

ՍՊԱՌՄԱՆ ՄԻՋԺԱՄԱՆԱԿԱՅԻՆ ՓՈԽԱՐԻՆՄԱՆ ԱՌԱՋԱԿԱՆՈՒԹՅԱՆ
ԳՈՐԾԱԿՑԻ ԳՆԱՀԱՏՈՒՄԸ ՀՀ ՀԱՄԱՐ

Տնտեսական հետազոտությունների վարչություն

Կարեն Պողոսյան, Աշոտ Մկրտչյան

1. Ներածություն

Սպառման միջժամանակային փոխարինման առաձգականության գործակիցը (EISC)¹ կարևոր նշանակություն ունի մակրո- և միկրոտնտեսական վարքագծային մոդելների կառուցման և վերլուծության համար: Ընդհանուր առմամբ, EISC գործակիցը ցույց է տալիս սպառման միջժամանակային փոխարինման և դրանց սահմանային օգտակարության փոփոխությունների միջև փոխկապվածության մակարդակը (EISC գործակցի տնտեսագիտական էությունը մանրամասն կներկայացվի սույն նյութի հաջորդ բաժնում): Տնային տնտեսությունների սպառման վարքագիծը մոդելավորելիս EISC գործակիցը ստացվում է տվյալ բյուջետային սահմանափակման պայմաններում միջժամանակային սպառման օգտակարության ֆունկցիայի մաքսիմալացման միջոցով: Տեսությունից հայտնի է, որ տարբեր ժամանակահատվածներում սպառողը կանգնում է սպառման կամ խնայողություններ կատարելու երկընտրանքի առջև, այլ կերպ ասած՝ կախված իրական տոկոսադրույքի փոփոխություններից՝ սպառողները որոշում են կայացնում իրենց սպառման և խնայողությունների ծավալների վերաբերյալ: Այդ երկընտրանքի օպտիմալ մակարդակը գնահատելու նպատակով՝ մաքսիմալացված միջժամանակային սպառման օգտակարության ֆունկցիայի հիման վրա դուրս է բերվում էյլերի հավասարումը, որտեղ էլ արտացոլվում է տնային տնտեսությունների սպառողական վարքագիծը՝ կախված իրական տոկոսադրույքից:

Չնայած EISC գործակցի հույժ կարևորությանը, այնուամենայնիվ տնտեսագետները չունեն միասնական պատասխան այն հարցի վերաբերյալ, թե իրականում որքան պետք է կազմի EISC գործակցի մակարդակը: Այսպես, (Campbell and Viceira, 1999) աշխատանքում EISC գործակցի գնահատված մակարդակը տատանվում է 0.03-1.33 միջակայքում, (Epstein and Zin, 1991) աշխատանքում՝ 0.19-0.41 միջակայքում, (R. Hall, 1988) աշխատանքում հեղինակը եկել է այն եզրակացության, որ EISC գործակցի մակարդակը տատանվում է 0-0.2 միջակայքում: Մեկ այլ աշխատանքում (M. Yogo, 2004), կիրառելով տարբեր տնտեսաչափական (էկոնոմետրիկական) եղանակներ, EISC գործակցի հաշվարկները իրականացվել են 11 զարգացած երկրների եռամսյակային մակրոտնտեսական ցուցանիշների հիման վրա: Այդ հաշվարկների արդյունքում հեղինակը եկել է այն եզրակացության, որ չնայած տարբեր երկրների համար ստացված գնահատականները էականորեն շեղվում են միմյանցից, այնուամենայնիվ EISC գործակիցը բացարձակ արժեքով տատանվում է 0-1 միջակայքում: Այսպիսով, չնայած EISC գործակցի մակարդակի վերաբերյալ գոյություն չունի միասնական պատասխան, բայց մի բան որոշակի է՝ այդ գործակցի արժեքը մեծ է զրոյից և փոքր է մեկից, և ինչպես ցույց են տալիս տարբեր հեղինակների կողմից կատարված հաշվարկները, բացարձակ արտահայտությամբ այդ գործակցի մակարդակը, գերակշռող դեպքերում, տատանվում է 0.5-ի շուրջ: Ելնելով այդ համագամանքից՝ սույն հետազոտության հիմնական նպատակն է գնահատել EISC գործակիցը ՀՀ-ի համար և այնուհետև ստուգել, թե որքանով է ՀՀ-ի համար գնահատված գործակիցը համապատասխանում այլ երկրների համար հաշվարկված EISC գործակցի մակարդակին: ՀՀ-ի համար EISC գործակցի հաշվարկները իրականացվել են նորբյենայան տիպի մակրոմոդելներից դուրս բերվող էյլերի հավասարման միջոցով: Ընդ որում, գնահատվել են էյլերի հավասարման երկու տարբերակներ, որոնց դուրսբերումները ներկայացված են (Gali J, Monacelli T., 2004, P. Liu 2006) աշխատանքներում: Կիրառելով այդ աշխատանքներում ներկայացված էյլերի հավասարումները՝ ՀՀ-ի համար գնահատվել է

* Հեղինակների տեսակետները կարող են չհամընկնել ՀՀ կենտրոնական բանկի պաշտոնական դիրքորոշմանը:

¹ Elasticity of intertemporal substitution in consumption.

EISC գործակիցը, որի մակարդակը տատանվում է 0-0.7 միջակայքում, իսկ առավել հավանական արժեքը կազմում է 0.32: Նշենք, որ EISC գործակցի գնահատման համար կիրառել ենք նվազագույն քառակուսիների ավանդական եղանակը (OLS²), երկրայն նվազագույն քառակուսիների եղանակը (TSLS³): ՀՀ-ի համար գնահատված EISC գործակիցը կիրառվում է ՀՀ կենտրոնական բանկի եռամսյակային կանխատեսման մոդելում:

Այսպիսով, սույն աշխատանքը ունի հետևյալ կառուցվածքը: Առաջին բաժնում ներկայացվում են EISC գործակցի տնտեսագիտական հիմունքները և էությունը, երկրորդ բաժնում՝ տնտեսագիտական գրականության մեջ գոյություն ունեցող EISC գործակցի հատկորոշման մոտեցումները, երրորդ բաժնում՝ EISC գործակցի գնահատման տնտեսաչափական մեթոդաբանությունը: Չորրորդ բաժնում, կիրառելով ՀՀ իրական սպառման և իրական տոկոսադրույքի եռամսյակային ժամանակային շարքերը, իրականացվում են EISC գործակցի փաստացի հաշվարկները: Վերջում կատարվում են եզրակացություններ ՀՀ-ում EISC գործակցի մակարդակի վերաբերյալ:

2. EISC գործակցի տնտեսագիտական հիմունքները և էությունը

EISC գործակցի տնտեսագիտական էությունը պարզաբանելու համար առաջին հերթին դիտարկենք այն դեպքը, երբ սպառողը կարող է սպառել երկու ապրանք, այնուհետև անդրադառնալ երկու ժամանակահատվածներում սպառողի վարքագծի ուսումնասիրությանը: Կատարենք որոշ նշանակումներ, մասնավորապես ենթադրենք՝ սպառողը ունի m ծավալի եկամուտ, առաջին ապրանքի ծավալը և գինը նշանակենք x_1 և p_1 , իսկ երկրորդ ապրանքի ծավալը և գինը՝ համապատասխանաբար x_2 և p_2 : Այս պարագայում սպառողի բյուջետային սահմանափակումը կլինի $x_1 p_1 + x_2 p_2 = m$, որտեղից էլ ստանում ենք, որ

$$x_2 = \frac{m}{p_2} - \frac{p_1}{p_2} x_1: \text{ Վերջին հավասարումից կարելի է ստանալ, որ } x_1 \text{ ապրանքի սպառման առավելագույն}$$

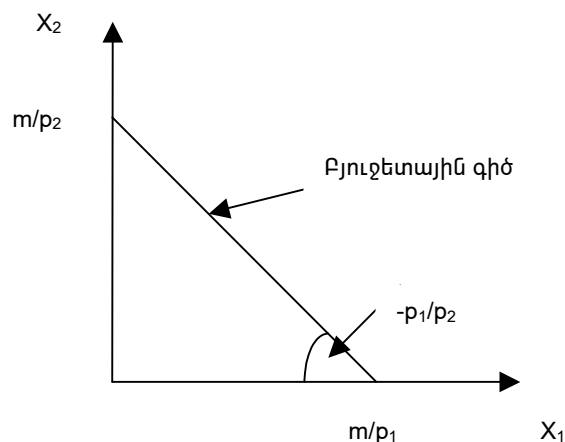
ծավալը կլինի այն դեպքում, երբ $x_2 = 0$ ($x_1 = \frac{m}{p_1}$), իսկ x_2 ապրանքի սպառման առավելագույն ծավալը

կլինի, երբ $x_1 = 0$, այսինքն ($x_2 = \frac{m}{p_2}$): Տեղադրելով x_1 ապրանքի սպառման ծավալների արժեքները հորի-

զոնական առանցքի վրա, իսկ x_2 ապրանքի սպառման ծավալների արժեքները ուղղահայաց առանցքի վրա և այնուհետև միացնելով ուղիղ գծով x_1 և x_2 ապրանքների առավելագույն արժեքները՝ ստանում ենք սպառողի բյուջետային սահմանափակման գիծը, որի թեքությունը հավասար է $-\frac{p_1}{p_2}$, և որը ցույց է տալիս,

թե x_1 ապրանքի սպառման մեկ միավորով կրճատման (ավելացման) դեպքում քանի միավորով կավելանա (կկրճատվի) x_2 ապրանքի սպառումը (գծապատկեր 1):

Գծապատկեր 1

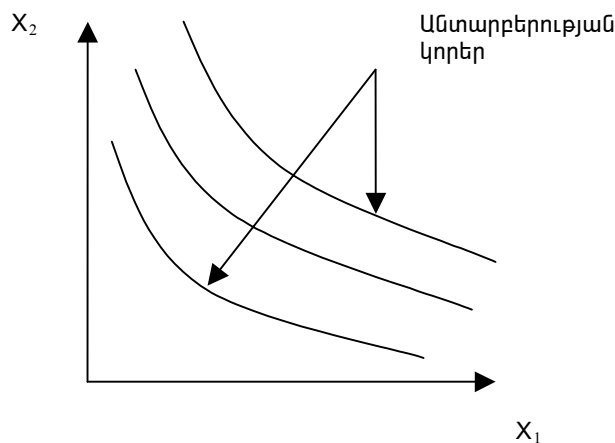


² OLS – ordinary least squares.

³ TSLS – two stage least squares.

Բյուջետային գծի վրա ներկայացված են x_1 և x_2 ապրանքների այն բոլոր հնարավոր համադրումները, որը սպառողը կարող է սպառել m եկամտի դեպքում: Ըստ այդ երկու ապրանքների բազմաթիվ զամբյուղների բազմության՝ որոշված է $u(x_1, x_2)$ ֆունկցիան, որը ընդունված է անվանել սպառողի օգտակարությունը բնութագրող ֆունկցիա: Այդ ֆունկցիայի արժեքները ցույց են տալիս սպառողի բավարարվածության (կամ օգտակարության) քանակական մակարդակը, երբ նա ձեռք է բերում այս կամ այն զամբյուղը: Օգտակարության ֆունկցիան հիմնված է մի քանի կարևոր սկզբունքների վրա: Համաձայն առաջին սկզբունքի՝ ու ապրանքներից բաղկացած սպառողական զամբյուղի i -րդ ապրանքի սահմանային օգտակարությունը դրական է, այսինքն՝ $u_i = \partial u / \partial x_i > 0$, այլ կերպ ասած՝ i -րդ ապրանքի սպառումը մեծացնելով և միաժամանակ հաստատուն պահելով մյուս ապրանքների սպառման ծավալները՝ սպառողի օգտակարության մակարդակը կմեծանա: Համաձայն երկրորդ սկզբունքի՝ տվյալ ապրանքի սահմանային օգտակարությունը դրսևորում է նվազման միտումներ, երբ դրա սպառման ծավալները մեծանում են (սահմանային օգտակարության նվազման օրենք), այսինքն՝ $u_{ii} = \partial^2 u / \partial x_i^2 < 0$: Երրորդ սկզբունքի համաձայն՝ տվյալ ապրանքի սահմանային օգտակարությունը մեծանում է, երբ մեծանում է մեկ այլ ապրանքի սպառման ծավալը, այլ կերպ ասած՝ երբ տվյալ ապրանքը դառնում է դեֆիցիտային, դրա սահմանային օգտակարությունը դրսևորում է աճի միտումներ, այսինքն՝ $u_{ij} = \partial^2 u / \partial x_i \partial x_j > 0$: Օգտակարության ֆունկցիան բնութագրելու համար կիրառվում են անտարբերության կորեր (indifference curve), որոնց ընդհանուր տեսքը ներկայացված է գծապատկեր 2-ում:

Գծապատկեր 2



Ինչպես տեսնում ենք, անտարբերության կորերը նվազող են, և դրանք ուռուցիկ են դեպի ներքև: Դա կարելի է բացատրել՝ կիրառելով օգտակարության ֆունկցիայի սկզբունքները: Թե ինչու է անտարբերության կորը նվազող, կարելի է բացատրել $u(x_1, x_2)$ օգտակարության ֆունկցիայի լրիվ դիֆերենցիալի

միջոցով, մասնավորապես՝ $du(x_1, x_2) = u'_1 dx_1 + u'_2 dx_2 = 0 \Rightarrow \frac{dx_2}{dx_1} = -\frac{u'_1}{u'_2} < 0$: Համաձայն օգտակարության

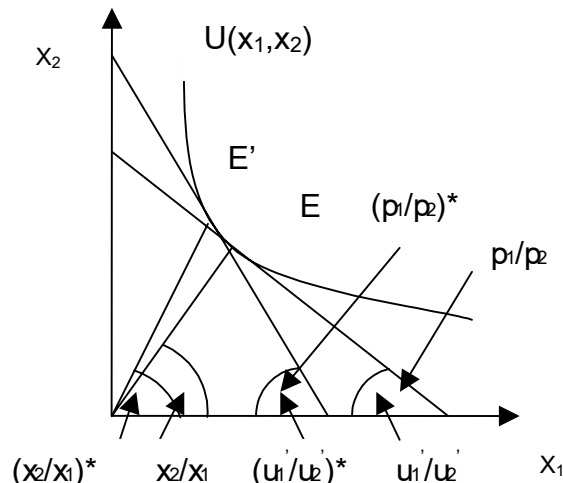
ֆունկցիայի առաջին սկզբունքի՝ u'_1 և u'_2 դրական են, հետևաբար անտարբերության կորը նվազում է, քանի որ $-\frac{u'_1}{u'_2} < 0$: Թե ինչու է անտարբերության կորը ուռուցիկ դեպի ներքև, կարելի է բացատրել՝ հաշ-

վարկելով երկրորդ կարգի ածանցյալը, մասնավորապես ունենք՝ $d\left(\frac{dx_2}{dx_1}\right)/dx_1 = \frac{-u''_{11}u'_2 + u'_1u''_{21}}{(u'_2)^2} > 0$:

Երկրորդ ածանցյալը մեծ է զրոյից, քանի որ, համաձայն օգտակարության ֆունկցիայի երկրորդ և երրորդ սկզբունքների, միևնույն ապրանքի սահմանային օգտակարությունը նվազում է, երբ աճում է դրա սպառումը, այսինքն՝ $u''_{11} < 0$, իսկ դեֆիցիտային ապրանքի սահմանային օգտակարությունը աճում է, այսինքն՝ $u''_{21} > 0$, հետևաբար անտարբերության կորը ուռուցիկ է դեպի ներքև: Այսպիսով, որքան բարձր և դեպի աջ թեքված լինի անտարբերության կորը, այդքան էլ բարձր օգտակարության մակարդակ է այն ապահովում:

Անտարբերության կորի թեքության անկյունը ցույց է տալիս սպառման սահմանային փոխարինման չափը: Այսպես, միևնույն ժամանակահատվածում երկու ապրանքների սպառման սահմանային փոխարինման մակարդակը բնութագրվում է $\Delta X_2 / \Delta X_1$ հարաբերակցությամբ, որը, ըստ էության, ցույց է տալիս, թե քանի միավորով կավելանա X_2 ապրանքի սպառումը, եթե X_1 ապրանքի սպառումը կրճատվի մեկ միավորով: Ընդ որում, սպառման սահմանային փոխարինման մակարդակը մոտավորապես հավասար է ապրանքների գների հարաբերակցությանը, մասնավորապես՝ $\Delta X_2 / \Delta X_1 \approx -p_1 / p_2$, կամ $dX_2 / dX_1 = -p_1 / p_2$, որտեղից ստանում ենք, որ $\frac{p_1}{p_2} = \frac{u'_1}{u'_2}$: Այժմ երկու ապրանքների բյուջետային գիծը և օգտակարության ֆունկցիան ներկայացնենք միևնույն գծանկարի միջոցով (գծապատկեր 3):

Գծապատկեր 3



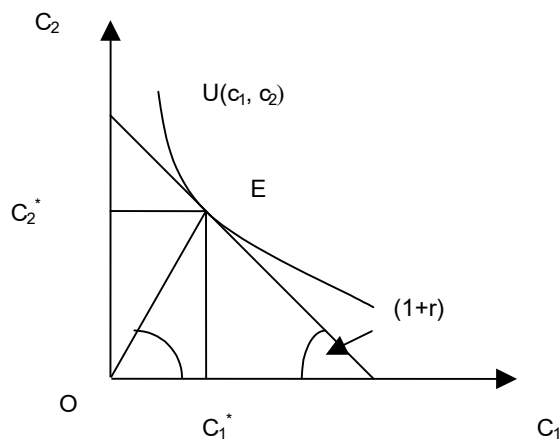
Նշենք, որ գծապատկերում ներկայացված բյուջետային գծի և անտարբերության կորի հատման E կետում սպառողի օգտակարությունը մաքսիմալացվում է: Օգտակարության օպտիմալ կետը գտնելու համար կիրառելով Լագրանժի բազմարկիչների եղանակը՝ լուծվում է մաքսիմալացման խնդիր, որտեղ որպես նպատակային ֆունկցիա հանդես է գալիս սպառողի օգտակարության ֆունկցիան $u(x_1, x_2)$, իսկ որպես բյուջետային սահմանափակում՝ $x_1 p_1 + x_2 p_2 = m$: Այժմ ենթադրենք՝ առաջին ապրանքը թանկանում է, հետևաբար այդ ապրանքի սպառումը փոքրանում է, իսկ երկրորդ ապրանքի սպառումը՝ մեծանում: Արդյունքում՝ բյուջետային գծի թեքության անկյունը մեծանում է, և սպառողի օգտակարությունը մաքսիմալացվում է E' կետում: Գծանկարից երևում է, որ սպառման փոխարինման սահմանային հարաբերակցության փոփոխմանը զուգընթաց, փոփոխվում է նաև x_1 և x_2 ապրանքների հարաբերակցությունը: Տնտեսագիտության մեջ այդ փոփոխությունը ընդունված է չափել սպառման փոխարինման առաձգականության գործակիցի միջոցով, որը, ըստ էության, ցույց է տալիս սպառման փոխարինման սահմանային հարաբերակցության մեկ տոկոս փոփոխության դեպքում երկու ապրանքների սպառման հարաբերակցության տոկոսային փոփոխության չափը: Բանաձևային տեսքով այն ներկայացվում է հետևյալ կերպ.

$$\sigma = \frac{d \ln(x_2 / x_1)}{d \ln(u'_1 / u'_2)} = \frac{d \ln(x_2 / x_1)}{d \ln(p_1 / p_2)}, \text{ որտեղ } \sigma - \text{սպառման փոխարինման առաձգականության գործակիցն է:}$$

Այժմ միևնույն ժամանակահատվածում երկու ապրանքների հիման վրա ներկայացված բյուջետային գծի և անտարբերության կորերի ուսումնասիրությունից անցում կատարենք երկու տարբեր ժամանակահատվածներում սպառողի վարքագծի ուսումնասիրությանը: Դրա համար, ինչպես և նախորդ դեպքում, կատարենք նշանակումներ: Ենթադրենք՝ առաջին ժամանակահատվածում սպառողի եկամուտը կազմել է m_1 , իսկ սպառման ծավալը՝ c_1 , իսկ 2-րդ ժամանակահատվածում սպառողը ունեցել է m_2 եկամուտ և c_2 ծավալի սպառում: Բացի այդ, ի տարբերություն նախորդ դեպքի, երկու ժամանակահատվածներում ենթադրվում է կապիտալի շուկայի առկայություն, որտեղ սպառողը կարող է իր ազատ դրամական միջոցները խնայել կամ որոշակի r տոկոսադրույքով փոխառություն վերցնել: Ենթադրելով, որ սպառողական ապրանքների գները չեն փոփոխվում, դիտարկենք սպառողի բյուջետային սահմանափակումը այդ երկու

Ժամանակահատվածներում: Այն դեպքում, երբ սպառողը կատարում է որոշակի r տոկոսադրույքի դիմաց խնայողություն (այսինքն՝ $m_1 - c_1$ դրական է), ապա երկրորդ ժամանակահատվածի սպառումը հաշվարկվում է որպես $c_2 = m_2 + (1+r)(m_1 - c_1)$, այլ կերպ ասած՝ երկրորդ ժամանակահատվածի սպառումը հավասար է այդ ժամանակահատվածի ընդհանուր եկամտի ծավալին գումարած առաջին ժամանակահատվածի խնայողությունը և դրա նկատմամբ հաշվարկված տոկոսները: Այն դեպքում, երբ սպառողը առաջին ժամանակահատվածում վերցնում է փոխառություն (այսինքն՝ $m_1 - c_1$ բացասական է), ապա երկրորդ ժամանակահատվածի սպառումը հաշվարկվում է որպես $c_2 = m_2 - r(c_1 - m_1) - (c_1 - m_1) = m_2 + (1+r)(m_1 - c_1)$, այլ կերպ ասած՝ երկրորդ ժամանակահատվածի սպառումը հավասար է այդ ժամանակահատվածի ընդհանուր եկամտի ծավալից հանած վերցված պարտքի գումարը, ինչպես նաև այդ պարտքի նկատմամբ հաշվարկված տոկոսները: Այսպիսով, որոշակի մաթեմատիկական ձևափոխություններ կատարելուց հետո, սպառողի բյուջետային սահմանափակումը կարելի է ներկայացնել երկու տարբերակներով, մասնավորապես՝ $(1+r)c_1 + c_2 = (1+r)m_1 + m_2$ (բյուջետային սահմանափակումը ապագա արժեքով) կամ $c_1 + \frac{c_2}{1+r} = m_1 + \frac{m_2}{1+r}$ (բյուջետային սահմանափակումը ներկա արժեքով): Այս հավասարումները կարելի է ստանալ, որ առաջին ժամանակահատվածի առավելագույն սպառումը կազմում է $m_1 + m_2 / (1+r)$, իսկ երկրորդ ժամանակահատվածի առավելագույն սպառումը՝ $(1+r)m_1 + m_2$: Տեղադրելով առաջին ժամանակահատվածի c_1 սպառման ծավալները հորիզոնական առանցքի վրա, իսկ երկրորդ ժամանակահատվածի c_2 սպառման ծավալները՝ ուղղահայաց առանցքի վրա և այնուհետև միացնելով այդ ժամանակահատվածների առավելագույն սպառման ծավալները ուղիղ գծով, կարող ենք ստանալ միջժամանակային սպառման բյուջետային գիծը: Բյուջետային գծի թեքության անկյունը հավասար է $-(1+r)$, որը դուրս է բերվում ներկա արժեքով գնահատված բյուջետային սահմանափակման բանաձևից, մասնավորապես՝ $c_1 + \frac{c_2}{1+r} = m_1 + \frac{m_2}{1+r} \Rightarrow c_2 = (1+r)m_1 + m_2 - (1+r)c_1$, որտեղ $(1+r)m_1 + m_2$ արտահայտությունը ցույց է տալիս երկրորդ ժամանակաշրջանի առավելագույն սպառումը, իսկ $-(1+r)$ արտահայտությունը՝ բյուջետային գծի թեքության անկյունը: Բյուջետային գծի թեքությունը ցույց է տալիս, թե առաջին ժամանակահատվածի սպառումը մեկ միավորով կրճատվելու (ավելանալու) դեպքում քանի միավորով կավելանա (կկրճատվի) երկրորդ ժամանակահատվածի սպառումը: Ենթադրենք՝ սպառողի օգտակարությունը այդ ժամանակահատվածներում բնութագրվում է հետևյալ օգտակարության ֆունկցիայի միջոցով, մասնավորապես՝ $U(c_1, c_2) = u(c_1) + \beta u(c_2)$, որտեղ $0 < \beta < 1$, և այն բնութագրում է տարբեր ժամանակահատվածներում սպառման կարևորությունը սպառողի համար: Սպառողի համար ավելի կարևոր է ներկա ժամանակահատվածի սպառումը, ինչի համար էլ ներկա սպառման համար $\beta = 1$, իսկ երկրորդ ժամանակահատվածի համար՝ $\beta < 1$: Այսպիսով, ունենալով սպառողի միջժամանակային բյուջետային գիծը և օգտակարության ֆունկցիան, կարելի է գնահատել միջժամանակային սպառման օպտիմալ մակարդակները (գծապատկեր 4):

Գծապատկեր 4



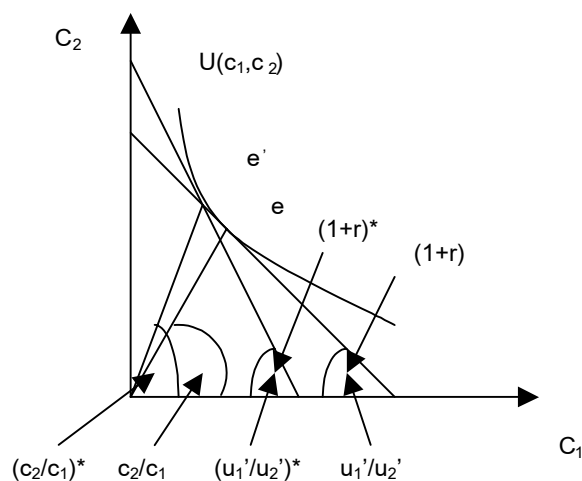
Գծապատկերում ներկայացված օգտակարության ֆունկցիայի և բյուջետային գծի հատման E կետը, ինչպես և երկու ապրանքների դեպքում, ցույց է տալիս առաջին և երկրորդ ժամանակահատվածների

սպառման օպտիմալ ծավալները, իսկ EOC_1^* անկյունը ցույց է տալիս սպառման օպտիմալ ծավալների հարաբերակցությունը: Ինչպես նշվեց, օգտակարության ֆունկցիայի և բյուջետային գծի հատման կետում սպառման սահմանային փոխարինման չափը մոտավորապես հավասար է բյուջետային գծի թեքության անկյանը, տվյալ դեպքում՝ $\Delta C_2 / \Delta C_1 \approx -(1+r)$ կամ $dC_2 / dC_1 = -(1+r)$: Ինչպես և երկու ապրանքների դեպքում, կարելի է ցույց տալ, որ սահմանային օգտակարության հարաբերակցությունը հավասար է սպառման սահմանային փոխարինման գործակցին: Դա ցույց տալու համար կիրառենք $U(c_1, c_2)$ օգտակարության ֆունկցիայի լրիվ դիֆերենցիալը, որն ունի հետևյալ տեսքը. $du(c_1, c_2) = u'_1 dc_1 + u'_2 dc_2$, ենթադրելով, որ օգտակարությունը հաստատուն մեծություն է՝ ստանում ենք հետևյալ նույնությունը՝ $0 = u'_1 dc_1 + u'_2 dc_2$: Կատարելով որոշ ձևափոխություններ՝ ստանում ենք հետևյալ հավասարումը՝

$$\frac{dc_2}{dc_1} = -\frac{u'_1}{u'_2}, \text{ հետևաբար } \frac{u'_1}{u'_2} = (1+r):$$

Այժմ ենթադրենք՝ տեղի է ունենում իրական տոկոսադրույքի աճ, հետևաբար սպառողը հակված է ավելացնելու իր խնայողությունների ծավալը, որպեսզի հետագայում ավելի շատ սպառման հնարավորություն ունենա: Իրական տոկոսադրույքի աճի արդյունքում բյուջետային գծի թեքության անկյունը մեծանում է, քանի որ երկրորդ ժամանակահատվածի սպառումը, առաջին ժամանակահատվածի սպառման համեմատ, դառնում է ավելի էժան: Իրական տոկոսադրույքի տեղաշարժի արդյունքում գծապատկեր 4-ը ստանում է հետևյալ տեսքը.

Գծապատկեր 5



Ըստ գծապատկերի՝ նոր հավասարակշռվածությունը տեղի է ունենում e' կետում, որին համապատասխանում է $(c_2/c_1)^*$ սպառման ծավալների հարաբերակցությունը և $(-u'_1/u'_2)^*$ սպառման փոխարինման սահմանային հարաբերակցությունը: Գծանկարից երևում է, որ սպառման փոխարինման սահմանային գործակցի փոփոխությանը զուգընթաց, փոփոխվում է նաև սպառման ծավալների հարաբերակցությունը: Այստեղից էլ խնդիր է առաջանում, որ գնահատենք թե ինչպես և ինչ չափով կարող է արձագանքել (c_2/c_1) սպառման ծավալների հարաբերակցության փոփոխությունը սպառման փոխարինման սահմանային հարաբերակցության (u'_1/u'_2) փոփոխությանը: Այդ նպատակով էլ տնտեսագիտության մեջ ընդունված է հաշվարկել EISC գործակիցը, որը, ըստ էության, ցույց է տալիս տարբեր ժամանակահատվածներում սպառման փոխարինման սահմանային հարաբերակցության (u'_1/u'_2) մեկ տոկոս փոփոխության դեպքում c_2/c_1 հարաբերակցության տոկոսային փոփոխության չափը: Բանաձևային տեսքով EISC գործակիցը կարելի է ներկայացնել որպես $\sigma = \frac{d \ln(c_2/c_1)}{d \ln(u'_2/u'_1)} = \frac{d \ln(c_2/c_1)}{d \ln(1+r)}$, որտեղ σ - սպառման միջժամանակային փոխարինման առաձգականության գործակիցն է: Սպառման միջժամանակային առաձգականության գործակիցը կարելի է նաև ներկայացնել որպես $\sigma = \frac{u'(C)}{Cu''(C)}$: Վերջին արտահայտությունը հնարավոր է

ստանալ էլլերի հայտնի հետևյալ հավասարման միջոցով. $(1+r) = \frac{u_2'}{u_1'}$: Լոգարիթմելով վերջին արտահայտությունը և հաշվարկելով դրա լրիվ դիֆերենցիալը՝ ստանում ենք հետևյալ նույնությունը.

$$d \ln(1+r) = \frac{C_1 u_1''}{u_1'} d \ln C_1 - \frac{C_2 u_2''}{u_2'} d \ln C_2: \quad \text{Ենթադրելով, որ} \quad \frac{C_1 u_1''}{u_1'} = \frac{C_2 u_2''}{u_2'}, \quad \text{ստանում ենք}$$

$$\frac{Cu''(C)}{u'(C)} = -\frac{d \ln(1+r)}{d \ln(C_2 / C_1)}, \quad \text{որի հակադարձ մեծությունը հավասար է} \quad \sigma = -\frac{u'(C)}{Cu''(C)}:$$

3. EISC գործակցի հատկորոշման մոտեցումները

Սույն աշխատանքում EISC գործակցի մակարդակը գնահատելու համար կիրառվել են այդ գործակցի տնտեսագիտական հատկորոշման (specification) երկու հայտնի մոտեցումներ: Մինչ այդ հատկորոշումների ուսումնասիրությանը անդրադառնալը, նշենք, որ սպառողի օգտակարությունը բնութագրելու համար կիրառում են հիմնականում նմանադիր (հոմոտետիկ) դասի ֆունկցիաներ, որոնց դասին է պատկանում, օրինակ՝ $u(c) = c^{1-1/\sigma} / (1-1/\sigma)$ ֆունկցիան: Ածանցելով այդ ֆունկցիան՝ ստանում ենք հետևյալ առաջին կարգի հավասարումները՝ $u_1' = c_1^{-1/\sigma}$ $u_2' = c_2^{-1/\sigma}$: Հարաբերելով միմյանց և այնուհետև լոգարիթմելով արդյունքը՝ ստանում ենք $\ln \frac{u_2'}{u_1'} = \ln \frac{c_2^{-1/\sigma}}{c_1^{-1/\sigma}}$ կամ $d \ln(c_2 / c_1) / d \ln(u_2' / u_1') = -\sigma$: Այլ կերպ ասած՝ այս ֆունկցիան ունի այն հատկությունը, որ որքան էլ փոփոխվի դրա թեքության անկյունը, միևնույն է σ գործակիցը մնում է հաստատուն: Այժմ ներկայացնենք սույն աշխատանքում կիրառված EISC գործակցի երկու հատկորոշումների ստացման ընդհանուր սկզբունքները:

EISC գործակցի հատկորոշման առաջին տարբերակը հիմնված է սպառման օգտակարությունը բնութագրող հետևյալ ֆունկցիայի վրա. $U(C_t, N_t) = \frac{C_t^{1-1/\sigma}}{1-1/\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi}$ (Gali J, Monacelli T., 2004): Սպառողի՝ t

ժամանակահատվածի բյուջետային սահմանափակումը ունի հետևյալ տեսքը $P_t y_t + b_{t-1}(1+R) = P_t c_t + b_t$, որտեղ՝ հավասարման ձախ մասում ներկայացված է սպառողի ընդհանուր եկամուտը, իսկ աջ մասում՝ սպառումը և խնայողությունը: Այսպիսով, սպառողի խնդիրն է մաքսիմալացնել $U(C_t, N_t)$ օգտակարության ֆունկցիան՝ ունենալով հետևյալ բյուջետային սահմանափակումը. $P_t y_t + b_{t-1}(1+R) = P_t c_t + b_t$: Այս խնդրի համար կարելի է գրել Լագրանժի հետևյալ ֆունկցիան.

$$\Lambda = \sum_{t=1}^{\infty} \beta^{t-1} \left(\frac{C_t^{1-1/\sigma}}{1-1/\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right) + \sum_{t=1}^{\infty} \lambda_t [P_t y_t + b_{t-1}(1+R) - P_t c_t - b_t]:$$

Ածանցելով Լագրանժի ֆունկցիան ըստ c_t և

b_t ՝ ստանում ենք առաջին կարգի հետևյալ հավասարումները. $\frac{\partial \Lambda}{\partial c_t} = \beta^{t-1} (C_t^{-1/\sigma}) - \lambda_t P_t = 0$,

$\frac{\partial \Lambda}{\partial b_t} = -\lambda_t + \lambda_{t+1}(1+R) = 0$: Լուծելով առաջին հավասարումը՝ ստանում ենք $\beta^{t-1} (C_t^{-1/\sigma}) = \lambda_t P_t$, իսկ $t+1$

պահի համար ստանում ենք $\beta^t (C_{t+1}^{-1/\sigma}) = \lambda_{t+1} P_{t+1}$: Այնուհետև բաժանելով մեկը մյուսի վրա՝ ստանում ենք

հետևյալ հավասարումը $\frac{C_t^{-1/\sigma} P_{t+1}}{\beta C_{t+1}^{-1/\sigma} P_t} = \frac{\lambda_t}{\lambda_{t+1}}$, և հաշվի առնելով, որ $\frac{\lambda_t}{\lambda_{t+1}} = (1+R)$ ՝ ստանում ենք էլլերի

հետևյալ հավասարումը. $\frac{C_t^{-1/\sigma} P_{t+1}}{\beta C_{t+1}^{-1/\sigma} P_t} = 1+R$: Լոգարիթմելով վերջին հավասարումը և ենթարկելով որոշ

մաթեմատիկական ձևափոխումների՝ կարող ենք ստանալ EISC գործակցի հատկորոշման հետևյալ տեսքը. $c_t = E_t(c_{t+1}) - \sigma(r_t - E_t(\pi_{t+1}))$, որտեղ՝ $E_t(c_{t+1})$ և $E_t(\pi_{t+1})$ համապատասխանաբար գալիք ժամանակահատվածի սպառման և գնաճի սպասվող մակարդակներն են, իսկ σ -ն միջժամանակային սպառման

առաձգականության գործակցի մեծությունն է: Բանաձևից տեսնում ենք, որ իրական տոկոսադրույքի աճի դեպքում ակնկալվում է, որ գալիք ժամանակահատվածում սպառման սպասվող ծավալները նույնպես կաճեն, և քանի որ սպառողի սպասումները ռացիոնալ են, ապա $E_t(c_{t+1}) = c_{t+1}$, ուստի EISC գործակցի հատկորոշման վերոնշյալ բանաձևը կարելի է ներկայացնել հետևյալ կերպ. $\Delta c_{t+1} = k + \sigma r_t$, որտեղ $\Delta c_{t+1} - t+1$ ժամանակահատվածում իրական սպառման հավելաճն է, k - գծային հավասարման հաստատուն մեծությունն է, σ - սպառման միջժամանակային փոխարինման առաձգականության գործակիցն է, r_t - t ժամանակահատվածի իրական տոկոսադրույքի մակարդակն է:

EISC գործակցի հատկորոշման երկրորդ տարբերակը հիմնվում է (P. Liu, 2006) աշխատանքում

առաջարկված $E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{(C_t - H_t)^{1-\frac{1}{\sigma}}}{1-\frac{1}{\sigma}} - \frac{N_t^{1+\phi}}{1+\phi} \right)$ օգտակարության ֆունկցիայի վրա: Ինչպես և նախորդ

դեպքում, ունենալով $P_t y_t + b_{t-1}(1+R) = P_t c_t + b_t$ բյուջետային սահմանափակումը և ածանցելով այդ ֆունկցիան ըստ c_t և b_t կարելի է ստանալ հետևյալ տեսքի գծային հավասարումը.

$c_t^* = E_t(c_{t+1}^*) - (1-h) \cdot \sigma(r_t - E_t(\pi_{t+1}))$, որտեղ $c_t^* = \frac{1}{1-h}(c_t - h c_{t-1})$: Ինչպես և առաջին մոդելում, այստեղ

նույնպես իրական տոկոսադրույքի աճի դեպքում ակնկալվում է, որ գալիք ժամանակահատվածում սպառման սպասվող ծավալները կաճեն: Կատարելով որոշ ձևափոխություններ՝ ստանում ենք հետևյալ գծային հավասարումը $\Delta c_{t+1} = k + h \Delta c_t + (1-h) \sigma r_t$, որտեղ $\Delta c_{t+1}, \Delta c_t$ - համապատասխանաբար $t+1$ և t ժամանակահատվածներում իրական սպառման լոգարիթմած արժեքների փոփոխություններն են, h - գործակիցն է, որը ցույց է տալիս սպառման նկատմամբ ձևավորված սովորույթները, և որի արժեքները տատանվում են 0-1 միջակայքում, σ - սպառման միջժամանակային փոխարինման առաձգականության գործակիցն է, r_t - t -րդ ժամանակահատվածի իրական տոկոսադրույքն է, k - գծային հավասարման հաստատուն մեծությունն է: Վերոնշյալ նպատակային ֆունկցիայում, ի տարբերություն նախորդ ֆունկցիայի, օպտիմալացվում է միայն սպառման փոփոխված ծավալը:

Այսպիսով, կիրառելով վերոնշյալ երկու հավասարումները՝ սույն հետազոտության շրջանակներում իրականացվել է EISC գործակցի գնահատումը: Բայց մինչ EISC գործակցի փաստացի գնահատմանը անդրադառնալը, առաջին հերթին ներկայացնենք այդ երկու հավասարումների անհայտ պարամետրերի գնահատման մեթոդաբանությունը:

4. EISC գործակցի գնահատման տնտեսաչափական մեթոդաբանությունը

Տարբեր հեղինակների կողմից (R. Hall, 1988, J. Campbell & G. Mankiw, 1989, L. Epstein & S. Zin, 1991, M. Yogo, 2004) առաջարկվում է EISC գործակցի գնահատման համար կիրառել երկքայլ նվազագույն քառակուսիների (2SLS) եղանակը: Այդ ընտրությունը պայմանավորված է նրանով, որ նախորդ բաժնում ներկայացված հավասարումներում բացակայում են այլ տիպի բացատրող փոփոխականներ, որի արդյունքում միակ բացատրող փոփոխականը (մեր դեպքում իրական տոկոսադրույքի դինամիկան) կոռելացված է ռեգրեսիոն հավասարման մնացորդների հետ և որպես դրա հետևանք՝ նվազագույն քառակուսիների եղանակով ստացված գնահատականները լինում են շեղված: Այդ իսկ պատճառով, վերոնշյալ ռեգրեսիոն հավասարումների պարամետրերի գնահատման համար առաջարկվում է կիրառել 2SLS եղանակը: Հետևելով այդ հեղինակներին՝ ՀՀ-ում EISC գործակցի գնահատման համար նույնպես կիրառել ենք 2SLS եղանակը: Դրա համար ներկայացնենք այդ եղանակի էությունը ավելի մանրամասն:

Նախ նշենք, որ 2SLS եղանակի կիրառման համար անհրաժեշտ է, որ ընտրված գործիքները կոռելացված չլինեն ռեգրեսիոն հավասարման մնացորդների հետ և միևնույն ժամանակ, կոռելացված լինեն ռեգրեսիոն հավասարման բացատրող փոփոխականների հետ: Նշենք նաև, որ ռեգրեսիոն հավասարման այն փոփոխականները, որոնք կոռելացված են մնացորդների հետ, ընդունված է անվանել ներծին (ենդոգեն) փոփոխականներ, իսկ այն փոփոխականները, որոնք կոռելացված չեն մնացորդների հետ, անվանվում են արտածին (էկզոգեն) փոփոխականներ: 2SLS եղանակի օգնությամբ ստացված արդյունքները համընկնում են սովորական նվազագույն քառակուսիների (OLS) արդյունքների հետ, եթե վերջինս կիրառվում է երկու անգամ, մասնավորապես՝ կառուցվում է ռեգրեսիոն հավասարում ներծին և գործիքային (կամ արտածին) փոփոխականների միջև (X, Z), այնուհետ կառուցվում է ռեգրեսիոն հավասարում՝ գնահատված

ներծին փոփոխականների և կախյալ փոփոխականի միջև ($\hat{X}, y$): Մատրիցային արտահայտությամբ՝ երկբայլ նվազագույն քառակուսիների եղանակի գնահատականները հաշվարկվում են հետևյալ կերպ.

1. Առաջին քայլ. կիրառելով սովորական նվազագույն քառակուսիների եղանակը (OLS)՝ գնահատվում են ներծին փոփոխականների (X) և արտածին փոփոխականների (Z) ռեգրեսիոն հավասարման պարամետրերը, մասնավորապես՝ $X = Z\gamma + u$, որտեղ՝ $\gamma = (Z'Z)^{-1}Z'X$, հետևաբար՝ $X = Z(Z'Z)^{-1}Z'X + u$ կամ $\hat{X} = Z(Z'Z)^{-1}Z'X$, քանի որ $E(Xu) = 0$ ($E(Z(Z'Z)^{-1}Z'Xu) = Z(Z'Z)^{-1}Z'E(Xu) = 0$):

2. Երկրորդ քայլ. կիրառելով OLS եղանակը՝ իրականացվում է գնահատված ներծին փոփոխականների ($\hat{X}$) և կախյալ (y) փոփոխականի միջև ռեգրեսիոն հավասարման պարամետրերի գնահատումը, մասնավորապես՝ $y = \hat{X}\beta + \varepsilon$, որտեղ $\beta = (\hat{X}'\hat{X})^{-1}\hat{X}'y$: Տեղադրելով $\hat{X}$ -ի փոխարեն $\hat{X} = Z(Z'Z)^{-1}Z'X$ և կատարելով որոշ մաթեմատիկական ձևափոխություններ՝ ստանում ենք, որ $\beta_{2sls} = X'Z(Z'Z)^{-1}Z'X)^{-1}X'Z(Z'Z)^{-1}Z'y$:

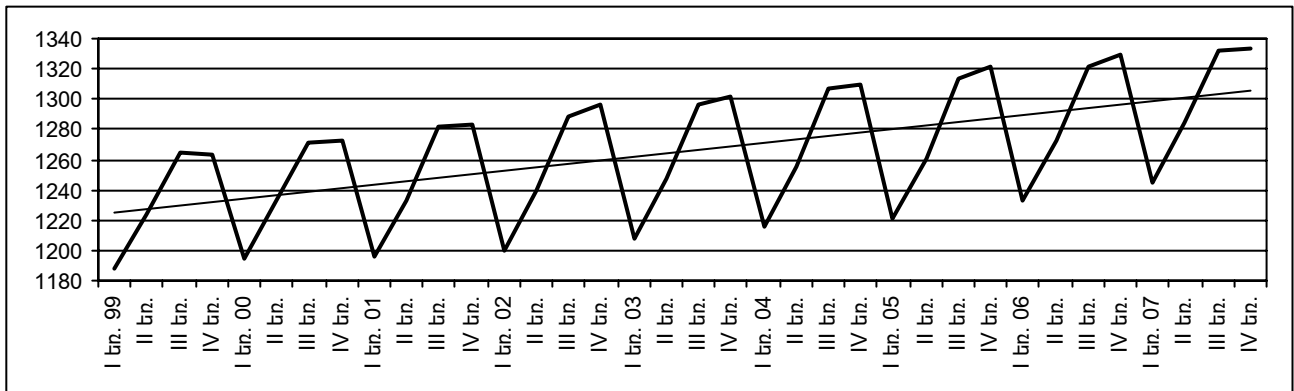
Մինչև ՀՀ EISC գործակցի գնահատման ուսումնասիրությանը անդրադառնալը, ներկայացնենք ևս մեկ կարևոր հիմնահարց, մասնավորապես այն, թե ինչ սկզբունքներով է նպատակահարմար փնտրել գործիքային փոփոխականները:

Մի շարք աշխատանքներում (J. Stock & M. Yogo 2002, D. Andrews & J. Stock, 2005) որակյալ գործիքներ բացահայտելու համար խորհուրդ է տրվում ուշադրություն դարձնել առաջին քայլի ռեգրեսիայի F-չափանիշի վրա, մասնավորապես այն դեպքում, երբ F-չափանիշը գերազանցում է 10 արժեքը, ապա ընտրված գործիքը համարվում է որակյալ: Այս մոտեցումը հիմնավորելու համար դիտարկենք 2sls եղանակի այն պարզագույն տարբերակը, երբ հավասարումների մեջ ընդգրկված են մեկ ներծին և մեկ արտածին փոփոխականներ, մասնավորապես դիտարկենք $y = \beta X + u$ $X = \gamma Z + e$: Առաջին հավասարման β գործակիցը գնահատվում է հետևյալ կերպ. $\hat{X} = \gamma Z \Rightarrow y = \beta \gamma Z + u \Rightarrow \beta = \text{cov}(y, \gamma Z) / \text{var}(\gamma Z) \Rightarrow \beta = \gamma \text{cov}(y, Z) / \gamma^2 \text{var}(Z)$ տեղադրելով γ -ի փոխարեն $\gamma = \text{cov}(X, Z) / \text{var}(Z)$ ՝ ստանում ենք հետևյալ գնահատականը. $\beta = \text{cov}(y, Z) / \text{cov}(X, Z)$: Տեղադրելով y -ի փոխարեն $y - \hat{y} = \beta(x - \hat{x}) + u - \hat{u}$, իսկ x -ի փոխարեն $x - \hat{x} = \gamma(z - \hat{z}) + e - \hat{e}$ արտահայտությունը, β պարամետրի գնահատականը կարելի է ներկայացնել հետևյալ կերպ. $(\beta_{2sls} - \beta) \approx \text{cov}(Z, u) / (\gamma \text{var}(Z))$: Այսպիսով, վերջին արտահայտությունից կարելի է նկատել, որ երբ γ պարամետրը փոքր է, ապա 2sls գնահատականը շատ է շեղվում իր իրական արժեքից և հակառակը: Մյուս կողմից, γ պարամետրը ցույց է տալիս (X, Z) փոփոխականների (որը, ըստ էության, առաջին քայլի ռեգրեսիան է) միջև կոռելյացիոն կախվածության մակարդակը, քանի որ $\gamma = r_{xz} \sigma_x / \sigma_z$, այսինքն՝ որքան մեծ լինի X և Z միջև կոռելյացիոն կախվածությունը, այնքան մեծ կլինի γ պարամետրի գնահատված արժեքը և հետևաբար այնքան փոքր կլինի $(\beta_{2sls} - \beta)$ տարբերությունը: Հակառակ դեպքում, Z փոփոխականը կոչվում է թույլ արտածին և դրան համապատասխան $(\beta_{2sls} - \beta)$ տարբերությունը համեմատաբար մեծ է: Այսպիսով, թույլ արտածինության խնդիրը բացառելու, հետևաբար առավել ճշգրիտ գնահատականներ ստանալու համար անհրաժեշտ է ուշադրություն դարձնել առաջին քայլի ռեգրեսիայի F-չափանիշի վրա: Նշենք, որ գոյություն ունեն գործիքային փոփոխականների որակը ստուգելու նաև այլ մոտեցումներ, այնուամենայնիվ սույն հետազոտության ընթացքում գործիքային փոփոխականների որակը ստուգելու համար կիրառել ենք F-չափանիշի վրա հիմնված սկզբունքը:

5. EISC գործնական հաշվարկների արդյունքները

EISC գործակցի հաշվարկման համար կիրառվել են ՀՀ փաստացի իրական մասնավոր սպառման և իրական տոկոսադրույքի 1999-2007 թթ. եռամսյակային ժամանակային շարքերը: Այդ ցուցանիշների ժամանակային շարքերը ենթարկվել են որոշակի նախնական վիճակագրական վերամշակման, մասնավորապես՝ իրական սպառման շարքը լոգարիթմվել է և այնուհետև հարթեցվել TRAMO/SEATS սեզոնային հարթեցման եղանակի օգնությամբ: Նշենք, որ իրական սպառման շարքի սեզոնայնության կայունությունը ստուգելու համար սեզոնային հարթեցումները նախ իրականացվել են յուրաքանչյուր չորս տարվա կտրվածքով, այնուհետև արդյունքները համեմատվել են 1999-2007թթ. սեզոնային հարթեցված շարքի հետ (գծապատկեր 6):

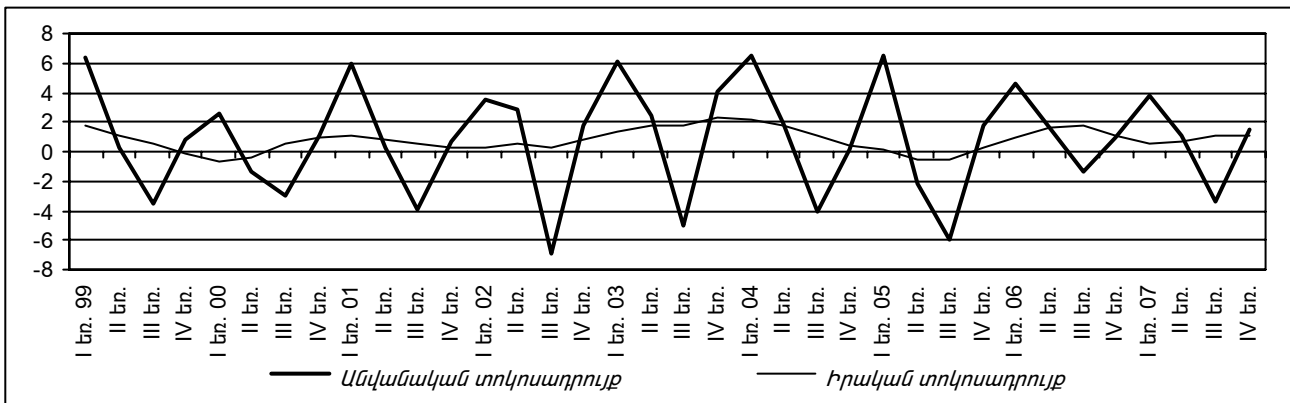
Գծապատկեր 6. Իրական սպառման փաստացի և սեզոնային հարթեցված շարքերի դինամիկաները 1999-2007թթ.



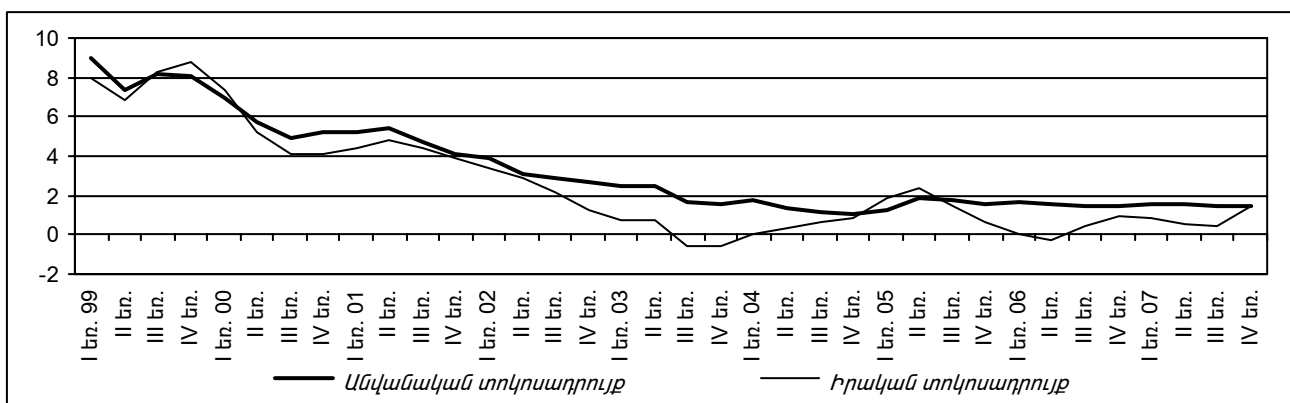
Գծապատկերից տեսնում ենք, որ երկու տարբերակներով հարթեցված շարքի փոփոխման ընդհանուր դինամիկան համընկնում է, ինչը ապացուցում է այն, որ իրական սպառման սեզոնայնությունը դրսևորում է կայուն փոփոխման միտումներ: Մյուս կողմից, 1999-2007թթ. համար կատարված միանվագ սեզոնային հարթեցումը ավելի հարթ է, քան յուրաքանչյուր չորս տարվա կտրվածքով կատարված սեզոնային հարթեցումը: Այդ պատճառով էլ EISC գործակցի գնահատման համար նախապատվությունը տրվել է միանվագ եղանակով գնահատված սեզոնային հարթեցված շարքի դինամիկային:

Իրական տոկոսադրույքի մակարդակը հաշվարկվել է որպես անվանական տոկոսադրույքի և գալիք եռամսյակի սեզոնային ճշգրտված գնաճի տարբերություն: Փաստացի գնաճի ժամանակային շարքի սեզոնային հարթեցման համար նույնպես կիրառվել է TRAMO/SEATS սեզոնային հարթեցման եղանակը: Գնաճի սեզոնային հարթեցված և իրական տոկոսադրույքի շարքերի դինամիկաները ներկայացված են գծապատկերներ 7 և 8-ում:

Գծապատկեր 7. ՀՀ գնաճի փաստացի և սեզոնային հարթեցված դինամիկաները 1999-2007 թթ.

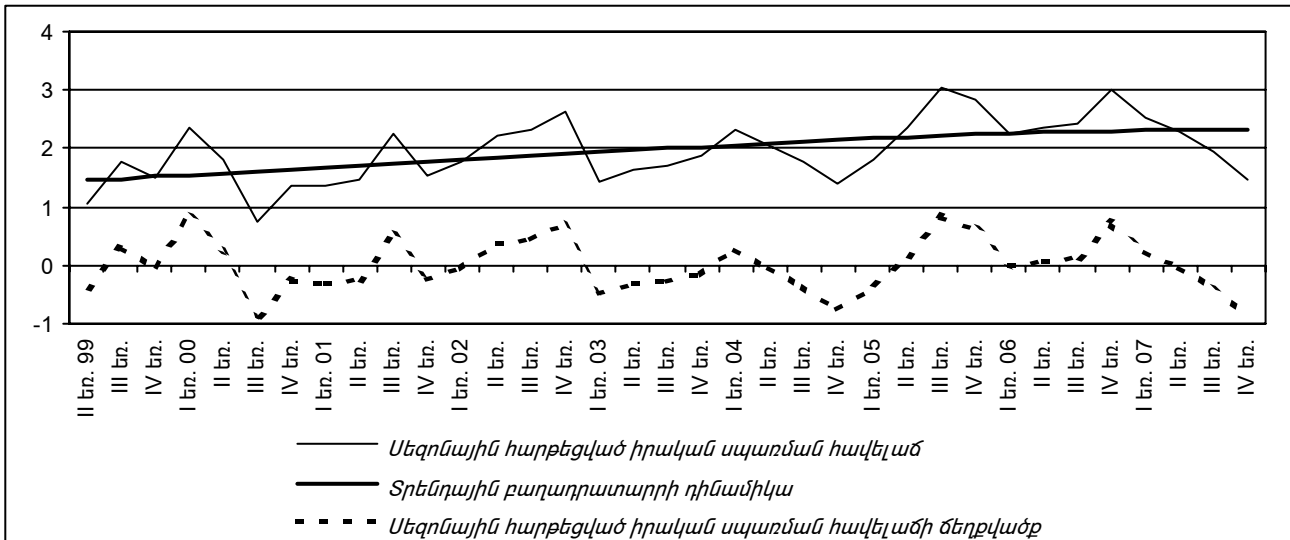


Գծապատկեր 8. Անվանական և իրական տոկոսադրույքի դինամիկաները 1999-2007թթ.

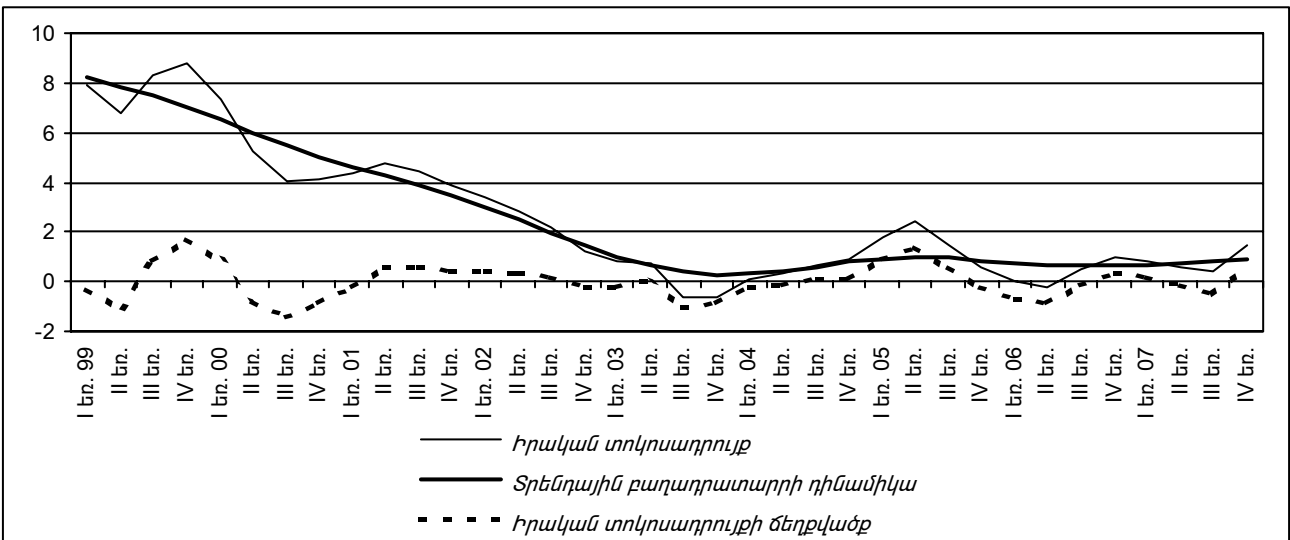


Սույն աշխատանքի երկրորդ բաժնում ներկայացված EISC գործակցի գնահատման երկու ռեգրեսիոն հավասարումների պարամետրերը հաշվարկելու համար կիրառվել են տրենդային բաղադրատարրից ազատված իրական սպառման և իրական տոկոսադրույքի ժամանակային շարքերը: Տրենդային բաղադրատարրը չեզոքացնելու համար անհրաժեշտ է տվյալ ժամանակային շարքի փաստացի մեծություններից հանել տրենդային բաղադրատարրի մեծությունները: Սեզոնային հարթեցված իրական սպառման հավելածների և իրական տոկոսադրույքի տրենդային բաղադրատարրերի դինամիկաները գնահատելու համար կիրառվել է Հոդրիկ-Պրեսկոտի ֆիլտրը (HP-filter): Սեզոնային հարթեցված իրական սպառման և իրական տոկոսադրույքի տրենդային բաղադրատարրերը, ինչպես նաև տրենդային բաղադրատարրից ազատված շարքերի դինամիկաները ներկայացված են գծապատկերներ 9 և 10-ում:

Գծապատկեր 9. Սեզոնային հարթեցված մասնավոր իրական սպառման ճեղքվածքի դինամիկան



Գծապատկեր 10. Իրական տոկոսադրույքի ճեղքվածքի դինամիկան



Այսպիսով, ՀՀ-ում EISC գործակցի մակարդակը գնահատելու համար կիրառվել են գծապատկերներ 9 և 10-ում ներկայացված իրական սպառման և իրական տոկոսադրույքի ճեղքվածքների դինամիկաները (նշենք, որ EISC գործակցի գնահատման նպատակով կիրառվել է Eviews 6.0 տնտեսաչափական ծրագրային փաթեթը): Որակյալ գործիքները բացահայտելու համար իրականացվել է առաջին քայլի ռեգրեսիոն վերլուծությունը: Արդյունքում՝ $\Delta c_t = k + \sigma_{t-1} + \varepsilon_t$ ռեգրեսիայի համար որպես գործիքային փոփոխական ընտրվել է r_{t-2} r_{t-3} , իսկ $\Delta c_{t+1} = k + h\Delta c_t + (1-h)\sigma_t + \varepsilon_t$ ռեգրեսիոն հավասարման համար որպես գործիքներ ընտրվել են r_{t-2} և r_{t-3} : Նշենք, որ առաջին քայլի ռեգրեսիայի F-չափանիշները բավականին մեծ

են, և ինչպես վկայում են իրականացված հաշվարկները, տարբեր ժամանակահատվածների առաջին քայլի ռեգրեսիաների F-չափանիշները եղել են 10-ից մեծ: Հետևաբար, ընտրված գործիքները բավականին որակյալ են, և թույլ արտածիմության խնդիրը մեր դեպքում բացառվում է, այսինքն՝ կիրառելով 2sls եղանակը՝ կարելի է ստանալ ռեգրեսիոն հավասարումների պարամետրերի համար ունակային և անշեղելի գնահատականներ:

EISC գործակցի կայուն գնահատականներ ստանալու համար հաշվարկները իրականացվել են տարբեր ժամանակահատվածների համար, մասնավորապես՝ 1999–2002թթ., 1999–2003թթ., 1999–2004թթ., 1999–2005թթ., 1999–2006թթ., 1999–2007թթ. (ինչպես տեսնում ենք, ամենափոքր ընտրանքի չափը կազմում է 4 տարի, քանի, որ սեզոնային հարթեցման համար նվազագույնը անհրաժեշտ է ունենալ 4 տարի, և, բացի դրանից, ավելի փոքր ընտրանքների համար հաշվարկների դեպքում կարող են ստացվել կեղծ գնահատականներ): Այսպիսով, կիրառելով նշված գործիքային փոփոխականները, 2sls եղանակով իրականացվել են EISC գործակցի գնահատումները (հավելված 1): Ինչպես տեսնում ենք հավելված 1-ից, տարբեր ժամանակահատվածների համար իրականացված հաշվարկները ցույց են տալիս, որ EISC գործակցի արժեքները համեմատաբար փոքր են: Այսպես. ամենաերկար ժամանակահատվածի համար կատարված հաշվարկները ցույց են տալիս, որ EISC գործակիցը տատանվում է 0.32-ի շուրջ: Բացի այդ, տարբեր ժամանակահատվածներում EISC գործակցի գնահատականները վիճակագրորեն չեն տարբերվում ամենաերկար (1999–2007թթ.) ժամանակահատվածում EISC գործակցի գնահատականներից: Այդ փաստը ապացուցելու համար կիրառել ենք տնտեսաչափության մեջ հայտնի Վալդի թեստը (Wald test), որի արդյունքները ներկայացված են հավելված 2-ում: Հավանականությունների արժեքները վկայում են, որ տարբեր ժամանակահատվածների համար կատարված գնահատականները նշանակալիորեն չեն տարբերվում 1999–2007թթ. ժամանակահատվածի EISC գործակցի արժեքներից: Հետևաբար, որպես EISC գործակցի ընդհանուր գնահատական կարելի է ընդունել 1999–2007 թթ. ժամանակահատվածի համար ստացված արդյունքները: Այսպիսով, հաշվարկները ցույց են տալիս, որ ՀՀ-ում իրական տոկոսադրույքի՝ մեկ տոկոսային կետով փոփոխությունը հանգեցնում է իրական սպառման շուրջ 0.32 տոկոսային փոփոխության:

Նշենք, որ բացի կետային գնահատումներից, իրականացրել ենք նաև EISC գործակցի փոփոխման միջակայքերի գնահատում (արդյունքները ներկայացված են հավելված 1-ում): Ըստ հավելված 1-ի՝ ինչպես OLS, այնպես էլ 2sls եղանակներով գնահատված միջակայքերը բավականին մոտ են, մասնավորապես՝ երկու եղանակներով գնահատված նվազագույն սահմանը զրոն է, իսկ առավելագույն սահմանը՝ 0.70: Այսպիսով, ՀՀ-ի համար գնահատված EISC գործակիցը մեծ է զրոյից և մեծ հավանականությամբ՝ այն փոքր է մեկից: Այդ գործակցի առավել հավանական արժեքը տատանվում է 0.32-ի շուրջ:

Եզրակացություններ

Սույն հետազոտական նյութի ներածության մեջ նշվեց, որ մի շարք երկրների համար հաշվարկված EISC գործակիցը համեմատաբար փոքր է և տատանվում է զրոյի շուրջ: Ավելին, մի շարք հեղինակների կողմից կատարված հաշվարկները ցույց են տվել, որ այդ գործակիցը հավանաբար չի գերազանցում 1.0 արժեքը: ՀՀ փաստացի մակրոտնտեսական տվյալների հիման վրա կատարված հաշվարկները ևս մեկ անգամ ապացուցում են այն ենթադրությունը, համաձայն որի՝ EISC գործակիցը մոտ է զրոյի, և մեծ հավանականությամբ չի գերազանցում 1.0 արժեքը: Ինչպես ցույց են տալիս տարբեր ժամանակահատվածների համար իրականացված հաշվարկները, ՀՀ-ում EISC գործակիցը բավականին փոքր է. ներքևի սահմանը զրոն է, իսկ վերևի սահմանը՝ մեկը, ընդ որում, ըստ մեր հաշվարկների՝ դրա առավել հավանական արժեքը կազմում է շուրջ 0.32, հետևաբար ՀՀ-ում, ինչպես և այլ երկրներում, իրական տոկոսադրույքի փոփոխությունը շատ թույլ է ազդում բնակչության սպառողական վարքագծի վրա:

EISC գործակցի գնահատված արժեքները տարբեր ժամանակահատվածների համար

Ուեգրեսիոն հավասարումներ	Ընտրանքի չափը	σ	St.error	t-stat.	Prob.	Min.	Max
$\Delta c_t = k + \sigma_{t-1} + \varepsilon_t$ (OLS)	1999-2002	0.32	0.12	2.67	0.02	0.08	0.56
$\Delta c_{t+1} = k + h\Delta c_t + (1-h)\sigma_{t-1} + \varepsilon_t$ (OLS)	1999-2002	0.41	0.15	2.73	0.00	0.11	0.71
$\Delta c_t = k + \sigma_{t-1} + \varepsilon_t$ (2SLS), inst: r_{t-2}, r_{t-3}	1999-2002	0.31	0.10	3.10	0.00	0.11	0.51
$\Delta c_t = k + h\Delta c_{t-1} + (1-h)\sigma_{t-1} + \varepsilon_t$ (2SLS) inst: r_{t-2}, r_{t-3}	1999-2002	0.39	0.14	2.78	0.00	0.11	0.67
$\Delta c_t = k + \sigma_{t-1} + \varepsilon_t$ (OLS)	1999-2003	0.32	0.11	2.91	0.00	0.10	0.54
$\Delta c_{t+1} = k + h\Delta c_t + (1-h)\sigma_{t-1} + \varepsilon_t$ (OLS)	1999-2003	0.44	0.15	2.93	0.01	0.14	0.74
$\Delta c_t = k + \sigma_{t-1} + \varepsilon_t$ (2SLS), inst: r_{t-2}, r_{t-3}	1999-2003	0.31	0.09	3.44	0.00	0.11	0.51
$\Delta c_t = k + h\Delta c_{t-1} + (1-h)\sigma_{t-1} + \varepsilon_t$ (2SLS) inst: r_{t-2}, r_{t-3}	1999-2003	0.42	0.14	3.00	0.00	0.14	0.70
$\Delta c_t = k + \sigma_{t-1} + \varepsilon_t$ (OLS)	1999-2004	0.27	0.12	2.25	0.03	0.03	0.51
$\Delta c_{t+1} = k + h\Delta c_t + (1-h)\sigma_{t-1} + \varepsilon_t$ (OLS)	1999-2004	0.31	0.16	1.93	0.06	-0.01	0.63
$\Delta c_t = k + \sigma_{t-1} + \varepsilon_t$ (2SLS), inst: r_{t-2}, r_{t-3}	1999-2004	0.27	0.11	2.45	0.03	0.05	0.49
$\Delta c_t = k + h\Delta c_{t-1} + (1-h)\sigma_{t-1} + \varepsilon_t$ (2SLS) inst: r_{t-2}, r_{t-3}	1999-2004	0.31	0.14	2.21	0.04	0.03	0.59
$\Delta c_t = k + \sigma_{t-1} + \varepsilon_t$ (OLS)	1999-2005	0.33	0.10	3.25	0.00	0.13	0.53
$\Delta c_{t+1} = k + h\Delta c_t + (1-h)\sigma_{t-1} + \varepsilon_t$ (OLS)	1999-2005	0.38	0.14	2.75	0.01	0.10	0.66
$\Delta c_t = k + \sigma_{t-1} + \varepsilon_t$ (2SLS), inst: r_{t-2}, r_{t-3}	1999-2005	0.33	0.12	2.75	0.01	0.09	0.57
$\Delta c_t = k + h\Delta c_{t-1} + (1-h)\sigma_{t-1} + \varepsilon_t$ (2SLS) inst: r_{t-2}, r_{t-3}	1999-2005	0.39	0.16	2.44	0.02	0.07	0.71
$\Delta c_t = k + \sigma_{t-1} + \varepsilon_t$ (OLS)	1999-2006	0.29	0.10	2.9	0.01	0.09	0.49
$\Delta c_{t+1} = k + h\Delta c_t + (1-h)\sigma_{t-1} + \varepsilon_t$ (OLS)	1999-2006	0.30	0.13	2.26	0.03	0.04	0.56
$\Delta c_t = k + \sigma_{t-1} + \varepsilon_t$ (2SLS), inst: r_{t-2}, r_{t-3}	1999-2006	0.29	0.12	2.47	0.02	0.05	0.53
$\Delta c_t = k + h\Delta c_{t-1} + (1-h)\sigma_{t-1} + \varepsilon_t$ (2SLS) inst: r_{t-2}, r_{t-3}	1999-2006	0.30	0.13	2.31	0.03	0.04	0.56
$\Delta c_t = k + \sigma_{t-1} + \varepsilon_t$ (OLS)	1999-2007	0.31	0.10	3.10	0.00	0.11	0.51
$\Delta c_{t+1} = k + h\Delta c_t + (1-h)\sigma_{t-1} + \varepsilon_t$ (OLS)	1999-2007	0.32	0.13	2.44	0.02	0.06	0.58
$\Delta c_t = k + \sigma_{t-1} + \varepsilon_t$ (2SLS), inst: r_{t-2}, r_{t-3}	1999-2007	0.32	0.12	2.67	0.01	0.08	0.56
$\Delta c_t = k + h\Delta c_{t-1} + (1-h)\sigma_{t-1} + \varepsilon_t$ (2SLS) inst: r_{t-2}, r_{t-3}	1999-2007	0.32	0.12	2.65	0.01	0.08	0.56

Վալդի թեստի արդյունքները

Ենթադրվող վարկածներ	Ընտրանքի չափը	F-stat.	Prob.
$H_0 : 0.32 = 0.31, H_1 : 0.32 \neq 0.31$	1999-2002	0.01	0.91
$H_0 : 0.41 = 0.32, H_1 : 0.41 \neq 0.32$	1999-2002	0.33	0.57
$H_0 : 0.31 = 0.32, H_1 : 0.31 \neq 0.32$	1999-2002	0.02	0.89
$H_0 : 0.39 = 0.32, H_1 : 0.39 \neq 0.32$	1999-2002	0.24	0.64
$H_0 : 0.32 = 0.31, H_1 : 0.32 \neq 0.31$	1999-2003	0.02	0.90
$H_0 : 0.44 = 0.32, H_1 : 0.44 \neq 0.32$	1999-2003	0.65	0.43
$H_0 : 0.31 = 0.32, H_1 : 0.31 \neq 0.32$	1999-2003	0.01	0.91
$H_0 : 0.42 = 0.32, H_1 : 0.42 \neq 0.32$	1999-2003	0.53	0.48
$H_0 : 0.27 = 0.31, H_1 : 0.27 \neq 0.31$	1999-2004	0.09	0.76
$H_0 : 0.31 = 0.32, H_1 : 0.31 \neq 0.32$	1999-2004	0.00	0.99
$H_0 : 0.27 = 0.32, H_1 : 0.27 \neq 0.32$	1999-2004	0.21	0.65
$H_0 : 0.31 = 0.32, H_1 : 0.31 \neq 0.32$	1999-2004	0.00	0.95
$H_0 : 0.33 = 0.31, H_1 : 0.33 \neq 0.31$	1999-2005	0.04	0.85
$H_0 : 0.38 = 0.32, H_1 : 0.38 \neq 0.32$	1999-2005	0.20	0.66
$H_0 : 0.33 = 0.32, H_1 : 0.33 \neq 0.32$	1999-2005	0.01	0.92
$H_0 : 0.39 = 0.32, H_1 : 0.39 \neq 0.32$	1999-2005	0.18	0.67
$H_0 : 0.29 = 0.31, H_1 : 0.29 \neq 0.31$	1999-2006	0.06	0.80
$H_0 : 0.30 = 0.32, H_1 : 0.30 \neq 0.32$	1999-2006	0.02	0.88
$H_0 : 0.29 = 0.32, H_1 : 0.29 \neq 0.32$	1999-2006	0.05	0.82
$H_0 : 0.30 = 0.32, H_1 : 0.30 \neq 0.32$	1999-2006	0.03	0.85

Օգտագործված գրականություն

1. Campbell, John Y., and Luis M. Viceira "Consumption and portfolio decisions when expected returns are time varying" Quarterly Journal of Economics, 1999, 433-495.
2. Campbell, John Y., and N. Gregory Mankiw "Consumption, income and interest rates: reinterpreting the time series evidence" NBER macroeconomics Annual, 1989, pp. 185-216.
3. Ching-Sheng Mao "Estimating intertemporal elasticity of substitution: the case of log-linear restrictions" Federal reserve bank of Richmond, 1989.
4. Ebbes, Peter "A non-technical guide to instrumental variables and regressor-error dependencies" Quantile, 2007, No.2, pp. 3-20 (in russian).
5. Epstein, Larry and Stanley Zin "Substitution, risk aversion and the temporal behavior of consumption and assets returns: an empirical analysis" Journal of political economy, 1991, 263-286.
6. Hal R. Varian (1999) "Intermediate microeconomics: A modern approach" W.W. Norton & Company. New York. London.
7. Hall, Robert E., "Intertemporal substitution in consumption" Journal of political economy, 1988, 339-357.
8. Hansen, Lars Peter and Kenneth J. Singleton, "Stochastic Consumption, risk aversion and the temporal behavior of asset returns" Journal of political Economy 1983 vol.91, no. 21.
9. Hahn J. and J. Hausman "Weak instruments: Diagnosis and cures in empirical econometrics" Recent advances in econometric methodology for policy analysis.
10. Liu Philip "A small new Keynesian model of the New Zealand economy" reserve Bank of New Zeland, DP 2006/03.
11. Nelson, Charles R., and Richard Starts "The distribution of the instrumental variables estimator and its t-ratio when the instrument is a poor one" Journal of Business, 63, 1990, S125-S140.
12. Patterson, Kerry. And Bahram Pesaran "The intertemporal elasticity of substitution in consumption in the USA and UK" The reviw of economics and statistics (1992) No. 4
13. D. Staiger and J. Stock "Instrumental variables regression with weak instruments" Econometrica, Vol. 65, No. 3 1997, 557-586.
14. Stock, James H., and Jonathan H. Wright "GMM with weak identification" Econometrica 68:5 (2000), 1055-1096.
15. Stock James and Motohiro Yogo "Testing for weak instruments in linear IV regression" Department of Economics, Harvard University, working paper (2003).
16. Yogo, M., "Estimating the elasticity of intertemporal substitution when instruments are weak" The reviw of economics and statistics, August 2004, 86(3): 797-810.

ԻՐԱԿԱՆ ՀԱՎԱՍԱՐԱԿՇԻՌ ՓՈԽԱՐԺԵՔԻ ՄՈԴԵԼԸ ՀԱՅԱՍՏԱՆՈՒՄ

Դրամավարկային քաղաքականության վարչություն

Վահագն Գրիգորյան, Արփինե Դալլաքյան

Ներածություն

Իրական հավասարակշիռ փոխարժեքի մոդելը կիրառվում է տնտեսության ընդհանուր հավասարակշռության գնահատման համար: Իրական փոխարժեքի վրա այլ փոփոխականների ազդեցությունների բացահայտումն ու կանխատեսումը թույլ կտան գնահատել երկրի գնային մրցունակության փոփոխությունը գործընկեր երկրների համեմատությամբ և կանխատեսել առևտրային հաշվեկշռի ապագա միտումները:

Մյուս կողմից՝ իրական փոխարժեքի կանխատեսումը հնարավորություն է տալիս որոշակի դատողություններ անել անվանական փոխարժեքի ապագա արժեքի մասին, եթե առկա է համապատասխան տեղեկատվություն:

Վերջին տարիների անվանական և իրական փոխարժեքների դինամիկայի պայմաններում վերոնշյալ խնդիրները Հայաստանի համար բավականին արդիական են:

Այս վերլուծության համար հիմք են հանդիսացել Դրամավարկային քաղաքականության վարչության իրականացրած մեծածավալ աշխատանքները, որոնք վերաբերում են իրական փոխարժեքի հաշվարկման մեթոդաբանությանը, իրական փոխարժեքի վրա հիմնված մասնակի և ընդհանուր հավասարակշռության մոդելներին («Աշխատավարձերի, արտադրողականության և գների», «Առևտրի առաձգականության» և «1-2-3»), ինչպես նաև գնողունակության համարժեքությանը և Բալասա-Սամուելսոնի էֆեկտի ազդեցության բացահայտմանը:

Ուսումնասիրության առաջին մասում քննարկվում են իրական հավասարակշիռ փոխարժեքի հայեցակարգը, հասկացությունը և հաշվարկման մեթոդները:

Ուսումնասիրության երկրորդ մասում ստուգվում է գնողունակության համարժեքության տեսությունը որպես իրական հավասարակշիռ փոխարժեքի ամենապարզ և կիրառական մոդել:

Երրորդ մասում քննարկվում է իրական փոխարժեքի՝ սխալների ուղղման մոդելը, որը հնարավորություն է տալիս տարանջատել կարճաժամկետ և երկարաժամկետ գործոնները և ազդեցության չափերը: Հաշվարկվում են ազդող գործոնների նկատմամբ իրական փոխարժեքի արձագանքի չափերն ու ժամկետները:

Վերջին մասում իրականացվել է իրական հավասարակշիռ փոխարժեքի հաշվարկումը, տարանջատվել են կարճաժամկետ և երկարաժամկետ հավասարակշիռ իրական փոխարժեքները, բացահայտվել դրանց շեղումների պատճառները՝ հիմնարար փոփոխականների շեղումները և քաղաքականության ազդեցությունը:

Իրական հավասարակշիռ փոխարժեքը

Ընդհանրապես ցուցանիշի կանխատեսված մակարդակն այն արժեքն է, որը ցուցանիշն ապագայում կընդունի անենամեծ հավանականությամբ: Նույն ձևակերպումը վերաբերում է նաև իրական փոխարժեքի կանխատեսված մակարդակին: Սակայն «ապագա» հասկացությունը մեր դեպքում կարելի է տարանջատել կարճաժամկետ և երկարաժամկետ հատվածների: Քանի որ իրական փոխարժեքը երկրի համար հիմնարար ցուցանիշ է, ապա դրա կանխատեսումն ավելի հավաստի կլինի երկարաժամկետ

հատվածում, երբ բոլոր հիմնարար ցուցանիշները կգտնվեն կայուն վիճակում: *Չենց այդ դեպքում, երբ բոլոր հիմնարար ցուցանիշները գտնվում են կայուն վիճակում, և տնտեսությունը գտնվում է ներքին ու արտաքին հավասարակշռության մեջ, ձևավորվում է իրական հավասարակշիռ փոխարժեքը, որը իրական փոխարժեքի երկարաժամկետ հատվածում ամենահավանական արժեքն է հանդիսանում:*¹

Անհրաժեշտ է սահմանել ներքին և արտաքին հավասարակշռության հասկացություններն այն իմաստով, որով նրանք կիրառվում են իրական հավասարակշիռ փոխարժեքի մակարդակը որոշելու համար:

Արտաքին հավասարակշռությունն այն իրավիճակն է, որի դեպքում ընթացիկ հաշվի պակասուրդի արժեքը ֆինանսավորվում է (կամ կարող է ֆինանսավորվել) կապիտալի «կայուն» ներհոսքով (արտաքին պարտավորությունների կայուն մակարդակ):

Ներքին հավասարակշռությունն այն իրավիճակն է, երբ ոչ արտահանելի ապրանքների շուկան գտնվում է իր հավասարակշիռ «կայուն» վիճակում (լրիվ զբաղվածություն և գնաճի բնականոն մակարդակ):

Մյուս կողմից՝ իրական փոխարժեքի երկարաժամկետ հավասարակշիռ վիճակը իրենից ներկայացնում է կարճաժամկետ հավասարակշիռ վիճակ, որի դեպքում պայմանավորող փոփոխականները՝ հիմնարար ցուցանիշները, արտածին և քաղաքականության փոփոխականները գտնվում են իրենց երկարաժամկետ կայուն մակարդակներում: Միաժամանակ, երկարաժամկետ հիմնարար ցուցանիշները նույնպես պայմանավորված են արտածին և քաղաքականության փոփոխականներով, ինչը հնարավորություն է տալիս իրական փոխարժեքի հավասարակշիռ մակարդակը բացահայտել միայն նրանց միջոցով:

Փաստորեն, երկարաժամկետ հավասարակշռության դեպքում բոլոր պայմանավորող փոփոխականները, ներառյալ՝ քաղաքականության և հիմնարար ցուցանիշները, հասնում են իրենց կայուն վիճակների՝ արտածին փոփոխականներին տրված երկարաժամկետ (պերմանենտ) արժեքների դեպքում: Սա նշանակում է, որ արտածին փոփոխականների տրված ցանկացած կարճաժամկետ տատանում բացահայտված և տարանջատված է, որ քաղաքականության փոփոխականները համապատասխանում են իրենց կայուն երկարաժամկետ արժեքներին, և որ բոլոր հիմնարար տնտեսական ցուցանիշներն ավարտում են իրենց ներծին ճշգրտումը և հասնում իրենց կայուն վիճակներին:

Այդ հիմնարար տնտեսական ցուցանիշների մեջ կարող ենք տարանջատել անվանական աշխատավարձը (ներքին հավասարակշռության համար), զուտ արտաքին պարտավորությունների ծավալը (արտաքին հավասարակշռության համար) և կապիտալի պաշարը տնտեսության հատվածներում (և՛ ներքին, և՛ արտաքին հավասարակշռության համար):

Այս փոփոխականների կտրվածքով ներքին հավասարակշռությունը բնութագրվում է որպես ապրանքների և ծառայությունների շուկայի հավասարակշռություն՝ լրիվ զբաղվածության և տրված կապիտալի պաշարի պայմաններում:

Ինչ վերաբերում է արտաքին հավասարակշռությանը, ապա դա պահանջում է, որ ընթացիկ հաշիվը հավասար լինի կապիտալի զուտ ներհոսքին, որը անհրաժեշտ է երկրի զուտ արտաքին պարտավորությունների մակարդակը կայուն վիճակում պահելու համար:²

Շատ վերլուծաբաններ արտաքին հավասարակշռությանը ցուցաբերել են փոքր-ինչ տարբեր մոտեցում՝ հավասարակշիռ իրական փոխարժեքի հայեցակարգում զուտ արտաքին պարտավորությունների պաշարի փոխարեն կիրառելով միայն արտածին տրված զուտ կապիտալի ներհոսքը (պաշարի փոխարեն կիրառելով հոսքի գաղափարը): Դա հնարավոր է այն դեպքում, երբ կան հետևյալ ենթադրությունները.

- ա) զուտ արտաքին պարտավորությունները հետադարձ ազդեցություն չունեն կապիտալի ապագա հոսքերի վրա,
- բ) ավելին, կապիտալի կայուն ներհոսքն արտածին է նաև մյուս հիմնարար փոփոխականների համեմատությամբ,
- գ) քանի որ կապիտալը տեսանելի ապագայում ունի շատ աննշան ազդեցություն պարտքի պաշարի վրա, ապա վերջինս կարող է դիտարկվել որպես անփոփոխ, կամ պարտքի զուտ պաշարը կունենա թույլ ազդեցություն կարճաժամկետ հավասարակշիռ իրական փոխարժեքի վրա մակրոտնտեսական մեխանիզմների միջոցով:

Վերոնշյալ պայմանները շատ բնորոշ են ցածր եկամտով փոքր երկրին, որը արտաքին ֆինանսավորումը ստանում է առավելապես մեծ գրանտ-էլեմենտ պարունակող՝ միջպետական վարկերի տեսքով:

¹ *Stu Nurkse (1945), Edwards (1989):*

² *Stu Montiel (1997):*

Տնտեսագետները տարբեր տնտեսական փոփոխականներ են ներառում իրական հավասարակշիռ փոխարժեքի մոդելներում և տարբեր կերպ են այդ փոխկապվածությունները բացահայտում և մեկնաբանում:

Հակիրճ անդրադառնալով այդ մոդելներին՝ կարող ենք դրանք դասակարգել երկու խմբի՝ զարգացած և զարգացող երկրների համար:

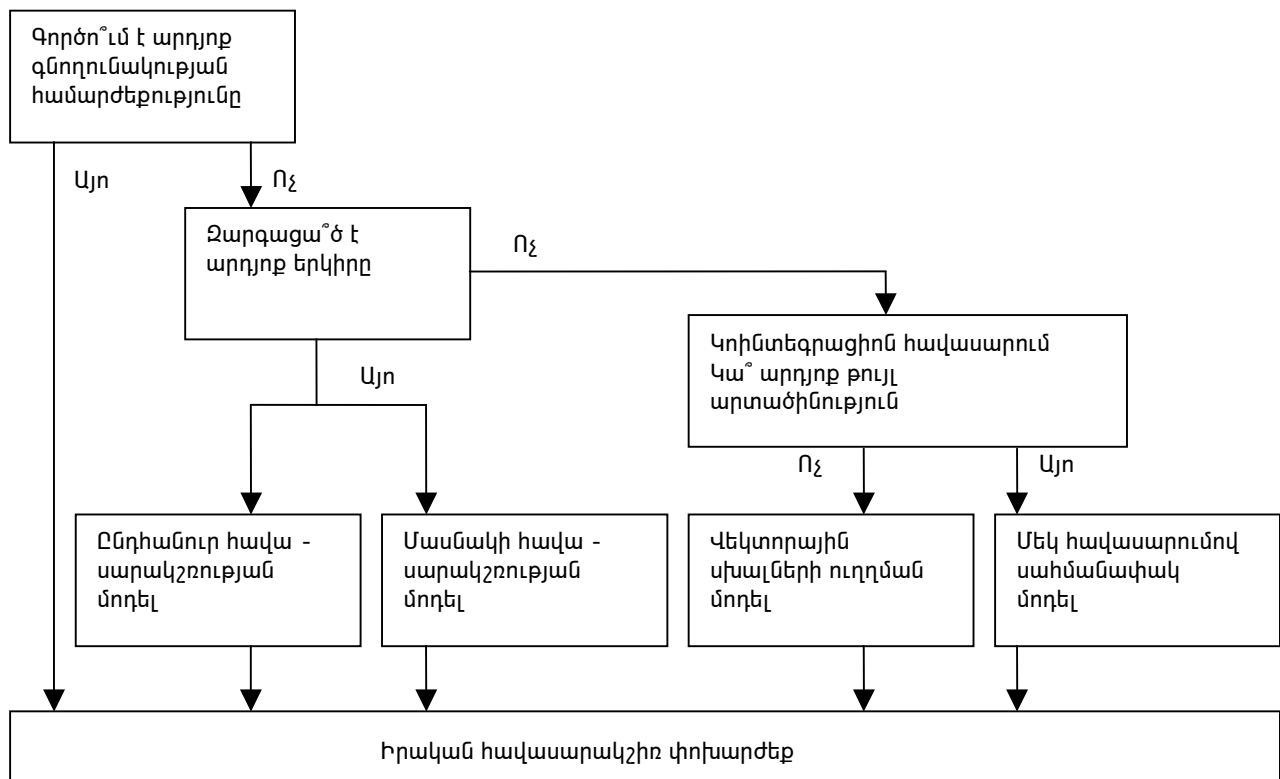
Ընդհանրապես այդ մոդելներից հիմնականը և գործնականում ամենահեշտ կիրառելի տարբերակը գնողունակության համարժեքության տեսությունն է: Եթե իրական փոխարժեքի վարքագիծը բավարարում է բացարձակ կամ հարաբերական գնողունակության համարժեքության պահանջները (այսինքն՝ բացարձակ կամ հարաբերականորեն գործում է մեկ գնի օրենքը), ապա այդ տեսության միջոցով հնարավոր է բացատրել իրական փոխարժեքի վարքագիծը և կանխատեսել այն: Հակառակ դեպքում անհրաժեշտություն է առաջանում դիմել այլ մոդելների:

Զարգացած երկրների պարագայում տնտեսությունը չունի էական ինստիտուցիոնալ հիմնախնդիրներ, և կարելի է կիրառել հավասարակշռության մոդելներ: Այդ մոդելներից առանձնացնենք մասնակի հավասարակշռության մոդելները (միայն արտաքին հավասարակշռություն), որի օրինակն է առևտրի առաձգականության մոդելը, կամ ընդհանուր հավասարակշռության մոդելներ (և՛ արտաքին, և՛ ներքին հավասարակշռություն), որի օրինակն է Դևառաջան-Լյուիս-Ռոբինսոնի 1-2-3 մոդելը, NATREX-ը, Հիմնարար հավասարակշիռ փոխարժեքի մոդելը և այլն:

Ի տարբերություն զարգացած երկրների՝ զարգացող երկրներում կոինտեգրացիոն մոդելները, որոնք կան ունենում են վեկտորային համակարգի տեսք, կան արտահայտվում են վերջինիս սահմանափակված տարբերակով՝ մեկ հավասարումով, ավելի լավ արդյունքներ են ապահովում, քան նման կառուցվածքային մոդելների կիրառումը:

Դրամավարկային քաղաքականության վարչությունը մինչև այժմ տարբեր մոդելների միջոցով անդրադարձել է այս խնդիրներին՝ գնահատելով տարբեր կառուցվածքային մոդելներ: Սակայն այս բոլոր մոդելների կիրառությունը որոշակի հիմնախնդիրներ է առաջացնում նախապայմանների և արտածին փոփոխականների հավասարակշիռ մակարդակների գնահատման առումով: Հետևաբար անհրաժեշտություն է առաջացել նաև այլ մեթոդների միջոցով փորձել գնահատել իրական հավասարակշիռ փոխարժեքը:

Ընդհանուր առմամբ իրական հավասարակշիռ փոխարժեքի մոդելները կարելի է ներկայացնել հետևյալ գծապատկերի միջոցով:



Գնողունակության համարժեքության տեսություն

Այս տեսությունը ամենապարզ և ամենալայն կիրառություն ունեցողն է, որի անկյունաքարը «մեկ գնի մասին օրենքն» է, ըստ որի՝ նույն ապրանքը տարբեր երկրներում պետք է ունենա նույն գինը՝ տրանսպորտային ծախսերի տարբերությամբ:

Ըստ գնողունակության բացարձակ համարժեքության տեսության՝ Հայաստանի ներքին գները դրամային արտահայտությամբ պետք է հավասար լինեն արտասահմանյան գներին դոլարային արտահայտությամբ՝ ճշգրտված ՀՀ դրամ/ԱՄՆ դոլար փոխարժեքով: Այսինքն՝

$$P \times e = P^* \quad \text{կամ} \quad \varepsilon = \frac{P}{P^*} \times e = 1$$

Որպեսզի ստուգենք՝ արդյո՞ք կիրառելի է գնողունակության բացարձակ համարժեքության տեսությունը, թե ոչ, նախ պետք է ստուգել իրական փոխարժեքի ստացիոնարությունը, այնուհետև, եթե այն ստացիանար է՝ ռեգրեսիոն հավասարման միջոցով պարզել՝ գնողունակության բացարձակ, թե՞ հարաբերական համարժեքության տեսությունն է կիրառելի: Իրական փոխարժեքի ստացիոնարությունը ստուգվել է Դիկի-Ֆուլերի թեստի միջոցով, և արդյունքում մերժվել է վերջինիս ստացիոնարությունը:

Աղյուսակ 1.

Null Hypothesis: REER has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.744238	0.4010
Test critical values:		
1% level	-3.632900	
5% level	-2.948404	
10% level	-2.612874	

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

Սա նշանակում է, որ երկարաժամկետ հավասարակշիռ փոխարժեքը չի բացատրվում գնողունակության համարժեքության տեսությամբ. այն բացատրելու համար անհրաժեշտ է ուսումնասիրել տնտեսական հիմնարարների և իրական փոխարժեքի միջև երկարաժամկետ կապը, ինչը կարելի է անել կոինտեգրացիոն տեսքերի միջոցով:

Իրական փոխարժեքի մոդելը

Փոփոխականների ընտրություն

Փոփոխականների ընտրության համար ուսումնասիրվել է իրական փոխարժեքի մոդելների կիրառության վերաբերյալ բավականին ծավալուն գրականություն: Այդ մոդելներում օգտագործված փոփոխականները պայմանականորեն կարելի է բաժանել մի քանի խմբերի³.

³ Ցանկը ներկայացված է Հավելված 1-ում:

1. արտաքին առևտրի ազդեցություն - առևտրի պայմաններ, տնտեսության բացվածություն, արտահանում և ներմուծում,
2. արտադրողականության ազդեցություն - արտադրողականություն, ոչ արտահանելի և արտահանելի ապրանքների գներ, աշխատավարձերի և եկամուտների տարբերություն,
3. կապիտալ ներհոսքի ազդեցություն – ուղղակի և պորտֆելային ներդրումներ, պետական վարկեր, ընթացիկ և կապիտալ տրանսֆերտներ, դրամաշնորհներ,
4. հարկաբյուջետային քաղաքականության ազդեցություն - բյուջեի պակասուրդ, ծախսեր, պետական աշխատավարձ, պետական սպառում,
5. ներդրումների ազդեցություն – մասնավոր և պետական ներդրումներ, խնայողություններ,
6. դրամավարկային քաղաքականության ազդեցություն – ներքին վարկավորում, իրական տոկոսադրույքների տարբերություն, ինտերվենցիաներ, արտաքին պահուստներ կամ զուտ արտաքին ակտիվներ,
7. անվանական արդյունավետ փոխարժեք:

Ըստ որոշ վերլուծաբանների՝ ինտերվենցիաները և զուտ արտաքին ակտիվները կարող են ծառայել նաև որպես կապիտալի ներհոսքը բնութագրող ցուցանիշներ, և այդ ժամանակ նրանց աճը կբերի իրական փոխարժեքի արժևորման, մինչդեռ որպես դրամավարկային քաղաքականության փոփոխական, նրանց աճը բնութագրվում է որպես փողի առաջարկի աճ և հանգեցնում է իրական փոխարժեքի արժեզրկման՝ կախված հիմնականում կիրառվող արժույթային ռեժիմից և մոդելի գործնական արդյունքներից:

Անվանական արդյունավետ փոխարժեքը կարճաժամկետ ազդեցությամբ փոփոխական է, որը իրական փոխարժեքի երկարաժամկետ մակարդակի վրա չի ազդում:

Ուսումնասիրելով այս բոլոր փոփոխականները՝ վերլուծության համար նպատակահարմար է թեստավորել բոլորին որոշակի կայուն և երկարաժամկետ կապ գտնելու համար: Այդ նպատակով փոփոխականները ենթարկվեցին որոշ փոփոխությունների. չեն դիտարկվել այնպիսի փոփոխականներ, որոնք Հայաստանի համար արդիական չեն (օրինակ՝ արտաքին առևտրի քաղաքականության փոփոխությունները) և, ընդհակառակը, ներառվել են այնպիսիները, որոնք թեև չեն դիտարկվել վերլուծաբանների կողմից, սակայն մեծ կարևորություն ունեն Հայաստանի համար (օրինակ՝ ինտերվենցիաները): Հետևաբար, առանձնացնելով այս փոփոխականների թվային շարքերը՝ թվով 30 (Հավելված 1), մոդելավորման առաջին փուլում փորձ է արվել դրանցից յուրաքանչյուրի և իրական փոխարժեքի միջև բացահայտել փոխկապվածությունը:

Վերջինս իրականացնելու համար նախ ստուգվել է շարքերի ստացիոնարությունը (Հավելված 2) և պարզվել, որ գրեթե բոլորը փոփոխականները առաջին տարբերությամբ ստացիոնար են: Այնուհետև Գրենջերի պատճառահետևանքային թեստի և զույգային երկչափ ռեգրեսիաների միջոցով ընտրել ենք այն փոփոխականները, որոնք նշանակալի են և ունեն սպասված նշանները: Հավելվածներում (3 և 4) բերված են ստացված արդյունքները. ընդ որում, քանի որ այս փուլում մեզ հետաքրքրում են գոյություն ունեցող կապերը, ուշադրություն ենք դարձրել միայն գործակիցների նշանակալիությանը, նշանին և փոփոխականների ազդեցության լագերին: Ելնելով վերոնշյալ պրոցեսի արդյունքներից՝ որպես երկարաժամկետ բացատրող փոփոխականներ ընտրվեցին կապիտալ ներհոսքը բնութագրող ցուցանիշները (ընդհանուր **կապիտալ ներհոսք**, երկարաժամկետ կապիտալ ներհոսք, ուղղակի օտարերկրյա ներդրումներ, **մասնավոր տրանսֆերտներ**, արտահանում, ՋԱԱ և ինտերվենցիաները որպես կապիտալի ներհոսքի մոտարկում), ինչպես նաև պետական սպառումը և **պետական ներդրումները** որպես քաղաքականության փոփոխություններ, և **անվանական արդյունավետ փոխարժեքը** որպես կարճաժամկետ ազդեցության փոփոխական:

Հաջորդիվ, ընտրված փոփոխականների և իրական փոխարժեքի միջև ստուգվել է կոինտեգրացիոն կապի առկայությունը Ջոհանսենի կոինտեգրացիոն թեստի միջոցով, և դարձյալ կատարել ենք ընտրություն, առանձնացնելով այն փոփոխականները, որոնք կոինտեգրվող են: Այդ փոփոխականներն են՝ կապիտալ ներհոսքը և պետական ներդրումները (կշռված ՀՆԱ-ով): Քանի որ ընտրված փոփոխականները նույն կարգի ստացիոնար են, և իրական փոխարժեքի ու վերջիններիս միջև առկա է կոինտեգրացիա (Հավելված 5), կարող ենք գնահատել ռեգրեսիան փոքրագույն քառակուսիների մեթոդով՝ ստանալով գերունակային գնահատականներ:

Նախքան մոդելի հատուկացումը որոշելը՝ ուսումնասիրել ենք ընտրված փոփոխականների և իրական փոխարժեքի զարգացումները: Մասնավորապես, իրական փոխարժեքի զարգացումներից ելնելով առաջ ենք քաշել վարկած, որ 2003 թվականի սկզբին տեղի է ունեցել կառուցվածքային փոփոխություն. իրական փոխարժեքի միտումը, որը մինչ այդ նվազող էր, 2003 թվականից հետո կտրուկ փոխվելով դարձել է աճող: Տնտեսությունում կառուցվածքային տեղաշարժի մասին վկայում են նաև այս ժամանա-

կահատվածում ընդհանուր տնտեսական զարգացումները. այն է՝ 2001 թվականից գրանցված ընթացիկ հաշվի կտրուկ լավացումը, անախադեպ բարձր տնտեսական աճը, աշխատավարձերի և անշարժ գույքի գների թռիչքաձև աճը, տոկոսադրույքների, բյուջեի պակասուրդի կտրուկ նվազումը և այլն: Այսպիսով, այս կառուցվածքային փոփոխությունը մոդելի մեջ ներառելու խնդիր առաջացավ: Զույգային ռեգրեսիաները ուսումնասիրելով պարզ դարձավ, որ տրանսֆերտների ազդեցությունը 2003 թվականից հետո նշանակալի էր և ուներ ճիշտ նշանը: Թեև Զոհանսենի թեստը 1997-2007 թվականների համար մերժում է տրանսֆերտների և իրական փոխարժեքի միջև կոինտեգրացիան, այնուամենայնիվ այն մնաց ընտրված շարքերի մեջ որպես իրական փոխարժեքի կառուցվածքային տեղաշարժը պայմանավորող գործոն, որի ազդեցությունը կներառվի 2003 թվականից (2003-2007 թվականներին կարճ ժամկետում հնարավոր չէ ստուգել կոինտեգրացիոն կապի առկայությունը):

Մոդելի հատկորոշումը

Տեսական գրականության մեջ իրական փոխարժեքի մոդելավորման համար հիմնականում առաջարկվում է «Սխալների ուղղման վեկտորական» (VEC) մոդելը, որի կիրառման համար, բացի շարքերի վիճակագրական որոշ հատկություններից (օրինակ՝ շարքերի նույն կարգի ստացիոնարության պայմանին բավարարելը), անհրաժեշտ է նաև, որ օգտագործվող թվային շարքերը լինեն բավական երկար, որպեսզի լազերի ընտրությունից հետո ազատության աստիճանները չլինեն շատ փոքր: Զարգացող երկրներում, որտեղ թվային շարքերը բավականին երկար չեն, ընդունված է կիրառել «մեկ հավասարումով» մոդելը, բայց այս մեթոդն էլ իր հերթին պահանջում է մեկ այլ՝ բացատրող փոփոխականների «թույլ արտածի՛նության» (weak exogeneity) պայմանի բավարարում: Անդրադառնալով երկու տարբերակների առավելություններին և թերություններին: Սխալների ուղղման վեկտորական մոդելի կիրառման առավելությունը այն է, որ օգտագործվում է լրացուցիչ տեղեկատվություն փոփոխականների փոխազդեցության վերաբերյալ, սակայն ժամանակային շարքերի կարճ լինելու պարագայում նման համակարգ գնահատելը դառնում է անհրաժեշտության: Ի տարբերություն վերոնշյալի՝ կարճ ժամանակային շարքերը կարող են օգտագործվել մեկ հավասարումով գնահատման համար, սակայն ընդհանուր դեպքում մենք կորցնում ենք փոփոխականների փոխազդեցության վերաբերյալ տեղեկատվությունը: Այս պարագայում, եթե օգտագործվող փոփոխականները (մեր դեպքում՝ տնտեսության հիմնարարները) բավարարում են թույլ արտածի՛նության պայմանը, ապա վերանում է մոդելի՝ տեղեկատվությունը կորցնելու վտանգը, այսինքն՝ գնահատելով մեկ հավասարում՝ ստանում ենք լիովին արդյունավետ գնահատականներ:

Քանի որ Հայաստանի դեպքում ևս առկա է թվային շարքերի կարճության խնդիրը, որը թույլ չի տալիս գնահատել «Սխալների ուղղման վեկտորական» մոդելը, մենք ևս փորձեցինք կիրառել մեկ հավասարումով մոդել: Քանի որ մեկ հավասարումով մոդելի կառուցման համար կարևոր է բացատրող փոփոխականների թույլ արտածի՛նության պայմանի ստուգումը, կիրառվել է երկու մոտեցում: Մի դեպքում՝ փոփոխականների թույլ արտածի՛նության պայմանը ստուգվել է „EViews 6.», փաթեթում առկա Կոինտեգրացիոն թեստի միջոցով՝ համապատասխան սահմանափակումներ դնելով կոինտեգրող վեկտորների վրա, որի արդյունքում չի մերժվել թույլ արտածի՛նության վարկածը (Հավելված 6): Քանի որ պետական ներդրումներ/ՀՆԱ փոփոխականը քաղաքականության փոփոխական է և կախված է վարվող հարկաբյուջետային քաղաքականությունից, վերջինիս արտածի՛նությունը մոդելում հիմնավորվում է նաև տեսականորեն: Կապիտալ ներհոսքի մեծ մասը մասնավոր հատվածի ուղղակի ներդրումներն են և պետական հատվածի ներդրումները, որոնք իրական փոխարժեքի վարքագծից կախում չունեն: Ինչ վերաբերում է տրանսֆերտներին, վերջինիս թույլ արտածի՛նությունը ստուգել ենք նաև գործիքային փոփոխականի ներառմամբ՝ այնուհետև իրականացնելով Հաուսմենի թեստը:

Որպես նախնական տարբերակ գնահատվել է ռեգրեսիան՝ ենթադրվող երկարաժամկետ ազդեցություն ունեցող բացատրող փոփոխականներով, որոնք են ընդհանուր կապիտալ ներհոսքը՝ «CAPINFSM», մասնավոր տրանսֆերտների կշիռը ՀՆԱ-ում՝ «TRANSFSM» և պետական ներդրումների կշիռը ՀՆԱ-ում՝ «GINV_GDP»: Նախքան գնահատման համար օգտագործելը՝ շարքերը ենթարկվել են որոշակի մշակման, մասնավորապես՝ իրական փոխարժեքի և անվանական արդյունավետ փոխարժեքի շարքերը ենթարկվել են սեզոնային հարթեցման «Eviews» փաթեթի «X12» մեթոդով, տրանսֆերտներ/ՀՆԱ շարքը ևս հարթվել է «X12» մեթոդով, այնուհետև, շարքի տատանողականությունից ելնելով, ևս մեկ անգամ հարթել ենք՝ օգտագործելով Հոլթ-Վինթերսի առանց սեզոնային բաղադրատարրի հարթումը: Կապիտալի ներհոսքի շարքը ենթարկվել է կրկնակի հարթեցման դարձյալ Հոլթ-Վինթերսի առանց սեզոնային բաղադրատարրի

հարթման մեթոդով: Հոլթ-Վինթերսի մեթոդի կիրառությունը այս դեպքում խիստ նպատակահարմար էր, քանի որ թե՛ տրանսֆերտների, թե՛ կապիտալի ներհոսքի համար հարթված շարքերի կիրառումը գործիքային փոփոխականների օգտագործման նմանակն է, այսինքն՝ օգնում է խուսափել թույլ արտածինության խնդրից: Մակարդակ ցույց տվող փոփոխականները հավասարումներում օգտագործվել են լոգարիթմած արտահայտությամբ, և ստացված հավասարումներն անցել են Բրեուշ-Գոդֆրիի ավտոկոռելյացիան ստուգող թեստը և Վայթի հետերոսկեդաստիկության թեստը, ինչպես նաև ստուգվել է գործակիցների կայունությունը ռեկուրսիվ գնահատումների թեստի (Recursive estimates) միջոցով:

Հավասարում 1

Dependent Variable: LOG(REER_SA)
Method: Least Squares
Date: 10/30/07 Time: 16:12
Sample (adjusted): 1998Q1 2006Q4
Included observations: 36 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(CAPINFSM)	0.049914	0.004746	10.51751	0.0000
D2*(TRANSFSM(-1))	1.494971	0.241367	6.193773	0.0000
D2	-0.316352	0.032319	-9.788365	0.0000
GINV_GDP(-4)	1.133265	0.399216	2.838729	0.0079
C	4.450602	0.021420	207.7736	0.0000
R-squared	0.942494	Mean dependent var	4.626882	
Adjusted R-squared	0.935074	S.D. dependent var	0.087511	
S.E. of regression	0.022298	Akaike info criterion	-4.640357	
Sum squared resid	0.015414	Schwarz criterion	-4.420423	
Log likelihood	88.52642	Hannan-Quinn criter.	-4.563594	
F-statistic	127.0190	Durbin-Watson stat	1.504088	
Prob(F-statistic)	0.000000			

$$\text{REER_SA} = 0.05 \cdot \text{CAPINFSM} + 1.49 \cdot \text{D2} \cdot \text{TRANSFSM}(-1) - 0.31 \cdot \text{D2} + 1.13 \cdot \text{GINV_GDP}(-4) + 4.45$$

(10.51)⁴ (6.19) (-9.78) (2.83) (207.77)

Այս հավասարումից երևում է, որ ընտրված փոփոխականները նշանակալի են, ունեն սպասված նշանները և, ինչպես ցույց են տվել կայունության թեստերը, նաև հարաբերականորեն կայուն են, սակայն Դարբին-Վաթսոնի չափանիշը (առաջին կարգի ավտոկոռելյացիայի առկայությունը բնութագրող չափանիշը) երկուսից բավականին փոքր է, որը վկայում է, որ մոդելում առկա է առաջին կարգի ավտոկոռելյացիա, ինչը կարող է նաև լինել բաց թողնված բացատրող փոփոխականի պատճառով: Քանի որ այս հավասարման մեջ ներառված են միայն երկարաժամկետ կապը բնութագրող փոփոխականներ, հավասարման սխալները փորձեցինք բացատրել կարճաժամկետ փոփոխականներով: Որպես այդպիսին ներառվեց անվանական արդյունավետ փոխարժեքը՝ իրական հավասարակշիռ փոխարժեքի վրա անվանական փոխարժեքի կարճաժամկետ ազդեցությունը հետազոտելու համար: Որպես իրական փոխարժեքի կարճաժամկետ փոփոխությունը բացատրող փոփոխականներ ուսումնասիրեցինք ՋԱԱ-ն, ինտերվենցիաները և անվանական արդյունավետ փոխարժեքը, որոնց դեպքում Գրենջերի պատճառահետևանքային թեստը ցույց էր տալիս միակողմանի կապ: Սակայն վերջիններից ընտրվեց անվանական փոխարժեքը, քանի որ բոլորը միասին վերցնելու դեպքում առաջանում է բազմակոլիմեարություն, իսկ անվանական փոխարժեքը իր վրա կրում է և՛ ինտերվենցիաների, և՛ ՋԱԱ-ի ազդեցությունը: Ստորև բերված հավասարումը ցույց է տալիս, որ անվանական փոխարժեքը բացատրում է իրական հավասարակշիռ փոխարժեքի կարճաժամկետ փոփոխությունների (որը դիտարկվել է որպես երկարաժամկետ 1-ին հավասարման մնացորդային տարր) մոտ 30 տոկոսը, հետևաբար դա կարող ենք ներառել մոդելի մեջ որպես կարճաժամկետ ազդեցությամբ փոփոխական:

⁴ Այս և հետագա հավասարումներում փակագծերում t-վիճակագրի ցուցանիշներն են:

Հավասարում 1.1

Dependent Variable: RESID03
 Method: Least Squares
 Date: 10/30/07 Time: 16:13
 Sample (adjusted): 1998Q1 2006Q4
 Included observations: 36 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(NEER_SA)	0.072948	0.021023	3.469855	0.0014
C	-0.366074	0.105545	-3.468407	0.0014
R-squared	0.261510		Mean dependent var	8.14E-16
Adjusted R-squared	0.239790		S.D. dependent var	0.020986
S.E. of regression	0.018297		Akaike info criterion	-5.110171
Sum squared resid	0.011383		Schwarz criterion	-5.022198
Log likelihood	93.98308		Hannan-Quinn criter.	-5.079466
F-statistic	12.03990		Durbin-Watson stat	1.843572
Prob(F-statistic)	0.001435			

$$\text{RESID031} = 0.07 \cdot \text{NEER_SA} - 0.36$$

(3.46) (-3.46)

Սողելավորման հաջորդ փուլում փորձել ենք միավորել կարճաժամկետ և երկարաժամկետ ազդեցությունները և գնահատել ADL մոդելը: Գնահատման արդյունքում ստացել ենք հետևյալ հավասարումը.

Հավասարում 2

Dependent Variable: LOG(REER_SA)
 Method: Least Squares
 Date: 10/29/07 Time: 10:57
 Sample (adjusted): 1998Q1 2007Q2
 Included observations: 38 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(REER_SA(-1))	0.546849	0.081233	6.731878	0.0000
LOG(NEER_SA)	0.363281	0.085903	4.228945	0.0002
LOG(NEER_SA(-1))	-0.331287	0.082034	-4.038424	0.0004
LOG(CAPINFMSM)	0.020114	0.005154	3.902993	0.0005
D2*(TRANSFSM(-1))	0.763427	0.154862	4.929711	0.0000
GINV_GDP(-2)	0.554438	0.219466	2.526303	0.0172
GINV_GDP(-4)	0.689790	0.219990	3.135549	0.0039
D2	-0.144705	0.028011	-5.166022	0.0000
C	1.827424	0.308774	5.918321	0.0000
R-squared	0.987054		Mean dependent var	4.634162
Adjusted R-squared	0.983483		S.D. dependent var	0.090689
S.E. of regression	0.011655		Akaike info criterion	-5.862746
Sum squared resid	0.003939		Schwarz criterion	-5.474897
Log likelihood	120.3922		Hannan-Quinn criter.	-5.724752
F-statistic	276.3949		Durbin-Watson stat	1.769811
Prob(F-statistic)	0.000000			

$$\begin{aligned} \text{REER_SA} = & 0.54 \cdot \text{REER_SA}(-1) + 0.36 \cdot \text{NEER_SA} - 0.33 \cdot \text{NEER_SA}(-1) + 0.02 \cdot \text{CAPINFMSM} + \\ & (6.73) \quad (4.22) \quad (-4.03) \quad (3.90) \\ & 0.76 \cdot \text{D2} \cdot \text{TRANSFSM}(-1) + 0.55 \cdot \text{GINV_GDP}(-2) + 0.68 \cdot \text{GINV_GDP}(-4) - 0.14 \cdot \text{D2} + 1.82 \\ & (4.92) \quad (2.35) \quad (3.20) \quad (-5.16) \quad (5.91) \end{aligned}$$

Ինչպես երևում է աղյուսակից՝ 2-րդ հավասարման բացատրող փոփոխականները վիճակագրորեն նշանակալի են և ունեն ճիշտ նշաններ: Անվանական փոխարժեքի և լագավորված անվանական փոխարժեքի գործակիցները ստացվել են գրեթե իրար հավասար՝ հակառակ նշանով: Գործակիցների հավասար լինելու վարկածը ստուգվել է Վալդի թեստով, որը չի մերժում վարկածը, որ գործակիցները հավասար են՝ հակառակ նշանով:

Wald Test:
Equation: EQ13ADL

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1.975321	(1, 29)	0.1705
Chi-square	1.975321	1	0.1599

Կարելի է ենթադրել, որ անվանական փոխարժեքը իրական հավասարակշիռ փոխարժեքի վրա ունենում է միայն կարճաժամկետ ազդեցություն, ընդ որում՝ դա բացատրում է կարճաժամկետ փոփոխությունների մոտ 26 տոկոսը (տե՛ս 1.1 հավասարման R-squared գործակիցը): Հաշվի առնելով այս սահմանափակումը՝ փոփոխականների կարճաժամկետ և երկարաժամկետ ազդեցությունները տարանջատելու և գնահատելու համար ADL մոդելից գծային ձևափոխության միջոցով ստացել ենք դրան համապատասխան սխալների ուղղման մոդելը (Error Correction), որը գնահատելով ստացվում է հետևյալ արդյունքը⁵.

Հավասարում 3

Dependent Variable: D(LOG(REER_SA))
Method: Least Squares
Date: 10/29/07 Time: 12:36
Sample (adjusted): 1998Q1 2007Q2
Included observations: 38 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(REER_SA(-1))	-0.384062	0.065714	-5.844477	0.0000
D2*(TRANSFSM(-1))	0.798189	0.155340	5.138345	0.0000
LOG(CAPINFSM)	0.016364	0.004480	3.652652	0.0010
D(LOG(NEER_SA))	0.327222	0.083305	3.928016	0.0005
D2	-0.135574	0.027686	-4.896766	0.0000
(GINV_GDP(-2))-(GINV_GDP(-4))	0.640859	0.214073	2.993648	0.0055
GINV_GDP(-4)	1.303306	0.316879	4.112945	0.0003
C	1.673986	0.293487	5.703774	0.0000
R-squared	0.860338	Mean dependent var	0.002995	
Adjusted R-squared	0.827750	S.D. dependent var	0.028535	
S.E. of regression	0.011843	Akaike info criterion	-5.849482	
Sum squared resid	0.004208	Schwarz criterion	-5.504728	
Log likelihood	119.1402	Hannan-Quinn criter.	-5.726821	
F-statistic	26.40063	Durbin-Watson stat	1.780180	
Prob(F-statistic)	0.000000			

$$D(REER) = -0.38*REER_SA(-1) + 0.79*D2*TRANSFSM(-1) + 0.02*\log(CAPINFSM(-1)) + 0.32*D(NEER_SA) - 0.13*D2 + 0.64*(GINV_GDP(-4) - GINV_GDP(-)) + 1.30*GINV_GDP(-4) + 1.67$$

(-5.84)
(5.13)
(3.65)

(3.92)
(-4.89)
(2.99)
(4.11)
(5.70)

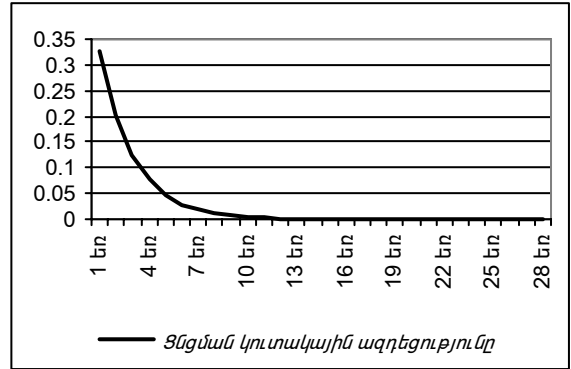
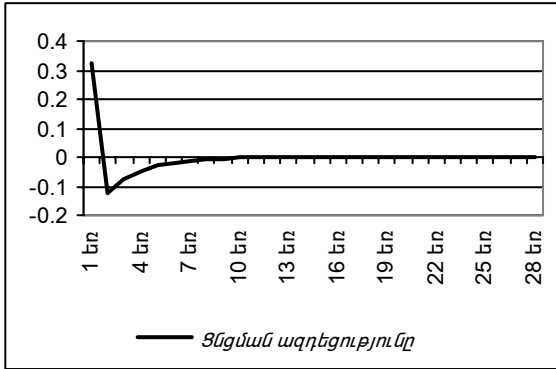
⁵ Այս սահմանափակումից ($C(2)+C(3)=0$) հետևում է, որ սխալների ուղղման մոդելում օգտագործվում է միայն անվանական փոխարժեքի առաջին տարբերության շարքը:

Այստեղ $\text{LOG}(\text{REER_SA}(-1))$ գործակիցը սխալների ուղղման գործակիցն է: Տրանսֆերտների երկարաժամկետ ազդեցության գործակիցը ստացվում է $\text{D2}^*(\text{TRANSFSM}(-1))$ -ի գործակիցը բաժանելով սխալների ուղղման գործակցի վրա՝ հակառակ նշանով, և հավասար է 2.07, որը մի փոքր ավելի մեծ է 1 հավասարման մեջ ստացված գործակցից. կապիտալ ներհոսքի երկարաժամկետ ազդեցության գործակիցը հաշվարկվում է նույն ձևով և հավասար է 0.04, որը բավականին մոտ է 1-ին հավասարման մեջ ստացված համապատասխան գործակցին (այս փոփոխականների կարճաժամկետ ազդեցությունը չենք ներառել, քանի որ վիճակագրորեն նշանակալի չէր): Մեր կարծիքով, վերոնշյալ փոփոխականների կարճաժամկետ ազդեցությունը իրական փոխարժեքի վրա արտահայտվում է անվանական փոխարժեքի միջոցով, որը արդեն ներառված է հավասարման մեջ: Ինչ վերաբերում է պետական ներդրումներին, վերջիններս իրական հավասարակշիռ փոխարժեքի վրա ունեն և՛ կարճաժամկետ և՛ երկարաժամկետ ազդեցություն, ընդ որում, երկարաժամկետ ազդեցության գործակիցը հավասար է 3.39, այսինքն՝ երկարաժամկետում պետական ներդրումների աճը ՀՆԱ-ում բերում է իրական փոխարժեքի արժևորման, իսկ ճշտորոշման գործակիցը կամ կարճաժամկետ ազդեցության գործակիցը ($\text{LOG}(\text{GINV_GDP}(-2))$ - $\text{LOG}(\text{GINV_GDP}(-4))$) հավասար է 0.64: Պետք է նշել, որ պետական ներդրումների երկարաժամկետ գործակիցը չի համապատասխանում 1-ին հավասարումով ստացված գործակցին, որը կարող է լինել այն պատճառով, որ պետական ներդրումները ունեն ինչպես երկարաժամկետ, այնպես էլ կարճաժամկետ ազդեցություն, ինչը հնարավոր չէ տարանջատել հավասարում 1-ում: Այնուամենայնիվ, կանխատեսումներ անելու համար օգտագործել ենք սխալների ուղղման մոդելը:

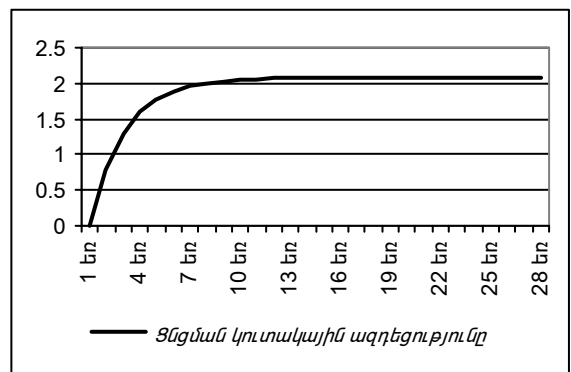
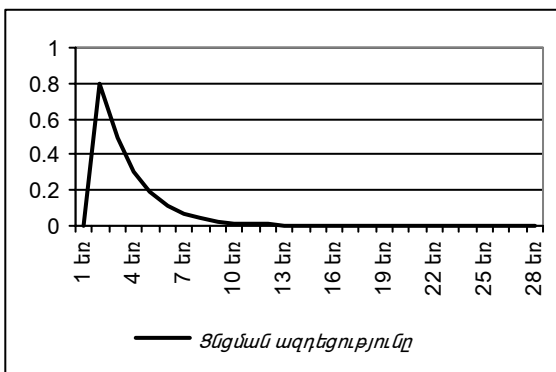
Միավոր ցնցումների միջոցով ցույց տանք, թե ինչպիսին է բացատրող փոփոխականների ազդեցությունը ժամանակի ընթացքում: Նշենք, որ որպես տրանսֆերտների և պետական ներդրումների ցնցում դիտարկվել է վերջիններիս 1 տոկոսային կետով աճը ՀՆԱ-ում, իսկ մյուս փոփոխականներին պարզապես տրվել է 1 տոկոս ցնցում: Ինչպես երևում է գծապատկերներից, եկարաժամկետ բացատրող փոփոխականների կունուլյատիվ ազդեցությունը տևում է երկուսից երեք տարի, ընդ որում, տրանսֆերտների 1 տոկոսային կետով աճը ՀՆԱ-ում հանգեցնում է 2.07 տոկոս իրական փոխարժեքի արժևորման, կապիտալ ներհոսքի մեկ տոկոսով աճը՝ 0.04 տոկոս արժևորման, իսկ պետական ներդրումների երկարաժամկետ ազդեցությունն ընթանում է երկու փուլով. նախ՝ ազդեցությունն արտահայտվում է ոչ արտահանելի հատվածում ծախսերի մեծացման հետևանքով առաջացող արժևորման ճնշումներով, իսկ երկարաժամկետ հատվածում՝ կատարված ներդրումների հաշվին արտադրողականության բարձրացման միջոցով, և արդյունքում՝ կուտակային ազդեցությունն իրական փոխարժեքի վրա լինում է 3.39 տոկոս (ցնցումը պետական ներդրումների 1 տոկոսային կետով աճն է ՀՆԱ-ում):

Գապատկերներում արտահայտված է ցնցումների ազդեցությունը իրական փոխարժեքի վրա: Այսպես 1 տոկոս անվանական արդյունավետ փոխարժեքի արժևորման ազդեցությունը հանգեցնում է առաջին եռամսյակում 0.32 տոկոս իրական փոխարժեքի արժևորման, որը հետագայում մարում է, և երկարաժամկետ հատվածում անվանական փոխարժեքը ոչ մի ազդեցություն չի թողնում իրական փոխարժեքի վրա:

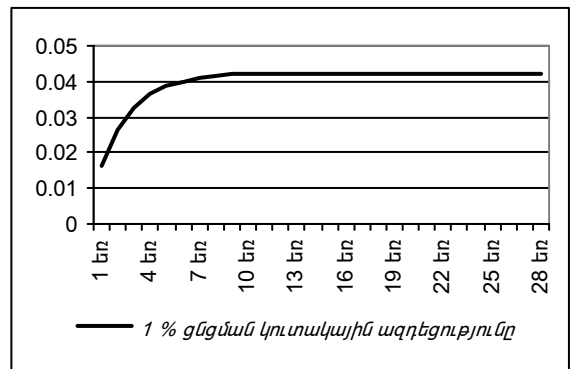
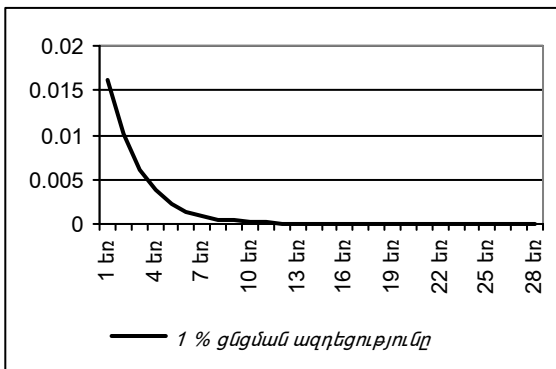
1 տոկոս անվանական փոխարժեքի ցնցման ազդեցություն



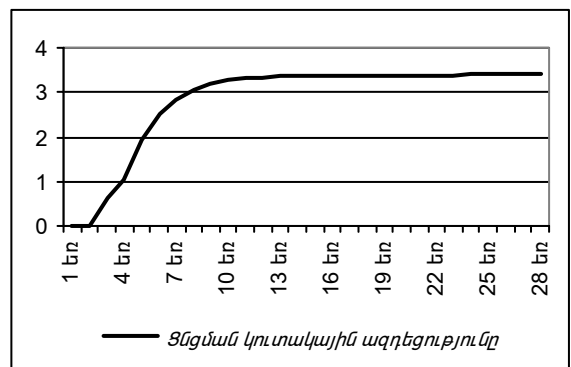
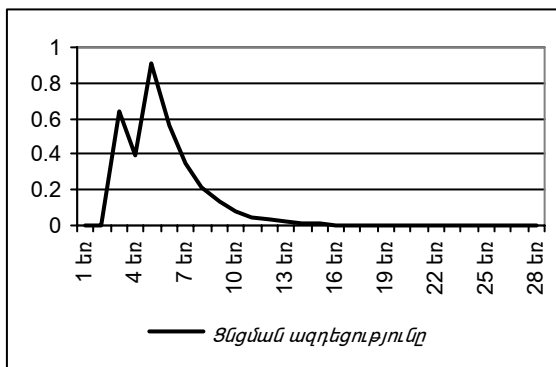
1 տոկոս կապիտալ ներհոսքի ցնցման ազդեցություն



1 տոկոսային կետ ՀՆԱ-ում տրանսֆերտների ցնցման ազդեցություն

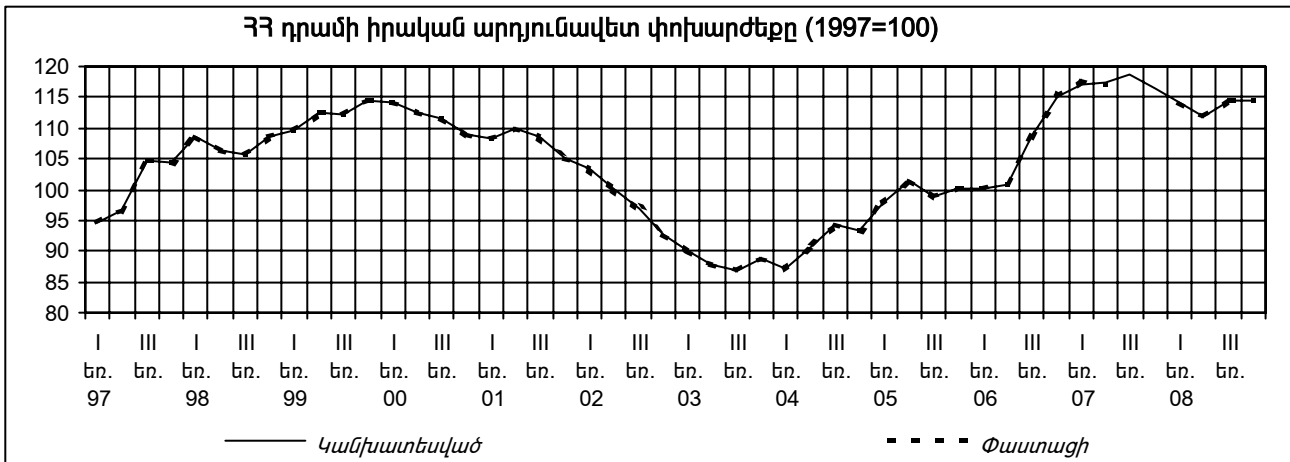


1 տոկոսային կետ ՀՆԱ-ում պետական ներդրումների ցնցման ազդեցություն



Մոդելի միջոցով իրական փոխարժեքի կանխատեսումը

Սխալների ուղղման մոդելով 1997-2006 թթ. տվյալների հիման վրա, կատարել ենք իրական փոխարժեքի կանխատեսում 2007 թվականի համար և ստացել ենք պայմանական կանխատեսման հետևյալ արդյունքը:



Ըստ այս կանխատեսման՝ 2007 թվականին ՀՀ դրամի իրական արդյունավետ փոխարժեքը կարժևորվի 10.9 տոկոսով, որը բավականին մոտ է փաստացի արձանագրված ցուցանիշին (12.4):

Հավասարակշիռ իրական փոխարժեքի գնահատումը

Հավասարումը գնահատելուց հետո փորձել ենք գնահատել հավասարակշիռ իրական փոխարժեքը և հաշվել փաստացի իրական փոխարժեքի (RER) շեղումները նրանից: Գրականության մեջ երկարաժամկետ և կարճաժամկետ հատվածներում հավասարակշիռ փոխարժեքի գաղափարը տարանջատվում է: Կարճաժամկետ հավասարակշիռ փոխարժեքը (SRER) այն իրական փոխարժեքն է, որը համապատասխանում է իր հիմնարար փոփոխականների ներկա արժեքներին: Այսինքն, կարճաժամկետ հավասարակշիռ իրական փոխարժեքի գնահատման համար օգտագործվել է սխալների ուղղման մոդելը՝ առանց ներառելու կարճաժամկետ ազդեցություն ունեցող փոփոխականները (անվանական փոխարժեքը): Ենթադրվում է, որ անվանական փոխարժեքի տատանումները հանգեցնում են իրական փոխարժեքի շեղմանը իր կարճաժամկետ հավասարակշռության վիճակից:

Երկարաժամկետ հավասարակշիռ փոխարժեքը (LRER) այն իրական փոխարժեքն է, որը ձևավորվում է, երբ հիմնարար տնտեսական փոփոխականները ճշգրտվում են և հասնում իրենց կայուն վիճակին: Երկարաժամկետ հիմնարար փոփոխականների կայուն հավասարակշիռ վիճակը գնահատելու համար օգտագործվել է գործնականում լայնորեն կիրառվող Հոդրիկ-Պրեսկոտի ֆիլտրը: Հաշվարկելով սխալների ուղղման մոդելը (առանց կարճաժամկետ փոփոխականների)՝ հավասարակշիռ հիմնարար փոփոխականներով ստացել ենք երկարաժամկետ հավասարակշիռ իրական փոխարժեքը:

Գրականության մեջ տարբերում են նաև ցանկալի իրական փոխարժեքը (DRER), որը համապատասխանում է հիմնարար փոփոխականների ցանկալի մակարդակներին: Ընդ որում, ցանկալին չի նշանակում հավասարակշիռ մակարդակ, այլ ելնում է քաղաքականության ցանկալի նպատակներից և այլ պայմաններից:

Այս բոլոր փոխարժեքները փոխկապակցված են հետևյալ բանաձևով.

$$RER - DRER = (RER - SRER) + (SRER - LRER) + (LRER - DRER)$$

Այստեղ, փաստացի և ցանկալի իրական փոխարժեքների միջև ճեղքվածքը կարելի է տարանջատել.

1. փաստացի և կարճաժամկետ հավասարակշիռ իրական փոխարժեքների միջև ճեղքվածքի, որը հավասար է զրոյի, եթե իրական փոխարժեքը չի ազդվում սպեկուլյատիվ անվանական ցնցումներից,

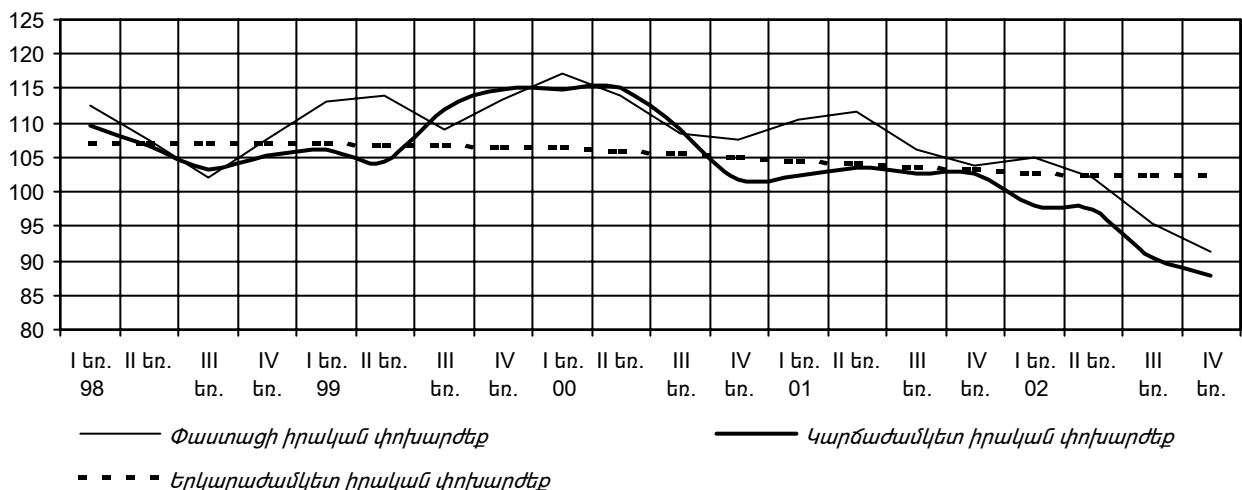
2. կարճաժամկետ և երկարաժամկետ հավասարակշիռ իրական փոխարժեքների միջև ճեղքվածքի, որի պատճառը հիմնարար փոփոխականների ճշգրտման դանդաղությունն է,
3. երկարաժամկետ և ցանկալի իրական փոխարժեքների միջև ճեղքվածքի, որի պատճառը տեսաբանները համարում են սխալ տնտեսական քաղաքականությունը:

Եթե առաջին և երկրորդ դեպքերում ճեղքվածքները ժամանակի ընթացքում չեզոքանում են՝ կապված անվանական ցնցումների և հիմնարարների ավտոմոմ ճշգրտման հետ, ապա երրորդ դեպքում խնդիրներից խուսափելու համար կարիք կա ճշգրտելու տնտեսական քաղաքականությունը:

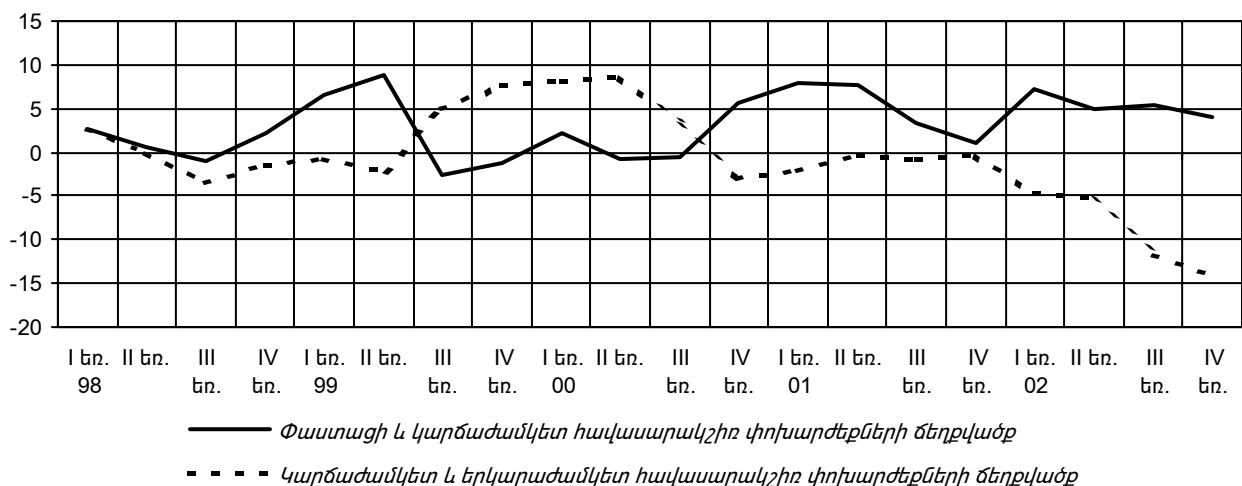
Այս ուսումնասիրության մեջ նպատակ չհետապնդելով բացահայտել ցանկալի իրական փոխարժեքի մակարդակը (քանի որ դա առանձին վերլուծության առարկա է, մասնավորապես՝ անհրաժեշտ է բացահայտել նաև իրական փոխարժեքի ազդեցությունը մյուս տնտեսական փոփոխականների վրա), մենք կողմնորոշվեցինք դեպի կարճաժամկետ և երկարաժամկետ հավասարակշիռ իրական փոխարժեքների հաշվարկման և ճեղքվածքների գնահատումը:

Կիրառելով սխալների ուղղման մոդելի երկարաժամկետ կախվածության գործակիցները՝ հիմնարար փոփոխականների համար հաշվարկել ենք կարճաժամկետ հավասարակշիռ իրական փոխարժեքը, իսկ նույն գործակիցների միջոցով, օգտագործելով հիմնարար փոփոխականների հավասարակշիռ մակարդակները (կիրառելով Հոդրիկ-Պրեսկոտի ֆիլտրը), ստացել ենք երկարաժամկետ հավասարակշիռ իրական փոխարժեքը (արդյունքները արտացոլված են ստորև բերված գծապատկերներում և աղյուսակում): Քանի որ 2003 թվականին տեղի է ունեցել կառուցվածքային տեղաշարժ, ապա դիտարկվող ժամանակահատվածն անհրաժեշտ է բաժանել երկու մասի և դրանք ուսումնասիրել առանձին-առանձին:

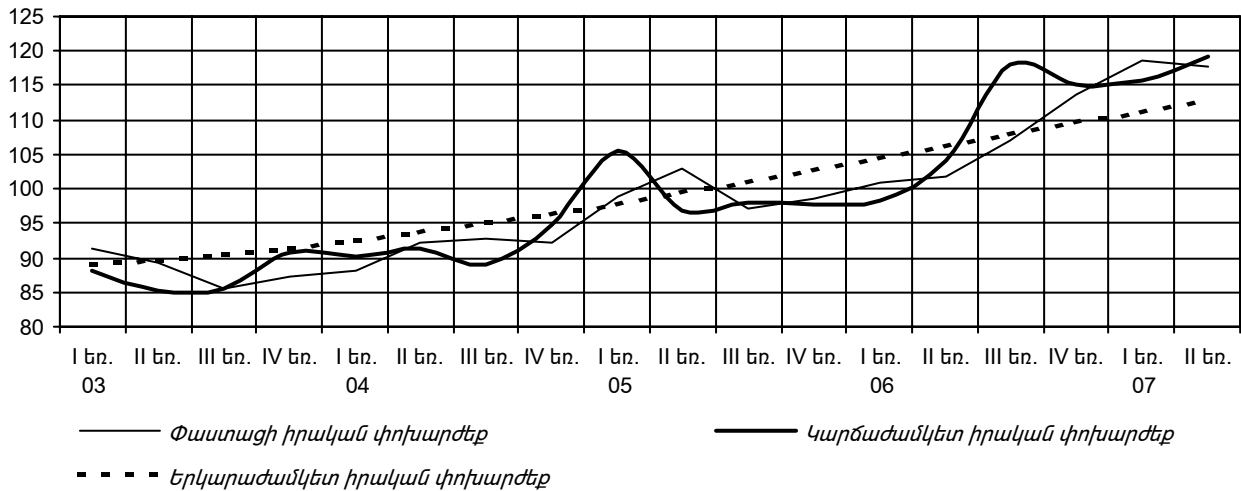
Փաստացի, կարճաժամկետ և երկարաժամկետ իրական փոխարժեքները 1998-2002 թթ.



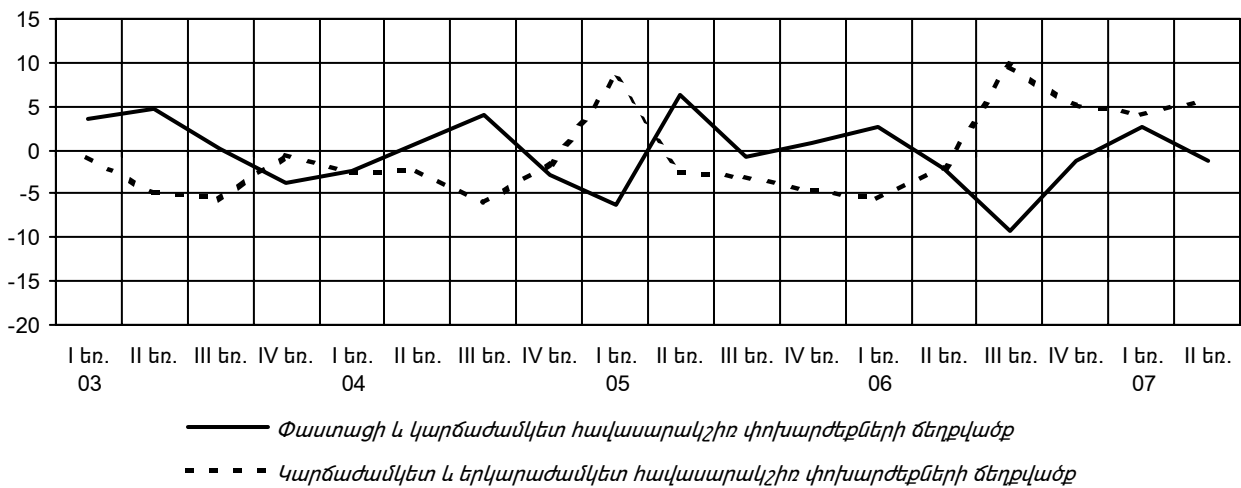
Իրական փոխարժեքի ճեղքվածքները 1998-2002 թթ.



Փաստացի, կարճաժամկետ և երկարաժամկետ իրական փոխարժեքները 2003-2007 թթ.



Իրական փոխարժեքի ճեղքվածքները 2003-2007 թթ.



Իրական փոխարժեքի վերլուծությունը			
Եռամսյակ	Ընդհանուր ճեղքվածք	Երկարաժամկետ և կարճաժամկետ փոխարժեքի ճեղքվածք	Կարճաժամկետ և փաստացի փոխարժեքի ճեղքվածք
I եռ. 98	5.29	2.66	2.63
II եռ.	0.55	-0.13	0.69
III եռ.	-4.56	-3.53	-1.03
IV եռ.	0.64	-1.54	2.18
I եռ. 99	5.88	-0.72	6.60
II եռ.	6.76	-2.17	8.94
III եռ.	2.17	4.89	-2.73
IV եռ.	6.43	7.66	-1.23
I եռ. 00	10.18	8.10	2.08
II եռ.	7.75	8.64	-0.90
III եռ.	2.78	3.44	-0.67
IV եռ.	2.66	-3.05	5.70

I եռ. 01	5.87	-2.14	8.01
II եռ.	7.39	-0.35	7.75
III եռ.	2.53	-0.78	3.31
IV եռ.	0.64	-0.36	1.00
I եռ. 02	2.60	-4.62	7.22
II եռ.	-0.22	-5.04	4.82
III եռ.	-6.21	-11.68	5.47
IV եռ.	-10.09	-14.10	4.01
I եռ. 03	2.70	-0.88	3.58
II եռ.	-0.18	-4.90	4.72
III եռ.	-5.41	-5.53	0.12
IV եռ.	-4.36	-0.62	-3.74
I եռ. 04	-4.88	-2.53	-2.35
II եռ.	-1.57	-2.49	0.92
III եռ.	-2.12	-6.16	4.04
IV եռ.	-4.27	-1.46	-2.81
I եռ. 05	1.63	7.79	-6.16
II եռ.	3.66	-2.54	6.19
III եռ.	-3.75	-3.05	-0.70
IV եռ.	-3.72	-4.64	0.92
I եռ. 06	-3.10	-5.65	2.55
II եռ.	-4.04	-1.89	-2.14
III եռ.	0.27	9.46	-9.19
IV եռ.	3.92	5.26	-1.34
I եռ. 07	6.65	4.09	2.56
II եռ.	4.50	5.79	-1.29

Այստեղ վանդակագծով նշված են գերաթևորման, շեղագծով՝ թերաթևորման հատվածները: Կարծաթամկետ և փաստացի փոխարժեքների տարբերությունը բացատրվում է քաղաքականության սխալներով, իսկ երկարաժամկետ և կարճաժամկետ իրական փոխարժեքների տարբերությունը՝ հիմնարար փոփոխականների կողմից իրենց հավասարակշիռ մակարդակներից շեղումներով:

Եթե մինչև 2003 թվականը փաստացի իրական փոխարժեքը հիմնականում գերաթևորվել է իր կարճաժամկետ հավասարակշիռ վիճակից, ապա դա հիմնականում պայմանավորված էր շուկայի մասնակիցների արժեզրկման սպասումներով, որը չեզոքացնելու համար Կենտրոնական բանկը հիմնականում արտարժույթ էր վաճառում արժութային շուկայում՝ իրական փոխարժեքը պահելով գերաթևորված վիճակում:

2004 թվականի չորրորդ եռամսյակից Կենտրոնական բանկը արտարժույթի շուկայում սկսեց հանդես գալ, որպես գնորդ, որը հանգեցրեց ՀՀ դրամի թերաթևորման և շուկայի մասնակիցների սպասումների ճշգրտման 2005 թվականի առաջին կիսամյակում: Նման երևույթ տեղի ունեցավ նաև 2006 թվականի երրորդ եռամսյակում, երբ ԿԲ-ն գնեց ավելի քան 100 մլն ԱՄՆ դոլար, որը նույնպես բերեց փաստացի իրական փոխարժեքի թերաթևորման: Ընդ որում, քաղաքականության տեսանկյունից ԿԲ քաղաքականությունը արդարացված է, քանի որ այդ նույն ժամանակահատվածում նկատվել է հիմնարար գործոնների ազդեցության հետևանքով կարճաժամկետ իրական փոխարժեքի մեծ շեղում երկարաժամկետ մակարդակից: ԿԲ գործողությունները ուղղված էին, ըստ էության, այդ ազդեցության չեզոքացմանը:

Ինչ վերաբերում է կարճաժամկետ և երկարաժամկետ իրական փոխարժեքների շեղումներին, ապա նրանք պայմանավորվել են պետական ներդրումների ավելացմամբ (1998 թվականին սեփականաշնորհման միջոցների ծախսման հաշվին պետական ներդրումները ՀՆԱ-ում զգալի աճեցին), կապիտալ ներհոսքի տատանումներով (2002 թվականի ընթացքում պետական վարկերի զուտ ներգրավումը հասավ իր ամենացածր մակարդակին) և տրանսֆերտների աճի տեմպերի ավելացմամբ (2006 թվականի երկրորդ եռամսյակում տրանսֆերտների կշիռը ՀՆԱ-ում հասավ 19.8 տոկոսի՝ առաջին եռամսյակի 13.4 տոկոսի փոխարեն):

Եզրակացություններ և առաջարկություններ

Փաստորեն, իրական փոխարժեքի դիտարկված մոդելը հնարավորություն է տալիս տարանջատել այն գործոնները, որոնք ազդում են իրական հավասարակշիռ փոխարժեքի վրա Հայաստանում: Ընդ որում, այդ գործոնները տարանջատվեցին նաև կարծաժամկետ և երկարաժամկետ գործոնների, հնարավոր եղավ հաշվարկել նրանց ազդեցությունը տարբեր ժամանակահատվածներում:

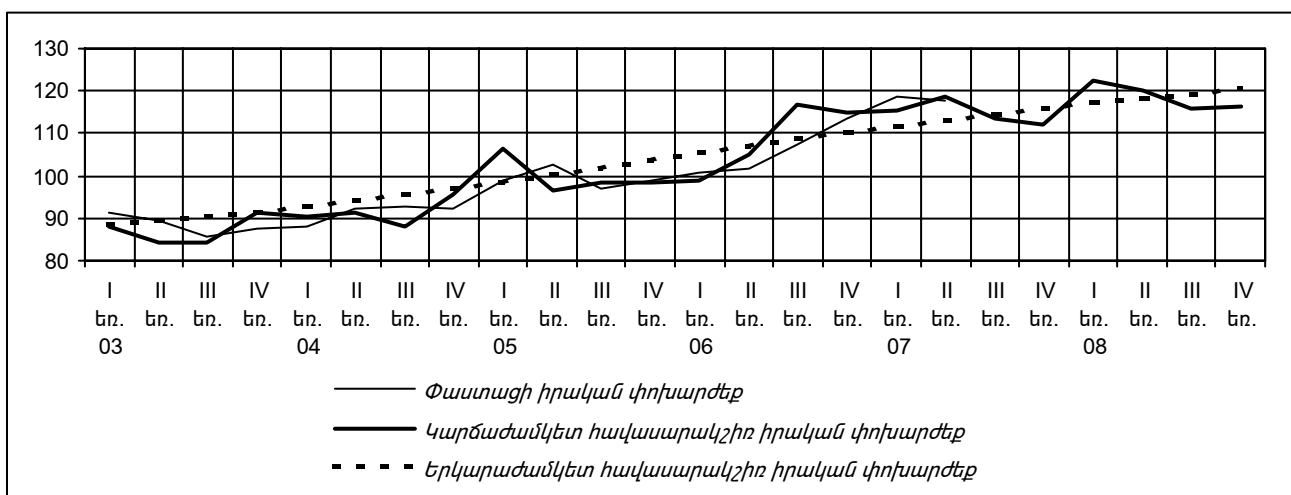
Կարծաժամկետ հատվածում անվանական արդյունավետ փոխարժեքի 1 տոկոսով արժևորումը հանգեցնում է իրական արդյունավետ փոխարժեքի 0.32 տոկոսով արժևորման, որը, սակայն, ժամանակի ընթացքում զրոյանում է, իսկ ՀՆԱ-ում պետական ներդրումների 1 տոկոսով աճը հանգեցնում է նախ 0.64 տոկոսով արժևորման, իսկ երկարաժամկետում՝ ՀՆԱ-ում պետական ներդրումների 1 տոկոսային կետով աճը բերում է իրական փոխարժեքի 3.39 տոկոսով արժևորման, ՀՆԱ-ում ընթացիկ տրանսֆերտների 1 տոկոսային կետով աճը՝ 2.07 տոկոսով արժևորման, իսկ կապիտալ ներհոսքի 1 տոկոսով աճը՝ 0.04 տոկոսով արժևորման:

Այսպիսով, միակ քաղաքականության գործիքը, որով երկրի իշխանությունները հնարավորություն ունեն ազդելու իրական հավասարակշիռ փոխարժեքի մակարդակի վրա պետական ներդրումներն են (գուցե և ընդհանուր պետական ծախսերը): Հետևաբար, եթե արտաքին ցնցումների արդյունքում իրական փոխարժեքը արժևորվում է, ապա պետությունը երկարաժամկետ հատվածում կարող է դրան դիմակայել միայն պետական ներդրումների (կամ պետական ծախսերի) կրճատման միջոցով:

Բացի վերոնշյալից՝ մոդելի շնորհիվ հնարավոր եղավ հաշվարկել կարծաժամկետ և երկարաժամկետ իրական փոխարժեքները, ուսումնասիրել դրանց շեղումները և բացատրել պատճառները: Երկարաժամկետ և կարծաժամկետ հավասարակշիռ փոխարժեքների շեղումները բացատրվում են իրենց հավասարակշիռ մակարդակներից հիմնարար փոփոխականների շեղումներով, իսկ կարծաժամկետ և փաստացի իրական փոխարժեքների շեղումները՝ տնտեսական քաղաքականության ազդեցությամբ:

Բավականին ուշագրավ են 2003-2007 թվականներին գրանցված արժևորման մեջ գործոնների ազդեցության կշիռները: 2003 թվականի առաջին եռամսյակից մինչև 2007 թվականի երկրորդ եռամսյակը երկարաժամկետ հավասարակշիռ իրական փոխարժեքը արժևորվել է 23.7 տոկոսով, որից 6.3 տոկոսային կետը (ընդհանուր արժևորման 26.4 տոկոսը) պայմանավորված է եղել կապիտալ ներհոսքի արագացմամբ, 3.9 տոկոսային կետը (ընդհանուր արժևորման 16.4 տոկոսը)՝ ՀՆԱ-ում պետական ներդրումների աճով, իսկ 13.6 տոկոսային կետը (ընդհանուր արժևորման 57.2 տոկոսը)՝ ՀՆԱ-ում տրանսֆերտների տեսակարար կշռի ավելացմամբ:

Ընդհանուր առմամբ իրական փոխարժեքը մինչև 2002 թվականը գերարժևորված էր Ռուսաստանի ճգնաժամի և ԿԲ կողմից արժեզրկման սպասումները չեզոքացնող արտարժույթի պարբերական վաճառքի հետ կապված, մինչև 2006 թվականը հիմնականում թերարժևորված՝ գնանկման ժամանակաշրջանի, կապիտալ ներհոսքի թուլացման և ԿԲ արժեզրկման քաղաքականության հետևանքով, իսկ վերջին շրջանում կրկին նկատվում է որոշակի գերարժևորման միտում՝ հիմնականում պայմանավորված տրանսֆերտների ներհոսքի անընդհատ ուժեղացմամբ:



Կարելի է նկատել, որ ԿԲ-ն այս ամբողջ ժամանակահատվածում գրեթե միշտ հակված էր ունենալ գերարժևորված փոխարժեք՝ բացառությամբ 2-րդ եռամսյակի, երբ արտաքին գործոնները էապես արժևորել են փոխարժեքը, իսկ ԿԲ-ն զսպել է այդ արժևորումը (2005 թվականի 1-ին եռամսյակ և 2006 թվականի 3-րդ եռամսյակ):

2007 թվականի երկրորդ կիսամյակում և 2008 թվականի համար իրականացվել է իրական հավասարակշիռ փոխարժեքի գնահատում հիմնարար փոփոխականների գնահատված մակարդակների հիման վրա:

Գծապատկերից երևում է, որ առանձնակի մեծ շեղումներ չեն ակնկալվում երկարաժամկետ և կարճաժամկետ հավասարակշիռ իրական փոխարժեքների միջև (առավելագույնը՝ մոտ 3 տոկոս): 2008 թվականի երկրորդ կիսամյակում կարճաժամկետ իրական փոխարժեքը կլինի թերաթևորված՝ պայմանավորված կապիտալ ներհոսքի թուլացմամբ և 2007 թվականի երկրորդ կիսամյակում ՀՆԱ-ում պետական ներդրումների տեսակարար կշռի կրճատմամբ: Կենտրոնական բանկը, մեր կարծիքով, պետք է հետևի փաստացի իրական փոխարժեքի զարգացմանը, որպեսզի էական շեղումներ չգրանցվեն փաստացի և հավասարակշիռ մակարդակների միջև:

Մյուս եզրակացությունը կայուն արժևորման մակարդակն է, որը, ըստ այս մոդելի, գնահատվում է տարեկան մոտ 5.8 տոկոս՝ ելնելով վերջին հինգ տարիների զարգացումներից:

Հավելված 1

Իրական փոխարժեքը բացատրող փոփոխականներ

1. Արտաքին առևտուր
 - 1.1. Առևտրի պայմաններ (առևտրի հաշվեկշիռ) (TOT)
 - 1.2. Առևտրի պայմաններ (ծառայությունների հաշվեկշիռ) (TOTGS)
 - 1.3. Արտահանվող հումքային ապրանքների գների ինդեքս (INTEXPR)
 - 1.4. Առևտրի բացվածություն (ապրանքաշրջանառություն/ՀՆԱ) (OPEN)
 - 1.5. Արտահանում/ՀՆԱ (EXP GDP)
 - 1.6. Ներմուծում/ՀՆԱ (IMP GDP)
2. Արտադրողականություն
 - 2.1. Արտահանելի և ոչ արտահանելի հատվածների գների հարաբերություն (NT T)
 - 2.2. Սպառողական գների և արտադրողների գների հարաբերության տարբերությունը մեր երկրում և արտասահմանում (CPIPI)
 - 2.3. Մեկ շնչին ընկնող անվանական ՀՆԱ-ի տարբերությունը մեր երկրում և արտասահմանում (NGDPPC)
3. Կապիտալ ներհոսք
 - 3.1. Փաստացի փոխարժեքով արտաքին պահուստներ/ՀՆԱ (NFA GDP)
 - 3.2. Երկարաժամկետ կապիտալ ներհոսք (CAPINF LONG TERM)
 - 3.3. Ուղղակի ներդրումներ (FDI)
 - 3.4. Պորտֆելային ներդրումներ (PORTFINV)
 - 3.5. Կապիտալ ներհոսք (CAPINF)
 - 3.6. Դրամաշնորհներ/ՀՆԱ (GRANTS GDP)
 - 3.7. Տրանսֆերտներ/ՀՆԱ (TRANSF GDP)
 - 3.8. Արտաքին պարտք/ՀՆԱ (EXDEBT GDP)
4. Պետական հատված
 - 4.1. Պետական սպառում/ՀՆԱ (GCONS GDP)
 - 4.2. Ոչ արտահանելի հատվածի պետական սպառում/ՀՆԱ (GCONSNT GDP)
 - 4.3. Պետական աշխատավարձի ծախսումներ/ՀՆԱ (GOVWAGE GDP)
 - 4.4. Բյուջեի պակասուրդ/ՀՆԱ (DEF GDP)
 - 4.5. Պետական ծախսեր/ՀՆԱ (GEXP GDP)
 - 4.6. Բյուջեի պակասուրդ առանց դրամաշնորհների/ՀՆԱ (DEF GRANTS GDP)
5. Ներդրումներ
 - 5.1. Պետական ներդրումներ/ՀՆԱ (GINV GDP)
 - 5.2. Ներդրումներ/ՀՆԱ (INV GDP)
 - 5.3. Զուտ ներքին խնայողություններ/ՀՆԱ (NETDOMSAVINGS)
6. Դրամավարկային քաղաքականություն
 - 6.1. Ներքին վարկավորում/ՀՆԱ (DOMCRED GDP)
 - 6.2. Ինտերվենցիաներ (INTERV)
 - 6.3. Իրական տոկոսադրույքների տարբերություն մեր երկրում և արտասահմանում (RIRD)
7. Անվանական արդյունավետ փոխարժեք (NEER)

Զրոյական վարկած: Միավոր արձատ (անհատական միավոր արձատի պրոցեսներ)

Ամսաթիվ: 08/22/07 Ժամ: 16:45

Ընտրանք: 1997Q1 2008Q4

Շարքեր: REER, DEF GRANTS GDP, CAPINF, CAPINF LONG TERM, CIPPI, DEF GDP, DOMCRED GDP, EXP GDP, EXTDEBT GDP, FDI, GCONS GDP, GCONSNT GDP, GINV GDP, GOVWAGE GDP, GRANTS GDP, IMP GDP, INTERV, INTEXP, INV GDP, NEER, NETDOMSAVINGS, NFA GDP, NGDPPC, NT T, OPEN, PORTFINV, RIRD, TOT, TOTGS, TRANSF GDP

Արտածին փոփոխականներ: Չկան

Լագերի ավտոմատ ընտրությունը արված է ըստ Շվարցի ինֆորմացիոն չափորաչիչի 0-ից 7

Դիտարկումների ընդհանուր քանակը: 1269

Խաչաձև ընտրանքը ներառում է: 31

Միջանկյալ ADF թեստի արդյունքները D()

Շարք	Հավ ⁶	Լագ	Մաքս. լագ	Դիտ.
D(REER)	0.0082	2	9	44
D(DEF GRANTS GDP)	0.0000	1	9	43
D(CAPINF)	0.0000	0	9	46
D(CAPINF LONG TERM)	0.0000	2	9	44
D(CIPPI)	0.0000	1	9	38
D(DEF GDP)	0.0000	1	9	43
D(DOMCRED GDP)	0.0568	3	9	36
D(EXP GDP)	0.0140	3	9	41
D(EXTDEBT GDP)	0.0572	3	9	34
D(FDI)	0.0521	5	9	41
D(GCONS GDP)	0.0000	2	9	42
D(GCONSNT GDP)	0.0000	3	9	41
D(GEXP GDP)	0.0000	2	9	42
D(GINV GDP)	0.0000	1	9	43
D(GOVWAGE GDP)	0.0006	7	9	37
D(GRANTS GDP)	0.0000	1	9	43
D(IMP GDP)	0.0126	3	9	41
D(INTERV)	0.0000	1	9	39
D(INTEXP)	0.0000	0	9	46
D(INV GDP)	0.0025	3	9	41
D(NEER)	0.0008	0	9	46
D(NETDOMSAVINGS)	0.1181	4	9	40
D(NFA GDP)	0.0000	3	9	36
D(NGDPPC)	0.3873	3	9	35
D(NT T)	0.0797	4	9	35
D(OPEN)	0.0000	2	9	35
D(PORTFINV)	0.0000	1	9	45
D(RIRD)	0.0000	0	9	39
D(TOT)	0.0000	0	9	46
D(TOTGS)	0.0000	0	9	46
D(TRANSF GDP)	0.0002	3	9	41

⁶ Այստեղ ներկայացված է վարկածի հաստատման հավանականությունը:

Հավասարակշիռ իրական փոխարժեքի երկարաժամկետ գնահատականներ (չհարթած)										
Ցուցանիշ	0 լազ		1 լազ		2 լազ		3 լազ		4 լազ	
		%		%		%		%		%
Երկարաժամկետ գործակիցների գնահատումների քանակ	30		30		30		30		30	
որից վիճակագրորեն նշանակալի	10	33	9	30	8	27	8	27	11	37
որից վիճակագրորեն նշանակալի և ճիշտ նշանով	7	23	7	23	7	23	7	23	9	30

Հավասարակշիռ իրական փոխարժեքի երկարաժամկետ գնահատականներ (հարթած)										
Ցուցանիշ	0 լազ		1 լազ		2 լազ		3 լազ		4 լազ	
		%		%		%		%		%
Երկարաժամկետ գործակիցների գնահատումների քանակ	30		30		30		30		30	
որից վիճակագրորեն նշանակալի	11	37	12	40	14	47	11	37	11	37
որից վիճակագրորեն նշանակալի և ճիշտ նշանով	7	23	9	30	11	37	8	27	8	27

Ձույգային Գրեյնջերի պատճառահետևանքային թեստ				
Ամսաթիվ: 08/22/07 ժամ: 17:08				
Ընտրանք: 1997Q1 – 2008Q4				
Լագ:	1	2	3	4
Ջրոյական վարկած	Հավ.	Հավ.	Հավ.	Հավ.
_DEF_GRANTS_GDP does not Granger Cause REER	0.46885	0.27942	0.03525	0.02237
CAPINF does not Granger Cause REER	0.61608	0.77061	0.75753	0.28002
CAPINF_LONG_TERM does not Granger Cause REER	0.77367	0.89867	0.40019	0.35214
CPIPI does not Granger Cause REER	0.17708	0.14588	0.04054	0.22812
DEF_GDP does not Granger Cause REER	0.70390	0.21464	0.06030	0.07734
DOMCRED_GDP does not Granger Cause REER	0.14882	0.01428	0.02645	0.08999
EXP_GDP does not Granger Cause REER	0.92924	0.51717	0.05842	0.12550
EXTDEBT_GDP does not Granger Cause REER	0.06222	0.00036	0.00204	0.01719
FDI does not Granger Cause REER	0.91489	0.82289	0.89253	0.67236
GCONS_GDP does not Granger Cause REER	0.30503	0.09640	0.26164	0.56133
GCONSNT_GDP does not Granger Cause REER	0.22489	0.06537	0.19344	0.66413
GEXP_GDP does not Granger Cause REER	0.34175	0.15589	0.29929	0.38626
GINV_GDP does not Granger Cause REER	0.66449	0.29016	0.34500	0.40058
GOVWAGE_GDP does not Granger Cause REER	0.03169	0.06394	0.04700	0.16257
GRANTS_GDP does not Granger Cause REER	0.92802	0.37381	0.12016	0.25761
IMP_GDP does not Granger Cause REER	0.05861	0.13535	0.01568	0.06970
INTERV does not Granger Cause REER	0.10383	0.33202	0.17641	0.61631
INTEXPR does not Granger Cause REER	0.70281	0.90356	0.80774	0.97702
INV_GDP does not Granger Cause REER	0.30332	0.62254	0.31027	0.67910
NEER does not Granger Cause REER	0.65879	0.09181	0.04237	0.28933
NETDOMSAVINGS does not Granger Cause REER	0.20064	0.50820	0.67659	0.88468
NFA_GDP does not Granger Cause REER	0.04108	5.3E-05	0.00146	0.01593
NGDPPC does not Granger Cause REER	0.05388	0.04605	0.04812	0.21545
NT_T does not Granger Cause REER	0.70506	0.67789	0.69750	0.41779
OPEN does not Granger Cause REER	0.11170	0.00044	0.00264	0.01889
PORTFINV does not Granger Cause REER	0.62298	0.89564	0.90348	0.89950
RIRD does not Granger Cause REER	0.58460	0.95693	0.20423	0.08173
TOT does not Granger Cause REER	0.70962	0.16339	0.43508	0.31958
TOTGS does not Granger Cause REER	0.88682	0.06910	0.17640	0.13070
TRANSF_GDP does not Granger Cause REER	0.57748	0.41468	0.05633	0.46596

Հավելված 4 (շարունակություն)

Զույգային Գրեյնջերի պատճառահետևանքային թեստ (հարթած)				
Ամսաթիվ: 08/22/07 ժամ: 17:08				
Ընտրանք: 1997Q1 – 2008Q4				
Լազ:	1	2	3	4
Զրոյական վարկած	Հավ.	Հավ.	Հավ.	Հավ.
_DEF_GRANTS__GDP_SA does not Granger Cause REER_SA	0.86714	0.28894	0.14314	0.38774
CAPINF_SA does not Granger Cause REER_SA	0.03665	0.32707	0.47122	0.03315
CAPINF_LONG_TERM_SA does not Granger Cause REER_SA	0.04968	0.37251	0.37748	0.15423
CPIPI_SA does not Granger Cause REER_SA	0.33265	0.18747	0.12164	0.24882
DEF_GDP_SA does not Granger Cause REER_SA	0.69246	0.16774	0.25197	0.55794
DOMCRED_GDP_SA does not Granger Cause REER_SA	0.87340	0.45177	0.18271	0.06207
EXP_GDP_SA does not Granger Cause REER_SA	0.00064	0.00304	0.00639	0.00984
EXTDEBT_GDP_SA does not Granger Cause REER_SA	0.04037	0.14816	0.17447	0.51695
FDI_SA does not Granger Cause REER_SA	0.04859	0.40799	0.32539	0.17592
GCONS_GDP_SA does not Granger Cause REER_SA	0.76929	0.95200	0.84017	0.95607
GCONSNT_GDP_SA does not Granger Cause REER_SA	0.31020	0.72872	0.67994	0.78821
GEXP_GDP_SA does not Granger Cause REER_SA	0.48636	0.46116	0.79017	0.66728
GINV_GDP_SA does not Granger Cause REER_SA	0.01570	0.01667	0.04615	0.09705
GOVWAGE_GDP_SA does not Granger Cause REER_SA	0.01517	0.04467	0.08792	0.35881
GRANTS_GDP_SA does not Granger Cause REER_SA	0.22237	0.55960	0.93137	0.42214
IMP_GDP_SA does not Granger Cause REER_SA	0.78006	0.61016	0.49696	0.60852
INTERV_SA does not Granger Cause REER_SA	0.03933	0.43573	0.46509	0.06344
INTEXPR_SA does not Granger Cause REER_SA	0.01178	0.09973	0.01940	0.03081
INV_GDP_SA does not Granger Cause REER_SA	0.06176	0.54625	0.31097	0.20906
NEER_SA does not Granger Cause REER_SA	0.67229	0.93544	0.86534	0.93405
NETDOMSAVINGS_SA does not Granger Cause REER_SA	0.02480	0.22964	0.08033	0.10309
NFA_GDP_SA does not Granger Cause REER_SA	0.00439	0.05274	0.33729	0.59829
NGDPPC_SA does not Granger Cause REER_SA	0.32539	0.79668	0.24400	0.60835
NT_T_SA does not Granger Cause REER_SA	0.80898	0.23231	0.04471	0.07348
OPEN_SA does not Granger Cause REER_SA	0.18938	0.14360	0.31922	0.39000
PORTFINV_SA does not Granger Cause REER_SA	0.03268	0.18780	0.33223	0.34896
RIRD_SA does not Granger Cause REER_SA	0.42505	0.64358	0.10227	0.25791
TOT_SA does not Granger Cause REER_SA	0.01987	0.38248	0.01698	0.04938
TOTGS_SA does not Granger Cause REER_SA	0.04944	0.53542	0.01877	0.06926
TRANSF_GDP_SA does not Granger Cause REER_SA	0.01847	0.06470	0.08274	0.29932

Ջոհանսենի կոինտեգրացիոն թեստի արդյունքները ցույց են տալիս, որ իրական փոխարժեքը կոինտեգրվում է պետական ներդրումների և կապիտալ ներհոսքի հետ:

Sample (adjusted): 1997Q3 2007Q2				
Included observations: 40 after adjustments				
Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: REER_SA GINV_GDP_SA				
Lags interval (in first differences): 1 to 4				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.413829	22.51902	15.49471	0.0037
At most 1	0.071772	2.755676	3.841466	0.0969
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.413829	19.76334	14.26460	0.0061
At most 1	0.413829	19.76334	14.26460	0.0061
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Sample (adjusted): 1997Q2 2007Q2				
Included observations: 41 after adjustments				
Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: REER_SA CAPINFSM				
Lags interval (in first differences): No lags				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.375174	19.73629	15.49471	0.0108
At most 1	0.011029	0.454720	3.841466	0.5001
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.375174	19.28157	14.26460	0.0074
At most 1	0.011029	0.454720	3.841466	0.5001
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Թույլ արտածինության թեստի արդյունքները

Restrictions:

$$A(3,1)=0$$

$$A(2,1)=0$$

Tests of cointegration restrictions:

Hypothesized No. of CE(s)	Restricted Log-likelihood	LR Statistic	Degrees of Freedom	Probability
1	76.12899	2.448137	2	0.294031
2	87.28973	0.448197	1	0.503193

Սահմանափակումների վարկածի ընդունումը ենթադրում է, որ 2-րդ և 3-րդ փոփոխականները, որոնք են համապատասխանաբար կապիտալ ներհոսքը և պետական ներդրումները, թույլ արտածին են իրական փոխարժեքից: Արդյունքը ցույց է տալիս, որ վարկածը ընդունելի է, այսինքն կարելի է ենթադրել, որ կապիտալ ներհոսքը և պետական ներդրումները թույլ արտածին են իրական փոխարժեքի նկատմամբ:

Օգտագործված գրականություն

1. Abdi Y., Tsangarides C. G., "FEER for the CFA Franc", IMF Working Paper WP/06/236, IMF 2006
2. Buchs "Equilibrium Real Exchange Rate in Brazil: Estimation and Policy Implications", EconWPA, 2005
3. Byung-Yeon Kim and Likka Korhonen "Equilibrium exchange rates in transition countries: Evidence from dynamic heterogeneous panel models", BOFIT, Discussion Papers 2002 No. 15
4. Cady "The Equilibrium Real Exchange Rate of the Malagasy Franc: Estimation and Assessment", IMF Working Paper WP/03/28, IMF 2003
5. Chobanov D., Sorsa P. "Competitiveness in Bulgaria: An Assessment of the Real Effective Exchange Rate", IMF working Paper WP/04/37, IMF, 2004
6. Dunaway S., Leigh L., Li X. "How Robust are Estimates of Equilibrium Real Exchange Rate: The Case of China" IMF Working Paper WP/06/220, IMF 2006
7. Edwards S. "Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment, MIT Press, 1989
8. Egert B. "Equilibrium Exchange Rates in Southeastern Europe, Russia, Ukraine and Turkey: Healthy or (Dutch) Diseased?", BOFIT Discussion Paper 2005 No 3
9. Egert B., Lommatzsch K. "Equilibrium Exchange Rates in the Transition: The Tradable Price-Based Real Appreciation and Estimation Uncertainty" BOFIT Discussion Papers 2004.No 9
10. Elbadawi I., Soto R. "Capital Flows and Long-Term Equilibrium Real Exchange Rates in Chile", Policy Research Working Paper 1306, World Bank 1994
11. G. J. Dufrenot and E.B. Yehoue "Real exchange rate misalignment: A panel co-integration and common factor analysis", IMF Working Paper WP/05/164, IMF 2005
12. Gutierrez E. "Export Performance and External Competitiveness in the former Yugoslav Republic of Macedonia", IMF Working Paper WP/06/261, IMF 2006

13. Iimi A. "Exchange Rate Misalignment: An Application of the Behavioral Equilibrium Exchange Rate (BEER) to Botswana", IMF Working Paper WP/06/140, IMF 2006
14. Isard P., Faruquee H. "Exchange Rate Assessment: Extensions of the Macroeconomic Balance Approach" Occasional Paper 167, IMF 1998
15. Kim B.-Y., Korhonen I. "Equilibrium Exchange Rates in Transition Countries: Evidence From Dynamic Heterogeneous Panel Model", BOFIT Discussion Paper 15/2002, Bank of Finland, 2002
16. L. Halpern, C. Wyplosz, "Equilibrium exchange rates in transition economy", Staff Papers , IMF, Vol. 44 No 4, December 1997
17. Lipschitz L, McDonald D. "Real Exchange Rates and Competitiveness: A Clarification of Concepts and Some Measurements for Europe" IMF Working Paper WP/91/25, IMF 1991
18. Marsh I., Tockarick S. P., "Competitiveness Indicators: A Theoretical and Empirical Assessment" IMF Working Paper WP/94/29, IMF 1994
19. Mathisen "Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate for Malawi", , IMF Working Paper WP/03/104, IMF 2003
20. Mongardini J. "Estimating Egypt's Equilibrium Real Exchange Rate" IMF Working Paper WP/98/5, IMF 1998
21. Montiel P., Hinkle L. "Exchange rate misalignment. Concepts and measurement for developing countries", World Bank Publication, 1999
22. Nurkse R. "Conditions of International Monetary Equilibrium", *Essays in International Finance 4* (Spring). Princeton University Press, 1945
23. Obstfeld M, Rogoff K. "Foundations of International Macroeconomics" MIT Press, 1996
24. Oomes N. "Maintaining Competitiveness Under Equilibrium Real Appreciation: The Case of Slovakia", IMF Working Paper WP/03/65, IMF 2005
25. Paiva C. "External Adjustment and Equilibrium Exchange Rate in Brazil", IMF Working Paper WP/06/221, IMF 2006
26. Pelegrini "The Equilibrium Real Exchange Rate of Argentina", S., Gay A. Universidad Nacional de Cordoba, 2004
27. R. Burgess, S. Fabrizio, Y. Xiao "The Baltics: Competitiveness on the eve of EU accession" , Washington, D.C.: IMF, 2004
28. Saadi-Sedik T., Petri M. "To Smooth or Not to Smooth – The Impact of Grants and Remittances on the Equilibrium Real Exchange Rate in Jordan", , IMF Working Paper WP/06/257, IMF 2006
29. Shantayanan Devarajan, Jeffry D Lewis "External shocks, Purchasing Power Parity, and the Equilibrium real Exchange rate", WB Economic Review, vol. 7 No 1: 45-63
30. Stein J., Allen P. R., and Associates "Fundamental Determinants of Exchange Rates" Oxford, Clarendon Press, 1998.
31. T. Bayoumi, H. Faruquee, J. Lee "A Fair exchange? Theory and Practice of Calculating Equilibrium Exchange rates", IMF Working Paper WP/05/229, IMF 2005
32. Williamson J. "Estimating Equilibrium Exchange Rates" Institute for International Economics Washington D.C., 1994

ՀԱՅԱՍՏԱՆԻ
ՀԱՆՐԱՊԵՏՈՒԹՅԱՆ
ԿԵՆՏՐՈՆԱԿԱՆ ԲԱՆԿԻ
ՀՐԱՏԱՐԱԿՈՒԹՅՈՒՆ

•

ՀՀ
ԿԵՆՏՐՈՆԱԿԱՆ
ԲԱՆԿ

Երևան 10,
Վ. Սարգսյան փող. 6
<http://www.CBA.am>

•

Չափսը՝ 60 x 84 1/8:
11.63 պայմ. տպ. մամուլ:
Տպաքանակ՝ 120:

© Հայաստանի Հանրապետության կենտրոնական բանկ, 2008

