναμεί με την παρακάτω πρόταση : Το γενικό επίπεδο τιμών όταν μετατραπεί σε ένα κοινό νόμισμα, θα είναι το ίδιο σε κάθε χώρα.

Για να κατανοήσουμε καλύτερα την απόλυτη μορφή της ΙΑΔ παραθέτουμε ένα παράδειγμα :

Έστω P_i η τιμή ενός αγαθού σε εγχώριο νόμισμα (ευρώ) και P_i^* η τιμή του ίδιου αγαθού σε ξένο νόμισμα (αμερικάνικο δολλάριο) και S η συναλλαγματική ισοτιμία ($1 \$ = S €$). Η σχέση :

$$P_e = S P_s$$

δηλώνει ότι η τιμή του αγαθού i στην ευρωζώνη είναι ίση με την τιμή του ίδιου αγαθού στις Η.Π.Α. αν μετατρέψουμε την ευρωπαϊκή τιμή σε αμερικάνικ δολλάρια χρησιμοποιώντας την συναλλαγματική ισοτιμία S .

1.3 Η ΣΧΕΤΙΚΗ ΜΟΡΦΗ ΤΗΣ ΘΕΩΡΙΑΣ ΤΗΣ ΙΑΔ

Η συναλλαγματική ισοτιμία δύο νομισμάτων αντικατοπτρίζει τη σχετική προσφορά και ζήτησή τους στις αγορές χρήματος. Από το μοντέλο πρόβλεψης της συναλλαγματικής ισοτιμίας ισχύει ότι :

$$S = P / P^*$$

Από την παραπάνω εξίσωση θα ισχύει :

$$\% \Delta S = \% \Delta P - \% \Delta P^* = \pi - \pi^* \text{ ή}$$

$$\Delta S = \Delta P - \Delta P^* = \pi - \pi^*$$

Η παραπάνω εξίσωση αποτελεί τη συνθήκη ισοδυναμίας της αγοραστικής δύναμης στη σχετική της μορφή και αναφέρει πως η ανατίμηση (ή υποτίμηση) του ξένου νομίσματος $\% \Delta S$ σε μία περίοδο ισούται με τη διαφορά του εγχώριου πληθωρισμού και του ξένου πληθωρισμού. Η συνθήκη της ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης στη σχετική της μορφή αναφέρει πως η συναλλαγματική ισοτιμία ανατιμάται ή υποτιμάται ανάλογα με τη διαφορά των πληθωρισμών στις δύο χώρες (εγχώρια χώρα και ξένη χώρα). Σε αντίθεση με την απόλυτη ΙΑΔ, η σχετική ΙΑΔ διατυπώνεται μόνο με βάση το χρονικό ορίζοντα κατά τον οποίο τα επίπεδα τιμών και οι συναλλαγματικές ισοτιμίες μεταβάλλονται.

Η σχετική μορφή της θεωρίας της ΙΑΔ είναι αρκετά χρήσιμη, γιατί προσφέρει μια εναλλακτική προσέγγιση στην περίπτωση που γίνεται χρήση κυβερνητικών στατιστικών στοιχείων, για το επίπεδο τιμών, με σκοπό την αξιολόγηση της θεωρίας της ΙΑΔ. Επιπλέον, αποτελεί μια ρεαλιστική προσέγγιση να συγκριθούν οι ποσοστιαίες μεταβολές των συναλλαγματικών ισοτιμιών δύο νομισμάτων με τις αντίστοιχες μεταβολές στον πληθωρισμό των χωρών, ως αντιστάθμιση του γεγονότος πως οι χώρες χρησιμοποιούν διαφορετικά καταναλωτικά καλάθια, σε κάλυψη και σύνθεση, για τον υπολογισμό του επιπέδου τιμών.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

ΟΙ ΕΜΠΕΙΡΙΚΕΣ ΕΡΕΥΝΕΣ ΓΙΑ ΤΗΝ ΙΣΧΥ ΤΗΣ ΙΑΔ

2.1 ΟΙ ΚΥΡΙΟΤΕΡΕΣ ΕΜΠΕΙΡΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΓΙΑ ΤΗΝ ΙΣΧΥ ΤΗΣ ΙΑΔ

Η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς (efficient market hypothesis) μπορεί να εφαρμοστεί τόσο στις αγορές χρήματος και κεφαλαίου όσο και στις αγορές συναλλάγματος. Σύμφωνα με τον ορισμό του Fama (1984), μια αγορά συναλλάγματος είναι αποτελεσματική όταν η τρέχουσα συναλλαγματική ισοτιμία αντανακλά πλήρως όλες τις διαθέσιμες πληροφορίες. Ένας γενικότερος ορισμός δίνεται από τον Jensen (1978). Μια αποτελεσματική αγορά αντλεί τις διαθέσιμες πληροφορίες μέχρι το σημείο όπου το οριακό όφελος χρήσης των πληροφοριών δεν ξεπερνά το οριακό κόστος συγκέντρωσής τους. Η υπόθεση αποτελεσματικότητας της αγοράς συναλλάγματος (Foreign Exchange Market Efficiency Hypothesis) συνήθως ταυτίζεται με την υπόθεση αμεροληψίας της προθεσμιακής ισοτιμίας (Forward Rate Unbiasedness Hypothesis), καθώς σε μια αποτελεσματική αγορά η προθεσμιακή ισοτιμία (forward rate) πρέπει να είναι αμερόληπτος εκτιμητής της προσδοκώμενης μελλοντικής ισοτιμίας (spot rate) όταν υπάρχει ουδετερότητα κινδύνου.

Ο Frenkel (1978) εκτελεί παλινδρομήσεις με βάση τις μηνιαίες τιμές δολλάριου-λίρας, φράγκου-δολλάριου και φράγκου-λίρας για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες της περιόδου από Φεβρουάριο του 1921 έως Μάιο του 1925, όπου οι συναλλαγματικές ισοτιμίες ήταν ευέλικτες. Τα αποτελέσματα των ερευνών του γενικά υποστήριζαν τις υποθέσεις της ΙΑΔ και στις δύο μορφές (σχετική και απόλυτη μορφή). Ωστόσο, ο Frenkel (1981) χρησιμοποιεί δεδομένα από τα πρόσφατα επιπλέον δεδομένα για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες δολλάριου-λίρας, δολλάριου-φράγκου και δολλάριου-μάρκου και βρίσκει ότι η ΙΑΔ δεν υποστηρίζεται από τα δεδομένα. Παρόμοια αποτελέσματα αναφέρονται και από τον Krugman (1978) για τη διάρκεια του μεσοπολέμου και για τα πρόσφατα επιπλέον δεδομένα.

Οι μελέτες των Isard (1977), Roll και Solnik (1979), Mussa (1986) υποδεικνύουν πως ο ονομαστικός δείκτης τιμών και οι ξένες συναλλαγματικές ισοτιμίες απεικονίζουν τεράστιες και μόνιμες παρεκκλίσεις από την θεωρία της ΙΑΔ. Επίσης, οι μελέτες των Dutton και Strauss (1997), Mark και Choi (1997), Bahmani

και Rhee (1996) και του Strauss (1996) αποδεικνύουν την ύπαρξη μιας σημαντικής σχέσης ανάμεσα στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία και τις πραγματικές μεταβλητές (π.χ. διαφορές παραγωγικότητας ανάμεσα στην εγχώρια και ξένη οικονομία στους εμπορεύσιμους και μη εμπορεύσιμους τομείς). Άλλες εμπειρικές μελέτες των Amano και Van Norden (1992) και του Lastrapes (1992) υποστηρίζουν επίσης το γεγονός ότι πραγματικά «σοκ» γεγονότα προκαλούν μετακινήσεις της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

Από την μία πλευρά μια πληθώρα στοιχείων αποδεικνύουν πως η ΙΑΔ αντιπροσωπεύει έναν λογικό χαρακτηρισμό για μακροπρόθεσμες μεταβολές στην βιομηχανική χώρα, στις ονομαστικές συναλλαγματικές ισοτιμίες και στις τιμές των εμπορεύσιμων αγαθών. Για παράδειγμα οι Lee (1976), Hakkio (1992), Lothian και Taylor (1996) εξέτασαν τις συναλλαγματικές ισοτιμίες και τις τιμές των εμπορεύσιμων αγαθών από την χρονολογία του 1900 και εντόπισαν μια τάση στις συναλλαγματικές ισοτιμίες κύριων (σημαντικών) νομισμάτων να επανέρχεται προς την τιμή της ΙΑΔ σε χρονικούς ορίζοντες από 3 έως 12 έτη. Ωστόσο, αυτά τα ευρήματα έρχονται σε αντίθεση με άλλα στοιχεία τα οποία υποδηλώνουν πως η ΙΑΔ δεν εξηγεί την συμπεριφορά της συναλλαγματικής ισοτιμίας βραχυπρόθεσμα. Συμπερασματικά, τα στοιχεία στο σύνολο τους αναφέρουν ότι η ΙΑΔ δεν είναι ένας καλός οδηγός για την βραχυπρόθεσμη και μεσοπρόθεσμη συμπεριφορά της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Υπάρχουν τέσσερις (4) κύριοι λόγοι για αυτό το γεγονός: τα φαινόμενα υστέρησης εξαιτίας του κόστους προσαρμογής στο εμπόριο, η ακαμψία των τιμών σε όρους του νομίσματος όπου πωλούνται τα αγαθά, τα ατελή υποκατάστατα εμπορεύσιμα αγαθά και τέλος οι διαρθρωτικές αλλαγές στην τεχνολογία και στην ζήτηση, ιδιαίτερα ανάμεσα σε εμπορεύσιμα και μη εμπορεύσιμα αγαθά και υπηρεσίες.

Οι μελέτες των Adler και Lehmann (1983), Darby (1983), Hakkio (1984), Meese και Rogoff (1988) και Baillie και McMahon (1989) απορρίπτουν την έννοια της μακροπρόθεσμης ισχύς της ΙΑΔ, αναφέροντας ότι οι «ταραχές» έχουν μια μόνιμη επίδραση στο επίπεδο της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας, ενώ οι αλλαγές είναι μη-προβλέψιμες και υπάρχει μια ελάχιστη ή καθόλου τάση για τις ονομαστικές συναλλαγματικές ισοτιμίες και τις τιμές να προσαρμοστούν με τέτοιο τρόπο ώστε να προάγουν (προωθήσουν) την ΙΑΔ.

Οι Cumby και Obstfeld (1984) χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα από την περίοδο Σεπτεμβρίου 1975 μέχρι Μάιο του 1981 απέρριψαν την υπόθεση της μη-στασιμότητας της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας μεταξύ του αμερικάνικου δολλάριου και του καναδέζικου δολλάριου. Οι Abuaf και Jorion (1990) εξετάζουν τις πραγματικές συναλλαγματικές ισοτιμίες από δέκα (10) βιομηχανικές χώρες για την πρόσφατη κυμαινόμενη περίοδο και την περίοδο μεταξύ του 1900 και του 1972 και βρήκαν την ύπαρξη της αναστροφής του μέσου στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία.

Τα κόστη μεταφοράς και οι περιορισμοί στο εμπόριο μπορεί να είναι αρκετά σημαντικά ώστε να εμποδίσουν την ανταλλαγή ορισμένων αγαθών και υπηρεσιών μεταξύ δύο χωρών. Μελέτες, όπως του Frenkel (1981), σημειώνουν πως η ΙΑΔ ισχύει σε μεγαλύτερο βαθμό όταν οι χώρες που διαπραγματεύονται είναι κοντά γεωγραφικά και οι εμπορικοί δασμοί είναι υψηλοί, το οποίο μπορεί μερικώς να εξηγηθεί από τα κόστη μεταφοράς και την ύπαρξη άλλων εμποδίων εμπορίου όπως οι δασμοί.

Ένας σημαντικός αριθμός πρόσφατων εμπειρικών μελετών αποδεικνύει την ύπαρξη μιας σημαντικής σχέσης ανάμεσα στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία και ορισμένους θεμελιώδεις της παράγοντες, όπως οι όροι του εμπορίου, οι διαφορές της παραγωγικότητας και άλλα. Για παράδειγμα οι Balvers και Bergstand (1997), Bahmani και Rhee (1996) και ο Strauss (1996) ομόφωνα υποστήριξαν το μοντέλο «διαφορές της παραγωγικότητας» των Balassa και Samuelson. Με τη χρησιμοποίηση των τεστ συνολοκλήρωσης του Johansen, οι παραπάνω ερευνητές βρίσκουν την ύπαρξη μιας στατιστικά σημαντικής σχέσης συνολοκλήρωσης ανάμεσα στις εγχώριες και ξένες διαφορές παραγωγικότητας και στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία.

Μερικοί οικονομολόγοι ακόμα διερωτήθηκαν την εγκυρότητα του δόγματος της ΙΑΔ ως ένα μοντέλο προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας, όπως οι Frenkel (1981), Baillie και Selover (1987), Taylor (1988) δεν βρήκαν στοιχεία για την ισχύ της ΙΑΔ μακροπρόθεσμα. Από την άλλη πλευρά, έρευνες από τους Johansen και Juselius (1992), Rogoff (1996), Taylor (2001), Sarno και Taylor (2002), Cheung (2004), Taylor και Taylor (2004), Lothian και Taylor (2008), Arize (2010) και ο Chang (2012) καταλήγουν στο συμπέρασμα πως η μακροπρόθεσμη ΙΑΔ είναι έγκυρη.

Η Caporale (2003) δείχνει ότι οι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας του Dickey-Fuller παρουσιάζουν μια αρκετά καλή συμπεριφορά όταν εφαρμόζονται σε σειρές

δεδομένων πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας. Οι Lothian και Taylor (2008) υπέδειξαν ότι εάν η ισορροπία της συναλλαγματικής ισοτιμίας μετακινείται σταδιακά με την πάροδο του χρόνου αλλά οι στατιστικοί έλεγχοι για την σταθερότητα της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας υποθέτουν ότι η ισορροπία της συναλλαγματικής ισοτιμίας είναι σταθερή (συνεχής), τότε οι εκτιμήσεις για την ταχύτητα της επαναστροφής προς τον μέσο θα είναι προκατειλημμένες.

Οι αρχικές εμπειρικές αποτυχίες της ΙΑΔ ήταν εξαιτίας της αδυναμίας να εντοπιστεί η αναστροφή του μέσου στις πραγματικές συναλλαγματικές ισοτιμίες κατά τη διάρκεια των πρόσφατων επιπέων δεδομένων μέσα από μόνιμους μονοπαραγοντικούς ελέγχους ADF. Η κοινή επεξήγηση βασιζόταν στην πασίγνωστη έλλειψη ισχύος των πρότυπων ελέγχων μοναδιαίας ρίζας σε μικρά δείγματα (Adler και Lehmann (1983), Huizinga (1987), Meese και Rogoff (1988)). Επομένως, η αντίδραση στο παραπάνω πράγμα ήταν να βελτιωθεί η ισχύς αυτών των ελέγχων με την αύξηση του μεγέθους και του εύρους του δείγματος υπό ερεύνηση. Στην περίπτωση της αύξησης του μεγέθους του δείγματος, εξετάστηκαν μεγαλύτερες χρονολογικές σειρές (Lothian και Taylor (1996), Taylor (2002)). Στην περίπτωση της αύξησης του εύρους του δείγματος δόθηκε προσοχή στην δημιουργία ενός πίνακα από διάφορες χώρες (Abuaf και Jorion (1990), Frankel και Rose (1996), Taylor και Sarno (1998), Murray και Papell (2005)). Προσφάτως, οι Elliott και Pesavento (2006) ανακάλυψαν ισχυρότερες απορρίψεις της μηδενικής ολοκλήρωσης χρησιμοποιώντας ελέγχους επαυξημένης συμμεταβλητότητας, ενώ ο Lopez (2005) τόνισε τη σημαντικότητα της μεθόδου επιλογής χρονικών υστερήσεων.

Στη δεκαετία του 1980, οι εμπειρικές μελέτες αποτύγχαναν κοινώς να υποστηρίξουν την ΙΑΔ, καθώς η υπόθεση για την αναστροφή του μέσου για την πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία ξεπεράστηκε από την υπόθεση του «τυχαίου περιπάτου» (Roll (1979)). Αυτή η αδυναμία να εντοπιστεί η αναστροφή του μέσου συχνά ερμηνεύονταν ως ένδειξη ότι οι πραγματικές συναλλαγματικές ισοτιμίες διέπονται από μόνιμες αναταραχές (Grilli και Kaminsky (1991)), αλλά οι αναλύσεις χρόνιων ιστορικών σετ δεδομένων ή οι υπολογισμοί στατιστικών μετρήσεων της επιμονής των αναταραχών πρότειναν ότι οι αναταραχές έχουν μια πεπερασμένη διάρκεια ζωής στις πραγματικές συναλλαγματικές ισοτιμίες (Lothian (1997), Olekalns και Wilkins (1998)). Επιπροσθέτως, οι δοκιμές των εμπειρικών μελετών για το κατά πόσο οι πραγματικές συναλλαγματικές ισοτιμίες είναι στάσιμες διαδικασίες με μια

μόνιμη μετατόπιση (Wu (1997)) παρείχαν θετικά στοιχεία για την μακροχρόνια ΙΑΔ, ενώ σε άλλες μελέτες η μακροχρόνια περίοδος ερμηνεύθηκε ως η περίοδος της επαρκούς επίδρασης των πραγματικών αναταραχών μέχρις ότου να σβήσουν (Breuer (1994)).

Οι Edison (1987), Abuaf και Jorion (1990), Lothian και Taylor (1996), εφάρμοσαν μονοπαραγοντικές τεχνικές σε μακροχρόνια δείγματα καλύπτοντας έναν ή δύο αιώνες και βρήκαν στοιχεία υπέρ της ΙΑΔ. Εδώ, αξίζει να αναφέρουμε πως οι Cuddington και Liang (2000) τόνισαν ότι η τεχνική των Lothian και Taylor δεν παρέχει πάντα θετικά στοιχεία για την ισχύ της ΙΑΔ.

Οι περισσότερες μελέτες αναφέρουν θετικά στοιχεία για την ΙΑΔ για τις περισσότερες από τις χώρες που αναλύθηκαν (Jorion και Sweeny (1996), Papell (1997), Papell και Theodoridis (1998), Bayoumi και MacDonald (1999), Fleissig και Strauss (2000). Ωστόσο, σε μερικές περιπτώσεις οι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας σε πάνελ δεν έφεραν ισχυρά στοιχεία για την ΙΑΔ (Abuaf και Jorion (1990), Frankel και Rose (1996)).

Οι Abuaf και Jorion (1990), Sarno και Taylor (1998), Kuo και Mikkola (1999) υποστήριξαν την μακροχρόνια ΙΑΔ μέσω θετικών αποτελεσμάτων για αυτήν από τις έρευνες τους. Επίσης, οι Lothian και Taylor (1997) αναφέρουν πως η απόρριψη της ΙΑΔ αντικατοπτρίζει την χαμηλή ισχύ των ελέγχων μοναδιαίας ρίζας.

Για να ελεγχθεί η εγκυρότητα της ΙΑΔ, οι εμπειρικές έρευνες συνήθως εστιάζουν στους ελέγχους μοναδιαίας ρίζας (Serletis και Zimonopoulos (1997)), στους ελέγχους παλινδρόμησης μεγάλου ορίζοντα (Serletis και Gogas (2004), και στους ελέγχους συνολοκλήρωσης (Serletis (1994), Coe και Serletis (2002)).

Οι Rashid και Amit (2008) χρησιμοποιώντας την μέθοδο του Johansen και μηνιαία δεδομένα για να ελέγξουν την μακροπρόθεσμη σχέση ανάμεσα στις ονομαστικές συναλλαγματικές ισοτιμίες και τις τιμές μεταξύ της Σουηδίας και της Αμερικής, βρίσκουν αποδεικτικά στοιχεία υπέρ της μακροπρόθεσμης ισχύος της ΙΑΔ. Ο Choudhry (1999) πραγματοποιεί ελέγχους συνολοκλήρωσης για τις σχετικές τιμές και τις ονομαστικές συναλλαγματικές ισοτιμίες για τα νομίσματα της Πολωνίας, της Ρουμανίας, της Ρωσσίας και της Σλοβενίας απέναντι στο αμερικάνικο δολλάριο. Η μέλετη αποδεικνύει μέσω της συνολοκλήρωσης θετικά στοιχεία για την εγκυρότητα

της ΙΑΔ για τις οικονομίες της Ρωσίας και της Σλοβενίας σε σχέση με το αμερικάνικο δολλάριο.

Οι Christev και Noorbakhsh (2000) πραγματοποιούν ελέγχους για την ισχύ της ΙΑΔ σε έξι κεντρικές και ανατολικές ευρωπαϊκές χώρες, εφαρμόζοντας τις μεθόδους συνολοκλήρωσης των Stock και Watson και ακόμη μία του Johansen. Η μελέτη αυτή βρίσκει στοιχεία για μια μακροπρόθεσμη ισορροπία, ωστόσο τα διανύσματα συνολοκλήρωσης απορρίπτουν την συμμετρία και τους περιορισμούς αναλογικότητας που συνεπάγονται από την ΙΑΔ.

Ο Weliwita (1998), εφαρμόζοντας την διαδικασία συνολοκλήρωσης δύο βημάτων των Engle και Granger και την τεχνική πολυμεταβλητής συνολοκλήρωσης των Johansen και Juselius για έξι αναπτυσσόμενες χώρες στην Ασία, απορρίπτει την ύπαρξη της μακροπρόθεσμης ΙΑΔ και για τις έξι αυτές χώρες (Ινδία, Ινδονησία, Μαλαισία, Πακιστάν, Σρι Λάνκα και Ταϊλάνδη). Η συγκεκριμένη μελέτη χρησιμοποίησε μηνιαία δεδομένα από τιμές και συναλλαγματικές ισοτιμίες για την περίοδο 1981-1994.

Ο Sulku (2010) ερευνά την ισχύ της ΙΑΔ για δεκαέξι λιγότερο ανεπτυγμένες Χώρες, από όλο τον κόσμο, κατά την διάρκεια των καθεστώτων της σταθερής και εύκαμπτης συναλλαγματικής ισοτιμίας για την περίοδο από το 1957 μέχρι και το 1999. Η μελέτη αυτή βρίσκει μόνο λίγα στοιχεία υπέρ της ΙΑΔ κάτω από τα εναλλακτικά καθεστάτα στις λιγότερο ανεπτυγμένες Χώρες.

Ο Kargbo (2003) ελέγχει για το εάν υπάρχει εμπειρική υποστήριξη για την ΙΑΔ στην Αφρική χρησιμοποιώντας την τεχνική συνολοκλήρωσης του Johansen σε ετήσια δεδομένα για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες της «μαύρης αγοράς» και τους δείκτες τιμών καταναλωτή σε τριάντα χώρες από το 1960 μέχρι και το 1997. Ο Kargbo βρήκε στοιχεία για την ισχυρή υποστήριξη του δόγματος της ΙΑΔ ως έναν χρήσιμο οδηγό για την πολιτική της μεταρρύθμισης της συναλλαγματικής ισοτιμίας στην Αφρική.

Τα αποτελέσματα των ελέγχων για την ισχύ της ΙΑΔ από τον McDonald (1993) είναι ενθαρρυντικά και παρέχουν εμπειρικά στοιχεία για την ύπαρξη της ΙΑΔ μακροπρόθεσμα. Ο McDonald βρήκε στοιχεία για το γεγονός ότι η ΙΑΔ δεν ισχύει στην ισχυρή της μορφή για τον Καναδά, τη Γαλλία, τη Γερμανία, την Ιαπωνία και το

Ηνωμένο Βασίλειο. Οι έλεγχοι συνολοκλήρωσης δεν υποστηρίζουν την ύπαρξη μιας μακροπρόθεσμης σχέσης ισορροπίας μεταξύ του δείκτη τιμών καταναλωτή και της ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας με το αμερικάνικο δολλάριο ως νόμισμα βάσης για κάθε μία από τις πέντε χώρες.

Οι Froot και Rogoff (1995) επανεξέτασαν διεξοδικά την βιβλιογραφία για την ΙΑΔ και ταξινόμησαν τον έλεγχο για την ΙΑΔ σε τρεις περιόδους. Στο πρώτο στάδιο, εξέτασαν την σχέση μεταξύ της ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας και των επιπέδων τιμών και έλεγξαν για το εάν και κατά πόσο ισχύει η ΙΑΔ. Οι έλεγχοι στη δεύτερη περίοδο υπέθεταν πως το βήτα (beta) ήταν ίσο με ένα ($\beta = 1$) και έλεγχαν την στασιμότητα της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας. Στο τελευταίο στάδιο, οι ερευνητές χρησιμοποίησαν τεχνικές συνολοκλήρωσης για να ελέγξουν μια πιο αδύναμη μορφή της ΙΑΔ.

Ο Kojima (2006) έλεγξε την εγκυρότητα της ΙΑΔ για την Ιαπωνία και την Αμερική με την υιοθέτηση του ελέγχου συνολοκλήρωσης και του μοντέλου διόρθωσης λάθους. Ο Kojima βρήκε ισχυρά στοιχεία που υποστηρίζουν τον περιορισμό της ΙΑΔ ο οποίος δημιουργεί το λάθος ισορροπίας στην μορφή της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας. Η παραπάνω πρόταση σημαίνει πως οι λειτουργίες της κρουστικής απόκρισης (IRFs – Impulse Response Functions) της συναλλαγματικής ισοτιμίας στις τιμές και αντιστρόφως θα σήμαινε τη διοχέτευση πληθωρισμού συναλλαγματικών ισοτιμιών από τη μία χώρα στην άλλη.

Επίσης, οι Acaravci S. και Acaravci (2007) χρησιμοποίησαν τέσσερις διαφορετικούς ελέγχους μοναδιαίας ρίζας για στοιχεία του πίνακα για μια περίοδο δεκαέξι ετών (1990-2006) με τριμηνιαίες παρατηρήσεις για να εξετάσουν την εγκυρότητα της ΙΑΔ για τις αναπτυγμένες και τις αναπτυσσόμενες χώρες κατά τη διάρκεια της περιόδου διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Τα εμπειρικά τους αποτελέσματα απέτυχαν να υποστηρίξουν την ΙΑΔ τόσο για τις αναπτυγμένες χώρες όσο και για τις αναπτυσσόμενες χώρες.

Μια άλλη μελέτη των Alba και Papell (2007), εξετάζει την απόλυτη μορφή της ΙΑΔ, χρησιμοποιώντας μεθόδους στοιχείων του πίνακα, ελέγχοντας για μοναδιαίες ρίζες στις πραγματικές συναλλαγματικές ισοτιμίες ογδόντα-τεσσάρων χωρών κατά τη διάρκεια της περιόδου διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Ο σκοπός της έρευνας τους ήταν να προχωρήσουν παραπέρα από τη διχοτόμηση των

αναπτυγμένων/αναπτυσσόμενων χωρών για να ερευνήσουν το ρόλο του χαρακτηριστικού γνωρίσματος κάθε χώρας μεμονωμένα επάνω στην ΙΑΔ. Πιο συγκεκριμένα, οι ερευνητές χρησιμοποίησαν μεθόδους πινάκων βασισμένες στους Levin, ADF και Monte Carlo, και βρήκαν ισχυρά στοιχεία της ΙΑΔ σε χώρες περισσότερο «ανοιχτές» στις εμπορικές συναλλαγές, πιο κοντά στις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής, με πιο χαμηλό πληθωρισμό και μετριάζουσα μεταβλητότητα ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας και τέλος με παρόμοιους οικονομικούς ρυθμούς ανάπτυξης με τις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής. Οι Alba και Papell συμπέραναν πως τα χαρακτηριστικά γνωρίσματα της κάθε χώρας μπορούν να μας βοηθήσουν να εξηγήσουμε τόσο την προσκόλληση στην όσο και τις αποκλίσεις από την μακροπρόθεσμη ΙΑΔ.

Οι Drine και Rault (2007) στην μελέτη τους στην ΙΑΔ για τις ανεπτυγμένες και τις αναπτυσσόμενες χώρες ερεύνησαν για το εάν η θεωρία της ΙΑΔ θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί ως ένα κριτήριο για τον προσδιορισμό της ανάπτυξης της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας για ένα δείγμα από ογδόντα ανεπτυγμένες και αναπτυσσόμενες χώρες. Τα πορίσματά τους απέδειξαν ότι η ισχυρή μορφή της ΙΑΔ επαληθεύεται για τις χώρες OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development) και η αδύναμη μορφή της ΙΑΔ για τις χώρες της Μέσης Ανατολής και της Βόρειας Αφρικής. Ωστόσο, στην Αφρική, στην Ασία, στην Λατινική Αμερική όπως επίσης και στις χώρες της Κεντρικής και της Ανατολικής Ευρώπης, η ΙΑΔ δεν φαίνονταν σχετική στον προσδιορισμό της μακροπρόθεσμης συμπεριφοράς της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας. Τελικά, οι ερευνητές επιβεβαίωσαν πως η έννοια της ΙΑΔ θα έπρεπε να απορριφθεί καθώς οι αποκλίσεις της ΙΑΔ είναι μόνιμες.

Οι Kasman S., Kasman A. και Ayhan (2010) έλεγξαν την εγκυρότητα της θεωρίας της ΙΑΔ σε ένα δείγμα αποτελούμενο από έντεκα χώρες της Κεντρικής και της Ανατολικής Ευρώπης και τρεις μεσογειακές οικονομικές αγορές (Κύπρος, Μάλτα, Τουρκία) για την περίοδο από τις αρχές του 1990 έως τον Σεπτέμβριο του 2006. Οι ερευνητές χρησιμοποίησαν ελέγχους μοναδιαίας ρίζας LM οι οποίοι περιελάμβαναν διαρθρωτικές διακοπές στις σειρές των δεδομένων. Τα αποτελέσματα υποδηλώνουν ότι στις περιπτώσεις των ενός και δύο διαρθρωτικών διακοπών στην ανάλυση των σειρών πραγματικών συναλλαγματικών ισοτιμιών βασισμένων στο αμερικάνικο δολλάριο, υπάρχει στασιμότητα μόνο στην Ρουμανία και στην Τουρκία. Στις άλλες περιπτώσεις, οι σειρές των δεδομένων είναι στάσιμες για τις επτά από τις

δεκατέσσερις χώρες υπό εξέταση. Τελικά, οι ερευνητές εφάρμοσαν ένα μέτρο εμμονής, τη «μισή-ζωή» των αποκλίσεων της ΙΑΔ. Τα αποτελέσματα τους σχετικά με τη «μισή-ζωή» έδειξαν ένα ευρύ φάσμα από σημεία εκτίμησης «μισής-ζωής» απέναντι στις χώρες.

Οι Lyocsa, Baumohl και Vyrost (2011) εξέτασαν την ανάγκη και τις διαδικασίες του ελέγχου μοναδιαίας ρίζας σε ένα πιο ευρύ ακροατήριο. Οι παραπάνω ερευνητές συμπεριέλαβαν στην έρευνα τους τέσσερις χώρες της Κεντρικής και Ανατολικής Ευρώπης (Σλοβακία, Τσεχία, Πολωνία και Ουγγαρία) από τον Ιανουάριο του 1973 μέχρι και τον Απρίλιο του 2009. Οι ερευνητές εκτέλεσαν έλεγχο DF-GLS και βρήκαν ότι αν και ήταν αδύνατον να απορρίψουν την υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας, το μοντέλο ARIMA δεν περιγράφει την συμπεριφορά της μη-στασιμότητας των σειρών επαρκώς και επίσης η DGP (Data Generating Process) ίσως να είναι αυτή που δεν είναι ολοκληρωμένη στην πρώτη τάξη.

Μια πιο πρόσφατη μελέτη των Huang και Yang (2015), έδειξε ότι η ευκαμψία της ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας έχει σημαντικό ρόλο στην προσαρμογή των πραγματικών συναλλαγματικών ισοτιμιών στην ΙΑΔ. Συγκεκριμένα, οι ερευνητές εφάρμοσαν τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας σε δεδομένα πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας από έντεκα ευρωπαϊκές χώρες από το 1957 μέχρι και το 2013. Οι Huang και Yang συμπέραναν πως τα στοιχεία για την αναστροφή του μέσου στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία είναι πιο αδύναμα στην μετά του 1998 περίοδο του ευρώ από ότι στην πριν του 1998 περίοδο του ευρώ. Παρ' όλα αυτά, τα αποτελέσματα τους έδειξαν ότι για τις τέσσερις χώρες οι οποίες δεν χρησιμοποιούσαν το ευρώ, τα στοιχεία για την αναστροφή του μέσου στις πραγματικές συναλλαγματικές ισοτιμίες είναι ισχυρά και στις δύο περιόδους.

Ο Lothian (1991) βρίσκει στοιχεία ότι οι πραγματικές συναλλαγματικές ισοτιμίες γιεν-στερλίνας και γιεν-δολλάριου είναι στάσιμες κατά τη διάρκεια των ετών 1875-1989. Ο Diebold (1990) εξερευνεί τα μεγάλα χρονικά ανοίγματα (από 74 έως 123 έτη) με δεδομένα του 19^{ου} αιώνα καλύπτοντας τη χρυσή προ του 1913 περίοδο για έξι χώρες, πέντε ευρωπαϊκές και την Αμερική. Ο Diebold χρησιμοποιεί διαδικασίες κλασματικής ολοκλήρωσης και βρίσκει στοιχεία υπέρ της μακροπρόθεσμης ΙΑΔ.

Οι Grilli και Kaminski (1991) παρέχουν στοιχεία για τη στασιμότητα της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας στερλίνας – αμερικάνικου δολλάριου για την περίοδο 1885-1986, αλλά όχι για συγκεκριμένες υπό-περιόδους. Οι Lothian και Taylor (1996) χρησιμοποιούν παρατηρήσεις διακοσίων ετών καλύπτοντας τον 19^ο και τον 20^ο αιώνα πάνω σε πραγματικές συναλλαγματικές ισοτιμίες αμερικάνικου δολλάριου - στερλίνας και φράγκου - στερλίνας. Οι παραπάνω ερευνητές εφαρμόζουν ελέγχους μοναδιαίας ρίζας και απορρίπτουν την μη-στασιμότητα για τις πραγματικές συναλλαγματικές ισοτιμίες.

Οι Alves, Cati και Fava (2001) εφαρμόζουν τεχνικές κλασματικής συνολοκλήρωσης για να ελέγξουν την ΙΑΔ χρησιμοποιώντας δεδομένα από τη Βραζιλία για την περίοδο 1855-1966. Οι ερευνητές βρίσκουν ορισμένα στοιχεία για τη σχετική μορφή της ΙΑΔ αλλά όχι και για την απόλυτη μορφή της ΙΑΔ.

Οι Costa και Crato (2001) χρησιμοποιούν ετήσιες χρονολογικές σειρές πολλών αιώνων για να εξετάσουν τη συμπεριφορά των πραγματικών συναλλαγματικών ισοτιμιών μεταξύ της Πορτογαλίας και του Ηνωμένου Βασιλείου, της Πορτογαλίας και των Ηνωμένων Πολιτειών της Αμερικής. Στα αποτελέσματά τους οι ερευνητές αναφέρουν στοιχεία για την αντιστροφή του μέσου των πραγματικών συναλλαγματικών ισοτιμιών.

Ο Taylor (2002) χρησιμοποιεί δείγματα για περισσότερες από εκατό παρατηρήσεις ξεκινώντας από τα τέλη του 19^{ου} αιώνα για είκοσι πραγματικές συναλλαγματικές ισοτιμίες σε σχέση με το αμερικάνικο δολλάριο. Ο Taylor βρίσκει θετικά στοιχεία υπέρ της μακροχρόνιας ΙΑΔ όχι μόνο για τις βιομηχανικές οικονομίες αλλά και για μερικές αναπτυσσόμενες οικονομίες. Η Sabate (2003) χρησιμοποιεί παρατηρήσεις για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες πέσος απέναντι στη στερλίνα του Ηνωμένου Βασιλείου, στο αμερικάνικο δολλάριο, στο γαλλικό φράγκο, για την περίοδο 1870-1935. Η ερευνήτρια πραγματοποιεί έναν μεγάλο αριθμό ελέγχων μοναδιαίας ρίζας και απορρίπτει την μη-στασιμότητα των πραγματικών συναλλαγματικών ισοτιμιών, μιας και οι δομικές διακοπές είναι αντιπροσωπευτικές στην εμπειρική ανάλυση. Ο Hasan (2006) χρησιμοποιεί ένα σετ δεδομένων για περισσότερες από εκατό παρατηρήσεις για την Αυστραλία, το Ηνωμένο Βασίλειο και τον Καναδά. Ο Hasan με τη βοήθεια της ανάλυσης συνολοκλήρωσης και πολλούς μονοπαραγοντικούς ελέγχους ελέγχει τη στασιμότητα των πραγματικών

συναλλαγματικών ισοτιμιών και την εγκυρότητα της μακροπρόθεσμης ΙΑΔ. Τα αποτελέσματα της έρευνας του υποστηρίζουν τη συμπεριφορά αντιστροφής του μέσου των πραγματικών συναλλαγματικών ισοτιμιών.

Οι Frenkel (1976), Messe και Rogoff (1983) υποστηρίζουν ότι μερικά μακροοικονομικά μεγέθη όπως ο πληθωρισμός, η προσφορά χρήματος και το εμπορικό ισοζύγιο, δε βοηθούν στη πρόβλεψη των ισοτιμιών βραχυχρόνια, αλλά ότι ακολουθούν τη θεωρία του «τυχαίου περιπάτου».

2.2 ΣΥΝΟΨΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΚΥΡΙΟΤΕΡΩΝ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ ΓΙΑ ΤΗΝ ΙΣΧΥ ΤΗΣ ΙΑΔ

Στον πίνακα 2.1 παρουσιάζονται οι κυριότερες εμπειρικές μελέτες για την ισχύ της ΙΑΔ. Ανάλογα με την έρευνα γίνεται αποδοχή ή απόρριψη της ΙΑΔ, με την πλειοψηφία των ερευνητών να τάσσονται υπέρ της μακροπρόθεσμης ισχύς της ΙΑΔ. Αυτό το οποίο προκύπτει από τις κυριότερες εμπειρικές μελέτες για την ισχύ της ΙΑΔ είναι το γεγονός ότι η ΙΑΔ ισχύει κατά κύριο λόγο μακροπρόθεσμα και συνήθως στη σχετική της μορφή. Η πλειοψηφία των ερευνητών μέσω των εμπειρικών ερευνών τους υποστηρίζουν την ισχύ της θεωρίας της ΙΑΔ σε μακροπρόθεσμη περίοδο. Με άλλα λόγια, είναι υπέρ της ισχύς της ΙΑΔ μακροχρόνια. Βέβαια, υπάρχουν και οι ερευνητές οι οποίοι απορρίπτουν τη θεωρία της ΙΑΔ μακροπρόθεσμα, αλλά αποτελούν τη μειοψηφία. Συμπερασματικά, η θεωρία της ΙΑΔ ισχύει μακροπρόθεσμα, πράγμα το οποίο μπορούμε να παρατηρήσουμε και στον πίνακα 2.1.

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.1: Οι κυριότερες εμπειρικές μελέτες για την ισχύ της ΙΑΔ

ΜΕΛΕΤΗ	ΠΕΡΙΠΤΩΣΕΙΣ ΑΠΟΔΟΧΗΣ	ΠΕΡΙΠΤΩΣΕΙΣ ΑΠΟΡΡΙΨΗΣ
Frenkel (1981)		δολλάριου-λίρας, δολλάριου-φράγκου και δολλάριου-μάρκου
Isard (1977)		απόδειξη ότι πολλές συναλλαγματικές ισοτιμίες εμφανίζουν μόνιμες παρεκκλίσεις από την θεωρία της ΙΑΔ
Roll και Solnik (1979)		
Mussa (1986)		
Dutton και Strauss (1997)	σημαντική σχέση ανάμεσα στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία και τις πραγματικές μεταβλητές	
Mark και Choi (1997)		
Bahmani και Rhee (1996)		
Strauss (1996)		
Adler και Lehmann (1983)		απορρίπτουν την έννοια της μακροπρόθεσμης ισχύς της ΙΑΔ
Darby (1983)		
Hakkio (1984)		
Meese και Rogoff (1988)		
Balvers και Bergstand (1997)	σημαντική σχέση ανάμεσα στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία και τις πραγματικές μεταβλητές	
Baillie και Selover (1987)		δεν βρήκαν στοιχεία για ισχύ της μακροπρόθεσμης ΙΑΔ
Taylor (1988)		
Cushman (2008)		
Johansen και Juselius (1992)	υποδεικνύουν πως η ΙΑΔ είναι έγκυρη μακροπρόθεσμα	
Rogoff (1996)		
Taylor (2001)		
Sarno και Taylor (2002)		
Cheung (2004)		
Taylor και Taylor (2004)		
Lothian και Taylor (2008)		
Arize (2010)		
Chang (2012)		

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.1: Οι κυριότερες εμπειρικές μελέτες για την ισχύ της ΙΑΔ (συνέχεια)

ΜΕΛΕΤΗ	ΠΕΡΙΠΤΩΣΕΙΣ ΑΠΟΔΟΧΗΣ	ΠΕΡΙΠΤΩΣΕΙΣ ΑΠΟΡΡΙΨΗΣ
Edison (1987)	μακροχρόνια δείγματα, στοιχεία υπέρ της ΙΑΔ	
Abuaf και Jorion (1990)		
Lothian και Taylor (1996)		
Jorion και Sweeny (1996)	θετικά στοιχεία για την ΙΑΔ για τις περισσότερες από τις χώρες που αναλύθηκαν	
Papell (1997)		
Papell και Theodoridis (1998)		
Kuo και Mikkola (1999)	υποστήριξαν την μακροχρόνια ΙΑΔ	
Rashid και Amit (2008)	μέθοδο του Johansen και μηνιαία δεδομένα για έλεγχο μακροπρόθεσμης ΙΑΔ στις ονομαστικές συναλλαγματικές ισοτιμίες και τις τιμές μεταξύ της Σουηδίας και ΗΠΑ, υπέρ μακροπρόθεσμης ισχύος ΙΑΔ	
Choudry (1999)	σχετικές τιμές και τις ονομαστικές συναλλαγματικές ισοτιμίες για τα νομίσματα της Ρωσσίας και της Σλοβενίας απέναντι στο Αμερικάνικο δολλάριο	
Christev και Noorbakhsh (2000)	συνολοκλήρωση των Stock και Watson και μία του Johansen, υπέρ μακροπρόθεσμης ΙΑΔ	
Weliwita (1998)		διαδικασία συνολοκλήρωσης δύο βημάτων του Granger και την τεχνική πολυμεταβλητής συνολοκλήρωσης του Johansen για έξι αναπτυσσόμενες χώρες στην Ασία, απορρίπτει την ύπαρξη της μακροπρόθεσμης ΙΑΔ και για τις έξι αυτές χώρες

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.1: Οι κυριότερες εμπειρικές μελέτες για την ισχύ της ΙΑΔ (συνέχεια)

ΜΕΛΕΤΗ	ΠΕΡΙΠΤΩΣΕΙΣ ΑΠΟΔΟΧΗΣ	ΠΕΡΙΠΤΩΣΕΙΣ ΑΠΟΡΡΙΨΗΣ
Sulku (2010)	ισχύ της ΙΑΔ κατά την διάρκεια των καθεστώτων της σταθερής και εύκαμπτης συναλλαγματικής ισοτιμίας για την περίοδο από το 1957-1999	
Kargbo (2003)	χρησιμοποιώντας την τεχνική συνολοκλήρωσης του Johansen σε ετήσια δεδομένα για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες της Αφρικής και τους δείκτες τιμών καταναλωτή σε τριάντα χώρες από το 1960 μέχρι και το 1997	
Kojima (2006)	ελέγχου συνολοκλήρωσης και του μοντέλου διόρθωσης λάθους, βρήκε ισχυρά στοιχεία που υποστηρίζουν την ΙΑΔ	
Acaravci S. K. και Acaravci (2007)		τέσσερις διαφορετικούς έλεγχους μοναδιαίας ρίζας για μια περίοδο δεκαέξι ετών(1990-2006) με τριμηνιαίες παρατηρήσεις για τις αναπτυγμένες και τις αναπτυσσόμενες χώρες
Alba και Papell (2007)	ελέγχοντας για μοναδιαίες ρίζες στις πραγματικές συναλλαγματικές ισοτιμίες ογδόντα-τεσσάρων χωρών	
Diebold (1990)	διαδικασίες κλασματικής ολοκλήρωσης για Αμερική και 5 Ευρωπαϊκές χώρες	
Alves, Cati και Fava (2001)	τεχνικές κλασματικής συνολοκλήρωσης, δεδομένα από τη Βραζιλία για την περίοδο 1855-1966	
Taylor (2002)	περισσότερες από εκατό παρατηρήσεις ξεκινώντας από τα τέλη του 19 ^{ου} αιώνα για είκοσι πραγματικές συναλλαγματικές ισοτιμίες σε σχέση με το αμερικάνικο δολλάριο	

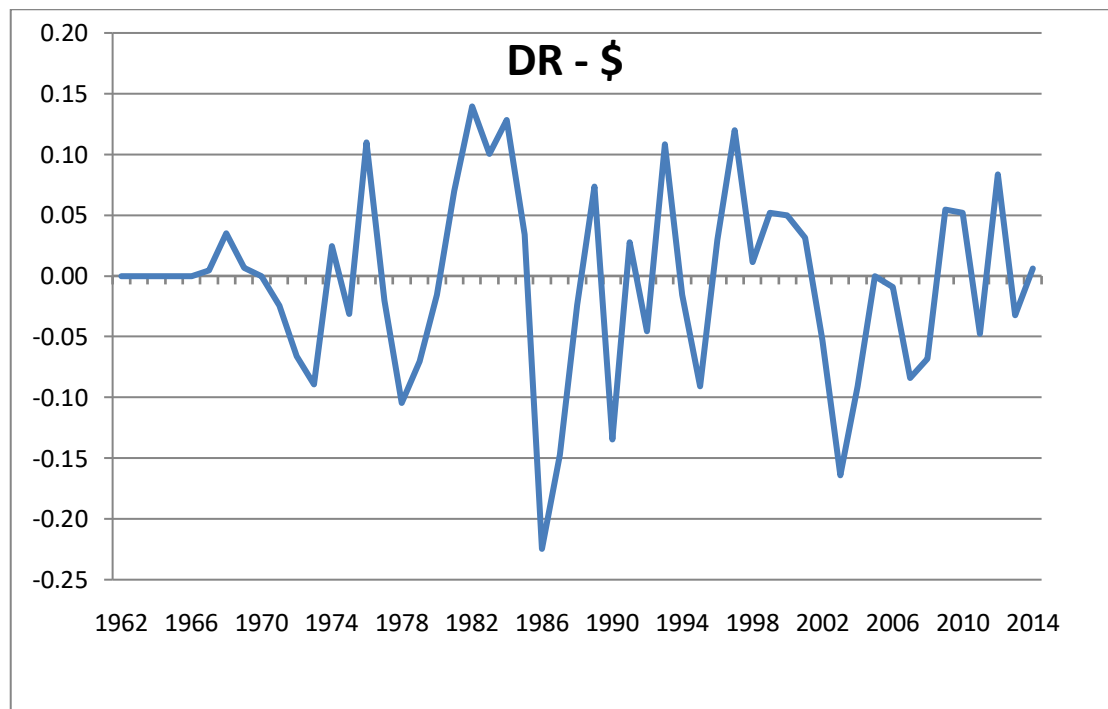
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

Η ΙΑΔ ΣΤΗΝ ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΑΣ

3.1 ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΠΟΡΕΙΑΣ ΤΗΣ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ ΤΗΣ ΔΡΑΧΜΗΣ ΚΑΙ ΤΟΥ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΥ

Η πλειοψηφία της βιβλιογραφίας υποστηρίζει ότι η συμμετοχή της δραχμής στο σύστημα σταθερών ισοτιμιών του Bretton Woods ήταν από τις πιο επιτυχημένες επιλογές της οικονομικής πολιτικής που ακολουθήθηκε μετά το Β' Παγκόσμιο Πόλεμο. Η άποψη αυτή γίνεται αμέσως αποδεκτή αν αναλογιστούμε τις πρωτοφανείς επιδόσεις που σημειώθηκαν στην ελληνική οικονομία και ως προς τον ρυθμό οικονομικής ανάπτυξης και ως προς τη σταθερότητα των τιμών. Αξίζει να σημειωθεί ότι ο μέσος ετήσιος ρυθμός οικονομικής ανάπτυξης για την περίοδο 1954-1973 ανήλθε περίπου στο 7%.

ΓΡΑΦΗΜΑ 3.1: Η ΜΕΤΑΒΟΛΗ ΤΗΣ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ ΔΡΑΧΜΗΣ / ΕΥΡΩ – ΔΟΛΛΑΡΙΟΥ Η.Π.Α. (1962 – 2014)



Πηγή: Τράπεζα της Ελλάδος και European Commission: Επεξεργασία του συγγραφέα

Η κατάρρευση του συστήματος του Bretton Woods τον Αύγουστο του 1971 σηματοδότησε μία παγκόσμια στροφή προς τις κυμαινόμενες συναλλαγματικές ισοτιμίες, επιτρέποντας έτσι στις νομισματικές αρχές την άσκηση ανεξάρτητης νομισματικής πολιτικής. Ωστόσο, επέτρεψε επίσης την εμφάνιση ανταγωνιστικών υποτιμήσεων, κερδοσκοπικών πιέσεων, μεταβλητότητας και αβεβαιότητας στις αγορές συναλλάγματος.

Η δραχμή παρέμεινε στενά συνδεδεμένη με το δολλάριο, καθώς η τιμή πώλησης του δολλάριου από την Τράπεζα της Ελλάδος παρέμεινε σταθερή στις 30,10 δραχμές. Αυτό είχε ως αποτέλεσμα να ανατιμάται ή να υποτιμάται σε σχέση με τα άλλα βασικά νομίσματα, ανάλογα με τον τρόπο που μεταβαλλόταν η ισοτιμία τους ως προς το δολλάριο. Η σταθερή αυτή ισοτιμία δραχμής / δολλάριου εγκαταλείφθηκε ουσιαστικά στις 8 Μαρτίου 1975, οπότε η ισοτιμία της δραχμής άρχισε να κυμαίνεται «ελεύθερα». Αυτό συνέβαινε, βέβαια, με την παρέμβαση της Τράπεζας της Ελλάδος για να ελέγχει τις διακυμάνσεις της ή για να τη διατηρεί σε ορισμένα επίπεδα, όπως για παράδειγμα στις 43,50 δραχμές το δολλάριο περίπου, τιμή που είχε διαμορφωθεί στις αρχές του καλοκαιριού του 1980 και διατηρήθηκε μέχρι τις αρχές του Νοεμβρίου του ίδιου έτους.

Από το 1953 έως το 1974 η ισοτιμία της δραχμής με το δολλάριο ήταν 30 δραχμές στο δολλάριο. Μέσα σε περίπου δέκα χρόνια, η αξία της δραχμής σε σχέση με το δολλάριο μειώθηκε κατά περίπου 5 φορές. Ως αποτέλεσμα, το 1985 η ισοτιμία δραχμής – δολλάριου θα φθάσει τις 147,76 δραχμές ανά δολλάριο. Στα επόμενα δέκα χρόνια, η δραχμή έπεσε στο μισό της αξίας της απέναντι στο δολλάριο και έτσι το 1995 η ισοτιμία ήταν 237 δραχμές το ένα δολλάριο. Με την υιοθέτηση του ευρώ το 2000, η ισοτιμία της δραχμής με το δολλάριο ήταν στις 365,6 δραχμές ανά δολλάριο.

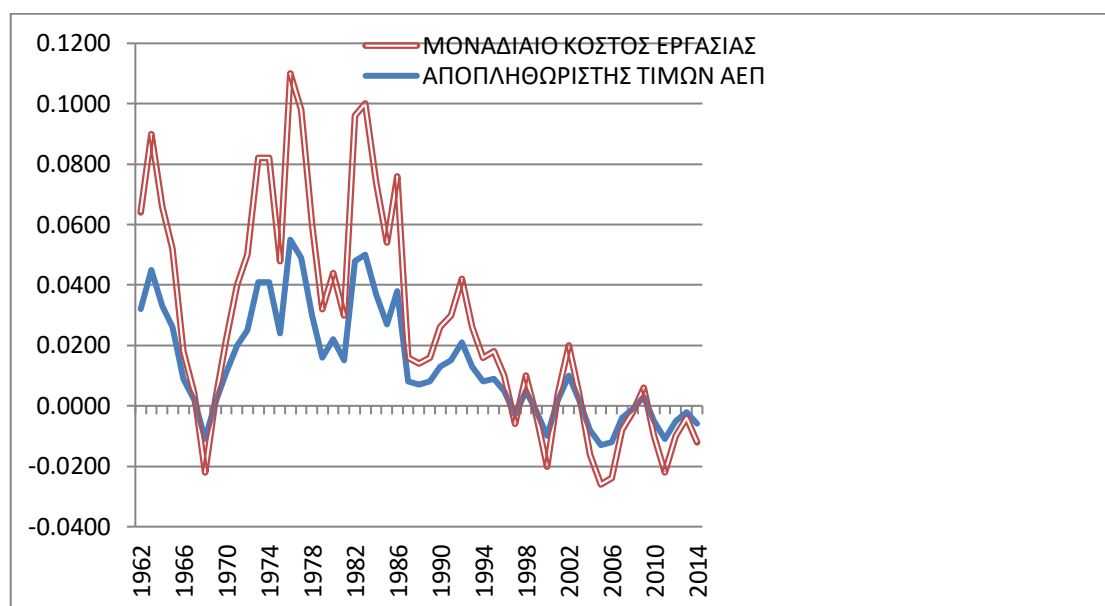
Η δραχμή, από την εποχή που υποτιμήθηκε κατά 50% (9/4/1953), διατήρησε την ισοτιμία με το δολλάριο, με το οποίο ήταν συνδεδεμένη μέχρι και το 1974. Από το 1975, οπότε αποσυνδέθηκε η δραχμή από το δολλάριο, άρχισε και η βαθμιαία υποτίμησή της, για να ακολουθήσουν οι δύο υποτιμήσεις το 1983 κατά 15,5% και το 1985 κατά 15%.

Κατά τη δεκαετία του 1980 η ελληνική τότε κυβέρνηση, με επικεφαλής τον Ανδρέα Παπανδρέου, κατέφυγε σε δύο υποτιμήσεις. Η πρώτη έγινε τον Ιανουάριο του 1983, με τη δραχμή να υποτιμάται περίπου κατά 15,5%, στο πλαίσιο προγράμματος για τη σταθεροποίηση της οικονομίας και την ενίσχυση της ανταγωνιστικότητας. Ο ρυθμός υποτίμησης σχεδιάζόταν με στόχο να διατηρεί την ανταγωνιστικότητα των ελληνικών προϊόντων χωρίς να τροφοδοτούνται οι πληθωριστικές προσδοκίες. Πάρα ταύτα, ο πληθωρισμός παρέμεινε άνω του 20% έως και το 1985.

Τον Οκτώβριο του 1985 ανακοινώθηκε ένα διετές σταθεροποιητικό πρόγραμμα το οποίο περιελάμβανε μεταξύ άλλων την περαιτέρω υποτίμηση της δραχμής κατά 15% έναντι του ECU στις 11 Οκτωβρίου του 1985, και τη μετέπειτα διολίσθηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας έτσι ώστε να εξασφαλιστεί η διατήρηση της ανταγωνιστικότητας της οικονομίας στα επίπεδα του Οκτωβρίου του 1985 αλλά και περιοριστική νομισματική, δημοσιονομική και εισοδηματική πολιτική. Αν και είχε ένα θεαματικό αντίκτυπο στους οικονομικούς δείκτες, με τον πληθωρισμό και το δημοσιονομικό έλλειμμα να μειώνονται σημαντικά, εγκαταλείφθηκε το Νοέμβριο του 1987. Πιο συγκεκριμένα, ο ρυθμός πληθωρισμού μειώθηκε από 20% περίπου τον Οκτώβριο του 1985 (αμέσως μετά την υιοθέτηση του σταθεροποιητικού προγράμματος) σε 16% το Δεκέμβριο του 1987 ή στο 12% αν αφαιρεθούν οι επιδράσεις της επιβολής του ΦΠΑ από τον Ιανουάριο του 1987.

Για δύο χρόνια, το 1989 και το 1990, η οικονομία γλίστρησε σε μια φάση ύφεσης. Η ανάγκη χρηματοδότησης των υψηλών δημοσιονομικών ελλειμμάτων και οι μισθολογικές αυξήσεις αναζωπύρωσαν τις πληθωριστικές πιέσεις, ενώ στην άνοδο του πληθωρισμού συντέλεσε και η πρόσκαιρη αλλά σημαντική αύξηση των τιμών του πετρελαίου. Η οικονομία άρχισε, για άλλη μια φορά, να μαστίζεται από μακροοικονομικές ανισορροπίες. Ο ρυθμός ανόδου του δείκτη τιμών καταναλωτή επιταχύνθηκε, φθάνοντας το 15% περίπου στο τέλος του 1989 και οι μισθολογικές αυξήσεις επιταχύνθηκαν. Αλλά και η ανεργία αυξήθηκε ραγδαία κατά τη δεκαετία του '80.

ΓΡΑΦΗΜΑ 3.2: ΔΙΑΦΟΡΑ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΩΝ ΔΡΑΧΜΗΣ / ΕΥΡΩ – ΔΟΛΛΑΡΙΟΥ Η.Π.Α. ΓΙΑ ΜΟΝΑΔΙΑΙΟ ΚΟΣΤΟΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΚΑΙ ΑΠΟΠΛΗΘΩΡΙΣΤΗ ΤΙΜΩΝ Α.Ε.Π. (1962 – 2014)



Πηγή: Τράπεζα της Ελλάδος και European Commission: Επεξεργασία του συγγραφέα

Ο πληθωρισμός στην Ελλάδα από το 1979 μέχρι σήμερα παρουσίασε τρεις εξάρσεις: το 1979 - 1980, 1985 - 1986 και το 1990. Σε όλες αυτές τις περιπτώσεις ήταν τουλάχιστον 20%. Ο σημαντικότερος παράγοντας της δημιουργίας του υψηλού αυτού πληθωρισμού ήταν οι δημοσιονομικές ανισορροπίες. Ο υψηλός πληθωρισμός στην Ελλάδα της δεκαετίας του 80 οφειλόταν, εν μέρει, στην εκτύπωση χρήματος από την Τράπεζα της Ελλάδος για να καλύψει τις αυξημένες παροχές που προσέφερε τότε η κυβέρνηση της χώρας.

Η δεκαετία του '80 στην Ελλάδα ξεκίνησε με έντονες πληθωριστικές πιέσεις. Το 1981 η Ελλάδα μπαίνει στην Ε.Ο.Κ. Την ίδια χρονιά αρχίζει μια φιλολαϊκή πολιτική με αυξήσεις μισθών. Ο πληθωρισμός μισθών όμως δημιουργεί πληθωρισμό τιμών. Στη δεκαετία του '80 (όπως επίσης και τη δεκαετία του '70) ο πληθωρισμός ήταν υψηλός σε πολλές ευρωπαϊκές χώρες αλλά πολύ περισσότερο στην Ελλάδα.

Η ελληνική οικονομία το 1979 είχε ρυθμό ανάπτυξης 3,3% και πληθωρισμό υψηλότατο της τάξης του 19%. Η ανεργία εκείνη τη χρονιά ήταν πολύ χαμηλά στο 1,9% ενώ το 1981 ο ρυθμός ανάπτυξης είχε πέσει στο -1,6% και ο πληθωρισμός είχε ανέβει στο 24,5%. Η επιδείνωση της παγκόσμιας οικονομικής κρίσης που

πυροδοτήθηκε το 1979 μέχρι και το 1980 έπληξε την Ελλάδα σοβαρά (όπως και όλες τις τότε αναπτυσσόμενες χώρες). Οι ρυθμοί μεγέθυνσης του ΑΕΠ μειώνονταν, οι επενδύσεις ήταν στάσιμες, ενώ ο στασιμοπληθωρισμός (οικονομική στασιμότητα και ταυτόχρονα υψηλός πληθωρισμός) προστέθηκε στα χαρακτηριστικά της ελληνικής οικονομίας.

Η γενικότερη οικονομική επιβράδυνση που παρουσίαζε η ελληνική οικονομία στα τέλη της δεκαετίας του 1970, σήμαινε ότι ενώ οι δημόσιες δαπάνες αυξάνονταν, τα έσοδα του κράτους (από φόρους κατά κύριο λόγο) μειώνονταν, με αποτέλεσμα ο δημόσιος δανεισμός να ανέλθει στο 8,5% του ΑΕΠ (1981). Το 1981 βρήκε την Ελλάδα σε κατάσταση στασιμοπληθωρισμού, μειούμενο ΑΕΠ (-1,6%) και αυξανόμενο πληθωρισμό (24,5%).

Αυτό που συνέβη στην αρχή της περιόδου αυτής ήταν ότι οι δαπάνες της Γενικής Κυβέρνησης από 31,8% το 1980, το 1981 έκαναν άλμα στο 38% του ΑΕΠ. Ο δημόσιος τομέας επεκτάθηκε (η κυβέρνηση προώθησε ένα τολμηρό πρόγραμμα κρατικοποιήσεων που συμπεριλάμβανε εταιρείες όπως την Ολυμπιακή Αεροπορία, τις συγκοινωνίες και τους Οργανισμούς Ύδρευσης. Ακόμη, προχώρησε και στην κρατικοποίηση μεγάλων χρηματοπιστωτικών συγκροτημάτων (Εμπορική Τράπεζα). Το αποτέλεσμα ήταν στο τέλος της περιόδου αυτής (μεταξύ 1982 - 1989) ότι ο πληθωρισμός να υπερτριπλασιαστεί απ' αυτούς των χωρών της ΕΟΚ (πληθωρισμός για την Ελλάδα 18,2%, για την ΕΟΚ 4,5%).

Στο κοινωνικό κόστος περιλαμβάνεται λοιπόν και ο υψηλός πληθωρισμός, που όμως δεν ξεπέρασε τα επίπεδα του 1980 - 1981, όταν είχε τιναχτεί στα ύψη λόγω της δεύτερης πετρελαϊκής κρίσης. Ο μέσος πληθωρισμός τη δεκαετία του '70 ήταν 12%, ενώ τη δεκαετία του '80 ανήλθε στο 20%. Τέλος και όσον αφορά την τετραετία 1985 - 1989, δηλ. την περίοδο του πολυσυζητημένου «σταθεροποιητικού προγράμματος», και έχοντας μεταξύ άλλων σα βασική πηγή αναφοράς την Έκθεση του Διοικητή της Τράπεζας της Ελλάδος, θα λέγαμε ότι, σε ό,τι αφορά τον πληθωρισμό για το χρονικό διάστημα αυτό παρατηρήθηκε μικρή μείωση. Ειδικότερα για τον πληθωρισμό παραθέτουμε δύο αποσπάσματα από την Έκθεση. Το πρώτο: «ο πληθωρισμός μετά από σημαντική υποχώρηση του στη διετία 1986 -1987 φαίνεται να σταθεροποιείται σε υψηλό επίπεδο υπερτριπλάσιο του μέσου όρου της Κοινότητας». Το δεύτερο: «...ο πληθωρισμός μετά την απότομη μείωση από 25%, που είχε φθάσει

το 1985 και στο 16,9% το 1986, συνέχισε να υποχωρεί και στα τελευταία δύο έτη με πολύ βραδύτερο όμως ρυθμό...».

Σημαντική βελτίωση παρουσίασε το πρόβλημα του πληθωρισμού τη δεκαετία του 1990 στην Ελλάδα προκειμένου να επιτευχθεί ο στόχος της ένταξης της χώρας στην Ευρωζώνη. Ο πληθωρισμός έπεσε από 18% το 1991 σε 2,7% το 1999, χρονιά ένταξης της Ελλάδας στην ΟΝΕ, ικανοποιώντας έτσι ένα από τα κριτήρια του Μάαστριχτ που ήταν ο χαμηλός πληθωρισμός. Αντιθέτως μετά το 1999 παρατηρείται μια ελαφρά αύξηση του πληθωρισμού λίγο πάνω από το 3% ως αποτέλεσμα της χαλάρωσης της περιοριστικής οικονομικής πολιτικής που ίσχυε μέχρι τότε.

Για το έτος 1995 ο πληθωρισμός σημείωσε σημαντική επιβράδυνση. Ο ετήσιος ρυθμός αύξησης του δείκτη τιμών καταναλωτή μειώθηκε κάτω από το 10% τον Απρίλιο του 1995 και υποχώρησε σταδιακά μέχρι το τέλος του έτους στο 8,1%. Η πτωτική τάση του πληθωρισμού συνεχίστηκε το 1996 για έκτο κατά σειρά έτος.

Για το έτος 1998, ο πληθωρισμός επιταχύνθηκε αμέσως μετά την υποτίμηση της δραχμής το Μάρτιο, αλλά επανήλθε σε πτωτική τροχιά από τον Ιούνιο και τελικά διαμορφώθηκε σε 3,9% (με βάση τον ΔΤΚ), δηλαδή σε ποσοστό χαμηλότερο κατά 0,8 της εκατοστιαίας μονάδας από εκείνο του Δεκεμβρίου του 1997.

Το 2001, ο πληθωρισμός ακολούθησε στην Ελλάδα γενικά την ίδια πορεία με τον πληθωρισμό στη ζώνη του ευρώ ως σύνολο, αν και διαμορφώθηκε σε υψηλότερα επίπεδα από ό,τι ο τελευταίος. Με βάση τον ΕνΔΤΚ επιταχύνθηκε από 3,7% το Δεκέμβριο του 2000 σε 4,5% τον Ιούνιο του 2001. Ο μέσος ετήσιος ρυθμός του πληθωρισμού βάσει του ΔΤΚ για ολόκληρο το 2002 διαμορφώθηκε σε 3,6% έναντι 3,4% το 2001. Για το έτος 2003 αναφέρει ότι ο μέσος ετήσιος ρυθμός του πληθωρισμού στην Ελλάδα υποχώρησε στο 3,4% το 2003 (από 3,9% το 2002) βάσει του ΕνΔΤΚ. Ο ετήσιος ρυθμός ανόδου του ΕνΔΤΚ για το έτος 2004, διαμορφώθηκε το τέταρτο τρίμηνο του 2004 στο ίδιο επίπεδο (3,2%) όπως και το τελευταίο τρίμηνο του 2003, αλλά κατά μέσο όρο το 2004 υποχώρησε στο 3,0% από 3,4% το 2003.

Στο 4,2% διαμορφώθηκε η αύξηση σε μέσα επίπεδα του πληθωρισμού το 2008 σε σχέση με το 2007. Ο Εν. ΔΤΚ παρουσίασε ρυθμό αύξησης 0,6% τον Απρίλιο

του 2009 σε σύγκριση με τον αντίστοιχο δείκτη του 2008, έναντι αύξησης 4,3% που σημείωσε τον Απρίλιο του 2008. Το Μάρτιο του 2009 ο ρυθμός πληθωρισμού είχε σημειώσει αύξηση 0,9%.

Όσον αφορά τον πληθωρισμό, είκοσι χρόνια πριν από το 1974 στην Ελλάδα ήταν στο 4%. Στα επόμενα είκοσι χρόνια ανήλθε στο 16% κατά μέσο όρο, πάνω από δέκα ποσοστιαίες μονάδες από το μέσο όρο του ΟΟΣΑ. Τότε η Ελλάδα ξεκίνησε να προετοιμάζεται για την ενδεχόμενη συμμετοχή στο ενιαίο ευρωπαϊκό νόμισμα και ο πληθωρισμός άρχισε να συγκλίνει. Ύστερα από όλα αυτά η μόνιμη μείωση του πληθωρισμού ήταν ένας από τους κύριους οικονομικούς λόγους που η Ελλάδα εντάχθηκε στη ζώνη του ευρώ.

Μετά το 1973 η άνοδος των πρώτων υλών ένεκα διαρκούς διολίσθησης του νομίσματος και η πίεση για μισθολογικές βελτιώσεις επέτειναν τις πληθωριστικές πιέσεις στο κόστος παραγωγής. Ενώ οι ανεπτυγμένες χώρες (ΗΠΑ, Γερμανία, Ιαπωνία κ.λπ.) μεταβίβαζαν ένα μέρος του πληθωρισμού τους στις λιγότερο ανεπτυγμένες, η Ελλάδα αδυνατούσε να το πράξει αυτό, αφού η βιομηχανία της ήταν στραμμένη στην εσωτερική αγορά.

Τον Ιανουάριο του 1994, αν και ο πληθωρισμός μειώθηκε από επίπεδα γύρω στο 20% σε περίπου 11% στη διάρκεια της περιόδου 1991-1994, η Ελλάδα παρουσίαζε σοβαρή απόκλιση από τις άλλες χώρες -μέλη της Ευρωπαϊκής Ένωσης, ιδίως σχετικά με τα δημόσια οικονομικά και τον πληθωρισμό.

Το 1995, η Τράπεζα της Ελλάδος ανακοίνωσε ότι κύρια επιδίωξη της νομισματικής πολιτικής ήταν να συμβάλει στην περαιτέρω μείωση του πληθωρισμού αλλά και να στηρίξει την αναμενόμενη άνοδο της οικονομικής δραστηριότητας. Η Τράπεζα της Ελλάδος επιδίωξε τη μείωση του πληθωρισμού σε 8% το 1995, από 10,8% το 1994. Για το σκοπό αυτό, έδωσε προβάδισμα στο στόχο της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Σημαντικός παράγοντας που συνέβαλε στη μετάβαση από υψηλό σε μέτριο πληθωρισμό ήταν η πολιτική που ακολούθησε η Τράπεζα της Ελλάδος σε σχέση με τη δραχμή.

Πιο συγκεκριμένα, σε μια προσπάθεια αποκλιμάκωσης του πληθωρισμού, η Τράπεζα υιοθέτησε τη στρατηγική της «σκληρής δραχμής», η οποία σήμαινε σύνδεση της συναλλαγματικής ισοτιμίας της δραχμής με μια δέσμη άλλων νομισμάτων ορισμένων χωρών με χαμηλό ρυθμό πληθωρισμού. Με αυτόν τον τρόπο ο πληθωρισμός θα μπορούσε να μειωθεί με ταχύ ρυθμό. Ωστόσο, ο πληθωρισμός διαμορφώθηκε στο 8,9%, επίπεδο κάπως υψηλότερο από το στόχο της Τράπεζας της Ελλάδος. Το 1996 ο πληθωρισμός διαμορφώθηκε στο 8,2%, δηλαδή υπερέβη και πάλι το στόχο. Η πολιτική της σκληρής δραχμής συνεχίστηκε και το 1997. Έτσι σε διάστημα τριών ετών από την υιοθέτηση της πολιτικής της σκληρής δραχμής, ο πληθωρισμός περιορίστηκε κατά το ήμισυ και πλέον. Ειδικότερα, ο πληθωρισμός μειώθηκε απότομα από 11% το 1994, σε 4% το 1997 ενώ επιταχύνθηκε και η οικονομική ανάπτυξη.

Στις 16 Μαρτίου του 1998, στην ένταξη της δραχμής στο Μηχανισμό Συναλλαγματικών Ισοτιμιών (ΜΣΙ) του Ευρωπαϊκού Νομισματικού Συστήματος (ΕΝΣ) με κεντρική ισοτιμία η οποία συνεπαγόταν υποτίμηση της δραχμής έναντι της Ευρωπαϊκής Νομισματικής Μονάδας κατά 12,3%, με κεντρική ισοτιμία 357 δραχμές/ECU και εύρος διακύμανσης $\pm 15\%$. Το μέγεθος της υποτίμησης αποφασίστηκε με βάση τόσο τις διαφορές πληθωρισμού μεταξύ της Ελλάδος και των υπόλοιπων χωρών της Ευρωπαϊκής Ένωσης που είχαν παρατηρηθεί μέχρι τότε όσο και τις προβλεπόμενες διαφορές κατά την περίοδο που θα μεσολαβούσε από την υποτίμηση έως την αναμενόμενη ένταξη της χώρας στη ζώνη του ευρώ.

Η υποχώρηση του πυρήνα του πληθωρισμού το 1999 οφείλεται στη νομισματική και οικονομική πολιτική που ασκήθηκε, τις ευνοϊκές στην αγορά εργασίας και στην επίδραση ειδικών και εξωγενών παραγόντων. Στη διάρκεια του 1999 η δραχμή παρέμεινε σταθερή έναντι του ευρώ και τα ονομαστικά επιτόκια διατηρήθηκαν αμετάβλητα από τα μέσα Φεβρουαρίου έως και τα μέσα Οκτωβρίου. Μάλιστα, η δραχμή ανατιμήθηκε σε πραγματικούς όρους, ενώ η σταθερότητα των ονομαστικών επιτοκίων, σε συνδυασμό με την υποχώρηση του πληθωρισμού, οδήγησε σε σημαντική αύξηση των πραγματικών επιτοκίων. Έτσι, ενισχύθηκε ο αντιπληθωριστικός χαρακτήρας της νομισματικής πολιτικής. Η επιβράδυνση του ρυθμού ανόδου του κόστους εργασίας ανά μονάδα προϊόντος στο σύνολο της οικονομίας (σχεδόν κατά μιάμιση εκατοστιαία μονάδα στο 2,7% το 1999) συνέβαλε

σημαντικά στην αποκλιμάκωση του πληθωρισμού. Ευνοϊκή επίδραση άσκησε και η μείωση του ελλείμματος της Γενικής Κυβέρνησης ως ποσοστού του ΑΕΠ στο 1,6% από 2,5% το 1998. Επίσης, τα μέτρα μείωσης των έμμεσων φόρων που έλαβε η Κυβέρνηση επηρέασαν την εξέλιξη του πληθωρισμού. Εκτός από την άνοδο της διεθνούς τιμής των καυσίμων, η υποχώρηση της ισοτιμίας του ευρώ έναντι του δολαρίου και του γιεν επηρέασε τον εγχώριο πληθωρισμό.

Στις 14 Ιανουαρίου του 2000, η δραχμή ήταν ανατιμημένη 6% σε σχέση με την κεντρική της ισοτιμία. Επομένως, μία πιθανή προσαρμογή προς την κεντρική ισοτιμία θα έθετε σε κίνδυνο το στόχο του πληθωρισμού. Γι αυτόν το λόγο, στις 17 Ιανουαρίου 2000, η κεντρική ισοτιμία της δραχμής ανατιμήθηκε κατά 3,5%, στις 340,75 δραχμές ανά ευρώ. Αυτό μείωσε σε 2,6% το ποσοστό της απαιτούμενης υποτίμησης από 6% που θα απαιτείτο με την προωθύτερη κεντρική ισοτιμία.

Το 2002 ο πληθωρισμός διατηρήθηκε σε επίπεδο υψηλότερο από εκείνο των περισσότερων χωρών που βρίσκονταν στη ζώνη του ευρώ που εν μέρει αντανάκλασε τους υψηλότερους ρυθμούς μεγέθυνσης της ελληνικής οικονομίας σε σύγκριση με τους αντίστοιχους των λοιπών χωρών της ζώνης του ευρώ. Ο μέσος ετήσιος ρυθμός του πληθωρισμού στην Ελλάδα το 2002 διαμορφώθηκε στο 2,6%, δηλαδή σε επίπεδο ελαφρά χαμηλότερο από ότι το 2001 (2,7%).

Ο πληθωρισμός αυξήθηκε το 2005 στην Ελλάδα, κυρίως λόγω εξωγενών παραγόντων, όπως ήταν η επιτάχυνση της ανόδου της τιμής του πετρελαίου και η αύξηση της έμμεσης φορολογίας. Συγκεκριμένα, ο μέσος ετήσιος πληθωρισμός βάσει του Εναρμονισμένου Δείκτη Τιμών Καταναλωτή αυξήθηκε στο 3,4% το 2005, από 2,9% το 2004. Ο πληθωρισμός τιμών αυξήθηκε στο 5,2%.

Η ανατίμηση του ευρώ έναντι του δολαρίου και άλλων νομισμάτων στη διάρκεια του 2007 συνέβαλε σημαντικά στη μείωση του εισαγόμενου πληθωρισμού. Το ευρώ ανατιμήθηκε κατά 10,3% έναντι του δολαρίου μεταξύ Δεκεμβρίου του 2006 και Δεκεμβρίου του 2007, ενώ η μέση ετήσια ανατίμηση του ήταν 9,15%. Εξάλλου, η ονομαστική ισοτιμία του ευρώ έναντι όλων των άλλων νομισμάτων, σταθμισμένη με βάση το εξωτερικό εμπόριο της Ελλάδος, αυξήθηκε κατά 1,9% μεταξύ Δεκεμβρίου του 2006 και Δεκεμβρίου του 2007, ενώ η μέση ετήσια ανατίμηση ήταν 1,4%.

Τους πρώτους επτά μήνες του 2008 όμως, όταν οι διεθνείς τιμές του πετρελαίου αυξάνονταν συνεχώς, ο πληθωρισμός είχε φθάσει σε πολύ υψηλά επίπεδα (4,9% το Μάιο, τον Ιούνιο και τον Ιούλιο). Οι εξελίξεις αυτές συνετέλεσαν ώστε ο μέσος ετήσιος πληθωρισμός να διαμορφωθεί το 2008 σε επίπεδο σημαντικά υψηλότερο από ό,τι το 2007 (4,0 % έναντι 3,3%).

Η διαφορά του πληθωρισμού μεταξύ της Ελλάδος (1,0%) και της ζώνης του ευρώ (2,5%) έγινε για πρώτη φορά αρνητική το 2012 (-1,5 εκατοστιαία μονάδα), αφού είχε προηγουμένως περιοριστεί σημαντικά το 2011 σε 0,4 της εκατοστιαίας μονάδας, από 3,1 εκατ. μονάδες το 2010 και 1,0 εκατ. μονάδα το 2009. Η αρνητική αυτή διαφορά αναμένεται να διευρυνθεί περαιτέρω και να υπερβεί τη 1,5 εκατ. μονάδα (καθώς ο πληθωρισμός στη ζώνη του ευρώ προβλέπεται να κυμανθεί μεταξύ 1,1% και 2,1%). Ακόμη μεγαλύτερη (-1,9 εκατ. μονάδα) ήταν η αρνητική διαφορά του πυρήνα του πληθωρισμού μεταξύ Ελλάδος (-0,1%) και ζώνης του ευρώ (1,8%), η οποία είχε μηδενιστεί το 2011, ενώ ήταν θετική το 2010 (2,0 εκατ. μονάδες) και το 2009 (0,9 της εκατ. μονάδας).

Η ελληνική οικονομία μέχρι το 2005 έκανε μεγάλα και σημαντικά βήματα. Ο πληθωρισμός, έπειτα από σοβαρές προσπάθειες, και μεγάλες θυσίες, μέσα από μια ιδιαίτερα αυστηρή και περιοριστική εισοδηματική πολιτική, περιορίστηκε σημαντικά και έφτασε πολύ κοντά στα ευρωπαϊκά επίπεδα και φάνηκε ότι επετεύχθη η σύγκλιση, η οποία έγινε αυτοσκοπός για όλες τις κυβερνήσεις.

Η ελληνική οικονομία βρίσκεται ακόμη σε βαθιά κρίση και οι κίνδυνοι εκτροχιασμού δεν έχουν εξαλειφθεί. Το 2012 το ΑΕΠ υποχώρησε για πέμπτο κατά σειρά έτος (κατά 6,4%, σύμφωνα με τις προκαταρκτικές εκτιμήσεις της ΕΛΣΤΑΤ), με αποτέλεσμα η σωρευτική μείωση της πενταετίας 2008-2012 να ανέλθει στο 20,1%.

3.2 ΟΙ ΚΥΡΙΟΤΕΡΕΣ ΕΜΠΕΙΡΙΚΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ ΓΙΑ ΤΗΝ ΙΣΧΥ ΤΗΣ ΙΑΔ ΣΤΗΝ ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΑΣ

Με την στατιστική μεθοδολογία της συνολοκλήρωσης επιβεβαιώνεται η ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης ανάμεσα στις εγχώριες και ξένες τιμές και τις διμερείς συναλλαγματικές ισοτιμίες της δραχμής ως προς το δολλάριο, τη στερλίνα και το γερμανικό μάρκο. Όπως φαίνεται μόνο στις περιπτώσεις της συναλλαγματικής ισοτιμίας της δραχμής ως προς τη στερλίνα και το γερμανικό μάρκο η οικονομετρική ανάλυση φαίνεται να παρέχει ισχυρή στατιστική υποστήριξη της απόλυτης παραλλαγής της ισοτιμίας των αγοραστικών δυνάμεων.

Η εμπειρική ανάλυση φαίνεται να παρέχει μία ισχυρή στατιστική υποστήριξη της άποψης ότι η ισοτιμία των αγοραστικών δυνάμεων ισχύει μακροχρόνια στην περίπτωση της Ελλάδας.

Ο Δ. Παναγιωτόπουλος (1986) εξετάζει την αποτελεσματικότητα της συναλλαγματικής πολιτικής που ασκήθηκε κατά την περίοδο 1973 – 1983 στην Ελλάδα βάσει ενός πραγματικού υποδείγματος που περιλαμβάνει τις υποτιμήσεις που έγιναν και ενός «υποθετικού» υποδείγματος που περιλαμβάνει τις υποτιμήσεις βάσει των διαφορικών ρυθμών πληθωρισμού, δηλαδή βάσει της ισοτιμίας των αγοραστικών δυνάμεων. Οι εξισώσεις παλινδρομήσεως που έτρεξε ο συγγραφέας έδωσαν σε όλες τις περιπτώσεις αρνητικούς συντελεστές της υποτιμήσεως σε σχέση με τις βιομηχανικές εξαγωγές, τις τιμές καταναλωτή και τη ξένη ζήτηση. Οι συντελεστές όμως αυτοί πλην της περιπτώσεως των βιομηχανικών εξαγωγών δεν είναι στατιστικώς σημαντικοί. Η εκτίμηση των εξισώσεων έγινε τόσο με τη συναλλαγματική σχέση της δραχμής έναντι του δολλαρίου, όσο και με εκείνη έναντι ενός καλαθιού νομισμάτων 10 πρώτων ανταγωνιστριών χωρών με υπεροχή της πρώτης περιπτώσεως.

Πολλές έρευνες έδειξαν ότι δεν ισχύει βραχυχρόνια η συνθήκη της ισοτιμίας των αγοραστικών δυνάμεων (PPP). Για την περίπτωση της Ελλάδας, φαίνεται ότι δεν ισχύει βραχυχρόνια (Brissimis – Leventakis (1984)). Αυτό προκύπτει τόσο από την ύπαρξη αυτοσυσχετιζόμενων τυχαίων όρων, όσο και από το γεγονός ότι ο συντελεστής του $\log (P/P^*)$ είναι στατιστικά διάφορος της μονάδας. Οι εκτιμήσεις

της εξίσωσης του Frankel δηλώνουν τα παρακάτω: Ο συντελεστής της διαφοράς της προσφοράς χρήματος μεταξύ των δύο χωρών είναι στατιστικά σημαντικός και ίσος με τη μονάδα, όπως απαιτεί άλλωστε το υπόδειγμα. Δηλαδή η αύξηση της προσφοράς χρήματος στην Ελληνική οικονομία, η οποία οδηγεί σε αύξηση του αναμενόμενου πληθωρισμού, μειώνει τη ζήτηση χρήματος, πράγμα που οδηγεί σε υποτίμηση της δραχμής έναντι του δολλαρίου.

Ο συντελεστής της διαφοράς του προϊόντος Ελλάδας - Η.Π.Α. έχει το αναμενόμενο πρόσημο και είναι στατιστικά σημαντικός. Η αύξηση του προϊόντος αυξάνει τη ζήτηση χρήματος, πράγμα που οδηγεί σε υπερτίμηση του εγχώριου νομίσματος. Ο συντελεστής της διαφοράς επιτοκίων (βραχυπρόθεσμα) είναι θετικός και στατιστικά σημαντικός, ενώ ο συντελεστής της διαφοράς των αναμενόμενων πληθωρισμών είναι στατιστικά γεγονός ότι η διαφορά των επιτοκίων, $(i-i^*)$, θεωρείται ότι αντανακλά την διαφορά στους αναμενόμενους ρυθμούς πληθωρισμών Ελλάδας - Η.Π.Α., $(\pi - \pi^*)$, είτε διότι οι ροές κεφαλαίων μεταξύ των δύο χωρών έχουν σαν αποτέλεσμα την εξίσωση των πραγματικών επιτοκίων, είτε διότι η ισοδυναμία των επιτοκίων εξασφαλίζει την ισότητα μεταξύ της διαφοράς των επιτοκίων και της αναμενόμενης υποτιμήσεως. Επιπλέον, η θεωρία της ισοδυναμίας των αγοραστικών δυνάμεων εξασφαλίζει την εξίσωση υποτιμήσεως και της διαφοράς των πληθωρισμών (Frankel (1979)).

Από τις εκτιμήσεις του νομισματικού υποδείγματος προκύπτει ότι για την Ελληνική οικονομία επιλέγεται η παραλλαγή του Bilson, όπου δηλ. ο συντελεστής του όρου $(\pi - \pi^*)$ δεν είναι στατιστικά διάφορος του μηδενός. Το νομισματικό υπόδειγμα επεκτάθηκε σύμφωνα με τους Hooper - Morton, περιλαμβάνοντας και το εμπορικό ισοζύγιο Ελλάδας - Η.Π.Α. Το υπόδειγμα αυτό εκτιμήθηκε αφ' ενός με τον πρόσθετο όρο $(TB-TB^*)$, και αφ' ετέρου με ξεχωριστούς τους όρους TB και TB^* . Ο λόγος που προτιμήθηκε η δεύτερη παραλλαγή (Meese - Rogoff (1983)) είναι ότι το εμπορικό ισοζύγιο της Ελλάδας είναι πολύ μικρό σε σχέση με εκείνο των Η.Π.Α. και με διαφορετική συμπεριφορά. Τα αποτελέσματα του νομισματικού υποδείγματος, δείχνουν ότι το εμπορικό έλλειμμα της Ελλάδας ασκεί σημαντική αυξητική επίδραση στη συναλλαγματική ισοτιμία $\Delta\rho\chi/\$$, ενώ το εμπορικό έλλειμμα των Η.Π.Α. έχει ακριβώς το αντίθετο αποτέλεσμα και ο συντελεστής της μεταβλητής αυτής είναι μη σημαντικός.

Στην περίπτωση της Ελλάδας η συναλλαγματική ισοτιμία Δρχ/\$ δεν ακολουθεί την πορεία του τυχαίου βήματος(random walk), αλλά ότι είναι δυνατόν διάφορα θεωρητικά υποδείγματα ή ακόμα υποδείγματα που υποδεικνύει η θεωρία των χρονολογικών σειρών να «εξηγήσουν» την πορεία της Δρχ/\$ κατά καλύτερο τρόπο από ότι το υπόδειγμα του τυχαίου βήματος που υποδεικνύεται από πολλούς ερευνητές.

Η Paparetrou (2001) ανέλυσε τη δυναμική σχέση μεταξύ πραγματικών τιμών του πετρελαίου, πραγματικών τιμών των μετοχών, επιτοκίων, πραγματικής οικονομικής δραστηριότητας και απασχόλησης στην Ελλάδα, με όλα τα δεδομένα, εκτός των επιτοκίων και των πραγματικών τιμών των μετοχών, να είναι εποχικά προσαρμοσμένα (seasonally adjusted) και εκφρασμένα σε λογαρίθμους. Επιλέχθηκαν μηνιαία δεδομένα για την περίοδο 1989:1 με 1999:6. Για την συγκεκριμένη ανάλυση χρησιμοποιήθηκε η προσέγγιση του πολυμεταβλητού VAR (Vector Autoregression) μοντέλου σε συνδιασμό με την ανάλυση του Variance Decomposition και των Impulse Response Functions. Συγκρινόμενη με προηγούμενες μελέτες η εν λόγω VAR ανάλυση, βασισμένη σε innovation accounting, παρέχει τις δυναμικές σχέσεις μεταξύ των μεταβλητών χωρίς την επιβολή a priori περιορισμών. Από την εμπειρική ανάλυση μπορούν να εξαχθούν σημαντικά συμπεράσματα, αναφορικά με τον τρόπο με τον οποίο οι κινήσεις των τιμών του πετρελαίου επηρεάζουν την οικονομική δραστηριότητα και την απασχόληση. Οι απότομες μεταβολές (shocks) των τιμών του πετρελαίου εξηγούν ένα σημαντικό ποσοστό των διακυμάνσεων της αύξησης της παραγωγής και της απασχόλησης και έχουν ένα άμεσο αρνητικό αποτέλεσμα πάνω στις δύο αυτές μεταβλητές. Επίσης, τα επιτόκια και η αύξηση της βιομηχανικής παραγωγής και της απασχόλησης σχετίζονται αρνητικά, γεγονός που υποδηλώνει ότι μία άνοδος των επιτοκίων είναι πιθανό να συνδέεται με μία χαμηλότερη αύξηση της βιομηχανικής παραγωγής και της απασχόλησης.

Οι Ericsson και Sharma (1998) χρησιμοποιώντας τριμηνιαία στοιχεία, παρουσίασαν εμπειρικά τη σχέση ανάμεσα στο M3, τις τιμές, το πραγματικό εισόδημα και τα επιτόκια στην Ελλάδα την περίοδο 1976-1994 και απέδειξαν τη σταθερότητα της σχέσης αυτής. Επιπλέον επισήμαναν ότι η σταθερότητα του

μοντέλου ισχύει στα πλαίσια της χρηματοοικονομικής απελευθέρωσης και μεγάλων διακυμάνσεων του ρυθμού πληθωρισμού.

Οι Papadopoulos και Paranikos (2002) χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία από τον Ιανουάριο 1960 έως το Μάρτιο 1994 εξέτασαν τις μακροπρόθεσμες σχέσεις που ενδέχεται να υπάρχουν μεταξύ του χρήματος, του προϊόντος, της τιμής, του εμπορικού ισοζυγίου, καθώς και της συναλλαγματικής ισοτιμίας στο πλαίσιο των ευέλικτων και σταθερών συναλλαγματικών καθεστώτων. Για την πραγματοποίηση της μελέτης κρίθηκε σκόπιμο ο διαχωρισμός του δείγματος σε δύο περιόδους, θέτοντας ως κρίσιμο σημείο τον Αύγουστο του 1971. Η εφαρμογή των ελέγχων μοναδιαίας ρίζας και συνολοκλήρωσης έδειξαν ότι, παρά το καθεστώς της συναλλαγματικής ισοτιμίας, μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας υφίσταται μεταξύ των μεταβλητών. Επιπλέον, οι προβλέψεις διακυμάνσεων έδειξαν μια μεγαλύτερη επίδραση του χρήματος στο προϊόν στο πλαίσιο ενός ευέλικτου συναλλαγματικού καθεστώτος σε σχέση με μια περίοδο σταθερών συναλλαγματικών ισοτιμιών. Εντούτοις, η έκταση των επιπτώσεων εξαρτάται από τον ορισμό του χρήματος και τη διάταξη των μεταβλητών. Ένας ευρύτερος ορισμός του χρήματος έχει μεγαλύτερο αντίκτυπο. Επιπλέον, οι νομισματικές μεταβλητές δεν εξηγούν μεγάλο μέρος των διακυμάνσεων του σφάλματος πρόβλεψης των εξωγενών μεταβλητών, του εμπορικού ισοζυγίου και της συναλλαγματικής ισοτιμίας στο πλαίσιο του ευέλικτου καθεστώτος συναλλαγματικής ισοτιμίας.

3.3 ΣΥΝΟΨΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ ΓΙΑ ΤΗΝ ΙΣΧΥ ΤΗΣ ΙΑΔ ΣΤΗΝ ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΑΣ

Σε αυτό το κεφάλαιο κάναμε μια ανασκόπηση της πορείας της συναλλαγματικής ισοτιμίας της δραχμής και του πληθωρισμού στην Ελλάδα, και μελετήσαμε ορισμένες εμπειρικές μελέτες για την περίπτωση της ΙΑΔ στην Ελλάδα. Οι ερευνητές στις συγκεκριμένες μελέτες συντάσσονται υπέρ της μακροχρόνιας ισχύς της ΙΑΔ στην περίπτωση της Ελλάδας.

Τα αποτελέσματα των ερευνών τους υποδηλώνουν πως όντως η ΙΑΔ ισχύει μακροπρόθεσμα. Έχουμε συμπεράνει από προηγούμενα κεφάλαια πως οι περισσότερες από τις κυριότερες εμπειρικές μελέτες για την ισχύ της ΙΑΔ ισχύουν

κατά κύριο λόγο μακροπρόθεσμα. Το μεγαλύτερο ποσοστό των ερευνητών μέσω των εμπειρικών ερευνών τους τάσσονται υπέρ της ισχύς της θεωρίας της ΙΑΔ σε μακροπρόθεσμη περίοδο. Οπότε, παρατηρούμε πως, και στις δύο περιπτώσεις, στην ισχύ της θεωρίας της ΙΑΔ σε γενικό πλαίσιο και στην περίπτωση της Ελλάδας, η θεωρία της ΙΑΔ ισχύει μακροχρόνια. Συμπερασματικά, και στις δύο περιπτώσεις ταυτίζονται οι απόψεις των ερευνητών για μακροχρόνια ισχύ της θεωρίας της ΙΑΔ.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

ΜΙΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΜΕΛΕΤΗ ΓΙΑ ΤΗΝ ΙΣΧΥ ΤΗΣ ΙΑΔ ΣΤΗΝ ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΑΣ

4.1 ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ ΤΗΣ ΙΣΧΥΣ ΤΗΣ ΘΕΩΡΙΑΣ ΤΗΣ ΙΑΔ ΓΙΑ ΤΗΝ ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΑΣ

Σκοπός της ενότητας αυτής είναι να διερευνήσουμε εμπειρικά με τη χρήση μακροοικονομικών μεταβλητών το κατά πόσο ισχύει η θεωρία της ΙΑΔ στην περίπτωση της Ελλάδας την περίοδο 1962 μέχρι και 2014.

Για το σκοπό αυτό εκτιμούμε το εξής εμπειρικό υπόδειγμα :

$$\Delta S = \alpha + \beta(\Delta P - \Delta P^*) \quad (1)$$

όπου :

- ΔS η μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας Ελλάδα - Η.Π.Α. και Ελλάδα - Ευρώπης
- ΔP η μεταβολή του επιπέδου των τιμών της εγχώριας χώρας
- ΔP^* η μεταβολή του επιπέδου των τιμών της ξένης χώρας

Κατόπιν, ελέγχονται στατιστικά οι εξής υποθέσεις :

Υπόθεση (i) : $\alpha = 0$ και

Υπόθεση (ii) : $\beta = 1$

Εφ' όσον οι δύο παραπάνω υποθέσεις ισχύουν ταυτόχρονα και δεν απορρίπτονται στατιστικά, η εμπειρική ανάλυση δίνει σχετική υποστήριξη της ΙΑΔ.

4.2 ΧΡΗΣΙΜΑ ΣΤΟΙΧΕΙΑ ΤΗΣ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗΣ ΜΕΛΕΤΗΣ

Στην εμπειρική μελέτη που ακολουθεί θα προσπαθήσουμε να δείξουμε εάν και κατά πόσο ισχύει η ισοδυναμία της αγοραστικής δύναμης (PPP) στην περίπτωση Ελλάδας – Η.Π.Α. (δραχμή/ευρώ – αμερικάνικο δολλάριο) και στην περίπτωση της Ελλάδας με τις χώρες της Ευρωζώνης (δραχμή/ευρώ – ευρώ). Η μελέτη αυτή χρησιμοποιεί ετήσιες παρατηρήσεις από το 1962 έως το 2014 που πάρθηκαν από την Τράπεζα της Ελλάδας και από την Ευρωπαϊκή Επιτροπή (European Commission) για τις μεταβλητές της μεταβολής του επιπέδου τιμών της εγχώριας χώρας (Ελλάδα), της μεταβολής του επιπέδου τιμών της ξένης χώρας (Η.Π.Α. – Ευρώπη) και για τη μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας δραχμής/ευρώ – δολλάριου και δραχμής/ευρώ – ευρώ/ecu. Το δείγμα μας αποτελείται από 53 ετήσιες παρατηρήσεις. Οι συντελεστές του οικονομετρικού μας υποδείγματος θα είναι τα α και β . Για να ισχύει μακροπρόθεσμα η σχετική μορφή της ΙΑΔ θα πρέπει να μην απορρίπτονται στατιστικά οι υποθέσεις πως τα $\alpha = 0$ και $\beta = 1$. Για να εκτιμήσουμε τα α, β στην εξίσωση της σχετικής ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης, από την εξίσωση (1), πρέπει να γνωρίζουμε τη μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας για Ελλάδα – Ευρώπη και Ελλάδα – Η.Π.Α., καθώς επίσης και έναν δείκτη για τη μεταβολή των τιμών. Στην παρούσα έρευνα θα χρησιμοποιήσουμε δύο δείκτες τιμών. Ο πρώτος δείκτης που χρησιμοποιείται είναι το μοναδιαίο κόστος εργασίας (unit labour cost) και ο δεύτερος δείκτης τιμών είναι ο αποπληθωριστής τιμών του Α.Ε.Π. (GDP deflator price). Οι τιμές για τους δύο αυτούς δείκτες τιμών ελήφθησαν από το περιοδικό: «Statistical Annex of European Economy (Autumn 2016)». Το υπόδειγμα της εξίσωσης (1) εκτιμήθηκε με απλή γραμμική παλινδρόμηση στο MATLAB.

4.3 ΤΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΤΗΣ ΕΚΤΙΜΗΣΗΣ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΤΗΣ ΙΑΔ ΓΙΑ ΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ

4.3.1 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΤΗΣ ΙΑΔ ΜΕ ΒΑΣΗ ΤΟΝ ΑΠΟΠΛΗΘΩΡΙΣΤΗ ΤΙΜΩΝ ΤΟΥ Α.Ε.Π.

Στην ενότητα αυτή πρώτα παρουσιάζουμε το εκτιμημένο υπόδειγμα (1) που περιγράφηκε πιο πάνω χρησιμοποιώντας τον δείκτη αποπληθωριστή τιμών του

Α.Ε.Π. Πρώτα δίνονται τα αποτελέσματα για την περίπτωση Ελλάδας – Η.Π.Α. (Πίνακας 4.1).

Πίνακας 4.1: ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΤΗΣ ΕΚΤΙΜΗΣΗΣ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ (1) ΓΙΑ ΕΛΛΑΔΑ – Η.Π.Α. ΜΕ ΒΑΣΗ ΤΟΝ ΑΠΟΠΛΗΘΩΡΙΣΤΗ ΤΙΜΩΝ ΤΟΥ Α.Ε.Π. ΣΤΗΝ ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΗΣ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ ΔΡΑΧΜΗΣ/ΕΥΡΩ – ΑΜΕΡΙΚΑΝΙΚΟΥ ΔΟΛΛΑΡΙΟΥ

Μεταβλητή	Συντελεστής	Τυπικό Σφάλμα	T	Τιμή-P
α	0,0022	0,0168	0,1293	0,8977
$\Delta P - \Delta P^*$	0,7723	0,1894	4,0789	0,0002

Στατιστικά : Μέγεθος δείγματος:53 (ετήσια στοιχεία για την περίοδο 1962-2014)

R-square: 0,2460

Προσαρμοσμένο R-square: 23,1%

Στατιστική F: 16,64

Fσημαντικ.: 0,0002

Στον πίνακα 4.1 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της εκτίμησης του υποδείγματος (1) για Ελλάδα - Η.Π.Α. στην περίπτωση της συναλλαγματικής ισοτιμίας δραχμής/ευρώ – αμερικάνικου δολλάριου. Μελετώντας τον πίνακα φαίνεται πως η μεταβλητή $\Delta P - \Delta P^*$ είναι στατιστικά σημαντική για επίπεδο σημαντικότητας 5%, καθώς $p = 0,0002$ το οποίο είναι μικρότερο του 0,05. Από τον πίνακα φαίνεται ότι ο σταθερός όρος α δεν είναι στατιστικά σημαντικός αφού το t statistics του σταθερού όρου α είναι 0,1293 και άρα δεν μπορούμε να απορρίψουμε την υπόθεση (i), $\alpha = 0$. Παρατηρούμε πως στατιστική F= 16,64 και το Fσημαντικ. = 0,0002, μικρότερο του 0,05 και άρα η γραμμή παλινδρόμησης που έχει εκτιμηθεί είναι στατιστικά σημαντική.

Για τον έλεγχο της υπόθεσης (ii), $\beta = 1$, ο λόγος t δίνει :

$$t = (\text{Εκτιμ.}\beta - 1) / \text{Τυπικό Σφάλμα}\beta = (0,7723 - 1) / 0,1894 = -1,20,$$

το οποίο είναι μικρότερο του 2 κατά απόλυτη τιμή. Άρα δεν μπορούμε να απορρίψουμε την υπόθεση (ii) $\beta = 1$. Επομένως συμπεραίνουμε πως δεν μπορούμε να απορρίψουμε την ΙΑΔ στη σχετική της μορφή ισχύει εμπειρικά με βάση το δείγμα μας.

Οπότε η σχέση δραχμής/ευρώ – αμερικάνικου δολλάριου φαίνεται να ισχύει μακροχρόνια για Ελλάδα - Η.Π.Α. με βάση τον αποπληθωριστή τιμών του Α.Ε.Π.

Έπειτα, δίνονται τα αποτελέσματα για την περίπτωση Ελλάδας – Ευρωζώνης (Πίνακας 4.2).

Πίνακας 4.2: ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΤΗΣ ΕΚΤΙΜΗΣΗΣ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ (1) ΓΙΑ ΕΛΛΑΔΑ – ΕΥΡΩΖΩΝΗ ΜΕ ΒΑΣΗ ΤΟΝ ΑΠΟΠΛΗΘΩΡΙΣΤΗ ΤΙΜΩΝ ΤΟΥ Α.Ε.Π. ΣΤΗΝ ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΗΣ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ ΔΡΑΧΜΗΣ/ΕΥΡΩ – ΕΥΡΩ/ECU.

Μεταβλητή	Συντελεστής	Τυπικό Σφάλμα	T	Τιμή-P
α	0,0136	0,0084	1,6075	0,1141
$\Delta P - \Delta P^*$	0,8037	0,1158	6,9392	0,0000

Στατιστικά : Μέγεθος δείγματος: 53 (ετήσια στοιχεία για την περίοδο 1962-2014)

R-square: 0,4856

Προσαρμοσμένο R-square: 47,56%

Στατιστική F: 48,1531

Fσημαντικ.: 0,0000

Στον πίνακα 4.2 λαμβάνουμε τα αποτελέσματα της εκτίμησης του υποδείγματος (1) για την περίπτωση Ελλάδας – Ευρωζώνης για τη συναλλαγματική ισοτιμία δραχμής/ευρώ – ευρώ/ecu. Παρατηρούμε πως η μεταβλητή $\Delta P - \Delta P^*$ είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, διότι η μεταβλητή αυτή λαμβάνει την τιμή $t = 6,9392$ η οποία είναι μεγαλύτερη από το 2 κατά απόλυτη τιμή. Από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης διακρίνουμε πως ο σταθερός όρος α είναι κοντά στο 0 και πιο συγκεκριμένα είναι ίσος με $\alpha = 0,0136$. Η τιμή t statistic του

σταθερού όρου είναι 1,6075 και άρα δεν μπορούμε να απορρίψουμε την υπόθεση (i) ότι $\alpha = 0$. Επιπλέον, έχουμε ότι στατιστική $F = 48,1531$ και $F_{σημαντικ.} = 0,0000$ μικρότερο του 0,05 και άρα η γραμμή παλινδρόμησης είναι στατιστικά σημαντική.

Για τον έλεγχο της υπόθεσης (ii), $\beta=1$, έχουμε από τον λόγο t :

$$t = (\text{Εκτιμ.}\beta - 1) / \text{Τυπικό Σφάλμα}\beta = (0,8037 - 1) / 0,1158 = -1,6946,$$

το οποίο είναι μικρότερο του 2 κατά απόλυτη τιμή. Άρα δεν μπορούμε να απορρίψουμε την υπόθεση (ii) ότι $\beta = 1$. Οπότε, συμπεραίνουμε πως δεν μπορούμε να απορρίψουμε το γεγονός ότι η ΙΑΔ στη σχετική της μορφή ισχύει εμπειρικά με βάση το δείγμα μας.

Σύμφωνα με τα παραπάνω στοιχεία προκύπτει πως $\alpha = 0$ και $\beta = 1$ και άρα ισχύει η ΙΑΔ μακροχρόνια στην περίπτωση Ελλάδας – Ευρωζώνης για τη συναλλαγματική ισοτιμία δραχμής/ευρώ – ευρώ/ecu.

4.3.2 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΤΗΣ ΙΑΔ ΜΕ ΒΑΣΗ ΤΟ ΜΟΝΑΔΙΑΙΟ ΚΟΣΤΟΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ

Στην ενότητα αυτή πρώτα παρουσιάζουμε το εκτιμημένο υπόδειγμα (1) χρησιμοποιώντας το δείκτη μοναδιαίου κόστους εργασίας για τη διαφορά των πληθωρισμών. Πρώτα παρουσιάζεται η εκτιμημένη σχέση για την περίπτωση Ελλάδας – Η.Π.Α. (Πίνακας 4.3).

Πίνακας 4.3: ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΤΗΣ ΕΚΤΙΜΗΣΗΣ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ (1) ΓΙΑ ΕΛΛΑΔΑ – Η.Π.Α. ΜΕ ΒΑΣΗ ΤΟ ΜΟΝΑΔΙΑΙΟ ΚΟΣΤΟΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΣΤΗΝ ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΗΣ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ ΔΡΑΧΜΗΣ/ΕΥΡΩ – ΑΜΕΡΙΚΑΝΙΚΟΥ ΔΟΛΛΑΡΙΟΥ

Μεταβλητή	Συντελεστής	Τυπικό Σφάλμα	T	Τιμή-P
α	0,0087	0,0148	0,5880	0,5591
$\Delta P - \Delta P^*$	0,7385	0,1589	4,6479	0,0000

Στατιστικά : Μέγεθος δείγματος: 53 (ετήσια στοιχεία για την περίοδο 1962-2014)

R-square: 0,2975

Προσαρμοσμένο R-square: 28,38%

Στατιστική F: 21,6030

Fσημαντικ.: 0,0000

Από τον πίνακα 4.3 παίρνουμε τα αποτελέσματα της εκτίμησης του υποδείγματος (1) στην περίπτωση Ελλάδας - Η.Π.Α. για την συναλλαγματική ισοτιμία της δραχμής/ευρώ με το αμερικάνικο δολλάριο. Παρατηρώντας τον πίνακα, βλέπουμε πως η μεταβλητή $\Delta P - \Delta P^*$ έχει t statistic = 4,6479 και άρα είναι στατιστικά σημαντική, καθώς το $p = 0,0000$ το οποίο είναι μικρότερο από το 0,05. Από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης παίρνουμε πως $\alpha = 0,0087$, μια τιμή κοντά στο 0. Επιπρόσθετα, το t statistic του σταθερού όρου α είναι ίσο με 0,5880 και άρα δεν μπορούμε να απορρίψουμε την υπόθεση (i) ότι $\alpha = 0$. Επίσης, έχουμε στατιστική $F = 21,6030$ και F σημαντικ. = 0,0000, μια τιμή η οποία μας δείχνει πως το επίπεδο σημαντικότητας είναι μικρότερο του 0,05 και άρα η παλινδρόμηση μας είναι στατιστικά σημαντική.

Για τον έλεγχο της υπόθεσης (ii), $\beta=1$. ο λόγος t δίνει :

$$t = (\text{Εκτιμ.}\beta - 1) / \text{Τυπικό Σφάλμα}\beta = (0,7385 - 1) / 0,1589 = -1,6454,$$

μικρότερο του 2 κατά απόλυτη τιμή. Άρα δεν μπορούμε να απορρίψουμε την υπόθεση (ii) ότι $\beta = 1$. Οπότε, η ΙΑΔ ισχύει εμπειρικά με βάση το δείγμα μας.

Σύμφωνα με τα παραπάνω στοιχεία προκύπτει πως δεν είναι δυνατόν να απορριφθούν οι υποθέσεις $\alpha = 0$ και $\beta = 1$ και άρα υποστηρίζεται η ισχύς της ΙΑΔ μακροχρόνια στην περίπτωση Ελλάδας – Η.Π.Α. για τη συναλλαγματική ισοτιμία δραχμής/ευρώ – αμερικάνικου δολλάριου.

Στη συνέχεια παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της εκτιμημένης σχέσης για την περίπτωση Ελλάδας – Ευρωζώνης (Πίνακας 4.4).

Πίνακας 4.4: ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΤΗΣ ΕΚΤΙΜΗΣΗΣ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ (1) ΓΙΑ ΕΛΛΑΔΑ – ΕΥΡΩΖΩΝΗ ΜΕ ΒΑΣΗ ΤΟ ΜΟΝΑΔΙΑΙΟ ΚΟΣΤΟΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΣΤΗΝ ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΗΣ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ ΔΡΑΧΜΗΣ/ΕΥΡΩ – ΕΥΡΩ/ECU

Μεταβλητή	Συντελεστής	Τυπικό Σφάλμα	T	Τιμή-P
α	0,0282	0,0091	3,0913	0,0032
$\Delta P - \Delta P^*$	0,4644	0,1019	4,5562	0,0000

Στατιστικά : Μέγεθος δείγματος: 53 (ετήσια στοιχεία για την περίοδο 1962-2014)

R-square: 0,2893

Προσαρμοσμένο R-square: 27,54%

Στατιστική F: 20,7590

Fσημαντικ. : 0,0000

Από τον πίνακα 4.4 έχουμε τα αποτελέσματα της εκτίμησης του υποδείγματος (1) της παλινδρόμησης της σχέσης Ελλάδας – Ευρωζώνης για τη συναλλαγματική ισοτιμία δραχμής/ευρώ με ευρώ/ecu. Όσο αφορά την μακροοικονομική μεταβλητή $\Delta P - \Delta P^*$ παρατηρούμε πως η τιμή t είναι ίση με 4,5562 και άρα είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, καθώς το $p = 0,0000$ και άρα μικρότερο του 0,05. Από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης παίρνουμε ότι ο σταθερός όρος είναι ίσος με $\alpha = 0,0282$. Επιπλέον, το t statistic του σταθερού όρου α είναι ίσο με 3,0913, το οποίο είναι μεγαλύτερο από το 2. Οπότε δεν μπορούμε να απορρίψουμε την υπόθεση (i) για

τον σταθερό όρο α , δηλαδή ότι $\alpha = 0$. Επίσης, έχουμε πως στατιστική $F = 20,7590$ και $F_{σημαντικ.} = 0,0000$, δηλαδή μικρότερη του $0,05$. Επειδή το επίπεδο σημαντικότητας της F είναι μικρότερο του $0,05$ η παλινδρόμηση μας θα είναι στατιστικά σημαντική.

Τέλος, για τον έλεγχο της υπόθεσης (ii) για το β θα έχουμε από το λόγο t :

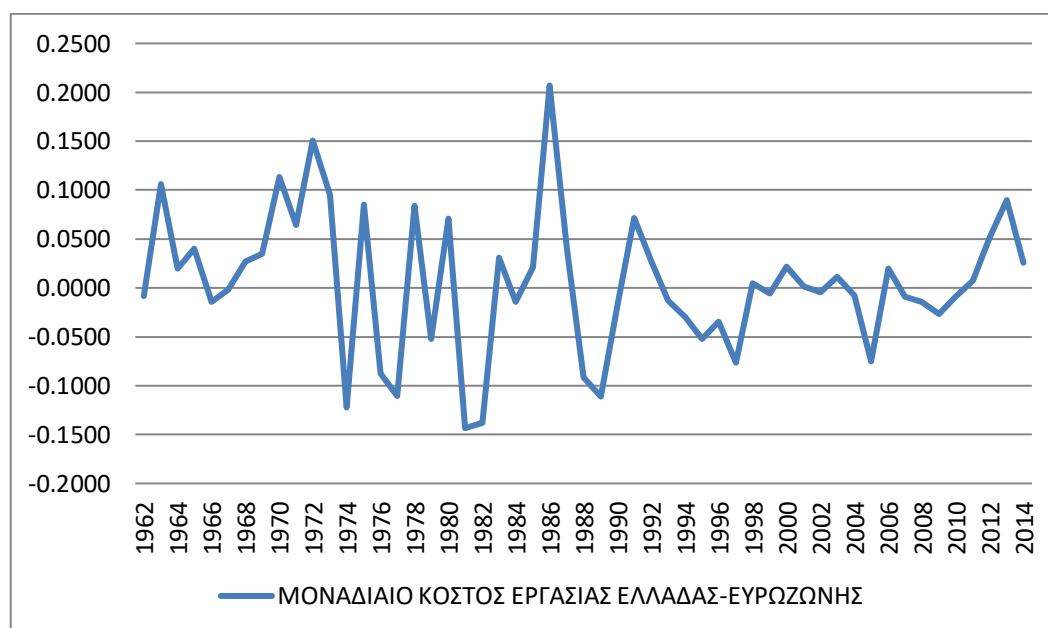
$$t = (\text{Εκτιμ.}\beta - 1) / \text{Τυπικό Σφάλμα}\beta = (0,4644 - 1) / 0,1019 = -5,2544,$$

μεγαλύτερο του 2 κατά απόλυτη τιμή. Άρα, απορρίπτεται εμπειρικά η υπόθεση (ii), $\beta=1$. Φαίνεται ότι το β της σχέσης είναι σημαντικό, χαμηλότερο από 1.

Από τα παραπάνω στοιχεία προκύπτει πως $\alpha = 0$ και $\beta < 1$ και άρα δεν ισχύει η ΙΑΔ μακροχρόνια στην περίπτωση Ελλάδας – Ευρωζώνης για τη συναλλαγματική ισοτιμία δραχμής/ευρώ – ευρώ/ecu.

Στο γράφημα 4.1 απεικονίζεται η μεταβολή του δείκτη μοναδιαίου κόστους εργασίας για τη μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας Ελλάδα με τις χώρες της Ευρωζώνης.

ΓΡΑΦΗΜΑ 4.1: Η ΜΕΤΑΒΟΛΗ ΤΟΥ ΔΕΙΚΤΗ ΜΟΝΑΔΙΑΙΟΥ ΚΟΣΤΟΥΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΓΙΑ ΤΗ ΜΕΤΑΒΟΛΗ ΤΗΣ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΗΣ ΙΣΟΤΙΜΙΑΣ ΕΛΛΑΔΑΣ - ΕΥΡΩΖΩΝΗΣ (1962 – 2014)



Πηγή: Τράπεζα της Ελλάδος και European Commission: Επεξεργασία του συγγραφέα

4.4 ΣΥΝΟΨΗ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

Από την εκτίμηση του οικονομετρικού υποδείγματος καταλήξαμε σε χρήσιμα συμπεράσματα όσο αφορά την ισχύ της ΙΑΔ για την περίπτωση της Ελλάδας με τις Η.Π.Α. και της Ελλάδας με τις χώρες της Ευρωζώνης. Βασικό ρόλο στην εκτίμηση του υποδείγματος έχουν ο τρόπος της παλινδρόμησης, παραδείγματος χάριν απλή γραμμική παλινδρόμηση, γραμμική παλινδρόμηση ελαχίστων τετραγώνων, καθώς και οι οικονομετρικοί δείκτες που επιλέγουμε κάθε φορά για το υπόδειγμά μας. Στην περίπτωση μας, οι οικονομετρικοί δείκτες που επιλέχθηκαν είναι το μοναδιαίο κόστος εργασίας (unit labour cost) και ο αποπληθωριστής τιμών του Α.Ε.Π. (GDP deflator price).

Στην περίπτωση του αποπληθωριστή τιμών του Α.Ε.Π., τα αποτελέσματα που λάβαμε από την εκτίμηση του υποδείγματος μας υποδεικνύουν πως η ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης της ΙΑΔ ισχύει σε μακροχρόνια περίοδο για τη σχέση Ελλάδας – Η.Π.Α. στην περίπτωση της δραχμής/ευρώ με το αμερικάνικο δολλάριο και στην περίπτωση Ελλάδας – Ευρωζώνης για τη δραχμή/ευρώ με το ευρώ/ecu. Συμπερασματικά παρατηρούμε πως η συναλλαγματική ισοτιμία δραχμής/ευρώ ευνοεί την ισχύ της ΙΑΔ μακροχρόνια για το δείκτη του αποπληθωριστή τιμών του Α.Ε.Π.

Για το δείκτη μοναδιαίο κόστος εργασίας τα αποτελέσματα διαφέρουν σε σχέση με τον προηγούμενο δείκτη. Από τα αποτελέσματα της εκτίμησης του υποδείγματος παρατηρούμε πως η ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης ισχύει μακροχρόνια στην περίπτωση της Ελλάδας με τις Η.Π.Α. για τη συναλλαγματική ισοτιμία δραχμής/ευρώ με το αμερικάνικο δολλάριο. Από την άλλη πλευρά όμως για το συγκεκριμένο δείκτη η ΙΑΔ δεν ισχύει στην περίπτωση της Ελλάδας με τις χώρες της Ευρωζώνης, δηλαδή για τη δραχμή/ευρώ με το ευρώ/ecu. Σε αυτή την περίπτωση, παρατηρούμε πως η ΙΑΔ ισχύει μακροχρόνια στην περίπτωση της Ελλάδας με τις Η.Π.Α. ενώ δεν ισχύει η ισχύς της ΙΑΔ στην περίπτωση της Ελλάδας με τις χώρες της Ευρωζώνης.

Συμπερασματικά, και για τους δύο δείκτες η ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης ισχύει σε μακροχρόνια περίοδο για την Ελλάδα και τις Η.Π.Α. στην περίπτωση της συναλλαγματικής ισοτιμίας δραχμής/ευρώ με το αμερικάνικο

δολλάριο. Αντιθέτως, και στους δύο δείκτες η ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης δεν ισχύει μακροχρόνια για την περίπτωση της Ελλάδας με την Ευρωζώνη, δηλαδή για τη δραχμή/ευρώ με το ευρώ/ecu, καθώς ισχύει για τον δείκτη αποπληθωριστή τιμών του Α.Ε.Π. ενώ δεν ισχύει για το δείκτη μοναδιαίου κόστους εργασίας.

Τα αποτελέσματα της έρευνας μου συμφωνούν κατά κύριο λόγο με αυτά των ερευνητών Papadopoulos και Papanikos. Οι Papadopoulos και Papanikos [2002] χρησιμοποίησαν μηνιαία στοιχεία από το 1960 μέχρι και το 1994 και διερεύνησαν τις διάφορες μακροπρόθεσμες σχέσεις που ίσως υπάρχουν μεταξύ του χρήματος, του προϊόντος, της τιμής, του εμπορικού ισοζυγίου, καθώς και της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Βέβαια, οι συγκεκριμένοι ερευνητές χρησιμοποίησαν τεχνικές ελέγχων μοναδιαίας ρίζας μαζί με τεχνικές συνολοκλήρωσης και συμπέραναν πως, παρά το καθεστώς της συναλλαγματικής ισοτιμίας, μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας υφίσταται μεταξύ των μεταβλητών. Από το συμπέρασμα τους αυτό προκύπτει πως η ΙΑΔ ισχύει μακροχρόνια κάτω από συγκεκριμένες προϋποθέσεις και πάντα με την κατάλληλη διάταξη των μεταβλητών.

ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑ

Σκοπός της παρούσας εργασίας είναι να παρουσιάσει τη θεωρία ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης και να μελετήσει κατά πόσο ισχύει αυτή η θεωρία στην πράξη για την περίπτωση της Ελλάδας με τις Η.Π.Α. και για την περίπτωση της Ελλάδας με τις χώρες της Ευρωζώνης. Αυτή η έρευνα πραγματοποιήθηκε με τη βοήθεια δύο οικονομετρικών δεικτών, του μοναδιαίου κόστους εργασίας και του αποπληθωριστή τιμών του Α.Ε.Π..

Από προηγούμενες αναφορές και μελέτες, διαπιστώθηκε πως η ισοδυναμία της αγοραστικής δύναμης ισχύει τις περισσότερες φορές, μακροπρόθεσμα. Η πλειοψηφία των ερευνητών από τις εμπειρικές τους μελέτες έχουν αποδεχθεί την ισχύ της θεωρίας της ΙΑΔ και έχουν επισημάνει κατά κύριο λόγο την μακροπρόθεσμη ισχύ της θεωρίας της ΙΑΔ.

Στην περίπτωση της Ελλάδας η ισοδυναμία της αγοραστικής δύναμης ισχύει μακροχρόνια, πράγμα το οποίο αποδεικνύεται μέσα από διάφορες εμπειρικές μελέτες. Με τη μεθοδολογία της συνολοκλήρωσης υποστηρίζεται η μακροχρόνια σχέση των συναλλαγματικών ισοτιμιών δραχμής με δολλάριο, στερλίνα και μάρκο.

Ακόμα με την στατιστική μεθοδολογία της συνολοκλήρωσης επιβεβαιώνεται η ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης ανάμεσα στις εγχώριες και ξένες τιμές και τις διμερείς συναλλαγματικές ισοτιμίες της δραχμής ως προς το δολλάριο, τη στερλίνα και το γερμανικό μάρκο. Όπως φαίνεται μόνο στις περιπτώσεις της συναλλαγματικής ισοτιμίας της δραχμής ως προς τη στερλίνα και το γερμανικό μάρκο η οικονομετρική ανάλυση φαίνεται να παρέχει ισχυρή στατιστική υποστήριξη της απόλυτης παραλλαγής της ισοτιμίας των αγοραστικών δυνάμεων.

Στη δική μας περίπτωση, η εμπειρική μελέτη έδειξε πως η ισχύς της ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης ανάγεται σε μακροχρόνιο επίπεδο για την Ελλάδα για τον αποπληθωριστή τιμών του Α.Ε.Π.. Κάτι ανάλογο δεν φαίνεται να ισχύει στην περίπτωση του δείκτη μοναδιαίο κόστος εργασίας, όπου η ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης ισχύει σε μακροχρόνια περίοδο για το δείκτη αποπληθωριστή τιμών του Α.Ε.Π. και δεν ισχύει για το δείκτη μοναδιαίου κόστους εργασίας.

Για τον αποπληθωριστή τιμών του Α.Ε.Π. για τη σχέση ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης δραχμής/ευρώ και αμερικάνικου δολλάριου και από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης θα έχουμε $\alpha = 0$ και $\beta = 1$. Επίσης, για τον ίδιο δείκτη για τη σχέση μεταξύ δραχμής/ευρώ και ευρώ/ecu έχουμε από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης το γεγονός πως η γραμμή της παλινδρόμησης μας που έχει εκτιμηθεί είναι στατιστικά σημαντική και άρα πάλι θα έχουμε $\alpha = 0$ και $\beta = 1$. Συμπερασματικά, η ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης για το δείκτη αποπληθωριστή τιμών του Α.Ε.Π. ισχύει μακροχρόνια για τη συναλλαγματική ισοτιμία δραχμής/ευρώ – αμερικάνικου δολλάριου και για τη συναλλαγματική ισοτιμία δραχμής/ευρώ – ευρώ/ecu.

Για το μοναδιαίο κόστος εργασίας για την ισχύ της ισοδυναμίας αγοραστικής δύναμης δραχμής/ευρώ και αμερικάνικου δολλάριου έχουμε από τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης πως η γραμμή της παλινδρόμησης είναι στατιστικά σημαντική, οπότε θα έχουμε $\alpha = 0$ και $\beta = 1$. Στην επόμενη παλινδρόμηση για την μακροχρόνια ισχύ της σχέσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας δραχμής/ευρώ και ευρώ/ecu λαμβάνουμε ως αποτέλεσμα πως η γραμμή της παλινδρόμησης μας είναι στατιστικά σημαντική αλλά με το $\alpha = 0$ και $\beta < 1$. Ως συμπέρασμα, για τον οικονομετρικό δείκτη μοναδιαίο κόστος εργασίας, η ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης ισχύει μακροχρόνια για τη συναλλαγματική ισοτιμία δραχμής/ευρώ και αμερικάνικου δολλάριου στην περίπτωση Ελλάδας – Η.Π.Α. ενώ δεν ισχύει μακροχρόνια για τη συναλλαγματική ισοτιμία δραχμής/ευρώ και ευρώ/ecu στην περίπτωση Ελλάδας – Ευρωζώνης.

Μετά το 1980 και όταν τα δημόσια οικονομικά της χώρας άρχισαν να παίρνουν την κατρακύλα, ορισμένοι οικονομικοί αναλυτές είχαν χαρακτηριστεί Κασσάνδρες. Οι προβλέψεις των Κασσάνδρων περί σταδιακής επιδείνωσης των δημόσιων οικονομικών δεν ήταν αρεστές στο κομματικό σύστημα εξουσίας. Όταν, κατά την περίοδο 1994-2002, οι τότε κυβερνώντες διατυμπάνιζαν ότι η Ελλάδα επέλυσε το δημοσιονομικό της πρόβλημα και γι' αυτό πέτυχε επάξια την είσοδό της στην Οικονομική Νομισματική Ένωση (ΟΝΕ), υπήρχαν τότε μερικές Κασσάνδρες, που υποστήριζαν ότι τα δημοσιονομικά στοιχεία για τις κρατικές δαπάνες, το δημόσιο χρέος και τα διαχειριστικά ελλείμματα ήταν κάλπικα και η δήθεν δημοσιονομική προσαρμογή υπήρξαν ανακριβείς.

Ο εκτροχιασμός των δημόσιων οικονομικών της Ελλάδας άρχισε να εκδηλώνεται μετά τη δεκαετία του 1980 και ιδίως μετά τη δεκαετία του 1990. Ωστόσο, με την έκρηξη της παγκόσμιας οικονομικής κρίσης, το τέταρτο τρίμηνο του 2007, η επιδείνωση των δημόσιων οικονομικών της χώρας έλαβε τη μορφή χιονοστιβάδας, λόγω του τεράστιου κρατικού χρέους, της πτωτικής τάσης των εγχώριων αποταμιευτικών πόρων, της αισθητής μείωσης των φορολογικών εσόδων και των σοβαρών χρηματοοικονομικών προβλημάτων του εγχώριου τραπεζικού συστήματος. Το υπέρμετρο δημόσιο χρέος προκαλεί έντονους κλυδωνισμούς στη λειτουργία του τραπεζοπιστωτικού συστήματος.

Η ελληνική οικονομία μέχρι το 2005 έκανε μεγάλα και σημαντικά βήματα. Ο πληθωρισμός, έπειτα από σοβαρές προσπάθειες, και μεγάλες θυσίες, μέσα από μια ιδιαίτερα αυστηρή και περιοριστική εισοδηματική πολιτική, περιορίστηκε σημαντικά και έφτασε πολύ κοντά στα ευρωπαϊκά επίπεδα και φάνηκε ότι επετεύχθη η σύγκλιση, η οποία έγινε αυτοσκοπός για όλες τις κυβερνήσεις.

Η ανάπτυξη και ιδιαίτερα η κοινωνική πρόοδος αποτελεί σήμερα βασική επιδίωξη των περισσότερων κυβερνήσεων στον κόσμο. Η ερμηνεία των όρων ανάπτυξη και κοινωνική πρόοδος είναι αρκετά δύσκολη καθώς αποτελούν έννοιες με πολυδιάστατη δομή. Ωστόσο όταν χρησιμοποιούνται οι όροι αυτοί, η ερμηνεία που δίδεται σε γενικές γραμμές είναι ως η βελτίωση και η ποιοτική αναβάθμιση των συνθηκών διαβίωσης του ανθρώπου.

Στις μέρες μας η παγκόσμια οικονομία περνάει μια οικονομική κρίση και υπάρχει μια αβεβαιότητα λόγω της επιδείνωσης του οικονομικού κλίματος που επικρατεί. Συγκεκριμένα η Ελλάδα βρίσκεται αντιμέτωπη με πολλά ρίσκα. Από τα τέλη του 2009 και αρχές του 2010, εξαιτίας της οικονομικής κρίσης και διάφορων άλλων παραγόντων η ελληνική οικονομία αντιμετωπίζει σοβαρά προβλήματα. Η ανάκαμψη της οικονομίας χαρακτηρίζεται ως ένα εύθραυστο θέμα καθώς οι κίνδυνοι είναι ιδιαίτερα αυξημένοι.

BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Abuaf N. and Jorion P. (1990), "Purchasing Power Parity in the Long Run", *The Journal of Finance*, 45 (1), pp. 157-174

Acaravci S. K. and Acaravci A. (2007), "Purchasing Power Parity Under the Current Float", *International Research Journal of Finance and Economics*, 10

Adler M. and Lehmann B. (1983), "Deviations from Purchasing Power Parity in the Long Run", *The Journal of Finance*, 38 (5), pp. 1471-1487

Alba, J. D. and Park, D., (2003). "Purchasing Power Parity in Developing Countries: MultiPeriod Evidence Under the Current Float", *World Development*, 31 (12), pp. 2049-2060

Alba J. D. and Papell D. H. (2007), "Purchasing power parity and country characteristics: Evidence from panel data tests", *Journal of Development Economics*, 83 (1), pp. 240-251

Alves D. C. O., Cati R. C. and Fava V. L. (2001), "Purchasing power parity in Brazil: a test for fractional cointegration", *Applied Economics*, 33 (9), pp. 1175-1185

Amano R. and Van Norden S. (1992), "Unit-Root Tests and the Burden of Proof", *International Department, Bank of Canada*

Arize A. C. (2010), "Cointegration, dynamic structure, and the validity of purchasing power parity in African countries", *International Review of Economics & Finance*, 19 (4), pp. 755-768

Bahmani M and Rhee H. J. (1996), "Time-Series Support for Balassa's Productivity-Bias Hypothesis: Evidence from Korea", *Review of International Economics*, 4 (3), pp. 364-370

Baillie R. T. and Selover D. D. (1987), "Cointegration and models of exchange rate determination", *International Journal of Forecasting*, 3 (1), pp. 43-51

Baillie R. and McMahon P. (1989), "The foreign exchange market: Theory and econometric evidence", *International Journal of Forecasting*, 7 (3), pp. 385-389

Balvers R. J. and Bergstrand J. H. (1997), "Equilibrium real exchange rates: closed-form theoretical solutions and some empirical evidence", *Journal of International Money and Finance*, 16 (3), pp. 345-366

Bayoumi T. and MacDonald R. (1999), "Deviations of Exchange Rates from Purchasing Power Parity: A Story Featuring Two Monetary Unions", *Economic Review*, 46 (1), pp. 89-102

Branson, W., Halttunen, H., Masson, P., (1977), *Exchange Rates in the Short Run; The Dollar-Deutschemark Rate*, *European Economic Review*, 10, pp. 303-324

- Breuer J. B. (1994), "Purchasing power parity and real factors", *Applied Economics*, 26 (11), pp. 1029-1036
- Brissimis S. N. and Leventakis J. A. (1984), "An empirical inquiry into the short-run dynamics of output, prices and exchange market pressure", *Journal of International Money and Finance*, 3 (1), pp. 75-89
- Caporale G. M. (2003), "Testing for PPP: the erratic behaviour of unit root tests", *Economics Letters*, 80 (2), pp. 277-284
- Cassel, G., (1918), Abnormal deviations in international exchanges, *The Economic Journal*, 28 (112), pp.413
- Chang T. (2012), "Can the PPP stand on the BRICS? The ADL test for threshold cointegration", *Applied Economics Letters*, 19 (12), pp. 1123-1127
- Cheung Y. W. (2004), "Dissecting the PPP puzzle: the unconventional roles of nominal exchange rate and price adjustments", *Journal of International Economics*, 64 (1), pp. 135-150
- Choudhry T. (1999), "Purchasing power parity in high-inflation eastern european countries: Evidence from fractional and harris-inder cointegration tests", *Journal of Macroeconomics*, 21 (2), pp. 293-308
- Christev A. and Noorbakhsh A. (2000), "Long-run purchasing power parity, prices and exchange rates in transition: The case of six Central and East European countries", *Global Finance Journal*, 11 (1 – 2), pp. 87-108
- Costa A. A. and Crato N. (2001), "Long-run versus short-run behaviour of the real exchange rates", *Applied Economics*, 33 (5), pp. 683-688
- Cuddington J. T. and Liang H. (2000), "Purchasing power parity over two centuries?", *Journal of International Money and Finance*, 19 (5), pp. 753-757
- Cumby R. and Obstfeld M. (1984), "International Interest Rate and Price Level Linkages under Flexible Exchange Rates: A Review of Recent Evidence", *National Bureau of Economic Research*, pp. 121-152
- Darby M. R. (1983), "The International Transmission of Inflation; Movements in Purchasing Power Parity: The Short and Long Runs", *University of Chicago Press*, pp. 462-477
- Diebold F. X. (1990), "Nonparametric exchange rate prediction?", *Journal of International Economics*, 28 (3 – 4), pp. 315-332
- Dornbusch, R., (1976), Expectations and Exchange Rate Dynamics, *Journal of Political Economy*, 84 (6), pp. 1161-1176
- Drine I. and Rault C. (2007), "Fluctuations De Change Et Performances Economiques", *Brussels Economic Review*, 50 (4)

- Dutton M. and Strauss J. (1997), "Cointegration tests of purchasing power parity: the impact of non-traded goods", *Journal of International Money and Finance*, 16 (3), pp. 433-444
- Edison H. J. (1987), "Purchasing Power Parity in the Long Run: A Test of the Dollar/Pound Exchange Rate (1890-1978)", *Journal of Money, Credit and Banking*, 19 (3), pp. 376-387
- Elliot G. and Pesavento E. (2006), "On the Failure of Purchasing Power Parity for Bilateral Exchange Rates after 1973", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38 (6), pp. 1405-1430
- Ericsson N. R. and Sharma S. (1998), "Broad money demand and financial liberalization in Greece", *Empirical Economics*, 23 (3), pp. 417-436
- Fama E. (1984), "Forward and spot exchange rates", *Journal of Monetary Economics*, 14(3), pp. 319-338
- Fleissig A. R. and Strauss J. (2000), "Panel unit root tests of purchasing power parity for price indices", *Journal of International Money and Finance*, 19 (4), pp. 489-506
- Frankel J. A. (1979), "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials", *The American Economic Review*, 69 (4), pp. 610-622
- Frankel J. A. and Rose A. K. (1996), "Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment", *Journal of International Economics*, 41 (3 – 4), pp. 351-366
- Frenkel J. A. (1976), "A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence", *The Scandinavian Journal of Economics*, 78 (2), pp. 200-224
- Frenkel J. A., (1978), "Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920's." *Journal of International Economics*, 8 (2), pp. 169-191
- Frenkel J. A., (1981), "Collapse of the Purchasing Power Parity During the 1970s.", *European Economic Review* 16, pp. 145-165
- Frenkel J.A., (1981), "Flexible exchange rates, prices and the role of "news"; Lessons from the 1970's", *Journal of Political Economy*, 89 (4), pp. 665-705
- Froot K. A. and Rogoff K. (1995), "Perspectives on PPP and long-run real exchange rates", *Handbook of International Economics*, 3, pp. 1647-1688
- Grilli V. and Kaminsky G. (1991), "Nominal exchange rate regimes and the real exchange rate: Evidence from the United States and Great Britain, 1885–1986", *Journal of Monetary Economics*, 27 (2), pp. 191-212

- Hakkio C. S. (1984), "A re-examination of purchasing power parity: A multi-country and multi-period study", *Journal of International Economics*, 17 (3 – 4), pp. 265-277
- Hakkio C. S. (1992), "Is Purchasing Power Parity a Useful Guide to the Dollar?", *Economic Review – Federal Reserve Bank of Kansas City*, 77 (3)
- Hasan M. S. (2006), "A century of Purchasing Power Parity: evidence from Canada and Australia", *Applied Financial Economics*, 16 (1 – 2), pp. 145-156
- Huang C. H. and Yang C. Y. (2015), "European exchange rate regimes and purchasing power parity: An empirical study on eleven eurozone countries", *International Review of Economics & Finance*, 35, pp. 100-109
- Huizinga J. (1987), "An empirical investigation of the long-run behavior of real exchange rates", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 27, pp. 149-214
- Isard P.,(1977), "How Far Can We Push the "Law of One Price"?", *American Economic Review*, 67 (5) , pp. 942-948
- Jensen M. ,(1978), "Some anomalous evidence regarding market efficiency", *Journal of Financial Economics*, 6 (2 – 3) , pp. 95-101
- Johansen S. and Juselius K. (1992), "Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK", *Journal of Econometrics*, 53 (1 – 3), pp. 211-244
- Jorion P. and Sweeney R. J. (1996), "Mean reversion in real exchange rates: evidence and implications for forecasting", *Journal of International Money and Finance*, 15 (4), pp. 535-550
- Kasman S, Kasman A. and Ayhan D. (2010), "Testing the Purchasing Power Parity Hypothesis for the New Member and Candidate Countries of the European Union: Evidence from Lagrange Multiplier Unit Root Tests with Structural Breaks", *Emerging Markets Finance and Trade*, 46 (2), pp. 53-65
- Kargbo J. M. (2003), "Cointegration Tests of Purchasing Power Parity in Africa", *World Development*, 31 (10), pp. 1673-1685
- Kojima H. (2006), "Impulse Responses of Exchange Rate and Prices Under Purchasing Power Parity: Japanese Evidence from an Extracted Inflation-Based Study", Working Paper No. 11-06, UCLA Anderson School Finance
- Krugman P., (July 1978), "The theory of Interstellar Trade"
- Kuo B. S. and Mikkola A. (1999), "Re-examining long-run purchasing power parity", *Journal of International Money and Finance*, 18 (2), pp. 251-266

Lastrapes W.(1992), “Sources of Fluctuations in Real and Nominal Exchange Rates”, *The Review of Economics and Statistics*, 74 (3), pp. 530-539

Lazaretou, S., *Greek Monetary Economics in Retrospect: The Adventures of the Drachma*, Working Paper, Bank of Greece, No. 2, April 2003

Lee D. N. (1976), “A theory of visual control of braking based on information about time-to-collision”, 5 (4), pp. 437-459

Lopez C. (2005), “State of the Art Unit Root Tests and Purchasing Power Parity”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 37 (2), pp. 361-369

Lothian J. R. (1991), “A History of Yen Exchange Rates”, *Japanese Financial Market Research*

Lothian J. R. and Taylor M. P. (1996), “Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries”, *Journal of Political Economy*, 104 (3), pp. 488-509

Lothian J. R. and Taylor, M. P., (1997), “Real Exchange Rate Behaviour; The problem of power and sample size”, *Journal of International Money and Finance*, 16 (6), pp. 945-954

Lothian J. R. (1997), “Multi-country evidence on the behavior of purchasing power parity under the current float”, *Journal of International Money and Finance*, 16 (1), pp. 19-35

Lothian J. R. and Taylor M. P. (2008), “Real Exchange Rates Over the Past Two Centuries: How Important is the Harrod-Balassa-Samuelson Effect?”, *The Economic Journal*, 118 (532), pp. 1742-1763

Lyocsa S., Vyrost T. and Baumohl E. (2011), “Unit-Root and Stationarity Testing with Empirical Application on Industrial Production of CEE-4 Countries”

MacDonald R. (1993), “Long-Run Purchasing Power Parity: Is it for Real?”, *The Review of Economics and Statistics*, 75 (4), pp. 690-695

MacDonald R. and Taylor, M. (1994), “The Monetary Model of the Exchange Rate; Long- Run Relationships, Short-Run Dynamics and How to Beat a Random Walk”, *Journal of International Money and Finance*, 13 (3), pp. 276-290

Mark N. C. and Choi D. Y. (1997), “Real exchange-rate prediction over long horizons”, *Journal of International Economics*, 43 (1 – 2), pp. 29-60

Meese R. A. and Rogoff K. (1983), “Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample?”, *Journal of International Economics*, 14 (1 – 2), pp. 3-24

Meese R. A. and Rogoff K. (1988), “Was It Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation over the Modern Floating-Rate Period”, *The Journal of Finance*, 43 (4), pp. 933-948

Murray C. J. and Papell D. H. (2005), "Do Panels Help Solve the Purchasing Power Parity Puzzle?", *Journal of Business & Economic Statistics*, 23 (4), pp. 410-415

Mussa M., (1986), "Nominal exchange rate regimes and the behavior of real exchange rates: Evidence and implications", *Carnegie – Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, pp. 117-214

Olekalns N. and Wilkins N. (1998), "Re-examining the Evidence for Long-Run Purchasing Power Parity", *Economic Record*, 74 (224), pp. 54-61

Papadopoulos A. P. and Papanikos G. (2002), "Exchange rate regimes and the linkage between money and output in Greece", *Journal of Policy Modeling*, 24 (2), pp. 103-117

Papapetrou E. (2001), "Oil price shocks, stock market, economic activity and employment in Greece", *Energy Economics*, 23 (5), pp. 511-532

Papell D. H. (1997), "Searching for stationarity: Purchasing power parity under the current float", *Journal of International Economics*, 43 (3 – 4), pp. 313-332

Papell D. H. and Theodoridis H. (1998), "Increasing evidence of purchasing power parity over the current float", *Journal of International Money and Finance*, 17 (1), pp. 41-50

Rashid M. and Amit S. P. (2008), "Purchasing Power Parity (PPP), Sweden before and after EURO times", *Lund University: School of Economics and Management*

Rogoff K. (1996), "The Purchasing Power Parity Puzzle", *Journal of Economic Literature*, 34 (2), pp. 647-668

Roll R. (1979), "On some parity conditions encountered frequently in international economics", *Journal of Macroeconomics*, 1 (3), pp. 267-283

Sabate M. (2003), "PPP and structural breaks. The peseta–sterling rate, 50 years of a floating regime", *Journal of International Money and Finance*, 22 (5), pp. 613-627

Sarno L. and Taylor M. P. (2002), "Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate", *Economic Review*, 49 (1), pp. 65-105

Serletis A. (1994), "Maximum likelihood cointegration tests of purchasing power parity: Evidence from seventeen OECD countries", *Review of World Economics*, 130 (3), pp. 476-493

Serletis A. and Zimonopoulos G. (1997), "Breaking Trend Functions in Real Exchange Rates: Evidence from Seventeen OECD Countries", *Journal of Macroeconomics*, 19 (4), pp. 781-802

Serletis A. and Coe P. J. (2002), "Bounds tests of the theory of purchasing power parity", *Journal of Banking & Finance*, 26 (1), pp. 179-199

Serletis A. and Gogas P. (2004), “Long-horizon regression tests of the theory of purchasing power parity”, *Journal of Banking & Finance*, 28 (8), pp. 1961-1985

Strauss J. (1996), “Public policy and anthropometric outcomes in the Côte d'Ivoire”, *Journal of Public Economics*, 61 (2), pp. 155-192

Sulku S. N. (2010), “Econometric testing of purchasing power parity in less developed countries: fixed and flexible exchange rate regime experiences”, *Applied Economics*, 42 (20), pp. 2617-2630

Taylor M. P. and Sarno L. (1998), “The behavior of real exchange rates during the post-Bretton Woods period”, *Journal of International Economics*, 46 (2), pp. 281-312

Taylor A. M. (2001), “Potential Pitfalls for the Purchasing-Power-Parity Puzzle? Sampling and Specification Biases in Mean-Reversion Tests of the Law of One Price”, *Econometrica*, 69 (2), pp. 473-498

Taylor A. M. (2002), “A Century of Purchasing-Power Parity”, *Review of Economics and Statistics*, 84 (1), pp. 139-150

Taylor A. M. and Taylor M. P., (2004), “The Purchasing Power Parity Debate”, *Journal of Economic Perspectives*, 18 (4), pp. 135-158.

Taylor M. P. (1988), “An empirical examination of long-run purchasing power parity using cointegration techniques”, *Applied Economics*, 20 (10), pp. 1369-1381

Taylor M. P., (2006), “Real exchange rates and purchasing power parity: mean reversion in economic thought”, *Applied Financial Economics*, 16, pp. 1-17

Weliwita A. (1998), “Cointegration Tests and the Long-Run Purchasing Power Parity: Examination of Six Currencies in Asia”, *Journal of Economic Development*, 23 (1)

Wu Y. (1997), “The trend behavior of real exchange rates: Evidence from OECD countries”, *Review of World Economics*, 133 (2), pp. 282-296

Παναγιωτόπουλος Δ. (1986), “Η Αποτελεσματικότητα της Νομισματικής Πολιτικής, Η Ελληνική Εμπειρία : 1973 – 1983”, Αθήνα