



Հայաստանի Հանրապետության Կենտրոնական բանկ

ԱՇԽԱՏԱՆՔԱՅԻՆ ՓԱՍՏԱԹՈՒՂԹ

**«ՄԱՄՆԱԿԻ ՃՇԳՐՏՄԱՆ
ՄԵԽԱՆԻԶՄՈՎ» ՄՈԴԵԼԻ
ՄԻՋՈՑՈՎ ՓՈՂԻ ՆԿԱՏՄԱՍՔ
ՊԱՀԱՆՋԱՐԿԻ ԳՆԱՀԱՏՈՒՄԸ
ՀՀ-ՈՒՄ**

Հեղինակ՝

Տիգրան Պողոսյան

Դրամավարկային քաղաքականության վարչություն

Բովանդակություն

1. «Մասնակի ճշգրտման մեխանիզմով»
մոդելի միջոցով փողի նկատմամբ
պահանջարկի գնահատումը ՀՀ-ում ..էջ 2
2. Եզրակացություն ..էջ 11
3. Գրականություն ..էջ 12
4. Հավելված ..էջ 13

«Մասնակի ճշգրտման մեխանիզմով» մոդելի միջոցով փողի նկատմամբ պահանջարկի գնահատումը ՀՀ-ում

Փողի նկատմամբ տնտեսությունում առկա պահանջարկի գնահատումը, նրա վրա ազդող հիմնական գործոնների բացահայտումն ու վերլուծությունը ԿԲ կողմից դրամավարկային քաղաքականության մշակման և իրականացման արդյունավետության բարձրացման կարևորագույն նախապայմաններից է: Փողի առաջարկը կառավարող ԿԲ-ի համար չափազանց կարևոր նշանակություն ունի գնահատել ժամանակի տվյալ պահի դրությամբ տնտեսությունում փողի նկատմամբ ձևավորված պահանջարկը և պահանջարկին համահունչ չափերով տնտեսություն իրացվելիություն ներարկելու միջոցով ապահովել դրամական շուկայի ընդհանուր հաշվեկշռվածությունը, գների կայունությունը, տնտեսությունում համախառն պահանջարկի կտրուկ տատանումների և ֆինանսական շուկայում ցնցումների առաջացման պայմաններում վերականգնել մակրոտնտեսական հաշվեկշռվածությունը: Ի վերջո, տնտեսությունում փողի նկատմամբ պահանջարկի կայուն ֆունկցիայի առկայությունը ԿԲ համար կանխատեսելի է դարձնում իր կողմից կառավարվող դրամական առաջարկի ազդեցությունը տոկոսադրույքների, համախառն թողարկման և ԿԲ վերջնական նպատակի՝ գների մակարդակի վրա:

Հաշվի առնելով պետության կողմից իրականացվող տնտեսական քաղաքականության մշակման գործընթացում փողի նկատմամբ պահանջարկի գնահատման կարևորությունը, այն բազմաթիվ վերլուծությունների և ուսումնասիրությունների առարկա է դարձել ինչպես զարգացած, այնպես էլ զարգացող և անցումային տնտեսություն ունեցող երկրներում:

Փողի նկատմամբ պահանջարկի գնահատման մոտեցումները, եղանակները և մեթոդիկան փոփոխվել և վերաիմաստավորվել են ենթարկվել փողի վերաբերյալ տեսությունների զարգացմանը զուգընթաց:

Տնտեսագիտության տեսության մեջ փողի նկատմամբ պահանջարկի գնահատման՝ մշակված տեսական մոտեցումները հիմք են հանդիսացել փողի նկատմամբ պահանջարկի էմպիրիկ հետազոտությունների իրականացման համար:

Էմպիրիկ վերլուծություններում փողի անվանական պաշարների ցանկալի մակարդակը գնահատելիս որպես անկախ փոփոխականներ սովորաբար դիտարկվում են իրական ՀՆԱ-ն (Y), գների մակարդակը (P) և տոկոսադրույքը (R): Ամենաընդհանուր տեսքով փողի անվանական պաշարների նկատմամբ պահանջարկը կարելի է ներկայացնել հետևյալ ռեգրեսիոն հավասարման տեսքով.

$$\ln(M^*) = \theta_0 + \theta_1 \ln(Y) + \theta_2 \ln(P) + \theta_3 \ln(R) \quad (1)$$

որտեղ՝

M^* -ը փողի անվանական պաշարների ցանկալի մակարդակն է (երկարաժամկետ պահանջարկը),

Y-ը իրական ՀՆԱ-ն,

P-ն գների ինդեքսի ցուցանիշը (օրինակ՝ ՀՆԱ դեֆլյատոր),

R-ը անվանական տոկոսադրույքը (օրինակ՝ ՊԿՊ տոկոսադրույք):

Տնտեսագիտական գրականության մեջ փողի պահանջարկի վերաբերյալ վերլուծություններում ընդունված տեսական դրույթներից է գների նկատմամբ փողի պահանջարկի գծային հոմոգենության առկայությունը¹ ($\theta_2=1$), որի պայմաններում բանաձևը ստանում է իրական ՀՆԱ-ից և տոկոսադրույքներից փողի իրական պաշարների կախվածությունը արտացոլող տեսքը.

¹ Այսինքն գների փոփոխությունը անմիջականորեն և ամբողջությամբ արտացոլվում է փողի նկատմամբ պահանջարկի վարքագծում:

$$\ln(M^*/P) = \theta_0 + \theta_1 \ln(Y) + \theta_3 \ln(R) \quad (2)$$

Փողի պահանջարկի վերաբերյալ տեսական ենթադրություններից է նաև Միլթոն Ֆրիդմանի կողմից առաջարկված իրական եկամտի նկատմամբ փողի պահանջարկի գծային հոմոգենությունը ($\theta_1=1$): Փողի պահանջարկի մեկ այլ տեսական մոտեցում ամփոփված է Բաումոլ-Թոբինի մոդելում, որի շրջանակներում իրական եկամտի նկատմամբ փողի պահանջարկի էլաստիկությունը 0.5 է ($\theta_1=0.5$):

Փողի պահանջարկի էմպիրիկ կանխատեսումներն իրականացնելու գործընթացում անհրաժեշտ է հաշվի առնել այն հանգամանքը, որ եթե տեսությունը ուսումնասիրում է փողի նկատմամբ երկարաժամկետ պահանջարկի գնահատման մեթոդաբանությունը, ապա էմպիրիկ հետազոտությունները հիմնված են վիճակագրական տվյալների վրա (ամսական, եռամսյակային և տարեկան պարբերականությամբ), որոնք արտացոլում են ԿԲ կողմից կառավարվող փողի առաջարկը և, որպես կանոն, չեն համապատասխանում տնտեսությունում այդ պահին ձևավորված փողի նկատմամբ պահանջարկին: Այդ իսկ պատճառով, ժամանակի յուրաքանչյուր պահին փողի փաստացի և ցանկալի պաշարների միջև առաջանում է շեղում, որը ճշգրտվում է որոշակի ժամանակահատվածի ընթացքում: Այդ շեղման մեծության և փողի նկատմամբ երկարաժամկետ պահանջարկի գնահատման համար կիրառվում է *փողի պահանջարկի “մասնակի ճշգրտման մեխանիզմով”* մոդելը:

Փողի պահանջարկի “մասնակի ճշգրտման մեխանիզմով” մոդելը (Partial Adjustment Mechanism model) մշակվել և տնտեսագիտական գրականության մեջ ներմուծվել է Չոուի կողմից², բայց լայն տարածում է ստացել Գոլդֆելդի աշխատանքներից հետո³: Այս մոդելի միջոցով փողի պահանջարկի վերլուծություններ են իրականացվել ինչպես ԱՄՆ-ի, այնպես էլ բազմաթիվ այլ երկրների համար:

“Մասնակի ճշգրտման մեխանիզմով” մոդելների հիմքում ընկած են հետևյալ ենթադրությունները.

1. առկա է հստակ տարանջատում փողի “ցանկալի” և “փաստացի” մակարդակների միջև;
2. փողի պաշարի՝ “ցանկալի” մակարդակից “փաստացի” մակարդակի շեղման դեպքում կարճ ժամկետում ճշգրտվում է այդ շեղման մի մասը, իսկ ամբողջությամբ շեղումը ճշգրտվում է երկար ժամանակահատվածում:

Փողի պահանջարկի “մասնակի ճշգրտման մեխանիզմով” մոդելի հիմքում ընկած է հետևյալ հիպոթեզը. փողի պաշարների փաստացի և ցանկալի մակարդակների միջև շեղման առաջացման դեպքում յուրաքանչյուր անհատ պետք է նվազագույնի հասցնի այդ պայմաններում փողի պաշարների առաջացած *անհաշվեկշռվածության և ճշգրտման ծախսերը*:

Որպես անհաշվեկշռվածության ծախսերի օրինակ կարելի է դիտարկել այլընտրանքային տոկոսային եկամուտների ստացման հնարավորության կորուստը, երբ “փաստացի” փողի պաշարները գերազանցում են “ցանկալի” մակարդակին: Անհաշվեկշռվածության ծախսեր առաջանում են նաև այն դեպքում, երբ փաստացի փողի պաշարների մակարդակը ցածր է ցանկալիից՝ պայմանավորված փողի անբավարարվածության հետևանքով տնտեսվարող սուբյեկտների մտահոգվածությամբ և փողի պաշարների օգտակարության նվազմամբ:

Փողի “փաստացի” և “ցանկալի” պաշարների մակարդակների շեղման դեպքում տնտեսվարող սուբյեկտները ճշգրտում են իրենց կողմից պահվող փողի պաշարները՝ կրելով ճշգրտման այնպիսի ծախսեր, ինչպիսիք են՝ բանկերի կողմից գանձվող կոմիսիոն վճարները՝ կապված ավանդային հաշիվների սպասարկման, գումարների կանխիկացման, արտարժույթի փոխանակման հետ և այլն, այսպես կոչված “մաշված կոշիկների ծախսերը”, ինչպես նաև ժամանակային կորուստը:

² Stu Chow, Gregory C., “On the Long-Run and Short-Run Demand for Money” Journal of Political Economy, Vol. 74, No. 2 (April 1966), pp. 111-131

³ Stu Goldfeld, Stephen M. (1973) “The Demand for Money Revisited” Brooking Papers on Economic Activity, Vol. 3 (1973), pp. 577-646

Տնտեսագիտական գրականության մեջ ընդունված է տարրանջատել իրական և անվանական փողի պահանջարկի “մասնակի ճշգրտման մեխանիզմով” մոդելները: Վերոնշյալ երկու մոտեցումները դիտարկում են անհաշվեկշռվածության և ճշգրտման ծախսերը տարբեր տեսանկյունից: Այսպես, իրական փողի պահանջարկի “մասնակի ճշգրտման մեխանիզմով” մոդելը ենթադրում է, որ տնտեսվարող սուբյեկտները կառավարում են փողի իրական պաշարները և ցանկալի փաստացի փողի պաշարների մակարդակի շեղման դեպքում ճշգրտում են փողի իրական պաշարները: Մինչդեռ անվանական փողի պահանջարկի “մասնակի ճշգրտման մեխանիզմով” մոդելի ենթադրությունների ներքո տնտեսվարող սուբյեկտները ենթարկվում են “դրամական պատռանքներին” և, նույնիսկ գների փոփոխության դեպքում, կառավարում են իրենց կողմից պահվող փողի անվանական պաշարները:

Հիմք ընդունելով տնտեսագիտական գրականության մեջ ավանդական դարձած ծախսերի քառակուսային ֆունկցիան, մեկ բանաձևի միջոցով ներկայացնենք փողի իրական և անվանական պաշարների “մասնակի ճշգրտման մեխանիզմով” մոդելների դեպքում տնտեսվարող սուբյեկտների կողմից կրած ընդհանուր (անհաշվեկշռվածության և ճշգրտման) ծախսերի կառուցվածքը արտացոլող ֆունկցիան.

$$TC=DC+AC=\alpha_1 * [\ln(M_t^*)-\ln(M_t)]^2 + \alpha_2 * [(\ln(M_t)-\ln(M_{t-1}))+ \delta * (\ln(P_{t-1})-\ln(P_t))]^2 \quad (3)$$

որտեղ՝

TC -ը ընդհանուր ծախսերն են (անհաշվեկշռվածության և ճշգրտման ծախսերի հանրագումար);

$DC=[\ln(M_t^*)-\ln(M_t)]^2$ –ն փողի փաստացի և ցանկալի պաշարների շեղման դեպքում տնտեսվարող սուբյեկտների կողմից *անհաշվեկշռվածության ծախսերն են*;

$AC=[(\ln(M_t)-\ln(M_{t-1}))+ \delta * (\ln(P_{t-1})-\ln(P_t))]^2$ –ն *ճշգրտման ծախսերն են*, որոնք կատարում են տնտեսվարող սուբյեկտները փողի պաշարների ճշգրտման գործընթացում;

δ -ն պարամետր է, որն ընդունում է $[0;1]$ միջակայքում ընկած արժեքները: Երբ δ -ն ընդունում է 0 արժեք, ճշգրտվում են փողի անվանական պաշարները (անվանական փողի պաշարների “մասնակի ճշգրտման մեխանիզմով” մոդել), իսկ երբ δ -ն ընդունում է 1 արժեք՝ իրական պաշարները (իրական փողի պաշարների “մասնակի ճշգրտման մեխանիզմով” մոդել): δ -ի $[0;1]$ միջակայքում այլ արժեքների ընդունումը ենթադրում է փողի պաշարների “մասնակի ճշգրտման” խառը մոդելի առկայության մասին;

α_1 և α_2 պարամետրեր են, որոնք բնութագրում են ընդհանուր ծախսերի կառուցվածում համապատասխանաբար *անհաշվեկշռվածության* և *ճշգրտման ծախսերի* տեսակարար կշիռը:

Հավասարումից երևում է, որ եթե տնտեսվարող սուբյեկտը որոշի փաստացի փողի պաշարները հավասարեցնել ցանկալի մակարդակին, ապա անհաշվեկշռվածության ծախսերը կգրոյանան, սակայն բարձր կլինի ճշգրտման ծախսերի մակարդակը: Հակառակ տարբերակի դեպքում, երբ տնտեսվարող սուբյեկտը որոշում է չկրել փողի պաշարների ճշգրտման ծախսերը և պահպանում է փողի պաշարները նախկին մակարդակի վրա, մեծ է լինում անհաշվեկշռվածության ծախսերի մակարդակը: Ուստի, փողի ցանկալի պաշարների մակարդակից փաստացի պաշարների շեղման դեպքում տնտեսվարող սուբյեկտը պետք է ճշգրտի փողի փաստացի պաշարները այնպիսի չափով, որպեսզի նվազագույնի հասցնի ընդհանուր (անհաշվեկշռվածության և ճշգրտման) ծախսերի հանրագումարը:

Փողի փաստացի պաշարների օպտիմալ մակարդակն արտացոլող բանաձևը դուրս բերելու համար անհրաժեշտ է ածանցել ընդհանուր ծախսերի ֆունկցիան ըստ փողի փաստացի պաշարների և ստացված արդյունքը հավասարեցնել զրոյի: Չևսփոխություններից հետո (տես հավելվածը) ստացվում է հետևյալ հավասարումը.

$$\ln(M_t) - \ln(M_{t-1}) = \lambda_1 * [\ln(M_t^*) - \ln(M_{t-1})] + \lambda_2 * [\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})] \quad (4)$$

որտեղ՝

$$\lambda_1 = \alpha_1 / (\alpha_1 + \alpha_2)$$

$$\lambda_2 = \delta \alpha_2 / (\alpha_1 + \alpha_2)$$

Այսպիսով անվանական փողի պաշարների “մասնակի ճշգրտման մեխանիզմի” դեպքում ($\delta=0$) հավասարման աջ մասի երկրորդ գումարելին հավասարվում է զրոյի և տնտեսվարող սուբյեկտները ճշգրտում են փողի անվանական պաշարները.

$$\ln(M_t) - \ln(M_{t-1}) = \lambda_1 * [\ln(M_t^*) - \ln(M_{t-1})] \quad (5)$$

Փողի իրական պաշարների “մասնակի ճշգրտման մեխանիզմի” դեպքում ($\delta=1$) տնտեսվարող սուբյեկտները ճշգրտում են փողի իրական պաշարները.

$$\ln(m_t) - \ln(m_{t-1}) = \lambda_1 * [\ln(m_t^*) - \ln(m_{t-1})] \quad (6)$$

որտեղ՝

փոքրատառերով ներկայացված են փողի իրական պաշարների լոգարիթմական մակարդակները ($\ln(m_t) = \ln(M_t) - \ln(P_t) = \ln(M_t/P_t)$);

$\lambda_1 = \alpha_1 / (\alpha_1 + \alpha_2)$ բնութագրում է երկարաժամկետ հավասարակշռվածության մակարդակին փողի փաստացի պաշարների ճշգրտման արագությունը: Այսպես λ_1 -ի արժեքի 0-ին մոտ գտնվելու դեպքում տնտեսվարող սուբյեկտների ծախսերի կառուցվածքում անհաշվեկշռվածության ծախսերի համեմատությամբ գերակայում են ճշգրտման ծախսերը, որի պատճառով փողի պաշարների ճշգրտումը իրականացվում է դանդաղ և տևում է երկար: λ_1 -ի արժեքի 1-ին մոտ գտնվելու դեպքում, ընդհակառակը, փողի պաշարների ճշգրտումը իրականացվում է համեմատաբար արագ և պահանջում է քիչ ժամանակահատված:

Փողի իրական պաշարների “մասնակի ճշգրտման մեխանիզմով” մոդելի ընդդիմախոսների կարծիքով անհավասարակշռվածության առաջացման դեպքում տնտեսվարող սուբյեկտները ճշգրտման ծախսեր կրում են միայն փողի անվանական պաշարները ճշգրտելու արդյունքում: Սակայն փողի իրական պաշարների “մասնակի ճշգրտման մեխանիզմով” մոդելի կողմնակիցները պնդում են, որ գների փոփոխությունը, առանց փողի անվանական պաշարների ճշգրտման, նույնպես հանգեցնում է ճշգրտման ծախսերի: Նրանք տարրանջատում են տնտեսվարող սուբյեկտների ակտիվների “ակտիվ” և “պասիվ” ճշգրտում հասկացողությունները: Այսպես, “ակտիվ” ճշգրտման պայմաններում տնտեսվարող սուբյեկտները կրում են ճշգրտման ծախսեր փողի անվանական պաշարների ճշգրտման հետևանքով, մինչդեռ “պասիվ” ճշգրտման պայմաններում տնտեսվարող սուբյեկտների կողմից կրած ճշգրտման ծախսերի պատճառը տնտեսվարողների սպառման և խնայողության կառուցվածքի փոփոխությունն է: Օրինակ, գների աճի պայմաններում տնտեսվարող սուբյեկտների իրական գնողունակության մակարդակը նվազում է, ինչը հանգեցնում է սպառման կրճատմանը և խնայողությունների աճին, որն էլ, իր հերթին, պատճառ է հանդիսանում համախառն պահանջարկի կրճատման և, արդյունքում նաև, գների մակարդակի նվազման: Այդ իսկ պատճառով δ պարամետրը արտացոլում է “ակտիվ” և “պասիվ” ճշգրտման ծախսերի հարաբերակցությունը:

Նախքան “մասնակի ճշգրտման մեխանիզմով” մոդելի միջոցով փողի պահանջարկի գնահատումը, անհրաժեշտ է պարզել, թե տնտեսությունում փողի պաշարների մասնակի ճշգրտման որ մեխանիզմն է գործում՝ անվանական թե

իրական: Այդ նպատակով անհրաժեշտ է փողի պաշարների ճշգրտման ընդհանուր ծախսերը արտացոլող (3) հավասարման մեջ տեղադրել փողի երկարաժամկետ պահանջարկի (1) հավասարումը և ստուգել δ պարամետրի 0-ին և 1-ին հավասար լինելու հիպոթեզները, կամ որ նույնն է՝ համապատասխանաբար անվանական և իրական փողի պաշարների մասնակի ճշգրտման մեխանիզմով մոդելների վերաբերյալ հիպոթեզները: Տեղադրումներն իրականացնելու և որոշակի ձևափոխություններ կատարելու արդյունքում ստացվում է հետևյալ հավասարումը.

$$\ln\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = \lambda_1\theta_0 + (1 - \lambda_1) * \ln\left(\frac{M_{t-1}}{P_{t-1}}\right) + (\lambda_2 + \lambda_1 - 1) * \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) + \lambda_1\theta_1 * \ln(Y_t) + \lambda_1(\theta_2 - 1) * \ln(P_t) + \lambda_1\theta_3 * \ln(R_t) \quad (7)$$

Այս հավասարումը ներկայացնենք ռեգրեսիոն հավասարման տեսքով.

$$\ln\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = \beta_0 + \beta_1 * \ln\left(\frac{M_{t-1}}{P_{t-1}}\right) + \beta_2 * \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) + \beta_3 * \ln(Y_t) + \beta_4 * \ln(P_t) + \beta_5 * \ln(R_t) \quad (8)$$

որտեղ՝

$$\beta_0 = \lambda_1\theta_0$$

$$\beta_1 = 1 - \lambda_1$$

$$\beta_2 = \lambda_2 + \lambda_1 - 1$$

$$\beta_3 = \lambda_1\theta_1$$

$$\beta_4 = \lambda_1(\theta_2 - 1)$$

$$\beta_5 = \lambda_1\theta_3$$

ε_t -ն ռեգրեսիոն հավասարման սխալներն են:

ՀՀ համար կառուցված վերոնշյալ ռեգրեսիոն հավասարման արդյունքները ներկայացված են աղյուսակում.

Աղյուսակ 1: Փողի պահանջարկի ռեգրեսիոն հավասարումը

Dependent Variable: LOG(XRM2)

Method: Least Squares

Date: 06/05/02 Time: 10:05

Sample(adjusted): 1995:3 2001:4

Included observations: 26 after adjusting endpoints

LOG(XRM2) = C(1)*LOG(XRM2(-1)) + C(2)*D(LOG(XDEF))+C(3)

*LOG(XRGDP) + C(4)*LOG(XDEF)+C(5)* LOG(XTBILL) + C(6)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.779947	0.105184	7.415058	0.0000
C(2)	-0.618742	0.279544	-2.213395	0.0387
C(3)	0.604835	0.145352	4.161170	0.0005
C(4)	-0.307756	0.101724	-3.025405	0.0067
C(5)	0.006182	0.022853	0.270497	0.7895
C(6)	-3.319108	1.317798	-2.518678	0.0204
R-squared	0.964171	Mean dependent var	10.30877	
Adjusted R-squared	0.955213	S.D. dependent var	0.185138	
S.E. of regression	0.039181	Akaike info criterion	-3.442096	
Sum squared resid	0.030702	Schwarz criterion	-3.151766	
Log likelihood	50.74725	Durbin-Watson stat	2.096531	

* հավասարման բոլոր ցուցանիշները ներկայացված են լոգարիթմական տեսքով

որտեղ՝

LOG(XRM2)-ը իրական դրամային զանգվածն է (M2), LOG(XRM2)=LOG(M2/XDEF);

LOG(XDEF)-ը ՀՆԱ դեֆլյատորը;

LOG(XRGDP)-ը իրական ՀՆԱ-ն;

LOG(XTBILL)-ը պետական պարտատոմսերի տոկոսադրույքը:

Ինչպես երևում է ռեգրեսիոն հավասարումից, փողի պահանջարկի վրա տոկոսադրույքների ազդեցությունը նշանակալի չէ, ինչը պայմանավորված է ՀՀ ֆինանսական շուկայի ներկայիս թերզարգացվածությամբ, որի պայմաններում դրամական և ֆինանսական ակտիվների փոխարկելիության աստիճանը ՀՀ-ում ցածր է: Փողի պահանջարկի և տոկոսադրույքների թույլ կապը պայմանավորված է նաև ֆինանսական շուկայի գործիքների նկատմամբ տնտեսվարող սուբյեկտների վստահության ցածր աստիճանով, որի հետևանքով, մասնավորապես, դրամով ներգրավված դեպոզիտների տեսակարար կշիռը դրամական ազդեցատներում շատ ցածր է և կազմում է M2 դրամային ազդեցատի շուրջ 1/4-ը: Փաստորեն դրամային զանգվածի նկատմամբ ՀՀ տնտեսվարող սուբյեկտների պահանջարկը հիմնականում տրամսակցիոն է և իր վրա մեծամասամբ կրում է համախառն եկամտի վարքագծի ազդեցությունը:

Այդ իսկ պատճառով գնահատենք նշված հավասարման պարամետրերը առանց տոկոսադրույքների շարքերը ներառելու.

**Աղյուսակ 2: Փողի պահանջարկի ռեգրեսիոն հավասարումը
(տոկոսադրույքների շարքը ներառված չէ)**

Dependent Variable: LOG(XRM2)
Method: Least Squares
Date: 06/05/02 Time: 10:02
Sample(adjusted): 1995:3 2001:4
Included observations: 26 after adjusting endpoints
LOG(XRM2)=C(1)* LOG(XRM2(-1)) + C(2)*D(LOG(XDEF))+C(3)*LOG(XRGDP) +C(4)*LOG(XDEF) + C(5)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.774428	0.100883	7.676472	0.0000
C(2)	-0.613088	0.272541	-2.249528	0.0353
C(3)	0.588278	0.128893	4.564075	0.0002
C(4)	-0.298989	0.094270	-3.171623	0.0046
C(5)	-3.087827	0.980382	-3.149617	0.0048
R-squared	0.964040	Mean dependent var	10.30877	
Adjusted R-squared	0.957190	S.D. dependent var	0.185138	
S.E. of regression	0.038306	Akaike info criterion	-3.515367	
Sum squared resid	0.030815	Schwarz criterion	-3.273426	
Log likelihood	50.69978	Durbin-Watson stat	2.082449	

* հավասարման բոլոր ցուցանիշները ներկայացված են լոգարիթմական տեսքով

Ինչպես երևում է, պետական պարտատոմսերի տոկոսադրույքների շարքերը բացառելուց հետո բոլոր անկախ փոփոխականների նշանակալիության աստիճանը բավարարում է ներկայացվող պահանջներին:

Այս հավասարումը կառուցելուց հետո ստանդարտ վիճակագրական տեստերի օգնությամբ ստուգվել են հետևյալ վարկածները.

- H1: $C(1)+C(2)=0$, որի պայմաններում ընդհանուր մոդելը ստանում է անվանական փողի պաշարների “մասնակի ճշգրտման մեխանիզմով” մոդելի տեսքը;
- H2: $C(2)=0$, որի պայմաններում ընդհանուր մոդելը ստանում է իրական փողի պաշարների “մասնակի ճշգրտման մեխանիզմով” մոդելի տեսքը;
- H3: $C(4)=0$, որի պայմաններում առկա է գծային հոմոգենություն ըստ գների;
- H4: $C(1)+C(3)=1$, որի պայմաններում առկա է գծային հոմոգենություն ըստ եկամտի:

Աղյուսակ 3: Ռեգրեսիոն հավասարման պարամետրերի վրա դրված սահմանափակումների Վալդի տեստի արդյունքները

Ստուգվող վարկած	χ^2 չափանիշ (վարկածի ժխտման դեպքում առաջին կարգի սխալ կատարելու հավանականություն)	Ստուգվող վարկած	F չափանիշ (վարկածի ժխտման դեպքում առաջին կարգի սխալ կատարելու հավանականություն)
H1	0.520 (0.471)	H1	0.520 (0.479)
H2	4.899 (0.027)	H2	4.899 (0.039)
H3	9.153 (0.002)	H3	9.153 (0.007)
H4	10.369 (0.001)	H4	10.369 (0.004)

Ինչպես երևում է տեստի արդյունքներից, իրական փողի պաշարների “մասնակի ճշգրտման մեխանիզմով” մոդելի վերաբերյալ H2 վարկածը ժխտվում է մինչև 5% առաջին կարգի սխալ կատարելու հավանականությամբ, մինչդեռ անվանական պաշարների “մասնակի ճշգրտման մեխանիզմով” մոդելի մասին H1 վարկածը հնարավոր չէ ժխտել նույնիսկ առաջին կարգի սխալ կատարելու 10% հավանականությամբ: Դա նշանակում է, որ ՀՀ տնտեսվարող սուբյեկտները ենթարկված են այսպես կոչված “դրամական պատռանքներին” և գների փոփոխության դեպքում անմիջականորեն չեն ճշգրտում փողի անվանական պաշարները, որի արդյունքում տեղի է ունենում փողի իրական պաշարների փոփոխություն:

“Դրամական պատռանքներին” ՀՀ տնտեսվարող սուբյեկտների ենթարկված լինելը կարող է պայմանավորված լինել գների վերաբերյալ տեղեկատվության պակասությամբ և դրան տնտեսվարող սուբյեկտների հետևելու, հետևաբար նաև փողի պաշարների ճշգրտման համար անհրաժեշտ տրանսակցիոն ծախսերի բարձր մակարդակով:

Տեստի արդյունքները ցույց են տալիս նաև, որ մինչև 5% առաջին կարգի սխալ կատարելու հավանականությամբ ժխտվում է փողի պահանջարկի ըստ գների և ըստ եկամտի գծային հոմոգենության առկայության մասին վարկածը: Դա նշանակում է, որ գների և եկամուտների փոփոխությանը զուգընթաց փողի նկատմամբ պահանջարկի փոփոխությունը տեղի է ունենում ոչ համամասնական չափերով, ինչը պայմանավորված է ՀՀ տնտեսության ներկայիս անցումային փուլի առանձնահատկություններով:

Ինչպես արդեն նշվեց, փողի անվանական պաշարների “մասնակի ճշգրտման մեխանիզմով” մոդելի դեպքում փողի պահանջարկի ընդհանուր ֆունկցիան, որը ներառում է և՛ երկարաժամկետ հավասարակշռվածության, և՛ կարճաժամկետ հավասարակշռվածության փողի պահանջարկի գործակիցները, ստանում է հետևյալ տեսքը.

$$\ln\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = \beta_0 + \beta_1 * \ln\left(\frac{M_{t-1}}{P_t}\right) + \beta_3 * \ln(Y_t) + \beta_4 * \ln(P_t) + \varepsilon_t \quad (9)$$

որտեղ՝

$$\beta_0 = \lambda_1 \theta_0$$

$$\beta_1 = 1 - \lambda_1$$

$$\beta_3 = \lambda_1 \theta_1$$

$$\beta_4 = \lambda_1 (\theta_2 - 1)$$

ε_t -ն ռեգրեսիոն հավասարման սխալներն են:

Վերոնշյալ հավասարման միջոցով կազմված ռեգրեսիոն հավասարման արդյունքները ներկայացված են ստորև.

**Աղյուսակ 4: Փողի պահանջարկի անվանական ճշգրտման
մեխանիզմով մոդելը***

Dependent Variable: LOG(XRM2)

Method: Least Squares

Date: 06/05/02 Time: 10:32

Sample(adjusted): 1995:2 2001:4

Included observations: 27 after adjusting endpoints

LOG(XRM2) = C(1)*LOG(XM2(-1)/XDEF) +C(2)* LOG(XRGDP) +C(3)
*LOG(XDEF)+ C(4)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.666007	0.083407	7.985054	0.0000
C(2)	0.631574	0.105328	5.996248	0.0000
C(3)	-0.257742	0.099566	-2.588663	0.0164
C(4)	0.375069	1.060163	0.353784	0.7267
R-squared	0.961890	Mean dependent var	10.29149	
Adjusted R-squared	0.956919	S.D. dependent var	0.202537	
S.E. of regression	0.042039	Akaike info criterion	-3.364499	
Sum squared resid	0.040647	Schwarz criterion	-3.172524	
Log likelihood	49.42074	Durbin-Watson stat	1.763946	

* հավասարման բոլոր ցուցանիշները ներկայացված են լոգարիթմական տեսքով

Տվյալ հավասարման միջոցով գնահատված գործակիցները կարճաժամկետ հավասարակշռվածության գործակիցներն են, որոնց հիման վրա հնարավոր եղավ հաշվարկել նաև երկարաժամկետ հավասարակշռվածության գործակիցները, ինչպես նաև գնահատել երկարաժամկետ հավասարակշռվածությանը հասնելու համար անհրաժեշտ ժամանակահատվածը (տես աղյուսակը)։

Աղյուսակ 5: Փողի պահանջարկի գնահատված ցուցանիշները

		Գործակից	Բանաձև	Հաշվարկված ցուցանիշներ
1	Կարճաժամկետ էլաստիկությունը ՀՆԱ-ից	C(2)	$\lambda_1 \theta_1$	0.632
2	Կարճաժամկետ էլաստիկությունը գներից	C(3)	$\lambda_1(\theta_2-1)$	-0.258
3	Էլաստիկությունը լազային արժեքից	C(1)	$1-\lambda_1$	0.666
4	Ճշգրտման արագության գործակից	[1-C(1)]	λ_1	0.334
5	Երկարաժամկետ էլաստիկությունը ՀՆԱ-ից	[C(2)/(1-C(1))]	θ_1	1.9
6	Երկարաժամկետ էլաստիկությունը գներից	[C(3)/(1-C(1))+1]	θ_2	0.2
7	Այն ժամանակահատվածը (եռամսյակներով), որի ընթացքում ճշգրտվում է շեղման 50%-ը ⁴	[ln(0.5)/ln(C(1))]	[0.5/ln(1- λ_1)]	1.7

⁴ Նշանակենք “ցանկալի” և “փաստացի” փողի պաշարների միջև կարճաժամկետ շեղումը δ -ով.
 $m_t^* - m_t = \delta$

Նշված բանաձևի համաձայն առաջին ժամանակահատվածում ճշգրտվում է այդ շեղման λ -րդ մասը և շեղման չափը, նվազելով λ -ով, կազմում է $(1-\lambda)^*$ ճ, երկրորդ ժամանակահատվածում շեղումը կազմում է $(1-\lambda)^2$ ճ և, ընդհանրացնելով, ժամանակի t -րդ պահին շեղումը կազմում է $(1-\lambda)^t$ ճ: Երբ ճշգրտվում է շեղման 50%-ը, մնացյալ շեղումը կազմում է 0.5ճ: Այդ իսկ պատճառով, շեղման 50%-ի ճշգրտման համար անհրաժեշտ t ժամանակահատվածը որոշելու համար կարելի է օգտվել հետևյալ հավասարումից.

$$(1-\lambda)^t \cdot \delta = 0.5 \cdot \delta$$

$$(1-\lambda)^t = 0.5$$

Հավասարման երկու կողմերը լոգարիթմելուց հետո ստանում ենք t -ի համար հետևյալ հավասարումը.

8	Այն ժամանակահատվածը (եռամսյակներով), որի ընթացքում ճշգրտվում է շեղման 99%-ը	$[\ln(0.01)/\ln(C(1))]$	$[0.5/\ln(1-\lambda_1)]$	11.3
9	Մեկ տարվա ընթացքում ճշգրտված շեղման մասը	$[1-C(1)^2]*100$	$[1-(1-\lambda_1)^2]*100$	80%

Ինչպես երևում է աղյուսակից, կարճ ժամկետում իրական ՀՆԱ-ից փողի պահանջարկի էլաստիկությունը շուրջ 0.6 է, ինչը նշանակում է, որ իրական ՀՆԱ-ի 1% աճը կարճաժամկետ հատվածում հանգեցնում է փողի պահանջարկի 0.6%-ով աճի: Մինչդեռ իրական փողի պաշարների կարճաժամկետ էլաստիկությունը գների նկատմամբ կազմել է -0.26, որի պայմաններում կարճաժամկետ հատվածում գների 1% աճը հանգեցնում է փողի պահանջարկի նվազմանը 0.26%-ով:

Տնտեսվարող սուբյեկտների կողմից անվանական փողի պաշարների ճշգրտման արագության գործակիցը (λ_1) կազմել է 0.3: Դա նշանակում է, որ կարճ ժամանակահատվածում երկարաժամկետ հավասարակշռվածության մակարդակից փողի անվանական պաշարների շեղման դեպքում տնտեսվարող սուբյեկտները մեկ եռամսյակի ընթացքում ճշգրտում են այդ շեղման միայն 30%-ը, մինչդեռ շեղման կեսը (50%) ճշգրտվում է շուրջ 2 եռամսյակների ընթացքում, իսկ գերակշիռ մասը (99%)՝ 11 եռամսյակների ընթացքում:

Ինչպես երևում է, փողի պահանջարկի գերակշիռ մասի ճշգրտման ժամանակահատվածը բավականին երկար է: Ճշգրտման այդպիսի մեծ ժամանակահատվածը մեր կարծիքով կարող է պայմանավորված լինել այն հանգամանքով, որ ՀՀ տնտեսությունում փողի երկարաժամկետ պահանջարկից շեղումը ճշգրտելու գործընթացում առաջացող ճշգրտման ծախսերը (α_2) երկու անգամ գերազանցում են անհաշվեկշռվածության ծախսերը (α_1)⁵: Այսինքն, առաջացած անհաշվեկշռվածությունը ճշգրտելու համար փողի պաշարների ճշգրտման ծախսերը (բանկերի կողմից գանձվող կոմիսիոն վճարները՝ կապված ավանդային հաշիվների սպասարկման, գումարների կանխիկացման, արտարժույթի փոխանակման հետ և այլն, այսպես կոչված “մաշված կոշիկների ծախսերը”, ժամանակային կորուստը և այլն) գգալի են, որի պատճառով առաջացած շեղումը արագորեն չի ճշգրտվում:

Իրական ՀՆԱ-ից փողի պահանջարկի կարճաժամկետ էլաստիկության և ճշգրտման արագության գործակցի հիման վրա գնահատվել է նաև իրական ՀՆԱ-ից փողի պահանջարկի էլաստիկությունը երկարաժամկետ հատվածում (θ_1), որը կազմել է շուրջ 1.9: Դա նշանակում է, որ երկարաժամկետ հատվածում իրական ՀՆԱ-ի 1% փոփոխությունը հանգեցնում է փողի նկատմամբ պահանջարկի 1.9% փոփոխության: Իրական ՀՆԱ-ից փողի երկարաժամկետ պահանջարկի էլաստիկության գործակցի 1-ից մեծ լինելը վկայում է երկարաժամկետ հատվածում ՀՀ տնտեսության մոնետիզացիայի աճի մասին, քանի որ ՀՆԱ 1% աճը երկարաժամկետ հատվածում բերում է փողի զանգվածի 1-ից ավելի տոկոս աճի՝ պատճառ դառնալով մոնետիզացիայի ($M2/\text{ՀՆԱ}$) գործակցի աճի:

Դա պայմանավորված է նրանով, որ ներկայումս ՀՀ մոնետիզացիայի գործակիցը ցածր է ոչ միայն զարգացած տնտեսություն ունեցող երկրների համապատասխան գործակիցների, այլ նաև անցումային տնտեսության այլ երկրների և ԱՊՀ երկրների մեծ մասի մոնետիզացիայի ցուցանիշների համեմատությամբ: Մյուս կողմից, ՀՀ տնտեսությունում ներկայումս վարվող կառուցվածքային բարեփոխումների, բանկային և վճարահաշվարկային համակարգերի զարգացման

$$t=\ln(0.5)/\ln(1-\lambda)$$

Նույն եղանակով կարելի է նաև հաշվարկել “ցանկալի” և “փաստացի” փողի պաշարների միջև շեղման 99%-ի ճշգրտման համար անհրաժեշտ ժամանակահատվածը:

⁵ Ինչպես երևում է ռեգրեսիոն հավասարման արդյունքներից՝

$$\lambda_1=\alpha_1/(\alpha_1+\alpha_2)=0.33$$

Այս բանաձևում որոշ ձևափոխություններ կատարելուց հետո ստանում ենք հետևյալ հավասարումը՝

$$\alpha_2=2*\alpha_1$$

պայմաններում դրական նախադրյալներ են ստեղծվում նաև մոնետիզացիայի գործակցի շարունակական աճի համար:

Գներից փողի պահանջարկի կարճաժամկետ էլաստիկության և ճշգրտման արագության գործակցի հիման վրա գնահատվել է նաև գներից փողի պահանջարկի էլաստիկությունը երկարաժամկետ հատվածում (θ_2), որը կազմել է շուրջ 0.2: Սա հերթական անգամ վկայում է այն մասին, որ փողի պահանջարը գծայնորեն հոմոգեն չէ գների նկատմամբ և գների 1%-ով փոփոխությունը չի հանգեցնում փողի անվանական պաշարների համարժեք փոփոխությանը և այն փոփոխվում է միայն 0.2%-ով: Դրա հիմնական պատճառը կայանում է նրանում, որ ՀՀ-ում գների փոփոխության վրա լուրջ ազդեցություն է գործում փոխարժեքի վարքագիծը: Այդ իսկ պատճառով գների աճը նշանակում է, որ արժեզրկվել է նաև դրամի փոխարժեքը, որի պայմաններում տեղի է ունենում “դրամից փախուստ” և դոլարիզացիայի երևույթի խորացում: Այս երևույթը փողի տրանսակցիոն պահանջարկի աճի հետ զուգահեռ հանգեցնում է նրան, որ երկար ժամկետում գների փոփոխությունը արտացոլվում է դրամի նկատմամբ պահանջարմի փոփոխության ավելի փոքր չափերում:

Եզրակացություն

Վերլուծության արդյունքները թույլ են տալիս կատարել հետևյալ կարևոր եզրահանգումները, որոնք կնպաստեն ՀՀ-ում փողի նկատմամբ պահանջարկի գնահատման գործընթացի արդյունավետության բարձրացմանը:

Փողի պահանջարկի “մասնակի ճշգրտման մեխանիզմով” մոդելի միջոցով կատարված վերլուծության արդյունքները ցույց են տալիս, որ ՀՀ տնտեսվարող սուբյեկտները ենթարկված են “դրամական պատրանքներին”, որի պայմաններում ՀՀ-ում կիրառելի է փողի անվանական պաշարների “մասնակի ճշգրտման մեխանիզմով” մոդելը: Միևնույն ժամանակ, էկոնոմետրիկական տեստերի միջոցով ժխտվել է ՀՀ-ում տեսականորեն ընդունված եկամտի և գների նկատմամբ փողի պահանջարկի գծային հոմոգենության մասին վարկածը (համապատասխանաբար $\theta_1=1$ և $\theta_2=1$): ՀՀ-ում փողի երկարաժամկետ պահանջարկը բնութագրող եկամտի և գների նկատմամբ գնահատված էլաստիկության գործակիցները կազմել են համապատասխանաբար 1.9 և 0.2 մակարդակներ:

Եկամտի նկատմամբ փողի երկարաժամկետ պահանջարկի էլաստիկության գործակցի 1-ից մեծ լինելը վկայում է երկարաժամկետ հատվածում ՀՀ տնտեսության մոնետիզացիայի աճի միտումների առկայության մասին, քանի որ ՀՆԱ 1% աճը երկարաժամկետ հատվածում բերում է փողի զանգվածի 1-ից ավելի տոկոս աճի՝ պատճառ դառնալով մոնետիզացիայի ($M2/ՀՆԱ$) գործակցի աճի:

Ի տարբերություն եկամտի, գների նկատմամբ փողի պահանջարկի էլաստիկությունը երկարաժամկետ հատվածում կազմել է 1-ից փոքր մեծություն և գների 1%-ով փոփոխությունը չի հանգեցնում փողի անվանական պաշարների համարժեք փոփոխությանը և այն փոփոխվում է միայն 0.2%-ով: Գների նկատմամբ փողի երկարաժամկետ պահանջարկի 1-ից փոքր լինելը հիմնականում պայմանավորված է ՀՀ-ում գների վարքագծի վրա փոխարժեքի լուրջ ազդեցությամբ, որի պայմաններում գների աճը ենթադրում նաև փոխարժեքի արժեզրկում՝ համապատասխանաբար նաև տեղի է ունենում “դրամից փախուստ” և դոլարիզացիայի երևույթի խորացում: Այս երևույթը փողի տրանսակցիոն պահանջարկի աճի հետ զուգահեռ հանգեցնում է նրան, որ երկար ժամկետում գների փոփոխությունը արտացոլվում է դրամի նկատմամբ պահանջարկի փոփոխության ավելի փոքր չափերում:

Գների և եկամտի նկատմամբ փողի պահանջարկի գնահատված երկարաժամկետ էլաստիկության գործակիցները հնարավորություն են տալիս գնահատել ՀՀ-ում իրական տնտեսական աճի ներուժային մակարդակի (6%) և երկարաժամկետ հավասարակշռվածությանը համապատասխանող գների տարեկան

աճի (3%) պայմաններում անհրաժեշտ փողի M2 ագրեգատի միջին տարեկան աճը՝ շուրջ 12% ($1.9 \cdot 6 + 0.2 \cdot 3 = 12$):

Վերլուծության արդյունքները ցույց են տալիս նաև, որ երկարաժամկետ հավասարակշռվածության մակարդակից փողի պահանջարկի շեղումը ճշգրտելու համար անհրաժեշտ ժամանակահատվածը բավականին երկար է (օրինակ, մեկ տարվա ընթացքում ճշգրտվում է շեղման միայն 80%-ը), ինչը պայմանավորված է ՀՀ տնտեսությունում փողի պաշարների ճշգրտման ժամանակ առաջացող ճշգրտման ծախսերը (α_2) երկու անգամ գերազանցում են անհաշվեկշռվածության ծախսերը (α_1):

Այս հանգամանքը հերթական անգամ վկայում է այն մասին, որ փողի շուկայում անհաշվեկշռվածության առաջացման դեպքում տնտեսվարող սուբյեկտները թույլ են արձագանքում այլընտրանքային ծախսերի առկայությանը, որի պայմաններում ՀՀ-ում փողի դրամային մասի նկատմամբ սպեկուլյատիվ պահանջարկը աննշան է և կախված չէ տոկոսադրույքների մակարդակից: Միևնույն ժամանակ, ՀՀ ֆինանսական շուկայի զարգացվածության ցածր աստիճանի պայմաններում տնտեսվարող սուբյեկտների ակտիվներում ֆինանսական գործիքների (դեպոզիտներ, բաժնետոմսեր, պարտատոմսեր և այլ) ցածր մակարդակը նույնպես պատճառ է հանդիսանում նրա, որ անհաշվեկշռվածության ծախսերի առաջացման պայմաններում տնտեսվարող սուբյեկտները հնարավորություն չեն ունենում արագորեն ճշգրտել իրենց փողի պաշարները, ինչը նույնպես հանգեցնում է ճշգրտման գործընթացի դանդաղեցմանը:

Գ Ր Ա Կ Ա Ն ՈՒ Թ Յ ՈՒ Ն

1. Allan H. Meltzer “The Demand for Money: The Evidence from the Time Series”, The Journal of Political Economy, Volume 71, Issue 3 (June 1963), pp. 219-46
2. Bennett T. McCallum, Marvin S. Goodfriend “Money: Theoretical Analysis of the Demand for Money”, NBER Working Paper 2157, February 1987
3. Chow, Gregory C., “On the Long-Run and Short-Run Demand for Money”, The Journal of Political Economy, Vol. 74, No. 2 (April 1966), pp. 111-31
4. David F. Hendry, Neil. R. Ericsson “Modeling the demand for narrow money in the United Kingdom and the United States”, European Economic Review 35 (1991), pp. 833-886
5. Driscoll M. J., Ford J. L. “The Stability of the Demand for Money Function and the Predictability of the Effects of Monetary Policy” The Economic Journal, Volume 90, Issue 360 (December 1980), pp. 867-84
6. Fischer, Irving (1911) “The Purchasing Power of Money” (New York: Macmillan, 1911)
7. Gilbert J. C., “The Demand for Money: The Development of an Economic Concept”, The Journal of Political Economy, Vol. 61, Issue 2 (April 1953), pp. 144-59
8. Goldfeld, Stephen M. (1973) “The Demand for Money Revisited” Brooking Papers on Economic Activity, Vol. 3 (1973), pp. 577-646
9. Goldfeld, Stephen M., and Daniel E. Sichel, “The Demand for Money”, in Handbook of Monetary Economics, Volume I, ed. by M. M. Friedman and F. H. Hahn (Amsterdam: Elsevier Science Publishers B. V., 1990), pp. 300-56
10. Hwang H. (1985) “Test of the adjustment process and linear homogeneity in a stock adjustment model of money demand”, The Review of Economics and Statistics, LXVII, pp. 689-692
11. Judd, John P., and John L. Scadding, “The Search for a Stable Money Demand Function: A Survey of the Post-1973 Literature” Journal of Economic Literature, Vol. 20, No. 3 (September 1982), pp. 993-1023
12. Mehra Y. P. “Is Money Exogenous in Money-Demand Equations”, The Journal of Political Economy, Vol. 86, Issue 2, Part I (April 1978), pp. 211-28

13. Robert J. Gordon, "The Short-Run Demand for Money: A Reconsideration", Journal of Money, Credit and Banking, Volume 16, Issue 4, Part I (November 1984) pp. 403-34
14. Subramanian S. Sriram, "Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical Work with Special Reference to Error-Correction Models" IMF Working Paper 99/64, May 1999

Հավելված

Փողի փաստացի և ցանկալի պաշարների միջև առաջացած շեղման դեպքում տնտեսվարող սուբյեկտների կողմից կրած ընդհանուր ծախսերը արտացոլող ֆունկցիան ունի հետևյալ տեսքը.

$$TC = \alpha_1 * [\ln(M_t^*) - \ln(M_t)]^2 + \alpha_2 * [(\ln(M_t) - \ln(M_{t-1})) + \delta * (\ln(P_{t-1}) - \ln(P_t))]^2$$

Այս ֆունկցիան օպտիմիզացնող փողի փաստացի պաշարների մակարդակը գնահատելու համար ածանցենք այս ֆունկցիան ըստ M_t -ի և հավասարեցնենք արդյունքը 0-ի.

$$-2 * \alpha_1 * [\ln(M_t^*) - \ln(M_t)] + 2 * \alpha_2 * [(\ln(M_t) - \ln(M_{t-1})) + \delta * (\ln(P_{t-1}) - \ln(P_t))] = 0$$

Հավասարման մեջ կրճատումներ կատարելու և որոշակի ձևափոխություններից հետո կստանանք.

$$\alpha_2 * [(\ln(M_t) - \ln(M_{t-1})) + \delta * (\ln(P_{t-1}) - \ln(P_t))] = \alpha_1 * [\ln(M_t^*) - \ln(M_t)] + \alpha_2 * \delta * [\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})]$$

Հավասարման ձախ մասում փակագծերը բացելու և աջ մաս տեղափոխելու, ինչպես նաև հավասարման երկու կողմերից $\alpha_1 * \ln(M_{t-1})$ հանելու արդյունքում ստանում ենք հետևյալ հավասարումը.

$$\ln(M_t) - \ln(M_{t-1}) = \lambda_1 * [\ln(M_t^*) - \ln(M_{t-1})] + \lambda_2 * [\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})]$$

որտեղ՝

$$\lambda_1 = \alpha_1 / (\alpha_1 + \alpha_2)$$

$$\lambda_2 = \delta \alpha_2 / (\alpha_1 + \alpha_2)$$