

ივანე ჯავახიშვილის სახელობის თბილისის სახელმწიფო
უნივერსიტეტის ეკონომიკისა და ბიზნესის ფაკულტეტი

ბელა ცომაია

უმნიშვნელოვანესი არადაკვირვებადი მაკროეკონომიკური
მაჩვენებლების შეფასების მეთოდები (საქართველოს ეკონომიკის
მაგალითზე)

სამაგისტრო პროგრამა: ეკონომიკა

ნაშრომი შესრულებულია ეკონომიკის მაგისტრის აკადემიური ხარისხის
მოსაპოვებლად

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

თბილისი 2020

ანოტაცია

მოცემულ ნაშრომში განხილულია არადაკვირვებადი მაკროეკონომიკური მაჩვენებლების: პოტენციური მთლიანი სამამულო პროდუქტის, უმუშევრობის ბუნებრივი დონის, ოუკენის კოეფიციენტისა და კაპიტალის სასურველი მოცულობის შეფასების მეთოდები. კვლევა განხორციელდა საქართველოს ეკონომიკის მაგალითზე და შეფასების პროცესში გამოყენებული იქნა როგორც წმინდა სტატისტიკური, ასევე სტრუქტურული და ეკონომეტრიკული მეთოდები.

ნაშრომის პირველი ოთხი თავი თეორიული ხასიათისაა, სადაც დეტალურადაა განხილული აღნიშნული მაჩვენებლების შეფასების მეთოდები. კერძოდ კი, პირველი თავში განხილულია პოტენციური მთლიანი სამამულო პროდუქტის შეფასების ოთხი მეთოდი, რომელთა შორისაა: ჰოდრიკ-პრესკოტის (HP) ფილტრი, ქრისტიან-ფითჯერალდის (BP) ფილტრი, კალმანის ფილტრი და კობ-დუგლასის საწარმოო ფუნქცია. მეორე თავში წარმოდგენილია ბუნებრივი უმუშევრობის დონის შეფასების მეთოდიკა ფილიპსის მრუდისა და შრომის ბაზრის კეინზიანური მოდელის საფუძველზე. მესამე თავი დაეთმო ოუკენის კოეფიციენტის შეფასების სამ ვერსიას: გარღვევის, სხვაობითი და კვაზიდინამიკურ ვერსიებს. მეოთხე თავი კაპიტალის ოპტიმალური, ანუ სასურველი მოცულობის შეფასების ორ ძირითად მეთოდს განიხილავს, როგორცაა მუდმივი მარაგებისა და ინვესტიციების აქსელერატორის მოდელი. ხოლო მეხუთე ნაწილი წარმოადგენს განხილული თეორიული მეთოდებისა და მოდელების ემპირიულ შეფასებას საქართველოს ეკონომიკისათვის 1998-2019 წლების კვარტალური მონაცემების საფუძველზე. ნაშრომის ბოლო ნაწილში კი დასკვნის სახით განვცობილია მიღებული შედეგები.

Abstract

In this research, we discuss methods for estimating the most important unobservable macroeconomic indicators such as potential GDP, the non-accelerating inflation rate of unemployment (NAIRU), Okun coefficient, and the desired volume of capital. The research was conducted on the example of the Georgian economy and in the process of evaluation both pure statistical, structural and econometric methods were used.

The first four chapters of the paper are theoretical, where the methods of estimating these indicators are discussed in detail. In particular, the first chapter discusses four methods for estimating Potential Gross Domestic Product, including the Hodrick-Prescott (HP) filter, the Christiano-Fitzgerald (BP) filter, the Kalman filter, and the Cobb-Douglas Production Function. The second chapter presents the methodology for estimating the level of the non-accelerating inflation rate of unemployment (NAIRU) based on the Phillips Curve and Keynesian model of the labor market. The third chapter is devoted to three versions of Okun coefficient estimation: Gap, Difference, and Quasi-dynamic versions. The fourth chapter discusses two main methods of estimating the optimal or desired volume of capital, such as The Perpetual Inventory Method and The Accelerator Model of Investment. And the fifth part is an empirical assessment of the theoretical methods and models discussed for the Georgian economy based on the quarterly data for 1998-2019. The last part of the paper concludes with the results obtained.

სარჩევი

შესავალი	6
თავი 1. პოტენციური გამოშვების შეფასების სტატისტიკური მეთოდოლოგია.....	8
1.1. ჰოდრიკ-პრესკოტის HP ფილტრი	8
1.2. ქრისტიან-ფითჯერალდის (CF) Band Pass (BP) ფილტრი.....	10
1.3. კალმანის ფილტრი.....	11
1.4. კობ-დუგლასის საწარმოო ფუნქცია.....	12
1.4.1. შრომის ელასტიურობის შეფასების მეთოდოლოგია საქართველოსათვის.....	13
თავი 2. უმუშევრობის ბუნებრივი დონის შეფასების მეთოდები.....	17
2.1. უმუშევრობის ბუნებრივი დონის შეფასება ფილიპსის მრუდის საშუალებით.....	17
2.2. პოტენციური გამოშვებისა და სრული დასაქმების კეინზიანური მოდელი.....	20
თავი 3. ოუკენის კანონი	24
3.1. გარღვევის ვერსია (The gap version)	24
3.2. სხვაობითი ვერსია (The difference version)	26
3.3. ოუკენის განტოლებისა და კოეფიციენტის კვაზიდინამიკური ვარიანტი	27
3.4. გაზომვის შეცდომები	28
თავი 4. კაპიტალის სასურველი მოცულობის დონის განსაზღვრა	32
4.1. მუდმივი მარაგების მეთოდი	32
4.1.1. მდგრადი მდგომარეობის მეთოდი	33
4.1.2. არამდგრადი მდგომარეობის მეთოდი	34
4.1.3. გაერთიანებული მიდგომა	35
4.2. ინვესტიციების აქსელერატორის მოდელი	36
თავი 5. მოდელების ემპირიული რეალიზაცია საქართველოსათვის	40
5.1. ჰოდრიკ-პრესკოტის (HP) ფილტრი	40
5.2. ქრისტიან-ფითჯერალდის (CF)-ის Band Pass (BP) ფილტრი	41
5.3. კალმანის ფილტრი	42
5.4. კობ-დუგლასის საწარმოო ფუნქციის აგება	42

5.5. ბუნებრივი უმუშევრობის დონის (NAIRU) ემპირიული შეფასება ფილიპსის მრუდის საშუალებით.....	45
5.6. პოტენციური გამოშვებისა და სრული დასაქმების კეინზიანური მოდელის ემპირიული შეფასება.....	48
5.7. გარღვევის მოდელის ემპირიული შეფასება საქართველოს მაგალითზე.....	52
5.8. სხვაობითი მოდელის ემპირიული შეფასება	55
5.9. ოუკენის განტოლებისა და კოეფიციენტის კვაზიდინამიკური ვარიანტი	58
5.10. კაპიტალის სასურველი მოცულობის დონის განსაზღვრა საქართველოს მაგალითზე	61
5.11. სასურველი კაპიტალის მოცულობის შეფასება ინვესტიციების აქსელერატორის მოდელით	63
დასკვნა	68
გამოყენებული ლიტერატურა.....	71
დანართები	73
დანართი 1. დროითი მწკრივები	73
დანართი 2. ეკონომეტრიკული მოდელირების შედეგები	79

შესავალი

დღესდღეობით მსოფლიო დიდ ეკონომიკურ და ფინანსურ პრობლემებს განიცდის, მათ შორისაა უმუშევრობა და არასაკმარისი ეკონომიკური ზრდა. უმუშევართა ზრდა დიდ დებატებს ბადებს არა მხოლოდ განვითარებულ ქვეყნებში არამედ მთელს მსოფლიოში. მუდმივად მიმდინარეობს ახალი გზებისა და შესაძლებლობების ძიება, თუ როგორ შეიძლება გაიზარდოს წარმოება და შემცირდეს უმუშევართა რიცხვი. ეკონომიკური ზრდა და უმუშევრობის დონე არის ძირითადი მაჩვენებლები, რომლებიც ერთდროულად მონიტორინგს უწევენ პოლიტიკოსების საქმიანობას და ასევე, ქმნიან ნათელ სურათს ქვეყნის ეკონომიკური განვითარების შესახებ. უფრო მეტიც, კავშირი უმუშევრობის დონესა და ეკონომიკურ ზრდას შორის, როგორც მაკროეკონომიკური საკითხი, აერთიანებს თეორიული და ემპირიული კვლევების ფართო სპექტრს.

ვინაიდან მაკროეკონომიკური მაჩვენებლები დაკვირვებად და არადაკვირვებად ჯგუფებად იყოფიან, ხშირად ეკონომიკური ანალიზისათვის უმნიშვნელოვანესი მაჩვენებლების შესახებ რეალური ინფორმაცია არ მოიპოვება. საბედნიეროდ, ეკონომიკაში დაკვირვებად მაჩვენებელთა სიმრავლე შედარებით დიდია და შემუშავებულია გაზომვის შესაბამისი მეთოდოლოგია. ხოლო არადაკვირვებადი მაჩვენებლები უმეტესად თეორიული ხასიათის სიდიდეებს წარმოადგენენ, როგორცაა პოტენციური მთლიანი სამამულო პროდუქტი, უმუშევრობის ბუნებრივი დონე, კაპიტალის სასურველი, ანუ ოპტიმალური მოცულობა, დაგროვების ოპტიმალური ნორმა და ა.შ. ეს მაჩვენებლები წამყვან როლს ასრულებენ ეკონომიკური კანონზომიერებების ანალიზის პროცესში და მათი გაზომვის შემთხვევაში, შესაძლოა წარმატებით იქნას გამოყენებული ეკონომიკური მდგომარეობის შეფასების ინდიკატორად.

გამომდინარე იქედან, რომ არადაკვირვებადი მაჩვენებლის საყოველთაოდ მიღებული განმარტებაც კი არ არსებობს, სტატისტიკური სამსახურები ასეთი მაჩვენებლების გაანგარიშებას არ ახორციელებენ და ამიტომაც, პრობლემის გადაწყვეტის ერთადერთ გზას გარკვეულ დაშვებებზე დაფუძნებული რაოდენობრივი ანალიზის მეთოდების, კერძოდ კი ეკონომეტრიკული და სტატისტიკური ანალიზის მეთოდებისა და მოდელების გამოყენება წარმოადგენს.

მოცემული ნაშრომის ძირითად მიზანს სწორედ, წლების განმავლობაში მსოფლიოს წამყვანი ეკონომისტების მიერ პოტენციური მთლიანი სამამულო პროდუქტის, ბუნებრივი უმუშევრობის (NAIRU) და კაპიტალის ოპტიმალური მოცულობის შესაფასებლად შემოთავაზებული წმინდა სტატისტიკური და ეკონომიკურ თეორიაზე დაფუძნებული სტრუქტურულ მეთოდების გამოყენებით, საქართველოს ეკონომიკისათვის უმნიშვნელოვანესი ეკონომიკური ინდიკატორების შეფასება წარმოადგენს.

მიუხედავად იმისა, რომ ისეთი საერთაშორისო ორგანიზაციების და განვითარებული ქვეყნების ეროვნული ბანკები, როგორცაა საერთაშორისო სავალუტო ფონდი (IMF), ეკონომიკური თანამშრომლობისა და განვითარების ორგანიზაცია (OECD), ინგლისის, ბრაზილიის, ჩეხეთის, ისრაელის და სხვა ქვეყნების ეროვნული ბანკები, ხშირად აქვეყნებენ აღნიშნულ პრობლემატიკასთან დაკავშირებით კვლევებს, რომელთა მიზანსაც სწორედ ინდიკატორთა შეფასების მეთოდებისა და მონაცემებთან მორგების ხარისხის გაუმჯობესება წარმოადგენს, სამწუხაროდ, საქართველოში მოცემულ თემატიკასთან დაკავშირებით ოფიციალური კვლევები ძალიან მწირია და ბევრი ეკონომისტი თავს არიდებს აღნიშნულ პრობლემატიკის სიღრმისეულ ანალიზს.

მოცემული ნაშრომი თეორიული და პრაქტიკული ნაწილისაგან შედგება. პირველი ოთხი თავი თეორიული ხასიათისაა, სადაც დეტალურადაა განხილული მთლიანი სამამულო პროდუქტის, უმუშევრობის ბუნებრივი დონის, ოუკენის კოეფიციენტისა და კაპიტალის სასურველი მოცულობის შეფასების თეორიული მეთოდები. ხოლო მეხუთე ნაწილი წარმოადგენს განხილული თეორიული მეთოდებისა და მოდელების ემპირიულ შეფასებას საქართველოს ეკონომიკისათვის 1998-2019 წლების კვარტალური მონაცემების საფუძველზე.

კვლევის პროცესში გამოყენებულია დროითი მწკრივების რეგრესიული ანალიზი, მონაცემთა დამუშავება მოხდა Ms. Excel და Eviews 11 SV კომპიუტერულ პროგრამებზე დაყრდნობით. ემპირიულ კვლევაში გამოყენებული მონაცემები კი აღებულია საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახურის, საქართველოს ეროვნული ბანკისა და საერთაშორისო ფინანსური სტატისტიკის (IFS) ვებ-გვერდებიდან.

თავი 1. პოტენციური გამოშვების შეფასების სტატისტიკური მეთოდოლოგია

ეკონომიკურ ლიტერატურაში პოტენციური გამოშვების რამდენიმე განმარტება არსებობს. მონეტარული პოლიტიკის გამტარებლები მიიჩნევენ, რომ პოტენციური გამოშვება არის გამოშვების ის მაქსიმალური დონე, რომელიც შეიძლება შენარჩუნებულ იქნას ინფლაციური ზეწოლის გარეშე (Okun., 1962). ძირითადად კი პოტენციური გამოშვება ასოცირდება გამოშვების იმ მაქსიმალური დონესთან, რომელიც შეიძლება მივიღოთ წარმოების ფაქტორების სრული გამოყენების შედეგად. ვინაიდან პოტენციური გამოშვება არადაკვირვებადი სიდიდეა, მის შესაფასებლად გამოიყენება როგორც სტატისტიკური, ასევე ეკონომეტრიკული მეთოდები. პოტენციური გამოშვების შეფასების უმარტივესი მეთოდოლოგიაა ერთმაჩვენებლიანი (SV) ფილტრების გამოყენება. ეს არის წმინდა სტატისტიკური მეთოდოლოგია, რომელიც ახდენს მთლიანი სამამულო პროდუქტის ფაქტობრივი მონაცემების გაფილტვრას და შეფასებული პოტენციური გამოშვების დონედ გამოყოფს მის ტრენდულ ნაწილს.

1.1. ჰოდრიკ-პრესკოტის HP ფილტრი

პოტენციური გამოშვების შეფასების (SV) სტატისტიკური მეთოდებიდან ყველაზე გავრცელებულია ჰოდრიკ-პრესკოტის (Hodrick Prescott) ფილტრი, რაც განპირობებულია მოცემული მეთოდის გამოყენების სიმარტივით. HP ფილტრი დროითი მწკრივის მონაცემებიდან გამოყოფს ტრენდულ და ციკლურ კომპონენტს და მოცემულ შემთხვევაში დროის დასაკვირვებელ ინტერვალში ცალკეული დაკვირვებისათვის ახდენს ფაქტიურ და პოტენციურ გამოშვებას შორის სხვაობების კვადრატების ჯამის მინიმიზაციას, პოტენციური გამოშვების ვარიაციის შეზღუდვის პირობით, რომელიც გამოშვების დინამიკას ახასიათებს ბიზნეს ციკლის შოკების შედეგად. (იმნაიშვილი, 2010)

თუ t პერიოდში მთლიანი სამამულო პროდუქტის მოცულობას აღვნიშნავთ Y_t -თი, რომელიც ორი: ტრენდული (τ_t) და ციკლური (c_t) კომპონენტისაგან შედგება, დროითი მწკრივს ექნება შემდეგი სახე:

$$Y_t = \tau_t + c_t \quad t = 1, \dots, T$$

მოცემული მეთოდით კი სწორედ ტრენდული კომპონენტის (τ_t) შეფასება განიხილება, როგორც პოტენციური გამოშვების (Y_t^*) დონე განსახილველ პერიოდში.

HP ფილტრი პოტენციური მთლიანი სამამულო პროდუქტის იმ დონეს აფასებს, რომელიც ახდენს ქვემოთ მოცემულ გამოსახულებას მინიმიზაციას:

$$\min \sum_{t=1}^T (Y_t - Y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(Y_{t+1}^* - Y_t^*) - (Y_t^* - Y_{t-1}^*)]^2$$

სადაც, $\lambda = \sigma_1^2 / \sigma_2^2$;

σ_1^2 არის გამოშვების გაპის ვარიაცია, σ_2^2 კი პოტენციური გამოშვების ვარიაცია;

Y_t არის მთლიანი სამამულო პროდუქტის ფაქტიური მნიშვნელობა დროის t პერიოდში, Y_t^* არის მთლიანი სამამულო პროდუქტის პოტენციური დონე დროის t პერიოდში, $(Y_t - Y_t^*)$ - აღნიშნავს გამოშვების გაპს, λ სიგლუვის პარამეტრია, რომელიც განსაზღვრავს ტრენდული ნაწილის ცვალებადობას. რაც უფრო მცირეა λ -ს მნიშვნელობა, მით უფრო მგრძობიარეა პოტენციური მთლიანი სამამულო პროდუქტის შეფასებული მნიშვნელობა და კარგად ასახავს ფაქტობრივი მთლიანი სამამულო პროდუქტის მერყეობებს, ხოლო როცა λ -ს მნიშვნელობა მაღალია, მცირდება ტრენდის მგრძობელობა ფაქტობრივ მთლიანი სამამულო პროდუქტში ასახული მოკლევადიანი ფლუქტუაციების მიმართ. ეს კი გაზრდის პოტენციური გამოშვების დონეს მთელი შესაფასებელი პერიოდის განმავლობაში. საერთოდ λ -ს კონკრეტული მნიშვნელობის შერჩევა დამოკიდებულია ამა თუ იმ ეკონომიკის ბიზნეს ციკლის ხანგრძლივობაზე. ზოგადად კი წლიური დროითი მწკრივებისათვის მიღებულია სიგლუვის პარამეტრის გატოლება 100-თვის, კვარტალური დროითი მწკრივებისათვის λ -ს მნიშვნელობა 1600 უტოლდება, ხოლო თვიური მონაცემებისთვის კი 14 400-ს შეადგენს. (Bordoloi, Das, & Jangili, 2009)

მიუხედავად HP ფილტრის გამოყენების სიმარტივისა, მის გამოყენებას გარკვეული ნაკლოვანებები გააჩნია. ვინაიდან HP ფილტრი მხოლოდ სტატისტიკურ დაკვირვებას ახდენს მაკროეკონომიკური ცვლადის დროით მწკრივზე, ის არ ეფუძნება კონკრეტულ ეკონომიკურ მოდელს, ამიტომაც არ ითვალისწინებს ეკონომიკაში მიმდინარე სხვა ტენდენციებს და შესაძლებელია, რომ მოცემული მეთოდოლოგიით მიღებული შედეგები არ შეესაბამებოდეს ზოგად მაკროეკონომიკურ სურათს. გარდა ამისა HP ფილტრი ვერ ასახავს ეკონომიკაში სტრუქტურულ ცვლილებებსაც. დამატებითი

პრობლემა HP ფილტრის გამოყენებისას უკავშირდება „ბოლო წერტილის გადახრას“, რაც განპირობებულია აღნიშნულ მეთოდოლოგიაში არსებული დროითი მწკრივის ბოლო წერტილის შეფასების ასიმეტრიით, თუმცა ამ პრობლემის გადაჭრა შესაძლებელია თუ დროით მწკრივს გავაგრძელებთ მომავალი პერიოდის შეფასებებით. გარდამავალი ეკონომიკის ქვეყნებისათვის, გარკვეულ სირთულეს ქმნის აგრეთვე სიგლუვის პარამეტრის λ -ს შეფასებაც. (იმნაიშვილი, 2010)

1.2 . ქრისტიან-ფითჯერალდის (CF) Band Pass (BP) ფილტრი

პოტენციური მთლიანი სამამულო პროდუქტის შეფასებისათვის ასევე გამოიყენება Christiano-Fitzgerald (CF)-ის Band Pass (BP) ფილტრი. მოცემული სტატისტიკური მეთოდის მიხედვითაც რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტი შედგება ტრენდ-ციკლური კომპონენტებისა და თეთრის ხმაურისაგან. ფაქტობრივი მთლიანი სამამულო პროდუქტის დეკომპოზიციისათვის წინასწარ შეირჩევა დროის გარკვეული მონაკვეთი, ხშირად 1,5-8 წლამდე მონაკვეთი. 1,5 წლამდე რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის ცვლილებები მიიჩნევა შემთხვევითი წევრით განპირობებულ (თეთრი ხმაურის) ფაქტორად, ხოლო 1,5-8 წლის შუალედში განხორციელებული ცვლილებები მიიჩნევა ციკლურ კომპონენტად. ქრისტიან-ფითჯერალდის მიხედვით წლიური მონაცემებისათვის მისაღებია {1,5;8} წლების შუალედის შერჩევა, რადგანაც ეკონომიკურ თეორიებში სწორედ აღნიშნული დროითი შუალედი არის მიჩნეული ერთი სრული ეკონომიკური ციკლის ხანგრძლივობად. ხოლო კვარტალური მონაცემების შემთხვევაში მისაღებია {6;32} კვარტლის შუალედის გამოყენება. (სოფრომაძე, 2015)

ქრისტიან-ფითჯერალდის Band Pass (BP) ფილტრი ეყრდნობა დაშვებას, რომ მონაცემები წარმოადგენს შემთხვევითი ხეტიალის პროცესს დრეიფით გადახრით. აღნიშნული მეთოდით პოტენციური გამოშვების სიდიდე გაიანგარიშება შემდეგი ფუნქციის მიხედვით:

$$\hat{y}_t = B_0 X_t + B_1 X_{t+1} + \dots + B_{T-1-t} X_{T-1} + \dot{B}_{T-t} X_t + B_1 X_{t-1} + \dots + B_{t-2} X_2 + \dot{B}_{t-1} X_1$$

სადაც, $B_j = \frac{\sin(jb) - \sin(ja)}{\pi_j} \quad j > 1;$

$$B_0 = \frac{b-a}{\pi} ; \quad a = \frac{2\pi}{p_u} ; \quad b = \frac{2\pi}{p_l}$$

$[p_u; p_i]$ არის იმ წლების შუალედი, რომელიც იქნა აღებული რეალური სამამულო პროდუქტის დეკომპოზიციისათვის

X_t არის რეალური სამამულო პროდუქტის მოცულობა t დროისათვის.

1.3. კალმანის ფილტრი

პოტენციური გამოშვების შეფასებისათვის აქტიურად გამოიყენება კალმანის (Kalman) ფილტრიც. ამ მეთოდის უპირატესობას წარმოადგენს, ის რომ იგი საშუალებას იძლევა, დაკვირვებადი ცვლადების მეშვეობით შეფასდეს ის ცვლადები, რომლებიც დაკვირვებას არ ექვემდებარებიან. ასეთ ცვლადებს მიეკუთვნებიან მაგალითად მუდმივი შემოსავალი, უმუშევრობის ბუნებრივი დონე, მოლოდინები, პოტენციური მთლიანი სამამულო პროდუქტი. კალმანის ფილტრის მეშვეობით პოტენციური მთლიანი სამამულო პროდუქტის შეფასება ეყრდნობა მოდელს, რომელიც შედგება შემდეგი განტოლებებისაგან:

ფაქტიური გამოშვების იგივეობა:

$$y_t = y_t^* + gap_t \quad (1.3.1)$$

პოტენციური გამოშვების განტოლება წარმოადგენს შემთხვევითი ხეტიალის პროცესს დრეიფით, დრეიფიც ასევე მიყვება შემთხვევითი ხეტიალის პროცესს:

$$y_t^* = y_{t-1}^* + d_{t-1} + \eta_t \quad (1.3.2)$$

$$d_t = d_{t-1} + v_t \quad (1.3.3)$$

გამოშვების გაპის განტოლებას შემდეგი სახე აქვს (Crespo-Cuaresma, Fernández-Amador, 2010 მიხედვით) :

$$\begin{bmatrix} gap_{t,1} \\ gap_{t,2} \end{bmatrix} = \rho \times \begin{bmatrix} \cos\alpha & \sin\alpha \\ -\sin\alpha & \cos\alpha \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} gap_{t,1} \\ gap_{t,2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{t,1} \\ \varepsilon_{t,2} \end{bmatrix} \quad (1.3.4)$$

სადაც $\rho \in [0,1]$ და $\alpha \in (0,\pi)$ y_t არის რეალური გამოშვება, y_t^* არის პოტენციური გამოშვება, d_t წარმოადგენს პოტენციური მთლიანი სამამულო პროდუქტის ტრენდს, gap_t არის გამოშვების გაპი. η_t , v_t და ε_t დამოუკიდებლად და იდენტურად განაწილებული შოკებია, ნულის ტოლი მათემატიკური ლოდინითა და მუდმივი ვარიაციით. (1.3.1) განტოლება იგივეობას წარმოადგენს, რომელიც გვიჩვენებს, რომ ფაქტიური გამოშვების დონე განისაზღვრება პოტენციურ გამოშვებისა და გამოშვების გაპის ჯამით. (1.3.2) განტოლება

პოტენციურ გამოშვებას ახასიათებს როგორც შემთხვევითი ხეტიალის პროცესს ტრენდული კომპონენტით (დრეიფით), (1.3.3) განტოლება განსაზღვრავს პოტენციური გამოშვების ტრენდს როგორც შემთხვევითი ხეტიალის პროცესს, ხოლო (1.3.4) განტოლება კი გამოშვების გაპის ანუ მთლიანი სამამულო პროდუქტის ციკლური კომპონენტის დინამიკას განსაზღვრავს.

1.4. კობ-დუგლასის საწარმოო ფუნქცია

ზემოთ აღნიშნული სტატისტიკური მეთოდებისაგან განსხვავებით, კობ-დუგლასის საწარმოო ფუნქციის საშუალებით პოტენციური გამოშვების შეფასება ეკონომიკურ თეორიაზე დაფუძნებული და გულისხმობს ეკონომიკის მიწოდების მხარის შეფასებას. საქართველოს ეკონომიკის შემთხვევაში, მონაცემთა სიმწირისა და გარდამავალი პერიოდისთვის დამახასიათებელი რყევების გათვალისწინებით, სტრუქტურული მიდგომის გამოყენება უფრო საიმედო შედეგებს მოგვცემს.

ეკონომიკის გამოშვების მიმდინარე დონის დასახასიათებლად გამოყენებულია კობ-დუგლასის საწარმოო ფუნქცია შემდეგი სპეციფიკაციით:

$$Y_t = A_t \cdot K_t^\alpha \cdot L_t^\beta \quad (1.4.1)$$

სადაც Y_t გამოშვების მიმდინარე დონეა, L_t აღნიშნავს დასაქმებულთა რაოდენობას, K_t კი აღწერს კაპიტალის მარაგს მოცემული პერიოდის დასაწყისში. A_t ნარჩენობითი წევრია, რომელიც საწარმოო ფაქტორთა ერთობლივ პროდუქტიულობას გამოხატავს და მოიცავს როგორც ტექნოლოგიურ, ასევე რესურსების სწორი განთავსებით მიღწეულ ეფექტიანობას. მასში თავმოყრილია ყველა ის ფაქტორი, რომლებიც კაპიტალისა და სამუშაო ძალის ეფექტიანობას განაპირობებს. α და β საწარმოო ფუნქციის პარამეტრებია, რომლებიც გამოშვების ელასტიკურობას გვიჩვენებს კაპიტალისა და სამუშაო ძალის მიმართ. (ლიქოკელია, 2017)

საწარმოო ფუნქციის სპეციფიკაცია (1.4.1) ითვალისწინებს შემდეგ დაშვებებს: კაპიტალი და სამუშაო ძალა ხასიათდება კლებადი ზღვრული პროდუქტიულობით ($\alpha, \beta \in (0,1)$), ხოლო წარმოება - მასშტაბის მუდმივი უკუგებით ($\alpha+\beta=1$). β პარამეტრის მნიშვნელობა გამოითვლება მთლიან სამამულო პროდუქტში შრომითი შემოსავლების წილის განსაზღვრით. ვინაიდან, კაპიტალისა და შრომის კონკურენტული ბაზრების

პირობებში საწარმოო ფუნქციის α და β პარამეტრები მთლიან შემოსავლებში, შესაბამისად კაპიტალური და შრომითი შემოსავლების წილებს განსაზღვრავს. სვანიშვილის (2015) კვლევის მიხედვით 2003-2015 წლებში საქართველოში კაპიტალური შემოსავლების წილი მთლიან შემოსავლებში საშუალოდ 40 %-ის ფარგლებში იყო. თუმცა როგორც ავტორი მიუთითებს, შრომითი შემოსავლებისთვის თვითდასაქმებულთა შემოსავლების მიკუთვნება კაპიტალური შემოსავლების წილის შეფასებაში ცდომილებას იწვევს, რადგან თვითდასაქმებულთა შემოსავლების გარკვეული ნაწილი კაპიტალურ შემოსავლებს შეადგენს. (სვანიშვილი, 2015)

ვინაიდან საქართველოში კაპიტალის მარაგის რეგულარული აღრიცხვა არ ხდება, საჭიროა მოვახდინოთ მისი შეფასება. კაპიტალის მარაგის შეფასებისთვის ჩვენ გამოვიყენებთ მუდმივი მარაგების მეთოდს, კერძოდ კი ბერლმანისა და ვესელჰოგის გაერთიანებულ მიდგომას.

კაპიტალის მარაგის შეფასების შემდეგ (1.4.1) განტოლებიდან შეგვიძლია შევასოთ საწარმოო ფაქტორთა ერთობლივი პროდუქტიულობაც. შემდეგ ეტაპზე კი განვსაზღვრავთ პოტენციურ გამოშვებას:

$$Y_t^* = A_t^* \cdot K_t^{*\alpha} \cdot L_t^{*\beta}$$

სადაც Y_t^* პოტენციურ გამოშვებას წარმოადგენს. მისი დონე დამოკიდებულია საწარმოო ფაქტორთა პროდუქტიულობის ტრენდზე (A_t^*), კაპიტალის მარაგსა (K_t^*) და პოტენციურ დასაქმებაზე (L_t^*)¹. (HÁJKOVÁ & HURNÍK, 2007)

1.4.1. შრომის ელასტიურობის შეფასების მეთოდოლოგია

საქართველოსათვის

შრომითი შემოსავლების წილი ბერნანკემ და გურკეინაკმა (Bernanke and Gürkaynak) (2001) თავიანთ ნაშრომში გაიანგარიშეს იმ დაშვებით, რომ ეკონომიკა ვითარდებოდა დაბალანსებული ზრდის ტემპით. აქ იგულისმება ის, რომ ეკონომიკის განვითარებაზე ზემოქმედებს როგორც მცირე და დიდი შოკები, ასევე ცვლილებები ინსტიტუციებსა და პოლიტიკაში. თუმცა კი არსებობენ ძალები (როგორცაა ტექნოლოგიების გადაცემა

¹ ლიტერატურაში პოტენციური დასაქმება გაიგებება დასაქმების დონესთან, რომელიც ინფლაციური წნეხის არმქონე უმუშევრობის (NAIRU) პირობებში მიიღწევა

ლიდერებისგან მათ მიმდევრებზე), რომლებიც ასუსტებენ დივერგენციის ტენდენციას. პირდაპირი გზა კი იმ ფაქტორების შესასწავლად, რომლებიც განსაზღვრავენ გრძელვადიან ზრდას და არ საჭიროებს იმის განსაზღვრას, იმყოფებიან თუ არა მიმდინარე პერიოდში მსოფლიო ეკონომიკები დაბალანსებული ზრდის გზაზე, ესაა ფაქტორების ერთობლივი მწარმოებლურობის TFP ზრდის ტემპის პოვნა ქვეყნების მიხედვით. როგორც ცნობილია, თუ კობ-დუგლასის საწარმოო ფუნქციაში საწარმოო ფაქტორების ბაზრები კონკურენტუნარიანია, მაშინ TFP-ის ზრდის ტემპის დადგენა შესაძლებელია ცალკეული ფაქტორების წილების პოვნით, რათა შემდგომში გამოვითვალოთ გამოშვების ელასტიურობა შრომისა და კაპიტალის მიმართ. (RAMÍREZ-RONDÁN, AQUINO, & PEÑA, 2005)

შრომითი შემოსავლების წილის განსაზღვრის პროცედურასთან დაკავშირებით გოლინს (Gollin) (1998) მიაჩნდა, რომ მხოლოდ დასაქმებულების ანაზღაურების გათვალისწინება ძალიან ამახინჯებდა მთლიანი შრომითი შემოსავლების წილს, რადგანაც განვითარებად ქვეყნებში თვითდასაქმებულების შემოსავლების წილი მთლიან შრომით შემოსავლებში საკმაოდ მაღალი იყო. იმისათვის, რათა მოეპოვებინა თვითდასაქმებულების შემოსავლების მონაცემები, გოლინმა გამოიყენა ეროვნულ ანგარიშთა მონაცემები გაერთიანებული ერების მონაცემთა ბაზიდან და წარმოადგინა მეთოდი, რომლითაც გაერთიანებული ერების ორგანიზაცია ითვლიდა მთლიან სამამულო პროდუქტს შემოსავლების მიხედვით. საქართველოსათვის კი ეს მეთოდიკა მოცემულია ცხრილ 1.4.1-ში.

გოლინი გვთავაზობს ორ მეთოდს მთლიან შემოსავლებში შრომითი შემოსავლების წილის განსაზღვრისათვის, რომელშიც გამოიყენა OSPUE²-ს მონაცემები. პირველი ეს არის შრომითი შემოსავლების წილის განსაზღვრა როგორც, დასაქმებულებისა და OSPUE-ს (საქართველოსათვის ეს მონაცემები ასახულია მთლიან შერეული შემოსავლებში) ჯამი შეფარდებული მთლიან სამამულო პროდუქტს გამოკლებული არაპირდაპირი გადასახადები:

² OSPUE (Corporate and quasi-corporate enterprises Private unincorporated enterprises General government)-თვითდასაქმებულების და არაკორპორაციული დასაქმებულების მიერ მიღებული შემოსავალი.

შრომითი შემოსავლების წილი =

$$= \frac{\text{დასაქმებულების შემოსავლებს} + \text{თვითდასაქმებულების შემოსავლები}}{\text{მთლიანი სამამულო პროდუქტი} - \text{არაპირდაპირი გადასახადები}} \quad (1.4.2)$$

ცხრილი 1.4.1.

<p>(+) შრომის ანაზღაურება ხელფასები სოციალური ანარცხები გადასახადები წარმოებასა და იმპორტზე გადასახადები პროდუქციაზე დამატებული ღირებულებისა და აქციზის გადასახადები გადასახადი იმპორტზე დღგ-სა და აქციზის გარდა სხვა გადასახადები წარმოებაზე მთლიანი საოპერაციო მოგება საოპერაციო მოგება, წმინდა მთლიანი შერეული შემოსავალი</p>	<p>(-) სუბსიდიები პროდუქციაზე</p>
<p>(=) მთლიანი სამამულო პროდუქტი</p>	

მეორე მეთოდი კი გამოიყენება იმისათვის, რათა არ მოხდეს თვითდასაქმებულების შემოსავლების არასათანადო გათვალისწინება, რაც საბოლოოდ იწვევს შრომითი შემოსავლების მთლიან შემოსავლებთან ფარდობის შემცირებას, ანუ ხდება რეალურისგან განსხვავებული შრომის ელასტიურობის კოეფიციენტის მიღება. ამ პრობლემის აღმოსაფხვრელად, მეორე მეთოდი გვთავაზობს დაშვებას, იმის შესახებ რომ დასაქმებულები და თვითდასაქმებულები საშუალოდ ერთნაირ კომპენსაციას იღებენ. ამის გათვალისწინებით კი შრომითი შემოსავლების წილი შესაძლებელია გავიანგარიშოთ დასაქმებულთა იმ რაოდენობრივი წილით, რა პროპორციითაცაა მთლიან სამუშაო ძალაში დასაქმებულთა რაოდენობა წარმოდგენილი. ფორმულას კი ექნება შემდეგი სახე :

შრომითი შემოსავლების წილი =

$$= \frac{\text{დასაქმებულების შემოსავალი}}{\text{დასაქმებულთა წილი მთლიან სამუშაო ძალაში} * (\text{GDP} - \text{არაპირდაპირი გადასახადები})} \quad (1.4.3)$$

ორივე მეთოდში მთლიანი სამამულო პროდუქტიდან გამოირიცხება არაპირდაპირი გადასახადები, ვინაიდან არაპირდაპირი გადასახადებიდან მიღებული შემოსავალი არც შრომით და არც კაპიტალურ შემოსავლებს არ მიეკუთნება. წინააღმდეგ შემთხვევაში ეს გამოიწვევდა მთლიან შემოსავლებში შრომის ელასტიკურობის კოეფიციენტის ხელოვნურად შემცირებასა და ამის ხარჯზე კაპიტალის ელასტიკურობის კოეფიციენტის ზრდას. (RAMÍREZ-RONDÁN, AQUINO, & PEÑA, 2005)

თავი 2. უმუშევრობის ბუნებრივი დონის შეფასების მეთოდები

ეკონომიკურ ლიტერატურაში უმუშევრობის ბუნებრივი დონის (NAIRU) შეფასების უამრავი გზა არსებობს. უმუშევრობის ბუნებრივი დონე არის დონე, რომელიც აუცილებელია ინფლაციის ტემპის უცვლელად შენარჩუნებისათვის. სწორედ ამიტომ, ბუნებრივ დონეს უწოდებენ უმუშევრობის დონეს, რომელიც არ აჩქარებს ინფლაციის ტემპს (NAIRU – non-accelerating inflation rate of unemployment). მარტივი მეთოდოლოგია NAIRU-ს შეფასებისა გულისხმობს ერთმაჩვენებლიანი სტატისტიკური ფილტრების (Hodrick-Prescott (HP)) გამოყენებით უმუშევრობის დონის დროითი მწკრივიდან ტრენდული ნაწილის დეკომპოზიციას, რომელიც ჩაითვლება NAIRU-ს შეფასებად. ზოგიერთი მოდელი NAIRU-ს აფასებს, როგორც პოლიტიკური და ინსტიტუციური ცვლადების ფუნქციას, რომლებიც გავლენას ახდენენ შრომის ბაზარზე. ასევე, NAIRU-ს მოდელირებას ახდენენ მოდელში უმუშევართა რაოდენობასა და სამუშაო ადგილებზე ვაკანსიებს შორის ურთიერთკავშირის საფუძველზე, ეს მეთოდი ცნობილია ბევერიჯის მრუდის (the Beveridge curve) სახელწოდებით.

2.1. უმუშევრობის ბუნებრივი დონის შეფასება ფილიპსის მრუდის საშუალებით

უმუშევრობის ბუნებრივი დონის შესაფასებლად ყველაზე პოპულარულ მეთოდს ფილიპსის მრუდის (PC) მოდელი წარმოადგენს, რომელიც აღწერს დამოკიდებულებას უმუშევრობის ფაქტობრივ დონეს, u_t , უმუშევრობის ბუნებრივ დონესა, u^n , და ინფლაციის ტემპის ცვლილებას, $\pi_t - \pi_{t-1}$, შორის.

$$\pi_t - \pi_t^e = -\alpha (u_t - u^n) \quad (2.1.1)$$

როდესაც ინფლაციის მოსალოდნელი ტემპი π_t^e ძალიან ახლოსაა წინა წლის ინფლაციის ტემპთან, π_{t-1} -თან, მაშინ (2.1.1) განტოლება შემდეგ სახეს მიიღებს:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = -\alpha (u_t - u^n) \quad (2.1.2)$$

(2.1.2) განტოლება გვიჩვენებს, რომ:

- ინფლაციის ტემპის ცვლილება დამოკიდებულია უმუშევრობის ფაქტობრივ და ბუნებრივ დონეებს შორის სხვაობაზე. როცა უმუშევრობის ფაქტობრივი დონე უფრო

მაღალია, ვიდრე უმუშევრობის ბუნებრივი დონე, ინფლაციის ტემპი მცირდება; როცა უმუშევრობის ფაქტობრივი დონე უფრო დაბალია, ვიდრე უმუშევრობის ბუნებრივი დონე, ინფლაციის ტემპი იზრდება. (ბლანშარი, 2010)

ფილიპსის მრუდის მოდელი - რომელიც მიუხედავად მისი სიმარტივისა, ძალიან მოქნილია - წარმოადგენს საინტერესო ბალანსს ისეთ თეორიულ მიდგომებს შორის, როგორცაა წმინდა სტატისტიკური ფილტრები და სტრუქტურული მეთოდები. მართლაც, ფილიპსის მრუდი შეიძლება ჩაითვალოს სხვადასხვა ტიპის სტრუქტურული მოდელების გაერთიანებად. ამიტომაც ამ მოდელს ფართოდ იყენებენ ეკონომიკური და პოლიტიკური ანალიზის დროს (მაგალითად: კონგრესის ბიუჯეტის ოფისი (CBO), 1994; Gordon, 1997; Staiger et al., 1996; Stock and Watson, 1997; Ball and Mankiw, 2002).

მისი ზოგადი მოდიფიცირებული სპეციფიკაცია შემდეგი სახისაა:³

$$\Delta\pi_t = \alpha(L)\Delta\pi_{t-1} + \beta(L)(U_t - U_t^n) + \gamma(L)X_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (2.1.3)$$

სადაც $\alpha(L)$, $\beta(L)$ და $\gamma(L)$ ლაგური პოლინომებია, π_t არის CPI ინდექსის საფუძველზე გამოთვლილი წლიური ინფლაცია, U_t უმუშევრობის დონეა, U_t^n არადაკვირვებადი ბუნებრივი უმუშევრობის დონეა, ხოლო X_t არის ინფლაციაზე მოქმედი სხვა ფაქტორების ვექტორი, რომელთა შორის ცენტრალურ როლს მიწოდების შოკები თამაშობს. შევნიშნოთ, რომ (2.1.3) განტოლებაში იგულისხმება ვერტიკალური ფილიპსის მრუდი და ინფლაციურ მოლოდინებს განსაზღვრავს წინა წლის ინფლაციის დონე ($\pi^e = \pi_{t-1}$). (Teixeira & Filho, 2010)

კონკრეტულ შემთხვევაში, როდესაც ხდება მუდმივი სახით NAIRU-ს შეფასება, (2.1.3) განტოლება გარდაიქმნება, როგორც:

$$\Delta\pi_t = C + \alpha(L)\Delta\pi_{t-1} + \beta(L)U_t + \gamma(L)X_t + \varepsilon_t \quad (2.1.4)$$

და NAIRU მარტივად შეიძლება შეფასდეს უმცირეს კვადრატთა მეთოდის (OLS) საშუალებით, რადგანაც გვექნება შეფარდება განტოლება (2.1.4)-ის მუდმივსა და რეალური უმუშევრობის დონის კოეფიციენტს შორის:

$$U_t^n = \frac{-C}{\beta(1)} \quad (2.1.5)$$

³ მოცემული მოდელი განხილულია ბრაზილიის ცენტრალური ბანკის 2010 წლის სამუშაო დოკუმენტის მიხედვით (Teixeira & Filho, 2010)

იმის გათვალისწინებით, რომ ეს არის რეგრესიული კოეფიციენტების არაწრფივი ფუნქცია, აუცილებელია შეფასდეს, რამდენად საიმედოა შეფასებული NAIRU-ს მნიშვნელობა. ორი მეთოდი გამოიყენეს მიღებული NAIRU-ს მნიშვნელობის საიმედოობის შესაფასებლად: პირველი არის ე.წ. დელტა მეთოდი, რომელიც იყენებს პირველი რიგის ტეილორის მწკრივის მიახლოებას არაწრფივი შემფასებლისადმი (2.1.5), რათა გამოვლინდეს მისი ასიმპტომური ცვალებადობა. მეორე კი არის გაუსის მეთოდი, რომელიც გულისხმობს ჰიპოთეზის ტესტირებასა და ნდობის ინტერვალების განსაზღვრას.

აუცილებელია აღინიშნოს, რომ ნებისმიერი მიწოდების შოკი, რომელიც ჩაირთვება PC განტოლებაში უნდა იყოს ნორმალიზებული ისე, რომ მას ნულოვანი წმინდა ეფექტი ჰქონდეს NAIRU-ს შეფასებაზე, წინააღმდეგ შემთხვევაში, NAIRU-ს შეფასებისათვის არ იქნება ობიექტური.

როგორც უკვე აღვნიშნეთ, ფილიპის მრუდის (PC) მოდელს ახასიათებს მოქნილობა. ის შეიძლება გამოყენებულ იქნას არადაკვირვებადი კომპონენტების (UC) ტექნოლოგიასთან ერთად, როდესაც გვსურს შევაფასოთ NAIRU-ს (TV NAIRU) დროში ცვალებადი ვარიანტი. ამ შემთხვევაში, (2.1.3) –ის არაწრფივი შეფასების (OLS) ნაცვლად, მოდელი შეიძლება შეფასდეს მაქსიმალური დასაჯერებლობის მეთოდით კალმანის ფილტრის გამოყენებით. ამ მიდგომის ერთ – ერთი უპირატესობა ისაა, რომ NAIRU-ს შეუძლია მიიღოს დროში ცვალებადი მნიშვნელობები მისი განმსაზღვრელი ფაქტორების დაზუსტების გარეშე.

ერთ-ერთი პოპულარული დაშვება (2.1.3) მოდელის მიმართ გულისხმობს რომ დროში ცვალებადი NAIRU-ს დროითი მწკრივი არის არადაკვირვებადი სტოხასტიკური პროცესი, რომელიც აღიწერება ავტორეგრესიული, შემთხვევითი ხეტიალის მოდელით. თუ $\text{var}(\xi_t) = 0$, მაშინ (2.1.4)-(2.1.5) განტოლება გარდაიქმნება:

$$\Delta\pi_t = \alpha(L) \Delta\pi_{t-1} + \beta(L)(U_t - U_t^n) + \gamma(L)X_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (2.1.6)$$

$$U_t^n = U_{t-1}^n + \xi_t, \quad \xi_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\xi^2), \quad E(\varepsilon_t, \xi_t) = 0. \quad (2.1.7)$$

ეს მოდელი შეიძლება შეფასდეს მაქსიმალური დასაჯერებლობის მეთოდით, კალმანის ფილტრის გამოყენებით. ეს არის რეკურსიული პროცედურა, რომლითაც ხდება არადაკვირვებადი ცვლადების მნიშვნელობის შეფასება. აღნიშნული მეთოდი აქტიურად არის გამოყენებული NAIRU-ს შეფასებისას წამყვანი ეკონომისტების

ნაშრომებში. (მაგ: Staiger et al (1997)), Apel and Jansson (1999), Schumacher (2008), Laubach (2001), Fabiani and Mestre (2004), Richardson et al (2000)).

TV-NAIRU-ს შეფასების განსხვავებული მიდგომა შემოთავაზებულია Ball and Mankiw (2002) მიერ. ეს არის ორეტაპიანი პროცედურა, რომელიც ეფუძნება ფილიპსის მრუდის ვერსიას მიწოდების შოკის გარეშე, და აფასებს მუდმივ NAIRU-ს დონეს. განტოლება (2.1.8) გვიჩვენებს PC-ს სპეციფიკურ განტოლებას ამ შემთხვევისათვის (სიმარტივისათვის დინამიკა იგნორირებულია):

$$\Delta\pi_t = \beta U^n - \beta U_t + \varepsilon_t \quad (2.1.8)$$

რომელიც შეიძლება გადავწეროთ, როგორც:

$$U^n + \frac{\varepsilon_t}{\beta} = U_t + \frac{\Delta\pi_t}{\beta}. \quad (2.1.9)$$

ამასთან, PC მოდელის გამოყენებით TV-NAIRU-ს შეფასების კიდევ ერთი ვარიანტი შეიძლება მივიღოთ სამუშაო ძალის დემოგრაფიული და სტრუქტურული ცვლილებების გათვალისწინებით. მაგალითად, იმ სიტუაციაში, როდესაც ახალგაზრდა მუშაკთა (რომლებიც უფრო გამოუცდელი არიან და ხშირად უწევთ სამუშაო ადგილის ცვლილება) წილი სამუშაო ძალის შემადგენლობაში დროთა განმავლობაში იზრდება, ეს გამოიწვევს არა მარტო ფაქტიური უმუშევრობის დონის ზრდას, არამედ უმუშევრობის ბუნებრივი დონეც სავარაუდოდ უნდა გაიზარდოს. იგივე ფენომენი მოხდა რამდენიმე ქვეყანაში ბოლო ათწლეულების განმავლობაში, როდესაც ქალები აქტიურად შევიდნენ შრომის ბაზარზე. უფრო ზოგადად, როდესაც სამუშაო ძალის ჯგუფების შედარებით წილი შეიცვლება უმუშევრობის ბუნებრივი მაჩვენებელი, ასევე შეიცვლება. შესაბამისად, ეს მიდგომა ცდილობს შეაფასოს (შესაძლოა, განსხვავებული) ბუნებრივი უმუშევრობის დონე სხვადასხვა შრომითი ჯგუფისათვის - იქნება ეს განაწილებული სქესის, რასის, გამოცდილების, კვალიფიკაციის ამაღლების და ა.შ. - და შემდეგ მიიღონ უმუშევრობის საერთო ბუნებრივი მაჩვენებლის შეფასება. (Teixeira & Filho, 2010)

2.2. პოტენციური გამოშვებისა და სრული დასაქმების კეინზიანური მოდელი

თანამედროვე მაკროეკონომიკაში გამოყოფენ შრომის ბაზრის ერთმანეთისაგან განსხვავებულ ორ მოდელს: კლასიკურსა და კეინზიანულს.

კლასიკური მოდელის თანახმად, შრომის ბაზარი კონკურენტულია, ნომინალური ხელფასი ფასების დონის შესაბამისად იცვლება, ამიტომ სრული დასაქმების შესაბამისი წონასწორობის მდგომარეობა ნორმალურ მოვლენად მიიჩნევა. ამ თეორიის თანახმად ფაქტობრივი და სრული დასაქმება ან ერთმანეთს უნდა ემთხვეოდეს, ან ერთმანეთისაკენ უნდა მიისწრაფოდეს და მათ შორის სხვაობა მნიშვნელოვანი არ უნდა იყოს. მეორე მხრივ, ვინაიდან დასაქმებულთა რაოდენობა პოტენციური გამოშვების მთავარი განმსაზღვრელია, ამიტომ ფაქტობრივი და პოტენციური გამოშვების მნიშვნელობები ერთმანეთთან ახლოს მდგომ სიდიდეებად უნდა განვიხილოთ. შესაბამისად, კლასიკური თეორიის სისწორის პირობებში, საშუალოდ ფაქტობრივი და სრული დასაქმების მნიშვნელობები, ასევე ფაქტობრივი და პოტენციური გამოშვების მნიშვნელობები ერთმანეთისაგან მნიშვნელოვნად არ უნდა განსხვავდებოდეს. (ანანიაშვილი, მაკრომოდელირება 2 (სალექციო მასალა), 2018)

კეინზიანური მოდელის მიხედვით კი შრომის ბაზარი ერთ-ერთ ყველაზე არასრულყოფილ ბაზარს წარმოადგენს. არასრულყოფილების მთავარ მიზეზად ფასებისა და ნომინალური ხელფასის მოუქნელობა ითვლება, რომელიც ფასების დონის ცვლილებაზე ისე თავისუფლად ვერ რეაგირებს, როგორც ეს კლასიკურ თეორიაშია. ამის შედეგია ის, რომ ბაზარზე ქრონიკულად ადგილი აქვს იძულებით უმუშევრობას. თუმცა კი შრომის ბაზარი მთლიანობაში შეიძლება კეინზიანურ წონასწორობაში იმყოფებოდეს. კლასიკური წონასწორობისაგან განსხვავებით, კეინზიანური წონასწორობისათვის სავალდებულო არ არის შრომაზე მოთხოვნისა და შრომის მიწოდების ერთმანეთთან გატოლება და სრულ დასაქმებაში ყოფნა. მთავარია, რომ არსებული ნომინალური ხელფასისა და ფასების დონის პირობებში, შრომის ბაზარმა შეძლოს ეფექტიანი მოთხოვნის (საქონლის ბაზრის მხრიდან არსებული მოთხოვნის) დაკმაყოფილება. ამგვარად თუ ჩავთვლით, რომ კეინზიანური მოდელი ჭეშმარიტია, მაშინ მივდივართ დასკვნამდე, რომ ეკონომიკაში ფაქტობრივად არსებული დასაქმება საშუალოდ შესამჩნევად უნდა ჩამოუვარდებოდეს სრულ დასაქმებას (ან ფაქტობრივად არსებული დასაქმება საშუალოდ შესამჩნევად უნდა აღემატებოდეს უმუშევრობის ბუნებრივ დონეს). (ანანიაშვილი, მაკრომოდელირება 2 (სალექციო მასალა), 2018)

ბუნებრივი უმუშევრობის დონის შეფასების კიდევ ერთი განსხვავებული მიდგომა, შრომის ბაზრის კეინზიანური მოდელის საფუძველზე, განხილულია პროფესორი ი. ანანიაშვილის სამეცნიერო სტატიაში. ნაშრომში პოტენციური გამოშვებისა და სრული დასაქმების კეინზიანურ მოდელის აგებისათვის შემოღებულია გამოშვების თეორიული მოცულობის ცნება, რომლის სიდიდე აღინიშნება \check{Y}_t - თი. აქ იგულისხმება გამოშვების ის შესაძლო მოცულობა, რომელიც შეიძლება მივიღოთ მოცემულ პერიოდში არსებული სამუშაო ძალის L_t -ს 100 %-იანი დასაქმების შემთხვევაში. გამოშვების თეორიული დონე \check{Y}_t არანაკლებია გამოშვების ფაქტობრივ Y_t და პოტენციურ Y_t^* მოცულობებზე. ხოლო სხვაობა თეორიულ და ფაქტობრივ გამოშვებებს შორის ($\Delta\check{Y}_t$) ჩაიწერება:

$$\Delta\check{Y}_t = \check{Y}_t - Y_t \quad (2.2.1)$$

$\Delta\check{Y}_t$ -ს ეწოდება მიუღებელი გამოშვების თეორიული მოცულობა, რომელიც, თავის მხრივ, განსხვავდება მიუღებელი გამოშვებისაგან, $(Y_t^* - Y_t)$ -საგან, რომელიც პოტენციური და ფაქტობრივი გამოშვების სხვაობას წარმოადგენს. როგორც წესი, $\Delta\check{Y}_t$ დადებითი სიდიდეა, ამასთან ნებისმიერ შემთხვევაში $\Delta\check{Y}_t > (Y_t^* - Y_t)$. (ანანიაშვილი, საქართველოს ეკონომიკის პოტენციური მთლიანი შიგა პროდუქტისა და უმუშევრობის ბუნებრივი დონის ეკონომეტრიკული შეფასება, 2010)

ასევე მოდელში არსებობს დაშვება, რომ დროის ყოველ მოცემულ t პერიოდში, ფაქტობრივად არსებული შრომის მწარმოებლურობის მაჩვენებელი APL_t , რომელიც ფაქტობრივი გამოშვების მოცულობის დასაქმებულთა რაოდენობასთან შეფარდებით მიიღება, ოპტიმალური სიდიდეა და დამოკიდებული არ არის მოცემულ პერიოდში დასაქმებულთა რაოდენობაზე. იგულისხმება, რომ მოცემულ პერიოდში შრომის საშუალო მწარმოებლურობა APL_t და ზღვრული მწარმოებლურობა MPL_t ერთმანეთის ტოლი სიდიდეებია: $APL_t = MPL_t$. ასეთ პირობებში $\Delta\check{Y}_t$ -ს მნიშვნელობაა:

$$\Delta\check{Y}_t = APL_t \cdot U_t \quad (2.2.2)$$

სადაც U_t უმუშევართა მთლიან რაოდენობას აღნიშნავს. (2.2.1) განტოლებაში (2.2.2) ჩასმით:

$$\check{Y}_t = Y_t + \Delta\check{Y}_t = Y_t + APL_t \cdot U_t .$$

მიიღება ჰიპოთეზა იმის შესახებ, რომ პოტენციური გამოშვებიდან ფაქტობრივის გადახრა თეორიული და ფაქტობრივი გამოშვების სხვაობის პროპორციულია:

$$Y_t^* - Y_t = \lambda(\tilde{Y}_t - Y_t) \Rightarrow Y_t^* = \lambda \tilde{Y}_t + (1 - \lambda)Y_t = Y_t + \lambda \Delta \tilde{Y}_t \quad (2.2.3)$$

ამ გამოსახულებაში შემავალი λ პარამეტრი უნდა აკმაყოფილებდეს პირობას: $0 \leq \lambda < 1$. პოტენციური გამოშვების შეფასებისათვის განიხილება მოდელი, სადაც ამხსნელ ცვლადებად სამუშაო ძალა (L) და შრომის საშუალო მწარმოებლურობა (APL) ჩართული:

$$Y_t^* = \beta_0 + \beta_1 L_t + \beta_2 APL_t + \varepsilon_t \quad (2.2.4)$$

β_0 , β_1 და β_2 რეგრესიის კოეფიციენტებია, ε_t - რეგრესიის შემთხვევითი წევრია. ვინაიდან Y_t^* არადაკვირვებადი ცვლადია, ამიტომ (2.2.4) განტოლებაში მისი მნიშვნელობის (2.2.3)-დან ჩასმით მიიღება წრფივი რეგრესიული მოდელი:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 L_t + \beta_2 APL_t - \lambda \Delta \tilde{Y}_t + \varepsilon_t \quad (2.2.5)$$

რომლის შეფასებაც შეიძლება ჩვეულებრივი უმცირეს კვადრატთა მეთოდით და შეფასების შემდეგ თანმიმდევრული გარდაქმნების გზით, ასევე იმის გათვალისწინებით, რომ მოდელის აგებისას შრომის საშუალო მწარმოებლურობა APL_t ყოველი t პერიოდისათვის ოპტიმალური და დასაქმებულთა რაოდენობისაგან დამოუკიდებელ სიდიდედ მიიჩნევა, შესაძლებელი იქნება განისაზღვროს პოტენციური გამოშვების შესაბამისი უმუშევართა რაოდენობა.⁴ (ანანიაშვილი, საქართველოს ეკონომიკის პოტენციური მთლიანი შიგა პროდუქტისა და უმუშევრობის ბუნებრივი დონის ეკონომეტრიკული შეფასება, 2010)

⁴ პოტენციური გამოშვების მოცულობის შრომის საშუალო მწარმოებლურობასთან შეფარდებით მივიღებთ დასაქმებულთა ოპტიმალურ რაოდენობას, ხოლო შემდეგ ეტაპზე სამუშაო ძალის რაოდენობას გამოვაკლებთ პოტენციური გამოშვების შესაბამის დასაქმებულთა რიცხვს და განვსაზღვრავთ ბუნებრივი უმუშევრობის დონეს.

თავი 3. ოუკენის კანონი

ოუკენის კანონი აღწერს უარყოფით დამოკიდებულებას უმუშევრობის დონესა და მიუღებელი გამოშვების სიდიდეს შორის და გულისხმობს, რომ, როცა უმუშევრობის ფაქტობრივი დონე ბუნებრივს აღემატება, მაშინ ადგილი აქვს პოტენციური გამოშვებიდან ჩამორჩენას, ხოლო, როცა უმუშევრობის ფაქტობრივი დონე ბუნებრივ დონეზე ნაკლებია, მაშინ ფაქტობრივი გამოშვება პოტენციურს აღემატება. ეკონომიკაში ციკლური უმუშევრობის ყოველი ერთი პროცენტით ზრდა იწვევს პოტენციურ და ფაქტობრივ რეალურ გამოშვებებს შორის λ %-იან გარღვევას. (Абелъ Э, 2010) ამ შემთხვევაში პოტენციური გამოშვების ქვეშ, როგორც წესი, სრული დასაქმების შესაბამისი გამოშვების მოცულობა იგულისხმება. ის იმ დამოკიდებულებათა რიცხვს მიეკუთვნება, რომლებიც მნიშვნელოვან როლს თამაშობს მაკროეკონომიკური კანონზომიერებების ანალიზის პროცესში.

ოუკენის კანონის მოყვანილი ფორმულირება მათემატიკურად რამდენიმე ვარიანტად შეიძლება წარმოვადგინოთ. ერთ-ერთ მათგანი შემდეგი ფორმულით გამოისახება:

$$\Delta Y_t = \alpha - \lambda \Delta U_t, \quad (3.1)$$

სადაც, ΔU_t - არის უმუშევრობის დონის ცვლილება და გვიჩვენებს მიმდინარე და წინა პერიოდში არსებულ უმუშევრობის დონის სხვაობას. ΔY_t აღნიშნავს ცვლილებას რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდის ტემპში. ხოლო λ -ს ეწოდება ოუკენის კოეფიციენტი და გვიჩვენებს ΔU_t -ს 1%-იანი ცვლილების გავლენას ΔY_t -ს საშუალო პროცენტულ ცვლილებაზე.

1962 წელს არტურ ოუკენმა გამოაქვეყნა სტატია „პოტენციური მთლიანი ეროვნული პროდუქტი: მისი გაზომვა და მნიშვნელობა“ (Okun., 1962), სადაც ემპირიული განტოლების ორი ვერსიას მოცემული: გარღვევის ვერსია (*The gap version*) და სხვაობითი ვერსია (*The difference version*).

3.1. გარღვევის ვერსია (The Gap version)

არტურ ოუკენი თავის ნაშრომში განიხილავდა დამოკიდებულებას უმუშევრობის გაპსა ($u_t - u_t^*$) და პოტენციური გამოშვებიდან ფაქტობრივი გამოშვების გადახრის

(ჩამორჩენის) სიდიდეებს შორის. ამ ვერსიას გარღვევის ვერსია ეწოდება, რომლის ერთ-ერთ ვარიანტს შემდეგი სახე აქვს:

$$\frac{Y_t^* - Y_t}{Y_t^*} = \lambda_1 (u_t - u_t^*), \quad (3.1.1)$$

ხოლო მეორეს, რომელიც უფრო ხშირად განიხილება თეორიული ანალიზის პროცესში, შემდეგი:

$$\frac{Y_t^* - Y_t}{Y_t^*} = \lambda_2 (u_t - u_t^*), \quad (3.1.2)$$

სადაც, Y_t^* რეალური პოტენციური გამოშვების მნიშვნელობაა, რომელიც სრულ დასაქმებას შეესაბამება t პერიოდში; Y_t რეალური ფაქტობრივი გამოშვებაა t პერიოდში; u_t აღნიშნავს უმუშევრობის ფაქტობრივ დონეს t პერიოდში; u_t^* - უმუშევრობის ბუნებრივი დონის მნიშვნელობაა t პერიოდში. ამ მაჩვენებელს პირობითად განიხილავენ უმუშევრობის ბუნებრივი დონის მოკლევადიან მნიშვნელობად. მისგან განსხვავებით u_t^* , რომელიც (3.1.2) -შია მოცემული, უმუშევრობის ბუნებრივი დონის გრძელვადიან დონედ მოიაზრება. λ_1 და λ_2 ოუკენის პარამეტრებია. შინაარსობრივად ორივე λ გვიჩვენებს პოტენციური გამოშვებიდან ფაქტობრივი გამოშვების ჩამორჩენის პროცენტულ ცვლილებას უმუშევრობის ფაქტობრივი დონის მისი ბუნებრივი მნიშვნელობიდან ერთი პროცენტული პუნქტით გადახრის შემთხვევაში. მათ შორის განსხვავება მხოლოდ ისაა, რომ პირველის (λ_1 -ის) გაანგარიშებას საფუძვლად უდევს დაშვება უმუშევრობის ბუნებრივი დონის ცვალებადობის შესახებ, მეორის (λ_2 -ის) გაანგარიშებას კი - დაშვება უმუშევრობის ბუნებრივი დონის მუდმივობის შესახებ. ისინი არადაკვირვებად მაკროეკონომიკურ მაჩვენებელთა ჯგუფს მიეკუთვნებიან და აკმაყოფილებს პირობას $\lambda_1 > 0$, $\lambda_2 > 0$. (3.1.1) და (3.1.2) გამოსახულებები მოვლენას სტატიკაში აღწერენ, ვინაიდან მათში შემავალი ყველა მაჩვენებელი ერთი და იგივე პერიოდს მიეკუთვნება - ამიტომ (3.1.1) და (3.1.2) გამოსახულებებს ხშირად ოუკენის სტატიკური განტოლებებად მოიხსენიებენ, ხოლო λ_1 -სა და λ_2 -ს ოუკენის სტატიკური კოეფიციენტები (პარამეტრები) ეწოდებათ. (ანანიაშვილი, ოუკენის კანონისა და კოეფიციენტის ალტერნატიული ვერსიები, 2014)

3.2. სხვაობითი ვერსია (The Difference version)

მიუხედავად იმისა, რომ სტატიკური განტოლებები კარგად გადმოსცემენ ოუკენის კანონის თეორიულ არსს, მათ პრაქტიკულ გამოყენებას ართულებს არადაკვირვებადი Y_t^* , u_t^* და u^* ცვლადების არსებობა. იმისათვის, რომ თავიდან ავიცილოთ ამ ცვლადების შეფასებასთან დაკავშირებული სირთულეები ერთ-ერთი გზაა (3.1.1) და (3.1.2) გამოსახულებების გარდაქმნა ისე, რომ მხოლოდ დაკვირვებადი მონაცემების გამოყენებით შევაფასოთ ოუკენის λ პარამეტრი. ამ ვარიანტს, რომელსაც ოუკენის კანონის "სხვაობითი ვერსია" ეწოდება, შემდეგი სახე აქვს

$$g_t = g_t^* - \lambda_3 \Delta u_t \quad (3.2.1)$$

სადაც Δu_t უმუშევრობის დონის ცვლილებას აღნიშნავს: $\Delta u_t = u_t - u_{t-1}$; λ_3 - ოუკენის კოეფიციენტის ვარიანტია; g_t^* პოტენციური გამოშვების მატების ტემპია, ხოლო g_t - ფაქტობრივი გამოშვების მატების ტემპი:

$$g_t^* = \frac{\Delta Y_t^*}{Y_{t-1}^*}; \quad g_t = \frac{\Delta Y_t}{Y_{t-1}} .$$

(3.2.1) განტოლების განხილვისას ძირითადად კეთდება დაშვება, რომ პოტენციური გამოშვების მატების ტემპი g_t^* დამოკიდებული არ არის t -ზე და მუდმივი სიდიდეა: $g_t^* = g^*$. ხოლო ცდომილების აღმნიშვნელი შემთხვევითი სიდიდის ε_t -ს ჩართვით (3.2.1) მოდელი გარდაიქმნება შემდეგ რეგრესიულ განტოლებად:

$$g_t = g^* - \lambda_3 \Delta u_t + \varepsilon_t , \quad (3.2.2)$$

რომლის საფუძველზეც რეალურად დაკვირვებადი g_t -სა და Δu_t -ს მნიშვნელობებით შესაძლებელია λ_3 პარამეტრთან ერთად შევაფასოთ g^* . განმარტების თანახმად λ_3 დადებითი სიდიდეა და ამიტომაც მის წინ მდგარი უარყოფითი ნიშანი გვიჩვენებს, რომ, თუ რომელიმე პერიოდში უმუშევრობის დონე წინა პერიოდის დონესთან შედარებით გაიზარდა, მაშინ ეს, სხვა თანაბარ პირობებში, უარყოფითად აისახება გამოშვების მოცულობის მატების ტემპზე. ამასთანავე, როცა უმუშევრობის დონე სტაბილურია, მაშინ პოტენციური და ფაქტობრივი გამოშვებების მატების ტემპები ერთმანეთს ემთხვევა. (3.2.2) გამოსახულება პროცესს დინამიკაში განიხილავს, რადგანაც მასში შემავალი როგორც მატების ტემპი, g_t -ს, ასევე უმუშევრობის დონის, Δu_t -ს, მახასიათებლები დროში ცვლილებას გამოხატავს. აქედან გამომდინარე, λ_3 -ს უწოდებენ *ოუკენის დინამიკურ*

კოეფიციენტს, ხოლო (3.2.2) განტოლებას - *ოუკენის დინამიკური განტოლებას*. (ანანიაშვილი, მაკრომოდელირება 2 (სალექციო მასალა), 2018)

3.3. *ოუკენის განტოლებისა და კოეფიციენტის კვაზიდინამიკური ვარიანტი*

ოუკენის კანონის ამსახველი განტოლების კიდევ ერთ ვარიანტს წარმოადგენს კვაზიდინამიკური მოდელი, რომელიც თავისუფალია (3.2.2) მოდელის ძირითადი ნაკლოვანებებისაგან. განტოლების ამ ვარიანტის მისაღებად გამოიყენება (3.1.2) გამოსახულება და მის მარცხენა მხარეში შემდეგი გარდაქმნები ხორციელდება:

$$\frac{Y_t^* - Y_t}{Y_t^*} = \lambda_2(u_t - u^*) \Rightarrow 1 - \frac{Y_t}{Y_t^*} = 1 - \frac{Y_t}{Y_{t-1}} \frac{Y_{t-1}}{Y_t^*} = 1 - (1 + g_t) \frac{Y_{t-1}}{Y_t^*} = \lambda_2(u_t - u^*)$$

სადაც, $(1+g_t)$ მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდის ტემპს აღნიშნავს. ამ განტოლებიდან გამომდინარეობს, რომ

$$(1 + g_t) = \frac{Y_t^*}{Y_{t-1}} - \frac{Y_t}{Y_{t-1}} \lambda_2(u_t - u^*) . \tag{3.3.1}$$

შეფარდება Y_t^*/Y_{t-1} აღნიშნოთ q_t -თი. განმარტებიდან გამომდინარე, q_t უახლოვდება პოტენციური გამოშვების ზრდის ტემპს $(1+g_t^*)$ -ს, მაგრამ უმეტესად აღემატება მას, რადგან ზოგად შემთხვევაში $(Y_t^*/Y_{t-1}) \leq (1+g_t^*)$. ამიტომ q_t -ს ეწოდება პოტენციური გამოშვების ზრდის კვაზიტემპი. თუ დავუშვებთ, რომ q_t დამოკიდებული არ არის t -ზე, იგი მუდმივი სიდიდეა და (3.3.1) განტოლებაში ჩავრთავთ ცდომილების აღმნიშვნელ შემთხვევით სიდიდეს ε_t , მივიღებთ არაწრფივი რეგრესიის შემდეგ განტოლებას:

$$(1 + g_t) = q - q \lambda_2(u_t - u^*) + \varepsilon_t . \tag{3.3.2}$$

რომელშიც $(1+g_t)$ და u_t დაკვირვებადი სიდიდეებია.

წინა პარაგრაფში განხილული მოდელისგან განსხვავებით (3.3.2)-ში მხოლოდ ერთი ცვლადია დინამიკური, $(1+g_t)$ - ფაქტობრივი მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდის ტემპი. რაც შეეხება ამხსნელ ცვლადს, $(u_t - u^*)$ -ს, იგი დროში ცვლილებასთან არ ასოცირდება და გამოხატავს მოცემულ პერიოდში უმუშევრობის დონის მისი ბუნებრივი მნიშვნელობიდან გადახრას. ამის გათვალისწინებით (3.3.2)-ს პირობითად ეწოდება *კვაზიდინამიკური მოდელი*, ხოლო $(u_t - u^*)$ -ს კოეფიციენტს $q\lambda_2$ -ს, - *ოუკენის*

კვაზიდინამიკური კოეფიციენტი. აღვნიშნოთ იგი λ_4 -ით, $\lambda_4 = q\lambda_2$. როგორც ვხედავთ, ის განისაზღვრება ოუკენის სტატიკური კოეფიციენტისა (λ_2) და პოტენციური გამოშვების ზრდის კვაზიტემპის (q) ნამრავლით. ვინაიდან, მზარდი ეკონომიკის პირობებში $q > 1$, პოტენციური გამოშვების ზრდის კვაზიტემპი - უნდა აკმაყოფილებდეს პირობას $q > 1$, ამიტომ იგულისხმება, რომ $\lambda_4 > \lambda_2$. (ანანიაშვილი, ოუკენის კანონისა და კოეფიციენტის ალტერნატიული ვერსიები, 2014)

3.4. გაზომვის შეცდომები

ეკონომიკაში რაიმე დამოკიდებულების გამოკვლევისას შესაძლოა გამოყენებული ცვლადები არასწორად იყოს გაზომილი. მაგალითად ისეთი ეკონომიკური მაჩვენებლები, როგორცაა მთლიანი სამამულო პროდუქტი და უმუშევრობის დონე ძირითადად შერჩევითი დაკვირვების საფუძველზე ფასდება, ამიტომაც მათი მნიშვნელობები მიახლოებითია, შეიცავენ ცდომილების ელემენტებს და შემთხვევითი სიდიდეების ჯგუფს მიეკუთვნებიან. ეკონომიკურ გამოკვლევებში ცდომილებები ხშირად გამოკითხულთა მიზეზით წარმოიქმნება, რომელთათვისაც ხშირად გაუგებარია კითხვის არსი ან არ სურთ სიმართლის გამხელა და ხშირად არასწორ ინფორმაციას აწვდიან მკვლევარს. თუმცა მიღებული ინფორმაციის უზუსტობა შეცდომის ერთადერთი წყარო არ არის, ზოგჯერ ისეც ხდება, რომ მოდელში ჩართული ცვლადის შინაარსი განსხვავებულია ფაქტობრივად არსებული მონაცემების შინაარსისაგან. ამის ცნობილ მაგალითს წარმოადგენს მოხმარების სტანდარტული ფუნქციის მიმართ ფრიდმანის კრიტიკული ანალიზი, რომელშიც მან დაასაბუთა, რომ მომხმარებლის მთავარ განმსაზღვრელ ფაქტორად მიმდინარე განკარგვადი შემოსავლების ნაცვლად უნდა განვიხილოთ მუდმივი, პერმანენტული შემოსავალი. რეგრესიის მოდლის აგებისა და გამოყენების პროცესში გაზომვის შეცდომები შეიძლება გააჩნდეს როგორც ამხსნელ, ასევე დამოკიდებულ ცვლადს, თუმცა კი ამ ცვლადების ანალიზისას წარმოქმნილი პრობლემის არსი განსხვავებულია. (ანანიაშვილი, მაკრომოდელირება 2 (სალექციო მასალა), 2018)

ამხსნელი ცვლადის გაზომვის შეცდომას მაშინ აქვს ადგილი, როდესაც რეგრესიაში ჩართული დამოუკიდებელი (z) ცვლადის ზუსტი გაზომვა ვერ ხერხდება და ამიტომაც

რეგრესიაში ჩაერთვება გაზომვის შედეგად მიღებულ სხვა ცვლადი (x), რომელიც განსხვავდება თავდაპირველი ცვლადისაგან გაზომვის შეცდომით. თუ დავუშვებთ, რომ y ცვლადი შემდეგი სახით არის დამოკიდებული z ცვლადზე:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 z_i + v_i \quad (3.4.1)$$

ხოლო $x_i = z_i + \omega_i$, სადაც ω_i აღნიშნავს გაზომვის შეცდომას, რომლის მათემატიკური ლოდინი ნულის ტოლია და დისპერსია σ_ω^2 -ს შეადგენს. ასევე ვიგულისხმობთ, რომ ω განაწილებულია z -ისა და v -სგან დამოუკიდებლად. z -ის მნიშვნელობის ჩასმით (3.4.1) ფორმულაში მივიღებთ:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1(x_i - \omega_i) + v_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + (v_i - \beta_1 \omega_i) \quad (3.4.2)$$

ამ განტოლებაში შეცდომის ორი შემთხვევითი შემადგენელია (v_i და ω_i), რომლებიც ერთობლიობაში წარმოქმნიან ახალ შემთხვევით წევრს, რომელიც აღვნიშნოთ u -თი:

$$u_i = v_i - \beta_1 \omega_i.$$

განტოლება (3.4.2) კი მიიღებს სახეს:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + u_i \quad (3.4.3)$$

რადგან y_i -ის და x_i -ის მნიშვნელობა მოცემული სიდიდეებია, (3.4.3) განტოლების შეფასება შესაძლებელია ჩვეულებრივ უმცირეს კვადრატთა მეთოდით, თუმცა კი ამ მეთოდით მიღებული რეგრესიის კოეფიციენტები გადაადგილებული და არამაღმოსილი შეფასებები იქნება.

$$b_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \beta_1 + \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(u_i - \bar{u})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \beta_1 + \sum_{i=1}^n a_i (u_i - \bar{u})$$

იმის გამო, რომ x და u არ წარმოადგენენ ერთმანეთისგან დამოუკიდებელ სიდიდეებს, მცირე შერჩევის პირობებში არ არსებობს მარტივი წესი, რომლითაც შესაძლებელი იქნება ამ გამოსახულების მარჯვენა მხარეში შემავალი ნარჩენობითი წევრის ქცევის აღწერა. ამიტომაც აუცილებელია გაიზარდოს შერჩევის მოცულობა, ხოლო დიდ შერჩევაზე გადასვლის შემთხვევაში გვექნება:

$$plim b_1 = \beta_1 + \frac{plim \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(u_i - \bar{u})}{plim \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \beta_1 - \frac{\beta_1 \sigma_\omega^2}{\sigma_z^2 + \sigma_\omega^2} = \beta_1 \left(1 - \frac{\sigma_\omega^2}{\sigma_z^2 + \sigma_\omega^2} \right)$$

როგორც ვხედავთ, გაზომვის შეცდომის არსებობისას, დიდი შერჩევის პირობებში b_1 კოეფიციენტი გადაადგილებას განიცდის. ვინაიდან მიღებული გამოსახულების

ფრჩხილებში მოცემული წილადი ერთზე ნაკლები დადებითი სიდიდეა, ამიტომ ამბობენ, რომ b_1 კოეფიციენტი ასიმპტოტურად ნულისკენ გადაადგილებული შეფასებაა. ასევე, b_1 კოეფიციენტის არამაღმოსილების თვისება გადადის თავისუფალი წევრის b_0 შეფასებაზეც:

$$b_0 = \bar{y} - b_1 \bar{x}, \quad b_0 = E(y) - \beta_1 E(x).$$

$$plim(b_0 - \beta_0) = plim(\bar{y} - b_1 \bar{x} - E(y) + \beta_1 E(x)) = plim(b_1 - \beta_1)E(x).$$

აქედან გამომდინარეობს, რომ როცა $E(x) \neq 0$, b_1 კოეფიციენტის გადაადგილებასთან ერთად გადაადგილდება თავისუფალი წევრის შეფასებაც. ასევე, დადებითი $E(x)$ -ის შემთხვევაში b_1 -ის ზემოთ გადაადგილებას მოსდევს თავისუფალი წევრის შეფასების ქვემოთ გადაადგილება. ზოგადად კი, კოეფიციენტის \hat{B} ვექტორში თუნდაც ერთი ელემენტის გადაადგილება ასახვას სხვა ელემენტებშიც პოულობს.

დამოკიდებული ცვლადის გაზომვის დროს დაშვებული შეცდომები კი შეიძლება განხილულ იქნას შემთხვევითი წევრის შემადგენლებად, ამიტომ მათ მიერ გამოწვეული შედეგები ისეთი სერიოზული არ არის, როგორც ამას ადგილი აქვს ამხსნელი ცვლადის შემთხვევაში. ამის მიუხედავად ეს შეცდომებიც არასასურველია, ვინაიდან იწვევს მოდელში “ხმაურის დონის” ამაღლებას და რეგრესიის კოეფიციენტების შეფასებების სიზუსტის შემცირებას.

დავუშვათ, რომ დამოკიდებული ცვლადის k -ე მნიშვნელობა შეადგენს q -ს და მის საფუძველზე აგებული მოდელია

$$q_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + v_i$$

y -ით აღვნიშნოთ შედეგობრივი ცვლადის გაზომილი მნიშვნელობა, ხოლო r -ით გაზომვის დროს დაშვებული შეცდომა. მაშინ რაიმე i დაკვირვებისთვის: $y_i = q_i + r_i$.

ამის გათვალისწინებით კი დამოკიდებულება შედეგობრივი ცვლადის დაკვირვებად მნიშვნელობასა და ამხსნელ x ცვლადს შორის შემდეგ სახეს მიიღებს:

$$y_i - r_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + v_i$$

რომელიც შეიძლება შემდეგნაირად წარმოვადგინოთ:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + u_i$$

სადაც u შედგენილი შემთხვევითი წევრია: $u = v + r$.

მოცემული მოდელი ჩვეულებრივი წყვილური რეგრესიის მოდელისგან განსხვავდება შემთხვევითი წევრით, რომელიც შედგება საწყისი შემთხვევითი წევრისაგან და y -ის გაზომვის შეცდომისაგან. აქ მთავარი მომენტია, ის რომ ამხსნელი x ცვლადი კორელაციაში არ იყოს u -სთან, როდესაც x ცვლადი არასტოხასტიკურია ან სტოხასტიკურია, მაგრამ განაწილებულია v -სა და r -ისგან დამოუკიდებლად. მაშინ OLS-ის გამოყენებით მიღებული შეფასებები გადაუადგილებელი და ძალმოსილია. ხოლო b_1 კოეფიციენტის თეორიული დისპერსია შემდეგი სახით განისაზღვრება

$$var(b_1) = \frac{\sigma_u^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \frac{\sigma_v^2 + \sigma_r^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

როგორც ფორმულიდან ჩანს კოეფიციენტის დისპერსია იმაზე დიდია, ვიდრე დამოუკიდებელი ცვლადის გაზომვის შეცდომის არარსებობისას იქნებოდა. ეს კი კოეფიციენტის შეფასების სიზუსტის გაუარესებაზე მიუთითებს.

თავი 4. კაპიტალის სასურველი მოცულობის დონის განსაზღვრა

ეკონომიკაში კაპიტალის სასურველი მოცულობის დონის განსაზღვრა რიგ პრობლემებთანაა დაკავშირებული, ვინაიდან ეს მაჩვენებელი არადაკვირვებად სიდიდეთა რიგს მიეკუთვნება. კაპიტალის სასურველი მოცულობა არის ფირმის ოპტიმალური ფუნქციონირებისთვის საჭირო მანქანა-დანადგარების, შენობა-ნაგებობებისა და სხვა ძირითადი კაპიტალის რაოდენობა. ამიტომაც, სასურველია პასუხი გაეცეს რამდენიმე კითხვას: რომელი ფაქტორები ახდენენ კაპიტალის სასურველ მოცულობაზე გავლენას და როგორ შეიძლება ამ ფაქტორების მოდელირება, რატომ არ არის კაპიტალის სასურველი მოცულობა და მიმდინარე კაპიტალის რაოდენობა თანაბარი და როგორ ხდება კაპიტალის მოცულობის სასურველ მოცულობასთან დაახლოება.

იმისათვის, რომ შევაფასოთ კაპიტალის სასურველი მოცულობა გამოვიყენებთ ორ განსხვავებულ მეთოდს. პირველი მეთოდი ეფუძნება მუდმივი მარაგების მეთოდით ძირითადი კაპიტალის მოცულობის შეფასებას და შემდეგ სტატისტიკური ფილტრის (HP) გამოყენებით ხდება სასურველი კაპიტალის მნიშვნელობის განსაზღვრა, ხოლო მეორე მეთოდი ეფუძნება ინვესტიციების ქცევის მოდელირების აქსელერატორის მოდელს, რომლის საშუალებითაც განისაზღვრება სასურველი კაპიტალის მოცულობა.

4.1. მუდმივი მარაგების მეთოდი

წლების განმავლობაში ეკონომისტები ძირითადი კაპიტალის შესაფასებლად თავიანთ ნაშრომებში იყენებენ მუდმივი მარაგების მეთოდს. ამ მეთოდის არსი მდგომარეობს შემდეგში: იგი ახდენს ეკონომიკაში არსებული კაპიტალის ინტერპრეტირებას როგორც ფიზიკური კაპიტალი. კაპიტალის მარაგი კი იზრდება მასში განხორციელებული ინვესტიციების შესაბამისად. საკმარისია ერთხელ მოხდეს კაპიტალდაბანდება ფიზიკურ კაპიტალში, რომ შექმნილი კაპიტალი მუდმივად რჩება ეკონომიკაში და განაგრძობს მომსახურეობას. კაპიტალდაბანდებით მიღებული კაპიტალის სარგებლიანობა მაქსიმალურია ინვესტიციის საწყის ეტაპზე, ხოლო თანდათანობით კი მცირდება, ვინაიდან კაპიტალი განიცდის ცვეთას. სიდიდეს, რომლითაც დროთა განმავლობაში კაპიტალის მარაგი მცირდება ცვეთის, ანუ ამორტიზაციის ნორმა

ეწოდება. თუმცა კაპიტალის მარაგები 0-ს არასოდეს უტოლდება და ამიტომაც ითვლება, რომ ინვესტიციებს აქვთ მუდმივი გამოყენება. ხოლო თავად, კაპიტალის მარაგის ღირებულება მოცემული პერიოდის დასაწყისში უტოლდება წინა პერიოდის ნარჩენი კაპიტალის ღირებულებისა (ცვეთის გათვალისწინებით) და მოცემულ პერიოდში განხორციელებული ინვესტიციების ჯამს:

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t \quad (4.1.1)$$

სადაც K_t გამოხატავს კაპიტალის მარაგის ღირებულებას t პერიოდის დასაწყისში, δ კაპიტალის ცვეთის კოეფიციენტია, ხოლო I_t კაპიტალში განხორციელებული ინვესტიციების მოცულობას ასახავს t პერიოდის განმავლობაში.

ფიზიკური კაპიტალის ფაქტობრივი დონის შესაფასებლად გამოიყენება ნერუსა და დარეშუარის (Nehru & Dareshwar(1993)) მიდგომა, რომელთა მიერ მუდმივი მარაგების მეთოდით შეფასებული კაპიტალის დაგროვების განტოლებას შემდეგი სახე აქვს:

$$K_t = (1 - d)^{t-1}K(0) + \sum_{i=0}^{t-1} (1 - \delta)^i I_{t-(i+1)},$$

სადაც K_t არის t დროის პერიოდში კაპიტალის მარაგი, $K(0)$ თავდაპირველი კაპიტალის მარაგია, $I_{t-(i+1)}$ არის $t-(i+1)$ პერიოდში მთლიანი ინვესტიციებია, ხოლო δ ცვეთის ნორმაა.

თუმცა იმისათვის, რომ მუდმივი მარაგების მეთოდით ავსოთ ფაქტობრივი კაპიტალის დროითი მწკრივი, თავდაპირველად უნდა გამოვიანგარიშოთ საწყისი კაპიტალის მარაგი $K(0)$, ხოლო შემდეგ მისი მნიშვნელობის ჩასმით (1) განტოლებაში აიგება ძირითადი კაპიტალის დროითი მწკრივი. ქვემოთ განვიხილავთ სამ ძირითად მიდგომას, რომელიც ყველაზე ხშირად გამოყენებადია საწყისი კაპიტალის შესაფასებლად. (BERLEMANN & WESSELHÖFT, 2014)

4.1.1. მდგრადი მდგომარეობის მეთოდი

საწყისი კაპიტალის მარაგის მდგრადი მდგომარეობის შეფასების მეთოდი შემოთავაზებულია ჰარბერგერის მიერ, რომელიც დაფუძნებულია ნეოკლასიკური ზრდის თეორიაზე და დაშვებაზე, რომ ეკონომიკა იმყოფება მდგრად (წონასწორულ) მდგომარეობაში. ნეოკლასიკური თეორიის მიხედვით კი მდგრადი მდგომარეობის

პირობებში ივარაუდება, რომ ეკონომიკაში მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდის ტემპი ემთხვევა კაპიტალის ზრდის ტემპს, რომელიც g -ს ტოლია და მიიღება განტოლება:

$$g_{GDP} = g_K = \frac{K_t - K_{t-1}}{K_{t-1}} = \frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta \quad (4.1.1.1)$$

საიდანაც:

$$K_{t-1} = \frac{I_t}{(g_{GDP} + \delta)} \quad (4.1.1.2)$$

მე-(4.1.1.2) განტოლებიდან კი შეგვიძლია გამოვთვალოთ საწყის (0) პერიოდში კაპიტალის მარაგები:

$$K(0) = \frac{I_1}{(g_{GDP} + \delta)}$$

ამ მეთოდის აშკარა პრობლემას წარმოადგენს ის, რომ საწყისი კაპიტალის მარაგები ძალიან არის დამოკიდებული ინვესტიციებზე და მათი წლიური ზრდის ტემპზე. თუ ეკონომიკა წონასწორობაში იმყოფება, ინვესტიციების მოკლევადიანი შოკები პირველ პერიოდში ძალიან დაამახინჯებს საწყისი კაპიტალის მარაგის შეფასებულ მნიშვნელობას. ამ პრობლემის გადასაჭრელად ჰარბენგერმა (Harberger (1978)) g_{GDP} -ს მნიშვნელობად გამოიყენა 3 წლის საშუალო მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდის ტემპი, რათა მიეღო კაპიტალის მარაგის უფრო სტაბილური შეფასება.

4.1.2. არამდგრადი მდგომარეობის მეთოდი

მეორე მიდგომა კაპიტალის საწყისი მარაგის შეფასებისა პირველად გამოიყენა გრილიჩემ თავის ნაშრომში (Griliches (1980)), რომელიც შემდგომ განავითარა და დააზუსტა დელაფიურტემ და დომენიკიმ (De La Fuente და Domenich (2000)). ეს მეთოდიც დაფუძნებულია ნეოკლასიკური ზრდის მოდელზე, რომლის მიხედვითაც კაპიტალის მარაგი შეიძლება აღიწეროს, როგორც:

$$K_{t-1} = \frac{I_t}{(g_{GDP} + \delta)} = \frac{I_t}{(g_K + \delta)}$$

დელაფიუნტე და დომენიკი (De La Fuente და Domenich (2000)) ამტკიცებდნენ, რომ კაპიტალის ზრდის ტემპი მიახლოებული უნდა იყოს ინვესტიციების ზრდის ტემპთან:

$$K_{t-1} \approx \frac{I_t}{(g_I + \delta)}$$

განსხვავებით ჰარბერგერისგან, დელაფიუნტე და დომენიკი ასევე მიიჩნდებოდნენ, რომ ეკონომიკისათვის გრძელვადიან წონასწორობაში ყოფნა ტიპური არ არის, ამიტომ უფრო მიზანშეწონილია ვივარაუდოთ, რომ დროის ძირითად პერიოდში ეკონომიკა მიისწრაფის წონასწორობისაკენ. ამის გათვალისწინებით დელაფიუნტემ და დომენიკიმ (De La Fuente და Domenich (2000) შემოგვთავაზეს საწყისი კაპიტალის მარაგი შეგვეფასებინა გრძელვადიანი პერიოდისთვის განხილული ზრდის ტემპით, ამისათვის კი პირველ ეტაპზე ინვესტიციების მწკრივი უნდა მოვასწოროთ HP ფილტრის საშუალებით და პირველი 10 დაკვირვების წერტილიდან მიღებული საშუალო ზრდის ტემპი განვიხილოთ ინვესტიციების ზრდის ტემპის როლში, ხოლო \hat{I}_1 -ის როლში მოსწორებული მწკრივის პირველი მნიშვნელობა აიღება. გვექნება:

$$K(0) \approx \frac{\hat{I}_1}{(g_I + \delta)}$$

4.1.3. გაერთიანებული მიდგომა

მაიკლ ბერლმანმა და ჯან-ერიკ ვესელჰოგმა (Micheal Berlemann და Jan-Erik Wesselhoft (2014)) შემოგვთავაზა საწყისი კაპიტალის მარაგის შეფასების მესამე მიდგომა, რომელიც თავისუფალია ზემოთ განხილული ორი მეთოდის ნაკლოვანებებისაგან. ეს მეთოდი კაპიტალის საწყის მარაგს $K(0)$ აფასებს ინვესტიციების, \hat{I}_0 , ინვესტიციების გრძელვადიანი ზრდის ტემპისა, g_I , და ცვეთის δ ნორმის მეშვეობით:

$$K(0) \approx \frac{\hat{I}_0}{g_I + \delta}$$

ეს მიდგომა წინა პარაგრაფში განხილული მეთოდისაგან განსხვავებულია, რადგანაც ამ მეთოდიკით ინვესტიციების საწყისი მნიშვნელობის დასადგენად არ გამოიყენება სტატისტიკური ფილტრი, არამედ I_0 განისაზღვრება რეგრესიული მიდგომით. ხოლო რეგრესიის განტოლების აგება ხდება ინვესტიციების ლოგარითმული მნიშვნელობების დარეგრესირებით ტრენდულ კომპონენტზე. ამიტომ გვაქვს შემდეგი განტოლება:

$$\ln(I_t) = \alpha + \beta \cdot t + \varepsilon_t$$

უმცირეს კვადრატთა მეთოდის გამოყენებით ვაფასებთ განტოლებაში α და β პარამეტრების მნიშვნელობებს, რომლის გამოყენებითაც მივიღებთ შეფასებულ მნიშვნელობას: $\hat{I}_t = e^{\alpha+\beta \cdot t}$, საიდანაც მივიღებთ საწყისი ინვესტიციების მნიშვნელობას: $\hat{I}_0 = e^\alpha$.

შემდეგ ეტაპზე განისაზღვრება ინვესტიციების ზრდის ტემპი g_t , რომლის გამოთვლა ხდება მიღებული რეგრესიის β პარამეტრის საშუალებით, რაც ინვესტიციების ზრდის ტემპს განსაზღვრავს.

ასევე ბერლმანისა და ვესელჰოფის ნაშრომში გამოყენებულია ცვეთის არა მუდმივი, არამედ პროგნოზული ნორმა, რის საშუალებასაც აშშ-ის მონაცემები იძლევა, თუმცა ვინაიდან ჩვენი კვლევა ეფუძნება დაშვებას ცვეთის ნორმის განსაზღვრული მნიშვნელობის შესახებ, ეს მოსაზრება ვერ იქნება გათვალისწინებული.

4.2. ინვესტიციების აქსელერატორის მოდელი

კაპიტალის სასურველი მოცულობის განმსაზღვრელი ფაქტორების შესაფასებლად და მათი მოდელირებისათვის, ასევე ფაქტობრივი და სასურველი კაპიტალის დაახლოების სიჩქარის შესაფასებლად გამოიყენება ინვესტიციების ქცევის მოდელები, რომელიც შეიძლება განხილულ იქნას შემდეგი მეთოდით: ვთქვათ, კაპიტალის სასურველი რაოდენობა არის k^* , კაპიტალის არსებული რაოდენობა $t-1$ პერიოდისათვის k_{t-1} , ხოლო g_t არის კაპიტალის მორგების სისწრაფე k_{t-1} -დან k_t^* პერიოდამდე. იმ შემთხვევაში, როდესაც $g_t=0$, k იქნება ფიქსირებული სიდიდე და არ იარსებებს ინვესტიცია, რომელიც შეამცირებს k^* -სა და k_{t-1} -ს შორის სხვაობას. ხოლო იმ შემთხვევაში, თუ $g_t=1$, სხვაობა არსებულ და სასურველ კაპიტალის მოცულობას შორის აღმოიფხვრება დროის პირველივე ტაქტში. წმინდა ინვესტიციები დროის t პერიოდში გამოითვლება შემდეგნაირად (მიქიაშვილი, 2018):

$$I_{N,t} = g_t (k_t^* - k_{t-1})$$

ამასთან როდესაც δ არის კაპიტალის ამორტიზაციის ნორმა, მაშინ მთლიანი ინვესტიციები იქნება:

$$I_t = g_t (k_t^* - k_{t-1}) + \delta k_{t-1} = g_t k_t^* + (\delta - g_t)k_{t-1} \quad (4.2.1)$$

სადაც g_t არის k_{t-1} -ს k_t^* -მდე მიღწევის სიჩქარე. თუ $\delta < g_t$, მაშინ $(\delta - g_t)$ -ს მნიშვნელობა უარყოფითია და ინვესტიციების მოცულობა შედარებით ნაკლები უნდა იყოს

აღნიშნული სიჩქარის მისაღწევად, ხოლო როდესაც $\delta > g$, მაშინ კაპიტალის ცვეთა აჭარბებს მორგების სიჩქარეს და კომპანიას მოუწევს ინვესტიციების საერთო რაოდენობის გაზრდა.

ინვესტიციების ქცევის ერთ-ერთი ადრეული ემპირიული მოდელი შემოთავაზებულია ჯ.კლარკის მიერ 1915 წელს, იმისათვის რათა აეხსნა ინვესტიციების არასტაბილური ხასიათი. ამ მოდელის განმასხვავებელ თავისებურებას წარმოადგენს ვარაუდი კაპიტალის და გამოშვების თანაფარდობის მუდმივობის შესახებ. აღნიშნული მოდელი ცნობილია მარტივი აქსელერატორის მოდელის სახელწოდებით, რომლის არსი მდგომარეობს შემდეგში: თუ t პერიოდში რეალური გამოშვების დონეს აღვნიშნავთ Y_t -თი, ხოლო μ - თანაფარდობა კაპიტალი/გამოშვება მუდმივი სიდიდეა და გავითვალისწინებთ ინვესტიციების მარტივი აქსელერატორის მოდელის დაშვებებს, მაშინ:

- 1.) ოპტიმალური კაპიტალის დონე ყოველ პერიოდში მიიღწევა, ანუ მიმდინარე კაპიტალის მოცულობა უტოლდება კაპიტალის სასურველ ოდენობას $K_t = K^*$;
- 2.) სასურველი კაპიტალის მოცულობა პირდაპირპროპორციულ დამოკიდებულებაშია გამოშვებასთან ($K^*_t = \mu Y_t$).

ამ დაშვებების გათვალისწინებით შესაძლებელია წმინდა ინვესტიციების შემდეგი სახით ჩაწერა (Берншт , 2005):

$$I_{N,t} = K_t - K_{t-1} = \mu(Y_t - Y_{t-1}) . \quad (4.2.2)$$

თუმცა მარტივი აქსელერატორის (4.2.2) მოდელის გამოყენება არ არის რეკომენდირებული მისი არარეალური დაშვებებიდან გამომდინარე, რადგანაც მომენტალურად ვერ ხერხდება კაპიტალის მიმდინარე რაოდენობის გადაწყობა სასურველ დონეზე. (4.2.2) მოდელის ემპირიულმა შემოწმებამ აჩვენა, რომ უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული μ -ს მნიშვნელობა გაცილებით მცირეა დაკვირვებით მიღებულ კაპიტალი/გამოშვების თანაფარდობაზე.

მარტივი აქსელერატორის მოდელის მოდიფიცირებულ ვარიანტს მოქნილი აქსელერატორის მოდელი წარმოადგენს, რომელიც ლ. კოიკმა 1954 წელს წარმოადგინა. აღნიშნულ მოდელში კაპიტალის ოპტიმალური მოცულობა არ მიიღწევა პერიოდის 1 ტაქტში, არამედ კაპიტალის მიმდინარე მოცულობა უახლოვდება სასურველს, ფიქსირებული g ($0 < g < 1$) სიჩქარით, რომლის მიმართაც ვცვლდება დროში მუდმივობის

დაშვება $g_t = g(t \in \mathbb{V})$. ასევე თუ გავითვალისწინებთ, რომ $K_t^* = \mu Y_t$ და $I_{N,t} = K_t - K_{t-1}$ მაშინ ტოლობა მიიღებს შემდეგ სახეს:

$$I_{N,t} = K_t^* - K_{t-1} = g_t (K_t^* - K_{t-1}) = g \mu Y_t - g K_{t-1} \quad (4.2.3^*)$$

$$K_t = g \mu Y_t - g K_{t-1} + K_{t-1} = g \mu Y_t + (1 - g) K_{t-1} \quad (4.2.3)$$

(4.2.3) გამოსახულება შესაძლებელია ჩაიწეროს დროის სხვა ტაქტებისთვისაც: $t-1, t-2, \dots$ თუ გავითვალისწინებთ ამ ფაქტს და ჩავწერთ (4.2.3) გამოსახულებას დროის სხვა ტაქტებისთვის:

$$t - 1 \text{ ტაქტისთვის } K_{t-1} = g \mu Y_{t-1} + (1 - g) K_{t-2}$$

$$t - 2 \text{ ტაქტისთვის } K_{t-2} = g \mu Y_{t-2} + (1 - g) K_{t-3} \quad (4.2.4)$$

..... ,

საბოლოოდ მიღებულ გამოსახულებების ერთმანეთში რეკურენტული ჩასმითა და $t, t-1$ ტაქტისთვის გამოსახულების სხვაობით, მივიღებთ:

$$K_t - K_{t-1} = \mu(g(Y_t - Y_{t-1}) + g(1 - g)(Y_{t-1} - Y_{t-2}) + g(1 - g)^2(Y_{t-2} - Y_{t-3}) \dots) \quad (4.2.5).$$

(4.2.5) გამოსახულებიდან გამომდინარეობს შემდეგი ორი დასკვნა: 1) მიმდინარე კაპიტალის მოცულობა დამოკიდებულია, როგორც მიმდინარე პერიოდის, ასევე წინა პერიოდების გამოშვებებზე, ხოლო წმინდა ინვესტიციები ($I_{N,t} = K_t - K_{t-1}$) კი - წინა პერიოდების მიხედვით გამოშვებების სხვაობებზე; 2) მიმდინარე გამოშვების ცვლილება გავლენას ახდენს როგორც მიმდინარე პერიოდის წმინდა ინვესტიციების დონეზე, ასევე მომდევნო პერიოდების წმინდა ინვესტიციებზე.

წმინდა ინვესტიციებიდან მთლიან ინვესტიციებზე გადასასვლელად აუცილებელია ამორტიზაციის ხარჯების გათვალისწინება. ამისათვის (4.2.3*) განტოლების ორივე მხარეს ემატება ამორტიზაციის ხარჯები (δK_{t-1}), საიდანაც მიიღება:

$$I_t = K_t - (1 - \delta) K_{t-1} = g \mu Y_t + (\delta - g) K_{t-1} \quad (4.2.7)$$

(4.2.7)-ში არ არის ჩართული თავისუფალი წევრი. პრაქტიკაში არ ითვალისწინებდნენ ამ ფაქტს და აფასებდნენ მოდელს თავისუფალი წევრით, რაც არაობიექტურ შედეგებს იძლეოდა. აღსანიშნავია ის ფაქტი, რომ ცნობილი δ პირობებში შესაძლებელია მოდელის უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასება და უცნობი (g და μ) პარამეტრების დადგენა.

მკვლევარების ნაწილი (4.2.7) მოდელისგან მიღებულ შეფასებებს ამჯობინებენ მოდიფიცირებული მოდელისგან მიღებულ შეფასებებს, სადაც გათვალისწინებულია ლაგური ცვლადებიც. კერძოდ, (4.2.7) მოდელს განიხილავენ $t-1$ პერიოდში და მის ორივე მხარეს ამრავლებენ $(1 - \delta)$ -ზე, შემდეგ კი (4.2.7)-ს აკლებენ მიღებულ ტოლობას, აღნიშნული გარდაქმნა ცნობილია კოიკის სახელით (მიქიაშვილი, 2018):

$$I_t - (1 - \delta)I_{t-1} = g\mu Y_t - (1 - \delta)g\mu Y_{t-1} + (\delta - g) K_{t-1} + (1 - \delta)(\delta - g) K_{t-2}$$

ან

$$I_t - (1 - \delta)I_{t-1} = g\mu Y_t - (1 - \delta)g\mu Y_{t-1} + (\delta - g) I_{t-1}.$$

რადგან $I_{t-1} = K_{t-1} - (1 - \delta)K_{t-2}$, მივიღებთ:

$$I_t = g\mu Y_t - (1 - \delta)g\mu Y_{t-1} + (1 - g) I_{t-1} \quad (4.2.8)$$

(4.2.8) გამოსახულება შესაძლებელია შეფასდეს ძირითადი კაპიტალის შესახებ რაიმეს ცოდნის გარეშე, ანუ უმცირეს კვადრატთა მეთოდით ვაფასებთ I_t , საიდანაც ვპოულობთ g -ს, ხოლო g -ს და Y_t -ს საშუალებით შესაძლებელია ვიპოვოთ μ . აღნიშნული შეფასებებით μ -ს, g -ს და Y_t -ს კოეფიციენტებით ვიპოვოთ δ -ს მნიშვნელობას.

(4.2.8) მოდელის განსაკუთრებულ თვისებას წარმოადგენს მისი სიმარტივე. ინვესტიციები არის მიმდინარე, ლაგირებული გამოშვების და ძირითადი ფონდების ლაგირებული მნიშვნელობების ფუნქცია. ეს ფაქტი შესაძლებელია განხილულ იქნას ინტუიციურ დონეზე.

(4.2.8) მოდელში კაპიტალის ლაგირებული მნიშვნელობის მონაწილეობით შესაძლებელია გავაკეთოთ ორი მნიშვნელოვანი დასკვნა: 1) რადგან დაშვების მიხედვით მუდმივია კაპიტალი/გამოშვების თანაფარდობა, წინა პერიოდში გამოშვების ზრდა გაზრდის კაპიტალის მოცულობას, რაც ინვესტიციების განხორციელების გარანტიად გვევლინება. 2) ზოგადად დასაშვებია რომ ამორტიზაციის ხარჯი პროპორციულ კავშირშია ძირითად კაპიტალთან, რაც საშუალებას გვაძლევს დავასკვნათ ლაგირებული კაპიტალის კავშირი ამორტიზაციის ხარჯთან. აღნიშნულის გათვალისწინებით იგი კავშირშია მთლიან ინვესტიციებთან. (მიქიაშვილი, 2018)

თავი 5. მოდელის ემპირიული რეალიზაცია საქართველოსათვის

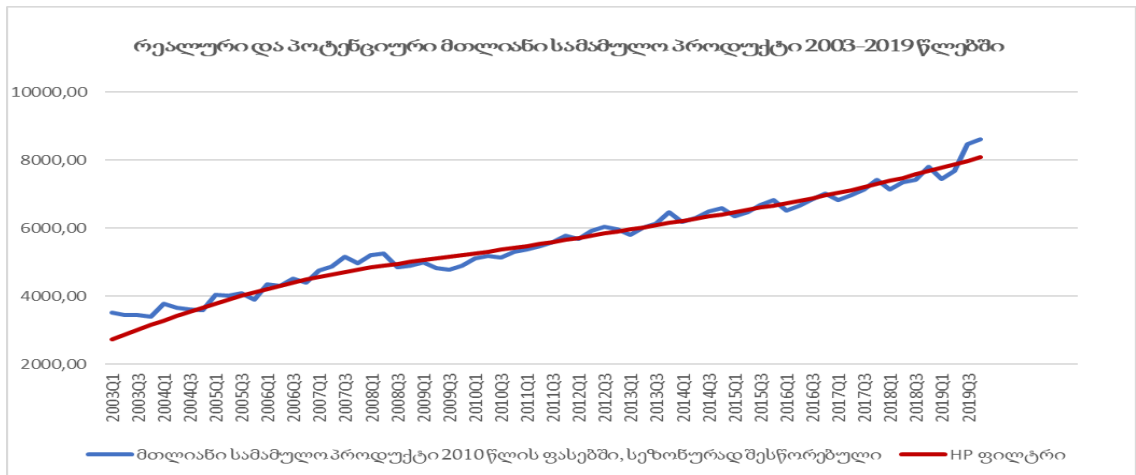
იმისათვის, რათა ემპირიულად შევძლოთ პოტენციური მთლიანი სამამულო პროდუქტის შეფასება, ნაშრომში გამოვიყენებთ სხვადასხვა ერთმანეთს (SV) მეთოდს, როგორცაა HP ფილტრი, BP ფილტრი და კალმანის ფილტრი. მოცემული მეთოდებით პოტენციური მთლიანი სამამულო პროდუქტის შეფასება ეყრდნობა რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის კვარტალურ მონაცემებს 1998-2019 წლებისათვის.⁵ მთლიანი სამამულო პროდუქტი გაანგარიშებულია 2010 წლის მუდმივ ფასებში და, ვინაიდან განვიხილავთ კვარტალურ მონაცემებს, წინასწარ მოვახდინეთ მწკრივის სეზონურად კორექტირება.

5.1. ჰოდრიკ-პრესკოტის (HP) ფილტრი

HP ფილტრით პოტენციური მთლიანი სამამულო პროდუქტის შეფასება აჩვენებს, რომ 2003-2008 წლებში რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის დონე ძირითადად აღემატებოდა მის პოტენციურ დონეს, რაც აისახებოდა კიდევ მოცემულ პერიოდში ფასების დინამიკაზე. ამ პერიოდში ინფლაცია ზრდის ტენდენციით ხასიათდებოდა. 2008 წლის პირველ კვარტალში ინფლაციამ 11,3 პროცენტს მიაღწია. ხოლო ომისა და მსოფლიო ფინანსური კრიზისის შემდეგ ისევე როგორც მთელ მსოფლიოში საქართველოშიც ეკონომიკის მნიშვნელოვანი ვარდნა დაფიქსირდა, როგორც გრაფიკი 5.1.1-დანაც ჩანს, 2009 - 2010 წლებში ეკონომიკის გამოშვება მის პოტენციურ დონეზე ნაკლები იყო, რაც აისახა კიდევ ინფლაციის შემცირებაზეც. სიტუაცია შედარებით დასტაბილურდა 2012 წლიდან, შემცირდა ქვეყანაში ინფლაციის დონეც და როგორც გრაფიკიდანაც ჩანს ამ პერიოდში ფლუქტუაციების ხარისხი ფაქტობრივ და პოტენციურ გამოშვებებს შორის შედარებით სტაბილურად ვრცელდებოდა.

⁵ თუმცა ვინაიდან საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახურის მიერ 2019 წლის ნოემბერში მოხდა ეროვნულ ანგარიშთა სისტემის (ეას) ახალ სტანდარტზე (SNA 2008) გადასვლა, რომლის შედეგადაც 2010-2018 წლების მთლიანი შიდა პროდუქტის მნიშვნელობა საშუალოდ 6,2 %-ით გაიზარდა, ჩვენს კვლევაში გათვალისწინებულია ეს ტენდენცია და 2019 წლის III და IV კვარტალი სწორედ ამ პრინციპით გაანგარიშებულ საპროგნოზო მნიშვნელობებს წარმოადგენს.

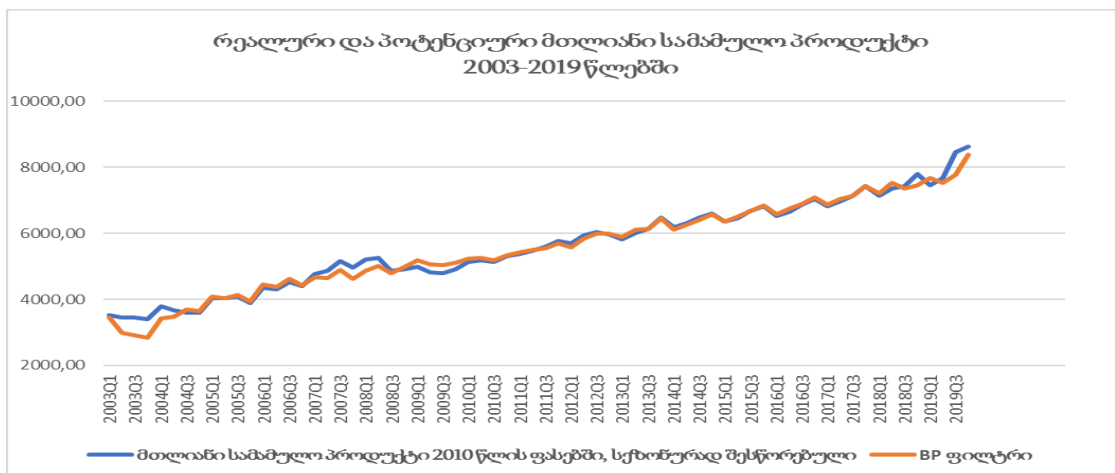
გრაფიკი 5.1.1. პოტენციური გამოშვების შეფასება HP ფილტრის გამოყენებით



5.2. ქრისტიან-ფითჯერალდის (CF)-ის Band Pass (BP) ფილტრი

Band Pass (BP) ფილტრის საშუალებით პოტენციური გამოშვების დონის შეფასებისას, ფაქტობრივი და პოტენციური გამოშვების მოცულობა მეტად უახლოვდება ერთმანეთს, თუმცა აქაც HP-ფილტრის მსგავსად შესაძლებელია გამოვყოთ 2003-2004 და 2007-2008 წლის მესამე კვარტალის პერიოდი, როდესაც რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის მოცულობა აღემატება მის პოტენციურ დონეს, ხოლო 2008 წლის მეორე ნახევრიდან 2010 წლის ბოლომდე მონაკვეთში პოტენციური გამოშვების დონე აჭარბებს ფაქტობრივ დონეს, რაც ასევე უკავშირდება მსოფლიო ფინანსურ კრიზისსა და აგვისტოში რუსეთ-საქართველოს შორის ომს. როგორც გრაფიკი 5.2.1-დანაც ჩანს, 2011 წლიდან 2018 წლამდე ეს ორი მაჩვენებელი თითქმის ემთხვევა ერთმანეთს და მათ შორის მკვეთრი სხვაობა არ შეინიშნება.

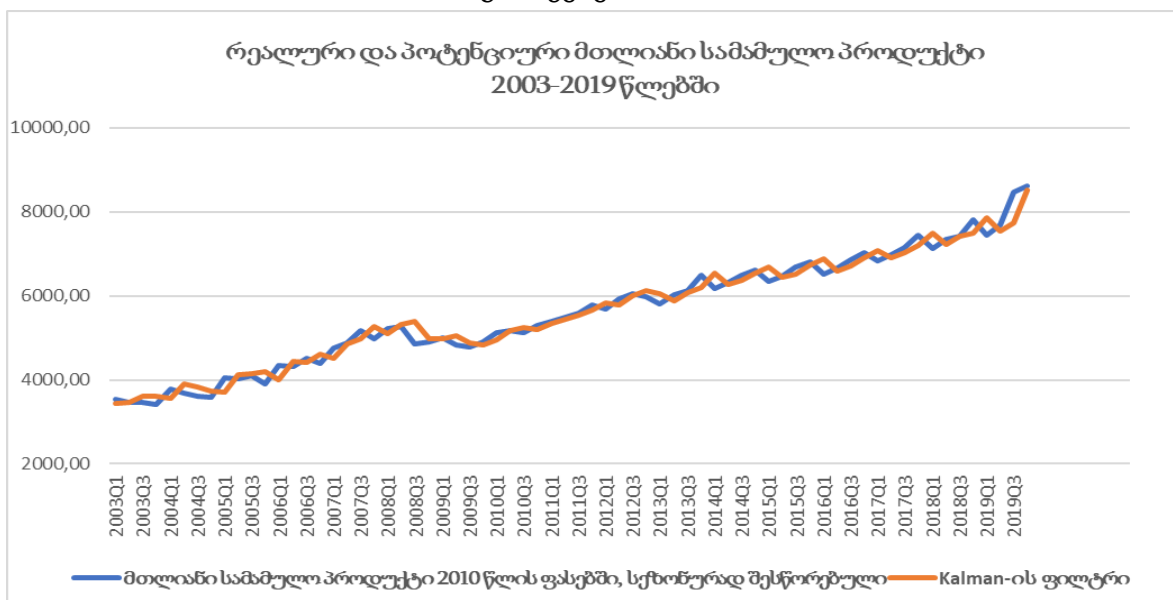
გრაფიკი 5.2.1. პოტენციური გამოშვების შეფასება BP ფილტრის გამოყენებით



5.3. კალმანის ფილტრი

კალმანის ფილტრის საშუალებით პოტენციური მთლიანი სამამულო პროდუქტის შეფასების დინამიკა საკმაოდ მსგავსია წინა მეთოდით მიღებული პოტენციური მთლიანი სამამულო პროდუქტის დინამიკისა. მიუხედავად იმისა, რომ ამ მეთოდით მიღებული შეფასება დინამიკაში რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის მნიშვნელობებს ძალიან უახლოვდება, აქაც შეინიშნება 2008-2009 წლებში რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის ვარდნა პოტენციური დონის ქვემოთ, რაც ასევე შესაბამისობაშია ინფლაციის არსებულ დინამიკასთან .

გრაფიკი 5.3.1. პოტენციური გამოშვების შეფასება კალმანის ფილტრის გამოყენებით



5.4. კობ-დუგლასის საწარმოო ფუნქციის აგება

კობ-დუგლასის საწარმოო ფუნქციის ასაგებად პირველ ეტაპზე უნდა შევავსოთ გამოშვების ელასტიკურობა შრომისა და კაპიტალის მიმართ. შრომის მიმართ ელასტიკურობის შესაფასებლად გამოვიყენებთ პირველ განტოლებას, რომლის მიხედვითაც დაქირავებულთა და თვითდასაქმებულთა შემოსავლების ფარდობით მთლიან სამამულო პროდუქტთან, იმ დაშვებით რომ შრომის ზღვრული პროდუქტი ხელფასის ტოლია, გამოითვლება შრომის ელასტიკურობის β კოეფიციენტი. აღნიშნული კოეფიციენტის გამოსათვლელად განვიხილავთ 2003-2019 წლების კვარტალურ მონაცემებს, რომლის თანახმადაც აღნიშნულ პერიოდში შრომის ელასტიკურობის საშუალო

მაჩვენებელი 0,52-ის ტოლი იყო. თუ გავითვალისწინებთ იმ ფაქტს, რომ გარდამავალი ეკონომიკის ქვეყნებში (აღმოსავლეთ და ცენტრალური ევროპის ქვეყნებში) შრომის ელასტიკურობის კოეფიციენტი 0,5-0,7 ფარგლებში მერყეობს⁶, მიღებული შეფასება საქართველოს ეკონომიკისთვის ბუნებრივი მოვლენაა. საწარმოო ფუნქციაში კი მასშტაბის მუდმივი უკუგების ($\alpha+\beta=1$) დაშვებით მარტივად შესაძლებელია კაპიტალის ელასტიკურობის განსაზღვრა, რომლის საშუალო მნიშვნელობა 0,48-ს შეადგენდა.

საწარმოო ფუნქციაში ჩართული კაპიტალის მოცულობა შეფასებულია მუდმივი მარაგების მეთოდით, ბერლმანისა და ვესელჰოგის მიერ შემოთავაზებული გაერთიანებული მიდგომის გამოყენებით. მოცემული მეთოდის გამოყენებისას ინვესტიციების მნიშვნელობად ვიღებთ მოცემულ პერიოდში მთლიანი კაპიტალის ფორმირებას (2010 წლის მუდმივ ფასებში), ხოლო გარდამავალი ეკონომიკის მქონე ქვეყნებში ჩატარებული კვლევების შესაბამისად⁷, ცვეთის კოეფიციენტს მივანიჭეთ 5%-იანი მნიშვნელობა.

საწარმოო ფუნქციის ცვლადების: რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის, კაპიტალის მარაგის, დასაქმებულთა რიცხვისა და შრომისა და კაპიტალის ელასტიკურობის ფაქტიურ მონაცემებზე დაყრდნობით შესაძლებელია ირიბი ფორმით ფაქტორთა ერთობლივი მწარმოებლურობის გაანგარიშებაც: $Y = AK^\alpha L^\beta \Rightarrow A = \frac{Y}{K^\alpha L^\beta}$.

კობ-დუგლასის საწარმოო ფუნქციით გამოშვების პოტენციური დონის შესაფასებლად კი ბოლო ეტაპზე HP ფილტრის გამოყენებით ვაფასებთ ფუნქციაში ჩართული მაჩვენებლების პოტენციურ დონეებს და ვაგებთ პოტენციური მთლიანი სამამულო პროდუქტის შეფასებულ ფუნქციას: $Y^* = A^* \cdot K^{*\alpha} \cdot L^{*\beta}$.

კობ-დუგლასის ფუნქციას საქართველოს ეკონომიკისათვის 2003-2019 წლების კვარტალური მონაცემების განხილვის საფუძველზე აქვს შემდეგი ზოგადი ფორმა:

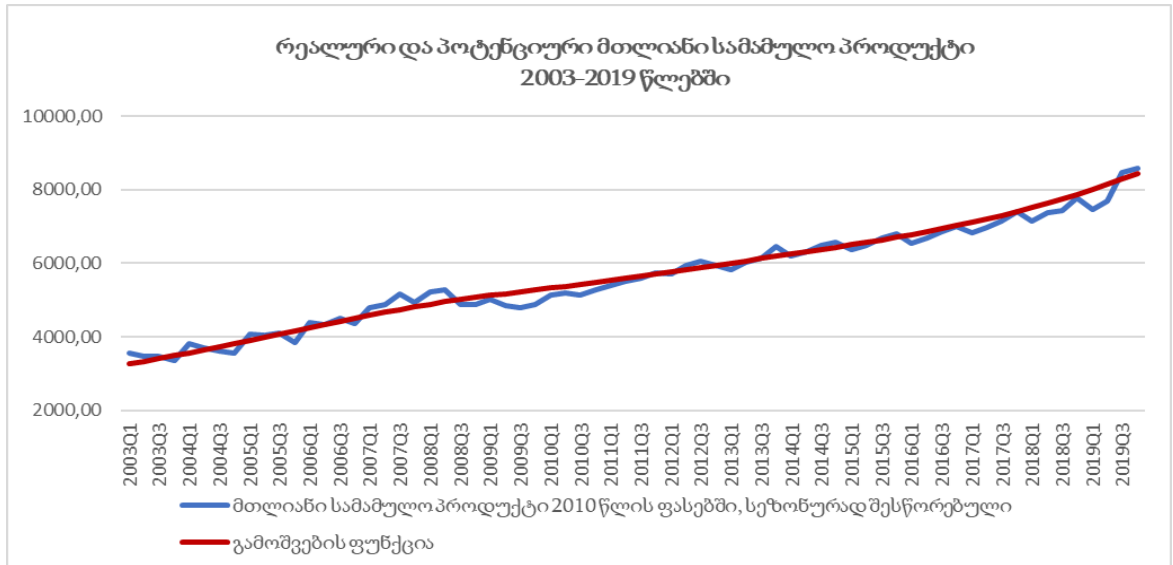
$$Y = 0.62K^{0.48} L^{0.52},$$

ხოლო დინამიკა ფაქტობრივ მთლიანი სამამულო პროდუქტსა და გამოშვების ფუნქციით შეფასებულ პოტენციურ მთლიანი სამამულო პროდუქტს შორის მოცემულია გრაფიკ 5.4.1-ზე.

⁶ სლოვაკეთი -0,52, რუმინეთი- 0,67, ბულგარეთი -0,6, პოლონეთი-0,57

⁷ Iradian, G. (2007) Rapid Growth in Transition economies: Growth-accounting approach. IMF Working Paper.

გრაფიკი 5.4.1. პოტენციური გამოშვების შეფასება კობ-დუგლასის გამოშვების ფუნქციის გამოყენებით.



როგორც გრაფიკიდანაც ჩანს, საწარმოო ფუნქციით მთელ განხილულ პერიოდში პოტენციური მთლიანი სამამულო პროდუქტის შეფასება მსგავსია HP ფილტრის გამოყენებით მიღებული შეფასებისა. მსგავსად წინა სტატისტიკური მეთოდებით მიღებული შედეგებისა, 2007 წელს და 2008 წლის პირველ ნახევარში ფაქტიური მთლიანი სამამულო პროდუქტი აღემატებოდა პოტენციურ დონეს და ადგილი ქონდა ეკონომიკურ აღმავლობას (ბუმს), ხოლო შემდგომ 2008 წლის მეორე ნახევრიდან 2011 წლის მეორე ნახევრამდე ფაქტობრივი გამოშვება ჩამორჩება პოტენციურ გამოშვებას, რაც 2008-2009 წლების რეცესიის შედეგია. 2003-2006 წლებში და 2012-2015 წლების პერიოდში კი პოტენციური გამოშვების დონე ძირითადად ემთხვეოდა ფაქტიურ მთლიანი სამამულო პროდუქტს, რაც ნიშნავს, რომ მოცემულ პერიოდში ჭარბი მოთხოვნის შედეგად ფასებზე ზეწოლა არ ფიქსირდებოდა. თუმცა 2017 წლიდან შეიძლება ითქვას, რომ ფაქტიური გამოშვება ჩამორჩება პოტენციურ დონეს. ეკონომიკური თეორიიდან კი ცნობილია, სუსტი მიმდინარე გამოშვება ძირითადად მოთხოვნის მხარეს არსებული ფაქტორებითაა განპირობებული, ხოლო პოტენციური გამოშვების დონეს მიწოდების მხარეს მდგომი ფაქტორები განსაზღვრავენ.

5.5. ბუნებრივი უმუშევრობის დონის (NAIRU) ემპირიული შეფასება ფილიპსის მრუდის საშუალებით

ბუნებრივი უმუშევრობის დონის შეფასებისათვის ყველაზე გავრცელებულ მეთოდს ფილიპსის მრუდის მეთოდოლოგია წარმოადგენს. მოცემულ ნაშრომში ჩვენ განვიხილავთ აღნიშნული მოდელის ერთ-ერთ გავრცელებულ მოდიფიკაციას განტოლება (2.1.3)-ს, რომლის მიხედვითაც შევაფასებთ დროში ცვალებადი NAIRU-ს მნიშვნელობებს. მოდელი გულისხმობს, რომ NAIRU წარმოადგენს არადაკვირვებად სტოხასტიკურ პროცესს, რომელიც ავტორეგრესიული, შემთხვევითი ხეტიალის მოდელით აღიწერება:

$$\Delta\pi_t = \alpha(L) \Delta\pi_{t-1} + \beta(L)(U_t - U_t^n) + \gamma(L)X_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (5.5.1)$$

$$U_t^n = U_{t-1}^n + \xi_t, \quad \xi_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\xi^2), \quad E(\varepsilon_t, \xi_t) = 0 \quad (5.5.2)$$

ეს მოდელი შეიძლება შეფასდეს მაქსიმალური დასაჯერებლობის მეთოდით, კალმანის ფილტრის გამოყენებით. როგორც ვხედავთ, (5.5.1) მოდელში ინფლაციის ლაგური მნიშვნელობისა და უმუშევრობის გაპის გარდა დამოუკიდებელ ცვლადად უნდა ჩავრთოთ მიწოდების შოკები (X). სამეცნიერო ლიტერატურაში მიწოდების შოკის გასათვალისწინებლად გამოიყენება რამდენიმე ინსტრუმენტული ცვლადი, ესენია:

- ✓ პროდუქტიულობა (რეალური მშპ-ს ზრდა ერთ დასაქმებულზე);
- ✓ რეალური ეფექტური გაცვლითი კურსის პროცენტული ცვლილება;
- ✓ იმპორტულ საქონელზე ფასების ინფლაცია;
- ✓ ნავთობის ფასების პროცენტული ცვლილება.

საქართველოს მაგალითზე (5.5.1) მოდელის შეფასებისათვის მიწოდების შოკის გამომხატველ ინსტრუმენტულ ცვლადებად განვიხილოთ რეალური ეფექტური გაცვლითი კურსის პროცენტული ცვლილება და ლარი/აშშ დოლარის რეალური გაცვლითი კურსის პროცენტული ცვლილება. მოდელის შეფასებისათვის განვიხილოთ 1998- 2019 წლის კვარტალური მონაცემები. შეფასებულ მოდელს კი აქვს შემდეგი სახე:

$$\Delta\pi_t = 0.96 \Delta\pi_{t-1} - 0.11(U_t - U_t^n) - 0.01X - 0.14Z + \varepsilon_t \quad (5.5.3)$$

სადაც, ინფლაციის დონე განისაზღვრება, როგორც $\Delta\pi_t = 100 \cdot (CPI_t / CPI_{t-4}) - 100$;

X -არის ლარი/აშშ დოლარის რეალური გაცვლითი კურსის პროცენტული ცვლილება;

Z-რეალური ეფექტური გაცვლითი კურსის პროცენტული ცვლილება.

ცხრილი 5.5.1. მაქსიმალური დასაჯერებლობის მეთოდით შეფასებული PC

მოდელი

Sspace: PHILIPS_CURVE
 Method: Maximum likelihood (Marquardt / EViews legacy)
 Date: 05/31/20 Time: 00:19
 Sample: 1998Q1 2019Q4
 Included observations: 88
 Partial observations: 1
 Convergence achieved after 66 iterations

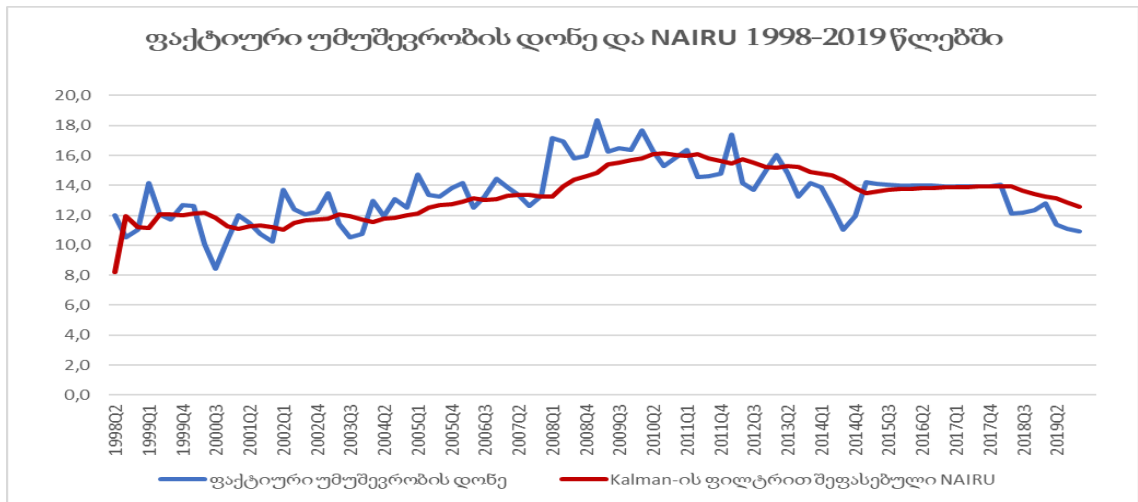
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.962976	0.056889	16.92738	0.0000
C(2)	-0.114218	0.279043	-0.409321	0.6823
C(3)	-0.011080	0.032763	-0.338186	0.7352
C(4)	-0.142676	0.078955	-1.807041	0.0708
C(5)	2.065578	0.132609	15.57641	0.0000
C(6)	0.275310	0.145036	1.898210	0.0577

	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
NAIRU	12.33660	0.500137	24.66643	0.0000
UE_GAP	0.000000	1.147579	0.000000	1.0000

Log likelihood	-383.4412	Akaike info criterion	8.850936
Parameters	6	Schwarz criterion	9.019845
Diffuse priors	2	Hannan-Quinn criter.	8.918985

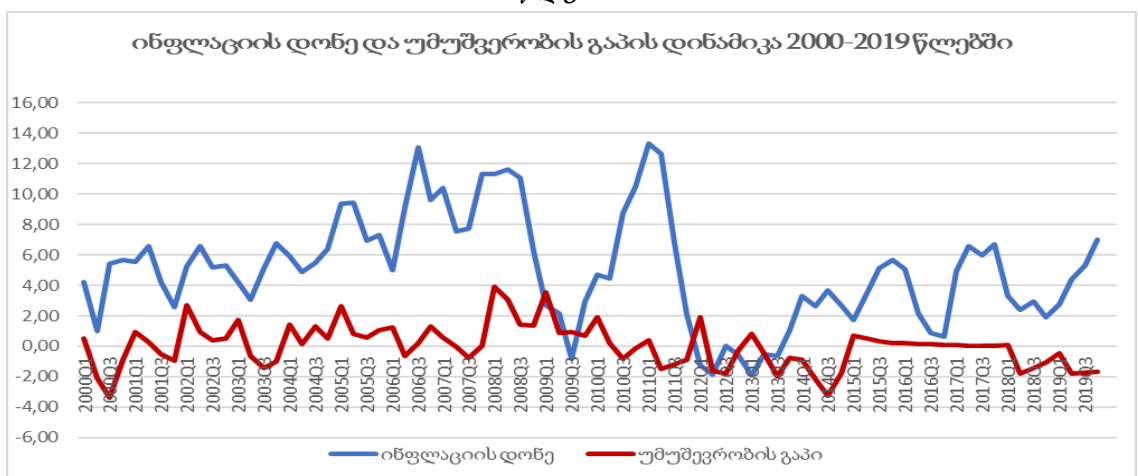
როგორც ცხრილიდან ჩანს, უმუშევრობის გაპის (სხვაობა ფაქტიურ და ბუნებრივ უმუშევრობას შორის) გავლენა ინფლაციის ცვლილებაზე სტატისტიკურად არამნიშვნელოვანია, თუმცა კი უმუშევრობის გაპის კოეფიციენტი უარყოფითია და გულისხმობს, რომ უმუშევრობის გაპის 1 %-იანი ზრდა განაპირობებს ინფლაციის 0,11 %-ით შემცირებას, რაც ეკონომიკური თეორიაში გავრცელებულ მოსაზრებას ინფლაციასა და უმუშევრობის გაპს შორის არსებული კავშირის შესახებ ადასტურებს. სტატისტიკურად არამნიშვნელოვანს წარმოადგენს ასევე ლარი/აშშ დოლარის რეალური გაცვლითი კურსის პროცენტული ცვლილება, ხოლო რეალური ეფექტური გაცვლითი კურსის პროცენტული ცვლილება 10 % მნიშვნელოვნების დონით შეგვიძლია სტატისტიკურად მნიშვნელოვნად განვიხილოთ და ვივარაუდოთ, რომ, სხვა თანაბარ პირობებში, რეალური გაცვლითი კურსის 1 %-იანი ზრდა სამომხმარებლო ფასების ინფლაციას 0,14 %-ით შეამცირებს. მოცემული მოდელით აგებული NAIRU-ს დროით მწკრივი კი მოცემულია გრაფიკ 5.5.1-ზე, მიღებული შეფასების მიხედვით 1998-2019 წლების პერიოდში ბუნებრივი უმუშევრობის საშუალო დონე 13,2 %-ს შეადგენდა, მაშინ როცა ფაქტიური უმუშევრობის საშუალო დონე 13,5 %-ს უტოლდებოდა.

გრაფიკი 5.5.1. NAIRU-ს შეფასება ფილიპსის მრუდისა და კალმანის ფილტრის გამოყენებით.



გრაფიკი 5.5.1-ის მიხედვით შეიძლება ითქვას, რომ 2002 წლიდან 2010 წლამდე პერიოდში ფაქტიური უმუშევრობის დონე უმეტესად აღემატებოდა ბუნებრივი უმუშევრობის დონეს და შესაბამისად ამ პერიოდში უმუშევრობის გაპიც დადებით ტენდენციას ინარჩუნებდა. ხოლო 2011 წლიდან კი სიტუაცია უმეტესად დასტაბილურდა. თუ მცირე რხევებს უგულებელვყოფთ, 2011-2019 წლების პერიოდში ბუნებრივი უმუშევრობის დონე უმეტესად აღემატება ან ემთხვევა ფაქტიურ უმუშევრობის დონეს. ხოლო ინფლაციის დონესა და უმუშევრობის გაპის დროით მწკრივებს შორის კორელაციური კავშირი სუსტია და მხოლოდ 0,15-ს შეადგენს, ეს დამოკიდებულება კარგად ჩანს ამ მაჩვენებლების 2000-2019 წლების დინამიკაში.

გრაფიკი 5.5.2. ინფლაციის დონისა და უმუშევრობის გაპის დინამიკა 2000-2019 წლებში



5.6. პოტენციური გამოშვებისა და სრული დასაქმების კეინზიანური მოდელის ემპირიული შეფასება

ბუნებრივი უმუშევრობის დონის ემპირიული შეფასებისათვის განვიხილოთ კეინზიანური მოდელი, რომლის ფარგლებშიც განტოლება (2.2.5)-ის საფუძველზე შევაფასებთ საქართველოს მაგალითზე პოტენციური და ბუნებრივი უმუშევრობის დონეს.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 L_t + \beta_2 APL_t - \lambda \Delta \tilde{Y}_t + \varepsilon_t \quad (2.2.5)$$

შესაფასებლად გამოვიყენებთ საქართველოს ეკონომიკის 1998-2019 წლების კვარტალურ მონაცემებს.⁸ მთლიანი სამამულო პროდუქტის მნიშვნელობა აღებულია 2010 წლის ფასებში, ხოლო იმის გამო, რომ საანალიზო პერიოდისათვის მთლიანი სამამულო პროდუქტის, დასაქმების და უმუშევრობის საწყისი კვარტალური მონაცემების დროითი მწკრივები სეზონურობის ელემენტებს შეიცავს, მოდელში გამოყენებამდე მოვახდინეთ ამ მაჩვენებლების სეზონურად კორექტირება. (2.2.5) განტოლებით შეფასებულ მოდელს კი აქვს შემდეგი სახე:

$$Y_t = -4388.01 + 2.22 L_t + 1881.79 APL_t - 0.67 \Delta \tilde{Y}_t + \varepsilon_t \quad (5.6.1)$$

ცხრილი 5.6.1. უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული მოდელი

საანალიზო პერიოდი: 1998 I კვ. -2019 IV კვ. შედეგობრივი ცვლადი Y_t				
ცვლადები	კოეფიციენტები	სტანდარტული შეცდომები	t-სტატისტიკა	ალბათობა
მუდმივი	-4388.026	245.7871	-17.85296	0.0000
L_t	2.219536	0.117208	18.93667	0.0000
APL_t	1881.794	19.41362	96.93162	0.0000
$\Delta \tilde{Y}_t$	0.671554	0.065255	10.29120	0.0000
$R^2 = 0.998598$; კორექტირებული $R^2 = 0.998548$; $F(3, 88)=19947.49$; $P<0,0000$; $DW = 0.889419$				

ცხრილ 5.6.1-ში მოყვანილი შედეგების მიხედვით, რომ არა დარბინ-ვოტსონის კრიტერიუმის დაბალი მნიშვნელობა, ამ მოდელის მიხედვით შეიძლება გვეთქვას, რომ

⁸ რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტისა და ეკონომიკური აქტივობის შესახებ მონაცემები აღებულია საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახურის ოფიციალური ინტერნეტ-საიტიდან: www.geostat.ge

(2.2.5) მოდელის შეფასებული ვარიანტი „იდეალურია“ და მოცემულ პერიოდში პოტენციური გამოშვების დინამიკა კეინზიანური თეორიის მიხედვით შემდეგი განტოლებით აღიწერებოდა:

$$Y_t^* = Y_t + 0.67 \cdot \Delta \tilde{Y}_t$$

თუმცა ცხრილ 5.6.1-ში მოყვანილი DW კრიტერიუმის დაბალი მნიშვნელობა მიუთითებს შემთხვევითი წევრის ავტოკორელაციასა და რეგრესიის შეფასებული კოეფიციენტების არაეფექტიანობაზე⁹. ეს კი შესაძლოა განპირობებული იყოს იმ მიზეზით, რომ საწყისი ინფორმაცია სრულად ვერ აკმაყოფილებს (2.2.3)-(2.2.4) მოდელის მოთხოვნებს ან საჭიროა მისი შემდგომი სრულყოფა.

ავტოკორელაციის პრობლემის აღმოსაფხვრელად საჭიროა მოდელში გარკვეული ცვლილებების შეტანა. თუ გავითვალისწინებთ იმ ფაქტს, რომ ავტოკორელაციის არსებობას რეგრესიის განტოლებაში ხშირად მნიშვნელოვანი ამხსნელი ცვლადების ჩაურთველობა იწვევს, მოდელის (2.2.3) განტოლება გავაფართოვოთ შემდეგ დინამიკურ ვარიანტამდე:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 L_t + \beta_3 L_{t-1} + \beta_4 APL_t + \beta_5 APL_{t-1} - \lambda \Delta \tilde{Y}_t + \varepsilon_t$$

ამ ცვლილების გათვალისწინებით შესაფასებელი განტოლება შემდეგ სახეს მიიღებს:

$$Y_t = -2257.44 + 0.48Y_{t-1} + 1.84 L_t - 0.7 L_{t-1} + 1658.53 APL_t - 660.24 APL_{t-1} - 0.41 \Delta \tilde{Y}_t + \varepsilon_t \quad (5.6.2)$$

ცხრილი 5.6.2 უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული (5.6.2) მოდელი

საანალიზო პერიოდი: 1998 II კვ. -2019 IV კვ. შედეგობრივი ცვლადი Y_t				
ცვლადები	კოეფიციენტები	სტანდარტული შეცდომები	t-სტატისტიკა	ალბათობა
მუდმივი	-2257.440	459.7080	-4.910595	0.0000
Y_{t-1}	0.480003	0.081506	5.889181	0.0000
L_t	1.840364	0.128981	14.26851	0.0000
L_{t-1}	-0.700804	0.190775	-3.673463	0.0004
APL_t	1658.532	40.54088	40.91011	0.0000

⁹ ეფექტურობა სამი თვისებიდან (გადაუადგილებლობა, ძალმოსილება და ეფექტურობა) ერთ-ერთია, რომელიც უნდა გააჩნდეს კარგ სტატისტიკურ შეფასებას.

APL_{t-1}	-660.2397	132.3661	-4.987982	0.0000
$\Delta\tilde{Y}_t$	0.408566	0.070268	5.814379	0.0000
$R^2 = 0.999102$; კორექტირებული $R^2 = 0.999035$; $F(5, 87) = 14841.77$; $P < 0,0000$; $DW = 1.771567$				

შევამოწმეთ შეფასებულ მოდელში ავტოკორელაციის არსებობა,¹⁰ ამისათვის გამოვიყენებთ ბრეუმ-გოდფრის LM ტესტს ავტოკორელაციის შესახებ, რომლის მიხედვითაც შეგვიძლია ვთქვათ, რომ მოდელში ავტოკორელაციას ადგილი არ აქვს.

ცხრილი 5.6.3. ნარჩენობითი წევრების ავტოკორელაციის შემოწმება ბრეუმ-გოდფრის ტესტით

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

F-statistic	0.717311	Prob. F(2,78)	0.4913
Obs*R-squared	1.571256	Prob. Chi-Square(2)	0.4558

შემდგომ ეტაპზე შევაფასოთ (5.6.2) მოდელის ნარჩენობითი წევრები ჰეტეროსკედასტურობაზე.¹¹ ჩვენს შეფასებულ მოდელში, ბრეუმ-პაგანის ტესტით მიიღება ნულოვანი ჰიპოთეზა, 99 %-იანი ალბათობით, რაც ნიშნავს, რომ მოდელში ადგილი არ აქვს ჰეტეროსკედასტურობას.

ცხრილი 5.6.4. ნარჩენობითი წევრების ჰეტეროსკედასტურობის შემოწმება ბრეუმ-გოდფრის ტესტით

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

F-statistic	1.341163	Prob. F(6,80)	0.2488
Obs*R-squared	7.951291	Prob. Chi-Square(6)	0.2417
Scaled explained SS	8.007077	Prob. Chi-Square(6)	0.2376

მიღებული შედეგებიდან გამომდინარე, შეგვიძლია განვსაზღვროთ, რომ საანალიზო პერიოდში პოტენციური გამოშვების მოცულობა ფაქტობრივ და თეორიულ გამოშვების მოცულობებთან შემდეგ დამოკიდებულებაში იმყოფებოდა:

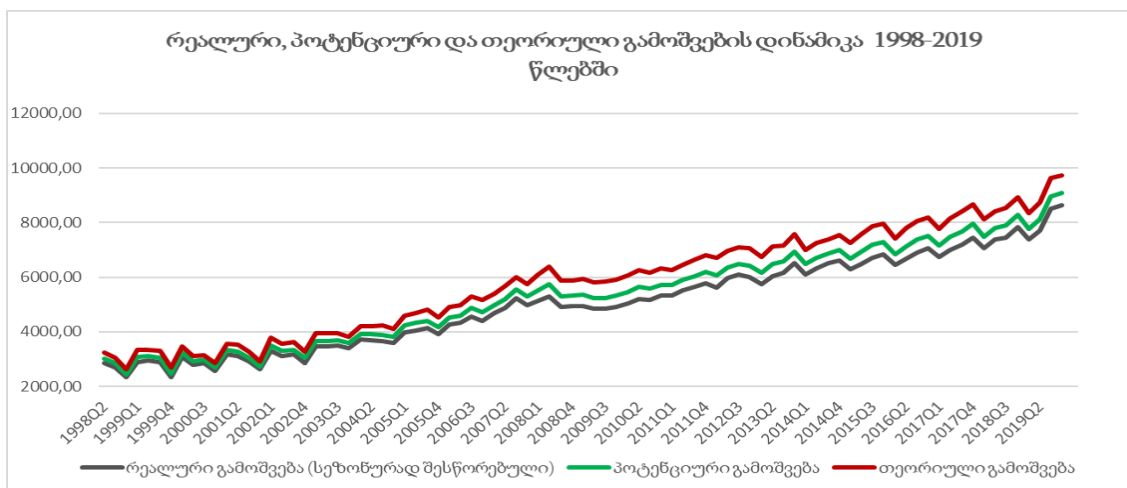
¹⁰ მოდელში ლაგური ცვლადების არსებობა ავტოკორელაციის შესამოწმებლად დარბინ-უოტსონის DW კრიტერიუმს გამოუსადეგარს ხდის და მის ნაცვლად სხვა სტატისტიკას უნდა მივმართოთ.

¹¹ ჰეტეროსკედასტურობის პრობლემას მაშინ ვაწყდებით, როდესაც გაუს-მარკოვის დაშვებებიდან არ სრულდება ჰომოსკედასტურობის მოთხოვნა, რაც ნიშნავს, რომ დაკვირვების ყველა წერტილისათვის შემთხვევითი წევრის დისპერსია არ არის მუდმივი სიდიდე.

$$Y_t^* = Y_t + 0.41 \cdot \Delta \tilde{Y} \tilde{Y}_t$$

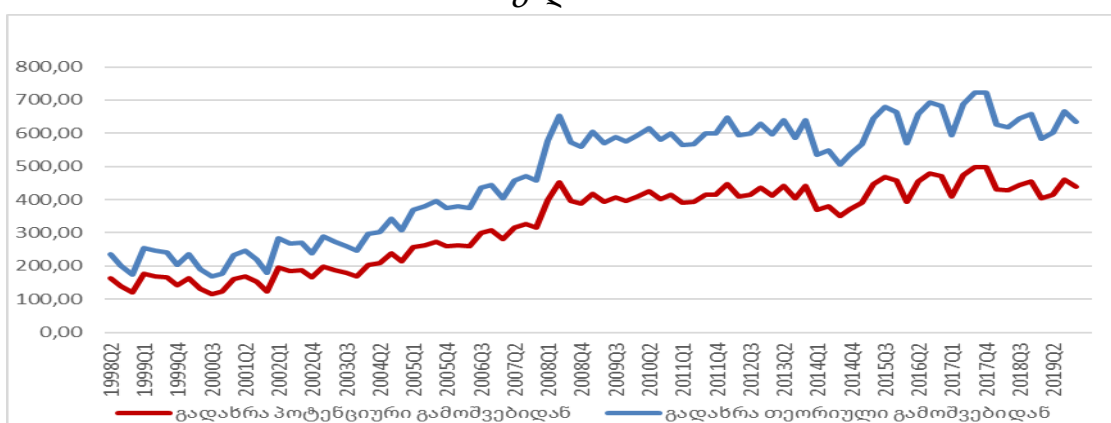
რადგანაც $\Delta \tilde{Y} \tilde{Y}_t$ ყოველთვის დადებითი სიდიდეა, ამიტომ, ამ გამოსახულების თანახმად ყოველ კვარტალში პოტენციური გამოშვებიდან ჩამორჩენა საშუალოდ მიუღებელი გამოშვების თეორიული მნიშვნელობის 41%-ს შეადგენს.

გრაფიკი 5.6.1. რეალური, პოტენციური და თეორიული გამოშვების დინამიკა.



გრაფიკი 5.6.1 გვიჩვენებს, თუ როგორ იცვლებოდა განსახილველ პერიოდში პოტენციურ და ფაქტიურ გამოშვებას შორის და თეორიულ და ფაქტიურ მნიშვნელობებს შორის ჩამორჩენის სიდიდე. 1998-2019 წლების შუალედში ფაქტიურ გამოშვებასთან ერთად, გამოკვეთილი ზრდის ტენდენცია შეინიშნება ჩამორჩენას, როგორც პოტენციური, ასევე თეორიული გამოშვების მოცულობებიდან.

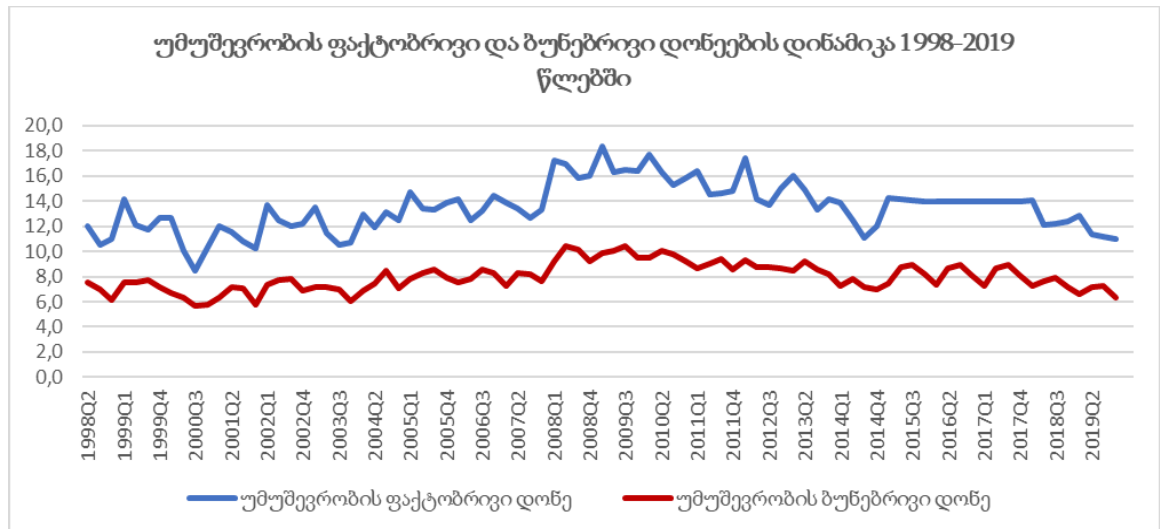
გრაფიკი 5.6.2. კეინზიანური მოდელის მიხედვით პოტენციური გამოშვებიდან გადახრა



შემდეგ ეტაპზე, შეგვიძლია შევაფასოთ ბუნებრივი უმუშევრობის დონე საქართველოსათვის (5.6.2) მოდელის საფუძველზე. ვინაიდან მოდელის ფარგლებში შრომის საშუალო მწარმოებლურობა APL_t ყოველი t პერიოდისათვის ოპტიმალურ და

დასაქმებულთა რაოდენობისგან დამოუკიდებელ სიდიდედ ითვლება, შეგვიძლია განვსაზღვროთ პოტენციური გამოშვების შესაბამისი დასაქმებისა და უმუშევრობის რაოდენობა. ზემოთ აგებული მოდელის საფუძველზე განსაზღვრული ბუნებრივი უმუშევრობის დონის დინამიკის ილუსტრირებას იძლევა გრაფიკი 5.6.3.

გრაფიკი 5.6.3. უმუშევრობის ბუნებრივი დონის დინამიკა კეინზიანური მოდელის მიხედვით



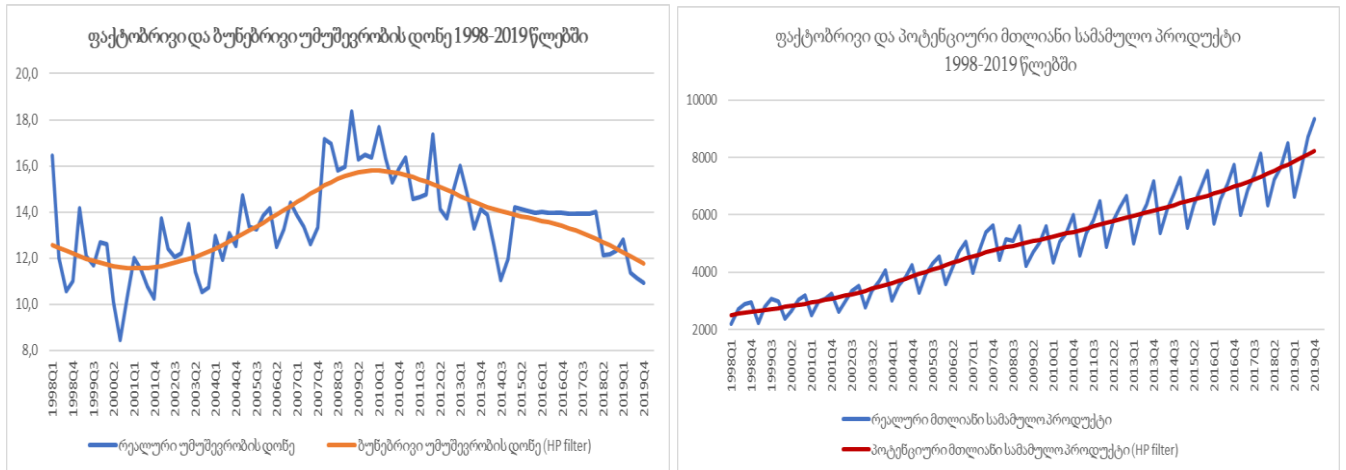
მოყვანილ გრაფიკზე ორი გარემოება იკვეთება: პირველი, უმუშევრობის ბუნებრივი დონე მოცემულ პერიოდში მნიშვნელოვნად ჩამოუვარდება ფაქტიური უმუშევრობის დონეს; მეორე, უმუშევრობის ბუნებრივი დონის მაჩვენებელი, ისევე როგორც ფაქტობრივი დონის მაჩვენებელი მთელი საანალიზო პერიოდის განმავლობაში რხევებს განიცდის, რომელიც 5-დან 10 %-ის შუალედში მიმდინარეობს. მოცემული შეფასებული ბუნებრივი უმუშევრობის დონის მაჩვენებლის საშუალო პერიოდული მნიშვნელობა კი 1998-2019 წლებში 8 %-ს შეადგენდა, რაც ფაქტობრივი უმუშევრობის დონის საშუალო მნიშვნელობაზე, რომელიც 13,5% შეადგენს, 5,5 %-ით ნაკლებია.

5.7. გარღვევის მოდელის ემპირიული შეფასება საქართველოს მაგალითზე

იმისათვის, რომ შევაფასოთ საქართველოს ეკონომიკისათვის ოუკენის კოეფიციენტის მნიშვნელობა, აუცილებელია წინასწარ შევაფასოთ პოტენციური გამოშვებისა და ბუნებრივი უმუშევრობის დონე.

თანამედროვე ეკონომიკურ ლიტერატურაში აღნიშნული მაჩვენებლების შეფასების ყველაზე პოპულარულ მეთოდს HP ფილტრი წარმოადგენს. სწორედ ამიტომაც ჩვენს კვლევაში სწორედ აღნიშნული მეთოდით მოვახდენთ პოტენციური გამოშვებისა და ბუნებრივი უმუშევრობის დონის შეფასებას.

გრაფიკი 5.7.1. ბუნებრივი უმუშევრობისა და პოტენციური გამოშვების შეფასება



იმისათვის, რომ უმცირეს კვადრატთა მეთოდით მიღებული შეფასებები იყოს საიმედო აუცილებელია მოდელში ჩართული ცვლადები იყოს სტაციონარული. ვინაიდან გარღვევის ვარიანტის ზოგად ვერსიას წარმოადგენს განტოლება (3.1.1):

$$\frac{Y_t^* - Y_t}{Y_t^*} = \lambda (u_t - u_t^*) \quad (3.1.1)$$

შევაფასოთ მწკრივები სტაციონარულობაზე ADF ტესტის გამოყენებით.

ცხრილი 5.7.1. ერთეულოვანი ფესვის ტესტის შედეგები

Null Hypothesis: GDP_GAP has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 8 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.184461	0.0001
Test critical values:		
1% level	-2.594563	
5% level	-1.944969	
10% level	-1.614082	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Null Hypothesis: U_GAP has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.439578	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.593121	
5% level	-1.944762	
10% level	-1.614204	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

ტესტის შედეგები გვიჩვენებს, რომ ორივე მწკრივი სტაციონარულია და შეგვიძლია მათი შეფასება OLS მეთოდის საშუალებით. შემდეგ ეტაპზე კი ავაგოთ რეგრესია:

$$\frac{Y_t^* - Y_t}{Y_t^*} = 4,7786 (u_t - u_t^*) + \varepsilon_t \quad (5.7.1)$$

ცხრილი 5.7.2. უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული გარღვევის მოდელი

საანალიზო პერიოდი: 1998 I კვ. -2019 IV კვ.				
შედეგობრივი ცვლადი $\frac{Y_t^* - Y_t}{Y_t^*}$				
ცვლადები	კოეფიციენტები	სტანდარტული შეცდომები	t-სტატისტიკა	ალბათობა
$(u_t - u_t^*)$	4,778568	0,777585	6,145396	0.0000
$R^2 = 0.3027$; კორექტირებული $R^2 = 0.3027$; DW = 2,081				

შევამოწმოთ მოდელი ჰეტეროსკედასტურობაზე, რომელსაც მაშინ აქვს ადგილი, როდესაც გაუს-მარკოვის დაშვება ჰომოსკედასტურობის შესახებ არ სრულდება, რაც ნიშნავს, რომ შემთხვევითი წევრის დისპერსია არ არის მუდმივი სიდიდე.

ჩვენს შეფასებულ მოდელში, ბრეუშ-პაგანის ტესტით მიიღება ნულოვანი ჰიპოთეზა, 99 %-იანი ალბათობით, რაც ნიშნავს, რომ მოდელი თავისუფალია ჰეტეროსკედასტურობის პრობლემისაგან.

ცხრილი 5.7.3. ნარჩენობითი წევრების ჰეტეროსკედასტურობის შემოწმება ბრეუშ-პაგანის ტესტით

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
Null hypothesis: Homoskedasticity			
F-statistic	1.065081	Prob. F(1,86)	0.3050
Obs*R-squared	1.076518	Prob. Chi-Square(1)	0.2995
Scaled explained SS	0.490985	Prob. Chi-Square(1)	0.4835

ასევე უნდა შევამოწმოთ მოდელში ავტოკორელაციის არსებობა, რეგრესიაში ნარჩენობით წევრებში ავტოკორელაციის არსებობის შესამოწმებლად არ გამოდგება დარბინ-ვიტსონის ჩვეულებრივი ტესტი, რადგან ირღვევა ამ ტესტის დაშვებები: მოდელში არ არის ჩართული თავისუფალი წევრი. ამიტომაც, ავტოკორელაციის გამოსავლენად მივმართოთ უფრო მძლავრ და უნივერსალურ ლაგრანჟის მამრავლების LM ტესტს, რომელსაც ბროიშ-გოდფრის ტესტი ეწოდება.

ცხრილი 5.7.4. ნარჩენობით წევრებში ავტოკორელაციის შემოწმება

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

F-statistic	0.297880	Prob. F(1,86)	0.5866
Obs*R-squared	0.303755	Prob. Chi-Square(1)	0.5815

ემპირიულ მოდელში ბროიშ-გოდფრის ტესტის საფუძველზე მიიღება ნულოვანი ჰიპოთეზა, რაც გულისხმობს რომ ნარჩენობით წევრებში ადგილი არ აქვს ავტოკორელაციას.

ამგვარად, მიუხედავად მოდელის შედარებით დაბალი ამხსნელობითი უნარისა (კორექტირებული $R^2=0.30$), იმის გათვალისწინებით რომ შეფასებულ (5.7.1) განტოლების კოეფიციენტი სტატისტიკურად მნიშვნელოვანს წარმოადგენს, მოდელში არ არის ჰეტეროსკედასტურობის და ავტოკორელაციის პრობლემა, შეიძლება ითქვას, რომ გარღვევის მოკლევადიანი მოდელი სტატისტიკურად მისაღებია და საქართველოსათვის გვიჩვენებს, რომ ფაქტობრივი უმუშევრობის დონის 1%-იანი გადახრა მისი ბუნებრივი დონიდან 4.78 %-ით გაზრდის ფაქტობრივი გამოშვების ჩამორჩენას მისი პოტენციური დონიდან.

5.8. სხვაობითი მოდელის ემპირიული შეფასება

იმისათვის, რომ შევაფასოთ სხვაობითი მოდელის მიხედვით დამოკიდებულება გამოშვებასა და უმუშევრობას შორის, პირველ რიგში უნდა გავიანგარიშოთ უმუშევრობისა და ფაქტიური გამოშვების მატების ტემპი. საქართველოსათვის 1998-2019 წლების კვარტალური მონაცემები გარდაქმნათ შემდეგი ფორმულირებით:

$$g_t = g_t^* - \lambda_3 \Delta u_t + \varepsilon_t$$

Δu_t უმუშევრობის დონის ცვლილების სიდიდეა და გაიანგარიშება: $\Delta u_t = u_t - u_{t-1}$;

g_t^* აღნიშნავს პოტენციური გამოშვების მატების ტემპს, რომელიც დაშვების მიხედვით მუდმივი სიდიდეა $g_t^* = g^*$, ხოლო g_t - ფაქტობრივი გამოშვების მატების ტემპია:

$$g_t = \Delta Y_t / Y_{t-1}$$

ზემოთ მოყვანილი გარდაქმნების საფუძველზე შეფასებულ სხვაობითი ვერსიის მოდელს შემდეგი სახე აქვს:

$$g_t = 0.025 - 7.22 \Delta u_t + \varepsilon_t \tag{5.8.1}$$

ცხრილი 5.8.1. უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული სხვაობითი მოდელი

საანალიზო პერიოდი: 1998 II კვ. -2019 IV კვ. შედეგობრივი ცვლადი g_t				
ცვლადები	კოეფიციენტები	სტანდარტული შეცდომები	t-სტატისტიკა	ალბათობა
g_t^*	0.025018	0.012619	1.982580	0.0506
Δu_t	7.221538	0.898126	8.040676	0.0000
$R^2 = 0.432$; კორექტირებული $R^2 = 0.425$; $F(1, 87) = 64,652$; $P < 0,0000$; $DW = 2,683$				

სტაციონარულობაზე ფილიპს-პერონის ტესტით შემოწმებამ აჩვენა, რომ ორივე მწკრივი სტაციონარულია:

ცხრილი 5.8.2. ერთეულოვანი ფესვის ტესტის შედეგები

Intermediate Phillips-Perron test results UNTITLED

Series	Prob.	Bandwidth	Obs
GROWTH_GDP	0.0001	13.0	86
DELTA_UE_R...	0.0001	22.0	86

შემდეგ ეტაპზე, გამოწმობთ მოდელს ჰეტეროსკედასტურობაზე ბრეუშ-პაგან-გოდფრის ტესტით, რომლის მიხედვითაც შეგვიძლია დავასკვთან, რომ მოდელში ადგილი არ აქვს ჰეტეროსკედასტურობას.

ცხრილი 5.8.3. სხვაობითი მოდელის ნარჩენობითი წევრების ჰეტეროსკედასტურობის შემოწმება ბრეუშ-პაგანის ტესტით

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

F-statistic	1.681728	Prob. F(1,85)	0.1982
Obs*R-squared	1.687903	Prob. Chi-Square(1)	0.1939
Scaled explained SS	1.502388	Prob. Chi-Square(1)	0.2203

მომდევნო ეტაპზე შევამოწმოთ მოდელი სერიულ კორელაციაზე, რომ არა დარბინ-ვოტსენის DW კრიტერიუმის მაღალი მნიშვნელობა, შეიძლება ითქვას რომ (1) განტოლება, მისი კოეფიციენტების შეფასებები, 5 %-იანი მნიშვნელოვნების დონით, ფორმალური და სტატისტიკური თვალსაზრისით მისაღებად გამოიყურება. თუმცა LM ტესტი სერიული კორელაციის შესახებ აჩვენებს, რომ ნარჩენობით წევრებში ადგილი აქვს ავტოკორელაციის პრობლემას:

ცხრილი 5.8.4. სხვაობითი მოდელის ნარჩენობით წევრებში ავტოკორელაციის შემოწმება

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

F-statistic	14.75659	Prob. F(1,84)	0.0002
Obs*R-squared	12.99987	Prob. Chi-Square(1)	0.0003

თუმცა ავტოკორელაციის პრობლემის აღმოფხვრის¹² შემდეგაც g_t^* -სა და λ_3 -ს მნიშვნელობები დიდად არ შეცვლილა და შემდეგი სურათი მივიღეთ: $g_t^* = 0,03877$ და $\lambda_3 = 7,1365$. პოტენციური გამოშვების მატების ტემპის g_t^* შეფასება დაახლოებით 3,88 %-ია, რომელიც აღემატება ფაქტობრივი გამოშვების მატების ტემპს, რომელმაც საქართველოსთვის 1998-2019 წლებში 2,96 % შეადგინა. ასევე უნდა აღინიშნოს, რომ λ_3 -ს შეფასება აღემატება სტატიკური მოდელის λ_1 - კოეფიციენტის მნიშვნელობას. კერძოდ კი $\lambda_3 / \lambda_1 = 7,1365 / 4,7786 = 1,49$.

მიღებული შეფასების მნიშვნელობიდან გამომდინარე შეგვიძლია ვივარაუდოთ, რომ სხვაობითი ტიპის მოდელით მიღებული λ_3 -ს შეფასება საქართველოს ეკონომიკისათვის არაკორექტულია. ეს შეიძლება განპირობებული იყოს მოდელის სპეციფიკაციის არასრულყოფილებით, ვინაიდან მოდელში უმუშევრობის დონის აბსოლუტური u_t მნიშვნელობიდან გადავედით ნაზრდით მნიშვნელობებზე და ფაქტობრივი დონის კვარტალური ნაზრდები გავაიგივეთ უმუშევრობის ბუნებრივი დონიდან გადახრის სიდიდესთან. გარდა ამისა, ამ გარდაქმნით ორი ეკონომეტრიკული ხასიათის პრობლემა წარმოიქმნება (ანანიაშვილი, ი. (2014)): „დიფერენცირებული“ მწკრივი Δu_t , საწყის u_t მწკრივთან შედარებით მაღალი დისპერსიით ხასიათდება (Канторович, 2002), რაც ხელს უწყობს ცრუ ავტოკორელაციის გაჩენას მწკრივის მომდევნო მნიშვნელობებს შორის და MA ნაწილს არაშებრუნებადს ხდის, საბოლოოდ ეს რეგრესიის კოეფიციენტების შეფასებებზე აისახება. მეორე პრობლემა უკავშირდება მოდელში ნაზრდით მნიშვნელობებზე გადასვლას - ამის გამო იკარგება გრძელვადიანი კავშირის შესახებ ინფორმაცია, რომელიც არსებობს მთლიანი სამამულო პროდუქტის მატების ტემპსა და უმუშევრობის დონეს შორის, ამიტომაც შესაძლებელია შეფასებული λ_3 კოეფიციენტი გადაადგილებული აღმოჩნდეს.

¹² (5.8.1) განტოლება შევაფასეთ რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით და მივიღეთ ავტოკორელაციის პრობლემისგან განთავისუფლებული შეფასება.

5.9. ოუკენის განტოლებისა და კოეფიციენტის კვაზიდინამიკური ვარიანტი

ოუკენის განტოლების კვაზიდინამიკურ ვარიანტს აქვს შემდეგი სახე:

$$(1 + g_t) = q - q \lambda_2(u_t - u^*) + \varepsilon_t \quad (5.9.1)$$

სადაც, $(1+g_t)$ - ფაქტობრივი გამოშვების ზრდის ტემპია, ხოლო ამხსნელ ცვლაში u^* დროში ცვლილებასთან არ ასოცირდება და $(u_t - u^*)$ გამოხატავს მოცემულ პერიოდში უმუშევრობის დონის მისი ბუნებრივ მნიშვნელობიდან გადახრას.

მიუხედავად იმისა, რომ (5.9.1) მოდელში შემავალი u^* -ის მნიშვნელობა უცნობია, ეს სულაც არ წარმოადგენს ხელისშემშლელ ფაქტორს, რომ მოცემული დაკვირვებადი $(1+g_t)$ -სა და u_t -ს მნიშვნელობებით შევავსოთ ოუკენის კვაზიდინამიკური კოეფიციენტი $\lambda_4 = q\lambda_2$. (ანანიაშვილი, ი. (2014) ეს (5.9.1) მოდელის ერთ-ერთი დადებითი თვისებაა. შეიძლება ვაჩვენოთ, რომ (5.9.1) მოდელის პირობებში u^* -ის სხვადასხვა მნიშვნელობას λ_2 -სა და q -ს სხვადასხვა მნიშვნელობა შეესაბამება, მაგრამ მათი ნამრავლი $q\lambda_2$ ანუ კვაზიდინამიკური კოეფიციენტი λ_4 , დამოკიდებული არ არის უმუშევრობის ბუნებრივი დონის მნიშვნელობაზე, u^* -ზე. ამას ადასტურებს ცხრილი 5.9.1-იც, სადაც u^* -ის რამდენიმე შესაძლო ვარიანტისათვის მოცემულია ჩვენს მიერ საქართველოს 1998-2019 წლების კვარტალური მონაცემების მიხედვით შეფასებული λ_4 -ის, q -სა და λ_2 -ის მნიშვნელობები.

ცხრილი 5.9.1. საქართველოს უმუშევრობის ბუნებრივი დონის, პოტენციური გამოშვების ზრდის კვაზიტემპისა და ოუკენის კვაზიდინამიკური პარამეტრის მნიშვნელობები

	$\lambda_4 = q\lambda_2$	q	λ_2
$u^* = 0.12$	2,3672	1.0895	2,1727
$u^* = 0.125$	2,3672	1.0777	2,1966
$u^* = 0.13$	2,3672	1.0658	2,2209
$u^* = 0.135$	2,3672	1.0539	2.2459
$u^* = 0.14$	2,3672	1.0422	2,2714
$u^* = 0.145$	2,3672	1.0303	2,2975

$u^* = 0.15$	2,3672	1.0185	2,3242
--------------	--------	--------	--------

წყარო: ავტორის გამოთვლები

ცხრილის ანალიზიდან გამომდინარეობს, რომ (ანალოგიური შედეგები მოცემულია სტატიაში (ანანიაშვილი, ოუკენის კანონისა და კოეფიციენტის ალტერნატიული ვერსიები, 2014):

- უმუშევრობის ბუნებრივი დონის სხვადასხვა მნიშვნელობას ოუკენის კვაზიდინამიკური კოეფიციენტის, λ_4 -ის, ერთი და იგივე სიდიდე ≈ 2.3672 შეესაბამება;
- უმუშევრობის ბუნებრივი დონის სიდიდეზე დამოკიდებულია პოტენციური გამოშვების ზრდის კვაზიტემპიც. ჩვენს მოდელში, რაც უფრო მაღალია უმუშევრობის ბუნებრივი დონე, მით ნაკლებია პოტენციური გამოშვების ზრდის კვაზიტემპი;
- უმუშევრობის ბუნებრივი დონის სიდიდეზე დამოკიდებულია ოუკენის სტატიკური კოეფიციენტის მნიშვნელობა λ_2 : რაც უფრო მაღალია უმუშევრობის ბუნებრივი დონე, მით მაღალია ამ კოეფიციენტის მნიშვნელობა. რაც ნიშნავს, რომ უმუშევრობის ბუნებრივი დონიდან ფაქტობრივი დონის ერთი ერთეულით (პროცენტული პუნქტით) გადახრას მით მეტი გავლენის მოხდენა შეუძლია პოტენციურ და ფაქტობრივ გამოშვებებს შორის გადახრის სიდიდეზე, რაც უფრო მაღალია უმუშევრობის ბუნებრივი დონე.

ვინაიდან, 1998-2019 წლებში საქართველოში უმუშევრობის დონის საშუალო პერიოდული მნიშვნელობა 13,5 %-ს შეადგენს. ასეთ სიტუაციაში, თუ საქართველოში ბუნებრივი უმუშევრობის დონედ პირობითად ამ მაჩვენებელს ავიღებთ და მისი გათვალისწინებით შევაფასებთ კვაზიდინამიკურ მოდელს, (5.9.1)-ს, შემდეგ განტოლებას მივიღებთ:

$$(1 + g_t) = 1.028697 - 1.028697 \times (2.612464)(u_t - 0.135) + \varepsilon_t$$

ცხრილი 5.9.2. უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული კვაზიდინამიკური მოდელი

საანალიზო პერიოდი: 1998 II კვ. -2019 IV კვ. შედეგობრივი ცვლადი: $(1 + g_t)$
--

ცვლადები	კოეფიციენტები	სტანდარტული შეცდომები	t-სტატისტიკა	ალბათობა
q	1.028697	0.015758	65.28037	0.0000
λ_4	2.687434	0.817843	3.286003	0.0015
$R^2 = 0.113$; კორექტირებული $R^2 = 0.102$; $F(1, 87) = 10.798$; $P < 0,0015$; $DW = 2,626$				

თუმცა ვინაიდან შეფასებულ მოდელში ადგილი აქვს ნარჩენობით წევრებს შორის ავტოკორელაციასა და ჰეტეროსკედასტურობას, მიღებული შეფასებების გათვალისწინება არ იქნება საიმედო, ამიტომაც შევაფასოთ (5.9.1) მოდელი რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით, რომელიც თავისუფალია ავტოკორელაციისა და ჰეტეროსკედასტურობის პრობლემისაგან. შეფასებული მოდელი მიიღებს შემდეგ სახეს:

$$(1 + g_t) = 1.053995 - 1.053995 \times (2.245927)(u_t - 0.135) + \varepsilon_t.$$

ცხრილი 5.9.3. რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული კვაზიდინამიკური მოდელი

საანალიზო პერიოდი: 1998 II კვ. -2019 IV კვ. შედეგობრივი ცვლადი: $(1 + g_t)$				
ცვლადები	კოეფიციენტები	სტანდარტული შეცდომები	t-სტატისტიკა	ალბათობა
q	1.053995	0.017550	60.05762	0.0000
λ_4	2.367196	0.910826	-2.598956	0.0094
$R^2 = 0.06$; კორექტირებული $R^2 = 0.05$;				

მიუხედავად დეტერმინაციის კოეფიციენტის მცირე მნიშვნელობისა, აგებული მოდელი სტატისტიკური კრიტერიუმების თვალსაზრისით დამაკმაყოფილებელია. რობასტულ უმცირეს კვადრატთა მეთოდით მიღებულ განტოლებაში პოტენციური გამოშვების ზრდის კვაზიტემპის, q -ს, შეფასება შეადგენს 1,0539-ს. ეს მაჩვენებელი 2.44 %-ით აღემატება 1998-2019 წლებში ფაქტობრივი მთლიანი სამამულო პროდუქტის საშუალო კვარტალურ ზრდის ტემპს, რომელიც 1,0295-ს შეადგენდა. ასევე, როგორც ცხრილი 1 გვიჩვენებს, q იმ შემთხვევაში აღემატება 1,0539-ს, როცა u' დებულობს 0,135-ზე ნაკლებ მნიშვნელობას. ამგვარად, უმუშევრობის ბუნებრივი დონის როლში საშუალო პერიოდული მნიშვნელობის განხილვა მხოლოდ მაშინ იქნება დასაშვები, როცა

ეკონომიკა სრული დასაქმების პირობებში ფუნქციონირებს და ფაქტობრივი გამოშვება პოტენციურს ემთხვევა. ზოგადად კი, რეალობასთან უფრო ახლოსაა, თუ ვივარაუდებთ რომ პოტენციური გამოშვება აღემატება ფაქტობრივს. მაშინ უნდა ჩავთვალოთ, რომ უმუშევრობის ბუნებრივი დონე ფაქტობრივი დონეების საშუალო პერიოდულ მნიშვნელობაზე ნაკლები უნდა იყოს.

5.10. კაპიტალის სასურველი მოცულობის დონის განსაზღვრა საქართველოს მაგალითზე

სამწუხაროდ, საქართველოში არასრულად მოიპოვება სტატისტიკური ინფორმაცია ძირითადი კაპიტალის რაოდენობის შესახებ. შესაბამისად, მისი შეფასება ხდება სხვადასხვა მოდელის საფუძველზე, რომელთა აგება აუცილებელია შემდგომში სასურველი კაპიტალის დონის განსაზღვრისათვის.

საქართველოსთვის სტატისტიკური მონაცემები ხელმისაწვდომია 1996 წლიდან, რაც საშუალებას იძლევა შევავსოთ და ავაგოთ კაპიტალის მარაგის დროითი მწკრივი 1996-2019 წლების პერიოდისათვის. მიღებული კაპიტალის მარაგის საფუძველზე კი შევავსებთ ოპტიმალური კაპიტალის მოცულობას ეკონომიკისათვის.

კაპიტალის მარაგის დროითი მწკრივის ასაგებად, პირველ რიგში, განვიხილოთ მუდმივი მარაგების მეთოდის ემპირიული რეალიზაცია საქართველოსათვის. როგორც ზემოთ აღვნიშნეთ, მოცემულ მეთოდს საწყისი კაპიტალის მარაგის შეფასების სამი განსხვავებული მიდგომა გააჩნია, რაც შემდგომში აისახება აგებული მწკრივის დინამიკაზე.

მდგრადი მდგომარეობის მეთოდით საწყის $t(0)$ პერიოდის მარაგის გამოსათვლელ ფორმულას შემდეგი სახე აქვს:

$$K(0) = \frac{I_1}{(g_{GDP} + \delta)}$$

საქართველოში ინვესტიციების მოცულობა 1996 Q1 პერიოდში 2010 წლის მუდმივ ფასებში იყო 361.1 მლნ.ლარი, ამორტიზაციის წლიურ ნორმად მთელი პერიოდის განმავლობაში აღებულია 5 %, ხოლო ვინაიდან განვიხილავთ კვარტალურ მონაცემებს ყოველ კვარტალში ცვეთის საშუალო ნორმად ვიხილავთ 1,25%-ს, 3 წლის საშუალო

კვარტალური რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის მატების ტემპმა შეადგინა 0,0137 %, შესაბამისად:

$$K(0) = \frac{361.1}{(0,013744 + 0,0125)} = 15724.83.$$

ამის შემდგომ კაპიტალის დაგროვების ფორმულით შეფასდება 1996Q2 -2019Q4 პერიოდში მარაგების მოცულობა.

არამდგრადი მდგომარეობის მეთოდით კი საწყისი კაპიტალის მარაგების შეფასება ეფუძნება ფორმულას:

$$K(0) \approx \frac{\hat{I}_1}{(g_I + \delta)}$$

სადაც, \hat{I}_1 არის HP ფილტრით მოსწორებული ინვესტიციების დროითი მწკრივის პირველი წევრი, ხოლო g_I ამავე მწკრივის პირველი ორმოცი წევრის საშუალო მატების ტემპია:

$$K(0) \approx \frac{410,97}{(0,023514 + 0,0125)} = 11411.45.$$

ხოლო გაერთიანებული მიდგომით საწყისი მარაგების მეთოდის შესაფასებელ განტოლების ფორმულას წარმოადგენს:

$$K(0) \approx \frac{\hat{I}_0}{g_I + \delta'}$$

სადაც ინვესტიციები და ზრდის ტემპი უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული რეგრესიული განტოლებიდან მიიღება:

$$\ln(I_t) = \alpha + \beta \cdot t + \varepsilon_t$$

ხოლო: $\hat{I}_t = e^{\alpha + \beta \cdot t}$. მოდელის აგების შემდეგ მივიღებთ:

$$\ln(I_t) = 6.306438 + 0.016136 \cdot t$$

β კოეფიციენტის მნიშვნელობა გრძელვადიანი ზრდის ტემპის ტოლია და 0,016136-ს შეადგენს. საწყის $t(0)$ პერიოდში კი ინვესტიციების რაოდენობა ტოლი იქნება:

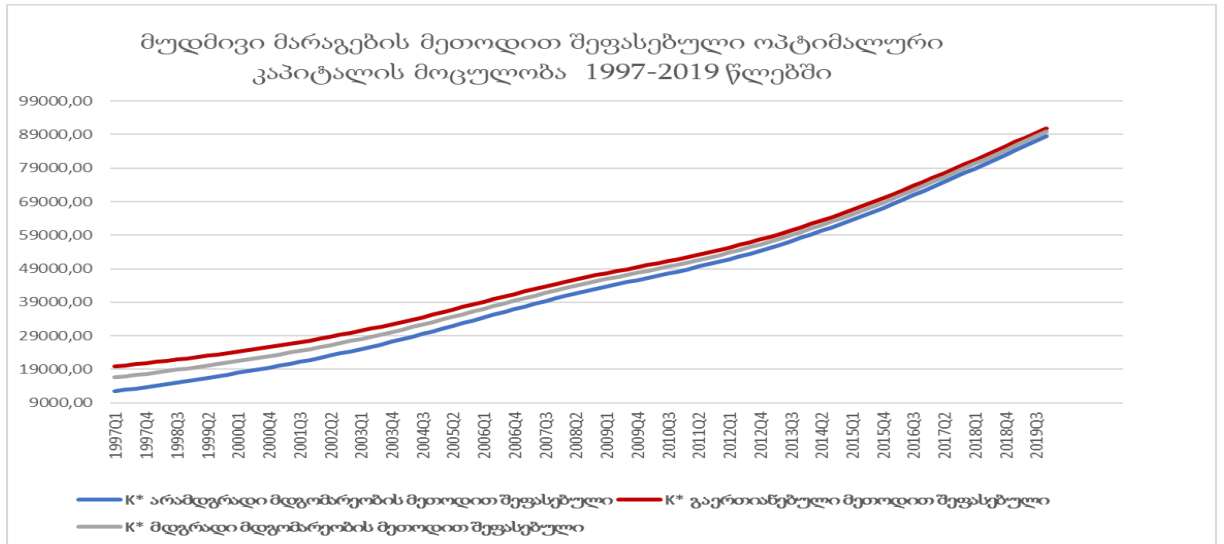
$$\hat{I}_t = e^{6,306438 + 0,016136 \cdot 0} = 548.09$$

$$K(0) \approx \frac{548,09}{0,016136 + 0,0125} = 19139.87$$

როგორც ვხედავთ, განხილული 3 მიდგომით შეფასებულ საწყისი კაპიტალის მარაგის დონე ერთმანეთისაგან მნიშვნელოვნად განსხვავდება. თუმცა დროთა განმავლობაში ეს ეფექტი ქრება და მწკრივებს შორის განსხვავება სულ უფრო მცირდება,

ხოლო მათ საფუძველზე შეფასებულ სასურველი კაპიტალის მოცულობა¹³ შეგვიძლია გრაფიკის სახით წარმოვადგინოთ.

გრაფიკი 5.10.1. მუდმივი მარაგების სამი განსხვავებული მიდგომით შეფასებული სასურველი კაპიტალის დინამიკა.



როგორც გრაფიკიდანაც ჩანს, თავდაპირველი სხვაობა შეფასებებს შორის დროთა განმავლობაში მცირდება და შეიძლება ითქვას, რომ ბოლო დაკვირვების წერტილებისათვის მათ შორის სხვაობა მიზერული ხდება.

5.11. სასურველი კაპიტალის მოცულობის შეფასება ინვესტიციების აქსელერატორის მოდელით

ერთ-ერთი მიდგომა ძირითადი კაპიტალის შეფასებისა ეფუძნება ინვესტიციების აქსელერატორის მოდელს. ეს მოდელი გულისხმობს ინვესტიციების მოდელირებას, სადაც ამხსნელ ფაქტორს მთლიანი სამამულო პროდუქტი წარმოადგენს. ავაგოთ ლ. კოიკის მოდელი, რომელსაც აქვს შემდეგი სახე:

$$I_t = g\mu y_t - (1 - \delta)g\mu y_{t-1} + (1 - g)I_{t-1} \tag{5.11.1}$$

სადაც I_t და I_{t-1} - ინვესტიციების მიმდინარე და ლაგურ მნიშვნელობას წარმოადგენს, y_t და y_{t-1} მთლიანი სამამულო პროდუქტის მიმდინარე და ლაგური მნიშვნელობაა, δ -

¹³ მსგავსად პოტენციური გამოშვებისა და უმუშევრობის ბუნებრივი დონისა, კაპიტალის მარაგის შეფასების დროსაც მიიჩნევა, რომ მასში გამოიყოფა ტრენდული და ციკლური კომპონენტები. ხოლო სასურველი კაპიტალის მოცულობა წარმოადგენს ტრენდულ კომპონენტს, რომლის ირგვლივაც ფლუქტუირებს დროითი მწკრივი.

ძირითადი კაპიტალის ცვეთის ნორმაა, g - სასურველ კაპიტალთან მორგების სიჩქარე, ხოლო μ სასურველი კაპიტალის და მთლიანი სამამულო პროდუქტის თანაფარდობაა.

შემოთავაზებული (5.11.1) მოდელი დაფუძნებულია შემდეგ დაშვებებზე: 1) სასურველი კაპიტალის და გამოშვების თანაფარდობა მუდმივია. 2) ცვეთის ნორმა განსხვავებული არ არის სხვადასხვა დროის ტაქტში; 3) მიმდინარე კაპიტალის სასურველ კაპიტალთან მორგების სიჩქარე მუდმივი სიდიდეა.

საქართველოს ეკონომიკის მაგალითზე ინვესტიციების აქსელერატორის მოდელის შესაფასებლად გამოვიყენებთ რეალური მთლიანი ინვესტიციებისა და რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის კვარტალურ მონაცემებს 2003-წლიდან 2019 წლამდე, წინასწარ მოვახდინეთ ამ მაჩვენებლების გალოგარიტმება და სეზონურად კორექტირება, რათა ნიველირება მოგვხდინა მოკლევადიანი, სეზონური შოკებისა. შედეგად მოდელი მიიღებს შემდეგ სახეს:

$$\ln(I_t) = g\mu \ln(y_t) - (1 - \delta)g\mu \ln(y_{t-1}) + (1 - g)\ln(I_{t-1}) \quad (5.11.2)$$

მოდელის აგებამდე შევამოწმეთ მთლიანი ინვესტიციებისა და მთლიანი სამამულო პროდუქტის ლოგარიტმური დროითი მწკრივები სტაციონარულობაზე, რომლის თანახმადაც ოთხივე მწკრივი პირველი რიგის ინტეგრირების $I(1)$ ტიპს მიეკუთვნებიან. ეს კი ნიშნავს, რომ (2) მოდელის აგებისას შესაძლებელია ცრუ რეგრესიის საფრთხე წარმოიშვას.

ცრუ რეგრესიის საფრთხის თავიდან ასაცილებლად გამოვიყენეთ ენგლ-გრეინჯერის ტესტი, რომლითაც კონტეგრაციაზე შემოწმდა მთლიანი ინვესტიციებისა და მთლიანი სამამულო პროდუქტის მნიშვნელობები. აღნიშნული ტესტის ნულოვან ჰიპოთეზას წარმოადგებს მწკრივებს შორის კონტეგრაციის არ არსებობა, ხოლო ალტერნატიული ჰიპოთეზა არის კონტეგრაციის არსებობა. მოცემულ შემთხვევაში 1%-იანი მნიშვნელოვნების დონით მიიღება ალტერნატიული ჰიპოთეზა, მწკრივებს შორის კონტეგრაციის არსებობის შესახებ.

ცხრილი 5.11.1. დროითი მწკრივების შემოწმება კონტეგრაციაზე ენგლ-გრეინჯერის ტესტით:

Date: 06/04/20 Time: 23:30
 Series: LN_I_SA LN_I_1_SA LN_Y_SA LN_Y_1_SA
 Sample (adjusted): 2003Q2 2019Q4
 Included observations: 67 after adjustments
 Null hypothesis: Series are not cointegrated
 Cointegrating equation deterministics: C
 Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=4)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LN_I_SA	-8.750087	0.0000	-71.09501	0.0000
LN_I_1_SA	-8.980955	0.0000	-72.26026	0.0000
LN_Y_SA	-9.902378	0.0000	-78.92157	0.0000
LN_Y_1_SA	-10.06405	0.0000	-79.71624	0.0000

*MacKinnon (1996) p-values.

ვინაიდან მოდელში ჩართული ცვლადები არიან კოინტეგრირებადნი, შეგვიძლია შევაფასოთ მოდელი უმცირეს კვადრატთა მეთოდის საშუალებით, რომელსაც ექნება შემდეგი სახე:

$$\ln(I_t) = 0.71 \ln(I_{t-1}) + 2.44 \ln(y_t) - 2.2 \ln(y_{t-1}) + u_t \quad (5.11.3)$$

$$g = 0.287768, \mu = 8.481533, \delta = 0.099097$$

ცხრილი 5.11.2. უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული (5.11.2) მოდელის შედეგები

საანალიზო პერიოდი: 2003 II კვ. -2019 IV კვ. შედეგობრივი ცვლადი: $\ln(I_t)$				
ცვლადები	კოეფიციენტები	სტანდარტული შეცდომები	t-სტატისტიკა	ალბათობა
$\ln(I_{t-1})$	0.712232	0.084004	3.425668	0.0011
$\ln(y_t)$	2.440714	4.022790	2.108371	0.0389
$\ln(y_{t-1})$	2.198843	0.047710	2.077061	0.0418
$R^2 = 0.753$; კორექტირებული $R^2 = 0.745$; DW=2.148				

როგორც ცხრილი 5.11.2-დან ჩანს ყველა კოეფიციენტი 5%-იანი მნიშვნელოვნების დონით სტატისტიკურად მნიშვნელოვანს წარმოადგენს, ასევე მოდელის ავტოკორელაციაზე შემოწმებამ ლაგრანჟის მამრავლთა (LM) ტესტის საშუალებით (ცხრილი 5.11.3) აჩვენა, რომ შეფასებულ მოდელში 5 %-იანი მნიშვნელოვნების დონით ადგილი არ აქვს ნარჩენობითი წევრების ავტოკორელაციას. ასევე ნარჩენების ჰეტეროსკედასტურობაზე შემოწმებისას ბრეუშ-პაგან-გოდფრის ტესტის ნულოვანი ჰიპოთეზა მიიღება, 99%-იანი ალბათობით, რაც ნიშნავს, რომ მოდელი ჰომოსკედასტურია და ნარჩენობითი წევრების ვარიაცია მუდმივი სიდიდეა.

ცხრილი 5.11.3. ნარჩენობითი წევრის ავტოკორელაციაზე შემოწმების შედეგები

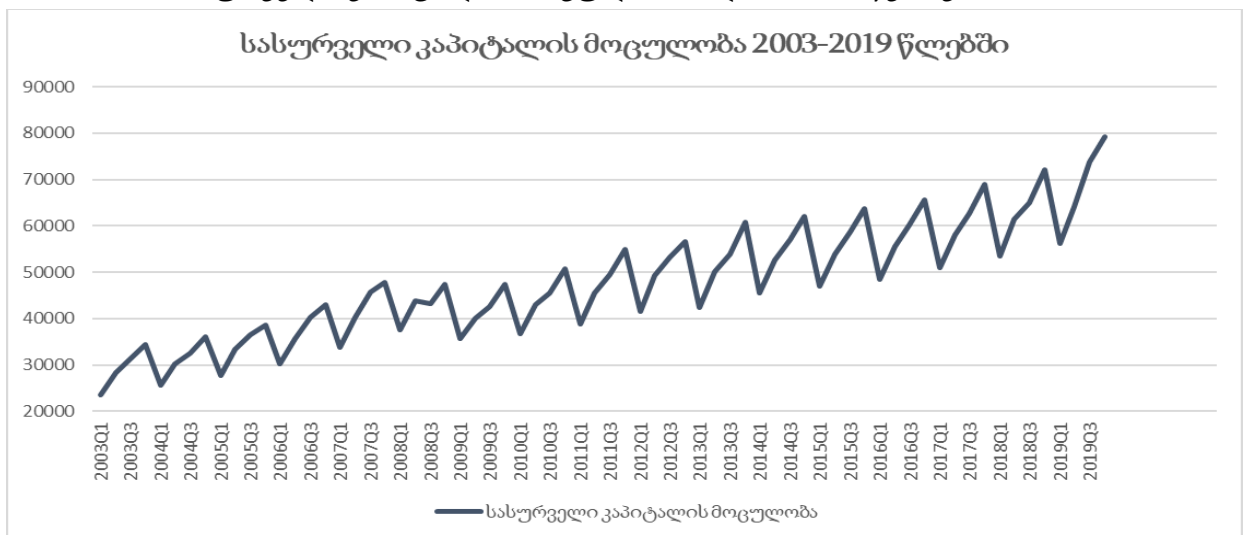
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags			
F-statistic	1.907385	Prob. F(2,62)	0.1571
Obs*R-squared	3.883469	Prob. Chi-Square(2)	0.1435

ცხრილი 5.11.4. ნარჩენობითი წევრის ჰეტეროსკედასტურობაზე შემოწმების შედეგები.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
Null hypothesis: Homoskedasticity			
F-statistic	0.389026	Prob. F(3,63)	0.7613
Obs*R-squared	1.218603	Prob. Chi-Square(3)	0.7485
Scaled explained SS	7.578824	Prob. Chi-Square(3)	0.0556

თუ გავითვალისწინებთ, რომ შეფასებული (2) მოდელისათვის $\mu = 8.481533$, ასევე ინვესტიციების აქსელერატორის მოდელის ერთ-ერთ დაშვებას სასურველი კაპიტალისა და გამოშვების თანაფარდობის მუდმივობა წარმოადგენს, შეგვიძლია გამოვთვალოთ სასურველი კაპიტალის მოცულობა დროის სხვადასხვა პერიოდში (დანართი 1.3). გრაფიკი 5.10.1.-ზე მოცემულია სწორედ ამ მეთოდით აგებული კაპიტალის სასურველი მოცულობის დროითი მწკრივი.

გრაფიკი 5.10.1. ინვესტიციების აქსელერატორის მოდელის საფუძველზე აგებული სასურველი კაპიტალის მოცულობის დროითი მწკრივი



ერთი შეხედვით, შეიძლება ითქვას რომ (5.11.3) მოდელით მიღებული შეფასებები საიმედოს წარმოადგენს, რადგანაც ნარჩენობით წევრებში არ შეინიშნება ავტოკორელაცია და ისინი ხასიათდებიან მუდმივი ვარიაციით, ასევე მოდელიც და კოეფიციენტებიც სტატისტიკურად მნიშვნელოვანს წარმოადგენენ. თუმცა ვინაიდან აღნიშნული მოდელი ემყარება რიგ დაშვებებს, რომელიც ხშირად რეალობასთან შეუსაბამოს წარმო-

ადგენს, თანამედროვე ლიტერატურაში კაპიტალის ოპტიმალური დონის შესაფასებლად უპირატესობას მუდმივი მარაგების მეთოდზე (Perpetual Inventory Method) დაფუძნებულ გამოთვლებს ანიჭებენ.

დასკვნა

მოცემული ნაშრომის მიზანს წარმოადგენდა სტატისტიკური და ეკონომეტრიკული მეთოდების გამოყენებით საქართველოს ეკონომიკისათვის შეგვეფასებინა არადაკვირვებადი მაკროეკონომიკური მაჩვენებლები, როგორცაა პოტენციური მთლიანი სამამულო პროდუქტი, უმუშევრობის ბუნებრივი დონე (NAIRU), ოუკენის კოეფიციენტი და კაპიტალის სასურველი მოცულობა, რომლებიც ეკონომიკური კანონზომიერებების ანალიზისა და პოლიტიკური გადაწყვეტილებების შეფასებისას მთავარ ინდიკატორებად გვევლინებიან. ჩვენ განვიხილეთ თითოეული ცვლადის შეფასების რამდენიმე ალტერნატიული მეთოდი, რომელთა მიერ მიღებული შედეგების ინტერპრეტირებისას სიფრთხილვა საჭირო, ვინაიდან გამოყენებული მეთოდები ხასიათდებიან მაღალი გაურკვევლობის დონით, რაც შესაძლოა განპირობებული იყოს ერთის მხრივ, მონაცემთა სიმცირით, ხოლო მეორეს მხრივ, იმ ფაქტით, რომ ზოგიერთი ცვლადი დაკვირვებას არ ექვემდებარება.

საქართველოს ეკონომიკისათვის 1998-2019 წლების მონაცემების საფუძველზე პოტენციური მთლიანი სამამულო პროდუქტი შევაფასეთ ოთხი მეთოდით, რომელთა შორის იყო როგორც წმინდა სტატისტიკური, ასევე ეკონომიკურ თეორიაზე დაფუძნებული სტრუქტურული მეთოდები. პოტენციური მთლიანი სამამულო პროდუქტის შეფასებისას ოთხივე მეთოდი გვიჩვენებს მცირე დადებით გამოშვებას 2003-2005 წლებში, გამოშვების გაპი შედარებით იზრდება 2006-დან 2008 წლის პირველ ნახევრამდე. შემდეგ კი 2008 წლის მეორე ნახევრიდან 2011 წლამდე გამოშვების გაპი უარყოფითია და პოტენციური გამოშვება აჭარბებს ფაქტიური გამოშვების დონეს, რაც განპირობებული იყო ომის ფაქტორითა და მსოფლიო ფინანსური კრიზისით. 2012 წლიდან კი მკვეთრი გადახრა პოტენციურ და ფაქტიურ გამოშვებებს შორის არცერთი მეთოდით არ შეინიშნება. საყურადღებოა, ის ფაქტი, რომ ჰოდრიკ-პრესკოტის (HP) ფილტრითა და გამოშვების ფუნქციით შეფასებული პოტენციური გამოშვება თითქმის ემთხვევა ერთმანეთს, ხოლო BP და კალმანის ფილტრით მიღებული შეფასებები წინა ორი მეთოდისგან განსხვავებით ფლუქტუაციების სიმცირით ხასიათდებიან.

არსებული მონაცემების საფუძველზე, უმუშევრობის ბუნებრივი დონის შეფასებამ ფილიპსის მრუდის მეთოდით გვიჩვენა, რომ 1998-2019 წლების პერიოდში ბუნებრივი

უმუშევრობის საშუალო დონე 13,2 %-ს შეადგენდა, მაშინ როცა ფაქტიური უმუშევრობის საშუალო დონე 13,5 %-ს უტოლდებოდა. თუმცა ვინაიდან აღნიშნულ მოდელში უმუშევრობის გაპის კოეფიციენტი სტატისტიკურად არამნიშვნელოვან ცვლადს წარმოადგენს და კორელაციური კავშირიც ინფლაციასა და უმუშევრობის გაპს შორის მცირეა, მიღებული შეფასების საიმედოობაზე მსჯელობა არ არის მიზანშეწონილი. შრომის ბაზრის კეინზიანურ მოდელის მიხედვით კი უმუშევრობის ბუნებრივი დონის შეფასება 1998-2019 წლებში საშუალოდ 8 %-ს შეადგენდა, რაც ფაქტობრივი უმუშევრობის დონის საშუალო მნიშვნელობაზე, რომელიც 13,5% შეადგენს, 5,5 %-ით ნაკლებია.

ასევე ზემოთ ჩვენ განვიხილეთ ოუკენის კანონზე დაფუძნებული კორელაცია ეკონომიკურ ზრდასა და უმუშევრობის დონეს შორის. საქართველოს მაგალითზე ოუკენის კოეფიციენტის შესაფასებლად გამოვიყენეთ ორი ტრადიციული მოდელი, როგორცაა გარღვევისა და სხვაობითი მოდელი, და ერთი ალტერნატიული, კვაზიდინამიკური მოდელი. გარღვევის მოდელის (The Gap version) ასაგებადაც ჩვენ შევაფასეთ პოტენციური გამოშვების მოცულობა და უმუშევრობის ბუნებრივი დონე HP ფილტრის გამოყენებით. კვარტალური მონაცემების საფუძველზე საქართველოს ეკონომიკისათვის შეფასებულ მოდელში განტოლების კოეფიციენტი სტატისტიკურად მნიშვნელოვანს წარმოადგენდა, მოდელში არ იყო ჰეტეროსკედასტურობის და ავტოკორელაციის პრობლემა, ამიტომ შეიძლება ითქვას, რომ გარღვევის მოკლევადიანი მოდელი საქართველოსათვის გამოსადეგარია და გვიჩვენებს, რომ ფაქტობრივი უმუშევრობის დონის 1%-იანი გადახრა მისი ბუნებრივი დონიდან 4.78 %-ით გაზრდის ფაქტობრივი გამოშვების ჩამორჩენას მისი პოტენციური დონიდან.

სხვაობითი მოდელის გამოყენებამ აჩვენა, რომ თუ რომელიმე პერიოდში უმუშევრობის დონე წინა პერიოდის დონესთან შედარებით 1%-ით გაიზრდება, მაშინ ეს, სხვა თანაბარ პირობებში, უარყოფითად აისახება გამოშვების მოცულობის მატების ტემპზე და იგი შემცირდება 7,22 % -ით. თუმცა ვინაიდან მოდელში შეიმჩნეოდა ავტოკორელაციის პრობლემა მისი აღმოფხვრის შემდეგაც g^* -სა და λ -ს მნიშვნელობები დიდად არ შეცვლილა და შემდეგი სურათი მივიღეთ: $g^*= 0,03877$ და $\lambda=7,1365$. პოტენციური გამოშვების მატების ტემპის, g^* , შეფასება დაახლოებით 3,88 %-ია, რომელიც აღემატება ფაქტობრივი გამოშვების მატების ტემპს, რომელმაც საქართვე-

ლოსთვის 1998-2019 წლებში 2,96 % შეადგინა. ასევე უნდა აღინიშნოს, რომ λ_3 -ს შეფასება აღემატება სტატისტიკური მოდელის λ_1 - კოეფიციენტის მნიშვნელობას. კერძოდ $\lambda_3 / \lambda_1 = 7,1365 / 4,7786 = 1,49$.

საქართველოს ეკონომიკის მაგალითზე კვაზიდინამიკური მოდელის ემპირიული რეალიზაცია გვიჩვენებს, რომ მიუხედავად დეტერმინაციის კოეფიციენტის მცირე მნიშვნელობისა, აგებული მოდელი სტატისტიკური კრიტერიუმების თვალსაზრისით დამაკმაყოფილებელია. რობასტულ უმცირეს კვადრატთა მეთოდით მიღებულ განტოლებაში პოტენციური გამოშვების ზრდის კვაზიტემპის, q -ს, შეფასება შეადგენს 1,0539-ს. ხოლო ოუკენის კვაზიდინამიკური კოეფიციენტის შეფასებულმა მნიშვნელობამ 2,3672 შეადგინა, მაშინ როცა მის საფუძველზე სტატისტიკური კოეფიციენტის მნიშვნელობად 2.2459 უნდა მოვიაზროთ. გამომდინარე იქედან, რომ შინაარსობრივი თვალსაზრისით აღნიშნული მოდელი უკეთესად გადმოსცემს ოუკენის ფორმულის არსს და იმის გათვალისწინებით, რომ შეფასებული მოდელი სტატისტიკურადაც მნიშვნელოვანია, უნდა ვივარაუდოთ, რომ ამ მოდელით შეფასებული ოუკენის კოეფიციენტი რეალობასთან მიმართებაში ადეკვატურია.

ნაშრომის ბოლო ნაწილში მუდმივი მარაგების მეთოდისა და ინვესტიციების აქსელერატორის მოდელის საფუძველზე შევძელით შეგვეფასებინა საანალიზო პერიოდში ქვეყანაში სასურველი ანუ ოპტიმალური კაპიტალის მოცულობა. მიუხედავად იმისა, რომ სხვადასხვა მეთოდის საფუძველზე გაანგარიშებული სასურველი კაპიტალის დონე საწყის პერიოდებში ერთმანეთისგან მნიშვნელოვნად განსხვავდებოდა, სხვაობა შეფასებებს შორის დროთა განმავლობაში მცირდებოდა და შეიძლება ითქვას, რომ ბოლო დაკვირვების წერტილებისათვის მათ შორის სხვაობა უმნიშვნელო იყო. ამიტომაც, დიდი დროითი მწკრივის შემთხვევაში შეგვიძლია მიღებული შეფასებები სტატისტიკურად საიმედოდ მივიჩნიოთ და შემდგომი კვლევებისათვის დავეყრდნოთ აღნიშნულ მეთოდოლოგიას.

გამოყენებული ლიტერატურა

1. ანანიაშვილი, ი. (2010). საქართველოს ეკონომიკის პოტენციური მთლიანი შიდა პროდუქტისა და უმუშევრობის ბუნებრივი დონის ეკონომეტრიკული შეფასება. *ეკონომიკა და ბიზნესი*, 5, 45-74.
2. ანანიაშვილი, ი. (2012). *ეკონომეტრიკა*. თბილისი: "მერიდიანი".
3. ანანიაშვილი, ი. (2014). ოუკენის კანონისა და კოეფიციენტის ალტერნატიული ვერსიები. *საერთაშორისო სამეცნიერო კონფერენცია " გლობალიზაცია და სტატისტიკა "*. თბილისი.
4. ანანიაშვილი, ი. (2018). *დროითი მწკრივების ანალიზი. ლექციების კურსი*. ელექტრონული ფორმატი: თსუ.
5. ანანიაშვილი, ი. (2018). *მაკრომოდელირება 2 (სალექციო მასალა)*. თბილისი: (ელექტრონული ფორმატი).
6. ზლანშარი, ო. (2010). *მაკროეკონომიკა. (თარგმანი ინგლისურიდან)*. თბილისი: თსუ-ის გამომცემლობა.
7. იმნაიშვილი, ა. (2010). *საქართველოს მთლიანი შიდა პროდუქტის პოტენციური დონის შეფასება*. თბილისი: საქართველოს ეროვნული ბანკი.
8. ლიქოკელია, ა. (2017). პოტენციური ზრდის შეფასება საქართველოს ეკონომიკისთვის. *ეკონომიკა და საბანკო საქმე*, 35-36.
9. მიქიაშვილი, ნ. (2018). ერთობლივი ინვესტიციური ხარჯების მოდელირება. In *გამოყენებითი ეკონომეტრიკა (ლექციების კურსი)* (pp. 6-31). ელექტრონული ვერსია.
10. სვანიშვილი, ნ. (2015). შრომითი და კაპიტალური შემოსავლები. *ეკონომიკა და საბანკო საქმე*, გვ.26-40.
11. სოფრომაძე, თ. (2015). გამოშვების გაპი: არსი და შეფასება. თბილისი: საქართველოს პარლამენტის საბიუჯეტო ოფისი.
12. Benes, J., & N'Diaye, P. (2004). *A Multivariate Filter for Measuring Potential Output and the NAIRU: Application to The Czech Republic*. International Monetary Fund.
13. BERLEMANN, M., & WESSELHÖFT, J.-E. (2014). Estimating Aggregate Capital Stocks- Using the Perpetual Inventory Method. In *Review of Economics* (pp. 1-34). Stuttgart: Lucius & Lucius Verlagsgesellschaft mbH.
14. Bordoloi, S., Das, A., & Jangili, R. (2009). Estimation of Potential Output in India. *Reserve Bank of India Occasional Papers*, 30(2), 7-20.
15. Botrić, V. (2012). *NAIRU estimates for Croatia*. Zagreb: RG Journal.
16. HÁJKOVÁ, D., & HURNÍK, J. (2007). Cobb-Douglas Production Function: The Case of a Converging Economy. *Czech Journal of Economics and Finance*, 57, 3-5.

17. Iradian , G. (2007). *Rapid Growth in Transition Economies: Panel Regression Approach*. IMF Working Paper.
18. Meļihovs, A., & Zasova, A. (2009). Assessment of the natural rate of unemployment and capacity utilisation in Latvia. *Baltic Journal of Economics*, 25-46.
19. Okun., A. M. (1962). "Potential GNP: Its Measurement and Significance". *American Statistical Association, Proceedings of the Business and Economics Section*,, pp 98-104.
20. RAMÍREZ-RONDÁN, N., AQUINO, J., & PEÑA, W. (2005, June). Estimation of the Share of Physical Capital in Output. pp. 3-5.
21. Shahin, H. (2010). *Estimation of Egypt's Potential Output and Output Gap*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
22. Teixeira, T., & Filho, S. (2010, September). The Natural Rate of Unemployment in Brazil, Chile, Colombia and Venezuela: some results and challenges. *Working Paper Series*, pp. 9-12.
23. Абель Э, Б. Б. (2010). *Макроэкономика, 5-е изд.* СПб: Питер.
24. Берндт , Э. (2005). *Практика эконометрики: классика и современность*. Москва: ЮнитиДана.
25. Д., Л. Ф. (1996). *Макроэкономика. Глобальный подход*. Москва.
26. Дорнбуш Р., Ф. С. (1997). *Макроэкономика*. Пер. с англ. Москва: МГУ.
27. Канторович, Г. (2002). Анализ временных рядов. *Экономический журнал ВШЭ*, с.381.
28. Сакс Дж. Д., Л. Ф. (1996). *Макроэкономика. Глобальный подход*. . Пер. с англ. Москва: Дело.
29. *International Financial Statistics*. (2020 წლის 1 April). მოპოვებული <https://data.imf.org/regular.aspx?key=61545852>-დან
30. *საქართველოს ეროვნული ბანკი*. (2020 წლის 1 April). მოპოვებული <https://www.nbg.gov.ge/index.php?m=304>-დან
31. *სტატისტიკის ეროვნული სამსახური*. (2020 წლის 1 April). მოპოვებული <http://pc-axis.geostat.ge/PXWeb/pxweb/ka/Database>-დან

დანართები

დანართი 1. დროითი მწკრივები

დანართი 1.1. შეფასებული პოტენციური გამოშვების დროითი მწკრივები

წელი	რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტი	HP ფილტრი	BP ფილტრი	კალმანის ფილტრი	გამოშვების ფუნქცია
2003Q1	2765,48	2747,60	3443,59	3443,59	3258,39
2003Q2	3345,97	2883,86	2975,61	3465,11	3332,38
2003Q3	3678,59	3020,24	2920,58	3607,08	3407,96
2003Q4	4062,68	3155,49	2851,39	3611,76	3484,88
2004Q1	3016,21	3288,68	3424,11	3551,35	3563,08
2004Q2	3562,54	3419,00	3464,51	3902,28	3642,83
2004Q3	3827,92	3545,98	3706,90	3817,11	3724,07
2004Q4	4248,95	3669,27	3651,67	3732,84	3806,65
2005Q1	3274,63	3788,59	4095,38	3699,46	3890,50
2005Q2	3920,96	3903,60	4034,02	4133,64	3975,76
2005Q3	4309,08	4014,12	4138,79	4154,02	4062,15
2005Q4	4556,19	4120,05	3948,11	4201,52	4149,28
2006Q1	3574,82	4221,34	4447,08	4009,24	4236,81
2006Q2	4197,54	4317,80	4386,07	4427,64	4324,60
2006Q3	4739,12	4409,31	4618,47	4420,15	4411,98
2006Q4	5062,42	4495,74	4438,00	4614,85	4498,13
2007Q1	3985,43	4577,05	4682,91	4510,66	4582,27
2007Q2	4758,69	4653,12	4652,17	4852,81	4663,92
2007Q3	5395,81	4723,94	4891,73	4979,76	4742,15
2007Q4	5644,55	4789,67	4613,34	5280,20	4816,14
2008Q1	4422,74	4850,71	4878,26	5110,05	4885,49
2008Q2	5160,35	4907,60	5019,71	5311,59	4950,42
2008Q3	5091,13	4961,09	4789,52	5382,82	5011,06
2008Q4	5588,67	5012,16	4983,22	4983,62	5067,86
2009Q1	4206,72	5061,75	5193,55	4982,76	5121,56
2009Q2	4711,59	5110,70	5058,73	5061,75	5173,41
2009Q3	5016,63	5159,84	5040,26	4889,79	5224,24
2009Q4	5588,33	5209,82	5112,88	4833,91	5274,71
2010Q1	4323,64	5261,04	5236,62	4941,32	5325,42
2010Q2	5072,29	5313,73	5268,31	5161,51	5377,21
2010Q3	5362,45	5368,01	5183,63	5239,56	5430,26
2010Q4	5984,99	5423,96	5336,32	5193,30	5484,53
2011Q1	4581,10	5481,46	5419,97	5345,50	5539,92
2011Q2	5369,73	5540,36	5492,95	5442,79	5596,65
2011Q3	5824,80	5600,41	5553,41	5542,60	5654,37
2011Q4	6465,72	5661,36	5688,46	5658,27	5712,61
2012Q1	4888,30	5722,93	5565,39	5841,02	5771,09
2012Q2	5818,16	5784,93	5846,09	5777,20	5830,01

2012Q3	6275,93	5847,13	5982,37	5994,57	5889,09
2012Q4	6671,40	5909,41	5986,81	6123,44	5948,10
2013Q1	5004,62	5971,78	5881,29	6063,18	6007,10
2013Q2	5908,57	6034,28	6106,77	5891,62	6066,71
2013Q3	6361,53	6096,84	6136,79	6070,95	6126,86
2013Q4	7180,23	6159,42	6447,94	6191,53	6187,36
2014Q1	5365,39	6221,96	6116,34	6544,08	6248,12
2014Q2	6196,04	6284,63	6249,92	6276,20	6309,82
2014Q3	6720,08	6347,57	6413,46	6370,36	6372,53
2014Q4	7304,08	6410,92	6576,67	6550,25	6436,23
2015Q1	5538,96	6474,93	6350,68	6676,74	6501,07
2015Q2	6349,37	6539,95	6503,41	6438,60	6567,80
2015Q3	6912,30	6606,27	6677,63	6515,18	6636,56
2015Q4	7521,88	6674,13	6845,30	6731,30	6707,49
2016Q1	5699,37	6743,81	6566,98	6885,40	6780,90
2016Q2	6545,41	6815,70	6748,55	6598,91	6857,74
2016Q3	7094,51	6890,02	6904,56	6703,95	6938,25
2016Q4	7732,56	6966,92	7084,99	6909,18	7022,60
2017Q1	6000,96	7046,52	6863,50	7088,47	7111,06
2017Q2	6857,64	7128,97	7030,46	6898,46	7204,48
2017Q3	7380,56	7214,30	7128,31	7022,28	7303,00
2017Q4	8141,01	7302,42	7428,79	7202,46	7406,63
2018Q1	6310,98	7393,22	7217,44	7496,63	7515,46
2018Q2	7241,42	7486,67	7523,81	7226,04	7630,11
2018Q3	7656,17	7582,56	7349,03	7411,05	7750,37
2018Q4	8510,44	7680,62	7464,81	7490,26	7875,99
2019Q1	6619,64	7780,47	7683,17	7863,30	8006,65
2019Q2	7564,51	7881,80	7532,90	7545,48	8142,43
2019Q3*	8699,17	7984,11	7768,11	7737,52	8282,48
2019Q4*	9334,92	8086,75	8380,11	8521,55	8425,73

დანართი 1.2. ბუნებრივი უმუშევრობის შეფასებული დროითი მწკრივები

წელი	HP ფილტრით შეფასებული NAIRU	ფილიპსის მრუდით შეფასებული NAIRU	კეინზიანური მოდელით შეფასებული NAIRU
1998Q1	12,55		8,81
1998Q2	12,43	8,21	7,49
1998Q3	12,31	11,95	6,97
1998Q4	12,19	11,23	6,13
1999Q1	12,08	11,17	7,51
1999Q2	11,98	12,06	7,54
1999Q3	11,88	12,09	7,69
1999Q4	11,79	12,01	7,12
2000Q1	11,72	12,14	6,65
2000Q2	11,65	12,19	6,34

2000Q3	11,61	11,81	5,72
2000Q4	11,58	11,25	5,79
2001Q1	11,56	11,10	6,34
2001Q2	11,57	11,26	7,18
2001Q3	11,59	11,30	7,07
2001Q4	11,62	11,21	5,73
2002Q1	11,67	11,05	7,33
2002Q2	11,72	11,49	7,73
2002Q3	11,79	11,64	7,82
2002Q4	11,87	11,70	6,90
2003Q1	11,96	11,78	7,13
2003Q2	12,06	12,05	7,14
2003Q3	12,17	11,94	6,93
2003Q4	12,29	11,72	6,04
2004Q1	12,42	11,56	6,85
2004Q2	12,56	11,79	7,44
2004Q3	12,71	11,81	8,45
2004Q4	12,87	12,02	7,09
2005Q1	13,03	12,11	7,86
2005Q2	13,20	12,54	8,31
2005Q3	13,37	12,68	8,59
2005Q4	13,54	12,76	7,90
2006Q1	13,72	12,94	7,53
2006Q2	13,89	13,13	7,78
2006Q3	14,07	13,04	8,57
2006Q4	14,26	13,09	8,25
2007Q1	14,44	13,30	7,29
2007Q2	14,62	13,39	8,31
2007Q3	14,80	13,38	8,21
2007Q4	14,98	13,26	7,61
2008Q1	15,14	13,28	9,18
2008Q2	15,30	13,91	10,45
2008Q3	15,43	14,40	10,10
2008Q4	15,55	14,63	9,21
2009Q1	15,65	14,84	9,91
2009Q2	15,72	15,39	10,04
2009Q3	15,77	15,53	10,46
2009Q4	15,80	15,67	9,47
2010Q1	15,80	15,79	9,49
2010Q2	15,78	16,10	10,08
2010Q3	15,74	16,13	9,77
2010Q4	15,68	16,01	9,20
2011Q1	15,61	15,99	8,68
2011Q2	15,52	16,07	9,03
2011Q3	15,42	15,83	9,37
2011Q4	15,31	15,63	8,57

2012Q1	15,20	15,48	9,32
2012Q2	15,08	15,77	8,77
2012Q3	14,95	15,51	8,78
2012Q4	14,82	15,23	8,70
2013Q1	14,70	15,18	8,51
2013Q2	14,57	15,31	9,20
2013Q3	14,45	15,24	8,54
2013Q4	14,33	14,92	8,22
2014Q1	14,22	14,80	7,27
2014Q2	14,12	14,67	7,81
2014Q3	14,03	14,32	7,21
2014Q4	13,95	13,80	6,95
2015Q1	13,88	13,51	7,46
2015Q2	13,81	13,62	8,75
2015Q3	13,75	13,70	8,97
2015Q4	13,68	13,75	8,14
2016Q1	13,62	13,79	7,33
2016Q2	13,55	13,82	8,68
2016Q3	13,48	13,84	8,94
2016Q4	13,39	13,86	8,13
2017Q1	13,30	13,87	7,28
2017Q2	13,20	13,90	8,66
2017Q3	13,09	13,91	8,92
2017Q4	12,97	13,91	8,14
2018Q1	12,84	13,92	7,30
2018Q2	12,71	13,92	7,59
2018Q3	12,56	13,63	7,89
2018Q4	12,41	13,40	7,19
2019Q1	12,26	13,23	6,58
2019Q2	12,10	13,17	7,15
2019Q3	11,94	12,88	7,27
2019Q4	11,78	12,60	6,37

დანართი 1.3. შეფასებული კაპიტალის ოპტიმალური მოცულობის დროითი მწკრივები

წელი	K* მდგრადი მდგომარეობის მეთოდით	K* არამდგრადი მდგომარეობის მეთოდით	K* გაერთიანებული მეთოდით	K* აქსელერატორის მოდელით შეფასებული
1997Q1	16550,13	12453,51	19793,55	18050,23
1997Q2	16922,84	12874,77	20127,82	21633,91
1997Q3	17299,64	13299,98	20466,29	23115,44
1997Q4	17681,68	13730,24	20810,15	25752,79
1998Q1	18070,02	14166,58	21160,50	18694,49
1998Q2	18465,60	14609,88	21518,29	23012,83

1998Q3	18869,17	15060,86	21884,32	24392,95
1998Q4	19281,26	15520,02	22259,15	25130,38
1999Q1	19702,29	15987,74	22643,21	18818,73
1999Q2	20132,62	16464,34	23036,90	23812,08
1999Q3	20572,64	16950,21	23440,63	25969,69
1999Q4	21022,77	17445,73	23854,82	25270,26
2000Q1	21483,42	17951,29	24279,91	20230,64
2000Q2	21955,07	18467,35	24716,40	22529,74
2000Q3	22438,34	18994,53	25164,91	25693,44
2000Q4	22933,92	19533,49	25626,13	27125,46
2001Q1	23442,50	20084,94	26100,77	21107,89
2001Q2	23964,82	20649,59	26589,58	25288,16
2001Q3	24501,71	21228,28	27093,37	26072,92
2001Q4	25053,99	21821,84	27612,99	27636,95
2002Q1	25622,51	22431,09	28149,25	22209,57
2002Q2	26208,10	23056,89	28703,01	25371,72
2002Q3	26811,68	23700,15	29275,18	28261,60
2002Q4	27434,06	24361,69	29866,55	29808,75
2003Q1	28075,83	25042,10	30477,72	23455,52
2003Q2	28737,30	25741,70	31109,00	28378,99
2003Q3	29418,47	26460,50	31760,37	31200,09
2003Q4	30118,97	27198,14	32431,47	34457,72
2004Q1	30838,05	27953,87	33121,54	25582,09
2004Q2	31574,62	28726,61	33829,47	30215,83
2004Q3	32327,33	29515,02	34553,92	32466,66
2004Q4	33094,61	30317,53	35293,30	36037,57
2005Q1	33874,54	31132,24	36045,69	27773,86
2005Q2	34664,89	31956,92	36808,87	33255,72
2005Q3	35463,26	32789,18	37580,41	36547,58
2005Q4	36266,93	33626,30	38357,59	38643,44
2006Q1	37072,86	34465,26	39137,38	30319,96
2006Q2	37877,95	35302,96	39916,65	35601,58
2006Q3	38679,17	36136,37	40692,38	40194,98
2006Q4	39473,54	36962,53	41461,59	42937,08
2007Q1	40258,05	37778,42	42221,25	33802,57
2007Q2	41029,78	38581,14	42968,45	40361,00
2007Q3	41786,12	39368,08	43700,55	45764,73
2007Q4	42524,76	40136,93	44415,27	47874,41
2008Q1	43243,68	40885,69	45110,56	37511,58
2008Q2	43941,76	41613,24	45785,32	43767,72
2008Q3	44618,97	42319,55	46439,49	43180,61

2008Q4	45276,27	43005,57	47074,04	47400,45
2009Q1	45915,66	43673,33	47690,97	35679,43
2009Q2	46540,21	44325,91	48293,34	39961,54
2009Q3	47154,29	44967,65	48885,51	42548,68
2009Q4	47762,95	45603,63	49472,55	47397,63
2010Q1	48371,53	46239,19	50059,77	36671,12
2010Q2	48985,32	46879,61	50652,47	43020,77
2010Q3	49609,46	47530,06	51255,79	45481,76
2010Q4	50248,55	48195,11	51874,31	50761,88
2011Q1	50906,44	48878,64	52511,91	38854,75
2011Q2	51586,39	49583,90	53171,82	45543,57
2011Q3	52291,18	50313,68	53856,82	49403,24
2011Q4	53022,85	51070,03	54568,96	54839,18
2012Q1	53782,66	51854,19	55309,49	41460,24
2012Q2	54571,35	52666,92	56079,14	49346,89
2012Q3	55389,46	53508,77	56878,46	53229,55
2012Q4	56237,19	54379,92	57707,64	56583,68
2013Q1	57114,51	55280,37	58566,65	42446,81
2013Q2	58021,56	56210,25	59455,62	50113,75
2013Q3	58958,74	57169,97	60374,97	53955,50
2013Q4	59926,39	58159,85	61325,01	60899,39
2014Q1	60924,63	59180,05	62305,86	45506,70
2014Q2	61953,39	60230,49	63317,46	52551,88
2014Q3	63012,50	61311,00	64359,63	56996,58
2014Q4	64101,34	62420,97	65431,74	61949,80
2015Q1	65218,95	63559,46	66532,83	46978,89
2015Q2	66364,11	64725,23	67661,66	53852,39
2015Q3	67535,63	65917,12	68817,05	58626,89
2015Q4	68732,10	67133,72	69997,58	63797,08
2016Q1	69951,87	68373,40	71201,59	48339,41
2016Q2	71193,17	69634,39	72427,30	55515,10
2016Q3	72454,38	70915,09	73673,08	60172,32
2016Q4	73733,70	72213,70	74937,12	65583,93
2017Q1	75029,15	73528,28	76217,43	50897,31
2017Q2	76338,63	74856,72	77511,90	58163,34
2017Q3	77660,36	76197,27	78818,73	62598,43
2017Q4	78992,51	77548,11	80136,08	69048,21
2018Q1	80333,16	78907,34	81462,02	53526,79
2018Q2	81680,24	80272,91	82794,47	61418,36
2018Q3	83032,06	81643,14	84131,71	64936,09
2018Q4	84387,02	83016,46	85472,14	72181,59

2019Q1	85743,81	84391,56	86814,43	56144,68
2019Q2	87101,40	85767,43	88157,53	64158,61
2019Q3*	88459,31	87143,62	89500,99	73782,32
2019Q4*	89817,31	88519,88	90844,52	79174,46

დანართი 2. ეკონომეტრიკული მოდელირების შედეგები

დანართი 2.1. უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული გარღვევის მოდელი

Dependent Variable: GDP_GAP
Method: Least Squares
Date: 06/08/20 Time: 18:36
Sample: 1998Q1 2019Q4
Included observations: 88

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
U_GAP	4.778568	0.777585	6.145396	0.0000
R-squared	0.302693	Mean dependent var		0.000151
Adjusted R-squared	0.302693	S.D. dependent var		0.105147
S.E. of regression	0.087803	Akaike info criterion		-2.016153
Sum squared resid	0.670708	Schwarz criterion		-1.988002
Log likelihood	89.71074	Hannan-Quinn criter.		-2.004812
Durbin-Watson stat	2.081024			

დანართი 2.2. უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული სხვაობითი მოდელი

Dependent Variable: GROWTH_GDP
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 06/08/20 Time: 19:42
Sample (adjusted): 1998Q2 2019Q4
Included observations: 87 after adjustments
GROWTH_GDP=C(1)-C(2)*DELTA_UE_RATE

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.025018	0.012619	1.982580	0.0506
C(2)	7.221538	0.898126	8.040676	0.0000
R-squared	0.432017	Mean dependent var		0.029570
Adjusted R-squared	0.425335	S.D. dependent var		0.155107
S.E. of regression	0.117581	Akaike info criterion		-1.420651
Sum squared resid	1.175158	Schwarz criterion		-1.363964
Log likelihood	63.79833	Hannan-Quinn criter.		-1.397825
F-statistic	64.65247	Durbin-Watson stat		2.682581
Prob(F-statistic)	0.000000			

დანართი 2.3. რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული სხვაობითი მოდელი

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.038769	0.012722	3.047417	0.0023
DELTA_UE_RATE	-7.136460	0.905465	-7.881545	0.0000
Robust Statistics				
R-squared	0.367890	Adjusted R-squared	0.360453	
Rw-squared	0.501345	Adjust Rw-squared	0.501345	
Akaike info criterion	93.97608	Schwarz criterion	99.38646	
Deviance	0.989251	Scale	0.104577	
Rn-squared statistic	62.11876	Prob(Rn-squared stat.)	0.000000	

დანართი 2.4. უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული კვაზიდინამიკური მოდელი

Dependent Variable: GT
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 06/22/20 Time: 02:11
 Sample (adjusted): 1998Q2 2019Q4
 Included observations: 87 after adjustments
 GT= C(1)-C(2)* _U_NAIRU_

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.028697	0.015758	65.28037	0.0000
C(2)	2.687434	0.817843	3.286003	0.0015
R-squared	0.112715	Mean dependent var	1.029570	
Adjusted R-squared	0.102276	S.D. dependent var	0.155107	
S.E. of regression	0.146961	Akaike info criterion	-0.974575	
Sum squared resid	1.835797	Schwarz criterion	-0.917888	
Log likelihood	44.39403	Hannan-Quinn criter.	-0.951749	
F-statistic	10.79782	Durbin-Watson stat	2.626073	
Prob(F-statistic)	0.001478			

დანართი 2.5. რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული კვაზიდინამიკური მოდელი

Dependent Variable: GT
 Method: Least Squares
 Date: 06/22/20 Time: 02:10
 Sample (adjusted): 1998Q2 2019Q4
 Included observations: 87 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.028697	0.015758	65.28037	0.0000
_U_NAIRU_	-2.687434	0.817843	-3.286003	0.0015
R-squared	0.112715	Mean dependent var	1.029570	
Adjusted R-squared	0.102276	S.D. dependent var	0.155107	
S.E. of regression	0.146961	Akaike info criterion	-0.974575	
Sum squared resid	1.835797	Schwarz criterion	-0.917888	
Log likelihood	44.39403	Hannan-Quinn criter.	-0.951749	
F-statistic	10.79782	Durbin-Watson stat	2.626073	
Prob(F-statistic)	0.001478			

დანართი 2.6. ენგლ-გრეინჯერის კოინტეგრაციის ტესტი ინვესტიციების აქსელერატორის მოდელისათვის

Engle-Granger Cointegration Test				
Date: 06/04/20 Time: 23:30				
Series: LN_I_SA LN_I_1_SA LN_Y_SA LN_Y_1_SA				
Sample (adjusted): 2003Q2 2019Q4				
Included observations: 67 after adjustments				
Null hypothesis: Series are not cointegrated				
Cointegrating equation deterministics: C				
Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=4)				
Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LN_I_SA	-8.750087	0.0000	-71.09501	0.0000
LN_I_1_SA	-8.980955	0.0000	-72.26026	0.0000
LN_Y_SA	-9.902378	0.0000	-78.92157	0.0000
LN_Y_1_SA	-10.06405	0.0000	-79.71624	0.0000
*MacKinnon (1996) p-values.				
Intermediate Results:				
	LN_I_SA	LN_I_1_SA	LN_Y_SA	LN_Y_1_SA
Rho - 1	-1.077197	-1.094852	-1.195781	-1.207822
Rho S.E.	0.123107	0.121908	0.120757	0.120014
Residual variance	0.034832	0.036179	0.000478	0.000501
Long-run residual variance	0.034832	0.036179	0.000478	0.000501
Number of lags	0	0	0	0
Number of observations	66	66	66	66
Number of stochastic trends**	4	4	4	4
**Number of stochastic trends in asymptotic distribution				

დანართი 2.7. უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული ინვესტიციების აქსელერატორის მოდელის შედეგები

Dependent Variable: LN_I_SA
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 06/05/20 Time: 00:16
 Sample (adjusted): 2003Q2 2019Q4
 Included observations: 67 after adjustments
 Convergence achieved after 0 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 $LN_I_SA = (1 - C(1)) * LN_I_1_SA + C(1) * C(2) * LN_Y_SA - (1 - C(3)) * C(1) * C(2) * LN_Y_1_SA$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.287768	0.084004	3.425668	0.0011
C(2)	8.481533	4.022790	2.108371	0.0389
C(3)	0.099097	0.047710	2.077061	0.0418
R-squared	0.753092	Mean dependent var	7.316285	
Adjusted R-squared	0.745377	S.D. dependent var	0.379014	
S.E. of regression	0.191251	Akaike info criterion	-0.426714	
Sum squared resid	2.340931	Schwarz criterion	-0.327997	
Log likelihood	17.29493	Hannan-Quinn criter.	-0.387652	
Durbin-Watson stat	2.148009			

Ivane Javakhishvili Tbilisi State University
Faculty of Economics And Business

Bela Tsomaia

Methods for Estimating The Most Important Unobservable
Macroeconomic Indicators (on the Example of the Georgian Economy)

Master's Program: Economics

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

Head: Professor Iuri Ananiashvili
Doctor of Economics, head of
econometrics department
Co-head: Lado Pashoghli
TSU doctoral student

Tbilisi 2020