

# Монголын эдийн засаг дахь мөнгөний эрэлт

*Мөнгөний Бодлогийн Хэлтсийн эдийн засагч*

*Д. Ган-Очир*

## **ХУРААНГУЙ**

Сүүлийн жилүүдийн манай орны мөнгөний нийлүүлэлтийн хурдацтай нэмэгдсэн нь инфляцийн хүчтэй хөөрөгдлийг дагуулаагүй бөгөөд үүнийг эдийн засгийн бүтцийн өөрчлөлтийн дараахь мөнгөний эрэлттэй холбон тайлбарладаг. Тэгвэл мөнгөний нийлүүлэлтийн энэхүү хурдацтай өсөлт нь үнийн өсөлт багатайгаар хэр удаан үргэлжлэх вэ?, хэзээ эрэлтээ бүрэн хангаж хурд нь саарч, шууд инфляцид нөлөөлж эхлэх вэ? гэсэн асуултын хариултыг олох нь мөнгөний бодлогын хэмжээнд чухал асуулт юм. Нөгөө талаар мөнгөний нийлүүлэлт нь эрэлтээсээ давж мөнгөний зах зээл дээр илүүдэл болох нь богино хугацаанд инфляцийг хөөрөгдөх шалтгаан болдог гэж үздэг. Иймд мөнгөний эрэлтийн функц, түүний динамик хандлагыг тодорхойлон, нийлүүлэлтийг эрэлттэй нь уялдуулах боломжийг эрж хайх нь мөнгөний үүдэлтэй инфляцийг тогтвортой байлгахад чухал ач холбогдолтой тул энэхүү судалгаагаар мөнгөний эрэлтийн функцийг үнэлэх (нөлөөлөгч хүчин зүйлсийн мэдрэмжийг тодорхойлох), мөнгөний эрэлтийн хандлагыг тодорхойлоход голлон анхаарлаа.

## **I. ТАНИЛЦУУЛГА**

Мөнгөний эрэлтийг тогтмол эмпирик байдлаар нарийн нягт судалж, үнэлж байх нь төв банк сеньюражаа мөнгөний эрэлттэй уялдуулах, инфляцийг тогтвортой байлгах, мөнгөний бодлогын үр дүнг нэмэгдүүлэх болон бусад макро эдийн засгийн бодлого авч хэрэгжүүлэх зэрэгт чухал үүрэг гүйцэтгэдэг гэж үздэг. Энэ утгаараа мөнгөний эрэлтийн функцийг сонгож, эконометрик шинжилгээгээр нөлөөлөгч хүчин зүйлсийн мэдрэмжийг тодорхойлж, мөнгөний эрэлтийн хэмжээг, бодит нийлүүлэлтийн хэмжээтэй жиших, эрэлтийн ирээдүйн таамаглал хийх нь сонирхолтой бөгөөд мөнгөний бодлого явуулахад чухал мэдээлэл болох юм. Мөн сүүлийн жилүүдэд мөнгөний нийлүүлэлтийн хурдацтай өсөлт (мөнгөний тэлэх бодлого) нь нийлүүлэлтийн талын шокоос гадна мөнгөний гарал үүсэлтэй инфляцийн шалтгаан болж байгаа эсэхийг тодорхойлоход тус судалгааны үр дүн ач холбогдолтой байж болох юм. Мөн тус судалгааны ажилд мөнгөний эрэлтийг эмпирик байдлаар тооцох хэд хэдэн ялгаатай загваруудын давуу болон сул талыг дурьдсан нь бас нэг онцлог тал байж болох юм.

Энэхүү судалгааны ажлын зорилго нь мөнгөний эрэлтийн функц, түүнийг үнэлэх аргачлалуудыг танилцуулах, эрэлтийн функцийг үнэлэн нөлөөлөгч хүчин зүйлсийн мэдрэмжийг тодорхойлох, мөнгөний эрэлтийн хандлагыг тодорхойлоход оршино.

Мөнгөний эрэлтийн функцийг эмпирик байдлаар үнэлэхдээ эконометрик загварт нийцтэй бүрэн бус зохицуулалтын загвар (Partial Adjusted Model), Buffer хөрөнгийн загвар (Buffer Stock Model), Алдаа залруулах загвар (Error Correction Model)-уудаас өгөгдөл нь тогтвортой эсэхээс хамааран боломжит загварыг ашигласан болно.

Энэхүү судалгааны ажил нь дараахь бүтэцтэй: 2 дугаар хэсэгт мөнгөний эрэлтийн тэгшитгэлийн онолын талаар болон мөнгөний эрэлтийг үнэлэх боломжит эконометрик загваруудыг танилцуулан, судалгааны аргазүйг тодорхойлсон. 3 дугаар хэсэгт тус судалгааны түүврийн хамрах хугацаа, ямар хувьсагчдаар сонгон ашигласан, тэдгээр хувьсагчдыг хэрхэн тооцсон тайлбарыг дурьдсан. Мөн мөнгөний эрэлтийн функцийн эконометрик загварын үнэлгээний үр дүн, түүний тайлбар, мөнгөний эрэлтийг мөнгөний нийлүүлэлттэй жиших болон мөнгөний эрэлтийн таамаглалыг энэ хэсэгт авч үзсэн. 4 дүгээр хэсэгт судалгааны үр дүнгүүдийг нэгтгэн дүгнэсэн.

## II. ОНОЛЫН ХЭСЭГ

### 2.1 Мөнгөний эрэлтийн тэгшитгэлийн онолын талаар

Мөнгөний эрэлтийн онолын загваруудыг ерөнхийд нь MIU (Money in utility) болон CIA (Cash in advance) төрлийн загваруудад хуваадаг. MIU хандлагын суурь загвар нь Sidrauski (1967)-ны загвар бөгөөд тус загварт ханамжийн функцэнд мөнгийг оруулан загварчилах байдлаар мөнгөний эрэлтийг тодорхойлж, улмаар нийт эдийн засгийн ерөнхий тэнцвэрийг судалдаг бол CIA хандлага (CIA хандлагын анхны санааг Clower (1967) гарган, Svenson (1985) тэрхүү санааг загвартаа оруулсан бөгөөд түүний загварыг Cooley Hansen (1989) өргөтгөн судалсан байдаг) нь ханамжийн функцэнд мөнгийг оруулалгүйгээр, харин төсвийн хязгаарлалтын муруйд мөнгийг оруулан (бэлэн урьдчилж байгаа мөнгөтэйгээ тэнцүү буюу түүнээс бага өртөгтэй байх барааг л худалдаж авч чадна гэсэн санаан дээр суурилдаг) загварчлах байдлаар мөнгөний эрэлтийг судалдаг.

Онолын загвар нь MIU болон CIA -ны аль төрлийн загвар байхаас үл хамааран загварын үр дүнд суурилан мөнгөний эрэлтэнд нөлөөлөгч хүчин зүйлсийг сонгохдоо эдийн засгийн хэмжээний хувьсагч ( $y$ ) болон мөнгө эзэмшээний алдагдсан боломжийн зардал ( $OC$ )-ын хувьсагчид нөлөөтэй гэж үзэн, эмпирик шинжилгээгээр нөлөөллийг нь судалдаг. Өөрөөр хэлбэл, нийт мөнгөний эрэлтэнд нөлөөлөгч хүчин зүйлсийг ерөнхий хэлбэрт дараахь байдалтай байна гэж үздэг.

$$m^{Demand} = \alpha_0 + \alpha_1 y + \alpha_2 \cdot OC \quad (1)$$

Энд,  $y$  - Эдийн засгийн хэмжээний хувьсагч ( Энэхүү хувьсагч нь онолын загваруудад орлого гэсэн утгаар ордог бөгөөд ихэвчлэн эмпирик судалгаануудад ДНБ-ийг ашигладаг);  $OC_t$  - Мөнгө эзэмшээний алдагдсан боломжийн зардал (opportunity cost) буюу мөнгийг бэлнээр гар дээр эзэмшсэнээс бусад боломжоос олох байсан орлогоо (жишээ нь хөрөнгө оруулалт хийсэн бол түүний хүүгийн орлого, түүнийг гадаад валютад байршуулснаас ханшийн сулралтаас олох орлого гэх мэт) алдаж буйг илэрхийлэх хувьсагч;

Онолын загваруудад ихэвчлэн алдагдсан боломжийн зардлыг зах зээлийн хүүгийн хувьтай тэнцүү ( $OC_t = i_t$ ) гэж үздэг хэдий ч эмпирик судалгаануудад өргөн ашиглагддаг алдагдсан боломжийн зардлыг илэрхийлэх бас нэгэн хувьсагч нь дотоодын мөнгөн тэмдэгтийн гадаад валюттай харьцах ханшны сулралт болдог бөгөөд энэ нь долларжилт ажиглагддаг эдийн засгийн мөнгөний эрэлтэнд нөлөөтэй хувьсагч байдаг. Иймд алдагдсан боломжийн зардлыг дараахь байдалтай гэж үзэж болно.

$$OC = \gamma_1 i + \gamma_2 \left( \frac{\dot{s}(d)}{s} \right) \quad (2)$$

Энд: манай орны хувьд  $i$  - Төгрөгийн хугацаатай хадгаламжийн хүү,  $\frac{\dot{s}(d)}{s}$  - төгрөгийн ам.доллартай харьцах нэрлэсэн ханшны  $d$  хугацааны сулралт/чангаралт байна. Өөрийн орны хувьд (2)-ыг тайлбарлавал 1 төгрөг бэлнээр байлгаснаар түүнийг хадгаламжид хийсэн бол олох байсан  $i$  хэмжээний хүүгийн орлого алдах бол, мөн 1 төгрөгөө төгрөг хэлбэрт бэлнээр байлгаснаар доллар хэлбэрт хөрвүүлэн бэлнээр байлгасан бол төгрөгийн ханшны сулралтаас  $\frac{\dot{s}(d)}{s}$  хэмжээний төгрөгийн орлогыг олох байснаа алдана (харин 1 төгрөгөө гадаад валютын

хадгаламжид хийсэн бол олох байсан орлого  $(i^f + \frac{\dot{s}}{s})$  нь онолын хувьд төгрөгийн хадгаламжид хийснээс олох орлого ( $i$ )-той тэнцүү). Гэхдээ эдгээр 2 боломжоос аль нэгийг нь сонгож болох, мөн 2-ууланд нь хөрөнгийн диверсификаци хийх байдлаар байршуулж болох бөгөөд энэ үед эдгээрийн жигнэсэн дундаж байдлаар алдагдсан боломжийн зардлыг төлөөлүүлж болно гэж үзлээ.

Иймд (2)-ыг (1)-г орлуулан эмпирик судалгаанд судлах мөнгөний эрэлтийн функцийг бичвэл дараахь байдалтай байна.

$$m_t^{Demand} = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 i_t + \beta_3 \left( \frac{\dot{s}(d)}{s} \right)_t \quad (3)$$

Энд  $m_t^{Demand} = \log\left(\frac{M_t^{Demand}}{P}\right)$  -  $t$  үе дэхь бодит мөнгөний эрэлтийн логарифм,  $P$  - Хэрэглээний үнийн индекс,  $y_t = \log(Y)$  - Бодит ДНБ бүтээгдэхүүний логарифм,  $i_t$  - Төгрөгийн хугацаатай хадгаламжийн хүү,  $\frac{\dot{s}(d)}{s} = \frac{s_t - s_{t-d}}{s}$  - төгрөгийн ам.доллартай харьцах ханшны сулралт/чангаралт байна.

Онолын хувьд нийт бодит мөнгөний эрэлт нь хэмжээний хувьсагч (ДНБ)-тай эерэг ( $\beta_1 > 0$ ) хамаарах буюу эдийн засаг дахь нийт орлогын хэмжээ өсөхийн хэрээр мөнгөний эрэлт төдий чинээ их байхыг илэрхийлнэ, харин алдагдсан боломжийн зардлыг илэрхийлэх хувьсагчид (ихэвчлэн судалгаанд нэрлэсэн хадгаламжийн хүүгийн түвшин болон валютын ханш)-аас сөрөг ( $\beta_2, \beta_3 < 0$ ) хамаарах буюу алдагдсан боломжийн зардал өндөр байх нь мөнгө эзэмших байдлыг бууруулдаг үздэг.

## 2.2 Мөнгөний эрэлтийн эконометрик загварын сонголт

### 2.2.1 Мөнгөний эрэлтийг үнэлэх аргачлалын тухай<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Энэхүү хэсэгт мөнгөний эрэлтийг үнэлэх эконометрик аргачлалыг тодорхойлохдоо S.Sriram (1999) болон Mehra (1991)-ны ажлуудыг суурь болгон ашигласан болно.

Эмпирик шинжилгээнд мөнгөний эрэлтийг үнэлэхдээ дараахь аргачлалуудыг голлон ашигладаг. Эдгээр нь: Мөнгөний эрэлтийг үнэлэхэд түгээмэл ашигладаг лог-шугаман (log-linear) төрлийн аргачлалын нэг нь бүрэн бус зохицуулалттай загвар (Partial adjusted models (PAM)) бөгөөд үүнийг анх Chow (1966) онд танилцуулж, дараагаар нь Goldfeld (1973) дэлгэрүүлсэн. Эдгээр нь энэ төрлийн судалгаануудаас хамгийн алдартай нь юм. Бүрэн бус зохицуулалттай загвар нь мөнгөний эрэлтийн хэвшсэн томъёололоос дараахь 2 зүйлсийг нэмж оруулснаараа дэвшилттэй:

- (i) "Хүсэж" байгаа болон "бодит" эзэмшиж байгаа мөнгө нь хоорондоо хугацааны тодорхой агшинд зөрж болно,
- (ii) Бодитоор эзэмшиж байгаа мөнгийг хүсэж байгаа мөнгөний түвшинд хүргэх зохицуулалтын механизм ажиглана.

PAM загвар 1973 оны дайнаас хойших тоон өгөгдөл дээр ашиглахад сайн ажиллаж байсан боловч 1970-аад оноос өмнөх мөнгөний эрэлтийн функцийн илт тогтворгүй байдлыг тайлбарлаж чадахгүй байсан (Үүнийг АНУ-д санхүүгийн зохицуулалт байхгүй болноор тайлбарлах нь их байдаг). Иймээс энэхүү загвараас татгалзан бусад загварууд болох buffer хөрөнгө (гэнэтийн шокоос болгоомжлон, тэрхүү шокоог даван туулахад зориулан илүүдэл хэлбэрээр бэлнээр байлгаж байгаа хөрөнгө)-ийн загвар (Buffer stock models (BSMs)) болон сүүлийн үеийн мөнгөний эрэлтийн судалгаануудад өргөн ашиглагдаж байгаа алдаа залруулах загвар (error-correction mechanism)-ын хандлагууд гарч ирсэн.

Дараагийн хэсэгт эхлээд PAM-ын анхны хэлбэр, гажилт, түүнийг засварлан гарч ирсэн BSMs болон ECM-ын хөгжлийн хандлагыг авч үзье.

### 2.2.2 Бүрэн бус зохицуулалттай загвар (Partial adjusted models)

PAM загвар нь зах зээлүүд урт хугацааны төгс мэдээлэлтэй чөлөөт үнэ болон уян хатан хүүтэй байна гэж таамагласнаар мөнгөний эрэлтийн тэнцвэрт хандлагаас гарч ирдэг бөгөөд эдийн засгийн агентууд байнга зах зээлийн тэнцвэрт оруулах зохицуулалтын процессыг хийж байдаг гэж таамагласан.

Энэ төрлийн хэвшсэн мөнгөний эрэлтийн функц нь онолын хэсэгт тодорхойлсон байдалтай буюу (4) тэгшитгэлд үзүүлсэн байдалтай байна:

$$m_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 i + \alpha_3 \left( \frac{\dot{s}(d)}{s} \right)_t \quad (4)$$

Энд  $m_t^* = \left( \frac{M}{P} \right)_t^D$  -t үе дэх "урт хугацаа"-ны буюу "хүсэж" байгаа бодит мөнгөний эрэлт,

(4) хэлбэрийн мөнгөний эрэлтийг илэрхийлсэн тэгшитгэлийг шууд үнэлэх нь мөнгөний эрэлт нь нийлүүлэгдсэн байгаа бодит мөнгөний нийлүүлэлттэйгээ хугацааны момент бүр дээр тэнцүү байна гэж таамагласан тохиолдолд боломжтой. Гэтэл бодит байдал дээр мөнгөний эрэлт, нийлүүлэлт нь зах зээлийн зохицуулалтын нөлөөгөөр тэнцвэртээ орохдоо тодорхой хугацаа шаарддаг. Иймд шууд (4) хэлбэрийн тэгшитгэлийг үнэлэх боломжгүй болдог. Өөрөөр хэлбэл, мөнгөний зах зээл нь анх тэнцвэртэй байна гэж таамаглах бөгөөд мөнгөний зах зээл анхны тэнцвэрээс гарсан үед үйлдвэрлэл, хүү, ханш эсвэл эдгээрийн

хамтын зах зээлийн зохицуулалтаар мөнгөний зах зээлийг буцаан тэнцвэрт оруулан "хүсэж" байгаа мөнгөний эрэлт нь бодит мөнгөний нийлүүлэлттэйгээ тэнцүү болдог. Энэ нь хугацааны үе бүхэнд зах зээл шууд тэнцвэрт ордоггүйг илэрхийлэх бөгөөд тэнцвэргүй байгаа үед хугацааны  $t-1$ -ээс  $t$  үед мөнгөний нийлүүлэлтийн өсөлт нь "хүсэж" байгаа буюу "урт хугацаа"-ны мөнгөний эрэлт болон өмнөх үеийн мөнгө эзэмшилт (зах зээл нь  $t-1$  үед тэнцвэрт байсан) хоорондын зөрүүний  $d$  хэсэгтэй нь тэнцүү байхаар зохицуулалт хийгддэг гэж таамаглавал:

$$m_t - m_{t-1} = \delta (m_t^* - m_{t-1}) \quad (5)$$

Энд:  $\delta$  - бүрэн бус зохицуулалтын коэффициент бөгөөд  $0 < \delta < 1$ . (4) тэгшитгэлд илэрхийлэгдсэн мөнгөний эрэлтийг (5) зохицуулалтын тэгшитгэлд орлуулбал:

$$m_t = \delta \alpha_0 + \delta \alpha_1 y_1 + \delta \alpha_2 i_t + \delta \alpha_3 \left( \frac{\dot{s}(d)}{s} \right)_t + (1 - \delta) m_{t-1} \quad (6)$$

Энд тодорхойлогдсон хувьсагчдыг дээр тайлбарласан. Харин урт болон богино хугацааны коэффициентүүдийн хоорондын хамаарал нь:  $b_1 = \delta \alpha_0$ ,  $b_1 = \delta \alpha_1$ ,  $b_2 = \delta \alpha_2$ ,  $b_3 = \delta \alpha_3$ ,  $b_4 = (1 - \delta)$  байна. Энд  $b_1$ ,  $b_2$  болон  $b_3$  нь харгалзан ДНБ, хадгаламжийн хүү болон ханшны сулралтаас хамаарсан богино хугацааны мөнгөний эрэлтийн мэдрэмжийг илэрхийлнэ. Энэ тэгшитгэл нь (4)-д үзүүлсэн мөнгөний эрэлтийн функцтэй ерөнхийдөө адилхан бөгөөд баруун гар тал дахь бодит мөнгөний хугацааны хоцролттой хувьсагчийг нэмж оруулсан. Энэ төрлийн тэгшитгэлийг ерөнхийдөө энгийн ХБКА-ыг ашиглан сериаль корреляцийг засварлан үнэлдэг.

Ерөнхийдөө (5) тэгшитгэлд тодорхойлсны дагуу зохицуулалтыг хийхдээ дараахь 2 хэлбэрийг ашигладаг. Үүнд:

- 1)  $t-1$  үед байгаа бодит мөнгөнөөс  $t$  үед байлгахыг "хүсэж" байгаа бодит мөнгө рүү зохицуулалт хийх, ийм загварыг "Бодит бүрэн бус зохицуулалттай загвар (real partial adjusted models (RPAMs))" гэж нэрлэдэг. Энэ тохиолдолд (4) болон (5) тэгшитгэлүүдэд байгаа хугацааны хоцролттой бодит мөнгөний хувьсагчийг  $M_{t-1}/P_{t-1}$  байдлаар тодорхойлогдоно. Энд  $M$  болон  $P$  нь нэрлэсэн мөнгө болон үнэ байна.
- 2) Зохицуулалтыг хийхдээ нэрлэсэн үе ( $t$  агшин)-ийн үнээр үе бүхний бодит мөнгийг тодорхойлон зохицуулалтыг хийх, үүнийг "Нэрлэсэн бүрэн бус зохицуулалттай загвар (nominal partial adjusted models (NPAMs))" гэж нэрлэдэг. Энэ тохиолдолд хугацааны хоцролттой бодит мөнгөний хувьсагч нь  $M_{t-1}/P_t$  байдлаар тодорхойлогдоно (энэ аргачлалыг White (1978), Nafer болон Hein (1980), болон Fair (1987) нарын ажлаас харж болно). Тухайн нэрлэсэн зохицуулалт нь дараахь байдлаар тодорхойлогдоно:

$$\ln M_t - \ln M_{t-1} = \delta (\ln M_t^* - \ln M_{t-1}) \quad (7)$$

Энд  $M_t$ ,  $M_{t-1}$  болон  $M_t^*$  нь (5) тэгшитгэлд харуулсан бодит мөнгөний оронд нэрлэсэн мөнгө байна.

Энэ тохиолдолд судлаачид жилээрх богино хугацаатай түүвэр ашиглан (15-20 түүвэр) мөнгөний эрэлтийн функцийг үнэлэхдээ (4)-ийг (5)-т орлуулан хувиргалт хийж гаргасан (Goldfield and Sichel (1990) анх ашигласан) дараахь функцийг ашигладаг (РАМ загварын тэгшитгэл):

$$\ln m_t = b_0 + b_1 \ln y_t + b_2 i_t + b_3 \left( \frac{\dot{s}(d)}{s} \right)_t + b_4 \ln m_{t-1} + b_5 \pi_t + u_t \quad (8)$$

Энд:  $m_t$  - бодит мөнгө,  $y_t$  - бодит орлого,  $i_t$  - хадгаламжийн хүү,  $\frac{\dot{s}(d)}{s}$  - төгрөгийн ам.доллартай харьцах ханшны  $d$  хугацааны сулралт,  $\pi_t = \ln(P_t/P_{t-1})$  - ХҮИ-ээр илэрхийлэгдсэн инфляцийн түвшин, бодит бүрэн бус зохицуулалттай загвар (RРАМ)-ын хувьд  $b_4 = 0$  байх бөгөөд харин нэрлэсэн бүрэн бус зохицуулалттай загварын хувьд  $b_5 = -b_4$  байна.

РАМs загвар нь хугацааны хоцрогдлыг хязгаарласан, шокын болон хадгаламжийн хүү, валютын ханшны overshooting-ийн нөлөөлөл гарч болохыг авч үзээгүй зэрэг онолын сул талуудтай бол эконометрикийн хувьд тогтворгүй өгөгдлийн хувьд эрэлтийг шууд үнэлэх боломжгүй, үнэлгээний үлдэгдэл нь автокорреляци эсвэл heteroscedasticity зэрэг асуудлууд лагтай хувьсагчдыг тэгшитгэлийн баруун гар байдаггүйтэй холбоотой үүсэх нь элбэг байдаг зэрэг сул талуудтай гэж үздэг. Иймд эдгээр алдаа, шүүмжлэлүүдийг шийдвэрлэсэн buffer хөрөнгийн загвар (BSMs) болон алдаа залруулах загвар (ECMs)-уудыг дараагийн хэсэгт авч үзэх болно.

### 2.2.3 Buffer хөрөнгийн загвар (Buffer stock models)

BSMs нь хүү, валютын ханшны overshooting болон зохицуулалтын хоцрогдолтой холбоотой асуудлыг шийдвэрлэн мөнгөний эрэлтийг үнэлэх боломжит нэг арга болж 1980-аад оны судалгаануудад өргөн ашиглагдан гарч ирсэн загвар юм.

Энэ төрлийн загварууд дахь "Buffer" хөрөнгө нь хүлээгдээгүй гэнэтийн өөрчлөлт буюу шокын нөлөөлөлд зориулан хүсэж байгаа түвшнээсээ илүүдэл мөнгийг эзэмших, мөн хүлээгдээгүй мөнгөний урсгалаас үүдэлтэй илүүдэл хэмжээний мөнгө эзэмшихийг илэрхийлдэг. Харин ямар хэмжээний "Buffer" хөрөнгө эзэмших нь хөрөнгийн зохицуулалтын зардлын хэмжээнээс нь хамаарна гэж үздэг.<sup>2</sup>

Buffer хөрөнгийн загвар нь мөнгөний эрэлтийн тэнцвэргүй хандлагын ерөнхий ангилалд хамаардаг. Энэ хандлагын энгийн үндсэн 2 таамаглал нь:

- а) Мөнгөн хөрөнгө нь экзоген шинжтэй, мөнгөн хөрөнгө нь нийлүүлэлтийн хүчин зүйлсээр үндсэндээ тодорхойлогддог - нээлттэй захын үйл ажиллагаа болон/ эсвэл банкны системийн зээлийн өсөлт зэрэг нь мөнгөний эрэлт, нийлүүлэлтийг тэнцвэргүй байхад нөлөөлдөг.

<sup>2</sup> Манай орны хувьд Buffer хөрөнгийн загварын нэг төрлийн эконометрик үнэлгээг Н.Ургамалсувд (2003) "Мөнгөний бодлогод илүүдэл нөөцийн үзүүлэх нөлөө: 1994-2003" ажилдаа хийсэн бөгөөд тэр ажлаас үнэлгээний аргагүйг дэлгэрэнгүй харах боломжтой.

- b) Мөнгөний зах зээл тэнцвэргүй гэж таамагладаг. Учир нь хугацааны  $t$  үеэс  $t+1$  үе хүртэлх хугацааны интервалд агентуудын илүүдэл мөнгө эзэмшилт нь мөнгөний нийлүүлэлт болон нийт эрэлт хоорондын зөрүүг бууруулахгүй байж болно (Laidler (1984)). Энэхүү тэнцвэргүй үед урт хугацаанд мөнгөний нийлүүлэлтэнд экзоген өөрчлөлтийг бий болгон ажилласнаар бодит мөнгөний тэнцвэрт эерэг нөлөө үзүүлэн, улмаар бүх зах зээлд нөлөө үзүүлж болдог гэж үздэг.

Энэ хандлага нь богино хугацаан дахь мөнгөний бодлогын шилжих механизмыг өөртөө шингээсэн бөгөөд уламжлалт мөнгөний эрэлтийн функцэд тодорхойлогдсон мөнгө, орлого, үнийн түвшин болон хүү хоорондын богино хугацааны динамикийн боломжит хамаарлыг илэрхийлдэг.

BSMs нь PAMs-ээс дараахь үндсэн 2 зүйлээр өөрчлөгдсөн. Үүнд:

- 1) Мөнгөний эрэлтийн тодорхойлох хүчин зүйлсэд мөнгөний шок байж болох, 2 дахь нь, хугацааны хоцролтын бүтцийг илүү цогц байдлаар оруулсан. Эдгээр 2 шинэлэг зүйл нь дараахь 3-н утга санааг илэрхийлнэ. Эхнийх нь, богино хугацааны хүү, валютын ханшны overshooting-ийн асуудлыг шийдвэрлэсэн.
- 2) Мөнгөний шилжих механизмыг оруулснаараа богино хугацааны мөнгөний эрэлтэнд нөлөөлөх нөлөөллийг илүү бодит байдалд нийцүүлсэн. 3 дахь нь, мөнгөний эрэлтийн функцэнд мөнгөний шокын нөлөөллийг оруулахад анхаарлаа хандуулсан.

Мөнгөний эрэлтийн эмпирик шинжилгээнд BSMs загварын үнэлгээ нь сайн үр дүн үзүүлдэггүй гэдгийг Milbourne (1987) BSMs -ыг онолын болон эмпирик хүрээнд судлаад дүгнэсэн байдаг. Мөн Milbourne (1988) өөрийн түүвэр судалгаагаар "buffer хөрөнгө нь сонирхолтой санаа хэдий ч одоогийн энэ төрлийн загварууд нь эмпирик шинжилгээнд сайн үр дүн харуулахгүй байна" гэж дүгнэсэн байдаг. Эдгээр шүүмжлэлүүдээс үүдэн BSMs-ыг халж мөнгөний эрэлтийг үнэлэхэд алдаа залруулах загвар (ECM)-ыг илүүтэй сонирхох болсон. Иймд одоогоор мөнгөний эрэлтийг үнэлэх эмпирик шинжилгээнд өргөн ашиглагдаж буй алдаа залруулах загвар (ECM)-ыг дараагийн хэсэгт авч үзэх болно.

#### **2.2.4 Алдаа залруулах загвар (Error correction models (ECMs))**

ECMs нь мөнгөний эрэлтийн судалгаануудад одоогоор түгээмэл хэрэглэгдэж байгаа аргуудыг нэг юм. Энэ төрлийн томъёолол нь урт хугацааны тэнцвэр дэхь мөнгө болон түүнд нөлөөлөгч хүчин зүйлсийн хоорондын хамаарлын алдаа залруулах (error correction) динамикийг тэгшитгэлд оруулан судалдаг бөгөөд энэ нь богино хугацааны тэнцвэрээс зөрөх өөрчлөлт болон динамикийг илэрхийлдэг. Өөрөөр хэлбэл тухайн загвар нь эдийн засгийн онолын хувьд урт хугацааны тэнцвэрийн богино хугацааны динамикийг тоон өгөгдлөөс тодорхойлох боломжийг олгодог. ECMs-д тодорхойлогдох динамик зохицуулалтын процесс нь PAMs болон BSMs загваруудад үзүүлсэн шинжүүдийг аль алиныг нь багтаасан байдаг давуу талтай.

Мөнгөний эрэлтийг тайлбарлагч үзүүлэлтүүд нь ихэнхдээ тогтвортой байдаггүй. Энэ тохиолдолд эконометрикийн хувьд үзүүлэлтүүдийг энгийн (level) хэлбэрээс нэгдүгээр эрэмбийн ялгавар авч тогтвортой болгож үнэлгээг хийх нь асуудлыг шийдвэрлэж байгаа хэрэг биш гэж үздэг. Учир нь энгийн хэлбэрт байгаа эдийн засгийн хувьсагчдын хоорондын

урт хугацааны хамаарлын мэдээллэл нь ялгавар авснаар алдагдадаг. Энэ төрлийн тогтворгүй үзүүлэлтүүдтэй холбоотой асуудал нь мөнгөний эрэлтийн урт хугацааны тэнцвэр болон богино хугацааны динамик хоорондын хамааралд тогтмол гарч ирдэг бөгөөд үүнийг шийдвэрлэх динамик зохицуулалтын болон хүлээлтийн хэлбэрийн аргыг олоход хүндрэлтэй байсан. Харин коинтеграци болон алдаа залруулах загвар (ЕСМ) гарч ирснээр эдгээр загварчлал болон үнэлгээг хэрхэн хийх асуултын хариултыг өгсөн.

ЕСМ нь тэнцвэргүй загварын богино болон урт хугацааны аль алиных нь шинж чанарын мэдээллийг агуулж байдаг. Granger (1983 болон 1986) тогтвортой урт хугацааны тэнцвэрийн ойлголт нь статистикийн коинтеграцтай адил гэж харуулсан. Коинтеграци хамаарал оршин байгаа үед ямар нэгэн шок гарах нь тэнцвэрээс гарах шалтгаан болох хэдий ч богино хугацааны динамикийн процесс буюу алдаа залруулах (error correction) механизм нь буцаагаад системийг урт хугацааны тэнцвэрт авч ирдэг.

Мөнгөний эрэлтийг үнэлэхэд ашиглах алдаа залруулах загвар (ЕСМ) нь дараахь 2 хэсгээс бүрддэг. Эхний хэсэг нь бүрэн бус зохицуулалтын загвар (РАМ)-ын мөнгөний эрэлтийн урт хугацааны тэнцвэрийн функцтай адил дараахь байдалтай гэж үздэг.

$$m_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 i_t + \alpha_3 \left( \frac{\dot{s}(d)}{s} \right)_t + U_t \quad (9)$$

Энд тодорхойлогдсон хувьсагчидын тайлбарыг РАМ-ын хэсэгт үзүүлсэн. Алдаа залруулах загварын 2 дахь алхмыг гаргахдаа нь бүрэн бус зохицуулалттай загвар (РАМ) дээр суурилан дараахь байдлаар гаргаж болдог. Мөнгөний эрэлтийн энгийн загварыг (9) гэсэн хэлбэртэй гэж таамаглана.

Мөнгөний нийлүүлэлтийн өөрчлөлт нь дараахь хэлбэрийг бүрэн бус зохицуулалттай байна гэж үзнэ.

$$m_t - m_{t-1} = \delta (m_t^* - m_{t-1}) \quad 0 < \delta \leq 1 \quad (10)$$

Энд:  $\delta$  - нь зохицуулалтын хурдыг илэрхийлнэ,

(9) тэгшитгэлд тодорхойлогдсон урт хугацааны тэнцвэрээс зөрөх санамсаргүй өөрчлөлт  $U_t$  нь тогтвортой бөгөөд дараахь хэлбэрийн энгийн AR(1) процесс байна гэж таамаглана.

$$U_t = \rho U_{t-1} + \varepsilon_t, \quad 0 \leq \rho < 1 \quad (11)$$

Энд  $\rho$  ямар байх нь мөнгөний эрэлтэнд нөлөөлөх шокын хэлбэрээс хамаарна. Эндээс  $m_{t-1}^* = m_{t-1}$  гэсэн загварын анхны нөхцөл, (9) болон (11)-ийг ашиглавал:

$$m_t^* - m_{t-1} = \alpha_1 \Delta y_t + \alpha_2 \Delta i_t + \alpha_3 \left( \frac{\dot{s}}{s} \right)_t - (1 - \rho) U_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

гэж олдоно. (12)-д гарсан үр дүнг (10)-т орлуулан мөнгөний өөрчлөлтийг тэгшитгэлийг тодорхойлбол дараахь байдалтай байна.

$$m_t - m_{t-1} = \delta \alpha_1 \Delta y_t + \delta \alpha_2 \Delta i_t + \delta \alpha_3 \left( \frac{\dot{s}}{s} \right)_t - \delta (1 - \rho) U_{t-1} + \delta \varepsilon_t \quad (13)$$



Хэрвээ зах зээл нь бүрэн зохцуулалттай буюу урт хугацааны тэнцвэр дээрээ мөнгөний эрэлт нь нийлүүлэлттэйгээ тэнцүү байдаг ( $\delta=1$  буюу  $m_t = m_t^*$ ) гэвэл (13) хэлбэрийн тэгшитгэлийг РАРМ ашиглахгүйгээр (9) болон (11) тэгшитгэлээс дараахь байдалтай олно.

$$m_t - m_{t-1} = \alpha_1 \Delta y_t + \alpha_2 \Delta i_t + \alpha_3 \left( \frac{\dot{s}}{s} \right)_t - (1-\rho)U_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Хэрвээ  $\rho$  нь 1-ээс бага бол  $U_t$  нь тогтвортой байх бөгөөд (15) алдаа залруулах загварын  $\lambda$  нь тэгээс ялгаатай байна. Хэрвээ  $\rho = 1$  байвал  $U_t$  нь тогтворгүй байх бөгөөд (15) буюу алдаа залруулах загварын  $\lambda$  нь тэгтэй тэнцүү байна. Эндээс харахад  $U_t$  нь тогтвортой байсан тохиолдолд динамик алдаа залруулах загвар оршин байхаар байна. Үүнийг коинтеграцийн нөхцөл харуулах буюу  $U_t$  нь тогтвортой байвал тэдгээр хувьсагчдын хооронд коинтеграци оршин байна гэж үздэг. Энэхүү судалгаанд коинтеграцийг шалгахдаа Engle болон Granger (1987)-ын аргазүйг ашиглана.

(14) тэгшитгэл нь алдаа залруулах загварын богиносгосон хэлбэр буюу 2 дахь хэсэг нь бөгөөд үүнийг хугацааны хоцрогдолтой ерөнхий хэлбэрт бичвэл дараахь хэлбэрийн динамик алдаа залруулах тэгшитгэл гардаг:

$$\Delta m_t = \sum_{s=1}^{n_1} \beta_{1s} \Delta m_{t-s} + \sum_{s=0}^{n_2} \beta_{2s} \Delta y_{t-s} + \sum_{s=0}^{n_3} \beta_{3s} \Delta i_{t-s} + \sum_{s=0}^{n_4} \beta_{4s} \Delta \left( \frac{\dot{s}}{s} \right)_{t-s} + \lambda U_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

Энд бүх хувьсагчид нь дээр тодорхойлогдсон, харин  $\varepsilon_t$  - богино хугацааны санамсаргүй зөрүү,  $\Delta$  - 1-р эрэмбийн ялгаварын оператор,  $n_i$  ( $i=1,2,3,4$ )- хугацааны хоцрогдлын тоо,  $U_{t-1}$  - Урт хугацааны тэнцвэрээс зөрөх алдааны хоцрогдол. Тэгшитгэл (15) нь богино хугацааны мөнгөний эрэлтийн динамикийг илэрхийлэх бөгөөд мөнгөний эрэлтэнд нөлөөлөгч хүчин зүйлсийн одоо болон өнгөрсөн утгуудын өөрчлөлт болон урт хугацааны тэнцвэрээс зөрөх алдааны хоцрогдлоор тодорхойлогдож байна. (15) тэгшитгэлийн  $U_{t-1}$ -ийн өмнөх коэффициент  $\lambda$ -г алдаа залруулах (error correction) коэффициент гэх бөгөөд энэ нь AR загварын  $\rho$  болон зохицуулалт ын хурд (урт хугацааны тэнвэрлүүгээ дөхөх хурд)-аас хамаарч байна. Хэрвээ мөнгөний эрэлтийн шокын инерци нь их буюу  $\rho$  нь 1-рүү дөхөх тусам алдаа залруулах параметр нь бага утгатай байна.

Хэрвээ  $U_t$  нь тогтвортой байвал (15) хэлбэрийн мөнгөний эрэлтийн тэгшитгэлийг 2 боломжит аргазүйгээр үнэлдэг. Үүнд:

Эхний арга нь: 2 алхамт процедурын арга юм. Үүний эхний алхам нь, эхлээд мөнгөний эрэлтийн (9) загварыг үнэлэн, нийцтэй үнэлгээний үлдэгдлийг ялгаж авна. 2 дахь алхам нь (15) хэлбэрийн богино хугацааны мөнгөний эрэлтийг үнэлэхдээ  $U_{t-1}$ -ийн оронд 1 дэх алхамд үнэлэгдсэн тэгшитгэлийн үлдэгдлийг орлуулан авч ашиглана (Энэ төрлийн жишээг Hendry болон Ericson(1991), Baum болон Furno(1990) нарын ажлаас харах боломжтой). Энэ аргаар үнэлсэн тохиолдолд орлого болон алдагдсан боломжийн зардлын урт хугацааны мэдрэмж ( $\alpha_1$  болон  $\alpha_2, \alpha_3$ ) нь эхний алхамаас тодорхойлогдох бол богино хугацааны мөнгөний эрэлтийн параметрууд нь 2 дахь алхамаас тодорхойлогдоно.

2 дахь боломжит арга нь: (15) тэгшитгэлийн  $U_{t-1}$ -ийн оронд (9) тэгшитгэлээс  $U_t$ -г тайлбарлагч хувьсагчийг орлуулан дараахь тэгшитгэлийн гарган авч үнэлэх юм.

$$\Delta m_t = d_0 + \sum_{s=1}^{n1} \beta_{1s} \Delta m_{t-s} + \sum_{s=0}^{n2} \beta_{2s} \Delta y_{t-s} + \sum_{s=0}^{n3} \beta_{3s} \Delta i_{t-s} + \sum_{s=0}^{n4} \beta_{4s} \Delta \left( \frac{\dot{s}}{s} \right)_{t-s} + d_1 m_{t-1} + d_2 y_{t-1} + d_3 i_{t-1} + d_4 \left( \frac{\dot{s}}{s} \right)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

Энэхүү тэгшитгэлийг үнэлсний дараагаар урт хугацааны мэдрэмжүүдийг дараахь байдлаар тодорхойлно.

$$d_0 = -\lambda \alpha_0, \quad d_1 = \lambda, \quad d_2 = -\lambda \alpha_1, \quad d_3 = -\lambda \alpha_2, \quad d_4 = -\lambda \alpha_3 \quad \text{гэдгээс} \quad \alpha_0 = -\frac{d_0}{d_1}; \quad \alpha_1 = -\frac{d_2}{d_1}; \quad \alpha_2 = -\frac{d_3}{d_1};$$

$\alpha_3 = -\frac{d_4}{d_1}$  байна. Эндээс харахад (16) тэгшитгэлийг үнэлснээр (9) болон (15) тэгшитгэлийн бүх

параметрийг нийцтэйгээр үнэлж чадаж байна. Манай орны мөнгөний эрэлтийн функцийг тодорхойлогч хувьсагчид нь тогтворгүй, мөн РАМ болон "Buffer" хөрөнгийн загваруудын зохицуулалтын механизмыг агуулсан загвар нь алдаа залруулах загвар (ЕСМ) тул мөнгөний эрэлтийн функцийг энэхүү загвараар үнэлэх нь тохиромжтой гэж үзлээ. Иймд дараагийн хэсэгт мөнгөний эрэлтийг "урт" хугацааны хүсэж байгаа мөнгө гэж үзэн ЕСМ-ын үнэлгээг хийж, мөнгөний эрэлтийн өнгөрсөн үеийн динамикийг мөнгөний нийлүүлэлттэй харьцуулах, мөнгөний эрэлтийн ирээдүйн утгын таамаглах болно.

### III. ЭМПИРИК СУДАЛГААНЫ ХЭСЭГ

#### 3.1 Судалгаанд ашигласан тоон үзүүлэлтүүдийн тайлбар

Энэхүү судалгаанд сарын давтамжтай тоон үзүүлэлтүүдийг Монголбанкны МБСГ-ын мэдээллээс авч ашигласан. Тус судалгаагаар сүүлийн жилүүдийн мөнгөний нийлүүлэлтийн хурдацтай өсөлт нь мөнгөний эрэлтээ хангаагүй байгаатай холбоотой байна уу?, мөнгөний эрэлтэнд ямар хүчин зүйлс голлох нөлөөтэй байна?, мөнгөний эрэлтийн цаашдын хандлагыг тодорхойлохыг зорьсон тул санхүүгийн зуучлал сэргэн гүнзгийрсэн, эдийн засгийн өсөлт ажиглагдан тогтворжсон зэргийг харгалзан 1998 оны 01 дүгээр сараас 2005 оны 12 дугаар сарын хоорондох нийт 96 түүвэр үзүүлэлтүүдийг ашиглах нь тохиромжтой гэж үзлээ. Харин хувьсагчдад ямар үзүүлэлтүүдийг сонгож авсан болон нэр томъёоны тайлбарыг Хавсралт 1-д харуулсан.

Мөнгөний эрэлтийн функцийг үнэлэхдээ дээрх хугацааны мэдээллийг ашиглан эконометрикийн Eviews 5.1 програм ашиглан үнэлгээг хийлээ. Үнэлгээнд тэгшитгэлийн хэлбэрийг семи (semi) лог функцийн хэлбэрээр оруулсан. Эконометрик шинжилгээнд: *deprate*- төгрөгийн хугацаатай хадгаламжийн хүү, *CPI*: Хэрэглээний үнийн индекс (1995=100),  $\frac{\dot{s}(d)}{s}$  - төгрөгийн ам.доллартай харьцах ханшны өөрчлөлт гэсэн үзүүлэлтүүдийг хувиар, харин *s* - төгрөгийн ам.доллартай харьцах ханш төгрөгөөр, бусад үзүүлэлтийг сая төгрөгөөр түүвэрлэн ашиглалаа. @seas(d): d-р сарын улирлын нөлөөллийг илэрхийлэх

дамми хувьсагч, @trend- Хугацааны тренд, Q- улирлын бус шокын нөлөөллийг төлөөлөх дамми хувьсагч болно. Онолын хэсэгт тодорхойлогдсон хувьсагчдад ямар хувьсагчдыг хэрхэн тооцож ашигласан талаар дэлгэрэнгүйг Хавсралт 1-д үзүүлээ.

Жич: Өгөдлүүдийн улирлын нөлөөллийг арилгалгүй улирлын дамми хувьсагчийг ашигласан бөгөөд хувь биш үзүүлэлтүүдийг үнэлгээнд оруулахдаа натурал логарифм авч оруулсан болно.

### **3.2 Загвар, хамаарлын эконометрик үнэлгээ, үр дүнгийн тайлбар**

Мөнгөний эрэлтийн функцийн эконометрик үнэлгээг хийхдээ онолын хэсэгт тодорхойлогдсон (16) хэлбэрийн тэгшитгэлийг буюу мөнгөний эрэлтэнд нөлөөлөгч хүчин зүйлсийн алдаа залруулах загвар (ECM)-аар үнэлэн, мөнгөний эрэлтийг тооцох болно. Тухайн үнэлгээнд 1997-2005 онуудад гарсан бүтцийн өөрчлөлт болон гэнэтийн шокуудын нөлөөллийг арилгахдаа Chow break point тест болон CUSUM тестийн үр дүнд суурилан дамми хувьсагчдыг ашигласан болно.

#### **3.2.1 Мөнгөний эрэлтийн функцийн эконометрик үнэлгээ**

Манай орны хувьд мөнгөний эрэлтийг алдаа залруулах загвар (ECM)-аар үнэлэх нь бүрэн бус зохицуулалттай загвар (PAM) болон "Buffer" хөрөнгийн загвараар үнэлэхээс илүү үр дүнтэй гэж үзсэн. Учир нь эконометрик шинжилгээнд тулгардаг асуудал, гажилтуудыг алдаа залруулах загвар (ECM) засварлан үнэлэх боломжтой тухай онолын хэсэгт тайлбарласан.

Судалгаанд ашиглаж буй үзүүлэлтүүдийн тогтвортой эсэхийг ADF тестээр шалгаж, тестийн үр дүнг Хавсралт 2-т харууллаа. Тестийн үр дүнгээс харахад  $\log(rm1)$ ,  $\log(rm2)$ ,  $\log(gdp)$ ,  $deprate$ ,  $\log(s)$  зэрэг үзүүлэлтүүд нь 1%-ийн ач холбогдлын түвшинд тогтворгүй буюу бүгд  $I(1)$  процесс байна. Иймд алдаа залруулах загвар (ECM)-ыг үнэлэхийн өмнө мөнгөний эрэлт болон түүнд нөлөөлөгч хүчин зүйлсийн хооронд урт хугацааны ко-интэгрэшн хамаарал байгаа эсэхийг шалгах боломжтой болж байна. Энэхүү хамаарлыг шалгахдаа ко-интэгрэшн шинжилгээний Engle-Granger (1987)-ын аргыг ашиглалаа. Ийнхүү ашиглахдаа мөнгөний эрэлт болон ДНБ, хадгаламжийн хүү, ханшны сулралт гэсэн хувьсагчдын хооронд урт хугацааны цорын ганц ко-интэгрэшн вектор оршин байна гэсэн таамаглал тавьж байгаа болно. Энэ арга нь урт хугацааны хамаарал (урт хугацаанд хүсэж буй мөнгө буюу мөнгөний эрэлт)-ын тэгшитгэлийг үнэлэн, түүний алдааг ялган авч тогтвортой эсэхийг нь шалгадаг. Хэрвээ алдаа нь тогтвортой буюу ко-интэгрэшн тестийн хувьд хүлээж авахуйц гарвал эдгээр хувьсагчдын хооронд урт хугацааны хамаарал байна гэж үздэг, харин алдаа нь тогтворгүй буюу ко-интэгрэшн тестийн хувьд хүлээу авах боломжгүй үр дүн харуулбал урт хугацааны хамаарал байхгүй гэж үздэг. Иймд урт хугацааны хамаарлыг шалгахдаа ашиглах алдаагаа тооцох ХБКА-ын үнэлгээ, алдааны тогтвортой байдлын тест болон алдаа залруулах загвар (ECM)-ын үнэлгээ зэргийг Хавсралт 3-т үзүүлээ.

Мөнгөний эрэлт, түүнд нөлөөлөгч хүчин зүйлсийн хооронд урт хугацааны хамаарал байгаа эсэхийг шалгах тэгшитгэлийг энгийн ХБКА-аар үнэлж, түүний алдааг ялган авч тогтвортой эсэхийг ADF тестээр шалган эмпирик утга (t-статистик)-ыг тодорхойлсон. Engle-Granger (1987)-ын аргаар ко-интэгрэшн байгаа эсэхийг шалгахад ашигладаг критик утга нь ADF тестийнхээс ялгаатай байдаг тул ко-интэгрэшн тестийн критик утгыг MacKinnon-ны

хүснэгтийн тооцоололтын аргазүйг ашиглан гар аргаар тооцсон. Эдгээр ADF тестээр бодогдсон эмпирик утга (t-статистик) болон ко-интегрэйн хамаарлыг шалгах критик утгыг Хүснэгт 1-т харьцуулан харууллаа.

**Хүснэгт 1. Engle -Granger-ын аргаар урт хугацааны хамаарал байгаа эсэх (алдаа нь тогтвортой эсэх)-ийг шалгах шалгуур**

	Эмпирик утга*	Ко-интегрэйн тестийн критик утга**		
		1% ач холбогдлын түвшин	5% ач холбогдлын түвшин	10% ач холбогдлын түвшин
M1 мөнгө	-3.93	-4.84	-4.21	-3.90
M2 мөнгө	-2.40	-4.85	-4.23	-3.91

\*- ADF тестээр шалгасан бөгөөд үр дүнг Хавсралт 2-г харуулсан.

\*\*- Критик утгыг дараахь томъёогоор бодсон.  $Critical\ value\ (K,Model,N,sig) = b+b1*(1/N)+b2*(1/N)^2$ , энд Model- анхны ко-интегрэйн тэгшитгэлийн хэлбэр (no constant, no trend, with trend), K- ко-интегрэйн тест (тэгшитгэл) дэх хувьсагчийн тоо (K=1 үед нэгж язгуурын тесттэй адил байдаг), N- түүврийн хэмжээ буюу түүврийн тоо, sig- ач холбогдлын түвшин, 0.01, 0.05, 0.1; b, b1,b2- K,Model,N,sig-ээс шалтгаалах коэффициент, тооцоололтыг k=4, n=93 (m1 мөнгө), n=87 (m2 мөнгө), трендгүй тэгшитгэлийн хэлбэрт тооцсон болно. Source: J.G. MacKinnon, "Critical Values for Cointegration Tests," Cointegrated Time Series, 267-276

Хүснэгт 1-ээс харахад ХБКА-ын аргаар үнэлсэн бодит M1 мөнгөний тэгшитгэлийн алдаа нь 10%- ийн ач холбогдлын түвшинд тогтвортой буюу 10 %-ийн ач холбогдлын түвшинд коинтегрэйн байгааг харуулж байгаа бол, харин M2 мөнгөний тэгшитгэлийн алдаа нь нэгж язгууртай буюу эдгээр хувьсагчдын хооронд ко-интегрэйн хамаарал байхгүй гэсэн үр дүн харуулж байна.

Иймд M1 мөнгөний эрэлтийн функцийг үнэлэхдээ онолын хэсэгт тодорхойлсон урт болон богино хугацааны мэдрэмжийг ялган харуулдаг алдаа залруулах загвар (ЕСМ)-ыг үнэлэх боломжтой болж байна. Харин M2 мөнгөний хувьд мөнгөний эрэлтийг тайлбарлагч хувьсагчдыг нэг нэгээр нь хасах замаар үнэлгээг хийн үлдэгдлийг ялган авч тогтвортой эсэхийг шалган M2 мөнгө болон түүнд нөлөөтэй хувьсагчдын хооронд урт хугацааны хамаарал оршин байгаа эсэхийг нэг бүрчлэн шалгахад боломжит ганц ч урт хугацааны хамаарал олдохгүй байгаа тул алдаа залруулах загвар (ЕСМ)-ыг үнэлэх боломжгүй буюу M2 мөнгөний эрэлтийг ДНБ, хадгаламжийн хүү болон ханшны сулралтаас хамааруулан судлах нь учир дутагдалтай болж байна. Энэ нь дараахь шалтгаануудтай байж болох юм.

1. Манай орны бараг мөнгө (хадгаламж)-ний өсөлт нь нийт орлого (ДНБ)-ын өсөлт, хадгаламжийн хүү болон ханшны сулралтаас илүүтэй гадаадад байгаа ажиллагсдын Монгол руу явуулсан гуйвуулгаас хамаарч байх талтай. Иймд M2 мөнгө болон ДНБ-ний хоорондын хамаарал илэрхий ажиглагдахгүй байж болох юм.
2. Энэхүү гуйвуулгыг банкинд хадгаламж хэлбэрээр байршуулахдаа хадгаламжийн хүү болон ханшны сулралтаас илүүтэй, хүү аваад банкинд баталгаатай байлгах илүүд үздэг нь M2 мөнгө болон хүүний хоорондын хамаарал ажиглагдахгүйд хүргэж байж болно. Харин ханшны сулралт нь гадаад валютын хадгаламжид байршуулах эсвэл төгрөгийн хадгаламжид байршуулах сонголтонд л нөлөөтэй тул нийт бараг мөнгөний

хувьд нөлөөгүй байх нь M2 мөнгөний эрэлтэнд нөлөөлөхгүйд хүргэж байж болох юм.

Дараагийн хэсгүүдэд M1 мөнгөний эрэлтийг тодорхойлох алдаа залруулах загвар (ЕСМ)-ын эконометрик үнэлгээг хийсэн бөгөөд тайлбарлагч хүчин зүйлсийг 6 хүртэл сарын хугацааны хоцрогдолтойгоор авч үнэлгээнд оруулж, статистикийн хувьд ач холбогдолгүй байгаа хувьсагчдыг хасаж нөлөөтэй хувьсагчдыг сонгон авсан болно (Үнэлгээний үр дүнг Хүснэгт 2-т үзүүлээ).

Мөн эконометрик үнэлгээний чанарыг шалгахдаа тэгшитгэлийн үлдэгдлүүдэд диагностик тестүүд (LM тест, ARCH тест, Heteroskedasticity test)-ийг явуулсан бөгөөд гажилт гарсан үед нь дамми хувьсагч болон коррелограм дээр үндэслэн хугацааны хоцрогдлыг оруулах замаар засварласан. Мөн мөнгөний эрэлтийн функцийн хэлбэр болон коэффициентүүд нь тогтвортой эсэхийг харгалзан RESET тест болон коэффициентын тогтвортой эсэхийг графикаар шалгасан. Эдгээр тестүүдийг ханган хамгийн сайн засварлагдсан үнэлгээний диагностик тестүүд болон бусад тестийн үр дүнг Хавсралт 3-т харуулсан болно.

## Хүснэгт 2. Мөнгөний эрэлтийг тодорхойлох ЕСМ-ын үнэлгээ\*

Хамаарах хувьсагч: DLOG(RM1)		
Үнэлгээний арга: Хамгийн бага квадратын арга		
Түүвэр (зохицуулалт хийгдсэн): 1998M05 2005M12		
Түүврийн тоо: Зохицуулалтын дараа 92		
Хувьсагч	Коэффициент	t-Статистик
C	-0.755545	-2.473911
DLOG(RM1(-1))	-0.236854	-3.565149
D(LOG(GDP))	0.418208	10.79652
D(LOG(GDP(-2)))	-0.183872	-3.750388
D(S3)/100	-0.739890	-3.005135
LOG(RM1(-1))	-0.196969	-4.971614
LOG(GDP(-1))	0.193422	5.206200
S3(-1)/100	-0.708501	-3.485444
DEPRATE(-1)/100	-0.409900	-2.261835
@SEAS(11)	-0.061149	-3.895551
@SEAS(12)	0.109331	6.320850
Q1	0.135730	4.993950
Q2	-0.100490	-3.521620
Q3	-0.085325	-2.139695
$\bar{R}^2$	0.73	
SSR	0.11	
Log likelihood	180.94	
LM (Prob. F(2,76))	0.83	
RESET (Prob. F(5,73))	0.89	
	0.13	

Heteroskedasticity (Prob(21,70))

Prob(F-statistic)

0.00

\*- Eviews програмын үр дүнг Хавсралт 3-т харуулсан.

Үнэлгээний үр дүн буюу алдааг залруулах загвар (ЕСМ)-ын богино хугацааны хамаарлаас харахад:

- М1 мөнгөний өсөлтөнд өмнөх сарын өөрчлөлт нь сөрөг нөлөөтэй буюу өмнөх үеийн М1 мөнгөний 1%-ийн өсөлт нь энэ үеийн мөнгөний өсөлтийг 0.24%-иар бууруулах хандлагатай байна.
- ДНБ-ний өсөлт нь энэ сардаа болон 1 сарын хоцролттойгоор М1 мөнгөний өсөлтөнд нөлөөтэй буюу ерөнхийдөө ДНБ-ний өсөлт нь мөнгөний нийлүүлэлтийн өсөлтийн шалтгаан болж байна.
- Хадгаламжийн хүүний өөрчлөлт нь М1 мөнгөний өсөлтөнд нөлөөгүй байна.
- Валютын ханшны сулралт/чангарлтын өөрчлөлтийн хувьд 3 сарын ханшны сулралтын 1%-ийн өөрчлөлт нь М1 мөнгөний өсөлтийг 0.74 %-иар бууруулдаг байна.
- Мөнгөний эрэлтийн урт хугацааны тэнцвэрээс зөрөх богино хугацааны алдаа (ЕСТ) нь М1 мөнгөний өсөлтийг бууруулдаг буюу онолын утгатайгаа таарч байна. Өөрөөр хэлбэл урт хугацааны тэнцвэрлүүгээ дөхөх хурд -0.197 байна.
- Харин 11 дүгээр сард М1 мөнгөний өсөлт саардаг бол 12 дугаар сард нэмэгддэг байна Харин бусад саруудын нөлөөлөл эдгээр мөнгөний өсөлтөнд нөлөө үзүүлдэггүй байна.
- Эдийн засгийн бүтцийн өөрчлөлт болон мөнгөний агрегатуудад гарсан гэнэтийн шокууд нь М1 мөнгөний өсөлтөнд мөн нөлөө үзүүлж байсан байна.

Тухайн ЕСМ-ын үнэлгээний урт хугацааны хэсгээс мөнгөний эрэлтийн функцийг тодорхойлон Хүснэгт 3-т харууллаа.

### Хүснэгт 3. Мөнгөний эрэлтэнд нөлөөлөгч хүчин зүйлсийн мэдрэмжүүд\*

Хувьсагч	Бодит М1 мөнгө /log(M1/CPI)/
с	-3.84
log(GDP)	0.98
Deprate/100	-2.08
(log(S)-log(S(-3)))/100	-3.60

\*- Онолын хэсэгт тодорхойлсны дагуу урт хугацааны мэдрэмжүүдийг тооцсон.

Үнэлгээний үр дүнгээс харахад онолын загварт тодорхойлсон хувьсагчид нь урт хугацаанд "хүсэж" байгаа мөнгө буюу мөнгөний эрэлтэнд нөлөөтэй байна.

Тухайн хүчин зүйлсийн мөнгөний эрэлтэнд үзүүлэх нөлөөг үнэлгээний үр дүнгээс тайлбарлавал:

- Сарын ДНБ 1 хувь өсөх/буурахад М1 мөнгөний эрэлт 0.98 хувиар өсөх/буурахаар байна.
- Хадгаламжийн хүү 1 хувь буурахад М1 мөнгөний эрэлт 2.08 хувиар буурахаар байна.
- Төгрөгийн ам.доллартай харьцах ханшны 3 сарын сулралт/чангаралт 1 хувь өөрчлөгдөхөд М1 мөнгөний эрэлт 3.6 хувиар буурдаг/өсдөг байна.

Энэхүү үр дүнгээс харахад М1 мөнгөний эрэлтэнд нөлөөлөгч хүчин зүйлсийн мэдрэмжүүд нь тэмдэгийн хувьд эдийн онолын утгатайгаа нийцтэй, коэффициентүүд нь харьцангуй боломжийн хүлээж авч болохуйц байна. Дараагийн хэсэгт М1 мөнгөний эрэлтийн динамик хандлага ямар байсан, хэрвээ мөнгөний нийлүүлэлт эрэлтээсээ давж байсан бол энэ нь инфляцийн шалтгаан болсон эсэх болон мөнгөний хурдацтай өсөлт хэдий хүртэл үргэлжлэх вэ? зэрэг асуултуудын хариулт болгож мөнгөний эрэлтийн өнгөрсөн үеийн динамик болон ирээдүйн утгын таамаглалыг авч үзсэн болно.

### **3.3 М1 мөнгөний эрэлтийн динамик хандлага, түүний таамаглалын талаар**

Мөнгөний эрэлтийг тооцохдоо өмнөх хэсэгт тодорхойлсон мөнгөний эрэлтийн функцэд өнгөрсөн үеийн ДНБ, төгрөгийн хугацаатай хадгаламжийн хүү, төгрөгийн ам.доллартай харьцах ханшны сулралт зэргийн харгалзах утгуудыг орлуулан тооцсон. Ийнхүү тооцохдоо эрэлтийн функц нь бодит мөнгөний эрэлт хэлбэрээр тодорхойлогдсон тул бодит М1 мөнгөний эрэлтийг тооцон, бодит нийлүүлэлттэй нь жиших байдлаар Зураг 1-т үзүүллээ.<sup>3</sup> Мөн М1 мөнгөний эрэлтийн улирлын хэлбэлзлийг шалгахад, мөнгөний нийлүүлэлтийн улирлын хэлбэлзэлтэй давхцаж байгаа бөгөөд эдгээрийн улирлын хэлбэлзэл нь тогтвортой болохыг тестийн үр дүн харуулж байна.

Зураг 1-т харуулсан бодит М1 мөнгөний эрэлт, нийлүүлэлтийн динамик хандлагаас харахад 1998 оноос 2002 оны 1 дүгээр улирал хүртэл М1 мөнгөний эрэлт нь мөнгөний нийлүүлэлтээсээ бага байсан дүр зураг харагдаж байна. Харин 2002 оны 1 дүгээр улирлаас 2004 оны 4 дүгээр улирлыг дуустал мөнгөний нийлүүлэлт нь эрэлтээсээ давж байсан бол 2005 оны 1 дүгээр улирлаас хойш мөнгөний эрэлт нь нийлүүлэлтээсээ их байсан байна. М1 мөнгөний нийлүүлэлтийн илүүдэлтэй жилүүд нь мөнгөний нийлүүлэлтийн хурдацтай өссөлттэй жилүүдтэй давхцаж байна. М1 мөнгөний илүүдэл нь мөнгөний гарал үүсэлтэй инфляцийн шалтгаан болсон эсэхийг харахын тулд суурь инфляцийг тооцон Зураг 1-тэй харьцууллаа. Суурь инфляцийг тооцон харьцуулсан нь сүүлийн жилүүдэд нийлүүлэлтийн шок болох мах, ногоо, сүүний зэрэг нийлүүлэлтийн хомсдол, шатахууны үнийн өсөлт нь инфляцийн шалтгаан болж байсан нөлөөллийг хасч үлдсэн хэсэг нь мөнгөний гарал үүсэлтэй инфляци байж болно гэж үзсэн явдал юм.

Энд суурь инфляцийг тооцохдоо хамгийн энгийн арга болох тэгшлэж зохицуулах аргыг ашиглалаа. Энэхүү арга нь хугацааны цуваа (time series)- ны дундажлах аргыг ашиглан

---

<sup>3</sup> Үнэлэгдсэн М1 мөнгөний эрэлт нь ДНБ-нийг сараас авсантай холбоотой түүний улирлын хэлбэлзлээс шалтгаан улирлын өндөр хэлбэлзэлтэй гарсан бөгөөд ерөнхий динамик хандлага нь бидэнд чухал тул улирлын зохицуулалт хийсэн байдлаар зурагт харуулсан болно.

тодорхой улирлын нөлөөллийг арилгаж, ерөнхий хандлагыг гарган авч суурь инфляцийг тооцдог.<sup>4</sup> Тус аргаар тооцохдоо хэрэглээний барааны сагсны бүлгүүдийн индексийг Eviews програмын Census X-12-ARIMA улирлын зохицуулалтын аргаар тогтвортой улирлын хэлбэлзэлтэй эсэхийг шалгалаа. Барааны сагсны дэд бүлгүүдийн тогтвортой хэлбэлзлийг шалгасан тест болон улирлын зохицуулалт хийсэн үр дүнг Хавсралт 5-д харууллаа. Тестийн үр дүнгээс харахад Хүнсний бараа, Хувьцас, гутал, бөс бараа, Орон сууц, түлш, цахилгаан, Соёлын бараа үйлчилгээ гэсэн бүлгүүдийн үнийн индекс нь тогтвортой улирлын хэлбэлзэлтэй гарсан тул эдгээр бүлгүүдийн индекст улирлын зохицуулалт хийж, харин тогтвортой хэлбэлзэлгүй гарсан бүлгүүдийн хувьд анхны зохицуулалт хийгээгүй индексийг ашиглан хэрэглээний барааны үнийн индекс (ХҮИ)-ийг шинээр тооцсон. Энэхүү тооцсон ХҮИ-ыг ашиглан оны эхнээс болон жилийн суурь инфляцийг тооцон Зураг 2-г харуулсан.

Зураг 1 болон Зураг 2-ийг харгалзуулан M1 мөнгөний нийлүүлэлтийн илүүдэл нь суурь инфляци хоорондын холбоог харахад дараахь зүйл ажиглагдаж байна. 2000 оноос 2002 оны хооронд M1 мөнгөний эрэлтийн илүүдэлтэй байсан жилүүдэд суурь инфляци хурдацтай буурсан байхад харин 2002 оны 1 дүгээр улирлаас 2004 оны 4 дүгээр улирлын хоорондох мөнгөний нийлүүлэлтийн илүүдэлтэй жилүүдэд суурь инфляци хурдацтай өссөн үр дүн харагдаж байна. Өөрөөр хэлбэл мөнгөний илүүдэл нь тухайн хугацаанд мөнгөний гарал үүсэлтэй инфляцийн шалтгаан болсон байхаар байна. Улмаар энэхүү үнийн өсөлт (ХҮИ) нь бодит M1 мөнгөний хэмжээг 2005 оны эхний улиралд хурдацтай бууруулах шалтгаан болсон байна.

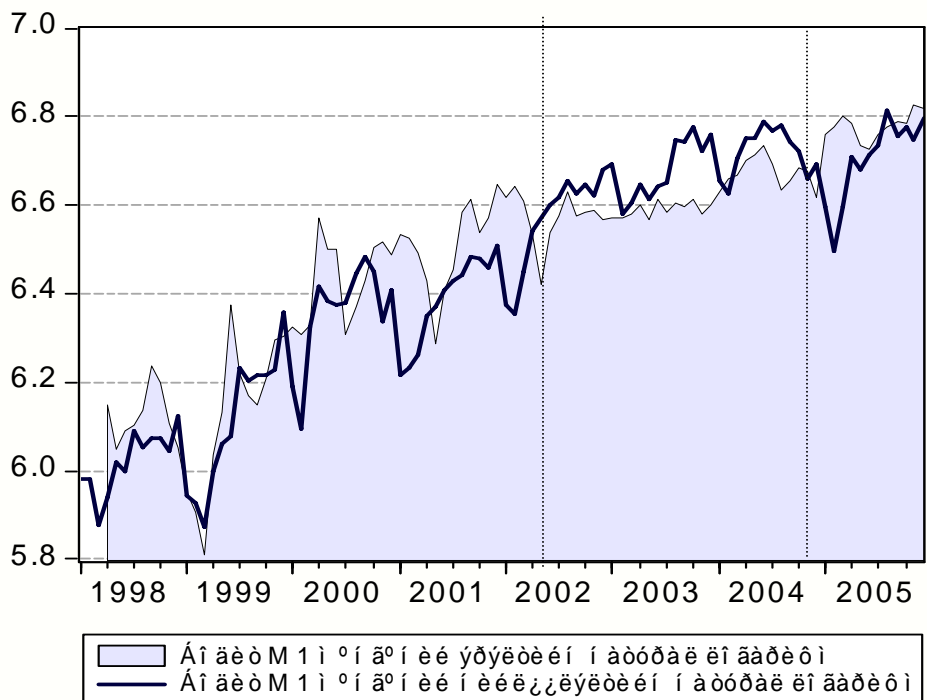
Харин 2005 оны эхээр инфляци өндөр байхад өмнөх онуудын мөнгөний илүүдэл хугацааны хоцрогдлоор нөлөөлөлсөн байж болох бөгөөд харин оны дундаас хойш мөнгөний эрэлт нь нийлүүлэлтээсээ давсан үетэй суурь инфляци буурч таарсан байна. Энэ нь мөнгөний монетарист онолтой нийцтэй бөгөөд манай орны хувьд мөнгөний нийлүүлэлтийн хурдацтай өсөлт нь тодорхой хугацаанд мөнгөний гарал үүсэлтэй инфляцийн шалтгаан болж байсан байж болохыг харуулж байна. Мөн эндээс нэг зүйл ажиглагдаж байгаа нь 2002-2005 оны хооронд M1 мөнгөний өсөлтийн хурд M2 мөнгөтэй харьцуулахад өсөлтийн хурд саарсан нь тухайн онуудад эрэлтээ бүрэн хангаж мөнгөний илүүдэлтэй байсантай холбоотой байна.

---

<sup>4</sup> Энэ аргын талаарх дэлгэрэнгүй мэдээллийг Л.Даваажаргал (2005), “Суурь инфляци” ажлаас харж болно.



**Зураг 1. Бодит М1 мөнгөний эрэлтийн динамик хандлага**



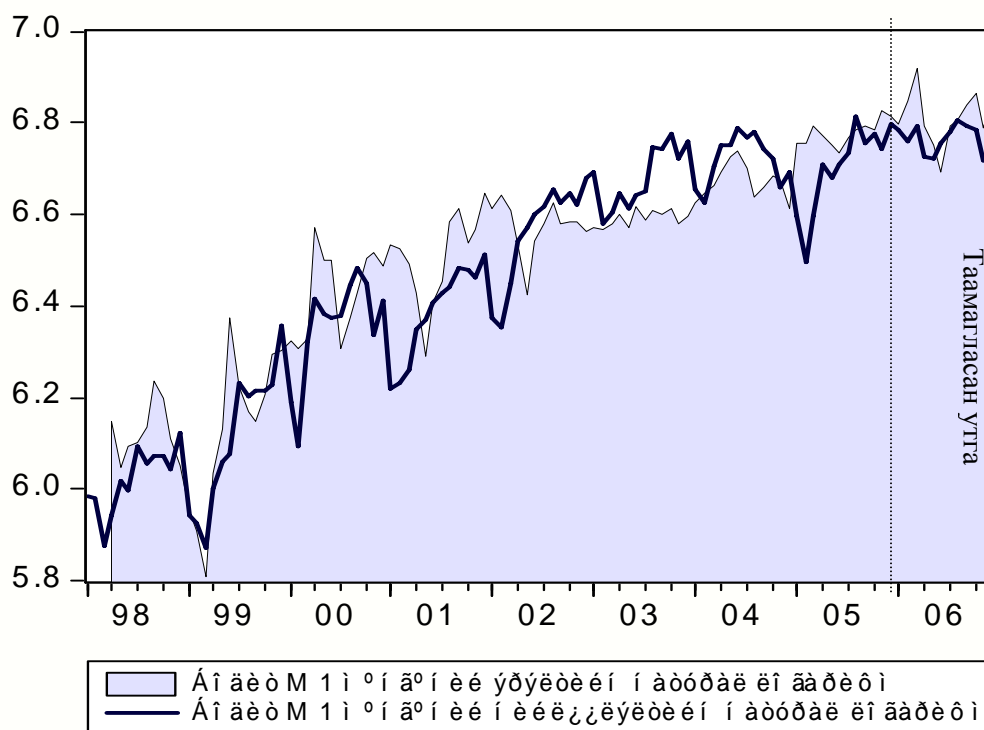
**Зураг 2. Жилийн болон оны эхнээс суурь инфляци**



Мөнгөний хурдацтай өсөлт нь 2006 онд ямар хандлагатай байх болон мөнгөний гарал үүсэлтэй инфляци гарах эсэхийг танадах үүднээс 2006 оны мөнгөний эрэлт болон нийлүүлэлтийг таамаглалаа. Таамаглалыг хийхдээ бодит мөнгөний нийлүүлэлтийн хувьд шууд өөрийнх нь инерцийг ашиглан таамагласан бол мөнгөний эрэлтийг таамаглахдаа түүнд нөлөөлөгч экзоген хүчин зүйлс болох ДНБ, төгрөгийн ам.доллартай харьцах ханш, төгрөгийн хугацаатай хадгаламжийн хүү, ХҮИ-ийг таамагласан.. Эдгээр таамаглалыг хийх

тэгшитгэл тус бүрийг үнэлэн Хавсралт 4-т харуулсан. Таамагласан утгуудыг ашиглан бодит М1 мөнгөний эрэлт, нийлүүлэлтийн таамаглалыг хийж Зураг 3-г харууллаа.

**Зураг 3. Бодит М1 мөнгөний эрэлт, нийлүүлэлтийн таамаглал**



Зураг 3-т үзүүлсэн таамаглагдсан утгаас харахад 2006 оны 2 дугаар улиралд М1 нийлүүлэлт нь эрэлтээсээ бага зэрэг давахаар, харин бусад улирлуудад нь М1 мөнгөний эрэлтийн илүүдэлтэй байхаар байна. Эндээс харахад ерөнхийдөө М1 мөнгөний нийлүүлэлт нь эрэлтээ бараг хангаад ирж буй хэдий ч 2006 оны хувьд М1 мөнгөний эрэлт нь нийлүүлэлтээсээ өндөр байх тул нийлүүлэлтийн хурд нь өмнөх онуудын өсөлтийн хурдаас саарахгүй, харин илүү байхаар байна. Харин 2006 онд М1 мөнгөний нийлүүлэлт нь эрэлтээсээ бага байхаар байгаа тул М1 мөнгөний өсөлт нь мөнгөний гарал үүсэлтэй инфляцийн шалтгаан болохооргүй дүр зураг ажиглагдаж байна. Иймд эдийн засагт хүчтэй нийлүүлэлтийн талын шок (шатахууны үнийн өсөлт) гарахгүй тогтвортой байвал инфляцийн түвшин өмнөх онуудын түвшингээс буурахаар байна.

#### IV. СУДАЛГААНЫ ҮР ДҮН, ДҮГНЭЛТ

Энэхүү судалгаагаар мөнгөний эрэлтийн функцыг үнэлэх, түүний динамик хандлагыг тодорхойлон мөнгөний нийлүүлэлтийн динамиктай жиших, эдийн засагт мөнгөний илүүдэл байсан бол энэ нь суурь инфляцийн шалтгаан болсон эсэх болон 2006 оны хувьд мөнгөний эрэлт, нийлүүлэлт ямар хандлагатай байх, мөнгөний нийлүүлэлтийн хурд саарах эсэхийн танадалтыг эмпирик байдлаар хийлээ. Судалгааны үр дүнгүүд дээр суурилан дараахь дүгнэлтүүдийг хийлээ. Үүнд:

- М1 мөнгөний эрэлтийн функц нь ДНБ, төгрөгийн хугацаатай хадгаламжийн хүү, төгрөгийн ам.доллартай харьцах ханшны 3 сарын сулралтаас хамаарч байна. М1 мөнгөний эрэлтийн функцийн нөлөөлөгч хүчин зүйлсийн тэмдэг нь эдийн засгийн утгатайгаа нийцтэй, коэффициентийн хувьд харьцангуй боломжийн үнэлгээ харууллаа. Өөрөөр хэлбэл, ДНБ-ний сарын 1 хувийн өсөлт нь М1 мөнгөний эрэлтийг 0.98 хувиар өсгөх бол алдагдсан боломжийн зардлыг илэрхийлсэн хувьсагч болох хадгаламжийн хүү 1 хувь буурах нь М1 мөнгөний эрэлтийг 2.08 хувиар өсгөх, валютын ханшны 3 сарын сулралт нь 3.6 хувиар бууруулахаар байна. Харин М2 мөнгөний эрэлтийг ДНБ, төгрөгийн хугацаатай хадгаламжийн хүү, төгрөгийн ам.доллартай харьцах ханшны сулралтаас хамааруулан судлахад урт хугацааны хамаарал гарахгүй байна.
- М1 мөнгөний эрэлтийн динамик нь сүүлийн жилүүдэд нийлүүлэлттэйгээ адилаар хурдацтай өсөж байгаа бөгөөд М1 мөнгөний эрэлтийн хувьд 2002 оны 1 дүгээр улирлаас 2004 оны 4 дүгээр улирлын хооронд мөнгөний нийлүүлэлтийн илүүдэлтэй, харин бусад үеүүдэд мөнгөний эрэлтийн илүүдэлтэй байсан байна. Харин 2004 оны эдийн засгийн өсөлт болон хадгаламжийн хүүний бууралтаас шалтгаалан 2005 оны эхнээс мөнгөний эрэлт нь нийлүүлэлтээсээ буцаж давснаар мөнгөний нийлүүлэлтийн хурд эрэлтээ даган өссөн байж болохоор байна.
- М1 мөнгөний нийлүүлэлтийн илүүдэл нь мөнгөний гарал үүсэлтэй инфляцийн шалтгаан болсон эсэхийг судлах зорилгоор суурь инфляцийг тэгшлэж зохицуулах аргаар бодож мөнгөний илүүдлийн динамиктай харьцуулахад 2002 оны 1 дүгээр улирлаас 2004 оны 4 дүгээр улирлын хоорондох М1 мөнгөний нийлүүлэлтийн илүүдэл нь мөнгөний гарал үүсэлтэй инфляцийн шалтгаан болсон байхаар дүр зураг харагдаж байна. Иймд инфляцид хамгийн гол нөлөөтэй байгаа М1 мөнгөний өсөлтөнд шууд бус замаар хяналт тавьж ажиллах нь мөнгөний гаралтай инфляцийг бууруулах боломжийг бий болгохоор байна.
- Мөнгөний нийлүүлэлтийн өсөлт нь 2006 онд ямар хандлагатай байх болон мөнгөний гарал үүсэлтэй инфляци ямар байхыг танадах үүднээс 2006 оны мөнгөний эрэлт, нийлүүлэлтийг таамаглахад 2 дугаар улиралд М1 нийлүүлэлт нь эрэлтээсээ бага зэрэг давахаар, харин бусад улирлуудад нь М1 мөнгөний эрэлтийн илүүдэлтэй байхаар байна. Энэ нь М1 мөнгөний нийлүүлэлтийн хурд нь өмнөх онуудын өсөлтийн хурдаас саарахгүй байх үр дүн харуулж байна. Харин 2006 онд М1 мөнгөний эрэлтийн илүүдэлтэй байхаар байгаа нь мөнгөний гарал үүсэлтэй инфляцийн шалтгаан болохооргүй буюу эдийн засагт хүчтэй нийлүүлэлтийн талын шок (шатахууны үнийн огцом өсөлт) гарахгүй тогтвортой байвал инфляци өмнөх онуудын түвшингээс буурахаар байна.
- Эцэст нь мөнгөний гол агрегатууд болох М1 болон М2 мөнгөний бүтцийн өөрчлөлттэй холбоотой бий болсон эрэлтээ нийлүүлэлт нь үндсэндээ хангаад ирж байгаа тул ойрын жилүүдэд мөнгөний хурдацтай өсөлт нь мөнгөний үүсэлтэй инфляцийн шалтгаан болж ирэх нөхцлийг бүрдүүлэхээр байна. Иймд мөнгөний агрегатуудын эрэлт, нийлүүлэлтийг тогтмол харьцуулан инфляцид үзүүлэх нөлөөллийг тооцон, мөнгөний хурдацтай өсөлтийг шууд бусаар хянаж, өсөлтийн хурдыг сааруулах нь чухал асуудал болж байна.

## АШИГЛАСАН МАТЕРИАЛ, ДУРЬДАГДСАН ЭХ БИЧГҮҮД

- [1] Patricio Arrau, Jose De Gregorio, Carmen M.Reinhart, Peter Wickham (1995),The demand for money in developing countries: Assessing the role of financial innovation, Journal of Development Economics Vol.46(1995) 317-340
- [2] S.Sriram (1999), Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical Work with Special Reference to Error Correction Models, IMF Working paper,WP/99/64
- [3] Sanjay Kalra (1998), Inflation and Money Demand in Albania, IMF Working paper, WP/98/101
- [4] Patricio Arrau, Jose De Gregorio, Carmen M.Reinhart, Peter Wickham (1995),The demand for money in developing countries: Assessing the role of financial innovation, The World Bank, Working paper, WPS 0721
- [5] Woon Gyu Choi and Seonghwan Oh (2000), Endogenous Money Supply and Money Demand, IMF Working paper, WP/00/188
- [6] K. Cuthbertson (1988), The Demand for M1: A Forward Looking Buffer Stock Model, Oxford Economic Papers, Volume 40, Issue 1 (mar.,1988), 110-131.
- [7] Yash P.Mehra (1991), An Error- Correction Model of U.S M2 Demand, Working paper
- [8] E.O.Svenson (1985), Money and Asset Price in a Cash - in- Advance Economy, Journal of Political Economy, 1985, vol 93, No. 51
- [9] Laurence Ball(2002), Short- Run Money Demand, NBER Working paper 9235,
- [10] Torsten Slok (2002), Money Demand in Mongolia: A Panel Data Analysis, IMF Staff Paper, Vol 49, No.1
- [11] M. Sidrauski (1967), Rational choice and patterns of growth in a monetary economy, American economic association,
- [12] Baum, Christopher F. and Marilena Furno. "Analyzing the Stability of Demand for Money Equations via Bounded-Influence Estimation Techniques." Journal of Money, Credit and banking (November 1990)
- [13] Artis, M.J., and M.K.Lewis, "The Demand for Money in the United kingdom: 1963-1973," The Manchester School of Economic and Social Studies, Vol.44, No.2 (June 1976), pp. 147-81.
- [14] Boorman, John T., "The Evidence on the Demand for Money: Theoretical and Empirical Results," in Current Issues in Monetary Theory and Policy, AHM public Corporation, 1976
- [15] Carr, Jack, and Michael R. Darby, "The Role of Money Supply Shocks in the Short-Run Demand for Money," Journal of Monetary Economics, Vol.16,No. 2 (September 1981),
- [16] Chow, Gregory C., "On the Long-Run and Short Run Demand for Money," Journal of Political Economy," Vol.74, No 2. (April 1966), pp. 111-31
- [17] Goldfield, Stephen M. (1973), "The Demand for Money Revisited," Brookings Papers on Economic Activity, Vol.3 (1973), pp. 577-646
- [18] Hafer, R.W., and S.E.Hein, "The Dynamics and Estimation of Short-Run Money Demand," Review (Federal Reserve Bank of St. Louis), Vol. 62, No. 1 (January/February 1980)
- [19] Laidler, David E.W. (1966), "Some Evidence on the Demand for Money," Journal of Political Economy, Vol. 74, No.1 (February 1966), pp. 55-68

[20] Cuthbertson, Keith, and Mark P. Taylor (1987), "Buffer- Stock Money: An Appraisal," in The operation and Regulation of Financial Markets,

**ХАВСРАЛТ 1. Онолын хэсэгт тодорхойлогдсон үзүүлэлтүүд, тэдгээрийн илэрхийлэх утга, эмпирик шинжилгээнд зориулан тооцсон аргагүй, тэмдэглэгээ**

	Онолын хэсэгт тодорхойлогдсон хувьсагч	Эмпирик шинжилгээнд ашиглах тэмдэглэгээ	Ямар утгыг илэрхийлж буй	Тооцсон Аргагүй
<b>ҮЛ ХАМААРАХ ХУВЬСАГЧИД</b>				
	m	m1	Бодит M1 мөнгө	Нэрлэсэн M1 мөнгө/ ХҮИ (CPI); ХҮИ-ийг 1998.12=100 гэж авсан бөгөөд M1 мөнгө болон ХҮИ-ийг МБСГ-аас гаргадаг сарын бюллетенээс түүвэрлэн авсан.
		m2	Бодит M2 мөнгө	Нэрлэсэн M2 мөнгө/ ХҮИ (CPI); ХҮИ-ийг 1998.12=100 гэж авсан бөгөөд M1 мөнгө болон ХҮИ-ийг МБСГ-аас гаргадаг сарын бюллетенээс түүвэрлэн авсан.
<b>ТАЙЛБАРЛАГЧ ХУВЬСАГЧИД</b>				
Бэлэн мөнгө эзэмшсэнээр алдагдсан боломжийн зардал	$OC = \gamma_1 i + \gamma_2 \frac{\dot{s}(d)}{s}$	deprate	Бэлэн мөнгө эзэмшсэний алдагдсан боломжийн зардал - Төгрөгийн хугацаатай хадгаламжийн хүү	МБСГ-аас гаргадаг сарын бюллетенд гардаг 0-1 жил хүртэлх хугацаатай төгрөгийн хадгаламжийн хүүний арифметик дундаж хүүг төлөөлүүлэн авсан.
		$s(d) = \log(s) - \log(s(-d))$	Бэлэн мөнгө эзэмшсэний алдагдсан боломжийн зардал – Төгрөгийн ам.доллартай харьцах ханшны d сарын сулралт/чангаралт	Монголбанкны банк хоорондын валютаар хийсэн арилжааны жигнэсэн дундаж ханш буюу МБ-ны албан ханшийг сарын бюллетенээс авсан.

Эдийн засгийн хэмжээг илэрхийлэх хувьсагч	у	GDP	Бодит ДНБ	1995 оны зэрэгцүүлэх үнээр ДНБ-ыг авсан. ДНБ-ыг сараар тооцон ашиглахдаа ҮСГ-аас тооцон гаргасан улирлын ДНБ-нээс экстерполяцийн аргаар тооцсон.
<b>ДАММИ ХУВЬСАГЧ</b>				
Эдийн засагт гарсан бүтцийн өөрчлөлт болон улирлын нөлөөг засварлах дамми хувьсагч	Улирлын нөлөөллийг илэрхийлэх дамми хувьсагч	@seas(d)	d=1,...12 буюу сарын өгөгдөл ашиглаж байгаа тул тухайн сарын нөлөөлөл байгаа эсэхийг энэхүү дамми хувьсагчаар шалган, засварласан болно.	
	Эдийн засгийн бүтцийн өөрчлөлттэй холбоотой нөлөөллийг илэрхийлэх дамми хувьсагч	Q(k)	Энэхүү дамми хувьсагчийг сонгохдоо CUSUM тестийг шалган, бүтцийн нөлөө илэрсэн хугацааны тоон утгын огцом өсөлт болон уналт үеүүдэд Eviews програмын break point мөн эсэхийг шалган, тестийн үр дүнд үндэслэн дамми хувьсагчийг нөлөөлөл байсан үеүүдэд нь 1 бусад үеүүдэд 0 гэх байдлаар оруулсан.	

## ХАВСРАЛТ 2. Судалгаанд ашигласан тоон үзүүлэлтүүдийн тогтвортой эсэхийг шалгах ADF тестийн үр дүн

Хувьсагч	Хоцрогдлын утга#	Тэгшитгэлийн хэлбэр <sup>^</sup>			(1) Level(ялгавар аваагүй )	(2) 1-р эрэмбийн ялгавар	Интэгрэшн 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	
log(rm1)	0, 0	+(2)		+(1)	0.0662	0.000	I(1)
log(rm2)	0, 11		+(2)	+(1)	0.1080	0.008	I(1)
log(s)	1,0	+(2)	+(1)		0.0463	0.000 (s3 болон s9-ийн хувьд)	I(1)
log(gdp)	11, 11	+(2)		+(1)	0.9310	0.0101	I(1)
deprate	2, 1	+(2)		+(1)	0.0173	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;

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

### ХАВСРАЛТ 3. Мөнгөний эрэлтийг тодорхойлох эконометрик үнэлгээ, үнэлгээний үр дүнг шалгах диагностик тестүүд

#### 3.1. А М1 мөнгөний эрэлтийн тэгшитгэлийн ко-интэгшрэшиг шалгах үнэлгээний үр дүн

Dependent Variable: LOG(RM1)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/02/05 Time: 12:24  
 Sample (adjusted): 1998M04 2005M12  
 Included observations: 93 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.521251	0.565587	4.457763	0.0000
LOG(GDP)	0.421758	0.051009	8.268336	0.0000
DEPRATE	-0.040045	0.002825	-14.17359	0.0000
S3	-0.004080	0.005020	-0.812801	0.4185
R-squared	0.818052	Mean dependent var		6.458740
Adjusted R-squared	0.811919	S.D. dependent var		0.260672
S.E. of regression	0.113049	Akaike info criterion		-1.479929
Sum squared resid	1.137431	Schwarz criterion		-1.371000
Log likelihood	72.81669	F-statistic		133.3833
Durbin-Watson stat	0.600520	Prob(F-statistic)		0.000000

#### 3.1. В М1 мөнгө, түүнд нөлөөлөгч хүчин зүйлсийн хоорондын ко-интэгрэшиг шалгах тест

Null Hypothesis: RES\_RM1 has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.927692
Test critical values for Unit root and Cointegration test*	
1% level	-4.84
5% level	-4.21
10% level	-3.90

\*MacKinnon -ны хүснэгтийг ашиглан гараар тооцсон.

#### 3.1. С М1 мөнгөний эрэлтийг тооцох ЕСМ-ын үнэлгээний үр дүн

Dependent Variable: DLOG(RM1)  
 Method: Least Squares  
 Date: 04/28/05 Time: 12:11  
 Sample (adjusted): 1998M05 2005M12  
 Included observations: 92 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.755545	0.305405	-2.473911	0.0155
DLOG(RM1(-1))	-0.236854	0.066436	-3.565149	0.0006
D(LOG(GDP))	0.418208	0.038735	10.79652	0.0000
D(LOG(GDP(-2)))	-0.183872	0.049027	-3.750388	0.0003
D(S3)/100	-0.739890	0.246209	-3.005135	0.0036
LOG(RM1(-1))	-0.196969	0.039619	-4.971614	0.0000
LOG(GDP(-1))	0.193422	0.037152	5.206200	0.0000
S3(-1)/100	-0.708501	0.203274	-3.485444	0.0008
DEPRATE(-1)/100	-0.409900	0.181225	-2.261835	0.0265
@SEAS(11)	-0.061149	0.015697	-3.895551	0.0002
@SEAS(12)	0.109331	0.017297	6.320850	0.0000
Q1	0.135730	0.027179	4.993950	0.0000
Q2	-0.100490	0.028535	-3.521620	0.0007
Q3	-0.085325	0.039877	-2.139695	0.0355
R-squared	0.768230	Mean dependent var		0.009308
Adjusted R-squared	0.729601	S.D. dependent var		0.070710
S.E. of regression	0.036769	Akaike info criterion		-3.629056
Sum squared resid	0.105453	Schwarz criterion		-3.245306
Log likelihood	180.9366	F-statistic		19.88770
Durbin-Watson stat	1.892735	Prob(F-statistic)		0.000000

### 3.1.D M1 мөнгөний эрэлтийг тооцох тэгшитгэлийн үлдэгдлийн сериаль корреляцийг шалгах LM тест

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.182007	Prob. F(2,76)	0.833958
Obs*R-squared	0.438547	Prob. Chi-Square(2)	0.803102

### 3.1.E M1 мөнгөний эрэлтийг тооцох тэгшитгэлийн үлдэгдэлд ARCH алдаа байгаа эсэхийг шалгах тест

ARCH Test:

F-statistic	0.714236	Prob. F(2,87)	0.492414
Obs*R-squared	1.453859	Prob. Chi-Square(2)	0.483391

### 3.1.F M1 мөнгөний эрэлтийг тооцох тэгшитгэлийн үлдэгдэлд Heteroskedasticity алдаа байгаа эсэхийг шалгах тест

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.441672	Prob. F(21,70)	0.129452
Obs*R-squared	27.77669	Prob. Chi-Square(21)	0.146599

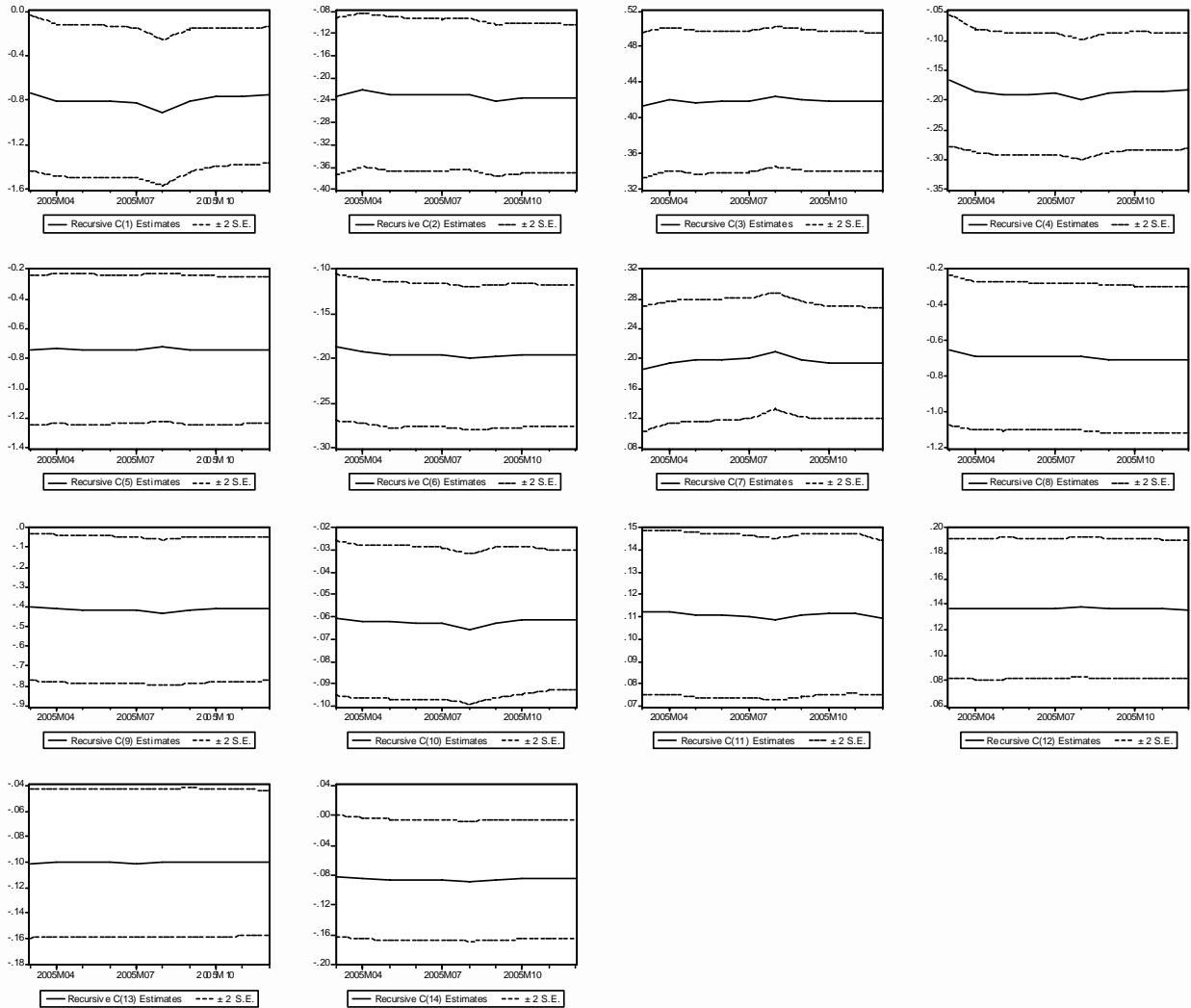


### 3.1.G M1 мөнгөний эрэлтийг тооцох тэгшитгэлийн хэлбэр тохиромжтой байгаа эсэхийг шалгах RESET тест

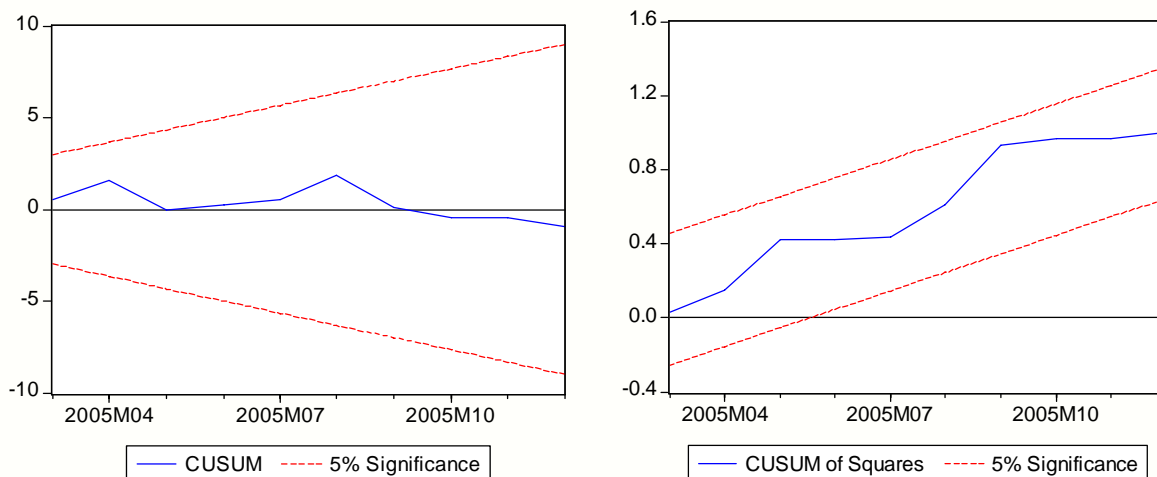
Ramsey RESET Test:

F-statistic	0.340092	Prob. F(5,73)	0.886985
Log likelihood ratio	2.118464	Prob. Chi-Square(5)	0.832522

### 3.1.H Үнэлэгдсэн коэффициентийн тогтвортой байдал



### 3.1.I Үнэлэгдсэн тэгшитгэлд бүтцийн өөрчлөлтийн нөлөө байгаа эсэхийг шалгасан CUSUM тестийн үр дүн



### 2.2.A M2 мөнгөний эрэлтийн тэгшитгэлийн ко-интэгшрэшиг шалгах үнэлгээний үр дүн

Dependent Variable: LOG(RM2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/02/05 Time: 12:25  
 Sample (adjusted): 1998M10 2005M12  
 Included observations: 87 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000325	1.544137	-0.000211	0.9998
LOG(GDP)	0.827279	0.142309	5.813242	0.0000
DEPRATE	-0.110075	0.015540	-7.083445	0.0000
S9	0.035600	0.012231	2.910632	0.0046
R-squared	0.620396	Mean dependent var		7.428840
Adjusted R-squared	0.606675	S.D. dependent var		0.472869
S.E. of regression	0.296563	Akaike info criterion		0.451771
Sum squared resid	7.299805	Schwarz criterion		0.565146
Log likelihood	-15.65202	F-statistic		45.21626
Durbin-Watson stat	0.294376	Prob(F-statistic)		0.000000

### 2.2. B M2 мөнгө, түүнд нөлөөлөгч хүчин зүйлсийн хоорондын ко-интэгрэшиг шалгах тест

Null Hypothesis: RES\_RM2 has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

t-Statistic

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.400910
Test critical values for Unit root and Cointegration test*	1% level	-4.85
	5% level	-4.23
	10% level	-3.91

\*MacKinnon -ны хүснэгтийг ашиглан гараар тооцсон.

#### **ХАВСРАЛТ 4. Мөнгөний эрэлтийн таамаглалыг хийхэд ашиглах экзоген хувьсагчдын таамаглал хийх тэгшитгэл болон мөнгөний нийлүүлэлтийн ирээдүйн утгын таамаглах тэгшитгэлийн үнэлгээ**

##### **4.1 M1 мөнгөний нийлүүлэлтийн ирээдүйн утгыг таамаглах тэгшитгэлийн үнэлгээ**

Dependent Variable: LOG(M1)

Method: Least Squares

Date: 05/01/05 Time: 11:14

Sample (adjusted): 1998M07 2005M12

Included observations: 90 after adjustments

Convergence achieved after 9 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.398587	0.157986	59.49010	0.0000
@SEAS(1)	-0.105699	0.013887	-7.611322	0.0000
@SEAS(2)	-0.133685	0.014996	-8.914923	0.0000
@SEAS(3)	-0.093626	0.013847	-6.761425	0.0000
@SEAS(5)	0.059670	0.013446	4.437677	0.0000
@SEAS(6)	0.094068	0.015983	5.885638	0.0000
@SEAS(7)	0.085698	0.016208	5.287515	0.0000
@SEAS(8)	0.082625	0.015381	5.371829	0.0000
@SEAS(9)	0.051119	0.012540	4.076333	0.0001
@SEAS(11)	-0.051137	0.010224	-5.001517	0.0000
DM1	-0.094356	0.031249	-3.019524	0.0035
DM2	0.105661	0.029412	3.592457	0.0006
DM3	0.117047	0.031094	3.764283	0.0003
LOG(@TREND)	0.673105	0.038998	17.25997	0.0000
AR(1)	0.675381	0.080115	8.430122	0.0000
AR(5)	0.082791	0.037133	2.229599	0.0288

R-squared	0.993368	Mean dependent var	11.95712
Adjusted R-squared	0.992024	S.D. dependent var	0.389353
S.E. of regression	0.034773	Akaike info criterion	-3.720135
Sum squared resid	0.089478	Schwarz criterion	-3.275724
Log likelihood	183.4061	F-statistic	738.9402
Durbin-Watson stat	1.887300	Prob(F-statistic)	0.000000

Inverted AR Roots	.84	.31-.51i	.31+.51i	-.40+.34i
	-.40-.34i			

## 4.2 Төгрөгийн ам.доллартай харьцах ханшны ирээдүйн утгыг таамаглах тэгшитгэлийн үнэлгээ

Dependent Variable: LOG(S)  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/09/00 Time: 10:26  
 Sample (adjusted): 1998M03 2006M02  
 Included observations: 96 after adjustments  
 Convergence achieved after 14 iterations  
 Backcast: 1998M01 1998M02

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.544501	0.185428	2.936459	0.0043
LOG(S(-1))	0.919023	0.028339	32.42997	0.0000
LOG(@TREND)	0.007086	0.003540	2.001554	0.0486
@SEAS(4)	-0.006089	0.002165	-2.813012	0.0061
@SEAS(5)	-0.008008	0.001938	-4.132232	0.0001
D1	0.034444	0.004586	7.510561	0.0000
D2	0.052809	0.004986	10.59080	0.0000
D3	-0.018527	0.005547	-3.339949	0.0013
D4	-0.045926	0.005012	-9.162567	0.0000
D5	0.024206	0.004478	5.405601	0.0000
D6	0.023529	0.004607	5.107581	0.0000
D7	-0.014957	0.004950	-3.021647	0.0034
AR(1)	0.345085	0.128682	2.681690	0.0089
MA(2)	-0.260188	0.125438	-2.074231	0.0412
R-squared	0.998060	Mean dependent var		6.994324
Adjusted R-squared	0.997752	S.D. dependent var		0.101057
S.E. of regression	0.004791	Akaike info criterion		-7.710025
Sum squared resid	0.001882	Schwarz criterion		-7.336058
Log likelihood	384.0812	F-statistic		3244.703
Durbin-Watson stat	2.025316	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.35			
Inverted MA Roots	.51	-.51		

## 4.3 Хэрэглээний үнийн индексийн ирээдүйн утгыг таамаглах тэгшитгэлийн үнэлгээ

Dependent Variable: LOG(CPI)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/01/05 Time: 10:08  
 Sample (adjusted): 1999M01 2006M02  
 Included observations: 86 after adjustments  
 Convergence achieved after 33 iterations  
 Backcast: 1998M01 1998M12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.578414	0.285580	2.025399	0.0467
@TREND^2	4.79E-06	2.22E-06	2.156485	0.0345
LOG(CPI(-1))	1.261596	0.035324	35.71471	0.0000
LOG(CPI(-2))	-0.454435	0.036134	-12.57639	0.0000
LOG(CPI(-10))	0.083223	0.038585	2.156903	0.0345
@SEAS(1)	0.052890	0.004370	12.10353	0.0000
@SEAS(3)	-0.010770	0.003856	-2.793255	0.0067
@SEAS(4)	0.033648	0.004577	7.350973	0.0000
@SEAS(5)	0.065120	0.003009	21.63882	0.0000
@SEAS(10)	-0.029905	0.002052	-14.57477	0.0000
@SEAS(9)	0.023246	0.002907	7.995519	0.0000
@SEAS(11)	0.040014	0.004415	9.063653	0.0000
Q1	0.048613	0.010169	4.780547	0.0000
Q2	0.039833	0.010373	3.840122	0.0003
AR(1)	-0.378913	0.110754	-3.421205	0.0011
AR(2)	0.561550	0.110840	5.066316	0.0000
MA(12)	-0.906191	0.033110	-27.36924	0.0000
R-squared	0.995909	Mean dependent var		5.507952
Adjusted R-squared	0.994960	S.D. dependent var		0.143901
S.E. of regression	0.010216	Akaike info criterion		-6.154651
Sum squared resid	0.007201	Schwarz criterion		-5.669489
Log likelihood	281.6500	F-statistic		1049.781
Durbin-Watson stat	2.010193	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.58	-.96		
Inverted MA Roots	.99	.86-.50i	.86+.50i	.50-.86i
	.50+.86i	.00+.99i	-.00-.99i	-.50+.86i
	-.50-.86i	-.86+.50i	-.86-.50i	-.99

#### 4.4 Бодит ДНБ-ний ирээдүйн утгыг таамаглах тэгшитгэлийн үнэлгээ

Dependent Variable: DLOG(GDP)

Method: Least Squares

Date: 05/01/05 Time: 10:03

Sample (adjusted): 1998M03 2005M12

Included observations: 94 after adjustments

Convergence achieved after 31 iterations

Backcast: 1997M09 1998M02

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.025869	0.004013	6.447087	0.0000
@SEAS(1)	-0.245976	0.011382	-21.61170	0.0000
@SEAS(2)	-0.229228	0.012732	-18.00372	0.0000
@SEAS(3)	0.148723	0.012045	12.34717	0.0000

@SEAS(4)	0.146282	0.010753	13.60420	0.0000
@SEAS(5)	0.146472	0.008813	16.61998	0.0000
@SEAS(12)	-0.240723	0.009477	-25.40202	0.0000
D1	0.164516	0.011743	14.00911	0.0000
D2	-0.101852	0.012825	-7.941355	0.0000
AR(1)	0.536757	0.096880	5.540444	0.0000
MA(3)	-0.978894	0.024906	-39.30276	0.0000
SMA(3)	0.253394	0.122007	2.076884	0.0409
<hr/>				
R-squared	0.984710	Mean dependent var		0.007791
Adjusted R-squared	0.982659	S.D. dependent var		0.140658
S.E. of regression	0.018523	Akaike info criterion		-5.020917
Sum squared resid	0.028133	Schwarz criterion		-4.696241
Log likelihood	247.9831	F-statistic		480.0992
Durbin-Watson stat	1.918817	Prob(F-statistic)		0.000000
<hr/>				
Inverted AR Roots	.54			
Inverted MA Roots	.99	.32+.55i	.32-.55i	-.50+.86i
	-.50-.86i	-.63		

#### 4.5 Төгрөгийн хугацаатай хадгаламжийн ирээдүйн утгыг таамаглах тэгшитгэлийн үнэлгээ

Dependent Variable: DEPRATE

Method: Least Squares

Date: 05/01/05 Time: 10:01

Sample (adjusted): 1998M08 2005M12

Included observations: 89 after adjustments

Convergence achieved after 15 iterations

Backcast: 1998M07

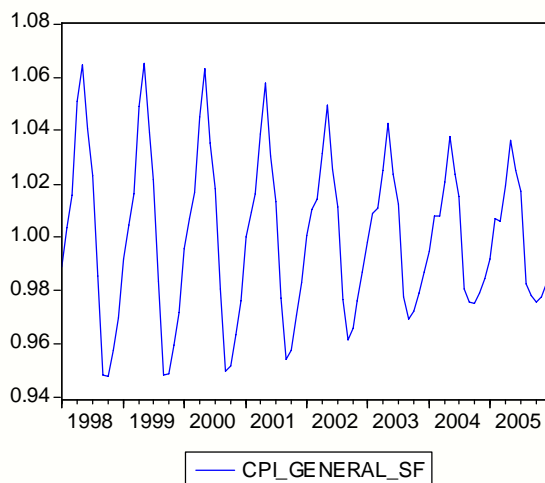
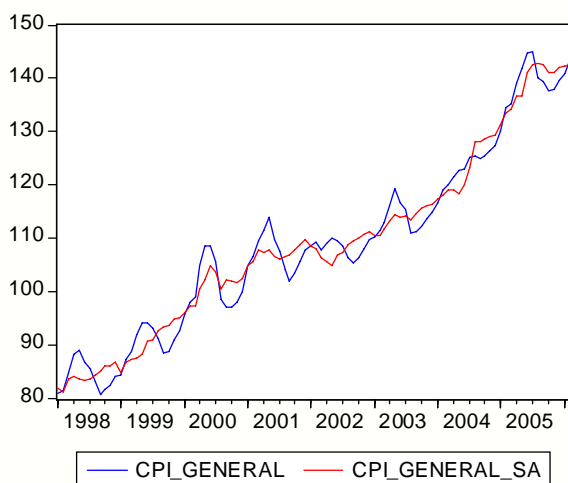
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	14.71274	1.740301	8.454134	0.0000
@SEAS(11)	0.530155	0.190773	2.778986	0.0068
DUM2	3.151471	0.573581	5.494376	0.0000
DUM3	5.650737	0.582976	9.692915	0.0000
DUM4	-2.953095	0.555657	-5.314605	0.0000
AR(6)	0.288072	0.098909	2.912506	0.0046
SAR(1)	0.879931	0.052149	16.87354	0.0000
MA(1)	0.462281	0.112765	4.099502	0.0001
<hr/>				
R-squared	0.955852	Mean dependent var		16.08303
Adjusted R-squared	0.952036	S.D. dependent var		4.267193
S.E. of regression	0.934540	Akaike info criterion		2.788064
Sum squared resid	70.74263	Schwarz criterion		3.011762
Log likelihood	-116.0689	F-statistic		250.5322
Durbin-Watson stat	2.104287	Prob(F-statistic)		0.000000

Inverted AR Roots	.88	.81	.41-.70i	.41+.70i
	-.41-.70i	-.41+.70i	-.81	
Inverted MA Roots	-.46			

## ХАВСРАЛТ 5. Хэрэглээний барааны сагсны бүлгүүдийн үнийн индекс тогтвортой улирлын хэлбэлзэлтэй эсэхийг шалгах тест

### 5.1 Ерөнхий хэрэглээний үнийн индекс

#### А) Бодит, зохицуулалт хийсэн ерөнхий хэрэглээний үнийн индекс болон улирлын хэлбэлзлийн индекс



#### В) Ерөнхий хэрэглээний үнийн индексийн тогтвортой улирлын хэлбэлзэлтэй эсэхийг шалгах тест

CPI\_GENERAL, PAGE 5, SERIES CPI\_GENERAL

##### D 8.A F-tests for seasonality

Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of Squares	Dgrs.of Freedom	Mean Square	F-Value
Between months	788.7590	11	71.70536	44.602**
Residual	138.2587	86	1.60766	
Total	927.0177	97		

\*\*Seasonality present at the 0.1 per cent level.

##### Nonparametric Test for the Presence of Seasonality Assuming Stability

Kruskal-Wallis Statistic	Degrees of Freedom	Probability Level
84.7355	11	0.000%

Seasonality present at the one percent level.

##### Moving Seasonality Test

Sum of Squares	Dgrs.of Freedom	Mean Square	F-value
----------------	-----------------	-------------	---------

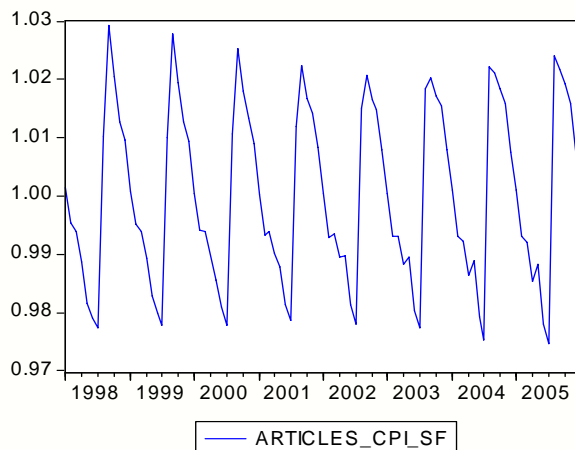
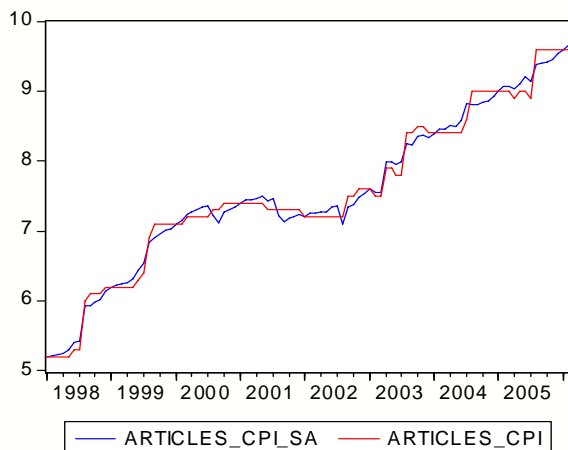
Between Years	61.9355	7	8.847930	10.568**
Error	64.4665	77	0.837228	

\*\*Moving seasonality present at the one percent level.

COMBINED TEST FOR THE PRESENCE OF IDENTIFIABLE SEASONALITY  
IDENTIFIABLE SEASONALITY PRESENT

## 5.2 Соёл, боловсролын бараа, үйлчилгээний ХҮИ

### А) Бодит, зохицуулалт хийсэн соёл, боловсролын бараа үйлчилгээний ХҮИ болон улирлын хэлбэлзлийн индекс



### В) Соёл, боловсролын бараа үйлчилгээний ХҮИ-ийн тогтвортой улирлын хэлбэлзэлтэй эсэхийг шалгах тест

ARTICLES\_CPI D 8.A F-tests for seasonality

Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of Squares	Dgrs.of Freedom	Mean Square	F-Value
Between months	233.0742	11	21.18857	20.950**
Residual	86.9807	86	1.01140	
Total	320.0550	97		

\*\*Seasonality present at the 0.1 per cent level.

Nonparametric Test for the Presence of Seasonality Assuming Stability

	Kruskal-Wallis Statistic	Degrees of Freedom	Probability Level
	77.1618	11	0.000%

Seasonality present at the one percent level.

Moving Seasonality Test

	Sum of Squares	Dgrs.of Freedom	Mean Square	F-value
Between Years	24.0600	7	3.437136	6.476**
Error	40.8648	77	0.530712	

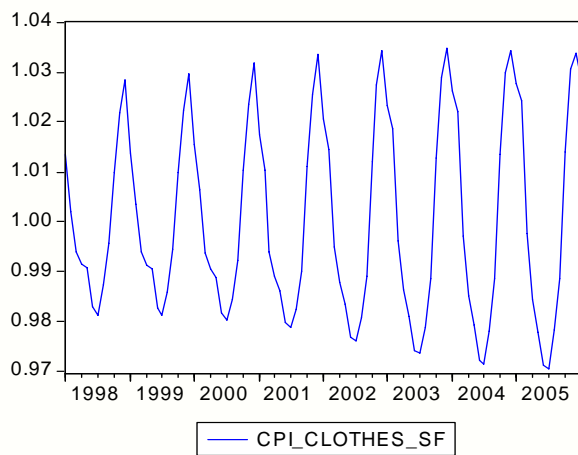
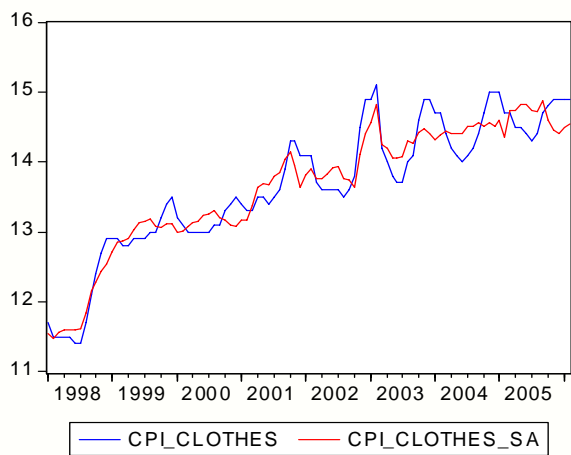
\*\*Moving seasonality present at the one percent level.

COMBINED TEST FOR THE PRESENCE OF IDENTIFIABLE SEASONALITY  
IDENTIFIABLE SEASONALITY PRESENT



### 5.3 Хувцас, гутал, бөс барааны ХҮИ

#### А) Бодит, зохицуулалт хийсэн Хувцас, гутал, бөс барааны ХҮИ болон улирлын хэлбэлзлийн индекс



#### В) Хувцас, гутал, бөс барааны ХҮИ-ийн тогтвортой улирлын хэлбэлзэлтэй эсэхийг шалгах тест

CPI\_CLOTHES D 8.A F-tests for seasonality

Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of Squares	Dgrs.of Freedom	Mean Square	F-Value
Between months	347.1801	11	31.56183	34.217**
Residual	79.3258	86	0.92239	
Total	426.5059	97		

\*\*Seasonality present at the 0.1 per cent level.

Nonparametric Test for the Presence of Seasonality Assuming Stability

Kruskal-Wallis Statistic	Degrees of Freedom	Probability Level
80.7422	11	0.000%

Seasonality present at the one percent level.

Moving Seasonality Test

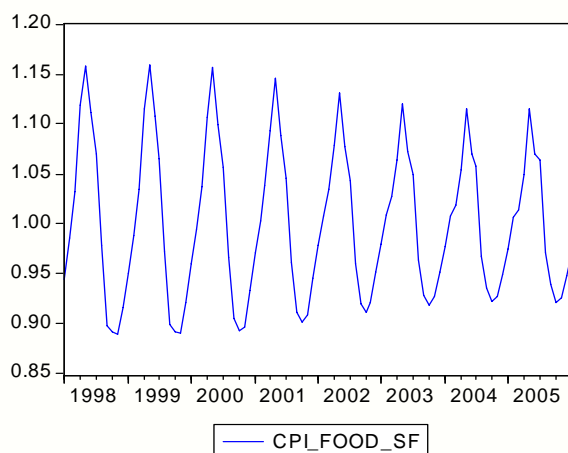
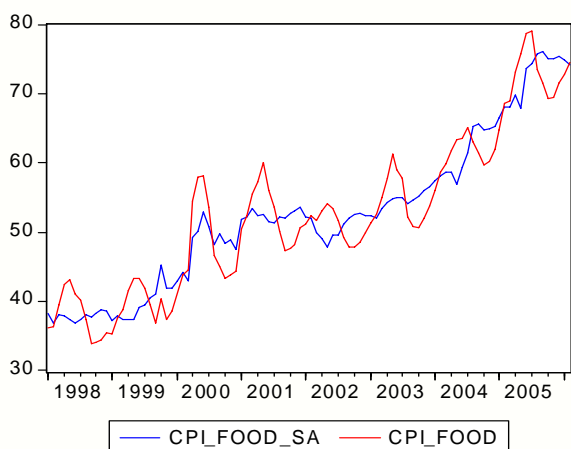
	Sum of Squares	Dgrs.of Freedom	Mean Square	F-value
Between Years	26.2724	7	3.753193	7.345**
Error	39.3448	77	0.510972	

\*\*Moving seasonality present at the one percent level.

COMBINED TEST FOR THE PRESENCE OF IDENTIFIABLE SEASONALITY  
IDENTIFIABLE SEASONALITY PRESENT

### 5.4 Хүнсний барааны ХҮИ

#### А) Бодит, зохицуулалт хийсэн Хүнсний барааны ХҮИ болон улирлын хэлбэлзлийн индекс



## В) Хүнсний барааны ХҮИ-ийн тогтвортой улирлын хэлбэлзэлтэй эсэхийг шалгах тест

CPI\_FOOD PAGE 5, SERIES CPI\_FOOD

### D 8.A F-tests for seasonality

Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of Squares	Dgrs.of Freedom	Mean Square	F-Value
Between months	5064.2413	11	460.38557	61.406**
Residual	644.7742	86	7.49737	
Total	5709.0155	97		

\*\*Seasonality present at the 0.1 per cent level.

Nonparametric Test for the Presence of Seasonality Assuming Stability

Kruskal-Wallis Statistic	Degrees of Freedom	Probability Level
86.3255	11	0.000%

Seasonality present at the one percent level.

Moving Seasonality Test

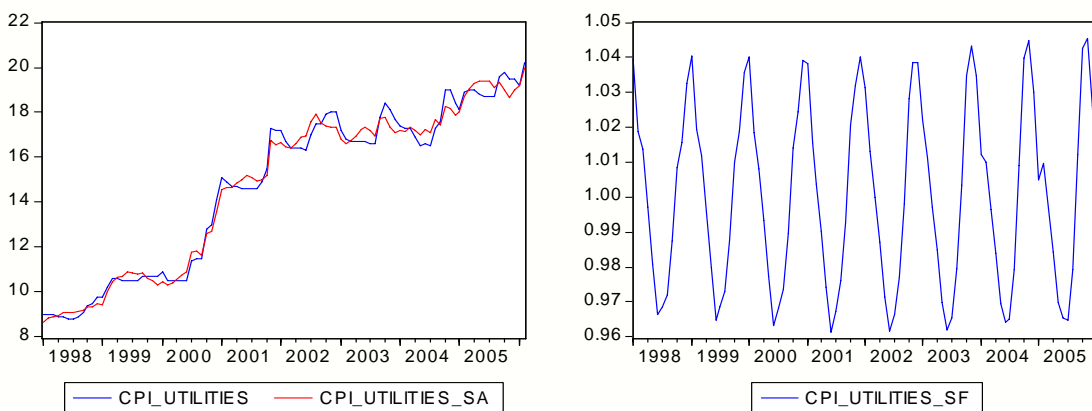
	Sum of Squares	Dgrs.of Freedom	Mean Square	F-value
Between Years	272.8196	7	38.974224	10.005**
Error	299.9431	77	3.895365	

\*\*Moving seasonality present at the one percent level.

COMBINED TEST FOR THE PRESENCE OF IDENTIFIABLE SEASONALITY  
IDENTIFIABLE SEASONALITY PRESENT

## 5.5 Орон сууц, түлш, цахилгааны ХҮИ

**А) Бодит, зохицуулалт хийсэн Орон сууц, түлш, цахилгааны ХҮИ болон улирлын хэлбэлзлийн индекс**



**В) Орон сууц, түлш, цахилгааны ХҮИ-ийн тогтвортой улирлын хэлбэлзэлтэй эсэхийг шалгах тест**

**CPI\_UTILITIES D 8.A F-tests for seasonality**

Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of Squares	Dgrs.of Freedom	Mean Square	F-Value
Between months	581.3181	11	52.84710	13.733**
Residual	330.9374	86	3.84811	
Total	912.2554	97		

\*\*Seasonality present at the 0.1 per cent level.

**Nonparametric Test for the Presence of Seasonality Assuming Stability**

Kruskal-Wallis Statistic	Degrees of Freedom	Probability Level
69.7470	11	0.000%

Seasonality present at the one percent level.

**Moving Seasonality Test**

	Sum of Squares	Dgrs.of Freedom	Mean Square	F-value
Between Years	29.1327	7	4.161813	1.459
Error	219.6660	77	2.852805	

No evidence of moving seasonality at the five percent level.

COMBINED TEST FOR THE PRESENCE OF IDENTIFIABLE SEASONALITY  
IDENTIFIABLE SEASONALITY PRESENT