

ИНФЛЯЦИЙН ДИНАМИК ЭГНЭЭГ СУДЛАХ, ТААМАГЛАХ: X-12-ARIMA УЛИРЛЫН ЗОХИЦУУЛАЛТЫН АРГА

Д. Ган-Очир, МБХ-ийн эдийн засагч

doojav_ganochir@yahoo.com

Хураангуй

Энэхүү судалгааны ажлаар хэрэглээний үнийн индекс (ХҮИ) болон инфляцийн динамик эгнээг тренд-мөчлөг, улирлын болон санамсаргүй хэлбэлзлээр задласан бөгөөд инфляцийн таамаглалыг хийхдээ 1998 оны 1 дүгээр сараас 2007 оны 9 дүгээр сарын хоорондох тоон өгөгдөл ашиглалаа. Судалгаанд X-12-ARIMA улирлын зохицуулалтын аргыг ашигласан болно.

Судалгаанаас дараахь дүгнэлтийг хийж болохоор байна. Үүнд:

- 1) ХҮИ тогтвортой улирлын хэлбэлзэлтэй бол жилийн инфляцид тогтвортой улирлын хэлбэлзэл байдаггүй;
- 2) ХҮИ-ийн динамикийн эгнээний өөрчлөлтийн дийлэнх хэсгийг тренд-мөчлөг болон улирлын хэлбэлзэл тодорхойлж байгаа бол жилийн инфляцийн динамик эгнээний дийлэнх хэсгийг тренд-мөчлөг болон санамсаргүй хэлбэлзэл тодорхойлж байна;
- 3) ХҮИ-д улирлын хэлбэлзэл хүчтэй ажиглагддаг бөгөөд 5 дугаар сард дунджаар 12.1 нэгжээр өсдөг бол, 10 дугаар сард дунджаар 10.2 нэгжээр буурдаг байна;
- 4) Манай орны ХҮИ-ийн динамик эгнээг $(0 \ 1 \ 1)(0 \ 1 \ 1)$ гэсэн ARIMA загвараар тайлбарлаж болохоор байна;
- 5) 2007 оны эцэст жилийн инфляци 90%-ийн магадлалтайгаар 13.70 ± 2.7 интервалд гарахаар байна. Жилийн инфляци 2008 оны 8 дугаар сар хүртэл 2 оронтой тоонд байхаар байгаа бөгөөд 2008 оны 9 дүгээр сар гэхэд инфляци 90%-ийн магадлалтайгаар 8.76 голчтой ± 5.2 интервалд гарахаар байна.

I. УДИРТГАЛ

Динамик эгнээний өөрчлөлтийг тренд-мөчлөгийн, улирлын болон санамсаргүй гэсэн 3 төрлийн хэлбэлзлээс үүдэлтэй гэж үзэж болно. Эдгээр хэлбэлзлийг нарийн зөв тооцооноор тухайн динамик эгнээнд ямар төрлийн хэлбэлзэл хэрхэн нөлөөлж байгааг ялган тодорхойлохоос гадна тус динамикийн хэтийн таамаглалыг илүү сайн хийх боломжтой болдог.

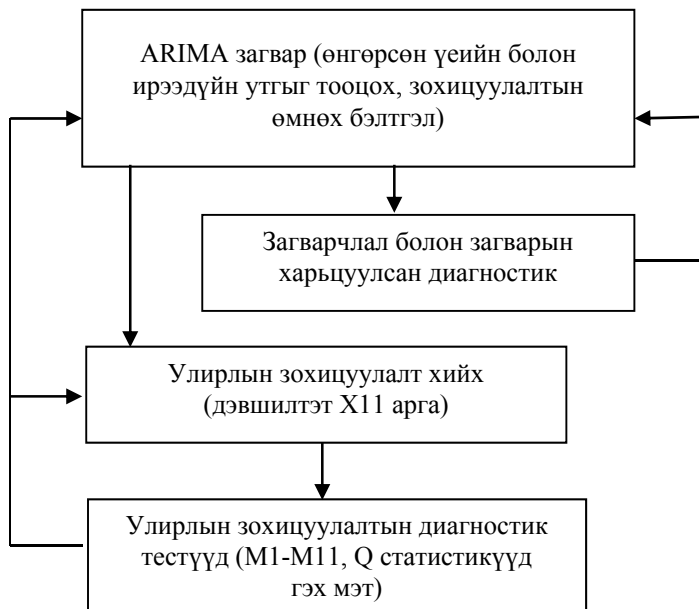
2007 оны эхний хагас жилд инфляци харьцангуй тогтвортой бага түвшинд байсан бол 7 дугаар сараас эхлэн харьцангуй хурдан өсч эхэлсэн. Иймд тус өсөлтийн шалтгааныг тренд-мөчлөгийн, улирлын болон санамсаргүй хэлбэлзлээр нь задлах, мөн ирэх саруудын инфляцийн таамаглалыг хийх нь өнөө үед чухал ач холбогдолтой болно гэж үзэн энэ судалгааг гүйцэтгэлээ.

Энэхүү судалгааны ажлаар X-12-ARIMA улирлын зохицуулалтын аргыг ашиглан хэрэглээний үнийн индекс болон инфляцийн динамик эгнээний өөрчлөлтийг тренд-мөчлөг, улирлын болон санамсаргүй хэлбэлзлээр задлан тодорхойлох, инфляцийн хэтийн таамаглалыг хийхийг зорьсон.

X-12-ARIMA арга нь сүүлийн үед бусад орны төв банк болон статистикийн төв газруудад динамик эгнээнд улирлын зохицуулалт хийх, түүнийг дээрх 3 төрлийн хэлбэлзлээр нь задлахад түгээмэл ашиглагдаж буй шинэлэг арга юм.

X-12-ARIMA аргыг ашиглан улирлын зохицуулалт хийх үйл ажиллагааны дарааллыг Зураг 1-т харууллаа.

Зураг 1. X-12-ARIMA улирлын зохицуулалтын аргын үйл ажиллагааны дараалал



X-12-ARIMA аргыг ашиглаж буй тохиолдолд тухайн динамик эгнээний ARIMA загварыг зөв тодорхойлох шаардлагатай бөгөөд үүний тулд диагностик тестүүд (үлдэгдлийн стандарт диагностик тестүүд болох автокорреляци, нормал тархалтын тестээс гадна log-likelihood, AIC, Hannan Quinn гэх мэт)-ийг өргөн ашигладаг. Ийнхүү ARIMA загварыг тодорхойлох нь улирлын зохицуулалт хийхээс өмнө үзүүлэлтийн таамаглал болон өнгөрсөн үеийн утгыг тодорхойлох ач холбогдолтой бөгөөд эдгээр утгыг улирлын зохицуулалтын X11 аргын анхны улирлын зохицуулалт (тус судалгааны 2.1 хэсгийн алхам 1)-нд ашигладаг. Өөрөөр хэлбэл ARIMA загварын үнэлгээний үр дүн болон загвараар бодогдсон өнгөрсөн болон ирээдүйн таамаглалыг ашиглан дэвшилтэт X11 аргаар өгөгдлийн улирлын зохицуулалтыг хийдэг¹. Улирлын зохицуулалт хийсний дараагаар улирлын хэлбэлзлийн диагностик тестүүд болох стандарт M1-M11, Q статистикүүд болон улирлын хэлбэлзлийн тогтвортой байдлыг шалгадаг. Эдгээр диагностик тестийн үр дүнг хүлээж авах боломжтой тохиолдолд улирлын зохицуулалт хийгдсэн үр дүнг ашиглах бөгөөд тестийн үр дүнг хүлээж авах боломжгүй тохиолдолд анхны ARIMA загварыг дахин үнэлэх эсвэл улирлын зохицуулалт хийж байгаа аргаа өөрчлөх замаар дахин үнэлгээг хийж, улирлын зохицуулалтын чанарын диагностик тестийг хангасан үр дүнг авч ашигладаг.

Судалгааны 2 дугаар хэсэгт ARIMA загвар болон улирлын зохицуулалтын дэвшилтэт X11 аргыг танилцуулна. 3 дугаар хэсэгт хэрэглээний үнийн индекс болон инфляцийн динамик эгнээг тренд-мөчлөгийн, улирлын ба санамсаргүй хэлбэлзлээр нь задална. Мөн ХҮИ болон инфляцийн 2007 оны 9 сараас 2008 оны 9 сарын хоорондох таамаглалыг хийнэ. Харин 4 дүгээр хэсэгт судалгааны үр дүнг нэгтгэсэн.

II. ЗАГВАР БОЛОН АРГА ЗҮЙ

2.1 Улирлын зохицуулалтын X-11 арга: Нийлбэрийн (additive) хэлбэр

Хэрэглээний үнийн индекс болон инфляцийн динамик эгнээг хэлбэлзэл тус бүрээр нь задлах үүднээс судалгаанд улирлын зохицуулалтын X-11 аргын аддитив буюу нийлбэр хэлбэрийг сонгон ашиглав. Энэ хэсэгт тус аргаар хэрхэн улирлын зохицуулалт хийж, хэрхэн хэлбэлзэл тус бүрээр задалдаг болохыг авч үзье.

Y_t өгөгдлийн динамик нь тренд-мөчлөг (T_t), улирлын хэлбэлзэл (S_t) болон санамсаргүй хэлбэлзэл (I_t)-ээс бүрдэх тул нийлбэр хэлбэрт дараахь байдалтай байна.

$$Y_t = T_t + S_t + I_t$$

Y_t өгөгдлөөс эдгээр 3 төрлийн хэлбэлзлийг задлан гаргахдаа дараахь 3 алхмаар хийдэг.

¹ ARIMA загварын үнэлэгдсэн коэффициентүүд ямар байхаас шалтгаалж улирлын зохицуулалт хийх шаталсан дунджийн эрэмбийг тодорхойлох хандлага бас бий.

Алхам 1. Анхны үнэлгээ

i) Анхны тренд үнэлгээг n хугацааны шаталсан дунджаар тооцно. Жишээлбэл, $n = 13$ тохиолдолд дараах байдлаар тооцдог:

$$T_t = (1/24)Y_{t-6} + (1/12)Y_{t-5} + \dots + (1/12)Y_t + \dots + (1/12)Y_{t+5} + (1/24)Y_{t+6}$$

ii) Анхны "SI харьцаа": $SI_t^{(1)} = Y_t - T_t^{(1)}$

iii) Анхны улирлын хэлбэлзлийн урьдчилсан бэлтгэлийг " $m \times k$ " улирлын шаталсан дунджаар тооцно. Жишээлбэл, " 3×3 " тохиолдолд дараах байдлаар тооцдог:

$$\hat{S}_t^{(1)} = (1/9)SI_{t-24}^{(1)} + (2/9)SI_{t-12}^{(1)} + (3/9)SI_t^{(1)} + (2/9)SI_{t+12}^{(1)} + (1/9)SI_{t+24}^{(1)}$$

iv) Анхны улирлын хэлбэлзэл:

$$\hat{S}_t^{(1)} = S_t^{(1)} - \left(\hat{S}_{t-6}^{(1)} / 24 + \hat{S}_{t-5}^{(1)} / 12 + \dots + \hat{S}_{t+5}^{(1)} / 12 + \hat{S}_{t+6}^{(1)} / 24 \right)$$

v) Анхны улирлын зохицуулалт: $A_t^{(1)} = Y_t - S_t^{(1)}$

Алхам 2. Улирлын хэлбэлзэл ба улирлын зохицуулалт

Алхам 2-ыг хийхээс өмнө $(2H + 1)$ хугацааны Henderson-ны фильтрийн жингүүд болох $h_j^{(2H+1)}$, $-H \leq j \leq H$, $(h_j = h_{-j})$ -ыг тодорхойлно².

i) Завсрын тренд: динамик эгнээнээс H тодорхойлогдсон тохиолдолд

$$T_t^{(2)} = \sum_{j=-H}^H h_j^{(2H+1)} A_{tj}^{(1)} \text{ байна.}$$

ii) Завсрын "SI харьцаа": $SI_t^{(2)} = Y_t - T_t^{(2)}$

iii) Улирлын хэлбэлзлийн урьдчилсан бэлтгэлийг " $j \times p$ " улирлын шаталсан дунджаар тооцно. Жишээлбэл, " 3×5 " тохиолдолд дараах байдлаар тооцдог.

$$\hat{S}_t^{(2)} = (1/15)SI_{t-36}^{(2)} + (2/15)SI_{t-24}^{(2)} + (3/15)SI_{t-12}^{(2)} + (3/15)SI_t^{(2)} + (3/15)SI_{t+12}^{(2)} + (2/15)SI_{t+24}^{(2)} + (1/15)SI_{t+36}^{(2)}$$

² Үүнийг хэрхэн тодорхойлдог тухай Findley болон бусад (1998), "New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal Adjustment Program"-аас дэлгэрэнгүй харах боломжтой.

iv) Улирлын хэлбэлзэл:

$$S_t^{(2)} = S_t^{(2)} - \left(\hat{S}_{t-6}^{(2)} / 24 + \hat{S}_{t-5}^{(2)} / 12 + \dots + \hat{S}_{t+5}^{(2)} / 12 + \hat{S}_{t+6}^{(2)} / 24 \right)$$

v) Улирлын зохицуулалт: $A_t^{(2)} = Y_t - S_t^{(2)}$

Алхам 3. Эцсийн Henderson тренд болон эцсийн санамсаргүй хэлбэлзэл

i) Эцсийн тренд: Динамик эгнээнээс H тодорхойлогдсон тохиолдолд Алхам 2-ыг ашиглан дараахь байдлаар тодорхойлно:

$$T_t^{(3)} = \sum_{j=-H}^H h_j^{(2H+1)} A_{tj}^{(2)}$$

ii) Эцсийн санамсаргүй хэлбэлзэл: $A_t^{(3)} = A_t^{(2)} - T_t^{(3)}$

Y_t динамик эгнээний тренд-мөчлөг, улирлын болон санамсаргүй хэлбэлзлийн үнэлэгдсэн задаргаа нь дараахь байдалтай байна.

$$Y_t = T_t^{(3)} + S_t^{(2)} + I_t^{(3)}$$

энд Y_t - бодит өгөгдөл, $T_t^{(3)}$ - үнэлэгдсэн тренд-мөчлөг, $S_t^{(2)}$ - үнэлэгдсэн улирлын хэлбэлзэл, $I_t^{(3)}$ - үнэлэгдсэн санамсаргүй хэлбэлзэл.

X-11 аргын Алхам 1-ыг хийхийн тулд Y_t динамик эгнээний хугацааны хоцролттой утга болон ирээдүйн таамаглал шаардлагатай болно. Иймд эдгээрийг нарийн зөв тодорхойлох зорилгоор ARIMA загварыг ашигладаг бөгөөд ингэснээр X-11-ARIMA арга болдог. Харин X-12-ARIMA аргын X-11-ARIMA-аас ялгарах давуу тал нь улирлын зохицуулалтын чанарын болон ARIMA загварыг тодорхойлох диагностик тестүүд сайжирсан, өгөгдлийн тренд-мөчлөг, улирлын болон санамсаргүй хэлбэлзлийн задаргааг олон хэлбэрт хийдэг болсон (үржвэр, нийлбэр, логарифм нийлбэр болон хийсвэр нийлбэр (pseudo additive), улирлын болон тренд-мөчлөгийн фильтрийн сонголт нэмэгдсэн зэрэгт оршино.

2.2 Ерөнхий болон ARIMA загвар

Түүвэрлэгдсэн үзүүлэлт болох Y_t -ын хувьд ерөнхий загварыг дараах хэлбэртэй гэж таамагладаг:

$$Y_t = X \beta + Y_t^*$$

энд X - тайлбарлагч хувьсагчдын матриц бөгөөд детерминистик хувьсагчид болох түүврийн огцом өөрчлөлтийн дамми хувьсагч (outlier) болон худалдааны өдөр (trading-day)-тэй холбоотой хүчин зүйлсийг агуулдаг. $Y_t^* - (p, d, q) \times (P, D, Q)_s$ эрэмбийн цэвэр ARIMA загвар байна. ARIMA загвар нь дараах байдлаар тодорхойлогдоно:

$$[1] \quad \phi_p(B)\Phi_p(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D \left(Y_t - \sum_{i=1}^{\tau} \beta_i x_{it} \right) = \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)a_t,$$

энд $\phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)$, $\theta(B) = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)$ нь харгалзан улирлын бус авторегресс болон шаталсан дундаж (moving average) процессын хоцролт, $\Phi_p(B) = (1 - \Phi_1 B - \dots - \Phi_p B^{Ps})$, $\Theta_Q(B^s) = (1 - \Theta_1 B - \dots - \Theta_Q B^{Qs})$ нь харгалзан улирлын авторегресс болон шаталсан дундаж процессын хоцролт (s-өгөгдлийн давтамжтай адил буюу улирлын өгөгдөл бол s=4, сарын өгөгдөл бол s=12 байна); B - хоцролтын операторыг илэрхийлэх бөгөөд $BY_t = Y_{t-1}$ -ыг илэрхийлнэ. $x_{it} \in X$ бөгөөд β_{it} - тайлбарлагч хүчин зүйлсийн коэффициент. a_t - white noise үлдэгдэл бөгөөд цаг хугацаанд хоорондоо хамааралгүй, тэг дундажтай, тогтмол σ_a^2 вариацийтай байна.

[1]-ийг тайлбарлавал, Y_t динамик эгнээнээс X -тэй холбоотой нөлөөллийг арилгаснаар тренд - мөчлөг, улирлын хэлбэлзэл болон санамсаргүй хэлбэлзэлтэй холбоотой хэсэг нь үлдэнэ $\left(Y_t - \sum_{i=1}^{\tau} \beta_i x_{it} \right)$. Үлдэх үзүүлэлтээс өмнөх оны мөн үеийн үзүүлэлтийг хасвал улирлын хэлбэлзлийн нөлөө арилна, түүний дараагаар тренд үлдэх бөгөөд үүнийг 1 үеийн өмнөх үзүүлэлтийг хасах замаар арилгана. Эдгээрийн дараа зөвхөн санамсаргүй хэлбэлзэл үлдэх бөгөөд үүнийг ARIMA загвар буюу инерци болон өмнөх үеийн шокоор тайлбарлаж болно.

Хэрвээ $\omega_t = (1-B)^d(1-B^s)^D \left(Y_t - \sum_{i=1}^{\tau} \beta_i x_{it} \right)$ гэсэн орлуулалт хийсэн тохиолдолд $\phi_p(B)\Phi_p(B^s)\omega_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)a_t$ болох бөгөөд үүнийг ашиглан [1]-ийг Y_t -ын хувьд бичвэл дараах байдалтай болно:

$$[2] \quad (1-B)^d(1-B^s)^D Y_t = \sum_{i=1}^{\tau} \beta_i \left\{ (1-B)^d(1-B^s)^D x_{it} \right\} + \omega_t \quad \text{энд}$$

$\omega_t \square i.i.d.N(0, \sigma^2)$.

[2] тэгшитгэлийн β_i , σ^2 болон $\phi_p(B)$, $\theta(B)$, $\Phi_p(B)$, $\Theta_Q(B^s)$ -ийн коэффициентүүдийг likelihood функцийн утга хамгийн их байхаар үнэлж тодорхойлдог. ARIMA нь нэг хувьсагчийн загвар тул үнэлэгдсэн коэффициентийг ашиглан Y_t -ын таамаглал болон өнгөрсөн үеийн утгыг тооцох боломжтой байдаг. Эдгээрийг 2.1-ын алхам 1-д харуулсан улирлын зохицуулалтын анхны үнэлгээнд ашигладаг.

III. ЭМПИРИК СУДАЛГААНЫ ХЭСЭГ

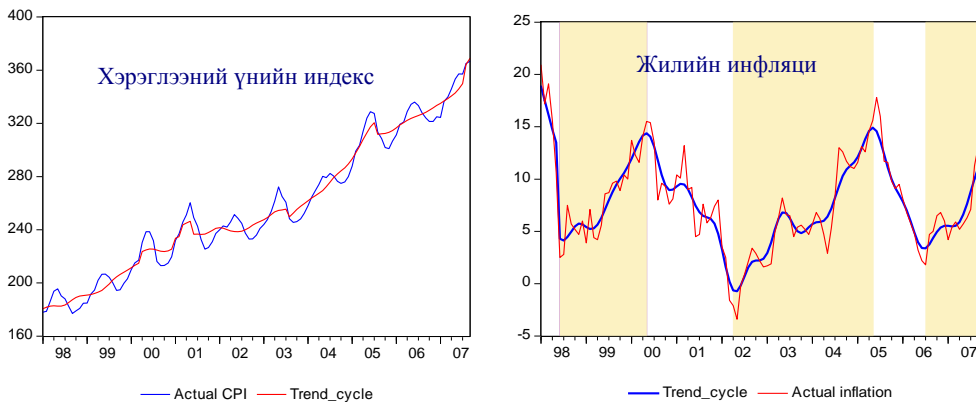
Тус судалгаанд 1995 оны 12 сарыг суурь болгосон (1995.12=100) хэрэглээний үнийн индексийн болон жилийн инфляцийн 1998 оны 1 дүгээр сараас 2007 оны 9 дүгээр сарын хоорондын тоон мэдээлэл буюу нийт 117 түүвэр нэгж ашиглав.

3.1 ХҮИ болон инфляцийн задаргаа: Тренд-мөчлөг, улирлын болон санамсаргүй хэлбэлзэл

ХҮИ болон инфляцийн задаргааг тодорхойлохдоо X-12-ARIMA программын улирлын зохицуулалтын X11 аргын нийлбэр тохиргоо болон тренд-мөчлөг, улирлын хэлбэлзлийг тодорхойлох филтэрүүд ($n, m \times k, j \times p, H$ гэх мэт)-ийн хувьд автомат тохиргоог ашиглав. Өөрөөр хэлбэл X-12-ARIMA программ IT (санамсаргүй хэлбэлзэл болон тренд-мөчлөг) болон IS (санамсаргүй хэлбэлзэл болон улирлын хэлбэлзэл) харьцаануудыг тооцон тэдгээрийн авах утга ямар интервалд байхаас шалтгаалан филтрийн зэргийг автоматаар сонгодог. Тус судалгаанд амралтын болон худалдааны өдрийн зохицуулалт хийгээгүй бөгөөд манай орны хувьд энэ төрлийн хэлбэлзлийн нөлөө сул гэж таамагласан. Харин түүврийн огцом өөрчлөлтийн дамми хувьсагчийг ашигласан бөгөөд ARIMA загварыг сонгохдоо үлдэгдлийн диагностик тестүүд болон AIC шинжүүрийг суурь болгосон. Судалгаанд (0 1 1)(0 1 1) гэсэн ARIMA загварыг ашиглав³.

Манай орны ХҮИ болон инфляцийн дийлэнх хэсгийг динамик эгнээний хувьд тренд-мөчлөг тодорхойлж байна (Зураг 1). Гэхдээ бодит утга болон тренд-мөчлөгийн хооронд зөрүү бага биш байгаа нь улирлын болон санамсаргүй хэлбэлзлээс хамааран өөрчлөгддөг болох нь тодорхой байна.

Зураг 1. Хэрэглээний үнийн индекс болон инфляци, тэдгээрийн тренд-мөчлөг

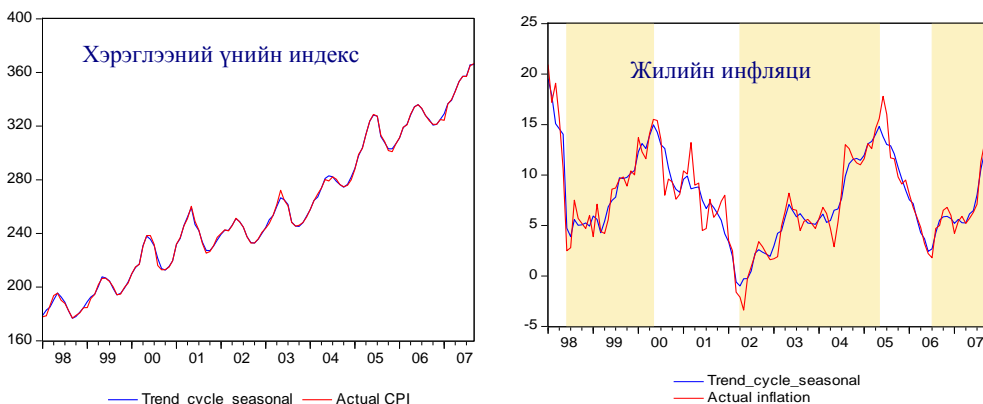


Эдгээр үзүүлэлтүүдийн аль алинд нь мөчлөг ажиглагдаж буй хэдий ч жилийн инфляцид мөчлөг илүүтэй ажиглагдаж байна. Одоогоор инфляци судалгаанд хамрагдсан түүврийн хугацааны 3 дахь удаагийн мөчлөгийнхөө өсөх хэсэг дээр явж байна. Мөчлөгийн өсөх хугацаа өмнөх 2 мөчлөгт ялгаатай байгаа хэдий ч 23-35 сар

³ Энэ загварыг нисэх онгоцны зорчигчдын загвар (Airline model) гэж нэрлэдэг.

байсан байна. Харин 3 дахь буюу одоогийн мөчлөгийн хувьд 15 сар үргэлжлээд байна. Иймд мөчлөг шинжээрээ цаашид инфляци хамгийн багаар бодоход 8-14 сар өсөх буюу харьцангуй өндөр түвшинд байхаар байна. Харин ХҮИ-ийн хувьд тренд шинж нь давамгайлах хандлагатай байна.

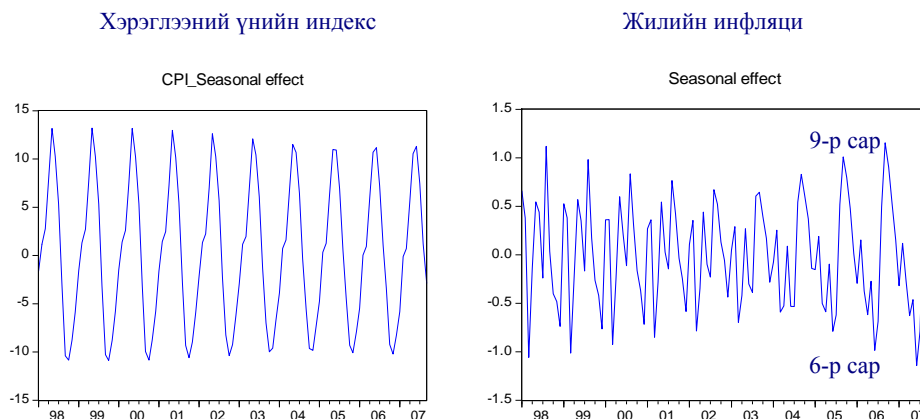
Зураг 2. Хэрэглээний үнийн индекс болон инфляци, тэдгээрийн тренд-мөчлөг- улирлын хэлбэлзэл



Хэрэглээний үнийн индексийг үндсэндээ түүний тренд-мөчлөг болон улирлын хэлбэлзэл тодорхойлдог байхаар байна. Харин жилийн инфляцийн хувьд тренд-мөчлөг болон улирлын хэлбэлзэл дийлэнх хэсгийг тодорхойлж буй хэдий ч бодит утга болон тренд-мөчлөг-улирлын хэлбэлзлийн хоорондын зөрүү өндөр байна. Өөрөөр хэлбэл, ХҮИ-ийн задаргаанд санамсаргүй хэлбэлзлийн эзлэх хувь харьцангуй бага бол инфляцийн хувьд харьцангуй өндөр байна (Зураг 2).

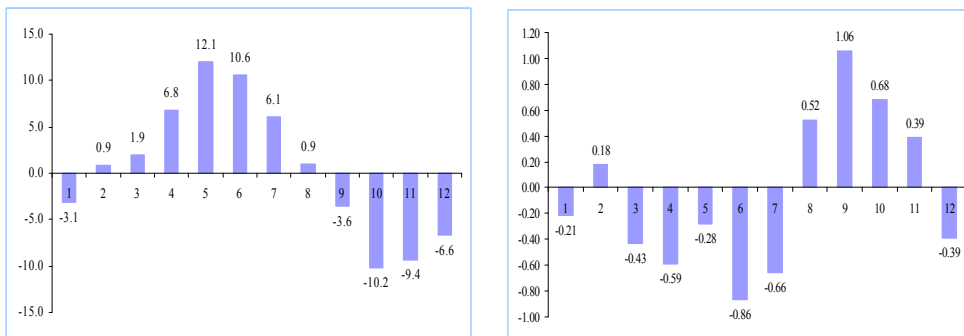
Нөгөө талаас Зураг 1 болон Зураг 2-ыг харьцуулан харвал ХҮИ-т улирлын хэлбэлзэл хүчтэй байдаг бол жилийн инфляцид бага байдаг нь харагдаж байна. Үүнийг улирлын зохицуулалтын диагностик тестийн үр дүн баталгаажуулсан буюу ХҮИ-ийн улирлын хэлбэлзэл тогтвортой бөгөөд тухайн хэлбэлзлийг статистикийн хувьд хүлээж авах боломжтойг харуулсан бол жилийн инфляцийн хувьд диагностик тестүүд улирлын хэлбэлзлийг хүлээн авах боломжгүй үр дүн харуулсан. Жилийн инфляцийн хувьд ийм үр дүн харуулсан нь түүнийг ХҮИ-ийн жилийн өөрчлөлтөөр тооцдог тул улирлын шинж чанартай үнийн өөрчлөлтийн зарим хэсэг нь тооцооллын үед арилснаар тайлбарлагдаж болох юм. Тестийн үр дүнгүүдийг Хавсралт 1-д харууллаа. Диагностик тест инфляцийн хувьд хангагдахгүй байгаа хэдий ч ХҮИ болон жилийн инфляцийн задаргааг судалж байгаа тул улирлын шинж чанартайгаар инфляци дунджаар ямар хэмжээгээр өөрчлөгддөг болохыг дараагийн хэсэгт үргэлжлүүлэн судалсан.

Зураг 3. Улирлын хэлбэлзлийн далайц



ХҮИ-ийн улирлын хэлбэлзэл улирлын шинж чанараас хамааран (-11.0)-ээс 13.0 нэгжийн хооронд хэлбэлзэж байна. Сүүлийн 3 жилд энэ хэлбэлзлийн далайц өмнөх жилүүдээс буурах хандлагатай байна. Харин жилийн инфляцийн хувьд улирлын шинж чанараас хамааран -1.1 нэгж хувиас 1.1 нэгж хувийн хооронд хэлбэлздэг байна. Сүүлийн 4 жилд улирлын хэлбэлзлээс шалтгаалан 9 дүгээр сард өсдөг, 6 дугаар сард буурдаг хэлбэлзлийн далайц өсөх хандлагатай байна (Зураг 3).

Зураг 4. Улирлын хэлбэлзлийн хэмжээ, дунджаар



ХҮИ улирлын хэлбэлзлээс шалтгаалан 2 дугаар сараас 8 дугаар сарын хооронд өсдөг бол 9 дүгээр сараас 1 дүгээр сарын хооронд ерөнхийдөө буурах хандлагатай байдаг байна. ХҮИ улирлын хэлбэлзлээс шалтгаалан 5 дугаар сард хамгийн өндөр буюу 12.1 нэгжээр өсдөг бол, 10 дугаар сард хамгийн өндөр буюу 10.2 нэгжээр буурдаг байна.⁴ Харин жилийн инфляцийн хувьд улирлын хэлбэлзлээс шалтгаалан 2 болон 8-11 дүгээр саруудад инфляци өсдөг бол бусад саруудад буурдаг байна. Инфляци улирлын хэлбэлзэлтэй холбоотойгоор 6 дугаар сард хамгийн өндөр буюу 0.86 нэгж хувиар

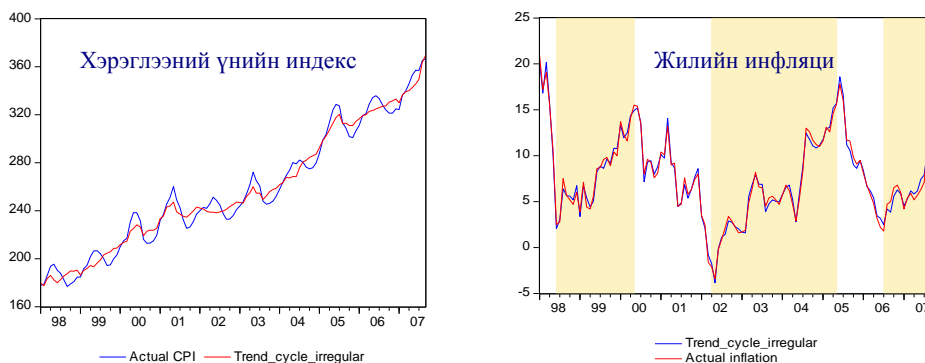
⁴ Эдгээрээс харахад ХҮИ хаврын саруудад өндөр нэгжээр өсч байгаа нь хавар махны үнэ огцом өсдөгөөр, харин намрын саруудад буурдаг нь хүнсний ногооны үнэ буурдагтай холбоотой байхаар байна.

буурдаг бол 9 дүгээр сард хамгийн өндөр буюу 1.06 нэгж хувиар өсдөг байна (Зураг 4).

Эдгээрээс нэгтгэн хэлэхэд сүүлийн 4 жилд ХҮИ 1 болон 4 дүгээр улиралд буурч, харин 2 болон 3 дугаар улиралд өссөн байна. Харин жилийн инфляци 1 болон 2 дугаар улиралд буурах хандлагатай, харин 3 болон 4 дүгээр улиралд ерөнхийдөө өсөх хандлагатай байна. Улирлын хэлбэлзлийн хэмжээнээс харахад бусад хүчин зүйлс тогтмол гэж үзвэл оны эцсийн инфляци 10 дугаар сарын инфляцитай ойролцоо гардаг байна. Учир нь улирлын хэлбэлзлээс шалтгаалан инфляцийн 11 сард өсөх хэмжээ нь 12 сард буурдаг хэмжээтэй тэнцүү байна. Гэхдээ амьдрал дээр зөрөх тохиолдол байх бөгөөд энэ нь бусад хүчин зүйлс болох тренд-мөчлөг болон санамсаргүй хэлбэлзлийн өөрчлөлтөөр тайлбарлагдана.

Зураг 5-аас харахад жилийн инфляцийн дийлэнх хэсгийг түүний тренд-мөчлөг болон санамсаргүй хэлбэлзэл тодорхойлохоор байна. Өмнө нь тайлбарласанчлан улирлын шинж чанартай бараа, үйлчилгээний үнийн өөрчлөлт жилийн инфляцид харьцангуй тод илрэхгүй байх талтай. Гэхдээ улирлын шинж чанараас хамааран инфляци өөрчлөгддөг болохыг Зураг 4-т харуулсан билээ. Харин ХҮИ-ийн хувьд бодит утга болон түүний тренд-мөчлөг ба санамсаргүй хэлбэлзлийн хамтын өөрчлөлтийн хоорондын зөрүү өндөр байна. Эдгээр нь инфляцийн задаргаанд улирлын хэлбэлзлийн эзлэх хувь харьцангуй бага бол ХҮИ-ийн задаргаанд санамсаргүй хэлбэлзлээс илүүтэй улирлын хэлбэлзэл өндөр жин эзэлдэг болохыг илэрхийлнэ.

Зураг 5. Хэрэглээний үнийн индекс болон инфляци, тэдгээрийн тренд-мөчлөг- санамсаргүй хэлбэлзэл

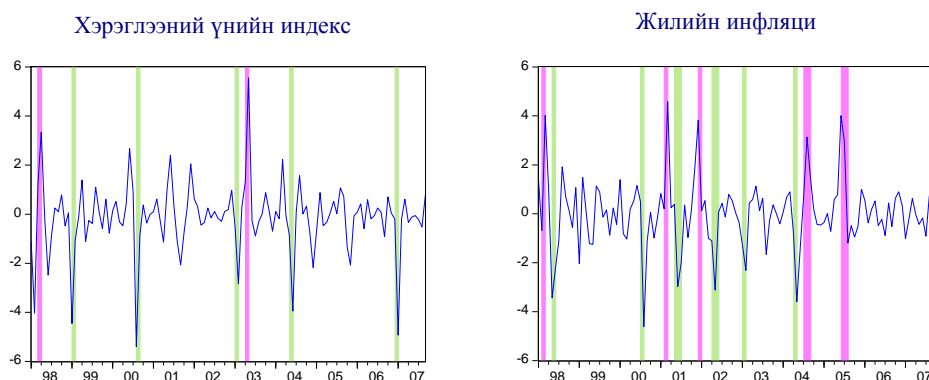


Нөгөө талаар тренд-мөчлөг болон санамсаргүй хэлбэлзэл нь улирлын зохицуулалт хийгдсэн утгыг илэрхийлэх тул Зураг 5 нь бодит утга болон улирлын зохицуулалт хийгдсэн утгын харьцуулалтыг илэрхийлнэ. Иймд эдийн засагт улирлын шинж чанартай холбоотой зарим бүтээгдэхүүн, үйлчилгээний үнэ өөрчлөгддөггүй байсан бол ХҮИ болон жилийн инфляци ямар байх байсныг Зураг 5-аас харьцуулан харах боломжийг олгоно. Эндээс харахад эдийн засаг дахь үнэ улирлын шинж чанартайгаар хүчтэй өөрчлөгддөг бөгөөд хаврын 4-6 саруудад бараа үйлчилгээний үнэ хурдан өсдөг, намрын 9-11 саруудад буурдаг байна. Энэхүү өөрчлөлт нь эдийн засгийн идэвхжилтэй давхцаж байгаа бөгөөд гол нь мах болон хүнсний ногооны үнийн өөрчлөлтөөр тайлбарлагдахаар байна.

Санамсаргүй хэлбэлзэл ба тухайн өгөгдлийн тренд-мөчлөг болон улирлын хэлбэлзлээр тайлбарлагдахгүй үлдэж байгаа хэсэг юм. ХҮИ-ийн санамсаргүй хэлбэлзэл өгөгдлийн бодит утгатай харьцуулахад бага буюу -5.4-өөс 5.6 нэгжийн хооронд хэлбэлзэж байна. Сүүлийн 3 жилд ХҮИ-т 2004 оны 5 дугаар сар болон 2007 оны 1 дүгээр сард огцом буурах санамсаргүй өөрчлөлт гарсан байна. Харин жилийн инфляцийн санамсаргүй хэлбэлзэл бодит утгатай харьцуулахад харьцангуй өндөр буюу -4.6 нэгж хувиас 4.6 нэгж хувийн хооронд хэлбэлзсэн байна. Сүүлийн 3 жилд санамсаргүй хэлбэлзлээс шалтгаалан инфляци 2004 оны 5 дугаар сард огцом буурсан бол 2004 оны 8 дугаар сар болон 2005 оны 6 дугаар сард огцом өссөн санамсаргүй өөрчлөлт гарсан байна (Зураг 6).

Инфляцийн задаргаанд санамсаргүй хэлбэлзлийн эзлэх хувь өндөр байгаа нь түүнийг таамаглахад хүндрэл учруулах бөгөөд манай орны хувьд санамсаргүй хэлбэлзэл өндөр байгааг шатахууны үнийн өөрчлөлт болон төгрөгийн ам.доллартай харьцах ханшны өөрчлөлттэй холбон тайлбарлаж болох юм.

Зураг 6. Санамсаргүй хэлбэлзлийн далайц, хэмжээ



Сүүлийн жилүүдэд шатахууны үнийн өсөлт болон төгрөгийн ханшийн хөдөлгөөн нь улирлын шинж чанар харгалзахгүй өөрчлөгдөж байгаа нь бараа, үйлчилгээний үнэ богино хугацаанд их хэмжээгээр өөрчлөгдөхөд шууд болон хүлээлтийн сувгаар дамжин нөлөөлж байна.

Хүснэгт 1-д 2007 оны эхний 9 сарын инфляцийн хэлбэлзлээр илэрхийлэгдэх задаргааг харууллаа.

Хүснэгт 1. Инфляцийн задаргаа: 2007 оны эхний 9 сар, хувиар

Сарууд	2007								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Бодит инфляци	4.2	5.4	5.9	5.2	5.7	6.3	7.1	11.3	13.2
Үүнээс:									
Тренд-мөчлөг	5.5	5.5	5.5	5.9	6.6	7.6	8.8	10.0	11.1
Улирлын хэлбэлзэл	-0.3	0.1	-0.3	-0.6	-0.5	-1.1	-0.8	0.5	1.2
Санамсаргүй хэлбэлзэл	-1.0	-0.2	0.6	-0.1	-0.4	-0.2	-0.9	0.8	0.9

Хүснэгт 1-ээс харахад 2007 оны 8, 9 дүгээр саруудад инфляци огцом өссөн нь тренд-мөчлөг өссөнтэй холбоотой байгаагаас гадна, улирлын хэлбэлзэл болон санамсаргүй хэлбэлзлүүд инфляцийг өсөхөд нөлөөлжээ. Өөрөөр хэлбэл, 2007 оны 9 дүгээр сард

инфляци 13.2 хувь гарсны 11.1 хувь нь тренд-мөчлөгөөс, 1.2 хувь нь улирлын хэлбэлзлээс, үлдсэн 0.9 нэгж нь санамсаргүй хэлбэлзлээс үүдэлтэй байжээ. 2007 оны эхний 7 сарын турш улирлын болон санамсаргүй хэлбэлзлүүд инфляцийг тренд-мөчлөг утгаас бууруулах чиглэлд нөлөөлж байсан бол 8 болон 9 дүгээр саруудад өсгөх чиглэлд нөлөөлсөн байна.

3.2 ARIMA загварын үнэлгээ, ХҮИ болон инфляцийн таамаглал

Судалгаанд ХҮИ болон инфляцийн динамикийг $(0 \ 1 \ 1)(0 \ 1 \ 1)$ гэсэн ARIMA загвараар судалсан бөгөөд ХҮИ-ийн загварын хувьд үлдэгдлийн диагностик тестүүдийг хангасан бол инфляцийн загварын хувьд үлдэгдлийн диагностик тестүүд хангагдахгүй байв. Иймд ХҮИ болон инфляцийн таамаглалыг ХҮИ-ийн ARIMA загварыг ашиглан тодорхойлох нь зүйтэй гэж үзсэн болно. ХҮИ-ийн үнэлгээнд өгөгдлийн огцом савалгааг арилгах зорилгоор дамми хувьсагчид (outlier)-ыг ашигласан. Дамми хувьсагчдын үнэлгээнээс харахад 2007 оны 8 дугаар сард ХҮИ огцом өссөн буюу дундаж трендийн утгаасаа 10.1 нэгжээр өссөн болохыг харуулж байна. Мөн дамми хувьсагчдын үнэлгээ 2000, 2001 болон 2003 онуудад ХҮИ нэлээд огцом савалгаатай байсан болохыг илэрхийлж байна. Эдгээр дамми хувьсагч болон ARIMA загварын үнэлгээг Хавсралт 2-ын А.1 хэсэгт харууллаа.

ХҮИ-ийн үнэлэгдсэн ARIMA загвар нь дараахь байдалтай байна:

$$(1-B)^1(1-B^{12})^1 \left(Y_t - \sum_{i=1}^{11} \beta_i x_{it} \right) = \theta_1(B) \Theta_1(B^{12}) a_t, \quad \theta_1 = -0.42, \quad \Theta_1 = 0.22, \\ [t \rightarrow 4.8] \quad [t \rightarrow 2.2]$$

$$a_t \sim N(0, \sigma^2),$$

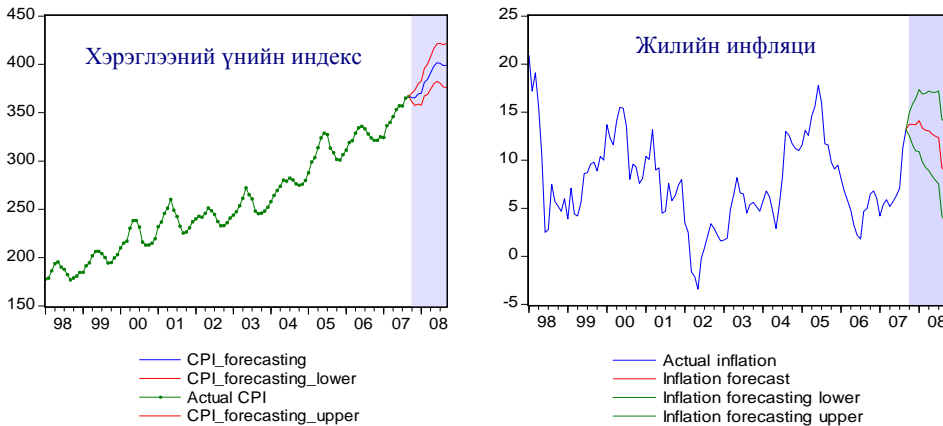
$$X \in \left\{ \begin{array}{l} \text{AO1999.01; LS2000.04; AO2000.08 ; LS2001.01; LS2001.03 ; LS2001.06 ; } \\ \text{AO2003.05; LS2003.08 ; AO2004.06 ; LS2005.08 ; LS2007.08} \end{array} \right\}$$

байна.

Загварын үлдэгдлүүд хоорондоо серийн хамааралгүй, үлдэгдэл нь нормаль гэсэн үр дүнг харуулсан тул ХҮИ-ийн $(0 \ 1 \ 1)(0 \ 1 \ 1)$ гэсэн ARIMA-аар таамаглал хийх боломжтой. Загварын диагностик тестүүдийн үр дүнг Хавсралт 2-ын А.2 хэсэгт, харин загварын таамаглалын утгыг Хавсралт 2-ын А.3 хэсэгт тус тус харуулав.

ХҮИ болон инфляцийн 2007 оны 10 дугаар сараас 2008 оны 9 дүгээр сарын хоорондын голч утгын таамаглал болон дээд, доод утгын итгэх интервал (95%-ийн магадлалтай)-ыг Зураг 7 -д харууллаа.

Зураг 7. ХҮИ болон инфляцийн таамаглал



Зураг 7-оос харахад ХҮИ болон инфляцийн таамаглал нь өмнөх үеийнхээ динамиктай нийцтэй байгаа бөгөөд жилийн инфляцийн хувьд мөчлөгийнхөө дагуу 2007 оны 9-р сараас хойш 5 сар өсөөд цааш буурахаар байгаа нь нийцтэй байна. Харин ХҮИ болон инфляцийн таамаглалын голч утга болон 95% болон 90%-ийн магадлалтайгаар орших интервалын утгыг Хүснэгт 2-т дэлгэрэнгүй харууллаа.

Хүснэгт 2. ХҮИ болон инфляцийн таамаглал, түүний итгэх интервал

	2007 он			2008 он								
	10	11	12	1	2	3	4	5	6	7	8	9
ХҮИ	365.6	365.6	369.4	370.1	381.5	384.5	391.1	398.2	401.8	401.2	398.9	398.9
95%*	± 4.8	± 8.2	± 10.6	± 12.5	± 14.2	± 15.4	± 17.0	± 18.3	± 19.4	± 20.6	± 22.1	± 22.8
90%**	± 4.0	± 6.9	± 8.9	± 10.5	± 11.9	± 13.1	± 14.3	± 15.3	± 16.3	± 17.2	± 18.3	± 19.1
Инфляци	13.76	13.73	13.70	14.12	13.37	13.09	13.07	12.73	12.49	12.36	9.25	8.76
95%*	± 1.5	± 2.5	± 3.3	± 3.9	± 4.2	± 4.7	± 4.9	± 5.2	± 5.4	± 5.8	± 5.9	± 6.2
90%**	± 1.2	± 2.1	± 2.7	± 3.2	± 3.5	± 3.9	± 4.1	± 4.3	± 4.6	± 4.8	± 5.0	± 5.2

*, ** 95%, 90%-ийн магадлалтайгаар буюу 5% болон 10%-ийн ач холбогдлын түвшинд итгэх интервалыг илэрхийлнэ.

Хүснэгт 2-оос харахад 2007 оны 10 дугаар сард жилийн инфляци өмнөх сараас 0.5 орчим нэгжээр өсч 13.76% буюу 90%-ийн магадлалтайгаар 13.76% ± 1.2% интервалд гарахаар байна. Харин 11, 12 саруудад инфляци бараг тогтвортой байхаар буюу 2007 оны эцэст инфляци 90%-ийн магадлалтайгаар 13.7% ± 2.7% интервалд гарахаар байна.

2008 оны хувьд 1 дүгээр сард хамгийн өндөр буюу 95%-ийн магадлалтайгаар инфляци 14.12 ± 3.9% интервалд гарахаар байна. Үүнээс цааш жилийн инфляци алгуур буурсаар 2008 оны 8 дугаар сард 1 оронтой тоонд очихоор байна. Түүнээс өмнө 1 оронтой тоонд инфляци буурах магадлал тун бага юм. Энэ нь жилийн инфляцийг тооцох аргачлалтай холбоотой буюу бараа, үйлчилгээний үнэ 2007 оны 8 дугаар сард огцом нэмэгдсэн тул 2008 оны 8 дугаар сар хүртэл жилийн инфляци өндөр гарахад хүрнэ. X-12-ARIMA программын хүрээнд 2008 оны 9 дүгээр сарыг дуустал буюу ирэх 12 сарын таамаглал хийх л боломжтой байлаа. Энэхүү аргаар 2008 оны эцсийн таамаглал хийх тохиолдолд 2007 оны 12 сарын тоон мэдээлэл гарах үед

эсвэл энд тодорхойлсон 2007 оны эцсийн таамаглал үнэн гэж итгэх буюу энэ таамаглалаа дахин ашиглан хийх боломжтой юм.

IV. СУДАЛГААНЫ ҮР ДҮН

Тухайн судалгаанд 1998 оны 1 дүгээр сараас 2007 оны 9 дүгээр сарын хоорондох ХҮИ болон жилийн инфляцийн тоон өгөгдөл хамрагдсан бөгөөд улирлын зохицуулалтын X-12-ARIMA аргачлалыг ашиглан ХҮИ болон инфляцийн динамик эгнээг судлан, тэдгээрийн таамаглалыг хийхийг оролдлоо. Судалгааны чухал үр дүнгүүд дараах байдалтай гарсан. Үүнд:

- ХҮИ тогтвортой улирлын хэлбэлзэлтэй бол жилийн инфляцид тогтвортой улирлын хэлбэлзэл байдаггүй. Гэхдээ ХҮИ-ийн улирлын хэлбэлзлийн далайц харьцангуй буурч байгаа бол инфляцийн улирлын хэлбэлзлийн далайц 6 болон 9 дүгээр саруудын хувьд нэмэгдэж байна;
- ХҮИ-ийн динамикийн дийлэнх хэсгийг тренд-мөчлөг болон улирлын хэлбэлзэл тодорхойлж байгаа бол, жилийн инфляцийн дийлэнх хэсгийг тренд-мөчлөг болон санамсаргүй хэлбэлзэл тодорхойлж байна;
- ХҮИ улирлын хэлбэлзлээс шалтгаалан 5 дугаар сард дунджаар 12.1 нэгжээр өсдөг бол, 10 дугаар сард 10.2 нэгжээр буурдаг байна. Энэ нь хаврын саруудад махны үнэ өсдөг, намрын саруудад ногооны үнэ буурдагаар тайлбарлагдаж болохоор байна;
- Манай орны ХҮИ -ийн динамикийг $(0\ 1\ 1)(0\ 1\ 1)$ гэсэн ARIMA загвараар тайлбарлаж болохоор буюу тус загвар диагностик тестүүдийг хангаж байна;
- 2007 оны эцэст жилийн инфляци 90%-ийн магадлалтайгаар 13.70 ± 2.7 интервалд, 95%-ийн магадлалтайгаар 13.70 ± 3.3 интервалд оршихоор байна. Жилийн инфляци 2008 оны 8 дугаар сар хүртэл 2 оронтой тоонд байхаар байгаа бөгөөд 2008 оны 9 дүгээр сар гэхэд инфляци 90%-ийн магадлалтайгаар 8.76 голчтой ± 5.2 интервалд гарахаар байна;
- X-12-ARIMA улирлын зохицуулалтын аргыг динамик эгнээний ямар ч өгөгдөлд ашиглах боломжтой тул улирлын хэлбэлзлийн индексийг тодорхойлох, улирлын зохицуулалт хийх болон цаашдын таамаглалд өргөн ашиглах боломжтой хялбар арга юм. Иймд энэ аргыг өдөр тутмын ажлын хэрэгцээнд түгээмэл ашиглах нь зүйтэй.

СУДАЛГААНД АШИГЛАСАН БОЛОН ДУРЬДАГДСАН НОМ ХЭВЛЭЛ

- [1] David F. Findley, Brian C. Monsell, William R. Bell, Mark C. Otto and Bor-Chung Chen (1998), "New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal Adjustment Program", U.S. Bureau of the Census;
- [2] "X-12-ARIMA Reference Manual" (2006), Time Series Staff Statistical Research Division, U.S. Census Bureau;
- [3] Dominique LADIRAY, Benoît QUENNEVILLE (1999), "Understanding the X11 Method: The Various Tables";
- [4] "Task Force on Seasonal Adjustment" Final Report (2000), European Central Bank;
- [5] J. Lothian and M. Morry (1978), "A Set of Quality Control Statistics for X-11-ARIMA Seasonal Adjustment Method", Seasonal Adjustment and Time Series Analysis Staff Statistics Canada;
- [6] David F. Findley, Brian C. Monsell, Holly B. Shulman, and Marian G. Pugh (1990), "Sliding-Spans Diagnostics for Seasonal and Related Adjustments", Journal of the American Statistical Association, Vol. 85, No 410;
- [7] Materials of seminar on "X-12-ARIMA- Seasonal Adjustment of Economic Data", Deutsche Bundesbank;
- [8] Б.Лхагважав (2002), "Хэлбэлзлийг мультипликатив загвараар тооцох нь: банкнаас гадуурхи мөнгөний жишээн дээр", Судалгааны ажил № 2, Монголбанк;

ХАВСРАЛТ 1. УЛИРЛЫН ХЭЛБЭЛЗЛИЙН ДИАГНОСТИК ТЕСТҮҮД**А. ХҮИ-ийн хувьд:****А.1 Улирлын хэлбэлзлийн тогтвортой байдлыг шалгах F тест**

F-tests for ity

Test for the presence of ity assuming stability.

	Sum of Squares	Dgrs.of Freedom	Mean Square	F-Value
Between months	6486.4602	11	589.67820	135.404**
Residual	457.2705	105	4.35496	
Total	6943.7307	116		

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

Nonparametric Test for the Presence of ity Assuming Stability

Kruskal-Wallis Statistic	Degrees of Freedom	Probability Level
107.3066	11	0.000%

Seasonality present at the one percent level.

Moving ity Test

	Sum of Squares	Dgrs.of Freedom	Mean Square	F-value
Between Years	12.3811	8	1.547634	0.498
Error	273.4049	88	3.106874	

No evidence of moving ity at the five percent level.

COMBINED TEST FOR THE PRESENCE OF IDENTIFIABLE ITY

IDENTIFIABLE ITY PRESENT

Тестийн үр дүн тогтвортой улирлын хэлбэлзэл байгааг харуулж байна.

А.2 Улирлын зохицуулалтын чанарыг шалгах статистикууд

F 3. Monitoring and Quality Assessment Statistics

All the measures below are in the range from 0 to 3 with an acceptance region from 0 to 1.

1. The relative contribution of the irregular over three months span (from Table F 2.B). $M1 = 0.081$

- | | |
|--|-------------|
| 2. The relative contribution of the irregular component to the stationary portion of the variance (from Table F 2.F). | M2 = 0.058 |
| 3. The amount of month to month change in the irregular component as compared to the amount of month to month change in the trend-cycle (from Table F2.H). | M3 = 0.000 |
| 4. The amount of autocorrelation in the irregular as described by the average duration of run (Table F 2.D). | M4 = 1.000 |
| 5. The number of months it takes the change in the trend-cycle to surpass the amount of change in the irregular (from Table F 2.E). | M5 = 0.000 |
| 6. The amount of year to year change in the irregular as compared to the amount of year to year change in the (from Table F 2.H). | M6 = 0.583 |
| 7. The amount of moving ity present relative to the amount of stable ity (from Table F 2.I). | M7 = 0.177 |
| 8. The size of the fluctuations in the component throughout the whole series. | M8 = 0.441 |
| 9. The average linear movement in the component throughout the whole series. | M9 = 0.416 |
| 10. Same as 8, calculated for recent years only. | M10 = 0.710 |
| 11. Same as 9, calculated for recent years only. | M11 = 0.710 |

*** ACCEPTED *** at the level 0.30

*** Check the 1 above measures which failed.

*** Q (without M2) = 0.33 ACCEPTED.

M(i) болон Q статистикууд 0-оос 1-ийн хооронд орших тохиолдолд тухайн улирлын зохицуулалтыг ашиглах боломжтой гэж үздэг. Эдгээр статистикууд энэ нөхцлийг хангаж байна.

В. Жилийн инфляцийн хувьд:**В.1 Улирлын хэлбэлзлийн тогтвортой байдлыг шалгах F тест**

F-tests for ity

Test for the presence of ity assuming stability.

	Sum of Squares	Dgrs.of Freedom	Mean Square	F-Value
Between months	15.8090	11	1.43718	0.636
Residual	237.2647	105	2.25966	
Total	253.0737	116		

No evidence of stable seasonality at the 0.1 per cent level.

Nonparametric Test for the Presence of ity Assuming Stability

Kruskal-Wallis Statistic	Degrees of Freedom	Probability Level
7.8703	11	72.487%

No evidence of ity at the one percent level.

Moving ity Test

	Sum of Squares	Dgrs.of Freedom	Mean Square	F-value
Between Years	6.2396	8	0.779953	0.944
Error	72.6732	88	0.825832	

No evidence of moving seasonality at the five percent level.

COMBINED TEST FOR THE PRESENCE OF IDENTIFIABLE ITY

IDENTIFIABLE ITY NOT PRESENT

Тестийн үр дүн улирлын хэлбэлзэл тогтворгүй буюу улирлын хэлбэлзлийг тогтвортой гэж хүлээн авах боломжгүй байна.

В.2 Улирлын зохицуулалтын чанарыг шалгах статистикууд

F 3. Monitoring and Quality Assessment Statistics

All the measures below are in the range from 0 to 3 with an acceptance region from 0 to 1.

1. The relative contribution of the irregular over three months span (from Table F 2.B). $M1 = 2.619$

- | | |
|--|-------------|
| 2. The relative contribution of the irregular component to the stationary portion of the variance (from Table F 2.F). | M2 = 0.525 |
| 3. The amount of month to month change in the irregular component as compared to the amount of month to month change in the trend-cycle (from Table F2.H). | M3 = 0.240 |
| 4. The amount of autocorrelation in the irregular as described by the average duration of run (Table F 2.D). | M4 = 0.829 |
| 5. The number of months it takes the change in the trend-cycle to surpass the amount of change in the irregular (from Table F 2.E). | M5 = 0.470 |
| 6. The amount of year to year change in the irregular as compared to the amount of year to year change in the (from Table F 2.H). | M6 = 0.558 |
| 7. The amount of moving ity present relative to the amount of stable ity (from Table F 2.I). | M7 = 2.594 |
| 8. The size of the fluctuations in the component throughout the whole series. | M8 = 1.969 |
| 9. The average linear movement in the component throughout the whole series. | M9 = 1.899 |
| 10. Same as 8, calculated for recent years only. | M10 = 2.532 |
| 11. Same as 9, calculated for recent years only. | M11 = 2.532 |

*** REJECTED *** at the level 1.56

*** Check the 6 above measures which failed.

*** Q (without M2) = 1.70 REJECTED.

M(i) болон Q статистикууд 0-оос 1-ийн хооронд орших тохиолдолд тухайн улирлын зохицуулалтыг ашиглах боломжтой гэж үздэг. Эдгээр статистикууд энэ нөхцлийг хангахгүй байна.

ХАВСРАЛТ 2. ARIMA ЗАГВАРЫН ҮНЭЛГЭЭ, ДИАГНОСТИК ТЕСТ БОЛОН ТААМАГЛАЛ

А. 1 ARIMA загвар, түүний үнэлгээ

MODEL DEFINITION

Transformation

No transformation

Regression Model

AO1999.01 + LS2000.04 + AO2000.08 + LS2001.01 + LS2001.03 + LS2001.06 +

AO2003.05 + LS2003.08 + AO2004.06 + LS2005.08 + LS2007.08

ARIMA Model

(0 1 1)(0 1 1)

regARIMA Model Span

From 1998.Jan to 2007.Sep

MODEL ESTIMATION/EVALUATION

Exact ARMA likelihood estimation

Max total ARMA iterations 200

Max ARMA iter's w/in an IGLS iterati 40

Convergence tolerance 1.00E-05

OUTLIER DETECTION

From 1998.Jan to 2007.Sep

Observations 117

Types AO and LS

Method add one

Critical |t| for AO outliers 3.85

Critical |t| for LS outliers 3.85

No AO or LS outliers identified

Largest outlier t-value : -3.15881 (AO2007.Jan)

Average absolute percentage error in within-sample forecasts:

Last year: 0.86 Last-1 year: 4.51 Last-2 year: 2.84

Last three years: 2.74

Estimation converged in 14 ARMA iterations, 125 function evaluations.

Regression Model

Variable	Parameter Estimate	Standard Error	t-value
AO1999.01	-5.1315	1.19226	-4.30
LS2000.04	7.0985	1.72183	4.12
AO2000.08	-5.2709	1.00270	-5.26
LS2001.01	6.7560	1.72509	3.92
LS2001.03	7.4584	1.74356	4.28
LS2001.06	-10.6129	1.70384	-6.23
AO2003.05	5.2160	1.05262	4.96
LS2003.08	-7.5364	1.72581	-4.37
AO2004.06	-3.6790	1.06146	-3.47
LS2005.08	-10.4781	1.73292	-6.05
LS2007.08	10.1189	2.21855	4.56

ARIMA Model: (0 1 1)(0 1 1)

Non differences: 1

differences: 1

Parameter	Estimate	Standard Errors
Non MA		
Lag 1	-0.4244	0.08829
MA		
Lag 12	0.2183	0.09828
Variance	0.57006E+01	

Likelihood Statistics

Effective number of observations (nefobs) 104

Number of parameters estimated (np)	14
Log likelihood (L)	-238.4711
AIC	504.9422
AICC (F-corrected-AIC)	509.6613
Hannan Quinn	519.9407
BIC	541.9637

A. 2 ARIMA загварын диагностик тестүүд

DIAGNOSTIC CHECKING

Sample Autocorrelations of the Residuals

Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
ACF	0.01	0.03	-0.02	-0.01	0.08	-0.05	0.12	-0.04	-0.09	0.11	0.05	0.04
SE	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10
Q	0.01	0.08	0.11	0.13	0.90	1.15	2.88	3.10	4.05	5.38	5.68	5.84
DF	0	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
P	0.000	0.000	0.736	0.936	0.826	0.885	0.719	0.796	0.775	0.717	0.772	0.828
Lag	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
ACF	-0.19	-0.18	-0.03	-0.03	0.04	0.10	-0.14	-0.03	-0.08	0.16	-0.10	-0.16
SE	0.10	0.11	0.11	0.11	0.11	0.11	0.11	0.11	0.11	0.11	0.11	0.12
Q	10.18	13.97	14.08	14.22	14.45	15.66	18.38	18.52	19.40	22.72	23.98	27.66
DF	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22
P	0.514	0.302	0.368	0.434	0.492	0.477	0.365	0.422	0.432	0.303	0.294	0.187
Lag	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36
ACF	0.06	-0.11	0.13	-0.02	-0.03	-0.02	-0.11	0.03	0.01	-0.05	-0.14	-0.13
SE	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12
Q	28.10	29.67	32.14	32.22	32.32	32.41	34.29	34.45	34.47	34.80	37.78	40.50
DF	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34
P	0.212	0.196	0.154	0.186	0.220	0.258	0.229	0.263	0.305	0.336	0.260	0.205

The P-values approximate the probability of observing a Q-value at least this large when the model fitted is correct. When DF is positive, small values of P, customarily those below 0.05, indicate model inadequacy.

Sample Autocorrelations of the Residuals

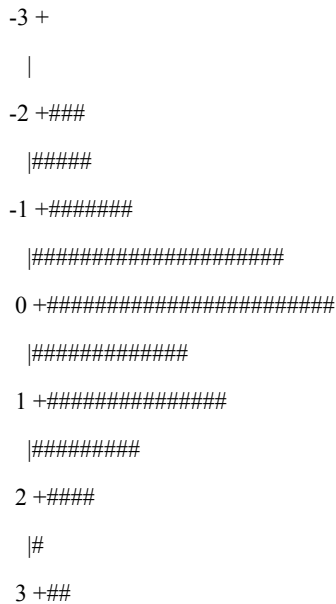
	-1.0	-0.8	-0.6	-0.4	-0.2	0.0	0.2	0.4	0.6	0.8	1.0
	+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+										
1					.		.				0.009
2					.	X	.				0.026
3					.		.				-0.017
4					.		.				-0.013
5					.	XX	.				0.083
6					.	X	.				-0.048
7					.	XXX	.				0.123
8					.	X	.				-0.045
9					.	XX	.				-0.090
10					.	XXX	.				0.107
11					.	X	.				0.051
12	-----				.	X	.	-----			0.037
13						XXXXX	.				-0.189
14						.XXXXX	.				-0.176
15					.	X	.				-0.029
16					.	X	.				-0.033
17					.	X	.				0.043
18					.	XX	.				0.097
19					.	XXXXX	.				-0.145
20					.	X	.				-0.033
21					.	XX	.				-0.081
22					.	XXXX	.				0.157
23					.	XX	.				-0.096
24	-----				.	XXXXX	.	-----			-0.163
25					.	X	.				0.056
26					.	XXX	.				-0.105
27					.	XXX	.				0.131
28					.	X	.				-0.023
29					.	X	.				-0.026
30					.	X	.				-0.024

31	. XXX .	-0.112
32	. X .	0.032
33	. .	0.011
34	. X .	-0.046
35	. XXX .	-0.137
36	----- . XXX .-----	-0.129

NOTE: X-12-ARIMA will not compute the ACF of the squared residuals for a set of residuals that is less than ten years long.

Histogram of the Standardized and Mean-Centered Residuals

Standard Deviations Frequency



One '#'= 1 observation[s]

Summary Statistics for the Unstandardized Residuals

Minimum	-5.420
Maximum	6.320
Median	-0.238
Robust Std Dev	2.357

Normality Statistics for regARIMA Model Residuals:

Number of residuals : 104

Geary's a : 0.8059

Kurtosis : 3.0322

No indication of lack of normality.

A.3 ARIMA загварын таамаглал

FORECASTING

Origin 2007.Sep

Number 12

Forecasts and Standard Errors

Date	Forecast	Standard Error
2007.Oct	365.59	2.420
2007.Nov	365.58	4.174
2007.Dec	369.44	5.384
2008.Jan	370.13	6.368
2008.Feb	381.45	7.220
2008.Mar	384.68	7.981
2008.Apr	391.12	8.675
2008.May	398.24	9.318
2008.Jun	401.77	9.919
2008.Jul	401.15	10.486
2008.Aug	398.47	11.100
2008.Sep	398.85	11.609

Confidence intervals with coverage probability (0.95000)

Date	Lower	Forecast	Upper
2007.Oct	360.84	365.59	370.33

2007.Nov	357.40	365.58	373.76
2007.Dec	358.89	369.44	380.00
2008.Jan	357.65	370.13	382.62
2008.Feb	367.30	381.45	395.60
2008.Mar	369.04	384.68	400.32
2008.Apr	374.12	391.12	408.12
2008.May	379.98	398.24	416.51
2008.Jun	382.33	401.77	421.21
2008.Jul	380.59	401.15	421.70
2008.Aug	376.72	398.47	420.23
2008.Sep	376.09	398.85	421.60
