



**Διατμηματικό Πρόγραμμα Μεταπτυχιακών Σπουδών  
στην Οικονομική Επιστήμη**

**Τμήμα Οικονομικών Επιστημών**

**Διπλωματική Εργασία**

**Σύγκριση οικονομετρικών μοντέλων ARIMA και VAR στην  
πρόβλεψη των συναλλαγματικών ισοτιμιών του  
Αμερικανικού δολαρίου**

της  
**Μάρθας Τσαουσίδου του Ιωάννη**

**Υποβλήθηκε ως απαιτούμενο για την απόκτηση του μεταπτυχιακού διπλώματος  
στην Οικονομική Επιστήμη**

**Μάρτιος 2024**

## *Ευχαριστίες*

Ευχαριστώ θερμά τον επιβλέπων καθηγητή μου κύριο Φουντά Στυλιανό για την επιστημονική του καθοδήγηση, τις υποδείξεις και την υποστήριξη που μου παρείχε για την εκπόνηση αυτής της εργασίας.

## Περίληψη

Αυτή η μελέτη αποτελεί διατριβή μεταπτυχιακού προγράμματος στην Οικονομική Επιστήμη στο Τμήμα Οικονομικών του Πανεπιστημίου Μακεδονίας. Όπως υποδηλώνει ο τίτλος, ο στόχος της διατριβής είναι η χρήση μοντέλων ARIMA και VAR για την πρόβλεψη των συναλλαγματικών ισοτιμιών του Αμερικανικού δολαρίου έναντι της λίρας Στερλίνας, του ευρώ και του Yen της Ιαπωνίας, με χρήση δύο διαφορετικών μοντέλων, του ARIMA και του VAR. Αναλύονται δεδομένα από την περίοδο 2004:01 έως 2022:12, με στόχο την πρόβλεψη της συμπεριφοράς των συναλλαγματικών ισοτιμιών.

Με βάση την ανάλυση των χρονοσειρών και των ιδιοτήτων τους, προκύπτει ότι η στασιμότητα επιτυγχάνεται με πρώτες διαφορές των μεταβλητών. Η εφαρμογή του μοντέλου ARIMA αποκάλυψε ότι για κάθε συναλλαγματική ισοτιμία επιλέγονται διαφορετικά μοντέλα, με τις προτιμήσεις να βασίζονται σε κριτήρια πληροφοριών των Akaike, Schwarz και Hannan-Quinn.

Με τη χρήση μηνιαίων δεδομένων, αναπτύσσονται τρία μοντέλα VAR για κάθε συναλλαγματική ισοτιμία, συμπεριλαμβανομένων των μεταβλητών των επιτοκίων Libor, της προσφοράς χρήματος και του εισοδήματος των χωρών. Η επιλογή του αριθμού των υστερήσεων γίνεται με βάση τις προτάσεις του κριτηρίου AIC.

Οι προβλέψεις από τα δύο μοντέλα δείχνουν ότι οι πιθανές προβλέψεις του μοντέλου VAR είναι πιο κοντά στις παρατηρούμενες τιμές σε σύγκριση με το μοντέλο ARIMA. Αυτό επιβεβαιώνεται και από τη παρατήρηση ότι το κριτήριο RMSE του μοντέλου VAR έχει μικρότερες τιμές σε σχέση με το μοντέλο ARIMA. Βασιζόμενοι σε αυτά τα ευρήματα, καθώς και σε άλλες συγκρίσεις, καταλήγει στο συμπέρασμα αποτελεσματικότερο στην πρόβλεψη των συναλλαγματικών ισοτιμιών, καθώς οι ότι τα μοντέλα VAR είναι προτιμότερα από τα μοντέλα ARIMA στην πρόβλεψη των συναλλαγματικών ισοτιμιών.

## Περιεχόμενα

Περίληψη.....	5
Κεφάλαιο 1ο: Εισαγωγή.....	7
Κεφάλαιο 2ο:.....	8
2.1 Συναλλαγματικές Ισοτιμίες.....	8
2.2 Συναλλαγματικές Ισοτιμίες και Χρονοσειρές.....	10
2.3 Προσδιοριστικοί παράγοντες των συναλλαγματικών ισοτιμιών.....	13
2.3.1 Επίδραση των επιτοκίων στις συναλλαγματικές ισοτιμίες.....	13
2.3.2 Επίδραση της προσφοράς χρήματος στις συναλλαγματικές ισοτιμίες.....	16
2.3.3 Επίδραση του εισοδήματος στις συναλλαγματικές ισοτιμίες.....	18
Κεφάλαιο 3ο: Βιβλιογραφική Ανασκόπηση.....	19
Κεφάλαιο 4ο: Μεθοδολογία.....	24
4.1 Μοντέλο ARIMA.....	24
4.2 Μοντέλο VAR.....	32
4.3 Σύγκριση Μοντέλων.....	34
Κεφάλαιο 5ο: Εμπειρική Ανάλυση.....	34
5.1 Δεδομένα.....	34
5.2 Πρόβλεψη Συναλλαγματικής Ισοτιμίας του Αμερικανικού δολαρίου με το ευρώ της Ευρωπαϊκής Ένωσης (USD/ EUR).....	36
5.3 Πρόβλεψη Συναλλαγματικής Ισοτιμίας του Αμερικανικού δολαρίου με τη λίρα Στερλίνα της Βρετανίας (USD/ GBP).....	47
5.4 Πρόβλεψη Συναλλαγματικής Ισοτιμίας του Αμερικανικού δολαρίου με Yen της Ιαπωνίας (JPY/USD).....	55
Κεφάλαιο 6ο: Συμπεράσματα.....	63
Βιβλιογραφία.....	64

## Κεφάλαιο 1<sup>ο</sup>: Εισαγωγή

Η συναλλαγματική ισοτιμία αποτελεί έναν από τους πιο αποτελεσματικούς παράγοντες σε οικονομικά περιβάλλοντα και η πρόβλεψή της είναι πολύ σημαντική για τους οικονομικούς αποφοίτους και τους χρηματοδότες. Στον τομέα των συναλλαγματικών ισοτιμιών, έχουν πραγματοποιηθεί πολλές έρευνες για την πρόβλεψή τους, με τον αριθμό αυτών να δείχνει τη σπουδαιότητα του θέματος. Αυτή την εποχή, παρά τα πολλά διαθέσιμα μοντέλα οικονομικής πρόβλεψης, δεν είναι εύκολο να προβλεφθούν οι συναλλαγματικές ισοτιμίες. Αυτός είναι ο κύριος λόγος που συνεχίζονται να γίνονται έρευνες προκειμένου να προβλεφθούν αποτελέσματα με μεγαλύτερη ακρίβεια.

Η πρόβλεψη χρονοσειρών είναι ένας σημαντικός τομέας πρόβλεψης, στον οποίο συλλέγονται και αναλύονται παλαιότερες παρατηρήσεις της ίδιας μεταβλητής για να αναπτυχθεί ένα μοντέλο που περιγράφει την υποκείμενη σχέση. Το μοντέλο χρησιμοποιείται στη συνέχεια για να εκτιμήσει τη χρονοσειρά στο μέλλον. Αυτή η προσέγγιση μοντελοποίησης είναι ιδιαίτερα χρήσιμη όταν υπάρχει μικρή γνώση σχετικά με την υποκείμενη διαδικασία δημιουργίας δεδομένων ή όταν δεν υπάρχει ικανοποιητικό επεξηγηματικό μοντέλο που να συσχετίζει τη μεταβλητή πρόβλεψης με άλλες επεξηγηματικές μεταβλητές.

Ο κύριος στόχος αυτής της εργασίας είναι να συγκρίνει τα οικονομετρικά μοντέλα ARIMA και VAR ως προς την πρόβλεψη των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Για την επίτευξη αυτού, θα ακολουθηθούν οι ακόλουθοι ειδικοί στόχοι:

1. Να δημιουργηθεί ένα κατάλληλο μοντέλο Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) για κάθε μία από τις συναλλαγματικές ισοτιμίες.
2. Να καθοριστεί η προσέγγιση τουδιανυσματικού αυτοπαλίνδρομου μοντέλου VAR (Vector Autoregressive Model) ορίζοντας ως εξαρτημένη μεταβλητή την συναλλαγματική ισοτιμία και ως ανεξάρτητες μεταβλητές τη διαφορά των επιτοκίων, τη διαφοράς της προσφοράς χρήματος και τη διαφορά του εισοδήματος δύο χωρών.
3. Να γίνει πρόβλεψη των συναλλαγματικών ισοτιμιών του Αμερικανικού δολαρίου έναντι της λίρας Στερλίνιας, του ευρώ της Ευρωπαϊκής Ένωσης και του Yen της Ιαπωνίας.

Η εργασία αυτή έχει διαμορφωθεί ως εξής: Το δεύτερο κεφάλαιο περιγράφει την έννοια

της συναλλαγματικής ισοτιμίας, παρουσιάζει έρευνες που έγιναν και εξηγεί τις σχέσεις μεταξύ των επιτοκίων, της προσφοράς χρήματος και των εισοδημάτων με τις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Το τρίτο κεφάλαιο πραγματεύεται την ανασκόπηση της σχετικής βιβλιογραφίας για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Εξηγεί τις μεθόδους που χρησιμοποιήθηκαν στη μελέτη. Συγκεκριμένα, έχουν συζητηθεί τα μοντέλα ARIMA και VAR, η μεθοδολογία των οποίων αναφέρεται στο τέταρτο κεφάλαιο. Η ανάλυση των δεδομένων, η πρόβλεψη και η σύγκριση των αποτελεσμάτων των προβλέψεων εξετάστηκαν στο πέμπτο κεφάλαιο. Τέλος, το έκτο κεφάλαιο ασχολείται με τη σύνοψη και τα συμπεράσματα.

## Κεφάλαιο 2<sup>ο</sup>:

### 2.1 Συναλλαγματικές Ισοτιμίες

Η ανταλλαγή νομίσματος μεταξύ χωρών είναι αναγκαία για την πραγματοποίηση του διεθνούς εμπορίου. Οι διεθνείς προδιαγραφές για τους κωδικούς νομισμάτων, ISO 4217, αναγνωρίζουν περισσότερα από 250 περιφερειακά και εθνικά νομίσματα παγκοσμίως διότι κάθε χώρα ή έθνος έχει το δικό του έγκυρο νόμισμα. Η συναλλαγματική ισοτιμία περιγράφεται ως η αξία που ένα συγκεκριμένο νόμισμα έχει έναντι άλλων έγκυρων νομισμάτων σε συγκεκριμένο χρονικό σημείο, για παράδειγμα, η τιμή ενός Αμερικανικού δολαρίου έναντι του ευρώ (Mertens & Shultz, 2017).

Ο Beker το 2006, δήλωσε ότι η συναλλαγματική ισοτιμία καθορίζεται πρώτα από τον τύπο συναλλάγματος που ακολουθεί μια συγκεκριμένη χώρα, ο οποίος απαιτεί μία πολυσύνθετη διαδικασία λήψης αποφάσεων που οργανώνεται από τους οικονομικούς πολιτικούς (Beker, 2006). Μια τέτοια διαδικασία λαμβάνει υπόψη τόσο τα πλεονεκτήματα όσο και τα μειονεκτήματα της συναλλαγματικής ισοτιμίας ενός συγκεκριμένου συστήματος, είτε αυτό είναι σταθερό είτε ευέλικτο. Ο Beker μελέτησε επίσης άλλες μεταβλητές και άλλους παράγοντες που μπορεί να επηρεάσουν τη συναλλαγματική ισοτιμία με διαφορετικές προσεγγίσεις είτε αυτές είναι παλαιές είτε μοντέρνες (Beker, 2006). Ο Lien ορίζει τη συναλλαγματική ισοτιμία ως το ποσό των μονάδων εγχώριου νομίσματος που πρέπει να πληρωθεί για μία μονάδα ξένου νομίσματος (Lien, 2009).

Όπως αναφέραμε παραπάνω, μπορούμε να ορίσουμε τη συναλλαγματική ισοτιμία όσον

αφορά την αξία ή την τιμή ενός συγκεκριμένου νομίσματος έναντι ενός άλλου νομίσματος. Έτσι, ο Yang το 2014 και η Κεντρική Τράπεζα της Νιγηρίας το 2016, έχουν διακρίνει τέσσερις τύπους συναλλαγματικών ισοτιμιών: την Σταθερή Ισοτιμία, την Ευέλικτη Ισοτιμία, την Πραγματική Ισοτιμία και την Ονομαστική Ισοτιμία (Yang & Zeng, 2014) (Central Bank of Nigeria, 2016).

Το σύστημα της σταθερής συναλλαγματικής ισοτιμίας (Fixed exchange rate) είναι επίσης γνωστό ως “δεμένη συναλλαγματική ισοτιμία (pegged exchange rate)”. Σύμφωνα με αυτόν τον τύπο της συναλλαγματικής ισοτιμίας, η αξία του νομίσματος ενός καθεστώτος είναι σταθερή έναντι της αξίας ενός άλλου νομίσματος που περιλαμβάνεται σε ένα καλάθι άλλων νομισμάτων ή έναντι μιας άλλης μετρήσιμης αξίας όπως η αξία του χρυσού. Για παράδειγμα, σε αυτό το σύστημα συναλλαγματικών συναλλαγών, η κεντρική τράπεζα ενός κράτους είναι συνήθως υπεύθυνη για τον καθορισμό αυτής της ισοτιμίας με τη χρήση συγκεκριμένων περιοριστικών διαδικασιών στην πώληση και αγορά του νομίσματος της σε σταθερή τιμή, ώστε να μπορεί να διατηρήσει το “δεμένο” της. Με αυτό τον τρόπο, η τράπεζα διατηρεί σταθερή την αξία του νομίσματος της σε σχέση με την αναφορά στην οποία είναι δεμένο.

Το ευέλικτο σύστημα συναλλαγματικής ισοτιμίας είναι ένα νομισματικό σύστημα όπου ο νόμος της προσφοράς και της ζήτησης καθορίζει την αξία του νομίσματος ενός κράτους. Μαζί με τα καθαρά σταθερά και τα καθαρά ευέλικτα συστήματα συναλλαγματικής ισοτιμίας, υπάρχουν και άλλες ποικίλες προσεγγίσεις μεταξύ αυτών των δύο, οι οποίες έχουν διαφορετικές επιπτώσεις που επιτρέπουν στο νόμισμα ενός κράτους να συμμετέχει στις αγορές ξένου συναλλάγματος (Mertens & Shultz, 2017).

Η πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία (Real exchange rate - RER) είναι η πραγματική αναλογία ανταλλαγής της χρέωσης των ξένων αγαθών σε σχέση με την τιμή των τοπικών αγαθών. Για να το διατυπώσουμε μαθηματικά, η πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία είναι το ποσοστό του επιπέδου τιμών των ξένων αγαθών και των τοπικών αγαθών, πολλαπλασιασμένο με τη νομισματική συναλλαγματική ισοτιμία.

Η ονομαστική συναλλαγματική ισοτιμία (Nominal exchange rate - NER) είναι η σχετική τιμή ενός εγχώριου νομίσματος σε σχέση με ένα ξένο νόμισμα. Για παράδειγμα, εάν η ανταλλαγή USD/EYPΩ είναι ίση με 1,13, σημαίνει ότι για να αγοράσετε μία μονάδα του ευρωπαϊκού νομίσματος χρειάζονται 1,13 δολάρια (ή από την άλλη πλευρά, για να αγοράσετε ένα δολάριο χρειάζονται 0,88 ευρώ).

## 2.2 Συναλλαγματικές Ισοτιμίες και Χρονοσειρές

Το συνάλλαγμα καταλαμβάνει μεγάλο χώρο στη συζήτηση της παγκόσμιας οικονομίας. Όταν μια συναλλαγματική ισοτιμία ασκείται μεταξύ δύο νομισμάτων, καθορίζεται η αξία κάθε νομίσματος έναντι του άλλου. Ο Lien το 2009 ορίζει τη συναλλαγματική ισοτιμία ως “τον αριθμό των μονάδων εθνικού νομίσματος που απαιτούνται για την αγορά μιας μονάδας ξένου νομίσματος, ή τον αριθμό των μονάδων νομίσματος που απαιτούν πληρωμή για την αγορά μιας μονάδας ξένου νομίσματος ή τον αριθμό των νομισματικών μονάδων που απαιτούνται για την αγορά μιας μονάδας ξένου νομίσματος” (Lien, 2009). Ταυτόχρονα, η ισοτιμία ενός ξένου εθνικού νομίσματος αποφασίζεται σε σχέση με το τοπικό νόμισμα της χώρας προέλευσης. Στις περισσότερες από τις οικονομίες των ανεπτυγμένων χωρών η οικονομική ανάπτυξη ενός έθνους καθορίζεται από την αξία του νομίσματος του σε σχέση με τα άλλα χρήματα ή νομίσματα (Appiah & Adetunde, 2011) (Nyoni, 2018).

Η συναλλαγματική ισοτιμία είναι μια πολύ ευαίσθητη οικονομική μεταβλητή που επηρεάζει τις αποφάσεις που λαμβάνουν οι επενδυτές, οι εξαγωγείς, οι εισαγωγείς, τα χρηματοπιστωτικά ιδρύματα, οι τραπεζίτες, οι τουρίστες, οι επιχειρήσεις και οι υπεύθυνοι χάραξης πολιτικής τόσο στον αναπτυξιακό όσο και στον προηγμένο κόσμο (Alam, 2012). Ο Dua ισχυρίστηκε ότι οι υπεύθυνοι λήψης αποφάσεων μπορούν να προβλέψουν το μέλλον των οικονομικών και της οικονομίας μιας χώρας προβλέποντας την κατάλληλη στιγμή ανταλλαγής καθώς τους δίνει χρήσιμες πληροφορίες για το τι να αγοράσουν και τι να πουλήσουν και πώς να χαράξουν την οικονομική τους πολιτική. Ωστόσο, συχνά δεν μπορεί κανείς να προβλέψει με ακρίβεια τις συναλλαγματικές ισοτιμίες (Dua & Ranjan, 2011).

Οι Mishkin Matthews, & Giuliadori δήλωσαν ότι οι ακόλουθοι παράγοντες επηρεάζουν τις συναλλαγματικές ισοτιμίες μακροπρόθεσμα: (i) Σχετικά επίπεδα τιμών, (ii) Εμπορικοί φραγμοί, (iii) Προτιμήσεις για εγχώρια αγαθά έναντι ξένων αγαθών και (iv) Παραγωγικότητα (Mishkin, Matthews, & Giuliadori, 2013).

Οι διεθνείς αγορές έγιναν μάρτυρες μιας μεγάλης αλλαγής από αυτή την άποψη όταν το νόμισμα του ευρώ εμφανίστηκε το 1999 ως νέος αμφισβητίας του Αμερικανικού δολαρίου για να αντιμετωπίσει την οικονομία των Ηνωμένων Πολιτειών. Το USD εξακολουθεί να είναι το πιο ισχυρό νόμισμα παγκοσμίως και έχει μεγάλη επιρροή στις



επιχειρήσεις και το εμπόριο, ειδικά στο διεθνές εμπόριο πετρελαίου, καθώς και στη διατήρηση της αξίας άλλων νομισμάτων (Reed, 2016).

Ο Ribeiro πρότεινε ότι η πρόβλεψη της αξίας και της διακύμανσης της συναλλαγματικής ισοτιμίας μιας χώρας είναι το πιο σημαντικό συστατικό στη διαδικασία λήψης αποφάσεων διαχειριστικά και οικονομικά. Πολλές χώρες παγκοσμίως υιοθετούν τη θεωρία της πρόβλεψης της συναλλαγματικής ισοτιμίας με διαφορετικά μοντέλα που παράγουν διαφορετικά αποτελέσματα (Ribeiro, 2016). Με άλλα λόγια, η συναλλαγματική ισοτιμία μιας χώρας είναι ένας σημαντικός δείκτης για την οικονομία αυτής της χώρας, διότι εάν οι συναλλαγματικές ισοτιμίες δεν είναι σταθερές, η οικονομία αυτής της χώρας θα επηρεαστεί άσχημα μακροπρόθεσμα, ειδικά όταν πρόκειται για τη συναλλαγματική ισοτιμία του δολαρίου που καθορίζει τη δύναμη της οικονομίας μιας χώρας. Έτσι, όλες οι χώρες πρέπει να διαθέτουν ένα καλό εργαλείο πρόβλεψης για να μπορούν να αντιμετωπίσουν τις διακυμάνσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών και τη σταθερότητα και κατά συνέπεια να έχουν έλεγχο στην οικονομία τους (Ismail, 2009).

Είναι ζωτικής σημασίας να γνωρίζουμε ότι η πρόβλεψη της συναλλαγματικής ισοτιμίας οποιουδήποτε νομίσματος είναι μια διαδικασία που απαιτεί παρατήρηση, αναζήτηση και ανάλυση. Η αναζήτηση πρέπει να πραγματοποιείται με όρους χρονοσειρών, σε συλλεγμένες παρατηρήσεις με προσοχή για να αναλυθούν χρησιμοποιώντας ένα κατάλληλο μαθηματικό μοντέλο, το οποίο μπορεί να παρακολουθεί την κίνηση των πρωτογενών δεδομένων. Μόλις το μοντέλο ακολουθήσει σωστά τις κινήσεις, μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να προβλέψει μελλοντικά γεγονότα.

Αυτή η προσέγγιση είναι κυρίως χρήσιμη όταν δεν υπάρχουν αρκετές πληροφορίες σχετικά με το στατιστικό μοντέλο ή το πρωτότυπο που θα χρησιμοποιήσουν ή θα ακολουθήσουν οι διαδοχικές παρατηρήσεις ή όταν δεν υπάρχει αποτελεσματικό και επαρκές μοντέλο που να μπορεί να προσφέρει εξηγήσεις.

Η πρόβλεψη χρονοσειρών έχει σημαντικές εφαρμογές σε διάφορους τομείς όπου έχουν ληφθεί κατάλληλες αποφάσεις με καλά αποτελέσματα. Οι ερευνητές έχουν καταβάλει δυνατές προσπάθειες τις τελευταίες δεκαετίες προκειμένου να αναπτύξουν και να βελτιώσουν κατάλληλα μοντέλα πρόβλεψης χρονοσειρών (Adhikari, 2013).

Ο Alam το 2012, σχεδίασε ένα μοντέλο με το οποίο θα μπορούσε να συγκρίνει τρεις διαφορετικούς αλγόριθμους μάθησης: SBP, SCG και BP με τη χρήση των μοντέλων

νευρωνικών δικτύων Bayesian Regularization (Alam, 2012). Ο σημαντικότερος στόχος της μελέτης είναι η υλοποίηση ενός μοντέλου πρόβλεψης συναλλαγών ξένου νομίσματος με τη χρήση ιστορικών δεδομένων. Το μοντέλο στοχεύει επίσης στην εισαγωγή μιας ακριβούς πρόβλεψης της συναλλαγματικής ισοτιμίας που μπορεί να δώσει μια καλύτερη κατανόηση για τις κινήσεις της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Το μοντέλο ANN χρησιμοποίησε εισόδους, τέσσερα κρυφά επίπεδα και μια μονάδα εξόδου για να προβλέψει τη συναλλαγματική ισοτιμία. Το νέο μοντέλο όπως αναμενόταν έχει καταλήξει σε καλά αποτελέσματα καθώς η πρόβλεψη των δεδομένων που δημιουργήθηκαν από το μοντέλο που βασίζεται στη διάδοση της ανθεκτικής επιστροφής (Resilient Back) ήταν προφανώς κατάλληλη για την πρόβλεψη της συναλλαγματικής ισοτιμίας USD, EURO και YEN έναντι της Ινδικής Ρουπίας.

Ο Korkmaz το 2013, εστίασε στη δοκιμή μιας ιδέας ότι οι χώρες παράγουν και εξάγουν αγαθά που έχουν όφελος στην παραγωγή ενέργειας και στην εισαγωγή των αγαθών που είναι αναγκαία. Και αυτό το νόμισμα ήταν το μέσο που χρησιμοποιήθηκε σε αυτήν τη συναλλαγή ή επιχείρηση. Ως εκ τούτου, η συσχέτιση μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της οικονομικής ανάπτυξης έχει ελεγχθεί με τη διεξαγωγή “ανάλυσης δεδομένων πάνελ”. Ο ερευνητής χρησιμοποίησε τα ετήσια στοιχεία της περιόδου 2002-2011, τα οποία συλλέχθηκαν από εννέα τυχαία επιλεγμένες ευρωπαϊκές χώρες. Με την στατιστική ανάλυση των δεδομένων, η έρευνα έδειξε ότι υπάρχει συσχέτιση μεταξύ του ρυθμού συναλλάγματος και της οικονομικής ανάπτυξης. Η μελέτη κατέληξε στο συμπέρασμα ότι υπάρχει αλληλεπίδραση μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας και της οικονομικής ανάπτυξης στις εννέα ευρωπαϊκές χώρες που μελετήθηκαν (Korkmaz, 2013).

Η σημασία των πραγματικών στρατηγικών συναλλαγματικής ισοτιμίας (RER) στην παροχή κινήτρων για την οικονομική πρόοδο αναγνωρίστηκε από τον Martin το 2018. Μια σταθερή στρατηγική RER μπορεί να βοηθήσει σημαντικά στην αντιμετώπιση αυτής της εξωτερικότητας και άλλων αποτυχιών της αγοράς. Η επόμενη βελτίωση αυτών των τομέων οδηγεί σε συνολικά ταχύτερη οικονομική ανάπτυξη. Ο αντίκτυπος των στρατηγικών πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας ενισχύεται όταν συμπληρώνονται από παραδοσιακές βιομηχανικές πολιτικές που αυξάνουν την ευελιξία της συνολικής προσφοράς στο RER. “Ανάμεσα στα εργαλεία που απαιτούνται για την εφαρμογή μιας σταθερής και αξιόπιστης πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας είναι οι εμπλοκές στην αγορά συναλλάγματος και η ρύθμιση των ροών κεφαλαίων”

(Guzman, Ocampo, & Stiglitz, 2018)

Σε μια διατριβή, ο Yarmukhamedov το 2007, πραγματοποίησε μια εμπειρική μελέτη που διερευνά την επίδραση των «διακυμάνσεων των συναλλαγματικών ισοτιμιών» στο εξαγωγικό και εισαγωγικό εμπόριο στη Σουηδία, συζητώντας με κριτικό πνεύμα μερικά από τα μεθοδολογικά προβλήματα που αντιμετωπίζουν προηγούμενες παρόμοιες μελέτες (Yarmukhamedov, 2007).

### 2.3 Προσδιοριστικοί παράγοντες των συναλλαγματικών ισοτιμιών

Στην ενότητα αυτή αναλύεται η σχέση των μεταβλητών που επιλέγουμε να αναλύσουμε στο κεφάλαιο 5, με την συναλλαγματική ισοτιμία. Συγκεκριμένα κάνουμε μια σύντομη βιβλιογραφική ανασκόπηση σχετικά με την σχέση μεταξύ των επιτοκίων, της προσφοράς χρήματος και των εισοδημάτων με τις συναλλαγματικές ισοτιμίες.

#### 2.3.1 Επίδραση των επιτοκίων στις συναλλαγματικές ισοτιμίες

Η σχέση μεταξύ επιτοκίων και συναλλαγματικών ισοτιμιών αποτελεί εδώ και καιρό βασικό επίκεντρο στη διεθνή οικονομία. Τα περισσότερα τυπικά θεωρητικά μοντέλα συναλλαγματικών ισοτιμιών προβλέπουν ότι οι συναλλαγματικές ισοτιμίες καθορίζονται από τα θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη, ένα από τα οποία είναι η διαφορά επιτοκίων μεταξύ του εσωτερικού και του εξωτερικού. Ωστόσο, ένα συνεπές αποτέλεσμα στην εμπειρική βιβλιογραφία είναι ότι ένα μοντέλο πρόβλεψης τυχαίας συναλλαγματικής ισοτιμίας συνήθως ξεπερνά τα βασικά μοντέλα πρόβλεψης. Με άλλα λόγια, τα περισσότερα μοντέλα δεν εξηγούν τις κινήσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών.

Η θεωρία της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων (Uncovered Interest Rate Parity - UIP) δηλώνει ότι η διαφορά στα επιτόκια μεταξύ δύο χωρών θα ισούται με τη σχετική μεταβολή στις συναλλαγματικές ισοτιμίες των νομισμάτων κατά την ίδια περίοδο. Αυτή αποτελεί μια μορφή ισοτιμίας επιτοκίου (Interest Rate Parity - IRP) που χρησιμοποιείται παράλληλα με την καλυμμένη ισοτιμία επιτοκίου. Εάν η σχέση της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίου δεν ισχύει, τότε υπάρχει η ευκαιρία να πραγματοποιηθεί κέρδος χωρίς κίνδυνο χρησιμοποιώντας arbitrage νομισμάτων ή συναλλάγματος.

Σύμφωνα με τον Dash (Dash, 2012) πριν αναφερθούμε στην σχέση μεταξύ επιτοκίου

και συναλλαγματικής ισοτιμίας, θα ήταν χρήσιμο να συζητηθούν εν συντομία ορισμένα των σημαντικών θεωριών προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Υπάρχουν πολλές θεωρίες, όπως για παράδειγμα η Θεωρία της ισοτιμίας αγοραστικής δύναμης (Purchasing Power Parity theory - PPP), το Νομισματικό υπόδειγμα εύκαμπτων τιμών (Flexible Price Monetary Model - FPM), το Sticky Νομισματικό Μοντέλο Τιμής (Sticky Price Monetary Model - SPM), το Μοντέλο διαφορών πραγματικού επιτοκίου (Real Interest Rate Differential Model - RIRD) και η Θεωρία ισοζυγίου χαρτοφυλακίου (Portfolio Balance Theory - PBT), για τον προσδιορισμό της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Η PPP διατηρεί την ισότητα μεταξύ εγχώριων και ξένων τιμών που μετρώνται σε εγχώριο νόμισμα μέσω αγοράς αγαθών. Εάν παραβιαστεί η συνθήκη ισορροπίας, το ίδιο εμπόρευμα μετά η προσαρμογή της συναλλαγματικής ισοτιμίας θα πωλείται σε διαφορετικές τιμές σε διαφορετικές χώρες. Ως αποτέλεσμα, η αγορά αγαθών ή η ταυτόχρονη αγορά ενός αγαθού στη χώρα με τη χαμηλότερη τιμή και η πώλησή του στη χώρα με τη υψηλότερη τιμή θα επαναφέρει τη συναλλαγματική ισοτιμία στο επίπεδο ισορροπίας της.

Τα FPM, SPM και RIRD είναι γνωστά ως τα μοντέλα των νομισματοπαρόχων για τον καθορισμό της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Η ζήτηση και η προσφορά χρήματος είναι οι βασικοί καθοριστικοί παράγοντες για τη συναλλαγματική ισοτιμία. Επίσης, υποθέτουν ότι τα εγχώρια και τα ξένα ομόλογα έχουν τον ίδιο βαθμό κινδύνου, ώστε οι αναμενόμενες αποδόσεις τους θα εξισωθούν, δηλ. θα επικρατούσε η ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων. Υποθέτοντας τους μισθούς στην αγορά εργασίας και τις τιμές αγαθών στην αγορά αγαθών να είναι απόλυτα ευέλικτα, τη συνεχή ισχύ της θεωρίας PPP και τις αναμενόμενες αποδόσεις μεταξύ των εγχώριων και των ξένων ομολόγων με παρόμοιο κίνδυνο να είναι ίδιες, το FPM υποστηρίζει ότι οι σχετικές προσφορές χρήματος, οι πληθωριστικές προσδοκίες και η οικονομική ανάπτυξη είναι οι κύριοι παράγοντες καθορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας σε μια οικονομία. Το SPM, που αναπτύχθηκε αρχικά από τον Dornbusch (Dornbusch, Expectations and Exchange Rate Dynamics, 1976), υποστηρίζει ότι στον βραχυπρόθεσμο χρόνο οι τιμές και οι μισθοί τείνουν να είναι άκαμπτοι, επομένως, η επιθυμία των επενδυτών να εξισορροπήσουν τις προσδοκώμενες αποδόσεις σε διάφορες χώρες θεωρείται ως ο κύριος παράγοντας των βραχυπρόθεσμων συναλλαγματικών ισοτιμιών, ενώ η αγορά αγαθών θεωρείται σχετική στον καθορισμό της συναλλαγματικής ισοτιμίας στο μεσοπρόθεσμο και μακροπρόθεσμο χρονικό διάστημα. Ο Frankel (Frankel, 1979) ανέπτυξε ένα μοντέλο

συναλλαγματικής ισοτιμίας, γνωστό ως "μοντέλο πραγματικού διαφορικού επιτοκίου", το οποίο ενσωματώνει τον ρόλο των πληθωριστικών προσδοκιών του FPM και τις σταθερές τιμές του μοντέλου Dornbusch για τον καθορισμό της συναλλαγματικής ισοτιμίας (Dash, 2012).

Οι Furman και Stiglitz (Furman & Stiglitz, 1998) υποστηρίζουν ότι υπάρχουν δύο σημαντικά κανάλια μέσω των οποίων είναι πιθανό να επηρεαστούν οι συναλλαγματικές ισοτιμίες από την αύξηση των επιτοκίων. Ένα από αυτά είναι ο κίνδυνος αθέτησης υποχρεώσεων και ένα άλλο είναι το ασφάλιστρο κινδύνου. Δεδομένου ότι η θεωρία της ακάλυπτης ισοτιμίας επιτοκίων δεν αναλαμβάνει κανένα ρόλο και για τα δύο κανάλια, το επιτόκιο αντιπροσωπεύει την υποσχεθείσα απόδοση στα εγχώρια περιουσιακά στοιχεία, δηλαδή οι πραγματικές εισπράξεις επιτοκίων είναι ίσες με τις υποσχεθείσες εισπράξεις επιτοκίων. Αλλά σε μια κατάσταση μετά την κρίση, η πολιτική υψηλών επιτοκίων μπορεί να μειώσει την πιθανότητα αποπληρωμής και να αυξήσει το ασφάλιστρο κινδύνου στα εγχώρια περιουσιακά στοιχεία λόγω των δυσμενών επιπτώσεων στην εγχώρια οικονομική δραστηριότητα με τη μείωση της κερδοφορίας των εγχώριων επιχειρήσεων και την αύξηση του κόστους δανεισμού. Συνεπώς, η αύξηση του επιτοκίου μπορεί να οδηγήσει σε υποτίμηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Αυτό θα μπορούσε να είναι ισχυρότερο όταν η οικονομική θέση των επιχειρήσεων και των τραπεζών είναι εύθραυστη.

Οι Hacker, Kim και Månsson (Hacker, Kim, & Månsson, 2010) παρατήρησαν ότι τα μοντέλα προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας στην ευέλικτη τιμή της νομισματικής παράδοσης τείνουν να υποδεικνύουν ότι θα πρέπει να υπάρχει θετική σχέση μεταξύ της διαφοράς των επιτοκίων και της συναλλαγματικής ισοτιμίας ή της μεταβολής αυτής της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Εξηγεί δύο τρόπους με τους οποίους μπορεί να προκύψει αυτή η θετική σχέση. Πρώτον, μια εξωγενής αύξηση του επιτοκίου της εγχώριας χώρας (που δεν οφείλεται σε μείωση της προσφοράς χρήματος), θα μειώσει τη ζήτηση χρήματος σε αυτή τη χώρα και θα αυξήσει τη συνολική ζήτηση της, με αποτέλεσμα τις υψηλότερες τιμές σε αυτή τη χώρα, και μέσω της σχετικής αγοραστικής δύναμης η συναλλαγματική ισοτιμία θα αυξηθεί (το νόμισμα της εγχώριας χώρας θα υποτιμηθεί έναντι του νομίσματος της ξένης χώρας). Η "Σχετική Αγοραστική Δύναμη" αναφέρεται στο να έχει σταθερή πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία, δηλαδή  $EP^*/P$ , όπου  $E$  είναι η συναλλαγματική ισοτιμία (η τιμή του ξένου νομίσματος σε σχέση με το εγχώριο νόμισμα),  $P^*$  είναι το επίπεδο τιμών της ξένης χώρας, και  $P$

είναι το επίπεδο τιμών της εγχώριας χώρας. Η σχετική ισοτιμία αγοραστικής δύναμης ορίζεται ισοδύναμα ότι έχει το ποσοστό μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας που είναι ίση με τον πληθωρισμό των τιμών της χώρας καταγωγής μείον την τιμή πληθωρισμού της ξένης χώρας.

### 2.3.2 Επίδραση της προσφοράς χρήματος στις συναλλαγματικές ισοτιμίες

Ένας από τους σημαντικούς παράγοντες που επηρεάζουν την συναλλαγματική ισοτιμία είναι η προσφορά χρήματος. Πολλές εμπειρικές μελέτες που αναλύουν τον αντίκτυπο της προσφοράς χρήματος στις συναλλαγματικές ισοτιμίες έχουν λάβει ανάμικτα αποτελέσματα. Έρευνα που έγινε από τους Renani et al. (Renani, Raki, Molood, Honarvar, & Naghmeh, 2014) έδειξε ότι υπήρχε ένα φαινόμενο υπέρβασης της συναλλαγματικής ισοτιμίας στο Ιράν, επομένως εφαρμόστηκε το Μοντέλο Υπερβολικής Αντίδρασης του Dornbusch. Σύμφωνα με τον Falianty (Falianty, 2003), η συναλλαγματική ισοτιμία υποτιμάται βραχυπρόθεσμα πέρα από την μακροπρόθεσμη αξία ισορροπίας της όταν αυξάνεται η προσφορά χρήματος. Η προσαρμογή προς τη μακροπρόθεσμη ισορροπία συμβαίνει αργά. Η υποτίμηση του συναλλάγματος της ρουπίας ασθενώς επηρεάζεται από την αύξηση της προσφοράς χρήματος. Βραχυπρόθεσμα, αύξηση στην προσφορά χρήματος μπορεί να προκαλέσει υπέρβαση της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

Αντίθετα, στη μελέτη που πραγματοποίησε ο Kim et al. (Kim, Moon, & Velasco, 2017) αναλύθηκε το φαινόμενο της καθυστερημένης υπερβολικής αντίδρασης πριν και μετά την ηγεσία του Paul Volcker χρησιμοποιώντας τη μέθοδο περιορισμών σημάτων. Σύμφωνα με τα ευρήματα της μελέτης, η ακάλυπτη ισοτιμία επιτοκίων απέτυχε να διατηρηθεί κατά τη διάρκεια της θητείας του Volcker και έτεινε να επιμείνει κατά τη μετα- Volcker εποχή και οι πολιτικές μονεταριστικές σοκ έχουν μεγάλο αντίκτυπο στις διακυμάνσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών, αλλά εσφαλμένα φαίνεται να έχει μικρό αντίκτυπο όταν εφαρμόζεται ένα καθεστώς νομισματικής πολιτικής. Με άλλα λόγια, αυτή η μελέτη επιβεβαιώνει την υπόθεση υπέρβασης του Dornbusch. Σύμφωνα με τους Flood & Taylor (Flood & Taylor, 1996), δεν υπάρχει φαινόμενο υπέρβασης στη συναλλαγματική ισοτιμία.

Ο Bjornland (Bjornland, 2009) χρησιμοποίησε την προσέγγιση του μοντέλου υπέρβασης Dornbusch για να αναλύσει τη νομισματική πολιτική και τις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Τα αποτελέσματα της εκτίμησης δείχνουν ότι η υπόθεση

του μοντέλου υπέρβασης Dornbusch είναι κατάλληλη. Η συστηματική νομισματική πολιτική έχει ισχυρή επίδραση στη συναλλαγματική ισοτιμία. Στη συνέχεια, η συναλλαγματική ισοτιμία υποτιμάται σταδιακά. Αυτή η μελέτη ακολουθεί την έρευνα που πραγματοποίησαν οι Capistran et al. (Capistran, Chiquiar, & Hernandez, 2019), που ανέδειξε υπέρβαση των συναλλαγματικών ισοτιμιών στο Μεξικό. Σύμφωνα με τους Park (Park, 1997), οι Papel (Papel, 1998) και Driskill (Driskill, 1981), υποστηρίζεται η εφαρμογή του Dornbusch Overshooting Model.

Η Ruth (Ruth, 2020), ανέλυσε την αιτιώδη σχέση μεταξύ των σοκ της νομισματικής πολιτικής και της συναλλαγματικής ισοτιμίας του Αμερικανικού δολαρίου για να αποδείξει την υπόθεση του μοντέλου υπέρβασης Dornbusch χρησιμοποιώντας το μοντέλο VAR. Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων δείχνουν ότι υπάρχει ένα φαινόμενο υπέρβασης των συναλλαγματικών ισοτιμιών από την εποχή μετά το Bretton-Woods έως την εποχή της Μεγάλης Ύφεσης. Αυτή η μελέτη ακολουθεί έρευνα που διεξήχθη από τους Renani et al. (Renani, Raki, Molood, Honarvar, & Naghmeh, 2014) που απέδειξαν την υπόθεση του μοντέλου υπέρβασης του Dornbusch ότι υπάρχει το φαινόμενο υπέρβασης της συναλλαγματικής ισοτιμίας στο Ιράν. Αυτή η απόδειξη υποστηρίζεται από τον Falianty (Falianty, 2003), μια αύξηση της προσφοράς χρήματος προκαλεί την υποτίμηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας βραχυπρόθεσμα, υπερβαίνοντας τη μακροπρόθεσμη αξία του ισοζυγίου της. Η προσαρμογή προς τη μακροπρόθεσμη ισορροπία γίνεται αργά. Η επέκταση της προσφοράς χρήματος έχει πολύ ισχυρή επίδραση στην υποτίμηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας της ρουπίας. Η επέκταση της εγχώριας προσφοράς χρήματος μπορεί να οδηγήσει σε υπέρβαση της συναλλαγματικής ισοτιμίας βραχυπρόθεσμα.

Επιπλέον, οι Kim, et al. (Kim, Moon, & Velasco, 2017), ανέλυσαν το φαινόμενο της καθυστερημένης υπέρβασης στην εποχή πριν και μετά την ηγεσία του Paul Volcker χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των περιορισμών σημάτων. Τα αποτελέσματα αυτών των μελετών είναι: (1) Κατά την εποχή του Volcker, η ακάλυπτη ισοτιμία τόκων απέτυχε να επιβιώσει και έτεινε να διατηρηθεί κατά τη μετα- Volcker εποχή. (2) Τα σοκ της νομισματικής πολιτικής των Ηνωμένων Πολιτειών έχουν μεγάλη επίδραση στις διακυμάνσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών, αλλά εσφαλμένα φαίνεται να έχουν μικρό αντίκτυπο όταν συνδυάζονται καθεστώς νομισματικής πολιτικής. Συνοψίζοντας, η μελέτη επιβεβαίωσε την υπόθεση υπέρβασης του Dornbusch. Αυτή η έρευνα ακολουθεί την έρευνα που πραγματοποίησαν οι Flood & Taylor (Flood & Taylor, 1996),

Backus (Backus, 1984) και Hacche & Townend (Hacche & Townend, 1981), η οποία έδειξε ότι δεν υπήρχε φαινόμενο υπέρβασης στις συναλλαγματικές ισοτιμίες.

### 2.3.3 Επίδραση του εισοδήματος στις συναλλαγματικές ισοτιμίες

Μια αύξηση των επιπέδων εισοδήματος σε μια χώρα οδηγεί σε αύξηση της ζήτησης τόσο για τοπικά όσο και για ξένα προϊόντα. Όταν οι άλλοι παράγοντες παραμένουν ίδιοι, μια αύξηση των ατομικών εισοδημάτων σε μια χώρα οδηγεί σε αύξηση της ζήτησης για ξένο νόμισμα, η οποία οδηγεί σε μια μετατόπιση της συναλλαγματικής ισοτιμίας προς όφελος του ξένου νομίσματος (Madura, 2010).

Η οικονομική ανάπτυξη είναι ένας οικονομικός δείκτης που μετρά τη διαρκή αύξηση της εθνικής παραγωγής ή του εθνικού εισοδήματος που αντανακλά την αύξηση της ποσότητας των αγαθών και των υπηρεσιών που παράγονται στην οικονομία. Η ανάπτυξη εμφανίζεται όταν η παραγωγική ικανότητα μιας χώρας αυξάνεται (Pechukwu & Nwokoye, 2015). Η παραγωγή αγαθών και υπηρεσιών περιλαμβάνει εισαγωγές και εξαγωγές που με τη σειρά τους περιλαμβάνουν συναλλαγές συναλλάγματος. Η συναλλαγματική ισοτιμία στο σύστημα μετά το Breton Wood System αποδείχθηκε ότι χαρακτηρίζει την αστάθεια που έχει εγείρει αμφιβολίες σχετικά με την επίδραση της συναλλαγής στην οικονομική ανάπτυξη. Η επίδραση της αστάθειας της συναλλαγματικής ισοτιμίας στην οικονομική ανάπτυξη, όπως παρατηρείται στη συνολική μέτρηση του κόστους και των οφελών από τη σταθεροποίηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας, εξηγείται μέσω του εξωτερικού εμπορίου, της ροής πιστώσεων, των άμεσων ξένων επενδύσεων και του ασύμμετρου σοκ, που είναι μερικά από τα κύρια κανάλια μετάδοσης από την αστάθεια της συναλλαγματικής ισοτιμίας στην ανάπτυξη (Pechukwu & Nwokoye, 2015). Μια υποτίμηση / αποτίμηση του εθνικού νομίσματος μπορεί να αυξήσει την οικονομική δραστηριότητα μέσω της αρχικής αύξησης της τιμής των ξένων αγαθών σε σχέση με τα εγχώρια αγαθά.

Με την αύξηση της ξένης ανταγωνιστικότητας των βιομηχανιών της χώρας, η υποτίμηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας θα αποκρούσει τις δαπάνες από τα διεθνή αγαθά προς τα εγχώρια αγαθά (Kandil, 2004). Ως εκ τούτου, η υποτίμηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας επιτρέπει στο επίπεδο της εθνικής παραγωγής να αυξηθεί καθώς προωθεί τις δαπάνες για εγχώρια προϊόντα. Σύμφωνα με την συνθήκη του Marshall Lerner, η υποτίμηση ή η αποτίμηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας βελτιώνει το εμπορικό ισοζύγιο εάν η ελαστικότητα ζήτησης της υποτιμούμενης χώρας για



εισαγωγές εκτός από την ελαστικότητα εξωτερικής ζήτησης για τις εξαγωγές της χώρας είναι μεγαλύτερη από ένα. Εάν αυτή η συνθήκη δεν ισχύει, σημαίνει ότι η υποτίμηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας παράγει αντιφατικά αποτελέσματα. Έτσι, ο Hirschman (1949) που αναφέρεται στους Pechukwu and Nwokoye (2015) αποκάλυψε ότι η υποτίμηση του νομίσματος από ένα αρχικό έλλειμμα στο εμπόριο μειώνει την πραγματική εθνική παραγωγή ή το πραγματικό εθνικό εισόδημα και ως εκ τούτου οδηγεί σε μείωση της συνολικής ζήτησης. Κατά συνέπεια, το αποτέλεσμα της υποτίμησης των συναλλαγματικών ισοτιμιών περιλαμβάνει: πρώτον, στην αγορά αγαθών, μια απροσδόκητη υποτίμηση του εγχώριου νομίσματος που καθιστά τις εξαγωγές φθηνότερες από τις εισαγωγές, αυξάνοντας έτσι τη ζήτηση των εγχώριων προϊόντων που με τη σειρά τους αυξάνουν το εθνικό επίπεδο παραγωγής και τιμής. Δεύτερον, για την αγορά χρήματος, έχει ως αποτέλεσμα μια απροσδόκητη υποτίμηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας σε σχέση με την αναμενόμενη μελλοντική της αξία, οδηγώντας τους αντιπροσώπους να διατηρήσουν περισσότερο το εθνικό νόμισμα και να αυξήσουν το επιτόκιο. Ως εκ τούτου, επηρεάζει αρνητικά τις επενδυτικές δαπάνες καθώς και τη συνολική ζήτηση που οδηγεί σε άνοδο του επιπέδου των τιμών. Τρίτον, για την πλευρά της προσφοράς, οι αλλαγές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες, είτε αναμενόμενες είτε απροσδόκητες, καθιστούν δαπανηρές τις εισαγωγές ενδιάμεσων αγαθών. Οι επιχειρήσεις τείνουν σε μείωση των εισαγωγών ενδιάμεσων αγαθών, μειώνοντας την εθνική παραγωγή και αυξάνοντας το κόστος παραγωγής, με αποτέλεσμα την αύξηση του συνολικού επιπέδου των τιμών (Kandil, 2004).

### Κεφάλαιο 3<sup>ο</sup>: Βιβλιογραφική Ανασκόπηση

Μια χρονοσειρά είναι ένα σύνολο αριθμών που μετρά την κατάσταση κάποιας δραστηριότητας με την πάροδο του χρόνου. Είναι η ιστορική καταγραφή κάποιας δραστηριότητας, με μετρήσεις που λαμβάνονται σε ίσα χρονικά διαστήματα με συνέπεια στη δραστηριότητα και τη μέθοδο μέτρησης.

Ο πρωταρχικός στόχος της μοντελοποίησης χρονοσειρών είναι η μελέτη τεχνικών και μέτρων για την εξαγωγή συμπερασμάτων από δεδομένα του παρελθόντος. Τα μοντέλα μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να περιγράψουν και να αναλύσουν τα δείγματα δεδομένων και να κάνουν προβλέψεις για το μέλλον. Το κύριο πλεονέκτημα των

μοντέλων χρονοσειρών είναι ότι μπορούν να χειριστούν οποιαδήποτε επίμονα μοτίβα στα δεδομένα (Abdullah, Karaman and Tayfur, & Altok, 2004).

Η ακριβής πρόβλεψη των διαφορετικών συναλλαγματικών ισοτιμιών είναι σημαντική καθώς μεγάλο μέρος των συναλλαγών λαμβάνει χώρα μέσω της αγοράς συναλλάγματος. Η πρόβλεψη επηρεάζεται από οικονομικούς και πολιτικούς παράγοντες και περιλαμβάνει επίσης αβεβαιότητα και μη γραμμικότητα. Επομένως, η ακριβής πρόβλεψη των συναλλαγματικών ισοτιμιών είναι ένα πολύπλοκο έργο (Minakhi , Babita , Ritanjali , & Ganapati , 2014). Στη βιβλιογραφία έχουν αναφερθεί πολλές ενδιαφέρουσες δημοσιεύσεις σχετικά με την πρόβλεψη της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

Στην ανάλυση χρονοσειρών, το μοντέλο ARIMA οφείλεται στην εργασία των Box και Jenkins (1970) για βραχυπρόθεσμη πρόβλεψη μιας μεγάλης ποικιλίας δεδομένων χρονοσειρών. Είναι ένα μονομεταβλητό μοντέλο χρονοσειρών το οποίο βασίζεται στην υπόθεση ότι οι χρονοσειρές που πρόκειται να προβλεφθούν έχουν δημιουργηθεί με μια στοχαστική διαδικασία, υποθέτοντας ότι οι παλαιότερες τιμές της σειράς συν τους προηγούμενους όρους σφάλματος περιέχουν πληροφορίες για τον σκοπό της πρόβλεψης (Koopman & Commandeur, 1994). Το κύριο πλεονέκτημα της πρόβλεψης ARIMA είναι ότι απαιτεί δεδομένα μόνο για τη χρονοσειρά που εξετάζεται και τα μοντέλα ARIMA συχνά υπερτερούν σε σχέση με πιο εξελιγμένα δομικά μοντέλα όσον αφορά την ικανότητα βραχυπρόθεσμης πρόβλεψης. Τα μοντέλα ARIMA είναι ευέλικτα και χρησιμοποιούνται ευρέως (Casella, Fienberg, & Olkin, 2006).

Στην πολυμεταβλητή ανάλυση, χρησιμοποιούνται διαφορετικές μέθοδοι για τη μοντελοποίηση και την πρόβλεψη της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Ένα από αυτά είναι το μοντέλο Vector Autoregressive (VAR) το οποίο εισήχθη από τον Sims (1980) ως τεχνική που θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί από μακροοικονομολόγους για να χαρακτηρίσει την κοινή δυναμική συμπεριφορά μιας συλλογής μεταβλητών χωρίς να απαιτείται η επιβολή ισχυρών περιορισμών τέτοιου είδους που απαιτούνται για την αναγνώριση των υποκείμενων δομικών παραμέτρων (Zivot & Wang, 2006).

Υπάρχουν δύο κύριοι τρόποι που μπορούν να εφαρμοστούν για τη μοντελοποίηση και την πρόβλεψη της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Ένας από αυτούς είναι η πολυμεταβλητή προσέγγιση που βασίζεται στην εκτίμηση της σχέσης μεταξύ της συναλλαγματικής

ισοτιμίας ως εξαρτημένης μεταβλητής και κάποιας οικονομικής μεταβλητής όπως το επιτόκιο, η παραγωγή, η προσφορά χρήματος, ο πληθωρισμός, το ισοζύγιο πληρωμών κ.λπ. ως επεξηγηματικές μεταβλητές. Σύμφωνα με αυτό, ερευνητές και ακαδημαϊκοί προτείνουν μια σειρά από προσεγγίσεις για την πρόβλεψη της συναλλαγματικής ισοτιμίας όπως: νομισματική προσέγγιση, προσέγγιση ζήτησης-προσφοράς, προσέγγιση περιουσιακών στοιχείων, προσέγγιση ισοζυγίου χαρτοφυλακίου κ.λπ. Οι εμπειρικές μελέτες χρησιμοποιούν μερικές από αυτές πολύ συχνά, ιδιαίτερα τη νομισματική προσέγγιση σε διαφορετικές εκδόσεις, όπως το νομισματικό μοντέλο ευέλικτης τιμής (Bilson, 1978) το μοντέλο σταθερής τιμής (Dornbusch, 1976) και το μοντέλο Hooper–Morton (Meese & Rogoff, 1983).

Οι Franklin (1981) και Boothe και Glassman (1987) διαπίστωσαν ότι τα νομισματικά/περιουσιακά μοντέλα δεν είναι πολύ χρήσιμα για να εξηγήσουν τις κινήσεις στις συναλλαγματικές ισοτιμίες στο πλαίσιο του ευέλικτου συστήματος συναλλαγματικών ισοτιμιών. Οι Faust et al (Faust, Rogers, & Wright, 2002) εξέτασαν την απόδοση πρόβλεψης σε πραγματικό χρόνο των τυπικών μοντέλων συναλλαγματικών ισοτιμιών. Μια εξέλιξη στο επίκεντρο ήρθε από την εργασία ορισμένων ερευνητών όπως οι Taylor et al. (2001). Υποστήριζαν ότι οι βασικές οικονομικές θεωρίες είναι θεμελιωμένες, ακόμα και αν τα οικονομικά μοντέλα συναλλαγματικής ισοτιμίας δεν μπορούσαν να προσφέρουν ανώτερη απόδοση πρόβλεψης επειδή αυτά τα μοντέλα υποθέτουν μια γραμμική σχέση μεταξύ των δεδομένων. Στην πραγματικότητα αυτά τα δεδομένα δείχνουν μη γραμμικότητα. Υποστήριζαν ότι τα υποκείμενα θεμελιώδη στοιχεία δείχνουν μόνο μακροπρόθεσμη κατάσταση ισορροπίας, προς την οποία η οικονομία προσαρμόζεται με μη γραμμικό τρόπο (Newaz, 2008).

Ωστόσο, αυτή η μεθοδολογία έχει αρκετούς περιορισμούς, γεγονός που την καθιστά λιγότερο πολύτιμη στον τομέα των οικονομικών. Ένας τέτοιος λόγος είναι ότι τα δεδομένα για αυτές τις μακροοικονομικές μεταβλητές είναι διαθέσιμα το πολύ μηνιαία, ενώ στα χρηματοοικονομικά χρειάζεται να ασχοληθούμε με δεδομένα πολύ υψηλής συχνότητας, όπως ημερήσια, ωριαία ή ακόμη και λεπτά. Επιπλέον, αυτά τα δομικά μοντέλα δεν είναι αρκετά χρήσιμα για πρόβλεψη εκτός του δείγματος. Για να αποφευχθούν αυτά τα προβλήματα, συχνά χρησιμοποιούνται μοντέλα μονομεταβλητών ή  $\alpha$ -θεωρητικά μοντέλα που προσπαθούν να μοντελοποιήσουν και να προβλέψουν οικονομικές μεταβλητές χρησιμοποιώντας πληροφορίες που περιέχονται μόνο στις δικές

τους παρελθοντικές τιμές και πιθανώς στις τρέχουσες και παρελθοντικές τιμές ενός όρου σφάλματος. Μια ειδική κατηγορία μοντέλων χρονοσειρών είναι τα μοντέλα ARIMA που συχνά συνδέονται με τους Box και Jenkins (1976) για τις προσπάθειές τους να συστηματοποιήσουν ολόκληρη τη μεθοδολογία εκτίμησης, ελέγχου και πρόβλεψης χρησιμοποιώντας μοντέλα ARIMA (Tambi, 2005). Η μέθοδος Box–Jenkins αποτελείται από τρία βήματα: αναγνώριση, εκτίμηση παραμέτρων και πρόβλεψη. Μεταξύ αυτών των τριών βημάτων, το βήμα αναγνώρισης, το οποίο περιλαμβάνει τον προσδιορισμό της σειράς των τμημάτων AR και MA του μοντέλου ARMA, είναι σημαντικό. Αυτό το βήμα απαιτεί στατιστικές πληροφορίες όπως η αυτοσυσχέτιση και η μερική αυτοσυσχέτιση (Box and Jenkins, 1976). Το πρόβλημα της εκτίμησης της τάξης και των παραμέτρων ενός μοντέλου ARMA εξακολουθεί να είναι ένας ενεργός τομέας έρευνας (Rojasa et al., 2008). Η δημιουργία καλών μοντέλων ARIMA απαιτεί γενικά περισσότερη εμπειρία από τις κοινώς χρησιμοποιούμενες στατιστικές μεθόδους όπως η παλινδρόμηση.

Η παραλλαγή Box-Jenkins του μοντέλου ARMA προορίζεται για εφαρμογές σε μη σταθερές χρονοσειρές που γίνονται ακίνητες μετά τη διαφοροποίησή τους. Η διαφοροποίηση είναι μια λειτουργία με την οποία δημιουργείται μια νέα χρονοσειρά λαμβάνοντας τις διαδοχικές διαφορές διαδοχικών τιμών, όπως  $x(t) - x(t-1)$  κατά μήκος του μοτίβου μη στάσιμης χρονοσειράς. Στο αρκτικόλεξο ARIMA, το γράμμα "I" σημαίνει integrated. Η ευρέως αποδεκτή σύμβαση για τον καθορισμό της δομής των μοντέλων ARIMA είναι ARIMA(p, q, d), όπου p υποδηλώνει τον αριθμό των αυτοσυσχετιστικών παραμέτρων, q αντιπροσωπεύει τον αριθμό των παραμέτρων κινούμενου μέσου, και d δηλώνει τον αριθμό των περασμάτων διαφοροποίησης (Palit & Popović, 2005).

Οι Bellgard και Goldschmidt (1999) προέβλεψαν τις συναλλαγματικές ισοτιμίες με τη χρήση μοντέλων ARIMA, ωστόσο κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι αυτά τα μοντέλα δεν είναι πολύ κατάλληλα για την πρόβλεψη των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Οι Dunis και Huang (Dunis & Huang, 2002) που χρησιμοποιούσαν το ARMA (4,4) είχαν αντίθετη άποψη. Ωστόσο, τα αποτελέσματά τους ήταν ασήμαντα.

Οι Weisang και Yukika (Weisang & Yukika, 2008) παρουσίασαν τρία μοντέλα ARIMA τα οποία χρησιμοποίησαν μακροοικονομικούς δείκτες για να μοντελοποιήσουν τη συναλλαγματική ισοτιμία USD/EUR. Διαπίστωσαν ότι κατά τη χρονική περίοδο από τον

Ιανουάριο του 1994 έως τον Οκτώβριο του 2007, η μηνιαία συναλλαγματική ισοτιμία USD/EUR περιγράφεται καλύτερα από μια γραμμική σχέση μεταξύ των προηγούμενων τριών τιμών της και της τρέχουσας αξίας. Αυτοί οι συγγραφείς κατέληξαν επίσης στο συμπέρασμα ότι το ARIMA (1,1,1) είναι το καταλληλότερο μοντέλο για την πρόβλεψη της χρονοσειράς της συναλλαγματικής ισοτιμίας USD/EUR.

Οι Fat Codruta Maria και Dezsi Eva (Fat & Dezsi, 2011), χρησιμοποιώντας μοντέλα Box Jenkins διερεύνησαν τη συμπεριφορά των ημερήσιων συναλλαγματικών ισοτιμιών του ρουμανικού λέου έναντι του ευρώ της ευρωπαϊκής ένωσης, του αμερικανικού δολαρίου, της λίρας στερλίνα της βρετανίας, του ιαπωνικού γεν, του κινεζικού ρενμίνμπι και του ρωσικού ρούβλι χρησιμοποιώντας τις τεχνικές εκθετικής εξομάλυνσης και μοντέλα ARIMA. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι οι τεχνικές εκθετικής εξομάλυνσης σε ορισμένες περιπτώσεις υπερτερούν των μοντέλων ARIMA.

Ο Nwankwo (2014), εφάρμοσε τη μεθοδολογία Box-Jenkins για το μοντέλο ARIMA στη συναλλαγματική ισοτιμία (Νάιρα σε Δολάριο) κατά τις περιόδους 1982-2011 και αποδείχθηκε ότι η καλύτερη εφαρμογή είναι το μοντέλο AR(1), επειδή έχει το πιο κατάλληλο AIC. Αυτό επιτεύχθηκε μέσω του διαγνωστικού ελέγχου που το αναγνώρισε ως το καλύτερο προσαρμοσμένο.

Ο Johansen (1995) και πολλοί άλλοι συγγραφείς υποδεικνύουν ότι για τον υπολογισμό της πρόβλεψης των οικονομικών δεικτών θα πρέπει να εφαρμόζονται μοντέλα VAR επειδή όλες οι μεταβλητές σε αυτά τα μοντέλα είναι ενδογενείς και επομένως δεν μπορεί να αφαιρεθεί ούτε μία μεταβλητή όταν προσφέρονται εξηγήσεις για τη συμπεριφορά άλλων μεταβλητών. Διάφορες μελέτες χρησιμοποίησαν μοντέλα ARIMA και VAR για την κατανόηση της δυναμικής κίνησης στις μακροοικονομικές μεταβλητές.

Στη μελέτη του Meyler (Meyler, 2015) εμπειρικά ανέπτυξε μονομεταβλητό μοντέλο αυτοπαλίνδρομου κινητού μέσου όρου στην πρόβλεψη του πληθωρισμού στην Ιρλανδία χρησιμοποιώντας εναρμονισμένο δείκτη τιμών καταναλωτή με τριμηνιαία δεδομένα από το 1976 Q1 έως το 1998 Q4. Στη μελέτη του τα μοντέλα ARIMA είναι θεωρητικά δικαιολογημένα και μπορεί να είναι αρκετά αξιόπιστα σε σχέση με προσεγγίσεις πολλαπλών μεταβλητών. Βασιζόμενος στα αποτελέσματά του, κατέληξε στο συμπέρασμα ότι τα πολυμεταβλητά μοντέλα έχουν γενικά καλύτερη απόδοση από τα

μοντέλα ARIMA σε μεγάλο χρονικό ορίζοντα.

Τον Απρίλιο του 2014, διεξήχθη μια μελέτη (Mathur, 2014) η οποία καλύπτει δύο βασικά θέματα: πρώτον, τη μοντελοποίηση, όπου συζητήθηκε η σημασία μεταβλητών όπως οι εισροές κεφαλαίου, οι ροές παραγγελιών, η παρέμβαση της κεντρικής τράπεζας στη μοντελοποίηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Εκτίμησαν εμπειρικά τους συντελεστές επεξήγησης μεταβλητές μετά την αντιμετώπιση προβλημάτων αυτοσυσχέτισης και μοναδιαίας ρίζας. Διαπιστώθηκε ότι μόνο οι μεταβλητές ροής παραγγελιών, το προθεσμιακό ασφάλιστρο, το εμπορικό ισοζύγιο, η προσφορά χρήματος και η παραγωγή έχουν σημαντική επίδραση στη συναλλαγματική ισοτιμία. Έλεγξαν επίσης οποιαδήποτε μακροπρόθεσμη σχέση μεταξύ των μεταβλητών και διαπιστώθηκε ότι μόνο η προσφορά χρήματος και η παραγωγή έχουν μακροχρόνια σχέση με τη συναλλαγματική ισοτιμία. Όλες οι σημαντικές μεταβλητές παρουσιάζουν πολύ μικρή επίδραση στη συναλλαγματική ισοτιμία εκτός από το προθεσμιακό ασφάλιστρο. Οι εμπειρικές σχέσεις μεταξύ των μεταβλητών και της συναλλαγματικής ισοτιμίας υποστηρίζουν τις θεωρητικές σχέσεις. Δεύτερον, η πρόβλεψη της συναλλαγματικής ισοτιμίας, προβλέφθηκε η συναλλαγματική ισοτιμία χρησιμοποιώντας τα μοντέλα VAR, OLS, ARIMA για τρεις διαφορετικές περιόδους δειγμάτων. Βρέθηκε ότι το μοντέλο VAR παρέχει πιο ακριβείς προβλέψεις από το OLS και το ARIMA καθώς έχει πολύ χαμηλό Theil's U και RMSE για όλα τα διαστήματα. Χρησιμοποιώντας το μοντέλο VAR προβλέφθηκαν επίσης εκτός δείγματος για περιόδους από τον Ιανουάριο 2014 έως τον Ιούνιο 2014 (Mathur, 2014).

## Κεφάλαιο 4<sup>ο</sup>: Μεθοδολογία

### 4.1 Μοντέλο ARIMA

Το μοντέλο Box-Jenkins (ARIMA) είναι θεωρητικά η πιο γενική κατηγορία μοντέλων για την πρόβλεψη χρονοσειρών και έγινε πρώτα δημοφιλές από τους Box και Jenkins (1970). Το ARIMA(p, d, q) αγνοεί πλήρως τις ανεξάρτητες μεταβλητές και υποθέτει ότι οι παλαιότερες τιμές της σειράς μαζί με τους προηγούμενους όρους σφάλματος περιέχουν πληροφορίες για τους σκοπούς της πρόβλεψης. Οι ακέραιοι αριθμοί αναφέρονται στα Αυτοσυσχετιζόμενα (AR), Ενσωματωμένα (I) και Κινητά Μέσα (MA)

του συνόλου δεδομένων αντίστοιχα. Τα μοντέλα εφαρμόζονται σε ορισμένες περιπτώσεις σε δεδομένα που δείχνουν στοιχεία μη στάσιμα τα οποία μπορεί να επιτευχθούν μετασχηματίζοντάς τα όπως με διαφοροποίηση και καταγραφή. Το μοντέλο λαμβάνει υπόψη ιστορικά δεδομένα και τα αναλύει σε διαδικασία AR, όπου υπάρχει μνήμη των παρελθόντων γεγονότων, μια ενσωματωμένη διαδικασία, η οποία λαμβάνει υπόψη τη σταθερότητα, κάνοντας την πρόβλεψη ευκολότερη, και ένα MA των σφαλμάτων πρόβλεψης, με αποτέλεσμα όσο μεγαλύτερα είναι τα ιστορικά δεδομένα, τόσο πιο ακριβείς θα είναι οι προβλέψεις, καθώς μαθαίνει με την πάροδο του χρόνου. Τα μοντέλα ARIMA ισχύουν μόνο για σταθερές σειρές δεδομένων, όπου ο μέσος όρος, η διακύμανση και η αυτοσυσχέτιση παραμένουν σταθερά μέσω στο χρόνο.

Η αυτοσυσχετιζόμενη διαδικασία AR εκφράζει μια εξαρτημένη μεταβλητή ως συνάρτηση των παλαιότερων τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής. Μια διαδικασία τάξης  $p$  έχει τη μορφή:

$$y_t = \alpha + \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 y_{t-2} + \dots + \varphi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Όπου  $Y_t$  είναι η εξαρτημένη μεταβλητή που προβλέπεται τη χρονική στιγμή  $t$ . Τα  $y_{t-1}$ ,  $y_{t-2}$ , ...,  $y_{t-p}$  είναι οι μεταβλητές απόκρισης σε χρονικές υστερήσεις  $t-1$ ,  $t-2$ , ...,  $t-p$ .  $\alpha = \mu(1 - \varphi_1 - \dots - \varphi_p)$ .  $\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_p$  είναι οι συντελεστές που πρέπει να εκτιμηθούν.  $\varepsilon_t$  είναι ο όρος σφάλματος τη στιγμή  $t$  με μέσο όρο μηδέν και σταθερή διακύμανση. Χρησιμοποιώντας τον τελεστή backshift μπορούμε να γράψουμε το μοντέλο AR( $p$ ) ως:

$$(1 - \varphi_1 B - \varphi_2 B^2 - \dots - \varphi_p B^p) y_t = \varphi(B) y_t = \varepsilon_t \quad (2)$$

Το μοντέλο κινητού μέσου όρου της τάξης MA( $q$ ) ορίζεται ως:

$$y_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (3)$$

Όπου  $q$  είναι ο αριθμός των υστερήσεων στον κινητό μέσο όρο και τα  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$  είναι παράμετροι που πρέπει να εκτιμηθούν. Ο τελεστής κινούμενου μέσου δίνεται από:

$$\theta(B) = \theta_1 B + \theta_2 B^2 + \dots + \theta_q B^q \quad (4)$$

Για τη δημιουργία ενός μοντέλου ARMA, ξεκινάμε με μια οικονομετρική εξίσωση χωρίς ανεξάρτητες μεταβλητές  $Y_t = \beta_0 + \varepsilon_t$  και προσθέτουμε σε αυτό τόσο τη διαδικασία AR όσο και τη διαδικασία MA.

$$y_t = \beta_0 + \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 y_{t-2} + \dots + \varphi_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (5)$$

Όπου  $\beta_0 + \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 y_{t-2} + \dots + \varphi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$  είναι το  $AR(p)$ , και  $\theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$  είναι το  $MA(q)$ . Τα  $\varphi_s$  και  $\theta_s$  είναι οι συντελεστές των αυτοσυσχετιζόμενων και των κινούμενων μέσων διαδικασιών αντίστοιχα.

Το ολοκληρωμένο ARMA ή ARIMA μοντέλο είναι μια ευρύτερη κατηγορία του μοντέλου ARMA που περιλαμβάνει έναν όρο διαφοροποίησης. Μια διαδικασία λέγεται ότι είναι ARIMA(p,d,q) αν

$$\nabla^d y_t = (1 - B)^d y_t \quad (6)$$

είναι ένα ARMA (p,q):

$$\varphi(B) (1 - B)^d y_t = \theta(1 - B)\varepsilon_t$$

Το μοντέλο ARIMA (1,1) γράφεται ως εξής:

$$y_t = \beta_0 + \varphi y_{t-1} + \theta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Η εξίσωση πρέπει να υποθέσει σταθερότητα πριν εφαρμοστεί σε μια χρονοσειρά. Στην περίπτωση της μη στάσιμης χρονοσειράς, λαμβάνονται διαδοχικές διαφορές μέχρι η σειρά να γίνει στάσιμη. Στην πράξη, οι διαφορές σπανίως είναι περισσότερες από δύο.

Ο στόχος αυτής της μεθοδολογίας είναι να βρει το πιο κατάλληλο μοντέλο ARIMA(p,d,q) και να το χρησιμοποιήσει για προβλέψεις. Χρησιμοποιεί ένα επαναληπτικό σχήμα με έξι στάδια:

- i. Προκαθορισμός της τάξης διαφοροποίησης d (ή επιλογή άλλου μετασχηματισμού)
- ii. Προκαθορισμός των τάξεων p και q
- iii. Εκτίμηση των παραμέτρων
- iv. Επικύρωση (Validation)
- v. Επιλογή μοντέλου
- vi. Πρόβλεψη

### **Data Validation**

Για να ελεγχθούν τα δεδομένα χρησιμοποιώντας μοντέλα χρονοσειρών, πρέπει να είναι στάσιμα. Εάν τα αρχικά δεδομένα βρεθούν ότι δεν είναι στάσιμα, πρέπει να υποστούν



κάποιο μετασχηματισμό πρώτα. Τα στατιστικά και η κατανομή της χρονοσειράς θα ελεγχθούν μέσω του συντελεστή κλίσης και κύρτωσης, κανονικών πιθανοτήτων και μέσω του ελέγχου κανονικότητας, για τον έλεγχο της παρουσίας τυπικών στιλιζαρισμένων γεγονότων.

### **Έλεγχος στασιμότητας των χρονοσειρών**

Για να μοντελοποιήσουμε τη σειρά, ελέγχουμε τη δομή των δεδομένων προκειμένου να αποκτήσουμε μια προκαταρκτική γνώση σχετικά με τη στασιμότητα της σειράς. Αν υπάρχει τάση ή εποχικό μοτίβο. Μια χρονοσειρά θεωρείται στάσιμη εάν τόσο ο μέσος όσο και η διακύμανση παραμένουν σταθερά με την πάροδο του χρόνου. Ένα γράφημα χρονοσειράς προτείνεται για να καθοριστεί εάν απαιτείται κάποια διαφοροποίηση πριν από την εκτέλεση των επίσημων δοκιμών. Εάν τα δεδομένα δεν είναι σταθερά, κάνουμε μετασχηματισμό λογαρίθμου ή παίρνουμε την πρώτη (ή υψηλότερη) τάξη διαφορά της σειράς δεδομένων, η οποία μπορεί να οδηγήσει σε μια σταθερή χρονοσειρά. Αυτή η διαδικασία θα επαναληφθεί μέχρι τα δεδομένα να μην παρουσιάζουν καμία εμφανή απόκλιση από τη σταθερότητα. Οι φορές διαφοροποίησης των δεδομένων υποδεικνύονται από την παράμετρο  $d$  στο μοντέλο ARIMA  $(p,d,q)$ . Στη συνέχεια χρησιμοποιείται ένα διευρυμένο τεστ Dickey-Fuller (ADF Test) για να καθορίσει τη σταθερότητα των δεδομένων.

### **Augmented Dickey-Fuller Test (ADF Test)**

Το τεστ ADF χρησιμοποιείται για να ελέγξει την ύπαρξη μοναδικής ρίζας. Η διαδικασία ελέγχου για το τεστ ADF είναι η ίδια με αυτή του τεστ Dickey-Fuller, αλλά εφαρμόζεται στο μοντέλο. Ένας τυχαίος περίπατος με ορίζοντα και τάση αντιπροσωπεύεται ως:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

όπου  $\alpha$  είναι ο σταθερός όρος,  $\beta$  είναι ο συντελεστής τάσης,  $\gamma$  είναι ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης,  $\Delta y_{t-1}$  είναι η πρώτη διαφορά της σειράς στον προηγούμενο χρόνο,  $\varepsilon_t$  είναι ο τυχαίος όρος, και  $\delta_1, \dots, \delta_p$  είναι οι συντελεστές των προηγούμενων διαφορών.

Η τιμή της στατιστικής του ελέγχου υπολογίζεται ως εξής:

$$\tau = \frac{\hat{\gamma}}{\hat{\sigma}_\gamma} \quad (9)$$

Η μηδενική υπόθεση για ένα τεστ ADF είναι  $H_0 : \theta=0$  έναντι  $H_1 : \theta<0$ , όπου το  $H_0$

αναφέρεται στη μηδενική υπόθεση (έχει μοναδική ρίζα) και το  $H_1$  αναφέρεται στο ότι δεν έχει μοναδική ρίζα. Η τιμή του στατιστικού  $t$  συγκρίνεται με την αντίστοιχη κρίσιμη τιμή για το Τεστ Dickey-Fuller. Εάν το στατιστικό είναι μικρότερο από την κρίσιμη τιμή, απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση και συμπεραίνουμε ότι δεν υπάρχει μοναδική ρίζα. Το τεστ ADF δεν ελέγχει άμεσα για στασιμότητα, αλλά έμμεσα μέσω της ύπαρξης (ή απουσίας) μιας μοναδιαίας ρίζας.

Κανόνας απόφασης:

- Εάν  $t^* >$  Κρίσιμης τιμής ADF, τότε απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση, δηλαδή υπάρχει μοναδιαία ρίζα.
- Εάν  $t^* <$  Κρίσιμης τιμής ADF, τότε δεν απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση, δηλαδή δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα.

Χρησιμοποιώντας το συνηθισμένο όριο του 5%, η διαφοροποίηση είναι απαραίτητη εάν η τιμή  $p$  είναι μεγαλύτερη από 0.05.

### Correlograms

Εκτός από τις γραφικές δοκιμές της σταθερότητας, εφαρμόζονται και τυπικά σχήματα δοκιμών μέσω της συνάρτησης αυτοσυσχέτισης (ACF), των μερικών συναρτήσεων αυτοσυσχέτισης (PACF). Τα correlograms εξετάζουν τα δεδομένα της χρονοσειράς με το να σχεδιάζουν την ACF και την PACF προκειμένου να προσπαθήσουν να πάρουν τη λειτουργική μορφή των δεδομένων. Η ACF αντιπροσωπεύει το βαθμό συνεπείας σε αντίστοιχες υστερήσεις των μεταβλητών. Η συσχέτιση μεταξύ δύο τιμών της ίδιας μεταβλητής στο χρόνο  $X_i$  και  $X_{i+k}$ . Η PACF μετρά το ποσό της συσχέτισης μεταξύ δύο μεταβλητών που δεν εξηγείται από τις αμοιβαίες τους συσχετίσεις με ένα συγκεκριμένο σύνολο άλλων μεταβλητών. Η ACF θα χρησιμοποιηθεί για τον προσδιορισμό της τάξης της διαδικασίας MA, ενώ η PACF θα προσδιορίσει την τάξη του μοντέλου AR. Τα κύρια διακριτικά χαρακτηριστικά των θεωρητικών ACF και PACF για στατικές διεργασίες παρουσιάζονται παρακάτω.

Διαδικασία	ACF	PACF
AR	Αποκλίνει προς το μηδέν (εκθετική υποχώρηση ή αποσβεννυόμενος ημιτονοειδής κυματώδης)	Διακόπτεται στο μηδέν (μετά το χρονικό καθυστέρημα $q$ )

MA	Διακόπτεται στο μηδέν (μετά το χρονικό καθυστέρημα q)	Αποκλίνει προς το μηδέν (εκθετική υποχώρηση ή αποσβεννυόμενος ημιτονοειδής κυματώδης)
----	---	---

Εάν η αρχική σειρά ή η σειρά με διαφοροποίηση αποδειχθεί μη σταθερή, θα γίνουν κατάλληλες μετατροπές για την επίτευξη σταθερότητας. Διαφορετικά, θα προχωρήσουμε στο επόμενο στάδιο, όπου θα επιλεγούν προκαταρκτικές τιμές για τα  $p$  και  $q$ .

### Εκτίμηση και επιλογή τάξης

Αφού έχει ταυτοποιηθεί η τάξη του μοντέλου (δηλαδή, οι τιμές των  $p$ ,  $d$  και  $q$ ), πρέπει να εκτιμήσουμε τις παραμέτρους  $\phi$ ,  $\beta$  και  $\theta$ . Η μέθοδος Box Jenkins θα εφαρμοστεί παρατηρώντας την αυτοσυσχέτιση της χρονοσειράς. Συνεπώς, οι ACF και PACF είναι κρίσιμες για τον καθορισμό του ARIMA μοντέλου. Υπάρχουν τρεις κανόνες για τον προσδιορισμό του μοντέλου ARIMA( $p, q, d$ ):

- Εάν το γράφημα του ACF αποκοπεί μετά από την υστέρηση  $n$  και ο PACF μειώνεται, τότε προσδιορίζουμε το MA( $q$ ), με αποτέλεσμα το μοντέλο ARIMA(0,  $d$ ,  $n$ ).
- Εάν το γράφημα του ACF μειώνεται και το PACF διακοπεί μετά από την υστέρηση  $n$ , τότε προσδιορίζουμε το AR( $p$ ), με αποτέλεσμα το μοντέλο ARIMA( $n$ ,  $d$ , 0).
- Εάν το γράφημα του ACF και το PACF μειώνονται, τότε πρόκειται για μεικτό μοντέλο ARIMA, και είναι απαραίτητη η διαφοροποίηση.

Κατά την εφαρμογή ενός μοντέλου ARIMA, η έννοια της οικονομίας είναι σημαντική, όπου το μοντέλο θα πρέπει να έχει το λιγότερο δυνατόν περισσότερες παραμέτρους, αλλά να είναι ακόμα ικανό να εξηγήσει τη σειρά (οι τιμές των  $p$  και  $q$  θα πρέπει να είναι 2 ή λιγότερες). Όσο περισσότερες οι παράμετροι, τόσο περισσότερος θόρυβος μπορεί να εισαχθεί στο μοντέλο και, συνεπώς, η μεγαλύτερη τυπική απόκλιση. Επιπλέον, εφαρμόζονται οι παρακάτω μέθοδοι: Μέθοδος Μέγιστης Πιθανοφάνειας (MLE), Κριτήριο Πληροφοριών Akaike (AIC) και Κριτήριο Πληροφοριών Bayesian (BIC).

### Maximum likelihood estimation

Η εκτίμηση μέγιστης πιθανοφάνειας (Maximum Likelihood Estimation - MLE) θα

χρησιμοποιηθεί για την εκτίμηση του μοντέλου ARIMA. Αυτή η τεχνική βρίσκει τις τιμές των παραμέτρων που μεγιστοποιούν την πιθανότητα να προκύψουν τα δεδομένα που έχουμε παρατηρήσει. Για τα μοντέλα ARIMA, η MLE είναι πολύ παρόμοια με τις εκτιμήσεις μικρότερων τετραγώνων. Σε μια τυπική γκαουσιανή κατανομή, η συνάρτηση πιθανοφάνειας είναι:

$$\log L = -\frac{T}{2} \log \log(2\pi) - \frac{T}{2} \log \delta^2 - \frac{1}{2\delta^2} \sum_{t=1}^T e_t^2 \quad (10)$$

όπου  $T$  είναι ο χρόνος  $t=1, \dots, T$  των ιστορικών δεδομένων,  $e_t$  είναι το σφάλμα και  $\sigma^2$  είναι η σταθερή διακύμανση αντίστοιχα. Το log-πιθανοφάνειας αναφέρει το λογάριθμο της πιθανότητας τα παρατηρούμενα δεδομένα να προέρχονται από το εκτιμηθέν μοντέλο. Επιλέγουμε το μοντέλο όπου το log-πιθανοφάνειας είναι μέγιστο.

### Κριτήρια Πληροφορίας

Το Κριτήριο Πληροφοριών του Akaike (AIC) είναι χρήσιμο για τον προσδιορισμό της τάξης ενός μοντέλου ARIMA. Χρησιμοποιείται για να συγκρίνει μοντέλα που προσαρμόζονται στην ίδια σειρά. Μπορεί να γραφτεί ως:

$$AIC = -2\ln L + 2N \quad (11)$$

όπου  $L$  είναι η πιθανότητα των δεδομένων. Ο όρος  $N$  αντιπροσωπεύει τον αριθμό των παραμέτρων στο μοντέλο (συμπεριλαμβανομένου του  $\sigma^2$ , της διασποράς των υπολοίπων). Ο αρχικός ορισμός του AIC προσθέτει ένα γραμμικό όρο ποινής για τον αριθμό των ελεύθερων παραμέτρων, αλλά το AICc προσθέτει ένα δεύτερο όρο για να λάβει υπόψη το μέγεθος του δείγματος, καθιστώντας το πιο κατάλληλο για μικρότερα μεγέθη δείγματος.

Το κριτήριο πληροφοριών Bayesian (BIC) μπορεί να γραφτεί ως

$$BIC = AIC + N \log(T) \quad (12)$$

Το BIC κατά κανόνα επιβάλλει περισσότερη ποινή στις ελεύθερες παραμέτρους σε σύγκριση με το AIC, αν και αυτό εξαρτάται από το μέγεθος του  $n$  και  $k$ . Καλά μοντέλα προκύπτουν με την ελαχιστοποίηση είτε του AIC, AICc ή BIC και την μέγιστη αύξηση του log-likelihood. Η προτίμησή μας είναι να χρησιμοποιήσουμε το μοντέλο με το χαμηλότερο AICc και το μεγαλύτερο log-likelihood.

## **Εκτίμηση των παραμέτρων**

Για να εκτιμηθούν οι παράμετροι, εκτελούμε τα επιλεγμένα μοντέλα όπως οδηγούνται από τη λογική πιθανοφάνειας, το τυπικό σφάλμα και τις τιμές του AICc. Το αποτέλεσμα θα παρέχει την εκτίμηση κάθε στοιχείου του μοντέλου. Επιλέγουμε τις παραμέτρους με το μικρότερο τυπικό σφάλμα στο Root Mean Square Error (RMSE), Root Mean Square Percent Error (RMSPE) και Mean Absolute Error (MAE).

## **Διαγνωστικός Έλεγχος**

Τα εκτιμηθέντα μοντέλα θα θεωρηθούν κατάλληλα εάν προσομοιώνουν τυπικά την ιστορική συμπεριφορά καθώς και αποτελούν καινοτομίες λευκού θορύβου. Η ιστορική συμπεριφορά θα ελεγχθεί από το ACF και το PACF των εκτιμηθέντων σειρών, και θα επιλεγεί αυτό που καλύτερα περιγράφει την προσωρινή εξάρτηση, δηλαδή τα μοντέλα των οποίων τα υπολείμματα δεν δείχνουν σημαντικές υστερήσεις. Οι καινοτομίες λευκού θορύβου θα δοκιμαστούν μέσω μιας σειράς διαγνωστικών δοκιμών βασισμένων στα εκτιμηθέντα υπολείμματα. Το τεστ Ljung-Box θα χρησιμοποιηθεί επίσης για να επαληθευτεί εάν η αυτοσυσχέτιση μιας χρονοσειράς είναι διαφορετική από το μηδέν. Εάν το αποτέλεσμα απορρίπτει την υπόθεση, αυτό σημαίνει ότι τα δεδομένα είναι ανεξάρτητα και χωρίς συσχέτιση. Σε διαφορετική περίπτωση, παραμένει ακολουθιακή συσχέτιση στη σειρά και το μοντέλο χρειάζεται τροποποίηση.

## **Πρόβλεψη**

Η απόδοση πρόβλεψης των διαφόρων τύπων μοντέλων ARIMA θα συγκριθεί με τον υπολογισμό στατιστικών όπως το AIC, το Root Mean Square Error (RMSE), το Root Mean Square Percent Error (RMSPE), και το Mean Absolute Error (MAE). Όσο μικρότερες οι στατιστικές τιμές, τόσο καλύτερο το μοντέλο. Με βάση αυτά τα επιλεγμένα κριτήρια επιλογής και αξιολόγησης έχουν συναχθεί συμπεράσματα. Τέλος, πραγματοποιούμε έλεγχο διαγνωστικού ελέγχου για να διασφαλίσουμε ότι το επιλεγμένο μοντέλο προσαρμόζεται καλύτερα. Εδώ συγκρίνουμε τις προβλεπόμενες τιμές με τις πραγματικές τιμές και ελέγχουμε τον σχετικό σφάλμα. Ο στατιστικός Ljung-Box, επίσης γνωστός ως τροποποιημένος στατιστικός Box-Pierce, παρέχει ένδειξη εάν το μοντέλο έχει σωστά καθοριστεί. Μια τιμή μικρότερη από 0.05 σημαίνει ότι υπάρχει δομή στην παρατηρούμενη σειρά που δεν λαμβάνεται υπόψη από το μοντέλο. Η σχεδίαση των καταλοίπων του εκτιμηθέντος μοντέλου είναι ένας χρήσιμος διαγνωστικός έλεγχος,

ελέγχοντας την απαίτηση του λευκού θορύβου των καταλοίπων. Το ACF και το PACF των καταλοίπων για την προβλεπόμενη σειρά της συναλλαγματικής ισοτιμίας θα εξεταστούν μέχρι τα κατάλοιπα να μην μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να βελτιώσουν την πρόβλεψη.

## 4.2 Μοντέλο VAR

Το μοντέλο Vector Autoregression (VAR), που προτάθηκε από τον Sims (Sims, 1980), είναι ένα από τα πιο επιτυχημένα, ευέλικτα και εύκολα στη χρήση μοντέλα για την ανάλυση πολυδιάστατων χρονοσειρών. Εφαρμόζεται για να κατανοήσει την αμοιβαία επιρροή μεταξύ πολλαπλών χρονοσειρών. Τα μοντέλα VAR επεκτείνουν το μονομεταβλητικό αυτοπαλινδρομικό (AR) μοντέλο σε δυναμικές πολυμεταβλητές χρονοσειρές, επιτρέποντας περισσότερες από μία εξελισσόμενες μεταβλητές. Όλες οι μεταβλητές σε ένα μοντέλο VAR εξετάζονται συμμετρικά σε δομικό επίπεδο. Κάθε μεταβλητή έχει μια εξίσωση που εξηγεί την εξέλιξή της με βάση τις δικές της υστερήσεις και τις υστερήσεις των άλλων μεταβλητών του μοντέλου (Enders, 2003).

Ας ορίσουμε το  $Y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt})'$  να υποδηλώνει ένα διάνυσμα (διαστάσεων  $n \times 1$ ) μεταβλητών χρονοσειράς. Ένα μοντέλο VAR με  $p$  υστερήσεις μπορεί να εκφραστεί ως εξής:

$$y_t = \mu + \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad t=1, \dots, T \quad (13)$$

Όπου  $\Phi_j$  είναι μια πίνακας συντελεστών διαστάσεων  $n \times n$  για  $j=1, 2, \dots, p$ ,  $\varepsilon_t$  είναι ένα διάνυσμα σφάλματος με μηδενικό μέσο όρο και  $\mu$  είναι ένα διάνυσμα σταθερών (intercept) διαστάσεων  $n \times 1$ .

Οι εκτιμήσεις  $\Phi_j$  περιέχουν πληροφορίες σχετικά με τις βραχυπρόθεσμες προσαρμογές, ενώ το  $\mu$  περιέχει πληροφορίες για τις μακροπρόθεσμες προσαρμογές στις μεταβολές του  $y_t$ .

### Data Validation

Αρχικά ελέγχουμε τη στασιμότητα για όλα τα σύνολα δεδομένων. Εάν τα δεδομένα είναι σταθερά, τότε έχουμε ένα μη περιορισμένο VAR. Εάν δεν είναι σταθερά, τότε τα δεδομένα πρέπει να τροποποιηθούν για να επιτραπεί η συνέπεια στην εκτίμηση των

σχέσεων μεταξύ των σειρών. Αυτό μπορεί να γίνει μέσω του λογαρίθμου ή της διαφοροποίησης.

### **Έλεγχος της στασιμότητας των χρονοσειρών**

Οι Sim, et al (Sim, Stock, & Watson, 1990) προτείνουν ότι οι μη στάσιμες χρονοσειρές είναι ακόμα εφικτές στη μοντελοποίηση VAR. Ωστόσο, στην πράξη, η χρήση μη στάσιμων χρονοσειρών στη μοντελοποίηση VAR είναι προβληματική όσον αφορά τη στατιστική εκτίμηση, δεδομένου ότι οι τυπικές στατιστικές δοκιμές που χρησιμοποιούνται για εκτίμηση βασίζονται στην προϋπόθεση ότι όλες οι χρονοσειρές που χρησιμοποιούνται πρέπει να είναι στάσιμες. Εάν έχουμε μια μη στάσιμη χρονοσειρά, δεν είναι καλή ιδέα να γίνει παλινδρόμηση μιας χρονοσειράς στην άλλη. Ακόμη κι αν είναι ανεξάρτητες, το μεγαλύτερο μέρος των σημείων θα είναι σημαντικά συσχετισμένα μεταξύ τους. Αν προσαρμόσουμε ένα OLS, η παράμετρος  $\beta$  θα φαίνεται στατιστικά σημαντική, ακόμα κι αν είναι ανεξάρτητες (ψευδής παλινδρόμηση). Προσπαθούμε να αποφύγουμε την παλινδρόμηση διεργασιών που είναι  $I(1)$  (μη στάσιμες) μεταξύ τους.

### **Ταυτοποίηση Μοντέλου**

Είναι γνωστό ότι όσο περισσότερες είναι οι υστερήσεις, τόσο λιγότεροι είναι οι βαθμοί ελευθερίας. Όταν καθορίζουμε τον αριθμό των υστερήσεων, επιλέγουμε αυτήν με την ελάχιστη τιμή του AIC και του SC. Αν οι τιμές του AIC και του SC δεν ελαχιστοποιούνται χρησιμοποιώντας το ίδιο μοντέλο, αντί αυτού εφαρμόζουμε ένα τεστ αναλογίας πιθανοτήτων (likelihood-ratio - LR) (Johansen, 1995). Το LR-στατιστικό μπορεί να εκφραστεί ως εξής:

$$LR = -2 (\log L_{(k)} - \log L_{(k+1)}) \sim \chi^2(n^2) \quad (14)$$

Όπου  $k$  είναι η τάξη της υστέρησης,  $L$  είναι η μέγιστη πιθανοφάνεια του μοντέλου και  $n$  είναι ο αριθμός των μεταβλητών. Αν  $LR \leq \chi^2_{\alpha}$ , δεν απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι όλα τα στοιχεία στον πίνακα συντελεστών είναι μηδέν. Τότε μπορούμε να μειώσουμε την τάξη υστέρησης μέχρι να απορριφθεί η μηδενική υπόθεση.

### **Εκτίμηση παραμέτρων και διάγνωση μοντέλου**

Παρόλο που η δομή του μοντέλου VAR φαίνεται πολύπλοκη, η εκτίμηση των παραμέτρων δεν είναι δύσκολη. Οι πιο συνηθισμένες μέθοδοι είναι ο Εκτιμητής Μέγιστης Πιθανοφάνειας (MLE) και ο Εκτιμητής Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS). Όπως και στη μοντελοποίηση ARIMA, εφαρμόζεται ένα τεστ Q για να ελεγχθεί εάν τα υπολείμματα των μοντέλων VAR είναι λευκός θόρυβος.

### 4.3 Σύγκριση Μοντέλων

Για τον σκοπό της εύρεσης ενός μοντέλου με καλύτερη ικανότητα πρόβλεψης θα συγκρίνουμε την απόδοση των δύο μοντέλων. Τα ποσοστιαία σφάλματα και τα μέσα απόλυτα ποσοστιαία σφάλματα (MAPE) χρησιμοποιούνται για την αξιολόγηση της απόδοσης διαφορετικών αυτοπαλινδρομικών μοντέλων. Το MAPE μπορεί να εκφραστεί ως εξής:

$$\text{MAPE} = \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \text{abs}(\hat{y}_t - y_t) / y_t \right] * 100\% \quad (15)$$

όπου  $\hat{y}_t$  η προβλεπόμενη τιμή και  $y_t$  η πραγματική τιμή, και το n υποδηλώνει τον αριθμό των προσαρμοσμένων σημείων. Επιλέγεται το μοντέλο με το μικρότερο σφάλμα.

## Κεφάλαιο 5<sup>ο</sup>: Εμπειρική Ανάλυση

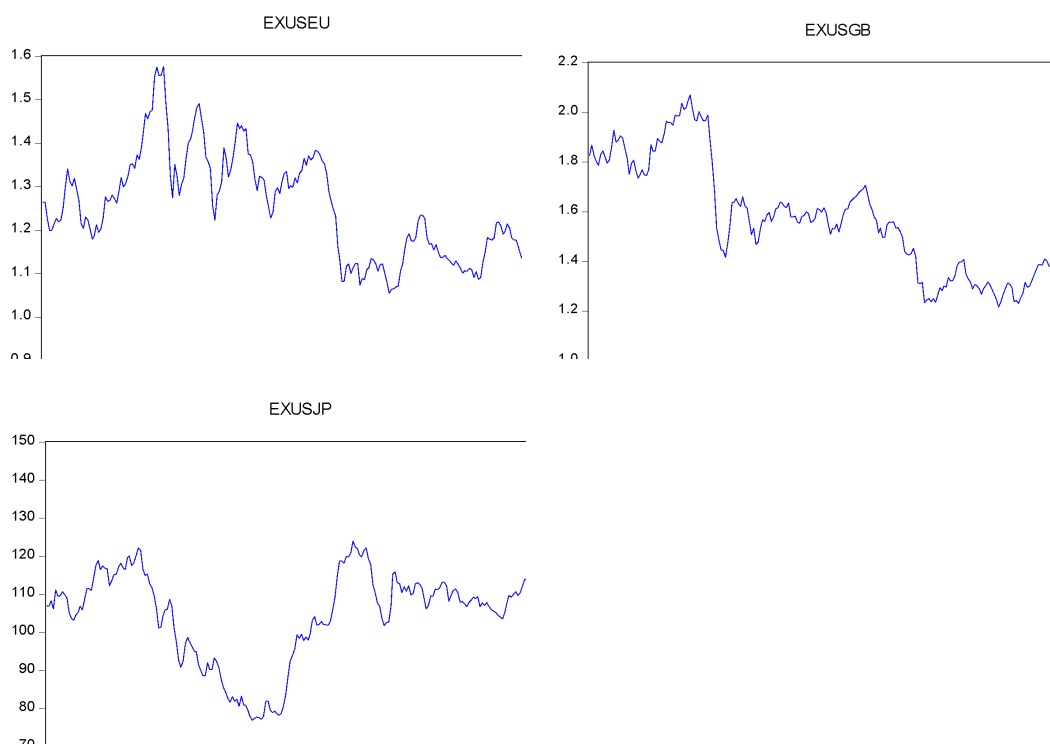
### 5.1 Δεδομένα

Αυτή η μελέτη χρησιμοποιεί μηνιαία δεδομένα για τρεις κύριες συναλλαγματικές ισοτιμίες που καλύπτουν την περίοδο 2004:01 με 2022:12. Συγκεκριμένα, αντλήθηκαν στοιχεία για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες του Αμερικανικού δολαρίου με τη λίρα Στερλίνα της Βρετανίας (USD/ GBP), το ευρώ της Ευρωπαϊκής Ένωσης (USD/ EUR) και το Yen της Ιαπωνίας (JPY/USD).

Τα μηνιαία δεδομένα για τις τρεις συναλλαγματικές ισοτιμίες εμφανίζονται στο Πίνακα 1. Όπως φαίνεται στο πίνακα, κάθε νόμισμα δείχνει διαφορετικά μοτίβα κίνησης. Για παράδειγμα, το Αμερικάνικο δολάριο έναντι του ευρώ έφτασε στο χαμηλότερο σημείο το 2022. Η λίρα Στερλίνα της Βρετανίας παρουσίασε τάση ανατίμησης πριν από το 2014 και μετά το 2014 παρουσίασε τάση υποτίμησης, το γεν



έχει σαφή τάση ανατίμησης μετά το 2012 και η τάση ανατίμησης παραμένει μέχρι τώρα.



Πίνακας 1. Γραφική Παράσταση των Συναλλαγματικών Ισοτιμιών

Οι ανεξάρτητες μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν για την πρόβλεψη των συναλλαγματικών ισοτιμιών είναι οι εξής:

- Η διαφορά των επιτοκίων Libor (3-month British Bankers` Association Libor)
- Η διαφορά της προσφοράς χρήματος (Monetary Aggregates and Their Components: Narrow Money and Components: M1 and Components: M1)
- Η διαφορά του εισοδήματος (Production: Industry: Total Industry Excluding Construction)

Όλα τα στοιχεία συλλέχθηκαν από τη βάση δεδομένων FRED του St. Louis (FRED Economic Data Economic Research Federal Reserve Bank of St. Louis) μέσω της ιστοσελίδας <https://fred.stlouisfed.org/>. Τα δεδομένα για τα επιτόκια Libor συλλέχθηκαν από την Ευρωπαϊκή Κεντρική Τράπεζα (European Central Bank) μέσω της ιστοσελίδας <https://data.ecb.europa.eu/data/datasets>. Για την επεξεργασία των δεδομένων χρησιμοποιήθηκε το Οικονομετρικό Πακέτο Eviews 10.

## 5.2 Πρόβλεψη Συναλλαγματικής Ισοτιμίας του Αμερικανικού δολαρίου με το ευρώ της Ευρωπαϊκής Ένωσης (USD/ EUR)

### Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας (Unit Root Test)

Για την εφαρμογή του ελέγχου μοναδιαίας ρίζας επιλέξαμε το κριτήριο των Augmented Dickey Fuller (ADF). Προχωρήσαμε σε έναν μαζικό έλεγχο ADF για κάθε μία από τις μεταβλητές. Στον Πίνακα 2 βλέπουμε τα αποτελέσματα του ελέγχου μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδα και με πρώτες διαφορές. Παρατηρούμε ότι στα επίπεδα η  $p$ -value  $> 0,05$ . Αυτό συνεπάγεται ότι αποδεχόμαστε τη μηδενική υπόθεση, κατά συνέπεια την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας και η χρονολογική σειρά μπορεί να θεωρηθεί μη στάσιμη διαδικασία. Σε αντίθεση με τις πρώτες διαφορές όπου η  $p$ -value  $< 0,05$  για όλες τις μεταβλητές με αποτέλεσμα να μην έχουν μοναδιαία ρίζα. Επομένως στις πρώτες διαφορές επιτυγχάνεται η στασιμότητα.

#### UNIT ROOT TEST RESULTS TABLE (ADF)

Null Hypothesis: the variable has a unit root

		<u>At Level</u>			
		DLIBUSEU	DM1USEU	DPRIUSEU	EXUSEU
With Constant	t-Statistic	-2.5048	1.4688	-3.6114	-2.0315
	<b>Prob.</b>	<b>0.1156</b>	<b>0.9992</b>	<b>0.0062</b>	<b>0.2732</b>
		n0	n0	***	n0
With Constant & Trend	t-Statistic	-2.6437	-0.4332	-3.5901	-3.0252
	<b>Prob.</b>	<b>0.2614</b>	<b>0.9858</b>	<b>0.0329</b>	<b>0.1277</b>
		n0	n0	**	n0
Without Constant & Trend	t-Statistic	-1.2122	3.6543	-1.1211	-0.5371
	<b>Prob.</b>	<b>0.2064</b>	<b>0.9999</b>	<b>0.2380</b>	<b>0.4834</b>
		n0	n0	n0	n0
		<u>At First Difference</u>			
		d(DLIBUSEU U)	d(DM1USEU U)	d(DPRIUSEU U)	d(EXUSEU)
With Constant	t-Statistic	-6.7147	-15.1003	-9.0769	-11.0320
	<b>Prob.</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>
		***	***	***	***
With Constant & Trend	t-Statistic	-6.7165	-15.3316	-9.0655	-11.0215
	<b>Prob.</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>
		***	***	***	***
Without Constant & Trend	t-Statistic	-6.7178	-14.4233	-9.0975	-11.0490
	<b>Prob.</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>
		***	***	***	***

Πίνακας 2. Αποτελέσματα ελέγχου Augmented Dickey Fuller (ADF).

Δημιουργούμε νέες μεταβλητές με τις πρώτες διαφορές τους:

Μεταβλητέ ς	Πρώτες Διαφορές Μεταβλητών
EXUSEU	EXUSEU1
DLIBUSEU	DLIBUSEU1
DM1USEU	DM1USEU1
DPRIUSEU	DPRIUSEU1

### **Μοντέλο ARIMA (Box – Jenkins)**

Παρακάτω ακολουθεί η ανάπτυξη ενός μοντέλου ARIMA ως προγνωστικό εργαλείο για τις τιμές των αποδόσεων των μηνιαίων τιμών της συναλλαγματικής Ισοτιμίας του Αμερικανικού δολαρίου με το ευρώ (USD/ EUR) με την τεχνική Box – Jenkins. Σύμφωνα με τη μεθοδολογία Box – Jenkins η ανάπτυξη του μοντέλου θα πραγματοποιηθεί ακολουθώντας τα εξής βήματα:

#### **1. Ταυτοποίηση (Identification)**

Σε αυτό το βήμα θα προσδιοριστεί εάν η χρονοσειρά είναι στάσιμη ή μη, μέσω των γραφημάτων αυτοσυσχετίσεων (ACF) και μερικών αυτοσυσχετίσεων (PACF) τα οποία θα δημιουργηθούν με τη βοήθεια του λογισμικού EViews 10. Σε αυτό το σημείο θα γίνει προσπάθεια καθορισμού της τιμής  $p$ , δηλαδή η τάξη της αυτοπαλίνδρομης διαδικασίας AR και ο καθορισμός της τιμής  $q$ , δηλαδή η τάξη της διαδικασίας κινητού μέσου MA.

Στον Πίνακα 3 απεικονίζεται ο πίνακας συσχετίσεων ACF και PACF με 36 lags.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.288	0.288	19.078	0.000
		2	0.035	-0.053	19.354	0.000
		3	0.057	0.068	20.115	0.000
		4	0.101	0.073	22.484	0.000
		5	0.004	-0.050	22.488	0.000
		6	-0.016	-0.002	22.547	0.001
		7	-0.223	-0.250	34.347	0.000
		8	-0.132	-0.002	38.466	0.000
		9	-0.094	-0.070	40.588	0.000
		10	-0.083	-0.028	42.250	0.000
		11	-0.164	-0.101	48.760	0.000
		12	-0.143	-0.078	53.674	0.000
		13	-0.120	-0.056	57.157	0.000
		14	-0.045	-0.047	57.652	0.000
		15	0.011	0.035	57.684	0.000
		16	0.114	0.101	60.864	0.000
		17	0.021	-0.052	60.978	0.000
		18	0.131	0.116	65.249	0.000
		19	0.159	0.031	71.546	0.000
		20	0.063	-0.062	72.539	0.000
		21	-0.069	-0.125	73.754	0.000
		22	0.048	0.048	74.349	0.000
		23	-0.048	-0.093	74.929	0.000
		24	-0.031	-0.014	75.180	0.000
		25	-0.089	-0.056	77.207	0.000
		26	-0.085	-0.020	79.090	0.000
		27	-0.061	0.017	80.053	0.000
		28	-0.026	-0.041	80.236	0.000
		29	-0.135	-0.068	84.986	0.000
		30	-0.074	-0.006	86.414	0.000
		31	-0.059	-0.043	87.348	0.000
		32	-0.026	-0.041	87.528	0.000
		33	-0.069	-0.090	88.808	0.000
		34	0.020	0.001	88.921	0.000
		35	0.126	0.094	93.233	0.000
		36	0.095	-0.033	95.680	0.000

Πίνακας 3. Γραφική αναπαράσταση συσχετίσεων της EXUSEU1

Όπως παρατηρούμε, η συνάρτηση των αυτοσυσχετίσεων (ACF) παρουσιάζει υψηλή τιμή για χρονική υστέρηση 1 (lag 1) ενώ στη συνέχεια φθίνει απότομα και πλησιάζει τιμές κοντά στο μηδέν. Αντίστοιχα, η συνάρτηση των μερικών αυτοσυσχετίσεων (PACF) παρουσιάζει υψηλή τιμή για χρονική υστέρηση 1 (lag 1), ενώ στη συνέχεια φθίνει πλησιάζοντας τιμές κοντά στο μηδέν. Ο έλεγχος αυτοσυσχετίσεων έγινε παίρνοντας την νέα μεταβλητή με τις πρώτες διαφορές όπου υπήρχε στασιμότητα.

Συνεχίζουμε με τον καθορισμό των τιμών p,d,q του μοντέλου ARIMA. Αρχικά, ο καθορισμός του αριθμού d, των διαφορών που απαιτούνται για να μετατραπεί η χρονοσειρά σε στάσιμη, είναι εύκολος καθώς γνωρίζουμε ότι έχουμε μια χρονοσειρά ολοκληρωμένη πρώτης τάξεως άρα ο αριθμός αυτός είναι το 1. Στη συνέχεια, με τη βοήθεια του Πίνακα 3 παρατηρούμε ότι οι συσχετίσεις που ξεπερνούν τα σύνορα του γραφήματος βρίσκονται στα 1,7 και 11 lags. Προς αποφυγήν μεγάλων τιμών p και q επιλέγουμε μόνο το 1 και το 4 lag.

Με αυτόν τον τρόπο επιτεύχθηκε ο καθορισμός των μοντέλων σε ARIMA (1,1,1),

ARIMA (1,1,7), ARIMA (7,1,1) και ARIMA (7,1,7). Έτσι, ολοκληρώθηκε το πρώτο βήμα της προσέγγισης Box-Jenkins πραγματοποιώντας την ταυτοποίηση του μοντέλου (Identification) και θα ακολουθήσει το επόμενο βήμα της μεθοδολογίας, η εκτίμηση (Estimation).

## 2. Εκτίμηση (Estimation)

Σε αυτό το βήμα θα γίνει η εκτίμηση των  $p$  παραμέτρων του αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος και των  $q$  παραμέτρων του υποδείγματος κινητού μέσου. Με τη βοήθεια του στατιστικού προγράμματος EViews 10 πραγματοποιούμε την εκτίμηση των μοντέλων ARIMA (1,1,1), ARIMA (1,1,7), ARIMA (7,1,1) και ARIMA (7,1,7) και έχουμε τα εξής αποτελέσματα:

Sample: 2004M02 2022M12  
 Included observations: 227  
 Convergence achieved after 28 iterations  
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000840	0.002422	-0.346942	0.7290
AR(1)	0.092670	0.144379	0.641852	0.5216
MA(1)	0.214804	0.157156	1.366821	0.1731
SIGMASQ	0.000674	4.87E-05	13.83618	0.0000
R-squared	0.087151	Mean dependent var		-0.000902
Adjusted R-squared	0.074870	S.D. dependent var		0.027237
S.E. of regression	0.026197	Akaike info criterion		-4.428428
Sum squared resid	0.153046	Schwarz criterion		-4.368076
Log likelihood	506.6265	Hannan-Quinn criter.		-4.404075
F-statistic	7.096686	Durbin-Watson stat		1.992155
Prob(F-statistic)	0.000142			
Inverted AR Roots	.09			
Inverted MA Roots	-.21			

Πίνακας 4. Εκτίμηση Εξίσωσης μοντέλου ARIMA(1,1,1)

Sample: 2004M02 2022M12  
 Included observations: 227  
 Convergence achieved after 13 iterations  
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000818	0.001733	-0.472082	0.6373
AR(1)	0.278964	0.057156	4.880733	0.0000
MA(7)	-0.264423	0.059418	-4.450186	0.0000
SIGMASQ	0.000637	4.94E-05	12.91134	0.0000
R-squared	0.136981	Mean dependent var		-0.000902
Adjusted R-squared	0.125370	S.D. dependent var		0.027237
S.E. of regression	0.025472	Akaike info criterion		-4.482389
Sum squared resid	0.144692	Schwarz criterion		-4.422038
Log likelihood	512.7512	Hannan-Quinn criter.		-4.458036
F-statistic	11.79836	Durbin-Watson stat		1.955730
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.28			
Inverted MA Roots	.83	.52+.65i	.52-.65i	-.18-.81i
	-.18+.81i	-.75+.36i	-.75-.36i	

Πίνακας 5. Εκτίμηση Εξίσωσης μοντέλου ARIMA(1,1,7)

Sample: 2004M02 2022M12  
 Included observations: 227  
 Convergence achieved after 12 iterations  
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000837	0.001815	-0.461495	0.6449
AR(7)	-0.228735	0.060498	-3.780881	0.0002
MA(1)	0.307192	0.063811	4.814118	0.0000
SIGMASQ	0.000639	5.09E-05	12.55126	0.0000
R-squared	0.134965	Mean dependent var		-0.000902
Adjusted R-squared	0.123328	S.D. dependent var		0.027237
S.E. of regression	0.025502	Akaike info criterion		-4.480555
Sum squared resid	0.145030	Schwarz criterion		-4.420204
Log likelihood	512.5430	Hannan-Quinn criter.		-4.456203

F-statistic	11.59773	Durbin-Watson stat	1.990164
Prob(F-statistic)	0.000000		
Inverted AR Roots	.73-.35i -.51-.63i	.73+.35i -.51+.63i	.18-.79i -.81
Inverted MA Roots	-.31		.18+.79i

Πίνακας 6. Εκτίμηση Εξίσωσης μοντέλου ARIMA(7,1,1)

Sample: 2004M02 2022M12  
Included observations: 227  
Convergence achieved after 15 iterations  
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000843	0.001133	-0.744092	0.4576
AR(7)	0.288230	0.169330	1.702179	0.0901
MA(7)	-0.551646	0.150031	-3.676874	0.0003
SIGMASQ	0.000685	5.40E-05	12.67845	0.0000
R-squared	0.072627	Mean dependent var		-0.000902
Adjusted R-squared	0.060152	S.D. dependent var		0.027237
S.E. of regression	0.026405	Akaike info criterion		-4.409879
Sum squared resid	0.155481	Schwarz criterion		-4.349527
Log likelihood	504.5212	Hannan-Quinn criter.		-4.385526
F-statistic	5.821434	Durbin-Watson stat		1.445367
Prob(F-statistic)	0.000758			
Inverted AR Roots	.84 -.19+.82i	.52+.65i -.75+.36i	.52-.65i -.75-.36i	-.19-.82i
Inverted MA Roots	.92 -.20-.90i	.57+.72i -.83-.40i	.57-.72i -.83+.40i	-.20+.90i

Πίνακας 7. Εκτίμηση Εξίσωσης μοντέλου ARIMA(7,1,7)

Για την επιλογή του κατάλληλου μοντέλου εξετάζουμε:

1. Τους όρους ARMA επιλέγοντας το μοντέλο με τους πιο σημαντικούς όρους (p-value<0,05)
2. Το SigmaSQ, το οποίο είναι ένα μέτρο αστάθειας. Επιλέγουμε το μικρότερο SigmaSQ.

3. Τις τιμές του Adjusted R-squared, όπου επιλέγουμε το υψηλότερο Adjusted R-squared.
4. Το Log Likelihood. Επιλέγουμε την μεγαλύτερη τιμή καθώς μεγιστοποιούμε τη συνάρτηση log-likelihood.
5. Τα κριτήρια επιλογής μοντέλου. Επιλέγουμε το μοντέλο με τα μικρότερα Akaike, Schwarz και Hannan-Quinn.

Στον Πίνακα 8 βλέπουμε συγκεντρωτικά τις τιμές των κριτηρίων. Εξετάζοντας τους παραπάνω όρους επιλέγουμε ως κατάλληλο μοντέλο το μοντέλο ARIMA (1,1,7).

Model Selection Criteria					
Criteria	Model				Best Model
	A) ARIMA (1,1,1)	B) ARIMA (1,1,7)	C) ARIMA (7,1,1)	D) ARIMA (7,1,7)	
AR p-value	0.5216	0.0000	0.0002	0.0901	B
MA p-value	0.1731	0.0000	0.0000	0.0003	B,C
SIGMASQ	0.000674	0.000637	0.000639	0.000685	B
Adjusted R-squared	0.074870	0.125370	0.123328	0.060152	B
Log likelihood	506.6265	512.7512	512.5430	504.5212	B
Akaike	-4.428428	-4.482389	-4.480555	-4.409879	B
Schwarz	-4.368076	-4.422038	-4.420204	-4.349527	B
Hannan-Quinn	-4.404075	-4.458036	-4.456203	-4.385526	B

Πίνακας 8. Συγκεντρωτικές τιμές κριτηρίων ARIMA

### 3. Διαγνωστικός Έλεγχος (Diagnostic Checking)

Σε αυτό το βήμα γίνεται έλεγχος καλής προσαρμογής του υποδείγματος, εάν δηλαδή το υπόδειγμα είναι κατάλληλο για τα δεδομένα μας. Πιο συγκεκριμένα, θα γίνει έλεγχος για το εάν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα του δείγματος και εάν αυτά



λειτουργούν ως μία διαδικασία λευκού θορύβου (white noise).

Ο έλεγχος θα πραγματοποιηθεί με τη βοήθεια του Ljung-Box test , τεστ το οποίο θα ελέγξει εάν υπάρχει στο δείγμα αυτοσυσχέτιση (serial correlation) σε επίπεδο συνολικών αυτοσυσχετίσεων. Εδώ η μηδενική υπόθεση  $H_0$  ορίζει τη μη ύπαρξη αυτοσυσχέτισης, ενώ η εναλλακτική υπόθεση ορίζει την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης.

Στον Πίνακα 9 βλέπουμε τα κατάλοιπα των αυτοσυσχετίσεων (ACF) και μερικών αυτοσυσχετίσεων (PACF). Παρατηρώντας όμως τις τιμές Q-Statistic και p-value βλέπουμε ότι τα αποτελέσματα των τιμών p-value είναι μεγαλύτερα του 5%. Επομένως γίνεται δεκτή η μηδενική υπόθεση η οποία ορίζει την μη ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα του μοντέλου ARIMA. Αυτό είναι ένα θετικό αποτέλεσμα, δείχνοντας ότι το μοντέλο μπορεί να εξηγήσει καλά τη δομή της χρονοσειράς χωρίς να παρουσιάζει σημαντική αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα.

Sample: 2004M01 2022M12  
 Included observations: 227  
 Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA terms

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.020	0.020	0.0913	
		2 -0.085	-0.085	1.7419	
		3 0.043	0.047	2.1798	0.140
		4 0.087	0.079	3.9625	0.138
		5 -0.059	-0.056	4.7779	0.189
		6 0.032	0.048	5.0252	0.285
		7 0.013	-0.005	5.0678	0.408
		8 -0.055	-0.053	5.7958	0.446
		9 -0.043	-0.034	6.2413	0.512
		10 -0.026	-0.044	6.4020	0.602
		11 -0.087	-0.085	8.2104	0.513
		12 -0.069	-0.061	9.3590	0.498
		13 -0.070	-0.082	10.564	0.480
		14 -0.046	-0.045	11.082	0.522
		15 -0.005	0.002	11.087	0.603
		16 0.101	0.104	13.600	0.480
		17 -0.060	-0.053	14.493	0.488
		18 0.064	0.089	15.504	0.488
		19 0.098	0.075	17.901	0.395
		20 0.023	0.011	18.034	0.453
		21 -0.117	-0.111	21.511	0.309
		22 0.065	0.019	22.586	0.310
		23 -0.047	-0.104	23.147	0.336
		24 -0.019	-0.015	23.236	0.389
		25 -0.045	-0.073	23.768	0.417
		26 -0.041	-0.067	24.203	0.450
		27 -0.031	0.005	24.459	0.493
		28 0.025	0.038	24.627	0.540
		29 -0.097	-0.075	27.119	0.457
		30 -0.042	0.002	27.579	0.487
		31 -0.040	-0.044	28.013	0.517
		32 0.023	0.017	28.160	0.562
		33 -0.048	-0.042	28.781	0.581
		34 0.002	-0.049	28.782	0.630
		35 0.100	0.072	31.505	0.542
		36 0.045	0.019	32.050	0.563

Πίνακας 9. Γραφική απεικόνιση καταλοίπων ARIMA(1,1,7)

## Μοντέλο VAR

Αρχικά κρίνεται απαραίτητο να ελεγχθεί κατά πόσο οι μεταβλητές που χρησιμοποιούνται είναι στάσιμες ή όχι. Στην αρχή της ενότητας 5.2 πραγματοποιήσαμε τον έλεγχο ADF (Augmented Dickey Fuller) όπου δείξαμε ότι στις πρώτες διαφορές επιτυγχάνεται η στασιμότητα. Επομένως, αφού οι μεταβλητές είναι στάσιμες ξεκινάει η διαδικασία εύρεσης του κατάλληλου μοντέλου VAR, δηλαδή συνεχίζουμε με τον προσδιορισμό του κατάλληλου αριθμού υστερήσεων (lag length) του μοντέλου. Στον Πίνακα 10 βλέπουμε τα κριτήρια των AIC και FPE προτείνουν την χρήση 4 lags, σε αντίθεση με τα SC, HQ και LR που προτείνουν 0 lag, 2 lags και 11 lags αντίστοιχα. Ακολουθώντας την πρόταση του κριτηρίου AIC επιλέγουμε την χρήση των 4 lags.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-5637.938	NA	7.30e+17	52.48314	<b>52.54585*</b>	52.50848
1	-5597.146	79.68757	5.80e+17	52.25252	52.56606	52.37920
2	-5568.092	55.67453	5.13e+17	52.13109	52.69547	<b>52.35913*</b>
3	-5551.707	30.78905	5.12e+17	52.12751	52.94273	52.45689
4	-5535.214	30.37757	<b>5.10e+17*</b>	<b>52.12292*</b>	53.18898	52.55366
5	-5521.636	24.50255	5.22e+17	52.14546	53.46236	52.67754
6	-5511.601	17.73742	5.53e+17	52.20094	53.76868	52.83438
7	-5496.533	26.07003	5.59e+17	52.20961	54.02819	52.94440
8	-5491.099	9.199964	6.19e+17	52.30790	54.37732	53.14404
9	-5482.921	13.54255	6.68e+17	52.38066	54.70091	53.31815
10	-5474.719	13.27575	7.22e+17	52.45320	55.02429	53.49204
11	-5458.019	<b>26.40848*</b>	7.22e+17	52.44669	55.26862	53.58688
12	-5446.834	17.27172	7.60e+17	52.49148	55.56425	53.73302

Πίνακας 10. Τιμές κριτηρίων Lag Length

Η συνθήκη ευστάθειας για ένα μοντέλο VAR (Vector Autoregression) είναι ότι οι ρίζες του χαρακτηριστικού πολυωνύμου πρέπει να έχουν μέτρο μικρότερο από 1. Αυτό σημαίνει ότι τα ιδιοτιμήματα του μοντέλου VAR πρέπει να είναι μικρότερα από τη μονάδα σε απόλυτη τιμή. Στον Πίνακα 11, βλέπουμε ότι τα τα ιδιοτιμήματα έχουν μέτρο μικρότερο από 1. Άρα το σύστημα είναι ευσταθές και τείνει να συγκλίνει σε μια σταθερή λύση.

Roots of Characteristic Polynomial  
 Endogenous variables: DPRIUSEU1  
 EXUSEU1 DM1USEU1 DLIBUSEU1  
 Exogenous variables: C

Lag specification: 1 4

Root	Modulus
0.749698 - 0.170482i	0.768837
0.749698 + 0.170482i	0.768837
-0.504217 - 0.551783i	0.747462
-0.504217 + 0.551783i	0.747462
0.669068	0.669068
0.189026 - 0.628671i	0.656474
0.189026 + 0.628671i	0.656474
-0.634990	0.634990
-0.400191 - 0.461190i	0.610614
-0.400191 + 0.461190i	0.610614
-0.063143 - 0.574522i	0.577981
-0.063143 + 0.574522i	0.577981
0.332886 - 0.467482i	0.573893
0.332886 + 0.467482i	0.573893
-0.563286	0.563286
0.124176	0.124176

*Πίνακας 11. Έλεγχος κατάστασης σταθερότητας VAR*

Συνεχίζουμε την ανάλυση κάνοντας έλεγχο αυτοσυσχετίσεων (autocorrelations). Ο έλεγχος των αυτοσυσχετίσεων (autocorrelations) σε ένα μοντέλο VAR είναι σημαντικός για την αξιολόγηση της ποιότητας του μοντέλου και την ανίχνευση πιθανών προβλημάτων. Στον Πίνακα 12 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του ελέγχου, όπου παρατηρούμε ότι στα 4 lags έχουμε p-value >0.05 και έτσι δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση. Επομένως συμπεραίνουμε ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση.

VAR Residual Serial Correlation LM Tests  
 Sample: 2004M01 2022M12  
 Included observations: 223

Null hypothesis: No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	23.21404	16	0.1081	1.461768	(16, 608.6)	0.1082
2	20.25970	16	0.2088	1.272660	(16, 608.6)	0.2088
3	30.59170	16	0.0152	1.937995	(16, 608.6)	0.0152
4	12.70967	16	0.6939	0.793484	(16, 608.6)	0.6939

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	23.21404	16	0.1081	1.461768	(16, 608.6)	0.1082
2	36.67995	32	0.2607	1.151341	(32, 720.7)	0.2609
3	70.64142	48	0.0184	1.495564	(48, 737.8)	0.0185
4	77.55713	64	0.1188	1.223701	(64, 734.3)	0.1196

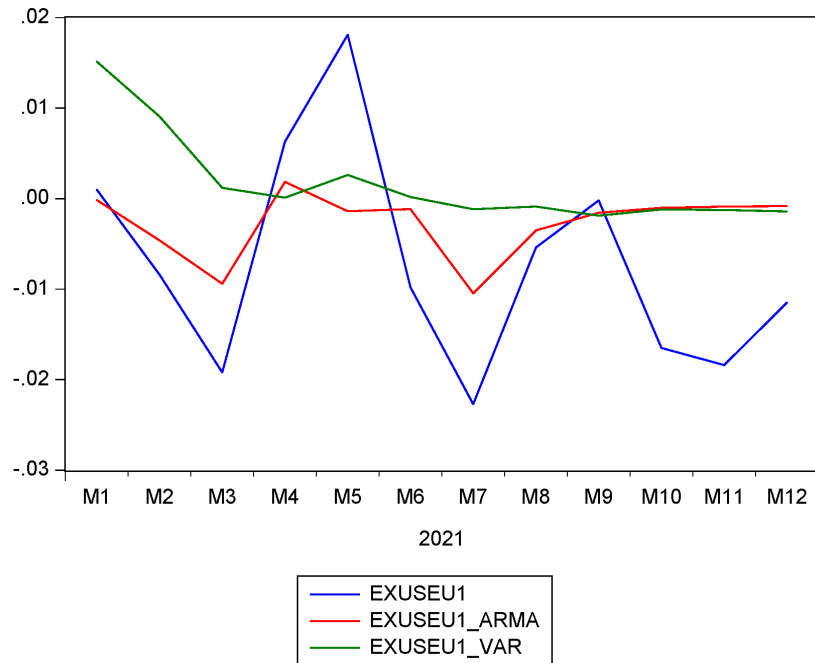
Πίνακας 12. Έλεγχος αυτοσυσχέτισης VAR

### Αποτελέσματα πρόβλεψης

Για την πρόβλεψη των τιμών της Συναλλαγματικής Ισοτιμίας του Αμερικανικού δολαρίου με το ευρώ της Ευρωπαϊκής Ένωσης (USD/ EUR) ορίσαμε το διάστημα 2021:01 με 2021:12. Με βάση τα αποτελέσματα της πρόβλεψης και την γραφική απεικόνισή τους που παρουσιάζονται στον Πίνακα 13 και 14 αντίστοιχα, φαίνεται ότι το μοντέλο VAR παράγει προβλέψεις με χαμηλότερο Root Mean Square Error (RMSE), Mean Absolute Error (MAE) και Mean Absolute Percentage Error (MAPE) σε σύγκριση με το μοντέλο ARIMA. Συνεπώς, βάσει αυτών των μετρικών, το μοντέλο VAR φαίνεται να κάνει καλύτερη πρόβλεψη από το μοντέλο ARIMA.

Forecast sample: 2021M01 2021M12			
Included observations: 12			
	RMSE	MAE	MAPE
ARIMA	0.010807	0.008875	127.8492
VAR	0.007567	0.005101	292.0745

Πίνακας 13. Αποτελέσματα μοντέλων ARIMA και VAR



Πίνακας 13. Γραφική απεικόνιση των προβλέψεων των μοντέλων ARIMA και VAR

### 5.3 Πρόβλεψη Συναλλαγματικής Ισοτιμίας του Αμερικανικού δολαρίου με τη λίρα Στερλίνα της Βρετανίας (USD/ GBP)

#### Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας (Unit Root Test)

Για την πρόβλεψη της συναλλαγματικής ισοτιμίας του Αμερικανικού δολαρίου με τη λίρα Στερλίνα της Βρετανίας (USD/ GBP) θα εφαρμόσουμε όπως προηγουμένως έναν έλεγχο μοναδιαίας ρίζας για να διαπιστώσουμε την ύπαρξη στασιμότητας. Ο έλεγχος θα γίνει με το κριτήριο των Augmented Dickey Fuller (ADF). Στον Πίνακα 14 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του ελέγχου ADF μαζί σε επίπεδα και με πρώτες διαφορές. Παρατηρούμε ότι στα επίπεδα η p-value είναι μεγαλύτερη από 0,05 για τις μεταβλητές DM1USGB και EXUSGB. Αυτό σημαίνει ότι δεν έχουμε αρκετά στοιχεία να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση. Κατά συνέπεια, συμπεραίνουμε ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα και οι χρονολογικές σειρές μπορούν να θεωρηθούν μη στάσιμες. Αντίθετα, στις πρώτες διαφορές τους, όπου η p-value είναι μικρότερη από 0,05 για όλες τις μεταβλητές, δεν υπάρχει αρκετή απόδειξη για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας. Συνεπώς, στις πρώτες διαφορές επιβεβαιώνεται η στασιμότητα των χρονοσειρών.

#### UNIT ROOT TEST RESULTS TABLE (ADF)

Null Hypothesis: the variable has a unit root

		<u>At Level</u>			
		DLIBUSGB	DM1USGB	DPRIUSGB	EXUSGB
With Constant	t-Statistic	-3.7074	0.4894	-2.8330	-1.4720
	<b>Prob.</b>	<b>0.0046</b> ***	<b>0.9861</b> n0	<b>0.0553</b> *	<b>0.5462</b> n0
With Constant & Trend	t-Statistic	-3.5416	-0.8990	-2.9853	-3.0874
	<b>Prob.</b>	<b>0.0374</b> **	<b>0.9533</b> n0	<b>0.1387</b> n0	<b>0.1118</b> n0
Without Constant & Trend	t-Statistic	-3.0258	1.1764	-2.2517	-1.1608
	<b>Prob.</b>	<b>0.0026</b> ***	<b>0.9384</b> n0	<b>0.0238</b> **	<b>0.2239</b> n0
		<u>At First Difference</u>			
		d(DLIBUSGB)	d(DM1USGB)	d(DPRIUSGB)	d(EXUSGB)
With Constant	t-Statistic	-6.4879	-13.9934	-15.6181	-11.2420
	<b>Prob.</b>	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***
With Constant & Trend	t-Statistic	-6.5732	-14.1391	-15.5971	-11.2121
	<b>Prob.</b>	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***
Without Constant & Trend	t-Statistic	-6.4748	-13.9017	-15.6192	-11.2039
	<b>Prob.</b>	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***	<b>0.0000</b> ***

Πίνακας 14 . Αποτελέσματα ελέγχου Augmented Dickey Fuller (ADF).

Δημιουργούμε νέες μεταβλητές με τις πρώτες διαφορές τους:

Μεταβλητέ ς	Πρώτες Διαφορές Μεταβλητών
EXUSGB	EXUSGB1
DLIBUSGB	DLIBUSGB1
DM1USGB	DM1USGB1
DPRIUSGB	DPRIUSGB1

## Μοντέλο ARIMA (Box – Jenkins)

Ακολουθεί η εφαρμογή μιας μεθόδου ARIMA ως εργαλείο πρόβλεψης για τις μηνιαίες αποδόσεις του Αμερικανικού δολαρίου με τη λίρα Στερλίνα της Βρετανίας (USD/GBP), χρησιμοποιώντας την τεχνική Box-Jenkins.

### 1. Ταυτοποίηση (Identification)

Σε αυτό το σημείο, θα προσπαθήσουμε να προσδιορίσουμε την τιμή του  $p$ , που αντιστοιχεί στην τάξη της αυτοπαλίνδρομης διαδικασίας AR, και την τιμή του  $q$ , που αντιστοιχεί στην τάξη της διαδικασίας κινητού μέσου MA. Προκειμένου να ορίσουμε τις τιμές  $p, d, q$  εξετάζουμε τις συσχετίσεις ACF και PACF με 24 lags. Στον Πίνακα 15 βλέπουμε τη γραφική απεικόνιση των συσχετίσεων της μεταβλητής EXUSGB1. Οι

συσχετίσεις που ξεπερνούν τα σύνορα του γραφήματος βρίσκονται στο 1 lag. Επομένως, τα μοντέλα που θα μελετήσουμε είναι τα ARIMA(1,1,0), ARIMA(0,1,1) και ARIMA(1,1,1).

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.276	0.276	17.462	0.000
		2	0.098	0.024	19.671	0.000
		3	0.112	0.085	22.568	0.000
		4	0.080	0.029	24.044	0.000
		5	-0.045	-0.090	24.528	0.000
		6	-0.117	-0.104	27.743	0.000
		7	-0.156	-0.115	33.465	0.000
		8	-0.104	-0.023	36.053	0.000
		9	-0.024	0.051	36.195	0.000
		10	-0.055	-0.023	36.930	0.000
		11	-0.045	-0.010	37.418	0.000
		12	-0.072	-0.084	38.670	0.000
		13	-0.054	-0.051	39.375	0.000
		14	0.034	0.053	39.660	0.000
		15	0.022	0.010	39.781	0.000
		16	-0.037	-0.037	40.118	0.001
		17	-0.057	-0.064	40.925	0.001
		18	0.059	0.060	41.795	0.001
		19	0.027	-0.016	41.972	0.002
		20	-0.058	-0.069	42.827	0.002
		21	-0.022	0.013	42.952	0.003
		22	0.054	0.055	43.692	0.004
		23	-0.074	-0.125	45.093	0.004
		24	-0.108	-0.083	48.095	0.002

Πίνακας 15. Γραφική αναπαράσταση συσχετίσεων της EXUSGB1

## 2. Εκτίμηση (Estimation)

Σε αυτό το στάδιο θα αναλύσουμε και θα συγκρίνουμε τα μοντέλα ARIMA(1,1,0), ARIMA(0,1,1) και ARIMA(1,1,1) που βλέπουμε στους Πίνακες 16,17 και 18 αντίστοιχα.

Dependent Variable: EXUSGB1  
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)  
Sample: 2004M02 2022M12  
Included observations: 227  
Convergence achieved after 15 iterations  
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002519	0.003126	-0.805922	0.4211
AR(1)	0.278945	0.050025	5.576071	0.0000
SIGMASQ	0.001055	9.16E-05	11.51760	0.0000

---

R-squared	0.077202	Mean dependent var	-0.002676
Adjusted R-squared	0.068963	S.D. dependent var	0.033887
S.E. of regression	0.032697	Akaike info criterion	-3.989567
Sum squared resid	0.239481	Schwarz criterion	-3.944304
Log likelihood	455.8159	Hannan-Quinn criter.	-3.971303
F-statistic	9.370000	Durbin-Watson stat	2.002137
Prob(F-statistic)	0.000124		

---

Inverted AR Roots	.28
-------------------	-----

---

*Πίνακας 16. Εκτίμηση Εξίσωσης μοντέλου ARIMA(1,1,0)*

Dependent Variable: EXUSGB1  
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)  
Sample: 2004M02 2022M12  
Included observations: 227  
Convergence achieved after 12 iterations  
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

---

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002570	0.002881	-0.891802	0.3735
MA(1)	0.263401	0.057452	4.584733	0.0000
SIGMASQ	0.001061	9.01E-05	11.77425	0.0000

---

R-squared	0.071600	Mean dependent var	-0.002676
Adjusted R-squared	0.063311	S.D. dependent var	0.033887
S.E. of regression	0.032796	Akaike info criterion	-3.983555
Sum squared resid	0.240934	Schwarz criterion	-3.938291
Log likelihood	455.1335	Hannan-Quinn criter.	-3.965290
F-statistic	8.637637	Durbin-Watson stat	1.957829
Prob(F-statistic)	0.000243		

---

Inverted MA Roots	-.26
-------------------	------

---

*Πίνακας 17. Εκτίμηση Εξίσωσης μοντέλου ARIMA(0,1,1)*

Dependent Variable: EXUSGB1  
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)  
Sample: 2004M02 2022M12  
Included observations: 227  
Convergence achieved after 21 iterations  
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

---

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

---



C	-0.002485	0.003416	-0.727415	0.4677
AR(1)	0.446101	0.222345	2.006348	0.0460
MA(1)	-0.184060	0.254651	-0.722793	0.4706
SIGMASQ	0.001054	9.18E-05	11.47505	0.0000
<hr/>				
R-squared	0.078396	Mean dependent var	-0.002676	
Adjusted R-squared	0.065998	S.D. dependent var	0.033887	
S.E. of regression	0.032749	Akaike info criterion	-3.982034	
Sum squared resid	0.239171	Schwarz criterion	-3.921682	
Log likelihood	455.9609	Hannan-Quinn criter.	-3.957681	
F-statistic	6.323152	Durbin-Watson stat	1.976300	
Prob(F-statistic)	0.000391			
<hr/>				
Inverted AR Roots	.45			
Inverted MA Roots	.18			

Πίνακας 18. Εκτίμηση Εξίσωσης μοντέλου  $ARIMA(1,1,1)$

Στον Πίνακα 19 καταγράψαμε και παρουσιάζουμε συγκεντρωτικά τα αποτελέσματα για την σύγκρισή τους. Για την επιλογή του καταλληλότερου μοντέλου εστιάζουμε στις τιμές των κριτηρίων Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn όπου επιλέγουμε τις χαμηλότερες. Τις χαμηλότερες τιμές των κριτηρίων τις έχει το μοντέλο  $ARIMA(1,1,1)$ , το οποίο και επιλέγουμε.

Criteria	Model			Best Model
	A) $ARIMA(1,1,0)$	B) $ARIMA(0,1,1)$	C) $ARIMA(1,1,1)$	
AR p-value	0.0000		0.0460	A
MA p-value		0.0000	0.4706	B
SIGMASQ	0.0000	0.0000	0.0000	A,B,C
Adjusted R-squared	0.068963	0.063311	0.065998	A
Log likelihood	455.8159	455.1335	455.9609	C
Akaike	-3.989567	-3.983555	-3.982034	C
Schwarz	-3.944304	-3.938291	-3.921682	C
Hannan-Quinn	-3.971303	-3.965290	-3.957681	C

Πίνακας 19. Συγκεντρωτικές τιμές κριτηρίων  $ARIMA$

### 3. Διαγνωστικός Έλεγχος (Diagnostic Checking)

Επαναλαμβάνουμε την ίδια διαδικασία και ελέγχουμε εάν τα κατάλοιπα του μοντέλου παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση και εάν λειτουργούν ως λευκός θόρυβος. Στον Πίνακα 20 βλέπουμε τα αποτελέσματα του Ljung-Box test με 20 lags. Από την γραφική

απεικόνιση των καταλοίπων ARIMA(1,1,1) παρατηρούμε ότι γίνεται δεκτή η μηδενική υπόθεση καθώς  $p\text{-value} > 0.05$ . Συμπεραίνουμε ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα του μοντέλου ARIMA και μπορούμε να συνεχίσουμε με την πρόβλεψη.

Sample: 2004M01 2022M12  
 Included observations: 227  
 Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA terms

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.005	0.005	0.0061	
		2 -0.044	-0.044	0.4444	
		3 0.064	0.065	1.3948	0.238
		4 0.069	0.067	2.5043	0.286
		5 -0.041	-0.037	2.9003	0.407
		6 -0.083	-0.082	4.5065	0.342
		7 -0.118	-0.131	7.7909	0.168
		8 -0.066	-0.075	8.8292	0.183
		9 0.025	0.032	8.9776	0.254
		10 -0.037	-0.016	9.3140	0.317
		11 -0.013	0.010	9.3572	0.405
		12 -0.054	-0.069	10.059	0.435
		13 -0.051	-0.083	10.679	0.471
		14 0.054	0.027	11.379	0.497
		15 0.032	0.024	11.636	0.558
		16 -0.038	-0.018	11.985	0.607
		17 -0.074	-0.082	13.334	0.576
		18 0.080	0.044	14.924	0.530
		19 0.034	0.009	15.210	0.580
		20 -0.071	-0.069	16.489	0.558
		21 -0.022	-0.013	16.606	0.617
		22 0.096	0.085	18.965	0.524
		23 -0.068	-0.084	20.136	0.513
		24 -0.100	-0.107	22.701	0.419

Πίνακας 20. Γραφική απεικόνιση καταλοίπων ARIMA(1,1,1)

## Μοντέλο VAR

Όπως αναφέραμε είναι σημαντικό να εξετάσουμε εάν οι χρησιμοποιούμενες μεταβλητές είναι στάσιμες ή όχι πριν εφαρμόσουμε ένα μοντέλο VAR. Στην ενότητα 5.3, πραγματοποιήσαμε τον έλεγχο ADF (Augmented Dickey Fuller), καταδεικνύοντας ότι με τις πρώτες διαφορές επιτυγχάνεται στασιμότητα. Έτσι, με τις μεταβλητές να είναι στάσιμες, μπορούμε να προχωρήσουμε στον εντοπισμό του κατάλληλου μοντέλου VAR, προσδιορίζοντας το κατάλληλο πλήθος των υστερήσεων (lag length) για το μοντέλο. Στον Πίνακα 21 βλέπουμε τα κριτήρια των AIC και FPE προτείνουν την χρήση 2 lags, σε αντίθεση με τα SC, HQ που προτείνουν 1 lag και το LR που προτείνει 8 lags. Ακολουθώντας την πρόταση των κριτηρίων AIC επιλέγουμε την χρήση των 2 lags.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-6031.832	NA	2.85e+19	56.14727	56.20998	56.17261

1	-5984.986	91.51364	2.14e+19	55.86033	<b>56.17388*</b>	<b>55.98702*</b>
2	-5964.338	39.56604	<b>2.05e+19*</b>	<b>55.81710*</b>	56.38149	56.04514
3	-5949.368	28.12940	2.07e+19	55.82668	56.64191	56.15607
4	-5940.488	16.35612	2.21e+19	55.89291	56.95898	56.32365
5	-5929.875	19.15274	2.33e+19	55.94303	57.25993	56.47511
6	-5920.782	16.07212	2.49e+19	56.00727	57.57501	56.64071
7	-5908.547	21.16847	2.58e+19	56.04230	57.86088	56.77709
8	-5891.551	<b>28.77534*</b>	2.57e+19	56.03303	58.10245	56.86917
9	-5880.412	18.44354	2.70e+19	56.07825	58.39851	57.01574
10	-5873.680	10.89724	2.95e+19	56.16446	58.73555	57.20330
11	-5865.757	12.52872	3.20e+19	56.23960	59.06153	57.37979
12	-5855.120	16.42598	3.39e+19	56.28949	59.36225	57.53103

Πίνακας 21. Τιμές κριτηρίων Lag Length

Γνωρίζουμε ότι για να είναι ένα μοντέλο VAR αξιόπιστο, οι ρίζες του χαρακτηριστικού πολυωνύμου πρέπει να έχουν απόλυτη τιμή μικρότερη από 1. Στον Πίνακα 22, παρατηρούμε ότι οι ιδιοτιμές έχουν απόλυτη τιμή μικρότερη από 1 και συμπεραίνουμε την αξιοπιστία του μοντέλου VAR.

Roots of Characteristic Polynomial  
 Endogenous variables: DLIBUSGB1  
 DM1USGB1 DPRIUSGB1 EXUSGB1  
 Exogenous variables: C  
 Lag specification: 1 2

Root	Modulus
0.608582	0.608582
0.266759 - 0.372271i	0.457980
0.266759 + 0.372271i	0.457980
0.426187	0.426187
-0.299510	0.299510
-0.273975	0.273975
-0.192875 - 0.126489i	0.230652
-0.192875 + 0.126489i	0.230652

Πίνακας 22. Έλεγχος κατάστασης σταθερότητας VAR

Τέλος, εξετάζουμε τις αυτοσυσχετίσεις για την αξιολόγηση της ποιότητας του μοντέλου. Στον Πίνακα 23 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του ελέγχου, όπου παρατηρούμε ότι για τα 2 χρονικά υστερήματα (lags), το p-value είναι μεγαλύτερο από 0.05. Έτσι, δεν απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση και καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση.

VAR Residual Serial Correlation LM Tests  
 Sample: 2004M01 2022M12  
 Included observations: 225

Null hypothesis: No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	25.37349	16	0.0635	1.599870	(16, 639.1)	0.0635
2	26.08191	16	0.0529	1.645445	(16, 639.1)	0.0529
Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	25.37349	16	0.0635	1.599870	(16, 639.1)	0.0635
2	42.17540	32	0.1077	1.328318	(32, 757.6)	0.1078

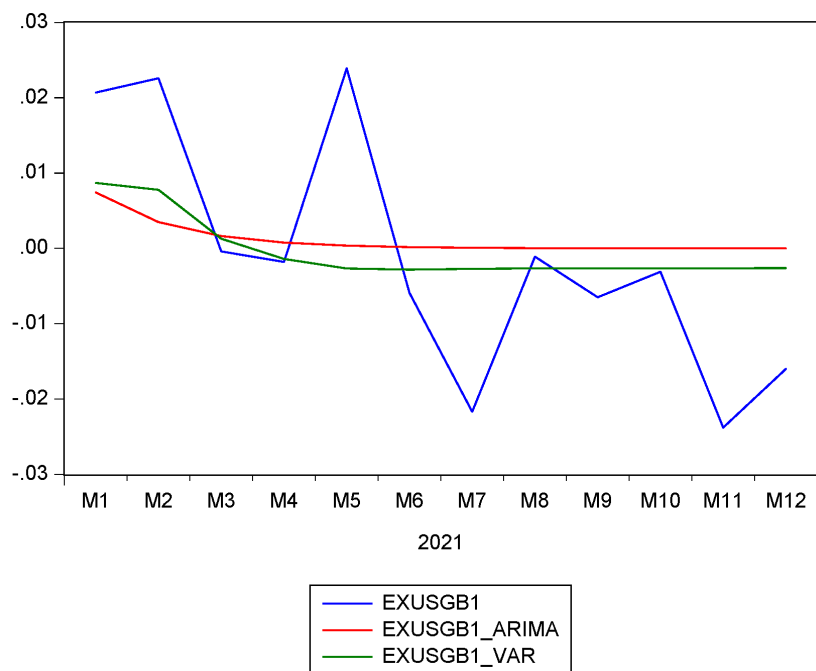
Πίνακας 23. Έλεγχος αυτοσυσχέτισης VAR

### Αποτελέσματα πρόβλεψης

Για την πρόβλεψη των τιμών της Συναλλαγματικής Ισοτιμίας του Αμερικανικού δολαρίου με τη λίρα Στερλίνα της Βρετανίας (USD/ GBP) ορίσαμε το διάστημα 2021:01 με 2021:12. Στον Πίνακα 24 και 25 βλέπουμε τα αποτελέσματα της πρόβλεψης και την γραφική τους απεικόνιση αντίστοιχα. Με βάση τα παρακάτω αποτελέσματα της πρόβλεψης και τις μετρικές RMSE, MAE και MAPE, φαίνεται ότι το μοντέλο ARIMA έχει υψηλότερο RMSE και MAE σε σύγκριση με το μοντέλο VAR. Επομένως καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι το μοντέλο VAR προβλέπει καλύτερα την συναλλαγματική ισοτιμία από το μοντέλο ARIMA.

Forecast sample: 2021M01 2021M12			
Included observations: 12			
	RMSE	MAE	MAPE
ARIMA	0.014415	0.011579	133.9185
VAR	0.013187	0.009832	319.2683

Πίνακας 24. Αποτελέσματα μοντέλων ARIMA και VAR



Πίνακας 25. Γραφική απεικόνιση των προβλέψεων των μοντέλων ARIMA και VAR

#### 5.4 Πρόβλεψη Συναλλαγματικής Ισοτιμίας του Αμερικανικού δολαρίου με Yen της Ιαπωνίας (JPY/USD).

##### Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας (Unit Root Test)

Επαναλαμβάνουμε την ίδια διαδικασία για την πρόβλεψη της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Αρχικά, εφαρμόζουμε έναν μαζικό έλεγχο στασιμότητας χρησιμοποιώντας το κριτήριο των Augmented Dickey Fuller (ADF) για κάθε μία από της μεταβλητές. Τα αποτελέσματα του ελέγχου τα βλέπουμε στον Πίνακα 26. Η μετατροπή των μεταβλητών σε πρώτες διαφορές κρίνεται απαραίτητη για την ύπαρξη στασιμότητας στις χρονοσειρές, καθώς το  $p\text{-value} < 0.05$  στις πρώτες διαφορές.

##### UNIT ROOT TEST RESULTS TABLE (ADF)

Null Hypothesis: the variable has a unit root

		<u>At Level</u>			
		DLIBUSJP	DM1USJP	DPRIUSJP	EXUSJP
With Constant	t-Statistic	-1.2615	3.6601	-2.5511	-1.4708
	<b>Prob.</b>	<b>0.6476</b>	<b>1.0000</b>	<b>0.1049</b>	<b>0.5468</b>
		n0	n0	n0	n0
With Constant & Trend	t-Statistic	-0.9878	0.3641	-3.4081	-1.7289
	<b>Prob.</b>	<b>0.9425</b>	<b>0.9988</b>	<b>0.0528</b>	<b>0.7354</b>
		n0	n0	*	n0
Without Constant & Trend	t-Statistic	-0.4680	4.2581	-1.9293	0.2765
	<b>Prob.</b>	<b>0.5118</b>	<b>1.0000</b>	<b>0.0515</b>	<b>0.7653</b>
		n0	n0	*	n0

	<u>At First Difference</u>				
		d(DLIBUSJP)	d(DM1USJP)	d(DPRIUSJP)	d(EXUSJP)
With Constant	t-Statistic	-6.6062	-4.2063	-17.2345	-9.8936
	<b>Prob.</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0008</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>
		***	***	***	***
With Constant & Trend	t-Statistic	-6.6645	-5.9159	-17.2064	-9.9157
	<b>Prob.</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>
		***	***	***	***
Without Constant & Trend	t-Statistic	-6.5818	-1.3545	-17.2626	-9.9041
	<b>Prob.</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.1626</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>
		***	n0	***	***

Πίνακας 26. Αποτελέσματα ελέγχου Augmented Dickey Fuller (ADF).

Δημιουργούμε νέες μεταβλητές με τις πρώτες διαφορές τους:

Μεταβλητέ ς	Πρώτες Διαφορές Μεταβλητών
EXUSJP	EXUSJP1
DLIBUSJP	DLIBUSJP1
DM1USJP	DM1USJP1
DPRIUSJP	DPRIUSJP1

### Μοντέλο ARIMA (Box – Jenkins)

Παρακάτω παρουσιάζεται η δημιουργία ενός μοντέλου ARIMA ως εργαλείο πρόβλεψης για τις μηνιαίες αποδόσεις του Αμερικανικού δολαρίου με Yen της Ιαπωνίας (JPY/USD), με χρήση της τεχνικής Box-Jenkins.

#### 1. Ταυτοποίηση (Identification)

Στο στάδιο, όπως εφαρμόσαμε στις προηγούμενες αναλύσεις των μοντέλων ARIMA, δημιουργούμε τον πίνακα συσχετίσεων ACF και PACF για την νέα μεταβλητή που προέκυψε από τις πρώτες διαφορές (EXUSJP1) με 24 lags. Συνεχίζουμε με τον καθορισμό των τιμών p, d, q του μοντέλου ARIMA. Γνωρίζουμε ότι η χρονοσειρά μας είναι πρώτης τάξεως ολοκληρωμένη, επομένως ο αριθμός d είναι 1. Στον Πίνακα 27 παρατηρούμε ότι η συνάρτηση των αυτοσυσχετίσεων δείχνει μια υψηλή τιμή στη χρονική υστέρηση 1, αλλά στη συνέχεια μειώνεται απότομα και προσεγγίζει το μηδέν. Επίσης, η συνάρτηση των μερικών αυτοσυσχετίσεων δείχνει μια υψηλή τιμή στη χρονική υστέρηση 1 αλλά επίσης μειώνεται σταδιακά προς το μηδέν. Επομένως, τα

μοντέλα που θα μελετήσουμε είναι τα ARIMA(1,1,0), ARIMA(0,1,1) και ARIMA(1,1,1).

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.327	0.327	24.631	0.000
		2	0.084	-0.026	26.262	0.000
		3	0.007	-0.014	26.273	0.000
		4	0.030	0.038	26.483	0.000
		5	-0.033	-0.060	26.743	0.000
		6	-0.007	0.023	26.753	0.000
		7	-0.028	-0.032	26.945	0.000
		8	-0.050	-0.039	27.529	0.001
		9	0.005	0.045	27.536	0.001
		10	0.121	0.118	31.061	0.001
		11	0.128	0.057	34.982	0.000
		12	0.071	0.008	36.215	0.000
		13	-0.014	-0.051	36.263	0.001
		14	-0.025	-0.013	36.415	0.001
		15	-0.033	-0.019	36.685	0.001
		16	-0.067	-0.057	37.775	0.002
		17	-0.038	0.012	38.130	0.002
		18	0.039	0.073	38.500	0.003
		19	0.070	0.052	39.725	0.004
		20	-0.014	-0.073	39.772	0.005
		21	0.041	0.043	40.195	0.007
		22	0.081	0.044	41.844	0.007
		23	0.128	0.094	46.006	0.003
		24	0.028	-0.039	46.206	0.004
		25	0.017	0.017	46.283	0.006
		26	-0.062	-0.054	47.288	0.007
		27	-0.067	-0.022	48.455	0.007
		28	-0.119	-0.105	52.129	0.004
		29	-0.040	0.002	52.541	0.005
		30	-0.051	-0.031	53.235	0.006
		31	0.011	0.054	53.266	0.008
		32	0.012	-0.006	53.306	0.010
		33	0.038	-0.009	53.686	0.013
		34	-0.027	-0.060	53.886	0.016
		35	0.070	0.107	55.209	0.016
		36	0.020	-0.028	55.320	0.021

Πίνακας 27. Γραφική αναπαράσταση συσχετίσεων της EXUSJP1

## 2. Εκτίμηση (Estimation)

Προκειμένου να εκτιμήσουμε ένα ένα τα μοντέλα ARIMA χρησιμοποιούμε τη μέθοδο ARMA Maximum Likelihood για κάθε ένα από αυτά με την χρήση του προγράμματος Eviews 10. Τα αποτελέσματα αυτών τα βλέπουμε αναλυτικά στους Πίνακες 28, 29 και 30.

Dependent Variable: EXUSJP1  
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)  
 Sample: 2004M02 2022M12  
 Included observations: 227  
 Convergence achieved after 7 iterations  
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.102734	0.224511	0.457589	0.6477

AR(1)	0.352069	0.061181	5.754540	0.0000
SIGMASQ	4.742445	0.355686	13.33322	0.0000
R-squared	0.115761	Mean dependent var	0.126006	
Adjusted R-squared	0.107866	S.D. dependent var	2.321000	
S.E. of regression	2.192250	Akaike info criterion	4.421445	
Sum squared resid	1076.535	Schwarz criterion	4.466708	
Log likelihood	-498.8340	Hannan-Quinn criter.	4.439709	
F-statistic	14.66263	Durbin-Watson stat	1.902470	
Prob(F-statistic)	0.000001			
Inverted AR Roots	.35			

Πίνακας 28. Εκτίμηση Εξίσωσης μοντέλου ARIMA(1,1,0)

Dependent Variable: EXUSJP1  
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)  
Sample: 2004M02 2022M12  
Included observations: 227  
Convergence achieved after 8 iterations  
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.112309	0.192110	0.584608	0.5594
MA(1)	0.321313	0.054671	5.877172	0.0000
SIGMASQ	4.790503	0.350947	13.65021	0.0000
R-squared	0.106801	Mean dependent var	0.126006	
Adjusted R-squared	0.098826	S.D. dependent var	2.321000	
S.E. of regression	2.203330	Akaike info criterion	4.431424	
Sum squared resid	1087.444	Schwarz criterion	4.476688	
Log likelihood	-499.9667	Hannan-Quinn criter.	4.449689	
F-statistic	13.39194	Durbin-Watson stat	1.858243	
Prob(F-statistic)	0.000003			
Inverted MA Roots	-.32			

Πίνακας 29. Εκτίμηση Εξίσωσης μοντέλου ARIMA(0,1,1)

Dependent Variable: EXUSJP1  
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)  
Sample: 2004M02 2022M12  
Included observations: 227  
Convergence achieved after 14 iterations  
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.104449	0.223790	0.466729	0.6411



AR(1)	0.285921	0.170299	1.678932	0.0946
MA(1)	0.075339	0.159819	0.471405	0.6378
SIGMASQ	4.738580	0.357337	13.26080	0.0000
<hr/>				
R-squared	0.116482	Mean dependent var	0.126006	
Adjusted R-squared	0.104596	S.D. dependent var	2.321000	
S.E. of regression	2.196264	Akaike info criterion	4.429445	
Sum squared resid	1075.658	Schwarz criterion	4.489797	
Log likelihood	-498.7420	Hannan-Quinn criter.	4.453798	
F-statistic	9.800019	Durbin-Watson stat	1.924407	
Prob(F-statistic)	0.000004			
<hr/>				
Inverted AR Roots	.29			
Inverted MA Roots	-.08			

Πίνακας 30. Εκτίμηση Εξίσωσης μοντέλου ARIMA(1,1,1)

Τα κριτήρια που μας ενδιαφέρουν για την επιλογή του κατάλληλου μοντέλου ARIMA παρουσιάζονται στον Πίνακα 31. Για την επιλογή του καταλληλότερου μοντέλου εστιάζουμε στις τιμές των κριτηρίων Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn όπου επιλέγουμε τις χαμηλότερες. Τις χαμηλότερες τιμές των κριτηρίων τις έχει το μοντέλο ARIMA(1,1,0), το οποίο και επιλέγουμε.

Criteria	Model			Best Model
	A) ARIMA (1,1,0)	B) ARIMA (0,1,1)	C) ARIMA (1,1,1)	
AR p-value	0.0000		0.0946	A
MA p-value		0.0000	0.6378	B
SIGMASQ	0.0000	0.0000	0.0000	A,B,C
Adjusted R-squared	0.107866	0.098826	0.104596	A
Log likelihood	-498.8340	-499.9667	-498.7420	C
Akaike	4.421445	4.431424	4.429445	A
Schwarz	4.466708	4.476688	4.489797	A
Hannan-Quinn	4.439709	4.449689	4.453798	A

Πίνακας 31. Συγκεντρωτικές τιμές κριτηρίων ARIMA

### 3. Διαγνωστικός Έλεγχος (Diagnostic Checking)

Επαναλαμβάνουμε την ίδια διαδικασία και ελέγχουμε εάν τα κατάλοιπα του μοντέλου παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση και εάν λειτουργούν ως λευκός θόρυβος. Στον Πίνακα 32 βλέπουμε τα αποτελέσματα του Ljung-Box test με 20 lags. Από την γραφική απεικόνιση των καταλοίπων ARIMA(1,1,0) παρατηρούμε ότι γίνεται δεκτή η μηδενική υπόθεση καθώς  $p\text{-value} > 0.05$ . Συμπεραίνουμε ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα

κατάλοιπα του μοντέλου ARIMA και μπορούμε να συνεχίσουμε με την πρόβλεψη.

Sample: 2004M01 2022M12  
 Included observations: 227  
 Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			0.012	0.012	0.0340	
2			-0.015	-0.015	0.0844	0.771
3			-0.045	-0.045	0.5578	0.757
4			0.025	0.026	0.7032	0.872
5			-0.041	-0.043	1.1034	0.894
6			0.005	0.005	1.1093	0.953
7			-0.016	-0.015	1.1696	0.978
8			-0.060	-0.064	2.0196	0.959
9			-0.039	-0.035	2.3795	0.967
10			0.092	0.088	4.4123	0.882
11			0.086	0.080	6.2073	0.798
12			0.041	0.041	6.6164	0.829
13			-0.033	-0.027	6.8814	0.865
14			-0.016	-0.016	6.9464	0.905
15			-0.011	-0.006	6.9747	0.936
16			-0.059	-0.064	7.8375	0.930
17			-0.033	-0.033	8.1147	0.945
18			0.035	0.044	8.4174	0.957
19			0.077	0.091	9.8808	0.936
20			-0.058	-0.057	10.735	0.932

Πίνακας 32. Γραφική απεικόνιση καταλοίπων ARIMA(1,1,0)

### Μοντέλο VAR

Στην αρχή του κεφαλαίου 5.4 εξετάσαμε τις χρονοσειρές ως προς την στασιμότητα με τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας. Τα αποτελέσματα του οποίου μας υπέδειξαν στασιμότητα στις πρώτες διαφορές των μεταβλητών. Αφού οι μεταβλητές έχουν επιβεβαιωθεί ότι είναι στάσιμες, μπορούμε να προχωρήσουμε στον εντοπισμό του κατάλληλου μοντέλου VAR. Αυτό σημαίνει ότι πρέπει να προσδιορίσουμε τον κατάλληλο αριθμό υστερήσεων (lag length) που θα χρησιμοποιηθεί στο μοντέλο.

Στον Πίνακα 33 βλέπουμε τα κριτήρια των AIC, FPE και HQ προτείνουν την χρήση 2 lags, σε αντίθεση με τα SC και LR που προτείνουν 1 lag και 3 lags αντίστοιχα. Ακολουθώντας την πρόταση των κριτηρίων AIC, FPE και HQ επιλέγουμε την χρήση των 2 lags.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-7341.373	NA	5.56e+24	68.32905	68.39176	68.35439
1	-7244.239	189.7493	2.61e+24	67.57432	<b>67.88787*</b>	67.70101
2	-7208.672	68.15705	<b>2.18e+24*</b>	<b>67.39230*</b>	67.95668	<b>67.62033*</b>
3	-7193.568	<b>28.38118*</b>	2.20e+24	67.40063	68.21586	67.73002
4	-7182.764	19.90000	2.31e+24	67.44897	68.51503	67.87970
5	-7174.442	15.01764	2.48e+24	67.52039	68.83729	68.05248
6	-7162.819	20.54356	2.59e+24	67.56111	69.12884	68.19454
7	-7156.279	11.31531	2.84e+24	67.64911	69.46768	68.38390
8	-7147.548	14.78220	3.04e+24	67.71672	69.78614	68.55286
9	-7142.171	8.903307	3.37e+24	67.81554	70.13580	68.75303
10	-7130.084	19.56451	3.52e+24	67.85194	70.42303	68.89078

11	-7118.881	17.71614	3.70e+24	67.89656	70.71849	69.03675
12	-7109.392	14.65191	3.96e+24	67.95714	71.02990	69.19868

Πίνακας 33. Τιμές κριτηρίων Lag Length

Έπειτα εξετάζουμε την ευστάθεια του μοντέλου VAR, ελέγχοντας τις ρίζες του χαρακτηριστικού πολυωνύμου που πρέπει να έχουν απόλυτη τιμή μικρότερη από 1. Στον Πίνακα 34, παρατηρούμε ότι το σύστημα είναι ευσταθές και τείνει προς μια σταθερή λύση καθώς οι ιδιοτιμές έχουν απόλυτη τιμή μικρότερη από 1.

Roots of Characteristic Polynomial  
 Endogenous variables: EXUSJP1  
 DPRIUSJP1 DM1USJP1 DLIBUSJP1  
 Exogenous variables: C  
 Lag specification: 1 2

Root	Modulus
0.847158	0.847158
0.526391	0.526391
-0.486930	0.486930
0.410199	0.410199
-0.322291	0.322291
-0.053427 - 0.291539i	0.296394
-0.053427 + 0.291539i	0.296394
-0.008696	0.008696

Πίνακας 34. Έλεγχος κατάστασης σταθερότητας VAR

Συνεχίζουμε την ανάλυση πραγματοποιώντας τον έλεγχο αυτοσυσχετίσεων για την ανίχνευση πιθανών προβλημάτων. Στον Πίνακα 35 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του ελέγχου, όπου παρατηρούμε ότι για τα 2 χρονικά υστερήματα (lags) έχουμε p-value < 0.05. Επομένως, δεν απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση και καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση.

VAR Residual Serial Correlation LM Tests  
 Sample: 2004M01 2022M12  
 Included observations: 225

Null hypothesis: No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	28.34284	16	0.0288	1.791236	(16, 639.1)	0.0288
2	23.53847	16	0.1001	1.482048	(16, 639.1)	0.1001

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	28.34284	16	0.0288	1.791236	(16, 639.1)	0.0288
2	55.12222	32	0.0067	1.750841	(32, 757.6)	0.0068

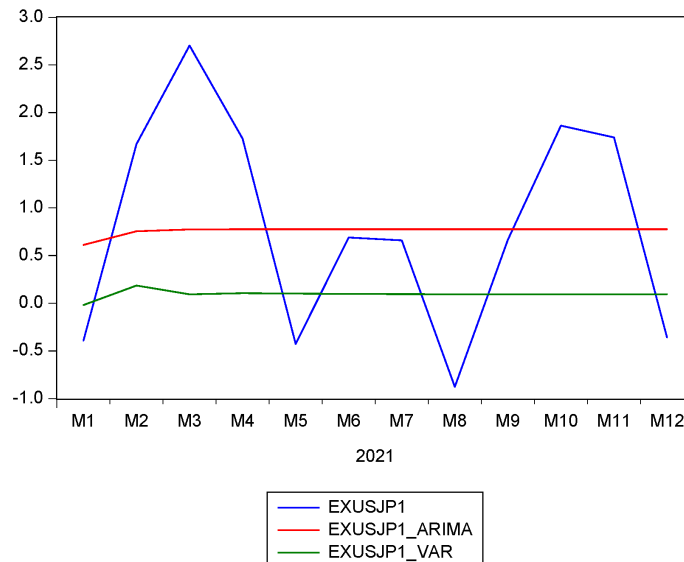
Πίνακας 35. Έλεγχος αυτοσυσχέτισης VAR

### Αποτελέσματα πρόβλεψης

Για την πρόβλεψη των τιμών της Συναλλαγματικής Ισοτιμίας του Αμερικανικού δολαρίου με το Yen της Ιαπωνίας (JPY/USD) ορίσαμε το διάστημα 2021:01 με 2021:12. Στον Πίνακα 36 και 37 βλέπουμε τα αποτελέσματα της πρόβλεψης και την γραφική τους απεικόνιση αντίστοιχα. Σε καλύτερες προβλέψεις φαίνεται να μας οδηγεί το υπόδειγμα ARIMA σε σχέση με το υπόδειγμα VAR καθώς οι τιμές των κριτηρίων RMSE και MAE είναι μικρότερες στο μοντέλο ARIMA έναντι του μοντέλου VAR.

Forecast sample: 2021M01 2021M12			
Included observations: 12			
	RMSE	MAE	MAPE
ARIMA	1.083540	0.929663	115.2752
VAR	1.292592	1.098979	1209.037

Πίνακας 36. Αποτελέσματα μοντέλων ARIMA και VAR



Πίνακας 37. Γραφική απεικόνιση των προβλέψεων των μοντέλων ARIMA και VAR

## Κεφάλαιο 6<sup>ο</sup>: Συμπεράσματα

Σε αυτή τη μελέτη επιδιώξαμε να προβλέψουμε τις συναλλαγματικές ισοτιμίες του Αμερικανικού δολαρίου με τη λίρα Στερλίνα της Βρετανίας (USD/ GBP), το ευρώ της Ευρωπαϊκής Ένωσης (USD/ EUR) και το Yen της Ιαπωνίας (JPY/USD) συγκρίνοντας τα μοντέλα ARIMA και συνοπτικής συσχέτισης (VAR). Τα δεδομένα που επιλέχθηκαν καλύπτουν την περίοδο 2004:01 με 2022:12.

Σε αυτό το πλαίσιο, καθορίσαμε αρχικά τις ιδιότητες των χρονοσειρών των μεταβλητών. Αυτό μας επέτρεψε να καθορίσουμε την τάξη της ολοκλήρωσης των σειρών. Συνεπώς, διενεργήθηκαν δοκιμές μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδα και με πρώτες διαφορές. Παρατηρήσαμε ότι σε όλες τις μεταβλητές η στασιμότητα επιτυγχάνεται στις πρώτες διαφορές των μεταβλητών.

Στην συνέχεια εφαρμόσαμε το μοντέλο ARIMA για κάθε μία από τις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Παρατηρούμε ότι για κάθε συναλλαγματική ισοτιμία καταλήξαμε σε διαφορετικά μοντέλα. Στην περίπτωση της συναλλαγματικής ισοτιμίας USD/ EUR το μοντέλο που επιλέχθηκε είναι το ARIMA (1,1,7), στην USD/ GBP το ARIMA (1,1,1) και στην JPY/USD το ARIMA (1,1,0). Σε αυτό το σημείο καθοδηγηθήκαμε από τα κριτήρια πληροφοριών των Akaike, Schwarz και Hannan-Quinn και τρία μοντέλα απαλλαγμένα από αυτοσυσχέτιση.

Έπειτα χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα, καθορίσαμε τρία μοντέλα VAR για κάθε μία από τις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Κάθε ένα από τα μοντέλα VAR αποτελούνταν από τέσσερις μεταβλητές. Συγκεκριμένα, τις συναλλαγματικές ισοτιμίες, τις διαφορές των επιτοκίων Libor, τις διαφορές της προσφοράς χρήματος και τις διαφορές του εισοδήματος των χωρών. Για τον καθορισμό των μοντέλων χρειάστηκε να προσδιοριστεί ο κατάλληλος αριθμός υστερήσεων (lag length) των μοντέλων. Σύμφωνα με τις προτάσεις του κριτηρίου AIC στην συναλλαγματικές ισοτιμίες USD/ EUR, USD/ GBP, JPY/USD επιλέξαμε τη χρήση των 4, 2, 2 lags αντίστοιχα.

Οι προβλέψεις από τα δύο μοντέλα υποδεικνύουν ότι το μοντέλο VAR ενδέχεται να είναι πιο αποτελεσματικό στις προβλέψεις συναλλαγματικών ισοτιμιών καθώς οι προβλέψεις που σχετίζονται με το μοντέλο VAR είναι πιο κοντά στις παρατηρούμενες τιμές έναντι του μοντέλου ARIMA. Δεδομένου του RMSE που υπολογίστηκε για και τα δύο μοντέλα, παρατηρείται ότι το μοντέλο VAR έχει χαμηλότερο RMSE από το μοντέλο ARIMA. Βασιζόμενοι σε αυτό και σε άλλα ευρήματα από τη σύγκριση που έγινε στο πέμπτο κεφάλαιο, μπορούμε να συμπεράνουμε ότι τα μοντέλα VAR είναι καλύτερα από τα μοντέλα ARIMA στην πρόβλεψη συναλλαγματικών ισοτιμιών.

Αυτό σημαίνει ότι οι ασκούντες οικονομική πολιτική, όπως οι κεντρικές τράπεζες, μπορούν να βασίζονται σε μοντέλα VAR για να προβλέψουν τις μελλοντικές συναλλαγματικές ισοτιμίες και να λάβουν αποτελεσματικές αποφάσεις για την οικονομική πολιτική τους. Επίσης, οι επενδυτές μπορούν να χρησιμοποιήσουν αυτά τα μοντέλα για να κατανοήσουν καλύτερα τις τάσεις στις συναλλαγματικές αγορές και να πάρουν αποφάσεις επενδύσεων με βάση πιο ακριβείς προβλέψεις. Επιπλέον, η επιλογή μοντέλων VAR για την πρόβλεψη των συναλλαγματικών ισοτιμιών μπορεί να συμβάλει στην αύξηση της ακρίβειας και της αποτελεσματικότητας των αποφάσεων που λαμβάνονται σε διάφορα οικονομικά περιβάλλοντα.

## Βιβλιογραφία

- Abdullah, S., Karaman and Tayfur, & Altok. (2004). An Experimental Study on Forecasting Using Tes Processes. *Proceedings of the winter simulation conference*, R. G. Ingalls, M. D. Rossetti, J. S. Smith, and B. A. Peters, eds., PP.437-442.
- Adhikari, R. (2013). An Introductory Study on Time Series Modeling and Forecasting master thesis. *Dept. of Economics and Social Science*.

- Akhtaruzzaman, M. (2009). Financial Development and Velocity of Money in Bangladesh: A Vector Auto-Regression Analysis. *Bangladesh Bank, Working Paper Series: WP 0806*.
- Alam, M. (2012). Forecasting the BDT/USD Exchange Rate using Autoregressive Model. *Global Journal of Management and Business Research Volume 12 Issue 19 Version 1.0 Year 2012*.
- Appiah, S., & Adetunde, I. (2011). Forecasting Exchange Rate between the Ghana Cedi and the US Dollar Using Time Series Analysis. *Journal of Economic Theory 3(2): ISSN: 2042-4841, Maxwell Scientific Organization*.
- Backus, D. (1984). Empirical Models Of The Exchange Rate: Separating The Wheat From The Chaff. . *Canadian Journal of Economics, 17, 824–846*.  
<https://doi.org/10.2307/135076>.
- Beker, E. (2006). *Exchange Rate Regime Choice*. Panoeconomicus.
- Bilson, J. (1978). Rational expectations and the exchange rate. *n J.A. Frankel and H.G. Johnson (eds.), The Economics of Exchange Rate (Reading, Mass, Addison-Wesley), pp 75-96*. .
- Bjornland, H. (2009). Monetary Policy And Exchange Rate Overshooting: Dornbusch Was Right. *Journal of International Economics, 79(1), 67-77*.  
<https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2009.06.003>.
- Capistran, C., Chiquiar, D., & Hernandez, J. (2019). Identifying Dornbusch’s Exchange Rate Overshooting with Structural VECs: Evidence from Mexico. *International Journal of Central Banking, 5(15) 2017-11, Banco de México*.
- Casella, G., Fienberg, S., & Olkin, I. (2006). Time Series Analysis and Its Application. *Springer Texts in Statistics Design (Vol. 102)*.
- Central Bank of Nigeria. (2016). Foreign Exchange Rate. *Abuja, Education in Economics Series No.4*.
- Dash, P. (2012). The Relationship between Interest Rate and Exchange Rate in India, 1-28.
- Dornbusch, R. (1976). Expectations and exchange rate dyanamics. *Journal of Political Economy, 84, pp 1161-1176*.
- Dornbusch, R. (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy, 84(6):1161-76*.
- Driskill, R. (1981). Exchange Rate Dynamics: An Empirical Investigation. *Journal of Political Economy 89, 357–371*. <http://dx.doi.org/10.1086/260969>.
- Dua, P., & Ranjan, R. (2011). Modeling and Forecasting the Indian RE/US Dollar

- Exchange Rate. . *CDE Working Paper, Department of Economics, Delhi School of Economics.*
- Dunis, C., & Huang, X. (2002). Forecasting and trading currency volatility: An application of recurrent neural regression and model combination. *England, Liverpool.*
- Enders, W. (2003). *Applied Econometric Time Series. 2nd edition.*
- Falianty, T. (2003). Exchange Rate Overshooting: Sebuah Studi Empiris di Indonesia Dalam Sistem Nilai Tukar Mengambang [Exchange Rate Overshooting: An Empirical Study in Indonesia in a Floating Exchange Rate System]. *Thesis. Program Studi Ilmu Ekonomi, Fakultas Ekonomi, Universitas Indonesia.*
- Fat, C., & Dezci, E. (2011). Exchange-rates forecasting: exponential smoothing techniques and Arima models. [online] *Faculty of Economics and Business Administration, Department of Finance, "Babes-Bolyai" University, Cluj-Napoca, Romania, Retrieved from: <http://steconomiceuoradea.ro/anale/volume/2011/n1/046.pdf>.*
- Faust, J., Rogers, J., & Wright, J. (2002). Exchange rate forecasting: the errors we've really made. *Journal of International Economics.*
- Flood, R., & Taylor, M. (1996). Exchange Rate Economics: What Is Wrong With The Conventional Macro Approach. *University Of Chicago Press.*
- Frankel, J. (1979). On The Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials. *American Economic Review, 69: 6101-22.*
- Furman, J., & Stiglitz, J. (1998). Economic Crises: Evidence and Insights From East Asia. *Brooking Papers on Economic Activity, 2, Brooking Institution, Washington D.C.*
- Granger, C., & Newbold, P. (1974). Spurious Regressions in Economics. *Journal of Econometrics 2, pp. 111-120.*
- Guzman, M., Ocampo, J., & Stiglitz, J. (2018). Real exchange rate policies for economic development. *Elsevier, World Development.*
- Hacche, G., & Townend, J. (1981). Exchange Rates and Monetary Policy: Modeling Sterling's Effective Exchange Rate, 1972–1980 . *In: Ellis, W.A., Sinclair, D.J.N. (Eds.), The Money Supply and Exchange Rate, Oxford University Press, Oxford.*
- Hacker, R., Kim, H., & Månsson, K. (2010). The Relationship between Exchange Rate and Interest Rate Differentials. *CESIS Working Paper :127.*
- Ilechukwu, I., & Nwokoye, E. (2015). Long run impact of exchange rate on Nigeria's industrial output. *IOSR Journal of Economics and Finance (IOSR-JEF), 6(5), 75-86.*



- Ismail, S. (2009). Modelling exchange Rate in Nigeria in the Presence of Financial and Political Instability: An Intervention Analysis Approach. *Middle Eastern Finance and Economics – Euro Journal Publishing*, 5 (2009).
- Kandil, M. (2004). Exchange rate fluctuations and economic activity in developing countries: Theory and evidence. *Journal of Economic Development*.
- Kim, S.-H., Moon, S., & Velasco, C. (2017). Delayed overshooting: is it an '80s puzzle? *Journal of Political Economy*, 125(5), 1570–1598.
- Koopman, S., & Commandeur, J. (1994). Introduction to Time Series Analysis and Time134–144.
- Korkmaz, S. (2013). The Effect of Exchange Rate on Economic Growth. *International M-Sphere Conference, At Dubrovnik, Croatia*.
- Lien, K. (2009). *Day Trading and Swing Trading the Currency Market*. John Wiley & Sons.
- Madura, J. (2010). International Corporate Finance. 10th ed. China: China Translation & Printing Services, Ltd.
- Mathur, S. (2014). Modeling and Forecasting of RE/\$ Exchange Rate – An Empirical Analysis. . Retrieved from:  
<https://ecomod.net/system/files/Exchange%20rate%20paper%20april%202014.pdf>
- Meese , R., & Rogoff, K. (1983). Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample? *Journal of International Economics*.
- Mertens , T., & Shultz, P. (2017). China's Exchange Rate Policies and U.S. Financial. *Research from Federal Reserve Bank of San Francisco*.
- Meyler, A. (2015). Forecasting irish inflation using ARIMA models.
- Minakhi , R., Babita , M., Ritanjali , M., & Ganapati , P. (2014). Forecasting of currency exchange rates using an adaptive ARMA model with differential evolution based training. *Journal of King Saud University – Computer and Information Sciences* 26, 7–18.
- Mishkin, F., Matthews, K., & Giuliadori, M. (2013). the Economics of Money, Banking and Financial Markets, European Edition, Pearson Addison-Wesley.
- Nelson , & Plosser. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, no. 2, pp. 139-162.
- Newaz, M. (2008). Comparing the performance of time series models for forecasting

- Exchange Rate. *BRAC University Journal*, vol. V, no. 2, pp. 55-65.
- Nwankwo, S. (2014). Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) Model for Exchange Rate (Naira to Dollar). *Academic Journal of Interdisciplinary Studies, MCSER Publishing, Rome-Italy, Vol 3 .No 4, pp 429-433.*
- Nyoni, T. (2018). Modeling and Forecasting Naira / USD Exchange Rate in Nigeria: a Box - Jenkins ARIMA approach, Munich Personal RePEc Archive. *University of Zimbabwe.*
- Palit, A., & Popovic, D. (2005). Computational Intelligence in Time Series Forecasting – Theory and Engineering Applications. *Springer–Verlag London Limited.*
- Papel, D. (1998). Expectations and Exchange Rate Dynamics after a Decade of Floating. *Journal of International Economics, 25, 303–317.*  
[https://doi.org/10.1016/0022-1996\(88\)90057-8.](https://doi.org/10.1016/0022-1996(88)90057-8)
- Park, G. (1997). Short Run And Long Run Dynamics Of Exchange Rates With Sticky Prices. *Review of International Economics, 5(4), 478–481.*  
[https://doi.org/10.1111/1467-9396.00071.](https://doi.org/10.1111/1467-9396.00071)
- Rahman, N. (J. Bangladesh Agril. Univ., 8(1); 103-112. retrieved October 16 2012 from <http://www.iieom.org/ieom2011/pdfs/IEOM172.pdf>). 2010. *Forecasting of Boro Rice Production in Bangladesh- An ARIMA approach.*
- Reed, K. (2016). Impact of the strengthening dollar on U.S. import prices in 2015. *U.S. Bureau of Labor Statistics, Beyond the Numbers, Vol.5, No.12.*
- Renani, S., Raki, Molood, Honarvar, & Naghmeh. (2014). Monetary Policy and Exchange Rate Overshooting in Iran. *International Economic Studies, 44(1), Spring & Summer 2014 pp. 67-74.*
- Ribeiro, P. (2016). Forecasting exchange rates in the presence of instabilities. *PhD Thesis, Dep. Businesses School College of Social Science, University of Glasgow.*
- Ruth, S. (2020). Shifts in monetary policy and exchange rate dynamics: Is Dornbusch’s overshooting hypothesis intact, after all? . *Journal of International Economics, 126, 103344.* [https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2020.103344.](https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2020.103344)
- Sim, C., Stock, J., & Watson, M. (1990). Inference in Linear Time Series Models with Same Unit Roots. *Econometrica, pp. 113-144.*
- Sims, C. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica, vol. 48, January.*
- Tambi, M. (2005). FORECASTING EXCHANGE RATE: A Uni-variate out of sample Approach (Box-Jenkins Methodology). *in The IUP Journal of Bank Management.*
- Weisang, G., & Yukika, A. (2008). Vagaries of the Euro: an Introduction to ARIMA

Modeling. [online] Bentley College, USA

<http://www.bentley.edu/centers/sites/www.bentley.edu.centers/files/csbig/weisang>.

Yang, B., & Zeng, T. (2014). A Note on the Real Currency Exchange Rate:.. *Journal of International Business and Economics Vol. 2, No. 4.*

Yarmukhamedov, S. (2007). Trade Effects of Exchange Rate Fluctuations: Evidence from Sweden. *Master Thesis in Economics, Dept. of Economics and Social Science, Dalarna University.*

Zivot, E., & Wang, J. (2006). Vector autoregressive models for multivariate time series. *Modeling Financial Time Series with SPLUS, 383–427.*