

ივანე ჯავახიშვილის სახელობის თბილისის სახელმწიფო  
უნივერსიტეტის ეკონომიკისა და ბიზნესის ფაკულტეტი

სალომე ზარქუა

ფულზე მოთხოვნის მოდელირება (საქართველოს ეკონომიკის  
მაგალითზე)

სამაგისტრო პროგრამა: ეკონომიკა

ნაშრომი შესრულებულია ეკონომიკის მაგისტრის აკადემიური ხარისხის  
მოსაპოვებლად

ხელმძღვანელი: იური ანანიაშვილი

ეკონომიკის მეცნიერებათა დოქტორი,

თსუ-ის ეკონომეტრიკის კათედრის

ხელმძღვანელი, პროფესორი

თანახელმძღვანელი: ლადო ფაშოლლი

თსუ დოქტორანტი

თბილისი 2020

## ანოტაცია

მონეტარული პოლიტიკის შემუშავებისა და განხორციელების პროცესში მნიშვნელოვან როლს ასრულებს ფულზე სტაბილური მოთხოვნის არსებობა. შესაბამისად, გასული საუკუნიდან დღემდე, როგორც განვითარებულ, ასევე განვითარებად ქვეყნებში, ფულზე მოთხოვნის ემპირიული კვლევები აქტიურად მიმდინარეობს.

ეს ნაშრომი შედგება თეორიული და პრაქტიკული ნაწილისაგან. ნაშრომის თეორიული ნაწილი აღწერს ფულზე მოთხოვნის თეორიული კონცეფციებისა და ემპირიული კვლევების ძირითად მახასიათებლებს. ნაშრომის პრაქტიკულ ნაწილში, საქართველოსთვის ფულზე მოთხოვნა შეფასებულია ორი განსხვავებული სპეციფიკაციით. ამასთან, ფულზე მოთხოვნა შეფასებულია ცალ-ცალკე M1, M2 და M3 ფულადი აგრეგატებისათვის, 2010-2019 წლების კვარტალური მონაცემებით. ემპირიული ანალიზისათვის გამოყენებულია ორი განსხვავებული ეკონომეტრიკული მეთოდი: იოჰანსენის კონტეგრაციის მეთოდი და ARDL მოდელის მიდგომა. ასევე, შეფასებულია რეალურ ფულზე მოთხოვნის გრძელვადიანი და მოკლევადიანი დინამიკა. კვლევის შედეგების თანახმად, რეალურ ფულზე მოთხოვნასა და მის განმსაზღვრელ ფაქტორებს შორის არსებობს გრძელვადიანი და სტაბილური კავშირი. შესაბამისად, ვასკვნით, რომ საქართველოში მონეტარული პოლიტიკის გასატარებლად ფულზე მოთხოვნის ფუნქცია წარმატებით შეიძლება იქნეს გამოყენებული.

## **Abstract**

In the process of developing and implementing monetary policy, the existence of a stable demand for money plays an important role. Consequently, from the last century to the present, both in developed and developing countries, empirical research on the demand for money is actively underway.

This paper consists of a theoretical and a practical part. The theoretical part of the paper describes the main features of the theoretical concepts and empirical studies of demand for money. In the practical part of the paper, the demand for money for Georgia is estimated by two different specifications. At the same time, the demand for money is estimated separately for M1, M2 and M3 cash aggregates, according to the quarterly data for 2010-2019. Two different econometric methods were used for empirical analysis: the Johansen cointegration method and the ARDL model approach. Also, the long-term and short-term dynamics of demand for real money are estimated. According to the results of the study, there is a long-term and stable connection between the demand for real money and the factors that determine it. Therefore, we conclude that the money demand function can be used successfully to conduct monetary policy in Georgia.

# სარჩევი

შესავალი	6
<b>თავი I. ფულზე მოთხოვნის თეორიები</b>	<b>8</b>
1.1. კლასიკური თეორია	8
1.2. ფულის რაოდენობრივი თეორია	8
1.2.1. ფიშერის რაოდენობრივი თეორია ფულის შესახებ	9
1.2.2. ფულზე მოთხოვნის კემბრიჯის ფულადი ბალანსის თეორია	11
1.3. კეინსის ლიკვიდობის უპირატესობის თეორია	12
1.4. ტობინის პორტფელური თეორია	16
1.5. ბაუმოლ-ტობინის მოდელი	17
1.6. ფრიდმანის ფულზე მოთხოვნის თეორია	19
<b>თავი II. ფულზე მოთხოვნის ემპირიული მოდელები</b>	<b>22</b>
2.1. დისკუსია ცვლადების არჩევის შესახებ	23
2.2. ფუნქციონალური ფორმები და სპეციფიკაციის საკითხები	28
2.2.1. ნაწილობრივი კორექტირების მოდელი	28
2.2.2. სარეზერვო მარაგის მოდელი	32
2.2.3. შეცდომების კორექციის მოდელი	34
2.3. მსოფლიოში ფულზე მოთხოვნის ანალიზის მიმოხილვა	36
<b>თავი III. ფულზე მოთხოვნის მოდელირება ოპანსენის მეთოდით</b>	<b>39</b>
3.1. მეთოდოლოგია	39
3.1.1. მოდელის სპეციფიკაცია	39
3.1.2. კონტეგრაციის ანალიზი	40
3.1.3. ცვლადების არჩევა	41
3.2. ემპირიული შედეგები	43
3.3. ალტერნატიული სპეციფიკაცია	51
<b>თავი IV. ფულზე მოთხოვნის მოდელირება ARDL მიდგომით</b>	<b>53</b>
4.1. ემპირიული სპეციფიკაცია და მეთოდოლოგია	53
4.2. ცვლადების არჩევა და ემპირიული შედეგები	56
<b>დასკვნა</b>	<b>65</b>

გამოყენებული ლიტერატურა	70
დანართები	73
დანართი 1. დროითი მწკრივები	73
დანართი 2. ფულზე მოთხოვნის მოდელირება ოკპანსენის მეთოდით	74
დანართი 3. ფულზე მოთხოვნის მოდელირება ARDL მიდგომით	88

## შესავალი

ფულზე მოთხოვნა მაკროეკონომიკის, განსაკუთრებით კი მონეტარული პოლიტიკის მნიშვნელოვანი მახასიათებელია. ფულზე მოთხოვნის მოცულობა გვიჩვენებს თუ რა რაოდენობის ფულის ფლობა სურთ ადამიანებს, სხვა ფინანსურ აქტივებთან შედარებით. ფულზე მოთხოვნის ზრდა, როგორც წესი, მიგვანიშნებს ეკონომიკური კლიმატის გაუმჯობესებაზე, მოთხოვნის შემცირება კი ეკონომიკური მდგომარეობის გაუარესების მანიშნებელია.

ფულზე მოთხოვნის ანალიზმა ეკონომისტების ყურადღება კლასიკური პერიოდიდან მიიპყრო და მას შემდეგ კვლევები აქტიურად მიმდინარებს. აღნიშნული კვლევები ეფუძნება ფულზე მოთხოვნის თეორიულ კონცეფციებს, რომელთა შორისაცაა: ფულის რაოდენობრივი თეორია; კეინსის ლიკვიდურობის უპირატესობის თეორია; ბაუმოლის თეორია; ბაუმოლ-ტობინის მოდელი და ფრიდმანის თეორია. ეს თეორიები ერთმანეთისაგან განსხვავდება მკვლევარების შეხედულებით ფაქტორულ ცვლადებთან დაკავშირებით. კვლევები განსაკუთრებით გააქტიურდა მეოცე საუკუნის მეორე ნახევარში, რაშიც მნიშვნელოვანი წვლილი შეიტანა ეკონომეტრიკული ტექნიკის გაუმჯობესებამ.

წარმოდგენილი სამაგისტრო ნაშრომის აქტუალურობა განპირობებულია არაერთი მიზეზით. პირველ რიგში უნდა ავღნიშნოთ, რომ ქვეყნის მონეტარული პოლიტიკის ეფექტურობა ასოცირდება ფულზე სტაბილური მოთხოვნის არსებობასთან. აქედან გამომდინარე, ფულზე მოთხოვნის ანალიზი ცენტრალური ბანკების კვლევის მნიშვნელოვან მიმართულებას წარმოადგენს, იგი გვაწვდის ინფორმაციას ფულის აგრეგატებსა და სხვა ეკონომიკურ მაჩვენებლებს შორის არსებული ურთიერთქმედების შესახებ.

სამწუხაროდ, საქართველოში ფულზე მოთხოვნის შესახებ ოფიციალური ეკონომეტრიკული კვლევები არ არსებობს, ამიტომ წარმოდგენილი ნაშრომი ეყრდნობა სხვა ქვეყნებში ჩატარებული კვლევების პრაქტიკას.

ნაშრომის ძირითად მიზანს წარმოადგენს საქართველოს ეკონომიკისათვის ფულზე მოთხოვნის მოდელირება. კერძოდ, რეალურ ფულზე მოთხოვნის განმსაზღვრელი ფაქტორების დადგენა და ფულის სხვადასხვა აგრეგატისათვის

მიღებული შედეგების შედარება. ამასთან, მთავარი ამოცანაა ფულზე მოთხოვნის სტაბილურობის შეფასება 2010:1-2019:4 პერიოდისათვის.

წარმოდგენილი ნაშრომი თეორიული და ემპირიული ნაწილებისაგან შედგება. პირველ თავში მოკლედია განხილული ფულზე მოთხოვნის თეორიები, ხოლო მეორე თავი კი ფულზე მოთხოვნის შესახებ ჩატარებული ემპირიული კვლევების ანალიზს ეთმობა. მესამე თავში საქართველოსთვის ფულზე მოთხოვნის მოდელი აგებულია იოჰანსენის კონტეგრაციის ანალიზის მეთოდზე დაყრდნობით. მეოთხე თავში კი ფულზე მოთხოვნის მოდელი შეფასებულია განსხვავებული სპეციფიკაციით და განსხვავებული მეთოდოლოგიით, კერძოდ, ARDL მიდგომაზე დაყრდნობით. თითოეული მოდელის სტაბილურობა შემოწმებულია CUSUM და CUSUMSQ ტესტებით.

კვლევის პროცესში გამოყენებულია დროითი მწკრივების რეგრესიული ანალიზი, მონაცემები დამუშავდა Ms. Excel და Eviews 10 კომპიუტერულ პროგრამებზე დაყრდნობით. ემპირიულ კვლევაში გამოყენებული მონაცემები აღებულია საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახურისა და საქართველოს ეროვნული ბანკის ვებ-გვერდებიდან.

## თავი I. ფულზე მოთხოვნის თეორიები

ეკონომიკის თეორიაში გვხვდება ფულზე მოთხოვნის მრავალი თეორია, რომლებიც იზიარებენ საერთო პოზიციას: ფულის მთავარი ფუნქცია არის ის, რომ იგი წარმოადგენს გაცვლის საშუალებას, აქედან გამომდინარე, აღნიშნული თეორიები გვიჩვენებენ, რომ ფულზე მოთხოვნის რაოდენობა დამოკიდებულია ეკონომიკაში განხორციელებული ტრანსაქციების მოცულობაზე. ეკონომისტები არ არიან ერთსულოვანი იმაში, თუ რამდენად არის ფულზე მოთხოვნა დამოკიდებული საპროცენტო განაკვეთების ცვლილებებზე და ამ საკითხის ანალიზს განსაკუთრებული ყურადღება ექცევა.

### 1.1. კლასიკური თეორია

კლასიკური თეორიის თანახმად საქონლის ყველა ბაზარი, ფასების მეშვეობით, მუდმივად მოქნილად ადაპტირდება იმისათვის, რომ წონასწორობა დამყარდეს. ეკონომიკა ყოველთვის იმყოფება დასაქმების სრულ დონეზე, გარდა გარდამავალი გადახრებისა, რომლებიც წარმოადგენს რეალური გარღვევების შედეგს. ასეთ ეკონომიკაში ფულის როლი მარტივია: ის წარმოადგენს საქონელს, რომლის ერთეული გამოიყენება ფასებისა და ფასეულობების გამოსახატავად. ის ასევე ხელს უწყობს საქონლის გაცვლას, როგორც ჯევონსმა (1875) აღნიშნა, რომ ფულის გამოყენება სურვილის ორმაგ დამთხვევას აკმაყოფილებს. ამასთან, ის გავლენას არ ახდენს ფასების, რეალური საპროცენტო განაკვეთების, საქონლის წონასწორობის რაოდენობათა დადგენაზე და, შესაბამისად, რეალურ შემოსავალზე. ფული "ნეიტრალურია" და შედეგი არ მოაქვს რეალური ეკონომიკური მაგნიტუდისათვის (Sriram, 1999).

### 1.2. ფულის რაოდენობრივი თეორია

ფულის რაოდენობრივი თეორიის (QTM) კონცეფციის ჩამოყალიბება მე-16 საუკუნეში დაიწყო, როდესაც ამერიკიდან ევროპაში ოქროსა და ვერცხლის შემოდინებას ინფლაციის ზრდა მოჰყვა. ამ ვითარების გათვალისწინებით 1802 წელს ეკონომისტმა ჰენრი ტორნტონმა ივარაუდა, რომ მეტი თანხა მეტ ინფლაციას უტოლდება და ფულის მიწოდების ზრდა სულაც არ ნიშნავს ეკონომიკური შედეგების ზრდას. ფულის

რაოდენობრივ თეორიაში ნათქვამია, რომ არსებობს პირდაპირი კავშირი ეკონომიკაში ფულის რაოდენობასა და გაყიდული საქონლისა და მომსახურების ფასებს შორის. QTM- ის თანახმად, თუ ეკონომიკაში ფულის რაოდენობა გაორმაგდება, ფასების დონე ასევე გაორმაგდება, რაც იწვევს ინფლაციას. შესაბამისად, მომხმარებელი იხდის ორჯერ მეტ თანხას იგივე საქონლისა და მომსახურების მისაღებად (Barone, 2019).

ფულის რაოდენობრივი თეორია შემუშავდა მე-19 და მე-20 საუკუნის დასაწყისში და იგი გვიჩვენებს დამოკიდებულებას მიმოქცევაში არსებული ფულის რაოდენობასა და საერთო შემოსავალს შორის. ამ თეორიაში მოცემულია განმარტება, თუ რა თანხას ფლობენ ინდივიდები საერთო შემოსავლის განსაზღვრულ დონეზე; აქედან გამომდინარე, ფულის რაოდენობრივი თეორია ასევე წარმოადგენს ფულის მოთხოვნის თეორიას. მოსაზრება, რომ საპროცენტო განაკვეთები არ ახდენს გავლენას ფულის მოთხოვნაზე, ამ თეორიის არსებითი მახასიათებელია (Tillers, 2004).

### 1.2.1. ფიშერის რაოდენობრივი თეორია ფულის შესახებ

ამერიკელი ეკონომისტი ი. ფიშერი ფულის კლასიკური რაოდენობრივი თეორიის შემქმნელთა რიგებში შედის. მისი თეორია ხსნის კავშირს მიმოქცევაში არსებულ ფულის რაოდენობასა და ეკონომიკაში გარიგების მოცულობას შორის. იმის გამო, რომ გარიგების მოცულობის გაზომვა რთულია, ფიშერის თეორია შეიცვალა რათა, თანხის რაოდენობა ეკონომიკაში წარმოებული საქონლისა და მომსახურების ხარჯვის ოდენობას დაუკავშირდეს. ფულის რაოდენობა დამოკიდებულია როგორც ხარჯვის მთლიან რაოდენობაზე, ასევე ფულის გამოყენების ინტენსივობაზე. ფიშერის თეორიაში, ეს დამოკიდებულება გამოიხატება ფულის ბრუნვის სიჩქარით, რომელიც ზომავს წელიწადში საშუალოდ რამდენჯერ გამოიყენება ფულის ერთეული საქონლისა და მომსახურებების შესაძენად (Tillers, 2004).

ეკონომიკაში ფულის ბრუნვის სიჩქარის გამოსათვლელად ქვეყნის ნომინალური მთლიანი სამამულო პროდუქტი (PY) უნდა შევადარდოთ ფულის მასაზე (M). თუ ფასების დონეს ავლნიშნავთ P-თი, რეალურ მთლიან სამამულო პროდუქტს კი Y-ით, მაშინ ფულის ბრუნვის სიჩქარე შემდეგი ფორმულით განისაზღვრება:

$$V = \frac{P \times Y}{M} \quad (1.1)$$

სიმბოლურად, ფიშერის გაცვლის განტოლება ასე გამოისახება :

$$MV = PY \quad (1.2)$$

სადაც,  $M$  = ფულის რაოდენობას მიმოქცევაში;  $V$  = ფულის ბრუნვის სიჩქარე;  $P$  = ფასების დონე;  $Y$  = შემოსავლები;

განტოლება (1.2) არის იგივეობა, თუმცა, ცვლადების  $V$  და  $Y$ -ის შესახებ ზოგიერთი დაშვების მიღებით, ფიშერმა გარდაქმნა ზემოთ მოცემული იგივეობა ფულზე მოთხოვნის თეორიაში. ფიშერის თქმით, ფულის ნომინალური რაოდენობა განისაზღვრება ქვეყნის ცენტრალური ბანკის მიერ და შესაბამისად, განიხილება როგორც ეგზოგენური ცვლადი, რომელიც ითვლება მოცემულობად კონკრეტული პერიოდის განმავლობაში.

ფიშერის ფულზე მოთხოვნის თეორიის ყველაზე მნიშვნელოვანი დაშვებაა ის რომ,  $V$  მუდმივი რჩება და დამოუკიდებელია  $M$ ,  $P$  და  $Y$ -საგან. ეს იმიტომ, რომ ფიშერის აზრით, ფულის მიმოქცევის სიჩქარე ( $V$ ) განისაზღვრება გარიგების პროცესში ჩართული ინსტიტუციური და ტექნოლოგიური ფაქტორებით. ვინაიდან ეს ინსტიტუციონალური და ტექნოლოგიური ფაქტორები მოკლევადიან პერიოდში არ იცვლება,  $V$  რჩება მუდმივი მოკლევადიან პერიოდში. ამრიგად, მოკლევადიან პერიოდში ფულის რაოდენობა დამოკიდებულია მხოლოდ ნომინალური შემოსავლის დონეზე. როდესაც ფულის ბაზარი წონასწორობაშია, ეკონომიკაში ფულის რაოდენობა უდრის მოთხოვნილ თანხას  $M^d$ . იმის გათვალისწინებით, რომ ფულის ბრუნვის სიჩქარე მუდმივია, ფიშერის განტოლებისაგან მიიღება შემდეგი სახის ფულზე მოთხოვნის განტოლება (Mukherjee):

$$M^d = k \times P \times Y \quad (1.3)$$

სადაც, მუდმივი  $k$  არის ფულის ბრუნვის სიჩქარის შებრუნებული სიდიდე.

ამრიგად, ფიშერის თეორია უარყოფს ფულის მოთხოვნასა და საპროცენტო განაკვეთებს შორის არსებულ კავშირს, შესაბამისად, ფულზე მოთხოვნა დამოკიდებულია შემდეგ 3 ფაქტორზე: რეალური შემოსავლები; ფასების დონე; ფულის ბრუნვის სიჩქარე.

აღსანიშნავია, რომ ფიშერის ტრანსაქციების მიდგომა წარმოადგენს გარკვეული სახის მექანიკურ ურთიერთობებს ფულადი სახსრების მოთხოვნასა და გარიგების

საერთო ღირებულებას შორის. ამის გათვალისწინებით, ფულზე მოთხოვნა ( $M^d$ ) არის ტექნიკური საჭიროება და არა ქცევითი ფუნქცია.

### 1.2.2. ფულზე მოთხოვნის კემბრიჯის ფულადი ბალანსის თეორია

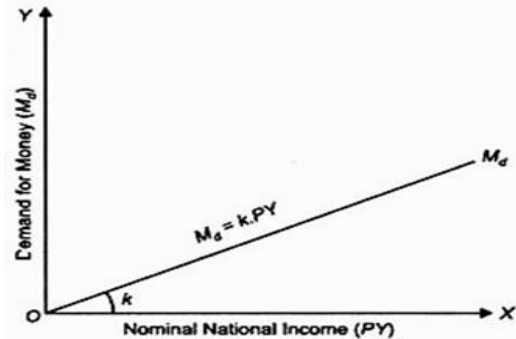
ფიშერისგან დამოუკიდებლად, კემბრიჯის ეკონომისტებმა ა. მარშალმა და პიგუმ აღმოაჩინეს იდენტური კავშირი ფულის რაოდენობასა და გარიგების მოცულობას შორის. ფიშერისა და კემბრიჯის ეკონომისტების მიერ ჩატარებული ანალიზები საგრძნობლად განსხვავდება.

პირველი განსხვავება მდგომარეობს იმაში, რომ ფიშერისა და კემბრიჯის ეკონომისტების მიერ შემუშავებული თეორიები იყენებენ პრობლემის გადაჭრის განსხვავებულ მიდგომებს. კემბრიჯის ფულის რაოდენობრივი თეორიის ყურადღება გამახვილებულია არა საბაზრო წონასწორობის ანალიზზე, არამედ ცალკეული ეკონომიკური აგენტების არჩევანზე. ფიშერის თეორიისგან განსხვავებით, კემბრიჯის თეორია ყურადღებას ამახვილებს ფულის იმ რაოდენობაზე, რომელიც ეკონომიკური აგენტებს სურთ გარკვეულ პირობებში ჰქონდეთ.

მეორე, ფიშერის თეორიაში წარმოდგენილი იმ არგუმენტის გარდა, რომ ფული არის გაცვლის საშუალება, კემბრიჯის ეკონომისტების აზრით, ფულის მნიშვნელოვანი ფუნქციაა ის, რომ იგი წარმოადგენს ღირებულების საზომს. ამრიგად, გარიგების მოცულობა არის მნიშვნელოვანი, მაგრამ არა ერთადერთი ფაქტორი, რომელიც გავლენას ახდენს ფულის მოთხოვნაზე. კემბრიჯის თეორია ასევე ეხება სიმდიდრისა და საპროცენტო განაკვეთების როლს. როდესაც ეკონომიკური აგენტების სიმდიდრე იზრდება, სიმდიდრის შესანახად საჭირო ფინანსური აქტივების მოცულობაც უნდა გაიზარდოს. თუ ვივარაუდებთ, რომ სიმდიდრე, გარიგების მოცულობა და შემოსავლის დონე პროპორციულია, ფულზე მოთხოვნა ასევე პროპორციულია ნომინალური შემოსავლის მიმართ. ფულზე მოთხოვნის ფორმირებისთვის გარიგების მოცულობის მნიშვნელობის ხაზგასასმელად, კემბრიჯის ეკონომისტები  $k$  კოეფიციენტს მუდმივად თვლიდნენ (Tillers, 2004).

კემბრიჯის ფულადი სახსრების ბალანსის თეორია ილუსტრირებულია ნახაზზე 1.1, სადაც  $X$  ღერძზე გამოსახულია ნომინალური ეროვნული შემოსავალი და  $Y$  ღერძზე

ფულზე მოთხოვნა. ნახაზის მიხედვით ფულზე მოთხოვნა არის ნომინალური შემოსავლის წრფივი ფუნქცია. ამ ფორმულირების მიხედვით ფულზე მოთხოვნასა და შემოსავლებს შორის კავშირი გამოსახულია ქცევითი განტოლებით (Mukherjee).



ნახაზი 1.1 კემბრიჯის ფულადი სახსრების ბალანსი

მიუხედავად იმისა, რომ ფულზე მოთხოვნის განსაზღვრისას კემბრიჯის ეკონომისტებმა აღიარეს სხვა ფაქტორების როლი, როგორცაა საპროცენტო განაკვეთი და სიმდიდრე, ეს ფაქტორები არ იყო სისტემურად და ფორმალურად ჩართული ფულზე მოთხოვნის ანალიზში. სხვა ფაქტორების (საპროცენტო განაკვეთი, საპროცენტო განაკვეთებისა და ფასების მოლოდინები) როლს მოგვიანებით ხაზი გაუსვა კეინსმა და ფორმალურად ასახა ისინი ფულზე მოთხოვნის ანალიზში (Mukherjee).

### 1.3. კეინსის ლიკვიდობის უპირატესობის თეორია

კეინსის მონეტარულ თეორიაში მნიშვნელოვანი ადგილი უკავია ფულზე მოთხოვნის თეორიას. კეინსმა პირველად გამოიყენა ტერმინი, რომელსაც „ლიკვიდობის უპირატესობა“ უწოდა. ლიკვიდობის უპირატესობა გვიჩვენებს თავიანთი რესურსების რა ნაწილს ინახავენ ინდივიდები ნაღდი ფულის სახით.

კონკრეტული ინდივიდუალური ლიკვიდობის უპირატესობის განხილვისას ჩნდება შეკითხვა: რატომ უნდა შეინახოს ინდივიდმა თავისი რესურსები ლიკვიდურად, როდესაც შეუძლია მიიღოს შემოსავალი ფულის დაკრედიტების ან ობლიგაციების ყიდვის გზით?

კეინსის მიხედვით, ლიკვიდობის სურვილს განაპირობებს სამი მოტივი:

1. ტრანსაქციების მოტივი;

2. პრევენციული მოტივი;
3. სპეკულაციური მოტივი.

- **ტრანსაქციების მოთხოვნა ფულზე;**

ტრანსაქციების მოტივი ეხება მოთხოვნას ფულის იმ რაოდენობაზე, რომელიც აუცილებელია მიმდინარე ტრანზაქციების უზრუნველსაყოფად. ადამიანების უმრავლესობა ყოველკვირეულად ან ყოველთვიურად იღებს შემოსავალს, ხოლო ხარჯებს ყოველდღიური სახე აქვს. მათ სჭირდებათ გარკვეული თანხა მზადყოფნაში, რათა დაფარონ მიმდინარე გადასახდელები. ეს თანხა დამოკიდებულია ინდივიდუალური შემოსავლის ზომაზე, შემოსავლის მიღების ინტერვალზე და საზოგადოებაში არსებულ გადახდების მეთოდებზე. მაგალითად, ბიზნესმენებმა და მეწარმეებმა უნდა შეინარჩუნონ თავიანთი რესურსები ფულის სახით, რათა უზრუნველყონ სხვადასხვა სახის ყოველდღიური საჭიროებების დაკმაყოფილება. მათ ფული სჭირდებათ, რათა დროულად შეიძინონ ნედლეული და სატრანსპორტო საშუალებები, გადაიხადონ ხელფასები და დააკმაყოფილონ ყველა სხვა მიმდინარე ხარჯები. ამასთან, ტრანსაქციებისათვის ფულზე მოთხოვნა დამოკიდებულია ინდივიდუალურ შემოსავლების სიდიდეზე, ცხადია, ღარიბის ლიკვიდობა ტრანსაქციებისათვის ნაკლებია, ვიდრე მდიდარის .

- **ფულზე მოთხოვნა პრევენციული მოტივით:**

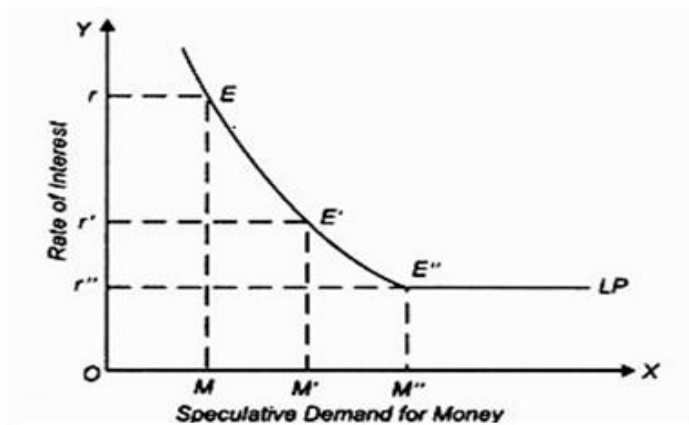
პრევენციული მოტივი გულისხმობს, რომ ადამიანები ლიკვიდობის ნაწილს ფლობენ გაუთვალისწინებელი შემთხვევებისათვის. ისინი ფულს ინახავენ უმუშევრობის, ავადმყოფობის, უბედური შემთხვევებისა და სხვა საფრთხისათვის. ამ მოტივით მოთხოვნილი თანხა დამოკიდებულია ინდივიდის ფსიქოლოგიაზე და იმ პირობებზე, სადაც ის ცხოვრობს.

- **სპეკულაციური მოთხოვნა ფულზე:**

სპეკულაციური მოტივი უკავშირდება ინდივიდების სურვილს ისარგებლონ მოსალოდნელი საპროცენტო განაკვეთის ცვლილებით. სპეკულაციური მოტივებისთვის ფულზე მოთხოვნა იყო ახალი და რევოლუციური კეინსიანური იდეა (Mukherjee). ამ

მოტივით მოთხოვნილი ფულადი სახსრები გამოიყენება სპეკულაციური მოგების მისაღებად, რომელიც ობლიგაციების მერყევ ფასებზეა დამოკიდებული. ბიზნესმენები სპეკულაციების განსახორციელებლად ობლიგაციების ფასების (ანუ საპროცენტო განაკვეთის) მომავალში მოსალოდნელი ცვლილებების პროგნოზირებას ახდენენ.

ამდენად, სპეკულაციური მოტივით ფულზე მოთხოვნა არის მიმდინარე საპროცენტო განაკვეთის ფუნქცია, იგი მცირდება, როდესაც იზრდება საპროცენტო განაკვეთი და იზრდება, როცა საპროცენტო განაკვეთი მცირდება. ეს ნაჩვენებია ნახაზ 1.2-ზე. X ღერძის გასწვრივ ვგულისხმობთ ფულადი თანხის სპეკულაციურ მოთხოვნას და Y ღერძის გასწვრივ მიმდინარე საპროცენტო განაკვეთს. ლიკვიდობის უპირატესობის მრუდი LP არის დაღმავალი. ეს იმიტომ რომ, მაღალი საპროცენტო განაკვეთის პირობებში ადამიანები მეტ ფულს გაასესხებენ ან ყიდულობენ ობლიგაციებს და შედეგად ნაკლები ფული ინახება უმოქმედო ნაშთების სახით.



ნახაზი 1.2. სპეკულაციური მოთხოვნა ფულზე

ნახაზ 1.2-ის მიხედვით, თუ საპროცენტო განაკვეთი შემცირდება  $or$ -მდე, მაშინ სპეკულაციური მოტივებისათვის ფულზე მოთხოვნა შეადგენს  $OM$ -ს. საპროცენტო განაკვეთის შემცირება კი ფულზე მოთხოვნის გაზრდას იწვევს. ხოლო  $or''$ -ზე დაბალი საპროცენტო განაკვეთისათვის ლიკვიდობის უპირატესობის მრუდი სრულიად ელასტიკური ხდება და ჰორიზონტალურია. ეს იმით აიხსნება, რომ დაბალი საპროცენტო განაკვეთის პირობებში ინდივიდებს შეუძლიათ სპეკულაციური მოტივებისათვის ნებისმიერი რაოდენობის ფული შეინახონ. ლიკვიდურობის უპირატესობის მრუდის ამ მონაკვეთს ეკონომისტები ლიკვიდურობის ხაფანგს

უწოდებენ. კეინსის აზრით, ლიკვიდურობის ხაფანგის არსებობის გამო მონეტარული პოლიტიკა არაეფექტიანია ეკონომიკური დეპრესიის გადასალახავად.

▪ **ერთობლივი მოთხოვნა ფულზე**

თუ ფულის მთლიან მოთხოვნას ავღნიშნავთ  $M^d$  თი, მაშინ  $M^d = M_1 + M_2$ , სადაც  $M_1$  არის  $M$ -ის ნაწილი, რომელიც განპირობებულია ტრანსაქციებისა და პრევენციული მოტივით, ხოლო  $M_2$  არის სპეკულაციური მოტივით შექმნილი მოთხოვნა. კეინსის მიხედვით,  $M_1$  არის შემოსავლების ფუნქცია:

$$M_1 = L_1(Y) \quad (1.4)$$

სადაც,  $Y$  აღნიშნავს შემოსავლებს,  $L_1$  მოთხოვნის ფუნქციას და  $M_1$  ფულზე მოთხოვნას, რომელიც განპირობებულია ტრანსაქციებით და პრევენციული მოტივით. მეორეს მხრივ, კეინსის აზრით,  $M_2$  პირველ რიგში, საპროცენტო განაკვეთის ფუნქციაა:

$$M_2 = L_2(r) \quad (1.5)$$

სადაც,  $r$  აღნიშნავს საპროცენტო განაკვეთს,  $L_2$  კი სპეკულაციური მოტივებისათვის ფულზე მოთხოვნის ფუნქციას. (1.4)-ისა და (1.5)-ის გათვალისწინებით ფულზე მთლიანი მოთხოვნა შემდეგ სახეს მიიღებს:

$$M_d = L_1(Y) + L_2(r) \quad (1.6)$$

ამდენად, კეინსის ფულზე მოთხოვნის თეორიის მიხედვით, ერთობლივი მოთხოვნა ფულზე შედგება ორი კომპონენტისაგან.. ერთი კომპონენტი,  $L_1(Y)$ , რომელიც წარმოიქმნება ტრანსაქციებისაგან და სიფრთხილის ზომებით, არის **შემოსავლის მიმართ ზრდადი ფუნქცია**. ფულის მოთხოვნის მეორე კომპონენტი,  $L_2(r)$ , რომელიც წარმოადგენს ფულადი სახსრების სპეკულაციურ მოთხოვნას, არის **საპროცენტო განაკვეთის მიმართ კლებადი ფუნქცია**.

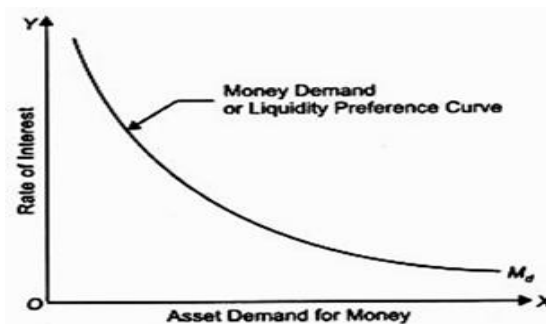
ფულზე სპეკულაციური მოთხოვნის შემოღებით, კეინსის თეორია მნიშვნელოვნად განსხვავდება ფულზე მოთხოვნის კლასიკური თეორიისგან, რომელიც ითვალისწინებდა ფულზე მოთხოვნას მხოლოდ ტრანსაქციებისათვის. თუმცა, კეინსის თეორია ფულის სპეკულაციურ მოთხოვნაზე იყო არასრულყოფილი. კეინსის სპეკულაციური მოთხოვნის ძირითადი ნაკლი ისაა, რომ მის თანახმად, ადამიანები

თავიანთ აქტივებს ან ფულის ან ობლიგაციების სახით ინახავენ. ეს საკმაოდ არარეალურია, რადგან როგორც წესი, ფიზიკური პირები ფულისა და ობლიგაციების კომბინაციებს ფლობენ. ეს პირობა გახდა შემდგომში პორტფელური თეორიის ჩამოყალიბების მიზეზი ტობინის, ბაუმოლისა და ფრიდმანის მიერ (Mukherjee).

#### 1.4. ტობინის პორტფელური თეორია

ამერიკელი ეკონომისტი ჯეიმს ტობინი განმარტავს, რომ ფიზიკური პირების რაციონალური ქცევის ნაწილი არის პორტფელური აქტივების შენარჩუნება, რომელიც შედგება როგორც ობლიგაციების, ასევე ფულისაგან. ტობინის მოსაზრებით, ინდივიდები თავიანთი პორტფელის დივერსიფიცირებას უსაფრთხო და სარისკო აქტივების დაბალანსებული კომბინაციით ახორციელებენ. ის აღნიშნავს, რომ პორტფელის დივერსიფიცირებას განსაზღვრავს ინდივიდების რისკისადმი დამოკიდებულება. ისინი, როგორც წესი, რისკისადმი ნაკლებად მიდრეკილნი არიან.

ტობინმა ჩამოაყალიბა ლიკვიდურობის უპირატესობის ფუნქცია, რომელიც ასახავს დამოკიდებულებას საპროცენტო განაკვეთსა და ფულზე მოთხოვნას შორის. ზოგადად, საპროცენტო განაკვეთის ზრდისას, სიმდიდრის მფლობელები თავიანთი სიმდიდრის უფრო მეტ ნაწილს განათავსებენ ობლიგაციებში და ამცირებენ ფულის ფლობას. მეორეს მხრივ, საპროცენტო განაკვეთის შემცირებისას, მათ პორტფელში უფრო მეტი ფული და ნაკლები ობლიგაციები ექნებათ. ნახაზ 1.3-ზე გამოსახულია ტობინის უპირატესობის ფუნქცია. იგი ფულზე მოთხოვნის ელასტიურობის შეფასებისას ჩატარებული ემპირიული კვლევების თანახმად ჭეშმარიტი აღმოჩნდა (Mukherjee).



ნახაზი 1.3 ტობინის უპირატესობის ფუნქცია

აღსანიშნავია, რომ ტობინის პორტფელური თეორია, რომლის მიხედვითაც ლიკვიდურობის უპირატესობა განისაზღვრება რისკის მიმართ ინდივიდუალური დამოკიდებულებით, შესაძლებელია გაფართოვდეს აქტივის არჩევანის პრობლემაში, როდესაც არსებობს რამდენიმე ალტერნატიული აქტივი და არა მხოლოდ ორი - ფული და ობლიგაციები.

## 1.5. ბაუმოლ-ტობინის მოდელი

უილიამ ბაუმოლმა და ჯეიმს ტობინმა ერთმანეთისაგან დამოუკიდებლად შეიმუშავეს ფულზე მოთხოვნის მსგავსი მოდელები, რომლებმაც აჩვენეს, რომ ფასიან აქტივებზე, რომლებსაც გარიგებების შესასრულებლად იყენებენ, შეიძლება გავლენა იქონიოს საპროცენტო განაკვეთებმა (Tillers, 2004).

ბაუმოლ-ტობინის მოდელის არსის ასახსნელად დავუშვათ, რომ ინდივიდს ბანკის საშემნახველო ანგარიშზე გააჩნია რაიმე  $y$  სიდიდის თანხა. ამასთან ის გეგმავს, რომ თანხა თანდათანობით გამოიტანოს და თანაბრად დახარჯოს გარკვეული პერიოდის, მაგალითად, ერთი წლის განმავლობაში. ცხადია, ასეთ პირობებში თუ ინდივიდი  $m$ -ჯერ მოხსნის ანგარიშიდან თანხას, ყოველჯერზე გამოტანილი თანხის რაოდენობა იქნება  $y/m$ . ამ ლოგიკის მიხედვით ინდივიდი საშუალოდ ხელზე ფლობს  $y/2m$  თანხას და განიცდის დანაკარგებს რომელიც მიუღებელი შესაძლო სარგებლის სიდიდის ტოლია. ადვილად შევნიშნავთ, რომ რაც დიდია  $m$ -ის მნიშვნელობა, მით ნაკლები რაოდენობის თანხა ექნება ინდივიდს ხელზე და მით მცირე იქნება აღნიშნული დანაკარგი. მაგრამ პრობლემა ისაა, რომ  $m$ -ის ზრდა ანუ ბანკში ხშირი სიარული, თავის მხრივ, გარკვეულ ხარჯებთან არის დაკავშირებული (გზის ხარჯი, რიგში დგომის დრო, მომსახურების დანახარჯები და ა.შ.). თუ ამ ხარჯებს აღვნიშნავთ  $ma$ -ით, მაშინ ლოგიკურია ჩავთვალოთ, რომ ინდივიდი შეეცდება ერთობლივი დანახარჯების მინიმიზირებას, რომელიც შემდეგი ორი შემადგენლით განისაზღვრება:

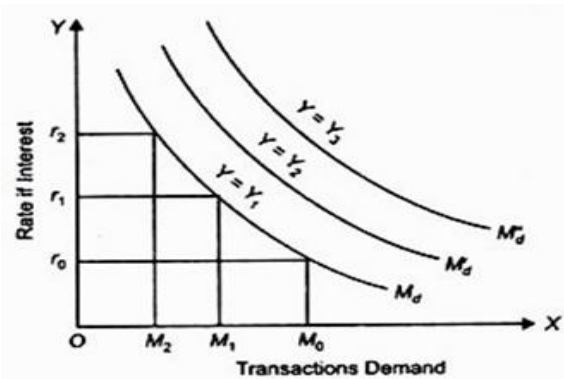
$$TC = \frac{y}{2m}i + ma \quad (1.7)$$

აქედან მიიღება ბაუმოლ-ტობინის განტოლება:

$$m^* = \sqrt{(ay)/2i} \quad (1.8)$$

სადაც  $m^*$  არის ოპტიმალური მოთხოვნა რეალურ ფულად ბალანსზე. ის პირდაპირპროპორციულ დამოკიდებულებაშია ტრანზაქციულ დანახარჯებსა,  $a$ , და რეალურ შემოსავალთან,  $y$ , ხოლო უკუპროპორციულ კავშირშია - სარგებლის განაკვეთთან,  $i$ -სთან.

ნახაზ 1.4-ზე მოცემულია ბაუმოლისა და ტობინის ტრანსაქციების მოთხოვნა ფულზე. მოთხოვნის მრუდი დაღმავალია, რადგან უფრო მაღალი საპროცენტო განაკვეთის შემთხვევაში, ობლიგაციები, დანაზოგი და ფიქსირებული დეპოზიტები უფრო მიმზიდველია ვიდრე ფულადი სახსრები. აქედან გამომდინარე, მაღალი საპროცენტო განაკვეთის დროს ადამიანები ტრანსაქციებისათვის ნაკლებ ფულს ფლობენ. ხოლო როდესაც საპროცენტო განაკვეთი დაბალია, პირიქით, უფრო მეტ ფულს ფლობენ, ვიდრე ობლიგაციებსა და სხვა აქტივებს (Mukherjee).



ნახაზი 1.4. ბაუმოლ-ტობინის ტრანსაქციების მოთხოვნა ფულზე

(1.7) კვადრატული ფესვის ფორმულის მიხედვით, საპროცენტო განაკვეთის უცვლელობის პირობებში შემოსავლების ზრდა უზრუნველყოფს ტრანსაქციებისათვის ფულზე მოთხოვნის ზრდას. ნახაზ 1.4-ზე მოცემულია 3 დონის შემოსავლების შესაბამისი მოთხოვნის მრუდები  $M_d$ ,  $M_d'$  და  $M_d''$ , სადაც  $M_d < M_d' < M_d''$ .

ამრიგად, ბაუმოლისა და ტობინის მიხედვით, ფულზე მოთხოვნა საპროცენტო განაკვეთისა და რეალური შემოსავლის ფუნქციაა:

$$M_t^d = f(r, y) \quad (1.9)$$

სადაც  $M_t^d$  არის ფულზე მოთხოვნა ტრანსაქციებისათვის,  $r$  - საპროცენტო განაკვეთი,  $y$  - რეალური შემოსავლები.

## 1.6. ფრიდმანის ფულზე მოთხოვნის თეორია

მ. ფრიდმანმა (Friedman, 1956) შეიმუშავა თეორია, რომელშიც მან ფულზე მოთხოვნის ფუნქცია განსაზღვრა აქტივებზე მოთხოვნის თეორიის საფუძველზე. ფრიდმანი მიიჩნევს, რომ ფულზე მოთხოვნის ფუნქცია მაკროეკონომიკის ყველაზე მნიშვნელოვანი სტაბილური ფუნქციაა.

ფრიდმანი წარმოგვიდგენს ფულის შემდეგ განმარტებას: „ფული არის ყველა ფულადი ქონება, რომელსაც ფლობს საზოგადოება ბანკებს გარეთ, ყველა შენატანი - ვადიანი, ან მოთხოვნაზე, რაც განთავსებულია ბანკებში“. (Friedman, 1956). ფრიდმანი განმარტავს: „თუკი ადამიანები სტაბილურ სიტუაციას მოელიან შემოსავლების, დასაქმების, სარგებლისა და ფასების სფეროში, მათ საკუთარი ქონების ფულად ფორმაში შენახვის ნაკლები სურვილი უჩნდებათ“ (მექვაბიშვილი, 2016).

ფრიდმანი განარჩევდა ფულზე მოთხოვნის ორ სახეს. ისევე როგორც ფულის რაოდენობრივი თეორიის თავდაპირველ მოდელში, ფრიდმანის თეორიაში ფულზე მოთხოვნა ჩნდება ტრანზაქციული მიზნებიდან გამომდინარე. მაგრამ ფრიდმანმა ასევე გამოჰყო ფულზე, როგორც აქტივზე, მოთხოვნის არსებობა. შესაბამისად, ფრიდმანი ფულის თეორიას განიხილავდა როგორც სიმდიდრის თეორიის ნაწილს. იგი ფულზე მოთხოვნას აიგივებდა ნებისმიერი ხანგრძლივი მოხმარების საქონელზე მოთხოვნასთან. მისივე განმარტებით, ფულზე მოთხოვნა დამოკიდებულია სამ ფაქტორზე (Mukherjee):

- სიმდიდრის სხვადასხვა ფორმით ფლობაზე;
- სიმდიდრის ფლობის ამ ფორმების ფასსა და მათგან მომდინარე შემოსავლებზე;
- აქტივების მფლობელის გემოვნებაზე.

ფრიდმანის ნომინალურ ფულზე მოთხოვნის ფუნქცია ( $M^d$ ) შეიძლება ასე დაიწეროს:

$$M^d = f(W, h, r_m, r_b, r_e, P, \Delta P/P, U) \quad (1.10)$$

(1.9) განტოლების ფასების დონეზე გაყოფით მივიღებთ რეალურ ფულზე მოთხოვნის შემდეგ ფუნქციას:

$$M^d/P = f(W, h, r_m, r_b, r_e, P, \Delta P/P, U) \quad (1.11)$$

სადაც:

- ❖ **სიმდიდრე (W):** ფულზე მოთხოვნის განმსაზღვრელი ძირითადი ფაქტორია ინდივიდუალური (W) სიმდიდრე. სიმდიდრეში ფრიდმანი მოიაზრებს არა მარტო ადამიანურ სიმდიდრეს, როგორცაა ობლიგაციები, აქციები, ფული, არამედ ადამიანურ კაპიტალს. სიმდიდრის გაზრდა იწვევს ფულზე მოთხოვნის გაზრდას;
- ❖ **საპროცენტო განაკვეთები ( $r_m, r_b, r_e$ ):** ფრიდმანმა განიხილა სამი სახის საპროცენტო განაკვეთი: სარგებლის განაკვეთი ფულზე ( $r_m$ ), სარგებლის განაკვეთი ობლიგაციებზე ( $r_b$ ) და სარგებლის განაკვეთი აქტივებზე ( $r_e$ ). მათგან პირველის ზრდა დადებითად, ხოლო ობლიგაციებსა და აქტივებზე საპროცენტო განაკვეთის ზრდა უარყოფითად მოქმედებს ფულის მოთხოვნაზე;
- ❖ **ფასების დონე (p):** ფასების დონის ზრდისას ფულზე მოთხოვნა იზრდება, რადგან ადამიანებს მეტი ფული სჭირდებათ ტრანსაქციების იმავე მოცულობის შესანარჩუნებლად, რაც არსებობდა ფასების დონის ცვლილებამდე. ფასების დონის შემცირებისას კი პირიქით, ფულზე მოთხოვნა მცირდება;
- ❖ **მოსალოდნელი ინფლაცია ( $\Delta P/P$ ):** ინფლაცია იწვევს ფულადი ბალანსის ღირებულების შემცირებას. როდესაც ადამიანები ინფლაციის ზრდას მოელიან, ისინი ფულზე მოთხოვნას ამცირებენ და ახდენენ ფულის ჩანაცვლებას სხვა აქტივებით, რომლებსაც ინფლაცია ნაკლებად ეხებათ;
- ❖ **ინსტიტუციური ფაქტორები (U):** ინსტიტუციონალური ფაქტორები, როგორცაა ხელფასის გადახდა, გადასახადები და სხვა ფაქტორები, რომლებიც გავლენას ახდენენ საერთო ეკონომიკურ გარემოზე, იწვევს ფულზე მოთხოვნის ცვლილებას. მაგალითად, თუ რეცესია ან ომია მოსალოდნელი, მაშინ ფულზე მოთხოვნა გაიზრდება. ამასთანავე, კაპიტალის ბაზრებზე არასტაბილურობა და ქვეყანაში პოლიტიკური არასტაბილურობა გავლენას ახდენს ფულის მოთხოვნაზე.

ფრიდმანის ფუნქციის გამოყენების ძირითადი პრობლემაა ის, რომ სიმდიდრის (W) ღირებულების საიმედო მონაცემების არ არსებობის გამო, ძნელია შეფასდეს ფულზე მოთხოვნა. აღნიშნული პრობლემის დასაძლევად ფრიდმანი ვარაუდობს, რომ სიმდიდრე  $W = Y_p / r$ , სადაც  $Y_p$  არის მუდმივი შემოსავალი და  $r$  არის საპროცენტო განაკვეთი ფულზე. მუდმივი შემოსავალი შეიძლება გამოყენებულ იქნას როგორც

მარიონეტული ცვლადი სიმდიდრისათვის. ფრიდმანის ფუნქციაში მარიონეტული ცვლადის ჩართვით გვექნება:

$$M^d = (Y_p, h, r_m, r_b, r_e, P, \Delta P/P, U) \quad (1.12)$$

თუ ვივარაუდებთ, რომ ფასების ცვლილება არ არის მოსალოდნელი და ინსტიტუციონალური ფაქტორები, როგორცაა  $h$  (ადამიანური კაპიტალი) და  $U$  რჩება უცვლელი მოკლევადიან პერსპექტივაში და ასევე სამივე საპროცენტო განაკვეთით გაერთიანდება ერთში, მაშინ ფრიდმანის ფულზე მოთხოვნის ფუნქციის გამარტივებული სახეა:

$$M^d = f(Y_p, r) \quad (1.13)$$

ამგვარად, მილტონ ფრიდმანი ფულზე მოთხოვნას განიხილავს, როგორც სტაბილურ ფუნქციას.

## თავი II. ფულზე მოთხოვნის ემპირიული მოდელები

ფულზე მოთხოვნასა და მის განმსაზღვრელ ფაქტორებს შორის კავშირი მაკროეკონომიკური ქცევის თეორიების უმთავრესი ნაწილია და გადამწყვეტ როლს ასრულებს მონეტარული პოლიტიკის ფორმულირებაში. ფულზე მოთხოვნის ფუნქცია დიდი ხანია აღიქმება, როგორც ფულადი აგრეგატების გამოყენების წინაპირობა ეკონომიკური პოლიტიკის წარმართვისას. ზემოთ აღნიშნულიდან გამომდინარე, გასაკვირი არ არის, რომ ფულზე მოთხოვნის ემპირიული კვლევები აქტიურად მიმდინარეობს (Goldfeld, 1987).

ფულზე მოთხოვნის თეორიული მოდელების განვითარებადი ბუნება აისახა ემპირიულ კვლევებშიც. მეორეს მხრივ, კვლევების განვითარებას ხელი შეუწყო ეკონომეტრიკული ტექნიკის გაუმჯობესებამ, რაც გულისხმობს უფრო დახვეწილ გამოკვლევას დინამიკის, ფუნქციური ფორმებისა და მოლოდინების შესახებ. ასევე ამ ტექნიკამ კონკრეტული სპეციფიკაციების ადეკვატურობის შესაფასებლად მკვლევარებს მიაწოდა მრავალფეროვანი სადიაგნოსტიკო ტესტები (Goldfeld, 1987).

ფულზე მოთხოვნის თეორიული კვლევები გვიჩვენებს, რომ მოთხოვნის ფორმირების მექანიზმი გართულებულია და ფულზე მოთხოვნის ფუნქცია შეიძლება მიღებულ იქნას ანალიტიკურად მხოლოდ ძალიან მარტივი მოდელებისთვის. ამასთან, თეორია მნიშვნელოვან ადგილს იკავებს ფულზე მოთხოვნის ემპირიულ კვლევებში, რადგანაც იგი აწვდის ინფორმაციას ცვლადებისა და მოთხოვნის ფუნქციის პარამეტრების მნიშვნელობების შესახებ, რომელიც შეიძლება გამოყენებულ იქნას სტატისტიკურად დამოწმებული ჰიპოთეზების წინსვლასა და ემპირიული შედეგების ეკონომიკურად ინტერპრეტაციაში (Tillers, 2004).

თეორიული მოდელების თანახმად, ფულზე მოთხოვნა შეიძლება განისაზღვროს ფასების დონის ( $P$ ), ეკონომიკაში განხორციელებული ტრანსაქციების მოცულობის ( $T$ ), ფულის შენახვის ხარჯების ( $r$ ) და დეპოზიტებზე არსებული საპროცენტო განაკვეთის ( $R$ ) მიხედვით. სტაბილური გრძელვადიანი წონასწორობის მოლოდინში, ფულზე მოთხოვნის თეორია ასახავს ფულზე მოთხოვნის წონასწორობას და ამართლებს ამ ფუნქციის წარმოშობის ნიშნებს (Tillers, 2004):

$$M^d = f(T, P, r, R) \quad (2.1)$$

სტოქასტიკური გადახრების გამო, წონასწორობა, ფაქტიურად, არასდროს არ მიიღწევა, მაგრამ წონასწორობის მისაღწევად გადახრების კორექტირებას უნდა ჰქონდეს ადგილი. ფულზე მოთხოვნის თეორიულად დასაბუთებული ფუნქცია წონასწორული ურთიერთობაა, ფულის მოთხოვნის განმსაზღვრელი დეტერმინანტების ცვლილებების შემდგომ წონასწორობა მიიღწევა გარკვეული დროითი ჩამორჩენით. როგორც წესი, ეკონომიკური მოდელირება ასეთ შემთხვევებში დროით მწკრივებს იყენებს. ეკონომიკური ცვლადების დროითი მწკრივები მოიცავს ინფორმაციას ცვლადის სტრუქტურული ურთიერთობებისა და დინამიკის შესახებ. აქედან გამომდინარე, პროგნოზირებისათვის შესაფერი მოდელის ასაგებად მნიშვნელოვანია მოდელის სწორი სპეციფიკაცია .

## 2.1. დისკუსია ცვლადების არჩევის შესახებ

ფულზე მოთხოვნის ფუნქციისათვის მიზანშეწონილი ცვლადების ასარჩევად განხილულია არაერთი თეორია. ემპირიულ ნაშრომებში ფულის დეფინიციის განმარტება ასევე განსხვავდება ამ კრიტერიუმების შესაბამისად. ზოგადად, ემპირიულ შეფასებებში ხაზგასმულია ტრანსაქციების და აქტივების თეორიები. ტრანსაქციების თეორიების თანახმად ფული ინახება გარიგების მიზნებისათვის. აქტივების თეორიები ფულზე მოთხოვნას გაცილებით ფართო თვალსაზრისით განიხილავს, როგორც აქტივების პორტფელს შორის სიმდიდრის განაწილების პრობლემის ნაწილს. მაშინ როდესაც, გარიგების თეორიებს წინა პლანზე გამოაქვს ფულის მნიშვნელობა ტრანსაქციური მიზნებისათვის, აქტივების თეორიები ხაზს უსვამს ლიკვიდობას და უსაფრთხოებას, რომელსაც ფული პირდაპირ გულისხმობს, პორტფელის გამომუშავებული აშკარა შემოსავლის გარდა (Sriram, 1999).

თეორიების ეს ორი ნაკრები გვიხიარებს განსხვავებულ შემოთავაზებებს სამი ძირითადი ცვლადის წარმოდგენისათვის (ფულადი მასა, მასშტაბის ცვლადი, ფულის შენახვის ღირებულება). რაც შეეხება ფულს, გარიგების თეორია ხაზს უსვამს ფულის ვიწრო ზომას, რომელიც მოიცავს მხოლოდ გადახდის ფაქტობრივ საშუალებებს. აქტივების თეორიებს ურჩევნიათ უფრო ფართო დეფინიცია, რომლებიც მოიცავს ფულად შემცვლელებს, როგორცაა შემნახველი ანაზრები. შესაბამის მასშტაბის

ცვლადთან დაკავშირებით, გარიგების თეორიები გვთავაზობენ შემოსავალს, ხოლო აქტივების თეორიები იყენებენ სიმდიდრეს. ფულის ფლობის ხარჯის აღმნიშვნელ ცვლადად, პირველი ითვალისწინებს მოკლევადიან საპროცენტო განაკვეთებს, როგორცაა სახაზინო ვალდებულებების მოგება, მაშინ, როდესაც მეორე გვთავაზობს მოგებას გრძელვადიან ფინანსურ აქტივებზე. თითოეული ამ ცვლადისთვის ემპირიულ კვლევებში არსებობს მრავალფეროვანი ვარიანტები, რომლებიც განხილულია ქვემოთ.

➤ **ფულადი მასის განმარტება**

მიუხედავად იმისა, რომ ქვეყნებში ფულადი მასის განმარტებები განსხვავდება მათი ინსტიტუციური მახასიათებლების ან არაპირდაპირი გადაწყვეტილებების გამო, ზოგადად, ფულადი მასა კლასიფიცირდება ორ მთავარ ჯგუფად - ვიწრო და ფართო ფული. ვიწრო ფული მოიცავს იმ აქტივებს, რომლებიც ადვილად ხელმისაწვდომია და უზრუნველყოფს გაცვლითი საშუალების ფუნქციას. ფართო ფული მოიცავს აქტივების ფართო სპექტრს, რომლებიც პორტფელის შესაძლებლობებს გადასცემენ აქტივების მფლობელებს. შესაბამისად, ფულის სწორი დეფინიციის გამოყენება გახდა ემპირიული საკითხი და რამდენიმე დეფინიცია შეირჩა ემპირიული ანალიზის შედეგად.

ზოგადად, ვიწრო ფულის მაჩვენებელია M1, რომელიც მოიცავს ნაღდ ფულსა და მოთხოვნამდე დეპოზიტებს კომერციულ ბანკებში. ამასთან, არსებობს უფრო ვიწროდ განსაზღვრული აგრეგატები, როგორცაა M0, ხშირად იგი მოიცავს მიმოქცევაში არსებულ ბანკნოტებს. ფართო ფული, როგორც წესი, წარმოდგენილია M2-ით, რომელიც მოიცავს ნაკლებად ლიკვიდურ აქტივებს, როგორცაა ვადიანი ანაბრები კომერციულ ბანკებში, შემნახველ და საკრედიტო ასოციაციებში, ფულის ბაზრის ურთიერთდახმარების ფონდებში და ა.შ. ინდუსტრიულ ქვეყნებს აქვთ უფრო ფართო აგრეგატები, როგორცაა M3 (ინდუსტრიული ქვეყნების უმრავლესობაში და მრავალ განვითარებად ქვეყანაში) M2+ (კანადაში), M4 (გაერთიანებულ სამეფოში) და L (შეერთებულ შტატებში). ისეთ ქვეყნებში, როგორცაა არგენტინა, აქვთ ყველაზე ფართო ზომა - M5 (Sriram, 1999).

რამდენიმე ემპირიულმა კვლევამ ექსკლუზიურად შეაფასა M1 აგრეგატზე მოთხოვნა იმ არგუმენტით, რომ ფართო აგრეგატებმა შეიძლება წაშალონ საპროცენტო განაკვეთის შედეგები. M1-ზე ანალიტიკური ნაშრომთა უდიდესი ნაწილი ჩატარდა

შეერთებულ შტატებში და დასავლეთ ევროპაში იმ ვარაუდით, რომ M1 უფრო მეტად იმყოფებოდა მონეტარული ხელისუფლების კონტროლის ქვეშ. განვითარებადი ქვეყნების შესახებ მრავალი კვლევა ასევე მიუთითებს იმაზე, რომ მოდელები, რომლებიც ფულის ვიწრო განსაზღვრებას იყენებენ, მუშაობენ უკეთესად, ვიდრე ისინი, რომლებიც ფართო ფულს იყენებენ, რაც ასახავს სუსტ საბანკო სისტემას და ფინანსური სექტორის განვითარების დაბალ დონეს.

იმის გამო, რომ დროთა განმავლობაში M1-ის საზღვრები იცვლება შემუშავებული ფინანსური სისტემის და ინსტიტუციური ჩარჩოების შედეგად შექმნილი ახალი ინსტრუმენტების განსახორციელებლად, არგუმენტები წამოიჭრა ემპირიულ შეფასებაში ფართო ფულის გამოყენების სასარგებლოდ. ეს ჰიპოთეზა მიღებულ იქნა ფულის სტაბილური ფუნქციის შესაქმნელად და განიხილებოდა სასურველ ღონისძიებად მონეტარული პოლიტიკის ცვლილების გრძელვადიანი ეკონომიკური გავლენის შესაფასებლად. მრავალი კვლევა არსებობს ლიტერატურაში, რომელიც ექსკლუზიურად იყენებს M2-ს ან უფრო ფართო აგრეგატებს ფულზე მოთხოვნის დასადგენად. ამასთან, იშვიათი არაა ისეთი კვლევები, რომლებიც ფულზე მოთხოვნას აფასებენ, როგორც ვიწრო, ისე ფართო ფულადი აგრეგატების გამოყენებით (Striram, 1999).

ასევე არსებობს ემპირიული კვლევები, რომლებმაც შეაფასეს მოთხოვნა ფულის ცალკეულ კომპონენტებზე. ძირითადი იდეაა ის, რომ დისაგრეგაცია უზრუნველყოფს უფრო მეტ მოქნილობას ცვლადის არჩევაში და კორექტირების ნიმუშების დაზუსტებაში. დისაგრეგაცია ორი გზით განხორციელდა: აქტივების სახეობის მიხედვით და მფლობელების ტიპების მიხედვით. არგუმენტი, რომელიც განხილულია მფლობელთა ტიპის მიხედვით დისაგრეგაციის სასარგებლოდ, არის ის, რომ ფულის ფლობის მოტივები განსხვავდება სექტორების მიხედვით. მაგალითად, ზოგიერთი სექტორი ფულს ფლობს უპირატესად გარიგების მიზნებისათვის, ხოლო სხვები პორტფელის მიზნების გამო, შესაბამისად, მფლობელთა ტიპზე დაფუძნებული ანალიზი შესაძლებლობას იძლევა გავაცნობიეროთ ეკონომიკის სხვადასხვა დარგებიდან გამომდინარე მოთხოვნა, რაც თავის მხრივ სასარგებლო იქნება მონეტარული პოლიტიკის შემუშავებისას.

მოკლედ რომ ვთქვათ, ემპირიულ ანალიზში გამოყენებული ფულადი აგრეგატები განსხვავდებიან კვლევიდან კვლევაამდე. ისინი შეირჩევიან მკვლევარების სასწავლო მიზნისა და შეფასებით გათვალისწინებული სხვა ცვლადების საფუძველზე.

➤ **მასშტაბის ცვლადი**

მასშტაბის ცვლადი გამოიყენება ეკონომიკურ საქმიანობასთან დაკავშირებული ტრანსაქციების გასაზომად. როგორც უკვე აღვნიშნეთ, ფულადი ბალანსის ფლობის ტრანსაქციების მოტივი უფრო მეტ ყურადღებას აქცევს მიმდინარე შემოსავალს, ხოლო აქტივების პორტფელის ქცევა სიმდიდრეს. ამასთან, ემპირიული შეფასებით, შემოსავლის დონე ფართოდ იქნა გამოყენებული მასშტაბის ცვლადის წარმოსადგენად, ძირითადად იმიტომ, რომ იგი უკავშირდება გაზომვის მცირე პრობლემებს. ყველაზე გამორჩეული კანდიდატი არის მთლიანი ეროვნული პროდუქტი (GNP). ასევე სხვა ცვლადები, როგორცაა წმინდა ეროვნული პროდუქტი (NNP) და მთლიანი სამამულო პროდუქტი (GDP), ინტენსიურად გამოიყენეს ერთმანეთის შემცვლელად, რადგან მათ შორის არ არსებობს მნიშვნელოვანი განსხვავება.

კიდევ ერთი მნიშვნელოვანი არჩევანი მასშტაბის ცვლადის წარმოსადგენად არის სიმდიდრე, თუმცა მისი გაზომვა ძნელია. სიმდიდრის სხვადასხვა სახის აგრეგატების დროითი მწკრივების მონაცემები ხელმისაწვდომია მხოლოდ ისეთ ქვეყნებში, როგორცაა გაერთიანებული სამეფო და ამერიკის შეერთებული შტატები. შესაბამისად, მისი გამოყენებით ემპირიული კვლევების ჩატარება სწორედ ამ ქვეყნებშია შესაძლებელი. სიმდიდრის ნაცვლად მარიონეტულ ცვლადად ხშირად გამოიყენება შემოსავალი, მისი მონაცემების მაღალი ხელმისაწვდომობის და საიმედოობის გამო. საბოლოო ჯამში, შესაბამისი მასშტაბის ცვლადის შერჩევა გახდა ემპირიული საკითხი .

➤ **ფულის შენახვის დანახარჯები**

ფულის შენახვის დანახარჯები მოიცავს ორ კომპონენტს: ფულის საკუთარ განაკვეთს და აქტივების ფლობის განაკვეთს, როგორც ფულის ალტერნატივას.

ფულის ფლობის ალტერნატიულ განაკვეთთან დაკავშირებით მკვლევარებს აქვთ ორი არჩევანი. ტრანზაქციების ხედვის მიმდევრებმა, ჩვეულებრივ გამოიყენეს ერთი ან მეტი მოკლევადიანი კურსი, როგორცაა სახელმწიფო ფასიანი ქაღალდები, ფასიანი

ქალაქი ან შემნახველი ანაბრები. მათ, ვინც ფულზე მოთხოვნის ნაკლებად ვიწრო თვალსაზრისს განიხილავს, შესაბამისად გამოიყენეს ალტერნატივების ფართო არჩევანი, მაგალითად, როგორცაა მოგება გრძელვადიან სამთავრობო ან კორპორატიულ ობლიგაციებზე (Sriram, 1999).

ფულზე მოთხოვნის მოდელში მოსალოდნელი ინფლაციის დონის ჩართვა უკავშირდება ფრიდმანს (1956 და 1969). ფრიდმანი (1969) თვლის, რომ ინფლაციის მოსალოდნელი მაჩვენებელი შეიძლება ჩაითვალოს (უარყოფითი) ფულადი ნაშთების დაბრუნების საკუთარი კურსად. ფულზე მოთხოვნის ფუნქციის შესაფასებლად ისეთ ქვეყნებში, სადაც ფინანსური სექტორი კარგად არ არის განვითარებული, განსაკუთრებით განვითარებადი ქვეყნების შემთხვევაში, ინფლაციის მოსალოდნელი მაჩვენებელი ერთადერთი ცვლადია, რომელიც გამოიყენება როგორც ფულის შენახვის შესაძლებლობის ღირებულება. ინფლაციის მოსალოდნელი კურსის გამოყენება ასევე მიზანშეწონილია იმ ქვეყნებში, რომლებიც განიცდიან მაღალ ინფლაციას, რადგან ალტერნატიულ ფინანსურ აქტივების დაბრუნების კურსზე დომინირებს ინფლაციის კურსი.

არსებობს არგუმენტები, რომ მხოლოდ ნომინალური საპროცენტო განაკვეთები საკმარისია ფულზე მოთხოვნის მოდელებში, განსაკუთრებით ბაუმოლ-ტობინის ტიპის გარიგების მოთხოვნის მოდელებში. რაც იმით საბუთდება, რომ როდესაც ეკონომიკაში ჭარბობს ზომიერი ინფლაცია, ნომინალური საპროცენტო განაკვეთების ცვალებადობამ შეიძლება მოახდინოს ინფლაციის მოსალოდნელი კურსის ცვალებადობის აღწერაც. ამრიგად, ინფლაციის მოსალოდნელ კურსს არ უნდა ჰქონდეს დამატებითი აშკარა გავლენა ფულის მოთხოვნაზე.

ღია ეკონომიკაში ფულზე მოთხოვნის შეფასებისას ასევე მნიშვნელოვანია უცხოური აქტივების ანაზღაურების ჩართვა, ეს შეიძლება იყოს უცხოური საპროცენტო განაკვეთი ან გაცვლითი კურსი. ჰიპოთეზა იმაში მდგომარეობს, რომ უცხოურ ფასიან ქალაქების კურსის ზრდამ შესაძლოა გამოიწვიოს ადგილობრივი რეზიდენტების მიერ უცხოური აქტივებზე მოთხოვნის გაზრდა, რაც ეროვნულ ფულზე მოთხოვნას ამცირებს. ანალოგიურად, თუ საშინაო ვალუტის გაუფასურებაა მოსალოდნელი, საშინაო პორტფელის მფლობელებს მოუწევთ თავიანთი პორტფელების კორექტირება უცხოური აქტივების სასარგებლოდ.

პრაქტიკაში ზემოთ ჩამოთვლილი ცვლადების სხვადასხვა კომბინაციებით ცდილობენ ფულზე მოთხოვნის შეფასებას. აღნიშნული ცვლადების კომბინაციებისა და ზომების შერჩევა უმეტესად დამოკიდებულია მაკროეკონომიკურ განვითარებაზე, საშინაო საფინანსო სექტორის სტატუსზე, საპროცენტო განაკვეთის ლიბერალიზაციაზე, ეკონომიკის ღიაობასა და მონაცემთა ხელმისაწვდომობაზე. მოკლედ, ეს ემპირიული საკითხია.

## 2.2. ფუნქციონალური ფორმები და სპეციფიკაციის საკითხები

ფულზე მოთხოვნის ფუნქციები, ზოგადად, რეალური ტერმინებით არის განსაზღვრული, იმ ვარაუდით, რომ ნომინალური ფულადი ნაშთების ფასების ელასტიურობა არის ერთის ტოლი. ამ ვარაუდის შედეგია ის, რომ მხოლოდ ფასების დონის ცვლილება არ გამოიწვევს რეალური ფულადი ნაშთების მოთხოვნის ცვლილებას, ან, ალტერნატიულად, ნომინალურ ნაშთებზე მოთხოვნა ფასების დონის პროპორციულია. ეს, თავის მხრივ, გულისხმობს, რომ საზოგადოება ფულადი ილუზიისგან თავისუფალია.

ეკონომიკის თეორია არ იძლევა რაიმე საფუძველს ფულზე მოთხოვნის ფუნქციის სწორი მათემატიკური ფორმის შესახებ. განტოლების ფორმაში ზოგჯერ დამოკიდებულება განსაზღვრულია როგორც წრფივი, მაგრამ უფრო ხშირად როგორც ექსპონენციალური. ზოგადად, ემპირიულ ლიტერატურაში დომინირებდა სამი ძირითადი ფუნქციონალური ფორმა: წრფივი-ადიტიური, ლოგარითმულ-წრფივი და წრფივი-არაადიტიური. ამასთან, არსებობს კონსენსუსი, რომ ლოგარითმულ-წრფივი ვერსია ყველაზე შესაფერისი ფუნქციონალური ფორმაა.

ფულზე მოთხოვნის ემპირიულ კვლევებში გვხვდება ძირითადად 3 სახის მოდელი, ესენია: ნაწილობრივი კორექტირების მოდელი (PAM); სარეზერვო მარაგის მოდელი (BSM); შეცდომების კორექციის მოდელი (ECM).

### 2.2.1. ნაწილობრივი კორექტირების მოდელი

ზოგადად, ფულზე მოთხოვნის გასაანალიზებლად გამოიყენება შეცდომების კორექციის მოდელი. ფულზე მოთხოვნის ადრეულ კვლევებში ფართოდ გამოიყე-

ნებოდა G. C. Chow- ის მიერ შემუშავებული ე.წ. ნაწილობრივი კორექტირების მოდელი, რომელიც შეიძლება განვიხილოთ, როგორც შეცდომების კორექტირების მოდელის განსაკუთრებული შემთხვევა. ეს მოდელი აფართოებს ფულზე მოთხოვნის ჩვეულებრივ მოდელს იმ ვარაუდით, რომ ფულის რეალური რაოდენობა შეიძლება განსხვავდებოდეს ფულის წონასწორული მოთხოვნისგან, მაგრამ დროთა განმავლობაში წონასწორობა აღდგება. მიუხედავად იმისა, რომ ნაწილობრივი კორექტირების მოდელში ჩართული წონასწორობის კორექტირების პირობები ძალიან სპეციფიკურია, ხოლო ფულზე მოთხოვნის ფუნქციების არამდგრადობა ხშირად აღინიშნა ემპირიულ კვლევებში, ამ მოდელმა საფუძველი ჩაუყარა ფულზე მოთხოვნის დინამიური მოდელების შემუშავებას (Tillers, 2004).

ფულზე მოთხოვნის ნაწილობრივი კორექტირების მოდელი შემუშავებულია ფულზე მოთხოვნის წონასწორული მიდგომის საფუძველზე. მოთხოვნის წონასწორობის მოდელი უშვებს, რომ ფულზე მოთხოვნის ნებისმიერი ფაქტორის ცვლილებას დაუყოვნებლივ მოჰყვება ეკონომიკური აგენტების მოქმედება, რომლის მიზანია სრული კორექტირება ფულის ნაშთების ახალი წონასწორობის დონემდე. ფულზე მოთხოვნის გრძელვადიანი წონასწორობის ყველაზე ფართოდ გამოყენებული ფორმულირებაა:

$$m_t^* = a_0 + a_1 y_t + a_2 r_t \quad (2.2)$$

სადაც,  $m_t^*$  არის რეალურ ფულზე მოთხოვნა გრძელვადიან წონასწორულ მიდგომარეობაში;  $y_t$  - რეალური შემოსავლები;  $r_t$  - საპროცენტო განაკვეთი. ამასთან, განტოლების ყველა კომპონენტი არის შესაბამისი ცვლადის ლოგარითმი  $t$  პერიოდში.

ნაწილობრივი კორექტირების მოდელი ვარაუდობს, რომ წონასწორულ ფულის ბაზარზე რეგულირება შეფერხებულია პორტფელის კორექტირების ხარჯებით, რომლებიც არ ითვალისწინებენ ფაქტობრივი ფულადი სახსრების სასურველ დონის კორექტირებას დროის ერთ პერიოდში. G. C. Chow-ის მიერ შემოთავაზებული სქემაში წონასწორობის აღწერის მიზნით კორექტირების დინამიკა და სხვაობა ფაქტობრივ და წონასწორობის მარაგს შორის შემდეგი ურთიერთობითაა ნაჩვენები:

$$m_t - m_{t-1} = \delta(m_t^* - m_{t-1}) \quad (2.3)$$

სადაც,  $m_t$  არის ფაქტობრივად მოთხოვნილი თანხა და  $\delta$  ნაწილობრივი კორექტირების კოეფიციენტი ( $0 < \delta < 1$ ). ფულზე მოთხოვნის გრძელვადიანი წონასწორობისთვის შემდეგი განტოლება მიიღება:

$$m_t = \delta\alpha_0 + \delta\alpha_1 y_t + \delta\alpha_2 r_t + (1 - \delta)m_{t-1} \quad (2.4)$$

სადაც, კოეფიციენტები  $\alpha_1$  და  $\alpha_2$  აღნიშნავენ ფულზე მოთხოვნის გრძელვადიან ელასტიურობას, ხოლო  $\delta\alpha_1$  და  $\delta\alpha_2$  აღნიშნავენ ფულზე მოთხოვნის მოკლევადიან ელასტიურობას.

აღნიშნული განტოლება ძალიან ჰგავს ფულზე მოთხოვნის ჩვეულებრივ ფუნქციას, რომელიც წარმოდგენილია (2.2)-ში, იმ განსხვავებით, რომ ლაგური რეალური ფულის ბალანსის ცვლადი შედის მარჯვენა მხარეს. ეს განტოლება, ზოგადად, შეფასდა უმცირეს კვადრატთა მეთოდით (OLS), კოხრაინ-ორკატის ტექნიკის გამოყენებით სერიული ავტოკორელაციის შესასწორებლად. ლაგური რეალური ფულადი ბალანსის ცვლადის შემოღება PAM-ის მთავარი ნიშანი გახდა და აღნიშნულმა მნიშვნელოვანი წვლილი შეიტანა ფულზე მოთხოვნის ფუნქციებზე მუშაობის პროცესში. ფულზე მოთხოვნის ლაგური ცვლადის კოეფიციენტი უზრუნველყოფდა რეგრესიის ამხსნელი უნარის გაუმჯობესებას, იყო დადებითი და სტატისტიკურად მნიშვნელოვანი.

PAM ძალიან პოპულარული იყო კვლევებში, რომლებიც ანალიზებდნენ ფულზე მოთხოვნას როგორც შეერთებულ შტატებში, ისე სხვაგან. Goldfeld (1973), Boorman (1976), Feige და Pearce (1977), Judd და Scadding (1982), Laidler (1985), Goldfeld და Sichel (1990), და სხვებმა ჩაატარეს კვლევები აშშ-ში. Boughton (1992) ციტირებს უამრავ ნაშრომს, რომლებიც ეხმიანება აშშ-ს გარდა სხვა ქვეყნებში განხორციელებულ სამუშაოს (ძირითადად ინდუსტრიულ ქვეყნებში) (Sriram, 1999).

ზოგადად, გამოიყენეს ორი ტიპის კორექტირების სქემა. პირველ ტიპში, ფაქტობრივი სასურველი ფულადი სახსრების კორექტირება რეალური ტერმინებით ხდება, ამრიგად, ამ მოდელებს უწოდებენ „რეალური ნაწილობრივი კორექტირების მოდელებს (RPAMs)“. RPAM მოდელებში ფულადი ბალანსის ცვლადი წარმოდგენილია  $M_{t-1}/P_{t-1}$  ფორმით, როგორც ეს მოცემულია (2.2) და (2.3) განტოლებებში, სადაც  $M$  და  $P$  არის შესაბამისად, ნომინალური ფულის ნაშთები და ფასები. მეორე ტიპის

შემთხვევაში, კორექტირება ხორციელდება ნომინალური ტერმინებით, და, შესაბამისად, ე.წ. "ნომინალური ნაწილობრივი კორექტირების მოდელები (NPAMs)" ეწოდება. NPAM მოდელებში ფულადი ბალანსის ცვლადი წარმოდგენილია  $M_{t-1}/P_t$  ფორმით (იხ. White (1978), Hafer და Hein (1980), და Fair (1987)). ნომინალური კორექტირების სქემა შემდეგნაირად გამოიყურება:

$$\log M_t - \log M_{t-1} = \lambda (\log M_t^* - \log M_{t-1}) \quad (2.5)$$

სადაც  $M_t$ ,  $M_{t-1}$  და  $M_t^*$  ნომინალური მნიშვნელობებია, (2.3)-ში მოცემული რეალური მნიშვნელობებისგან განსხვავებით.

1970-იანი წლების დასაწყისამდე, ნაწილობრივი კორექტირების მოდელმა კარგად იმუშავა. თუმცა, მოგვიანებით, მისი გამოყენება ასოცირდებოდა გადაულახავ პრობლემებთან, ფულზე მოთხოვნის ფუნქციების არასტაბილურობასთან და ფულის მარაგის არასწორ პროგნოზებთან. მოდელის სპეციფიკაციის ადეკვატურობა ძალზე საეჭვოა ასევე იმის გამო, რომ მთავარი განმარტებითი ფაქტორია ლაგური ფულადი ცვლადი, რომელიც გულისხმობს წონასწორობის კორექტირების ძალიან დიდ პერიოდს. კრიტიკული შენიშვნები ამ მოდელის მიმართვაში ასევე ეხება ეკონომიკის ამჟამინდელ პრობლემებს, რომელთა შორის მთავარია პარამეტრების შეფასება და დროითი მწკრივების არასტაციონალურობა.

კრიტიკის კიდევ ერთი მიმართულება იყო სტატისტიკური პრობლემები და არასტაბილურობა, რომელიც უკავშირდებოდა მოდელში წარმოდგენილ შეზღუდულ დინამიკას. ნაწილობრივი კორექტირების მიდგომა ზედმეტად ზღუდავს ლაგის სტრუქტურას ემპირიული კვლევის დასაწყისში, უშვებს რა, რომ კორექტირების დანახარჯები და მოლოდინები შეიძლება გამოიხატოს ძალიან კონკრეტული, მარტივი სახით ((Cuthbertson & Taylor (1987) და Boughton (1992)). თუმცა, თეორიაზე დაფუძნებულმა ამ სპეციფიკაციამ შეიძლება გამოიწვიოს ნარჩენობითი წევრის ავტოკორელაცია ან ჰეტეროსკედასტურობა. მნიშვნელოვანი ლაგური ცვლადების უმოქმედობამ შეიძლება მიგვიყვანოს მოდელის მცდარ სპეციფიკაციამდე (იხ. (Yoshida, 1990)). ამიტომ BSM და ECM დინამიკასთან დაკავშირებულ საკითხებს უფრო მკაცრად მიუდგა. BSM-ში, RHS-სგან განსხვავებით ფულზე დამატებული მოთხოვნის ლაგური ცვლადი, სასურველ და ფაქტიურ ფულად მარაგებს შორის სხვაობით არის

წარმოდგენილი. ECM კონკრეტულად მოკლევადიან დინამიკას შეეხება. ამ თვალსაზრისით, შეცდომის კორექტირების სპეციფიკაცია შეიძლება ჩაითვალოს PAM-ების უფრო ზოგად ვერსიად.

### 2.2.2. სარეზერვო მარაგის მოდელი

სარეზერვო მარაგის მოდელი (BSM) ლიტერატურაში ძალაში შევიდა 1980-იან წლებში, როგორც ფულზე მოთხოვნის შეფასების ალტერნატიული პარადიგმა, რათა გადაელახა ნაწილობრივი კორექტირების სპეციფიკაციასთან დაკავშირებული ორი ძირითადი პრობლემა. ეს პრობლემები გამოიხატებოდა საპროცენტო განაკვეთების ცვლილების მიმართ დაბალ ელასტიურობაში და კორექტირების არადადამაჯერებლად გრძელი ლაგების არსებობაში. BSM მოდელები ეყრდნობიან ფულზე მოთხოვნის სიფრთხილის მოტივის თეორიულ საფუძვლებს. როგორც სახელიდან გამომდინარეობს, სარეზერვო მარაგი ამ მოდელებში გულისხმობს, რომ ფულის ფლობა არის ერთგვარი შოკის შემწოვი, რათა შერბილდეს ყოველდღიური მოულოდნელი ცვლილებები შემოსავლებსა და ხარჯებში. რადგანაც მუდმივად პორტფელის კორექტირება ძვირია, მოულოდნელი შემოდინება შეიძლება დარჩეს როგორც ჭარბი ფული გარკვეული დროის განმავლობაში. ეკონომიკური აგენტები, იმ რეზერვის დახმარებით, რასაც ფული უზრუნველყოფს, შესაძლებელს ხდიან დროებით გადახრებს ფულის ფლობის სასურველი დონიდან (Milbourne, 1988), და ერგებიან მიმდინარე ფულად მარაგებს (Sriram, 1999). კვლევის ამ მიმართულებით მუშაობდნენ Laidler (1984 და 1988), Cuthbertson & Taylor (1987), Milbourne (1988), და Cuthbertson & Barlow (1991).

BSM მოდელები მიეკუთვნებიან არაწონასწორული მიდგომის მქონე ფულზე მოთხოვნის მოდელებს. ამ მიდგომის თანახმად ფულის ფონდი ეგზოგენურია, რაც იმას ნიშნავს, რომ ფულის მასაზე გავლენას ახდენს მხოლოდ მიწოდების ფაქტორები. ასევე, აღნიშნული მიდგომა უშვებს, რომ ფულის ბაზარი არაწონასწორულ მდგომარეობაში იმყოფება, რადგან არსებობს შესაძლებლობა რომ გარკვეულ პერიოდებსა და ადგილებში აგენტების განკარგულებაში არსებული ფულადი მარაგების აგრეგირებული მაჩვენებელი ვერ აღმოფხვრის განსხვავებას ერთობლივ მოთხოვნასა და ფულის

მიწოდებას შორის<sup>1</sup>. არაწონასწორობის ფაზა შესაძლოა საკმაოდ გრძელი იყოს იმისათვის რომ ფულის მიწოდებაში ეგზოგენურ ცვლილებებს, რაც გამოიწვევს პოზიტიურ ცვლილებებს ეკონომიკურ სისტემაში, რეალური ბალანსის ეფექტით გავლენა ჰქონდეს ყველა ბაზარზე. შესაბამისად, ეს მიდგომა უფრო მეტად ეხება მოკლევადიან პერიოდში მონეტარული პოლიტიკის ტრანსმიციის მექანიზმს და წარმოადგენს ფულის, ფასების, საპროცენტო განაკვეთების მოკლევადიანი დინამიკის კავშირის ფულის მოთხოვნის ჩვეულებრივ ფუნქციებთან შედარების ალტერნატიულ ახსნას.

ნაწილობრივი კორექტირების მოდელსა და სარეზერვო მარაგის მოდელს შორის ორი მთავარი განსხვავებაა. პირველ რიგში, ფულის შოკები აშკარად არის მოდელირებული, როგორც ფულზე მოთხოვნის განმსაზღვრელი ნაწილი, მეორეც, ლაგის სტრუქტურა გაცილებით რთულია (Sriram, 1999).

J. Carr-მა და M. R. Darby-მა შექმნეს შოკის შთანთქმელი მოდელი, რომელიც ერთ – ერთი მათგანია ყველაზე პოპულარულ სარეზერვო ფონდის მიდგომებს შორის და ფართოდ გამოიყენება ემპირიულ კვლევებში. ამ მოდელში, ცვლადი, რომელიც წარმოადგენს ფულის მარაგის შოკს, დამატებით შედის ფულზე მოთხოვნის ფუნქციაში, ხოლო დინამიკის სპეციფიკაცია ნაწილობრივი კორექტირების მოდელის ექვივალენტურია. J. Carr-ისა და M. R. Darby-ის მიერ შემოთავაზებული განტოლება შემდეგნაირად გამოიყურება (Tillers, 2004):

$$(m_t - p_t) = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 r_t + \beta_3 (m_{t-1} - p_{t-1}) + \alpha (m_t - m_t^*) + \mu_t \quad (2.6)$$

სადაც  $(m_t - m_t^*)$  არის გაუთვალისწილებელი მარაგი, ხოლო  $(m_t - p_t)$  არის ფაქტიური მარაგის ლოგარითმი. ფულის მოულოდნელი მიწოდება  $m_t^*$  შემდეგნაირად აღიწერება:

$$m_t^* = gZ_t + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

სადაც, Z არის ცვლადის ნაკრები, რომელიც რეგულარულად მოქმედებს ფულის მარაგზე, ხოლო g აღნიშნავს მოდელის პარამეტრებს. ჯერჯერობით ამ მოდელის კრიტიკისას ძირითადად ყურადღება გამახვილდა ეკონომეტრიულ პრობლემებზე, რომლებიც გამოწვეულია მისი სპეციფიკაციით. მათ შორის ცვლადი  $m_t$  განტოლების

<sup>1</sup> (Laidler, The 'Buffer Stock' Notion in Monetary Economics, 1984)

ორივე მხარეს, ნარჩენი ცვლადი  $u_t$  და  $m_t$  შეუძლებელია იყოს განხილული, როგორც არა-კორელაციური (Tillers, 2004). მოკლევადიანი პერიოდის დინამიკის სტრუქტურა ბევრად უფრო დახვეწილია BSM-ში, ვიდრე PAM-ში, მაგრამ ის გარკვეულწილად მაინც შეზღუდულია. კიდევ ერთი კრიტიკა BSM-სთან დაკავშირებით ეხება ფულის მასის ეგზოგენურობის დაშვებას. როგორც მიუთითებს Laidler (1993), ფულის ნომინალური მიწოდება რეალურ სამყაროში პასუხობს ფულზე მოთხოვნის ცვლადების ცვლილებას. ფიშერმა (Fischer, 1993)) შვეიცარიის მაგალითზე აჩვენა, რომ ფულის მასა უფრო დამოკიდებული ცვლადია, ვიდრე ეგზოგენური (Sriram, 1999).

მიუხედავად იმისა, რომ სარეზერვო მარაგის მოდელი თეორიულად კარგია, მისი ხარისხი არ აღმოჩნდა საკმარისად შესაფერისი ემპირიული კვლევისთვის და მოდელი მოიშალა. მოდელის ძირითადი მარცხი უკავშირდება წონასწორობის კორექტირების დინამიკას, რაც უფრო რთულია, ვიდრე ნაწილობრივი კორექტირების შემთხვევაში. დღესდღეობით, ფულზე მოთხოვნის ანალიზისთვის ყველაზე ხშირად გამოიყენება შეცდომების კორექტირების მოდელი (Tillers, 2004).

### 2.2.3. შეცდომების კორექციის მოდელი

ფულზე მოთხოვნის ემპირიულ კვლევებში შეცდომის კორექტირების მოდელმა დაიკავა თავისი ადგილი, როგორც ანალიზის ყველაზე შესაფერისმა ინსტრუმენტმა. ამ ტიპის ფორმულირება არის დინამიური შეცდომების კორექტირების რეპრეზენტაცია, რომელშიც გრძელვადიანი წონასწორობის კავშირი ფულსა და მის განმსაზღვრელ ფაქტორებს შორის არის ჩართული განტოლებაში, რომელიც მოკლევადიან ცვალებადობასა და დინამიკას იძენს. სინამდვილეში, ზემოთ ნახსენები ორი ტიპის მოდელის ჩავარდნის ერთ-ერთი მთავარი მიზეზი ის არის, რომ ისინი მკაცრად ზღუდავენ ლაგის სტრუქტურას მხოლოდ ეკონომიკური თეორიის ან დინამიური თეორიის საფუძველზე დაყრდნობით, ფაქტობრივი მონაცემების საფუძვლიანად შემოწმების გარეშე (Sriram, 1999).

ეს მიდგომა აერთიანებს ორგვარ ურთიერთობებს - გრძელვადიანი წონასწორობის აღდგენა სტოქასტური ფაქტორების ეფექტებით (შეცდომების კორექტირება) და მოკლევადიანი დინამიკის აღწერა. შეცდომის კორექტირების მოდელი მეთოდო-

ლოგიურ ტრენდს წარმოადგენს, რომელსაც არსებითი მნიშვნელობა ენიჭება მონაცემთა დინამიკური სტრუქტურის სპეციფიკაციისას ეკონომიკურ მოდელებში. გრძელვადიანი პერიოდისათვის, მოდელი წარმოადგენს ეკონომიკის სტრუქტურულ ურთიერთობებს, ხოლო მოკლევადიანი დინამიკის დაზუსტება გამომდინარეობს მონაცემების ანალიზიდან. წონასწორობის კორექტირების დინამიკის კვლევებმა აჩვენა, რომ პროცესი უფრო რთულია, ვიდრე ამას აჩვენებს ნაწილობრივი კორექტირების და სარეზერვო მარაგის მოდელები და დაადგინდა ამ ორი მოდელის წარუმატებლობა (Tillers, 2004).

ზემოთ აღწერილი მოდელებთან შედარებით, რომლებიც გამოიყენება ფულზე მოთხოვნის ანალიზში, შეცდომების კორექტირების მოდელს აქვს მთელი რიგი უპირატესობები, რომელთა შესაძლებლობაც არასტაციონარული რეგრესიის ანალიზის დროს აურაცხელი სტატისტიკური შეტევების თავიდან აცილების საშუალებას იძლევა. დიფერენცირებული დროითი მწკრივების მოდელებისგან განსხვავებით, ცვლადებს შორის გრძელვადიანი ურთიერთობის შესახებ ინფორმაცია არ იკარგება შეცდომების კორექციის მოდელის გამოყენების დროს. უფრო მეტიც, მოდელის სპეციფიკაცია საშუალებას იძლევა ერთმანეთისაგან განვასხვავოთ მოკლევადიანი და გრძელვადიანი ეფექტი.

ფულზე მოთხოვნის ადრეული ECM მოდელები მიდრეკილნი იყვნენ დაფუძნებოდნენ ორგანოზომილებიან კონტეგრაციულ კავშირს ფულსა და შერჩეულ მასშტაბის ცვლადებს შორის, როგორც შემუშავდა ენგელ-გრეინჯერის (Engle & Granger, 1987) მიერ. თუმცა, შემდგომი კვლევები გვთავაზობენ მრავალგანზომილებიან კონტეგრაციას, რომლებიც მოიცავენ ცვლადების ფართო სპექტრს და უზრუნველყოფენ მოთხოვნის გრძელვადიანი დეტერმინანტების უფრო სრულ დახასიათებას. არასტაციონალური ცვლადების მრავალგანზომილებიან კონტეგრაციულ ვექტორებს შორის, სპეციფიკაციისათვის ძირითადად იყენებენ პროცედურებს, შემუშავებულს Johansen (1988) და Johansen და Juselius (1990) მიერ, რომლებიც თავდაპირველი ენგელ-გრეინჯერის ჩარჩო პირობების კერძო შემთხვევებად გადაიქცნენ.

თავდაპირველად, შეცდომების კორექციის მოდელი იყო მხოლოდ ერთი განტოლების მოდელი, მაგრამ შემდგომ მისი გარდაქმნა მოხდა რამდენიმე განტოლების გახანგრძლივებული მოდელის ან ე.წ. შეცდომების კორექციის ვექტორულ მოდელად

(VEC). ეს მოდელი აფასებს ცვლადების ენდოგენურობას და ხშირად უზრუნველყოფს ფულზე მოთხოვნის სტაბილური მოდელის შექმნას.

საინტერესო და მოულოდნელია ფულზე სტაბილური მოთხოვნის აღმოჩენა, 1970-იანების მონეტარულ არასტაბილურობაზე დიდი დებატების შემდეგ. აღსანიშნავია მოსაზრება, რომ ECM-ის ახალი ჩარჩო პირობების გამოყენებით რამდენიმე კვლევამ დაასკვნა, რომ ფართო ფულზე მოთხოვნა იაპონიაში, დიდ ბრიტანეთსა და აშშ-ში ნარჩუნდებოდა სტაბილურ მდგომარეობაში, იმ პერიოდში, რაზეც ჩვეულებრივი მოდელები ამტკიცებდნენ, რომ მონეტარული არასტაბილურობის პერიოდი იყო. ეს შედეგები ამტკიცებს, რომ ECM მოდელები უზრუნველყოფენ ფულზე მოთხოვნის მოდელირებისათვის შესაფერის ჩარჩო პირობებს და წინამორბედი მოდელები მართლაც სპეციფიკაციის პრობლემებს განიცდიდნენ.

### 2.3. მსოფლიოში ფულზე მოთხოვნის ანალიზის მიმოხილვა

1970-იანი წლების ბოლოდან, როდესაც აშშ-სა და სხვა მოწინავე ქვეყნებში ეკონომისტები ფულზე მოთხოვნის ფუნქციის საშუალებით ვერ ახერხებდნენ ფულის აგრეგატების განვითარების ახსნას, მათ დაიწყეს ამ საკითხის ინტენსიური შესწავლა. არასტაბილურობის მიზეზების ძიებამ გააღრმავა ფულზე მოთხოვნის მთლიანი აღქმა და ხელი შეუწყო ეკონომეტრიული ანალიზის ახალი მეთოდების წარმოქმნას.

ფულზე მოთხოვნა ცენტრალური ბანკებისთვის კვლევის მნიშვნელოვანი საგანია. ფინეთში ფულზე მოთხოვნის კვლევა ჩატარდა ა. რიპატის (Ripatti, 1994) მიერ, რომელმაც M1 და M2 ფულადი აგრეგატების მოდელირებისათვის გამოიყენა ვექტორული ავტორეგრესიის (VAR) მოდელის სპეციფიკაცია. ასეთი სამოდულო სტრატეგიის უპირატესობა არის სტატისტიკური მეთოდებით ეგზოგენური ფაქტორების იდენტიფიცირება და მოდელის სტრუქტურის გამარტივება.

ს.ჰენდრის (Hendry, 1995) მიერ კანადის ცენტრალურ ბანკში შემუშავებული კვლევითი ნაშრომი 1990-იანი წლების იმ მრავალრიცხოვან კვლევებს შორისაა, რომლებიც იყენებდნენ ს. იოჰანსენის კონტეგრაციის ანალიზის მეთოდს. ანალიზის მიზანია კანადაში ფულადი აგრეგატის M1-ის, ფასების, გამოშვებისა და საპროცენტო განაკვეთებს შორის გრძელვადიანი ურთიერთობების შემოწმება, კითხვის ნიშნის ქვეშ

დგას სტაბილური ურთიერთობის არსებობა, რომელიც შეიძლება იქნას განმარტებული, როგორც ფულის გრძელვადიანი მოთხოვნა. კონტეგრაციული ურთიერთობების შემოწმებისთვის გამოყენებულია კვარტალური მონაცემები (1956-1993). შედეგები მიუთითებს, რომ ფულადი წონასწორობის კორექტირება განისაზღვრება ფულადი სახსრებისა და ფასების რყევებით, თუმცა, არ არის გამორიცხული მოკლევადიანი მონეტარული ცვლილებების რეალური ეფექტების არსებობა. მოკლევადიანი დინამიკის პარამეტრების ანალიზს მივყავართ დასკვნამდე, რომ ფულის რაოდენობრივმა ცვლილებებმა გავლენა მოახდინა ეკონომიკის უფრო მოკლე პერიოდზე .

მეოცე საუკუნის ბოლოს, მონეტარული სექტორის ინდიკატორების მონაცემების ხარისხმა და შედარებით მცირე რაოდენობის ცვლადებმა, რომელიც საჭიროა მოდელის ადეკვატური ფორმულირებისთვის, ახალი ეკონომეტრიული მეთოდების პრაქტიკული გამოყენებისას გაზარდა ფულზე მოთხოვნის ანალიზის გამოყენება. ეკონომიკური მეცნიერების კლასიკურ ნაშრომებს შორისაა S. Johansen- ისა და K. Juselius- ის მიერ ჩატარებული კვლევა (Johansen & Juselius, 1990), რომელიც აჩვენებს მაქსიმალური დასაჯერებლობის მეთოდის გამოყენებით დანიასა და ფინეთში ფულზე მოთხოვნის მოდელირებას.

ფულზე მოთხოვნის ანალიზს იყენებდნენ ახალი თეორიული მიდგომის დემონსტრირების მიზნით, კერძოდ, ცვლადების ეგზოგენურობის ცნებების განსაზღვრისა და ტესტირებისთვის. N. R. Ericsson- ის, D. F. Hendry- ისა და G. E. Mizon- ის ნაშრომი (1998) ასახავს ეგზოგენურობის კონცეფციის გამოყენებას ეკონომეტრიულ მოდელებში, კონტეგრირებული ცვლადებით (Tillers, 2004).

უკანასკნელი ორი ათეული წლის მანძილზე დროითი მწკრივების ცვლადების გრძელვადიანი წონასწორობის ემპირიული კვლევებისათვის გამოიყენება რამდენიმე ეკონომეტრიკული მეთოდი: ერთგანზომილებიანი (ერთცვლადიანი) კონტეგრაცია რომელიც მოიცავს ენგელის და გრეინჯერის უმცირეს კვადრატთა მეთოდის გამოყენების ორბიჯიან პროცედურას; იოჰანსენის და იუსელიუსის (1990) მრავალგანზომილებიანი კონტეგრაცია ეკონომიკურ კვლევებში ფართოდ გამოყენებული მაქსიმალური დასაჯერებლობის მეთოდით; ავტორეგრესიული განაწილებულ ლაგისანი მოდელი

(ARDL) რომელიც განიხილავს პესარანის (M. HASHEM PESARAN 2001) მიერ შემოთავაზებულ ერთგანზომილებიან კონტეგრაციას (Halicioglu & Ugur, 2005).

პესარანის მიერ შემოთავაზებული ARDL მოდელის მიდგომები ფულზე მოთხოვნის მიმდინარე კვლევებისთვის აქტიურად გამოიყენება, მაგალითისათვის იხილეთ: Tang (2002); Siddiki (2000); Bahmani-Oskooee და Ng (2002); Bahmani-Oskooee და Rehman (2005); Samreth (2008); Achsani (2010). ასევე ფართო გამოყენება აქვს იოჰანსენისა და იუსელიუსის კონტეგრაციის ანალიზს, მაგალითისათვის იხილეთ: Beyer (1998); Tillers (2004); Valadkhani (2005); NRB (2010); Epaphra (2017). ჩვენს კვლევაში, საქართველოსთვის ფულზე მოთხოვნის მოდელირებისათვის, სწორედ აღნიშნულ ორ მეთოდს გამოვიყენებთ.

## თავი III. ფულზე მოთხოვნის მოდელირება იოჰანსენის მეთოდით

### 3.1. მეთოდოლოგია

#### 3.1.1. მოდელის სპეციფიკაცია

ემპირიული ლიტერატურა თეორიულ კონცეფციებზე დაყრდნობით ახდენს ფულზე მოთხოვნის მოდელირებას კონკრეტული ეკონომიკისათვის. სტანდარტული თეორიული კონცეფციების შესაბამისად, ფულზე მოთხოვნის ტიპურ ფუნქციად შეიძლება ჩაითვალოს (NRB, 2010):

$$(M^d / P) = f(Y, R) \quad (3.1)$$

სადაც  $M^d$  არის ფულზე მოთხოვნა,  $P$  - ფასების დონე,  $Y$  - მასშტაბის ცვლადი (შემოსავალი, ქონება ან ხარჯები, რეალურ პირობებში),  $R$  - ფულის შენახვის ალტერნატიული დანახარჯების აღმნიშვნელი ცვლადი. დაშვების თანახმად  $f$  ფუნქცია ზრდადია  $Y$ -ის, ხოლო კლებადია  $R$ -ის ელემენტების მიმართ.

პრაქტიკაში  $Y$ -ის აღმნიშვნელად ძირითადად გამოიყენება რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტი, ხოლო  $R$ -ის აღმნიშვნელად საპროცენტო განაკვეთი. სწორედ ზემოთ აღნიშნულ ცვლადებს გამოვიყენებთ საქართველოში ფულზე მოთხოვნის მოდელირებისათვის, თუმცა ჩვენს შემთხვევაში  $R$  იქნება ფულის საკუთარი განაკვეთის აღმნიშვნელი ცვლადი, ანუ დეპოზიტებზე არსებული საპროცენტო განაკვეთი.

(3.1)-ზე დაყრდნობით ავაგებთ შემდეგ მოდელს:

$$m_t = \log\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = \alpha + \delta \log(y_t) + \beta r_t \quad (3.2)$$

სადაც  $m_t$  არის რეალურ ფულზე მოთხოვნა;  $M_t$  არის ნომინალური ფულის მარაგი;  $P_t$  არის სამომხმარებლო ფასების ინდექსი,  $Y_t$  - რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტი, ხოლო  $r_t$  კი საპროცენტო განაკვეთი დეპოზიტებზე;  $\beta$  წარმოადგენს საპროცენტო განაკვეთის ელასტიურობას და  $\delta$  ფულზე მოთხოვნის შემოსავლის ელასტიურობას. თეორია გვთავაზობს, რომ ფული ფუფუნებაა, თუ  $\delta > 1$  (NRB, 2010).

### 3.1.2. კონტეგრაციის ანალიზი

იოჰანსენის (1988) და იოჰანსენის და იუსელიუსის (1990) მიხედვით, ჩვენ ვიყენებთ სამმხრივ კონტეგრირებად  $p$  რიგის ვექტორული ავტორეგრესიის მოდელს, რათა გამოვიკვლიოთ ურთიერთობა რეალურ ფულის ბალანსს ( $m_t$ ), რეალურ შემოსავლებს ( $Y_t$ ) და საპროცენტო განაკვეთს ( $r_t$ ) შორის შემდეგი სახით:

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

(3.3)-ში  $X_t = [m_t, y_t, r_t]$  არის პირველი რიგის ინტეგრირებადი [ე.ი.  $I(1)$ ] ცვლადების  $3 \times 1$  ვექტორი,  $m_t$  არის რეალური ფულის მარაგი,  $y_t$  არის რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტი მუდმივ ფასებში, ხოლო  $r_t$  არის მოკლევადიანი საპროცენტო განაკვეთი დეპოზიტებზე. ანალოგიურად,  $\varepsilon_t$  არის ნორმალურად და დამოუკიდებლად განაწილებული შეცდომების წევრების  $3 \times 1$  ვექტორი.  $\Gamma_i$  არის ლაგური ცვლადების კოეფიციენტების  $3 \times 3$  განზომილების მატრიცა, განსაზღვრული როგორც  $-\sum_{j=i+1}^p A_j$  და ბოლოს,  $\Pi$  არის  $3 \times 3$  გრძელვადიანი ზემოქმედების მატრიცა  $-(I - \sum_{i=1}^p A_i)$ . სადაც  $A_i$  არის  $P$  რიგის ვექტორული ავტორეგრესიის  $3 \times 3$  მატრიცა, ხოლო  $I$  არის ერთეულოვანი მატრიცა.

$\Pi$  მატრიცის რანგი  $r$  გვიჩვენებს  $X_t$  ცვლადებს შორის კონტეგრირებადი ვექტორების რიცხვს. ენდოგენური ცვლადების რაოდენობის გათვალისწინებით, ჩვენს შემთხვევაში  $0 \leq r \leq 3$ . ექსტრემალურ შემთხვევაში, თუ  $r=0$ , ჩვენ ვერ ვპოულობთ რაიმე კონტეგრაციულ შესაბამისობას ფულზე მოთხოვნასა და მის ცვლადებს შორის. თუ  $r=3$ , არსებობს სრული რანგი. თუ  $\Pi$  მატრიცის რანგი რედუცირებულია ანუ  $r$  აკმაყოფილებს შემდეგ პირობას:  $0 < r < 3$ , შეგვიძლია ჩავწეროთ  $\Pi = \alpha \beta'$ , სადაც  $\alpha$  არის  $3 \times r$  განზომილების შეცდომების კორექტირების კოეფიციენტების მატრიცა, რომელიც უზრუნველყოფს გრძელვადიანი წონასწორობისაკენ კორექტირების სიჩქარეს, ხოლო  $\beta'$  არის  $3 \times r$  განზომილების კონტეგრირებადი ვექტორი (NRB, 2010). შემდეგ, (3.3) ხელახლა შეიძლება დაიწეროს, როგორც:

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \alpha(\beta' X_{t-p}) + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

(3.4)-ისათვის მნიშვნელოვანია კონტეგრაციის რანგის განსაზღვრა. კონტეგრაციის რანგის განსაზღვრის პროცესში ორი ტიპის ტესტი გამოიყენება: მაქსიმალური საკუთარი რიცხვის ტესტი (maximum eigenvalue test) და კვალის ტესტი (trace test) (ანანიაშვილი, 2018). აღნიშნული ტესტების გამოყენებისას აგებულ სტატისტიკებს შემდეგი სახე აქვს (NRB, 2010):

$$\lambda_{trace}(r/p) = -T \sum_{i=r+1}^p \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3.5)$$

$$\lambda_{max}(r/r+1) = -T \log \hat{\lambda}_{r+1} \quad (3.6)$$

(3.5)-ის შესაბამისი ტესტის ნულოვანი ჰიპოთეზის თანახმად, გვაქვს არაუმეტეს  $r$  კონტეგრირებადი ვექტორი,  $k$ -ს წინააღმდეგ, სადაც  $k$  არის მოდელში გამოყენებული ცვლადების რიცხვი. ხოლო (3.6)-ის ნულოვანი ჰიპოთეზა გულისხმობს  $r$  კონტეგრირებად ვექტორს  $r+1$ -ის წინააღმდეგ.

იოჰანსენის მიდგომის ძირითადი საკითხებია კონტეგრირებადი ვექტორის და დატვირთვის კოეფიციენტების ფორმალური იდენტიფიკაცია. საილუსტრაციო მიზნით, თუ ვივარაუდებთ, რომ  $r = 1$  და  $p = 1$ , ფულის მოთხოვნის მონათესავე ურთიერთობა წინასწარი თეორიული ცოდნის გარეშე იქნება (NRB, 2010):

$$\prod X_{t-1} = \alpha \beta' X_{t-1} = \begin{pmatrix} a_{11} \\ a_{21} \\ a_{31} \end{pmatrix} [\beta_{11} \beta_{12} \beta_{13}] \begin{pmatrix} m_{t-1} \\ y_{t-1} \\ r_{t-1} \end{pmatrix} \quad (3.7)$$

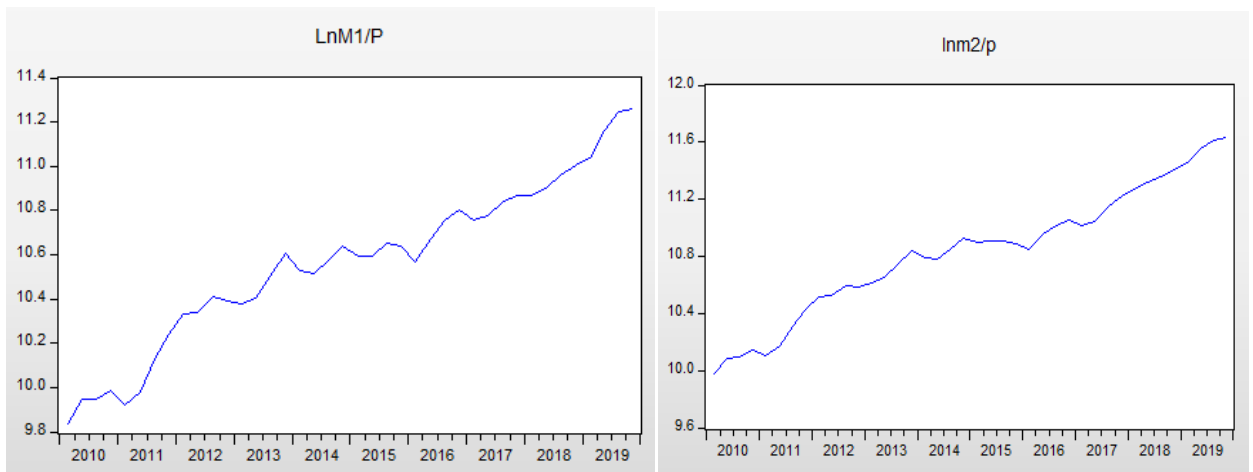
### 3.1.3. ცვლადების არჩევა

ფულზე მოთხოვნის მოდელის აგებისათვის გამოვიყენებთ ფულის ორ ალტერნატივას: ვიწრო ფულს,  $M_1$ -ს, და ფართო ფულს ( $M_2$  და  $M_3$ ). საქართველოს ეროვნული ბანკის თანახმად ( $M_1$ )-ში შედის ბანკებს გარეთ არსებულ ნაღდი ფული,  $M_0$ , და კერძო სექტორის მოთხოვნამდე დეპოზიტები ლარში;  $M_2$  შეიცავს  $M_1$ -სა და კერძო სექტორის ვადიანი და შემნახველი დეპოზიტების ერთობლიობას ლარში;  $M_3$ -ში,  $M_2$  -ის გარდა, დამატებით ჩართულია კერძო სექტორის უცხოური ვალუტის დეპოზიტების საერთო თანხა (საქართველოს ეროვნული ბანკი).

ანალიზში შემოსავლის აღმნიშვნელ ცვლადს წარმოადგენს რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტი (მუდმივ 2015 წლის ფასებში). ხოლო მეორე ცვლადია დეპოზიტებზე არსებული მოკლევადიანი საპროცენტო განაკვეთი ( $r$ ). რეალურ ფულზე გადასასვლელად, შესაბამისად,  $M_1$ ,  $M_2$  და  $M_3$  აგრეგატს ვყოფთ სამომხმარებლო ფასების ინდექსზე (CPI). ამასთან, რეალური ფულის მოცულობა და მთლიანი სამამულო პროდუქტი მოცემულია ლოგარითმში, ანუ გვაქვს  $\ln(\text{GDP})$  და  $\ln(M/\text{CPI})$ . თითოეული ცვლადი წარმოდგენილია კვარტალური მონაცემებით<sup>2</sup>. მონაცემები აღებულია „ეროვნული ბანკის“<sup>3</sup> და „საქსტატის“<sup>4</sup> საიტიდან და მოიცავს 2010:1-2019:4 პერიოდს<sup>5</sup>.

თავდაპირველად, მნიშვნელოვანია მოცემული დროითი მწკრივების გრაფიკების ნახვა, რაც ზოგად სურათს შეგვიქმნის მათ სპეციფიკაზე. გრაფიკზე 3.1 გამოსახულია მოდელში გამოყენებული დროითი წკრივები.

გრაფიკი 3.1. დროითი მწკრივები

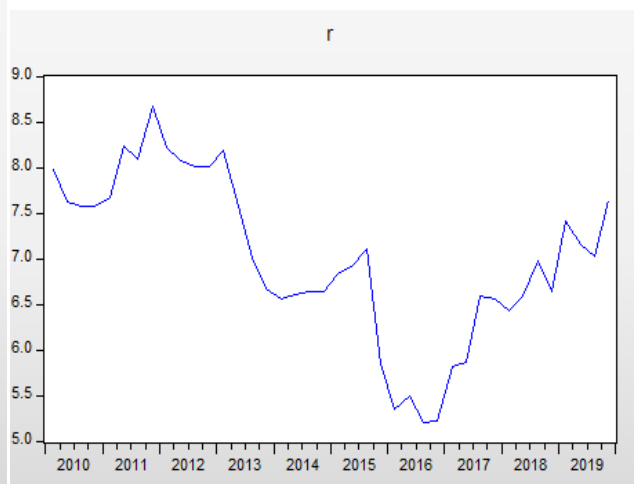
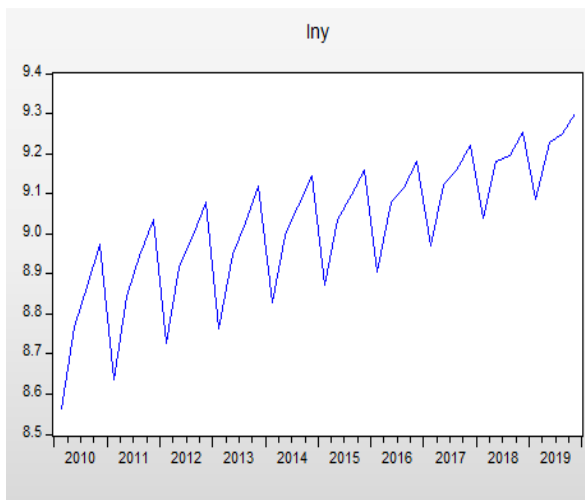
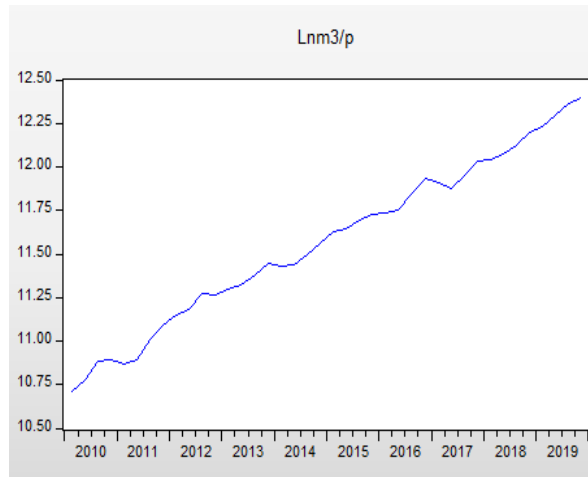


<sup>2</sup> ფულის აგრეგატებისა და სამომხმარებლო ფასების ინდექსის შემთხვევაში, საშუალო არითმეტიკულის გამოყენებით, ყოველთვიური მონაცემები გადაყვანილია კვარტალურში.

<sup>3</sup> <https://www.nbg.gov.ge/index.php?m=304>

<sup>4</sup> <https://www.geostat.ge/ka/modules/categories/23/mtliani-shida-produkti-mshp>

<sup>5</sup> იხ. დანართი 1



### 3.2. ემპირიული შედეგები

ამ კვლევაში, დიკი-ფულერის გაფართოებულ (ADF) ტესტს გამოვიყენებთ სტაციონარული მდგომარეობის შესამოწმებლად, იოჰანსენის პროცედურას გამოვიყენებთ კოინტეგრაციული დამოკიდებულების შესამოწმებლად, რასაც მოყვება შეცდომების კორექტირების მოდელის აგება, რომელიც წარმოადგენს არა მხოლოდ მოკლევადიან დინამიკას, არამედ გრძელვადიან წონასწორობას.

თავდაპირველად, გამოვიყენებთ დიკი-ფულერის ტესტს, რათა შევამოწმოთ მოცემული დროითი მწკრივების სტაციონალურობა. ცხრილი 3.1 გვიჩვენებს ერთეულოვანი ფესვის ტესტის შედეგებს თითოეული ცვლადისათვის.

ცხრილი 3.1. ერთეულოვანი ფესვის ტესტირების შედეგები<sup>6</sup>

ცვლადები	დიკი-ფულერის გაფართოებული (ADF) ტესტი			
	level		პირველი რიგის სხვაობები	
	თავისუფალი წევრი	თავისუფალი წევრი, წრფივი ტრენდი	თავისუფალი წევრი	თავისუფალი წევრი, წრფივი ტრენდი
$m_1$	-0.666291	-2.309952	-5.668255**	-5.585150**
$m_2$	-0.664964	-1.962911	-5.134096**	-5.058234**
$m_3$	-0.526027	-1.962911	-7.839033**	-7.711305**
$y_t$	-0.621550	-3.483824	-7.240506**	-7.116054**
$r_t$	-1.501280	-0.978136	-5.889854**	-5.949429**

\*\* და \* მიუთითებს ნულოვანი ჰიპოთეზის უარყოფაზე, შესაბამისად 1% და 5%.

დიკი-ფულერის გაფართოებული ტესტის ნულოვანი ჰიპოთეზა  $H_0: \pi=0$  შეესაბამება ერთეულოვანი ფესვის არსებობას (ანანიაშვილი, 2018). ტესტის შედეგები გვიჩვენებს, რომ განსახილველი დროითი მწკრივები წარმოადგენს პირველი რიგის ინტეგრირებად მწკრივებს  $I(1)$ . შესაბამისად, ჩვენ შეგვიძლია გამოვიყენოთ კონტეგრაციის ტესტირების იოჰანსენის მეთოდი, რომელიც მოითხოვს სისტემაში  $I(1)$  ცვლადების არსებობას (ანანიაშვილი, 2018).

ცვლადების სტაციონალური პროცესის დადასტურების შემდეგ, ჩვენ ვაგრძელებთ გრძელვადიანი წონასწორობის რაოდენობის შემოწმებას (3.4)-ის სამ ცვლადში. ამისათვის ჩვენ ჩავატარებთ მაქსიმალური საკუთარი რიცხვისა (maximum eigenvalue) და კვალის (trace) ტესტებს, რომლებიც განხილულია (3.5) და (3.6)-ში იოჰანსენის კონტეგრაციის პროცედურაზე დაყრდნობით. ამ ეტაპზე გადამწყვეტი მნიშვნელობა აქვს ვექტორული ავტორეგრესიის მოდელში ცვლადებისათვის  $[m_{it}, y_t, r_t]$  ლაგის (p) არჩევას (NRB, 2010). ლაგის ოპტიმალურ სიგრძეს ვირჩევთ აკაიკის ინფორმაციულ კრიტერიუმზე (AIC) და შვარცის კრიტერიუმზე (SC) დაყრდნობით, შედეგად, ჩვენი მოდელისათვის  $P=4$ .<sup>7</sup> ამასთან, იმისათვის, რომ არ გამოვტოვოთ სხვა

<sup>6</sup> იხ. დანართი 2.1 და 2.2

<sup>7</sup> იხ. დანართი 2.3

შესაძლო შემთხვევები, ყველა კომბინაცია შედგა იმის გათვალისწინებით, რომ ლაგების მაქსიმალური რაოდენობა უნდა იყოს ოთხი, რადგან გამოყენებულია კვარტალური მონაცემები (Mutler & Barlas, 2002).

ცხრილი 3.2 გვიჩვენებს კონტეგრაციის რანგის ტესტის შედეგებს ფულზე მოთხოვნის თითოეულ ფუნქციაში. კვალის ტესტის თანახმად, ჰიპოთეზა, რომ "არ არსებობს კონტეგრაციის ვექტორი" ( $r=0$ ), უარყოფილია "მინიმუმ ერთი კონტეგრაციის ვექტორის არსებობის" ( $r \geq 1$ ) სასარგებლოდ, 5%-იან მნიშვნელოვნების დონეზე. მსგავსად, მაქსიმალური საკუთარი რიცხვის ტესტიც უარყოფს ნულოვან ჰიპოთეზას კონტეგრირებადი ვექტორის არ არსებობის შესახებ. ამასთან, ორივე ტესტი იღებს ნულოვან ჰიპოთეზას, რომ  $r \leq 1$ . ვასკვნით, რომ ფულზე მოთხოვნის სამივე ფუნქციაში  $r=1$ , ანუ გვაქვს ერთი კონტეგრაციული დამოკიდებულება.

ცხრილი 3.2. კონტეგრაციის რანგის შემოწმება<sup>8</sup>

ცვლადები	ნულოვანი ჰიპოთეზა	მაქსიმალური საკუთარი რიცხვი			საკუთარი რიცხვი	კვალის ტესტი		
		ალტერნატიული ჰიპოთეზა	$\lambda_{max}$	5% კრიტიკული დონე		ალტერნატიული ჰიპოთეზა	$\lambda_{trace}$	5% კრიტიკული დონე
$m_1, y_t, r_t$	$r = 0$	$r = 1^*$	41.39401	21.13162	0.663553	$r \geq 1^*$	43.78529	29.79707
	$r \leq 1$	$r = 2$	2.325813	14.26460	0.05937	$r \geq 2$	2.391278	15.49471
	$r \leq 2$	$r = 3$	0.065465	3.841466	0.001721	$r \geq 3$	0.065465	3.841466
$m_2, y_t, r_t$	$r = 0$	$r = 1^*$	42.18486	21.13162	0.670483	$r \geq 1^*$	44.70834	29.79707
	$r \leq 1$	$r = 2$	2.523478	14.26460	0.064250	$r \geq 2$	2.523481	15.49471
	$r \leq 2$	$r = 3$	2.94E-06	3.841466	7.75E-08	$r \geq 3$	2.94E-06	3.841466
$m_3, y_t, r_t$	$r = 0$	$r = 1^*$	47.88922	21.13162	0.716415	$r \geq 1^*$	50.54233	29.79707
	$r \leq 1$	$r = 2$	2.445446	14.26460	0.062327	$r \geq 2$	2.653114	15.49471
	$r \leq 2$	$r = 3$	0.207667	3.841466	0.005450	$r \geq 3$	0.207667	3.841466

\* ნიშნავს ნულოვანი ჰიპოთეზის უარყოფას 5% მნიშვნელოვნების დონეზე

იოჰანსენის პროცედურაზე დაყრდნობით მივიღეთ შემდეგი კონტეგრაციის ვექტორი<sup>9</sup>, რომელიც წარმოადგენს ფულზე მოთხოვნის გრძელვადიან ფუნქციას, შესაბამისად,  $m_1$ ,  $m_2$  და  $m_3$  რეალური ფულისათვის:

<sup>8</sup> იხ. დანართი 2.4

<sup>9</sup> იხ. დანართი 2.5

$$\ln(M_1 / P)_t = 2.905324 \times \ln(\text{GDP})_t + 0.068127 \times r_t \quad (3.8)$$

$$\ln(M_2 / P)_t = 3.757138 \times \ln(\text{GDP})_t + 0.105211 \times r_t \quad (3.9)$$

$$\ln(M_3 / P)_t = 3.765419 \times \ln(\text{GDP})_t - 0.012915 \times r_t \quad (3.10)$$

შედეგები გვიჩვენებს, რომ გრძელვადიანი პერიოდისათვის რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტი დადებითად მოქმედებს ფულის მოთხოვნაზე. აღნიშნული მიუთითებს, რომ საქართველოში ფულზე მოთხოვნას განაპირობებს ტრანსაქციებისა და სიფრთხილის მოტივი. ამასთან, გრძელვადიან პერიოდში რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის პროცენტულმა ზრდამ რეალურ ფულზე მოთხოვნა შეიძლება გაზარდოს 2.9%-ით (ვიწრო ფულის შემთხვევაში) ან 3%-ზე მეტად (ფართო ფულის შემთხვევაში). საინტერესოა, რომ სამივე მოდელის შემოსავლის ელასტიკურობის კოეფიციენტის თანახმად, საქართველოში ფული შეიძლება ჩაითვალოს ფუფუნების საგნად.

საპროცენტო განაკვეთს აქვს დადებითი ნიშანი  $m_1$  და  $m_2$  მოდელისათვის, რაც გულისხმობს, რომ ანაზრის განაკვეთის ზრდამ შეიძლება გამოიწვიოს ფულზე მოთხოვნის გაზრდა. ხოლო,  $m_3$  რეალური ფულისათვის საპირისპირო შედეგი მივიღეთ.

შემდეგი ეტაპი არის შეცდომების კორექციის მოდელის დახმარებით ფულზე მოთხოვნის მოკლევადიანი მოდელის აგება. მოკლევადიანი მოდელი ცხადყოფს, თუ როგორ მუშაობს კორექტირების მექანიზმი გრძელვადიანი წონასწორობის მდგომარეობის აღსადგენად, როდესაც ის დარღვეულია ეგზოგენური შოკებით. რეალურ ფულზე მოთხოვნის მოკლევადიანი დინამიკა გრძელვადიან პერსპექტივაში გამოყენებული ცვლადების დიფერენცირებული ფორმებია. შეცდომების კორექტირების კოეფიციენტს უნდა ჰქონდეს უარყოფითი ნიშანი და იყოს არაუმეტეს ერთის. იგი გვაწვდის ინფორმაციას იმის შესახებ, თუ წონასწორობისგან გადახრა რამდენი პროცენტით არის აღდგენილი ერთ პერიოდის განმავლობაში (Mutler & Barlas, 2002).

ვიწრო და ფართო რეალური ფულისათვის სწორი მოკლევადიანი დამოკიდებულების განსაზღვრის მიზნით, შეცდომების კორექციის მოდელიდან თანდათანობით გამოვრიცხავთ არამნიშვნელოვან ცვლადებს, შედეგები მოცემულია ცხრილებში 3.3, 3.4 და 3.5.

ცხრილი 3.3 მოკლევადიანი დინამიკა ( $m_1$ )<sup>10</sup>

დამოუკიდებელი ცვლადები	$m_1$ მოდელი
$\alpha$	-0.466106***
$\Delta m_{1,t-1}$	0.547003***
$\Delta y_{t-1}$	-1.141871***
$\Delta y_{t-2}$	-0.896858***
$\Delta y_{t-3}$	-0.454856***
$\Delta r_{t-2}$	-0.035252**
$\Delta r_{t-4}$	-0.033593*
$c$	0.039324***

\*, \*\* და \*\*\* მიუთითებენ, რომ კოეფიციენტები მნიშვნელოვანია შესაბამისად, 1%, 5% და 10% დონეზე.

ცხრილი 3.4. მოკლევადიანი დინამიკა ( $m_2$ )<sup>11</sup>

დამოუკიდებელი ცვლადები	$m_2$ მოდელი
$\alpha$	-0.314239***
$\Delta m_{1,t-1}$	0.460440***
$\Delta y_{t-1}$	-0.987546***
$\Delta y_{t-2}$	-0.751617***
$\Delta y_{t-3}$	-0.379626***
$\Delta r_{t-4}$	-0.037052**
$c$	0.042125***

\*, \*\* და \*\*\* მიუთითებენ, რომ კოეფიციენტები მნიშვნელოვანია შესაბამისად, 1%, 5% და 10% დონეზე.

ცხრილი 3.5. მოკლევადიანი დინამიკა ( $m_3$ )<sup>12</sup>

დამოუკიდებელი ცვლადები	$m_3$ მოდელი
$\alpha$	-0.323772**
$\Delta m_{1,t-1}$	0.378217*
$\Delta y_{t-1}$	-0.522820*
$\Delta y_{t-2}$	-0.329261**
$\Delta y_{t-4}$	0.381170***
$\Delta r_{t-4}$	-0.022413*
$c$	0.027039***

\*, \*\* და \*\*\* მიუთითებენ, რომ კოეფიციენტები მნიშვნელოვანია შესაბამისად, 1%, 5% და 10% დონეზე.

<sup>10</sup> იხ. დანართი 2.6.1

<sup>11</sup> იხ. დანართი 2.6.2

<sup>12</sup> იხ. დანართი 2.6.3

შეცდომების კორექტირების უარყოფითი კოეფიციენტი სტატისტიკურად მნიშვნელოვანია რეალურ ფულზე მოთხოვნის სამივე მოდელში, რაც იმას ნიშნავს, რომ ცვლადებს შორის კოინტეგრაციული ურთიერთობა ნამდვილად არსებობს.  $m_1$  მოდელისათვის შედეგებს შეგვიძლია მივცეთ შემდეგი ინტერპრეტაცია: როდესაც ეგზოგენური შოკის შედეგად წონასწორობის მდგომარეობა ირღვევა, მისი ეფექტის დაახლოებით 46,6 პროცენტი იქნება აღდგენილი შემდეგი პერიოდისათვის. მსგავსად,  $m_2$  და  $m_3$  მოდელისათვის კორექტირდება შესაბამისად, 31,4% და 32,4%. შეგვიძლია დავასკვნათ, რომ ვიწრო ფულს შეუძლია წონასწორობის უფრო სწრაფად აღდგენა, ვიდრე ფართო ფულს.

ლიტერატურა იკვლევს ფულზე მოთხოვნის ფუნქციის კორექტირების ნელი სიჩქარის მიღების რამდენიმე მიზეზს. პორტუგელის კორექტირების სიჩქარე დამოკიდებულია ორი ტიპის ხარჯზე - ახალ წონასწორობაზე გადასვლის საფასურსა და წონასწორობიდან გამოსვლის ღირებულებაზე. კორექტირება ხდება ნელა, თუ წონასწორობიდან გამოსვლის საფასური უფრო დაბალია, ან კორექტირების ღირებულება უფრო მაღალია. ამასთან, კორექტირების დაბალი სიჩქარის მიზეზი შეიძლება იყოს შინამეურნეობების სექტორის დაზოგვითი ქცევა. თუ დაზოგვა დამოკიდებულია მომავალი შემოსავლისა და საპროცენტო განაკვეთების გრძელვადიან პერსპექტივაზე, მაშინ ველოდებით ფულზე მოთხოვნის კორექტირების შენელებას (NRB, 2010).

შემდეგ ეტაპზე ჩატარებულმა დიაგნოსტიკურმა ტესტებმა (იხ. ცხრილი 3.6) გვიჩვენა, რომ ფულზე მოთხოვნის სამივე მოკლევადიან მოდელში ადგილი არ აქვს ავტოკორელაციის და ჰეტეროსკედატურობის პრობლემას, ნარჩენები კი ნორმალურადაა განაწილებული. შესაბამისად, სამივე მოდელი წარმოადგენს ვარგისს და ეკონომიკური ანალიზისათვის გამოყენებადს.

მოკლევადიანი პერიოდის დინამიკასთან შეერთებისას ცდომილების კორექტირების კოეფიციენტი იყენებს სტაბილურ გრძელვადიან კოეფიციენტებს. აქედან გამომდინარე, მიზანშეწონილია მოკლევადიანი პერიოდის დინამიკის გაერთიანება გრძელვადიანი პერიოდის პარამეტრების მუდმივობასთან. ამისათვის გამოვიყენებთ Cusum და CusumSQ ტესტებს.

ცხრილი 3.6. მოკლევადიანი მოდელის დიაგნოსტიკური ტესტები<sup>13</sup>

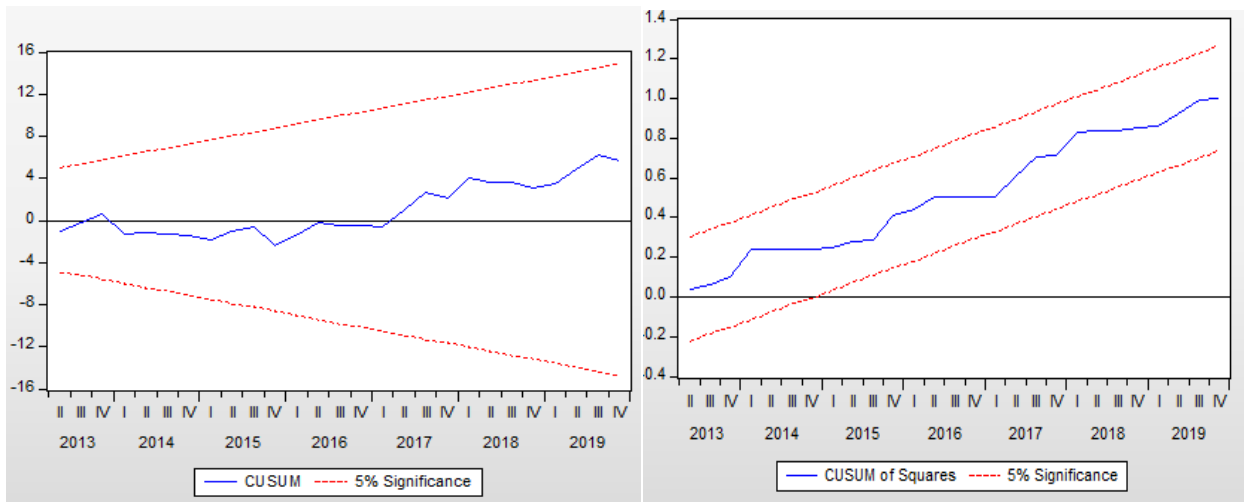
დიაგნოსტიკური ტესტები	M1 მოდელი	M2 მოდელი	M3 მოდელი
ჯარჟე-ბერას (Jarque-Bera) ტესტი	0.968413 [0.6162]	3.508649 [0.1730]	1.016199 [0.6016]
ლაგრანჟის მულტიპლიკატორის (LM) ტესტი	0.169873 [0.9516]	0.491620 [0.7419]	1.351547 [0.2801]
(ARCH) ჰეტეროსკედასტრობის ტესტი	0.903067 [0.4766]	0.488728 [0.7439]	1.351164 [0.2779]

Cusum ტესტი დაფუძნებულია რეკურსიული ნარჩენების ერთობლივ ჯამზე. თუ Cusum სტატისტიკის გრაფიკი დარჩება 5 პროცენტის მნიშვნელოვნების დონის ფარგლებში, მაშინ კოეფიციენტების შეფასება შეიძლება ითქვას რომ სტაბილურია. იგივე პროცედურის ტესტი გამოიყენება CusumSQ ტესტის დასადგენად, რომელიც დაფუძნებულია რეკურსიული ნარჩენების კვადრატზე.

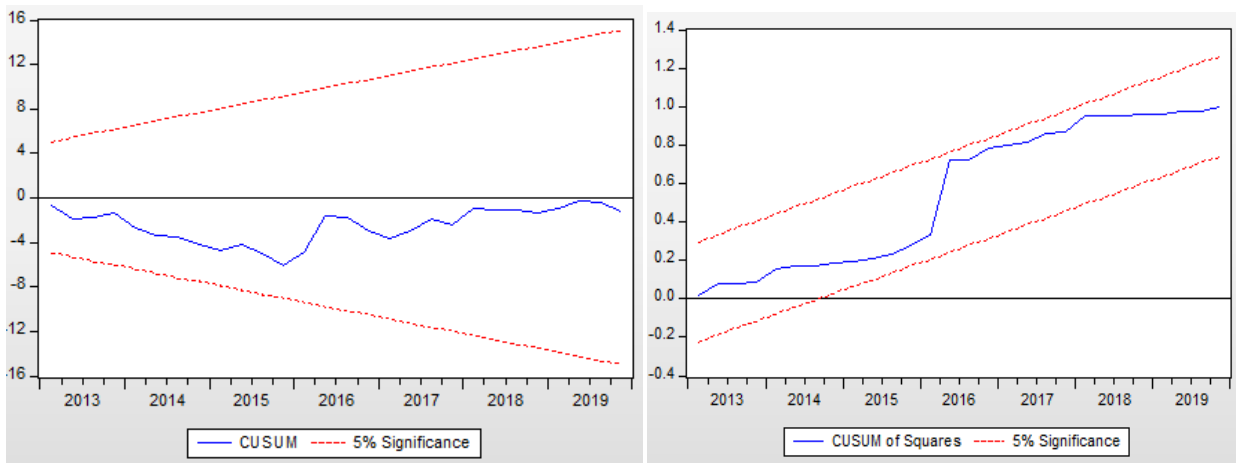
ჩვენი მოდელისათვის ამ ორი ტესტის შედეგები წარმოდგენილია გრაფიკებზე 3.2, 3.3 და 3.4. შედეგები გვიჩვენებს, რომ რეკურსიულად შეფასებული კოეფიციენტები სტაბილურია მათ გრძელვადიან ელასტიურობასთან ერთად, რაც გულისხმობს იმას, რომ სამივე მოდელი სტაბილურია.

<sup>13</sup> იხ. დანართი 2.7

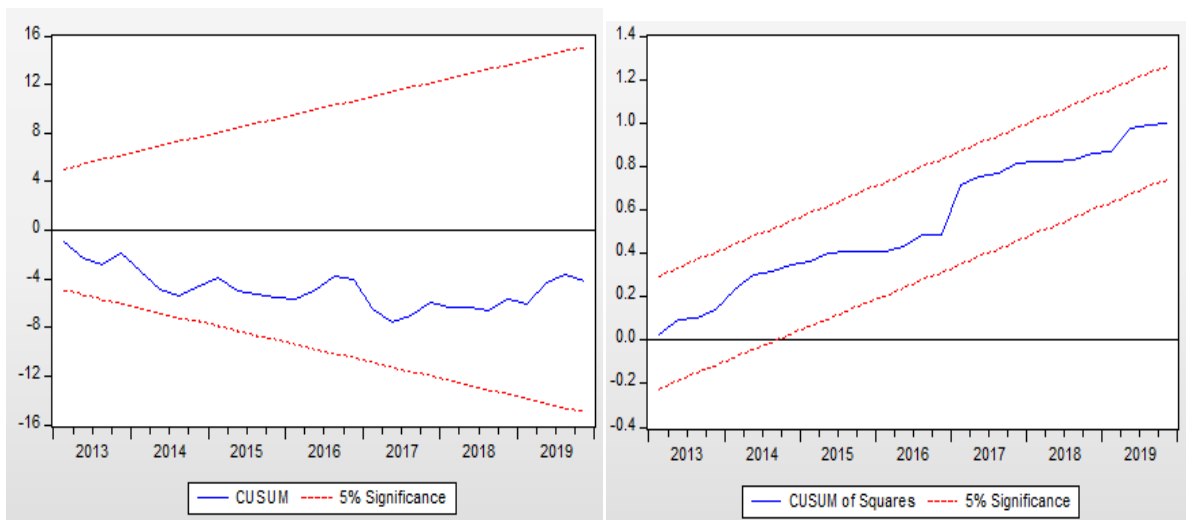
გრაფიკი 3.2. სტაბილურობის ტესტი  $m_1$  მოდელისათვის



გრაფიკი 3.3. სტაბილურობის ტესტი  $m_2$  მოდელისათვის



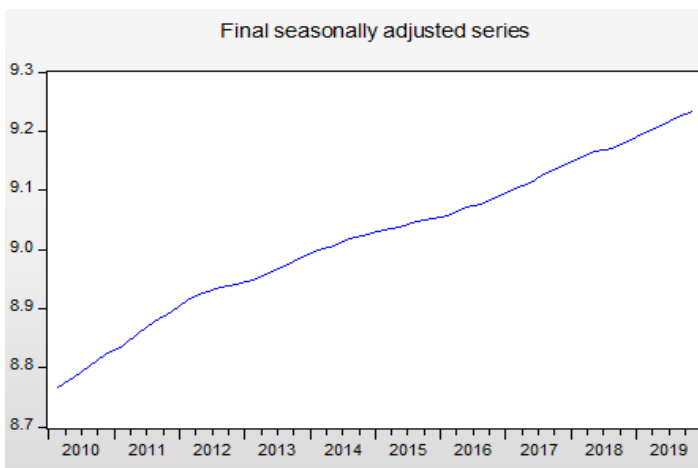
გრაფიკი 3.4. სტაბილურობის ტესტი  $m_3$  მოდელისათვის



### 3.3. ალტერნატიული სპეციფიკაცია

ზემოთ აღწერილ კვლევაში გამოყენებული რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტი მაღალი სეზონურობით ხასიათდება, მაგრამ ჩვენ არ მოვახდინეთ მისი სეზონურად მოსწორება, რადგან სეზონურად მოსწორებული დროითი მწკრივის გამოყენების შემთხვევაში ცვლადებს შორის არსებული გრძელვადიანი კავშირი იკარგება. ვაჩვენოთ აღნიშნული შედეგი. სეზონური კორექტირება მოვახდინოთ TRAMO / SEATS- ის გამოყენებით, ეს არის პროგრამა, რომელიც ევროსტატის მხარდაჭერით შეიმუშავა ესპანეთის ბანკმა (Mutler & Barlas, 2002). გრაფიკ 3.5-ზე მოცემულია სეზონურად მოსწორებული რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტი.

გრაფიკი 3.5. სეზონურად მოსწორებული რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტი



თავდაპირველად, გამოვიყენებთ დიკი-ფულერის ტესტს, რათა შევამოწმოთ მოცემული დროითი მწკრივის სტაციონალურობა.<sup>14</sup> შედეგები გვიჩვენებს, რომ სეზონურად მოსწორებული მწკრივი I(1) ტიპისაა. შემდეგ კვლავ ვიმეორებთ ზემოთ აღწერილ იოჰანსენის კონტეგრაციის ანალიზის პროცედურას, იმ განსხვავებით, რომ მასშტაბის ცვლადი სეზონურად კორექტირებულია. ახალი სპეციფიკაციის შედეგად სამივე მოდელისათვის ოპტიმალური ლაგი 1-ის ტოლი აღმოჩნდა<sup>15</sup>. შემდეგ ეტაპზე ვატარებთ მაქსიმალური საკუთარი რიცხვისა და კვალის ტესტებს. ცხრილი 3.7-ის მონაცემებზე დაყრდნობით ვასკვნით, რომ სამივე მოდელში ნულოვანი ჰიპოთეზის  $r=0$

<sup>14</sup> იხ. დანართი 2.8

<sup>15</sup> იხ. დანართი 2.9

უარყოფა შეუძლებელია და ცვლადებს შორის გრძელვადიანი დამოკიდებულება არ არსებობს.

ცხრილი 3.7. კონტეგრაციის რანგის შემოწმება<sup>16</sup>

ცვლადები	ნულოვანი ჰიპოთეზა	მაქსიმალური საკუთარი რიცხვი			საკუთარი რიცხვები	კვალის ტესტი		
		ალტერნატიული ჰიპოთეზა	$\lambda_{\max}$	5% კრიტიკული დონე		ალტერნატიული ჰიპოთეზა	$\lambda_{\text{trace}}$	5% კრიტიკული დონე
$m_1, y\text{-sat}, r_t$	$r = 0$	$r = 1$	16.03785	21.13162	0.344298	$r \geq 1$	24.44005	29.79707
	$r \leq 1$	$r = 2$	6.835177	14.26460	0.164624	$r \geq 2$	8.402208	15.49471
	$r \leq 2$	$r = 3$	1.567031	3.841466	0.040399	$r \geq 3$	1.567031	3.841466
$m_2, y\text{-sat}, r_t$	$r = 0$	$r = 1$	16.13687	21.13162	0.346004	$r \geq 1$	21.50876	29.79707
	$r \leq 1$	$r = 2$	3.811158	14.26460	0.095428	$r \geq 2$	5.371888	15.49471
	$r \leq 2$	$r = 3$	1.560730	3.841466	0.040240	$r \geq 3$	1.560730	3.841466
$m_3, y\text{-sat}, r_t$	$r = 0$	$r = 1$	14.82203	21.13162	0.322979	$r \geq 1$	20.59695	29.79707
	$r \leq 1$	$r = 2$	5.312048	14.26460	0.130460	$r \geq 2$	5.774925	15.49471
	$r \leq 2$	$r = 3$	0.462877	3.841466	0.012107	$r \geq 3$	0.462877	3.841466

სწორედ აღნიშნული არასახარბიელო შედეგის გამო, ჩვენ შეცდომების კორექციის მოდელში არ გამოვიყენეთ სეზონურად მოსწორებული რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტი.

<sup>16</sup> იხ. დანართი 2.10

## თავი IV. ფულზე მოთხოვნის მოდელირება ARDL მიდგომით

### 4.1. ემპირიული სპეციფიკაცია და მეთოდოლოგია

ეკონომიკურ ლიტერატურაზე დაყრდნობით, ფულზე მოთხოვნის ფუნქციონალური ფორმა შეიძლება იყოს:

$$Lrm = f(Y, R, \pi, EX)$$

$$Lrm = Ln \left( \frac{M_t}{P_t} \right) \quad (4.1)$$

სადაც,  $m$  არის რეალური ფულადი ბალანსი, რომელი მიიღება  $M$  ნომინალური ფულადი ბალანსის გაყოფით  $P$  სამომხმარებლო ფასების ინდექსზე,  $Y$  არის მასშტაბის ცვლადი, რომელიც გვიჩვენებს ეკონომიკური აქტივობის დონეს,  $R$  არის საპროცენტო განაკვეთი დეპოზიტებზე, რომელიც გვიჩვენებს ფულის ფლობის დანახარჯს, ხოლო, ინფლაციის დონე ( $\pi$ ) და რეალური გაცვლითი კურსი ( $EX$ ) წარმოგვიდგენს ფულის ალტერნატიულ აქტივებზე მოგების ნორმას.

(4.1) განტოლების შესაბამის მოდელს შემდეგი სახე ექნება:

$$Lrm = \alpha_1 + \alpha_2 Y + \alpha_3 R + \alpha_4 \pi + \alpha_5 EX + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

(4.2) განტოლებაში, ინფლაციისა და საპროცენტო განაკვეთის გარდა, ყველა ცვლადი წარმოადგენილია ლოგარითმში. შესაბამისად, აღნიშნული ცვლადების კოეფიციენტები წარმოადგენენ ელასტიკურობის კოეფიციენტებს. მხოლოდ ინფლაციისა და საპროცენტო განაკვეთის კოეფიციენტი წარმოადგენს ფულზე მოთხოვნის ნახევარ-ელასტიკურობას.

ეკონომიკური თეორიის თანახმად,  $\alpha_2$  უნდა იყოს დადებითი, რადგან როდესაც ტრანსაქციების დონე და ეკონომიკური აქტივობა იზრდება, რეალურ ფულზე მოთხოვნაც ასევე უნდა გაიზარდოს. დეპოზიტებზე საპროცენტო განაკვეთს ( $\alpha_3$ ) აქვს დადებითი ნიშანი, რადგან იგი წარმოადგენს ფულის ფლობის დანახარჯს. სავარაუდოდ,  $\alpha_4$  უარყოფითი იქნება, რადგან ინფლაციის ზრდა ხალხს ფულის ინვესტირებისაკენ უბიძგებს, შედეგად, ფულზე მოთხოვნა შემცირდება და ფიზიკურ აქტივებზე მოთხოვნა გაიზრდება. გაცვლითი კურსის კოეფიციენტი ( $\alpha_5$ ) შეიძლება იყოს დადებითი ან უარყოფითი. ეროვნული ვალუტის გაუფასურებამ ( $EX$ -ის ზრდამ)

შეიძლება გამოიწვიოს რეზიდენტების მფლობელობაში მყოფი უცხოური ფინანსური აქტივების შიდა სავალუტო ღირებულების ზრდა, რაც, თავის მხრივ, გამოიწვევს ფულად ნაშთებზე მოთხოვნის ზრდას. ამასთან, საშინაო ვალუტის გაუფასურებამ შეიძლება გამოიწვიოს დამატებითი გაუფასურების მოლოდინიც, რაც გამოიწვევს ფულზე მოთხოვნის შემცირებას, რაც გულისხმობს გაცვლითი კურსის უარყოფით კოეფიციენტს (Halicioglu & Ugur, 2005).

ფულზე მოთხოვნის (4.2) მოდელის შეფასებისათვის გამოვიყენებთ პესარანის მიერ შემოთავაზებულ ARDL მოდელის მიდგომას. ამ მეთოდს, კონტეგრაციის სხვა პროცედურებთან შედარებით, აქვს გარკვეული ეკონომეტრიკული უპირატესობები. უპირველეს ყოვლისა, აღმოფხვრილია ენგელ-გრენჯერის მიდგომასთან დაკავშირებული პრობლემები (ენდოგენურობის პრობლემა და შეფასებული კოეფიციენტების ტესტირების შეუძლებლობა). მეორე, მოდელის გრძელვადიანი და მოკლევადიანი პარამეტრები ერთდროულად ფასდება. მესამე, ყველა ცვლადი სავარაუდოდ ენდოგენურია. მეოთხე, ეკონომეტრიული მეთოდოლოგია ათავისუფლებს ცვლადებს შორის ინტეგრაციის რიგის დადგენის ტვირთს და ერთეულოვანი ფესვების წინასწარ ტესტირებას. მართლაც, ყველა სხვა მეთოდი მოითხოვს, რომ დროითი მწკრივის რეგრესიის განტოლების ცვლადები იყოს პირველი რიგის ინტეგრირებადი, ანუ,  $I(1)$ , მხოლოდ ARDL მიდგომა შეიძლება განხორციელდეს იმისდა მიუხედავად, არის თუ არა ძირითადი ცვლადი  $I(0)$ ,  $I(1)$  ან ნაწილობრივ ინტეგრირებული (Halicioglu & Ugur, 2005).

(4.2) განტოლებისთვის ARDL მოდელი შემდეგნაირად შეიძლება წარმოვადგინოთ:

$$\begin{aligned} \Delta Lnm = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i} \Delta Lnm_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{2i} \Delta LnY_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{3i} \Delta r_{t-i} + \\ & + \sum_{i=0}^m a_{4i} \Delta \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{5i} \Delta LnEX_{t-i} + \alpha_6 Lnm_{t-i} + \alpha_7 LnY_{t-i} \\ & + \alpha_8 r_{t-i} + \alpha_9 \pi_{t-i} + \alpha_{10} LnEX_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4.3)$$

(4.2) განტოლებაში შემავალ ცვლადებს შორის გრძელვადიანი ურთიერთობის დასადგენად ვატარებთ “საზღვრების ტესტის” (bounds test) პროცედურას, რომელიც შემოთავაზებულია პესარანის მიერ. საზღვრების ტესტის პროცედურა ემყარება F სტატისტიკას და წარმოადგენს ARDL კონტეგრაციის მეთოდის პირველ ეტაპს.

შესაბამისად, ერთობლივი მნიშვნელოვნების ტესტი, რომელიც გულისხმობს კონტეგრაციის არ არსებობას ( $H_0 : \alpha_6 = \alpha_7 = \alpha_8 = \alpha_9 = \alpha_{10} = 0$ ) უნდა ჩატარდეს (4.3) განტოლებისათვის. პესარანმა და სხვებმა (2001) აჩვენეს, რომ ამ პროცედურისთვის გამოყენებულ F ტესტს აქვს არასტანდარტული განაწილება და ახალი კრიტიკული მნიშვნელობები; ქვედა ზღვრული კრიტიკული მნიშვნელობა, თუ ვარაუდობენ, რომ ყველა ცვლადი არის  $I(0)$  და ზედა ზღვრული კრიტიკული მნიშვნელობა, თუ ყველა ცვლადი განიხილება როგორც  $I(1)$ . თუ F სტატისტიკის მნიშვნელობა ქვედა ზღვრულ კრიტიკულ მნიშვნელობაზე დაბალია, ჩვენ არ შეგვიძლია ნულოვანი ჰიპოთეზის უარყოფა და ცვლადებს შორის კონტეგრაცია არ არსებობს. თუ F სტატისტიკის მნიშვნელობა ზედა ზღვრულ კრიტიკულ მნიშვნელობაზე მაღალია, ჩვენ არ ვიღებთ ნულოვან ჰიპოთეზას და, შესაბამისად, ცვლადები არის კონტეგრირებადი. თუ F სტატისტიკის მნიშვნელობა ორ საზღვარს შორისაა მოქცეული, ტესტის შესრულება შეუძლებელია (Asad, Syed, & Hussain, 2011). თუ ტესტით დადასტურდა კონტეგრაციის არსებობა, ჩვენ  $\alpha_6$ -ის ნორმალიზებით შეგვიძლია გრძელვადიანი ელასტიკურობების დადგენა:

$$Lnm_{t-1} = \frac{a_7}{a_6} LnY_{t-1} + \frac{a_8}{a_6} r_{t-1} - \frac{a_9}{a_6} \pi_{t-1} - \frac{a_{10}}{a_6} LnEX_{t-1} \quad (4.4)$$

გრძელვადიანი ურთიერთობის შეფასების შემდეგ, (4.3)-დან შეგვიძლია მივიღოთ ARDL მოდელის შეცდომების კორექტირების შეფასებები:

$$\begin{aligned} \Delta Lnm = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i} \Delta Lnm_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{2i} \Delta LnY_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{3i} \Delta r_{t-i} + \\ & + \sum_{i=0}^m a_{4i} \Delta \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{5i} \Delta LnEX_{t-i} + \lambda EC_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (4.5)$$

სადაც,  $\lambda$  არის კორექტირების პარამეტრის სიჩქარე, ხოლო EC ტერმინი ჩამოყალიბებულია შემდეგნაირად:

$$EC = Lnm - \frac{a_7}{a_6} LnY - \frac{a_8}{a_6} r + \frac{a_9}{a_6} \pi + \frac{a_{10}}{a_6} LnEX \quad (4.6)$$

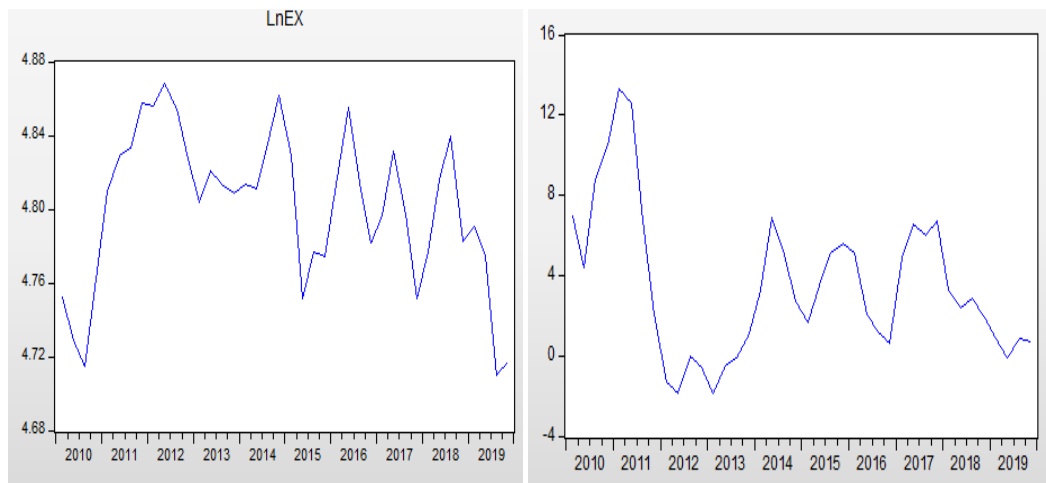
კონტეგრაციის ჰიპოთეზის კიდევ ერთი მხარდაჭერა მოდის შეცდომის კორექტირების განტოლებაში (4.5) EC-ის კოეფიციენტის უარყოფითი ნიშნისგან. ბაჰმან-ოსკოლისა და ბოლისგან (2000 წ.) ვიცით, რომ კონტეგრაცია სულაც არ ნიშნავს

სტაბილურობას. ამიტომაც, ARDL მიდგომის შემდეგი ეტაპი იქნება მოდელის სტაბილურობის შემოწმება, (4.5) განტოლებაში ჩვენ გამოვიყენებთ CUSUM და CUSUMSQ ტესტებს ECM-ის ნარჩენების მიმართ.

## 4.2. ცვლადების არჩევა და ემპირიული შედეგები

ფულზე მოთხოვნის ARDL მოდელის ასაგებად გამოვიყენებთ კვარტალურ მონაცემებს 2010:1-2019:4 პერიოდისათვის. 3.1.3 პარაგრაფში მოცემულ ცვლადებს ვამატებთ ორ ცვლადს, ესენია: ინფლაციის დონე ( $\pi$ ) და რეალური ეფექტური გაცვლითი კურსი (EX) (იხ. გრაფიკი 4.1). მონაცემები აღებულია „ეროვნული ბანკის“<sup>17</sup> საიტიდან. ამასთან ვახდენთ რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის სეზონურად მოსწორებას (იხ. გრაფიკი 3.5).

გრაფიკი 4.1. რეალური ეფექტური გაცვლითი კურსისა და ინფლაციის დროითი მწკრივები



თავდაპირველად, დიკი-ფულერის გაფართოებული ტესტის გამოყენებით შევამოწმოთ განსახილველი ცვლადების შესაბამისი დროითი მწკრივების სტაციონალურობა. ცხრილში 3.1 მოცემული შედეგებით ჩვენ ვიცით, რომ რეალური ფულადი ბალანსი (შესაბამისად,  $m_1$ ,  $m_2$  და  $m_3$ ) და დეპოზიტებზე არსებული საპროცენტო განაკვეთი ( $r$ ) არის პირველი რიგის ინტეგრირებადი  $I(1)$ . ხოლო, სეზონურად მოსწორებული რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის, ინფლაციისა

<sup>17</sup> <https://www.nbg.gov.ge/index.php?m=304>

და ლოგარითმული რეალური გაცვლითი კურსის ერთეულოვანი ფესვის ტესტის შედეგები მოცემულია ცხრილში 4.1.

ცხრილი 4.1. ერთეულოვანი ფესვის ტესტირების შედეგები<sup>18</sup>

ცვლადები	დიკი-ფულერის გაფართოებული (ADF) ტესტი			
	level		პირველი რიგის სხვაობები	
	თავისუფალი წევრი	თავისუფალი წევრი, წრფივი ტრენდი	თავისუფალი წევრი	თავისუფალი წევრი, წრფივი ტრენდი
<b>LnY-SA</b>	-1.242656	-3.148156	-3.115400**	-3.222121*
<b>INF</b>	-2.908058**	-3.119801	-4.257318***	-4.195164***
<b>lnEX</b>	-3.392099*	-3.692551**	-5.889714***	-6.399768***

\*\*\*, \*\* და \* მიუთითებს ნულოვანი ჰიპოთეზის უარყოფაზე, შესაბამისად 1%, 5% და 10%

ტესტის შედეგები გვიჩვენებს, რომ სეზონურად მოსწორებული მასშტაბის ცვლადი წარმოადგენს I(1)-ს, ხოლო ინფლაცია და რეალური ეფექტური გაცვლითი კურსი სტაციონალური ცვლადებია. აღნიშნული შედეგი ამართლებს ჩვენს კვლევაში ARDL მიდგომის გამოყენებას, რადგან ამ მიდგომის მთავარი უპირატესობა მდგომარეობს იმაში, რომ არ არის საჭირო ცვლადების კლასიფიკაცია ინტეგრაციის მიხედვით, ანუ ნულოვანი რიგის ინტეგრაციით I(0) და პირველი რიგის ინტეგრაციით I(1).

შემდეგ ეტაპზე ცალ-ცალკე  $m_1$ ,  $m_2$  და  $m_3$  რეალური ფულისათვის შევავსოთ ARDL მოდელის განტოლება. მოდელში ჩასართავი ცვლადების ლაგის არჩევისთვის გამოვიყენოთ ვექტორული ავტორეგრესიის (VAR) მოდელი. ლაგის არჩევის სპეციფიკის შესახებ ინფორმაცია მოცემულია დანართ 3.2-ში.

მეორე ეტაპზე თითოეული მოდელისათვის ჩავატაროთ ARDL კონტეგრაციის ანალიზი. ამისათვის ვიყენებთ წინა ქვეთავში აღწერილ „საზღვრების ტესტს“, რომლის შედეგებიც მოცემულია ცხრილში 4.2.

<sup>18</sup> იხ. დანართი 2.8 და 3.1

ცხრილი 4.2. „საზღვრების ტესტი“ (bounds test)<sup>19</sup>

	F სტატისტიკა
m <sub>1</sub> მოდელი	6.622932***
m <sub>2</sub> მოდელი	6.651644***
m <sub>3</sub> მოდელი	5.174318**

\*\*\*, \*\* და \* მიუთითებს ნულოვანი ჰიპოთეზის უარყოფაზე, შესაბამისად 1%, 5% და 10%

შედეგების მიხედვით, m<sub>1</sub>, m<sub>2</sub> და m<sub>3</sub> მოდელის შესაბამისი F სტატისტიკა მეტია კრიტიკულ მნიშვნელობებზე, ამიტომ ნულოვან ჰიპოთეზას ცვლადებს შორის გრძელვადიანი ურთიერთობის არ არსებობის შესახებ უარყოფთ. ეს მიუთითებს, რომ კონტეგრაცია არსებობს m<sub>1</sub>, m<sub>2</sub> და m<sub>3</sub> რეალურ ფულად ბალანსს, რეალურ მთლიან სამამულო პროდუქტს (Y-sa), დეპოზიტებზე არსებულ საპროცენტო განაკვეთს (r), ინფლაციასა (π) და რეალურ გაცვლით კურსს (EX) შორის. F-სტატისტიკა ასევე შევადარეთ იმ კრიტიკულ მნიშვნელობებს, რომლითაც გაიანგარიშება მცირე ზომის მონაცემებზე აგებული მოდელები.

აღნიშნულ ცვლადებს შორის არსებული გრძელვადიანი ურთიერთობების შესახებ ინფორმაცია მოცემულია ცხრილ 4.3-ში. ვიწრო ფულისათვის შედეგებს შეგვიძლია მივცეთ შემდეგი ინტერპრეტაცია: შემოსავლის მიმართ ელასტიკურობა არის 2.7%, რაც იმას ნიშნავს, რომ გრძელვადიან პერიოდში რეალური შემოსავლების 1%-ით გაზრდა რეალურ ფულზე მოთხოვნას ზრდის 2.7%-ით. დეპოზიტებზე არსებული საპროცენტო განაკვეთის კოეფიციენტი დადებითი, თუმცა სტატისტიკურად არამნიშვნელოვანია. ინფლაციის უარყოფითი კოეფიციენტი სტატისტიკურად მნიშვნელოვანი და თეორიასთან შესაბამისია, იგი გვიჩვენებს, რომ თუ კვარტალური ინფლაცია გაიზრდება ერთი ერთეულით, ფულზე მოთხოვნა შემცირდება 0.014%-ით. რეალური ეფექტური გაცვლითი კურსის უარყოფითი კოეფიციენტი გვიჩვენებს, რომ საქართველოში ეროვნული ვალუტის 1%-ით გაუფასურება ვიწრო ფულზე მოთხოვნას ამცირებს 0.18%-ით.

<sup>19</sup> იხ. დანართი 3.3

ცხრილი 4.3 გრძელვადიანი პერიოდის ელასტიკურობები

გრძელვადიანი პერიოდის კოეფიციენტების შეფასება				
	LnY_SA	r	inf	lnEX
<b>m1 მოდელი</b>	2.702739 [0.0000]	0.002300 [0.7776]	-0.013993 [0.0000]	-0.180209 [0.3582]
<b>m2 მოდელი</b>	3.970821 [0.0000]	0.056732 [0.1412]	-0.021339 [0.0496]	1.310922 [0.2996]
<b>m3 მოდელი</b>	3.479183 [0.0000]	-0.024053 [0.0286]	-0.006305 [0.0207]	-1.055705 [0.0001]

M2 აგრეგატისათვის მიღებული შედეგები მცირედით განსხვავდება ვიწრო ფულის მოდელირებისაგან. ძირითადი განსხვავება შეეხო რეალური გაცვლითი კურსის ელასტიკურობის კოეფიციენტს, რომელსაც დადებითი ნიშანი აქვს და გვიჩვენებს, რომ 1%-ით ლარის რეალური გაუფასურება m2 რეალურ ფულად ბალანსზე მოთხოვნას ზრდის 1.31%-ით.

ცხრილი 4.3 გვიჩვენებს, რომ M3 აგრეგატისათვის აგებულ გრძელვადიან მოდელში ყველა კოეფიციენტი სტატისტიკურად მნიშვნელოვანია. შემოსავლის ელასტიკურობა შეადგენს 3.48%-ს, ანუ რეალური შემოსავლების 1%-ით გაზრდა რეალურ ფართო ფულზე მოთხოვნას ზრდის 3.48%-ით. დეპოზიტებზე არსებული საპროცენტო განაკვეთის კოეფიციენტი კი უარყოფითია (მსგავსი შედეგი მივიღეთ იოჰანსენის კონტეგრაციის მეთოდის გამოყენების დროსაც). უარყოფითია ასევე ინფლაციისა და რეალური გაცვლითი კურსის კოეფიციენტებიც. შეფასებული მოდელიდან გამომდინარეობს, რომ კვარტალური ინფლაციის 1 ერთეულით გაზრდა რეალურ ფულზე მოთხოვნას ამცირებს 0.006%-ით. ლარის 1%-ით გაუფასურება კი - ფულზე მოთხოვნას დაახლოებით 1.06%-ით ამცირებს.

შევაჯამოთ გრძელვადიანი პერიოდისათვის მიღებული შედეგები: ფულის სამივე აგრეგატზე დადებითად მოქმედებს რეალური მშპ, ამასთან შემოსავლის ელასტიკურობების მაღალი მნიშვნელობები მიგვითითებს, რომ საქართველოში ფული ფუფუნების საგანია. ასევე, სამივე აგრეგატის მიხედვით, რეალური ფულის მოთხოვნაზე უარყოფით გავლენას ახდენს ინფლაციის დონე. განსხვავებული შედეგები

მივიღეთ საპროცენტო განაკვეთისა და რეალური ეფექტური გაცვლითი კურსის მიმართ.

შემდეგ ეტაპზე, (4.5) განტოლების მიხედვით, თითოეული აგრეგატისათვის შევაფასოთ ცდომილების კორექციის მოდელი. ცდომილების კორექციის მოდელი საშუალებას მოგვცემს ცვლადებს შორის მოკლევადიანი ურთიერთობა შევაფასოთ გრძელვადიან ურთიერთობაზე დაყრდნობით. ფულზე მოთხოვნის მოკლევადიანი პერიოდის დინამიკის შედეგები და შესაბამისი დიაგნოსტიკური ტესტები წარმოდგენილია ცხრილებში 4.4, 4.5 და 4.6. თითოეული ცხრილი დაყოფილია ორი პანელით. პანელი A გვიჩვენებს ყველა პირველი რიგის სხვაობის ლაგირებული ცვლადების შეფასებას ARDL მოდელში.  $EC_{t-1}$ -ს უარყოფითი მნიშვნელობის კოეფიციენტი გვიჩვენებს, რომ გრძელვადიანი წონასწორობიდან უარყოფითი გადახრისას მოკლევადიან პერიოდში კორექტირება ხორციელდება დადებითი მიმართულებით. პანელი B მოიცავს დიაგნოსტიკურ ტესტებს, რომელთა შორისაცაა: ბრეუშ-გოდფრის (Breush-Godfrey) LM ტესტი, ჯარჟე-ბერას (Jarque-Bera) ნორმალური განაწილების ტესტი და უაიტის (White) ჰეტეროსკედასტურობის ტესტი.

ცხრილი 4.4. M1 ფულადი აგრეგატის ცდომილების კორექციის მოდელი (ECM) ARDL მოდელისთვის<sup>20</sup>

პანელი A: დამოუკიდებელი ცვლადი $\Delta \ln m_1$	
რეგრესორები	ARDL(2,0,0,2,0)
Constant	-0.020313 [0.3022]
$\Delta \ln m_1(-1)$	0.172496 [0.4026]
$\Delta \ln m_1(-2)$	-0.286911 [0.1205]
$\Delta \ln Y - sa$	4.910380 [0.0103]
$\Delta r$	-0.001195 [0.9434]
$\Delta INF$	-0.008804 [0.0242]
$\Delta INF(-1)$	0.002496 [0.5972]
$\Delta INF(-2)$	-0.004160 [0.3260]
$\Delta \ln EX$	-0.409669 [0.0674]
$EC1(-1)$	-0.642709 [0.0320]
$R^2$	0.674125
Adjusted $R^2$	0.565500
F-statistic	6.205994 [0.0001]

<sup>20</sup> იხ. დანართები 3.4.1 და 3.5.1

პანელი B: დიაგნოსტიკური ტესტები	
ჯარქე-ბერას (Jarque-Bera) ტესტი	1.956481[0.375972]
ლაგრანჟის მულტიპლიკატორის(LM) ტესტი	0.617063 [0.5475]
უაიტის(White) ჰეტეროსკედასტურობის ტესტი	1.000052 [0.4635]

ცხრილი 4.5. M2 ფულადი აგრეგატის ცდომილების კორექციის მოდელი (ECM) ARDL მოდელისთვის<sup>21</sup>

პანელი A: დამოუკიდებელი ცვლადი $\Delta \ln m_2$	
რეგრესორები	ARDL(4,1,0,0,1)
Constant	-7.892594 [0.0063]
$\Delta \ln m_2(-1)$	-0.148375 [0.3313]
$\Delta \ln m_2(-2)$	-0.263396 [0.0333]
$\Delta \ln m_2(-3)$	-0.221469 [0.0927]
$\Delta \ln m_2(-4)$	0.085644 [0.4836]
$\Delta \ln Y-sa$	6.411463 [0.0003]
$\Delta \ln Y-sa(-1)$	1.409127 [0.4531]
$\Delta r$	0.002420 [0.8543]
$\Delta INF$	-0.007429 [0.0172]
$\Delta \ln EX$	-0.003073 [0.9871]
$\Delta \ln EX(-1)$	0.032877 [0.8547]
EC(-1)	-0.248747 [0.0064]
R <sup>2</sup>	0.764986
კორექტირებული R <sup>2</sup>	0.652588
F სტატისტიკა	6.806046 [0.0001]
პანელი B: დიაგნოსტიკური ტესტები	

<sup>21</sup> იხ. დანართები 3.4.2 და 3.5.2

ჯარქე-ბერას (Jarque-Bera) ტესტი	0.6584 [0.71]
ლაგრანჯის მულტიპლიკატორის (LM) ტესტი	0.652396 [0.63]
უაიტის(White) ჰეტეროსკედასტურობის ტესტი	1.215137 [0.3316]

ცხრილი 4.6. M3 ფულადი აგრეგატის ცდომილების კორექციის მოდელი (ECM) ARDL მოდელისთვის<sup>22</sup>

პანელი A: დამოუკიდებელი ცვლადი $\Delta \ln m_3$	
რეგრესორები	ARDL(1,0,0,1,0)
Constant	-3.853108 [0.0497]
$\Delta \ln m_3(-1)$	-0.087717 [0.5234]
$\Delta \ln Y - sa$	2.069270 [0.0710]
$\Delta r$	-0.007991 [0.5127]
$\Delta INF$	-0.004567 [0.0474]
$\Delta INF(-1)$	-0.004710 [0.0554]
$\Delta \ln EX$	-0.617677 [0.0004]
EC1(-1)	-0.263223 [0.0486]
R <sup>2</sup>	0.563343
კორექტირებული R <sup>2</sup>	0.461456
F სტატისტიკა	5.529117 [0.000371]
პანელი B: დიაგნოსტიკური ტესტები	
ჯარქე-ბერას (Jarque-Bera) ტესტი	1.087639 [0.58]
ლაგრანჯის მულტიპლიკატორის (LM) ტესტი	0.028001 [0.8683]
უაიტის(White) ჰეტეროსკედასტურობის ტესტი	0.631411 [0.7887]

4.4, 4.5 და 4.6 ცხრილების A პანელში ნაჩვენებია, რომ რეალურ ფულზე მოთხოვნის სამივე მოდელში შეცდომების კორექტირების კოეფიციენტი (EC(-1)) უარყოფითი და სტატისტიკურად მნიშვნელოვანია. ეს ფაქტი კიდევ ერთხელ ადასტურებს ცვლადებს შორის კონტეგრაციული ურთიერთობის არსებობას. ვიწრო ფულისათვის შედეგებს შეგვიძლია მივცეთ შემდეგი ინტერპრეტაცია: როდესაც ევზოგენური შოკის შედეგად წონასწორობის მდგომარეობა ირღვევა, მისი ეფექტის დაახლოებით 64.2% იქნება აღდგენილი შემდეგი კვარტლისათვის. მსგავსად,  $m_2$  და  $m_3$  მოდელისათვის

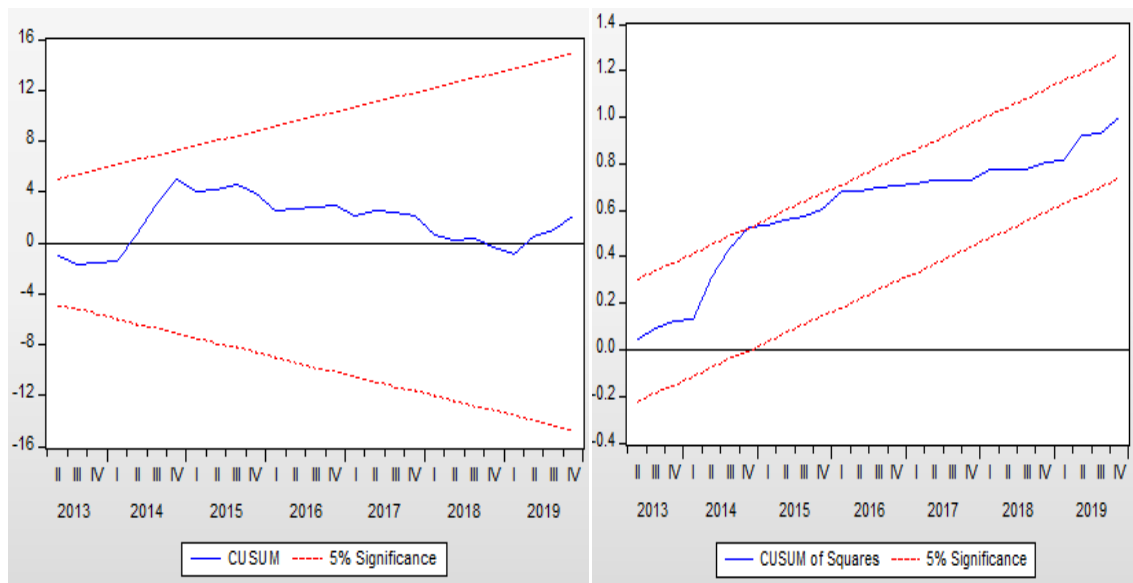
<sup>22</sup> იხ. დანართები 3.4.3 და 3.5.3

კორექტირდება შესაბამისად, 24.9% და 26.3%. შეგვიძლია დავასკვნათ, რომ ვიწრო ფულს შეუძლია წონასწორობის ბევრად უფრო სწრაფად აღდგენა, ვიდრე ფართო ფულს.

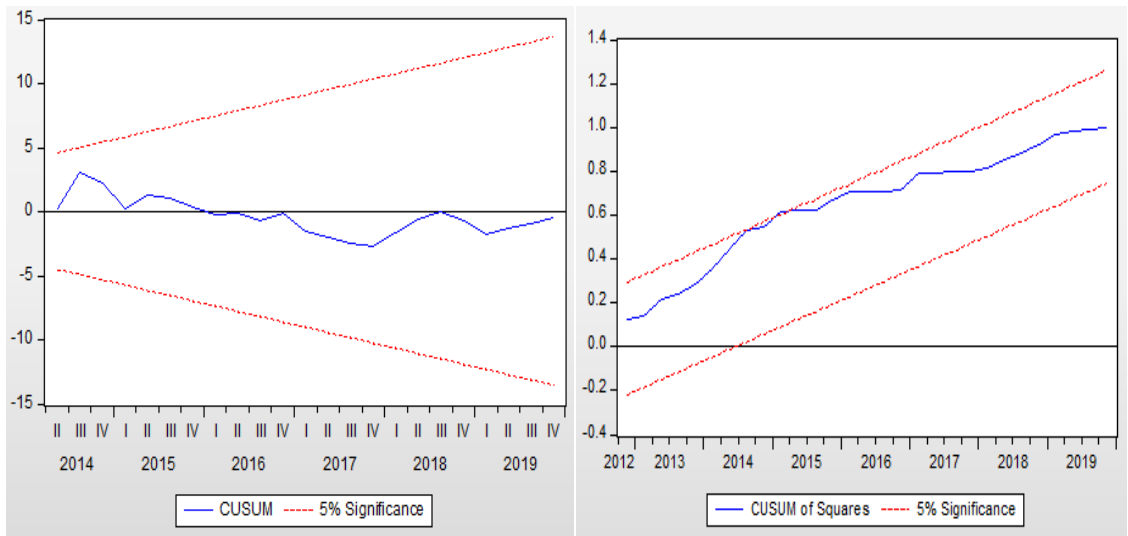
4.4, 4.5 და 4.6 ცხრილების B პანელში წარმოდგენილი დიაგნოსტიკური ტესტები გვიჩვენებს, სამივე მოდელი ვარგისი და გამოყენებადია. კერძოდ, ლაგრანჯის მულტიპლოკტორის (LM) ტესტი გვიჩვენებს, რომ მოდელში ნარჩენების ავტოკორელაციის პრობლემას ადგილი არ აქვს. ჯარჟე-ბერას (Jarque-Bera) ტესტის მიხედვით, ნარჩენები ნორმალურადაა განაწილებული. ვაიტის (White) ჰეტეროსკედასტრობის ტესტი გვიჩვენებს, რომ დროის განაწილების შეფასება არ არის ჰეტეროსკედასტრობის. შეგვიძლია დავასკვნათ, რომ სამივე მონეტარული აგრეგატი მისაღებია მონეტარული პოლიტიკის ფორმულირებისათვის, რადგან არსებობს სტაბილური კავშირი ფულზე მოთხოვნასა და მის განმსაზღვრელ ფაქტორებს შორის.

ჩვენი ანალიზის ბოლო ეტაპს წარმოადგენს სტაბილურობის ტესტის ჩატარება. მოკლევადიანი და გრძელვადიანი კოეფიციენტების სტაბილურობას გამოწმებით CUSUM და CUSUMSQ ტესტებით, გრაფიკები 4.2, 4.3 და 4.4 გვიჩვენებს, შესაბამისად, CUSUM და CUSUMSQ ტესტის შედეგებს  $m_1$ ,  $m_2$  და  $m_3$  მოდელებისათვის. შედეგების თანახმად რეკურსიულად შეფასებული კოეფიციენტები სტაბილურია მათ გრძელვადიან ელასტიურობასთან ერთად, რაც გულისხმობს იმას, რომ სამივე მოდელი სტაბილურია.

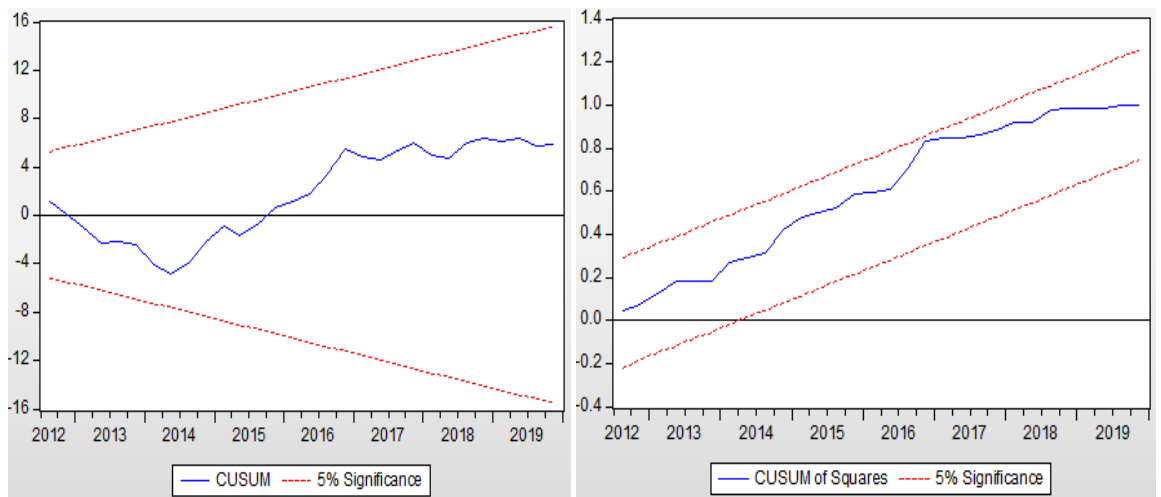
გრაფიკი 4.2. სტაბილურობის ტესტი  $m_1$  მოდელისათვის



გრაფიკი 4.3. სტაბილურობის ტესტი  $m_2$  მოდელისათვის



გრაფიკი 4.4. სტაბილურობის ტესტი  $m_3$  მოდელისათვის



შეგვიძლია დავასკვნათ, რომ სამივე მონეტარული აგრეგატი მისაღებია მონეტარული პოლიტიკის ფორმულირებისათვის, რადგან არსებობს სტაბილური კავშირი რეალურ ფულზე მოთხოვნასა და მის განმსაზღვრელ ფაქტორებს შორის.

## დასკვნა

ჩვენ განვიხილეთ ფულზე მოთხოვნის თეორიების განვითარება კლასიკური ტრადიციიდან ფრიდმანის მიდგომამდე. კლასიკურ სკოლაში ფული წარმოადგენს საქონელს, რომლის ერთეული გამოიყენება ფასების გამოსახატავად, ამასთან ფული "ნეიტრალურია" და გავლენას არ ახდენს რეალურ ეკონომიკურ ცვლადებზე.

რაოდენობრივი თეორია აერთიანებს ფიშერისა და კემბრიჯის უნივერსიტეტის ეკონომისტების შეხედულებებს. ფიშერი ხაზს უსვამს ფულის მხოლოდ გაცვლის საშუალების ფუნქციას და ფულზე მოთხოვნის ანალიზისას გამოჰყოფს გარიგების მოცულობის მნიშვნელობას. ხოლო კემბრიჯის უნივერსიტეტის ეკონომისტებმა დამატებით აღნიშნეს ფულის, როგორც ღირებულების საზომის ფუნქცია, ამასთან, ფულზე მოთხოვნის ანალიზისას გარიგების მოცულობა განიხილეს მნიშვნელოვან, მაგრამ არა ერთადერთ ფაქტორად. ამგვარად, რაოდენობრივი თეორია აღწერს ურთიერთობას რეალურ ფულზე მოთხოვნასა და რეალურ შემოსავალს შორის. მიუხედავად იმისა, რომ კემბრიჯის უნივერსიტეტის ეკონომისტებმა აღიარეს სხვა ფაქტორების როლი, როგორცაა საპროცენტო განაკვეთი და სიმდიდრე, ეს ფაქტორები არ იყო ფორმალურად ჩასმული ფულზე მოთხოვნის ანალიზში.

კეინსმა კემბრიჯის მიდგომაზე დაყრდნობით შეიმუშავა ფულზე მოთხოვნის ახალი თეორია. მან პირველად გამოიყენა ტერმინი „ლიკვიდობის უპირატესობა“ და გამოჰყო ლიკვიდობის სურვილის განმაპირობებელი სამი ძირითადი მოტივი. ამასთან, კეინსმა რეალურ ფულზე მოთხოვნის ანალიზისათვის ოფიციალურად შემოიღო საპროცენტო განაკვეთი, როგორც დამატებითი ამხსნელი ცვლადი.

პოსტკეინსიანელმა ეკონომისტებმა (ბაუმოლმა და ტობინმა) იზრუნეს კეინსის თეორიასთან დაკავშირებული ნაკლოვანებების აღმოფხვრაზე, რამაც განაპირობა ფულზე მოთხოვნის პორტფელური თეორიის შემუშავება. აღნიშნული თეორიის თანახმად, ფიზიკური პირების რაციონალური ქცევის ნაწილი არის პორტფელური აქტივების შენარჩუნება, რომელიც შედგება როგორც ფულის, ასევე ობლიგაციებისაგან. ბაუმოლისა და ტობინის მიხედვით, ფულზე მოთხოვნა საპროცენტო განაკვეთისა და რეალური შემოსავლის ფუნქციაა.

მეოცე საუკუნის მეორე ნახევარში მ. ფრიდმანმა ფულზე მოთხოვნის ფუნქცია განსაზღვრა აქტივებზე მოთხოვნის თეორიის საფუძველზე. მან ფულზე ტრანსაქციული მოთხოვნის პარალელურად, გამოჰყო ფულზე, როგორც აქტივზე მოთხოვნის არსებობა. ამასთან, ფრიდმანის მოსაზრებით, ფულზე მოთხოვნის ფუნქცია მაკროეკონომიკის ყველაზე მნიშვნელოვანი სტაბილური ფუნქციაა.

ფულზე მოთხოვნის პოსტკეინსიანული თეორიების შედარებისას ვამჩნევთ, რომ ყველა ამ მოდელმა ფულზე მოთხოვნა სხვადასხვა კუთხით გაანალიზა, მიღებული შედეგები კი თითქმის ერთნაირია. ყველა შემთხვევაში, რეალური ფულადი ბალანსი უარყოფითად არის დამოკიდებული საპროცენტო განაკვეთზე და დადებითად არის დამოკიდებული რეალურ შემოსავალზე. რა თქმა უნდა, განსხვავებები წარმოიქმნება ტრანსაქციების შესაბამისი სათანადო ცვლადის გამოყენებისა და ფულის შენახვის შესაძლებლობის თვალსაზრისით. სწორედ აღნიშნული თეორიები უდევს საფუძვლად ფულზე მოთხოვნის ემპირიულ კვლევებს.

ფულზე მოთხოვნის ემპირიული ანალიზისას მნიშვნელოვანია მოდელის სწორი სპეციფიკაცია. ფულზე მოთხოვნის ფუნქციისათვის მიზანშეწონილი ცვლადების ასარჩევად განხილულია არაერთი თეორია. მრავალფეროვანი ვარიანტები არსებობს შემდეგი სამი ცვლადის გარშემო: ფულადი მასა, მასშტაბის ცვლადი და ფულის შენახვის ღირებულება. ფულადი მასის დეფინიცია მოიცავს ვიწრო და ფართო ფულს, მათი შერჩევა ხორციელდება მკვლევარის სასწავლო მიზნის საფუძველზე. მასშტაბის ცვლადის აღმნიშვნელად გვევლინება მთლიანი ეროვნული პროდუქტი, წმინდა ეროვნული პროდუქტი ან მთლიანი სამამულო პროდუქტი. ფულის შენახვის განაკვეთი კი მოიცავს ორ კომპონენტს: ფულის ფლობის დანახარჯს და აქტივებზე მოგების განაკვეთს, როგორც ფულის ფლობის ალტერნატივას. აღნიშნული ცვლადების შერჩევა დამოკიდებულია ქვეყნის მაკროეკონომიკურ განვითარებაზე, ეკონომიკის ღიაობასა და მონაცემთა ხელმისაწვდომობაზე.

ფულზე მოთხოვნის ემპირიულ კვლევებში გავრცელებულია სამი სახის მოდელი, ესენია: ნაწილობრივი კორექტირების მოდელი (PAM), სარეზერვო მარაგის მოდელი (BSM) და შეცდომების კორექციის მოდელი (ECM).

ნაწილობრივი კორექტირების მოდელი წარმატებით გამოიყენებოდა 1970-იან წლებამდე. თუმცა, შემდგომმა კვლევებმა აჩვენა, რომ PAM-ები განიცდიდნენ სპეციფიკაციის პრობლემას და უაღრესად შემზღვეველი დინამიკა ჰქონდათ. აღნიშნული პრობლემების გადასაჭრელად შემოთავაზებული გადაწყვეტილებები იყო თეორიული ბაზის შეცვლა და დინამიკის სტრუქტურის გაუმჯობესება. პირველმა შემოთავაზებამ გამოიწვია სარეზერვო მარაგის მოდელების შექმნა, ხოლო მეორე შემოთავაზებამ კი - შეცდომების კორექტირების მოდელების შექმნა.

სარეზერვო მარაგის მოდელის მიდგომა, ჩვეულებრივი ფულზე მოთხოვნის მოდელებისაგან განსხვავებით, მოიცავს ფულის მიწოდების შოკს. აღნიშნული მოდელი თეორიულად კარგია, მაგრამ მისი ხარისხი არ აღმოჩნდა ემპირიული კვლევებისათვის შესაფერისი, რამაც მოდელის მოშლა განაპირობა. დღესდღეისობით, ფულზე მოთხოვნის ანალიზისათვის ყველაზე შესაფერის ინსტრუმენტად მიიჩნევა შეცდომების კორექციის მოდელი. ECM-ებმა აჩვენა, რომ ლაგური სტრუქტურები უნდა შეირჩეს ეკონომიკური ცვლადების მონაცემთა დამუშავების პროცესზე დაყრდნობით და არა პრიორიტეტულ საფუძველზე, რომელიც ემყარება ეკონომიკურ თეორიას ან დინამიურ თეორიას. ამასთან, მოდელის სპეციფიკაცია საშუალებას იძლევა ერთმანეთისაგან განვასხვავოთ ფულზე მოთხოვნის გრძელვადიანი და მოკლევადიანი ეფექტი. ამრიგად, თეორიასა და ეკონომეტრიკაში არსებული მიღწევების კომბინაციით, შესაძლებელია ფულზე მოთხოვნის სრულყოფილი ანალიზის ჩატარება.

მოცემულ კვლევაში, საქართველოს ეკონომიკისათვის ფულზე მოთხოვნის მოდელის ასაგებად გამოვიყენეთ ორი განსხვავებული სპეციფიკაცია და მსოფლიოში ფართოდ გავრცელებული ორი ეკონომეტრიკული მეთოდი. ესენია: იოჰანსენისა და იუსელიუსის კონტეგრაციის ანალიზი და პესარანის მიერ შემოთავაზებული ARDL მოდელის მიდგომა. ამასთან, მოდელის ორივე ვარიანტი ცალ-ცალკე განვიხილეთ M1, M2 და M3 ფულადი აგრეგატებისათვის.

ჩვენი კვლევის მესამე თავში მოცემული სპეციფიკაციის მიხედვით, რეალურ ფულზე მოთხოვნას განაპირობებს ორი ცვლადი: მთლიანი სამამულო პროდუქტი მუდმივ ფასებში და დეპოზიტებზე არსებული საპროცენტო განაკვეთი. ფულზე მოთხოვნის ანალიზის პირველ ეტაპზე ჩატარებულმა დიკი-ფულერის ტესტმა გვიჩვენა,

რომ ყველა ცვლადი წარმოადგენს  $I(1)$ -ს, ამიტომ მიზანშეწონილია კოინტეგრაციის ტესტირება იოჰანსენის მეთოდით. ჩატარებული კოინტეგრაციის ტესტით ვასკვნით, რომ ფულის სამივე აგრეგატისათვის არსებობს გრძელვადიანი ურთიერთობა რეალურ ფულზე მოთხოვნას, რეალურ მთლიან სამამულო პროდუქტსა და საპროცენტო განაკვეთს შორის. ამასთან, თითოეული მოდელისათვის მიღებული შემოსავლის ელასტიკურობის კოეფიციენტის მნიშვნელობა 1-ზე მეტია, რაც იმას ნიშნავს, რომ საქართველოში ფული ფუფუნების საგანს წარმოადგენს.

შემდეგ ეტაპზე, გრძელვადიან ურთიერთობაზე დაყრდნობით განვიხილეთ ფულზე მოთხოვნის მოკლევადიანი დინამიკა, ანუ ავაგეთ შეცდომების კორექციის მოდელი. თითოეული აგრეგატისთვის აგებულ მოკლევადიან მოდელში შეცდომების კორექტირების კოეფიციენტი მნიშვნელოვანი და უარყოფითი მივიღეთ, რაც კიდევ ერთხელ ადასტურებს აღნიშნულ ცვლადებს შორის გრძელვადიანი ურთიერთობის არსებობას. ამასთან, შედეგები გვიჩვენებს, რომ საქართველოში ფულზე მოთხოვნის წონასწორობის დარღვევისას ვიწრო ფულს შეუძლია წონასწორობის უფრო სწრაფად აღდგენა, ვიდრე ფართო ფულს. ანალიზის ბოლო ეტაპზე ჩატარებულმა სტაბილურობის ტესტებმა კი კიდევ ერთხელ დაადასტურა ჩვენს მიერ აგებული მოდელების ვარგისიანობა.

ჩვენი კვლევის მეოთხე თავში განხილული სპეციფიკაციის თანახმად რეალურ ფულზე მოთხოვნას განაპირობებს შემდეგი ოთხი ცვლადი: სეზონურად კორექტირებული რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტი, დეპოზიტებზე არსებული საპროცენტო განაკვეთი, ინფლაციის დონე და რეალური ეფექტური გაცვლითი კურსი. ერთეულოვანი ფესვის ტესტის შედეგების მიხედვით, მოცემული ცვლადების შესაბამისი დროითი მწკრივების ერთი ნაწილი წარმოადგენს  $I(0)$ -ს, ნაწილი კი  $I(1)$ -ს, ამიტომაც მოდელის ანალიზისას მიზანშეწონილად ჩავთვალეთ ARDL მიდგომის გამოყენება. შემდეგ ეტაპზე „საზღვრების ტესტის“ პროცედურამ გვიჩვენა, რომ სამივე ფულადი აგრეგატისათვის არსებობს გრძელვადიანი კოინტეგრაციული ურთიერთობა რეალურ ფულზე მოთხოვნასა და ზემოთ ჩამოთვლილ ოთხ ცვლადს შორის. ამასთან, გრძელვადიანი პერიოდის ანალიზმა გვიჩვენა, რომ  $M1$  და  $M2$  აგრეგატზე მნიშვნელოვან გავლენას ახდენს რეალური მშპ და ინფლაციის დონე, მათი შესაბამისი

ელასტიკურობის კოეფიციენტების ნიშნები კი თეორიის შესაბამისია. ხოლო M3 აგრეგატზე ოთხივე ცვლადი მნიშვნელოვან გავლენას ახდენს.

ARDL მიდგომის შემდეგ საფეხურზე ავაგეთ შეცდომების კორექციის მოდელი. თითოეული მოდელისათვის მიღებულმა კორექტირების კოეფიციენტის მნიშვნელობამ დაადასტურა გრძელვადიანი კონტეგრაციული ურთიერთობის არსებობა. ამასთან, მოდელის ახალმა სპეციფიკაციამ კვლავ გვიჩვენა ვიწრო ფულის უფრო სწრაფი კორექტირების უნარი. ბოლო ეტაპზე CUSUM და CUSUMSQ ტესტებით მტკიცდება სამივე მოდელის სტაბილურობა.

ჩვენი კვლევა ადასტურებს საქართველოში ფულზე მოთხოვნის სტაბილურობას. შესაბამისად, ფულზე მოთხოვნის სტაბილურობა ქვეყანას საშუალებას აძლევს ფულის აგრეგატები გამოიყენოს, როგორც ეკონომიკური აქტიურობის ინდიკატორი. მაგალითად, ფულზე მოთხოვნის ინვერსიული ფუნქცია შეიძლება გამოყენებულ იქნას მშპ-ს ეფექტურ შეფასებაში. ასევე, ფულზე მოთხოვნის ფუნქცია შეიძლება გამოვიყენოთ მონეტარული პოლიტიკის განხორციელებისას, კერძოდ, საბანკო სექტორის ლიკვიდობის მართვის პროცესში. ფულზე მოთხოვნის მოდელით ასევე შესაძლებელია მონეტარული პოლიტიკის გავლენის შეფასება და პროგნოზირება.

## გამოყენებული ლიტერატურა

1. ანანიაშვილი, ი. (2018). *დროითი მწკრივების ანალიზი*. ლექციების კურსი. ელექტრონული ფორმატი: თსუ.
2. ანანიაშვილი, ი. (2012). *ეკონომეტრიკა*. თბილისი: გამომცემლობა "მერიდიანი".
3. მექვაბიშვილი, ე. (2016). მოთხოვნა ფულზე. In *თანამედროვე ეკონომიკური თეორიები* (pp. 53-54). თბილისი: ლექციების კურსი.
4. Asad, M., Syed, S. H., & Hussain, I. (2011). Modeling Demand for Money in Pakistan: An ARDL Approach. *Forman Journal of Economic Studies*, Vol. 7 , 75-88.
5. Barone, A. (2019). *What Is the Quantity Theory of Money?* Investopedia.
6. Beyer, A. (1998). MODELLING MONEY DEMAND IN GERMANY. *JOURNAL OF APPLIED ECONOMETRICS*, VOL. 13 , 57-76.
7. Boorman, J. T. (1976). The Evidence on the Demand for Money: Theoretical and Empirical Results. In *Current Issues in Monetary Theory and Policy* (pp. 315-60). Arlington Heights, Illinois: AHM Public Corporation.
8. Boughton, J. M. (1992). International Comparisons of Money Demand. *Open Economies Review*, Vol. 3, No. 3 , 323-43.
9. Cuthbertson, K., & D, B. (1991). Money Demand Analysis: An Outline. In M. P. Taylor, *Money and Financial Markets*. Cambridge, Massachusetts: Basil Blackwell, Inc.
10. Cuthbertson, K., & Taylor, M. P. (1987). Buffer-Stock Money: An Appraisal. In C. Goodhart, D. Currie, & D. T. Llewellyn, *The Operation and Regulation of Financial Markets*. London: The Macmillan Press Ltd.
11. Engle, R. F., & Granger, C. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, Vol. 55, No. 2 , 251-76.
12. EPAPHRA, M. (2017). An Econometric Analysis of Demand for Money and its Stability in Tanzania. *Journal of Economics and Political Economy*, Volume 4, Issue 2 .
13. Ericsson, N. R., Hendry, D. F., & Mizon, G. E. (1998). Exogeneity, Cointegration, and Economic Policy. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 16, No. 4 , 370–387.
14. Fair, R. C. (1987). International Evidence on the Demand for Money. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 69, No. 3 , 473-80.
15. Feige, E. L., & Douglas, K. P. (1977). The Substitutability of Money and NearMonies: A Survey of the Time-Series Evidence. *Journal of Economic Literature*, Vol. 15, No. 2 , 439-69.
16. Fischer, A. M. (1993). Is Money Really Exogenous? Testing for Weak Exogeneity in Swiss Money Demand. *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 25, No. 2 , 248-58.

17. Friedman, M. (1956). *Studies in the Quantity Theory of Money*. Chicago: University of Chicago Press,.
18. Goldfeld, S. M. (1987). Demand for Money: Empirical Studies. In *Money* (pp. 131-143). Part of the The New Palgrave book series (NPA).
19. Goldfeld, S. M. (1973). The Demand for Money Revisited. *Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 3 (1973)* , 577-646.
20. Hafer, R., & Hein, S. (1980). The Dynamics and Estimation of Short-Run Money Demand. *Review (Federal Reserve Bank of St. Louis), Vol. 62, No. 1* , 26-35.
21. Halicioglu, F., & Ugur, M. (2005). On Stability of the Demand for Money in a Developing OECD Country: The Case of Turkey. *Global Business and Economic Review, Vol.7, No.3* .
22. Hendry, S. (1995). *Long-Run Demand for M1*. Working Paper, 95–11, Bank of Canada.
23. Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 12, No. 2/3* , 231-54.
24. Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: With Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 52, No. 2* , 169–210.
25. Judd, J. P., & John, L. S. (1982). The Search for a Stable Money Demand Function: A Survey of the Post-1973 Literature. *Journal of Economic Literature, Vol. 20* , 993-1023.
26. Laidler, D. E. (1984). The 'Buffer Stock' Notion in Monetary Economics. *The Economic Journal, Vol. 94 (March 1984) (Supplement)* , 17-34.
27. Laidler, D. E. (1985). *The Demand for Money: Theories and Evidence*. New York: Dunn-Donnelley, 3rd edition.
28. Laidler, D. E. (1993). *The Demand for Money: Theories, Evidence and Problems*. New York: HarperCollins College Publishers, 4th edition.
29. Milbourne, R. (1988). Disequilibrium Buffer Stock Models: A Survey. *Journal of Economic Surveys, Vol. 2, No. 3* , 187-208.
30. Mukherjee, S. (n.d.). *ECONOMICS DISCUSSION*. Retrieved March 23, 2020, from economicsdiscussion.net: <http://www.economicsdiscussion.net/money/top-5-theories-of-demand-for-money/10465>
31. Mutler, D., & Barlas, Y. (2002). *Modeling the Turkish Broad Money Demand*. ANKARA: The Central Bank of the Republic of Turkey, Head Office.
32. NRB. (2010). *Modeling Demand for Money in Nepal* . NRB Working Paper No. 6 : Nepal Rastra Bank .
33. Pesaran, M. H. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics, Vol. 16* , 289-326.

34. Ripatti, A. (1994). *Econometric Modelling of the Demand for Money in Finland*. Bank of Finland.
35. Sriram, S. S. (1999). *Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical Work*. IMF Working Paper.
36. Tillers, I. (2004). *Money Demand in Latvia*. RIGA: Latvijas Banka.
37. Valadkhani, A. (2005). Modelling Demand for Broad Money in Australia. *Australian Economic Papers*, 44(1) , 47-64.
38. White, W. H. (1978). Improving the Demand for Money Function in Moderate Inflation. *International Monetary Fund Staff Papers*, Vol. 25, No. 3 , 564-607.
39. Yoshida, T. (1990). On the Stability of the Japanese Money Demand Function: Estimation Results Using the Error Correction Model. *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, Vol. 8, No. 1 , 1-48.
40. საქართველოს ეროვნული ბანკი. (n.d.). Retrieved 05 12, 2020, from <https://www.nbg.gov.ge/index.php?m=304>
41. სტატისტიკის ეროვნული სამსახური. (n.d.). Retrieved may 20, 2020, from <https://www.geostat.ge/ka/modules/categories/23/mtliani-shida-produkti-mshp>

## დანართები

### დანართი 1. დროითი მწკრივები

წელი	$\ln m_1$	$\ln m_2$	$\ln m_3$	$\ln y$	$r$	$\ln EX$	$\pi$	$\ln y-sa$
2010-1	9.837744	9.977422	10.7079	8.564977	7.979106	4.751875	7	8.766963
2010-2	9.94574	10.0811	10.77895	8.76732	7.62284	4.728646	4.4	8.783928
2010-3	9.946341	10.09286	10.88771	8.869282	7.567483	4.714583	8.8	8.802388
2010-4	9.987251	10.14556	10.89301	8.972012	7.57454	4.762013	10.5	8.821904
2011-1	9.918474	10.10005	10.86756	8.636171	7.666709	4.809788	13.3	8.836582
2011-2	9.979858	10.17211	10.89549	8.844476	8.2406	4.828952	12.6	8.858276
2011-3	10.13217	10.30947	11.00461	8.943019	8.091137	4.833022	6.7	8.878231
2011-4	10.24407	10.43256	11.08679	9.03536	8.662597	4.857695	2.1	8.895131
2012-1	10.33227	10.51496	11.14772	8.725709	8.22428	4.855787	-1.3	8.914796
2012-2	10.33898	10.53008	11.18562	8.915396	8.066843	4.867884	-1.9	8.926006
2012-3	10.4091	10.59567	11.27389	8.996081	8.000459	4.854473	0	8.934868
2012-4	10.38906	10.58495	11.26549	9.078297	8.011963	4.827175	-0.6	8.941733
2013-1	10.37823	10.60954	11.29426	8.762928	8.178037	4.803721	-1.9	8.947469
2013-2	10.40668	10.6528	11.3192	8.947639	7.574182	4.820559	-0.5	8.959813
2013-3	10.50063	10.74384	11.38366	9.026416	7.015877	4.813664	-0.1	8.971419
2013-4	10.60798	10.84206	11.44642	9.120318	6.669796	4.808305	1.1	8.987042
2014-1	10.52564	10.78587	11.43156	8.828575	6.554979	4.813835	3.3	8.998873
2014-2	10.51208	10.78016	11.43866	8.99485	6.605018	4.811021	6.9	9.006596
2014-3	10.57417	10.85362	11.49631	9.069305	6.64418	4.835178	5	9.017076
2014-4	10.63775	10.92305	11.56435	9.144924	6.629886	4.861532	2.7	9.024811
2015-1	10.5905	10.90092	11.62696	8.870397	6.831148	4.828955	1.7	9.032481
2015-2	10.59592	10.90368	11.64682	9.035092	6.914878	4.751549	3.5	9.038295
2015-3	10.64941	10.9059	11.69592	9.096257	7.100719	4.776431	5.1	9.047424
2015-4	10.63723	10.89021	11.731	9.159319	5.845182	4.774522	5.6	9.052609
2016-1	10.56851	10.8537	11.7326	8.903597	5.35471	4.813178	5.1	9.05704
2016-2	10.66933	10.95816	11.75588	9.079154	5.490306	4.855068	2.1	9.070345
2016-3	10.7567	11.01725	11.84113	9.114268	5.194872	4.814435	1.2	9.076616
2016-4	10.80476	11.0546	11.93565	9.180747	5.222338	4.781879	0.6	9.088257
2017-1	10.75642	11.01557	11.9072	8.969159	5.806514	4.796142	4.9	9.101958
2017-2	10.77437	11.04712	11.87955	9.123188	5.862036	4.831256	6.6	9.112705
2017-3	10.84347	11.15752	11.94822	9.157505	6.590425	4.79704	6	9.128299
2017-4	10.86911	11.21651	12.03544	9.220743	6.551495	4.751502	6.7	9.140945
2018-1	10.87005	11.27157	12.04433	9.038319	6.435206	4.776807	3.3	9.154493
2018-2	10.90361	11.31834	12.07627	9.181732	6.596589	4.815752	2.4	9.164765
2018-3	10.9606	11.35613	12.12238	9.193336	6.968553	4.83931	2.9	9.171031
2018-4	11.00451	11.40549	12.1999	9.252096	6.633128	4.782719	1.9	9.182777
2019-1	11.03484	11.45481	12.22763	9.08712	7.411375	4.790325	0.9	9.197471
2019-2	11.16177	11.55208	12.29683	9.226879	7.152381	4.774809	-0.1	9.20934
2019-3	11.24475	11.61456	12.36293	9.249798	7.020415	4.709585	0.8	9.223272
2019-4	11.25914	11.63618	12.39897	9.301796	7.644688	4.71725	0.7	9.234568

## დანართი 2. ფულზე მოთხოვნის მოდელირება იოჰანსენის მეთოდით

### დანართი 2.1. ერთულოვანი ფესვის ტესტის შედეგები

#### დანართი 2.1.1. ლოგარითმული რეალური ფულადი მასის ( $m_1/p$ ) ერთულოვანი ფესვის

#### ტესტირების შედეგები

Null Hypothesis: LNM1\_P has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.666291	0.8434
Test critical values:		
1% level	-3.610453	
5% level	-2.938987	
10% level	-2.607932	

Null Hypothesis: LNM1\_P has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.309952	0.4189
Test critical values:		
1% level	-4.211868	
5% level	-3.529758	
10% level	-3.196411	

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

Null Hypothesis: LNM1\_P has a unit root  
Exogenous: None  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	3.955037	0.9999
Test critical values:		
1% level	-2.625606	
5% level	-1.949609	
10% level	-1.611593	

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

#### დანართი 2.1.2. ლოგარითმული რეალური ფულადი მასის ( $m_2/p$ ) ერთულოვანი ფესვის ტესტირების შედეგები

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LNM2_P		
Null Hypothesis: LNM2_P has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.664964	0.8438
Test critical values:		
1% level	-3.610453	
5% level	-2.938987	
10% level	-2.607932	

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LNM2_P		
Null Hypothesis: LNM2_P has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.962911	0.6027
Test critical values:	1% level	-4.211868
	5% level	-3.529758
	10% level	-3.196411

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LNM2_P		
Null Hypothesis: LNM2_P has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	5.371710	1.0000
Test critical values:	1% level	-2.625606
	5% level	-1.949609
	10% level	-1.611593

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

დანართი 2.1.3. ლოგარითმული რეალური ფულადი მასის ( $m_3/p$ ) ერთეულოვანი ფესვის ტესტირების შედეგები

Null Hypothesis: LNM3_P has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.526027	0.8751
Test critical values:	1% level	-3.610453
	5% level	-2.938987
	10% level	-2.607932

Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.962911	0.6027
Test critical values:	1% level	-4.211868
	5% level	-3.529758
	10% level	-3.196411

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LNM3_P		
Null Hypothesis: LNM3_P has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	7.153552	1.0000
Test critical values:	1% level	-2.625606
	5% level	-1.949609
	10% level	-1.611593

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

დანართი 2.1.4. ლოგარიტმული რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის ერთეულოვანი ფსვის ტესტირების შედეგები

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.621550	0.8530
Test critical values:	1% level	-3.632900
	5% level	-2.948404
	10% level	-2.612874

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.483824	0.0568
Test critical values:	1% level	-4.243644
	5% level	-3.544284
	10% level	-3.204699

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.009862	0.9877
Test critical values:	1% level	-2.632688
	5% level	-1.950687
	10% level	-1.611059

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

დანართი 2.1.5. საპროცენტო განაკვეთის ერთეულოვანი ფსვის ტესტის შედეგები

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on R		
Null Hypothesis: R has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.501280	0.5225
Test critical values:	1% level	-3.610453
	5% level	-2.938987
	10% level	-2.607932

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on R		
Null Hypothesis: R has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.978136	0.9355
Test critical values:	1% level	-4.211868
	5% level	-3.529758
	10% level	-3.196411

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on R		
Null Hypothesis: R has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.321653	0.5631
Test critical values:	1% level	-2.625606
	5% level	-1.949609
	10% level	-1.611593

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

დანართი 2.2. ერთეულოვანი ფესვის ტესტირება პირველი რიგის სხვაობებზე გადასვლით

დანართი 2.2.1. პირველი რიგის სხვაობებზე გადასვლით ლოგარითმული ფულადი მასის ( $m_1/p$ ) შემოწმება ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე.

Null Hypothesis: D(LNM1_P) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.668255	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.621023
	5% level	-2.943427
	10% level	-2.610263

Null Hypothesis: D(LNM1_P) has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.585150	0.0003
Test critical values:	1% level	-4.226815
	5% level	-3.536601
	10% level	-3.200320

Null Hypothesis: D(LNM1\_P) has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.382379	0.0001
Test critical values:		
1% level	-2.627238	
5% level	-1.949856	
10% level	-1.611469	

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

დანართი 2.2.2. პირველი რიგის სხვაობებზე გადასვლით ლოგარითმული ფულადი მასის ( $m_2/p$ ) შემოწმება ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LNM2_P)		
Null Hypothesis: D(LNM2_P) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.134096	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.615588	
5% level	-2.941145	
10% level	-2.609066	

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LNM2_P)		
Null Hypothesis: D(LNM2_P) has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.058234	0.0011
Test critical values:		
1% level	-4.219126	
5% level	-3.533083	
10% level	-3.198312	

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LNM2_P)		
Null Hypothesis: D(LNM2_P) has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.608854	0.0006
Test critical values:		
1% level	-2.627238	
5% level	-1.949856	
10% level	-1.611469	

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

დანართი 2.2.3. პირველი რიგის სხვაობებზე გადასვლით ლოგარითმული ფულადი მასის ( $m_3/p$ ) შემოწმება ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LNM3_P)		
Null Hypothesis: D(LNM3_P) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.839033	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.621023
	5% level	-2.943427
	10% level	-2.610263

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LNM3_P)		
Null Hypothesis: D(LNM3_P) has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.711305	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.226815
	5% level	-3.536601
	10% level	-3.200320

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LNM3_P)		
Null Hypothesis: D(LNM3_P) has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.071469	0.0030
Test critical values:	1% level	-2.627238
	5% level	-1.949856
	10% level	-1.611469

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

დანართი 2.2.4. პირველი რიგის სხვაობებზე გადასვლით ლოგარითმული რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის შემოწმება ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LNY)		
Null Hypothesis: D(LNY) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.240506	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.621023
	5% level	-2.943427
	10% level	-2.610263

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LNY)		
Null Hypothesis: D(LNY) has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.116054	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.226815	
5% level	-3.536601	
10% level	-3.200320	

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LNY)		
Null Hypothesis: D(LNY) has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.148520	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.628961	
5% level	-1.950117	
10% level	-1.611339	

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

*დანართი 2.2.5. პირველი რიგის სხვაობებზე გადასვლით საპროცენტო განაკვეთის შემოწმება ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე.*

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(R)		
Null Hypothesis: D(R) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.889854	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.615588	
5% level	-2.941145	
10% level	-2.609066	

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(R)		
Null Hypothesis: D(R) has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.949429	0.0001
Test critical values:		
1% level	-4.219126	
5% level	-3.533083	
10% level	-3.198312	

**Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(R)**

Null Hypothesis: D(R) has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.984132	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.627238	
5% level	-1.949856	
10% level	-1.611469	

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

**დანართი 2.3. VAR მოდელისათვის ლაგის არჩევა**

*დანართი 2.3.1. ლაგის არჩევა (m<sub>1</sub>)*

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	61.37869	NA	1.09e-05	-2.909927	-2.514047	-2.771754
2	69.45188	13.45532	1.16e-05	-2.858438	-2.066678	-2.582092
3	81.16108	17.56380	1.02e-05	-3.008949	-1.821310	-2.594431
4	179.3347	130.8982*	7.56e-08*	-7.963041*	-6.379522*	-7.410351*

*დანართი 2.3.2. ლაგის არჩევა (m<sub>2</sub>)*

VAR Lag Order Selection Criteria  
 Endogenous variables: LNM2\_P LNY R  
 Exogenous variables: C  
 Date: 05/20/20 Time: 17:25  
 Sample: 2010Q1 2019Q4  
 Included observations: 36

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-26.65799	NA	0.001043	1.647666	1.779626	1.693724
1	80.96527	191.3303	4.36e-06	-3.831404	-3.303564	-3.647174
2	89.89914	14.39346	4.43e-06	-3.827730	-2.904011	-3.505327
3	125.6880	51.69506	1.03e-06	-5.316002	-3.996403	-4.855427
4	186.3021	77.45126*	6.21e-08*	-8.183448*	-6.467969*	-7.584700*

*დანართი 2.3.3. ლაგის არჩევა (m<sub>3</sub>)*

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	72.43521	NA	5.92e-06	-3.524178	-3.128298	-3.386006
2	84.23242	19.66201	5.11e-06	-3.679579	-2.887819	-3.403233
3	97.37922	19.72021	4.16e-06	-3.909957	-2.722318	-3.495439
4	180.8968	111.3567*	6.94e-08*	-8.049819*	-6.466301*	-7.497129*

**დანართი 2.4. კოინტეგრაციის რანგის ტესტი**

*დანართი 2.4.1. კოინტეგრაციის რანგის ტესტი(m<sub>1</sub>)*

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.663553	43.78529	29.79707	0.0007
At most 1	0.059370	2.391278	15.49471	0.9878
At most 2	0.001721	0.065465	3.841466	0.7980

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.663553	41.39401	21.13162	0.0000
At most 1	0.059370	2.325813	14.26460	0.9812
At most 2	0.001721	0.065465	3.841466	0.7980

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

დანართი 2.4.2. კონტეგრაციის რანგის ტესტი(m<sub>2</sub>)

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.670483	44.70834	29.79707	0.0005
At most 1	0.064250	2.523481	15.49471	0.9843
At most 2	7.75E-08	2.94E-06	3.841466	0.9995

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.670483	42.18486	21.13162	0.0000
At most 1	0.064250	2.523478	14.26460	0.9733
At most 2	7.75E-08	2.94E-06	3.841466	0.9995

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

დანართი 2.4.3. კონტეგრაციის რანგის ტესტი(m<sub>3</sub>)

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.716415	50.54233	29.79707	0.0001
At most 1	0.062327	2.653114	15.49471	0.9804
At most 2	0.005450	0.207667	3.841466	0.6486

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.716415	47.88922	21.13162	0.0000
At most 1	0.062327	2.445446	14.26460	0.9766
At most 2	0.005450	0.207667	3.841466	0.6486

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

დანართი 2.5. ნორმალიზებული კონტეგრაციის ვექტორი

დანართი 2.5.1. ნორმალიზებული კონტეგრაციის ვექტორი(m<sub>1</sub>)

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LN M1_P	LN Y	R
1.000000	-2.905324 (0.19021)	-0.068127 (0.02297)

დანართი 2.5.2. ნორმალიზებული კონტეგრაციის ვექტორი(m<sub>2</sub>)

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 188.3472

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LN M2_P	LN Y	R
1.000000	-3.757138 (0.19548)	-0.105211 (0.02357)

დანართი 2.5.3. ნორმალიზებული კონტეგრაციის ვექტორი(m<sub>3</sub>)

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LN M3_P	LN Y	R
1.000000	-3.765419 (0.09735)	0.012915 (0.01232)

დანართი 2.6. ECM მოდელი

დანართი 2.6.1. მოკლევადიანი დინამიკა (m<sub>1</sub>)

Dependent Variable: D(LNM1\_P)  
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)  
 Date: 05/16/20 Time: 22:58  
 Sample (adjusted): 2011Q2 2019Q4  
 Included observations: 35 after adjustments

$$D(LNM1\_P) = C(1) * (LNM1\_P(-1) - 2.90532377526 * LNY(-1) - 0.0681270954508 * R(-1) + 16.1022435658) + C(2) * D(LNM1\_P(-1)) + C(6) * D(LNY(-1)) + C(7) * D(LNY(-2)) + C(8) * D(LNY(-3)) + C(11) * D(R(-2)) + C(13) * D(R(-4)) + C(14)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.466106	0.095554	-4.877908	0.0000
C(2)	0.547003	0.152529	3.586227	0.0013
C(6)	-1.141871	0.204521	-5.583146	0.0000
C(7)	-0.896858	0.129837	-6.907540	0.0000
C(8)	-0.454856	0.070237	-6.476009	0.0000
C(11)	-0.035252	0.015417	-2.286572	0.0303
C(13)	-0.033593	0.016661	-2.016315	0.0538
C(14)	0.039324	0.007897	4.979625	0.0000
R-squared	0.713827	Mean dependent var		0.038305

*დანართი 2.6.2. მოკლევადიანი დინამიკა (m2)*

$$D(LNM2\_P) = C(1) * (LNM2\_P(-1) - 3.75713798194 * LNY(-1) - 0.105211167583 * R(-1) + 23.7758527501) + C(2) * D(LNM2\_P(-1)) + C(6) * D(LNY(-1)) + C(7) * D(LNY(-2)) + C(8) * D(LNY(-3)) + C(13) * D(R(-4)) + C(14)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.314239	0.091115	-3.448835	0.0018
C(2)	0.460440	0.161562	2.849921	0.0081
C(6)	-0.987546	0.251741	-3.922867	0.0005
C(7)	-0.751617	0.163211	-4.605190	0.0001
C(8)	-0.379626	0.086446	-4.391497	0.0001
C(13)	-0.037052	0.018092	-2.048029	0.0500
C(14)	0.042125	0.009693	4.345717	0.0002
R-squared	0.542767	Mean dependent var		0.043889
Adjusted R-squared	0.444788	S.D. dependent var		0.048038
S.E. of regression	0.035794	Akaike info criterion		-3.645193
Sum squared resid	0.035875	Schwarz criterion		-3.334124
Log likelihood	70.79088	Hannan-Quinn criter.		-3.537812
F-statistic	5.539645	Durbin-Watson stat		1.878178
Prob(F-statistic)	0.000690			

*დანართი 2.6.3. მოკლევადიანი დინამიკა (m3)*

$$D(LNM3\_P) = C(1) * (LNM3\_P(-1) - 3.76541895663 * LNY(-1) + 0.0129148710459 * R(-1) + 22.29614072) + C(2) * D(LNM3\_P(-1)) + C(6) * D(LNY(-1)) + C(7) * D(LNY(-2)) + C(9) * D(LNY(-4)) + C(13) * D(R(-4)) + C(14)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.323772	0.158612	-2.041286	0.0507
C(2)	0.378217	0.197086	1.919048	0.0652
C(6)	-0.522820	0.314874	-1.660407	0.1080
C(7)	-0.329261	0.155045	-2.123642	0.0427
C(9)	0.381170	0.136366	2.795196	0.0093
C(13)	-0.022413	0.012601	-1.778603	0.0862
C(14)	0.027039	0.008775	3.081237	0.0046
R-squared	0.518151	Mean dependent var		0.043755
Adjusted R-squared	0.414898	S.D. dependent var		0.035262
S.E. of regression	0.026972	Akaike info criterion		-4.211157
Sum squared resid	0.020370	Schwarz criterion		-3.900088
Log likelihood	80.69526	Hannan-Quinn criter.		-4.103776
F-statistic	5.018250	Durbin-Watson stat		1.629505
Prob(F-statistic)	0.001326			

დანართი 2.7. მოკლევადიანი მოდელის დიაგნოსტიკური ტესტები

დანართი 2.7.1. მოკლევადიანი მოდელის დიაგნოსტიკური ტესტები ( $m_1$  მოდელი)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.169873	Prob. F(4,23)	0.9516	Jarque-Bera	0.968413
Obs*R-squared	1.004338	Prob. Chi-Square(4)	0.9091	Probability	0.616186

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.903067	Prob. F(4,26)	0.4766
Obs*R-squared	3.781551	Prob. Chi-Square(4)	0.4364

დანართი 2.7.2. მოკლევადიანი მოდელის დიაგნოსტიკური ტესტები ( $m_2$  მოდელი)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.491620	Prob. F(4,24)	0.7419	Jarque-Bera	3.508649
Obs*R-squared	2.650601	Prob. Chi-Square(4)	0.6179	Probability	0.173024

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.488728	Prob. F(4,26)	0.7439
Obs*R-squared	2.167860	Prob. Chi-Square(4)	0.7049

დანართი 2.7.3. მოკლევადიანი მოდელის დიაგნოსტიკური ტესტები ( $m_3$  მოდელი)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.351547	Prob. F(4,24)	0.2801	Jarque-Bera	1.016199
Obs*R-squared	6.434582	Prob. Chi-Square(4)	0.1690	Probability	0.601638

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.351164	Prob. F(4,26)	0.2779
Obs*R-squared	5.335016	Prob. Chi-Square(4)	0.2546

დანართი 2.8. სეზონურად მოსწორებული ლოგარითმული რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის შემოწმება ერთეულოვანი ფესვის არსებობაზე

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LNY_SA		
Null Hypothesis: LNY_SA has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.242656	0.6457
Test critical values:	1% level	-3.615588
	5% level	-2.941145
	10% level	-2.609066
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LNY_SA		
Null Hypothesis: LNY_SA has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.148156	0.1106
Test critical values:	1% level	-4.226815
	5% level	-3.536601
	10% level	-3.200320
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.775729	0.9981
Test critical values:	1% level	-2.627238
	5% level	-1.949856
	10% level	-1.611469
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.		
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LNY_SA)		
Null Hypothesis: D(LNY_SA) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.115400	0.0338
Test critical values:	1% level	-3.615588
	5% level	-2.941145
	10% level	-2.609066
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LNY_SA)		
Null Hypothesis: D(LNY_SA) has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.222121	0.0954
Test critical values:	1% level	-4.219126
	5% level	-3.533083
	10% level	-3.198312

დანართი 2.9. ალტერნატიული სპეციფიკაციისათვის ლაგის არჩევა

დანართი 2.9.1. ლაგის არჩევა( $m_1, y-sa, r$ )

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	36.78000	NA	3.07e-05	-1.876667	-1.744707	-1.830609
1	195.3194	281.8478*	7.60e-09*	-10.18441*	-9.656571*	-10.00018*
2	203.8840	13.79845	7.88e-09	-10.16022	-9.236500	-9.837817
3	210.3792	9.382076	9.33e-09	-10.02107	-8.701469	-9.560493
4	216.6949	8.070069	1.15e-08	-9.871941	-8.156462	-9.273193

დანართი 2.9.2 ლაგის არჩევა ( $m_2, y-sa, r$ )

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	40.36641	NA	2.52e-05	-2.075912	-1.943952	-2.029854
1	159.0739	211.0356*	5.69e-08*	-8.170773*	-7.642933*	-7.986543*
2	163.1124	6.506492	7.59e-08	-7.895135	-6.971415	-7.572732
3	173.7132	15.31222	7.16e-08	-7.984066	-6.664467	-7.523491
4	184.7891	14.15251	6.75e-08	-8.099393	-6.383914	-7.500645

დანართი 2.9.3 ლაგის არჩევა ( $m_3, y-sa, r$ )

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	57.82712	NA	9.54e-06	-3.045951	-2.913991	-2.999894
1	209.8259	270.2200*	3.39e-09*	-10.99033*	-10.46249*	-10.80610*
2	218.3834	13.78706	3.52e-09	-10.96574	-10.04202	-10.64334
3	227.0825	12.56536	3.69e-09	-10.94903	-9.629427	-10.48845
4	235.2024	10.37545	4.10e-09	-10.90013	-9.184654	-10.30138

დანართი 2.10. ალტერნატიული სპეციფიკაციის კონტეგრაციის ტესტი

დანართი 2.10.1 კონტეგრაციის ტესტი ( $m_1, y-sa, r$ )

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.344298	24.44005	29.79707	0.1824
At most 1	0.164624	8.402208	15.49471	0.4234
At most 2	0.040399	1.567031	3.841466	0.2106

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.344298	16.03785	21.13162	0.2226
At most 1	0.164624	6.835177	14.26460	0.5088
At most 2	0.040399	1.567031	3.841466	0.2106

დანართი 2.10.2. კონტეგრაციის ტესტი ( $m_2, y-sa, r$ )

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.346004	21.50876	29.79707	0.3267
At most 1	0.095428	5.371888	15.49471	0.7681
At most 2	0.040240	1.560730	3.841466	0.2116

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level  
 \* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
 \*\*Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.346004	16.13687	21.13162	0.2170
At most 1	0.095428	3.811158	14.26460	0.8787
At most 2	0.040240	1.560730	3.841466	0.2116

დანართი 2.10.3. კონტეგრაციის ტესტი ( $m_3, y-sa, r$ )

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.322979	20.59695	29.79707	0.3832
At most 1	0.130460	5.774925	15.49471	0.7219
At most 2	0.012107	0.462877	3.841466	0.4963

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level  
 \* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
 \*\*Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.322979	14.82203	21.13162	0.3016
At most 1	0.130460	5.312048	14.26460	0.7020
At most 2	0.012107	0.462877	3.841466	0.4963

დანართი 3. ფულზე მოთხოვნის მოდელირება ARDL მიდგომით

დანართი 3.1. ერთეულოვანი ფესვის ტესტის შედეგები ARDL მოდელისათვის

დანართი 3.1.1. ინფლაციის ერთეულოვანი ფესვის ტესტირების შედეგები

**Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on INF**

Null Hypothesis: INF has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.908058	0.0537
Test critical values: 1% level	-3.615588	
5% level	-2.941145	
10% level	-2.609066	

**Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on INF**

Null Hypothesis: INF has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.119801	0.1164
Test critical values: 1% level	-4.219126	
5% level	-3.533083	
10% level	-3.198312	

**Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on INF**

Null Hypothesis: INF has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.060606	0.0392
Test critical values: 1% level	-2.627238	
5% level	-1.949856	
10% level	-1.611469	

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

**Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(INF)**

Null Hypothesis: D(INF) has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.257318	0.0018
Test critical values: 1% level	-3.621023	
5% level	-2.943427	
10% level	-2.610263	

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

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(INF)		
Null Hypothesis: D(INF) has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.195164	0.0108
Test critical values:	1% level	-4.226815
	5% level	-3.536601
	10% level	-3.200320

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

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(INF)		
Null Hypothesis: D(INF) has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.253486	0.0001
Test critical values:	1% level	-2.628961
	5% level	-1.950117
	10% level	-1.611339

დანართი 3.1.2. ლოგარითმული რეალური გაცვლითი კურსის ერთეულოვანი ფესვის ტესტირების შედეგები

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LNEX		
Null Hypothesis: LNEX has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.392099	0.0175
Test critical values:	1% level	-3.615588
	5% level	-2.941145
	10% level	-2.609066
Null Hypothesis: LNEX has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.692551	0.0351
Test critical values:	1% level	-4.219126
	5% level	-3.533083
	10% level	-3.198312

Null Hypothesis: LNEX has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.192137	0.6106
Test critical values:		
1% level	-2.625606	
5% level	-1.949609	
10% level	-1.611593	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.  
 Null Hypothesis: D(LNEX) has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.889714	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.621023	
5% level	-2.943427	
10% level	-2.610263	

Null Hypothesis: D(LNEX) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.399768	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.226815	
5% level	-3.536601	
10% level	-3.200320	

Null Hypothesis: D(LNEX) has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.974822	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.628961	
5% level	-1.950117	
10% level	-1.611339	

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

### დანართი 3.2. ლაგის არჩევა ARDL მოდელისათვის

#### დანართი 3.2.1. ლაგის არჩევა ( $m_1$ )

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	35.09573	NA	1.29e-07	-1.671985	-1.452052	-1.59522
1	222.8873	312.9859	1.55e-11	-10.71596	-9.396360*	-10.2553
2	250.9868	39.02715*	1.42e-11*	-10.88816	-8.468891	-10.0437
3	272.6626	24.08422	2.16e-11	-10.70348	-7.184547	-9.47527
4	312.5434	33.23404	1.57e-11	-11.53019*	-6.911595	-9.91817

#### დანართი 3.2.2. ლაგის არჩევა ( $m_2$ )

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	38.28889	NA	1.08e-07	-1.849383	-1.629450	-1.772620
1	231.2210	321.5534*	9.76e-12	-11.17894	-9.859343*	-10.71837*
2	258.1228	37.36363	9.56e-12*	-11.28460	-8.865333	-10.44021
3	280.6394	25.01844	1.38e-11	-11.14663	-7.627700	-9.918430
4	309.4878	24.04036	1.86e-11	-11.36043*	-6.741836	-9.748419

დანართი 3.2.3. ლაგის არჩევა (m<sub>3</sub>)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	79.33980	NA	0.000943	-4.129989	-3.910056	-4.053226
1	82.11733	4.629214	0.000856	-4.228740	-3.964821*	-4.136625
2	82.95353	1.347210	0.000865	-4.219640	-3.911734	-4.112173
3	85.47938	3.929109*	0.000797*	-4.304410*	-3.952517	-4.181590*
4	85.97580	0.744620	0.000822	-4.276433	-3.880553	-4.138260

დანართი 3.3 „საზღვრების ტესტი“

დანართი 3.3.1. საზღვრების ტესტი (m<sub>1</sub>)

Levels Equation				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNY_SA	2.702739	0.073139	36.95355	0.0000
R	0.002300	0.008067	0.285148	0.7776
INF	-0.013993	0.002081	-6.723286	0.0000
LNEX	-0.180209	0.193037	-0.933549	0.3582
EC = LNM1_P - (2.7027*LNY_SA + 0.0023*R - 0.0140*INF - 0.1802*LNEX)				
F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	6.622932	10%	2.45	3.52
k	4	5%	2.86	4.01
		2.5%	3.25	4.49
		1%	3.74	5.06
Actual Sample Size 38				
Finite Sample: n=40				
		10%	2.66	3.838
		5%	3.202	4.544
		1%	4.428	6.25
Finite Sample: n=35				
		10%	2.696	3.898
		5%	3.276	4.63
		1%	4.59	6.368

დანართი 3.3.2. საზღვრების ტესტი ( $m_2$ )

Levels Equation				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNY_SA	3.970821	0.441535	8.993227	0.0000
R	0.056732	0.037333	1.519624	0.1412
INF	-0.021339	0.010341	-2.063635	0.0496
LNEX	1.310922	1.237432	1.059389	0.2996
EC = LNM2_P - (3.9708*LNY_SA + 0.0567*R - 0.0213*INF + 1.3109*LNEX )				
F-Bounds Test				
Null Hypothesis: No levels relationship				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	6.651644	10%	2.45	3.52
k	4	5%	2.86	4.01
		2.5%	3.25	4.49
		1%	3.74	5.06
Actual Sample Size	36	Finite Sample: n=40		
		10%	2.66	3.838
		5%	3.202	4.544
		1%	4.428	6.25
		Finite Sample: n=35		
		10%	2.696	3.898
		5%	3.276	4.63
		1%	4.59	6.368

დანართი 3.3.3. საზღვრების ტესტი ( $m_3$ )

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNY_SA	3.479183	0.087056	39.96481	0.0000
R	-0.024053	0.010490	-2.292883	0.0286
INF	-0.006305	0.002591	-2.433304	0.0207
LNEX	-1.055705	0.236549	-4.462952	0.0001
EC = LNM3_P - (3.4792*LNY_SA - 0.0241*R - 0.0063*INF - 1.0557*LNEX )				
F-Bounds Test				
Null Hypothesis: No levels relationship				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	5.174318	10%	2.45	3.52
k	4	5%	2.86	4.01
		2.5%	3.25	4.49
		1%	3.74	5.06
Actual Sample Size	39	Finite Sample: n=40		
		10%	2.66	3.838
		5%	3.202	4.544
		1%	4.428	6.25
		Finite Sample: n=35		
		10%	2.696	3.898
		5%	3.276	4.63
		1%	4.59	6.368

დანართი 3.4 ECM მოდელი ARDL მიდგომისათვის

დანართი 3.4.1. ECM მოდელი ( $m_1$ )

Dependent Variable: D(LNM1\_P)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/25/20 Time: 17:00  
 Sample (adjusted): 2010Q4 2019Q4  
 Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.020313	0.019313	-1.051751	0.3022
D(LNM1_P(-1))	0.172496	0.202848	0.850368	0.4026
D(LNM1_P(-2))	-0.286911	0.178968	-1.603143	0.1205
D(LNY_SA)	4.910380	1.778962	2.760251	0.0103
D(R)	-0.001195	0.016687	-0.071613	0.9434
D(INF)	-0.008804	0.003687	-2.388176	0.0242
D(INF(-1))	0.002496	0.004669	0.534710	0.5972
D(INF(-2))	-0.004160	0.004159	-1.000312	0.3260
D(LNEX)	-0.409669	0.214956	-1.905827	0.0674
EC(-1)	-0.642709	0.284249	-2.261079	0.0320
R-squared	0.674125	Mean dependent var		0.035481
Adjusted R-squared	0.565500	S.D. dependent var		0.057061
S.E. of regression	0.037613	Akaike info criterion		-3.497477
Sum squared resid	0.038198	Schwarz criterion		-3.062094
Log likelihood	74.70333	Hannan-Quinn criter.		-3.343984
F-statistic	6.205994	Durbin-Watson stat		2.101473
Prob(F-statistic)	0.000100			

*დანართი 3.4.2. ECM მოდელი (m2)*

Dependent Variable: D(LNM2\_P)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/24/20 Time: 13:38  
 Sample (adjusted): 2011Q2 2019Q4  
 Included observations: 35 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.892594	2.623943	-3.007913	0.0063
D(LNM2_P(-1))	-0.148375	0.149493	-0.992526	0.3313
D(LNM2_P(-2))	-0.263396	0.116312	-2.264575	0.0333
D(LNM2_P(-3))	-0.221469	0.126262	-1.754037	0.0927
D(LNM2_P(-4))	0.085644	0.120271	0.712093	0.4836
D(LNY_SA)	6.411463	1.523647	4.207971	0.0003
D(LNY_SA(-1))	1.409127	1.846178	0.763267	0.4531
D(R)	0.002420	0.013032	0.185728	0.8543
D(INF)	-0.007429	0.002892	-2.568925	0.0172
D(LNEX)	-0.003073	0.188746	-0.016282	0.9871
D(LNEX(-1))	0.032877	0.177499	0.185226	0.8547
EC(-1)	-0.248747	0.082967	-2.998158	0.0064
R-squared	0.764986	Mean dependent var		0.043889
Adjusted R-squared	0.652588	S.D. dependent var		0.048038
S.E. of regression	0.028314	Akaike info criterion		-4.025028
Sum squared resid	0.018439	Schwarz criterion		-3.491766
Log likelihood	82.43799	Hannan-Quinn criter.		-3.840946
F-statistic	6.806046	Durbin-Watson stat		2.062028
Prob(F-statistic)	0.000057			

*დანართი 3.4.3. ECM მოდელი (m3)*

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.853108	1.883634	-2.045572	0.0497
D(LNM3_P(-1))	-0.087717	0.135865	-0.645622	0.5234
D(LNY_SA)	2.069270	1.105551	1.871710	0.0710
D(R)	-0.007991	0.012062	-0.662508	0.5127
D(INF)	-0.004567	0.002209	-2.067427	0.0474
D(INF(-1))	-0.004710	0.002363	-1.993551	0.0554
D(LNEX)	-0.617677	0.155483	-3.972645	0.0004
EC(-1)	-0.263223	0.128017	-2.056157	0.0486
R-squared	0.563343	Mean dependent var		0.042632
Adjusted R-squared	0.461456	S.D. dependent var		0.037747
S.E. of regression	0.027701	Akaike info criterion		-4.150035
Sum squared resid	0.023020	Schwarz criterion		-3.805280
Log likelihood	86.85066	Hannan-Quinn criter.		-4.027374
F-statistic	5.529117	Durbin-Watson stat		1.892176
Prob(F-statistic)	0.000371			

დანართი 3.5. ECM მოდელის დიაგნოსტიკური ტესტები

დანართი 3.5.1. დიაგნოსტიკური ტესტები ( $m_1$ )

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.617063	Prob. F(2,25)	0.5475	Jarque-Bera 1.956481
Obs*R-squared	1.740583	Prob. Chi-Square(2)	0.4188	Probability 0.375972

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.000052	Prob. F(9,27)	0.4635
Obs*R-squared	9.250361	Prob. Chi-Square(9)	0.4145
Scaled explained SS	4.155381	Prob. Chi-Square(9)	0.9009

დანართი 3.5.2. დიაგნოსტიკური ტესტები ( $m_2$ )

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.652396	Prob. F(4,19)	0.6323	Jarque-Bera 0.658426
Obs*R-squared	4.226618	Prob. Chi-Square(4)	0.3762	Probability 0.719490

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.215137	Prob. F(11,23)	0.3316
Obs*R-squared	12.86425	Prob. Chi-Square(11)	0.3023
Scaled explained SS	3.921819	Prob. Chi-Square(11)	0.9721

დანართი 3.5.3. დიაგნოსტიკური ტესტები ( $m_3$ )

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.028001	Prob. F(1,29)	0.8683	Jarque-Bera 1.087639
Obs*R-squared	0.036656	Prob. Chi-Square(1)	0.8482	Probability 0.580527

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.631411	Prob. F(34,3)	0.7887
Obs*R-squared	33.34085	Prob. Chi-Square(34)	0.4997
Scaled explained SS	12.17612	Prob. Chi-Square(34)	0.9998

Ivane Javakhishvili Tbilisi State University

Faculty of Economics and Business

Salome Zarkua

Modelling the Demand for Money (On the example of the Georgian  
Economy)

Master's Program: Economics

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

Head: Professor Iuri Ananiashvili

Doctor of Economics, head of  
econometrics department

Co-head: Lado Pashoghli

TSU doctoral student

Tbilisi 2020