

ივანე ჯავახიშვილის სახელობის თბილისის სახელმწიფო
უნივერსიტეტი

ანა ვარამაშვილი

**გაცვლითი კურსის დინამიკის მოდელირება,
(საქართველოს მაგალითზე)**

სამაგისტრო პროგრამა: ეკონომიკა

მოდული: ეკონომეტრიკა და მათემატიკური ეკონომიკა

ნაშრომი შესრულებულია ეკონომიკის მაგისტრის აკადემიური
ხარისხის მოსაპოვებლად

ხელმძღვანელი: ასისტენტ პროფესორი

ლია თოთლაძე

თბილისი 2019

ანოტაცია

ძირითად მაკროეკონომიკურ მაჩვენებლებთან ერთად, როგორებიცაა მშპ, ინფლაცია, საპროცენტო განაკვეთი და ა.შ. ქვეყნის ეკონომიკისათვის მნიშვნელოვან პარამეტრს წარმოადგენს გაცვლითი კურსი. შესაბამისად, გაცვლითი კურსის მოდელირება და პროგნოზირება საკმაოდ მნიშვნელოვანია ქვეყანაში არსებული ეკონომიკური სუბიექტებისათვის. ამასთან, აღსანიშნავია, რომ მისი მოკლევადიანი დინამიკის პროგნოზირება სცდება თუნდაც ყველაზე სრულყოფილი ეკონომიკური ანალიზის შესაძლებლობებს. მოცემული სამაგისტრო ნაშრომის მიზანს წარმოადგენს გაცვლითი კურსების თეორიული და ეკონომეტრიკული მოდელების ობიექტურობის შემოწმება საქართველოს მაგალითზე.

ნაშრომში განხილულია ნომინალურ ეფექტურ გაცვლით კურსზე მოქმედი ფაქტორების VAR მოდელი და შვიდი გაცვლითი კურსის VAR მოდელი. ასევე, გაცვლითი კურსების მოდელირების ექვსი განსხვავებული თეორიული მოდელი და საქართველოს ეკონომიკის მონაცემების საფუძველზე ემპირიულად გამოკვლეული და შეფასებულია შემთხვევითი ხეტიალისა და PPP მოდელის შედეგები შვიდი გაცვლითი კურსისათვის. აგებული მოდელების ანალიზის საფუძველზე შესაძლებელი გახდა დაგვედგინა, რამდენად სამართლიანი და მიზანშეწონილია არსებული თეორიული თუ პრაქტიკული მოდელებით საქართველოს ეკონომიკის დახასიათება.

ნაშრომი შედგება შესავალის, სამი თავისა და დასკვნისგან. პირველ თავში განხილულია გაცვლით კურსებზე მოქმედი მაკროეკონომიკური დეტერმინანტები, მეორე თავში განხილულია გაცვლითი კურსების მოდელირების ხუთი განსხვავებული თეორიული მოდელის სახეები, ხოლო მესამე თავში განხილულია გაცვლითი კურსების ვოლატილობაზე მოქმედი ფაქტორების ანალიზი საქართველოს მაგალითზე. ამ თავში, ასევე, მოცემულია გაცვლითი კურსების მოდელების ემპირიული კვლევა საქართველოს ეკონომიკის მაგალითზე. ნაშრომის დასკვნით ნაწილში შეჯამებულია ჩატარებული კვლევის შედეგები.

Annotation

With major macroeconomic indicators such as GDP, inflation, etc. The exchange rate is an important parameter for the country's economy. Consequently, the exchange rate forecast is quite important for the economic subjects in the country. In addition, it is noteworthy that forecasting its short-term dynamics is almost impossible even for the most comprehensive economic analysis capabilities. The aim of this master's thesis is to examine the objectivity of theoretical and econometric models of exchange rates on the example of Georgia.

The paper discusses VAR model of main determinants of NEER and VAR model for seven different exchange rate. Furthermore, six different theoretical models of exchange rate dynamics and according to the economic data empirically researches and evaluates random walk and PPP models' positive and negative results for seven currencies. According to current models analysis it became possible to find out how fair and appropriate it is for theoretical and practical models to be adjusted to review Georgian economy.

The paper consists from introduction, three chapters and a conclusion. The first chapter discuss macroeconomic determinants of exchange rates, in the second section five models of exchange rates dynamics are reviewed. The third chapter provides overview of determinants of exchange rates volatility in Georgia and an empirical study of exchange rate dynamics models on the example of the Georgian economy. The last part of the paper summarizes the results of the research.

Ana Varamashvili

Modeling of Exchange-Rate Dynamics

(the Case of Georgia)

სარჩევი

შესავალი.....	6
თავი I. სავალუტო კურსების მოდელირების თეორიული ასპექტები.....	9
1.1. სავალუტო კურსების განვითარების ისტორია	9
1.2. სავალუტო კურსების მაკროეკონომიკური დეტერმინანტები.....	11
1.3. ბალასა-სამუელსონის ეფექტი.....	17
თავი II. სავალუტო კურსის ვოლატილობის მოდელირების ეკონომეტრიკული მიდგომები.....	21
2.1. შემთხვევითი ხეტიალის მოდელი	21
2.1.1. შემთხვევითი ხეტიალის ჰიპოთეზის თეორიული ჩარჩო.....	21
2.1.2. შემთხვევითი ხეტიალის მარტივი თეორიული მოდელი	22
2.1.3. ლო-მაკ-კინლის ვარიაციის კოეფიციენტების ტესტი.....	23
2.2. მსყიდველობითი უნარის პარიტეტის (PPP) მოდელი.....	24
2.2.1. მსყიდველობითი უნარის პარიტეტის თეორია და PPP თავსატეხი	24
2.2.2. მსყიდველობითი უნარის პარიტეტის მოდელი.....	28
2.3. ფრენკელ-ბილსონის ელასტიკური ფასების მონეტარული მოდელი.....	29
2.4. გაცვლითი კურსების მოდელირება ტეილორის წესის მიხედვით.....	30
2.5. საპროცენტო განაკვეთის მოდელი	32
2.7. MEVA (საშუალოვადიანი შეფასების) FX მოდელი.....	33
2.7.1. ბალასა-სამუელსონის ეფექტის გათვალისწინება MEVA FX მოდელში	34
2.7.2. სავაჭრო პირობების გათვალისწინება MEVA FX მოდელში	34
2.7.3. MEVA - პანელური მოდელი ფიქსირებული ეფექტით.....	35
2.7.4. MEVA მოდელის შეფასების პროცედურა.....	35
თავი III. საქართველოს ეკონომიკაში სავალუტო კურსის გავლენის შეფასების ემპირიული ანალიზი.....	38
3.1. სავალუტო კურსების განვითარება საქართველოში.....	38
3.2. გაცვლითი კურსების ვოლატილობის გამომწვევი ფაქტორები.....	39

3.2.1. ნომინალურ ეფექტურ გაცვლით კურსზე მოქმედი ფაქტორების ალტერნატიული ანალიზი VAR მოდელის საშუალებით.....	45
3.2.2. გაცვლითი კურსების VAR მოდელი.....	51
3.3. საგალუტო კურსების მოდელების რეალიზება საქართველოს მაგალითზე.....	60
3.3.1. გაცვლითი კურსების დროითი მწკრივების ანალიზი	60
3.3.2. გაცვლითი კურსების შემთხვევითი ხეტიალის მოდელის რეალიზება საქართველოს მაგალითზე.....	67
3.3.3. გაცვლითი კურსების PPP მოდელის რეალიზება საქართველოს მაგალითზე	72
დასკვნა.....	91
გამოყენებული ლიტერატურა	95
დანართი	97
დანართი #1 ლარის გაცვლითი კურსი შერჩეული ვალუტების მიმართ	97
დანართი #2 კორელოგრამები.....	100
დანართი #3 RW მოდელის ნარჩენობითი წევრების განაწილება.....	107
დანართი #4 Actual, Fitted, Residuals.....	109
დანართი #5 სამომხმარებლო ფასების ინდექსების დროითი მწკრივები	111
დანართი #6 სამომხმარებლო ფასების ინდექსების ლოგარითმული დროითი მწკრივები	114
დანართი #7 გაცვლითი კურსების ლოგარითმული დროითი მწკრივები.....	116
დანართი #8 დიკი-ფულერის ტესტი სამომხმარებლო ფასების ლოგარითმებში ერთეულოვანი ფესვის არსებობის შესახებ	119

შესავალი

უკანასკნელ პერიოდში ფინანსური ბაზრები მეტად გლობალიზებული ხდება სხვადასხვა ქვეყნებს შორის, რაც იწვევს უშუალოდ თითოეული ქვეყნისათვის შიდა ეკონომიკების კიდევ უფრო ინტეგრირებას. სხვადასხვა ქვეყნების ფინანსური ბაზრები მჭიდროდ არის დაკავშირებული ერთმანეთთან, რაც ცხადად გვაჩვენა 2008 წლის კრიზისმა. აქედან გამომდინარე მეტ დატვირთვას იძენს სავალუტო ბაზრებისა და საერთაშორისო ფინანსური სისტემების წყობის შესწავლა. ამასთან, საქართველოში ბოლო 10 წლის განმავლობაში, გლობალური ფინანსური კრიზისის (2008), რეგიონში არსებული არასტაბილური მდგომარეობის და ნავთობის ფასის შემცირების (2014) შედეგად გაცვლითი კურსის მერყეობა გაიზარდა.

გაცვლითი კურსის მერყეობის ეპიზოდებმა კიდევ ერთხელ დაადასტურეს, რომ გაცვლითი კურსი არის ერთერთი უმნიშვნელოვანესი ინსტრუმენტი, რომელსაც შეუძლია გავლენა იქონიოს ქვეყნის ეკონომიკურ მდგომარეობაზე, ფინანსურ სტაბილურობასა და სოციალურ კეთილდღეობაზე. გაცვლითი კურსის რყევა მნიშვნელოვან რისკს წარმოადგენს ფირმებისათვის (Demirhan & Atis, 2013). ძირითადი კომპონენტი ფირმის აგრეგირებული მოთხოვნისათვის არის საქონლისა და მომსახურების იმპორტი და ექსპორტი, რომელზეც გავლენას ახდენს გაცვლითი კურსის არამდგრადობა (Were, Kamau, & Kisinguh, 2013). გაცვლითი კურსის ცვლილებასთან ერთად, ფასები, რომლებსაც აწესებენ ფირმები მეტად მომხიბლველი ან პირიქით მიუღებელი ხდება მომხმარებლისათვის. ფირმები, რომლებიც ჩართული არიან საერთაშორისო ბიზნეს ტრანზაქციებში, განსაკუთრებით ყურადღებას აქცევენ გაცვლითი კურსის რყევებს, თუმცა ადგილობრივი ფირმებისთვისაც, რომლებიც არ არიან ჩართული საერთაშორისო ბიზნეს ტრანზაქციებში, აღნიშნული პრობლემა არც თუ ისე უმნიშვნელოა (Aggarwal & Harper, 2010).

ამის გათვალისწინებით, დიდ მნიშვნელობას იძენს გაცვლითი კურსის შესახებ არსებული ლიტერატურის მიმოხილვა, არსებული მეთოდოლოგიების განხილვა და ნომინალურ გაცვლით კურსზე მოქმედი ფაქტორების ანალიზი, რათა მოხდეს

პოლიტიკის გამტარებლების ინფორმირება და სწორი ეკონომიკური პოლიტიკის დაგეგმვა.

კვლევის მიზანია გაცვლით კურსებზე მოქმედი ფაქტორების ანალიზი, ძირითადი მოდელების ანალიზი საქართველოს მაგალითზე. ამისათვის, გამოვყავით რამოდენიმე ძირითადი ამოცანა:

- პირველ რიგში, კვლევა აანალიზებს სხვადასხვა ფაქტორებს, ძირითად მაკროეკონომიკურ დეტერმინანტებს, რომლებიც გავლენას ახდენს სავალუტო კურსების ვოლატილობაზე. ამ ამოცანის შესასრულებლად, ჩატარდა გაცვლით კურსებზე მოქმედი მაკროეკონომიკური დეტერმინანტების გავლენასთან დაკავშირებული ლიტერატურის სიღრმისეული მიმოხილვა. აღნიშნული ლიტერატურის საფუძველზე განხილულია სხვადასხვა მეთოდოლოგიები და ამ მეთოდოლოგიის საფუძველზე გაანალიზებულია ძირითადი ფაქტორები, რომლებიც გავლენას ახდენს გაცვლით კურსებზე.
- კვლევის მეორე ამოცანაა ეროვნული ვალუტის ნომინალურ ეფექტურ გაცვლით კურსზე მოქმედი ფაქტორების ანალიზი. ამ ამოცანის შესასრულებლად, VAR მოდელის მეშვეობით მოხდა ნომინალური ეფექტური გაცვლითი კურსისა და მასზე მოქმედი ძირითადი ფაქტორების (ექსპორტისა და იმპორტის სალდო, სამომხმარებლო ფასების ინდექსი) ანალიზი.
- კვლევის მესამე ამოცანაა გაცვლითი კურსების ურთიერთქმედების ანალიზი. ამისათვის არსებული მოძიებული მასალის საფუძველზე VAR მოდელით მოხდა 7 ძირითადი გაცვლითი კურსის ურთიერთქმედების ანალიზი.
- საბოლოო ამოცანაა სავალუტო კურსების მოდელირება. ამისათვის პირველ რიგში, კვლევა მოძიებული მასალის საფუძველზე აანალიზებს მონაცემებს, რის შემდეგაც ავაგეთ მოდელები (RW ანუ შემთხვევითი ხეტიალის და PPP მოდელები), რომლებიც ფართოდ გამოიყენება გაცვლითი კურსების მოდელირებისათვის და ეკონომეტრიკული ანალიზის საფუძველზე შევუსაბამეთ მოდელები საქართველოს მონაცემებს.

კვლევის პროცესში გამოვიყენეთ ძირითადი მაკროეკონომიკური თეორიები, თეორიული და ემპირიული ნაშრომები. ამასთან, მიმოვიხილეთ საერთაშორისო სავალუტო ფონდის (International Monetary Fund), საქართველოს ეროვნული ბანკისა და დანიის ეროვნული ბანკის (Danske Bank) ანგარიშები.

ნომინალურ ეფექტურ გაცვლით კურსზე მოქმედი ფაქტორებისა და გაცვლითი კურსების ურთიერთქმედების ანალიზისათვის გამოვიყენეთ ვექტორული ავტორეგრესიული მოდელები. VAR მოდელის უპირატესობაა გაითვალისწინოს ცვლადების დროითი მწკრივი და ერთდოულად შეაფასოს ცვლადების ურთიერთკავშირი. ამასთან, გაცვლითი კურსების მოდელირებისათვის გამოვიყენეთ შემთხვევითი ხეტიალისა და მსყიდველობითი უნარის პარიტეტის მოდელები. აღსანიშნავია, რომ ფინანსებში საყოველთაოდ მიღებულია თეზისი გაცვლითი კურსების პროგნოზირებადობის შესახებ შემთხვევითი ხეტიალის მოდელის მეშვეობით (Austin & Dutt, 2014). ჰუბერის (2016) მიხედვით „გაცვლითი კურსების პროგნოზირება საერთაშორისო ეკონომიკის ერთ-ერთი მნიშვნელოვანი გამოწვევა იყო 80-იანი წლებიდან, როდესაც მეიზმა და როგოფმა (1983) დაასკვნეს, რომ შემთხვევითი ხეტიალის მოდელის გარდა არც ერთ სტრუქტურულ მოდელს არ შეეძლო მოკლევადიანი პროგნოზის გაუმჯობესება“ (p. 193).

აღნიშნული ანალიზის ჩასატარებლად გამოვიყენეთ შემდეგი პროგრამული უზრუნველყოფა: MS Office Excel, EViews, STATA. საინფორმაციო ბაზად გამოვიყენეთ საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახურის, საქართველოს ეროვნული ბანკის, მსოფლიო ბანკისა და საერთაშორისო სავალუტო ფონდის მონაცემთა ბაზები.

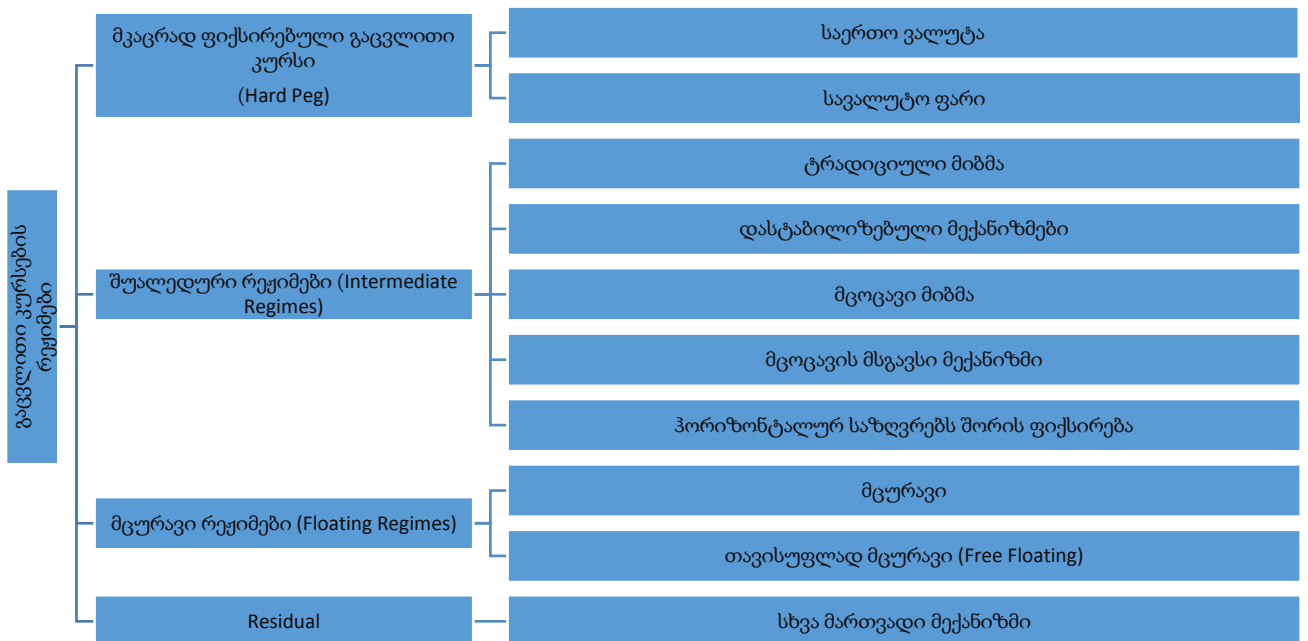
თავი I. სავალუტო კურსების მოდელირების თეორიული ასპექტები

1.1. სავალუტო კურსების განვითარების ისტორია

გაცვლითი კურსი წარმოადგენს სხვადასხვა ქვეყნის ვალუტების ფარდობით ფასს, რაც თავისუფალი მცურავი კურსის რეჟიმის პირობებში ბაზარზე ვალუტაზე მოთხოვნისა და მიწოდების საშუალებით განისაზღვრება. გარდა ამ ფაქტორებისა, მოკლევადიან პერიოდში მნიშვნელოვანია ბაზრის მონაწილეთა მოლოდინები და სხვა მოკლევადიანი ფაქტორები, რომლებიც იწვევს მის მერყეობას.

სავალუტო კურსებმა იმისათვის, რომ ჩამოყალიბებულიყო იმ სახით რა სახითაც დღეს გვაქვს მოცემული, საკმაოდ გრძელი ისტორია განვლო. საერთაშორისო სავალუტო ფონდის (IMF) ვებ გვერდზე წარმოდგენილი კლასიფიკაციების მიხედვით, არსებობს გაცვლითი კურსის რეჟიმების ოთხი ძირითადი ტიპი და ამ ოთხ ძირითად ტიპში გაერთიანებულია 10 კატეგორია, თუმცა მსგავსი დაყოფა ფორმალურ ხასიათს ატარებს და მკაცრად ამ მეთოდით კლასიფიცირება არ არის განსაზღვრული.

ნახ.1 გაცვლითი კურსების რეჟიმების კლასიფიკაცია



წყარო: IMF, <https://www.imf.org/external/np/mfd/er/2004/eng/0604.htm>

მსგავსი დაყოფა კატეგორიებად დამოკიდებულია იმაზე, თუ რამდენად მოქნილია იგი, შესაბამისად კლასიფიკაცია იწყება მკაცრად ფიქსირებული კურსებიდან და შემდგომში გადადის შუალედურ და მცურავ რეჟიმებზე და ბოლოს სხვა მართვად მექანიზმებზე.

გამომდინარე იქიდან, რომ მსოფლიო ეკონომიკური ვითარება დროთა განმავლობაში იცვლებოდა, შესაბამისად გაცვლითი კურსის რეჟიმებმა მნიშვნელოვანი ევოლუცია განიცადა. მაგალითად თუ მეოცე საუკუნეში საუბარი იყო ოქროს სტანდარტის შემოღებაზე, ოცდამეერთე საუკუნის დასაწყისში ქვეყნების დიდი ნაწილი მოქნილ გაცვლით კურსზე მსჯელობდა.

გაცვლითი კურსის რეჟიმებს შორის ერთ-ერთი უძველესი ოქროს სტანდარტია. მთელი მსოფლიოს ფინანსური სისტემა, პირველ მსოფლიო ომამდე, აწყობილი იყო ოქროს სტანდარტზე. ამასთან, არსებობდა რეჟიმები, რომლებიც სხვადასხვა ძვირფას მეტალს იყენებდნენ, ასევე არსებობდა რეჟიმები, რომლებიც იყენებდა ორი სხვადასხვა მეტალის კომბინაციას, რაც ცნობილია, როგორც ბიმეტალიზმი. თუმცა ამ რეჟიმებიდან ფართოდ მხოლოდ ოქროს სტანდარტმა დაიმკვიდრა ადგილი. ოქროს სტანდარტის პირობებში ვალუტები ერთმანეთის მიმართაც ინარჩუნებდნენ ფიქსირებულ კურსს, ვინაიდან ვალუტების ძირითადი ნაწილი პირდაპირ კონვერტირებადი იყო ოქროში წინასწარ მიღებული ფიქსირებული განაკვეთით. ცხადია, ამგვარი რეჟიმის პირობებში იზღუდებოდა ქვეყნის მონეტარული დამოუკიდებლობა და ფულის მიწოდება განისაზღვრებოდა ოქროს მარაგებით ქვეყანაში, ანუ ოქროს მიმოქცევით. როგორც ზემოთ აღვნიშნეთ, პირველი მსოფლიო ომის შემდეგ ოქროს სტანდარტმა რყევა განიცადა და მეორე მსოფლიო ომის შემდეგ საბოლოოდ გაუქმდა. ოქროს სტანდარტი ჩაანაცვლა ბრეტონ ვუდსის სისტემამ, რომელიც გულისხმობს ვალუტის კურსების ფიქსირებას დოლარის მიმართ, სხვანაირად რომ ვთქვათ, დოლარი გახდა ე.წ. სარეზერვო ვალუტა, რომელიც კონვერტირებადი იყო ოქროთი. ბრეტონ ვუდსის სისტემამ დაახლოებით 30 წელიწადს იარსება. ბრეტონ ვუდსის სისტემაზე დამყარებული ოქროს სტანდარტი საბოლოოდ 1971 წელს გაუქმდა. მას შემდეგ რაც გამოვლინდა ფიქსირებული გაცვლითი კურსის პრობლემები, დაიწყო გაცვლითი

კურსის ახალი რეჟიმების გამოჩენა, მათ შორის სრულიად ახალი რეჟიმი, მცურავი გაცვლითი კურსის რეჟიმი გამოჩნდა ასპარეზზე.

1.2. სავალუტო კურსების მაკროეკონომიკური დეტერმინანტები

მეოცე საუკუნის 80-იანი წლებიდან დღემდე, სხვადასხვა კვლევების მეშვეობით შესწავლილი იქნა გაცვლითი კურსების დეტერმინანტები, რომლებიც იწვევს გაცვლითი კურსების მერყეობას (Bhanja, Dar, & Tiwari, 2015; Were, Kamau, & Kisinguh, 2013). კვლევებმა აჩვენა, რომ სავალუტო კურსები, რომლებიც მაკროეკონომიკურ ფუნდამენტებს უკავშირებენ, ხელს უწყობენ გლობალურ დისბალანსს (ჩენ, 2014). დორნბუმის (1976) ხისტი ფასის მონეტარული თეორია გვიჩვენებს, რომ გაცვლითი კურსის ცვალებადობა შეესაბამება რაციონალურ მოლოდინებს. ხისტი ფასების თეორია ასევე ხსნის სავალუტო კურსების არასტაბილურობას და გადახრას მსყიდველობითი პარიტეტიდან (Datta & Mukhopadhyay, 2014). მიუხედავად იმისა, რომ გაცვლითი კურსის რისკებთან დაკავშირებულ საკითხებზე არსებობს სხვადასხვა კვლევები, მკვლევარები კონსენსუსს ვერ აღწევენ გაცვლითი კურსის არასტაბილურობაზე მონეტარული ცვლადების გლობალური ეფექტების შესახებ (Moslares & Ekanayake, 2015).

გაცვლითი კურსების დინამიკის გასაანალიზებლად, მნიშვნელოვანია განვიხილოთ მაკროეკონომიკური ფაქტორები, რომლებიც განსაზღვრავენ გაცვლით კურსებს. სავალუტო გაცვლით კურსებზე, ბუნებრივია, სხვადასხვა მაკროეკონომიკური ფაქტორები მოქმედებს, როგორც პირდაპირ ასევე ირიბად. ძირითადად გაცვლით კურსებზე მოქმედებს შემდეგი ფაქტორები: საერთაშორისო ვაჭრობა, ფულის მიწოდება, ინფლაცია, საპროცენტო განაკვეთი, უცხოური ინვესტიციები, მთლიანი შიდა პროდუქტის ზრდა და მიმდინარე ანგარიშების ბალანსი და ა.შ.

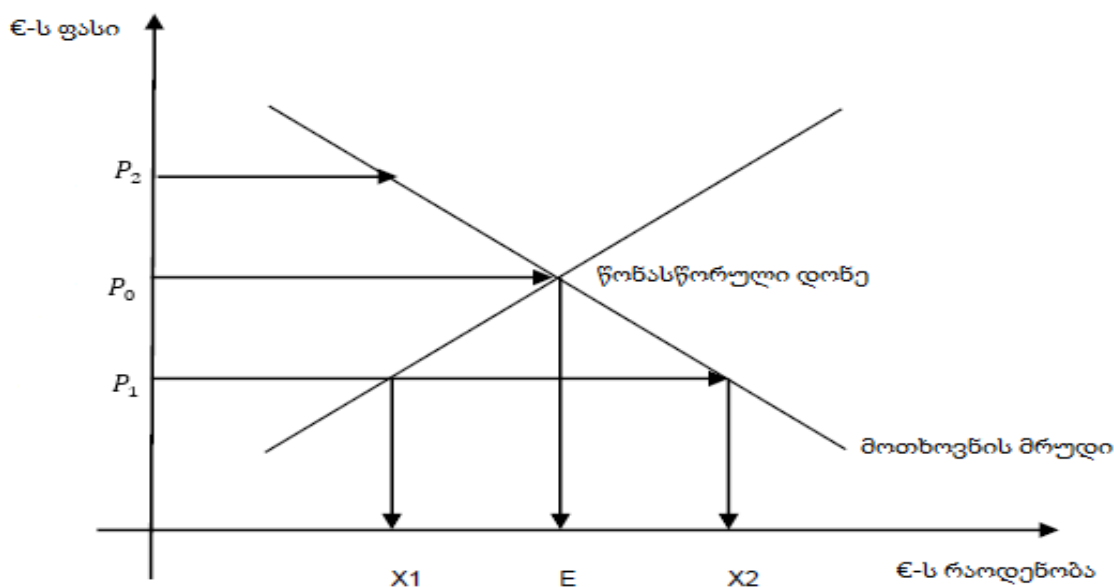
იმის საჩვენებლად, თუ როგორ მოქმედებენ განსხვავებული ფაქტორები გაცვლით კურსებზე, განვიხილოთ თითოეული მათგანი სხვა თანაბარ პირობებში. ბუნებრივია, რეალურ ეკონომიკაში ყველა ფაქტორი ერთდროულად მოქმედებს

გაცვლით კურსებზე, მიუხედავად ამისა, მათი გავლენის ხარისხი უწყვეტად იცვლება (Madura and Fox 2007).

გაცვლითი კურსები შეგვიძლია განვიხილოთ, როგორც პროდუქტების ფასი, რომელიც განისაზღვრება მოთხოვნისა და მიწოდების დონით. მაგალითად, თუ მოცემულ ვალუტაზე მოთხოვნა შედარებით მაღალია სხვა ვალუტასთან დაკავშირებით, ამ ვალუტის ფასი გაიზრდება და პირიქით, შემცირდება, თუ მოთხოვნა დაბალია. როდესაც მოთხოვნა და მიწოდება ერთმანეთის ტოლია, გაცვლითი კურსები არიან წონასწორულ მდგომარეობაშია. აღსანიშნავია, რომ გაცვლითი კურსები არ ინარჩუნებენ ერთსა და იმავე წონასწორობას დროის სხვადასხვა პერიოდში, მათზე აისახება მოთხოვნისა და მიწოდების ცვლილება. რადგან ნაშრომში ვაანალიზებთ ლარისა და სხვადასხვა ვალუტების კავშირს, შემდეგში არსებული მსჯელობის განმავლობაში, დავუშვათ, რომ გაცვლით კურსად გამოვიყენებთ Gel/EUR.

ქვემოთ მოყვანილ გრაფიკ 1.1-ში წარმოდგენილია მოთხოვნა-მიწოდების კავშირი. როდესაც ევროს ფასი ეცემა, P_0 -დან P_1 -მდე, ევროზე მოთხოვნა იზრდება. ფასების დონის ამ პირობებში ევროზე მიწოდებასა (X_1) და მოთხოვნას (X_2) შორის გვაქვს სხვაობა, რომელიც ($X_2 - X_1$)-ის ტოლია. ფასების ამ დონეზე ევროს ფასი მიისწრაფვის წონასწორული მდგომარეობისაკენ (E), სადაც მოთხოვნა და მიწოდება ერთმანეთის ტოლია.

გრაფიკი 1.1 მოთხოვნა-მიწოდება



წყარო: International Financial Management, Abridged 10th Edition Jeff Madura

წონასწორული ფასების დონე და მოთხოვნისა და მიწოდების რაოდენობა განუწყვეტლივ იცვლება. მადურასა და ფოქსის (2007) მიხედვით, ეს ცვლილებები შესაძლებელია აიხსნას შემდეგი ხუთი მაკროეკონომიკური ცვლადის მიხედვით, რომელიც მოყვანილია ქვემოთ მოცემულ განტოლებაში:

$$e = f(\Delta INF, \Delta INT, \Delta INC, \Delta GC, \Delta EXP)$$

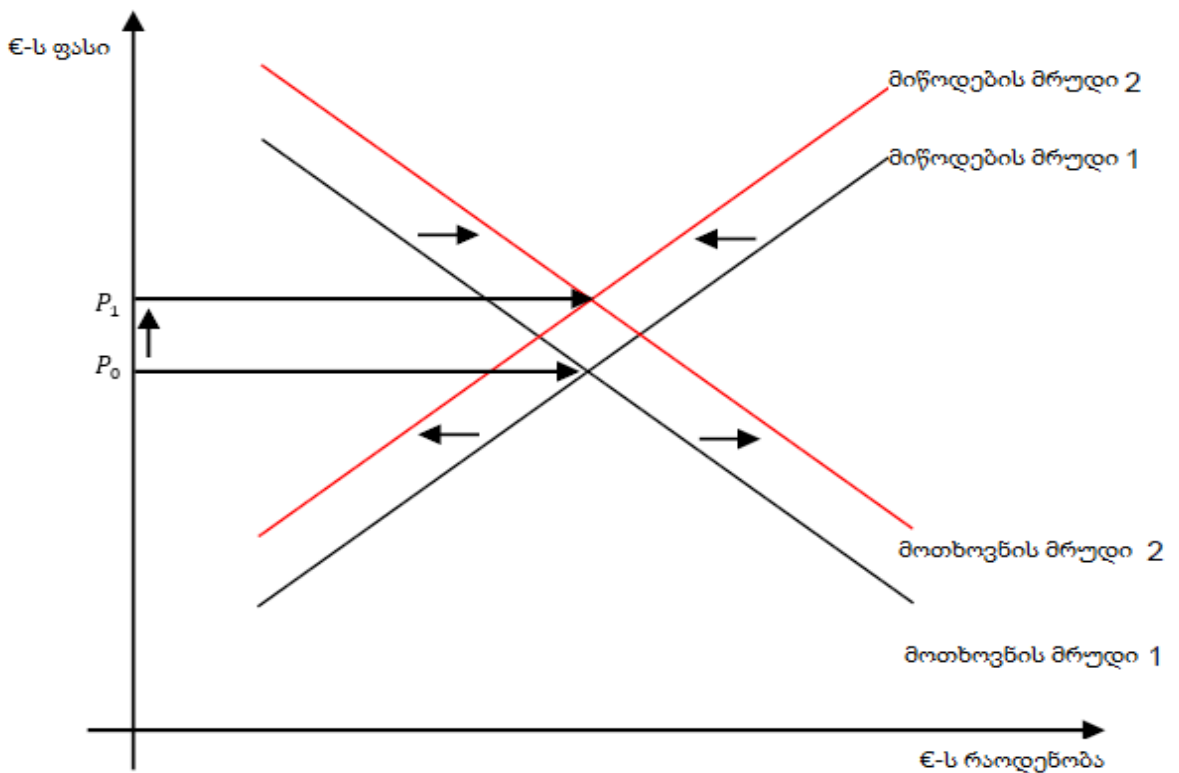
სადაც e წარმოადგენს სპოტ კურსის პროცენტულ ცვლილებას, ΔINF ორი ქვეყნის ვალუტებს შორის ინფლაციური დიფერენციალის ცვლილებას, ΔINT წარმოადგენს საპროცენტო განაკვეთის ცვლილების დიფერენციალს ორ ქვეყანას შორის, ΔINC გვიჩვენებს შემოსავლის დონის ცვლილების დიფერენციალს ორ ქვეყანას შორის, ΔGC სახელმწიფო კონტროლის ცვლილებას, ხოლო ΔEXP წარმოადგენს ცვლილებას მომავალი ვალუტის ღირებულების შესახებ მოლოდინებს შორის.

განვიხილოთ თითოეული მაჩვენებელი ცალ-ცალკე:

1. ინფლაცია - განისაზღვრება, როგორც „უწყვეტი ზრდა ძირითად ფასების დონეში. ინფლაცია შეგვიძლია გავაიგივოთ ფულის ღირებულების ვარდნასთან, რაც ნიშნავს, რომ ფულის მოცემული რაოდენობით შესაძლებელია იმაზე ნაკლები კეთილდღეობის მიღება, ვიდრე შესაძლებელი იყო ადრე.“ (Norges Bank, 2011). ეს

ნიშნავს, რომ ვალუტის ერთეულის მსყიდველობითი უნარი კლებულობს ინფლაციის პარალელურად. მოთხოვნისა და მიწოდების ცვლილება აისახება მრუდებზე, რის შედეგადაც წონასწორული გაცვლითი კურსი იცვლება, ლარი გაუფასურდება ევროსთან მიმართებაში. სწორედ ინფლაციის დონე არის მსყიდველობით უნარიანობის პარიტეტის (PPP) თეორიის საფუძველი. თეორიის, რომელიც გამოიყენება გაცვლითი კურსების განსაზღვრისათვის.

გრაფიკი 1.2 ინფლაციის გავლენა გაცვლით კურსზე

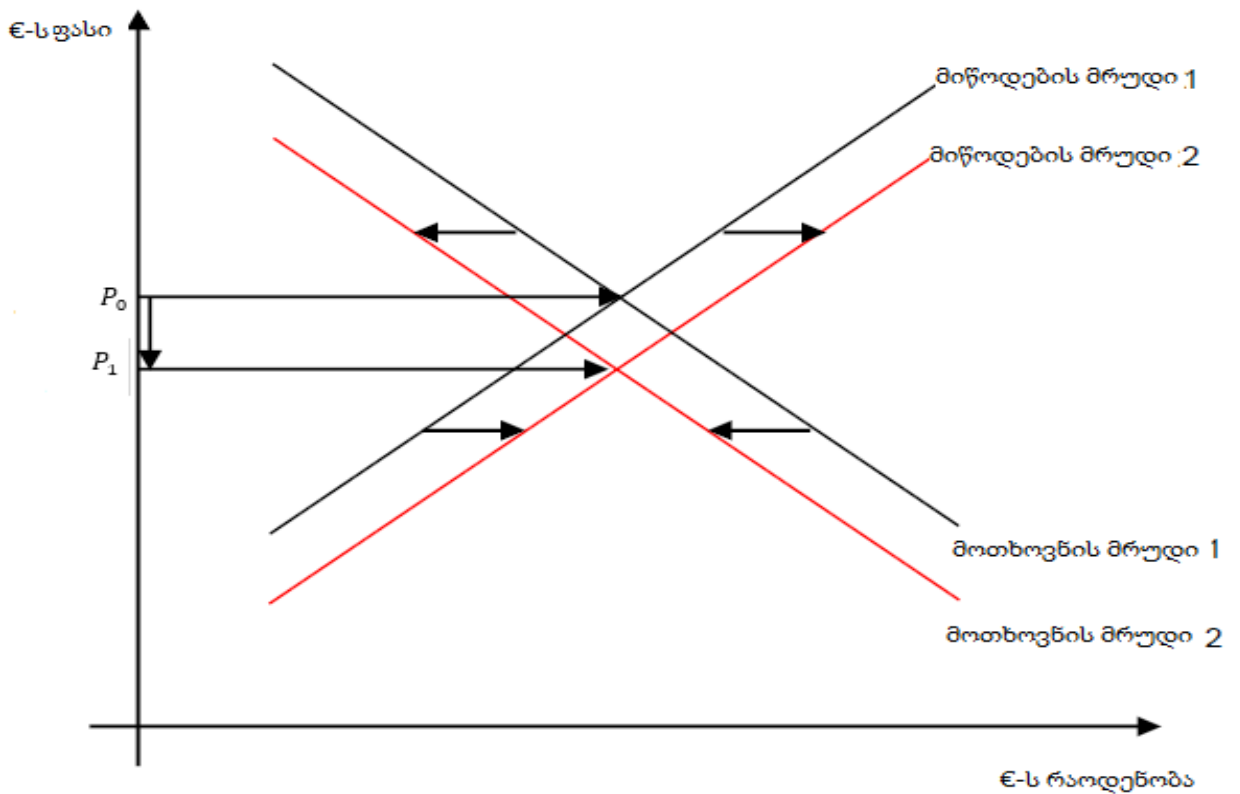


წყარო: International Financial Management, Abridged 10th Edition Jeff Madura

- სხვადასხვა კვლევები გვიჩვენებს, რომ განვითარებად ქვეყნებში საპროცენტო განაკვეთების ცვლილებამ შესაძლოა განსაკუთრებით დიდი გავლენა მოახდინოს სავალუტო კურსებზე, Afzal and Hamid (2013). საპროცენტო განაკვეთები არის ერთ-ერთი მთავარი მექანიზმი, რომელსაც ცენტრალური/ეროვნული ბანკები იყენებენ ეროვნული ეკონომიკის კონტროლისა და რეგულირებისათვის. იგი ასევე წარმოადგენს გაცვლითი კურსების ერთ-ერთ მთავარ მმართველ მექანიზმს. დავუშვათ მოცემულ ქვეყანაში საპროცენტო განაკვეთი მოულოდნელად იზრდება, რამაც შესაძლოა გამოიწვიოს უცხო ქვეყნის მხრიდან ინვესტირება

მოცემული ქვეყნის საპროცენტო განაკვეთის სტაბილურობის უსაფრთხოებაში. ფარდობითად მაღალი ინვესტიციები გაზრდის ეროვნულ ვალუტაზე მოთხოვნას უცხო ქვეყნის მხრიდან. ეროვნული ვალუტის მიწოდება შემცირდება, რადგან არსებობს ძლიერი სტიმული ადგილობრივი ინვესტორებისათვის, რათა მათ განახორციელონ ინვესტირება ეროვნულ საქმეში. შედარებით მაღალი საპროცენტო განაკვეთის პირობებში, გაცვლითი კურსი წონასწორული ფასიდან (P_0), გადადის ახალ წონასწორულ მდგომარეობაში, სადაც P_1 წარმოადგენს ახალ წონასწორულ ფასს. შესაბამისად ეროვნული ვალუტის ღირებულება ევროსთან მიმართებაში იზრდება.

გრაფიკი 1.3 საპროცენტო განაკვეთის გავლენა გაცვლით კურსზე



კვიციანი, international financial management, სტუდენტის სახელით

მადურასა და ფოქსის (2007) მიხედვით, გაცვლითი კურსები ორ ქვეყანას შორის შესაძლოა ასევე შეიცვალოს მესამე ქვეყანაში საპროცენტო განაკვეთის ცვლილებით. საპროცენტო განაკვეთით გაცვლითი კურსების პროგნოზირებას საფუძვლად უდევს საპროცენტო განაკვეთების პარიტეტის თეორია.

3. შემოსავლების დონე - მადურასა და ფოქსის მიხედვით ქვეყნის ფარდობითი შემოსავლები (ეროვნული შემოსავალი) მიიჩნევა ერთ-ერთ ფაქტორად, რომელიც

გავლენას ახდენს გაცვლით კურსებზე. ეს გამოწვეულია იმით, რომ შემოსავლებმა შესაძლოა გავლენა მოახდინოს იმპორტირებულ საქონელზე. თუ ქვეყანაში რეალური შემოსავლების დონე (ინფლაციით კორექტირებული) იზრდება, შესაბამისად იზრდება მოხმარება. გაზრდილი მოხმარების ნაწილი სავარაუდოდ, მოდის უცხოურ საქონელზე მოთხოვნის ზრდიდან (მარგინალური გადახრა იმპორტიდან). სხვა თანაბარ პირობებში, ეფექტი გამოიხატება უცხოურ ვალუტაზე ზრდის მიმართულებით მოქმედებით. ფარდობითი შემოსავლის ზრდამ და შემდგომმა ზრდამ მოხმარებაში შესაძლოა გამოიწვიოს ეკონომიკის გადახურება. ამ გადახურებისა და გაზრდილი ინფლაციის თავიდან ასაცილებლად ცენტრალურ ბანკს შეუძლია გაზარდოს საპროცენტო განაკვეთი. აქედან გამომდინარე, შეგვიძლია დავასკვნათ, რომ გაზრდილმა შემოსავლების დონემ შესაძლოა გავლენა მოახდინოს საპროცენტო განაკვეთზე და ინფლაციაზე, რომლებიც თავის მხრივ გავლენას ახდენს გაცვლით კურსებზე (მადურა და ფოქსი, 2007).

4. სამთავრობო კონტროლი - მადურა და ფოქსი (2007) კამათობდნენ იმის შესახებ, რომ მთავრობას შეეძლო უცხოურ გაცვლით ოპერაციებზე, უცხოურ სავაჭრო ბაზარზე ბარიერის დაწესებით ან საბაზრო ინტერვენციების განხორციელების გზით გავლენა ჰქონოდა ქვეყნის გაცვლით კურსებზე. მთავრობას შეუძლია ჩაერიოს ბაზრის ფუნქციონირებაში როგორც პირდაპირ, ასევე ირიბად. პირდაპირი ინტერვენციების ეფექტი დამოკიდებულია სამთავრობო რეზერვების რაოდენობაზე, რომელიც საჭიროა მნიშვნელოვანი ბიძგისთვის. თუ მთავრობა ახორციელებს არაპირდაპირ ინტერვენციებს, ამან შესაძლოა აისახოს გაცვლით კურსზე, სხვა მაკროეკონომიკურ ცვლადებზე მოხდენილი გავლენის მეშვეობით, მაგალითად ინფლაციის, საპროცენტო განაკვეთის, შემოსავლების დონის, სამთავრობო კონტროლისა და მომავალში არსებული გაცვლითი კურსების შესახებ მოლოდინების სახით.
5. მოლოდინები - უცხოური გაცვლითი კურსების ბაზარი, ისევე როგორც საქონლის ბაზარი, რეაგირებს ახალ ინფორმაციაზე. მაგალითად, მოულოდნელად არსებული მაღალი ინფლაცია გამოიწვევს სავაჭრო

სუბიექტების მიერ ეროვნული ვალუტის გაყიდვას, რადგან მათ უზნდებათ იმის მოლოდინი, რომ მომავალში ფულის ღირებულება იმაზე ნაკლები იქნება ვიდრე დღეს.

ზემოთ ჩამოთვლილი ფაქტორების ანალიზისას გასათვალისწინებელია ის ფაქტი, რომ სხვადასხვა მაკროეკონომიკური ცვლადების გავლენა და ამ ცვლადების მიმართ მგრძობიარობა ყველა ქვეყნისათვის ჰომოგენური არ არის. მაგალითად, ევროსთან შედარებით, ლარი განსხვავებულად რეაგირებს სხვადასხვა ცვლადებზე.

1.3. ბალასა-სამუელსონის ეფექტი

ბალასა-სამუელსონის ეფექტის მოდელი შეიქმნა 1964 წელს, ბელა ბალასასა და პოლ სამუელსონის მიერ დამოუკიდებლად. ბალასა-სამუელსონის ეფექტის მოდელი აღწერს განსხვავებას განვითარებადი ქვეყნების სავაჭრო და არასავაჭრო სექტორებში შედარებით მწარმოებლურობაში.

განვიხილოთ ორსექტორიანი ეკონომიკა და აღნიშნული სპეციფიკური ფაქტორების მოდელი. დავუშვათ ერთი სექტორია სავაჭრო სექტორი, ხოლო მეორე არასავაჭრო. ამასთან, დავუშვათ, რომ არასავაჭრო სექტორში ტექნოლოგიური დონე ქვეყნებს შორის ერთნაირია.

განვიხილოთ სამი საქონლისაგან შემდგარი მოდელი. სარგებლიანობის ფუნქცია ტიპური მომხმარებლისათვის მოცემულია, როგორც:

$$U(C_x, C_y, C_n) \quad (1.1)$$

სადაც C_n არის არასავაჭრო საქონლის მოხმარების სიდიდე, C_x და C_y არის სავაჭრო საქონლის მოხმარება. ამასთან, C_x არის საექსპორტო სექტორში წარმოებული საქონლის მოხმარება, ხოლო C_y კი არის იმპორტირებული საქონლის მოხმარება, ანუ სხვანაირად რომ ვთქვათ, იმ საქონლის მოხმარება, რომელიც არ იწარმოება მოცემულ ქვეყანაში.

დავუშვათ, x საქონელზე საწარმოო ფუნქცია განისაზღვრება კობ-დუგლასის საწარმოო ფუნქციის ერთ-ერთი სახესხვაობით:

$$Y = A_x F_x(K_x, L_x) = A_x L_{xj}^\alpha K_{xj}^{1-\alpha} \quad (1.2)$$

სადაც A_x არის პარამეტრი, რომელიც წარმოადგენს x , სავაჭრო სექტორის მწარმოებლურობას, α და $1 - \alpha$ შესაბამისად შრომისა და კაპიტალის ელასტიკურობებია გამოშვების მიმართ.

არასავაჭრო სექტორისთვის საწარმოო ფუნქცია კი შემდეგი სახით განვსაზღვროთ:

$$F_n(K_n, L_n) \quad (1.3)$$

K_x და K_n წარმოადგენს საწარმოო სექტორში გამოყენებული კაპიტალის რაოდენობას, შესაბამისად სავაჭრო და არასავაჭრო სექტორში. ხოლო L_x და L_n კი შესაბამისად სავაჭრო და არასავაჭრო სექტორში გამოყენებული შრომითი რესურსების მოცულობა. ამასთან, გავითვალისწინოთ ის ფაქტიც, რომ კაპიტალი არამობილური ფაქტორია, ანუ კაპიტალი ერთი სექტორიდან მეორეში არ გაედინება, ხოლო შრომა მობილური ფაქტორია და სამართლიანია შემდეგი ტოლობა:

$$L_x + L_n = \bar{L} \quad (1.4)$$

ფასები x და y საქონლისათვის განისაზღვრება საერთაშორისო ბაზრებისთვის და მოცემულობას წარმოადგენს. არასავაჭრო სექტორში წარმოებული პროდუქციის ფასები განისაზღვრება მშობლიურ ქვეყანაში მოთხოვნა-მიწოდების საფუძველზე. ბუნებრივია, მოთხოვნა არასავაჭრო სექტორში გრაფიკულად დაღმავალი წირით გამოისახება, ხოლო მიწოდება აღმავალი წირით. ხელფასების დონეც განისაზღვრება ასევე შრომის ბაზარზე სამუშაო ძალაზე მოთხოვნა-მიწოდების საფუძველზე, ამასთან ვთვლით, რომ შრომის მიწოდების მრუდი ვერტიკალურია.

ეკონომიკის მწარმოებლურობის კუთხით, ორივე სექტორი ცდილობს სარგებლის მაქსიმიზაციას, ანუ, უნდა შევარჩიოთ ფაქტორების ოპტიმალური რაოდენობა შესაბამისი მაქსიმიზაციის ფუნქციის ამოხსნით. ფასების დონე x სექტორისათვის აღვნიშნოთ p_x , ხოლო ფასების დონე არასავაჭრო სექტორში აღვნიშნოთ p_n . ხელფასის დონე აღვნიშნოთ w_x -ით სავაჭრო სექტორში და w_n -ით არასავაჭრო სექტორში:

$$\max_{L,K} (p_{xj} A_{xj} L_{xj}^\alpha K_{xj}^{1-\alpha} - w_x L_{xj} - R K_{xj}) \quad (1.5)$$

განვიხილოთ პირველი რიგის პირობები:

$$\alpha p_{xj} A_{xj} L_{xj}^{\alpha-1} K_{xj}^{1-\alpha} - w_x = 0 \quad (1.6)$$

შევვიძლია აღნიშნული ტოლობა გარდავქმნათ:

$$w_x = \alpha p_{xj} A_{xj} \left(\frac{L_{xj}}{K_{xj}} \right)^{\alpha-1} \quad (1.7)$$

თუ გავითვალისწინებთ იმას, რომ შრომის ზღვრული პროდუქტი ტოლია საწარმოო ფუნქციის წარმოებულისა შრომის მიმართ, მაშინ შრომის ზღვრული პროდუქტი სავაჭრო სექტორისათვის ტოლი იქნება:

$$MPL_x = p_x A_x \frac{\Delta F_x(K_x, L_x)}{\Delta L_x} \quad (1.8)$$

ხოლო არასავაჭრო სექტორისათვის შრომის ზღვრული პროდუქტი იქნება:

$$MPL_n = p_n \frac{\Delta F_n(K_n, L_n)}{\Delta L_n} \quad (1.9)$$

ზემოთ მოყვანილი ფორმულებიდან ცხადია, რომ მარჯვენა მხარეს მდგარი გამოსახულება შრომის ზღვრული პროდუქტია, ხოლო მარცხენა მხარე ხელფასების დონე. რაც გულისხმობს იმას, რომ შრომის ზღვრული პროდუქტი უნდა უდრიდეს ხელფასების დონეს.

$$p_x A_x \frac{\Delta F_x(K_x, L_x)}{\Delta L_x} = w_x \quad (1.10)$$

$$p_n \frac{\Delta F_n(K_n, L_n)}{\Delta L_n} = w_n \quad (1.11)$$

შრომის ზღვრულ პროდუქტთან მიმართებაში, როდესაც L_n იზრდება, მაშინ $\frac{\Delta F_n(K_n, L_n)}{\Delta L_n}$ შეფარდება შემცირდება, ანალოგიურად, w/p_n შეფარდებაც მცირდება. სხვა თანაბარ პირობებში, p_n -ის ზრდის შედეგად, არასავაჭრო სექტორში შრომაზე მოთხოვნა იზრდება და არასავაჭრო სექტორში გამოყენებული შრომის რაოდენობაც იზრდება. ამის შედეგად, არასავაჭრო საქონლის მიწოდება იზრდება, რაც აისახება არასავაჭრო საქონლის მიწოდების ფუნქციაზეც, რომელიც არის p_n -ის ზრდადი ფუნქცია.

დავუშვათ, სავაჭრო სექტორში A_x პარამეტრი, რომელიც წარმოადგენს x , სავაჭრო სექტორის მწარმოებლურობას, იზრდება. შედეგად, $p_n A_x MPL_x$ მრუდი ზემოთ გადაიწევეს. შესაბამისად, მეტი სამუშაო ძალა გადანიაცვლებს სავაჭრო სექტორში.

მაშასადამე, იმისდა მიუხედავად, არასავაჭრო სექტორში ფასები შეიცვლება თუ არა, არასავაჭრო სექტორში საქონლის მიწოდება შემცირდება. შესაბამისად არასავაჭრო საქონლის მიწოდების მრუდი მარცხნივ გადანიაცვლებს და საბოლოოდ, არასავაჭრო საქონლის ფასი გაიზრდება.

თუ გავითვალისწინებთ ხელფასების ჰომოგენურობას სხვადასხვა სექტორს შორის, $w_x = w_n = w$, კავშირი ფარდობით ფასებსა და ფარდობით მწარმოებლურობას შორის სავაჭრო და არასავაჭრო სექტორში შეგვიძლია წარმოვადგინოთ შემდეგნაირად:

$$\frac{p_n}{p_x} = \frac{\alpha_x \frac{Y_x}{L_x}}{\alpha_n \frac{Y_n}{L_n}} \quad (1.12)$$

აღნიშნული იგივეობა გაანგარიშებულია მშობლიური ქვეყნისათვის. თუ იგივე გაანგარიშებებს ჩავატარებთ უცხოური ქვეყნისათვის და ამ ორ გამოსახულებას შევაფარდებთ, ეს ქმედება მიგვიყვანს ბალასა-სამუელსონის საბაზისო მოდელამდე:

$$\frac{p_n}{p_x} \bigg/ \frac{p_n^*}{p_x^*} = \frac{\frac{\alpha_x \frac{Y_x}{L_x}}{\alpha_n \frac{Y_n}{L_n}}}{\frac{\alpha_x^* \frac{Y_x^*}{L_x^*}}{\alpha_n^* \frac{Y_n^*}{L_n^*}}} \quad (1.13)$$

თუ დაშვებას ხელფასების ჰომოგენურობის შესახებ არ გავითვალისწინებთ, მაშინ მივიღებთ ბალასა-სამუელსონის გაფართოებულ მოდელს:

$$\frac{p_n}{p_x} \bigg/ \frac{p_n^*}{p_x^*} = \left(\frac{\frac{\alpha_x \frac{Y_x}{L_x}}{\alpha_n \frac{Y_n}{L_n}}}{\frac{\alpha_x^* \frac{Y_x^*}{L_x^*}}{\alpha_n^* \frac{Y_n^*}{L_n^*}}} \right) * \left(\frac{\frac{w_n}{w_x}}{\frac{w_n^*}{w_x^*}} \right) \quad (1.14)$$

რეალურ გაცვლით კურსთა მიმართებაში, ბალასა-სამუელსონის ეფექტი უკავშირდება რეალურ გაცვლით ეფექტურ ტრენდს. მისი მიხედვით, თუ არასავაჭრო სექტორში მშობლიურ ქვეყანას უფრო მეტად ეზრდება ვიდრე უცხოურ ქვეყანას, ძირითად სავაჭრო პარტნიორს, მაშინ რეალური ეფექტური გაცვლითი კურსი გრძელვადიან პერიოდში უნდა გამყარდეს.

თავი II. სავალუტო კურსის ვოლატილობის მოდელირების ეკონომეტრიკული მიდგომები

2.1. შემთხვევითი ხეტიალის მოდელი

შემთხვევითი ხეტიალი წარმოადგენს დროით მწკრივს, რომლის ცვლილება პერიოდებს შორის დროში არა სტაციონარულია (Newbold and Bos, 1994). დროითი მწკრივი სტაციონარულია, თუ მისი საშუალო და ვარიაცია მუდმივია დროში და მისი ავტოკორელაცია კი დამოკიდებულია მხოლოდ მის ლაგებზე. აქედან გამომდინარე, სტაციონარული დროითი მწკრივებისათვის საშუალო, ვარიაცია და ავტოკორელაცია დროისგან დამოუკიდებელია (Everett, 1997). გარდა ამისა, ცვლილებების ზომა და მიმართულება დამოუკიდებელია და შემთხვევითად არის არჩეული ნორმალური განაწილებიდან.

2.1.1. შემთხვევითი ხეტიალის ჰიპოთეზის თეორიული ჩარჩო

ეფექტური ბაზრის ჰიპოთეზა (EMH) ამტკიცებს, რომ ეფექტური ბაზარში, აქტივების ფასები სრულად ასახავს ინფორმაციას მათ შესახებ, აქედან გამომდინარე კი ინვესტორებს არ შეუძლიათ გამოიმუშაონ ძალიან დიდი მოგება¹. სხვაგვარად რომ ვთქვათ, EMH ემორჩილება შემთხვევით ხეტიალს, სადაც ფასების ცვლილებას აქვს ნულოვანი კორელაცია². ეს თეორია ცნობილია, როგორც შემთხვევითი ხეტიალის ჰიპოთეზა. EMH-დან გამომდინარე, უცხოური გაცვლითი კურსების წარმოდგენა შეიძლება შემთხვევითი ხეტიალის პროცესით³.

¹ Farma (1970), Peirson, Bird, Brown & Howard 1995

² Trippi & Lee 1996

³ Diebold & Nason 1990

დავუშვათ, y_t არის გაცვლითი კურსი t პერიოდისათვის. შემთხვევითი ხეტიალის მოდელი შესაძლებელია წარმოვადგინოთ, როგორც:

$$y_t = \delta + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

სადაც δ წარმოადგენს დრეიფის პარამეტრს, ხოლო ε_t არის თეთრი ხმაურის პროცესი.

უცხოურ გაცვლით ბაზრებზე ტერმინი „შემთხვევითი ხეტიალი“ გაიგივებულია ფინანსური ფასების შემთხვევით ცვლილებასთან, მაგალითად, გაცვლით კურსებთან, სადაც ფასები არ არის დამოკიდებული წარსულ მოვლენებზე და მთლიანად მიჰყვება შემთხვევით სურათს. ფინანსურ ბაზრებზე შემთხვევითი ხეტიალის არსებობა ამტკიცებს, რომ მიმდინარე ფასები არ არის დამოკიდებული წარსულ ფასზე და ამასთან, ბაზარი ეფექტურია.

2.1.2. შემთხვევითი ხეტიალის მარტივი თეორიული მოდელი

შემთხვევითი ხეტიალის ჩვეულებრივ (2.1) მოდელთან ერთად, გამოიყენება ასევე შემთხვევითი ხეტიალის მარტივი თეორიული მოდელი.

შემთხვევითი ხეტიალის მარტივი თეორიული მოდელი აღწერს მიმდინარე დღიური გაცვლითი კურსის ცვლილებას, წინა დღის გაცვლით კურსთან და ნარჩენობით წევრთან (ხმაურის პარამეტრთან) მიმართებაში. უნდა აღინიშნოს, რომ შემთხვევითი ხეტიალის ჩარჩოში არცერთი სტრუქტურული მოდელი პროგნოზისათვის გამოსადეგი არ არის. თეორიულ მოდელს ექნება შემდეგი სახე:

$$s_t = s_{t-1} + u_t \quad (2.2)$$

სადაც, s_t წარმოადგენს ნომინალური გაცვლითი კურსს, მაგ. დოლარის ღირებულებას ეროვნულ ვალუტაში. სხვა სიტყვებით რომ ვთქვათ, გაცვლითი კურსი არის ეროვნული ვალუტის ის რაოდენობა, რომელიც საჭიროა ერთი დოლარის შესაძენად. u_t კი წარმოადგენს ნარჩენობით წევრს.

2.1.3. ლო-მაკ-კინლის ვარიაციის კოეფიციენტების ტესტი

პოტერბამ და სამერსმა (1988) და ლო და მაკ-კინლიმ (1988) მიაგნეს შემთხვევითი ხეტიალის ჰიპოთეზის შესამოწმებელი VR (ვარიაციის კოეფიციენტების ტესტი) ტესტის საფუძველს. ლიუ და ჰიმ (1991) შემთხვევითი ხეტიალის ჰიპოთეზის შესამოწმებლად VR ტესტით, გამოიყენეს ყოველკვირეული ნომინალური გაცვლითი კურსის მონაცემების ხუთი წყვილი (კანადური დოლარი, ბრიტანული ფუნტი, იაპონური იენი, ფრანგული ფრანკი და ჰოლანდიური მარკა, ამერიკულ დოლართან მიმართებაში). მონაცემები მოიცავდა პერიოდს 1974 წლის 7 აგვისტოდან, 1989 წლის 29 მარტამდე. შედეგად, ხუთიდან ოთხი გაცვლითი კურსის შემთხვევაში ჰიპოთეზა შემთხვევითი ხეტიალის შესახებ უარყოფილ იქნა. ჩენმა (2009) გამოიკვლია შემთხვევითი ხეტიალის ჰიპოთეზა წყნარი ოკეანის აუზის 10 უცხოური გაცვლითი ბაზრებისათვის და ანალოგიურად უარყო ჰიპოთეზა შემთხვევითი ხეტიალის შესახებ. ლოსა და მაკ-კინლის (1988) კვლევა საფუძველი აღმოჩნდა VR ტესტის მიახლოებისათვის და ეს კვლევა ჯერ კიდევ ყველაზე მნიშვნელოვან კვლევად ითვლება შემთხვევითი ხეტიალის ჰიპოთეზის შემოწმებისათვის, თუმცა აღსანიშნავია ის ფაქტი, რომ აღნიშნული ტესტი ყურადღებას ამახვილებს ერთი ვარიაციის წილის ტესტირებაზე ერთი დაკვირვების ინტერვალისათვის და წარმოადგენს ინდივიდუალური ჰიპოთეზის ტესტს. სხვა მკვლევარები (ჩოუ და დენინგი, 1993) მიიჩნევენ, რომ შემთხვევითი ხეტიალის ტესტირებისათვის არსებული ტესტი დაფუძნებული უნდა იყოს მრავალმხრივ შესადარის ვარიაციების წილების მიმდევრობაზე, რათა მოხდეს ტესტირების სტატისტიკის მთლიანი სიდიდის კორექტირება, რაც მოითხოვს ერთობლივი ჰიპოთეზის ტესტირებას.

ვარიაციის კოეფიციენტების ტესტისათვის კეთდება დაშვება, რომ თუ გაცვლითი კურსები ემორჩილება შემთხვევით ხეტიალს, მაშინ მისი n რიგის დიფერენციალი ($n > 1$), იქნება n -ჯერ პირველი რიგის დიფერენციალი. აქედან გამომდინარე, თუ s_t წარმოადგენს შემთხვევითი ხეტიალის პროცესს, მაშინ:

$$VAR(s_t - s_{t-n}) = n(VAR(s_t - s_{t-1})) \quad (2.3)$$

ლო და მაკკინლიმ (1988), შემთხვევითი ხეტიალის ჰიპოთეზის ნულოვანი ჰიპოთეზის ტესტირებისათვის, გამოიყენა შემდეგი ფორმულა:

$$VR(n) = \frac{1}{n} \left(\frac{VAR(s_t - s_{t-n})}{VAR(s_t - s_{t-1})} \right) = 1 \quad (2.4)$$

(2.4) განტოლება გამოიყენება როგორც ჰომოსკედასტური, ასევე ჰეტეროსკედასტური ვარიაციის შემთხვევაში. თუ $VR(n) < 1$, ეს მიუთითებს უარყოფითი სერიული კორელაციის არსებობაზე. თუ $VR(n) > 1$, ეს მიუთითებს დადებით სერიულ კორელაციაზე. ლო-მაკკინლიმ გამოიყვანეს სტანდარტული ნორმალური ტესტის სტატისტიკა, $Z(n)$, რომელიც გვიჩვენებს ვარიაციის კოეფიციენტის სტატისტიკურ მნიშვნელოვნებას, ისევე როგორც მისი ალტერნატიული სტატისტიკა.

$$Z(n) = \frac{VR(n) - 1}{(\varphi(n))^{1/2}} \quad (2.5)$$

სადაც φ არის ვარიაციის წილი.

2.2. მსყიდველობითი უნარის პარიტეტის (PPP) მოდელი

2.2.1. მსყიდველობითი უნარის პარიტეტის თეორია და PPP თავსატეხი

მსყიდველობითი უნარის პარიტეტი არის გაცვლით კურსი ორ ვალუტას შორის, რომელიც დამოკიდებულია ორი შესაბამისი ქვეყნის ფასების დონეების ფარდობაზე.

მსყიდველობითი უნარის პარიტეტის კონცეფცია ფართოდ გამოიყენება ვალუტათა წონასწორული ფასის დასადგენად და ხშირ შემთხვევაში არის ერთადერთი გზა რომელსაც ეკონომისტები პირველ რიგში მიმართავენ მაშინ როდესაც დგება ვალუტის გაუფასურების ან გამყარების საკითხი. PPP თეორია ასევე საფუძვლად უდევს სხვა გაცვლითი კურსის მოდელებს, როგორცაა მონეტარული მოდელი. PPP-ს მიმართ დიდ ინტერესი ჩნდება მას შემდეგ რაც გამოჩნდა ახალი ეკონომეტრიკული მიდგომები, როგორებიცაა კონტეგრაცია და არა სტაციონარული პანელური მეთოდები და ამ მეთოდების შესაბამისი მიდგომების გამოყენება PPP-ში. უკანასკნელ პერიოდში ამ თეორიაში გაჩნდა ახალი გამოწვევა, ეგრეთ წოდებული PPP-თავსატეხი

(Rogoff, 1996). მსყიდველობითი უნარის პარიტეტის თავსატეხი წარმოადგენს მოკლევადიან პერიოდში რეალური გაცვლითი კურსის ძალიან მაღალი რყევადობის რეგულირების პრობლემას ძალიან ნელი ტემპებით საშუალო მაჩვენებლისაკენ დაბრუნებაში.

ტერმინი „მსყიდველობითი უნარის პარიტეტი“ დამკვიდრდა დაახლოებით 100 წლის წინ, 1918 წელს. თუმცა მას გაცილებით დიდი ისტორია აქვს. ამ კონცეფციის საწყისები მოდის მე-15 მე-16 საუკუნიდან. PPP გაცვლითი კურსების შეფასება ძალიან მნიშვნელოვანია პრაქტიკული კუთხით, როგორცაა ნომინალური გაცვლითი კურსის განსხვავებების დადგენა და შესაბამისი ეკონომიკური პოლიტიკით გამოპასუხება, გაცვლითი კურსის პარიტეტის დადგენა და შემოსავლების დონის ეროვნული მაჩვენებლის საერთაშორისო მაჩვენებელთან შედარება.

ტრადიციული PPP ჰიპოთეზის საწყის წერტილს წარმოადგენს ეგრეთ წოდებული ერთი ფასის კანონი. თუ წარმოვიდგენთ, რომ გვაქვს ორი ქვეყნის ეკონომიკა, რომელშიც ერთი არის მოცემული ქვეყანა (სამშობლო) და მეორე არის უცხო ქვეყანა. ეს ორი ქვეყანა აწარმოებს ერთგვაროვან საქონელს და ვაჭრობენ ერთმანეთში. დავუშვათ, არ გვაქვს ტრანსპორტირების და სხვა ტიპის გადასახადები, მაშინ ერთი ფასის კანონის მიხედვით ერთი და იგივე საქონელი ამ ორ სხვადასხვა ქვეყანაში უნდა გაიყიდოს ერთსა და იგივე ფასად, თუ ერთი ქვეყნის ფასებს გამოვსახავთ მეორე ქვეყნის ფასებში, რაც ფორმულის სახით მოიცემა შემდეგნაირად:

$$P_t^i = S_t^i P_t^{i*} \quad (2.6)$$

სადაც, P_t^i გამოხატავს ჰომოგენური საქონლის ფასს, ხოლო S არის ნომინალური გაცვლითი კურსი.

თუ განვიხილავთ შედარებით რთულ შემთხვევას, სადაც თითოეული ქვეყანა აწარმოებს n რაოდენობის საქონელს, მაშინ კერძო ფასების დაჯამებით ვღებულობთ საერთო ფასების დონეს, რომელიც შეგვიძლია გამოვსახოთ, როგორც:

$$P_t = \sum_{i=1}^n \alpha^i P_t^i \quad (2.7)$$

უცხო ქვეყნისათვის:

$$P_t^* = \sum_{i=1}^n \alpha^i P_t^{i*} \quad (2.8)$$

სადაც α გამოსახავს წონას, რომელიც გამოყენებულია ინდივიდუალური ფასების აგრეგირებისათვის და $\sum_{i=1}^n \alpha^i = 1$ (ვუშვებთ, რომ წონები ორივე ქვეყანაში ერთნაირია). ამ ფასების დონეების გამოყენების შედეგად მივდივართ აბსოლუტური PPP-ს პირობამდე:

$$S_t = \frac{P_t}{P_t^*} \quad (2.9)$$

ანუ თუ დავუშვებთ რომ ეკონომიკაში მხოლოდ ორი ქვეყანა არსებობს, რომლებიც აწარმოებენ მსგავს საქონელს, პირველ ქვეყანაში ფასების დონეს აღვნიშნავთ P_t -ით, ხოლო მეორე ქვეყანაში P_t^* , მაშინ აბსოლუტური PPP თეორიის თანახმად ქვეყნის ნომინალური გაცვლითი კურსი განისაზღვრება, როგორც მოცემული ქვეყნის სართო ფასების დონის შეფარდება უცხო ქვეყნის საერთო ფასების დონესთან. ზემოთ მოყვანილი (2.9) გამოსახულების ალტერნატივად შეგვიძლია განვიხილოთ მისი ნატურალური ლოგარითმით გარდაქმნის შედეგად მიღებული განტოლება:

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (2.10)$$

რაც შეეხება რეალურ გაცვლით კურსს, Q , იმ შემთხვევაში, თუ აბსოლუტური PPP-ს თეორიას გამოვიყენებთ რეალურ გაცვლით კურსთან მიმართებაში, ზემოთ მოყვანილი (2.10) გამოსახულებების კიდევ ერთ ალტერნატივად გვევლინება გამოსახულება:

$$Q_t = \frac{S_t P_t^*}{P_t} \quad (2.11)$$

იმ შემთხვევაში, თუ PPP გამყარებულია, მაშინ რეალური გაცვლითი კურსი 1-ის ტოლი იქნება:

$$Q_t = \frac{S_t P_t^*}{P_t} = 1 \quad (2.12)$$

(2.11) და (2.12) გამოსახულებებში, Q განიხილება რეალური გაცვლითი კურსის როლში. ანალოგიურად, თუ განვიხილავთ (2.12)-ის ლოგარითმს, რეალური გაცვლითი კურსი ტოლი უნდა იყოს ნულისა:

$$q_t = s_t - p_t + p_t^* = 0 \quad (2.13)$$

თუმცა რეალობასთან ბევრად ახლოს არის შემდეგი გამოსახულება:

$$q_t = \rho q_{t-1} + \beta + \varepsilon_t \quad (2.14)$$

ყოველივე ზემოთ აღნიშნულიდან გამომდინარე, თუ პროდუქტს ვიყიდით იმ ქვეყანაში, სადაც მას ნაკლები ღირებულება აქვს და გავყიდით იმ ქვეყანაში სადაც მისი ღირებულება შედარებით მეტია, ინდივიდი ღებულობს მოგებას. ხოლო, იმ დაშვების პირობებში, რომ გამოირიცხოს ტრანსპორტირებისა და სხვა ტარიფების სიდიდე, ყველა ღებულობს სარგებელს და ყველა ინდივიდი ეცდება მიიღოს მონაწილეობა ამ არბიტრაჟში. შედეგად, შედარებით დაბალი ფასების მქონე ქვეყანაში ფასების დონე გაიზრდება ნაკლები მიწოდების დონის გამო, ხოლო ფასების დონე იმ ქვეყანაში, სადაც შედარებით მაღალია, შემცირდება გაზრდილი მიწოდების საპასუხოდ. შედეგად, ამ ორ ქვეყანაში მოხდება ფასების კონვერგენცია ანუ გამოთანაბრება.

ცხადია დაშვება იმის შესახებ, რომ არ არსებობს ტრანსპორტირებისა და სხვა სახის დანახარჯები, რეალური ეკონომიკისათვის სიმართლეს არ შეესაბამება. გავითვალისწინოთ ეს (2.10) გამოსახულებაში და მარტივი გარდაქმნის მეშვეობით ჩავწეროთ განახლებული განტოლება, სადაც გათვალისწინებული იქნება ეს დანახარჯები:

$$s_t = \pi + p_t - p_t^* \quad (2.15)$$

სადაც π წარმოადგენს ტრანსპორტირების გადასახადის ღირებულებას. სწორედ ამ განტოლებიდან შეგვიძლია მივიღეთ PPP-ს ალტერნატიულ ვერსიამდე, რომელსაც ეწოდება ფარდობითი PPP და განისაზღვრება, როგორც ზემოთ მოყვანილი (2.15) გამოსახულების სახეცვლილება:

$$s_t = \Delta p_t - \Delta p_t^* \quad (2.16)$$

სადაც Δ აღნიშნავს პირველი რიგის სხვაობების ოპერატორს.

ფარდობითი PPP გვიჩვენებს, რომ შედარებით მაღალი ინფლაციის მქონე ქვეყნები განიცდიან ვალუტის გაუფასურებას.

PPP თავსატეხის ამოხსნის ერთ-ერთი გზა არის (CPI-ზე დაფუძნებული) ერთიანი რეალური გაცვლითი კურსის დეკომპოზირება, დაშლა, ორ შემადგენლად, პირველი - შიდა და გარე კომპონენტებად.

$$q_t = q_t^T + q_t^{NT,T} \quad (2.17)$$

ამის გარდა არსებობს PPP თავსატეხის ამოხსნის მცდელობის სხვა უამრავი მეთოდი, მათ შორის არაწრფივი მოდელები, თუმცა მათ არ შეუძლიათ გარკვეული საკითხების რეალისტური ახსნა.

2.2.2. მსყიდველობითი უნარის პარიტეტის მოდელი

როგორც ზემოთ აღვნიშნეთ უკანასკნელ პერიოდში PPP თეორიასთან დაკავშირებით ფართო კვლევები მიმდინარეობდა, რამაც აჩვენა, რომ გრძელვადიან პერიოდში მსყიდველობითი უნარის პარიტეტი მუდმივი სიდიდეა. მარკმა და სოულმა (2001) გამოიყენეს პანელურ მონაცემებზე დაფუძნებული პროგნოზირების მოდელი და დაადგინეს, რომ კავშირი გაცვლით კურსსა და მონეტარულ საფუძვლებს შორის უფრო მჭიდროა, ვიდრე გაცვლით კურსსა და PPP-ს შორის. PPP საწყისის ქვეშ იგულისხმება f_t ფუნქციის სხვაგვარი გაგება, რომელიც ეფუძნება ფასების დონეებს მშობლიურ და უცხო ქვეყანას შორის, რისი გამოსახვაც ფორმულით შემდეგნაირად ხდება:

$$f_t = (p_t - p_t^*) \quad (2.18)$$

სადაც p_t არის მშობლიური ქვეყნის ეროვნული ფასების დონის ლოგარითმი, ხოლო p_t^* არის უცხოური ქვეყნის ეროვნული ფასების დონის ლოგარითმი. ეროვნული ფასების საზომად ვიყენებთ CPI-ს.

მსყიდველობითი უნარის პარიტეტის მოდელს ზემოთ მოყვანილი (2.18) იგივეობის თანახმად ექნება შემდეგი სახე:

$$s_t = \alpha + \beta_1(p_t - p_t^*) + u_t \quad (2.19)$$

აღნიშნული მოდელი გვიჩვენებს, რომ s_t -ს ზრდა მიუთითებს ეროვნული ვალუტის გაუფასურებას. თუ ეროვნული ფასები უცხოურ ფასებთან შედარებით უფრო მაღალია, ეროვნული ვალუტა უფასურდება. ეს მოდელი ეფუძნება დაშვებას ფარდობითი PPP-ს შესახებ, რომელიც საშუალებას იძლევა განტოლებაში ჩაირთოს მუდმივი წევრი. ფარდობითი PPP-ს გამოყენება კი ხდება იმ მიზეზით, რომ ფასების ინდექსი განსხვავდება ფასების დონისგან, ხოლო ჩვენ მოდელში ვიყენებთ სამომხმარებლო ფასების ინდექსს, როგორც ფასების საზომს.

2.3. ფრენკელ-ბილსონის ელასტიკური ფასების მონეტარული მოდელი

ფრენკელ-ბილსონის ელასტიკური ფასების მონეტარული მოდელი მიიღება ფულზე მოთხოვნის პირობითი ფუნქციისა და მსყიდველობითი უნარის პარიტეტის თეორიის სინთეზით.

ფულზე მოთხოვნის ფუნქციას მშობლიური ქვეყნისათვის ექნება შემდეგი სახე:

$$m_t^h - p_t^h = \alpha_1 y_t^h - \alpha_2 i_t^h \quad (2.20)$$

ფულზე მოთხოვნის ფუნქციას უცხო ქვეყნისათვის ექნება შემდეგი სახე:

$$m_t^f - p_t^f = \alpha_1 y_t^f - \alpha_2 i_t^f \quad (2.21)$$

სადაც m_t არის ფულის მიწოდების სიდიდის ლოგარითმი, p_t წარმოადგენს ფასების დონის ლოგარითმს, y_t მთლიანი შიდა პროდუქტის ლოგარითმის ტოლია, ხოლო i_t კი ნომინალურ საპროცენტო განაკვეთს წარმოადგენს. f და h ინდექსები კი შესაბამისად მშობლიური და უცხოური ქვეყნის აღმნიშვნელია. ფულზე მოთხოვნის ფუნქცია გვიჩვენებს, რომ რეალურ ბალანსზე მოთხოვნა გაიზრდება მთლიანი შიდა პროდუქტის ზრდასთან ერთად ($\alpha_1 > 0$), მაგრამ შემცირდება საპროცენტო განაკვეთის მიხედვით ($\alpha_2 > 0$).

თუ ფულზე მოთხოვნის (2.20) და (2.21) განტოლებებს გამოვაკლებთ ერთმანეთს და ფულზე მოთხოვნას გადავიტანთ მიღებული გამოსახულების მარჯვენა მხარეს, მივიღებთ:

$$p_t^h - p_t^f = (m_t^h - m_t^f) - \alpha_1(y_t^h - y_t^f) - \alpha_2(i_t^h - i_t^f) \quad (2.22)$$

თუ გავითვალისწინებთ (2.10) გამოსახულებას, რომელიც გვიჩვენებს მსყიდველობითი უნარის პარიტეტს:

$$s_t = p_t^h - p_t^f$$

და ჩავსვამთ (2.22) გამოსახულებაში, მივიღებთ:

$$s_t = (m_t^h - m_t^f) - \alpha_1(y_t^h - y_t^f) - \alpha_2(i_t^h - i_t^f) \quad (2.23)$$

ემპირიული ანალიზისათვის, აღნიშნულ გამოსახულებაში შესაძლებელია თავისუფალი და ნარჩენობითი წევრის ჩასმა, შესაბამისად. ფრენკელისა და ბილსონის ელასტიკური ფასების მოდელს ექნება შემდეგი სპეციფიკაცია:

$$s_t = \beta_0 + \beta_1(m_t^h - m_t^f) - \beta_2(y_t^h - y_t^f) - \beta_3(i_t^h - i_t^f) + u_t \quad (2.24)$$

ამ გამოსახულებიდან გამომდინარე, შეგვიძლია ვთქვათ, რომ თუ $\beta_1 > 0$, მაშინ სხვა თანაბარ პირობებში, ეროვნულ ეკონომიკაში ფულის მიწოდების ზრდა გაზრდის საქონელზე მოთხოვნას, რაც თავის მხრივ გამოიწვევს ფასების დონის ზრდას მშობლიურ ეკონომიკაში და ეს საბოლოოდ აისახება ეროვნული ვალუტის გაუფასურებაში. თუ $\beta_2 < 0$, სხვა თანაბარ პირობებში, ქვეყნის ნომინალური შემოსავლების (მთლიანი შიდა პროდუქტის) ზრდა გამოიწვევს ფულზე მოთხოვნის ზრდას, რაც თავის მხრივ გამოიწვევს ფასების დონის შემცირებას, ხოლო ფასების შემცირება, თავის მხრივ, გამოიწვევს ეროვნული ვალუტის გაძვირებას. თუ $\beta_3 > 0$, სხვა თანაბარ პირობებში, საპროცენტო განაკვეთის ზრდა ეროვნულ ეკონომიკაში, შეამცირებს ფულზე მოთხოვნას, ფულის მიწოდების სიჭარბე შემცირებულ მოთხოვნასთან მიმართებაში, გამოიწვევს ფასების დონის ზრდას, აქედან გამომდინარე კი ეროვნული ვალუტა გაუფასურდება.

2.4. გაცვლითი კურსების მოდელირება ტეილორის წესის მიხედვით

ჩვენ ვიკვლევთ კავშირს გაცვლით კურსსა და სხვა ფაქტორებს შორის რომლებიც იზრდება მაშინ, როდესაც ცენტრალური ბანკი აწესებს საპროცენტო განაკვეთი ტეილორის წესის მიხედვით. ტეილორის (1993) მიხედვით მონეტარული პოლიტიკის პოსტულატები, რომლებსაც უნდა ემორჩილებოდნენ ცენტრალური ბანკები შესაძლებელია წარმოვადგინოთ შემდეგნაირად:

$$i_t^* = \pi_t + \varphi(\pi_t - \pi^*) + \gamma y_t + r^* \quad (2.25)$$

სადაც i_t^* არის მოკლევადიანი პერიოდის მიზნობრივი ნომინალური საპროცენტო განაკვეთი, π_t ინფლაციის დონე, π^* ინფლაციის მიზნობრივი მაჩვენებელი, y_t არის გამოშვების გეპი ან რეალური GDP-ის პროცენტული გადახრის პოტენციური მაჩვენებლისაგან და r^* არის რეალური საპროცენტო განაკვეთის წონასწორული დონე. თუ გავერთიანებთ ამ განტოლების ორ შემადგენელ კომპონენტს, ინფლაციის მიზნობრივ მაჩვენებელს და რეალური საპროცენტო განაკვეთს, მივიღებთ შემდეგ ტოლობას:

$$i_t^* = \mu + \lambda\pi_t + \gamma y_t \quad (2.26)$$

თუ ამ (2.26) განტოლებაში ჩავრთავთ რეალურ გაცვლით კურსს, q_t , მაშინ გვექნება:

$$i_t^* = \mu + \lambda\pi_t + \gamma y_t + \delta q_t \quad (2.27)$$

მცირე გარდაქმნების შედეგად ზემოთ მოყვანილი საწყისი (38) გამოსახულება შემდეგ სახეს მიიღებს:

$$i_t = (1 - \rho)(\mu + \lambda\pi_t + \gamma y_t + \delta q_t) + \rho i_{t-1} + v_t \quad (2.28)$$

იმისათვის რომ მივიღოთ ტეილორის წესზე დაფუძნებული საპროგნოზო განტოლება, მშობლიური ქვეყნის საპროცენტო განაკვეთის ფუნქციას უნდა გამოვაკლოთ უცხოური ქვეყნის საპროცენტო განაკვეთის ფუნქცია:

$$i_t - \bar{i}_t = \alpha + \alpha_\pi \pi_t - \tilde{\alpha}_\pi \tilde{\pi}_t + \alpha_y y_t - \tilde{\alpha}_y \tilde{y}_t - \tilde{\alpha}_q \tilde{q}_t + \rho i_{t-1} - \rho \bar{i}_{t-1} + \eta_t \quad (2.29)$$

კავშირი მაღალ ინფლაციასა და პროგნოზირებულ რეალურ გაცვლით კურსს შორის აღინიშნება ნებისმიერ ქვეყანაში, რომელშიც ცენტრალური ბანკი საპროცენტო განაკვეთს იყენებს, როგორც ინფლაციის თარგეთირების პოლიტიკის ერთ-ერთ ელემენტს. ტეილორის წესის კონტექსტიდან შესაძლებელია სამი დამატებითი ვარაუდის გამოთქმა. პირველი, თუ გამოშვების გეპი გაიზრდება, მაშინ ცენტრალური ბანკი გაზრდის საპროცენტო განაკვეთს და ეროვნული ვალუტის კურსი ამალდება. თუ უცხოური ქვეყანა ასევე ტეილორის წესს მიყვება, უცხოური ქვეყნის გამოშვების გეპის ზრდა ეროვნული ვალუტის გაუფასურებას გამოიწვევს. მეორე, თუ უცხოური ქვეყნისათვის რეალური გაცვლითი კურსი მცირდება, მაშინ უცხოური ქვეყნის

ცენტრალური ბანკი გაზრდის საპროცენტო განაკვეთს, რაც გამოიწვევს უცხოური ქვეყნის ეროვნული ვალუტის გაძვირებას და მშობლიური ქვეყნის ვალუტის გაუფასურებას. მესამე, თუ საპროცენტო განაკვეთი მოსწორებულია, მაღალი ლაგის საპროცენტო განაკვეთი გაზრდის მიმდინარე და მომავალში მოსალოდნელ საპროცენტო განაკვეთს. ეს სამი ვარაუდი შესაძლებელია გავაერთიანოთ ზემოთ მოყვანილ ტოლობასთან და გამოვიყვანოთ გაცვლითი კურსის საპროგნოზო ტოლობა:

$$\Delta s_{t+1} = \beta_0 + \beta_1(\tilde{\pi}_t - \pi_t) + \beta_2(\tilde{y}_t - y_t) + \beta_3\tilde{q}_t + \beta_4(\tilde{i}_{t-1} - i_{t-1}) + \eta_t \quad (2.30)$$

სადაც s_t არის ეროვნული ვალუტის ნომინალური გაცვლითი კურსის ლოგარითმი, შესაბამისად მისი ზრდა მიუთითებს ეროვნული ვალუტის გაუფასურებაზე.

2.5. საპროცენტო განაკვეთის მოდელი

უცხოური კაპიტალის მოძრაობა ბოლო ათწლეულებში უფრო თავისუფალი გახდა, რასაც ქვეყნების მხრიდან ბარიერების მოხსნამ და ფინანსურმა ინტეგრაციამ შეუწყო ხელი. უცხოური კაპიტალის ნაკადების ზრდასთან ერთად, ქვეყნებს შორის საპროცენტო განაკვეთების სხვაობის როლი გაცვლითი კურსის განსაზღვრაში გაიზარდა. დაუზღვეველი საპროცენტო განაკვეთების პარიტეტის (UIP) მოდელი დაფუძნებულია ჰიპოთეზაზე, რომ მსგავსი რისკიანობის მქონე ინვესტიცია ერთსა და იმავე მოსალოდნელ ამონაგებს უნდა იძლეოდეს ადგილობრივი და უცხოური ვალუტით ინვესტირებისას. რაც შეეხება პროგნოზირებაში ამ თეორიის გამოყენებას, დაუზღვეველი საპროცენტო განაკვეთების პარიტეტის მიხედვით, მოსალოდნელი ცვლილება გაცვლითი კურსის ლოგარითმში ტოლია ნომინალური გაცვლითი კურსების სხვაობისა. ამ მოდელის მიხედვით, ადგილობრივი ვალუტის რეალური ღირებულება გაიზრდება თუ ადგილობრივ და უცხოურ საპროცენტო განაკვეთებს შორის სხვაობა გაიზრდება. აღნიშნული მოდელის რეალობასთან ადაპტირების მიზნით საჭიროა გათვალისწინებულ იქნას ადგილობრივ და უცხოურ აქტივებზე არსებული რისკ პრემიუმები. კერძოდ, ადგილობრივი ვალუტის საინვესტიციო აქტივებზე რისკის ზრდა ადგილობრივი ვალუტის გაუფასურების ზეწოლას შექმნის,

ხოლო უცხოურ აქტივებზე რისკ პრემიუმის ზრდა პირიქით, ადგილობრივი ვალუტის გამყარებას განაპირობებს.

ემპირიული დაკვირვებები გვიჩვენებს, რომ გაცვლითი კურსის დინამიკა შესაძლოა ემთხვეოდეს UIP-ს დინამიკას გრძელვადიან პერიოდში, თუმცა არა მოკლე ვადიანში. კლარკისა და ვესტის (2006) მიხედვით, საპროგნოზო განტოლებაში უნდა გამოვიყენოთ საპროცენტო განაკვეთების სხვაობები:

$$\Delta s_{t+1} = \alpha + \omega(i_t - \bar{i}_t) \quad (2.31)$$

გამომდინარე იქიდან, რომ ω პარამეტრს არ ვუწესებთ არანაირ შეზღუდვას, არც ნიშნთან დაკავშირებით, ეს განტოლება თავსებადია UIP-სთან, სადაც საპროცენტო განაკვეთის დადებითი სხვაობა წარმოადგენს გაცვლითი კურსის გაუფასურების პროგნოზს.

2.7. MEVA (საშუალოვადიანი შეფასების) FX მოდელი

საშუალოვადიანი შეფასების (MEVA) FX მოდელი⁴ შეიმუშავა Danske Bank-ის სტრატეგიის ჯგუფმა. მოცემული მოდელი მიეკუთვნება გაცვლითი კურსების ქცევითი წონასწორობის (კლარკი და მაკდონალდი 1998, 2000) მოდელებს, რომელიც ახდენს გაცვლითი კურსების შეფასებას მოკლე, საშუალო და გრძელვადიანი დეტერმინანტების მიხედვით. ამ მოდელის შედეგები შესაძლებელია გამოყენებულ იქნეს 12-36 თვიანი პერიოდისათვის პოლიტიკის განმსაზღვრელად. მეტიც, MEVA მოდელის შედეგები შესაძლებელია გამოყენებულ იქნეს, როგორც წამყვანი პოლიტიკის განმსაზღვრელი გრძელვადიანი პროგნოზირებისათვის და სახელმძღვანელო ჰეჯირების პოლიტიკაში.

ამ ქვეთავში განხილული მოდელის საშუალებით ხდება რეალური გაცვლითი კურსების შეფასება ბალასა-სამუელსონის ეფექტის და სავაჭრო პირობების გათვალისწინებით.

⁴<https://research.danskebank.com/research/#/Research/articlepreview/4566076a-1d10-46b3-8d72-4e1524466748/EN>

2.7.1. ბალასა-სამუელსონის ეფექტის გათვალისწინება MEVA FX მოდელში

მკვლევარები სხვადასხვა კვლევების მეშვეობით ცდილობდნენ მოსახლეობის ერთ სულზე რეალური მთლიანი შიდა პროდუქტის სიდიდისა და ქვეყნებს შორის ფარდობითი ფასების მეშვეობით გაცვლითი კურსის ცვლილებების შეფასებას, როგორც ქვემოთ მოცემული გამოსახულების ნარჩენობითი წევრის სიდიდე:

$$q_{it} = \alpha + \beta gdp_{it} + e_t \quad (2.32)$$

სადაც q_t წარმოადგენს რეალურ გაცვლით კურსს, α და β კოეფიციენტებს, gdp_t რეალურ მთლიან შიდა პროდუქტს ერთ სულზე, ხოლო e_t ნარჩენობით წევრს i -ური ქვეყნისათვის. მოცემული გამოსახულება (45)-ის შეფასების საფუძველზე, შეგვიძლია ვთქვათ, რომ ერთ სულზე რეალური მთლიანი შიდა პროდუქტის დიფერენციალის ზრდა, გულისხმობს რეალური გაცვლითი კურსის ზრდას.

MEVA G10 FX მოდელში ბალასა-სამუელსონის ეფექტის გათვალისწინება ხდება CPI-PPI სხვაობის გათვალისწინებით. აქედან გამომდინარე, შეგვიძლია ჩავწეროთ ბალასა-სამუელსონის ეფექტის ცვლადი, რომელიც შემდეგნაირად გაიანგარიშება:

$$Balassa_{it} = (cpi_{it} - ppi_{it}) - (cpi^*_{it} - ppi^*_{it}) \quad (2.33)$$

სადაც, cpi_{it} და ppi_{it} შესაბამისად წარმოადგენს სამომხმარებლო ფასებისა და მწარმოებელთა ფასების ინდექსს ეროვნული ეკონომიკისათვის, ხოლო cpi^*_{it} და ppi^*_{it} უცხო ქვეყნის სამომხმარებლო ფასებისა და მწარმოებელთა ფასების ინდექსს.

2.7.2. სავაჭრო პირობების გათვალისწინება MEVA FX მოდელში

მეორე ამხსნელი ცვლადი, რომელიც განხილულ მოდელში მონაწილეობს არის სავაჭრო პირობები, რომელიც ასახავს ექსპორტისა და იმპორტის ფასებს. ემპირიული დაკვირვებები გვიჩვენებს, რომ სავაჭრო პირობებს პოზიტიური გავლენა აქვთ ეკონომიკურ ზრდაზე. ჰერბერგერი (1950) და ლოურენსი და მეტზლერი (1950) პირველი ეკონომისტები იყვნენ, ვინც გაანალიზეს სავაჭრო პირობების გავლენა ეკონომიკაზე და დაასკვნეს, რომ სავაჭრო პირობების გაუარესებას მოჰყვება ქვეყნის რეალური შემოსავლის კლება და შესაბამისად დანაზოგების შემცირება.

სავაჭრო პირობების დიფერენციალი გამოითვლება შემდეგნაირად:

$$tot_{it} = (p_{it}^X - p_{it}^M) - (p_{it}^{*X} - p_{it}^{*M}) \quad (2.34)$$

სადაც, p_{it}^X და p_{it}^M აღნიშნავს ექსპორტისა და იმპორტის ფასებს ეროვნული ეკონომიკისათვის, ხოლო p_{it}^{*X} და p_{it}^{*M} - ექსპორტისა და იმპორტის ფასებს უცხოური ეკონომიკისათვის.

2.7.3. MEVA - პანელური მოდელი ფიქსირებული ეფექტით

გაცვლითი კურსების შეფასებისათვის გამოიყენება პანელური მონაცემების მოდელი ფიქსირებული ეფექტით, რომელიც შემდეგნაირად არის წარმოდგენილი:

$$q_{it} = \alpha + \gamma_i + \beta_1 Balassa_{it} + \beta_2 tot_{it} + e_t \quad (2.35)$$

სადაც, q_i არის რეალური გაცვლითი კურსი i -ური ვალუტისათვის, $Balassa$ ცვლადი წარმოადგენს ბალასა-სამუელსონის ეფექტს, ხოლო tot ცვლადი სავაჭრო პირობებს მშობლიურ და i -ურ ქვეყანას შორის. რაც შეეხება γ -ს, იგი წარმოადგენს i -ური ქვეყნის სპეციფიურ ფიქსირებულ ეფექტს.

(48) განტოლება შეგვიძლია შემდეგნაირად ჩავწეროთ:

$$q_{it} = FE_i + \beta_1 Balassa_{it} + \beta_2 tot_{it} + e_t \quad (2.36)$$

სადაც FE_i წარმოადგენს ფიქსირებული ეფექტის სპეციფიური ქვეყნისათვის და ტოლია:

$$FE_i = \alpha + \gamma_i$$

2.7.4. MEVA მოდელის შეფასების პროცედურა

MEVA მოდელის შეფასება 4 ეტაპისაგან შედგება:

ეტაპი I: პირველი ეტაპი მოიცავს ერთგან ტოლებიან შეფასებას, რომელიც გულისხმობს მონაცემების ჯვარედინ შემოწმებას. პირველ რიგში, თითოეული ვალუტისათვის წყვილ-წყვილად უნდა შემოწმდეს კონტეგრაციული კავშირები სრულად შეზღუდული უმცირეს კვადრატთა მეთოდის მეშვეობით (FMOLS შეზღუდული მუდმივით). შემდეგ ხდება კონტეგრაციისა და კორექციის მოდელის საჭიროების შეფასება ჩვეულებრივი, სტანდარტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდის მეშვეობით. ეს ეტაპი გვამღევს ნდობის ინტერვალის დიაპაზონს თითოეული შემთხვევისათვის, რასაც ვერ უზრუნველყოფს პანელური შეფასება.

ეტაპი II: ეს ეტაპი გულისხმობს პანელური მოდელის შეფასებას. თავდაპირველად უნდა მოხდეს კონტეგრაციული კავშირების რაოდენობის ტესტირება იოჰანსენ-ფიშერის ტესტის მეშვეობით. შემდეგ უნდა შეფასდეს პანელური

კონტეგრაციული მოდელი, შეწონილი შეზღუდული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით (FMOLS). მეორე ეტაპის ბოლო საფეხურზე ხდება მიღებული შეფასებების მიხედვით განტოლების იდენტიფიცირების უნარის შეფასება პარამეტრების ნიშნისა და მათი სანდოობების მიხედვით.

ეკონომიკური და სტატისტიკური იდენტიფიცირების უნარის შემოწმება შესაძლებელია ნულოვანი ჰიპოთეზის ტესტირების მეშვეობით:

$$H_0: \beta_i > 0$$

ეტაპი III: მესამე ეტაპზე ერთეულოვანი ფესვის ტესტით უნდა მოხდეს პანელური მონაცემების კონტეგრირებადობის შემოწმება (Im-Pesaran-Shin ტესტის მეშვეობით). განიხილება ნარჩენობით წევრებში ერთეულოვანი ფესვის არსებობა.

შემდეგ ხდება წონასწორობის კორექციის ტესტის ჩატარება და ნახევარი პერიოდის გამოთვლა ფიქსირებული ეფექტის უმცირეს კვადრატთა მეთოდის მეშვეობით.

წონასწორობის კორექციის მოდელს აქვს შემდეგი სახე:

$$\Delta q_{it} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \hat{\epsilon}_{it-1} + \hat{\nu}_t \quad (2.37)$$

სადაც, $\hat{\epsilon}_{it-1}$ არის წონასწორობის შეცდომა, $\hat{\alpha}_1$ არის წონასწორობის შესწორების კოეფიციენტი, რომელიც უნდა შემოწმდეს ნულოვანი ჰიპოთეზით: $\hat{\alpha}_1 < 0$. თავად მოდელი კი წარმოადგენს მოკლევადიან შესწორებულ კავშირს.

ნახევარი პერიოდის გამოსათვლელად, უნდა მოვახდინოთ დამატებითი მოდელის შეფასება:

$$\hat{\epsilon}_{it} = \rho \hat{\epsilon}_{it-1} + \omega_t \quad (2.38)$$

(2.38)-ში მიღებული ρ კოეფიციენტის მიხედვით კი გამოითვლება წონასწორობის შეცდომის ნახევარი პერიოდის სიდიდე, რომელიც ტოლია:

$$h = \frac{\ln\left(\frac{1}{2}\right)}{\ln(\rho)} \quad (2.39)$$

ეტაპი IV: ბოლო ეტაპი წარმოადგენს მიღებული შედეგების ტრანსფორმაციას, რაც გულისხმობს რეალური გაცვლითი კურსიდან ნომინალურ კურსზე გადასვლას.

თუ გავითვალისწინებთ, რომ რეალური გაცვლითი კურსი მიიღება ნომინალური გაცვლითი კურსისა და CPI-ს მიხედვით:

$$q_{it} = s_{it} + (cpi_{it} - cpi_{it}^*) \quad (2.40)$$

მოცემული განტოლების მეშვეობით შეგვიძლია გადავიდეთ ნომინალურ გაცვლით კურსზე. გასათვალისწინებელია ის ფაქტი, რომ ნდობის ინტერვალები ამ მოდელისათვის მზა სახით არ არის წარმოდგენილი, შესაბამისად, ნდობის ინტერვალების ნაცვლად, ვიყენებთ ე.წ. „ნდობის რეგიონს“, რომელიც ეფუძნება წონასწორობის შეცდომის სტანდარტულ შეცდომებს.

თავი III. საქართველოს ეკონომიკაში სავალუტო კურსის გავლენის შეფასების ემპირიული ანალიზი

3.1. სავალუტო კურსების განვითარება საქართველოში

საქართველოს ეროვნული ვალუტა ლარი, რომელიც მიმოქცევაში 1995 წლიდან გავიდა, აშშ დოლარზე 1997 წლამდე იყო მიბმული – ამის მიზეზი გახლდათ ქვეყანაში მოქმედი ფიქსირებული გაცვლითი კურსის რეჟიმი. იმ პერიოდისთვის ფიქსირებული კურსის რეჟიმი სასურველ ალტერნატივას წარმოადგენდა, ვინაიდან ქვეყანაში არსებული მაღალი ინფლაციის პირობებში, რაც ქვეყნის შიგნით მიმდინარე მოვლენებით იყო გამოწვეული, ისედაც შესუსტებული იყო ეროვნული ვალუტისადმი დნობა და გაცვლითი კურსის მიბმა უზრუნველყოფდა კურსის სტაბილურობის შენარჩუნებას (აშშ დოლარის გაცვლითი კურსის შესაბამისად) და ნდობის აღდგენას.

1997 წლიდან საქართველოში ამოქმედდა მართვადი მცურავი გაცვლითი კურსის რეჟიმი, რომლის პირობებში გაცვლითი კურსის განსაზღვრა ხდება საბაზრო ძალების მიხედვით - მოთხოვნა-მიწოდების ურთიერთქმედებით. აღნიშნულ გადაწყვეტილებას საფუძვლად ედო როგორც თეორიული მოსაზრებები, ასევე სხვა ქვეყნების გამოცდილება, რომელმაც აჩვენა რომ ჩვენი ქვეყნის მსგავსი წყობისთვის მცურავ გაცვლითი კურსის რეჟიმს უფრო მეტი უპირატესობანი გააჩნია ვიდრე ფიქსირებულ რეჟიმს.

აღსანიშნავია ის ფაქტიც, რომ ფიქსირებული გაცვლითი კურსის პირობებში ფერხდება ეფექტური და დამოუკიდებელი მონეტარული პოლიტიკის გატარების შესაძლებლობა. მაგალითად, რეცესიული ეკონომიკის პირობებში, როდესაც საჭიროა ეკონომიკის წახალისება და ექსპანსიური მონეტარული პოლიტიკის გატარება, როგორც ეს საქართველოში მოხდა 2008-2009 წლებში, დოლარზე მიბმული კურსის არსებობა შეზღუდავდა ეროვნული ბანკისა თუ მთავრობის ღონისძიებების არეალს და შეამცირებდა მონეტარული პოლიტიკის მნიშვნელობას, რადგან პრაქტიკულად შეუძლებელია ერთდროულად ორ აგრეგატზე - ფულის მიწოდებასა და გაცვლით კურსზე ზემოქმედება. გარდა ამისა, როცა საქართველო და აშშ იმყოფება ბიზნეს ციკლის სხვადასხვა ეტაპზე, მათი ეკონომიკებისთვის მიზანშეწონილია სხვადასხვა სახის მონეტარული პოლიტიკის გატარება. მაგალითად, თუ ამერიკაში არის რეცესია

და ტარდება ექსპანსიური მონეტარული პოლიტიკა, იგი ავნებს საქართველოს ეკონომიკას, როცა ის გაფართოების სტადიაზეა.

3.2. გაცვლითი კურსების ვოლატილობის გამომწვევი ფაქტორები

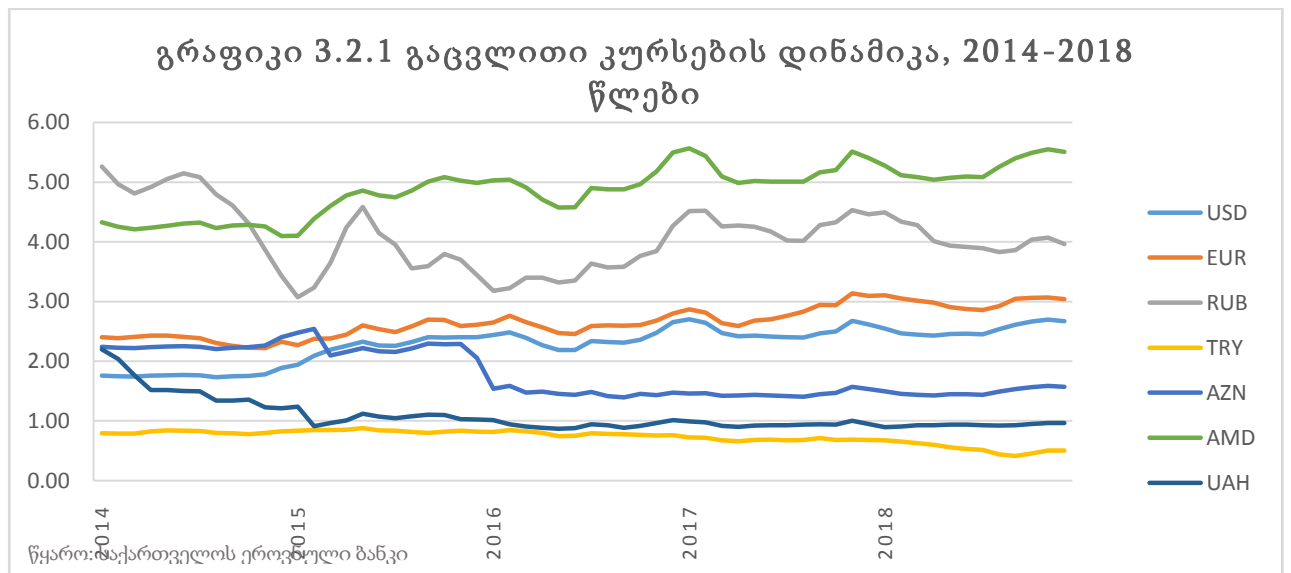
2009 წლიდან საქართველოს ეროვნული ბანკის მონეტარული პოლიტიკა მოქმედებს ინფლაციის თარგეთირების რეჟიმში. აღნიშნული ჩარჩო გულისხმობს ინფლაციის მიზნობრივი მაჩვენებლის წინასწარ გამოცხადებას და შემდგომ მონეტარული პოლიტიკის იმგვარად წარმართვას, რომ ქვეყანაში არსებული ინფლაცია მიზნობრივი მაჩვენებელზე შენარჩუნდეს საშუალოვადიან პერიოდში. საქართველოს მსგავსი, პატარა და ღია ეკონომიკებისთვის, რომლებსაც არ აქვთ ოპტიმალური სავალუტო სივრცე რომელიმე სავაჭრო პარტნიორთან, აღნიშნული რეჟიმი ოპტიმალურ არჩევანს წარმოადგენს. წარმატებული ინფლაციის თარგეთირების ჩარჩო მოქნილი გაცვლითი კურსის არსებობას მოითხოვს. ამგვარად, საქართველოში მოქმედებს მცურავი გაცვლითი კურსის რეჟიმი. კურსის განსაზღვრა ხდება სავალუტო ბაზარზე არსებული მოთხოვნა-მიწოდების მიხედვით, რომლებზეც, თავის მხრივ, გავლენას ახდენს ეკონომიკური ფუნდამენტები და ასევე დროებითი ფაქტორები. არსებული რეჟიმი ითვალისწინებს ეროვნული ბანკის ინტერვენციას სავალუტო ბაზარზე სავალუტო აუქციონების საშუალებით მხოლოდ გარკვეულ შემთხვევებში: თუ ადგილი აქვს ჭარბი კაპიტალის დროებით შემოდინება-გადინებას, რომელიც კურსის მკვეთრ მოკლევადიან რყევას გამოიწვევს; საერთაშორისო რეზერვების შევსების მიზნით; სახელმწიფო საგარეო ოპერაციების დასაბალანსებლად. მაშასადამე, ჩარევა მიზანშეწონილია ისეთ ვითარებაში, როდესაც იკვეთება კურსის ერთჯერადი დიდი რყევის გამომწვევი დროებითი მოვლენები. აღნიშნული რეჟიმის პირობებში, გაცვლითი კურსი მოკლევადიან პერიოდში მერყეობით ხასიათდება, თუმცა გრძელვადიან პერიოდში სტაბილურობას ინარჩუნებს. ეს დამოკიდებულია როგორც ეკონომიკის შიგნით მიმდინარე პროცესებზე, ასევე საგარეო ფაქტორებზე.⁵

როგორც აღვნიშნეთ, საქართველოში მოქმედებს მცურავი გაცვლითი კურსის რეჟიმი. მცურავი გაცვლითი კურსის მახასიათებელია მოკლევადიან პერიოდში

⁵ https://www.nbg.gov.ge/uploads/publications/inflationreport/2015/publish_ir_february_2015.pdf

მერყეობა, თუმცა გრძელვადიან პერიოდში სტაბილურობა. მცურავი გაცვლითი კურსის რეჟიმი გულისხმობს, რომ ეროვნული ბანკი ახორციელებს ინტერვენციებს სავალუტო ბაზარზე აუქციონების საშუალებით მაშინ, როდესაც ხდება ჭარბი კაპიტალის დროებითი შემოდინება, რაც იწვევს კურსის მკვეთრ რყევას, ასევე მაშინ, როდესაც საჭიროა რეზერვების შევსება და ა.შ.

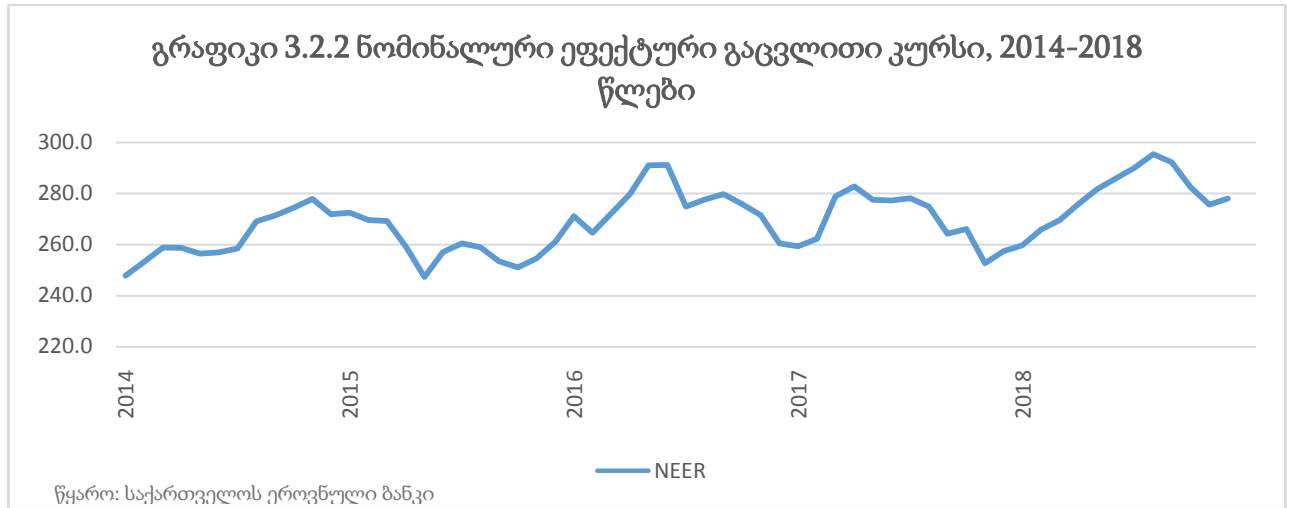
ეროვნული ვალუტის, ლარის გაუფასურება დაიწყო 2014 წლის III კვარტლის ბოლოდან, კერძოდ კი 2014 წლის ნოემბრიდან და 2016 წლის თებერვლის ჩათვლით 39.7%-ით გაუფასურდა. უკანასკნელი ტენდენციებით, 2018 წლის მონაცემების მიხედვით, 2018 წლის იანვრიდან დეკემბრამდე საშუალო თვიური გაცვლითი კურსების მიხედვით, ლარი დოლართან მიმართებაში 4.8%-ით გაუფასურდა.



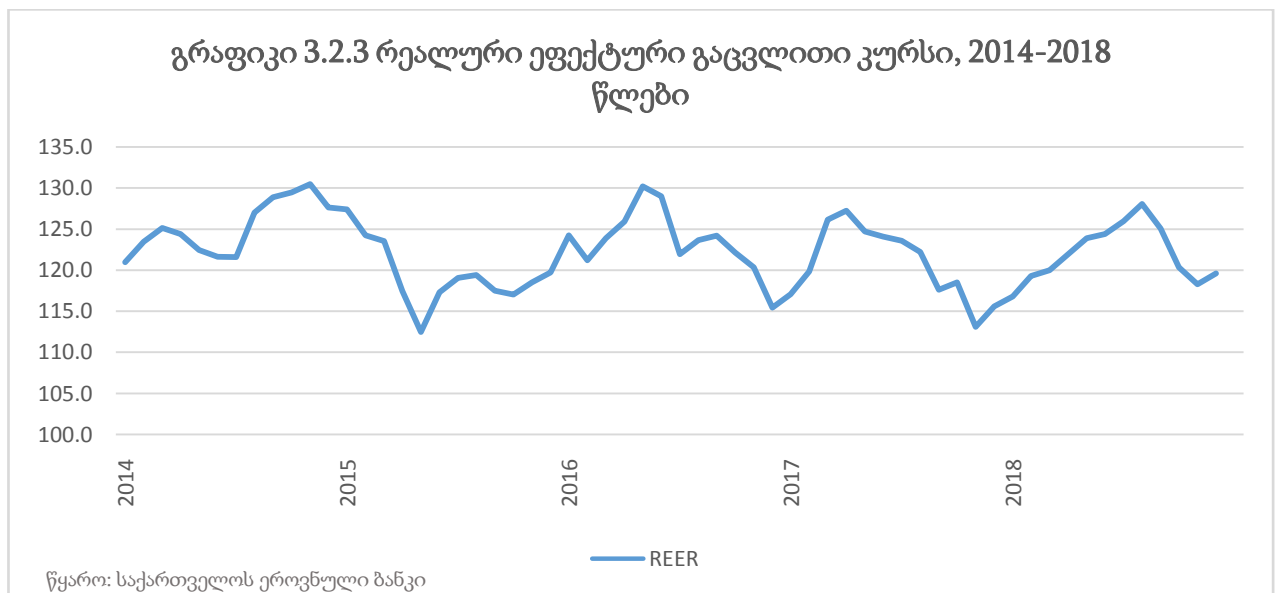
2018 წელს, დოლარისაგან განსხვავებით ევროსთან მიმართებაში ლარი გამყარდა (2.1%-ით). ლარის გაცვლითი კურსი თურქულ ლირასთან მიმართებაში იგივე პერიოდში 11.8%-ით, ხოლო რუსულ რუბლთან და თურქულ ლირასთან შესაბამისად 11.8% და 25.6%-ით გამყარდა. ხოლო, აზერბაიჯანულ მანათთან, სომხურ დრამთან და უკრაინულ გრივნასთან შესაბამისად 4.9%, 4.4% და 7.3%-ით გაუფასურდა.

ეკონომიკური თვალსაზრისით, მნიშვნელოვანია არა მხოლოდ ლარსა და დოლარს შორის გაცვლითი კურსი, არამედ ქვეყნის სხვა სავაჭრო პარტნიორებთან მიმართებაშიც. ამისათვის გამოიყენება ნომინალური ეფექტური გაცვლითი კურსი და რეალური ეფექტური გაცვლითი კურსი. პირველი აჩვენებს ლარის ნომინალურ კურსს

ძირითადი პარტნიორი ქვეყნების ვალუტებთან შედარებით და შეწონილია მათთან სავაჭრო ბრუნვის წილების მიხედვით. რეალური ეფექტური კურსი კი ითვალისწინებს ინფლაციის ეფექტსაც.⁵

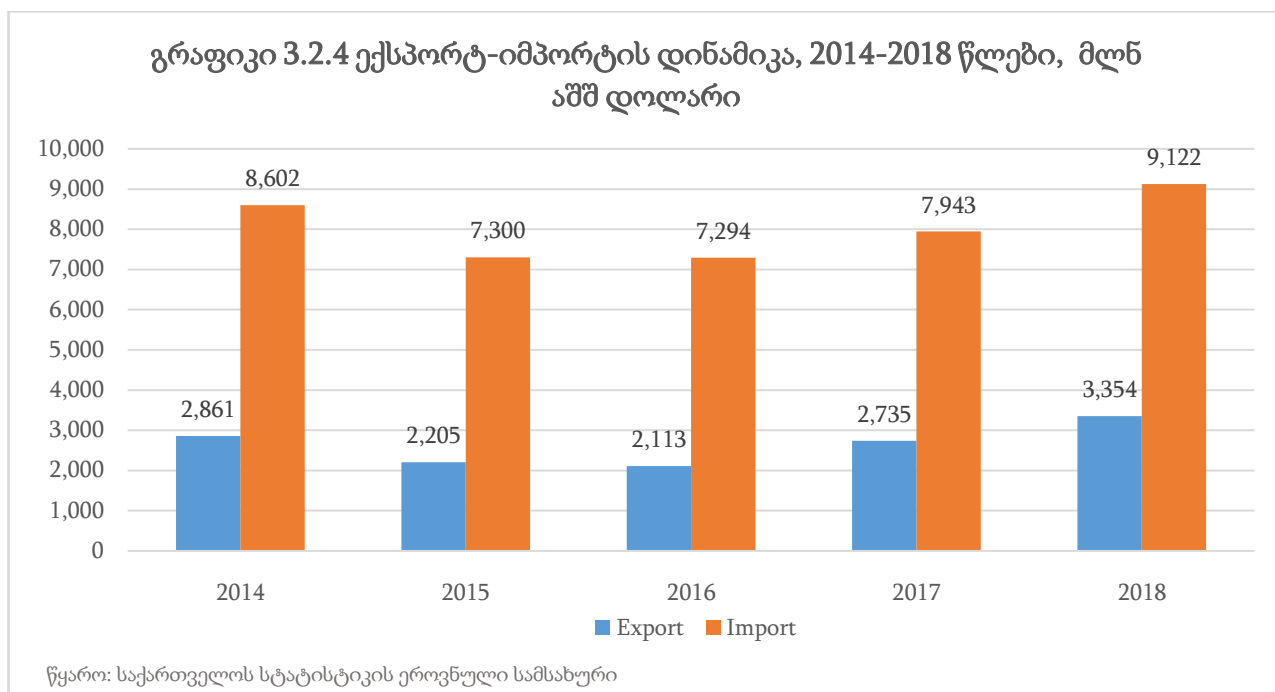


გამომდინარე იქიდან, რომ ნომინალური ეფექტური გაცვლითი კურსის ზრდა მიგვანიშნებს ეროვნული ვალუტის გამყარებაზე, ხოლო შემცირება გაუფასურებაზე, ცხადია, 2014 წლის იანვრიდან, 2018 წლის დეკემბრის ჩათვლით ლარი გამყარდა, თუმცა აღსანიშნავია ის ფაქტი, რომ 2018 წლის აგვისტოდან წლის ბოლომდე შეინიშნებოდა ეროვნული ვალუტის გაუფასურება. რაც შეეხება რეალურ გაცვლით კურსს, რეალური ეფექტური გაცვლითი კურსი, დეკემბერში 1.1%-ით გამყარდა, თუმცა მეოთხე კვარტალის მანძილზე 0.6%-ით გაუფასურდა. ხოლო, გამყარებამ წლიურ დონეზე 2.4% შეადგინა.

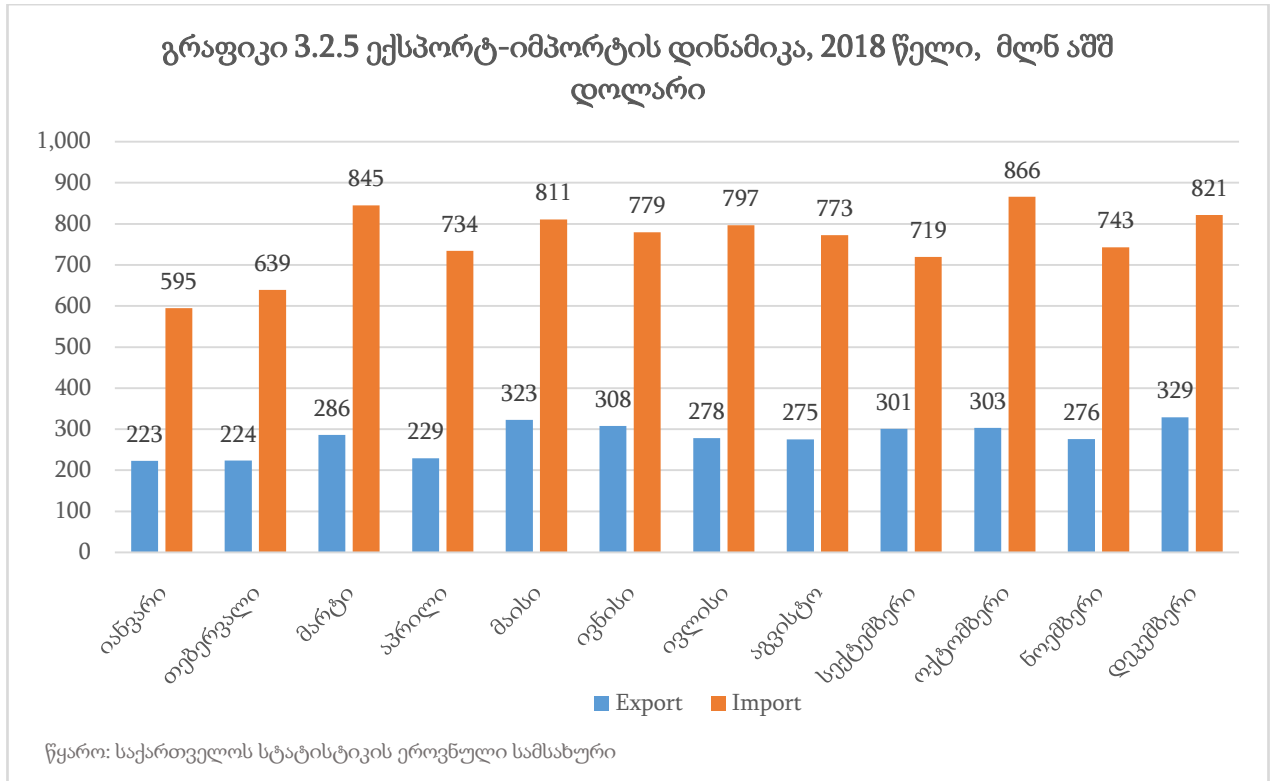


2018 წლის ბოლოს, ლარის ოფიციალურმა გაცვლითმა კურსმა 2.6766 შეადგინა და როგორც ზემოთ აღვნიშნეთ, საშუალო თვიური გაცვლითი კურსების მიხედვით ლარი დოლართან მიმართებაში იანვრიდან დეკემბრის ჩათვლით 4.8%-ით გაუფასურდა, ხოლო თუ ყოველდღიური გაცვლითი კურსების მიხედვით ვიმსჯელებთ წლიურმა გაუფასურებამ დოლარის მიმართ 3.3% შეადგინა. ეს ნიშნავს, რომ ლარი პოზიციებს ინარჩუნებდა სხვა პარტნიორი ქვეყნების ვალუტების მიმართ. გამყარდა ასევე ლარის რეალური ეფექტური გაცვლითი კურსიც. გარდა დოლარის გამყარების ტენდენციისა მსოფლიო ბაზრებზე, ლარი/დოლარის გაცვლითი კურსის დინამიკაზე მნიშვნელოვანი როლი ითამაშა საქართველოს სავაჭრო პარტნიორებთან განვითარებულმა ეკონომიკურმა ტენდენციებმა.

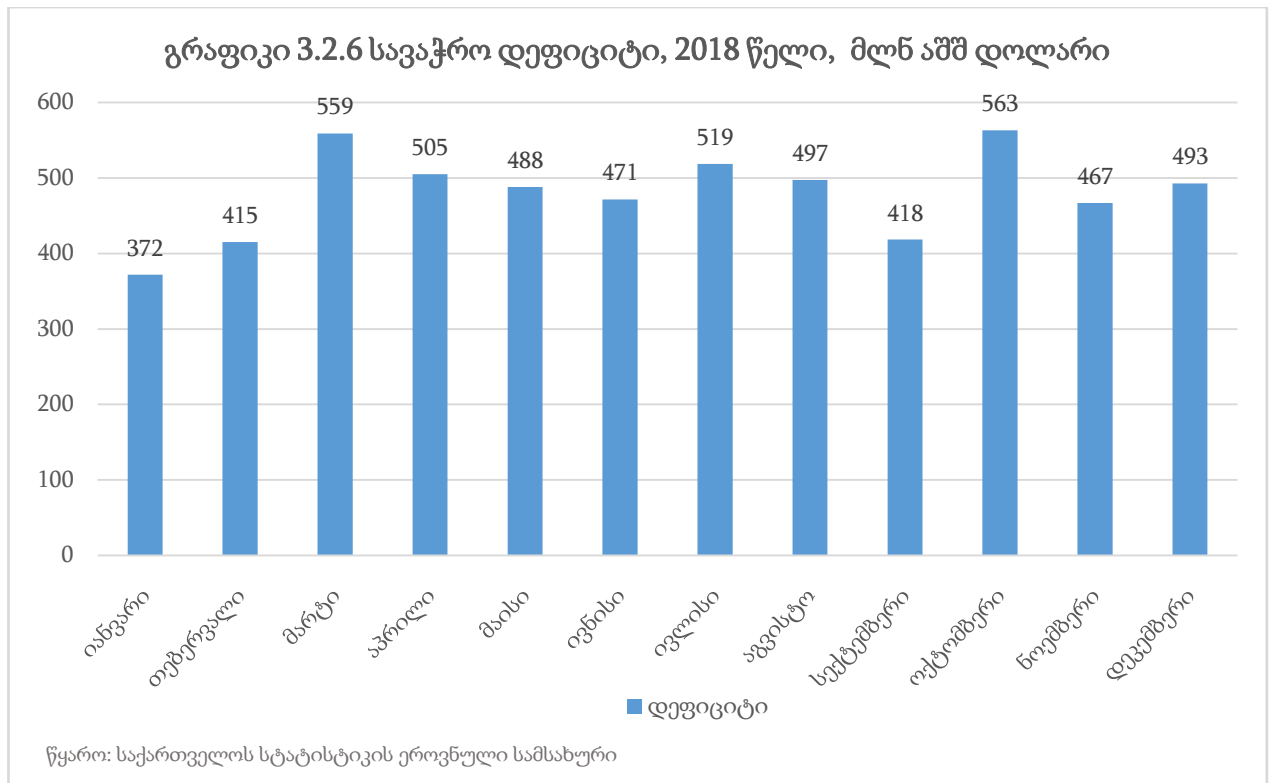
2014-2016 წლებში, როგორც ექსპორტის, ასევე იმპორტის დინამიკაში შეინიშნება კლებადი ტენდენცია, თუმცა უკანასკნელი 2 წლის მანძილზე (2017-2018 წლებში), ეს მიმართულება შეიცვალა და დროით მწკრივს ახასიათებს ზრდადი ტრენდი. 2018 წელს, გასულ წელთან შედარებით ექსპორტი 22.6%-ით გაიზარდა, ხოლო იმპორტი 19.9%-ით.



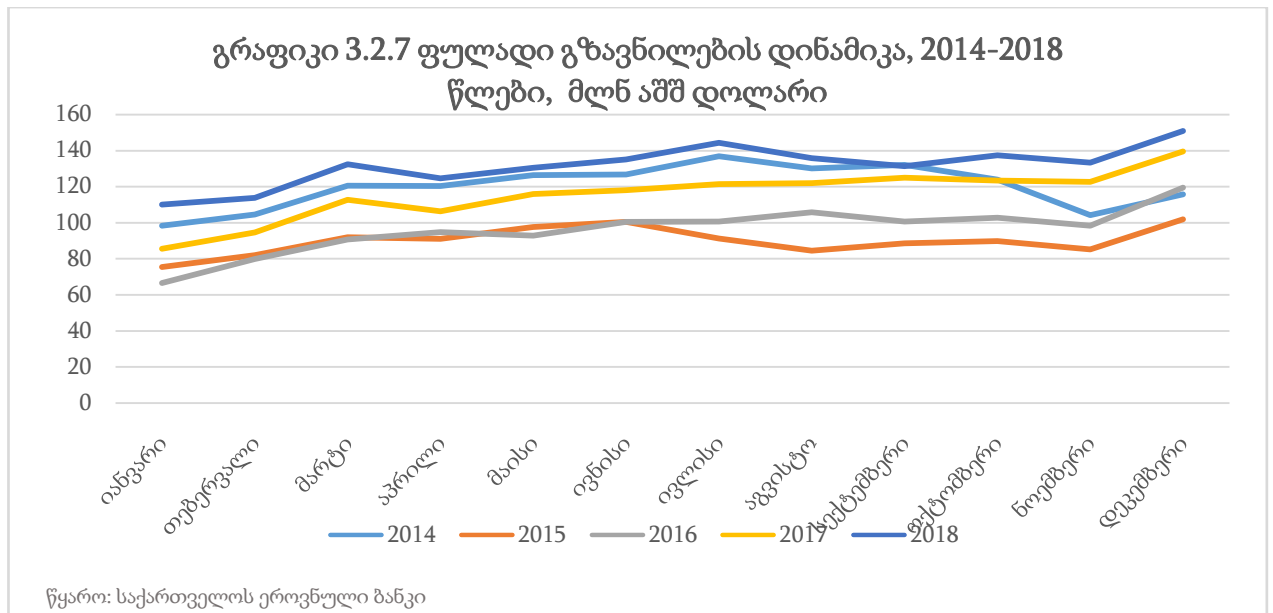
თუ დავაკვირდებით 2018 წლის ექსპორტისა და იმპორტის ყოველთვიურ მონაცემებს, ექსპორტის მოცულობა 2018 წლის იანვრიდან დეკემბრამდე 47.5%-ით, ხოლო იმპორტი 38%-ით გაიზარდა.



გამომდინარე იმპორტსა და ექსპორტს შორის არსებული მაღალი სხვაობისა, საგარეო ვაჭრობის სალდო უარყოფითია. 2018 წლის ყოველთვიური მონაცემების თანახმად, სავაჭრო სალდო იანვრის თვიდან დეკემბრის ჩათვლით 32.5%-ით გაიზარდა.



სავალუტო კურსების ცვლილებაში დიდ როლს თამაშობს ფულადი გზავნილებიც. 2015-2017 წლებში 2014 წელთან შედარებით, მნიშვნელოვნად იყო შემცირებული ფულადი გზავნილების ზრდის ტემპები, თუმცა 2017 წლის ბოლო კვარტალში უცხოეთიდან გზავნილების სიდიდე გაიზარდა. რაც შეეხება 2018 წელს, მესამე კვარტალში შეინიშნებოდა მკვეთრი ვარდნა, ივლისიდან სექტემბრის ჩათვლით გზავნილები 9%-ით შემცირდა. რასაც შესაბამისი გამოძახილი მოყვა გაცვლით კურსებთან მიმართებაში. რაც შეეხება მეოთხე კვარტალს, უცხოეთიდან გზავნილები ისევ გაიზარდა და სექტემბრიდან დეკემბრის ჩათვლით 14.8%-ით გაიზარდა.



ბოლო წლების განმავლობაში დაფიქსირებული შედარებით დაბალი ზრდის ტემპების შემდეგ, 2018 წელს 2017 წელთან მიმართებაში ფიქსირდებოდა შედარებით მაღალი ზრდის ტემპი, თუმცა დეკემბრის თვეში, გასული წლის ანალოგიურ თვესთან შედარებით 0.3%-ით შემცირდა. საერთო ჯამში 2018 წელს 2017 წელთან შედარებით ვიზიტორთა რაოდენობა 9.8%-ით გაიზარდა. შემდეგ გაზრდილი ვიზიტორების რაოდენობაც, რაც ასევე განაპირობებს ტურიზმიდან შემოსავლების ზრდის ტემპების მნიშვნელოვანმა ტემპს. ეს ფაქტორიც ლარის გაცვლით კურსზე გამყარების მიმართულებით მოქმედებს.

მოცემული ანალიზიდან ჩანს, რომ 2018 წელს გაცვლითი კურსის დინამიკაზე მნიშვნელოვან გავლენას ახდენდა საგარეო მოვლენები.

3.2.1. ნომინალურ ეფექტურ გაცვლით კურსზე მოქმედი ფაქტორების ალტერნატიული ანალიზი VAR მოდელის საშუალებით

ვექტორული ავტორეგრესიული ანალიზისთვის ვიყენებთ თვიურ მონაცემებს, 2011 წლის იანვრიდან 2018 წლის დეკემბრის ჩათვლით. საბაზისო მოდელი მოიცავს 3 ენდოგენურ, 1 ეგზოგენურ ცვლადს.

ენდოგენური ცვლადებია:

- ნომინალური ეფექტური გაცვლითი კურსის ლოგარითმი;
- ექსპორტისა და იმპორტის სხვაობის ლოგარითმი;

- სამომხმარებლო ფასების ინდექსის ლოგარითმი.

ლაგების რაოდენობის შესარჩევად სტატისტიკურ პროგრამა ივიუსში ვიყენებთ ლაგების შერჩევის კრიტერიუმებს. რეგრესიის ზომისა და მონაცემების შეზღუდულობიდან გამომდინარე უმჯობესია, მოდელის სწორედ შესაფასებლად საჭირო მინიმალური რაოდენობის ლაგების აღება. ამის გათვალისწინებით, ვყვრდნობით LR ტესტის, პროგნოზირების საბოლოო ცდომილებისა და აკაიკეს ინფორმაციის კრიტერიუმებს, რომლებიც საბაზისო მოდელში 1 ლაგის ჩასმას გვირჩევენ.

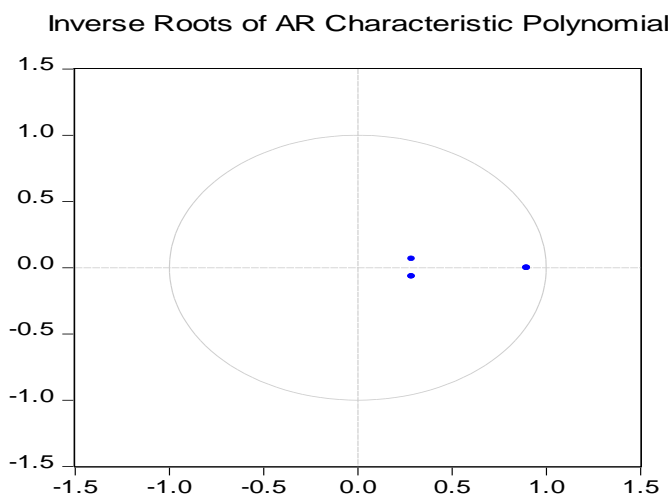
ცხრილი 3.2.1 ლაგის შერჩევის LR ტესტი

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: L_NEER L_EX D_L_CPI_GEO
 Exogenous variables: C
 Date: 07/23/19 Time: 17:44
 Sample: 2011M01 2018M12
 Included observations: 84

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	482.2336	NA	2.22e-09	-11.41032	-11.32351	-11.37542
1	568.3695	164.0683	3.55e-10*	-13.24689*	-12.89963*	-13.10730*
2	575.0483	12.24451	3.75e-10	-13.19163	-12.58392	-12.94733
3	577.6052	4.505080	4.38e-10	-13.03822	-12.17007	-12.68923
4	584.9019	12.33493	4.58e-10	-12.99767	-11.86907	-12.54398
5	595.6680	17.43082	4.42e-10	-13.03972	-11.65068	-12.48133
6	603.2129	11.67660	4.62e-10	-13.00507	-11.35559	-12.34199
7	615.3276	17.88357	4.35e-10	-13.07923	-11.16930	-12.31145
8	619.7406	6.199249	4.94e-10	-12.97001	-10.79964	-12.09754
9	626.2522	8.682151	5.37e-10	-12.91077	-10.47995	-11.93360
10	630.8830	5.843632	6.14e-10	-12.80674	-10.11548	-11.72487
11	644.8631	16.64290	5.67e-10	-12.92531	-9.973605	-11.73875
12	661.0924	18.16137*	5.00e-10	-13.09744	-9.885287	-11.80618

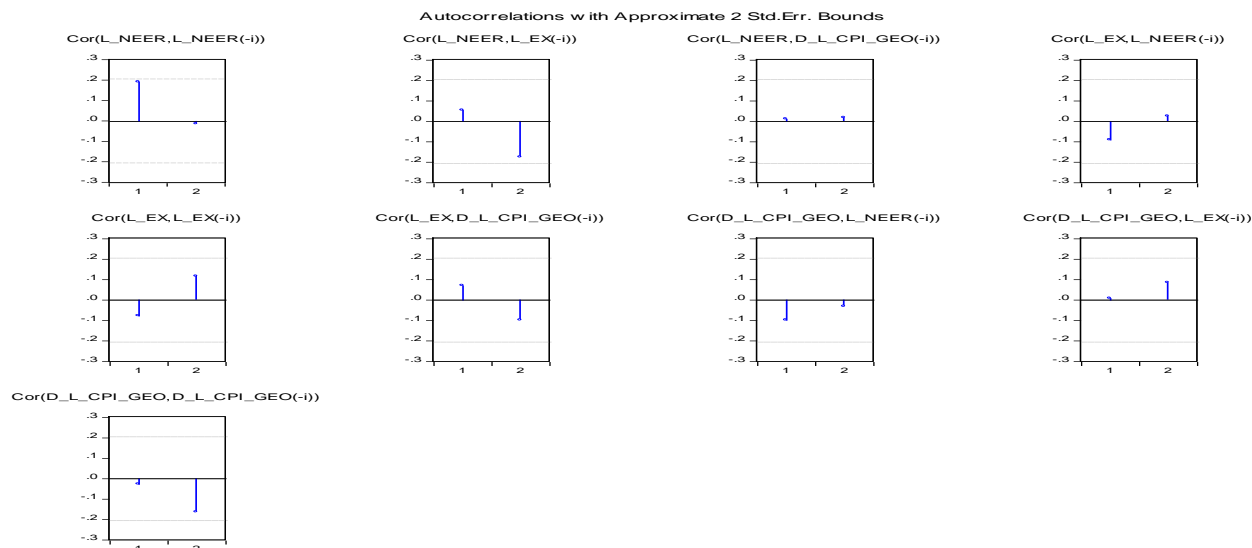
იმისათვის, რომ ცვლადები სწორად ასახავდნენ მათ ეკონომიკურ შინაარსს, მნიშვნელოვანია რომ ისინი სტაციონარულები იყვნენ. ამის შესაფასებლად ვიყენებთ მოდელის კოვარიაციულად სტაციონარულობის ტესტს. შედეგების მიხედვით მოდელი კოვარიაციულად სტაციონარულია, რადგან ყველა მისი ფესვი ერთეულოვანი წრის შიგნით მდებარეობს. აღნიშნული ნიშნავს, რომ მოდელის ყველა კომპონენტი სტაციონარულია და იმპულსზე რეაქციის ფუნქციის სწორ შეფასებებს მივიღებთ.

დიაგრამა 3.2.1. კოვარიაციულად სტაციონარულობის ტესტი



ცვლადების სტაციონარულობის შესამოწმებლად დამატებით ვიყენებთ LM ტესტსა და კორელოგრამის დიაგრამებს. მიღებული შედეგების მიხედვით, ავტოკორელაციური კავშირი უარყოფილია ორივე მეთოდოლოგიის: LM ტესტისა და კორელოგრამის მიხედვით. აღნიშნული ადასტურებს მოსაზრებას, რომ ერთი ლაგი საკმარისია აღნიშნული ანალიზისათვის.

დიაგრამა 3.2.2. ავტოკორელაციის ფუნქციები



ცხრილი 3.2.2 LM ტესტი

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
 Date: 07/23/19 Time: 17:48
 Sample: 2011M01 2018M12
 Included observations: 95

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
-----	-----------	----	-------	------------	----	-------

1	13.52081	9	0.1404	1.525538	(9, 209.5)	0.1405
---	----------	---	--------	----------	------------	--------

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	13.52081	9	0.1404	1.525538	(9, 209.5)	0.1405

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

ავტორეგრესულ მოდელებში მნიშვნელოვანი და ყველაზე საინტერესოა გრეინჯერის მიზეზობრიობასთან დაკავშირებით ვალდის ტესტის შედეგები. გრეინჯერის მიზეზობრიობის ტესტი გამოიყენება რათა განისაზღვროს შესაძლებელია თუ არა ერთი დროითი მწკრივის საშუალებით მეორე დროითი მწკრივის პროგნოზირება.

ცხრილი 3.2.3 გრეინჯერის მიზეზობრიობის ტესტი

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 07/23/19 Time: 17:51

Sample: 2011M01 2018M12

Included observations: 95

Dependent variable: L_NEER

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
L_EX	0.041063	1	0.8394
D_L_CPI_GEO	0.130892	1	0.7175
All	0.155043	2	0.9254

Dependent variable: L_EX

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
L_NEER	5.539677	1	0.0186
D_L_CPI_GEO	1.645447	1	0.1996
All	7.748200	2	0.0208

Dependent variable: D_L_CPI_GEO

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
L_NEER	0.027679	1	0.8679
L_EX	3.245990	1	0.0716
All	3.858607	2	0.1452

იმისათვის, რომ შევამოწმოთ მიზეზ-შედეგობრივი კავშირი ცვლადებს შორის ვიყენებთ გრეინჯერის წესს. აღნიშნული წესი გულისხმობს რომ თუ ერთი ცვლადი გრეინჯერის მიზეზ-შედეგობრივი კავშირითაა დამოკიდებული მეორე ცვლადზე, მაშინ მეორე ცვლადის ლაგებით შესაძლებელია პირველი ცვლადის მომავალი მნიშვნელობების პროგნოზირება.

ტესტში ნულოვან ჰიპოთეზას წარმოადგენს ის, რომ ნომინალური ეფექტური გაცვლითი კურსის ლოგარითმი გრეინჯერის მიხედვით განისაზღვრება ჯერ მხოლოდ სავაჭრო დეფიციტის ლოგარითმის ყველა ლაგის და სამომხმარებლო ფასების ინდექსის ლოგარითმის პირველი სხვაობის ყველა ლაგის მიერ. ტესტში ჩანს, რომ ყველა შემთხვევაში p მნიშვნელობები აჭარბებს 0.05-ს რაც ნიშნავს, იმას რომ უნდა მივიღოთ ნულოვანი ჰიპოთეზა გრეინჯერის მიზეზობრიობის არსებობასთან დაკავშირებით.

შემდეგ ეტაპზე ვამოწმებთ დანარჩენი ცვლადებისათვის. ორივე განტოლებებში დასტურდება, რომ ეგზოგენური ცვლადები, როგორც ცალ-ცალკე ასევე ერთობლივად წარმოადგენენ მიზეზს გრეინჯერის მიხედვით, აღნიშნული ნიშნავს, იმას რომ ეს ცვლადები აუმჯობესებენ დამოკიდებული ცვლადების პროგნოზებს.

ცხრილი 3.2.4. VAR(1) მოდელი

Vector Autoregression Estimates
 Date: 07/23/19 Time: 17:56
 Sample (adjusted): 2011M02 2018M12
 Included observations: 95 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

	L_NEER	L_EX	D_L_CPI_GEO
L_NEER(-1)	0.900485 (0.03815) [23.6060]	0.666785 (0.28330) [2.35365]	0.002508 (0.01508) [0.16637]
L_EX(-1)	-0.002751 (0.01358) [-0.20264]	0.155381 (0.10084) [1.54090]	0.009668 (0.00537) [1.80166]
D_L_CPI_GEO(-1)	-0.086007 (0.23773) [-0.36179]	-2.264683 (1.76549) [-1.28275]	0.416296 (0.09395) [4.43082]
C	0.592071 (0.22870) [2.58880]	7.271748 (1.69850) [4.28128]	-0.138555 (0.09039) [-1.53286]
R-squared	0.873981	0.142387	0.188646
Adj. R-squared	0.869827	0.114114	0.161899

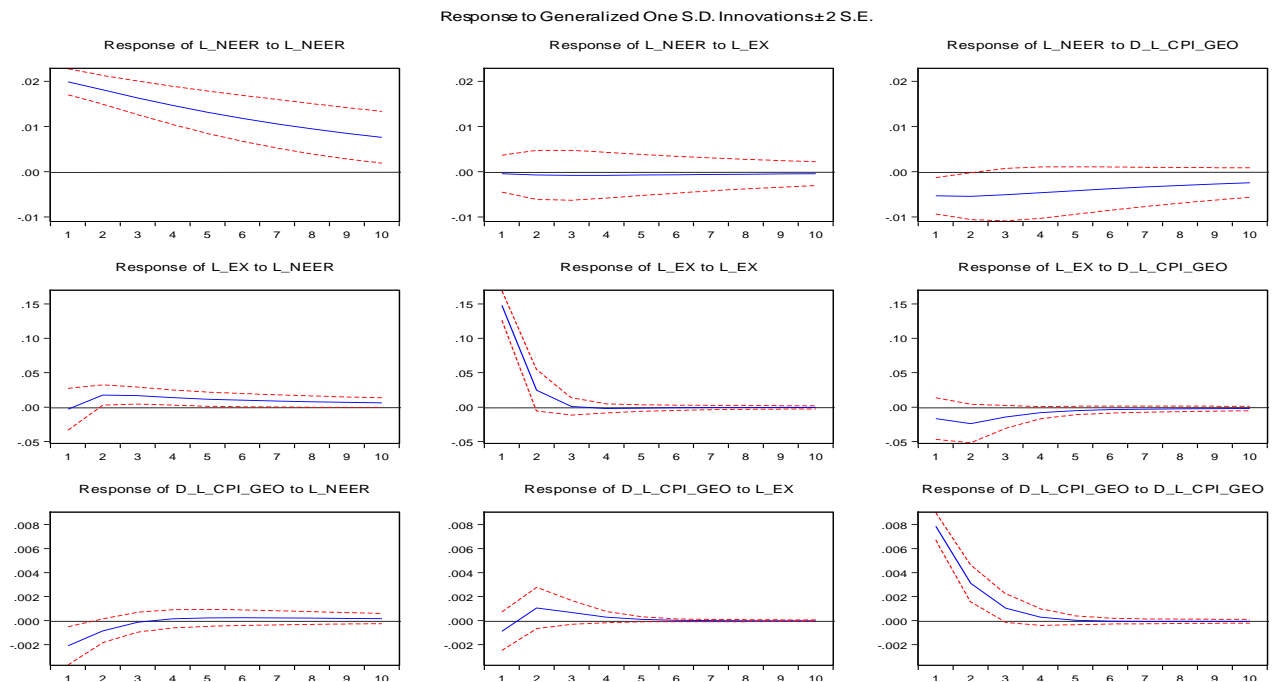
Sum sq. resids	0.036039	1.987726	0.005629
S.E. equation	0.019901	0.147794	0.007865
F-statistic	210.3715	5.036172	7.052751
Log likelihood	239.3594	48.87791	327.5481
Akaike AIC	-4.954935	-0.944798	-6.811540
Schwarz SC	-4.847403	-0.837266	-6.704008
Mean dependent	5.567275	12.99636	0.001839
S.D. dependent	0.055158	0.157025	0.008591
<hr/>			
Determinant resid covariance (dof adj.)		4.89E-10	
Determinant resid covariance		4.30E-10	
Log likelihood		620.0349	
Akaike information criterion		-12.80074	
Schwarz criterion		-12.47814	
Number of coefficients		12	

ზემოთ მოყვანილი VAR(1) მოდელი შეგვიძლია ჩავწეროთ შემდეგი სახით:

$$\begin{pmatrix} L_NEER \\ L_EX \\ D_L_CPI \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.592071 \\ 7.271748 \\ -0.138555 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.900485 & -0.002751 & -0.086007 \\ 0.666785 & 0.155381 & -2.264683 \\ 0.002508 & 0.009668 & 0.416296 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_NEER(-1) \\ L_EX(-1) \\ D_L_CPI(-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \end{pmatrix}$$

გრაფიკზე გამოსახულია ზემოთ აღნიშნული მოდელის იმპულსზე გამოძახების ფუნქცია.

დიაგრამა 3.2.2. იმპულსზე გამოძახების ფუნქცია



როგორც ვხედავთ ჰორიზონტალურ ღერძზე მოცემული გვაქვს პერიოდები ვერტიკალურ ღერძზე კი ასახულია დამოკიდებული ცვლადის რეაგირება თითოეულ პერიოდში წარმოქმნილ იმპულსებზე ანუ შოკებზე.

აღსანიშნავია, რომ ფუნქციაში ყველაზე მეტად შესამჩნევია ნომინალური ეფექტური გაცვლითი კურსის შოკების ზემოქმედება თავის თავზე, სავაჭრო დეფიციტის შოკის ზემოქმედება სავაჭრო დეფიციტზე, სამომხმარებლო ფასების ინდექსის შოკის გავლენა სამომხმარებლო ფასების ინდექსზე, ამასთან ნომინალური ეფექტური გაცვლითი კურსზე სამომხმარებლო ფასების ინდექსის შოკის ზემოქმედება.

აღნიშნული იმპულსზე გამოძახების ფუნქციები გვიჩვენებს, რომ როგორც სამომხმარებლო ფასების ინდექსის ასევე სავაჭრო დეფიციტის შოკები, იწვევს ნომინალური ეფექტური გაცვლითი კურსის შემცირებას, რაც როგორც ზემოთ აღვნიშნეთ ნიშნავს ეროვნული ვალუტის გაუფასურებას.

3.2.2. გაცვლითი კურსების VAR მოდელი

განვიხილოთ გაცვლითი კურსების გავლენა ერთმანეთზე. ამისათვის გამოვიყენოთ ლოგარითმული გაცვლითი კურსები და ვინაიდან თითოეული მათგანი არის პირველი რიგის არასტაციონარული პროცესი, ჩავატაროთ ლაგის განსაზღვრის ტესტი:

ცხრილი 3.2.5: კოინტეგრაციის ტესტირება დროით მწკრივებში

Date: 07/26/19 Time: 16:52
 Sample: 2011M01 2018M12
 Included observations: 92
 Series: L_USD L_UAH L_TRY L_RUB L_EUR L_AZN L_AMD
 Lags interval: 1 to 3

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	3	5	4	5	5
Max-Eig	2	2	2	1	1

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	2065.323	2065.323	2074.398	2074.398	2080.681
1	2093.785	2098.043	2105.303	2105.362	2111.104
2	2117.719	2122.932	2129.734	2129.918	2134.520
3	2135.811	2141.041	2147.794	2151.393	2155.491
4	2148.996	2156.137	2161.591	2167.060	2171.086
5	2156.093	2169.185	2172.775	2180.614	2184.374
6	2162.629	2176.279	2179.815	2190.955	2194.391
7	2164.928	2180.989	2183.278	2197.255	2199.017
8	2165.275	2183.280	2183.280	2200.717	2200.717

Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)						
0	-40.72442	-40.72442	-40.74779	-40.74779	-40.71046	
1	-40.99533	-41.06614	-41.07180	-41.05134	-41.02400	
2	-41.16780	-41.23765	-41.25510	-41.21560	-41.18521	
3	-41.21328	-41.26175	-41.29987	-41.31289*	-41.29328	
4	-41.15209	-41.22038	-41.25197	-41.28391	-41.28449	
5	-40.95853	-41.13447	-41.14729	-41.20900	-41.22552	
6	-40.75281	-40.91911	-40.95251	-41.06424	-41.09546	
7	-40.45495	-40.65194	-40.67996	-40.83164	-40.84819	
8	-40.11467	-40.33218	-40.33218	-40.53733	-40.53733	

Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)						
0	-35.46156*	-35.46156*	-35.26564	-35.26564	-35.00903	
1	-35.29390	-35.33730	-35.15108	-35.10321	-34.88400	
2	-35.02779	-35.04282	-34.89580	-34.80148	-34.60663	
3	-34.63470	-34.60094	-34.50201	-34.43280	-34.27613	
4	-34.13494	-34.09358	-34.01554	-33.93783	-33.82876	
5	-33.50281	-33.54169	-33.47228	-33.39693	-33.33123	
6	-32.85851	-32.86035	-32.83893	-32.78619	-32.76259	
7	-32.12209	-32.12720	-32.12781	-32.08761	-32.07675	
8	-31.34323	-31.34145	-31.34145	-31.32732	-31.32732	

ლაგების რაოდენობის შესარჩევად სტატისტიკურ პროგრამა ივიუსში ვიყენებთ ლაგების შერჩევის კრიტერიუმებს. რეგრესიის ზომისა და მონაცემების შეზღუდულობიდან გამომდინარე უმჯობესია, მოდელის სწორედ შესაფასებლად საჭირო მინიმალური რაოდენობის ლაგების აღება. ამის გათვალისწინებით, ვყვრდნობით LR ტესტის, პროგნოზირების საბოლოო ცდომილებისა და აკაიკეს ინფორმაციის კრიტერიუმებს, რომლებიც საბაზისო მოდელში 3 ლაგის ჩასმას გვირჩევენ.

ცხრილი 3.2.6: გაცვლითი კურსების VAR(3) მოდელი

Vector Autoregression Estimates

Date: 07/26/19 Time: 17:25

Sample: 2011M01 2018M12

Included observations: 96

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

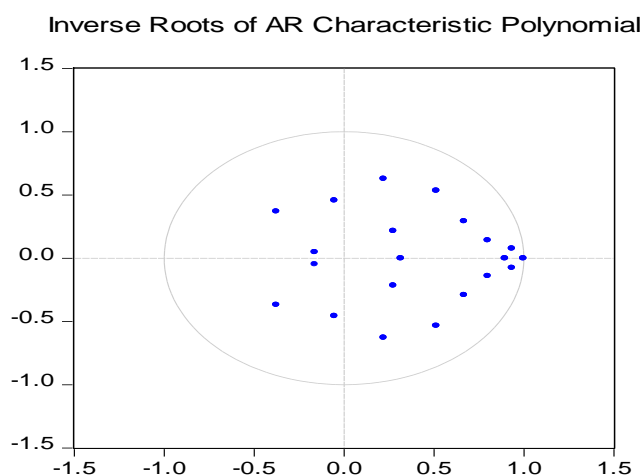
	L_USD	L_UAH	L_TRY	L RUB	L_EUR	L_AZN	L_AMD
L_USD(-1)	1.430586 (0.24976) [5.72792]	0.974051 (0.50895) [1.91385]	0.044588 (0.40612) [0.10979]	-0.115694 (0.46645) [-0.24803]	0.115886 (0.30808) [0.37616]	0.025788 (0.47432) [0.05437]	0.213860 (0.25609) [0.83508]
L_USD(-2)	-0.691001 (0.37491) [-1.84313]	-2.944286 (0.76397) [-3.85391]	-0.370962 (0.60962) [-0.60851]	1.148763 (0.70018) [1.64066]	-0.254793 (0.46245) [-0.55096]	-0.610031 (0.71200) [-0.85679]	-0.244870 (0.38442) [-0.63699]
L_USD(-3)	0.105143 (0.22310) [0.47128]	2.023143 (0.45463) [4.45008]	0.179344 (0.36278) [0.49436]	-1.011605 (0.41667) [-2.42783]	0.180800 (0.27520) [0.65698]	0.273116 (0.42370) [0.64459]	0.016169 (0.22876) [0.07068]
L_UAH(-1)	-0.029940 (0.05146) [-0.58186]	0.875847 (0.10486) [8.35288]	-0.074020 (0.08367) [-0.88466]	-0.129432 (0.09610) [-1.34683]	0.032002 (0.06347) [0.50420]	0.204141 (0.09772) [2.08899]	0.025158 (0.05276) [0.47681]
L_UAH(-2)	0.046867 (0.07017)	0.065150 (0.14298)	0.069814 (0.11410)	0.084939 (0.13105)	-0.005946 (0.08655)	-0.345070 (0.13326)	-0.020243 (0.07195)

	[0.66793]	[0.45564]	[0.61189]	[0.64816]	[-0.06869]	[-2.58951]	[-0.28136]
L_UAH(-3)	-0.064865 (0.05855) [-1.10788]	-0.020966 (0.11931) [-0.17573]	-0.038510 (0.09520) [-0.40450]	0.137347 (0.10935) [1.25606]	-0.028140 (0.07222) [-0.38964]	0.021167 (0.11119) [0.19036]	-0.017091 (0.06003) [-0.28468]
L_TRY(-1)	-0.054471 (0.07618) [-0.71503]	-0.217201 (0.15524) [-1.39914]	1.160768 (0.12387) [9.37052]	-0.174728 (0.14228) [-1.22808]	-0.069397 (0.09397) [-0.73850]	-0.119009 (0.14468) [-0.82258]	-0.074234 (0.07811) [-0.95033]
L_TRY(-2)	0.014600 (0.12067) [0.12100]	0.370386 (0.24589) [1.50632]	-0.451190 (0.19621) [-2.29954]	0.141835 (0.22536) [0.62938]	0.104535 (0.14884) [0.70233]	-0.123375 (0.22916) [-0.53838]	0.071336 (0.12373) [0.57656]
L_TRY(-3)	0.018069 (0.08121) [0.22250]	-0.182461 (0.16549) [-1.10257]	0.187038 (0.13205) [1.41639]	0.065491 (0.15167) [0.43180]	-0.058667 (0.10017) [-0.58566]	0.174614 (0.15423) [1.13217]	0.004236 (0.08327) [0.05088]
L_RUB(-1)	-0.092401 (0.08606) [-1.07372]	0.532250 (0.17536) [3.03512]	0.026335 (0.13993) [0.18820]	1.348209 (0.16072) [8.38850]	-0.040563 (0.10615) [-0.38212]	0.060808 (0.16343) [0.37207]	0.007965 (0.08824) [0.09026]
L_RUB(-2)	0.055675 (0.13858) [0.40175]	-0.603595 (0.28240) [-2.13741]	-0.123984 (0.22534) [-0.55021]	-0.553888 (0.25882) [-2.14008]	-0.028121 (0.17094) [-0.16451]	-0.154190 (0.26318) [-0.58586]	-0.082239 (0.14210) [-0.57875]
L_RUB(-3)	-0.002041 (0.08460) [-0.02412]	0.200158 (0.17240) [1.16101]	0.074912 (0.13757) [0.54455]	0.082018 (0.15801) [0.51908]	0.071888 (0.10436) [0.68886]	0.175431 (0.16067) [1.09186]	0.036943 (0.08675) [0.42586]
L_EUR(-1)	-0.164455 (0.13666) [-1.20338]	-0.285237 (0.27848) [-1.02425]	-0.101501 (0.22222) [-0.45676]	-0.027750 (0.25523) [-0.10873]	0.877872 (0.16857) [5.20768]	-0.262790 (0.25954) [-1.01253]	-0.053983 (0.14013) [-0.38524]
L_EUR(-2)	0.185410 (0.19732) [0.93962]	-0.204518 (0.40210) [-0.50862]	0.337544 (0.32086) [1.05199]	0.011963 (0.36853) [0.03246]	-0.000201 (0.24340) [-0.00083]	1.002056 (0.37475) [2.67395]	0.084549 (0.20233) [0.41787]
L_EUR(-3)	-0.050503 (0.14254) [-0.35431]	0.205786 (0.29047) [0.70847]	-0.589049 (0.23178) [-2.54141]	0.000444 (0.26621) [0.00167]	-0.035150 (0.17583) [-0.19991]	-0.872118 (0.27070) [-3.22165]	0.029797 (0.14616) [0.20387]
L_AZN(-1)	-0.067568 (0.06205) [-1.08890]	-0.083028 (0.12645) [-0.65663]	-0.109699 (0.10090) [-1.08721]	-0.181421 (0.11589) [-1.56548]	-0.104586 (0.07654) [-1.36641]	1.003905 (0.11784) [8.51896]	-0.040063 (0.06363) [-0.62967]
L_AZN(-2)	0.133016 (0.08853) [1.50258]	0.054226 (0.18039) [0.30060]	0.188957 (0.14395) [1.31268]	0.010825 (0.16533) [0.06547]	0.105556 (0.10920) [0.96666]	-0.154229 (0.16812) [-0.91737]	0.115191 (0.09077) [1.26902]
L_AZN(-3)	-0.067415 (0.05617) [-1.20023]	0.010883 (0.11446) [0.09509]	-0.041456 (0.09133) [-0.45390]	0.032314 (0.10490) [0.30804]	-0.009365 (0.06928) [-0.13516]	0.090445 (0.10667) [0.84789]	-0.085033 (0.05759) [-1.47645]
L_AMD(-1)	0.148472 (0.24144) [0.61495]	-0.628044 (0.49200) [-1.27652]	0.005443 (0.39259) [0.01386]	0.501392 (0.45092) [1.11194]	0.416959 (0.29782) [1.40005]	-0.198432 (0.45853) [-0.43276]	1.163970 (0.24757) [4.70167]
L_AMD(-2)	-0.161486 (0.33041) [-0.48875]	2.507431 (0.67330) [3.72409]	0.271141 (0.53727) [0.50467]	-1.194185 (0.61708) [-1.93521]	-0.326562 (0.40756) [-0.80126]	0.561807 (0.62749) [0.89532]	-0.403085 (0.33879) [-1.18977]

L_AMD(-3)	0.072322 (0.22083) [0.32750]	-1.818339 (0.45001) [-4.04069]	0.082736 (0.35909) [0.23041]	0.668843 (0.41243) [1.62170]	-0.041025 (0.27240) [-0.15061]	-0.212007 (0.41939) [-0.50551]	0.096614 (0.22644) [0.42667]
C	-0.061287 (0.18174) [-0.33723]	0.551386 (0.37034) [1.48888]	-0.240270 (0.29551) [-0.81306]	-0.294136 (0.33941) [-0.86660]	0.051089 (0.22417) [0.22790]	0.415649 (0.34514) [1.20429]	0.068504 (0.18635) [0.36762]
R-squared	0.991205	0.990803	0.979080	0.967514	0.966562	0.970092	0.969408
Adj. R-squared	0.988709	0.988193	0.973143	0.958295	0.957073	0.961605	0.960726
Sum sq. resids	0.029136	0.120989	0.077038	0.101628	0.044332	0.105086	0.030634
S.E. equation	0.019843	0.040435	0.032265	0.037059	0.024476	0.037684	0.020346
F-statistic	397.1335	379.6378	164.9149	104.9473	101.8593	114.2978	111.6624
Log likelihood	252.5877	184.2494	205.9163	192.6196	232.4410	191.0134	250.1823
Akaike AIC	-4.803911	-3.380196	-3.831590	-3.554575	-4.384188	-3.521112	-4.753798
Schwarz SC	-4.216247	-2.792533	-3.243927	-2.966912	-3.796525	-2.933449	-4.166135
Mean dependent	0.703360	0.308799	-0.232067	-3.099854	0.908710	0.629534	1.528907
S.D. dependent	0.186739	0.372131	0.196882	0.181466	0.118134	0.192317	0.102667
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.06E-23					
Determinant resid covariance		1.71E-24					
Log likelihood		1673.349					
Akaike information criterion		-31.65311					
Schwarz criterion		-27.53947					
Number of coefficients		154					

იმისათვის, რომ ცვლადები სწორად ასახავდნენ მათ ეკონომიკურ შინაარსს, მნიშვნელოვანია რომ ისინი სტაციონარულები იყვნენ. ამის შესაფასებლად ვიყენებთ მოდელის კოვარიაციულად სტაციონარულობის ტესტს. შედეგების მიხედვით მოდელი კოვარიაციულად სტაციონარულია, რადგან ყველა მისი ფესვი ერთეულოვანი წრის შიგნით მდებარეობს. აღნიშნული ნიშნავს, რომ მოდელის ყველა კომპონენტი სტაციონარულია და იმპულსზე რეაქციის ფუნქციის სწორ შეფასებებს მივიღებთ.

დიაგრამა 3.2.3. კოვარიაციულად სტაციონარულობის ტესტი



ცვლადების სტაციონარულობის შესამოწმებლად დამატებით ვიყენებთ LM ტესტსა და კორელელოგრამის დიაგრამებს. მიღებული შედეგების მიხედვით,

ავტოკორელაციური კავშირი უარყოფილია ორივე მეთოდოლოგიის: LM ტესტისა და კორელოგრამის მიხედვით. აღნიშნული ადასტურებს მოსაზრებას, რომ ერთი ლაგი საკმარისია აღნიშნული ანალიზისათვის.

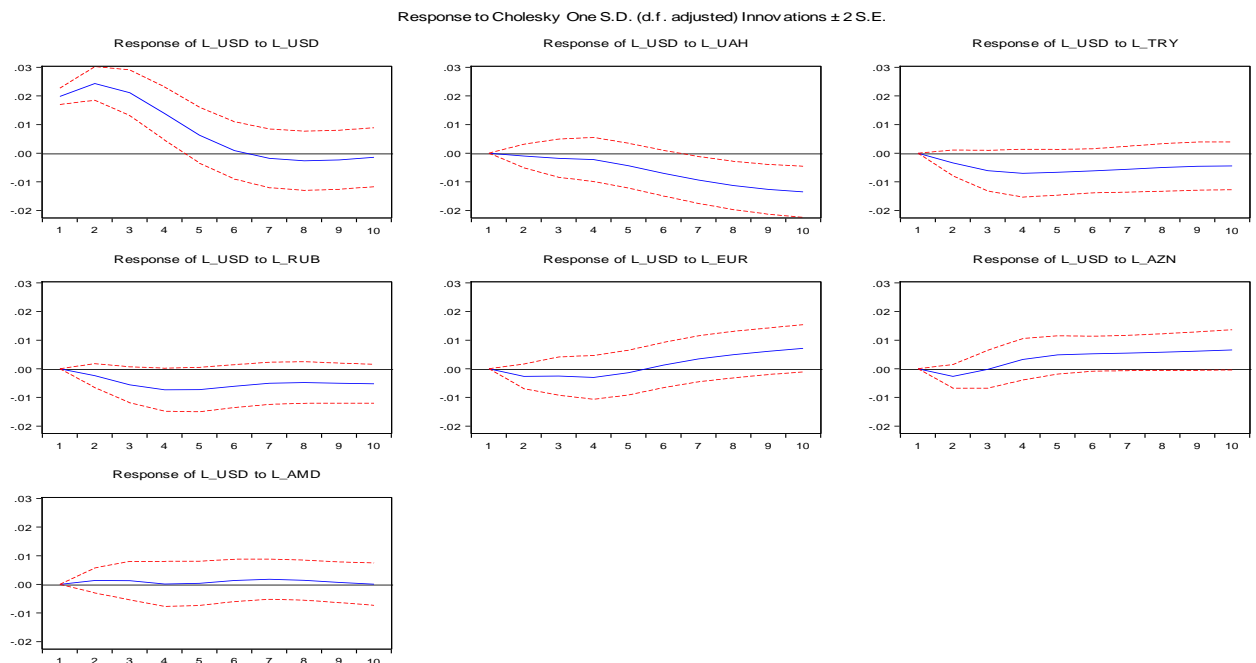
3.2.7. LM ტესტი

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
 Date: 07/26/19 Time: 17:48
 Sample: 2011M01 2018M12
 Included observations: 96

Null hypothesis: No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	54.76119	49	0.2652	1.128863	(49, 314.1)	0.2683
2	60.62697	49	0.1233	1.260998	(49, 314.1)	0.1254
3	75.41509	49	0.0090	1.604492	(49, 314.1)	0.0093

გრაფიკზე გამოსახულია ზემოთ აღნიშნული მოდელის იმპულსზე გამოძახების ფუნქცია.

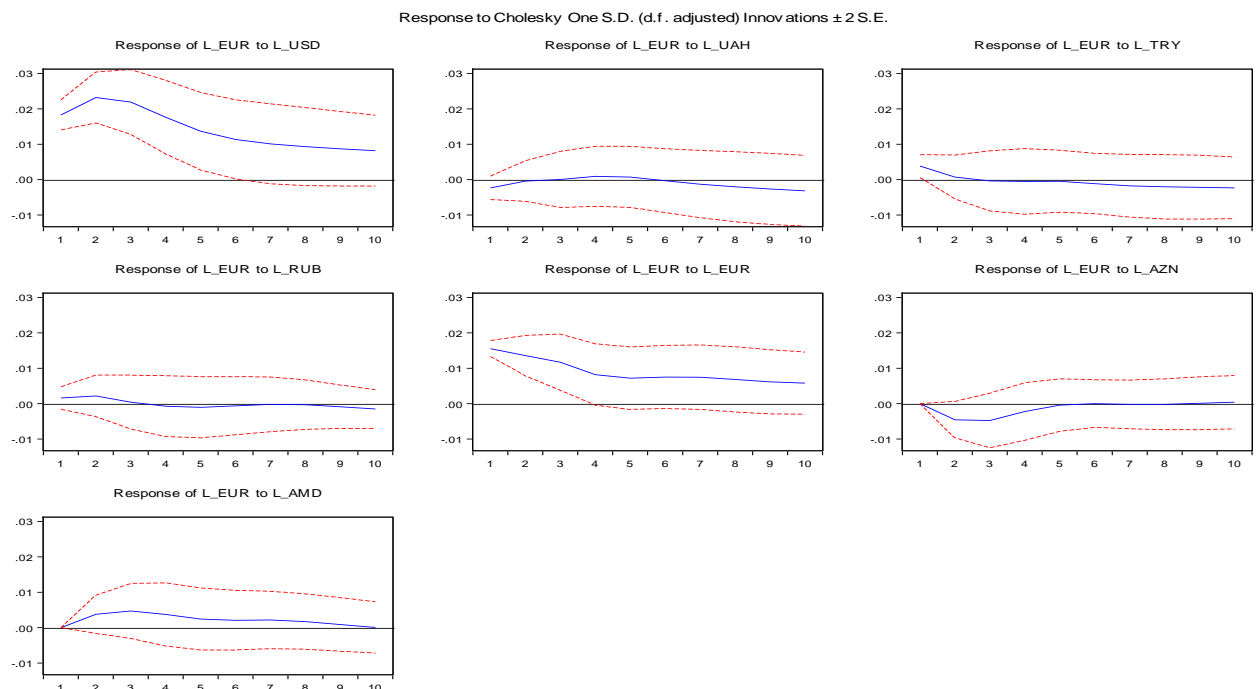
დიაგრამა 3.2.4. აშშ დოლარის გაცვლითი კურსის იმპულსზე გამოძახების ფუნქცია



დიაგრამა 3.2.4-ზე მოცემულია აშშ დოლარის იმპულსზე გამოძახების ფუნქცია. როგორც ვხედავთ ჰორიზონტალურ ღერძზე მოცემული გვაქვს პერიოდები ვერტიკალურ ღერძზე კი ასახულია დამოკიდებული ცვლადის რეაგირება თითოეულ პერიოდში წარმოქმნილ იმპულსებზე ანუ შოკებზე.

აღსანიშნავია, რომ ფუნქციაში ყველაზე ნაკლებად შესამჩნევი გავლენა აშშ დოლარის გაცვლით კურსზე აქვს სომხური დრამის გაცვლითი კურსის შოკებს, რომელიც როგორც გრაფიკიდან ჩანს ნულთან საკმაოდ ახლოს არის და არ გამოირჩევა დინამიურობით. რაც შეეხება დანარჩენ გაცვლით კურსებს აშშ დოლარის საკუთარ თავზე მოქმედება საკმაოდ მაღალია. თავდაპირველად, როგორც გრაფიკიდან ვხედავთ, გაცვლითი კურსის 1%-ით ზრდა იწვევს აშშ დოლარის ლოგარითმის ზრდას, თუმცა შემდეგში კლებადი ტენდენციით ხასიათდება, ანუ სხვაგვარად რომ ვთქვათ, თავდაპირველად ლარი აშშ დოლარის მიმართ, მყარდება, ხოლო შემდეგ იწყებს გაუფასურებას. აშშ დოლარის გაცვლით კურსს უკრაინული გრივნის, თურქული ლირისა და რუსული რუბლის შოკებზე დაახლოებით ერთნაირი საპასუხო რეაქცია აქვს. ხოლო რაც შეეხება ევროს და აზერბაიჯანულ მანათს ამ შემთხვევაში თავდაპირველად ლარი დოლარის მიმართ უფასურდება, თუმცა, ევროს შემთხვევაში მე-6 პერიოდიდან, ხოლო აზერბაიჯანული მანათის შემთხვევაში მესამე პერიოდიდან იწყებს გამყარებას.

დიაგრამა 3.2.5. ევროს გაცვლითი კურსის იმპულსზე გამოძახების ფუნქცია

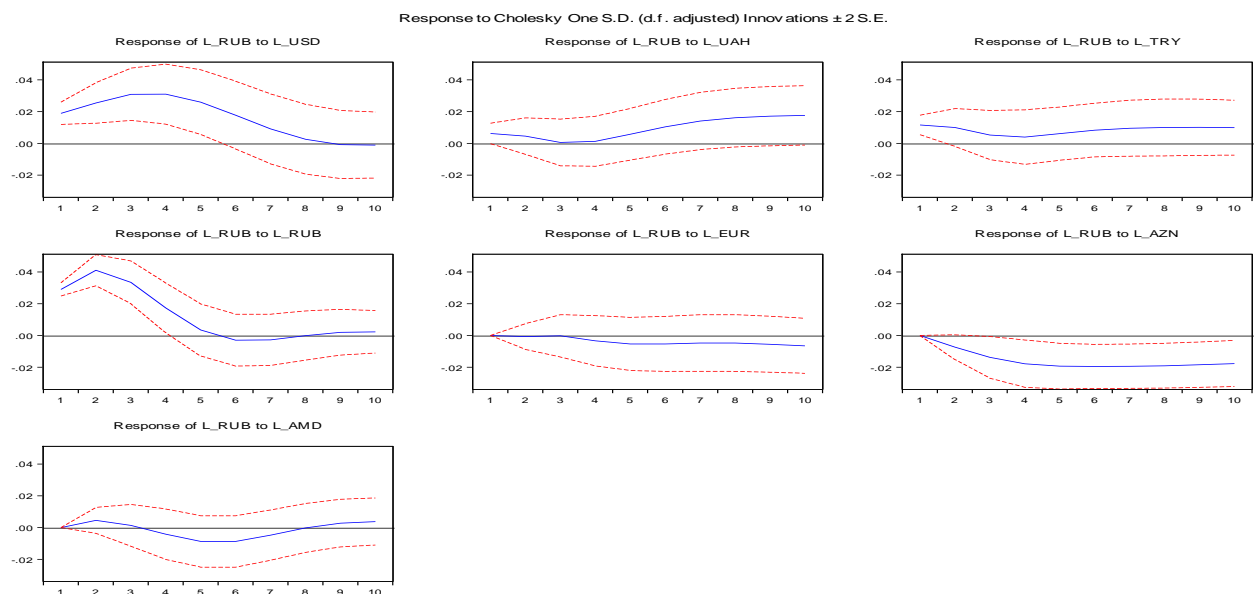


დიაგრამა 3.2.5-ზე მოცემულია ევროს იმპულსზე გამოძახების ფუნქცია. როგორც ვხედავთ ჰორიზონტალურ ღერძზე მოცემული გვაქვს პერიოდები ვერტიკალურ

ღერძზე კი ასახულია დამოკიდებული ცვლადის რეაგირება თითოეულ პერიოდში წარმოქმნილ იმპულსებზე ანუ შოკებზე.

აღსანიშნავია, რომ ფუნქციაში ევროს გაცვლით კურსზე თითქმის არ აქვს გავლენა აქვს უკრაინულ გრივნას, თურქულ ლირას და რუსულ რუბლის გაცვლითი კურსის შოკებს, როგორც გრაფიკიდან ჩანს ნულთან საკმაოდ ახლოს არის და არ გამოირჩევა დინამიურობით. რაც შეეხება სომხური დრამისა და აზერბაიჯანული მანათის გაცვლითი კურსის შოკებს, მათ საპირისპირო გავლენა აქვთ ევროს გაცვლით კურსზე. სომხური დრამის შემთხვევაში პირველ ოთხ პერიოდში შეინიშნება ზრდადი ტენდენცია, ხოლო შემდეგ იკლებს და ნულს უახლოვდება, ხოლო აზერბაიჯანული მანათის შემთხვევაში პირიქით, ჯერ კლებადი ტენდენციაა ხოლო შემდეგ ნელ-ნელა ნულს უახლოვდება. რაც შეეხება აშშ დოლარს, აშშ დოლარის შოკი იწვევს თავდაპირველ ზრდას, ეროვნული ვალუტა ევროს მიმართ მყარდება, მესამე პერიოდიდან კლებადი ტენდენცია აქვს. ასევე, ევროს საკუთარ თავზე მოქმედება საკმაოდ მაღალია. თავდაპირველად, როგორც გრაფიკიდან ვხედავთ, გაცვლითი კურსის 1%-ით ზრდა იწვევს ევროს ლოგარითმის შემცირებას და თითოეულ პერიოდში კლებადი ტენდენციით ხასიათდება, თუმცა, მეხუთე პერიოდიდან ცვლილება უფრო და უფრო მცირეა.

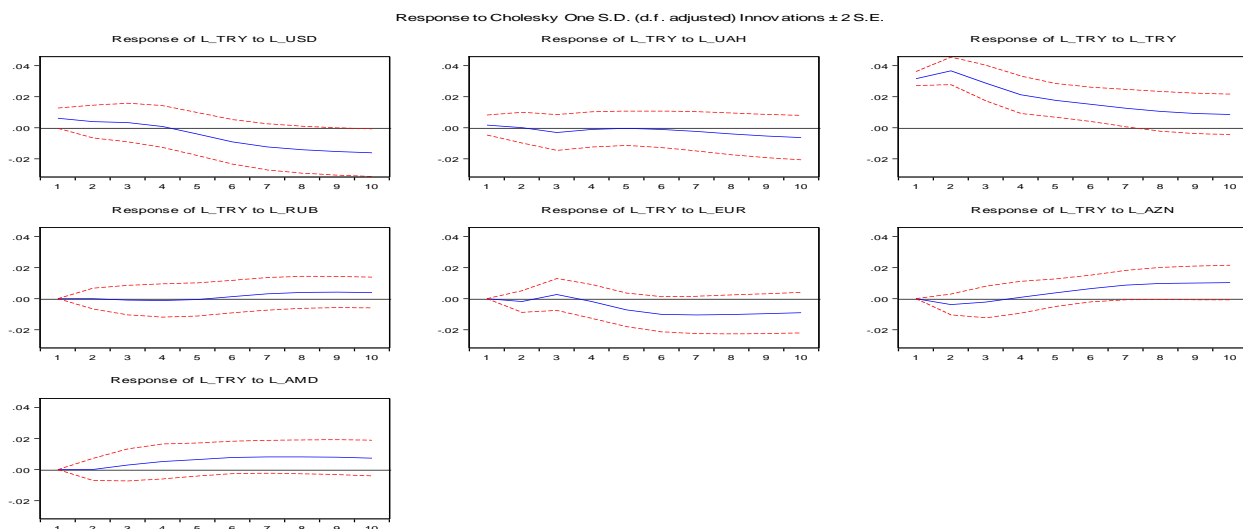
დიაგრამა 3.2.6. რუსული რუბლის გაცვლითი კურსის იმპულსზე გამოძახების ფუნქცია



დიაგრამა 3.2.6-ზე მოცემულია რუსული რუბლის იმპულსზე გამოძახების ფუნქცია. როგორც ვხედავთ, რუსულ რუბლზე ყველაზე დიდ გავლენას ახდენს თავად

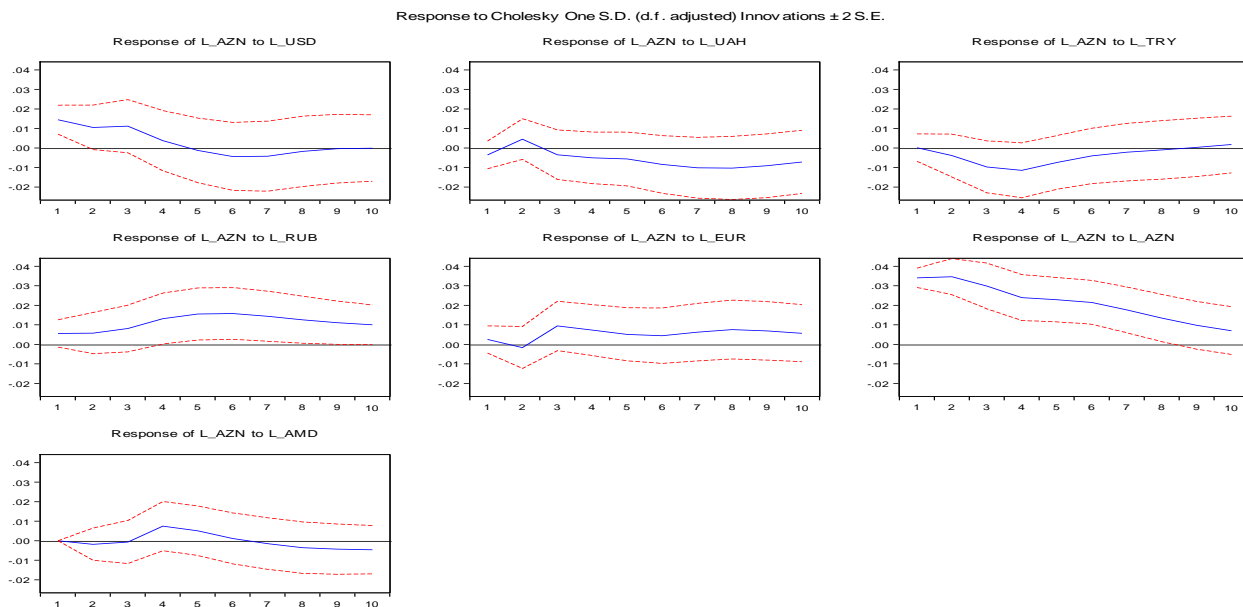
რუსული რუბლის შოკები და უკრაინული გრივნისა და აშშ დოლარის შოკი. რაც შეეხება ევროს გაცვლითი კურსის შოკს, მას ძალიან მცირე გავლენა აქვს რუბლის გაცვლით კურსზე.

დიაგრამა 3.2.7. თურქული ლირის გაცვლითი კურსის იმპულსზე გამოძახების ფუნქცია



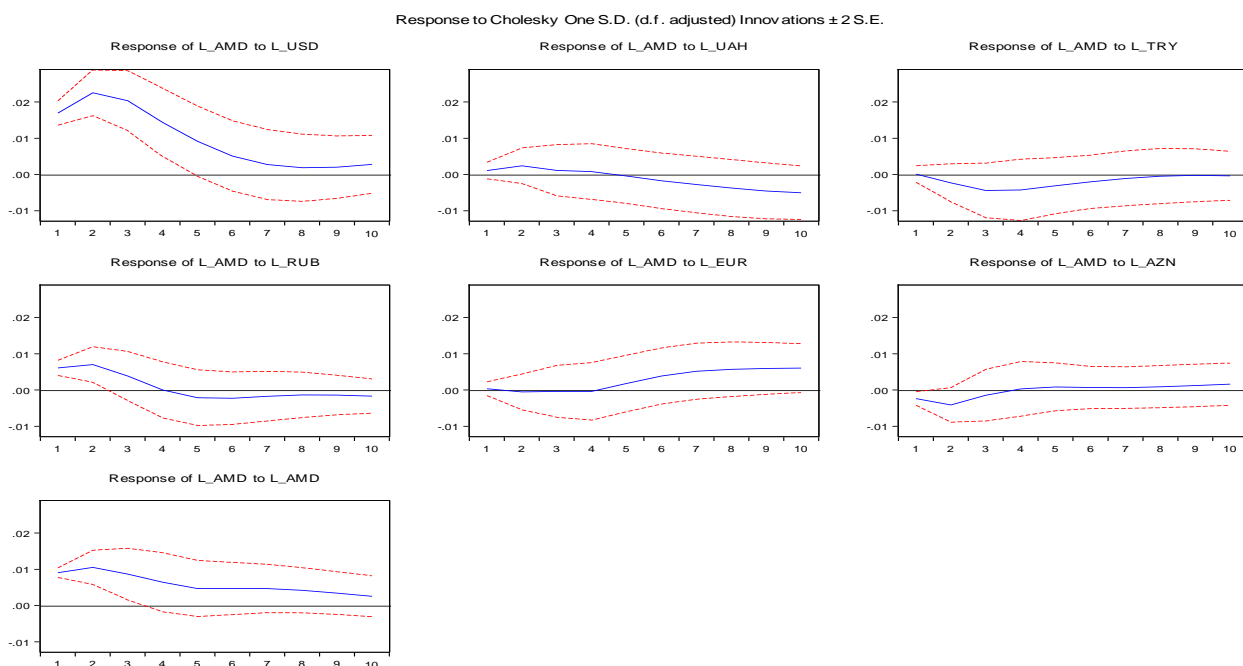
დიაგრამა 3.2.7-ზე მოცემულია თურქული ლირის იმპულსზე გამოძახების ფუნქცია. როგორც ვხედავთ, ლირაზე ყველაზე დიდ გავლენას ახდენს თავად ლირის შოკები და ევროსა და აშშ დოლარის შოკი.

დიაგრამა 3.2.8. აზერბაიჯანული მანათის გაცვლითი კურსის იმპულსზე გამოძახების ფუნქცია



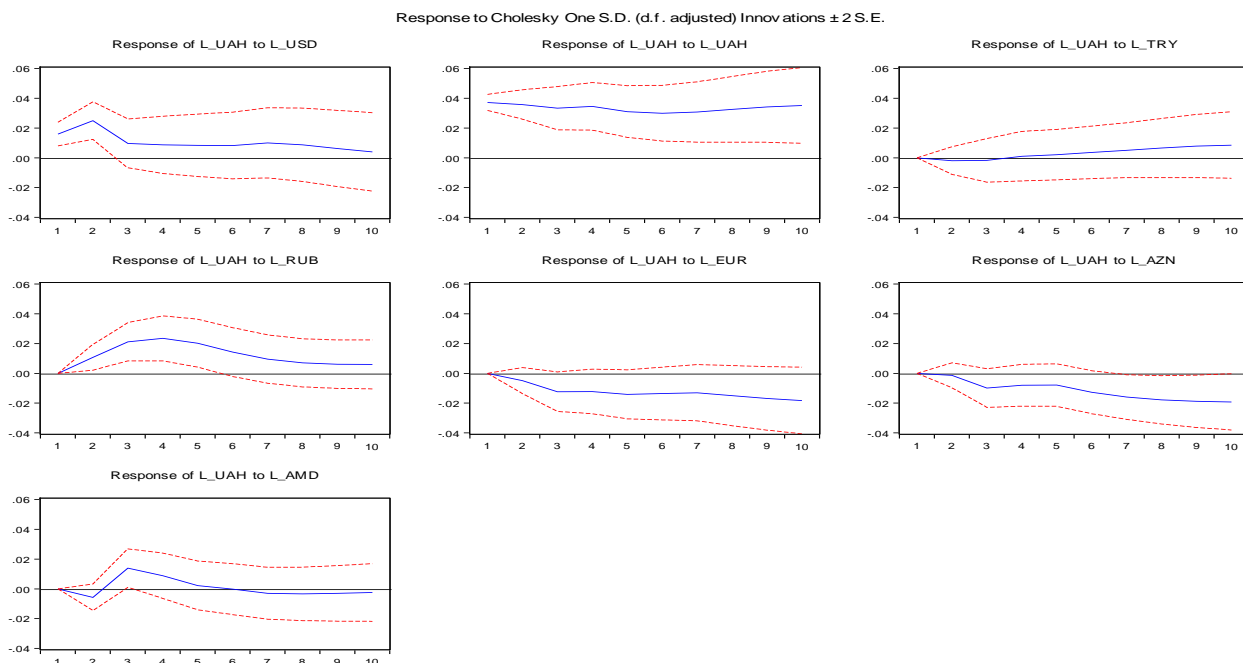
დიაგრამა 3.2.8-ზე მოცემულია აზერბაიჯანული მანათის იმპულსზე გამოძახების ფუნქცია. როგორც ვხედავთ, მანათიზე ყველაზე დიდ გავლენას ახდენს თავად მანათის შოკები და რუბლის, ევროსა და აშშ დოლარის შოკი.

დიაგრამა 3.2.9. სომხური დრამი გაცვლითი კურსის იმპულსზე გამოძახების ფუნქცია



დიაგრამა 3.2.9-ზე მოცემულია სომხური დრამის იმპულსზე გამოძახების ფუნქცია. როგორც ვხედავთ, დრამზე ყველაზე დიდ გავლენას ახდენს თავად აშშ დოლარის შოკი.

დიაგრამა 3.2.10. უკრაინული გრივნას გაცვლითი კურსის იმპულსზე გამოძახების ფუნქცია



დიაგრამა 3.2.10-ზე მოცემულია უკრაინული გრივნას იმპულსზე გამოძახების ფუნქცია. როგორც ვხედავთ, ყველაზე ნაკლებ გავლენას გრივნაზე ახდენს სომხური დრამისა და თურქული ლირის შოკები.

როგორც ვხედავთ იმპულსზე გამოძახების ფუნქციას მნიშვნელოვანი ადგილი უჭირავს მაკროეკონომიკურ ანალიზში, მისი დახმარებით შესაძლებელია ეკონომიკის რეაგირების ანალიზი ეგზოგენურ იმპულსებზე ანუ შოკებზე.

3.3. სავალუტო კურსების მოდელის რეალიზება საქართველოს მაგალითზე

3.3.1. გაცვლითი კურსების დროითი მწკრივების ანალიზი

ზემოთ მოყვანილ გრაფიკ 3.2.1-ში მოცემულია 7 სხვადასხვა გაცვლითი კურსის ბოლოდროინდელი, 2014-2018 წლების დინამიკა. მოდელის ემპირიული ანალიზისათვის გამოვიყენებთ უფრო ფართო პერიოდს. მონაცემები გაცვლითი კურსების შესახებ მოცემულია დანართ#1-ში.

სავალუტო კურსების დროითი მწკრივის განხილვისას, თუ დავაკვირდებით ავტოკორელაციის ფუნქციებს, რომელიც წარმოდგენილია დანართ#2-ში, ცხადია, რომ მონაცემებში არ გვხვდება სეზონურობის კომპონენტი, წინააღმდეგ შემთხვევაში, კვლევის შედეგების უკეთ დასადგენად მიზანშეწონილი იქნებოდა დროითი მწკრივის მოსწორება სეზონურად.

დროითი მწკრივები უნდა შემოწმდეს და დადგინდეს თუ რომელი ტიპების არიან TSP თუ DSP. კერძოდ TSP ტიპი გულისხმობს, რომ მწკრივები არიან არასტაციონარულები ცვალებადი ტრენდის გამო, ხოლო DSP ტიპის - არასტაციონარულები ცვალებადი დისპერსიის გამო.

შესაბამისად, სავალუტო კურსების დროითი მწკრივების განხილვისას, პირველ რიგში განვიხილოთ სტაციონარულობის საკითხი:

თითოეული დროითი მწკრივისათვის ჩავატაროთ დიკი-ფულერის ტესტი ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე.

ცხრილი 3.3.1: დიკი-ფულერის ტესტი აშშ დოლარის გაცვლითი კურსის დროით მწკრივში ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე

Null Hypothesis: USD has a unit root
Exogenous: **Constant, Linear Trend**
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=15)

t-Statistic	Prob.*
-------------	--------

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.204783	0.4846
Test critical values:	1% level	-3.991412	
	5% level	-3.426073	
	10% level	-3.136231	

Null Hypothesis: USD has a unit root
 Exogenous: **Constant**
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=15)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.783409	0.3883
Test critical values:	1% level	-3.453737	
	5% level	-2.871731	
	10% level	-2.572273	

Null Hypothesis: USD has a unit root
 Exogenous: **None**
 Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=15)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		1.008045	0.9175
Test critical values:	1% level	-2.573367	
	5% level	-1.941978	
	10% level	-1.615931	

ცხრილი 3.3.1.-ის თანახმად, დიკი ფულერის ტესტი, აშშ დოლარის გაცვლითი კურსის დროით მწკრივში ერთეულოვანი ფესვის არსებობის შესახებ, გვიჩვენებს, რომ მოცემული მწკრივი შეიცავს ერთეულოვან ფესვს. თუ გადავალთ პირველი რიგის სხვაობებზე და განმეორებით ჩავატარებთ ერთეულოვან ფესვზე ტესტირებას, ვღებულობთ საპირისპირო შედეგს:

ცხრილი 3.3.2: დიკი-ფულერის ტესტი აშშ დოლარის გაცვლითი კურსის დროით მწკრივში ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე პირველი რიგის სხვაობებში

Null Hypothesis: D(USD) has a unit root
 Exogenous: **Constant, Linear Trend**
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=15)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-9.746071	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.991656	
	5% level	-3.426191	
	10% level	-3.136301	

ცხრილ 3.3.2.-ში ნაჩვენებია შედეგების მიხედვით შეგვიძლია ვთქვათ, რომ სავალუტო კურსის, დოლარის გაცვლითი კურსის დროითი მწკრივი არის DSP ტიპის, I(1), პირველი რიგის ინტეგრირებადი პროცესი, შესაძლებელია პირველი რიგის სხვაობებზე გადასვლით იგი გახდეს სტაციონალური.

ცხრილი 3.3.3: დიკი-ფულერის ტესტი ევროს გაცვლითი კურსის დროით მწკრივში ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე

Null Hypothesis: EUR has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.801211	0.1986
Test critical values:		
1% level	-4.002354	
5% level	-3.431368	
10% level	-3.139353	

Null Hypothesis: EUR has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.060920	0.2609
Test critical values:		
1% level	-3.461478	
5% level	-2.875128	
10% level	-2.574090	

Null Hypothesis: EUR has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.906200	0.9023
Test critical values:		
1% level	-2.576020	
5% level	-1.942346	
10% level	-1.615693	

ცხრილი 3.3.3.-ის თანახმად, დიკი ფულერის ტესტი, ევროს გაცვლითი კურსის დროით მწკრივში ერთეულოვანი ფესვის არსებობის შესახებ, გვიჩვენებს, რომ მოცემული მწკრივი შეიცავს ერთეულოვან ფესვს. თუ გადავალთ პირველი რიგის

სხვაობებზე და განმეორებით ჩავატარებთ ერთეულოვან ფესვზე ტესტირებას, ვღებულობთ საპირისპირო შედეგს:

ცხრილი 3.3.4: დიკი-ფულერის ტესტი ევროს გაცვლითი კურსის დროით მწკრივში ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე პირველი რიგის სხვაობებში

Null Hypothesis: D(EUR) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.49713	0.0000
Test critical values:		
	1% level	-4.002354
	5% level	-3.431368
	10% level	-3.139353

ცხრილ 3.3.4.-ში ნაჩვენებია შედეგების მიხედვით შეგვიძლია ვთქვათ, რომ სავალუტო კურსის, ევროს გაცვლითი კურსის დროითი მწკრივი არის DSP ტიპის, I(1), პირველი რიგის ინტეგრირებადი პროცესი, შესაძლებელია პირველი რიგის სხვაობებზე გადასვლით იგი გახდეს სტაციონალური.

ცხრილი 3.3.5: დიკი-ფულერის ტესტი რუსული რუბლის გაცვლითი კურსის დროით მწკრივში ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე პირველი რიგის სხვაობებში

Null Hypothesis: RUB has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.735150	0.0000
Test critical values:		
	1% level	-3.995645
	5% level	-3.428123
	10% level	-3.137440

ცხრილი 3.3.5.-ის თანახმად, დიკი ფულერის ტესტი, რუსული რუბლის გაცვლითი კურსის დროით მწკრივში ერთეულოვანი ფესვის არსებობის შესახებ, გვიჩვენებს, რომ მოცემული მწკრივი არ შეიცავს ერთეულოვან ფესვს, შესაბამისად არ არის პირველი რიგის სხვაობებზე გადასვლის საჭიროება.

ცხრილი 3.3.6: დიკი-ფულერის ტესტი თურქული ლირის გაცვლითი კურსის დროით მწკრივში ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე

Null Hypothesis: TRY has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
--	-------------	--------

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.552295	0.3030
Test critical values:	1% level	-4.056461	
	5% level	-3.457301	
	10% level	-3.154562	

Null Hypothesis: TRY has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.215603	0.6652
Test critical values:	1% level	-3.499910	
	5% level	-2.891871	
	10% level	-2.583017	

Null Hypothesis: TRY has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.085826	0.0023
Test critical values:	1% level	-2.589273	
	5% level	-1.944211	
	10% level	-1.614532	

ცხრილი 3.3.6.-ის თანახმად, დიკი ფულერის ტესტი, თურქული ლირის გაცვლითი კურსის დროით მწკრივში ერთეულოვანი ფესვის არსებობის შესახებ, გვიჩვენებს, რომ მოცემული მწკრივი არ შეიცავს ერთეულოვან ფესვს, თუ გამოვრიცხავთ წრფივ ტრენდს და მუდმივს დროითი მწკრივიდან შესაბამისად არ არის პირველი რიგის სხვაობებზე გადასვლის საჭიროება.

ცხრილი 3.3.7: დიკი-ფულერის ტესტი აზერბაიჯანული მანათის გაცვლითი კურსის დროით მწკრივში ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე

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

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.866487	0.6662
Test critical values:	1% level	-4.029595	
	5% level	-3.444487	
	10% level	-3.147063	

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.101078	0.7142
Test critical values:		
1% level	-3.480818	
5% level	-2.883579	
10% level	-2.578601	

Null Hypothesis: AZN has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.533288	0.4841
Test critical values:		
1% level	-2.582734	
5% level	-1.943285	
10% level	-1.615099	

ცხრილი 3.3.7.-ის თანახმად, დიკი ფულერის ტესტი, აზერბაიჯანული მანათის გაცვლითი კურსის დროით მწკრივში ერთეულოვანი ფესვის არსებობის შესახებ, გვიჩვენებს, რომ მოცემული მწკრივი შეიცავს ერთეულოვან ფესვს. თუ გადავალთ პირველი რიგის სხვაობებზე და განმეორებით ჩავატარებთ ერთეულოვან ფესვზე ტესტირებას, ვღებულობთ საპირისპირო შედეგს:

ცხრილი 3.3.8: დიკი-ფულერის ტესტი აზერბაიჯანული მანათის გაცვლითი კურსის დროით მწკრივში ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე პირველი რიგის სხვაობებში

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.916480	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.030157	
5% level	-3.444756	
10% level	-3.147221	

ცხრილ 3.3.8.-ში ნაჩვენებია შედეგების მიხედვით შეგვიძლია ვთქვათ, რომ სავალუტო კურსის, აზერბაიჯანული მანათის კურსის დროითი მწკრივი არის DSP ტიპის, I(1), პირველი რიგის ინტეგრირებადი პროცესი, შესაძლებელია პირველი რიგის სხვაობებზე გადასვლით იგი გახდეს სტაციონალური.

ცხრილი 3.3.9: დიკი-ფულერის ტესტი სომხური დრამის გაცვლითი კურსის დროით მწკრივში ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე

Null Hypothesis: AMD has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.554675	0.0393
Test critical values:	1% level	-4.056461	
	5% level	-3.457301	
	10% level	-3.154562	

ცხრილი 3.3.9.-ის თანახმად, დიკი ფულერის ტესტი, სომხური დრამის გაცვლითი კურსის დროით მწკრივში ერთეულოვანი ფესვის არსებობის შესახებ, გვიჩვენებს, რომ მოცემული მწკრივი არ შეიცავს ერთეულოვან ფესვს.

ცხრილი 3.3.10: დიკი-ფულერის ტესტი უკრაინული გრივნას გაცვლითი კურსის დროით მწკრივში ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე

Null Hypothesis: UAH has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.637533	0.2642
Test critical values:	1% level	-4.001516	
	5% level	-3.430963	
	10% level	-3.139114	

Null Hypothesis: UAH has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.289851	0.9229
Test critical values:	1% level	-3.460884	
	5% level	-2.874868	
	10% level	-2.573951	

Null Hypothesis: UAH has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.355690	0.0182
Test critical values:	1% level	-2.575813	
	5% level	-1.942317	
	10% level	-1.615712	

ცხრილი 3.3.10.-ის თანახმად, დიკი ფულერის ტესტი, უკრაინული გრივნას გაცვლითი კურსის დროით მწკრივში ერთეულოვანი ფესვის არსებობის შესახებ, გვიჩვენებს, რომ მოცემული მწკრივი შეიცავს ერთეულოვან ფესვს, როდესაც განტოლებაში მონაწილეობს წრფივი ტრენდი და მუდმივი, თუმცა იმ შემთხვევაში, თუ გამოვრიცხავთ ორივე მათგანს, დიკი ფულერის ტესტი გვიჩვენებს, რომ მწკრივი სტაციონარულია.

ზემოთ მოყვანილი 7 გაცვლითი კურსის მწკრივიდან 3 (აშშ დოლარი, ევრო, აზერბაიჯანული მანათი) არასტაციონარული დროითი მწკრივია. შესაბამისად, როგორც ზემოთ აღვნიშნეთ, უნდა გადავიდეთ პირველი რიგის სხვაობებზე, რათა ეს მწკრივები გახდეს სტაციონარული. პირველი რიგის სხვაობები წარმოდგენილია დართი#3-ში.

3.3.2. გაცვლითი კურსების შემთხვევითი ხეტიალის მოდელის რეალიზება საქართველოს მაგალითზე

ამ შემთხვევაში, ვინაიდან საქმე ეხება შემთხვევითი ხეტიალის მოდელს და, როგორც ვიცით, შემთხვევითი ხეტიალი არასტაციონალური პროცესია, გადავიდეთ 2.1.3. ქვეთავში მოცემულ ტესტზე და შემდეგ უშუალოდ მოდელის მორგებაზე.

შემთხვევითი ხეტიალის თეორიული მოდელები (2.1) და (2.2), რომელიც აღწერილია 2.1.2 ქვეთავში, გვიჩვენებს დამოკიდებულებას ნომინალურ გაცვლით კურსსა და მის ლაგს შორის, რომელიც წარმოდგენილია ავტორეგრესიული კავშირის სახით:

$$s_t = \delta + s_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

$$s_t = s_{t-1} + u_t \quad (2.2)$$

ვინაიდან RW(p) პროცესი არასტაციონარულია და ამასთან, ეს არასტაციონარული პროცესი უნდა იყოს შემთხვევითი ხეტიალი, თავდაპირველად, გაცვლითი კურსების 4 არასტაციონარული მწკრივისათვის, ჩავატაროთ ლო-მაკ-კინლის ვარიაციის კოეფიციენტების (VR) ტესტი.

3.3.11: VR ტესტი აშშ დოლარის გაცვლითი კურსის დროითი მწკრივისათვის

Null Hypothesis: USD is a martingale
Date: 07/02/19 Time: 19:22
Sample: 2011M01 2018M12
Included observations: 96 (after adjustments)
Heteroskedasticity robust standard error estimates
User-specified lags: 2 4 8 16

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 2)*	3.159399	96	0.0063

ცხრილი 3.3.11.-ის თანახმად, VR ტესტი, აშშ დოლარის გაცვლითი კურსის დროით მწკრივში შემთხვევითი ხეტიალის არსებობის შესახებ, გვიჩვენებს, რომ მოცემული მწკრივი არ წარმოადგენს შემთხვევითი ხეტიალის პროცესს ($p < 0.05$).

3.3.12: VR ტესტი ევროს გაცვლითი კურსის დროითი მწკრივისათვის

Null Hypothesis: EUR is a martingale
Date: 07/24/19 Time: 09:24
Sample: 2011M01 2018M12
Included observations: 96 (after adjustments)
Heteroskedasticity robust standard error estimates
User-specified lags: 2 4 8 16

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 2)*	1.937260	96	0.1948

ცხრილი 3.3.12.-ის თანახმად, VR ტესტი, ევროს გაცვლითი კურსის დროით მწკრივში შემთხვევითი ხეტიალის არსებობის შესახებ, გვიჩვენებს, რომ მოცემული მწკრივი წარმოადგენს შემთხვევითი ხეტიალის პროცესს ($p > 0.05$).

3.3.13: VR ტესტი აზერბაიჯანული მანათის გაცვლითი კურსის დროითი მწკრივისათვის

Null Hypothesis: AZN is a martingale
Date: 07/24/19 Time: 09:25
Sample: 2011M01 2018M12
Included observations: 96 (after adjustments)
Heteroskedasticity robust standard error estimates
User-specified lags: 2 4 8 16

Joint Tests	Value	df	Probability
Max z (at period 2)*	0.509926	96	0.9769

ცხრილი 3.3.13.-ის თანახმად, VR ტესტი, აზერბაიჯანული მანათის გაცვლითი კურსის დროით მწკრივში შემთხვევითი ხეტიალის არსებობის შესახებ, გვიჩვენებს, რომ მოცემული მწკრივი წარმოადგენს შემთხვევითი ხეტიალის პროცესს ($p > 0.05$).

ზემოთ მიღებული შედეგების თანახმად, 3 არასტაციონარული პროცესიდან, ორში, VR ტესტის საფუძველზე დადასტურდა შემთხვევითი ხეტიალის პროცესი,

შესაბამისად, შევაფასოთ მოცემული ორი მწკრივი, ევროს გაცვლითი კურსისა და აზერბაიჯანული მანათის გაცვლითი კურსის დროითი მწკრივებისათვის AR(1) მოდელი უმცირეს კვადრატთა მეთოდით:

3.3.14: უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული (2.1) მოდელი, ევროს გაცვლითი კურსისთვის
 Dependent Variable: EUR
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 07/24/19 Time: 09:36
 Sample: 2011M01 2018M12
 Included observations: 96
 Convergence achieved after 32 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.612478	0.299639	8.718750	0.0000
AR(1)	0.980815	0.023747	41.30325	0.0000
SIGMASQ	0.004025	0.000537	7.490418	0.0000

R-squared	0.954993	Mean dependent var	2.498514
Adjusted R-squared	0.954025	S.D. dependent var	0.300629
S.E. of regression	0.064460	Akaike info criterion	-2.580723
Sum squared resid	0.386426	Schwarz criterion	-2.500587
Log likelihood	126.8747	Hannan-Quinn criter.	-2.548331
F-statistic	986.6681	Durbin-Watson stat	1.581456
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.98
-------------------	-----

მოყვანილი შედეგებიდან გამომდინარე (2.1) მოდელს ექნება შემდეგი სახე:

$$s_t = 2.612478 + 0.980815s_{t-1} + \varepsilon_t$$

როგორც ვხედავთ, როგორც თავისუფალი წევრის, ასევე ლაგირებული წევრის კოეფიციენტი სტატისტიკურად მნიშვნელოვანს წარმოადგენს. დეტერმინაციის და კორექტირებული დეტერმინაციის კოეფიციენტებს გააჩნიათ მაღალი მნიშვნელობები (0.954993; 0.954025). დარბინ-უიტსონის სტატისტიკა (1.58) 2-თან ახლოს იმყოფება. მოდელში $F > F_{\alpha}$, რაც მის სტატისტიკურად მნიშვნელოვნებას მიუთითებს. ირლვევა რა DW ტესტის დაშვებები: მოდელში ჩართულია შედეგობრივი ცვლადის ლაგური მნიშვნელობა, იგი არ წარმოადგენს საიმედოს ნარჩენობით წევრში ავტოკორელაციის არსებობის დასადგენად. რაც შეეხება მოდელის ნარჩენობით წევრებს, მოდელის ნარჩენობითი წევრები არიან ნორმალურად განაწილებულები (დანართი#3.1).

თუ ევროს გაცვლითი კურსისათვის განვიხილავთ (2.2) მოდელს, სადაც თავისუფალი წევრი არ შედის:

3.3.15: უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული (2.2) მოდელი, ევროს გაცვლითი კურსისთვის
 Dependent Variable: EUR
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 07/24/19 Time: 09:40
 Sample: 2011M01 2018M12
 Included observations: 96
 Convergence achieved after 12 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.999728	0.002312	432.3925	0.0000
SIGMASQ	0.004062	0.000548	7.408339	0.0000
R-squared	0.954577	Mean dependent var		2.498514
Adjusted R-squared	0.954094	S.D. dependent var		0.300629
S.E. of regression	0.064412	Akaike info criterion		-2.548133
Sum squared resid	0.389994	Schwarz criterion		-2.494709
Log likelihood	124.3104	Hannan-Quinn criter.		-2.526538
Durbin-Watson stat	1.591121			
Inverted AR Roots	1.00			

მოყვანილი შედეგებიდან გამომდინარე (2.2) მოდელს ექნება შემდეგი სახე:

$$s_t = 0.999728s_{t-1} + \varepsilon_t$$

როგორც ვხედავთ, როგორც თავისუფალი ასევე ლაგირებული წევრის კოეფიციენტები სტატისტიკურად მნიშვნელოვანს წარმოადგენს. შესაბამისად, ორივე ფაქტორი უნდა იყოს ჩართული მოცემულ მოდელში. დეტერმინაციის და კორექტირებული დეტერმინაციის კოეფიციენტებს გააჩნიათ საკმაოდ მაღალი მნიშვნელობები (0.954577; 0.954094). დარბინ-უიტსონის სტატისტიკა (1.59) 2-თან ახლოს იმყოფება. ირლვევა რა DW ტესტის დაშვებები: მოდელში ჩართულია შედეგობრივი ცვლადის ლაგური მნიშვნელობა, იგი არ წარმოადგენს საიმედოს ნარჩენობით წევრში ავტოკორელაციის არსებობის დასადგენად. ამასთან, მოდელის ნარჩენობითი წევრები მოყვანილ მოდელში ნორმალურად არის განაწილებული (დანართი#3.2).

თუ ანალოგიურ მოდელს ავაგებთ აზერბაიჯანული მანათისთვის:

3.3.16: უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული (2.1) მოდელი, აზერბაიჯანული მანათის გაცვლითი კურსისთვის

Dependent Variable: AZN
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 07/24/19 Time: 09:44
 Sample: 2011M01 2018M12
 Included observations: 96
 Convergence achieved after 10 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.911093	0.296996	6.434734	0.0000
AR(1)	0.971255	0.028314	34.30307	0.0000
SIGMASQ	0.006750	0.000441	15.30190	0.0000
R-squared	0.943953	Mean dependent var		1.910243
Adjusted R-squared	0.942747	S.D. dependent var		0.348853
S.E. of regression	0.083472	Akaike info criterion		-2.067963
Sum squared resid	0.647981	Schwarz criterion		-1.987827
Log likelihood	102.2622	Hannan-Quinn criter.		-2.035571
F-statistic	783.1570	Durbin-Watson stat		1.772994
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.97			

მოყვანილი შედეგებიდან გამომდინარე (2.1) მოდელს ექნება შემდეგი სახე:

$$s_t = 1.911093 + 0.971255s_{t-1} + \varepsilon_t$$

როგორც ვხედავთ, როგორც თავისუფალი წევრის, ასევე ლაგირებული წევრის კოეფიციენტი სტატისტიკურად მნიშვნელოვანს წარმოადგენს. დეტერმინაციის და კორექტირებული დეტერმინაციის კოეფიციენტებს გააჩნიათ მაღალი მნიშვნელობები (0.943953; 0.942747). დარბინ-უიტსონის სტატისტიკა (1.77) 2-თან ახლოს იმყოფება. მოდელში $F > F_{\alpha}$, რაც მის სტატისტიკურად მნიშვნელოვნებას მიუთითებს. ირღვევა რა DW ტესტის დაშვებები: მოდელში ჩართულია შედეგობრივი ცვლადის ლაგური მნიშვნელობა, იგი არ წარმოადგენს საიმედოს ნარჩენობით წევრში ავტოკორელაციის არსებობის დასადგენად. რაც შეეხება მოდელის ნარჩენობით წევრებს, მოდელის ნარჩენობითი წევრები არ არიან ნორმალურად განაწილებულები (დანართი#3.3).

თუ აზერბაიჯანული მანათის გაცვლითი კურსისათვის განვიხილავთ (2.2) მოდელს, სადაც თავისუფალი წევრი არ შედის:

3.3.17: უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული (2.2) მოდელი, აზერბაიჯანული მანათის გაცვლითი კურსისთვის

Dependent Variable: AZN
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Date: 07/24/19 Time: 09:46
 Sample: 2011M01 2018M12
 Included observations: 96
 Convergence achieved after 13 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.999092	0.004351	229.6457	0.0000
SIGMASQ	0.006846	0.000400	17.12004	0.0000
R-squared	0.943152	Mean dependent var		1.910243
Adjusted R-squared	0.942547	S.D. dependent var		0.348853
S.E. of regression	0.083618	Akaike info criterion		-2.038759
Sum squared resid	0.657243	Schwarz criterion		-1.985336
Log likelihood	99.86045	Hannan-Quinn criter.		-2.017165
Durbin-Watson stat	1.803880			
Inverted AR Roots	1.00			

მოცვანილი შედეგებიდან გამომდინარე (2.2) მოდელს ექნება შემდეგი სახე:

$$s_t = 0.999092s_{t-1} + \varepsilon_t$$

როგორც ვხედავთ, როგორც თავისუფალი ასევე ლაგირებული წევრის კოეფიციენტები სტატისტიკურად მნიშვნელოვანს წარმოადგენს. შესაბამისად, ორივე ფაქტორი უნდა იყოს ჩართული მოცემულ მოდელში. დეტერმინაციის და კორექტირებული დეტერმინაციის კოეფიციენტებს გააჩნიათ საკმაოდ მაღალი მნიშვნელობები (0.943152; 0.942547). დარბინ-უიტსონის სტატისტიკა (1.80) 2-თან ახლოს იმყოფება. ირღვევა რა DW ტესტის დაშვებები: მოდელში ჩართულია შედეგობრივი ცვლადის ლაგური მნიშვნელობა, იგი არ წარმოადგენს საიმედოს ნარჩენობით წევრში ავტოკორელაციის არსებობის დასადგენად. რაც შეეხება მოდელის ნარჩენობით წევრებს, მოდელის ნარჩენობითი წევრები არ არიან ნორმალურად განაწილებულები (დანართი#3.4).

3.3.3. გაცვლითი კურსების PPP მოდელის რეალიზება საქართველოს მაგალითზე

მსყიდველობითი უნარის პარიტეტის თეორიული მოდელი (2.19), რომელიც აღწერილია 2.2.2 ქვეთავში, გვიჩვენებს დამოკიდებულებას ნომინალურ გაცვლით კურსსა და PPP-ს შორის, რომელიც წარმოადგენს ორი ქვეყნის სამომხმარებლო ფასების სხვაობას.

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

დანართ #5-ში წარმოდგენილია სამომხმარებლო ფასების დროითი მწკრივები, ხოლო დანართ #6-ში მათი ლოგარითმული მნიშვნელობები. ხოლო დანართ #7-ში

მოცემულია შესაბამისად ზემოთ განხილული 7 გაცვლითი კურსის ლოგარითმული მნიშვნელობები.

გამომდინარე იქიდან, რომ განვიხილავთ სამომხმარებლო ფასების ინდექსების ლოგარითმების სხვაობებს, შევამოწმეთ ახალი დროითი მწკრივები ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე, რისი შედეგებიც მოცემულია დანართ #8-ში. ცხადია, რომ თითოეული დროითი მწკრივი წარმოადგენს I(1) პროცესს, შესაბამისად მათი გასტაციონარულება შესაძლებელია თუ გადავალთ პირველი რიგის სხვაობებზე.

რაც შეეხება გაცვლითი კურსების ლოგარითმულ მნიშვნელობებს, ისინიც პირველი რიგის ინტეგრირებად პროცესებს წარმოადგენენ. ანუ, პირველი რიგის სხვაობებზე გადასვლის შედეგად, მწკრივები სტაციონარული ხდება.

გრუ რეგრესიის საფრთხის შესამოწმებლად გამოვიყენეთ ენგელ-გრეინჯერის ტესტი, სადაც შევამოწმეთ ინვესტიციების და გამოშვების მნიშვნელობები კონტეგრაციაზე. ენგელ-გრეინჯერის ტესტის ნულოვანი ჰიპოთეზა გულისხმობს მწკრივებს შორის კონტეგრაციის არ არსებობას, ხოლო ალტერნატიული ჰიპოთეზა-კონტეგრაციის არსებობას.

3.3.18: აშშ დოლარის გაცვლითი კურსის ლოგარითმისა და სამომხმარებლო ფასების ლოგარითმს შორის ტესტი კონტეგრაციის არსებობაზე

Date: 07/26/19 Time: 09:49
 Series: L_USD L_CPI_GEO_USA
 Sample: 2011M01 2018M12
 Included observations: 96
 Null hypothesis: Series are not cointegrated
 Cointegrating equation deterministics: C
 Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=11)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
L_USD	-3.925804	0.1029	-18.41493	0.0617
L_CPI_GEO_USA	-4.307198	0.0542	-23.90612	0.0868

როგორც მოყვანილი ცხრილიდან ვხედავთ, ეს ორი მწკრივი არა კონტეგრირებადია, შესაბამისად, გადავიდეთ პირველი რიგის სხვაობებზე და ავაგოთ PPP მოდელი თითოეული გაცვლითი კურსისათვის.

თავდაპირველად ავაგოთ PPP მოდელი აშშ დოლარის გაცვლითი კურსისათვის.

3.3.19: უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული (2.19) მოდელი, აშშ დოლარის გაცვლითი კურსისთვის
 Dependent Variable: D(L_USD)
 Method: Least Squares
 Date: 07/24/19 Time: 10:57

Sample: 2011M01 2018M12
 Included observations: 96

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003735	0.002307	1.618848	0.1088
D(L_CPI_GEO_USA)	0.954617	0.257670	3.704803	0.0004
R-squared	0.127412	Mean dependent var		0.004317
Adjusted R-squared	0.118129	S.D. dependent var		0.024017
S.E. of regression	0.022554	Akaike info criterion		-4.725175
Sum squared resid	0.047817	Schwarz criterion		-4.671751
Log likelihood	228.8084	Hannan-Quinn criter.		-4.703581
F-statistic	13.72556	Durbin-Watson stat		1.207220
Prob(F-statistic)	0.000357			

ნარჩენობით წევრში ავტოკორელაციის არსებობის შესამოწმებლად შესაძლებელია გამოვიყენოთ ბროიმ-გოდფრის ლაგრანჟის მამრავლთა (LM) ტესტი. აღნიშნულ ტესტის ნულოვან ჰიპოთეზას წარმოადგენს ავტოკორელაციის არ არსებობა ნარჩენობით წევრში, ხოლო ალტერნატიული ჰიპოთეზა ავტოკორელაციის არსებობაა.

3.3.20: LM ტესტი, აშშ დოლარის გაცვლითი კურსის PPP მოდელში

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	9.769465	Prob. F(2,92)	0.0001
Obs*R-squared	16.81688	Prob. Chi-Square(2)	0.0002

ბროიმ-გოდფრის ტესტის მიხედვით მიიღება ალტერნატიული ჰიპოთეზა 99%-იანი ალბათობით, რაც გულისხმობს ნარჩენობით წევრებში ავტოკორელაციის არსებობას.

3.3.21: ვაიტის ტესტი, აშშ დოლარის გაცვლითი კურსის PPP მოდელში

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.313627	Prob. F(2,93)	0.7316
Obs*R-squared	0.643150	Prob. Chi-Square(2)	0.7250
Scaled explained SS	1.056560	Prob. Chi-Square(2)	0.5896

ნარჩენების ჰეტეროსკედასტურობაზე შემოწმებისას ვაიტის ტესტის ნულოვან ჰიპოთეზა მიიღება, რაც გულისხმობს ჰომოსკედასტურობის არსებობას. შესაბამისად ნარჩენობითი წევრების ვარიაცია არის მუდმივი.

პრობლემატურია მოდელში ავტოკორელაციების არსებობა (რაც LM ტესტით გამოვლინდა), ამასთან მოდელის დეტერმინაციის კოეფიციენტებს აქვთ საკმაოდ დაბალი მნიშვნელობა. ამის გამო აღნიშნული პრობლემის გადასაღებად, გადავდივართ უმცირეს კვადრატთა მეთოდის რობასტულ შეფასებაზე და რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით ჰეტეროსკედატურობისა და ავტოკორელაციების გადაღების შემდგომ მივიღეთ შემდეგი საბოლოო მოდელი:

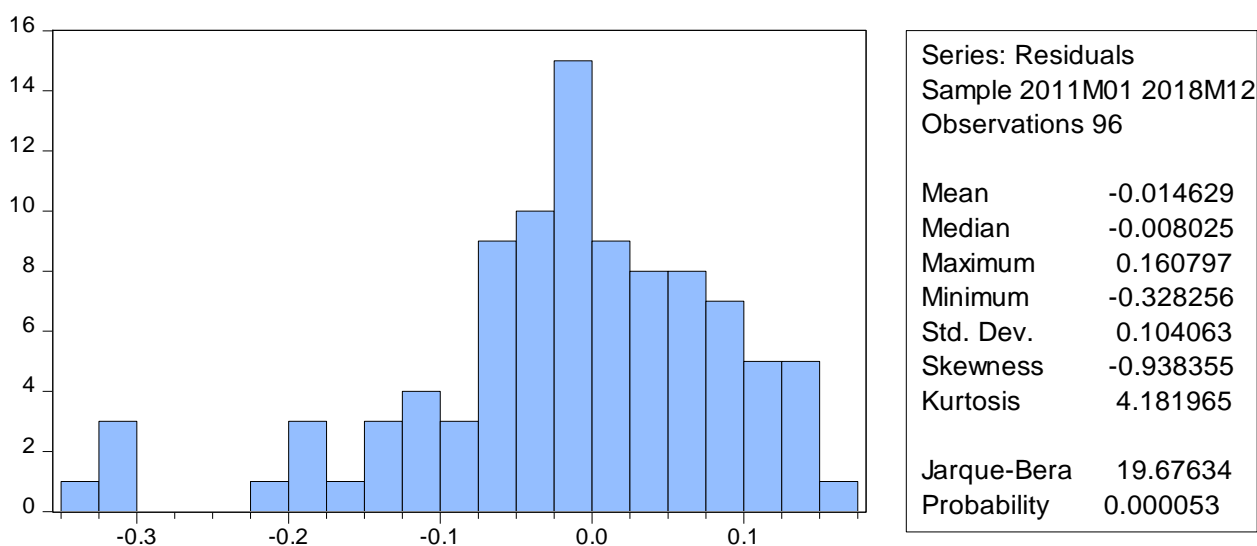
3.3.22: რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული მოდელი

Dependent Variable: d(L_USD)
 Method: Robust Least Squares
 Date: 07/26/19 Time: 10:27
 Sample: 2011M01 2018M12
 Included observations: 96
 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.
D(L_CPI_GEO_USA)	1.268206	0.071268	17.79497	0.0000
C	-2.845612	0.016095	-176.8034	0.0000
Robust Statistics				
R-squared	0.697728	Adjusted R-squared	0.694512	
Rw-squared	0.812569	Adjust Rw-squared	0.812569	
Akaike info criterion	93.01295	Schwarz criterion	99.20466	
Deviance	0.607186	Scale	0.082103	
Rn-squared statistic	316.6609	Prob(Rn-squared stat.)	0.000000	
Non-robust Statistics				
Mean dependent var	-3.099854	S.D. dependent var	0.181466	
S.E. of regression	0.090574	Sum squared resid	0.771137	

რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებულ განტოლებას შედარებით მაღალი დეტერმინაციის კოეფიციენტები აქვს, ამასთან, მნიშვნელოვანია მოდელში შემავალი კომპონენტების კოეფიციენტები.

დიაგრამა 3.3.1. ნარჩენობითი წევრების განაწილება



მიუხედავად რობასტულ უმცირეს კვადრატა მეთოდზე გადასვლისა, დარჩა რიგი სტატისტიკური პრობლემებისა, რომელთა გადალახვაც ვერ მოხერხდა რობასტული უმცირეს კვადრატა მეთოდით. ამ შემთხვევაში გვაქვს საუბარი ნარჩენების ნორმალურობასთან დაკავშირებით. ჟარკ-ბერას ტესტით გამოვლინდა, რომ ნარჩენები ნორმალურად არ არიან განაწილებული რაც იმას ნიშნავს, რომ მიღებული მოდელი უვარგისია სტატისტიკურად.

რაც შეეხება ევროს გაცვლითი კურსისათვის აგებულ PPP მოდელს,

3.3.23: მწკრივების შემოწმება ენგელ-გრეინჯერის ტესტით კონტეგრაციის არსებობაზე

Date: 07/24/19 Time: 15:11
 Series: L_EUR L_CPI_GEO_EU
 Sample: 2011M01 2018M12
 Included observations: 96
 Null hypothesis: Series are not cointegrated
 Cointegrating equation deterministics: C
 Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=11)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
L_EUR	-2.978997	0.1251	-15.83597	0.1091
L_CPI_GEO_EU	-3.003686	0.1191	-15.86649	0.1084

როგორც მოყვანილი ცხრილიდან ვხედავთ, ეს ორი მწკრივი არა კონტეგრირებადია, რადგან $p > 0.5$, და ნულოვანი ჰიპოთეზის უარყოფა შეუძლებელია. შესაბამისად, გადავიდეთ პირველი რიგის სხვაობებზე და ავაგოთ PPP მოდელი თითოეული გაცვლითი კურსისათვის.

3.3.24: უმცირეს კვადრატა მეთოდით შეფასებული (2.19) მოდელი, ევროს გაცვლითი კურსისთვის

Dependent Variable: D(L_EUR)
 Method: Least Squares

Date: 07/24/19 Time: 15:16
 Sample: 2011M01 2018M12
 Included observations: 96

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(L_CPI_GEO_EU)	0.836461	0.244716	3.418091	0.0009
C	0.001999	0.002405	0.831266	0.4079
R-squared	0.910550	Mean dependent var		0.002758
Adjusted R-squared	0.901088	S.D. dependent var		0.024743
S.E. of regression	0.023459	Akaike info criterion		-4.646516
Sum squared resid	0.051730	Schwarz criterion		-4.593092
Log likelihood	225.0328	Hannan-Quinn criter.		-4.624921
F-statistic	11.68335	Durbin-Watson stat		1.767936
Prob(F-statistic)	0.000934			

ნარჩენობით წევრში ავტოკორელაციის არსებობის შესამოწმებლად შესაძლებელია გამოვიყენოთ ბროიშ-გოდფრის ლაგრანჟის მამრავლთა (LM) ტესტი. აღნიშნულ ტესტის ნულოვან ჰიპოთეზას წარმოადგენს ავტოკორელაციის არ არსებობა ნარჩენობით წევრში, ხოლო ალტერნატიული ჰიპოთეზა ავტოკორელაციის არსებობაა.

3.3.25: LM ტესტი, ევროს გაცვლითი კურსის PPP მოდელში

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.679419	Prob. F(2,92)	0.5094
Obs*R-squared	1.397279	Prob. Chi-Square(2)	0.4973

რადგან $p > 0.5$, აქედან გამომდინარე, შეგვიძლია მივიღოთ ნულოვანი ჰიპოთეზა, ავტოკორელაციის არ არსებობის შესახებ.

3.3.26: ვაიტის ტესტი, ევროს გაცვლითი კურსის PPP მოდელში

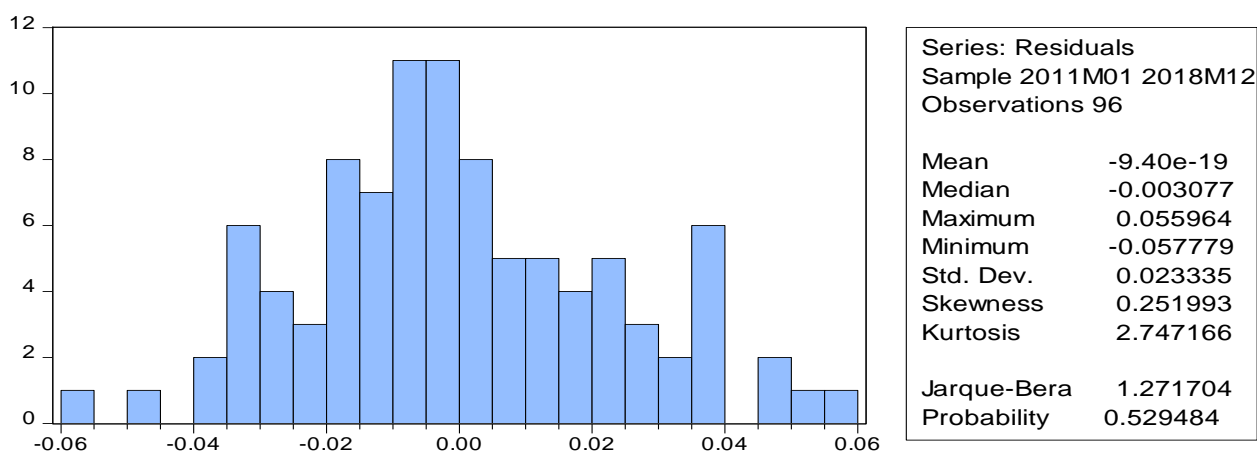
Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.571912	Prob. F(2,93)	0.5664
Obs*R-squared	1.166375	Prob. Chi-Square(2)	0.5581
Scaled explained SS	0.976913	Prob. Chi-Square(2)	0.6136

ნარჩენების ჰეტეროსკედასტურობაზე შემოწმებისას ვაიტის ტესტის ნულოვანი ჰიპოთეზა მიიღება, რაც გულისხმობს ჰომოსკედასტურობის არსებობას. შესაბამისად ნარჩენობითი წევრების ვარიაცია არის მუდმივი.

რაც შეეხება ნარჩენობით წევრებს, ისინი $P=0.529484$ ალბათობით ნორმალურად არიან განაწილებული.

დიაგრამა 3.3.2. ნარჩენობითი წევრების განაწილება



რაც შეეხება რუსული რუბლის გაცვლითი კურსის PPP მოდელს. თავდაპირველად შევამოწმეთ კონტეგრაცია მწკრივებს შორის.

3.3.27: მწკრივების შემოწმება ენგელ-გრეინჯერის ტესტით კონტეგრაციის არსებობაზე

Date: 07/26/19 Time: 09:59
 Series: L_RUB L_CPI_GEO_RUS
 Sample: 2011M01 2018M12
 Included observations: 96
 Null hypothesis: Series are not cointegrated
 Cointegrating equation deterministics: C
 Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=11)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
L_RUB	-4.245188	0.0051	-36.88337	0.0005
L_CPI_GEO_RUS	-3.669551	0.0258	-26.68618	0.0084

როგორც ცხრილიდან ჩანს, მოცემულ მწკრივებს შორის არსებობს კონტეგრაცია, შესაბამისად შეგვიძლია ჩვეულებრივი უმცირეს კვადრატთა მეთოდით ავაგოთ გრძელვადიანი წონასწორობის მოდელი. ხოლო ცდომილების კორექციის მოდელის სახით წარმოვადგინოთ მოკლევადიანი წონასწორობა.

3.3.28: უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული (2.19) მოდელი, რუბლის გაცვლითი კურსისთვის

Dependent Variable: L_RUB
 Method: Least Squares
 Date: 07/26/19 Time: 10:08
 Sample: 2011M01 2018M12
 Included observations: 96

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L_CPI_GEO_RUS	1.322380	0.077003	17.17312	0.0000
C	-2.845934	0.017390	-163.6535	0.0000

R-squared 0.758303 Mean dependent var -3.099854

Adjusted R-squared	0.755731	S.D. dependent var	0.181466
S.E. of regression	0.089687	Akaike info criterion	-1.964368
Sum squared resid	0.756113	Schwarz criterion	-1.910945
Log likelihood	96.28969	Hannan-Quinn criter.	-1.942774
F-statistic	294.9159	Durbin-Watson stat	0.249771
Prob(F-statistic)	0.000000		

ნარჩენობით წევრში ავტოკორელაციის არსებობის შესამოწმებლად შესაძლებელია გამოვიყენოთ ბროიშ-გოდფრის ლაგრანჟის მამრავლთა (LM) ტესტი. აღნიშნულ ტესტის ნულოვან ჰიპოთეზას წარმოადგენს ავტოკორელაციის არ არსებობა ნარჩენობით წევრში, ხოლო ალტერნატიული ჰიპოთეზა ავტოკორელაციის არსებობაა.

3.3.29: LM ტესტი, რუბლის გაცვლითი კურსის PPP მოდელში

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	221.5575	Prob. F(2,92)	0.0000
Obs*R-squared	79.49514	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

რადგან $p < 0.5$, აქედან გამომდინარე, არ შეგვიძლია მივიღოთ ნულოვანი ჰიპოთეზა, ავტოკორელაციის არ არსებობის შესახებ.

3.3.30: ვაიტის ტესტი, რუბლის გაცვლითი კურსის PPP მოდელში

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	4.693224	Prob. F(2,93)	0.0114
Obs*R-squared	8.800960	Prob. Chi-Square(2)	0.0123
Scaled explained SS	12.50963	Prob. Chi-Square(2)	0.0019

ნარჩენების ჰეტეროსკედასტურობაზე შემოწმებისას ვაიტის ტესტის ალტერნატიული ჰიპოთეზა მიიღება, რაც გულისხმობს ჰომოსკედასტურობის არ არსებობას. შესაბამისად ნარჩენობითი წევრების ვარიაცია არ არის მუდმივი.

აღნიშნული პრობლემების გადასალახად, გადავდივართ უმცირეს კვადრატთა მეთოდის რობასტულ შეფასებაზე:

3.3.31: რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული მოდელი

Dependent Variable: L_RUB
 Method: Robust Least Squares
 Date: 07/26/19 Time: 10:27
 Sample: 2011M01 2018M12
 Included observations: 96
 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.
----------	-------------	------------	-------------	-------

L_CPI_GEO_RUS	1.268206	0.071268	17.79497	0.0000
C	-2.845612	0.016095	-176.8034	0.0000

Robust Statistics

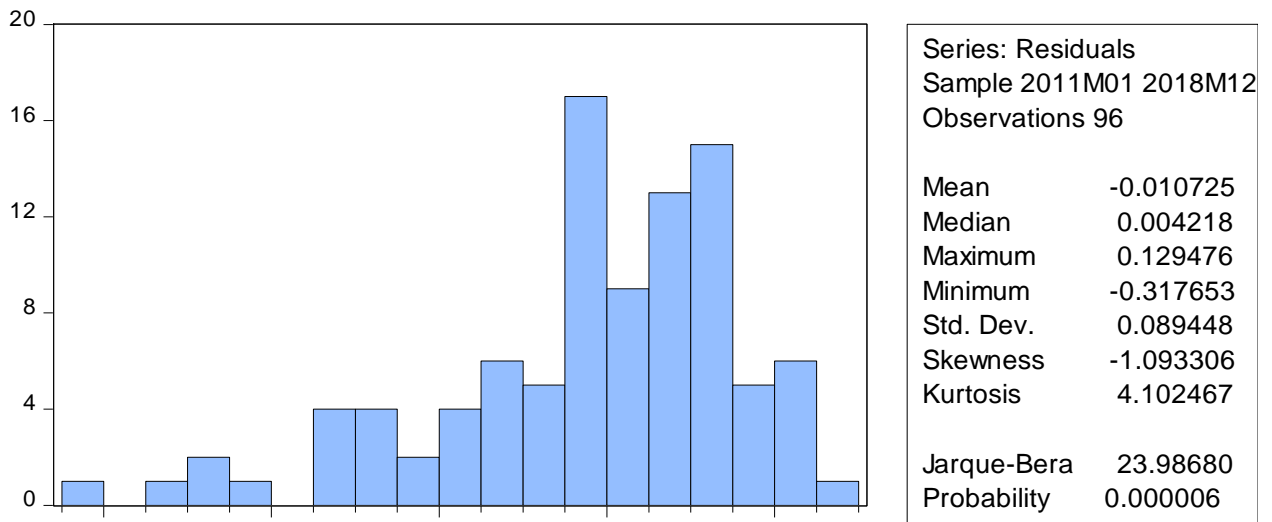
R-squared	0.697728	Adjusted R-squared	0.694512
Rw-squared	0.812569	Adjust Rw-squared	0.812569
Akaike info criterion	93.01295	Schwarz criterion	99.20466
Deviance	0.607186	Scale	0.082103
Rn-squared statistic	316.6609	Prob(Rn-squared stat.)	0.000000

Non-robust Statistics

Mean dependent var	-3.099854	S.D. dependent var	0.181466
S.E. of regression	0.090574	Sum squared resid	0.771137

რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებულ განტოლებას შედარებით მაღალი დეტერმინაციის კოეფიციენტები აქვს, ამასთან, მნიშვნელოვანია მოდელში შემავალი კომპონენტების კოეფიციენტები.

დიაგრამა 3.3.3. ნარჩენობითი წევრების განაწილება



თუმცა, მიუხედავად რობასტულ შეფასებებზე გადასვლისა და იმისა, რომ შეფასებულ განტოლებას შედარებით მაღალი დეტერმინაციის კოეფიციენტები აქვს, და, ამასთან, მნიშვნელოვანია მოდელში შემავალი კომპონენტების კოეფიციენტები, ჟარკ-ბერას ტესტით გამოვლინდა, რომ ნარჩენები ნორმალურად არ არიან განაწილებული რაც იმას ნიშნავს, რომ მიღებული მოდელი უვარგისია სტატისტიკურად.

შემდეგი მოდელი არის, PPP მოდელი თურქული ლირის გაცვლითი კურსისათვის. თავდაპირველად, როგორც ზემოთ, შევამოწმოთ მწკრივები კონტეგრაციაზე.

3.3.32: მწკრივების შემოწმება ენგელ-გრენჯერის ტესტით კონტეგრაციის არსებობაზე

Date: 07/26/19 Time: 11:43

Series: L_TRY L_CPI_GEO_TURK

Sample: 2011M01 2018M12

Included observations: 96

Null hypothesis: Series are not cointegrated

Cointegrating equation deterministics: C

Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=11)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
L_TRY	-2.796624	0.1764	-16.32734	0.0979
L_CPI_GEO_TURK	-2.776557	0.1829	-14.73434	0.1374

როგორც მოყვანილი ცხრილიდან ვხედავთ, ეს ორი მწკრივი არა კონტეგრირებადია, შესაბამისად, გადავიდეთ პირველი რიგის სხვაობებზე და ავაგოთ PPP მოდელი თითოეული გაცვლითი კურსისათვის.

3.3.33: უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული (2.19) მოდელი, ლირას გაცვლითი კურსისთვის

Dependent Variable: D(L_TRY)

Method: Least Squares

Date: 07/26/19 Time: 11:56

Sample: 2011M01 2018M12

Included observations: 96

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(L_CPI_GEO_TURK)	0.822316	0.307471	2.674450	0.0088
C	-0.003792	0.003884	-0.976398	0.3314

R-squared	0.070712	Mean dependent var	-0.008742
Adjusted R-squared	0.060826	S.D. dependent var	0.034519
S.E. of regression	0.033453	Akaike info criterion	-3.936730
Sum squared resid	0.105196	Schwarz criterion	-3.883306
Log likelihood	190.9630	Hannan-Quinn criter.	-3.915135
F-statistic	7.152684	Durbin-Watson stat	1.552238
Prob(F-statistic)	0.008828		

უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებულ განტოლებას აქვს რიგი ნაკლოვანებები. თავისუფალი წევრი არაა მნიშვნელოვანი, ამასთან დეტერმინაციის კოეფიციენტები ზედმეტად მცირეა, რაც გვიჩვენებს, რომ მოდელი არ არის მნიშვნელოვანი.

შევამოწმეთ ნარჩენობითი წევრები ავტოკორელაციის არსებობაზე. ნარჩენობით წევრში ავტოკორელაციის არსებობის შესამოწმებლად შესაძლებელია გამოვიყენოთ ბროიმ-გოდფრის ლაგრანჟის მამრავლთა (LM) ტესტი. აღნიშნულ ტესტის ნულოვან ჰიპოთეზას წარმოადგენს ავტოკორელაციის არ არსებობა ნარჩენობით წევრში, ხოლო ალტერნატიული ჰიპოთეზა ავტოკორელაციის არსებობაა.

3.3.34: LM ტესტი, ლირას გაცვლითი კურსის PPP მოდელში

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	4.900120	Prob. F(2,92)	0.0095
Obs*R-squared	9.241854	Prob. Chi-Square(2)	0.0098

ბროიმ-გოდფრის ტესტის მიხედვით მიიღება ალტერნატიული ჰიპოთეზა 99%-იანი ალბათობით, რაც გულისხმობს ნარჩენობით წევრებში ავტოკორელაციის არსებობას.

3.3.35: ვაიტის ტესტი, ლირას გაცვლითი კურსის PPP მოდელში

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.355960	Prob. F(2,93)	0.7015
Obs*R-squared	0.729303	Prob. Chi-Square(2)	0.6944
Scaled explained SS	2.289124	Prob. Chi-Square(2)	0.3184

ნარჩენების ჰეტეროსკედასტურობაზე შემოწმებისას ვაიტის ტესტის ნულოვანი ჰიპოთეზა მიიღება, რაც გულისხმობს ჰომოსკედასტურობის არსებობას. შესაბამისად ნარჩენობითი წევრების ვარიაცია არის მუდმივი.

პრობლემატურია მოდელში ავტოკორელაციების არსებობა (რაც LM ტესტით გამოვლინდა), ამასთან მოდელის დეტერმინაციის კოეფიციენტებს აქვთ საკმაოდ დაბალი მნიშვნელობა. ამის გამო აღნიშნული პრობლემის გადასაღწევად, გადავდივართ უმცირეს კვადრატთა მეთოდის რობასტულ შეფასებაზე და რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით ჰეტეროსკედასტურობისა და ავტოკორელაციების გადალახვის შემდგომ მივიღეთ შემდეგი საბოლოო მოდელი:

3.3.36: რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული მოდელი

Dependent Variable: D(L_TRY)
 Method: Robust Least Squares
 Date: 07/26/19 Time: 11:57
 Sample: 2011M01 2018M12
 Included observations: 96
 Method: M-estimation
 M settings: weight=Bisquare, tuning=4.685, scale=MAD (median centered)
 Huber Type I Standard Errors & Covariance

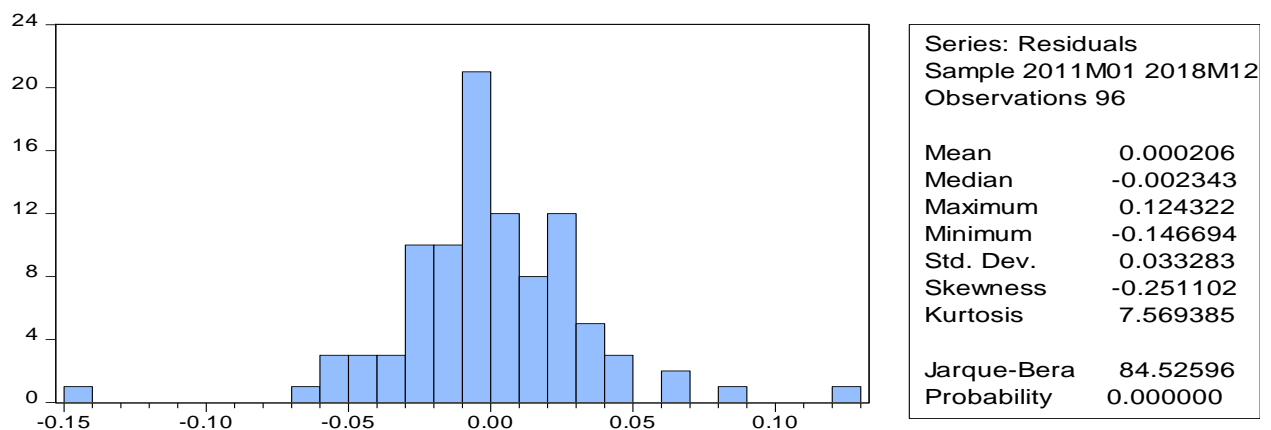
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
D(L_CPI_GEO_TURK)	0.764458	0.250102	3.056588	0.0022
C	-0.004347	0.003159	-1.375970	0.1688

Robust Statistics			
R-squared	0.061453	Adjusted R-squared	0.051469
Rw-squared	0.109151	Adjust Rw-squared	0.109151
Akaike info criterion	101.0058	Schwarz criterion	107.0917
Deviance	0.068269	Scale	0.026399
Rn-squared statistic	9.342731	Prob(Rn-squared stat.)	0.002239

Non-robust Statistics			
Mean dependent var	-0.008742	S.D. dependent var	0.034519
S.E. of regression	0.033460	Sum squared resid	0.105240

რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებულ განტოლებას ისევ მცირე დეტერმინაციის კოეფიციენტები აქვს, ამასთან, არამნიშვნელოვანია მოდელში შემავალი თავისუფალი წევრის კოეფიციენტი.

დიაგრამა 3.3.4. ნარჩენობითი წევრების განაწილება



თუმცა, მიუხედავად რობასტულ შეფასებებზე გადასვლისა და იმისა, რომ შეფასებულ განტოლებას შედარებით მაღალი დეტერმინაციის კოეფიციენტები აქვს, და, ამასთან, მნიშვნელოვანია მოდელში შემავალი კომპონენტების კოეფიციენტები, ჟარკ-ბერას ტესტით გამოვლინდა, რომ ნარჩენები ნორმალურად არ არიან განაწილებული რაც იმას ნიშნავს, რომ მიღებული მოდელი უვარგისია სტატისტიკურად.

სანამ ავაგებთ PPP მოდელს აზერბაიჯანული მანათის გაცვლითი კურსისათვის, თავდაპირველად, როგორც ზემოთ, შევამოწმოთ მწკრივები კონტეგრაციაზე.

3.3.37: მწკრივების შემოწმება ენგელ-გრენიჯერის ტესტით კონტეგრაციის არსებობაზე

Date: 07/26/19 Time: 11:59
 Series: L_AZN L_CPI_GEO_AZER
 Sample: 2011M01 2018M12
 Included observations: 96
 Null hypothesis: Series are not cointegrated
 Cointegrating equation deterministics: C
 Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=11)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
L_AZN	-2.508133	0.2835	-12.13951	0.2317
L_CPI_GEO_AZER	-2.343663	0.3577	-10.83741	0.2961

როგორც მოყვანილი ცხრილიდან ვხედავთ, ეს ორი მწკრივი არა კონტეგრირებადია, შესაბამისად, გადავიდეთ პირველი რიგის სხვაობებზე და ავაგოთ PPP მოდელი თითოეული გაცვლითი კურსისათვის.

3.3.38: უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული (2.19) მოდელი, აზერბაიჯანული მანათის გაცვლითი კურსისთვის

Dependent Variable: D(L_AZN)
 Method: Least Squares
 Date: 07/26/19 Time: 12:00
 Sample: 2011M01 2018M12
 Included observations: 96

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(L_CPI_GEO_AZER)	1.798393	0.366065	4.912774	0.0000
C	0.000156	0.003961	0.039290	0.9687

R-squared	0.204303	Mean dependent var	-0.003529
Adjusted R-squared	0.195838	S.D. dependent var	0.042490
S.E. of regression	0.038103	Akaike info criterion	-3.676438
Sum squared resid	0.136472	Schwarz criterion	-3.623014
Log likelihood	178.4690	Hannan-Quinn criter.	-3.654844
F-statistic	24.13535	Durbin-Watson stat	2.299747
Prob(F-statistic)	0.000004		

შევამოწმოთ სერიული კორელაციის არსებობაზე.

3.3.39: LM ტესტი, აზერბაიჯანული მანათის გაცვლითი კურსის PPP მოდელში

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.270554	Prob. F(2,92)	0.2856
Obs*R-squared	2.580321	Prob. Chi-Square(2)	0.2752

ბროიშ-გოდფრის ტესტის მიხედვით მიიღება ნულოვანი ჰიპოთეზა 99%-იანი ალბათობით, რაც გულისხმობს ნარჩენობით წევრებში ავტოკორელაციის არ არსებობას.

3.3.40: ვაიტის ტესტი, აზერბაიჯანული მანათის გაცვლითი კურსის PPP მოდელში
Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.355960	Prob. F(2,93)	0.7015
Obs*R-squared	0.729303	Prob. Chi-Square(2)	0.6944
Scaled explained SS	2.289124	Prob. Chi-Square(2)	0.3184

ნარჩენების ჰეტეროსკედასტურობაზე შემოწმებისას ვაიტის ტესტის ნულოვანი ჰიპოთეზა მიიღება, რაც გულისხმობს ჰომოსკედასტურობის არსებობას. შესაბამისად ნარჩენობითი წევრების ვარიაცია არის მუდმივი.

მიუხედავად იმისა, რომ მოდელში არც ავტოკორელაცია და არც მულტიკოლინარიობას აქვს ადგილი, ზემოთ მიღებული შედეგების თანახმად, ცხადია, რომ მოდელი სტატისტიკურად ვარგისი არ არის.

შევამოწმეთ სომხური დრამის გაცვლითი კურსისა და PPP პირობის დროითი მწკრივები კოინტეგრაციაზე:

3.3.41: მწკრივების შემოწმება ენგელ-გრენჯერის ტესტით კოინტეგრაციის არსებობაზე

Date: 07/26/19 Time: 12:02
Series: L_AMD L_CPI_GEO_ARM
Sample: 2011M01 2018M12
Included observations: 96
Null hypothesis: Series are not cointegrated
Cointegrating equation deterministics: C
Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=11)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
L_AMD	-4.252136	0.0050	-28.12013	0.0058
L_CPI_GEO_ARM	-4.074998	0.0084	-23.49355	0.0186

როგორც მოყვანილი ცხრილიდან ვხედავთ, ეს ორი მწკრივი კოინტეგრირებადია, შესაბამისად, ავაგოთ PPP მოდელი გაცვლითი კურსისათვის.

3.3.42: უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული (2.19) მოდელი, სომხური დრამის გაცვლითი კურსისთვის
Dependent Variable: L_AMD
Method: Least Squares
Date: 07/26/19 Time: 14:41
Sample: 2011M01 2018M12
Included observations: 96

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

L_CPI_GEO_ARM	1.051401	0.070589	14.89470	0.0000
C	1.310817	0.015729	83.33517	0.0000
R-squared	0.702392	Mean dependent var		1.528907
Adjusted R-squared	0.699226	S.D. dependent var		0.102667
S.E. of regression	0.056305	Akaike info criterion		-2.895437
Sum squared resid	0.298009	Schwarz criterion		-2.842013
Log likelihood	140.9810	Hannan-Quinn criter.		-2.873842
F-statistic	221.8522	Durbin-Watson stat		0.192129
Prob(F-statistic)	0.000000			

როგორც ვხედავთ, მოდელის კოეფიციენტები მნიშვნელოვანია, დეტერმინაციის კოეფიციენტიც საკმაოდ მაღალია, ამასთან, F სტატისტიკაც ძალიან მაღალია, თუმცა DW სტატისტიკა ნულთან ახლოს არის, რაც მიუთითებს მოდელში სერიული კორელაციის არსებობის შესახებ.

გადავამოწმოთ სერიული კორელაციის არსებობა.

3.3.43: LM ტესტი, სომხური დრამის გაცვლითი კურსის PPP მოდელში
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	123.1869	Prob. F(2,92)	0.0000
Obs*R-squared	69.89869	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

ცხადია, ბროიმ-გოდფრის ტესტის მიხედვით მიიღება ალტერნატიული ჰიპოთეზა 99%-იანი ალბათობით, რაც გულისხმობს ნარჩენობით წევრებში ავტოკორელაციის არსებობას.

3.3.44: ვაიტის ტესტი, სომხური დრამის გაცვლითი კურსის PPP მოდელში
Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	6.904766	Prob. F(2,93)	0.0016
Obs*R-squared	12.41195	Prob. Chi-Square(2)	0.0020
Scaled explained SS	15.81252	Prob. Chi-Square(2)	0.0004

ნარჩენების ჰეტეროსკედასტურობაზე შემოწმებისას ვაიტის ტესტის ალტერნატიული ჰიპოთეზა მიიღება.

წამოჭრილი პრობლემების გადასაღებად გადავდივართ უმცირეს კვადრატთა მეთოდის რობასტულ შეფასებაზე და რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით ჰეტეროსკედასტურობისა და ავტოკორელაციების გადალახვის შემდგომ მივიღეთ შემდეგი საბოლოო მოდელი:

3.3.45: რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული მოდელი

Dependent Variable: L_AMD
 Method: Robust Least Squares
 Date: 07/26/19 Time: 15:25
 Sample: 2011M01 2018M12
 Included observations: 96
 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.
L_CPI_GEO_ARM	1.116114	0.069372	16.08883	0.0000
C	1.293309	0.015458	83.66453	0.0000
Robust Statistics				
R-squared	0.674401	Adjusted R-squared	0.670937	
Rw-squared	0.772640	Adjust Rw-squared	0.772640	
Akaike info criterion	80.71442	Schwarz criterion	86.99584	
Deviance	0.253149	Scale	0.057018	
Rn-squared statistic	258.8504	Prob(Rn-squared stat.)	0.000000	
Non-robust Statistics				
Mean dependent var	1.528907	S.D. dependent var	0.102667	
S.E. of regression	0.056707	Sum squared resid	0.302275	

რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებულ განტოლებას შედარებით მაღალი დეტერმინაციის კოეფიციენტები აქვს, ამასთან, მნიშვნელოვანია მოდელში შემავალი კომპონენტების კოეფიციენტები, ამასთან, ნარჩენებიც ნორმალურად არის განაწილებული, შესაბამისად შეგვიძლია ვთქვათ, რომ მოდელი გამოსადეგია. მოცემული მოდელის საფუძველზე შეგვიძლია ვთქვათ, რომ PPP პირობის ლოგარითმის ზრდა იწვევს სომხური დრამის გაცვლითი კურსის ლოგარითმის ზრდას, რაც ეროვნული ვალუტის სომხური დრამის მიმართ გაუფასურებაზე მიუთითებს.

შევამოწმოთ უკრაინული გრივნის გაცვლითი კურსისა და PPP პირობის დროითი მწკრივები კოინტეგრაციაზე:

3.3.46: მწკრივების შემოწმება ენგელ-გრენჯერის ტესტით კოინტეგრაციის არსებობაზე

Date: 07/26/19 Time: 12:04
 Series: L_UAH L_CPI_GEO_UKR
 Sample: 2011M01 2018M12
 Included observations: 96

Null hypothesis: Series are not cointegrated
 Cointegrating equation deterministics: C
 Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=11)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
L_UAH	-2.130097	0.4637	-9.553938	0.3722
L_CPI_GEO_UKR	-1.839020	0.6124	-8.105573	0.4731

როგორც მოყვანილი ცხრილიდან ვხედავთ, ეს ორი მწკრივი არა კონტეგრირებადია, შესაბამისად ავაგოთ მოდელი პირველი რიგის სხვაობების უმცირეს კვადრატთა მეთოდით:

3.3.47: უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული (2.19) მოდელი, უკრაინული გრივნას გაცვლითი კურსისთვის
 Dependent Variable: D(L_UAH)
 Method: Least Squares
 Date: 07/26/19 Time: 12:05
 Sample: 2011M01 2018M12
 Included observations: 96

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(L_CPI_GEO_UKR)	0.267036	0.250553	1.065786	0.2893
C	-0.006555	0.005409	-1.211961	0.2286

R-squared	0.011940	Mean dependent var	-0.008704
Adjusted R-squared	0.001428	S.D. dependent var	0.049212
S.E. of regression	0.049177	Akaike info criterion	-3.166188
Sum squared resid	0.227323	Schwarz criterion	-3.112764
Log likelihood	153.9770	Hannan-Quinn criter.	-3.144593
F-statistic	1.135899	Durbin-Watson stat	1.923036
Prob(F-statistic)	0.289250		

როგორც ვხედავთ, მოდელის კოეფიციენტები არ არის მნიშვნელოვანი, ამასთან, დეტერმინაციის კოეფიციენტები და F სტატისტიკაც საკმაოდ დაბალია, თუმცა DW სტატისტიკა 2-თან ახლოს არის.

3.3.48: LM ტესტი, უკრაინული გრივნას გაცვლითი კურსის PPP მოდელში
 Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.550051	Prob. F(2,92)	0.2177
Obs*R-squared	3.129438	Prob. Chi-Square(2)	0.2091

ბროიშ-გოდფრის ტესტის მიხედვით მიიღება ნულოვანი ჰიპოთეზა 99%-იანი ალბათობით, რაც გულისხმობს ნარჩენობით წევრებში ავტოკორელაციის არ არსებობას.

3.3.49: ვაიტის ტესტი, უკრაინული გრივნას გაცვლითი კურსის PPP მოდელში
 Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	6.781528	Prob. F(2,93)	0.0018
Obs*R-squared	12.21862	Prob. Chi-Square(2)	0.0022
Scaled explained SS	83.22284	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

ნარჩენების ჰეტეროსკედასტრობაზე შემოწმებისას ვაიტის ტესტის ნულოვანი ჰიპოთეზის უარყოფა ხდება, რაც გულისხმობს ჰეტეროსკედასტრობის არსებობას. შესაბამისად ნარჩენობითი წევრების ვარიაცია არ არის მუდმივი.

პრობლემის გადასაღებად, გადავდივართ უმცირეს კვადრატთა მეთოდის რობასტულ შეფასებაზე და რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით ჰეტეროსკედასტრობისა და ავტოკორელაციების გადაღების შემდგომ მივიღეთ შემდეგი საბოლოო მოდელი:

3.3.50: რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული მოდელი

Dependent Variable: D(L_UAH)
 Method: Robust Least Squares
 Date: 07/26/19 Time: 16:24
 Sample: 2011M01 2018M12
 Included observations: 96
 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.
D(L_CPI_GEO_UKR)	-0.298357	0.101683	-2.934189	0.0033
C	-0.000635	0.002195	-0.289293	0.7724

Robust Statistics

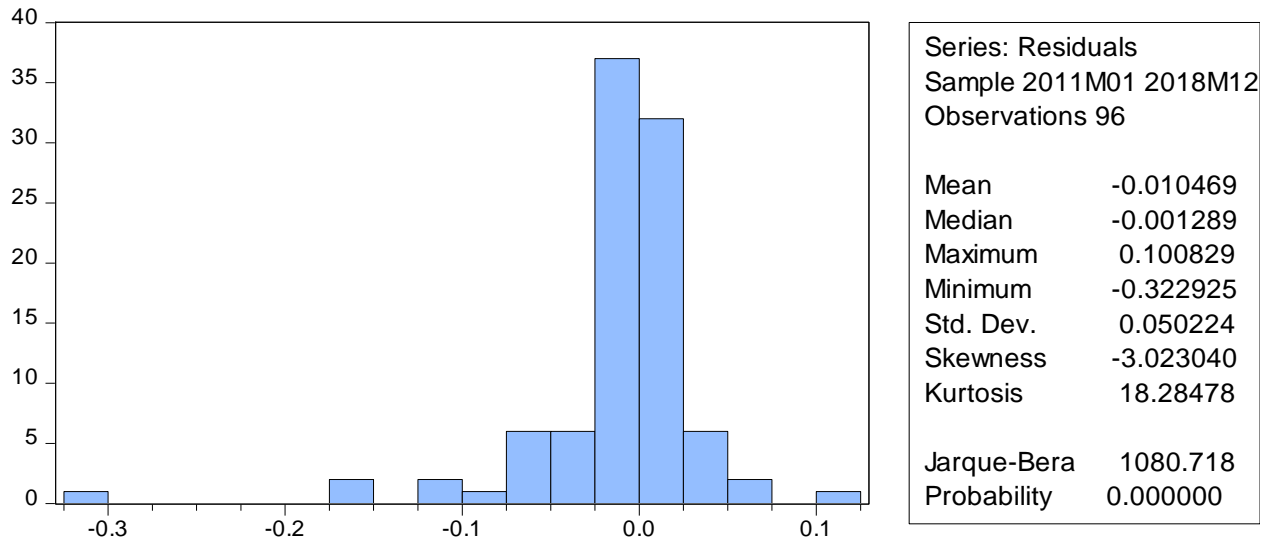
R-squared	0.026444	Adjusted R-squared	0.016087
Rw-squared	0.129462	Adjust Rw-squared	0.129462
Akaike info criterion	189.5603	Schwarz criterion	195.3931
Deviance	0.048021	Scale	0.016056
Rn-squared statistic	8.609466	Prob(Rn-squared stat.)	0.003344

Non-robust Statistics

Mean dependent var	-0.008704	S.D. dependent var	0.049212
S.E. of regression	0.051587	Sum squared resid	0.250159

რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებულ განტოლებას ისევ მცირე დეტერმინაციის კოეფიციენტები აქვს, ამასთან, არამნიშვნელოვანია მოდელში შემავალი თავისუფალი წევრის კოეფიციენტი.

დიაგრამა 3.3.5. ნარჩენობითი წევრების განაწილება



თუმცა, მიუხედავად რობასტულ შეფასებებზე გადასვლისა და იმისა, რომ შეფასებულ განტოლებას შედარებით მაღალი დეტერმინაციის კოეფიციენტები აქვს, და, ამასთან, მნიშვნელოვანია მოდელში შემავალი დამოუკიდებელი კომპონენტის კოეფიციენტი, ამასთან თავისუფალ წევრს არამნიშვნელოვანი კოეფიციენტი აქვს, ჟარკ-ბერას ტესტით გამოვლინდა, რომ ნარჩენები ნორმალურად არ არიან განაწილებული რაც იმას ნიშნავს, რომ მიღებული მოდელი უვარგისია სტატისტიკურად.

დასკვნა

როგორც აღვნიშნეთ, ძირითად მაკროეკონომიკურ მაჩვენებლებთან ერთად, როგორებიცაა მშპ, ინფლაცია, საპროცენტო განაკვეთი და ა.შ. ქვეყნის ეკონომიკისათვის მნიშვნელოვან პარამეტრს წარმოადგენს გაცვლითი კურსი.

ნაშრომში განხილულია VAR(1) მოდელი, რომელიც გვაძლევს ნომინალური ეფექტური გაცვლითი კურსისა და მასზე მოქმედი მთავარი ფაქტორების ანალიზის საშუალებას. გავანალიზეთ ცვლადებს შორის გრეინჯერის მიზეზობრიობის არსებობის საკითხი და შევისწავლეთ იმპულსზე გამოძახების ფუნქციები, რომელთა საშუალებითაც დავადგინეთ შოკების ზემოქმედების შედეგები მოცემულ მაკროეკონომიკურ ინდიკატორებზე. აღსანიშნავია, რომ მოცემული მოდელის მიხედვით, NEER-ის ლოგარითმული მნიშვნელობის პირველი ლაგი დადებითად მოქმედებს ნომინალურ ეფექტურ გაცვლით კურსზე, რაც გულისხმობს იმას, რომ მისი მნიშვნელობის 1%-ით ზრდა სხვა თანაბარ პირობებში, გამოიწვევს ეროვნული ვალუტის 0.9%-ით გამყარებას. რაც შეეხება ექსპორტისა და იმპორტის სალდოს და სამომხმარებლო ფასების ლოგარითმის ლაგურ მნიშვნელობებს, ნომინალური ეფექტური გაცვლითი კურსი მათზე უარყოფითად არის დამოკიდებული. სხვა თანაბარ პირობებში, იმპორტისა და ექსპორტის სალდოს და სამომხმარებლო ფასების ინდექსის ლოგარითმის ლაგური მნიშვნელობის 1%-ით ზრდა, გამოიწვევს 0.003%-ით და 0.09%-ით შემცირებას, შესაბამისად, რაც ეროვნული ვალუტის გაუფასურებაზე მიუთითებს.

ასევე, განხილულია მეორე ტიპის VAR(3) მოდელი, რომელიც აღწერს გაცვლითი კურსების ურთიერთქმედებას და ამასთან განხილულია იმპულსზე გამოძახების ფუნქციები, რომელიც საშუალებას გვაძლევს დავადგინოთ თითოეული გაცვლითი კურსის (აშშ დოლარი, ევრო, რუსული რუბლი, თურქული ლირა, აზერბაიჯანული მანათი, სომხური დრამი და უკრაინული გრივნა) ცვლილების მიმართულება, გაცვლითი კურსების შოკების შედეგად. იმპულსზე გამოძახების ფუნქციების თანახმად, აშშ დოლარის საკუთარ თავზე მოქმედება საკმაოდ მაღალია. მისი 1%-ით ზრდა იწვევს აშშ დოლარის ლოგარითმის ზრდას, თუმცა შემდეგში კლებადი ტენდენციით ხასიათდება, ანუ სხვაგვარად რომ ვთქვათ, თავდაპირველად ლარი აშშ დოლარის მიმართ, მყარდება, ხოლო შემდეგ იწყებს გაუფასურებას. ევროს შოკების

შემთხვევაში, თავდაპირველად ლარი დოლარის მიმართ უფასურდება, თუმცა, მე-6 პერიოდიდან, პერიოდიდან იწყებს გამყარებას. აშშ დოლარის შოკი ევროს მიმართ იწვევს თავდაპირველ ზრდას, ეროვნული ვალუტა ევროს მიმართ მყარდება, მესამე პერიოდიდან კლებადი ტენდენცია აქვს. ასევე, ევროს საკუთარ თავზე მოქმედება საკმაოდ მაღალია. გაცვლითი კურსის 1%-ით ზრდა იწვევს ევროს ლოგარითმის შემცირებას და თითოეულ პერიოდში კლებადი ტენდენციით ხასიათდება, თუმცა, მეხუთე პერიოდიდან ცვლილება უფრო და უფრო მცირეა. რუსულ რუბლზე ყველაზე დიდ გავლენას ახდენს თავად რუსული რუბლის შოკები და უკრაინული გრივნისა და აშშ დოლარის შოკი. რაც შეეხება ევროს გაცვლითი კურსის შოკს, მას ძალიან მცირე გავლენა აქვს რუბლის გაცვლით კურსზე. ლირაზე ყველაზე დიდ გავლენას ახდენს თავად ლირის შოკები და ევროსა და აშშ დოლარის შოკი. მანათიზე ყველაზე დიდ გავლენას ახდენს თავად მანათის შოკები და რუბლის, ევროსა და აშშ დოლარის შოკი. დრამზე ყველაზე დიდ გავლენას ახდენს თავად აშშ დოლარის შოკი. გრივნაზე ყველაზე ნაკლებ გავლენას გრივნაზე ახდენს სომხური დრამისა და თურქული ლირის შოკები.

ნაშრომში განხილულია გაცვლითი კურსების არსებული ხუთი თეორიული მოდელი, ამასთან ორი სხვადასხვა ტიპის, შემთხვევითი ხეტიალისა და მსყიდველობითი უნარის პარიტეტის პრაქტიკული მოდელი შვიდი განსხვავებული გაცვლითი კურსისათვის (აშშ დოლარი, ევრო, რუსული რუბლი, თურქული ლირა, აზერბაიჯანული მანათი, სომხური დრამი და უკრაინული გრივნა), რომელთა ობიექტურობა შემოწმებულია საქართველოს მაგალითზე.

გაცვლითი კურსების შემთხვევითი ხეტიალის მოდელის ემპირიული რეალიზაციისას საქართველოს მაგალითზე დადგინდა, რომ შვიდი გაცვლითი კურსიდან შემთხვევითი ხეტიალის პროცესს წარმოადგენდა მხოლოდ ორი გაცვლითი კურსის დროითი მწკრივი (ევროსა და აზერბაიჯანული მანათის გაცვლითი კურსები), რაც მოსალოდნელიც იყო, ვინაიდან სხვა კვლევებზე დაყრდნობით, როგორც აღვნიშნეთ მიუხედავად გაცვლითი კურსების შემთხვევითი ხეტიალის ჰიპოთეზის არსებობისა, ემპირიული დაკვირვებების თანახმად ათიდან მხოლოდ რამდენიმე მწკრივი წარმოადგენს შემთხვევით ხეტიალს. ორივე გაცვლითი კურსისათვის

შემთხვევითი ხეტიალის ორი მოდელი განვიხილეთ, დრეიფით და დრეიფის გარეშე. ევროს RW მოდელში, ორივე შემთხვევაში კოეფიციენტები მნიშვნელოვანი იყო და დეტერმინაციის კოეფიციენტები საკმაოდ მაღალი, ამასთან ნარჩენობითი წევრები ნორმალურად იყვნენ განაწილებული, აღსანიშნავია ის ფაქტიც, რომ მოდელებში ლაგური ცვლადის კოეფიციენტები 0.99 ტოლია, რაც ნიშნავს, რომ ევროს გაცვლითი კურსი მთლიანად განისაზღვრება წარსული მნიშვნელობითა და შემთხვევითი ფაქტორით, რაც კიდევ ერთხელ ადასტურებს მოდელების, როგორც დრეიფით ასევე დრეიფის გარეშე, ვარგისიანობას მაკროეკონომიკური შედეგების შესაფასებლად. რაც შეეხება აზერბაიჯანული მანათის გაცვლითი კურსის RW მოდელს, აქ ორივე შემთხვევაში, მიუხედავად იმისა, რომ კოეფიციენტები სტატისტიკურად ვარგისია, მოდელიც მნიშვნელოვანი, ნარჩენობითი წევრის განაწილების გამო, რომელიც არ წარმოადგენს ნორმალურ განაწილებას, აღნიშნული მოდელი ვერ გამოიყენება მანათის პროგნოზირებისათვის.

მსყიდველობითი უნარის პარიტეტის მოდელის განხილვის შედეგად ზემოთ ჩამოთვლილი გაცვლითი კურსებისათვის, აჩვენა, რომ აღნიშნული მოდელის გამოყენებით გაცვლითი კურსების დინამიკის დახასიათება მხოლოდ ევროსა და სომხური დრამის გაცვლითი კურსებისთვის არის შესაძლებელი. დანარჩენი ვალუტებისათვის კი ვხვდებით ავტოკორელაციისა და მულტიკოლინიარობის პრობლემას, რომლის გადაჭრის შემდეგ მოდელის მნიშვნელოვნების პრობლემა გვხვდება. რაც შესაძლოა მიუთითებდეს მოდელში მნიშვნელოვანი ცვლადების ჩაურთველობის შესახებ. რაც შეეხება ევროს გაცვლითი კურსის PPP მოდელს, იგი გვიჩვენებს ევროს გაცვლითი კურსის დადებით დამოკიდებულებას PPP პირობასთან მიმართებაში, სხვაგვარად რომ ვთქვათ PPP პირობის 1 ერთეულით ზრდა, მაგ. უცხო ქვეყნის CPI-ს ზრდა სხვა თანაბარ პირობებში, გამოიწვევს ევროს გაცვლითი კურსის ლოგარითმის ზრდას, რაც მიუთითებს ევროს მიმართ ეროვნული ვალუტის გაუფასურებაზე. სომხური დრამის შემთხვევაში მნიშვნელოვანია მოდელში შემავალი კომპონენტების კოეფიციენტები და მოდელს გააჩნია მაღალი დეტერმინაციის კოეფიციენტები, ამასთან, ნარჩენებიც ნორმალურად არის განაწილებული, შესაბამისად შეგვიძლია ვთქვათ, რომ მოდელი გამოსადეგია როგორც სტატისტიკურად, ასევე

ეკონომიკურად. მოცემული მოდელის საფუძველზე შეგვიძლია ვთქვათ, რომ PPP პირობის ლოგარითმის ზრდა იწვევს სომხური დრამის გაცვლითი კურსის ლოგარითმის ზრდას, რაც ეროვნული ვალუტის სომხური დრამის მიმართ გაუფასურებაზე მიუთითებს.

გაცვლითი კურსების მოდელების დიდი ნაწილი ამტკიცებს, რომ გაცვლითი კურსები ძალიან ახლოს მიყვება შემთხვევით ხეტიალს. თუმცა მონეტარული მოდელები გვჩვენებს გაცვლითი კურსის პროგნოზირებაში. ის პანელური მონაცემების დამუშავების მეთოდები, რომლებიც გამოიყენება გაცვლითი კურსების მოდელირებისათვის იძლევა უკეთეს პროგნოზს ვიდრე შემთხვევითი ხეტიალის მოდელი.

გამომდინარე იქიდან, რომ ჩემი კვლევა არ მოიცავს საქართველოს ეკონომიკისთვის პანელური მოდელის მოდელის რეალიზებას და ეკონომიკისთვის დამახასიათებელი ინდივიდუალური ფაქტორების დადგენას, სასურველია ამ მიმართულებით მოხდეს კვლევის გაგრძელება, რათა შეიქმნას ქვეყნის ეკონომიკაზე ადაპტირებული მოდელები, რომლებიც საშუალებას მოგვცემს განხილულ მოდელებზე უკეთ მოვახდინოთ გაცვლითი კურსების დინამიკის მოდელირება.

გამოყენებული ლიტერატურა

1. ანანიაშვილი ი. სალექციო მასალა დროითი მწკრივების ანალიზში. ელექტრონული ფორმატი. 2018.
2. ანანიაშვილი ი. სალექციო მასალა მაკრომოდელირება 1-ში. ელექტრონული ფორმატი. 2018.
3. ანანიაშვილი ი. ეკონომეტრიკა. სახელმძღვანელო. 2012.
4. ბარბაქაძე გიორგი, ბაქრაძე გიორგი, თვალთქო სალომე და ზედგინიძე ზვიადი. „გაცვლითი კურსის განმსაზღვრელი ფაქტორები“, ჟურნალი ეკონომიკა და საბანკო საქმე
5. ბლანშარი, ოლივიე. „მაკროეკონომიკა“, თბილისის უნივერსიტეტის გამომცემლობა
6. ერგემიძე, ალექსანდრე, „გაცვლითი კურსის ზეგავლენა მაკროეკონომიკურ გარემოზე“, სადისერტაციო ნაშრომი, 2017 წელი
7. კაკულია, ნაზირა. „ვალუტის გაცვლითი კურსის რეჟიმები და მათი გავლენა მაკროეკონომიკურ სტაბილურობაზე“, ჟურნალი ეკონომიკა და ბიზნესი, 2013 წელი
8. ხადური ნ., კაკულია ნ., ჩიქობავა მ. „მაკროეკონომიკა“, ლექციების კურსი. თბილისი, 2011
9. საქართველოს ეროვნული ბაკი. „წლიური ანგარიში“, 2014 წელი
10. საქართველოს ეროვნული ბაკი. „წლიური ანგარიში“, 2015 წელი
11. საქართველოს ეროვნული ბაკი. „წლიური ანგარიში“, 2016 წელი
12. საქართველოს ეროვნული ბაკი. „წლიური ანგარიში“, 2017 წელი
13. საქართველოს ეროვნული ბაკი. „წლიური ანგარიში“, 2018 წელი
14. Madura Jeff, International Financial Management, Abridged 10th Edition
15. Brooks Ch., Introductory Econometrics for Finance (2nd edition), 2008
16. Ronald MacDonald, Exchange Rate Economics.
17. Lucio Sarano and Mark P. Taylor, Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate. IMF Staff Papers Vol. 49, No. 1, 2002
18. Charles Engel, Nelson C. Mark, Exchange Rate Models Are Not as Bad as You Think

19. Tanya Molodtsova, David H. Papell, Out-of-Sample Exchange Rate Predictability with Taylor Rule Fundamentals
20. Nikola Gradojević, Vladimir Djaković, Goran Andjelić, Random Walk Theory and Exchange Rate Dynamics in Transition Economies. PANOECOMICUS, 2010, 3, pp. 303-320
21. D. Mbululu, C.J. Auret & L. Chiliba, Do exchange rates follow random walks? A variance ratio test of the Zambian foreign exchange market. Southern African Business Review Volume 17 Number 2 2013
22. Balassa Samuelson Effect, An Application of the Specific Factor Model
23. Dubravko Mihajek and Marc Klau, The Balassa-Samuelson effect in central Europe: a disaggregated analysis
24. Handbook of Exchange Rates, First Edition. Edited by Jessica James, Ian W. Marsh, and Lucio Sarno. 2012 John Wiley & Sons, Inc. Published 2012 by John Wiley & Sons, Inc. P.45-71
25. Chunming Yuan, The exchange rate and macroeconomic determinants: Time-varying transitional dynamics North American Journal of Economics and Finance 22 (2011) p. 197–220
26. Gábor Regős, Modeling the exchange rate using price levels and country risk, Cogent Economics & Finance (2015)
27. Barbara Rossi, Exchange Rate Predictability, 2013
28. Wooldridge J.M. Introductory econometrics (South-Western College Pub., 2003);
29. https://www.nbg.gov.ge/uploads/legalacts/monetarypolicy/nbg_reg_gelfx_official_exchange_rate_calculation_201008_geo.pdf
30. <https://www.nbg.gov.ge/>
31. <https://www.geostat.ge/ka>
32. <https://www.imf.org/external/np/mfd/er/2004/eng/0604.htm>
33. <https://research.danskebank.com/>

დანართი

დანართი #1 ლარის გაცვლითი კურსი შერჩეული ვალუტების მიმართ

პერიოდი	USD	EUR	RUB	TRY	AZN	AMD	UAH
იანვარი-2011	1.7959	2.4015	0.0597	1.1512	2.2519	4.9278	2.2589
თებერვალი-2011	1.7760	2.4223	0.0606	1.1153	2.2330	4.8696	2.2365
მარტი-2011	1.7122	2.3961	0.0602	1.0821	2.1579	4.6502	2.1556
აპრილი-2011	1.6652	2.4017	0.0592	1.0941	2.1024	4.4557	2.0906
მაისი-2011	1.6759	2.4109	0.0601	1.0660	2.1198	4.4843	2.1017
ივნისი-2011	1.6548	2.3792	0.0591	1.0337	2.0997	4.4098	2.0755
ივლისი-2011	1.6658	2.3805	0.0597	1.0079	2.1177	4.5312	2.0897
აგვისტო-2011	1.6508	2.3648	0.0574	0.9411	2.0990	4.5007	2.0709
სექტემბერი-2011	1.6619	2.2970	0.0545	0.9299	2.1126	4.4685	2.0845
ოქტომბერი-2011	1.6604	2.2741	0.0529	0.9071	2.1101	4.4167	2.0822
ნოემბერი-2011	1.6587	2.2533	0.0538	0.9180	2.1086	4.3362	2.0776
დეკემბერი-2011	1.6603	2.1911	0.0528	0.8894	2.1113	4.3368	2.0780
იანვარი-2012	1.6693	2.1546	0.0530	0.9033	2.1228	4.3136	2.0893
თებერვალი-2012	1.6582	2.1932	0.0555	0.9427	2.1084	4.2666	2.0752
მარტი-2012	1.6534	2.1837	0.0563	0.9251	2.1029	4.2504	2.0704
აპრილი-2012	1.6366	2.1558	0.0555	0.9155	2.0818	4.1770	2.0492
მაისი-2012	1.6265	2.0894	0.0531	0.9023	2.0695	4.1030	2.0355
ივნისი-2012	1.6351	2.0465	0.0497	0.8953	2.0809	3.9560	2.0457
ივლისი-2012	1.6523	2.0343	0.0508	0.9105	2.1032	3.9922	2.0672
აგვისტო-2012	1.6476	2.0398	0.0515	0.9179	2.0976	4.0115	2.0613
სექტემბერი-2012	1.6539	2.1250	0.0525	0.9172	2.1062	4.0452	2.0692
ოქტომბერი-2012	1.6599	2.1531	0.0534	0.9208	2.1143	4.0821	2.0766
ნოემბერი-2012	1.6624	2.1317	0.0529	0.9265	2.1181	4.0826	2.0799
დეკემბერი-2012	1.6599	2.1749	0.0540	0.9283	2.1150	4.0913	2.0767
იანვარი-2013	1.6587	2.2006	0.0548	0.9357	2.1135	4.0890	2.0753
თებერვალი-2013	1.6567	2.2185	0.0549	0.9342	2.1113	4.0733	2.0727
მარტი-2013	1.6588	2.1517	0.0539	0.9172	2.1135	4.0103	2.0753
აპრილი-2013	1.6536	2.1506	0.0528	0.9198	2.1076	3.9680	2.0688
მაისი-2013	1.6416	2.1342	0.0525	0.9015	2.0923	3.9588	2.0538
ივნისი-2013	1.6559	2.1827	0.0513	0.8735	2.1105	4.0089	2.0717
ივლისი-2013	1.6549	2.1642	0.0506	0.8556	2.1098	4.0296	2.0705
აგვისტო-2013	1.6616	2.2118	0.0503	0.8502	2.1182	4.0759	2.0788
სექტემბერი-2013	1.6619	2.2169	0.0509	0.8222	2.1186	4.0692	2.0792
ოქტომბერი-2013	1.6652	2.2710	0.0519	0.8382	2.1229	4.1004	2.0834
ნოემბერი-2013	1.6784	2.2652	0.0514	0.8296	2.1399	4.1420	2.0998
დეკემბერი-2013	1.7129	2.3457	0.0521	0.8299	2.1837	4.2280	2.1430
იანვარი-2014	1.7591	2.3989	0.0526	0.7945	2.2426	4.3248	2.2008
თებერვალი-2014	1.7480	2.3843	0.0496	0.7890	2.2285	4.2515	2.0417
მარტი-2014	1.7411	2.4064	0.0481	0.7853	2.2198	4.2045	1.7639
აპრილი-2014	1.7546	2.4244	0.0491	0.8242	2.2371	4.2338	1.5198
მაისი-2014	1.7633	2.4267	0.0505	0.8422	2.2481	4.2662	1.5161

ივნისი-2014	1.7693	2.4050	0.0514	0.8358	2.2559	4.3015	1.4990
ივლისი-2014	1.7597	2.3846	0.0508	0.8305	2.2436	4.3211	1.4978
აგვისტო-2014	1.7302	2.3055	0.0479	0.8006	2.2060	4.2296	1.3412
სექტემბერი-2014	1.7458	2.2552	0.0461	0.7912	2.2257	4.2688	1.3397
ოქტომბერი-2014	1.7543	2.2239	0.0431	0.7765	2.2366	4.2828	1.3547
ნოემბერი-2014	1.7776	2.2174	0.0387	0.7962	2.2662	4.2544	1.2246
დეკემბერი-2014	1.8850	2.3235	0.0343	0.8235	2.4030	4.0942	1.2112
იანვარი-2015	1.9413	2.2668	0.0307	0.8341	2.4804	4.1020	1.2402
თებერვალი-2015	2.0873	2.3722	0.0323	0.8492	2.5441	4.3825	0.9111
მარტი-2015	2.1916	2.3766	0.0365	0.8461	2.0990	4.5986	0.9657
აპრილი-2015	2.2578	2.4432	0.0424	0.8528	2.1580	4.7753	1.0091
მაისი-2015	2.3227	2.5974	0.0458	0.8788	2.2235	4.8552	1.1204
ივნისი-2015	2.2629	2.5368	0.0414	0.8389	2.1670	4.7764	1.0690
ივლისი-2015	2.2564	2.4857	0.0395	0.8377	2.1556	4.7430	1.0429
აგვისტო-2015	2.3199	2.5816	0.0356	0.8149	2.2179	4.8562	1.0791
სექტემბერი-2015	2.3985	2.6944	0.0359	0.7963	2.2960	5.0043	1.1042
ოქტომბერი-2015	2.3928	2.6886	0.0380	0.8173	2.2874	5.0808	1.0965
ნოემბერი-2015	2.4017	2.5852	0.0370	0.8353	2.2941	5.0213	1.0297
დეკემბერი-2015	2.3992	2.6082	0.0344	0.8216	2.0566	4.9863	1.0234
იანვარი-2016	2.4360	2.6478	0.0318	0.8121	1.5403	5.0300	1.0108
თებერვალი-2016	2.4829	2.7587	0.0322	0.8444	1.5891	5.0367	0.9407
მარტი-2016	2.3894	2.6514	0.0340	0.8262	1.4793	4.9071	0.9063
აპრილი-2016	2.2652	2.5673	0.0340	0.7981	1.4911	4.7064	0.8850
მაისი-2016	2.1860	2.4722	0.0332	0.7444	1.4578	4.5694	0.8670
ივნისი-2016	2.1877	2.4547	0.0335	0.7483	1.4392	4.5783	0.8774
ივლისი-2016	2.3367	2.5879	0.0363	0.7906	1.4878	4.9011	0.9415
აგვისტო-2016	2.3187	2.6001	0.0357	0.7826	1.4181	4.8764	0.9237
სექტემბერი-2016	2.3113	2.5916	0.0358	0.7794	1.3968	4.8755	0.8806
ოქტომბერი-2016	2.3599	2.6040	0.0376	0.7679	1.4555	4.9652	0.9169
ნოემბერი-2016	2.4758	2.6777	0.0384	0.7551	1.4322	5.1760	0.9634
დეკემბერი-2016	2.6511	2.7962	0.0427	0.7581	1.4783	5.4965	1.0095
იანვარი-2017	2.7007	2.8680	0.0451	0.7222	1.4627	5.5640	0.9912
თებერვალი-2017	2.6429	2.8143	0.0452	0.7194	1.4640	5.4351	0.9765
მარტი-2017	2.4689	2.6373	0.0426	0.6733	1.4239	5.0935	0.9148
აპრილი-2017	2.4164	2.5871	0.0427	0.6612	1.4310	4.9840	0.8992
მაისი-2017	2.4280	2.6806	0.0425	0.6806	1.4404	5.0193	0.9194
ივნისი-2017	2.4116	2.7030	0.0417	0.6847	1.4273	5.0081	0.9235
ივლისი-2017	2.3995	2.7594	0.0402	0.6736	1.4174	5.0080	0.9242
აგვისტო-2017	2.3971	2.8280	0.0402	0.6816	1.4080	5.0071	0.9347
სექტემბერი-2017	2.4669	2.9438	0.0428	0.7119	1.4516	5.1603	0.9442
ოქტომბერი-2017	2.4972	2.9369	0.0433	0.6807	1.4701	5.2016	0.9373
ნოემბერი-2017	2.6728	3.1353	0.0453	0.6880	1.5741	5.5085	1.0009
დეკემბერი-2017	2.6125	3.0928	0.0446	0.6782	1.5376	5.4055	0.9493
იანვარი-2018	2.5473	3.1011	0.0449	0.6753	1.4990	5.2726	0.8959
თებერვალი-2018	2.4643	3.0493	0.0434	0.6518	1.4545	5.1159	0.9072
მარტი-2018	2.4425	3.0106	0.0428	0.6286	1.4410	5.0818	0.9283

აპრილი-2018	2.4256	2.9790	0.0401	0.5986	1.4310	5.0390	0.9278
მაისი-2018	2.4543	2.9068	0.0393	0.5574	1.4481	5.0705	0.9373
ივნისი-2018	2.4578	2.8701	0.0392	0.5294	1.4504	5.0937	0.9373
ივლისი-2018	2.4469	2.8552	0.0389	0.5147	1.4420	5.0806	0.9268
აგვისტო-2018	2.5344	2.9227	0.0383	0.4366	1.4927	5.2540	0.9215
სექტემბერი-2018	2.6098	3.0448	0.0386	0.4118	1.5382	5.3952	0.9258
ოქტომბერი-2018	2.6608	3.0577	0.0404	0.4561	1.5689	5.4889	0.9462
ნოემბერი-2018	2.6970	3.0662	0.0407	0.5007	1.5916	5.5468	0.9660
დეკემბერი-2018	2.6686	3.0375	0.0396	0.5021	1.5727	5.5049	0.9611

დანართი #2 კორელოგრამები

კორელოგრამა - USD

Date: 06/21/19 Time: 13:03
 Sample: 1995M09 2018M12
 Included observations: 280

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.977	0.977	270.14	0.000
		2	0.943	-0.244	522.92	0.000
		3	0.907	-0.031	757.35	0.000
		4	0.873	0.064	975.45	0.000
		5	0.844	0.055	1179.9	0.000
		6	0.818	0.016	1372.7	0.000
		7	0.794	0.013	1555.3	0.000
		8	0.774	0.057	1729.4	0.000
		9	0.758	0.054	1896.9	0.000
		10	0.740	-0.075	2057.3	0.000
		11	0.718	-0.092	2208.6	0.000
		12	0.690	-0.086	2348.7	0.000
		13	0.658	-0.021	2476.8	0.000
		14	0.626	-0.007	2593.3	0.000
		15	0.599	0.071	2700.2	0.000
		16	0.572	-0.067	2798.2	0.000
		17	0.546	-0.015	2887.8	0.000
		18	0.521	-0.009	2969.6	0.000
		19	0.498	0.003	3044.6	0.000
		20	0.475	-0.030	3113.0	0.000
		21	0.451	-0.028	3174.9	0.000
		22	0.423	-0.075	3229.6	0.000
		23	0.389	-0.100	3276.0	0.000
		24	0.353	-0.018	3314.4	0.000
		25	0.317	-0.011	3345.6	0.000
		26	0.286	0.021	3370.9	0.000
		27	0.256	-0.018	3391.4	0.000
		28	0.229	-0.003	3407.8	0.000
		29	0.203	-0.000	3420.8	0.000
		30	0.179	-0.019	3431.0	0.000
		31	0.159	0.053	3439.0	0.000
		32	0.138	-0.033	3445.0	0.000
		33	0.115	-0.035	3449.3	0.000
		34	0.088	-0.044	3451.8	0.000
		35	0.059	-0.039	3452.9	0.000
		36	0.030	-0.013	3453.2	0.000

კორელოგრამა - EUR

Date: 07/02/19 Time: 09:23
 Sample: 2001M05 2018M12
 Included observations: 212

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.949	0.949	193.76	0.000
		2	0.883	-0.179	362.38	0.000
		3	0.823	0.047	509.56	0.000
		4	0.773	0.048	639.93	0.000
		5	0.729	0.009	756.32	0.000
		6	0.685	-0.021	859.72	0.000
		7	0.642	-0.009	951.01	0.000
		8	0.606	0.047	1032.7	0.000
		9	0.577	0.034	1107.0	0.000
		10	0.547	-0.038	1174.1	0.000
		11	0.508	-0.089	1232.4	0.000
		12	0.463	-0.054	1281.0	0.000
		13	0.419	-0.005	1321.1	0.000
		14	0.381	0.002	1354.4	0.000
		15	0.352	0.054	1382.9	0.000
		16	0.320	-0.069	1406.6	0.000
		17	0.288	0.003	1426.0	0.000
		18	0.262	0.030	1442.1	0.000
		19	0.245	0.056	1456.2	0.000
		20	0.227	-0.064	1468.3	0.000
		21	0.212	0.064	1479.0	0.000
		22	0.191	-0.063	1487.7	0.000
		23	0.163	-0.072	1494.1	0.000
		24	0.137	0.007	1498.6	0.000
		25	0.121	0.076	1502.2	0.000
		26	0.113	0.026	1505.3	0.000
		27	0.102	-0.040	1507.9	0.000
		28	0.090	-0.004	1509.9	0.000
		29	0.080	0.011	1511.4	0.000
		30	0.077	0.051	1512.9	0.000
		31	0.083	0.058	1514.7	0.000
		32	0.088	-0.004	1516.6	0.000
		33	0.090	0.021	1518.7	0.000
		34	0.089	-0.032	1520.7	0.000
		35	0.080	-0.080	1522.4	0.000
		36	0.070	-0.021	1523.6	0.000

კორელოგრამა - RUB

Date: 06/21/19 Time: 15:24
 Sample: 1998M01 2018M12
 Included observations: 252

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.921	0.921	216.54	0.000
		2	0.830	-0.129	392.78	0.000
		3	0.737	-0.050	532.35	0.000
		4	0.647	-0.035	640.27	0.000
		5	0.560	-0.031	721.64	0.000
		6	0.475	-0.050	780.46	0.000
		7	0.389	-0.067	820.04	0.000
		8	0.310	-0.012	845.28	0.000
		9	0.298	0.391	868.72	0.000
		10	0.293	-0.050	891.47	0.000
		11	0.286	-0.056	913.14	0.000
		12	0.275	-0.027	933.33	0.000
		13	0.258	-0.052	951.10	0.000
		14	0.239	-0.025	966.46	0.000
		15	0.225	-0.011	980.07	0.000
		16	0.214	0.022	992.49	0.000
		17	0.204	0.203	1003.9	0.000
		18	0.195	-0.028	1014.3	0.000
		19	0.188	-0.020	1024.0	0.000
		20	0.184	-0.014	1033.3	0.000
		21	0.179	-0.049	1042.2	0.000
		22	0.174	-0.022	1050.7	0.000
		23	0.168	-0.002	1058.5	0.000
		24	0.165	0.055	1066.1	0.000
		25	0.162	0.117	1073.6	0.000
		26	0.162	-0.002	1081.0	0.000
		27	0.159	-0.031	1088.2	0.000
		28	0.157	-0.003	1095.2	0.000
		29	0.155	-0.033	1102.1	0.000
		30	0.156	-0.001	1109.1	0.000
		31	0.155	-0.019	1116.1	0.000
		32	0.153	0.061	1122.9	0.000
		33	0.151	0.061	1129.5	0.000
		34	0.148	0.006	1136.0	0.000
		35	0.145	-0.026	1142.2	0.000
		36	0.145	0.009	1148.4	0.000

კორელოგრამა - TRY

Date: 06/21/19 Time: 15:23

Sample: 2005M01 2018M12

Included observations: 168

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.971	0.971	161.38	0.000
		2	0.937	-0.126	312.28	0.000
		3	0.902	0.001	453.12	0.000
		4	0.867	-0.025	584.13	0.000
		5	0.834	0.003	705.95	0.000
		6	0.804	0.050	820.00	0.000
		7	0.774	-0.045	926.27	0.000
		8	0.744	0.000	1025.2	0.000
		9	0.717	0.019	1117.5	0.000
		10	0.692	0.026	1204.1	0.000
		11	0.669	0.008	1285.5	0.000
		12	0.647	0.010	1362.2	0.000
		13	0.627	0.005	1434.6	0.000
		14	0.607	-0.009	1503.0	0.000
		15	0.585	-0.048	1566.7	0.000
		16	0.567	0.074	1627.0	0.000
		17	0.555	0.086	1685.2	0.000
		18	0.549	0.083	1742.5	0.000
		19	0.543	-0.017	1799.0	0.000
		20	0.534	-0.052	1854.1	0.000
		21	0.527	0.035	1908.1	0.000
		22	0.518	-0.020	1960.6	0.000
		23	0.508	-0.009	2011.5	0.000
		24	0.499	-0.004	2060.8	0.000
		25	0.492	0.055	2109.1	0.000
		26	0.485	-0.005	2156.3	0.000
		27	0.480	0.059	2203.0	0.000
		28	0.473	-0.057	2248.7	0.000
		29	0.460	-0.088	2292.2	0.000
		30	0.446	-0.021	2333.4	0.000
		31	0.430	-0.039	2371.9	0.000
		32	0.415	0.038	2408.1	0.000
		33	0.400	-0.015	2442.0	0.000
		34	0.382	-0.045	2473.0	0.000
		35	0.363	-0.011	2501.2	0.000
		36	0.341	-0.068	2526.4	0.000

კორელოგრამა - AZN

Date: 06/21/19 Time: 15:26
 Sample: 2008M01 2018M12
 Included observations: 132

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.959	0.959	124.08	0.000
		2	0.901	-0.225	234.48	0.000
		3	0.848	0.072	333.00	0.000
		4	0.809	0.120	423.33	0.000
		5	0.776	0.005	507.27	0.000
		6	0.745	-0.011	585.17	0.000
		7	0.714	0.017	657.35	0.000
		8	0.690	0.077	725.26	0.000
		9	0.676	0.097	791.05	0.000
		10	0.665	-0.009	855.26	0.000
		11	0.639	-0.185	914.92	0.000
		12	0.605	0.020	968.96	0.000
		13	0.581	0.129	1019.2	0.000
		14	0.573	0.102	1068.5	0.000
		15	0.564	-0.103	1116.7	0.000
		16	0.553	0.031	1163.3	0.000
		17	0.537	0.012	1207.7	0.000
		18	0.521	-0.008	1249.8	0.000
		19	0.509	-0.004	1290.3	0.000
		20	0.495	-0.061	1329.0	0.000
		21	0.474	-0.013	1364.8	0.000
		22	0.444	-0.060	1396.4	0.000
		23	0.415	-0.011	1424.4	0.000
		24	0.398	0.046	1450.3	0.000
		25	0.388	0.043	1475.2	0.000
		26	0.381	0.035	1499.5	0.000
		27	0.373	0.000	1522.9	0.000
		28	0.362	-0.028	1545.2	0.000
		29	0.354	0.026	1566.8	0.000
		30	0.343	-0.076	1587.2	0.000
		31	0.318	-0.142	1604.9	0.000
		32	0.283	-0.051	1619.1	0.000
		33	0.246	-0.028	1629.9	0.000
		34	0.213	-0.047	1638.0	0.000
		35	0.190	0.017	1644.6	0.000
		36	0.171	0.014	1650.0	0.000

კორელოგრამა - AMD

Date: 06/21/19 Time: 15:26
 Sample: 2008M01 2018M12
 Included observations: 132

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.959	0.959	124.08	0.000
		2	0.901	-0.225	234.48	0.000
		3	0.848	0.072	333.00	0.000
		4	0.809	0.120	423.33	0.000
		5	0.776	0.005	507.27	0.000
		6	0.745	-0.011	585.17	0.000
		7	0.714	0.017	657.35	0.000
		8	0.690	0.077	725.26	0.000
		9	0.676	0.097	791.05	0.000
		10	0.665	-0.009	855.26	0.000
		11	0.639	-0.185	914.92	0.000
		12	0.605	0.020	968.96	0.000
		13	0.581	0.129	1019.2	0.000
		14	0.573	0.102	1068.5	0.000
		15	0.564	-0.103	1116.7	0.000
		16	0.553	0.031	1163.3	0.000
		17	0.537	0.012	1207.7	0.000
		18	0.521	-0.008	1249.8	0.000
		19	0.509	-0.004	1290.3	0.000
		20	0.495	-0.061	1329.0	0.000
		21	0.474	-0.013	1364.8	0.000
		22	0.444	-0.060	1396.4	0.000
		23	0.415	-0.011	1424.4	0.000
		24	0.398	0.046	1450.3	0.000
		25	0.388	0.043	1475.2	0.000
		26	0.381	0.035	1499.5	0.000
		27	0.373	0.000	1522.9	0.000
		28	0.362	-0.028	1545.2	0.000
		29	0.354	0.026	1566.8	0.000
		30	0.343	-0.076	1587.2	0.000
		31	0.318	-0.142	1604.9	0.000
		32	0.283	-0.051	1619.1	0.000
		33	0.246	-0.028	1629.9	0.000
		34	0.213	-0.047	1638.0	0.000
		35	0.190	0.017	1644.6	0.000
		36	0.171	0.014	1650.0	0.000

კორელოგრამა - UAH

Date: 06/21/19 Time: 15:57

Sample: 2001M01 2018M12

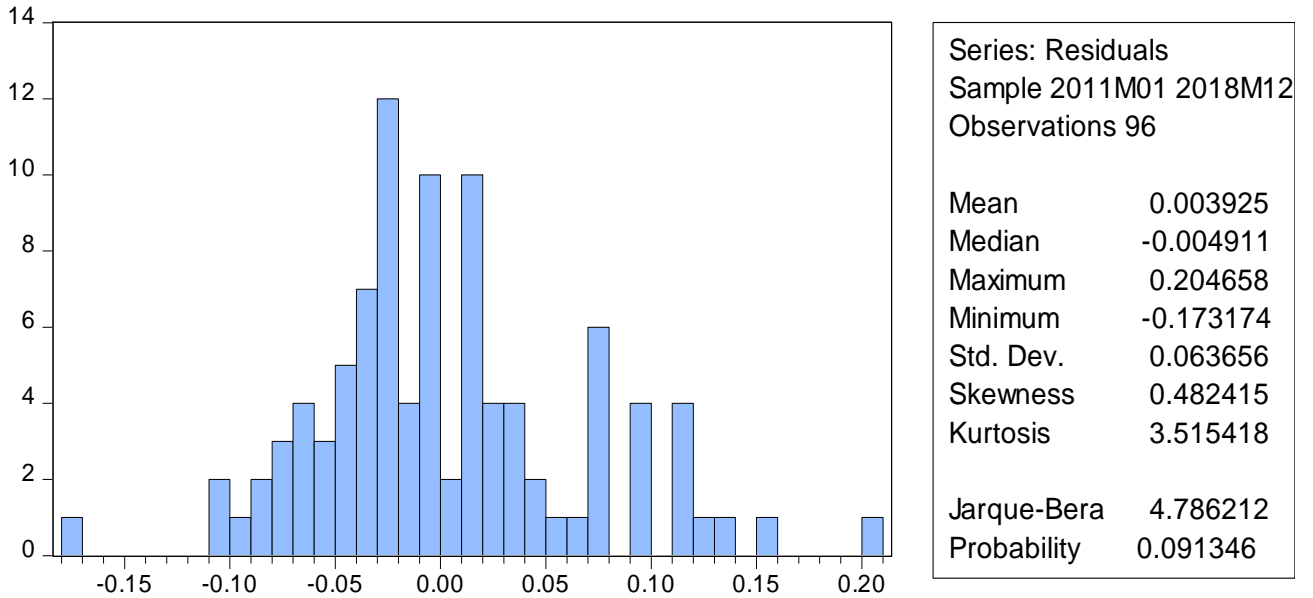
Included observations: 216

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.991	0.991	215.17	0.000
		2	0.981	-0.074	427.00	0.000
		3	0.970	-0.039	635.20	0.000
		4	0.959	-0.033	839.56	0.000
		5	0.948	-0.019	1040.0	0.000
		6	0.936	-0.017	1236.3	0.000
		7	0.923	-0.028	1428.4	0.000
		8	0.911	-0.009	1616.3	0.000
		9	0.898	-0.013	1800.0	0.000
		10	0.886	-0.020	1979.2	0.000
		11	0.872	-0.067	2153.8	0.000
		12	0.857	-0.030	2323.3	0.000
		13	0.842	-0.018	2487.9	0.000
		14	0.828	0.011	2647.5	0.000
		15	0.813	-0.032	2802.2	0.000
		16	0.797	-0.006	2951.9	0.000
		17	0.782	0.006	3096.7	0.000
		18	0.767	-0.004	3236.8	0.000
		19	0.753	0.001	3372.2	0.000
		20	0.738	-0.007	3503.1	0.000
		21	0.723	-0.007	3629.4	0.000
		22	0.709	-0.001	3751.2	0.000
		23	0.694	-0.000	3868.7	0.000
		24	0.679	-0.007	3981.9	0.000
		25	0.664	-0.036	4090.8	0.000
		26	0.649	-0.023	4195.2	0.000
		27	0.634	-0.009	4295.4	0.000
		28	0.618	-0.030	4391.1	0.000
		29	0.603	0.003	4482.6	0.000
		30	0.587	-0.005	4569.9	0.000
		31	0.571	-0.037	4653.1	0.000
		32	0.556	0.005	4732.1	0.000
		33	0.540	0.003	4807.3	0.000
		34	0.526	0.027	4878.8	0.000
		35	0.511	-0.032	4946.6	0.000
		36	0.496	0.025	5011.0	0.000

დანართი #3 RW მოდელის ნარჩენობითი წევრების განაწილება

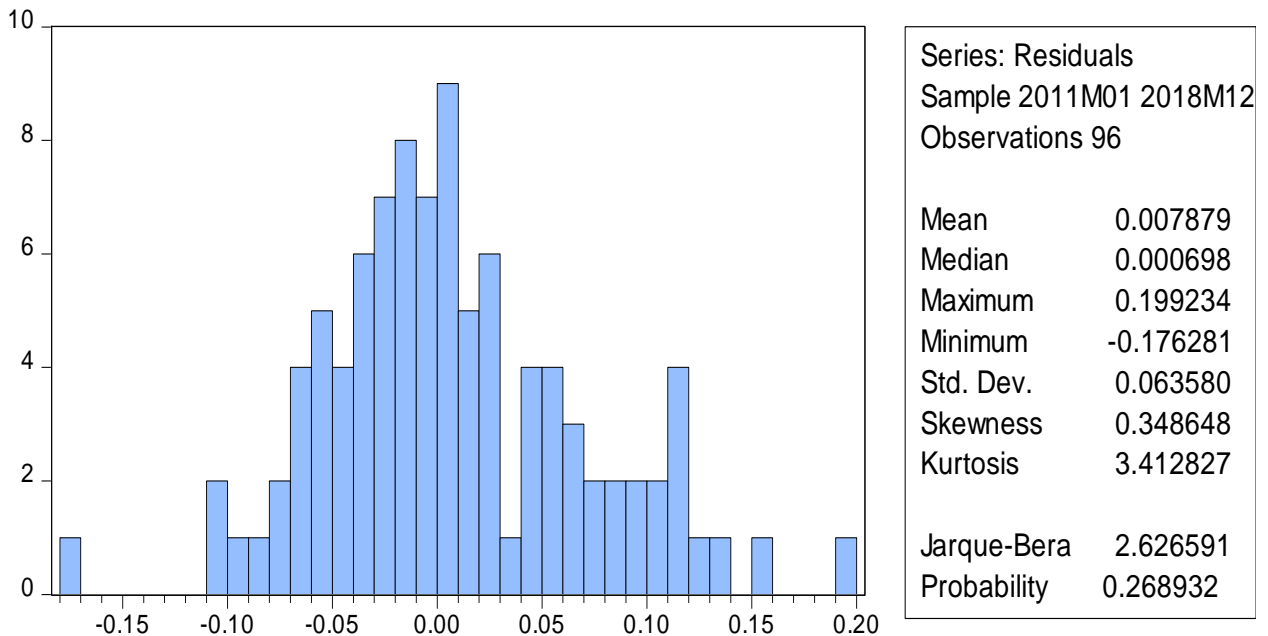
დანართი #3.1. ევროს გაცვლითი კურსის შემთხვევითი ხეტიალის მოდელის (ცხრილი 3.3.14)

ნარჩენობითი წევრის განაწილება

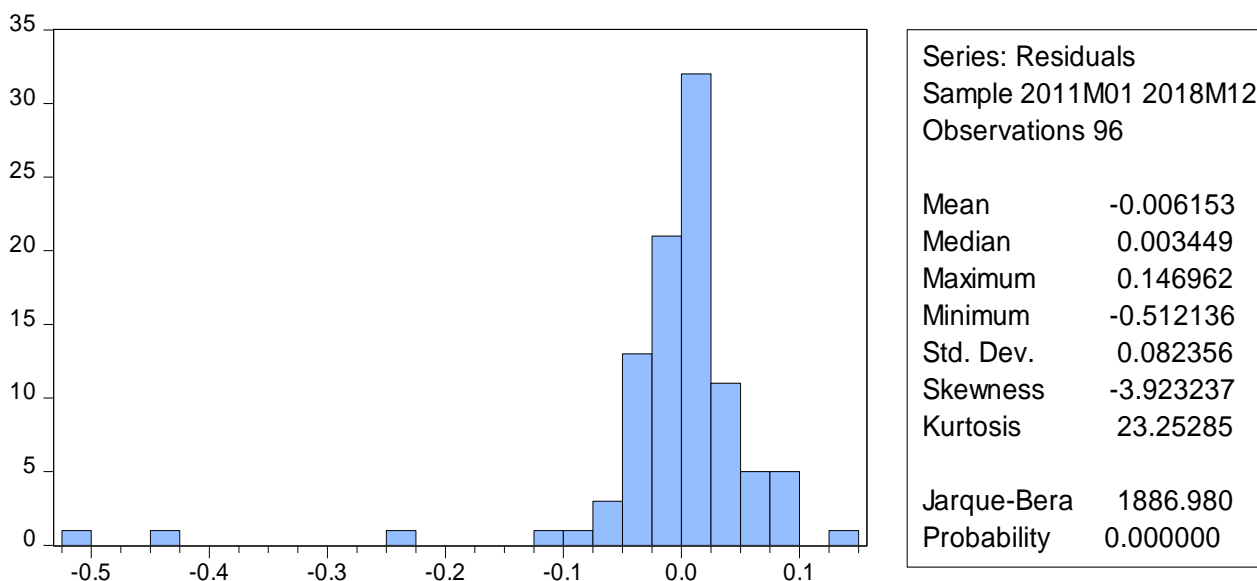


დანართი #3.2. ევროს გაცვლითი კურსის შემთხვევითი ხეტიალის მოდელის (ცხრილი 3.3.15)

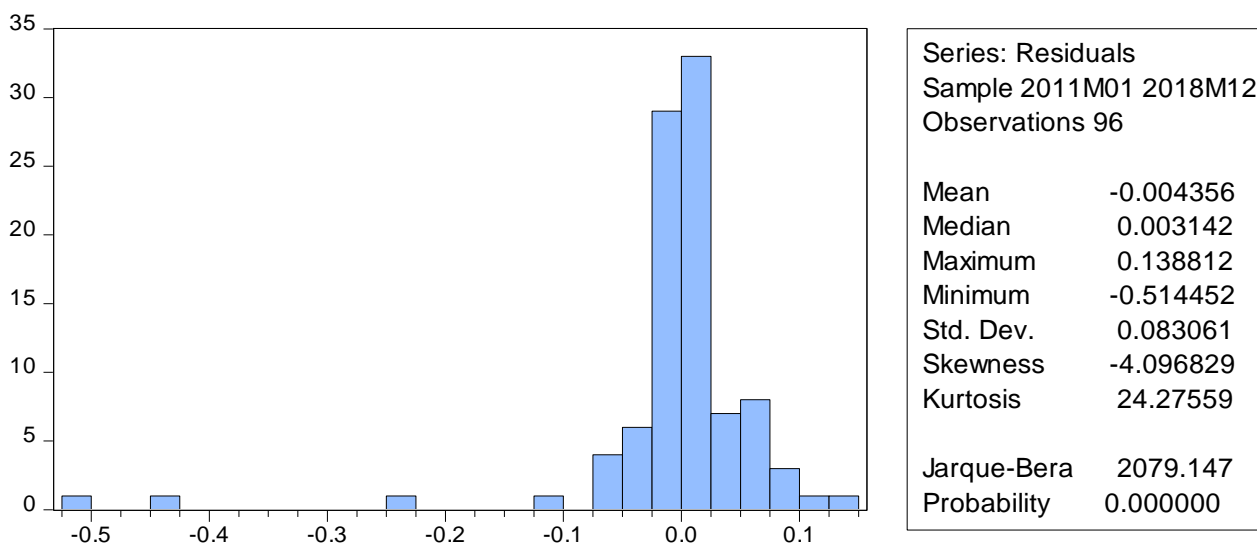
ნარჩენობითი წევრის განაწილება



დანართი #3.3. აზერბაიჯანული მანათის გაცვლითი კურსის შემთხვევითი ხეტიალის მოდელის (ცხრილი 3.3.16) ნარჩენობითი წევრის განაწილება

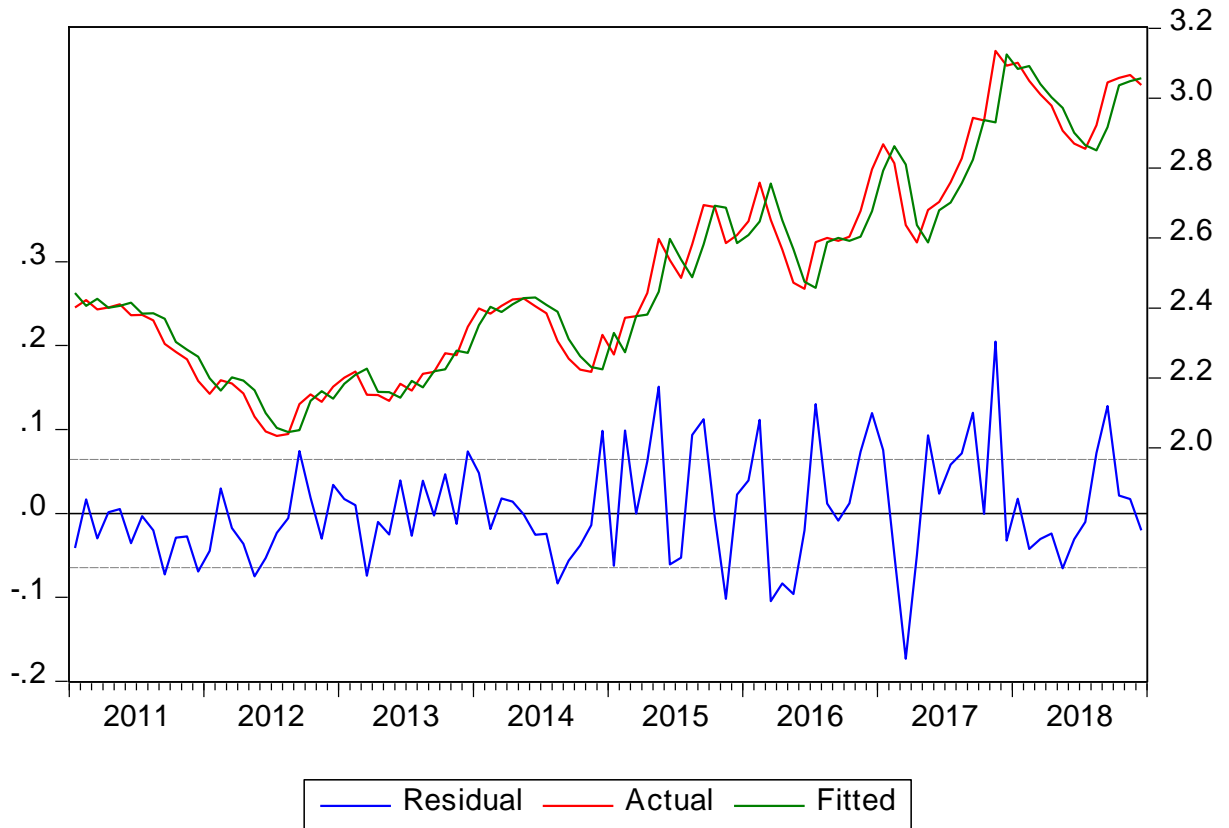


დანართი #3.4. აზერბაიჯანული მანათის გაცვლითი კურსის შემთხვევითი ხეტიალის მოდელის (ცხრილი 3.3.17) ნარჩენობითი წევრის განაწილება

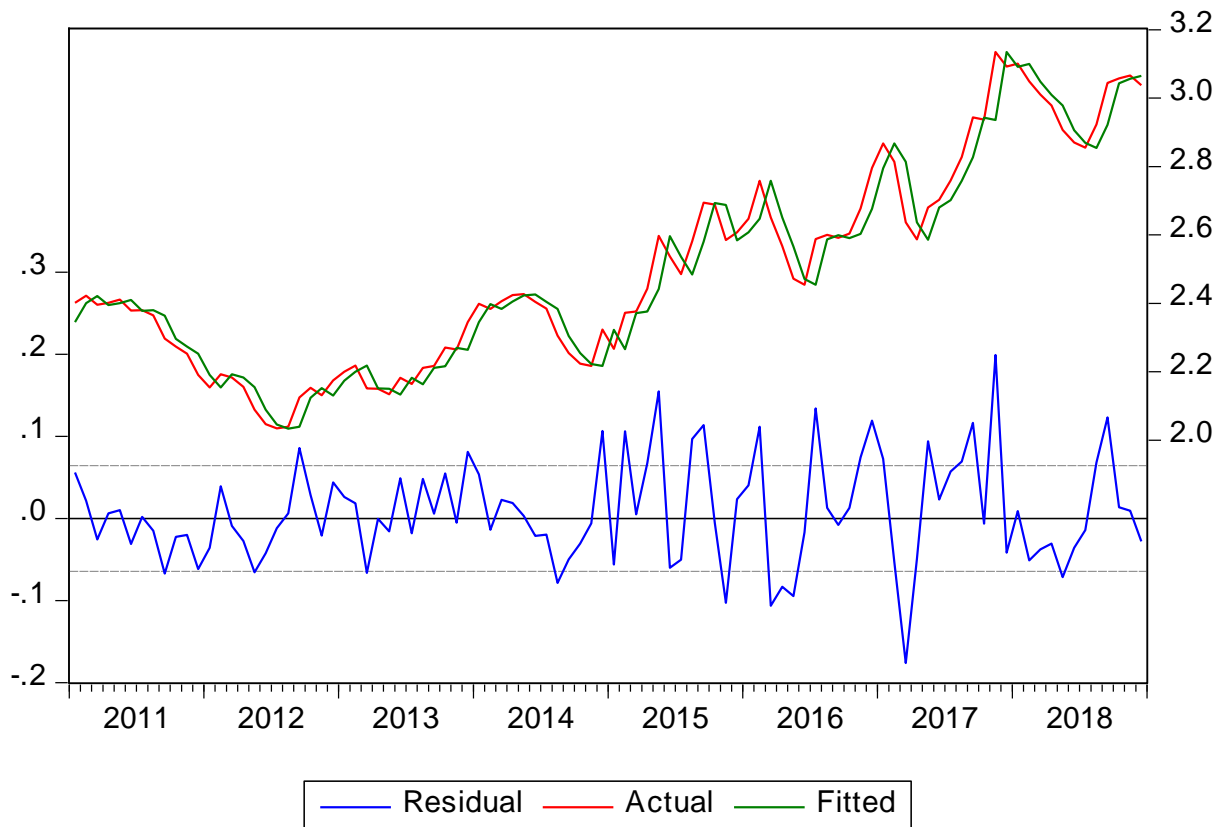


დანართი #4 Actual, Fitted, Residuals

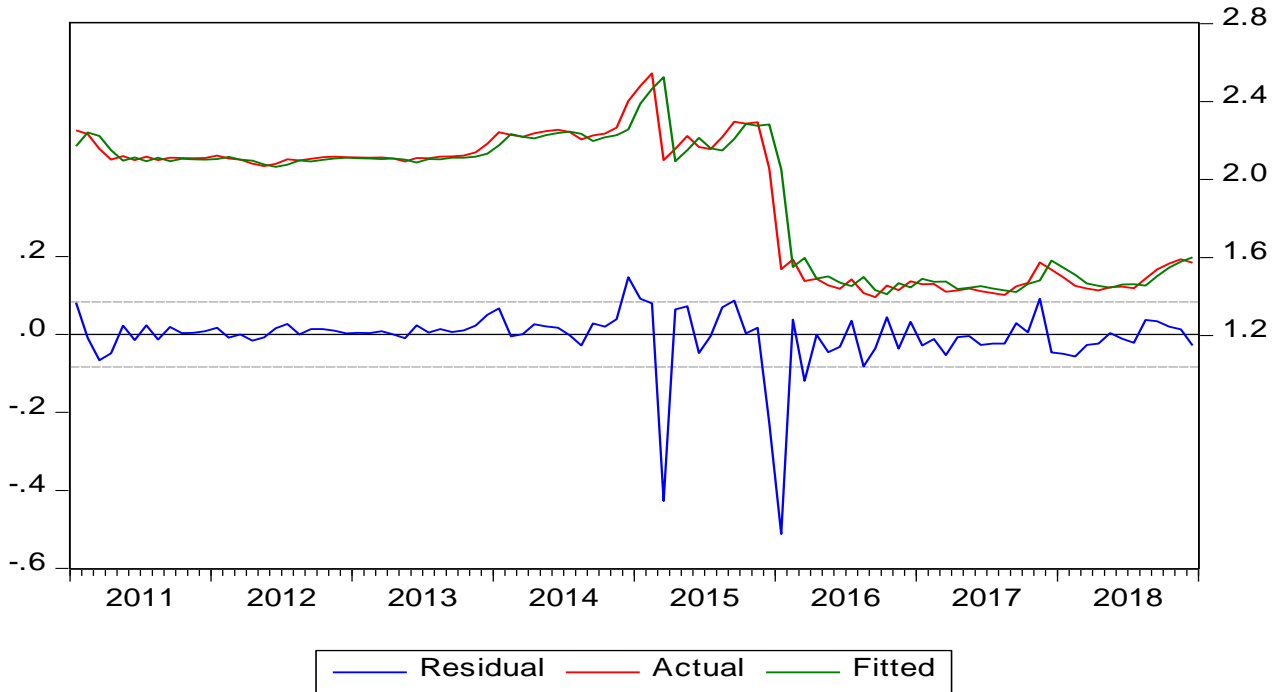
დანართი #4.1. ევროს გაცვლითი კურსის შემთხვევითი ხეტიალის მოდელი (ცხრილი 3.3.14)



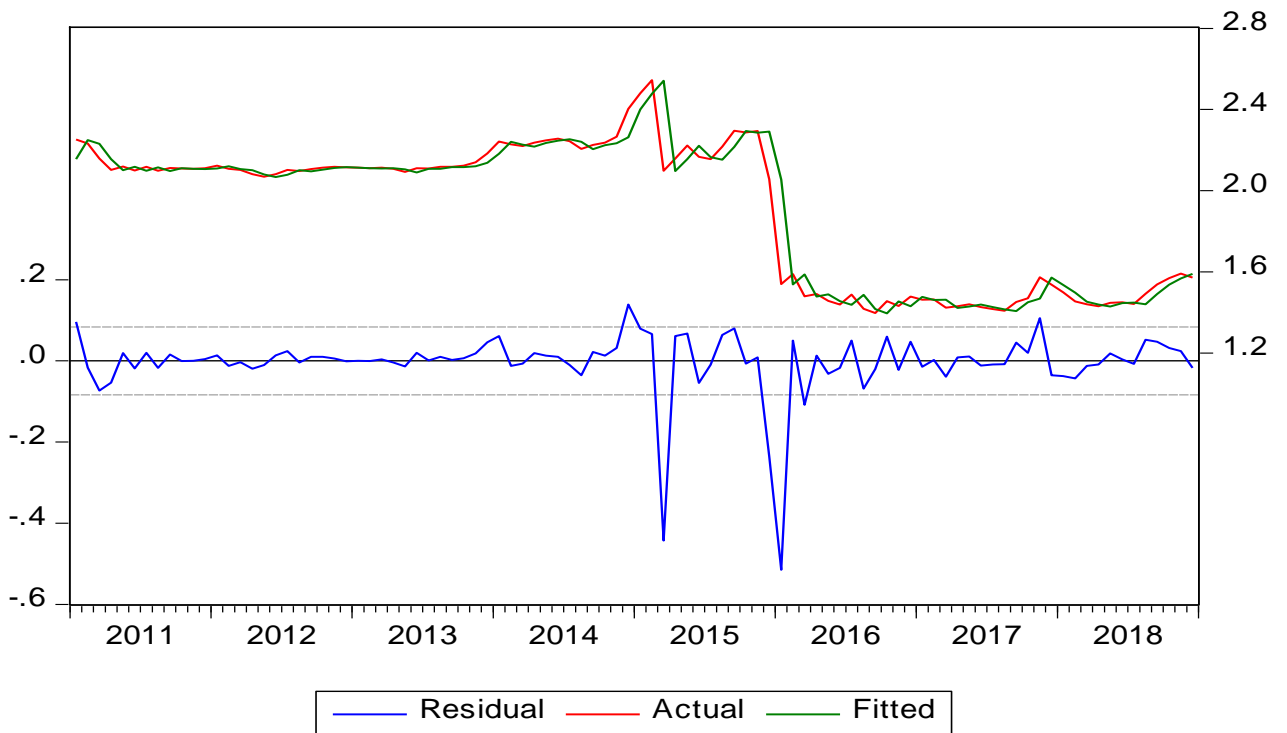
დანართი #4.2. ევროს გაცვლითი კურსის შემთხვევითი ხეტიალის მოდელი (ცხრილი 3.3.15)



დანართი #4.3. აზერბაიჯანული მანათის გაცვლითი კურსის შემთხვევითი ხეტიალის მოდელი (ცხრილი 3.3.16)



დანართი #4.3. აზერბაიჯანული მანათის გაცვლითი კურსის შემთხვევითი ხეტიალის მოდელი (ცხრილი 3.3.17)



დანართი #5 სამომხმარებლო ფასების ინდექსების დროითი მწკრივები

Period	CPI_GEO	CPI_USA	CPI_EU	CPI_RUS	CPI_TURK	CPI_AZER	CPI_ARM	CPI_UKR
2011M01	112.3	101.6	102.7	109.6	104.9	108.3	103.1	108.3
2011M02	115.4	102.1	103.2	110.4	105.7	110.7	104.1	109.2
2011M03	115.4	103.1	104.3	111.1	106.1	112.0	104.2	110.7
2011M04	115.2	103.8	105.0	111.6	107.0	111.6	101.8	112.2
2011M05	115.7	104.3	105.1	112.1	109.6	111.1	101.9	113.1
2011M06	111.0	104.2	105.0	112.4	108.0	110.1	101.4	113.5
2011M07	109.2	104.3	104.6	112.4	107.6	109.3	99.3	112.1
2011M08	110.3	104.5	104.8	112.1	108.4	110.0	97.9	111.6
2011M09	111.0	104.7	105.4	112.0	109.2	111.2	99.3	111.7
2011M10	110.8	104.5	105.8	112.6	112.8	111.2	98.8	111.7
2011M11	111.6	104.4	105.9	113.1	114.7	112.4	97.9	111.9
2011M12	112.2	104.1	106.3	113.6	115.4	113.4	97.9	112.1
2012M01	112.8	104.6	105.7	114.1	116.0	113.5	97.9	112.3
2012M02	113.1	105.1	106.2	114.5	116.7	113.7	96.3	112.5
2012M03	112.8	105.9	107.3	115.2	117.2	114.0	95.5	112.9
2012M04	112.8	106.2	107.8	115.6	118.9	113.6	95.2	112.9
2012M05	111.8	106.1	107.8	116.2	118.7	112.5	93.9	112.5
2012M06	110.8	105.9	107.6	117.2	117.6	111.0	94.1	112.2
2012M07	109.8	105.7	107.2	118.6	117.4	110.3	95.6	112.0
2012M08	109.9	106.3	107.6	118.8	118.0	109.7	95.8	111.6
2012M09	110.9	106.8	108.3	119.4	119.2	110.4	95.8	111.7
2012M10	110.9	106.8	108.6	120.0	121.6	111.2	96.6	111.7
2012M11	111.0	106.2	108.4	120.4	122.0	112.4	96.8	111.6
2012M12	110.7	106.0	108.8	121.0	122.5	113.1	96.4	111.8
2013M01	111.0	106.3	107.9	122.2	124.5	114.4	95.9	112.1
2013M02	110.7	107.1	108.4	122.9	124.9	115.0	96.4	112.0
2013M03	110.5	107.4	109.4	123.3	125.7	115.7	96.6	112.0
2013M04	110.9	107.3	109.3	123.9	126.2	116.2	97.1	112.0
2013M05	111.7	107.5	109.5	124.7	126.4	115.8	98.3	112.1
2013M06	111.1	107.8	109.5	125.3	127.4	114.5	99.5	112.1
2013M07	109.6	107.8	109.1	126.3	127.8	113.6	101.4	112.0
2013M08	109.6	107.9	109.2	126.5	127.7	113.3	102.1	111.1
2013M09	109.4	108.1	109.7	126.7	128.6	113.4	101.1	111.1
2013M10	111.1	107.8	109.6	127.5	130.9	114.1	100.1	111.6
2013M11	111.7	107.6	109.5	128.2	131.0	114.9	99.6	111.8
2013M12	113.3	107.6	109.9	128.8	131.6	117.1	98.7	112.4
2014M01	114.2	108.0	108.9	129.6	134.2	116.9	98.6	112.6
2014M02	114.5	108.4	109.2	130.5	134.7	117.4	97.8	113.3
2014M03	114.4	109.0	110.0	131.8	136.3	117.7	97.0	115.8
2014M04	114.7	109.4	110.2	133.0	138.1	117.9	97.6	119.6
2014M05	114.4	109.8	110.1	134.2	138.6	117.0	96.8	124.1
2014M06	113.3	110.0	110.2	135.0	139.1	115.6	95.1	125.4
2014M07	112.7	110.0	109.7	135.7	139.7	114.6	93.8	125.9

2014M08	113.2	109.8	109.8	136.0	139.8	114.6	94.2	126.9
2014M09	114.6	109.9	110.1	136.9	140.0	115.9	94.9	130.5
2014M10	114.9	109.6	110.1	138.0	142.7	116.2	95.5	133.8
2014M11	114.8	109.0	109.9	139.8	142.9	116.3	95.9	136.2
2014M12	115.5	108.4	109.8	143.5	142.3	117.0	97.8	140.3
2015M01	115.8	107.9	108.4	149.0	143.9	117.2	97.4	144.7
2015M02	115.9	108.3	108.9	152.3	144.9	121.9	98.5	152.4
2015M03	117.3	109.0	109.9	154.1	146.6	123.0	98.9	168.8
2015M04	117.6	109.2	110.3	154.8	149.0	122.7	97.9	192.5
2015M05	118.4	109.7	110.6	155.4	149.9	122.0	98.2	196.7
2015M06	118.4	110.1	110.6	155.7	149.1	120.6	98.6	197.5
2015M07	118.2	110.1	110.1	156.9	149.2	119.7	97.4	195.5
2015M08	119.3	110.0	110.1	157.5	149.8	119.6	96.8	193.9
2015M09	120.6	109.8	110.2	158.4	151.2	120.0	96.5	198.4
2015M10	121.6	109.8	110.3	159.5	153.5	120.1	95.2	195.8
2015M11	122.0	109.5	110.0	160.7	154.5	120.6	94.6	199.8
2015M12	121.2	109.2	110.0	162.0	154.8	125.9	93.4	201.2
2016M01	122.3	109.3	108.7	163.5	157.7	133.2	93.1	203.0
2016M02	122.4	109.4	108.8	164.6	157.6	133.7	91.9	202.1
2016M03	122.1	109.9	109.9	165.3	157.6	134.3	91.6	204.2
2016M04	121.3	110.4	110.1	166.0	158.8	134.5	91.7	211.3
2016M05	120.8	110.9	110.5	166.7	159.7	134.4	91.5	211.5
2016M06	119.7	111.2	110.7	167.3	160.5	133.8	92.4	211.0
2016M07	119.9	111.0	110.3	168.2	162.3	133.4	92.2	210.9
2016M08	120.4	111.2	110.3	168.2	161.9	134.1	91.7	210.3
2016M09	120.8	111.4	110.7	168.5	162.2	137.1	91.7	214.0
2016M10	121.4	111.6	110.9	169.3	164.5	139.0	92.6	220.0
2016M11	122.1	111.4	110.7	170.0	165.3	141.3	92.9	224.0
2016M12	123.4	111.4	111.2	170.7	168.1	145.6	92.4	226.0
2017M01	127.0	112.1	110.5	171.7	172.2	148.9	92.9	228.5
2017M02	129.2	112.4	111.0	172.1	173.6	151.4	93.3	230.8
2017M03	128.6	112.5	111.7	172.3	175.4	153.8	93.4	234.9
2017M04	128.7	112.8	112.3	172.9	177.6	154.1	94.6	237.1
2017M05	128.7	112.9	112.2	173.5	178.4	154.4	95.0	240.1
2017M06	128.2	113.0	112.3	174.6	178.0	152.8	94.5	243.9
2017M07	127.1	113.0	112.0	174.7	178.2	153.0	94.3	244.5
2017M08	127.3	113.3	112.2	173.8	179.2	153.3	94.3	244.2
2017M09	128.2	113.9	112.6	173.5	180.3	154.4	94.4	249.1
2017M10	129.2	113.8	112.8	173.9	184.1	156.1	94.6	252.1
2017M11	130.6	113.8	112.7	174.3	186.8	156.4	95.5	254.3
2017M12	131.7	113.8	113.1	175.0	188.1	156.5	95.9	256.9
2018M01	132.5	114.4	112.3	175.5	190.0	156.6	96.2	260.8
2018M02	132.7	114.9	112.5	175.9	191.4	156.8	96.5	263.1
2018M03	132.2	115.2	113.4	176.4	193.3	157.1	96.9	266.0
2018M04	132.0	115.6	113.9	177.1	196.9	156.8	95.7	268.2
2018M05	131.9	116.1	114.5	177.8	200.1	156.7	95.0	268.2

2018M06	131.1	116.3	114.7	178.6	205.3	155.7	94.3	268.2
2018M07	130.7	116.3	114.5	179.1	206.5	154.8	95.6	266.2
2018M08	131.3	116.4	114.7	179.1	211.2	156.1	96.5	266.2
2018M09	131.7	116.5	115.1	179.4	224.5	156.5	96.7	271.3
2018M10	132.1	116.7	115.3	180.0	230.5	156.8	96.1	275.9
2018M11	133.1	116.3	114.9	180.9	227.2	157.7	95.1	279.7
2018M12	133.7	115.9	114.9	182.5	226.3	158.9	95.1	282.0

დანართი #6 სამომხმარებლო ფასების ინდექსების ლოგარითმული დროითი მწკრივები

Period	L_CPI_USA	L_CPI_EU	L_CPI_RUS	L_CPI_TURK	L_CPI_AZER	L_CPI_ARM	L_CPI_UKR
2011M01	4.62	4.63	4.70	4.65	4.69	4.64	4.68
2011M02	4.63	4.64	4.70	4.66	4.71	4.65	4.69
2011M03	4.64	4.65	4.71	4.66	4.72	4.65	4.71
2011M04	4.64	4.65	4.71	4.67	4.72	4.62	4.72
2011M05	4.65	4.65	4.72	4.70	4.71	4.62	4.73
2011M06	4.65	4.65	4.72	4.68	4.70	4.62	4.73
2011M07	4.65	4.65	4.72	4.68	4.69	4.60	4.72
2011M08	4.65	4.65	4.72	4.69	4.70	4.58	4.71
2011M09	4.65	4.66	4.72	4.69	4.71	4.60	4.72
2011M10	4.65	4.66	4.72	4.73	4.71	4.59	4.72
2011M11	4.65	4.66	4.73	4.74	4.72	4.58	4.72
2011M12	4.65	4.67	4.73	4.75	4.73	4.58	4.72
2012M01	4.65	4.66	4.74	4.75	4.73	4.58	4.72
2012M02	4.65	4.67	4.74	4.76	4.73	4.57	4.72
2012M03	4.66	4.68	4.75	4.76	4.74	4.56	4.73
2012M04	4.67	4.68	4.75	4.78	4.73	4.56	4.73
2012M05	4.66	4.68	4.75	4.78	4.72	4.54	4.72
2012M06	4.66	4.68	4.76	4.77	4.71	4.54	4.72
2012M07	4.66	4.67	4.78	4.77	4.70	4.56	4.72
2012M08	4.67	4.68	4.78	4.77	4.70	4.56	4.71
2012M09	4.67	4.68	4.78	4.78	4.70	4.56	4.72
2012M10	4.67	4.69	4.79	4.80	4.71	4.57	4.72
2012M11	4.67	4.69	4.79	4.80	4.72	4.57	4.71
2012M12	4.66	4.69	4.80	4.81	4.73	4.57	4.72
2013M01	4.67	4.68	4.81	4.82	4.74	4.56	4.72
2013M02	4.67	4.69	4.81	4.83	4.74	4.57	4.72
2013M03	4.68	4.69	4.81	4.83	4.75	4.57	4.72
2013M04	4.68	4.69	4.82	4.84	4.76	4.58	4.72
2013M05	4.68	4.70	4.83	4.84	4.75	4.59	4.72
2013M06	4.68	4.70	4.83	4.85	4.74	4.60	4.72
2013M07	4.68	4.69	4.84	4.85	4.73	4.62	4.72
2013M08	4.68	4.69	4.84	4.85	4.73	4.63	4.71
2013M09	4.68	4.70	4.84	4.86	4.73	4.62	4.71
2013M10	4.68	4.70	4.85	4.87	4.74	4.61	4.71
2013M11	4.68	4.70	4.85	4.87	4.74	4.60	4.72
2013M12	4.68	4.70	4.86	4.88	4.76	4.59	4.72
2014M01	4.68	4.69	4.86	4.90	4.76	4.59	4.72
2014M02	4.69	4.69	4.87	4.90	4.77	4.58	4.73
2014M03	4.69	4.70	4.88	4.91	4.77	4.57	4.75
2014M04	4.70	4.70	4.89	4.93	4.77	4.58	4.78
2014M05	4.70	4.70	4.90	4.93	4.76	4.57	4.82
2014M06	4.70	4.70	4.91	4.93	4.75	4.56	4.83
2014M07	4.70	4.70	4.91	4.94	4.74	4.54	4.84
2014M08	4.70	4.70	4.91	4.94	4.74	4.55	4.84
2014M09	4.70	4.70	4.92	4.94	4.75	4.55	4.87
2014M10	4.70	4.70	4.93	4.96	4.76	4.56	4.90
2014M11	4.69	4.70	4.94	4.96	4.76	4.56	4.91
2014M12	4.69	4.70	4.97	4.96	4.76	4.58	4.94
2015M01	4.68	4.69	5.00	4.97	4.76	4.58	4.97
2015M02	4.69	4.69	5.03	4.98	4.80	4.59	5.03
2015M03	4.69	4.70	5.04	4.99	4.81	4.59	5.13
2015M04	4.69	4.70	5.04	5.00	4.81	4.58	5.26
2015M05	4.70	4.71	5.05	5.01	4.80	4.59	5.28
2015M06	4.70	4.71	5.05	5.00	4.79	4.59	5.29
2015M07	4.70	4.70	5.06	5.01	4.79	4.58	5.28
2015M08	4.70	4.70	5.06	5.01	4.78	4.57	5.27
2015M09	4.70	4.70	5.06	5.02	4.79	4.57	5.29
2015M10	4.70	4.70	5.07	5.03	4.79	4.56	5.28
2015M11	4.70	4.70	5.08	5.04	4.79	4.55	5.30
2015M12	4.69	4.70	5.09	5.04	4.84	4.54	5.30
2016M01	4.69	4.69	5.10	5.06	4.89	4.53	5.31

2016M02	4.70	4.69	5.10	5.06	4.90	4.52	5.31
2016M03	4.70	4.70	5.11	5.06	4.90	4.52	5.32
2016M04	4.70	4.70	5.11	5.07	4.90	4.52	5.35
2016M05	4.71	4.70	5.12	5.07	4.90	4.52	5.35
2016M06	4.71	4.71	5.12	5.08	4.90	4.53	5.35
2016M07	4.71	4.70	5.13	5.09	4.89	4.52	5.35
2016M08	4.71	4.70	5.13	5.09	4.90	4.52	5.35
2016M09	4.71	4.71	5.13	5.09	4.92	4.52	5.37
2016M10	4.71	4.71	5.13	5.10	4.93	4.53	5.39
2016M11	4.71	4.71	5.14	5.11	4.95	4.53	5.41
2016M12	4.71	4.71	5.14	5.12	4.98	4.53	5.42
2017M01	4.72	4.70	5.15	5.15	5.00	4.53	5.43
2017M02	4.72	4.71	5.15	5.16	5.02	4.54	5.44
2017M03	4.72	4.72	5.15	5.17	5.04	4.54	5.46
2017M04	4.73	4.72	5.15	5.18	5.04	4.55	5.47
2017M05	4.73	4.72	5.16	5.18	5.04	4.55	5.48
2017M06	4.73	4.72	5.16	5.18	5.03	4.55	5.50
2017M07	4.73	4.72	5.16	5.18	5.03	4.55	5.50
2017M08	4.73	4.72	5.16	5.19	5.03	4.55	5.50
2017M09	4.74	4.72	5.16	5.19	5.04	4.55	5.52
2017M10	4.73	4.73	5.16	5.22	5.05	4.55	5.53
2017M11	4.73	4.72	5.16	5.23	5.05	4.56	5.54
2017M12	4.73	4.73	5.16	5.24	5.05	4.56	5.55
2018M01	4.74	4.72	5.17	5.25	5.05	4.57	5.56
2018M02	4.74	4.72	5.17	5.25	5.05	4.57	5.57
2018M03	4.75	4.73	5.17	5.26	5.06	4.57	5.58
2018M04	4.75	4.74	5.18	5.28	5.05	4.56	5.59
2018M05	4.75	4.74	5.18	5.30	5.05	4.55	5.59
2018M06	4.76	4.74	5.19	5.32	5.05	4.55	5.59
2018M07	4.76	4.74	5.19	5.33	5.04	4.56	5.58
2018M08	4.76	4.74	5.19	5.35	5.05	4.57	5.58
2018M09	4.76	4.75	5.19	5.41	5.05	4.57	5.60
2018M10	4.76	4.75	5.19	5.44	5.05	4.57	5.62
2018M11	4.76	4.74	5.20	5.43	5.06	4.56	5.63
2018M12	4.75	4.74	5.21	5.42	5.07	4.56	5.64

დანართი #7 გაცვლითი კურსების ლოგარითმული დროითი მწკრივები

Period	L_USD	L_EUR	L_RUB	L_TRY	L_AZN	L_AMD	L_UAH
2011M01	0.59	0.88	-2.82	0.14	0.81	1.59	0.81
2011M02	0.57	0.88	-2.80	0.11	0.80	1.58	0.80
2011M03	0.54	0.87	-2.81	0.08	0.77	1.54	0.77
2011M04	0.51	0.88	-2.83	0.09	0.74	1.49	0.74
2011M05	0.52	0.88	-2.81	0.06	0.75	1.50	0.74
2011M06	0.50	0.87	-2.83	0.03	0.74	1.48	0.73
2011M07	0.51	0.87	-2.82	0.01	0.75	1.51	0.74
2011M08	0.50	0.86	-2.86	-0.06	0.74	1.50	0.73
2011M09	0.51	0.83	-2.91	-0.07	0.75	1.50	0.73
2011M10	0.51	0.82	-2.94	-0.10	0.75	1.49	0.73
2011M11	0.51	0.81	-2.92	-0.09	0.75	1.47	0.73
2011M12	0.51	0.78	-2.94	-0.12	0.75	1.47	0.73
2012M01	0.51	0.77	-2.94	-0.10	0.75	1.46	0.74
2012M02	0.51	0.79	-2.89	-0.06	0.75	1.45	0.73
2012M03	0.50	0.78	-2.88	-0.08	0.74	1.45	0.73
2012M04	0.49	0.77	-2.89	-0.09	0.73	1.43	0.72
2012M05	0.49	0.74	-2.94	-0.10	0.73	1.41	0.71
2012M06	0.49	0.72	-3.00	-0.11	0.73	1.38	0.72
2012M07	0.50	0.71	-2.98	-0.09	0.74	1.38	0.73
2012M08	0.50	0.71	-2.97	-0.09	0.74	1.39	0.72
2012M09	0.50	0.75	-2.95	-0.09	0.74	1.40	0.73
2012M10	0.51	0.77	-2.93	-0.08	0.75	1.41	0.73
2012M11	0.51	0.76	-2.94	-0.08	0.75	1.41	0.73
2012M12	0.51	0.78	-2.92	-0.07	0.75	1.41	0.73
2013M01	0.51	0.79	-2.90	-0.07	0.75	1.41	0.73
2013M02	0.50	0.80	-2.90	-0.07	0.75	1.40	0.73
2013M03	0.51	0.77	-2.92	-0.09	0.75	1.39	0.73
2013M04	0.50	0.77	-2.94	-0.08	0.75	1.38	0.73
2013M05	0.50	0.76	-2.95	-0.10	0.74	1.38	0.72
2013M06	0.50	0.78	-2.97	-0.14	0.75	1.39	0.73
2013M07	0.50	0.77	-2.98	-0.16	0.75	1.39	0.73
2013M08	0.51	0.79	-2.99	-0.16	0.75	1.41	0.73
2013M09	0.51	0.80	-2.98	-0.20	0.75	1.40	0.73
2013M10	0.51	0.82	-2.96	-0.18	0.75	1.41	0.73
2013M11	0.52	0.82	-2.97	-0.19	0.76	1.42	0.74
2013M12	0.54	0.85	-2.96	-0.19	0.78	1.44	0.76
2014M01	0.56	0.88	-2.95	-0.23	0.81	1.46	0.79
2014M02	0.56	0.87	-3.00	-0.24	0.80	1.45	0.71
2014M03	0.55	0.88	-3.03	-0.24	0.80	1.44	0.57
2014M04	0.56	0.89	-3.01	-0.19	0.81	1.44	0.42
2014M05	0.57	0.89	-2.99	-0.17	0.81	1.45	0.42
2014M06	0.57	0.88	-2.97	-0.18	0.81	1.46	0.40
2014M07	0.57	0.87	-2.98	-0.19	0.81	1.46	0.40

2014M08	0.55	0.84	-3.04	-0.22	0.79	1.44	0.29
2014M09	0.56	0.81	-3.08	-0.23	0.80	1.45	0.29
2014M10	0.56	0.80	-3.15	-0.25	0.80	1.45	0.30
2014M11	0.58	0.80	-3.25	-0.23	0.82	1.45	0.20
2014M12	0.63	0.84	-3.37	-0.19	0.88	1.41	0.19
2015M01	0.66	0.82	-3.48	-0.18	0.91	1.41	0.22
2015M02	0.74	0.86	-3.43	-0.16	0.93	1.48	-0.09
2015M03	0.78	0.87	-3.31	-0.17	0.74	1.53	-0.03
2015M04	0.81	0.89	-3.16	-0.16	0.77	1.56	0.01
2015M05	0.84	0.95	-3.08	-0.13	0.80	1.58	0.11
2015M06	0.82	0.93	-3.18	-0.18	0.77	1.56	0.07
2015M07	0.81	0.91	-3.23	-0.18	0.77	1.56	0.04
2015M08	0.84	0.95	-3.34	-0.20	0.80	1.58	0.08
2015M09	0.87	0.99	-3.33	-0.23	0.83	1.61	0.10
2015M10	0.87	0.99	-3.27	-0.20	0.83	1.63	0.09
2015M11	0.88	0.95	-3.30	-0.18	0.83	1.61	0.03
2015M12	0.88	0.96	-3.37	-0.20	0.72	1.61	0.02
2016M01	0.89	0.97	-3.45	-0.21	0.43	1.62	0.01
2016M02	0.91	1.01	-3.43	-0.17	0.46	1.62	-0.06
2016M03	0.87	0.98	-3.38	-0.19	0.39	1.59	-0.10
2016M04	0.82	0.94	-3.38	-0.23	0.40	1.55	-0.12
2016M05	0.78	0.91	-3.41	-0.30	0.38	1.52	-0.14
2016M06	0.78	0.90	-3.40	-0.29	0.36	1.52	-0.13
2016M07	0.85	0.95	-3.32	-0.23	0.40	1.59	-0.06
2016M08	0.84	0.96	-3.33	-0.25	0.35	1.58	-0.08
2016M09	0.84	0.95	-3.33	-0.25	0.33	1.58	-0.13
2016M10	0.86	0.96	-3.28	-0.26	0.38	1.60	-0.09
2016M11	0.91	0.98	-3.26	-0.28	0.36	1.64	-0.04
2016M12	0.97	1.03	-3.15	-0.28	0.39	1.70	0.01
2017M01	0.99	1.05	-3.10	-0.33	0.38	1.72	-0.01
2017M02	0.97	1.03	-3.10	-0.33	0.38	1.69	-0.02
2017M03	0.90	0.97	-3.16	-0.40	0.35	1.63	-0.09
2017M04	0.88	0.95	-3.15	-0.41	0.36	1.61	-0.11
2017M05	0.89	0.99	-3.16	-0.38	0.36	1.61	-0.08
2017M06	0.88	0.99	-3.18	-0.38	0.36	1.61	-0.08
2017M07	0.88	1.02	-3.21	-0.40	0.35	1.61	-0.08
2017M08	0.87	1.04	-3.21	-0.38	0.34	1.61	-0.07
2017M09	0.90	1.08	-3.15	-0.34	0.37	1.64	-0.06
2017M10	0.92	1.08	-3.14	-0.38	0.39	1.65	-0.06
2017M11	0.98	1.14	-3.09	-0.37	0.45	1.71	0.00
2017M12	0.96	1.13	-3.11	-0.39	0.43	1.69	-0.05
2018M01	0.94	1.13	-3.10	-0.39	0.40	1.66	-0.11
2018M02	0.90	1.11	-3.14	-0.43	0.37	1.63	-0.10
2018M03	0.89	1.10	-3.15	-0.46	0.37	1.63	-0.07
2018M04	0.89	1.09	-3.22	-0.51	0.36	1.62	-0.07
2018M05	0.90	1.07	-3.24	-0.58	0.37	1.62	-0.06

2018M06	0.90	1.05	-3.24	-0.64	0.37	1.63	-0.06
2018M07	0.89	1.05	-3.25	-0.66	0.37	1.63	-0.08
2018M08	0.93	1.07	-3.26	-0.83	0.40	1.66	-0.08
2018M09	0.96	1.11	-3.25	-0.89	0.43	1.69	-0.08
2018M10	0.98	1.12	-3.21	-0.79	0.45	1.70	-0.06
2018M11	0.99	1.12	-3.20	-0.69	0.46	1.71	-0.03
2018M12	0.98	1.11	-3.23	-0.69	0.45	1.71	-0.04

დანართი #8 დიკი-ფულერის ტესტი სამომხმარებლო ფასების ლოგარითმებში ერთეულოვანი ფესვის არსებობის შესახებ

დანართი 8.1.1: დიკი-ფულერის ტესტი აშშ-ს CPI-ს ლოგარითმის დროით მწკრივში ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე

Null Hypothesis: L_CPI_GEO_USA has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.400562	0.3782
Test critical values:		
1% level	-3.999180	
5% level	-3.429834	
10% level	-3.138449	

Null Hypothesis: L_CPI_GEO_USA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.186677	0.6805
Test critical values:		
1% level	-3.459231	
5% level	-2.874143	
10% level	-2.573563	

Null Hypothesis: L_CPI_GEO_USA has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.918819	0.0527
Test critical values:		
1% level	-2.575234	
5% level	-1.942236	
10% level	-1.615764	

დანართი 8.1.2: დიკი-ფულერის ტესტი აშშ-ს CPI-ს ლოგარითმის დროით მწკრივის პირველი რიგის სხვაობებში ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე

Null Hypothesis: D(L_CPI_GEO_USA) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.41189	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.999180	
5% level	-3.429834	
10% level	-3.138449	

დანართი 8.2.1: დიკი-ფულერის ტესტი ევრო ზონის CPI-ს ლოგარითმის დროით მწკრივში ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე

Null Hypothesis: L_CPI_GEO_EU has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.052175	0.5689
Test critical values:		
1% level	-4.002354	
5% level	-3.431368	
10% level	-3.139353	

Null Hypothesis: L_CPI_GEO_EU has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.467421	0.5483
Test critical values:		
1% level	-3.461478	
5% level	-2.875128	
10% level	-2.574090	

Null Hypothesis: L_CPI_GEO_EU has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.212783	0.0623
Test critical values:		
1% level	-2.576020	
5% level	-1.942346	
10% level	-1.615693	

დანართი 8.2.2: დიკი-ფულერის ტესტი ევრო ზონის CPI-ს ლოგარითმის დროითი მწკრივის პირველი რიგის სხვაობებში ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე

Null Hypothesis: D(L_CPI_GEO_EU) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.48716	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.002354	
5% level	-3.431368	
10% level	-3.139353	

დანართი 8.3.1: დიკი-ფულერის ტესტი რუსეთის CPI-ს ლოგარითმის დროით მწკრივში ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე

Null Hypothesis: L_CPI_GEO_RUS has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.376297	0.0572
Test critical values:		
1% level	-3.999180	
5% level	-3.429834	
10% level	-3.138449	

Null Hypothesis: L_CPI_GEO_RUS has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.353719	0.1563
Test critical values:		
1% level	-3.459231	
5% level	-2.874143	
10% level	-2.573563	

Null Hypothesis: L_CPI_GEO_RUS has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.540917	0.1110
Test critical values:		
1% level	-2.575234	
5% level	-1.942236	
10% level	-1.615764	

დანართი 8.3.2: დიკი-ფულერის ტესტი რუსეთის CPI-ს ლოგარითმის დროითი მწკრივის პირველი რიგის სხვაობებში ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე

Null Hypothesis: D(L_CPI_GEO_RUS) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.70390	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.999180	
5% level	-3.429834	
10% level	-3.138449	

დანართი 8.4.1: დიკი-ფულერის ტესტი თურქეთის CPI-ს ლოგარითმის დროით მწკრივში ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე

Null Hypothesis: L_CPI_GEO_TURK has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.703715	0.9706
Test critical values:		
1% level	-4.014986	
5% level	-3.437458	
10% level	-3.142936	

Null Hypothesis: L_CPI_GEO_TURK has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.421503	1.0000
Test critical values:		
1% level	-3.470179	
5% level	-2.878937	
10% level	-2.576124	

Null Hypothesis: L_CPI_GEO_TURK has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.525657	0.9973
Test critical values:		
1% level	-2.579139	
5% level	-1.942781	
10% level	-1.615416	

დანართი 8.4.2: დიკი-ფულერის ტესტი თურქეთის CPI-ს ლოგარითმის დროითი მწკრივის პირველი რიგის სხვაობებში ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე

Null Hypothesis: D(L_CPI_GEO_TURK) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.836748	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.014635	
5% level	-3.437289	
10% level	-3.142837	

დანართი 8.5.1: დიკი-ფულერის ტესტი აზერბაიჯანის CPI-ს ლოგარითმის დროით მწკრივში ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე

Null Hypothesis: L_CPI_GEO_AZER has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.786197	0.7059
Test critical values:		
1% level	-4.030729	
5% level	-3.445030	
10% level	-3.147382	

Null Hypothesis: L_CPI_GEO_AZER has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.528750	0.8807
Test critical values:		
1% level	-3.481623	
5% level	-2.883930	
10% level	-2.578788	

Null Hypothesis: L_CPI_GEO_AZER has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.277630	0.7649
Test critical values:		
1% level	-2.583011	
5% level	-1.943324	
10% level	-1.615075	

დანართი 8.5.2: დიკი-ფულერის ტესტი აზერბაიჯანის CPI-ს ლოგარითმის დროითი მწკრივის პირველი რიგის სხვაობებში ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.396643	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.030729	
5% level	-3.445030	
10% level	-3.147382	

დანართი 8.6.1: დიკი-ფულერის ტესტი სომხეთის CPI-ს ლოგარითმის დროით მწკრივში ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე

Null Hypothesis: L_CPI_GEO_ARM has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.288250	0.0718
Test critical values:		
1% level	-4.014288	
5% level	-3.437122	
10% level	-3.142739	

Null Hypothesis: L_CPI_GEO_ARM has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.497689	0.5325
Test critical values:		
1% level	-3.470179	
5% level	-2.878937	
10% level	-2.576124	

Null Hypothesis: L_CPI_GEO_ARM has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.301302	0.5759
Test critical values:		
1% level	-2.578967	
5% level	-1.942757	
10% level	-1.615431	

დანართი 8.6.2: დიკი-ფულერის ტესტი სომხეთის CPI-ს ლოგარითმის დროითი მწკრივის პირველი რიგის სხვაობებში ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე

Null Hypothesis: D(L_CPI_GEO_ARM) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.629441	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.014635	
5% level	-3.437289	
10% level	-3.142837	

დანართი 8.7.1: დიკი-ფულერის ტესტი უკრაინის CPI-ს ლოგარითმის დროით მწკრივში ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე

Null Hypothesis: L_CPI_GEO_UKR has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.784362	0.7081
Test critical values:		
1% level	-4.014288	
5% level	-3.437122	
10% level	-3.142739	

Null Hypothesis: L_CPI_GEO_UKR has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.204255	0.9722
Test critical values:		
1% level	-3.469933	
5% level	-2.878829	
10% level	-2.576067	

Null Hypothesis: L_CPI_GEO_UKR has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.734683	0.8724
Test critical values:		
1% level	-2.578967	
5% level	-1.942757	
10% level	-1.615431	

დანართი 8.7.2: დიკი-ფულერის ტესტი უკრაინის CPI-ს ლოგარითმის დროითი მწკრივის პირველი რიგის სხვაობებში ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე

Null Hypothesis: D(L_CPI_GEO_UKR) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.444742	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.014288	
5% level	-3.437122	
10% level	-3.142739	