

მოხმარების მაკროეკონომიკური ფუნქციის ძირითადი დეტერმინანტების ანალიზი

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 სხვ.

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. აგრეთვე მოხმარების თეორიული მოდელის ანალიზის ფარგლებში განხორციელდა მიმდინარე და პერმანენტული შემოსავლის მნიშვნელოვნების შეფასება.

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 წონასწორობზე 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 ურთიერთთანაცვლება და სხვა მიუხედავად იმისა, რომ თანამედროვე მოხმარების თეორიის გარშემო მრავალი კვლევაა ჩატარებული მოხმარების ერთიანი თეორია დღემდე ჩამოყალიბების პროცესშია.

მაკროეკონომიკური მოდელირებისა და პროგნოზირების დროს დიდი მნიშვნელობა ენიჭება დაშვებებს მაკროეკონომიკური დროითი მწკრივების

1. ეკონომიკურ მეცნიერებათა მაგისტრი, თსუ. ა(ა)იპ-საქართველოს ეკონომიკური კვლევების ბიუროს დამფუძნებელი, გამგეობის წევრი.
2. ეკონომიკურ მეცნიერებათა მაგისტრი, თსუ. ა(ა)იპ-საქართველოს ეკონომიკური კვლევების ბიუროს აღმასრულებელი დირექტორი.



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 (TS³-პროცესად) ან სხვაობის მიმართ სტაციონალურად (DS-პროცესად) განხილვა.

დროითი მწკრივის TS-პროცესად ან DS-პროცესად განხილვის შესახებ დაშვებას მივყავართ ერთმანეთისაგან განსხვავებულ მოხმარების მაკროეკონომიკურ ფუნქციამდე, კერძოდ დროითი მწკრივების DS⁴-პროცესად განხილვის შემ-

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

მეცნიერული აზრის განვითარების თანა-

მედროვე ეტაპზე არ არსებობს ერთიანი მეცნიერული პოზიცია არასტაციონალური დროითი მწკრივების სტრუქტურული ძვრებისა (Structural Breaks) და ერთეულოვანი ფესვის მოდელების განსხვავებისათვის. როგორც პერონის (Perron 1997, 2006), კრისტიანოს (Cristiano 1988), პერონის და ვოგელსანგის (Perron & Vogelsang 1991) კვლევის შედეგებიდან ჩანს, 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 ფესვის 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 განხილული უნდა ყოფილიყო მოხმარების დინამიკური განტოლება, რომელიც განიხილავს შემოსავლის ცვლილების გავლენას მოხმარების ცვლილებაზე. ფლავინის აზრით ჰო-

3. Trend Stationary.
4. Different Stationary.

ლის განტოლების სპეციფიკაცია საჭიროებდა დაზუსტებას, კერძოდ მიმდინარე შემოსავალი უნდა განხილულიყო ენდოგენურ ფაქტორად. აღნიშნულ მოდელში განკარგვადი შემოსავალი მიჩნეულ იქნა TS-პროცესად. ამ უკანასკნელის გათვალისწინებით მიმდინარე მოხმარება უფრო მეტად რეაგირებს შემოსავლის წარსულ და მიმდინარე ცვლილებაზე ვიდრე ამას „შემთხვევითი ხეტიალის“ (random walk) ჰიპოთეზა ამტკიცებს. ამ ჰიპოთეზას „ჭარბი მგრძობიარობის“ (excess sensitivity) ჰიპოთეზა ეწოდა. აღნიშნული ჰიპოთეზის მიხედვით მოხმარება რეაგირებს არა მხოლოდ შემოსავლის მოულოდნელ ცვლილებებზე, არამედ ადრე განსჭვრეტილ მოსალოდნელ ცვლილებებზეც⁵.

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.

მოხმარების თეორიაში მსჯელობას მიმდინარე და პერმანენტული შემოსავლის მნიშვნელოვნების შესახებ ცენტრალური ადგილი უჭირავს. ამ თვალსაზრისით მნიშვნელოვანია დუსენბერის (Duesenberry 1949), მოდილიანის (Modigliani 1986), ფრიდმანის (Friedman 1957), კემპბელისა და მენქიუსის (Campbell and Mankiw 1991), შეას (Shea 1995) და სხვა ნაშრომები.

საბოლოო ჯამში უნდა აღინიშნოს, რომ არასტაციონალური ერთეულოვანი ფესვის და სტრუქტურული ძვრების ტიპის დროითი მწკრივების ერთმანეთისაგან ეფექტიანი განსხვავების პრობლემა გადაჭრილი არ არის. წინამდებარე კვლევა წარმოადგენს მცდელობას საქართველოს მაგალითზე მოხმარების ფუნქციის ტრიპლში 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 მარჩვენებლები⁶. აღნიშნული პერიოდი შერჩეულ იქნა შემდეგი გარემოებების გათვალისწინებით:

1. მოცემული პერიოდისათვის შესაძლებელია შესაბამისი სტატისტიკური ინფორმაციის მოძიება;
2. 1995 წლიდან იწყება ეკონომიკის გამოსვლა დეპრესიული მდგომარეობიდან და აღნიშნული პერიოდი საქართველოს ეკონომიკაზე ზემომქმედი სხვადასხვა ტიპის შოკის ანალიზის საშუალებას იძლევა;

3. კვარტალური მონაცემების აღება საშუალებას გვაძლევს შევაფასოთ მოკლე და გრძელვადიანი პერიოდის დროითი ჰორიზონტები.

საქართველოს მაგალითზე მოხმარების ფუნქციის ანალიზისათვის გამოყენებულ იქნა შემდეგი დროითი მწკრივები:

1. შინამეურნეობების განკარგვადი შემოსავალი (Y_{hh})⁷ = შრომის ანაზღაურება (W)+შერეული შემოსავლები (Y_{oth}) + საზღვარგარეთიდან ფულადი ან ნატურალური სახით მიღებული (მიმდინარე და კაპიტალური) წმინდა ტრანსფერტები (Y_{tr}) + საზღვარგარეთიდან მიღებული წმინდა ფაქტორული

6. 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.

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



შემოსავლები (Y_f) + სოციალური ტრანსფერტები (Y_{gtr}) - საშემოსავლო გადასახადი (T_{inc}) - სოციალური ანარიცხები (T_{SOC});

2. შინამეურნეობების მოხმარების მაჩვენებელი (C)⁸ = შინამეურნეობების და შინამეურნეობების მომსახურე კერძო არაკომერციული ორგანიზაციების (შმაკო) ხარჯები საბალოო მოხმარებაზე;

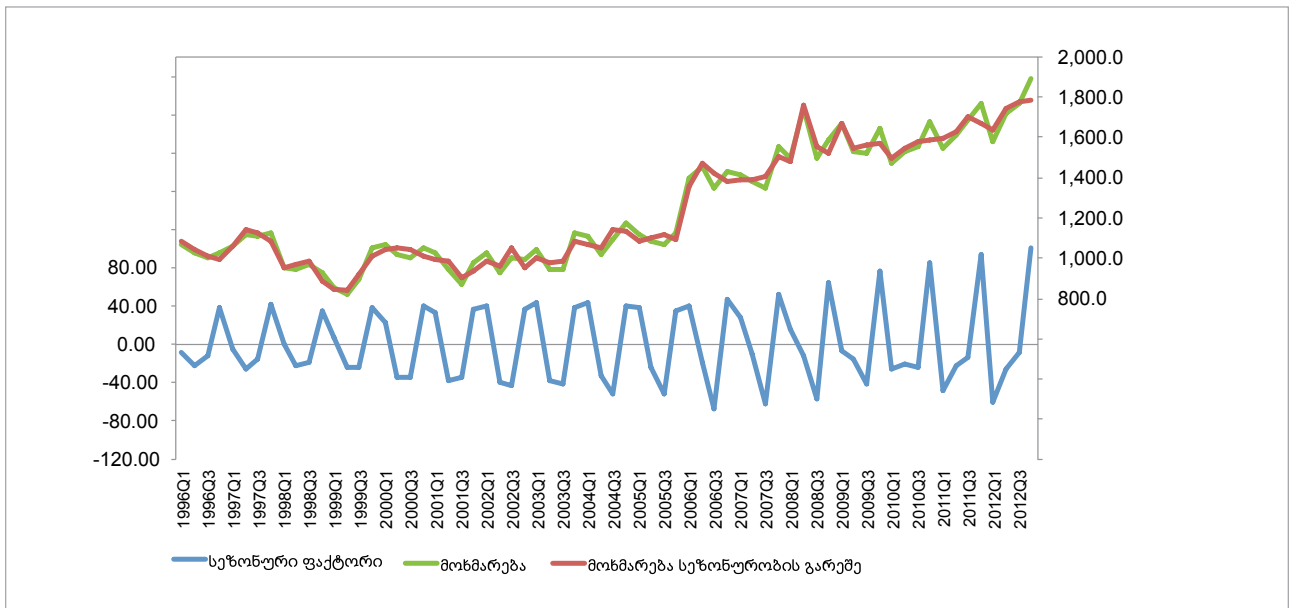
3. შინამეორნეობების დანაზოგების მაჩვენებელი ($S1$)= $Y_{hh}-C$;

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 კორელაციაც გამოიწვიოს, აღნიშნულიდან გამო-

მდინარე მიზანშეწონილია აღნიშნული მაჩვენებლების კორექტირება საბაზისო პერიოდისათვის (1996 წლის I კვარტალი) მთლიანი შიგა პროდუქტის დეფლატორის და სამომხმარებლო ფასების ინდექსის გამოყენებით⁹.

კვარტალური მონაცემების ანალიზის დროს მნიშვნელოვან საკითხს წარმოადგენს სეზონურობა. ეკონომეტრიკულ მოდელებში სეზონურობის გათვალისწინებასათან დაკავშირებით არსებობს ორი მიდგომა: 1. აღმოჩენისა და გამორიცხვის, ან 2. სეზონურობის გამოურიცხავად მისი მოდელში ჩართვის. წინამდებარე ნაშრომში სეზონურობის გამორიცხვის (დესეზონიზაციის) მეთოდი გამოყენებული, შესაბამისად ყველა მონაცემის ტესტირება მოხდა სეზონური კომპონენტის არსებობაზე X_{12}^{10} მეთოდის გამოყენებით.

დიაგრამა №1
შინამეურნეობების მიმდინარე მოხმარების დესეზონიზაცია



8. 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 პროცენტს (1996-2012 წლებისათვის) შეადგენს.

9. 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.

10. X_{12} მეთოდი წარმოადგენს აშშ მოსახლეობის აღწერის ბიუროს მიერ შექმნილ სეზონურობისა და სხვა გადახრების კორექტირების სისტემას.

რაც შეეხება სტაციონალურობის საკითხს იმის გათვალისწინებით, რომ გარდამავალი პერიოდის ეკონომიკის მქონე ქვეყნებისათვის დამახასიათებელია სტრუქტურული ცვლილებები, მისი ანალიზისას მხოლოდ სტანდარტული ფორმალური მიდგომით გაფართოებული დიკი-ფულერის ტესტის (ADF) გამოყენება, სტრუქტურული ცვლილებების ინტერპრეტაციას DS-პროცესის სასარგებლოდ მოახდენს. აღნიშნულიდან გამომდინარე სტაციონალურობის შესაფასებლად გამოყენებულ იქნა ორი მიდგომა: 1. გაფართოებული დიკი-ფულერის (ADF, ფილიპს-პერონის (PP), DF-GLS-ის, კვიატკოვსკი-ფილიპს-შმიდტი-შინის (KPSS) ტესტები

და კობრენის პროცედურა; 2. შვარცი-ფილიფის ტესტი (SP), პერონის კრიტერიუმი, გაფართოებული პერონის კრიტერიუმი და ჩვენ მიერ შემუშავებული ტესტი¹¹.

ზოგიერთი ავტორის (Ghysels & Perron 1990, გვ. 23) დაკვირვებით, სეზონურად კორექტირებულ ცვლადის მიმართ სხვადასხვა ტესტების გამოყენებით სტაციონალურობის ანალიზის დროს მატულობს მწკრივის DS პროცესად კვალიფიცირების შანსები, ამიტომ უმჯობესია მოუსწორებელ და გაუფილტრავ მწკრივზე ერთეულოვანი ფესვის ტესტების გამოყენება¹².



11. 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.

12. წინამდებარე კვლევაში ტესტირება განხორციელდა ორივე მიდგომით.



მონაცემთა სტატისტიკური ანალიზი

1. საანალიზო დროითი მხარეების სტაციონარობის ანალიზი

ქვემოთ მოცემულ ცხრილ №1 და ცხრილ №2-ში წარმოდგენილია ერთეულოვანი ფესვის ტესტების შედეგები სხვადასხვა ტესტების გამოყენებით დე-

სეზონირებული და არადეზეზონირებული დროითი მწკრივებისათვის 5 პროცენტის მნიშვნელობის 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
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 ¹³
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)	

13. 10 პროცენტის მნიშვნელობის დონისათვის.

ტესტები		დესეგონირებული ცვლადები		არადესეგონირებული ცვლადები	
		C	YH	C	YH
Perron89-ტესტი ¹⁴	სპეციფიკაცია	DU+DT+T	DU+DT+T	DU+DT+T	DU+DT+T
	Perron89 -სტატისტიკა ¹⁵	-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 ¹⁶	-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 ¹⁷	-4.349	-4,79	-5.162	-5,422
	კრიტიკული მნიშვნელობები	-3.11	-3.11	-3.11	-3.11
HP-Trend-ტესტი	სპეციფიკაცია ¹⁸	-	-	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)

სტაციონალურობის ანალიზის დროს ტესტების პირველი ჯგუფის (ADF, PP, DF-GLS, KPSS) მიხედვით დაბეჭივით 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. კობ-რეინის პროცედურის მიხედვით (დიაგრამა №2) დროითი მწკრივების TS ან DS-პროცესისათვის მიეკუთვნება საკმაოდ რთულია.

14. 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.

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

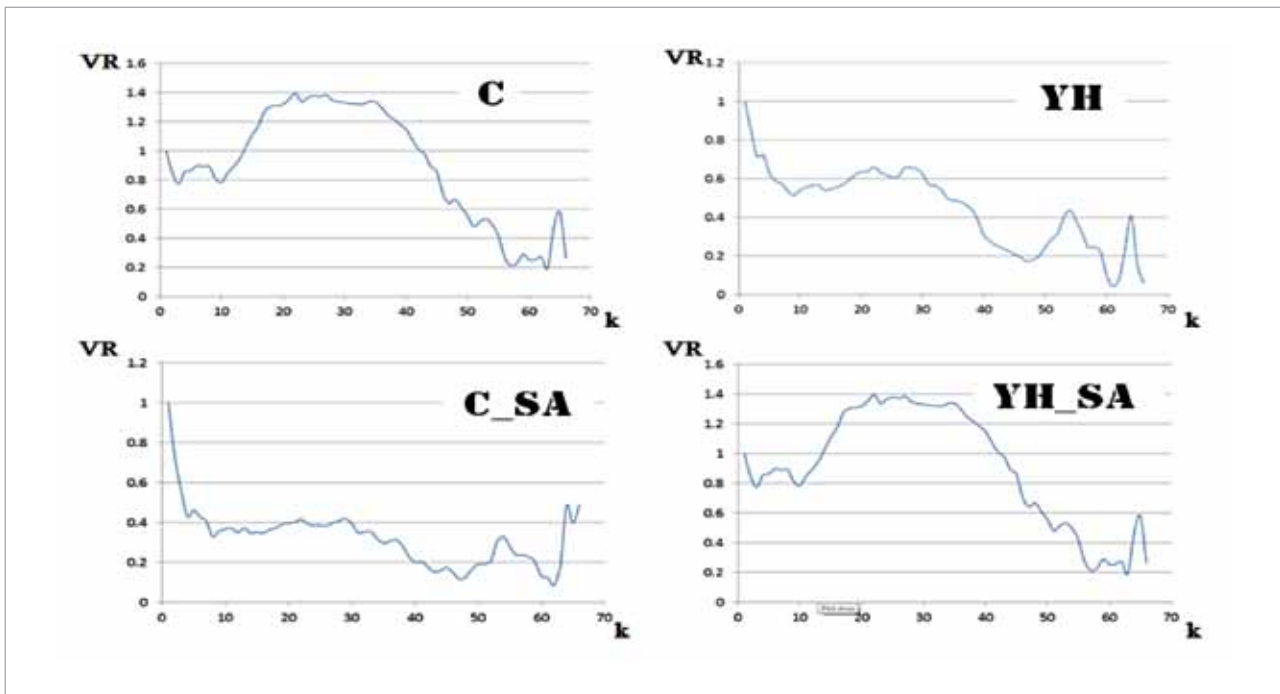
16. ტრენდის გარდატეხის ოპტიმალური თარიღი (რომლისთვისაც ta სტატისტიკები მინიმალური იყო) დესეგონირებული C-სთვის და არადესეგონირებული C-სთვის გამოვიდა 2005 წლის მესამე კვარტალი; არადესეგონირებული YH-სთვის – 2005 წლის პირველი კვარტალი; ხოლო დესეგონირებული YH-სთვის – 2008 წლის მეორე კვარტალი.

17. ტრენდისათვის (შმიდტის-ფილიფის კრიტერიუმში $xt = \alpha + I + wt$, სადაც $wt = \beta \cdot wt - 1 + et$) სხვადასხვა განტოლებების ტესტირების დროს: დესეგონირებული C-სთვის, $\beta = 0.54$, ხოლო ნარჩენობითი წევრის (et) მახასიათებელი სტატისტიკების მიხედვით ის არ მიეკუთვნება ARMA პროცესს და წარმოადგენს სტაციონალურ პროცესს, რომლისთვისაც ხარკ-ბერის სტატისტიკის ალბათობის მაჩვენებელი 0,00-ია; დესეგონირებული YH-სთვის, $\beta = 0.49$, ხოლო ნარჩენობითი წევრის (et) მახასიათებელი სტატისტიკების მიხედვით ის არ მიეკუთვნება ARMA პროცესს და წარმოადგენს სტაციონალურ პროცესს, რომლისთვისაც ხარკ-ბერის სტატისტიკის ალბათობის მაჩვენებელი 0,02-ია; არადესეგონირებული C-სთვის $\beta = 0.39$, ხოლო ნარჩენობითი წევრის (et) მახასიათებელი სტატისტიკების მიხედვით ის თეთრი ხმაურის ტიპის სტაციონალური პროცესია, რომლისთვისაც ხარკ-ბერის სტატისტიკის ალბათობის მაჩვენებელი 0,67-ია; არადესეგონირებული YH-სთვის $\beta = 0.36$, ხოლო ნარჩენობითი წევრის (et) მახასიათებელი სტატისტიკების მიხედვით ის AR(4) ტიპის სტაციონალური პროცესია, რომლისთვისაც ხარკ-ბერის სტატისტიკის ალბათობის მაჩვენებელი 0,50-ია.

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



დიაგრამა №2
კობრეინის პროცედურა¹⁹



ჩვენმა ანალიზმა დაგვარწმუნა, რომ დროითი მწკრივების TS-პროცესად ინტერპრეტირება არაწრფივი ტრენდის პირობებში საფუძველს მოკლებული არ არის. 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 მასზე გრძელვადიანი და საშუალოვადიანი გავლენა აქვთ, რაც დროითი მწკრივის გრძელვადიან ტრენდს აყალიბებს, შესაბამისად მათი ინტერპრეტირება შემთხვევითი 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.

19. 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).

2. ტრენდის და ციკლის ანალიზი

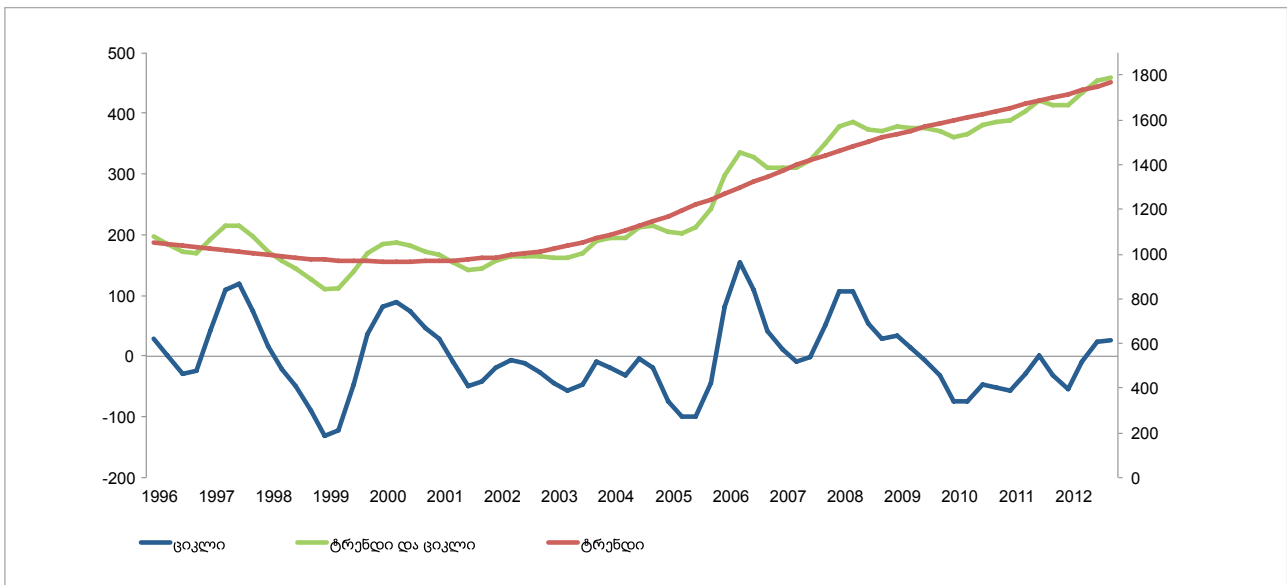
მოხმარებასა და დანაზოგებზე, გარდა სისტემატურად მოქმედი ფაქტორებისა, მოქმედებს სხვადასხვა ფაქტორებიც, რომლებსაც არასისტემატური ხასითი გააჩნიათ, (ბუნებრივი კატაკლიზმები, ომები, ეკონომიკური კრიზისები სხვა ქვეყნებში და ა.შ.) რომელთაც შესაძლოა, როგორც მოულოდნელი ისე მოსალოდნელი ეგზოგენური შოკის სახე ჰქონდეთ.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

იდენტიფიცირება განხორციელდა ჰოდრიკ-პრესკოტის²⁰ 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 დაღმავალი 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.

დიაგრამა №3

შინამეურნეობების მიმდინარე მოხმარების დეკომპოზიცია (ტრენდი და ციკლი)



რეალური მიმდინარე მოხმარების ტრენდის შესწავლის დროს ვაკვირდებით რამდენიმე არასისტემატურ ეგზოგენურ შოკს (დიაგრამა №3), რომელთა შორისაც იდენტიფიცირდება 3 მნიშვნელოვანი უარყოფითი შოკი: 1) 1998:2²¹ და 1999:2 - რეცესია თურქეთში და რუსეთის ფინანსური კრი-

ზისი²²; 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 ეკონომიკური კრიზისი.

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

21. აქ და შემდგომშიც კვარტლურ მონაცემებს აღნიშნავს.

22. 1999 წელს ინფლაციამ რუსეთში 72.34 პროცენტი შეადგინა, ხოლო მშპ შემცირდა 5,3 პროცენტით. თურქეთში კი ინფლაცია 81,45 პროცენტი იყო და მშპ შემცირდა 3,37 პროცენტით. 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.



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 ზრდა²³. აღსანიშნავია, რომ საქართველოში 2005 წლიდან ადგილი აქვს ეკონომიკური ტენდენციის მნიშვნელოვან ცვლილებას – იცვლება, როგორც ტრენდის დახრის კუთხე, ისე შეიმჩნევა თავად ტრენდის გადაადგილება. 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 მოხმარების ხარჯზე. 2005 წლიდან საქართველოს ეკონომიკის განვითარება თვისობრივად ახალ მდგომარეობაში გადადის. Perron97 ტესტის მიხედვით ოპტიმალური

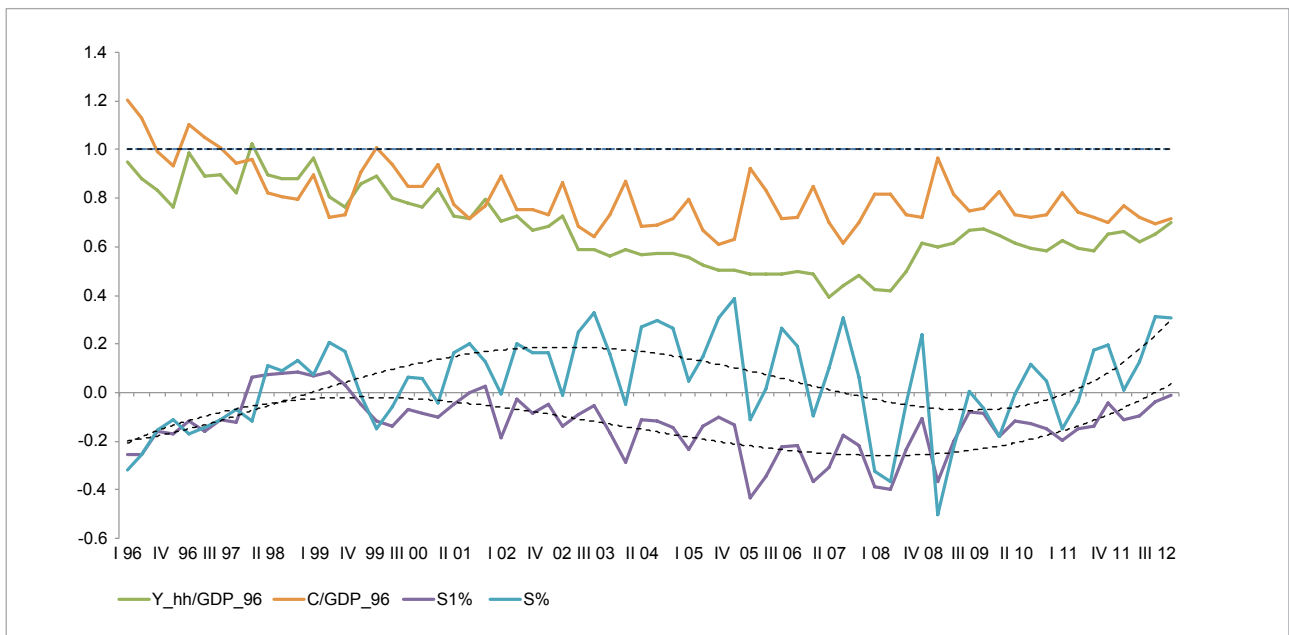
ტრენდის ანალიზის დროსაც სწორედ 2005 წელი იდენტიფიცირდა ტრენდის გარდატეხის პერიოდად. თუმცა ჰოდრიკ-პრესკოტის ფილტრი 2002-2003 წლებზე მიგვითითებს, ამიტომ აღნიშნული პერიოდის იდენტიფიცირება დამატებით კვლევას საჭიროებს გრძელი და მოკლევადიანი პერიოდების მაკროეკონომიკური თეორიის მიხედვით დასაბუთების თვალსაზრისით.

3. გრძელვადიანი და მოკლევადიანი პერიოდების იდენტიფიკაცია

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

დიაგრამა №4

შინამეურნეობების განკარგავდი 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,

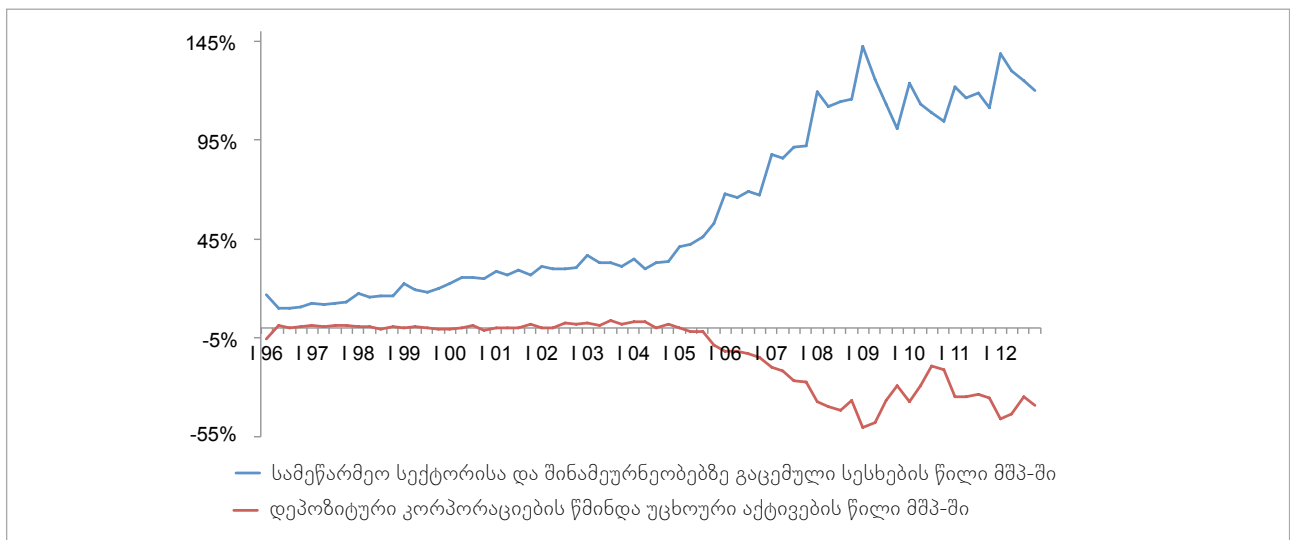
მართალია, ეკონომიკაში სახელმწიფო ზომის ზრდის ფონზე ხდება, მაგრამ თავად სახელმწიფო ზომის ზრდა არა ექსპანსიური ფისკალური პოლიტიკის ხარჯზე, არამედ ეკონომიკური ზრდისა და ფისკალური ადმინისტრირების გაუმჯობესების

23. აღნიშნული ფილტრის საშუალებით ვერ გამოვლინდა, ისეთი შოკი, როგორც არის 2007 წლის შემოდგომის მანიფესტაციები, რომელსაც შესაძლოა ქვეყანაში არაპროგნოზირებადი გარემო და საზოგადოებაში მომავლისადმი პესიმისტური მოლოდინი განეპირობებინა, რაც თავის მხრივ შეცვლიდა მოსახლეობის სამომხმარებლო ქცევას. სანაცვლოდ 2008 წლის დასაწყისში აქტივობის ზრდას ვაკვირდებით.

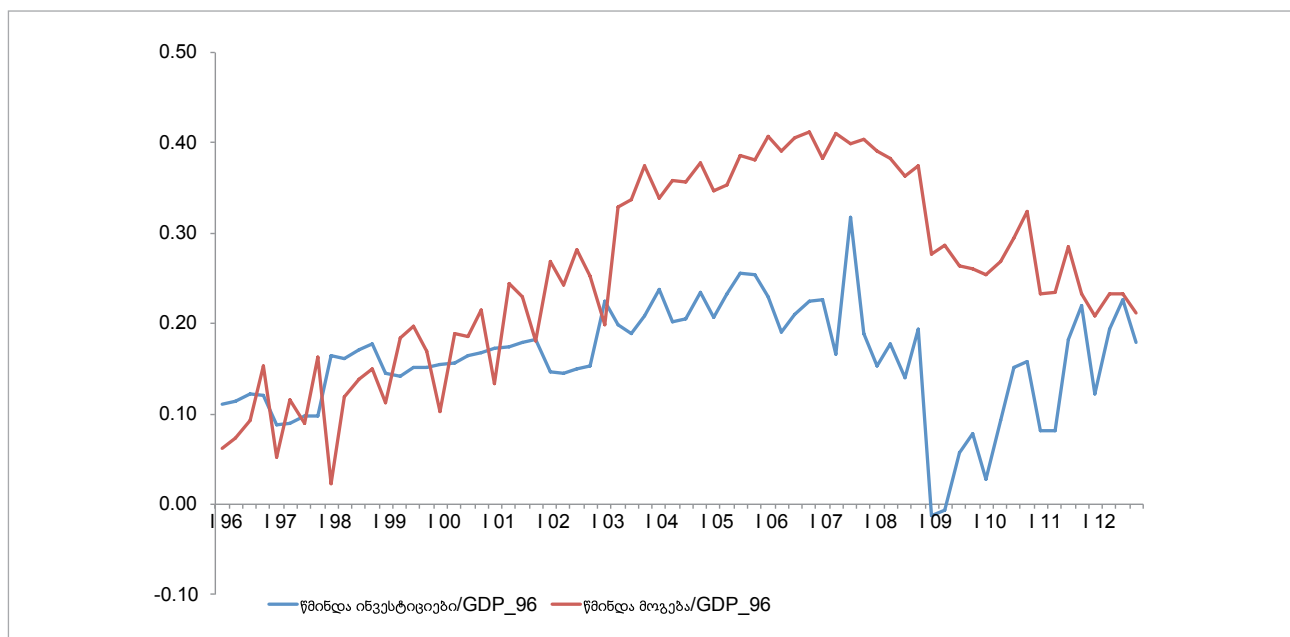
ხარჯზე მოხდა. ამასთან ადგილი აქვს 2002 წლიდან შინამეურნეობების განკარგვადი შემოსავლის პერმანენტულ ჩამორჩენას შესაბამისი პერიოდის მოხმარების მაჩვენებლისაგან. აღნიშნული თავისებურებების გათვალისწინებით შეიძლება ითქვას, რომ: 1. შინამეურნეობების მოხმარების დაფინანსების დამატებით წყაროს წარმოადგენდა: ჩრდილოვანი 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 ასხნის საშუალებას იძლევა, კერძოდ თვალსაჩინოა, რომ ფინანსური სექტორის ზრდა ამ თვალსაზრისით მნიშვნელოვანი ფაქტორია, რაც იმას ნიშნავს, რომ ეკონომიკის სტიმულირების განმაპირობებელი ფაქტორების განმსაზღვრელი წილი მონეტარულ 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 ²⁴)/GDP	C _{av}	Y_hh _{av}	$\Delta C_{av}/\Delta Y_{hh_{av}}$
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 განკარგავდი (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 მიდრეკილება დანაზოგებისადმი მიდრეკილებასთან 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 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 ეკონომიკის სტაბილიზაცია მიიღწევა ახალი სამომხმარებლო ქცევის (მოხმარებისადმი ზღვრული მიდრეკილების) მიმართ.

ცხრილი №3 ოთხი ერთმანეთისაგან განსხვავებული პერიოდის ერთმანეთთან შედარების სა-

24. G-სახელმწიფო მოხმარება.

შეაღებებს 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 ცვ-

ლილებას. 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 უცხოური ინვესტიციები.

ცხრილი №4

შინამეურნეობების საშუალო თვიური ხარჯების სტრუქტურა

	1997-2000 (I პერიოდი)	2001-2004 (II-პერიოდი)	2005-2008 (III-პერიოდი)	2009-2011 (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 ¹	0.06	0.12	0.11	0.15
დანაზოგები და ქონების შეძენაზე 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 №4²⁶), საკმაოდ მნიშვნელოვანი წილი არაფულად ხარჯებს უჭირავს. განსაკუთრებით ეს ეხება პირველ ორ პერიოდს, როცა მათი წილი 32 პროცენტი და 26 პროცენტი იყო, ამასთან აღსანიშნავია რომ ამ პერიოდში იმპორტის საშუალო ხვედრითი წილი მთლიან შიგა პროდუქტში 38,6 პროცენტი 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 ჩვენ მიერ ზემოთ გამოთქმულ მოსაზრებას გრძელვადიანი ეკონომიკური პირობების ცვლილებასთან დაკავშირებით.

ცხრილ №5-ში²⁷ მოცემულია საშუალო დანაზოგების ნორმა (დანაზოგების თანაფარდობა მთლიან შიგა პროდუქტთან), რომელიც პროცენტულ მაჩვენებლებშია გამოსახული. სადაც S1 = შინამეურნეობების დანაზოგებს, S2 = S1 + შინამეურნეობების ხარჯები ქონების შეძენაზე, S3 = S2 + სახელმწიფო დანაზოგები (Hadjimatheou 1987, გვ. 21).

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

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

27. S1 და S2 გაანგარიშებულია შინამეურნეობების საქართველოს სტატისტიკის ეროვნული სამსახურის შინამეურნეობების საშუალო თვიური შემოსავლებისა და ხარჯების მონაცემების საფუძველზე, ხოლო S3 წარმოადგენს ეროვნულ ანგარიშთა სისტემის მიხედვით გაანგარიშებულ მაჩვენებელს, რომლის გაანგარიშებაც საფუძვლად უდევს წმინდა ეროვნულ განკარგვად შემოსავალსა და საბოლოო მოხმარებაზე გაწეულ ხარჯებს შორის სხვაობა.



ცხრილი №5
დანაზოგების თანაფარდობა მთლიან შიგა პროდუქტთან

	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. შიგა 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 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 მაღალფასიანი 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 მსკრივების შემომხება კონტეგრაციაზე

კიდევ ერთი საკითხი რასაც უნდა შევეხოთ ეს არის ცვლადების კონტეგრაციის საკითხი. იქიდან 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 შედეგი²⁸.

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 განკარგვად შემოსავლებს შორის უნდა არსებობდეს წრფივი კომბინაცია, რომლის ნარჩენობითი წევრიც იქნება თეთრი ხმაური. კონსტანტით, ტრენდის გარეშე აგებული მოდელისათვის (ცხრილი № 6) ნარჩენობითი წევრი არ წარმოადგენს სტაციონალურ პროცესს (დიაგრამა №7). ნარჩენობითი წევრის მიმართ ჩატარებული დიკი ფულერის ტესტის მიხედვით იგი არასტაციონალურია (ცხრილი №7).

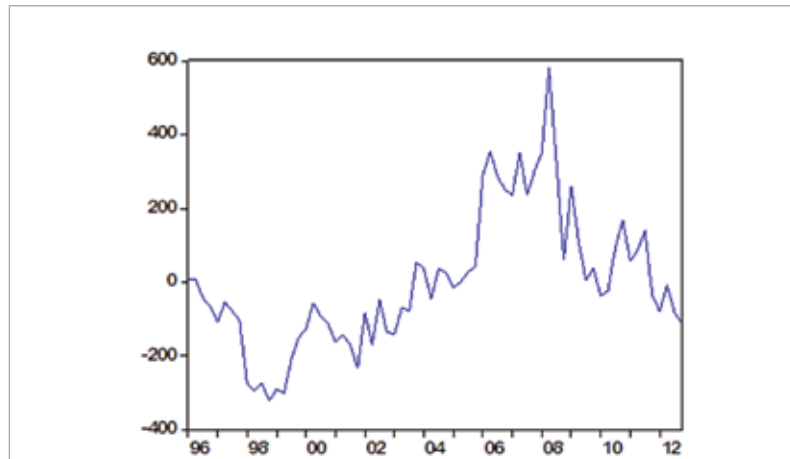
28. მაკროეკონომიკურ ცვლადებთან დაკავშირებით ყოველთვის გვაქვს არასრული დროითი მწკრივების დაკვირვების პრობლემა, განსაკუთრებით ეს საკითხი მწვავედ დგას პოსტკომუნისტური გარდამავალი პერიოდის ეკონომიკის მქონე ქვეყნებში სადაც გრძელვადიანი პერიოდის შესახებ მნიშვნელოვანი და საიმედო სტატისტიკური მონაცემები არ არსებობს.

ცხრილი №6
ენგელ-გრენჯერის ტესტი

Dependent Variable: CONS_SA
Method: Least Squares
Date: 04/28/13 Time: 23:08
Sample: 1996Q1 2012Q4
Included observations: 68

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YH_SA	1.0614290	.1106639	.5915160	.0000
C	244.2608	106.46632	.2942540	.0250
R-squared	.582271	Mean dependent var		1241.931
Adjusted R-squared	.575942	D. dependent var		87.5909
S.E. of regression	87.2785	akaike info criterion		13.33204
Sum squared resid	2314833	schwarz criterion		13.39732
Log likelihood	451.2894	Hannan-Quinn criter.		3.35791
F-statistic	1.99718	Durbin-Watson stat		.263158
Prob(F-statistic)	.000000			

დიაგრამა №7
ენგელ-გრენჯერის ტესტი



ცხრილი №7
დიკი ფულერის სტატისტიკა

Null Hypothesis: Z has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	P	rob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.1152340		.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
იოჰანსენის ტესტი

Data Trend:N	oneN	oneL	inearL	inearQ	uadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Interceptl No Trend	ntercept No Trend	Interceptl TrendT	ntercept rend
Trace	10		00		1
Max-Eig1		10		11	

*Critical values based on MacKinno n-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:N	oneN	oneL	inearL	inearQ	uadratic
Rank orN	o Interceptl	ntercept	Interceptl	ntercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	TrendT	rend

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)

02	2.570892	2.570892	2.547492	2.547492	2.52418
12	2.462642	2.451002	2.462852	2.39964	22.36780*
22	2.576072	2.580982	2.580982	2.462282	2.46228

Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	22.70359*	22.70359*2	2.746552	2.746552	2.78959
12	2.728052	2.749592	2.794612	2.764592	2.76592
22	2.974192	3.045452	3.045452	2.993102	2.99310

იოჰანსენის ტესტით შვარცის კრიტერიუმის მიხედვით კონტეგრაციის რანგი ნულია, ხოლო აკაიკეს კრიტერიუმის მიხედვით ერთი. მთლიანობაში ტესტი არადამეჯერებლად 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 იქ-

ნა 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 Test s

Date: 04/28/13 Time: 11:37

Sample: 1996Q1 2012Q4

Lags: 2

Null Hypothesis:	ObsF	-Statistic	Prob.
CONS_SA does not Granger Cause YH_S A6	66	.627210	.0025
YH_SA does not Granger Cause CONS_SA		0.692170	.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 ვღებულობთ შემდეგი სახის მოდელს (ცხრილი № 10):

ცხრილი №10
ენგელ-გრენჯერის ტესტი

Dependent Variable: CONS_SA
Method: Least Squares
Date: 09/22/14 Time: 13:17
Sample: 1996Q1 2012Q4
Included observations: 68

Variable	CoefficientS	td. Error	-Statistic	Prob.
YH_SA	0.564261	0.0766637	.3602460	.0000
DU	366.03893	1.52102	11.612530	.0000
C	539.3104	66.248988	.1406600	.0000

R-squared0	.864137	Mean dependent var1	241.931
Adjusted R-squared0	.859956S	.D. dependent var	287.5909
S.E. of regression1	07.6234A	kaike info criterion	12.23827
Sum squared resid	752881.9	Schwarz criterion1	2.33619
Log likelihood-	413.1011	Hannan-Quinn criter.1	2.27707
F-statistic	206.7112D	urbin-Watson stat0	.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-StatisticP	rob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.1949970	.0001
Test critical values:1		
% level-	2.599934	
5% level-	1.945745	
10% level-	1.613633	

*MacKinnon (1996) on e-sided p-values.

აღნიშნული განტოლების ნარჩენობითი, წევრის ტესტირებისას ნარჩენობითი წევრისთვის 5 პროცენტის მნიშვნელოვნების დონისთვის ჰიპოთეზა

არასტაციონალურობის შესახებ უარყოფილია, რომლისთვისაც დიკი-ფულერის კრიტიკული მნიშვნელობა 3.4287 ტოლია (ცხრილი № 11).



5.5. მიმდინარე და პერმანენტული შემოსავლის თეორიული მოდელის ტესტი

გამომდინარე იქიდან, რომ არსებობს მცდარი რეგრესიის რისკი და ამასთან მოხმარებასთან დაკავშირებული პროცესების დანამდვილებით TS ან DS პროცესებისათვის მიკუთვნება ვერ ხორციელდება, მნიშვნელოვნად მიგვაჩნია ლაგის განაწილებით ავტორეგრესიული მოდელის აგება

(distributed lag models). ამასთან ლაგის ჩართვით გამოწვეული მულტიკოლენიალურობისა და ლაგების რიგის განსაზღვრის თვითგანსაზღვრად მიზანშეწონილია კოიკის გარდაქმნის გამოყენება²⁹.

მსგავსი სახით აგებული მოდელები (Hadjimatheou 1987, Friedman 1957, Campbell and Mankiw 1991), იძლევა მოხმარებაზე მიმდინარე და პერმანენტული შემოსავლის გავლენის ცალ-ცალკე შეფასების საშუალებას.

$$C_t = 0.59 \times 0.19 Y_t^d + (1 - 0.19) C_{t-1} \Rightarrow C_t = 0.115 Y_t^d + 0.805 C_{t-1} \Rightarrow C_t = 0.59 Y_{p,t}$$

$$C_t = \alpha_0 + \gamma Y_t + (1 - \gamma) C_{t-1} + \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 D_3 + \alpha_4 D_4$$

კოეფიციენტები	შეფასებები	ინტერვალური შეფასებები (0,9)		სტანდარტიზებული შეფასებები	ელასტიურობის კოეფიციენტები	t-სტატისტიკა
c	0,59	(0,21	0,96)	0,387	0,435	2,62
γ	0,19	(0,05	0,33)	0,212	0,200	2,30
β_0	0,115	(0,01	0,21)	0,082	0,087	1,86
β_1	0,805	(0,66	0,95)	0,788	0,799	9,52
α_0	102	-	-	-	-	1,65
α_1	79	-	-	-	-	2,20
α_2	-147	-	-	-	-	-2,29
α_3	206	-	-	-	-	3,28
α_4	287	-	-	-	-	4,91
განტოლების შეფასებები						
R^2	0,97	VIF_{yt}		2,50	$\sum e^2$	189043
\bar{R}^2	0,96	S_{yt}		207	\bar{Y}	940
t კრ,0,05	2,00	$S_{C_{t-1}}$		282	\bar{C}_{t-1}	1234
F - სტატისტიკა	282	S_{C_t}		288	\bar{C}_t	1242
h	-0,49	S_e		56,1	$\sqrt{Var(\hat{C})}$	284
DW	2,086	სვენ ეიზენახი		18<31<51		

მოხმარების ფუნქციის გამოკვლევა პერმანენტული შემოსავლი თეორიის საფუძველზე

29. Hadjimatheou 1987 გვ. 39-44

რეგრესიის მოდელის მაღალი დეტერმინაციის კოეფიციენტები და F-სტატისტიკები ადასტურებენ განტოლების მნიშვნელობას, ამასთან t-სტატისტიკები გვიჩვენებს, რომ მოდელის პარამეტრები სტატისტიკურად მნიშვნელოვანია. სხვადასხვა მონაცემების ანალიზიდან ჩანს, რომ მიღებული შეფასებები და ელასტიკურობის კოეფიციენტები სტაბილური სიდიდეებია. აქედან გამომდინარე შეგვიძლია მოდელის შედეგების ეკონომიკის შეფასებისათვის, ანალიზისა და პროგნოზირებისათვის გამოყენება.

მოდელის ერთ-ერთი მნიშვნელოვანი დასკვნა გახლავთ, რომ საქართველოში მიმდინარე შემოსავალი არაღმინირებადი ფაქტორია და ადასტურებს ფრიდმანის თეორიას, იმის შესახებ, რომ შემოსავალი პერმანენტული და მიმდინარე შემოსავლებისაგან შედგება. ამ უკანასკნელი კომპო-

ნენტის მნიშვნელოვნება მოდელიდან გამომდინარე პერმანენტულ შემოსავალთან შედარებით დაბალია. დაბალია აგრეთვე მიმდინარე შემოსავლიდან მოხმარებისადმი ზღვრული მიდრეკილება, რაც იმას ნიშნავს, რომ მიმდინარე პერიოდში შემოსავლის ნაკადები ნაკლებად მნიშვნელოვან გავლენას ახდენს სამომხმარებლო ხარჯების შესახებ გადაწყვეტილებებზე. საოჯახო მეურნეობის მოხმარებას განსაზღვრავს პერმანენტული შემოსავალი, რომელიც გარკვეულ „დროით ჰორიზონტზე“ არის განფენილი. ამ „დროითი ჰორიზონტის“ ხანგრძლივობა კი შეიძლება განსხვავებული იყოს სხვადასხვა ქვეყანაში და საზოგადოების ისტორიული განვითარების სხვადასხვა ეტაპზე. მოდელებიდან გამომდინარე საქართველოში ასეთი დროითი ჰორიზონტის ხანგრძლივობა 1.5-2 წელია³⁰.

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. ეს განპირობებული იყო შემოსავლების დონის ზრდით და შემოსავლების დასტაბილურების მოლოდინის არსებობით, ხოლო 2001–2004 წლებში – დანაზოგების დონის ზრდა საზოგადოებაში მომავლისადმი პესიმისტური მოლოდინების არსებობით;
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 პროცენტი მნიშვნელოვნების დონისათვის) შესაძლებელია სტრუქტურული ცვლილებების გათვალისწინებით კონტეგრაციული კავშირის არსებობის მტკიცება შინამეურნეობების მოხმარების მაჩვენებელსა და შინამეურნეობების განკარგვად შემოსავლებს შორის, რაც საშუალებას

30. აღნიშნული მაჩვენებელი ფრიდმანის შეფასებით (Friedman 1957, გვ. 183-199) აშშ-ის 3 წელი იყო.



გვაძლევს შეცდომის კორექციის მოდელის (error correction model) გამოყენებით ცვლადებს შორის გრძელვადიანი და მოკლევადიანი კავშირები შევადგინოთ;

6. გრეინჯერის მიხედვით განპირობებულობის ტესტი მიგვითითებს იმაზე, რომ შინამეურნეობების მიმდინარე განკარგვადი შემოსავალი შესაძლოა, არ იყოს მნიშვნელოვანი ფაქტორი

შინამეურნეობების მიმდინარე მოხმარების განსაზღვრისათვის.

7. მოხმარების თეორიული მოდელის ანალიზიდან გამომდინარე, რომ საქართველოსთვის საანალიზო პერიოდში სამომხმარებლო გადაწყვეტილების მიღებისას პერმანენტული შემოსავალი უფრო მნიშვნელოვანი ფაქტორია ვიდრე მიმდინარე შემოსავალი.



გამოყენებული ლიტერატურა

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. J. S. Income, saving and theory of consumer behavior, Cambridge, Massachusetts, Harvard University Press, 1949.
6. Campbell J. Y., Mankiw N. G. *The Response of Consumption to Income: A Cross-Country Investigation*. *European Economic Review*, 1991. vol.35, no.4.
7. 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.
8. Modigliani F. *Life Cycle, Individual Thrift, and the Wealth of Nations*. *American Economic Review*, 1986, vol. 76, no. 3.
9. 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>>
10. Hadjimatheou G. (1987) *Consumer Economics after Keynes*, St.martin's Press, New York.
11. 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.
12. Hamilton J.D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.
13. Friedman M. *A Theory of the Consumption Function*. Princeton, Princeton University Press, 1957.
14. Maddala G.S., Kim I.M. (1998) "Unit roots, cointegration and structural change", Cambridge University Press, Cambridge.
15. 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.
16. 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
17. Perron P. (1989) "The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis", *Econometrica*, Vol. 57, no. 6, pp. 1361-1401.
18. 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.
19. 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 <<http://sws1.bu.edu/perron/papers/dealing.pdf>>
20. 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>>
21. Perron, P. (1997) Further evidence from breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, 80, 55-385.
22. 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>>
23. Shea J. *Union Contracts and the Life Cycle - Permanent Income Hypothesis*. *American Economic Review* 85 (March 1995).
24. 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.
25. ოსტაპენკო ნ. და ტაბალუა ს. (2013) „მონხარების მაკროეკონომიკური თეორიის ევოლუცია“, ჟურნალი „ეკონომისტი“, №4, გვ. 68-80.
26. Носко В.П. (2011), *Эконометрика (Книга первая)*, Издательский дом "Дело", Москва.

ვებ-გვერდები

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

