

ივანე ჯავახიშვილის სახელობის თბილისის სახელმწიფო უნივერსიტეტი
ეკონომიკისა და ბიზნესის ფაკულტეტი

ანა ხვედელიძე

**IS-LM მოდელის განტოლებათა სისტემის სპეციფიკაციის,
იდენტიფიკაციისა და ვერიფიკაციის თავისებურებები (საქართველოს
მაგალითზე)**

ეკონომეტრიკის კათედრა

სამაგისტრო ნაშრომი შესრულებულია ეკონომიკის
მაგისტრის აკადემიური ხარისხის მოსაპოვებლად

ხელმძღვანელი: პროფესორი იური ანანიაშვილი

თბილისი

2019

ანოტაცია

ნაშრომი ეხება $IS - LM$ მოდელის სპეციფიკაციასთან, იდენტიფიკაციასა და ვერიფიკაციასთან დაკავშირებულ საკითხებს. განხილულია $IS - LM$ მოდელის მაკროეკონომიკური შინაარსი, განსაზღვრულია განტოლებათა სისტემაში თითოეული განტოლებისთვის სავარაუდო დამოუკიდებელი ფაქტორები, ინტერპრეტირებულია განტოლებების კოეფიციენტები და ნაჩვენებია მათზე პოლიტიკური ზემოქმედების შესაძლო შედეგები. მეორე მხრივ, გაანალიზებულია მოდელის გაფართოებული ვარიანტის, კერძოდ, მენდელ-ფლემინგის მოდელის თავისებურებები და მისი სახესხვაობა არასრულყოფილი კაპიტალის მოძრაობის მქონე ქვეყნის შემთხვევისთვის.

მეორე თავში $IS - LM$ მოდელის ეკონომეტრიკული ვარიანტისთვის იდენტიფიცირებულია ერთდროულობასთან დაკავშირებული პრობლემები და თანმხლები შედეგები. აქვე წარმოდგენილია ერთდროულობის გადალახვის მეთოდები, რაზე დაყრდნობითაც ორეტაპიანი უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შევაფასეთ $IS - LM$ მოდელის სისტემაში არსებული განტოლებები საქართველოს მაგალითზე. შეფასებული კოეფიციენტების გამოყენებით განვახორციელეთ $IS - LM$ მრუდებისა და ერთობლივი მოთხოვნის კოეფიციენტების აღდგენა. ამან მონეტარულ და ფისკალურ პოლიტიკასთან დაკავშირებული ეფექტების გაანალიზების საშუალება მოგვცა საქართველოს რეალობისთვის.

გარდა ამისა, $IS - LM$ მოდელზე დაყრდნობით გაანალიზებულ იქნა VAR ტიპის მოდელები ჩაკეტილი და ღია ეკონომიკის ვარიანტებისთვის, გამოკვლეულ იქნა ცვლადებს შორის გრეინჯერის მიზეზობრიობის არსებობის საკითხი და ავაგეთ იმპულსზე გამოხმაურების ფუნქციები, რომელთა საშუალებითაც დადგინდა შოკების ზემოქმედების შედეგები მოცემულ მაკროეკონომიკურ ინდიკატორებზე. მეორე მხრივ, მიზანშეწონილ იქნა ასევე ეკონომიკაში გრძელვადიანი წონასწორობის გამოკვლევა $VECM$ მოდელის საფუძველზე. ამ მიზნით, სპეციალური ტესტით დადგინდა მწკრივებს შორის არსებული კონტეგრაციული დამოკიდებულება, შევაფასეთ ცდომილების კორექციის მოდელი და გამოთვლილ იქნა გრძელვადიანი წონასწორობიდან გადახრის კორექტირების კოეფიციენტი.

Annotation

The following master thesis analyses the issues regarding *IS – LM* model specification identification and verification. In the thesis Macroeconomic implications of *IS – LM* model have been discussed. furthermore, in system of equations possible independent variables have been determined for each specific equation, coefficients of equations have been interpreted and the possible effects of political influence have been shown. On the other hand, the characteristics of the extension of the given model, specifically Mundell-Fleming model and the specific version of it in particular the one for the imperfect capital mobility countries have been analyzed.

In the second chapter, for the econometric version of *IS – LM* model the issues and results regarding endogeneity have been identified. Moreover, the methods for overcoming endogeneity have been presented which afterwards have been applied for estimating equations in *IS – LM* model for Georgia using two stage least square estimator. Estimated coefficients in turn made it possible to find coefficients for *IS* and *LM* curves and also for aggregate demand. This has been helpful for analyzing the effects of monetary and fiscal politics for Georgia.

Apart from this, *VAR* models for open and closed economies based on *IS – LM* model equations have been analyzed, the presence of granger causality issues were investigated and impulse response functions were learned and used for ascertaining the effects of shocks for the given macroeconomic indicators. Additionally, finding long-term equilibrium for economy has been suggested with *VECM* model. For this purpose, cointegration between time series have been found with specific tests, the *VECM* model has been estimated and correction coefficient of deviation from long-term equilibrium has been found.

სარჩევი

ანოტაცია.....	2
Annotation	3
სარჩევი	4
შესავალი	5
თავი I. IS-LM მოდელი როგორც ერთდროულ განტოლებათა სისტემის მაგალითი	8
1.1. IS-LM მოდელის მაკროეკონომიკური შინაარსი	8
1.2. IS-LM მოდელის აგრეგირებული ეკონომეტრიკული ვარიანტი.....	18
თავი II. IS-LM მოდელის იდენტიფიცირებისა და შეფასების პრობლემები.....	28
2.1. სტრუქტურული და დაყვანილი IS-LM განტოლებები, იდენტიფიცირებადობა.....	28
2.2. შეფასება ინსტრუმენტული ცვლადების მეთოდით.....	35
თავი III. IS-LM მოდელის შეფასების შედეგების ანალიზი (საქართველოს მაგალითზე).....	39
3.1. მონაცემების აღწერა	39
3.2. IS-LM მოდელის შეფასების შედეგები	44
თავი IV. IS-LM მოდელის ალტერნატივა: VAR მოდელი ღია და ჩაკეტილი ეკონომიკებისთვის	54
4.1. VAR მოდელი ღია და ჩაკეტილი ეკონომიკებისთვის.....	54
4.2. იმპულსზე გამოხმაურების ფუნქციები	61
4.3. ECM ცდომილების კორექციის მოდელი.....	66
დასკვნა	72
ლიტერატურა.....	75
დანართი	76

შესავალი

IS – LM მოდელმა მემკვიდრეობით მიიღო კეინზიანური შეხედულება სამთავრობო პოლიტიკის ეფექტურობასთან დაკავშირებით. ქვეყანაში შეიძლება იყოს პოტენციური რყევების მრავალი წყარო, მაგალითად, შესაძლებელია გვექონდეს ცვლილებები მონეტარულ და ფისკალურ პოლიტიკაში, შოკები ინვესტიციებთან მიმართებით, ფულზე მოთხოვნის ფუნქციის გადაადგილება და ა.შ. არსებობს აშკარა წინააღმდეგობა დეფიციტთან დაკავშირებულ ხარჯვასთან მიმართებაში კეინზიანურ და *IS – LM* მოდელს შორის. კეინზი იყენებდა დეფიციტურ დანახარჯებს ერთობლივი მოთხოვნის სტიმულირებისათვის, რადგან მისი აზრით ამას შედეგად მოსდევდა ეროვნული შემოსავლის გაზრდა. აღნიშნული აიხსნებოდა იმით, რომ დეფიციტი დაკავშირებულია დანაზოგების დაბალ დონესთან, რაც ზრდის ფიქსირებულ ინვესტიციებს. კეინზი ვარაუდობდა, რომ დეფიციტი წახალისებდა ფიქსირებულ კერძო ინვესტიციებს აქსელერატორის ეფექტის საშუალებით ეს კი გრძელვადიან ზრდას შეუწყობდა ხელს.

მეორე მხრივ, *IS – LM* მოდელის მიხედვით დეფიციტური ხარჯვა იწვევს საპროცენტო განაკვეთის ზრდას, ეს კი, შედეგად, ეგრეთ წოდებულ გამოდევნის ეფექტს უწყობს ხელს, რაც თავის მხრივ ფიქსირებულ კერძო ინვესტიციებს ამცირებს და აფერხებს ეკონომიკის გრძელვადიან ზრდას. საქართველოს ეკონომიკის მაგალითზე შეფასებული *IS – LM* მოდელის საშუალებით ჩვენ შევეცდებით ყველა სხვა დანარჩენთან ერთად (მონეტარული პოლიტიკის შედეგები და შოკების ზემოქმედება ეკონომიკაზე) გავარკვიოთ ზემოაღნიშნული მოსაზრების მართებულობა.

IS – LM მოდელი აღწერს ეროვნულ ეკონომიკაზე შემოსავლის განმსაზღვრელ ფაქტორების ზემოქმედებას მოკლევადიან პერიოდში, ამიტომ მასზე დაყრდნობით შეგვიძლია შევაფასოთ როგორ მოქმედებენ სხვადასხვა ეკონომიკური შოკები საქართველოს ეროვნულ შემოსავალზე.

სამაგისტრო ნაშრომის მიზანია *IS – LM* მოდელისა და მისი გაფართოებული ვარიანტის, კერძოდ, მენდელ ფლემინგის მოდელის საფუძველზე გამოვიკვლიოთ, შეესაბამება

თუ არა მოდელის დინამიკური მახასიათებლები მის თეორიულ წინამძღვრებს საქართველოს ეკონომიკაში. წარმოდგენილი სამაგისტრო ნაშრომი ოთხი თავისაგან შედგება. პირველ თავში განვიხილავთ $IS - LM$ მოდელის მაკროეკონომიკურ შინაარსს, IS და LM მრუდების განტოლებების ალგებრული მიღების გზას, ასევე მონეტარული და ფისკალური პოლიტიკის ზემოქმედების შედეგებს. მეორე მხრივ, ჩამოვყალიბებთ მის აგრეგირებულ ეკონომეტრიკული ვარიანტს, მოვახდენთ განტოლებათა სისტემის შეფასებასთან დაკავშირებული პრობლემების იდენტიფიცირებას, რაც უკავშირდება ერთდროულ განტოლებათა სისტემის შეფასებას. აღნიშნულ საკითხთან მიმართებაში, სახელდობრ, ვაჩვენებთ შეფასებების გადაადგილებასა და არაძალმოსილებასთან დაკავშირებულ პრობლემებს.

მეორე თავში განვიხილავთ იმ წინაპირობებს, რომლის დაკმაყოფილების შემთხვევაში შესაძლებელია განტოლებათა შეფასება ინსტრუმენტული ცვლადთა მეთოდით. შევხებით სტრუქტურული და დაყვანილი განტოლებების შეფასების საკითხებს, იდენტიფიცირებადობის პირობებს. ამ თავში ასევე გავაანალიზებთ თეორიული საკითხებს ეგზოგენურობასა და არაწრფივ განტოლებათა სისტემის იდენტიფიცირებადობასთან დაკავშირებით.

მესამე თავში ვაჩვენებთ, რომ დაყვანილი განტოლებების შეფასება ინსტრუმენტული ცვლადებით გვაძლევს ძალმოსილ შეფასებებს. ამ თავშივე განვიხილავთ დროითი მწკრივებს, მათი თავისებურებებს და შევაფასებთ $IS - LM$ მოდელის განტოლებების კოეფიციენტებს, რომელთა საშუალებითაც მივიღებთ $IS - LM$ მოდელის მრუდების განტოლებებს და ასევე ერთობლივი მოთხოვნის განტოლებასაც. აღნიშნული ფუნქციების დახმარებით ვიმსჯელებთ მონეტარული და ფისკალური პოლიტიკის ეფექტურობაზე საქართველოს ეკონომიკასთან მიმართებით.

რაც შეეხება მეოთხე თავს, აქ გავაანალიზებთ შეფასების ალტერნატიული მეთოდებს, რაც ერთდროულობის გვერდის ავლის საშუალებას გვაძლევს, კერძოდ, ესენია VAR და ECM მოდელები. VAR მოდელი, რომლესაც ღია და ჩაკეტილი ეკონომიკებისთვის ცალ-ცალკე განვიხილავთ საშუალებას მოგვცემს გავაანალიზოთ, თუ როგორ მოქმედებს სხვადასხვა მაკროეკონომიკური შოკები საქართველოს ეკონომიკაზე. მეორე მხრივ, ცდომილების კორექციის მოდელის გამოყენება არასტაციონალური დროითი მწკრივების შემთხვევაში

ეფექტური მეთოდია ეკონომიკის გრძელვადიანი წონასწორობის ანალიზისთვის. აღნიშნული მოდელი გამოყენებული იქნება კონტეგრირებადი დროითი მწკრივების მიმართ.

თავი I. IS-LM მოდელი როგორც ერთდროულ განტოლებათა სისტემის მაგალითი

1.1. IS-LM მოდელის მაკროეკონომიკური შინაარსი

IS – LM მოდელი ცნობილია როგორც საბაზისო მაკროეკონომიკური მოდელი, რომლის მეშვეობითაც ხდება ეკონომიკის ციკლური რყევების ანალიზი და რომელიც გამოიყენება მაკროეკონომიკური პოლიტიკური გადაწყვეტილებების გავლენის ანალიზისა და პროგნოზირებისთვის. მოდელის მიზანია გაარკვიოს საქონლისა და ფულის ბაზრების მოდელირებით თუ რა განსაზღვრავს ეროვნულ შემოსავალს მოცემული ფასების პირობებში. *IS* სიტყვითი მნიშვნელობით აღნიშნავს ინვესტიციებსა და დანაზოგებს (investments and savings) *LM* კი- ლიკვიდურობასა და ფულს (liquidity and money).

IS – LM მოდელის მიხედვით *IS* შოკები, რომელიც წარმოადგენს ეგზოგენური ფაქტორების ცვლილებას საქონლისა და მომსახურების მოთხოვნაში, გამოიწვევს საპროცენტო განაკვეთის, ფულის მასისა და შემოსავლის ზრდას. მეორე მხრივ, ფულის მიწოდების კონტრაქციული შოკები გამოიწვევს თავდაპირველ შემცირებას გამოშვებაში, საპროცენტო განაკვეთის გაზრდას და ფულის მასის შემცირებას. რაც შეეხება ფულზე მოთხოვნის შოკებს, ამ დროს იზრდება საპროცენტო განაკვეთი და ფულის მასა. უმთავრესი დაშვება *IS – LM* მოდელისა არის ის, რომ ფასების დონე მოცემულია და არ იცვლება მოთხოვნის შოკებთან მიმართებაში. აღნიშნული პროგნოზები არის, რა თქმა უნდა, პირველადი ეფექტები, ეკონომიკაში შესაძლებელია გვექონდეს მეორადი ეფექტები, მესამედი ეფექტები და ასე შემდეგ. მნიშვნელოვანია საკითხი ერთდროულად იზრდება თუ არა გამოშვება *IS* შოკის გამო. როგორც წესი, გარკვეული დრო დაჭირდება წარმოებას, რომ გაზრდილ მოთხოვნასთან მოვიდეს შესაბამისობაში. დროთა განმავლობაში გამოშვების გაზრდა გამოიწვევს ფულზე მოთხოვნის ზრდას. ეს ზეწოლას ახდენს საპროცენტო განაკვეთზე და შედეგად გვამღევეს ინვესტიციებისა და გამოშვების შედარებით დაბალ დონეს. ამგვარად, თავდაპირველი ზრდის შემდეგ, გამოშვება იწყებს შემცირებას. მეორე მხრივ თუ ცენტრალური ბანკი შემოიღებს კონტრაქციულ მონეტარულ პოლიტიკას საპროცენტო განაკვეთი გაიზრდება მკვეთრად,

თუმცა დროთა განმავლობაში მაღალი საპროცენტო განაკვეთი გამოიწვევს შემცირებულ ინვესტიციებს და შესაბამისად შემცირებულ გამოშვებას. შემცირებული გამოშვება კი გამოიწვევს შემცირებულ მოთხოვნას ფულზე, რაც საპროცენტო განაკვეთს შემცირებისკენ უბიძგებს.

IS მრუდი. წონასწორობის უმარტივესი კეინზიანური მოდელის მიხედვით პროდუქტებისა და მომსახურების ბაზარზე ერთობლივი დანახარჯები განსაზღვრავს წარმოებისა და შემოსავლების დონეს. ამ დროს იგულისხმება, რომ ფასების დონე ფიქსირებულია და ეკონომიკა ერთობლივი მიწოდების კერძო კეინზიანურ მონაკვეთზე მდებარეობს, რომელსაც შეესაბამება დაუტვირთავი საწარმოო სიმძლავრეები და უმუშევართა მნიშვნელოვანი რაოდენობა.

ერთობლივ დანახარჯებში იგულისხმება პროდუქტებისა და მომსახურების ის რაოდენობა, რომლის შექმნასაც მიმდინარე პერიოდში გეგმავენ აგრეგირებული ეკონომიკური სუბიექტები. სხვაგვარად, რომ ვთქვათ E ერთობლივი გეგმიური დანახარჯებია. ის დადებითად არის დამოკიდებული რეალურ შემოსავალზე, უარყოფითად - რეალურ საპროცენტო განაკვეთზე, დადებითად სახელმწიფო შესყიდვებზე და უარყოფითად გადასახადებზე:

$$E = E(Y, I, G, T).$$

მოდელის სპეციფიკაცია შეგვიძლია შემდეგნაირად ჩამოვყალიბოთ $E = C(Y - T) + I(r) + G$, თუმცა აქვე უნდა აღვნიშნოთ, რომ ეს სპეციფიკაცია შესაძლოა საკმაოდ არარეალისტური იყოს. მაგალითად არსებობს საკმაო მტკიცებულება, რომ რეალური საპროცენტო განაკვეთი გავლენას ახდენს მოხმარებაზე და მეორე მხრივ შემოსავალი ინვესტიციებზეა დამოკიდებული.

წონასწორობა მყარდება მაშინ როდესაც ბაზარზე საქონლის მიწოდების მოცულობა Y და ერთობლივი დანახარჯები E ერთმანეთს ემთხვევა, რადგან თუ დავუშვებთ, რომ საქონელი მთლიანად რეალიზდება ანუ, საქონელს რომელსაც ფირმა აწარმოებს და მარაგებში ინახავს თავად ფირმა ყიდულობს, მივიღებთ, რომ ეკონომიკის მთლიანი დანახარჯი ტოლია მთლიანი გამოშვების. შესაბამისად წონასწორობაში $E = Y(45^\circ$ იანი წრფე) და $Y = E(y, I, G, T)$;

წერტილი როდესაც გეგმიური დანახარჯები გადაკვეთს 45° წრფეს, გვიჩვენებს შემოსავალს, როდესაც ფაქტობრივი და გეგმიური დანახარჯები ერთმანეთის ტოლია მოცემული საპროცენტო განაკვეთისთვის.

რადგან $Y = E$ შეგვიძლია ჩავწეროთ, რომ :

$$Y = C(Y - T) + I(r) + G;$$

მოხმარების ფუნქციის დასახასიათებლად შეგვიძლია გამოვიყენოთ წრფივი კეინზიანური ფუნქცია, რომლის მიხედვით მოხმარება უდრის ავტონომიურ მოხმარებას პლუს მოხმარება, რომლის სიდიდე დამოკიდებულია შემოსავალზე:

$$C = a + b(Y - T);$$

ამ გამოსახულებაში უნდა მივიჩნიოთ, რომ a და b პარამეტრები დადებითი სიდიდეებია, სადაც b არის მოხმარებისადმი ზღვრული მიდრეკილება, ხოლო a ავტონომიური მოხმარებაა.

რაც შეეხება ინვესტიციების ფუნქციას, შეგვიძლია ისიც განვსაზღვროთ წრფივად, როგორც ავტონომიური ინვესტიციებისა და ინვესტიციების ჯამი, რომელიც დამოკიდებულია საპროცენტო განაკვეთის ცვლილებაზე.

$$I = c - dr;$$

c და d ორივე პარამეტრი დადებითია, d პარამეტრი ასახავს საპროცენტო განაკვეთის მიმართ ინვესტიციების რეაგირებას, რადგან როდესაც საპროცენტო განაკვეთი კლებულობს ამ დროს ინვესტიციები იზრდება. ამ განტოლებების ზემოთ აღნიშნულ გამოშვების ტოლობაში ჩასმით ჩვენ ვიღებთ:

$$Y = [a + b(Y - T)] + (c - dr) + G;$$

რადგან გამოშვება ფიქსირდება განტოლების ორივე მხარეს, ჩვენ შეგვიძლია ის გადავწეროთ შემდეგნაირად

$$Y = \frac{a + c}{1 - b} + \frac{1}{1 - b}G + \frac{-b}{1 - b}T + \frac{-d}{1 - b}r$$

სწორედ ზემოაღნიშნული გამოსახულება აღწერს IS მრუდს ალგებრულად. ის აღწერს შემოსავლის დონეს მოცემული საპროცენტო განაკვეთისა და G და T ფისკალური პოლიტიკის

პირობებში. იმ შემთხვევაში როდესაც ფისკალური პოლიტიკა ფიქსირებულია განტოლება აღწერს დამოკიდებულებას შემოსავალსა და საპროცენტო განაკვეთს შორის. განტოლებაში შემავალი საპროცენტო განაკვეთი, რომელსაც უარყოფითი ნიშანი აქვს ადასტურებს ჩვენს ვარაუდებს იმის შესახებ, რომ IS მრუდი დაღმავალია. მეორე მხრივ სახელმწიფო შესყიდვების დადებითი ნიშანი მიუთითებს იმაზე, რომ შესყიდვების ზრდა შემოსავალს გაზრდის, ხოლო გადასახადებზე არსებული უარყოფითი ნიშანი კი ადასტურებს, რომ გადასახადების ზრდა IS მრუდს ქვემოთ გადაანაცვლებს.

განტოლებაში $\frac{1}{1-b}$ და $\frac{-b}{1-b}$ ასახავს მულტიპლიკატორულ ეფექტებს სახელმწიფოს შესყიდვებისა და გადასახადების დაწესების შედეგად. ეს ნიშნავს, რომ b კოეფიციენტი, რომელიც არის მოხმარებისადმი ზღვრული მიდრეკილება განსაზღვრავს იმას თუ რა მასშტაბით ხდება IS მრუდის გადაადგილება ფისკალური პოლიტიკის შედეგად. რაც მეტია მულტიპლიკატორი შესაბამისად, მეტია ფისკალური პოლიტიკის ეფექტი და მეტად გადაადგილდება IS მრუდი.

LM მრუდი. კეინზის ლიკვიდურობის უპირატესობის თეორიის მიხედვით საპროცენტო განაკვეთი მოკლევადიან პერიოდში განისაზღვრება. ამ მოსაზრებას თანახმად საპროცენტო განაკვეთი რეგულირდება, რათა დაბალანსდეს მიწოდება და მოთხოვნა ეკონომიკის ყველაზე ლიკვიდური აქტივისათვის, ფულისთვის. ლიკვიდურობის უპირატესობის თეორია არის LM მრუდის მნიშვნელოვანი ნაწილი.

ფინანსური ბაზრის წონასწორობაში ყოფნისას ფულის მიწოდება და მოთხოვნა ერთმანეთის ტოლი უნდა იყოს. რეალური ფულის მიწოდება განისაზღვრება როგორც M/P . M ეგზოგენურია და ცენტრალური ბანკის მიერ დგინდება, რაც შეეხება P -ს, ისიც ეგზოგენურია, რადგან ჩვენი მოდელი აღწერს ეკონომიკას მოკლევადიან პერიოდში, როდესაც ფასების დონე ფიქსირებულია. ამის გამო M/P მრუდი ვერტიკალურია:

$$(M/P)^s = \bar{M}/\bar{P}$$

მეორე მხრივ, შევხედოთ ფულზე მოთხოვნას, რომელიც ლიკვიდურობის უპირატესობის თეორიის მიხედვით განისაზღვრება ერთი მხრივ საპროცენტო განაკვეთით და მეორე მხრივ შემოსავლით.

$$(M/P)^d = L(r, Y)$$

საპროცენტო განაკვეთი ეს არის ფულის ფლობის ალტერნატიული ღირებულება. ეს იმას ნიშნავს, რომ საპროცენტო განაკვეთის ზრდა უბიძგებს ხალხს ნაკლები ფული იქონიონ, რადგან ფულის ფლობის ალტერნატიული დანახარჯი იზრდება. ამასთან დაკავშირებით აღსანიშნავია, რომ $IS - LM$ მოდელი ყველა აქტივს გარდა ფულისა სრულყოფილ ჩამნაცვლებლად განიხილავს. სხვა დანარჩენი აქტივებისთვის ბაზარი გაწონასწორებულია ვალრასის კანონის შესაბამისად. კერძოდ, ეკონომიკაში მთელი სიმდიდრე ტოლია ყველა აქტივის ღირებულების და ინდივიდის ყველა აქტივის ღირებულება უდრის ინდივიდის მთელ სიმდიდრეს. შესაბამისად თუ ბაზარზე ყველა აქტივი გარდა ერთისა წონასწორობაშია ეს იმას ნიშნავს, რომ დარჩენილი აქტივიც ასევე წონასწორობაშია. $IS - LM$ მოდელში არის მხოლოდ ორი აქტივი (ფული და ყველა სხვა დანარჩენი) ასე რომ მხოლოდ ერთი ბაზრის წონასწორობა არის საჭირო.

ზემოაღნიშნული ფულზე მოთხოვნის განტოლება აღწერს ფულზე მოთხოვნისა და ფულის მიწოდების ტოლობას. $L_r < 0, L_y > 0$, თუ გავაწარმოებთ განტოლების ორივე მხარეს Y -ის მიმართ მივიღებთ

$$0 = L_r \left(\frac{dr}{dY} \Big|_{lm} \right) + L_y ;$$

$$\frac{dr}{dY} \Big|_{lm} = -\frac{L_y}{L_r} > 0;$$

სადაც L_r და L_y წარმოადგენს $L(*)$ კერძო წარმოებულებს. შესაბამისად ფულის მოთხოვნის მიმართ შემოსავლის ელასტიკურობის გაზრდა და საპროცენტო განაკვეთის ელასტიკურობის შემცირება LM მრუდს ხდის უფრო ვერტიკალურს.

ფულზე მოთხოვნის განტოლების დახმარებით შესაძლებელია მივიღოთ LM მრუდის განტოლება. კერძოდ, თუ ფულზე მოთხოვნას აღვწერთ მარტივი წრფივი ფუნქციის მეშვეობით:

$$L(r, Y) = eY - fr,$$

სადაც, e და f პარამეტრები დადებითებია. e პარამეტრი განსაზღვრავს იმას, თუ როგორ იზრდება ფულზე მოთხოვნა შემოსავლის ზრდისას, ხოლო f გამოსახავს იმას თუ როგორც

მცირდება ფულზე მოთხოვნა საპროცენტო განაკვეთის ზრდისას. მინუს ნიშანი წინ მიუთითებს საპროცენტო განაკვეთისა და ფულზე მოთხოვნას შორის უკუპროპორციული დამოკიდებულების არსებობაზე.

ამ ტოლობაში გამოვსახოთ საპროცენტო განაკვეთი :

$$r = (e/f)Y - (1/f)M/P;$$

ეს განტოლება გვაძლევს იმ საპროცენტო განაკვეთს, რომლის დროს ფულის ბაზარი ნებისმიერი გამოშვებისა და რეალური ფულის ბალანსის დროს წონასწორობაშია. *LM* მრუდი აღწერს დამოკიდებულებას სხვადასხვა გამოშვებისა და საპროცენტო განაკვეთის დროს, როდესაც *M/P* ფიქსირებულია.

მიღებული განტოლების საფუძველზე შეგვიძლია შემდეგი მოსაზრებები დავადასტუროთ. პირველ რიგში, რადგან გამოშვების კოეფიციენტი დადებითია, *LM* მრუდი ზემოთ არის მიმართული. მაღალი შემოსავალი საჭიროებს მაღალ საპროცენტო განაკვეთს ფულის ბაზრის დასაბალანსებლად. მეორე მხრივ რეალური ფულის ბალანსის კოეფიციენტის უარყოფითი ნიშანი გვიჩვენებს, რომ როდესაც ის მცირდება ეს *LM* მრუდს ზემოთ გადაადგილებს.

ერთობლივი მოთხოვნის მრუდი. ეკონომიკის წონასწორობა ეს არის ის წერტილი სადაც *IS – LM* მრუდები ერთმანეთთან გადაიკვეთება. ეს არის ის სიტუაცია როდესაც ფაქტობრივი დანახარჯი უდრის გეგმიურ დანახარჯს და ფულზე მოთხოვნა ტოლია მისი მიწოდების. ამ დროს ეგზოგენური ფაქტორები როგორცაა სახელმწიფო შესყიდვები გადასახადები და ფულის მიწოდება ფიქსირებულია.

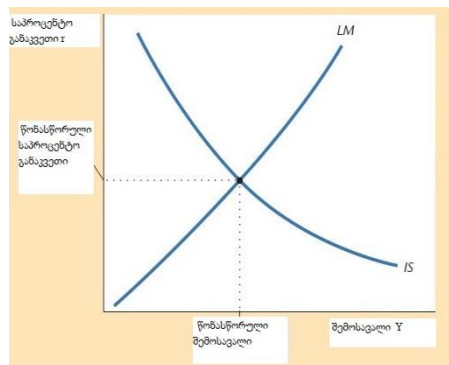
იმისათვის, რომ ვიპოვოთ ერთობლივი მოთხოვნის განტოლება უნდა ვიპოვოთ შემოსავლის ის დონე, რომლისთვის *IS – LM* ორივე მრუდის განტოლება კმაყოფილდება. ამისათვის ჩვენ უნდა ჩავსვათ *LM* განტოლება *IS* განტოლების საპროცენტო მნიშვნელობაში:

$$Y = \frac{a + c}{1 - b} + \frac{1}{1 - b}G + \frac{-b}{1 - b}T + \frac{-d}{1 - b} \left(\frac{e}{f}Y - \frac{1}{f} \frac{M}{P} \right)$$

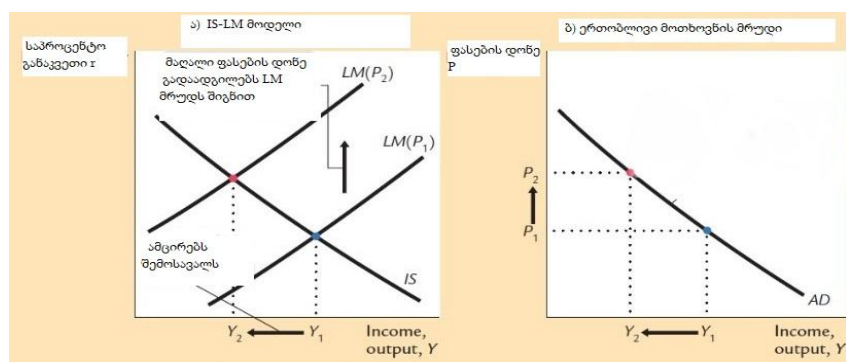
Y-ის მიმართ თუ ამოვხსნით განტოლებას მივიღებთ შემდეგ გამოსხულებას:

$$Y = \frac{z(a+c)}{1-b} + \frac{z}{1-b}G + \frac{-zb}{1-b}T + \frac{d}{(1-b)(f + \frac{de}{a-b})}P$$

გრაფიკი 1.1.



გრაფიკი 1.2.



გრაფიკ 1.2 -ზე გამოსახული ერთობლივი მოთხოვნის მრუდი გამოსახავს უარყოფით დამოკიდებულებას ფასების დონესა და გამოშვებას შორის. სხვა სიტყვებით, რომ ვთქვათ, ერთობლივი მოთხოვნის მრუდი გვიჩვენებს წონასწორობის წერტილებს $IS - LM$ მრუდზე, როდესაც ფასების დონე სხვადასხვაა. $IS - LM$ მრუდის გადაადგილება იწვევს ერთობლივი მოთხოვნის მრუდის გადაადგილებას. მაგალითად სურათზე გამოსახულია LM მრუდის გადაადგილება ფასების დონის ზრდის გამო. რადგან ფასების დონის ზრდა იწვევს რეალური ფულის მასის შემცირებას, LM მრუდის გადაადგილება ამცირებს შემოსავალს Y_1 დან Y_2 -მდე. ერთობლივი მოთხოვნის მრუდი ასახავს ზუსტად ამ დამოკიდებულებას, მაღალ ფასებს შეესაბამება დაბალი შემოსავალი. ყველა სხვა დანარჩენი ფაქტორის ცვლილება როგორცაა ფულის მიწოდების ცვლილება ან ფისკალური პოლიტიკის გატარება ერთობლივი მოთხოვნის მრუდის გადაადგილებას იწვევს, ასევე შოკები საქონლის ბაზარზე და ფულის ბაზარზე.

მენდელ-ფლემინგის მოდელი და არასრულყოფილი კაპიტალის მოძრაობა. ჩვენ შეგვიძლია განვიხილოთ მცირე ღია ეკონომიკისთვის (როგორც საქართველო) $IS - LM$ მოდელის გაფართოებული ვარიანტი კაპიტალის სრული მობილურობის დაშვებით. მენდელ ფლემინგის მოდელი აღწერს მოკლევადიან დამოკიდებულებას ეკონომიკის ნომინალურ გაცვლით კურსს, საპროცენტო განაკვეთსა და გამოშვებას შორის.

ბუნებრივია, რომ ღია მცირე ეკონომიკის მქონე ქვეყნის პირობებში საპროცენტო განაკვეთი ეგზოგენურად განისაზღვრება მსოფლიო საპროცენტო განაკვეთით :

$$r = r^*$$

ამის გამო, ღია ეკონომიკაში განტოლება, რომელიც IS მრუდს აღწერს შემდეგნაირად განისაზღვრება:

$$Y = C(Y - T) + I(r^*) + G + NX(e)$$

განტოლებას, როგორც ვხედავთ, დაემატა წმინდა ექსპორტის ნაწილი, რომელიც უარყოფითად არის დამოკიდებული გაცვლით კურსზე. რადგან საპროცენტო განაკვეთი ეგზოგენურია, შესაბამისად IS განტოლებაში გვაქვს დამოკიდებულება გამოშვებასა და გაცვლით კურსს შორის. მრუდი მიმართულია ქვემოთ რადგან მაღალი გაცვლითი კურსი ამცირებს წმინდა ექსპორტს, რაც თავის მხრივ ამცირებს ერთობლივ შემოსავალს.

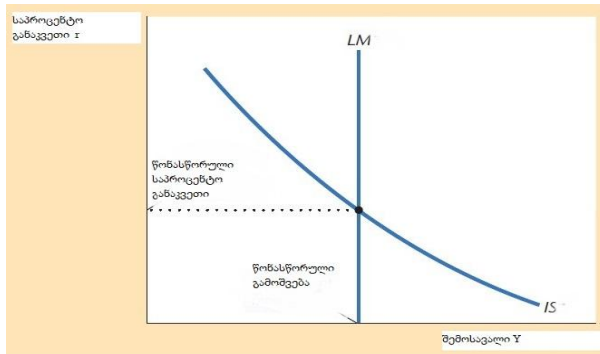
რაც შეეხება ფულის ბაზარს, აქაც საპროცენტო განაკვეთი ფიქსირებულად უნდა განვიხილოთ:

$$M/P = L(r^*, Y)$$

ამ განტოლებას ვუწოდოთ LM განტოლება და შეგვიძლია წარმოვადგინოთ ვერტიკალურად, რადგან მასზე გაცვლითი კურსი არ ახდენს გავლენას.

წინამდებარე განტოლებები განსაზღვრავს მოდელს, პირველი აღწერს საქონლის ბაზარს, მეორე კი ფულის ბაზარს. ეგზოგენურ ფაქტორებად მიჩნეულია ფისკალური პოლიტიკის ინსტრუმენტები, მონეტარული პოლიტიკის ინსტრუმენტები, ფასები დონე და მსოფლიო საპროცენტო განაკვეთი. ეკონომიკაში წონასწორობა მყარდება როდესაც ეს ორი მრუდი ერთმანეთთან გადაიკვეთება.

გრაფიკი 1.3



ზემოაღნიშნული მოდელი კაპიტალის სრულ მობილურობის დაშვებას ითვალისწინებს, თუმცა, დაშვებები იმის შესახებ რომ არ არსებობს ქვეყნებს შორის ბარიერები კაპიტალის მოძრაობის შესახებ და ის რომ ინვესტორები რისკის მიმართ ნეიტრალურები არიან, რა თქმა უნდა, გადაჭარბებულია. ტრანზაქციის დანახარჯები ინვესტორებს უბიძგებს დივერსიფიკაციის სურვილს, რათა არ დააბანდონ მთელი სიმდიდრე ერთი რომელიმე ქვეყნის აქტივებში. შესაბამისად უნდა გავითვალისწინოთ არასრულყოფილი კაპიტალის მოძრაობის ეფექტები. ყურადღებას გავამახვილებთ მცურავი სავალუტო კურსის სიტუაციაზე, როდესაც წარმოდგენილია სტატიკური მოლოდინები სავალუტო კურსის მიმართ.

ყველაზე მარტივი გზა არასრულყოფილი კაპიტალის მოძრაობის მოდელირებისთვის არის ის, რომ დავუშვათ კაპიტალის მოძრაობის დამოკიდებულება განსხვავებებზე უცხოურ საპროცენტო განაკვეთსა და ეროვნულ საპროცენტო განაკვეთს შორის:

$$CF = CF(r - r^*)$$

კაპიტალის შემოდინების და წმინდა ექსპორტის ჯამი 0-ის ტოლი უნდა იყოს. თუ წმინდა ექსპორტი უარყოფითია, მაგალითად, ეს ნიშნავს, რომ ქვეყანაში საქონელი და მომსახურება არ არის საკმარის რაოდენობით, რათა იმპორტის დაფინანსება მოხდეს. ამის საპასუხოდ ქვეყანას უწევს უცხოელებისთვის აქტივების მიყიდვა. აქედან გამომდინარე კაპიტალის შემოდინება წმინდა ექსპორტის ტოლი უნდა იყოს უარყოფითი ნიშნით

$$CF(r - r^*) + NX(Y, I, G, T, e) = 0.$$

მოდელის ერთობლივი მოთხოვნის მხარე შედგება IS განტოლების, LM განტოლებისა და საგადასახადო ბალანსის განტოლებისგან. იმ შემთხვევაში თუ წმინდა ექსპორტი არის

ერთადერთი კომპონენტი გეგმიური დანახარჯებისა, რომელზეც გაცვლითი კურსი ახდენს გავლენას, მოდელი შეიძლება გრაფიკულადაც გავანალიზოთ. ჩვენ შეგვიძლია გამოვსახოთ გეგმიური დანახარჯები როგორც რეზიდენტების გეგმიური დანახარჯებისა და წმინდა ექსპორტის ჯამი:

$$Y = E^d(Y, r, G, T) + NX(Y, r, G, T, e)$$

$E^d(*)$ აკმაყოფილებს შემდეგ პირობებს $0 < E_Y^D < 1, E_r^D < 0, E_G^D < 0, E_T^D < 0$.

ჩვენ შეგვიძლია გამოვიყენოთ ზედა განტოლება და ამოვადოთ გაცვლითი კურსის ნაწილი განტოლებიდან, შედეგად მივიღებთ:

$$Y = ED(Y, r, G, T) - CF(r - r^*).$$

რადგან $CF(r - r^*)$ r თან მიმართებაში ზრდადია, Y, r დამოკიდებულება დაღმავალი მრუდით იქნება გამოსახული, რაც მოგვცემს ერთგვარ IS მრუდს. უნდა აღინიშნოს, რომ გაცვლითი კურსი თავისთავად იცვლება მრუდზე მოძრაობისას. აგრეთვე აღსანიშნავია, რომ რადგან საპროცენტო განაკვეთი გავლენას ახდენს Y -ზე როგორც მისი პირდაპირი ეფექტით ეროვნულ მოთხოვნაზე და ასევე მისი ეფექტით გაცვლით კურსზე, IS^{**} არის უფრო ჰორიზონტალური ვიდრე ჩვეულებრივი IS მრუდი (ხოლო იმ შემთხვევაში როდესაც სრულყოფილი კაპიტალის მოძრაობა გვაქვს მივიღებთ სრულყოფილად ჰორიზონტალურ IS მრუდს), LM მრუდი კი იგივენაირია.

ფისკალური პოლიტიკის რეზულტატი ამ შემთხვევისთვის, როგორც წესი, არის სრულყოფილი კაპიტალის მოძრაობის მქონე ეკონომიკისა და ჩაკეტილი ეკონომიკის ქვეყნის რეზულტატს შორის. დანახარჯების გაზრდა გადაადგილებს IS მრუდს ზემოთ, თუმცა, რადგან მრუდი უფრო ჰორიზონტალურია ვიდრე სრულყოფილი კაპიტალის მოძრაობის შემთხვევაშია, შესაბამისად შედეგები უფრო სუსტია და საპროცენტო განაკვეთი და გამოშვება შედარებით ნაკლებად იზრდება.

1.2. IS-LM მოდელის აგრეგირებული ეკონომეტრიკული ვარიანტი

საქართველოსთვის, რომელიც არის ღია ეკონომიკის მქონე ქვეყანა შეგვიძლია ავაგოთ მოდელი, რომელიც დახურული ეკონომიკის მოდელის მსგავსია რადგან, შეგვიძლია დაშვება კაპიტალის სრულყოფილი მოძრაობის შესახებ დარღვეულად მივიჩნიოთ. თუ შევადარებთ მოკლევადიან საპროცენტო განაკვეთს საქართველოსა და, მაგალითად, შეერთებულ შტატებს შორის მივიღებთ აშკარა შეუსაბამობას, მთელი რიგი ფაქტორების გამო, რომელზეც ვისაუბრეთ 1.1 ქვეთავში. შესაბამისად ჩვენ შეგვიძლია *IS* მრუდი გამოვსახოთ როგორც საპროცენტო განაკვეთსა და გამოშვებას შორის დამოკიდებულების მრუდად.

როგორც უკვე ზემოთ განვიხილეთ, სახეზე გვაქვს რამდენიმე განტოლება *IS – LM* მრუდების მისაღებად, განტოლებები, რომლებიც განსაზღვრავს ერთობლივი შემოსავლის დონეს ქვეყანაში, მოხმარების აღმნიშვნელი განტოლება და ინვესტიციების აღმნიშვნელი განტოლება:

$$Y = C + I + G + NX;$$

$$C = a + b(Y - T);$$

$$I = c - dr$$

მეორე მხრივ გვაქვს ფულზე მოთხოვნის განტოლება, სადაც ფულის მიწოდება ეგზოგენურად განისაზღვრება:

$$L(r, Y) = eY - fr;$$

M/P ფულის მიწოდება მოდელის მიხედვით მუდმივი უნდა იყოს, რადგან ჩვენი მიზანია განვიხილოთ ეკონომიკის წონასწორობა მოკლევადიან პერიოდში, როდესაც ფასები ხისტია.

შეფასების მიზნით ჩვენ შეგვიძლია ინვესტიციები დავუკავშიროთ გამოშვებას, რადგან მათ შორის დამოკიდებულებას ადასტურებს ემპირიული კვლევები, მეორე მხრივ, მოხმარებას ასევე ერთ-ერთ ცვლადად მივუმატოთ საპროცენტო განაკვეთი, რადგან ბუნებრივია მაღალი საპროცენტო განაკვეთის პირობებში შინამეურნეობებს მეტი სურვილი აქვთ გაზარდონ დანაზოგები, რაც თავის მხრივ ამცირებს მოხმარებას.

$$Y = C + I + G + NX$$

$$C = \alpha + \beta(Y - T) - \gamma r + kC(1) + u;$$

$$I = \delta - \rho r + \theta Y + u'$$

$$NX = \varphi + \omega Y + qEX(1) + u''$$

როგორც ვხედავთ, მივიღეთ შესაფასებელი განტოლებათა სისტემა. სისტემაში პირველი განტოლება იგივეობის სახით არის მოცემული და დანახარჯების სახით აღწერს ეკონომიკაში შექმნილ მთლიან შემოსავალს. მეორე განტოლება აღწერს შინამეურნეობების მიერ გაწეულ დანახარჯებს მოხმარებაზე, α მუდმივი წევრი ასახავს ავტონომიური მოხმარების ოდენობას, რომელიც არ არის დამოკიდებული რაიმე პარამეტრზე. მეორე მხრივ, განტოლებაში ასახულია, რომ მოხმარება დამოკიდებულია შემოსავალზე, გადასახადების მოცულობაზე, საპროცენტო განაკვეთზე და წინა პერიოდის მოხმარებაზე. u – თი აღნიშნულია შეცდომის შემთხვევითი წევრი.

ინვესტიციების განმსაზღვრელი განტოლება აღწერს ინვესტიციების დამოკიდებულებას უარყოფითად საპროცენტო განაკვეთზე და დადებითად შემოსავალზე, u' -თი როგორც მოხმარების განტოლებაში აქაც აღნიშნულია შეცდომის წევრი.

რაც შეეხება წმინდა ექსპორტის ფუნქციას, ბუნებრივია ის დამოკიდებულია შემოსავალზე დადებითად და გაცვლით კურსზე უარყოფითად. u'' გამოვსახეთ შეცდომის წევრი.

ეს განტოლებები აღწერს საქონლისა და მომსახურების ბაზრის ნაწილს, მეორე მხრივ ჩვენ ასევე გვაქვს ფულის ბაზრის მხარე, სადაც ფულზე მოთხოვნა და მიწოდება რეგულირდება საპროცენტო განაკვეთის დახმარებით. როგორც უკვე აღვნიშნეთ ფულის მიწოდება ეგზოგენურად განსაზღვრული სიდიდეა, შესაბამისად მიწოდების მრუდი ვერტიკალურია. რაც შეეხება მოთხოვნას ის დაღმავალი მრუდით აღიწერება:

$$q^d = eY - fr + \varepsilon;$$

ε -თი აღნიშნულია შემთხვევითი ფაქტორები, რომლებიც გავლენას ახდენენ ფულზე მოთხოვნაზე.

$$q^S = M/P;$$

$$M/P = eY - fr + \varepsilon;$$

რა თქმა უნდა ბაზარზე წონასწორობა მაშინ მყარდება, როდესაც მოთხოვნა და მიწოდება ერთმანეთის ტოლია.

როგორც ვხედავთ, სახეზე გვაქვს 4 რეგრესიის განტოლება და ერთი იგივეობა. განვიხილოთ თითოეული განტოლება შეფასების მიზნით. პირველი განტოლება იგივეობის სახით გვაქვს მოცემული, შესაბამისად მის შეფასებას არ ვახდენთ. გადავიდეთ მოხმარების ფუნქციაზე:

$$C = \alpha + \beta(Y - T) - \gamma r + kC(-1) + u.$$

ჩვეულებრივ, რეგრესიის მოდელში C განიხილება დამოკიდებულ ცვლადად და ის განსაზღვრულია სხვადასხვა დამოუკიდებელი ფაქტორებით. მთავარი დაშვება, რასაც ჩვენ ვაკეთებთ არის ის, რომ ფაქტორულ ცვლადებს განვიხილავთ შეცდომის წევრისგან დამოუკიდებლად. თუმცა, აღნიშნული დაშვება ზოგჯერ ირღვევა. სწორედ ასეთ შემთხვევასთან გვაქვს საქმე მოხმარების ფუნქციის განსაზღვრისას. თუ დავუკვირდებით შეცდომის წევრის ცვლილება გამოიწვევს შინამეურნეობების მოხმარებაში ცვლილებას. ამასთანავე შემოსავლის განმსაზღვრელ ტოლობაში ნათლად ჩანს, რომ შემოსავალი მოხმარებით განისაზღვრება, კერძოდ მოხმარების ცვლილება გამოიწვევს შემოსავლის ცვლილებას. თუ დავუბრუნდებით რეგრესიის განტოლებას, დავინახავთ, რომ ეს მთელი ჯაჭვი ნარჩენობითი წევრის მიერ გამოწვეული ცვლილებისა დაკავშირებულია შემოსავლის ცვლილებასთან, რაც გულისხმობს პირობის $E(u|X) = 0$ დარღვევას. მეორე მხრივ, შევნიშნავთ, რომ შეცდომის წევრით გამოწვეული შემოსავლის ცვლილება ასევე გამოიწვევს საპროცენტო განაკვეთის ცვლილებას (ფულზე მოთხოვნის განტოლება), ეს იმას ნიშნავს, რომ საპროცენტო განაკვეთი და ნარჩენობითი წევრიც ასევე კორელაციაში არიან. შინამეურნეობის მოხმარების ფუნქციაში წარმოდგენილია სამი ენდოგენური ცვლადი. აღნიშნული პრობლემა ცნობილია, როგორც ერთდროულობით გამოწვეული პრობლემა. ერთდროულობა ნიშნავს, იმას რომ იზოლაციაში შინამეურნეობის ფუნქციას ვერ განვიხილავთ, ხოლო იმისათვის რომ

მოვახდინოთ პრობლემის გადალახვა საჭიროა გამოვიყენოთ სისტემაში წარმოდგენილი სხვა განტოლებები და განვახორციელოთ ამ განტოლებების ერთობლივად შეფასება.

ერთდროულობა რეგრესიაში გვაძლევს გადაადგილებულ შეფასებებს. იმისათვის, რომ მოვახდინოთ შეფასების გადაადგილების დემონსტრირება, განვიხილოთ ისევ შინამეურნეობების მოხმარების ფუნქცია:

$$C = \alpha + \beta(Y - T) - \gamma r + kC(-1) + u.$$

როგორც ვხედავთ სახეზე გვაქვს C დამოკიდებული ცვლადი, რომელიც განსაზღვრულია ოთხი ფაქტორით. მეორე მხრივ, r, Y, T და $C(-1)$ განმსაზღვრელი ცვლადებში. როგორც უკვე ვისაუბრეთ, C, Y და r მოდელში ენდოგენური ცვლადებია, რაც იმას ნიშნავს, რომ ერთდროულად განისაზღვრება ერთმანეთის მიერ.

მოცემული რეგრესიას შესაფასებლად ფაქტორული ცვლადები გამოვსახოთ მატრიცული ფორმით, ასევე გამოვსახოთ დამოკიდებული ცვლადები და ნარჩენობითი წევრების ერთობლიობა ვექტორების სახით:

$$X = \begin{pmatrix} 1 & (Y - T)_1 & r_1 & C(-1)_1 \\ 1 & (Y - T)_2 & r_2 & C(-1)_2 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & (Y - T)_n & r_n & C(-1)_n \end{pmatrix} \quad C = \begin{pmatrix} C_1 \\ C_2 \\ \vdots \\ C_n \end{pmatrix} \quad u = \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_n \end{pmatrix}$$

მაშასადამე შესაძლებელია წინამდებარე რეგრესიის მატრიცული სახით გამოსახვა და ამხსნელი ცვლადების კოეფიციენტების ვექტორის განსაზღვრა:

$$C = X\beta + u$$

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'C$$

ადვილად დავინახავთ შეფასების გადაადგილებას თუ C მნიშვნელობას მისი თეორიული მნიშვნელობით შევცვლით, კერძოდ,

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}(X'(X\beta + u)) = \beta + (X'X)^{-1}(X'u)$$

$$E(\hat{\beta}|X) = \beta + (X'X)^{-1}(X'E(u|X))$$

როგორც უკვე აღვნიშნეთ შეცდომის წევრი დამოკიდებულია X მატრიცაში არსებულ ენდოგენურ ცვლადებზე, კერძოდ r -სა და Y -ზე, ამ მიზეზით არ შესრულდება გაუს-მარკოვის

დაშვება ამხსნელ ფაქტორებსა და ნარჩენობით წევრს შორის კორელაციის არარსებობის შესახებ, რის გამოც მივიღებთ გადაადგილებულ შეფასებული კოეფიციენტების ვექტორს.

მეორე მხრივ, შესაძლებელია ვაჩვენოთ, რომ უმცირეს კვადრატთა მეთოდის გამოყენებით შეფასებული ერთდროული განტოლებები არამხოლოდ გადაადგილებული, არამედ ასევე არამალმოსილია. დავუშვათ, რომ გვაქვს ეგზოგენური და ენდოგენური ფაქტორების n რაოდენობის დაკვირვება, რომელიც უსასრულობისაკენ მიისწრაფვის. უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებულ ბეტა ვექტორს შემდეგნაირი სახე ექნება:

$$\begin{aligned}\hat{\beta} &= \left(\sum_{t=1}^n x_t' x_t \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n x_t' c_t \right) = \left(\sum_{t=1}^n x_t' x_t \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n x_t' (x_t \beta + u_t) \right) = \beta + \left(\sum_{t=1}^n x_t' x_t \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n x_t' u_t \right) \\ &= \beta + \left(n^{-1} \sum_{t=1}^n x_t' x_t \right)^{-1} \left(n^{-1} \sum_{t=1}^n x_t' u_t \right)\end{aligned}$$

სტაციონარობისა და ერგოდულობის დაშვების პირობებში მივიღებთ, რომ

$$\begin{aligned}plim \left(n^{-1} \sum_{t=1}^n x_t' x_t \right) &\rightarrow A \\ plim \left(n^{-1} \sum_{t=1}^n x_t' u_t \right) &\rightarrow E(x_t' u_t)\end{aligned}$$

სადაც $A = E(x_t' x_t)$ იქნება 4×4 -ზე გადაუგვარებელი მატრიცა. რადგან A გადაუგვარებელია, მას ექნება შებრუნებული მატრიცაც. დაკვირვებათა უსასრულო გაზრდის შემთხვევაში $E(x_t' u_t)$ მისი თეორიული მნიშვნელობისკენ მიისწრაფვის, ამის გამო $E(x_t' u_t) \neq 0$, რადგან ენდოგენური ამხსნელი ფაქტორები ნარჩენობით წევრთან კორელაციაში არიან. საბოლოოდ ვიღებთ, რომ

$$\begin{aligned}plim \left(n^{-1} \sum_{t=1}^n x_t' x_t \right)^{-1} &\rightarrow A^{-1} \\ plim(\widehat{\beta}) &= \beta + A^{-1} * E(x_t' u_t)\end{aligned}$$

როგორც ვხედავთ, ზემოთ მოცემული გამოთვლები ადასტურებს, რომ ერთდროულობის არსებობისას უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შეფასებული რეგრესია არა მხოლოდ გადაადგილებული, არამედ ასევე არაძალმოსილია.

ეგზოგენური და ენდოგენური ცვლადები IS-LM მოდელში. ერთდროულ განტოლებებში ფაქტორულ ცვლადებს ყოფენ ენდოგენურად და ეგზოგენურად. ენდოგენური ცვლადები ერთდროულ განტოლებებში ის ცვლადებია, რომლებიც ეკონომიკური მოდელით განისაზღვრება, ხოლო ეგზოგენური ცვლადები მოდელის გარეთ წარმოიქმნება. ენდოგენურ ცვლადებს სხვანაირად აგრეთვე ერთობლივად განსაზღვრულსაც უწოდებენ, რადგან მათ შორის მიზეზობრივი დამოკიდებულება არსებობს სხვა თანაბარ პირობებში.

როგორც უკვე ვისაუბრეთ რეგრესიაში

$$C = \alpha + \beta(Y - T) - \gamma r + kC(1) + u$$

Y, r და C ენდოგენური ცვლადებია. როგორც ცნობილია, ზოგადად რეგრესიაში ამხსნელ ცვლადებს დამოკიდებულ ცვლადებსაც ეძახიან, თუმცა ამ შემთხვევაში ენდოგენურ ცვლადებს ვერ ვუწოდებთ ასე, რადგან ისინი ერთობას წარმოადგენენ. მეორე მხრივ, ერთდროულ განტოლებათა სისტემაში შედის ასევე ეგზოგენური ცვლადები, რომელთა ფორმირება მოდელის გარეთ ხორციელდება და რომლებსაც აგრეთვე წინასწარ განსაზღვრულსაც უწოდებენ (ასეთი ცვლადების სიმრავლე შედგება ყველა ეგზოგენური ცვლადისა და მოდელში შემავალი ლაგური ცვლადებისგან, რომელთა მნიშვნელობაც მოცემული პერიოდისათვის ან მომენტისთვის უკვე ცნობილია). ეს ცვლადები არ წარმოადგენენ პრობლემას, რადგან ისინი არ არიან შეცდომის წევრთან კორელაციაში. მოცემული მოდელში ეგზოგენური ცვლადების როლში გვაქვს $C(-1)$, რომელიც წარმოადგენს მოხმარების ლაგურ ცვლადს.

რაც შეეხება დანარჩენ განტოლებებს, ინვესტიციების რეგრესიისათვის საპროცენტო განაკვეთი და შემოსავალი იქნება ენდოგენური ცვლადები იმავე მიზეზით რითაც მოხმარების ფუნქციისთვის იყვნენ ეს ცვლადები ენდოგენური. წმინდა ექსპორტი დამოკიდებულია გაცვლითი კურსის წინა პერიოდის დონეზე და ასევე შემოსავალზე, ამ ფუნქციაში

შემოსავალი იქნება მხოლოდ ენდოგენური ცვლადი. ხოლო, ფულის ფუნქციას რაც შეეხება, აქაც ენდოგენური ცვლადების სახით საპროცენტო განაკვეთი და შემოსავლის დონე გვექნება.

ერთდროულ განტოლებათა სისტემის მნიშვნელოვანი კრიტერიუმია ის, რომ თითოეულ განტოლებას სხვა განტოლებებისაგან დამოუკიდებელი ეკონომიკური შინაარსი უნდა ჰქონდეს. ჩვენი მოდელი ამ მოთხოვნას აკმაყოფილებს, იმ შემთხვევაში თუ გვექნება C ფუნქცია, ჩვენ შეგვეძლება ვიპოვოთ ეკონომიკაში შინამეურნეობების მიერ მოხმარების ოდენობა ნებისმიერი შემოსავლისა და საპროცენტო განაკვეთის პირობებში. იგივე გავრცელდება ინვესტიციების, წმინდა ექსპორტის და ფულზე მოთხოვნის განმსაზღვრელი რეგრესიების მიმართაც. ამ პირობას უწოდებენ ავტონომიურობის პირობას. ამის დაკონკრეტება საჭიროა იქედან რომ ზოგადად სტრუქტურული განტოლებები არ გულისხმობს ერთდროულ განტოლებებს. მაგალითად თუ ავიღებთ ინდივიდის გადაწყვეტილებას მიიღოს მონაწილეობა არალეგალურ აქტივობასა და საბაზრო აქტივობაში ჩვენ გვექნება ფუნქციები დამოკიდებული ისეთ ეგზოგენურ ფაქტორებზე, როგორცაა სახელფასო განაკვეთი, დაპატიმრების ალბათობა, მოსალოდნელი სასჯელი. აქ ჩანს, რომ სამუშაო დამოკიდებული იქნება არალეგალურ აქტივობებზე და არალეგალური აქტივობები სამუშაოზე, დანარჩენი ეგზოგენური ფაქტორები კი იქნება იგივე. ცხადია, რომ ამ განტოლებებს არ ექნებათ დამოუკიდებელი ეკონომიკური შინაარსი და არ იარსებებს მიზეზობრივი დამოკიდებულება მათ შორის. მაგალითად, რა იქნება ეფექტი საბაზრო სახელფასო განაკვეთის შეცვლისა არალეგალურ აქტივობაზე იმ პირობით რომ ლეგალურ სამსახურში გატარებული საათები ფიქსირებულია? მაგალითებს, რომლებიც ვერ აკმაყოფილებს ავტონომიურობის კრიტერიუმს როგორც წესი აქვთ საერთო მახასიათებელი, კერძოდ ის, რომ ენდოგენური ცვლადები სისტემაში არის ერთი და იგივე ეკონომიკური ერთეულის არჩევანის ცვლადები. ამ მაგალითშიც ჩანს, რომ ინდივიდი აკეთებს თავისი დროის განაწილებას ამ ორ აქტივობას შორის (მუშაობა, არალეგალური საქმიანობა) შესაბამისად ავტონომიურობის პირობა დარღვეულია.

როგორც უკვე ვნახეთ ეგზოგენურობა უკავშირდება ცდომილების წევრის კორელაციის საკითხს ამხსნელ ცვლადთან. ეგზოგენურობა ნიშნავს, რომ ცვლადი ან ცვლადები ეგზოგენურია რომელიმე პარამეტრის მიმართ, ეს ნიშნავს, რომ ცვლადი შესაძლებელია იყოს

ეგზოგენური ერთი პარამეტრის მიმართ, მეორე პარამეტრის მიმართ კი არა. ამასთან დაკავშირებით ენგლმა, ჰენდრმა და რიჩარდმა გამოყვეს ეგზოგენურობის შემდეგი სახეები: სუსტი ეგზოგენურობა, ძლიერი ეგზოგენურობა და სუპერეგზოგენურობა დაკვირვებული ცვლადის ალბათურ განაწილებასთან მიმართებით. სუსტი ეგზოგენურობა ეს არის ის ვითარება როდესაც პარამეტრის შეფასებისთვის არ გვჭირდება სხვა პარამეტრებზე ინფორმაცია. მაგალითად თუ გვაქვს ორგანზომილებიანი ნორმალური განაწილების მქონე y_t x_t მწკრივები, სადაც $E(y_t) = \mu_1$ $E(x_t) = \mu_2$ $var(y_t) = \sigma_{11}$ $var(x_t) = \sigma_{22}$ $cov(y_t; x_t) = \sigma_{12}$. y_t -ს პირობითი განაწილება, მაშინ როდესაც x_t მოცემულია იქნება $y_t|x_t \sim IN(\alpha + \beta x_t; \sigma^2)$ სადაც $\beta = \sigma_{12}/\sigma_{22}$ $\alpha = \mu_1 - \beta\mu_2$ და $\sigma^2 = \sigma_{11} - \sigma_{12}^2/\sigma_{22}$

ერთობლივ განაწილებას ექნება შემდეგი სახე $f(y_t, x_t) = g(y_t|x_t)h(x_t)$ და მივიღებთ შემდეგ მოდელს

$$y_t = a + \beta x_t + u_{1t} \quad u_{1t} \sim IN(0, \sigma^2)$$

$$x_t = \mu_2 + v_{2t} \quad v_{2t} \sim IN(0, \sigma_{22})$$

ამ განტოლებაში μ_2 არის ეგზოგენური, მეორე მხრივ $f(y_t, x_t) = g(x_t|y_t)h(y_t)$

$$x_t = \gamma + \delta y_t + u_{2t} \quad u_{2t} \sim IN(0, \omega^2)$$

$$y_t = \mu_1 + v_{1t} \quad v_{1t} \sim IN(0, \sigma_{11})$$

როგორც ვხედავთ, თუ ჩვენ ვართ დაინტერესებული a, β, σ^2 პარამეტრებით, მაშინ ეგზოგენურია x_t , მაგრამ თუ გვაინტერესებს γ, δ, ω^2 , მაშინ y_t არის ეგზოგენური, აღნიშნულის გამო, რადგან a, β, σ^2 პარამეტრების შესაფასებლად არ გვჭირდება μ_2, σ_{22} პარამეტრები და პირიქით მიიჩნევა, რომ x_t არის სუსტი ეგზოგენურობის მქონე a, β, σ^2 პარამეტრების შესაფასებლად.

შეგვიძლია ჩამოვაცალიბოთ, რომ ცვლადი x_t იქნება სუსტად ეგზოგენური ω პარამეტრების შესაფასებლად, თუ $f(y_t, x_t) = g(y_t|x_t)h(x_t)$ ერთობლივ განაწილებაში $g(y_t|x_t)$ მოიცავს პარამეტრ ω -ს, ხოლო $h(x_t)$ კი არ მოიცავს ამ პარამეტრს. ესე იგი, $h(x_t)$ -ში არსებული პარამეტრები არ წამოადგენს ინტერესის საგანს.

მეორე მხრივ, თუ x_t არის სუსტი ეგზოგენურობის მქონე და $f(y_t|x_t)$ პარამეტრები ინვარიანტულია x_t -ს ზღვრულ განაწილებაში ცვლილებისას, მიიჩნევა რომ x_t არის სუპერეგზოგენური. ეს იმას ნიშნავს, რომ შესაფასებელი პარამეტრები განტოლებაში არ უნდა

იცვლებოდეს იმ შემთხვევაში თუ იცვლება μ_2, σ_{22} . x_t როგორც უკვე განვიხილეთ არის სუსტი ეგზოგენურობის მქონე, რადგან თუ ჩვენ შევცვლით μ_2, σ_{22} პარამეტრებს x_t -ს ზღვრულ განაწილებაში, ეს გამოიწვევს ცვლილებას a, β, σ^2 პარამეტრებში.

რაც შეეხება ძლიერ ეგზოგენურობას, იმ შემთხვევაში თუ x_t არის სუსტად ეგზოგენური და არ უსწრებს მას წინ რომელიმე ენდოგენური ცვლადი სისტემაში, x_t მიიჩნევა, რომ არის ძლიერი ეგზოგენურობის მქონე. წინსწრება თავისი შინაარსით უკავშირდება გრეინჯერის მიზეზობრიობას და იგივე შინაარსის მატარებელია. განვიხილოთ მაგალითი:

$$y_t = \beta x_t + u_{1t}$$

$$x_t = a_1 x_{t-1} + a_2 y_{t-1} + u_{2t}$$

(u_{1t}, u_{2t}) -ს აქვს ორგანზომილებიანი ალბათური განაწილება და სერიულად დამოუკიდებელია. $Var(u_{1t}) = \sigma_{11}$, $Var(u_{2t}) = \sigma_{22}$, $Cov(u_{1t}, u_{2t}) = \sigma_{12}$ თუ $\sigma_{12} = 0$; მაშინ x_t იქნება სუსტად ეგზოგენური, რადგან x_t -ს ზღვრული განაწილება არ მოიცავს β და σ_{11} . თუმცა მეორე განტოლებაში ჩანს, რომ y_t წარსული მნიშვნელობები განსაზღვრავენ x_t -ს. ამგავარად x_t არ იქნება ძლიერი ეგზოგენურობის მქონე.

გრეინჯერის მიზეზობრიობა. გრეინჯერის მიზეზობრიობის შესახებ ტესტი გვეხმარება გადავწყვიტოთ ვექტორული ავტორეგრესულ მოდელებში რამდენად ეფექტური იქნება ზოგიერთი ცვლადის გამოყენება სხვა ცვლადების პროგნოზირებისთვის.

გრეინჯერმა ივარაუდა, რომ თუ ერთი მოვლენა უსწრებს მეორე მოვლენას ეს არ მეტყველებს იმაზე, რომ ეს მოვლენა განსაზღვრავს მეორე მოვლენას, შესაბამისად როდესაც ჩვენ მოცემული გვაქვს ორი დროითი მწკრივი, მაგალითად, y_t x_t მწკრივები, მნიშვნელოვანია ვიცოდეთ ეს მწკრივები ერთდროულია თუ რომელიმე წინ უსწრებს მეორეს. მაგალითად მოხმარებაში ცვლილება წინ უსწრებს შემოსავლის ცვლილებას, პირიქით შემოსავლის ცვლილება განსაზღვრავს მოხმარების ცვლილებას თუ ეს ცვლილებები ერთდროულად ხდება. ამისათვის გრეინჯერმა შექმნა ტესტები მიზეზობრიობის გასარკვევად. განვიხილოთ მწკრივები y_t და x_t . x_t მწკრივი გრეინჯერის მიხედვით არ განსაზღვრავს y_t თუ y_t რეგრესირება მის ლაგებსა და x_t ლაგებზე x_t -ს კოეფიციენტებს 0-ვანს გვაძლევს.

$$y_t = \sum_{j=1}^k a_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{t-j} + u_t$$

ესე იგი, როდესაც β_t კოეფიციენტები 0-ის ტოლია

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots \beta_i = 0,$$

x_t არ განსაზღვრავს y_t -ს.

არსებობს ალტერნატიული ტესტი, სიმსის მიერ შექმნილი. ამ ტესტის თანახმად გრეინჯერის მიხედვით x_t არ განსაზღვრავს y_t -ს თუ y_t -ის რეგრესირება x_t -ს მიმდინარე, წარსულ და მომავალ მნიშვნელობებზე გვაძლევს 0-ან კოეფიციენტებს.

$$y_t = c_1 + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j x_{t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} d_j x_{t+j} + u_t$$

სიმსის მიდგომისთვის პრობლემატურია ნარჩენებს შორის ავტოკორელაციები, რის გამოც სტანდარტული F ტესტით დაყენებული ჰიპოთეზა, რომ $d_j = 0$ ყველა j -თვის არ მოგვცემს სწორ პასუხს. ამ პრობლემიდან გამოსავლის პოვნა შესაძლებელია თუ შეცდომის წევრს ვოლდის დეკომპოზიციით წარმოვადგენთ $u_t = \varphi_{11}(L)v_t$. ზემოაღნიშნული განტოლების ორივე მხარის გამრავლებით $h(L) = [\varphi_{11}(L)]^{-1}$ -ზე მივიღებთ

$$y_t = c_2 - \sum_{j=0}^{\infty} h_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} \beta'_j x_{t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} d'_j x_{t+j} + v_t$$

ასე შეფასებული რეგრესიის ცდომილების წევრი იქნება თეთრი ხმაური და $d'_j = 0$ ყველა j -თვის იქნება მაშინ და მხოლოდ მაშინ როდესაც $d_j = 0$ ყველა j -თვის. ამგვარად უსასრულო მწკრივისგან შედგენილ რეგრესიას თუ დავიყვანთ რაიმე სასრულ ჯამამდე ჩვენ შევძლებთ შევამოწმოთ ნულოვანი ჰიპოთეზა გრეინჯერის მიზეზობრიობასთან დაკავშირებით F ტესტის საშუალებით. $H_0: d'_1 = d'_2 = d'_3 = \dots d'_i = 0$.

თავი II. IS-LM მოდელის იდენტიფიცირებისა და შეფასების პრობლემები

2.1. სტრუქტურული და დაყვანილი IS-LM განტოლებები, იდენტიფიცირებადობა

დავუბრუნდეთ განსახილველ მოდელს, წარმოდგენილი განტოლებათა სისტემა ასახავს სტრუქტურულ ეკონომეტრიკულ მოდელს. როგორც ცნობილია, სტრუქტურული ეკონომეტრიკული მოდელები შესაძლებელია ჩამოყალიბდეს მხოლოდ ეკონომიკურ თეორიაზე დაყრდნობით, რომელიც თავის მხრივ შესაძლებელია წარმოიშვას ემპირიული დაკვირვებისა და ეკონომიკაზე მოქმედი პოლიტიკის ფაქტორების საშუალებით. სტრუქტურულ ეკონომეტრიკულ მოდელებს ყოველთვის წინ უძღვის ეკონომიკური მოდელი. *IS* და *LM* განტოლებები სტრუქტურული განტოლებებია, რადგან მათი საშუალებით აღიწერება ეკონომიკის შემოსავლის ფორმირება ეგზოგენური და ენდოგენური ფაქტორებით. ამ მოდელში ასევე ფიგურირებს პოლიტიკის განმსაზღვრელი ცვლადები, როგორცაა *G*, *T*. სტრუქტურული განტოლებიდან შესაძლებელია დავიდეთ დაყვანილ ფორმაზე, კერძოდ, იმ შემთხვევაში თუ ენდოგენურ ცვლადებს წარმოვადგენთ, როგორც ეგზოგენური ცვლადების ფუნქციებს შესაძლებელია მივიღოთ დაყვანილი განტოლებები. აღსანიშნავია ის ფაქტი, რომ დაყვანილ განტოლებებს შესაძლებელია ჰქონდეთ დამოუკიდებელი სტრუქტურული შინაარსი. მაგალითად, იმ შემთხვევაში თუ ჩვენ შემოსავლის განტოლებაში შინამეურნეობების მოხმარებისა და ინვესტიციების ცვლადებს მოხმარებისა და ინვესტიციების ფუნქციებით გამოვსახავთ, მივიღებთ *IS* მრუდის გამომსახველ განტოლებას, რომელიც დამოკიდებულებაა საპროცენტო განაკვეთსა და შემოსავალს შორის. ამ განტოლებაში ეგზოგენური ცვლადების კოეფიციენტები მულტიპლიკატორებს ასახავს, რომლებიც აღწერს სხვადასხვა ეგზოგენური ცვლადის ცვლილების შედეგად შემოსავლის ცვლილების დონეს. როგორც ვხედავთ ეს ის შემთხვევაა როდესაც დაყვანილ განტოლებას ცალკე თავისი შინაარსი აქვს, თუმცა არსებობს ისეთი შემთხვევებიც როდესაც დაყვანილი განტოლების კოეფიციენტების რაიმე ცხადი ეკონომიკური შინაარსი არ გააჩნია.

როგორც ვთქვით დაყვანილ განტოლებებში წარმოდგენილია მხოლოდ ეგზოგენური ფაქტორები და ამის გამო მათი შეფასება ჩვეულებრივი უმცირეს კვადრატთა მეთოდით შესაძლებელია. თუმცა დაყვანილი განტოლებების შეფასება არაპირდაპირი უმცირეს კვადრატთა მეთოდით საკმაო ძალისხმევას მოითხოვს თუ წარმოდგენილია ბევრი განტოლებები. მეორე მხრივ, არსებობს სხვადასხვა მეთოდები ერთდროული განტოლებების შეფასებისთვის, ამ შემთხვევაში ჩვენ შეგვიძლია განვიხილოთ ინსტრუმენტული ცვლადებით შეფასების მეთოდი. ამ მეთოდის გამოყენებით განტოლებათა სისტემაში მოცემული ენდოგენური ცვლადები წარმოვადგინოთ ეგზოგენური ცვლადების ფუნქციებად. როგორც უკვე განვიხილეთ ენდოგენური ცვლადებია Y, C, I, r . მეორე მხრივ ეგზოგენური ცვლადების როლში ჩვენ გვაქვს შემდეგი ფაქტორები $T, G, C(-1), M/P, M/P(-1), EX(-1)$. თუ შევადგენთ რეგრესიებს

$$Y = a_1 + a_2T + a_3G + a_4C(-1) + a_5M/P(-1) + a_6T + a_7M/P + e$$

$$r = b_1 + b_2T + b_3G + b_4C(-1) + b_5M/P(-1) + b_6T + b_7M/P + v$$

გამოვთვლით ამ ენდოგენური ცვლადების მორგებულ მნიშვნელობებს ანუ $\hat{Y} = Y - e$; $\hat{r} = r - v$ და გამოვიყენებთ ამ მორგებულ მნიშვნელობებს სტრუქტურული განტოლებების შესაფასებლად

$$C = \alpha + \beta(\hat{Y} - T) - \gamma\hat{r} + kC(-1) + u;$$

$$I = \delta - \rho\hat{r} + \theta\hat{Y} + u'$$

$$NX = \varphi + \omega\hat{Y} + qEX(-1) + u''$$

$$\frac{M}{P} = e\hat{Y} - f\hat{r} + g\frac{M}{P}(-1) + \varepsilon$$

უმცირეს კვადრატთა მეთოდით მივიღებთ კოეფიციენტების ძალმოსილ შეფასებებს.

მნიშვნელოვანია აქვე აღვნიშნოთ, რომ საკმარისი არ არის ინსტრუმენტული (ეგზოგენური) ცვლადის არსებობა, რომელიც ნარჩენობით წევრთან კორელაციაში არ იქნება. შეფასების მიზნებისთვის მნიშვნელოვანია, რომ ინსტრუმენტს ძლიერი კორელაცია უნდა ჰქონდეს ენდოგენურ ცვლადთან, რადგან ნაჩვენებია, რომ მიღებული შეფასება არ იქნება ვარგისი თუ ინსტრუმენტულ ცვლადს არ ექნება მაღალი კორელაცია ენდოგენურ ცვლადთან.

იდენტიფიცირებადობა. სტრუქტურული განტოლებათა კოეფიციენტების აღდგენის შესაძლებლობის საკითხის გადაწყვეტის მიზნით გამოიყენება იდენტიფიცირებადობის პირობები, რომელიც განსაზღვრავს იმას, არსებობს თუ არა საკმარისი ინფორმაცია დაყვანილ განტოლებებში, რომ გამოთვლილ იქნას სტრუქტურული ფორმის კოეფიციენტები.

ზოგჯერ დაყვანილი განტოლებების კოეფიციენტებიდან სტრუქტურული კოეფიციენტების სრულად განსაზღვრა შეუძლებელია, ზოგჯერ კი პირიქით - დაყვანილი კოეფიციენტებიდან შესაძლებელია სტრუქტურული კოეფიციენტების რამდენიმე ვარიანტის მიღება. პირველ შემთხვევაში ვამბობთ, რომ სტრუქტურული განტოლება (შესაბამისად მოდელის სისტემა) არასრულადაა განსაზღვრული ანუ არაიდენტიფიცირებულია, მეორე შემთხვევაში კი- სტრუქტურული განტოლება ზედმეტად განსაზღვრული ანუ ზეიდენტიფიცირებულია. არსებობს იდენტიფიცირების აუცილებელი და საკმარისი პირობები. აუცილებელ პირობას უწოდებენ რიგის პირობას, ხოლო საკმარისს- რანგის პირობას. რიგის პირობა მდგომარეობს შემდეგში: განტოლება ერთდროულ განტოლებათა სისტემაში დააკმაყოფილებს რიგის პირობას თუ განტოლებიდან გამორიცხული ეგზოგენური ცვლადების რაოდენობა არის სულ მცირე განტოლების მარჯვენა მხარეს მდგარი ენდოგენური ცვლადების ტოლი. ეს პირობა მათემატიკურად ასე გამოისახება. ვთქვათ g წარმოადგენს ენდოგენური ცვლადების რაოდენობას, ხოლო k – თი აღვნიშნოთ ცვლადების მთლიანი რაოდენობა. თუ $k = g - 1$ მაშინ განტოლება არის ზუსტად იდენტიფიცირებადი, თუ $k > g - 1$ მაშინ განტოლება არის ზეიდენტიფიცირებადი, ხოლო $k < g - 1$ არასრულად იდენტიფიცირებადი. ეს არის როგორც უკვე ვთქვით მხოლოდ აუცილებელი და არასაკმარისი პირობა იმისთვის, რომ განტოლება იდენტიფიცირებადად მივიჩნიოთ.

განვიხილოთ ამ პირობის შესრულება განხილული მაკროეკონომიკური მოდელისთვის.

მოხმარების რეგრესიაში ტოლობის მარჯვენა მხარეს გვაქვს ორი ენდოგენური ცვლადი , ხოლო მის გარეთ კი ოთხი ეგზოგენური ცვლადი - $k > g - 1$, რაც იმას ნიშნავს, რომ ეს განტოლება ზეიდენტიფიცირებადია. ინვესტიციების განტოლებაში ტოლობის მარჯვენა მხარეს გვაქვს ორი ენდოგენური ცვლადი, მის გარეთ კი ექვსი ეგზოგენური ცვლადი გვაქვს, ეს განტოლებაც ზეიდენტიფიცირებადია რადგან $k > g - 1$. ფულზე მოთხოვნის განტოლებაში

ტოლობის მარჯვენა მხარეს ორი ენდოგენური ცვლადი გვაქვს, ხოლო განტოლების გარეთ სისტემაში ოთხი ეგზოგენური ცვლადია, ანუ ეს განტოლებაც ზეიდენტიფიცირებადია. რაც შეეხება წმინდა ექსპორტის ფუნქციას, აქ გვაქვს ტოლობის მარჯვენა მხარეს ერთი ენდოგენური ცვლადი, ხოლო მის გარეთ ხუთი ეგზოგენური ცვლადი და ისიც ზეიდენტიფიცირებად განტოლებად უნდა მივიჩნიოთ. როგორც ვხედავთ განტოლებათა სისტემაში ყველა განტოლება ზეიდენტიფიცირებადია.

სისტემის იდენტიფიცირებადობის საკითხის გასარკვევად იყენებენ აგრეთვე რანგის პირობას. რანგის პირობა იდენტიფიკაციის საკმარისი პირობაა და განისაზღვრება სტრუქტურული სისტემის მატრიცის კოეფიციენტებზე შეზღუდვების დადებით. რანგის პირობის თანახმად, სისტემის რომელიმე განტოლება იდენტიფიცირებადია, თუ მასში არჩართული ენდოგენური და ეგზოგენური ცვლადების კოეფიციენტებისგან დანარჩენ განტოლებებში შეიძლება მივიღოთ მატრიცა, რომლის დეტერმინანტი განსხვავებული იქნება ნულისგან, ხოლო რანგი კი არანაკლები იქნება $g - 1$ ზე, ანუ სრული რანგი უნდა ჰქონდეს ამ მარტივას.

ვინაიდან რანგის პირობის შესრულების დადგენა ზოგადად რთული შესამოწმებელია, ამის გამო მოცემულ განტოლებათა სისტემისთვის მხოლოდ რიგის პირობის შესრულებას დავჯერდებით.

იდენტიფიცირებადობასთან მიმართებით საინტერესოა სხვადასხვა ტიპის განტოლებების, მაგალითად, არაწრფივი განტოლებათა სისტემის ანალიზი. როგორც წრფივ შემთხვევაში, არაწრფივი ერთდროული განტოლებების შეფასებაც უმცირეს კვადრატთა მეთოდით გვაძლევს არაძალმოსილ შეფასებას. თუმცა, როგორც წესი, ერთდროული განტოლებების არაწრფივობა ხდის განტოლებების ანალიზს უფრო რთულს.

არაწრფივი ერთდროული განტოლებების სამი შემთხვევა შესაძლებელია წარმოიშვას, არაწრფივობა პარამეტრების მიმართ და არაწრფივობა ცვლადების (დაკვირვებების) მიმართ და ორივე ერთად. როგორც წესი, ის შემთხვევა როდესაც არაწრფივობა პარამეტრების მიმართ არსებობს ნაკლებად პრობლემატურია. შესაბამისად განვიხილოთ მაგალითი როცა არაწრფივობა ცვლადების მიმართ გვაქვს.

$$\log q = \gamma_{12} \log p + \gamma_{13} [\log p]^2 + \delta_{11} z_1 + u_1$$

$$\log q = \gamma_{22} \log p + \delta_{22} z_2 + u_2$$

$$E(u_1 | z) = E(u_2 | z) = 0$$

პირველი განტოლება არის მიწოდების განტოლება, მეორე კი მოთხოვნის. თუ შემოვიღებთ აღნიშვნებს, განტოლებები შეგვიძლია შემდეგნაირად გადავწეროთ:

$$y_1 = \gamma_{12} y_2 + \gamma_{13} y_2^2 + \delta_{11} z_1 + u_1$$

$$y_1 = \gamma_{22} y_2 + \delta_{22} z_2 + u_2 \quad (2.1)$$

როგორც ვხედავთ, თუ გამოვსახავთ განტოლებას y_2 საშუალებით ვნახავთ, რომ ორივე განტოლების დაყვანილი სახე იქნება ცვლადების მიმართ არაწრფივი, გარდა იმ შემთხვევისა როცა $\gamma_{13} = 0$ ტოლია.

ერთი შესაძლო მიდგომა არაწრფივ ერთდროულ განტოლებებში იდენტიფიცირებისთვის არის იმის იგნორირება, რომ ერთი და იგივე ცვლადი სხვადასხვაგვარად არის ასახული სხვადასხვა განტოლებებში. მაგალითად, $y_3 \equiv y_2^2$ და გადავწეროთ ზედა განტოლება შესაბამისად

$$y_1 = \gamma_{12} y_2 + \gamma_{13} y_3 + \delta_{11} z_1 + u_1 \quad (2.2)$$

ამგვარი აღნიშვნა მუშაობს საკმაოდ კარგად, იმ პირობით რომ გამოვიყენებთ იდენტიფიცირებისას რიგისა და რანგის პირობებს შესაბამისად. ამის შემდგომ მთავარი გასარკვევი საკითხი არის ის თუ რა ტიპის განტოლებებს გამოვიყენებთ ახლად განსაზღვრული ენდოგენური ცვლადისთვის. იმ შემთხვევაში თუ მას წრფივად განვმარტავთ განტოლებათა სისტემაში არსებული ეგზოგენური ცვლადის მიმართ ეს შესაძლოა საკმაოდ შემზღვეველი აღმოჩნდეს.

მაგალითად $y_3 = \theta_{31} z_1 + \theta_{32} z_2 + v_3$, სადაც $E(z_1 v_3) = E(z_2 v_3) = 0$, ასეთ სიტუაციაში აშკარად არ მართლდება რიგის პირობა და (2.2.) განტოლება არ არის იდენტიფიცირებადი, რაც არასასურველი შედეგია. მაგრამ ის ფაქტი, რომ $E(y_2^2 | z)$ არ არის წრფივი იმ შემთხვევაშიც კი თუ $\gamma_{13} = 0$, გვაძლევს იმის საშუალებას, რომ ვიპოვოთ მრავალი ინსტრუმენტი y_2^2 -თვის. დავუშვათ, რომ γ_{13} მართლაც 0 ის ტოლია მაშინ

$$y_2 = \theta_{21} z_1 + \theta_{22} z_2 + v_2$$

სადაც v_2 არის u_1 ისა და u_2 -ის წრფივი კომბინაცია

$$E(y_2^2|z) = \theta_{21}^2 z_1^2 + \theta_{22}^2 z_2^2 + 2\theta_{21}\theta_{22} z_1 z_2 + E(v_2^2|z)$$

$E(v_2^2|z)$ მუდმივია ჰომოსკედასტურობის დაშვების პირობებში. ამგვარად y_2^2 კორელაციაშია $z_1^2, z_2^2, z_1 z_2$, რაც ნიშნავს, რომ ეს ფუნქციები არის y_2^2 ინსტრუმენტები.

თუმცა პრაქტიკაში ჩვენ y_2^2 -სთვის ასევე არ გამოვიცხავდით იმ ეგზოგენურ ცვლადებს, რომლებიც თავდაპირველად განტოლებათა სისტემაში არსებობს, შესაბამისად გავაფართოვებდით (2.1) და (2.2) განტოლებებს შემდეგნაირად

$$y_3 = \theta_{31} z_1 + \theta_{32} z_2 + \theta_{21}^2 z_1^2 + \theta_{22}^2 z_2^2 + 2\theta_{21}\theta_{22} z_1 z_2 + v_3$$

v_3 არ არის კორელაციაში ამხსნელ ფაქტორებთან. ამ შემთხვევაში უკვე შესაძლებელია მოცემული განტოლებათა სისტემის შესწავლა რანგის პირობის თვალსაზრისით. ახალი განტოლების დამატება თავდაპირველ განტოლებებში და შემდგომ რანგის პირობის შესწავლა მოცემული ორი განტოლებისთვის მოიცავს რანგის პირობის შესწავლას 2.1. და 2.2. განტოლებებისათვის. ამ მიდგომის მთავარი მოტივატორი ის არის, რომ რადგან $y_3 = y_2^2$ შემთხვევაში ჩვენ ღიად არ ვამატებთ განტოლებას, იმისდამიუხედავად, რომ ამკარად ვამატებთ ახალ ენდოგენურ ცვლადს, ამის გამო რანგის პირობისთვის უნდა გავითვალისწინოთ და გამოვიყენოთ რანგის პირობა $g = 2$ (და არა $g = 3$). ეს იმას ნიშნავს, რომ განტოლების დამატება რანგის პირობისთვის შესასწავლი მატრიცის რანგს გაზრდის.

მეორე მხრივ, ზოგჯერ არის შემთხვევები როდესაც პარამეტრებზე სისტემის სხვადასხვა განტოლებებში შეზღუდვა დაწესებულია ეკონომიკური თეორიით. ასეთი შეზღუდვები კარგად შეიძლება გამოვიყენოთ განტოლებათა იდენტიფიცირებისათვის. განვიხილოთ შემდეგი მაგალითი

$$y_1 = \gamma_{12} y_2 + \delta_{11} z_1 + \delta_{12} z_2 + \delta_{13} z_3 + u_1 \tag{2.3}$$

$$y_2 = \gamma_{21} y_1 + \delta_{21} z_1 + \delta_{22} z_2 + u_2 \tag{2.4}$$

სადაც z_i ეგზოგენურ ცვლადებს ნარჩენობით წევრებთან კორელაცია არ აქვთ. სისტემაში, როგორც ჩანს, პირველი განტოლება არ არის იდენტიფიცირებული, მეორე კი მხოლოდ მაშინ იქნება იდენტიფიცირებული თუ $\delta_{13} \neq 0$. დავუშვათ, რომ გვაქვს შემდეგი შეზღუდვა $\delta_{12} = \delta_{22}$.

ასეთ პირობებში ჩვენ უნდა შევავსოთ ჯერ (2.4) განტოლება, რაც იმას ნიშნავს, რომ δ_{12} კოეფიციენტი უკვე ცნობილი გახდება, ამის შემდეგ შეგვიძლია (2.3) განტოლება შემდეგნაირად გადავწეროთ:

$$y_1 - \delta_{12}z_2 = \gamma_{12}y_2 + \delta_{11}z_1 + \delta_{13}z_3 + u_1 \quad (2.5)$$

განტოლების მარცხენა მხარე არის ცნობილი, მარჯვენა მხარეს გვაქვს მხოლოდ ერთი ენდოგენური და ორი ეგზოგენური ცვლადი. იქედან გამომდინარე, რომ z_2 მარჯვენა მხარიდან გამორიცხულია, ჩვენ ის შეგვიძლია გამოვიყენოთ y_2 -თვის ინსტრუმენტად იმ პირობით, რომ $\delta_{12} = \delta_{22} \neq 0$

იდენტიფიცირება აგრეთვე მიიღწევა სტრუქტურული ნარჩენების კოვარიაციული მატრიცისთვის შეზღუდვების დაწესებით. განვიხილოთ მაგალითი თუ როგორ შეიძლება ეს განხორციელდეს იყოს.

$$y_1 = \gamma_{12}y_2 + \delta_{11}z_1 + \delta_{13}z_3 + u_1 \quad (2.6)$$

$$y_2 = \gamma_{21}y_1 + \delta_{21}z_1 + \delta_{22}z_2 + \delta_{23}z_3 + u_2 \quad (2.7)$$

(2.6) განტოლება არის იდენტიფიცირებული იმ შემთხვევაში თუ $\delta_{22} \neq 0$, (2.7) განტოლება კი არაიდენტიფიცირებულია. ვუშვებთ, რომ ნარჩენების კოვარიაციული მატრიცა არის დიაგონალური, ვუშვებთ აგრეთვე, რომ $\delta_{22} \neq 0$. ამ მოცემულობით შეგვიძლია მარტივად შევავსოთ (2.6) განტოლების კოეფიციენტები. ხოლო თუ (2.6) განტოლების კოეფიციენტები ცნობილია ეს ნიშნავს იმას, რომ u_1 გამოთვლა არ წარმოადგენს პრობლემას. ჩვენი დაშვებით $cov(u_1, u_2) = E(u_1 u_2) = 0$ ე.ი. შეცდომები ერთმანეთთან არ არის კორელაციაში, მაგრამ ჩვენ ვიცით, რომ u_1 ნაწილობრივ კორელაციაში არის y_1 -თან. ამგვარად შეგვიძლია (2.7) განტოლების შეფასებისათვის გამოვიყენოთ ინსტრუმენტები z_1, z_2, z_3, u_1 , ეს კი მოგვცემს იმას, რომ (2.7) განტოლება იქნება იდენტიფიცირებადი.

2.2. შეფასება ინსტრუმენტული ცვლადების მეთოდით

მას შემდეგ რაც გავარკვიეთ განტოლებათა სისტემის იდენტიფიცირებადობის პირობა, შესაძლებელია მისი შეფასება ორ ეტაპიანი უმცირეს კვადრატთა მეთოდით.

როგორც აღმოჩნდა, სისტემიდან ყველა განტოლება რიგის პირობის მიხედვით ზეიდენტიფიცირებადია. ეს კი იმას ნიშნავს, რომ შესაძლებელია სტრუქტურული კოეფიციენტების რამდენიმე ვარიანტის მიღება. თუმცა ასეთ დროს ეფექტური შეფასების მიღება შესაძლებელია თავდაპირველად Y ისა და r -ის რეგრესირებით ეგზოგენურ ცვლადებთან და შემდეგ მათი მორგებული მნიშვნელობების გამოყენებით თავდაპირველ განტოლებებში. მაშასადამე, საბოლოოდ მივიღებთ შესაფასებელ შემდეგ განტოლებათა სისტემას:

$$C = \alpha + \beta(\hat{Y} - T) - \gamma\hat{r} + kC(1) + u;$$

$$I = \delta - \rho\hat{r} + \theta\hat{Y} + u'$$

$$NX = \varphi + \omega\hat{Y} + qEX(1) + u''$$

$$\frac{M}{P} = e\hat{Y} - f\hat{r} + g\frac{M}{P}(-1) + \varepsilon$$

შეფასების მიზნით ენდოგენური და ეგზოგენური ცვლადები აღვნიშნოთ z_{it} ცვლადებით. კოეფიციენტები აღვნიშნოთ β ვექტორით C განტოლებისთვის, c ვექტორით I განტოლებისთვის, d ვექტორით NX განტოლებისთვის და e ვექტორით M/P განტოლებისთვის. მეორე მხრივ, ინსტრუმენტული ცვლადები აღვნიშნოთ $x'_t = (1, \frac{M}{P}, T, G, C(1), EX(1), M/P(1))$.

როდესაც z_{it} ენდოგენურია ის ინსტრუმენტის მეშვეობით უნდა შევაფასოთ და გამოვთვალოთ მორგებული მნიშვნელობები:

$$\widehat{z}_{it} = \hat{\pi}'_i * x_t$$

მეორე მხრივ, როდესაც z_{it} ეგზოგენურია მისი შეფასება აღარ არის საჭირო და $\widehat{z}_{it} = z_{it}$

პირველ რიგში შევაფასოთ ენდოგენური ცვლადები, ამ განტოლებების შეფასება შესაძლებელია სტანდარტულად უმცირეს კვადრატთა მეთოდის გამოყენებით:

$$\hat{\pi}_i = \left[\sum_{t=1}^T x_t x_t' \right]^{-1} \left[\sum_{t=1}^T x_t z_{it} \right].$$

ამის შედეგად მარტივად შეგვიძლია ვიპოვოთ სტრუქტურული კოეფიციენტების შეფასებები:

$$\hat{\beta} = \left[\sum_{t=1}^T \hat{z}_t \hat{z}_t' \right]^{-1} \left[\sum_{t=1}^T \hat{z}_t C_t \right]$$

$$\hat{c} = \left[\sum_{t=1}^T \hat{z}_t \hat{z}_t' \right]^{-1} \left[\sum_{t=1}^T \hat{z}_t I_t \right]$$

$$\hat{d} = \left[\sum_{t=1}^T \hat{z}_t \hat{z}_t' \right]^{-1} \left[\sum_{t=1}^T \hat{z}_t NX_t \right]$$

$$\hat{e} = \left[\sum_{t=1}^T \hat{z}_t \hat{z}_t' \right]^{-1} \left[\sum_{t=1}^T \hat{z}_t M/P_t \right]$$

ეს შედეგი შეგვიძლია სხვაგვარადაც გადავწეროთ. როგორც მივიღეთ ენდოგენური ცვლადებისთვის, $z_{it} = \widehat{z}_{it} + \widehat{e}_{it}$. რადგან ეგზოგენური ცვლადები ნარჩენობით წევრთან კორელაციაში არ იყვნენ, ეს თავის მხრივ გვადლევს იმას, რომ $\sum_{t=1}^T \hat{z}_{it} \widehat{e}_{it} = 0$, ხოლო ამის საფუძველზე შეგვიძლია ჩავწეროთ, რომ :

$$\sum_{t=1}^T \hat{z}_t z_{it} = \sum_{t=1}^T \hat{z}_t (\widehat{z}_{it} + \widehat{e}_{it}) = \sum_{t=1}^T \hat{z}_t \widehat{z}_{it}$$

$$\hat{\beta} = \left[\sum_{t=1}^T \hat{z}_t z_t' \right]^{-1} \left[\sum_{t=1}^T \hat{z}_t C_t \right]$$

$$\hat{c} = \left[\sum_{t=1}^T \hat{z}_t z_t' \right]^{-1} \left[\sum_{t=1}^T \hat{z}_t I_t \right]$$

$$\hat{d} = \left[\sum_{t=1}^T \hat{z}_t z_t' \right]^{-1} \left[\sum_{t=1}^T \hat{z}_t NX_t \right]$$

$$\hat{\beta} = \left[\sum_{t=1}^T \hat{z}_t z'_t \right]^{-1} \left[\sum_{t=1}^T \hat{z}_t M/P_t \right]$$

აქვე შესაძლებელია ვაჩვენოთ, რომ ინსტრუმენტული ცვლადების მეთოდით მიღებული კოეფიციენტების შეფასებები ძალმოსილია. განვიხილოთ რეგრესია მოხმარების ფუნქცია. როგორც უკვე ვნახეთ, შეფასებული კოეფიციენტების ვექტორი შემდეგნაირად გამოიყურება:

$$\hat{\beta} = \left[\sum_{t=1}^T \hat{z}_t z'_t \right]^{-1} \left[\sum_{t=1}^T \hat{z}_t C_t \right] = \left[\sum_{t=1}^T \hat{z}_t z'_t \right]^{-1} \left[\sum_{t=1}^T \hat{z}_t (z'_t \beta + u_t) \right] = \beta + \left[\sum_{t=1}^T \hat{z}_t z'_t \right]^{-1} \left[\sum_{t=1}^T \hat{z}_t u_t \right]$$

ჩვენ ძალმოსილების დემონსტრირებისთვის უნდა ვაჩვენოთ, რომ გამოსახულების მეორე ნაწილი დაკვირვებათა უსასრულო ზრდისას მიისწრაფვის 0-კენ;

პირველ რიგში აღვნიშნოთ, რომ

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{z}_t z'_t = \widehat{\pi}_t' \left(\frac{1}{T} \right) \sum_{t=1}^T x_t z'_t = \left[\left(\frac{1}{T} \right) \sum_{t=1}^T z_t x'_t \right] \left[\sum_{t=1}^T x_t x'_t \right]^{-1} \left[\sum_{t=1}^T x_t z'_t \right]$$

$$\text{რადგან } \hat{z}_t = \widehat{\pi}_t' * x_t \quad \widehat{\pi}_t = \left[\sum_{t=1}^T z_t x'_t \right] \left[\sum_{t=1}^T x_t x'_t \right]^{-1}$$

თუ დავუშვებთ, რომ (z_t, x_t) კოვარიაციულად სტაციონარული პროცესებია და მეორე მომენტისთვის ერგოდულია

$$\text{plim} \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{z}_t z'_t \right) = Q$$

სადაც

$$Q = \left[E(z_t x'_t) \right] \left[E(x_t x'_t) \right]^{-1} \left[E(x_t z_t) \right].$$

რაც შეეხება გამოსახულების მეორე ნაწილს

$$\left[\sum_{t=1}^T \hat{z}_t u_t \right] = \widehat{\pi}_t' \left(\frac{1}{T} \right) \sum_{t=1}^T x_t u_t$$

მეორე მომენტისთვის ერგოდულობა გულისხმობს, რომ

$$\text{plim}(\widehat{\pi}_t') = \left[E(z_t x'_t) \right] \left[E(x_t x'_t) \right]^{-1}$$

$$plim\left(\left(\frac{1}{T}\right)\sum_{t=1}^T x_t u_t\right) = 0$$

$$plim(\widehat{\beta}) = \beta + Q^{-1} * 0 = \beta$$

როგორც ვხედავთ მივიღეთ, რომ დაკვირვებათა უსასრულო ზრდისას ორ ეტაპიანი უმცირეს კვადრატით შეფასებული განტოლებები ძალმოსილია.

თავი III. IS-LM მოდელის შეფასების შედეგების ანალიზი (საქართველოს მაგალითზე)

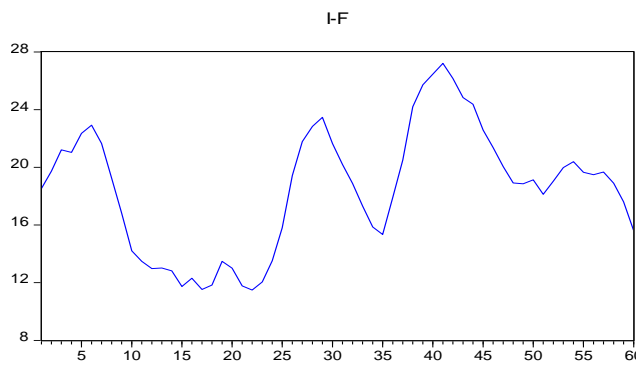
3.1. მონაცემების აღწერა

IS – LM მოდელის შესაფასებლად გამოვიყენებთ დროითი მწკრივების მონაცემებს. როგორც ცნობილია დროითი მონაცემებს აქვს თავისებურებები, რომლებიც არ ახასიათებს ჯვარედინ მონაცემებს. როგორც წესი, დროითი მონაცემებით აგებულ რეგრესიებში მკაცრი ეგზოგენურობის შესახება დაშვება და სერიული კორელაციის არარსებობაზე დაშვება არ სრულდება. აღნიშნულის გამო საჭირო ხდება მონაცემებზე სპეციფიკური მანიპულაციების გამოყენება საკუთრივ რეგრესიის აგებამდე.

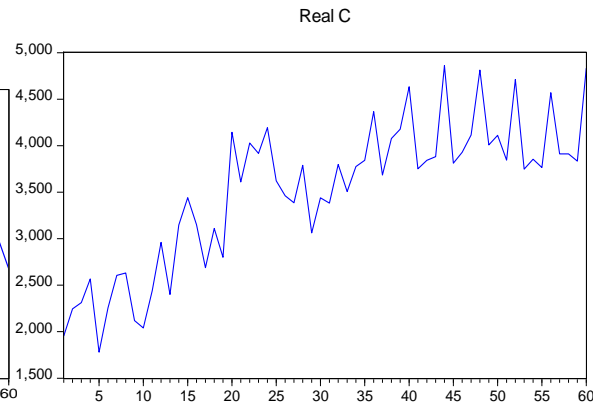
მოდელის შეფასებისთვის გამოვიყენებთ მონაცემებს სახელმწიფო შესყიდვებზე, გადასახადებზე, მთლიანი შიდა პროდუქტს, საპროცენტო განაკვეთს, შინამეურნეობების მოხმარებას, მთლიანი ინვესტიციებს, გაცვლითი კურსს, ფულის მასის აგრეგატებს, წმინდა ექსპორტს, საშუალო წლიურ ინფლაციასა და მთლიანი შიდა პროდუქტის დეფლატორს. ამ მონაცემების მოძიება შესაძლებელი გახდა საქსტატისა და ეროვნულ ბანკის ვებ გვერდებზე. კერძოდ, საქსტატის საიტზე მოცემულია მთლიანი შიდა პროდუქტის გამოთვლის მეთოდოლოგია დანახარჯების მეთოდის მიხედვით. ავიღეთ საბაზრო მშპს, შინამეურნეობების მოხმარების, კაპიტალის ფორმირების, პროდუქტზე დაწესებული გადასახადის, სახელმწიფო მართვის ორგანოების საბოლოო მოხმარებისა და ექსპორტ იმპორტის სხვაობის მითითებული კვარტალური მონაცემები 2003 წლიდან 2017 წლის ჩათვლით, რაც გვაძლევს სულ 60 დაკვირვებას. ასევე ავიღეთ ეროვნული ბანკის ვებგვერდიდან თვიური საშუალო წლიური ინფლაციის, სამომხმარებლო ინდექსის, ფულის მასის აგრეგატების M1 მონაცემები და გამოვთვაღეთ საშუალოები კვარტლებისათვის. ასევე ავიღეთ საშუალო კვარტალური მონაცემები კომერციული ბანკების მოკლევადიან სესხებზე ეროვნული ვალუტით აღებული საპროცენტო განაკვეთის შესახებ. შემდგომში აღნიშნული მაკროეკონომიკური ინდიკატორების გადაყვანა მოვახდინეთ რეალურ მაჩვენებლებში, ამისთვის გამოვიყენეთ მშპ დეფლატორი მშპსა და მისი შემადგენელი კომპონენტებისთვის.

რეალური ფულის მასის აგრეგატებისთვის გამოვიყენეთ სამომხმარებლო ინდექსი, ხოლო საპროცენტო განაკვეთი შევასწორეთ ინფლაციაზე. შედეგად მივიღეთ ცხრა დროითი მწკრივი რეალური მშპ, შინამეურნეობების რეალური მოხმარება, რეალური ინვესტიციები, რეალური გადასახადები, რეალური სახელმწიფო შესყიდვები, რეალური წმინდა ექსპორტი, რეალური საპროცენტო განაკვეთი, ნომინალური გაცვლითი კურსი და რეალური ფულის მასა.

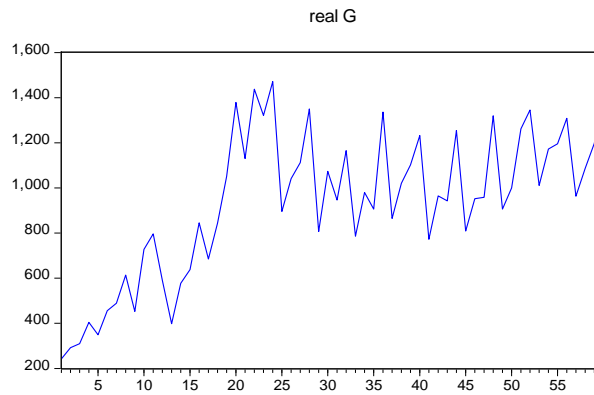
გრაფიკი 3.1.



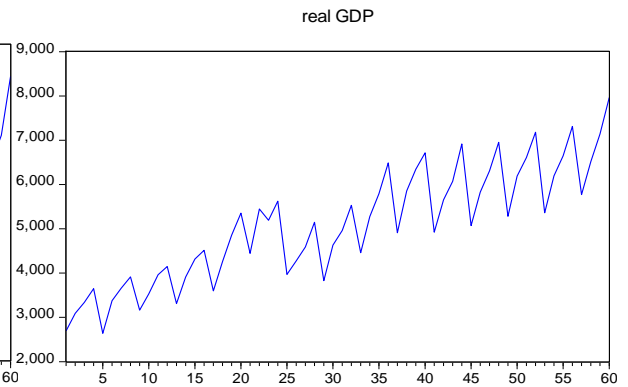
გრაფიკი 3.2.



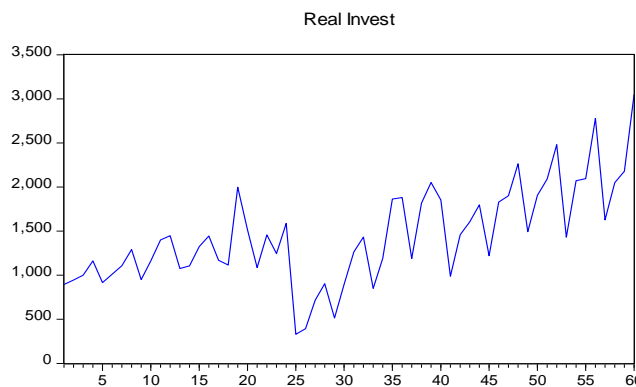
გრაფიკი 3.3.



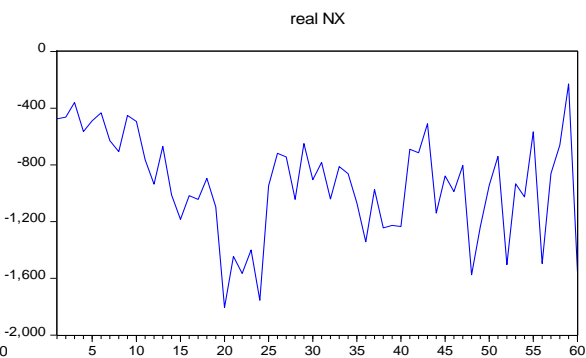
გრაფიკი 3.4.



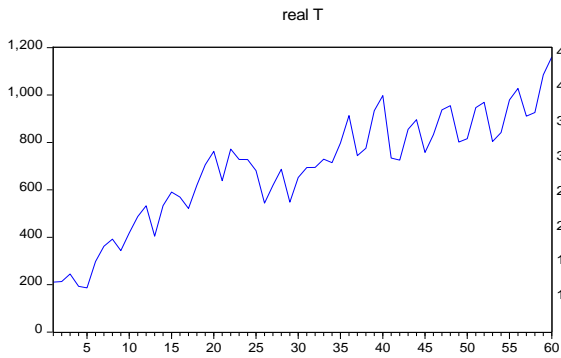
გრაფიკი 3.5.



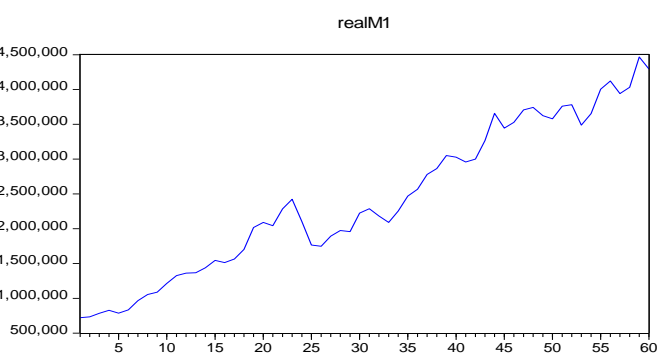
გრაფიკი 3.6.



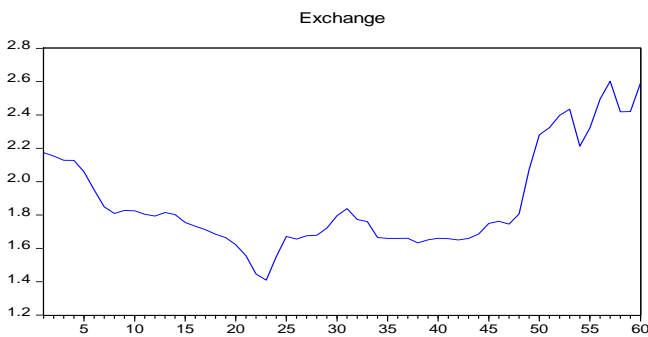
გრაფიკი 3.7.



გრაფიკი 3.8.



გრაფიკი 3.9.



გრაფიკებზე დემონსტრირებულია თითოეული ზემოაღნიშნული დროითი მწკრივის დინამიკური მახასიათებლები. რადგან ცნობილია სტაციონალური და არასტაციონალური მწკრივების მახასიათებლები, კერძოდ კი ის, რომ, როგორც წესი, სტაციონალური მწკრივები საშუალოს ირგვლის ირხევა სასრული დისპერსიით, ხოლო არასტაციონალური მწკრივი კი ხანგრძლივად დაეხეტება, შესაძლებელია ვივარაუდოთ, რომ მოცემულ გრაფიკებზე შინამეურნეობების მოხმარების, სახელმწიფო შესყიდვებისა, მშპ-ს, გაცვლითი კურსის, გადასახადებისა და ფულის მასის აგრეგატების აღმნიშვნელი დროითი მწკრივი არასტაციონალური დროით მწკრივებს უნდა განეკუთვნებოდეს, რაც შეეხება ინვესტიციების, საპროცენტო განაკვეთისა, გაცვლითი კურსისა და წმინდა ექსპორტის მწკრივებს ვიზუალური დაკვირვებით ეს მწკრივები სტაციონალურ მწკრივებს ჰგავს. მეორე მხრივ, აღსანიშნავია ამ მწკრივებში სეზონურობის არსებობის შესაძლებლობა, რადგან, როგორც უკვე აღვნიშნეთ, კვარტალური მონაცემები გვაქვს აღებული. სხვადასხვა ტესტების გამოყენებით საჭიროა დავადგინოთ მწკრივების შესახებ აღნიშნული მახასიათებლების გამორკვევა.

ტესტები ნორმალურობაზე და ერთეულოვან ფესვზე. იმისათვის, რომ ეკონომეტრიკული ანალიზი ვალიდური იყოს და შესაძლებელი იყოს შესაბამისი სტატისტიკური ტესტების გამოყენება მოდელისთვის, უნდა შევამოწმოთ არის თუ არა გასაანალიზებელი დროითი მწკრივები ნორმალურად განაწილებული. მეორე მხრივ, მნიშვნელოვანია დროითი მწკრივების სტაციონარულობის გარკვევა, რადგან სტატისტიკური ანალიზის ჩატარებისას მნიშვნელოვანია მონაცემთა ისეთი მახასიათებლები როგორცაა მათემატიკური ლოდინი, დისპერსია და კორელაციები სხვადასხვა პერიოდის მონაცემებისთვის. ამ მონაცემების გამოყენებას პროგნოზირებისთვის მხოლოდ მაშინ აქვს აზრი, როდესაც ისინი მუდმივია დროში, არასტაციონალურობა კი გულისხმობს ამ მახასიათებლების დროში ცვალებადობას. ამ საკითხების გასარკვევად ჟარკ-ბერას ტესტი ნორმალურობის და დიკი ფულერის გაფართოებული ტესტი იქნა გამოყენებული.

ჟარკ-ბერას ტესტს, რომელიც იყენებს ასიმეტრიისა და ექსცესის კოეფიციენტებს, გამოვიყენებთ მონაცემების ნორმალურობის გასაანალიზებლად. იმ შემთხვევაში თუ ტესტის სტატისტიკა ბევრად აღემატება ნულს, ეს მიგვანიშნებთ მონაცემთა არანორმალურობაზე. საკუთრივ ტესტის სტატისტიკა განისაზღვრება შემდეგნაირად:

$$JB = \frac{n - k + 1}{6} (S^2 + \frac{1}{4}(C - 3)^2)$$

S აღნიშნულია შერჩევითი ასიმეტრიის კოეფიციენტი ხოლო C -თი კი -ექსცესის კოეფიციენტი. ტესტში ვაყენებთ ნულოვან ჰიპოთეზას, რომ მწკრივი ნორმალურად არის განაწილებული, ალტერნატიული ჰიპოთეზა მდგომარეობს იმაში, რომ მწკრივი არ არის ნორმალურად განაწილებული.

ჩვენ შეგვიძლია შევხედოთ p მნიშვნელობებს თითოეული მწკრივის შემთხვევაში და ასე შევაფასოთ არიან თუ არა მწკრივები ნორმალურად განაწილებული. ანალიზის შედეგად ვიღებთ შემდეგ p მნიშვნელობებს: რეალური საპროცენტო განაკვეთი 0.38, რეალური სახელმწიფო შესყიდვები - 0.28, რეალური მშპ 0.38, რეალური გადასახადები - 0.30, რეალური წმინდა ექსპორტი 0.33, რეალური ფულის მასა - 0.15, შინამეურნეობების მოხმარება 0.24 , რეალური ინვესტიციები 0.25, გაცვლითი კურსი- 0.09. იქედან გამომდინარე, რომ p მნიშვნელობები მეტია 0.05-ზე შეგვიძლია ყველა განხილული მწკრივი მივიჩნიოთ

ნორმალური განაწილების მქონე მწკრივებად, რაც შესაძლებელს ხდის მათ შემდგომ ეკონომეტრიკულ ანალიზს.

რაც შეეხება დიკი ფულერის გაფართოებულ ტესტს, ტესტის ჩატარება თითოეული მწკრივის შემთხვევაში დაკავშირებულია რამდენიმე ეტაპის გავლასთან. მაგალითად თუ გვაქვს მშპ მწკრივის პროცესი y_t $ar(p)$ დიკი ფულერის ტესტი აიგება რეგრესიისთვის, რომელშიც dy_t დამოკიდებულია y_{t-1} ზე და ნაზრდებზე $dy_{t-1} \dots dy_{t-p} + 1$. ამ დროს ვამოწმებთ y_{t-1} ის ცვლადის მნიშვნელობას, თუ ის 0-ვანია მწკრივი არასტაციონალური იქნება. პირველ რიგში ვამოწმებთ მწკრივს ტესტზე, რომლის რეგრესიის განტოლებაში ჩართულია მუდმივი და ტრენდული ცვლადი, თუ ამ განტოლების შეფასების შემდეგ მივიღეთ, რომ ერთეულოვანი ფესვი სახეზე გვაქვს, ვამოწმებთ ტრენდის ჩართვა განტოლებაში რამდენად მართებული იყო და გადავწერთ განტოლებას, რომელშიც მხოლოდ მწკრივის ნაზრდები ტრენდი და მუდმივი ცვლადი შედის და ვუყურებთ ტრენდული ცვლადის კოეფიციენტის მნიშვნელოვნებას, თუ ის მნიშვნელოვანია ვასკვნით, რომ მწკრივი ერთეულოვან ფესვს შეიცავს და პროცედურა დამთავრებულია, ხოლო თუ ის არ არის მნიშვნელოვანი ხელახლა გადავწერთ ერთეულოვან ფესვზე შესაფასებელ განტოლებას და შევამოწმებთ ერთეულოვანი ფესვის არსებობას. თუ შედეგად მივიღებთ, რომ ერთეულოვანი ფესვი არსებობს გვრჩება ერთი ეტაპი, კერძოდ ის თუ სწორად ჩავრთეთ განტოლებაში მუდმივი, რა დროსაც ვიმეორებთ იგივეს, რაც ტრენდული ცვლადის მიმართ გავაკეთეთ.

ჩვენთვის საინტერესო 9 მწკრივის განხილვის საფუძველზე დადგინდა, რომ ამ მწკრივებიდან სახელმწიფო შესყიდვების, გადასახადების, მშპ-ს, გაცვლითი კურსის, ინვესტიციების და ფულის მასის აგრეგატების მწკრივი ერთეულოვან ფესვს შეიცავს და შესაბამისად პირველი რიგის ინტეგრირებულ მწკრივს მიეკუთვნება. რაც შეეხება შინამეურნეობების მოხმარების მწკრივს, ის მეორე რიგის ინტეგრირებადი მწკვივი აღმოჩნდა. მეორე მხრივ, საპროცენტო განაკვეთის და წმინდა ექსპორტის დროით მწკრივებს, დიკი ფულერის გაფართოებული ტესტის ჩატარების შედეგად დადგინდა, რომ ეს მწკრივები სტაციონალურია. საბოლოო ეტაპი რეგრესულ ანალიზამდე არის ავტოკორელაციის ფუნქციების შესწავლა სეზონურობის გამოსავლენად. თითოეული მწკრივის განხილვის შედეგად გაირკვა, რომ მშპ და მისი შემადგენელი ელემენტები, ასევე ფულის მასის აგრეგატები

სეზონურობის კომპონენტს შეიცავს, საბოლოო ანალიზამდე მოვახდინეთ ამ მწკრივების მოსწორება სეზონურობის კომპონენტისგან.

3.2. IS-LM მოდელის შეფასების შედეგები

დროითი მწკრივების გამოკვლევის უმთავრესი მიზანი დამოკიდებულ ცვლადსა და მის ამხსნელ ფაქტორების შორის ცრუ დამოკიდებულების (ცრუ რეგრესიის) თავიდან აცილებაა. ამის გამო ჩვენ *IS* და *LM* განტოლებების შესაფასებლად გამოვიყენებთ ერთეულოვანი ფესვისაგან გათავისუფლებულ და სეზონურად მოსწორებულ დაკვირვებების მნიშვნელობებს.

სისტემაში არსებული განტოლებების შესაფასებლად ვიყენებთ ორეტაპიან უმცირეს კვადრატთა მეთოდს. რაც იმას ნიშნავს, რომ პირველ ეტაპზე ვაფასებთ რეალური შემოსავლის დაყვანილ განტოლებას, ხოლო შემდეგ, საპროცენტო განაკვეთის აღმნიშვნელი დაყვანილ განტოლებას. ამ პროცედურის გავლის შემდეგ გადავდივართ თვითონ სისტემაში წარმოდგენილი განტოლებების შეფასებაზე.

შემოსავლის ეგზოგენურ ფაქტორებზე რეგრესირება გვაძლევს შემდეგ მოდელს:

$$\hat{Y} = 4.6 + 0.74G + 0.0003M1 + 1.46T + 98EX(-1) - 0.0001M1(-1) - 0.12C(-1)$$

საკუთრივ მორგებულ მნიშვნელობების მწკრივი მიიღება ნარჩენების მწკრივის მეშვეობით, კერძოდ, $\hat{Y} = Y - \hat{u}$. აღსანიშნავია, რომ მორგებული მნიშვნელობები, რომლითაც ახსნილია დამოკიდებული ცვლადის გაფანტულობა, შეადგენს მთლიანი გაფანტულობის 53 პროცენტს.

მეორე მხრივ, საპროცენტო განაკვეთისთვის გვაქვს შემდეგი სიტუაცია

$$\widehat{\text{Interest}} = 18.24 - 0.006G + 6.84E - 06M1 - 0.006T + 1.42E - 07M1(-1) + 10.49EX(-1) + 0.0004C(-1)$$

მორგებული მნიშვნელობების მწკრივის მისაღებად ვახორციელებთ შემდეგ გამოთვლას $\widehat{iinterest} = interest - \hat{u}$, ამ შემთხვევაში ჩანს, რომ დამოკიდებული ცვლადისთვის ახსნილი გაფანტულობა ძალიან მცირეა, კერძოდ, ის შეადგენს 7%-ს.

ამის შემდეგ ჩვენი მიზანია შევავსოთ, მოხმარების, ინვესტიციების, ფულის მასისა და წმინდა ექსპორტის აღმნიშვნელი განტოლებები.

მოხმარების რეგრესიის შეფასება გვადლევს შემდეგ შედეგებს

$$\hat{C} = 0.62(\hat{Y} - T) - 0.4C(-1)$$

მოდელი ერთი შეხედვით დამაკმაყოფილებლად გამოყურება, თუმცა პრობლემატურია მასში ავტოკორელაციების არსებობა (რაც *LM* ტესტით გამოვლინდა). ამის გამო აღნიშნული პრობლემის გადასაღებად, გადავდივართ უმცირეს კვადრატთა მეთოდის რობასტულ შეფასებაზე

$$\hat{C} = 0.58(\hat{Y} - T) - 0.41C(-1)$$

ცხრილი 3.1.

Dependent Variable: DIFDIF_SA
 Method: Robust Least Squares
 Date: 06/08/19 Time: 13:09
 Sample (adjusted): 2003Q4 2017Q4
 Included observations: 57 after adjustments
 Method: M-estimation
 M settings: weight=Bisquare, tuning=4.685, scale=MAD (median centered)
 Huber Type I Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
FITTEDGDPMINUSTAX	0.585974	0.339294	1.727038	0.0842
DIFDIF_SA(-1)	-0.417612	0.129159	-3.233322	0.0012
Robust Statistics				
R-squared	0.240003	Adjusted R-squared	0.226185	
Rw-squared	0.433377	Adjust Rw-squared	0.433377	
Akaike info criterion	88.27136	Schwarz criterion	91.49860	
Deviance	5028321.	Scale	245.5251	
Rn-squared statistic	24.96313	Prob(Rn-squared stat.)	0.000004	
Non-robust Statistics				
Mean dependent var	7.517205	S.D. dependent var	433.1026	
S.E. of regression	361.2866	Sum squared resid	7179042.	

მოდელის *t* სტატისტიკები გვადლევს რომ შინამეურნეობების მოხმარების ლაგური კოეფიციენტი მნიშვნელოვანია, თუმცა მნიშვნელოვანი არ არის შემოსავლისა და გადასახადების სხვაობის ცვლადის კოეფიციენტი, თუმცა ამ ცვლადს აქვს გარკვეული ეკონომიკური ინტერპრეტაცია და ამის გამო მას რეგრესიიდან არ ამოვადებთ. მოდელში აგრეთვე ჩანს, რომ დეტერმინაციის კოეფიციენტი 0.24-ს უდრის.

რა თქმა უნდა, მნიშვნელოვანია განტოლების კოეფიციენტების ეკონომიკური ინტერპრეტაცია. შეფასებული მოდელის კოეფიციენტებს ნამდვილად გააჩნია ეკონომიკური შინაარსი, $(Y - T)$ ცვლადის კოეფიციენტი აღნიშნავს შინამეურნეობების მოხმარებისკენ

ზღვრულ მიდრეკილებას. 0.58 კოეფიციენტი ნიშნავს, რომ შემოსავლის თითოეული ერთეულის შეცვლისას მოხმარებისკენ მიემართება მისი 0.58 ნაწილი, დანარჩენი კი დანაზოგებს ხმარდება. მოდელში ასევე გამოყენებულია მოხმარების ლაგური მნიშვნელობა, რომელიც მიმდინარე მოხმარებასთან უარყოფით დამოკიდებულებაშია, ეს ნიშნავს, იმას რომ წინა პერიოდის მოხმარების გაზრდა ერთი ერთეულით მიმდინარე მოხმარებას ამცირებს 0.41 ერთეულით.

ინვესტიციების რეგრესიის ანალიზის სხვადასხვა ვარიანტების მოსინჯვის შედეგად მივედით შემდეგ ოპტიმალურ მოდელამდე

$$\widehat{invest} = -0.44 \widehat{interest} - 0.68 invest(-1) + 0.73 \hat{Y}$$

ცხრილი 3.2.

Dependent Variable: DIF_INVSA

Method: Least Squares

Date: 06/08/19 Time: 13:11

Sample (adjusted): 2003Q4 2017Q4

Included observations: 57 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FITTED_INTEREST	-0.443391	1.606729	-0.275959	0.7836
DIF_INVSA(-1)	-0.678416	0.109854	-6.175604	0.0000
FITTED_GDP	0.736622	0.153508	4.798582	0.0000
R-squared	0.467681	Mean dependent var		33.54515
Adjusted R-squared	0.447965	S.D. dependent var		285.0323
S.E. of regression	211.7762	Akaike info criterion		13.60013
Sum squared resid	2421854.	Schwarz criterion		13.70766
Log likelihood	-384.6038	Hannan-Quinn criter.		13.64192
Durbin-Watson stat	1.749958			

რეგრესია გვიჩვენებს, რომ მოცემული ფაქტორები დამოკიდებული ცვლადის მხოლოდ 46 პროცენტს ხსნის, მასში არ ფიქსირდება ავტოკორელაციისა და ჰეტეროსკედასტურობის პრობლემები. მეორე მხრივ, ამ მოდელის t სტატისტიკებმა საპროცენტო განაკვეთის შემთხვევაში არამნიშვნელოვანი კოეფიციენტების შეფასებები მოგვცა, თუმცა მათი მოდელიდან გამორიცხვა არამიზანშეწონილად მივიჩნიეთ, რადგან გარკვეული ეკონომიკური შინაარსის მატარებლები არიან. მოდელში საპროცენტო განაკვეთის მნიშვნელობის უარყოფითობა გვიჩვენებს, რომ საპროცენტო განაკვეთის ცვლილებას უარყოფითი გავლენა აქვს ინვესტიციებზე, მეორე მხრივ, როგორც მოხმარებაში აქაც ჩანს, რომ წინა პერიოდის ინვესტიციების გაზრდა მიმდინარე პერიოდის ინვესტიციებს ამცირებს და

პირიქით. მნიშვნელოვანია ასევე შემოსავლის ზრდის გავლენა ინვესტიციების მოცულობაზე, ინვესტიციებისადმი ზღვრული მიდრეკილება განსაზღვრულია 0.73 -ით, რაც იმაზე მიუთითებს, რომ შემოსავლის ნაზრდის ყოველი ერთეულის 73 პროცენტი მიემართება ინვესტიციებზე. უნდა აღინიშნოს, რომ ეს გარკვეულ წინააღმდეგობაში მოდის მოხმარების მიმართ ზღვრულ მიდრეკილებასთან, რომელიც როგორც ზემოთ განისაზღვრა 58 პროცენტს შეადგენს.

რაც შეეხება წმინდა ექსპორტს, მის განმსაზღვრელ ფაქტორებად ავიღეთ შემოსავალი და მისი ლაგური ცვლადები, ასევე გაცვლითი კურსი და თავად წმინდა ექსპორტის ლაგური მნიშვნელობა.

რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით ჰეტეროსკედატულობისა და ავტოკორელაციების გადალახვის შემდგომ მივიღეთ შემდეგი საბოლოო მოდელი

$$\widehat{NX} = -532 - 0.37\hat{Y} - 0.04\hat{Y}(-1) - 0.36\hat{Y}(-2) - 857EX(-1) + 2087EX(-2) + 0.39NX(-1)$$

ცხრილი 3.3.

Dependent Variable: REAL_NX
Method: Robust Least Squares
Date: 06/08/19 Time: 13:19
Sample (adjusted): 2004Q2 2017Q4
Included observations: 55 after adjustments
Method: M-estimation
M settings: weight=Bisquare, tuning=4.685, scale=MAD (median centered)
Huber Type I Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-532.2115	127.6684	-4.168703	0.0000
FITTED_GDP	-0.375008	0.229701	-1.632596	0.1026
FITTED_GDP(-1)	-0.044940	0.216888	-0.207202	0.8359
FITTED_GDP(-2)	-0.368974	0.214403	-1.720941	0.0853
DIF_EX(-1)	-857.0502	506.7830	-1.691158	0.0908
DIF_EX(-2)	2087.631	507.4802	4.113719	0.0000
REAL_NX(-1)	0.391877	0.118467	3.307887	0.0009

Robust Statistics			
R-squared	0.324524	Adjusted R-squared	0.240089
Rw-squared	0.479418	Adjust Rw-squared	0.479418
Akaike info criterion	60.40059	Schwarz criterion	78.48785
Deviance	3575404.	Scale	266.2502
Rn-squared statistic	35.80620	Prob(Rn-squared stat.)	0.000003

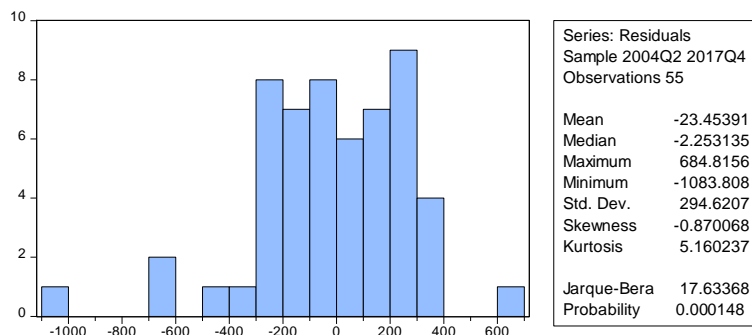
Non-robust Statistics			
Mean dependent var	-980.6863	S.D. dependent var	348.4385
S.E. of regression	313.4994	Sum squared resid	4717529.

აღსანიშნავია, რომ მოდელში მხოლოდ მუდმივი წევრის, გაცვლითი კურსის ლაგური მნიშვნელობის (ორი ლაგით დაშორებული) და წმინდა ექსპორტის ლაგური მნიშვნელობებია სტატისტიკურად მნიშვნელოვანი, ხოლო დეტერმინაციის კოეფიციენტი 0.32-ს უდრის.

მოდელის მუდმივი წევრის უარყოფითობა დეფიციტის არსებობაზე მიუთითებს, თუმცა სრულიად მოულოდნელი აღმოჩნდა შემოსავლებისა და წმინდა ექსპორტის ერთმანეთთან უარყოფითი დამოკიდებულება. როგორც მოდელში ჩანს, მიმდინარე მშპ-ს ზრდა იწვევს დეფიციტის ზრდას, როგორც მიმდინარე ისე მისი ლაგების შემთხვევაში. როგორც ცნობილია ეკონომიკური თეორიით შემოსავლის გაზრდა იწვევს იმპორტის გაზრდას და ასევე ექსპორტის გაზრდასაც, ამ მოდელის მიხედვით ჩანს, რომ მშპ-ს ზრდა უფრო მეტად აისახება იმპორტის გაზრდაზე ვიდრე ექსპორტის გაზრდაზე, რაც შედეგად შემოსავლისა და წმინდა ექსპორტის უარყოფით დამოკიდებულებაში გამოისახება. მეორე მხრივ მნიშვნელოვანია გაცვლითი კურსის ცვლადის კოეფიციენტები. ამ შემთხვევაში ჩანს, რომ გაცვლითი კურსის ლაგის ცვლილებას, კერძოდ, გაზრდას მყისიერი დადებითი გავლენა არ აქვს წმინდა ექსპორტის გაზრდაზე, მაგრამ ეს შედეგი კარგად ჩანს ორი პერიოდით დაშორებულ გაცვლით კურსზე. ბუნებრივია, სხვა ფაქტორების მუდმივად შენარჩუნებით, გაცვლითი კურსის ზრდა იმპორტს შეამცირებს ხოლო ექსპორტს გაზრდის ეს კი დადებითი სხვაობას მოგვცემს წმინდა ექსპორტისას, რაც გაცვლითი კურსისა და წმინდა ექსპორტის პირდაპირ პროპორციულ დამოკიდებულებაში ჰპოვებს გამოხატულებას.

მოდელის ეკონომიკურ თეორიასთან ნაწილობრივ შეუსაბამობას ასევე თან ახლავს სტატისტიკური პრობლემები, რომელთა გადალახვაც ვერ მოხერხდა რობასტული უმცირეს კვადრატთა მეთოდით. ამ შემთხვევაში გვაქვს საუბარი ნარჩენების ნორმალურობასთან დაკავშირებით. ჟარკ-ბერას ტესტით გამოვლინდა, რომ ნარჩენები ნორმალურად არ არიან განაწილებული რაც იმას ნიშნავს, რომ შედეგების ინტერპრეტაციისას გარკვეული სიფრთხილის გამოჩენაა აუცილებელი.

ცხრილი 3.4.



ბოლო შესაფასებელი რეგრესიაა ფულზე მოთხოვნის რეგრესია, რომლის განმსაზღვრელი ცვლადებია შემოსავალი და საპროცენტო განაკვეთი.

$$M1 = 428\hat{Y} + 31158\widehat{Interest} - 29884\widehat{Interest}(-1) + 0.14M1(-1)$$

ცხრილი 3.5.

Dependent Variable: DIF_M1SA
 Method: Least Squares
 Date: 06/08/19 Time: 13:14
 Sample (adjusted): 2003Q4 2017Q4
 Included observations: 57 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FITTED_GDP	427.6102	68.93437	6.203149	0.0000
FITTED_INTEREST	31158.54	7888.645	3.949796	0.0002
DIF_M1SA(-1)	0.141276	0.105080	1.344460	0.1845
FITTED_INTEREST(-1)	-29884.38	8022.207	-3.725207	0.0005
R-squared	0.459352	Mean dependent var		61945.75
Adjusted R-squared	0.428749	S.D. dependent var		124266.7
S.E. of regression	93922.18	Akaike info criterion		25.80591
Sum squared resid	4.68E+11	Schwarz criterion		25.94928
Log likelihood	-731.4685	Hannan-Quinn criter.		25.86163
Durbin-Watson stat	2.039180			

მოდელში ავტოკორელაციისა და ჰეტეროსკედასტურობის პრობლემები არ ფიქსირდება, რაც შეეხება კოეფიციენტების სტატისტიკურ მნიშვნელოვნებას უნდა ითქვას, რომ ფულის მასის ლაგური მნიშვნელობის გარდა ყველა ცვლადი მნიშვნელოვანია, ამასთანავე არამიზანშეწონილად მივიჩნიეთ მისი ამოგდება მოდელიდან ავტოკორელაციის პრობლემის წარმოშობის თავიდან ასარიდებლად. მოდელის კოეფიციენტების შინაარსობრივ მნიშვნელობას რაც შეეხება, ცხადად ჩანს, რომ შემოსავლის გაზრდა ზრდის ფულზე მოთხოვნას, ხოლო საპროცენტო განაკვეთის ზრდა კი ფულზე მოთხოვნას დაუყოვნებლივ არ ამცირებს, აღნიშნული ეფექტი ვლინდება საპროცენტო განაკვეთის ლაგურ მნიშვნელობაში. როგორც ვხედავთ, დამოკიდებულება ამ დროს ფულზე მოთხოვნასა და საპროცენტო განაკვეთის ერთი პერიოდით წინა მნიშვნელობას შორის უარყოფითია.

შეფასებული მოდელის განტოლებათა სისტემის ცალკეული განტოლებები მნიშვნელოვანია იმდენად, რამდენადაც ეს შეფასებები საშუალებას იძლევა აღვადგინოთ IS – LM მრუდების კოეფიციენტები. ეს თავის მხრივ შესაძლებელს ხდის ვიმსჯელოთ საქართველოს ეკონომიკაზე უფრო ფართო გაგებით. კერძოდ, აღნიშნული გამოიხატება საქართველოსთვის მონეტარული და ფისკალური პოლიტიკის განხორციელების შედეგების შეფასების

შესაძლებლობაში. შეფასებულ რეგრესიებზე დაყრდნობით ჩვენ ვიღებთ შემდეგ IS და LM მრუდების განტოლებებს.

$$y = -8866 - 9.6T - 7.3r + 16.6G + 6.83C(-1) - 11.3I(-1) - 0.066Y(-1) - 6Y(-2) + 14283EX(-1) + 34783EX(-2) + 6.5NX(-1)$$

იმ შემთხვევაში თუ ყველა ცვლადს ეგზოგენურად მივიჩნევთ შემოსავლისა და საპროცენტო განაკვეთის გარდა მივიღებთ IS მრუდს.

$$y = [-8866 - 9.6T + 16.6G + 6.83C(-1) - 11.3I(-1) - 0.066Y(-1) - 6Y(-2) + 14283EX(-1) + 34783EX(-2) + 6.5NX(-1)] - 7.3r$$

$$y = b - 7.3r ,$$

სადაც,

$$b = [-8866 - 9.6T + 16.6G + 6.83C(-1) - 11.3I(-1) - 0.066Y(-1) - 6Y(-2) + 14283EX(-1) + 34783EX(-2) + 6.5NX(-1)]$$

აქედან მივიღებთ, რომ

$$r = b/7.3 - 0.14Y.$$

იმ შემთხვევაში თუ რომელიმე კვარტლისთვის ჩავსვავთ ეგზოგენური ცვლადების მნიშვნელობებს b -ში, მივიღებთ IS მრუდს მოცემული მოკლევადიანი პერიოდისთვის. თუმცა, აღნიშნულის განხორციელების გარეშე ზემოთწარმოდგენილი სახით ჩაწერილი მოდელი გვაძლევს მნიშვნელოვან ინფორმაციას იმასთან დაკავშირებით, თუ როგორია IS მრუდის დახრის კუთხე. ეს, სახელდობრ, განსაზღვრავს იმას თუ რა ეფექტი ექნება საქართველოს ეკონომიკისთვის გატარებულ ფისკალურ პოლიტიკას.

მოდელში ჩანს, რომ დახრის კუთხე -0.14 -ს უდრის. მოცემული სიდიდის დახრის კუთხე მიუთითებს იმ ფაქტზე, რომ IS მრუდი საკმაოდ ჰორიზონტალური სახისაა. ასეთი ტიპის მრუდი დამახასიათებელია არასრულყოფილი კაპიტალის მოძრაობის პირობებში არსებულ ღია ეკონომიკის მოდელში, როდესაც საპროცენტო განაკვეთზე აისახება გაცვლითი კურსის მერყეობა. ამ პირობებში შესაძლებელია ვილაპარაკოთ იმაზე, რომ საპროცენტო განაკვეთის მიმართ შემოსავალი მაღალი ელასტიკურობით ხასიათდება. მაგალითად

განვიხილოთ ფისკალური პოლიტიკის შედეგები ასეთ შემთხვევაში. მოცემული საპროცენტო განაკვეთის პირობებში სახელმწიფო შესყიდვების ზრდა გამოიწვევს ერთობლივ მოთხოვნის გაზრდას, ასეთ დროს ბუნებრივია ფულზე მოთხოვნაც გაიზარდოს. თუმცა, რადგან ფულის მიწოდება უცვლელი რჩება ეს უბიძგებს იმისკენ რომ ფულის ბაზრის წონასწორობა დაირღვეს. ფულზე გადაჭარბებული მოთხოვნა საპროცენტო განაკვეთს ზრდისკენ უბიძგებს, თუმცა, როგორც ვახსენეთ, შემოსავლის მაღალი ელასტიკურობა საპროცენტო განაკვეთის მიმართ გამოიწვევს მოთხოვნის მნიშვნელოვან შემცირებას. სახელდობრ, მოთხოვნა თითქმის იქამდე შემცირდება სადამდეც საპროცენტო განაკვეთი თითქმის საწყის ნიშნულს დაუბრუნდება. ეს ვითარდება ასახავს იმ ფაქტს, რომ სახელმწიფო შესყიდვებს ასეთ პირობებში ექნება გარკვეული ეფექტი კერძო დანახარჯების გამოდევნასთან მიმართებით.

მეორე მხრივ, ფულზე მოთხოვნის რეგრესიის გამოყენებით შეგვიძლია LM განტოლება შემდეგნაირად ჩავწეროთ:

$$\widehat{Interest} = \frac{M1 + 29884\widehat{Interest}(-1) - 0.14M1(-1)}{31158} - \frac{428}{31158}\hat{Y}.$$

მოდელს ასეთი სახით თუ წარმოვადგენთ, პრობლემის წინაშე აღმოვჩნდებით, რადგან ფულზე მოთხოვნის მოდელში საპროცენტო განაკვეთი მყისიერად არ ახდენს უარყოფით ზეგავლენას ფულზე მოთხოვნაზე. LM მოდელის სახესხვაობას მივიღებთ თუ საპროცენტო განაკვეთის მაგივრად მის ლაგს ავიღებთ დამოკიდებულ ცვლადად:

$$\widehat{Interest}(-1) = \frac{-M1 + 31158\widehat{Interest}(-1) + 0.14M1(-1)}{29884} + \frac{428}{29884}\hat{Y}$$

აქედან მივიღებთ:

$$\widehat{Interest}(-1) = x + 0.01\hat{Y}$$

სადაც,

$$x = \frac{-M1 + 31158\widehat{Interest}(-1) + 0.14M1(-1)}{29884}.$$

ფულის ბაზარზე საპროცენტო განაკვეთის ლაგსა და შემოსავალს შორის მსგავსი დამოკიდებულებების აღწერა ეკონომიკურ თეორიასთან მიახლოებულ მოდელს მოგვცემს.

თუმცა, როგორც ვხედავთ, დახრის კუთხე მხოლოდ 0.01-ია, რაც იმას ნიშნავს, რომ *LM* მრუდი თითქმის ჰორიზონტალურია. ასეთ დორს ვიღებთ ლიკვიდურობის მახის სიტუაციას. მონეტარული პოლიტიკა თითქმის სრულად არაეფექტურია ერთობლივი მოთხოვნის სტიმულირებისათვის. თუ ფულის მასას გავზრდით, ეს პრაქტიკულად არ გამოიწვევს საპროცენტო განაკვეთის შემცირებას, რის შედეგადაც შემოსავალიც იმავე მაჩვენებელზე დარჩება.

როგორც მოცემული ნაშრომის 1.1. პარაგრაფში განვიხილეთ, *IS* და *LM* მრუდების გადაკვეთის წერტილები ერთობლივი მოთხოვნის მრუდს გვაძლევს. შესაბამისად, შემოსავლის განტოლებაში საპროცენტო განაკვეთის აღმნიშვნელი ცვლადის *LM* განტოლებიდან ჩასმით მივიღებთ ერთობლივი მოთხოვნის მრუდის განტოლებას:

$$y = -8866 - 9.6T - 7.3\left(\frac{-M1 + 31158\widehat{Interest}(-1) + 0.14M1(-1)}{29884} + \frac{428}{29884}\hat{Y}\right) + 16.6G \\ + 6.83C(-1) - 11.3I(-1) - 0.066Y(-1) - 6Y(-2) + 14283EX(-1) + 34783EX(-2) \\ + 6.5NX(-1)$$

აქედან მივიღებთ:

$$y = Q + 0.00001 \frac{M}{P}$$

სადაც,

$$Q = \left[\frac{-8866 - 9.6T - 7.3 \left(\frac{31158\widehat{Interest}(-1) + 0.14M1(-1)}{29884} \right)}{1.1} \right] \\ + \left[\frac{16.6G + 6.83C(-1) - 11.3I(-1) - 0.066Y(-1) - 6Y(-2)}{1.1} \right] \\ + \left[\frac{14283EX(-1) + 34783EX(-2) + 6.5NX(-1)}{1.1} \right]$$

M1 როგორც უკვე აღვნიშნეთ ფულის რეალური ღირებულებაა, კერძოდ, ფულის მასის აგრეგატის ფასების დონეზე შეფარდებით მიღებული მნიშვნელობა. იმ შემთხვევაში თუ ფასების დონეს ფიქსირებულად არ ავიღებთ, მივიღებთ დამოკიდებულებას ფასების დონესა და შემოსავალს შორის, რაც მოგვცემს ერთობლივი მოთხოვნის მრუდის განტოლებას. ამ

დამოკიდებულების თანახმად, როდესაც ფასები იზრდება, ფულის რეალური ღირებულება მცირდება, ეს გამოიწვევს იმას, რომ ერთობლივი მოთხოვნა შემცირდება. წინამდებარე განტოლება ამ დამოკიდებულებას ასახავს, მაღალ ფასებს შეესაბამება დაბალი გამოშვება და დაბალ ფასებს კი მაღალი გამოშვება. თუმცა მოდელში ჩანს, რომ რეალური ფულის მასის კოეფიციენტი ძალიან მცირეა. ეს მიუთითებს იმაზე, რომ ფასების ზრდა მნიშვნელოვნად არ აისახება შემოსავლის ცვლილებაზე. მეორე მხრივ სხვადასხვა შოკები ერთობლივი მოთხოვნის მრუდის გადაადგილებას გამოიწვევს, მაგალითად, მონეტარული პოლიტიკის გატარება გადაადგილებს ერთობლივ მრუდს, თუმცა როგორც ზემოთ უკვე ვახსენეთ, მას მნიშვნელოვანი ეფექტი არ ექნება.

თავი IV. IS-LM მოდელის ალტერნატივა: VAR მოდელი ღია და ჩაკეტილი ეკონომიკებისთვის

4.1. VAR მოდელი ღია და ჩაკეტილი ეკონომიკებისთვის

მოდელის აგების შესაძლებლობის სიმარტივიდან გამომდინარე, შეგვიძლია ავაგოთ VAR IS – LM მოდელები ჩაკეტილი ღია ეკონომიკებისთვის, რისთვისაც მოვახდენთ რეალური შემოსავლის, რეალური საპროცენტო განაკვეთისა და რეალური ფულის მასის აგრეგატების ერთმანეთზე რეგრესირებას. ღია ეკონომიკის შემთხვევაში კი საპროცენტო განაკვეთის ნაცვლად ცვლადად ავიღებთ გაცვლით კურსს აშშ-ის დოლართან.

იქედან გამომდინარე, რომ ვექტორული ავტორეგრესული მოდელი ზოგადი დინამიკური სტრუქტურული მოდელის დაყვანილი ფორმაა და შესაბამისად ამხსნელი ცვლადები ეგზოგენურად განიხილება, მისი შეფასება ჩვეულებრივი უმცირეს კვადრატთა მეთოდის გამოყენებით პრობლემას არ წარმოადგენს.

შეფასების შედეგად შემდეგ მოდელს მივიღებთ (იხ. ასევე ცხრილი 4,1):

$$\begin{pmatrix} Y \\ M1 \\ I_F \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 171 \\ -10126 \\ 1.62 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -0.46 & 0.0006 & -50.27 \\ 73.33 & 0.094 & -1070.90 \\ -0.0003 & -1.76E - 07 & 1.65 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y(-1) \\ M1(-1) \\ I_F(-1) \end{pmatrix} \\ + \begin{pmatrix} -0.18 & -8.44E - 06 & 44.9 \\ 17.7 & -0.23 & 5013.63 \\ 0.000834 & -1.22E - 06 & -0.74 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y(-2) \\ M1(-2) \\ I_F(-2) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \end{pmatrix}$$

მოდელის დეტერმინაციის კოეფიციენტი 0.17, თუმცა t სტატისტიკები გვიჩვენებს, რომ შემოსავლის განტოლებისთვის მნიშვნელოვანია მხოლოდ შემოსავლისა და საპროცენტო განაკვეთის ერთი ლაგით დაშორებული მნიშვნელობები. ფულის მასისთვის არც ერთი ცვლადი არ არის სტატისტიკურად მნიშვნელოვანი, ხოლო საპროცენტო განაკვეთისთვის შემოსავლისა და ფულის მასის აგრეგატების ლაგები არის სტატისტიკურად არამნიშვნელოვანი. მიუხედავად ამისა, მოდელის გამოყენება შესაძლებელია, რათა იმპულსზე რეაგირების ფუნქცია გამოვიკვლიოთ და ვნახოთ თუ როგორ მოქმედებენ თითოეულ ცვლადზე მოქმედი შოკები სხვა დანარჩენ ცვლადებზე.

ცხრილი 4.1.

Vector Autoregression Estimates
 Date: 06/08/19 Time: 13:44
 Sample (adjusted): 2003Q4 2017Q4
 Included observations: 57 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

	DIF_GDP SA	DIF_M1 SA	L_F
DIF_GDP SA(-1)	-0.465534 (0.16752) [-2.77904]	73.33283 (83.0353) [0.88315]	-0.000323 (0.00067) [-0.48226]
DIF_GDP SA(-2)	-0.187393 (0.16952) [-1.10540]	17.74829 (84.0309) [0.21121]	0.000834 (0.00068) [1.22963]
DIF_M1 SA(-1)	0.000636 (0.00035) [1.84043]	0.094696 (0.17124) [0.55299]	-1.76E-07 (1.4E-06) [-0.12724]
DIF_M1 SA(-2)	-8.44E-06 (0.00033) [-0.02568]	-0.228382 (0.16290) [-1.40198]	-1.22E-06 (1.3E-06) [-0.93143]
L_F(-1)	-50.27638 (24.9968) [-2.01131]	-1070.909 (12390.6) [-0.08643]	1.646835 (0.10001) [16.4666]
L_F(-2)	44.98965 (24.5894) [1.82963]	5013.637 (12188.6) [0.41134]	-0.735134 (0.09838) [-7.47236]
C	171.1512 (154.661) [1.10662]	-10126.00 (76663.5) [-0.13208]	1.624543 (0.61879) [2.62536]
R-squared	0.172856	0.090733	0.952817
Adj. R-squared	0.073599	-0.018379	0.947155
Sum sq. resids	3200193.	7.86E+11	51.22683
S.E. equation	252.9898	125403.4	1.012194
F-statistic	1.741497	0.831560	168.2823
Log likelihood	-392.5461	-746.2848	-77.83604
Akaike AIC	14.01916	26.43105	2.976703
Schwarz SC	14.27006	26.68195	3.227604
Mean dependent	73.58352	61945.75	18.46549
S.D. dependent	262.8473	124266.7	4.403113
Determinant resid covariance (dof adj.)		7.82E+14	
Determinant resid covariance		5.28E+14	
Log likelihood		-1208.768	
Akaike information criterion		43.14975	
Schwarz criterion		43.90245	
Number of coefficients		21	

მეორე მოდელი ღია ეკონომიკისთვისაა და მასში საპროცენტო განაკვეთის მაგივრად გაცვლით კურსს ვიყენებთ. მოდელის უმცირეს კვადრატთა მეთოდის შეფასებისას შემდეგნაირ მნიშვნელობებს ვიღებთ (იხ. ასევე ცხრილი 4,2):

$$\begin{pmatrix} Y \\ M1 \\ EX \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -190.85 \\ 23955 \\ 0.04 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0.40 & 0.0005 & -455 \\ 47.93 & 0.062 & -485087 \\ -4.36E-05 & 2.71E-07 & 1.39 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y(-1) \\ M1(-1) \\ EX(-1) \end{pmatrix} \\ + \begin{pmatrix} 0.10 & -9.51 * E - 05 & 595 \\ -7.57 & -0.13 & 507298 \\ -6.38E-05 & -3.83E-08 & -0.41 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y(-2) \\ M1(-2) \\ EX(-2) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \end{pmatrix}$$

მოდელში ჩანს, რომ დეტერმინაციის კოეფიციენტი 0.15-ია, რაც შეეხება t სტატისტიკებს, შემოსავლის აღმნიშვნელ განტოლებაში მნიშვნელოვანი მხოლოდ შემოსავლის ერთი ლაგით დაშორებული ცვლადია. ფულის რეალური მნიშვნელობისთვის მნიშვნელო-

ვანია გაცვლითი კურსის ლაგური მნიშვნელობები, ხოლო გაცვლითი კურსისთვის კი -ფულის რეალური მასის პირველი ლაგით დაშორებული მნიშვნელობა და თავად გაცვლითი კურსის ერთი ლაგით დაშორებული მნიშვნელობა.

ცხრილი 4.2.

Vector Autoregression Estimates
 Date: 06/08/19 Time: 13:51
 Sample (adjusted): 2003Q4 2017Q4
 Included observations: 57 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

	DIF_GDPSA	DIF_M1SA	EXCHANGE
DIF_GDPSA(-1)	-0.401657 (0.16374) [-2.45294]	47.93379 (76.3145) [0.62811]	-4.36E-05 (5.1E-05) [-0.85438]
DIF_GDPSA(-2)	-0.107103 (0.16344) [-0.65529]	-7.570485 (76.1742) [-0.09938]	-6.38E-05 (5.1E-05) [-1.25364]
DIF_M1SA(-1)	0.000535 (0.00035) [1.53309]	0.062310 (0.16268) [0.38303]	2.71E-07 (1.1E-07) [2.49244]
DIF_M1SA(-2)	9.51E-05 (0.00034) [0.27957]	-0.131197 (0.15859) [-0.82729]	-3.83E-08 (1.1E-07) [-0.36142]
EXCHANGE(-1)	-455.6543 (432.836) [-1.05272]	-485087.9 (201727.) [-2.40468]	1.395164 (0.13479) [10.3505]
EXCHANGE(-2)	595.8178 (447.022) [1.33286]	507298.9 (208338.) [2.43498]	-0.416871 (0.13921) [-2.99455]
C	-190.8506 (235.016) [-0.81208]	23955.63 (109531.) [0.21871]	0.037920 (0.07319) [0.51812]
R-squared	0.146825	0.170884	0.936769
Adj. R-squared	0.044444	0.071390	0.929182
Sum sq. resid	3300907.	7.17E+11	0.320121
S.E. equation	256.9399	119748.8	0.080015
F-statistic	1.434104	1.717535	123.4592
Log likelihood	-393.4292	-743.6548	66.81056
Akaike AIC	14.05015	26.33877	-2.098616
Schwarz SC	14.30105	26.58967	-1.847715
Mean dependent	73.58352	61945.75	1.864079
S.D. dependent	262.8473	124266.7	0.300676
Determinant resid covariance (dof adj.)		4.73E+12	
Determinant resid covariance		3.19E+12	
Log likelihood		-1063.225	
Akaike information criterion		38.04297	
Schwarz criterion		38.79568	
Number of coefficients		21	

ვექტორულ ავტორეგრესულ მოდელში მნიშვნელოვანია სწორად განვსაზღვროთ ლაგის სიგრძე. აღნიშნულის გადასაწყვეტად ვიყენებთ ინფორმაციულ კრიტერიუმებს. უმთავრესად კრიტერიუმები, რომლებსაც ჩვენ დავეყრდნობით არის აკაიკისა და შვარცის ინფორმაციული კრიტერიუმები. აკაიკის კრიტერიუმი აბალანსებს რისკს მოდელის მორგების სიზუსტესა და მოდელში ცვლადების რაოდენობას შორის. მოდელში ცვლადების რაოდენობა ზრდა უკავშირდება მორგების სიზუსტის ზრდას, რასაც კრიტერიუმი სანქციას უქვემდებარება.

ბარებს. შესაბამისად რათა ცვლადების რაოდენობა არ გავზარდოთ და გამოვიწვიოთ ხმაურთან მორგება აკაიკის კრიტერიუმში ამ ორ კომპონენტს აბალანსებს. ჩვენ ვირჩევთ იმ კრიტერიუმს, რომელსაც ყველაზე მცირე რიცხვითი მნიშვნელობა გააჩნია. რაც შეეხება შვარცის კრიტერიუმს, მთავარი განსხვავება აკაიკის კრიტერიუმთან შედარებით არის ის, რომ ეს კრიტერიუმში უფრო მეტ სანქციას აწესებს ზედმეტი ცვლადების ჩართვისთვის.

ცხრილ 4.3-ში მოცემულია მოდელის რამდენიმე ვარიანტი ჩაკეტილი ეკონომიკისთვის განკუთვნილი ვექტორულ ავტორეგრესული მოდელისთვის. ამ მოდელებიდან უნდა ავირჩიოთ ის ვარიანტი, რომელსაც ინფორმაციული კრიტერიუმების ყველაზე მცირე რიცხვითი მნიშვნელობა შეესაბამება. ამ შემთხვევაში ესეთია $VAR(2)$ მოდელი. აღსანიშნავია, რომ ეს სწორედ ის მოდელია, რომელიც ზემოთ შევაფასეთ.

ცხრილი 4.3.

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: DIF_GDP SA DIF_M1 SA I_F
 Exogenous variables: C
 Date: 06/08/19 Time: 13:46
 Sample: 2003Q1 2017Q4
 Included observations: 54

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1239.297	NA	1.93e+16	46.01100	46.12150	46.05362
1	-1168.930	130.3101	1.99e+15	43.73813	44.18013	43.90859
2	-1145.269	41.18780	1.16e+15*	43.19513*	43.96862*	43.49344*
3	-1140.336	8.038849	1.36e+15	43.34576	44.45075	43.77192
4	-1135.411	7.478144	1.61e+15	43.49670	44.93319	44.05070
5	-1118.420	23.91360*	1.23e+15	43.20073	44.96872	43.88257

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

რაც შეეხება ღია ეკონომიკისთვის განკუთვნილ მოდელს, ცხრილი 4.4 გვიჩვენებს, რომ აკაიკისა და შვარცის კრიტერიუმები სხვადასხვა მოდელებს გვთავაზობს. როგორც უკვე აღვნიშნეთ, შვარცის კრიტერიუმში უფრო მეტ სანქციას ადებს ზედმეტად ჩართულ ცვლადებს, ამის გამოა, რომ მისი მნიშვნელობა უფრო მაღალია ორ ლაგიანი მოდელისთვის ვიდრე აკაიკის

კრიტერიუმისა. თუმცა ამჯერად ჩვენ აკაიკის კრიტერიუმს დავეყრდნობით და უკვე აგებულ მოდელს შეუცვლელად დავტოვებთ.

ცხრილი 4.4.

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: DIF_GDPSA DIF_M1 SA EXCHANGE
 Exogenous variables: C
 Date: 06/08/19 Time: 13:55
 Sample: 2003Q1 2017Q4
 Included observations: 54

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1095.168	NA	9.26e+13	40.67289	40.78339	40.71550
1	-1017.164	144.4525*	7.19e+12*	38.11717	38.55917*	38.28763*
2	-1008.105	15.76881	7.20e+12	38.11500*	38.88849	38.41330
3	-999.8173	13.50583	7.46e+12	38.14138	39.24637	38.56753
4	-992.3958	11.26970	8.04e+12	38.19984	39.63633	38.75384
5	-988.1636	5.956406	9.84e+12	38.37643	40.14442	39.05827

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

ტესტები მოდელის ადექვატურობის შემოწმებისთვის. მოდელის ადექვატურობის შესამოწმებლად მნიშვნელოვანია ჩავატაროთ ტესტები ავტოკორელაციასა და ჰეტეროსკედასტულობაზე. ჩაკეტილი ეკონომიკის მოდელისთვის ჩავატარეთ უაიტის ტესტი, რომელშიც დავაყენეთ ნულოვანი ჰიპოთეზა ჰომოსკედასტურობის შესახებ. შედეგად მივიღეთ p მნიშვნელობა 0.45 (ანუ ნულოვანი ჰიპოთეზა მივიღეთ). რაც შეეხება LM ტესტს, ამ ტესტის ჩატარების შედეგადც მივიღეთ ნულოვანი ჰიპოთეზა ავტოკორელაციების არარსებობის შესახებ სხვადასხვა ლაგებისთვის. იგივე შედეგები დაგვიჯდა ღია ეკონომიკის მოდელისთვისაც, სახელდობრ, უაიტის ტესტის ჩატარების შედეგად ნულოვანი ჰიპოთეზა ჰომოსკედასტურობის არსებობის შესახებ მიღებულ იქნა, ხოლო LM ტესტმა გამოავლინა სხვადასხვა ლაგებისთვის, რომ ავტოკორელაციების პრობლემა არ ფიქსირდება.

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

ტესტში ვაყენებთ ნულოვან ჰიპოთეზას იმასთან დაკავშირებით, რომ შემოსავალი გრეინჯერის მიხედვით განისაზღვრება ჯერ მხოლოდ რეალური ფულის მასის ყველა ლაგის მიერ, ხოლო შემდეგ ეტაპზე რეალური საპროცენტო განაკვეთის ყველა ლაგის საშუალებით. ამის შემდეგ ვამოწმებთ ყველა ეგზოგენური ცვლადის ყველა ლაგური მნიშვნელობის მიერ განისაზღვრება თუ არა შემოსავალი. ტესტში ჩანს, რომ (იხ. ცხრილი 4.5) სამივე შემთხვევაში p მნიშვნელობა აჭარბებს 0.05-ს რაც ნიშნავს, იმას რომ უნდა მივიღოთ ნულოვანი ჰიპოთეზა გრეინჯერის მიზეზობრიობის არსებობასთან დაკავშირებით.

ცხრილი 4.5.

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Date: 06/08/19 Time: 13:47
 Sample: 2003Q1 2017Q4
 Included observations: 57

Dependent variable: DIF_GDP_SA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DIF_M1_SA	3.388490	2	0.1837
L_F	4.097974	2	0.1289
All	7.295670	4	0.1211

Dependent variable: DIF_M1_SA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DIF_GDP_SA	0.829259	2	0.6606
L_F	1.049867	2	0.5916
All	1.721416	4	0.7868

Dependent variable: L_F

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DIF_GDP_SA	2.915183	2	0.2328
DIF_M1_SA	0.892747	2	0.6399
All	3.140711	4	0.5346

შემდეგ ეტაპზე ვამოწმებთ რეალური ფულის მასისა და საპროცენტო განაკვეთის განტოლებებს. ორივე განტოლებებში დასტურდება, რომ ეგზოგენური ცვლადები როგორც ცალცალკე ასევე ერთობლივად წარმოადგენენ მიზეზს გრეინჯერის მიხედვით. აღნიშნული ნიშნავს, იმას რომ ეს ცვლადები აუმჯობესებენ დამოკიდებული ცვლადების პროგნოზებს.

იგივე პროცედურა ჩავატარეთ ღია ეკონომიკის VAR(2) მოდელის მიმართაც. განვიხილოთ მოდელის პირველი განტოლება. დამოკიდებულო ცვლადად ვიღებთ შემოსავალს. ნულოვანი ჰიპოთეზა მდგომარეობს, რომ შემოსავალი გრეინჯერით განისაზღ-

ვრება რეალური ფულის მასისა და გაცვლითი კურსის ყველა ლაგური ცვლადის მეშვეობით. განტოლების p მნიშვნელობები ადასტურებს ნულოვანი ჰიპოთეზის მართებულობას (იხ. ცხრილი 4,6), რაც იმას ნიშნავს, რომ გაცვლითი კურსი და რეალური ფულის მასა ცალცალკე აღებული გრეინჯერის მიხედვით განსაზღვრავს შემოსავალს. ცხრილში ასევე მოცემულია მესამე ნულოვანი ჰიპოთეზა, რომლიც მიხედვითაც ყველა ყველა ეგზოგენური ცვლადის ლაგები ერთად აღებული გრეინჯერის მიხედვით განსაზღვრავს შემოსავალს. ნულოვანი ჰიპოთეზის p მნიშვნელობა = 0.23 -ს რაც მიუთითებს იმაზე, რომ ამ შემთხვევაშიც უნდა მივიღოთ ზემოაღნიშნული ნულოვანი ჰიპოთეზა.

ცხრილი 4.6.

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Date: 06/08/19 Time: 13:57
 Sample: 2003Q1 2017Q4
 Included observations: 57

Dependent variable: DIF_GDPSA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DIF_M1SA	2.522533	2	0.2833
EXCHANGE	2.447391	2	0.2941
All	5.547522	4	0.2356

Dependent variable: DIF_M1SA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DIF_GDPSA	0.548972	2	0.7600
EXCHANGE	5.984883	2	0.0502
All	6.721350	4	0.1514

Dependent variable: EXCHANGE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DIF_GDPSA	1.709195	2	0.4255
DIF_M1SA	6.233150	2	0.0443
All	7.053654	4	0.1331

იგივე პროცედურას ვახორციელებთ ფულის რეალური მასისა და გაცვლითი კურსის განტოლებების მიმართაც. ფულის მასის დამოკიდებულ ცვლადად აღების შემთხვევაში ჩანს, რომ ნულოვანი ჰიპოთეზა იმის შესახებ, რომ გაცვლითი კურსის ყველა ლაგური ცვლადი გრეინჯერის მიხედვით განსაზღვრავს ფულის რეალურ მასას უნდა მივიღოთ. ასევე უნდა

მივიღოთ ნულოვანი ჰიპოთეზა იმის შესახებ, რომ შემოსავლის ყველა ლაგური მნიშვნელობა გრეინჯერის მიხედვით განსაზღვრავს რეალური ფულის მასას. იმ შემთხვევაშიც როდესაც ყველა ეგზოგენურ ცვლადზე ერთობლივად ვატარებთ ტესტს ვიღებთ დადებით პასუხს გრეინჯერის მიზეზობრიობასთან დაკავშირებით.

განსხვავებული სიტუაცია გვაქვს გაცვლითი კურსის აღმნიშვნელ დამოკიდებულ ცვლადთან მიმართებაში, რომელშიც ჩანს, რომ შემოსავალი გრეინჯერის მიხედვით განსაზღვრავს გაცვლით კურსს, მაგრამ აღნიშნული კავშირი არ დასტურდება რეალური ფულის მასასთან დამოკიდებულებაში. თუმცა ყველა ეგზოგენური ფაქტორის ყველა ლაგის გამოყენების შედეგად დასმული ნულოვანი ჰიპოთეზა გრეინჯერის მიზეზობრიობის არსებობის შესახებ ცხადად დასტურდება ($p = 0.13$).

4.2. იმპულსზე გამოხმაურების ფუნქციები

ჩაკეტილი ეკონომიკის ზემოთ მოყვანილი VAR(2) მოდელი შესაძლებელია ჩავწეროთ ვექტორული სახით. კერძოდ თუ გამოვიყენებთ აღნიშვნებს სადაც,

$$\vec{Y} = \begin{pmatrix} Y \\ M1 \\ I_F \end{pmatrix}, \quad \vec{\delta} = \begin{pmatrix} 171 \\ -10126 \\ 1.62 \end{pmatrix}, \quad \theta_1 = \begin{pmatrix} -0.46 & 0.0006 & -50.27 \\ 73.33 & 0.094 & -1070.90 \\ -0.0003 & -1.76E - 07 & 1.65 \end{pmatrix},$$

$$\theta_2 = \begin{pmatrix} -0.18 & -8.44E - 06 & 44.9 \\ 17.7 & -0.23 & 5013.63 \\ 0.000834 & -1.22E - 06 & -0.74 \end{pmatrix}, \quad \vec{e} = \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \end{pmatrix}.$$

ეს მოგვცემს,

$$\vec{Y}_t = \vec{\delta} + \theta_1 \vec{Y}_{t-1} + \theta_2 \vec{Y}_{t-2} + \vec{e}_t$$

ძვრის ოპერატორის გამოყენებით შეგვიძლია განვსაზღვროთ ძვრის ოპერატორის მატრიცული პოლინომი:

$$\theta(L) = I_k - \theta_1 L - \theta_2 L^2$$

რის საფუძველზეც VAR(2) მოდელი შეგვიძლია ჩავწეროთ როგორც

$$\theta(L) \vec{Y}_t = \vec{\delta} + \vec{e}_t.$$

იქედან გამომდინარე, რომ განტოლების მატრიცული ოპერატორი შებრუნებადია, ვექტორული ავტორეგრესული მოდელის ვექტორული მცურავი საშუალოს (VMA) სახით წარმოდგენა შესაძლებელია. ამ მიზნით VAR მოდელს მარცხნიდან ვამრავლებთ $\theta(L)^{-1}$ -ზე რაც მოგვცემს:

$$\bar{Y}_t = \theta(L)^{-1}\bar{\delta} + \theta(L)^{-1}\bar{e}_t.$$

ამ გამოსახულებაში $\theta(L)^{-1}\bar{\delta} = \bar{\mu}$ წარმოადგენს საშუალო მნიშვნელობების ვექტორ სვეტს, ხოლო $\theta(L)^{-1} = I_k + A_1L + A_2L^2 \dots$ მიღებული გამოსახულება აღწერს \bar{Y}_t ვექტორის ყოველ ელემენტს \bar{e}_t -ს მიმდინარე და წარსული მნიშვნელობების შეწონილი ჯამის სახით:

$$\bar{Y}_t = \bar{\mu} + \bar{e}_t + A_1\bar{e}_{t-1} + A_2\bar{e}_{t-2} + \dots$$

როდესაც თეთრი ხმაურის ვექტორი \bar{e}_t იზრდება რაიმე d ვექტორით, მაშინ \bar{Y}_{t+s} -ზე გავლენის ეფექტი მოიცემა $A_s d$ სახით. ამგვარად, A_s მატრიცაში

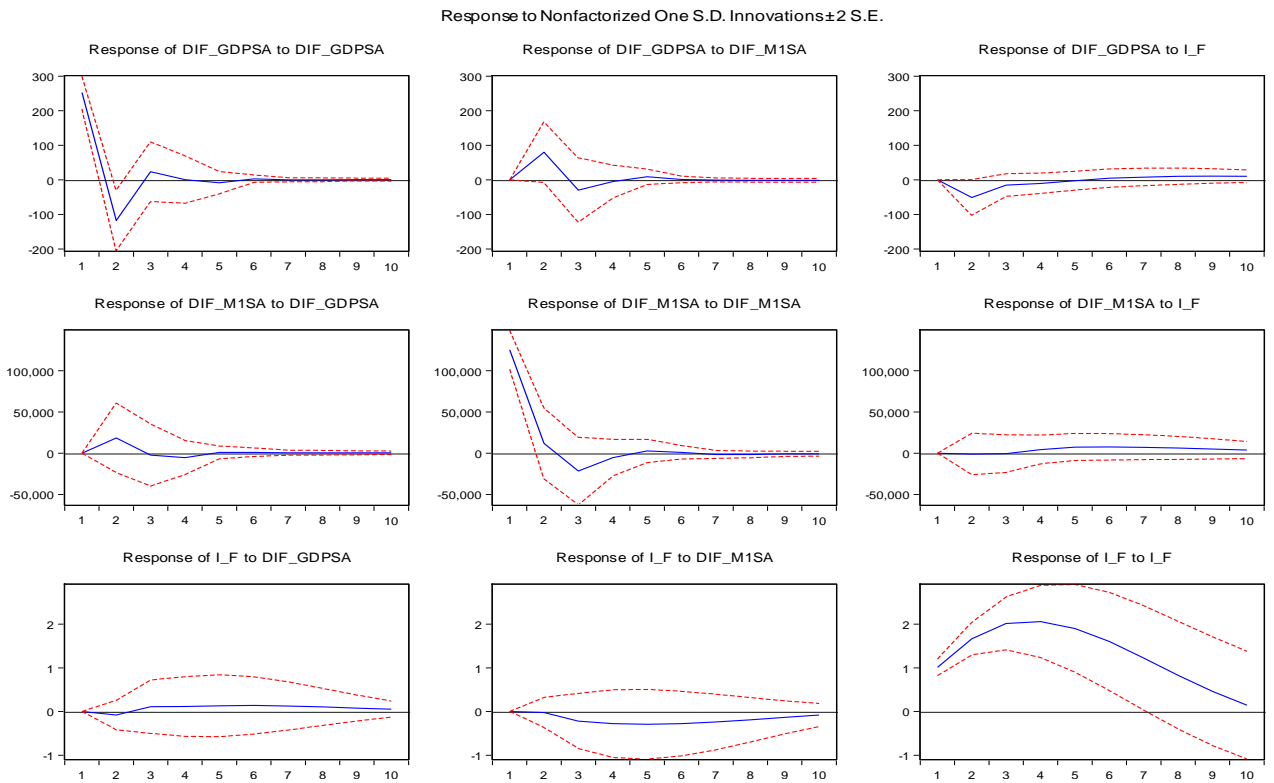
$$A_s = \frac{\partial \bar{Y}_{t+s}}{\partial \bar{e}_t}.$$

ყოველი (i, j) ელემენტი გამოსახავს Y_{jt+s} e_{it} ერთი ერთეული ნაზრდის გავლენას. როდესაც იცვლება \bar{e}_t ს პირველი ელემენტი e_{it} , ეფექტი განისაზღვრება A_s მატრიცის პირველი სვეტით. j ცვლადებზე ასეთი ცვლილებების დინამიკური ეფექტი განისაზღვრება $I_k A_1 A_2 \dots$ მატრიცების პირველი სვეტებისა და j სტრიქონის ელემენტებით. ამ ელემენტების გრაფიკს ეწოდება იმპულსზე გამოხმაურების ფუნქცია. ეს ფუნქცია ზომავს e_{it} -ში წარმოქმნილ იმპულსზე Y_{jt+s} -ს გამოხმაურებას როდესაც უცვლელია მიმდინარე და ადრეული პერიოდების სხვა ცვლილებები.

გრაფიკ 4.1- ზე გამოსახულია ზემოთ აღნიშნული ჩაკეტილის ეკონომიკის მოდელის იმპულსზე გამოხმაურების ფუნქცია, კერძოდ ის განსაზღვრავს შემოსავლის შოკების მოქმედებას როგორც შემოსავალზე, საპროცენტო განაკვეთზე ასევე რეალური ფულის მასაზე, იგივეა მოცემული რეალური ფულის მასის შოკებისა და საპროცენტო განაკვეთზე არსებული შოკებისთვისაც.

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

გრაფიკი 4.1.



ფუნქციაში ყველაზე მეტად შესამჩნევია შემოსავლის შოკების მოქმედება შემოსავალზე, რეალური ფულის მასის შოკების ზემოქმედება რეალური ფულის მასაზე და საპროცენტო განაკვეთის შოკების ზემოქმედება საპროცენტო განაკვეთზე. გარდა ამისა, ჩანს, რომ საპროცენტო განაკვეთის შოკები მნიშვნელოვან გავლენას არ ახდენს შემოსავალზე, იგივე შეიძლება ითქვას საპროცენტო განაკვეთის შოკების მიმართ ფულის მასაზე და ფულის მასის მიმართ არსებული შოკების მიმართ საპროცენტო განაკვეთზე.

ფუნქციაში ჩანს, რომ შემოსავლის შოკები შემოსავალზე ზემოქმედებს ზრდის მიმართულებით პირველ პერიოდში, მეორე პერიოდში ფიქსირდება კლების ტენდენცია შემოსავალი ხდება უარყოფითი, მესამე პერიოდში ადგილი აქვს მცირე ზრდას, შემდგომ პერიოდებში კი ეფექტი ნულოვანი ხდება. რაც შეეხება ფულის მასას პირველ პერიოდში მშპ-

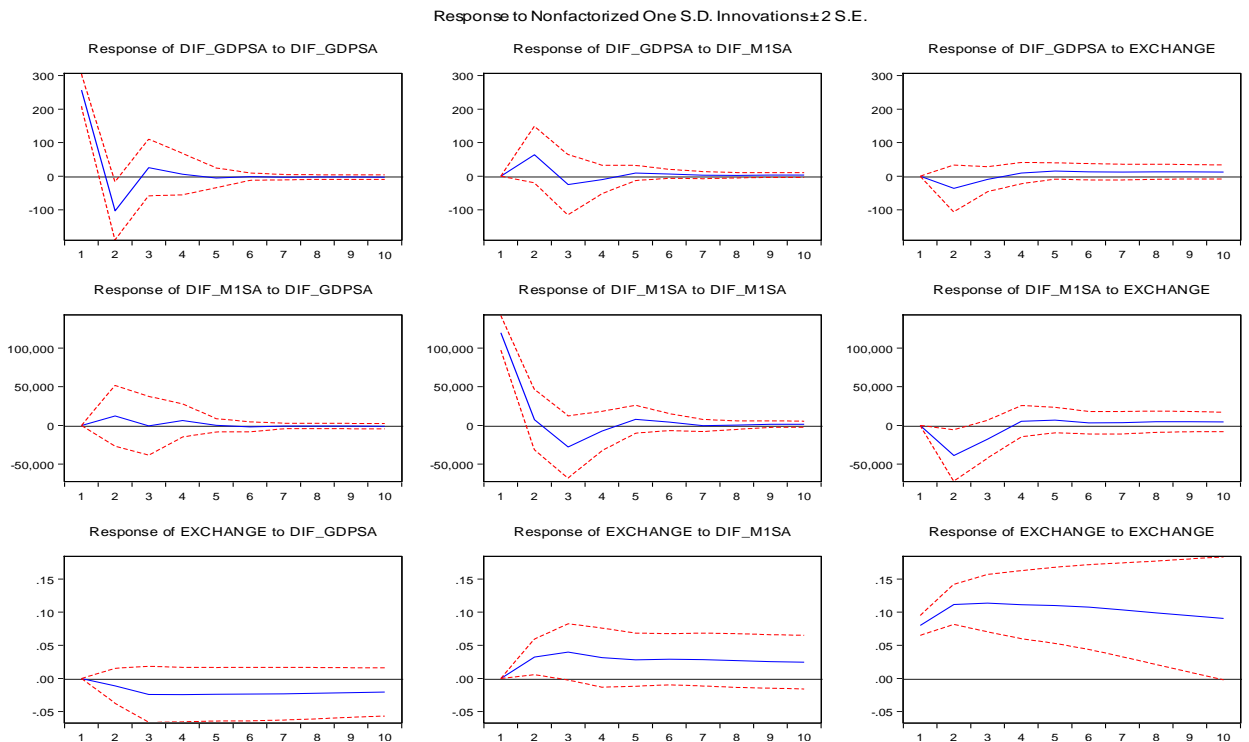
ზე შოკები დადებითად ზემოქმედებს, თუმცა ეს ეფექტი არარის გრძელვადიანი და მეოთხე პერიოდში ნულოვანი ხდება. საპროცენტო განაკვეთზე შემოსავლის ცვლილებას თითქმის ნულოვანი ეფექტი აქვს.

ფულის მასის შოკები პირველ პერიოდშივე არ ახდენს შემოსავალზე გავლენას. ფუნქცია გვიჩვენებს რომ ეს ეფექტი პიკს აღწევს მეორე პერიოდში, რასაც მოსდევს მესამე პერიოდში შემოსავლის მცირედი შემცირება, ხოლო შემდგომ პერიოდებში ოდნავი ზრდა. ამკარაა, რომ მეექვსე პერიოდში შემოსავალი თავის პირვანდელ მდგომარეობას უბრუნდება. როგორც უკვე აღვნიშნეთ, მკვეთრი ეფექტი აქვს ფულის მასის შოკებს თავად ფულის მასაზე, პირველ პერიოდში გვაქვს ფულის რეალური ღირებულების მკვეთრი ზრდა, თუმცა აღნიშნული სწრაფი კლებადი ტენდენციით ხასიათდება, კერძოდ, მესამე პერიოდში სახეზე გვაქვს ღირებულების შემცირება, ხოლო შემდგომ პერიოდებში ღირებულება პირვანდელ მდგომარეობას უბრუნდება. რაც შეეხება საპროცენტო განაკვეთს, ფულის მასის ცვლილება მასზე მცირედად აისახება, თუმცა ეფექტი შედარებით გრძელვადიანია და 10 პერიოდზე მეტხანსაც შეიძლება გაგრძელდეს. აღსანიშნავია ის ფაქტი, რომ ეს შოკები საპროცენტო განაკვეთს კლებისკენ უბიძგებს და არა ზრდისკენ.

ბოლო სვეტი აღწერს საპროცენტო განაკვეთის შოკების მიმართ დანარჩენი ცვლადების ზემოქმედებას. მცირედი ეფექტი აქვს საპროცენტო განაკვეთის შოკებზე შემოსავალს. თავდაპირველად ჩანს, რომ ეს შოკები მშპ-ს შემცირებისკენ უბიძგებს, შემდგომ პერიოდებში სახეზე გვაქვს ზრდადი ტრენდი, მეხუთე მეექვსე პერიოდებში ჩანს, რომ მშპ თავის საწყის მდგომარეობას უბრუნდება, ამის შემდეგ კი მცირედი სტაბილური ზრდა ფიქსირდება. გავლენა ასევე მცირეა რეალური ფულის მასის მიმართ. საწყის პერიოდებში ეს გავლენა ნულოვანია, მხოლოდ მეოთხე პერიოდიდან ფიქსირდება მცირე ზრდა, მერვე პერიოდიდან კი შემცირება, თუმცა, საბოლოოდ ფულის ღირებულება მაინც გაზრდილია. ყველაზე დიდი გავლენა რა თქმა უნდა საპროცენტო განაკვეთის შოკებს თავად საპროცენტო განაკვეთზე აქვს, პირველ პერიოდში ფიქსირდება მნიშვნელოვანი ეფექტი ზრდის მიმართულებით, რაც ნარჩუნდება მომდევნო პერიოდებში მეოთხე პერიოდის ჩათვლით რის შემდეგაც იწყება სწრაფი კლება, მეათე პერიოდში საპროცენტო განაკვეთის ნიშნული საწყის მაჩვენებელს უბრუნდება.

თუ განვიხილავთ იპულსზე გამოხმაურების ფუნქციას ღია ეკონომიკისთვის განკუთვნილი მოდელის მაგალითზე, შევამჩნევთ (იხ. გრაფიკი 4.2) გარკვეულ მსგავსებებს და განსხვავებებს ჩაკეტილ ეკონომიკასთან მიმართებით. მნიშვნელოვანია აღვნიშნოთ, რომ, მაგალითად გაცვლითი კურსისა და საპროცენტო განაკვეთის შოკები ერთნაირად მოქმედებს შემოსავალზე. ასევე დაახლოებით ისეთივე სურათი იკვეთება გაცვლითი კურსის შოკებთან დაკავშირებით გაცვლით კურსებზე, როგორც გვექონდა საპროცენტო განაკვეთის შოკების შემთხვევაში. განსხვავება იმაშია, რომ გაცვლითი კურსის ტენდენცია კლებისაკენ არის უფრო სტაბილური და ხანგრძლივი, მაშინ როდესაც საპროცენტო განაკვეთის შოკების მოქმედება თავდაპირველ ნიშნულს მხოლოდ მეთაე პერიოდის შემდეგ უბრუნდება. ფიქსირდება რამდე-

გრაფიკი 4.2.



ნიმე შესამჩნევი განსხვავებაც. მაგალითად, გაცვლითი კურსი საწყის პერიოდებში აშკარად იწვევს ფულის რეალური ღირებულების შემცირებას, მაშინ როდესაც ფულის მასაზე საპროცენტო განაკვეთის ეფექტი თითქმის შეუმჩნეველია. როგორც გრაფიკი 4.2-დან ჩანს, თავად ფულის მასის შოკებიც გაცვლით კურსზე დადებითად ზემოქმედებს, მაშინ როდესაც საპროცენტო განაკვეთის მიმართ მეორე - მეთაე პერიოდებში უარყოფითი ნიშნული ანუ

საწყისთან შედარებით კლება ფიქსირდება. გრაფიკი 4.2-დან ჩანს, რომ შემოსავლის შოკები გაცვლით კურსს ქვემოთ დაწვევისკენ უბიძგებს, მაშინ როდესაც საპროცენტო განაკვეთთან მიმართებაში ფიქსირდება მცირდები კლება პირველ ორ პერიოდში და შემდგომ პერიოდებში მცირედი ზრდა.

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

4.3. ECM ცდომილების კორექციის მოდელი

ცდომილების კორექციის მოდელი მოსახერხებელია გრძელვადიანი და მოკლევადიანი დინამიკური წონასწორობის ანალიზისთვის. რადგან მოდელი ჩაკეტილი ეკონომიკისთვის შეიცავს ორ არასტაციონალურ მწკრივს და ერთ სტაციონალურ მწკრივს ასეთ შემთხვევაში მწკრივებს შორის რეგრესიის აგებას აზრი არ აქვს, თუმცა ღია ეკონომიკისთვის არსებული ვექტორული ავტორეგრული მოდელი შეიცავს პირველი რიგის ინტეგრირებად მწკრივებს ($Y_t \sim I(1), M1 \sim I(1), EX \sim I(1)$), რომლებიც ქმნიან სამ განზომილებიან \vec{Y}_t ვექტორს, შესაბამისად შეიძლება არსებობდეს სხვადასხვა β ვექტორი, ისეთი, რომ $Z_t = \beta' \vec{Y}_t$ წარმოადგენს $I(0)$. ეს იმას ნიშნავს, რომ შესაძლებელია არსებობდეს ერთზე მეტი კონტეგრირებადი ვექტორი. ზოგად შემთხვევაში შესაძლებელია არსებობდეს $r \leq k - 1$ (k -თი აღნიშნულია ვექტორის განზომილება, ამ შემთხვევაში ის სამს უდრის) წრფივად დამოუკიდებელი კონტეგრირებადი ვექტორი, რომელიც თავმოყრილია $k \times r$ განზომილების კონტეგრირებად β მატრიცაში.

დადგენილია, რომ როდესაც \vec{Y}_t ვექტორი კონტეგრირებადია, არსებობს მონაცემების დასაბუთებული წარმოდგენა ცდომილების კორექციის მოდელის სახით. როდესაც $p = 2$ მოდელი შემდეგ სახეს მიიღებს

$$\Delta \vec{Y}_t = \vec{\delta} + (\theta_1 + \theta_2 - I_k) \vec{Y}_{t-1} + K_1 \Delta \vec{Y}_{t-1} + \vec{\varepsilon}_t.$$

სადაც, $K_1 = -\theta_2$ და $\pi = (\theta_1 + \theta_2 - I_k) = -(I_k - \theta_1 - \theta_2)$. π განსაზღვრავს \vec{Y}_t ვექტორის გრძელვადიანი დინამიკურ თვისებებს.

როდესაც π მატრიცას არასრული რანგი აქვს ეს ნიშნავს, რომ \bar{Y}_t 3 ელემენტში (მოცემულ შემთხვევაში) არსებობს მაქსიმუმ 2 კონტეგრირებადი შესაბამისობა. როდესაც მოცემული მატრიცის რანგი არასრულია შესაძლებელია ის ჩავწეროთ როგორც $\pi = \gamma\beta'$. სადაც γ r რანგის მქონე (რომელიც იქნება ერთი ან ორი) $k \times r$ ($k = 3$) განზომილების მატრიცაა. ასე ვიღებთ ცდომილების კორექციის მოდელს

$$\Delta \bar{Y}_t = \delta + \gamma\beta' \bar{Y}_{t-1} + K_1 \Delta \bar{Y}_{t-1} + \bar{\varepsilon}_t.$$

γ მატრიცის კოეფიციენტები გვიჩვენებს იმას თუ როგორც ხდება $\Delta \bar{Y}_t$ ში ელემენტების კორექტირება $\bar{Z}_{t-1} = \beta' \bar{Y}_{t-1}$ “წონასწორობის r ცდომილების“ მიმართ.

როგორც უკვე აღვნიშნეთ მოცემულ მოდელში შესაძლებელია გვექონდეს მაქსიმუმ 2 კონტეგრირებადი შესაბამისობა. აღნიშნული კონტეგრაციული შესაბამისობების საპოვნელად π მატრიცის რანგი უნდა დავადგინოთ, რისთვისაც ვიყენებთ იოჰანსენის ტესტს. შესაძლებელია ადგილი ჰქონდეს შემდეგ შემთხვევებს: თუ $r = 3$, ეს ის შემთხვევაა როდესაც \bar{Y}_t ში შემავალი ყველა ცვლადი სტაციონარულია. ჩვენს შემთხვევაში ეს არ მოხდება რადგან ვიცით, რომ ყველა მწკრივი როგორც დიკი ფულერის ტესტმა აჩვენა, ერთეულოვან ფესვს შეიცავს. როდესაც $r = 0$, ეს ის შემთხვევაა, როდესაც კონტეგრაციაა მწკრივებში არ არსებობს. იმ შემთხვევაში $0 < r \leq 2$ არსებობს არაუმეტეს 2 კონტეგრაციული შესაბამისობა. ანუ არსებობს \bar{Y}_t კომპონენტების r წრფივი კომბინაცია, რომელთაგანაც თითოეული $I(0)$ წარმოადგენს.

ცხრილ 4.7-ში წარმოდგენილია დასაჯერებლობის ლოგარითმული ფუნქციის მაქსიმალური მნიშვნელობა შერჩეული სიტუაციისა და რანგის შესაბამისად და ინფორმაციული კრიტერიუმები შერჩეული სიტუაციისა და რანგის შესაბამისად. როგორც ცხრილში ჩანს, ეს სიტუაციებია პირველი, როდესაც მონაცემებში არ შედის დეტერმინირებული ტრენდი, ხოლო კონტეგრაციის განტოლებაში არ არის ჩართული არც მუდმივი და არც ტრენდი. მეორე, როდესაც მონაცემებში კვლავ არ შედის ტრენდი, თუმცა კონტეგრაციის განტოლებაში ჩართულია მუდმივი წევრი, მაგრამ არ არის ჩართული ტრენდი. მესამე, მონაცემებში შედის დეტერმინირებული წრფივი ტრენდი, ხოლო კონტეგრაციის განტოლებაში ჩართულია მუდმივი წევრი, მაგრამ არ არის ჩართული

ტრენდი. მეოთხე, მონაცემებში შედის წრფივი დეტერმინირებული ტრენდი, ხოლო კონტეგრაციის განტოლებაში ჩართულია როგორც მუდმივი წევრი, ასევე წრფივი ტრენდი და ბოლო ვარიანტი, მონაცემებში შედის კვადრატული ტრენდი; კონტეგრაციის განტოლებაში ჩართულია მუდმივი წევრი და ასევე წრფივი ტრენდი.

კონტეგრაციის რანგის დასადგენად გამოიყენება ორი ტიპის ტესტი მაქსიმალური საკუთარი რიცხვის ტესტი და კვალის ტესტი თითოეული სიტუაციისთვის, რომელზეც ზემოთ ვისაუბრეთ. ცხრილის პირველ სტრიქონში ჩანს, რომ იმის მიხედვით, თუ რომელ ტესტს ავირჩევთ და ასევე დაშვებების მიხედვით მითითებული 5 სიტუაციიდან, რომელთან გვაქვს საქმე, რანგის შესახებ სხვადასხვა შედეგებს ვიღებთ. ცხრილ 4.7-ში ჩანს, რომ შესაძლებელია კონტეგრაციის რანგის ნებისმიერი მნიშვნელობის მიღება (ანუ 0-დან 3-ის ჩათვლით ამ შემთხვევაში).

ცხრილი 4.7.

Date: 06/08/19 Time: 14:30
 Sample: 2003Q1 2017Q4
 Included observations: 57
 Series: REAL_GDP REALM1 EXCHANGE
 Lags interval: 1 to 2

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

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	3	2	1	1	1
Max-Eig	0	1	1	1	1

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

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-1116.872	-1116.872	-1111.227	-1111.227	-1106.382
1	-1109.459	-1098.321	-1092.761	-1090.982	-1086.906
2	-1104.802	-1091.466	-1087.560	-1085.612	-1083.170
3	-1101.988	-1087.551	-1087.551	-1082.311	-1082.311
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	39.82008	39.82008	39.72725	39.72725	39.66253
1	39.77049	39.41477	39.28985	39.26254	39.18970*
2	39.81761	39.41987	39.31791	39.31974	39.26913
3	39.92939	39.52812	39.52812	39.44949	39.44949
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	40.46525	40.46525	40.47996	40.47996	40.52276
1	40.63072	40.31085	40.25761*	40.26614	40.26499
2	40.89290	40.56684	40.50072	40.57424	40.55948
3	41.21974	40.92600	40.92600	40.95490	40.95490

საუკეთესო მოდელის ასარჩევად ვიყენებთ აკაიკისა და შვარცის ინფორმაციულ კრიტერიუმებს. კერძოდ, უნდა ავირჩიოთ მოდელი, რომელშიც ამ ინფორმაციულ კრიტერიუმებს ყველაზე მცირე მნიშვნელობა შეესაბამება. ცხრილ 4.7-ში ფიფქით არის აღნიშნული ეს მოდელები. ამ შემთხვევაში როგორც ვხედავთ აკაიკისა და შვარცის კრიტერიუმებმა სხვადასხვა მოდელზე შეაჩერეს არჩევანი. აკაიკის კრიტერიუმი გვიჩვენებს, რომ მონაცემებში შედის კვადრატული ტრენდი, კონტეგრაციის განტოლებაში ჩართულია მუდმივი წევრი და ასევე წრფივი ტრენდი. ამ მოდელისთვის კონტეგრაციის რანგი ორივე ტესტის მიხედვით შედაგენს 1-ს. რაც შეეხება შვარცის კრიტერიუმს, თუ მას დავეყრდნობით მივიღებთ, რომ მონაცემებში შედის დეტერმინირებული წრფივი ტრენდი, ხოლო კონტეგრაციის განტოლებაში ჩართულია მუდმივი წევრი, მაგრამ არ არის ჩართული ტრენდი. კონტეგრაციის რანგი ამ შემთხვევაშიც 1-ს შეადგენს, ანუ გვაქვს 1 კონტეგრირებადი შესაბამისობა.

ამ შემთხვევაში ჩვენ შევაჩერეთ არჩევანი აკაიკის კრიტერიუმზე და კონტეგრაციის განტოლება ავაგეთ მის მიერ არჩეული ვარიანტისთვის.

როგორც უკვე აღვნიშნეთ, γ მატრიცის კოეფიციენტები გვიჩვენებს იმას თუ როგორ ხდება $\Delta \bar{Y}_t$ -ში ელემენტების კორექტირება $\bar{Z}_{t-1} = \beta' \bar{Y}_{t-1}$ “წონასწორობის r ცდომილების“ მიმართ.

მოდელის შეფასების შედეგად მივიღეთ კონტეგრაციის შემდეგი განტოლება და *VECM* (ვექტორული ცდომილების კორექციის) მოდელი:

$$Z(-1) = Y(-1) + 3506 + 16.6t - 488ex(-1) + 0.0008m1(-1)$$

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} dY \\ dM1 \\ dex \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} -80 \\ 34760 \\ -0.047 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 4.7 \\ 1040 \\ 0.0017 \end{pmatrix} t \\ &+ \begin{pmatrix} -1.93 \\ -129.4 \\ -2.89 - E05 \end{pmatrix} (1.0000 \quad -0.0008 \quad 488.75 \quad -16.6 \quad -3506) \begin{pmatrix} Y(-1) \\ M1(-1) \\ ex(-1) \\ trend \\ const \end{pmatrix} \\ &+ \begin{pmatrix} 0.49 & 0.00059 & -1147 \\ 3.12 & 0.11 & -720093 \\ 5.21E - 0.5 & -1.79E - 08 & 0.49 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dY(-1) \\ dM1(-1) \\ dex(-1) \end{pmatrix} + \\ &\begin{pmatrix} 0.33 & -0.001 & -528 \\ -47 & -0.12 & 132461 \\ 1.23E - 05 & -7.93E - 08 & -0.41 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dY(-2) \\ dM1(-2) \\ dex(-2) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \end{pmatrix} \end{aligned}$$

z -ის აბსოლუტური სიდიდე, შეიძლება განვიხილოთ, როგორც მანძილი, რომლითაც დროის t მომენტში სისტემა დაცილებულია წონასწორობისაგან. ამ უკანასკნელს შეესაბამება განტოლება $Y - \alpha - kt - \beta_1 ex - \beta_2 m1 = 0$. $y, ex, m1$ -ის ცვლილების სიდიდე და მიმართულება ითვალისწინებს წინა წონასწორობიდან $z(-1)$ გადახრის სიდიდესა და მიმართულებას. სავალდებულო არ არის, რომ z მწკრივი ერთი პერიოდიდან მეორეში გადასვლისას აბსოლუტური სიდიდით წარმოადგენდეს კლებადს, მაგრამ იგი სტაციონარულია და ამიტომ მისი საშუალოს ირგვლივ მოძრაობს.

ცდომილების კორექციის მოდელში არსებული კონტეგრაციის განტოლება აღწერს ცვლადებს შორის გრძელვადიან დამოკიდებულებს, დანარჩენი ცვლადები კი მოკლევადიან დამოკიდებულებას ასახავს. მოდელში მნიშვნელოვანია გავარკვიოთ კონტეგრაციის განტოლების აღმნიშვნელი კოეფიციენტის სტატისტიკური მნიშვნელოვნება. ასევე იმისათვის, რომ ეკონომიკური ინტერპრეტაცია შესაძლებელია იყოს ეს მნიშვნელობები უარყოფითი უნდა იყოს, რაც ამ შემთხვევაში სრულდება. კოეფიციენტების უარყოფითობა მიუთითებს იმ ფაქტზე, რომ შესაძლებელია წონასწორულ მდგომარეობაში დაბრუნება. თუმცა, მოდელში პრობლემატურია შემოსავლისა და ფულის მასის განტოლებისათვის კორექციის ერთზე მეტი მაჩვენებელი. შემოსავლის შემთხვევაში ჩანს, რომ სისტემა აკორექტირებს წინა პერიოდის უწონასწორობას 190% სიჩქარით, რა თქმა უნდა, ეს უჩვეულოდ მაღალი მაჩვენებელია (როგორც წესი კოეფიციენტი უნდა იყოს 0-1 შუალედში) თუმცა ეს სისტემის არასტაბი-

ლურობას არ მიუთითებს რადგან ის -2 ზე ნაკლებია. რაც შეეხება დანარჩენ კოეფიციენტებს, გაცვლითი კურსისა და ფულის მასის შემთხვევაში ჩანს, რომ ისინი სტატისტიკურად მნიშვნელოვანი კოეფიციენტები არ არის, ამასთან აღსანიშნავია, რომ რთულია ფულის მასის კოეფიციენტისთვის რაიმე ეკონომიკური ინტერპრეტაციის მინიჭება.

მოცემულ მოდელში მნიშვნელოვანია, რომ კონტეგრაციის განტოლების წინ მდგარი რომელიმე კოეფიციენტი მაინც მნიშვნელოვანი იყოს, რათა არ უარვეყოთ ჰიპოთეზა კონტეგრაციის არსებობასთან დაკავშირებით. თუ $(Y_t \sim I(1), M1_t \sim I(1), EX_t \sim I(1))$ მწკრივები კონტეგრირებადია, ადგილი უნდა ჰქონდეს გრეინჯერის მიზეზობრიობას ერთი მხრივ მაინც. ეს ფაქტი გამომდინარეობს მწკრივების ამ სისტემის ცდომილების კორექციის მოდელის ფორმით წარმოდგენიდან. ამ წარმოდგენაში $M1_{t-1}, EX_{t-1}$ მნიშვნელობები გვეხმარება Y_t ს პროგნოზის გაკეთებაში Z_{t-1} საშუალებით, რაც იმას ნიშნავს, რომ $M1_t$ EX_t ცვლადები არიან Y_t ცვლადისათვის მიზეზი გრეინჯერის მიხედვით.

დასკვნა

ჩატარებული კვლევის საფუძველზე შეგვიძლია გარკვეული დასკვნისა და შეფასებების გაკეთება საქართველოს ეკონომიკის შესახებ. განხილული მოდელებიდან პირველი სამი მოდელი დიფერენცირებულ მწკრივების ანალიზია, მეოთხე მოდელი კი ასახავს ეკონომიკის როგორც გრძელვადიან ასევე მოკლევადიან წონასწოებას.

მონაცემების დამუშავების შედეგად განხორციელებული რეგრესიის ანალიზის მეშვეობით შესაძლებელი გახდა ცრუ რეგრესიის თავიდან აცილება და ცვლადებს შორის ქეშმარიტი დამოკიდებულების პოვნა. ორეტაპიანი უმცირეს კვადრატთა მეთოდის გამოყენებით შეფასებულმა მოდელებმა რამდენიმე მნიშვნელოვანი და საყურადღებო შედეგი მოგვცა. თავდაპირველად, შეფასებული განტოლებების მეშვეობით მივიღეთ საქართველოს ეკონომიკისთვის ისეთი მნიშვნელოვანი მაკროეკონომიკური ინდიკატორები როგორცაა შინამეურნეობების მოხმარებისადმი ზღვრული მიდრეკილება, ინვესტიციებისადმი ზღვრული მიდრეკილება, ასევე დავადგინეთ შინამეურნეობების მოხმარებაზე (ასევე ინვესტიციების) წინა პერიოდის მოხმარების ზეგავლენა, რა დროსაც გამოვლენილმა უარყოფითმა დამოკიდებულებამ გვიჩვენა, რომ შინამეურნეობები დროში მოხმარებას აბალანსებენ (იგივე შედეგი მივიღეთ ინვესტიციების შემთხვევაშიც). გარდა ამისა, შევაფასეთ ფულზე მოთხოვნის განტოლება, რომელშიც დადგინდა ფულის მასასა და საპროცენტო განაკვეთს შორის დამოკიდებულება, აღმოჩნდა, რომ საპროცენტო განაკვეთის გაზრდა ფულზე მოთხოვნას მცისიერად არ ამცირებს, აღნიშნული შედეგი ვლინდება ერთი ლაგის დაგვიანებით.

$IS - LM$ მრუდების კოეფიციენტების აღდგენის შედეგად მივიღეთ თითქმის ჰორიზონტალური LM მრუდი, IS მრუდს რაც შეეხება, მისთვისაც დახრის კუთხე მაღალი არ არის (-0.14). აღნიშნული ფაქტი მიუთითებს იმაზე, რომ ეკონომიკისთვის მონეტარული პოლიტიკა სრულიად არაეფექტურია. გარკვეული ეფექტის მატარებელი შესაძლოა იყოს ფისკალური პოლიტიკა, თუმცა აღსანიშნავია, კერძო დანახარჯების შესაძლო გამოდევნის ეფექტი, რომელიც თან სდევს სახელმწიფო შესყიდვების ზრდას საპროცენტო განაკვეთის

მიმართ შემოსავლის მაღალი ელასტიკურობის გამო. აღნიშნული მიუთითებს იმაზე, რომ დეფიციტური ხარჯვა შემოსავლის გაზრდას იმ მასშტაბით არ გამოიწვევს, როგორც კეინზიანური მოდელი გვეუბნება ამას.

რაც შეეხება $VAR(2)$ მოდელებს, მათთან დაკავშირებით რამდენიმე საყურადღებო ფაქტი იმსახურებს კომენტარს. იმპულსზე გამოხმაურების ფუნქციის ანალიზის შედეგად დავადგინეთ, როგორ მოქმედებს საპროცენტო განაკვეთისა და გაცვლითი კურსის შოკები ისეთ ცვლადებზე როგორცაა შემოსავალი და ფულის მასა. პირველ რიგში შესამჩნევია, ის რომ ეს შოკები თავად საპროცენტო განაკვეთზე და გაცვლით კურსზე ზრდის მიმართულებით მოქმედებს თავდაპირველად, რამდენიმე პერიოდის შემდეგ კი მათ შემცირებას იწვევს. ფუნქციაში აშკარად ჩანს, რომ საპროცენტო განაკვეთის შოკები ფულის რეალურ ღირებულებას გაზრდის; ასეთივე ეფექტი აქვს გაცვლითი კურსის შოკებს ფულის მასის რეალურ ღირებულებაზე, თუმცა თავდაპირველად ხდება ფულის მასის ღირებულების მკვეთრი კლება, რაც პიკს მეორე პერიოდში აღწევს (ეს გამოწვეულია იმით, რომ გაცვლითი კურსის შოკისას თავდაპირველად გაცვლითი კურსი იზრდება) რის შემდეგაც უკვე მეოთხე პერიოდიდან ვიღებთ ფულის მასის ღირებულების ზრდას (LM დამოკიდებულებაში მაღალ საპროცენტო განაკვეთსა და მაღალ გაცვლით კურსს შეესაბამება მცირე მოთხოვნა ფულზე, ხოლო დაბალ გაცვლით კურსსა და საპროცენტო განაკვეთს შეესაბამება მაღალი მოთხოვნა ფულზე).

მეორე მხრივ, გაცვლითი კურსისა და საპროცენტო განაკვეთის შოკები შემოსავალს ზრდისკენ უბიძგებს. თავდაპირველად, საპროცენტო განაკვეთის გაზრდა საპროცენტო განაკვეთზე არსებული შოკების შედეგად გამოიწვევს შემოსავლის შემცირებას, ამ დამოკიდებულებას აღწერს IS მრუდი, რომელსაც მაღალი საპროცენტო განაკვეთისას დაბალი გამოშვება შეესაბამება. საპროცენტო განაკვეთის შოკები, რომელიც საპროცენტო განაკვეთზე მოქმედებს, ცხადია მოქმედებს შემოსავალზეც და იქედან გამომდინარე, რომ განაკვეთზე ეს მოქმედება ჯერ ზრდადია ხოლო შემდეგ კლებადი, თავდაპირველ პერიოდებში ეს იწვევს შემოსავლის შემცირებას, შემდგომ კი ზრდას. ზუსტად იგივე ტენდენცია იკვეთება გაცვლითი კურსის შოკის შემთხვევაშიც.

გრძელვადიანი წონასწორობის შესასწავლად ჩვენ დავადგინეთ კონტეგრაციული დამოკიდებულება შემოსავლის გაცვლითი კურსისა და ფულის მასის მწკრივებს შორის. მივიღეთ, რომ არსებობს მწკრივებს შორის 1 კონტეგრაციული შესაბამისობა. შეფასებულმა მოდელმა გვიჩვენა, რომ გამოშვების შემთხვევაში გრძელვადიან წონასწორობიდან გადახრის კორექტირების სიჩქარე 193 პროცენტია, ეს შეიძლება განვმარტოთ როგორც გრძელვადიანი წონასწორობის აღდგენის შესაძლებლობა კვარტალზე მცირე პერიოდში (რადგან კვარტალური მონაცემები გვაქვს აღებული). ფულის მასის შემთხვევაში კორექტირების კოეფიციენტი ძალიან მაღალია, რაც ეკონომიკური ინტერპრეტაციის საშუალებას არ იძლევა, ხოლო რაც შეეხება გაცვლით კურსს, მისთვის კორექტირების პროცესი გრძელვადიანი წონასწორობის აღდგენისთვის ძალიან ნელა ხორციელდება, რადგან შესაბამისი კოეფიციენტი დაახლოებით 0.003 პროცენტია.

ლიტერატურა

1. ანანიაშვილი ი. სალექციო მასალა დროითი მწკრივების ანალიზში. ელექტრონული ფორმატი. 2018.
2. ანანიაშვილი ი. სალექციო მასალა მაკრომოდელირება 1-ში. ელექტრონული ფორმატი. 2018.
3. ანანიაშვილი ი. ეკონომეტრიკა. სახელმძღვანელო. 2012.
4. Abel B., Bernanke Ben S., Croushore D., Macroeconomics. Sixth edition. 2008.
5. Blanchard O., Amighini A., Giavazzi F., Macroeconomics, a European Perspective. Prentice Hall. 2010
6. Brooks, C. Introductory Econometrics for Finance. Second edition, US, Cambridge University Press. 2008.
7. Cooley, T., LeRoy, S., 'Atheoretical Macroeconometrics:A critique' in:Journal of Monetary Economics, vol.16, issue 3, 1985.
8. Dent, W., Gewerke, J. 'On Specification in Simultaneous Equation Models' in: Evaluation of Econometric Models, 1980.
9. Engle, F. R., Hendry, F. D., Richard, J. F. 'Exogeneity', in:Econometrica, vol. 51, No2, 1983.
10. Greene W.H. Econometric analysis. Fifth edition, prentice hall. 2002
11. Gujarati. Basic econometrics. Fourth Edition. The McGraw-Hill companies, 2004.
12. Hamilton, J. D. Time series analysis. Princetom Univeristy Press, 1994
13. Lahiri, K., Schmidt, P., 'on the Estimation of Triangular structural systems' in: econometrica, vol. 46, No 5, 1978.
14. Maddala G.S. Introduction to Econometrics. Second Edition. Macmillan Publishing Company. New York, 1992.
15. Mankiw N. Gregory. Macroeconomics. Seventh Edition. Worth Publishers. New York. 2010.
16. Nelson, C., Startz, R, 'The distribution of the Instrumental Variables Estimator and its t-Ration When the Instrument Is a Poor One' in: The Journal of Business, vol.63, issue 1, 1990.
17. Reiss, C. P., Volak, A. F., 'Structural Econometric Modeling: Rationales and Examples from Industrial Organization' in: Handbook of Econometrics, vol. 6A, 2007.

18. Romer D. Advanced Macroeconomics. MCGraw-Hill. 1996.
19. Wooldredge J.M., Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, the MIT Press, 2001.
20. Wooldridge J.M. Introductory econometrics (South-Western College Pub., 2003);
21. <https://www.geostat.ge/ka>
22. <https://www.nbg.gov.ge/index.php?m=2>

დანართი

I-F	real T	real G	real NX	real GDP	Real C	Real Invest	Exchange	realM1
18,5298	210,6016	242,0993	- 475,309	2695,571	1953,992	895,2058	2,17446	217,446
19,73421	213,0379	292,0126	- 463,389	3091,241	2245,117	944,7169	2,153647	215,3647
21,21022	244,9312	310,2267	- 360,122	3340,563	2313,075	1000,507	2,12817	212,817
21,02931	192,9509	404,1278	- 565,188	3647,547	2568,344	1161,713	2,127514	212,7514

22,34891	186,6924	349,1788	- 489,123	2637,828	1779,483	916,784	2,05899	205,899
22,92238	297,673	456,3994	- 432,397	3376,248	2256,156	1012,846	1,950632	195,0632
21,64931	361,823	489,0274	- 628,333	3658,878	2606,052	1107,455	1,848883	184,8883
19,23757	391,8835	613,9508	- 706,828	3914,052	2631,122	1292,437	1,809661	180,9661
16,82465	343,8407	452,4012	- 451,014	3164,313	2119,123	950,0781	1,827222	182,7222
14,20571	417,7402	727,9474	- 493,525	3530,73	2040,013	1163,162	1,825259	182,5259
13,48278	487,2116	796,6829	- 763,698	3963,274	2441,852	1400,214	1,804683	180,4683
12,98054	532,3932	590,6816	- 935,614	4149,176	2960,975	1448,524	1,793486	179,3486
13,01583	404,2552	397,9892	- 669,218	3309,966	2400,751	1076,665	1,814774	181,4774
12,81975	533,3894	577,6329	- 1011,53	3912,117	3147,353	1105,872	1,803371	180,3371
11,73876	590,4991	637,9447	- 1184,28	4318,739	3441,552	1324,504	1,755378	175,5378
12,31276	569,2983	845,4085	-1017,1	4514,203	3150,086	1445,814	1,733102	173,3102
11,53063	521,6491	684,7016	- 1043,27	3598,593	2687,438	1169,341	1,711529	171,1529
11,83239	619,3641	844,0869	- 894,756	4260,865	3109,894	1115,598	1,68496	168,496

13,48043	705,9418	1050,804	- 1096,61	4855,399	2799,742	1998,143	1,66427	166,427
13,00345	762,4109	1378,856	- 1805,41	5354,261	4144,547	1514,366	1,621866	162,1866
11,7749	638,5755	1130,216	- 1444,74	4444,398	3609,444	1086,75	1,555796	155,5796
11,49095	771,6733	1437,611	- 1565,47	5449,41	4028,185	1456,887	1,446048	144,6048
12,05544	727,9896	1321,274	- 1399,63	5192,095	3917,738	1245,795	1,409111	140,9111
13,51594	727,3534	1471,506	- 1753,99	5625,776	4195,087	1588,655	1,549918	154,9918
15,8089	680,9801	896,114	- 946,465	3970,995	3622,258	329,5581	1,67146	167,146
19,42764	544,1072	1041,205	- 718,797	4275,177	3462,224	392,9738	1,655909	165,5909
21,78073	619,1734	1112,062	-743,94	4590,435	3386,71	716,4026	1,675482	167,5482
22,83209	686,6352	1350,079	- 1043,14	5149,347	3788,614	903,9266	1,678861	167,8861
23,4619	547,9794	807,2536	-649,36	3828,167	3062,602	514,1986	1,721224	172,1224
21,64134	652,1381	1073,743	-903,99	4632,404	3439,499	895,7692	1,796355	179,6355
20,19154	694,1799	946,255	- 782,582	4963,933	3381,981	1263,211	1,838491	183,8491
18,8753	694,2743	1165,412	- 1040,77	5529,834	3798,117	1433,492	1,773183	177,3183
17,31881	729,2706	786,3247	- 811,656	4460,804	3507,412	851,0538	1,7609	176,09

15,85972	714,3432	980,2569	- 862,444	5275,276	3776,39	1192,07	1,665418	166,5418
15,34411	797,2802	906,5201	- 1068,07	5792,116	3842,867	1862,982	1,659455	165,9455
17,91799	912,9215	1336,303	-1343	6488,939	4365,872	1880,815	1,659816	165,9816
20,50381	743,9139	864,6148	- 972,989	4911,984	3683,76	1189,765	1,660353	166,0353
24,19054	775,7523	1020,711	- 1244,11	5854,578	4078,017	1816,867	1,632644	163,2644
25,72429	934,0818	1101,704	-1226,5	6345,738	4176,628	2051,078	1,651224	165,1224
26,45751	997,5078	1232,526	- 1234,55	6716,824	4634,106	1854,006	1,660723	166,0723
27,21175	734,381	772,3231	- 690,212	4923,253	3750,796	988,1152	1,65812	165,812
26,16605	725,2184	965,1228	- 713,941	5656,3	3842,608	1458,436	1,650263	165,0263
24,83023	855,2571	942,479	-509,75	6072,175	3882,61	1604,856	1,659434	165,9434
24,37022	895,7427	1254,5	-1140	6916,867	4860,588	1798,289	1,685598	168,5598
22,58066	757,8341	808,9668	- 878,309	5071,167	3812,24	1221,4	1,749434	174,9434
21,36493	832,5996	952,55	- 987,794	5827,145	3929,09	1828,524	1,762454	176,2454
20,04534	937,1511	958,4278	- 804,104	6310,736	4114,812	1902,207	1,745222	174,5222
18,91964	955,1093	1319,488	- 1575,57	6955,93	4812,2	2263,57	1,805924	180,5924
18,8561	801,4547	906,4151	-	5282,334	4009,059	1493,516	2,072938	207,2938

			1236,66					
19,12809	815,8666	1000,036	- 943,828	6188,191	4112,201	1905,228	2,2816	228,16
18,12797	946,7946	1262,031	- 740,476	6610,374	3844,472	2091,892	2,32414	232,414
19,04452	969,5593	1345,411	- 1503,31	7182,666	4712,198	2480,674	2,397874	239,7874
19,98058	803,8214	1011,017	- 933,049	5363,264	3748,485	1430,482	2,435093	243,5093
20,39675	841,5858	1172,117	- 1025,26	6195,393	3854,929	2071,594	2,212658	221,2658
19,65821	979,399	1195,436	-566,51	6647,671	3764,741	2094,767	2,322366	232,2366
19,4902	1027,555	1308,766	- 1495,48	7311,553	4570,365	2778,506	2,495815	249,5815
19,67584	911,0706	963,5274	- 860,734	5772,358	3910,978	1627,359	2,602853	260,2853
18,89548	926,1006	1086,8	-659,83	6515,2	3912,002	2050,603	2,418749	241,8749
17,60322	1084,912	1197,837	- 228,699	7139,578	3833,682	2179,53	2,420688	242,0688
15,59862	1160,983	1459,728	- 1554,47	7963,814	4833,782	3050,371	2,593322	259,3322