

ივანე ჯავახიშვილის სახელობის თბილისის სახელმწიფო  
უნივერსიტეტის ეკონომიკისა და ბიზნესის ფაკულტეტი

ნატო მეზალიშვილი

ინფლაციისა და უმუშევრობის დინამიკის  
ეკონომეტრიკული მოდელირება

სამაგისტრო ნაშრომი შესრულებულია ეკონომიკის მაგისტრის  
აკადემიური ხარისხის მოსაპოვებლად

ეკონომიკისა და ბიზნესის ფაკულტეტის ეკონომიკის კათედრა

ხელმძღვანელი: პროფესორი იური ანანიაშვილი

ეკონომიკის მეცნიერებათა დოქტორი,

თსუ ეკონომეტრიკის კათედრის ხელმძღვანელი, პროფესორი

თანახელმძღვანელი: ნინო კულატამიშვილი

თსუ დოქტორანტი

თბილისი 2020

## ანოტაცია

ნაშრომში განხილულია სხვადასხვა თეორია ინფლაციისა და უმუშევრობის დინამიკის ასახსნელად. კვლევა განხორციელდა საქართველოს ეკონომიკის მაგალითზე, კერძოდ, შეფასდა, რამდენად შეესაბამება ფილიპსის მოდელი ქვეყანაში არსებულ ეკონომიკურ სიტუაციას ბოლო ოცი წლის განმავლობაში.

კვლევის მიზანია, დავადგინოთ რამდენად არსებობს ინფლაციისა და უმუშევრობას შორის კავშირი მოკლე და გრძელვადიან პერიოდებში. აღნიშნული დამოკიდებულების გაგებას უდიდესი მნიშვნელობა აქვს მაკროეკონომიკური პოლიტიკის შემმუშავებელ-თათვის, ვინაიდან ინფლაციაც და უმუშევრობაც უდიდეს გავლენას ახდენს მოსახლეობის კეთილდღეობაზე. ამ საკითხის შესახებ მრავალი ურთიერთგამომრიცხავი თეორიაა შემუშავებული ეკონომისტებისა და მკვლევარების მიერ. ჩვენ შევეცადეთ სხვადასხვა მოდელების ანალიზით, გამოვიკვლიოთ რა ურთიერთდამოკიდებულება არსებობს საქართველოში უმუშევრობასა და ინფლაციას შორის.

ნაშრომის პირველ თავში განვიხილავთ ამ თემის ირგვლივ არსებულ ლიტერატურას. მეორე ნაწილში ავხსნით საქართველოში არსებულ მაკროეკონომიკურ გარემოს, რათა უკეთ დავინახოთ განვითარების რა ეტაპზე ხდება აღნიშნული ურთიერთდამოკიდებულების ანალიზი. შემდეგ ნაწილში ვისაუბრებთ ინფლაციაზე, მის განმსაზღვრელ ფაქტორებსა და მოსალოდნელ შედეგებზე. ასევე შევეხებით უმუშევრობის ფენომენს და განვიხილავთ უმუშევრობის ბუნებრივი დონის შესახებ თეორიებს.

მესამე თავში ინფლაცია-უმუშევრობის დინამიკის ასახსნელად განვიხილავთ სხვადასხვა მოდელს. კერძოდ, ტრადიციული ფილიპსის მოდელს შევაფასებთ ჩვეულებრივი უმცირეს კვადრატთა მეთოდით. შემდეგ გავაფართოვებთ მოდელს მასში სხვა მნიშვნელოვანი ცვლადების ჩართვით. ასევე განვიხილავთ ვექტორული ავტორეგრესიის მოდელს. შემდეგ გამოვიყენებთ ARDL მიდგომას და ცდომილების კორექციის მოდელს, რათა გავანალიზოთ ინფლაციისა და უმუშევრობას შორის არსებული დამოკიდებულების მოკლევადიანი და გრძელვადიანი ეფექტები.

## Annotation

In this research we analyze many different theories to explain the relationship between two main macroeconomic variables: inflation and unemployment. The research is based on the economy of Georgia, in particular we estimate whether Philips curve is valid for our economic situation during the recent twenty years.

The main goal of this research is to explore the relationship between inflation and unemployment both in short run and long run periods. Understanding this relationship is crucial for policymakers because these macroeconomic variables have a big impact on the people's standards of living. There are multiple theories investigating this relationship, some are controversial. We try to explore what kind of relationship between these variables exist in Georgia.

In the first section of this research, we review the literature in detail. In the second section we explain the macroeconomic environment in which we are going to conduct our research. In this section we also represent inflation, its main determinants and expected consequences. Then we analyze theories about unemployment and the natural rate of unemployment.

In the third section we estimate different models to explain the connection between inflation and unemployment. At first, we estimate traditional Philip's model using ordinary least squares. Then we expand our model incorporating other important variables. We also use Vector autoregressive model (VAR). Then we use ARDL and ECM models, to analyze the short run and the long run effects of this relationship.

## სარჩევი

შესავალი .....	5
1. ლიტერატურის მიმოხილვა .....	8
2. საქართველოს მაკროეკონომიკური გარემოს მიმოხილვა .....	18
2.1 ინფლაცია, მისი გამომწვევი მიზეზები და შედეგები .....	18
2.2 უმუშევრობის დონე და NAIRU .....	26
3. ინფლაციისა და უმუშევრობის ურთიერთდამოკიდებულების შეფასება.....	32
4. ინფლაციისა და უმუშევრობის დინამიკის შეფასება ვექტორული ავტორეგრესიის მოდელით	44
5. განაწილებულ ლაგიანი ავტორეგრესიული მოდელი (ARDL).....	49
დასკვნა .....	58
გამოყენებული ლიტერატურა .....	60
დანართები .....	63

## შესავალი

ნებისმიერი ქვეყნის მაკროეკონომიკური პოლიტიკის ერთ-ერთი მიზანი ფასების სტაბილურობის და სრული დასაქმების უზრუნველყოფაა. შესაბამისად, ინფლაციისა და უმუშევრობის დინამიკის შესწავლას უდიდესი მნიშვნელობა აქვს მაკროეკონომიკური პოლიტიკის შემუშავებლებისთვის, რათა მათ სწორი ნაბიჯები გადადგან მოსახლეობის კეთილდღეობის გაუმჯობესების მიმართულებით. ეკონომისტებს შორის წლების განმავლობაში მიმდინარეობს დავა იმის შესახებ, თუ რამდენად მიღწევადია ეს ორი მიზანი ერთად. თავდაპირველად, საჭიროა განვსაზღვროთ, როგორ არის ეს ორი მაკროეკონომიკური ცვლადი ერთმანეთთან დაკავშირებული.

სახელმწიფოს მიერ გატარებული ფულად-საკრედიტო პოლიტიკა გავლენას ახდენს ინფლაციაზე რეფინანსირების განაკვეთისა და შესაბამისად, საპროცენტო განაკვეთის ცვლილების გზით. ეს ფინანსური ცვლილებები, თავის მხრივ, შრომის ბაზარზე პოულობს ასახვას. კერძოდ, როდესაც სახელმწიფო ექსპანსიურ პოლიტიკას ატარებს და ზრდის ფულის მასას, მცირდება როგორც მოკლევადიანი, ისე გრძელვადიანი საპროცენტო განაკვეთი, რაც სესხებს აიაფებს და ზრდის შინამეურნეობების შემოსავლებს. შედეგად, ისინი ზრდიან ერთობლივ მოთხოვნას და ფირმები საპასუხოდ ზრდიან წარმოებას, ქირაობენ დამატებით მუშახელს, რაც უმუშევრობის შემცირებას გულისხმობს. თეორიულად ასე შეგვიძლია ავხსნათ ინფლაციასა და უმუშევრობას შორის არსებული უარყოფითი დამოკიდებულება.

ერთ-ერთი პირველი ეკონომისტი, რომელმაც მათ შორის გარკვეული კავშირის ახსნა სცადა იყო ახალ ზელანდიელი ეკონომისტი ვილიამ ფილიპსი. მას შემდეგ ამ თემას უამრავი ნაშრომი მიეძღვნა. მკვლევართა ნაწილი თვლის, რომ არსებობს გარკვეული კომპრომისი ამ ორ მაკროეკონომიკურ ცვლადს შორის, ნაწილს კი მიაჩნია, რომ ეს კავშირი მხოლოდ მოკლევადიან პერიოდში იჩენს თავს, გრძელვადიან პერიოდში კი აღნიშნული დამოკიდებულება ქრება. უამრავი ნაშრომი არსებობს, რომელიც უმუშევრობასა და ინფლაციას შორის უარყოფით კავშირს ადასტურებს, თუმცა მათი ურთიერთდამოკი-

დებულება ბევრად კომპლექსურია ვიდრე ეს ერთი შეხედვით ჩანს. ეკონომისტების ნაწილი ინფლაციასა და უმუშევრობას შორის კავშირს წრფივი დამოკიდებულების სახით განიხილავენ Gordon (1997), ნაწილი კი მიიჩნევს რომ კავშირი არაწრფივია. ასევე არსებობს ნაშრომები, სადაც აღნიშნულ ორ ცვლადს შორის დადებითი კავშირი დასტურდება. აღსანიშნავია, რომ ამ მიმართულებით კვლევა ისევ გრძელდება. ზოგიერთი ეკონომისტის აზრით ინფლაციასა და უმუშევრობას შორის დამოკიდებულება წლების განმავლობაში თანდათანობით შესუსტდა. ერთ-ერთ მთავარ მიზეზად ისინი ასახელებენ ინფლაციური მოლოდინების გავლენას და ეროვნული ბანკის ჩართულობას მოლოდინების ფორმირებაში. გარდა ამისა, აქ იკვეთება გლობალიზაციის როლიც, კერძოდ ინტენსიური კონკურენციის პირობებში ფირმები არიან გარკვეულწილად შეზღუდულები ფასების ხშირი ცვლილებისგან. სხვადასხვა ქვეყნის ეკონომიკის ანალიზი ცხადყოფს, რომ ინფლაცია-უმუშევრობის დინამიკა ბევრ ფაქტორზეა დამოკიდებული და დამატებით ანალიზს საჭიროებს. ლიტერატურათა უმრავლესობაში ინფლაციისა და უმუშევრობის ახსნის პროცესში ორ პრობლემაზე მახვილდება ყურადღება: სპეციფიკაციის სისუსტე და ენდოგენურობის პრობლემა. ინფლაციის მოდელში დიდი მნიშვნელობა აქვს ინფლაციური მოლოდინების გათვალისწინებას, თუმცა, ვინაიდან ის, ისევე როგორც უმუშევრობის ბუნებრივი დონის მაჩვენებელი, დაუკვირვებადი მაჩვენებელია, სრულყოფილი მოდელის ფორმირება გართულებულია.

ნაშრომში მოყვანილია ინფლაციისა და უმუშევრობის მოდელები, კერძოდ ფილიპსის მრუდი და მისი სხვადასხვა მოდიფიკაციები. საქართველოს ეკონომიკის მაგალითზე შევეცდებით ავხსნათ რა ურთიერთდამოკიდებულება არსებობს ამ ორ მაკროეკონომიკურ ცვლადს შორის. მოდელის გასაანალიზებლად დავეყრდნობით 1998-2019 წლის კვარტალურ მონაცემებს.

ნაშრომის პირველ თავში განვიხილავთ ამ თემის ირგვლივ არსებულ ლიტერატურას, მეორე ნაწილში ავხსნით საქართველოში არსებულ მაკროეკონომიკურ გარემოს, რათა უკეთ დავინახოთ განვითარების რა ეტაპზე ხდება აღნიშნული ურთიერთდამოკიდებულების ანალიზი. შემდეგ ნაწილში ვისაუბრებთ ინფლაციაზე, მის

განმსაზღვრელ ფაქტორებსა და მოსალოდნელ შედეგებზე. ასევე შევხებით უმუშევრობის ფენომენს და განვიხილავთ უმუშევრობის ბუნებრივი დონის შესახებ თეორიებს.

მესამე თავში ინფლაცია-უმუშევრობის დინამიკის ასახსნელად განვიხილავთ სხვადასხვა მოდელს. კერძოდ ტრადიციული ფილიპსის მოდელს შევაფასებთ ჩვეულებრივი უმცირეს კვადრატთა მეთოდით. შემდეგ გავაფართოვებთ მოდელს მასში სხვა მნიშვნელოვანი ცვლადების ჩართვით. ასევე განვიხილავთ ვექტორული ავტორეგრესიის მოდელს. შემდეგ გამოვიყენებთ ARDL მიდგომას და ცდომილების კორექციის მოდელს, რათა გავანალიზოთ ინფლაციასა და უმუშევრობას შორის არსებული დამოკიდებულების მოკლევადიანი და გრძელვადიანი ეფექტები.

## 1. ლიტერატურის მიმოხილვა

უამრავი თეორიული თუ ემპირიული კვლევა არსებობს სხვადასხვა ქვეყნის ეკონომიკის მაგალითზე განსხვავებული მოდელების განხილვით დროის სხვადასხვა სივრცეში, თუმცა უმუშევრობასა და ინფლაციას შორის კავშირის ზუსტი ახსნა კვლავ რთულად გადასაწყვეტ პრობლემად რჩება.

უილიამ ფილიპსი (1958) იყო ერთ-ერთი პირველი ეკონომისტი, რომელმაც წარმოგვიდინა ინვერსიული დამოკიდებულება უმუშევრობასა და ინფლაციას შორის. მან შეისწავლა დამოკიდებულება უმუშევრობის დონესა და ხელფასების ზრდის ტემპს შორის დიდ ბრიტანეთში თითქმის ერთი საუკუნის მონაცემებზე (1861-1957) დაყრდნობით და აღმოაჩინა, რომ ინფლაციას განსაზღვრავს ორი ძირითადი ფაქტორი: უმუშევრობის დონე და ხელფასის დონის ცვლილება. მან განიხილა ფულადი ხელფასის ცვლილების სამი განსხვავებული დეტერმინანტი: ჭარბი მოთხოვნა შრომაზე, შრომაზე მოთხოვნის ცვლილების მაჩვენებელი და საცალო ვაჭრობის ფასების დონე. მან აგრეთვე გამორიცხა მოთხოვნისა და მიწოდების ეფექტები. მოდელის მიხედვით 5.5% -იანი უმუშევრობა ასოცირდებოდა 0 %-იან ინფლაციასთან, ხოლო როდესაც ის ასცდებოდა ამ ზღვარს, იწყებოდა ნომინალური ხელფასის შემცირების ტენდენცია<sup>1</sup>. ფილიპსის მიერ შემუშავებულმა მოდელმა კარგად იმუშავა დიდ ბრიტანეთში გარკვეული პერიოდის განმავლობაში, კერძოდ ის კარგად ხსნიდა არსებულ დამოკიდებულებას ინფლაციასა და უმუშევრობას შორის 1950-იან წლებამდე, თუმცა 1960-1970 წლებში სიტუაცია შეიცვალა და მოდელის სიზუსტე კითხვის ნიშნის ქვეშ დადგა. მას შემდეგ უამრავი ნაშრომი შეიქმნა ფილიპსის მრუდის ვალიდურობის გასატესტად. იმ დროისათვის გავრცელებული მიდგომის თანახმად მოდელში უნდა ჩართულიყო ინფლაციისა და უმუშევრობის ლაგური მნიშვნელობები, რათა უკეთ ახსნილიყო ეკონომიკური დამოკიდებულება. მიუხედავად ამისა, აღნიშნული მოდელი კვლავ მნიშვნელოვან ინსტრუმენტად რჩებოდა მაკროეკონომიკური პოლიტიკის გამტარებელ პირთათვის. 1970-იან წლებში ქვეყნების უმეტესობა

---

<sup>1</sup> Phillips, A. W. (1958), „The relationship between unemployment and the rate of change of money wages in the United Kingdom 1861-1957“



სტაგფლაციის წინაშე დადგა. მოგვიანებით კი 1980-1990-იან წლებში დაბალი ინფლაციის პერიოდი დადგა და ეკონომისტებმა ფილიპსის მრუდის მოდიფიკაციებზე დაიწყეს საუბარი. სამუელსონმა და სოლოუმ (1960) დაახლოებით ფილიპსის მიერ შემუშავებული მოდელის მსგავსი მოდელი შექმნეს ამერიკის შეერთებულ შტატების სტატისტიკურ ინფორმაციაზე დაყრდნობით. კერძოდ, მათ 25 წლის მონაცემები აიღეს და აჩვენეს მჭიდრო კავშირი უმუშევრობის დონესა და ინფლაციას შორის. უფრო მეტიც, მათი დასკვნებით, პოლიტიკოსებს ჰქონდათ არჩევანის შესაძლებლობა უმუშევრობა-ინფლაციის კომბინაცი-იდან აერჩიათ სასურველი დონე<sup>2</sup>. აქვე აღსანიშნავია ფრიდმანის (1968) მიერ შემუშავებული უმუშევრობის ბუნებრივი დონის შესახებ თეორია, რომლის მიხედვით გრძელვადიან პერიოდში ფილიპსის მრუდი არის სრულიად ვერტიკალური და უმუშევრობის დონე დამოუკიდებელია ინფლაციისა და მონეტარული პოლიტიკისგან. “ინფლაცია ყოველთვის და ყველგან მონეტარული ფენომენია” - წერს იგი. უმუშევრობის ბუნებრივ დონეს ლიტერატურაში NAIRU-ს ანუ უმუშევრობის არამზარდი ინფლაციის ტემპის სახელითაც ვხვდებით. მოკლევადიან პერიოდში ნომინალური შოკების გავლენით შესაძლოა უმუშევრობის დონე გასცდეს ბუნებრივ დონეს, თუმცა გრძელვადიან პერიოდში ის კვლავ უბრუნდება ბუნებრივ მდგომარეობას. ის აღწერს ადაპტური მოლოდინების გავლენას ფასებსა და ხელფასებზე და აღნიშნავს, რომ შრომის ბაზრის წონასწორობა ინფლაციისგან სრულიად დამოუკიდებელია<sup>3</sup>. მის მიერ შემუშავებულ მოდელს შემდეგი სახე აქვს:

$$\pi = \pi^e - \varepsilon(U - U_N),$$

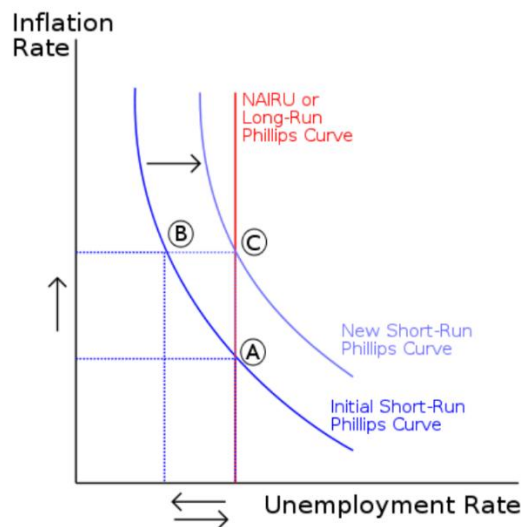
სადაც  $\pi^e = \pi_{t-1}$  რაც იმას ნიშნავს, რომ მუშაკები ინფლაციის მოსალოდნელ დონეს წინა წლის დონის შესაბამისად განსაზღვრავენ. ფრიდმანი აკრიტიკებს ფილიპსს, რომ მის მიერ შემუშავებული მოდელი მოიცავს ნომინალურ და არა რეალური ხელფასის მაჩვენებლებს. ფრიდმანი ასკვნის, რომ არსებობს მხოლოდ დროებითი კომპრომისი ინფლაციასა და უმუშევრობას შორის, რომელიც ძირითადად მოულოდნელი ინფლაციიდან

<sup>2</sup> Samuelson, P. A. Solow, R.M. (1960). “Analytical aspects of anti-inflation policy”

<sup>3</sup> Fridman, M. (1968). “The role of monetary policy”

გამომდინარეობს. მათ შორის მუდმივი კავშირი მაშინაც კი არ არსებობს, როდესაც ინფლაციის მაჩვენებელი საგრძნობლად მაღალია.

ილუსტრაციისთვის განვიხილოთ ნახ. 1.1. მთავრობის ექსპანსიური პოლიტიკის გავლენით ეკონომიკა მოკლევადიან პერიოდში A წერტილიდან B წერტილში გადაადგილდება, შედეგად მცირდება უმუშევრობის დონე და იზრდება ინფლაცია. იქიდან გამომდინარე რომ იზრდება ერთობლივი მოთხოვნა, გრძელვადიან პერიოდში თავად ფილიპსის მრუდი იწყებს მოძრაობას მარჯვნივ და ზემოთ, შედეგად ეკონომიკა B წერტილიდან C წერტილში გადაინაცვლებს, რაც უმუშევრობის უცვლელობას და ინფლაციის ზრდას გულისხმობს.



ნახაზი 1.1. კავშირი ინფლაციასა და უმუშევრობას შორის

მოგვიანებით რობერტ ლუკასმა გააკრიტიკა ფილიპსის მოდელი და აღნიშნა, რომ ინფლაცია და უმუშევრობა შესაძლოა თანაარსებობდეს. მან მოდელს დაუმატა მოსალოდნელი ინფლაციის ელემენტი და რაციონალური მოლოდინების თეორია. ზოგადად, ჩვენთვის ცნობილია, რომ ინფლაციური მოლოდინები მნიშვნელოვან გავლენას ახდენს ინფლაციის რეალური მაჩვენებლის ფორმირებაზე. კერძოდ, როდესაც მოსახლეობას და ფირმებს აქვთ ფასების ზრდის მოლოდინი, ისინი ცვლიან თავიანთ ქცევას, ზრდიან მსყიდველობითუნარიანობას, რაც თავისთავად ზრდის ინფლაციის რეალურ დონეს. როდესაც ინფლაცია ძალიან მაღალი და ხანგრძლივია, ამან შესაძლოა

ხალხს დაზოგვის შემცირებისკენ უბიძგოს, რაც ინვესტიციების შემცირებაზე და უმუშევრობის ზრდაზე აისახება. ეკონომისტთა ნაწილს მიაჩნდა, რომ ინფლაციის დინამიკა აღიწერება ჩვეულებრივი შემთხვევითი ხეტიალის მოდელით დრეიფის გარეშე.

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \varepsilon_t.$$

ინფლაციური მოლოდინები კი რაციონალურია და შესაბამისად ადგილი აქვს შემდეგი სახის დამოკიდებულებას:

$$\pi_t^e \equiv E_{t-1}\pi_t,$$

სადაც  $E_{t-1}$  არის მოლოდინის ოპერატორი  $t - 1$  პერიოდის ინფორმაციის პირობით.

შემთხვევითი ხეტიალის ჰიპოთეზა გულისხმობს, რომ მიმდინარე ინფლაციის საუკეთესო პროგნოზს იძლევა წინა პერიოდის ინფლაცია, ანუ:

$$E_{t-1}\pi_t = \pi_{t-1}.$$

ამ მნიშვნელობის  $\pi = \pi^e - \varepsilon(U - U_N)$  გამოსახულებაში ჩასმით მივიღებთ:

$$\pi_t = \pi_{t-1} - b(u_t - u^n).$$

თუ ამ გამოსახულებას შემდეგნაირად გადავწერთ

$$\pi_t - \pi_{t-1} = -b(u_t - u^n),$$

შევნიშნავთ, რომ NAIRU,  $u^n$ , არის უმუშევრობის დონე, რომლის დროსაც ინფლაცია სტაბილურია გრძელვადიან პერიოდში. ადვილი დასანახია, რომ უპირობო ლოდინის დროს განხილული ფილიპსის მრუდი ვერტიკალურია (ნულოვანი კომპრომისი) გრძელვადიან პერიოდში. ხოლო, თუ განვიხილავთ პირობით ლოდინს, დავინახავთ, რომ მოკლევადიან პერიოდში ინფლაცია-უმუშევრობის კომპრომისი  $-b$  - ს ტოლია.

აღნიშნულ მოდელთან ახლოსაა ადაპტური მოლოდინის თეორია, რომლის მიხედვით მოსალოდნელი ინფლაცია არის წინა პერიოდის მოსალოდნელი ინფლაციისა და წინა პერიოდის პროგნოზის შეცდომის წრფივი კომბინაცია. მოდელი ასე გამოიყურება:

$$\pi_t^e = \pi_{t-1}^e + \varphi(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e).$$

დროთა განმავლობაში ჩნდებოდა მოსაზრებები, რომ ინფლაცია შესაძლოა უარყოფითად იყოს დამოკიდებული უმუშევრობის დონეზე, როდესაც მოთხოვნის შოკი უფრო დომინანტურია, ხოლო მათ შორის დადებითი ურთიერთდამოკიდებულება ჩნდება

მაშინ, როდესაც მიწოდების მკვეთრ შოკებს აქვს ადგილი, მაგალითად, ნავთობის ფასის ძლიერი ზრდა, რასაც ეკონომიკა რეცესიულ მდგომარეობამდე მიჰყავს. შესაბამისად, ფილიპსის მრუდმა მოდიფიკაცია განიცადა და ეკონომიკურ ლიტერატურაში გაჩნდა ახალი კეინზიანური ფილიპსის მრუდი, რომელსაც მოდელირების ორი ფორმა გააჩნია: წმინდა და ჰიბრიდული. რობერტსის (1995) მოდელის<sup>4</sup> მიხედვით წმინდა ფორმით ახალი კეინზიანური ფილიპსის მოდელს შემდეგი სახე აქვს:

$$\pi_t = \beta_1 \pi_{t+1}^e + \beta_2 X_t + \varepsilon_t,$$

სადაც  $\pi_t$  გამოსახავს ინფლაციის მიმდინარე მნიშვნელობას,  $\pi_{t+1}^e$  ინფლაციის მომავალი მოსალოდნელი დონეა,  $X_t$  რეალური ზღვრული დანახარჯების მაჩვენებელია (სადაც იგულისხმება შრომის ანაზღაურების წილი მთლიან შიდა პროდუქტში და არა უმუშევრობის დონე ან გამოშვების გაპი). გალისა და გერტლერის (1999) მიერ შემუშავებულ იქნა მოდელი, რომელსაც მათ ჰიბრიდული უწოდეს. ის იმით განსხვავდება წმინდა ვარიანტისგან, რომ მასში ჩართულია როგორც მომავალში მოსალოდნელი ინფლაციის მაჩვენებელი, ასევე ინფლაციის ლაგური მნიშვნელობებიც. ჰიბრიდული კეინზიანური მოდელი ასე გამოიყურება:

$$\pi_t = \beta_1 \pi_{t+1}^e + \beta_2 \pi_{t-1} + \gamma X_t + \varepsilon_t.$$

მომენტთა მეთოდით მოდელის შეფასების შედეგად გამოტანილია დასკვნა, რომ მომავალზე ორიენტირებული მიდგომა ბევრად მძლავრია, ვიდრე წარსულზე, ვინაიდან მოსალოდნელი ინფლაციის კოეფიციენტი აღემატება ლაგური ინფლაციის შესაბამის კოეფიციენტს.

ფილიპსის მოდელის კიდევ ერთ გაფართოებას წარმოადგენს ინფლაციის „სამკუთხა“ მოდელი<sup>5</sup>, რომელიც შემუშავებულ იქნა გორდონის (1997) მიერ. აღნიშნული მოდელის მიხედვით ინფლაცია სამი ფაქტორით განისაზღვრება: ე.წ ინერციით ანუ

<sup>4</sup> Roberts, J. (1995). “New Keynesian Economics and the Philips curve”

<sup>5</sup> Marika Karanassou, Hector Sala, Dennis J. Snower (2006): “Phillips Curves and Unemployment Dynamics: A Critique and a Holistic Perspective”

ინფლაციის ლაგური მნიშვნელობებით, მოთხოვნით და მიწოდებით. მოდელის ზოგად სპეციფიკაციას აქვს სახე:

$$\pi_t = \alpha(L)\pi_{t-1} + \beta(L)D_t + c(L)z_t + \varepsilon_t,$$

სადაც, ინფლაციის მიმდინარე მნიშვნელობა,  $\pi_t$ , განისაზღვრება მისი ლაგური მნიშვნელობით  $\pi_{t-1}$ , ჭარბი მოთხოვნით,  $D_t$ , და მიწოდების შოკებით,  $z_t$ .  $\varepsilon_t$  ასახავს სერიულად არაკორელირებულ შემთხვევით შეცდომას.  $L$  ძვრის ლაგური ოპერატორია. აღნიშნული მოდელის დამახასიათებელი თვისება ის არის, რომ მოიცავს ინფლაციის გრძელ ლაგს და იმ შემთხვევაში, თუ მოთხოვნისა და მიწოდების შოკებს უგულვებელყოფთ, ინფლაციის მიმდინარე მნიშვნელობა მის ლაგურ მნიშვნელობებს გაუტოლდება. ჭარბი მოთხოვნის,  $D_t$ -ს, ჩამნაცვლებელ ცვლადად გამოიყენება უმუშევრობის გაპი და მისი ლაგური მნიშვნელობა, ასევე მწარმოებლურობის გაპი. საბოლოოდ მოდელი შეგვიძლია შემდეგი სახით ჩავწეროთ:

$$\pi_t = \alpha(L)\pi_{t-1} + \beta(L)(U_t - U_t^N) + c(L)z_t + \varepsilon_t$$

$$U_t^N = U_{t-1}^N + \varphi_t$$

$$E\varphi_t = 0, \text{var}(\varphi_t) = \tau^2$$

როგორც სხვა ტრადიციულ მოდელებში, აქაც ფილიპსის მრუდი არის უარყოფითად დახრილი მოკლევადიან პერიოდში და ვერტიკალური გრძელვადიან პერიოდში. აქვე მნიშვნელოვანია გამოვყოთ რამდენიმე შემთხვევა, რაც დროითი მწკრივების ცვლადების ბუნებიდან გამომდინარეობს:

1. თუ ინფლაცია არის პირველი რიგის ინტეგრირებადი პროცესი, ხოლო ჭარბი მოთხოვნა და მიწოდება ნულოვანი რიგის, დაბალანსებული განტოლება მიიღება მხოლოდ მაშინ, როდესაც  $\alpha=1$ .

2. ინფლაცია, მოთხოვნა და მიწოდება პირველი რიგის ინტეგრირებადი მწკრივებია, ამასთან ისინი არიან კოინტეგრირებულები. ასეთ შემთხვევაში მოდელი დინამიკურად სტაბილურია და  $\alpha$  მოდულით ერთზე ნაკლებია, მაშასადამე უმუშევრობის ბუნებრივი დონე არ არსებობს.

3. ყველა ცვლადი სტაციონარულია, მოდელიც სტაციონარულია, თუმცა უმუშევრობის ბუნებრივი დონე ისევ არ არსებობს.

წლების განმავლობაში სხვადასხვა ქვეყნის სტატისტიკურ მაჩვენებლებზე დაყრდნობით ეკონომისტები ასკვნიან, რომ ინფლაციასა და უმუშევრობას შორის არსებობს ინვერსიული დამოკიდებულება მოკლევადიან პერიოდში, თუმცა გრძელვადიან პერიოდში ისინი შესაძლოა დადებითად ურთიერთდამოკიდებულად კი გახდეს. Alfred A. Haug, Ian P. King (2011) ამერიკის შეერთებული შტატების 1952-2010 წლების ანალიზით ხსნიან გრძელვადიან დადებით კავშირს ინფლაციასა და უმუშევრობას შორის<sup>6</sup>.

ისეთ განვითარებად ქვეყანაში, როგორცაა ნიგერია, მკვლევარები წერენ რომ ქვეყანაში ადგილი აქვს როგორც უმუშევრობის დონის, ისე ინფლაციის ზრდას - „სტაგფლაციას“, შესაბამისად ეს პროცესი თითქოსდა უარყოფს ფილიპსის მოდელის არსებობას. Zayed et al. (2018) გატესტა ფილიპსის მრუდის არსებობა ფილიპინების რესპუბლიკაში 1950-2017 წლების მაგალითზე<sup>7</sup>. მან ერთმანეთს დაუკავშირა ინფლაციის დონე, უმუშევრობის დონე, მთლიანი შიგა პროდუქტი და წლიური სახელფასო განაკვეთი. მან გამოიყენა ჩვეულებრივი უმცირეს კვადრატთა მეთოდი და იოჰანსენის გრძელვადიანი კონტეგრაციის ტესტმა აჩვენა, რომ ნამდვილად არსებობს გრძელვადიანი კავშირი ზემოაღნიშნულ ცვლადებს შორის, თუმცა აგრეთვე გამოიკვეთა, რომ ინფლაცია და უმუშევრობა დადებით დამოკიდებულებაშია, რაც იმას ადასტურებს, რომ ფილიპსის მრუდი ფილიპინების რესპუბლიკის ეკონომიკისთვის შეუსაბამოა.

აქვე აღსანიშნავია საერთაშორისო სავალუტო ფონდის მიერ 2013 წელს შემუშავებული მოდელი<sup>8</sup>, რომელიც ეყრდნობოდა 21 წამყვანი ქვეყნის სტატისტიკას ინფლაციისა და ციკლური უმუშევრობის შესახებ 1960 წლიდან 2013 წლამდე. ნაშრომში შემუშავებულ მოდელს შემდეგი სახე აქვს:

$$\pi_t = (1 - \theta)\pi_{t-1} + \theta\pi_t^e - ku_t + \gamma\pi_t^m + \varepsilon_t,$$

<sup>6</sup> Alfred A. Haug, Ian P. King, (2011). “Empirical evidence on inflation and unemployment in the long run”

<sup>7</sup> Zayed et al. (2018). “Testing Philips curve to examine the inflation rate regarding unemployment rate, annual wage rate and GDP of Philippines: 1950-2017”

<sup>8</sup> World Economic Outlook. (2013). “World Economic and Financial Surveys”. International Monetary Fund.

სადაც,  $\pi_t$  გამოსახავს ინფლაციის მიმდინარე დონეს,  $\pi_{t-1}$  არის ინფლაციის ლაგური მნიშვნელობა,  $\pi_t^e$  - ინფლაციის მოსალოდნელ დონეს,  $\pi_t^m$  - ასახავს იმპორტირებულ პროდუქტთა ინფლაციის დონეს,  $u_t$  - ციკლურ უმუშევრობას. როგორც მოდელში ვხედავთ ინფლაცია დამოკიდებულია როგორც ლაგურ ისე მოსალოდნელ მნიშვნელობაზე და  $\theta$  პარამეტრი ერთგვარ დამაბალანსებელს წარმოადგენს ლაგურ და მოსალოდნელ ცვლადებს შორის. მოდელში ჩართული იმპორტირებული პროდუქტის ინფლაციის მაჩვენებელიც საკმაოდ კარგ სპეციფიკაციას აძლევს მოდელს, ვინაიდან სხვადასხვა ქვეყნის ინფლაციის დონე მნიშვნელოვნად არის დამოკიდებული მსოფლიო ეკონომიკაში მიმდინარე ცვლილებებზე და ეს ფაქტორი აღნიშნულ შემთხვევაში გათვალისწინებულია. მოდელის შეფასების შედეგად საშუალება გვაქვს შევაფასოთ ინფლაციის მიმდინარე დონეზე რომელი ფაქტორს აქვს დომინანტური გავლენა: ინფლაციის ლაგურ მნიშვნელობას, მოსალოდნელ დონეს, უმუშევრობის ციკლურ მაჩვენებელს თუ მსოფლიოდან იმპორტირებულ ინფლაციის მაჩვენებელს.  $\varepsilon_t$  გამოსახავს მიწოდების მხრიდან არსებულ შოკებს. მოდელი შეფასდა მაქსიმალური დასაჯერებლობის მეთოდით კალმანის არაწრფივი ფილტრის გამოყენებით. ეკონომეტრიკული ანალიზის შედეგად გამოიკვეთა რამდენიმე მნიშვნელოვანი დასკვნა: ინფლაციის მგრძობელობა უმუშევრობის მიმართ მკვეთრად შემცირდა გასული რამდენიმე ათწლეულის განმავლობაში. გარდა ამისა, გლობალური ინფლაციის გავლენა სხვადასხვა ქვეყნის ინფლაციის მაჩვენებელზე აღმავალი ტენდენციით გამოირჩეოდა. კიდევ ერთი მიგნება ის იყო, რომ ინფლაციის მიმდინარე დონესა და მის წარსულ მნიშვნელობას შორის დამოკიდებულება შესუსტდა, რაც იმას ნიშნავს, რომ ინფლაციური მოლოდინების მართვის გზით უკეთ იქნა გაკონტროლებული ინფლაციის მიმდინარე მნიშვნელობა. ფილიპსის მრუდი უფრო მეტად ბრტყელი გახდა, რაც იმას ნიშნავს, რომ ცენტრალურ ბანკებს მიეცათ მეტი თავისუფლება უფრო მკვეთრი რეაგირება მოახდინონ გამოშვების მისი მოსალოდნელი დონიდან გადახრაზე, ისე რომ მკვეთრად არ შეცვალონ ინფლაციის დონე. თუმცა, ინფლაციურ შოკებზე მკვეთრი გავლენის მოსახდენად მოუწევთ შეეგუონ გამოშვების დიდ მერყეობებს. ზოგადად, ემპირიული კვლევები ინფლაცია-უმუშევრობის დამოკიდებულების შესახებ

განსხვავებულ შედეგს გვიჩვენებს. შესაბამისად, მათ შორის ცალსახა დამოკიდებულების მტკიცებულება არ არსებობს. გარდა ამისა, სხვადასხვა ქვეყნის ეკონომიკაში დროის სხვადასხვა პერიოდში ინფლაცია-უმუშევრობას შორის კავშირი სხვადასხვაა. ინფლაციის დონებს შორის განსხვავება ქვეყნის ეკონომიკის განვითარებაზეც არის დამოკიდებული. ბალასა-სამუელსონის ჰიპოთეზის თანახმად, ინფლაციის დონე უფრო მაღალია განვითარებად, ვიდრე განვითარებულ ქვეყნებში, რაც განვითარებად ქვეყნებში პროდუქტიულობის უფრო სწრაფი ზრდით აიხსნება. ვაჭრობად ქვეყნებში პროდუქტიულობის ზრდას თან ახლავს ხელფასების ზრდა, რაც არავაჭრობად სექტორებსაც მოიცავს და საბოლოო ჯამში იწვევს ინფლაციის უფრო მკვეთრ ზრდას.

საქართველოში ამ თემის ირგვლივ ჩატარებული კვლევები ბევრი არ არის, თუმცა ამ მხრივ საყურადღებოა საქართველოს ეროვნული ბანკის კვლევითი ნაშრომი<sup>9</sup>: „ფილიპსის მრუდის იდენტიფიკაცია საქართველოსთვის“. აღნიშნული კვლევის მიზანია ახსნას რამდენად შეესაბამება ფილიპსის მრუდი საქართველოს ეკონომიკას, შესაბამისად რა ურთიერთდამოკიდებულება არსებობს ინფლაციასა და უმუშევრობის დონეს შორის. მათ ფილიპსის მრუდი შეაფასეს GMM-ის და ARDL-ის გამოყენებით. მათ მიერ შემუშავებულ მოდელს აქვს სახე:

$$\pi_t = b_1\pi_{t-1} + b_2\pi_{t+1}^{exp} + \gamma mc_t + \varepsilon_t$$

სადაც  $\pi_t, \pi_{t-1}$ ,  $\pi_{t+1}^{exp}$  გამოსახავს ინფლაციის მიმდინარე, წარსულ და მომავალ მნიშვნელობებს,  $mc_t$  - ზღვრულ დანახარჯებს, ხოლო  $\varepsilon_t$  მიწოდების მხარეს არსებული შოკებია. ისინი მოდელში რთავენ არა მხოლოდ ინფლაციის მოლოდინებს, არამედ მის წარსულ მნიშვნელობებსაც, რაც მოდელის სპეციფიკაციას აუმჯობესებს. შედეგად ავტორები ასკვნიან, რომ საქართველოში ფილიპსის მრუდს აქვს დადებითი დახრილობა, თუმცა დახრის კუთხე ბევრად მცირეა, ვიდრე სტანდარტულ შემთხვევაში. დახრილობის კოეფიციენტი 0,1-ის ტოლია. ერთ-ერთი მნიშვნელოვანი დასკვნა რაც აღნიშნული

<sup>9</sup> ლაშა არევაზე, თამთა სოფრომაძე, გიორგი ცუცქირიძე, შალვა მხატრიშვილი. (2020). *ფილიპსის მრუდის იდენტიფიკაცია საქართველოსთვის*, საქართველოს ეროვნული ბანკი კვლევითი ნაშრომების სერია.



კვლევიდან გამომდინარეობს ის არის, რომ ინფლაციის თარგეთირების რეჟიმის დანერგვამდე ინფლაცია უფრო მეტად იყო დამოკიდებული ლაგურ მნიშვნელობებზე, ხოლო თარგეთირების რეჟიმის დანერგვის შემდეგ კი ის უფრო მეტად არის მიბმული ეროვნული ბანკის მიერ დადგენილ მიზნობრივ მაჩვენებელზე. შესაბამისად, სრულიად ლოგიკურია ინფლაციის განმსაზღვრელ განტოლებაში როგორც ლაგური მნიშვნელობების, ისე ინფლაციური მოლოდინების გათვალისწინება.

ძალიან საინტერესო კვლევას გვთავაზობს ივანე ბარბაქაძე (2008) „ინფლაციის ახსნა საქართველოსთვის“ ნაშრომში<sup>10</sup>, სადაც ის 2004-2007 წლების ანალიზით ასკვნის რომ ინფლაციის მთავარი განმსაზღვრელი ფაქტორებია გაცვლითი კურსის ცვლილება, ფულის მიწოდება და ნომინალური ხელფასი. ის ვექტორული ავტორეგრესიის მოდელის საშუალებით ცდილობს ახსნას აღნიშნული დამოკიდებულება მოცემულ ცვლადებს შორის. კვლევის შედეგები გვიჩვენებს რომ გრძელვადიან პერიოდში გაცვლითი კურსის ცვლილებას საკმაოდ ძლიერი გავლენა აქვს ინფლაციაზე, კერძოდ ლარის გაცვლითი კურსის დოლარის მიმართ 1%-იანი გაუფასურება ინფლაციას 0.43%-ით ზრდის, ასევე მნიშვნელოვანი ეფექტი აქვს ფულის მიწოდებასაც, ნომინალური ხელფასის კოეფიციენტი კი უარყოფითი და არამნიშვნელოვანია. მას მხოლოდ მოკლევადიან პერიოდში აქვს გავლენა ინფლაციაზე.

---

<sup>10</sup> Barbakadze. I. (2008). Explaining Inflation in Georgia: Do Exchange Rate and Nominal Wage Matter?

## 2. საქართველოს მაკროეკონომიკური გარემოს მიმოხილვა

### 2.1 ინფლაცია, მისი გამომწვევი მიზეზები და შედეგები

ინფლაცია იმ ძირითად მაკროეკონომიკურ ინდიკატორებს შორისაა, რომელთა სტაბილიზაცია მრავალი ქვეყნის მთავრობის გამოწვევაა. განსაკუთრებით, ისეთი განვითარებადი ქვეყნისთვის როგორც საქართველოა, ინფლაციის მართვას უდიდესი მნიშვნელობა აქვს.

ინფლაცია - ტრადიციული გაგებით ეროვნული ვალუტის მსყიდველობითი უნარიანობის დაცემაა, რომელიც მიმოქცევაში არსებული ფულადი მასის დიდი რაოდენობითაა გამოწვეული, თუმცა დღესდღეობით ინფლაცია ფასების საერთო დონის ზრდის სინონიმად გამოიყენება. ფასების სტაბილურობის მიღწევის პასუხისმგებლობა საქართველოში ეროვნული ბანკს აკისრია. მისი მიზანია საშუალოვადიან პერიოდში ინფლაცია ისეთ დონეზე შეინარჩუნოს, რაც უზრუნველყოფს გრძელვადიან პერიოდში მაღალ და მდგრად ეკონომიკურ ზრდას. სხვადასხვა მოდელებზე დაყრდნობით ის ცდილობს ინფლაციის სტაბილიზაციას. საქართველოს ეროვნული ბანკი 2009 წლიდან მონეტარული პოლიტიკის ერთ-ერთ ინსტრუმენტად ინფლაციის თარგეთირებას იყენებს, რომელიც შედარებით ახალი პრაქტიკაა და წარმატებულად გამოიყენება სხვადასხვა ქვეყნებში. აღნიშნული რეჟიმის მთავარი მიზანი ეროვნული ბანკის მიმართ ნდობის ამაღლება და შესაბამისად მოლოდინების სწორი მიმართულებით წარმართვაა. ის უდიდეს გავლენას ახდენს ინფლაციურ მოლოდინებზე, რაც თავის მხრივ მოქმედებს ქვეყანაში ხელფასების ფორმირებაზე. ინფლაციის თარგეთირების რეჟიმის დროს ეროვნული ბანკი განსაზღვრავს საშუალოვადიან მიზნობრივ მაჩვენებელს, რომელიც ეკონომიკისთვის სასურველ ინფლაციის დონეს ასახავს, შემდგომ კი მოლოდინებით ცდილობს შეინარჩუნოს ეს მაჩვენებელი. იგი აღნიშნული მაჩვენებლის დადგენისას მხედველობაში იღებს ქვეყნის განვითარების ზრდის ტემპს. ეკონომიკური თეორიიდან ცნობილია, რომ ინფლაციის ნულოვან დონემდე შემცირებას თავისი დანახარჯები ახლავს და ეკონომიკურად გამართლებულიც არ არის, ვინაიდან ეს შესაძლოა სხვადასხვა პროდუქტზე დეფლაციასაც ნიშნავდეს, რასაც თავის მხრივ უარყოფითი შედეგები აქვს

ეკონომიკაზე. დეფლაციურმა პროცესმა შესაძლოა ქვეყანა რეცესიამდე მიიყვანოს, რაც ფასების შემცირებასთან ერთად ნიშნავს ერთობლივი მოთხოვნის შემცირებას. 2014 წლისთვის ინფლაციის მიზნობრივი მაჩვენებელი შეადგენდა 6<sup>11</sup> პროცენტს, 2015-2016 წლებისთვის აღნიშნული მაჩვენებელი 5 პროცენტამდე შემცირდა და დღესდღეობით ეროვნული ბანკის მიზანი ინფლაციური მაჩვენებლის 3%-იან ნიშნულამდე<sup>12</sup> სტაბილიზებაა. ეროვნული ბანკი მონეტარული პოლიტიკის გატარებისას ეყრდნობა არა ინფლაციის მიმდინარე მნიშვნელობას, არამედ საპროგნოზო მაჩვენებელს და ეკონომიკური აგენტების მოლოდინებს. შესაბამისად ის შეიმუშავებს ინფლაციის საპროგნოზო მოდელებს და იმ რისკებს ითვალისწინებს, რასაც შესაძლოა გავლენა ჰქონდეს ფასების დონეზე. ეროვნული ბანკი ძირითადად მოთხოვნის შოკებზე ახდენს რეაგირებას, ვინაიდან მიწოდების შოკებზე რეაგირებას შესაძლოა უარყოფითი გავლენა ჰქონდეს ეკონომიკაზე, კერძოდ შესაძლოა შეანელოს ეკონომიკური ზრდა და გაზარდოს უმუშევრობა. ის მხოლოდ მაშინ ახდენს მონეტარული პოლიტიკის გამკაცრებას, როდესაც ინფლაციის საპროგნოზო მაჩვენებელი აღემატება მიზნობრივ დონეს. შესაბამისად მიმართავს ექსპანსიურ მონეტარულ პოლიტიკას დაბალი საპროგნოზო მაჩვენებლის შემთხვევაში. თუმცა ფულის მასაზე მოთხოვნის კონტროლის სირთულის გამო ამ ნიშნულის მიღწევა ხშირად თითქმის შეუძლებელია. სწორედ ამიტომ ეროვნული ბანკი ხშირად მკაცრ მონეტარულ მიდგომას იყენებს ინფლაციასთან გასამკლავებლად.

ინფლაციის გამოძწვევი ერთ-ერთი მიზეზია მიმოქცევაში არსებული ფულის მასის ზრდა, რაც თავის მხრივ შესაძლოა გამოწვეული იყოს იმით, რომ სახელმწიფოს ბიუჯეტის მკვეთრი დეფიციტი აქვს და ეროვნული ბანკისგან იღებს სესხს ან იღებს საგარეო ვალს, რის შედეგადაც ირღვევა ერთგვარი წონასწორობა ფულის მასასა და საქონლისა და მომსახურების მასას შორის, რაც იწვევს ფასების ზრდას. ხშირ შემთხვევაში ადგილი აქვს სამხედრო ხარჯების ზრდას, რასაც სახელმწიფო ფულის ემისიით აფინანსებს. მზარდ ეკონომიკაში, როდესაც ადგილი აქვს წარმოების ზრდას, იზრდება ხელფასები, ხალხს

<sup>11</sup> საქართველოს პარლამენტის დადგენილება საქართველოს 2014-2016 წლების ფულად-საკრედიტო და სავალუტო მიმართულებების შესახებ.2013

<sup>12</sup> საქართველოს ეროვნული ბანკი

დამატებითი შემოსავალი უჩნდება, რაც მათ საშუალებას აძლევს ბევრად მეტი დახარჯოს, შედეგად იზრდება მოთხოვნა და მწარმოებლები იძულებულნი ხდებიან ფასები გაზარდონ რათა მოხდეს მოთხოვნა-მიწოდების დაბალანსება. აღნიშნულს მოთხოვნის ინფლაციას უწოდებენ. ინფლაცია შესაძლოა წარმოების დანახარჯების ზრდით იყოს გამოწვეული. ერთ-ერთი ყველაზე მნიშვნელოვანი ფაქტორი, რაც იწვევს ინფლაციას არის ინფლაციური მოლოდინების ზრდა. ეკონომიკური აგენტები ზრდიან ინფლაციურ მოლოდინებს და თავიანთ გადაწყვეტილებებს აღნიშნულის გათვალისწინებით აყალიბებენ, შედეგად იზრდება ფასების დონე. არანაკლებ მნიშვნელოვანი ფაქტორია იმპორტირებული ინფლაცია, რომელიც განსაკუთრებით გავლენას ახდენს იმპორტდამოკიდებულ ქვეყნებზე. ეკონომისტები ინფლაციის შემდეგ სახეებს გამოყოფენ: მცოცავი ინფლაცია - როდესაც ეკონომიკაში ფასების დონე სტაბილურად დაახლოებით 3%-ით იზრდება და აღნიშნული ზრდა ეკონომიკური ზრდისთვის დამახასიათებელი მოვლენაა. თუმცა აღნიშნული პროცენტული მაჩვენებელი ყველა ქვეყნისთვის ერთი და იგივე არ არის და დაახლოებით 10% - მდე მერყეობს. ის განსხვავდება ქვეყნის განვითარების დონის მიხედვით. ჭეშნარი ინფლაცია - როდესაც ფასები 10 % -ზე მეტად იზრდება და რაც უფრო მაღალი ეს მაჩვენებელი, მით მეტი ინვესტორი არიდებს თავს ინვესტიციების განხორციელებას, უფრო მეტად კარგავს ეროვნული ბანკის სანდოობას და ეკონომიკაში იქმნება არასტაბილური გარემო. ჰიპერინფლაციის დროს კი ფასები რეკორდულად იზრდება, თუმცა ეს ძალიან იშვიათი მოვლენაა. დეფლაცია ინფლაციის საწინააღმდეგო მოვლენაა და ინფლაციაზე ნაკლებ სასურველი, ვინაიდან შესაძლოა ეკონომიკა რეცესიულ ზღვრამდე მიიყვანოს.

უამრავი მიზეზი არსებობს, თუ რატომ არის ინფლაციის დინამიკის შესწავლა ასეთი მნიშვნელოვანი. უპირველეს ყოვლისა საჭიროა ავხსნათ თუ რა უარყოფითი გავლენა აქვს მას ეკონომიკაზე. ინფლაცია ბევრ ეკონომიკურ დანახარჯთანაა დაკავშირებული. პირველ რიგში, ის იწვევს ფასების ხშირ ცვლილებას, რაც არასტაბილურ გარემოს ქმნის, ამასთან იწვევს დანაზოგების გაუფასურებას, ეროვნული ვალუტის მსყიდველუნარიანობის შემცირებას, საპროცენტო განაკვეთების ზრდას, რასაც კრედიტების გაძვირება მოსდევს,

ინვესტიციების შემცირებას, ეკონომიკიდან კაპიტალის გადინებას. მაღალი ინფლაცია ასევე ამცირებს მოხმარებას განსაკუთრებით დაბალშემოსავლიანი საოჯახო მეურნეობებისთვის, ვინაიდან ისინი იძულებულნი არიან დაეყრდნონ ხელფასებს, პენსიებსა და იმ სოციალურ დახმარებებს, რომელსაც სახელმწიფო სთავაზობს, შესაბამისად ისინი იტოვებენ აღნიშნულ თანხას ხელზე, ანუ ვერ დააბანდებენ მას რაიმე რეალურ აქტივებში. ვინაიდან ფულის მსყიდველობითუნარიანობა მცირდება, მცირდება მათი შემოსავალიც და მოხმარებაც. მაღალი ინფლაციის დროს რთულდება მომავლის დაგეგმვა და შესაბამისად მცირდება მოსახლეობის კეთილდღეობის დონეც. ინფლაცია განსაკუთრებით აზიანებს განვითარებად და იმპორტდამოკიდებულ ქვეყნებს, რადგან ამცირებს იმპორტირებულ პროდუქციას, რაც დამატებით სირთულეებს უქმნის მოსახლეობას. ინფლაციას სხვადასხვა ფაქტორები განაპირობებს. მათ შორისაა მოთხოვნისა და მიწოდების შოკები და ინფლაციური მოლოდინები. ეროვნულ ბანკს შეუძლია მოთხოვნის მხარეს მოახდინოს გავლენა საპროცენტო განაკვეთის როგორც მონეტარული პოლიტიკის ერთ-ერთი ინსტრუმენტის გამოყენების გზით, ასევე მას შეუძლია ინფლაციურ მოლოდინებზე იმოქმედოს, თუმცა მიწოდების მხარეს დგას ისეთი საგარეო შოკები, როგორცაა სტიქიური უბედურებები, მსოფლიო ფასების ცვლილება, ნავთობის ფასის ცვლილება და ასე შემდეგ, რაც კიდევ უფრო ართულებს ინფლაციის მართვას.

საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახური ინფლაციის გაანგარიშებას ახორციელებს 1992 წლიდან<sup>13</sup>. ინფლაციის გაანგარიშება ხდება სამომხმარებლო ფასების ინდექსის საფუძველზე, რომელიც წარმოადგენს მომხმარებელთა მიერ შეძენილი საქონლისა და მომსახურების ფასების საშუალო დონის მაჩვენებელს საბაზო პერიოდთან შედარებით. აქვე უნდა აღვნიშნოთ, რომ საქართველოს სტატისტიკის სამსახურის მიერ გაანგარიშებულ ინფლაციის მაჩვენებელს გარკვეული ცდომილება ახასიათებს ანუ იმაზე მაღალ დონეს გვიჩვენებს, ვიდრე რეალურად. ამას გარკვეული მიზეზები აქვს: როგორც ცნობილია, სამომხმარებლო ფასების ინდექსის გაანგარიშება ძირითადად ეყრდნობა საშუალო მომხმარებლის მიერ შეძენილ საქონელსა და მომსახურებას და არ

---

<sup>13</sup> საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახური

ითვალისწინებს იმ ფაქტს, რომ შესაძლოა მომხმარებელმა გაძვირებული პროდუქტი სხვა პროდუქტით ჩაანაცვლოს. მეორე ფაქტორი უკავშირდება საქონლისა და მომსახურების ხარისხის ცვლილებას, კერძოდ ფასთან ერთად ხშირად იზრდება პროდუქტის ხარისხი, თუმცა ინფლაციის მაჩვენებელი ასახავს მხოლოდ ფასს და ვერ ითვალისწინებს ხარისხის ზრდას. კიდევ ერთი მნიშვნელოვანი ფაქტორი ის არის, რომ ბაზარზე მუდმივად გამოდის ახალი პროდუქტი, რომელის ასახვა სამომხმარებლო კალათაში დაუყოვნებლივ ვერ ხდება და მხოლოდ გარკვეული დროის შემდეგ აისახება<sup>14</sup>. ყველა ამ ფაქტორის გათვალისწინებით ინფლაციის მიმდინარე მაჩვენებელი შედარებით მცირედით ამახინჯებს რეალურ სურათს, თუმცა კვლავ ერთ-ერთ სარწმუნო მაჩვენებლად რჩება მაკროეკონომიკური პოლიტიკის გამტარებელთათვის.

ბოლო რამდენიმე წელია საქართველოში მაკროეკონომიკური გარემო მეტნაკლებად სტაბილურია. ამის თქმის საფუძველს გვაძლევს იმ ძირითადი მაკროეკონომიკური მაჩვენებლების მიმოხილვა, რომლებიც ქვეყნის ეკონომიკურ პროცესებს განსაზღვრავს, მათ შორისაა მთლიანი შიგა პროდუქტის რეალური ზრდა, ინფლაცია, დასაქმებისა და უმუშევრობის მაჩვენებლები.

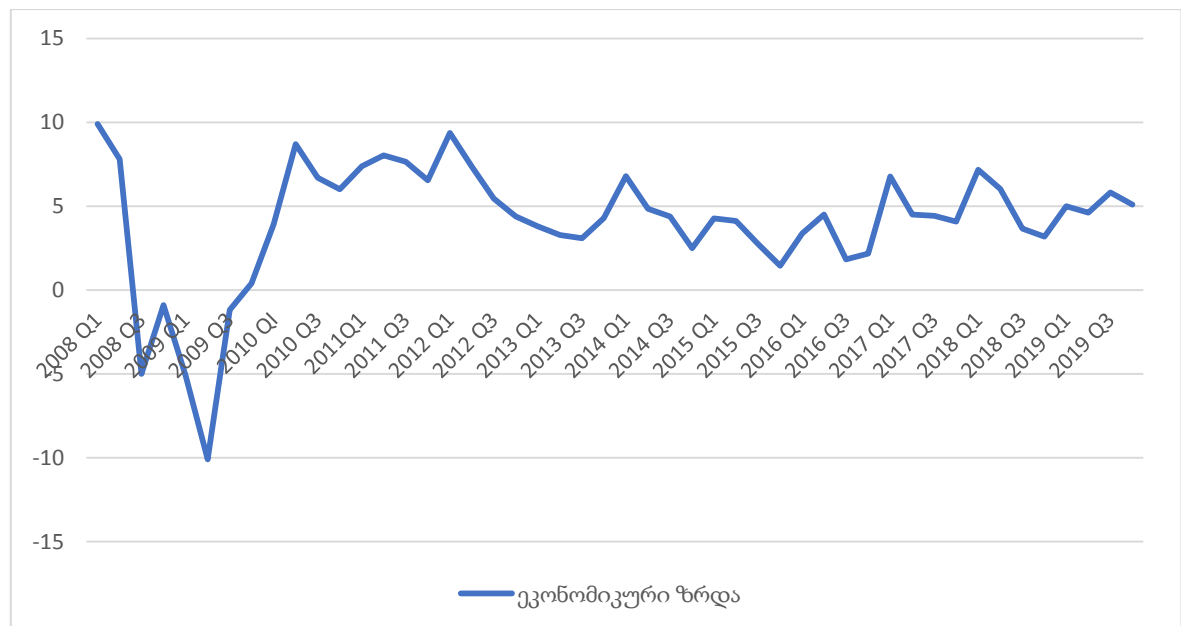
ქვეყნის ეკონომიკის ზრდა მთლიანი შიდა პროდუქტის რეალური ზრდით იზომება. როგორც გრაფიკ 2.1-ზე ვხედავთ, საქართველოში მთლიანი შიდა პროდუქტის რეალური ზრდის მაჩვენებელი აღმავალი ტრენდით გამოირჩევა, თუ არ ჩავთვლით 2008 წლის ეკონომიკურ დაცემას, რომელიც ძირითადად აგვისტოს ომსა და მსოფლიო ეკონომიკურ კრიზისს უკავშირდება, შედეგად კი 2009 წელს ფიქსირდება ზრდის უარყოფითი მაჩვენებლები. თუმცა 2012 წლიდან ზრდის ტემპი აჩქარდა და ბოლო წლების განმავლობაში ყველაზე დიდი ზრდა 2017 წელს დაფიქსირდა 4.8%-ის ტოლი სიდიდით. 2019 წელს კი აღნიშნული მაჩვენებელი 5%-ს ასცდა. აღნიშნულ ზრდაში ძირითადი წვლილი როგორც კერძო, ისე სახელმწიფო ინვესტიციების ზრდამ შეიტანა. ასევე აღსანიშნავია, ის ფაქტი, რომ საქართველო მეზობელ ქვეყნებთან შედარებით მაღალ ზრდას აღწევს.

---

<sup>14</sup> საქართველოს ეროვნული ბანკი

საქართველო, როგორც პატარა ღია ეკონომიკის მქონე სახელმწიფო, ძალიან მგრძობიარეა გარეგანი შოკების მიმართ. ის დიდი ცვლილებები, რომლებიც ხდება მსოფლიო ეკონომიკაში ხშირად მნიშვნელოვან კვალს ტოვებს ჩვენს ეკონომიკაზე. გრაფიკი 2.2 ასახავს საბაზო და წლიური ინფლაციის დინამიკას საქართველოში 2004 წლიდან 2019 წლამდე კვარტლების მიხედვით. როგორც გრაფიკზე ვხედავთ, 2004 წლიდან მოყოლებული ინფლაციის პირველი ყველაზე დიდი ზრდა 2006 წლის II-III კვარტალში დაფიქსირდა, რაც ეროვნული ბანკის განმარტებით გამოწვეული იყო ისეთი გარეგანი შოკებით, როგორიცაა: ნავთობისა და შაქრის ფასების ზრდა, ფრინველის გრიპი, ელექტროენერჯისა და გაზის გაძვირებული ფასები, მეტეოროლოგიური პირობები და ა.შ.<sup>15</sup>

გრაფიკი 2.1: საქართველოს ეკონომიკური ზრდა, 2008-2019 წწ.



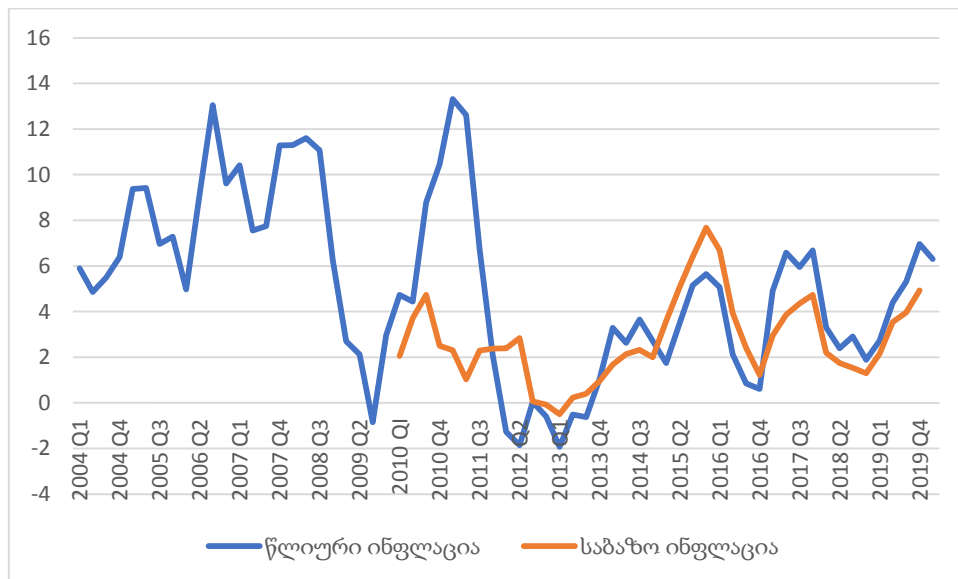
წყარო: საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახური

2009 წლიდან იწყება დეფლაცია, რომელიც მსოფლიო ეკონომიკურ კრიზისს უკავშირდება. 2010 წლიდან დაიწყო ფასების მკვეთრი ზრდა, კერძოდ ბოლო ორ კვარტალში ინფლაციის ზრდის ტემპი განსაკუთრებით დაჩქარდა და ბოლო კვარტალში

<sup>15</sup> საქართველოს ეროვნული ბანკი „ინფლაციის კვარტალური მიმოხილვა“ (2016)

10%-ს გადააჭარბა. აღნიშნული ზრდის მთავარი წყარო ისევ და ისევ გარეგანი შოკები გახდა, კერძოდ, მსოფლიო ფასების მკვეთრი მატება. 2019 წლის ბოლოს ინფლაციის მაჩვენებელი 7%-ული პუნქტით განისაზღვრა, რომელიც გამოწვეული იყო როგორც თამბაქოს ნაწარმზე აქციზური გადასახადის ზრდით, ისე გაცვლითი კურსის გაუფასურებით<sup>16</sup>. იქიდან გამომდინარე, რომ საქართველოში იმპორტირებული პროდუქციის ხვედრითი წილი საკმაოდ მაღალია, მსოფლიო ფასების ცლილება ასევე მნიშვნელოვან გავლენას ახდენს საქართველოში ინფლაციის დონეზე. ბოლო წლებში ინფლაციის დონე მეტ ნაკლებად სტაბილურობას ინარჩუნებს და ეროვნული ბანკის მიერ დადგენილი მაჩვენებლის ფარგლებში მერყეობს.

გრაფიკი 2.2: წლიური და საბაზო ინფლაცია საქართველოში 2004-2019 წწ.



\*საბაზო ინფლაცია არ ითვალისწინებს სურსათის, ენერგომატარებლების და თამბაქოს ფასებს.

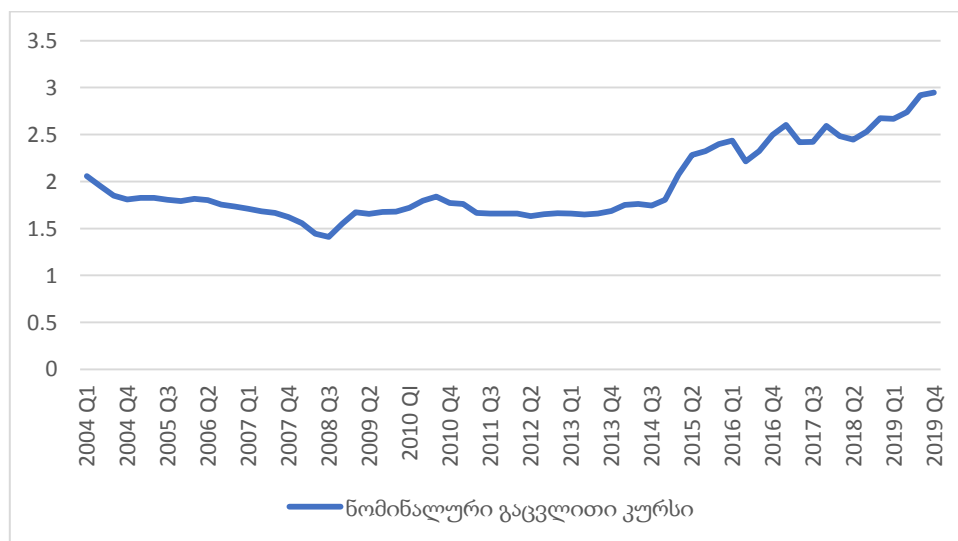
წყარო: საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახური

<sup>16</sup> საქართველოს ეროვნული ბანკი „ინფლაციის კვარტალური მიმოხილვა“ (2019)



ქვეყნის მაკროეკონომიკური გარემოს ანალიზისთვის არანაკლებ მნიშვნელოვანია ნომინალური ეფექტური გაცვლითი კურსის ანალიზი. საქართველოში ინფლაციის თარგეთირების დანერგვის შემდეგომ მცურავი სავალუტო კურსი მოქმედებს, რაც იმას გულისხმობს, რომ ეროვნული ვალუტის გაცვლითი კურსი სხვა ვალუტებთან მიმართებაში დგინდება სავალუტო ბაზრის მიერ, რომელშიც მოიაზრება კომერციული ბანკები, ასევე ის ინდივიდები, რომლებიც სავალუტო ბაზარზე ვაჭრობენ. ეკონომისტთა აზრით გაცვლითი კურსი ერთ-ერთი მნიშვნელოვანი გავლენის მქონეა ფასების დინამიკაზე, როგორც მოკლევადიან, ისე გრძელვადიან პერიოდში. ეს ერთი მხრივ იმით აიხსნება, რომ საქართველო იმპორტდამოკიდებული ქვეყანაა და ამასთან მაღალია დოლარიზაციის მაჩვენებელი. მოკლევადიან პერიოდში გაცვლით კურსზე ძირითადად გავლენა აქვს სავალუტო ბაზრის მონაწილეთა მოლოდინებს, ხოლო საშუალო და გრძელვადიან პერიოდში მის მთავარ განმსაზღვრელ ფაქტორებს: ექსპორტ-იმპორტის დინამიკას, უცხოური ინვესტიციებს, ტურისტული შემოდინებებს და წმინდა უცხოურ ტრანზაქციებს. ეკონომისტთა ნაწილი მიიჩნევს, რომ ბოლო წლების განმავლობაში ასევე გაიზარდა ინფლაციაზე ნომინალური გაცვლითი კურსის გაუფასურების გავლენა<sup>17</sup>.

გრაფიკი 2.3: ნომინალური გაცვლითი კურსის დინამიკა საქართველოში 2004-2019 წწ



წყარო: საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახური

<sup>17</sup> პაპავა ვ. არატრადიციული ეკონომიკისი. მე-2 შეესებული დაგანახლებული გამოცემა. თსუ, 2020

## 2.2 უმუშევრობის დონე და NAIRU

უმუშევრობის დონე ეკონომიკური აქტივობის უმნიშვნელოვანესი საზომია. ნებისმიერ ქვეყანაში არსებობს უმუშევრობის გარკვეული დონე, რომელიც გარდაუვალია. უმუშევრობის შესახებ თეორიებში განსაკუთრებული ადგილი უჭირავს უმუშევრობის ბუნებრივი დონის შესახებ თეორიას. უმუშევრობის ბუნებრივი დონე ასახავს სრული დასაქმების მდგომარეობას. როგორც წესი, ის ფრიქციული და სტრუქტურული უმუშევრობის ჯამია. ფრიქციული უმუშევრობა უკავშირდება სიტუაციას, როდესაც დასაქმებულები იცვლიან სამუშაო ადგილებს, გადადიან ერთი დარგიდან მეორეში და ეს სრულიად ბუნებრივი მდგომარეობაა. ფრიქციული უმუშევრობა ძირითადად ხანმოკლე პერიოდს უკავშირდება. მისგან განსხვავებით სტრუქტურული უმუშევრობის დროს ყალიბდება გარკვეული შეუსაბამობა სამუშაოს მაძიებლებსა და დამსაქმებლებს შორის. ეს შესაძლოა გამოწვეული იყოს გეოგრაფიული ფაქტორებით, უნარ-ჩვევების ცვალებადობით და სხვა მრავალი ფაქტორით. ყველაზე მწვავე პრობლემას წარმოადგენს ციკლური უმუშევრობა, როდესაც მოთხოვნა საქონელსა და მომსახურებაზე მკვეთრად ეცემა და შესაბამისად მცირდება მოთხოვნა შრომაზე.

უმუშევრობის ბუნებრივი დონე თავის მხრივ არ წარმოადგენს რაღაც დადგენილ მაჩვენებელს, ის ვარირებს გარკვეულ საზღვრებში და მის ცვლილებას ასევე განაპირობებს სხვადასხვა ფაქტორები, როგორცაა: დემოგრაფიული ცვლილებები, სახელმწიფო პოლიტიკა, ცვლილებები პროდუქტიულობის ზრდაში და ა.შ. თავის მხრივ უმუშევრობის ბუნებრივი დონე მჭიდრო კავშირშია გამოშვების ბუნებრივ მოცულობასთან. ეკონომიკის უნარი აწარმოოს საქონელი და მომსახურება დამოკიდებულია სამ ძირითად ფაქტორზე: კაპიტალის მოცულობა, სამუშაო ძალის რაოდენობა და ტექნოლოგიის დონე. სწორედ ეს ფაქტორები განსაზღვრავენ გამოშვების პოტენციურ დონეს. თუმცა სხვადასხვა ფაქტორების გავლენით შესაძლოა გამოშვების ფაქტობრივი დონე ბუნებრივი დონიდან გადაიხაროს. კერძოდ ექსპანსიური ფისკალური პოლიტიკის გატარებისას გამოშვების ფაქტობრივმა დონემ შესაძლოა გადააჭარბოს ბუნებრივს. ეს გამომდინარეობს იქიდან რომ მზარდი მოთხოვნის პირობებში ფირმები ცდილობენ მაქსიმალურად გაზარდონ წარმოება,

რათა მოხდეს მოთხოვნის სრული დაკმაყოფილება. მოკლევადიან პერიოდში მათ არ აქვთ შესაძლებლობა ააშენონ ახალი საწარმოები, ანუ გაზარდონ კაპიტალის მოცულობა, თუმცა შეუძლიათ გაზარდონ შრომის რაოდენობა. ამასთან შრომაზე გაზრდილი მოთხოვნის პირობებში, მომუშავეები მოითხოვენ მაღალ ხელფასებს. თავის მხრივ ხელფასების ზრდა საქონელსა და მომსახურებაზე ფასების ზრდას გამოიწვევს. საწინააღმდეგო ცვლილებები ხდება მაშინ, როდესაც პოტენციური გამოშვება ბუნებრივ დონეს ქვემოთაა. ამ შემთხვევაში ფირმები ამცირებენ დასაქმებულთა შრომის ანაზღაურებას და შესაბამისად წარმოების დანახარჯების შემცირების კვალობაზე მცირდება საქონლისა და მომსახურების ფასებიც. უმუშევრობის გაპი წარმოადგენს სხვაობას უმუშევრობის ფაქტობრივ დონესა და ე.წ NAIRU-ს ანუ პოტენციურ უმუშევრობას შორის, რომელიც არ იწვევს ინფლაციურ წნეხს.

როგორც უკვე აღვნიშნეთ, NAIRU-ს გაანგარიშება საკმაოდ მნიშვნელოვანია, ვინაიდან ის ერთგვარად მაპროგნოზირებელ როლს ასრულებს. კერძოდ, როდესაც უმუშევრობა მის ბუნებრივ დონეს აღემატება, მოსალოდნელია ინფლაციის შემცირება, ხოლო როდესაც ბუნებრივ დონეზე მაღალია, მოსალოდნელია ინფლაციის ზრდა. შესაბამისად მონეტარული პოლიტიკის გამტარებლებმა არ უნდა მოადუნონ ყურადღება უმუშევრობის გაპის დინამიკაზე. NAIRU-ს გაანგარიშების რამდენიმე მეთოდი არსებობს. თუ ჩავთვლით, რომ ის ფიქსირებული და მუდმივია მაშინ შეგვიძლია მარტივად განვსაზღვროთ ფილიპსის მოდელიდან გამომდინარე.

$$\Delta\pi = a(U^* - U) + v,$$

სადაც  $U^*$  - უმუშევრობის ბუნებრივი დონე - მუდმივი სიდიდეა, ფაქტობრივი მაჩვენებელი კი არ არის კორელაციაში მიწოდების შოკის მაჩვენებელთან -  $v$ . მაშასადამე კოეფიციენტი  $a$  გამოსახავს უმუშევრობის ბუნებრივი დონის შეფასებას. თუმცა ეკონომისტთა ნაწილი აკრიტიკებს აღნიშნულ მიდგომას და თვლის რომ უმუშევრობის ბუნებრივი დონე არ არის მუდმივი და ის დროსთან ერთად განიცდის მცირედ ცვლილებას. კიდევ ერთ მიდგომას NAIRU-ს გასაანგარიშებლად წარმოადგენს ჰოდრიკ პრესკოტის ფილტრი (HP) რომელიც გამოყოფს ტრენდულ და ციკლურ კომპონენტებს უმუშევრობის დინამიკაში. მისი ერთ-ერთი ნაკლოვანება ის არის, რომ მხოლოდ

უმუშევრობის დონის მაჩვენებლებს ეყრდნობა. კიდევ ერთი მიდგომა კალმანის ფილტრის გამოყენებას ეფუძნება, რომლის მიხედვით ხდება ქცევითი განტოლებების გამოყენება. NAIRU-ს მნიშვნელობა ასახავს როგორც უმუშევრობის, ისე ინფლაციის განვითარებას. იგი მოდელირებულია, როგორ შემთხვევითი ხეტიალი. სტოქსასტური ტრენდი არის კიდევ ერთი მეთოდი დროში ვარიირებადი NAIRU-ს შესაფასებლად. NAIRU-ს გაანგარიშების კიდევ ერთი მეთოდი გულისხმობს ჩვეულებრივი უმცირეს კვადრატთა მეთოდის გამოყენებით ინფლაციის პროცენტული ცვლილებით უმუშევრობის ბუნებრივი დონის გაანგარიშებას მოცემული მოდელის გამოყენებით:

$$\Delta\pi_t = \alpha + \beta * U_{t-1}$$

საქართველოს ეკონომიკისთვის NAIRU-ს გასაანგარიშებლად გამოვიყენეთ 2004 წლიდან 2019 წლამდე ინფლაციისა და უმუშევრობის კვარტალური მონაცემები. შეფასების შედეგად მივიღეთ შემდეგი სახის დამოკიდებულება:

$$\Delta\pi_t = 2.23 - 0.1565U_{t-1}$$

$$DW=1.56 \quad R^2=1.2\%$$

აქედან  $NAIRU = \frac{2.23}{0.1565} = 14,25\%$  რაც იმას ნიშნავს რომ უმუშევრობის დონე, როდესაც ინფლაცია იქნება სტაბილური შეადგენს 14,25%-ს.

ჯაჭვური რეაქციის თეორია უმუშევრობის ბუნებრივი დონის თეორიისგან იმით განსხვავდება, რომ ეფუძნება რამდენიმე რეალური და ნომინალური ცვლადების შემცველ დინამიკურ განტოლებებს და საშუალებას გვაძლევს დავინახოთ ეგზოგენური შოკების გავლენა თითოეულ ნომინალურ თუ რეალურ ცვლადებზე. შესაბამისად აღნიშნული თეორია იყენებს მრავალგანტოლებიან სისტემას, იმისათვის რომ გააანალიზოს უმუშევრობის დონის ტრაექტორია. იმისათვის რომ გამოვყოთ უმუშევრობის ლაგური მნიშვნელობები და ეგზოგენური ცვლადები, მოთხოვნისა და მიწოდების განტოლებები ჩავწეროთ შემდეგი სახით:

$$(1 - \alpha_1 L)(1 - \alpha_2 L)n_t = \beta_1(1 - \alpha_2 L)k_t - \gamma_1(1 - \alpha_2 L)w_t$$

$$(1 - \alpha_1 L)(1 - \alpha_2 L)I_t = \beta_2(1 - \alpha_2 L)z_t - \gamma_2(1 - \alpha_1 L)w_t$$

სადაც  $L$  ლაგური ოპერატორია.  $n_t$  ასახავს დასაქმების დონეს,  $I_t$  სამუშაო ძალის მოცულობას,  $k_t$  – კაპიტალი,  $z_t$  შრომის ასაკის მაჩვენებელია<sup>18</sup>.

სხვადასხვა გარდაქმნებით მოდელი დაიყვანება შემდეგ სახეზე:

$$u_t = \varphi_1 u_{t-1} - \varphi_2 u_{t-2} - \theta_0^k k_t + \theta_0^z z_t + \theta_0^x x_t + \theta_1^k k_{t-1} - \theta_1^z z_{t-1} - \theta_1^x x_{t-1}$$

რამდენიმე მნიშვნელოვანი ფაქტორი განასხვავებს ჯაჭვური რეაქციის თეორიას ჩვეულებრივი ბუნებრივი დონის თეორიისგან. პირველი, ის ერთგვარ სინთეზს წარმოადგენს უმუშევრობის ლაგური მაჩვენებლებისა და გარეგანი შოკების. მეორე, მთავარი განმასხვავებელი ის არის, რომ კაპიტალის მოცულობა გავლენას ახდენს როგორც მოკლევადიან, ისე გრძელვადიან უმუშევრობის დონეზე. როგორც ჩვენთვის ცნობილია, უმუშევრობის ბუნებრივი დონის თეორიიდან კაპიტალის მოცულობის ცვლილებას მხოლოდ გრძელვადიან პერიოდში აქვს გავლენა გამოშვებაზე, იქიდან გამომდინარე, რომ საწარმოებს გარკვეული დრო სჭირდებათ ახალი ქარხნებისა და საწარმოების ასაშენებლად და შემდეგ წარმოების გასაზრდელად, რასაც ახალი სამუშაო ძალის დაქირავება მოსდევს და უმუშევრობის დონეც მცირდება, თუმცა ეს დროში ხანგრძლივი პროცესია. კიდევ ერთი განმასხვავებელი ის არის, რომ ჯაჭვური რეაქციის თეორია აფიქსირებს მუდმივ და დროებით შოკებს და განსაზღვავს ზომებს, რომელიც უნდა გატარდეს ამ შოკებთან გასამკლავებლად. უმუშევრობის ბუნებრივი დონის თეორია თავისი ერთგანტოლებიანი მოდელით ვერ აფიქსირებს მუდმივ შოკებს ეგზოგენური ცვლადების სტაციონარული ბუნებიდან გამომდინარე.

უმუშევრობა საქართველოს მსგავსი განვითარებადი ქვეყნებისთვის ერთ-ერთი ყველაზე მნიშვნელოვანი და რთულად გადასაწყვეტი პრობლემაა. საქართველოში უმუშევრობის დონის ერთ-ერთი ყველაზე მაღალი მაჩვენებელი 2009 წელს დაფიქსირდა და 18.3%<sup>19</sup> შეადგინა, მას შემდეგ აღნიშნული მაჩვენებელი კლებადი ტენდენციით ხასიათდება. თუმცა საქართველოს მოსახლეობის უდიდესი ნაწილი ყველაზე პრობლემატურ საკითხად სწორედ უმუშევრობას ასახელებს. ეს პრობლემა გაცილებით

<sup>18</sup> Marika Karanassou, Hector Sala, Dennis J. Snower (2006): “Phillips Curves and Unemployment Dynamics: A Critique and a Holistic Perspective”

<sup>19</sup> საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახური

მწვავედ დგას, ვიდრე ერთი შეხედვით ჩანს. ეს შესაძლოა იმითაა განპირობებული, რომ სტატისტიკის ეროვნული სამსახურის მიერ გაანგარიშებული უმუშევრობის დონე სრულად ვერ ასახავს ქვეყანაში დასაქმების პრობლემას. საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახური უმუშევარს განმარტავს შემდეგნაირად: 15 წლისა და უფროსი ასაკის პირი, რომელიც არ მუშაობდა (ერთი საათითაც კი) გამოკითხვის მომენტის წინა 7 დღის განმავლობაში, ეძებდა სამუშაოს ბოლო 4 კვირაში და მზად იყო მუშაობის დასაწყებად მომავალი 2 კვირის განმავლობაში.<sup>20</sup> აქ იგულისხმება, რომ ის უგულვებელყოფს იმ ადამიანებს, რომლებსაც სურთ დასაქმება მაგრამ სხვადასხვა მათგან დამოუკიდებელი მიზეზის გამო ვერ ახერხებენ ამას. შესაბამისად დარეგისტრირებულ უმუშევრებთან შედარებით ფაქტობრივ უმუშევართა რიცხვი გაცილებით დიდია. ამას ემატება საქართველოს მოქალაქეების ის ნაწილი, რომელთაც სამუშაო ადგილების სიმცირის გამო უცხოეთს შეაფარეს თავი.

გრაფიკ 2.4-ზე გამოსახულია საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახურის მიერ გაანგარიშებული უმუშევრობის დონე საქართველოში 2004-2019 წლებში. როგორც გრაფიკზე ვხედავთ, უმუშევრობის ყველაზე მაღალი მაჩვენებელი ფიქსირდება 2008-2009 წლებში, რაც აგვისტოს ომს და მსოფლიო ეკონომიკურ კრიზისს უკავშირდება. მას შემდეგ უმუშევრობის მაჩვენებელი შემცირების ტენდენციით ხასიათდება, შემცირების ტემპი უფრო მეტად დაჩქარდა 2017 წელს, ხოლო 2019 წელს მისი ყველაზე დაბალი მაჩვენებელი - 11.6 % დაფიქსირდა. უმუშევრობის ყველაზე მაღალი მაჩვენებელი 2019 წელს ფიქსირდება 20 დან 24 წლამდე ასაკობრივ ჯგუფში, რაც იმითაა განპირობებული, რომ ახალგაზრდებს დრო სჭირდებათ სწავლის დასასრულებლად, რათა სწორედ იმ მიმართულებით დასაქმდნენ, რა მიმართულებითაც მიიღეს განათლება.

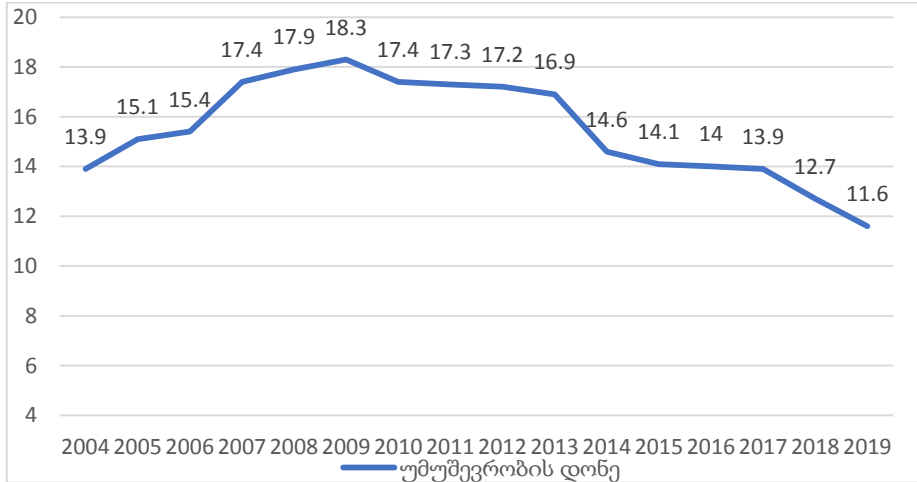
არანაკლებ მნიშვნელოვან მაკროეკონომიკურ ინდიკატორს წარმოადგენს დასაქმების დონე. საქართველოში დასაქმების ძირითად წყაროს კერძო სექტორი წარმოადგენს. უმუშევრობის დონის შემცირება ავტომატურად არ ნიშნავს დასაქმების მოცულობის

---

<sup>20</sup> საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახური, „სამუშაო ძალის გამოკვლევა“

ზრდას, რადგან შესაძლოა უმუშევართა უმეტესობა ეკონომიკურად არააქტიურ მოსახლეობის კატეგორიაში გადავიდეს. გრაფიკი გვიჩვენებს, რომ დასაქმების დონეს 2015 წლიდან

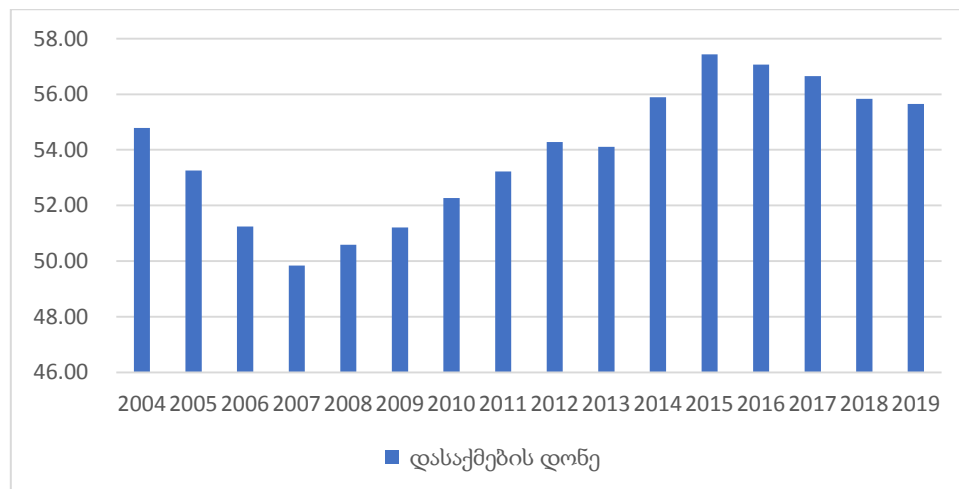
გრაფიკი 2.4.: უმუშევრობის დონის დინამიკა საქართველოში, 2004-2019 წწ.



წყარო: საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახური

შემცირების ტენდენცია აქვს, მიუხედავად იმისა, რომ უმუშევრობის დონეც იკლებს აღნიშნულ მონაკვეთში, შესაბამისად შეგვიძლია დავასკვნათ, რომ ბოლო წლებში სულ უფრო მეტი ადამიანი ხდება ე.წ იმედდაკარგული მუშახელი“ ან ემიგრანტი. 2016 წელს მცირდება ეკონომიკურად აქტიური მოსახლეობის რაოდენობა. დასაქმების დონის მინიმალური ნიშნულები კვლავ ომის პერიოდს უკავშირდება.

გრაფიკი 2.5.: დასაქმების დონე საქართველოში 2004-2019 წწ.



წყარო: სტატისტიკის ეროვნული სამსახური

### 3. ინფლაციისა და უმუშევრობის ურთიერთდამოკიდებულების შეფასება

საინტერესოა საქართველოს ეკონომიკისთვის ფილიპსის მრუდის მარტივი მოდელის აგება. ამისათვის გამოვიყენებთ ინფლაციისა და უმუშევრობის კვარტალურ მაჩვენებლებს 1998-2019 წლებში. აქვე უნდა აღვნიშნოთ, რომ უმუშევრობის დონის კვარტალური სტატისტიკის შეზღუდულობის გამო 2015-2017 წლებში, მოვახდინეთ წლიური მაჩვენებლების დაყვანა კვარტალურ მაჩვენებლებზე, ისე რომ მათი საშუალო გამოსულიყო წლიური უმუშევრობის დონე. ამის შემდეგ იქიდან გამომდინარე, რომ ფილიპსის მოდელი გულისხმობს ინფლაციის კავშირს უმუშევრობის გაპთან და ვინაიდან უმუშევრობის ბუნებრივი დონის შესახებ სტატისტიკური მონაცემები არ არსებობს, გამოვიყენეთ ჰოდრიკ პრესკოტის ფილტრი (HP). შემდეგ გამოვითვალეთ უმუშევრობის გაპი, როგორც სხვაობა ფაქტობრივ მნიშვნელობებსა და ფილტრით მიღებულ ცვლადებს შორის. შედეგად მივიღეთ უმუშევრობის გაპის მნიშვნელობები.

საწყის ეტაპზე საინტერესოა, შევაფასოთ კავშირი დადებითია თუ უარყოფითი ინფლაციასა და უმუშევრობას შორის. ამისათვის განვიხილოთ ცვლადთა კორელაციური მატრიცა, რომელსაც შემდეგი სახე აქვს:

ცხრილი 3. 1: ინფლაციისა და უმუშევრობის კორელაციური მატრიცა

	INF	UNEM
INF	1.0000000	-0.005623
UNEM	-0.005623	1.0000000

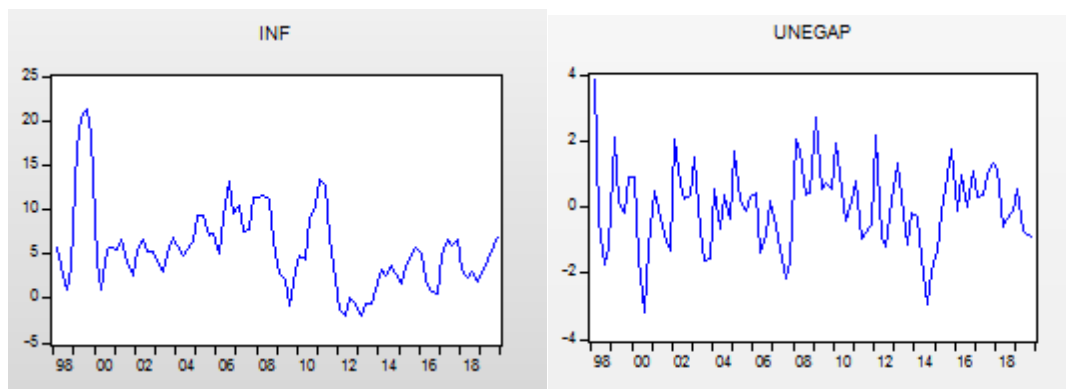
კორელაციური მატრიცის ანალიზი გვიჩვენებს, რომ დამოკიდებულება მცირედით მაგრამ მაინც უარყოფითია. ახლა კი შეგვიძლია გადავიდეთ უშუალოდ ფილიპსის საწყისი მოდელის აგებაზე.

მოდელის სპეციფიკაციამდე უნდა შევაფასოთ არის თუ არა მწკრივები სტაციონარული ან კოინტეგრირებადი. მწკრივების სტაციონარულობის დადგენას უდიდესი მნიშვნელობა აქვს, ვინაიდან არასტაციონარული მწკრივებით ჩატარებულ



ანალიზს ე.წ ცრუ რეგრესიამდე მივყავართ, სადაც შედეგები იქნება არარეალური, დეტერმინაციის მოჩვენებითად მაღალი მნიშვნელობით და გადაადგილებული t სტატისტიკებით. როგორც თეორია გვეუბნება, სტაციონალური მწკრივი საშუალოს ირგვლივ ირხევა სასრული დისპერსიით, ხოლო არასტაციონალური დროითი მწკრივი ხანგრძლივად დაეხეტება<sup>21</sup>. გრაფიკული ანალიზი ზუსტი დასკვნების გამოტანის საშუალებას არ გვაძლევს, ამიტომ უმჯობესია მივმართოთ გაფართოებულ დიკი ფულერის (ADF) ტესტს. ორივე შემთხვევაში ნულოვანი ჰიპოთეზა გულისხმობს, რომ ცვლადები შეიცავს ერთეულოვან ფესვს ანუ ისინი არ არიან სტაციონარულები.

გრაფიკი 3.1: ინფლაციისა და უმუშევრობის გაპის დინამიკის გრაფიკული ანალიზი



ტესტის შედეგები მოცემულია ცხრილ 3.2-ში:

ცხრილი 3.2.: ADF ტესტის შედეგები

Level (0)	t სტატისტიკა	P value
INF	-3.508655	0.0101
UNEGAP	-4.495530	0.0004

მიღებული შედეგი გვიჩვენებს, რომ საანალიზო 1998-2019 პერიოდისთვის ინფლაცია, ისევე როგორც უმუშევრობის გაპი, სტაციონარული მწკრივებია. შესაბამისად,

<sup>21</sup> ანანიაშვილი, ი. (2018). დროითი მწკრივების ანალიზი.

შესაძლებლობა გვაქვს ისინი ჩვეულებრივი უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შევაფასოთ. ვაფასებთ შემდეგი სახის მოდელს:

$$Inf = \alpha + \beta_1 Inf_{-1} + \beta_2 ungap + \varepsilon$$

შეფასებულ მოდელს შემდეგი სახე აქვს:

$$Inf = 1.245381 + 0.498278 Inf_{-1} - 0.006 ungap$$

P values:            0.0144            0.000            0.9816

$R^2 = 0.6$              $DW = 1.29$ .

როგორც მოდელი გვიჩვენებს, ინფლაციის ამხსნელი ცვლადებიდან მისი ლაგური მნიშვნელობა მნიშვნელოვანი ცვლადია, ასევე მოდელის სიზუსტეს აუმჯობესებს თავისუფალი წევრის ჩართვა, თუმცა უმუშევრობის გაპი არამნიშვნელოვანი ცვლადია. მიუხედავად ამისა, მისი ნიშანი გვიჩვენებს რომ ინფლაციასა და უმუშევრობას შორის არსებობს უარყოფითი დამოკიდებულება.  $R^2$  - ის მნიშვნელობა გვიჩვენებს რომ მოდელის ამხსნელი ძალა 60 %-ს შეადგენს, თუმცა დარბინ-უოტსონის დაბალი მაჩვენებელი იმის მანიშნებელია, რომ მოდელში გვაქვს ავტოკორელაცია, რაც უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული მოდელის ვერიფიკაციისთვის სტანდარტული ტესტების გამოყენებას არავალიდურს ხდის. ამის მიუხედავად უნდა აღინიშნოს, რომ მოდელის შეფასებული კოეფიციენტები ინარჩუნებენ გადაუადგილებლობის მნიშვნელოვან თვისებას.

მოდელში ავტოკორელაციის არსებობის ერთ-ერთი შესაძლო მიზეზი შეიძლება იყოს მოდელის არასწორი სპეციფიკაცია, რომელიც ამ შემთხვევაში გულისხმობს არასაკმარისი რაოდენობის ლაგური ცვლადების ჩართვას. თუ გავითვალისწინებთ ადაპტური მოლოდინების თეორიას და ინფლაციის ლაგურ მნიშვნელობებს გავზრდით მოდელში, მივიღებთ შემდეგი სახის შესაფასებულ მოდელს:

$$INF_t = \beta_1 INF_{t-1} + \beta_2 INF_{t-2} + \beta_3 INF_{t-3} + \beta_4 INF_{t-4} + \beta_5 INF_{t-5} + \beta_6 UNEMGAP_t + \varepsilon_t$$

ამ უკანასკნელის შეფასებით მიღებული შედეგები და შესაბამისი სტატისტიკური მახასიათებლები მოცემულია ცხრილ 3.3-ში. ანალიზმა გვიჩვენა, რომ ეს მოდელი თავისუფალია ავტოკორელაციისა და ჰეტეროსკედასტურობის პრობლემისგან. მისი

ინტერპრეტაცია კი ასე გამოიყურება. ინფლაციის მიმდინარე მაჩვენებელი მნიშვნელოვან-წილად განისაზღვრება მისი წარსული მნიშვნელობებით. ამასთან, მოდელში უმუშევრობის გაპი სტატისტიკურად მნიშვნელოვან ცვლადად გვევლინება. მისი ნიშანი თანხვედრაშია ეკონომიკურ თეორიასთან, რომლის მიხედვით ინფლაციასა და უმუშევრობას შორის არსებობს უარყოფითი ურთიერთდამოკიდებულება. კერძოდ, უმუშევრობის ფაქტობრივი დონის მისი ბუნებრივი მდგომარეობიდან 1%-ით გადახრა მოკლევადიან პერიოდში იწვევს ინფლაციის ცვლილებას (შემცირებას) 0.44%-ით. თუ ჩავთვლით, რომ მოდელი სწორედ არის სპეციფიცირებული, მაშინ ცხრილ 3.3-ში მოყვანილი მონაცემებით შეგვიძლია შევაფასოთ, უმუშევრობის დონის ცვლილების გავლენა ინფლაციაზე გრძელვადიან პერიოდში. ამისათვის უნდა გამოვთვალოთ გრძელვადიანი მულტიპლიკატორი, რომელსაც მოცემულ კონკრეტულ შემთხვევაში შემდეგი სახე აქვს:

$$\delta = \frac{\beta_6}{1 - \beta_1 - \dots - \beta_5} = \frac{-0,448}{0,0635} = -7,0551.$$

მაშასადამე, მივიღეთ, რომ განხილული მოდელის თანახმად ადაპტური მოლოდინების პირობებში უმუშევრობის ზრდის გრძელვადიანი ეფექტი გაცილებით მნიშვნელოვანი შეიძლება აღმოჩნდეს და უმუშევრობის დონიდან ერთი პროცენტული პუნქტით გადახრამ სხვა თანაბარ პირობებში ინფლაცია შეიძლება 7%-ით შეამციროს. უნდა აღვნიშნოთ, რომ ეს შედეგი არადამაჯერებლად მიგვაჩნია და მის გამომწვევ ერთ-ერთი მიზეზად ვთვლით მოდელის არასრულყოფილ სპეციფიკაციას.

ცხრილი 3.3: განაწილებულ ლაგიანი მოდელის სტატისტიკური მახასიათებლები

დამოკიდებული ცვლადი INF	კოეფიციენტი	t სტატისტიკა	P მნიშვნელობა
INF(-1)	1.2085	15.1107	0.0000
INF(-2)	-0.476	-3.6793	0.0004
INF(-3)	0.312	2.313	0.0234

INF(-4)	-0.598	-4.661	0.0000
INF(-5)	0.49	6.218	0.0000
UNEMGAP	-0.448	-2.297	0.0243

$R^2 = 0.81$   $DW = 1.72$

ფილიპსის საწყისი მოდელის შეფასებამ გვიჩვენა, რომ ინფლაციის განმსაზღვრელ ფაქტორთა რიცხვი უნდა გავზარდოთ და, შესაბამისად, განვიხილოთ მოდელი უფრო მეტი ფაქტორული ცვლადით. მოდელის სპეციფიკაციისთვის შესაბამისი ცვლადების შერჩევას ვიხელმძღვანელებთ ლიტერატურაში გამოყენებული ძირითადი მიდგომებით საქართველოს ეკონომიკის სპეციფიკის გათვალისწინებით. ინფლაცია შეგვიძლია წარმოვადგინოთ სამი შემადგენელი ნაწილის სახით: ხელფასების ინფლაცია, მონეტარული ინფლაცია და იმპორტირებული ინფლაცია. ახლა კი შევეცდებით ისეთი ცვლადების გამოყენებას, რომელიც თითოეული ამ სამი წყაროდან მომდინარეობს. შევაფასებთ ინფლაციის სამკუთხა მოდელს, სადაც მიწოდების შოკების მაჩვენებელი იქნება რეალური გაცვლითი კურსი, რომელიც ერთგვარად იმპორტირებული ინფლაციის მაჩვენებლად გვევლინება. მონეტარული ინფლაციის საზომად განვიხილავთ სესხებზე საპროცენტო განაკვეთის ცვლილების მაჩვენებელს. გარდა ამისა, ინფლაციის დინამიკაზე მოქმედ ფაქტორთაგან ერთ-ერთ მნიშვნელოვან ცვლადად განვიხილავთ მის ლაგურ მნიშვნელობებს. დაბოლოს, ფილიპსის მრუდის თავისებურების გასათვალისწინებლად მოდელში ჩავრთავთ უმუშევრობის გაპს. შესაფასებელ მოდელში, რომელსაც შემდეგი სახე აქვს

$$INF = \beta_0 + \beta_1 LAGINF + \beta_2 UNEMGAP + \beta_3 INT + \beta_4 NEER + \varepsilon_t, \quad (3.1)$$

თითოეულ ცვლადს შემდეგი აღნიშვნა შეესაბამება:

- INF - წლიური ინფლაციის დონე
- UNEMGAP - უმუშევრობის გაპი (ფაქტობრივი დონის გადახრა ბუნებრივი მდგომარეობიდან)
- NEER - ნომინალური ეფექტური გაცვლითი კურსი

- INT - საპროცენტო განაკვეთი ეროვნული ვალუტით აღებულ სესხებზე.

ზოგადად ნომინალური გაცვლითი კურსის არჩევა განაპირობა იმ ფაქტმა, რომ ის ყველაზე მნიშვნელოვან გავლენას ახდენს ფასების დინამიკაზე. ნაშრომში „ინფლაციის ახსნა საქართველოში“ ივანე ბარბაქაძე ასკვნის, რომ გაცვლითი კურსის 1%-იანი გაუფასურება იწვევს სამომხმარებლო ფასების 0.28%-ით ზრდას, გრძელვადიან პერიოდში კი ის კიდევ უფრო მგრძობიარე ხდება კურსის დაცემის მიმართ - შესაბამისად, ფასების დონე 0.43 %-ით იზრდება. აღნიშნული ცვლადის გამოყენების კიდევ ერთი მიზეზი ის, არის, რომ საქართველო იმპორტდამოკიდებული ქვეყანაა და აგრეთვე მაღალი დოლარიზაციით გამოირჩევა. მოდელში ასევე ჩართული გვაქვს ეროვნული ვალუტით აღებულ სესხებზე საპროცენტო განაკვეთის მაჩვენებელი. როგორც ჩვენთვის ცნობილია, ეროვნული ბანკი რეფინანსირების განაკვეთის მეშვეობით ახდენს გავლენას სასესხო საპროცენტო განაკვეთებზე, კერძოდ როდესაც ადგილი აქვს ინფლაციის მაღალ დონეს, იგი ამკაცრებს მონეტარულ პოლიტიკას და მაღლა სწევს საპროცენტო განაკვეთს. შედეგად სესხი ძვირდება, მოსახლეობის მსყიდველობითუნარიანობა მცირდება, რაც ერთობლივი მოთხოვნის შემცირების და ფასების ზრდის შეანელების პირობა ხდება. სანამ მოდელის სპეციფიკაციაზე გადავალთ განვიხილოთ როგორ სტატისტიკურ დამოკიდებულებაში იმყოფება მოდელში ჩასართავი თითოეული ამხსნელი ცვლადი ერთმანეთთან და შედეგობრივ ცვლადთან (იხ. ცხრილი 3.4).

ცხრილი 3.4: დამოკიდებული და დამოუკიდებელი ცვლადების კორელაციური მატრიცა

	INF	LAGINF	NEER	UNEMGAP	INT
INF	1.000000	0.778799	-0.478	0.098278	0.0566
LAGINF	0.778799	1.000000	-0.4101	0.128211	0.1088
NEER	-0.478	-0.4101	1.000000	-0.059810	-0.603
UNEMGAP	0.098278	0.128211	0.0583	1.000000	0.023
INT	0.0566	0.1088	-0.603	0.023	1.000000

ცხრილი 3.4. გვიჩვენებს რომ ინფლაციის მიმდინარე მნიშვნელობასთან განსაკუთრებით ძლიერ დამოკიდებულებაში იმყოფება მისი წინა ლაგური მნიშვნელობა. ასევე მნიშვნელოვანი უარყოფითი კავშირშია ინფლაციასა და ნომინალური გაცვლითი კურსის მაჩვენებელს შორის. ცხრილი 3.4 საინტერესო ინფორმაციას იძლევა ამხსნელი ფაქტორული ცვლადების კავშირურთიერთობის შესახებაც. როგორც ვხედავთ, ფაქტორულ ცვლადებს შორის არსებული კორელაციის კოეფიციენტებიდან არცერთი არ არის 0.8-ზე მეტი, რაც იმას ნიშნავს, რომ ამ ფაქტორების განხილვის შემთხვევაში არ წავაწყდებით მულტიკოლინიარობის პრობლემას, რომელისთვისაც დამახასიათებელია შემდეგი გარემოებები:

1. რეგრესიის კოეფიციენტთა შეფასებები ძალზე მგრძობიარე ხდება საწყისი მონაცემების მცირე ცვლილების მიმართ;
2. ზოგიერთი კოეფიციენტის შეფასებას თეორიულად არასწორი ნიშანი ან აბსოლუტური სიდიდით გაუმართლებლად მაღალი მნიშვნელობა შეესაბამება;
3. რეგრესიის კოეფიციენტების შეფასება არამნიშვნელოვანია, მაშინ როცა მთლიანობაში განტოლება შეიძლება მნიშვნელოვანი იყოს.<sup>22</sup>

ვინაიდან ჩვენი მოდელის შესაფასებლად განხილული ცვლადების მონაცემები თავისი არსით დროით მწკრივებს წარმოადგენენ, მიზანშეწონილია შევამოწმოთ ისინი სტაციონარულობაზე. დროით მწკრივი სტაციონარულია ფართო გაგებით, როდესაც მისი მახასიათებლები, როგორცაა მათემატიკური ლოდინი და დისპერსია დროში მუდმივია, ხოლო ავტოკოვარიაცია (ავტოკორელაცია) დამოკიდებულია მწკრივის წევრებს შორის დაცილებაზე და არ არის დამოკიდებული იმაზე, თუ დროის რა მონაკვეთზე განიხილება ეს დამოკიდებულება. ცნობილი შედეგია, რომ არასტაციონარული მწკრივებით მოდელის ჩვეულებრივი უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შევაფასებისას ხშირად ვაწყდებით ცრუ რეგრესიის პრობლემას და შეფასებული კოეფიციენტები, ასევე მათი სტატისტიკები, არაკორექტულს წარმოადგენს. მოდელთა სტაციონარულობას ვამოწმებთ დიკი ფულერის

<sup>22</sup> ანანიაშვილი, ი. (2012). *ეკონომეტრიკა*. თბილისი: გამომცემლობა "მერიდიანი".

გაფართოებული ADF ტესტის გამოყენებით. ADF ტესტის შედეგები მოცემულია ცხრილ 3.5-ში. როგორც წესი, ADF ტესტის შემოწმებისას ნულოვანი ჰიპოთეზა გულისხმობს ერთეულოვანი ფესვის არსებობას ანუ, უხეშად რომ ვთქვათ, მწკრივის არასტაციონარულობას. მაგრამ თუ დავაკვირდებით ცხრილ 3.5-ში მოცემულ P - value მნიშვნელობებს, შევნიშნავთ, რომ 5%-იანი მნიშვნელობის დონით ყველა განხილული მწკრივისთვის მწკრივის არასტაციონარულობის ნულოვანი ჰიპოთეზა შეგვიძლია უარვყოთ სტაციონარულობის სასარგებლოდ. ეს ფაქტი მნიშვნელოვნად გვიმარტივებს საქმეს და (3.1) მოდელი შეგვიძლია უპრობლემოდ შევაფასოთ ჩვეულებრივი OLS-ის გამოყენებით.

ცხრილი 3.5: ADF ტესტის შედეგები

Level(0)	t სტატისტიკა	P value
INF	-3.508655	0.0101
LAGINF	-3.457056	0.0117
INT	-3.526230	0.0429
UNEMGAP	-4.495530	0.0004
NEER	-4.054706	0.0104

შეფასებული მოდელის ანალიტიკური (განტოლების სახით ჩაწერილი) ვარიანტი შემდეგი სახისაა:

$$\widehat{INF} = 18.38 + 0.656LAGINF + 0.155UNEMGAP - 0.3INT - 0.0408NEER$$

რაც შეეხება შეფასების შედეგად მიღებულ დანარჩენ მახასიათებლებს, ისინი წარმოდგენილია ცხრილი 3.6-ში.

ცხრილი 3.6: შეფასებული მოდელის სტატისტიკური მახასიათებლები

დამოკიდებული ცვლადი	კოეფიციენტი	t სტატისტიკა	სტანდარტული გადახრა	P value
INF				
C	18.38	3.9228	4.6862	0.0002

LAGINF	0.6561	9.0665	0.0723	0.0000
UNEMGAP	0.155	0.610	0.254	0.5434
INT	-0.3009	-2.7531	0.109	0.0073
NEER	-0.0408	-3.8675	0.0105	0.0002

$$R^2 = 0.66 \quad Adj R^2 = 0.65 \quad DW = 1.22$$

უნდა ითქვას, რომ ეს ცხრილი არ იძლევა სრულ წარმოდგენას მოდელის ადეკვატურობის შესახებ. მხედველობაში გვაქვს ის გარემოება, ცხრილი 3.6-ში არ არის წარმოდგენილი ინფორმაცია ნარჩენების ჰეტეროსკედასტურობისა და ავტოკორელაციის შესახებ. მართალია ცხრილის ქვედა სტრიქონში მოცემულია დარბინ-უიტსონის  $DW$  სტატისტიკის მნიშვნელობა, მაგრამ მოცემულ კონკრეტულ შემთხვევაში ავტოკორელაციის შესახებ ამ სტატისტიკით მსჯელობა არ შეიძლება, იმ უბრალო მიზეზის გამო, რომ მოდელის ერთ-ერთ ამხსნელ ცვლადს დამოკიდებული ცვლადის ლაგური მნიშვნელობა წარმოადგენს. როგორც წესი, ასეთ შემთხვევაში ავტოკორელაციის გამოსავლენად სასურველია გამოვიყენოთ ბროიმ-გოდფრის ტესტი. ზოგადად აღნიშნული ტესტის განტოლებას შემდეგი სახე აქვს:

$$\hat{u}_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \dots + \beta_k Y_{t-p} + \hat{\rho}_1 u_{t-1} + \hat{\rho}_2 u_{t-2} + \dots + \hat{\rho}_p u_{t-k} + v_t^{23}$$

სადაც  $Y_{t-j}$  საწყისი განტოლების ამხსნელი ლაგური ცვლადი;  $\hat{u}_t$  -ნარჩენობითი წევრია;  $v_t$  -თეთრი ხმაურია. ამ განტოლების შეფასების შემდეგ გამოითვლება მისი მორგების მაჩვენებელი  $R^2$ . როგორც თეორიიდან არის ცნობილი,  $R^2$ -ისა და მონაცემთა რაოდენობის,  $n$ -ის, ნამრავლს გააჩნია ხი-კვადრატ განაწილება  $k$  თავისუფლების ხარისხით და აღინიშნება  $LM$ -ით:

$$LM = nR^2 \sim \chi_p^2.$$

თუ  $LM$  სტატისტიკა მეტია  $\alpha$ -ს კრიტიკულ მნიშვნელობაზე, ნულოვან ჰიპოთეზას ავტოკორელაციის არ არსებობის შესახებ უარყოფთ ალტერნატიული ჰიპოთეზის სასარგებლოდ. ცხრილ 3.7-ში მოყვანილია ბროიმ-გოდფრის ტესტის შედეგები ოთხი

<sup>23</sup> ანანიაშვილი, ი. (2018). დროითი მწკრივების ანალიზი.



სხვადასხვა ლაგის შემთხვევისთვის. როგორც ვხედავთ ოთხივე შემთხვევაში დასტურდება, რომ ჩვენს მიერ შეფასებულ (3.1) მოდელში ავტოკორელაცია არსებობს.

**ცხრილი 3.7:** ავტოკორელაციის ტესტირება ბროიშ-გოდფრის ტესტით

ლაგი	Chi-Square	P value
1	30.45393	0.0000
2	15.34915	0.0000
3	11.7874	0.0000
4	11.07342	0.0000

კიდევ ერთი პრობლემა, რაც რეგრესიული ანალიზის დროს ვლინდება არის ჰეტეროსკედასტურობა. აღნიშნულ პრობლემას ადგილი აქვს, როდესაც რეგრესიული მოდელისთვის გაუს-მარკოვის პირობებიდან არ სრულდება ჰომოსკედასტურობის მოთხოვნა, კერძოდ, როდესაც შემთხვევითი წევრის დისპერსია ყველა დაკვირვებისთვის მუდმივი სიდიდე არ არის. აღნიშნული პრობლემის გასარკვევად ჩავატერეთ ბროიშ-პაგანის ტესტი, რომლის ნულოვანი ჰიპოთეზა გულისხმობს, რომ შეცდომის წევრები აკმაყოფილებენ ჰომოსკედასტურობის პირობას. ჩატარებულმა ტესტმა  $P=0.0000$  მნიშვნელობით უარყო ნულოვანი ჰიპოთეზა ალტერნატივის სასარგებლოდ. (იხილეთ დანართი 3.3) მაშასადამე, (3.1) მოდელის შეფასებულ ვარიანტში ერთდრულად გვაქვს ჰეტეროსკედასტურობა და ავტოკორელაცია. როგორც ცნობილია, ასეთ სიტუაციაში პრობლემა უკავშირდება არა შეფასებების გადაუადგილებლობას ან არაძალმოსილებას, არამედ ტესტების ვალიდურობას, რომელთა შესაბამისი სტატისტიკების გამოთვლაში პირდაპირ ან არაპირდაპირ მონაწილეობენ კოეფიციენტების სტანდარტული შეცდომები. ამ პრობლემის გადალახვის ერთ-ერთი გამოსავალია რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდის გამოყენება და რობასტული სტანდარტული შეცდომების გამოთვლა. ჩვენც სწორედ ამ გზას მივმართეთ და შეფასების შედეგად მივიღეთ რეგრესიის შემდეგი განტოლება (იხილეთ ცხრილი 3.8)

$$INF_t = 15.242 + 0.757INF_{t-1} - 0.0944UNEMGAP_t - 0.027NEER_t - 0.32INT_t$$

0.0001    0.0000                      0.6455                      0.0011                      0.0003

$R^2=0.54$      $Adjusted R^2 = 0.52$      $P=0.00000$

**ცხრილი 3.8:** რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდი

Dependent Variable: INF  
 Method: Robust Least Squares  
 Date: 06/30/20 Time: 20:57  
 Sample (adjusted): 1998Q2 2019Q4  
 Included observations: 87 after adjustments  
 Method: M-estimation  
 M settings: weight=Bisquare, tuning=4.685, scale=MAD (median centered)  
 Huber Type I Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	15.24244	3.778703	4.033775	0.0001
INF(-1)	0.757624	0.058351	12.98396	0.0000
UNEMGAP	-0.094476	0.205358	-0.460056	0.6455
NEER	-0.027857	0.008519	-3.270122	0.0011
INT	-0.320080	0.088135	-3.631679	0.0003

Robust Statistics			
R-squared	0.544100	Adjusted R-squared	0.521861
Rw-squared	0.804657	Adjust Rw-squared	0.804657
Akaike info criterion	103.2716	Schwarz criterion	117.1492
Deviance	357.2211	Scale	1.940972
Rn-squared statistic	274.5075	Prob(Rn-squared stat.)	0.000000

ახლა შეგვიძლია გადავიდეთ ჩვენს მიერ მიღებული მოდელის ინტერპრეტაციაზე. როგორც ცხრილიდან ვხედავთ, ერთ-ერთი ცვლადი, რომელიც მნიშვნელოვან გავლენას ახდენს ინფლაციის მიმდინარე დონეზე არის საპროცენტო განაკვეთი ეროვნული ვალუტით აღებულ სესხებზე, უფრო ზუსტად სხვა თანაბარ პირობებში საპროცენტო განაკვეთის 1%-ით ზრდა ინფლაციის მიმდინარე მაჩვენებელს დაახლოებით 0.32%-ით ამცირებს. აღსანიშნავია ნომინალური ეფექტური გაცვლითი კურსის გავლენა ინფლაციაზე. კერძოდ, სხვა თანაბარ პირობებში მისი 1%-ით ზრდა ინფლაციის მაჩვენებელს ამცირებს დაახლოებით 0.027%-ით. მიმდინარე ინფლაციის განსაზღვრაში ასევე დომინანტურ გავლენას ახდენს მისი ლაგური მნიშვნელობა. როგორც მოდელი გვიჩვენებს, უმუშევრობის გაპი კვლავ არამნიშვნელოვანი ცვლადია, თუმცა კოეფიციენტის ნიშანი კიდევ ერთხელ ადასტურებს ინფლაცია-უმუშევრობის ინვერსიულ დამოკიდებულებას. უფრო კონკრეტულად, რობასტული შეფასებების მიხედვით, უმუშევრობის ბუნებრივი დონიდან ერთი პროცენტული პუნქტით გადახრა (ზრდის მიმართულებით) მოკლევადიან

პერიოდში ინფლაციას ამცირებს დაახლოებით 0,094%-ით. რაც შეეხება გრძელვადიანი პერიოდის ეფექტს, მოცემულ შემთხვევაში ის შემდეგი სახით განისაზღვრება:

$$\delta = \frac{-0,0944}{1 - 0,575} = -0,388.$$

მაშასადამე (3.1) მოდელის მიხედვით, რომელშიც ინფლაციის ლაგური მნიშვნელობისა და უმუშევრობის დონის გაპთან ერთად ამხსნელ ცვლადებად გავითვალისწინეთ ნომინალური ეფექტური გაცვლითი კურსი და საპროცენტო განაკვეთი, უმუშევრობის დონის 1%-იანი ზრდა ინფლაციას გრძელვადიან პერიოდში მხოლოდ 0,388 პროცენტული პუნქტით ამცირებს.

#### 4. ინფლაციისა და უმუშევრობის დინამიკის შეფასება ვექტორული ავტორეგრესიის მოდელით

მაკროეკონომიკაში მაჩვენებლები ერთმანეთზე მუდმივად ზემოქმედებენ, შესაბამისად ეკონომიკური ცვლადების დაყოფა ენდოგენურ და ეგზოგენურ მაჩვენებლებად ხშირად არასწორ შედეგს გვაძლევს. სწორედ ამიტომ ვექტორული ავტორეგრესიის მოდელი გვუძლავს, ცვლადების ურთიერთგავლენა უფრო ნათლად დავინახოთ. აღნიშნულ მოდელში შესაძლებლობა გვაქვს განვსაზღვროთ კავშირი არა მარტო შედეგობრივ და ფაქტორულ ცვლადების მნიშვნელობებთან, არამედ მათ ლაგურ მნიშვნელობებთანაც. ინფლაციისა და უმუშევრობის მიმდინარე მნიშვნელობების გასაანალიზებლად განვიხილოთ VAR მოდელის უმარტივესი შემთხვევა, როდესაც მონაწილეობს ორი მწკრივი. მოდელის ასაგებად კვლავ ვყვრდნობით 1998 წლიდან 2019 წლამდე კვარტალურ მონაცემებს. შემოვიღოთ აღნიშვნები:

$inf_t$  - ინფლაციის მიმდინარე მნიშვნელობა;

$unem_t$  - უმუშევრობის მიმდინარე მაჩვენებელი.

$p$  ლაგის VAR მოდელს შემდეგი სახე ექნება:

$$\begin{aligned} inf_t &= \alpha_1 + \beta_{11}inf_{t-1} + \gamma_{12}unem_{t-1} + \dots + \beta_{1p}inf_{t-p} + \gamma_{1p}unem_{t-p} + \varepsilon_{1t} \\ unem_t &= \alpha_2 + \beta_{21}inf_{t-1} + \gamma_{21}unem_{t-1} + \dots + \beta_{2p}inf_{t-p} + \gamma_{2p}unem_{t-p} + \varepsilon_{2t} \end{aligned}$$

სადაც  $\varepsilon_{1t}$  და  $\varepsilon_{2t}$  ერთმანეთთან არაკორელირებული თეთრი ხმაურის პროცესებია<sup>24</sup>.

მოდელის აგებას ვიწყებთ რამდენიმე ლაგის ჩართვით, შემდეგ კი სხვადასხვა კრიტერიუმის მეშვეობით ვარჩევთ ოპტიმალური ლაგის მნიშვნელობას. მოდელის შერჩევითვის გამოიყენება კარგად ცნობილი აკაიკის ინფორმაციული კრიტერიუმი (AIC), რომელსაც მოცემულ შემთხვევაში შემდეგი სახე აქვს:

$$AIC = \log \hat{\sigma}^2 + 2 \frac{p+q}{T},$$

<sup>24</sup> ანანიაშვილი, ი. (2018). დროითი მწკრივების ანალიზი.

სადაც  $\sigma^2$  არის  $\varepsilon_t$ -ს შეფასებული დისპერსიაა. ალტერნატიული კრიტერიუმია შვარცის ბეიესური ინფორმაციული კრიტერიუმი (BIC) , რომელიც შემოთავაზებულია შვარცის მიერ და შემდეგი სახისაა :

$$BIC = \log\hat{\sigma}^2 + 2\frac{p+q}{T}\log T.$$

ორივე კრიტერიუმი დაფუძნებულია დასაჯერებლობაზე და ასახავს კომპრომისს მორგების ხარისხსა, რომელიც იზომება დასაჯერებლობის ლოგარითმით და ეკონომიურობას შორის, რომელიც იზომება  $(p+q)$  -თი<sup>25</sup>. ჩვენს შემთხვევაში ლაგის სიგრძის ოპტიმალური მაჩვენებლები მოცემულია ცხრილში:

**ცხრილი 4.1:** ოპტიმალური ლაგის განსაზღვრა

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-381.948...	NA	50.55027	9.598720	9.658270	9.622595
1	-314.504...	129.8302	10.34941	8.012613	8.191265	8.084240
2	-304.973...	17.87133	9.015100	7.874329	8.172082	7.993707
3	-301.672...	6.023694	9.179343	7.891812	8.308667	8.058941
4	-295.090...	11.68229	8.614372	7.827273	8.363229	8.042153
5	-276.855...	31.45546	6.044500	7.471397	8.126454	7.734028
6	-265.562...	18.91618*	5.048673*	7.289066*	8.063224*	7.599448*
7	-263.432...	3.461984	5.307015	7.335804	8.229064	7.693938
8	-261.705...	2.719384	5.640868	7.392640	8.405001	7.798524

თითქმის ყველა კრიტერიუმის მიხედვით ოპტიმალური ლაგის სიგრძე შეადგენს 6-ს. შესაბამისად მოდელი მიიღებს სახეს:

$$\begin{aligned} \pi_t &= 1.879 + 0.079u_{t-1} + 1.289\pi_{t-1} - 0.087u_{t-2} - 0.686\pi_{t-2} + 0.136u_{t-3} + 0.421\pi_{t-3} \\ &\quad - 0.518u_{t-4} - 0.749\pi_{t-4} + 0.198u_{t-5} + 0.837\pi_{t-5} + 0.144u_{t-6} - 0.351\pi_{t-6} \\ u_t &= 0.287 + 0.66u_{t-1} + 0.049\pi_{t-1} + 0.022u_{t-2} - 0.005\pi_{t-2} + 0.035u_{t-3} - 0.034\pi_{t-3} \\ &\quad + 0.56u_{t-4} + 0.009\pi_{t-4} - 0.328u_{t-5} - 0.096\pi_{t-5} - 0.07u_{t-6} + 0.13\pi_{t-6} \end{aligned}$$

აღნიშნული მოდელისთვის დეტერმინაციის კოეფიციენტი უდრის 0.83-ს, ხოლო კორექტირებული დეტერმინაციის კოეფიციენტი 0.8-ის ტოლია. აღნიშნული გვიჩვენებს, რომ მოდელის მორგების ხარისხი საკმაოდ მაღალია. თუმცა ის აუცილებლად უნდა შევამოწმოთ ავტოკორელაციასა და ჰეტეროსკედასტურობაზე.

<sup>25</sup> ანანიაშვილი, ი. (2018). დროითი მწკრივების ანალიზი.

ავტორეგრესიის შემოწმებას ვახდენთ LM ტესტის გამოყენებით, რომლის P – value მნიშვნელობები წარმოდგენილია ცხრილში 4.2. თუ არ ჩავთვლით მესამე ლაგს, ავტორეგრესია აღნიშნულ შემთხვევაში პრობლემას არ წარმოადგენს.

**ცხრილი 4.2** VAR მოდელის შემოწმება ავტორეგრესიაზე LM ტესტის გამოყენებით

VAR Residual Serial Correlation LM Tests  
 Date: 07/11/20 Time: 12:19  
 Sample: 1998Q1 2019Q4  
 Included observations: 82

---

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

---

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	4.017781	4	0.4036	1.012103	(4, 132.0)	0.4036
2	5.598300	4	0.2312	1.418701	(4, 132.0)	0.2312
3	9.523229	4	0.0493	2.449558	(4, 132.0)	0.0493
4	1.956693	4	0.7437	0.489084	(4, 132.0)	0.7437
5	1.892772	4	0.7555	0.472993	(4, 132.0)	0.7555
6	2.532367	4	0.6388	0.634352	(4, 132.0)	0.6389

ჰეტეროსკედასტურობას ვამოწმებთ ვაიტის ტესტით, რომლის P – value მნიშვნელობა 0.0647 აღემატება 5%-იან მნიშვნელოვნების დონეს, რაც ნიშნავს რომ უნდა მივიღოთ ნულოვანი ჰიპოთეზა ჰომოსკედასტურობის შესახებ. (იხილეთ დანართი 4.2).

დროით მწკრივებს შორის მიზეზ-შედეგობრივი კავშირის დასახასიათებლად შეგვიძლია გამოვიყენოთ გრეინჯერის მიზეზ-შედეგობრიობის ტესტი. აღნიშნული საშუალებას მოგვცემს უკეთ დავინახოთ მათი ურთიერთდამოკიდებულების მიმართულება ანუ განვსაზღვროთ ინფლაცია იწვევს უმუშევრობის ცვლილებას თუ პირიქით. მოცემული ტესტი გულისხმობს, რომ გრეინჯერის მიხედვით ინფლაცია უმუშევრობის ზრდის მიზეზს წარმოადგენს თუ ინფლაციის ლაგური მაჩვენებლების გაუთვალისწინებლობა გავლენას მოახდენს უმუშევრობის ცვლილების პროგნოზის ხარისხზე. ანალოგიურად უმუშევრობა ინფლაციის ზრდის მიზეზია, თუ მისი ლაგური მნიშვნელობების ჩაურთველობა გავლენას მოახდენს ინფლაციის პროგნოზის ხარისხზე. ტესტის ზოგადი ანალიტიკური განტოლება ასე გამოიყურება:

$$INF_t = \sum_{j=1}^k \alpha_j INF_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_j UNEM_{t-j} + \varepsilon_t$$

თუ მოცემულ მოდელში  $\beta$  კოეფიციენტები 0-ის ტოლია  $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_k = 0$ , ნიშნავს, რომ უმუშევრობა ვერ იქნება ინფლაციის განმსაზღვრელი. ანალოგიური მსჯელობა ვრცელდება დამოკიდებულ ცვლადად უმუშევრობის განხილვაზეც. მოცემულ შემთხვევაში ტესტის შედეგები წარმოდგენილია ცხრილში 4.3.

**ცხრილი 4.3:** გრეინჯერის მიზეზ-შედეგობრიობის ტესტი

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests  
 Date: 07/06/20 Time: 20:57  
 Sample: 1998Q1 2019Q4  
 Included observations: 82

---

Dependent variable: INF

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
UNEM	8.242264	6	0.2209
All	8.242264	6	0.2209

---

Dependent variable: UNEM

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
INF	15.59672	6	0.0161
All	15.59672	6	0.0161

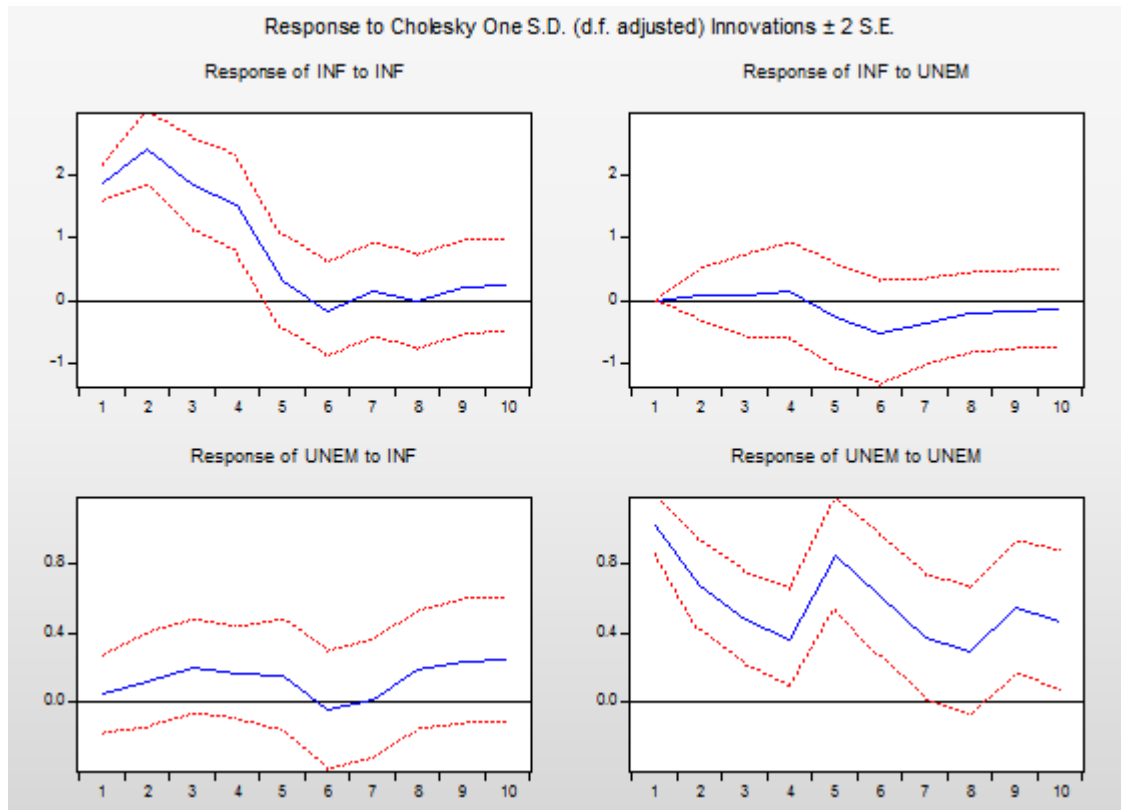
ტესტის ინტერპრეტაცია მარტივია: ინფლაციის დამოკიდებულ ცვლადად განხილვის შემთხვევაში P მნიშვნელობა აღემატება 5%-იან მნიშვნელოვნების დონეს, რაც ნიშნავს რომ ნულოვანი ჰიპოთეზა გრეინჯერის მიზეზობრიობასთან დაკავშირებით უნდა მივიღოთ. ეს ნიშნავს, რომ ინფლაციის პროგნოზირებისთვის უმუშევრობის მაჩვენებლების განხილვა მნიშვნელოვანია. მეორე შემთხვევაში კი მივიღეთ, რომ ინფლაცია არ წარმოადგენს მიზეზს გრეინჯერის მიხედვით უმუშევრობისთვის.

საინტერესოა, განვიხილოთ იმპულსზე გამოხმაურების ფუნქცია, რომელიც გვიჩვენებს ცვლადების რეაქციას შემთხვევითი სიდიდის ერთჯერად შოკზე და საშუალებას გვაძლევს გამოვიკვლიოთ აღნიშნული შოკის ზეგავლენით სისტემის რეაქცია. ჰორიზონტალურ ღერძზე მოცემულია პერიოდები, ხოლო ვერტიკალურ ღერძზე

წარმოდგენილია დამოკიდებული ცვლადის რეაქცია აღნიშნულ პერიოდში წარმოქმნილ შოკებზე.

როგორც გრაფიკზე ვხედავთ, მნიშვნელოვანია ინფლაციის შოკის გავლენა ინფლაციაზე და უმუშევრობის შოკის გავლენა უმუშევრობაზე. უმუშევრობის დონის ცვლილება მხოლოდ ოთხი პერიოდის შემდეგ იწყებს ინფლაციაზე ზემოქმედებას, რასაც მოჰყვება აღნიშნული მაჩვენებლის შემცირება მეექვსე პერიოდში, შემდგომ ადგილი აქვს მცირედით ზრდას, თუმცა გარკვეული პერიოდის შემდეგ ეფექტი ნულს უახლოვდება. რაც შეეხება ინფლაციის შოკს, ის თავდაპირველად ზრდის ტენდენციით ხასიათდება, შემდგომ მეხუთე-მეექვსე პერიოდში ფიქსირდება მცირედი ვარდნა, თუმცა ის კვლავ ზრდის მდგომარეობას უბრუნდება. იმპულსზე გამოხმაურების ფუნქცია მნიშვნელოვან ინფორმაციას იძლევა ინფლაციისა და უმუშევრობის პროგნოზირებისთვის.

**გრაფიკი 4.1**





## 5. განაწილებულ ლაგიანი ავტორეგრესიული მოდელი (ARDL)

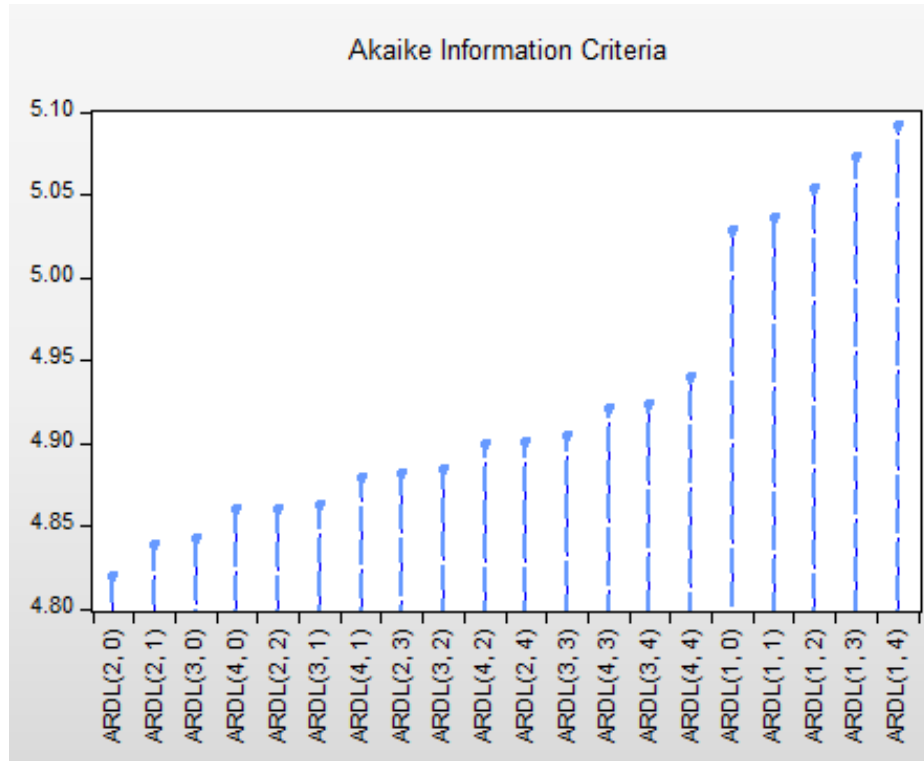
ინფლაციასა და უმუშევრობას შორის არსებული დამოკიდებულების ასახსნელად გამოვიყენებთ განაწილებულ ლაგიან ავტორეგრესიულ მოდელს (ARDL). მოცემული მოდელის არჩევა განაპირობა იმ ფაქტმა, რომ ეკონომიკაში მაკროეკონომიკური ცვლადები მუდმივად ერთმანეთზე ზემოქმედებს და ხშირად ეს გავლენა მხოლოდ გარკვეული დროის შემდეგ პოულობს ასახვას. გარდა ამისა, აღნიშნულ მეთოდს კონტეგრაციის სხვა მეთოდებთან შედარებით რამდენიმე უპირატესობა აქვს. უპირველეს ყოვლისა, იგი შესაძლებლობას გვაძლევს მოდელში გავითვალისწინოთ შედეგობრივი და ფაქტორული ცვლადების ლაგური მნიშვნელობები, აგრეთვე გამოვავლინოთ მათ შორის არსებული დამოკიდებულებები. ამასთან ARDL მიდგომის გამოყენებისას მიიღება უფრო რეალური, გადაუადგილებელი და ეფექტური შეფასებები. მისი გამოყენება საკმაოდ ეფექტურ შედეგს გვაძლევს შერჩევის მცირე მოცულობის პირობებშიც.

მოდელის შეზღუდვა იმაში მდგომარეობს, რომ მისი გამოყენება ვერ მოხერხდება თუ დროითი მწკრივები მეორე რიგის სხვაობით სტაციონარულია. ჩვენს შემთხვევაში ვინაიდან ინფლაცია და ჩვენთვის საინტერესო სხვა მწკრივები სტაციონარულია, ხოლო უმუშევრობა პირველი რიგის სტაციონარული, მათ საფუძველზე მოდელის აგება პრობლემას არ წარმოადგენს. ამასთან ARDL მოდელის მარტივი წრფივი გარდაქმნით შეგვიძლია მივიღოთ ცდომილების კორექციის მოდელი (ECM), რომელიც მოდელში წარმოგვიდგენს მოკლევადიან დინამიკას გრძელვადიანი ურთიერთდამოკიდებულების დაკარგვის გარეშე.

ARDL მიდგომის გამოყენებისას განსაკუთრებით მნიშვნელოვანია ლაგის სიგრძის განსაზღვრა. შეფასებისას ამისათვის ჩვენ გამოვიყენეთ აკაიკის ინფორმაციული კრიტერიუმი, რომლის ყველაზე დაბალი მნიშვნელობა 4.818 შეესაბამება ARDL(2,0) მოდელს (იხ. გრაფიკი 5.1).

გრძელვადიანი დამოკიდებულების (ანუ გრძელვადიანი წონასწორობის) დასადგენად ჩვენ შევაფასებთ შემდეგი ორი სახის მოდელს:

გრაფიკი 5.1: აკაიკის კრიტერიუმი მინიმალური მნიშვნელობის მქონე 20 განტოლებისთვის



$$INF_t = \beta_0 + \beta_1 UNEM_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$UNEM_t = \beta_2 + \beta_3 INF_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

რომ დავადგინოთ არსებობს, თუ არა გრძელვადიანი დამოკიდებულება ინფლაციასა და უმუშევრობას შორის, ვატარებთ „საზღვრების“ ტესტს (იხ. ცხრილი 5.1). ტესტის ნულოვანი ჰიპოთეზა გულისხმობს, რომ არ არსებობს კონტეგრაციული შესაბამისობა მოცემულ ცვლადებს შორის. მოცემულ შემთხვევაში გვაქვს კრიტიკული წერტილების ზედა ზღვარი იმ შემთხვევისთვის, როდესაც ყველა ცვლადი პირველი რიგის სხვაობით სტაციონარულია (ანუ I(1)-ია) და ქვედა ზღვარი, როდესაც ცვლადები სტაციონარულია ანუ ნულოვანი რიგის ინტეგრირებულია, I(0). თუ F სტატისტიკა შესაბამისი მნიშვნელოვნების დონით გადააჭარბებს კრიტიკული წერტილების ზედა ზღვარს, ნულოვან ჰიპოთეზას უარვყოფთ, რაც იმას ნიშნავს, რომ ცვლადებს შორის არსებობს გრძელვადიანი დამოკიდებულება. საწინააღმდეგო შემთხვევაში, როდესაც F სტატისტიკა ნაკლები იქნება ქვედა ზღვარზე, ჩვენ ვერ უარვყოფთ ნულოვან ჰიპოთეზას, - შესაბამისად, ცვლადებს შორის არ არსებობს

გრძელვადიანი კავშირი. ხოლო თუ F სტატისტიკა აღნიშნულ კრიტიკულ წერტილებს შორის აღმოჩნდება, ტესტის შესრულებას აზრი არ ექნება. ჩვენს შემთხვევაში, აღმოჩნდა, რომ პირველ განტოლებაში F სტატისტიკა აღემატება ზედა კრიტიკულ ზღვარს, მაშასადამე, ინფლაციასა და უმუშევრობას შორის ვლინდება კონტეგრაციული ურთიერთდამოკიდებულება, რასაც ვერ ვიტყვით მეორე განტოლების შემთხვევაში. შეგვიძლია დავასკვნათ, რომ მოდელში, სადაც უმუშევრობის დონე გამოდის დამოკიდებული ცვლადის როლში, გრძელვადიანი კავშირი არ ვლინდება, ხოლო მოდელში, სადაც ინფლაციაა დამოკიდებული ცვლადი, მათ შორის კავშირს ცხადი სახე აქვს. აღსანიშნავია, რომ გრძელვადიანი წონასწორობის შეფასებულ განტოლებაში უმუშევრობის დონის შესაბამისი კოეფიციენტი უარყოფითია, თუმცა არამნიშვნელოვანი. ამასთან უმუშევრობის 1%-იან შემცირებას შეესაბამება ინფლაციის ზრდა 0.11%-ით.

ცხრილი 5.1: „საზღვრების“ ტესტი

Estimated Equation	INF=f(UNEM)	UNEM=f(INF)
F statistics	8.2365	1.2334
Optimal lag length	(2,0)	(4,0)
Asymptotic critical values	Lower Bound I(0)	Upper Bound I(1)
1%	4.94	5.58
5%	3.62	4.16
10%	3.02	3.51
Diagnostic tests		
R <sup>2</sup>	0.68	0.67
Adjusted R <sup>2</sup>	0.67	0.65
F statistics	60.74690	31.8688
Breusch-Godfrey test	0.5827 (0.5607)	6.616 (0.0033)
ARCH LM test	0.7042 (0.4975)	0.9608 (0.3870)

იმისათვის, რომ ინფლაციის მოდელს მივცეთ უფრო სრულყოფილი სახე, რომელშიც ჩართული იქნება სხვა მნიშვნელოვანი ცვლადებიც, განვიხილოთ შემდეგი სახის დამოკიდებულება:

$$INF_t = f(INF, INT, NEER, UNEM).$$

როგორც ვხედავთ, მოდელში ამხსნელ ცვლადებად უნდა ჩავრთოთ ინფლაციის - *INF*-ის ლაგური მნიშვნელობები, რომელიც საკმაოდ ძლიერ გავლენას ახდენს მიმდინარე მაჩვენებელზე; საშუალო წლიური საპროცენტო განაკვეთები კომერციული ბანკების სესხებზე<sup>26</sup> - *INT*; ნომინალური ეფექტური გაცვლითი კურსის მაჩვენებელი, *NEER*, რაც იმითაა განპირობებული, რომ საქართველო იმპორტდამოკიდებული ქვეყანაა და მაღალი დოლარიზაციით გამოირჩევა; უმუშევრობის დონე, *UNEM*. ვინაიდან მოდელში ჩასართავად ჩვენს მიერ შერჩეული დროითი მწკრივები ან სტაციონარულია ან პირველი რიგის სხვაობით სტაციონარულდება, მარტივად შეგვიძლია ავაგოთ ავტორეგრესიის განაწილებულლაგისანი მოდელი (ARDL). ამ მოდელის შეფასებულ ვარიანტს (5.1) განტოლებასთან ერთად ახასიათებს ცხრილ 5.2-ში მოყვანილი მახასიათებლები.

$$INF_t = 14.065 + 1.045INF_{t-1} - 0.4703INF_{t-2} + 0.204UNEM_t - 0.0396NEER_t - 0.8727INT_t + 0.6391INT_{t-1} \quad (5.1)$$

**ცხრილი 5.2:** შეფასებული რეგრესიის ARDL მოდელის მახასიათებლები

დამოკიდებული ცვლადი INF	კოეფიციენტი	სტანდარტული შეცდომა	t სტატისტიკა	P- მნიშვნელობა
INF(-1)	1.045	0.0923	11.32	0.0000
INF(-2)	-0.4703	0.0855	-5.4999	0.0000
UNEM	0.204	0.139	1.4655	0.1467
INT	-0.8727	0.229	-3.79	0.000
INT(-1)	0.6391	0.219	2.911	0.0047
NEER	-0.039	0.009	-4.036	0.0001
C	14.06	4.04	3.4811	0.0008

$$R^2 = 0.77 \quad DW = 2.03 \quad F = 45.74 \quad P(F) = 0.0000$$

<sup>26</sup> ეროვნული ბანკის ერთ-ერთ მონეტარული პოლიტიკის ინსტრუმენტს წარმოადგენს რეფინანსირების განაკვეთი, რომლის საშუალებით ის გავლენას ახდენს საპროცენტო განაკვეთებზე და შესაბამისად ინფლაციაზე.

შეფასებული მოდელის მორგების მაჩვენებელი საკამოდ მაღალია. რაც შეეხება კოეფიციენტებს, მათი უმეტესობა მნიშვნელოვანია. აღნიშნული მოდელის შეფასებიდან გამომდინარეობს, რომ სხვა თანაბარ პირობებში წინა პერიოდის ინფლაციის მაჩვენებელი 1.04%-ით განსაზღვრავს ინფლაციის მიმდინარე დონეს, რაც ლოგიკურია, ვინაიდან ინდივიდები სწორედ წინა პერიოდის მაჩვენებლებზე დაყრდნობით აყალიბებენ მოლოდინებს ინფლაციის მომავალ მნიშვნელობასთან დაკავშირებით, რაც შესაბამისად აისახება ფაქტობრივ ინფლაციაზე. ადრე განხილული მოდელების მსგავსად ამ შემთხვევაშიც გამოვლინდა, რომ ინფლაციასა და უმუშევრობას შორის დამოკიდებულება არამნიშვნელოვანია და თანაც კოეფიციენტის ნიშანი წინააღმდეგობაშია თეორიასთან.

ნომინალური ეფექტური გაცვლითი კურსი სტატისტიკურად მნიშვნელოვან ცვლადად გვევლინება. მისი ერთ პროცენტის გაუფასურება ინფლაციის მაჩვენებელს მოკლევადიან პერიოდში საშუალოდ ზრდის 0.039%-ით. მაგრამ უნდა აღინიშნოს, რომ ეს მხოლოდ მოკლევადიან ეფექტს წარმოადგენს. თუ გამოვითვლით ნომინალური ეფექტური გაცვლითი კურსი ინფლაციაზე ზემოქმედების გრძელვადიან ეფექტს, მაშინ მივიღებთ, რომ NEER -ის ერთი პროცენტით გაუფასურებას გრძელვადიან პერიოდში შეესაბამება ინფლაციის ზრდა 0,092%-ით. ეს მნიშვნელობა მიიღება გრძელვადიანი მულტიპლიკატორის გამოყენებით რომელსაც NEER-ისთვის შემდეგი ფორმულა შეესაბამება:

$$\delta_{NEFR} = \frac{-0,039}{1-1,045+0,4703} = -0,092.$$

ინფლაციასა ნომინალურ ეფექტურ გაცვლითი კურსს შორის უარყოფითი დამოკიდებულება თეორიულად ახსნადია. როდესაც ადგილი აქვს ლარის მსყიდველობითუნარიანობის შემცირებას, იმპორტული პროდუქტი ადგილობრივთან შედარებით ძვირდება და, რადგან საქართველო იმპორტზე მნიშვნელოვნად არის დამოკიდებული (სამომხმარებლო კალათის დიდი ნაწილი სწორედ იმპორტულ პროდუქტს უჭირავს), მისი გავლენა ინფლაციაზე ცალსახაა.

კიდევ ერთ მნიშვნელოვან ცვლადს წარმოადგენს საშუალო საპროცენტო განაკვეთი კომერციულ ბანკში ეროვნული ვალუტით აღებულ სესხებზე, INT. როგორც უკვე აღვნიშნეთ, მოცემული მაჩვენებელი რეფინანსირების განაკვეთის გავლით მოქმედებს

ინფლაციაზე. ამ მაჩვენებელსაც გააჩნია ინფლაციაზე მოკლევადიანი და გრძელვადიანი ზემოქმედების ეფექტი. შეფასებული მოდელის მიხედვით მისი ერთ პროცენტული შემცირება მოკლევადიან პერიოდში ინფლაციას 0.87%-ით ზრდის, ხოლო გრძელვადიანი ზემოქმედება კი შემდეგი მულტიპლიკატორით განისაზღვრება:

$$\delta_{NEFR} = \frac{-0,8727 + 0,6391}{1 - 1,045 + 0,4703} = -0,5493\%$$

შევამოწმეთ მიღებული მოდელის ნარჩენების ჰეტეროსკედასტურობა და ავტოკორელაცია. ზოგადად, ჩვენთვის ცნობილია, რომ ARDL მოდელში ნაკლებსავარაუდოა გვექნდეს ავტოკორელაციის პრობლემა, რადგან რამდენიმე ცვლადის და მათი ლაგური მნიშვნელობების ჩართვა ენდოგენურობისა და ავტოკორელაციის პრობლემას ხშირად დადებითად წყვეტს. პირველი, რაც ავტოკორელაციის არ არსებობაზე მიგვითითებს, ესაა დარბინ-ვოტსონის მაჩვენებელი: მისი მნიშვნელობაა, 2.02, იმდენად ახლოსაა 2-თან, რომ დიდი ალბათობით ავტოკორელაცია უნდა გამოვრიცხოთ. თუმცა უფრო ზუსტი დასკვნების გამოსატანად მივმართეთ ბროიმ-გოდფრის ტესტს (იხ. ცხრილი 5.3).

**ცხრილი 5.3:** ავტოკორელაციის ტესტირება ARDL მოდელში ბროიმ-გოდფრის ტესტით

ლაგი	Chi <sup>2</sup>	P-მნიშვნელობა
1	0.3731	0.5431
2	1.006	0.3703
3	4.593	0.0052
4	6.0944	0.0003

ცხრილის შედეგები ცხადად ადასტურებს, რომ მოდელი თავისუფალია ავტოკორელაციის პრობლემისგან პირველ და მეორე ლაგზე, თუმცა მესამე და მეოთხე ლაგზე იჩენს თავს. ჰომოსკედასტურობის დასადასტურებლად ვატარებთ უაიტის ტესტს, რომლის სტატისტიკის მნიშვნელობა 7.613 მნიშვნელოვნების 0.0000 დონით გვიჩვენებს, რომ მოდელში გვაქვს ჰეტეროსკედასტურობის პრობლემა, რაც შეფასებებს არაეფექტურს ხდის, თუმცა ისინი გადაუადგილებელი და ძალმოსილია.

ახლა საინტერესოა, შევამოწმოთ არსებობს თუ არა ცვლადებს შორის გრძელვადიანი კონტეგრაციული კავშირი. ამ მიზნით მივმართოთ ე.წ „საზღვრების“ ტესტს. ტესტის შედეგები მოცემულია ცხრილ 5.4-ში

**ცხრილი 5.4:** ცვლადებს შორის გრძელვადიანი კონტეგრაციული დამოკიდებულების ტესტირება

	მნიშვნელობა	მნიშვნელოვნების დონე	I(0)	I(1)
F სტატისტიკა	11.08	10%	2.72	3.77
		5%	3.23	4.35
		1%	4.29	5.61

როგორც ცხრილიდან ჩანს, F სტატისტიკის მნიშვნელობა აღემატება ნულოვანი და პირველი რიგის კონტეგრაციისთვის საჭირო საზღვრებს, რაც იმას ნიშნავს, რომ ცვლადებს შორის არსებობს გრძელვადიანი ურთიერთშესაბამისობა. აღნიშნული ტესტის შედეგებიდან გამომდინარე, მარტივად შეგვიძლია გადავიდეთ ცდომილების კორექციის მოდელზე (ECM), რომელიც შესაძლებლობას მოგვცემს დავინახოთ მოკლევადიანი ეფექტები და გრძელვადიანი წონასწორობისკენ სვლა. შეფასებულ ECM მოდელის ვარიანტს (5.2) განტოლებასთან ერთად ახასიათებს ცხრილ 5.5-ში მოყვანილი მახასიათებლები.

$$\Delta INF_t = 14.741 + 0.476\Delta INF_{t-1} - 0.04\Delta INF_{t-2} - 0.043\Delta UNEM_t - 0.05\Delta NEER_t - 0.944\Delta INT_t + 0.0553\Delta INT_{t-1} - 0.44CointEq_{t-1} \quad (5.2)$$

სადაც  $CointEq_{t-1}$  გამოსახავს გრძელვადიანი წონასწორობიდან გადახრას დროის  $t - 1$  მომენტში. ამასთან, ეს გადახრა შემდეგი სახით განისაზღვრება:  $(INF_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 UNEM_{t-1})$ .

**ცხრილი 5.5:** შეფასებული ECM მოდელის მახასიათებლები

დამოკიდებული ცვლადი, $\Delta INF$	კოეფიციენტი	t სტატისტიკა	P-მნიშვნელობა
C	14.74	5.45	0.0000

$\Delta INF(-1)$	0.476	5.187	0.0000
$\Delta INF(-2)$	-0.0407	0.416	0.6782
$\Delta UNEM$	0.043	0.226	0.8217
$\Delta NEER$	-0.05	-1.57	0.1195
$\Delta INT$	-0.944	-4.33	0.0000
$\Delta INT(-1)$	0.0553	0.242	0.8089
CointEq(-1)	-0.0031	-0.358	0.0004

$$R^2 = 0.51 \quad Adjusted R^2 = 0.47 \quad DW = 1.98$$

მოდელში მნიშვნელოვანი ცვლადებია ინფლაციის ლაგური მაჩვენებლის ცვლილება და ეროვნული ვალუტით აღებული სესხების საპროცენტო განაკვეთის ცვლილება, რაც შეეხება უმუშევრობისა და ნომინალური გაცვლითი კურსის ცვლილების ამსახველ ცვლადებს, ისინი არამნიშვნელოვანია. მოდელის ინტერპრეტაცია ასეთია: მიმდინარე პერიოდში ინფლაციის ცვლილება  $\Delta INF$  განპირობებულია ორი მნიშვნელოვანი ასპექტით. ერთი მათგანი დაკავშირებულია იმ მოკლევადიან ცვლილებებთან, რომელსაც განიცდიან მოდელში ჩართული ამხსნელი ფაქტორები. როგორც შეფასებული კოეფიციენტების მნიშვნელობები გვიჩვენებს, ამ ცვლილებებიდან  $\Delta INF$  -ზე განსაკუთრებით ძლიერ გავლენას ახდენს ინფლაციის წინა პერიოდის ლაგური მაჩვენებლის ცვლილება,  $\Delta INF(-1)$ . მეორე ასპექტი უკავშირდება გრძელვადიან წონასწორობიდან გადახრას, უფრო სწრედ ამ გადახრის კორექტირებას. ეს ნიშნავს, რომ ინფლაციის მიმდინარე პერიოდის ცვლილების ნაწილი ინფლაციასა და უმუშევრობას შორის გრძელვადიან პერიოდში არსებული წონასწორობისკენ დაბრუნებას ემსახურება. გრძელვადიანი წონასწორობის კორექტირების უარყოფითი კოეფიციენტი გვიჩვენებს, რომ გრძელვადიანი წონასწორობიდან გადახრისას მოკლევადიან პერიოდში კორექტირება ხორციელდება დადებითი მიმართულებით.

ცხრილი 5.6 აჯამებს მოდელის დიაგნოსტიკურ ტესტებს. კერძოდ ჟარკ-ბერას ტესტი გვიჩვენებს, რომ ნარჩენები ნორმალურადაა განაწილებული, ვინაიდან P მნიშვნელობა - 0.011 ნაკლებია 0.05-ზე. LM ტესტის შედეგი წარმოგვიდგენს რომ მოდელი თავისუფალია ავტოკორელაციის პრობლემისგან, რადგან P მნიშვნელობა - 0.9746 აღემატება 5%-იან



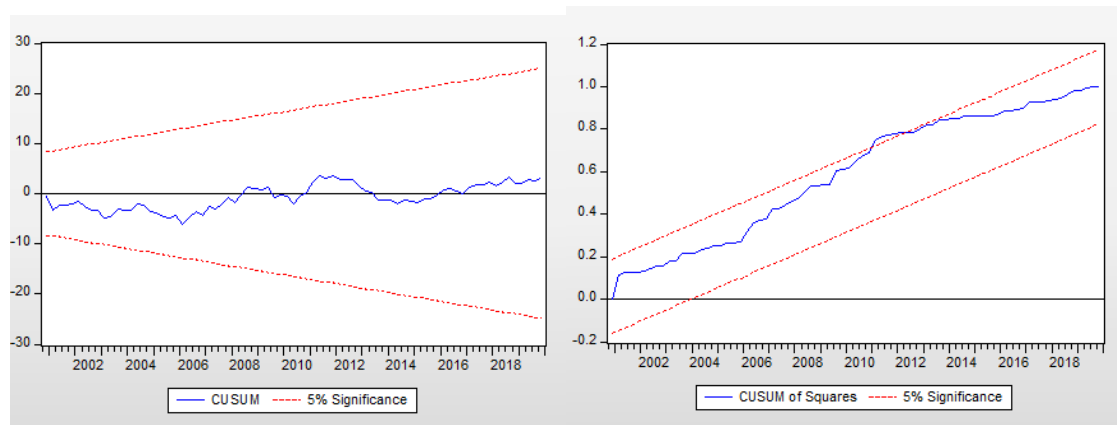
მნიშვნელოვნების დონეს. ARCH ტესტი მოდელში ჰეტეროსკედასტურობის პრობლემას გამორიცხავს.

**ცხრილი 5.6:** შეფასებული მოდელის დიაგნოსტიკური ტესტები

Jarque-Bera ტესტი	8.95 (0.011)
LM ტესტი	0.0257 (0.9746)
ARCH ტესტი	0.256 (0.6142)

დიაგნოსტიკური ტესტები ადასტურებს, რომ შეფასებული მოდელი ვარგისია. თუმცა აუცილებელია შევავსოთ მისი მდგრადობის მაჩვენებელი. კოეფიციენტების სტაბილურობას ვამოწმებთ CUSUM და CUSUMSQ ტესტებით. CUSUM ტესტი დაფუძნებულია რეკურსიული ნარჩენების ერთობლივ ჯამზე, რომელიც აიდენტიფიცირებს სისტემატურ ცვლილებებს რეგრესიის კოეფიციენტთა შეფასებებში, ხოლო CUSUMSQ რეკურსიული ნარჩენების კვადრატზე. შედეგები იხილეთ გრაფიკზე. მოდელი სტაბილურობით ხასიათდება ვინაიდან ის მდებარეობს 5%-იან კრიტიკულ ზღვრებს შორის.

**გრაფიკი 11:** მოდელის სტაბილურობის ტესტი



## დასკვნა

მოცემული ნაშრომის მიზანს წარმოადგენდა ინფლაციისა და უმუშევრობის დინამიკის ახსნა და ფილიპსის მოდელის ვალიდურობის შემოწმება საქართველოს ეკონომიკის მაგალითზე სხვადასხვა მოდელების გამოყენებით. საწყის ეტაპზე შევავსეთ ტრადიციული ფილიპსის მოდელი, თუმცა ინფლაციის დინამიკურ მოდელში უმუშევრობის მაჩვენებელი არამნიშვნელოვანი აღმოჩნდა. შემდეგ გავაფართოვეთ მოდელი მასში ინფლაციის ლაგური მაჩვენებლების ჩართვით, რამაც გარკვეული შედეგი გამოიღო და უმუშევრობის გაპის მაჩვენებელი მნიშვნელოვან ცვლადად წარმოგვიდგინა. ნაშრომში გამოიკვეთა ინფლაციის ლაგური მაჩვენებლების დიდი როლი ფაქტობრივი ინფლაციის ახსნაში, რამაც წინა პლანზე წამოწია ადაპტური მოლოდინების თეორია, რომლის მიხედვით ინდივიდები წარსულ ინფორმაციაზე დაყრდნობით ახდენენ მოლოდინების ჩამოყალიბებას და ამის შესაბამისად იღებენ გადაწყვეტილებებს. უფრო რეალისტურ მოდელს მივიღებდით იმ შემთხვევაში, თუ მოდელში გავითვალისწინებდით ინფლაციის მოსალოდნელ მნიშვნელობებსაც, თუმცა, როგორც უკვე აღვნიშნეთ, ის დაუკვირვებადი მაჩვენებელია და მისი შეფასება გარკვეულ სირთულეებს უკავშირდება. სხვადასხვა ფაქტორული ცვლადების ჩართვით შევეცადეთ აგვეხსნა უმუშევრობის მაჩვენებლის გავლენა ინფლაციაზე, თუმცა უმუშევრობის გაპის კოეფიციენტი თითქმის ყველა მოდელში არამნიშვნელოვან ცვლადად მოგვევლინა. მოდელის ანალიზისას მნიშვნელოვანი იყო დაგვედგინა ინფლაციასა და უმუშევრობას შორის არსებული დამოკიდებულების მიმართულება და როგორც გრეინჯერის მიზეზ-შედეგობრიობის ანალიზმა გვიჩვენა, უმუშევრობა წარმოადგენს მიზეზს გრეინჯერის მიხედვით ინფლაციისთვის და არა პირიქით. აქვე აღსანიშნავია ARDL მოდელის ორი ვარიანტი, სადაც ერთ შემთხვევაში ინფლაცია განვიხილეთ დამოკიდებული ცვლადის როლში, ხოლო მეორე შემთხვევაში უმუშევრობის დონე, თუმცა „საზღვრების“ ტესტმა გვიჩვენა, რომ გრძელვადიან კონტეგრაციულ დამოკიდებულებას ადგილი აქვს მხოლოდ მაშინ, როდესაც დამოკიდებული ცვლადის როლში ინფლაცია გვევლინება.

ინფლაციას საქართველოში მრავალი ურთიერთდაკავშირებული ფაქტორი განსაზღვრავს. ჩვენ არჩევანი შევაჩერეთ ნომინალურ გაცვლით კურსზე და ეროვნული ვალუტით დენომინირებულ სასესხო საპროცენტო განაკვეთზე, რომლებიც შეფასებულ მოდელებში მაღალი მნიშვნელოვნების დონით გამოირჩეოდა. განსაკუთრებით გამოიკვეთა საპროცენტო განაკვეთის როლი ინფლაციის ახსნაში, რაც იმას ნიშნავს, რომ ეროვნული ბანკის მიერ გატარებული პოლიტიკა მაღალი ეფექტურობით გამოირჩევა ინფლაციის რეგულირების პროცესში. ნომინალური ეფექტური გაცვლითი კურსის როლი ისევ და ისევ უკავშირდება იმ ფაქტს, რომ საქართველო მცირე ღია ეკონომიკის მქონე სახელმწიფოა, რომლის მთლიან შიდა პროდუქტში იმპორტირებულ პროდუქტს საკმაოდ მნიშვნელოვანი წილი აქვს. რაც შეეხება კომპრომისს ინფლაციასა და უმუშევრობას შორის, ჩვენს მიერ შეფასებულ მოდელთა ნაწილში მას ჰქონდა უარყოფითი კოეფიციენტი, ხოლო ნაწილში დადებითი, თუმცა თითქმის ყველა შემთხვევაში დამოკიდებულება იყო არამნიშვნელოვანი. შესაბამისად, შეგვიძლია დავასკვნათ, რომ ეს კომპრომისი საქართველოს ეკონომიკისთვის ნაკლებად დამახასიათებელი მოვლენაა. ამის ძირითადი მიზეზია ის, რომ ინფლაციაზე სხვა მნიშვნელოვანი გარეგანი შოკები ზემოქმედებს, როგორცაა მსოფლიო ფასების ცვლილება, რომლის გათვალისწინება ტრადიციულ ფილიპსის მოდელში არ ხდება.

## გამოყენებული ლიტერატურა

1. ანანიაშვილი, ი. (2018). *დროითი მწკრივების ანალიზი*. ლექციების კურსი. ელექტრონული ფორმატი: თსუ.
2. ანანიაშვილი, ი. (2012). *ეკონომეტრიკა*. თბილისი: გამომცემლობა "მერიდიანი".
3. ბლანშარი, ო. (2010). *მაკროეკონომიკა. თბილისი. თსუ-ს გამომცემლობა*
4. არევამე, ლ. სოფრომაძე, თ. ცუცქირიძე, გ. მხატრიშვილი, შ. (2020). *ფილიპსის მრუდის იდენტიფიკაცია საქართველოსთვის*, საქართველოს ეროვნული ბანკი კვლევითი ნაშრომების სერია.
5. ბლუაშვილი, ა. (2015) ოპტიმალური ინფლაციის დონე საქართველოში. *ეკონომიკა და საბანკო საქმე. ტომი 3, N 3*.
6. ლემონჯავა, გ. (2016) მონეტარული პოლიტიკის გადაცემის მექანიზმები. *საერთაშორისო სამეცნიერო-პრაქტიკული ჟურნალი. გლობალიზაცია და ბიზნესი. #2*.
7. კაკულია, მ. კაპანაძე, ნ. ბახტაძე, ლ. (2018) საქართველოს ეკონომიკის კვარტალური მიმოხილვა: 2017 წლის IV კვარტალი. *საქართველოს სტრატეგიისა და საერთაშორისო ურთიერთობების კვლევის ფონდი*.
8. დემეტრაძე, მ. (2016) ინფლაციისა და უმუშევრობის ეკონომეტრიკული ანალიზი. *სამაგისტრო ნაშრომი. თსუ*.
9. პაპავა ვ. (2020) არატრადიციული ეკონომიკისი. მე-2 შევსებული დაგანახლებული გამოცემა. თსუ,
10. Phillips, A. W. (1958). The relationship between unemployment and the rate of change of money wages in the United Kingdom 1861-1957. *Economica*.
11. Samuelson, P. A. Solow, R.M. (1960). Analytical aspects of anti-inflation policy. *American Economic Association*.
12. Fridman, M. (1968). The role of monetary policy. *The American Economic Review*. Volume LVII, Number 1, 1-11.
13. Roberts, J. (1995). New Keynesian Economics and the Philips curve. *Journal of money, credit and banking, vol. 27, issue 4, 975-84*.
14. Karanassou, M. Sala, H. Snower, D. (2006): "Phillips Curves and Unemployment Dynamics: A Critique and a Holistic Perspective".
15. Haug, A. King, I. (2011). Empirical evidence on inflation and unemployment in the long run. *Working papers 1109, University of Otago, Department of Economics*.
16. Kim, B. (2001). Modelling Inflation in Poland: A Structural Cointegration Approach.
17. Friedman, M. 1977. 'Nobel Lecture: Inflation and Unemployment', *Journal of Political Economy*, 85 (3), 454-460.

18. Danilo Freitas Ramalho da Silva. (2011). FRIEDMAN, PHELPS, LUCAS AND THE NATURAL RATE OF UNEMPLOYMENT. *CHOPE Working Paper No. 2011-12. 7-17*
19. Hornstein, A. (2008). Introduction to the New Keynesian Phillips Curve. *Economic Quarterly—Volume 94, Number 4. 301-309*
20. Nymoen, R. (2003). Macroeconometric Modelling of Inflation Dynamics and Unemployment Equilibrium. *University of Oslo, Department of Economics. 13-38, 87-111*
21. Emmanuel, U. Inflation and Unemployment Dynamics in Nigeria: A Reexamination of the Philip's Curve Theory. *Department of Economics, Abia State University, Uturu, Abia State Nigeria.*
22. Linzert, T. (2005). The unemployment Inflation Trade-off in the Euro Area. *Discussion paper series. Institute For the Study of Labour*
23. Jongrim Ha, M. Kose, A. Ohnsorge, F. (2019). Inflation in Emerging and Developing Economies Evolution, Drivers, and Policies. *World Bank Group. 324-362*
24. Arshad, Sumera Ali, Amjad. (2016). Trade-off between Inflation, Interest and Unemployment Rate of Pakistan: Revisited. *Department of Economics, University of the Punjab, Lahore, Pakistan., Department of Economics, University of the Punjab, Lahore, Pakistan.*
25. Blanchard, O. (2016). The US Phillips Curve: Back to the 60s?. *Peterson Institute for International Economics. Number PB16-1.*
26. World Economic Outlook. (2013). *World Economic and Financial Surveys. International Monetary Fund. (0251-6365). — (1986) – : World economic and financial surveys, 0256-6877). 79-94*
27. Abu, N. (2017) Inflation and Unemployment Trade-off: A Re-examination of the Phillips Curve and its Stability in Nigeria. *Umaru Musa Yar'Adua University, Department of Economics, Nigeria.*
28. Dritsaki, C. Dritsaki, M. (2012). Inflation, Unemployment and the NAIRU in Greece. *International Conference On Applied Economics. Procedia Economics and Finance 1 ( 2012 ) 118 – 127*
29. Botrić, V. (2012). NAIRU estimates for Croatia. *Preliminary communication UDC 336.748.12:331.56.*
30. Kavtaradze.L. (2014). Inflation Dynamics in Georgia. *Munich Personal RePEc Archive. MPRA Paper No. 59966.*
31. Labonte, M. (2016). Unemployment and Inflation: Implications for Policymaking. *Congressional Research Service.*
32. SASONGKO, G. HURUTA, A.D. (2018). THE CAUSALITY BETWEEN INFLATION AND UNEMPLOYMENT: THE INDONESIAN EVIDENCE. *Universitas Kristen Satya Wacana, Salatiga, Indonesia*
33. Gordon, J. R. (1997) The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy. *Journal of Economic Perspectives—Volume 11, Number 1. 14-27*
34. Zayed et al. (2018). Testing Philips curve to examine the inflation rate regarding unemployment rate , annual wage rate and GDP of Philippines: 1950-2017. *Research Article: 2018 Vol: 22 Issue: 5*
35. Haug, A. A. King, I.P. (2011). Empirical Evidence on Inflation and Unemployment in the Long Run. *University of Otago Economics Discussion Papers No. 1109*
36. Barbakadze, I. (2008). Explaining Inflation in Georgia: Do Exchange Rate and Nominal Wage Matter?
37. Maliszewski, W. (2003). Modeling Inflation in Georgia. *IMF Working Paper. WP/03/212.*
38. Dritsaki, C. Stamatiou, P. (2019) THE PHILLIPS CURVE: UNEMPLOYMENT DYNAMICS AND NAIRU ESTIMATES OF POLAND'S ECONOMY. *Department of Accounting and Finance, Western Macedonia University of Applied Sciences, Kozani, Greece. INTERNATIONAL ECONOMICS. 2019 Volume 72, Issue 3 – August, 281-312*
39. Jacob, P. Wong, M. (2018) Estimating the NAIRU and the Natural Rate of Unemployment for New Zealand. *Reserve Bank of New Zealand Analytical Note Series ISSN 2230-5505.*

40. Gordon, R.J. (2013). THE PHILLIPS CURVE IS ALIVE AND WELL: INFLATION AND THE NAIRU DURING THE SLOW RECOVERY. *Working Paper 19390. NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH 1050 Massachusetts Avenue Cambridge, MA 02138.*
41. Gali, J. Gertler, M. (1999) INFLATION DYNAMICS: A STRUCTURAL ECONOMETRIC ANALYSIS. *NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH. NBER Working Paper No. 7551*
42. საქართველოს ეროვნული ბანკი. <https://www.nbg.gov.ge/index.php?m=304>
43. სტატისტიკის ეროვნული სამსახური.  
<https://www.geostat.ge/ka/modules/categories/26/samomkhmareblo-fasebis-indeksi-inflatsia>.  
<https://www.geostat.ge/ka/modules/categories/38/dasakmeba-da-umushevroba>

## დანართები

### დანართი 1. დროითი მწკრივები

INF - ინფლაციის დროითი მწკრივი

UNEM - უმუშევრობის დროითი მწკრივი

NEER - ნომინალური ეფექტური გაცვლითი კურსის დროითი მწკრივი

INT - ეროვნული ვალუტით აღებულ სესხებზე საპროცენტო განაკვეთის დროითი მწკრივი

UNEMGAP - ჰოდრიკ პრესკოტის ფილტრის გამოყენებით მიღებული უმუშევრობის გაპის დროითი მწკრივი

	INF	UNEM	NEER	INT	UNEMGAP
1998Q1	5.81	16.42613	125.5309	38.3	3.875
1998Q2	3.79	11.99772	128.1693	36.7	-0.431
1998Q3	1.07	10.55255	140.1208	34.6	-1.755
1998Q4	3.55	11.01647	154.8995	34.1	-1.175
1999Q1	16.89	14.18328	125.3794	32.3	2.101
1999Q2	20.43	12.0851	143.8913	32.3	0.107
1999Q3	21.31	11.70729	162.3476	28.3	-0.174
1999Q4	18.38	12.67964	165.0166	26.3	0.885
2000Q1	4.23	12.62454	171.2019	29.7	0.906
2000Q2	0.99	10.07801	177.683	26.0	-1.576
2000Q3	5.41	8.43888	181.7181	23.3	-3.167
2000Q4	5.69	10.36963	184.2904	23.3	-1.207
2001Q1	5.55	12.022	181.4616	22.4	0.458
2001Q2	6.55	11.51877	198.3149	22.7	-0.048
2001Q3	4.21	10.76644	201.6463	24.7	-0.819
2001Q4	2.54	10.26649	202.4046	25.4	-1.352
2002Q1	5.26	13.72751	192.4686	25.5	2.061
2002Q2	6.57	12.4255	190.6016	25.1	0.701
2002Q3	5.16	12.03888	195.73	24.9	0.245
2002Q4	5.32	12.21382	198.4752	24.2	0.341

2003Q1	4.22	13.48859	193.4554	24.0	1.527
2003Q2	3.08	11.41375	188.956	24.3	-0.646
2003Q3	5.10	10.53	188.0293	25.6	-1.639
2003Q4	6.77	10.73352	185.2264	25.6	-1.557
2004Q1	5.89	12.97035	183.9515	27.3	0.547
2004Q2	4.85	11.92436	198.8629	28.6	-0.64
2004Q3	5.48	13.08349	209.7509	27.4	0.369
2004Q4	6.39	12.51547	208.9829	25.0	-0.355
2005Q1	9.37	14.71912	201.1487	23.1	1.686
2005Q2	9.41	13.37953	203.1184	21.5	0.18
2005Q3	6.96	13.26561	206.7594	21.4	-0.102
2005Q4	7.29	13.84701	210.1993	21.2	0.305
2006Q1	4.98	14.1587	205.7286	20.5	0.442
2006Q2	9.14	12.48991	205.2678	19.7	-1.404
2006Q3	13.06	13.26097	209.4587	20.0	-0.814
2006Q4	9.62	14.41633	209.1338	21.3	0.158
2007Q1	10.41	13.85745	209.6884	21.6	-0.583
2007Q2	7.56	13.35738	208.3261	22.2	-1.266
2007Q3	7.75	12.62248	206.934	22.5	-2.18
2007Q4	11.28	13.30696	204.5136	22.1	-1.671
2008Q1	11.29	17.1778	211.9454	21.1	2.032
2008Q2	11.60	16.95735	226.7307	21.7	1.658
2008Q3	11.07	15.79571	232.2206	23.1	0.36
2008Q4	6.28	15.97817	243.6439	24.0	0.425
2009Q1	2.70	18.35836	243.7317	24.4	2.71
2009Q2	2.12	16.26812	240.2986	25.6	0.547
2009Q3	-0.84	16.47236	232.1471	25.3	0.703
2009Q4	2.96	16.34903	229.3634	24.8	0.555
2010Q1	4.72	17.69387	228.4132	25.4	1.899
2010Q2	4.44	16.33321	224.6435	24.3	0.559
2010Q3	8.78	15.28725	217.6582	24.5	-0.444
2010Q4	10.45	15.86583	220.35	25.3	0.194



2011Q1	13.31	16.36211	225.5541	25.9	0.766
2011Q2	12.62	14.55271	234.6743	26.6	-0.953
2011Q3	6.74	14.63135	242.8326	26.5	-0.773
2011Q4	2.09	14.76053	250.7258	27.2	-0.534
2012Q1	-1.26	17.37174	250.6443	26.7	2.193
2012Q2	-1.86	14.13171	257.1575	26.5	-0.922
2012Q3	0.03	13.72676	256.7226	25.9	-1.2
2012Q4	-0.59	14.95962	252.0067	25.8	0.16
2013Q1	-1.93	16.0111	250.57	26.1	1.34
2013Q2	-0.52	14.85805	255.0963	25.3	0.315
2013Q3	-0.62	13.27878	257.473	24.0	-1.14
2013Q4	1.05	14.1335	253.0147	23.6	-0.167
2014Q1	3.29	13.90336	253.255	22.9	-0.287
2014Q2	2.63	12.50702	257.3671	22.8	-1.583
2014Q3	3.66	11.04194	266.3162	22.3	-2.958
2014Q4	2.72	11.97722	274.7027	22.0	-1.944
2015Q1	1.74	12.5	270.4431	21.6	-1.353
2015Q2	3.48	13.6	254.4968	21.9	-0.191
2015Q3	5.15	14.7	257.6377	21.3	0.965
2015Q4	5.64	15.4	255.545	22.8	1.723
2016Q1	5.07	13.5	269.3473	24.6	-0.116
2016Q2	2.12	14.5	287.3444	25.1	0.947
2016Q3	0.85	13.5	277.4334	23.5	0.018
2016Q4	0.61	14.5	269.285	22.0	1.097
2017Q1	4.92	13.6	266.8127	21.7	0.285
2017Q2	6.59	13.6	279.1932	21.7	0.383
2017Q3	5.95	14.1	272.4021	21.6	0.991
2017Q4	6.69	14.3	258.7567	21.2	1.31
2018Q1	3.30	14	265.025	21.6	1.139
2018Q2	2.38	12.1	281.1314	21.4	-0.621
2018Q3	2.91	12.2	292.5951	21.5	-0.376
2018Q4	1.89	12.3	278.7414	19.6	-0.125

2019Q1	2.73	12.8	277.1362	18.1	0.53
2019Q2	4.40	11.4	273.7714	19.3	-0.71
2019Q3	5.31	11.1	255.7082	18.4	-0.85
2019Q4	6.97	10.9	253.5688	18.1	-0.889

## დანართი 2. ერთეულოვანი ფესვის ტესტირების შედეგები

### დანართი 2.1 ინფლაციის ერთეულოვანი ფესვის ტესტირების შედეგები

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on INF		
Null Hypothesis: INF has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.508655	0.0101
Test critical values: 1% level	-3.512290	
5% level	-2.897223	
10% level	-2.585861	

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

### დანართი 2.2 უმუშევრობის ერთეულოვანი ფესვის ტესტირების შედეგები

Null Hypothesis: UNEM has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.861200	0.3489
Test critical values: 1% level	-3.511262	
5% level	-2.896779	
10% level	-2.585626	

Null Hypothesis: D(UNEM) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.539212	0.0004
Test critical values: 1% level	-3.511262	
5% level	-2.896779	
10% level	-2.585626	

### დანართი 2.3 უმუშევრობის გაპის ერთეულოვანი ფესვის ტესტირების შედეგები

Null Hypothesis: UNEMGAP has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.491976	0.0004
Test critical values: 1% level	-3.511262	
5% level	-2.896779	
10% level	-2.585626	

დანართი 2.4 კომერციულ ბანკებში ეროვნული ვალუტით აღებულ სესხებზე საპროცენტო განაკვეთის ერთეულოვანი ფესვის ტესტირების შედეგები

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

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.526230	0.0429
Test critical values: 1% level	-4.068290	
5% level	-3.462912	
10% level	-3.157836	

დანართი 2.4 ნომინალური ეფექტური გაცვლითი კურსის ერთეულოვანი ფესვის ტესტირების შედეგები

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

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.054706	0.0104
Test critical values: 1% level	-4.068290	
5% level	-3.462912	
10% level	-3.157836	

დანართი 3. ინფლაციასა და უმუშევრობას შორის არსებული ურთიერთდამოკიდებულების შეფასება უმცირეს კვადრატთა მეთოდით

დანართი 3.1 ტრადიციული ფილიპსის მოდელი

Dependent Variable: INF  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/11/20 Time: 15:16  
 Sample (adjusted): 1998Q2 2019Q4  
 Included observations: 87 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.245381	0.498278	2.499372	0.0144
INF(-1)	0.779389	0.069047	11.28783	0.0000
UNEMGAP	-0.006254	0.270222	-0.023146	0.9816
R-squared	0.606515	Mean dependent var		5.599310
Adjusted R-squared	0.597146	S.D. dependent var		4.604786
S.E. of regression	2.922693	Akaike info criterion		5.016762
Sum squared resid	717.5393	Schwarz criterion		5.101794
Log likelihood	-215.2292	Hannan-Quinn criter.		5.051002
F-statistic	64.73846	Durbin-Watson stat		1.293283
Prob(F-statistic)	0.000000			

*დანართი 3.2 განაწილებულ ლაგიანი მოდელი*

Dependent Variable: INF  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/06/20 Time: 23:41  
 Sample (adjusted): 1999Q2 2019Q4  
 Included observations: 83 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	1.208536	0.079979	15.11070	0.0000
INF(-2)	-0.476699	0.129562	-3.679321	0.0004
INF(-3)	0.312582	0.135114	2.313465	0.0234
INF(-4)	-0.598416	0.128386	-4.661082	0.0000
INF(-5)	0.490614	0.078895	6.218589	0.0000
UNEGAP	-0.448040	0.194985	-2.297817	0.0243
R-squared	0.813722	Mean dependent var		5.564337
Adjusted R-squared	0.801626	S.D. dependent var		4.510123
S.E. of regression	2.008775	Akaike info criterion		4.302470
Sum squared resid	310.7085	Schwarz criterion		4.477326
Log likelihood	-172.5525	Hannan-Quinn criter.		4.372717
Durbin-Watson stat	1.720772			

*დანართი 3.2 ჩვეულებრივი უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული მოდელი დამატებითი ფაქტორული ცვლადით*

Dependent Variable: INF  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/06/20 Time: 23:48  
 Sample (adjusted): 1998Q2 2019Q4  
 Included observations: 87 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	18.38345	4.686265	3.922835	0.0002
INF(-1)	0.656100	0.072365	9.066500	0.0000
UNEMGAP	0.155402	0.254681	0.610181	0.5434
INT	-0.300928	0.109304	-2.753133	0.0073
NEER	-0.040859	0.010564	-3.867598	0.0002
R-squared	0.667897	Mean dependent var		5.599310
Adjusted R-squared	0.651697	S.D. dependent var		4.604786
S.E. of regression	2.717617	Akaike info criterion		4.893142
Sum squared resid	605.6063	Schwarz criterion		5.034860
Log likelihood	-207.8517	Hannan-Quinn criter.		4.950207
F-statistic	41.22780	Durbin-Watson stat		1.224581
Prob(F-statistic)	0.000000			

დანართი 3.3 ჰეტეროსკედასტრობის ტესტირება ბროიშ-პაგანის ტესტით

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey  
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	7.515390	Prob. F(4,82)	0.0000
Obs*R-squared	23.33856	Prob. Chi-Square(4)	0.0001
Scaled explained SS	64.52424	Prob. Chi-Square(4)	0.0000

Test Equation:  
 Dependent Variable: RESID^2  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/06/20 Time: 23:53  
 Sample: 1998Q2 2019Q4  
 Included observations: 87

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-10.23005	26.38675	-0.387696	0.6992
INF(-1)	0.676741	0.407464	1.660859	0.1006
UNEMGAP	2.583140	1.434021	1.801326	0.0753
INT	1.330963	0.615452	2.162580	0.0335
NEER	-0.083133	0.059485	-1.397545	0.1660
R-squared	0.268259	Mean dependent var		6.960992
Adjusted R-squared	0.232565	S.D. dependent var		17.46732
S.E. of regression	15.30197	Akaike info criterion		8.349593
Sum squared resid	19200.31	Schwarz criterion		8.491312

## დანართი 4. ვექტორული ავტორეგრესიის მოდელი

### დანართი 4.1 შეფასებული ვექტორული ავტორეგრესიის მოდელი

Vector Autoregression Estimates		
Vector Autoregression Estimates		
Date: 07/06/20 Time: 20:55		
Sample (adjusted): 1999Q3 2019Q4		
Included observations: 82 after adjustments		
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]		
	INF	UNEM
INF(-1)	1.289509 (0.11004) [ 11.7189]	0.049515 (0.05984) [ 0.82742]
INF(-2)	-0.686867 (0.14964) [-4.59012]	-0.000521 (0.08138) [-0.00640]
INF(-3)	0.421487 (0.13355) [ 3.15602]	-0.034475 (0.07263) [-0.47467]
INF(-4)	-0.749155 (0.13153) [-5.69551]	0.009140 (0.07153) [ 0.12777]
INF(-5)	0.837034 (0.13700) [ 6.10952]	-0.096334 (0.07451) [-1.29291]
INF(-6)	-0.351760 (0.09423) [-3.73311]	0.130870 (0.05124) [ 2.55383]
UNEM(-1)	0.079269 (0.21056) [ 0.37648]	0.660061 (0.11451) [ 5.76425]
UNEM(-2)	-0.087029 (0.24095) [-0.36119]	0.022783 (0.13104) [ 0.17387]
UNEM(-3)	0.136221 (0.19979) [ 0.68182]	0.035601 (0.10865) [ 0.32766]
UNEM(-4)	-0.518746 (0.20088) [-2.58237]	0.560944 (0.10925) [ 5.13462]
UNEM(-5)	0.198406 (0.23071) [ 0.85999]	-0.328980 (0.12547) [-2.62201]
UNEM(-6)	0.144163 (0.19655) [ 0.73347]	-0.070599 (0.10689) [-0.66046]
C	1.879125 (1.89189) [ 0.99325]	1.287288 (1.02890) [ 1.25114]

R-squared	0.831056	0.766806
Adj. R-squared	0.801674	0.726250
Sum sq. resids	244.0052	72.16852
S.E. equation	1.880507	1.022703
F-statistic	28.28494	18.90755
Log likelihood	-161.0622	-111.1166
Akaike AIC	4.245421	3.027235
Schwarz SC	4.626974	3.408788
Mean dependent	5.383049	13.55565
S.D. dependent	4.222656	1.954665
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)	3.691674	
Determinant resid covariance	2.613929	
Log likelihood	-272.1010	
Akaike information criterion	7.270755	
Schwarz criterion	8.033861	
Number of coefficients	26	

**დანართი 4.2 ჰეტეროსკედასტურობის ტესტირება უაიტის ტესტით**

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Date: 07/11/20 Time: 12:24

Sample: 1998Q1 2019Q4

Included observations: 82

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
90.99387	72	0.0647			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(24,57)	Prob.	Chi-sq(24)	Prob.
res1*res1	0.363499	1.356339	0.1727	29.80694	0.1912
res2*res2	0.266715	0.863852	0.6448	21.87066	0.5870
res2*res1	0.442225	1.882988	0.0261	36.26244	0.0518

**დანართი 5. განაწინებულ ლაგიანი ავტორეგრესიის მოდელი**

დანართი 5.1 ინფლაცია-უმუშევრობის ARDL მოდელი, სადაც დამოკიდებულ ცვლადად განხილულია ინფლაციის მაჩვენებელი

Dependent Variable: INF  
 Method: ARDL  
 Date: 07/08/20 Time: 19:36  
 Sample (adjusted): 1998Q3 2019Q4  
 Included observations: 86 after adjustments  
 Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)  
 Model selection method: Akaike info criterion (AIC)  
 Dynamic regressors (4 lags, automatic): UNEM  
 Fixed regressors: C  
 Number of models evaluated: 20  
 Selected Model: ARDL(2, 0)  
 Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
INF(-1)	1.134199	0.098330	11.53460	0.0000
INF(-2)	-0.453078	0.098280	-4.610081	0.0000
UNEM	-0.117623	0.145397	-0.808975	0.4209
C	3.405752	2.008689	1.695510	0.0938

R-squared	0.689677	Mean dependent var	5.620349
Adjusted R-squared	0.678324	S.D. dependent var	4.627586
S.E. of regression	2.624606	Akaike info criterion	4.813134
Sum squared resid	564.8616	Schwarz criterion	4.927289
Log likelihood	-202.9648	Hannan-Quinn criter.	4.859076
F-statistic	60.74690	Durbin-Watson stat	1.988123
Prob(F-statistic)	0.000000		

*დანართი 5.1.1 განხილული მოდელის „საზღვრების ტესტი“*

Levels Equation				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UNEM	-0.368863	0.463214	-0.796312	0.4281
C	10.68038	6.312009	1.692073	0.0944

$$EC = INF - (-0.3689 \cdot UNEM + 10.6804)$$

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	8.236549	10%	3.02	3.51
k	1	5%	3.62	4.16
		2.5%	4.18	4.79
		1%	4.94	5.58
Finite Sample: n=80				
Actual Sample Size	86	10%	3.113	3.61
		5%	3.74	4.303
		1%	5.157	5.917

*დანართი 5.1.2 მოცემული მოდელის დიაგნოსტიკური ტესტები: ბრომ-გოდფრის ტესტი და ARCH ტესტი*



Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:  
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	0.582764	Prob. F(2,80)	0.5607
Obs*R-squared	1.234951	Prob. Chi-Square(2)	0.5393

Test Equation:  
Dependent Variable: RESID  
Method: ARDL  
Date: 07/08/20 Time: 19:38  
Sample: 1998Q3 2019Q4  
Included observations: 86  
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	0.327467	0.367375	0.891370	0.3754
INF(-2)	-0.178158	0.240119	-0.741957	0.4603
UNEM	0.032642	0.149497	0.218347	0.8277
C	-1.276612	2.363593	-0.540115	0.5906
RESID(-1)	-0.330749	0.385280	-0.858463	0.3932
RESID(-2)	-0.248734	0.230470	-1.079248	0.2837

R-squared	0.014360	Mean dependent var	-5.03E-17
Adjusted R-squared	-0.047243	S.D. dependent var	2.577873
S.E. of regression	2.638063	Akaike info criterion	4.845181
Sum squared resid	556.7503	Schwarz criterion	5.016415

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.704242	Prob. F(2,81)	0.4975
Obs*R-squared	1.435684	Prob. Chi-Square(2)	0.4878

Test Equation:  
Dependent Variable: RESID^2  
Method: Least Squares  
Date: 07/08/20 Time: 19:41  
Sample (adjusted): 1999Q1 2019Q4  
Included observations: 84 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.048472	2.155483	2.806087	0.0063
RESID^2(-1)	-0.041972	0.110356	-0.380332	0.7047
RESID^2(-2)	0.121921	0.110446	1.103891	0.2729

R-squared	0.017091	Mean dependent var	6.588836
Adjusted R-squared	-0.007178	S.D. dependent var	17.10421
S.E. of regression	17.16549	Akaike info criterion	8.558740
Sum squared resid	23866.97	Schwarz criterion	8.645555
Log likelihood	-356.4671	Hannan-Quinn criter.	8.593639
F-statistic	0.704242	Durbin-Watson stat	1.282143
Prob(F-statistic)	0.497486		

დანართი 5.2 ინფლაცია-უმუშევრობის ARDL მოდელი, სადაც დამოკიდებულ ცვლადად განიხილება უმუშევრობის დონე.

Dependent Variable: UNEM  
 Method: ARDL  
 Date: 07/08/20 Time: 19:43  
 Sample (adjusted): 1999Q1 2019Q4  
 Included observations: 84 after adjustments  
 Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)  
 Model selection method: Akaike info criterion (AIC)  
 Dynamic regressors (4 lags, automatic): INF  
 Fixed regressors: C  
 Number of models evaluated: 20  
 Selected Model: ARDL(4, 0)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
UNEM(-1)	0.552362	0.102858	5.370166	0.0000
UNEM(-2)	-0.052247	0.120151	-0.434842	0.6649
UNEM(-3)	0.060768	0.118684	0.512018	0.6101
UNEM(-4)	0.370647	0.096845	3.827227	0.0003
INF	0.041536	0.027807	1.493711	0.1393
C	0.672852	1.090577	0.616969	0.5391
R-squared	0.671363	Mean dependent var	13.54561	
Adjusted R-squared	0.650297	S.D. dependent var	1.938904	
S.E. of regression	1.146585	Akaike info criterion	3.180202	
Sum squared resid	102.5432	Schwarz criterion	3.353832	
Log likelihood	-127.5685	Hannan-Quinn criter.	3.249999	
F-statistic	31.86882	Durbin-Watson stat	1.678275	
Prob(F-statistic)	0.000000			

დანართი 5.2.1 განხილული მოდელის საზღვრების ტესტი

Levels Equation				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF	0.606635	0.857238	0.707662	0.4813
C	9.827005	5.476353	1.794443	0.0766

EC = UNEM - (0.6066\*INF + 9.8270 )

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	1.233419	10%	3.02	3.51
k	1	5%	3.62	4.16
		2.5%	4.18	4.79
		1%	4.94	5.58
Finite Sample: n=80				
Actual Sample Size	84	10%	3.113	3.61
		5%	3.74	4.303
		1%	5.157	5.917

დანართი 5.2.2 მოცემული მოდელის დიაგნოსტიკური ტესტები: ბროიშ-გოდფრის ტესტი და ARCH ტესტი

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:  
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	6.160052	Prob. F(2,76)	0.0033
Obs*R-squared	11.71748	Prob. Chi-Square(2)	0.0029

Test Equation:  
Dependent Variable: RESID  
Method: ARDL  
Date: 07/08/20 Time: 19:46  
Sample: 1999Q1 2019Q4  
Included observations: 84  
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UNEM(-1)	-0.727547	0.288103	-2.525300	0.0136
UNEM(-2)	0.493295	0.367427	1.342567	0.1834
UNEM(-3)	-0.058879	0.200954	-0.292998	0.7703
UNEM(-4)	0.189658	0.113124	1.676550	0.0977
INF	0.022722	0.026978	0.842247	0.4023
C	1.257093	1.115925	1.126503	0.2635
RESID(-1)	0.886677	0.334017	2.654588	0.0097
RESID(-2)	0.012376	0.272483	0.045421	0.9639

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.960807	Prob. F(2,79)	0.3870
Obs*R-squared	1.947222	Prob. Chi-Square(2)	0.3777

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 07/08/20 Time: 19:45

Sample (adjusted): 1999Q3 2019Q4

Included observations: 82 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.364284	0.285622	4.776544	0.0000
RESID^2(-1)	0.025540	0.110493	0.231147	0.8178
RESID^2(-2)	-0.151285	0.110406	-1.370261	0.1745

R-squared	0.023747	Mean dependent var	1.209192
Adjusted R-squared	-0.000969	S.D. dependent var	1.918037
S.E. of regression	1.918966	Akaike info criterion	4.177350
Sum squared resid	290.9120	Schwarz criterion	4.265400
Log likelihood	-168.2713	Hannan-Quinn criter.	4.212701
F-statistic	0.960807	Durbin-Watson stat	2.002594
Prob(F-statistic)	0.387009		

დანართი 5.3 განაწილებულ ლაგანი ავტორეგრესიის მოდელი (ARDL) ოპტიმალური ლაგის გათვალისწინებით

Dependent Variable: INF  
 Method: ARDL  
 Date: 07/06/20 Time: 22:35  
 Sample (adjusted): 1998Q3 2019Q4  
 Included observations: 86 after adjustments  
 Maximum dependent lags: 2 (Automatic selection)  
 Model selection method: Akaike info criterion (AIC)  
 Dynamic regressors (2 lags, automatic): UNEM INT NEER  
 Fixed regressors: C  
 Number of models evaluated: 54  
 Selected Model: ARDL(2, 0, 1, 0)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
INF(-1)	1.045150	0.092326	11.32023	0.0000
INF(-2)	-0.470358	0.085521	-5.499922	0.0000
UNEM	0.204568	0.139585	1.465546	0.1467
INT	-0.872779	0.229985	-3.794933	0.0003
INT(-1)	0.639148	0.219556	2.911092	0.0047
NEER	-0.039622	0.009817	-4.036093	0.0001
C	14.06571	4.040515	3.481169	0.0008
R-squared	0.776517	Mean dependent var	5.620349	
Adjusted R-squared	0.759543	S.D. dependent var	4.627586	
S.E. of regression	2.269200	Akaike info criterion	4.554623	
Sum squared resid	406.7922	Schwarz criterion	4.754396	
Log likelihood	-188.8488	Hannan-Quinn criter.	4.635022	
F-statistic	45.74904	Durbin-Watson stat	2.035175	
Prob(F-statistic)	0.000000			

*დანართი 5.3.1 შემოაღნიშნული მოდელის დიაგნოსტიკური ტესტები  
 ბროიმ-გოდფრის ტესტი პირველ ლაგზე*

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:  
 Null hypothesis: No serial correlation at up to 1 lag

F-statistic	0.373171	Prob. F(1,78)	0.5431
Obs*R-squared	0.409486	Prob. Chi-Square(1)	0.5222

Test Equation:  
 Dependent Variable: RESID  
 Method: ARDL  
 Date: 07/08/20 Time: 22:09  
 Sample: 1998Q3 2019Q4  
 Included observations: 86  
 Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	0.076689	0.156052	0.491431	0.6245
INF(-2)	-0.052995	0.122059	-0.434179	0.6654
UNEM	-0.005628	0.140444	-0.040072	0.9681
INT	0.012472	0.231804	0.053802	0.9572
INT(-1)	0.010289	0.221075	0.046540	0.9630
NEER	0.002998	0.011010	0.272258	0.7861
C	-1.282916	4.568024	-0.280847	0.7796
RESID(-1)	-0.118588	0.194127	-0.610877	0.5431

R-squared	0.004761	Mean dependent var	-8.57E-16
Adjusted R-squared	-0.084555	S.D. dependent var	2.187645
S.E. of regression	2.278257	Akaike info criterion	4.573106
Sum squared resid	404.8553	Schwarz criterion	4.801417
Log likelihood	-188.6436	Hannan-Quinn criter.	4.664991
F-statistic	0.053310	Durbin-Watson stat	1.979689

*ბროიშ-გოდფრის ტესტი მეორე ლაგზე*

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:  
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	1.006258	Prob. F(2,77)	0.3703
Obs*R-squared	2.190494	Prob. Chi-Square(2)	0.3345

Test Equation:  
Dependent Variable: RESID  
Method: ARDL  
Date: 07/08/20 Time: 22:10  
Sample: 1998Q3 2019Q4  
Included observations: 86  
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	0.219291	0.191266	1.146521	0.2551
INF(-2)	-0.091012	0.125144	-0.727260	0.4693
UNEM	-0.010937	0.139937	-0.078157	0.9379
INT	-0.020753	0.232321	-0.089330	0.9291
INT(-1)	0.108060	0.233068	0.463643	0.6442
NEER	0.013249	0.013582	0.975493	0.3324
C	-5.682955	5.703487	-0.996400	0.3222
RESID(-1)	-0.270494	0.226898	-1.192141	0.2369
RESID(-2)	-0.216425	0.169191	-1.279180	0.2047

*ბროიშ-გოდფრის ტესტი მესამე ლაგზე*

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:  
Null hypothesis: No serial correlation at up to 3 lags

F-statistic	4.593055	Prob. F(3,76)	0.0052
Obs*R-squared	13.19914	Prob. Chi-Square(3)	0.0042

Test Equation:  
Dependent Variable: RESID  
Method: ARDL  
Date: 07/08/20 Time: 22:11  
Sample: 1998Q3 2019Q4  
Included observations: 86  
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	0.075422	0.184382	0.409054	0.6837
INF(-2)	-0.228894	0.124247	-1.842255	0.0693
UNEM	-0.060161	0.132078	-0.455492	0.6501
INT	0.104608	0.221061	0.473208	0.6374
INT(-1)	-0.164726	0.232983	-0.707029	0.4817
NEER	-0.011340	0.014661	-0.773474	0.4416
C	5.724795	6.320790	0.905709	0.3680
RESID(-1)	-0.067814	0.221095	-0.306717	0.7599
RESID(-2)	0.135009	0.189577	0.712162	0.4785
RESID(-3)	0.526360	0.155266	3.390046	0.0011

*ბროიშ-გოდფრის ტესტი მეოთხე ლაგზე*

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:  
Null hypothesis: No serial correlation at up to 4 lags

F-statistic	6.094452	Prob. F(4,75)	0.0003
Obs*R-squared	21.09617	Prob. Chi-Square(4)	0.0003

Test Equation:  
Dependent Variable: RESID  
Method: ARDL  
Date: 07/08/20 Time: 22:13  
Sample: 1998Q3 2019Q4  
Included observations: 86  
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF(-1)	-0.021557	0.178167	-0.120991	0.9040
INF(-2)	0.004758	0.141169	0.033702	0.9732
UNEM	-0.018715	0.126285	-0.148198	0.8826
INT	0.118648	0.210165	0.564545	0.5741
INT(-1)	-0.099354	0.222501	-0.446533	0.6565
NEER	0.000805	0.014504	0.055471	0.9559
C	-0.278284	6.327918	-0.043977	0.9650
RESID(-1)	0.119677	0.219120	0.546172	0.5866
RESID(-2)	-0.063412	0.191788	-0.330636	0.7418
RESID(-3)	0.309342	0.164134	1.884687	0.0633
RESID(-4)	-0.410880	0.136015	-3.020837	0.0034

*ბროიშ-პაგანის ტესტი*



Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey  
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	3.255748	Prob. F(6,79)	0.0065
Obs*R-squared	17.04952	Prob. Chi-Square(6)	0.0091
Scaled explained SS	22.67707	Prob. Chi-Square(6)	0.0009

Test Equation:  
 Dependent Variable: RESID^2  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/08/20 Time: 22:15  
 Sample: 1998Q3 2019Q4  
 Included observations: 86

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.051718	13.97066	0.576331	0.5660
INF(-1)	-0.073748	0.319230	-0.231019	0.8179
INF(-2)	-0.125850	0.295700	-0.425600	0.6716
UNEM	0.920134	0.482635	1.906482	0.0602
INT	0.589501	0.795208	0.741317	0.4607
INT(-1)	-0.314390	0.759147	-0.414135	0.6799
NEER	-0.093821	0.033944	-2.764010	0.0071

დანართი 5.4 ზემოაღნიშნული მოდელის „საზღვრების ტესტი“

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	11.08608	10%	2.72	3.77
k	3	5%	3.23	4.35
		2.5%	3.69	4.89
		1%	4.29	5.61
Finite Sample: n=80				
Actual Sample Size	86	10%	2.823	3.885
		5%	3.363	4.515
		1%	4.568	5.96

t-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-6.549252	10%	-2.57	-3.46
		5%	-2.86	-3.78
		2.5%	-3.13	-4.05
		1%	-3.43	-4.37

დანართი 5.5 ცდომილების კორექციის ECM მოდელი

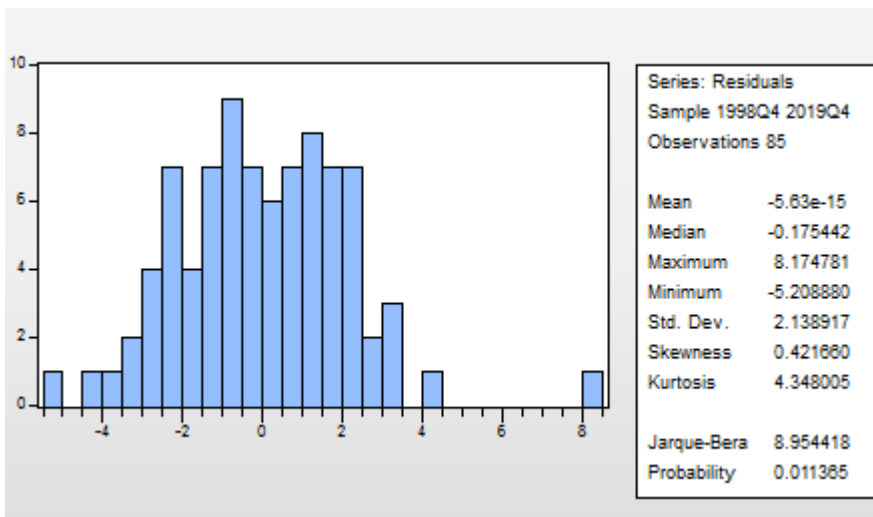
Dependent Variable: D(INF)  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/08/20 Time: 22:28  
 Sample (adjusted): 1998Q4 2019Q4  
 Included observations: 85 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	14.74145	2.704220	5.451278	0.0000
D(INF(-1))	0.476771	0.091905	5.187622	0.0000
D(INF(-2))	0.040700	0.097728	0.416463	0.6782
D(UNEM)	0.043792	0.193617	0.226178	0.8217
D(NEER)	-0.050027	0.031775	-1.574439	0.1195
D(INT)	-0.944209	0.217561	-4.339970	0.0000
D(INT(-1))	0.055370	0.228139	0.242704	0.8089
ECM(-1)	-0.443589	0.081146	-5.466554	0.0000

R-squared	0.516301	Mean dependent var	0.069412
Adjusted R-squared	0.472328	S.D. dependent var	3.075433
S.E. of regression	2.234026	Akaike info criterion	4.534877
Sum squared resid	384.2971	Schwarz criterion	4.764774
Log likelihood	-184.7323	Hannan-Quinn criter.	4.627348
F-statistic	11.74141	Durbin-Watson stat	1.981571
Prob(F-statistic)	0.000000		

დანართი 5.5.1 შემოაღნიშნული მოდელის დიაგნოსტიკური ტესტები  
 ჟარკ-ბერას ტესტი ნორმალურობაზე



LM ტესტი

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:  
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	0.025713	Prob. F(2,75)	0.9746
Obs*R-squared	0.058244	Prob. Chi-Square(2)	0.9713

Test Equation:  
Dependent Variable: RESID  
Method: Least Squares  
Date: 07/08/20 Time: 22:30  
Sample: 1998Q4 2019Q4  
Included observations: 85  
Presample missing value lagged residuals set to zero.

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

### ARCH *ጥይቅ*

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.256061	Prob. F(1,82)	0.6142
Obs*R-squared	0.261490	Prob. Chi-Square(1)	0.6091

Test Equation:  
Dependent Variable: RESID^2  
Method: Least Squares  
Date: 07/08/20 Time: 22:31  
Sample (adjusted): 1999Q1 2019Q4  
Included observations: 84 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.784969	1.046431	4.572656	0.0000
RESID^2(-1)	-0.055843	0.110355	-0.506025	0.6142

R-squared	0.003113	Mean dependent var	4.530333
Adjusted R-squared	-0.009044	S.D. dependent var	8.371227
S.E. of regression	8.408997	Akaike info criterion	7.120003
Sum squared resid	5798.321	Schwarz criterion	7.177880
Log likelihood	-297.0401	Hannan-Quinn criter.	7.143269
F-statistic	0.256061	Durbin-Watson stat	1.316164
Prob(F-statistic)	0.614197		

Ivane Javakhishvili Tbilisi State University

Faculty of Economics and Business

Nato Mebaghishvili

Econometric Modelling of Inflation and Unemployment Dynamics

Master's Program: Economics

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

Supervisor: Professor Iuri Ananiashvili,

Head of Econometrics Department,

Ivane Javakhishvili Tbilisi state university,

Faculty of Economics and Business

Tbilisi 2020