

## СУДАЛГААНЫ АЖИЛ

### МОНГОЛЫН ЭДИЙН ЗАСАГТ МӨНГӨ УРТ ХУГАЦААНД НЕЙТРАЛЬ УУ?<sup>1</sup>

Д. Ган-Очир, Монголбанкны МБСГ-ын эдийн засагч\*

Улаанбаатар хот  
2008 оны 3-р сар

---

<sup>1</sup> Энэхүү судалгааг гүйцэтгэхэд үнэтэй санал, зөвлөмж өгсөн Б.Лхагважав (МБ-ны МБХ-ийн ахлах эдийн засагч)-д талархал илэрхийлье.

\*Уг судалгааны ажилд дурьдагдах санал, дүгнэлт зөвхөн хувь судлаачийн байр суурийг илэрхийлэх болно.

## I. УДИРТГАЛ

Сонгодог макро эдийн засгийн онолд нэрлэсэн хувьсагчид гарах байнгын өөрчлөлт нь урт хугацаанд эдийн засгийн бодит хувьсагчид нөлөөлдөггүй гэж үздэг. Харин мөнгөний эдийн засагчид эдийн засагт Засгийн газраас мөнгийг ихээр нэмэгдүүлэх нь урт хугацаанд ямар ч бодит нөлөөгүй (нейтраль) гэж үздэг. Өөрөөр хэлбэл, мөнгөний агрегатад гарах өөрчлөлт нь зөвхөн нэрлэсэн үнэ, нэрлэсэн цалин, нэрлэсэн валютын ханш, нэрлэсэн хүүнд нөлөөлөх хэдий ч бодит үзүүлэлтүүд болох бодит үйлдвэрлэл, бодит хэрэглээ, бодит цалин, бодит хүү, ажил эрхлэлт зэрэгт нөлөөлдөггүй гэж үздэг. Орчин үеийн мөнгөний тооны онолыг ашиглан тайлбарлавал мөнгөний нийлүүлэлт байнга нэг нэгжээр өсөх нь үнийг пропорционалаар өсгөх хэдий ч урт хугацаанд бодит үйлдвэрлэл, түүнтэй холбоотой бусад бодит үзүүлэлтүүдэд нөлөөлдөггүй гэж үзэх явдал юм.

Гэхдээ эдийн засагт нэрлэсэн шок буюу мөнгөний нийлүүлэлтэнд гарах өөрчлөлт нь эдийн засгийн хэлбэлзэл, мөчлөгт нөлөөлдөг гэдэгтэй ихэнх эдийн засагчид санал нэгддэг. Иймд мөнгөний нийлүүлэлт гарах өөрчлөлт нь богино хугацаанд эдийн засгийн нэрлэсэн болон бодит үзүүлэлтүүдэд нөлөөлдөг хэдий ч урт хугацаанд нөлөөлөл нь нейтраль байдаг гэж үздэг. Иймээс мөнгөний бодлого нь үнийн тогтвортой байдлыг хангахын сацуу эдийн засгийн хэлбэлзэл, мөчлөгийн сөрөг нөлөөг зөөлрүүлэх буюу санхүүгийн зах зээлийн тогтворгүй байдал, эдийн засгийн уналт, ажилгүйдлийг дагуулах дотоодын эрэлтийн цочмог савалгаанаас зайлсхийхэд чиглэгддэг.

Уламжлалт, нийтээр хүлээн зөвшөөрөгдсөн онол болох мөнгөний урт хугацааны нейтраль шинж чанарыг тухайн нэг улсын хувьд шалгахдаа мөнгөний агрегатад гарсан байнгын өөрчлөлт нь урт хугацаанд эдийн засгийн бодит хувьсагчдад нөлөөлдөггүй гэсэн таамаглалыг макро эдийн засгийн загварыг ашиглан судалдаг. Энэ чиглэлийн онолын суурь судалгааг Lucas (1972), Sargent (1971) болон McCallum (1984)-ээс, харин эмпирик суурь судалгаануудыг Fisher болон Seater (1993), King болон Watson (1997)-ээс харах боломжтой.

Энэхүү судалгааны ажлаар Монголын эдийн засагт мөнгө урт хугацаанд нейтраль байгаа эсэхийг King болон Watson (1997) нарын хөгжүүлсэн SVAR загвар ашиглан тодорхойлохыг зорив. Тус судалгааны үндсэн санаа нь энгийн бөгөөд Засгийн газраас нийгмийн шинж чанартай зардлыг өсгөхөөс илүүтэй бүтээмжийн өсөлт, технологийн дэвшлийг бий болгох чиглэлд биет хөрөнгө оруулалтыг хийж, дотоодын үйлдвэрлэлийг нэмэгдүүлэх нь дунд, урт хугацаанд эдийн засгийн хамгийн зохистой бодлого байх уу гэдэгт хариулах явдал юм.

Манай эдийн засагт мөнгө урт хугацаанд нейтраль гэдэг нь батлагдвал Засгийн газраас нэмэгдүүлж буй мөнгөний нийлүүлэлт нь зөвхөн нэрлэсэн үзүүлэлтүүд болох нэрлэсэн үнэ, нэрлэсэн цалин, нэрлэсэн валютын ханшид нөлөөлж, харин урт хугацаанд бодит үйлдвэрлэл, бодит цалин, бодит хэрэглээ, бодит хүүнд огт нөлөө үзүүлдэггүй гэсэн үг. Иймд Засгийн газраас одоогийн олгож буй мөнгө нь эдийн засагт эерэг гэхээсээ сөрөг үр дагаваруудыг дагуулах хор уршигтай байх болно.

Үүний илрэлүүд ч манай эдийн засагт эхнээсээ мэдрэгдэж эхлээд байгаа буюу бүтээмжээр баталгаажуулахгүй цалингийн өсөлт, нийгмийн халамжид чиглэсэн их хэмжээний зардал нь мөнгөний нийлүүлэлт, нийт эрэлтийг өсгөх замаар инфляцийн шалтгаан болж байна<sup>2</sup>. Мөн Засгийн газрын одоогийн алхмууд нь хэрэглээний барааны дийлэнхийг импортын бараа эзэлдэг тул Засгийн газраас олгож буй мөнгө нь дотоод үйлдвэрлэгчдэд очихоосоо илүүтэй импортын төлбөрт зарцуулагдаж байна. Иймд дотоод эдийн засагт эерэг үр дагавар авчрахгүй, инфляцийг хөөрөгдүүлэн, иргэдийн бодит худалдан авах чадвар буурахад хүрч байна.

Манай инфляцийг голлон нийлүүлэлтийн талын хүчин зүйлс тодорхойлж байна. Дотоодын өсөн нэмэгдэж буй хүнсний хэрэглээг хангахуйц дотоодын үйлдвэрлэл, хүнсний улсын нөөц байхгүйгээс дэлхийн зах зээл дээрх хүнсний бүтээгдэхүүний үнийн өсөлт эсвэл төмөр замын ачаалалтай холбоотойгоор манайд үнийн өсөлт богино хугацаанд шууд мэдрэгдэж байна. Иймд Засгийн газраас нийгмийн шилжүүлгүүдийг зогсоож, уг мөнгөөр нэн яаралтай үр тариа, гурил, цагаан будаа, мах зэрэг гол нэрийн хүнсний бүтээгдэхүүн болон шатахууны улсын нөөцийг бий болгон үнийг тогтворжуулах нь одоогийн өндөр түвшний инфляцийг бууруулахад хамгийн үр нөлөөтэй чухал бодлогын алхам болно. Харин одоогийн хэрэгжүүлж буй хүнсний барааны импортын татварыг түр хугацаанд чөлөөлөх, НӨАТ-ыг тэглэх бодлого нь эцсийн хэрэглэгчдэд үнийн бууралтаар очдоггүй зөвхөн бизнесийн байгууллагад ашиг болоод хоцордог, мөн улс өөрийн гэсэн нөөцгүй байх нь бизнес эрхлэгчид ашиг олох зорилгоор дэлхийн зах зээл дээр бараа, бүтээгдэхүүний үнэ өндөр үед хиймлээр хомсдол үүсгэх байдлаар үнийн өсөлтийг улам нэмэгдүүлдэг зэргийг харгалзан үзсэн ч энэ арга хэмжээ нь чухал байна.

Засгийн газраас нийгмийн шилжүүлгүүдэд олгож байгаа болон олгохоор төлөвлөж байгаа мөнгийг бүтээмжийн өсөлт, технологийн дэвшлийг нэвтрүүлэх чиглэлд биет хөрөнгө оруулалт болгож, дотоодод импортыг орлуулах, цаашлаад экспортод чиглэсэн үйлдвэрлэлийг дэмжих нь эдийн засгийн нэрлэсэн болон бодит үзүүлэлтүүдэд эерэг үр дагаварыг авчрахын зэрэгцээ инфляцийг тогтворжуулах, бага түвшинд барих бодлогын чухал арга хэмжээ байх боломжтой. Энэ нь эдийн засгийн шинжлэх ухаанд батлагдсан зүйл бөгөөд эдийн засагт нийлүүлэлтийн эерэг шок буюу бүтээмжийг өсгөж, технологийн дэвшлийг нэвтрүүлэх нь бодит үйлдвэрлэлийг бий болгож, бодит цалин нэмэгдэж, бодит хүү буурч, ажил эрхлэлт нэмэгддэг зэрэг олон эерэг нөлөөтэйн зэрэгцээ инфляци тогтворжиж, нэрлэсэн зээлийн хүү ч буурдаг.

Төсвийн нийгмийн халамжид чиглэсэн тэлэх бодлоготой холбоотой нэмэгдэж буй мөнгөний нийлүүлэлтийн өсөлт нь урт хугацаанд нейтраль уу, мөн нийлүүлэлтийн эерэг шок (бүтээмжийн өсөлт, технологийн дэвшил гэх мэт) нь урт хугацаанд эдийн засгийн бодит үзүүлэлтүүдийг сайжруулдаг уу гэдгийг Монголын тоон өгөгдлөөр судлан тодорхойлох нь дээр санал болгосон бодлогын арга хэмжээний нотолгоо, үндэслэл болох учиртай. Иймд “Монголын эдийн засагт мөнгө урт хугацаанд

---

<sup>2</sup> Засгийн газраас их хэмжээний мөнгийг нийгмийн шилжүүлэг хэлбэрээр олгох болсноос мөнгөний агрегатууд хурдацтай өсөх болж, улмаар үнийн өсөлтийг дагуулж байгааг Д.Ган-Очир (2008) “Мөнгөний агрегатуудын өсөлт ба инфляци” судалгааны ажил харуулсан.

нейтраль уу?”, “Монголын эдийн засаг дахь технологи, бүтээмжийн шокын нөлөө ” гэсэн цуврал судалгааг хийх нь зөв бөгөөд энэхүү судалгааны ажил нь үүний эхлэл юм.

Судалгааны ажил нь дараахь бүтэцтэй. 2-р хэсэгт мөнгө урт хугацаанд нейтраль эсэхийг шалгах эконометрик загварыг танилцуулав. 3-р хэсэгт судалгаанд ашигласан тоон үзүүлэлтүүд болон эмпирик үр дүнг харуулав. Ингэхдээ үзүүлэлтүүдийн интэгрэшн болон коинтэгрэшн шинж чанарын тестийн үр дүн, мөнгө урт хугацаанд нейтраль эсэх болон мөнгө урт хугацаанд супер нейтраль эсэхийг шалгасан үнэлгээний үр дүнг харуулав. Харин 4-р хэсэгт судалгааны үр дүнг нэгтгэж, дүгнэв.

## II. МӨНГӨ УРТ ХУГАЦААНД НЕЙТРАЛЬ ЭСЭХИЙГ ШАЛГАХ ЗАГВАР, ҮНЭЛГЭЭНИЙ АРГА ЗҮЙ

King болон Watson (1997) нар мөнгө урт хугацаанд нейтраль эсэхийг шалгахдаа макро эдийн засгийн загвар нь түүвэрлэгдсэн хувьсагч болон бүтцийн шокуудын хувьд шугаман хамааралтай гэж таамаглан судалсан. Хэрвээ бодит үйлдвэрлэл болон мөнгөний агрегатын 1-р эрэмбийн ялгавар нь тогтвортой (stationary) бол загварын хэлбэрийг дараахь байдалтай байж болно гэж үзсэн.

$$[1a] \quad \Delta y_t = \mu_y + \theta_{y\eta}(L)\varepsilon_t^\eta + \theta_{ym}(L)\varepsilon_t^m$$

$$[1b] \quad \Delta m_t = \mu_m + \theta_{m\eta}(L)\varepsilon_t^\eta + \theta_{mm}(L)\varepsilon_t^m$$

Энд  $\varepsilon_t^m$  -мөнгөний экзоген, хүлээгдээгүй шок,  $\varepsilon_t^\eta$  - үйлдвэрлэлд нөлөөлөх мөнгөнөөс бусад шокуудын вектор,  $\theta_{mm}(L)\varepsilon_t^m = \sum \theta_{mm,j}\varepsilon_{t-j}^m$  бөгөөд бусад коэффициентын хувьд үүнтэй адилаар бичигдэнэ.

Урт хугацааны нейтраль байдлыг шалгах нь дараахь асуултанд хариулахтай адил юм:  $m$  -ын хүлээгдээгүй, экзоген байнгын өөрчлөлт нь  $y$  -ын байнгын өөрчлөлтийг бий болгодог уу? Хэрвээ үгүй бол, бид  $m$  -ын  $y$  -д үзүүлэх нөлөө нь урт хугацаанд нейтраль гэж хэлж чадна.  $\varepsilon_t^m$  -ын  $m$  -ын ирээдүйн утгуудад үзүүлэх байнгын нөлөө нь  $\sum \theta_{mm,j}\varepsilon_t^m = \theta_{mm}(1)\varepsilon_t^m$  байна. Үүнтэй адилаар  $\varepsilon_t^m$  -ын  $y$  -ын ирээдүйн утгуудад үзүүлэх байнгын нөлөө нь  $\sum \theta_{ym,j}\varepsilon_t^m = \theta_{ym}(1)\varepsilon_t^m$  байна. Иймээс мөнгөний байнгын, экзоген өөрчлөлтөнд харгалзах бодит үйлдвэрлэлийн урт хугацааны мэдрэмж дараахь байдалтай байна.

$$[2] \quad \gamma_{ym} = \theta_{ym}(1)/\theta_{mm}(1)$$

Энэхүү судалгааны хүрээнд  $\gamma_{ym} = 0$  тохиолдолд бид мөнгө урт хугацаанд нейтраль гэж үзнэ. Өөрөөр хэлбэл, мөнгөний байнгын өөрчлөлт нь бодит үйлдвэрлэлийн

байнгын өөрчлөлтийг бий болгохгүй тохиолдолд мөнгө урт хугацаанд нейтраль гэж үзнэ.

[1a] болон [1b] тэгшитгэлүүдийг ашиглан урт хугацааны нейтраль байдлыг зөвхөн мөнгө нь 1-р эрэмбийн интегрэтэд процесс байх тохиолдолд л шалгах боломжтой. Хэрвээ мөнгө нь нэгж язгууртай биш тохиолдолд  $m$ -ын өөрчлөлт нь байнгын өөрчлөлт байж чадахгүй буюу  $\varepsilon_t^m$  нь байнгын шок болохгүй тул  $\theta_{mm}(1) = 0$  болно. Энэ тохиолдолд [2]-т харуулсан  $\gamma_{ym}$  нь тодорхойлогдохгүй тул загварын сүүлийн хэлбэр нь урт хугацааны нейтраль байдлыг шалгаж чадахгүйд хүрнэ<sup>3</sup>. Харин мөнгө нь нэгж язгууртай буюу мөнгөнд байнгын өөрчлөлт илэрдэг ( $\theta_{mm}(1) \neq 0$ ) тохиолдолд мөнгө урт хугацаанд нейтраль эсэхийг загварын сүүлийн хэлбэрээс хариулж чадна.

Энэ чиглэлийн гол судалгаа болох Fisher болон Seater (1993) нар 2 хувьсагчийн VAR-д орж буй хувьсагчдын тогтворжилтын зэрэг (integrated of order) мөнгөний урт хугацааны нейтраль байдлыг шалгахад чухал үүрэгтэй, мөнгөний урт хугацааны нейтраль байдлыг нэрлэсэн болон бодит үзүүлэлтүүдийн хувьд хэрхэн танихыг харуулсан байдаг. Fisher болон Seater (1993) нар мөнгөний урт хугацааны нейтралыг дараахь байдлаар шалгаж болно гэж үзжээ. Үүнд хэрвээ  $y$  нь нэрлэсэн үзүүлэлт бол  $\gamma_{ym} = 1$ , харин  $y$  нь бодит үзүүлэлт бол  $\gamma_{ym} = 0$  байгаа эсэхийг шалгана. Харин тогтворжилтын зэрэг ямар байхаас шалтгаалан уг тестийг шалгах боломжийг дараахь тохиолдолд хуваасан (тухайн нэг хувьсагчийн тогтворжилтын зэргийг  $\langle x \rangle$  гэж тэмдэглэсэн). Үүнд:

- 1)  $\langle m \rangle < 1$ . Энэ тохиолдолд  $\gamma_{y,m}$  нь тодорхойлогдохгүй. Учир нь мөнгөний түвшинд гарах өөрчлөлт нь байнгын шок болж чадахгүй;
- 2)  $\langle m \rangle \geq \langle y \rangle + 1 \geq 1$ . Энэ тохиолдолд  $\gamma_{y,m}$  нь тэг байна. Учир нь мөнгөний түвшинд гарах өөрчлөлт нь байнгын шок байх хэдий ч,  $y$ -ын өөрчлөлт нь байнгын бус байна. Хэрвээ  $y$  нь нэрлэсэн хувьсагч бол урт хугацааны нейтраль байдал зөрчигдөнө, харин бодит хувьсагчийн хувьд хангагдана;
- 3)  $\langle m \rangle = \langle y \rangle \geq 1$ . Энэ тохиолдолд хэрвээ мөнгөний түвшний байнгын өөрчлөлт нь  $y$ -ын байнгын өөрчлөлттэй хамааралтай бол урт хугацааны нейтраль байдлыг шалгаж болно;
- 4)  $\langle m \rangle = \langle y \rangle - 1 \geq 1$ . Энэ тохиолдол нь илүү төвөгтэй буюу мөнгөний урт хугацааны нейтраль хангагдах зайлшгүй нөхцөл нь мөнгөний түвшний байнгын шок нь  $y$ -ын өсөлтийг өөрчилдөггүй байх ёстой болдог.

Харин мөнгө урт хугацаанд супер нейтраль эсэхийг шалгах нь дараахь асуултанд хариулахтай адил юм.  $\Delta m$ -ын хүлээгдээгүй, экзоген байнгын өөрчлөлт нь  $y$ -ын байнгын өөрчлөлтийг бий болгодог уу? Хэрвээ үгүй бол, бид  $\Delta m$ -ын  $y$ -д үзүүлэх нөлөө нь урт хугацаанд супер нейтраль гэж хэлж чадна. Иймд мөнгө урт хугацаанд

<sup>3</sup> Энэ нь Lucas-Sargent-ын шүүмжийн гол санаа юм.

супер нейтраль эсэхийг шалгахдаа  $\gamma_{\Delta y, \Delta m} = 0$  байгаа эсэхийг шалгана. Гэхдээ супер нейтраль эсэхийг шалгахад тогтворжилтын зэрэг ямар үүрэгтэй болохыг дээрх тохиолдлуудаар шалгахдаа  $\langle m \rangle$ -ын оронд  $\langle \Delta m \rangle$  байхаар авч үздэг.

$X_t = (\Delta m_t, \Delta y_t)'$  гэж үзвэл [1a]-[1b] загварыг дараахь вектор хэлбэрт хөрвүүлэн бичиж болно. Үүнд:

$$[3] \quad X_t = \Theta(L) \varepsilon_t$$

Энд  $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^m, \varepsilon_t^n)'$  нь  $(2 \times 1)$  хэмжээст бүтцийн шокын вектор.

$m_t$  болон  $y_t$  нь I(1) процесс бөгөөд  $(y_t, m_t)$  нь коинтегрэшин хамааралгүй тохиолдолд систем тогтвортой нөхцөл (Stability property)-ийг хангана гэж таамаглавал [3] moving average процессыг VAR процесст хөрвүүлэн (Wold MA-ын урвуу) бичиж болно:

$$[4] \quad \alpha(L) X_t = \varepsilon_t$$

Энд  $\alpha(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_j L^j$ ,  $\alpha_j$  нь  $(2 \times 2)$  хэмжээст матриц.

[4] нь SVAR(p) гэж таамаглах тохиолдолд  $\Delta m_t$  болон  $\Delta y_t$  -ын хувьд загварыг дараахь байдлаар бичиж болно:

$$[5a] \quad \Delta m_t = \lambda_{my} \Delta m_t + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,my} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,mm} \Delta m_{t-j} + \varepsilon_t^m,$$

$$[5b] \quad \Delta y_t = \lambda_{ym} \Delta m_t + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,yy} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,ym} \Delta m_{t-j} + \varepsilon_t^n$$

Өөрөөр хэлбэл, [4] болон [5]-ын хоорондын уялдаа нь дараахь байдалтай байна.

$$X_t = \begin{bmatrix} \Delta m_t \\ \Delta y_t \end{bmatrix}, \quad \alpha_0 = \begin{bmatrix} 1 & -\lambda_{my} \\ -\lambda_{ym} & 1 \end{bmatrix}, \quad \alpha_j = \begin{bmatrix} \alpha_{j,mm} & \lambda_{j,my} \\ \lambda_{j,my} & \alpha_{j,yy} \end{bmatrix}, \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^m \\ \varepsilon_t^n \end{bmatrix}, \quad j = 1, 2, \dots, p.$$

Тэгшитгэл [5] нь динамик зэрэгцсэн тэгшитгэлүүд (dynamic simultaneous equations)-ийн загвар буюу SVAR загвар байна. Энэхүү SVAR-ыг шууд үнэлэх боломжгүй тул үүнийг багасгасан VAR загварт шилжүүлэн судлахын тулд эконометрик танилт (econometric identification)-ыг ашиглана.  $\sum_{\varepsilon} = E(\varepsilon_t \varepsilon_t')$  нь диагональ матриц бөгөөд [4]-ыг багасгасан хэлбэрт бичвэл:

$$[6] \quad X_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + e_t,$$

Энд  $\Phi_i = -\alpha_0^{-1}\alpha_i$  бөгөөд  $e_t = \alpha_0^{-1}\varepsilon_t$ .  $\alpha_i$  болон  $\Sigma_\varepsilon$  нь дараахь тэгшитгэлүүдээр тодорхойлогдоно:

$$[7] \quad \alpha_0^{-1}\alpha_i = -\Phi_i, \quad i = 1, \dots, p$$

$$[8] \quad \alpha_0^{-1}\Sigma_\varepsilon\alpha_0^{-1'} = \Sigma_e = E(e_t e_t')$$
 нь диагональ бус матриц байна.

Энэ нь хувьсагчдын хоорондын ижил цаг хугацааны хамааралтай холбоотой.

[7] нь SVAR загварын коэффициент ( $\alpha_i$ ) нь багасгасан VAR-ын коэффициент ( $\Phi_i$ ) болон  $\alpha_0$ -ээр тодорхойлогдохыг илэрхийлнэ. Харин [8] нь  $\Sigma_e$  функц нь  $\Sigma_\varepsilon$  болон  $\alpha_0$ -ээс хамааран тодорхойлогдохыг илэрхийлнэ.  $\Sigma_e$  матриц ( $2 \times 2$  симметрик) нь зөвхөн 3 ялгаатай элементтэй тул  $\alpha_0$  болон  $\Sigma_\varepsilon$  дэхь үл мэдэгдэх параметрын тоо нь 3 байх ёстой болно. Тэгшитгэл [5a] болон [5b]-ын эхний элементүүд болох  $\lambda_{my}$ ,  $\lambda_{ym}$  нь  $\alpha_0$ -ын диагональ элементүүд бөгөөд хувьсагчдын хоорондын ижил цаг хугацааны хамаарлыг илэрхийлнэ. Стандарт SVAR шинжилгээнд бүтцийн шокууд нь хоорондоо хамааралгүй буюу  $\text{cov}(\varepsilon_t^m, \varepsilon_t^n) = 0$  ( $\Sigma_\varepsilon = E(\varepsilon_t \varepsilon_t')$ - диагональ) гэж таамагладаг. Иймд [8] нөхцлийг хангахын тулд буюу эконометрик агуулгаар багасгасан VAR-ын  $\Sigma_e$ -ыг диагональ  $\Sigma_\varepsilon$ -д шилжүүлэхийн тулд нэмэлт 1 хязгаарлалтыг  $\alpha_0$ -д тавих шаардлагатай болно.

Энэхүү нэмэлт хязгаарлалтыг хэрхэн тавих вэ? Нэг боломжит хандлага нь тухайн загварыг recursive гэж таамаглах буюу  $\lambda_{my} = 0$  эсвэл  $\lambda_{ym} = 0$  гэсэн хязгаарлалт тавьдаг. Geweke (1986), Stock болон Watson (1988), Rotemberg, Driscoll болон Poterba (1995), Fisher болон Seater (1993) нар  $\lambda_{ym} = 0$  таамаглалын дор мөнгө урт хугацаанд нейтраль эсэхийг шалгасан байдаг. Харин Geweke (1986)  $\lambda_{my} = 0$  таамаглалыг дор мөн судалсан байдаг. Хоёр дахь боломжит хязгаарлалт нь урт хугацааны хязгаарлалт буюу бодит үйлдвэрлэлд гарах байнгыг өөрчлөлт нь урт хугацаанд мөнгөний байнгын өөрчлөлтийг бий болгодоггүй ( $\gamma_{my} = 0$ ) гэсэн таамаглал юм<sup>4</sup>. Энэхүү таамаглалыг Galí (1992), King, Plosser, Stock болон Watson (1991), Shaprio болон Watson (1988) нар бүтцийн шокууд ( $\varepsilon_t^m, \varepsilon_t^n$ )-ыг тодорхойлохдоо ашигласан байдаг. Гурав дахь хязгаарлалтын хувьд  $\gamma_{my} = 1$  буюу мөнгөний эргэлтийн хурд тогтвортой гэсэн таамаглал дор урт хугацаанд үнэ тогтвортой гэж үзсэнтэй нийцтэй таамаглал юм. Нэг судалгаанд эдгээр 3 таамаглалыг нэгэн зэрэг ашигласан судалгааг King болон Watson (1997) болон Chen (2007) –ээс харах боломжтой.

---

<sup>4</sup> SVAR загварт урт хугацааны хязгаарлалтыг анх Blanchard болон Quah (1989) нар гаргаж, эмпирик шинжилгээнд ашигласан.

Манай судалгааны хувьд  $\lambda_{my} = 0$ ,  $\lambda_{ym} = 0$  эсвэл  $\gamma_{my} = 0$  гэсэн 3 хязгаарлалтыг нэг нэгээр нь SVAR загварт тувьсан мөнгө урт хугацаанд нейтраль эсэхийг шалгасан болно.

Сонгодог онолоор мөнгөний агрегатад гарах өөрчлөлт нь зөвхөн нэрлэсэн үзүүлэлтүүдэд нөлөөлөх хэдий ч эдийн засгийн бодит үзүүлэлтүүдэд нөлөөлдөггүй гэж үздэг. Иймд мөнгөний урт хугацааны нейтраль байдлыг шалгахдаа зөвхөн бодит үйлдвэрлэлд үзүүлэх нөлөө тэг гэж шалгахад гадна бусад бодит болон нэрлэсэн үзүүлэлтүүдэд үзүүлэх нөлөөг дээрх аргачлалаар судалдаг. Тухайлбал, Fisher болон Seater (1993), James B. Bullard (1994) нар мөнгө урт хугацаанд нейтраль эсэхийг  $\gamma_{pm} = 1$ -тэй адил гэж тодорхойлсон байдаг. Өөрөөр хэлбэл мөнгөний тооны онолоор  $\gamma_{pm} = 1 \Leftrightarrow \gamma_{ym} = 0$  юм. Иймд мөнгөний урт хугацаанд бодит үзүүлэлтүүдэд үзүүлэх нөлөө тэг байвал мөнгөний нейтраль онол ёсоор мөнгө нэрлэсэн үзүүлэлтүүдийг өөрчилсөн гэж үзэж болно. Манай судалгааны хувьд бодит үйлдвэрлэлээс гадна бусад нэрлэсэн болон бодит үзүүлэлтүүдэд мөнгөний үзүүлэх урт хугацааны нөлөөллийг тооцсон юм.

### **III. МӨНГӨ УРТ ХУГАЦААНД НЕЙТРАЛЬ ЭСЭХИЙГ ШАЛГАХ НЬ**

#### **3.1 Судалгаанд ашигласан үзүүлэлтүүд, тэдгээрийн интэгрэшн болон коинтэгрэшн шинж чанар**

Энэхүү судалгаанд 2000 оны 1 дүгээр улирлаас 2007 оны 4 дугаар улирлын хоорондох тоон мэдээллийг ашиглав. Бодит үйлдвэрлэлийг 2005 оны зэрэгцүүлэх үнээр илэрхийлэгдсэн ДНБ-ий улирлын зохицуулалт хийгдсэн утга (GDP\_SA\_L)-ыг ашиглав<sup>5</sup>. Харин мөнгөний агрегатыг M2 (M2\_L)-оор төлөөлүүлэв. Эдийн засаг дахь үнийн ерөнхий түвшнийг ХҮИ (CPI\_L)-ээр төлөөлүүлсэн. Нэрлэсэн цалинг улсын дундаж цалин (W\_L)-гаар, харин бодит цалинг улсын дундаж цалин болон ХҮИ-ийн харьцаа (W\_CPI\_L)-гаар төлөөлүүлэв. Эдийн засаг дахь нэрлэсэн хүүг төгрөг болон валютын зээлийн жигнэсэн дундаж хүү (LR)-гээр, харин бодит хүүг төгрөг болон валютын зээлийн бодит хүү (LRR)-гээр төлөөлүүлэв<sup>6</sup>.

Өгөгдлийн тогтвортой байдлын тест буюу байнгын шок эсэхийг шалгасан тестийн үр дүнг Хавсралт 1-д харууллаа. Тестийн үр дүнгээс харахад улирлын зохицуулалт хийсэн ДНБ-ий логарифм, мөнгөний нийлүүлэлт (M2)-ийн логарифм, улсын дундаж нэрлэсэн цалингийн логарифм, улсын дундаж бодит цалингийн логарифм болон бодит зээлийн хүү нь I(1) процесс буюу эдгээр хувьсагчид гарах өөрчлөлт нь байнгын шок болж чадахаар байгааг 1%-ийн ач холбогдлын түвшинд хүлээн авах боломжтой байна. Иймд мөнгөний нийлүүлэлт болон эдгээр бусад үзүүлэлтүүдийн хувьд  $\langle m \rangle = \langle y \rangle \geq 1$  нөхцөл хангагдаж байгаа тул мөнгө урт хугацаанд нейтраль эсэхийг [2]-ыг тооцох замаар шалгана. Мөн мөнгөний нийлүүлэлт нь 2-р эрэмбийн ялгаварын дараа тогтвортой байгаа тул мөнгөний супер нейтраль эсэхийг King болон

<sup>5</sup> ҮСГ-аас ДНБ-ий улирлын тоог зөвхөн 2000 оноос хойш тооцон гаргаж байгаа болно.

<sup>6</sup> Эх сурвалж: SIMOM загварын тоон мэдээллийн сан, Монголбанк



Watson (1997)-ын аргачлалаар шалгах боломжтой болж байна. Харин нэрлэсэн зээлийн хүү нь  $I(0)$  процесс тул буюу  $\langle m \rangle \geq \langle y \rangle + 1 \geq 1$  тул мөнгөний урт хугацааны нейтраль байдлыг шалгахгүйгээр  $\gamma_{lr,m} = 0$  гэж хэлж болно. Гэхдээ нэрлэсэн зээлийн хүү нь 1-р эрэмбийн ялгаврын дараа тогтвортой гэсэн үр дүнг харуулсан. Хэрэглээний үнийн индексийн логарифмын хувьд  $I(2)$  процесс гэсэн үр дүнг ADF харуулсан тул  $\langle m \rangle = \langle y \rangle - 1 \geq 1$  нөхцлийн дагуу мөнгөнд гарах байнгын өөрчлөлтийн ХҮИ-ийн өсөлтийн өөрчлөлтөнд үзүүлэх нөлөөг шалгах ёстой болно. Гэхдээ Phillips-Perron-ны тестээр ХҮИ-ийн логарифм нь  $I(1)$  процесс байгааг харуулсан тул бусад үзүүлэлтүүдийн адил ч тооцох боломжтой юм.

Мөнгөний нийлүүлэлтийн логарифм болон бусад нэрлэсэн, бодит үзүүлэлтүүдийн хоорондын коинтэгрэшн хамаарлыг Johansen болон Juselius (1990)-ын хөгжүүлсэн аргаар шалгав. Мөнгөний урт хугацааны нейтраль онолыг шалгасан судалгааны ажлуудаас харахад мөнгөний нийлүүлэлт болон бодит үзүүлэлтүүдийн хооронд шугаман урт хугацаа (коинтэгрэшн)-ны хамааралгүй гэж таамаглан [2]-ыг тооцон шалгадаг (King болон Watson (1997), Fisher болон Seater (1993)). Харин мөнгөний урт хугацааны нейтраль онолоор нэрлэсэн үзүүлэлт болон мөнгөний нийлүүлэлтийн хооронд урт хугацааны хамаарал орших боломжтой юм. Учир нь мөнгөний нийлүүлэлтэд гарах өөрчлөлт нь урт хугацаанд нэрлэсэн үзүүлэлтүүдийг өөрчлөн, харин бодит үзүүлэлтүүдэд нөлөөлдөггүй гэж үздэг.

Johansen болон Juselius (1990)-ын аргаар шалгасан тестийн үр дүнг Хавсралт 2-д харуулав. Тестийн үр дүнгээс харахад мөнгөний нийлүүлэлт болон бусад бодит үзүүлэлтүүдийн хооронд шугаман урт хугацааны хамаарал байхгүй байгааг Trace статистик болон Max-Eigen статистик харуулж байна. Харин мөнгөний нийлүүлэлт болон бусад нэрлэсэн үзүүлэлтүүдийн хувьд мөнгөний нийлүүлэлтийн логарифм, ХҮИ-ийн логарифмын хооронд, мөн мөнгөний нийлүүлэлтийн логарифм, нэрлэсэн зээлийн хүүний хооронд шугаман урт хугацааны хамаарал оршин байгааг Trace статистик болон Max-Eigen статистик 5%-ийн ач холбогдлын түвшинд харуулж байна. Харин мөнгөний нийлүүлэлтийн логарифм, улсын дундаж цалингийн логарифмын хооронд урт хугацааны хамаарал оршин байгааг Trace статистик 1%-ийн, Max-Eigen статистик 5%-ийн ач холбогдлын түвшинд харуулж байна. Эндээс харахад мөнгөний нийлүүлэлт нь урт хугацаанд нэрлэсэн үзүүлэлтүүд болох нэрлэсэн үнэ, нэрлэсэн цалин болон зээлийн хүүнд нөлөөтэй байна. Өөрөөр хэлбэл, манай эдийн засагт мөнгөний нийлүүлэлтийн өсөлт нь урт хугацаанд үнийн өсөлт, нэрлэсэн цалингийн өсөлт болон нэрлэсэн хүүний бууралтыг бий болгож байна.

Манай судалгаанд King болон Watson (1997)-ын аргачлалыг ашиглаж байгаа тул мөнгөний нийлүүлэлт болон нэрлэсэн үзүүлэлтүүдийн хооронд коинтэгрэшн хамаарал оршиж байгаа тул энэхүү аргачлалаар мөнгөний нейтраль эсэхийг цааш үргэлжлүүлэн шалгах боломжгүй. Гэхдээ мөнгө урт хугацаанд нейтраль гэдгийг ихэнх суурь судалгаанд мөнгөний бодит үзүүлэлтүүдэд үзүүлэх нөлөөг шалгах замаар тодорхойлсон байдгийг онцлох шаардлагатай. Иймд энэхүү судалгааны хувьд эдгээр судалгааны адилаар бодит үзүүлэлтүүдэд үзүүлэх нөлөөллийг цааш нь шалгав.

Дараагийн хэсэгт VAR загварын хуримтлагдах хариу үйлдлийн функцийг ашиглан мөнгө урт хугацаанд нейтраль эсэхийг бодит үзүүлэлтүүдийн хувьд шалгасан.

### 3.2 Мөнгө урт хугацаанд нейтраль эсэх

Энэ хэсэгт мөнгө урт хугацаанд нейтраль эсэхийг бодит үзүүлэлтийн хувьд  $\gamma_{ym} = 0$  эсэхийг [2]-т харуулсан байдлаар тооцов<sup>7</sup>. Үүний тулд [5]-д харуулсан загварын хариу үйлдлийн функцийг ялгаатай хязгаарлалтууд ( $\lambda_{my} = 0, \lambda_{ym} = 0$  болон  $\gamma_{my} = 0$ ) -ын хувьд тооцож ашиглав. Мөнгө урт хугацаанд нейтраль болон супер нейтраль эсэхийг ялгаатай хугацааны үеүд болон ялгаатай VAR загваруудын хувьд шалгасан тестийн үр дүнг Хүснэгт 1-д харуулав. Харин мөнгөний нийлүүлэлтийн байнгын шоконд эдийн засгийн бодит үзүүлэлтүүдийн үзүүлэх урт хугацааны хариу үйлдлийг Зураг 1-д харуулав.

#### Хүснэгт 1. Мөнгө урт хугацаанд нейтраль, супер нейтраль эсэхийг шалгасан тестийн үр дүн: ялгаатай түүвэр болон VAR-ын ялгаатай хоцролтоор

##### А. Мөнгөний нейтраль ( $X_t = (\Delta m_t, \Delta y_t)'$ ) нөлөөг шалгах

Түүврийн хугацаа	VAR-ын хоцролтын урт <sup>8</sup>	$\gamma_{ym}$ -ын цэгэн үнэлгээ болон итгэх интервал**		
		$\lambda_{my} = 0$	$\lambda_{ym} = 0$	$\gamma_{my} = 0^*$
<b>Мөнгөний нийлүүлэлт болон бодит үзүүлэлтүүд: VAR загвар</b>				
$X_t = (\Delta M2\_L, \Delta GDP\_SA\_L)'$				
2000.I-2003.IV	1	0.19 [-0.24, 0.63]	-0.07 [-0.66, 0.52]	-0.164
2004.I-2007.IV	2	0.52 [0.003, 1.03]	0.35 [-0.26, 0.97]	0.36
2000.I-2007.IV	2	0.42 [-0.02, 0.86]	0.12 [-0.29, 0.53]	0.107
$X_t = (\Delta M2\_L, \Delta W\_CPI\_L)'$				
2000.I-2003.IV	1	0.452 [0.07, 0.83]	0.204 [-0.22, 0.63]	0.172
2004.I-2007.IV	1	-0.24 [-0.87, 0.40]	0.21 [-0.73, 1.15]	0.326
2000.I-2007.IV	1	-0.05 [-0.46, 0.36]	0.10 [-0.53, 0.72]	0.195

<sup>7</sup> [2]-ыг тооцохын тулд байнгын шокын богино хугацааны нөлөөллийн коэффициентын хязгааргүй нийлбэрийг тооцох ёстой бөгөөд судалгааны хувьд хугацааны уртыг 1000-аар сонгож, эдгээр коэффициентийн нийлбэрээр авсан. Учир нь ихэнх тохиолдолд богино хугацааны нөлөөллийн коэффициент 20 улирлын дараагаас цааш үндсэндээ тогтмол болж байв.

<sup>8</sup> Хугацааны хоцролтыг тодорхойлохдоо зохистой хугацааны хоцролтыг тодорхойлох шалгууруудад суурилсан бөгөөд VAR-ын үнэлгээний үлдэгдэл диагностик тестүүдийг хангаж байхыг мөн чухалчилсан.

$X_t = (\Delta M2_L, \Delta LRR)'$				
2000.I-2003.IV	1	0.16 [-0.31, 0.64]	-0.03 [-0.60, 0.54]	-0.03
2004.I-2007.IV	1	0.163 [-0.16, 0.49]	0.06 [-0.44, 0.56]	-0.09
2000.I-2007.IV	2	-0.02 [-0.35, 0.32]	-0.21 [-0.67, 0.25]	-0.16

**В. Мөнгөний супер нейтраль ( $X_t = (\Delta^2 m_t, \Delta y_t)'$ ) нөлөөг шалгах**

Түүврийн хугацаа	VAR-ын хоцролтын урт	$\gamma_{y\Delta m}$ -ын цэгэн үнэлгээ болон итгэх интервал		
		$\lambda_{\Delta m y} = 0$	$\lambda_{y\Delta m} = 0$	$\gamma_{\Delta m y} = 0$

$X_t = (\Delta^2 M2_L, \Delta GDP\_SA\_L)'$				
2000.I-2007.IV	2	0.16 [-0.16, 0.48]	-0.69 [-1.28, -0.11]	-0.86

$X_t = (\Delta^2 M2_L, \Delta W\_CPI\_L)'$				
2000.I-2007.IV	2	-0.24 [-0.68, 0.53]	-0.41 [-1.38, 0.55]	0.06

$X_t = (\Delta^2 M2_L, \Delta LRR)'$				
2000.I-2007.IV	2	-0.04 [-0.60, 0.53]	0.15 [-0.12, 0.42]	0.04

Тэмдэглэл: Хаалтан доторхи тоо нь коэффициентийн итгэх интервалыг илэрхийлнэ. \*Eviews программыг ашиглан  $\gamma_{ym}$  -ын үнэлгээг хийсэн тул  $\gamma_{my} = 0$  таамаглал дор итгэх интервалыг тооцох боломжгүй. \*\* Итгэх интервалыг Eviews программаар тооцогдсон хариу үйлдлийн функцийн итгэх интервалыг ашиглан тооцсон болно<sup>9</sup>.

Хүснэгт 1-ийн А хэсэгт мөнгө урт хугацаанд нейтраль эсэхийг шалгасан үнэлгээний үр дүнг харуулав. Судалгааны нийт түүврийн хугацаа (2000.I-2007.IV)-нд  $\gamma_{ym}$  -ын цэгэн үнэлгээ ялгаатай 3 таамаглалд дунджаар 0.11-0.42 байхаар байна. Гэхдээ  $\gamma_{ym}$  -ын итгэх интервалд тэг оршиж байгаа (Зураг 1-ийн б-г харна уу) тул мөнгөний нийлүүлэлтийн байнгын өөрчлөлт нь урт хугацаанд бодит үйлдвэрлэлд нөлөөгүй гэсэн таамаглал няцаагдахгүй байна. Энэхүү үр дүнтэй 2000.I-2003.IV болон 2004.I-2007.IV хугацааны түүврийг ашиглан  $\lambda_{ym} = 0$  таамаглал дор тооцсон үнэлгээний үр дүнгүүд адил байна. Харин 2004.I-2007.IV хугацааны түүврийг ашиглан  $\lambda_{my} = 0$  болон  $\gamma_{my} = 0$  таамаглал дор тооцсон үнэлгээний үр дүнгээр мөнгө урт хугацаанд нейтраль гэсэн таамаглал няцаагдаж байна.

Судалгааны нийт хамрах хугацаа (2000.I-2007.IV)-нд бодит цалингийн хувьд тооцсон  $\gamma_{ym}$  -ын цэгэн үнэлгээ ялгаатай 3 таамаглал дор дунджаар (-0.05)-(0.20) байхаар байна. Тус хугацаанд бодит цалигийн хувьд тооцсон  $\gamma_{my}$  -ын итгэх интервалд

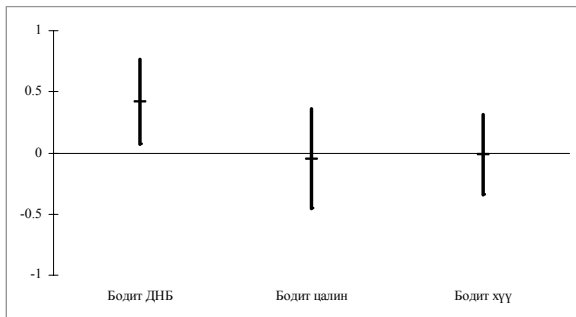
<sup>9</sup> Хариу үйлдлийн функцийн итгэх интервалыг хэрхэн тооцдог тухай Runkle (1987), "Vector Autoregressions and Reality"-ээс дэлгэрэнгүй харах боломжтой.

тэг оршиж байгаа (Зураг 1-ын а болон б-г харна уу) тул мөнгөний нийлүүлэлтэд гарсан байнгын өөрчлөлт нь урт хугацаанд бодит цалинд нөлөөгүй гэсэн таамаглал няцаагдахгүй байна. Энэхүү үр дүнг 2004.I-2007.IV хугацааны түүврийг ашиглан  $\lambda_{my} = 0$ ,  $\lambda_{ym} = 0$  таамаглал дор, 2000.I-2003.IV хугацааны түүврийг ашиглан  $\lambda_{ym} = 0$  таамаглал дор тооцсон үр дүнгүүд мөн харуулж байна. Харин 2000.I-2003.IV хугацааны түүврийг ашиглан  $\lambda_{my} = 0$  таамаглал дор тооцсон үнэлгээний хувьд мөнгөний нийлүүлэлтийн байнгын шок нь урт хугацаанд бодит цалинг өсгөдөг гэсэн үр дүнг харуулж байна.

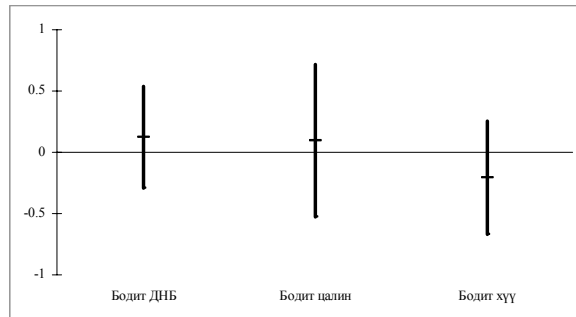
2000.I-2007.IV хугацааны түүврийг ашиглан тооцсон мөнгөний нийлүүлэлтийн байнгын 1 хувийн өсөлт нь урт хугацаанд бодит хүүг дунджаар (-0.02)-(-0.21) нэгж хувь (ялгаатай 3 таамаглалаар тооцоход)-иар бууруулдаг байхаар байна. Гэхдээ уг коэффициентүүдийн итгэх интервалд тэг оршиж байгаа (Зураг 1-ын а болон б-г харна уу) тул мөнгөний нийлүүлэлтийн байнгын шокын урт хугацаанд бодит хүүнд нөлөөгүй гэсэн таамаглал няцаагдахгүй байна. Энэхүү үр дүнтэй 2000.I-2003.IV болон 2004.I-2007.IV хугацааны өгөгдлийг ашиглан тооцсон үр дүн адил байна.

**Зураг 1. Мөнгөний нийлүүлэлтийн байнгын шоконд эдийн засгийн бодит үзүүлэлтүүдийн үзүүлэх урт хугацааны хариу үйлдэл:  $\gamma_{ym}$  -ын цэгэн үнэлгээ болон итгэх интервал**

**а)  $\lambda_{my} = 0$  таамаглалаар тооцсон**



**б)  $\lambda_{ym} = 0$  таамаглалаар тооцсон**



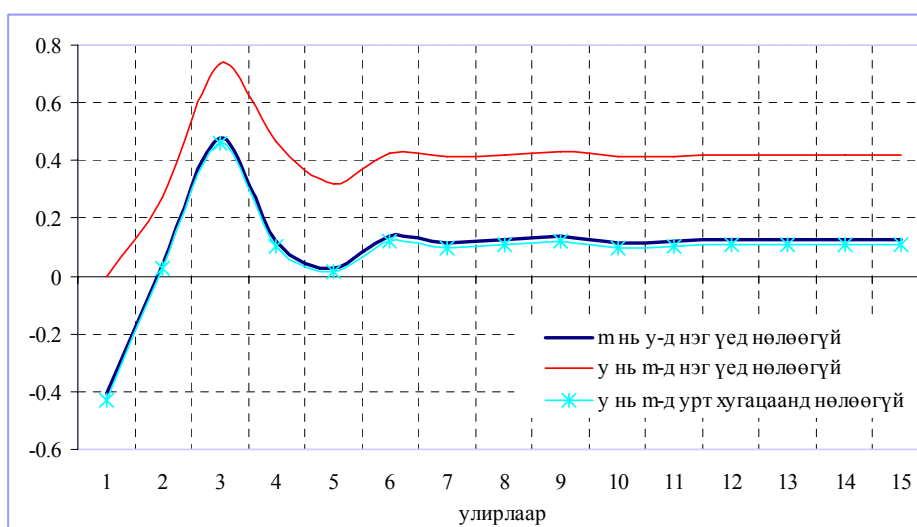
Эдгээрээс нэгтгэн хэлэхэд 2000.I-2007.IV хоорондын тоон мэдээлэлд суурилан хийсэн шинжилгээний үр дүн нь манай эдийн засагт мөнгө урт хугацаанд нейтраль болохыг илэрхийлж байна.

Хүснэгт 1-ийн В хэсэгт мөнгө урт хугацаанд супер нейтраль эсэхийг шалгасан үнэлгээний үр дүнг харуулав. Бодит цалин, бодит хүүний үнэлгээний хувьд манай эдийн засагт мөнгө урт хугацаанд супер нейтраль гэж дүгнэж болохоор байгаа ч бодит ДНБ-ий үнэлгээний хувьд мөнгө супер нейтраль гэсэн таамаглалыг нэгэн утгатай зөвшөөрөх боломжгүй байна. Иймд манай орны хувьд мөнгө урт хугацаанд супер нейтраль гэж дүгнэх нь хүндрэлтэй байна.

### 3.3 Мөнгөний нийлүүлэлтийн богино хугацааны нөлөө

Мөнгөний болон орчин үеийн эдийн засагчид мөнгө урт хугацаанд нейраль хэдий ч богино хугацаанд нейтраль бус гэдгийг нотолдог. Иймд мөнгөний бодлогоор дамжуулан үнийн тогтвортой байдлыг хангахын сацуу макро эдийн засгийн хэлбэлзэл, мөчлөгийн сөрөг нөлөөг зөөлрүүлэх боломжтой гэж үздэг. Энэ хэсэгт мөнгөний нийлүүлэлтийн байнгын шокийн эдийн засгийн бодит үзүүлэлтүүдэд богино хугацаанд үзүүлэх нөлөөг хариу үйлдлийн функц ашиглан судлав. Зураг 2, 3, 4-т мөнгөний нийлүүлэлтийн байнгын шок (permanent shock)-ын улирлын бодит ДНБ, бодит цалин болон бодит хүүнд үзүүлэх нөлөөллийг тооцон харуулав.

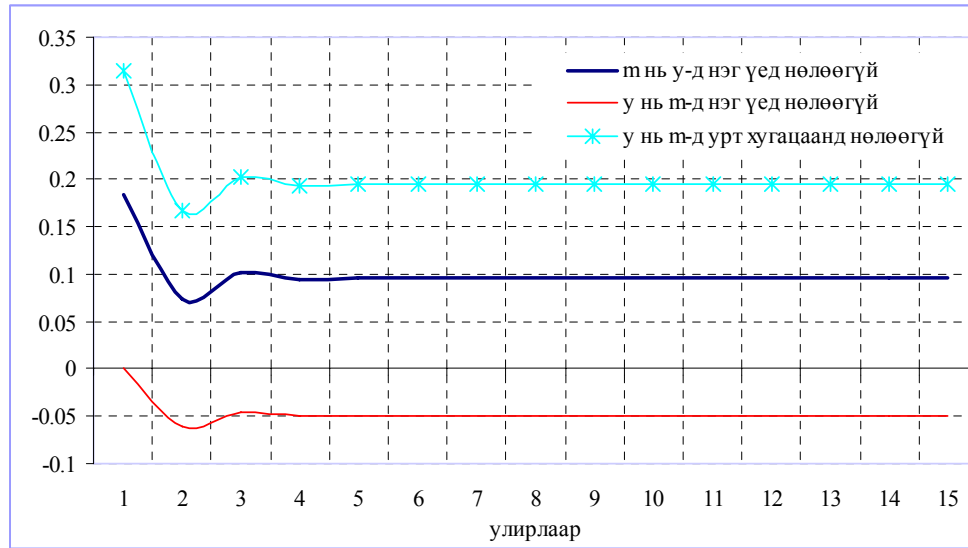
**Зураг 2. Мөнгөний нийлүүлэлтийн байнгын шокийн бодит ДНБ-нд үзүүлэх нөлөө**



Зураг 2-т мөнгөний нийлүүлэлтийн 1 хувийн өсөлтийн байнгын шокийн бодит ДНБ-нд үзүүлэх богино хугацааны нөлөөллийг ялгаатай 3 хязгаарлалт дор тооцон ( $\lambda_{ym} = 0$ ,  $\lambda_{my} = 0$ ,  $\gamma_{my} = 0$ ) харуулав.  $\lambda_{ym} = 0$  болон  $\lambda_{my} = 0$  таамаглалын хувьд 1 улирлын дараа бодит үйлдвэрлэлд үзүүлэх нөлөө нь сөрөг, харин  $\gamma_{my} = 0$  таамаглалын хувьд эерэг байхаар байна. Харин бүх таамаглалын дор 2 улирлын дараагаас эхлэн бодит ДНБ-д үзүүлэх нөлөө нь эерэг байна. Эдгээр 3 таамаглалын хувьд тооцсон хариу үйлдлийн функцын үр дүнгээс харахад 3 улирлын дараа бодит ДНБ-ийг хамгийн ихээр буюу суурь утгаас 0.46-0.71 хувиар өсгөхөөр байна.

Харин 6 улирлын дараагаас ДНБ-ийг өсгөх чиглэлд нөлөөтэй хэдий ч нөлөөлөл нь тогтмол буюу суурь утгаас 0.10-0.42 хувиар өсгөхөөр байна. Гэхдээ энэхүү үр дүнг статистикийн хувьд хүлээн авах боломжгүй буюу итгэх интервал дотор тэг оршино. Эдгээр үр дүн нь манай эдийн засагт мөнгөний нийлүүлэлтийн өсөлт бодит ДНБ-нд маш богино хугацаанд сөрөг нөлөөтэй, харин 2-4 улирлын хугацаанд хүчтэй эерэг нөлөөлж, түүнээс цааш нөлөөлөл нь сулардаг байхаар байна. Үүнийг мөнгөний нийлүүлэлтийн бодит үйлдвэрлэлд үзүүлэх нөлөө урт хугацаанд нейтраль гэдэг нийтлэг онолоор тайлбарлаж болно.

**Зураг 3. Мөнгөний нийлүүлэлтийн байнгын шокын бодит цалинд үзүүлэх нөлөө**

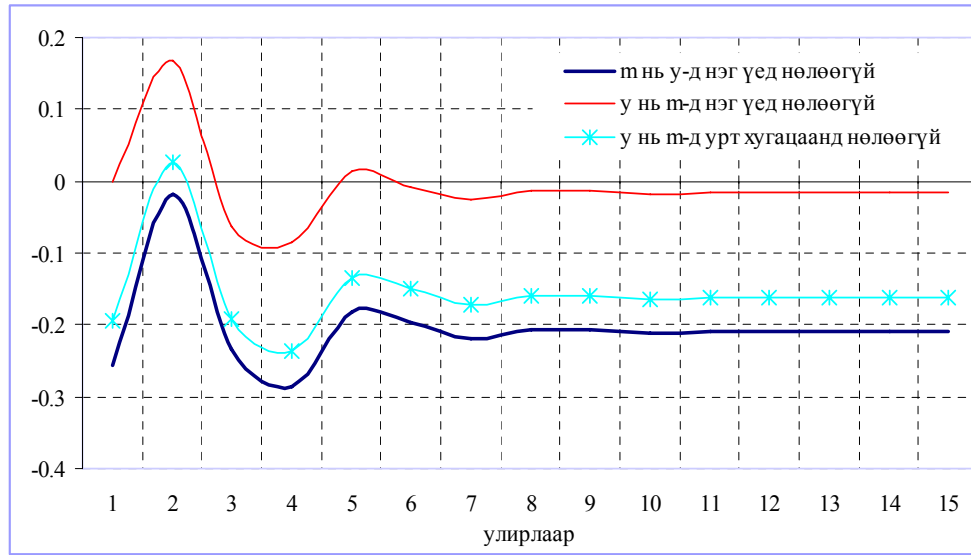


Зураг 3-т мөнгөний нийлүүлэлтийн 1 хувийн өсөлтийн байнгын шокын бодит цалинд үзүүлэх богино хугацааны нөлөөллийг ялгаатай 3 хязгаарлалт дор тооцон ( $\lambda_{ym} = 0, \lambda_{my} = 0, \gamma_{my} = 0$ ) харуулав.  $\lambda_{my} = 0$  таамаглалын хувьд бүх хугацааны туршид бодит цалинд үзүүлэх нөлөө нь сөрөг, харин  $\lambda_{ym} = 0$  болон  $\gamma_{my} = 0$  таамаглалын хувьд эерэг байхаар байна. Гэхдээ  $\lambda_{my} = 0$  -ын үр дүнг тэг гэж үзэж болохоор байна.

$\lambda_{ym} = 0$  болон  $\gamma_{my} = 0$  таамаглалын хувьд тооцсон хариу үйлдлийн функцын үр дүнгээс харахад 1 улирлын дараа бодит цалинг хамгийн ихээр буюу суурь утгаас 0.18-0.31 хувиар өсгөхөөр байна. Харин 3 улирлын дараагаас бодит цалинг өсгөх чиглэлд нөлөөтэй хэдий ч нөлөөлөл нь тогтмол буюу суурь утгаас 0.10-0.20 хувиар өсгөхөөр байна. Эдгээр үр дүн нь манай эдийн засагт мөнгөний нийлүүлэлтийн өсөлт бодит цалинд маш богино хугацаанд хугацаанд хүчтэй эерэг нөлөөлж, түүнээс цааш нөлөөлөл нь сулардгийг харуулж байна. Үүнийг мөнгө урт хугацаанд нейтраль гэдгээр тайлбарлаж болно.

Зураг 4-т мөнгөний нийлүүлэлтийн 1 хувийн өсөлтийн байнгын шокын бодит хүүнд үзүүлэх богино хугацааны нөлөөллийг ялгаатай 3 хязгаарлалт дор тооцон ( $\lambda_{ym} = 0, \lambda_{my} = 0, \gamma_{my} = 0$ ) харуулав.  $\lambda_{ym} = 0$  болон  $\gamma_{my} = 0$  таамаглалын хувьд бүх хугацааны туршид бодит хүүнд үзүүлэх нөлөө нь сөрөг, харин  $\lambda_{my} = 0$  таамаглалын хувьд 1-2 улирлын дараа эерэг, түүнээс цааш сөрөг байхаар байна.  $\lambda_{my} = 0$  таамаглалын үр дүнгээр 5-р улирлын дараахь нөлөөг тэг гэж үзэж болохоор байна.

**Зураг 4. Мөнгөний нийлүүлэлтийн байнгын шокын бодит хүүнд үзүүлэх нөлөө**



$\lambda_{ym} = 0$  болон  $\gamma_{my} = 0$  таамаглалын хувьд тооцсон хариу үйлдлийн функцийн үр дүнгээс харахад 1 улирлын дараа бодит хүүг суурь утгаас 0.19-0.26 нэгж хувиар бууруулахаар байна. Харин 4 улирлын дараа хамгийн ихээр буюу 0.24-0.28 нэгж хувиар бууруулдаг ( $\lambda_{my} = 0$  таамаглалын хувьд 0.08 нэгж хувиар бууруулдаг) байхаар байна. 5 улирлын дараагаас бодит хүүг бууруулах чиглэлд нөлөөтэй хэдий ч нөлөөлөл нь тогтмол буюу суурь утгаас 0.15-0.20 нэгж хувиар бууруулахаар байна. Эдгээр үр нь манай эдийн засагт мөнгөний нийлүүлэлтийн өсөлт бодит хүүг богино хугацаанд бууруулдаг болохыг илэрхийлж байна.

Эдгээрээс нэгтгэн хэлэхэд мөнгөний нийлүүлэлтийн байнгын шок нь богино хугацаанд бодит ДНБ-ийг өсгөх, бодит цалинг өсгөх, харин бодит зээлийн хүүг бууруулах чиглэлд нөлөөлдөг байна. Харин урт хугацаанд үзүүлэх нөлөө нь нейтраль болохыг 3.2 хэсэгт дурьдсан билээ.

#### IV. СУДАЛГААНЫ ҮР ДҮН, ДҮГНЭЛТ

Энэхүү судалгааны ажлаар өнөөгийн цаг үед авч хэрэгжүүлэх макро эдийн засгийн зохистой бодлогыг тодорхойлоход шаардлагтай цуврал судалгаануудын нэг болох Монголын эдийн засагт мөнгө урт хугацаанд нейтраль эсэхийг өөрийн орны тоон мэдээллийн боломжийн хүрээнд судаллаа.

Судалгааны зарим чухал үр дүнгүүд дараахь байдалтай байна. Үүнд:

- Мөнгөний нийлүүлэлт болон эдийн засгийн бодит үзүүлэлтүүд (бодит ДНБ, бодит цалин, бодит хүү)-ийн хооронд коинтегрэвшн хамаарал оршихгүй байна.
- Мөнгөний нийлүүлэлт болон эдийн засгийн нэрлэсэн үзүүлэлтүүд (ХҮИ, нэрлэсэн цалин, нэрлэсэн зээлийн хүү)-ийн хооронд урт хугацааны коинтегрэвшн хамаарал оршиж байна. Өөрөөр хэлбэл, сүүлийн жилүүдийн мөнгөний нийлүүлэлтийн хурдацтай өсөлт нь урт хугацаанд үнийн өсөлт, нэрлэсэн цалингийн өсөлт болон нэрлэсэн зээлийн хүүний бууралтанд нөлөөлж байна.
- Мөнгөний нийлүүлэлтийн байнгын шок нь богино хугацаанд бодит ДНБ болон бодит цалинг өсгөх, харин бодит зээлийн хүүг бууруулах чиглэлд нөлөөлж байна. Тодруулбал, мөнгөний нийлүүлэлтийн 1 хувийн байнгын өсөлт нь 3 улирлын дараа бодит ДНБ-ийг суурь утгаас 0.46-0.71 хувиар өсгөхөөр, 1 улирлын дараа бодит цалинг суурь утгаас 0.18-0.31 хувиар өсгөхөөр, харин 4 улирлын дараа бодит зээлийн хүүг суурь утгаас 0.24-0.28 нэгж хувиар бууруулахаар байна.
- Монголын эдийн засагт мөнгө урт хугацаанд нейтраль эсэхийг шалгахад уг таамаглал няцаагдахгүй байна. Харин мөнгө урт хугацаанд супер нейтраль эсэхийг шалгахад манай эдийн засгийн тоон өгөгдлийн хувьд нэгэн утгатай тодорхойлоход хүндрэлтэй байна.

Эдгээр судалгааны үр дүнд үндэслэн дараахь дүгнэлтийг хийж болохоор байна. Үүнд:

- Манай эдийн засагт мөнгө урт хугацаанд нейтраль байгаа тул одоогоор Засгийн газраас авч хэрэгжүүлж буй нийгмийн шинж чанартай шилжүүлэг, бүтээмжийн өсөлтөөр баталгаажуулж буй цалингийн өсөлтөөр бий болж буй мөнгөний нийлүүлэлтийн өсөлт нь урт хугацаанд бодит үйлдвэрлэл, бодит цалин (бодит худалдан авах чадвар), ажил эрхлэлтэнд нөлөөгүй, зөвхөн нэрлэсэн үзүүлэлтүүд болох хэрэглээний барааны үнийн өсөлтийг бий болгож, нэрлэсэн цалинг өсгөсөн дүр зураг харагдаж байна. Иймд Засгийн газраас нэгэнт мөнгийг эдийн засагт гаргаж буй тохиолдолд дунд урт хугацаанд эдийн засгийн бодит үзүүлэлтүүдэд хамгийн зохистой үр нөлөө үзүүлэх (бодит үйлдвэрлэл нэмэгдэх, иргэдийн бодит худалдан авах чадвар сайжрах, ажил эрхлэлт нэмэгдэх, бодит



зээлийн хүү буурах гэх мэт), инфляцийг тогтворжуулан бага түвшинд барих бодлогод чиглүүлэх нь чухал, алсын хараатай бодлого байхаар байна.

- Засгийн газраас дотоодын хүнсний гол нэрийн барааны улсын нөөцийг бий болгох, үйлдвэрлэлийг нэмэгдүүлэх бодлого нь инфляцийн дарамт өндөртэй өнөө үед инфляцийг тогтвортой барих, инфляцийг онилох мөнгөний бодлогыг амжилттай хэрэгжүүлэхэд чухал арга хэмжээ болох юм. Засгийн газраас нийгмийн шинж чанартай бодлогоо үргэлжлүүлэх нь инфляцийн дарамтыг нэмэгдүүлэх, мөн инфляцийн өсөлтийг саармагжуулах хамгийн зохистой арга хэмжээ болох хүнсний гол нэрийн бүтээгдэхүүний улсын нөөц байгуулах, дотоодын үйлдвэрлэлийг нэмэгдүүлэхэд чиглэсэн хөрөнгө оруулалтыг нэмэгдүүлэх бололцоог хумиж байна. Иймд нийгмийн шинж чанартай арга хэмжээгээ хязгаарлах нь инфляцийн өсөлт саарахад нөлөөлөхийн зэрэгцээ, уг мөнгийг улсын нөөц байгуулж, дотоодын үйлдвэрлэлийг нэмэгдүүлэхэд чиглэсэн үр ашигтай биет хөрөнгө оруулалт болгосноор эдийн засгийн нийт нийлүүлэлтийг нэмэгдүүлж улмаар инфляцийг тогтворжуулах хамгийн зохистой бодлогын арга хэмжээ болохоор байна.
- Одоогийн хэрэглэдэг эдийн засгийг дэмжих бодлогоос татгалзаж, үйлдвэрлэлд тулгуурласан эдийн засагт шилжих бодлогын арга хэмжээг нэвтрүүлэх, тус бодлогыг санал болгох чиглэлд хийгдэх дараагийн судалгааны ажил нь бүтээмж, технологийн дэвшлийн бодит эдийн засагт үзүүлэх нөлөөг нарийн тодорхой судлах явдал юм. Үүний хүрээнд эдийн засагт нийлүүлэлтийн эерэг шокиг бий болгоход хүлээгдэх бодит нөлөөллүүд юу байхаар байгааг тодорхойлох, мөн уг нөлөөллийг салбаруудаар нарийвчлан судлан аль салбарт бүтээмж, технологийн дэвшил илүү хурдан, үр ашиг өндөртэй байхыг тодруулах нь чухал байна.

## АШИГЛАСАН БОЛОН ДУРЬДАГДСАН СУДАЛГАА

- Blanchard, O. and D. Quah (1989), The dynamic effects of aggregate demand and aggregate supply disturbances, *American Economic Review*, 79, 655.673.
- Bullard, J.B. (1999), Testing long-run monetary neutrality propositions: Lessons from the recent research, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 81 (6), 57.77.
- Bullard, J.B., Keating, J.W. (1995), The long-run relationship between inflation and output in postwar economies, *Journal of Monetary Economics*, 36 (3), 477.496.
- Chen. S.W (2007), Evidence of the Long-Run Neutrality of Money: The Case of South Korea and Taiwan, *Economics Bulletin*, Vol.3, No.64, pp.1-18
- David E.Runkle (1987), Vector Autoregressions and Reality, *Federal Reserve Bank of Minneapolis*.
- Fisher, M.E., Seater, J.J. (1993), Long-run neutrality and superneutrality in an ARIMA framework. *American Economic Review*, 83 (3), 402.415.
- Geweke, John. "The Superneutrality of Money in the United States: An Interpretation of the Evidence," *Econometrica*, vol. 54 (January 1986), pp. 1–21.
- King, Robert G., and Charles I. Plosser. "Money Business Cycles," *Journal of Monetary Economics*, vol. 33 (April 1994), pp. 405–38.
- King, R.G., Watson, M.W. (1997), Testing long-run neutrality, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 83 (3), 69.101.
- Lucas, R. E. (1972), Econometric testing of the natural rate hypothesis, in *The Econometrics of Price Determination*, Board of Government of the Federal Reserve System.
- McCallum, B.T. (1984), On low-frequency estimates of long-run relationships in macroeconomics, *Journal of Monetary Economics*, 14,3-14.
- Rotemberg, Julio J., John C. Driscoll, and James M. Poterba. "Money, Output, and Prices: Evidence from a New Monetary Aggregate," *Journal of Economic and Business Statistics*, vol. 13 (January 1995), pp. 67–84.
- Shapiro, Matthew, and Mark W. Watson. "Sources of Business Cycle Fluctuations," National Bureau of Economic Research *Macroeconomics Annual*, vol. 3 (1988), pp. 111–56.
- Sargent, Thomas J. "A Note on the Accelerationist Controversy", *Journal of Money Money, Credit, and Banking*, vol.3 (August 1971), pp. 50-60.

## ХАВСРАЛТ 1. ҮЗҮҮЛЭЛТҮҮДИЙН ADF ТЕСТИЙН ҮР ДҮН

Хувьсагч	Хоцрогдлын утга#	Тэгшитгэлийн хэлбэр <sup>^</sup>			(1) Level (ялгавар аваагүй )	(2) 1-р эрэмбийн ялгавар	Интэгрэйн зэрэг**
		None (b=a=0)	Intercept (a≠0, b=0)	Trend & intercept (a≠0, b≠0)	ADF тестийн $H_0: \rho = 0$ буюу нэгж язгууртай гэсэн таамаглал үнэн байх магадлал	ADF тестийн $H_0: \rho = 0$ буюу нэгж язгууртай гэсэн таамаглал үнэн байх магадлал	
GDP SA L	0, 0	+(2)		+(1)	0.123	0.000	I(1)
M2 L	0, 1		+(2)	+(1)	0.279	0.000	I(1)
CPI L	0, 2*	+(2)*		+(1)	0.153	0.000*	I(2)
W L	0, 0	+(1)		+(2)	0.999	0.001	I(1)
W CPI L	0, 0		+(2)	+(1)	0.895	0.001	I(1)
LR	0, 0	+(2)		+(1)	0.003	0.000	I(0)
LRR	3, 0	+(2)		+(1)	0.179	0.000	I(1)

#- (k,d), k- Level (ялгавар аваагүй) үнэлгээний хоцрогдол, d- 1-р эрэмбийн ялгавар авсан үнэлгээний хоцрогдол;

<sup>^</sup> -  $\Delta X = a + btrend + \rho X_{t-1} + \sum_{s=1}^k \Delta X_{t-s} + U_t$  бөгөөд +(1) нь Level (ялгавар аваагүй) үнэлгээний

тэгшитгэлийн хэлбэр, +(2) нь 1-р эрэмбийн ялгавар авсан үнэлгээний тэгшитгэлийн хэлбэр;

\*\* - Интэгрэйн зэргийг 1%-ийн ач холбогдлын түвшинд сонгосон;

\* - ADF тестийг 2-р эрэмбийн ялгавар дээр тооцсон. Харин Phillips-Perron тестийн үр дүнгээр I(1) процесс гэсэн үр дүн харуулсан.

## ХАВСРАЛТ 2. МӨНГӨНИЙ НИЙЛҮҮЛЭЛТ БОЛОН БУСАД НЭРЛЭСЭН, БОДИТ ХУВЬСАГЧДЫН ХООРОНДЫН КОИНТЭГРЭШН ХАМААРЛЫН ТЕСТ: Johansen-Juselius (1990)

Ранг	Trace статистик	Критик утга		Max-Eigen статистик	Критик утга	
		5%	1%		5%	1%
<b>M2 L болон бусад бодит хувьсагчид</b>						
<i>M2 L болон GDP SA L (хугацааны хоцролтыг 1-ээр сонгосон<sup>10</sup>)</i>						
0	15.04	15.49	19.94	13.79	14.26	18.52
≤ 1	1.24	3.84	6.63	1.24	3.84	6.63
<i>M2 L болон W CPI L (хугацааны хоцролтыг 1-ээр сонгосон)</i>						
0	3.59	15.49	19.94	2.33	14.26	18.52
≤ 1	1.25	3.84	6.63	1.25	3.84	6.63
<i>M2 L болон LRR (хугацааны хоцролтыг 1-ээр сонгосон)</i>						
0	11.54	15.49	19.94	11.30	14.26	18.52
≤ 1	0.23	3.84	6.63	0.23	3.84	6.63
<b>M2 L болон бусад нэрлэсэн хувьсагчид</b>						

<sup>10</sup> VAR загварын оновчтой хугацааны хоцролтыг тодорхойлсны үндсэн дээр тус хоцролтоос хасах нь 1 хугацааны хоцролтоор коинтэгрэйн хамаарлыг шалгах хугацааны хоцролтыг сонгосон.

<i>M2 L болон CPI L (хугацааны хоцролтыг 4-өөр сонгосон)</i>						
0	17.31*	15.49	19.93	15.49*	14.26	18.52
≤ 1	1.82	3.84	6.63	1.83	3.84	6.63
<i>M2 L болон W L (хугацааны хоцролтыг 3-аар сонгосон)</i>						
0	20.80**	15.49	19.93	18.50*	14.26	18.52
≤ 1	2.30	3.84	6.63	2.30	3.84	6.63
<i>M2 L болон LR (хугацааны хоцролтыг 2-оор сонгосон)</i>						
0	19.24*	15.49	19.93	16.04*	14.26	18.52
≤ 1	3.20	3.84	6.63	3.21	3.84	6.63

Энд: Ихэнхи макро эдийн засгийн үзүүлэлтүүдийн энгийн хэлбэрт детерминистик тренд ажиглагддаг тул шугаман детерминистик трендтэй гэсэн таамаглал дор тестийг шалгав.

(\*), (\*\*) коинтэгрэшин хамаарал байхгүй гэсэн тэг таамаглалыг (5%), (1%)-ийн ач холбогдлын түвшинд няцааж байгааг илэрхийлнэ.