

ივანე ჯავახიშვილის სახელობის თბილისის სახელმწიფო
უნივერსიტეტი
ეკონომიკისა და ბიზნესის ფაკულტეტი

გაგნიძე იანა

ვალუტის გაცვლითი კურსის ეკონომეტრიკული ანალიზი

მოდული: ეკონომეტრიკა და მათემატიკური ეკონომიკა

ნაშრომი შესრულებულია ეკონომიკის მაგისტრის აკადემიური ხარისხის
მოსაპოვებლად

ხელმძღვანელი: იური ანანიაშვილი
ეკონომიკის მეცნიერებათა დოქტორი,
თსუ-ის ეკონომეტრიკის კათედრის
ხელმძღვანელი, პროფესორი
თანახელმძღვანელი: ლადო ფაშოლლი
თსუ დოქტორანტი

თბილისი 2020

ანოტაცია

სავალუტო კურსი არის ის მნიშვნელოვანი ფაქტორი, რომელსაც შეუძლია მნიშვნელოვნად შეცვალოს როგორც ქვეყნის ეკონომიკური მდგომარეობა, ისე მისი ფინანსური სტაბილურობა. ამის გამო, მნიშვნელოვანია მისი ანალიზი და პროგნოზი.

ნაშრომში განხილულია გაცვლითი კურსის მოდელირების სხვადასხვა მიდგომა. კვლევის მიზანია საქართველოს მაგალითზე აღნიშნული მიდგომებიდან ვალიდური მოდელის შერჩევა ქართული ლარის გაცვლითი კურსის ანალიზისა და პროგნოზირებისთვის.

ნაშრომი შედგება შესავლის, 3 თავისა და დასკვნისგან. პირველ თავში მოცემულია ვალუტის გაცვლითი კურსის ზოგადი მიმოხილვა, კერძოდ, მისი განვითარების ისტორია და ძირითადი განსხვავება სავალუტო კურსის სხვადასხვა სახეებს შორის. გარდა ამისა, ეს თავი შეეხება გაცვლით კურსზე მოქმედ ფაქტორების დახასიათებას, რომლებიც დაჯგუფებულია პერიოდის მიხედვით (მოკლევადიანი, საშუალოვადიანი, გრძელვადიანი). მეორე თავში განხილულია გაცვლითი კურსის მოდელირების სხვადასხვა მიდგომა, რაც გულისხმობს გაცვლითი კურსის ანალიზისა და პროგნოზირებისთვის როგორც ტრადიციული, ასევე შემთხვევითი ხეტიალის მოდელების დადებითი და უარყოფითი მხარეების გამოკვლევას. მესამე თავში მოცემულია ემპირიული კვლევის შედეგები, რომლებიც საქართველოს მაგალითზე განხორციელდა რამდენიმე მნიშვნელოვანი მოდელის ვალიდურობის შემოწმების მიზნით. კერძოდ, აგებულია 2 სახის VAR მოდელი: პირველი მათგანის მიზანია, განსაზღვროს სამი ვალუტის გაცვლითი კურსის ურთიერთგავლენა; მეორე VAR მოდელი კი აგებულია გაცვლით კურსზე მოქმედ ფაქტორთა გავლენის შესაფასებლად. აგრეთვე მოცემულია შემთხვევითი ხეტიალის მოდელის ემპირიული ანალიზი და ტრადიციული PPP თეორიის შესაბამისი ეკონომეტრიკული მოდელი.

დასკვნაში ასახულია თითოეული მოდელის საქართველოს მაგალითზე რეალიზების შედეგები.

annotation

Econometric analysis of Currency Exchange Rate

The exchange rate is one of the most important instruments that can affect the country's economic situation, financial stability and social welfare. Therefore, it is great importance its analysis and forecasting. The paper discusses different approaches to exchange rate modeling. The aim of the study is to select a valid model from the above-mentioned approaches to the example of Georgia for the analysis and forecasting of the Georgian GEL exchange rate.

The paper consists of an introduction, 3 chapters and a conclusion. The first chapter provides an overview of the exchange rate, in particular the history of its development and the main difference between the different types of exchange rates. In addition, this chapter describes exchange rate factors that are grouped by period (short-term, medium-term, long-term). The second chapter presents the different approaches to exchange rate modeling, which involves discussing different models for exchange rate analysis and forecasting, such as traditional approaches and random wandering models. The third chapter presents some empirical studies of the models discussed in the theoretical part on the example of Georgia in order to test their validity. In particular, two types of VAR models: The first of these aims to determine the exchange rate of the three currencies, and the second model is built to assess the impact of exchange rate factors. The paper also provides empirical analysis of the random walk model and the econometric model of the PPP theory from the traditional approach.

შინაარსი

შესავალი	5
თავი 1. სავალუტო კურსის რეჟიმების განვითარება და მასზე მოქმედი ფაქტორები	7
1.1 სავალუტო კურსის რეჟიმების განვითარების მოკლე ისტორია	7
1.2 სავალუტო კურსი როგორც საერთაშორისო ფასი	10
1.2.1. ნომინალური სავალუტო კურსი	11
1.2.2. რეალური სავალუტო კურსი	12
თავი 2. გაცვლითი კურსის მოდელირების ძირითადი მიდგომები.....	17
2.1 მანდელ-ფლემინგის მოდელი.....	17
2.2. მსყიდველობითი უნარის პარიტეტი (PPP).....	19
2.2.1. PPP თეორია	19
2.3. შემთხვევითი ხეტიალის მოდელი	26
2.3.1. ლო-მაკკინლის ვარიაციული კოეფიციენტის ტესტი (VR).....	27
2.4. მიმდინარე ღირებულების მოდელები და შემთხვევითი ხეტიალი.....	28
2.5 რაციონალური მოლოდინების წონასწორობა	40
2.6. ღია ეკონომიკის მოდელი ტეილორის წესის მიხედვით	43
თავი 3. სავალუტო კურსის მოდელების შეფასება საქართველოს მაგალითზე	50
3.1. გაცვლითი კურსის რეჟიმი საქართველოში.....	50
3.2 ლარის გაცვლითი კურსის მოდელების რეალიზება	51
3.2.1 გაცვლითი კურსების ურთიერთგავლენის შეფასება VAR მოდელით	51
3.2.2 რეალურ ეფექტურ გაცვლით კურსზე მოქმედი ფაქტორების.....	55
ანალიზი (VAR მოდელი)	55
3.2.3 შემთხვევითი ხეტიალის მოდელის ემპირიული ანალიზი	57
3.2.4. სავალუტო კურსის მსყიდველობითი უნარის პარიტეტის თეორიის ემპირიული ანალიზი	59
დასკვნა.....	63
ლიტერატურა.....	66
დანართი.....	71

შესავალი

ძირითად მაკროეკონომიკურ მაჩვენებლებთან ერთად, როგორცაა მთლიანი სამამულო პროდუქტი, ინფლაცია და საპროცენტო განაკვეთი, გაცვლითი კურსიც მნიშვნელოვანია ქვეყნის ეკონომიკისთვის, შესაბამისად, მისი სტაბილურობა და პროგნოზირება რეალური ადამიანებისა და ეკონომისტების მხრიდან დიდ ინტერესს იწვევს.

თუ ლარის კურსის გაუფასურებამ ეკონომიკისთვის რაღაც კარგი გააკეთა, ერთ-ერთი არის ის, რომ აქტუალური გახდა მაკროეკონომიკური საკითხების განხილვა. მაგრამ, დისკუსიის საგანს წარმოადგენს არათუ კვლევები, არამედ მხოლოდ ინტუიცია, რომელიც ძირითადად არასწორად აღქმულ თეორიულ საკითხებს ეფუძნება. ესაა მიზეზი, რამაც წარმოშვა განსხვავებული შეფასებებები ქართული ვალუტის (ლარის) გაუფასურებასთან და საგარეო შოკებთან დაკავშირებით. განსაკუთრებით აღსანიშნავია საქართველოს ეროვნულ ბანკის მიერ გაკეთებული ზოგიერთი შეფასება, რომელიც თეორიასაც სცდება. ამიტომ მნიშვნელოვანია, რომ მაკროეკონომიკური გადაწყვეტილებების მიღებისას ვიხელმძღვანელოთ საერთაშორისო ლიტერატურასა და კვლევებზე დაყრდნობით. (ეკონომიკა და საბანკო საქმე, 2015)

სავალუტო კურსის ანალიზისა და პროგნოზირების მნიშვნელოვნებიდან და ზემოთ აღნიშნულიდან გამომდინარე, სამაგისტრო ნაშრომში განხილულია გაცვლითი კურსის მოდელირებასთან დაკავშირებით სხვადასხვა მიდგომა და თეორია, (რომლისთვისაც ჩვენ გამოვიყენეთ ძირითადი მაკროეკონომიკური თეორიები და ემპირიული ნაშრომები) და კვლევის მიზანია გაცვლითი კურსის მოდელის ეკონომეტრიკული ანალიზი, რათა შევარჩიოთ მოდელი, რომელიც იქნება ვალიდური და მაქსიმალურად მორგებული ქართულ რეალობას.

ნაშრომი შედგება ხუთი ნაწილისგან. პირველი თავში აღწერილია ის, თუ რა გზა გამოიარა ფინანსურმა სისტემამ თანამედროვე მცურავი სავალუტო კურსის შემოღებამდე და როგორ ხდება სავალუტო კურსის რეჟიმების კლასიფიკაცია საერთაშორისო სავალუტო ფონდის (სსფ) მიხედვით. გარდა ამისა, ამავე თავში განხილულია ის ძირითადი ფაქტორები, რომლებიც გავლენას ახდენს სავალუტო კურსის ვოლატილობაზე და ისინი

დაყოფილია მოკლევადიან, საშუალოვადიან და გრძელვადიან პერიოდში სავალუტო კურსზე მოქმედ ფაქტორებად.

მეორე თავში შევხებით ვალუტის გაცვლითი კურსის სხვადასხვა თეორიას, რომელთაგან აღსანიშნავია მსყიდველობითი უნარის პარიტეტის თეორია (PPP) და შემთხვევითი ხეტიალის მოდელი (Diebold & Nason 1990). გარდა ამისა ამ თავში მოცემულია მიმდინარე ღირებულების თეორია და მასთან დაკავშირებული ემპირიული კვლევა (მეისი და როგოფი (1983) და ღია ეკონომიკის მოდელი ტეილორის წესის მიხედვით.

მესამე თავი კი ეძღვნება ემპირიულ კვლევას, რომლის მიზანს წარმოადგენს სავალუტო კურსზე მოქმედ ფაქტორთა გავლენის შეფასება, ვალუტის კურსების ურთიერთგავლენის განსაზღვრა და, როგორც უკვე აღვნიშნეთ, განხილული თეორიებიდან სწორი მოდელის შერჩევა ქართული ლარის ანალიზისა და პროგნოზირებისთვის. კერძოდ, მოცემულია:

- 1) სავალუტო კურსების ურთიერთგავლენის შესაფასებლად გაცვლით კურსზე მოქმედი ფაქტორების ორი სახის VAR მოდელი (3 ვალუტის მაკალითზე);
- 2) შემთხვევითი ხეტიალის მოდელის ეკონომეტრიკული ანალიზი ლო-მაკკინლის ვარიაციის კოეფიციენტის ტესტის (VR) გამოყენებით (4 ვალუტის მაგალითზე);
- 3) PPP თეორიის ემპირიული ანალიზი მარკისა და სოლოუს (2001) კვლევის საფუძველზე აგებული მოდელის მიხედვით (4 ვალუტის მაგალითზე).

კვლევის ამოცანაა არა მხოლოდ თითოეული მოდელის ეკონომეტრიკული ანალიზი, არამედ მათი ერთმანეთთან შედარება საუკეთესო პროგნოზირების მოდელის შერჩევის მიზნით.

ბოლო ნაწილში დასკვნის სახით მოცემულია მიღებული შედეგები ანალიზი.

თავი 1. სავალუტო კურსის რეჟიმების განვითარება და მასზე მოქმედი ფაქტორები

1.1 სავალუტო კურსის რეჟიმების განვითარების მოკლე ისტორია

თანაფარდობას რომლითაც უცხოური ვალუტა იცვლება ადგილობრივ ფულად ერთეულზე გაცვლითი კურსი (ინგლ. Exchange rate) ეწოდება. სიმარტივისთვის სავალუტო კურსების აღსანიშნავად იყენებენ სამ ასოიან აბრავიატურას, რომელიც ვალუტისა და ვალუტის ემიტენტის ქვეყნის სახელს აღნიშნავს.

პირველ რიგში განვიხილოთ თუ რა გზა გამოიარა ფინანსურმა სისტემამ თანამედროვე მცურავი სავალუტო კურსის შემოღებამდე:

სასაქონლო მასის ზრდასთან ერთად, ოქროსგან ფულის შექმნა და ამ გზით ფულადი მასის მოცულობის ფორმირება უსარგებლო გახდა. ფულის წარმოება დაიწყო იაფფასიანი და საყოველთაოდ ხელმისაწვდომი ლითონისგან. შესაბამისად დღის წესრიგში დადგა ასეთი ვალუტის კურსების განსაზღვრის საკითხი. ამისათვის შემოღებული იქნა ოქროს სტანდარტი. პირველი საერთაშორისო შეთანხმება მოიცავდა ვალუტის გაცვლითი ოპერაციების რეგულირებას. აღნიშნული შეთანხმების მონაწილე ქვეყნები ვალდებული იყვნენ თავისი ვალუტით დაეფიქსირებინათ ოქროს განსაზღვრული შემცველობა. ამ სტანდარტმა პირველ მსოფლიო ომამდე იარსება, ხოლო სათავეს ის 1819 წლიდან იღებს. ოფიციალურად ოქროს სტანდარტი 1821 წლიდან დამყარდა.

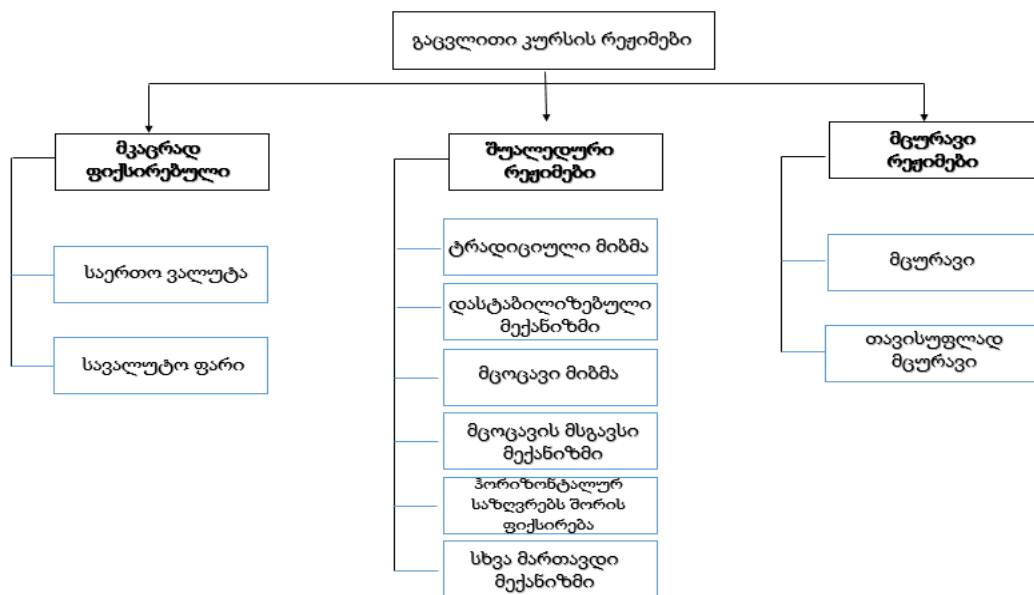
პირველ და მეორე მსოფლიო ომებს შორის ვალუტის გაცვლის ოპერაციების მარეგულირებელი არანაირი სისტემა არ არსებობდა. ამის შემდეგ მსოფლიო ფინანსური წესრიგის ფორმირების მცდელობას წარმოადგენდა სისტემის შექმნა, რომელიც ცნობილია ბრეტონ-ვუდსის შეთანხმებად. (კაკულია ნ. , 2013) ის მიიღეს 1944 წლის 1-22 ივლისს ბრეტონ-ვუდსის კონფერენციაზე. ბრეტონ ვუდსის სისტემის შემოღებით დამყარდა ალტერნატიული ტიპის ფიქსირებული გაცვლითი კურსის რეჟიმი. ამ სისტემამ ოქროს სტანდარტის ნაკლოვანების აღმოფხვრა სცადა იმით, რომ ქვეყნებს, რომლებსაც სტაბილური საგადასახდელო ბალანსი ჰქონდათ, საშუალება მისცა მოეხდინათ

დევალვაცია გარკვეულ პირობებში. ახლადდაარსებულ საერთაშორისო სავალუტო ფონდს (IMF) შეეძლო ასეთი ქვეყნებისთვის ესესხებინა ოქრო ან უცხოური ვალუტა დეფიციტის თავიდან აცილების მიზნით. 1969 წელს, სსფ-მ თავადვე შექმნა ვალუტა, ნასესხობის სპეციალური უფლებები, რომლის გამოყენებაც ქვეყნებს შეეძლოთ ერთმანეთის ვალების დასაფარად. ნასესხობის სპეციალური უფლებები განაწილებულია ცენტრალურ ბანკში, რათა გაიზარდოს მათი რეზერვები.

აშშ-ში წარმოქმნილმა პრობლემებმა გამოიწვია ბრეტონ-ვუდსის სისტემის დაშლა, მის დასასრულად ითვლება 1973 წელი. უკვე 1976 წელს იამაიკის კონფერენციაზე შეიქმნა ახალი სისტემა - მცურავი სავალუტო სისტემა, რომელსაც უნდა მოეწესრიგებინა საერთაშორისო ფინანსური ურთიერთობები. გაცვლითი კურსის რეჟიმების განვითარება საკმაოდ შესამჩნევი იყო ბოლო ორი საუკუნის განმავლობაში, რაც განპირობებული იყო ცვალებადი ეკონომიკური ვითარებით.

ამის ფონზე შეგვიძლია განვიხილოთ სსფ-ს (საერთაშორისო სავალუტო ფონდი) მიერ ჩამოყალიბებული გაცვლითი კურსის რეჟიმების კლასიფიკაცია. სსფ-ის კლასიფიკაციის მიხედვით, გაცვლითი კურსის რეჟიმებიდან შეიძლება გამოვყოთ 10 ძირითადი კატეგორია ორ უკიდურესობას შორის: ერთი მათგანი გულისხმობს სრულ დოლარიზაციას, მეორე კი აბსოლუტურად თავისუფლად მცურავი კურსის არსებობას (იხ. დიაგრამა 1). (ზაიაშვილი, 2015)

დიაგრამა 1. სავალუტო კურსის რეჟიმების კლასიფიკაცია



დიაგრამის მიხედვით სავალუტო კურსის რეჟიმი შეიძლება იყოს მკაცრად ფიქსირებული (რომელიც მოიცავს 2 კატეგორიას), შუალედური რეჟიმი (რომელიც მოიცავს 6 კატეგორიას) და მცურავი რეჟიმი (რომელიც მოიცავს 2 კატეგორიას).

გაცვლითი კურსის დონე ბევრადაა დამოკიდებული ქვეყანაში მოქმედ სავალუტო რეგულირებაზე, კერძოდ იმაზე, თუ რამდენად ერევა ცენტრალური ბანკი (ეროვნული ბანკი) კურსწარმოქმნის პროცესში. განსხვავებას სწორედ ეროვნული ბანკის ჩარევის დონე წარმოშობს სავალუტო რეჟიმებს შორის და განვიხილოთ 2 უკიდურესი რეჟიმი.

ფიქსირებული კურსის რეჟიმი: ოფიციალურად ცხადდება (ფიქსირდება) ერთი რომელიმე უცხოური ვალუტის ან უცხოური ვალუტების კალათის მიმართ ეროვნული ვალუტის გაცვლითი კურსის გარკვეული დონე, რომლის ინტერვენციების გზით შენარჩუნების ვალდებულებას თავის თავზე იღებს ქვეყნის ცენტრალური (ეროვნული) ბანკი. ამ რეჟიმს ბოლო 25 წლის განმავლობაში მეტწილად მიმართავენ განვითარებადი ქვეყნები ეკონომიკური ქაოსის დაძლევისთვის, მათ შორის, მაღალი ინფლაციის წინააღმდეგ. (კაკულია მ.)

ფიქსირებული გაცვლითი კურსის სისტემის დროს, თითოეულ ქვეყანას, როგორც წესი, არ აქვს საშუალება თვისუფლად გაზარდოს ფულის მიწოდება გამოშვებისა და დასაქმების ზრდის მისაღწევად. ამის ნაცვლად, ფულის მიწოდება რეგულირდება იმ პირობით, რომ გაცვლითი კურსის ოფიციალური და ძირითადი მნიშვნელობა ერთი და იგივე იქნება. თუ ქვეყანას სურს ფულის მიწოდების ზრდა რეცესიასთან საბრძოლველად ამის მიღწევა მხოლოდ სავალუტო კურსის ცვლილებით შეუძლია. ფიქსირებული სავალუტო კურსის პირობებში ცენტრალურ ბანკს არ შეუძლია მონეტარული პოლიტიკის გამოყენება მაკროეკონომიკური სტაბილიზაციისთვის.

მცურავი კურსის რეჟიმი: გაცვლითი კურსი უმთავრესად მოთხოვნისა და მიწოდების თანაფარდობის საფუძველზე ყალიბდება, ხოლო ცენტრალური (ეროვნული) ბანკი იშვიათად ახორციელებს ინტერვენციებს გაცვლით კურსზე, მხოლოდ მოკლევადიანი ფაქტორების ზემოქმედების განეიტრალების მიზნით. (კაკულია მ.) სწორედ ასეთი რეჟიმი

მოქმედებს დღეისათვის საქართველოში. სეზ-ის განცხადებით „ მოქნილი კურსის უპირატესობებია, ერთი მხრივ, საგარეო დისბალანსის დაკორექტირების ხელშეწყობა, ხოლო მეორე მხრივ, სპეკულაციური შეტევების ალბათობის შემცირება“. მცურავ გაცვლით კურსსაც ასევე მისთვის დამახასიათებელი პრობლემები გააჩნია. პირველ რიგში, კი ეს არის არასტაბილურობა, რომელიც გაურკვეველობას უქმნის ხალხს და კერძო ბიზნესს უცხო ქვეყნებთან ტრანზაქციების განხორციელებისას. (საქართველოს ეროვნული ბანკი, მონეტარული პოლიტიკის საოპერაციო დოკუმენტი)

საბოლოოდ ჩანს, რომ ორივე სისტემას გააჩნია უარყოფითი მხარე, თუმცა ქვეყანამ უნდა აირჩიოს რომელიმე მათგანი, ანუ განსაზღვროს რომელია მისთვის უკეთესი. ფიქსირებული სავალუტო კურსები ეფექტიანია იმ ქვეყნებს შორის რომელთა შორის ვაჭრობის გაფართოება და ინტეგრაცია აყალიბებს მთელ რიგ მათთვის დამახასიათებელ უპირატესობებს და ასევე ეს პოლიტიკა ეფექტიანია მაშინ როცა ამ ყვეფენებში გატარებული მონეტარული პოლიტიკა ახლოსაა ერთმანეთთან. ხოლო თუ ქვეყნებს შეუძლიათ მონეტარული პოლიტიკის დამოუკიდებლად გატარება, რადგან მათ წინაშე არის განსხვავებული მაკროეკონომიკური მოკვები და ინფლაციისა და უმუშევრობის განსხვავებული ვითარება, მათ შეუძლიათ მხოლოდ მცურავი კურსის გამოყენება.

როგორც ქვეყნების გამოცდილებამ აჩვენა, ფიქსირებული რეჟიმი ეფექტიანია ინფლაციური პროცესების შემაკავებელი პოლიტიკისთვის, თუმცა ის გამოუსადეგარია ეკონომიკური ზრდის უზრუნველსაყოფად. მცურავი კურსის მხარდასაჭერად აღვნიშნოთ, რომ მის პირობებში უცხოური ვალუტის უფრო ნაკლები რეზერვებია საჭირო, ვიდრე ფიქსირებული გაცვლითი კურსის რეჟიმის დროს. ამასთან ერთად, ისიც აღსანიშნავია, რომ სახელწიფოს ჩარევისგან თავისუფალი ეროვნული ვალუტის მცურავი კურსის უზრუნველყოფისთვის საჭიროა ინფლაციის თარგეტირების პოლიტიკის განხორციელება.

1.2 სავალუტო კურსი როგორც საერთაშორისო ფასი

ჩვენ განვიხილეთ რა გზა გაიარა ფინანსურმა სისტემამ მცურავ სავალუტო კურსამდე და აღვრწერეთ თითოეული რეჟიმი თავისივე კატეგორიებით. ახლა განვიხილოთ სავალუტო კურსი როგორც ცვლადი, რომელიც საერთაშორისო გარიგებების ფასებს ზომავს.

საერთაშორისო ფასები მსოფლიო ბაზარზე მყიდველებისა და გამყიდველების გადაწყვეტილებების კოორდინირების მნიშვნელოვან ფუნქციას ასრულებს. აქ ჩვენ განვიხილავთ ორ ყველაზე მნიშვნელოვან საერთაშორისო ფასს-ნომინალურ და რეალური სავალუტო კურსს.

1.2.1. ნომინალური სავალუტო კურსი

განმარტების თანახმად, ნომინალური სავალუტო კურსი გულისხმობს ერთი ქვეყნის ვალუტის ერთეულის გამოსახვას მეორე ქვეყნის ვალუტის ერთეულების საშუალებით. მაშასადამე, ნომინალური გაცვლითი კურსის გამოსახვის 2 ვარიანტი შეიძლება განვიხილოთ: პირველ შემთხვევაში, როდესაც უცხოური ვალუტის ერთი ერთეული გამოისახება ადგილობრივი ვალუტის გარკვეული ერთეულების მიხედვით, ამას **პირდაპირ კოტირება ეწოდება**; შებრუნებულ თანაფარდობას, როცა ადგილობრივი ვალუტის ერთი ერთეული გამოისახება უცხოური ვალუტის შესაბამისი ერთეულების საშუალებით, **არაპირდაპირი კოტირება ეწოდება**.

ვალუტა, რომელიც სავალუტო წყვილში მოცემულია პირველ ადგილზე **საბაზისო ვალუტას** უწოდებენ. სიმარტივის და უნიფიცირებისთვის მსოფლიო სავალუტო ბაზარზე ძირითადად პირდაპირი კოტირებებს იყენებენ. არსებობს ასევე **კროს-კურსები**- ეს არის საკურსო წყვილი, რომლის განსაზღვრაშიც არ მონაწილეობს დოლარი.

გაცვლითი კურსები მუდმივად იცვლება. ამ ცვლილებას ნომინალური გაძვირება ან ნომინალური გაიაფება ეწოდება. ადგილობრივი ვალუტის გაძვირება გულისხმობს უცხოურ ვალუტაში გამოსახული ადგილობრივი ვალუტის ფასის ზრდას. როდესაც ადგილობრივ ვალუტას შეუძლია მეტი უცხოური ვალუტა იყიდოს ვამბობთ რომ მისი ღირებულება გაიზარდა. ადგილობრივი ვალუტის გაიაფება საწინააღმდეგოს გულისხმობს: ამ შემთხვევაში ადგილობრივი ვალუტის უცხოური ვალუტით გამოხატული ფასი მცირდება. როდესაც სავალუტო კურსი ისე იცვლება, რომ ადგილობრივი ვალუტა ნაკლებ უცხოურ ვალუტას ყიდულობს ამას ღირებულების შემცირება ეწოდება.

როდესაც ვალუტის ღირებულება იზრდება ამბობენ რომ ვალუტა გამყარდა, ხოლო ღირებულებულების შემცირებისას ვამბობთ რომ ვალუტა დასუსტდა. გაცვლითი კურსის ცვლილების აღსანიშნავად შესაძლოა შეგხვდეს სხვა ტერმინებიც: რევალვაცია და დევალ-

ვაცია. ეს ორი ტერმინი ძრითადად იმ ქვეყნებში გამოიყენება სადაც ფიქსირებული გაცვლითი კურსებია. ასეთ პირობებში გაცვლითი კურსის ზრდას ეწოდება რევალვაცია (რაც იშვიათია) კურსის შემცირებას კი დევალვაცია (Blanchard, 5th edition; Mankiw, 2007)

1.2.2. რეალური სავალუტო კურსი

რეალური სავალუტო კურსი ესაა, თანაფარდობა, რომლის მიხედვითაც ერთი ქვეყნის საქონლის და მომსახურების ფასი გამოიხატება მეორე ქვეყნის საქონლითა და მომსახურებით. რეალური სავალუტო კურსი გამოიხატება როგორც უცხოური საქონლის ერთეულები სამამულო საქონლის ერთ ერთეულზე. ამ შემთხვევაში ერთეული საქონელია და არა ვალუტა.

რეალური და ნომინალური სავალუტო კურსები ერთმანეთთან მჭიდრო კავშირშია. კერძოდ, რეალური სავალუტო კურსის გამოსათვლელად ეკონომისტები ფასების საერთო დონესთან ერთად ნომინალურ სავალუტო კურსს იყენებენ. თუ P-თი აღვნიშნავთ ადგილობრივი ფასების ინდექსს, P*-ით უცხოური ფასების ინდექსს და E-თი ნომინალურ სავალუტო კურსს, მაშინ რეალური სავალუტო კურსი შეიძლება ასე გამოვსახოთ:

$$e = \frac{EP}{P^*}$$

რეალური სავალუტო კურსი, ისე როგორც ნომინალური, დროთა განმავლობაში იცვლება. ასეთ ცვლილებას რეალური გაძვირება ან რეალური გაიაფება ეწოდება (Blanchard, 5th edition; Mankiw, 2007) ასევე მნიშვნელოვანია განვმარტოთ, **ეფექტური გაცვლითი კურსი**. „ეფექტური“ ნიშნავს სავალუტო კურსს, რომელიც წარმოადგენს სავაჭრო პარტნიორი ქვეყნების ვალუტების საშუალო შეწონილ სიდიდეს. აღსანიშნავია, რომ ზოგადად, ქვეყნის ეკონომიკის კონკურენტუნარიანობის დონეს სავაჭრო პარტნიორებთან მიმართებაში განსაზღვრავს სწორედ ეფექტური რეალური სავალუტო კურსი.

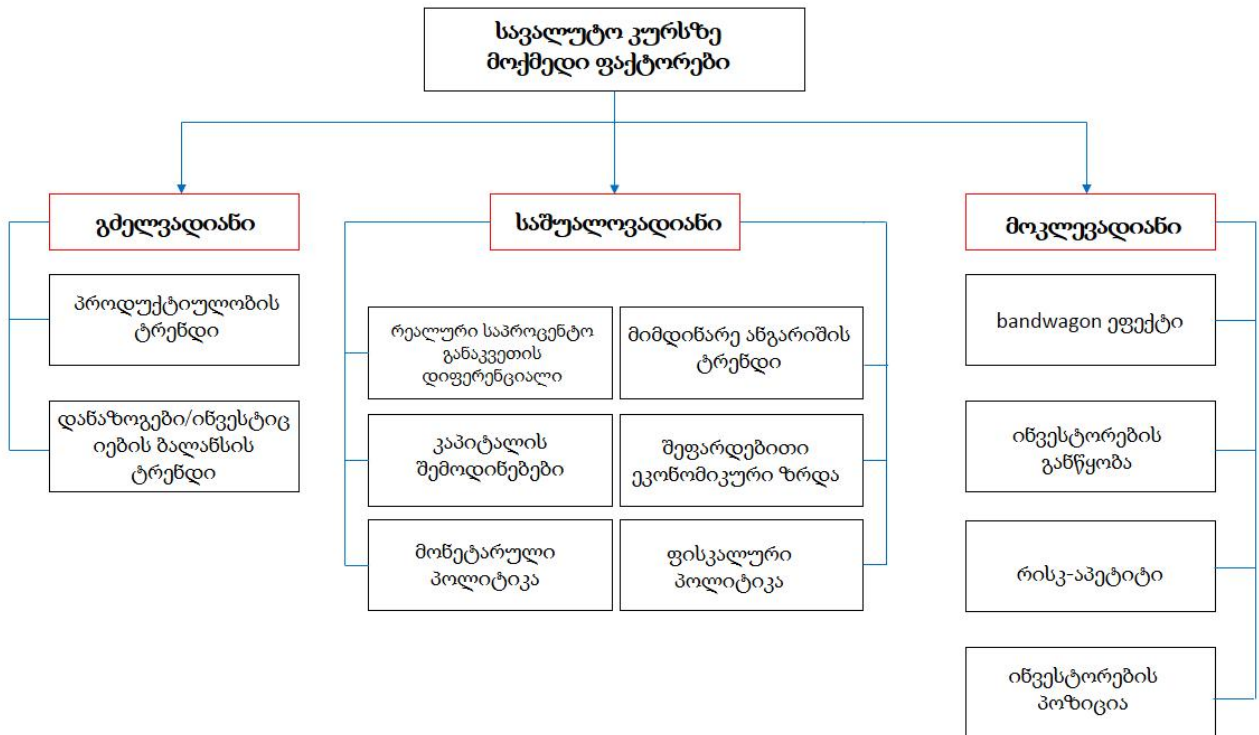
1.3 სავალუტო კურსზე მოქმედი ფაქტორები

როდესაც საქმე ეხება სავალუტო კურსის განმსაზღვრელ ფაქტორებს, უნდა განვასხვავოთ ერთმანეთისგან მოკლევადიან, საშუალოვადიან და გრძელვადიან

პერიოდში სავალუტო კურსზე მოქმედი ფაქტორები. გაცვლით კურსზე გრძელვადიან პერიოდში მეტად შესამჩნევ გავლენას ახდენს სტრუქტურული ფაქტორები, მაშინ როცა საშუალოვადიან პერიოდში დომინირებს ციკლური ფაქტორების გავლენა, ხოლო მოკლევადიან პერიოდში მთავარი განმსაზღვრელი ბაზრის მონაწილეთა მოლოდინებია და აგრეთვე ვალუტის საჭიროება, რომელსაც მიმდინარე ტრანზაქციები განსაზღვრავს.

დიაგრამა 2-ზე გამოსახულია ის ძირითადი ფაქტორები, რომლებიც დროის სხვადასხვა ჰორიზონტზე გავლენას ახდენს გაცვლითი კურსის დინამიკაზე.

დიაგრამა 2. სავალუტო კურსზე მოქმედი ფაქტორები.



გრძელვადიან პერიოდში სავალუტო კურსის დინამიკის განმსაზღვრელ ძირითად ფაქტორს გრძელვადიანი წონასწორული მნიშვნელობა და მისი ტრენდი წარმოადგენს. ეს საშუალებას მოგვცემს, რომ დავადგინოთ გავლითი კურსის სავარაუდო დინამიკა გრძელვადიან პერიოდში. არ არსებობს ერთი შეთანხმებული მეთოდი, რომელიც ყველა ქვეყნისთვის იქნებოდა საშუალება, რომ შეფასებულიყო გაცვლითი კურსის გრძელვადიანი წონასწორული დონე. ეკონომისტები ამ მიზნით სხვადასხვა მეთოდებსა და მოდელებს

იყენებენ, რათა შექმნან კონკრეტული წარმოდგენა კურსის სამომავლო დინამიკაზე. თუმცა შეგვიძია მაინც აღვწეროთ ზოგადი ჩარჩო.

გრძელვადიანი წონასწორობის მოდელების გამოყენების მიზანია რეალური გაცვლითი კურსის წონასწორობის შეფასება ნომინალური მნიშვნელობისგან აბსტრაგირების გზით. არსებობს მოსაზრება, რომ გრძელვადიან პერიოდში სავალუტო კურსი და ინფლაცია ერთმანეთს აწონასწორებს. ეს იმას ნიშნავს, რომ თუ ცენტრალური(ეროვნული) ბანკი შეამცირებს ინფლაციის სამიზნე მაჩვენებელს ეს გამოიწვევს სამამულო ვალუტის გამყარებას, სხვა თანაბარ პირობებში, ხოლო თუ ის ინფლაციას შეამცირებს, ეს ვალუტის ნომინალური კურსის ნაკლებ გამყარებას განაპირობებს:

$$\Delta Z = \Delta S + \pi - \pi^* ,$$

სადაც ΔZ არის რეალური გაცვლითი კურსის გამყარება; ΔS -ნომინალური გაცვლითი კურსის გამყარება; π - ადგილობრივი ინფლაციის დონე; π^* -უცხოური ინფლაციის დონე. ამასთან, გასათვალისწინებელია რომ გრძელვადიან პერიოდში ეკონომიკა მიისწრაფვის წონასწორული მდგომარეობისკენ $Z_t = \bar{Z}$.

გრძელვადიანი წონასწორობის შეფასებისაას გამოიყენება ისეთი ტრადიციული მეთოდი, როგორცაა მსყიდველობითი უნარის პარიტეტი (PPP), რომელსაც მოგვიანებით განვიხილავთ.

საშუალოვადიან პერიოდში გაცვლითი კურსის დინამიკას ძირითადად განსაზღვრავს სამამულო და უცხო ქვეყნის ბიზნეს ციკლები, ასევე ფისკალური და მონეტარული პოლიტიკა. ციკლურ ძალები ხშირად იწვევს გაცსავალუტო კურსის წონასწორობიდან გადახრას და ეს მაჩვენებელი შესაძლოა საკმაოდ დიდხანს იქნეს შენარჩუნებული. თუმცა გრძელვადიან პერიოდში საშუალოვადიანი ციკლური ფაქტორები პრაქტიკულად უჩინარდება და მათი გავლენა მინიმუმამდე დადის. გაცვლითი კურსის საშუალოვადიან განმსაზღვრელ ძირითად ფაქტორებს მიეკუთვნება სხვაობა საპროცენტო განაკვეთებებს შორის ადგილობრივ და უცხოურ ბაზრებზე, საგარეო ვაჭრობის, მიმდინარე და კაპიტალის ანგარიშების ტენდენციები, მონეტარული და ფისკალური პოლიტიკა და სხვა. (ბარბაქაძე, ბაქტრაძე, ზედგინიძე, & თვალაძე, 2014)

ბოლო პერიოდში ქვეყნების მხირდან ბარიერების მოხსნამ და ფინანსურმა ინტეგრაციამ ხელი შეუწყო იმას, რომ უცხოური კაპიტალის მოძრაობა უფრო თავისუფალი გახდა. უცხოურ კაპიტალის ნაკადების ზრდასთან ერთად, ქვეყნებს შორის საპროცენტო განაკვეთების სხვაობის როლი გაცვლითი კურსის განსაზღვრაში გაიზარდა.

საშუალოვადიან პერიოდში გაცვლით კურსზე მნიშვნელოვან გავლენას ახდენს მიმდინარე ოპერაციების ანგარიში. მიმდინარე ოპერაციების ანგარიში CA საგადამხდელო ბალანსის შემადგენელი ნაწილია, რომელიც სავაჭრო ბალანსთან ერთად მოიცავს ფულად გადმორიცხვებს, ცალმხრივ და სახელმწიფო ტრანსფერებს და სხვა ოპერაციებს. მიმდინარე ოპერაციების ანგარიშის სალდომ სხვადასხვა არხით შეიძლება იმოქმედოს გაცვლით კურსზე. პირველი, დიდმა უარყოფითმა საგარეო სალდომ შეიძლება დაარღვიოს გაცვლითი კურსის ბაზარზე არსებული წონასწორობა და შედეგად პირდაპირი გავლენა იქონიოს გაცვლით კურსზე. მეორე, არსებობს ქვეყნის შესაძლებლობის გარკვეული ზღვარი, ანუ არ შეიძლება მიმდინარე ანგარიშის დიდი დეფიციტი მუდმივად შენარჩუნდეს, რადგან მაღალმა დეფიციტმა შეიძლება გამოიწვიოს ქვეყნის უცხოელი ინვესტორების მიმართ ვალის დაუსრულებელი ზრდა. ხოლო თუ უცხოელი ინვესტორების შეფასებით საგარეო ვალი არამდგრადი გახდა, ეს გამოიწვევს ადგილობრივი ვალუტის გაუფასურებას. (ბარბაქაძე, ბაქტრაძე, ზედგინიძე, & თვალაძე, 2014) (ზაბახიძე, 2019)

ემპირიული კვლევები მიუთითებს, რომ მოკლევადიან პერიოდში გაცვლითი კურსის მოსალოდნელი დინამიკის პროგნოზისთვის ზემოაღნიშნულ ძირითად ფაქტორებზე დაფუძნებული მოდელები უსარგებლოა. მიუხედავად იმისა, რომ საშუალო და გრძელვადიან პერიოდში ფუნდამენტური ფაქტორების ანალიზი მეტ-ნაკლები წარმატებით გამოიყენება გაცვლითი კურსის პროგნოზისთვის, შემთხვევითი ხეტიალის (random walks) მოდელი ყველაზე კარგად ახასიათებს გაცვლითი კურსის მოძრაობას მოკლევადიან პერიოდში.

ერთ-ერთი მიზეზი რის გამოც მოკლევადიანი პერიოდისთვის ვერ ხდება სტაბილური კავშირების გამოვლენა გაცვლით კურსსა და მაკროეკონომიკურ ცვლადებს შორის არის ის, რომ გაცვლითი კურსის მოკლევადიანი მერყეობა ხშირად ქაოტურია და ბევრად უფრო

მერყევი, ვიდრე მაკროეკონომიკური ცვლადები. გაცვლითი კურსის ქაოსური ქცევა ისეთ ხმაურს წარმოქმნის, რომ ბუნდოვანი ხდება მაკროეკონომიკურ დროით მწკრივებსა და გაცვლითი კურსის მოძრაობას შორის არსებული ნებისმიერი კავშირი მოკლევადიან პერიოდში. (ზაბახიძე, 2019)

თავი 2. გაცვლითი კურსის მოდელირების ძირითადი მიდგომები

2.1 მანდელ-ფლემინგის მოდელი

მოკლედ განვიხილოთ მოდელი, რომელმაც ფუნდამენტური გავლენა მოახდინა საერთაშორისო მონეტარულ ეკონომიკაზე, განსაკუთრებით იმ საკითხებზე, რომელიც ეხება მცურავ გაცვლით კურსს. კერძოდ, Mundell – Fleming (MF) მოდელი. MF მოდელის ძირითადი საყრდენი წერტილი არის მცირე ღია ეკონომიკა უმუშევრების რესურსით, სრულიად ელასტიკური აგრეგირებული მიწოდების მრუდითა და სრულყოფილი კაპიტალის მობილურობით. მსგავსი დაშვებების გათვალისწინებით შეიძლება ვაჩვენოთ რომ მოქნილი გაცვლითი კურსის პირობებში მონეტარული პოლიტიკა არის საკმაოდ ეფექტიანი, მაგრამ ფისკალური პოლიტიკა არის სრულიად უძლური. ფისკალური პოლიტიკის არაეფექტურობა იყო ერთ-ერთი მტკიცე შედეგი საერთაშორისო ეკონომიკაში, თუმცა რა თქმა უნდა გადამწყვეტად პირობითია მოდელის ძირითადი დაშვებები.

MF მოდელი წარმოადგენს მცირე ღია ეკონომიკის მოდელს. მასში დაშვებულია რომ მოლოდინები სტატიკურია (მაგალითად გაცვლითი კურსის მოსალოდნელი ცვლილება უდრის 0-ს) და ამასთანავე არბიტრაჟის დაშვებით უზრუნველყოფილია თანაბარი შემოსავლების მიღება, ეს ყველაფერი ერთად გულისხმობს ადგილობრივი და უცხოური საპროცენტო განაკვეთების გრძელვადიან ტოლობას:

$$i = i^* , \quad (2.1.1)$$

რაც არის სრულყოფილი კაპიტალის მობილობის გამოხატულება MF მოდელში.

ფულის ბაზრის წონასწორობა, ანუ LM მრუდი, შიდა ეკონომიკისთვის არის:

$$m - p = m^D - p = \beta_0 y - \beta_1 i \quad \beta_0, \beta_1 > 0 \quad (2.1.2)$$

სადაც p აღნიშნავს ფასების დონეს (პატარა ასოებით ჩანაწერი ნიშნავს ლოგარითმულ მნიშვნელობას); m^D აღნიშნავს ფულზე მოთხოვნას, β_0 შემოსავლის ელასტიკურობაა, β_1 საპროცენტო განაკვეთის ელასტიკურობა.

საქონლის ბაზრის წონასწორობის IS დამოკიდებულება შეიძლება ასე ჩვენოთ:

$$y = d = g + \gamma_1(s - p) + \gamma_2 y - \gamma_3 i \quad \gamma_1 > 0, 0 < \gamma_2 < 1, \gamma_3 > 0, \quad (2.1.3)$$

სადაც შემოსავლები მოთხოვნით განისაზღვრება, g არის სახელმწიფო დანახარჯები, $(s-p)$ გამოხატავს კონკურენტუნარიანობას და გავლენას ახდენს აგრეგირებულ მოთხოვნაზე წმინდა ექსპორტის საშუალებით, y_t აღნიშნავს სამომხმარებლო დანახარჯების გავლენას, i_t გავლენას ახდენს მოთხოვნაზე საინვესტიციო და სამომხმარებლო ეფექტების გავლით.

აგრეთვე განვიხილოთ BP მრუდი (საგადასახდელო ბალანსის მრუდი). ეს მრუდი გვიჩვენებს, თუ რომელ წერტილებშია საგადასახდელო ბალანსი წონასწორობაში. სხვა სიტყვებით რომ ვთქვათ, BP აჩვენებს წარმოებისა და საპროცენტო განაკვეთების ერთობლიობას, რაც უზრუნველყოფს საგადასახდელო ბალანსის დაფინანსებას, რაც ნიშნავს იმას, რომ წმინდა ექსპორტის მოცულობა, რომელიც გავლენას ახდენს მთლიანი წარმოებაზე, უნდა შეესაბამებოდეს წმინდა კაპიტალის გადინების მოცულობას ($CA=NX$ სადაც CA არის მიმდინარე ანგარიში, ხოლო NX არის წმინდა ექსპორტი).

იმისდამიხედვით, თუ რამდენად სრულყოფილია კაპიტალის მობილურობა, მრუდს ექნება უფრო დიდი ან მცირე დაქანება: რაც უფრო სრულყოფილია მობილურობა, უფრო მეტად ხდება მრუდი ჰორიზონტალური.

$$KA = z(i - i^*) + k$$

სადაც i^* არის უცხოური საპროცენტო განაკვეთი, k არის ფინანსური კაპიტალის ნაკადების ეგზოგენური კომპონენტი, z არის კაპიტალის ნაკადებისადმი მგრძობიარე კომპონენტი, ხოლო ფუნქციის წარმოებულ z -ით არის კაპიტალის მობილობის ხარისხი (კაპიტალის ნაკადებზე საშინაო და საგარეო საპროცენტო განაკვეთებს შორის განსხვავებების შედეგი KA).

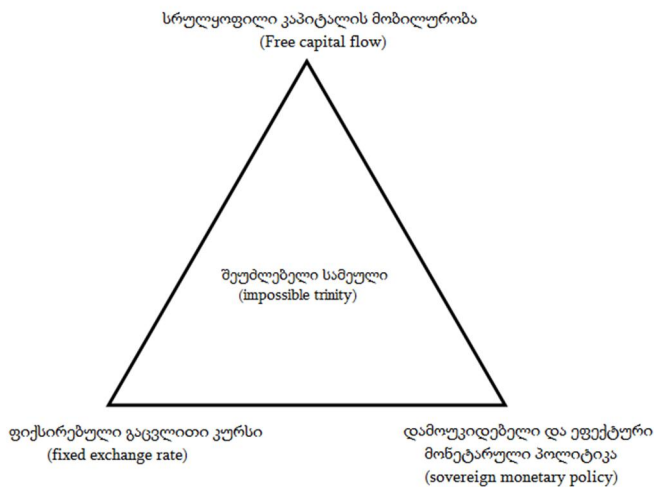
მოცემული სამი დამოკიდებულებით ჩვენ შეგვიძლია განვსაზღვროთ მანდელ-ფლემინგის მოდელში ფისკალური და მონეტარული პოლიტიკის ეფექტები მოქნილი და ფიქსირებული გაცვლითი კურსის პირობებში. მათი ანალიზის შედეგად ვიღებთ შემდეგ მდგომარეობას:

- ფიქსირებული გაცვლითი კურსისა და კაპიტალის სრულყოფილი მობილურობის პირობებში მონეტარული პოლიტიკა გავლენას ვერ ახდენს ეკონომიკაზე.

- ფიქსირებული გაცვლითი კურსისა და კაპიტალის სრულყოფილი მობილურობის პირობებში ფისკალური პოლიტიკა სრულყოფილად მუშაობს.
- მოქნილი გაცვლითი კურსისა და კაპიტალის სრულყოფილი მობილურობის პირობებში მონეტარული პოლიტიკა სრულყოფილად მუშაობს.
- ფისკალურ პოლიტიკას ამ შემთხვევაში შედეგი არ აქვს.

ამ შედეგებიდან გამომდინარე მანდელმა შეიმუშავა ის, რაც ცნობილია როგორც შეუძლებელი სამეული (impossible trinity). ეს გამოიხატება იმაში, რომ არცერთ ეკონომიკას არ შეიძლება ჰქონდეს ერთდროულად შემდეგი სამი რამ:

დიაგრამა 5. შეუძლებელი სამეული



- ✓ სრულყოფილი კაპიტალის მობილურობა,
- ✓ ფიქსირებული გაცვლითი კურსი
- ✓ დამოუკიდებელი და ეფექტური მონეტარული პოლიტიკა.

კაპიტალის სრულყოფილი მობილურობის პირობებში ეფექტიანი მონეტარული პოლიტიკა რომ გვექონდეს, გაცვლითი კურსები უნდა იყოს მოქნილი. ან თუ გაცვლითი კურსი ფიქსირებულია, მაშინ უნდა ვივარაუდოთ, რომ მონეტარული პოლიტიკა არ იქნება ეფექტური.

2.2. მსყიდველობითი უნარის პარიტეტი (PPP)

2.2.1. PPP თეორი

განვიხილოთ მსყიდველობითი უნარის პარიტეტის თეორია (PPP-purchasing power parity) რომელიც აქტიურად გამოიყენება ვალუტების წონასწორული ღირებულებების გასაზომად და ის არის ერთ-ერთი პირველი თეორია რომელსაც იყენებენ ეკონომისტები, მაშინ როდესაც უნდა გასცნენ პასუხი კითხვებზე, რომელიც ეხება ვალუტის გამყარება-

გაუფასურებას. მსყიდველობითი უნარის პარიტეტის თეორია არის ასევე ის, რაც საფუძვლად უდევს მრავალ სხვა სავალუტო კურსის მოდელს. ერთერთ მათგანს მიეკუთვნება ფულადი მოდელი.

1982 წელს PPP თეორიის ლიტერატურის ყოვლისმომცველ კვლევაში ფრენკელმა მოიხსენია PPP თეორიის დაცემის შესახებ და ამის გამო გაჩნდა დიდი ინტერესი ამ თეორიის მიმართ. ძრითადად კი ამ თეორიით დანტერესება იწყება მას შემდეგ, რაც განვითარდა ახალი ეკონომეტრიკული მეთოდები, როგორცაა კონტეგრაცია და არასტაციონარული პანელური მონაცემები. ახალმა PPP-მ მიიღო სახელწოდება PPP თავსატეხი (PPP puzzle, Rogoff 1996), რომელიც აღწერს რეალური გაცვლითი კურსის მაღალი მოკლევადიანი რყევების შედეგად მის ნელი სიჩქარით დაბრუნებას საშუალო მნიშვნელობასთან. რეალური სავალუტო კურსის მერყეობა აიხსნება მათ შორის სპეკულაციური შოკებით, საინვესტიციო და ლიკვიდური ეფექტებით. PPP თავსატეხი ჩნდება იმიტომ, რომ ლიკვიდური ეფექტის გამო რეალური გაცვლითი კურსის რყევის შედეგად მისი მნიშვნელობის საშუალო მნიშვნელობასთან დაბრუნება უფრო სრაფად ხდება, პრაქტიკაში კი ეს საშუალო სიჩქარე არის უფრო მეტად ნელი. (ვარამაშვილი, 2019)

აბსოლუტური და შეფარდებითი PPP (ტრადიციული მიდგომა)

ტრადიციული PPP ჰიპოთეზის პირველი წერტილი არის ეგრეთ წოდებული ერთიანი ფასის კანონი (LOOP). განვიხილოთ მსოფლიო, რომელიც შედგება მხოლოდ ორი ქვეყნისგან: სამამულო და უცხოური ქვეყანა. თითოეული ქვეყანა ვაჭრობს ერთგვაროვანი პროდუქციით. ასევე უნდა დავუშვათ ისიც, რომ არ არსებობს რაიმე დაბროკოლებები საერთაშორისო ვაჭრობაში, როგორცაა სატრასპორტო დანახარჯი და ტარიფები. ასეთ შემთხვევაში ერთიანი ფასის კანონის თეორია ამბობს რომ ერთგვაროვანი სიკეთე, რომლითაც ვაჭრობს ეს ორი ქვეყანა უნდა ღირდეს ერთი და იმავე ფასი, როგორც სამამულო ასევე უცხოურ ქვეყანაში, მაშინ როდესაც ერთი ვალუტა კონვერტირებულია მეორე ვალუტაში სავალუტო ბაზარზე:

$$P_t^i = S_t P_t^{i*} , \quad (2.2.1)$$

სადაც P^i აღნიშნავს ერთგვაროვანი i პროდუქციის ფასს. S არის ნომინალური გაცვლითი კურსი, ხოლო ვარსკვალა აღნიშნავს უცხო ქვეყანას.

ერთიანი ფასის კანონის არსებობის ერთი პირობაა არბირტაჟი. ეს ნიშნავს იმას, რომ თუ ადგილობრივი ფასების დონე პროდუქციაზე არის უფრო მეტი ვიდრე უცხო ქვეყნის ფასების დონე, კონვერტირების გათვალისწინებით, მომგებიანი იქნება პროდუქციის გადაზიდვა უცხო ქვეყნიდან სამამულო ქვეყანაში. ამ პროცესის გაგრძელება საბოლოოდ აღადგენს ერთიანი ფასის კანონს (ე.ი. ფასები დაეცემა სამამულო ქვეყანაში და აიწევს უცხო ქვეყანაში, მანამ სანამ არ გათანაბრდება ისინი).

თუ განვაზოგადებთ და ჩავთვლით რომ სამამულო ქვეყანაში იწარმოება n საქონელი და თითოეულს აქვს თავისი იდენტური ასლი უცხო ქვეყანაში მაშინ ამ n საქონლის ერთიანი ფასი თითოეულ ქვეყანაში შეიძლება გავზომოთ შემდეგნაირად:

სამამულო ქვეყნისთვის:
$$P_t = \sum_{i=1}^n \alpha^i P_t^i \quad (2.2.2)$$

და უცხო ქვეყნისთვის:
$$P_t^* = \sum_{i=1}^n \alpha^{i*} P_t^{i*} \quad (2.2.3)$$

სადაც α აღნიშნავს წონას რომელიც გამოიყენება ინდივიდუალური ფასების აგრეგირებისთვის. დავუშვათ რომ ის იდენტურია ყველა ქვეყანაში. ამის გამოყენებით ჩვენ შეგვიძლია ჩავწეროთ აბსოლუტური PPP-ს პირობა:

$$S_t = \frac{P_t}{P_t^*} \quad (2.2.4)$$

აბსოლუტური PPP (APPP) ამბობს, რომ ნომინალური სავალუტო კურსი განისაზღვრება როგორც შიდა და უცხო ქვეყნის ფასების საერთო დონის თანაფარდობა. ასე რომ, ქვეყანას, რომელსაც აქვს შედარებით მაღალი ფასების დონე, ექნება გაუფასურებული გაცვლითი კურსი მის სავაჭრო პარტნიორებთან შედარებით.

(2.2.4) შეიძლება ჩავწეროთ სხვანაირადაც:

$$S_t = p_t - p_t^* \quad (2.2.4')$$

სადაც პატარა ასოები აღნიშნავს ნატურალურ ლოგარითმს.

ალტერნატიული გზა რომ ვაჩვენოთ, იგივე, რასაც ამტკიცებს აბსოლუტური PPP, ჩავწეროთ დამოკიდებულება რეალური გაცვლითი კურსის გამოყენებით:

$$Q_t = \frac{S_t P_t^i}{P_t} = 1. \quad (2.2.5)$$

მაშასადამე, თუ APPP მუშაობს მაშინ რეალური გაცვლითი კურსი ტოლი უნდა იყოს 1-ის. სხვანაირად, ლოგარითმის გამოყენებით, რეალური გაცვლითი კურსის ნატურალური ლოგარი ტოლი უნდა იყოს 0-ის.

$$q_t = s_t - p_t + p_t^* = 0 \quad (2.2.6)$$

მოდელის ნაკლოვანების აღსანიშნავად უნდა ვთქვათ ის რომ აბსოლუტური PPP მოდელი დიდი შეზღუდვით ხასიათდება (რომ ადგილობრივი და უცხოური საქონელი სრულყოფილი შემცვლელეებია), რომელიც რეალობას ხშირ შემთხვევაში ცდება. მეორე მნიშვნელოვანი შეზღუდვა, რაც მოდელს ამახინჯებს, ეხება α კოეფიციენტს, რომელიც მოდელში დაშვების მიხედვით ყველა ქვეყნისთვის იდენტურია, რაც ასევე სცდება რეალობას იმ თვალსაზრისით, რომ არაგონივრულია განვითარების მიუხედავად სხვადასხვა ქვეყნისთვის ერთნაირი წონის მინიჭება; ასევე აღსანიშნავია რომ განვითარებულთან ერთად α -ს მნიშვნელობაც იცვლება.

შედარებით უფრო მარტივია PPP თეორიის მოდიფიცირება ტრანპორტირების ხარჯების მუდმივობისა და ვაჭრობაში არსებული წინაღობების არ არსებობის პირობებში თუ შემოვიღებთ ახალ ცვლადს π განხილულ გამოსახულებაში. კერძოდ:

$$s_t = \pi + p_t - p_t^* \quad (2.2.7)$$

სადაც π აღნიშნავს ტრანპორტირების ხარჯს უცხო ქვეყნიდან სამამული ქვეყანაში. APPP-ს ალტერნატიულ ვერსიას წარმოადგენს შეფარდებითი PPP, რომელიც მიიღება ცვლადების სხვაობებით გამოხატვით:

$$\Delta s_t = \Delta p_t - \Delta p_t^* \quad (2.2.8)$$

სადაც Δ აღნიშნავს პირველი რიგის ლაგის ოპერატორს (პირველი რიგის სხვაობას). შეფარდებითი PPP გვიჩვენებს, რომ ქვეყნები, რომლებსაც შედარებით მაღალი ინფლაცია აქვთ განიცდიან ვალუტის გაუფასურებას. აბსოლუტურ მაჩვენებელთან შედარებით ეს მაჩვენებელი არის უფრო მეტად სანდო.

ახლა კი წარმოვადგინოთ დეფინიცია, თუ რას ვგულისხმობთ ტრადიციულ PPP თეორიაში. PPP თეორიის მომხრეები, როგორცაა გუსტავ კასელი (Gustav Casel), ვინც

ზემოთ მოცემული თეორიის დიდ დამცველად გვევლინება, აღნიშავენ რომ აბსოლუტური PPP არის ის დონე, რომლისკენაც მიისწრაფვის გაცვლითი კურსი, მაგრამ შესაძლოა, რომ გარკვეული დროის პერიოდებში გაცვლითი კურსის სიდიდე გადაიხაროს PPP მნიშვნელობიდან გარკვეული ფაქტორების ზემოქმედებით, როგორცაა, მაგალითად, უცხოური ვალუტის ბაზრის ინტერვენცია ან არანულოვანი საპროცენტო ცვლილებები. ერთი გზა რომ მათემატიკურად გამოვსახოთ ეს იდეა არის ის, რომ ნაცვლად რეალური გაცვლითი კურსის ლოგარითმის 0-თან ტოლობისა (როგორც ეს იყო (3.2.6) ტოლობაში) ჩავწეროთ განტოლება შემდეგნაირად:

$$q_t = \rho q_{t-1} + \beta + \varepsilon_t \quad 0 < \rho < 1, \quad (2.2.9)$$

სადაც ρ არის პარამეტრი რომელიც აღნიშნავს გადახრილი მნიშვნელობის თავის მნიშვნელობასთან დაბრუნების საშუალო დროს. ε_t აღნიშნავს შეცდომის წევრს, ხოლო β არის მუდმივი პარამეტრი. თუ ჩვენ აღვნიშნავთ \bar{q} წონასწორული გაცვლითი კურსის ლოგარითმს, და თუ განვსაზღვრავთ მას როგორც მოცემული პროცესის უპირობო ლოდინს (რომელიც მოცემულია ფორმულა (2.2.9)-ში), შედეგად მივიღებთ:

$$\bar{q} = \frac{\beta}{1 - \rho} \quad (2.2.10)$$

გრძელვადიანი PPP ირღვევა თუ $|\rho|=1$ და თუ ρ ან β არ არიან დროში უცვლელი მუდმივები.

PPP თავსატეხის გადაჭრის ერთ-ერთი მეთოდია სრული გაცვლითი კურსის (CPI-ზე დაფუძნებული) შემადგენელ ნაწილებად, კერძოდ ორი ფარდობითი ფასის, შიდა და გარე, კომპონენტად დაშლა. დავუშვათ რომ საერთო ფასების დონე p არის n სავაჭრო საქონლისა (რომელიც იწარმოება სამამულო და უცხოურ ქვეყანაში ერთად) და m არასავაჭრო საქონლის (რომელიც იწარმოება უცხო და სამამულო ქვეყანაში ერთად) ერთიანი ფასი, მაშინ:

$$p_t = \beta_t p_t^T + (1 - \beta_t) p_t^{NT} \quad , \quad 0 < \beta < 1 \quad (2.2.11)$$

$$p_t^* = \beta_t p_t^{T*} + (1 - \beta_t) p_t^{NT*} \quad , \quad 0 < \beta < 1 \quad (2.2.12)$$

სადაც p_t^T აღნიშნავს სავაჭრო სიკეთეთა ფასს, p_t^{NT} კი აღნიშნავს არასავაჭრო სიკეთეთა ფასს. β_t კი აღნიშნავს სავაჭრო საქონლის წილს ეკონომიკაში; პატარა ასოებით მოცემულ

სიდიდეებში იგულისხმება მათი ლოგარითმში ტრასფორმაცია. არასავაჭრო საქონლის არსებობამ შესაძლოა მნიშვნელოვანი გავლენა იქონიოს გაცვლითი კურსის წონასწორობის განმსაზღვრელ ფაქტორებზე. ეს შეიძლება დავინახოთ შემდეგში: გავიხსენოთ ისევ

$$q_t = s_t - p_t + p_t^* \quad (2.2.13)$$

მსგავსად ჩავწეროთ არასავაჭრო საქონლის ფასიც:

$$q_t^T = s_t - p_t^T + p_t^{T*}. \quad (2.2.14)$$

თუ ჩავსვამთ (2.2.11), (2.2.12) და (2.2.14) განტოლებებს (2.2.13) განტოლებაში მივიღებთ:

$$q_t = q_t^T + (\beta_t - 1)[(p_t^{NT} - p_t^T) - (p_t^{NT*} - p_t^{T*})] \quad (2.2.15)$$

ან

$$q_t = q_t^T + q_t^{NT,T}, \quad (2.2.15')$$

სადაც $q_t^{NT,T} = (\beta_t - 1)[(p_t^{NT} - p_t^T) - (p_t^{NT*} - p_t^{T*})]$. PPP თეორიიდან გადახრების ასახსნელად განტოლება (2.2.15) არის საკმაოდ მკაფიო, რადგან ის მიუთითებს, რომ არსებობს რეალური გაცვლითი კურსის მერყეობის ორი პოტენციური წყარო: ერთი გზა არის სავაჭრო საქონელზე ფარდობითი ფასის ცვლილება, რომელიც გამოხატულია q^T -თი და შიდა ფარდობით ფასებში რომელიც გამოხატულია $q^{NT,T}$ -თი.

Rogoff (1996) აღნიშნავს, რომ q^T წევრი არის ძალიან არასტაბილური და მისი ცვლილება ასევე გავლენას ახდენს $q^{NT,T}$ -ზე. (Macdonald R., 2007)

ეფექტური ბაზრების PPP

ტრადიციული PPP თეორია პროგნოზირებს, რომ რეალური გაცვლითი კურსი არის მკაცრად რევერსიული¹, მისი ალტერნატიული ვერსია კი ვარაუდობს რომ რევერსია 0-ის ტოლი უნდა იყოს. PPP თეორიის ამ ვერსიას უწოდებენ ეფექტური ბაზრების PPP-ს (EMPPP). ეს მიდგომა ემყარება არბიტრაჟს კაპიტალის ანგარიშის და არა სავაჭრო ანგარიშის მიხევით. კაპიტალის ბაზრის არბიტრაჟი ეფუძვნება ვარაუდს კაპიტალის მობილურობის სრულყოფილების შესახებ, რაც გამოიხატება საპროცენტო განაკვეთის პარიტეტის პირობაში (UIP):

¹ Mean-reversion- ეს არის თეორია იმის შესახებ რომ მნიშვნელობები საბოლოოდ დაუბრუნდება თავის გრძელვადიან საშუალო მნიშვნელობებს.

$$E_t(\Delta s_{t+k}) = (i_t - i_t^*) \quad (2.2.16)$$

ფიშერის პირობის და $(i_t - i_t^*)$ მნიშვნელობის ჩასმით (2.2.16) განტოლებაში მივიღებთ შემდეგ გამოსახულებას:

$$s_t - p_t + p_t^* = -(E_t r_{t,t+k} - E_t r_{t,t+k}^*) + (E_t s_{t+k} - E_t p_{t+k} + E_t p_{t+k}^*) \quad (2.2.17)$$

ან

$$q_t = -(E_t r_{t,t+k} - E_t r_{t,t+k}^*) + E_t q_{t+k} \quad (2.2.17')$$

განტოლების მიხედვით, რეალური გაცვლითი კურსი განისაზღვრება უარყოფითი მოსალოდნელი რეალური საპროცენტო განაკვეთის დიფერენციალით და მოსალოდნელი რეალური საპროცენტო განაკვეთით $t+k$ პერიოდში, სადაც ეს უკანასკნელი ინტერპრეტირდება როგორც წონასწორული განაკვეთი (\bar{q}_t). ჩვენ შეგვიძლია (2.2.17') განტოლება შემდეგნაირად ჩავწეროთ:

$$E_t \Delta q_{t+k} = (E_t r_{t,t+k} - E_t r_{t,t+k}^*) \quad (2.2.18)$$

დავუშვათ რომ (2.2.18) განტოლების მოლოდინები რაციონალურია:

$$E_t \Delta x_{t+k} = \Delta x_{t+k} + \varphi_{t+k} \quad (2.2.19)$$

იმ დაშვებით რომ შეფარდებითი რეალური მოსალოდნელი საპროცენტო განაკვეთი არის მუდმივი, აქედან გამომდინარეობს, რომ რეალური გაცვლითი კურსის განვითარება შეიძლება აღწერილი იყოს მარტივი შემთხვევითი ხეტიალის პროცესით (დრეიფით):

$$q_t = q_{t-1} + \alpha + \varphi_{t+k} \quad (2.2.20)$$

სადაც α არის დრეიფის პარამეტრი. ვიზუალურად განტოლება (2.2.20) იგივეა რაც ტრადიციული PPP. თუმცა არსებობს მნიშვნელოვანი განსხვავება EMPP თეორიის მიხედვით აქ არ არსებობს რევერსია: შოკები რომელიც მიმართულია რეალურ გაცვლით კურსზე არის მუდმივი. ეს შეხედულება არც თუ ისე მიმზიდველია (EMPP თეორია), თუმცა მას აქვს სპეციფიკური გამოყენებები. (Macdonald R. , 2007)

მსყიდველობითი უნარის პარიტეტის მოდელი

PPP თეორიასთან დაკავშირებით კვლევებმა ცხადყო რომ მსყიდველობითი უნარის პარიტეტი გრძელვადიან პერიოდში მუდმივი სიდიდეა. მარკმა და სოლოუმ (2001) დაადგინეს, რომ გაცვლითი კურსის კავშირი მონეტარულ საფუძვლებთან არის უფრო

მჭიდრო ვიდრე მისი კავშირი PPP-სთან. ამ უკანასკნელში იგულისხმება f_t ფუნქციის სხვაგვარი გაგება, რომელიც დაფუძნებულია უცხო და სამამულო ფასების დონეებზე, და ის ასე შეიძლება გამოვსახოთ:

$$f_t = p_t - p_t^*$$

სადაც პატარა ასოები აღნიშნავს ფასების დონის ლოგარითმს. (ფასების საზომად ვიყენებთ CPI-ის). ამ ყველაფრზე დაყრდნობით შეიძლება ჩავწეროთ მსყიდველობითი უნარის პარიტეტის შემდეგი მოდელი:

$$s_t = \alpha + \beta_1(p_t - p_t^*) + u_t . \quad (2.2.21)$$

მოდელის მიხედვით გაცვლითი კურსის ზრდა გულისხმობს რომ ეროვნული ვალუტა უფასურდება.

2.3. შემთხვევითი ხეტიალის მოდელი

ეფექტური ბაზრების ჰიპოთეზა (EMH-Efficient Market Hypothesis) ამბობს, რომ აქტივების ფასები სრულად ასახავს მის შესახებ არსებულ ყველა ინფორმაციას, ამის გამო ინვესტორებს არ შეუძლიათ გამოიმუშაონ უჩვეულოდ დიდი შემოსავალი. ყველაზე მარტივ შემთხვევაში EMH გულისხმობს რომ ფასები იქცევა როგორც შემთხვევითი ხეტიალის პროცესი და ფასების ყოველ თანმიმდევრულ ცვლილებას აქვს ნულოვანი კორელაცია. ეს თეორია ცნობილია როგორც **შემთხვევითი ხეტიალის ჰიპოთეზა**. ის შეიძლება შემდეგი სახით ჩამოვაყალიბოთ. აღვნიშნოთ Y_t -ით საპროცენტო განაკვეთის ლოგარითმი t პერიოდში. გაცვლითი კურსის შემთხვევითი ხეტიალის მოდელი ამბობს, რომ Y_t გამოისახება შემდეგნაირად:

$$Y_t = \delta + Y_{t-1} + \varepsilon_t , \quad (2.3.1)$$

სადაც δ დრეიფის პარამეტრია, ε_t წარმოადგენს თეთრი ხმაურის პროცესს. EMH გამო უცხოური გაცვლითი კურსები წარმოადგენს შემთხვევითი ხეტიალის პროცესს (Diebold & Nason 1990). სავალუტო ბაზარზე „შემთხვევით ხეტიალში“ იგულისხმება შემთხვევითი ცვლილებები ფინანსურ ფასებში, მაგალითისთვის გაცვლითი კურსი, სადაც ფასები არ არის დამოკიდებული წარსულის მოვლენებზე, მაგრამ მიყვება შემთხვევით სქემას. უცხოური ბაზრისთვის ეს თეორია გულისხმობს რომ მოვაჭრები და სხვა ბაზრის

მონაწილეები არ უნდა იღებდნენ უჩვეულოდ დიდ ანაზღაურებას ვიდრე ესაა ბაზარზე წარსულ ინფორმაციაზე დაყრდნობით შეფასებული ბაზრის საშუალო მნიშვნელობა. შემთხვევითი ხეტიალის ბაზარზე არსებობა ადასტურებს იმ ფაქტს რომ სავალუტო ფასები დამოუკიდებელია წარსულის მნიშვნელობებისგან და, შესაბამისად, ბაზარი ეფექტურია (Mbululu, Auret, & Chiliba, 2013)

2.3.1. ლო-მაკინლის ვარიაციული კოეფიციენტის ტესტი (VR)

პოტერბამ და სამერსმა (1988) ასევე ლომ და მაკკინლეიმ (1988) საფუძველი ჩაუყარეს შემთხვევითი ხეტიალის VR ტესტს. ის არის ვარიაციის ტესტის საფუძველი და ჯერჯერობით წარმოადგენს ყველაზე მნიშვნელოვან ტესტს შემთხვევითი ხეტიალის ჰიპოთეზის მიმართ. თუმცა ტესტი ფოკუსირებულია მხოლოდ ერთი ვარიანტის თანაფარდობის ტესტირებაზე მხოლოდ ერთი დაკვირვებადი ინტერვალისთვის, და ის არის ინდივიდუალური ჰიპოთეზის ტესტი.

გაცვლითი კურსის მწკრივის შემთხვევითი ხეტიალის ჰიპოთეზის შემსამოწმებლად საჭიროა მივყვეთ ლოსა და მაკკინლეის პროცედურას. ეს გულისხმობს სპეციფიკაციის ტესტის გამოყენებას ვარიაციულ შეფასებებზე დაყრდნობით. ამ ტესტის განვითარებისთვის უნდა მივყვეთ Ajayi და Karemera (1996) თეორიას, რომლის მიხედვითაც თუ დროითი მწკრივი, როგორცაა, მაგალითად, გაცვლითი კურსი, მიყვება შემთხვევით ხეტიალს, მაშინ მისი n როგის ვარიაცია (სადაც $n > 1$) იქნება n -ჯერ პირველი როგის ვარიაცია. ანუ თუ S_t ნამდვილად შემთხვევითი ხეტიალის მოდელია მაშინ:

$$VAR(S_t - S_{t-n}) = n(VAR(S_t - S_{t-1}))$$

სადაც VAR აღნიშნავს ცვლილების ოპერატორს. Lo და Mackinlay (1998) შეისწავლეს RWH ნულოვანი ჰიპოთეზის ტესტირებისთვის რომლისთვისაც გამოიყენეს ფორმულა:

$$VR(n) = \frac{1}{n} \frac{VAR(S_t - S_{t-n})}{VAR(S_t - S_{t-1})} = 1$$

ეს ფორმულა გამოყენებადია როგორც ჰომო ასევე ჰეტეროსკედასტრობის არსებობის პირობებში. თუ თანაფარდობა არის ერთზე ნაკლები, ეს მიუთითებს უარყოფითი სერიული კორელაციის არსებობაზე, ხოლო ერთზე მეტი მნიშვნელობა დადებითი კორელა-

ციის არსებობას ნიშნავს. Lo და Mackinlay (1998) შეიმუშავეს ასიმპტოტური ნორმალური განაწილების მქონე ტესტის სტატისტიკა $Z(n)$ და ალტერნატიული სტატისტიკა $Z^*(n)$:

$$Z(n) = \frac{VR(n) - 1}{[\varphi(n)]^{\frac{1}{2}}},$$

რომელსაც აქვს სტანდარტული ნორმალური განაწილება სადაც φ აღნიშნავს ვარიაციის კოეფიციენტს და აგრეთვე:

$$Z(n) = \frac{VR(n) - 1}{[\varphi^*(n)]^{\frac{1}{2}}}.$$

ანალოგიურად მას აქვს სტანდარტული ნორმალური განაწილება სადაც φ^* აღნიშნავს ვარიაციის კოეფიციენტს. (Mbululu, Auret, & Chiliba, 2013)

2.4. მიმდინარე ღირებულების მოდელები და შემთხვევითი ხეტიალი

ვთქვათ S_t აღნიშნავს გაცვლითი კურსის ლოგარითმს (უცხოური ვალუტის ფასი გამოსახული ადგილობრივი ვალუტით). ამრიგად, ვალუტის გაუფასურება გულისხმობს S_t მნიშვნელობის ზრდას. განვიხილოთ გაცვლითი კურსის მოდელები, რომლებიც ვალუტის ღირებულებას ეკონომიკურ დეტერმინანტებთან და მომავალში მოსალოდნელ გაცვლით კურსთან აკავშირებს:

$$s_t = (1 - b)a_1'x_t + ba_2'x_t + bE_t s_{t+1} \quad (2.4.1)$$

X_t წარმოადგენს ეკონომიკური დეტერმინანტების ვექტორს, რომელიც მეტწილად განსაზღვრავს გაცვლითი კურსის ცვლილებას. მრავალი ცნობილი გაცვლითი კურსის მოდელი, რომლებიც მაკროეკონომიკურ დეტერმინანტებზე არის დაფუძნებული, შემდგომ მაგალითებში იღებს მოცემულ ფორმას.

განტოლება (2.4.1)-ის ამონახსნს წარმოადგენს:

$$s_t = (1 - b)E_t \left(\sum_{j=0}^{\infty} b^j a_1' x_{t+j} \right) + bE_t \left(\sum_{j=0}^{\infty} b^j a_2' x_t \right). \quad (2.4.2)$$

გაცვლითი კურსის ლოგარითმი განისაზღვრება, როგორც რეალური და მომავალი დეტერმინანტების მოსალოდნელი მიმდინარე დისკონტირებული ღირებულება. სხვა აქტივების ფასების მრავალი მოდელის თანახმად, თუ დისკონტირების ფაქტორი მაღა-

ლია (ერთთან ახლოსა) მოსალოდნელი მომავალი დეტერმინანტები გაცილებით უფრო მნიშვნელოვანია, ვიდრე დეტერმინანტების მიმდინარე ღირებულება. მაგალითად, თუ მოსალოდნელია დეტერმინანტების ცვლილება t და $t+1$ პერიოდში, გაცვლითი კურსი იქნება მიმდინარე და მომავალი დეტერმინანტების შეწონილი საშუალო - მაგრამ გაცილებით მეტი მნიშვნელობა მიენიჭება მომავალ დეტერმინანტებს:

$$s_t = (1 - b) \left[a'_1 x_t + \frac{b}{1-b} a'_2 x_t \right] + \left[a'_1 \tilde{x}_{t+1} + \frac{b}{1-b} a'_2 \tilde{x}_{t+1} \right]$$

ამრიგად, მსგავს მოდელში, სადაც დეტერმინანტები უწყვეტია, შეგვიძლია ვთქვათ, რომ გაცვლითი კურსი, ძირითადად, განისაზღვრება დეტერმინანტების მოსალოდნელი მომავალი ტრაექტორიით და ნაკლები მნიშვნელობა ენიჭება მიმდინარე დეტერმინანტებს.

1970-1980-იანი წლების გაცვლითი კურსის მონეტარულ მოდელები წარმოდგენილია (2.4.1) განტოლებაში მოცემული ფორმით. ისინი ეფუძნება კაგანის (Cagan) სტილის ფულადი მოთხოვნის მოდელს. ზოგიერთი ქვეყნისთვის შეგვიძლია დავწეროთ:

$$m_t - p_t = \alpha + \gamma y_t - \lambda i_t + v_t, \quad (2.4.3)$$

სადაც m_t არის ფულადი მარაგის ლოგარითმი, ხოლო p_t არის საშინაო სამომხმარებლო ფასის დონის ლოგარითმი, y_t - მწარმოებლურობის ლოგარითმი, i_t - საშინაო საპროცენტო განაკვეთი (დონეებში), ხოლო v_t არის შეცდომის სტოქასტიკური ცვლადი. რეალური გაცვლითი კურსი განისაზღვრება როგორც $q_t = s_t + p_t^* - p_t$, დაშვებით, რომ უცხოური და საშინაო ფულადი მოთხოვნის განტოლებას ერთი და იგივე პარამეტრები გააჩნია:

$$m_t - m_t^* - s_t + q_t = \gamma(y_t - y_t^*) - \lambda - (i_t - i_t^*) + v_t - v_t^* \quad (2.4.4)$$

უცხოური ცვლადები აღინიშნება a^* .

ახლა კი წარმოვადგინოთ დამოკიდებულება:

$$i_t - i_t^* = E_t s_{t+1} - s_t + \rho_t. \quad (2.4.5)$$

აღნიშნული დამოკიდებულება განსაზღვრავს ρ_t გადახრას საპროცენტო პარიტეტიდან. როგორც ცნობილია ემპირიული ლიტერატურა ძირითადად უარყოფს ჰიპოთეზას რომ $\rho_t=0$. მაგრამ დღემდე არ არსებობს კონსესუსი ρ_t -ს შესახებ. შესაძლოა ეს იყოს რისკის პრემია, მოკლევადიანი გადახრა რაციონალური მოლოდინებიდან, ან რაიმე სხვა საბაზრო დეფექტი. შესაძლებელია ρ_t დინამიკა მნიშვნელოვანია გაცვლითი კურსის დინამიკის

ასახსნელად (როგორც Obstfeld და Rogoff (2003 წ.) რეკომენდირებენ), მაგრამ ჩვენ არ ვიკვლევთ ამას. ჩვენ ρ_t -ს წარმოვადგენთ, როგორც „გაუთვალისწინებელ“ დეტერმინანტს - ეკონომიკურ ცვლადს, რომელმაც შესაძლოა განსაზღვროს გაცვლითი კურსი, და ცვლადი, რომელზეც ჩვენ არ გაგვაჩნია პირდაპირი დაკვირვება. ფულადი მოთხოვნის ცვლილებები, როგორიცაა v_t და v_t^* , ასევე განიხილება დეტერმინანტებად, რომლებიც დაკვირვებას არ ექვემდებარებიან.

თუ (2.4.4) და (2.4.5) განტოლებებს შევაჯამებთ, მივიღებთ (2.4.1) განტოლების იდენტურ განტოლებას:

$$s_t = \frac{1}{1+\lambda} (m_t - m_t^* + q_t - \gamma(y_t - y_t^*) - (v_t - v_t^*)) + \frac{\lambda}{1+\lambda} \rho_t + \frac{\lambda}{1+\lambda} E_t s_{t+1} \quad (2.4.6)$$

ამ შემთხვევაში, დისკონტირების ფაქტორი, b , (2.4.1) განტოლებიდან შეესაბამება $\frac{\lambda}{1+\lambda}$ (2.4.6) განტოლებაში. დეტერმინანტების წრფივი კომბინაცია $a_1' x_t$ მოცემულია $m_t - m_t^* + q_t - \gamma(y_t - y_t^*) - (v_t - v_t^*)$ სახით, ხოლო ρ_t შეესაბამება $a_1' x_t$. ამრიგად, (2.4.6) განტოლების ამოხსნა არასპეკულაციური მოლოდინების გათვალისწინებით იქნება:

$$s_t = \frac{\lambda}{1+\lambda} E_t \left(\sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{\lambda}{1+\lambda} \right)^j (m_{t+j} - m_{t+j}^* + q_{t+j} - \gamma(y_{t+j} - y_{t+j}^*) - (v_{t+j} - v_{t+j}^*)) \right) + \frac{\lambda}{1+\lambda} E_t \left(\sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{\lambda}{1+\lambda} \right)^j \rho_{t+j} \right) \quad (2.4.7)$$

(2.4.7) განტოლება სწორედ იმ ტიპის მოდელს წარმოადგენს, რომლის შესახებ ვამტკიცებთ, რომ „ის უკეთესია მოდელირებისთვის, ვიდრე თქვენ ფიქრობთ“. ეს არის რაციონალური მოლოდინების მოდელი, რომელიც მაკროეკონომიკურ დეტერმინანტებს ეფუძნება. ესენია ტრადიციული მოდელები, რომლებიც გამოკვლეულ იქნა 1970-იან და 1980-იან წლებში. გარდა ამისა, მსგავსი მოდელი მიღებულია მარტივი გზით ლოგარით-მული წრფივი განტოლებებით თანამედროვე დახვეწილი მაკროეკონომიკური მოდელებით. სინამდვილეში, ფულზე მოთხოვნის განტოლება (2.4.3) შესაძლებელია მიღებულ იქნას პირდაპირ დინამიკური მოდელიდან, რომელშიც აგენტები მაქსიმუმამდე ზრდიან სამომხმარებლო და რეალური ბალანსების გამოყენებას. Obstfeld და Rogoff (2003) იღებენ

მსგავს განტოლებას, როცა სამომხმარებლო და რეალური ბალანსები პროპორციულად კონვერტირდება ექსპონენციალურ ფუნქციებად:

$$\frac{1}{1-\sigma} C_t^{1-\sigma} + \frac{V_t}{1-\bar{\omega}} \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{1-\bar{\omega}},$$

სადაც V_t წარმოადგენს შემთხვევითი ცვლილების ფაქტორს რეალური ბალანსების სასარგებლოდ. ერთადერთი განსხვავება ფულის სამომხმარებლო ფუნქციის მოდელის პირველი რიგის პირობიდან მიღებული ფულზე მოთხოვნის განტოლებასა და სპეციალურ ფულზე მოთხოვნის განტოლებას შორის არის ის, რომ პირველ შემთხვევაში ფულზე მოთხოვნის ერთ-ერთ განმსაზღვრელ ცვლადად გვექონდა გამოშვების ლოგარითმი, ხოლო მეორე შემთხვევაში აქტიურ როლს ასრულებს მოხმარების ლოგარითმი. (2.4.5) განტოლების გამოყენებით Obstfeld და Rogoff (2003) მიიღეს გაცვლითი კურსის გამოსახულება, რომელიც (2.4.7) განტოლების ანალოგიურია.

(2.4.7) განტოლება როგორც “გაცვლითი კურსის განტოლება“ სავსებით დამაკმაყოფილებელი არ არის, ვინაიდან რეალური გაცვლითი კურსი, q_t , განტოლების მარჯვენა მხარეს წარმოჩენილია როგორც ამსხნელი ცვლადი.

საკამათოა, რომ (2.4.6) განტოლება ინარჩუნებს თავის მნიშვნელობას. სხვა სიტყვებით, რომ ვთქვათ (2.4.4) განტოლება განსაზღვრავს ფულზე მოთხოვნის ცდომილებებს, $v_t - v_t^*$, (2.4.5) განტოლება კი განსაზღვრავს საპროცენტო პარიტეტიდან გადახრას, ρ_t .

აღსანიშნავია, რომ გაცვლითი კურსის მოდელების შეფასების სტანდარტული გზა არის მათი პროგნოზირების უნარის შედარება შემთხვევითი ხეტიალის მოდელთან. არსებობს სტანდარტული მოდელის უამრავი ვარიანტი, რომელიც დამოკიდებულია ძირითადი დეტერმინანტების შეფასების მეთოდზე ან დეტერმინანტების ჯგუფზე, რომელიც გამოიყენება $q_t, y_t - y_t^*, v_t - v_t^*$ დინამიკის და/ან ρ_t გამოსათვლელად.

Engel და West (2005) (EW05), აღნიშნავენ, რომ გარკვეული სარწმუნო პირობების დროს აღნიშნული მოდელები რეალურად გულისხმობენ, რომ გაცვლითი კურსი დაახლოებით შემთხვევით ხეტიალს წარმოადგენს. სტანდარტულ მაგალითებში, მოდელები, რეალურად, მიუთითებენ, რომ გაცვლითი კურსის ცვლილება არაპროგნოზირებადია.

თეორემის თანახმად, როცა დისკონტირების ფაქტორი, b , ერთს გაუტოლდება, გაცვლითი კურსის ლოგარითმში ცვლილება $t-1$ და t დროს შორის არაკორელირებული გახდება $t-1$ პერიოდის ინფორმაციულ სიმრავლესთან. პირობები, რომლისთვისაც ზემოაღნიშნული ინარჩუნებს მოქმედებას შემდეგია:

- (i) $a_1'x_t$ პირველი რიგის ინტეგრირებადი პროცესია და $a_2'x_t$ ნულის ტოლია, ან
- (ii) $a_2'x_t$ -ც არის $I(1)$.

ყურადღება მიაქციეთ, რომ აღნიშნული თეორემა არ მოითხოვს, რომ $a_1'x_t$ ან $a_2'x_t$ იყოს ნამდვილი შემთხვევითი ხეტიალი. ასეთ შემთხვევაში თეორემა ტრივიალური იქნებოდა, ვინაიდან შემთხვევითი ხეტიალის პროცესების შეწონილი ჯამი, რომელიც შესაძლოა შეგვხვდეს მიმდინარე ღირებულების ფორმულებში ასევე შემთხვევითი ხეტიალის მაგალითებია.

გარდა ამისა, აღნიშნული თეორემა არ ამბობს, რომ ერთზე ნაკლები დისკონტირებული ფაქტორებისთვის, გაცვლითი კურსის ლოგარითმი ზუსტად შემთხვევითი ხეტიალია. ის თავისი არსით ამბობს, რომ დისკონტირების ფაქტორის ერთთან სიახლოვე გულისხმობს მხოლოდ იმას რომ გაცვლითი კურსის ლოგარითმი ახლოსაა შემთხვევით ხეტიალთან.

თეორემის საილუსტრაციოდ, დავუშვათ, რომ $a_1'x_t$ არის სკალარული სიდიდე, ხოლო $a_2'x_t$ ნულის ტოლია. როგორც ქვემოთაა მოცემული ეს წარმოადგენს მონეტარული მოდელის განსაკუთრებულ შემთხვევას. კიდევ დავუშვათ, რომ x_t აქვს ერთეულოვანი ფესვი, მაგრამ არ არის შემთხვევითი ხეტიალი. ვთქვათ,

$$X_t - X_{t-1} = (X_{t-1} - X_{t-2}) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i. i. d.$$

მაშინ ცვლილები გაცვლითი კურსში შემდეგნაირად განისაზღვრება:

$$S_t - S_t = \frac{\phi(1-b)}{1-b\phi}(X_{t-1} - X_{t-2}) + \frac{1}{1-b\phi}\varepsilon_t.$$

აღნიშნული მაგალითიდან ნათელია, რომ გაცვლითი კურსის ცვლილება პროგნოზირებადია x_t დეტერმინანტის ლაგური მნიშვნელობების საშუალებით. მაგრამ როგორც კი $b \rightarrow 1$, ლაგური ფულის მიწოდების კოეფიციენტი ნულს უტოლდება, და გაცვლითი კურსი უახლოვდება შემთხვევით ხეტიალს.

ინტუიციურად, დავუშვათ, რომ $a'_2 x_t$ ნულის ტოლია. განვიხილოთ დისკონტირებული ჯამი $\sum_0^\infty b^j a'_1 x_{t+j}$. ბევერიჯ-ნელსონის დეკომპოზიციის (Beveridge-Nelson decomposition) გამოყენებით შეგვიძლია შევადგინოთ $a'_1 x_t$, როგორც ორი კომპონენტის - ნამდვილი შემთხვევითი ხეტიალის მუდმივი კომპონენტისა და დროებითი კომპონენტის, τ_t -ს - ჯამი. მივიღებთ, რომ $\text{var}_t(\tau_{t+j})$ უახლოვდება მუდმივ სიდიდეს j ზრდის შესაბამისად, მაგრამ შემთხვევითი ხეტიალის კომპონენტის პირობითი ვარიაცია იზრდება j -ს პროპორციულად. ამრიგად, პერმანენტული კომპონენტი ხდება უფრო და უფრო მნიშვნელოვანი $a'_1 x_{t+j}$ -ის სავარაუდო ცვლილების გამოსათვლელად, ვინაიდან j იზრდება. როცა დისკონტირების ფაქტორი ერთთან ახლოსაა, მეტი წონა ენიჭება მოსალოდნელ მნიშვნელობებს და შესაბამისად დისკონტირებული ჯამი უფრო და უფრო ემსგავსება ნამდვილი შემთხვევითი ხეტიალის ცვლადების ჯამს.

ახლა კი დავუშვათ რომ ორივე $a'_1 x_t$ და $a'_2 x_t$ სიდიდე ნულისგან განსხვავებულია. ვინაიდან წარმოდგენილი სიდიდე $a'_1 x_t$ გამრავლებულია $(1 - b)$ -ზე, s_t ცვლილებებში დომინირებს მიმდინარე სიდიდე $a'_2 x_t$ როცა $b \rightarrow 1$. ზემოთ ჩამოყალიბებული მიზეზების გამო, s_t მოქმედებს, როგორც შემთხვევითი ხეტიალი, როცა b 1-თან ახლოსაა და $a'_2 x_t$ აქვს ერთეულოვანი ფესვი.

თუ აღნიშნულ თეორემა ძალაშია გაცვლითი კურსის მოდელებისთვის, ჩვენ არ მოგვიხდება მოდელების შეფასება შემთხვევითი ხეტიალის დამლევის კრიტერიუმით შერჩევის-გარე პროგნოზირებაში. ის თუ რამდენად ახლოსაა გაცვლითი კურსი შემთხვევით ხეტიალთან ან მიმდინარე ღირებულების (2.4.2) მოდელის განტოლებასთან, დამოკიდებულია იმაზე, თუ რამდენად ახლოსაა დისკონტირების ფაქტორი ერთთან, და რამდენად მდგრადია ეკონომიკური დეტერმინანტების დროებითი კომპონენტი. EW05 ამოწმებს აღნიშნულს გარკვეული სტანდარტული გაცვლითი კურსის მოდელებისთვის და აჩვენებს, რომ პრაქტიკულად მოდელები გულისხმობენ შემთხვევით ხეტიალთან მიახლოებულ გაცვლითი კურსის დინამიკას.

მაგალითად, განვიხილოთ მარტივი მონეტარული მოდელი, რომელშიც საპროცენტო პარიტეტის პირობა შესრულებულია, $\rho_t = 0$, და აგრეთვე სრულდება მსყიდველობითი

უნარის პარიტეტის პირობაც, $q_t = 0$. გარდა ამისა, ფულზე მოთხოვნის მოდელში ცდომილება არაა წარმოდგენილი, $v_t = v_t^* = 0$, და შემოსავლის მიმართ ფულაზე მოთხოვნის ელასტიკურობა ერთის ტოლია, $\gamma=1$. ამ შემთხვევაში, გაცვლითი კურსის მოდელი გამარტივებულია:

$$s_t = \frac{\lambda}{1+\lambda} E_t \left(\sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{\lambda}{1+\lambda} \right)^j (m_{t+j} - m_{t+j}^* - (y_{t+j} - y_{t+j}^*)) \right) . \quad (2.4.8)$$

ფულზე მოთხოვნისა და გაცვლითი კურსების კვლევებიდან ცნობილია, რომ კვარტალური მონაცემებისთვის $\lambda=10$, რაც გულისხმობს, რომ $b \approx 0.9$. აშშ-ისა და G7 ქვეყნების მონაცემების მიხედვით $\Delta(m_t - m_t^* - (y_t - y_t^*))$ უმაღლესი სერიული კორელაცია არის 0.41. მაგრამ EW05 გამოთვლები აჩვენებს, რომ $b=0.90$ და $\Delta(m_t - m_t^* - (y_t - y_t^*))$ -ის სერიული კორელაცია 0.50-ის ტოლია, რაც იმას ნიშნავს, რომ Δs_t -სა და Δs_{t-1} -ს შორის კორელაცია მხოლოდ 0.05, ხოლო Δs_t სა და $\Delta(m_t - m_t^* - (y_t - y_t^*))$ -ს შორის კორელაცია არის 0.06. სხვა სიტყვებით რომ ვთქვათ, თუ გაცვლითი კურსი გამომდინარეობს (2.4.8) განტოლებიდან, ის ავლენს შემთხვევით ხეტიალთან მიახლოებულ დინამიკას.

გაცვლითი კურსი პროგნოზირებადია, მაგრამ, როგორც EW05 განიხილავს, ჩვენ არ უნდა უგულებელვყოთ შემთხვევითი ხეტიალი მაგალითებში, რომლებიც ჩვეულებრივ ხელმისაწვდომია ღია ეკონომიკის მკვლევარებისთვის.

აღსანიშნავია, რომ შემთხვევითი ხეტიალის ტექნიკური პირობები გამორიცხავს სტაციონარულ პროცესს $a_2'x_t$ -თვის. ეს ნიშნავს, რომ მონეტარულ მოდელში რისკის პრემია, ρ_t , არსებობის შემთხვევაში, არ უნდა იყოს სტაციონარული. თუ აღნიშნულს ერთეულოვანი ფესვი გააჩნია ის შემთხვევითი ხეტიალთან ახლოსაა, EW05 გამოთვლებში მოყვანილი მაგალითების შესაბამისად. გარდა ამისა, გადამწყვეტი საკითხია, თუ პრაქტიკაში რამდენად გამოიყენება პროგნოზების გასაკეთებლად რისკის პრემიის მნიშვნელობები, რომლის სტაციონარულობა საკამათოა.

მოვიყვანოთ მაგალითი EW05 თეორემის ინტერპრეტირებისთვის. გაცვლითი კურსის განხილული მოდელებიდან ერთ-ერთი საუკეთესოა Donrbusch (1976) გაცვლითი კურსის მოდელი. ერთი შეხედვით, თითქოს EW05 თეორემას არ შეუძლია Donrbusch

მოდელის გამოყენება. მოდელის ყველაზე აღსანიშნავი ასპექტი - ის ფაქტი, რომ პერმანენტული ფულადი რესურსების შოკის საპასუხოდ გაცვლითი კურსი იმატებს, რომელიც შეესაბამება უფრო მოკლევადიან, ვიდრე გრძელვადიან პერსპექტივას - გულისხმობს, რომ გაცვლითი კურსის ცვლილებების პროგნოზირება შესაძლებელია. როცა შიდა მონეტარული ექსპანსიის საპასუხოდ ხდება ვალუტის გაუფასურება, ჩვენ შეგვიძლია გავაკეთოთ პროგნოზი, რომ გრძელვადიან პერსპექტივაში მისი ფასი მოიმატებს წონასწორული მნიშვნელობისკენ.

EW05 თეორემა, სინამდვილეში, არაა შექმნილი იმ მიზნით, რომ უპასუხოს კითხვას, დორნბუმის მოდელის მიხედვით თეორიულად გაცვლითი კურსი ახლოსაა თუ არა შემთხვევითი ხეტიალის ჰიპოთეზასთან. ვინაიდან (2.4.3), (2.4.4) და (2.4.5) განტოლებები შენარჩუნებულია დორნბუმის მოდელში, ასევე შენარჩუნდება (2.4.6)-ში წარმოდგენილი სიდიდეების დამოკიდებულებაც. EW05 თეორემა იყენებს მონაცემთა გენერირების პროცესებს ძირითადი დეტერმინატორებისთვის და სვამს საკითხს, თუ გაცვლითი კურსის რა დინამიკაა ნაგულისხმევი დისკონტირებული ფაქტორის მაღალი მნიშვნელობებისთვის. აღნიშნული ოდნავ განსხვავდება საკითხისგან, თუ რა მოსდის გაცვლითი კურსის დინამიკას მოდელში, როცა დისკონტირების ფაქტორი ერთს უახლოვდება, რადგან დისკონტირების ფაქტორის ცვლილებამ შესაძლებელია განაპირობოს ცვლილება ნაგულისხმევ მონაცემთა გენერირების პროცესში ძირითადი დეტერმინატორებისთვის. სხვა სიტყვებით რომ ვთქვათ, EW05 თეორემის თანახმად, თუ გაცვლითი კურსი განისაზღვრება გენერირებულ დაკვირვებად მონაცემთა პროცესებით (2.4.6) მოდელის მიხედვით, ხოლო დისკონტირების ფაქტორი ერთთან ახლოსაა, მაშინ გაცვლითი კურსი იქნება დაახლოებით შემთხვევითი ხეტიალი.

ჩვენ გავეცნობით მოდელის იმ ვერსიას, რომელიც თავისი არსით ძალზე ახლოსაა დორნბუმის ორიგინალ მოდელთან. გამოვიყენოთ (2.4.3), (2.4.4) და (2.4.5) განტოლებები და დორნბუმის მოდელის შესაბამისად დავუშვათ, რომ საპროცენტო პარიტეტი ზუსტად იგივენაირადაა შენარჩუნებული, $\rho_t = 0$. დორნბუმის ანალიზის მსგავსად, ამ შემთხვევაშიც შედეგს მივიჩნევთ ეგზოგენურად. დორნბუმმა შეისწავლა პერმანენტული

ცვლილების ზეგავლენა ფულის მიწოდებაზე არასტოხასტურ მოდელში. ვინაიდან გამოშვების შოკს, ფულზე მოთხოვნასა და მწარმოებლურობას იდენტური ზეგავლენა გააჩნია გაცვლითი კურსზე, ჩვენ მარტივად შეგვიძლია ვივარაუდოთ, რომ დეტერმინანტები მიჰყვებიან შემთხვევით ხეტიალის პროცესს:

$$\Delta(m_t - m_t^* - \gamma(y_t - y_t^*) - (V_t - V_t^*)) = U_t \quad U_t \sim i. i. d \quad (2.4.9)$$

მოდელი უნდა შევავსოთ ფასის რეგულირების განტოლებით. 1970-1980-იანი წლების ლიტერატურას ღია მაკროეკონომიკის შესახებ შემოჰყავს წარსულზე ორიენტირებული (backward-looking) ელემენტი საფასო პოლიტიკაში. ქვეყნის შიგნით ფასის დონის ლოგარითმი t დროისთვის, p_{t-1} , მიმდინარე ფასია $t-1$ პერიოდში და კორექტირდება თავისი გრძელვადიანი წონასწორობის დონიდან გადახრის აღმოფხვრით. დორნბუმის მსგავსად, ჩვენი დაშვებით მსყიდველობითი უნარის პარიტეტი ნარჩუნდება დიდი ხნის განმავლობაში, ამგვარად $p_t - p_{t-1} - \gamma$ აღმოფხვრის $t-1$ დროის ნაწილში მსყიდველობითი უნარის პარიტეტის გადახრას $s_{t-1} + p_{t-1}^* - p_{t-1}$. გარდა ამისა, ფასის რეგულირებაში არსებობს მომავალზე ორიენტირებული (forward looking) ტენდენციის ელემენტიც. ობსტველდი და როგოფი (1984) ხაზს უსვამენ, რომ ფასების მარეგულირებელი განტოლებები, რომლებიც მომავალზე ორიენტირებულ ელემენტს არ შეიცავენ იწვევენ კონტრინტუიციურ დინამიკას, როცა განიხილავენ მომავალის პოლიტიკაში მოსალოდნელ ცვლილებებს ან დეტერმინანტების არასტაციონარულ დინამიკას. აქ, ჩვენ განვახორციელებთ ვერსიას, რომელსაც მუსას ფასების რეგულირების წესს უწოდებენ - ტრენდული წევრი წარმოადგენს მოსალოდნელ ცვლილებას გაცვლითი კურსის საბაზრო წონასწორობაში. მივიღეთ:

$$p_t - p_{t-1} = \theta(S_{t-1} - p_{t-1}^* - p_{t-1}) + E_{t-1}S_t + p_t^* - (S_{t-1} + p_{t-1}^*) \quad (2.4.10)$$

ფასწარმოქმნის წესი სიმეტრიულია, უცხოური ქვეყნის ანალოგიური ფასწარმოქმნის წესი ექვემდებარება (2.4.10) განტოლებას. (2.4.10) განტოლება გულისხმობს, რომ რეალური გაცვლითი კურსი წარმოადგენს პირველი რიგის ავტორეგრესულ პროცესს:

$$E_{t-1}q_t = (1 - \theta)q_{t-1} \quad (2.4.11)$$

აღსანიშნავია, რომ რეალური გაცვლითი კურსის მდგრადობა მთლიანად განისაზღვრება

ნომინალური ფასების რეგულირების სიჩქარით. რეალური გაცვლითი კურსი დამოკიდებულია მონეტარულ შოკზე და დისკონტირების ფაქტორზე, რომლებიც რეალურ გაცვლით კურსში ინოვაციებზე ზეგავლენის გზით მოქმედებს.

თუ (2.4.9) და (2.4.11) განტოლებებს ჩავსვამთ მიმდინარე ღირებულების (2.4.7) ფორმულაში, მივიღებთ, რომ:

$$S_t - S_{t-1} = -\frac{\theta}{1+\lambda\theta} q_{t-1} + \frac{1+\lambda\theta}{\lambda\theta} u_t = -\frac{(1-b)\theta}{1-b+b\theta} q_{t-1} + \frac{1-b+b\theta}{b\theta} u_t , \quad (2.4.12)$$

სადაც, გავითვალისწინეთ, რომ დისკონტირების ფაქტორი არის $b = \frac{\lambda}{1+\lambda}$. (2.4.12) განტოლება წარმოადგენს დორნბუმის ცნობილ მოდელს. u_t შოკის საპასუხოდ, გაცვლითი კურსი სცდება ერთი/ერთზე თანაფარდობას $\frac{1+\lambda\theta}{\lambda\theta}$. რაც უფრო ხისტია ფასები, მით მაღალია ვოლატილობა (ვინაიდან θ არის უფრო მცირე). მაგრამ ცვლილება გაცვლით კურსში პროგნოზირებადია. როცა s_t სცდება თავის მსყიდველობითი უნარის პარიტეტის მნიშვნელობას t-1 პერიოდში, მაშინ $E_{t-1}(s_t - s_{t-1}) < 0$. როგორც ვხედავთ ამ მოდელში EW05 -ის შედეგი შენარჩუნებულია. ამრიგად, როცა $b \rightarrow 1$, მაშინ $s_t - s_{t-1} \rightarrow 0$.

მომავალი მნიშვნელობების გამოყენება „პროგნოზირებისთვის“: მეესისა და როგოფის კვლევის გადახედვა

მაშინ, როცა თანამედროვე ლიტერატურა შერჩევის-გარე პროგნოზირების უნარის მიხედვით შეეცადა დაესაბუთებინა გაცვლითი კურსის მოდელებთან შედარებით შემთხვევით ხეტიალის უპირატესობა, მეესიმ და როგოფმა (1983a) აირჩიეს განსხვავებული გზა. მათ, პრაქტიკულად, უპირატესობა მიანიჭეს გაცვლითი კურსის მოდელებს შემთხვევითი ხეტიალის მოდელთან შედარებით. გაცვლითი კურსის მოდელების მიხედვით პროგნოზირება მოითხოვს ძირითადი დეტერმინანტების მნიშვნელობების პროგნოზირებას. მაგრამ მეესმა და როგოფმა გაცვლითი კურსის მოდელები შეაფასეს დეტერმინანტების პროგნოზირებული მნიშვნელობების ნაცვლად ფაქტობრივი რეალიზებული მნიშვნელობების გამოყენებით.

თანამედროვე ლიტერატურა არ იყენებს მეესისა და როგოფის ტექნიკას. ნაცვლად ამისა გაცვლითი კურსის მონეტარულ მოდელებს ადარებს შემთხვევითი ხეტიალის

მოდელს შერჩევის-გარე პროგნოზირების ნამდვილი უნარის გამოყენებით. აღნიშნული სტანდარტის მიხედვით, მონეტარული მოდელები, ზოგადად წარმატებული არ აღმოჩნდა. აი, მაგალითად, ჩეუნგი, ჩინი და გარსია-პასკუალი (2005), აღნიშნავენ, რომ გაცვლითი კურსის მონეტარულ მოდელებს, ზოგადად, არ გააჩნიათ მნიშვნელოვნად უკეთესი პროგნოზირების უნარი, ვიდრე შემთხვევითი ხეტიალის მოდელს. ქვემოთ, ჩვენ აღნიშნავთ, რომ მონეტარული მოდელების პროგნოზებს, რომლებიც პანელური შეფასების ტექნიკას ეფუძნება გრძელვადიან პერსპექტივაში (როგორცაა მარკისა და სოულის მოდელი (2001)), როგორც ჩანს, ნამდვილად გაცილებით მაღალი პროგნოზირების უნარი გააჩნიათ, ვიდრე შემთხვევით ხეტიალს. ასევე განვიხილავთ მოდელების პროგნოზირების უნარი, რომელშიც მონეტარული პოლიტიკა ენდოგენიზდება (მოლოდცოვა და პაპელის მოდელის მსგავსად (2007)). მაგრამ ამჯერად გვსურს კიდევ ერთხელ განვიხილოთ მეესისა და როგოფის ტექნიკა.

გამოვიყენოთ (2.4.4) განტოლება გაცვლითი კურსის ლოგარითმის ამოსახსნელად, დაშვებით რომ მსყიდველობითი უნარის პარიტეტი იქნება ნულის ტოლი PPP ($q_t=0$):

$$s_t = m_t - m_t^* - \gamma(y_t - y_t^*) + \lambda(i_t - i_t^*) + u_t \quad (2.4.13)$$

სადაც ცდომილების პარამეტრი u_t დაკავშირებულია ფულზე მოთხოვნის $v_t - v_t^*$ ცდომილების პარამეტრებთან. როსი (2005) ხაზს უსვამს, რომ მეესმა და როგოფმა შესაძლოა სრულყოფილად არ გამოთვალეს u_t -ს სერიული კორელაციები. ის აღნიშნავს, რომ თუ გაცვლითი კურსი კოინტეგრირდება ეკონომიკურ დეტერმინანტებთან, რომელიც შედის (20) განტოლებაში, მაშინ u_t არის სტაციონარული სიდიდე, მაგრამ შესაძლებელია მისი სერიული კორელაცია. დავუშვათ, $u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim i.i.d$ მაშინ მოდელის პროგნოზი $t+1$ პერიოდისთვის იქნება:

$$m_{t+1} - m_{t+1}^* - \gamma(y_{t+1} - y_{t+1}^*) + \lambda(i_{t+1} - i_{t+1}^*) + \rho u_t \quad (2.4.14)$$

როსის მტკიცებით, აღნიშნული დამატების პირობებშიც კი მოდელები შესაძლოა მაინც ვერ სარგებლობდნენ უპირატესობით შემთხვევით ხეტიალთან შედარებით. ეს განპირობებულია იმით, რომ ρ საკმაოდ ახლოსაა ერთთან. აქედან გამომდინარე, ერთეულოვანი ფესვის არსებობა ($\rho=1$) შესაძლებელია აისახოს გრძელვადიანი პერსპექ-

ტივის პროგნოზებში, რომელიც ემყარება ρ განსაზღვრებას, რომელიც მის ნამდვილ მნიშვნელობაზე გაცილებით ქვემოთაა.

ვთქვათ $\rho=1$, მაშინ ჩვენი პროგნოზით s_{t+1} მოცემულია შემდეგი სახით:

$$m_{t+1} - m_{t+1}^* - \gamma(y_{t+1} - y_{t+1}^*) + \lambda(i_{t+1} - i_{t+1}^*) + u_t = \Delta[m_{t+1} - m_{t+1}^* - \gamma(y_{t+1} - y_{t+1}^*) + \lambda(i_{t+1} - i_{t+1}^*) + u_t] + s_t.$$

სხვა სიტყვებით რომ ვთქვათ, ჩვენ უნდა მივმართოთ ძირითადი დეტერმინანტების ცვლილებას გაცვლითი კურსის ცვლილების პროგნოზირებისთვის. აღსანიშნავია, რომ მეესი და როგოფი (1983) უზრუნველყოფენ ρ შესაძლო მნიშვნელობების კოორდინატთა ბადეს, მათ შორის $\rho=1$, და მაინც მიდიან დასკვნამდე, რომ მოდელებმა ვერ გააუმჯობესეს შერჩევის-გარე შესაბამისობა შემთხვევით ხეტიალთან შედარებით.

აღსანიშნავია, ხშირად ამტკიცებენ, რომ „პროგნოზი“, რომელიც იყენებს ამხსნელი ცვლადების ფაქტობრივ რეალიზებულ მნიშვნელობებს იძლევა გაცვლითი კურსის უკეთეს პროგნოზს, ვიდრე მაშინ, როცა მარჯვენა ცვლადების პროგნოზირებას ვეყრდნობით. თუმცა, აღნიშნული არ წარმოადგენს ზოგად ჭეშმარიტებას, როცა ამხსნელი ცვლადები კორელაციაშია არადაკვირვებად ცვლადებთან. სანამ აღნიშნულ კორელაციას მხედველობაში არ მივიღებთ, შესაბამისობა პოტენციურად უარესი იქნება ფაქტობრივი დეტერმინანტების გამოყენებით. მაშასადამე, ზოგადი მოსაზრებაა, რომ მეესისა და როგოფის პროცედურა, რომელიც იყენებს ამხსნელი ცვლადების ფაქტობრივ სიდიდეებს მუდმივი არაა იმ ფორმით, რა ფორმითაც მოდელია გამოსახული. მოდელის ხელახლა გამოსახვის სარწმუნო მეთოდებს შეუძლია მოდელს შესძინოს უფრო დაბალი საშუალო კვადრატული გადახრა.

რა თქმა უნდა, ჩვენ არ გვაქვს უფლება დასკვნის სახით, ვთქვათ, რომ თუ მოდელი არახელსაყრელია გაცვლითი კურსის ცვლილებების პროგნოზირებაში, ჩვენ მხარი უნდა დავუჭიროთ მას. საქმე ისაა, რომ ნებისმიერმა მოდელმა შეიძლება განიცადოს მარცხი გაცვლითი კურსების პროგნოზირებაში. (Engel, Mark, & West, 2007)

2.5 რაციონალური მოლოდინების წონასწორობა

სანამ გადავალთ უშუალოდ გაცვლითი კურსის მოდელირებაზე დავიწყეთ შემდეგით: დავუშვათ გვაქვს 2 ქვეყანა: ქვეყანა 1 და ქვეყანა 2. ინფლაციის განაკვეთი, საპროცენტო განაკვეთი და აქტივების გეპი ამ ორი ქვეყნისთვის აღვიშნოთ შესაბამისად $\pi_{1,t}$ $\pi_{2,t}$ $i_{1,t}$ $i_{2,t}$ და $x_{1,t}$ $x_{2,t}$. რეალური გაცვლითი კურსის ლოგარითმი აღნიშნულია q_t -თი. ჩვენი მიზანია დავადგინოთ მიზნობრივი საპროცენტო განაკვეთის გადახრა სასურველი განაკვეთიდან ($i_{1,t}^T - \bar{i}_1$), ინფლაციის სამიზნე მაჩვენებლიდან საზოგადოების მოლოდინის შესაბამისი ინფლაციის გადახრის საპასუხოდ ($E_t \pi_{1,t+1} - \bar{\pi}_1$). ამასთან ვითვალისწინებთ აქტივების გეპის მნიშვნელობასაც. როცა x აღნიშნავს გამოშვებას (უმუშევრობას) ჩვენ უნდა ველოდოთ რომ კოეფიციენტი μ იქნება დადებითი (უარყოფითი). ასე რომ ეკონომიკა რომელიც ოპერირებს პოტენციური დონის ქვემოთ გამოიწვევს კრედიტების დაკარგვას.

პირველი ქვეყნის საპროცენტო განაკვეთის სამიზნე მაჩვენებელი განვსაზღვროთ ასე:

$$i_{1,t}^T = \bar{i}_1 + \theta_1(E_t \pi_{1,t+1} - \bar{\pi}_1) + \mu_1 x_{1,t} + \sigma q_t,$$

სადაც $i_{1,t}$ დამოკიდებულია ეგზოგენურად მოცემულ პოლიტიკურ შოკზე, რომელიც განაწილებულია როგორც თეთრი ხმაური (i.i.d.) და აღვნიშნოთ $\eta_{1,t}$. ის დადგენილია იმ მექანიზმით, რომ ასახოს ცენტრალური ბანკის სურვილი - შეზღუდოს საპროცენტო განაკვეთის რხევა:

$$i_{1,t} = (1 - \rho_1)i_{1,t-1} + \rho_1 i_{1,t}^T + \eta_{1,t}.$$

ანალოგიურად შეგვიძლია დავწეროთ მეორე ქვეყნისთვისაც ოღონდ ერთ წევრის ზემოქმედების გარეშე:

$$i_{2,t}^T = \bar{i}_2 + \theta_2(E_t \pi_{2,t+1} - \bar{\pi}_2) + \mu_2 x_{2,t},$$

სადაც $i_{2,t}$ დამოკიდებულია ეგზოგენურად მოცემულ პოლიტიკურ შოკზე, $\eta_{2,t}$ -ზე, რომელის განაწილება თეთრი ხმაურია, (i.i.d.), და განისაზღვრება შემდეგნაირად:

$$i_{2,t} = (1 - \rho_2)i_{2,t}^T + \rho_2 i_{2,t-1} + \eta_{2,t}.$$

ამრიგად ჩვენ გვაქვს ზემოქმედების ფუნქციების ემპირიული სპეციფიკაცია:

$$i_{1,t} = \delta_1 + (1 - \rho_1)i_{1,t-1} + \rho_1(\theta_1 E_t \pi_{1,t+1} + \mu_1 x_{1,t} + \sigma q_t) + \eta_{1,t} \quad (2.5.1)$$

$$i_{2,t} = \delta_2 + (1 - \rho_2)i_{2,t-1} + \rho_2(\theta_2 E_t \pi_{1,t+1} + \mu_2 x_{1,t}) + \eta_{2,t}, \quad (2.5.2)$$

სადაც $\delta_1 = \bar{i}_1 - \theta_1 \bar{\pi}_1$ და $\delta_2 = \bar{i}_2 - \theta_2 \bar{\pi}_2$. თუ განტოლებას ორივე მხარეს დავუმატებთ და გამოვაკლებთ $\rho_2 \theta_2 \pi_{2,t+1}$ -ს, მივიღებთ შემდეგ გამოსახულებას:

$$i_{2,t} = \delta_2 + \rho_2(\theta_2 \pi_{2,t+1} + \mu_2 x_{2,t}) + (1 - \rho_2) i_{2,t-1} + \eta'_{2,t},$$

სადაც

$$\eta'_{2,t} = \eta_{2,t} - \rho_2 \theta_2 (\pi_{2,t+1} - E_t \pi_{2,t+1}).$$

რაციონალური მოლოდინების პირობებში ერთობლივი შეცდომის წევრი $\eta'_{2,t}$ არ არის დამოკიდებული დროით ფაქტორზე, ანუ ამ განტოლების შეფასება შესაძლებელია GMM (generalized method of moments) მეთოდით.

ახლა კი აღვწეროთ MSV (მინიმალური დინამიკური სისტემის მდგომარეობის ცვლადი) რაციონალური მოლოდინების წონასწორობა და მეთოდოლოგია, რომელსაც საზოგადოება იყენებს წონასწორობის შესასწავლად. საზოგადოებისთვის გასაგებია ეკონომიკური გარემოს სტრუქტურა, თუმცა უცნობია შესაბამისი კოეფიციენტების ან/და პარამეტრების რიცხობრივი მნიშვნელობები. საზოგადოების წარმოდგენები აღნიშნულ მნიშვნელობებთან დაკავშირებით ფორმირებულია უმცირეს კვადრატთა მეთოდის გამოყენებით.

ჩვენ გამოვიყენეთ შედარებით არასტრუქტურირებული და ნაწილობრივი წონასწორობის მიდგომა იმ თვალსაზრისით, რომ ინფლაცია და აქტივობის გეპი განხილულია, როგორც ორგანოზომილებიანი ვექტორული ავტორეგრესიით (VAR) ეგზოგენურად გენერირებული. ბაზრის მონაწილეები საპროცენტო განაკვეთის წესებს განიხილავენ ვექტორულ ავტორეგრესიასთან (VAR) კავშირში, როგორც მონაცემების წარმომქმნელ პროცესს, რომელსაც ისინი იყენებენ სამომავლო ინფლაციის, აქტივობის გეპისა და საპროცენტო განაკვეთების პროგნოზირებისთვის.

გაცვლითი კურსის ეკონომიკური მოდელი წარმოადგენს აუნაზღაურებელ საპროცენტო პარიტეტს. დოლარის ლოგარითმის ნომინალური DM ფასისთვის s_t გვაქვს:

$$s_t = E_t s_{t+1} - (i_{1t} - i_{2t}). \quad (2.5.3)$$

რეალური გაცვლითი კურსის შეფასებისთვის, (2.5.3) განტოლებას მარჯვენა მხრიდან უნდა დავუმატოთ და გამოვაკლოთ მოსალოდნელი ინფლაციის დიფერენციალი $E_t(\pi_{1,t+1} -$

$\pi_{2,t+1}$) და გადავანაცვლოთ იმგვარად, რომ მივიღოთ რეალური გაცვლითი კურსის მოდელი:

$$q_t = E_t q_{t+1} - (i_{1,t} - E_t \pi_{1,t+1}) + (i_{2,t} - E_t \pi_{2,t+1}) \quad (2.5.4)$$

ინფლაცია და აქტივობის დეფიციტი წარმოიქმნება მეოთხე რიგის ვექტორული ავტორეგრესიით. ($J=1,2$ -სთვის დავუშვათ $Y'_{j,t} = \pi_{j,t}, \dots, \pi_{j,t-3}, x_{j,t}, \dots, x_{j,t-3}$ დაჩავთვალოთ, რომ ვექტორულ ავტორეგრესიას გააჩნია თანმიმდევრული ასახვა:

$$Y_{j,t} = \alpha_j + A_j Y_{j,t-1} + v_{j,t} \quad (2.5.5)$$

განვსაზღვროთ e_1 და e_2 , როგორც შერჩევითი ვექტორები იმგვარად, რომ $\pi_{j,t} = e_1 Y_{j,t}$ მოიცავდეს ინფლაციის კურსს და $x_{j,t} = e_2 Y_{j,t}$ აქტივობის გეჰს. ამდენად, ერთი ლაგით წინ ინფლაციის კურსის პროგნოზია:

$$E_t \pi_{j,t+1} = e_1 (\alpha_j + A_j Y_{j,t}) \quad (2.5.6)$$

(2.5.6), (2.5.1) და (2.5.2) განტოლებების (2.5.4) განტოლებაში ჩანაცვლება გვაძლევს პირველი ხარისხის სტოქასტიური სხვაობის განტოლებას q_t -ში. მოცემული ფორმულით მიიღება MSV რაციონალური მოლოდინები:

$$q_t = a_0 + a_1 i_{1,t} + a_2 i_{2,t} + a_3 Y_{1,t} + a_4 Y_{2,t} \quad (2.5.7)$$

სადაც

$$a_1 = \frac{1}{\rho_1}, \quad a_2 = \frac{1}{\rho_2},$$

$$a_3 = (e_1(I - \theta_1 A_1) - \mu_1 v_1) A_1 (I - A_1)^{-1}, \quad a_4 = (e_2(I - \theta_2 A_2) - \mu_2 v_2) A_2 (I - A_2)^{-1}.$$

აღსანიშნავია a_3 და a_4 კოეფიციენტის ვექტორების დამოკიდებულება ინფლაციის რეაგირების კოეფიციენტზე θ . თუ $\theta_1 \theta_2 < 1$, მაშინ პირველი ქვეყნის მოსალოდნელი ინფლაციის შემცირებამ შესაძლოა საზოგადოებაში გამოიწვიოს ამ ქვეყნის რეალურ საპროცენტო დიფერენციალსა და დოლარის რეალურ გაუფასურებაში ზრდის მოლოდინი, მაშინ, როცა $\theta_1 \theta_2 < 1$ ის შემთხვევაში, მოსალოდნელ ინფლაციის დიფერენციალში კლებამ შეიძლება საზოგადოებაში გამოიწვიოს პირველი ქვეყნის საპროცენტო დიფერენციალსა და დოლარის რეალურ გაუფასურებაში კლების მოლოდინი. (Mark, 2009, March 11)

2.6. ღია ეკონომიკის მოდელი ტეილორის წესის მიხედვით

როგორც უკვე აღვნიშნეთ, ემპირიული თვალსაზრისით, გაცვლითი კურსის მოდელე-ბის პროგნოზირების და შერჩევის-გარე პროგნოზირებაში მათი ეფექტიანობის შეფასების პირველი მცდელობა ეკუთვნის მეესა და როგოფს (1983). შემთხვევითი ხეტიალის თეორია იძლევა უფრო სწორ პროგნოზს, ვიდრე გაცვლითი კურსის ემპირიული მოდელები - ეს არის შედეგი, რომლითაც გაცვლითი კურსის ეკონომიკის მკვლევარები დაინტერესებული იყვნენ ორ ათწლეულზე მეტი ხნის განმავლობაში. აქედან გამომდინარე, მეესისა და როგოფის კვლევის შემდგომ, გაცვლითი კურსის მოდელები ხშირად ფასდებოდა შემდეგი ძირითადი კრიტერიუმების საფუძველზე: დეტერმინანტების შერჩევის გარე პროგნოზირე-ბის უნარი უკეთესია თუ შემთხვევითი ხეტიალის მოდელი. მას შემდეგ უდიდესი რაოდენობის კვლევები ჩატარდა გაცვლითი კურსის დინამიკის შესასწავლად მეესისა და როგოფის ჩარჩოს შესაბამისად. ერთ-ერთი ყველაზე თანამედროვე და კომპლექსური ნაშრომი (Cheung et al. 2005) შეისწავლის გაცვლითი კურსის მოდელების ეფექტიანობას დასკვნითი პროცედურების, პროგნოზირების პერსპექტივისა და ვალუტის კომბინაციის სხვადასხვა სპეციფიკაციებთან ერთად. კვლევის შედეგად ვლინდება, რომ აღნიშნული მოდელის/სპეციფიკაციების არცერთი კომბინაცია არაა დიდად წარმატებული. მსგავსად ამისა, მეესისა და როგოფის შედეგების საფუძველზე, ევანსის და ლიონსის (2002) მიხედვით, მაკროეკონომიკურ მოდელებს არ გააჩნიათ არანაირი განმარტებითი უნარი, მაშინ, როცა ბაჩეტა და ვან-ვიკუპი (2006) ამტკიცებენ, რომ გაცვლითი კურსის მოდელების სუსტი განმარტებითი უნარი წარმოადგენს საერთაშორისო მაკროეკონომიკის ძირითად სისუსტეს.

გაცვლითი კურსის ემპირიული მოდელის მოკლედ გადმოცემული ეს რეზულტატები რამდენიმე ბუნებრივ კითხვას წარმოშობს. პირველი, არის თუ არა მოდელების შერჩევის-გარე პროგნოზირების უნარი და ეფექტიანობა შემთხვევით ხეტიალთან შედარებით აუცილებელი სტანდარტი? მეორე, ძირითადი დეტერმინანტები, რომელთაც გაცვლითი კურსის დინამიკასთან ვაკავშირებთ ვალიდურია თუ არა ნებისმიერ გარემოებაში? რა არის

მონეტარული პოლიტიკის როლი გაცვლითი კურსის ტრადიციულ მოდელებში? და გარდა დროითი მწკრივების მოდელებისა, არსებობს თუ არა რაიმე სხვა მოდელი, რომელიც უკეთ უზრუნველყოფს გაცვლითი კურსის დინამიკის ახსნას? როგორია ძირითადი დეტერმინანტების განმარტებითი უნარი გრძელვადიან პერსპექტივაში?

წარმოდგენილი კითხვების უმეტესობა ახსნილია გარკვეულ დონეზე, ხოლო ზოგიერთი მათგან ჯერ კიდევ გაურკვეველი რჩება. ჩვენ უკვე აღვნიშნეთ რომ ენგელის და ვესტის (2005) მიხედვით, გაცვლითი კურსი და ძირითადი დეტერმინანტები დაკავშირებულია აქტივების ფასდადების მოდელის საშუალებით. თუ დეტერმინანტი I(1) პროცესია და დისკონტირების ფაქტორი ერთს უახლოვდება, მაშინ გაცვლითი კურსი დაახლოებით შესაძლოა მიჰყვებოდეს შემთხვევით ხეტიალს. ასეთ შემთხვევაში, გაცვლითი კურსების პროგნოზირება ძნელია და შემთხვევითი ხეტიალის დაძლევა არ წარმოადგენს სანდო კრიტერიუმს. მეორე მხრივ, მოკლევადიან პერსპექტივაში ხედვის ნაცვლად, ზოგიერთი კვლევა ავლენს დეტერმინანტების უკეთეს განმარტებით უნარს გრძელვადიან პერსპექტივაში. ამ სტილის ნაშრომებს მიეკუთვნება მაკდონალდისა და ტეილორის (1994), კილიანისა და ტეილორის (2003), ჩინისა და მეესის (1995) და მარკის (1995) ნაშრომები. დროითი მწკრივების მოდელების საპირისპიროდ, გროენი (2000) და მარკი და სეული (2001) უფრო წარმატებით იყენებენ პანელურ მეთოდებს.

ტრადიციული მონეტარული მოდელების თავისებურებას წარმოადგენს ის, რომ ფულის მიწოდება არის ერთ-ერთი ცვლადი, რომელიც ასახავს მონეტარული პოლიტიკის გავლენას, რომელიც ეგზოგენურად მიიჩნევა. თუმცა, თანამედროვე მაკროეკონომიკურ მოდელებში მონეტარული პოლიტიკა ენდოგენურია იმ გაგებით, რომ მონეტარული პოლიტიკა რეაგირებს დეტერმინანტებზე და ძირეული მნიშვნელობა გააჩნია მომავალი დეტერმინანტების მოლოდინში. მაშასადამე, თუ მოლოდინები წარმოადგენს ერთ-ერთ მამოძრავებელ ძალას გაცვლითი კურსის დინამიკაში, მაშინ მონეტარული პოლიტიკის ფორმულირება გაცვლითი კურსის მოდელებში განსხვავებული უნდა იყოს.

მაკროეკონომიკური მოდელების ალტერნატივის სახით არსებობს კერძო ინფორმაციის მოდელები (ბაჩეტა და ვან ვიკუპი (2006)) აგრეთვე, არსებობს მოდელები, რომლებიც

ეფუძნება უცხოური ვალუტის გაცვლის ბაზრების მიკროსტრუქტურას (ევანსი და ლიონსი (2003)). მართალია აღნიშნულმა მოდელებმა გააუმჯობესა გაცვლითი კურსის დინამიკის გაგება, თუმცა ის ჯერ კიდევ კვლევის საგანს წარმოადგენს.

მოდელები ტეილორის წესის მიხედვით

გაცვლითი კურსის მონეტარულ მოდელებში, როგორც ზემოთ მოკლედ აღვწერთ, ფულის მიწოდება წარმოადგენს ძირითად ცვლადს, რომელიც მონეტარული პოლიტიკის საშუალებით განსაზღვრება. თუ მივიჩნევთ, რომ ცენტრალური ბანკები ფულის მიწოდებას ან მონეტარულ აგრეგატებს იყენებდნენ, როგორც ინსტრუმენტს ან მიზნობრივ ცვლადს, მაშინ აღნიშნული ცვლადების გაცვლითი კურსის დეტერმინაციაში ჩართვის და მონეტარული პოლიტიკის ეგზოგენურად მიღების საფუძველი გონივრულ არგუმენტს წარმოადგენს. მიუხედავად ამისა, თანამედროვე მონეტარული ეკონომიკა მონეტარულ პოლიტიკის სრულიად განსხვავებულ ფორმულირებას გვთავაზობს. პირველი, მონეტარული პოლიტიკა ენდოგენურია. მეორე, მონეტარული პოლიტიკის ინსტრუმენტი თანამედროვე ცენტრალური ბანკების მიერ უფრო მეტად გამოიყენება მოკლევადიან საპროცენტო განაკვეთში, ვიდრე მონეტარულ აგრეგატებში. აღნიშნული ორი ფაქტორი, რომლებიც ფართოდაა განხილული ენგელის, მარკისა და ვესტის მიერ (2007), წარმოადგენს ძირითად შემადგენელ ელემენტს გაცვლითი კურსის მოდელებისთვის, რომელთაც საფუძვლად უდევს ტეილორის წესი. ძირითადი იდეა მდგომარეობს იმაში, რომ თუ მონეტარული პოლიტიკა ტარდება სისტემატიური გზით, რომელშიც ცენტრალური ბანკები აწესებენ ნომინალურ საპროცენტო განაკვეთს ტეილორის წესის რეაქციის ფუნქციის მიხედვით, მაშინ საბაზრო მოლოდინები დეტერმინანტებთან დაკავშირებით შესაძლებელია სრულიად განსხვავებული იყოს. თუ ცენტრალური ბანკების პოლიტიკა სანდოა, მაშინ აგენტების მოლოდინების ფორმირებას შესაძლოა ჰქონდეს მნიშვნელოვანი დატვირთვა გაცვლითი კურსის დინამიკაზე, მოლოდინებისა და რაციონალური აგენტების მნიშვნელობის გათვალისწინებით.

ტეილორის წესის მოდელების ძირითადი შემადგენელი ელემენტის, საპროცენტო

განაკვეთის დიფერენციალების როლი შესწავლილ იქნა გაცვლითი კურსის მოდელირებაში. თუმცა, საპროცენტო განაკვეთის მოდელირება ტეილორის წესის მიდგომის საშუალებით და საპროცენტო განაკვეთის ურთიერთკავშირი ძირითად დეტერმინანტებთან ქმნის მრავალფეროვან სტრუქტურას გაცვლითი კურსის დინამიკაში. აქედან გამომდინარე, ამ ტიპის ბოლოდროინდელმა კვლევებმა, რომლებიც დეტალურად იქნება განხილული, აჩვენა, რომ დეტერმინანტები, რომლებიც ხსნიან გაცვლითი კურსის დინამიკას, სრულიად განსხვავებულია ტეილორის წესზე დაფუძნებულ მოდელებში, ვიდრე ტრადიციულ მონეტარულ მოდელებში.

ტეილორის წესზე დაფუძნებული გაცვლითი კურსის მოდელების შესახებ ლიტერატურა შედარებით ახალია. ბოლოდროინდელ ნაშრომებს მიეკუთვნება ენგელისა და ვესტის (2005), ენგელისა და ვესტის (2006), მარკის (2007), კლარიდასა და ვოლდმანის (2007), მოლოდცოვას და პაპელის (2007), ბენინოს და ბენინოს (2006), გრეონისა და მაცუმოტოს (2006) კვლევები. ენგელის, მარკისა და ვესტის (2007) (შემდგომში EMW) ნაშრომი წარმოადგენს თეზისების კვლევის მოკლე მიმოხილვას. ზემოაღნიშნული არგუმენტების საილუსტრაციოდ, წარმოგიდგენთ რეალური გაცვლითი კურსის დეტერმინანტის მიმდინარე ღირებულების მოდელს ტეილორის წესის საფუძველზე ენგელისა და ვესტის (2006) და ენგელ-მარკ-ვესტის მიხედვით.

ენგელი და ვესტი (2006) და EMW განსაზღვრავენ მონეტარული პოლიტიკის წესს ორი ქვეყნის პერსპექტივიდან და იკვლევენ აღნიშნულ წესებს და რეალური გაცვლითი კურსის დინამიკას შორის კავშირს. პირველ რიგში, განვიხილოთ მონეტარული პოლიტიკის წესი საბაზისო ქვეყნისთვის:

$$i_t = \gamma_q q_t + \gamma_\pi E_t \pi_{t+1} + \gamma_y y_t + \delta i_{t-1} + u_{mt} \quad , \quad (2.6.1)$$

სადაც q აღნიშნავს რეალურ გაცვლით კურსს, რომელიც წარმოადგენს ნომინალური გაცვლითი კურსის გადახრას PPP მნიშვნელობიდან, π აღნიშნავს მოსალოდნელ ინფლაციურ გადახრას მისი მიზნობრივი დონიდან, y აღნიშნავს გამოშვების გეპს, ხოლო u აღნიშნავს ცდომილების ფაქტორს მონეტარული პოლიტიკის წესში. გარდა ამისა, არსებობს დაშვება, რომ $\gamma_q > 0$, $\gamma_\pi > 1$, $0 < \delta < 1$ და $\gamma_y > 0$.

აქ წარმოდგენილი საპროცენტო განაკვეთის წესს გააჩნია ორი გადახრა ტეილორის ორიგინალი (1993) წესიდან. პირველი, მას გააჩნია მომავალზე ორიენტირებული ხასიათი. მეორე, ის შეიცავს რეალურ გაცვლით კურსს. კლარიდა, გალი და გერტლერი (1998) უზრუნველყოფენ წარმოდგენილი ტიპის მონეტარული პოლიტიკის წესის გასამყარებლად მტკიცებულებას ზოგიერთი ქვეყნის მაგალითზე. გაცვლითი კურსის პოლიტიკის წესში შეტანა, ასევე, განხილულია ბალის (1999) და ტეილორის (2001) მიერ. კერძოდ, რეალური გაცვლითი კურსი საპროცენტო განაკვეთის წესში გულისხმობს, რომ არსებობს სახელმწიფოების მიერ საპროცენტო განაკვეთის გაზრდის ტენდენცია რეალური გაუფასურების საპასუხოდ. ტეილორი (2001) განმარტავს აღნიშნულ დამოკიდებულებას, როგორც შემსუბუქების ეფექტს, რაც იმას ნიშნავს, რომ ვინაიდან ღირებულების მატებას გააჩნია რექსტრიქციული ეფექტი საერთო მოთხოვნაზე შედარებითი ფასების ეფექტის მეშვეობით, საპროცენტო განაკვეთის დაწევას შეუძლია შეამსუბუქოს რექსტრიქცია.

უცხო ქვეყანა, რომელსაც მსგავსი მონეტარული პოლიტიკის წესი გააჩნია, არ აქვს რეალური სავალუტო კურსი რეაქციის ფუნქციაში. მაშასადამე, პოლიტიკის წესი არის შემდეგნაირი:

$$i_t^* = \gamma_\pi E_t \pi_{t+1}^* + \gamma_y y_t^* + \delta i_{t-1}^* + u_{t+1}^* \quad (2.6.2)$$

საპროცენტო განაკვეთის წესის ერთ-ერთი ძირითადი, საკამათო დებულებაა, რომ ორივე ქვეყანა თანაბარ მნიშვნელობას ანიჭებს ინფლაციას და გამოშვების გეპის გადახრას. როგორც ტრადიციული მონეტარული მოდელების შემთხვევაში განვიხილეთ, ასევე, აქაც გვაქვს საპროცენტო პარიტეტის წესი (UIP) გადახრის ფაქტორით და რეალური გაცვლითი კურსით, როგორც მისი შემადგენელი კომპონენტები:

$$i_t - i_t^* = E_t s_{t+1} - s_t + \rho_t \quad (2.6.3)$$

$$q_t = s_t + p_t^* - p_t \quad (2.6.4)$$

მაშასადამე, საპროცენტო განაკვეთის დიფერენციალები საბაზისო და უცხოეთის ქვეყნებს შორის შესაძლებელია გამოისახოს შემდეგნაირად:

$$\hat{i}_t = \gamma_q q_t + \gamma_\pi E_t \hat{\pi}_{t+1} + \gamma_y \hat{y}_t + \delta \hat{i}_{t-1} + \hat{u}_{mt} \quad (2.6.5)$$

სადაც \hat{x} წარმოადგენს ქვეყნებს შორის განსხვავებას ინფლაციაში, გამოშვების გეჰსა და საპროცენტო განაკვეთში. მაშინ, თუ ჩვენ საპროცენტო განაკვეთის დიფერენციალებს ჩავანაცვლებთ UIP პირობით, ტეილორის წესის თანახმად ნომინალური გაცვლითი კურსის ცვლილება იქნება:

$$E_t s_{t+1} = \gamma_q q_t + \gamma_\pi E_t \hat{\pi}_{t+1} + \gamma_y \hat{y}_t + \delta \hat{i}_{t-1} + \hat{u}_{mt} - \rho_t \quad (2.6.6)$$

მეორე, EMW-ს მიხედვით მომავალზე ორიენტირებული რეალური გაცვლითი კურსია:

$$q_t = \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+\gamma_q} \right) E_t [(\gamma_\pi - 1) E_t \hat{\pi}_{t+j+1} + \gamma_y \hat{y}_{t+j} + \delta \hat{i}_{t+j-1} + \hat{u}_{mt+j} - \rho_{t+j}] \quad (2.6.7)$$

რეალური გაცვლითი კურსის განტოლება არ არის ზოგადი წონასწორობის შედეგი, თუმცა მას გააჩნია ორი ძირითადი მნიშვნელობა. პირველი, მან ძირითადად გადაუხვია ტრადიციული მონეტარული მოდელებიდან. აქ, დეტერმინანტებს, რომელიც განსაზღვრავს რეალურ გაცვლით კურსს, წარმოადგენს მიზნობრივი დონიდან ინფლაციის გადახრასა და გამოშვების გეჰში ქვეყნებს შორის განსხვავება, მაშინ, როცა ტრადიციულ მონეტარული მოდელების მიხედვით დეტერმინანტები არის ინფლაციის და გამოშვების თანაბარი დიფერენციალები სხვა ცვლადებთან ერთად. მეორე, ინფლაციურ გეჰსა და რეალურ გაცვლით კურსს შორის დამოკიდებულება ნეგატიურია. ტეილორის წესის თანახმად, შიდა ინფლაციის ზრდა უცხოურთან შედარებით განაპირობებს შიდა რეალური სავალუტო კურსის გამყარებას, ვინაიდან ინფლაციის ზრდა ქვეყნის ცენტრალურ ბანკებს უბიძგებს გაზარდონ საპროცენტო განაკვეთი, რაც, თავის მხრივ, შედეგად გამოიღებს სავალუტო კურსის გამყარებას.

ემპირიული მტკიცებულების თვალსაზრისით, ენგელი და ვესტი (2006) და მარკი (2007) ორივე იყენებს გერმანული მარკა - დოლარის გაცვლით კურსს ტეილორის წესის დეტერმინანტების შესამოწმებლად. ორივე კვლევაში, ცდომილების ფაქტორი პოლიტიკის წესში და გადახრის ფაქტორი UIP პირობაში, ρ , მიჩნეულია, როგორც არაპროგნოზირებადი ფაქტორები. ენგელმა და ვესტმა (2006) ისესხეს ტეილორის წესის პარამეტრები კლარიდა, გალისა და გერტლერისგან (1998) და შემდგომ განსაზღვრეს VAR $\hat{\pi}_{t+1}$ \hat{y}_t \hat{i}_t დეტერმინანტების მოსალოდნელი სიდიდის შესადგენად და, თავის მხრივ, მათ გამოითვალეს მიმდინარე ღირებულება. მათ მოდელის მიხედვით შეაფასეს 1979-1998 წლების პერიოდის

ყოველთვიური მონაცემები. მოდელების წარმატებულობის თვალსაზრისით, ენგელი და ვესტი (2006) იყენებენ მოდელზე დაფუძნებულ და ფაქტობრივ რეალურ გაცვლით კურსს შორის კორელაციას, როგორც საზომს, რომელიც დაახლოებით 30 პროცენტს შეადგენს.

ენგელისა და ვესტის (2006) და მარკის (2007) ემპირიულ მტკიცებულებას გააჩნია ორი ძირითადი შეზღუდვა. ერთი, არაპროგნოზირებადი ფაქტორების როლი, რომელიც შოკებია ტეილორის წესის თანახმად. მეორე, საპროცენტო განაკვეთის პარიტეტიდან გადახრა. მიმდინარე ღირებულების მოდელის მიხედვით, პოლიტიკა, რომ აღნიშნული მიიჩნიონ როგორც არაპროგნოზირებადი ფაქტორი, მისაღებია, ვინაიდან აღნიშნული შოკის მომავალში მოსალოდნელი მნიშვნელობა და ცდომილების კომპონენტი შეუძლებელია შედგეს. თუმცა, თუ საპროცენტო განაკვეთის წესი ფორმულირებულია ტეილორის ორიგინალი წესის სტილში, მაშინ არაპროგნოზირებადი ფაქტორები და დაუზღვეველი საპროცენტო განაკვეთის პარიტეტიდან გადახრა შესაძლებელია გაერთიანდეს გაცვლითი კურსის მოდელებში, რომელიც არის აღნიშნული მოდელების ერთ-ერთი შესაძლო გაგრძელება. გარდა ამისა, მარკის (2007) კვლევა უზრუნველყოფს ნაყოფიერ მიმართულებას ცვლილების პარამეტრის პოლიტიკის წესსა და კვლევით გარემოში ჩართვისთვის. (Binici, 2007, november 14) (Kampa & Widle, 2011, october 12)

თავი 3. სავალუტო კურსის მოდელების შეფასება საქართველოს მაგალითზე

3.1. გაცვლითი კურსის რეჟიმი საქართველოში

საქართველოში მოქმედებს მართვადი მცურავი გაცვლითი კურსის რეჟიმი.

რა ფაქტორები ახდენს გავლენას ლარის კურსზე?

განვიხილოთ ძირითადად რა ფაქტორებმა შეიძლება გამოიწვიოს ლარის კურსის გამყარება/გაუფასურება.

- უცხოური ვალუტის შემოდინება-გადინება:
 - ✓ საგარეო ვაჭრობა
 - ✓ ტურიზმი
 - ✓ ფულადი გზავნილები
 - ✓ უცხოური ინვესტიციები
 - ✓ უცხოური კრედიტები
- ლარის მოცულობა
- ქვეყნის ბიუჯეტის ხარჯებისა და დეფიციტის სიდიდე
- ინვესტორების განწყობა ეკონომიკაში მიმდინარე პროცესებისადმი
- მოსახლეობის ნდობა ეროვნული ვალუტის მიმართ
- ეკონომიკური ზრდის ტემპი და სხვა.

მათემატიკური სიზუსტით იმის შეფასება, თუ კონკრეტულმა ფაქტორმა რა წვლილი შეიტანა ლარის გამყარება/გაუფასურებაში შუძლებელია, რადგან გამომწვევი მიზეზები მრავალია და არ არსებობს დროული სტატისტიკური ინფორმაცია. (Forbes, 2016)

3.2 ლარის გაცვლითი კურსის მოდელების რეალიზება

3.2.1 გაცვლითი კურსების ურთიერთგავლენის შეფასება VAR მოდელით

განვიხილოთ რამდენიმე მნიშვნელოვან ვალუტასთან ლარის გაცვლითი კურსების ურთიერთგავლენა. ამისათვის შევარჩიოთ 3 ვალუტის გაცვლითი კურსი: აშშ-ის დოლართან (USD), ევროსთან (EUR) და რუსულ რუბლთან (RUB). მონაცემები ავიღოთ 2002 წლის 1 იანვრიდან 2019 წლის 31 დეკემბრის ჩათვლით. (მონაცემები ანალიზში გამოყენებულია ლოგარითმებით).

პირველ რიგში გაცვლითი კურსის ლოგარითმული დროითი მწკრივების შევამოწმოთ ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე.

ერთეულოვანი ფესვის ტესტირება ლარის აშშ-ის დოლარზე გაცვლითი კურსის ლოგარითმულ დროით მწკრივებში $LUSD \equiv \log(USD)$. მიღებულმა შედეგებმა აჩვენა, რომ $t_{stat} > t_{gr}$, რაც იმას ნიშნავს რომ ნულოვანი ჰიპოთეზა ერთეულოვანი ფესვის არსებობის შესახებ უნდა მივიღოთ. (შემდგომში ვისარგებლოთ p სტატისტიკებით, რომელიც ამ შემთხვევაში მეტია 0,05 მნიშვნელობაზე და მიუთითებს ნულოვანი ჰიპოთეზის ჭეშმარიტებას). (დანართი 1, ცხრილი 1.1) ვინაიდან მწკრივი არასტაციონარულია გადავიდეთ სხვაობებზე და გავიმეოროთ ანალოგიური პროცედურა ახალი დროითი მწკრივისთვის ($DLUSD \equiv d(LUSD)$). პირველი რიგის სხვაობებზე გადასვლის შედეგად აშშ დოლარზე გაცვლითი კურსის ლოგარითმული დროითი მწკრივი გასტაციონარულდა, რაც იმას ნიშნავს, რომ ეს დროითი მწკრივი პირველი რიგის ინტეგრირებადი პროცესია $I(1)$. (დანართი 1, ცხრილი 1.2)

ანალოგიური შედეგები მიიღება დანარჩენი 2 ვალუტებზე გაცვლითი კურსის ლოგარითმული დროითი მწკრივების დიკი-ფულერის ტესტით ტესტირებისას: აშშ-ის დოლარზე გაცვლითი კურსის მსგავსად, დანარჩენ ვალუტებზე გაცვლითი კურსის ლოგარითმული დროითი მწკრივებიც არის პირველი რიგის ინტეგრირებადი $I(1)$. (დანართი 1, ცხრილი 1.3-1.6).

შესაბამისად, იმისათვის რომ გავაგრძელოთ ანალიზი გადავიდეთ სხვაობებზე და უკვე ახალი დროითი მწკრივებისთვის ჩავატაროთ **ოპტიმალური ლაგის განსაზღვრის**

პროცედურა. ოპტიმალური ლაგის შესარჩევად უნდა ვიხელმძღვანლოთ აკაიკის (AIC) კრიტერიუმით რომელიც მოდელში 2 ლაგის ჩართვას გვირჩევს (დანართი1, ცხრილი 1.7)

იმისათვის, რომ მოცემული დროითი მწკრივების მიხედვით აგებული მოდელებით მიღებულ შედეგებს არ მიეცეს არასწორი რეპრეზენტაცია, მწკრივები უნდა იყოს სტაციონარული. ჩვენ უკვე შევამოწმეთ მწკრივები ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე და მივიღეთ რომ მათი სხვაობებზე გადასვლით მწკრივები სტაციონარული ხდება. დამატებით ამ შედეგის გასამყარებლად გამოვიყენეთ **კოვარიაციულად სტაციონარულობის ტესტი**. მიღებული შედეგებიდან გამომდინარე მოდელის ყველა ფესვი მდებარეობს ერთეულოვანი წრეწირის შიგნით რაც ნიშნავს რომ მოდელში ჩართული ყველა დროითი მწკრივი არის სტაციონარული. (დანართი1, დიაგრამა 1.1)

მოდელის ავტოკორელაციაზე შესამოწმებლად გამოვიყენეთ **ავტოკორელაციების ფუნქცია და LM ტესტი**. შედეგებმა აჩვენა, რომ მოდელში არ გვაქვს სერიული კორელაცია და შესაბამისად ჩვენს მიერ აღებული ლაგის სიგრძე სწორადაა შერჩეული. ამ არგუმენტის გასამტკიცებლად ვიყენებთ LM ტესტს. (დანართი 1, დიაგრამა 1.2, ცხრილი 1.8). LM ტესტში ნულოვან ჰიპოთეზას წარმოადგენს:

H_0 : მოდელში არ არის სერიული კორელაცია.

LM ტესტმაც წინა შედეგი დაადასტურა: ორივე ლაგისთვის $p > 0.05$ და არ გვაქვს საფუძველი რომ უარვყოთ ნულოვანი ჰიპოთეზა. ეს კი, როგორც ზემოთ უკვე აღვნიშნეთ, მოუთითებს მოდელში სერიული კორელაციის არარსებობაზე.

ავტორეგრესიულ მოდელებში მნიშვნელოვანი და ყველაზე საინტერესოა **გრეინჯერის მიზეზობრიობასთან დაკავშირებით ვალდის ტესტის** შედეგები. აღნიშნული ტესტი გულისხმობს, რომ თუ ერთი ცვლადი გრეინჯერის მიზეზ-შედეგობრივი კავშირითაა დამოკიდებული მეორე ცვლადზე, მაშინ მეორე ცვლადის ლაგებით შესაძლებელია პირველი ცვლადის მომავალი მნიშვნელობების პროგნოზირება. (ვარამაშვილი, 2019)

გამოვიყენეთ გრეინჯერის ტესტი ცვლადებს შორის მიზეზ-შედეგობრივი კავშირის დასადგენად. (დანართი 1, ცხრილი 1.9) . მიღებული შედეგები გვიჩვენებს, რომ ლარის ევროზე გაცვლითი კურსის ლოგარითმული დროითი მწკრივის პირველი რიგის სხვაობისთვის

რუბლზე გაცვლითი კურსის ლოგარითმული დროითი მწკრივის პირველი რიგის სხვაობა არ წარმოადგენს კარგ ამხსნელს, რადგან მისი მნიშვნელობა მეტია 0,05-ზე, ხოლო დოლარზე გაცვლითი კურსის ლოგარითმული მწკრივის პირველი რიგის სხვაობა კი ასეთს წარმოადგენს, რადგან $p < 0.05$. რაც შეეხება ერთობლივი ახნის უნარს, გრენჯერის მიზეზობრიობის ტესტის შედეგებიდან ჩანს, რომ სამივე განტოლებაში არსებობს გრენჯერის მიზეზობრიობა. მაშასადამე, ნულოვანი ჰიპოთეზა (რომ განხილული ცვლადების ლაგური მნიშვნელობები ერთმანეთის პროგნოზისთვის გამოუსადეგარია უარყოფილია ($p < 0.05$).

მიღებული შედეგები საშუალებას გვაძლევს, რომ ავაგოთ VAR მოდელი. (დანართი 1, ცხრილი 1.10) გამომდინარე იქიდან, რომ ოპტიმალური ლაგის რიცხვი 2-ია, გვექნება VAR(2) მოდელის შემდეგი სახე:

$$\begin{pmatrix} LEUR \\ LRUB \\ LUSD \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.002614 \\ 0.007941 \\ 0.001624 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -0.176025 & -0.005059 & -0.092988 \\ 2.207400 & 7.37E - 05 & -2.127050 \\ -0.222207 & -0.001978 & 0.339622 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} LEUR(-1) \\ LRUB(-1) \\ LUSD(-1) \end{pmatrix} \\ + \begin{pmatrix} -0.070539 & 0.003606 & -0.092988 \\ 0.495636 & 0.026940 & 5.163371 \\ -0.120566 & -0.007604 & 0.126345 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} LEUR(-2) \\ LRUB(-2) \\ LUSD(-2) \end{pmatrix}$$

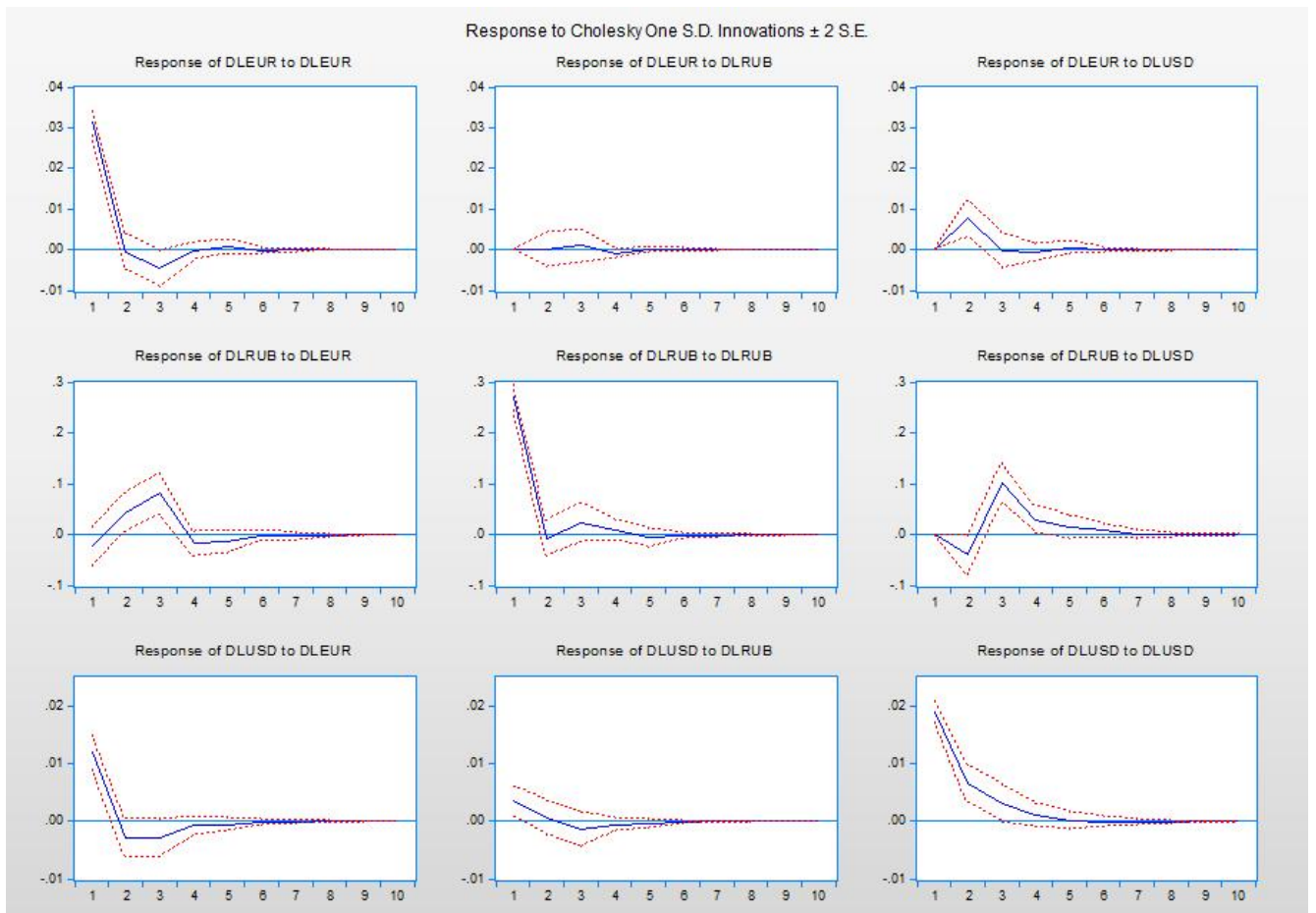
ბოლოს კი შეგვიძლია ავაგოთ მოდელის იმპულსზე გამოხმაურების ფუნქციები. დიაგრამა 3-ზე გამოსახულია ლარის აშშ-ის დოლარზე, ევროსა და რუბლზე გაცვლითი კურსების იმპულსზე გამოხმაურების ფუნქციები. ვერტიკალურ ღერძზე გამოსახულია დამოკიდებული ცვლადის რეაგირება თითოეულ პერიოდში წარმოქმნილ შოკებზე, ხოლო ჰორიზონტალურ ღერძზე მოცემულია პერიოდები რომლის განმავლობაშიც ხდება დაკვირვება.

მოკლედ დავახასიათოთ თითოეული ეს ფუნქცია.

USD-ს გაცვლითი კურსის იმპულსზე გამოხმაურების ფუნქცია. როგორც დიაგრამაზე ჩანს აშშ-ის დოლარზე გაცვლითი კურსის ყველაზე მეტად შესამჩნევი გავლენა თავად დოლარის და ასევე ევროს გაცვლითი კურსების შოკებს აქვთ მოკლევადიან პერიოდში, ხოლო რუბლზე გაცვლითი კურსის გავლენა თითქმის შეუმჩნეველია. მაგალითად, ევროზე გაცვლითი კურსის ლოგარითმის პირველი რიგის სხვაობის 1%-ით ზრდა იწვევს დოლარზე გაცვლითი კურსის ლოგარითმის პირველი რიგის სხვაობის შემცირებას (გაუფასურებას). ანალოგიური სიტუაციაა დანარჩენი ვალუტების გაცვლითი კურსების

შემთხვევაშიც. რაც შეეხება გრძელვადიან პერიოდს არცერთი ვალუტის გაცვლით კურსის შოკებს აღარ აქვთ დიდი გავლენა ლარის დოლარზე გაცვლით კურსზე. (მე-6 პერიოდის შემდეგ დოლარზე გაცვლითი კურსის ლოგარითმული დროითი მწკრივის პირველი რიგის სხვაობის რეაქცია დანარჩენი ვალუტებით წარმოქმნილ შოკებზე წყდება.)

დიაგრამა 3 აშშ-ის დოლარზე, ევროსა და რუბლზე ლარის გაცვლითი კურსების იმპულსზე გამოხმაურების ფუნქციები



EUR-ის იმპულსზე გამოხმაურების ფუნქცია. დიაგრამა 3-ზე გამოსახულია ლარის ევროზე გაცვლითი კურსის იმპულსზე გამოხმაურების ფუნქცია. როგორც დიაგრამიდან ჩანს, ევროს გაცვლით კურსზე ყველაზე ნაკლებ გავლენას ახდენს რუბლის შოკი, რომელიც მოკლევადიან პერიოდში თითქმის შეუმჩნეველია, ხოლო გრძელვადიან პერიოდში იგი

გავლენას საერთოდ ვერ ახდენს. რაც შეეხება დანარჩენ ვალუტების გაცვლით კურსებს, მათი შოკების გავლენა მეტად შესამჩნევია. განსაკუთრებით შესამჩნევია ევროს გაცვლითი კურსის შოკის გავლენა საკუთარ თავზე, თუმცა გრძელვადიან პერიოდში ისეთივე შედეგი გვაქვს, რაც გვქონდა რუსული რუბლის გაცვლითი კურსის შემთხვევაში. (მე-5 პერიოდის შემდეგ დამოკიდებული ვალუტის ქცევა აღარ განისაზღვრება დანარჩენი ვალუტების გაცვლითი კურსების იმპულსებით.)

RUB-ის იმპულსზე გამოხმაურების ფუნქცია. დიაგრამა 3-ზე გამოსახულია ლარის რუბლზე გაცვლითი კურსის იმპულსზე გამოხმაურების ფუნქცია. როგორც დიაგრამიდან ჩანს რუბლის გაცვლით კურსზე დოლარისა და ევროს შოკის გავლენა საკმაოდ შესამჩნევია. გარდა ამისა, რუბლის გაცვლითი კურსის ქცევის დამოკიდებულება ევროსა და დოლარის იმპულსზე მე-7-მე-8 პერიოდამდე გრძელდება, თუმცა ამის შემდგომ (გრძელვადიან პერიოდში) შოკები წყვეტს გავლენას რუბლის ლოგარითმული დროითი მწკრივის პირველი რიგის სხვაობის ქცევაზე.

3.2.2 რეალურ ეფექტურ გაცვლით კურსზე მოქმედი ფაქტორების ანალიზი (VAR მოდელი)

VAR მოდელის გამოყენებით ჩავატარეთ რეალურ ეფექტურ გაცვლით კურსზე მოქმედ ფაქტორთა ანალიზი. ასაგებად განვიხილოთ 3 ფაქტორი:

- რეალური ეფექტური გაცვლითი კურსი (REER);
- სამომხმარებლო ფასების ინდექსი (CPI);
- სხვაობა იმპორტსა და ექსპორტს შორის (IMEX).

მონაცემები აღებულია 2002 წლის 1 იანვრიდან 2019 წლის 31 დეკემბრის ჩათვლით და ლოგარითმულ ფორმაში.

დიკი-ფულერის ერთეულოვანი ფესვის ტესტირებით ლოგარითმული დროითი მწკრივების შემოწმების შედეგად აღმოჩნდა, რომ მოცემული სამი მწკრივიდან ორი (REER, CPI) არის I(1) პროცესი, ხოლო ერთი (IMEX) არის I(0) პროცესი. ეს იმას ნიშნავს, რომ REER-სა და CPI-ს შემთხვევაში უნდა გადავიდეთ პირველი რიგის სხვაობებზე და უკვე ახალი დროითი მწკრივებისთვის (DLREER, DLCPI, LIMEX) განვსაზღვროთ ოპტიმალური ლაგის

სიგრძე VAR მოდელისთვის. აკაიკის კრიტერიუმზე (AIC) დაყრდნობით ჩვენი მოდელის ოპტიმალური ლაგის რიცხვი მივიღეთ 12. (შედეგები მოცემულია დანართ 2-ში).

დამატებით სტაციონარულობაზე შემოწმების მიზნით ვიყენებთ კოვარიაციულად სტაციონარულობის ტესტს, რომლის შედეგიც გვიჩვენებს რომ მოდელის ყველა ფესვი მდებარეობს ერთეულოვანი წრეწირის შიგნით, რაც მიუთითებს რომ ახალი დროითი მწკრივები სტაციონარულია. (დანართი 2, დიაგრამა 2.1). მოდელის ავტოკორელაციაზე ტესტირებისთვის ვიყენებთ LM ტესტს. შედეგებიდან გამომდინარე მოდელში ავტოკორელაციურ კავშირს ადგილი არ აქვს, რაც ადასტურებს იმას, რომ ოპტიმალური ლაგის სიგრძე სწორად არის შერჩეული. (დანართი 2, ცხრილი 2.7)

შემდეგ ნაბიჯზე ვამოწმებთ გრინჯერის მიზეზობრიობას დროით მწკრივებს შორის. გრეინჯერის ტესტის შედეგებმა გვიჩვენა რომ სამივე ფაქტორის შემთხვევაში დანარჩენ ორი ფაქტორს გააჩნია ერთობლივი ახნის უნარი, ეს იმას ნიშნავს, რომ უნდა მივიღოთ ალტერნატიული ჰიპოთეზა იმის შესახებ, რომ, მაგალითად, ეფექტური გაცვლითი კურსის ლოგარითმის პირველი რიგის სხვაობა გრეინჯერის მიხედვით განისაზღვრება სფი-ს ლოგარითმის პირველი რიგის სხვაობითა და წმინდა ექსპორტის მოდულის ლოგარითმის პირველი რიგის სხვაობით, ასევე მათი ლაგური მნიშვნელობებით. მიღებული შედეგებიდან გამომდინარე CPI და NX წარმოადგენს მიზეზს, რის გამოც მათი არსებობა მოდელში აუმჯობესებს ეფექტური გაცვლითი კურსის პროგნოზს (დანართი 2, ცხრილი 2.8).

ახლა უკვე შეგვიძლია ავაგოთ VAR(12) მოდელი (დანართ 2, ცხრილი 2.9) და იმპულსზე გამოხმაურების ფუნქციების საშუალებით ჩავატაროთ ანალიზი.

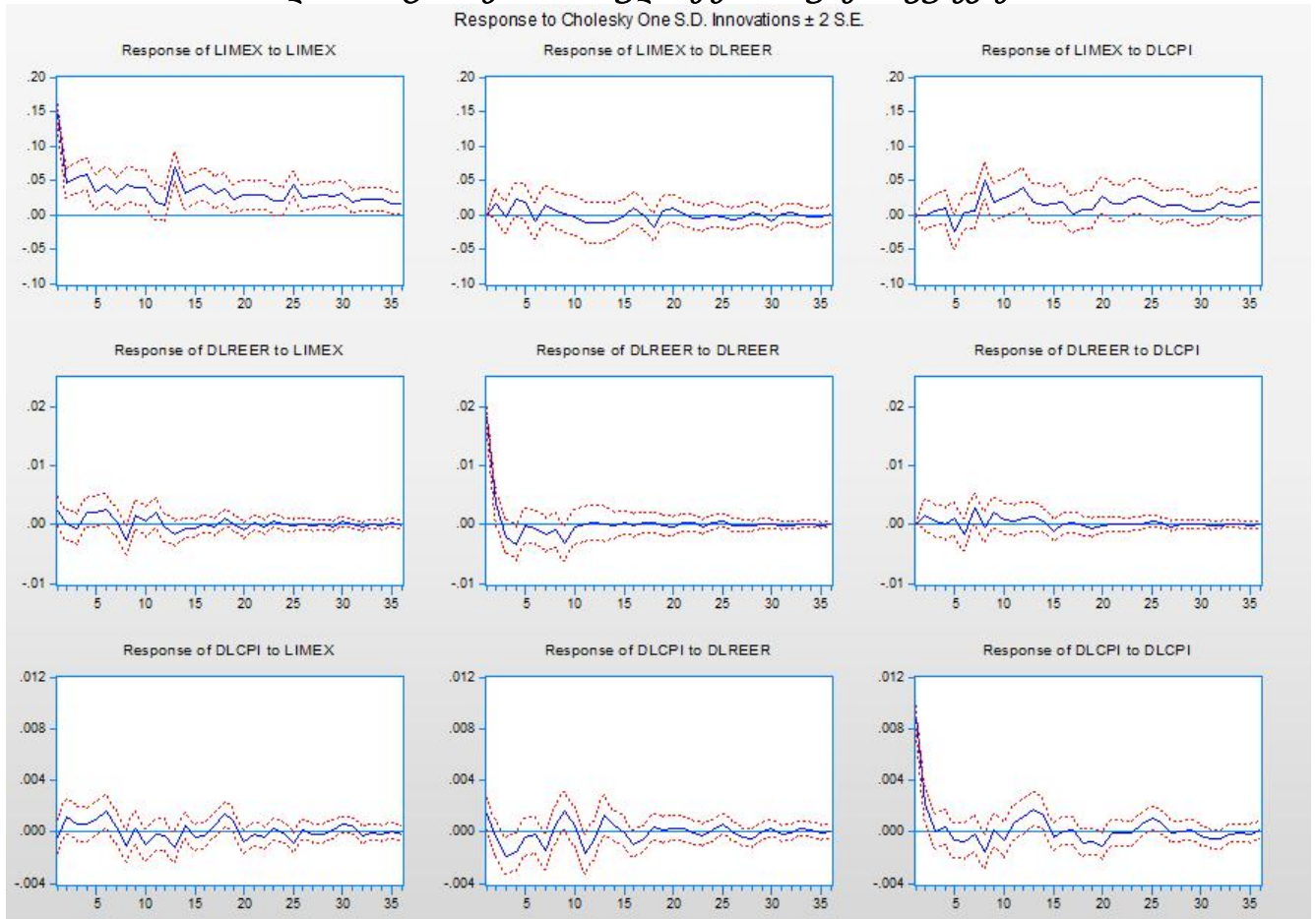
როგორც დიაგრამა 4-დან ჩანს რეალურ ეფექტურ გაცვლით კურსზე ყველაზე დიდი გავლენა თავად ეფექტური გაცვლითი კურსის შოკს აქვს, რომელსაც საკმაოდ ხანგრძლივი ეფექტი აქვს. რაც შეეხება სფი-ისა და ექსპორტ-იმპორტს სხვაობას, მათი შოკების გავლენა შესამჩნევია თუმცა დიდ გავლენას ვერ ახდენას აღნიშნულ ფაქტორზე (ეფექტურ გაცვლით კურსზე). მათი შოკების მოქმედების პერიოდიც საკმაოდ ხანგრძლივია. ანალოგიურად შეიძლება განისაზღვროს იმპულსების გავლენა სხვა ფაქტორებზეც.

3.2.3 შემთხვევითი ხეტიალის მოდელის ემპირიული ანალიზი

შემთხვევითი ხეტიალი თავისი არსით არის არასტაციონარული პროცესი. როგორც უკვე აღვნიშნეთ 2.3 ქვეთავში გაცვლითი კურსის შემთხვევითი ხეტიალის მოდელი ამბობს, რომ Y_t გამოსახება შემდეგნაირად:

$$Y_t = \delta + Y_{t-1} + \varepsilon_t .$$

დიაგრამა 4. რეალური ეფექტური გაცვლითი კურსის, სამომხმარებლო ფასების ინდექსისა და ექსპორტისა და იმპორტის სხვაობის იმპულსზე გამოხმაურების ფუნქციები



ანალოგიურად შეიძლება ჩავწეროთ იგივე განტოლება მუდმივი წევრის გარეშე:

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t,$$

სადაც Y_t აღნიშნავს გაცვლით კურსს, ხოლო Y_{t-1} მისი წინა პერიოდის მნიშვნელობას.

შემთხვევითი ხეტიალის მიდელის ემპირიული ანალიზისთვის შევარჩიე 4 ვალუტის გაცვლითი კურსი: აშშ დოლარის (USD), ევროს (EUR), რუსული რუბლის (RUB), თურქული ლირის (TRY). ანალიზისთვის ვიყენებთ თვიურ მონაცემებს, 2010 წლის 1 იანვრიდან 2019 წლის 31 დეკემბრის ჩათვლით. დიკი-ფულერის ტესტით დავადგინეთ რომ მოცემული ვალუტების გაცვლითი კურსების დროითი მწკრივები არის არასტაციონარული და შეგვიძლია შევამოწმოთ ისინი შემთხვევით ხეტიალზე. ამისათვის კი გამოვიყენოთ ლო-მაკკინლის ვარიაციული კოეფიციენტების ტესტი (VR).

მიღებული შედეგების მიხედვით (დანართი 3):

- აშშ დოლარის შემთხვევაში არ გვაქვს საფუძველი ($p > 0,05$) რომ უარვყოთ ნულოვანი ჰიპოთეზა, რომლის მიხედვითაც აშშ-ის დოლარზე გაცვლითი კურსი წარმოადგენს შემთხვევითი ხეტიალის პროცესს.
- ევროზე გაცვლითი კურსის ლოგარითმული დროითი მწკრივი წარმოადგენს შემთხვევითი ხეტიალის პროცესს.
- რუბლზე გაცვლითი კურსის ლოგარითმული დროითი მწკრივი ასევე წარმოადგენს შემთხვევითი ხეტიალის პროცესს.
- ლირაზე გაცვლითი კურსის ლოგარითმული დროითი მწკრივიც წარმოადგენს შემთხვევითი ხეტიალის პროცესს.

მივიღეთ რომ მოცემული 4 ლოგარითმული დროითი მწკრივიდან 4-ვე წარმოადგენს RW პროცესს. შესაბამისად თითოეული მწკრივისთვის ავაგეთ თეორიული AR(1) მოდელი როგორც მუდმივი წევრით ასევე მის გარეშე. შეფასებისთვის გამოვიყენეთ OLS მეთოდი. მიღებული შედეგობრივი ცხრილები წარმოდგენილია დანართ 3-ში. თავის მხრივ შეფასებულ განტოლებებს შემდეგი სახე აქვთ:

დოლარზე გაცვლითი კურსისთვის (დრეიფის დარეშე და დრეიფით):

$$Y_t = 1.004361Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = -5,633629 + 1.001223Y_{t-1} + \varepsilon_t ;$$

ევროზე გაცვლითი კურსისთვის (დრეიფის გარეშე და დრეიფით):

$$Y_t = 1.002363Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = 3.304809 + 0,991289Y_{t-1} + \varepsilon_t ;$$

რუბლზე გაცვლითი კურსისთვის (დრეიფის გარეშე და დრეიფით):

$$Y_t = 0,996999Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = 4,444810 + 0,963209Y_{t-1} + \varepsilon_t ;$$

ლირზე გაცვლითი კურსისთვის (დრეიფის გარეშე და დრეიფით):

$$Y_t = 0,992612Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = 0,3737837 + 0,986968Y_{t-1} + \varepsilon_t .$$

დანართ 3ის 3.3-3.9 ცხრილების ანალიზი გვიჩვენებს, რომ ლაგური Y_{t-1} წევრის კოეფიციენტი სტატისტიკურად მნიშვნელოვანი აღმოჩნდა აქ წარმოდგენილ ყველა განტოლებაში. რაც შეეხება დრეიფის კოეფიციენტს ის სტატისტიკურად მნიშვნელოვანი მხოლოდ რუბლზე გაცვლითი კურსის განტოლებაშია, დანარჩენ სამ შემთხვევაში კი არამნიშვნელოვანია. ეს შედეგი სრულ შესაბამისობაშია მეისეს და როგოფის [Meese and Rogoff (1983a)] დასკვნასთან, რომლებიც აღნიშნავენ, რომ გაცვლითი კურსის მოდელირებისას დრეიფის გარეშე მოდელი დრეიფიანთან შედარებით უკეთესი თვისებებით გამოირჩევა. ყურადღებას იქცევს კიდევ ის გარემოება, რომ შეფასებულ ყველა მოდელში Y_{t-1} წევრის კოეფიციენტი ძალიან ახლოს არის ერთთან და მართებულს წარმოადგენს მოსაზრება იმის შესახებ, რომ გაცვლითი კურსის პროცესებს კარგად ესადაგება შემთხვევითი ხეტიალის მოდელი დრეიფის გარეშე. კიდევ ერთი გარემოება, რასაც გვინდა ხაზი გავუსვათ, არის ის, რომ შეფასებულ მოდელებში ნარჩენობითი წევრის განაწილება 5%-იან დონეზე ნორმალურს შეესაბამება სამი დასახელების გაცვლითი კურსისთვის. ნორმალურობის მოთხოვნა მხოლოდ აშშ-ის დოლარის განტოლებაში არ შესრულდა.

3.2.4. სავალუტო კურსის მსყიდველობითი უნარის პარიტეტის თეორიის ემპირიული ანალიზი

ჩვენ (2.2.1) პარაგრაფში უკვე განვიხილეთ გაცვლითი კურსის PPP თეორიის მოდელი, რომელიც მოცემული იყო შემდეგი ფორმით (განტოლება (2.2.21)):

$$s_t = \alpha + \beta_1(p_t - p_t^*) + u_t$$

ამ მოდელის ემპირიული ანალიზისთვის ავიღოთ 4 ქვეყნის მონაცემები:

- აშშ

სამომხმარებლო ფასების ინდექსი (CPI_US)

ლარის დოლარზე გაცვლითი კურსი (USD)

- ევროკავშირი

სამომხმარებლო ფასების ინდექსი (CPI_EU)

ლარის ევროზე გაცვლითი კურსი (EUR)

- რუსეთის ფედერაცია

სამომხმარებლო ფასების ინდექსი (CPI_RUS)

ლარის რუბლზე გაცვლითი კურსი (RUB)

- თურქეთი

სამომხმარებლო ფასების ინდექსი (CPI_TUR)

ლარის ლირაზე გაცვლითი კურსი (TRY)

- ეროვნული სამომხმარებლო ფასების ინდექსი CPI_GEO

ანალიზის პროცესში მონაცემები წარმოდგელობს ლოგარითმებში.

PPP თეორიის ემპირიული ანალიზი დავიწყეთ იმით, რომ დროითი მწკრივები შევამოწმოთ ერთეულოვან ფესვზე დიკი-ფულერის ტესტით. ამ შემთხვევაში ჩვენს დროით მწკრივებს წარმოადგენს:

- თითოეული ვალუტის ქართულ ლართან გაცვლითი კურსის ლოგარითმი ($\log(\text{usd}) \equiv LUSD, LEUR, LRUB, LTRY$)
- ეროვნული სამომხმარებლო ფასების ინდექსისა და თითოეული ქვეყნის სამომხმარებლო ფასების ინდექსის ლოგარითმების სხვაობა.

$$(Y_{US} \equiv LCPI_{GEO} - LCPI_{US}, Y_{EU}, Y_{RUS}, Y_{TUR}.)$$

ერთეულოვან ფესვზე ტესტირების შედეგად (რომლის ნულოვან ჰიპოთეზას წარმოადგენს: H_0 : არსებობს ერთეულოვანი ფესვი და მწკრივი DS ტიპისაა) მიღებული შედეგების მიხედვით (დანართი 4) ყველა დროითი მწკრივი, რომელიც ჩართულია მოდელში წარმოადგენს პირველი რიგის ინტეგრირებად მწკრივს I(1).

იმისათვის, რომ თავიდან ავიცილოთ ცრუ რეგრესიის საფრთხე დროითი მწკრივები შევამოწმოთ კოინტეგრაციაზე **ენგელ-გრენჯერის** ტესტით (დანართი 4). პირველ რიგში შევამოწმოთ კოინტეგრაცია შემდეგ 2 მწკრივს შორის: LUSD და Y_US. შედეგების მიხედვით ნულოვანი ჰიპოთეზა ამ ორ მწკრივს შორის კოინტეგრაციის არ არსებობის შესახებ უარყოფილია ($P=0.0137<0.05$, $P=0.0497<0.05$), რაც იმას ნიშნავს რომ დოლარზე გაცვლითი კურსის ლოგარითმის დროითი მწკრივი და ეროვნული და აშშ-ის სფი ლოგარითმების სხვაობის დროითი მწკრივი კოინტეგრირებადი. ეს იმას ნიშნავს რომ ორ $LUSD \sim I(1)$ და $Y_{US} \sim I(1)$ მწკრივისთვის აგებული რეგრესია იქნება $I(0)$ პროცესი. ამის შემდეგ ჩვენ უკვე შეგვიძლია სტანდარტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით (OLS) შევაფასოთ LUSD-სა და Y_{US} მწკრივებისთვის აგებული რეგრესია. მიღებული მოდელი ასე ჩაიწერება:

$$\widehat{LUSD} = 0.420768 + 3.697561\widehat{Y}_{US}$$

OLS ით მიღებული შედეგების მიხედვით შეფასებული კოეფიციენტები სტატისტიკურად მნიშვნელოვანს წარმოადგენს ($P=0.000>0.5$, $P=0.000>0.5$). მაღალი მნიშვნელობა აქვს ასევე დეტერმინაციის და შესწორებული დეტერმინაციის კოეფიციენტებს (0.7178, 0.7153). გარდა ამისა, მოდელში $F > F_{კრიტ}$, რაც მის სტატისტიკურად მნიშვნელოვნებას მიუთითებს.

ნარჩენობით წევრის ავტოკორელაციაზე შესამოწმებლად გამოვიყენოთ **ბრეუშ-გოდფრის** სერიული კორელაციის ტესტი, რომელიც ცნობილია როგორც ლაგრანჟის მამრავლების ტესტი (LM). ამ შემთხვევაში ნულოვანი ჰიპოთეზა არის ავტოკორელაციის არ არსებობა. როგორც წესი, ავტოკორელაცია გადასაჭრელ პრობლემად მიგვაჩნია იმ შემთხვევაში, როცა ნულოვან ჰიპოთეზას უარყოფით 5%-იან დონეზე (ვულდრიჯი, 2016) მიღებული შედეგებიდან გამომდინარე, მოდელის შეცდომის წევრში ავტოკორელაცია არსებობს.

ნარჩენების ჰეტეროსკედასტურობაზე შესამოწმებლად ვიყენებთ **უაიტის** ტესტს. მიღებული შედეგების მიხედვით გვაქვს საფუძველი უარყოფით ნულოვანი ჰიპოთეზა ჰომოსკედასტურობის შესახებ და დავუშვათ, რომ მოდელში არსებობს ჰეტეროსკედასტურობის პრობლემა.

ვინაიდან ავტოკორელაციისა და ჰეტეროსკედასტურობის არსებობა გარკვეულ პრობლემას წარმოშობს ტესტების გამოყენებაში, საჭირო ხდება მათი აღმოფხვრა. ავტოკორელაციისა და ჰეტეროსკედასტურობის პრობლემის ერთობლივად გადასაჭრელად გამოვიყენოთ **რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდი** (Robust Least Squares) . მიღებულმა შედეგებმა ცხადყო რომ ზემოთ აღნიშნული პრობლემის გადაწყვეტის შედეგად გაიზარდა შესწორებული დეტერმინაციის კოეფიციენტის მნიშვნელობა (0,7153 → 0,7988), რაც ადასტურებს მოდელის ხარისხის გაუმჯობესებას. რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასების შედეგად მიღებულ რეგრესიას შემდეგი სახე აქვს:

$$\widehat{LUSD} = 0.418298 + 3.834889\widehat{Y}_{US}.$$

იმის მიუხედავად, რომ მოდელში აღმოიფხვრა ავტოკორელაციისა და ჰეტეროსკედასტურობის პრობლემა, დარჩა რიგი პრობლემები, რომელიც ეხება ნარჩენობითი წევრის განაწილებას. ამ შემთხვევაში სასურველია ნარჩენები განაწილებული იყოს ნორმალულად. **ჟაკ-ბერას (Jarque-Bera)** ტესტით გამოვლინდა რომ ნარჩენები ნორმალურად არ არის განაწილებული (P=0.004196), რაც ნიშნავს იმას რომ PPP თეორიის მიხედვით აგებული მოდელი აშშ-ის დოლარზე გაცვლით კურსსა და სამომხმარებლო ფასების სხვაობას შორის გამოუსადეგარია პროგნოზის გასაკეთებლად.

შემდეგ საფეხურს წარმოადგენს PPP თეორიის ანალიზი ევროკავშირის ქვეყნებისთვის. დროითი მწკრივები შევამოწმოთ კოიტეგრაციაზე **ენგელ-გრეინჟერის** ტესტით. ამ ეტაპზე ვამოწმებთ კოიტეგრაციას LEUR და Y_EU მწკრივებს შორის.

შედეგების მიხედვით (იხ. დანართი 4, ცხრ. 4.24) ნულოვანი ჰიპოთეზა კონტეგრაციის არ არსებობის შესახებ უარყოფილია (P=0.0103<0.05, P=0.0115<0.05), რაც იმას ნიშნავს რომ ევროზე გაცვლითი კურსის ლოგარითმის დროითი მწრივი და ეროვნული და ევროკავშირის სფის ლოგარითმების სხვაობის დროითი მწკრივი კონტეგრირებადია. ამის შემდეგ ჩვენ უკვე შეგვიძლია სტანდარტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით (OLS) შევაფასოთ ამ მწკრივებისთვის აგებული რეგრესიის განტოლება.

OLS შედეგების მიხედვით მიღებული კოეფიციენტები სტატისტიკურად მნიშვნელოვანს წარმოადგენს (P=0.000>0.5, P=0.000>0.5). ასევე მაღალი მნიშვნელობა აქვს დეტერ-

მინაციის და შესწორებული დეტერმინაციის კოეფიციენტებს (0.8368, 0.8354). გარდა ამისა, მოდელში $F > F_{კრიტ}$, რაც მის სტატისტიკურად მნიშვნელოვნებას მიუთითებს.

ბრეუმ-გოდფრის სერიული კორელაციის ტესტით ვამოწმებთ ნარჩემებში ავტოკორელაციის არსებობას. მიღებული შედეგებიდან გამომდინარე შეფასებულ მოდელში ავტოკორელაცია არსებობს. ნარჩენების ჰეტეროსკედასტურობაზე შესამოწმებლად ვიყენებთ **უაიტის** ტესტს. მიღებული შედეგების მიხედვით, გვაქვს საფუძველი უარყოთ ნულოვანი ჰიპოთეზა ჰომოსკედასტურობის შესახებ და დავუშვათ ჰეტეროსკედასტურობის არსებობა.

კვლავ გამოვიყენოთ **რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდი** (Robust Least Squares) ავტოკორელაციისა და ჰეტეროსკედასტურობის პრობლემის ერთობლივად მოსაგვარებლად. მიღებულმა შედეგებმა ცხადყო რომ ზემოთ აღნიშნული პრობლემის გადაწყვეტის შედეგად გაიზარდა შესწორებული დეტერმინაციის კოეფიციენტის მნიშვნელობა (0,8368 → 0,8630), რაც ადასტურებს მოდელის ხარისხის გაუმჯობესებას. პარალელურად ნარჩენობითი წევრის განაწილების შესახებ ჩატარებულმა **ჟაკ-ბერას (Jarque-Bera)** ტესტმა დაადასტურა რომ ნარჩენები ნორმალურად არის განაწილებული ($P=0,952436$). ასე რომ, PPP თეორიის მიხედვით აგებული მოდელი,

$$\widehat{LEUR} = 0.75008 + 2.07801\widehat{Y}_{EU},$$

ევროზე გაცვლით კურსსა და სამომხმარებლო ფასების სხვაობას შორის ვარგისი აღმოჩნდა გაცვლითი კურსის პროგნოზის გასაკეთებლად.

PPP თეორიის მიხედვით რუსული რუბლის გაცვლით კურსსა და სფი-ს სხვაობებს შორის აგებული დამოკიდებულების ანალიზისას, ისეთივე პრობლემები გამოვლინდა რაც გვქონდა აშშ-ის დოლარზე გაცვლითი კურსის შემთხვევაში: მოდელის ავტოკორელაციისა და ჰეტეროსკედასტურობის პრობლემის გადაწყვეტის შემდეგ მიღებულ რეგრესიის განტოლების (იხ. დანართი 4, ცხრ. 4.33)

$$\widehat{LRUB} = 1,7573 + 1,1485\widehat{Y}_{RUS}$$

ნარჩენების განაწილება არ აკმაყოფილებს ნორმალურობის მოთხოვნას (იხ. დანართი 4, ცხრ. 4.34) და გაცვლითი კურსის პროგნოზირებისთვის მოდელის ვარგისიანობა კითხვის ნიშნის ქვეშ დგება. აღსანიშნავია, რომ ზუსტად ასეთივე დასკვნის გაკეთების საშუალებას

იძლევა PPP თეორიის მიხედვით აგებული თურქულ ლირაზე გაცვლითი კურსის რეგრესია $LTRY$ სა და Y_TUR შორის. მიუხედავად იმისა, რომ ამ უკანასკნელ შემთხვევაში OLS-ით შეფასებულ მოდელის საწყის ვარიანტში ჰეტეროსკედასტურობა არ შეინიშნებოდა, ყველა საჭირო პროცედურის გამოყენებით მიღებულ მოდელის საბოლოო ვარიანტში (იხ. დანართი 4, ცხრ. 4.39))

$$\widehat{LTRY} = 0,0555 + 1,3159\widehat{Y_TUR}$$

ნარჩენობითი წევრების განაწილება მნიშვნელოვნად განსხვავებული აღმოჩნდა ნორმალურისგან (იხ. დანართი 4, ცხრ. 4.40)).

დასკვნა

სავალუტო კურსი სხვა ძირითად მაკროეკონომიკურ მაჩვენებლებთან ერთად მნიშვნელოვან პარამეტრს წარმოადგენს ქვეყნის ეკონომიკისთვის, რის გამოც საჭირო ხდება მისი ანალიზი და პროგნოზი. ჩვენ ნაშრომში განვიხილეთ ის ძირითადი ფაქტორები, რომლებიც მოკლევადიან, საშუალოვადიან და გრძელვადიან პერიოდებში გავლენას ახდენენ გაცვლითი კურსის ვოლატილობაზე. გარდა ამისა, გავეცანით სხვადასხვა ავტორის შეხედულებებს და თეორიებს გაცვლით კურსთან დაკავშირებით. განვიხილეთ ძირითადად გაცვლითი კურსის მოდელირების ორი მიმართულება: მისი შეფასება და პროგნოზი ტრადიციული მოდელებით და შემთხვევითი ხეტიალის მოდელით. ბოლო ნაწილში კი საქართველოს მაგალითზე შევეცადეთ ლარის გაცვლითი კურსის მოდელირებას როგორც ტრადიციული (PPP), ისე შემთხვევითი ხეტიალის მოდელით.

მოკლედ დავახასიათოთ მიღებული შედეგები. დავიწყოთ პირველი VAR მოდელით, რომელიც ავაგეთ 3 ვალუტის გაცვლითი კურსის (USD, EUR, RUB) ურთიერთგავლენის შეფასების მიზნით. ვალუტათა დროითი მწკრივების ანალიზმა გვიჩვენა რომ გაცვლითი კურსების ურთიერთქმედებათა შეფასების მიზნით VAR მოდელის აგება გამართლებულია და ანალიზისთვის იმპულსზე გამოხმაურების ფუნქციები სწორ ინტერპრეტაციას იძლევა. შედეგებმა აჩვენა, რომ ძირითადად ვალუტის კურსების მოკლევადიანი შოკების გავლენა ყველაზე მეტად აღინიშნება საკუთარ თავზე. ასევე მნიშვნელოვანია დოლარის კურსის შოკის გავლენა თითოეულ ვალუტაზე და ევროს შოკის გავლენა რუბლის გაცვლით კურსზე. რაც შეეხება გრძელვადიან შოკებს მათი გავლენა ჩაქრობადი პროცესია.

მეორე VAR მოდელის მიზანი იყო ვალუტის გაცვლით კურსზე მოქმედი ფაქტორების გავლენის შეფასება, ანალოგიური პროცედურის შედეგად მივიღეთ ინტერპრეტაცია, რომლის გამოყენებაც გამართლებულია მიღებული შედეგებიდან გამომდინარე. კერძოდ ანალიზის პროცესში გაირკვა, რომ „პირველ“ VAR მოდელში მიღებული შედეგებისგან განსხვავებით თითოეული ფაქტორის შოკი საკმაოდ დიდხანს ახდენს გავლენას სავალუტო კურსზე. მიუხედავად იმისა რომ გავლენა დროთა განმავლობაში ჩარობადია, ეს პროცესი საკმაოდ დიდხანს გრძელდება.

შემთხვევითი ხეტიალის მოდელების ასაგებად ვალუტების ნედლი მონაცემებისთვის გამოვიყენეთ ლო-მაკკინლის VR ტექტი, რათა დაგვედგინა რომელი დროითი მწკრივი წარმოადგენდა შემთხვევითი ხეტიალის პროცესს. აღნიშნული ტექტის შედეგებზე დაყრდნობით ავაგეთ RW მოდელი ოთხი ვალუტისთვის, როგორც დრეიფით ისე მის გარეშე, და შევაფასეთ ისინი უმცირეს კვადრატთა მეთოდის სტანდარტული პროცედურით. მიღებულმა შედეგებმა აჩვენა რომ აგებული 8 მოდელიდან ანალიზისა და პროგნოზისთვის ვარგისია 4 მოდელი: ევროს გაცვლითი კურსის მოდელი დრეიფის გარეშე, რუბლის გაცვლითი კურსის მოდელი როგორც დრეიფით ასევე მის გარეშე, და ლირის გაცვლითი კურსის მოდელი დრეიფის გარეშე. როგორც აღმოჩნდა, ჩვენს მიერ განხილულ ვალუტის ოთხი გაცვლითი კურსიდან სამი ვალუტის კურსის მოდელის შეფასება შესაძლებელია RW მოდელის საშუალებით.

ბოლო ანალიზი ეხება PPP თეორიის ემპირიულ ანალიზს მარკისა და სოლოუს (2001) კვლევის საფუძველზე აგებული მოდელის მიხედვით (4 ვალუტის მაგალითზე). პირველ რიგში დროითი მწკრივების გამოკვლევით დავადასტურეთ PPP თეორიის ამ მწკრივებზე მორგების შესაძლებლობა. შემდეგ აგებული 4 მოდელი შევაფასეთ უმცირეს კვადრატთა მეთოდით და ნარჩენები გამოვიკვლიეთ ავტოკორელაციასა და ჰეტეროსკედასტურობაზე. წარმოქნილი პრობლემები გადავლახეთ რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით და „ახალი“ ნარჩენები შევამოწმეთ ნორმალურ განაწილებაზე. მიღებული შედეგების მიხედვით აგებული 4 მოდელიდან მხოლოდ ერთი აღმოჩნდა ვარგისი პროგნოზირებისა და ანალიზისთვის (ევროს მსყიდველობითი უნარის პარიტეტს მოდელი).

ჩვენს მიერ განხილული დროითი მწკრივებისთვის (რომლებიც შერჩეულია კონკრეტული დროითი პერიოდისთვის) ჩატარებული ეკონომეტრიული ანალიზის საფუძველზე შეიძლება დავასკვნათ, რომ შემთხვევითი ხეტიალის თეორია უფრო სწორ პროგნოზს იძლევა, ვიდრე გაცვლითი კურსის ემპირიული მოდელები. თუმცა უნდა ითქვას ისიც, რომ, მიღებული შედეგების მიუხედავად, ჯერ-ჯერობით მკაცრად არ შეგვიძლია გაცვლითი კურსების პროგნოზირების საკითხის გადაჭრა შემთხვევითი ხეტიალის მოდელის სასარგებლოდ.

გამოყენებული ლიტერატურა

- ანანიაშვილი, ი. (2019). *სალექციო მასალა დროითი მწკრივების ანალიზში*. ელექტრონული ფორმატი.
- ანანიაშვილი, ი. (2019). *სალექციო მასალა მაკრომოდელირება 2-ში*. ელექტრონული ფორმატი.
- ბაიაშვილი, თ. (2015). ოპტიმალური სავალუტო პოლიტიკა საქართველოს ეკონომიკისთვის. *ჟურნალი ეკონომიკა და საბანკო საქმე, ტომი 3, N3, 42-60*.
- ბარბაქაძე, გ., ბაქტრაძე, გ., ზედგინიძე, ზ., & თვალაძე, ს. (2014). გაცვლითი კურსის განმსაზღვრელი ფაქტორები. *ჟურნალი ეკონომიკა და საბანკო საქმე, ტომი 2, N1*.
- ერგეშიძე, ა. (2018). *გაცვლითი კურსის ზეგავლენა მაკროეკონომიკურ გარემოზე*. სადისერტაციო ნაშრომი.
- ვარამაშვილი, ა. (2019). გაცვლითი კურსის დინამიკის მოდელირება (საქართველოს მაგალითზე). *სამაგისტრო ნაშრომი*.
- ვულდრიჯი, ჯ. (2016). *შესავალი ეკონომეტრიკაში*. თბილისის უნივერსიტეტის გამომცემლობა.
- ზაბახიძე, ს. (2019) გაცვლითი კურსის რეჟიმები და მათი მაკროეკონომიკური მნიშვნელობა. *სამაგისტრო ნაშრომი*.
- კაკულია, მ. (n.d.). *უცხოური ვალუტა და სავალუტო ბაზარი*. *ჟურნალი ეკონომიკა N13*.
- კაკულია, ნ. (2013). ვალუტის გაცვლითი კურსის რეჟიმები და მათი გავლენა მაკროეკონომიკურ სტაბილურობაზე. *ჟურნალი ეკონომიკა და ბიზნესი, ISSN 1987-5789, 71-82*.
- მხატვრიშვილი, შ. (2015). ლარის გაცვლითი კურსის და საქართველოს ეროვნული ბანკის მონეტარული პოლიტიკის შეფასებები. *ჟურნალი ეკონომიკა და საბანკო საქმე, ტომი 3, N3*.
- საქართველოს ეროვნული ბანკი. (n.d.). მონეტარული პოლიტიკის საოპერაციო დოკუმენტი. მუხლი II.IVა გვ 13.
- ტალახაძე, გ. (2017). გაცვლითი კურსის დინამიკის მოდელირება. *სამაგისტრო ნაშრომი*.

- Bacchetta, P., & Wincoop, v. (2006). Can information heterogeneity explain the exchange rate determination puzzle. *American Economic Review* 96, 552-76.
- Ball, L. (1999). Policy Rules for Open Economies. in John B. Taylor, ed., *Monetary Policy Rules*, 127-144.
- Barro, R., & Gordon, D. (1983, August). A positive Theory of Monetary Policy in Natural Rate Model. *Journal of Political Economy* 91, 589-610.
- Benigno, G., & Benigno, P. (2006). *Exchange Rate Determination under Interest Rate Rules*. LSE.
- Binici, M. (2007, november 14). *Taylor Rule and Exchange Rate Dynamics*. university of califronia, santa cruz.
- Blanchard, O. (5th edition). *Macroeconomics*.
- Bordo, M. (1995, october). The Gold standard as a Rule. *an Eassay in Exporations in Economic History* 32, 423-464.
- Clarida, R., & Waldam, D. (2007). Is bad news about ination good news for the exchange rate? *NBER Working paper 13010*.
- Clarida, R., Gal, J., & Gertler, M. (2002). Simple Framework for International Monetary Policy Analisys. *Journal of Monetary Economics*, 49, 879-904.
- Dieboldf, F., & Nason, J. (1990). Non-parametric exchange rate prediction. *Journal of International Economics*, 28, 315-332.
- Dornbusch, R. (1976). Expectiations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of politikal Economy* 84, 1161-1176.
- Engel, C., & West, K. (2006). Taylor rules and the deutschmark-dollar real exchange rate. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1175-94.
- Engel, C., & West, K. (2005). Exchange Rates and Fundamentals. *Journal of Political Economy* 113, 485-517.
- Engel, C., Mark, N., & West, K. (2007). *Exchange rate models are not as bad as you think*.
- Evans, M., & Lyons, R. (2002). Order Flow and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy* 110, 170-180.

- Ghosh, A., Ostry, J., & Tsangarides, C. (2011). Exchange Rate Regimes and the Stability of the International Monetary System. *IMF Occasional Paper. No 270*.
- Gradojević, N., Djaković, V., & Goran Andielic. (2010). Random Walk Theory and Exchange Rate Dynamics in Transition Economies. *PANOECONOMICUS 3*, 303-320.
- International Monetary Fund . (2006). De Facto Classification of Exchange Rate Regimes and Monetary Policy Framework.
- Kampa, B., & Widle, W. (2011, October 12). *Sources of exchange rate fluctuations with Taylor rule*.
- Lo, A., & MacKinlay, C. (1988). Stock prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test. *Review of Financial Studies, 1*, 41-66.
- Macdonald, R. (2007). *Exchange Rate Economics. Theories and Evidence*.
- Macdonald, R. (2007). *Exchange Rate Economics, Theories and Evidence*.
- Mankiw, N. (2007). *Principles of economics*.
- Mark, N. (2007). *Changing Monetary Policy Rules, Learning, and Real Exchange Rate Dynamics*. University of Notre Dame.
- Mark, N. (2009, March 11). *Changing Monetary Policy Rules, Learning, and Real Exchange Rate Dynamics*. The University of Notre Dame and NBER.
- Mark, N., & Sul, D. (2001). , Nominal Exchange Rates and Monetary Fundamentals: Evidence from a Small Post-Bretton Woods Sample. *Journal of International Economics 53*, 29-52.
- Mbululu, D., Auret, C., & Chiliba, L. (2013). *Do exchange rates follow random walk? A variance ratio test of the Zambian foreign-exchange market*. Southern African Business Review, Volume 17, Number 2.
- Meese, R., & Rogoff, K. (1983a). Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample? *Journal of International Economics 14*, 3-24.
- Meltzer, A. (1988). *Keynes's Monetary Theory: A Different Interpretation*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Molodtsova, T., & Papell, D. (2007). *Out-of-Sample Exchange Rate Predictability with Taylor Rule Fundamentals*. University of Houston.
- Obstfeld, Maurice, and Kenneth Rogoff, 1984, Exchange Rate Dynamics with Sluggish Price

Adjustment under Alternative Price-Adjustment Rules, *International Economic Review* 25, 159-174.

Obstfeld, Maurice, and Kenneth Rogoff, 2003, Risk and Exchange Rates, *Economic Policy in the International Economy: Essays in Honor of Assaf Razin* (Cambridge).

Poterba, J.M. & Summers, L.H. 1988. 'Mean reversion in stock prices: Evidence and implications', *Journal of Financial Economics*, 22: 27-59

Rogoff, K. (1996), 'The Purchasing Power Parity Puzzle', *Journal of Economic Literature*, XXXIV, 647-68.

Rossi, Barbara, 2005, Testing Long-Horizon Predictive Ability with High Persistence, and the Meese-Rogoff Puzzle, *International Economic Review* 46, 61-92.

Taylor, John, 1993, Discretion versus Policy Rules in Practice, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214.

Taylor, John, 2001, The Role of the Exchange Rate in Monetary-Policy Rules, *American Economic Review*, 91(2), 263-267

Абел, Э., & Бернанке, Б. (5-е издание, Питер-2008.). Макроэкономика. МВА,, 401-405.

(ეკონომიკა და საბანკო საქმე, 2015)

ვიკიპედია. ბრეტონ-ვუდის სისტემა. (2013, ივლისი 31).

<https://ka.wikipedia.org/wiki/%E1%83%91%E1%83%A0%E1%83%94%E1%83%A2%E1%83%9D%E1%83%9C-%E1%83%95%E1%83%A3%E1%83%93%E1%83%A1%E1%83%98%E1%83%A1%E1%83%98%E1%83%A1%E1%83%A2%E1%83%94%E1%83%9B%E1%83%90> -დან.

ინფორმაციის თავისუფლების განვითარების ინსტიტუტი. (2017, თებერვალი 7). ლარის გაუფასურების მიზეზები. Retrieved from idfi.ge: [https://idfi.ge/ge/reasons for lari devaluation](https://idfi.ge/ge/reasons%20for%20lari%20devaluation)

ვიკიპედია. სავალუტო კურსი. (2017, 06 24). Retrieved from Wikipedia.org:

<https://ka.wikipedia.org/wiki/%E1%83%A1%E1%83%90%E1%83%95%E1%83%90%E1%83%9A%E1%83%A3%E1%83%A2%E1%83%9D%E1%83%99%E1%83%A3%E1%83%A0%E1%83%A1%E1%83%98>

საქართველოს ეროვნული ბანკი. (n.d.). *სავალუტო პოლიტიკა და რეზერვების მართვა*.

Retrieved from <https://www.nbg.gov.ge/index.php?m=521>

საქართველოს ეროვნული ბანკი. (n.d.). *სტატისტიკური მონაცემები*. Retrieved from nbg.gov.ge: <https://www.nbg.gov.ge/index.php?m=304>

საქართველოს პარლამენტი. (n.d.). *ეკონომიკური ტერმინოლოგია*. Retrieved from parliament.ge: <http://www.parliament.ge/ge/saparlamento-saqmianoba/aparati-9/pbo/terminologia/ekonomikuri-terminologia>

Economics Discussion. (n.d.). *Mundell-Fleming Model: Meaning and Main Message (With Diagram)*. Retrieved from Economics Discussion: https://www.economicsdiscussion.net/open-economy/aggregate-demand/mundell-fleming-model-meaning-and-main-message-with-diagram/15836?fbclid=IwAR2HBddn0qopY4Ywc8bnl0VOAbOqPoRANKaJBE_AMpaAn8A7lSkQaPxXJW4

Forbes. (2016, ივნისი 6). *რატომ მყარდება ლარი*. Retrieved from Forbes.ge: <https://forbes.ge/news/1418/ratom-myardeba-lari>

Investopedia. (2019, may 15). *Mean Reversion Definition*. Retrieved from investopedia.com: <https://www.investopedia.com/terms/m/meanreversion.asp>

policonomics. (n.d.). Retrieved from policonomics.com: <https://policonomics.com/is-lm-bp/?fbclid=IwAR0UeRlxIDBOF31PmrA73f-5v4o8fx7dX-CFU-3G0DDp9jVEL-6xTOCFILs>

Wikipedia. (2020, may 30). *Impossible trinity*. Retrieved from Wikipedia.org: https://en.wikipedia.org/wiki/Impossible_trinity

Wikipedia. (2020, march 27). *Mundell–Fleming model*. Retrieved from Wikipedia.org: https://en.wikipedia.org/wiki/Mundell%E2%80%93Fleming_model?fbclid=IwAR3JBy4MQSnGi7zqX7ol_aWuoVInRsV5FBFaINvzfzKBCWzLxCaanByOGESl

დანართი 1

ცხრილი 1.1: ერთეულოვანი ფესვის ტესტირება აშშ დოლარის გაცვლითი კურსის ლოგარითმულ დროით მწკრივებში

Null Hypothesis: LUSD has a unit root

		t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.395481	0.9064
Test critical values	1% level	-3.460884	
	5% level	-2.874868	
	10% level	-2.573951	

ცხრილი 1.2: ერთეულოვანი ფესვის ტესტირება USD-ს გაცვლითი კურსის ლოგარითმული დროითი მწკრივის პირველი რიგის სხვაობებისთვის

Null Hypothesis: DLUSD has a unit root

		t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-11.66129	0.0000
Test critical values	1% level	-3.460884	
	5% level	-2.874868	
	10% level	-2.573951	

ცხრილი 1.3: ერთეულოვანი ფესვის ტესტირება ევროს გაცვლითი კურსის ლოგარითმულ დროით მწკრივებში

Null Hypothesis: LEUR has a unit root

		t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.738396	0.4105
Test critical values	1% level	-3.460739	
	5% level	-2.874804	
	10% level	-2.573917	

ცხრილი 1.4: ერთეულოვანი ფესვის ტესტირება EUR-ს გაცვლითი კურსის ლოგარითმული დროითი მწკრივის პირველი რიგის სხვაობებისთვის

Null Hypothesis: DLEUR has a unit root

		t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-14.80138	0.0000
Test critical values	1% level	-3.460884	
	5% level	-2.874868	
	10% level	-2.573951	

ცხრილი 1.5: ერთეულოვანი ფესვის ტესტირება რუბლის გაცვლითი კურსის ლოგარითმულ დროით მწკრივებში.

Null Hypothesis: LRUB has a unit root

		t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.261530	0.6475

Test critical values	1% level	-3.460739
	5% level	-2.874804
	10% level	-2.573917

ცხრილი 1.6: ერთეულოვანი ფესვის ტესტირება RUB-ს გაცვლითი კურსის ლოგარითმული დროითი მწკრივის პირველი რიგის სხვაობებისთვის

Null Hypothesis: DLRUB has a unit root

		t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-14.75225	0.0000
Test critical values	1% level	-3.460884	
	5% level	-2.874868	
	10% level	-2.573951	

ცხრილი 1.7: ოპტიმალური ლაგის განსაზღვრის LR ტესტი

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	870.3813	NA	3.90e-08	-8.545628	-8.496665*	-8.525820
1	891.7874	41.96857	3.45e-08	-8.667856	-8.472001	-8.588621
2	917.7629	50.15967	2.92e-08*	-8.835103*	-8.492357	-8.696441*
3	921.9147	7.894520	3.06e-08	-8.787337	-8.297701	-8.589250
4	926.3461	8.295308	3.21e-08	-8.742326	-8.105799	-8.484813
5	929.4564	5.730216	3.40e-08	-8.684299	-7.900881	-8.367360
6	931.5730	3.837063	3.64e-08	-8.616483	-7.686174	-8.240117
7	941.1578	17.09207	3.62e-08	-8.622244	-7.545044	-8.186452
8	947.4858	11.09745	3.72e-08	-8.595920	-7.371829	-8.100701
9	951.0370	6.122660	3.94e-08	-8.542236	-7.171255	-7.987592
10	963.3742	20.90634*	3.82e-08	-8.575115	-7.057242	-7.961044
11	965.8469	4.117221	4.08e-08	-8.510807	-6.846044	-7.837310
12	970.3826	7.417912	4.27e-08	-8.466823	-6.655169	-7.733900

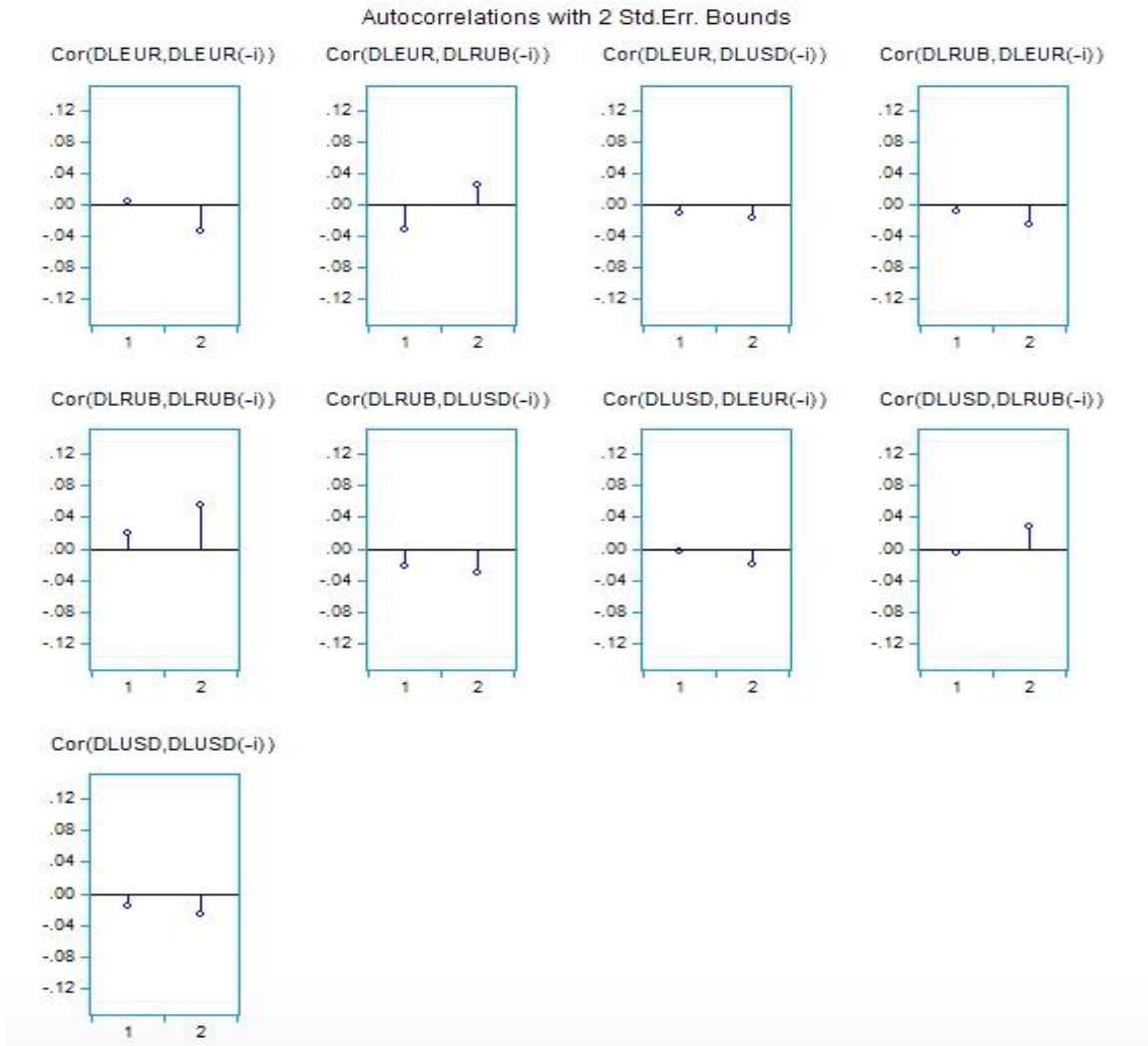
დიაგრამა 1.1: კოვარიაციულად სტაციონარულობის ტესტი

Roots of Characteristic Polynomial

Endogenous variables: DLEUR DLRUB DLUSD

Root	Modulus
	0.506850
	0.506850
	0.383734
	0.383734
	0.378930
	0.378930

დიაგრამა 1.2 ავტოკორელაციური ფუნქციები



ცხრილი 1.8 LM ტესტი

VAR Residual Serial Correlation LM test

Null Hypothesis: no serial correlation

Lags	LM-Stat	prob
1	8.029219	0.5312
2	11.91617	0.2181

ცხრილი 1.9. გრენჯერის მიზეზობრიობის ტესტი.

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Dependent variable: DLEUR

Excluded	Chi-sq	df	prob
DLRUB	0.694834	2	0.7065
DLUSD	12.49346	2	0.0019
All	12.65796	4	0.0131

Dependent variable: DLRUB			
Excluded	Chi-sq	df	prob
DLEUR	9.997583	2	0.0067
DLUSD	27.16702	2	0.0000
All	63.11508	4	0.0000

Dependent variable: DLUSD			
Excluded	Chi-sq	df	prob
DLEUR	17.48286	2	0.0002
DLRUB	2.264590	2	0.3223
All	18.28843	4	0.0011

ცხრილი 1.10. VAR(2) მოდელი
Vector Autoregression Estimates

	DLEUR	DLRUB	DLUSD
DLEUR(-1)	-0.176025	2.207400	-0.222207
DLEUR(-2)	-0.070539	0.495636	-0.120566
DLRUB(-1)	-0.005059	7.37E-05	-0.001987
DLRUB(-2)	0.003606	0.026940	-0.007604
DLUSD(-1)	0.400217	-2.127050	0.339622
DLUSD(-2)	-0.092988	5.163371	0.126345
C	0.002614	0.007941	0.001624
R-squared	0.078008	0.235332	0.122810
Adj. R-squared	0.051154	0.213060	0.097261
Sum sq. resids	0.200947	15.13619	0.106717
S.E. equation	0.031233	0.271066	0.022761
F-statistic	2.904883	10.56630	4.806808
Log likelihood	439.6456	-20.62619	507.0458
Akaike AIC	-4.062400	0.259401	-4.695266
Schwarz SC	-3.951935	0.369866	-4.584801
Mean dependent	0.002384	0.019626	0.001212
S.D dependent	0.032063	0.305565	0.023955

ცხრილი 2.1: Unit root test LREER

Null Hypothesis: LREER has a unit root

		t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.121226	0.2366
Test critical values	1% level	-3.460884	
	5% level	-2.874868	
	10% level	-2.573951	

ცხრილი 2.2: Unit root test DLREER

Null Hypothesis: DLREER has a unit root

		t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-12.31211	0.0000
Test critical values	1% level	-3.460884	
	5% level	-2.874868	
	10% level	-2.573951	

ცხრილი 2.3: Unit root test LCPI

Null Hypothesis: LCPI has a unit root

		t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.218948	0.6664
Test critical values	1% level	-3.460884	
	5% level	-2.874868	
	10% level	-2.573951	

ცხრილი 2.4: Unit root test DLCPI

Null Hypothesis: DLCPI has a unit root

		t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.218948	0.0000
Test critical values	1% level	-3.460884	
	5% level	-2.874868	
	10% level	-2.573951	

ცხრილი 2.5: Unit root test LIMEX

Null Hypothesis: LIMEX has a unit root

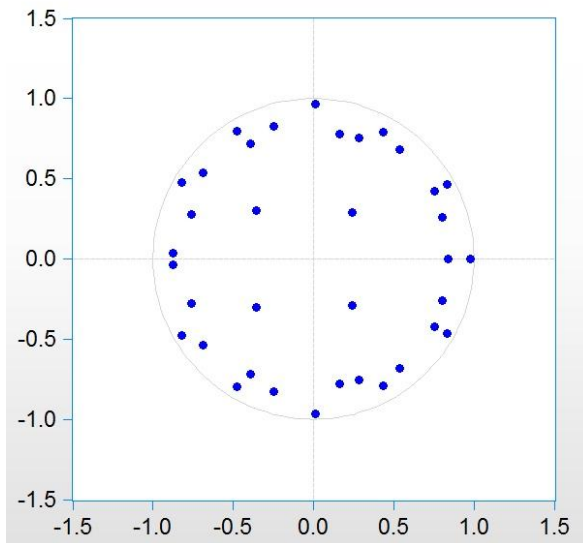
		t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.646103	0.0057
Test critical values	1% level	-3.462574	
	5% level	-2.875608	

ცხრილი 2.6: Optimal lag length

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	958.6803	NA	1.63e-08	-9.415569	-9.366606	-9.395761
1	1203.595	480.1779	1.60e-09	-11.73985	-11.54400	-11.66062
2	1232.854	56.50055	1.31e-09	-11.93945	-11.59671*	-11.80079*
3	1247.273	27.41731	1.24e-09	-11.99284	-11.50320	-11.79475
4	1252.827	10.39575	1.29e-09	-11.95888	-11.32236	-11.70137
5	1261.185	15.39815	1.29e-09	-11.95256	-11.16914	-11.63562
6	1278.797	31.92738	1.19e-09	-12.03741	-11.10710	-11.66104
7	1305.688	47.95435	9.99e-10	-12.21368	-11.13648	-11.77789
8	1312.806	12.48239	1.02e-09	-12.19513	-10.97104	-11.69992
9	1320.044	12.47965	1.04e-09	-12.17778	-10.80679	-11.62313
10	1326.938	11.68198	1.06e-09	-12.15702	-10.63915	-11.54295
11	1335.157	13.68415	1.07e-09	-12.14933	-10.48456	-11.47583
12	1359.034	39.05003*	9.29e-10*	-12.29590*	-10.48424	-11.56297

დიაგრამა 2.1: კოვარიაციულად სტაციონარულობის ტესტი

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



ცხრილი 2.7 LM ტესტი

VAR Residual Serial Correlation LM test

Null Hypothesis: no serial correlation

Lags	LM-Stat	prob
1	16.17564	0.0633
2	14.12931	0.1178
3	13.55353	0.1391
4	10.65580	0.3000
5	2.857286	0.9697

6	7.379698	0.5977
7	11.89132	0.2195
8	8.089099	0.5252
9	14.30784	0.1118
10	15.44046	0.0795
11	7.891946	0.5451
12	13.54694	0.1394

ცხრილი 2.8: გრეინჯერის მიზეზობრიობის ტესტი

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Dependent variable: LIMEX

Excluded	Chi-sq	df	prob
DLREER	13.76247	12	0.3161
DLDCPI	47.45253	12	0.0000
All	63.12028	24	0.0000

Dependent variable: DLREER

Excluded	Chi-sq	df	prob
LIMEX	27.02492	12	0.0077
DLDCPI	15.20838	12	0.2302
All	39.83483	24	0.0223

Dependent variable: DLDCPI

Excluded	Chi-sq	df	prob
LIMEX	31.19857	12	0.0018
DLREER	31.24115	12	0.0018
All	67.46619	24	0.0000

ცხრილი 2.9: var (12) მოდელი

Vector Autoregression Estimates

	DLEUR	DLRUB	DLUSD
--	-------	-------	-------

LIMEX(-1)	0.300289	-0.002565	0.009409
LIMEX(-2)	0.285981	-0.003645	0.000735
LIMEX(-3)	0.183859	0.018270	0.000292
LIMEX(-4)	-0.102972	0.007054	0.001198
LIMEX(-5)	0.129093	0.007860	0.009685
LIMEX(-6)	-0.046347	-0.003650	-0.001788
LIMEX(-7)	0.094425	-0.025714	-0.012111
LIMEX(-8)	-0.017980	0.026164	0.002940
LIMEX(-9)	0.045073	-0.004174	0.005611
LIMEX(-10)	-0.114296	0.010786	0.005776
LIMEX(-11)	-0.121241	-0.011947	-0.002377
LIMEX(-12)	0.291296	-0.011538	-0.006765
DLREER(-1)	0.835034	0.178627	-0.043584
DLREER(-2)	-0.660696	-0.143192	-0.093847
DLREER(-3)	1.162538	-0.120632	-0.053220
DLREER(-4)	0.740215	0.019590	-0.016204
DLREER(-5)	-1.192696	-0.043166	-0.040039
DLREER(-6)	0.531935	-0.149771	-0.095493
DLREER(-7)	-0.332537	-0.012871	0.056461
DLREER(-8)	0.074406	-0.200582	0.019398
DLREER(-9)	0.399460	-0.029685	-0.046653
DLREER(-10)	-0.804908	0.025390	-0.103681

DLREER(-11)	-0.178696	-0.047234	-0.019164
DLREER(-12)	0.791989	0.000912	0.054675
DLCPI(-1)	-0.096980	0.175115	0.243926
DLCPI(-2)	0.621755	-0.016933	-0.045180
DLCPI(-3)	0.897921	0.027474	0.061081
DLCPI(-4)	-3.730118	0.125854	-0.092368
DLCPI(-5)	1.374343	-0.229796	-0.002726
DLCPI(-6)	1.187684	0.388282	0.006558
DLCPI(-7)	5.246888	-0.140043	-0.156733
DLCPI(-8)	-1.361694	0.364781	0.041732
DLCPI(-9)	0.708856	0.075611	-0.068583
DLCPI(-10)	0.311476	0.023061	0.140335
DLCPI(-11)	3.133153	-0.009733	-0.004257
DLCPI(-12)	-2.106820	0.149267	0.151605
C	0.429331	-0.017898	-0.006076
R-squared	0.955469	0.255897	0.426194
Adj. R-squared	0.945811	0.094526	0.301754
Sum sq. resids	3.568016	0.055734	0.013483
S.E. equation	0.146609	0.018323	0.022761
F-statistic	98.93687	1.585763	4.806808
Log likelihood	122,1369	544.2935	507.0458
Akaike AIC	-0.838787	-4.997966	-4.695266
Schwarz SC	-0.234902	-4.394081	-4.584801
Mean dependent	5.695571	0.000569	0.001212
S.D dependent	0.629804	0.019256	0.023955

დანართი 3

ცხრილი 3.1 VR ტესტი USD-ს, EUR-ს RUB-ს TRY-ს ლარზე გაცვლითი კურსების დროითი მწკრივისთვის

Null Hypothesis: USD/EUR/RUB/TRY is a martingale

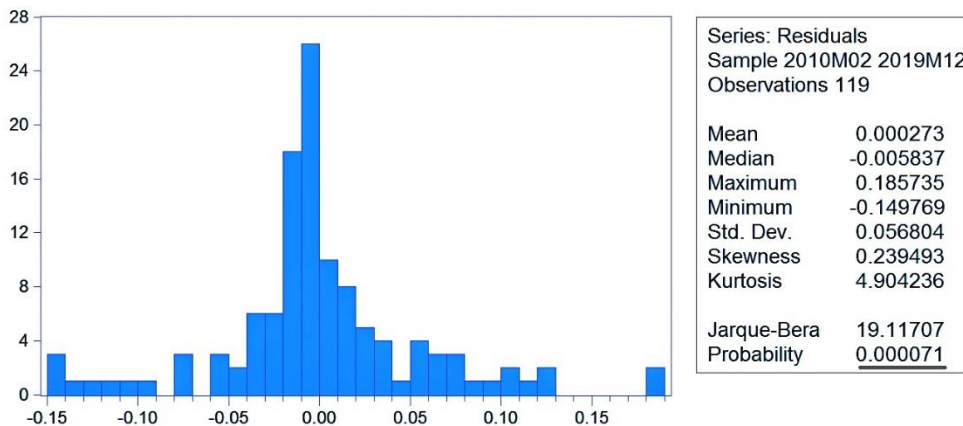
	probability
USD	0.0541
EUR	0.8106
RUB	0.1793
TRY	0.9442

ცხრილი 3.2: OLS-ით შეფასებული მოდელი დრეიფის გარეშე დოლარის გაცვლითი კურსისთვის

Dependent Variable: USD
 Method: Least Squares
 Date: 06/05/20 Time: 13:28
 Sample (adjusted): 2010M02 2019M12
 Included observations: 119 after adjustments
 Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	1.004361	0.002422	414.7410	0.0000
R-squared	0.982911	Mean dependent var		2.116651
Adjusted R-squared	0.982911	S.D. dependent var		0.434539
S.E. of regression	0.056805	Akaike info criterion		-2.890013
Sum squared resid	0.380765	Schwarz criterion		-2.866659
Log likelihood	172.9558	Hannan-Quinn criter.		-2.880529
Durbin-Watson stat	1.312578			
Inverted AR Roots	1.00			
Estimated AR process is nonstationary				

დიაგრამა 3.1 აშშ დოლარის გაცვლითი კურსის ჰისტოგრამა დრეიფის გარეშე აგებულ რეგრესიის ნარჩენებში.



ცხრილი 3.3 OLS-ით შეფასებული მოდელი დრეიფით დოლარის გაცვლითი კურსისთვის

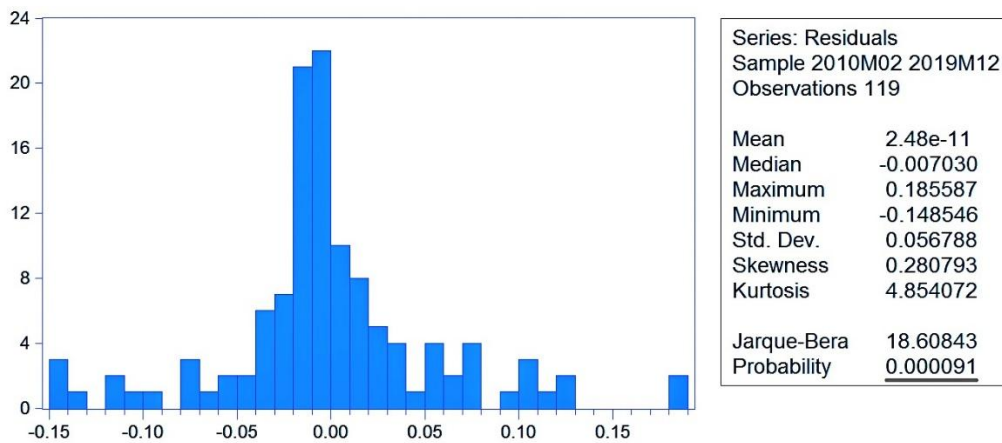
Dependent Variable: USD
 Method: Least Squares
 Date: 06/05/20 Time: 13:29
 Sample (adjusted): 2010M02 2019M12
 Included observations: 119 after adjustments
 Convergence achieved after 5 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.633629	77.37112	-0.072813	0.9421
AR(1)	1.001223	0.012201	82.05803	0.0000

R-squared	0.982921	Mean dependent var	2.116651
Adjusted R-squared	0.982775	S.D. dependent var	0.434539
S.E. of regression	0.057031	Akaike info criterion	-2.873795
Sum squared resid	0.380541	Schwarz criterion	-2.827087
Log likelihood	172.9908	Hannan-Quinn criter.	-2.854828
F-statistic	6733.521	Durbin-Watson stat	1.309314
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	1.00
Estimated AR process is nonstationary	

დიაგრამა 3.2 დოლარის ჰისტოგრამა დრეიფით აგებულ რეგრესიის ნარჩენებში.

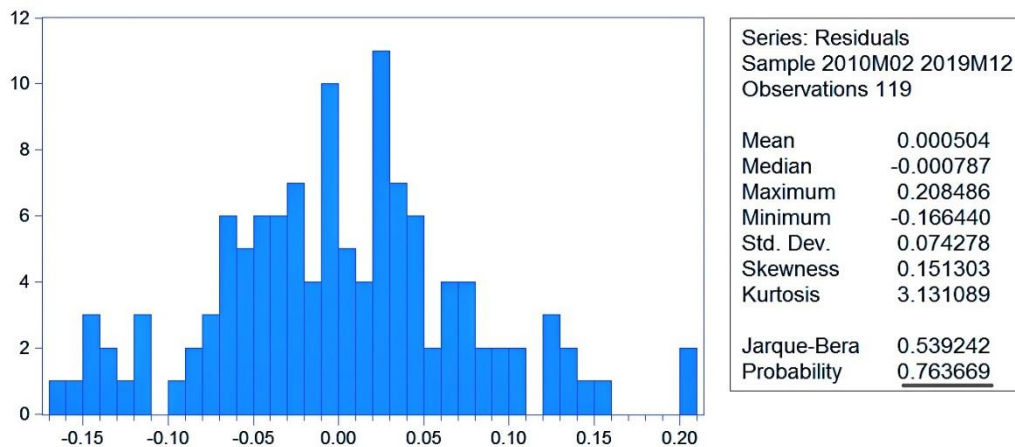


ცხრილი 3.4 OLS-ით შეფასებული მოდელი დრეიფის გარეშე ევროს გაცვლითი კურსისთვის

Dependent Variable: EUR
 Method: Least Squares
 Date: 06/05/20 Time: 13:31
 Sample (adjusted): 2010M02 2019M12
 Included observations: 119 after adjustments
 Convergence achieved after 2 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	1.002363	0.002643	379.3144	0.0000
R-squared	0.954282	Mean dependent var		2.560616
Adjusted R-squared	0.954282	S.D. dependent var		0.347395
S.E. of regression	0.074279	Akaike info criterion		-2.353600
Sum squared resid	0.651056	Schwarz criterion		-2.330246
Log likelihood	141.0392	Hannan-Quinn criter.		-2.344116
Durbin-Watson stat	1.953818			
Inverted AR Roots	1.00			
Estimated AR process is nonstationary				

დიაგრამა 3.3 ევროს გაცვლითი კურსის ჰისტოგრამა დრეივის გარეშე აგებული რეგრესიის მოდელის ნარჩენებში.

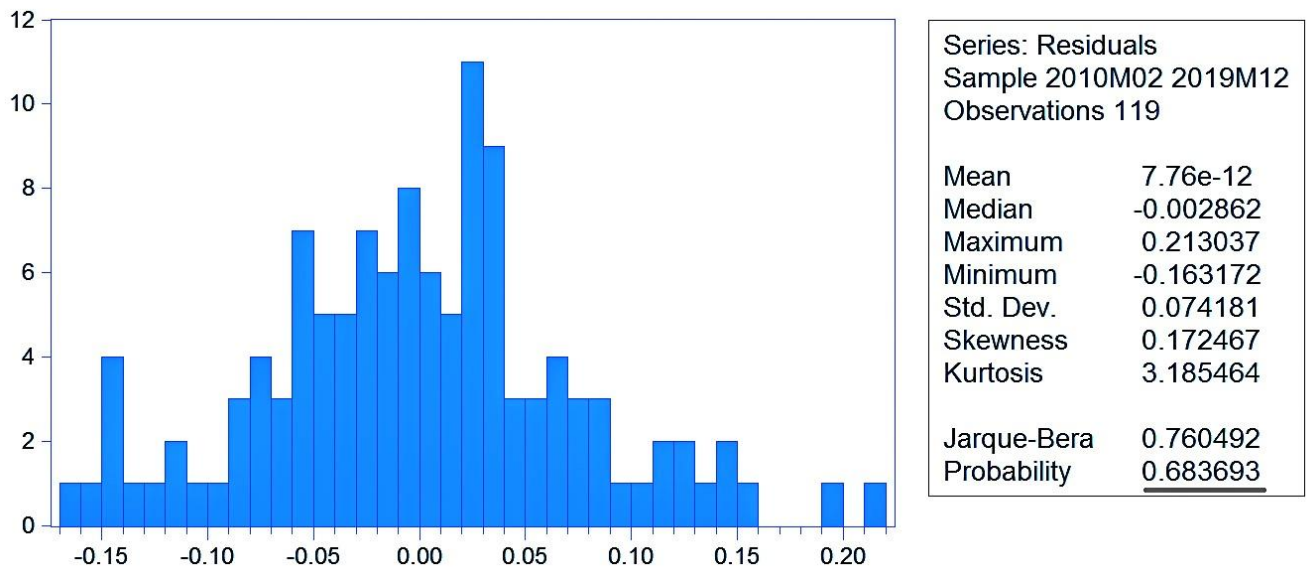


ცხრილი 3.5 OLS-ით შეფასებული მოდელი დრეივით ევროს გაცვლითი კურსისთვის

Dependent Variable: EUR
 Method: Least Squares
 Date: 06/05/20 Time: 13:32
 Sample (adjusted): 2010M02 2019M12
 Included observations: 119 after adjustments
 Convergence achieved after 4 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.304809	1.896054	1.742993	0.0840
AR(1)	0.991289	0.020031	49.48695	0.0000
R-squared	0.954403	Mean dependent var		2.560616
Adjusted R-squared	0.954013	S.D. dependent var		0.347395
S.E. of regression	0.074497	Akaike info criterion		-2.339448
Sum squared resid	0.649329	Schwarz criterion		-2.292740
Log likelihood	141.1972	Hannan-Quinn criter.		-2.320482
F-statistic	2448.958	Durbin-Watson stat		1.937419
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.99			

დიაგრამა 3.4 რუბლის ჰისტოგრამა დრეივით აგებული რეგრესიის მოდელის ნარჩენებში.

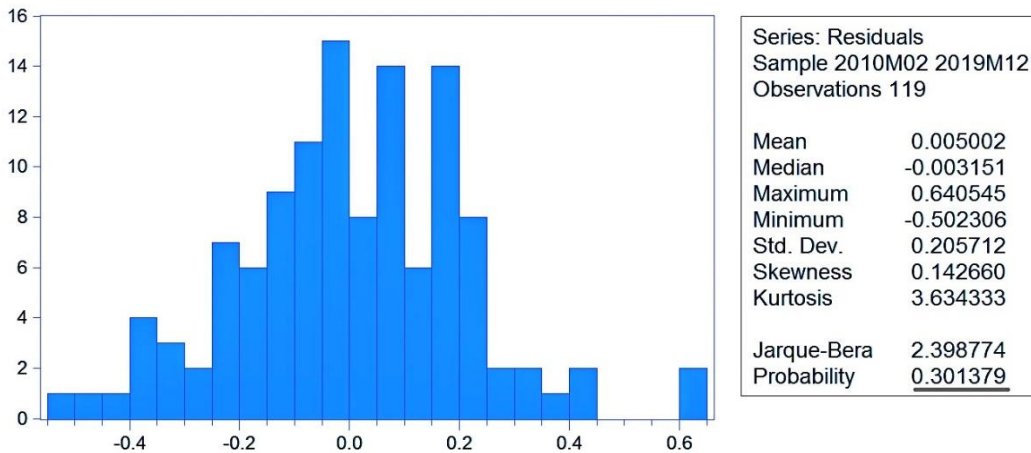


ცხრილი 3.6 OLS-ით შეფასებული მოდელი დრეივის გარეშე რუბლის გაცვლითი კურსისთვის

Dependent Variable: RUB
 Method: Least Squares
 Date: 06/05/20 Time: 13:34
 Sample (adjusted): 2010M02 2019M12
 Included observations: 119 after adjustments
 Convergence achieved after 2 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.996999	0.003959	251.8510	0.0000
R-squared	0.938753	Mean dependent var		4.682502
Adjusted R-squared	0.938753	S.D. dependent var		0.831473
S.E. of regression	0.205774	Akaike info criterion		-0.315713
Sum squared resid	4.996443	Schwarz criterion		-0.292359
Log likelihood	19.78495	Hannan-Quinn criter.		-0.306230
Durbin-Watson stat	1.577219			
Inverted AR Roots	1.00			

დიაგრამა 3.3 რუბლის გაცვლითი კურსის ჰისტოგრამა დრეიფის გარეშე აგებული რეგრესიის მოდელის ნარჩენებში.

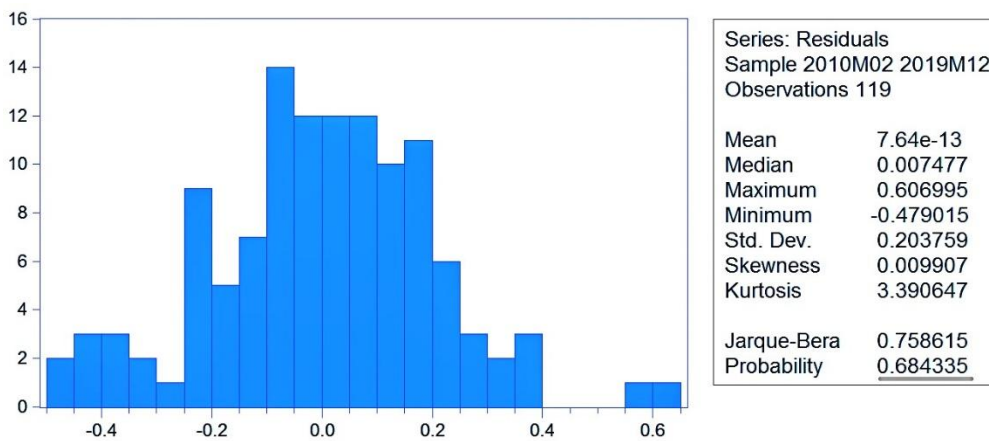


ცხრილი 3.7 OLS-ით შეფასებული მოდელი დრეიფით რუბლის გაცვლითი კურსისთვის

Dependent Variable: RUB
 Method: Least Squares
 Date: 06/05/20 Time: 13:34
 Sample (adjusted): 2010M02 2019M12
 Included observations: 119 after adjustments
 Convergence achieved after 4 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.444810	0.531738	8.359030	0.0000
AR(1)	0.963209	0.022508	42.79326	0.0000
R-squared	0.939947	Mean dependent var		4.682502
Adjusted R-squared	0.939433	S.D. dependent var		0.831473
S.E. of regression	0.204628	Akaike info criterion		-0.318581
Sum squared resid	4.899100	Schwarz criterion		-0.271873
Log likelihood	20.95560	Hannan-Quinn criter.		-0.299615
F-statistic	1831.263	Durbin-Watson stat		1.555399
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.96			

დიაგრამა 3.3 რუბლის გაცვლითი კურსის ჰისტოგრამა დრეიფით აგებული რეგრესიის მოდელის ნარჩენებში.

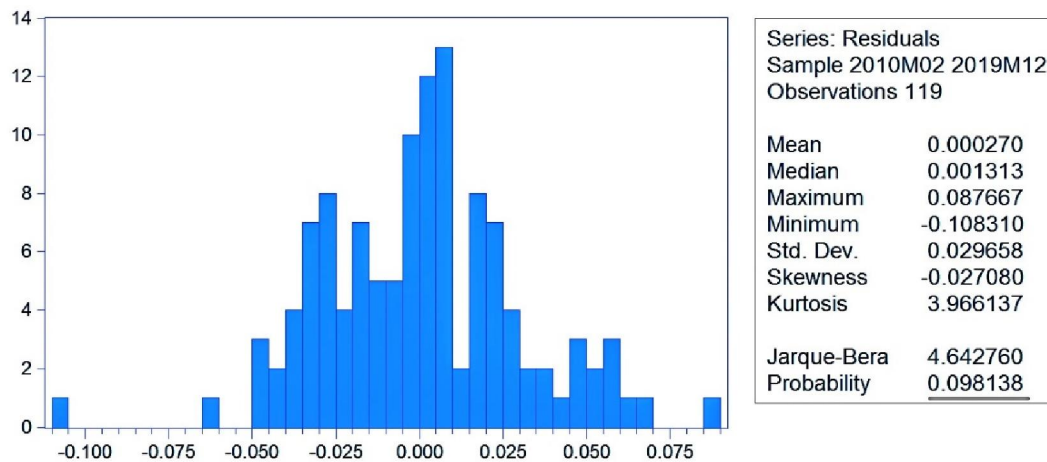


ცხრილი 3.8 OLS-ით შეფასებული მოდელი დრეიფის გარეშე ლირის გაცვლითი კურსისთვის

Dependent Variable: TRY
 Method: Least Squares
 Date: 06/05/20 Time: 13:35
 Sample (adjusted): 2010M02 2019M12
 Included observations: 119 after adjustments
 Convergence achieved after 2 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.992612	0.003241	306.2909	0.0000
R-squared	0.977527	Mean dependent var		0.809660
Adjusted R-squared	0.977527	S.D. dependent var		0.197849
S.E. of regression	0.029659	Akaike info criterion		-4.189718
Sum squared resid	0.103801	Schwarz criterion		-4.166364
Log likelihood	250.2882	Hannan-Quinn criter.		-4.180235
Durbin-Watson stat	2.075118			
Inverted AR Roots	.99			

დიაგრამა 3.7 ლირის გაცვლითი კურსის ჰისტოგრამა დრეიფის გარეშე აგებული რეგრესიის ნარჩენებში

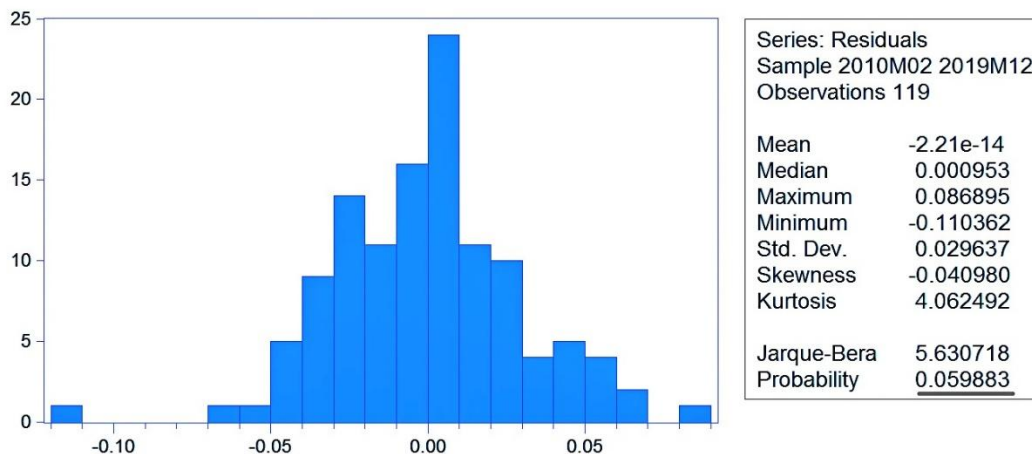


ცხრილი 3.9 OLS-ით შეფასებული მოდელი დრეიფით ლირის გაცვლითი კურსისთვის

Dependent Variable: TRY
 Method: Least Squares
 Date: 06/05/20 Time: 13:35
 Sample (adjusted): 2010M02 2019M12
 Included observations: 119 after adjustments
 Convergence achieved after 4 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.373837	0.513078	0.728616	0.4677
AR(1)	0.986968	0.013824	71.39465	0.0000
R-squared	0.977561	Mean dependent var		0.809660
Adjusted R-squared	0.977369	S.D. dependent var		0.197849
S.E. of regression	0.029763	Akaike info criterion		-4.174418
Sum squared resid	0.103645	Schwarz criterion		-4.127710
Log likelihood	250.3779	Hannan-Quinn criter.		-4.155452
F-statistic	5097.196	Durbin-Watson stat		2.066530
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.99			

დიაგრამა 3.8 ლირას ჰისტოგრამა დრეფით აგებული რეგრესიის ნარჩენებში



დანართი 4

ცხრილი 4.1 დიკი ფულერის ტესტი აშშ დოლარის ლოგარითმულ დროით მწკრივში

Null Hypothesis: LUSD has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.557499	0.8745
Test critical values:		
1% level	-3.486551	
5% level	-2.886074	
10% level	-2.579931	

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

ცხრილი 4.2 დიკი ფულერის ტესტი აშშ დოლარის ლოგარითმული დროითი მწკრივების პირველი რიგის სხვაობებში

Null Hypothesis: D(LUSD) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.484088	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.486551	
5% level	-2.886074	
10% level	-2.579931	

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

ცხრილი 4.3 დიკი ფულერის ტესტი ევროს ლოგარითმულ დროით მწკრივში

Null Hypothesis: LEUR has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.554942	0.8751
Test critical values: 1% level	-3.486064	
5% level	-2.885863	
10% level	-2.579818	

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

ცხრილი 4.4 დიკი ფულერის ტესტი ევროს ლოგარითმული დროითი მწკრივების პირველი რიგის სხვაობებში

Null Hypothesis: D(LEUR) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.85611	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.486551	
5% level	-2.886074	
10% level	-2.579931	

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

ცხრილი 4.5 დიკი ფულერის ტესტი რუბლის ლოგარითმულ დროით მწკრივში

Null Hypothesis: LRUB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.077848	0.2540
Test critical values:		
1% level	-3.486551	
5% level	-2.886074	
10% level	-2.579931	

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

ცხრილი 4.6 დიკი ფულერის ტესტი რუბლის ლოგარითმული დროითი მწკრივების პირველი რიგის სხვაობებში

Null Hypothesis: D(LRUB) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.662179	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.486551	
5% level	-2.886074	
10% level	-2.579931	

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

ცხრილი 4.7 დიკი ფულერის ტესტი ლირას ლოგარითმულ დროით მწკრივში

Null Hypothesis: LTRY has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.587556	0.8681
Test critical values:		
1% level	-3.486064	
5% level	-2.885863	
10% level	-2.579818	

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

ცხრილი 4.8 დიკი ფულერის ტესტი ლირას ლოგარითმული დროითი მწკრივების პირველი რიგის სხვაობებში

Null Hypothesis: D(LTRY) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.88125	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.486551	
5% level	-2.886074	
10% level	-2.579931	

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

ცხრილი 4.9 დიკი-ფულერის ტესტი ეროვნული სამომხმარებლო ფასების ინდექსისა და აშშ-ს სამომხმარებლო ფასების ინდექსის ლოგარითმების სხვაობის დროით მწკრივში.

Null Hypothesis: Y_US has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.329507	0.6141
Test critical values:		
1% level	-3.486551	
5% level	-2.886074	
10% level	-2.579931	

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

ცხრილი 4.10 დიკი-ფულერის ტესტი ეროვნული სამომხმარებლო ფასების ინდექსისა და აშშ-ს სამომხმარებლო ფასების ინდექსის ლოგარითმების სხვაობის პირველი რიგის სხვაობების დროით მწკრივში.

Null Hypothesis: D(Y_US) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.874055	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.488585	
5% level	-2.886959	
10% level	-2.580402	

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

ცხრილი 4.11 დიკი-ფულერის ტესტი ეროვნული სამომხმარებლო ფასების ინდექსისა და ევროკავშირის სამომხმარებლო ფასების ინდექსის ლოგარითმების სხვაობის დროით მწკრივში.

Null Hypothesis: Y_EU has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.679532	0.8468
Test critical values:		
1% level	-3.486551	
5% level	-2.886074	
10% level	-2.579931	

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

ცხრილი 4.12 დიკი-ფულერის ტესტი ეროვნული სამომხმარებლო ფასების ინდექსისა და ევროკავშირის სამომხმარებლო ფასების ინდექსის ლოგარითმების სხვაობის პირველი რიგის სხვაობების დროით მწკრივში.

Null Hypothesis: D(Y_EU) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.017882	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.486551	
5% level	-2.886074	
10% level	-2.579931	

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

ცხრილი 4.13 დიკი-ფულერის ტესტი ეროვნული სამომხმარებლო ფასების ინდექსისა და რუსეთის სამომხმარებლო ფასების ინდექსის ლოგარითმების სხვაობის დროით მწკრივში.

Null Hypothesis: Y_RUS has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.399716	0.5803
Test critical values: 1% level	-3.486551	
5% level	-2.886074	
10% level	-2.579931	

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

ცხრილი 4.14 დიკი-ფულერის ტესტი ეროვნული სამომხმარებლო ფასების ინდექსისა და რუსეთის სამომხმარებლო ფასების ინდექსის ლოგარითმების სხვაობის პირველი რიგის სხვაობების დროით მწკრივში.

Null Hypothesis: D(Y_RUS) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.571715	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.486551	
5% level	-2.886074	
10% level	-2.579931	

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

ცხრილი 4.15 დიკი-ფულერის ტესტი ეროვნული სამომხმარებლო ფასების ინდექსისა და თურქეთის სამომხმარებლო ფასების ინდექსის ლოგარითმების სხვაობის დროით მწკრივში.

Null Hypothesis: Y_TRY has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.821065	0.9940
Test critical values: 1% level	-3.488063	
5% level	-2.886732	
10% level	-2.580281	

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

ცხრილი 4.16 დიკი-ფულერის ტესტი ეროვნული სამომხმარებლო ფასების ინდექსისა და თურქეთის სამომხმარებლო ფასების ინდექსის ლოგარითმების სხვაობის პირველი რიგის სხვაობების დროით მჭკრივში.

Null Hypothesis: D(Y_TRY) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.804863	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.488063	
5% level	-2.886732	
10% level	-2.580281	

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

ცხრილი 4.17 კონტეგრაციის ენგელ-გრენჟერის ტესტი (აშშ)

Date: 06/09/20 Time: 00:58
 Series: Y_US LUSD
 Sample: 2010M01 2019M12
 Included observations: 120
 Null hypothesis: Series are not cointegrated
 Cointegrating equation deterministics: C
 Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=12)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
Y_US	-3.406604	0.0479	-25.12053	0.0137
LUSD	-3.089166	0.0983	-19.60645	0.0497

*Mackinnon (1996) p-values.

ცხრილი 4.18 OLS (LUSD, Y_US)

Dependent Variable: LUSD
 Method: Least Squares
 Date: 06/09/20 Time: 01:01
 Sample: 2010M01 2019M12
 Included observations: 120

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.420768	0.020291	20.73663	0.0000
Y_US	3.697561	0.213478	17.32057	0.0000
R-squared	0.717705	Mean dependent var		0.727793
Adjusted R-squared	0.715312	S.D. dependent var		0.202739
S.E. of regression	0.108174	Akaike info criterion		-1.593633
Sum squared resid	1.380780	Schwarz criterion		-1.547175
Log likelihood	97.61798	Hannan-Quinn criter.		-1.574766
F-statistic	300.0021	Durbin-Watson stat		0.137784
Prob(F-statistic)	0.000000			

ცხრილი 4.19 ბრეუშ-გოდფრის სერიული კორელაციის ტესტი

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	406.3859	Prob. F(2,116)	0.0000
Obs*R-squared	105.0125	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

ცხრილი 4.20 ჰეტეროსკედასტურობის უაიტის ტესტი

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	3.360747	Prob. F(2,117)	0.0381
Obs*R-squared	6.519314	Prob. Chi-Square(2)	0.0384
Scaled explained SS	7.721898	Prob. Chi-Square(2)	0.0210

ცხრილი 4.21 რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდი

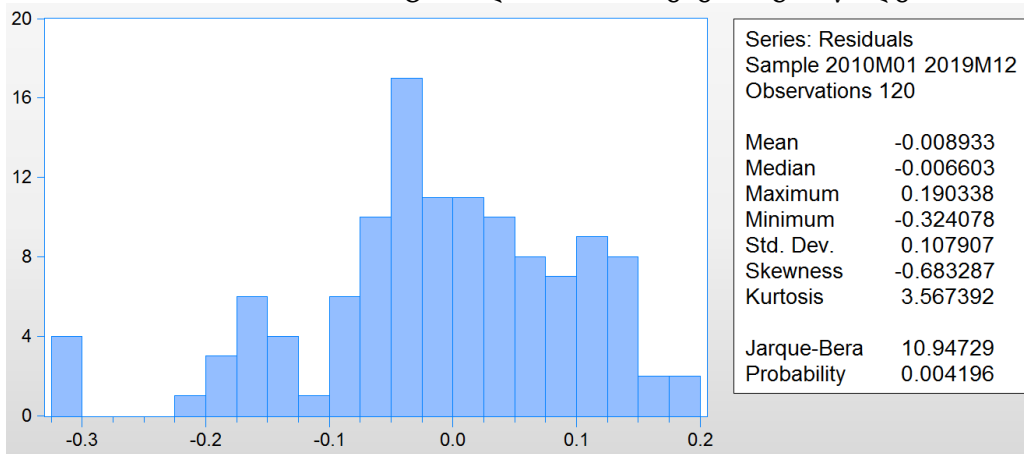
Dependent Variable: LUSD
 Method: Robust Least Squares
 Date: 06/09/20 Time: 02:38
 Sample: 2010M01 2019M12
 Included observations: 120
 Method: M-estimation
 M settings: weight=Bisquare, tuning=4.685, scale=MAD (median centered)
 Huber Type I Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.418298	0.020018	20.89596	0.0000
Y_US	3.834889	0.210607	18.20877	0.0000

Robust Statistics			
R-squared	0.677044	Adjusted R-squared	0.674307
Rw-squared	0.798766	Adjust Rw-squared	0.798766
Akaike info criterion	130.8228	Schwarz criterion	136.8308
Deviance	1.119012	Scale	0.093773
Rn-squared statistic	331.5592	Prob(Rn-squared stat.)	0.000000

Non-robust Statistics			
Mean dependent var	0.727793	S.D. dependent var	0.202739
S.E. of regression	0.108737	Sum squared resid	1.395198

ცხრილი 4.22 ნარჩენების განაწილება



ცხრილი 4.23 კოინტეგრაციის ენგელ-გრეინჟერის ტესტი (ევროკავშირი)

Date: 06/09/20 Time: 06:02
 Series: LEUR Y_EU
 Sample: 2010M01 2019M12
 Included observations: 120
 Null hypothesis: Series are not cointegrated
 Cointegrating equation deterministics: C
 Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=12)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LEUR	-4.115957	0.0069	-26.30967	0.0103
Y_EU	-4.122719	0.0067	-25.88097	0.0115

*MacKinnon (1996) p-values.

ცხრილი 4.24 OLS (LEUR, Y_EU)

Date: 06/09/20 Time: 06:02
 Series: LEUR Y_EU
 Sample: 2010M01 2019M12
 Included observations: 120
 Null hypothesis: Series are not cointegrated
 Cointegrating equation deterministics: C
 Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=12)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LEUR	-4.115957	0.0069	-26.30967	0.0103
Y_EU	-4.122719	0.0067	-25.88097	0.0115

*MacKinnon (1996) p-values.

ცხრილი 4.25 ბრეუშ-გოდფრის სერიული კორელაციის ტესტი

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	90.52902	Prob. F(2,116)	0.0000
Obs*R-squared	73.14047	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

ცხრილი 4.26 ჰეტეროსკედასტრობის უაიტის ტესტი

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	6.285400	Prob. F(2,117)	0.0026
Obs*R-squared	11.64225	Prob. Chi-Square(2)	0.0030
Scaled explained SS	10.19978	Prob. Chi-Square(2)	0.0061

ცხრილი 4.27 რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდი

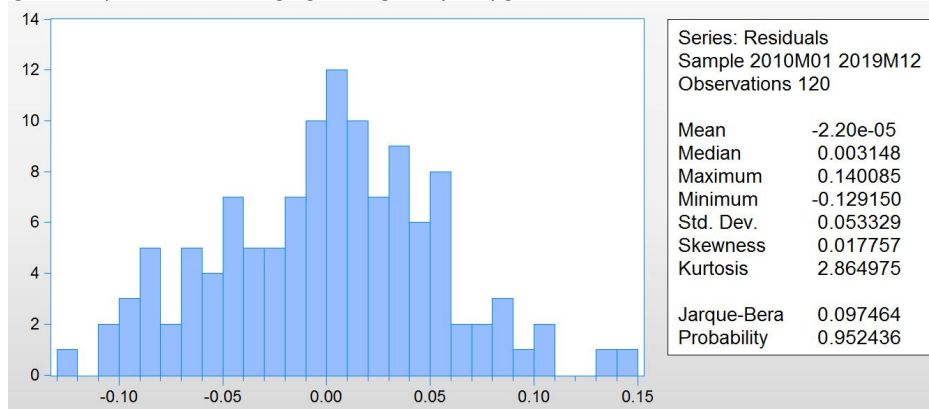
Dependent Variable: LEUR
 Method: Robust Least Squares
 Date: 06/09/20 Time: 06:09
 Sample: 2010M01 2019M12
 Included observations: 120
 Method: M-estimation
 M settings: weight=Bisquare, tuning=4.685, scale=MAD (median centered)
 Huber Type I Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.750075	0.009051	82.87193	0.0000
Y_EU	2.078012	0.086133	24.12563	0.0000

Robust Statistics			
R-squared	0.717347	Adjusted R-squared	0.714952
Rw-squared	0.863000	Adjust Rw-squared	0.863000
Akaike info criterion	112.4200	Schwarz criterion	118.6759
Deviance	0.295541	Scale	0.052047
Rn-squared statistic	582.0458	Prob(Rn-squared stat.)	0.000000

Non-robust Statistics			
Mean dependent var	0.931061	S.D. dependent var	0.131906
S.E. of regression	0.053555	Sum squared resid	0.338434

ცხრილი 4.28 ნარჩენების განაწილება



ცხრილი 4.29 კონტეგრაციის ენგელ-გრენჯერის ტესტი (რუსეთი)

Date: 06/09/20 Time: 05:07
 Series: LRUB Y_RUS
 Sample: 2010M01 2019M12
 Included observations: 120
 Null hypothesis: Series are not cointegrated
 Cointegrating equation deterministics: C
 Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=12)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LRUB	-3.734899	0.0206	-29.63272	0.0045
Y_RUS	-3.187142	0.0795	-21.67933	0.0310

*Mackinnon (1996) p-values.

ცხრილი 4.30 OLS (LRUB, Y_RUS)

Dependent Variable: LRUB
 Method: Least Squares
 Date: 06/09/20 Time: 05:10
 Sample: 2010M01 2019M12
 Included observations: 120

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.754356	0.014706	119.2916	0.0000
Y_RUS	1.228482	0.065946	18.62863	0.0000
R-squared	0.746251	Mean dependent var		1.529548
Adjusted R-squared	0.744100	S.D. dependent var		0.182013
S.E. of regression	0.092074	Akaike info criterion		-1.915922
Sum squared resid	1.000359	Schwarz criterion		-1.869464
Log likelihood	116.9553	Hannan-Quinn criter.		-1.897056
F-statistic	347.0259	Durbin-Watson stat		0.289096
Prob(F-statistic)	0.000000			

ცხრილი 4.31 ბრეუშ-გოდფრის სერიული კორელაციის ტესტი

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	174.8085	Prob. F(2,116)	0.0000
Obs*R-squared	90.10419	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID
 Method: Least Squares
 Date: 06/09/20 Time: 05:11
 Sample: 2010M01 2019M12
 Included observations: 120
 Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002618	0.007415	-0.353032	0.7247
Y_RUS	-0.017251	0.033319	-0.517750	0.6056
RESID(-1)	1.091560	0.089344	12.21747	0.0000
RESID(-2)	-0.271848	0.090126	-3.016313	0.0031
R-squared	0.750868	Mean dependent var		-3.67E-16
Adjusted R-squared	0.744425	S.D. dependent var		0.091686
S.E. of regression	0.046351	Akaike info criterion		-3.272362
Sum squared resid	0.249221	Schwarz criterion		-3.179446
Log likelihood	200.3417	Hannan-Quinn criter.		-3.234629
F-statistic	116.5390	Durbin-Watson stat		2.003818
Prob(F-statistic)	0.000000			

ცხრილი 4.32 ჰეტეროსკედასტურობის უაიტის ტესტი

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	4.764726	Prob. F(2,117)	0.0102
Obs*R-squared	9.037692	Prob. Chi-Square(2)	0.0109
Scaled explained SS	18.63426	Prob. Chi-Square(2)	0.0001

ცხრილი 4.33 რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდი

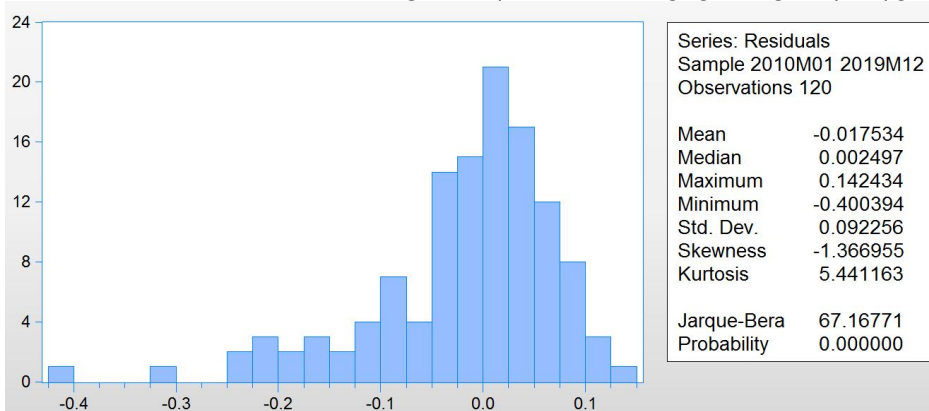
Dependent Variable: LRUB
 Method: Robust Least Squares
 Date: 06/09/20 Time: 05:14
 Sample: 2010M01 2019M12
 Included observations: 120
 Method: M-estimation
 M settings: weight=Bisquare, tuning=4.685, scale=MAD (median centered)
 Huber Type I Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	1.757252	0.012263	143.2933	0.0000
Y_RUS	1.148492	0.054991	20.88526	0.0000

Robust Statistics			
R-squared	0.666362	Adjusted R-squared	0.663535
Rw-squared	0.843251	Adjust Rw-squared	0.843251
Akaike info criterion	159.3956	Schwarz criterion	165.3741
Deviance	0.651700	Scale	0.064676
Rn-squared statistic	436.1941	Prob(Rn-squared stat.)	0.000000

Non-robust Statistics			
Mean dependent var	1.529548	S.D. dependent var	0.182013
S.E. of regression	0.094318	Sum squared resid	1.049724

ცხრილი 4.34 ნარჩენების განაწილება



ცხრილი 4.35 კონტეგრაციის ენგელ-გრენჟერის ტესტი (თურქეთი)

Date: 06/09/20 Time: 05:33
 Series: Y_TUR LTRY
 Sample: 2010M01 2019M12
 Included observations: 120
 Null hypothesis: Series are not cointegrated
 Cointegrating equation deterministics: C
 Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=12)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
Y_TUR	-3.293741	0.0624	-19.81182	0.0476
LTRY	-3.506284	0.0374	-21.75475	0.0306

*MacKinnon (1996) p-values.

ცხრილი 4.36 OLS (LTRY, Y_TUR)

Dependent Variable: LTRY
 Method: Least Squares
 Date: 06/09/20 Time: 05:35
 Sample: 2010M01 2019M12
 Included observations: 120

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.058059	0.011607	5.002047	0.0000
Y_TUR	1.346739	0.040381	33.35078	0.0000
R-squared	0.904086	Mean dependent var		-0.239697
Adjusted R-squared	0.903274	S.D. dependent var		0.261252
S.E. of regression	0.081252	Akaike info criterion		-2.166006
Sum squared resid	0.779015	Schwarz criterion		-2.119548
Log likelihood	131.9604	Hannan-Quinn criter.		-2.147139
F-statistic	1112.274	Durbin-Watson stat		0.354027
Prob(F-statistic)	0.000000			

ცხრილი 4.37 ბრეუშ-გოდფრის სერიული კორელაციის ტესტი

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	116.7325	Prob. F(2,116)	0.0000
Obs*R-squared	80.16769	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

ცხრილი 4.38 ჰეტეროსკედასტურობის უაიტის ტესტი

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.177665	Prob. F(2,117)	0.3116
Obs*R-squared	2.368052	Prob. Chi-Square(2)	0.3060
Scaled explained SS	4.802446	Prob. Chi-Square(2)	0.0906

ცხრილი 4.39 რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდი

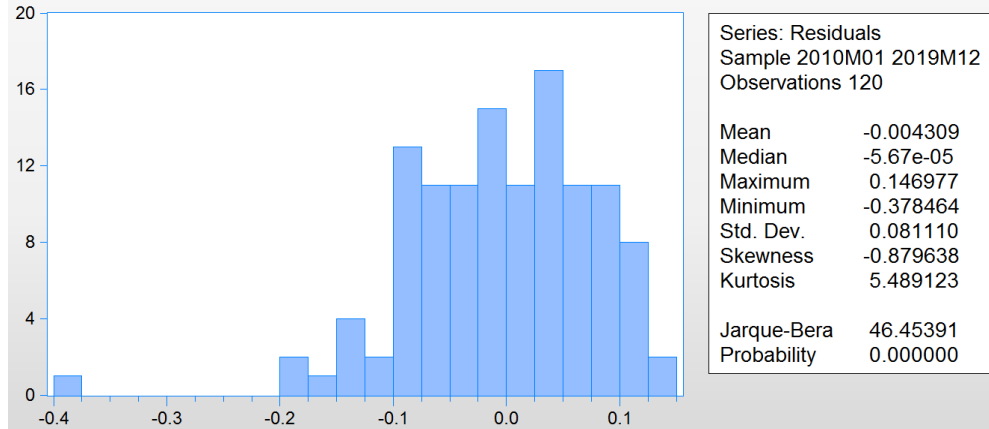
Dependent Variable: LTRY
 Method: Robust Least Squares
 Date: 06/09/20 Time: 05:37
 Sample: 2010M01 2019M12
 Included observations: 120
 Method: M-estimation
 M settings: weight=Bisquare, tuning=4.685, scale=MAD (median centered)
 Huber Type I Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.055543	0.011220	4.950177	0.0000
Y_TUR	1.315871	0.039036	33.70930	0.0000

Robust Statistics			
R-squared	0.753155	Adjusted R-squared	0.751063
Rw-squared	0.922156	Adjust Rw-squared	0.922156
Akaike info criterion	99.97949	Schwarz criterion	106.6416
Deviance	0.632426	Scale	0.080718
Rn-squared statistic	1136.317	Prob(Rn-squared stat.)	0.000000

Non-robust Statistics			
Mean dependent var	-0.239697	S.D. dependent var	0.261252
S.E. of regression	0.081568	Sum squared resid	0.785101

ცხრილი 4.40 ნარჩენების განაწილება



Ivane Javakhishvili Tbilisi State University

Faculty of Economic and Business'

Gagnidze Iana

Econometric Analysis of Currency Exchange Rate

Module: Econometrics and Mathematical Economics

The work is done to obtain the academic degree of Master of Economics

Superior: Iuri Ananiashvili, Doctor of
Economics, Head of TSU Department
of Economics, Professor

co-leader: Lado Fashoghli

doctoral student of TSU

Tbilisi 2020