

ივანე ჯავახიშვილის სახელობის თბილისის სახელმწიფო
უნივერსიტეტის ეკონომიკისა და ბიზნესის ფაკულტეტი



ლ ა შ ა მ ა ღ რ ა ძ ე

ეკონომიკური ზრდის რეგრესიული მოდელები

ეკონომიკის სამაგისტრო პროგრამა

ნაშრომი შესრულებულია ეკონომიკის მაგისტრის აკადემიური
ხარისხის მოსაპოვებლად

ხელმძღვანელი: პროფესორი იური ანანიაშვილი

ეკონომიკის მეცნიერებათა დოქტორი,

ეკონომეტრიკის კათედრის ხელმძღვანელი

თანახელმძღვანელი: ნინო კულატამიშვილი

თსუ დოქტორანტი

თბილისი 2020

ანოტაცია

ნაშრომში განხილულია ეკონომიკური ზრდის რეგრესიული მოდელები, მათი გამოყენებით შეფასებული და გაანალიზებულია ეკონომიკურ ზრდაზე მოქმედი ფაქტორების რაოდენობრივი გავლენა. ნაშრომი დაყოფილია თეორიულ და პრაქტიკულ ნაწილებად. თეორიულ ნაწილში განხილულია რეგრესიული ანალიზის ძირითადი მიდგომები და მოდელები, რომელიც თანამედროვე პირობებში საფუძვლად უდევს ეკონომიკური ზრდის სხვადასხვა ასპექტის შესწავლას.

პრაქტიკული ნაწილი ჩვენს მიერ შეფასებული ეკონომიკური ზრდის მოდელების ანალიზს ეთმობა. განსაკუთრებით გამოყოფილია სამი ტიპის მოდელი. პირველი მათგანია ეკონომიკური ზრდის პანელური მოდელი, რომელიც შევამოხებთ ევროპისა და ცენტრალური აზიის 10 ქვეყანის, 1997-2018 წლების პერიოდის პანელური მონაცემების გამოყენებით. მოდელის შედეგობრივი ცვლადია ერთ სულზე GDP-ის ზრდის ტემპი, ხოლო ამხსნელ ცვლადებს, შედეგობრივი ცვლადის ლაგურ მნიშვნელობასთან ერთად, წარმოადგენენ ერთ სულზე გაანგარიშებული ექსპორტის, ძირითადი კაპიტალის ფორმირების და მთავრობის სამომხმარებლო ხარჯების ზრდის ტემპები.

შეფასებული მოდელის მეორე ვარიანტი მიეკუთვნება ავტორეგრესიულ განაწილებულ ლაგთან (ARDL) მოდელთა ჯგუფს. ის უშუალოდ საქართველოს ეკონომიკის 2003-2019 წლების კვარტალური მონაცემებით გამოყენებით ავაგთ იმ მიზნით, რომ შეგვესწავლა რეალური GDP-ის ზრდის დამოკიდებულება ისთ ფაქტორებზე, როგორცაა საშედეგო ცვლადის ლაგური მნიშვნელობა, პირდაპირი უცხოური ინვესტიციები, საგარეო ვაჭრობა, ინფლაცია, რეალური გაცვლითი კურსი და რეალური სასესხო საპროცენტო განაკვეთი.

ეკონომიკური ზრდის მესამე, SARIMA მოდელის საფუძველზე ჩვენ შევძელით შეგვეფასებინა საქართველოს GDP-ის კვარტალური ზრდის ცვლილების საკმაოდ კარგი საპროგნოზო ფუნქცია. ასეთ საპროგნოზო ფუნქციად განვიხილეთ SARIMA(2,0,2)(1,1,0)₄ მოდელი, რომელიც, მივიღეთ 1997-2019 წლების ეკონომიკური ზრდის ტემპის კვარტალური მონაცემების დროითი მწკრივის საფუძველზე.

Annotation

Presented paper discusses regressive models of economic growth, through this, the quantitative impact of factors affecting economic growth is analyzed and estimated. The paper is divided into theoretical and practical parts. The theoretical part discusses the main approaches and models of regressive analyze, which is the learning basis of different aspects of the economic growth in the modern conditions.

The practical part presents the analyze of the estimated economic growth models. Three types of models are especially distinguished. The first one is economic growth panel model, which was evaluated using the panel data about 10 countries of Europe and Central Asia during 1997-2018 years. The dependent variable of the model is the growth rate of GPD per capita, as for independent variables, with dependent variable lag meaning, they represent calculated rates of export, fixed capital formation and growth of consumer costs of government.

Second option of evaluated model is the part of autoregressive distributed lag model (ARDL) group. Using 2003-2019 years' economy quarterly data of Georgia, we evaluated real GDP growth relationship with the factors such as, dependence variable lag meaning, direct foreign investment growth, foreign trade, inflation, real exchange rate and real loan interest rate.

Using the third, SARIMA model of economic growth, we evaluated the forecasting function of GDP quarterly growth variables of Georgia. As for the forecasting function, we discussed SARIMA(2,0,2)(1,1,0)₄ model, which we calculated according to temporal row of economic growth rate quarterly data during 1997-2019 years.

სარჩევი

ანოტაცია	2
Annotation.....	3
შესავალი	5
თავი 1. ეკონომიკური ზრდის თეორიული მოდელები	7
1.1.სოლოუს მოდელი და რეგრესიული ანალიზი.....	7
1.2. ეკონომიკური ზრდის დეტერმინანტები.....	13
1.3. ეკონომიკური ზრდის დროითი მწკრივების ADL, CEM და ARIMA მოდელები	21
თავი 2. ეკონომიკური ზრდის ემპირიული შეფასების მოდელები.....	30
2.1. პანელურ მონაცემთა გამოყენებით შეფასებული ეკონომიკური ზრდის მოდელი.....	30
2.2. საქართველოს ეკონომიკის ზრდის ARDL მოდელი	38
2.3. საქართველოს ეკონომიკის ზრდის SARIMA მოდელი.....	48
დასკვნა	59
გამოყენებული ლიტერატურა	62
დანართი.....	64
დანართი 1. პანელურ მონაცემთა ანალიზი.....	64
დანართი 2. ARDL მოდელი.....	72
დანართი 3. SARIMA მოდელი	76

შესავალი

მსოფლიოს ნებისმიერი ქვეყნის მთავარ ეკონომიკურ მიზანს ეკონომიკური კეთილდღეობის მაღალი დონე წარმოადგენს, რაც ცხადია ძირითადი პირობაა ქვეყნის მოსახლეობის თითოეული წევრის ეკონომიკური კეთილდღეობისა. მოსახლეობის ეკონომიკური კეთილდღეობა დამოკიდებულია ქვეყნის შემოსავლებზე, რომელიც იქმნება ქვეყანაში საქონლისა და მომსახურების წარმოებით. აქედან გამომდინარე, მდიდარ ქვეყნებად მიიჩნევიან ქვეყნები, რომელთაც მაღალი სამამულო წარმოება გააჩნიათ. ასეთ ქვეყანაში მცხოვრებ მოსახლეობას საშუალება აქვს მიაღწიონ ეკონომიკური კეთილდღეობის მაღალ დონეს, რაც საქონლისა და მომსახურების მოხმარების მაღალ დონეში გამოიხატება. კეთილდღეობის ზრდისკენ სწრაფვა ქვეყნებს უბიძგებს გაზარდონ ქვეყანაში წარმოებული საქონელი და მომსახურება, ამით კი ქვეყნები ერთგვრიან გლობალური კონკურენციის პროცესში: ღარიბი ქვეყნები ცდილობენ კეთილდღეობის დონით დაეწიონ განვითარებულ მდიდარ ქვეყნებს, მდიდარი ქვეყნები კი ცდილობენ აჯობონ თავიანთ ეკონომიკებს და ყოველწლიურად აწარმოონ უფრო მეტი საქონელი და მომსახურება, ამასთან, გაუმჯობესებული ხარისხით, მაღალი ტექნოლოგიით და უფრო ნაკლები ნედლეულით. სწორედ ქვეყნის სწრაფვას ეროვნული წარმოების უფრო მაღალი დონისკენ ეწოდება ეკონომიკური ზრდა, რომელიც ახასიათებს ქვეყნის მთლიანი წარმოების პროცენტულ ზრდას წლიდან წლამდე.

ქვეყნების ეკონომიკურ ზრდას ზოგადად ახასიათებენ მთლიანი სამამულო პროდუქტის პროცენტული ზრდით. ეკონომიკური ზრდის ანალიზისას ჩვენ ვცდილობთ თავი ავარიდოთ ნომინალური ზრდის ეფექტებს და ამიტომ კვიზილავთ რომელიმე კონკრეტული წლის მუდმივ ფასებში გამოხატულ მთლიანი სამამულო პროდუქტის პროცენტულ ზრდას. ეს მართლაც კარგი საშუალებაა რეალური ეკონომიკის ზრდის დასახასიათებლად. აქვე უნდა აღვნიშნოთ, რომ ხშირად ჩვენ გვანტერესებს ეკონომიკური ზრდა სწორედ იმიტომ, რომ იგი ქვეყნის მოსახლეობის კეთილდღეობის ზრდის ერთ-ერთი კარგი საზომია. მაგრამ თუ გავითვალისწინებთ, რომ ქვეყნები განსხვავდებიან მოსახლეობის რიცხოვნებით, რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდა კარგ შესადარის საზომად აღარ გამოდგება. ამ პრობლემის გადასაწყვეტად მიმართავენ პოპულაციურ ტრანსფორმაციას და გარკვეულ

ეკონომიკურ სიდიდეებს განიხილავენ ერთ სულ მოსახლეზე გაანგარიშებით. ერთ სულზე მთლიანი სამამულო პროდუქტის რეალური ზრდა მოსახლეობის კეთილდღეობის ზრდის მართლაც უკეთესი მახასიათებელია. მაგრამ უნდა აღნიშნოთ რომ მასაც გააჩნია მნიშვნელოვანი ნაკლოვანება. კერძოდ, ქვეყანათა უმრავლესობის მოსახლეობაში შემოსავლები ძალიან არათანაბრადაა განაწილებული (მოსახლეობაში შემოსავლების არათანაბარ განაწილებას ზომავს ჯინის ინდექსი). მიუხედავად ამისა, სიტუაციის გამარტივებისა და ზოგადი სურათის დახატვისთვის, უფლებელვყოფთ იმ ვარაუდს, რომ შემოსავლები არათანაბრადაა განაწილებული მოსახლეობაში და ქვეყნის მოსახლეობის კეთილდღეობის საზომად ვიხილავთ რეალურ მთლიან სამამულო პროდუქტს ერთ სულზე (მოსახლეზე) გაანგარიშებით.

მოცემული კვლევის მიზანს წარმოადგენს ზოგადად რეალური ეკონომიკური ზრდის დეტერმინანტების გამოვლენა და აღნიშნული ზრდის ფაქტორების რაოდენობრივი გავლენის შეფასება ეკონომიკურ ზრდაზე. ჩვენ ამ კვლევის უმეტეს ნაწილში განვიხილავთ ერთ სულზე რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდას და ემპირიულ მონაცემებზე დაყრდნობით ავაგებთ ზრდის რეგრესიებს. ჩვენ კვლევას დავყოფთ ორ ნაწილად. პირველ ნაწილში განვიხილავთ თეორიულ ბაზისს, ამასთან, მიმოვიხილავთ აღნიშნულ საკითხზე უკვე ჩატარებულ კვლევებს, გავანალიზებთ სპეციფიკურ მიდგომებს და მათზე დაყრდნობით, ნაშრომის მეორე ნაწილში, მოვახდენთ ემპირიული რეგრესიული მოდელების აგებას და მიღებული შედეგების ანალიზს.

ჩვენი ამოცანაა სწორად განვსაზღვროთ ზრდის რეგრესიათა სპეციფიკაცია, მოვარგოთ მოდელები შესაბამის ემპირიულ მონაცემებს, დავრწმუნდეთ მოდელთა სანდოობაში და, ამის შემდეგ, გამოვავლინოთ ეკონომიკური ზრდის ამხსნელი ფაქტორების ეკონომიკურ ზრდაზე რაოდენობრივი გავლენა, ხარისხი და სიძლიერე.

თავი 1. ეკონომიკური ზრდის თეორიული მოდელები

1.1. სოლოუს მოდელი და რეგრესიული ანალიზი

სოლოუს მოდელში მონაცემების გამოყენების ერთ-ერთი საინტერესო და პოპულარული მიდგომაა ზრდის რეგრესიების (growth regressions) გამოყენება, რომლის მარცხენა მხარეს დამოკიდებულ ცვლადად მოცემულია ქვეყნის ეკონომიკური ზრდის ტემპი g ხოლო მარჯვენა მხარეს ის ფაქტორები რომლებიც განაპირობებენ ეკონომიკურ ზრდას. ზრდის აღნიშნული რეგრესიები ფართოდ გამოიყენება ბაროს შრომის შემდეგ Barro(1991). რომ გავარკვიოთ თუ საიდანაა აღნიშნული ზრდის რეგრესიების იდეა და რა ნაკლოვანებები გააჩნიათ მათ უნდა გავიხსენოთ სოლოუს ძირითადი მოდელი (basic Solow model) მოსახლეობის ზრდის მუდმივი ტემპითა და შრომადამმატებელი-შრომა-ინტენსიური ტექნოლოგიური ცვლილებებით დროის უწყვეტ პერიოდში. გავიხსენოთ რომ სოლოუს მოდელში ეკონომიკური წონასწორობა აღწერილია შემდეგი ტოლობებით:

$$y(t) = A(t)f(k(t)) \quad (1.1)$$

$$\frac{\dot{k}(t)}{k(t)} = \frac{sf(k(t))}{k(t)} - \delta - g - n \quad (1.2)$$

სადაც $A(t)$ არის შრომაინტენსიური (ჰაროდის ნეიტრალური) ტექნოლოგიური პროგრესის ამსახველი, $k(t)$ არის კაპიტალის ინტენსივობა ერთ ეფექტურ მუშაკზე და იგი გაიანგარიშება როგორც: $k(t) \equiv K(t)/(A(t)L(t))$, ხოლო $f(\cdot)$ არის ერთ ეფექტურ მუშაკზე (გამოშვების) საწარმოო ფუნქცია. (1.2) ტოლობა ეყრდნობა დაშვებას რომლის მიხედვითაც ტექნოლოგიური პროგრესისა და მოსახლეობის ზრდის ტემპები მუდმივი სიდიდეებია: $\Delta A(t)/A(t) = g$ და $\Delta L(t)/L(t) = n$.

(1.1) ტოლობის დროის მიხედვით გადიფერენციალებით (სხვაობებზე გადასვლით) და შემდეგ ორივე მხარის $y(t)$ -ზე გაყოფით მივიღებთ:

$$\frac{\dot{y}(t)}{y(t)} = g + \varepsilon_f(k(t)) \cdot \frac{\dot{k}(t)}{k(t)}, \quad (1.3)$$

სადაც $\varepsilon_f(k(t))$ არის $f(\cdot)$ ფუნქციის, ერთ ეფექტურ მუშაკზე (გამოშვების) საწარმოო ფუნქციის ელასტიკურობა. ამ ფაქტიდან გამომდინარე მისი მნიშვნელობა მოქცეულია $[0,1]$ -მდე შუალედში და იგი გამითვლება შემდეგი ფორმულით:

$$\varepsilon_f(k(t)) \equiv \frac{f'(k(t)) \cdot k(t)}{f(k(t))} \in (0,1) \quad . \quad (1.4)$$

ახლა კი მოდით განვიხილოთ ტეილორის პირველი რიგის გაშლა (1.2)-ისთვის, ამავდროულად მხედველობაში მივიღოთ ის გარემოება რომ $\log(k(t))$ არის ახლოს კაპიტალის მდგრად k^* მდგომარეობასთან. ასე რომ გვექნება:

$$\begin{aligned} \frac{\dot{k}(t)}{k(t)} &\simeq \left(\frac{sf(k^*)}{k^*} - \delta - g - n \right) + \left(\frac{f'(k^*)k^*}{f(k^*)} - 1 \right) s \frac{f(k^*)}{k^*} (\log k(t) - \log k^*) \simeq \\ &\simeq (\varepsilon_f - 1)(\delta + g + n)(\log k(t) - \log k^*) \quad , \end{aligned} \quad (1.5)$$

სადაც სიმბოლო „ \simeq “ აღნიშნავს მიახლოებით ტოლობას. თუ კარგად დავაკვირდებით პირველი მიახლოებითი ტოლობის პირველ შესაკრებს და გავიხსენებთ იმ ფაქტს რომ ერთ ეფექტურ მუშაკზე მდგრადი კაპიტალშეიარაღების დროს $sf(k^*)/k^* = \delta + g + n$, მივიღებთ, რომ პირველი შესაკრები განულდება. აქ კიდევ დამატებით თუ გავითვალისწინებთ $f(\cdot)$ ფუნქციის ელასტიკურობას და მისი გამოთვლის (1.4) ფორმულას, ასევე თუ არ დაგვავიწყდება $sf(k^*)/k^* = \delta + g + n$ ტოლობა, შეგვეძლება (1.3) გარდავქმნათ როგორც:

$$\frac{\dot{y}(t)}{y(t)} \simeq g - \varepsilon_f(k^*) \left(1 - \varepsilon_f(k^*) \right) (\delta + g + n) (\log k(t) - \log k^*) \quad . \quad (1.6)$$

შემოვიტანოთ კიდევ ერთი აღნიშვნა: $y^*(t) \equiv A(t)f(k^*)$ - როგორც გამოშვების დონე ერთ ეფექტურ მუშაკზე, მაშინ როდესაც კაპიტალშეიარაღება აღნიშნულ ეფექტურ მუშაკზე შეესაბამება მის მდგრად მდგომარეობას და ტექნოლოგია არის შესაბამის t დონეზე. აქედან გამომდინარე $y^*(t)$ -ს ვუწოდებთ ერთ ეფექტურ მუშაკზე გამოშვების მდგრად დონეს, მაგრამ მიუხედავად განსაზღვრებისა იგი არაა მუდმივი სიდიდე. საჭიროა ასევე განვიხილოთ ტეილორის პირველი რიგის გაშლა $\log(y(t))$ ფუნქციისთვის

$$\log y(t) - \log y^*(t) \simeq \varepsilon_f(k^*) (\log k(t) - \log k^*) \quad . \quad (1.7)$$

(1.7) ტოლობის (1.6) ტოლობასთან გაერთიანებით მივიღებთ „კონვერგენციის განტოლებას“ - “convergence equation” :

$$\frac{\dot{y}(t)}{y(t)} \simeq g - (1 - \varepsilon_f(k^*)) (\delta + g + n) (\log y(t) - \log y^*(t)) \quad . \quad (1.8)$$

(1.8) ტოლობა ნათლად აჩვენებს რომ სოლოუს მოდელში ერთ მუშაკზე გამოშვების ზრდის ორი წყარო არსებობს: პირველი ესაა ტექნოლოგიური პროგრესის ზრდის ტემპი, g , და მეორე - „კონვერგენცია“. (Acemoglu, 2007) (p.107-117).

(1.8) ტოლობიდან ცხადია რომ როდესაც ქვეყნის მიმდინარე გამოშვება ერთ მუშაკზე $y(t)$ ტოლია ერთ მუშაკზე მდგრადი გამოშვებისა $y^*(t)$ ასეთ შემთხვევაში (1.8) ტოლობის მარჯვენა მხარის მეორე შესაკრები ნულის ტოლია და შესაბამისად ქვეყნის ეკონომიკური ზრდა განისაზღვრება მხოლოდ ტექნოლოგიური პროგრესის g ტემპით. ეს შედეგი სრულად პასუხობს სოლოუს მოდელით განსაზღვრულ შედეგს, რომ ეკონომიკის მდგრად მდგომარეობაში ერთ მუშაკის კაპიტალშეიარაღება და შესაბამისად ერთი მუშაკის შრომის მწარმოებლურობა (გამოშვება ერთ მუშაკზე) მუდმივი g ტემპით იზრდება. (1.8) ტოლობიდან ასევე ცხადია, რომ თუ ქვეყნის მიმდინარე გამოშვება ერთ მუშაკზე ჩამორჩება ერთ მუშაკზე მდგრადი გამოშვების დონეს, ასეთ შემთხვევაში ქვეყნის ეკონომიკური ზრდა მეტი იქნება ტექნოლოგიური პროგრესის ზრდის g ტემპზე, ამასთან რაც დიდია ეს გარღვევა ერთ მუშაკზე მიმდინარე და მდგრად გამოშვებებს შორის მით უფრო სწრაფია ეკონომიკური ზრდა.

აღნიშნულ (1.8) განტოლებაში ერთ-ერთი საყურადღებო მომენტია კონვერგენციის სიჩქარე $(1 - \varepsilon_f(k^*))(\delta + g + n)$ რომელიც განტოლებაში მრავლდება $\log(y(t))$ -სა და $\log(y^*)$ -ს შორის გარღვევის სიდიდეზე. როგორც ვხედავთ კონვერგენციის სიჩქარე დადებითადაა დამოკიდებული $(\delta + g + n)$ ჯამზე, ასევე მის თითოეულ შესაკრებზე : კაპიტალის ცვეთის ნორმაზე δ -ზე, ტექნოლოგიური პროგრესის g ტემპზე და მოსახლეობის ზრდის n ტემპზე. ასევე ცხადია რომ კონვერგენციის სიჩქარე უარყოფითადაა დამოკიდებული საწარმოო ფუნქციის ელასტიკურობაზე $\varepsilon_f(k^*)$ -ზე, ანუ რაც უფრო ახლოსაა მისი მნიშვნელობა 1-თან მით უფრო მცირეა კონვერგენციის სიჩქარე, უფრო მეტიც, თუ მისი მნიშვნელობა განისაზღვრება 1-ის ტოლად ასეთ შემთხვევაში საქმე გვექნება AK ეკონომიკასთან და შესაბამისად აღარ იარსებებს კონვერგენციის შესაძლებლობა (Acemoglu, 2007) (p.107-117).

(1.8) ტოლობის გამოყენებით ჩვენ შეგვიძლია მივიღოთ ბაროს მიერ Barro(1991) შეფასებული რეგრესიის მსგავსი რეგრესია, კერძოდ დისკრეტული დროის მიახლოების გამოყენებით ტოლობა გადაიწერება შემდეგი რეგრესიული ფორმით:

$$g_{i,t,t-1} = b^0 + b^1 \log y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (1.9)$$

სადაც $g_{i,t,t-1}$ არის ზრდის ტემპი i ქვეყნისთვის $t-1$ პერიოდიდან t პერიოდამდე. $\log(y_{i,t-i})$ არის საწყისი პერიოდის i -ი $t-1$ პერიოდის ერთ მუშაკზე გამოშვების

ლოგარითმი i ქვეყნისთვის, ხოლო $\varepsilon_{i,t}$ არის სტოქასტური პარამეტრი, რომელიც ასახავს ყველა გამოტოვებული პარამეტრის გავლენას. აღნიშნული ფორმით ეს რეგრესია შეფასებულია ბაუმოლის (Baumol, 1986), ბაროს Barro (1991), Barro and Sala-i-Martin (1992) და სხვათა მიერ. თუ (1.9) რეგრესიის განტოლებას შევაფასებთ OECD-ის (ეკონომიკური თანამშრომლობისა და განვითარების ორგანიზაციის) წამყვანი ქვეყნების მაგალითზე მაშინ უდავოა რომ b^1 კოეფიციენტი უარყოფითად იქნებოდა შეფასებული. საწინააღმდეგოდ, თუ აღნიშნულ ზრდის რეგრესიას შევაფასებდით ღარიბი ქვეყნების მაგალითზე ვნახავდით რომ b^1 კოეფიციენტი დადებითად იქნებოდა შეფასებული. სავარაუდოა, რომ (1.9) ზრდის რეგრესიის მთელ მსოფლიოს მაგალითზე განხილვით კონვერგენციის სიჩქარის b^1 მაჩვენებელი დადებითი აღმოჩნდეს. (Acemoglu, 2007)

ბარო და სალა-ი-მარტინი (Barro and Sala-i-Martin) ასეთი ტიპის კონვერგენციას მოიხსენიებენ როგორც „უპირობო კონვერგენცია“ – “unconditional convergence” -რაც გულისხმობს ქვეყნებს შორის კონვერგენციას მიუხედავად ეკონომიკური და პოლიტიკური მახასიათებლების განსხვავებულობისა. აღნიშნული უპირობო კონვერგენცია მოითხოვს, რომ არსებობდეს ნებისმიერ ორ ქვეყანას შორის შემოსავლების განსხვავების შემცირების ტენდენცია, მიუხედავად იმისა, თუ როგორია მათი ტექნოლოგიური შესაძლებლობები, როგორია მათი ინვესტიციური ქცევა, როგორია მათი პოლიტიკა და რა ინსტიტუტები აქვთ მათ. (Acemoglu, 2007). საპირისპიროდ სოლოუს მოდელი არ წინასწარმეტყველებს ქვეყნებს შორის შემოსავლების გათანაბრებას თუ ქვეყნები განსხვავდებიან ზემოთაღნიშნული ფაქტორებით, ამის ნაცვლად, ასეთ შემთხვევაში, სოლოუს მოდელის თანახმად თითოეული ქვეყანა დაუახლოვდება თავის გამოშვების მდგრად დონეს ერთ მუშაკზე ან თუ აღნიშნული მდგრადი დონე უკვე მიღწეულია გააგრძელებენ დაბალანსებულ ზრდას.

ამრიგად, მსოფლიოში სადაც ქვეყნები განსხვავდებიან თავიანთი მახასიათებლების მიხედვით, უფრო შესაფერისმა ზრდის რეგრესიულმა განტოლებამ შეიძლება მიიღოს შემდეგი სახე:

$$g_{i,t,t-1} = b_i^0 + b^1 \log y_{i,t,t-1} + \varepsilon_{i,t} . \quad (1.10)$$

აღნიშნული რეგრესიული ტოლობა წინა (1.9) რეგრესიისგან განსხვავდება ნულოვანი კოეფიციენტის სპეციფიკაციის დონით თითოეული i ქვეყნისთვის (ან ქვეყანათა

ჯგუფისთვის) ცალ-ცალკე. აქ b^0 შეიძლება განვსაზღვროთ როგორც კონკრეტული ქვეყნის მახასიათებლების ფუნქცია, ასეთ მახასიათებლებად კი შეიძლება მოგვევლინოთ: ინსტიტუციონალური ფაქტორები, ადამიანისეული კაპიტალი, გეოგრაფიული მდებარეობა, პოლიტიკური გავლენა, ინვესტიციის მაჩვენებელი და სხვა. თუ დავფიქრდებით, დახრილობის b^1 მაჩვენებელიც, რომელიც ზომავს კონვერგენციის სიჩქარეს, ასევე უნდა იყოს ქვეყნებისთვის სპეციფიკური (უნდა განისაზღვრობდეს თითოეული ქვეყნისთვის (ქვეყანათა ჯგუფისთვის) ცალ-ცალკე როგორც b^1). მაგრამ რადგან ემპირიულ ნაშრომებში სიტუაციის გამარტივების მიზნით მას ზოგადად მუდმივად მიიჩნევენ (Acemoglu, 2007), ჩვენც დავუშვებთ მის მუდმივობას ქვეყანათა შორის.

პირობითი კონვერგენციის ამ იდეის ემპირიულად განსახორციელებლად ბარომ და სალა-ი-მარტინმა (Barro, 1991) და (Barro Robert J. , Sala-i-Martin Xavier, 2004) შეაფასეს მოდელები, სადაც b^1 -წარმოდგენილი იყო როგორც მრავალი ცვლადის ფუნქცია, მათ შორის: ვაჟთა სწავლების მაჩვენებლის, ქალთა სწავლების მაჩვენებლის, ფერტილურობის მაჩვენებლის, ინვესტიციების, სახელმწიფო მოხმარების, ინფლაციის, ვაჭრობის პირობების ცვლილების, ბაზრების ღიაობის და ინსტიტუციონალური ცვლადების (როგორცაა კანონის უზენაესობისა და დემოკრატიულობის ხარისხის) ფუნქცია. ამ ყველაფრის გათვალისწინებით (1.10) შეიძლება გავაფართოვოთ როგორც:

$$g_{i,t,t-1} = X'_{i,t} \cdot \beta + b^1 \log y_{i,t,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1.11)$$

პირობითი კონვერგენციის დაშვებით, (1.11) რეგრესიულ განტოლებას აქვს b^1 კოეფიციენტის უარყოფითად შეფასების ტენდენცია. (1.11) -ის მსგავსი რეგრესიები არა მხოლოდ „პირობითი კონვერგენციის“ შესასწავლად გამოიყენება, არამედ იგი ასევე გვამლევს საშუალებას შევაფასოთ ეკონომიკური ზრდის განმსაზღვრელი ფაქტორები და დავადგინოთ მათი მიზეზობრივი ზემოქმედების ხარისხი. სწორედ β ვექტორ-სვეტის კოეფიციენტების შეფასება გვამლევს ინფორმაციას ეკონომიკურ ზრდაზე სხვადასხვა ფაქტორის მიზეზობრივი გავლენის შესახებ.

ყველაფრის მიუხედავად (1.11) ტიპის რეგრესიას შეიძლება ჰქონდეს ეკონომეტრიკული ენდოგენურობის პრობლემა, თუ გავანალიზებთ აღნიშნულ მოდელს ვნახავთ რომ როგორც $X_{i,t}$ ვექტორში შემავალი ცვლადები, ასევე $\log(y_{i,t-1})$ განისაზღვრებიან

ეკონომიკური ზრდის $y_{i,t,t-1}$ ტემპით $t-1$ დან t პერიოდში, აქედან ეს ცვლადები გამოდიან ეკონომიკური გაგებით ენდოგენურები. გავიხსენოთ რომ ეკონომეტრიკაში ენდოგენურობა არის სიტუაცია როდესაც ამხსნელი ცვლადი იმყოფება კორელაციაში შეცდომის წევრთან. რეგრესიულ მოდელში აღნიშნული სიტუაციის უგულვებელყოფა ეწინააღმდეგება გაუს-მარკოვის პირობებს (დაშვებებს) რომლის მიხედვითაც $cov(x_i, u_i) = 0$, აღნიშნული პირობის დარღვევა კი იწვევს შეფასებების გადაადგილებას. (ანანიაშვილი, ეკონომეტრიკა, 2014).

რეგრესიები რომლებიც განსაზღვრავენ ქვეყნებს შორის ფიქსირებული ეფექტებით განსხვავებას ზოგჯერ შეიძლება გამოდგენენ უფრო მისაღებები ეკონომეტრიკულ-აზრობრივი თვალსაზრისით, მაგალითად ეკონომიკურ ზრდასა და $X_{i,t}$ ვექტორის ცვლადებს შორის ეკონომეტრიკულ-სტატისტიკური კავშირის გამოსავლენად შეიძლება განვიხილოთ შემდეგი სახის რეგრესია:

$$\log y_{i,t} = \alpha \log y_{i,t,t-1} + X'_{i,t} \cdot \beta + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} , \quad (1.12)$$

სადაც δ_i განსაზღვრავს ფიქსირებულ ეფექტებს თითოეული ქვეყნისთვის/ქვეყანათა ჯგუფისთვის, ხოლო μ_t -განსაზღვრავს დროით ეფექტს რეგრესიაში. აღნიშნული (1.12) რეგრესია ზემოთ მოყვანილი (1.11) ზრდის რეგრესიისაგან რამოდენიმე ფაქტორით განსხვავდება:

- პირველი. (1.12) რეგრესია (1.1) რეგრესიისაგან განსხვავდება დამოკიდებული ცვადის (რეგრესიის მარცხენა მხარეს მყოფი ცვლადის) მათემატიკური სპეციფიკაციით, მაგრამ ეს არაა მნიშვნელოვანი რადგან ისინი წარმოადგენენ უბრალოდ ცვლადის მათემატიკურ ტრანსფორმაციებს საკმაოდ კარგი მიახლოებით ერთმანეთთან.

- მეორე. (1.12) მოდელში ჩართულია ლაგური დამოკიდებული ცვლადი $\log y_{i,t-1}$. როგორც ვიცით მოდელები ლაგური დამოკიდებული ცვლადითა და ფიქსირებული ეფექტებით ძნელი შესაფასებელია ამიტომ ხშირად აღნიშნული რეგრესიის შესაფასებლად უბრალოდ ტოვებენ ამ ლაგურ დამოკიდებულ ცვლადს, რაც რეგრესიის შეფასებას ბევრად ამარტივებს.

- მესამე. მოდელში ჩართული ფიქსირებულ ეფექტებში განსხვავება ქვეყნების მიხედვით δ_i რომელიც ხსნის კონკრეტული ქვეყნის/ქვეყანათა ჯგუფის ფიქსირებულ ეფექტებში განსხვავებას, შეიძლება იყოს ერთდროულად დამოკიდებულო როგორც

შედეგობრივ ცვლადზე - ეკონომიკურ ზრდაზე, (ერთ სულ მოსახლეზე შემოსავლების დონეზე) ასევე მოდელის მარჯვენა მხარეს ჩართულ სხვა ცვლადებზე, რომლებიც გვევლინებიან ეკონომიკური ზრდის ამხსნელ მახასიათებლებად.

ამრიგად პანელური მონაცემების (1.12) ტიპის რეგრესია შეიძლება გამოდგეს კარგი რეგრესია, რომელიც შემოსავლების დონეს ერთ სულ მოსახლეზე დააკავშირებს რიგ მიზეზობრივ ფაქტორებთან. ყველაფრის მიუხედავად ხაზგასმით უნდა აღვნიშნოთ რომ ქვეყნების ფიქსირებული ეფექტების შემოტანა მოდელში არაა უნივერსალური წამალი გამოტოვებული ცვლადის/ცვლადების პრობლემისა და მოდელის ეკონომეტრიკული ენდოგენურობისა (ვულდრიჯი, 2016). ერთდროულობის გადაადგილება ხშირად შედეგია დროში ცვალებადი გავლენისა, რომელიც ვერ აღმოიფხვრება ფიქსირებული ეფექტების ჩართვით, უფრო მეტიც როდესაც $X_{i,t}$ ვექტორის ზოგიერთი ცვლადი ხასიათდება მცირე ვარიაციით ქვეყნის ფიქსირებული ეფექტის ჩართვა მნიშვნელოვნად გაართულებს ამ ცვლადსა/ცვლადებსა და შედეგობრივ ცვლადს (ერთ სულ მოსახლეზე შემოსავლები) შორის სტატისტიკური კავშირის დადგენას. როგორც (1.12) მოდელის სტრუქტურული ანალიზიდან ჩანს ეს მოდელები საკმაოდ კარგი შემცვლელები და ასევე ხშირ შემთხვევაში შემავსებლები არიან ზრდის მოდელების. მაგრამ ამასთან უნდა გავითვალისწინოთ ისიც რომ აღნიშნული ტიპის მოდელები არ გვიხასიათებენ სიღრმისეულად ეკონომიკის სტრუქტურას და მიზეზ-შედეგობრივ კავშირებს, ასე რომ მასგავსი ტიპის მოდელები ვერ იქნებიან კარგი შემცვლელები ეკონომიკის სტრუქტურული მოდელებისა. (Acemoglu, 2007) (p.107-117).

1.2. ეკონომიკური ზრდის დეტერმინანტები

ეკონომიკური ზრდის დეტერმინანტების განსაზღვრისთვის ერთ-ერთი ყველაზე საინტერესო და მნიშვნელოვანი ნაშრომია „ECONOMIC GROWTH IN A CROSS SECTION OF COUNTRIES“ („ეკონომიკური ზრდა ქვეყნების ჯვარედინი მონაცემებით“), რომელიც შემოთავაზებულია რობერტ ბაროს ROBERT J. BARRO მიერ (Barro, 1991). ბარო 98 ქვეყნის 1960-1985 წლების პერიოდის მონაცემთა ანალიზით მივიდა მრავალ მნიშვნელოვან დასკვნამდე, მათ შორის მან დაადგინა რომ ერთ სულ მოსახლეზე რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდა (growth rate of real per capita GDP) დადებითად იყო დამოკიდებული ადამიანისეული კაპიტალის საწყის დონეზე და

უარყოფითად ერთ სულ მოსახლეზე რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის საწყის (1960 წლის) დონეზე. მან ასევე დაასკვნა რომ ქვეყნებს მაღალი ადამიანისეული კაპიტალით ჰქონდათ დაბალი ფერტილობის მაჩვენებელი და ფიზიკურ კაპიტალში ინვესტიციების მაღალი მაჩვენებელი მთლიან სამამულო პროდუქტთან მიმართებაში. ზრდა უარყოფითადაა დაკავშირებული სახელმწიფო მოხმარების წილზე მთლიან სამამულო პროდუქტში, ამასთან უმნიშვნელოდ, მაგრამ დადებითადაა დაკავშირებული მთლიან სამამულო პროდუქტში სახელმწიფო ინვესტიციების წილზე. ზრდის ტემპი დადაბითადაა დაკავშირებული პოლიტიკურ სტაბილურობასთან და უარყოფითად ბაზრის ჩავარდნის მოახლოებასთან. (Barro, 1991)

ნეოკლასიკურ ზრდის მოდელებში, როგორებიცაა: სოლოუ (Solow, 1956), კასი Cass (1965) და კოპმანი (1965), ქვეყნის ეკონომიკური ზრდის ტემპი ერთ სულ მოსახლეზე უარყოფითადაა დაკავშირებული ერთ სულზე შემოსავლის საწყის დონესთან. კერძოდ თუ ქვეყნები მსგავსნი არიან სტრუქტურული პარამეტრებით და ტექნოლოგიურობით, ღარიბ ქვეყნებს აქვთ ტენდენცია გაიზარდონ უფრო სწრაფად, ვიდრე მდიდარი ქვეყნები. აქედან გამომდინარე არსებობს ძალა რომელიც ხელს უწყობს ერთ სულ მოსახლეზე შემოსავლების დონის დაახლოებას (კონვერგენციას) მდიდარ და ღარიბ ქვეყნებს შორის (პაპავა ვლადიმერ, 2014). ღარიბ ქვეყნებს ერთ მუშაკზე კაპიტალში იარაღების დაბალი დონით აქვთ მაღალი კაპიტალის ზღვრული პროდუქტი MPK, აქედან ცხადია, რომ კაპიტალში იარაღების მცირედი ზრდაც კი ღარიბ ქვეყნებში გამოიწვევს მთლიანი გამოშვების მაღალ ზრდას, ამ ანალიზიდან გამომდინარე ღარიბ ქვეყნებს ბუნებრივად აქვთ ეკონომიკური ზრდის მაღალი ტემპები.

ამის საპირისპიროდ, ისეთ მოდელებში როგორებიცაა: ლუკასი Lucas (1988) და რებელო Rebelo (1990), ქვეყნის ერთ სულ მოსახლეზე მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდის ტემპი არაა დამოკიდებული ერთ სულ მოსახლეზე მთლიანი სამამულო პროდუქტის საწყის დონეზე. აღნიშნულ მოდელებში კაპიტალის ზღვრული პროდუქტი მუდმივია, რაც განპირობებულია კაპიტალის ცნების გაფართოებით, მასში ფიზიკურ კაპიტალთან ერთად ადამიანისეული კაპიტალის გათვალისწინებით. (ადამიანისეული კაპიტალის მუდმივი ზრდა არ აძლევს კაპიტალის ზღვრულ პროდუქტს შემცირების საშუალებას). აღნიშნული მოდელების მხარდასაჭერად შეგვიძლია განვიხილოთ

სამერსის და ჰესტონის Summers and Heston (1988) საერთაშორისო შედარების მონაცემთა ანალიზი, რომლის მიხედვითაც 98 ქვეყნის მაგალითზე არ დადასტურდა მნიშვნელოვანი კავშირი 1960 -დან 1985 წლამდე ერთ სულ მოსახლეზე GDP-ს ზრდის საშუალო ტემპსა და ერთ სულ მოსახლეზე 1960 წლის რეალურ GDP-ს შორის. აქედან ცხადია რომ ჰიპოთეზა რომლის მიხედვითაც ღარიბ ქვეყნებს აქვთ ტენდენცია უფრო სწრაფად გაიზარდონ, ვიდრე მდიდარი ქვეყნები, თითქმის არ დასტურდება ემპირიული ანალიზით. საბოლოოდ მივიღეთ რომ ერთ სულ მოსახლეზე GDP-ის ზრდის ტემპს მცირე კავშირი აქვს ერთ სულ მოსახლეზე GDP-ის საწყის მნიშვნელობასთან.

ადამიანისეული კაპიტალი განსაკუთრებულ როლს თამაშობს სხვა არაერთ ეკონომიკური ზრდის ენდოგენურ მოდელში. მაგალითად რომერის Romer [1990] მოდელში ადამიანისეული კაპიტალი არის კვლევითი სექტორის ფუნდამენტი, რომელიც შეიმუშავებს ახალ იდეებს, წარმოქმნის ახალ პროდუქტებს ან აუმჯობესებს უკვე არსებულის წარმოების პროცესს, ეს ყველაფერი კი საფუძველს უდებს ტექნოლოგიურ პროგრესს. აღნიშნული მოდელიდან გამომდინარე, ქვეყნებს ადამიანისეული კაპიტალის მაღალი დონით და გამოცდილებით აქვთ ახალი საქონლის წარმოების, წარმოების პროცესის გაუმჯობესების უფრო სწრაფი ტემპი, რაც იწვევს მათი ეკონომიკების უფრო სწრაფ ზრდას. სხვა საინტერესო შეხედულება ეკონომიკურ ზრდასა და ადამიანისეული კაპიტალის დონეს შორის კავშირის ასახსნელად შემოთავაზებულია ნელსონისა და ფელიპსის Nelson and Phelps [1966] მიერ, რომელთა მტკიცებით ადამიანისეული კაპიტალის უფრო დიდი მარაგის მქონე ქვეყანას უფრო მარტივად შეუძლია ახალი პროდუქტებისა და იდეების ათვისება, რომელიც აღმოჩენილია სხვაგან. აქედან გამომდინარე, მიმდევარი ქვეყანა, რომელსაც აქვს ადამიანისეული კაპიტალის დიდი მარაგი უფრო სწრაფად იზრდება, რადგან იგი სწრაფად იღებს და იზიარებს ცოდნასა და გამოცდილებას, რომელიც შექმნილია ტექნოლოგიურად წამყვანი ქვეყნის/ქვეყნების მიერ. ეკონომიკურ ზრდაში ადამიანისეული კაპიტალის როლზე მიუთითებდნენ ასევე ბეკერი, მერფი და ტამურა Becker, Murphy, and Tamura [1990], რომელთა აზრითაც ადამიანისეული კაპიტალის მაღალ რაოდენობას ერთ მოსახლეზე მივყავართ უფრო და უფრო მეტ ინვესტიციებამდე

როგორც ფიზიკურ ისე ადამიანისეულ კაპიტალში. ეს ყველაფერი კი ხდება ერთ სულ მოსახლეზე მაღალი ეკონომიკური ზრდის მიზეზი.

ზემო აღნიშნული თეორემებიდან გამომდინარე შეიძლება გამოვიტანოთ მრავალი მნიშვნელოვანი დასკვნა, მაგალითად ის რომ ღარიბი ქვეყანა იზრდება მდიდარ ქვეყანაზე უფრო სწრაფად, მხოლოდ იმ შემთხვევაში თუ ღარიბი ქვეყნის ადამიან-სეული კაპიტალი აღემატება იმ რაოდენობას რომელიც როგორც წესი თან ახლავს ერთ სულ მოსახლეზე შემოსავლების დაბალ დონეს. ან კიდევ ერთ სულ მოსახლეზე მთლიანი შიდა პროდუქტის მოცემული საწყისი მნიშვნელობისთვის ქვეყნის შემდგომი ზრდის ტემპი დადებითადაა დამოკიდებული საწყისი ადამიანისეული კაპიტალის დონეზე. მოდელში ადამიანისეული კაპიტალის გათვალისწინებამ დიდი ცვლილებები შეიტანა ეკონომიკური ზრდის თეორიულ მოსალოდნელ პროგნოზებში. მაგალითად მოდელი ადამიანისეული კაპიტალის გათვალისწინებით პროგნოზირებს უარყოფით კავშირს ერთ სულ მოსახლეზე ეკონომიკურ ზრდასა და ერთ სულ მოსახლეზე მთლიან სამამულო პროდუქტის საწყის მნიშვნელობას შორის. ასე რომ ადამიანისეული კაპიტალით მოდიფიცირებული მოდელი მხარს უჭერს ნეოკლასიკური ზრდის მოდელებით ნაწინასწარმეტყველებ კონვერგენციის ჰიპოთეზას. (Barro, 1991)

როგორც ვიცით ადამიანისეული კაპიტალის შეფასება რთული საკითხია მასში გასათვალისწინებელია მრავალი ფაქტორი და საბოლოოდ ყველაფერი მაინც საექვო შორი მიახლოებაა. იმდენად რამდენადაც რთულია ადამიანისეული კაპიტალის ზუსტი გაზომვა, არსებობს მრავალი მიდგომა მის გასაზომად რომელთა ინფორმაციულობაზე და სიზუსტეზე კამათი დაუსრულებლად შეიძლება. ბარომ იმ დროინდელი მონაცემებით ადამიანისეული კაპიტალის შემცვლელ ყველაზე საუკეთესო ცვლადად (მისაწვდომობის გათვალისწინებით) წარმოგვიდგინა სკოლაში შესვლის/ჩარიცხვის მაჩვენებლები დაწყებით და საშუალო კლასებში. ეს ცვლადი, გაერთიანებული ერების ორგანიზაციიდან მიღებული ინფორმაციის საფუძველზე, ზომავს განსაზღვრულ კლასში ჩარიცხულ სტუდენტთა რაოდენობას. ბარომ კაპიტალის შემცვლელ ცვლადად წარმოადგინა ასევე ზრდასრულთა წიგნიერების მაჩვენებელი. დღეს დღეობით ბუნებრივია უფრო მეტი არჩევანი და შესაბამისად ინფორმაცია გვაქვს ადამიანისეული კაპიტალის შემცვლელი ცვლადის/ცვლადების ასარჩევად.

ბარომ განალიზა რეალური სახელმწიფო დანახარჯების რეალურ მთლიან შიდა პროდუქტთან თანაფარდობის გავლენა ეკონომიკურ ზრდაზე და ინვესტიციებზე. იგი მივიდა დასკვნამდე რომლის მიხედვითაც სახელმწიფო დანახარჯების წილის ზრდა მთლიან შიდა პროდუქტში იწვევდა ეკონომიკური ზრდისა და ინვესტიციების შემცირებას. აღნიშნული მსჯელობის არგუმენტი იყო ის რომ სახელმწიფო მოხმარებას უშუალო გავლენა არ აქვს კერძო პროდუქტიულობაზე, ამასთან მეტი სახელმწიფო დანახარჯები საჭიროებს მეტი გადასახადის ამოღებას რაც ამცირებს კერძო განკარგვად შემოსავლებს, რაც ბუნებრივია ამცირებს კერძო დანაზოგებს. ეს კი იწვევს კერძო ინვესტიციების შემცირებას. საბოლოოდ კი ამ ყველაფრის შედეგი ეკონომიკური ზრდის შემცირებაა. ამასთან თუ გავითვალისწინებთ რომ სახელმწიფო მოხმარება ასევე მოიცავს განათლებაზე დანახარჯებს, თავდაცვაზე დანახარჯებს, რაც, თავისი არსით, სახელმწიფო ინვესტიციები უფროა, ვიდრე სახელმწიფო მოხმარება, შეიძლება ვთქვათ, რომ სახელმწიფო დანახარჯების ნაწილი სახელმწიფო ინვესტიციების სახით გავლენას ახდენს ქვეყანაში კერძო სექტორის პროდუქტიულობაზე და საკუთრების უფლებების დაცვაზე. ასე რომ, უფრო ღრმა და ზუსტი ანალიზისთვის საჭიროა სახელმწიფო დანახარჯების სტრუქტურის ანალიზი რომელიც გვიჩვენებს სახელმწიფო დანახარჯების რა ნაწილი მიდის უშუალოდ სახელმწიფო მოხმარებაზე და რა ნაწილი ხმარდება სახელმწიფო ინვესტიციებს და ინფრასტრუქტურულ პროექტებს. (Barro, 1991), (ანანიავილი, მაკროეკონომიკური მოდელირება. (ლექციების კურსი), 2018).

ეკონომიკურ ზრდაზე ასევე გავლენას ახდენს სხვა არაერთი ფაქტორი, რომელთა რიცხვობრივად გამოსახვა თითქმის შეუძლებელია, მაგალითად პოლიტიკური არასტაბილურობა, ეკონომიკური სისტემის ტიპი, ბაზრების დამახინჯება და სხვა. ბარომ (Barro, 1991) პოლიტიკური არასტაბილურობის საზომად შემოგვთავაზა ქვეყანაში რევოლუციებისა და გადატრიალებების რაოდენობის განხილვა, ამასთან აღნიშნულთან ერთად მან განიხილა პოლიტიკური მკვლევლობების რიცხვი წლის განმავლობაში. იგი ბუნებრივია მივიდა დასკვნამდე, რომლის მიხედვითაც ეკონომიკურ ზრდასა და პოლიტიკურ არასტაბილურობას შორის არსებობს უარყოფითი კავშირი, ამავდროულად, პოლიტიკური არასტაბილურობა უარყოფითად ზემოქმედებს ასევე ინვესტიციებზე ეს კი კიდევ ერთი ფაქტორი ხდება ეკონომიკური ზრდის შეფერხებისა. რაც შეეხება

ქვეყნის ეკონომიკური სისტემების დაყოფას საინტერესო მიდგომა აქვს შემოთავაზებული გესტილს Gastil [1987] მან ქვეყნების ეკონომიკური სისტემები დაჰყო მასში სახელმწიფოს როლის გათვალისწინებით. ბარომ კი გამოიყენა ქვეყნების ეკონომიკური სისტემების დაყოფა სამ კატეგორიად: თავისუფალ, სოციალისტურ და შერეულ ეკონომიკებად. ბაზრების დამახინჯების საზომებად გამოდგება ფასების არასტაბილურობა რომელიც შეიძლება გაიზომოს მთლიანი სამამულო პროდუქტის დეფლატორის ვარიაციით, სამომხმარებლო ფასების ინდექსის ვარიაციით, მსყიდველობითი უნარიანობის პარიტეტის ინდექსით და სხვა. ასევე კარგი იქნება თუ განვიხილავთ ახალ კუმულაციურ ინდექსს რომელიც კარგად ასახავს ბაზრების დამახინჯებას.

ელისაიოს პაპირაკისმა (Elissaios Papyrakis) და რეიერ გერლაგმა (Reyer Gerlagh) თავიანთ ნაშრომში „რესურსების სიუხვე და ეკონომიკური ზრდა შეერთებულ შტატებში“ - („Resource abundance and economic growth in the United States“) ამერიკის შეერთებული შტატების 49 შტატის ჯვარედინი მონაცემების მაგალითზე გაანალიზეს ეკონომიკური ზრდის დეტერმინანტები აშშ-ის შტატებისთვის. მათ დამოუკიდებელ ანუ საშუალო ცვლადად განიხილეს შტატის მთლიანი შიდა პროდუქტის - Gross State Product (GSP) -ის ზრდის ტემპი, ხოლო დამოუკიდებელ ცვლადებად ანუ რეგრესორებად განიხილეს მიმდინარე საწყისი შემოსავალი, ბუნებრივი რესურსები, ინვესტიციები, სკოლაში შესვლის/ჩარიცხვის მაჩვენებელი, „კვლევებსა და დამუშავებებზე“ - („research and development“) R&D დანახარჯები/ინვესტიციები, ბაზრების ღიაობა და კორუფცია. მკვლევარები ემპირიული ანალიზით მივიდნენ მრავალ საინტერესო შედეგამდე მათ შორის, ემპირიულად დაადასტურეს აშშ-ის შტატებისთვის აბსოლიტური კონვერგენციის ჰიპოთეზა (Papyrakis Elissaios, Gerlagh Reyer , 2007).

სვეტლანა ლედიაევამ (Svetlana Ledyeva) და მიქაელ ლინდენმა (Mikael Linden) თავიანთ ემპირიულ ნაშრომში: „ეკონომიკური ზრდის განმსაზღვრელი ფაქტორები: ემპირიული მტკიცებულებები რუსეთის რეგიონებიდან“ - („Determinants of Economic Growth: Empirical Evidence from Russian Regions“) რუსეთის რეგიონების მაგალითზე განიხილეს ბაროსა და სალა-ი-მარტინის (Barro and Sala-i-Martin) ზრდის მოდელების მოდიფიკაცია. მათ 1996-2005 წლების მონაცემებით რუსეთის 74 რეგიონისთვის განიხილეს ერთ სულზე ეკონომიკური ზრდის განმსაზღვრელი ფაქტორები. კვლევის

პროცესში გამოიყენეს როგორც პანელური მონაცემები, ასევე მხოლოდ ჯვარედინი მონაცემები და მივიდნენ დასკვნებამდე, რომლის მიხედვითაც რეგიონალური ეკონომიკური ზრდა აღნიშნულ (1996-2005) პერიოდში დამოკიდებული იყო რეგიონის ეკონომიკური განვითარების საწყის დონეზე, 1998 წლის ფინანსურ კრიზისზე, მთლიან შიდა ინვესტიციებზე და ექსპორტზე. ამასთან მკვლევარებმა ვერ მოძებნეს ვერანაირი ემპირიული მტკიცებულება რუსეთში ღარიბ და მდიდარ რეგიონებს შორის ზრდის კონვერგენციის შესახებ 1996-2005 წლებისთვის (Ledyeva Svetlana, Linden Mikael , 2008).

რუსეთის მაგალითზე აგებულ რეგიონული ეკონომიკური ზრდის მოდელში (რომელიც ზემოთ განვიხილეთ) ავტორებმა გამოიყენეს ხუთი ამხსნელი ცვლადი რომელიც მათი აზრით ყველაზე კარგად ხსნიდა რუსეთის რეგიონების ეკონომიკურ ზრდას წლების განმავლობაში. მათ მიერ აგებულ მოდელში გვხვდება შემდეგი ცვლადები:

- პირველი $\ln(I/N)_{i,t}$ - არის t წლისთვის i რეგიონში ერთ სულზე გაანგარიშებული ფიზიკურ კაპიტალში ინვესტიციების ნატურალური ლოგარითმი (ინვესტიციები აღებულია მილიონ დოლარებში 2000 წლის მუდმივ ფასებში).

- მეორე $\ln(\text{Exp}/N)_{i,t}$ - არის t წელს i რეგიონისთვის ერთ სულზე გაანგარიშებული ექსპორტის ნატურალური ლოგარითმი (ექსპორტი გულისხმობს კონკრეტული რეგიონიდან ქვეყნის გარეთ გატანილ საქონელსა და მომსახურებას (იგი გაანგარიშებულია მილიონ დოლარებში 2000 წლის მუდმივი ფასებით)

- მესამე $\ln(R/N)_{i,t}$ - არის რესურსების ინდექსის ნატურალური ლოგარითმი, აღნიშნული ინდექსის ჩართვა მოდელში განპირობებულია იმით, რომ რუსეთის ეკონომიკა ძლიერაა დამოკიდებული ბუნებრივი რესურსების გამოყენებაზე. სხვა ქვეყნისთვის, რომელთა ეკონომიკა არაა დამოკიდებული ბუნებრივ რესურსებზე, შეიძლება უგულებელვყოთ ეს ცვლადი. (აგრეგირებული საწარმოო ფუნქციის კვლევის შედეგების მიხედვით, ბუნებრივი რესურსების მარაგი დადებითად არის დაკავშირებული ეკონომიკურ ზრდასთან მოკლევადიან პერიოდში, მაგრამ გრძელვადიანი პერიოდის ანალიზი და ისტორიული გამოცდილება ადასტურებს „რესურსების წყევლის ჰიპოთეზას“ – „resource curse hypothesis“ , რომლის მიხედვითაც გრძელვადიან პერიოდში რესურსები ეკონომიკური ზრდისა და განვითარების შემაფერხებელი ფაქტორია) (Ledyeva Svetlana, Linden Mikael , 2008).

- მეოთხე $\ln(FDI/N)_{i,t}$ - არის ერთ სულზე გაანგარიშებული პირდაპირი უცხოური ინვესტიციების ნატურალური ლოგარითმი (პირდაპირი უცხოური ინვესტიციები გაანგარიშებულია 2000 წლის მუდმივ ფასებში მილიონ დოლარებში). აღსანიშნავია რომ მრავალი კვლევა არსებობს, რომელთა შედეგები მიუთითებენ პირდაპირი უცხოური ინვესტიციების დადებით როლზე ეკონომიკურ ზრდაში (ამ შედეგებიდან გამომდინარე ბუნებრივია ვივარაუდოთ რომ მისი კოეფიციენტი აქაც დადებითი იქნება).

- მეხუთე $Dummy_{1998}$ - არის 1998 წლის ფიქტიური ცვლადი, რომელიც აკონტროლებს რუსეთში მომხდარი ფინანსური კრიზისის შედეგებს.

ზემოაღნიშნულ ხუთ ფაქტორთან ერთად რუსეთის რეგიონული ეკონომიკური ზრდის მოდელში ამხსნელ ფაქტორად შედის დამატებითი ენდოგენური, შეიძლება ითქვას დამოკიდებული ლაგური, ცვლადი $\ln(y_{i,t-1})$, რომელიც გვიჩვენებს ერთ სულზე გაანგარიშებული მთლიანი რეგიონული პროდუქტის საწყისი/მიმდინარე დონის ლაგური მნიშვნელობის ნატურალურ ლოგარითმს. რაც შეეხება შედეგობრივ ცვლადს იგი მოცემულია როგორც $\Delta \ln(y_{i,t})$ რომელიც გვიჩვენებს ერთ სულზე რეალური მთლიანი რეგიონული პროდუქტის (Gross Regional Product) GRP-ის ნატურალურ ლოგარითმის ცვლილებას. ყველაფერ ზემოაღნიშნულის გათვალისწინებით მათ მიერ აგებულ რეგიონულ ეკონომიკური ზრდის მოდელს აქვს სახე:

$$\Delta \ln y_{i,t} = \alpha_1 * \ln y_{i,t-1} + \alpha_2 * \ln(I/N)_{i,t} + \beta_1 * \ln(Exp/N)_{i,t} + \beta_2 * \ln(R/N)_{i,t} + \beta_3 * \ln(FDI/N)_{i,t} + \beta_4 * D1998 + v_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} , \quad (2.1)$$

სადაც v_i არის i რეგიონის სპეციფიკური ეფექტი, ხოლო τ_t არის დროის პერიოდის ეფექტი ყველა რეგიონისთვის, $\varepsilon_{i,t}$ კი არის შეცდომის წევრი.

როგორც ზემოთ თეორიულ ანალიზში აღვნიშნეთ, მოდელში ლაგური დამოუკიდებელი ცვლადის ჩართვა იწვევს გარკვეულ ეკონომეტრიკულ პრობლემებს რეგრესიულ ანალიზში, ამიტომ ხშირად მკვლევარები თავს არიდებენ მსგავსი შემთხვევების განხილვას ან დიდ ენერჯიას ხარჯავენ მოდელის სრულყოფილად შეფასებისთვის. როგორც ვხედავთ რეგიონული ეკონომიკური ზრდის ზემოთ მოყვანილი რეგრესიული მოდელიც (2.1) შეიცავს ლაგურ დამოუკიდებელ ცვლადს, რაც ბუნებრივია წარმოშობს გარკვეულ პრობლემებს ეკონომეტრიკული თვალსაზრისით. მაგალითად: მცირე შერჩევის პირობებში ფიქსირებული ეფექტებით (FE) და შემთხვევითი ეფექტებით (RE)

შეფასებული პანელურ მონაცემთა მოდელებში ლაგური დამოკიდებული ცვლადი იწვევს ამხსნელ ფაქტორთა კოეფიციენტების გადაადგილებული შეფასებების მიღებას. უნდა აღინიშნოს რომ ასეთ სიტუაციაში უმცირეს კვადრატთა მეთოდის გამოყენების ძირითადი პრობლემა ისაა რომ ლაგური დამოკიდებული ცვლადი კორელირებულია შემთხვევით შეცდომის წევრთან, ეს კი არღვევს გაუს მარკოვის პირველ დაშვებას, რომლის მიხედვითაც $Cov(u_i, x_i) = 0$ ამხსნელი ფაქტორები არაა კავშირში შემთხვევით შეცდომასთან (ვულდრიჯი, 2016).

1.3. ეკონომიკური ზრდის დროითი მწკრივების ADL, CEM და ARIMA მოდელები

მაჰმუდ ა. მანსარაიმ (Mahmud A. Mansaray) თავის ემპირიულ კვლევაში- „გამოყენებითი ეკონომეტრიკა და ეკონომიკური ზრდის დეტერმინანტები“ – („Applied Econometrics and the Determinants of Economic Growth“) დროითი მწკრივების ანალიზის მეთოდებით განიხილა პოსტკონფლიქტური სიერა ლეონეს (Sierra Leone) ეკონომიკური ზრდის ფაქტორები და მათი გავლენა ეკონომიკურ ზრდაზე. მკვლევარმა განიხილა 2000-2013 წლებში სიერა ლეონეს ეკონომიკური მონაცემები კვარტალურად (48 დაკვირვებისთვის) და ეკონომიკურ ზრდასა და 7 მაკროეკონომიკურ ცვლადს შორის როგორც გრძელვადიანი ისე მოკლევადიანი კავშირი. მან ეკონომიკური ზრდის ამხსნელ ფაქტორებად გამოიყენა შემდეგი ცვლადები : 1).პირდაპირი უცხოური ინვესტიციები, 2).მთლიანი კაპიტალის ფორმირება, 3). ინფლაცია, 4). რეალური საპროცენტო განაკვეთი, 5). ვალუტის რეალური გაცვლითი კურსი, 6). მოსახლეობის ზრდის ტემპი, 7). ბაზრის ღიაობა. (Mansaray, 2017)

მანსარაიმ განიხილა შემდეგი სპეციფიკაციის მოდელი, რომელიც ეკონომიკურ ზრდას ფუნქციონალურად აკავშირებს მის ამხსნელ ფაქტორებთან:

$$GDP_{growth} = f(FDI, GCF, INF, INT, EXR, POP, TOP) ,$$

სადაც FDI - არის პირდაპირი უცხოური ინვესტიციები,

GCF - არის მთლიანი კაპიტალის ფორმირება,

INF - არის ინფლაციის ცვლადი,

INT - არის რეალური საპროცენტო განაკვეთის ცვლადი,

EXR - არის ვალუტის რეალური გაცვლითი კურსი,

POP - არის ადამიანისეული კაპიტალის გამომხატველი ცვლადი,

TOP - არის ბაზრის ღიაობის მაჩვენებელი.

მოდელი იყენებს წრფივ ლოგ-ლოგ დამოკიდებულებას საშედეგო და ფაქტორულ ცვლადებს შორის კავშირის დასადგენად. მას აქვს განაწილებულლაგიანი ავტორეგრესიული ARDL მოდელის (Autoregressive Distributed Lag Model) ან სხვანაირად (ADL) მოდელის სახე და მოიცემა როგორც:

$$\ln GDPgrowth_t = \alpha_0 + \alpha_1 * \ln GDPgrowth_{t-1} + \alpha_2 * \ln GDPgrowth_{t-2} + \dots + \alpha_q * y_{t-q} + e_t , \quad (3.1)$$

სადაც $\ln(.)$ ნატურალური ლოგარითმის ფუნქციაა, შესაბამისად $\ln GDPgrowth_t$ - არის მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდის ლოგარითმი, $\ln GDPgrowth_{t-1}$ - არის მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდის ლოგარითმის ლაგური წევრი (t-1 პერიოდში). $\alpha_q * y_{t-q}$ აღნიშნავს დანარჩენი ამხსნელი ცვლადების მიმდინარე და ლაგურ მნიშვნელობებს ლოგარითმულ გამოსახულებაში და შესაბამისად მათ გავლენას საშედეგო ცვლადზე. რაც შეეხება ნარჩენობით e_t წევრს, იგი არის შეცდომის წევრი რომელიც უნდა იყოს ერთმანეთისგან დამოუკიდებლად ერთნაირად განაწილებული შემთხვევითი სიდიდე. უნდა აღინიშნოს რომ კოეფიციენტების შეფასებები იყოს შემდეგი: $\alpha_{FDI} > 0$, $\alpha_{GCF} > 0$, $\alpha_{INF} < 0$, $\alpha_{INT} < 0$, $\alpha_{EXR} > 0$, $\alpha_{POP} > 0$, $\alpha_{TOP} > 0$, რაც გამომდინარეობს აქამდე ჩატარებული ემპირიული კვლევებიდან და ეკონომიკური თეორიიდან. (Mansaray, 2017)

ADL მოდელი ანუ განაწილებულლაგიანი ავტორეგრესიული მოდელი (Autoregressive Distributed Lag Model) ან სხვანაირად (ARDL) მოდელი აღწერს Y შედეგობრივი ცვლადის მათემატიკური ლოდინის განტოლებას რომლის მიმდინარე მნიშვნელობა განისაზღვრება შედეგობრივი Y ცვლადის წინასტორიით და ფაქტორული X_i ცვლადების მიმდინარე და ლაგური მნიშვნელობებით. ADL მოდელის კერძო შემთხვევას წარმოადგენს FDL მოდელი - სასრული განაწილებულლაგიანი მოდელი (Finite Distributed Lag Model). (ანანიაშვილი, დროითი მწკრივების ანალიზი. (ლექციების კურსი), 2018). ADL მოდელის აგებამდე აუცილებელია, რომ შევამოწმოთ თითოეული ცვლადის სტაციონალურობა და დავადგინოთ მათი ხასიათი. სტაციონალურია, არასტაციონალურია, თუ ტრენდსტაციონალურია ამასთან უნდა

დადგინდეს ტრენდი დეტერმინირებულია თუ სტოხასტური. სტაციონალურობის შემოწმება იმისთვისაა აუცილებელი რომ ჩვენ არ შეგვექმნას ცრუ რეგრესიის (ცრუ დამოკიდებულების) პრობლემა და არარსებული კავშირები ცვლადებს შორის არ წარმოვადგინოთ რეგრესიულ დამოკიდებულებებად. სტაციონალურობის შემოწმებისას აუცილებელია სწორად განისაზღვროს დამოკიდებულების ლაგი და ამის მიხედვით ჩატარდეს ტესტი ერთეულოვანი ფესვის შემოწმებაზე. ერთეულოვანი ფესვის შემოწმება პირველი რიგის ავტორეგრესიულ AR(1) პროცესში წარმოებს დიკი-ფულერის DF ტესტით, ხოლო უფრო მაღალი რიგის ავტორეგრესიულ მოდელებში ვიყენებთ დიკი-ფულერის გაფართოებულ ADF ტესტს. ჩვენ მწკრივის სტაციონალურობის შემოწმებისას ცალ-ცალკე უნდა განვიხილოთ ვარიანტები იმისა, რომ მოდელი შეიძლება შეიცავდეს მუდმივ წევრს და არ შეიცავდეს დეტერმინირებულ ტრენდს, შეიძლება მოდელში არ იყოს ჩართული თავისუფალი წევრი ან პირიქით შეიცავდეს, როგორც თავისუფალ წევრს, ასევე ტრენდს. აღნიშნულ ტესტების პარალელურად არსებობს ასევე მთელი რიგი ტესტები რომლებიც ამოწმებენ მწკრივში ერთეულოვანი ფესვის არსებობას მაგალითად ერთ-ერთი გავრცელებული ტესტია (KPSS) კვანტოვსკის, ფილიპსის, შმიდტისა და შინის ტესტი. თუ მოხდა ისე რომ აღნიშნულმა ტესტებმა დაადასტურა ცვლადების სტაციონალურობა ვიწყებთ რეგრესიის ADL მოდელის აგებას. მოდელის აგებისას ვიყენებთ დაახლოებით ისეთივე პრინციპებს როგორც ARMA მოდელისთვის, ავტორეგრესიული განაწილებულ ლაგისანი მოდელის ასაგებად დასადგენია თუ რა ცვლადებს უნდა შეიცავდეს ის, ასევე გასათვალისწინებელია აღნიშნული ცვლადების ლაგების სიგრძეები. განაწილებულლაგისანი ავტორეგრესიული მოდელის არჩევის ყველაზე გავრცელებული მეთოდია ზოგადი მოდელიდან კერძო მოდელისაკენ, ანუ ჯერ განისაზღვრება გაფართოებული მოდელი, რომელშიც ჩართულია ბევრი ცვლადი ბევრი ლაგით და თანდათან არამნიშვნელოვან ცვლადთა და ლაგთა გამორიცხვით მივდივართ სასურველ მოდელამდე. ყველაფერ ამის შემდეგ ვაფასებთ ADL მოდელს და ვსწავლობთ მის სანდობას. მოდელს არ უნდა ჰქონდეს ნარჩენების ჰეტეროსკედასტურობის და ნარჩენების ავტოკორელაციის პრობლემა ამასთან საბოლოო შეცდომები ნორმალურად უნდა იყოს განაწილებილი ნულის ტოლი საშუალოთი და მუდმივი დისპერსიით, როგორც გაუს-მარკოვის მე-6 დაშვებიდანაა ცნობილი.

ისეთი შემთხვევის დროს როდესაც ზემოაღნიშნული ADF ან და KPSS ტესტებით ვერ უარვყოფთ ნულოვან ჰიპოთეზას ცვლადთა არასტაციონალურობის არსებობის შესახებ, მაშინ ცრუ რეგრესიის თავიდან აცილებისთვის ჩვენ შეიძლება გადავიდეთ პირველ სხვაობებზე და ცვლადები სტაციონალური გავხადოთ, ამის შემდეგ კი შევძლებთ ავსოთ ADL მოდელი, მაგრამ უნდა აღვნიშნოთ რომ პირველსხვაობებზე გადასვლით ჩვენ გამოვსახავთ მხოლოდ მოკლევადიან ურთიერთკავშირს ცვლადებს შორის და უარს ვამბობთ გრძელვადიანი კავშირ-ურთიერთობების აღწერაზე. მაგრამ ენგელმა და გრეინჯერმა შეისწავლეს რა ცვლადთა კოინტეგრირებადობის არსებობის შესაძლებლობა დაადგინეს რომ თუ შედეგობრივ ცვლადსა და ამხსნელ ცვლადებს შორის არსებობს კოინტეგრირებადობის შესაბამისობა, კოინტეგრირებადობის ვექტორი, მაშინ მოდელის აგებისას მიიღება სტაციონალური ნარჩენები, რაც სწორი მოდელის აგებისა და სწორად შეფასების მნიშვნელოვანი პირობაა. ანუ ცვლადთა კოინტეგრირებადობის შემთხვევაში არსებობს გრძელვადიანი დინამიკური წონასწორობა ცვლადებს შორის და ამიტომ რეგრესიით მიღებული შეცდომები ნორმალურია და ფლუქტუირებენ ნულის გარშემო ეს კი მიაჩნება იმაზე რომ შეიძლება მოდელის შეფასება და მისგან კარგი შედეგების მიღება.

არასტაციონალური დროითი მწკრივების შემთხვევაში, როდესაც ეს დროითი მწკრივები კოინტეგრირებადია, გრეინჯერის წარმოდგენის თეორემის თანახმად გვაქვს ერთმანეთთან თანხვედრაში მყოფი ორი მოდელი გრძელვადიანი კავშირების (წონასწორობის) მოდელი და მოდელი რომელიც აღწერს მოკლევადიან კავშირებს და მოძრაობის დინამიკას გრძელვადიანი წონასწორობისკენ. აღნიშნულ მოკლევადიანი კავშირების მოდელს ეწოდება ცდომილების კორექციის (Error Correction Model) CEM მოდელი. უმარტივეს ცდომილების კორექციის მოდელს აქვს შემდეგი სახე:

$$\Delta Y_t = \varphi_0 * \Delta X_t - (1 - \theta) * [Y_{t-1} - \alpha - \beta * X_{t-1}] + \varepsilon_t.$$

აღნიშნული ცდომილების კორექციის მოდელით ცხადია რომ შედეგობრივი ცვლადის მიმდინარე მოკლევადიანი ცვლილება ΔY_t ორი გარემოებით განისაზღვრება: პირველი ესაა ფაქტორული ცვლადის მიმდინარე მოკლევადიანი ცვლილების ΔX_t შედეგი, ხოლო მეორე უკავშირდება გრძელვადიან წონასწორობისგან გადახრას-ცდომილებას რაც ოთკუთხედ ფრჩხილებშია გამოსახული, იგი აღნიშნავს წინა პერიოდის გრძელვადიან

წონასწორობიდან გადახრას. ცდომილების კორექციის მოდელი კი ითვალისწინებს წარსულის შეცდომებს და კორექტირებას უკეთებს $(1-\theta)$ პარამეტრით საშუალო ცვლადის მიმდინარე მოკლევადიან ცვლილებას ΔY_t -ს. აქ $(1-\theta)$ კორექტირების სიჩქარეს ასახავს. სწორედ ეს კორექტირების ძალაა ის რაც გრძელვადიან წონასწორობაში ცდომილებებს ნულთან აბრუნებს. (ანანიაშვილი, დროითი მწკრივების ანალიზი. (ლექციების კურსი), 2018)

ზემოთ მოყვანილი (3.1) მოდელის შეფასებით თუ დადასტურდა კონტეგრაციის არსებობა ანუ თუ დადასტურდა გრძელვადიანი ურთიერთკავშირი მთლიანი შიდა პროდუქტის ზრდასა და ზრდის განმსაზღვრელ ფაქტორულ ცვლადებს შორის, ფილიპს-ოულიარისა (Phillips-Ouliaris) და ენგელ გრეინჯერის (Engle-Granger) თეორიის შესაბამისად, შეგვიძლია ავაგოთ ცდომილების კორექციის CEM მოდელი, რომელიც ასახავს შეცდომების შესწორებით (კორექციით) მოდელის გრძელვადიან სტაბილურ მდგომარეობასთან დაახლოების პროცესს. (3.1) მოდელისთვის აგებული ცდომილების კორექციის მოდელი გვიჩვენებს მოკლევადიან კავშირებს მთლიანი შიდა პროდუქტის მიმდინარე ზრდასა და აღნიშნული ზრდის განმსაზღვრელი ფაქტორების მიმდინარე ცვლილებას შორის, ამასთან მოდელი ითვალისწინებს წარსული პერიოდის ცდომილებას და შესაბამისი ცდომილობის სიჩქარით დააბრუნებს ეკონომიკურ ზრდას გრძელვადიან წონასწორულ მნიშვნელობასთან (Mansaray, 2017).

კიდევ ერთი ტიპის მოდელი რომლის საფუძველზეც შეიძლება განხორციელდეს ეკონომიკური ზრდის მომავალი ტრაექტორიის პროგნოზირება არის შერეული ავტორეგრესიული მცურავი საშუალოს ARMA (Autoregressive Moving average model) მოდელი. მიუხედავად იმისა რომ ARMA მოდელი პროგნოზის არავითარ ეკონომიკურ ახსნას არ გვაძლევს, იგი ხშირ შემთხვევაში ყველაზე საუკეთესო და ეფექტური არჩევანია ეკონომიკურ ზრდის პროგნოზირებაში. ამასთან მისი საინტერესო თვისებაა ის, რომ მას მხოლოდ ერთი ცვლადის მიმდინარე და წინასტორიული მნიშვნელობები სჭირდება კარგი პროგნოზის გაკეთებისთვის, რაც ბევრად ამარტივებს პროგნოზირების პროცესს გამომდინარე იქიდან, რომ ხშირად მრავალფაქტორულ რეგრესიებში პრობლემა გვაქვს სწორედ მრავალ ცვლადთა სტატისტიკის უქონლობასთან. ARMA(p,q) მოდელი წარმოადგენს p რიგის ავტორეგრესიული AR(p) და q რიგის მცურავი

საშუალოს MA(q) მოდელის გაერთიანებას. ნულოვანი მათემატიკური ლოდის (ცენტრირებული) ARMA(p,q) მოდელი შეგვიძლია ჩავწეროთ შემდეგი სახით:

$$y_t = \theta_1 y_{t-1} + \theta_2 y_{t-2} + \dots + \theta_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \alpha_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q} \quad , \quad (3.2)$$

სადაც $\theta_p \neq 0$ და $\alpha_q \neq 0$, ამასთან ε_t წარმოადგენს t მომენტის ინოვაციას, რომელიც წარმოქმნის თეთრი ხმაურის პროცესს 0 -ის ტოლი საშუალოთი და σ^2 დისპერსიით. თუ შემოვიღებთ ძვრის ოპერატორის პოლინომების აღნიშვნებს ჩვენ შევძლებთ (4.1) ჩავწეროთ ოპერატიული ფორმით შემდეგნაირად:

$$\theta(L)y_t = \alpha(L)\varepsilon_t \quad ,$$

სადაც $\theta(L)$ და $\alpha(L)$ უკუძვრის ოპერატორებია და მოცემულია როგორც:

$$\theta(L) = 1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_p L^p; \quad \alpha(L) = 1 + \alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + \dots + \alpha_q L^q;$$

ზემოთ ჩვენ მოვიყვანეთ ARMA(p,q) მოდელის ცენტრირებული ვარიანტი, ანუ მოდელი, რომლის საშუალო ნულის ტოლია, მაგრამ ზოგად შემთხვევაში ჩვენ ასევე შეგვიძლია განვიხილოთ ავტორეგრესია მცურავი საშუალოს შერეული პროცესის არაცენტრირებული ვარიანტი, რომელიც შეიცავს მუდმივ δ წევრს:

$$\theta(L)Y_t = \delta + \alpha(L)\varepsilon_t \quad . \quad (3.3)$$

უნდა აღინიშნოს რომ δ წევრი არ უნდა აღვიქვათ როგორც პროცესის საშუალო, პროცესის მათემატიკური ლოდინი ანუ საშუალო არის μ რომელიც ARMA მოდელის მუდმივ წევრთან δ -სთან იმყოფება შემდეგ დამოკიდებულებაში: $\delta = (1 - \theta_1 - \theta_2 - \dots - \theta_p)\mu$. ARMA(p,q) მოდელის კერძო ვარიანტებია ავტორეგრესიული AR(p) მოდელი (Autoregressive model) და მცურავი საშუალოს MA(q) მოდელი (Moving-average model). უნდა აღინიშნოს რომ აღნიშნული ავტორეგრესიული მცურავი საშუალოს შერეული ARMA პროცესებით და მისი კერძო შემთხვევებით მოდელირდება მხოლოდ სტაციონალური პროცესები. ასე რომ მოდელის აგებამდე მნიშვნელოვანია დავრწმუნდეთ პროცესის სტაციონალურობაში ან გარკვეული მათემატიკური გარდაქმნებით გავასტაციონალუროთ პროცესი, (ეს მათემატიკური გარდაქმნები ძირითადად მოიცავს პირველ სხვაობებზე გადასვლას, ტრენდის გამოყოფას ან პოპულაციურ გარდაქმნას). (ანანიაშვილი, დროითი მწკრივების ანალიზი. (ლექციების კურსი), 2018)

რეალურ სიტუაციაში ჩვენ თითქმის არასდროს არ ვიცით წინასწარ თუ როგორი შეიძლება იყოს რეალური მოდელი, უნდა შეიცავდეს თავისუფალ წევრს თუ არა , თუ

შეიცავს თავისუფალ წევრს მასთან ერთად მოდელში ჩართულია თუ არა დეტერმინირებული დროითი ტრენდი. აღნიშნული პრობლემების გათვალისწინებით დოლდოსმა, დჯენკინსმა და სოსვილა-რივერომ შემოგვთავაზა დიკი ფულერის გაფართოებული ADF ტესტის გამოყენების ეტაპობრივი მეთოდიკა. აღნიშნული მეთოდიკით ვადგენთ არასტაციონალური მწკრივი მიეკუთვნება ტრენდ სტაციონალურ ტიპს თუ მიეკუთვნება სხვაობით სტაციონალურ ტიპს. ამასთან ტესტირების ეტაპების პროცესში ვადგენთ უნდა შეიცავდეს თუ არა მოდელი თავისუფალ წევრს და ტრენდს. (ანანიაშვილი, დროითი მწკრივების ანალიზი. (ლექციების კურსი), 2018).

როდესაც ARMA მოდელის აგება გვინდა არასტაციონალური DS ტიპის (სხვაობით სტაციონალური) მწკრივებით, ჩვენ ჯერ მწკრივი უნდა დავიყვანოთ სტაციონალურ სახეზე დიფერენცირებით, ანუ ნაზრდებზე გადასვლით. თუ Y_t მწკრივი წარმოადგენს პირველი რიგის სხვაობით სტაციონალურ მწკრივს მაშინ $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ მწკრივი იქნება სტაციონალური მწკრივი. აღნიშნულ იდეას მივყავართ არმა მოდელის გაფართოებულ ARIMA(p,d,q) ავტორეგრესიული ინტეგრირებული მცურავი საშუალოს მოდელამდე. სადაც p და q წარმოადგენენ შესაბამისად ავტორეგრესიული და მცურავი საშუალოს ნაწილების რიგებს, ხოლო d პარამეტრი წარმოადგენს ინტეგრირების რიგს, რომელიც საჭიროა Y_t პროცესის სტაციონალურ სახემდე დაყვანისთვის.

პრაქტიკაში როდესაც ჩვენ ვიხილავთ თვიურ ან კვარტალურ დროით მწკრივებს ხშირად წარმოიქმნება მასში სეზონურობის ქცევა რომელიც აუცილებლად უნდა გავითვალისწინოთ კარგი საპროგნოზო მოდელის აჩვენისას. ამიტომ ჩვენ აქ განვიხილავთ ARIMA მოდელის კიდევ უფრო გაფართოებულ ვარიანტს - სეზონურ ინტეგრირებად ავტორეგრესიულ მცურავი საშუალოს მოდელს (Seasonal AutoRegressive Integrated Moving Average model) რომელსაც შემდეგნაირად აღვნიშნავთ: SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)m , სადაც m სეზონურობის აღმნიშვნელია, კვარტალური მონაცემებისთვის m=4, თვიური მონაცემებისთვის m=12. რაც შეეხება (P,D,Q) შემადგენელს, იგი იგივეა რაც (p,d,q) ოღონდ სეზონურ ასპექტში. P ავტორეგრესიული ნაწილის სეზონური ნაწილის რიგია, D სეზონური ინტეგრირების რიგია, ხოლო Q მცურავი საშუალოს სეზონური ნაწილის რიგია. ზოგადი სეზონური ARIMA მოდელი შეგვიძლია ჩავწეროთ როგორც:

$$\theta_p(L^m) * \theta_p(L) * (1 - L^m)^D * (1 - L)^d * y_t = \alpha_q(L^m) * \alpha_q(L) * \varepsilon_t , \quad (3.4)$$

$$\begin{aligned} \text{სადაც: } \theta_p(L) &= 1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_p L^p \\ \theta_p(L) &= 1 - \theta_1 L^m - \theta_2 L^{2m} - \dots - \theta_p L^{pm} \\ \alpha_q(L) &= 1 + \alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + \dots + \alpha_q L^q \\ \alpha_q(L^m) &= 1 + \alpha_1 L^m + \alpha_2 L^{2m} + \dots + \alpha_q L^{qm} \end{aligned}$$

ზოგადი SARIMA(p,d,q,P,D,Q)m მოდელის გათვალისწინებით შეგვიძლია მარტივად ჩავწეროთ კვარტალური SARIMA(1,1,1)(1,1,1)4 :

$$(1 - \theta_1 * L)(1 - \theta_1 * L_4)(1 - L)(1 - L_4) * y_t = (1 + \alpha_1 * L)(1 + \alpha_2 * L_4) * \varepsilon_t.$$

მოდელის სპეციფიკაციის ეტაპზე ვცდილობთ ზუსტად დავადგინოთ ARMA(p,q) მოდელის p და q პარამეტრების მნიშვნელობები. სეზონურობის შემთხვევაში დამატებით დასადგენია P და D პარამეტრები. ARMA(p,q) ტიპის მოდელების სახეს ყოველთვის განვსაზღვრავთ დროში არსებული მონაცემებიდან გამომდინარე მორგების და პროგნოზირების ხარისხის მიხედვით, რადგან აღნიშნული ტიპის მოდელებისთვის არ არსებობს რაიმე ეკონომიკური მოსაზრება.

მოდელთა ადეკვატურობის შემოწმების პროცესში შესაძლოა აღმოვჩნდეთ სიტუაციაში, როდესაც რამოდენიმე მოდელი აკმაყოფილებს მნიშვნელოვნებისა და ადეკვატურობის კრიტერიუმებს. ასეთ შემთხვევაში რამოდენიმე კონკურენტული მოდელიდან უნდა ავარჩიოთ ყველაზე ეკონომიური მოდელი. ამისთვის ვიყენებთ კრიტერიუმებს, რომლებიც ასახავენ კომპრომისს მოდელის მორგების ხარისხსა და მის ეკონომიურობას (მოდელში გამოყენებულ პარამეტრთა რიცხვი) შორის. აღნიშნული ტიპის კრიტერიუმებს შორის ყველაზე ცნობილია აკაიკის ინფორმაციული კრიტერიუმი (AIC) და შვარცის ბაიესური ინფორმაციული კრიტერიუმი (BIC):

$$\begin{aligned} AIC &= \log \hat{\sigma}^2 + 2 \frac{p + q}{T} \\ BIC &= \log \hat{\sigma}^2 + \frac{p + q}{T} \log T. \end{aligned}$$

ადეკვატურ მოდელთა შორის უპირატესობას ვანიჭებთ იმ მოდელს, რომლის AIC და BIC კრიტერიუმი ყველაზე მცირეა.

ეკონომიკური ზრის დროითი მწკრივის ARIMA(p,d,q) ტიპის მოდელით პროგნოზირებისას ოპტიმალური საპროგნოზო ფუნქციის სახეა:

$$\begin{aligned} y_{T+h|T} &= \theta_1 y_{T+h-1|T} + \theta_2 y_{T+h-2|T} + \dots + \theta_p y_{T+h-p|T} + \varepsilon_{T+h|T} \\ &+ \alpha_1 \varepsilon_{T+h-1|T} + \alpha_2 \varepsilon_{T+h-2|T} + \dots + \alpha_q \varepsilon_{T+h-q|T}. \end{aligned}$$

პროგნოზის შედეგის პარალელურად ჩვენთვის საინტერესოა განვსაზღვროთ თუ რა შეცდომით ხასიათდება ჩვენი პროგნოზი. h ბიჯით წინ პროგნოზის შეცდომა გამოითვლება როგორც:

$$e_{T+h} = y_{T+h} - y_{T+h|T} .$$

პროგნოზირების შეცდომების ანალიზისას ყველაზე ხშირად იყენებენ შემდეგ საზომებს:

ფესვი საშუალო კვადრატული შეცდომიდან (RMSE)

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{h=1}^m (e_{T+h})^2}$$

საშუალო აბსოლუტური შეცდომა (MAE)

$$MAE = \frac{1}{m} \sum_{h=1}^m |e_{T+h}|.$$

აღნიშნული MAE და RMSE კრიტერიუმებით ადეკვატურ და ამასთან ეკონომიურ მოდელთა შორის ვარჩევთ იმ მოდელს, რომელსაც მოცემული სტატისტიკების ყველაზე მცირე მნიშვნელობა შეესაბამება ანუ ვარჩევთ მოდელს რომელიც ყველაზე ნაკლებ შეცდომებს უშვებს გარე შერჩევის პროგნოზირებისას. ამის შემდეგ კი შერჩეული საუკეთესო მოდელით უშუალოდ ვაგებთ მომავლის პროგნოზებს.

თავი 2. ეკონომიკური ზრდის ემპირიული შეფასების მოდელები

2.1. პანელურ მონაცემთა გამოყენებით შეფასებული ეკონომიკური ზრდის მოდელი

აქ წარმოდგენილ თავში გავაანალიზებთ პანელური მონაცემებით შეფასებულ ეკონომიკური ზრდის მოდელს; ეკონომიკურ ზრდას განვიხილავთ ქვეყნების მიხედვით, შევაფასებთ ეკონომიკურ ზრდაზე მოქმედ მაკროეკონომიკურ ფაქტორებს და რიცხვობრივად გამოვსახავთ აღნიშნული ფაქტორების გავლენის ხარისხს ქვეყნების ეკონომიკურ ზრდაზე. ჩვენ მსოფლიო ბანკის მონაცემთა ბაზებიდან 1996-2018 წლების პერიოდისთვის ევროპისა და ცენტრალური აზიის საშუალოზე მაღალშემოსავლიანი და საშუალოზე დაბალშემოსავლიანი ქვეყნებისთვის ავიღეთ შემდეგ მონაცემები: რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის მოცულობა 2010 წლის დოლარებში, მთლიანი მოსახლეობა, საქონლისა და მომსახურების ექსპორტი მუდმივ 2010 წლის დოლარებში, მთლიანი ფიქსირებული კაპიტალის ფორმირება მუდმივ 2010 წლის დოლარებში, ცენტრალური მთავრობის ხარჯები საბოლოო მოხმარებაზე მუდმივ 2010 წლის დოლარებში, პირდაპირი უცხოური ინვესტიციების წმინდა შემოდინების პროცენტული წილი მთლიან სამამულო პროდუქტში. ზემოაღნიშნული მონაცემების სისრულიდან გამომდინარე, შევარჩიეთ შემდეგი ქვეყნები: უკრაინა, ყირგიზეთის რესპუბლიკა, მოლდოვა, ალბანეთი, ბელარუსია, ჩრდილოეთ მაკედონია, სომხეთი, ყაზახეთი, ბულგარეთი, რუმინეთი. აღნიშნული 10 ქვეყნისთვის 1997-2018 წლების პერიოდიისთვის ავიღეთ შესაბამისი ცვლადების პანელურ მონაცემები და ვაანალიზებთ ეკონომიკურ ზრდას. პანელური მონაცემები სრულად დაბალანსებულია, სულ გვაქვს 220 დაკვირვება, ვაკვირდებით 10 ქვეყანას ($n=10$), დაკვირვების პერიოდი 22 წელი ($T=22$). შესაბამისი გარდაქმნებით ზემოაღნიშნული მონაცემებიდან ვიღებთ ცვლადებს, რომლის მიხედვითაც ვაფასებთ ზრდის რეგრესიას.

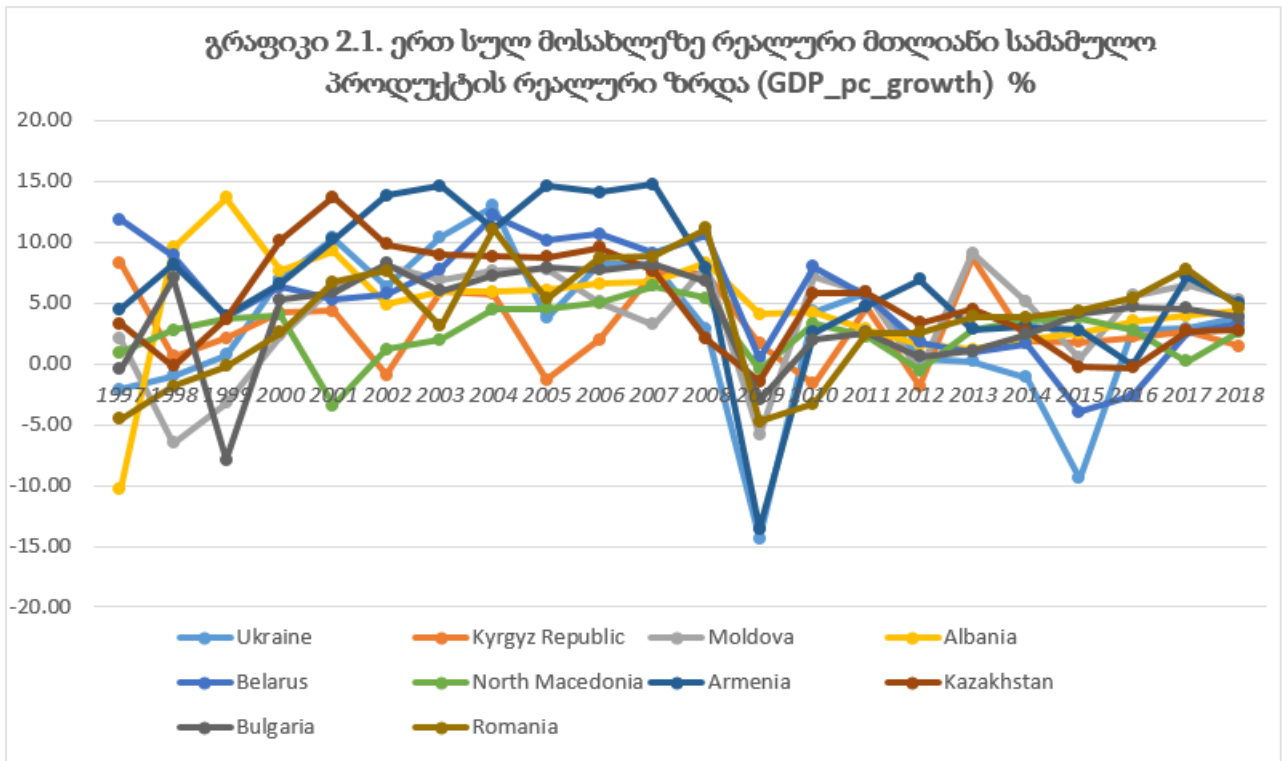
ზრდის რეგრესიის პანელურ ვარიანტში საშედეგო ცვლადის როლში განიხილება ერთ სულზე რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდა (GDP_pc_growth), ხოლო პოტენციურ ამხსნელ ცვლადებად გვევლინება:

1). საშედეგო ცვლადის ლაგური მნიშვნელობა ანუ ერთ სულ მოსახლეზე რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდა $t-1$ წელს. ($GDP_pc_growth_{t-1}$);

- 2). ერთ სულზე რეალური ექსპორტის ზრდა პროცენტებში (EXP_pc_growth);
- 3). ერთ სულზე მთლიანი კაპიტალის ფორმირების პროცენტული ზრდა (GCF_pc_growth);
- 4). ერთ სულზე ცენტრალური მთავრობის საბოლოო სამომხმარებლო დანახარჯების რეალური ზრდა (GOV.CONNS_pc_growth);
- 5). ერთ სულზე პირდაპირი უცხოური ინვესტიციების რეალური ზრდა პროცენტებში (FDI_pc_growth);
- 6). ფიქტიური ცვლადი, რომელიც გამოყოფს გლობალური ფინანსური კრიზისის პერიოდს სხვა პერიოდებისგან. თუ დავაკვირდებით თითოეული ქვეყნის მონაცემს ვნახავთ რომ აღნიშნული კრიზისის დარტყმის შედეგები ყველაზე უარყოფითად აისახებოდა 2009 წელში, ამიტომ ფიქტიურ ცვლადად სწორედ 2009 წლის ცვლადს გამოვიყენებთ (dum_2009).

ქვემოთ უშუალო ემპირიული ანალიზისას შეიძლება მოგვიწიოს ზემოთ მოყვანილი ეკონომიკური ზრდის პოტენციური ამხსნელი ცვლადებიდან რომელიმეს გამორიცხვა ან/და გარკვეული ამხსნელი ცვლადის დამატება, როგორცაა, მაგალითად, ახალი ფიქტიური ცვლადები, დროითი ტრენდი და სხვა. სანამ უშუალოდ დავიწყებდეთ ემპირიული მოდელის აგებას უნდა განვიხილოთ შედეგობრივი და ფაქტორული ცვლადების სტაციონალურობის საკითხი, თუ ცვლადები არ აღმოჩნდნენ სტაციონალურნი უნდა განვიხილოთ მათ შორის გრძელვადიანი კოინტეგრაციული შესაბამისობის არსებობა ან/და შესაბამისი მათემატიკური გარდაქმნებით დავიყვანოთ ცვლადები სტაციონალურ სახეზე და მხოლოდ ამის შემდეგ ავაგოთ რეგრესიული ანალიზის ემპირიული მოდელი. ქვემოთ სათითაოდ განვიხილოთ თითოეული ცვლადს და შევაფასებთ მისი სტაციონალურობის საკითხს.

პირველი ცვლადი რომელიც უნდა განვიხილოთ ესაა შედეგობრივი ცვლადი - ერთ სულზე მთლიანი ეროვნული პროდუქტის რეალური ზრდა - (GDP_pc_growth). ქვემოთ გრაფიკულადაა (იხ. გრაფიკი 2.1) მოყვანილია 10 დასაკვირვებელი ქვეყნის წლიური რეალური ეკონომიკური ზრდა 1997-2018 წლების პერიოდში:



როგორც ვხედავთ, 2007-2008 წლამდე საერთო ჯამში სტაბილურად იზრდებოდა განსახილველი ქვეყნების ეკონომიკები, ხოლო 2008 წლიდან მათ თავს დაატყდათ 2007-2009 წლის გლობალური ფინანსური კრიზისის უარყოფითი გავლენა, რამაც ბუნებრივია გამოიწვია ქვეყნების ეკონომიკების ძლიერი შეფერხება. 2009 წელს ადგილი ჰქონდა ეკონომიკური ზრდის ძლიერ შემცირებას, ამ დროს, რამოდენიმე გამონაკლისის გარდა, ეკონომიკურმა ზრდამ უარყოფით ნიშნულსაც კი მიაღწია. ამის შემდეგ 2010-2011 წლებიდან ქვეყნების ეკონომიკების ზრდა კვლავ სტაბილურდება, მაგრამ აღნიშნული პერიოდიდან ქვეყნების ეკონომიკური ზრდის საშუალო უფრო დაბალია ვიდრე 2007 წლამდე ქვეყნების ეკონომიკური ზრდების საშუალო. ერთ სულზე მთლიანი სამამულო პროდუქტის რეალური ზრდის, GDP_pc_growth-ის, საშუალო და სტანდარტული გადახრა ქვეყნების მიხედვით იხილეთ დანართ 1.1 -ში. იგივე მაჩვენებლის საშუალო და სტანდარტული გადახრა, ოღონდ ამჯერად წლების მიხედვით, იხილეთ დანართ 1.2-ში.

ახლა კი დროა გადავიდეთ ერთ სულზე მთლიანი სამამულო პროდუქტის რეალური ზრდის პანელური დროითი მწკრივების სტაციონალურობის შემოწმებაზე. ამისთვის მივმართავთ სპეციალურ ტესტებს და განვიხილავთ შემთხვევებს, როდესაც GDP_pc_growth-ის პანელურ მონაცემებში თითოეულ დროით მწკრივს გააჩნია

ინდივიდუალური მუდმივი (ნულოვანი) წევრი, ინდივიდუალური მუდმივი და ტრენდი, არ გააჩნია მუდმივი (ნულოვანი) წევრი. ჩვენ აქ ძირითადად გამოვიყენებთ შემაჯამებელ სტატისტიკებს (summary) და მის მიხედვით დავადგენთ მწკრივის სტაციონალურობა არასტაციონალურობის საკითხს. ჩვენი განხილვის თითოეულმა ტესტმა და მოდელის სპეციფიკაციამ ცხადყო რომ GDP_pc_growth-ის პანელურ მონაცემებს არ აქვს არც საერთო ერთეულოვანი ფესვი და არც ინდივიდუალური ერთეულოვანი ფესვი. აღნიშნული განხილული ტესტების ერთ-ერთი ვარიანტი მოყვანილია დანართ 1.3 -ში და ამჯერად მის ფრაგმენტს აქაც მოვიყვანთ:

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	-7.89656	0.0000	10	210
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-7.46254	0.0000	10	210
ADF - Fisher Chi-square	90.8378	0.0000	10	210
PP - Fisher Chi-square	130.637	0.0000	10	210

აღნიშნული სტატისტიკა წარმოადგენს შემაჯამებელ სტატისტიკას და იგი განხილულია შემთხვევისთვის როდესაც GDP_pc_growth-ის პანელურ მონაცემებში თითოეულ დროით მწკრივს გააჩნია ინდივიდუალური მუდმივი წევრი. ტესტის პირველი ნაწილი (ზემოთ) Levin, Lin & Chu t* ამოწმებს საერთო ერთეულოვანი ფესვის არსებობას პანელურ მონაცემებში. ხოლო მეორე ნაწილი, რომელიც შედგება სამი განსხვავებული სტატისტიკისგან, ამოწმებს ინდივიდუალური ერთეულოვანი ფესვების არსებობას პანელური მონაცემების თითოეულ შემადგენელ დროით მწკრივში. აღნიშნული ტესტები გვიჩვენებენ რომ GDP_pc_growth არ შეიცავს არც ინდივიდუალურ და არც საერთო ერთეულოვან ფესვს, ანუ ერთ სულზე მთლიანი შიდა პროდუქტის რეალური ზრდის პანელური მონაცემები სტაციონალურია.

ახლა კი დროა გადავიდეთ ერთ სულ მოსახლეზე მთლიანი სამამულო პროდუქტის რეალური ზრდის ამხსნელი ფაქტორების ცვლადთა ანალიზზე. დანართ 1.8-ში ნაჩვენებია შედეგობრივი და ფაქტორული ცვლადების შემაჯამებელი სტატისტიკები, რომლებიც მცირე წარმოდგენას გვიქმნის მონაცემთა შესახებ. რაც შეეხება ამხსნელი ცვლადების სტაციონალურობის საკითხს, იგი განხილულია 1.4 - 1.7

დანართებში, რომლებშიც შემაჯამებელი სტატისტიკებით განხილულია რამოდენიმე ტესტი პანელურ მონაცემთა სტაციონალურობის შესახებ თითოეული ამხსნელი ცვლადისთვის. აღნიშნული ტესტები საბედნიეროდ უარყოფენ ნულოვან ჰიპოთეზებს პანელურ მონაცემთა დროით მწკრივებში როგორც საერთო ისე ინდივიდუალური ფესვების არსებობის შესახებ. ასე რომ, გამოდის, რომ როგორც შედეგობრივი ისე ამხსნელი ცვლადები წარმოადგენენ სტაციონალურ პანელურ მწკრივებს. მონაცემთა სტაციონალურობის შესწავლის შემდეგ გადავდივართ მოდელში ამხსნელ ცვლადთა შერჩევაზე რომელშიც დიდ დახმარებას გვიწევს დანართ 1.9-ში მოყვანილი კორელაციური მატრიცა, რომლის მიხედვითაც შედეგობრივ ცვლადთან ყველა ზემოთმოყვანილი პოტენციური ამხსნელი ცვლადის წრფივი კავშირი მნიშვნელოვანია გარდა ერთისა - ესაა პირდაპირი უცხოური ინვესტიციების რეალური ზრდის FDI_pc_growth ფაქტორი, რომლის წრფივი კავშირი შედეგობრივ ცვლადთან 0,05-ის ტოლია. კორელაციური მატრიციდან ასევე ცხადია, რომ ამხსნელ ცვლადებს შორის არ შეინიშნება ძლიერი კავშირი (მათ შორის არც ლაგურ შედეგობრივ ცვლადთან), რაც ძალიან კარგია, რადგან მოდელში არ გვაქვს მულტიკოლინიარობის პრობლემა.

ყოველივე ზემოაღნიშნული ანალიზის შემდეგ შეგვიძლია გადავიდეთ უშუალოდ მოდელის/მოდელების აგებაზე. ჩვენ განვიხილავთ რამოდენიმე სპეციფიკაციის მოდელს და შემდეგ ავარჩევთ მათ შორის საუკეთესოს. პირველი მოდელი რომელსაც განვიხილავთ, ესაა გაერთიანებული უმცირეს კვადრატთა მოდელი Pooled OLS , რომლის შეფასების შედეგები მოცემულია დანართ 1.10 -ში. მეორე მოდელი არის პოპულაციურად გასაშუალებული მოდელი (Population-averaged) რომლის შეფასების შედეგები მოცემულია დანართ 1.11-ში. მესამე შეფასებული მოდელი არის ფიქსირებული ეფექტების მოდელი (Fixed Effect model), რომელიც მოცემულია დანართ 1.12-ში. მეოთხე მოდელი არის შემთხვევითი ეფექტების მოდელი (Random Effect model) რომლის შეფასების შედეგები მოცემულია დანართ 1.13-ში. ჩვენ აღნიშნული მეთოდებით შეფასებული მოდელების შედეგები მოვიყვანეთ ქვემოთ ცხრილის სახით (იხ. ცხ. 2.1). ცხრილში შემოვიღეთ აღნიშვნები რომლებიც გვიჩვენებენ კოეფიციენტების მნიშვნელოვნებას, სადაც *** აღნიშნავს მნიშვნელოვანს მნიშვნელოვნების 1%-იანი დონით, ** - 5%-იანი დონით, ხოლო * - 10%-იანი მნიშვნელოვნების დონით. ასევე

ცხრილში კოეფიციენტებთან ერთად დამატებით მოცემულია მოდელთა ამხსნელობითი ხარისხის ამსახველი შესაბამისი მაჩვენებლები.

ცხრილი 2.1. პანელური მონაცემებით შეფასებული მოდელები

GDP_pc_growth	Pooled OLS estimator	Populatin-Averaged esrimator	Fixed Effect or Within estimator	Random Effects estimator
GDP_pc_growth (t-1)	0.246***	0.243***	0.216***	0.246***
EXP_pc_growth	0.127***	0.127***	0.132***	0.127***
GCF_pc_growth	0.120***	0.120***	0.121***	0.120***
GOV.COS_pc_growth	0.052**	0.052**	0.055**	0.052**
dum_2009	-4.334***	-4.315***	-4.123***	-4.334***
Constant	1.689***	1.694***	1.749***	1.688***
R ²	0.64			
Adj_R ²	0.63			
R ² _within			0.63	0.63
R ² _between			0.72	0.75
R ² _overall			0.64	0.64
Sigma_u			0.69	0
Sigma_e			2.77	2.77
rho			0.06	0
theta(λ)				0

როგორც ვხედავთ, ოთხივე მეთოდით მოდელთა შეფასებისას მივიღეთ კოეფიციენტთა მაღალი მნიშვნელოვნება, ყველა კოეფიციენტი მნიშვნელოვანია 1%-იანი მნიშვნელოვნების დონით, გარდა GOV.CONS_pc_growth-ის, რომელიც მნიშვნელოვანია 5%-იანი მნიშვნელოვნების დონით. შესაბამისი სტატისტიკების მიხედვით ოთხივე მოდელი კარგად გამოიყურება, მაგრამ ჩვენი მიზანია ავარჩიოთ მათ შორის საუკეთესო და მის მიხედვით გავაკეთოთ შესაბამისი დასკვნები.

ფიქსირებული ეფექტების მოდელსა და შემთხვევით ეფექტების მოდელს შორის არჩევანის გასაკეთებლად მიმართავენ ჰაუსმანის ტესტს, აღნიშნული ტესტის შედეგები მოცემულია დანართ 1.14 სადაც ჰაუსმანის ტესტის სტატისტიკა მივიღეთ 14,6 ხოლო შესაბამისი p_value=0.012 რაც მეტყველებს იმაზე რომ უპირატესობა უნდა მივანიჭოთ ფიქსირებული ეფექტების მოდელს და არა შემთხვევითი ეფექტების მოდელს.

არსებობს კიდევ ერთი საინტერესო ტესტი რომელიც გვეხმარება მოდელის სპეციფიკაციის შერჩევაში. ეს ტესტი განხილულია დანართ 1.15 ში და ცნობილია როგორც ბრეუმ-ჰაგანის ლაგრანჟის მამრავლების ტესტი. აღნიშნული ტესტით მოწმდება თუ რომელი მოდელია უმჯობესი: მოდელი შემთხვევითი ეფექტებით თუ გაერთიანებული OLS ით შეფასებული მოდელი. ჩვენს შემთხვევაში პრეუმ-ჰაგანის ლაგრანჟის მამრავლების ტესტის სტატისტიკაა 0,04 ხოლო შესაბამისი P-value=0.847 რაც მეტყველებს იმაზე, რომ არაა საჭირო გამოვიყენოთ ინდივიდუალური სპეციფიკაციის ეფექტების მოდელი, არამედ უმჯობესია გამოვიყენოთ გაერთიანებული უმცირეს კვადრატთა მეთოდი (Pooled OLS).

საბოლოო ჯამში მივედით შედეგებამდე რომლის მიხედვითაც მოდელში არაა მნიშვნელოვანი ინდივიდუალური სპეციფიკაციის ეფექტები და ჯობია განვიხილოთ გაერთიანებული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული მოდელი, რომელსაც შემდეგი სახე აქვს:

$$\begin{aligned}
 GDP_pc_growth_{i,t} = & 1.688 + 0.246 * GDP_pc_growth_{i,t-1} + \\
 & (s.e.) \quad (0.281) \quad 0.0044) \\
 & + 0.127 * EXP_pc_growth_{i,t} + 0.12 * GCF_pc_growth_{i,t} + \\
 & \quad (0.017) \quad (0.017) \\
 & + 0.052 * GOV.COSN_pc_growth_{i,t} - 4.334 * dum_{2009} + v_{i,t} \\
 & \quad (0.025) \quad (1.015)
 \end{aligned}$$

მიღებული მოდელიდან შეგვიძლია საკმაოდ საინტერესო დასკვნები მივიღოთ, მაგრამ, პირველ რიგში, ხაზი გავუსვათ მოდელის სანდოობას. მოდელში შემავალი თითოეული წევრი მნიშვნელოვანია 5%-იანი მნიშვნელოვნობის დონით. ამასთან, სახელმწიფო სამომხმარებლო ხარჯების რეალური ზრდის კოეფიციენტის გარდა, სხვა ყველა კოეფიციენტი მნიშვნელოვანია ასევე 1%-იანი მნიშვნელოვნების დონითაც. მოდელი მთლიანობაში სანდოა, რაზეც მეტყველებს შესაბამისი F სტატისტიკა $F(5,204)=71.37$. ასევე მოდელს გააჩნია საკმაოდ მაღალი ამხსნელობითი უნარი - დეტერმინაციის კოეფიციენტი $R^2=0.64$, ხოლო კორექტირებული დეტერმინაციის კოეფიციენტი $Adj_R^2=0.63$. მოდელს არ აქვს ჰეტეროსკედასტურობის პრობლემა ნარჩენობით (შეცდომის) წევრებში, რასაც ადასტურებს ბრეუმ-ჰაგანის ტესტის

სტატისტიკა 0,01 შესაბამისი $p_value=0.9$. ბრეუმ-ჰაგანის ტესტი ჰეტეროსკედას-ტურობის შემოწმების შესახებ განხილულია დანართ 1.10-ში.

გაერთიანებული უმცირეს კვადრატთა მეთოდი Pooled OLS პრაქტიკულად უარყოფს იმას, რომ ვიხილავთ პანელურ მონაცემებს. შესაბამისად, იგი მონაცემებს განიხილავს ისე, თითქოს მოდელს ვაგებდეთ ჯვარედინ მონაცემებზე (სივრცით მონაცემებზე). აღნიშნულიდან გამომდინარე მოდელის ინტერპრეტაციაც იგივე იქნება როგორც ჯვარედინი მონაცემების განხილვისას. შეფასებული მოდელის ამ ვარიანტიდან შემდეგი დასკვნები გამომდინარეობს.

1). თავდაპირველად განვიხილოთ შედეგობრივ ცვლადზე მისივე ლაგური მნიშვნელობის გავლენა. როგორც მოდელიდან ჩანს, ერთ სულზე მთლიანი სამამულო პროდუქტის მიმდინარე რეალური ზრდის 0,25 პროცენტული პუნქტი განპირობებულია წინა წლის ერთ სულ მოსახლეზე მთლიანი სამამულო პროდუქტის რეალური ზრდის თითოეული პროცენტული პუნქტისგან. სხვანაირად, მიმდინარე წელს GDP_pc_growth -ის 1%-ული პუნქტით ზრდა საშუალოდ იწვევს შემდეგი წლის GDP_pc_growth -ის 0,25 %-ული პუნქტით ზრდას. აქედან ცხადია, თუ მიმდინარე წელს ეკონომიკური ზრდა 4%-ია სხვა ფაქტორების უცვლელობის პირობებშიც კი ეკონომიკური ზრდა ინერციულად შენარჩუნდება და იქნება $4\% * 0,25 = 1\%$ -ის ტოლი მომდევნო წელს. ანუ გამოდის, რომ მიმდინარე ეკონომიკური ზრდის პროცენტის მეოთხედი თავისთავად ინერციულად ნარჩუნდება შემდეგ წელსაც.

2). მოდელში მეორე ამხსნელი ცვლადია ერთ სულ მოსახლეზე ექსპორტის რეალური ზრდა, რომლის ყოველი 1% -ით ზრდა იწვევს ერთ სულზე მთლიანი სამამულო პროდუქტის საშუალოდ 0,127 პროცენტით ზრდას. შესაბამისად, თუ EXP_pc_growth მიმდინარე წელს არის 6 პროცენტი, სხვა თანაბარ პირობებში, აღნიშნული ფაქტორით გამოწვეული ერთ სულ მოსახლეზე მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდა იქნება $6\% * 0,127 = 0,762\%$ -ის ტოლი.

3). მესამე ამხსნელი ცვლადი მოდელში არის ძირითადი კაპიტალის მთლიანი ფორმირება GCF_pc_growth, რომლის 1%-ით ზრდა იწვევს ერთ სულ მოსახლეზე რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის საშუალოდ 0,12%-ული პუნქტით ზრდას. აქედან, თუ დავუშვებთ რომ GCF_pc_growth იქნება 7% , მაშინ საშედეგო ცვლადი სხვა

თანაბარ პირობებში მიაღწევს $7\% \cdot 0,12 = 0,84\%$ -ული პუნქტით უფრო მაღალ ნიშნულს ვიდრე კაპიტალის მთლიანი ფორმირების უცვლელიობისას.

4). მეოთხე ამხსნელი ცვლადი არის ყველაზე ნაკლებმოქმედი ფაქტორი ეკონომიკურ ზრდაზე. ეს ფაქტორი არის ერთ სულზე სახელმწიფო სამომხმარებლო ხარჯების რეალური ზრდა, რომლის ყოველი პროცენტული პუნქტი საშუალოდ განაპირობებს ეკონომიკური ზრდის $0,052\%$ -ულ პუნქტს. ანუ, თუ მიმდინარე პერიოდში ერთ სულზე სახელმწიფო ხარჯები იზრდება 2% -ით ეს განაპირობებს ერთ სულზე მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდაში დაახლოებით $0,1$ პროცენტულ პუნქტს.

5). მეხუთე ამხსნელი ფაქტორი არის ფიქტიური ცვლადი, რომელიც უკავშირდება 2007-2009 წლის მსოფლიო ფინანსური კრიზისის უარყოფითი შედეგების გავრცელებას გლობალურ ეკონომიკაზე, რომლის ყველაზე ძლიერი დარტყმა მოვიდა 2009 წელს ჩვენს განხილულ ქვეყნების ეკონომიკებზე. Dum-2009 ფიქტიური ცვლადი გვიჩვენებს რომ 2009 წელს ეკონომიკური ზრდა საშუალოდ ქვეყნებში $4,334$ პროცენტული პუნქტით უფრო დაბალია ვიდრე განხილული ქვეყნებისთვის იყო წინა პერიოდში.

6) ჩვენი მოდელის მეექვსე შემადგენელი არის მუდმივი წევრი, რომელსაც მოდელში ეკონომიკური თეორიით პირდაპირი ინტერპრეტაცია არ გააჩნია და იგი დამხმარე როლს ასრულებს. მაგრამ ჩვენ მას მაინც შეგვიძლია პირობითად გარკვეული ინტერპრეტაცია შევძინოთ, კერძოდ, ესაა ზრდის ის დონე, რომელიც უზრუნველყოფილია იმ ფაქტორების მიერ რომლებიც მოდელში ამხსნელ ფაქტორებად არაა ჩართული. ჩვენს შემთხვევაში თავისუფალი წევრის კოეფიციენტი $1,688$.

2.2. საქართველოს ეკონომიკის ზრდის ARDL მოდელი

მოცემულ ნაწილში ჩვენ უნდა განვიხილოთ საქართველოს რეალური კვარტალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდის ავრორეგრესიული, განაწილებულ ლაგის, ARDL, მოდელი. მთლიანი სამამულო პროდუქტის მონაცემები აღებულია საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახურიდან, მილიონ ლარებში, მუდმივ 2010 წლის ფასებში, 2003-2019 წლებისთვის. მოდელში საშუალოდ ცვლადად განვიხილავთ რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის კვარტალურ ზრდას წინა

წლის შესაბამის კვარტალთან მიმართებაში. შევისწავლით მის განმსაზღვრელ ფაქტორებს და დავადგენთ ფაქტორული ცვლადების მოკლევადიან და გრძელვადიან მულტიპლიკატორებს. მონაცემებს განვიხილავთ 2004 წლის პირველი კვარტლიდან 2019 წლის მეორე კვარტალის ჩათვლით. რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის კვარტალურ ზრდას გავიანგარიშებთ ქვემოთ მოყვანილი ფორმულით:

$$real_GDP_growth_{m,t} = \frac{real_GDP_{m,t} - real_GDP_{m,t-1}}{real_GDP_{m,t}} * 100\%$$

სადაც m წარმოადგენს კვარტალის ნომერს და ამიტომ m = 1, 2, 3, 4. ზემო აღნიშნული გაანგარიშებით ვიღებთ რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის კვარტალურ ზრდის მაჩვენებელს წინა კვარტალთან მიმართებაში და შესაბამისად ვიღებთ შედეგებს, რომელიც წარმოდგენილია გრაფიკ 2.2-ზე.



გრაფიკზე ჩვენს ყურადღებას იქცევს ეკონომიკის ძლიერი ჩავარდნის პერიოდი. კერძოდ, საქმე ეხება 2008 წლის მეორე კვარტლიდან დაწყებულ 2010 წლის პირველი კვარტლის ჩათვლით მონაცემებს. საქმე ისაა, რომ აღნიშნულ პერიოდში მძიმე იყო საერთაშორისო ეკონომიკის მდგომარეობა, კერძოდ ადგილი ჰქონდა 2007-2009 წლის მსოფლიო გლობალურ ფინანსურ კრიზისს, რამაც, ბუნებრივია, გამოიწვია მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდის შეფერხება და გარკვეულ პერიოდში 2008 წლის მესამე კვარტლიდან 2009 წლის მეოთხე კვარტლით დამთავრებული ეკონომიკის ზრდამ

უარყოფით ნიშნულსაც კი მიაღწია ანუ ადგილი ჰქონდა ეკონომიკის შემცირებას. აღნიშნულ მსოფლიო კრიზისს თან ერთვოდა რუსეთ საქართველოს 2008 წლის აგვისტოს ომი, რამაც დამატებითი უარყოფითი კლიმატი შექმნა ქვეყნის ეკონომიკის ზრდისთვის. სწორედ ზემოაღნიშნულის გამო, ეს პერიოდი საკმაოდ მძიმე გამოდგა ჩვენი ეკონომიკისთვის.

თუ ვიზუალურად დავაკვირდებით, კვარტალური ეკონომიკური ზრდის დროითი მწკრივი სტაციონალურად გამოიყურება, მაგრამ აუცილებელია რომ ამაში ფორმალური მეთოდებითაც დავრწმუნდეთ. კერძოდ, განვიხილოთ დროითი მწკრივების სტაციონალურობის შემოწმების ტესტები, რომელთაგან აღსანიშნავია დიკი ფულერის გაფართოებული ADF ტესტი, KPSS ტესტი და ფილიპს-პერონის კრიტერიუმი. დიკი ფულერის გაფართოებული ტესტის მიხედვით მწკრივი (GDP_growth) სტაციონალური აღმოჩნდა 5% იანი მნიშვნელოვნების დონით, ჩვენ განვიხილეთ სამივე შემთხვევა და ვნახეთ, რომ როდესაც მწკრივი შეიცავდა დეტერმინირებულ დროით ტრენდს ტესტის სტატისტიკა ტოლი იყო -4,27-ის, მაშინ როდესაც 1% იანი მნიშვნელოვნების დონის კრიტიკული მნიშვნელობაა -4,15. როდესაც მწკრივი შეიცავს მუდმივს, ტესტის სტატისტიკაა -3,8, ხოლო 1% იანი მნიშვნელოვნების დონის კრიტიკულია -3,58. როდესაც მწკრივი არ შეიცავს თავისუფალ წევრს, ტესტის სტატისტიკაა 1,94 ხოლო 5% იანი მნიშვნელოვნების დონის კრიტიკული მნიშვნელობაა -1,94. აქედან ცხადია, რომ სამივე შემთხვევაში შეგვიძლია უარვყოთ ნულოვანი ჰიპოთეზა იმის შესახებ რომ მწკრივი შეიცავს ერთეულოვან ფესვს და დავასკვნათ რომ მწკრივი სტაციონალურია 5% იანი მნიშვნელოვნების დონით. აღნიშნულს ასევე ადასტურებს ფილიპს-პერონის კრიტერიუმი, რომლის მიხედვითაც მუდმივის შემცველი მწკრივისთვის ტესტის სტატისტიკაა -3,133, ხოლო 5% კრიტიკულის მნიშვნელობაა -2,91. მწკრივისთვის რომელიც არ შეიცავს მუდმივს ფილიპს-პერონის სტატისტიკაა -1,98 ხოლო 5% იანი კრიტიკულის მნიშვნელობაა -1,95. როგორც ვხედავთ ფილიპს-პერონის ტესტითაც მარტივად შეგვიძლია უარვყოთ ნულოვანი ჰიპოთეზა მწკრივის არასტაციონალურობის შესახებ და დავასკვნათ რომ ჩვენი მთლიანი სამამულო პროდუქტის კვარტალური ზრდის დროითი მწკრივი სტაციონალურია. დამატებით ზემოაღნიშნული დასკვნების გასამყარებლად შეგვიძლია განვიხილოთ ასევე KPSS ტესტი, რომელსაც განსხვავებული

ნულოვანი ჰიპოთეზა შეესაბამება: H_0 : მწკრივი სტაციონალურია. აღნიშნული ტესტის სტატისტიკა მოდელისთვის რომელიც შეიცავს მხოლოდ მუდმივ წევრს არის 0,229 რაც გაცილებით ნაკლებია 1% -იან, 5%-იან და 10% იან კრიტიკულ მნიშვნელობებზე (შესაბამისად 0,74, 0,46, 0,34). როგორც ვნახეთ ჩვენს მიერ განხილული თითოეული ტესტი მიუთითებს რომ GDP_growth-ის მწკრივი სტაციონალურია, ეს შედეგი კი დიდ დახმარებას გაგვიწევს ჩვენს ARDL მოდელის აგებისა და ანალიზისას.

როგორც უკვე აღვნიშნეთ, ნაშრომის ამ ნაწილის მიზანია საქართველოს ეკონომიკური ზრდისთვის განაწილებულ ლაგიანი ავტორეგრესიული მოდელის აგება, რომელის მთავარი წინაპირობაა ფაქტორული და საშედეგო ცვლადების სტაციონალურობა, ან მინიმუმ ცვლადებს შორის კოინტეგრირებადობა - გრძელვადიანი წონასწორობის არსებობა. ჩვენ მოდელში ფაქტორულ ცვლადებად საშედეგო ცვლადის ლაგურ მნიშვნელობებთან ერთად უნდა განვიხილოთ:

- 1). პირდაპირი უცხოური ინვესტიციების FDI კვარტალური ზრდა წინა წლის შესაბამის კვარტალთან მიმართებაში, გაანგარიშებული პროცენტებში, (FDI);
- 2). მთლიანი საგარეო ვაჭრობის (ექსპორტს + იმპორტი) კვარტალური ზრდა წინა წლის შესაბამის კვარტალთან შედარებით, პროცენტებში, (TFT);
- 3) ინფლაცია - სამომხმარებლო ფასების პროცენტული ცვლილება წინა წლის შესაბამის თვესთან რომელიც გასაშუალებულია კვარტალურ მაჩვენებლად, (INF);
- 4). რეალური გაცვლითი კურსის (ლარი/აშშ დოლარი) პროცენტული ცვლილება წინა წლის შესაბამის თვესთან რომელიც გასაშუალებულია კვარტალურად, (EXR);
- 5). საშუალო წლიური რეალური სასესხო საპროცენტო განაკვეთი, (INT).

აღნიშნულ 5 ფაქტორულ ცვლადთან ერთად ARDL მოდელში უნდა განგვეხილა კაპიტალის მთლიანი ფორმირება (GCF), მაგრამ მონაცემების დროითი მწკრივის სიმცირის გამო უპირატესობა მივანიჭეთ უფრო დიდი დროითი მწკრივის განხილვას და ამიტომ (GCF) ცვლადს აღარ ვითვალისწინებთ ჩვენს მოდელში.

ზემოთ განხილულ ფაქტორულ დროით მწკრივთა გრაფიკები და სტაციონალურობის შემოწმების საკითხები მოცემულია 2.1-2.5 დანართებში. ახლა კი გადავიდეთ უშუალოდ მოდელის აგებაზე, მოდელისა რომლის შედეგობრივი ცვლადია მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდა GDP_growth და ფაქტორული ცვლადებია: FDI -

პირდაპირი უცხოური ინვესტიციების პროცენტულ ზრდა; TFT - მთლიანი საგარეო ვაჭრობის პროცენტული ზრდა; D(INF) - ინფლაციის დონის ცვლილება (პროცენტული პუნქტით ზრდა/შემცირება); EXR - რეალური გაცვლითი კურსის ინდექსის (ლარი/აშშ დოლარი) პროცენტული ცვლილება; D(INT) - რეალური სასესხო საპროცენტო განაკვეთის პროცენტული პუნქტით ცვლილება.

შეფასებულ ავტორეგრესიულ განაწილებულ ლაგთან ARDL(1,0,5) მოდელს შემდეგი აქვს სახე:

$$\begin{aligned}
 GDP_growth_t = & 0.626 * GDP_growth_{t-1} + 0.011 * FDI_t + 0.08 * TFT_t + \\
 (s.e.) & (0.088) & (0.005) & (0.029) \\
 (p_value) & (0.000) & (0.049) & (0.008) \\
 & - 2.577 * D(INF)_t - 0.119 * EXR_T - 2.28 * D(INT)_t + e_t \\
 & (1.217) & (0.052) & (1.183) \\
 & (0.039) & (0.026) & (0.059)
 \end{aligned}$$

ამ მოდელისთვის EViews ის პროგრამის საშედეგო ცხრილის გამონაბეჭდი წარმოდგენილია ცხრილ 2.2-ში.

ცხრილი 2.2. ARDL(1,0,5) მოდელის საშედეგო მონაცემები

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
GDP_GROWTH(-1)	0.626133	0.087772	7.133635	0.0000
FDI	0.010960	0.005433	2.017384	0.0485
TFT	0.080339	0.029338	2.738418	0.0083
D(INF)	-2.576634	1.217148	-2.116944	0.0388
EXR	-0.118556	0.051723	-2.292124	0.0257
D(INT)	-2.279746	1.183097	-1.926931	0.0592
R-squared	0.676377	Mean dependent var	5.258537	
Adjusted R-squared	0.646957	S.D. dependent var	4.338438	
S.E. of regression	2.577788	Akaike info criterion	4.824921	
Sum squared resid	365.4746	Schwarz criterion	5.032548	
Log likelihood	-141.1601	Hannan-Quinn criter.	4.906292	
Durbin-Watson stat	1.808281			

მიღებული შედეგები საკმაოდ საინტერესოა. პირველ რიგში აღსანიშნავია, რომ მოდელის მიედვით საქართველოში ეკონომიკურ ზრდას ინერციულობა ახასიათებს. ამ გარემოებაზე მიუთითებს რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდის ლაგური მნიშვნელობის, GDP_growt(t-1)-ის, შეფასებული კოეფიციენტი. კერძოდ ეს

კოეფიციენტი გვიჩვენებს, რომ გარკვეული კონკრეტული კვარტლის მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდის მნიშვნელობის ყოველი 1%-ული პუნქტით ზრდა საშუალოდ 0,63 პროცენტული პუნქტით ზრდის მისი მომდევნო მომიჯნავე კვარტლის მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდის მნიშვნელობას. კერძოდ თუ მიმდინარე კვარტალში გვაქვს 5%-იანი ეკონომიკური ზრდა, შემდეგ კვარტალში სხვა ფაქტორების უცვლელობის პირობებში (როდესაც სხვა ფაქტორების ზრდა 0-ის ტოლია) ინერციულად შენარჩუნდება ზრდის $5\% * 0,63 = 3,15\%$ -იანი მნიშვნელობა. ანალოგიურად მიმდინარე კვარტლის ეკონომიკური ზრდის ყოველი 1%-ული პუნქტით ზრდა უზრუნველყოფს შემდეგი კვარტლის მთლიანი სამამულო პროდუქტის 0,63% -ული პუნქტით ზრდას. ეკონომიკურ ზრდაზე სხვა ამხსნელი ფაქტორების გავლენის შესახებ შეფასებული მოდელი შემდეგ სურათს იძლევა.

1). პირდაპირი უცხოური ინვესტიციების ზრდის (FDI) თითოეული პროცენტი განაპირობებს რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდის 0,01 პროცენტული პუნქტით ზრდას. (მაგალითად თუ კონკრეტულ წელს დაფიქსირდა პირდაპირი უცხოური ინვესტიციების 10% იანი ზრდა ეს გამოიწვევს მთლიანი სამამულო პროდუქტის 0,1 პროცენტული პუნქტით ზრდას), ამასთან, თუ გავითვალისწინებთ, რომ პირდაპირი უცხოური ინვესტიციების ყოველწლიური ზრდის საშუალო 24% -ია მაშინ მივიღებთ რომ მთლიანი შიდა პროდუქტის ზრდის 0,24 პროცენტულ პუნქტს სწორედ პირდაპირი უცხოური ინვესტიციების ზრდა განაპირობებს ($24\% * 0,01 = 0,24\%$).

2). საგარეო ვაჭრობის ზრდის (TFT) ყოველი პროცენტი განაპირობებს რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდის 0,08 პროცენტული პუნქტით ზრდას საშუალოდ. (მაგალითად თუ მიმდინარე წელს საგარეო ვაჭრობა გაიზარდა 10% -ით ეს განაპირობებს რეალური მთლიანი შიდა პროდუქტის ზრდის 0,8 პროცენტული პუნქტით ზრდას საშუალოდ). თუ გავითვალისწინებთ, რომ საშუალოდ საქართველოს საგარეო ვაჭრობის მოცულობა ყოველწლიურად იზრდება დაახლოებით 17% -ით, მაშინ გამოდის რომ აღნიშნული ზრდა განაპირობებს მთლიანი შიდა პროდუქტის ზრდის 1,36 პროცენტული პუნქტს ($17\% * 0,08 = 1,36\%$) საშუალოდ.

3). ინფლაციის ცვლილება (ინფლაციის პროცენტული პუნქტით ცვლილება) D(INF) სხვა ფაქტორებთან ერთად ასევე მნიშვნელოვან გავლენას ახდენს ეკონომიკის

ზრდაზე. კერძოდ ეს გავენა უარყოფითად აისახება ეკონომიკურ ზრდაზე. ინფლაციის ყოველი 1% -ით ცვლილება საშუალოდ რეალური მთლიანი შიდა პროდუქტის ზრდას 2,57 პროცენტული პუნქტით აფერხებს (ანუ ინფლაციის ცვლილების კოეფიციენტია - 2,57). უნდა აღინიშნოს რომ ერთი შეხედვით ეს ძლიერი გავლენაა მაგრამ თუ გავიხსენებთ, რომ ინფლაციას ზოგადად მცირე ვარირება ახასიათებს, შესაბამისად, ყოველწლიური საშუალო ცვლილება ძალიან მცირეა, რეალურ ეკონომიკურ ზრდაზე გავლენაც მცირე გამოდის. (მაგალითად ქვეყანაში ინფლაციის ცვლილების საშუალო მნიშვნელობა ძალიან მცირეა და -0,02 -ის ტოლია, საიდანაც გამოდის, რომ ინფლაციის საშუალო მნიშვნელობის საშუალო ცვლილებით ((-0,02) პროცენტული პუნქტით ცვლილებით) რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდის მნიშვნელობა 0,05 პროცენტული პუნქტით იცვლება (იზრდება).

4). რეალური გაცვლითი კურსის (ლარი/აშშ დოლარი) (EXR) ერთი პროცენტული პუნქტით ზრდა იწვევს რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდის შემცირებას 0,12 პროცენტული პუნქტით (-0,12). თუ გავითვალისწინებთ რომ აღნიშნული ცვლადის საშუალო მნიშვნელობა 2,2 ის ტოლია, გამოდის, რომ რეალური გაცვლითი კურსის 2,2 პროცენტული პუნქტით ცვლილება იწვევს რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის 0,24 პროცენტული პუნქტით შემცირებას (-2,24).

5). რეალური სასესხო საპროცენტო განაკვეთის პროცენტული პუნქტით ცვლილება $D(INT)$ ასევე მნიშვნელოვან გავლენას ახდენს ქვეყნის რეალურ ეკონომიკურ ზრდაზე, ამასთან ეს გავლენა უარყოფითი სახისაა. რეალური სასესხო საპროცენტო განაკვეთის 1%-ული პუნქტით ცვლილება იწვევს რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის 2,28 პროცენტული პუნქტით შემცირებას. თუ გავითვალისწინებთ რომ რეალური სასესხო საპროცენტო განაკვეთის საშუალო პროცენტული პუნქტით ცვლილება არის -0,13, მივიღებთ რომ რეალური სასესხო საპროცენტო განაკვეთის ასეთი (-0,13) ცვლილებისას რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდა იზრდება საშუალოდ 0,3 პროცენტული პუნქტით.

ზემოთ ჩვენ განვიხილეთ მიმდინარე რეალური მთლიანი შიდა პროდუქტის ზრდაზე მოქმედი ფაქტორები, ამ ფაქტორების ცვლილების შედეგები და მათი მიმართულებები. მიუხედავად ყველაფრისა, ზემოთ მიღებული კოეფიციენტებით ცოტა

რთულია იმის გაანალიზება, რომელი ფაქტორი ახსენს უფრო მნიშვნელოვან გავლენას ეკონომიკურ ზრდაზე. ამიტომ აღნიშნულის უფრო სწორად და მარტივად გასაანალიზებლად უნდა მოვახდინოთ კოეფიციენტთა სტანდარტიზება ან/და გავიანგარიშოთ საშუალო ელასტიკურობის კოეფიციენტები. ჩვენი ARDL მოდელის კოეფიციენტების შეფასებები, ამ კოეფიციენტების სტანდარტიზებული მნიშვნელობები და საშუალო ელასტიკურობის კოეფიციენტები მოცემულია EViews -ის საშედეგო ცხრილის გამონაბეჭდში (იხ. ცხრილი 2.3).

ცხრილი 2.3. ARDL მოდელის სტანდარტიზებული კოეფიციენტები

Variable	Coefficient	Standardized Coefficient	Elasticity at Means
GDP_GROWTH(-1)	0.626133	0.629867	0.635119
FDI	0.010960	0.172243	0.046683
TFT	0.080339	0.446614	0.251842
D(INF)	-2.576634	-1.381098	0.012035
EXR	-0.118556	-0.294642	-0.042534
D(INT)	-2.279746	-1.274011	0.056950

ცხრილ 2.3-ში მოყვანილი სტანდარტიზებული კოეფიციენტები გვიჩვენებენ საშუალოდ რამდენი სტანდარტული ერთეულით შეიცვლება შედეგობრივი ცვლადი ფაქტორული ცვლადის ერთი სტანდარტული ერთეულით ცვლილების შემთხვევაში. სტანდარტიზებული კოეფიციენტებით შეგვიძლია დავასკვნათ, რომ რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის მიმდინარე ზრდას ყველაზე მეტად განსაზღვრავს ინფლაციის დონის ცვლილება, საპროცენტო განაკვეთის ცვლილება, შემდეგ უკვე ეკონომიკური ზრდის ლაგური მნიშვნელობა, რასაც მოჰყვება გაცვლითი კურსის ცვლილება, საგარეო ვაჭრობის ზრდა და პირდაპირი უცხოური ინვესტიციების ცვლილება. ამავე გამონაბეჭდში მოცემულია საშუალო ელასტიკურობის კოეფიციენტები, რომლებიც გვიჩვენებენ თუ რამდენი პროცენტით შეიცვლება შედეგობრივი ცვლადის საშუალო მნიშვნელობა ფაქტორული ცვლადის საშუალოს ერთი პროცენტით ცვლილებისას. ეს კოეფიციენტიც იმაში გვეხმარება, რომ დავადგინოთ რომელ ცვლადს აქვს ყველაზე დიდი გავლენა შედეგობრივ ცვლადზე. (ანანიაშვილი, ეკონომეტრიკა, 2014).

მართალია ჩვენ უკვე მივიღეთ მოდელი და მისი ინტერპრეტაციაც გავაკეთეთ წინასწარ, მაგრამ ჩნდება ერთი მნიშვნელოვანი საკითხი - რამდენად მართებულია ჩვენი

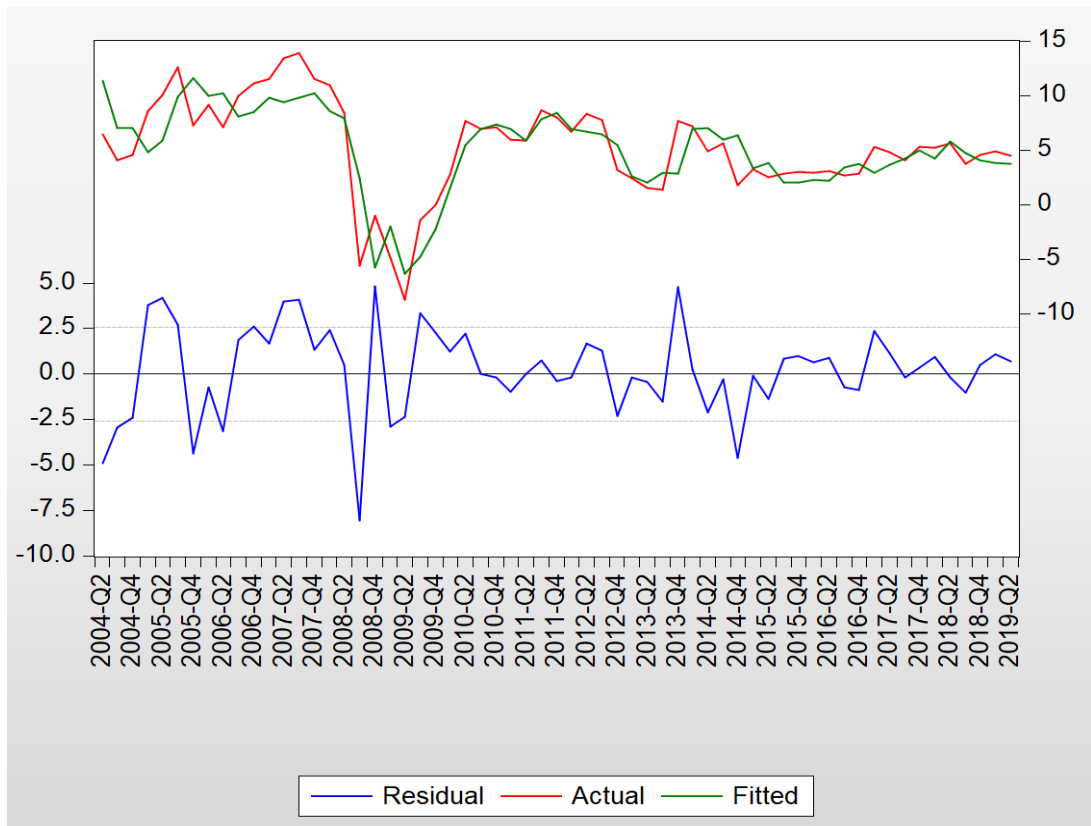
მოდელი და, შესაბამისად, რამდენად სწორია ჩვენი ზემოთ მიღებული დასკვნები? აღნიშნულ კითხვებზე პასუხის გასაცემად მოვახდინოთ მოდელში შემავალი კოეფიციენტების სტატისტიკური მნიშვნელოვნების ანალიზით. ამისათვის უნდა დავუბრუნდეთ ARDL მოდელის შეფასების შედეგობრივ ცხრილ 2.2-ს, რომელიც ასეთი ანალიზისთვის სრულ ინფორმაციას შეიცავს. t სტატისტიკები და p -value მნიშვნელობები გვიჩვენებს, რომ რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდის ლაგური ცვლადის და საგარეო ვაჭრობის ზრდის კოეფიციენტები 1% იანი მნიშვნელოვნების დონოთაც კი სტატისტიკურად მნიშვნელოვანნი არიან. ამ ორ კოეფიციენტს მნიშვნელოვნების ხარისხით მოყვება რეალური გაცვლითი კურსის ცვლილების კოეფიციენტი, ინფლაციის დონის ცვლილების კოეფიციენტი და პირდაპირი უცხოური ინვესტიციების ზრდის კოეფიციენტი, რომლებიც მნიშვნელოვანნი არიან 5%-იანი მნიშვნელოვნების დონით. რაც შეეხება საპროცენტო განაკვეთის ცვლილების კოეფიციენტს, იგი 10% -იანი მნიშვნელოვნების დონისთვისაა მნიშვნელოვანი, მისი p -value=0.059 ცოტათი აღემატება 0,05-ს, რაც დამაკმაყოფილებლად შეიძლება ჩავთვალოთ.

უნდა აღინიშნოს რომ შეფასებული მოდელის ამხსნელობითი უნარიც საკმაოდ მაღალია, რასაც ადასტურებს დეტერმინაციის კოეფიციენტის მნიშვნელობა $R^2 = 0.676$. მოდელის კარგი მორგების ხარისხზე მეტყველებს ასევე დეტერმინაციის კორექტირებული კოეფიციენტი $Adj_R^2 = 0.647$. მოდელის ხარისხისა და სანდოობის ანალიზისთვის შევამოწმოთ ნარჩენობითი წევრების განაწილების ხასიათი. თავდაპირველად ჩავატაროთ ნარჩენების ვიზუალური ანალიზი (იხ. გრაფიკი 2.3).

როგორც მოყვანილი გრაფიკიდან ჩანს, მოდელს საკმაოდ კარგი მორგება ახასიათებს. გრაფიკზე წითელი წირი გვიჩვენებს რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდას. მას კარგად ესადაგება მწვანე წირი, რომელიც გვიჩვენებს მოდელის მიერ მოსწორებულ-მორგებულ რეალური მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდის მნიშვნელობებს. მორგების განსაკუთრებით მაღალი მნიშვნელობა შეიმჩნევა 2010 წლიდან როდესაც ეკონომიკური ზრდა უკვე სტაბილიზდება, ამასთან 2010 წლამდე მორგება არც ისე კარგად გამოიყურება რაც განპირობებულია დროითი მწკრივის მონაცემთა ანომალიურობით 2010 წლამდე გარკვეულ პერიოდებში. სწორედ აღნიშნულიდან გამომდინარე, ეს ანომალურობა გავლენას ახდენს ნარჩენების

წევრებზეც და ამიტომ 2010 წლამდე ნარჩენები სახარბიელოდ არ გამოიყურება. ზოგადად გრაფიკი გვიჩვენებს, რომ ნარჩენების მნიშვნელობები 0-ის გარშემო ფლუქტუირებს, რაც მოსალოდნელი იყო და მიგვანიშნებს, რომ საქმე გვაქვს თეთრ ხმაურის პროცესთან. ამაში საბოლოოდ რომ დავრწმუნდეთ, ფორმალური კრიტერიუმებით შევამოწმოთ ადგილი ხომ არ აქვს ნარჩენების ავტოკორელაციის პრობლემას.

გრაფიკი 2.3. ARDL მოდელის ნარჩენობითი წევრების დინამიკა



ავტოკორელაციის გამოსავლენად განვიხილოთ დარბინ-უოტსენის სტატისტიკა, რომლის მნიშვნელობაც მოცემულია ზემოთ განხილულ ცხრილ 2.2-ში და შეადგენს $DW=1.8$ -ს. ეს მნიშვნელობა ახლოს 2-თან და აღემატება შესაბამისი 5% -იანი მნიშვნელოვნების დონის ზედაკრიტიკულ მნიშვნელობას დარბინ-უოტსენის განაწილებიდან, $d_u = 1.77$ -ს. მაგრამ პრობლემა ის არის, რომ შეფასებული ARDL მოდელი ერთ-ერთ ამხსნელ ცვლადად შეიცავს ლაგურ მნიშვნელობას, რის გამოც DW -ს მოცემული მნიშვნელობა ხასიათდება 2-სკენ გადაადგილებით და ასეთ შემთხვევაში ავტოკორელაციის პრობლემა მხოლოდ პირობითად შეიძლება ჩავთვალოთ გადაწყვეტილად. საქმეს ისიც ართულებს, რომ სამწუხაროდ ნარჩენებში შეიმჩნევა ჰეტეროსკედას-

ტურობა, რასაც, ვიზუალურ ანალიზთან ერთად, ბრეუშ-ჰაგანის ტესტიც ადასტურებს. ლაგრანჟის მამრავლების $n \cdot R^2_e = 15.29$ სტატისტიკა აღმატება შესაბამის კრიტიკულს $\chi^2(6) = 12,59$ და ამიტომ იძულებულნი ვართ უარვყოთ ნულოვანი ჰიპოთეზა ნარჩენების ჰომოსკედასტურობის შესახებ და მივიღოთ ალტერნატიული ჰიპოთეზა რომლის მიხედვითაც ნარჩენები ჰეტეროსკედასტურია. ამასვე ადასტურებს უაიტის ტესტიც, რომლისთვისაც ლაგრანჟის მამრავლების ტესტის სტატისტიკა, $n \cdot R^2_e = 47,77$, აღმატება კრიტიკულის წერტილს, $\chi^2(21) = 32,67$ -ს, და შესაბამისად აღნიშნულ შემთხვევაშიც უარვყოფთ ნულოვან ჰიპოთეზას ჰეტეროსკედასტურობის არ არსებობის შესახებ. ერთ-ერთი გამოსავალი სავარაუდოდ მდგომარეობს იმაში, რომ შესაფასებელ მოდელში ამხსნელ ცვლადებად უნდა განხილულიყო ფაქტორული ცვლადების (FDI, TFT, D(INF), EXR, D(INT)) ლაგური მნიშვნელობებიც. მაგრამ ასეთი მიდგომა წარმოქმნიდა სხვა პრობლემას - მოდელის განზომილება იმდენად გაიზარდებოდა, რომ არსებული შერჩევის პირობებში დამაჯერებელი შეფასებების მიღება ნაკლებ ალბათური იქნებოდა.

2.3. საქართველოს ეკონომიკის ზრდის SARIMA მოდელი

ნაშრომის ამ ნაწილის მიზანია კვარტალური ეკონომიკური ზრდის დროითი მწკრივის საპროგნოზო მოდელის აგება. ჩვენ აქ მთლიან სამამულო პროდუქტს განვიხილავთ მილიონ ლარებში კვარტალურად 1997 წლიდან 2019 წლის მეორე კვარტლის ჩათვლით. მონაცემები აღებულია საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახურის მონაცემთა ბაზიდან. მონაცემები დაანგარიშებულია ეას 1993 წლის მეთოდოლოგიით. მიუხედავად იმისა, რომ მიმდინარედ საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახური ეყრდნობა ეას 2008 წლის მეთოდოლოგიას, ჩვენ მაინც განვიხილავთ ეას 1993 წლის მეთოდოლოგიით დათვლილ მონაცემებს. ამის მიზეზი ადვილი ასახსნელია: ეას 2008 წლის მეთოდოლოგიით დათვლილი სტატისტიკები ხელმისაწვდომია მხოლოდ 2010 წლიდან მიმდინარე წლის დასაწყისამდე ხოლო 1993 წლის მეთოდოლოგიით დათვლილი მონაცემები არსებობს 1996 წლიდან.

როგორც ზემოთ აღვნიშნე, ჩვენ მონაცემები გვაქვს კვარტალურად, ეს კი ეკონომიკური ზრდის გაანგარიშებისას ბადებს ლოგიკურ კითხვას: როგორ გავიანგარიშოთ ზრდა? კვარტალური ზრდა გამოვთვალოთ წინა კვარტალთან შედარებით თუ წინა

წლის შესაბამის კვარტალთან შედარებით? რეალურად ორივე მიდგომა მართებულია, მაგრამ ჩვენ აქ განვიხილავთ მთლიანი სამამულო პროდუქტის კვარტალურ ზრდას წინა წლის შესაბამის კვარტალთან მიმართებაში. ეკონომიკური ზრდის გაანგარიშების ჩვენეული მეთოდიკა მარტივად შეგვიძლია გამოვსახოთ შესაბამისი ფორმულით:

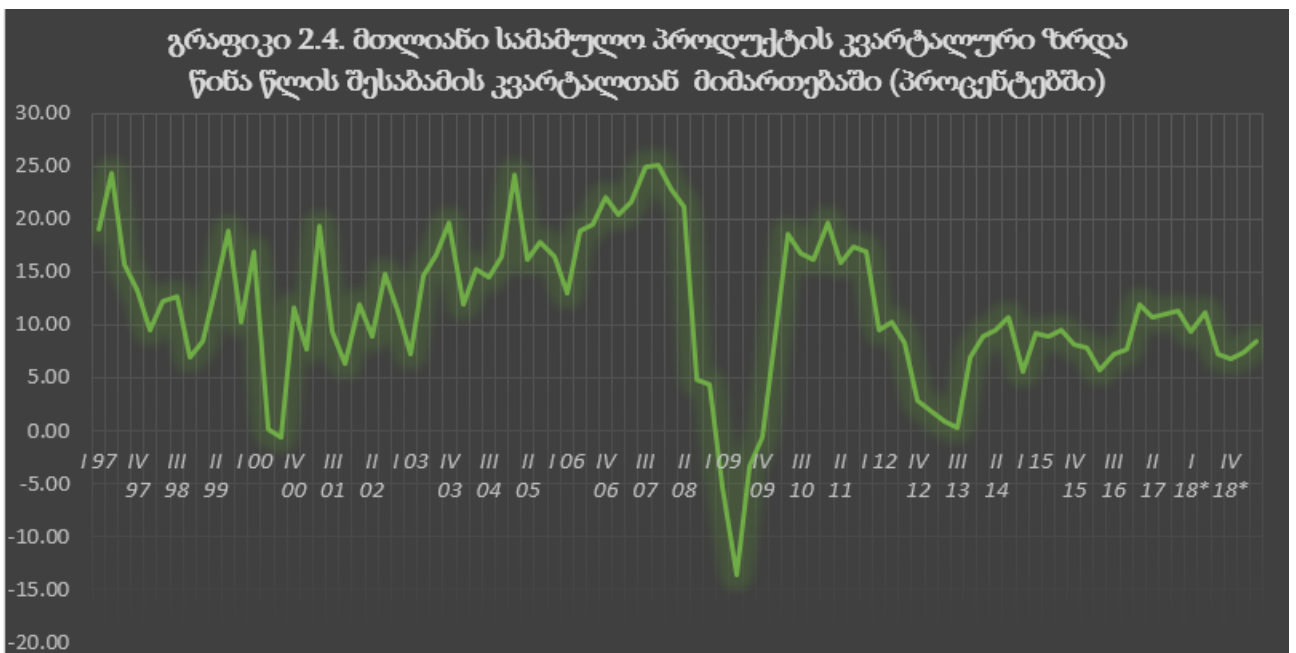
$$GDP_growth_{m,t} = \frac{GDP_{m,t} - GDP_{m,t-1}}{GDP_{m,t}} * 100\%$$

სადაც m კვარტალის აღმნიშვნელია და შესაბამისად m = 1, 2, 3, 4. ხოლო t , როგორც მიღებულია, აღნიშნავს დროის პერიოდს.

გრაფიკ 2.4-ზე გამოსახულია მთლიანი სამამულო პროდუქტის კვარტალური ზრდის ტემპი (ეკონომიკური ზრდის ტემპი). აღნიშნული გრაფიკი რამდენიმე საინტერესო დასკვნის გაკეთების საშუალებას გვაძლევს. 1997 წლიდან 2000 წლის მესამე კვარტალის ჩათვლით შეინიშნება ეკონომიკური ზრდის შენელება (2000 წლის მესამე კვარტალში ეკონომიკური ზრდა 0 ის ტოლია ხოლო მეოთხე კვარტალში უარყოფით ნიშნულსაც კი აღწევს), ამის შემდეგ 2000 წლის მეოთხე კვარტლიდან იწყება ზრდა 2007 წლის მეოთხე კვარტლამდე, ხოლო შემდეგ იწყება ეკონომიკური ზრდის მკვეთრი შენელება და, უფრო მეტიც, 2009 წლის პირველი კვარტალიდან 2009 წლის მეოთხე კვარტალის ჩათვლით ეკონომიკური ზრდა აღწევს უარყოფით ნიშნულს ანუ ადგილი აქვს ეკონომიკის შეფერხებას. ეს ფაქტი გამოწვეულია 2007-2009 წლების მსოფლიო ფინანსური კრიზისით და რუსეთ-საქართველოს 2008 წლის აგვისტოს ომით. 2010 წლიდან კი ეკონომიკური ზრდა 2011 წლის მეოთხე კვარტლამდე კვლავ აღმავალია, ხოლო 2012 წლის პირველი კვარტალიდან იწყება ისევ ეკონომიკური ზრდის შენელება და საბოლოოდ 2013 წლის მეორე - მესამე კვარტალში ნულს აღწევს. 2013 წლის მეოთხე კვარტლიდან ეკონომიკური ზრდა აღწევს სტაბილურ დონეს და წელიწადში საშუალოდ 8-9% ის დონეზეა.

როგორც ზემოთ აღვნიშნეთ, ჩვენი მიზანია ავაგოთ დროითი მწკრივების ანალიზის ARIMA მოდელი და მის მიხედვით საბოლოოდ გავაკეთოთ პროგნოზები ეკონომიკური ზრდის მომავალი მნიშვნელობების შესახებ. ჩვენი მიზნიდან და ARMA პროცესის არსიდან გამომდინარე, პირველ რიგში უნდა შევამოწმოთ კვარტლების მიხედვით მთლიანი შიდა პროდუქტის ზრდის მწკრივის სტაციონალურობა. როგორც ვიცით, ARMA მოდელით მხოლოდ სტაციონალური მწკრივები მოდელირდება. თუ

აღმოჩნდა რომ ჩვენთვის საინტერესო მწკრივი (მთლიანი სამამულო პროდუქტის კვარტალური ზრდა) არასტაციონალურია ჯერ უნდა გავასტაციონალუროთ მწკრივი და მხოლოდ ამის შემდეგ დავიწყოთ ARMA მოდელის სპეციფიკაციის განსაზღვრა. როგორც ზემოთ, აქაც უნდა განვიხილოთ დიკი ფულერის გაფართოებული ADF ტესტი და, რადგანაც მწკრივზე გვინდა მოდელის მორგება, ცოტათი უფრო სიღრმისეულად განვიხილავთ მწკრივის სტაციონალურობას. ვგულისხმობთ რომ p ლაგის განსაზღვრისას არ დავეყრდნობით მხოლოდ აკაიკისა და შვარცის კრიტერიუმებს და ლაგის სიგრძის შესაჩვენად განვიხილავთ სტაციონალურობის შემოწმების სხვა სტატისტიკებსაც, როგორებიცაა: ფილიპს-პერონის კრიტერიუმი და KPSS ტესტი.



მიუხედავად იმისა რომ ვიზუალურად მწკრივი თითქოს სტაციონალური ჩანს მაინც აუცილებელია ამის ფორმალური კუთხით დადასტურება ან უარყოფა. პირველ რიგში განვიხილოთ დიკი ფულერის გაფართოებული ADF ტესტის ეტაპობრივი მეთოდიკა. გასაკვირია, მაგრამ შვარცის კრიტერიუმით შერჩეული $p=8$ ლაგის მიხედვით დასტურდება მწკრივში ერთეულოვანი ფესვის არსებობა, არა და ვიზუალურად თითქოს და გავს მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდის მწკრივი სტაციონალურ მწკრივს. ტესტის სტატისტიკებია დეტერმინირებული ტრენდის შემცველი მოდელისთვის $-2,39$, მხოლოდ თავისუფალი წევრის შემცველი მოდელისთვის $-2,1$ და ტრენდისა და თავისუფალი წევრის გარეშე მოდელისთვის $(-0,77)$. დიკი-ფულერის

კრიტიკული სტატისტიკებია შესაბამისად: -3,45, -2,89, და -1,95. აქედან ცხადია, რომ სამივე შემთხვევიდან ვერცერთ შემთხვევაში ვერ უარყოფთ მოდელში ერთეულოვანი ფესვის არსებობის (მწკრივის არასტაციონალურობის) ნულოვან ჰიპოთეზას. KPSS ტესტის მიხედვით, რომლის დროსაც ნულოვანი ჰიპოთეზა მწკრივის სტაციონალურობაა, დასტურდება მთლიანი სამამულო პროდუქტის კვარტალური ზრდის მწკრივის სტაციონალურობის ჰიპოთეზა ტრენდული მოდელის შემთხვევაში 0,07 სტატისტიკით, როდესაც კრიტიკული 5% იანი მნიშვნელოვნობის დონისთვის არის 0,46, და მხოლოდ მუდმივის შემცველი მწკრივისთვის, რომლის სტატისტიკაა 0,27 კრიტიკული 0,14 -ის პირობებში. მწკრივის სტაციონალურობაზე მეტყველებს ასევე ფილიპს-პერონის კრიტერიუმი, რომლისთვისაც ნულოვანი ჰიპოთეზა ერთეულოვანი ფესვის არსებობაა. ფილიპს პერონის ტესტის P-value არის ტრენდული შემთხვევისთვის 0,01 , მხოლოდ მუდმივის შემცველი მოდელისთვის 0,003 და მოდელისთვის, რომელიც არ შეიცავს არც ტრენდს და არც მუდმივს, არის 0,047.

მიუხედავად იმისა, რომ მწკრივის სტაციონალურობის შემოწმების ტესტებს შორის არ არსებობს თანხვედრა, ჩვენ დამატებით შევისწავლით მწკრივის თვისებებს, მის ავტოკორელაციურ და კერძო ავტოკორელაციურ ფუნქციებს. განსახილველი მწკრივის კვარტალური ბუნება არ გამოიხატავს ასევე სეზონური ეფექტების (სეზონური ერთეულოვანი ფესვის) არსებობას. მართლაც, მწკრივში შეინიშნება სეზონურობის გავლენა და ამ გავლენის ელიმინირებისთვის თუ გადავალთ სეზონურ სხვაობით მოდელზე ამით ჩვენ „ორ კურდრელს ერთად დავიჭერთ“ : პირველი ჩვენ შევძლებთ ელიმინირება მოვახდინოთ სეზონური ეფექტებისა, რომელიც გავლენას ახდენს მთლიანი სამამულო პროდუქტის კვარტალური ზრდის ტემპზე და, მეორე, შევძლებთ შესასწავლი მწკრივი, ყოველი პირობის გარეშე, გავხადოთ სტაციონალური მწკრივი.

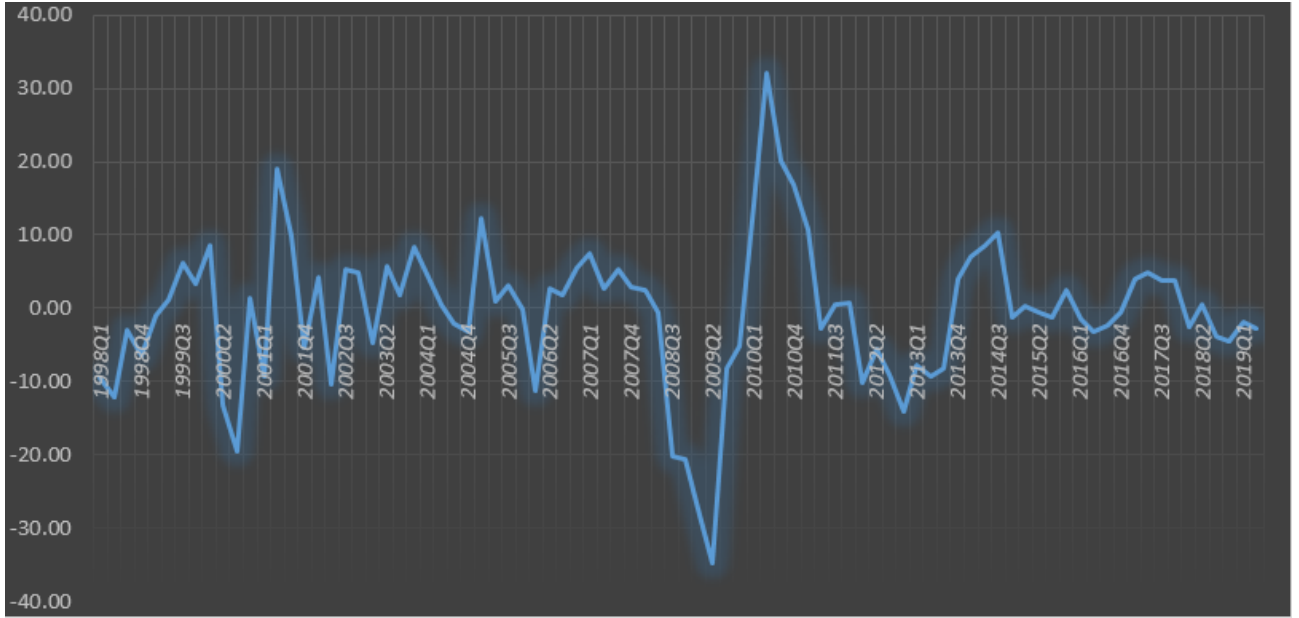
მთლიანი სამამულო პროდუქტის კვარტალური ზრდა რომ წარმოვადგინოთ სეზონურ სხვაობით მწკრივად, გამოვიყენოთ შემდეგი ფორმულა:

$$D4_GDP_growth_{m,t} = GDP_growth_{m,t} - GDP_growth_{m,t-1}$$

ამ გარდაქმნით ჩვენ პრაქტიკულად ვიხილავთ მწკრივს, რომელიც გამოსახავს მთლიანი შიდა პროდუქტის კვარტალური ზრდის ცვლილებას. ამავე დროს, ამ გარდაქმნებით ჩვენ შევამცირეთ დაკვირვების პერიოდი და განვიხილავთ მონაცემებს 1998 წლის

პირველი კვარტილიდან 2019 წლის მეორე კვარტლის ჩათვლით. მიღებულ გარდაქმნილ მწკრივს, რომელიც გამოსახავს მთლიანი შიდა პროდუქტის კვარტალური ზრდის ცვლილებას (პროცენტული პუნქტით ცვლილებას) გრაფიკ 2.5-ზე მოყვანილი სახე აქვს.

გრაფიკი 2.5. მთლიანი სამამულო პროდუქტის კვარტალური ზრდის დიფერენცირებული მწკრივი



ერთი შეხედვით მწკრივის საშუალო დონე ნულის ტოლია, რომლის გარშემოც ფლუქტუირებს (ირხევა) დროითი მწკრივი. იგი წარმოადგენს სტაციონალურ მწკრივს, რასაც ადასტურებს ყველა სტატისტიკა, რომელიც ამოწმებს მწკრივის სტაციონალურობის საკითხს. დიკი ფულერის გაფართოებული ტესტის სტატისტიკაა -4,999, ხოლო კრიტიკული 1% -იანი მნიშვნელოვნობის დონისთვის არის -2,6, ასე რომ, სხვაობებით მიღებული მწკრივი სტაციონალურია. აღნიშნულსვე ადასტურებს ფილიპს-პერონის კრიტერიუმი, რომლის სტატისტიკაა -4,8. მწკრივის სტაციონალურობას ვერ უარყოფს KPSS ტესტიც, რომლის ტესტის სტატისტიკაა 0,032, ნულოვანი ჰიპოთეზით მწკრივის სტაციონალურობის შესახებ.

როგორც დავასკვნით მწკრივი ყველა სტატისტიკით სტაციონალურია ამიტომ ახლა უნდა გადავიდეთ მოდელის სპეციფიკაციის შერჩევაზე, ანუ დავადგინოთ რა სახის SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)m შეესაბამება ჩვენს მწკრივს. რადგან მწკრივის გასასტაციონალურებლად ჩვენ უკვე მოვახდინეთ სეზონურ პირველსხვაობებზე გადასვლა, ამიტომ შეგვიძლია ჩავთვალოთ, რომ $D = 1$. სხვა პარამეტრების დასადგენად

მიემართოთ მწკრივის ავტოკორელაციურ AFC და კერძო ავტოკორელაციურ PACF ფუნქციებს. გავიხსენოთ რომ P-ს რიგის შერჩევაში გვეხმარება PACF ფუნქცია, ხოლო q –ს რიგის შერჩევაში AFC ფუნქცია. მთლიანი სამამულო პროდუქტის კვარტალური ზრდის AFC და PAFC ფუნქციებს ცხრილ 2.4-ში მოცემული სახე აქვს.

ცხრილი 2.4. მთლიანი სამამულო პროდუქტის კვარტალური ზრდის AFC და PAFC ფუნქციები

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.578	0.578	29.783	0.000
		2	0.355	0.031	41.134	0.000
		3	0.072	-0.218	41.601	0.000
		4	-0.363	-0.524	53.767	0.000
		5	-0.272	0.328	60.673	0.000
		6	-0.390	-0.234	75.035	0.000
		7	-0.389	-0.232	89.553	0.000
		8	-0.261	-0.236	96.147	0.000
		9	-0.215	0.307	100.70	0.000
		10	-0.076	-0.294	101.28	0.000
		11	0.003	-0.214	101.29	0.000
		12	0.088	0.052	102.07	0.000
		13	0.129	0.232	103.81	0.000
		14	0.219	-0.098	108.86	0.000
		15	0.275	-0.081	116.92	0.000
		16	0.174	-0.106	120.19	0.000
		17	0.119	0.086	121.75	0.000
		18	-0.062	-0.157	122.18	0.000

ფუნქციებს მართლაც რომ საინტერესო ხასიათი აქვთ და ერთი შეხედვით ცხადი ხდება რომ საქმე გვაქვს სეზონურ მცურავი საშუალოს შერეულ SARIMA პროცესთან. მაგრამ როგორი ტიპისაა ეს პროცესი ადიტიურია თუ მულტიპლიკაციური? ამ და სხვა მრავალ კითხვაზე პასუხის გაცემა კვლევის ამ ნაწილის მიზანია. თავდაპირველად დავიწყოთ კერძო ავტოკორელაციური ფუნქციის განხილვა. მის მიხედვით მოდელში აუცილებლად უნდა ჩაირთოს ავტორეგრესიული ნაწილის პირველი ლაგი, ჩვენ ასევე დავტესტავთ სიტუაციას, როდესაც ჩართულია მეორე ლაგიც ანუ $p=2$. ამასთან, თუ კარგად დავაკვირდებით კერძო ავტოკორელაციურ ფუნქციას, სეზონურ კავშირებსაც აღმოვაჩინოთ, მეოთხე ლაგზე კერძო ავტოკორელაციის კოეფიციენტი კვლავ ხდება მნიშვნელოვანი, რომელსაც მოჰყვება მეხუთე ლაგის კერძო ავტოკორელაციის მნიშვნელოვანი კოეფიციენტი. ამასთან, თუ გავითვალისწინებთ, რომ პირველი ლაგის

კერძო ავტოკორელაციის კოეფიციენტი ძალიან მნიშვნელოვანია შეგვიძლია გარკვეული ვარაუდი გამოვთქვათ მულტიპლიკაციური სეზონური მოდელის არსებობის შესახებ. აღნიშნული მსჯელობა მარტივია: თუ გარკვეული სეზონური კოეფიციენტი ძლიერ კავშირშია მის წინა არასეზონურ კოეფიციენტთან და ამავდროულად მას ძლიერი კავშირი გააჩნია წინა წლის შესაბამისი კვარტალის მნიშვნელობასთან, რომელსაც თავისთავად მნიშვნელოვანი კავშირი აქვს მის წინა არასეზონურ მნიშვნელობასთან, გამოდის რომ ეს უკავანკნელი გარკვეული მათემატიკური კომბინაციით დიდი ალბათობით შეიძლება დაკავშირებული იყოს მიმდინარე მნიშვნელობასთან. ანუ ჩვენი ვარაუდია ის არის, რომ საქმე გვაქვს მულტიპლიკაციურ სეზონურ მოდელთან, რომელშიც აუცილებლად შედის მინიმუმ ერთი არასეზონური ავტორეგრესიული ლაგი და ერთი სეზონური ავტორეგრესიული ლაგი.

ახლა კი განვიხილოთ მცურავი საშუალოს ნაწილიც. ამისთვის მივმართოთ ავტოკორელაციურ ფუნქციას რომელსაც ჩვენს შემთხვევაში კოსინუსოიდას სახე აქვს, მაგრამ ეს ჯერ ჩვენთვის არაა მნიშვნელოვანი. ავტოკორელაციური ფუნქციით ვადგენთ რომ მოდელი უნდა შეიცავდეს არასეზონური მცურავი საშუალოს 2 ლაგს დაახლოებით.

ზემოაღნიშნული ანალიზიდან გამომდინარე მოდელის შეფასებისა და დაკვირვების შემდეგ (ვიხილავთ რამოდენიმე განსხვავებულ ალტერნატიულ სპეციფიკაციას) მივედით მოდელამდე რომელიც, ჩვენი აზრით, კარგად აღწერს მონაცემების ფლუქტუირების ტენდენციას. მიღებული მოდელია პირველი რიგის სეზონურად ინტეგრირებული მულტიპლიკაციური სეზონური ავტორეგრესიული მცურავი საშუალოს მოდელი, რომელსაც შეესაბამება შემდეგი აღნიშვნა SARIMA(2,0,2)(1,1,0)4, ხოლო თვითონ თეორიული მოდელი შეგვიძლია ჩავწეროთ შემდეგნაირად:

$$(1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2)(1 - \theta_4 L^4) * y_t = (1 + \alpha_1 L + \alpha_2 L^2) * \varepsilon_t.$$

სხვანაირად SARIMA(2,0,2)(1,1,0)4 მოდელი შეიძლება ჩავწეროთ ასევე შემდეგი სახით:

$$y_t = \theta_1 y_{t-1} + \theta_2 y_{t-2} + \theta_4 y_{t-4} - \theta_1 \theta_4 y_{t-5} - \theta_2 \theta_4 y_{t-6} + \varepsilon_t + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}$$

ჩვენ შევაფასეთ სწორედ ეს მოდელი საქართველოს მთლიანი ეროვნული პროდუქტის ზრდის 1998Q1 – 2019Q2 პერიოდის კვარტალური მონაცემებით და მივიღეთ შემდეგი განტოლება:

$$GDP_growth_t = 0.792945 * GDP_growth_{t-1} - 0.415289 * GDP_growth_{t-2} + \\ - 0.407038 * GDP_growth_{t-4} + 0.571179 * GDP_growth_{t-5} +$$

$$- 0.484852 * GDP_growth_{t-6} - \varepsilon_t +$$

$$- 0.158612 * \varepsilon_{t-1} + 0.919049 * \varepsilon_{t-2}.$$

ამ განტოლების ძირითადი მახასიათებლები წარმოდგენილია ცხრილ 2.5-ში.

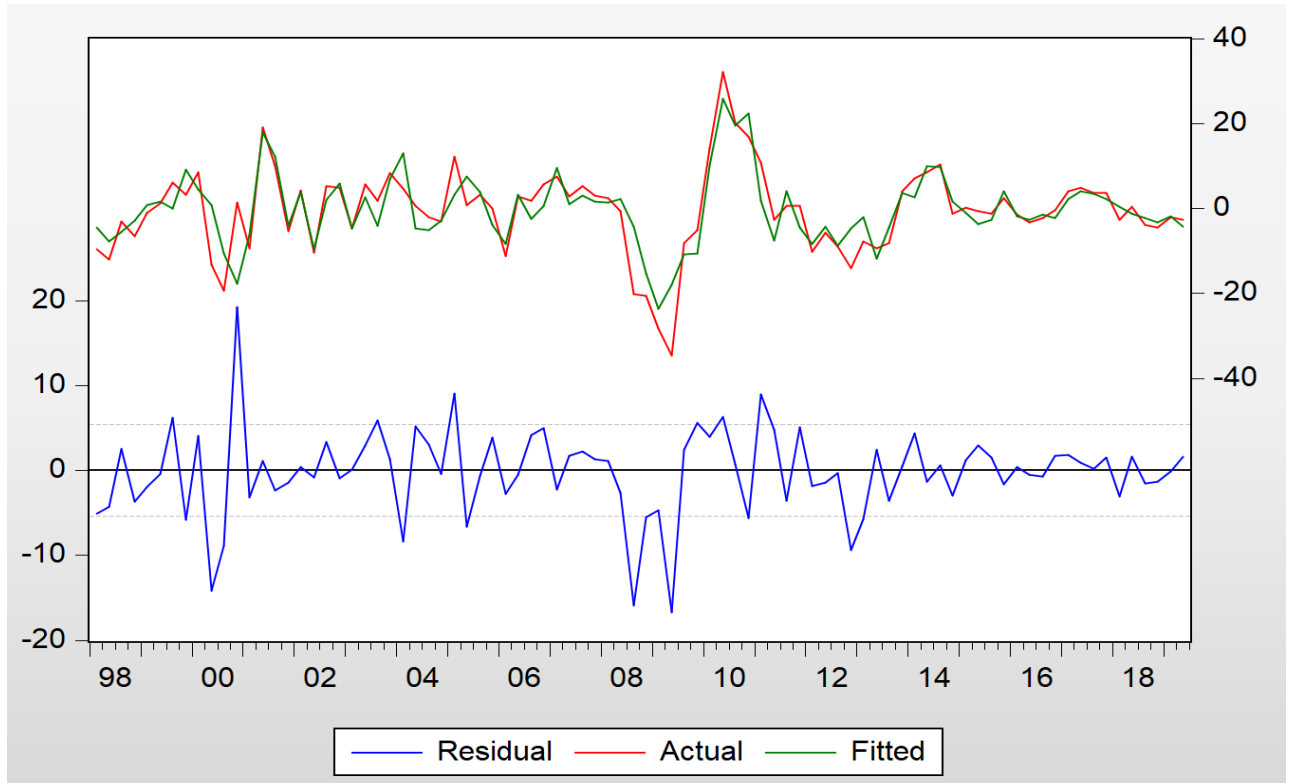
ცხრილი 2.5. SARIMA(2,0,2)(1,1,0)4 მოდელის შეფასების საშედეგო ცხრილი

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.792945	0.125866	6.299898	0.0000
AR(2)	-0.415289	0.116824	-3.554828	0.0006
AR(4)	-0.407038	0.128949	-3.156583	0.0023
AR(5)	0.571179	0.180950	3.156550	0.0023
AR(6)	-0.484852	0.139255	-3.481757	0.0008
MA(1)	-0.158612	0.070102	-2.262579	0.0264
MA(2)	0.919049	0.098045	9.373750	0.0000
SIGMASQ	26.38017	3.032201	8.700008	0.0000
R-squared	0.726753	Mean dependent var	-0.494725	
Adjusted R-squared	0.702231	S.D. dependent var	9.883282	
S.E. of regression	5.393128	Akaike info criterion	6.375810	
Sum squared resid	2268.695	Schwarz criterion	6.604121	
Log likelihood	-266.1598	Hannan-Quinn criter.	6.467695	
Durbin-Watson stat	2.054796			

პირველი რასაც უნდა დავაკვირდეთ, ესაა კოეფიციენტების ნიშნები, რომლებიც მართლაც შეესაბამება თეორიული ფორმულის კოეფიციენტების ნიშნებს. ეს ერთ-ერთი მნიშვნელოვანი დასტურია იმისა, რომ მოდელის სპეციფიკაცია სწორად გვაქვს შერჩეული. ამის შემდეგ უნდა დავაკვირდეთ კოეფიციენტების მნიშვნელოვნებას და განვსაზღვროთ, ხომ არ გვაქვს ისეთი ლაგები ჩართული რომლებიც არ უნდა იყოს მოდელში. როგორც ხვედავთ შვიდივე შემადგენელის კოეფიციენტი მნიშვნელოვანია 5% -იანი მნიშვნელოვნების დონით და MA(1)-ის გარდა სხვა შემადგენლების კოეფიციენტები ასევე მნიშვნელოვანი არიან 1% იანი მნიშვნელოვნების დონით. საკმაოდ მაღალია დეტერმინაციის R^2 და კორექტირებული დეტერმინაციის Adj_R^2 კოეფიციენტები, რომელიც ახასიათებს მოდელის მორგების ხარისხს მონაცემებთან და გვიჩვენებს შედეგობრივი ცვლადის გაფანტულობის თუ რა ნაწილს ხსნის ჩვენი მოდელი. დარბინ-უოტსონის DW სტატისტიკას 2-თან იმდენად ახლოს მდგომი მნიშვნელობა შეესაბამება, რომ უკვე მის საფუძველზე შეიძლება გამოვრიცხოთ ნარჩენობითი წევრების ავტოკორელირებულობის პრობლემა.

ზემოთ ფორმალურად უკვე დავახასიათეთ მიღებული SARIMA(2,0,2)(1,1,0)₄ მოდელის შიდა მორგების ხარისხი. მაგრამ ასევე საჭიროა პროგნოზირებისათვის მოდელის ვარგისიანობის შეფასება. სანამ ამას გავაკეთებთ კარგი იქნება თუ ვიზუალურად განვიხილავთ მოდელის მორგებას ემპირიულ მონაცემებთან და მოვახდენთ ნარჩენების დინამიკის ანალიზს. ამაში დაგვეხმარება გრაფიკი 2.6.

გრაფიკი 2.6. SARIMA(2,0,2)(1,1,0)₄ მოდელის ნარჩენობითი წევრების დინამიკა



როგორც გრაფიკიდანაც ჩანს, ჩვენი სეზონური მოდელი კარგად ერგება ემპირიულ მონაცემებს. მიღებული შეცდომებიც დამაკმაყოფილებლად გამოიყურება, თუ არ ჩავთვლით რამოდენიმე ანომალიას (ამოვარდნას), რომელიც გვხვდება კრიზისული 2007-2009 პერიოდებში. მთლიანობაში ნარჩენების დინამიკის გრაფიკი თეთრი ხმაურის პროცესის შესაბამისია.

ახლა განვიხილოთ თუ როგორ მუშაობს ჩვენი მოდელი გარე შერჩევაზე და როგორი პროგნოზული თვისებებით ხასიათდება იგი. ამისთვის მთლიანი სამამულო პროდუქტის კვარტალური ზრდის ცვლილების დროითი მწკრივის დაკვირვებადი 1998Q1 – 2019Q2 პერიოდი დავყოთ ორ ნაწილად: პირველი 1998Q1 – 2016Q2 პერიოდი

ავილოთ საწვრთნელ პერიოდად (დროითი პერიოდი რომელზეც მოვახდენთ მოდელის შეფასებას), ხოლო შემდეგი 2016Q3-2019Q2 პერიოდი ავილოთ სატესტო გარე საპროგნოზო პერიოდად. ასევე ცალ-ცალკე განვიხილავთ პროგნოზირების სიგრძის ორ შემთხვევას: პირველ შემთხვევაში განვიხილავთ 4 ბიჯით წინ პროგნოზს, მეორე შემთხვევაში კი 2 ბიჯით წინ პროგნოზს ერთიდაიგივე მოდელით. სატესტო პერიოდზე მოდელის გარე შერჩევის კრიტერიუმების დასაანგარიშებლად 4 ბიჯით წინ პროგნოზირების დროს ვიყენებთ შემდეგნაირად: თავიდან 1998Q1 – 2016Q2 პერიოდზე ვაფასებთ SARIMA(2,0,2)(1,1,0)₄ მოდელს და მიღებული განტოლებით ვაკეთებთ გარე პროგნოზს 2016Q3-2017Q2 პერიოდზე. ამის შემდეგ საწვრთნელ პერიოდს ვზრდით 4 კვარტლით ანუ ვიხილავთ 1998Q1 – 2017Q2 პერიოდს და ახლა ამ პერიოდზე ვაფასებთ SARIMA(2,0,2)(1,1,0)₄ მოდელს, რომლითაც უკვე 2017Q3-2018Q2 პერიოდზე ვაკეთებთ გარე პროგნოზს და პროცედურას ვაგრძელებთ იგივე პრინციპით. შემდეგ ვიღებთ 2016Q3-2019Q2 პერიოდის რეალურ ემპირიულ მონაცემებს და ჩვენს 4 ბიჯით წინ პროგნოზებს, რომლებითაც ვითვლით MAE-ს (საშუალო აბსოლიტურ შეცდომას) და RMSE-ს (ფესვი საშუალო კვადრატული შეცდომიდან) მაჩვენებლებს. ჩვენს შემთხვევაში SARIMA(2,0,2)(1,1,0)₄ მოდელის 4 ბიჯით წინ გარე პროგნოზის მახასიათებლებია:

პროგნოზის საშუალო აბსოლიტური შეცდომა MAE=1.69 ;

ფესვი პროგნოზის საშუალო კვადრატული შეცდომებიდან RMSE=0.55.

4 ბიჯით წინ მოდელით გაკეთებული პროგნოზები და რეალური ემპირიული მნიშვნელობები 2016Q3-2019Q2 პერიოდზე მოცემულია დანართ 3.1-ში გრაფიკულად, რომელშიც ჩანს რომ პროგნოზული მნიშვნელობები საკმაოდ კარგად მიყვება რეალურ მნიშვნელობებს და პროგნოზირების შესაბამისი შეცდომებიც მისაღებია. ასე რომ, ჩვენი SARIMA(2,0,2)(1,1,0)₄ მოდელით შეგვიძლია საკმაოდ საიმედო პროგნოზების აგება.

ზემოაღნიშნულ პროცედურას ვიხილავთ ასევე 2 ბიჯით წინ პროგნოზირების შემთხვევაში. ამჯერად თითოეულ ეტაპზე ვაკეთებთ პროგნოზს ორი კვარტლით წინ და ,შესაბამისად, შემდეგი პერიოდის პროგნოზის მისაღებად საწვრთნელ პერიოდს ვზრდით ორი კვარტლით. საბოლოოდ ჩვენი SARIMA(2,0,2)(1,1,0)₄ მოდელით ორი ბიჯით წინ პროგნოზირების მახასიათებლებია:

პროგნოზის საშუალო აბსოლიტური შეცდომა MAE=1.43 ;

ფესვი პროგნოზის საშუალო კვადრატული შეცდომებიდან $RMSE=0.49$.

ორი ბიჯით წინ გაკეთებული პროგნოზები და რეალური ემპირიული მნიშვნელობები 2016Q3-2019Q2 პერიოდზე მოცემულია დანართ 3.1-ში გრაფიკულად. როგორც გრაფიკიდან ჩანს 2 ბიჯით წინ პროგნოზები უფრო კარგად ესადაგება რეალურ მნიშვნელობებს, ვიდრე 4 ბიჯით წინ გაკეთებულ პროგნოზები, მაგრამ მათ შორის სხვაობა ძალიან დიდი არ არის. ასე რომ საბოლოოდ შეგვიძლია დავასკვნათ, რომ ჩვენი SARIMA(2,0,2)(1,1,0)₄ საკმაოდ კარგ პროგნოზებს აკეთებს როგორც 2 ასევე 4 ბიჯით წინ.

მიუხედავად იმისა რომ შეფასებული სეზონური ავტორეგრესიული მცურავი საშუალოს მოდელი, SARIMA(2,0,2)(1,1,0)₄, საკმაოდ დამაჯერებელ პროგნოზებს აკეთებს, ჩვენ ნაშრომში არ განვიხილავთ პროგნოზებს. მიზეზი ისაა, რომ ჩვენი საპროგნოზო პერიოდი (2020Q1-2020Q4) არაა ისტორიის ნორმალური, ჩვეული განვითარების პერიოდი. 2020 წლის დასაწყისიდან მსოფლიო აღმოჩნდა გლობალური პანდემიის COVID-19 -ის (კორონავირუსის) წინაშე, რამაც მთელი მსოფლიოს ეკონომიკა თითქმის გააჩერა. აღნიშნული ეპიდემია ასევე მნიშვნელოვანი გამოწვევა აღმოჩნდა ჩვენი ქვეყნისთვისაც, რის გამოც ქვეყანაში ამოქმედდა მნიშვნელოვანი შეზღუდვები. ფაქტობრივად დაახლოებით 2 კვარტლის განმავლობაში ეკონომიკა უკიდურესად შეზღუდულად ფუნქციონირებდა. ასე რომ, ქვეყანაში კატასტროფულად შემცირდა GDP რაც დიდ გავლენას მოახდენს შემდეგი წლების ეკონომიკურ მონაცემებზეც. ცხადია, რომ აღნიშნული პანდემიის პერიოდი არაპროგნოზირებადია, არაპროგნოზირებადია ასევე მისი მომდევნო საკმაოდ დიდი პერიოდიც. ასე რომ, პანდემიის და მისი შემდგომი პერიოდი ისტორიას დარჩება როგორც მთლიანი სამამულო პროდუქტის დროითი მწკრივის ანომალიური პერიოდი.

დასკვნა

ნაშრომში ჩვენ დავადგინეთ რეალური ეკონომიკური ზრდის დეტერმინანტები და რაოდენობრივად შევაფასეთ მათი გავლენა რეალურ ეკონომიკურ ზრდაზე. ასევე ავაგეთ ეკონომიკური ზრდის საპროგნოზო მოდელი, რომელიც შეიძლება გამოყენებული იქნას ეკონომიკური ზრდის პროგნოზირებისათვის.

ნაშრომის დასკვნები გამომდინარეობს ჩვენს მიერ შეფასებული მოდელებიდან, ამიტომ მოკლედ განვიხილავთ ჩვენი ემპირიული მოდელების ძირითად შედეგებს.

სულ შევაფასეთ სამი ტიპის მოდელი. პირველი მათგანია ეკონომიკური ზრდის პანელური მოდელი, რომელიც შევაფასეთ 10 ქვეყნის პანელური მონაცემების გამოყენებით. ამასთან, განვიხილეთ ამ მოდელის რამდენიმე ვარიანტი და მათგან შერჩეულმა საუკეთესო ვარიანტმა გვიჩვენა, რომ განხილულ ქვენებსა და საანალიზო პერიოდში (1996-2018 წლები) საშუალოდ კანონზომიერს წარმოადგენდა შემდეგი გარემოებები:

- სხვა თანაბარ პირობებში მიმდინარე წლის ეკონომიკური ზრდის პროცენტის მეოთხედი ინერციულად ნარჩუნდება შემდეგ წელსაც. სხვანაირად, მიმდინარე წლის ეკონომიკური ზრდის ყოველი 4 %-ული პუნქტი განაპირობებს მომავალი წლის ზრდის 1%-ულ პუნქტს საშუალოდ;
- სხვა თანაბარ პირობებში ერთ სულ მოსახლეზე ექსპორტის რეალური ზრდის ყოველი პროცენტული პუნქტი განაპირობებს ერთ სულ მოსახლეზე GDP-ის რეალური ზრდის 0,13 პროცენტულ პუნქტს საშუალოდ;
- სხვა თანაბარ პირობებში ერთ სულ მოსახლეზე ძირითადი კაპიტალის მთლიანი ფორმირების ზრდის თითოეული პროცენტი განაპირობებს ერთ სულ მოსახლეზე GDP-ის რეალური ზრდის 0,12 პროცენტულ პუნქტს საშუალოდ;
- სხვა თანაბარ პირობებში ერთ სულზე ცენტრალური მთავრობის სამომხმარებლო ხარჯების ზრდა ყველაზე მცირედ მოქმედებს ერთ სულზე GDP-ის რეალური ზრდაზე, კერძოდ ცენტრალური მთავრობის სამომხმარებლო დანახარჯების ყოველი ერთი პროცენტით ზრდა მხოლოდ 0,05 პროცენტული პუნქტით ზრდის ეკონომიკურ ზრდას.
- შეფასებულ მოდელში თავისუფალი წევრი მნიშვნელოვანია და დაახლოებით 1,7% ის ტოლია. ჩვენი აზრით ეს მეტყველებს იმაზე, რომ ეკონომიკური ზრდის

1,7 პროცენტულ პუნქტს საშუალოდ განაპირობებენ ის ფაქტორები რომლებიც ჩართული არ გვექონდა შეფასებულ მოდელში.

მეორე შეფასებულ მოდელში (განაწილებულ ლაგთან ავტორეგრესიულ (ARDL) მოდელში) საქართველოს მთლიანი სამამულო პროდუქტის ზრდის ტემპის ამხსნელ ცვლადებად რამდენიმე (კერძოდ, ხუთ) ფაქტორულ ცვლადთან ერთად წარმოდგენილია ლაგური დამოკიდებული ცვლადი. საქართველოს 2003-2019 წლების კვარტალური მონაცემებით შეფასებულმა მოდელმა ეკონომიკურ ზრდასთან მიმართებით შემდეგი გარემოებები გამოავლინა.

- საქართველოში კვარტალურ ეკონომიკურ ზრდას სხვა თანაბარ პირობებში ახასიათებს ინერციული ბუნება: მიმდინარე კვარტლის ეკონომიკური ზრდის თითოეული პროცენტული პუნქტიდან 0,6 პროცენტული პუნქტი თავისთავად საშუალოდ ნარჩუნდება შემდეგ კვარტალშიც.
- სხვა თანაბარ პირობებში ერთ სულ მოსახლეზე პირდაპირი უცხოური ინვესტიციების ზრდის ყოველი 1 პროცენტი განაპირობებს ერთ სულზე GDP-ის ზრდის მხოლოდ 0,01 პროცენტულ პუნქტს. ინვესტიციების მხრიდან ეს ძალიან მცირე გავლენას ეკონომიკურ ზრდაზე.
- სხვა თანაბარ პირობებში ერთ სულ მოსახლეზე მთლიანი საგარეო ვაჭრობის ყოველი 1% -ით ზრდა საშუალოდ განაპირობებს ერთ სულზე GDP-ის ზრდის 0,08 პროცენტული პუნქტს.
- სხვა თანაბარ პირობებში ინფლაციის ყოველი 1%-ული პუნქტით ზრდა საშუალოდ ერთ სულზე GDP-ის ზრდას 2,6%-ული პუნქტით აფერხებს.
- სხვა თანაბარ პირობებში რეალური გაცვლითი კურსის ყოველი 1%-ული პუნქტით ზრდა საშუალოდ ერთ სულზე რეალური GDP-ის ზრდას 0,12%-ული პუნქტით აფერხებს.
- სხვა თანაბარ პირობებში რეალური სასესხო საპროცენტო განაკვეთის ყოველი 1% პროცენტული პუნქტით ზრდა საშუალოდ ერთ სულზე რეალური GDP-ის ზრდას 2,28%-ული პუნქტით აფერხებს.

ეკონომიკური ზრდის მესამე, SARIMA მოდელის საფუძველზე ჩვენ შევძელით შეგვეფასებინა საქართველოს GDP-ის კვარტალური ზრდის ცვლილების საკმაოდ კარგი

საპროგნოზო ფუნქცია. ასეთ საპროგნოზო ფუნქციად განვიხილეთ სეზონურად ინტეგრირებული სეზონური ავტორეგრესიული მცურავი საშუალოს SARIMA(2,0,2)(1,1,0)₄ მოდელი, რომელიც, მივიღეთ 1997-2019 წლების ეკონომიკური ზრდის ტემპის კვარტალური მონაცემების დროითი მწკრივის საფუძველზე. როგორც შემოწმების შედეგად აღმოჩნდა, შეფასებული მოდელი საკმაოდ ზუსტი პროგნოზის გაკეთების საშუალებას იძლევა. მაგალითად, ორი ბიჯით წინ პროგნოზირებისას პროგნოზის საშუალო აბსოლიტურმა შეცდომამ, MAE -მ, შეადგინა მხოლოდ 1,43, ხოლო ფესვმა პროგნოზის საშუალო კვადრატული შეცდომებიდან, RMSE კი შეადგინა მხოლოდ 0,49.

გამოყენებული ლიტერატურა

1. ანანიაშვილი, ი. (2014). *ეკონომეტრიკა*. თბილისი: მერიდიანი.
2. ანანიაშვილი, ი. (2016). *ეკონომიკის მათემატიკური მოდელირება. (ლექციების კურსი)*. თბილისი : (ელექტრონული ფორმატი).
3. ანანიაშვილი, ი. (2018). *დროითი მწკრივების ანალიზი. (ლექციების კურსი)*. თბილისი: (ელექტრონული ფორმატი).
4. ანანიაშვილი, ი. (2018). *მაკროეკონომიკური მოდელირება. (ლექციების კურსი)*. თბილისი: (ელექტრონული ფორმატი).
5. ბენასი-კუერი, აგნეს | კიური, ბენუა | ჟაკი, პიერ | პისანი-ფერი, ჟან. (2016). *ეკონომიკური პოლიტიკა. (თარგმანი)*. თბილისი: თსუ გამომცემლობა.
6. ბლანშარი, ო. (2010). *მაკროეკონომიკა. (თარგმანი ინგლისურიდან)*. თბილისი: თბილისის სახელმწიფო უნივერსიტეტის გამომცემლობა.
7. ვულდრიჯი, ჯ. მ. (2016). *შესავალი ეკონომეტრიკაში. (თარგმანი ინგლისურიდან)*. თბილისი: თბილისის სახელმწიფო უნივერსიტეტის გამომცემლობა.
8. მარშავა ქეთევან, მინდორაშვილი მაია. (2009). *ეროვნულ ანგარიშთა სისტემა*. თბილისი: თბილისის უნივერსიტეტის გამომცემლობა.
9. პაპავა, ვ. (2014). მკვეთრი ზრდის ეფექტი და პოსტკრიზისული ეკონომიკური ზრდა. *ეკონომიკა და საბანკო საქმე*, ტომი 2 , ნომერი 1.
10. *საქართველოს ეროვნული ბანკი* . (2020). Retrieved from <https://www.nbg.gov.ge/index.php?m=304>
11. *საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახური*. (2020). Retrieved from საქსტატი: <http://pc-axis.geostat.ge/PXWeb/pxweb/ka/Database>
12. უელი, დ. ნ. (2016). *ეკონომიკური ზრდა. (მესამე გამოცემა)*. (თარგმანი ინგლისურიდან). . თბილისი: თბილისის უნივერსიტეტის გამომცემლობა.
13. ჩიქობავა, მ. (2019). *ეკონომიკური ზრდა. (მაგისტრატურა, ლექციების კურსი)*. თბილისი: (ელექტრონული ფორმატი).
14. Acemoglu, D. (2007). *Introduction to Modern Economic Growth*.
15. Alsinglawi Omar, Wadi AL S. , Aladwan Mohammad , Saleh Mohammad H. . (2019). "Predicting Jordanian's GDP Based on ARIMA Modeling". *Italian Journal of Pure and Applied Mathematic*.
16. Barro Robert J. , Sala-i-Martin Xavier. (2004). *Economic Growth (second edition)*.
17. Barro, R. J. (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries . *The Quarterly Journal of Economics*, pp. 407-443.
18. Baumol, W. J. (1986). "Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-run Data Shows". *American Economic Review*, pp. 1072-1085.
19. Betyak, O. (2012). "An Econometric Analysis of Determinants of Economic Growth in Crisis Countries of European Union".

20. Chirwa Themba G. , Odhiambo Nicholas M. . (2016). "Macroeconomic Determinants of Economic Growth: A Review of International Literature". *South East European Journal of Economics and Business* , pp. 33-47.
21. Dritsaki, C. (2015). Forecasting Real GDP Rate through Econometric Models: An Empirical Study from Greece . *Journal of International Business and Economics* , pp. 13-19.
22. Katchova, A. (2020). *Econometric Academy*. Retrieved from <https://sites.google.com/site/econometricsacademy/econometrics-models/panel-data-models>
23. Kowalski, E. (2000). "*Determinants of Economic Growth in East Asia: A Linear Regression Model*".
24. Ledyeva Svetlana, Linden Mikael . (2008). Determinants of Economic Growth: Empirical Evidence from Russian Regions. *The European Journal of Comparative Economics*, pp. 87-105.
25. Mansaray, M. A. (2017). Applied Econometrics and the Determinants of Economic Growth. *International Journal of Academic Research in Economics and Management Sciences* , pp.1-34.
26. Nelson Richard R. & Phelps Edmond S. (1965). "Investment in Humans, Technological Diffusion and Economic Growth". *Cowles Foundation for Research in Economics Yale University*. Yale University.
27. Papyrakis Elissaios, Gerlagh Reyer . (2007). Resource abundance and economic growth in the United States. *European Economic Review*, PP.1011-1039.
28. Pilström Patrick, Pohl Sebastian. (2009). "*Forecasting GDP Growth – The Case of The Baltic States*".
29. Pula Leke, Elshani Alban. (2018). "ROLE OF PUBLIC EXPENDITURE IN ECONOMIC GROWTH: ECONOMETRIC EVIDENCE FROM KOSOVO 2002–2015 ". *Baltic Journal of Real Estate Economics and Construction Management* , pp. 74-87.
30. Romer, D. (1996). *Advanced Macroeconomics (fifth edition)*.
31. Romer, P. M. (1990). "Human Capital and Growth: Theory and evidence". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, (pp. pp. 251-286).
32. Solow, R. M. (1956). "A Contribution to the Theory of Economic Growth". *The Quarterly Journal of Economics*, pp. 65-94.
33. *The World Bank*. (2020). Retrieved from <https://databank.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG/1ff4a498/Popular-Indicators>
34. Tolo, W. B. (2011). "*The Determinants of Economic Growth in the Philippines: A New Look*". IMF Working Paper .
35. *Udemy*. (2020). Retrieved from <https://www.udemy.com/course/python-for-time-series-data-analysis/learn/lecture/13772656#overview>
36. *youtube*. (2020). Retrieved from youtube: https://www.youtube.com/playlist?list=PL_onPhFCKVQj21tCiQwBk6QCRO3io7kmo

დანართი

დანართი 1. პანელურ მონაცემთა ანალიზი

დანართი 1.1. ერთ სულ მოსახლეზე მთლიანი სამამულო პროდუქტის რეალური ზრდის საშუალო და სტანდარტული გადახრა ქვეყნების მიხედვით:

Descriptive Statistics for GDP_PC_GROWTH
Categorized by values of COUNTRY
Date: 06/18/20 Time: 00:44
Sample: 1997 2018
Included observations: 220

COUNTRY	Mean	Std. Dev.	Obs.
Albania	4.743667	4.502550	22
Armenia	6.611644	6.432442	22
Belarus	5.456642	4.598475	22
Bulgaria	3.851789	4.024089	22
Kazakhstan	5.080422	4.108286	22
Kyrgyz Rep...	3.066190	3.212381	22
Moldova	3.920635	4.509013	22
North Mace...	2.598795	2.265894	22
Romania	3.873547	4.613029	22
Ukraine	2.865086	6.304016	22
All	4.206842	4.673335	220

დანართი 1.2. ერთ სულ მოსახლეზე მთლიანი სამამულო პროდუქტის რეალური ზრდის საშუალო და სტანდარტული გადახრა წლების მიხედვით:

Descriptive Statistics for GDP_PC_GROWTH
Categorized by values of YEAR
Date: 06/18/20 Time: 00:46
Sample: 1997 2018
Included observations: 220

YEAR	Mean	Std. Dev.	Obs.
1997	1.341210	6.335871	10
1998	2.740040	5.433471	10
1999	2.032918	5.570314	10
2000	5.599163	2.413734	10
2001	6.858082	4.624842	10
2002	6.470482	4.188359	10
2003	7.159657	3.619863	10
2004	8.726610	2.964371	10
2005	6.759014	4.225102	10
2006	7.746997	3.365267	10
2007	8.060109	2.879879	10
2008	7.030750	2.942514	10
2009	-3.727139	6.139545	10
2010	3.232329	3.586936	10
2011	4.272962	1.558563	10
2012	1.427833	2.478441	10
2013	3.527212	3.141884	10
2014	2.498487	1.644246	10
2015	0.606290	4.333711	10
2016	2.385792	2.698582	10
2017	4.094326	2.397507	10
2018	3.707394	1.184136	10
All	4.206842	4.673335	220

დანართი 1.3. ერთ სულ მოსახლეზე მთლიანი სამამულო პროდუქტის რეალური ზრდის GDP_pc_growth -ის პანელურ მონაცემებში ერთეულოვანი ფესვის არსებობის ტესტი. როგორც ვხედავთ GDP_pc_growth სტაციონალური პანელური დროითი მწკრივებია, მასში არ არსებობს არც ინდივიდუალური და არც საერთო ერთეულოვანი ფესვი.

Panel unit root test: Summary
 Series: GDP_PC_GROWTH
 Date: 06/18/20 Time: 01:26
 Sample: 1997 2018
 Exogenous variables: Individual effects
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic lag length selection based on SIC: 0
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
 Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	-7.89656	0.0000	10	210
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-7.46254	0.0000	10	210
ADF - Fisher Chi-square	90.8378	0.0000	10	210
PP - Fisher Chi-square	130.637	0.0000	10	210

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

დანართი 1.4. ერთ სულ მოსახლეზე ექსპორტის რეალური ზრდის EXP_pc_growth-ის პანელურ მონაცემებში ერთეულოვანი ფესვის შემოწმების შემაჯამებელი ტესტები აჩვენებენ რომ EXP_pc_growth-ის მონაცემებში არ არსებობს არც ინდივიდუალური და არც საერთო ერთეულოვანი ფესვი. ასე რომ EXP_pc_growth სტაციონალურია.

Panel unit root test: Summary
 Series: EXP_PC_GROWTH
 Date: 06/18/20 Time: 02:08
 Sample: 1997 2018
 Exogenous variables: Individual effects
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 3
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	-9.71391	0.0000	10	204
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-8.62367	0.0000	10	204
ADF - Fisher Chi-square	104.122	0.0000	10	204
PP - Fisher Chi-square	120.458	0.0000	10	210

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

დანართი 1.5. ერთ სულ მოსახლეზე მთლიანი ძირითადი კაპიტალის ფორმირების ზრდის GCF_pc_growth-ის ერთეულოვანი ფესვის შემოწმება. როგორც ტესტების სტატისტიკები აჩვენებენ GCF_pc_growth-ის პანელურ მონაცემებში არ არსებობენ არც ინდივიდუალური ერთეულოვანი ფესვები და არც საერთო ერთეულოვანი ფესვი. ასე რომ GCF_pc_growth-ის პანელურ მონაცემთა დროითი მწკრივები სტაციონალურია.

Panel unit root test: Summary
 Series: GCF_PC_GROWTH
 Date: 06/18/20 Time: 02:10
 Sample: 1997 2018
 Exogenous variables: Individual effects
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 1
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-9.43937	0.0000	10	208
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-7.63246	0.0000	10	208
ADF - Fisher Chi-square	97.4855	0.0000	10	208
PP - Fisher Chi-square	87.0859	0.0000	10	210

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

დანართი 1.6. ერთ სულ მოსახლეზე ცენტრალური მთავრობის მთლიანი რეალური სამომხმარებლო დანახარჯების ზრდის GOV_CONS_pc_growth-ის პანელური მონაცემების სტაციონალურობის შემოწმება. ტესტური სტატისტიკები აჩვენებენ რომ GOV_CONS_pc_growth-ის პანელური მონაცემები სტაციონალურია.

Panel unit root test: Summary
 Series: GOV_CONS_PC_GROWTH
 Date: 06/18/20 Time: 02:11
 Sample: 1997 2018
 Exogenous variables: Individual effects
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 4
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-9.24207	0.0000	10	199
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-10.6821	0.0000	10	199
ADF - Fisher Chi-square	144.057	0.0000	10	199
PP - Fisher Chi-square	159.327	0.0000	10	210

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

დანართი 1.7. ერთ სულ მოსახლეზე პირდაპირი უცხოური ინვესტიციების ზრდის FDI_pc_growth-ის პანელურ მონაცემთა სტაციონალურობის შემოწმება. როგორც შესაბამისი ტესტური სტატისტიკები მიუთითებენ FDI_pc_growth-ის პანელური მონაცემები სტაციონალურია.

Panel unit root test: Summary
 Series: FDI_PC_GROWTH
 Date: 06/18/20 Time: 02:12
 Sample: 1997 2018
 Exogenous variables: Individual effects
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 1
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-13.9906	0.0000	10	207
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-13.4914	0.0000	10	207
ADF - Fisher Chi-square	166.807	0.0000	10	207
PP - Fisher Chi-square	199.270	0.0000	10	210

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

დანართი 1.8. შემაჯამებელი სტატისტიკები

```
. xtsum $id $t $ylist $xlist
```

Variable	Mean	Std. Dev.	Min	Max	observations	
id	overall	5.5	2.878832	1	10	N = 220
	between		3.02765	1	10	n = 10
	within		0	5.5	5.5	T = 22
t	overall	11.5	6.358757	1	22	N = 220
	between		0	11.5	11.5	n = 10
	within		6.358757	1	22	T = 22
gdp_pc~h	overall	4.206818	4.673277	-14.38	14.75	N = 220
	between		1.265024	2.598636	6.611818	n = 10
	within		4.515826	-15.975	14.30091	T = 22
exp_pc~h	overall	6.5055	12.45151	-26.38	70.02	N = 220
	between		4.337014	.1745454	13.96955	n = 10
	within		11.74879	-27.42586	62.55595	T = 22
gcf_pc~h	overall	7.478682	17.27029	-50.27	152	N = 220
	between		3.452698	2.267727	15.54909	n = 10
	within		16.95538	-47.68223	143.9296	T = 22
govcon~h	overall	2.416682	8.592861	-38.16	44.91	N = 220
	between		2.400989	-.3413636	7.868182	n = 10
	within		8.284039	-35.93377	44.57714	T = 22
fdi_pc~h	overall	34.3285	125.6025	-298.76	932.01	N = 220
	between		20.47992	15.86818	86.77682	n = 10
	within		124.0837	-307.8638	879.5617	T = 22

ზემოთ მოყვანილ შემაჯამებელ სტატისტიკებში მოცემულია ცვლადთა საშუალო, ცვლადთა საერთო (overall) სტანდარტული გადახრა, ჯგუფთაშორისი (between) სტანდარტული გადახრა და შიგაჯგუფური (within) სტანდარტული გადახრა. ასევე მოცემულია ცვლადთა მინიმალური და მაქსიმალური მნიშვნელობები: საერთო, ჯგუფთაშორის და შიგაჯგუფურ ჭრილებში.

დანართი 1.9. კორელაციური მატრიცა

	gdp_pc~h	gdp_pc~h ^L	exp_pc~h	gcf_pc~h	govcon~h	fdi_pc~h	t
gdp_pc_gro~h	1.0000						
--.	0.3834	1.0000					
L1.	0.5310	0.0450	1.0000				
exp_pc_gro~h	0.6491	0.3107	0.2785	1.0000			
gcf_pc_gro~h	0.3610	0.2301	0.1924	0.3443	1.0000		
govcons_pc~h	0.0575	0.0048	0.0404	0.0465	0.0394	1.0000	
fdi_pc_gro~h	-0.2436	-0.1712	-0.1074	-0.2864	-0.1480	-0.1400	1.0000
t							

დანართი 1.10. Pooled OLS estimator - გაერთიანებული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასება.

Source	SS	df	MS	Number of obs = 210		
Model	2758.67646	5	551.735293	F(5, 204) =	71.37	
Residual	1577.08557	204	7.73081162	Prob > F =	0.0000	
Total	4335.76204	209	20.7452729	R-squared =	0.6363	
				Adj R-squared =	0.6273	
				Root MSE =	2.7804	

gdp_pc_gro~h	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gdp_pc_gro~h						
L1.	.2455714	.0443158	5.54	0.000	.1581957	.3329472
exp_pc_gro~h	.1266066	.0167455	7.56	0.000	.0935901	.1596231
gcf_pc_gro~h	.1200898	.0165313	7.26	0.000	.0874957	.1526839
govcons_pc~h	.0515544	.0250594	2.06	0.041	.0021458	.1009629
dum_2009	-4.333674	1.01527	-4.27	0.000	-6.335443	-2.331906
_cons	1.688367	.2807653	6.01	0.000	1.134793	2.241941

დანართი 1.10. ბრეუშ-პაგანის ტესტი მოდელის ნარჩენებში ჰეტეროსკედასტურობის პრობლემის შესამოწმებლად. როგორც ტესტის სტატისტიკა და შესაბამისი P-value=0.9 გვიჩვენებს მოდელს არ აქვს ჰეტეროსკედასტურობის პრობლემა.

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: fitted values of gdp_pc_growth

chi2(1) = 0.01
Prob > chi2 = 0.9028
```

დანართი 1.11. Population-averaged estimator - პოპულაციური გასაშუალებით შეფასება.

```

Iteration 1: tolerance = .00304915
Iteration 2: tolerance = .00028218
Iteration 3: tolerance = .00002585
Iteration 4: tolerance = 2.365e-06
Iteration 5: tolerance = 2.164e-07

GEE population-averaged model
Group variable:                id
Link:                          identity
Family:                         Gaussian
Correlation:                    exchangeable
Scale parameter:                7.510081
Number of obs                   =    210
Number of groups                =     10
Obs per group: min             =     21
                               avg      =    21.0
                               max      =     21
wald chi2(5)                   =    366.25
Prob > chi2                     =     0.0000

```

gdp_pc_gro~h	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
gdp_pc_gro~h L1.	.2430596	.0436942	5.56	0.000	.1574205	.3286987
exp_pc_gro~h	.1270664	.0165676	7.67	0.000	.0945945	.1595384
gcf_pc_gro~h	.1202054	.0162755	7.39	0.000	.0883059	.1521048
govcons_pc~h	.0517863	.0247334	2.09	0.036	.0033098	.1002628
dum_2009	-4.31576	.9986395	-4.32	0.000	-6.273057	-2.358462
_cons	1.693721	.2830197	5.98	0.000	1.139012	2.248429

დანართი 1.12. Fixed Effect or within estimator ფიქსირებული ეფექტებით შეფასება. (იგივეა რაც შიგაჯგუფური შეფასება).

```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: id
R-sq:  within = 0.6290
        between = 0.7169
        overall = 0.6353
corr(u_i, Xb) = 0.0196
Number of obs                   =    210
Number of groups                =     10
Obs per group: min             =     21
                               avg      =    21.0
                               max      =     21
F(5,195)                       =     66.11
Prob > F                        =     0.0000

```

gdp_pc_gro~h	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gdp_pc_gro~h L1.	.2163224	.0454956	4.75	0.000	.1265959	.3060489
exp_pc_gro~h	.1322199	.0179638	7.36	0.000	.0967916	.1676481
gcf_pc_gro~h	.1213033	.0166903	7.27	0.000	.0883866	.1542201
govcons_pc~h	.0545077	.026069	2.09	0.038	.0030943	.105921
dum_2009	-4.123276	1.013637	-4.07	0.000	-6.122375	-2.124178
_cons	1.749237	.2881309	6.07	0.000	1.180984	2.31749

sigma_u	.68954758	
sigma_e	2.7656993	
rho	.05852322	(fraction of variance due to u_i)

F test that all u_i=0:	F(9, 195) =	1.24	Prob > F = 0.2713
------------------------	-------------	------	-------------------

დანართი 1.13. Random Effect estimator - შემთხვევითი ეფექტებით შეფასება.

Random-effects GLS regression		Number of obs	=	210
Group variable: id		Number of groups	=	10
R-sq: within	= 0.6280	Obs per group: min	=	21
between	= 0.7454	avg	=	21.0
overall	= 0.6363	max	=	21
Random effects u_i ~ Gaussian		wald chi2(5)	=	356.84
corr(u_i, X)	= 0 (assumed)	Prob > chi2	=	0.0000
theta	= 0			

gdp_pc_gro~h	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
gdp_pc_gro~h L1.	.2455714	.0443158	5.54	0.000	.158714	.3324288
exp_pc_gro~h	.1266066	.0167455	7.56	0.000	.093786	.1594272
gcf_pc_gro~h	.1200898	.0165313	7.26	0.000	.087689	.1524906
govcons_pc~h	.0515544	.0250594	2.06	0.040	.0024389	.1006698
dum_2009	-4.333674	1.01527	-4.27	0.000	-6.323567	-2.343781
_cons	1.688367	.2807653	6.01	0.000	1.138077	2.238657

sigma_u	0			
sigma_e	2.7656993			
rho	0	(fraction of variance due to u_i)		

დანართი 1.14. Hausman Test for fixed effect versus random effects methods - ჰაუსმანის ტესტი რომლითაც შეგვიძლია შევადაროთ ფიქსირებული ეფექტებით მოდელი და შემთხვევითი ეფექტებით მოდელი ერთმანეთს. აღნიშნულ შემთხვევაში ჰაუსმანის ტესტის სტატისტიკაა 14,6 ხოლო შესაბამისი p_value=0.012 საიდანაც ცხადია რომ უპირატესობა უნდა მივანიჭოთ მოდელს ფიქსირებული ეფექტებით და არა შემთხვევითი ეფექტებით.

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fixed	(B) random		
L.gdp_pc_g~h	.2163224	.2455714	-.029249	.0102934
exp_pc_gro~h	.1322199	.1266066	.0056132	.0065027
gcf_pc_gro~h	.1213033	.1200898	.0012135	.0022986
govcons_pc~h	.0545077	.0515544	.0029533	.0071847
dum_2009	-4.123276	-4.333674	.2103978	.

b = consistent under H0 and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under H0; obtained from xtreg

Test: H0: difference in coefficients not systematic

chi2(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 14.60
Prob>chi2 = 0.0122
(V_b-V_B is not positive definite)

დანართი 1.15. Breush-Pagan LM tset for random effects versus Pooled OLS. ბრეუმ-პაგანის ლაგრანჟის მამრავლების (LM) ტესტი რომლის მიხედვითაც არჩევანს ვაკეთებთ მოდელის სპეციფიკაციისას. აღნიშნულ შემთხვევაში მოწმდება თუ რომელი მოდელია უმჯობესი შემთხვევითი ეფექტების მოდელი თუ გაერთიანებული უმცირეს კვადრატთა მეთოდი. აღნიშნულ შემთხვევაში პრეუმ-პაგანის ლაგრანჟის მამრავლების ტესტის სტატისტიკაა 0,04 ხოლო შესაბამისი P-value=0.847 რაც მეტყველებს იმაზე რომ არაა საჭირო გამოვიყენოთ ინდივიდუალური სპეციფიკაციის ეფექტების მოდელი, არამედ უმჯობესია გამოვიყენოთ გაერთიანებული უმცირეს კვადრატთა მეთოდი (Pooled OLS).

```
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects
gdp_pc_growth[id,t] = xb + u[id] + e[id,t]
Estimated results:
      _____|_____  var      sd = sqrt(var)
gdp_pc_~h      |      20.74527   4.554698
e               |      7.649093    2.765699
u               |      0              0
Test:  Var(u) = 0
              chi2(1) =      0.04
              Prob > chi2 =     0.8473
```

დანართი 2. ARDL მოდელი

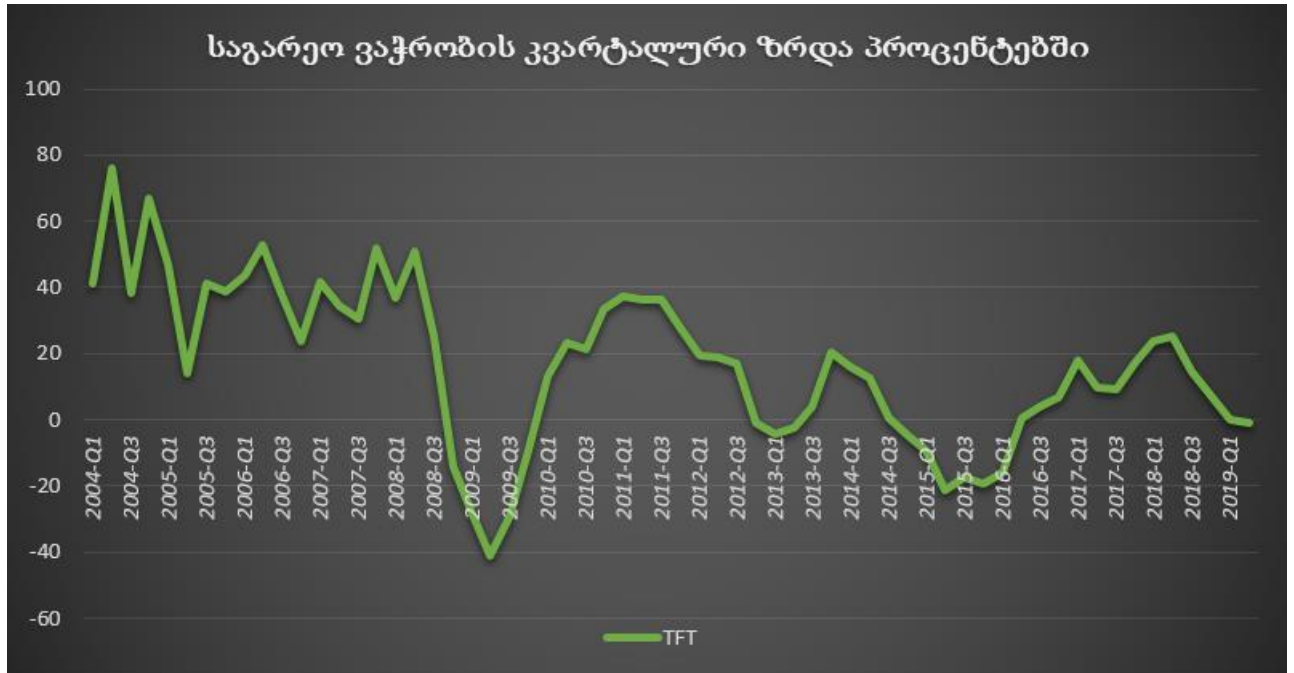
დანართი 2.1. პირველი ამხსნელი ცვლადი (FDI) არის პირდაპირი უცხოური ინვესტიციების კვარტალური ზრდა წინა წლის შესაბამის კვარტალთან მიმართებაში პროცენტულ გამოხატულებაში. პირდაპირი უცხოური ინვესტიციების მონაცემები აღებულია საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახურიდან აშშ დოლარებში და ჩვენს მიერ გადაანგარიშებულია მისი კვარტალური ზრდა, მიღებული პირდაპირი უცხოური ინვესტიციების კვარტალური ზრდის მონაცემები წარმოდგენილია გრაფიკულად:



დიკი ფულერის გაფართოებული ტესტის მიხედვით პირდაპირი უცხოური ინვესტიციების კვარტალური ზრდის დროითი მწკრივი წარმოადგენს სტაციონალურ მწკრივს.

დანართი 2.2. მეორე ამხსნელი ცვლადი (TFT) არის მთლიანი საგარეო ვაჭრობის კვარტალური პროცენტული ზრდა წინა წლის შესაბამის კვარტალთან მიმართებაში. საგარეო ვაჭრობის ყოველთვიური მონაცემები აშშ დოლარებში (ექსპორტისა და იმპორტისთვის ცალ-ცალკე) აღებულია საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახურიდან. აღნიშნული მონაცემების მიხედვით გავიანგარიშეთ მთლიანი საგარეო ვაჭრობა (ექსპორტი + იმპორტი) და მის მიხედვით გამოვთვალეთ მთლიანი საგარეო ვაჭრობის კვარტალური ზრდა წინა წლის შესაბამის კვარტალთან მიმართებაში,

რომელიც გაანგარიშებულია პროცენტებში. აღნიშნული მონაცემები წარმოდგენილია გრაფიკულად:



დიკი ფულერის გაფართოებული ტესტის მიხედვით საგარეო ვაჭრობის კვარტალური ზრდის დროითი მწკრივი წარმოადგენს სტაციონალურ მწკრივს.

დანართი 2.3. მესამე ამხსნელი ცვლადი (INF) არის ინფლაცია - სამომხმარებლო ფასების ინდექსის პროცენტული ცვლილება წინა წლის შესაბამის თვესთან გასაშუალებული კვარტალურად, გამოხატული პროცენტებში. მონაცემები აღებულია საქართველოს ეროვნული ბანკის მონაცემთა ბაზიდან. უნდა აღინიშნოს რომ ინფლაცია თავისი ეკონომიკური არსიდან და ბუნებიდან გამომდინარე უნდა მიეკუთვნებოდეს სტაციონალური ტიპის დროით მწკრივს, მას უნდა გააჩნდეს მუდმივი საშუალო (ეკონომიკებისთვის ამ საშუალოს ოპტიმალური წლიური მნიშვნელობა მიღებულია 2% - 5% -ის ფარგლებში) და ამ საშუალოს ირგვლივ უნდა ფლუქტუირებდეს ინფლაციის ფაქტობრივი დონეები. აღნიშნული მოსაზრებიდან და ზოგადი პრაქტიკიდან გამომდინარე გასაკვირია მაგრამ ჩვენი ინფლაციის დროითი მწკრივი არასტაციონალურია 2004-2019 პერიოდისთვის რასაც ადასტურებს შესაბამისი ტესტური სტატისტიკების მთელი რიგი. რადგან ყველა სხვა მნიშვნელოვანი ცვლადი სტაციონალური ცვლადია ამიტომ ჩვენ ინფლაციას გავასტაციონალურებთ და ისე ცავრთავთ ARDL მოდელში ანუ გვექნება $D(INF)$.

საშუალო კვარტალური ინფლაცია მოცემულია ქვემოთ გრაფიკულად:



დანართი 2.4. მეოთხე ამხსნელი ცვლადი (EXR) არის რეალური გაცვლითი კურსის (ლარი/აშშ დოლარი) პროცენტული ცვლილება წინა წლის შესაბამის თვესთან გასაშუალებული კვარტალურად, გამოხატული პროცენტებში. მონაცემები აღებულია საქართველოს ეროვნული ბანკის მონაცემთა ბაზიდან. საშუალო კვარტალური რეალური გაცვლითი კურსის პროცენტული ცვლილება მოცემილია გრაფიკულად:



დიკი ფულერის გაფართოებული ტესტის მიხედვით რეალური გაცვლითი კურსის პროცენტული ცვლილების დროითი მწკრივი სტაციონალური დროითი მწკრივია.

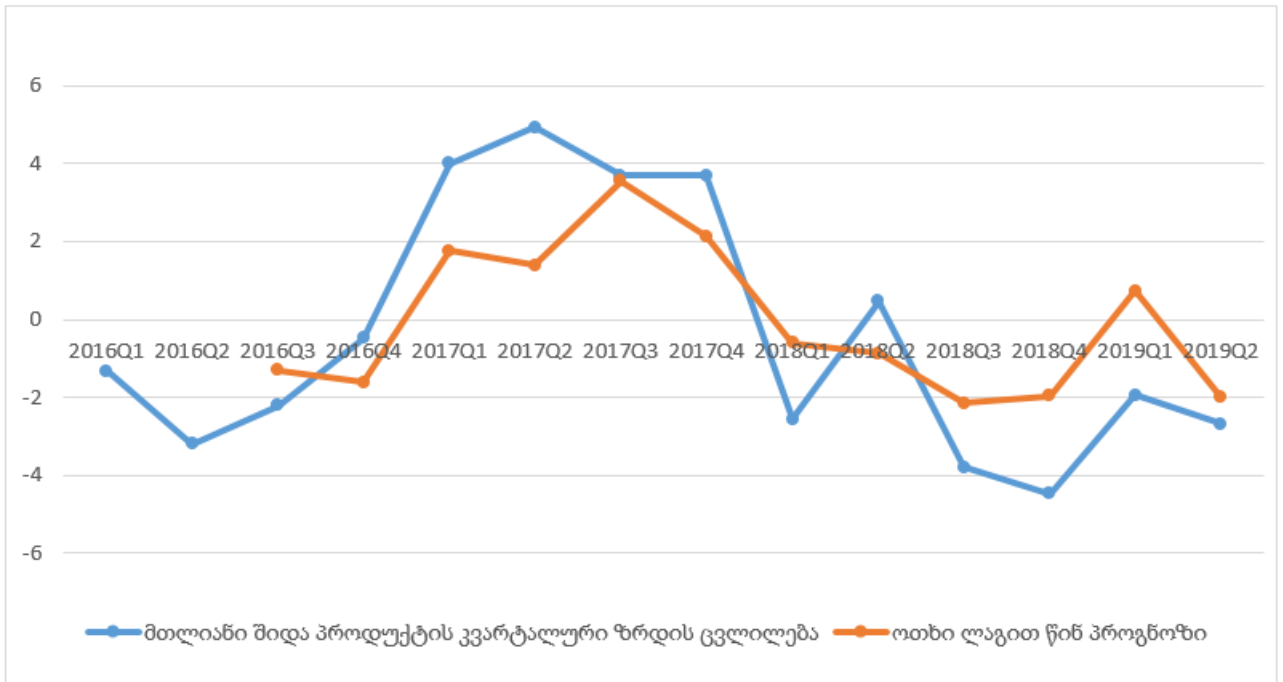
დანართი 2.5. მეხუთე ამხსნელი ცვლადი (INT) არის საშუალო წლიური რეალური საპროცენტო განაკვეთი კომერციული ბანკის სესხებზე, რომელიც მოიცავს როგორც მოკლევადიან ისე გრძელვადიან სასესხო საპროცენტო განაკვეთს, იგი ასევე ითვალისწინებს სასესხო ვალუტასც, სესხი გაიცემა როგორც ეროვნული ასევე უცხოური ვალუტით. მონაცემები აღებულია საქართველოს ეროვნული ბანკის მონაცემთა ბაზიდან (ნომინალურ გამოსახულებაში) რის შემდეგაც იგი კორექტირებულია წლიური ინფლაციის განაკვეთით და გადაყვანილია რეალურ გამოსახულებაში. ქვემოთ გრაფიკულადაა მოცემული საშუალო წლიური რეალური საპროცენტო განაკვეთი:



დიკი ფულერის გაფართოებული ტესტის მიხედვით ასევე ფილიპს პერონის კრიტერიუმით დადგინდა რომ რეალური სასესხო საპროცენტო განაკვეთი შეიცავს ერთეულოვან ფესვს ანუ არასტაციონალურია. ამასთან ჩვენს შემთხვევაში რადგან სხვა მნიშვნელოვანი ცვლადები უკვე სტაციონალურია ამიტომ რეალური სასესხო საპროცენტო განაკვეთის გასტაციონალურებას მოვახდენთ პირველსხვაობებზე გადასვლით და შესაბამისად ARDL მოდელში განვიხილავთ $D(INT)$ ამხსნელ ცვლადს.

დანართი 3. SARIMA მოდელი

დანართი. 3.1. მთლიანი შიდა პროდუქტის კვარტალური ზრდის ცვლილება და SARIMA(2,0,2)(1,1,0)₄ მოდელით, გარე შერჩევითვის 4 ლაგით წინ პროგნოზი.



დანართი.3.2. მთლიანი შიდა პროდუქტის კვარტალური ზრდის ცვლილება და SARIMA(2,0,2)(1,1,0)₄ მოდელით, გარე შერჩევითვის 2 ლაგით წინ პროგნოზი.



Ivane Javakhishvili Tbilisi State University
Faculty of Economics and Business



L a s h a M a g r a d z e

Regression Models of Economic Growth

Master's Program: Economics

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

Supervisor: Professor Iuri Ananiashvili

Doctor of Economics,

Head of Econometrics Department

co-supervisor: Nino Kulatamishvili

TSU PhD student

Tbilisi 2020