



ХАНШИЙН ИНФЛЯЦИД ҮЗҮҮЛЭХ НӨЛӨӨЛӨЛ

*Боловсруулсан: МБСГ, СХ-ийн ахлах эдийн засагч Л.Даваажаргал
2015 он*

*Энэ судалгаанд дурдагдсан аливаа дүгнэлт, дэвшүүлсэн санал нь
зөвхөн судлаачийн хувийн байр суурийг илэрхийлэх бөгөөд
Монголбанкны байр суурийг илэрхийлэх албагүй болно.*

ХАНШИЙН ИНФЛЯЦИД ҮЗҮҮЛЭХ НӨЛӨӨЛӨЛ

I. Танилцуулга

Сүүлийн жилүүдэд манай улсын гадаадын шууд хөрөнгө оруулалт огцом буурч экспортын гол түүхий эд, нүүрсний үнэ унасан, төсвийн эдийн засгийн мөчлөг дагасан бодлогын улмаас ханш хүчтэй суларсан.

Ерөнхийдөө гадаадын шууд хөрөнгө оруулалт, худалдааны нөхцөл зэрэг гадаад хүчин зүйлүүдээс хамаарч ханш хэлбэлздэг. Гэхдээ дотоод хүчин зүйлүүд болох төсөв болон мөнгөний бодлогоос хамааран ханшид үзүүлэх нөлөө нь өөр өөр байж болох талтай.

Энэ судалгааны зорилго нь ханшийн инфляцид үзүүлэх нөлөөллийг Марков дэглэмийн шилжилтийн регресс болон цаг хугацааны хувьд өөрчлөгддөг бүтцийн вектор авторегрессийн аргаар судлахад оршино.

Ханшийн инфляцид дамжих нөлөөллийг шугаман бус арга болох Марков-ийн дэглэмийн шилжилт болон цаг хугацааны хувьд өөрчлөгддөг Bayes-ийн бүтцийн вектор авто регрессийн аргаар тооцлоо.

Ханшийн инфляцид дамжих нөлөөлөл нь эдийн засаг ямар дэглэмд байгаагаас хамаарч өөр өөр байна. Тухайлбал гадаадын шууд хөрөнгө оруулалт нэмэгдэж ханш чангарч байх үед ханшийн дамжих нөлөөлөл нь сул буюу 0.16 хувь байна.

Харин цалингаар дамжсан сангийн мөчлөг дагасан бодлого энэ үед инфляцид хүчтэй нөлөөлж байна. Түүнчлэн цалин-инфляци-цалин гэсэн цикл маш хүчтэй явагдаж эрэлтийг өдөөн инфляцийг 2 оронтой тооноос буулгаагүй.

Харин гадаадын шууд хөрөнгө оруулалт татарч эдийн засгийн идэвхжил буурсан нөхцөл буюу дэглэм 1-д ханшийн дамжих нөлөөлөл 2 дахин их буюу 0.3 хувьтай байна.

Дэглэм 2 буюу 2007:3-2012 онуудад цалингийн өсөлт инфляцийг хүчтэй тодорхойлж байсан бол дэглэм 1 буюу 2013-2014 онуудад ханш гол тоглогч болсон байна.

Судалгааны ажил 4 хэсгээс бүрдэнэ. 2-р хэсэгт Марков дэглэмийн шилжилтийн регрессийн онол болон үр дүнг танилцуулж, 3-р хэсэгт цаг хугацааны хувьд өөрчлөгддөг бүтцийн вектор авторегрессийн загварыг танилцуулж үр дүнг харуулсан бөгөөд сүүлийн хэсэгт дүгнэлтийг орууллаа.

II. Судлагдсан байдал

Шилжилтийн эдийн засагтай, хөгжиж буй орнууд болон уул уурхайгаас хамааралтай эдийн засагтай улсуудын ханшийн инфляцид үзүүлэх нөлөөллийг

тооцсон судалгаануудыг харьцуулан хүснэгт 1-т үзүүлээ.

Шилжилтийн эдийн засагтай улсуудын ханшийн дамжих мэдрэмжийн коэффициент шилжилтийн эхэн үед өндөр байсан боловч буурах хандлагатай байна.

Хөгжиж буй улсуудын хувьд эдийн засгийн бүтцээсээ хамаараад ханшийн нөлөөлөл өөр өөр байна.

Уул уурхайгаас хамааралтай орнуудын хувьд мэдрэмжийн коэффициент эдийн засгийн хөгжлөөс хамаараад өөр өөр бөгөөд жишээлбэл өндөр хөгжилтэй Австрали улсад бага (0.1%) бол Чилид харьцангуй өндөр (0.33%) байна.

Хүснэгт 1. Ханшийн инфляцид дамжин нөлөөлөх коэффициент

| Судлаач | Арга | Хугацаа | Улсууд |
|---|---------------|------------------|---|
| Шилжилтийн э/засагтай улсууд | | | |
| Darvas(2001) | нэг тэгшитгэл | 1993-2000 (Q) | CZE (0.15), HUN (0.40), POL (0.20), SLO (0.40) |
| Mihaljek & Klau (2001) | нэг тэгшитгэл | 1990/94-2000 (Q) | CZE (0.06), HUN (0.54), POL (0.45), |
| Bitans (2004) | VAR | 1993-2003 (M) | BUL (0.88), CZE (0.22), EST(0.54), HUN (0.25) LITH (0.42), LAT (0.70), POL (0.43) ROM (0.48) SLK (0.35), SLO (0.54) |
| Korhonen & Wachtel (2005) | VAR | 1999-2004 (M) | CZE (0.03), HUN (0.06) POL (0.09) ROM (1.13), SLK (0.05), SLO(0.18) |
| Хөгжиж буй улсууд | | | |
| Takatoshi & Kiyotaka | VAR | 1995-2006 (M) | ARG (0.31), BRA (0.09) MEX (0.82), TUR (0.40) IND (0.44), KOR(0.08), THA (.05), MAL (0.00) |
| Уул уурхайгаас хамааралтай | | | |
| Chung, Kohler & Lewis (2011) | нэг тэгшитгэл | 1992-2011 (Q) | AUS (0.1) |
| Garcia & Restrepo (2001) | нэг тэгшитгэл | 1986-2001 (Q) | CHIL(0.33) |
| Хаалтан доторх тоонуудаар инфляцид ханшийн дамжих нөлөөллийн коэффициентийг илэрхийлэв. | | | |

III. Марков дэглэмийн шилжилтийн регресс

Hamilton (1989)-ны марков дэглэмийн шилжилтийн загварыг тайлбарлахын эхлээд дараах хэлбэрийн энгийн 1-р эрэмбийн авторегрессийн жишээ авч үзье.

$$y_t = c_{s_t} + \Phi_{s_t} y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Үүнд: $\varepsilon \sim i. i. d. N(0, \sigma^2)$, s_t нь үл ажиглагдах N дэглэмтэй Марков-ийн гинжээр загварчлагддаг. Өөрөөр хэлбэл s_t -ийн 1 ээс N хүртэл авах магадлалыг дараах шилжилтийн матрицаар загварчилдаг.

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \cdots & p_{N1} \\ p_{12} & p_{22} & \cdots & p_{N2} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ p_{1N} & p_{2N} & \cdots & p_{NN} \end{bmatrix}$$

Жишээлбэл 2-р мөр, 1-р баганы элемент (p_{12}) дэглэм нэгийн дараа дэглэм 2 болох магадлалыг идэрхийлж байна.

Hamilton-ий шүүлтүүрийг дараах хоёр тэгшитгэлээр тодорхойлж болно:

$$\xi_{t|t} = \frac{(\xi_{t|t-1} \odot \eta_t)}{\mathbf{1}'(\xi_{t|t-1} \odot \eta_t)}$$

$$\xi_{t+1|t} = \mathbf{P} \cdot \xi_{t|t}$$

Үүнд $\xi_{t|t}$ - s_t -ийн өгөгдөл болон тэгшитгэлийн параметрээс хамаарсан нөхцөлт магадлалын вектор (2×1 хэмжээтэй). $\xi_{t+1|t}$ нь s_t -ийн таамаглал. $\mathbf{1}$ нь 1 -с бүтэх нэгж вектор, \odot тэмдэг нь векторууын элемент тус бүрийн үржвэрийг илэрхийлнэ.

η_t нь дээрхи энгийн 1-р эрэмбийн авторегрессийн нөхцөлт тархалт:

$$\eta_t = \left[\begin{array}{l} \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \right) \exp \left\{ \frac{-(y_t - c_1 - \phi_1 y_{t-1})^2}{2\sigma^2} \right\} \\ \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \right) \exp \left\{ \frac{-(y_t - c_2 - \phi_2 y_{t-1})^2}{2\sigma^2} \right\} \end{array} \right]$$

$\xi_{1|0}$ гэсэн эхний утга болон тэгшитгэлийн параметр болон шилжилтийн магадлал өгөгдсөн тохиолдолд дээрхи Hamilton-ий шүүлтүүрийг цаг хугацааны үе ($t = 1, 2, \dots, T$) болгонд давтан тооцож болно.

Энэ алгоритм бодох явцад ажиглагдсан өгөгдлийн магадлалын функцийг тооцож болдог:

$$\mathcal{L}(\theta) = \sum_{t=1}^T \log f(\mathbf{y}_t | \mathbf{x}_t, \mathbf{y}_{t-1}; \theta)$$

$$f(\mathbf{y}_t | \mathbf{x}_t, \mathbf{y}_{t-1}; \theta) = \mathbf{1}'(\xi_{t|t-1} \odot \eta_t)$$

Үүнд θ авторегрессийн тэгшитгэлийн параметрууд ($c_1, c_2, \phi_1, \phi_2, \sigma^2$) болон шилжилтийн матрицын параметруудээс (p_{11}, p_{22}) бүрдэнэ.

Ерөнхийдөө инфляцид үзүүлэх ханшийн нөлөөллийг mark-up болон Филипсын муруйн тэгшитгэлээр илэрхийлж тооцдог.

$$inf_t = c + \sum_{i=1}^k \beta_i^1 inf_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_i^2 exr_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_i^3 ulc_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_i^4 imp_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_i^5 gap_{t-i}$$

Үүнд *inf* нь инфляцийг, *exr* нь төгрөгийн ам доллартай харьцах ханшийг, *ulc* нь нэгж хөдөлмөрийн зардлыг (цалин), *imp* нь импортын үнийг (эсвэл газрын тос), *gap* нь бодит дотоодын нийт бүтээгдэхүүний зөрүүг, *k* нь хугацааны хоцрогдлыг тус тус илэрхийлнэ.

β_i^2 коэффициентийн утга бол бидний гол сонирхож тоо бөгөөд ханш 1 хувиар сулрахад инфляци хэдэн хувиар өсөхийг харуулдаг мэдрэмжийн коэффициент юм.

Дээрхи ерөнхий загварыг марков дэглэмийн шилжилтийн регресс хэлбэрт оруулан монгол улсын онцлогийг тусгаж дараах тэгшитгэлээр харуулсан.

$$inf_t = c + \beta_{s_t}^1 inf_{t-1} + \beta_{s_t}^2 exr_t + \beta_{s_t}^3 wage_t + \beta^4 cop_{t-2} + \beta^5 oil_{t-1}$$

Өөрөөр хэлбэл инфляци нь өмнөх инфляциас 1 улирлын хоцрогдолтой, ханш (*exr*) болон цалин (*wage*)-гаас шууд хоцрогдолгүй, зэсийн үнээс (*cop*) 2 улирлын хоцрогдолтой, нефтийн үнээс (*oil*) 1 улирлын хоцрогдолтой тус тус хамаарч байна. Гэхдээ инфляцийн инерци, ханш болон цалингийн мэдрэмжийн коэффициентүүд эдийн засгийн дэглэмээс (*s_t*) хамааран өөрчлөгдөж байна. Үр дүнг хүснэгт 2-т, дэглэмийн магадлалыг зураг 1-т тустус харууллаа.

Хүснэгт 2. Марков дэглэмийн шилжилтийн регресс

| Хувьсагчид | Коэффициент | Ст алдаа | z-статистик | Магад. |
|------------|-------------|----------|-------------|--------|
| Дэглэм 1 | | | | |
| Exr(t) | 0.301965 | 0.060109 | 5.023655 | 0.0000 |
| Inf(t-1) | 0.437656 | 0.094331 | 4.639553 | 0.0000 |
| Wage(t) | -0.066341 | 0.046105 | -1.438900 | 0.1502 |
| Дэглэм 2 | | | | |
| Exr(t) | 0.162707 | 0.089947 | 1.808913 | 0.0705 |
| Inf(t-1) | 0.312659 | 0.090228 | 3.465204 | 0.0005 |
| Wage(t) | 0.235775 | 0.049262 | 4.786115 | 0.0000 |
| Ерөнхий | | | | |
| C | 0.024256 | 0.008596 | 2.821752 | 0.0048 |
| Cop(t -2) | 0.046772 | 0.016762 | 2.790358 | 0.0053 |
| Oil(t-1) | 0.058347 | 0.019641 | 2.970637 | 0.0030 |
| LOG(SIGMA) | -3.920248 | 0.115956 | -33.80809 | 0.0000 |

Шилжилтийн матрицын параметрууд

| | | | | |
|--------------|-----------|----------|-----------|--------|
| P11-C | 4.686597 | 1.834462 | 2.554753 | 0.0106 |
| P11-FDI(t-2) | -11.89888 | 6.004646 | -1.981612 | 0.0475 |
| P21-C | -4.136481 | 1.868328 | -2.214002 | 0.0268 |
| P21-FDI(t-2) | 9.003662 | 5.096532 | 1.766625 | 0.0773 |

Дэглэмээс хамаарч ханш, цалин болон инфляцийн хүлээлтийн инфляцид үзүүлэх нөлөөлөл өөр өөр байна. Харин гадаад хүчин зүйл болох зэс болон газрын тосны үнийн нөлөөлөл дэглэмээс хамаарахгүй.

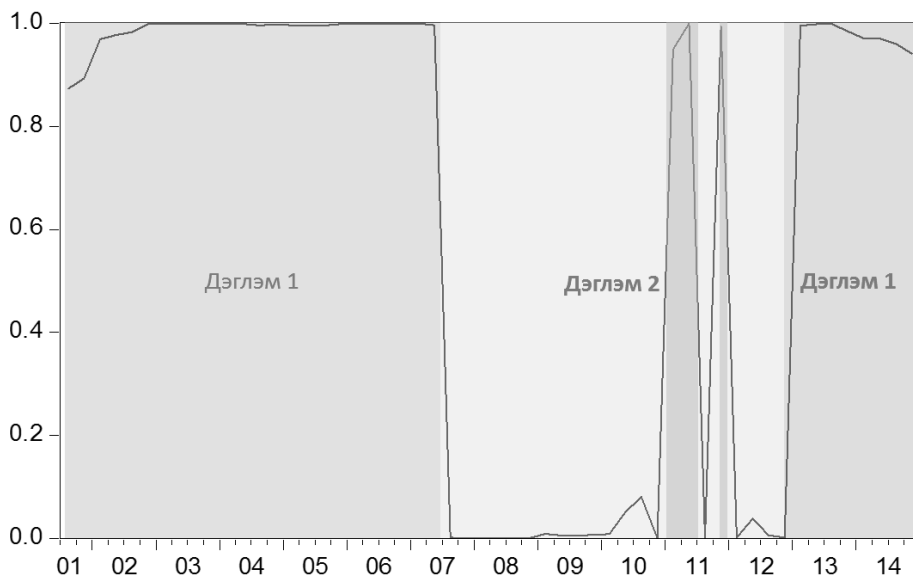
Дэглэм өөрчлөгдөхөд гол нөлөөлж байгаа хувьсагч бол гадаадын шууд хөрөнгө оруулалт байна. Ханш дэглэм 1-д хүчтэй нөлөөтэй байгаа бол дэглэм 2-д сул бөгөөд 10 хувийн түвшинд статистикийн ач холбогдолтой байна. Цалин дэглэм 1-д нөлөөгүй бол дэглэм 2-д хүчтэй нөлөөлж байна.

Инфляцийн хүлээлтийн коэффициент бусад хувьсагчуудтай харьцуулахад хамгийн их нөлөөтэй бөгөөд дэглэм 1-ийг дэглэм 2-тэй харьцуулахад илүү өндөр байна. Өөрөөр хэлбэл дэглэм 2-д инфляцийн өнгөрсөн түүхээсээ хамаарсан хүлээлт илүү тодорхойгүй байна.

Зэс болон газрын тосны үнэ инфляцид тодорхой хэмжээгээр нөлөөлж байна. Уул уурхайгаас өндөр хамааралтай манай орны хувьд зэсийн үнэ бизнесийн циклийн идэвхжлийг харуулдаг тул үүнд гайхах зүйлгүй.

Зураг 1. Дэглэмийн магадлал

$$P(S(t)=1)$$



Ерөнхийдөө цаг хугацааг 3 үед хуваан дэглэмийг тодорхойлж болохоор байна: 2001:2-2007:2 онд дэглэм 1, 2007:3-2012:4 онд дэглэм 2, 2013-2014 онд дэглэм 1

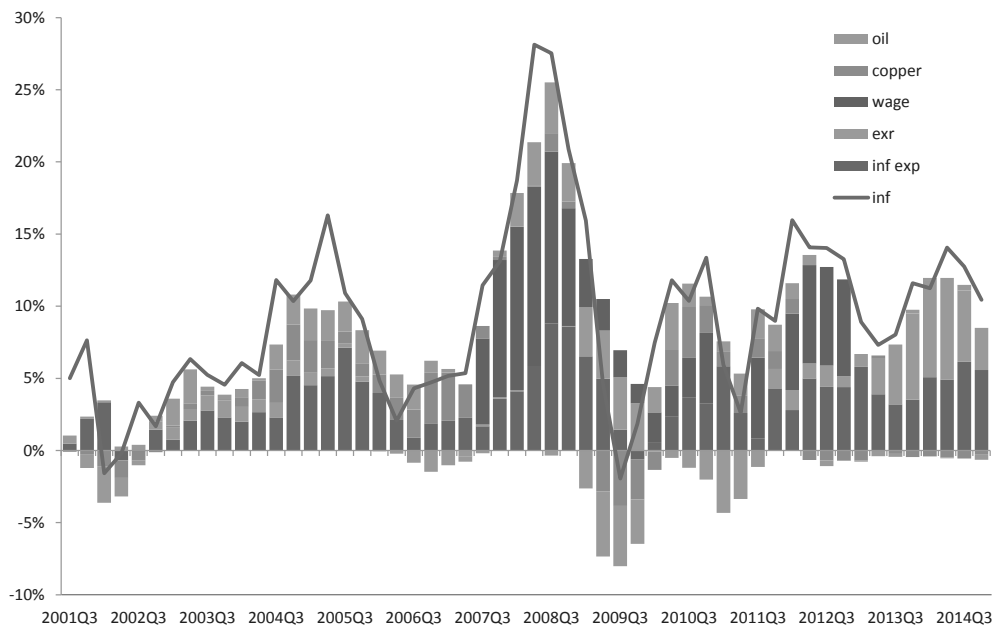
Инфляцид нөлөөлж буй хүчин зүйлүүдийн задаргааг зураг 2-т харууллаа.

Инфляцийн өмнөх түүхээсээ хамаарсан хүлээлт ямар ч дэглэмийн үед инфляцид гол нөлөөг үзүүлж байна. Өөрөөр хэлбэл инфляци өсөхөд өсч буурахад дагаад буурч байна. 2001 оны III улирлаас 2007 оны II улирал хүртэл зэс, газрын тосны үнэ болон ханшийн өөрчлөлт инфляцийг голчлон тодорхойлж байсан.

2007 оны III улирлаас 2012 оны 4 улирал хүртэл ерөнхийдөө сангийн тэлсэн бодлогын улмаас цалин огцом хурдтайгаар өсөж инфляцийн гол тодорхойлогч болсон. Гэхдээ 2011 оны I, II, IV улиралд дэглэм 2-оос дэглэм 1 рүү шилжиж ханшийн өөрчлөлт инфляцид хүчтэй нөлөөлсөн

Дэглэм 1 буюу 2013-2014 оны хооронд төгрөгийн ханшийн сулралт инфляцийг 2 оронтой тооноос буулгаагүй байна.

Зураг 2. Инфляцид нөлөөлж буй хүчин зүйлүүдийн задаргаа



IV. Цаг хугацааны хувьд өөрчлөгддөг бүтцийн вектор авторегресс

Энэ хэсэгт тайлбарлах гэж байгаа загвар нь Primiceri (2005)-ийн цаг хугацааны хувьд коэффициент болон варианц ковариацийн матрих нь өөрчлөгддөг олон хүчин зүйлийн цаг хугацааны загвар юм.

Дараах вектор авто регрессийн ерөнхий загварыг авч үзье.

$$y_t = c_t + B_{1,t}y_{t-1} + \dots + B_{k,t}y_{t-k} + u_t \quad t = 1, \dots, T.$$

y_t - $n \times 1$ эндоген хувьсагчуудын вектор

c_t - $n \times 1$ цаг хугацааны хувьд өөрчлөгддөг тогтмолын вектор

$B_{i,t}$, $i = 1, \dots, k$ - цаг хугацааны хувьд өөрчлөгддөг коэффициентүүдийн матриц

u_t - $n \times 1$ үл ажиглагдах шокууд бөгөөд варианц коварианцын матриц нь Ω_t

Дээрхи загварыг бүтцийн хэлбэрт дараах Cholesky задаргаагаар шилжүүлж болно:

$$A_t \Omega_t A_t' = \Sigma_t \Sigma_t'$$

Үүнд: A_t нь доод гурвалжин матриц

$$A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ \alpha_{21,t} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ \alpha_{n1,t} & \dots & \alpha_{nn-1,t} & 1 \end{bmatrix}$$

Σ_t нь диагональ матриц

$$\Sigma_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \sigma_{n,t} \end{bmatrix}$$

Дээрх загварыг дараах бүтцийн хэлбэрт шилжүүлэн бичиж болно:

$$y_t = c_t + B_{1,t}y_{t-1} + \dots + B_{k,t}y_{t-k} + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t$$

$$V(\varepsilon_t) = I_n$$

Энэ бүтцийн загвараа дараах хэлбэрийн цомхон загварт оруулж болно:

$$y_t = X_t' B_t + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t$$

$$X_t' = I_n \otimes [1, y_{t-1}', y_{t-2}', \dots, y_{t-k}']$$

Цаг хугацааны хувьд өөрчлөгддөг параметруудийн динамикийг дараах байдлаар тодорхойлсон

$$\begin{aligned} B_t &= B_{t-1} + v_t, \\ \alpha_t &= \alpha_{t-1} + \zeta_t, \\ \log \sigma_t &= \log \sigma_{t-1} + \eta_t, \end{aligned}$$

Өөрөөр хэлбэл эдгээр параметрууд санамсаргүй алхамаар (random walk) өөрчлөгддөг гэж үзсэн. Загварын үлдэгдлүүд (innovations) хэвийн тархалтаар тархах бөгөөд вариаци коварианцын матриц нь дараах байдалтай байна.

$$V = \text{Var} \left(\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ v_t \\ \zeta_t \\ \eta_t \end{bmatrix} \right) = \begin{bmatrix} I_n & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & S & 0 \\ 0 & 0 & 0 & W \end{bmatrix},$$

Цаг хугацааны хувьд өөрчлөгддөг бүтцийн вектор авторегрессийн загварыг Bayes-ийн MCMC алгоритмээр тооцох нь тохиромжтой байдаг (Primeri, 2005). Илүү тодорхой хэлбэл Gibbs түүвэрлэлтийн аргыг ашиглаж параметруудийг олдог.

Gibbs түүвэрлэлтийн арга нь дараах 7 алхамаас бүрддэг:

1. A^T, Σ^T, s^T, V матрицийн эхний утгыг өгөх
2. $p(B^T | y^T, A^T, \Sigma^T, V)$ тархалтаас B^T -ийг түүвэрлэнэ
3. $p(A^T | y^T, B^T, \Sigma^T, V)$ тархалтаас A^T -ийг түүвэрлэнэ
4. $p(\Sigma^T | y^T, A^T, B^T, s^T, V)$ тархалтаас Σ^T -ийг түүвэрлэнэ
5. $p(s^T | y^T, A^T, \Sigma^T, V)$ тархалтаас s^T -ийг түүвэрлэнэ
6. $p(Q, W, S | y^T, B^T, A^T, \Sigma^T, V)$ тархалтаас Q, W, S -ийг түүвэрлэснээр V -г түүвэрлэнэ
7. 2-р алхам руу буцаж маш олон давтах

Судалгааны түүвэр нь 2000 оноос 2014 оныг дуустал хэрэглээний үнийн индекс, дундаж цалин, төгрөгийн ам доллартай харьцах ханшийн улирлын өгөгдлийг хамарсан бөгөөд хугацааны хоцрогдолыг 2-оор авсан. Gibbs түүвэрлэлтийн давтамжийг 10000-аар авч эхний 2000 түүвэрлэлтийг тооцооноос хассан.

Дээрх аргаар тооцохын тулд prior тархалтуудыг тооцох хэрэгтэй болдог. Үүний тулд эхний 5 жил өгөгдлийн ашиглан prior тархалтын утгуудыг олсон.

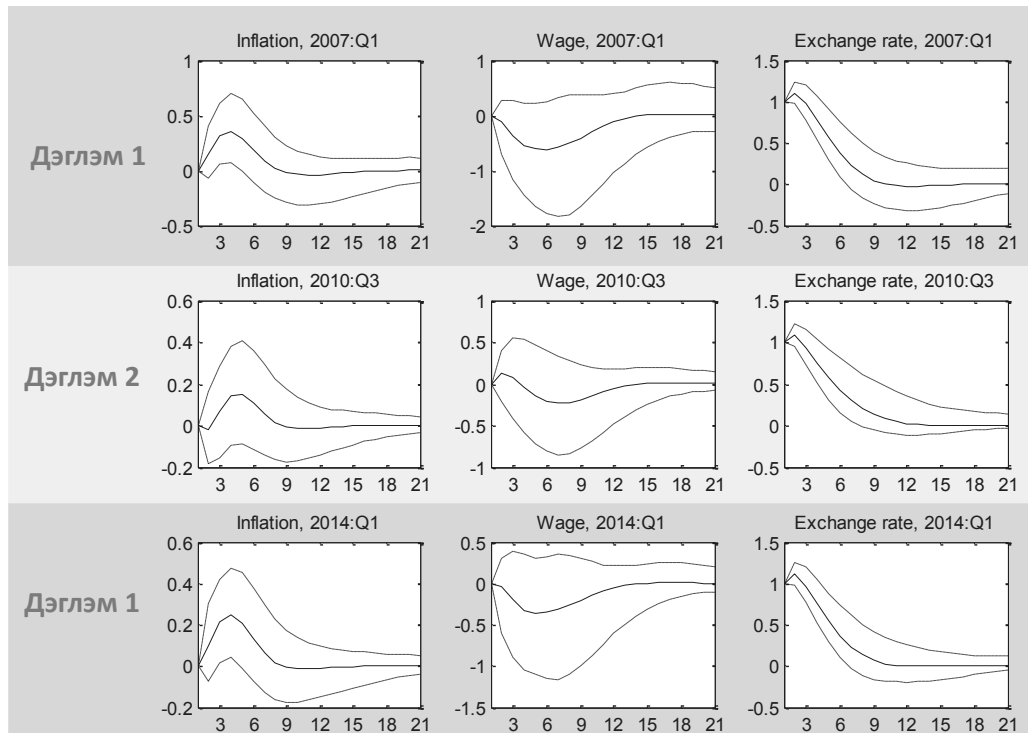
Prior тархалтууд

$$\begin{aligned} B_0 &\sim N(\widehat{B}_{OLS}, 4 \cdot V(\widehat{B}_{OLS})), \\ A_0 &\sim N(\widehat{A}_{OLS}, 4 \cdot V(\widehat{A}_{OLS})), \\ \log \sigma_0 &\sim N(\log \widehat{\sigma}_{OLS}, I_n), \\ Q &\sim IW(k_Q^2 \cdot 40 \cdot V(\widehat{B}_{OLS}), 40), \\ W &\sim IW(k_W^2 \cdot 4 \cdot I_n, 4), \\ S_1 &\sim IW(k_S^2 \cdot 2 \cdot V(\widehat{A}_{1,OLS}), 2), \\ S_2 &\sim IW(k_S^2 \cdot 3 \cdot V(\widehat{A}_{2,OLS}), 3), \end{aligned}$$

$$k_Q = 0.01, k_S = 0.1, k_W = 0.01$$

Ханшийн шоконд үзүүлэх хариу үйлдлийн функцийг зураг 3-т үзүүллээ.

Зураг 3. Ханшийн шоконд үзүүлэх хариу үйлдлийн функц

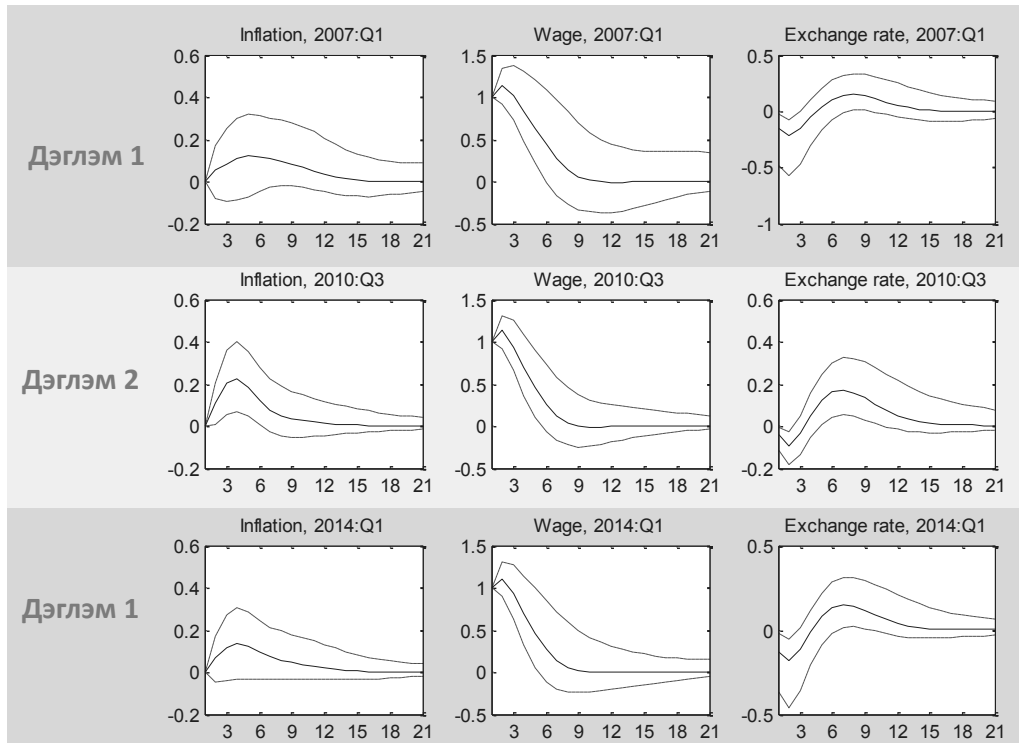


Ханшийн инфляцид үзүүлэх нөлөөлөл дэглэмээс хамаарч байгааг үзүүлэхийн тулд дэглэм тус бүрийг төлөөлүүлэн нэг хугацааны агшинг сонгож авсан. 2007 оны 1 улирал буюу дэглэм 1-д ханшийн дамжих нөлөөлөл нь ойролцоор 0.3 хувь байна. Энэ үед гадаадын шууд хөрөнгө оруулалт идэвхжээгүй, сангийн бодлогын тэлэлт явагдаагүй тул ханшийн нөлөөлөл харьцангуй өндөр байна.

2010 оны 3 улирал буюу дэглэм 2-д ханшийн дамжих нөлөөлөл бараг 2 дахин буурч 0.15 хувь болсон. Түүчлэн статистикийн хувьд ач холбогдолгүй байна. 2014 оны 1 улирал буюу дэглэм 1-д ханшийн дамжих нөлөөлөл буцаад хүчтэй болж байна.

Цалингийн шоконд үзүүлэх хариу үйлдлийн функцийг зураг 4-т үзүүллээ.

Зураг 4. Цалингийн шоконд үзүүлэх хариу үйлдлийн функц



Цалингийн инфляцид үзүүлэх нөлөөлөл мөн дэглэмээс хамаарч өөр өөр байна.

Дэглэм 1 буюу 2007 оны 1 улиралд цалингийн нөлөөлөл маш сул бөгөөд статистикийн хувьд ач холбогдолгүй байна. Дэглэм 2 буюу 2010 оны 3 улиралд цалингийн нөлөөлөл ойролцоогоор 0.2 бөгөөд статистийн хувьд ач холбогдолтой болсон байна. Түүнчлэн ханш жилийн дараагаас суларч байна. Дэглэм 1 буюу 2014 оны 1 улиралд цалингийн нөлөөлөл буцаад маш сул бөгөөд статистикийн хувьд ач холбогдолгүй болж байна

V. Дүгнэлт

Ханшийн инфляцид дамжих нөлөөллийг шугаман бус арга болох Марков-ийн дэглэмийн шилжилт болон цаг хугацааны хувьд өөрчлөгддөг Bayes-ийн бүтцийн вектор авто регрессийн аргаар тооцоо.

Ханшийн инфляцид дамжих нөлөөлөл нь эдийн засаг ямар дэглэмд байгаагаас хамаарч өөр өөр байна. Тухайлбал гадаадын шууд хөрөнгө оруулалт нэмэгдэж ханш чангарч байх үед ханшийн дамжих нөлөөлөл нь сул буюу 0.16 хувь байна.

Харин цалингаар дамжсан сангийн мөчлөг дагасан бодлого энэ үед инфляцид хүчтэй нөлөөлж байна. Түүнчлэн цалин-инфляци-цалин гэсэн цикл маш хүчтэй явагдаж эрэлтийг өдөөн инфляцийг 2 оронтой тооноос буулгаагүй.

Харин гадаадын шууд хөрөнгө оруулалт татарч эдийн засгийн идэвхжил буурсан нөхцөл буюу дэглэм 1-д ханшийн дамжих нөлөөлөл 2 дахин их буюу 0.3 хувьтай байна.

Дэглэм 2 буюу 2007:3-2012 онуудад цалингийн өсөлт инфляцийг хүчтэй тодорхойлж байсан бол дэглэм 1 буюу 2013-2014 онуудад ханш гол тоглогч болсон байна.

Ханшийн дамжих нөлөөлөл буурсан үед мөнгөний бодлогын ханшийн сувгаар дамжин инфляцид үзүүлэх нөлөөлөл буурах тул мөчлөг сөрсөн мөнгөний хатуу бодлого явуулах нь үр дүн багатай.

Харин ханшийн дамжих нөлөөлөл хүчтэй үед мөнгөний тэлэх бодлогыг болгоомжтой явуулах хэрэгтэй.

Ханшийн дарамт өндөр байгаа одоогийн нөхцөлд мөнгөний хатуу бодлогыг үргэлжлүүлэх нь зүйтэй.

Ашигласан материал:

- BitIns M (2004): Pass-Through of Exchange Rates to Domestic Prices in East European Countries and the Role of Economic Environment. Bank of Latvia Working Paper, no. 4/2004
- Cogley, T., and T. J. Sargent, (2005), “Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII U.S.,” *Review of Economic Dynamics*, 8, pp. 262–302.
- Chung, E., M. Kohler, and C. Lewis (2011) The exchange rate and consumer prices, *Reserve Bank of Australia Bulletin*, September Quarter, pages 9-16.
- Darvas, Zsolt, (2001), Exchange Rate Pass-Through and Real Exchange Rate in EU Candidate Countries, Discussion Paper No. 10/01, Economic Research Center of the Deutsche Bundesbank
- García, Carlos J. and Restrepo, Jorge, E., (2001) "Price Inflation and Exchange Rate Pass-Through in Chile," Working Papers Central Bank of Chile 128, Central Bank of Chile.
- Hamilton, James D. (1988), “Rational-Expectations Econometric Analysis of Changes in Regime: An Investigation of the Term Structure of Interest Rates,” *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 385-423.
- Hamilton, James D. (1989), “A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle,” *Econometrica* 57, 357-384.
- Hamilton, James D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Hamilton, James D. (1996), “Specification Testing in Markov-Switching Time-Series Models,” *Journal of Econometrics* 70, 127-157.
- Korhonen I, Wachtel P (2006): A Note on Exchange Rate Pass-Through in CIS Countries. *Research in International Business and Finance*, 20(2):215–226
- Mihaljek D, Klau M (2001): A Note on the Pass-Through from Exchange Rate and Foreign Price Changes to Inflation in Selected Emerging Market Economies. In: *BIS Papers*, no. 8 (“Modelling Aspects of the Inflation Process and the Monetary Transmission Mechanism in Emerging Market Countries”), pp. 69–81 (Bank for International Settlements, Basel, ISSN 1609-0381, ISBN 92-9131-629-6).
- Primiceri, G. E., (2005), “Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy,” *Review of Economic Studies*, 72 (3), pp. 821–852.
- Takatoshi, I. and Kiyotaka, S., (2008), "Exchange Rate Changes and Inflation in Post-Crisis Asian Economies: VAR Analysis of the Exchange Rate Pass-Through," *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.40, no.7, 1407-1438.