

МОНГОЛЫН ЭДИЙН ЗАСГИЙН БҮТЦИЙН БЕЙСЫН ВЕКТОР АВТОРЕГРЕСС ЗАГВАР (SBVAR)

Д.Ган-Очир[†]

doojav_ganochir@yahoo.com

Хураангуй

Энэхүү судалгааны ажлаар Монголын макро эдийн засгийн гол үзүүлэлтүүдийн таамаглал дэвшүүлэх, макро бодлогын нөлөөг судлах VAR/SVAR болон Litterman prior-той BVAR/SBVAR загваруудыг хөгжүүлэв. Ингэхдээ жижиг нээлттэй эдийн засгийн AS-AD загварын суурь хамааралд суурилсан бөгөөд гадаад эдийн засгийн 2, дотоодын эдийн засгийн 7 хувьсагчийг загварын системд оруулав. Судалгааны үр дүнгээр VAR(1) загвартай харьцуулахад BVAR(1,1,1,0.3) загварын ХҮИ болон ДНБ-ий таамаглалын алдаа (MAPE хэмжүүрээр) 1.5 дахин бага байна. Харин SBVAR(1,1,1,0.3) загварын бодлогын хариу үйлдлийн функц нь SVAR(1) загвартай харьцуулахад илүү нийцтэй үр дүн харуулж байна. Иймд бодлого боловсруулагч институтын хувьд таамаглал болон бодлогын шийдвэр гаргалтанд BVAR/SBVAR(1,1,1,0.3) загварыг ашиглах бүрэн боломжтой юм.

[†] Монголбанкны мөнгөний бодлого, судалгааны газрын мөнгөний бодлогын хэлтсийн эдийн засагч. Энэхүү судалгааны ажилд дурьдагдах дүгнэлт, санал нь зөвхөн хувь судлаачийн байр суурийг илэрхийлнэ. Тус судалгаатай холбоотой аливаа санал, зөвлөмж, шүүмжийг хүлээн авахдаа таатай байх болно.

I. УДИРТГАЛ

Сүүлийн 10 гаруй жилд нийгэм, эдийн засгийн хөгжүүлэх үндсэн чиглэл болон төрөөс мөнгөний бодлогын талаар баримтлах үндсэн чиглэлд инфляци, эдийн засгийн өсөлтийн зорилтыг тусгах болсон. Энэхүү зорилтыг тодорхойлох, түүнийг хангахын тулд авч хэрэгжүүлэх бодлогын хувилбарыг боловсруулахад эдгээр хувьсагчдын таамаглал, эдгээр үзүүлэлтүүд дэх бодлогын хувьсагчдын нөлөөг тооцох нь чухал үүрэгтэй билээ. Иймд Сангийн яам, Монголбанк болон Үндэсний хөгжил, шинэтгэлийн хороо инфляци, эдийн засгийн өсөлтийн 4-12 улирлын нөхцөлт болон нөхцөлт бус таамаглалыг улирал бүр шинэчлэн тооцох шаардлагатай болдог. Эдгээр таамаглалыг одоогоор эдийн засгийн бүтцийн загвар (Монголбанкны хувьд SIMOM, SVAR) болон нэг хувьсагч (мэргэжилтний үнэлгээнд суурилсан статистик арга болон SARIMA)-ийн загваруудад суурилан таамаглаж байна².

Таамаглалын үр дүнг сайжруулж, бусад орны адилаар инфляци болон өсөлтийн ялгаатай загваруудын таамаглалыг нэгтгэн³ улирал тутам олон нийтэд зарлах дараагийн шатанд шилжихийн тулд таамаглалд ашиглаж буй загвар, арга зүй нь олон нийтээр хүлээн зөвшөөрөгдөх шаардлага зүй ёсоор тавигдана. Үүний зэрэгцээ загварын бодлогын симуляци болон таамаглалын бодит байдалд нийцтэй (таамаглалыг алдаа бага) эсэх нь бодлого боловсруулагчдад төдийгүй, олон нийт таамаглалыг цаашдын үйл хөдлөлдөө ашиглах болон эдийн засгийн бодлогод итгэх итгэлд нөлөөлөх юм. Иймд орчин үеийн, нийтээр хүлээн зөвшөөрөгдсөн, таамаглалын алдааг бууруулах загвар, арга зүйг бодлогын шинжилгээнд ашиглах шаардлага бодлого боловсруулагчдын өмнө тавигддаг. Сүүлийн жилүүдэд судлаачид болон төв банкуудын судалгаанууд таамаглалын арга зүй, алдааны шижилгээг сайжруулахад чиглэсэн бөгөөд ихэнх судалгааны үр дүн нь бейсын VAR⁴ (BVAR) загвар нь бусад бүтцийн болон бүтцийн бус загвараас илүү сайн таамаглал хийж байгааг харуулах болсон. Түүнчлэн BVAR загварын таамаглал нь бүтцийн бусад загвартай харьцуулахад бодлого боловсруулагчийн субъектив нөлөөг бага агуулдагаараа онцлогтой. Иймд бодлого боловсруулагчид BVAR болон онолын хамаарлыг багтаасан бүтцийн BVAR (SBVAR) болон динамик стохастик, ерөнхий тэнцвэр-BVAR (DSGE-BVAR) загварыг бодлогын шинжилгээнд өргөн ашиглаж эхлээд байна.

BVAR загварчлал нь түүврийн тоо харьцангуй бага үед систем дэх хувьсагчийн тоо өсөх эсвэл хугацааны хоцролтыг олноор сонгох тохиолдолд VAR загварын чөлөөний зэрэг буурч үр ашиггүй үнэлгээний үр дүнд хүрэх асуудлыг засварлах зорилгоор анх гарч ирсэн. Гэвч 1990-ээд оны дунд хүртэл BVAR загварын үнэлгээний тооцооллын хүндрэлтэй холбоотойгоор уг загвар дахь эдийн засгийн хязгаарлалт (SBVAR) гүнзгий судлагдаагүй хэвээр байв. Харин BVAR загваруудад эдийн засгийн онолд суурилан хязгаарлалт тавьж, холбогдох тооцооллыг алгоритм ашиглан тооцож болохыг Cushman болон Zha (1997), Sims болон Zha (1998), Zha (1999), Waggoner болон Zha (1998) нар танилцуулсан.

² Эдгээр загваруудын онцлог, давуу болон сул талыг Д.Ган-Очир болон Д.Батням (2008), Монголбанкинд ашиглаж буй загваруудын талаар D.Batnyam, D.Gan-Ochir, L.Tomasz (2008) болон Д.Ган-Очир, Б.Даваадалай, П.Авралт-Од (2009)-аас үзнэ үү.

³ Ялгаатай загваруудын таамаглалыг нэгтгэхдээ загварын алдаа, онцлогт суурилан жин ашиглах эсвэл бейсын дундажлалын аргыг бусад орны төв банкууд ашигладаг.

⁴ Вектор авторегресс (VAR) арга зүй нь эдийн засгийн хувьсагчдын хоорондын хамаарлыг судлах чухал техник болж 1980 оноос хойш хөгжсөөр ирсэн.

Хэдийгээр сүүлийн 10 гаруй жилд уг загварын хэрэглээ нэмэгдэж байгаа хэдий ч манай эдийн засаг дахь Бейсын VAR (BVAR) загварыг байгуулаагүй хэвээр байна. Иймд эдгээр загваруудыг цувралаар хөгжүүлж, одоо байгуулаад байгаа загваруудтай харьцуулах болон эдгээр загваруудын таамаглалыг нэгтгэн алдааг бууруулах, бодлогын симуляци шинжилгээг сайжруулах нь энэ чиглэлийн судалгааны дараагийн чухал алхам болж байна.

Ирээдүйн үнэ болон бодит орлогын талаарх мэдээлэл нь микро болон макро түвшин дэх эдийн засгийн төлөлтийн чухал элемент болдог тул инфляци, ДНБ-ийг таамаглал, дотоод, гадаад эдийн засагт гарах өөрчлөлтийн нөлөөллийн шинжилгээ нь эдийн засгийн агентуудад чухал мэдээлэл болох юм. Иймд энэхүү судалгааны ажлаар жижиг нээлттэй эдийн засгийн онцлогийг багтаасан, Монголын ДНБ-ий өсөлт болон инфляцийг таамаглах, төсөв, мөнгөний бодлого болон уул уурхайн салбарын эдийн засагт үзүүлэх нөлөөг тооцох бейсын VAR (BVAR)-ыг хөгжүүлэв.

Инфляци, эдийн засгийн өсөлтийг таамаглах эхний алхам нь тэдгээрт нөлөөлөх эдийн засгийн хувьсагчдыг тодорхойлох явдал юм. Тиймээс тус загварчлалын хүрээнд эдийн засгийн загварчлал, таамаглалын дотоод болон олон улсын өмнөх суурь судалгаануудыг ашиглав. Тухайлбал, төсөв, мөнгөний бодлогын нөлөөг тус тусад нь тооцох, уул уурхайн салбарын эдийн засагт үзүүлэх нөлөөг ялгахын⁵ зэрэгцээ эдийн засгийн үндсэн үзүүлэлтийг таамаглах зарчмын хүрээнд VAR-н систем дэх хувьсагчид болон бүтцийн хязгаарлалтыг онолын үндэслэлтэйгээр сонгов. Харин BVAR-ын үнэлгээний түүврийн урт, хугацааны хоцролт, гипер-параметрыг таамаглалын түүврийн гаднах алдаа хамгийн бага байхаар симуляци шинжилгээнээс сонгов. Үүний зэрэгцээ Монголын эдийн засаг нь бусад жижиг, нээлттэй эдийн засагтай адил дэлхийн зах зээл, эдийн засаг дээрх өөрчлөлтөөс шууд хамаардаг болохыг сүүлийн банкны салбарын болон эдийн засгийн хямрал нотолно. Иймд уг загварчлалд дотоод, гадаад секторын харилцан уялдааг тусгасан болно. Уг судалгааны өөр нэг онцлог нь манай орны хувьд бейсын үнэлгээ ашигласан анхдагч судалгааны ажил болохын хувьд онолын болон тооцооллыг суурь ойлголтыг дэлгэрэнгүй тайлбарласанд оршино. Учир нь уг ойлголтууд дараагийн цуврал судалгааны ажил (BVAR-ын ерөнхий өргөтгөл, DSGE загварын бейсын үнэлгээ, DSGE-BVAR)-д ашиглагдах болно.

Судалгааны 2-р хэсэгт VAR загварын бейсийн үнэлгээний зарчмыг авч үзнэ. 3-р хэсэгт Монголын эдийн засгийн SBVAR загварын хувьсагч, хязгаарлалтын матрицыг байгуулсан бол 4-р хэсэгт BVAR загварын гипер параметрын сонголт, таамаглалын алдааны шинжилгээг үзүүлэв. Харин 5-р хэсэгт SBVAR загварын үнэлгээний үр дүн, хариу үйлдлийн симуляци шинжилгээг дурьдсан бол эцэст нь 6-р хэсэгт судалгааны чухал үр дүнг нэгтгэн дүгнэв.

⁵ VAR загвар нь бусад шугаман хэлбэрийн загваруудын багасгасан хэлбэртэй адил тул тус загварын ихэнх үр дүн нь бусад төрлийн загварчлал болон түүний нөхцөлт таамаглал болон хариу үйлдлийн шинжилгээнд суурь болж ашиглагддаг.

II. БЕЙСЫН ВЕКТОР АВТОРЕГРЕСС ЗАГВАР (BVAR), ТҮҮНИЙ ҮНЭЛГЭЭНИЙ АРГА ЗҮЙ

2.1 Бейсын VAR (BVAR) загвар- таамаглалын үр дүнг сайжруулах арга болох нь

Вектор авторегресс загвар (VAR) нь макро эдийн засгийн эконометрик загварчлалын суурь болохын зэрэгцээ эдийн засгийн динамик шинжилгээний жишиг арга зүй болж хөгжсөн. VAR загварыг анх Sims (1972 болон 1980) танилцуулсан бөгөөд загварт бүтцийн хэт олон хязгаарлалт тавих нь хувьсагчдын хоорондын хамаарлыг бүрэн илэрхийлэхгүй гэж үзэн эдийн засгийн бүтцийн загварыг шүүмжлэн гарч ирсэн. Мөнгө, санхүүгийн үзүүлэлтүүд түлхүү орж загварчлагддаг тул урт хугацааны инфляци, макро эдийн засгийн таамаглал хийхэд илүү тохиромжтой гэж үздэг. Уг загвар нь эдийн засгийн бүтцийн олон хязгарлалтаас зайлсхийж макро болон санхүүгийн үзүүлэлтүүдийн урт хугацааны тогтвортой, динамик хамааралд голлон суурилдаг, дотоод болон гадаад эдийн засгийн талаарх нэмэлт таамаглал харьцангуй бага шаарддагаараа онцлогтой.

Сүүлийн 30 гаруй жилд судлаачид VAR хандлагын үндсэн 2 зүйлд шүүмжлэлтэй хандаж ирсэн. Эхнийх нь уламжлалт бүтцийн загварын хэт олон хязгаарлалтаас зайлсхийж, VAR загварт хугацааны хоцролтын бүтцийг үлдээдэг нь “хэт параметрчлэгдэх”⁶ асуудлыг үүсгэж болно. Хоёрдахь нь хувьсагчдын хоорондын ижил цаг хугацааны хамааралд хязгаарлалт тавихаас зайлсхийн багасгасан VAR загвар ашигладаг нь эдийн засгийн бүтцийн талаарх мэдээллийг орхигдуулах тул бодит өгөгдөлтэй тохирохгүйд хүрч болно гэж үздэг.

“Хэт параметрчлэгдэх” асуудлыг сонгодог эконометрик аргын хувьд Sims (1980) шийдвэрлэсэн бол, Litterman (1979, 1986) бейсын эконометрик буюу BVAR загвараар шийдвэрлэж болохыг санал болгосон. Сонгодог эконометрик аргын хувьд VAR загварын систем дэх хувьсагчдын тоог харьцангуй цөөн, хугацааны хоцролтыг багаар сонгосноор “хэт параметрчлэгдэх” асуудлаас зайлсхийж, загварын тооцоог хийж болно гэж үздэг. Харин бейсын хандлагын хувьд уг асуудлыг судлаачид VAR загварын тавил болон үнэлгээнд бейсын эконометрик ашигласнаар шийдвэрлэсэн. Бейсын хандлага нь эх олонлогийн бүтэц тодорхой бус болохыг харгалздаг бөгөөд загварын параметрын тухайн утганд маш өндөр “жин” өгдөггүй (тодорхой коэффициентууд дахь тэг хязгаарлалт тавидаггүй). Үүний оронд энэхүү тодорхой бус байдлыг загварын параметруудийн prior магадлалын тархалтын хэлбэрт тусгадаг. Хэрвээ мэдээллийн 2 эх сурвалж (тоон өгөгдлийг харахаас өмнөх мэдээлэл ба тоон өгөгдөл) нь ялгаатай бол prior тархалтаар илэрхийлэгдэх тодорхой бус байдлын зэрэг нь тоон өгөгдөлд агуулагдаж буй мэдээллээр өөрчлөгдөж болдог.

Загварт хэт олон хязгаарлалт тавихаас илүүтэй, түүврийн бус мэдээллийг ашиглах нь VAR загваруудын таамаглах чадварыг сайжруулах боломжит түгээмэл шийдэл юм. Энэ хандлагын эконометрик үнэлгээний техник нь коэффициентэд хязгаарлалт тавих буюу бейсын хандлагын prior мэдээлэлийг ашиглах явдал юм. BVAR загварыг ашигласнаар загварын таамаглах чадар сайжирч байгааг анх Litterman (1979) болон Doan, Litterman болон Sims (1984) харуулсан. Иймд BVAR загварыг ашигласнаар VAR загвар дахь хувьсагч болон үнэлгээний түүврийн тоонд санаа зовохгүйгээр

⁶ Параметрын тоо олон байх тул VAR загварын чөлөөний зэрэг (хувьсагчийн тооцооноос геометр прогрессоор, хугацааны хоцролтын тоотой шууд хамааралтай байдаг) буурч үр ашиггүй (inefficient) буюу вариаци өндөртэй үнэлгээний үр дүн харуулдаг.

макро хувьсагчдын таамаглалыг сайжруулах боломжтой юм. Өөрөөр хэлбэл, Prior мэдээлэл нь параметрын ерөнхий утгыг илэрхийлэх бөгөөд түүвэрт агуулагдах хэлбэлзлээр бус зөвхөн үндсэн чиг хандлагын мэдээллээр өөрчлөгдөх тул “хэт параметрчлэгдэх” эрсдлийг бууруулдаг. Үүний үр дүнд бейсын VAR (BVAR) загвар нь сонгодог аргаар үнэлэгдсэн багасгасан VAR загвараас илүү сайн таамаглал хийхийн зэрэгцээ зарим тохиолдолд нэг хувьсагчийн ARIMA болон бүтцийн загваруудаас илүү сайн таамагмал хийж байгааг төв банкуудын судалгаа харуулдаг.

Загварын параметрын талаарх судлаачийн тодорхой бус байлдлыг нэгтгэдэг prior тархалтын сонголт нь BVAR загварын байгуулах хамгийн гол алхам юм. Leamer (1978)-ны дурьдсан санаа болох 2 эдийн засагч яг ижилхэн өгөгдөлөөс ялгаатай дүгнэлт хийж болдог тул prior мэдээлэл ач холбогдолтой гэж үздэг. Prior мэдээллээс хамаарч дүгнэлт хэрхэн өөрчлөгдөх болон ялгаатай prior мэдээлэл бүрт харгалзан ямар дүгнэлтэнд хүрч байгааг судлахад prior мэдээллийг түүврийн мэдээлэлтэй нэгтгэх арга зүй сонгогдох ёстой болно. Энэхүү аргазүйг бейсийн үнэлгээний хандлага олгох бөгөөд эдийн засгийн ямар асуудлыг судлаж байгаагаас prior мэдээллийн олонлог хамаардаг. Тус судалгаанд бейсын VAR-ын судалгаанд өргөн ашиглагддаг анхны буюу тооцоолол хийхэд харьцангуй хялбар Litterman (1986)-ын Minnesota prior-ыг ашиглав.

Харин VAR загвартай холбоотой 2 дахь асуудлыг сонгодог болон бейсын хандлагын аль алины хувьд адил буюу хувьсагчдын хооронд эдийн засгийн бүтэцтэй холбоотой үүсэх ижил цаг хугацааны хамаарлыг загварт нэмж оруулсан (ижил цаг хугацааны хамаарлалд хязгаарлалт тавьсан)-аар шийдвэрлэдэг. Ийнхүү VAR загварт бүтцийн хамаарлыг тусгаж, багасгасан VAR загварын үлдэгдлийг бүтцийн шоконд шилжүүлэн судалдаг загварыг сонгодог экономерик үнэлгээгээр хийгдсэн тохиолдолд бүтцийн VAR (SVAR), бейсын тооцооллын зарчмаар хийгдсэн тохиолдолд бүтцийн бейсын VAR (SBVAR) гэж нэрлэдэг.

Ийнхүү бүтцийн нөлөөг хувьсагчдын хоорондын динамик хамааралд нэмж оруулсан тул SVAR/SBVAR загвар нь макро эдийн засгийн загварчлалын хагас бүтцийн хандлагад ордог бөгөөд эдийн засгийн онолын хувьд мөнгөний прагмат суурилдаг. Энэ төрлийн загвар нь мөнгөний бодлогын шилжих механизмыг судлах, төсөв, мөнгөний бодлогын эдийн засгийн мөчлөгт үзүүлэх нөлөөг тооцох болон суурь инфляци, хэвийн ажилгүйдлийн түвшинг тооцоход өргөн ашиглагддаг.

2.2 VAR загвар, түүний бейсын үнэлгээний зарчим

$Y_t = (y_{1,t}, y_{2,t}, \dots, y_{n,t})$ гэж үзвэл багасаган хэлбэрийн VAR(p) загвар дараах байдлаар илэрхийлэгдэнэ.

$$[1] \quad Y_t = c + \sum_{k=1}^p B_k Y_{t-k} + D X_t + u_t, \quad t = 1, \dots, T$$

Энд Y_t нь эндоген хувьсагчдын $n \times 1$ хэмжээст вектор, $c = (c_1, \dots, c_n)'$ нь сул гишүүний n хэмжээст вектор, $B_k (k = 1, \dots, p)$ нь авторегрессын коэффициентын $n \times n$ хэмжээст матриц, X_t нь $d \times 1$ хэмжээст экзоген хувьсагчдын вектор, D нь d ширхэг экзоген хувьсагчдын коэффициентын $n \times d$ хэмжээст матриц, u_t нь алдааны $n \times 1$ хэмжээст вектор буюу $u_t \sim iid(0, \Sigma)$, $E(u_t u_t') = \Sigma$ байна.

[1] хэлбэрийн загварыг сонгодог эконометрикийн аргаар үнэлэх тохиолдолд $n(np + d)$ ширхэг буюу олон тооны параметрыг тооцох шаардлагатай болох тул түүврийн урт хурьцангуй богино тохиолдолд “хэт параметрчлэгдэх” асуудлыг үүсгэдэг. Тухайлбал,

10 жилийн улирлын тоон өгөгдөл ашиглан 7 хувьсагчийн VAR (5) загварыг үнэлэхэд чөлөөний зэрэг нь бараг тэг байхад хүрнэ. Ингэснээр үнэлэгдсэн коэффициент үр ашиггүй (стандарт хазайлт өндөртэй буюу нарийвчлал багатай) гардаг. Тиймээс нэмэлт хязгаарлалт хийгээгүй энэ төрлийн загварын үр дүн нь өгөгдлийн түүхэн өөрчлөлтийг сайн тайлбарлаж болох хэдий ч түүврийн гаднах таамаглал нь алдаа ихтэй гардаг (Litterman (1998)). [1] тэгшитгэлийн баруун гар талд харьцангуй олон тооны хувьсагч оруулах болон түүврийн тоо бага байх тохиолдолд үнэлгээний үр дүн нь үндсэн гол хамаарлаас илүүтэй түр хугацааны хэлбэлзэлээс хамаарахад хүрдэг. Иймд [1] хэлбэрийн загварын үнэлэгдэх параметрын тоог бууруулахын тулд зарим коэффициентэд хязгаарлалт тавих (коэффициентийг тэг гэж үзэх буюу стем дэх хувьсагч эсвэл хугацааны хоцролтын тоог бууруулна)-ыг санал болгодог⁷.

Харин VAR загварыг бейсын хандлагаар үнэлснээр “хэт параметрчлэгдэх” асуудлыг шийдвэрлэх боломжтой талаарх анхны санааг Litterman (1980) гаргасан. Энэ аргачлал нь коэффициентыг заавал тэгтэй тэнцүү гэсэн хатуу хязгаарлалт тавихгүйгээр уг асуудлыг шийдвэрлэснээрээ онцлог юм. Судлаачид зарим коэффициент тэгтэй яг тэнцүү байна гэдэгт эргэлздэг бөгөөд коэффициент тодорхой интервалд хэлбэлзэхийг үгүйсгэдэггүй. Бейсын хандлага нь энэ санааг өөртөө агуулдаг. Тухайлбал, коэффициентын тодорхой нэг утганд өндөр ач холбогдол өгөхгүйгээр, загварын параметрын талаарх тодорхой бус байдлыг түүний магадлалын тархалтаар төлүүлэн судалдаг. Тус тодорхой бус байдлын зэрэг нь түүвэрт агуулагдаж буй мэдээллээс хамаарч өөрчлөгдөж болох posterior тархалтаар илэрхийлэгдэнэ. Өөрөөр хэлбэл, үнэлгээг хийхээс өмнө коэффициентийн талаар тодорхой мэдээлэл байгаа үед энэ мэдээлэл нь түр хугацааны хэлбэлзэлийн нөлөөгөөр бус зөвхөн түүвэрт агуулагдаж буй үндсэн хамаарлаар өөрчлөгдөх тул бейсын аргын үед хэт параметрчлэлийн эрсдэл буурдаг⁸.

Бейсын үнэлгээний үндсэн зарчмыг тайлбарлахын тулд [1] тэгшитгэлийг ерөнхий хэлбэрт дараах хэлбэрээр бичив.

$$[2] \quad Y_t = X_t \beta + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T$$

Энд $X_t = (I_n \otimes W_{t-1})$, нь $nk \times n$ хэмжээст тайлбарлагч хувьсагчдын хувьсагчдын матриц, $W_{t-1} = (Y'_{t-1}, \dots, Y'_{t-p}, z'_t)$ нь $k \times 1$ хэмжээст хугацааны хоцролттой болон экзоген хувьсагчдын вектор, $\beta = \text{vec}(B_1, B_2, \dots, B_p, D)$ нь $nk \times 1$ хэмжээст загварын коэффициентын матриц. Загварын тодорхой бус параметрууд нь коэффициент (β) болон алдааны вариаци, ковариацийн матриц (Σ) байна.

[2] тэгшитгэлийн бейсын үнэлгээ нь дараах зарчмаар хийгдэнэ. Тоон өгөгдлийн загварын параметруудээс хамаарах нөхцөлт магадлын нягтын функц (тоон өгөгдөлд агуулагдах мэдээлэл нь likelihood функцаар илэрхийлэгдэнэ)-ийг дараах байдалтай гэж үзнэ.

$$[3] \quad L(Y|\beta, \Sigma) \propto |\Sigma|^{-T/2} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_t (Y_t - X_t \beta)' \Sigma^{-1} (Y_t - X_t \beta) \right\},$$

Харин параметруудийн хамтын prior тархалтыг $p(\beta, \Sigma)$ гэвэл тоон өгөгдлөөс хамаарсан параметруудийн нөхцөлт хамтын posterior тархалт нь бейсын теорем ёсоор дараах байдлаар илэрхийлэгдэнэ.

⁷ Энэ тухай дэлгэрэнгүйг Sims (1980)-аас харах боломжтой.

⁸ Энэ тухай дэлгэрэнгүйг Litterman (1980)-аас харна уу.

$$[4] \quad p(\beta, \Sigma|Y) = \frac{p(\beta, \Sigma)L(Y|\beta, \Sigma)}{p(Y)} \propto p(\beta, \Sigma)L(Y|\beta, \Sigma),$$

Нөхцөлт магадлалын тодорхойлолт ёсоор тоон өгөгдөл болон параметруудийн хамтын тархалт ($p(\beta, \Sigma, Y)$) нь дараах байдлаар бичигдэнэ.

$$[5] \quad p(\beta, \Sigma, Y) = L(Y|\beta, \Sigma)p(\beta, \Sigma) = p(\beta, \Sigma|Y)p(Y),$$

Энд \propto нь пропорциональ хамаарлыг илэрхийлэх бөгөөд $p(\beta, \Sigma|Y)$ болон өгөгдлөөс хамаарсан posterior нөхцөлт тархалтууд болох $p(\Sigma|Y)$ болон $p(\beta|Y)$ мэдэгдэж байгаа тохиолдолд β болон Σ -ыг ($p(\beta, \Sigma|Y)$)-ээс ерөнхий тохиолдолд Gibbs sampling-ээр тооцож болно. Харин Minnesota prior-ын хувьд prior тархалтыг нормаль гэж таамагладаг тул posterior тархалт нь нормаль хэлбэрт шилжиж, тус тархалтын дундаж болон вариацийг аналитик шийдлээр олох боломжтой болдог. Харин бусад prior тархалтын хувьд аналитик шийдэл олдохгүй тул симуляцийн тоон шийдлээр posterior дундаж болон вариацийг Монте Карло симуляцийн арга буюу Гиббс түүвэрлэгчээр олдог. Энэ талаар дараагийн хэсэгт дэлгэрэнгүй авч үзэх болно.

2.3 Тоон интегралыг тооцох Монте Карло симуляцийн арга: Гиббс түүвэрлэгч

Ихэнх тохиолдолд $p(\beta, \Sigma|y)$ -ын интегралыг аналитик аргаар тооцох нь хэцүү эсвэл ер нь тооцох боломжгүй байдаг. Гэхдээ энэхүү асуудлыг ихэнхдээ Монте Карло симуляцийн аргад суурилан тоон интеграл (numerical integration)-ыг ашиглан шийдвэрлэдэг. Энэ судалгааны хувьд тухайн үнэлгээний асуудлыг шийдвэрлэх боломжит нэг түгээмэл хувилбар болох Гиббс түүвэрлэгчийг ашиглах болно. Гиббс түүвэрлэгч нь давталттай Монте Карло арга бөгөөд зөвхөн сонирхож буй параметруудийн нөхцөлт posterior тархалт ($p(\beta|\Sigma, y)$ болон $p(\Sigma|\beta, y)$)-ын талаарх мэдлэг шаарддаг. Σ болон β нь тархалтын утгууд бөгөөд нөхцөл posterior тархалт болох $p(\beta|\Sigma, y)$ болон $p(\Sigma|\beta, y)$ нь мэдэгдэж байгаа гэж үзье. Тэгвэл Гиббс түүвэрлэгч нь $\beta^{(0)}$ болон $\Sigma^{(0)}$ -ын санамсаргүй утгаас эхлэх бөгөөд $p(\beta|\Sigma^{(0)}, y)$ -ын нягтын функцаас харгалзах $\beta^{(1)}$ -н шинэ утгыг, тухайн олсон $\beta^{(1)}$ -д харгалзах $p(\Sigma|\beta^{(1)}, y)$ -ын нягтын функцаас харгалзах $\Sigma^{(1)}$ -ын шинэ утгыг олно. Энэхүү Гиббс түүвэрлэгчийн давталттай түүвэрлэлт нь дараах байдлаар хийгдэнэ.

$\beta^{(1)}$ -ийг $p(\beta|\Sigma^{(0)}, y)$ -ээс

$\Sigma^{(1)}$ -ийг $p(\Sigma|\beta^{(1)}, y)$ -ээс

$\beta^{(2)}$ -ийг $p(\beta|\Sigma^{(1)}, y)$ -ээс

$\Sigma^{(2)}$ -ийг $p(\Sigma|\beta^{(2)}, y)$ -ээс

⋮

$\beta^{(m)}$ -ийг $p(\beta|\Sigma^{(m)}, y)$ -ээс

$\Sigma^{(m)}$ -ийг $p(\Sigma|\beta^{(m)}, y)$ -ээс гэх мэт.

$\vartheta^{(m)} = (\beta^{(m)}, \Sigma^{(m)})$ вектор нь Марковын гинжин хэлбэртэй бөгөөд итерацийн тоо хангалттай их ($m \geq M$ гэе) бол уг симуляциас “зөв” хамтын posterior тархалтыг байгуулж болно. Хангалттай их тооны түүвэрлэлийг уг аргаар тооцох тохиолдолд posterior тархалтын моментууд (дундаж, вариаци) болон сонирхож буй параметрын ахиу нягтын функцийг их тооны хууль ашиглан тооцож болно. Өөрөөр хэлбэл, β -ын posterior тархалтын параметрууд нь дээрх симуляцийн аргаар гаргасан түүвруудийн арифметик дундажтай тэнцүү юм.

2.4 Minnesota prior-тай BVAR загварын үнэлгээ

Энэхүү судалгаанд бейсын VAR-ын судалгаанд өргөн ашиглагддаг Litterman (1986)-ын Minnesota prior-ыг ашиглав. Загварын үнэлгээг хялбарчлан тайлбарлахдаа дурын g -р тэгшитгэлийн үнэлгээг хэрхэн хийхийг жишээ болгон харуулав. VAR загварт ижил цаг хугацааны хоцролт ордоггүй, мөн загварын тэгшитгэлүүдийг тус тусад нь үнэлж болдог тул бусад тэгшитгэлийн үнэлгээ адил зарчмаар хийгдэх юм.

[1] загварын g -р тэгшитгэлийн алдааны вариаци ($\sigma_{g,g}^2$) мэдэгдэж буй тохиолдолд уг тэгшитгэлийн параметрууд (β_g)-ийн ($k \times 1$) векторыг хэрхэн үнэлэхийг авч үзье. Litterman (1986) коэффициентын prior тархалтыг дараах хэлбэрийн нормаль тархалттай гэж таамагласан.

$$[6] \quad p(\beta_g) = N(\bar{\beta}_g, \bar{\Omega}_g),$$

Энд $\bar{\beta}_g$ болон $\bar{\Omega}_g$ нь харгалзан β_g -ын prior дундаж болон вариаци, коварицын матриц. Үлдэгдлийн коварицын матриц болох Σ -ыг тогтмол бөгөөд диагональ $\sigma_{gg}^2 I_t$ матриц гэж таамаглана.

Хугацааны тэмдэглэгээг орхин g -р тэгшитгэлийн хувьд [2]-ийг дараах байдлаар бичиж болно.

$$[2'] \quad Y_g = X\beta + \varepsilon_g, \quad g = 1, \dots, n;$$

Энд Y_g болон ε_g нь $T \times 1$ векторууд бөгөөд X нь [2] дахь тэгшитгэлийн X_t -ийн хугацааны тэмдэглэгээг орхисон матриц.

Тэгшитгэлийн алдаанууд хоорондоо хамааралгүй гэж таамаглах тохиолдолд [3]-т үзүүлсэн likelihood функц нь хэвийн тархалтаар илэрхийлэгдэнэ.

$$[7] \quad L(Y|\beta, \Sigma) \propto |\sigma_{g,g}^2|^{-T/2} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_{g,g}^2}(Y_g - X\beta_g)'(Y_g - X\beta_g)\right\}.$$

[5] ёсоор сонирхож буй параметруудийн posterior тархалт нь дараах байдлаар өгөгдөнө.

$$p(\beta_g|Y_g) = p(\beta_g)L(Y_g|\beta, \sigma_{g,g}^2),$$

Энэ нь дараах илэрхийлэлтэй пропорциональ байна:

$$\begin{aligned} p(\beta_g|Y_g) &\propto |\sigma_{g,g}^2|^{-T/2} |\bar{\Omega}_g|^{-T/2} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left[(\beta_g - \bar{\beta}_g)' \bar{\Omega}_g^{-1} (\beta_g - \bar{\beta}_g) + \frac{1}{\sigma_{g,g}^2}(Y_g - X\beta_g)'(Y_g - X\beta_g)\right]\right\} \\ &\propto \exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\frac{1}{\sigma_{g,g}^2}(Y_g Y_g' - 2Y_g X' \beta_g + \beta_g' X' X \beta_g) + \beta_g' \bar{\Omega}_g^{-1} \beta_g - 2\bar{\beta}_g' \bar{\Omega}_g^{-1} \beta_g + \bar{\beta}_g' \bar{\Omega}_g^{-1} \bar{\beta}_g\right]\right\} \\ &\propto \exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\beta_g' \left(\frac{1}{\sigma_{g,g}^2} X' X + \bar{\Omega}_g^{-1}\right) \beta_g - 2\left(\frac{1}{\sigma_{g,g}^2} X' Y + \bar{\Omega}_g^{-1} \bar{\beta}_g\right)' \beta_g\right]\right\} \end{aligned}$$

Энд: эхний пропорциональ хамаарлын $|\sigma_{g,g}^2|^{-T/2}$ болон $|\bar{\Omega}_g|^{-T/2}$, харин 2 дахь пропорциональ хамаарлын $Y_g Y_g'$ болон $\beta_g' \bar{\Omega}_g^{-1} \beta_g$ нь тогтмол тул хураангуйлсан

болно. Сүүлийн пропорциональ илэрхийллийг хялбарчлан дараах хэлбэрийн posterior тархалтад хөрвүүлэн бичиж болно.

$$[8] \quad p(\beta_g | Y_g) \propto \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[(\beta'_g - \tilde{\Omega}_g \tilde{\beta}_g)' \tilde{\Omega}_g^{-1} (\beta'_g - \tilde{\Omega}_g \tilde{\beta}_g) \right] \right\}$$

Энд:

$$[9.1] \quad \tilde{\beta}_g = \tilde{\Omega}_g (\bar{\Omega}_g^{-1} \beta_g + \sigma_{g,g}^{-2} X' Y_g),$$

$$[9.2] \quad \tilde{\Omega}_g = (\bar{\Omega}_g^{-1} + \sigma_{g,g}^{-2} X' X)^{-1}$$

буюу [9.1] болон [9.2] нь posterior тархалтын аналитик шийдэл юм. Гиббс түүвэрлэгчийн итерацийн тоо хангалттай их үе дэх тоон шийдэл нь аналитик шийдэл рүү дөхөх юм.

Өөрөөр хэлбэл, β_g -ын posterior тархалт дараах байдалтай байна.

$$p(\beta_g | Y_g) = N(\tilde{\beta}_g, \tilde{\Omega}_g)$$

Энд $\bar{\Omega}_g^{-1}$, β_g болон $\sigma_{g,g}^{-2}$ мэдэгдэх тул posterior тархалтын дундаж буюу цэгэн үнэлгээ болох β_g -ийг тодорхойлж болно.

Энэхүү үнэлгээний арга зүйгээс дараах зүйлсийг ажиглаж болно. Эхнийх нь тэшитгэл бүрийн prior болон posterior тархалт нь ялгаатай байхаар таамаглал хийгдэнэ. Энэ нь яагаад тэгшитгэлүүд тус тусдаа үнэлэгдэж болохыг тайлбарлана. Хоёрдахь нь prior тархалтын ковариацийн матрицац, Σ -ийг тогтмол бөгөөд диагональ гэж таамагласан бөгөөд диагональ элементүүд нь p эрэмбийн нэг хувьсагчийн авторегрессив (AR(p)) загваруудын үнэлгээнээс тодорхойлогдоно. Гуравдахь нь $\tilde{\beta}_g$ болон $\tilde{\Omega}_g$ нь үл мэдэгдэх бөгөөд цөөн тооны гипер-параметрээр илэрхийлэгдэнэ. Эцэст нь хэрвээ β_g -ын prior тархалтын вариаци нь маш бага ($\bar{\Omega}_g^{-1} = 0$) гэж таамаглавал (энэ таамаглал нь үл мэдээлэх (diffuse) prior-ийн тохиолдолд өргөн ашиглагддаг) β_g -ын posterior дундаж нь $\tilde{\beta}_g = (X'X)^{-1} X'Y_g$ болж $\tilde{\beta}_g$ -ын ХБКА-ын үнэлгээтэй адил гарна.

Эндээс үзэхэд Minnesota prior-той BVAR загварууд нь өгөгдлөөр бүрэн тодорхойлогддоггүй бөгөөд хэд хэдэн параметр (VAR-ын хугацааны хоцролт, Minnesota prior мэдээллийг агуулах гипер-параметр)-ыг шаарддаг. Litterman (1986) макро эдийн засгийн хугацааны цувааны үндсэн 3 статистик шинж чанарт суурилан өөрийн prior тархалт буюу гипер-параметрын тоон утгыг тодорхойлсон. (i) Ихэнх макро эдийн засгийн үзүүлэлтийн тренд шинж чанартай, (ii) Ихэнхдээ тухайн өгөгдлийн динамикийн харьцангуй сүүлийн утгууд нь өнгөрсөн үеийн утгуудаас илүү одоогийн утгын талаарх мэдээллийг өөртөө агуулдаг. (iii) тухайн нэг хувьсагчийн өнгөрсөн үеийн утгууд нь бусад хувьсагчдын өнгөрсөн үеийн утгаас илүүтэй тухайн хувьсагчийн одоогийн төлөвийн талаарх мэдээллийг өөртөө агуулдаг. Хэрвээ эдгээр статистик шинж чанарыг ашиглавал макро эдийн засгийн хувьсагчдын хувьд динамик олон хувьсагчийн random walk⁹ процесс хангагдана. Иймд бейсын судлаачид эдгээр статистик шинж чанарыг параметрын магадлалын тархалтанд дараах байдлаар тусгадаг.

- Эндоген хувьсагчийн хугацааны 1 хоцролттой утгаас бусад хоцролттой утга дээрх коэффициентын дундаж нь тэгтэй тэнцүү;

⁹ Энэ илэрхийлэл нь сонгодог эконометрикийн хувьд өгөгдөлд нэгж язгуур эсвэл стохастик тренд байгаа тохиолдолд хуурамч регрессийн асуудлыг үүсгэх боломжтой тул шүүмжлэгддэг. VAR загварыг үнэлэх бейсын хандлагын хувьд энэ нь уг асуудлыг үүсгэхгүй.

- Коэффициентын вариаци нь хугацааны хоцролтын тооноос урвуу хамаарна;
- g тэгшитгэл дэх j хувьсагчийн коэффициент нь g хувьсагчийнхаас бага prior вариацитай байна.

Эдгээр шаардлагууд нь Litterman (1986) prior (Minnesota prior гэж нэрлэдэг)-т гипер-параметрын вектор болох $\Pi = (\beta_g, \theta, w, \phi)$ -д тусгалаа олдог. Тухайлбал, β_g нь g хувьсагчийн тэгшитгэлийн өөрийнх нь эхний хугацааны хоцролт дээрх коэффициентын prior дундаж бөгөөд Letterman (1986) макро эдийн засгийн эндоген хувьсагчид random walk процессоор өөрчлөгддөг гэж үзсэн:

$$[9] \quad Y_t = c + Y_{t-1} + u_t$$

Ингэснээр [1] загвар дахь коэффициентын матриц (B)-ийн диагональ элементүүд нь prior дундаж 1-тэй тэнцүү, харин бусад коэффициентууд prior дундаж нь тэг байх буюу эндоген хувьсагчдын хувьд random walk процесс байна гэсэн prior таамаглал тавьдаг:

$$[10] \quad E(\bar{\beta}_g) = \begin{cases} \bar{\beta}_g = 1 & g \text{ эндоген үзүүлэлтийн хугацааны 1 хоцролтын коэффициент} \\ 0 & \text{бусад бүх эндоген хувьсагчдын коэффициентын хувьд} \end{cases}$$

Харин g хувьсагчийн тэгшитгэлийн коэффициентын prior дундаж ($\bar{\beta}_g$)-ийн prior ковариацийн матриц ($\bar{\Omega}_g$)-ын диагональ элемент дараах байдлаар илэрхийлэгдэнэ гэж таамагласан.

$$[11] \quad var(\bar{\beta}_{gjl}) = \begin{cases} \theta l^{-\phi}, & j = g \\ \theta w(g, j) l^{-\phi} \left(\frac{\sigma_g}{\sigma_j} \right), & j \neq g, j = 1, \dots, n \end{cases}$$

Энд $var(\bar{\beta}_{gjk})$ нь g хувьсагчийн тэгшитгэл дэх j хувьсагчийн l хугацааны хоцролт дээрх коэффициентын prior вариаци, σ_g, σ_j нь харгалзан g болон j хувьсагчийн авторегресс загварын үлдэгдлийн үнэлэгдсэн стандарт алдаа, σ_g/σ_j нь g болон j тэгшитгэл дэх хувьсагчдын хэмжигдэхүүний ялгаатай байдалд зохицуулалт хийх зорилготой харьцааны үзүүлэлт, θ параметр нь тухайн хувьсагчийн чухал эсэхийг илэрхийлэх ерөнхий параметр (overall tightness) буюу g хувьсагчийн тэгшитгэл дэх g хувьсагчийн хугацааны эхний хоцролт дээрх коэффициентын стандарт хазайлтыг хэмжинэ (random walk процесс хэр хүчтэй байхыг илэрхийлнэ). θ тэг рүү тэмүүлэх тусам random walk процесс илүү ажиглагдана гэж таамаглаж байгааг илэрхийлж, [1] загварын коэффициентийн диагональ элемент 1-рүү тэмүүлнэ.

$l^{-\phi}$ нь хугацааны хоцролтын нөлөөг харуулах функц бөгөөд l нь хугацааны хоцролтын тоо, ϕ нь хугацааны хоцролтын тоо ($l = 1, \dots, p$) өссөнөөр prior-ын вариацийн бууралт хэр хурдан байхыг илэрхийлэх үзүүлэлт (lag decay гипер-параметр) юм (энд $0 \leq \phi \leq 1$). Хугацааны хоцролтын тоо их байх нь загварт чухал биш хувьсагч олон байгааг илэрхийлнэ гэж үзвэл ϕ -г өсгөх замаар их хугацааны хоцролттой коэффициентыг тэг рүү дөхүүлж болно¹⁰. $w(g, j)$ (relative tightness) функц нь g тэгшитгэл дэх g хувьсагчийн хугацааны хоцролтуудын коэффициенттэй харьцуулахад g тэгшитгэлийн j хувьсагчийн коэффициентын prior-т хэр ач холбогдол өгч байгааг илэрхийлэх жин юм. Өөрөөр хэлбэл, g -ээс бусад эндоген үзүүлэлтийн хоцролттой

¹⁰ 1-ээс дээш хугацааны хоцролттой утгын дундаж prior коэффициент тэг тул стандарт хазайлт бага байх нь уг коэффициент тэгийн орчим байхыг илтгэнэ.

утгуудын стандарт хазайлт нь ϕ -ын тодорхой хэсэгтэй тэнцүү байхаар жин ($w(g, j)$)-г сонгодог тул $0 \leq w(g, j) \leq 1$ байна. Хэрвээ бусад хувьсагчдын коэффициентэд ач холбогдол өгөх бол $w(g, j)$ -ийг тэг рүү бууруулна.

Стандарт Minnesota prior тархалтын хувьд гипер-параметрыг $\theta = 0.1$ (tightness), $\phi = 1.0$ (decay), харин жингийн матриц ($w(g, j)$)-ийг дараах байдлаар буюу $w(g, g) = 1$, бусад коэффициентын хувьд $w(g, j) = 0.5$ (weight) байх $((\theta, \phi, w) = (0.1, 1, 0.5))$ -аар сонгодог. Өөрөөр хэлбэл,

$$[12] \quad W = \begin{bmatrix} 1 & 0.5 & \dots & 0.5 \\ 0.5 & 1 & & 0.5 \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ 0.5 & 0.5 & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

Тэгшитгэл бүр дэх хамаарах хувьсагчийн хоцролттой утга нь чухал хувьсагчид байх тул тус жигнэх матриц нь $\bar{\beta}_g = 1$ байдаг. Түүнчлэн загварт ач холбогдол багатай хувьсагчийн коэффициент болох β_j -ын нөлөөг бууруулахын тулд тус матриц нь тэгшитгэлийн бусад хувьсагчдын коэффициентын тэг prior дунжийн нөхцлийг хангадаг. Эдгээр таамаглалыг өөрчлөхийн тулд W -д матриц дахь жинг өөрчлөх байдлаар загварын таамаглалын алдааг бууруулж болно.

Ингэснээр VAR(p) загварын $n(np + d)$ параметрыг үнэлэх буюу хэт-параметрчлэлийн анхны асуудал нь BVAR загвар ашигласнаар эдгээр 4 (l, θ, ϕ, w) гипер-параметрыг оновчтой тодорхойлох асуудалд шилждэг. Цэвэр бейсын хандлагын хувьд эдгээр параметрын тодорхой утга нь загварчлагчийн урьдчилсан мэдээллээр шууд өгөгдөх ёстой. Гэхдээ эмпирик судалгаанд BVAR загварын гипер-параметрын оновчтой утгыг таамаглалын алдааны зорилгын функцийг хамгийн бага байх нөхцөлд суурилан сонгодог. Энэхүү судалгаанд түүврийн гаднах 8 улирлын таамаглалын хувьд эхний хэлбэрийн зорилгын функц буюу MAPE-ийг хамгийн бага байхаар гипер-параметруудийг сонгох болно. Монголын тоон өгөгдлөөр тодорхойдлогдох загварыг энэ тооцооллыг эмпирик судалгааны хэсэгт хийх болно.

Minnesota prior ашигласан энэхүү шийдвэл хэт параметрчлэх асуудлыг шийдвэрлэж буй зөвхөн нэг жишээ (гэхдээ ихэнх BVAR загваруудад энэ төрлийн гипер-параметрыг ашигладаг) бөгөөд Letterman prior-оос өөр олон төрлийн prior тархалтаар BVAR загварыг өргөтгөн судалдаг. Энэ талаар дараа дараагийн DSGE болон BVAR-DSGE загварын бейсын шинжилгээний талаарх цуврал судалгаанд дэлгэрэнгүй авч үзэх болно.

2.4 BVAR загварын таамаглал болон бүтцийн шинжилгээ

BVAR загвараар таамаглал хийх, тухайн бодлогын хувьсагч болон макро эдийн засагт гарах өөрчлөлтийн бусад үзүүлэлтэд үзүүлэх нөлөөг хэрхэн тооцож болохыг дараах хэсэгт авч үзье.

2.4.1 Нөхцөлт бус таамаглал

BVAR загварын [1] хэлбэр буюу сул гишүүнтэй, детерминистик үзүүлэлтгүй хэлбэрийг таамаглалын нөхцөлт бус алдааны шинжилгээ, хариу үйлдлийн функц болон таамаглалын алдааны вариаци задаргааны шинжилгээг хэрхэн хийдэг болохыг тайлбарлахад ашиглав.

$$[13] \quad Y_t = \mu + BY_{t-1} + U_t$$

$$\text{Энд: } Y_t = \begin{bmatrix} Y_t \\ Y_{t-1} \\ \vdots \\ Y_{t-p-1} \end{bmatrix}_{np \times 1}, \quad \mu = \begin{bmatrix} \mu \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}_{np \times 1}, \quad B = \begin{bmatrix} B_1 & B_2 & \dots & B_{p-1} & B_p \\ I_n & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & I_n & & & 0 \\ \vdots & & \ddots & & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & I_n & 0 \end{bmatrix}_{np \times np}, \quad U_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}_{np \times 1}$$

Загварын T үе хүртэлх үнэлгээнд суурилан түүврийн гаднах h үеийн таамаглалыг дараах байдлаар тооцно:

$$[14] \quad Y_{T+h} = \sum_{j=0}^{h-1} B^j \mu + B^h Y_T + \sum_{j=0}^{h-1} B^j U_{T+h-j}, \quad \text{энд } h=1,2,\dots$$

Бейсын таамаглалд Lutkepohl (1990) -ын илэрхийллийг ашигладаг бөгөөд тэрээр $n \times np$ хэмжээт $J = [I_n \ 0 \ \dots \ 0]$ матриц үүсгэн $JU_t = u_t$ гэдгээс түүврийн гаднах h үеийн таамаглалыг дараах байдлаар тооцож болно гэж үзсэн.

$$[15] \quad Y_{T+h} = JY_{T+h} = C_{h-1}\mu + JB^h Y_T + \sum_{j=0}^{h-1} \Phi_j \varepsilon_{T+h-j},$$

Энд $C_0 = I$, $C_i = I + \sum_{j=1}^i B_j C_{i-j}$ ($i = 1,2, \dots$), $j > p$ үед $B_j = 0$ бөгөөд $\Phi_j = JB^j J'$ байна.

Иймд сонирхож буй хувьсагчийн ирээдүйн утгын нөхцөлт¹¹ эсвэл нөхцөлт бус таамаглалыг [15] ашиглан хийж болно. Дараах хэсэгт нөхцөлт бус таамаглалыг хэрхэн хийхийг авч үзье.

Нөхцөлт бус таамаглалын функц ($Y_T(h)$) нь [15] тэгшитгэлийн эхний 2 нэмэгдэхүүнээр илэрхийлэгдэнэ.

$$Y_T(h) = C_{h-1}\mu + JB^h Y_T$$

h үеийн таамаглалын функцийг зарим алгебр үйлдэл хийснээр дараах энгийн хэлбэрт бичиж болно.

$$[16] \quad Y_T(h) = \mu + B_1 Y_T(h-1) + \dots + B_p Y_T(h-p)$$

Энд $j \leq 0$ үед $Y_T(j) = Y_{t+j}$. Ингэснээр цэгэн таамаглал нь хоёр аргаар тооцогдож болно.

Эхнийх нь β -ын posterior тархалтын дунджаас тодорхойлогдох μ болон B_l ($l = 1, \dots, p$)-ын үнэлгээг [16]-д орлуулан таамаглал хийж болно:

$$[17] \quad \hat{Y}'_T(h) = \hat{\mu} + \hat{B}_1 \hat{Y}'_T(h-1) + \dots + \hat{B}_p \hat{Y}'_T(h-p)$$

Өөр нэг боломжит хувилбар нь $\vartheta = (\beta, \Sigma)$ -ыг тодорхойлж, дараах интегралыг тооцно.

$$[18] \quad \hat{Y}''_T(h) = \int Y_T(h) p(\vartheta|Y) d\vartheta$$

Энд $p(\vartheta|Y)$ нь ϑ -ын posterior тархалтыг илэрхийлэх бөгөөд таамаглалын функц нь [17]-тай адилаар шууд posterior дунджийг ашиглахгүйгээр, параметрын posterior нягтын жигнэсэн дунджаар илэрхийлэгдэнэ.

¹¹ Энэ аргын талаарх дэлгэрэнгүйг Waggoner болон Zha (1998)-аас харах боломжтой.

2.4.2 Бүтцийн шинжилгээ: Бүтцийн BVAR (SBVAR) загвар

Нөхцөлт бус таамаглалын аргачлал нь хариу үйлдлийн функц болон таамаглалын алдааны вариацийн шинжилгээнд чухал үүрэг гүйцэтгэдэг. Гэвч нөхцөлт бус таамаглалд багасгасан хэлбэрийг ашигладаг бол бүтцийн VAR загварын шинжилгээ нь үнэлгээ болон хязгаарлалтын асуудлыг хамтад нь шийдвэрлэхийг шаарддаг. Хэрвээ уг систем яг тодорхойлогдсон үед шинжилгээ нь харьцангуй хялбар байдаг¹².

[1] багасгасан VAR загварын ерөнхий хэлбэр болох бүтцийн VAR загвар нь дараах байдалтай байна.

$$[19] \quad B_0 Y_t = v + \sum_{k=1}^p B_k Y_{t-k} + D X_t + e_t, \quad t = 1, \dots, T$$

Энд B_0 нь эндоген хувьсагчдын хоорондын ижил цаг хугацаа (contemporaneous)-ны хамаарлыг илэрхийлэх $n \times n$ хэмжээст матриц байна.

[19] нь бүтцийн VAR загвар нь багасгасан VAR загварын коэффициент болон үлдэгдлийг B_0^{-1} матрицаар үржүүлсэнтэй адил байна: $v = B_0 c$, $B_k = B_0 B_k$, $k = 1, \dots, p$, $e_t = B_0 u_t$ нь бүтцийн шок бөгөөд бүх t -ын хувьд $E[e_t | Y_{t-s}, s > 0] = 0$ болон $E[e_t e_t' | Y_{t-s}, s > 0] = I$ байх хэвийн, бие даасан адил тархалттай байна.

Багасгасан VAR загварын диагональ бус ковариацийн матриц (Σ)-ыг B_0 матриц ашиглан диагональ матрицад шилжүүлэх буюу багасгасан VAR-ын үлдэгдлийг B_0 матриц ашиглан бүтцийн шоконд шилжүүлнэ: $u_t = B_0^{-1} e_t$. Иймд B матриц нь дараах нөхцлийг хангах ёстой:

$$\Sigma^{-1} = B_0' B_0$$

SVAR загвар дахь бүтцийн параметруудийг тодорхойлох түгээмэл арга нь B_0 матрицын диагоналын гаднах зарим элементэд тэг хязгаарлалт тавьдаг. Хамгийн нийтлэг арга нь багасгасан VAR загварын үлдэгдлийн хоорондын хамааралд Cholesky задаргаа хийх буюу хувьсагчдын эрэмбийн дарааллыг тогтоох юм. Өөр боломжит арга нь эдийн засгийн онолын мэдээлэлд суурилан хязгаарлалт тавьдаг (Bernanke 1986; Sims 1986). Эдгээр хязгаарлалтын аль аль нь өөрийн гэсэн сул талтай¹³. Cooley болон Leroy (1995) нар онолын хувьд нийцтэй бүтцийн хамаарлыг тодорхойлох нь хүндрэлтэй байдлаас шалтгаалан судалгаануудад Cholesky задаргааг ашиглах байдал багасч байгааг онцолсон. Харин нөгөө хэсэг нь онолын хамааралд суурилсан танилттай загварын үр дүн хязгаарлалтын матриц дахь жижигхэн өөрчлөлтөөс шалтгаалж хэт мэдрэмтгий болдог гэж үздэг (Faust 1998). Энэхүү судалгааны хувьд эдгээр сул талуудыг боломжит хэмжээнд бууруулах зорилгоор анх судалгааны үр дүн нийцтэй байх Cholesky задаргааг тодорхойлж, улмаар онолын хязгаарлалтуудыг эмпирик Z, LR тестэнд суурилан эцсийн хязгаарлалтын матрицыг сонгох болно.

Багасгасан хэлбэрийн үлдэгдэл болон бүтцийн шокын хамаарал $e_t = B_0 u_t$ байдлаар илэрхийлэгдэнэ. Энд B_0 матриц нь багасгасан хэлбэрийн үлдэгдлийн матрицыг диагональ матрицад шилжүүлэх матриц байна.

$$[20] \quad D = E(B_0 u_t u_t' B_0')$$

¹² VAR загварын бүтцийн хязгаарлалтын талаарх ерөнхий ойлголтыг Amisano болон Giannini (1997)-аас, харин SVAR загвар дахь хариу үйлдлийн функцын бейсын тооцооллыг Коор (1992)-аас харах боломжтой.

¹³ Хувьсагчдын хоорондын уртга хугацааны хамааралд хязгаарлалт тавих замаар SVAR загварын танилтыг тогтоох судалгааг Blanchard болон Quah (1989)-аас, харин ижил цаг хугацааны болон урт хугацааны хязгаарлалтыг давхар тавих судалгааг Galí (1992)-аас харж болно.

[20]-оос үзэхэд хэрвээ хангалттай тооны хязгаарлалт B_0 болон D матрицад тавих тохиолдолд эдгээр матрицыг тооцож болно. Σ нь тэгш хэмт матриц тул нийт $(n^2 + 1)/2$ чөлөөт параметртэй, иймд хамгийн багадаа $(n^2 - 1)/2$ хязгаарлалт тавих ёстой.

Бүтцийн параметрыг тооцоход бүтцийн алдаа нь хамтын нормаль тархалттай гэж таамаглан энгийн 2 алхамт хамгийн их үнэний хувийн үнэлгээний процедурыг ашигладаг. Эхний алхам нь Σ -ийг $\hat{\Sigma} = (1/T) \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t'$ байдлаар тооцно. Энд \hat{u}_t нь багасгасан хэлбэрийн загварын тэгшитгэл бүрийн ХБКА-ын үлдэгдэл байна. Үүний дараа B_0 болон D -ыг дараах log-likelihood функц хамгийн их утга авч байх нөхцлөөс тооцно.

$$[21] \quad l(B_0, D) = -(Tn/2) \log(2\pi) + (T/2) \log|B_0|^2 \\ - (T/2) \log|D| - (T/2) \text{trace}\{(B_0' D^{-1} B_0) \hat{\Sigma}\}$$

B_0 матрицыг тодорхойлсны дараагаар хариу үйлдлийн функц болон таамаглалын вариаци задаргааг дараах байдлаар тооцдог.

[15] тэгшитгэлд $u_t = B_0^{-1} e_t$ нөхцлийг орлуулбал:

$$[22] \quad Y_{T+h} = J Y_{T+h} = C_{h-1} \mu + J B^h Y_T + \sum_{j=0}^{h-1} \Psi_j e_{T+h-j},$$

Энд $\Psi_j = \Phi_j B_0^{-1}$ нь одоо гарах шоконд j үеийн дараа үзүүлэх хариу үйлдлийн хэмжээг илэрхийлнэ. Харин таамаглалын алдааны вариаци нь $\sum_{j=0}^{h-1} \Psi_j \Psi_j' = \sum_{j=0}^{h-1} \sum_{i=0}^{h-1} \Phi_j b_i b_i' \Phi_j'$ байх бөгөөд b_i нь B_0^{-1} матрицын i -р баганы элемент байна.

k -р хувьсагчийн бүтцийн шокын импульсын хариу үйлдлийн магадлалын тархалт нь нөхцөлт бус таамаглал хийх хэсэгт тайлбарласантай адил $j=0, \dots, h$ үеийн хувьд Ψ_j -ын k -р баганын коэффициентын хувьд Gibbs түүвэрлэгчийн зарчмаар тооцогдоно. Харин дундаж болон тодорхой магадлалын түвшин дэх хариу үйлдлийг posterior тархалтын статистикт суурилан тооцдог. Харин h -р үеийн таамаглалын алдааны вариацид i -р хувьсагчийн ямар нөлөө үзүүлж байгааг нийт вариацид эзлэх хувь болох $\sum_{j=0}^{h-1} \Phi_j b_i b_i' \Phi_j'$ -ын хувьд Gibbs түүвэрлэлт хийж тооцно.

Энд яг тодорхойлогдсон ижил цаг хугацааны хамаарлын хязгаарлалттай тохиолдлыг авч үзсэн бөгөөд хэт тодорхойлогдсон хувилбарыг Sims болон Zha (1998)-аас харах боломжтой.

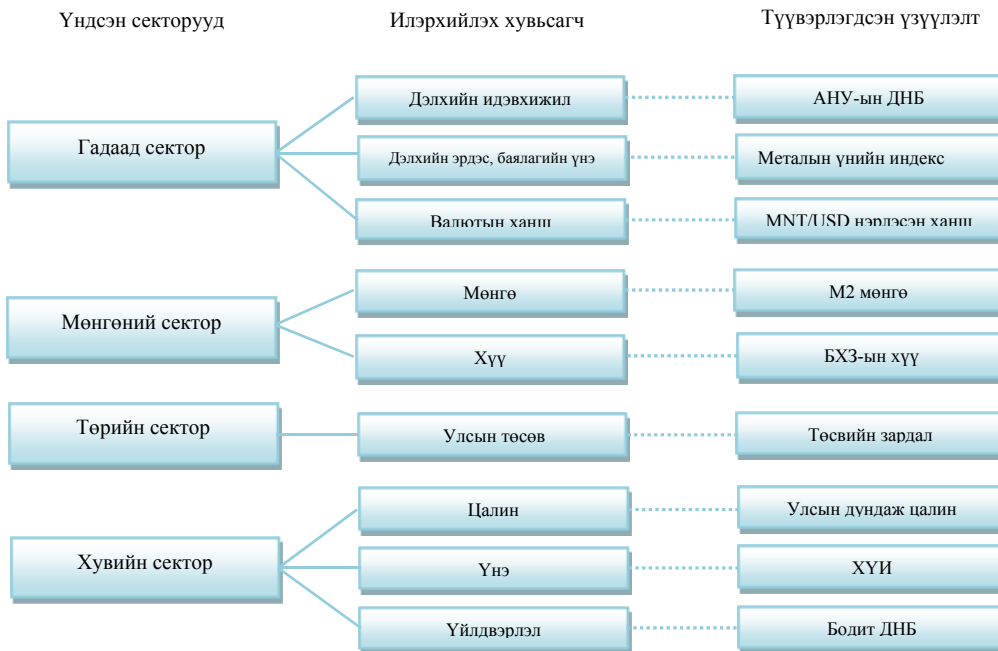
III. МОНГОЛЫН ЭДИЙН ЗАСГИЙН БҮТЦИЙН БЕЙСЫН ВЕКТОР АВТОРЕГРЕСС (SBVAR) ЗАГВАРЫГ БАЙГУУЛАХ НЬ

3.1 SBVAR загварын хувьсагчийн сонголт

VAR загварын таамаглалын шинжилгээ нь загвар дахь хувьсагчдын тоо олон байснаар таамаглалын үр дүн сайжирдаггүй, харин түүврийн бус мэдээллийг үнэлгээнд ашигласнаар BVAR загварын таамаглал сайжирдаг болохыг харуулдаг. Иймээс загварт зөвхөн цөөн шаардлагатай хувьсагчдыг оруулах нь чухал юм. Гэхдээ BVAR загварын онцлог ёсоор систем дэх хувьсагчийн тоо нэмэгдсэнээс хэт параметрчлэлийн асуудалд хүрэхгүй тул загварт эдийн засгийн үндсэн 4 салбарыг илэрхийлэх, макро эдийн засгийн хувьсагчдын ерөнхий суурь хамаарал буюу нээлттэй эдийн засгийн

AD-AS загварын үндсэн хувьсагчдыг оруулсан болно. Ингэхдээ өмнөх загварчлалын туршлагад суурилан SIMOM болон мөнгөний бодлогын SVAR загварт чухал үүрэгтэй хувьсагчдыг багтаав. Хувьсагчдын харилцан хамаарлын онолын үндэслэлийг нээлттэй эдийн засгийн AD-AS загвар дахь утгаар ойлгож болно. Монголын эдийн засгийн BVAR/SBVAR загвар дахь хувьсагчдын сонголтыг схэм 1-т үзүүлэв.

Схем 1. Монголын эдийн засгийн BVAR загварын хувьсагчдын сонголт



Монголын эдийн засаг нь жижиг, нээлттэй тул дэлхийн зах зээл дээрх өөрчлөлтийг хүлээн авч, харин дотоод эдийн засаг дахь өөрчлөлт дэлхийн зах зээлд нөлөөлөхгүй. Иймд загвар дахь гадаад секторыг АНУ-ын ДНБ (y^*)¹⁴, дэлхийн зах зээл дээрх металын үнийн индекс ($pcom$)¹⁵ болон төгрөгийн ам.доллартай харьцах нэрлэсэн валютын ханш (s)¹⁶-аар төлөөлүүлэв. Валютын ханш нь Монголын эдийн засгийн хувьд олон шалгуураар макро эдийн засгийн чухал үзүүлэлт бөгөөд гадаад худалдааны урсгалыг тодорхойлох гол үзүүлэлт юм. АНУ-ын эдийн засгийн өсөлтийг глобал эдийн засаг, гадаад эрэлтийн өөрчлөлтийн дотоод эдийн засагт үзүүлэх нөлөөллийг төлөөлүүлэхээр сонгосон. Өмнөх VAR загварын судалгаанууд эрдэс, баялагийн үнийг системд оруулах нь “үнийн оньсого ($price\ puzzle$)” (хүлээгдээгүй хүүний өсөлт нь анх үнийг өсгөдөг (Sims 1992)-ийг шийдвэрлэхэд тусалж байгааг харуулсан. Үүнээс гадна зэсийн орлого нь Монголын нийт экспортын дийлэнх хувийг

¹⁴Бусад энэ төрлийн загварт глобал эдийн засгийн өөрчлөлтийн АНУ-ын эдийн засгаар төлөөлүүлэх хандлага элбэг байдаг. АНУ нь дэлхийн тэргүүлэх эдийн засаг болохын хувьд санхүүгийн болон түүхий эдийн зах зээл дээрх үнийн хэлбэлзэлд чухал нөлөөтэй. Иймд АНУ-ын эдийн засгийн идэвхижил буюу ДНБ нь глобал эдийн засгийн нөлөө болон манай эдийн засгийн гадаад эрэлтийг төлөөлөх чухал үзүүлэлт юм.

¹⁵ Манай орны экспортын орлогын 4/5-ийг зэсийн баяжмал, алт, бусад эрдэс, түүхий эд дангаараа бүрдүүлдэг тул дэлхийн зах зээл дээрх металлын үнийн хэлбэлзэл нь манай эдийн засгийн төсвийн орлого бүрдэлт, худалдааны тэнцэл, валютын ханш болон эдийн засгийн өсөлтөнд шууд нөлөөтэй чухал үзүүлэлт юм.

¹⁶ Нэрлэсэн ханшийн өөрчлөлт нь манай улсын эрсдлийн үнэ (country risk premium), худалдааны нөхцлийн өөрчлөлт, дотоод гадаад хүүний зөрүү болон худалдан авах чадварын тэнцвэрийн нөхцлийг өөртөө агуулна гэж үзэж болно.

бүрдүүлдэг тул манай эдийн засагт чухал үзүүлэлт юм. Эдгээр хувьсагчдын сонголт нь жижиг, нээлттэй эдийн засгийн хувьд VAR судалгаануудтай нийцтэй юм. Энэ төрлийн загварчлал, түүний тайлбарыг Австрали, Шинэ Зеландын VAR, SVAR, BVAR загваруудын судалгаа (Brischetto болон Voss 1999; Dungey болон Pagan 2000; Berkelmans 2005)-наас харж болно.

Манай эдийн засгийн санхүүгийн үйлчилгээний 95 орчим хувийг банкны салбар дангаараа бүрдүүлж байгаа тул тус салбар дахь мөнгөний эргэлт, түүний үнэ нь эдийн засгийн идэвхижил болон төгрөгийн гадаад болон дотоод үнэ цэнэд нөлөөлнө. Иймд мөнгөний секторыг M2 мөнгө ($m2$) болон мөнгөний бодлогын нөлөөг илүү хурдан хүлээж авах БХЗ-ын хүү (ibr)-гээр төлөөлүүлэв. Монголбанк мөнгөний бодлогын гол хэрэгслээр бодлогын хүү (7 хоногийн хугацаатай ТБҮЦ-ы хүү), 7 хоногтой ТБҮЦ-ны арилжааны хэмжээг 2010 оны 2 дугаар улирлаас хойш ашиглаж байна. Тус дуудлага худалдааны хэмжээ, хүү нь бодлого боловсруулагчдын шийдвэрээр БХЗ-ын хүү болон банкуудын нөөцийн эрэлт, нийлүүлэлтэнд суурилан тодорхойлогддог. Иймд бодлогын хүүг шууд бодлогын хувьсагч байдлаар сонгох нь учир дутагдалтай бөгөөд тус бодлого (арилжааны жигнэсэн дундаж хүү болон хэмжээ) нь эцсийн дүндээ банк хоорондын зах хүү болон нөөц мөнгөнд нөлөөлөх юм. Ерөнхийдөө 7 хоногтой ТБҮЦ-ны арилжаа нь БХЗ-ын хүүг өөрийн зорилтот хүү болох бодлогын хүүнд ойр байлгахыг зорих тул БХЗ-ын хүү нь бодит хэрэгжиж буй мөнгөний бодлогын илэрхийлэл юм. Иймд мөнгөний бодлогын хэрэгслийн хувьсагчаар БХЗ-ын хүүг сонгов.

Монголын эдийн засагт төрийн сектор чухал үүрэгтэй. Тухайлбал, төсвийн орлого, зардал нь ДНБ-ий 1/3-аас илүү хувийг эзэлж, 2011 оны төсвийн алдагдал ДНБ-ий 10 орчим хувьтай батлагдаад байгаа нь төсвийн эдийн засагт үзүүлэх нөлөө хүчтэй болохыг илэрхийлнэ. Үүний зэрэгцээ төсвийн зардлын өсөлт болон төсвийн алдагдалд "эх орны хишиг/эрдэнийн хувь", төрийн албан хаагчдын цалингийн өсөлт, түүнийг дагасан бусад зардлын өөрчлөлт гол хувийг бүрдүүлж байна. Иймд төрийн зарцуулалтын нөлөөг загварт тусгах зорилгоор төсвийн зардлыг системд оруулав.

Хувийн сектор буюу бодит эдийн засгийг төлөөлүүлэх зорилгоор улсын дундаж цалин, ХҮИ болон бодит ДНБ-ийг сонгов. Бодит ДНБ (y) нь эдийн засгийн идэвхижил, мөчлөг, улмаар иргэдийн бодит худалдан авах чадварыг илэрхийлэх макро эдийн засгийн гол үзүүлэлт юм. Түүнчлэн улсын дундаж цалин (w)-г AS хамаарлын гол хувьсагч болгон сонгосон. Манай эдийн засагт цалингийн өсөлт нь инфляцийг тодорхойлох чухал үзүүлэлт болохын зэрэгцээ төсөвт байгууллад ажиллагсдын цалингийн өсөлт нь улсын дундаж цалингийн хөтөч үзүүлэлт болдог судалгааны үр дүн бий. Иймд цалингийн өсөлтийн эдийн засагт тархах нөлөөг судлах боломж бүрдэх юм. Эцэст нь загварын системд үнийг ХҮИ (p)-ээр -ийг оруулав. Учир нь нэг талаас ХҮИ нь харьцангуй бага хэлбэлзэлтэй (Berkelmans 2005) тул таамаглалын үр дүнг сайжруулах, нөгөө талаас макро хувьсагчдын урт хугацааны хамааралыг илэрхийлэх гол хувьсагч юм. Үнэ, түүний өөрчлөлт нь олон нийт болон бодлого боловсруулагчдын сонирхож буй хувьсагч болохын хувьд гол макро хувьсагч бөгөөд дотоод, гадаад нэрлэсэн болон бодит хувьсагчдад ямар хариу үйлдэл үзүүлэхийг судлах нь чухал билээ.

3.2 SBVAR загварын танилт/ хязгааралт

SBVAR загвар дахь бүтцийн шокыг тодорхойлохын тулд [19] тэгшитгэлийн ижил цаг хугацааны хамааралд бусад орны жижиг нээлттэй эдийн засаг (Австрали, Шинэ Зеланд болон Канад)-ийн SVAR загварууд (Jeremy and Daniel (2008)) болон SVAR загварын үнэлгээний LR тест (Хавсралт 2-ыг харна уу)-д үндэслэн дараах хэлбэрийн хязгааралт тавьсан. Үүнд:

$$[21] \quad B_0 Y_t \equiv \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{43} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{63} & b_{64} & b_{65} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{72} & 0 & 0 & b_{75} & b_{76} & 1 & 0 & 0 \\ b_{81} & b_{82} & 0 & 0 & b_{85} & b_{86} & b_{87} & 1 & 0 \\ b_{91} & b_{92} & b_{93} & b_{94} & b_{95} & b_{96} & b_{97} & b_{98} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t^* \\ pcom_t \\ fexp_t \\ w_t \\ y_t \\ p_t \\ i_t \\ m_t \\ s_t \end{bmatrix}$$

[21] дэх тэг бус b_{ij} коэффициент нь j хувьсагчийн i хувьсагчид ижил цаг хугацаанд үзүүлэх нөлөөг илэрхийлнэ. Диагональ элементүүд нь 1 байхаар нормчлогдсон бөгөөд матриц дахь бусад нүднүүд нь тэг байхаар хязгаарлалт тавигдсан (ижил цаг хугацаанд нөлөөгүй гэж үзсэн). Тухайн систем нь хэт тодорхойлогдсон буюу яг тодорхойлогдсон загвараас 9 хязгаарлалт илүү тавигдсан. [21]-д үзүүлсэн хэт тодорхойлогдсон хязгаарлалтыг шалгах LR тест нь хэт хязгаарлалтыг няцаасан болно. Иймд уг хязгаарлалтын матрицыг цаашдын бүтцийн шокын хариу үйлдлийн шинжилгээнд ашиглаж болно.

Судалгааны ажлын үндсэн зорилгуудын нэг нь мөнгөний бодлогын эдийн засагт үзүүлэх нөлөөг судлах тул мөнгөний бодлогын хариу үйлдлийн функцийг сайн тодорхойлох шаардлагатай. Тэгшитгэл (21)-ээс банк хоорондын захын хүүний буюу мөнгөний бодлогын хариу үйлдлийн функц нь дараах байдлаар бичигдэнэ.

$$[23] \quad \dot{i}_t = -b_{72}pcom_t - b_{75}y_t - b_{76}p_t + C(L)Y_{t-1} + u_{7,t}$$

Энэхүү хариу үйлдлийн функц ёсоор Монголбанк мөнгөний бодлогын шийдвэр гаргалтандаа дэлхийн зах зээл дээрх металлын үнэ, ДНБ, ХҮИ-ийн тухайн улирлын мэдээлэл, харин бусад хувьсагчдын зөвхөн хугацааны хоцролттой мэдээлэлд суурилдаг гэж үзэв. Энэхүү хариу үйлдлийн функцыг тодорхойлохдоо мөнгөний бодлогын дүрмийн үндсэн хувьсагчдын онолын тэмдэг болон Z , LR статистикт суурилсан. Тухайн загварчлалд мөнгөний бодлогын шокыг богино хугацааны хүүний өөрчлөлтөөр төлөөлүүлсэн хэдий ч тус загвар нь хүүний өөрчлөлтийг систем дэх бусад хувьсагчийн өөрчлөлтөнд бодлого боловсруулагчийн үзүүлж буй тооцоологдсон хариу үйлдэлд суурилан бүрэн таамаглаж чадахгүй. Учир нь хүүний өөрчлөлтийн шийдвэр гаргалтанд зөвхөн макро хувьсагчдын өөрчлөлтөөс гадна бусад нийгэм, улс төрийн хүчин зүйлс, эдийн засгийн төлөв (мөчлөг, хямрал гэх мэт) зэрэг олон хүчин зүйлс нөлөөлдөг.

[21]-т үзүүлсэн бусад хязгаарлалтыг дараах байдлаар тайлбарлаж болно. Манай орон жижиг, нээлттэй эдийн засагтай тул дотоодын хувьсагчдын одоогийн болон хугацааны хоцролттой утга¹⁷ нь гадаад хувьсагчдад нөлөөлөхгүй. АНУ-ын ДНБ дэлхийн зах зээл дээрх металлын үнийн индексийн өмнө байрлаж байгаа нь бусад

¹⁷ Тухайн үе дэх хамаарлыг тус хязгаарлалтаар оруулсан бөгөөд хугацааны хоцролттой утга нь нөлөөгүй болохыг гранжер шалтгааны тестын үр дүн харуулж байгаа болно.

олон улсын VAR загварын судалгааны үр дүнгүүдтэй нийцтэй юм (Christiano, Eichenbaum and Evans 1996; Cushman and Zha 1997). Түүнчлэн тус хязгаарлалт нь түүврийн хугацаан дах эрдэс баялагийн үнийн хэлбэлбэлзэл нь нийлүүлэлтийн хүчин зүйлсээс хамаарсан үнийн өөрчлөлтөөс илүүтэй эрдэс баялагийн глобал эрэлтийн хэлбэлзэлтэй холбоотой гэсэн таамаглалтай нийцтэй юм. Тус таамаглалын нотолгоог эрдэс баялагийн үнийн 2006-2008 оны өндөр өсөлт, 2009 онд глобал хямралтай холбоотой огцом буурч, 2010 оны сүүлийн хагаст глобал эдийн засаг сэргэхийн хэрээр өсч буйгаас харж болно.

Харин тус загварчлалд гадаад шокууд нь ижил цаг хугацаанд 3 хувьсагч (цалин, үнэ, БХЗ-ын хүү)-аас бусад дотоод хувьсагчдад нөлөөлөхөөр авсан. Эхнийх нь хугацааны хоцролттой холбоотойгоор мөнгөний бодлого АНУ-ын эдийн засгийн өөрчлөлтөнд шууд хариу үйлдэл үзүүлэхээс илүүтэй түүнээс үүдэн бий болох шоконд яаралтай хариу үйлдэл үзүүлдэг гэж таамагласан. Хоёрдахь нь манай эдийн засаг болон олон улсын зах зээл хооронд хөдөлмөр бүрэн чөлөөтэй шилжихгүй, мөн глобал эдийн засгийн өөрчлөлт нь салбарын орлогыг өөрчлөх хүртлээ дотоодын цалинг өөрчлөхгүй гэж таамагласан. Гуравдахь нь глобал эдийн засаг дахь өөрчлөлт нь хөрөнгийн урсгал болон гадаад худалдаагаар дамжин дотоодын үнийн өөрчлөлтөнд нөлөөлөх тул валютын ханш, мөнгөний нийлүүлэлт болон хүүний инфляцид үзүүлэх хугацааны хоцролт 1-ээс дээш улирал байгаа үед гадаад шок инфляцид тухайн улиралдаа нөлөөлөхгүй гэж үзсэн.

Эрдэс баялагийн дэлхийн зах зээл дээрх үнэ өсч, төсвийн орлого нэмэгдэж, томоохон уул уурхайн төслүүд хэрэгжихийн хэрээр төсвийн бодлогын эдийн засагт гүйцэтгэх үүрэг улам бүр нэмэгдэж байгаа билээ. Иймд тус нөлөөг тусгах үүднээс бусад загварчлалтай адилаар төсвийн зардал нь глобал эдийн засаг болон металлын үнийн өөрчлөлтөнд ижил цаг хугацаанд хариу үйлдэл үзүүлнэ гэж үзсэн. AS-AD загвар ёсоор төсвийн зардлын өөрчлөлт нь үйлдвэрлэл болон үнэнд богино хугацаанд нөлөөлдөг онолын хязгаарлалтыг ижил цаг хугацааны хамааралд тусгасан. Түүнчлэн төсвийн үзүүлэлт нь улсын эрсдлийн үнийн гол тайлбарлагч болохыг валютын ханшийн судалгаанууд харуулдаг.

Монголын эдийн засаг дахь инфляцийг тайлбарлагч гол хүчин зүйлсийн нэг нь цалингийн өөрчлөлт билээ. Манай эдийн засагт хийгдсэн эмпирик судалгаанууд төсөвт байгууллагад ажиллагсдын цалин нь улсын дундаж цалингийн хөтөч үзүүлэлт болдог бөгөөд цалин болон үнэ нь харилцан нэгнийхээ шалтгаан болдог болохыг харуулдаг. Иймд уг үр дүнг ижил цаг хугацааны хамааралд тусгасан бөгөөд энэ төрлийн танилт нь дунд болон том хэмжээний VAR загварын судалгаанд элбэг тохиолддог. Түүнчлэн AS-AD загвар ёсоор үнэ нь дотоодын үйлдвэрлэлд ижил цаг хугацаанд хариу үйлдэл үзүүлнэ гэж үзсэн. Энэ таамаглал нь олон улсын судалгаанд түгээмэл ашиглагддаг (Brischetto and Voss 1999; Dungey and Pagan 2000; Berkelmans 2005; Bernanke and Blinder 1992).

Загварын систем дэх хувьсагчдын сонголт нь жижиг, нээлттэй эдийн засгийн AS-AD загварт суурилсан тул ДНБ нь гадаад шок, төсвийн зардал болон цалингийн өөрчлөлтөнд ижил цаг хугацаанд хариу үйлдэл үзүүлнэ гэж үзсэн. Харин мөнгөний нийлүүлэлт нь ижил цаг хугацаанд ДНБ-нд нөлөөтэй гэсэн таамаглалыг Z статистик няцаасан тул танилтанд тусгаагүй болно. Энэ нь мөнгө урт хугацаанд нейтраль гэсэн сонгодог эдийн засгийн таамаглалтай нийцтэй (тус таамаглал манай эдийн засагт үнэн болохыг өмнөх судалгааны үр дүн харуулсан) тул мөнгөний хугацааны хоцролттой утга ДНБ-нд нөлөөлнө гэж үзэв. AS-AD загвар ёсоор үнэ нь богино хугацаанд төсвийн

зардал, цалин, БХЗ-ын хүү болон валютын ханшид хариу үйлдэл үзүүлнэ, харин бусад хувьсагчдын хугацааны хоцролттой утга үнэнд нөлөөлнө гэж үзэв.

Эдийн засаг либералчлагдаж, хөрөнгийн дотогшлох урсгал нэмэгдэхийн хэрээр мөнгөний нийлүүлэлт өндөр хувиар өссөөр байна. 2000 оны эхээрх өндөр мөнгөний өсөлтийг мөнгөжилт гэж үзэн эдийн засагт эерэг нөлөөг илүүтэй анхаарч байсан бол 2008 оноос хойш эдийн засгийн халалтыг бий болгох гол хүчин зүйлсийн нэг болж буйд илүүтэй анхаарах болсон. Харин Монголбанк 2007 оноос хойш мөнгөний бодлогын хүүг бодлогын гол хэрэгсэл болгон ашиглаж буй тул М2-ийн өөрчлөлтийг бодлогын арга хэмжээ гэж үзэх боломжгүй. Учир нь дотоод эдийн засгийн мөнгөний эргэлтийн хурд, мөнгөний үржүүлэгч болон мөнгөний эрэлт тогтворгүй байгаа үед нөөц мөнгөөр дамжуулан мөнгөний нийлүүлтийг хянах боломж хомс байсан билээ. Загварт М2 мөнгийг "татах (pull)" болон "түлхэх (push)" хүчин зүйлс буюу гадаад шок болон ДНБ, үнэ, хүүнд ижил цаг хугацаанд хариу үйлдэл үзүүлнэ гэж үзсэн.

Эцэст нь VAR судалгаа дахь түгээмэл таамаглал ёсоор нэрлэсэн валютын ханш нь бусад бүх хувьсагчдад ижил цаг хугацаанд хариу үйлдэл үзүүлнэ гэж таамагласан. Энэ таамаглал валютын ханшийн загварчлалын хувьд ч нийцтэй юм. Учир нь валютын ханшийн UIP хандлагын хувьд тайлбарлагдахгүй үлдэх гол хүчин зүйлс нь улсын эрсдлийн үнэ (country risk premium) байдаг. Тус үзүүлэлтийг цор ганц хувьсагчаар төлөөлүүлэх боломжгүй бөгөөд эдийн засгийн бүх л хүчин зүйлсийн нэгдэл гэж үзвэл ханшийг боломжит макро хувьсагчаар тайлбарлах шаардлагатай болно.

[21] хязгаарлалтын нийцтэй байдлыг шалгах зорилгоор Cholesky болон generalized танилтай хариу үйлдлийн функцийг харьцуулахад ерөнхийдөө ижил үр дүн өгсөн. Түүнчлэн тогтвортой байдлыг шалгах зорилгоор хувьсагчдыг нэмэх болон хасах байдлаар танилтын үнэлгээ болон хариу үйлдлийг тооцоход үндсэн хамаарал хадгалагдсан болно.

IV. BVAR ЗАГВАРЫН ҮНЭЛГЭЭНИЙ ҮР ДҮН, ТААМАГЛАЛЫН АЛДААНЫ ШИНЖИЛГЭЭ

4.1 Тоон үзүүлэлт болон түүврийн урт

Загварын үнэлгээнд ашиглах түүврийн уртыг сонгоход дараах зүйлсийг харгалзах шаардлагатай. Нэг талаас түүврийг уртаар сонгох нь параметрын үнэлгээ, улмаар таамаглалын илүү нарийвчлалтай тооцох боломжийг олгодог. Нөгөө талаас хэрвээ эдийн засгийн бүтэц цаг хугацааны туршид өөрчлөгдсөн бол, түүврийн уртыг харьцангуй богиноор сонгох нь загвар эдийн засгийн бүтцийн өөрчлөлттэй хурдан зохицох, улмаар илүү сайн үр дүн харуулах боломжтой юм.

Тус судалгаанд 2000 оны 1 дүгээр улирлаас 2010 оны 3 дугаар улирлын хоорондох 43 улирлын түүврийг ашиглан загваруудыг үнэлсэн. 1990-ээд оны эхээрх эдийн засгийн шилжилт, бүтцийн өөрчлөлттэй болон 1990-ээд оны сүүлээрх банкны хямралтай он жилүүдийг хасч 2000 оноос хойших түүврийг ашигласнаар үнэлэгдсэн параметрууд харьцангуй тогтвортой байх, эдийн засгийн одоогийн бүтэц дэх хувьсагчдын хамаарлыг илүү сайн тайлбарлахад туслана гэж үзсэн. Тухайн түүврийн урт харьцангуй богино хэдий ч макро үзүүлэлтүүдийн статистикийн нэр төрөл олширч, хувьсагчдын хоорондын хамаарал харьцангуй тогтворжиж, мөнгөний бодлогын хэрэгжих арга механизм сайжирсан он жилүүдийг хамарч байгаа тул түүврийн ач

холбогдол өндөр хэвээр юм. Түүнчлэн загварын үнэлэгдэх параметр болон хариу үйлдлийн функц нь эдийн засаг шоконд ямар хариу үйлдэл үзүүлж байгааг илэрхийлээс илүүтэй түүврийн дунджийн тухай мэдээлийг илүү агуулах тул тэр утгаар тайлбарлаж, ойлговол зүйд нийцнэ. Судалгаанд ашигласан үзүүлэлтүүдийн тайлбар болон эх сурвалжийг Хавсралт 1-д дурьдсан болно.

SVAR/SBVAR загварын системд БХЗ-ын хүү (хувиар илэрхийлэгдсэн)-нээс бусад хувьсагчид нь логарифм авсан хэлбэрт орсон болно. Хэдийгээр нэгж язгуурын тест нь систем дэх хувьсагчдын дийлэнх нь 5%-ийн ач холбогдлын түвшинд бүгд тогтворгүй байсан хэдий ч загвар дахь хувьсагчдын урт хугацааны боломжит хамаарлын талаарх мэдээллийг арилгахаас сэргийлэн үнэлгээнд хувьсагчдын анхны хэлбэрийг ашигласан болно (Sims 1980; Sims, Stock болон Watson 1990). Ерөнхийдөө хувьсагчдыг анхны хэлбэрт нь симтемд оруулдаг хандлага SVAR загварын судалгаануудад нийтлэг ажигладаг.

4.2 VAR болон BVAR загварын үнэлгээ

VAR(l) болон BVAR(l, θ, ϕ, w) загварын параметрыг тооцохын өмнө загварын хугацааны хоцролтын урт болон гипер-параметруудийн утгыг тодорхойлох шаардлагатай. VAR загварын хугацааны хоцролт (l)-ыг 4.2.1-т тайлбарласан шалгуур арга зүй буюу ХҮИ-ийн түүврийн гаднах таамаглалын абсолют алдааны хувь (MAPE) хамгийн бага байх нөхцлөөс тодорхойлсон. Холбогдох тооцооллыг Зураг 4.2.2-т үзүүлэв. Харин BVAR загварын хувьд ХҮИ-ийн түүврийн гаднах таамаглалын MAPE хамгийн бага байхаар хугацааны хоцролт болон Minnesota prior-ын гипер-параметрууд (l, θ, ϕ, w)-ийг нэгэн зэрэг сонгох ёстой болно. Ингэхдээ загварын систем дэх макро үзүүлэлтүүд харилцан хамгийн ихдээ 4 улиралд багтан нөлөөлнө гэж үзсэн. Иймд 1-4 хугацааны хоцролт бүрийн хувьд хоцролтын мэдрэмжийн параметр (ϕ)-ийг стандарт утга болох $\phi = 1$ эсвэл 2 байхаар, таамаглалын тухайн нэг үед MAPE-ийн 700 ширхэг симуляцийн утыг тооцсон. Эцэст нь эдгээр утгаас хамгийн бага утгатай байхаар (l, θ, ϕ, w)-ийг сонгосон. Эдгээр тооцооллыг 4.2.3-т үзүүлэв. Тухайн судалгааны холбогдох бүх тооцоололд MATLAB 7.7.0 (R2008b) программ ашигласан бөгөөд VAR, SVAR, BVAR болон SBVAR загварын үнэлгээ, таамаглалын болон хариу үйлдлийн симуляци шинжилгээнд LeSage (1999)-ын анх боловсруулж, 2010 онд шинэчлэгдсэн Matlab дээрх эх код (source code)¹⁸ -ыг ашиглав.

4.2.1 Загварыг сонгох шалгуур: Дундаж абсолют алдааны хувь (MAPE)

Таамаглал болон бүтцийн загварт шилжүүлэх VAR болон BVAR загварын хугацааны хоцролт, гипер-параметр болон таамаглах уртыг сонгохдоо загварын таамаглалын алдаа хамгийн бага байх нөхцөлд суурилсан. Энэхүү сонголтыг хийх оптимизацийн тооцоонд ашиглах түүврийг сонгохдоо дараах зүйлсийг харгалзах ёстой болно. Харьцангуй урт үеийг хамрах нь загварын таамаглалын чанарыг сайжруулах давуу талтай хэдий ч хэрвээ эдийн засгийн бүтэц цаг хугацааны туршид өөрчлөгдсөн бол таамаглалын алдааг нэмэгдүүлэх боломжтой. Өөрөөр хэлбэл, сонгогдсон загвар өнгөрсөн үеийг маш сайн таамаглах хэдий ч ирээдүйн таамаглалыг сайн хийхгүй байх магадлалтай юм. Манай орны хувьд 2001 оны 3 дүгээр улирлаас 2010 оны 3 дугаар

¹⁸ Эдгээр эх кодыг үнэ төлбөргүйгээр <http://www.spatial-econometrics.com> цахим хуудаснаас татаж авах боломжтой.

улирын хоорондох 37 улирлыг симуляцийн тооцоонд оруулах боломжтой хэдий ч дурын хугацааны хоцролт болон гипер-параметрын сонголт дээр загварын алдаа 2003 оны оны 3 дугаар улирлаас эхлэх тохиолдолд хамгийн бага байв. Иймд таамаглалын чанарыг 2003 оны 3 дугаар улирлаас¹⁹ 2010 оны 3 дугаар улирлын хоорондох 29 улирлын симуляци шинжилгээнээс түүврийн гаднах таамаглалын дундаж абсалют алдааны хувь (MAPE)-г тооцох байдлаар шалгах болно. MAPE статистик нь таамаглалын h урт (1-8 улирал) бүрийн хувьд дараах байдлаар тооцогдоно:

$$[23] \quad MAPE_h = \frac{\sum_{t=2003Q3}^{2010Q3-h} (|y_{t+h} - \hat{y}_{t+h}| / y_{t+h}) * 100}{29-h}$$

Энд $h = 1, \dots, 8$ улирал, y_{t+h} - таамаглаж буй үзүүлэлтийн $t + h$ үеийн бодит утга, \hat{y}_{t+h} - t үе хүртэлх мэдээллийг ашиглан таамаглалын симуляциар тооцсон $t + h$ үеийн таамагласан утга.

Энэ төрлийн бусад судалгаанд MAPE шалгуураас гадна RMSE, дундаж алдаа болон дундаж абсалют алдаа зэрэг шалгуур үзүүлэлтүүд ашиглагддаг. Гэхдээ MAPE-ын дараах онцлогт суурин тус шалгуурыг илүүд үзсэн болно. Нэгд, тус шалгуур нь тооцоход энгийн бөгөөд ойлгоход хялбар; хоёрт, загварын түүврийн доторх болон гаднах таамаглалын алдааг бага байлгах шалгуур болно; гуравт, алдааны абсалют утгыг авч үзэж байгаа тул ХҮИ болон ДНБ-ий алдааг хамгийн бага байлгах шалгуур нь төв банкны алдагдлын функцийн утгыг бага байлгахтай ижил утгатай юм; дөрөвт, таамаглалын алдааны үр дүнг илтгэхэд хялбар, бага орон зай эзлэх зэрэг болно.

4.2.2 Хугацааны хоцролтын уртыг тодорхойлох нь

Загварын зөв хэлбэрийг тодорхойлох нь VAR-ын зохистой хугацааны хоцролтын уртыг тодорхойлохыг шаарддаг. Хэрвээ цөөн тооны хугацааны хоцролтыг оруулбал хувьсагчдын хоорондын боломжит динамик хамаарлыг бүрэн илэрхийлэхгүй байх, мөн үлдэгдлүүд нь тогтвортой (white noise) бус, автокорреляцитай байхад хүргэж улмаар эконометрийн стандарт шалгуурууд хангагдахгүй байх нөхцөл болдог. Эсрэгээр нь хэт олон тооны хугацааны хоцролтыг оруулах нь загварын чөлөөний зэргийг бууруулж хэт параметрчлалын асуудалд хүргэдэг (Hamilton 1994) тухай дээр дурьдсан билээ. Бусад судалгаанд багасгасан VAR-ын хугацааны хоцролтыг AIC, BIC, болон HQ-ын шалгуурт суурилдаг хэдий ч тус судалгааны хувьд макро үзүүлэлтийг таамаглах VAR болон BVAR-ын сонгох гэж байгаа тул дээрх хугацааны хоцролтын уртыг тодорхойлоход таамаглалын MAPE шалгуурыг ашиглав.

Энэхүү судалгааны VAR-ын систем 9 эсвэл 10 хувьсагчтай, түүврийн урт нь 43 тул хугацааны хоцролтыг олоноор сонгох нь чөлөөний зэргийг тэг болж хэт параметрчлалын асуудалд хүргэж, улмаар параметрыг тооцох боломжгүйд хүргэх юм. Иймд VAR загварын параметрыг тооцох боломжтой хугацааны хоцролт 3-аас бага байх ёстой болсон. Хэт параметрчлэлийн асуудлаас сэргийлэх, параметруудийг үнэлэх болон таамаглалын алдааг хамгийн бага байлгах шалгуурт суурилан VAR(1) загварыг сонгосон. 1-3 хүртэлх хугацааны хоцролтын аль нь зохистой байгааг exclusion Wald test-ээр шалгахад эдгээр хугацааны хоцролтын хувьд онцын ялгаа ажиглагдаагүй. Харин таамаглалын алдааны MAPE шалгуураар 1 хугацааны хоцролт

¹⁹ Таамаглалын симуляци шинжилгээг 2001 оны 3 дугаар улирлаас хойш хийх боломжтой байсан хэдий ч таамаглалын алдаа нь 2003 оны 3 дугаар улирлаас өмнөх түүврийн оруулах тохиолдолд хэт өндөр болж байсан тул түүврийн гаднах таамаглалын алдааг тооцох симуляцийг 2003 оны 3 дугаар улирлаас эхлүүлсэн болно.

нь 2 болон 3 хоцролтоос хэд дахин бага алдаатай байгаа үр дүн (хэт параметрчлалын асуудлаас үүдэн 2,3 хоцролт VAR загварын алдаа өндөр гарсан)-г харуулсан.

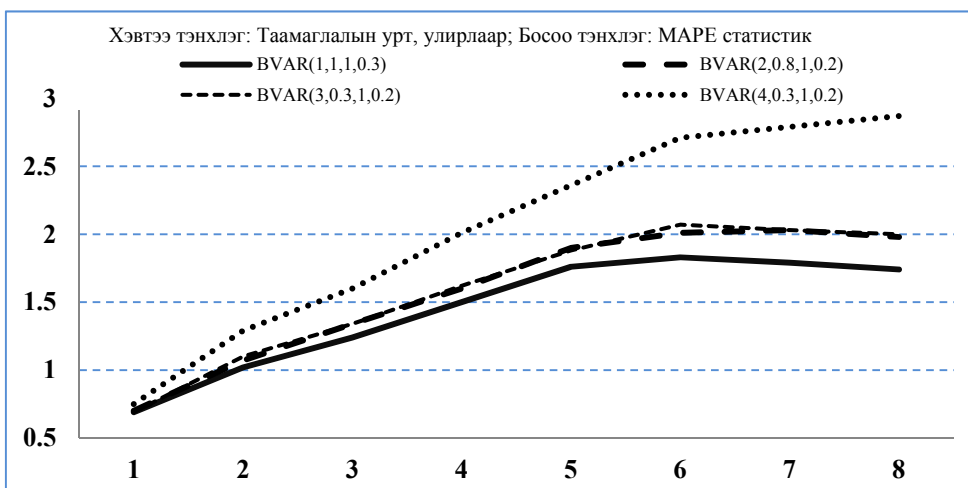
BVAR загварын хувьд хувьсагчид харилцан хамгийн ихдээ 4 улиралдаа багтан нөлөөлнө гэж таамагласан бөгөөд 1-4 хугацааны хоцролт бүрийн хувьд гипер параметрыгн боломжит утгын симуляцийг хийсэн (4.2.3 хэсэгт дэлгэрэнгүй тайлбарласан) бөгөөд ХҮИ-ийн логарифмын MAPE хамгийн бага байхаар хугацааны хоцролт болон гипер параметрын утгуудыг эцэслэн сонгосон.

4.2.3 BVAR загварын гипер параметрыг тодорхойлох нь

Өмнө дурьдсанчлан ХҮИ-ийн логарифмын 8 улирлын дараах түүврийн гаднах MAPE хамгийн бага байх (l, θ, ϕ, w) -ийн сонголтыг дараах зарчмаар хийв. Хугацааны хоцролтын $l = 1, 2, 3, 4$ утга болон варицааны хугацааны хоцролтын мэдрэмжийн $\phi = 1$ эсвэл 2 стандарт утга бүрийн хувьд (θ, w) -ийн боломжит хослолыг онолын утга болох $0 \leq \theta \leq 1, 0 \leq w \leq 1$ -ийн хүрээнд 0.1 алхам бүрээр ХҮИ-ийн логарифмын MAPE-ийн симуляцийг тооцсон. Энэхүү тооцооллыг ϕ -ын хувьд 2 хэсэгт хувааж болох бөгөөд эхнийх нь $BVAR(l = 1 - 4, \theta, \phi = 1, w)$, хоёрдахь нь $BVAR(l = 1 - 4, \theta, \phi = 2, w)$ юм. Хугацааны хоцролт бүрийн хувьд $BVAR(l, \theta, \phi = 1, w)$ болон $BVAR(l, \theta, \phi = 2, w)$ -ийн (θ, w) боломжит хослол бүр дэхь үр дүнг харгалзан Хавсралт 2.1 болон Хавсралт 2.2-т үзүүлэв.

Үр дүнгээс үзэхэд вариацийн мэдрэмжийг $\phi = 1$ -ээр сонгох тохиолдолд MAPE хамгийн бага байх нөхцлөөс хугацааны хоцролт $(l = 1, 2, 3, 4)$ бүрийн хувьд $BVAR(1, 1, 1, 0.3)$, $BVAR(2, 0.8, 1, 0.2)$, $BVAR(3, 0.3, 1, 0.2)$, $BVAR(4, 0.3, 1, 0.2)$ загварууд сонгогдохоор байна. Сонирхолтой дүн нь хугацааны хоцролтын 2-оос дээш утганд $w=0.2$, 3-оос дээш хоцролт дээр $\theta = 0.3$ утга сонгогдож байна. Эдгээр гипер-параметрын сонголтоос аль нь хамгийн бага MAPE-тэй байгааг тодорхойлох зорилгоор эдгээр загваруудын MAPE-ийг харьцуулан Зураг 1-т үзүүлэв.

Зураг 1. $\phi = 1$ үе дэх хугацааны хоцролт болон гипер-параметрын сонголтын MAPE-ийн харьцуулалт, таамаглалын уртаар

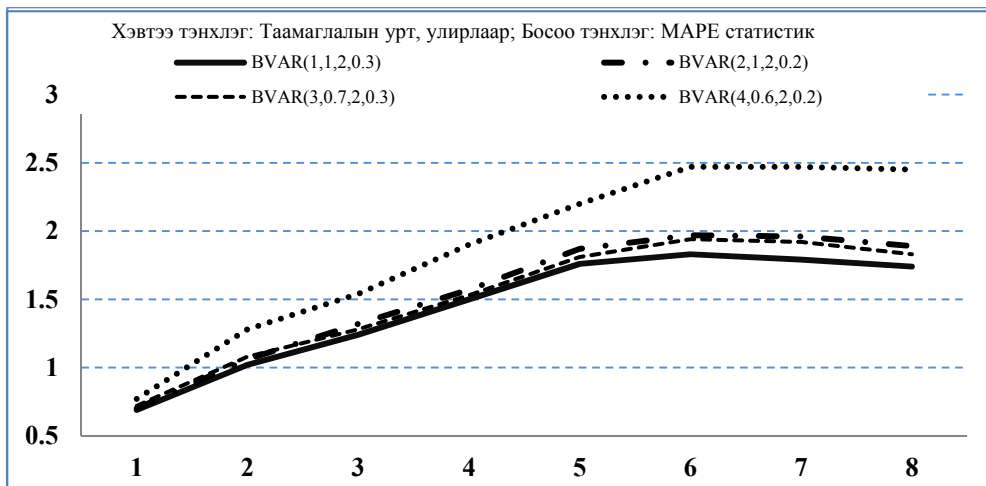


Зураг 1-ээс үзэхэд $BVAR(1,1,1,0.3)$ загварын түүврийн гаднах таамаглалын алдаа (MAPE) таамаглалын урт бүрийн хувьд бусад загвараас бага байна. Тухайн загварын хувьд 5 дахь улирлын таамаглал хүртэл MAPE өсч байгаа бол 6 дахь улирлаас эхлэн 1.8 хувь орчимд тогтворжиж байна.

Харин вариацийн мэдрэмжийг $\phi = 2$ -оор сонгох тохиолдолд MAPE хамгийн бага байх нөхцлөөс хугацааны хоцролт ($l = 1,2,3,4$) бүрийн хувьд $BVAR(1,1,2,0.3)$, $BVAR(2,1,2,0.2)$, $BVAR(3,0.7,2,0.3)$, $BVAR(4,0.6,2,0.2)$ загварууд сонгогдохоор байна. Сонирхолтой дүн нь 2-оос доош хоцролт дээр $\theta = 1$ утга авч байгаа бол, харин 3-аас дээш хоцролт дээр (w, θ) нь адил чиглэлд өөрчлөгдөж байна. Өөрөөр хэлбэл, 3 хугацааны хоцролт дээр $(0.3, 0.7)$ байсан бол 4 хоцролт дээр $(0.2, 0.7)$ утга сонгогдож байна. Эдгээр гипер-параметрын сонголтоос аль нь хамгийн бага MAPE-тэй байгааг тодорхойлох зорилгоор эдгээр загваруудын MAPE-ийг харьцуулан Зураг 2-т үзүүлэв.

Зураг 2-оос үзэхэд $BVAR(1,1,2,0.3)$ загварын түүврийн гаднах таамаглалын алдаа (MAPE) таамаглалын урт бүрийн хувьд бусад загвараас бага байна. Minnesota prior-той BVAR загварын хувьд хугацааны хоцролт 1 байх үед загварын үнэлгээ болон таамаглалын үр дүн ϕ -ээс үл хамааран адил байх юм. Иймд ХҮИ болон инфляцийг таамаглах BVAR загварын хугацааны хоцролт болон гипер-параметрын сонголт нь $(l, \theta, \phi, w) = (1, 1, 1, 0.3)$ байхаар байна. Гипер-параметрын оновчтой түвшнээс үзэхэд хувьсагчдын харилцан 1 улирлын хоцролттой нөлөөлдөг ($l = 1$) бөгөөд хувьсагчид цэвэр random walk шинж чанартай бус буюу бусад хувьсагчдаас хамаардаг ($\theta = 1$), $l = 1$ тул загварын үр дүн ϕ -ээс үл хамаарна, тухайн тэгшитгэл дэх бусад хувьсагчдын коэффициент чухал ач холбогдолтой ($w=0.3$).

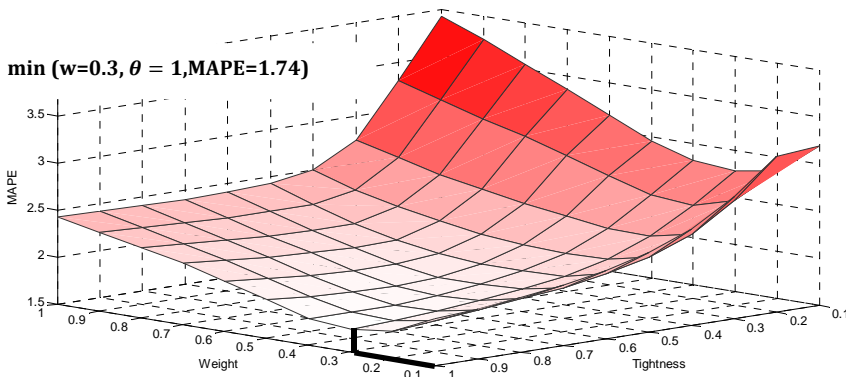
Зураг 2. $\phi = 2$ үе дэх хугацааны хоцролт болон гипер-параметрын сонголтын MAPE-ийн харьцуулалт, таамаглалын уртаар



Нэгэнт хугацааны хоцролт 1-ээр сонгогдох тохиолдолд үр дүн ϕ -ээс үл хамаарах тул MAPE-ийн үр дүн нь (θ, w) -ийн хослолоос хамаарна. Иймд боломжит хослол бүр дэх ХҮИ-ийн логарифмын MAPE-ийг Зураг 3-т үзүүлэв. Зураг 3-аас үзэхэд θ -ийн утга нэмэгдэхийн хэрээр MAPE утга буурдаг харин w -ийн утга 1-ээс 0.3 хүртэл буурахын хэрээр MAPE даган буурч байгаа бол 0.2-оос эхлэн эргэ өсч байна. Иймд (θ, w) -ийн онолын хязгаарлалтыг ашиглавал $(1, 0.3)$ -ийн утга дээр ХҮИ-ийн логарифмын

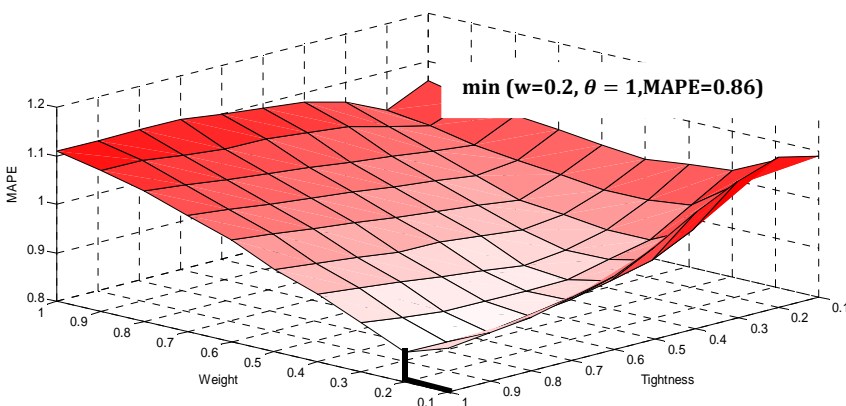
таамаглалын MAPE хамгийн бага байхаар байна. Иймд ХҮИ болон инфляцийг таамаглах BVAR загварын хугацааны хоцролт болон гипер-параметрын сонголт $(l, \theta, \phi, w)=(1,1,1,0.3)$ байхаар байна.

Зураг 3. $l = 1$ үе дэх (θ, w) -ийн боломжит хослол бүрийн ХҮИ-ийн логарифмын MAPE (таамаглалын урт=8 дээрх)



Тухайн BVAR загвараар бусад макро эдийн засгийн үзүүлэлт тэр дундаа ДНБ-ийг таамаглах тул тус гипер-параметрын сонголт нь ДНБ-ий логарифмын таамаглалын гаднах алдааг хамгийн бага байлгаж чадах эсэхийг шалгах ёстой болно. Иймд хугацааны хоцролт болон гипер параметрын $(1,1,1,0.3)$ сонголт дээрх ДНБ-ий логарифмын MAPE-ийг (θ, w) -ийн хослол бүрийн хувьд тооцон Зураг 4-т үзүүлэв.

Зураг 4. $l = 1$ үе дэх (θ, w) -ийн боломжит хослол бүрийн ДНБ-ий логарифмын MAPE (таамаглалын урт=8 дээрх)



Зураг 4-өөс үзэхэд θ -ийн утга нэмэгдэхийн хэрээр MAPE утга буурч, харин w -ийн утга 1-ээс 0.2 хүртэл буурахын хэрээр MAPE даган буурч байгаа бол 0.1 утга дээр эргэн өсч байна. Иймд (θ, w) -ийн онолын хязгаарлалтыг ашиглавал $(1,0.2)$ -ийн утга

дээр ДНБ-ийн логарифмын таамаглалын MAPE хамгийн бага байх (BVAR(1,1,1,0.2))-аар байна. Эндээс үзэхэд θ -ийн утга адилхан 1, харин $w = 0.2$ болон $w = 0.3$ -ийн ялгаатай утгаас хамаарч бий болох MAPE-ийн зөрүү 0.04 хувь тул бид ДНБ-ий өсөлтийг таамаглахдаа өмнөхтэй адил (1,1,1,0.3) хугацааны хоцролт болон гипер-параметрын утгыг ашиглаж болохоор байна.

4.2.4 VAR болон BVAR загварын коэффициентын үнэлгээ

BVAR загварын үр дүнтэй харьцуулах зорилгоор бусад хугацааны хоцролттой харьцуулахад хамгийн бага алдаатай байсан VAR(1) загварыг үнэлсэн. Загвар дахь 9 хувьсагчийн хувьд бүгдэд нь AR(1) процесс харьцангуй хүчтэй ажиглагдаж байгаа буюу хугацааны 1 хоцролт дээрх коэффициент статистикийн хувьд ач холбогдолтой байв. Үнэлгээний үр дүнд суурилсан Гранжер шалтгааны тестийн үр дүн жижиг, нээлттэй эдийн засгийн таамаглал хангагдах буюу гадаад эдийн засгийн хувьсагчдад дотоод эдийн засгийн хувьсагчид нөлөөгүй болохыг харуулсан. Тус тест нь ДНБ-нд төсвийн зардлын өсөлт, харин ХҮИ-ийн өсөлтөнд дундаж цалингийн өсөлт, мөнгөний нийлүүлэлтийн өсөлт болон төгрөгийн ам.доллартай харьцах ханшийн сулралт эерэг, ач холбогдолтой нөлөөлж байгаа үр дүн харуулсан. Түүнчлэн глобал эдийн засгийн өсөлт болон дэлхийн зах зээл дээрх металлын үнэ нь эдийн засгийн халалтаар дамжин инфляцид нөлөөтэй байгаа үр дүн харуулав. Өөр сонирхолтой үр дүн нь мөнгөний эрэлт нь хүүний түвшнээс статистикийн хувьд ач холбогдолтой хамаарч байгаа бол төгрөгийн ам.доллартай харьцах ханшийн өөрчлөлтөд глобал болон дотоод эдийн засгийн мөчлөг нөлөөтэй байхаар байна. Эдгээр импульсийн хариу үйлдэл цаг хугацаанд ямар байхыг SVAR(1) болон SBVAR загварын үр дүнгийн хэсэгт дэлгэрэнгүй авч үзэх болно.

Өмнөх хэсэгт тодорхойлсон гипер-параметрыг ашигласан BVAR (l, θ, ϕ, w)=(1,1,1,0.3) загварыг аналитик болон Гиббс түүвэрлэлтийн аргаар үнэлсэн. Эдгээр үнэлгээний үр дүнг харгалзан Хавсралт 3.1 болон Хавсралт 3.2-т дэлгэрэнгүй үзүүлэв. Гиббс түүвэрлэлтийн хувьд итерацийн тоог 100,000-аар сонгож, эхний 5000 симуляцийн үр дүнг posterior тархалтын дунджийн тооцооллоос хассан. Учир нь тус арга нь $\beta^{(0)}$ болон $\Sigma^{(0)}$ -ын санамсаргүй утгаас эхлэх ёстой тул эмпирик судалгаанд тус нөхцлийг хангах зорилгоор эхний симуляцийн үр дүнг дундаж тооцоход хасдаг билээ. Харин нийт итерацийн тоог цөөнөөр сонгох тохиолдолд үнэлэгдэх коэффициент аналитик шийдлээс илт зөрүүтэй байсан тул өсгөж 100,000-аар сонгосон. Ийнхүү сонгосноор аналитик болон Гиббс түүвэрлэгч шийдлийн үнэлэгдсэн коэффициент болон бусад статистикүүд ойролцоо болж ирсэн²⁰. Иймд Гиббс түүвэрлэлт болон аналитик шийдлийн таамаглал нь ойролцоо гарах тул цаашдын тооцоололд аналитик шийдлийг ашиглах болно. BVAR(1,1,1,0.3) загварын үнэлэгдсэн коэффициентийн утга VAR(1) загвараас ялгаатай хэдий ч коэффициентийн тэмдэг болон өмнө дурьдсан эдийн засгийн хамаарал ерөнхийдөө хадгалагдаж байна.

²⁰ BVAR загварын аналитик шийдлийн хувьд posterior тархалт нь нормаль тархалтанд захирагдах тул коэффициентийн t статистик, түүний магадлал нь хувьсагчийн нөлөөтэй эсэхийг тодорхойлоход туслах юм. Үнэлгээний t статистикийн үр дүнгээс үзэхэд BVAR-ын аналитик шийдэл нь ерөнхийдөө VAR-ын үр дүнтэй ойролцоо (түүврийн тоо хангалттай их бус тул нормаль тархалт нь t тархалттай яг адил байж чадахгүй) байв. Харин Гиббс шийдлийн хувьд posterior нь онолын нормаль тархалт бус эмпирикээр тодорхойлогдож буй тархалт тул зайлшгүй t статистикт захирагдах албагүй юм. Иймд Гиббс түүвэрлэгч үнэлгээний t статистик нь зайлшгүй хувьсагчийн нөлөөтэй эсэхийг тодорхойлох албагүй.

4.3 VAR болон BVAR загварын таамаглалын алдааны шинжилгээ

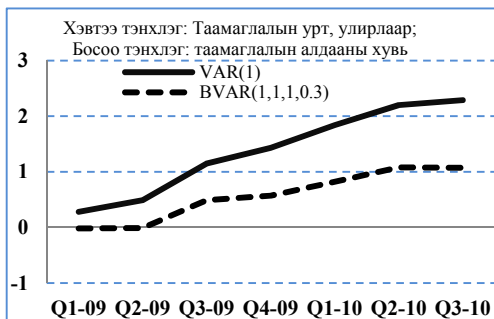
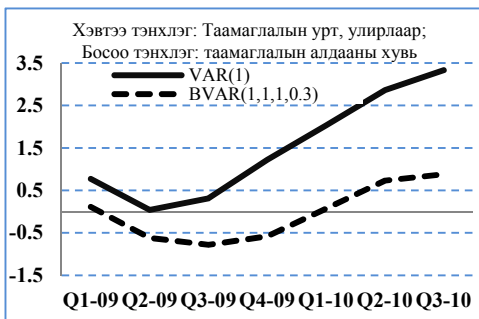
Аливаа загварыг ашиглах, цаашид хөгжүүлэхэд загварын таамаглалын алдааны шинжилгээ чухал үүрэгтэй. Энэхүү шинжилгээг хийснээр BVAR загварын таамаглалын алдааг бусад загвар (VAR, SARIMA болон бусад бүтцийн загвар)-тай харьцуулах, загварын ямар тэгшитгэлийн алдаа хамгийн өндөр байгааг тодорхойлох, түүнийг засварлан сайжруулах мэдээллийг олж авдаг. Түүнчлэн уг шинжилгээ нь загварын түүхэн мэдээлэл дээрх алдааны мэдээллийг ашиглан ирээдүйн таамаглалын тодорхой бус байдлын зэрэг (таамаглалын алдааны стандарт хазайлт)-ийг тодорхойлох бололцоог олгодог. Энэ хэсэгт таамаглалын алдааны шинжилгээг ХҮИ болон ДНБ-ий таамаглалын хувьд хийв. Эдгээр загваруудын түүвэр доторх таамаглал, бодит утгаас хэр зөрж байгаа мэдээллийг ашиглан таамаглалын үе бүр дээрх алдааг дараах алхамаар тодорхойлов.

BVAR(1,1,1,0.3) загвар VAR(1) загвартай харьцуулахад илүү сайн таамаглаж байгаа эсэхийг тодорхойлохыг зорив. Ингэхдээ эдгээр загваруудын ХҮИ болон ДНБ-ий логарифмын 8 улирлын таамаглалын дундаж абсолют алдааны хувь (MAPE), таамаглалын дундаж абсолют алдаа (MAE) болон эдгээр үзүүлэлтийн 2009 оны 1 дүгээр улирлаас 2010 оны 3 дугаар улирлын хоорондох бодит утгыг түүврийн гаднах таамаглалтай харьцуулав. Зураг 5-д ХҮИ болон ДНБ-ий логарифмын 2008 оны 4 дүгээр улирал хүртэлх өгөгдөлд суурилан дараагийн 7 улирлыг таамагласан алдааны хувийг үзүүлэв.

Зураг 5.Таамаглалын алдааны хувь, 2009Q1-2010Q3

А) ХҮИ-ийн логарифм

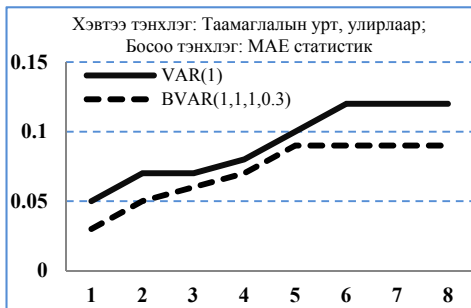
В) ДНБ-ий логарифм



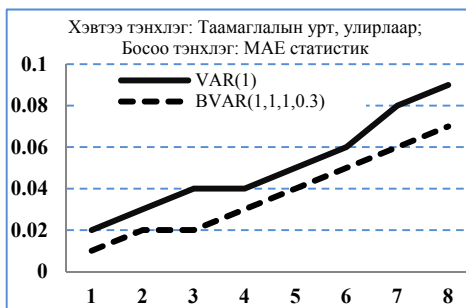
Үр дүнгээс үзэхэд BVAR(1,1,1,0.3) загварын түүврийн гаднах таамаглал харьцангуй сайн буюу сүүлийн 7 улирлын таамаглалын хувьд эдгээр 2 үзүүлэлтийн BVAR загварын таамаглалын алдааны хувь VAR загвараас 2-3 дахин бага байв. Тухайлбал, 2009 оны эхээр BVAR(1,1,1,0.3) загвараар дараагийн 7 улирлын ХҮИ болон ДНБ-ий логарифмыг таамагласан бол 1 хувиас бага хувиар алдах байсныг илэрхийлнэ. VAR загварын таамаглал 2009 оын 4 дүгээр улирлын таамаглалаас эхлэн эрс нэмэгдэж байгаа бол BVAR загвар харьцангуй урт хугацааны таамаглал хийхэд алдаа нь даган өсөхгүй байгаа нь онцлогтой юм.

Зураг 6. Таамаглалын дундаж абсолют алдаа (MAE)

А) ХҮИ-ийн логарифмын MAE



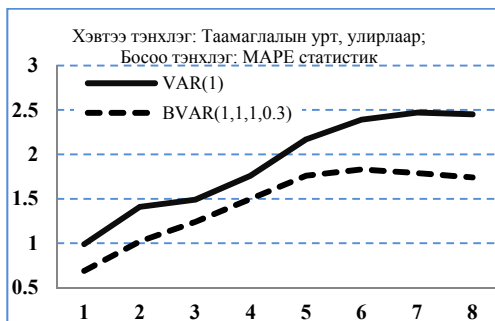
В) ДНБ-ий логарифмын MAE



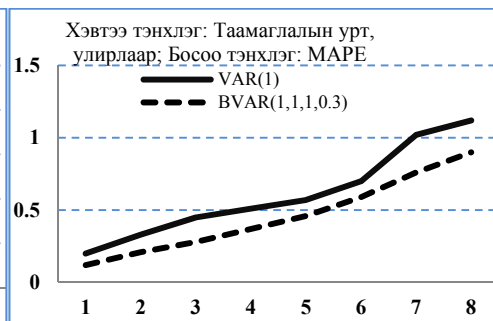
ХҮИ болон ДНБ-ий логарифмын таамаглалын алдааны динамик шинжилгээнээс үзэхэд MAE шалгуурын хувьд BVAR загварын таамаглалын абсолют алдаа бага хэдий ч ерөнхий чиг нь адил байна (Зураг 6). BVAR(1,1,1,0.3) болон VAR(1) загварын таамаглалын MAE болон MAPE-ийн зөрүү 6 дахь улирлаас эхлэн илт нэмэгдэж байна. Үүнийг хэт параметрчлалын асуудлаар тайлбарлаж болох юм. Учир нь энэ судалгааны хүрээнд тодорхойлогдсон BVAR болон VAR загвар нь төсөв, мөнгөний талыг түлхүү оруулж загварчилсан тул дунд, урт хугацааны таамаглалыг хийхэд илүү тохиромжтой тул эдгээр загварын таамаглалын абсолют алдааны зөрүү нь BVAR загварын давуу талаар тайлбарлагдах юм. MAE үзүүлэлт нь инфляци, эдийн засгийн өсөлтийн тодорхой бус байдал агуулсан таамаглал буюу fan-chart байгуулахад чухал орц болдог буюу таамаглалын ерөнхий тодорхой бус байдлыг илэрхийлдэг. Энэ утгаараа бодлогын шийдвэр гаргах түвшинд BVAR(1,1,1,0.3) загварын инфляци, эдийн засгийн өсөлтийн таамаглалын MAE-ийг тооцон ашиглах юм.

Зураг 7. Таамаглалын дундаж абсолют алдааны хувь (MAPE)

А) ХҮИ-ийн логарифмын MAPE



В) ДНБ-ий логарифмын MAPE



BVAR(1,1,1,0.3) загварын ХҮИ-ийн логарифмын 8 улирал хүртэлх таамаглалын алдаа дунджаар бодит утгынхаа 0.7-1.7 хувь байгаа бол VAR загварын хувьд 1-2.5 хувь байна. Ийнхүү BVAR загварын таамаглалын алдаа үлэмж бага байгаа нь эцсийн таамаглал дахь тус загварын таамаглалын эзлэх хувь өндөр байх, тухайн загварын таамаглалыг жишиг болгох замаар бусад бүтцийн загварт эргэцүүлсэн үнэлгээ хийх боломжийг олгох юм. Хэдийгээр ХҮИ, ДНБ-ий таамаглалын алдаа бага хэдий ч

эдгээр үзүүлэлтээс тооцогдох инфляци, эдийн засгийн өсөлтийн таамаглал илүү өндөр гарах нь тодорхой юм. Иймд загварыг цаашид тогтмол өргөжүүлэн хөгжүүлснээр таамаглалын алдааг илүү бууруулж, тодорхой бус байдал агуулсан таамаглалаас гадна цэгэн таамаглалыг ч олон нийтэд зарлах бодлогод шилжихэд ч туслах боломжтой юм²¹.

V. SBVAR ЗАГВАРЫН ҮНЭЛГЭЭНИЙ ҮР ДҮН, ХАРИУ ҮЙЛДЛИЙН ШИНЖИЛГЭЭ: МАКРО БОДЛОГО БОЛОН ГАДААД ЗАХ ЗЭЭЛИЙН ЭДИЙН ЗАСАГТ ҮЗҮҮЛЭХ НӨЛӨӨ

5.1 SVAR болон SBVAR загварын үнэлгээний үр дүн

SVAR загварын хувьд таамаглалын алдаа хамгийн бага VAR(1) загварт суурилан ижил цаг хугацааны хязгаарлалтын матрицыг үнэлсэн. Үнэлгээний үр дүнг Хавсралт 5.1-д үзүүлэв. Уг үнэлгээнд суурилан хязгаарлалтыг шалгасан LR тестийн үр дүн нь уг тэг хязгаарлалт үнэн байх магадлал 0.525 буюу цаашдын судалгаанд тухайн танилтыг ашиглаж болох үр дүн харуулав. Харин SBVAR загварыг BVAR (1,1,1,0.3) загварт суурилан тодорхойлсон бөгөөд үр дүнг Хавсралт 5.2-т үзүүлэв. Үнэлэгдсэн коэффициентын утга нь SVAR(1) загвараас ялгаатай хэдий ч коэффициентийн тэмдэг болон ач холбогдолтой эсэх нь ижил байв. [21]-д үзүүлсэн ижил цаг хугацааны хамаарлын матрицын үнэлэгдсэн коэффициентууд нээлттэй эдийн засгийн AS-AD загвар дахь онолын хамаарлын тэмдэгтэй нийцтэй байв. Үнэлэгдсэн коэффициентийн эдийн засгийн утгыг 3-р бүлэгт дэлгэрэнгүй тайлбарласан тул Z статистикийн хувьд ач хоблогдолтой үнэлэгдсэн бүтцийн параметрыг сонирхов. Тухайлбал, төсвийн зардал 1 хувиар өсөх нь тухайн улиралдаа дундаж цалинг $\frac{1}{4}$ хувиар, ДНБ-ийг 0.06 хувиар өсгөдөг байна. Харин дундаж цалин $\frac{1}{4}$ хувиар өсөх нь 3 сардаа багтан ХҮИ-ийг 0.06 хувиар нэмэгдүүлэх юм. Глобал эдийн засаг (АНУ-ын ДНБ) 1 хувиар өсөх нь тухайн улиралдаа төгрөгийн нэрлэсэн ханшийг 3.8 хувиар чангаруулж, M2 мөнгийг 6.6 хувиар нэмэгдүүлж, эцсийн дүндээ ДНБ-ийг 0.7 хувиар өсгөнө. Дэлхийн зах зээл дээрх үнэт металлын үнэ 1 хувиар өсөх нь M2 мөнгийг 0.12 хувиар өсгөхөөр байна.

5.2 SVAR болон SBVAR загварын хариу үйлдлийн шинжилгээ

Эдийн засаг дахь хувьсагчдын харилцан хамаарлыг дан ганц онолын хамаарал, зарчимд суурилан тайлбарлах, бодлогын шийдвэр гаргахад ашиглах нь нөлөөллийг тооцоонд дутуу оруулах улмаар таамаглал бодит байдлаас илүүтэй зөрөх, бодлогын алдаанд хүргэх эрсдэлтэй. Иймд энгийн онол, тайлбараар бус бодит байдалд суурилсан, үүний нөлөөг бүрэн илэрхийлэхүйц эмпирик загварын тусламжтайгаар судлах нь макро эдийн засгийн бодлогыг амжилттай хэрэгжүүлэхэд чухал байдаг. Ялангуяа бүтцийн VAR загварын хариу үйлдлийн шинжилгээ нь онолын болон эмпирик хамаарлыг боломжит бага хязгаарлалттайгаар тусгадагаараа хувьсагчдын хамаарлын шинжилгээний суурь болдог билээ.

²¹ Швейцарын төв банк инфляцийн зорилтот түвшинг зарлахын зэрэгцээ цэгэн инфляцийн таамаглалыг олон нийтэд улирал бүр шинэчлэн зарлах байдлаар мөнгөний бодлогоо хэрэгжүүлдэг туршлага бий. Тухайн улсын инфляцийн таамаглалд VAR болон BVAR загварын таамаглал голлох үүрэгтэй болохыг тус улсын төв банкны судалгаануудаас харах боломжтой.

Өмнөх хэсгүүдэд тодорхойлогдсон SVAR(1) болон SBVAR(1,1,1,0.3) загваруудын үнэлэгдсэн параметрууд нь жижиг нээлттэй эдийн засгийн хувьд хүлээн зөвшөөрхүйц, практикийн хувьд нийцтэй байгаа тул эдгээр загварын хариу үйлдлийн шинжилгээ нь бусад бүтцийн загварын хувьд суурь үр дүн болох юм.

Иймд энэ хэсэгт гадаад эдийн засагт гарах өөрчлөлт болон төсөв, мөнгөний үзүүлэлтэд гарах өөрчлөлтөнд макро эдийн засгийн үзүүлэлтүүд ямар хариу үйлдэл үзүүлж байгааг тооцов. Тус судалгааны хүрээнд дараах хэлбэрийн гэнэтийн шок (unanticipated shock)-ын нөлөөг судлав. Үүнд:

- Глобаль эдийн засгийн дотоод эдийн засагт үзүүлэх нөлөө
 - АНУ-ын ДНБ-ий импульс
 - Дэлхийн зах зээл дээрх металлын үнийн импульс
- Мөнгөний бодлогын эдийн засагт үзүүлэх нөлөө
 - БХЗ-ын хүүний өөрчлөлтийн импульс
 - Валютын ханшийн өөрчлөлтийн импульс
 - M2 мөнгөний өөрчлөлтийн импульс
- Төсвийн бодлогын эдийн засагт үзүүлэх нөлөө
 - Төсвийн зардлын өөрчлөлтийн импульс
 - Цалингийн өөрчлөлтийн импульс.

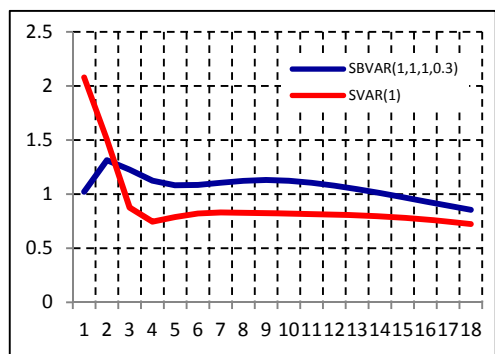
Эдгээр импульсийн хариу үйлдлийн симуляцийн үр дүнг дараах дэд хэсгүүдэд тайлбарлав.

5.2.1 Глобаль эдийн засгийн дотоод эдийн засагт үзүүлэх нөлөө

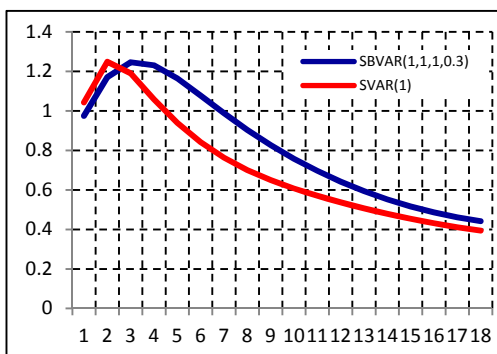
Тухайн загварчлалын хүрээнд глобаль эдийн засгийг АНУ-ын ДНБ болон дэлхийн зах зээл дээрх металлын үнээр төлөөлсөн тул эдгээрийн импульсэд үзүүлэх хариу үйлдлийг сонирхов. Хариу үйлдлийн функцийн үр дүнг Хавсралт 5.А болон Хавсраль 5.В-д үзүүлэв. Харин бодлого боловсруулагчдын сонирхлыг илүүтэй татдаг үнэ, ДНБ-ий хариу үйлдлийг суурь утгаас хэрхэн өөрчлөгдөхөөр байгаагаар Зураг 8-д үзүүлэв.

Зураг 8.А АНУ-ын ДНБ 1 хувиар өсөх импульсын хариу үйлдэл

ХҮИ, хувиар



4-н улирлын нийлбэр ДНБ, хувиар



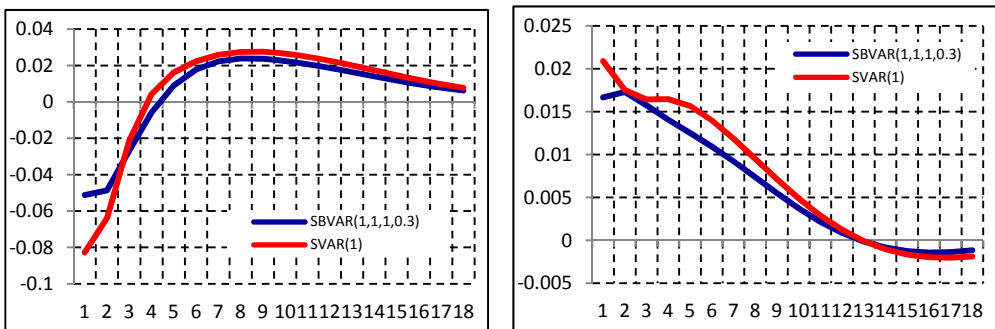
АНУ-ын ДНБ-ий тухайн улиралд 1 хувиар өсөх нь 1-2 улирлын дараа M2 мөнгийг суурь утгаас 3.5-4.0 хувиар, 3 улирлын дараа 4 улирлын нийлбэр ДНБ-ийг суурь

утгаас 1.2 хувиар өсгөж, улмаар 5-6 улирлын дараа төсвийн зардлыг 3 хүртэл хувиар өсгөдөг тооцоо гарч байна. Үүний дүнд эдийн засагт хэт халалтын шилжих суваг ёсоор төгрөгийн нэрлэсэн ханш 1-2 улирлын дараа 2 орчим хувиар чангарч, улирлын инфляци 1-2 нэгж хувиар өсөхөөр байна. Эдгээр нь манай гадаад эрэлт өсөх, хөрөнгийн дотогшлох урсгал нэмэгдсэнээр эдийн засагт хэт халалтын шинж тэмдэг илэрсэн 2006-2008 оны үеийн нөхцөл байдалд нийцтэй юм. Энэхүү глобаль эдийн засаг дахь өөрчлөлтөнд мөнгөний бодлого богино хугацаанд хариу үйлдэл үзүүлдэггүй буюу M2 мөнгөний өсөлтөнд БХЗ-ын хүү 1 улирлын дараа буурах хэдий ч 2-3 улирлын дараа халалтанд бодлогын хариу үйлдэл үзүүлснээр БХЗ-ын хүү 0.3-0.4 нэгж хувиар өсдөг байна (Дэлгэрэнгүй үр дүнг Хавсралт 5.А-аас үзнэ үү). SVAR (1) болон SBVAR(1,1,1,0.3) загварын харьцуулалтаас үзэхэд хариу үйлдлийн ерөнхий хөдөлгөөн ижил чиглэлтэй хэдий ч SBVAR загварын дунд, урт хугацааны хариу үйлдэл харьцангуй хүчтэй байхаар байна (Зураг 8.А).

Зураг 8.В Дэлхийн зах зээл дээрх металлын үнийн өсөлтийн импульсын хариу үйлдэл

ХҮИ, хувиар

4-н улирлын нийлбэр ДНБ, хувиар



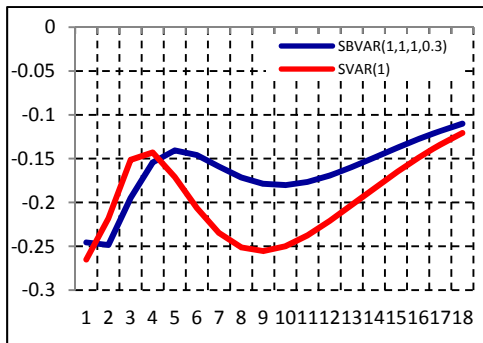
Дэлхийн зах зээл дээрх эрдэс баялаг, ялангуяа металлын үнийн индекс тухайн улиралд 1 хувиар өсөх нь 1-2 улирлын дараа M2 мөнгийг суурь утгаас 0.04 хувиар өсгөн, 2 улирлын дараа 4 улирлын нийлбэр ДНБ-ийг суурь утгаас 0.018 хувиар нэмэгдүүлж, улмаар 2-3 улирлын дараа төсвийн зардлыг 0.14 хүртэл өсгөдөг тооцоо гарч байна. Үүний дүнд эдийн засагт хэт халалтын шилжих суваг ёсоор төгрөгийн нэрлэсэн ханш суурь утгаас 0.01 орчим хувиар суларч, эцсийн дүндээ ХҮИ 2 улирлын дараа суурь утгаас 0.06 хувиар өсөхөөр байна. Тухайн импульсын хариу үйлдлийн хугацааны шинжилгээнээс үзэхэд экспортын гол нэрийн бүтээгдэхүүний үнийн өөрчлөлт эдийн засагт харьцангуй хурдан нөлөөлж байна. Түүнчлэн тус үр дүн нь 2007-2008, 2010 оноос хойших дэлхийн зах зээл дээрх металлын үнийн өсөлтийн үр дагавартай нийцтэй байна. Тухайн загварчлалын хүрээнд Төв банк дэлхийн зах зээл дээрх эрдэс баялагийн үнийн өөрчлөлтийг бодлогын шийдвэр гаргалтанд харгалздаг хэмээн бодлогын дүрэмд тус хувьсагчийг оруулсан тул тус импульсэд үзүүлэх бодлогын хариу үйлдэл харьцангуй хурдан байна. Тухайлбал, БХЗ-ын хүү 1 улирлын дараа нэмэгддэг тооцоо гарч байна (Дэлгэрэнгүй үр дүнг Хавсралт 5.В-аас үзнэ үү). SVAR (1) болон SBVAR(1,1,1,0.3) загварын харьцуулалтаас үзэхэд хариу үйлдлийн ерөнхий хөдөлгөөн ижил чиглэлтэй хэдий ч SBVAR загварын хариу үйлдэл харьцангуй сул, гэхдээ савалгаа багатай байна (Зураг 8.В).

5.2.2 Мөнгөний бодлогын эдийн засагт үзүүлэх нөлөө

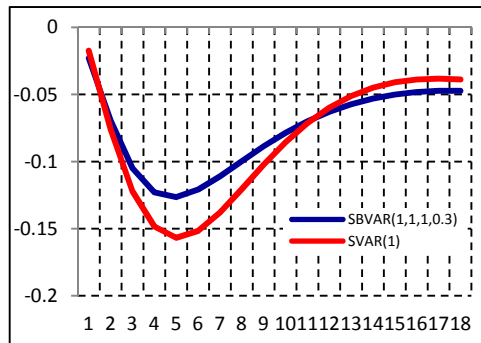
Тус судалгааны хүрээнд тодорхойлогдсон SVAR болон SBVAR загварыг мөнгөний бодлогын шилжих механизмын сувгуудыг судлах, тухайн нэг бодлогын хувьсагчид гарах өөрчлөлтийн макро эдийн засгийн гол үзүүлэлтэд үзүүлэх нөлөөг судлах, эдгээр үзүүлэлтийн таамаглал дэвшүүлэхэд ашиглах боломжтой. Энэ хэсэгт мөнгөний бодлогыг БХЗ-ын хүү, төгрөгийн нэрлэсэн ханш болон M2 мөнгөөр дамжин нөлөөлнө гэж таамаглав. Гэхдээ одоо хэрэгжүүлж буй Монголбанкны бодлогын хэрэгжилтэнд БХЗ-ын хүү нь илүү нийцтэй үзүүлэлт бөгөөд валютын нэрлэсэн ханшийн хувьд дуудлага худалдааны зарчмаар тогтож байгаа тул бодлогын шийдвэрийг өөртөө агуулдаг. Харин M2 мөнгөний өсөлтийг шууд хянахад чиглэсэн бодлогын Монголбанк хэрэгжүүлэхгүй байгаа хэдий ч ОУВС-тай хамтран хэрэгжүүлдэг Стэнд-бай хөтөлбөрийн хүрээнд M2 мөнгөний өсөлтөнд зорилт тавьж ажилладаг. Нөгөө талаас глобал болон дотоод эдийн засаг сэргэхийн хэрээр хөрөнгийн дотогшлох урсгал нэмэгдэж, M2 мөнгө хурдацтай өсч буй нь макро эдийн засагт ямар үр дагавар дагуулахыг судлахад тус хувьсагчийн хариу үйлдэл чухал үүрэгтэй. Хариу үйлдлийн функцийн үр дүнг дэлгэрэнгүй үр дүнг Хавсралт 5.С, 5D болон 5.Е-д үзүүлэв. Харин бодлого боловсруулагчдын сонирхлыг илүүтэй татдаг үнэ, ДНБ-ий хариу үйлдлийг Зураг 9-д үзүүлэв.

Зураг 9.А БХЗ-ын хүү 1 нэгж хувиар өсөх импульсын хариу үйлдэл

ХҮИ, хувиар



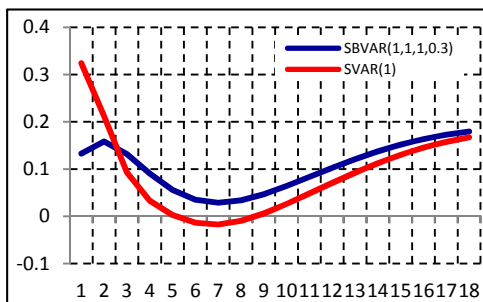
4-н улирлын нийлбэр ДНБ, хувиар



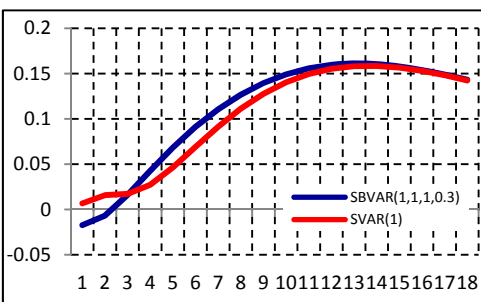
Зураг 9-ээс үзэхэд бодлогын хүүг зөвхөн 1 улиралд 1 нэгж хувиар нэмэгдүүлэх нь мөнгөний бодлогын шилжих механизмын хүү, валютын ханш болон зээлийн сувгийн хамтын нөлөөгөөр улирлын инфляцийг 1 улирлын дараа суурь утгаас 0.25 нэгж хувиар, 6-7 улирлын дараа 0.15 нэгж хувиар, харин 4 улирлын нийлбэр ДНБ-ий улирлын өсөлт 4-5 улирлын дараа 0.12 нэгж хувиар буурахаар байна.

Зураг 9.В Төгрөгийн нэрлэсэн ханш 1 хувиар сулрах импульсын хариу үйлдэл

ХҮИ, хувиар



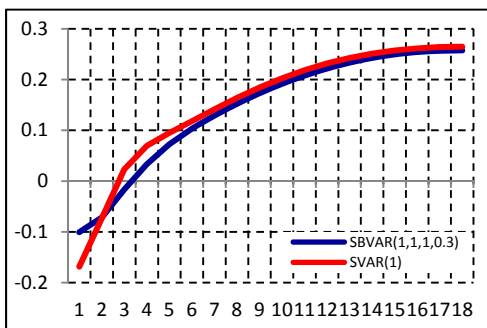
4-н улирлын нийлбэр ДНБ, хувиар



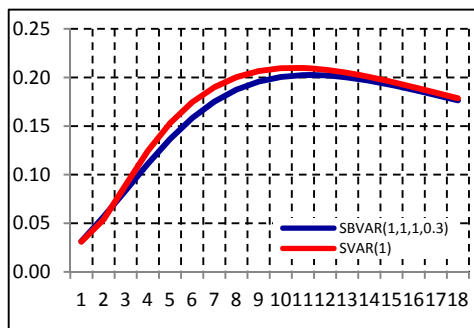
Төгрөгийн нэрлэсэн ханш 1 улиралд 1 хувиар сулрах нь 1-2 улирлын дараа улирлын инфляцийг 0.15-0.34 нэгж хувиар өсгөхөөр байна. Энэ нь өмнө нь хийгдэж байсан валютын ханшийн инфляцид дамжих сувгийн судалгааны үр дүнгүүдтэй нийцтэй бөгөөд ханш нэгэнт суларсан бол үнийн түвшнийг суурь утгаас дунд хугацаанд дунджаар тус шокын 15 хувиар байна. Харин нэрлэсэн ханш сулрах нь экспортын барааны гадаад зах зээл дээрх үнийн бууруулах тул цэвэр экспорт өсөх, мөн дотоод үнийн өсөлтөөс нийт нийлүүлэлт нэмэгдэх зэргээр ДНБ өсдөг. Манай орны хувьд нэрлэсэн ханш сулрах нь 4 улирлын нийлбэр ДНБ 6 улирлын дараа анхны шокын 10 хувьтай тэнцүү хэсгээр өсдөг тооцоо гарч байна. SBVAR(1,1,1,0.3) загварын дунд хугацааны хариу үйлдэл нь SVAR(1) загвараас илүү хүчтэй үнэлэгдэж байна.

Зураг 9.С М2 мөнгө 1 хувиар өсөх импульсын хариу үйлдэл

ХҮИ, хувиар



4-н улирлын нийлбэр ДНБ, хувиар



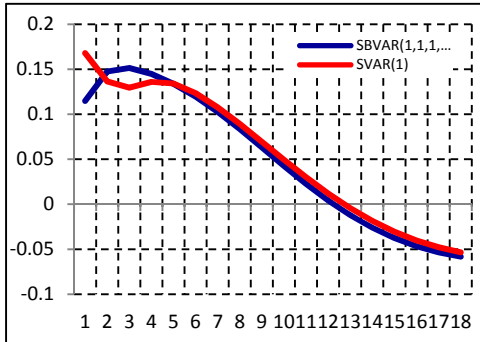
Харин М2 мөнгө өссөнөөр 3-4 улирлын дараагаас үнийн өсөлтөд шууд нөлөөлж эхлэхээр тооцоог SVAR(1) болон SBVAR(1,1,1,0.3) загварын аль аль нь харуулж байна. Өмнө нь хийгдсэн судалгааны үр дүнгүүд манай эдийн засагт мөнгө нейтраль таамаглал биелдэг болохыг тус судалгааны үр дүн давхар нотолж байна. Тухайлбал, М2 мөнгө өссөнөөр үнийн түвшин урт хугацаанд улам өсөхөөр байна. Тухайлбал, 18 улирлын дараа анхны шокын ¼ хувиар ХҮИ өсөхөөр байна. Тус нейтраль таамаглалыг ДНБ-ий хариу үйлдлийн хувьд ч хангагдаж байгаа буюу мөнгө өссөнөөр богино дунд хугацаанд ДНБ өсөх хэдий ч урт хугацаан дахь мөнгөний ДНБ-нд үзүүлэх нөлөө буурч байна. Тухайлбал, М2 мөнгө өсөх тохиолдолд 7-8 улирлын дараа анхны шокын 1/5 хувиар 4 улирлын нийлбэр ДНБ өсөх бол 19-20 улиралд 1/7-ээр өсөхөөр байна. Түүнчлэн манай эдийн засгийн хувьд анхаарах ёстой асуудлын нэг нь М2 мөнгөний эдийн засагт үзүүлэх нөлөөг хугацааны бүтцээр ялгаж үзэх явдал юм. Энэхүү хариу үйлдэл нь өнөөдрийн хамаарлаас илүүтэй сүүлийн 10 гаруй жилийн хугацаанд М2 мөнгө дунджаар ямар нөлөөтэй байсныг илэрхийлнэ. Харин сүүлийн 2 жилийн хугацаанд манай эдийн засагт “хөрөнгийн гацалт (liquidity trap)” болон “зээлийн тасалдал (credit crunch)”-ийн хосломол хэлбэр үүсээд байна. Үүнийг М2 мөнгө жилийн 60 гаруй хувь өсөөд байхад зээлийн өсөлт нь дөнгөж 18 хувь өссөнөөр тайлбарлаж болно. Энэ нь мөнгөний бодлогоор эдийн засгийн өсөлт, ажлын байрыг нэмэгдүүлэх оролдлого нь бодит үр дүнд хүрэхгүй зөвхөн инфляцийн үр дагаварыг бий болгохыг сануулж буй хэрэг юм. Учир нь төв банкаас эдийн засгийг мөнгөөр дэмжих оролдлого нь М2 мөнгөний өсөлтийг нэмэгдүүлэх хэдий ч зээлийн хүү дорвитой буурахгүй, нөгөө талаас зээлийн эрсдэл өндөртэй орчинд мөнгө үржих процесс бүрэн ажиллахгүй тул зээлд гараагүй хэсэг нь илүүдэл хэлбэрээр ТБҮЦ-нд байршиж байгаагаар мөн тайлбарлагдах юм.

5.2.3 Төсвийн бодлогын эдийн засагт үзүүлэх нөлөө

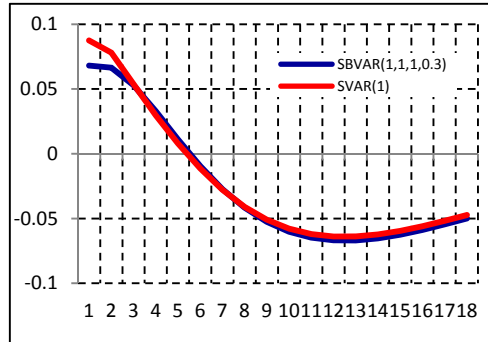
Төсвийн бодлогын хэрэгжилт нь төсвийн зардал, ялангуяа зардлын зарцуулалтын төрлөөс хамаардаг. Түүнчлэн энд өмнөх судалгааны чухал үр дүн болох төсөвт байгууллагад ажиллагсдын цалингийн өсөлт нь улсын дундаж цалингийн хөтөч үзүүлдэг болдог таамаглалыг ашигласан. Төсвийн бодлогын эдийн засагт үзүүлэх нөлөөг төсвийн зардлын өсөлт болон цалингийн өсөлтийн импульсээр судлан Хавсралт 5F, 5G-д үзүүлэв. Харин бодлого боловсруулагчдын сонирхлыг илүүтэй татдаг үнэ, ДНБ-ий хариу үйлдлийг Зураг 10-д үзүүлэв.

Зураг 10.А Төсвийн зардал 1 хувиар нэмэгдэх импульсын хариу үйлдэл

ХҮИ, хувиар



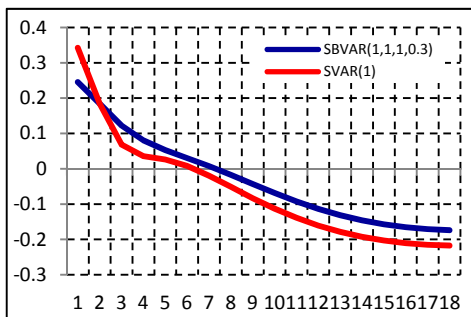
4-н улирлын нийлбэр ДНБ, хувиар



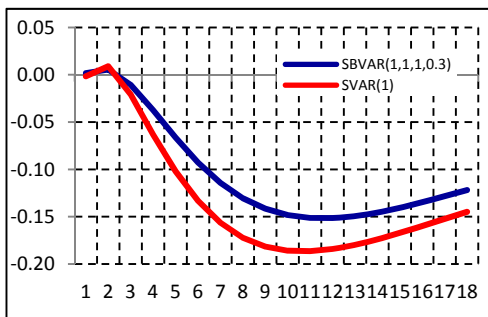
Зураг 10.А-аас үзэхэд төсвийн зардал өсөх тохиолдолд улирлын инфляци 3 улирлын дараа суурь утгаас анхны импульсын 1/7 нэгж хувиар, харин эдийн засгийн өсөлт 1-2 улирлын дараа анхны импульсын 1/12 нэгж хувиар өсөхөөр байна. Харин тухайн импульсын дунд хугацааны хариу үйлдэл SVAR(1) болон SBVAR(1,1,1,0.3) загварын хувьд адил байгаа нь төсвийн зардлын нөлөөг аль ч загвараар судлах боломжтойг илэрхийлж байна.

Зураг 10.В Дундаж цалин 1 хувиар нэмэгдэх импульсын хариу үйлдэл

ХҮИ, хувиар



4-н улирлын нийлбэр ДНБ, хувиар



Төсөвт байгууллагын цалинг өсөх нь дундаж цалингаар дамжин богино хугацаанд нийт эрэлт өсөхөд нөлөөлөх бол богиноос дунд хугацаанд үйлдвэрлэлийн зардлыг өсгөдөг. Тиймээс цалинг өсгөх эсэх бодлогын шийдвэр нь үнэ болон үйлдвэрлэлд шууд нөлөөтэй билээ. Манай орны хувьд дундаж цалин өсөх тохиолдолд улирлын инфляци 1 улирлын дараа суурь утгаас анхны импульсын 1/4-1/3 нэгж хувиар өсөх бол 4 улирлын нийлбэр ДНБ-ий өсөлт 9 улирлын дараа анхны импульсын 1/7-1/6 нэгж хувиар буурна. SVAR(1) болон SBVAR(1,1,1,0.3) загварын хариу үйлдлээс үзэхэд

SBVAR загварынх харьцангуй сул үнэлэгдэж байна. Макро эдийн засагт үзүүлэх нөлөөг Хавсралт 5-аас дэлгэрэнгүй байдлаар үзнэ үү.

5.2 хэсэгт авч үзсэн хариу үйлдлийн симуляци шинжилгээг нэгтгэн үзвэл тухайн улиралд төсвийн зардал 1 хувиар нэмэгдсэнээс бий болох инфляцийн нөлөөг мөнгөний бодлогын хэрэгслээр бүрэн арилгахын тулд БХЗ-ын хүүг тухайн улиралд 0.5 нэгж хувиар өсгөх шаардлагатай байна. Харин эдгээр бодлогын хослолын үр дүнд 4-н улирлын нийлбэр ДНБ эхний улиралд бага зэрэг өсөх хэдий ч 2-3 дахь улирлаас эхлэн буурч байна. Үүнийг эдийн засаг дахь төсвийн зардлын өндөр өсөлт нь хувийн секторын хөрөнгө оруулалтыг бууруулдаг буюу хөрөнгө оруулалтын шахан гаргах үзэгдэл (crowding out)-ээр тайлбарлана. Иймд төсвийн зардлын өндөр өсөлт, ялангуяа хавтгайруулсан нийгмийн халамжийн зардал нь эдийн засгийн өсөлт болон орлогын тэгш, дахин хувиарлалтанд сөргөөр нөлөөлөх юм.

VI. СУДАЛГААНЫ ҮР ДҮН, ДҮГНЭЛТ

Манай орны хувьд инфляци харьцангуй нам түвшинд буурах үед улс төрч, бодлого боловсруулагчдын хувьд түүнд анхаарлаа бага хандуулдаг. Ерөнхийдөө инфляци бага түвшинд, харьцангуй тогтвортой байх үед дараагийн өөрчлөлт нь санамсаргүй алхам (random walk)-оор тодорхойлогдох тул түүнийг таамаглахад илүү хүндрэлтэй болдог. Учир нь энэ үед үнэлэгдсэн коэффициентыг ашиглаж буй загвараар эдийн засагт том хэмжээний өөрчлөлт гарах үеийн үр дагаварыг бүрэн тооцож чадахгүйд хүрдэг. Ялангуяа манай орны хувьд нийлүүлэлтийн шинж чанартай буюу мах, шатахууны үнийн өөрчлөлт, түүний үр дагаварыг тооцох боломж хомс байдаг (энэ нь бодлогын хариу арга хэмжээг хоцорч хэрэгжүүлэхэд хүргэдэг)-аас нам түвшинд байсан инфляци богино хугацаанд өсөх хандлага бий. Иймд төв банк болон бусад судалгааны институтуудын хувьд инфляцийн тогтвортой түвшинд байлгах тал дээр судалгаа, шинжилгээгээ тогтмол хандуулах шаардлагатай юм. Энэ хүрээнд макро эдийн засгийн таамаглалын загваруудын давуу, сул талыг мэдэх шаардлагатай юм. Тиймээс тус судалгааны ажил нь энэ асуудалд тодорхой хувь нэмэр оруулна гэж найдаж байна.

Энэхүү судалгааны ажлаар Монголын макро эдийн засгийн SVAR болон SBVAR загварыг байгуулав. Уг загварыг бодлого боловсруулагч институтуудад үргэлжлүүлэн хөгжүүлж инфляци, эдийн засгийн өсөлтийн таамаглал болон макро бодлогын хариу үйлдлийн симуляци шинжилгээнд ашигласнаар таамаглал, бодлогын шинжилгээний чанар сайжрах үр дүн харуулав. Загварчлалын хүрээнд инфляци, эдийн засгийн өсөлтийн таамаглал дэвшүүлэх болон эдгээр үзүүлэлтэд нөлөөлөгч хүчин зүйлсийг VAR болон BVAR загварын 2001 оноос хойших ХҮИ-ийн таамаглалын болон хариу үйлдлийн симуляци шинжилгээнд суурилан тодорхойлов. Түүнчлэн BVAR загварын гипер параметрын сонголтыг түүврийн гаднах таамаглалын алдаа (MAPE) хамгийн бага байх нөхцлөөс тодорхойсон тул макро үзүүлэлтийн тус загварын таамаглалын чанар эрс сайжирсан. Ялангуяа ХҮИ-ийн түүврийн гаднах таамаглалын нийт 700 симуляцийн үр дүнгээс хугацааны хоцролт болон Minnesota priot-ын гипер-параметрын $BVAR(l, \theta, \phi, w) = (1, 1, 1, 0.3)$ сонголт дээр таамаглалын бүх үе дээр дундаж абсалют алдаа (MAE), дундаж абсалют алдааны хувь (MAPE) болон 2009 оны 1 дүгээр улирлаас хойших түүврийн гаднах таамаглалын алдааны хувь $VAR(1)^{22}$ загвараас илт бага байв. Харин хугацааны хоцролтыг 1-ээс өндрөөс сонгох тохиолдолд дараагийн боломжит бага алдаатай загвар нь $BVAR(3, 0.3, 1, 0.2)$ байхаар байна. Манай орны түүврийн урт харьцангуй богино байгаа өнөө үед BVAR/SBVAR загварыг ашиглах нь эдийн засгийн бүтцийг бүрэн илэрхийлж, хэт параметрчлалын асуудлаас зайлсхийлж, таамаглалын алдааг бага байлгах зэрэг давуу талыг олгохоор байна. Нөгөөтэйгүүр ялгаатай загваруудын таамаглалын нэгтгэлд VAR загварын таамаглалаас илүүтэй BVAR загварын таамаглалыг ашиглах эсвэл тус загварын жинг илүү өндрөөр сонгох боломжтой юм.

Түүнчлэн таамаглалын симуляци нь VAR болон BVAR загварыг таамаглалд ашиглаж буй тохиолдолд 2003 оноос хойших түүврийг ашиглах нь илүү бага алдаатай байх үр дүнг харуулсан. Үүнийг эдийн засгийн бүтцийн өөрчлөлтийн нөлөө тогтворжиж, эдийн засгийн шинэ бүтэц бүрэлдсэн, макро бодлогын хэрэгжилт сайжирснаар макро эдийн засаг болон санхүүгийн тогтвортой байдал хангагдсан зэргээр тайлбарлаж болно. Харин систем дэх хувьсагчдын алдааны шинжилгээнээс үзэхэд БХЗ-ын хүүний

²² Тухайн 9 хувьсагчтай VAR загварын хувьд хугацааны хоцролтыг 1-4 байхаар сонгож таамаглалын алдааны симуляци хийснээс VAR(1) загвар хамгийн бага алдаатай байсан болно.

таамаглал хамгийн өндөр (таамаглалын 1-р үе дэх MAPE 30%, 4-р үе дэх 65%, 8-р үе дэх 95%) буюу бусад хувьсагчдын таамаглалын алдааг нэмэгдүүлж байна. Харин бусад дотоод эдийн засгийн хувьсагчдын таамаглалын алдаа абсалют утгын 3%-аас хэтрэхгүй байгаа тул таамаглалын чанарт хүчтэй нөлөө үзүүлэхгүй байв. Хэдийгээр БХЗ-ын хүүг системээс гаргаснаас загварын таамаглалын чанар сайжрах хэдий ч мөнгөний бодлогын хэрэгжилт болон эдийн засаг дахь хүүний өөрчлөлтийн нөлөөг загварт тусгахгүй байхад хүрэх тул системд үлдээх нь зүйтэй гэж үзсэн. БХЗ-ын хүүний өөрчлөлтийг систем дэх бусад макро хувьсагч тайлбарлахгүй байгааг Монголбанк мөнгөний бодлогын шийдвэртээ мөнгөний бодлогын дүрмийг шууд баримталдаггүй, макро хувьсагчийн өөрчлөлтөөс гадна нийгэм, улс төрийн бусад хүчин зүйлсийг харгалздаг зэргээр тайлбарлаж болно. Гэхдээ мөнгөний бодлогын дүрмийг дагахгүй байгаа нь мөнгөний бодлогын шок нь үл хүлээгдэх (unanticipated) тул бодлогын хэрэгжилт сайн байхад туслах юм.

Харин системд ашигласан 9 хувьсагч дээр нэмэлт хувьсагч (SIMOM загвар дахь бусад хувьсагч) оруулснаар таамаглалын алдаа (ялангуяа VAR загварын)-г нэмэгдүүлж байв. Үүнийг хэт параметрчлалын асуудлаар тайлбарлаж болох буюу үнэлэгдсэн коэффициентын нарийвчлал буурч вариаци нэмэгдэх тул таамаглалын алдааг өсгөж байв. VAR болон BVAR загварын хувьсагчдын 1-р эрэмбийн ялгавар хэлбэрт оруулан үнэлсэн хэдий ч таамаглалын алдаа илүү нэмэгдэж байв. Иймд хувьсагчдын хоорондын урт хугацааны хамаарал дунд, урт хугацааны таамаглалын чанарыг сайжруулна гэж үзэн үнэлгээнд хувьсагчдын логарифм авсан анхны хэлбэрийг ашигласан. Түүврийн урт нэмэгдэхийн хэрээр таамаглалын BVAR загварыг цаашид хөгжүүлэх чиглэл нь ХҮИ-ийг хүнсний болон хүнснээс бусад, харин ДНБ-ийг уул уурхай болон бусад салбар гэсэн ангилалаар загварын системд нэмэлт 2 хувьсагч оруулах явдал байж болно. Ингэснээр зарим экзоген шинжтэй буюу макро үзүүлэлтээс үл хамааран өөрчлөгдөх үзүүлэлтэд мэргэжилтний эргэцүүлсэн үнэлгээ хийснээр түүврийн гаднах таамаглалын алдааг бууруулах юм.

Макро эдийн засгийн таамаглал дэвшүүлэх VAR(1) болон BVAR(1,1,1,0.3) загварыг тодорхойлсны дараа эдийн засгийн онолын таамаглал болон эмпирик хамаарлыг багтаасан SVAR(1) болон SBVAR(1,1,1,0.3) загварыг үнэлсэн. Ингэснээр глобал эдийн засгийн өөрчлөлт болон макро бодлогын дотоод эдийн засагт үзүүлэх нөлөөг тооцох боломж бүрдсэн. SBVAR(1,1,1,0.3) загварын хариу үйлдлийн шинжилгээний үр дүнгээс үзэхэд манай эдийн засагт жижиг нээлттэй эдийн засгийн таамаглал биелж байгаа буюу АНУ-ын эдийн засаг болон дэлхийн зах зээл дээрх эрдэс, баялагийн үнийн өөрчлөлт 1 жилийн дотор макро хувьсагчдад нөлөөлөхөөр байна. Хэдийгээр гадаад зах зээлд нөлөөлж чадахгүй хэдий ч түүний үр дагаварыг мөнгөний болон төсвийн бодлогоор бууруулах бүрэн боломжтой байна. Гагцхүү төсвийн зардлыг макро болон хөгжлийн бодлоготой уялдуулж, төсвийн сахилга батыг хэрэгжүүлэн мөнгөний бодлогын зорилттой уялдуулах нь чухал юм.

Харин БХЗ-ын хүүний өөрчлөлт мөнгөний бодлогын шилжих механизмаар дамжин хүлээгдэж буй үр дүнтэй нийцтэйгээр макро эдийн засагт тархаж байна. Ялангуяа мөнгөний бодлого инфляцид 2-3 улирлын дараа, эдийн засгийн өсөлтөнд 4-5 улирлын дараа хамгийн хүчтэй нөлөөлж байна. Түүнчлэн хэрвээ төсвийн тэлэлтийн инфляцид учруулах дарамтыг бүрэн арилгах зорилгоор мөнгөний бодлогын чангалах тохиолдолд эдийн засагт хөрөнгө оруулалтын шахан гаргах үзэгдэл (crowding out) ажиглагдахаар байна. Гэхдээ сүүлийн жилүүдийн төсөв тэлэлтийн үр дагаварыг бүрэн арилгахуйц мөнгөний бодлогыг чангаруулж, бодлогын хүүг нэмэгдүүлээгүй тул эдийн засагт хөрөнгө оруулалтын шахан гаргах үзэгдэл ажиглагдаагүй. Харин

төсвийн зардлын өсөлтийг даган эдийн засгийн өсөлт бий болох боломж бүрдсэн хэдий ч эцсийн дүндээ өргөн хэрэглээний бүтээгдэхүүн, үйлчилгээний үнэ өсөхөд хүргэсэн. Орлогын дахин хувиарлалтын зарчим төгөлдөр бус байгаа өнөө үед ДНБ нэмэгдэх хэдий ч үнэ илүү өндрөөр өсөх тохиолдолд өрхийн бодит орлогод сөргөөр нөлөөлнө. Иймд төсвийн тэлэлтийн үр ашгийг тооны үзүүлэлтээр бус, чанарын үзүүлэлтээр хэмжих, төсвийн хөрөнгө оруулалт бүрийн хувьд зардал, үр ашгийн шинжилгээг хийж хэвших шаардлатай байна.

Төсвийн зардал, дундаж цалин, БХЗ-ын хүү болон M2 мөнгө нь инфляцийн өөрчлөлтийг тайлбарлахад чухал үүрэгтэй буюу нийт хэлбэлзлийн 60 орчим хувийг тайлбарлаж байгаа бол глобал эдийн засаг, төсвийн зардал болон M2 мөнгө эдийн засгийн өсөлтийн хэлбэлзлийн 70 орчим хувийг тайлбарлаж байна. Эндээс үзэхэд мөнгөний болон төсвийн бодлогыг уялдуулж, ирээдүйг харсан байдлаар хэрэгжүүлэх нь эдийн засгийн мөчлөг болон инфляцийн хэлбэлзлийг бууруулах боломжтой байна. Гэхдээ манай эдийн засаг нийлүүлэлтийн шинж чанартай гэнэтийн өөрчлөлтөд өртөмтгий хэвээр байгаа нь таамаглал, бодлогын арга хэмжээний үр дүнд тодорхой бус байдлыг бий болгож байна. Иймд энэ чиглэлд мэрэгжилтний эргэцүүлсэн үнэлгээний чанарыг дээшлүүлснээр макро бодлогын хэрэгжилт сайжрна.

Энд тодорхойлогдсон үр дүнгүүд нь нэмэлт хувьсагч оруулах, бусад хэлбэрийн хязгаарлалтын матриц болон түүврийн уртыг өөрчилсөн хэдий ч ерөнхийлдөө нийцтэй үр дүн харуулав. Иймд тухайн SBVAR(1,1,1,0.3) загварын таамаглалын алдааны шинжилгээ болон хариу үйлдэл нь цаашид цуврал байдлаар хөгжүүлэх DSGE болон BVAR-DSGE загварын бейсын шинжилгээнд суурь болж ашиглагдах болно.

АШИГЛАСАН МАТЕРИАЛ

Batnyam D, Gan-Ochir D and Tomasz L (2008), 'A Small Inflation Model of Mongolia (SIMOM)', Bank of Mongolia Working Paper 2010-01.

Beechey M, N Bharucha, A Cagliarini, D Gruen and C Thompson (2000), 'A Small Model of the Australian Macroeconomy', RBA Research Discussion Paper No 2000-05.

Berkelmans L (2005), 'Credit and Monetary Policy: An Australian SVAR', RBA Research Discussion Paper No 2005-06.

Bernanke BS (1986), 'Alternative Explanations of the Money-Income Correlation', NBER Working Paper No 1842.

Bernanke BS and AS Blinder (1992), 'The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission', *American Economic Review*, 82(4), pp 901–921.

Bernanke BS and M Gertler (1995), 'Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission', *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), pp 27–48.

Blanchard OJ and D Quah (1989), 'The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances', *American Economic Review*, 79(4), pp 655–673.

Brischetto A and G Voss (1999), 'A Structural Vector Autoregression Model of Monetary Policy in Australia', RBA Research Discussion Paper No 1999-11.

Ciccarelli M and Rebucci A (2003), 'Bayesian VARs: A Survey of the Recent Literature with an Application to the European Monetary System', IMF Working Paper, WP/03/102.

Christiano LJ, M Eichenbaum and C Evans (1996), 'The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds', *Review of Economics and Statistics*, 78(1), pp 16–34.

Cooley TF and SF Leroy (1985), 'A Theoretical Macroeconometrics: A Critique', *Journal of Monetary Economics*, 16(3), pp 283–308.

Doan, T A, Litterman, R B and Sims, CA (1984), 'Forecasting and Conditional Projections Using Realistic Prior Distributions', *Econometric Reviews*, vol. 3, 1-100.

Dungey M and A Pagan (2000), 'A Structural VAR Model of the Australian Economy', *Economic Record*, 76(235), pp 321–342.

Gali J (1992), 'How Well Does the IS-LM Model Fit Post-War US Data?', *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), pp 709–738.

Gupta R and Sichei, MM (2006), 'A BVAR Model for the South African Economy', *South African Journal of Economics*, vol. 74, 391-409.

Hamilton JD (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.

Lack C(2006), 'Forecasting Swiss inflation using VAR models', *Swiss National Bank Economic Studies*, No 2006-02.

LeSage JP (1999), *Spatial Econometrics*, Department of Economics, University of Toledo.

_____(1999), *Applied Econometrics using MATLAB*, Department of Economics, University of Toledo.

- Koop, G (2003)**, Bayesian Econometrics, John Wiley & Sons Inc, England.
- Lawson J and Rees D (2008)**, 'A Sectoral Model of the Australian Economy', RBA Research Discussion Paper No 2008-01.
- Mishkin FS (2007)**, 'Housing and the Monetary Transmission Mechanism', NBER Working Paper No 13518.
- Nimark K (2007)**, 'A Structural Model of Australia as a Small Open Economy', RBA Research Discussion Paper No 2007-01.
- Rachev ST, Hsu JSJ, Bagasheva BS and Fabozzi FJ (2008)**, *Bayesian Methods in Finance*, John Wiley & Sons Inc, New Jersey.
- Sims CA (1980)**, 'Macroeconomics and Reality', *Econometrica*, 48(1), pp 1–48.
- Sims CA (1986)**, 'Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?', Federal Reserve Bank of Minneapolis *Quarterly Review*, 10(1), pp 2–16.
- _____, **JH Stock and MW Watson (1990)**, 'Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots', *Econometrica*, 58(1), pp 113–144.
- _____, and **Zha T (1998)**, "Bayesian Methods for Dynamic Multivariate Models", *International Economic Review*, Vol.39, pp.949-79.
- Stone A, T Wheatley and L Wilkinson (2005)**, 'A Small Model of the Australian Macroeconomy: An Update', RBA Research Discussion Paper No 2005-11.
- Waggoner, DF and Zha, T (1998)**, 'Conditional Forecasts in Dynamic Multivariate Models', *Federal Reserve Bank of Atlanta*, Working Paper No.98-22.
- Zha, T (1999), 'Block Recursion and Structural Vector Autoregressions', *Journal of Econometrics*, Vol.90, pp.291-316.

ХАВСРАЛТ 1. ТООН ҮЗҮҮЛЭЛТИЙН ТАЙЛБАР БОЛОН ЭХ СУРВАЛЖ

АНУ-ын бодит ДНБ-ий индекс: АНУ-ын бодит ДНБ-ий улирлын зохицуулалт хийгдсэн индекс (2000=100)-ийн логарифм. Уг өгөгдлийн анхны эх сурвалж нь Thomson Reuters агентлагийн мэдээл бөгөөд тус судалгааны хувьд Австралийн төв банкны цахим хуудас дахь мэдээллийн сан (өгөгдлийн код: IOERGDPUС)-аас авч ашиглав.

Эрдэс баялагийн үнийн индекс: Австралийн төв банкнаас тооцдог эрдэс баялаг, үүний дотор суурь металлын ам.доллараар илэрхийлэгдэх үнийн индекс(2008/09 = 100)-ийн логарифм. Уг мэдээллийг Австралийн төв банкны цахим хуудас дах мэдээллийн сан (өгөгдлийн код: GRCPBMUSD)-аас авч ашиглав.

Монголын бодит ДНБ: 2005 оны зэрэгцүүлэх үнээрх бодит ДНБ-ий 4 улирлын нийлбэрийн логарифм. Улирлын ДНБ-ий өгөгдлийг Үндэсний статистикийн хооро (ҮСХ)-ны мэдээллийн сангаас авч ашиглав.

Улсын дундаж цалин: Улсын дундаж нэрлэсэн цалингийн логарифм. Уг өгөдлийг ҮСХ-ны мэдээллийн сангаас авч ашиглав.

Монголын ХҮИ: Хэрэглээний барааны үнийн индекс (2005=100)-ийн логарифм. Уг өгөгдлийн Монголбанкны өгөгдлийн сангаас авч ашиглав.

Банк хоорондын зах(БХЗ)-ын хүү: Банк хоорондын захын жигнэсэн дундаж хүү. Уг өгөгдлийг Монголбанкны өгөгдлийн сангаас авч ашиглав.

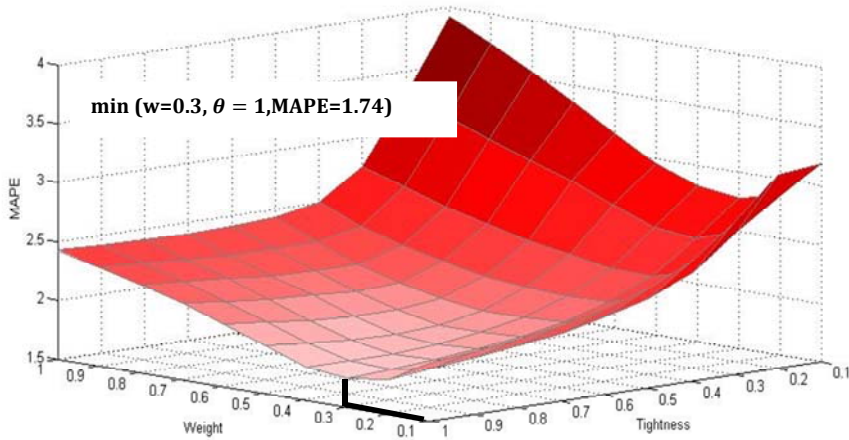
Төгрөгийн нэрлэсэн ханш: Төгрөгийн ам.доллартай харьцах нэрлэсэн ханшийн логарифм. Уг өгөдлийг Монголбанкны өгөгдлийн сангаас авч ашиглав.

М2 мөнгө: М2 мөнгөний агрегатын логарифм. Уг өгөгдлийг Монголбанкны өгөгдлийн сангаас авч ашиглав.

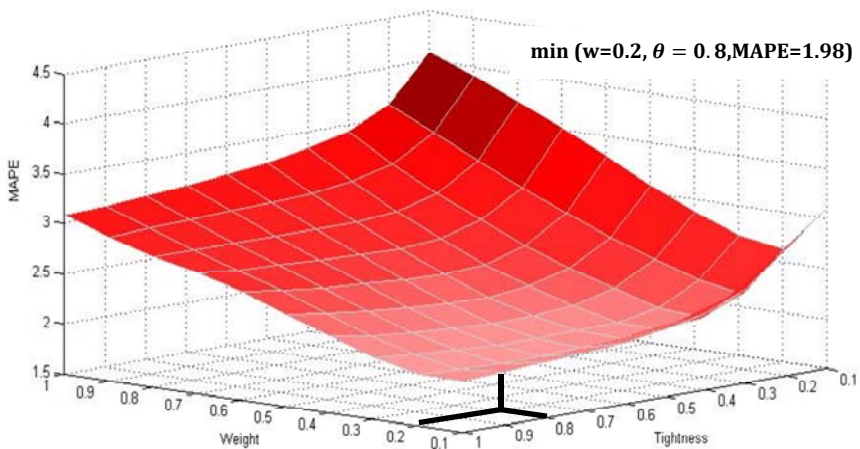
Төсвийн зардал: 4 улирлын нийлбэр төсвийн зардлын логарифм. Улирлын төсвийн зардлыг Монголбанкны өгөгдлийг сангаас авч ашиглав.

**ХАВСРАЛТ 2.1 ХУГАЦААНЫ ХОЦРОЛТ БҮРИЙН ХУВЬД $\phi = 1$
БАЙХ ХҮИ-ИЙН ЛОГАРИФМЫН ТААМАГЛАЛЫН МАРЕ:
(θ, w)-ИЙН УТГЫГ 0.1 АЛХАМААР СОНГОСОН**

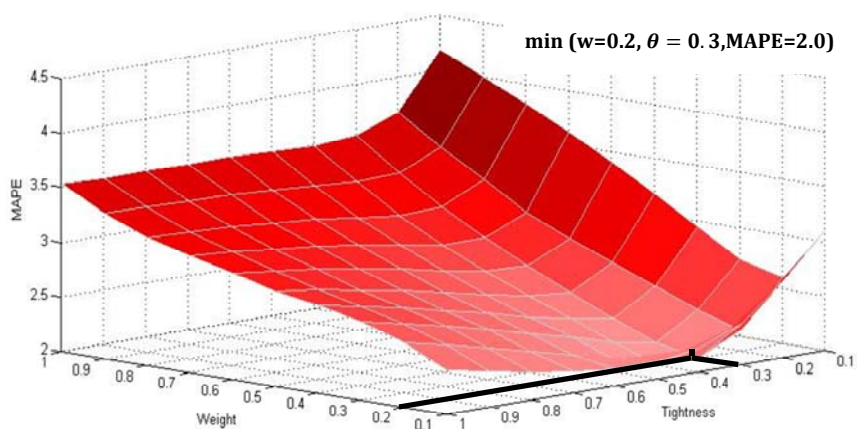
$BVAR(l = 1, \theta, \phi = 1, w)$



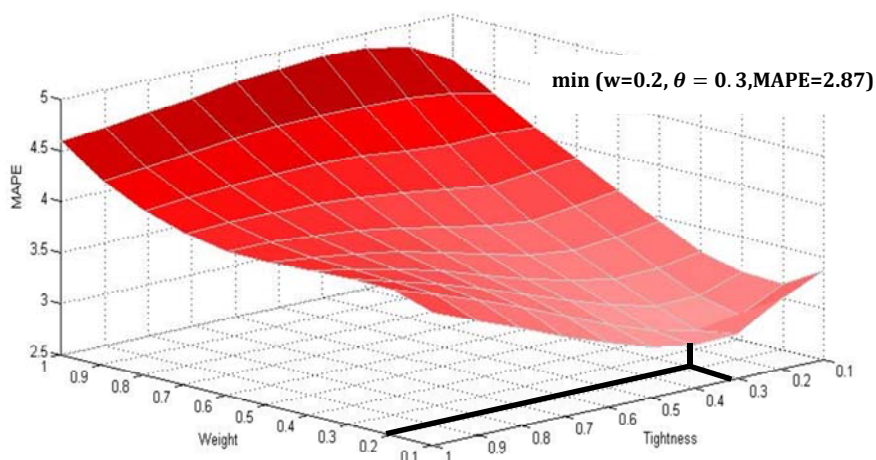
$BVAR(l = 2, \theta, \phi = 1, w)$



$$BVAR(l = 3, \theta, \phi = 1, w)$$

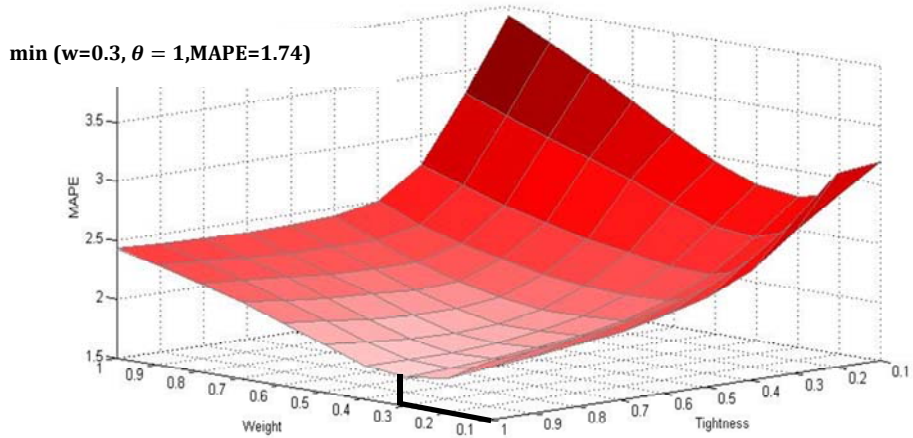


$$BVAR(l = 4, \theta, \phi = 1, w)$$

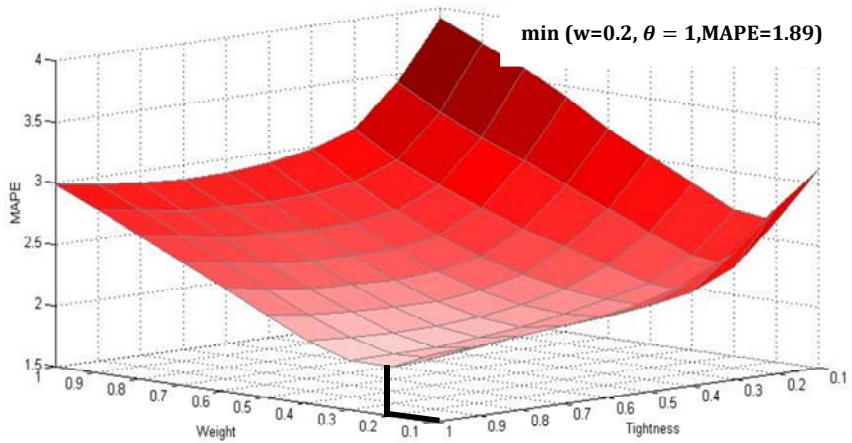


**ХАВСРАЛТ 2.2 ХУГАЦААНЫ ХОЦРОЛТ БҮРИЙН ХУВЬД $\phi = 2$
БАЙХ ХҮИ-ИЙН ЛОГАРИФМЫН ТААМАГЛАЛЫН МАРЕ:
(θ, w)-ИЙН УТГЫГ 0.1 АЛХАМААР СОНГОСОН**

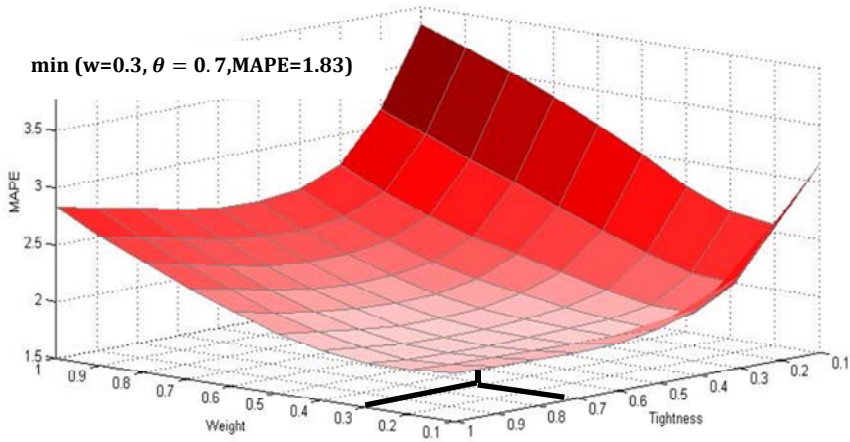
$BVAR(l = 1, \theta, \phi = 2, w)$



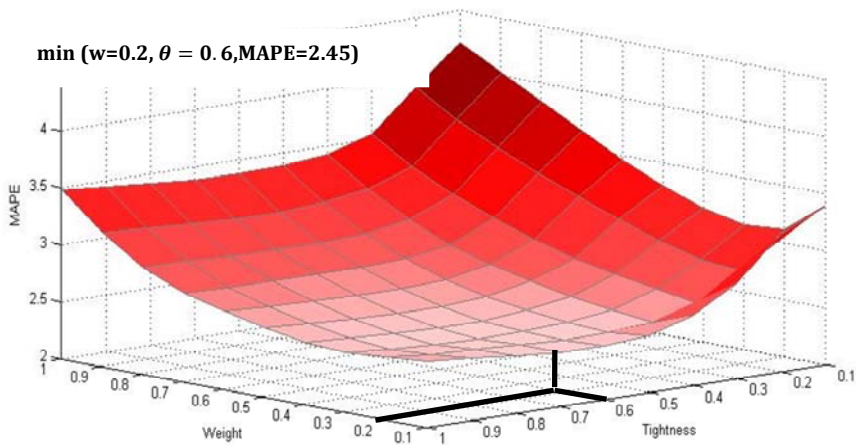
$BVAR(l = 2, \theta, \phi = 2, w)$



$$BVAR(l = 3, \theta, \phi = 2, w)$$



$$BVAR(l = 4, \theta, \phi = 2, w)$$



ХАВСРАЛТ 3.1 VAR(1,1,1,0.3) ЗАГВАРЫН АНАЛИТИК ҮНЭЛГЭЭ

**** Bayesian Vector Autoregressive Model ****

**** Minnesota type Prior ****

PRIOR hyperparameters

tightness = 1.00

decay = 1.00

Symmetric weights based on 0.30

Dependent Variable = gdp_usa_1

R-squared = 0.9949

Rbar-squared = 0.9933

sige = 0.0000

Nobs, Nvars = 39, 10

Variable		Coefficient	t-statistic	t-probability
gdp_usa_1	lag1	0.854333	7.492191	0.000000
comprindx_bm_1	lag1	-0.002818	-0.815025	0.420137
cfexp_1	lag1	-0.002486	-0.264559	0.792779
w_ave_1	lag1	-0.014356	-1.329181	0.191714
cgdp_1	lag1	-0.004783	-0.099693	0.921112
cpi_1	lag1	-0.016740	-1.183410	0.243998
ibr	lag1	-0.000417	-2.026376	0.049787
m2_1	lag1	0.024934	2.874864	0.006588
mntusd_1	lag1	0.041366	2.555930	0.014713
constant		0.386477	0.926044	0.360267

Dependent Variable = comprindx_bm_1

R-squared = 0.9523

Rbar-squared = 0.9375

sige = 0.0106

Nobs, Nvars = 39, 10

Variable		Coefficient	t-statistic	t-probability
gdp_usa_1	lag1	3.288468	1.302976	0.200423
comprindx_bm_1	lag1	0.598839	6.424470	0.000000
cfexp_1	lag1	-0.254391	-1.107612	0.274991
w_ave_1	lag1	0.021061	0.077583	0.938567

cgdp_l	lag1	1.519704	1.306393	0.199271
cpi_l	lag1	-0.375503	-1.039728	0.305037
ibr	lag1	0.002891	0.556806	0.580925
m2_l	lag1	-0.099970	-0.488039	0.628326
mntusd_l	lag1	-0.482787	-1.233797	0.224855
constant		-15.880757	-1.666255	0.103886

Dependent Variable = cfexp_l

R-squared = 0.9915

Rbar-squared = 0.9889

sige = 0.0034

Nobs, Nvars = 39, 10

Variable		Coefficient	t-statistic	t-probability
gdp_usa_l	lag1	-0.462548	-0.313066	0.755942
comprindx_bm_l	lag1	0.053559	1.090553	0.282337
cfexp_l	lag1	0.707720	4.708193	0.000033
w_ave_l	lag1	0.296395	1.877693	0.068114
cgdp_l	lag1	0.093004	0.134242	0.893919
cpi_l	lag1	-0.137152	-0.671765	0.505797
ibr	lag1	-0.000583	-0.198922	0.843384
m2_l	lag1	0.074466	0.642822	0.524200
mntusd_l	lag1	-0.332870	-1.471608	0.149361
constant		3.759645	0.693346	0.492309

Dependent Variable = w_ave_l

R-squared = 0.9933

Rbar-squared = 0.9912

sige = 0.0023

Nobs, Nvars = 39, 10

Variable		Coefficient	t-statistic	t-probability
gdp_usa_l	lag1	-0.706796	-0.594583	0.555646
comprindx_bm_l	lag1	0.002170	0.053333	0.957746
cfexp_l	lag1	0.122444	1.109027	0.274388
w_ave_l	lag1	0.724055	4.965942	0.000015
cgdp_l	lag1	0.578670	1.061491	0.295167
cpi_l	lag1	-0.076228	-0.438114	0.663784
ibr	lag1	-0.003983	-1.641143	0.109020

m2_l	lag1	0.052327	0.540239	0.592185
mntusd_l	lag1	-0.119281	-0.650192	0.519480
constant		0.850254	0.191338	0.849279

Dependent Variable = cgdpl

R-squared = 0.9981

Rbar-squared = 0.9975

sige = 0.0001

Nobs, Nvars = 39, 10

Variable		Coefficient	t-statistic	t-probability
gdp_usa_l	lag1	0.302836	1.304334	0.199965
comprindx_bm_l	lag1	0.006714	0.868144	0.390765
cfexp_l	lag1	0.037156	1.742844	0.089449
w_ave_l	lag1	0.007334	0.304902	0.762104
cgdp_l	lag1	0.590153	5.060398	0.000011
cpi_l	lag1	0.013855	0.432135	0.668086
ibr	lag1	-0.000425	-0.928473	0.359023
m2_l	lag1	0.045710	2.542508	0.015202
mntusd_l	lag1	-0.021998	-0.622411	0.537389
constant		0.666506	0.798315	0.429649

Dependent Variable = cpi_l

R-squared = 0.9897

Rbar-squared = 0.9866

sige = 0.0008

Nobs, Nvars = 39, 10

Variable		Coefficient	t-statistic	t-probability
gdp_usa_l	lag1	1.592778	2.367468	0.023105
comprindx_bm_l	lag1	-0.051289	-2.187523	0.034927
cfexp_l	lag1	0.033412	0.541084	0.591608
w_ave_l	lag1	0.248939	3.322706	0.001980
cgdp_l	lag1	0.285434	0.910559	0.368268
cpi_l	lag1	0.388441	3.550859	0.001043
ibr	lag1	-0.002289	-1.649444	0.107300
m2_l	lag1	-0.163807	-2.992313	0.004844
mntusd_l	lag1	0.168176	1.602690	0.117284
constant		-8.951378	-3.532353	0.001099

Dependent Variable = ibr

R-squared = 0.6351

Rbar-squared = 0.5219

sige = 5.1833

Nobs, Nvars = 39, 10

Variable		Coefficient	t-statistic	t-probability
gdp_usa_l	lag1	18.957542	0.338740	0.736671
comprindx_bm_l	lag1	1.096405	0.567506	0.573708
cfexp_l	lag1	1.706153	0.335259	0.739273
w_ave_l	lag1	7.820361	1.299816	0.201494
cgdp_l	lag1	-27.873180	-1.084399	0.285020
cpi_l	lag1	7.521907	0.943900	0.351184
ibr	lag1	0.577717	4.546964	0.000054
m2_l	lag1	-2.395546	-0.530063	0.599152
mntusd_l	lag1	-16.161037	-1.866553	0.069695
constant		127.991194	0.611512	0.544502

Dependent Variable = m2_l

R-squared = 0.9967

Rbar-squared = 0.9957

sige = 0.0021

Nobs, Nvars = 39, 10

Variable		Coefficient	t-statistic	t-probability
gdp_usa_l	lag1	0.175123	0.152577	0.879539
comprindx_bm_l	lag1	-0.033346	-0.865431	0.392233
cfexp_l	lag1	0.034988	0.344024	0.732725
w_ave_l	lag1	-0.047063	-0.389826	0.698842
cgdp_l	lag1	0.394563	0.771289	0.445305
cpi_l	lag1	-0.101170	-0.635811	0.528710
ibr	lag1	-0.007229	-3.159092	0.003100
m2_l	lag1	0.914930	9.502706	0.000000
mntusd_l	lag1	0.250986	1.435736	0.159259
constant		-3.713858	-0.849677	0.400827

Dependent Variable = mntusd_l

R-squared = 0.8780

Rbar-squared = 0.8402
 sige = 0.0009
 Nobs, Nvars = 39, 10

Variable		Coefficient	t-statistic	t-probability
gdp_usa_l	lag1	-0.824395	-1.099117	0.278632
comprindx_bm_l	lag1	-0.016440	-0.656838	0.515244
cfexp_l	lag1	-0.021015	-0.312781	0.756157
w_ave_l	lag1	-0.068870	-0.880552	0.384095
cgdp_l	lag1	0.499234	1.469035	0.150054
cpi_l	lag1	0.042092	0.406172	0.686895
ibr	lag1	0.002993	2.009610	0.051613
m2_l	lag1	0.019564	0.326652	0.745723
mntusd_l	lag1	0.571206	4.553749	0.000053
constant		3.651614	1.286549	0.206035

ХАВСРАЛТ 3.2 BVAR(1,1,1,0.3) ЗАГВАРЫН ГИББС ТҮҮВЭРЛЭЛТ ҮНЭЛГЭЭ

***** Bayesian Vector Autoregressive Model *****

***** Gibbs sampling estimates *****

***** Minnesota type Prior *****

PRIOR hyperparameters

tightness = 1.00

decay = 1.00

Symmetric weights based on 0.30

Dependent Variable = gdp_usa_l

R-squared = 0.9932

Rbar-squared = 0.9910

sige = 0.0055

Nobs, Nvars = 39, 10

ndraws,nomit = 100000, 5000

time in secs = 124.3280

r-value = 4

Variable		Coefficient	t-statistic	t-probability
gdp_usa_l	lag1	0.726312	0.025327	0.979923
comprindx_bm_l	lag1	-0.003261	-0.003545	0.997189
cfexp_l	lag1	-0.006793	-0.002898	0.997703
w_ave_l	lag1	-0.038933	-0.014177	0.988761
cgdp_l	lag1	0.055631	0.004611	0.996345
cpi_l	lag1	0.008278	0.002300	0.998176
ibr	lag1	0.000095	0.001810	0.998565
m2_l	lag1	0.032571	0.014941	0.988155
mntusd_l	lag1	0.030026	0.007150	0.994332
constant		0.715443	0.006820	0.994593

Dependent Variable = comprindx_bm_l

R-squared = 0.9533

Rbar-squared = 0.9388

sige = 0.0058

Nobs, Nvars = 39, 10

ndraws,nomit = 100000, 5000

time in secs = 124.5940

r-value = 4

Variable		Coefficient	t-statistic	t-probability
gdp_usa_l	lag1	3.135549	0.126609	0.899900
comprindx_bm_l	lag1	0.606784	0.612349	0.543861
cfexp_l	lag1	-0.250343	-0.111262	0.911979
w_ave_l	lag1	0.035748	0.013243	0.989502
cgdp_l	lag1	1.422044	0.123459	0.902378
cpi_l	lag1	-0.392282	-0.108194	0.914396
ibr	lag1	0.002194	0.041943	0.966758
m2_l	lag1	-0.075838	-0.037522	0.970260
mntusd_l	lag1	-0.490606	-0.121923	0.903586
constant		-14.847016	-0.158506	0.874876

Dependent Variable = cfexp_l

R-squared = 0.9919
 Rbar-squared = 0.9893
 sige = 0.0057
 Nobs, Nvars = 39, 10
 ndraws,nomit = 100000, 5000
 time in secs = 124.2040
 r-value = 4

Variable		Coefficient	t-statistic	t-probability
gdp_usa_l	lag1	-0.456765	-0.017779	0.985906
comprindx_bm_l	lag1	0.057645	0.063594	0.949618
cfexp_l	lag1	0.716525	0.272697	0.786525
w_ave_l	lag1	0.285724	0.102806	0.918644
cgdp_l	lag1	0.066333	0.005464	0.995668
cpi_l	lag1	-0.114213	-0.031654	0.974909
ibr	lag1	-0.000289	-0.005569	0.995585
m2_l	lag1	0.073307	0.036116	0.971374
mntusd_l	lag1	-0.358875	-0.088028	0.930305
constant		4.019031	0.042516	0.966304

Dependent Variable = w_ave_l

R-squared = 0.9935
 Rbar-squared = 0.9915
 sige = 0.0057
 Nobs, Nvars = 39, 10
 ndraws,nomit = 100000, 5000

time in secs = 124.9220

r-value = 4

Variable		Coefficient	t-statistic	t-probability
gdp_usa_l	lag1	-0.588301	-0.023677	0.981231
comprindx_bm_l	lag1	-0.000339	-0.000375	0.999703
cfexp_l	lag1	0.112408	0.048303	0.961721
w_ave_l	lag1	0.751983	0.239126	0.812260
cgdp_l	lag1	0.546927	0.047459	0.962389
cpi_l	lag1	-0.097932	-0.026187	0.979242
ibr	lag1	-0.003917	-0.075148	0.940481
m2_l	lag1	0.047956	0.023485	0.981383
mntusd_l	lag1	-0.111649	-0.027792	0.977970
constant		0.471633	0.005067	0.995983

Dependent Variable = cgdp_l

R-squared = 0.9981

Rbar-squared = 0.9975

sige = 0.0056

Nobs, Nvars = 39, 10

ndraws,nomit = 100000, 5000

time in secs = 126.2340

r-value = 4

Variable		Coefficient	t-statistic	t-probability
gdp_usa_l	lag1	0.392707	0.015128	0.988007
comprindx_bm_l	lag1	0.010240	0.011214	0.991110
cfexp_l	lag1	0.047406	0.019934	0.984198
w_ave_l	lag1	-0.012207	-0.004488	0.996442
cgdp_l	lag1	0.552555	0.041908	0.966786
cpi_l	lag1	0.044241	0.012140	0.990376
ibr	lag1	-0.000115	-0.002201	0.998255
m2_l	lag1	0.041451	0.020480	0.983765
mntusd_l	lag1	0.000000	0.000000	1.000000
constant		0.372211	0.003982	0.996843

Dependent Variable = cpi_l

R-squared = 0.9903

Rbar-squared = 0.9873

sige = 0.0056

Nobs, Nvars = 39, 10
 ndraws,nomit = 100000, 5000
 time in secs = 124.7500
 r-value = 4

Variable		Coefficient	t-statistic	t-probability
gdp_usa_l	lag1	1.706407	0.068815	0.945489
comprindx_bm_l	lag1	-0.053819	-0.058973	0.953275
cfexp_l	lag1	0.034857	0.015335	0.987843
w_ave_l	lag1	0.247517	0.088428	0.929989
cgdp_l	lag1	0.266462	0.022921	0.981830
cpi_l	lag1	0.396404	0.095791	0.924177
ibr	lag1	-0.002066	-0.039505	0.968690
m2_l	lag1	-0.170065	-0.083736	0.933695
mntusd_l	lag1	0.180031	0.044637	0.964625
constant		-9.365250	-0.100079	0.920795

Dependent Variable = ibr

R-squared = 0.6277
 Rbar-squared = 0.5121
 sige = 0.0946

Nobs, Nvars = 39, 10
 ndraws,nomit = 100000, 5000
 time in secs = 124.8280
 r-value = 4

Variable		Coefficient	t-statistic	t-probability
gdp_usa_l	lag1	20.971066	0.626803	0.534440
comprindx_bm_l	lag1	0.439968	0.350809	0.727620
cfexp_l	lag1	1.023420	0.371148	0.712536
w_ave_l	lag1	7.118961	2.195178	0.034169
cgdp_l	lag1	-15.758019	-1.055011	0.297913
cpi_l	lag1	5.906639	1.378677	0.175851
ibr	lag1	0.617817	5.460334	0.000003
m2_l	lag1	-3.839462	-1.362101	0.180982
mntusd_l	lag1	-16.635914	-3.232478	0.002498
constant		73.712030	0.525438	0.602254

Dependent Variable = m2_l

R-squared = 0.9970
 Rbar-squared = 0.9960

sige = 0.0056
 Nobs, Nvars = 39, 10
 ndraws,nomit = 100000, 5000
 time in secs = 123.5000
 r-value = 4

Variable		Coefficient	t-statistic	t-probability
gdp_usa_l	lag1	0.192559	0.007540	0.994023
comprindx_bm_l	lag1	-0.035812	-0.039406	0.968767
cfexp_l	lag1	0.039219	0.017327	0.986264
w_ave_l	lag1	-0.046479	-0.016991	0.986531
cgdp_l	lag1	0.433645	0.037949	0.969922
cpi_l	lag1	-0.120333	-0.033332	0.973579
ibr	lag1	-0.006948	-0.133927	0.894149
m2_l	lag1	0.908844	0.420324	0.676556
mntusd_l	lag1	0.232252	0.057351	0.954558
constant		-3.856133	-0.039555	0.968650

Dependent Variable = mntusd_l

R-squared = 0.8793
 Rbar-squared = 0.8419
 sige = 0.0056
 Nobs, Nvars = 39, 10
 ndraws,nomit = 100000, 5000
 time in secs = 123.5310
 r-value = 4

Variable		Coefficient	t-statistic	t-probability
gdp_usa_l	lag1	-0.739180	-0.028862	0.977122
comprindx_bm_l	lag1	-0.010375	-0.011379	0.990979
cfexp_l	lag1	-0.015867	-0.006900	0.994530
w_ave_l	lag1	-0.056023	-0.020689	0.983600
cgdp_l	lag1	0.416103	0.035586	0.971794
cpi_l	lag1	0.039638	0.010951	0.991318
ibr	lag1	0.002921	0.056185	0.955481
m2_l	lag1	0.018906	0.009175	0.992727
mntusd_l	lag1	0.608849	0.133088	0.894809
constant		3.413364	0.034924	0.972319

ХАВСРАЛТ 4.1 SVAR(1) ЗАГВАРЫН FIML ҮНЭЛГЭЭ

The SVAR(1) model is over-identified (9 degrees of freedom)

Convergence achieved after 81 iterations

A =

1	0	0	0	0	0	0	0	0
4.5005	1	0	0	0	0	0	0	0
-1.2854	-0.0687	1	0	0	0	0	0	0
0	0	-0.237	1	0	0	0	0	0
-0.6934	-0.0056	-0.0613	0.0207	1	0	0	0	0
0	0	0.0485	-0.2289	-0.1549	1	0	0	0
0	-4.4338	0	0	-58.8192	-5.876	1	0	0
-6.6601	-0.1245	0	0	2.7713	0.118	-0.0039	1	0
3.8771	0.0004	0.2051	0.1732	-1.4498	-0.0473	0.0001	-0.2332	1

B =

0.004	0	0	0	0	0	0	0	0
0	0.0985	0	0	0	0	0	0	0
0	0	0.056	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0.0451	0	0	0	0	0
0	0	0	0	0.0076	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0.0224	0	0	0
0	0	0	0	0	0	2.1133	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0.033	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0.021

A_SE=

0	0	0	0	0	0	0	0	0
0.6388	0	0	0	0	0	0	0	0
0.3691	0.0146	0	0	0	0	0	0	0
0	0	0.0205	0	0	0	0	0	0
0.0502	0.002	0.0036	0.0043	0	0	0	0	0
0	0	0.0116	0.0128	0.0713	0	0	0	0
0	0.5419	0	0	6.1606	2.1976	0	0	0
0.2309	0.0088	0	0	0.1048	0.0344	0.0004	0	0
0.1828	0.006	0.011	0.0132	0.0854	0.0241	0.0003	0.0163	0

B_SE=

0.0001	0	0	0	0	0	0	0	0
0	0.0018	0	0	0	0	0	0	0
0	0	0.001	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0.0008	0	0	0	0	0
0	0	0	0	0.0001	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0.0004	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0.0383	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0.0006	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0.0004

ХАВСРАЛТ 4.2 SBVAR(1,1,1,0.3) ЗАГВАРЫН FIML ҮНЭЛГЭЭ

The SBVAR(1,1,1,0.3) model is over-identified (9 degrees of freedom)

Convergence achieved after 81 iterations,

A =

1	0	0	0	0	0	0	0	0
4.6061	1	0	0	0	0	0	0	0
-1.255	-0.0774	1	0	0	0	0	0	0
0	0	-0.2374	1	0	0	0	0	0
-0.6863	-0.003	-0.0572	0.0215	1	0	0	0	0
0	0	0.0497	-0.2055	-0.211	1	0	0	0
0	-4.2971	0	0	60.7668	-5.6478	1	0	0
-6.6648	-0.1155	0	0	2.6679	0.0464	-0.004	1	0
3.4497	-0.0179	0.189	0.1297	-1.105	0.103	0.0001	-0.1788	1

B =

0.004	0	0	0	0	0	0	0	0
0	0.0998	0	0	0	0	0	0	0
0	0	0.0568	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0.0455	0	0	0	0	0
0	0	0	0	0.0079	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0.0255	0	0	0
0	0	0	0	0	0	2.1251	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0.0338	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0.023

A_SE=

0	0	0	0	0	0	0	0	0
0.6414	0	0	0	0	0	0	0	0
0.371	0.0146	0	0	0	0	0	0	0
0	0	0.0203	0	0	0	0	0	0
0.0516	0.002	0.0037	0.0044	0	0	0	0	0
0	0	0.0128	0.0145	0.0788	0	0	0	0
0	0.5372	0	0	6.088	2.0046	0	0	0
0.2338	0.0089	0	0	0.1054	0.0319	0.0004	0	0
0.1976	0.0064	0.0117	0.0139	0.0901	0.0232	0.0003	0.0175	0

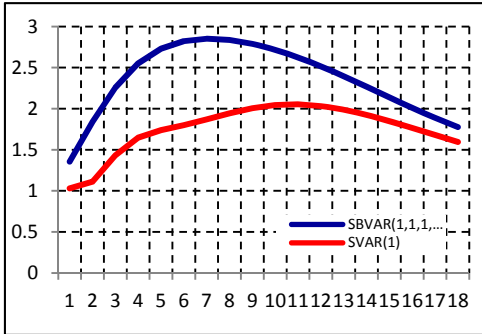
B_SE=

0.0001	0	0	0	0	0	0	0	0
0	0.0018	0	0	0	0	0	0	0
0	0	0.001	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0.0008	0	0	0	0	0
0	0	0	0	0.0001	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0.0005	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0.0385	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0.0006	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0.0004

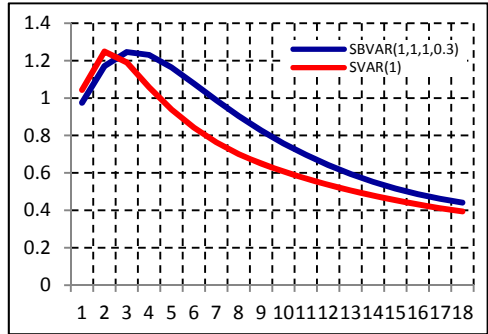
ХАВРАЛТ 5. SVAR(1) БОЛОН SBVAR(1,1,1,0.3) ЗАГВАРЫН ХАРИУ ҮЙЛДЛИЙН ФУНКЦ

А) АНУ-ын ДНБ-ий өсөлтийн Монголын эдийн засагт үзүүлэх нөлөө

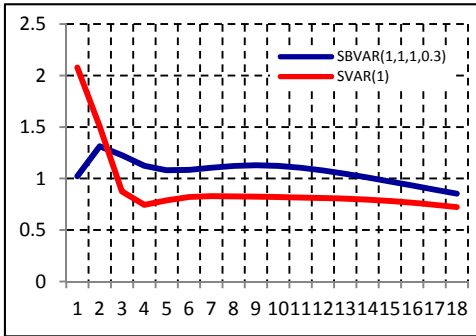
Төсвийн зардлын хариу үйлдэл



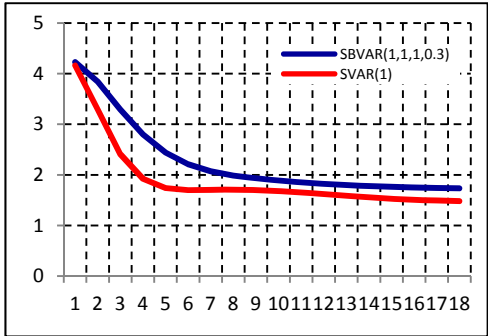
4 улирлын нийлбэр ДНБ-ий хариу үйлдэл



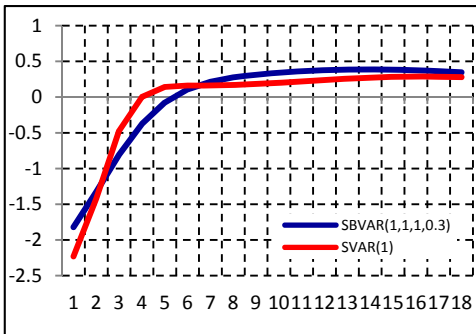
ХҮН-ийн хариу үйлдэл



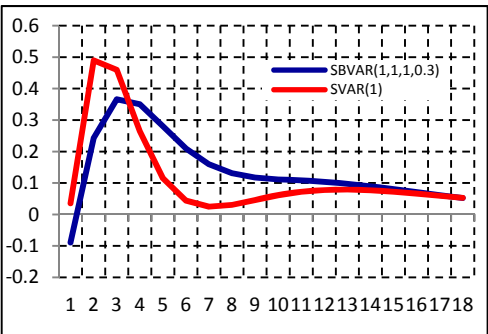
M2 мөнгөний хариу үйлдэл



Нэрлэсэн ханшийн хариу үйлдэл

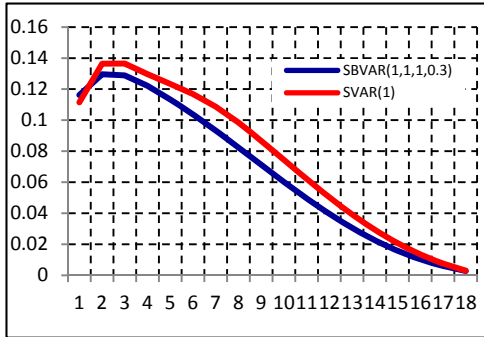


БХЗ-ын хүүний хариу үйлдэл

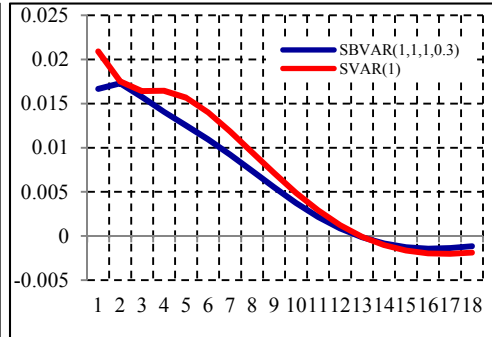


В) Дэлхийн зах зээл дээрх металлын үнийн өсөлтийн Монголын эдийн засагт үзүүлэх нөлөө

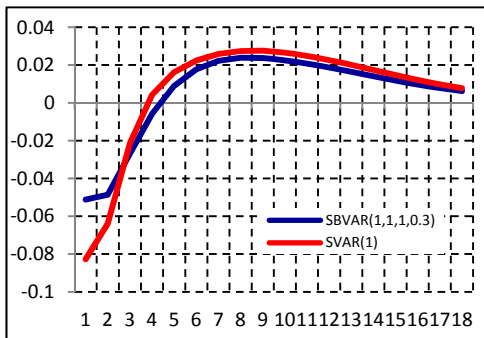
Төсвийн зардлын хариу үйлдэл



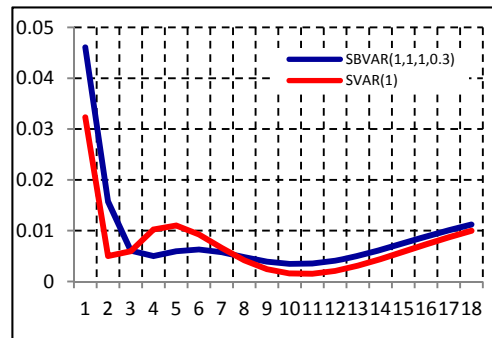
4 улирлын нийлбэр ДНБ-ий хариу үйлдэл



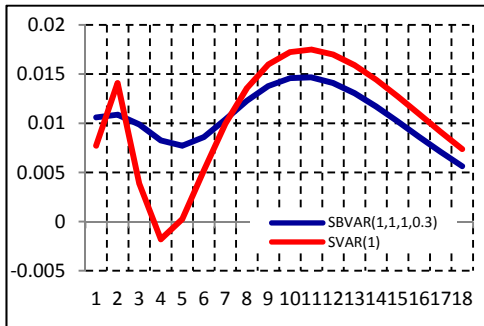
ХҮИ-ийн хариу үйлдэл



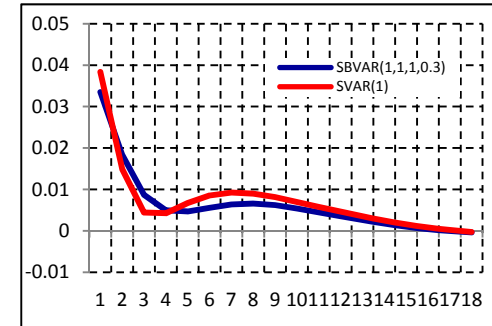
M2 мөнгөний хариу үйлдэл



Нэрлэсэн ханшийн хариу үйлдэл

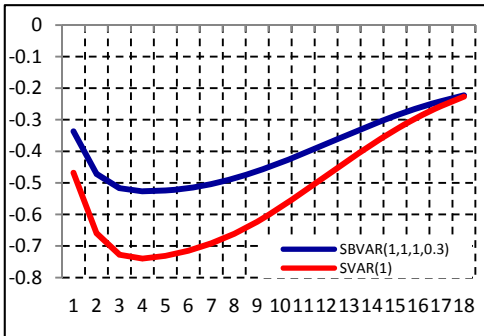


БХЗ-ын хүүний хариу үйлдэл

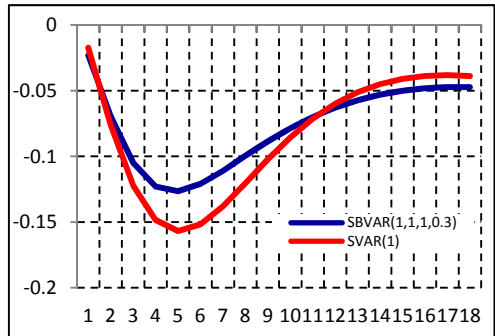


С) Мөнгөний бодлогын эдийн засагт үзүүлэх нөлөө: БХЗ-ын хүү 1 нэгж хувиар өсөхөд

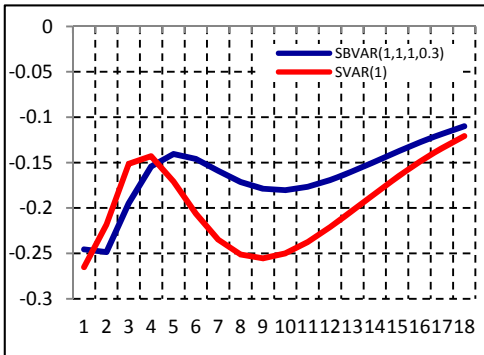
Дундаж цалингийн хариу үйлдэл



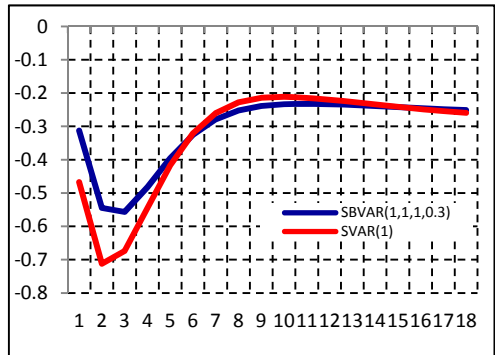
4 улирлын нийлбэр ДНБ-ий хариу үйлдэл



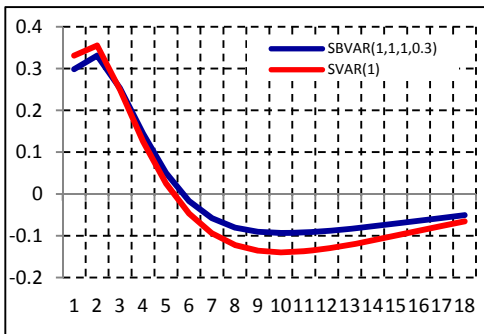
ХҮН-ийн хариу үйлдэл



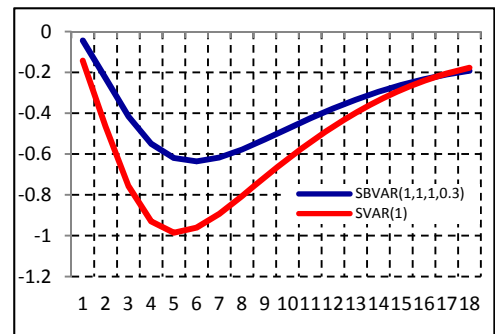
M2 мөнгөний хариу үйлдэл



Нэрлэсэн ханишийн хариу үйлдэл

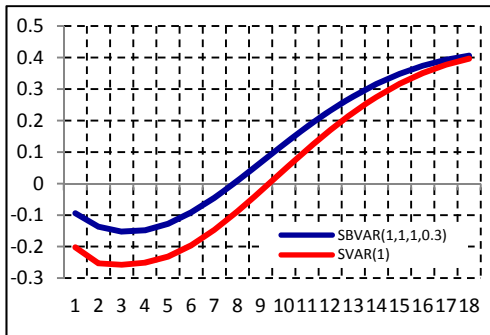


Төсвийн зардлын хариу үйлдэл

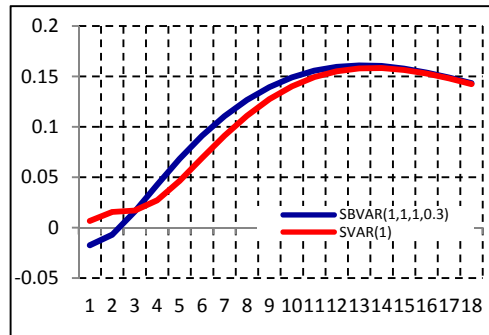


D) Мөнгөний бодлогын эдийн засагт үзүүлэх нөлөө: Нэрлэсэн ханш 1 хувиар сулрах

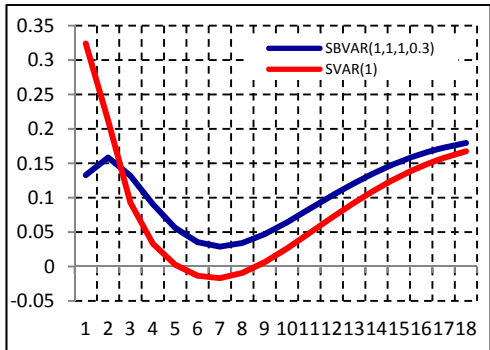
Дундаж цалингийн хариу үйлдэл



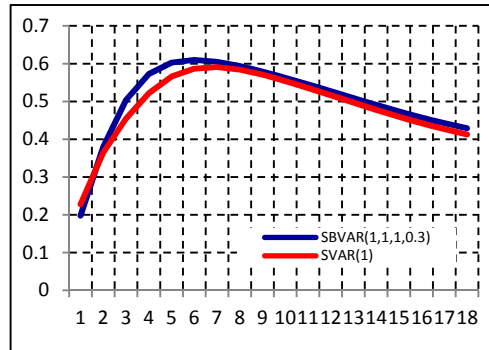
4 улирлын нийлбэр ДНБ-ий хариу үйлдэл



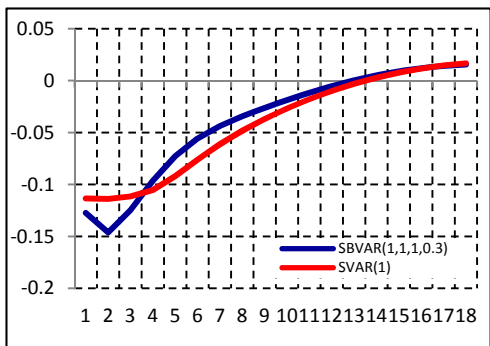
ХҮИ-ийн хариу үйлдэл



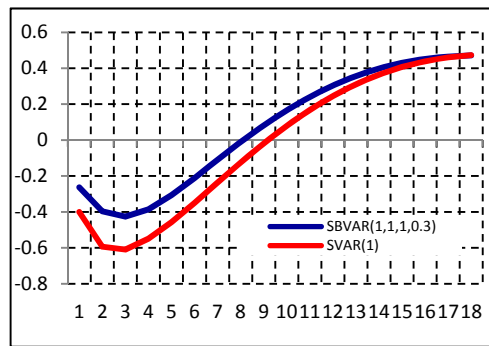
M2 мөнгөний хариу үйлдэл



БХЗ-ын хүүний хариу үйлдэл



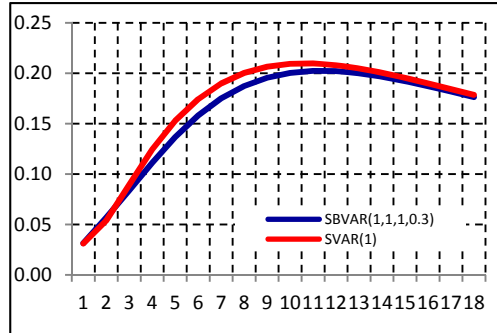
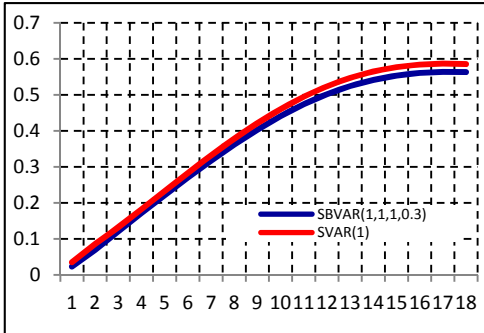
Төсвийн зардлын хариу үйлдэл



Е) Мөнгөний бодлогын эдийн засагт үзүүлэх нөлөө: M2 мөнгө 1 хувиар өсөх

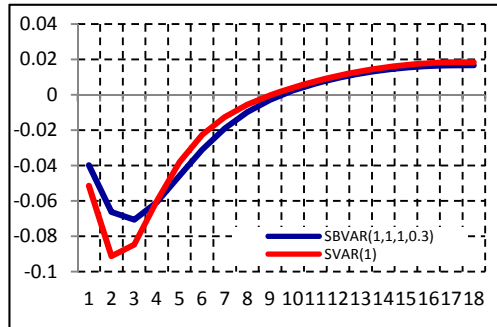
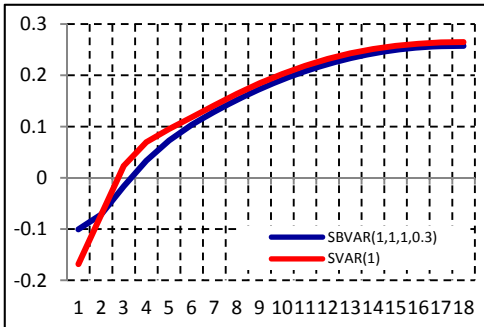
Дундаж цалингийн хариу үйлдэл

4 улирлын нийлбэр ДНБ-ий хариу үйлдэл



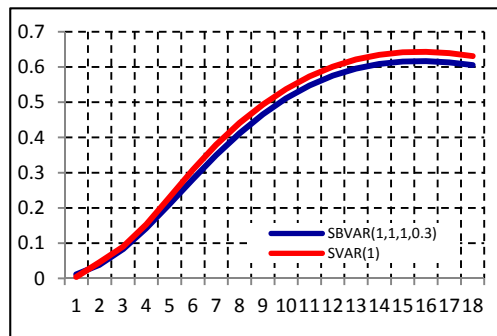
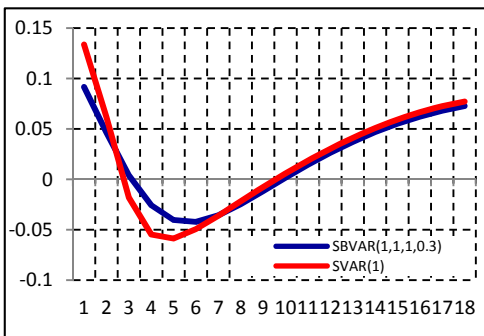
ХҮН-ийн хариу үйлдэл

M2 мөнгөний хариу үйлдэл



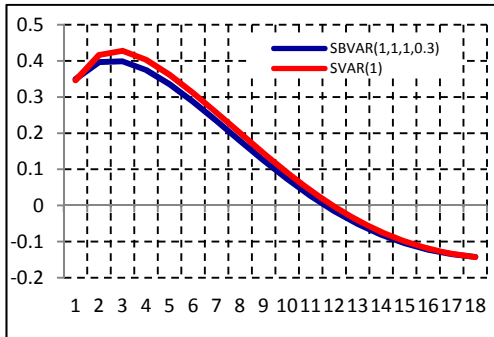
Нэрлэсэн ханишийн хариу үйлдэл

Төсвийн зардлын хариу үйлдэл

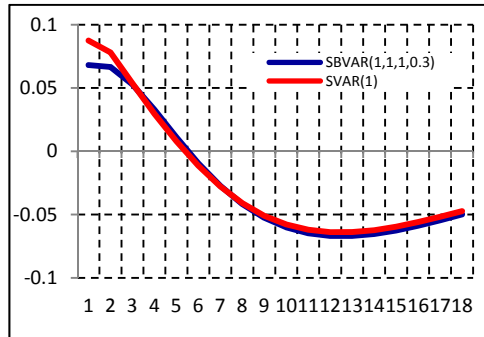


F) Төсвийн бодлогын эдийн засагт үзүүлэх нөлөө: Төсвийн зардал 1 хувиар өсөхөд

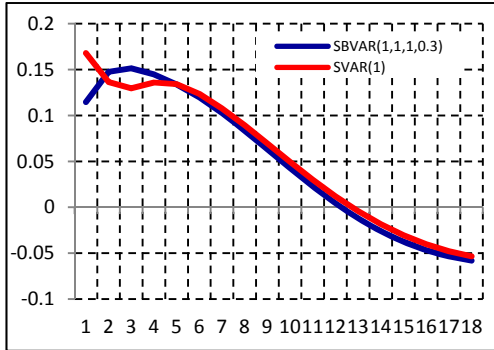
Дундаж цалингийн хариу үйлдэл



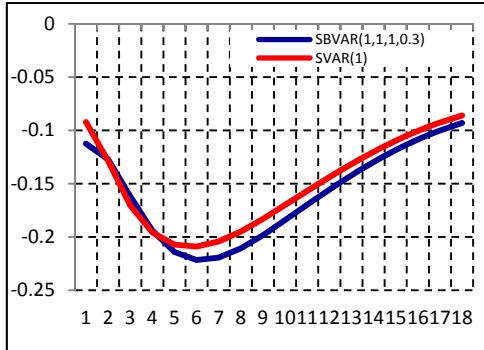
4 улирлын нийлбэр ДНБ-ий хариу үйлдэл



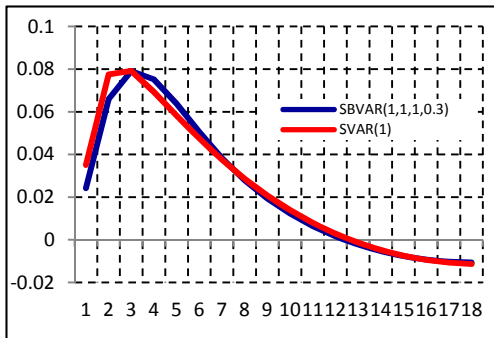
ХҮИ-ийн хариу үйлдэл



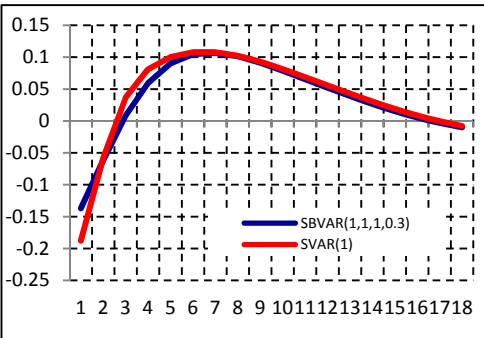
M2 мөнгөний хариу үйлдэл



БХЗ-ын хүүний хариу үйлдэл

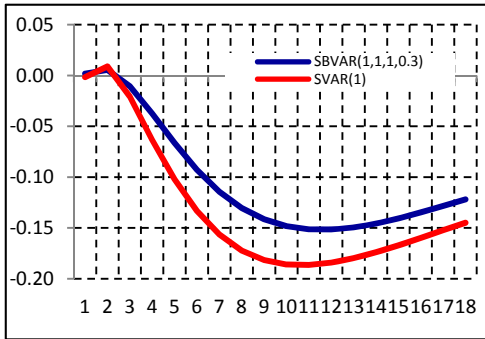


Нэрлэсэн ханишийн хариу үйлдэл

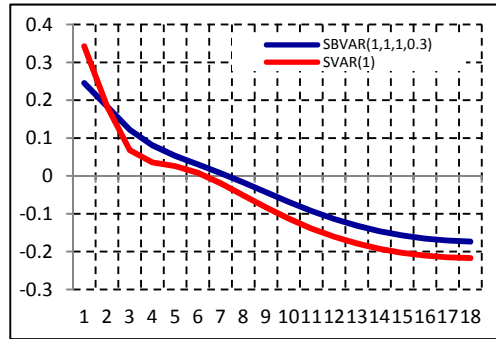


G) Төсвийн бодлогын эдийн засагт үзүүлэх нөлөө: Дундаж цалин 1 хувиар өсөхөд

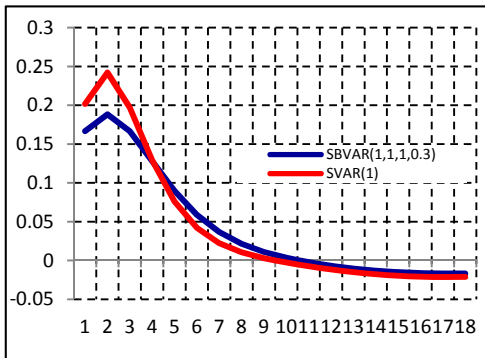
4 улирлын нийлбэр ДНБ-ий хариу үйлдэл



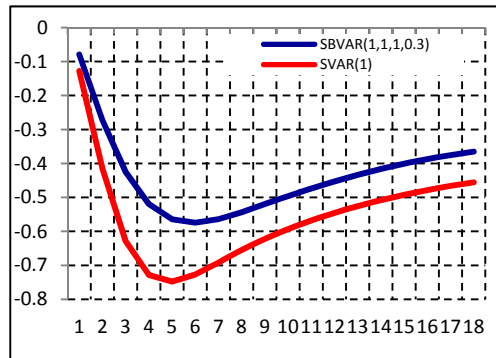
ХҮИ-ийн хариу үйлдэл



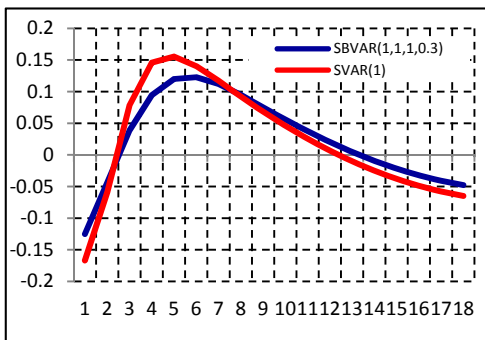
БХЗ-ын хүүний хариу үйлдэл



M2 мөнгөний хариу үйлдэл



Нэрлэсэн ханишийн хариу үйлдэл



Төсвийн зардлын хариу үйлдэл

