

მოხმარების მაკროეკონომიკური ფუნქციის ძირითადი დეტერმინანტების სტატისტიკური ანალიზი

ნიკოლოზო ოსტაპენკო და სულხან ტაბაღლა
ა(ა)იპ-საქართველოს ეკონომიკური კვლევების ბიურო (GBER).

ანოტაცია

წინამდებარე სტატიაში საქართველოს მაგალითზე განხილულია მოხმარების მაკროეკონომიკურ ფუნქციასთან დაკავშირებული ძირითადი დროითი მწკრივები. სტატიის მიზანია მოხმარების მაკროეკონომიკური ფუნქციების ძირითადი დროითი მწკრივების სტატისტიკური თავისებურებების შეფასება. როგორც ცნობილია მოხმარების მოდელის სპეციფიკაციისათვის და თეორიულად ადეკვატური შედეგების მიღებისათვის დიდი მნიშვნელობა ენიჭება ისეთ საწყის დაშვებებს, როგორცაა დროითი მწკრივების სტაციონალურობა, მწკრივებს შორის სტატისტიკური კავშირის ხასიათი, გრძელვადიანი და მოკლევადიანი სტრუქტურული ძვრები და სხვა. აღნიშნული თავისებურებების გათვალისწინებით წინამდებარე სტატიაში გაანალიზებულია დროითი მწკრივების სტაციონალურობის საკითხი ერთეულოვანი ფესვის (Unit Roots) სხვადასხვა ტესტების გამოყენებით. ეკონომიკაში სტრუქტურული ცვლილებების შეფასებისთვის გამოყენებულია სხვადასხვა მაკროეკონომიკური მონაცემების სტატისტიკური ანალიზი და დროით მწკრივებს შორის სტატისტიკური კავშირი.

შესავალი

მოხმარების თეორიასა და მოხმარების ფუნქციას მაკროეკონომიკაში საკვანძო ადგილი უჭირავს. იგი მნიშვნელოვანია დანაზოგების ფუნქციისა და აქედან გამომდინარე საინვესტიციო რესურსების, გრძელვადიანი ეკონომიკური წონასწორობისა და მოკლევადიანი ეკონომიკური რყევების მიზეზების, პირობებისა და აგრეთვე, მულტიპლიკატორული ეფექტის ანალიზისათვის. აღნიშნულიდან გამომდინარე, მოხმარებისა და დანაზოგების თანაფარდობის პრობლემა უმნიშვნელოვანესია ეკონომიკურ წონასწორობაზე მოქმედი გრძელვადიანი და მოკლევადიანი ფაქტორების ანალიზისათვის.

საზოგადოების მხრიდან მოხმარების შესახებ გადაწყვეტილების მიღების პროცესზე მრავალი ფაქტორი ზემოქმედებს. კერძოდ, მიმდინარე შრომითი შემოსავლები, პერმანენტული შემოსავლები, ქონებიდან მიღებული შემოსავლები, მოსალოდნელი შემოსავლები, მოლოდინები შემოსავლების დონესთან დაკავშირებით, სხვადასხვა ეგზოგენური შოკები, დანაზოგების დონე და სხვადასხვა ფაქტორები. შინამეურნეობის მხრიდან მოხმარებაზე გადაწყვეტილებები მიიღება გარკვეული შეზღუდვების პირობებში, როგორცაა: ლიკვიდობის მიღების შეზღუდვა, შემოსავლების უთანაბრობა, სამომხმარებლო

საგნების არასრულფასოვანი ურთიერთშენაცვლება და სხვა. მიუხედავად იმისა, რომ თანამედროვე მოხმარების თეორიის გარშემო მრავალი კვლევაა ჩატარებული მოხმარების ერთიანი თეორია დღემდე ჩამოყალიბის პროცესშია.

მაკროეკონომიკური მოდელირებისა და პროგნოზირების დროს დიდი მნიშვნელობა ენიჭება დაშვებებს მაკროეკონომიკური დროითი მწკრივების ბუნების შესახებ. მაკროეკონომიკური დროითი მწკრივების ანალიზის დროს გამოიყენება სხვადასხვა სტატისტიკური პროცედურები, რომლის ერთ-ერთ მიზანს წარმოადგენს ორი კონკურენტული ჰიპოთეზის ერთმანეთთან შედარება, კერძოდ დროითი მწკრივის ტრენდის მიმართ სტაციონალურად (TS^1 -პროცესად) ან სხვაობის მიმართ სტაციონალურად (DS^2 -პროცესად) განხილვა.

დროითი მწკრივის TS -პროცესად ან DS -პროცესად განხილვის შესახებ დაშვებას მივყავართ განსხვავებულ მოხმარების მაკროეკონომიკურ ფუნქციამდე, კერძოდ დროითი მწკრივების DS -პროცესად განხილვის შემთხვევაში მოხმარება უფრო მეტად ხასიათდება რყევებით მიმდინარე შემოსავალთან შედარებით. მაშინ, როცა, ტრენდის მიმართ სტაციონალური მიმდინარე შემოსავლის პირობებში მოხმარება ნაკლები რყევებით ხასიათდება მიმდინარე შემოსავალთან შედარებით. აღნიშნულ დასკვნებს დიდი მნიშვნელობა აქვს მაკროეკონომიკური პოლიტიკის დაგეგმვის თვალსაზრისით, ვინაიდან შინამეურნეობების მოხმარების მიმდინარე თუ პერმანენტულ შემოსავლებზე დამოკიდებულება არის განმსაზღვრელი ფაქტორი მულტიპლიკატორული ეფექტის შეფასებისას.

ლიტერატურის მიმოხილვა

დროითი მწკრივის TS -პროცესად ან DS -პროცესად განხილვის საკითხზე აქტიური დისკუსია ნელსონის და პლოსერის (Nelson & Plosser 1982) კვლევიდან იწყება, სადაც აშშ-ს მაგალითზე შესწავლილ იქნა 14 მაკროეკონომიკური დროითი მწკრივი. აღნიშნული კვლევის შედეგად მხოლოდ ერთი დროითი მწკრივი დახასიათდა, როგორც TS -პროცესი. მოცემული კვლევისგან განსხვავებული შედეგები იქნა მიღებული პერონის (Perron 1989, 1994) კვლევის შედეგად, რომლის მიხედვითაც იგივე მაკროეკონომიკური დროითი მწკრივებიდან 11 დროითი მწკრივი დახასიათდა, როგორც TS -პროცესი. ეს განსხვავება გამოწვეული იყო იმით, რომ ადგილი ქონდა TS -პროცესის შინაარსის გაფართოებას, კერძოდ მას დაემატა ისეთი დროითი მწკრივები, რომელსაც გააჩნია სტრუქტურული ცვლილების წერტილი, რომელიმე ცნობილი დროითი მონაკვეთისათვის. ზივოტის და ენდრიუსის (Zivot & Andrews 1992) კვლევის მიხედვით წინასწარ განსაზღვრული გარდატეხის წერტილის შესახებ დაშვებაზე უარის თქმამ მიგვიყვანა დროითი მწკრივების სხვა კლასიფიკაციამდე, ხოლო შემდგომ

1. Trend stationary
2. different stationary

განვითარებულმა დაშვებამ ტრენდის მოქნილობის შესახებ შეცვალა ეს უკანასკნელი კლასიფიკაცია (Bierens 1997).

მეცნიერული აზრის განვითარების თანამედროვე ეტაპზე არ არსებობს ერთიანი მეცნიერული პოზიცია არასტაციონალური დროითი მწკრივების სტრუქტურული ძვრებისა (Structural Breaks) და ერთეულოვანი ფესვის მოდელის განსხვავებისათვის. როგორც პერონის (Perron 1997, 2006), კრისტიანოს (Cristiano 1988), პერონის და ვოგელსანგის (Perron & Vogelsang 1991) კვლევებმა აჩვენეს, რომ სტრუქტურული ცვლილებების არსებობა დროით მწკრივში საგრძნობლად ამცირებს ერთეულოვანი ფესვის ტესტების ეფექტიანობას (მაგალითად, გაფართოებული დიკი-ფულერის (ADF), ფილიპს-პერონის ტესტი (PP), DF-GLS ტესტი, კვიატკოვსკი-ფილიპს-შმიდტი-შინის (KPSS) ტესტი) და პირიქით, სტრუქტურული ძვრის ტესტირება გართულებულია ერთეულოვანი ფასევის მოდელებში. პრობლემის არსი იმაში მდგომარეობს, რომ არ არსებობს ისეთი მგრძნობიარე ტესტები, რომლებიც ერთმანეთისგან გამიჯნავენ არასტაციონალურობის ერთ ან მეორე ტიპს.

ამ თვალსაზრისით მოხმარების თეორიაში აღსანიშნავია ფლავინის (Flavin 1981) კვლევა, რომელიც გამოეხმაურა ჰოლის (Hall 1978) ტესტს, სადაც მისი აზრით განხილულ უნდა ყოფილიყო მოხმარების დინამიკური განტოლება, რომელიც განიხილავს შემოსავლის ცვლილების გავლენას მოხმარების ცვლილებაზე. ფლავინის აზრით ჰოლის განტოლების სპეციფიკაცია საჭიროებდა დაზუსტებას, კერძოდ მიმდინარე შემოსავალი უნდა განხილულიყო ენდოგენურ ფაქტორად. აღნიშნულ მოდელში განკარგვადი შემოსავალი მიჩნეულ იქნა TS-პროცესად. რისი გათვალისწინებითაც მიმდინარე მოხმარება უფრო მეტად რეაგირებს შემოსავლის წარსულ და მიმდინარე ცვლილებაზე ვიდრე ამას შემთხვევითი ხეტიალის (random walk) ჰიპოთეზა ამტკიცებს. ამ ჰიპოთეზას „ჭარბი მგრძნობიარობის“ (excess sensitivity) ჰიპოთეზა ეწოდა. აღნიშნული ჰიპოთეზის მიხედვით მოხმარება რეაგირებს არა მხოლოდ შემოსავლის მოულოდნელ ცვლილებებზე, არამედ ადრე განსჭვრეტელ მოსალოდნელ ცვლილებებზეც³.

დიტონმა (Deaton 1992) თავის ნაშრომში მოხმარების მაკროეკონომიკური მოდელის დროითი მწკრივები განიხილა სხვაობის მიმართ სტაციონალურ დროით მწკრივებად. აღნიშნული მოდელის მიხედვით მოხმარება უფრო მეტად ხასიათდება რყევებით მიმდინარე შემოსავალთან შედარებით. სინამდვილეში მოხმარება ხასიათდება უფრო ნაკლები რყევებით მიმდინარე შემოსავლებთან შედარებით, მაგრამ თეორიულად ამის დამტკიცება შესაძლებელია მხოლოდ, მისი TS-პროცესად განხილვის შემთხვევაში. დიტონის კვლევაში ნაჩვენებია, რომ მიმდინარე მოხმარებაში ცვლილება პერმანენტულ შემოსავალში ცვლილებით აიხსნება, თუმცა მნიშვნელოვანია სხვა ფაქტორების გათვალისწინება, რომლებიც მომავალში მოსალოდნელი შემოსავლის შესახებ ინფორმაციას შეიცავენ.

საბოლოო ჯამში უნდა აღინიშნოს, რომ არასტაციონალური ერთეულოვანი ფესვის და სტრუქტურული ძვრების ტიპის დროითი მწკრივების ერთმანეთისაგან ეფექტიანი

3. დიტონის მიერ „ჭარბი მგრძნობიარობის“ ჰიპოთეზის შემოწმების დროს უარყოფილ იქნა „შემთხვევითი ხეტიალი ჰიპოთეზა“ (Deaton 1992, გვ. 91).

განსხვავების პრობლემა გადაჭრილი არ არის. წინამდებარე კვლევა წარმოადგენს მცდელობას საქართველოს მაგალითზე მოხმარების ფუნქციის ქრილში შეისწავლოს და გამოავლინოს აღნიშნული თავისებურება, რომელიც მოხმარების მაკროეკონომიკური ფუნქციის შემდგომი კვლევის საფუძველი იქნება.

მონაცემთა აღწერა

კვლევის პროცესში გამოყენებულია 1996-2012 წლების კვარტალური და 1990-2012 წლების წლიური მაჩვენებლები.⁴ აღნიშნული პერიოდი შერჩეულ იქნა შემდეგი გარემოებების გათვალისწინებით: 1. მოცემული პერიოდისათვის შესაძლებელია შესაბამისი სტატისტიკური ინფორმაციის მოძიება; 2. 1996 წლიდან იწყება ეკონომიკის გამოსვლა დეპრესიული მდგომარეობიდან და აღნიშნული პერიოდი საქართველოს ეკონომიკაზე ზემოქმედი სხვადასხვა ტიპის შოკის ანალიზის საშუალებას იძლევა და 3. კვარტალური მონაცემების აღება საშუალებას გვაძლევს შევავსოთ მოკლე და გრძელვადიანი პერიოდის დროითი ჰორიზონტები.

საქართველოს მაგალითზე მოხმარების ფუნქციის ანალიზისათვის გამოყენებულ იქნა შემდეგი დროითი მწკრივები:

1. შინამეურნეობების განკარგვადი შემოსავალი (Y_{hh})⁵ = შრომის ანაზღაურება (W)+შერეული შემოსავლები (Y_{oth})+საზღვარგარეთიდან ფულადი ან ნატურალური სახით მიღებული (მიმდინარე და კაპიტალური) წმინდა ტრანსფერტები (Y_{tr})+საზღვარგარეთიდან მიღებული წმინდა ფაქტორული შემოსავლები (Y_f)+სოციალური ტრანსფერტები (Y_{gtr})-საშემოსავლო გადასახადი (T_{inc})-სოციალური ანარიცხები (T_{soc});
2. შინამეურნეობების მოხმარების მაჩვენებელი (C)⁶ = შინამეურნეობების და შინამეურნეობების მომსახურე კერძო არაკომერციული ორგანიზაციების (შმაკო) ხარჯები საბალოო მოხმარებაზე;
3. შინამეურნეობების დანაზოგების მაჩვენებელი (S_1)= $Y_{hh}-C$;

4. წინამდებარე ნაშრომში გამოყენებული სტატისტიკა ეყრდნობა საქართველოს ფინანსთა სამინისტროს (www.mof.gov.ge); საქართველოს ეროვნული ბანკის (www.nbg.ge) და საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახურის (www.geostat.ge) მონაცემებს.

5. შინამეურნეობების განკარგვადი შემოსავლის მსგავსი წესით განსაზღვრის დროს წარმოიქმნება სტატისტიკური ცდომილება, რომელიც უკავშირდება ფაქტორულ შემოსავლებში მოგების კომპონენტის მონაწილეობას. ეს უკანასკნელი არ არის გამოიჯნული საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახურის ოფიციალურ წყაროებში. თუმცა იმის გათვალისწინებით, რომ საზღვარგარეთიდან მიღებული წმინდა ფაქტორული შემოსავლების წილი შინამეურნეობების განკარგვად შემოსავლებში საშუალოდ 4%-ს (1996-2012 წლებისათვის) შეადგენს, მისგან მოგების კომპონენტის გამიჯვნა არაა მნიშვნელოვანია.

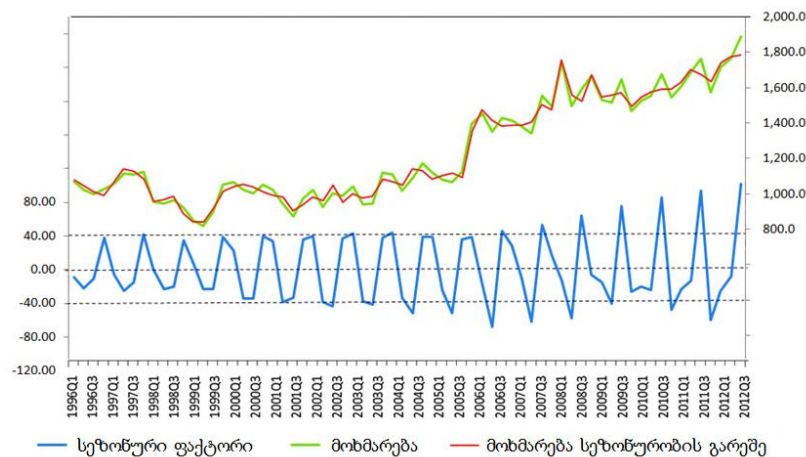
6. ვინაიდან შინამეურნეობების მომსახურე კერძო არაკომერციული ორგანიზაციები ეწევიან მხოლოდ ინდივიდუალურ მომსახურებას და ამასთან შერეულ შემოსავლებში შედის ასეთი ორგანიზაციების შემოსავლები, ისინი გათვალისწინებულ უნდა იქნეს შინამეურნეობების მოხმარების მაჩვენებელში. შმაკო-ს ხარჯები შინამეურნეობების მოხმარების მაჩვენებლის საშუალოდ 0,8%-ს (1996-2012 წლებისათვის) შეადგენს.

იმისათვის, რომ ზემოაღნიშნული მაჩვენებლები დროში ერთმანეთთან შესადარისი იყოს, მნიშვნელოვანია ფასების დონის, როგორც ერთ-ერთი მნიშვნელოვანი ფაქტორის გათვალისწინება. ფასების დონის ცვლილების გათვალისწინებლობამ შესაძლოა მაჩვენებლებს შორის ე.წ. მცდარი კორელაცია გამოიწვიოს, აღნიშნულიდან გამომდინარე მიზანშეწონილია აღნიშნული მაჩვენებლების კორექტირება საბაზისო პერიოდისათვის (1996 წლის I კვარტალი) მშპ-ის დეფლატორის და სამომხმარებლო ფასების ინდექსის გამოყენებით⁷.

კვარტალური მონაცემების ანალიზის დროს მნიშვნელოვან საკითხს წარმოადგენს სეზონურობა. ეკონომეტრიკულ მოდელებში სეზონურობის გათვალისწინებასთან დაკავშირებით არსებობს ორი მიდგომა: 1. აღმოჩენისა და გამორიცხვის ან 2. სეზონურობის გამოურცხავად მისი მოდელში ჩართვის. წინამდებარე ნაშრომში სეზონურობის გამორიცხვის (დესეზონიზაციის) მეთოდი გამოყენებული, შესაბამისად ყველა მონაცემის ტესტირება მოხდა სეზონური კომპონენტის არსებობაზე X12⁸ მეთოდის გამოყენებით.

დიაგრამა №1.

შინამეურნეობების მიმდინარე მოხმარების დესეზონიზაცია



რაც შეეხება სტაციონალურობის საკითხს იმის გათვალისწინებით, რომ გარდამავალი პერიოდის ეკონომიკის მქონე ქვეყნებისათვის დამახასიათებელია სტრუქტურული ცვლილებები, მისი ანალიზისას მხოლოდ სტანდარტული ფორმალური მიდგომით გაფართოვებული დიკი-ფულერის ტესტის (ADF) გამოყენება, სტრუქტურული

7. იმის გათვალისწინებით, რომ საქართველო უპირატესად იმპორტიორი ქვეყანაა და მის შემოსავლებშიც მნიშვნელოვანი წილი საზღვარგარეთიდან მიღებულ ფაქტორულ და ტრანსფერტულ შემოსავლებს უჭირავს, მხოლოდ მშპ-ს დეფლატორით საანალიზო მაჩვენებლების კორექტირება არასწორ სურათს მოგვცემს. აღნიშნულიდან გამომდინარე მაჩვენებელთა კორექტირება ფასების დონის ცვლილების მიმართ განხორციელდა ფიშერის ინდექსის (მშპ-ის დეფლატორის და სამომხმარებლო ინდექსის საშუალო გეომეტრიული შეწონილი მნიშვნელობა) გამოყენებით.
 8. X12 მეთოდი წარმოადგენს აშშ მოსახლეობის აღწერის ბიუროს მიერ შექმნილ სეზონურობისა და სხვა გადახრების კორექტირების სისტემას.

ცვლილებების ინტერპრეტაციას DS-პროცესის სასარგებლოდ მოახდენს. აღნიშნულიდან გამომდინარე სტაციონალურობის შესაფასებლად გამოყენებულ იქნა ორი მიდგომა: 1. გაფართოვებული დიკი-ფულერის (ADF, ფილიპს-პერონის (PP), DF-GLS-ის, კვიატკოვსკი-ფილიპს-შმიდტი-შინის (KPSS) ტესტები და კოხრეინის პროცედურა; 2. შვარცი-ფილიფსის ტესტი (SP), პერონის კრიტერიუმი, გაფართოვებული პერონის კრიტერიუმი და ჩვენს მიერ შემუშავებული ტესტი⁹.

ზოგიერთი ავტორის (Ghysels & Perron 1990, გვ. 23) დაკვირვებით, სეზონურად კორექტირებულ ცვლადის მიმართ სხვადასხვა ტესტების გამოყენებით სტაციონალურობის ანალიზის დროს მატულოს მწკრივის DS პროცესად კვალიფიცირების შანსები, ამიტომ უმჯობესია მოუსწორობელ და გაუფილტრავ მწკრივზე ერთეულოვანი ფესვის ტესტების გამოყენება¹⁰.

მონაცემთა სტატისტიკური ანალიზი

1. საანალიზო დროითი მწკრივების სტაციონალურობის ანალიზი

ქვემოთ მოცემულ ცხრილ №1 და ცხრილ №2-ში წარმოდგენილია ერთეულოვანი ფესვის ტესტების შედეგები სხვადასხვა ტესტების გამოყენებით დესეზონირებული და არადესეზონირებული დროითი მწკრივებისათვის 5%-იანი მნიშვნელოვნების დონისათვის.

ცხრილი №1.

ერთეულოვანი ფესვის ტესტები (ADF, PP, DF-GLS, KPSS)

ტესტები		დესეზონირებული ცვლადები				არადესეზონირებული ცვლადები			
		C	ΔC	YH	ΔYH	C	ΔC	YH	ΔYH
ADF-ტესტი	სპეციფიკაცია	T,0	N,0	T,1	N,0	T,0	N,0	T,7	T,6
	ADF-სტატისტიკა	-2.792	-9.408	0.073	-9.128	-3.189	-10.52	0.437	-4.317
	კრიტიკული მნიშვნელობები	-3.478	-1.945	-3.479	-1.945	-3.478	-1.945	-3.47	-3.486
PP-ტესტი	სპეციფიკაცია	T,0	N,0	T,0	N,0	T,0	N,0	T,0	N,0
	PP-სტატისტიკა	-2.675	-9.425	-0.184	-9.067	-2.89	11.228	-2.789	-10.5
	კრიტიკული მნიშვნელობები	-3.478	-1.945	-3.478	-1.945	-3.478	-1.945	-3.478	-1.945

9.HP-Trend-ტესტი – შემუშავებულია ჩვენს მიერ და ეფუძნება დეტერმინირებული ტრენდის, როგორც ჰოდრიკ-პრესკოტის ფოლტრის მიხედვით იდენტიფიცირებული ტრენდის გამოყენებას. მოცემული ტესტის შედეგად მიღებული დეტერმინირებული ცვლადისთვის ერთეულოვანი ფესვის პროცედურის ჩატარების შემდეგ ნარჩენობითი წევრის შესწავლის შედეგების მიხედვით, ორვე ცვლადი თეთრი ხმაურით ხასიათდება, ამასთან არადესეზონირებული დეტერმინირებული C-ს ნარჩენობითი წევრისთვის ხარკ-ბერის (Jarque-Bera) სტატისტიკის ალბათობის მაჩვენებელი 0,44-ია, ხოლო YH-ს ნარჩენობითი წევრისთვის – 0,88.

10.წინამდებარე კვლევაში ტესტირება განხორციელდა ორივე მიდგომით.

DF-GLS- ტესტი	სპეციფიკაცია	T,0	T,0	T,0	T,0	T,0	C,0	T,4	T,3
	DF-GLS - სტატისტიკა	-2.087	-9.681	-0.859	-9.871	-2.58	-9.82	-0.927	-3.148
	კრიტიკული მნიშვნელობები	-3.135	-3.138	-3.135	-3.138	-3.135	-1.945	-3.04	- 2.851 ¹¹
KPSS- ტესტი	სპეციფიკაცია	T	C	T	C	T	C	T	C
	KPSS - სტატისტიკა	0.213	0.146	0.25	0.454	0.21	0.37	0.251	0.38
	კრიტიკული მნიშვნელობები	0.146	0.463	0.146	0.463	0.146	0.463	0.146	0.463
შედეგი		I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)

ცხრილი №2.

ერთეულოვანი ფსვის ტესტები (Perron89, Perron97, SP, HP-Trend-Test)

ტესტები		დესეზონირებული ცვლადები		არადესეზონირებული ცვლადები	
		C	YH	C	YH
Perron89- ტესტი ¹²	სპეციფიკაცია	DU+DT+T	DU+DT+T	DU+DT+T	DU+DT+T
	Perron89 -სტატისტიკა ¹³	-4.37	-3.37	-5.27	-4.07
	კრიტიკული მნიშვნელობები	-4.22	-4.22	-4.22	-4.22
Perron97- ტესტი	სპეციფიკაცია	DU+DT+T	DU+DT+T	DU+DT+T	DU+DT+T
	Perron97 -სტატისტიკა ¹⁴	-5.31	-6.08	-5.97	-4.63
	კრიტიკული მნიშვნელობები	-4.42	-4.42	-4.42	-4.42
SP-ტესტი	სპეციფიკაცია	t+t ³ +t ⁴	t+ t ² +t ³ +t ⁴	t+t ³ +t ⁴	t+t ²
	SP -სტატისტიკა ¹⁵	-4.349	-4,79	-5.162	-5,422

11.10%-იანი მნიშვნელოვნების დონისათვის.

12.პერონის ტესტში გარდატეხის ეგზოგენურ თარიღად აღებულ იქნა 2003 წლის მესამე კვარტალი(აღნიშნული თარიღის აღება უკავშირდება იმ პერიოდში საქართველოში მომხდარ პოლიტიკურ ცვლილებებს). ტესტში ლაგების შერჩევა განხორციელდა შვარცის კრიტერიუმის მიხედვით.

13.ნარჩენობითი წევრისათვის ($\epsilon_t = \alpha \cdot \epsilon_{t-1} + \epsilon_t$) სხვადასხვა ტრენდის განტოლებების ტესტირებისათვის შერჩეულ იქნა შემდეგი პოლინომიალური ტრენდი: დესეზონირებული C-სთვის $\alpha=0.54$, ხოლო ნარჩენობითი წევრის (ϵ_t) მახასიათებელი სტატისტიკების მიხედვით ის არ მიეკუთვნება ARMA პროცესს და წარმოადგენს სტაციონალურ პროცესს, რომლისთვისაც ხარკ-ბერის სტატისტიკის ალბათობის მაჩვენებელი 0,02-ია. არადესეზონირებული C-სთვის $\alpha=0.40$, ხოლო ნარჩენობითი წევრის (ϵ_t) მახასიათებელი სტატისტიკების მიხედვით ის თეთრი ხმაურის ტიპის სტაციონალური პროცესია, რომლისთვისაც ხარკ-ბერის სტატისტიკის ალბათობის მაჩვენებელი 0,24-ია.

14.ტრენდის გარდატეხის ოპტიმალური თარიღი (რომლისთვისაც t_α სტატისტიკები მინიმალური იყო) დესეზონირებული C-სთვის და არადესეზონირებული C-სთვის გამოვიდა 2005 წლის მესამე კვარტალი; არადესეზონირებული YH-სთვის – 2005 წლის პირველი კვარტალი; ხოლო დესეზონირებული YH-სთვის – 2008 წლის მეორე კვარტალი.

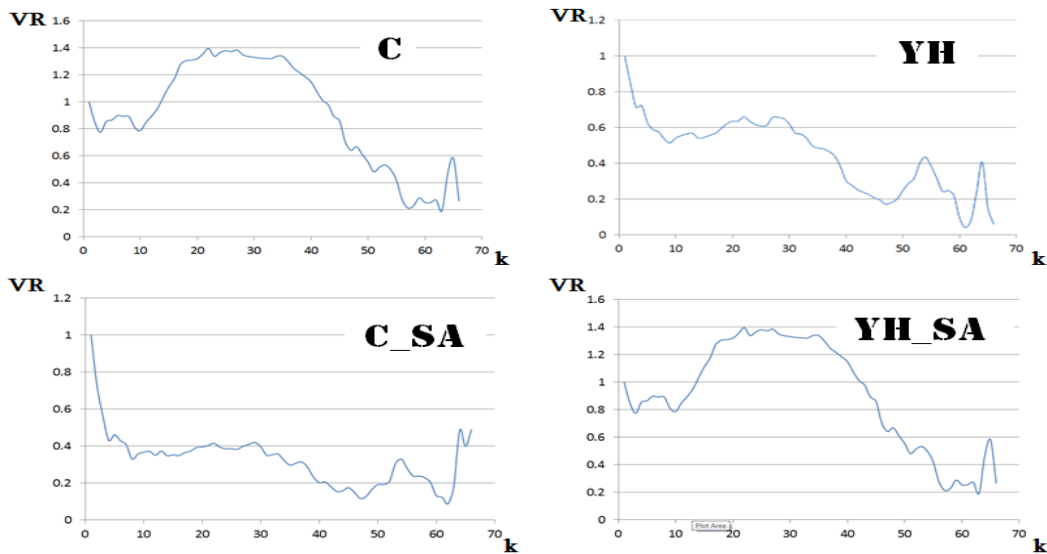
15.ტრენდისათვის (შმიდტის-ფილიფსის კრიტერიუმი $x_t = \alpha + T + w_t$; სადაც $w_t = \beta \cdot w_{t-1} + \epsilon_t$) სხვადასხვა განტოლებების ტესტირების დროს: დესეზონირებული C-სთვის, $\beta=0.54$, ხოლო ნარჩენობითი წევრის (ϵ_t) მახასიათებელი სტატისტიკების მიხედვითის არ მიეკუთვნება ARMA პროცესს და წარმოადგენს სტაციონალურ პროცესს, რომლისთვისაც ხარკ-ბერის სტატისტიკის ალბათობის მაჩვენებელი 0,00-ია; დესეზონირებული YH-სთვის, $\beta=0,49$, ხოლო ნარჩენობითი წევრის (ϵ_t) მახასიათებელი სტატისტიკების მიხედვით ის არ მიეკუთვნება ARMA პროცესს და წარმოადგენს სტაციონალურ პროცესს, რომლისთვისაც ხარკ-ბერის სტატისტიკის ალბათობის მაჩვენებელი 0,02-ია; არადესეზონირებული C-სთვის $\beta=0.39$, ხოლო ნარჩენობითი წევრის (ϵ_t)

	კრიტიკული მნიშვნელობები	-3.11	-3.11	-3.11	-3.11
HP-Trend-ტესტი	სპეციფიკაცია ¹⁶	-	-	N,0	N,6
	HP-Trend -სტატისტიკა	-	-	-5.735	-5.452
	კრიტიკული მნიშვნელობები	-	-	-1.945	-1.946
	შედეგი	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)

სტაციონარობის ანალიზის დროს ტესტების პირველი ჯგუფის (ADF, PP, DF-GLS, KPSS) მიხედვით დაბეჯითებით მტკიცდება, რომ შინამეურნეობების მოხმარება და განკარგვადი შემოსავალი ორივე პირველი რიგის ინტეგრაციული პროცესებია. ტესტების მეორე ჯგუფის (Perron89, Perron97, SP, HP-Trend-Test) მიხედვით, სადაც დაშვება გაკეთდა ტრენდის არაწრფივობაზე, პროცესი დახასიათდა, როგორც ტრენდის მიმართ სტაციონალური. კობრეინის პროცედურის მიხედვით (დიაგრამა №2) დროითი მწკრივების TS-პროცესისთვის ან DS-პროცესისთვის მიკუთვნება საკმაოდ რთულია.

დიაგრამა №2.

კობრეინის პროცედურა¹⁷



ჩვენმა ანალიზმა დაგვარწმუნა, რომ დროითი მწკრივების TS-პროცესად ინტერპრეტირება არაწრფივი ტრენდის პირობებში საფუძველს მოკლებული არ არის.

მახასიათებელი სტატისტიკების მიხედვით ის თეთრი ხმაურის ტიპის სტაციონალური პროცესია, რომლისთვისაც ხარკ-ბერის სტატისტიკის ალბათობის მაჩვენებელი 0,67-ია; არადესეზონირებული YH-სთვის $\beta=0,36$, ხოლო ნარჩენობითი წევრის (ε_t) მახასიათებელი სტატისტიკების მიხედვით ის AR(4) ტიპის სტაციონალური პროცესია, რომლისთვისაც ხარკ-ბერის სტატისტიკის ალბათობის მაჩვენებელი 0,50-ია.

16.სპეციფიკაცია ეფუძნება დეტრენდირებული განტოლების მიმართ გამოყენებულ გაფართოებულ დიკი-ფულერის ტესტს.

17.კობრეინის პროცედურაში $VR_k=V_k/V_1$, სადაც $V_k=1/k \times D(x_t - x_{t-k})$, VR (variance ratio) - მწკრივის დისპერსია k ლაგისათვის (Cochrane 1988, გვ. 917).

აღნიშნულიდან გამომდინარე მაკროეკონომიკური დროითი მწკრივების TS ან DS მწკრივებად იდენტიფიცირების პრობლემას შემდეგ გარემოებამდე მივყავართ: მაკროეკონომიკური ცვლადების უმრავლესობა პირდაპირ ან ირიბად დამოკიდებულია ეკონომიკური ზრდის განმაპირობებელ ფაქტორებზე, რომლებსაც მსაზე გრძელვადიანი და საშუალოვადიანი გავლენა აქვთ, რაც დროითი მწკრივის გრძელვადიან ტრენდს აყალიბებს, შესაბამისად მათი ინტერპრეტირება შემთხვევით ხეტიალის ტიპის პროცესად არ არის მართებული. ამასთან თავად ტრენდი შესაძლოა განიცდიდეს ისეთი ინსტიტუციური ხასიათის შეზღუდვებს, რომელთა ცვლილებაც გავლენას ახდენს მის მდგომარეობაზე, აგრეთვე ტრენდს შესაძლოა ჰქონდეს არა სიჩქარის დახასიათების თვისება არამედ სიჩქარის ან/და აჩქარების ცვლილების რომელიც, სხვადასხვა ფაქტორთა მოქმედების ძალით, შესაძლოა ზრდის აჩქარების, ზრდის შენელების ან კლების ტენდენციაში გამოიხატოს. ამიტომ არასტაციონალური დროითი მწკრივი შესაძლოა შემთხვევითი ხეტიალის პროცესით არ ხასიათდებოდეს, მაგრამ მათი ინტერპრეტირება ასეთი ტიპის პროცესად ტრენდის ტრაექტორიით იყოს განპირობებული.

2. ტრენდის და ციკლის ანალიზი

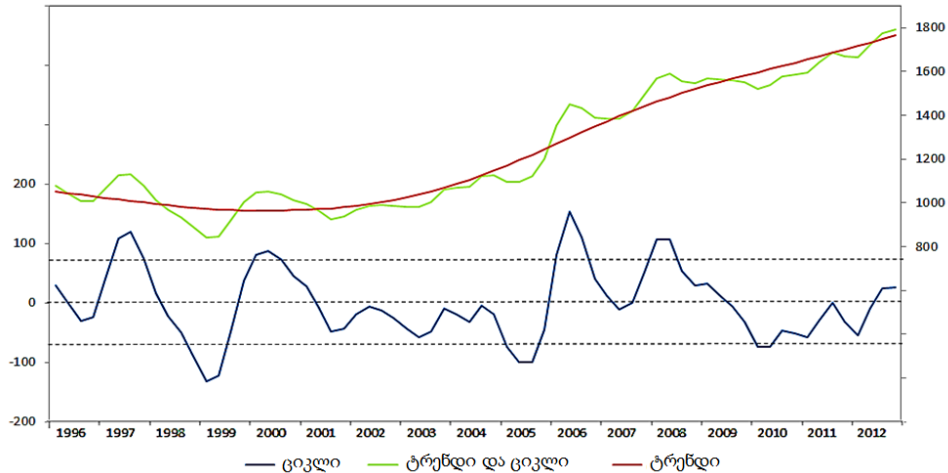
მოხმარებასა და დანაზოგებზე, გარდა სისტემატურად მოქმედი ფაქტორებისა, მოქმედებს სხვადასხვა ფაქტორებიც, რომლებსაც არასისტემატური ხასითი გააჩნიათ, (ბუნებრივი კატაკლიზმები, ომები, ეკონომიკური კრიზისები სხვა ქვეყნებში და ა.შ.)რომელთაც შესაძლოა, როგორც მოულოდნელი ისე მოსალოდნელი ეგზოგენური შოკის სახე ჰქონდეთ. ამ ტენდენციებისა და შოკების დაკვირვებისათვის განხორციელდა შინამეურნეობების მოხმარების მაჩვენებლის დეკომპოზიცია X12 მეთოდის გამოყენებით, ხოლო ტრენდის იდენტიფიცირება განხორციელდა ჰოდრიკ-პრესკოტის¹⁸ ფილტრის გამოყენებით:

დიაგრამა №3-ში მოცემულია ტრენდის და ციკლის კომპონენტები. აღნიშნული დიაგრამა იძლევა ტრენდის ტრაექტორიის სამ ნაწილად დაყოფის შესაძლებლობას: 1. 1996 წლიდან 2002 წლამდე პერიოდი, როცა ტრენდი აღმავალი ტენდენციით ხასიათდება; 2. 2002 წლიდან 2008 წლამდე პერიოდი, როცა ტრენდი აღმავალი ტენდენციით ხასიათდება და 3. 2008 წლიდან 2012 წლამდე, როცა ტრენდი აღმავალი ტენდენციით ხასიათდება თუმცა შემცირებულია მისი დახრის კუთხე.

18. რობერტ ჯეიმს ჰოდრიკის (Robert James Hodrick) და ედვარდ პრესკოტის (Edward Prescott) მიერ შემუშავებული ფილტრი დროითი მწკრივის გრძელვადიან ტრენდის მოსწორებული შეფასებების შესაძლებლობას იძლევა.

დიაგრამა № 3.

შინამეურნეობების მიმდინარე მოხმარების დეკომპოზიცია (ტრენდი და ციკლი)



რეალური მიმდინარე მოხმარების ტრენდის დაკვირვების დროს ვაკვირდებით რამდენიმე არასისტემატურ ეგზოგენურ შოკს (დიაგრამა №3), რომელთა შორისაც იდენტიფიცირდება 3 მნიშვნელოვანი უარყოფითი შოკი: 1) 1998:2¹⁹ და 1999:2 - რეცესია თურქეთში და რუსეთის ფინანსური კრიზისი²⁰; 2) 2005:1 და 2005:3 - 2005 (რომელიც 2006 წელს გაფართოვდა) წელს, რუსეთის ემბარგო საქართველოს სოფლის მეურნეობის პროდუქციაზე; 3) 2009:4 და 2010:2 - 2008 წლის ციკლი, რუსეთ-საქართველოს ომის და მსოფლიო ეკონომიკურ კრიზისი.

მოდელში ვაკვირდებით დადებით შოკებსაც: 1) 1997:1 და 1997:4 - პოსტკრიზისული 90-იანი წლების შემდგომი ბუმი; 2) 2006:1, 2006:2, 2008:1 და 2008:2 - სამომხმარებლო ხარჯების სწრაფი ზრდა²¹.

აღსანიშნავია, რომ საქართველოში 2005 წლიდან ადგილი აქვს ეკონომიკური ტენდენციის მნიშვნელოვან ცვლილებას, იცვლება, როგორც ტრენდის დახრის კუთხე ისე შეიმჩნევა თავად ტრენდის გადაადგილებაც. ეს არის პერიოდი, როცა იწყება მასობრივი პრივატიზაცია; ფინანსური სექტორის განვითარება; უცხოური ინვესტიციების შემოდინება, რასაც დადებითი შოკის ხასითი და დიდი მასტიმულირებელი ეფექტი ჰქონდა, რადგან გაიზარდა შინამეურნეობების მოხმარება უმეტესად იმპორტირებული პროდუქციის

19. აქ და შემდგომშიც კვარტლურ მონაცემებს აღნიშნავს.

20. 1999 წელს ინფლაციამ რუსეთში 72.34% შეადგინა, ხოლო მშპ შემცირდა 5,3%-ით. თურქეთში კი ინფლაცია 81,45% იყო და მშპ შემცირდა 3,37 %-ით. ეროვნული ვალუტის გაუფასურებამ თურქეთში და რუსეთში, (რომლებიც მაგ პერიოდში საქართველოს უმსხვილესი სავაჭრო პარტნიორ ქვეყნებს წარმოადგენდნენ), გააუარესა საქართველოსა და ამ ქვეყნებს შორის სავაჭრო პირობები, რამაც ხელი შეუწყო აღნიშნული ქვეყნებიდან უარყოფითი შოკის ექსპორტს საქართველოში.

21. აღსანიშნავია რომ ჰოდრიკ-პრესკოტის ფილტრის საშუალებით ვერ გამოვლინდა, ისეთი შოკი, როგორც არის 2007 წლის შემოდგომის მანიფესტაციები, რომელსაც შესაძლოა ქვეყანაში არაპროგნოზირებადი გარემო და საზოგადოებაში მომავლისადმი პესიმისტური მოლოდინი განვირობებინა, რაც თავის მხრივ შეცვლიდა მოსახლეობის სამომხმარებლო ქცევას. სანაცვლოდ 2008 წლის დასაწყისში აქტივობის ზრდას ვაკვირდებით.

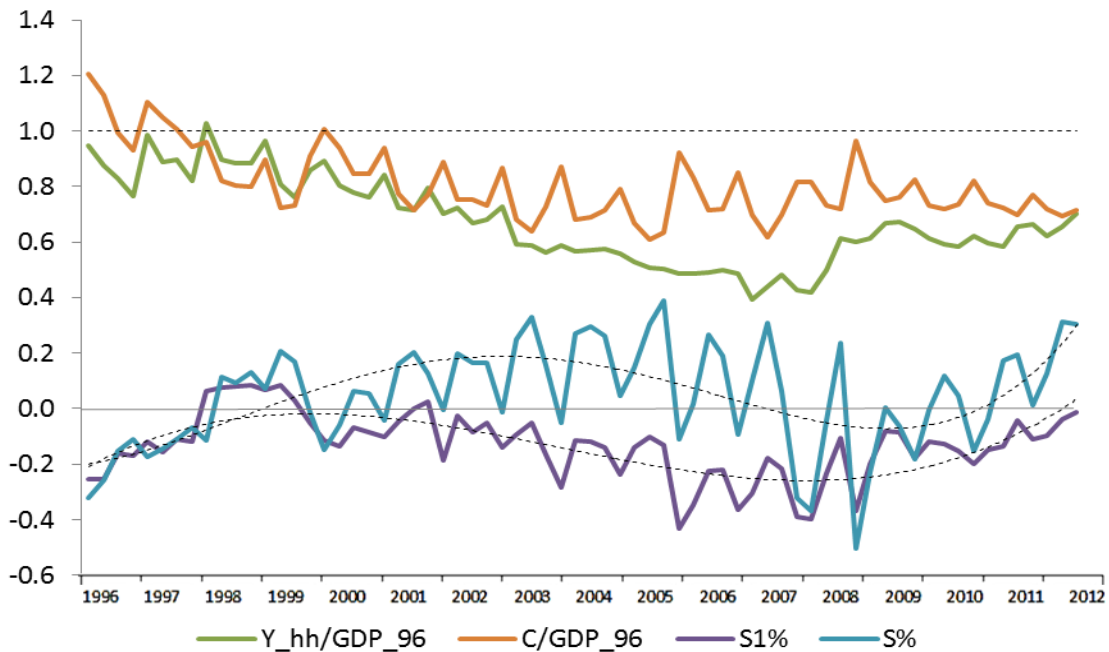
მოხმარების ხარჯზე. 2005 წლიდან საქართველოს ეკონომიკის განვითარება თვისობრივად ახალ მდომარეობაში გადადის. Perron97 ტესტის მიხედვით ოპტიმალური ტრენდის ანალიზის დროსაც სწორედ 2005 წელი იდენტიფიცირდა ტრენდის გარდატეხის პერიოდად. თუმცა ჰოდრიკ-პრესკოტის ფილტრი 2002-2003 წლებზე მიგვითითებს, ამიტომ აღნიშნული პერიოდის იდენტიფიცირება დამატებით კვლევას საჭიროებს გრძელი და მოკლევადიანი პერიოდების მაკროეკონომიკური თეორიის მიხედვით დასაბუთების თვალსაზრისით.

3. გრძელვადიანი და მოკლევადიანი პერიოდების იდენტიფიკაცია

გრძელვადიანი და მოკლევადიანი პერიოდების და ეფექტების იდენტიფიცირების მიზნით გაანალიზდა შინამეურნეობების რეალური მოხმარების და განკარგვადი შემოსავლის, დანაზოგის, საწარმოების წმინდა მოგების და წმინდა ინვესტიციების საშუალო და ფარდობითი მაჩვენებლები.

დიაგრამა № 4.

შინამეურნეობების განკარგვადი შემოსავლის, მიმდინარე მოხმარების და დანაზოგების ფარდობითი მაჩვენებლები

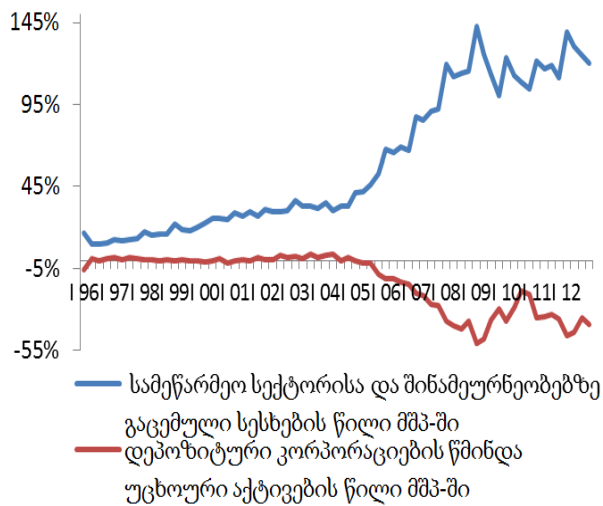


საგულისხმოა, რომ ზემოთხსენებული 2005 წლის შემდგომ საქართველოში ეკონომიკური ტენდენციის ცვლილების ფონზე ერთობლივი დანაზოგების ნორმა მცირდება და მას ტენდენციის სახე აქვს (დიაგრამა №4). დანაზოგების ეს შემცირება, მართალია, ეკონომიკაში სახელმწიფო ზომის ზრდის ფონზე ხდება, მაგრამ თავად სახელმწიფო ზომის ზრდა არა ექსპანსიური ფისკალური პოლიტიკის ხარჯზე, არამედ ეკონომიკური ზრდისა და ფისკალური ადმინისტრირების გაუმჯობესების ხარჯზე მოხდა. ამასთან ადგილი აქვს 2002

წლიდან შინამეურნეობების განკარგავადი შემოსავლის პერმანენტულ ჩამორჩენას შესაბამისი პერიოდის მოხმარების მაჩვენებლისაგან. აღნიშნული თავისებურებების გათვალისწინებით შეიძლება ითქვას, რომ: 1. შინამეურნეობების მოხმარების დაფინანსების დამატებით წყაროს წარმოადგენდა: ჩრდილოვან ეკონომიკიდან მიღებული შემოსავლები (მაგალითად საწარმოთა მოგებიდან არაიდენტიფიცირებადი შემოსავლები), საფინანსო სექტორი, შინამეურნეობების ქონების სექტორი; 2. ეკონომიკური ზრდის ფონზე შინამეურნეობების შემოსავლებში დანაზოგების წილის შემცირება ეკონომიკური ზრდის ხასიათის ახსნის საშუალებას იძლევა, კერძოდ თვალსაჩინოა, რომ ფინანსური სექტორის ზრდა ამ თვალსაზრისით მნიშვნელოვანი ფაქტორია, რაც იმას ნიშნავს, რომ ეკონომიკის სტიმულირების განმაპირობებელი ფაქტორების მნიშვნელოვანი წილი მონეტარული ფაქტორებზე მოდის (დიაგრამა №5 და №6), რომელთა მნიშვნელოვანი ნაწილი უცხოური აქტივებით ფინანსდება.

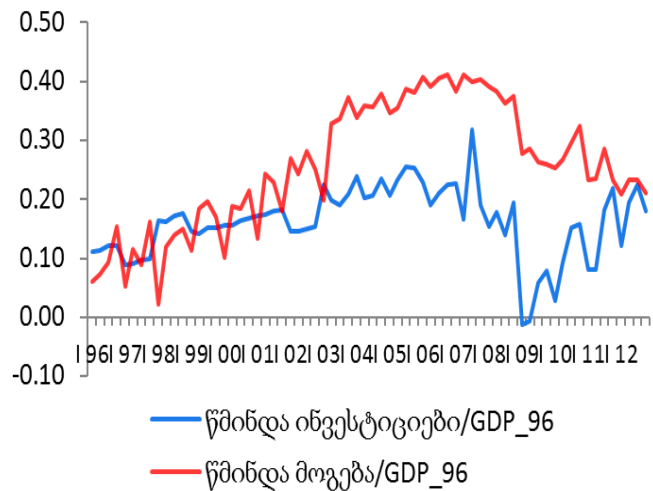
დიაგრამა №5

წმინდა ინვესტიციების და წამინდა მოგების თანაფარდობა რეალურ მშპ-თან



დიაგრამა №6.

შინამეურნეობების დაფინანსება და ფინანსური სექტორი



მოხმარებაზე ზემოქმედი ფაქტორების ანალიზისათვის აუცილებელია მისი მოკლევადიანი და გრძელვადიანი პერიოდში ანალიზი, რის შესაძლებლობას იძლევა ცხრილი №3.

ცხრილი №3.

მოხმარების ფუნქციის ძირითადი მახასიათებელი სტატისტიკები

	C/Y_hh	C/GDP	Y_hh /GDP	(C+G ²²)/GDP	C _{av}	Y_hh _{av}	ΔC _{av} /ΔY_hh _{av}
1996-00	1.179	0.932	0.791	1.028	1004	937	
2001-04	1.265	0.762	0.607	0.87	1012	879	0.14
2005-08	1.638	0.74	0.457	0.939	1378	912	11.09
2009-12	1.302	0.761	0.587	0.965	1634	1369	0.56

პირველი, 1996-2000 წლებიდან 2001-2004 წლამდე შინამეურნეობების მოხმარების საშუალო მაჩვენებელი უმნიშვნელოდ იცვლება, მაშინ როცა შინამეურნეობების განკარგვადი (საშუალო) შემოსავალი 58 მლნ. ლარით მცირდება. ამ პერიოდში შემოსავლის ცვლილებაზე მოხმარების მაჩვენებელი უმნიშვნელოდ რეაგირებს, თუმცა მოხმარებისადმი საშუალო მიდრეკილება იზრდება. ეს კი იმას ნიშნავს, რომ ამ პერიოდში მოხმარების მაჩვენებელი ნაკლებად იყო დამოკიდებული მიმდინარე განკარგვად შემოსავლებზე. რატომ არ იქონია მოხმარების მაჩვენებელზე შემოსავლის შემცირებამ გავლენა? შემოსავლის შემცირებამ შესაძლოა შეცვალა მოხმარების სტრუქტურა, ვინაიდან დანაზოგების განხორციელება ნაკლებად მიმზიდველი იყო შინამეურნეობებისათვის გრძელვადიანი საგნების შეძენის მიზნით, რის გამოც მოხმარებისადმი უპირატესობა დანაზოგებთან შედარებით გაიზარდა. აღნიშნულიდან გამომდინარე შეგვიძლია დავასკვნათ, რომ ამ პერიოდში ადგილი ჰქონდა მოხმარების მრუდზე გადაადგილებას და ეკონომიკაში მოკლევადიანი ხასიათის ცვლილებებს.

მეორე, 2001-2004 წ.წ. პერიოდიდან 2005-2008 წ.წ. პერიოდზე გადასვლის დროს შინამეურნეობების მოხმარების საშუალო მაჩვენებელი მნიშვნელოვნად იცვლება (≈366 მლნ. ლარით), შინამეურნეობების განკარგვადი საშუალო შემოსავალი კი ≈33 მლნ. ლარით გაიზრდება, ასევე ადგილი აქვს მოხმარებისადმი საშუალო მიდრეკილების მნიშვნელოვან ზრდას. ეს კი იმაზე მიუთითებს, რომ ადგილი აქვს მოხმარების მრუდის გადაადგილებას. ეს ნათლად ჩანს 1996-2000 წლების პერიოდის და 2005-2008 წლების პერიოდის რეალური განკარგვადი საშუალო შემოსავლის და შინამეურნეობების რეალური საშუალო მოხმარების მაჩვენებლების შედარებით. შემოსავლების დონეები თითქმის თანაბარია, ხოლო მოხმარების მაჩვენებელი 2005-2008 წლებში მნიშვნელოვნად მაღალია. აღნიშნულიდან გამომდინარე შეგვიძლია დავასკვნათ, რომ ამ პერიოდში ადგილი ჰქონდა მოხმარების მრუდის გადაადგილებას, მოხმარებისადმი ზღვრული მიდრეკილების ზრდას და ეკონომიკაში სტრუქტურული ხასიათის ცვლილებებს.

მესამე, 2005-2008 წლებიდან 2009-2012 წლამდე შინამეურნეობების მოხმარების საშუალო მაჩვენებელი ისევე, როგორც შინამეურნეობების განკარგვადი საშუალო

22.G-სახელმწიფო მოხმარება.

შემოსავალი მნიშვნელოვნად იცვლება, ადგილი აქვს მოხმარებისადმი საშუალო მიდრეკილების შემცირებას. მაშასადამე ადგილი აქვს მოხმარების მრუდზე გადაადგილებას და ეკონომიკაში მოკლევადიანი ხასიათის ცვლილებებს. ეს უკანასკნელი პერიოდი მნიშვნელოვნად განსხვავდება 1996-2004 წლების პერიოდისაგან, ვინაიდან ამ პერიოდში მიმდინარე შემოსავლები მნიშვნელოვანი ფაქტორი ხდება მოხმარების დაფინანსებისათვის, ამასთან ეკონომიკა სტაბილიზირდება ახალი სამომხმარებლო ქცევის (მოხმარებისადმი ზღვრული მიდრეკილების) მიმართ.

ცხრილ №3-ი ოთხი ერთმანეთისაგან განსხვავებული პერიოდის ერთმანეთთან შედარების საშუალებას გვაძლევს. 1996-2004 წლების პერიოდი შეგვიძლია განვიხილოთ, როგორც ერთი გრძელვადიანი პერიოდი, როცა ეკონომიკა საერთო მახასიათებლებით ხასიათდებოდა, ხოლო ცვლილებები ამ პერიოდის შიგნით მოკლევადიან მოხმარების მრუდზე გადაადგილების გამოვლინებებია. 2005-2012 წლებში კი ადგილი აქვს გრძელვადიანი ეკონომიკური პირობების ცვლილებას. თუ პირველ და მესამე პერიოდს ერთმანეთს შევადარებთ ისინი მნიშვნელოვანწილად ჰგვანან ერთმანეთს, თუმცა მათ შორის თვისობრივი განსხვავებაა. მაღალი ფარდობითი მოხმარების განმაპირობებელი უმნიშვნელოვანესი ფაქტორი პირველ პერიოდში საგარეო ვალი იყო,მესამე პერიოდში კი უცხოური ფულადი ნაკადები და პირდაპირი უხოური ინვესტიციები.

ცხრილი № 4.

შინამეურნეობების საშუალო თვიური ხარჯების სტრუქტურა

	1997-2000	2001-2004	2005-2008	2009-2011
	(I პერიოდი)	(II-პერიოდი)	(III-პერიოდი)	(IV-პერიოდი)
სამომხმარებლო ხარჯები/სულ ხარჯები	0.94	0.88	0.89	0.84
კვების ხარჯები/სულ ხარჯები	0.35	0.33	0.35	0.28
კვების ხარჯები/სამომხმარებლო ხარჯები	0.37	0.38	0.39	0.33
არასამომხმარებლო ხარჯები/სულ ხარჯები ²³	0.06	0.12	0.11	0.15
დანაზოგები და ქონების შემეხაზე ხარჯები/სულ ხარჯები (S2)	0.05	0.09	0.06	0.1
დანაზოგები/სულ ხარჯები (S1)	0.05	0.07	0.05	0.07
ფულადი ხარჯები/სულ ხარჯები	0.68	0.74	0.82	0.86

თავად შინამეურნეობების მიერ მიმდინარე მოხმარების დაფინანსებაში (ცხრილ №4²⁴), საკმაოდ მნიშვნელოვანი წილი არაფულად ხარჯებს უჭირავს. განსაკუთრებით ეს ეხება

23.შინამეურნეობების გამოკვლევის ფარგლებში არასრულად არის მოცემული გრძელვადიანი მოხმარების საგნებზე შინამეურნეობების მიერ გაწეული ხარჯები. რაც გრძელვადიან და მოკლევადიანი მოხმარების საგნებს შორის თანაფარდობის დაკვირვებას ართულებს.

პირველ ორ პერიოდს, როცა მათი წილი 32% და 26% იყო, ამასთან აღსანიშნავია რომ ამ პერიოდში იმპორტის საშუალო ხვედრითი წილი მშპ-ში 38,6% იყო. კვების პროდუქტებზე ხარჯებს შინამეურნეობების ხარჯების სტრუქტურაში სტაბილური ხვედრითი წილი უჭირავს.

სამომხმარებლო ხარჯებში მნიშვნელოვანი სტრუქტურული ცვლილებას ადგილი აქვს 2005-2011 წლებში, როცა ადგილი ჰქონდა ფულადი ხარჯების მნიშვნელოვნების ზრდას, აგრეთვე შემოსავლის ეფექტის გავლენით შემცირებულია კვების ხარჯების წილი მთლიან ხარჯებში და გაზრდილია არასამომხმარებლო ხარჯების წილი. აღნიშნული ამყარებს ჩვენს მიერ ზემოთ გამოთქმულ მოსაზრებას გრძელვადიანი ეკონომიკური პირობების ცვლილებასთან დაკავშირებით.

ცხრილ №5-ში ²⁵ მოცემულია საშუალო დანაზოგების ნორმა (დანაზოგების თანაფარდობა მშპ-სთან), რომელიც პროცენტულ მაჩვენებლებშია გამოსახული. სადაც S_1 =შინამეურნეობების დანაზოგებს, S_2 = S_1 +შინამეურნეობების ხარჯები ქონების შეძენაზე, S_3 = S_2 +სახელმწიფო დანაზოგები (Hadjimatheou 1987, გვ. 21).

ცხრილი №5

დანაზოგების თანაფარდობა მშპ-სთან

	S ₁	S ₂	S ₃
1997-00	4,4	4,4	-3,3
2001-04	5,6	7,4	5,7
2005-08	3,6	4,8	7,7
2009-11	8,5	12,2	-1,6

ცხრილ №5-ში მოცემული დანაზოგების სამივე მაჩვენებელი, საკმაოდ დაბალია. შიდა დანაზოგების დაბალი ნორმა საკმარისი არ არის კაპიტალის მარაგების მდგრადი დონის უზრუნველსაყოფად, 2009 წლის შემდეგ S_1 და S_2 მაჩვენებლები მნიშვნელოვნად გაიზარდა, თუმცა იმის გათვალისწინებით, რომ 2005-2008 წლებში ეკონომიკური აქტივობა უმეტეს წილად მონეტარული ფაქტორებით განისაზღვრებოდა (საზღვარგარეთის მიმართ ახალი ფინანსური ვალდებულებების წარმოქმნით) 2009 წლის შემდეგ ამ ფაქტორის მოქმედება შესუსტდა და შინამეურნეობების განკარგავდი შემოსავლების ზრდის ძალით გაიზარდა დაზოგვისადმი მიდრეკილება. ეკონომიკის სტრუქტურული ცვლილების შინაარსი ამ კონტექსტში იმაში მდგომარეობას, რომ საოჯახო მეურნეობების დაზოგვის ნორმაზე გავლენას ახდენს რეალური შემოსავლების დონე, ვინაიდან დაზოგვის ერთ-ერთი

24. მაჩვენებლები ეყრდნობა საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახურის შინამეურნეობების საშუალო თვიური შემოსავლებისა და ხარჯების მონაცემებს.

25. S_1 და S_2 გაანგარიშებულია შინამეურნეობების საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახურის შინამეურნეობების საშუალო თვიური შემოსავლებისა და ხარჯების მონაცემების საფუძველზე, ხოლო S_3 წარმოადგენს ეროვნულ ანგარიშთა სისტემის მიხედვით გაანგარიშებულ მაჩვენებელს, რომლის გაანგარიშებას საფუძველად უდევს წმინდა ეროვნულ განკარგვად შემოსავალსა და საბოლოო მოხმარებაზე გაწეულ ხარჯებს შორის სხვაობა.

მნიშვნელოვანი მოტივაცია არის გრძელვადიანი მოხმარების საგნების შექმნა, დაბალი შემოსავლის პირობებში კი შინამეურნეობებს დანაზოგების განხორციელება უპერსპექტივოდ ეჩვენებათ. მაგალითად, საქართველოში შემოსავლების უთანაბრო განაწილების პირობებში საზოგადოების ერთ ჯგუფს აქვს შესალებლობა შეიძინოს მცირე ფასიანი ძირითადი საშუალებები, მეორე ჯგუფს საშუალო ფასიანი და მესამე ჯგუფს მაღალ ფასიანი გრძელვადიანი მოხმარების საგნები. პირველი ჯგუფისათვის ძვირადღირებული გრძელვადიანი მოხმარების საგნების შექმნისათვის დანაზოგის განხორციელება შეიძლება უპერსპექტივოდ აღმოჩნდეს, დაზოგვის ხანგრძლივობის, შემოსავლის სტაბილურობის, ფასების დონის ცვლილების, საფინანსო სექტორის განუვითარებლობისა და სხვა ფაქტორების გამო, ამიტომ უპირატესობა მოხმარებას მიანიჭოს. ამასთან, შინამეურნეობების ქცევა გაეზარდათ დაზოგვისადმი მიდრეკილება 2009-2011 წლების პერიოდში მნიშვნელოვან წილად განპირობებული უნდა იყოს შემოსავლების დონის ზრდის და შემოსავლების დასტაბილურების მოლოდინის არსებობით. აღნიშნულიდან გამომდინარე შეიძლება ითქვას, რომ 1996-2004 წლების პერიოდიდან 2009-2012 წლის პერიოდზე ადგილი ჰქონდა ერთი გრძელვადიანი წონასწორობის მდგომარეობიდან მეორე წონასწორობის მდგომარეობაში გადასვლას.

4. საანალიზო დროითი მწკრივების შემოწმება კონტეგრაციაზე

კიდევ ერთი საკითხი რასაც უნდა შევეხოთ ეს არის ცვლადების კონტეგრაციის საკითხი. იქდან გამომდინარე, რომ დროითი მწკრივის სტაციონალურობის ტესტები საანალიზო დროითი მწკრივების იდენტიფიცირებას ახდენენ, როგორც არასტაციონალურ დროით მწკრივებად, თავს იჩენს მცდარი (პარაზიტული) რეგრესიის პრობლემა. მცდარი რეგრესიის განმაპირობებელი ზოგ შემთხვევაში შეიძლება იყოს: ცვლადებში კორელირებული წრფივი დეტერმინირებული ტრენდების ან არასრული დაკვირვებების რაოდენობის წერტილების არსებობის შედეგი²⁶.

სტაციონალურობის პირველი ჯგუფის ტესტების გათვალისწინებით მივიღეთ, რომ დროითი მწკრივები წარმოადგენენ პირველი რიგის ინტეგრირებულ სტაციონალურ დროით მწკრივებს, მათ შორის კონტეგრაციული კავშირის არსებობის შემთხვევაში მათი წრფივი კომბინაციის შემდეგ არსებული ნარჩენობითი წევრი უნდა წარმოადგენდეს თეთრი ხმაურის (white noise) ტიპის პროცესს. ამ გარემოების შემოწმების მიზნით გამოყენებულ იქნა ენგელ-გრენჯერის (Engle-Granger) და იოჰანსენის ტესტები.

ენგელ-გრენჯერის ტესტის მიხედვით შინამეურნეობების მოხმარებასა და შინამეურნეობებს განკარვად შემოსავლებს შორის უნდა არსებობდეს წრფივი კომბინაცია, რომლის ნარჩენობითი წევრიც იქნება თეთრი ხმაური. კონსტანტით, ტრენდის გარეშე აგებული მოდელისათვის (ცხრილი №6) ნარჩენობითი წევრი არ წარმოადგენს სტაციონალურ

26. მაკროეკონომიკურ ცვლადებთან დაკავშირებით ყოველთვის გვაქვს არასრული დროითი მწკრივ(ებ)ის დაკვირვების პრობლემა, განსაკუთრებით ეს საკითხი მწვავედ დგას პოსტკომუნისტური გარდამავალი პერიოდის ეკონომიკის მქონე ქვეყნებში სადაც გრძელვადიანი პერიოდის შესახებ მნიშვნელოვანი და საიმედო სტატისტიკური მონაცემები არ არსებობს.

პროცესს (დიაგრამა №7). ნარჩენობითი წევრის მიმართ ჩატარებული დიკი ფულერის ტესტის მიხედვით იგი არასტაციონალურია (ცხრილი №7).

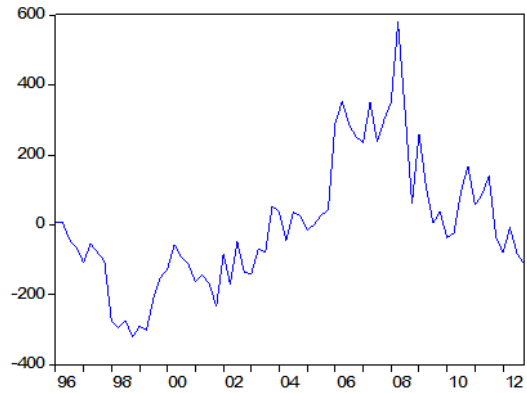
ცხრილი № 6.

ენგელ-გრეინჯერის ტესტი

Dependent Variable: CONS_SA				
Method: Least Squares				
Date: 04/28/13 Time: 12:08				
Sample: 1996Q1 2012Q4				
Included observations: 68				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YH_SA	1.061429	0.110663	9.591516	0.0000
C	244.2608	106.4663	2.294254	0.0250
R-squared	0.582271	Mean dependent var	1241.931	
Adjusted R-squared	0.575942	S.D. dependent var	287.5909	
S.E. of regression	187.2785	Akaike info criterion	13.33204	
Sum squared resid	2314833.	Schwarz criterion	13.39732	
Log likelihood	-451.2894	Hannan-Quinn criter.	13.35791	
F-statistic	91.99718	Durbin-Watson stat	0.263158	
Prob(F-statistic)	0.000000			

დიაგრამა № 7.

ენგელ-გრეინჯერის ტესტი



ცხრილი № 7.

დიკი ფულერის სტატისტიკა

Null Hypothesis: EPS has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.115234	0.0340
Test critical values:		
1% level	-2.599934	
5% level	-1.945745	
10% level	-1.613633	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

კონტეგრაციის ანალიზისათვის გამოყენებულ იქნა იოჰანსენის ტესტი, სადაც უფრო ფართო მოდელთა სპეციფიკაციისთვის შეიძლება განხორციელდეს კონტეგრაციის შემოწმება (ცხრილი №8). თუმცა კონტეგრაციის რანგი ამ ტესტის მიხედვითაც ერთზე ნაკლებია, რაც კონტეგრაციის არარსებობაზე მიუთითებს.

ცხრილი № 8.
ოიჰანსენის ტესტი

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	0	0	0	1
Max-Eig	1	1	0	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	-740.8393	-740.8393	-738.0673	-738.0673	-735.2979
1	-733.2670	-731.8831	-731.2739	-728.1883	-726.1375
2	-733.0103	-731.1722	-731.1722	-725.2551	-725.2551
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	22.57089	22.57089	22.54749	22.54749	22.52418
1	22.46264	22.45100	22.46285	22.39964	22.36780*
2	22.57607	22.58098	22.58098	22.46228	22.46228
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	22.70359*	22.70359*	22.74655	22.74655	22.78959
1	22.72805	22.74959	22.79461	22.76459	22.76592
2	22.97419	23.04545	23.04545	22.99310	22.99310

ოიჰანსენის ტესტით შვარცის კრიტერიუმის მიხედვით კონტეგრაციის რანგი ნულია, ხოლო აკაიკეს კრიტერიუმის მიხედვით ერთი. მთლიანობაში ტესტი არადაამეჯერებლად ამტკიცებს/უარყოფს კონტეგრაციის არსებობას.

კონტეგრაციისათვის ერთ-ერთი მნიშვნელოვანი პირობაა გრენჯერის მიხედვით განპირობებულობის (Granger Causality) არსებობა, სულ მცირე ერთი მიმართულებით მაინც. ამასთან, ცვლადებს შორის სტატისტიკური კავშირის შესწავლის მიზნით სტატისტიკურად განაპირობებს თუ არა ერთ ცვლადი მეორეს, გამოყენებულ იქნა გრენჯერის განპირობებულობის ტესტი (ცხრილი №9). ტესტის მიხედვით ჰიპოთეზა იმის შესახებ, რომ შინამეურნეობების მოხმარება არ განაპირობებს შინამეურნეობების განკარგვად შემოსავლებს არ არის უარყოფილი, ხოლო ჰიპოთეზა შინამეურნეობების განკარგვად შემოსავლები არ განაპირობებს შინამეურნეობების მოხმარებას უარყოფილია. მაშასადამე გრენჯერის განპირობებულობას ადგილი აქვს ერთი მიმართულებით შინამეურნეობების მოხმარებიდან შინამეურნეობების განკარგვად შემოსავლის მიმართულებით და არა პირიქით.

ცხრილი № 9.

გრენჯერის განპირობებულობის ტესტი

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 04/28/13 Time: 11:37			
Sample: 1996Q1 2012Q4			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
CONS_SA does not Granger Cause YH_SA	66	6.62721	0.0025
YH_SA does not Granger Cause CONS_SA		0.69217	0.5044

იმის გათვალისწინებით, რომ საანალიზო პერიოდში ეკონომიკაში ადგილი ჰქონდა სტრუქტურულ ცვლილებებს უნდა ვივარაუდოთ, რომ თუ დროითი მწკრივები პირველი რიგის ინტეგრირებული პროცესებია და ადგილი ჰქონდა მათ საშუალო დონის ცვლილებას, შეიცვალა წონასწორობის პირობები. იმის გათვალისწინებით, რომ სტრუქტურულ ცვლილებას ადგილი ჰქონდა 2005–2012 წლის პერიოდში, მოდელში ჩართულ იქნა ფიქტიური ცვლადი DU. აღნიშნულის გათვალისწინებით ვლებულობთ შემდეგი სახის მოდელს (ცხრილი №10):

ცხრილი № 10.

ენგელ-გრენჯერის ტესტი

Dependent Variable: CONS_SA				
Method: Least Squares				
Date: 04/29/13 Time: 02:23				
Sample: 1996Q1 2012Q4				
Included observations: 68				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YH_SA	0.564261	0.076663	7.360246	0.0000
C	539.3104	66.24898	8.140660	0.0000
DU	366.0389	31.52102	11.61253	0.0000
R-squared	0.864137	Mean dependent var	1241.931	
Adjusted R-squared	0.859956	S.D. dependent var	287.5909	
S.E. of regression	107.6234	Akaike info criterion	12.23827	
Sum squared resid	752881.9	Schwarz criterion	12.33619	
Log likelihood	-413.1011	Hannan-Quinn criter.	12.27707	
F-statistic	206.7112	Durbin-Watson stat	0.815116	
Prob(F-statistic)	0.000000			

ცხრილი № 11.

დიკი ფულერის სტატისტიკა

Null Hypothesis: EPS has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.194997	0.0001
Test critical values:	1% level	-2.599934
	5% level	-1.945745
	10% level	-1.613633

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

აღნიშნული განტოლების ნარჩენობითი, წევრის ტესტირებისას ნარჩენობითი წევრისთვის 5%-იანი მნიშვნელოვნების დონისთვის ჰიპოთეზა არასტაციონალურობის შესახებ უარყოფილია, რომლისთვისაც დიკი-ფულერის კრიტიკული მნიშვნელობა 3.4287 ტოლია (ცხრილი №11).

დასკვნა

წინამდებარე კვლევის შედეგად გამოიკვეთა რამდენიმე მნიშვნელოვანი, საკითხი:

1. 2005–2012 წლების 1996–2004 წლებთან შედარებით ადგილი ჰქონდა სტრუქტურულ ცვლილებას, რის შედეგადაც ეკონომიკაში შეიცვალა წონასწორობის პირობები;
2. ერთი მოკლევადიანი პერიოდის ფარგლებში გამოიკვეთა სტრუქტურული ცვლილების სხვა ნიშნები, რომელიც სამომხმარებლო ქცევის ცვლილებაში გამოიხატა. კერძოდ, 2009-2011 წლების პერიოდში შინამეურნეობებმა მნიშვნელოვანად გაზარდეს დაზოგვისადმი მიდრეკილება. რაც განპირობებული იყო შემოსავლების დონის ზრდით და შემოსავლების დასტაბილურების მოლოდინის არსებობით. ხოლო 2001-2004 წლებში დანაზოგების დონის ზრდა საზოგადოებაში მომავლისადმი პესიმისტური მოლოდინების არსებობით იყო განპირობებული.
3. დანამდვილებით ვერ მტკიცება ის, რომ განსახილველი დროითი მწკრივები წარმოადგენენ პირველი რიგის ინტეგრირებულ პროცესებს, ამასთან ზოგიერთი ტესტი, ცვლადის ტრენდის მიმართ სტაციონალურად განხილვის საშუალებას იძლევა. აღნიშნულ გარემოებაზე დაყრდნობით საშუალება გვაქვს ავაგოთ მოდელები ამ უკანასკნელი დაშვების გათვალისწინებით.
4. დანამდვილებით ვერც ის მტკიცება, რომ ცვლადებს შორის კონტეგრაციული კავშირია, რაც მოდელების სპეციფიკაციის დროს გასათვალისწინებელი გარემოებაა და განსახილველი მოდელების როგორც მოკლევადიანი კავშირების მქონე მოდელების განხილვისკენ მიგვითითებს.
5. დაბალი სანდოობის კრიტერიუმით (5–10% მნიშვნელოვნების დონისათვის) შესაძლებელია სტრუქტურული ცვლილებების გათვალისწინებით კონტეგრაციული კავშირის არსებობის მტკიცება შინამეურნეობების მოხმარების მაჩვენებელსა და შინამეურნეობების განკარგვად შემოსავლებს შორის, რაც საშუალებას გვაძლევს შეცდომის კორექციის მოდელის (error correction model) გამოყენებით ცვლადებს შორის გრძელვადიანი და მოკლევადიანი კავშირები შევაფასოთ;
6. გრეინჯერის მიხედვით განპირობებულობის ტესტი მიგვითითებს იმაზე, რომ შინამეურნეობების მიმდინარე განკარგვადი შემოსავალი შესაძლოა, არ იყოს მნიშვნელოვანი ფაქტორი შინამეურნეობების მიმდინარე მოხმარების განსაზღვრისათვის.

ბიბლიოგრაფია

1. Bierens H. J. (1997) “Testing the unit root with drift hypothesis against nonlinear trend stationarity, with an application to the US price level and interest rate”, *Journal of Econometrics*, Vol. 81, pp. 29-64.
2. Cochrane J.H. (1988) “How Big is the Random Walk in GNP?” *Journal of Political Economy*, Vol. 96, pp. 893-920.
3. Christiano, L.J. (1988), “Searching for a Break in GNP”, NBER, Working Papers No. 2695. <<http://www.nber.org/papers/w2695.pdf>>
4. Deaton A. (1992) *Understanding Consumption*, Clarendon Press, Oxford.
5. Flavin M. A. (1981) “The Adjustment of Consumption to Changing Expectations About Future Income”, *Journal of Political Economy*, Vol. 89, no.5, pp. 974-1009.
6. Ghysels E. & Perron P. (1990) “The Effect of Seasonal Adjustment Filters on Tests for a Unit Root” Econometrics Research Program, Princeton University, Research Memorandum no. 355, <<http://www.princeton.edu/~erp/ERParchives/archivepdfs/M355.pdf>>
7. Hadjimatheou G. (1987) *Consumer Economics after Keynes*, St.martin’s Press, New York.
8. Hall R.E. (1978) “Stochastic Implications of the Life Cycle - Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence”, *Journal of Political Economy*, Vol. 86, no.6. pp. 97 1-87.
9. Hamilton J.D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.
10. Maddala G.S., Kim I.M. (1998) *Unit_roots,_cointegratio and structural change*, Cambridge University Press, Cambridge.
11. Nelson, C.R., Plosser, C.I. (1982) “Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, pp. 139-162.
12. Nunes L.S., Newbold P., Kuan C.M. (1997) “Testing for Unit Roots With Breaks. Evidence on the Great Crash and the Unit Root Hypothesis Reconsidered”, *Journal of American Statistical Association*, Vol. 90, pp. 268-281
13. Perron P. (1989) “The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis”, *Econometrica*, Vol. 57, no. 6, pp. 1361-1401.
14. Perron, P. (1994) Trend, unit root, and structural change in macroeconomic time series. In: *Cointegration for the Applied Economist*, Rao, B.B. (ed.), Basingstoke: Macmillan Press, 113-146.
15. Perron (2006) Dealing with structural breaks. *Palgrave Handbook of Econometrics Vol.1 Econometric Theory*, K. Patterson and T.C. Mills (eds.), Palgrave Macmillan, 2006, 278-352 (working paper version) <<http://sws1.bu.edu/perron/papers/dealing.pdf>>
16. Perron, P., Vogelsang T. (1991) Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity. Econometrics Research Program, Princeton University, Research Memorandum no. 359, <<https://www.princeton.edu/~erp/ERParchives/archivepdfs/M359.pdf>>
17. Perron, P. (1997) Further evidence from breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, 80, 55-385.
18. Perron, P., Yabu, T. (2005) Testing for shifts in trend with an integrated or stationary noise component. Department of Economics, Boston University. <<http://sws.bu.edu/perron/papers/breakpaper.pdf>>
19. Zivot, E., Andrews, D. (1992) “Further evidence on the Great crash, the oil price shock and the Unit root hypothesis”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, no. 3, pp. 251–287.

20. ოსტაპენკო ნ. და ტაბაღა ს. (2013) „მოხმარების მაკროეკონომიკური თეორიის ევოლუცია“, ჟურნალი „ეკონომისტი“, №.4, გვ. 68-80.
21. Носко В.П. (2011), *Эконометрика(Книга первая)*, Издательский дом "Дело", Москва.

ვებ-გვერდები

1. <http://geostat.ge>
2. <http://mof.ge>
3. <http://mof.gov.ge>
4. www.nber.org