



Ўзбекистон Республикаси Марказий банки

Фискал шоклар динамик таъсирининг эмпирик таҳлили: Ўзбекистон мисолида

*Пул-кредит сиёсати департаменти
А.А. Абдураҳмонов*

Тошкент - 2024

МУНДАРИЖА

I. КИРИШ	4
II. АДАБИЁТЛАР ТАҲЛИЛИ	5
III. МАЪЛУМОТЛАР ТАҲЛИЛИ	6
IV. МЕТОДОЛОГИЯ	7
4.1. SVAR: Бланчард-Перотти идентификациялаш методологияси хусусиятлари	7
4.1.1. Экзоген эластикликлар	12
4.2. Челак ёндашуви (The Bucket Approach)	14
V. МОДЕЛНИ БАҲОЛАШ ВА НАТИЖАЛАР ТАҲЛИЛИ	17
5.1. SVAR модели	17
5.2. Челак ёндашуви	22
VI. ХУЛОСА	24
Фойдаланилган адабиётлар	27
ИЛОВАЛАР	29

Фискал шоклар динамик таъсирининг эмпирик таҳлили: Ўзбекистон мисолида

Ушбу мақоладаги қарашлар муаллифнинг шахсий фикр ва мулоҳазалари бўлиб, Ўзбекистон Республикаси Марказий банкининг расмий позицияси билан мос тушмаслиги мумкин. Ўзбекистон Республикаси Марказий банки мақола мазмунига жавобгарлик олмайди. Тақдим қилинган материалларни ҳар қандай услубда қайта ишлатиш фақатгина муаллифнинг рухсати билан амалга оширилади.

Аннотация

Ушбу тадқиқотда фискал шокларнинг иқтисодий фаоллик ва инфляцияга таъсирининг йўналиши, интенсивлиги ва давомийлиги ўрганилган ҳамда Ўзбекистон учун фискал мультипликаторлар ҳисобланган. Изланиш методологиясида иккита ёндашувдан фойдаланилган. Булар Бланчард-Перотти SVAR методологияси ва Челак ёндашуви (The Bucket Approach). Тадқиқотда чораклик маълумотлардан фойдаланилган бўлиб, 2012-2024 йиллар қамраб олинган. Натижалар фискал шоклар қисқа муддатли оралиқда ЯИМга сезиларли таъсир қилишини кўрсатмоқда. Яъни, қисқа муддатли оралиқда фискал харажатлар шоки ЯИМга ижобий, солиқ даромадлари шоки аксинча салбий таъсир қилади. Уларнинг таъсири 2-3 йилгача сақланиб қолади. Ўзбекистонда фискал мультипликаторлар ўртача мултипликаторлар (0,4-0,6) диапазонида шаклланган. Биринчи йил харажатлар ва солиқ мултипликатори мос равишда 0,64 ва -0,42 га тенг. Фискал харажатлар дастлабки чоракларда инфляцияни сезиларли ўсишига олиб келса, солиқ шоки, аксинча, дастлабки йилда инфляцияни сезиларли даражада пасайишига хизмат қилади.

Калит сўзлар: SVAR, Челак ёндашуви, фискал шоклар, харажатлар шоки, солиқ даромадлар шоки, фискал мультипликатор.

Иқтисодий адабиётлар журналлари классификацияси: E62, E63, E52, H30

ҚИСҚАРТМАЛАР

- ЯИМ - Ялпи ички маҳсулот
- VAR - Vector autoregression (Вектор авторегрессияси)
- SVAR - Structural Vector Autoregression (Структуравий вектор авторегрессияси)
- VECM - Vector Error Correction Model (Вектор хатолигини тузатиш модели)
- ИҚТТ - Иқтисодий Ҳамкорлик ва Тараққиёт Ташкилоти
- M1 - Тор маънодаги пул массаси
- ADF - Augmented Dickey–Fuller test (Кенгайтирилган Дикей–Фуллер тести)
- OLS - Ordinary least squares (Энг кичик квадратлар усули)
- ЯФ - Ялпи фойда
- ЯАД - Ялпи аралаш даромад
- ҚҚС - Қўшилган қиймат солиғи
- ХВЖ - Халқаро Валюта Жамғармаси
- Public Expenditure and Financial Accountability report (Жаҳон
- PEFA - Банкининг “Давлат харажатлари ва молиявий масъулият самарадорлигини ўлчаш тизими кўрсаткичлари” ҳисоботи)
- The Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange
- AREAER - Restrictions (ХВЖнинг “Айирбошлаш келишувлари ва айирбошлаш чекловлари” бўйича йиллик ҳисоботи)
- ИМВ - Иқтисодиёт ва молия вазирлиги
- ZLB - Zero lower bound (Ноль пастки чегара)

“Ҳатто фундаментал фискал сиёсат мультипликаторлари
бўйича бизнинг билимсизлигимиз жуда катта”

Perotti (2000, 24-бет)

I. КИРИШ

Иқтисодиётда кузатиладиган фискал тузатишлар ривожланаётган мамлакатлардан қийин танловларни амалга оширишни талаб қилади. Масалан, юқори фискал тақчиллик шароитида макроиқтисодий барқарорликни таъминлаш учун давлат харажатларини қисқартириш ва ёки солиқларни ошириш, ўз навбатида, иқтисодий ўсишни сусайтириши мумкин. Шу сабабли, фискал инструментлар билан боғлиқ бўлган фискал шоклар ва мультипликаторларни тушуниш жуда муҳим ҳисобланади.

Фискал мультипликаторлар дискрецион (ихтиёрий) фискал сиёсатни ЯИМга қисқа муддатли таъсирини ўлчайди. Улар одатда маълум бир базавий даврга нисбатан ЯИМ ҳажми ўзгаришининг (ΔY) бюджет харажатлари ёки бюджет даромадлари ҳажми ўзгаришига (ΔG ёки ΔT) нисбати орқали аниқланади (Спилимберго ва бошқалар 2009). Яъни, фискал мультипликатор харажатлар ёки даромадларнинг бир бирликка ўзгариши ЯИМ даражасига неча бирлик таъсир қилишини кўрсатади.

Тадқиқотларда одатда ўрганилаётган давр қамровидан келиб чиқиб, қуйидаги иккита мультипликатор кўрсаткичларидан фойдаланилади:

$$\text{Таъсир мультипликатори} = \frac{\Delta Y(t)}{\Delta G(t)}$$

$$\text{Йиғма мультипликатор} = \frac{\sum_{j=0}^N \Delta Y(t+j)}{\sum_{j=0}^N \Delta G(t+j)}$$

бу ерда, t - тадқиқотда фойдаланиладиган маълумотларнинг частотасига қараб чорак ёки йил бўлиши мумкин, N - танланма даврнинг узунлиги.

“Умумий” мультипликатор ЯИМнинг 1 фоизлик умумий фискал шокка нисбатан жавоб таъсирини билдирса, “даромад” (“харажат”) мультипликатори, ЯИМнинг фискал “даромадлар” (“харажатлар”)га нисбатан жавоб таъсирини кўрсатади.

Мультипликаторларни паст баҳоланиши ҳукумат учун эришиб бўлмайдиган фискал мақсадлар ва қарз чегаралари белгиланишига ҳамда зарурий фискал тузатишлар миқдорини нотўғри ҳисоблашга олиб келиши мумкин (Эйроуд 2013). Шу сабабли, мультипликаторлар фискал сиёсат йўналишларини ишлаб чиқишда эътиборга олиниши ва сифатли баҳоланиши керак бўлган муҳим омиллардан бири ҳисобланади.

Сўнги йилларда кузатилган шоклар (*COVID-19, геосиёсий вазиятларнинг кескинлашуви*) таъсирида кўплаб мамлакатлар, жумладан, Ўзбекистонда ҳам бюджет-солиқ сиёсатида сезиларли ўзгаришлар кузатилиб, асосан рағбатлантирувчи фискал сиёсат юритилди. Мазкур кенг кўламли фискал харажатлар, ўз навбатида, қисқа муддатли иқтисодий фаолликни оширсада, ўрта муддатда потенциал ўсишга ҳамда нархлар барқарорлигига салбий таъсир кўрсатиши мумкин, шу сабабли, фискал шокларни ва мультипликаторларни аниқроқ баҳоланиши ҳамда унинг иқтисодий ўсиш билан боғлиқлик даражасини чуқурроқ

ўрганилиши нафақат самарали фискал сиёсат юритиш, балки макроиқтисодий прогнозлаштириш сифатини ҳам оширишда муҳим ўрин тутди.

Мультипликаторлар макроиқтисодий сиёсат йўналишларини ишлаб чиқилишида жуда фойдали бўлишига қарамай, улар иқтисодчилар томонидан оператив ишларда кенг қўлланилмайди. Бу асосан уларни баҳолашнинг мураккаблиги билан изоҳланади. Бунда, айниқса, фискал чора-тадбирларнинг ЯИМга бевосита таъсирини ажратиб олиш мураккаб жараён ҳисобланади. Чунки харажатлар ва солиқлар одатда бизнес циклига автоматик тарзда (*“автоматик стабилизаторлар” орқали*) жавоб чора кўрсатади. Шунингдек, улар иқтисодий циклга дискрецион равишда жавоб қайтаради. Масалан, ижобий ишлаб чиқариш тафовути шаклланданда контрциклик сиёсат шаклланиб солиқ ставкаларини ошириши ва харажатлар қисқартирилиши мумкин ёки аксинча (Батини ва бошқалар 2014).

Ўзбекистонда ҳам сўнгги даврларда кузатилган рағбатлантирувчи фискал сиёсат бюджет тақчиллигининг доимий ва сезиларли ошишига олиб келди. Мазкур юқори тақчиллик иқтисодиётнинг молиявий ҳолатига потенциал босимни шакллантириб, давлат харажатлари ва даромадлари ўртасидаги сезиларли номутаносибликни кўрсатади. Бу, ўз навбатида, бюджетда кузатилаётган юқори тақчиллик шароитида фискал шокларнинг макроиқтисодий кўрсаткичларга таъсирларини ўрганиш ва мультипликаторларни баҳолашнинг долзарблигини янада оширади. Айниқса, ушбу кўрсаткични Ўзбекистон мисолида SVAR модели асосида баҳоланмаганлигини ҳисобга олсак, мазкур изланиш фискал ва пул-кредит сиёсати самарадорлигини оширишга сезиларли ҳисса қўшиши мумкин. Ушбу тадқиқот фискал мультипликаторни аниқлаш орқали фискал шокларнинг макроиқтисодий оқибатларини йўналиши, интенсивлиги ва давомийлигига оид асосий саволларга жавоб беради.

Мазкур изланиш 6 бобдан иборат бўлиб, кириш, адабиётлар таҳлили, методология, маълумотлар таҳлили, моделни баҳолаш, натижалар таҳлили, хулосалар ҳамда иловаларни ўз ичига олади.

II. АДАБИЁТЛАР ТАҲЛИЛИ

Замонавий халқаро тажрибада фискал шоклар ва мультипликаторларни ўрганиш билан боғлиқ бўлган аксарият тадқиқотларда SVAR методологиясидан ва маълум бир тўплам макроиқтисодий кўрсаткичларидан фойдаланилган. Булар орасида Оливиер Бланчард ва Роберто Перотти (1999, 2002), Перотти (2002), Де Кастро Фернандес ва бошқалар (2006), Дарио Калдара ва Кристоф Кампс (2008), Жузеппе де Арканджелис ва Серена Ламартина (2003) ва бошқаларнинг тадқиқотлари алоҳида ўринга эга.

Хусусан, Бланчард ва Перотти (2002) томонидан фойдаланилган ёндашув кўплаб тадқиқотчилар учун фискал мультипликаторларни ҳисоблашда фундаментал методология бўлиб хизмат қилади. Бланчард ва Перотти (1999, 2002) фойдаланган дастлабки модель фақат учта ўзгарувчини ўз ичига олган бўлиб, булар: давлат харажатлари, соф солиқлар ва реал ЯИМ. Кейинчалик Перотти (2002) моделга қисқа муддатли фоиз ставкалари ва инфляцияни қўшиш орқали

моделни такомиллаштирган. Мазкур икки ёндашув ҳам SVAR баҳолаш методологиясига асосланган.

Баъзи тадқиқотларда BVAR (Антониу Афонсу ва Рикардо М. Соуза 2011), Маунтфорд-Улиг чеклаш ёндашуви (А. Маунтфорд ва Х. Улиг 2009), Динамик стохастик умумий мувозанат (DSGE) модели (Таннус Касс-Ханна ва бошқалар 2023), Челак ёндашуви (The Bucket Approach) (Николетта Батини ва бошқалар 2014) ва бошқа ёндашувлардан фойдаланилган. Тадқиқотлар натижалари давлатлар ва фойдаланилган макроиқтисодий кўрсаткичлар хусусиятидан келиб чиқиб, бир - биридан фарқланади.

Оливиер Бланчард ва Роберто Перотти (2002) АҚШ мисолида SVAR моделини баҳолаш орқали фискал шокларнинг иқтисодий ўсишга таъсирини ўрганган. Тадқиқот натижаларига кўра, ҳукумат харажатларидаги ижобий шок ЯИМ ошишига хизмат қилса, солиқ ҳажми ўзгаришидаги ижобий шок аксинча ЯИМни қисқаришига олиб келади, деган хулосага келишган. Шунингдек, харажатлар мультипликатори биринчи чорақда 0,84 ни (максимумига тўрт йилда етади: 1,29), солиқ мультипликатори эса -0,69 ни (максимумига бешинчи чорақда етади: -0,78) ташкил қилиши аниқланган.

Юқорида таъкидлаб ўтилганидек, Перотти (2002), дастлабки методологияни такомиллаштириб, Иқтисодий Ҳамкорлик ва Тараққиёт Ташкилоти (ИХТТ)нинг бешта давлати мисолида фискал сиёсатнинг ЯИМ, нархлар ва фоиз ставкасига таъсирини ўрганган. Умуман олганда, улар давлат харажатлари шоклари танлаб олинган давлатларда ЯИМга ижобий, бироқ нисбатан паст даражада таъсир қилади деб хулоса қилинган.

Рафаел Равник ва Иван Зилик (2010) Хорватия мисолида фискал шокларнинг иқтисодий ўсишга таъсирини ўрганган. Улар Хорватия мисолида танлаб олинган ўзгарувчилар учун узоқ муддатли вақт қаторлари мавжуд бўлмаганлиги сабабли баъзи ўзгарувчилар ўрнига муқобил ўзгарувчилардан ва ойлик маълумотлардан фойдаланган. Хусусан, ЯИМ ўрнига саноат ишлаб чиқариш ҳажми, консолидациялашган бюджет даромадлари ва харажатлари ўрнига бюджет даромадлари ва харажатларидан фойдаланишган. Қолган ўзгарувчилар ўзгартирилмаган. “Фискал шокларнинг ЯИМ ўрнига муқобил сифатида фойдаланилган саноат ишлаб чиқариш ҳажмига таъсири иқтисодий жиҳатдан унчалик мазмунга эга эмас”, деган хулосага келишган, чунки натижалар харажатлар шоки ишлаб чиқариш ҳажмини пасайтирса, даромадлар шоки ЯИМни оширишини кўрсатган.

III. МАЪЛУМОТЛАР ТАҲЛИЛИ

Изланишда чораклик маълумотлардан фойдаланилган. Қамраб олинган давр 2012-2024 йилларни ўз ичига олиб, кузатувлар сони 49 тани ташкил этади. Бюджет харажатлари ва солиқ даромадлари бўйича Иқтисодиёт ва молия вазирлиги, ЯИМ ва инфляция бўйича Статистика агентлиги ҳамда тор маънодаги пул массаси (M1) бўйича Марказий банк маълумотлар манбаси бўлиб ҳисобланади. Изланишда

бюджет харажатлари, солиқ даромадлари, ЯИМ ва инфляция бўйича чораклик, $M1^1$ учун уч ойлик ўртача маълумотлардан фойдаланилди.

Инфляциядан ташқари барча ўзгарувчилар истеъмол нархлари индексидан (2011=100) фойдаланилиб реал кўринишга келтирилди ҳамда барча ўзгарувчилар стандарт X13-ARIMA-SEATS усули ёрдамида мавсумийликдан тозаланди. 1-иловада мазкур ўзгарувчиларнинг ҳақиқий ва мавсумий тозаланган тенденциялари келтирилган. Кейинги босқичда мавсумийликдан тозаланган (инфляциядан ташқари) барча ўзгарувчилар логарифмик кўринишга ўтказилди.

ADF бирлик илдиз тести (ADF unit root test) ёрдамида изланишда фойдаланилган ўзгарувчиларнинг стационарлиги текширилди. ADF бирлик илдиз тестига кўра, солиқ даромадлари ўзгарувчисидан ташқари барча ўзгарувчилар 1-даражада ($I(1)$) 1% фоизлик аҳамиятлилик даражасида стационар бўлса, солиқ даромадлари ўзгарувчиси биринчи фарқда ($I(1)$) 10% фоизлик аҳамиятлилик даражасида стационар (3-илова).

Гарчи ўзгарувчилар биринчи фарқларда стационар бўлсада, моделни баҳолашда ўзгарувчиларнинг 0-даражасидан ($I(0)$) фойдаланилди². Чунки биз учун параметрларнинг баҳоланишидан кўра, ўзгарувчиларнинг динамикасини ўрганиш муҳимроқ ҳисобланади. Шунинг учун мазкур усулдан фойдаланиш, одатда ўзгарувчилар ўртасидаги узоқ муддатли муносабатлар ва динамикани қўлга киритиш учун қўлланилади³. Қолаверса, бу кенг тарқалган эмпирик амалиёт ҳисобланади. Ўзгарувчилар биринчи фарқларда стационар бўлишига қарамай, Перотти (2002), Ҳепке Фалк ва бошқалар (2006), Де Кастро Фернандес ва бошқалар (2006), Рафаел Равник ва Иван Зилик (2010) каби кўплаб тадқиқотчилар фискал шокларни ўрганишда SVARни баҳолашда ўзгарувчиларнинг 0-даражаларидан фойдаланган. Моделни баҳолаш учун мақбул кечикиш (лаг) даври аксарият маълумотлар мезонларидан келиб чиқиб биринчи лаг танланди (2-илова).

IV. МЕТОДОЛОГИЯ

Ушбу бобда тадқиқотда фойдаланилган методологиялар, жумладан, SVAR: Бланчард-Перотти идентификациялаш методологияси хусусиятлари ва Челак ёндашуви (The Bucket Approach) батафсил ёритилади.

4.1. SVAR: Бланчард-Перотти идентификациялаш методологияси хусусиятлари

SVAR моделлари ўзгарувчилар орасидаги асосий таркибий боғлиқликларни аниқлашда иқтисодий-назарий асослардан келиб чиқиб, моделга киритилган чекловлардан фойдаланади, яъни бунда шокларнинг қисқартирилган шаклидан

¹ $M1$ учун ҳар ой якуни бўйича тегишли чоракдаги уч ойлик пул массасининг ўртача қийматидан фойдаланилган.

² Агар ўзгарувчилар ўртасида коинтеграция жараёнлари мавжуд бўлса, вектор хатосини тузатиш моделини (VECM) баҳолаш тавсия этилади. Бироқ, моделни баҳолашда кўплаб ўзгарувчилардан фойдаланилганда, иқтисодий жиҳатдан изоҳланадиган коинтеграция векторларини топиш қийин. Шунинг учун, ушбу изланишда SVAR модели ўзгарувчилари 0-даражада ($I(0)$) баҳоланади.

³ Моделни баҳолашда ўзгарувчиларнинг биринчи фарқдаги $I(1)$ даражасидан фойдаланилганда мазкур муносабатлар яширин бўлиши мумкин. Айнан шу сабабли 0-даражадаги ўзгарувчилардан фойдаланиш тавсия этилади.

келиб чиқиб, танлаб олинган ўзгарувчилар бўйича импульс реакцияси функциясига эришиш кўзда тутилади.

Қисқартирилган шаклдаги вектор авторегрессия модели⁴ қуйидагича ифодаланади:

$$Y_t = C(L)Y_{t-1} + u_t \quad (t = 1, 2, \dots, T), \quad (1)$$

бу ерда $Y_t = [e_t \ y_t \ \pi_t \ r_t \ m_t]'$ - эндоген ўзгарувчилар вектори, $C(L)$ – L лагли кўпхадни $n \times n$ матричаси⁵ ва $u_t = [u_t^e \ u_t^y \ u_t^\pi \ u_t^r \ u_t^m]'$ - қолдиқларнинг қисқартирилган шакли⁶ вектори, e – бюджет харажатлари, y – ялпи ички маҳсулот, π – инфляция даражаси, r – бюджет солиқ даромадлари, m – М1 тор маънодаги пул массаси.

Қолдиқларнинг қисқартирилган шакли (u_t) структуравий шокларнинг (v_t) чизиқли комбинацияси сифатида ифодаланиши мумкин:

$$Au_t = Bv_t, \quad (2)$$

бу ерда A ва B – қолдиқлар ва таркибий шоклар ўртасидаги бевосита муносабатларини ифодаловчи $n \times n$ матрицалар ҳисобланади. Шунинг учун, структуравий вектор авторегрессия моделини (SVAR) шакллантиришда (1) тенгликдаги қисқартирилган VAR моделини A матрицага кўпайтириш орқали чиқарилади:

$$AY_t = AC(L)Y_{t-1} + Au_t, \quad (3)$$

(2) тенгламадан фойдаланиб, (3) тенгламани қуйидагича қайта ифодалаш мумкин:

$$AY_t = AC(L)Y_{t-1} + Bv_t, \quad (4)$$

Бундай модель Амисано Жаннини терминологиясида АВ-модели сифатида танилган (Амисано ва бошқалар 1997)⁷. АВ тизимини (2) ҳосил қилиш учун қуйидаги формула асосида моделга жорий этилиши лозим бўлган чекловлар сони K аниқланади:

$$K = 2k^2 - \frac{k(k+1)}{2}, \quad (5)$$

бу ерда k – моделда фойдаланилган эндоген ўзгарувчилар сони.

Шундай қилиб, АВ тизимининг матрица кўриниши қуйидагича ифодаланади:

⁴ VAR моделларини уч турга бўлишимиз мумкин. Булар, қисқартирилган, рекурсив ва структуравий VAR моделлари. Қисқартирилган VAR моделида ҳар бир ўзгарувчи ўзининг ва тенгламада қамраб олинган бошқа эркин ўзгарувчиларнинг лагларини ҳамда эркин ва бир хил тақсимланган хатоликларнинг чизиқли функцияси сифатида ифодаланади. Рекурсив VARда эса ҳар бир регрессия тенгламасидаги хатоликлар олдинги тенгламалардаги хатоликлар билан боғлиқ бўлмаган ҳолда ифодаланади.

⁵ $C(L) = C_1L + C_2L^2 + \dots + C_nL^n$, бу ерда C_i – коэффициентнинг $n \times n$ матричаси, L – лаглар сони (яъни $L^k Y_t = Y_{t-k}$).

⁶ Қолдиқларнинг қисқартирилган шакли (u_t) турли структуравий хатоликларнинг чизиқли комбинацияси ҳисобланади ва шунинг учун иқтисодий талқинга эга эмас.

⁷ A ва B $n \times n$ параметрли матрицалар бўлиб, улар ўзгарувчилар ўртасидаги ўзига хос муносабатларни ўрганиш учун A ва B матрицаларига чекловларни жорий этилишини талаб қилади, чунки қолдиқларнинг қисқартирилган шаклини иқтисодий асослаб бўлмайди (ва улар турли структуравий шокларнинг чизиқли комбинациясини ифодалайди) ҳамда турли структуравий шакллар бир хил турдаги қисқартирилган VAR моделини бериши мумкин.

$$\begin{bmatrix} 1 & -\alpha_y^e & -\alpha_\pi^e & -\alpha_r^e & -\alpha_m^e \\ -\alpha_e^y & 1 & -\alpha_\pi^y & -\alpha_r^y & -\alpha_m^y \\ -\alpha_e^\pi & -\alpha_y^\pi & 1 & -\alpha_r^\pi & -\alpha_m^\pi \\ -\alpha_e^r & -\alpha_y^r & -\alpha_\pi^r & 1 & -\alpha_m^r \\ -\alpha_e^m & -\alpha_y^m & -\alpha_\pi^m & -\alpha_r^m & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^e \\ u_t^y \\ u_t^\pi \\ u_t^r \\ u_t^m \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_e^e & \beta_y^e & \beta_\pi^e & \beta_r^e & \beta_m^e \\ \beta_e^y & \beta_y^y & \beta_\pi^y & \beta_r^y & \beta_m^y \\ \beta_e^\pi & \beta_y^\pi & \beta_\pi^\pi & \beta_r^\pi & \beta_m^\pi \\ \beta_e^r & \beta_y^r & \beta_\pi^r & \beta_r^r & \beta_m^r \\ \beta_e^m & \beta_y^m & \beta_\pi^m & \beta_r^m & \beta_m^m \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_t^e \\ v_t^y \\ v_t^\pi \\ v_t^r \\ v_t^m \end{bmatrix}, \quad (6)$$

бу ерда α_j^k $j \in \{e y \pi r m\}$ коэффицентлари ҳар бир компонентнинг тегишли ўзгарувчига нисбатан эластиклигини ифодалайди. β_k^j эса k -структуравий шокнинг j -ўзгарувчига жорий таъсирини кўрсатади.

Пероттига кўра, давлат харажатлари (u_t^e) ва солиқ даромадлари (u_t^r) қолдиқларининг қисқартирилган шакли куйидаги уч турдаги шокларнинг чизиқли комбинацияси ҳисобланади:

1. Давлат харажатлари ва солиқ даромадларининг ЯИМ (u_t^y), инфляция (u_t^π) ва фоиз ставкалари (u_t^i) шокларига автоматик⁸ жавоби;
2. ЯИМ, инфляция ва фоиз ставкалари шокларига нисбатан иқтисодий сиёсатнинг тизимли дискрецион жавоб чоралари;
3. Тасодифий дискрецион шоклар, яъни давлат харажатлари (v_t^e) ва солиқ даромадлари (v_t^r) шокларининг структуравий шакллари.

Пероттининг изланишида инфляция ва фоиз ставкаларини киритилишидан кўзланган асосий мақсад фискал шоклар даражаси ва ҳаракатини аниқроқ баҳолаш бўлган, чунки мазкур ўзгарувчилар пул-кредит сиёсатини дискрецион фискал сиёсатга автоматик жавобини ҳисобга олиш имконини беради. Бироқ, Ўзбекистон мисолида банклараро фоиз ставкалари ўзгарувчисидан фойдаланиш асосий моделда автокорреляция, гетероскедастиклик ва баъзи қолдиқларнинг нормал тақсимланмаганлиги муаммолари юзага келишига сабабчи бўлди. Қолаверса, ушбу ўзгарувчининг тарихий динамикасида кескин ўзгаришлар кузатилган. Бу, ўз навбатида, асосий модел натижалари ишончлилигига салбий таъсир қилиши мумкин.

Юқоридагилардан келиб чиқиб, пул-кредит шароитларининг муқобил кўрсаткичи сифатида фоиз ставкалари ўрнига $M1$ – тор маънодаги пул массасидан фойдаланилди. $M1$ пул-кредит сиёсатининг иқтисодиётга кенгроқ таъсирини акс эттирувчи умумий пул таклифи кўрсаткичи ҳисобланади. Шунингдек, ушбу кўрсаткич фақат миллий валютани ўз ичига олганлиги сабабли Марказий банк ҳаракатларининг иқтисодиётда ликвидликка ва фискал сиёсат самарадорлигига таъсирини ҳисобга олиш имконини беради.

Шундай қилиб, бу Ўзбекистонда давлат харажатлари ва солиқ даромадлари қолдиқларининг қисқартирилган шакллари куйидагича ифодаланишига олиб келади.

$$u_t^e = \alpha_y^e u_t^y + \alpha_\pi^e u_t^\pi + \alpha_m^e u_t^m + \beta_r^e v_t^r + \beta_e^e v_t^e \quad (7)$$

$$u_t^r = \alpha_y^r u_t^y + \alpha_\pi^r u_t^\pi + \alpha_m^r u_t^m + \beta_e^r v_t^e + \beta_r^r v_t^r, \quad (8)$$

бу ерда v_t^e ва v_t^r мос равишда бюджет харажатлари ва даромадларига структуравий шоклари.

⁸ Фискал сиёсат бўйича автоматик жавоблар ҳақида гап кетганда, биз фискал сиёсатга тегишли ўзгартириш киритилмасдан, давлат харажатлари ва солиқ тушумларида юзага келадиган ўзига хос автоматик ўзгаришларни назарда тутамиз.

Шуни алоҳида таъкидлаб ўтиш лозимки, турли шокларни (масалан, ЯИМдан келадиган шокларни) юмшатиш, уларни бартараф этиш ёки иқтисодий қўллаб-қувватлаш учун фискал чоралар кўрилиши ёки уларнинг таъсири етиб бориши одатда бир чоракдан кўпроқ вақт талаб этади⁹. Шу сабабли, бир чорак давомида фискал сиёсат чораларининг таъсири кузатилмайди. Натижада (7) ва (8) тенгламалардаги α_j^k коэффициентлар фақат бюджет харажатлари ва солиқ даромадларининг ЯИМ, инфляция ва тор маънодаги пул массаси ўзгаришига автоматик жавобини таъсирини акс эттиради. u_t^r ва u_t^e лар структуравий шокларнинг қисқартирилган шакллари (v_t^e ва v_t^r) билан боғланганлиги сабабли, α_j^k коэффициентларини OLS орқали баҳолаб бўлмайди (Ҳепке Фалк ва бошқалар 2006). Шунинг учун шокларни аниқроқ баҳолаш мақсадида экзоген эластикликлар¹⁰ циклик мослаштирилган (cyclical adjusted) фискал сиёсат шокларининг қисқартирилган шаклини ҳисоблаш учун фойдаланилади:

$$u_t^{e,CA} = u_t^e - (\alpha_y^e u_t^y + \alpha_\pi^e u_t^\pi + \alpha_m^e u_t^m) = \beta_r^e v_t^r + \beta_e^e v_t^e \quad (9)$$

$$u_t^{r,CA} = u_t^r - (\alpha_y^r u_t^y + \alpha_\pi^r u_t^\pi + \alpha_m^r u_t^m) = \beta_e^r v_t^e + \beta_r^r v_t^r. \quad (10)$$

Кейинги босқич фискал ўзгарувчиларнинг тегишли тартибини аниқлаш ҳисобланади. Харажатлар структуравий шокиннинг солиқ даромадлари ўзгарувчисига таъсирини ($\beta_e^r = 0$) нолга тенглаштириш бюджет солиқ даромадлари бўйича қарорлар биринчи белгиланишини билдирса, даромадлар структуравий шокиннинг харажатлар ўзгарувчисига таъсирини ($\beta_r^e = 0$ сифатида) белгилаш эса, аксинча, харажатлар бўйича қарорларнинг устуворлигини билдиради. Гарчи Перотти (2002) юқорида таъкидлаб ўтилган муқобилларнинг ҳеч бири назарий ёки эмпирик асосга эга эмаслигини таъкидлаб ўтган бўлса-да, давлат тушумлари бўйича қарорлар давлат харажатлари бўйича қарорларни талаб этади, деб тахмин қилинади. Шунинг учун биз $\beta_r^e = 0$ деб фараз қиламиз. Ушбу фараз бир қатор тадқиқотларда ҳам таъкидлаб ўтилган (Перотти (2002), Ҳепке Фалк ва бошқалар (2006), Дарио Калдара ва Кристоф Кампс (2008), Жузеппе де Арканджелис ва Серена Ламартина (2003)).

Дастлабки фаразга асосланган ($\beta_r^e = 0$), циклик мослаштирилган шокларнинг қисқартирилган шакли куйидагича ифодаланади:

$$u_t^{e,CA} = \beta_e^e v_t^e \quad (11)$$

$$u_t^{r,CA} = \beta_e^r v_t^e + \beta_r^r v_t^r. \quad (12)$$

Шокларнинг бошқа тенгламалари инструментал ўзгарувчилар ёрдамида баҳоланади, бунда v_t ортогонал¹¹ бўлганлиги сабабли ундан инструмент сифатида фойдаланилади.

$$u_t^y = \alpha_y^y u_t^e + \alpha_r^y u_t^r + \beta_y^y v_t^y \quad (13)$$

$$u_t^\pi = \alpha_e^\pi u_t^e + \alpha_y^\pi u_t^y + \alpha_r^\pi u_t^r + \beta_\pi^\pi v_t^\pi \quad (14)$$

⁹ Бу ерда бюджет-солиқ сиёсатига тегишли ўзгартиришлар киритиш, ҳукумат томонидан босқичма-босқич кўриб чиқилиши ва бу маълум давр талаб этиши назарда тутиляпти. Мисол учун, янги солиқ турининг жорий этилиши ёки мавжуд турининг оширилиши тегишли вазирлик ва ташкилотлар билан келишилишини ҳамда уни Парламентда кўриб чиқилишини талаб этади. Бу эса, ўз навбатида узоқ вақт талаб этувчи жараён ҳисобланади.

¹⁰ α_j^k коэффициентларининг тегишли қийматларини аниқлаш учун мавжуд маълумотлардан фойдаланиб, бюджет даромадлари ва харажатларининг ЯИМ, инфляция ва тор маънодаги пул массасига нисбатан эластиклиги коэффициентларидан фойдаланилади. Булар ёрдамида циклик мослаштирилган фискал сиёсат шокларини аниқлаш мумкин бўлади.

¹¹ Бу моделдаги барча мустақил ўзгарувчилар ўзаро боғлиқ эмаслигини англатади.

$$u_t^i = \alpha_e^i u_t^e + \alpha_y^i u_t^y + \alpha_\pi^i u_t^\pi + \alpha_r^i u_t^r + \beta_i^i v_t^i. \quad (15)$$

Моделда фойдаланиладиган ўзгарувчилар сони бешталигидан келиб чиқилса, иккала матрицага ((5)-формулага асосан) жами 35 та чеклов жорий этилиши лозим.

Юқорида кўриб чиқилган босқичлар A ва B матрицаларни шакллантириш учун керакли барча элементларни беради. Шундай қилиб, изланишда фойдаланиладиган AB тизимини матрица кўриниши қуйидагича ифодаланади.

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0,5 & 0 & 0 \\ -\alpha_e^y & 1 & 0 & -\alpha_r^y & 0 \\ -\alpha_e^\pi & -\alpha_y^\pi & 1 & -\alpha_r^\pi & 0 \\ 0 & -1,165 & -0,504 & 1 & 0 \\ -\alpha_e^m & -\alpha_y^m & -\alpha_\pi^m & -\alpha_r^m & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^e \\ u_t^y \\ u_t^\pi \\ u_t^r \\ u_t^m \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_e^e & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta_y^y & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta_\pi^\pi & 0 & 0 \\ \beta_e^r & 0 & 0 & \beta_r^r & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_i^m \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_t^e \\ v_t^y \\ v_t^\pi \\ v_t^r \\ v_t^m \end{bmatrix} \quad (16)$$

Юқоридаги моделга жорий этилган 35 та чекловлар қуйидагиларни ўз ичига олади:

- B матрицага киритилган ноль ("0") коэффициентлари **18 та чеклов** ($\beta_r^e = 0$ ҳисобга олинмаганда) жорий этилганлигини билдиради;

- A матрицанинг асосий диагоналларига 1 коэффициентларини киритиш орқали яна **бешта чеклов** жорий этилган;

- давлат харажатларидаги қисқартирилган шокларни (инфляциядан $(-\alpha_\pi^e)$ ташқари) тушунтирувчи тенглама билан боғлиқ барча коэффициентлар нолга тенг. Бунинг сабаби давлат харажатлари тўлиқ ҳукуматнинг иқтисодий сиёсати назорати остида бўлиб, давлат харажатларининг турли шокларга нисбатан реакцияси жорий даврда кузатилмайди (ёки жорий реакцияга кириша олмайди) ва унинг таъсири автоматик эмас. Шунингдек, бу ерда фақат инфляциянинг давлат харажатларига таъсири -0,5 сифатида¹² фараз қилинган. Бу яна қўшимча **тўртта чеклов** жорий қилинганлигини англатади;

- тор маънодаги пул массаси қисқартирилган шоклари қолган тўртта қисқартирилган шокларнинг бирортасига таъсир қилмайди, деб хулоса қилиш яна **учта чеклов** жорий этилишини билдиради. Яъни, α_i^y , α_i^π ва α_i^r коэффициентлари нолга тенг;

- давлат харажатларининг солиқ даромадларига таъсирини структуравий шоклар билан B матрицада моделлаштириш мумкин бўлганлиги сабабли унинг A матрицадаги муносабати нолга тенг деб қабул қилинади. Давлат харажатлари бўйича қарорлар биринчи белгиланади ва харажатларнинг ижроси давлат тушумлари бўйича қарорларни талаб этади, деб фараз қилинганлиги сабабли B матрицадаги β_r^e коэффициенти нолга тенглаштирилади. Бу яна қўшимча **иккита чекловни** тақдим этади;

- инфляциянинг қисқартирилган шоклари ЯИМнинг қисқартирилган шокларига жорий (бир хил) давр давомида таъсир қилмайди, деб хулоса қилинади

¹² Перотти (2002)га кўра нархларнинг давлат харажатларига нисбатан эластиклиги 0 ва -1 оралиғида белгиланиши лозим. Ҳеч қандай ҳисоб китобсиз -0,5 киритилиши мумкин. Муаллиф ушбу танловни давлат харажатларининг катта қисмини ташкил қилувчи номинал иш ҳақи фонди инфляция ўзгаришига нисбатан бир вақтнинг ўзида реакцияга киришмаслиги билан асослайди. Бу шуни англатадики, агар инфляциянинг кутилмаган ўсиши кузатилса ҳукуматнинг иш ҳақи фонди реал ҳисобда пасаяди.

ва α_{π}^y коэффиценти нолга тенглаштирилади. Бу эса қўшимча **яна битта чекловни** беради;

- зарур бўлган сўнги **иккита чеклов** ЯИМнинг қисқартирилган шокининг солиқ даромадларининг қисқартирилган шокига таъсири (экзоген эластиклиги 1,165) ва инфляциянинг қисқартирилган шокининг солиқ даромадларининг қисқартирилган шокига таъсирини (экзоген эластиклиги 0,504) ўлчаш орқали аниқланади. Бу бўйича методология ва ҳисоб-китоблар қуйида тушунтирилади.

4.1.1. Экзоген эластикликлар

Изданишда зарур бўлган экзоген эластикликларни ҳисоблаш учун Бланчард ва Перотти (2002), Перотти (2002), Дарио Калдара ва Кристоф Кампс (2008), Грдович (2013), Зилик (2010) ва бошқалар томонидан ишлаб чиқилган усулдан фойдаланилди. Бюджет даромадларининг ЯИМга нисбатан эластиклигини ҳисоблашда Ўзбекистон бюджети даромадларининг салмоқли қисмини ташкил этувчи йирик солиқ турлари танлаб олинди. Ушбу солиқ турлари жисмоний шахслардан олинандиган даромад солиғи, фойда солиғи, ҚҚС ва ер қаъридан фойдаланганлик учун солиқларни (кейинги ўринларда кончилик солиғи деб юритилади) ўз ичига олади. Кейинги босқичда ҳар бир солиқ турини ўзининг солиқ базасига нисбатан ва ҳар бир солиқ базасининг ЯИМга нисбатан эластиклиги ҳамда ҳар бир солиқ турининг жами солиқлар йиғиндисидеги вазни эластикликни аниқлашда ҳисобга олинди.

Эластикликлар чораклик маълумотлардан фойдаланган ҳолда OLS усули орқали баҳоланди. Моделни баҳолашда қамраб олинган даврларда кузатилган таркибий узилишлар¹³ (structural breaks) сохта (dummy) ўзгарувчилардан фойдаланиш орқали ҳисобга олинди. Эластикликни аниқлашда фойдаланилган регрессия тенгламалари қуйидагича ифодаланади:

1. Солиқ турини ўзининг солиқ солиш базасига нисбатан эластиклиги тенгламаси:

$$\Delta \ln(T_{g_n}) = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln(B_{b_n}) + \epsilon_n, \quad (17)$$

2. Солиқ солиш базасининг ЯИМ ёки инфляцияга нисбатан эластиклиги тенгламаси:

$$\Delta \ln(T_{b_n}) = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln(B_{w_n}) + \epsilon_n, \quad (18)$$

бу ерда T – эрксиз ўзгарувчи, B – эркли ўзгарувчи, β_0 – координаталар ўқи билан кесишиш нуқтаси, β_1 – эрксиз ўзгарувчининг эркли ўзгарувчига нисбатан эластиклик коэффиценти, ϵ – хатолик, g – солиқ тури, b – солиқ солиш базаси, w – ЯИМ ёки истеъмол нархлари индекси, n – кузатувлар сони.

Бюджет солиқ даромадларининг ЯИМга нисбатан умумий эластиклиги қуйидаги формула бўйича ҳисобланди:

$$a_y^r = \sum_{i=1}^n \epsilon_{B_i}^{r_i} * \epsilon_y^{B_i} * \frac{T_i}{T}, \quad (19)$$

бу ерда $\epsilon_{B_i}^{r_i}$ – ҳар бир солиқ турининг ўзининг солиқ солиш базасига нисбатан эластиклиги, $\epsilon_y^{B_i}$ – ҳар бир солиқ солиш базасининг ЯИМга нисбатан эластиклиги, $\frac{T_i}{T}$

¹³ Ўзгарувчилар ўртасида кузатилган таркибий узилишлар OLS баҳолаш методологияси учун фойдаланиладиган барқарорлик диагностикаси (Stability diagnostics)нинг “Квадратларнинг CUSUM тести” орқали баҳоланиб аниқланди. Натижалар 4-6-иловаларда келтирилган.

– i турдаги солиқнинг солиқлар йиғиндисидagi салмоғи, $T = \sum_{i=1}^n T_i$ – эластикликни ҳисоблашда фойдаланилаётган беш турдаги солиқларнинг жами йиғиндиси.

Жисмоний шахслардан олинадиган даромад солиғи учун ходимларга тўланган иш ҳақи, фойда солиғи учун корхона ва ташкилотларнинг ялпи фойда (ЯФ) ва ялпи аралаш даромади (ЯАД)¹⁴, ҚҚС солиғи учун шахсий истеъмол харажатлари¹⁵ ва кончилик солиғи учун кончилик ва қазиб олиш саноатида ишлаб чиқариш ҳажми солиқ солиш базаси сифатида танлаб олинди.

4.1-жадвалда барча солиқлар бўйича эластиклик натижалари кўрсатилган (4 ва 5-иловаларда барча ҳисоб-китоб натижалари келтирилган). Баҳолашга кўра, Ўзбекистон бўйича бюджет солиқ даромадларининг ЯИМга нисбатан эластиклиги 1,165 га тенг. Изланишга боғлиқ адабиётларда турли давлатлар учун бюджет даромадларининг ЯИМга нисбатан эластиклиги бўйича маълумотлар келтирилган. Жумладан, бюджет даромадларининг ЯИМга нисбатан эластиклиги Хорватия учун 0,95 (Рафаел Равник ва Иван Зилик 2010), АҚШ ва Канада учун мос равишда 1,95 ва 1,92 (Роберто Перотти 2002), Испания учун 0,62 (Де Кастро Фернандес ва бошқалар 2006) ва Германия учун 0,95 (Роберто Перотти 2002)ни ташкил этади. Умуман олганда, Ўзбекистон учун натижалар бошқа давлатларда кузатилган натижалардан кескин фарқ қилмайди.

4.1-жадвал

Бюджет солиқ даромадларининг ЯИМга нисбатан умумий эластиклиги

Даромад турлари	$\varepsilon_{B_i}^{T_i}$	$\varepsilon_y^{B_i}$	$\varepsilon_y^{T_i} = \varepsilon_{B_i}^{T_i} * \varepsilon_y^{B_i}$	$\frac{T_i}{T}$	$\varepsilon_{B_i}^{T_i} * \varepsilon_y^{B_i} * \frac{T_i}{T}$
Даромад солиғи	0,74	0,54	0,40	0,18	0,07
Фойда солиғи	4,72	0,99	6,97	0,22	1,50
ҚҚС	0,01	1,05	0,01	0,45	0,00
Кончилик солиғи	0,37	1,58	0,58	0,15	0,09

$$a_y^r = \sum_{i=1}^n \varepsilon_{B_i}^{T_i} * \varepsilon_y^{B_i} * \frac{T_i}{T} \quad 1,165$$

Манба: Статистика агентлиги, ИМВ маълумотлари ва муаллиф ҳисоб-китоблари

Шунингдек, бюджет солиқ даромадларининг нархларга нисбатан умумий эластиклиги ҳам юқоридаги методологияга асосланиб ҳисобланди, бироқ, ушбу методологияга баъзи ўзгаришлар киритилди. Жумладан, билвосита солиқлар ва фойда солиғини инфляцияга нисбатан эластиклиги нолга тенг деб хулоса қилинди, чунки соҳага доир изланишлар амалга оширган кўплаб тадқиқотчилар нархлар

¹⁴ ЯФ ва ЯАД қуйидаги формулалар асосида ҳисобланган: 1. Бутун иқтисодиёт учун: ЯФ ва ЯАД = ЯИМ – ҲТ – ИЧИС + ИЧИСуб. Бу ерда, ЯИМ – ялпи ички маҳсулот; ҲТ – ёлланма ишчилар меҳнатига ҳақ тўлаш; ИЧИС – ишлаб чиқариш ва импортга солиқлар; ИЧИСуб – ишлаб чиқариш ва импорт учун субсидиялар; 2. Иқтисодий фаолият турлари ва иқтисодиётнинг институционал секторлари учун: ЯФ ва ЯАД = ЯҚҚ – ҲТ – ИЧБС + ИЧБСуб. Бу ерда ЯҚҚ – асосий нархлардаги ялпи қўшилган қиймат; ИЧБС – ишлаб чиқаришга бошқа солиқлар; ИЧБСуб – ишлаб чиқариш учун бошқа субсидиялар.

¹⁵ ЯИМ таркибига киритилган уй хўжалиқларининг истеъмол харажатлари

даражасининг билвосита солиқлар билан мутаносиблиги туфайли, ушбу солиқларни инфляцияга нисбатан эластиклигини нолга тенг, деб хулоса қилишади¹⁶ (Роберто Перотти 2002), (Де Кастро Фернандес ва бошқалар 2006), (Рафаел Равник ва Иван Зилик 2010). Бошқа қийматларни топиш ЯИМ учун ҳисобланган методологияга асосланган. Бу нархлар эластиклиги фақат даромад ва кончилик солиғидан келиб чиқиб ҳисобланганлигини билдиради (натижалар 6-иловада келтирилган). Бюджет солиқ даромадларининг нархларга нисбатан умумий эластиклиги қуйидаги формулага асосланиб ҳисобланди:

$$a_{\pi}^r = \sum_{i=1}^n \varepsilon_{B_i}^{r_i} * \varepsilon_{\pi}^{B_i} * \frac{T_i}{T}, \quad (20)$$

Ҳисоб-китоблар Ўзбекистон учун бюджет даромадларининг инфляцияга нисбатан умумий эластиклиги 0,504 ни ташкил қилишини кўрсатди (4.2-жадвал). Умуман олганда инфляцияга нисбатан эластиклик бўйича бизнинг натижалар бундан олдинги изланишларда келтирилган натижаларга яқин бўлиб, кескин фарқ қилмайди.

4.2-жадвал

Бюджет даромадларининг нархларга нисбатан умумий эластиклиги

Даромад турлари	$\varepsilon_{B_i}^{r_i}$	$\varepsilon_{\pi}^{B_i}$	$\varepsilon_{\pi}^{r_i} = \varepsilon_{B_i}^{r_i} * \varepsilon_{\pi}^{B_i}$	$\frac{T_i}{T}$	$\varepsilon_{B_i}^{r_i} * \varepsilon_{\pi}^{B_i} * \frac{T_i}{T}$
Даромад солиғи	0,74	1,85	1,36	0,18	0,25
Фойда солиғи	4,72	0,00	0,00	0,22	0,00
ҚҚС	0,01	0,00	0,00	0,45	0,00
Кончилик солиғи	0,37	4,72	1,73	0,15	0,25
$a_{\pi}^r = \sum_{i=1}^n \varepsilon_{B_i}^{r_i} * \varepsilon_{\pi}^{B_i} * \frac{T_i}{T}$					0,504

Манба: Статистика агентлиги, ИМВ маълумотлари ва муаллиф ҳисоб-китоблари

4.2. Челак ёндашуви (The Bucket Approach)

Баъзи ҳолатларда, айниқса Ўзбекистон каби ривожланаётган иқтисодиётларда фискал мультипликаторни ҳисоблашда кўплаб мураккабликлар кузатилади. Жумладан, ушбу давлатларда маълумотларнинг етарли эмаслиги, кузатувлар сонининг камлиги, иқтисодиёт доимий таркибий ўзгаришларни бошдан кечириши ва бошқа мураккабликларнинг мавжудлиги мультипликаторларни эмпирик ва моделга асосланиб ҳисоблашда қийинчиликларни туғдиради. Бундай ҳолатда мультипликаторларни ҳисоблашда бошқа мамлакатлар бўйича

¹⁶ Муаллифлар инфляциянинг билвосита солиқлар ва фойда солиқлари билан мутаносиблигини қайд этиб ўтган. Бу шуни англатадики, мазкур солиқлар ҳажмининг ўзгариши тўғридан-тўғри инфляция даражаси билан боғлиқ эмас, яъни инфляция сабабли бизнестан тушадиган фойда солиғи ўзгармайди, чунки, бизнес инфляцияга жавобан маҳсулот нархини оширади. Бу, ўз навбатида, харажатларнинг ошганлиги билан изоҳланади. Фойда солиғи харажат ва даромад ўртасидаги фарқдан ундирилади. Харажатлар ортган шароитда даромаднинг ошиши фойданинг ўзгармаслигини англатади. ҚҚС ҳам шу тушунтириш билан изоҳланади.

адабиётларнинг умумий хулосаларидан фойдаланиш мумкин. Хусусан, “Челак ёндашуви” мамлакатларнинг таркибий хусусиятларидан келиб чиқиб, уларнинг мультипликаторлари қандай диапазон атрофида бўлиши мумкинлиги бўйича дастлабки хулосаларни беради (Батини ва бошқалар 2014).

Челак ёндашувига асосланиб биринчи йил учун умумий фискал мультипликаторлар қуйидаги уч босқичга асосланиб ҳисобланиши мумкин:

Биринчи босқич – “юқори” мультипликаторларга сабабчи бўлувчи айрим структуравий хусусиятлардан келиб чиқиб мамлакатларга баллар бериш:

Давлат қарзининг “хавфсиз” даражаси билан боғлиқ бўлган хусусиятлардан ташқари қолган барча хусусиятларнинг таърифи ва чегаралари аксарият мамлакатлар бўйлаб бир хил характерга эга¹⁷. Шу сабабли, қуйида таъкидланган хусусиятлар мамлакатда кузатилса, унга бир балл берилади, аксинча бўлса берилмайди.

1. Ташқи савдо очиқлик даражаси паст. Иқтисодиёт нисбатан ёпиқ, сўнги беш йил ичида импортнинг ички талабга нисбати ўртача 30 фоиздан паст.

2. Меҳнат бозори қаттиқ тартибга солинади. Мамлакатда кучли касоба уюшмалари мавжуд ва/ёки меҳнат бозори қатъий тартибга солинади.

3. Кичик автоматик стабилизаторлар мавжуд. Давлат харажатларининг номинал ЯИМга нисбати "кичик" (масалан, нисбати 0,40 дан паст).

4. Фиксацияланган ёки квазификсацияланган валюта курси режими мавжуд. Мамлакатнинг валюта режими тўлиқ сузиб юривчи эмас. ХВЖнинг "Айирбошлаш келишувлари ва айирбошлаш чекловлари бўйича йиллик ҳисоботи"да қуйидаги айирбошлаш курси қоидаларига эга бўлган мамлакатларга бир балл берилади:

- Махсус юридик тендер мавжуд эмас (no specific legal tender);
- Валюта кенгаши (currency board);
- Анъанавий чегара (conventional peg);
- Барқарорлашган тартиб (stabilized arrangement);
- Ўзгарувчан чегара (crawling peg);
- Ўзгарувчан тартиб (crawl-like arrangement).

5. Давлат қарзи паст/хавфсиз даражада. Мамлакатнинг ялпи давлат қарзи "хавфсиз" деб ҳисобланган даражадан паст (ривожланаётган мамлакатлар учун кўрсаткич ЯИМнинг 40 фоизлик чегарасида ёки ундан паст, ривожланган давлатлар учун буни ЯИМни 100 фоизи атрофида деб хулоса қилиш мумкин).

6. Давлат харажатлари ва даромадлари самарали бошқарилади. Харажатлар қисмини баҳолаш "Давлат харажатлари ва молиявий масъулият (PEFA)" самарадорлигини ўлчаш тизими кўрсаткичларига асосланиши мумкин. Даромадлар қисми солиқ унумдорлиги (ҳақиқий ва потенциал солиқ тушумлари нисбати бир ёки ундан баланд) кўрсаткичларига таяниши мумкин.

¹⁷ Чунки эмпирик далиллар паст даромадли ва ривожланаётган мамлакатларда давлат қарзи пастроқ даражада бўлишини кўрсатса, ривожланган иқтисодиётлар эса аксинча ўз бозорларига кириш хавфсизлигини таъминлаган ҳолда юқори қарз даражаси сақлаб турибди.

Иккинчи босқич – “нормал” иқтисодий шароитда кузатилиши мумкин бўлган биринчи йил (паст, ўрта ёки юқори) мультипликаторларини аниқлаш учун балларни қўшиш:

Мультипликаторлар даражасини белгиловчи омилларнинг нисбий аҳамияти тўғрисида эмпирик далиллар чекланганлигини ҳисобга олган ҳолда, барча таркибий хусусиятларга тенг вазн берилади¹⁸. Умуман олганда, мультипликаторларни учта гуруҳга бўлиш мумкин, яъни, мамлакат тўплаган бали 0-3 оралиғида бўлса “паст” мультипликатор, 3-4 оралиғида бўлса “ўрта” мультипликатор ва 4-6 оралиғида бўлса “юқори” мультипликатор гуруҳига киритилади. Паст ва ўрта мультипликаторларнинг максимал 3 ва минимал 4 қийматлари кузатилган ҳолатда, мамлакатнинг қайси гуруҳга кириши эксперт хулосасига асосланади. Қуйидаги жадвалда мамлакатнинг қайси гуруҳга тааллуқлилигидан келиб чиқиб кузатилиши мумкин бўлган мультипликаторлар диапазони келтирилган (4.3-жадвал).

4.3-жадвал

**Нормал иқтисодий шароитда кузатилиши мумкин бўлган биринчи йил
фискал мультипликатори диапазонлари**

Т.р.	Давлатлар		Мультипликатор диапазонлари	
	Гуруҳи	Зарурий бали	Мин	Макс
1	Паст мультипликатор	0-3	0,1	0,3
2	Ўртача мультипликатор	3-4	0,4	0,6
3	Юқори мультипликатор	4-6	0,7	1,0

Манба: ХВЖ техник қўлланмалари

Мазкур мультипликаторлар диапазонлари турли моделлар орқали ҳисобланган тадқиқот натижаларига асосланиб келтирилган. Мисол учун, Минешима ва бошқалар ривожланган иқтисодиётлар учун “ўртача мультипликаторлар” диапазони 0,4-0,6 оралиғида бўлишини аниқлаган. Улар харажатлар ва даромадлар шокларининг ишлаб чиқаришга таъсири тенг тақсимланишини ва мамлакатларда иқтисодий циклик жараёнлар ўзаро монанд бўлишини таъкидлаган¹⁹ (Минешима ва бошқалар 2014). Шунингдек Челак ёндашуви ИҚТТ давлатлари бўйича баҳоланган мультипликаторлар диапазони

¹⁸ Ауэрбах ва Городниченко (2013)нинг изланиши структуравий хусусиятларнинг нисбий аҳамиятини таҳлил қилган бир нечта эмпирик тадқиқотлардан биридир. Муаллифлар меҳнат бозорини қаттиқ тартибга солиниши ва давлат қарзи даражаси, савдо очиклиги кўрсаткичларидан кўра нисбатан муҳимроқ эканлигини қайд этганлар. Шунингдек, Сорсетти ва бошқалар (2012) давлат харажатларининг таъсирини ИҚТТ мамлакатларидаги иқтисодий муҳитга қараб ўзгаришини ўрганганлар. Фискал мультипликаторларни белгиловчи турли омилларнинг нисбий оғирлигини ўрганган бошқа бир қатор модел баҳолашга асосланган изланишлар ҳам мавжуд (масалан, Баррелл ва бошқалар, 2012).

¹⁹ Шу сабабли ҳам Челак ёндашуви орқали аниқланган умумий фискал мультипликатор ҳам харажатлар ҳам даромадлар томонидан шокларнинг (мультипликаторларнинг) таъсирларни деярли бир хил даража атрофида шаклланиши бўйича дастлабки хулосаларни беради. Чунки сўнгги маълумотлар харажатлар мультипликаторлари даромад мультипликаторларидан юқори бўлиши шарт эмаслиги кўрсатмоқда.

тоифаларига мос келади (Сорсетти ва бошқалар 2012). Умуман олганда оддий назарий мулоҳазаларда мультипликаторларнинг умумий диапазони 0,1-1,0 оралиғида бўлиши таъкидланган (Меҳра 2001).

Учинчи босқич – мамлакатда қуйидаги “конъюнктуравий” хусусиятлардан келиб чиқиб, мультипликатор диапазонларига тегишли ўзгартиришлар киритиш:

1. Диапазонни иқтисодий циклларга асосланиб мослаштириш. Агар иқтисодий цикл энг паст нуқтасида бўлса (жорий салбий ишлаб чиқариш тафовути сўнги 10 йилликда кузатилган ишлаб чиқариш тафовутлари билан солиштирилганда максимал қийматни ташкил қилган бўлса), мультипликаторларнинг пастки ва юқори чегаралари 60 фоизга оширилади. Иқтисодий цикл энг юқори чўққида бўлса (максимал ижобий ишлаб чиқариш тафовути кузатилса), иккала чегара 40 фоизга камайтирилади. Ишлаб чиқариш тафовути нолга тенг бўлса, ҳеч қандай тузатиш киритилмайди.

2. Пул-кредит сиёсати позициясига асосланиб диапазонни мослаштириш. Агар пул-кредит сиёсати "ноль пастки чегара"да (Zero lower bound) бўлиб, тўлиқ чекланган бўлса, мультипликатор диапазонининг иккала чегараси 30 фоизга оширилади. Агар пул-кредит сиёсати бошқа ҳолатлар билан чекланган бўлса, мультипликаторлар диапазони 0 ва 30 фоиз оралиғида интерполяция қилинади.

Мультипликаторлар диапазонининг юқори ва пастки чегаралари қуйидаги формулага асосланиб мослаштирилади:

$$M = M_{NT} * (1 + Cycle) * (1 + Mon), \quad (21)$$

бу ерда M – ҳисобланган сўнги мультипликатор, M_{NT} – нормал иқтисодий шароитда (юқорида таъкидлаб ўтилган иккинчи босқичда) ҳисобланган мультипликатор, $Cycle$ – “-0,4 ва +0,6” оралиғида тегишли мослаштириш киритиладиган циклик омил²⁰, Mon – 0-0,3 орасида интерполяция қилинадиган пул-кредит сиёсати позицияси бўйича омил.

Ушбу Челак ёндашуви натижасида олинган коэффициентлар ўз навбатида SVAR моделини баҳолаш орқали олинган натижалар билан солиштирилиши мумкин. Бу эса, SVAR моделини баҳолаш натижалари ишончлилигини текширишда яна бир йўл сифатида қараш имконини беради.

V. МОДЕЛНИ БАҲОЛАШ ВА НАТИЖАЛАР ТАҲЛИЛИ

5.1. SVAR модели

5.1-расмда турли ўзгарувчиларнинг давлат харажатлари шокларига нисбатан импульс жавоблари 10 йиллик давр учун берилган. Шунини алоҳида таъкидлаб ўтиш лозимки, Ўзбекистонда фискал харажатлар қисқа муддатли даврда ЯИМ ўсишига ижобий таъсир қилади. Бунда, фискал харажатлар шокларининг иқтисодий ўсишга ижобий таъсири учинчи чорақда ўзининг максимумига етиб, иккинчи йил якунигача

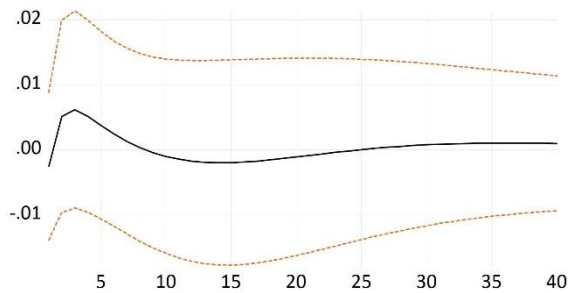
²⁰ Иқтисодиётнинг “конъюнктуравий” хусусиятлари ўртача бўлса, мослаштириш ушбу хусусиятлардан келиб чиқиб амалга оширилиши лозим. Мисол учун, агар иқтисодий цикл потенциалдан бироз пастроқ бўлса, циклик омил ($Cycle$) ижобий, бироқ пастроқ коэффициентда бўлиши лозим. 0,6 даражасида мослаштириш фақат иқтисодиётдаги инқироз сезиларли даражада бўлсагина қўлланилади.

сақланиб қолади, сўнгра вақт ўтиши билан ўрта муддатли даврда ушбу таъсир йўқолиб боради (5.1-А-расм). Бироқ, аҳамиятлиси, давлат харажатлари шокларининг иқтисодий ўсишга йиғма таъсири узоқ муддатли ораликда ижобий, бироқ сезиларсиз даражада шаклланади (7-илова). Умуман олганда, эмпирик баҳолашга асосланган тадқиқотларда экзоген фискал шокнинг ЯИМга таъсири беш йилгача сақланиб қолиши таъкидланади (Таннус Касс-Ханна ва бошқалар 2023).

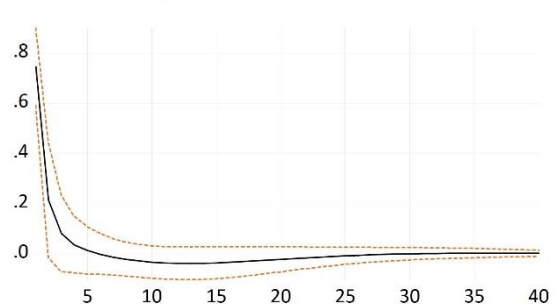
5.1-расм

Давлат харажатлари шокларининг турли ўзгарувчиларга таъсири

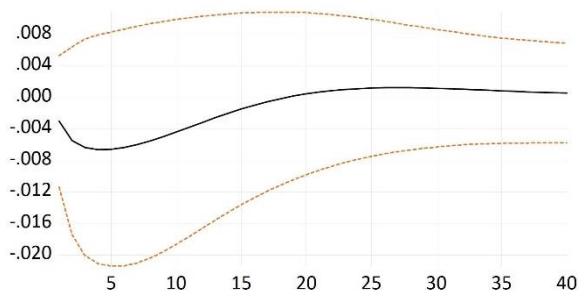
А-расм. ЯИМга таъсири



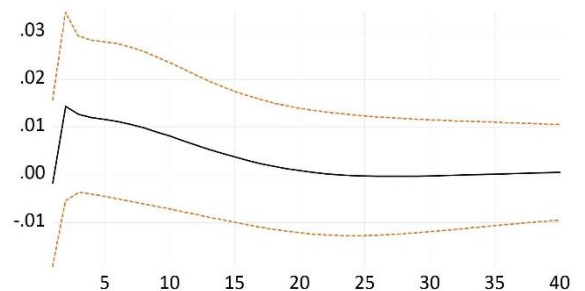
Б-расм. Инфляцияга таъсири



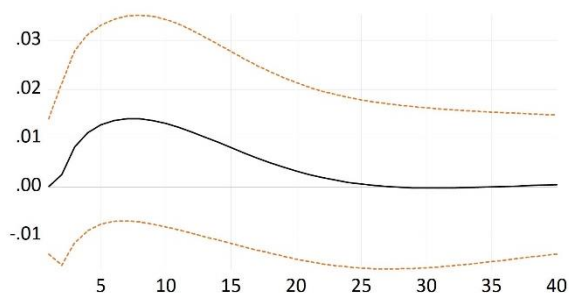
В-расм. Тор маънодаги пул массасига таъсири



Г-расм. Солиқ даромадларига таъсири



Д-расм. Бюджет харажатларига таъсири



Манба: Муаллиф ҳисоб-китоблари

Қисқа муддатда давлат харажатларининг кўпайиши талабни ошириш орқали иқтисодий фаолликни рағбатлантириши мумкин. Бироқ, ўрта муддатли ораликда юқори харажатларни молиялаштириш давлат қарзлари ортиб бориши, қўшимча

манбаларнинг жалб этилиши ёки фоиз ставкалари кўтарилиши орқали корхоналар ва истеъмолчилар учун қарз олиш ва инвестиция жалб қилишни қимматлаштириши ва натижада хусусий секторни қисқаришига ҳамда иқтисодий ўсишни секинлашишига олиб келиши мумкин.

Шунингдек, давлат харажатларининг ошиши талабнинг кўтарилиши орқали нархларга оширувчи босим яратиши мумкин. Инфляцияни кўтарилиши реал харид қобилиятини пасайтириши ва корхоналар учун харажатларни ошириши ва бу эса кейинги чорақларда ЯИМга салбий таъсир кўрсатиши мумкин. Ўзбекистон шароитида ҳам фискал харажатларнинг ўсиши қисқа муддатли оралиқда инфляцияни сезиларли кўтарилишига олиб келишини ҳисобга олсак (5.1-Б-расм), ушбу сабабнинг аҳамиятлилиги ортиб боради.

Давлат харажатларининг инфляцияга оширувчи таъсири дастлабки чорақда сезиларли даражада юқори бўлиб, бир йилгача сақланиб қолади (5.1-Б-расм). Бироқ вақт ўтиши билан ўрта муддатли оралиқда инфляция тушиши кузатилади. Буни, инфляция кўтарилишига нисбатан пул-кредит сиёсатининг реакцияси, иқтисодиётнинг таклиф томонидан мослашувчанлик эффекти орқали изоҳлаш мумкин. Шунингдек, фискал харажатлар шокларига жавобан ўрта муддатли оралиқда тор маънодаги пул массасининг қисқариши ҳам пул-кредит сиёсатининг реакцияси ва инфляцион босимнинг тушиши билан изоҳланиши мумкин (5.1-В-расм).

Фискал харажатлар шокининг солиқ даромадларига таъсири дастлабки йилда сезиларли даражада юқори (5.1-Г-расм). Бу ҳукумат харажатларни ошириш билан ялпи талабни рағбатлантириши, натижада юқори талаб ишлаб чиқариш, бандлик ва даромадларни ошириш орқали юқори солиқ тушумлари кузатилишига олиб келиши билан тушунтирилиши мумкин. Шунингдек, ўрта ва узоқ муддатли даврда, иқтисодий ўсишнинг секинлашуви ва ёки пасайиши шароитида ошиб борувчи харажатлар юқори солиқ даромадларини ҳам талаб этишини қайд этиб ўтиш мақсадга мувофиқ.

5.1-жадвал

Харажатлар мультипликатори

Номи/Даври	Давлат харажатлари ўсишини ЯИМга таъсири		
	1 йил	2 йил	3 йил
Йиғма мультипликатор	0,64	0,29	0,14

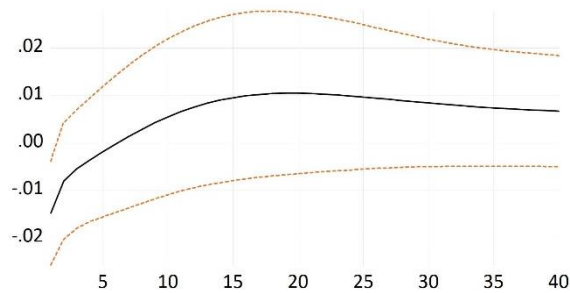
Манба: Муаллиф ҳисоб-китоблари

5.1-жадвалда Ўзбекистон учун харажатлар йиғма мультипликатори келтирилган. Биринчи йил харажатлар йиғма мультипликатори 0,64 га тенг бўлиб, ушбу мультипликатор Ўзбекистоннинг ўрта мультипликаторли давлатлар сирасига киришини кўрсатади. Иккинчи ва учинчи йил мультипликаторлари мос равишда 0,29 ва 0,14 ни ташкил қилади. Бу, давлат харажатларининг 1 сўмлик ўсиши биринчи йилда ЯИМ ҳажми ўсишига 0,64, икки ва уч йил давомида мос равишда 0,29 ва 0,14 сўмлик ҳисса қўшишини англатади.

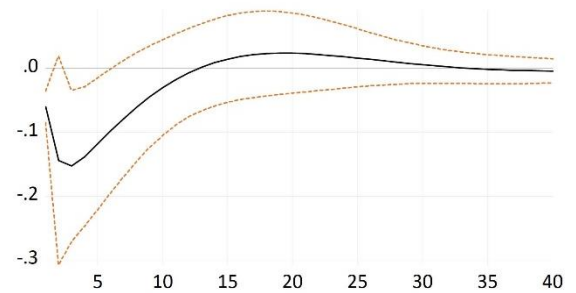
5.2-расм

Солиқ даромадлари шокларининг тегишли ўзгарувчиларга таъсири

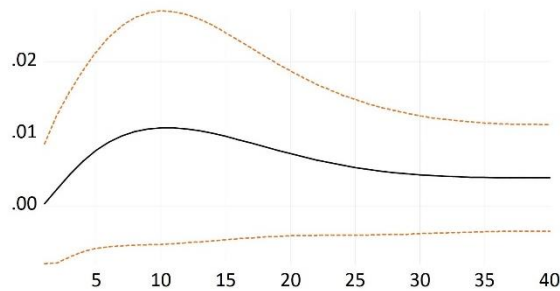
А-расм. ЯИМга таъсири



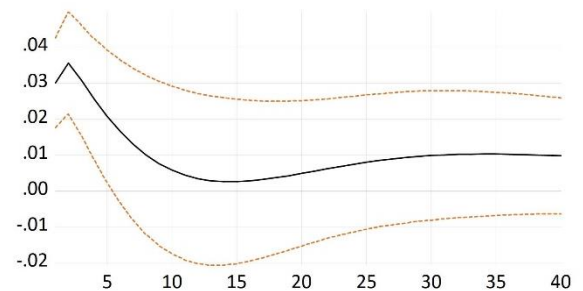
Б-расм. Инфляцияга таъсири



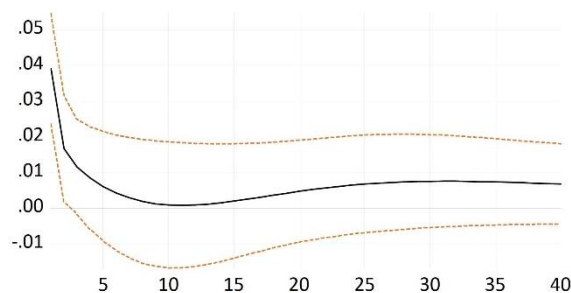
В-расм. Тор маънодаги пул массасига таъсири



Г-расм. Бюджет харажатларига таъсири



Д-расм. Солиқ даромадларига таъсири



Манба: Муаллиф ҳисоб-китоблари

Дастлабки чоракларда солиқ даромадлари шоки иқтисодий ўсишга салбий таъсир қилади. Буни солиқ ставкалари ўсиши шароитида иқтисодий фаоллик ва истеъмолнинг сусайиши билан изоҳлаш мумкин. Солиқ даромадлари шокларининг салбий таъсири икки йилгача сақланиб қолади (5.2-А-расм). Таъкидлаш лозимки, солиқ даромадлари шокларининг иқтисодий ўсишга йиғма таъсири 3 йилгача салбий фазада шаклланади (8-илова). Солиқларнинг кўтарилиши бизнесга инвестициялар ва истеъмол учун мавжуд маблағларнинг хусусий сектордан давлат секторига ўтиши орқали хусусий секторнинг ривожланишини чеклаши ва истеъмолни камайтириши ҳамда бу ўз навбатида, қисқа ва ўрта муддатли оралиқда

иқтисодий ўсишга салбий таъсир қилиши мумкин. Бу ҳолат, айниқса Ўзбекистон каби иқтисодиётида давлат улуши юқори бўлган мамлакатларда яққол кузатилади.

Шунингдек, узоқ муддатли ораликда солиқларнинг ўсиши иқтисодий фаолликка ижобий таъсир қилишини иқтисодиётни мослашувчанлик эффекти, бюджет тақчиллиги ва қарзларнинг қисқариши ҳамда ижтимоий-иқтисодий ислохотларни молиялаштириш манбаларининг кўпайиши билан изоҳлаш мумкин. Умуман олганда ушбу таъсир даражаси нисбатан паст бўлиб, буни вақт ўтиши билан ўрта ва узоқ муддатли ораликда солиқ даромадларининг нисбатан паст даражада шаклланиши билан ҳам изоҳлаш мумкин (5.2-Д-расм).

Дастлабки йилларда солиқ даромадлари шоки инфляцияга сезиларли манфий таъсир қилади. Ушбу манфий таъсир ўрта муддатли ораликда ҳам сақланиб қолиб, узоқ муддатли даврда таъсир даражаси йўқолиб боради (5.2-Б-расм). Буни узоқ муддатли даврда иқтисодиёт янги солиқ режимига мослашгани сабабли бизнес юқори солиқ юқини истеъмолчиларга юқори нархлар кўринишида ўтказиши билан изоҳлаш мумкин. Айниқса шоклар ишлаб чиқариш харажатларига бевосита таъсир қилувчи фойда солиғи каби солиқларда кузатилган бўлса таъсир яққол намоён бўлади. Шундай бўлса-да, солиқ даромадлари шокларининг инфляцияга йиғма таъсири узоқ муддатли ораликда салбий кўринишда бўлади (8-илова).

5.2-жадвал

Солиқ мультипликатори

Номи/Даври	Солиқ тушумлари ўсишининг ЯИМга таъсири		
	1 йил	2 йил	3 йил
Йиғма мультипликатор	-0,42	-0,32	-0,06

Манба: Муаллиф ҳисоб-китоблари

Дастлабки йилда солиқ даромадлари йиғма мультипликатори манфий бўлиб, -0,42 ни ташкил қилади. Вақт ўтиши билан солиқ даромадлари мультипликаторининг манфий таъсири тушиб боради. Иккинчи йил мультипликатори -0,32 ни ташкил қилади (5.2-жадвал). Солиқ мультипликатори бюджет солиқ даромадларининг бир сўмга ўсиши биринчи йилда ЯИМни 0,42 сўмга, икки йилда 0,32 сўмга пасайишини билдиради.

Асосий VAR ҳамда SVAR моделлари бўйича баҳолаш натижалари мос равишда 9 ва 10-иловаларда келтирилган.

Моделнинг барқарорлигини билдирувчи биринчи шарт бу хусусиятли кўпхаднинг барча илдизлари бирлик доира ичида бўлиши лозим. 11-иловада келтирилган тест натижаларига кўра хусусиятли кўпхаднинг барча илдизлари бирлик доира ичида ва бирдан паст. Бу фойдаланилган VAR модели барқарорлигини билдиради.

Уайт гетероскедастиклик ва автокорреляция LM тестлари автокорреляция ва гетероскедастиклик йўқлигини, Жарқуе-Бера тести 5 фоизлик аҳамиятлилиқ даражасида қолдиқларнинг нормал тақсимланганлигини кўрсатмоқда (12 ва

13-иловалар). Бу моделнинг хулосалари ва баҳолаш натижалари ишончлилигини билдиради. Умуман олганда, модель асосий ва бошқа ўзгарувчилар ўртасидаги муносабатлар бўйича фойдали хулосаларни беради.

5.2. Челак ёндашуви

Челак ёндашувида аввал тушунтирилганидек, дастлаб “юқори” мультипликаторларга сабаб бўлувчи айрим структуравий хусусиятлардан келиб чиқиб Ўзбекистонга баллар берилади. Қуйида ушбу структуравий хусусиятларни кўриб чиқамиз.

1. Ўзбекистонда сўнги беш йилда импортнинг ички талабга нисбати 0,3 дан юқори бўлган. Яъни, $\frac{M}{D_d} > 0,3$, бу ерда M – импорт, D_d – ички талаб²¹ (5.3-жадвал).

Ушбу мезон бўйича Ўзбекистонга **ноль балл берилади**.

2. Амалиётда Ўзбекистонда кучли касаба уюшмалари мавжуд эмас. Шунингдек, 2022 йилги Меҳнат ҳуқуқлари индекси (Labour rights index)да Ўзбекистон меҳнат бозорида етарлича муаммолар борлиги ва индекс натижалари нисбатан пастлиги қайд этилган (14-илова). Ушбу мезон бўйича Ўзбекистонга **ноль балл берилади**.

3. Мамлакатда давлат харажатларининг номинал ЯИМга нисбати 40 фоиздан паст бўлган, яъни $\frac{Pub_{exp}}{GDP} < 0,40$, бу ерда Pub_{exp} - давлат харажатлари, GDP – номинал ЯИМ. Сўнги 6 йилликда ушбу кўрсаткич ўртача 0,32 атрофида шаклланган (5.3-жадвал). Ушбу мезон бўйича мамлакатга **бир балл берилади**;

4. ХВЖнинг 2022 йилги "Айирбошлаш келишувлари ва айирбошлаш чекловлари бўйича йиллик ҳисоботи"га кўра, Ўзбекистонда айрим айирбошлаш курси қодалари мавжуд эмаслиги таъкидланади. Шундай бўлсада, мазкур ҳисоботга кўра Ўзбекистонда ўзгарувчан тартиб (crawl-like arrangement) мавжуд бўлиб, айирбошлаш курси нисбатан чекланган (15-илова). Ушбу омиллардан келиб чиқиб, Ўзбекистонга **бир балл бериш мақсадга мувофиқ ҳисобланади**;

5. Ўзбекистоннинг давлат қарзи хавфсиз даражада. Яъни мамлакатнинг ялпи давлат қарзи ЯИМнинг 40 фоизидан паст. 2023 йилда ушбу кўрсаткич 38 фоизни ташкил қилган (5.3-жадвал). Ушбу мезон бўйича мамлакатга **бир балл берилади**;

6. Жаҳон Банкнинг "Давлат харажатлари ва молиявий масъулият (PEFA)" самарадорлигини ўлчаш тизими кўрсаткичларига кўра, Ўзбекистонда 2019 йилда давлат харажатларини бошқариш самарадорлиги 2012 йилга нисбатан яхшиланган бўлсада (16-илова), ҳисоботда ҳали соҳада амалга оширилиши лозим бўлган бир қатор ишлар борлиги таъкидланган ҳамда аксарият кўрсаткичлар бўйича мамлакатга паст баҳо берилган. Бу эса, ўз навбатида, мамлакатда давлат харажатларини бошқариш самарадорлиги нисбатан пастлигини англатади (ЖБ 2019).

²¹ Ички талаб қуйидаги формула орқали аниқланган: Ички талаб = ЯИМ – Экспорт + Импорт.

Шунингдек, бюджетга амалдаги солиқ тушумларининг потенциал солиқ тушумларига²² нисбати аксарият йилларда бирдан паст, яъни, $\frac{Tax_{rev}}{PTax_{rev}} \leq 1$ бўлган. Бу эса Ўзбекистонда бюджет даромадларини бошқариш самарадорлиги пастлигини билдиради. Бундан келиб чиқадики, Ўзбекистонга ушбу мезон бўйича ҳам **ноль балл** берилади.

5.3-жадвал

Юқори мультипликаторларга сабаб бўлувчи айрим структуравий омиллар

Йил	Импортнинг ички талабга нисбати (фоизда)	Консолидациялашган бюджет харажатларини номинал ЯИМга нисбати (фоизда)	Давлат қарзи (ЯИМга нисбатан фоизда)	Солиқ тушумларининг потенциал солиқ тушумларига нисбати	Ишлаб чиқариш тафовути ²³
2010	25		7		-5,07
2011	25		6	1,00	-2,04
2012	24		7	1,04	-1,22
2013	23		6	1,00	0,64
2014	19		6	0,98	4,40
2015	16		10	0,92	-3,91
2016	16		8	0,90	1,12
2017	25		19	0,97	-8,77
2018	38	25	19	1,26	0,82
2019	38	30	30	1,10	2,35
2020	33	29	39	0,93	-1,40
2021	34	33	38	0,99	0,79
2022	38	36	36	0,94	0,37
2023	36	36	38	0,95	0,50

Манба: Статистика агентлиги, Иқтисодиёт ва Молия вазирлиги, Марказий банк ҳамда муаллиф ҳисоб-китоблари

Баҳолаш ва ўрганиш натижаларига кўра, Ўзбекистон жами 3 балл тўплади (5.4-жадвал). Ўзбекистон каби ривожланаётган давлатларнинг хусусиятларидан

²² Потенциал солиқ тушумлари 2010 – 2023 йиллар оралиғидаги солиқ тушумларини ўзгариш динамикасида келиб чиқиб, сайқаллаш параметри (smoothing parameter) = 100 ёрдамида ҲП филтёр (HP Filter) тенденцияси сифатида ҳисобланди.

²³ Ишлаб чиқариш тафовути Марказий банкда фойдаланилувчи Чораклик прогнозлаштириш модели (QPM) прогноз параметрларидан келиб чиқиб ҳисобланди.

келиб чиқиб ҳамда SVAR моделини баҳолаш натижаларини ҳисобга олиб Ўзбекистонни ўртача мультипликаторлик давлатлар (4.3-жадвалга қаранг) сирасига киритиш мақсадга мувофиқ ҳисобланади. Бу нормал иқтисодий шароитда Ўзбекистонда фискал мультипликатор 0,4-0,6 оралиғида бўлишини аниқлатади.

Кейинги босқичда мамлакатнинг тегишли “конъюнктуравий” хусусиятларидан келиб чиқиб, мультипликатор диапазонларига керакли ўзгартиришлар киритилади.

5.3-жадвалга кўра, Ўзбекистонда 2023 йилги ишлаб чиқариш тафовути 0,50 ни ташкил қилган. Бу сўнги 10 йилликдаги максимал ижобий ишлаб чиқариш тафовути эмас. Шу сабабли мультипликатор диапазонларига тегишли ўзгартириш киритилмайди.

5.4-жадвал

Структуравий хусусиятлардан келиб чиқиб мамлакатга балл бериш

Структуравий хусусият (агар мавжуд бўлса бир берилади)	Ўзбекистон
Нисбатан ёпиқ	0
Меҳнат бозори қаттиқ тартибга солинади	0
Кичик автоматик стабилизаторлар мавжуд	1
Валюта курси ўзгарувчанлиги нисбатан чегараланган	1
Давлат қарзи хавфсиз даражада	1
Давлат харажатлари ва даромадлари самарали бошқарилади	0
Жами балл	3

Манба: Муаллиф ҳисоб-китоблари

Шунингдек, пул-кредит сиёсати "ноль пастки чегара"да (ZLB) эмас. Шундай бўлса-да, пул-кредит сиёсатига турли ташқи омилларнинг таъсири юқори бўлганлиги сабабли мультипликаторлар диапазони 0,15 мартага оширилади, яъни:

$$M_{min} = 0,4 * (1 + 0) * (1 + 0,1) = 0,46$$

$$M_{max} = 0,6 * (1 + 0) * (1 + 0,1) = 0,69.$$

Юқоридагилардан келиб чиқиб, Ўзбекистонда умумий фискал мультипликаторнинг 0,44-0,66 оралиғидалиги бўйича хулоса қилиш мумкин.

VI. ХУЛОСА

Тадқиқотдан олинган дастлабки ва энг асосий хулоса - Ўзбекистонда қисқа муддатли оралида **фискал харажатлар шоки ЯИМга сезиларли даражада ижобий, солиқ даромадлари шоки аксинча салбий таъсир қилади**. Мазкур шокларнинг таъсири ўртача икки-уч йилгача сақланиб қолади.

SVAR модели натижаларига кўра, Ўзбекистонда биринчи йил **харажатлар мультипликатори 0,64 га, солиқ мултипликатори -0,42 га тенг бўлади**. Вақт ўтиши билан ҳар икки мултипликаторнинг таъсир даражаси пасайиб бориб, харажатлар мултипликатори бешинчи йилда, солиқ мултипликатори учинчи йилда таъсирини йўқотади.

Мултипликаторларни ҳисоблашга боғлиқ бўлган эмпирик тадқиқотлар хулосаларидан келиб чиқиб, мултипликаторларни уч гуруҳга ажратиш мумкин. Булар паст (0,1-0,3), ўрта (0,4-0,6) ва юқори (0,7-1,0) тоифалар. Ушбу хулосага

асосланган, натижалар **Ўзбекистонни ўртача мультипликаторли давлатлар** сирасига киришини кўрсатмоқда.

Шуни алоҳида таъкидлаб ўтиш лозимки, Челак ёндашуви ҳам Ўзбекистонда биринчи йилда фискал мультипликаторлар диапазони айнан ушбу ораликда шаклланиши бўйича хулосаларни берди. Яъни, натижалар **умумий фискал мультипликатор 0,46-0,69 оралиғида** шаклланишини кўрсатди. Бу эса, ўз навбатида, SVAR модели ва Челак ёндашуви натижалари бир бирига мос келишини англатади ҳамда натижалар ишончлилиги бўйича дастлабки хулосаларни беради.

Шунингдек, тадқиқотда давлат харажатлари ва солиқ даромадлари шокларининг бошқа ўзгарувчиларга таъсири бўйича ҳам хулосаларга келинди. Жумладан, натижалар **харажатлар шоклари дастлабки чоракларда инфляцияни сезиларли ўсишига олиб келишини** кўрсатмоқда. Ушбу таъсир даражаси бир йилгача сақланиб қолади. Бироқ вақт ўтиши билан ўрта муддатли ораликда инфляция тушиши кузатилади.

Солиқ даромадлар шоки эса дастлабки икки йилда инфляцияга сезиларли даражада манфий таъсир қилади. Ушбу манфий таъсир ўрта муддатли ораликда ҳам сақланиб қолиб, узоқ муддатли даврда таъсир даражаси йўқолиб боради. Умуман олганда, солиқ даромадлари шокларининг инфляцияга йиғма таъсири узоқ муддатли ораликда манфий фазада бўлади.

Харажатлар ва солиқ даромадлари шокларининг тор маънодаги пул массасига таъсири биринчи ва учинчи йиллар оралиғида сезиларли таъсир қилади. Яъни, қисқа ва ўрта муддатли даврда харажатлар шоклари пул массаси пасайишига олиб келса, солиқ даромадлари шоклари эса аксинча М1 ошишига сабабчи бўлади. Фискал харажатлар (солиқ даромадлари) шокларига жавобан тор маънодаги пул массасининг қисқариши (ўсиши) пул-кредит сиёсатининг реакцияси ва инфляцион босимнинг тушиши (ошиши) билан боғлиқ бўлиши мумкин.

Мультипликаторларнинг баландроқ бўлиши мамлакат учун фискал рағбатлантиришларнинг самарали ишлашини англатади. Шу сабабли фискал сиёсатни юритишда мультипликаторларни оширувчи ёки туширувчи омилларни эътиборга олиш мақсадга мувофиқ ҳисобланади.

Ўзбекистон каби ривожланаётган ва кам даромадли давлатларда:

- давлат харажатлари ва даромадларини бошқаришнинг самарасизлиги, ижобий ишлаб чиқариш тафовутининг тақлиф томондан чекланганлиги²⁴ ҳамда фоиз ставкалари ўртасида тафовутнинг юқорилиги²⁵ **мультипликаторларни пасайишига олиб келса;**

- истеъмолчилар ва бизнеснинг молиявий хизматлардан фойдаланиш имкониятининг чекланганлиги²⁶, пул-кредит сиёсати самарадорлигини пастлиги, автоматик барқарорлаштиригичларнинг кичиклиги ҳамда давлат қарзининг паст даражадалиги **мультипликаторларни баландроқ бўлишига сабабчи бўлади.**

²⁴ Бу ижобий ишлаб чиқариш тафовути ўзининг максимумига етган шароитда қўшимча фискал стимулларнинг берилиши ишлаб чиқариш ҳажми янада ўсишига олиб келмаслиги билан изоҳланади.

²⁵ Фоиз ставкалари, яъни кредит ва депозитлар ўртасидаги тафовутнинг катталиги кўпинча иқтисодийда сезиладиган риск даражаси юқорилиги ҳамда кредитлашнинг қимматлигини акс эттиради. Бу инвестиция ва истеъмолчи чеклайди. Натижада, ҳукумат фискал рағбатлов орқали иқтисодий фаолликни оширишга ҳаракат қилсада, юқори фоиз спредлари сабабли бизнес ёки истеъмолчилар фискал стимулга реакция билдирмасликлари мумкин.

²⁶ Молия бозорлари етарлича ривожланмаган иқтисодийларда жисмоний шахслар ва корхоналарнинг кредит олиш имконияти чекланган бўлади. Қўшимча молиявий манбаларга эҳтиёж ошган шароитда қарз олиш имкониятининг чекланганлиги фискал стимуллар орқали юзага келган қўшимча даромадларнинг жамғармага эмас, балки тўғридан-тўғри истеъмолга йўналтирилишига олиб келади.

Тадқиқот натижалари сифатини ошириш учун турли усуллардан фойдаланилган бўлса-да, ундаги мавжуд камчиликларни ҳам таъкидлаб ўтиш мақсадга мувофиқ ҳисобланади. Тадқиқотдаги энг асосий камчиликлардан бири бу танлаб олинган ўзгарувчилар бўйича узоқ муддатли вақт қаторлари маълумотларини чекланганлиги ҳисобланади. Ўзбекистон каби ривожланаётган иқтисодиётларда маълумотлар қамров даври узунлиги, частотаси ва хатолик даражаси бўйича муаммолар мавжудлиги табиий ҳисобланади. Бундан ташқари, экзоген эластикликларни ҳисоблашда фойдаланилган айрим солиққа солиш базалари бўйича чораклик маълумотлар чекланганлиги сабабли, уларнинг йиллик маълумотлари интерполяция қилиш орқали чораклик кўринишга келтирилди. Жумладан, ходимларга тўланган иш ҳақи ва корхона ва ташкилотларнинг ялпи фойдаси тўлиқ давр учун, шахсий истеъмол харажатлари ва кончилик саноатида ишлаб чиқариш ҳажми 2012 – 2015 йиллар оралиғи учун интерполяция қилинди.

Умуман олганда, тадқиқот Ўзбекистон бўйича соҳада амалга оширилган дастлабки изланишларда бўлганлиги сабабли ушбу мақола нафақат тадқиқот соҳасига, балки иқтисодий сиёсат (бюджет-солиқ ва пул-кредит сиёсати) юритиш самарадорлигини оширишга сезиларли ҳисса қўшиши мумкин. Шунингдек, ушбу тадқиқот соҳада амалга ошириладиган Ўзбекистон бўйича келгуси тадқиқотлар учун асос вазифасини бажариши мумкин.

ФҲЙДАЛАНИЛГАН АДАБИЁТЛАР

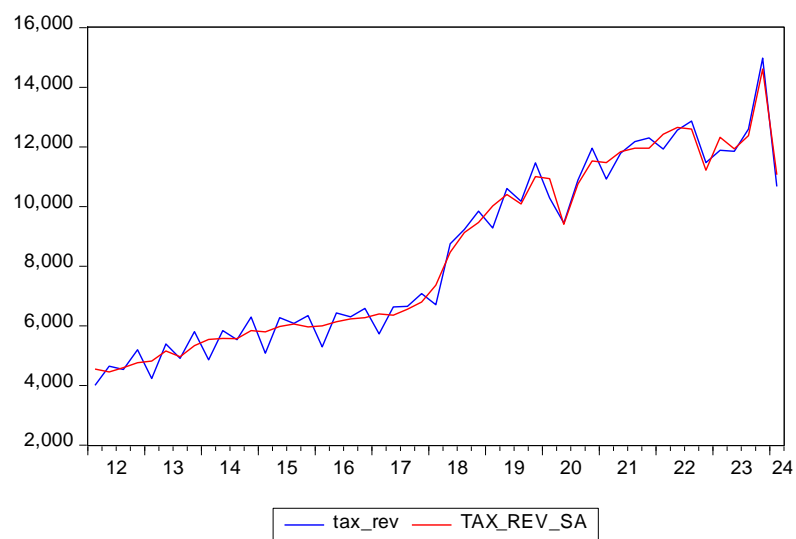
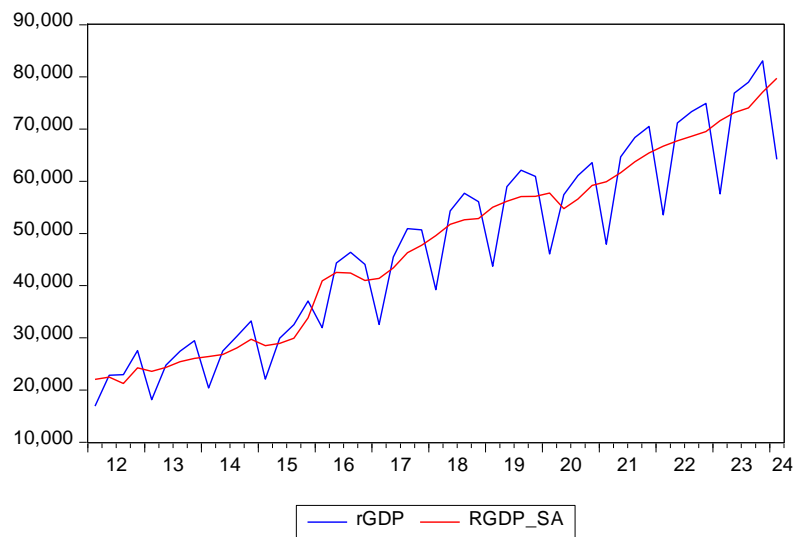
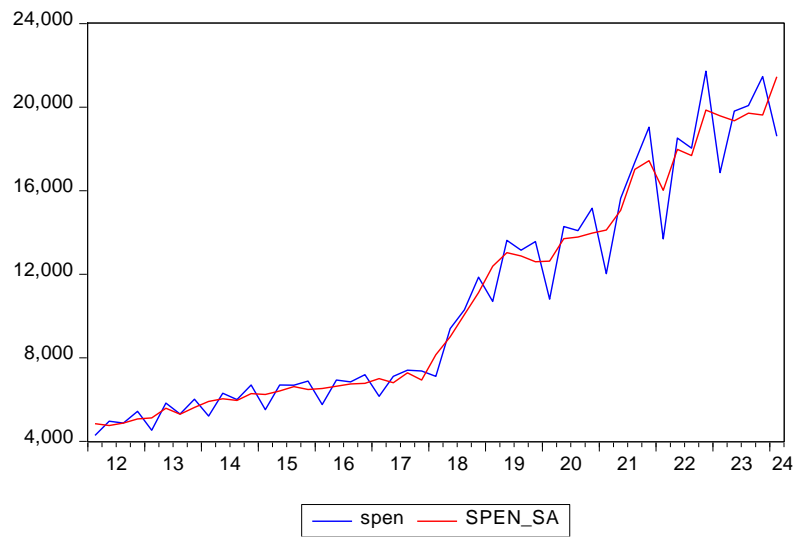
- Сорсетти ва бошқалар. 2012. "What Determines Government Spending Multipliers?" *IMF Working Paper*, Октябрь: 521-565.
- А. Маунтфорд ва Х. Улиг. 2009. "What are the effects of fiscal policy shocks?" *Journal of applied econometrics* 960-992.
- Амисано ва бошқалар. 1997. *Topics in structural VAR econometrics*. Берлин: Спрингер.
- Антониу Афонсу ва Рикардо М. Соуза. 2011. "The Macroeconomic Effects of Fiscal Policy in Portugal: a Bayesian SVAR Analysis." *Portuguese Economic Journal* 61-82.
- Ауэрбах ва Городниченко. 2012. "Measuring the Output Responses to Fiscal Policy." *American Economic Journal: Economic Policy* 1-27.
- Баррелл ва бошқалар. 2012. "Fiscal consolidation: Part 2. Fiscal multipliers and fiscal consolidations." *OECD Economics Department Working Paper*, Февраль.
- Батини ва бошқалар. 2014. "Fiscal Multipliers: Size, Determinants, and Use in Macroeconomic Projections." *Technical notes and manuals*, сентябр: 2.
- Бланчард ва бошқалар. 2002. "An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output." *The Quarterly Journal of Economics* 1331.
- Готшалк, Ян. 2001. "An Introduction into the SVAR Methodology: Identification, Interpretation and Limitations of SVAR models." *Kiel Working Paper*, Август: 2-17.
- Грдович, Ана. 2013. "Empirical assessment of stabilization effects of fiscal policy in Croatia." *Juraj Dobrila University of Pula Working Paper Series*, Ноябрь: 4-15.
- Дарио Калдара ва Кристоф Кампс. 2008. "What are the Effects of Fiscal Policy Shocks? A VAR-based Comparative Analysis." *ECB Working Paper*, март: 11-16.
- Де Кастро Фернандес ва бошқалар. 2006. "The economic effects of exogenous fiscal shocks in Spain: a SVAR approach." *ECB working paper* 13-14.
- ЖБ. 2019. *2018-yilgi Davlat xarajatlari va moliyaviy masъулияt samaradorligini baholash hisoboti*. Даврий ҳисобот, Ўзбекистон: Жаҳон банки.
- Жузеппе де Арканджелис ва Серена Ламартина. 2003. "The Economic Effects of Exogenous Fiscal Schocks in Spain: A SVAR Approach." *ECB Working Paper Series*, Октябрь: 15-18.
- Меҳра, Яш. 2001. "The wealth effect in empirical life-cycle aggregate consumption equations." *FRB Richmond Economic Quarterly* 45-68.
- Минешима ва бошқалар. 2014. "Size of fiscal multipliers." *Post-crisis fiscal policy* 315-372.

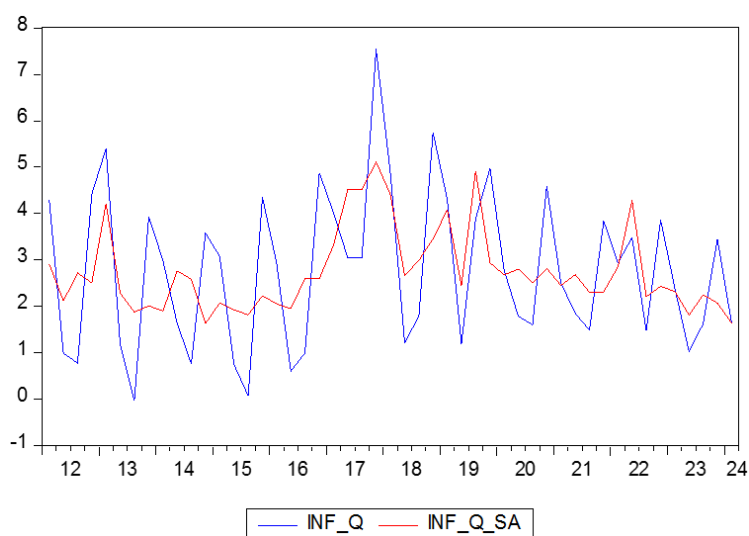
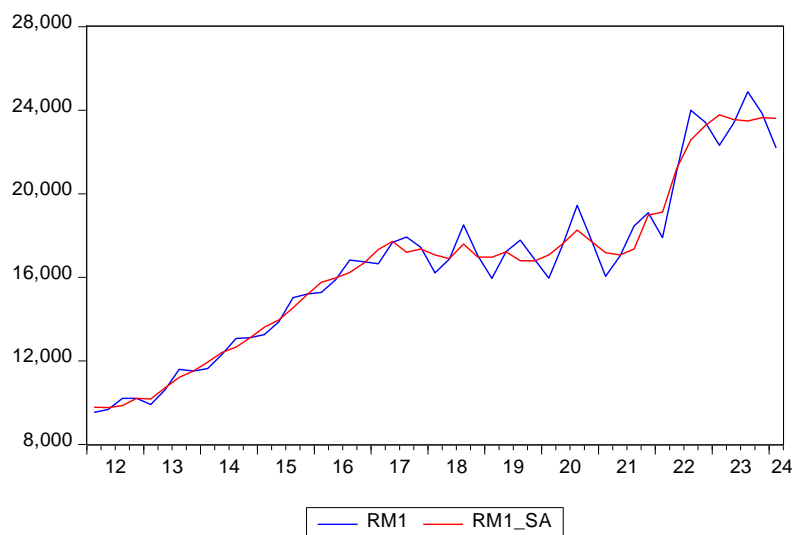
- Нери, Стефано. 2001. "Assessing the effects of monetary and fiscal policy." *Economic Research and International Relations Area*, Ноябрь: 425.
- Николетта Батини ва бошқалар. 2014. "Fiscal Multipliers: Size, Determinants, and Use in Macroeconomic Projections." *IMF Technical Notes and Manuals*, Сентябрь: 13.
- Оливиер Бланчард ва Роберто Перотти. 2002. "An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output." *The Quarterly Journal of Economics* 1331-1336.
- Оливиер Бланчард ва Роберто Перотти. 1999. "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output." *NBER Working Paper* Июль.
- Перотти, Роберто. 2005. "Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries." *SSRN 717561*.
- Рафаел Равник ва Иван Зилик. 2010. "The use of SVAR analysis in determining the effects of fiscal shocks in Croatia." *Financial theory and practice* 29-39.
- Роберто Перотти. 2002. "Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries." *Working Paper Series*, Август: 11.
- Спилимберго ва бошқалар. 2009. "Fiscal Multipliers." *IMF staff position note*. 20-май.
- Таннус Касс-Ханна ва бошқалар. 2023. "Estimating Fiscal Multipliers Under Alternative Exchange Rate Regimes. The Case of Bolivia." *IMF Working Paper*, Ноябрь: 9.
- ХВЖ. 2022. *Айирбошлаш келишувлари ва айирбошлаш чекловлари бўйича йиллик ҳисобот*. Йиллик ҳисобот, Washington: IMF.
- Хельмут, Люткеполь. 2005. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Берлин: Springer Science & Business Media.
- Ҳепке Фалк ва бошқалар. 2006. "The macroeconomic effects of exogenous fiscal policy shocks in Germany: a disaggregated SVAR analysis." *Discussion Paper*, 6.
- Эйроуд, Лук. 2013. *The Challenge of Debt Reduction during Fiscal Consolidation*. 8-март. Accessed 2024 йил 30-апрел. <https://www.elibrary.imf.org/view/journals/001/2013/067/article-A001-en.xml>.

ИЛОВАЛАР

1-илова

Мавсумийликдан тозаланган ўзгарувчилар





2-илова

Мақбул лагни танлаш бўйича маълумотлар меъзонлари (information criteria) натижалари

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: L_E L_Y INF_Q_SA L_TR L_RM1
 Exogenous variables: C
 Date: 07/18/24 Time: 11:05
 Sample: 2012Q1 2024Q1
 Included observations: 45

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	63.16582	NA	5.19e-08	-2.585147	-2.384407	-2.510313
1	281.2651	378.0388*	9.80e-12*	-11.16734*	-9.962898*	-10.71834*
2	293.5035	18.49352	1.80e-11	-10.60016	-8.392012	-9.776982
3	314.6131	27.20792	2.40e-11	-10.42725	-7.215404	-9.229905
4	332.1345	18.68952	4.20e-11	-10.09487	-5.879321	-8.523354

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

ADF тести натижалари

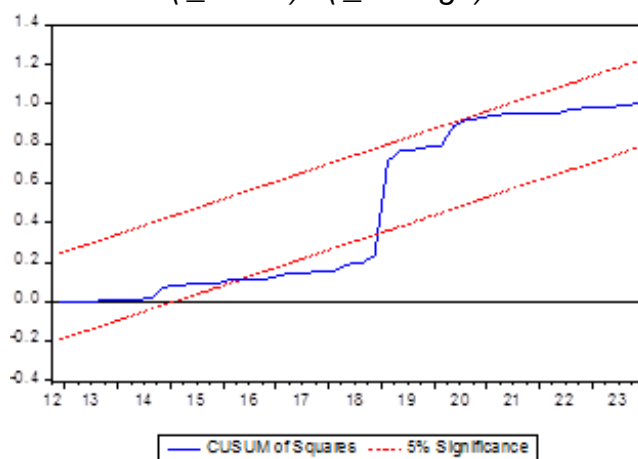
2012I - 2024I	ADF					
	0-даражада			1-фарқда		
Ўзгарувчилар	Лаг	t-стат.	p-қиймат	Лаг	t-стат	p-қиймат
l_e	2	-2.179	0.4893	0	-7.350	0.0000
l_tr	3	-1.700	0.7346	3	-3.406	0.0635
l_y	1	-1.872	0.6528	2	-4.826	0.0017
inf_q_sa	1	-2.524	0.1164	0	-10.479	0.0000
l_rM1	2	-2.374	0.3879	0	-5.111	0.0007

4-илова

Турли солиқларнинг солиқ солиш базаларига нисбатан эластиклиги
 4.1. Даромад солиғининг жами тўланган иш ҳақиға нисбатан эластиклиги

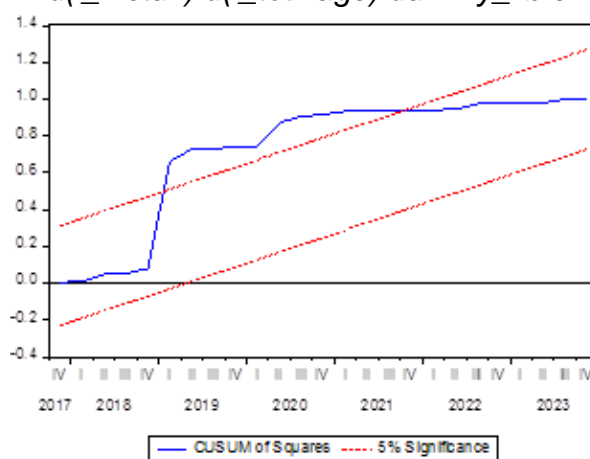
EViews 12да баҳоланган регрессия спецификацияси:

$$d(l_inctax) \text{ } d(l_totwage) \text{ } c$$

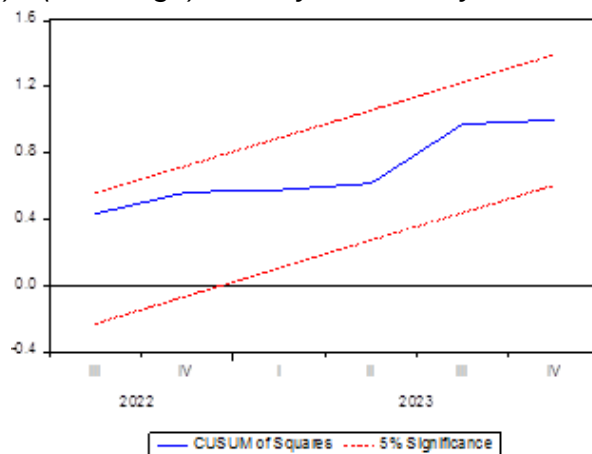


EViews 12да баҳоланган регрессия спецификацияси:

$$d(l_inctax) \text{ } d(l_totwage) \text{ } dummy_lib \text{ } c$$



EViews 12да баҳоланган регрессия спецификацияси:
 $d(l_inctax) d(l_totwage) dummy_lib dummy_cov dummy_war$ с

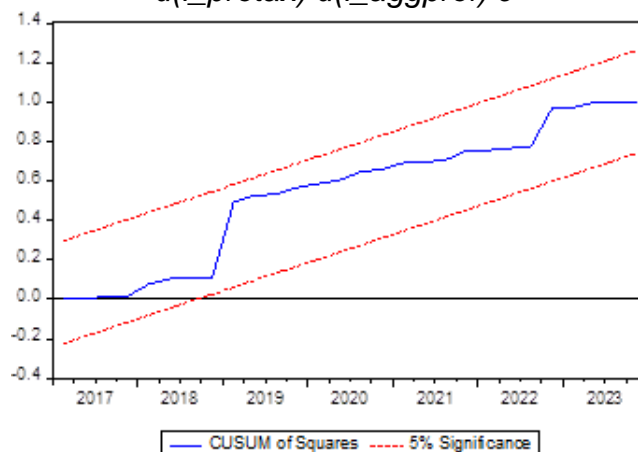


Dependent Variable: D(L_INCTAX)
 Method: Least Squares
 Date: 06/10/24 Time: 17:10
 Sample (adjusted): 2012Q2 2023Q4
 Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(L_TOTWAGE)	0.736068	0.209571	3.512267	0.0011
DUMMY_LIB	-0.004942	0.024320	-0.203227	0.8399
DUMMY_COV	-0.030530	0.033049	-0.923777	0.3609
DUMMY_WAR	0.005675	0.032994	0.171992	0.8643
C	0.018957	0.010027	1.890652	0.0656
R-squared	0.246427	Mean dependent var		0.030479
Adjusted R-squared	0.174658	S.D. dependent var		0.060348
S.E. of regression	0.054825	Akaike info criterion		-2.869050
Sum squared resid	0.126243	Schwarz criterion		-2.672226
Log likelihood	72.42268	Hannan-Quinn criter.		-2.794984
F-statistic	3.433615	Durbin-Watson stat		1.742574
Prob(F-statistic)	0.016228			

4.2. Фойда солиғининг корхона ва ташкилотларнинг ялпи фойда ва ялпи аралаш даромадига нисбатан эластиклиги

EViews 12да баҳоланган регрессия спецификацияси:
 $d(l_protax) d(l_aggprof)$ с



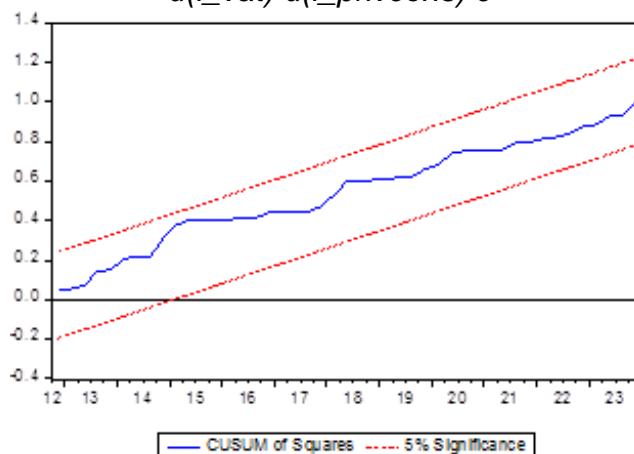
Dependent Variable: D(L_PROTAX)
 Method: Least Squares
 Date: 06/26/24 Time: 10:23
 Sample: 2016Q3 2023Q4
 Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(L_AGGPROF)	4.717536	1.777109	2.654612	0.0129
C	0.000184	0.054531	0.003382	0.9973
R-squared	0.201072	Mean dependent var		0.092828
Adjusted R-squared	0.172539	S.D. dependent var		0.252294
S.E. of regression	0.229499	Akaike info criterion		-0.041499
Sum squared resid	1.474749	Schwarz criterion		0.051914
Log likelihood	2.622483	Hannan-Quinn criter.		-0.011615
F-statistic	7.046967	Durbin-Watson stat		1.872932
Prob(F-statistic)	0.012946			

4.3. ҚҚСнинг жами шахсий истеъмол харажатларига нисбатан эластиклиги

EViews 12да баҳоланган регрессия спецификацияси:

$d(l_vat) d(l_privcons) c$

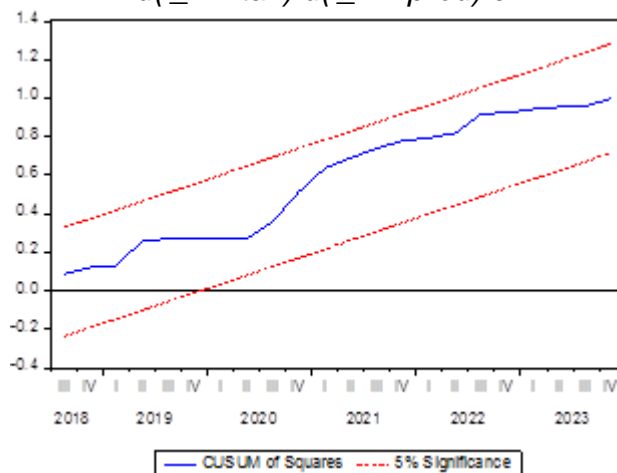


Dependent Variable: D(L_VAT)
 Method: Least Squares
 Date: 06/10/24 Time: 17:15
 Sample (adjusted): 2012Q2 2023Q4
 Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(L_PRIVCONS)	0.007143	0.152954	0.046697	0.9630
C	0.023400	0.014238	1.643445	0.1073
R-squared	0.000048	Mean dependent var		0.023550
Adjusted R-squared	-0.022173	S.D. dependent var		0.094032
S.E. of regression	0.095069	Akaike info criterion		-1.826804
Sum squared resid	0.406716	Schwarz criterion		-1.748074
Log likelihood	44.92989	Hannan-Quinn criter.		-1.797177
F-statistic	0.002181	Durbin-Watson stat		2.199255
Prob(F-statistic)	0.962961			

4.4. Кончилик солиғининг жами кончилик ва қазиб олиш саноатида ишлаб чиқариш ҳажмига нисбатан эластиклиги

*EViews 12да баҳоланган регрессия спецификацияси:
d(l_mintax) d(l_minprod) c*



Dependent Variable: D(L_MINTAX)
Method: Least Squares
Date: 06/10/24 Time: 17:24
Sample: 2018Q1 2023Q4
Included observations: 24

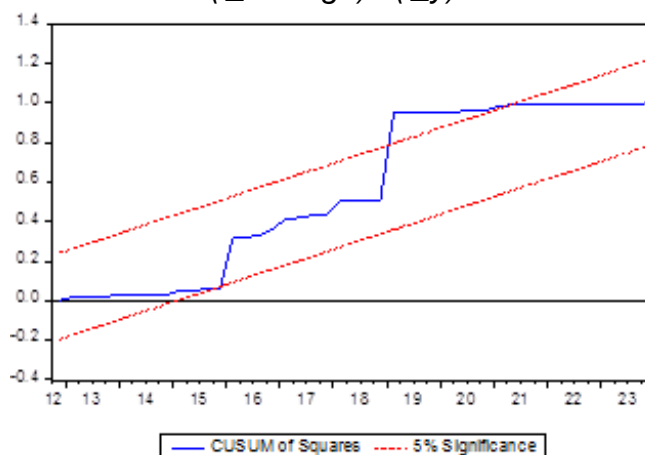
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(L_MINPROD)	0.367449	0.171732	2.139662	0.0437
C	0.020683	0.023694	0.872903	0.3921
R-squared	0.172253	Mean dependent var		0.025851
Adjusted R-squared	0.134628	S.D. dependent var		0.124131
S.E. of regression	0.115473	Akaike info criterion		-1.399899
Sum squared resid	0.293350	Schwarz criterion		-1.301728
Log likelihood	18.79879	Hannan-Quinn criter.		-1.373855
F-statistic	4.578155	Durbin-Watson stat		1.466624
Prob(F-statistic)	0.043726			

5-илова

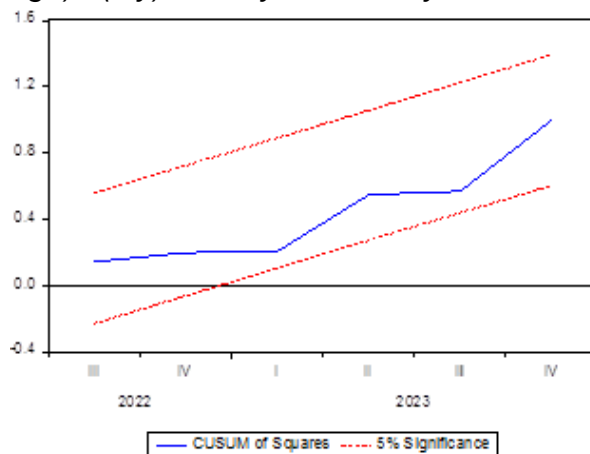
Солиқ солиш базаларининг ЯИМга нисбатан эластиклиги

5.1. Ходимларга тўланган иш ҳақининг ЯИМга нисбатан эластиклиги

*EViews 12да баҳоланган регрессия спецификацияси:
d(l_totwage) d(l_y) c*



EViews 12да баҳоланган регрессия спецификацияси:
 $d(l_totwage) \ d(l_y) \ dummy_lib \ dummy_cov \ dummy_war \ c$



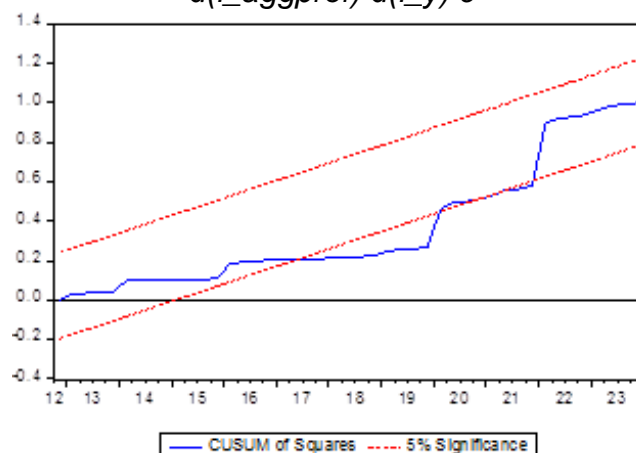
Dependent Variable: D(L_TOTWAGE)
 Method: Least Squares
 Date: 06/10/24 Time: 17:30
 Sample (adjusted): 2012Q2 2023Q4
 Included observations: 47 after adjustments

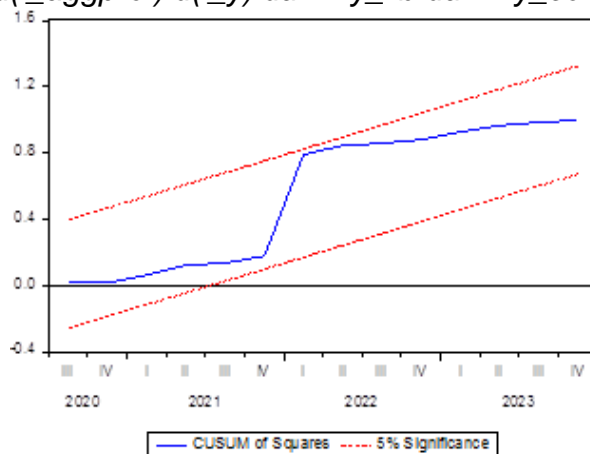
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(L_Y)	0.543849	0.117409	4.632089	0.0000
DUMMY_LIB	0.007777	0.014521	0.535584	0.5951
DUMMY_COV	0.000658	0.019891	0.033094	0.9738
DUMMY_WAR	0.003274	0.019822	0.165161	0.8696
C	0.002924	0.006464	0.452338	0.6534

R-squared	0.347459	Mean dependent var	0.018666
Adjusted R-squared	0.285312	S.D. dependent var	0.038847
S.E. of regression	0.032841	Akaike info criterion	-3.894013
Sum squared resid	0.045297	Schwarz criterion	-3.697188
Log likelihood	96.50929	Hannan-Quinn criter.	-3.819946
F-statistic	5.590946	Durbin-Watson stat	2.075395
Prob(F-statistic)	0.001061		

5.2. Корхона ва ташкилотларнинг ялпи фойда ва ялпи аралаш даромадининг ЯИМга нисбатан эластиклиги

EViews 12да баҳоланган регрессия спецификацияси:
 $d(l_aggprof) \ d(l_y) \ c$

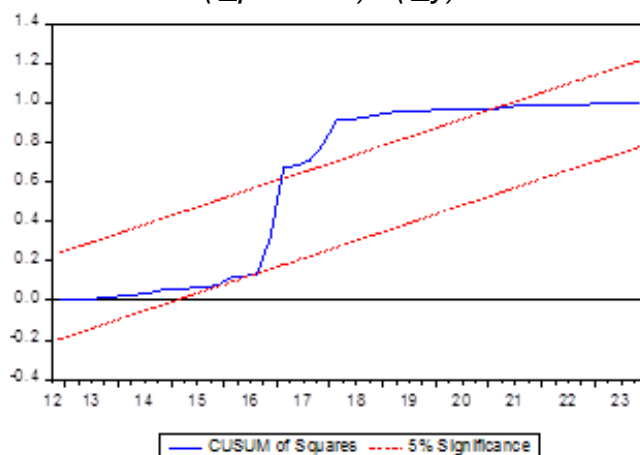


EViews 12да баҳоланган регрессия спецификацияси: $d(l_aggprof) d(l_y) dummy_lib dummy_cov c$ 

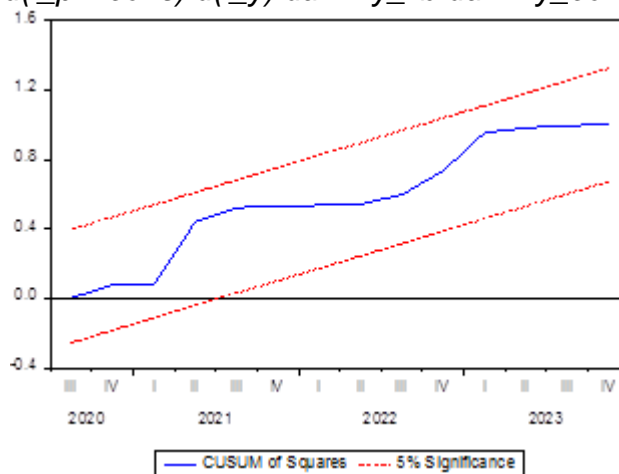
Dependent Variable: D(L_AGGPROF)
 Method: Least Squares
 Date: 06/10/24 Time: 17:33
 Sample (adjusted): 2012Q2 2023Q4
 Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(L_Y)	0.986684	0.024528	40.22650	0.0000
DUMMY_LIB	-0.000387	0.003027	-0.128003	0.8987
DUMMY_COV	-0.003588	0.004153	-0.863794	0.3925
C	0.002182	0.001300	1.678418	0.1005

R-squared	0.974624	Mean dependent var	0.028207
Adjusted R-squared	0.972854	S.D. dependent var	0.041779
S.E. of regression	0.006884	Akaike info criterion	-7.038108
Sum squared resid	0.002037	Schwarz criterion	-6.880649
Log likelihood	169.3955	Hannan-Quinn criter.	-6.978855
F-statistic	550.5109	Durbin-Watson stat	1.640435
Prob(F-statistic)	0.000000		

5.3. Шахсий истеъмол харажатларининг ЯИМга нисбатан эластиклиги**EViews 12да баҳоланган регрессия спецификацияси:** $d(l_privcons) d(l_y) c$ 

EViews 12да баҳоланган регрессия спецификацияси:

 $d(l_privcons)$ $d(l_y)$ $dummy_lib$ $dummy_cov$ c 

Dependent Variable: D(L_PRIVCONS)

Method: Least Squares

Date: 06/10/24 Time: 17:34

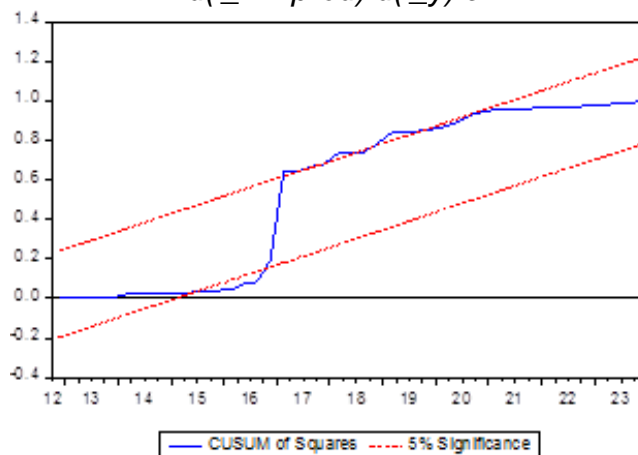
Sample (adjusted): 2012Q2 2023Q4

Included observations: 47 after adjustments

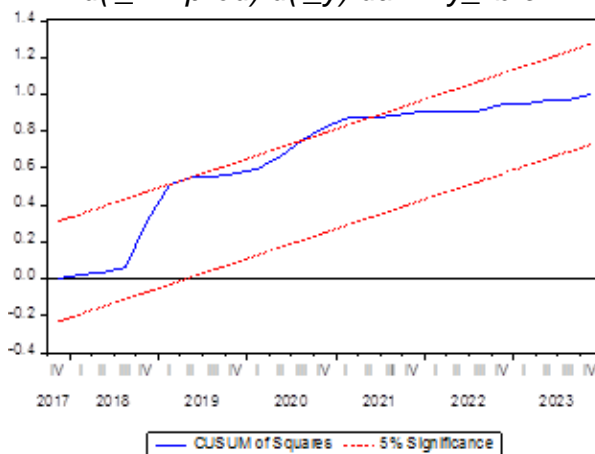
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(L_Y)	1.051641	0.294591	3.569834	0.0009
DUMMY_LIB	-0.036121	0.036356	-0.993527	0.3260
DUMMY_COV	0.000766	0.049882	0.015364	0.9878
C	-0.002363	0.015612	-0.151356	0.8804
R-squared	0.239257	Mean dependent var		0.021110
Adjusted R-squared	0.186182	S.D. dependent var		0.091643
S.E. of regression	0.082673	Akaike info criterion		-2.066581
Sum squared resid	0.293898	Schwarz criterion		-1.909122
Log likelihood	52.56466	Hannan-Quinn criter.		-2.007328
F-statistic	4.507895	Durbin-Watson stat		2.607668
Prob(F-statistic)	0.007766			

5.4. Кончилик ва қазиб олиш саноатида ишлаб чиқариш ҳажмининг ЯИМга нисбатан эластиклиги

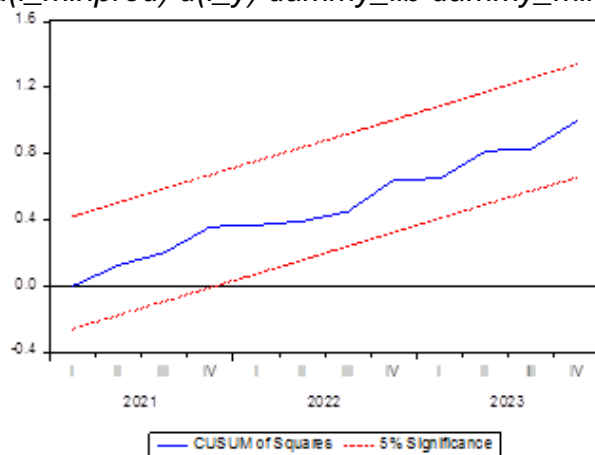
EViews 12да баҳоланган регрессия спецификацияси:

 $d(l_minprod)$ $d(l_y)$ c 

*EViews 12*да баҳоланган регрессия спецификацияси:
 $d(l_minprod) \ d(l_y) \ dummy_lib \ c$



*EViews 12*да баҳоланган регрессия спецификацияси:
 $d(l_minprod) \ d(l_y) \ dummy_lib \ dummy_min \ c$



Dependent Variable: D(L_MINPROD)
 Method: Least Squares
 Date: 06/10/24 Time: 17:38
 Sample (adjusted): 2012Q2 2023Q4
 Included observations: 47 after adjustments

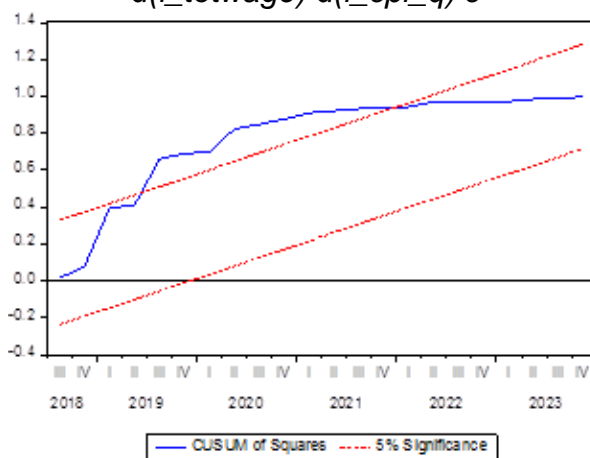
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(L_Y)	1.584443	0.548729	2.887481	0.0061
DUMMY_LIB	0.084448	0.068166	1.238856	0.2221
DUMMY_MIN	0.113358	0.092914	1.220026	0.2291
C	-0.045422	0.028776	-1.578468	0.1218

R-squared	0.212620	Mean dependent var	0.014833
Adjusted R-squared	0.157687	S.D. dependent var	0.168787
S.E. of regression	0.154909	Akaike info criterion	-0.810691
Sum squared resid	1.031864	Schwarz criterion	-0.653232
Log likelihood	23.05124	Hannan-Quinn criter.	-0.751438
F-statistic	3.870504	Durbin-Watson stat	2.354637
Prob(F-statistic)	0.015491		

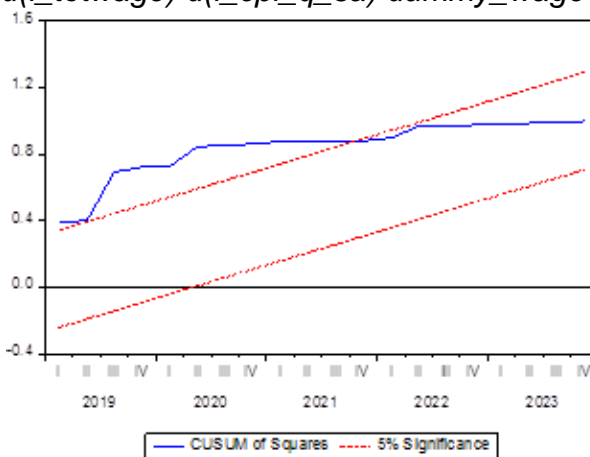
Турли солиқларнинг ИНИга нисбатан эластиклиги

6.1. Ходимларга тўланган иш ҳақининг ИНИга нисбатан эластиклиги

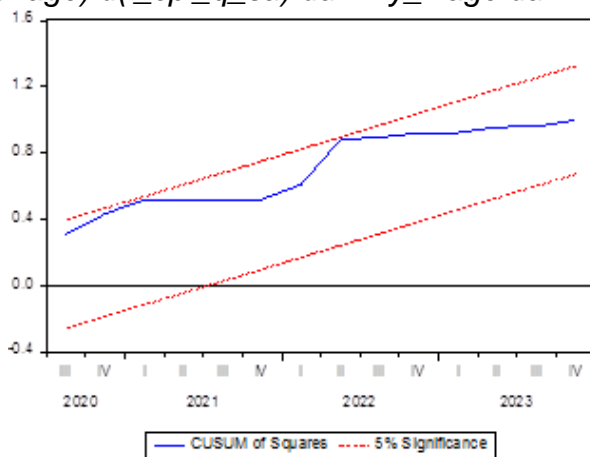
*EViews 12да баҳоланган регрессия спецификацияси:
 $d(l_totwage) d(l_cpi_q) c$*



*EViews 12да баҳоланган регрессия спецификацияси:
 $d(l_totwage) d(l_cpi_q_sa) dummy_wage c$*



*EViews 12да баҳоланган регрессия спецификацияси:
 $d(l_totwage) d(l_cpi_q_sa) dummy_wage dummy_cpi c$*



Dependent Variable: D(L_TOTWAGE)

Method: Least Squares

Date: 06/10/24 Time: 18:38

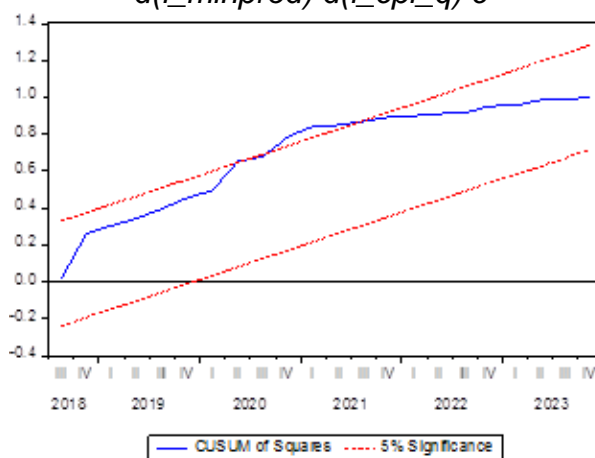
Sample: 2018Q1 2023Q4

Included observations: 24

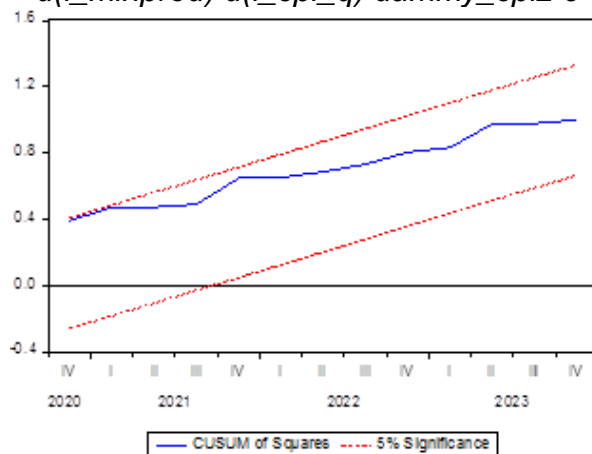
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(L_CPI_Q)	1.849306	1.064489	1.737271	0.0977
DUMMY_WAGE	-0.018965	0.017511	-1.083044	0.2917
DUMMY_CPI	-0.007008	0.019891	-0.352350	0.7283
C	-0.020682	0.029994	-0.689555	0.4984
R-squared	0.149817	Mean dependent var		0.024786
Adjusted R-squared	0.022290	S.D. dependent var		0.036431
S.E. of regression	0.036023	Akaike info criterion		-3.658305
Sum squared resid	0.025953	Schwarz criterion		-3.461962
Log likelihood	47.89966	Hannan-Quinn criter.		-3.606215
F-statistic	1.174783	Durbin-Watson stat		1.985790
Prob(F-statistic)	0.344250			

6.2. Кончилик ва қазиб олиш саноатида ишлаб чиқариш ҳажмининг ИНИга нисбатан эластиклиги

*EViews 12да баҳоланган регрессия спецификацияси:
d(l_minprod) d(l_cpi_q) c*



*EViews 12да баҳоланган регрессия спецификацияси:
d(l_minprod) d(l_cpi_q) dummy_cpi2 c*



Dependent Variable: D(L_MINPROD)

Method: Least Squares

Date: 06/10/24 Time: 18:41

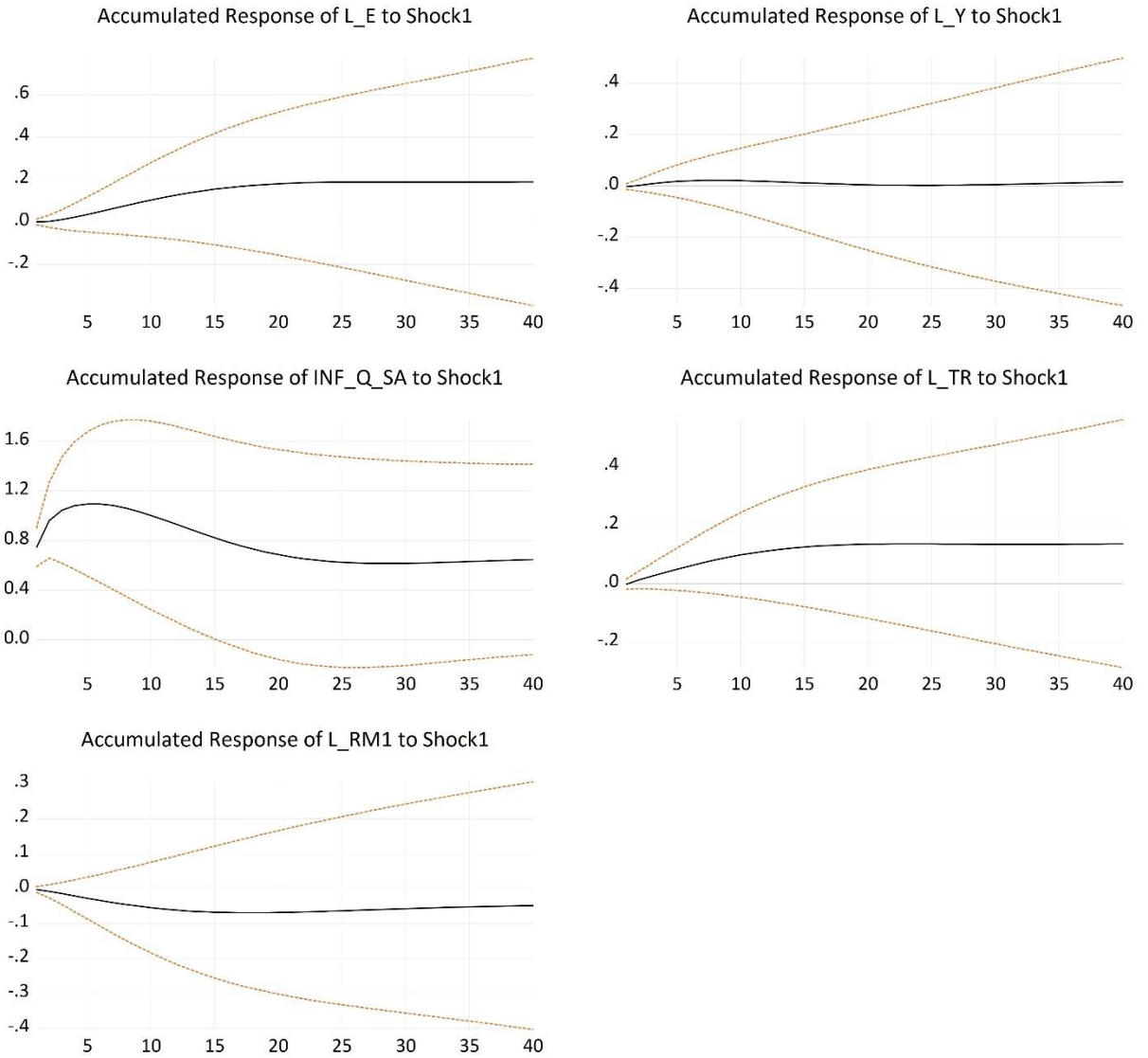
Sample: 2018Q1 2023Q4

Included observations: 24

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(L_CPI_Q)	4.715670	3.897295	1.209985	0.2397
DUMMY_CPI2	0.059712	0.072271	0.826225	0.4180
C	-0.131401	0.117531	-1.118013	0.2762
R-squared	0.079544	Mean dependent var		0.014065
Adjusted R-squared	-0.008118	S.D. dependent var		0.140206
S.E. of regression	0.140774	Akaike info criterion		-0.966858
Sum squared resid	0.416162	Schwarz criterion		-0.819601
Log likelihood	14.60229	Hannan-Quinn criter.		-0.927790
F-statistic	0.907393	Durbin-Watson stat		1.583816
Prob(F-statistic)	0.418823			

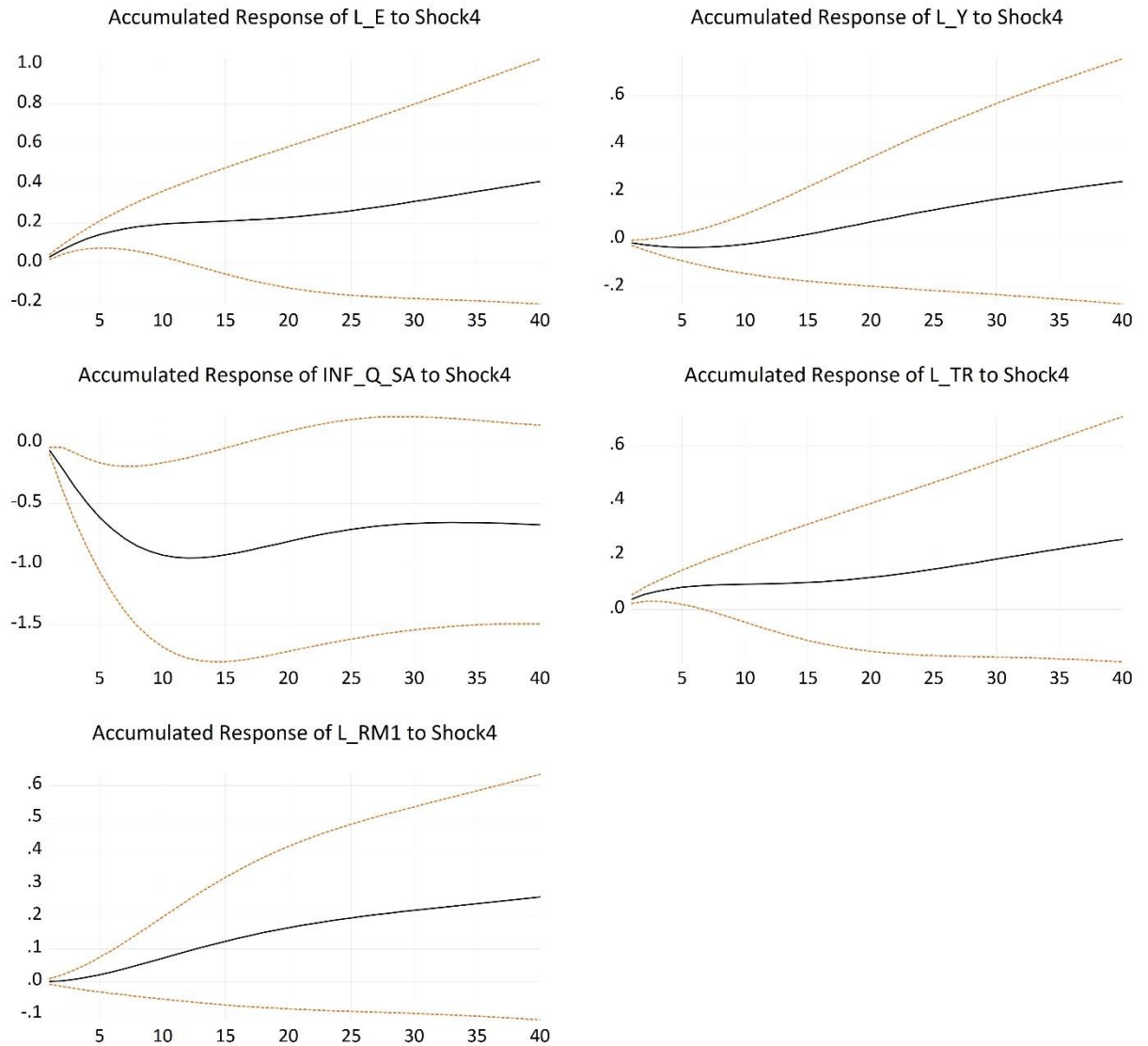
Давлат харажатлари шокларининг турли ўзгарувчиларга йиғма таъсири

Accumulated Response to Structural VAR Innovations
± 2 analytic asymptotic S.E.s



Солиқ даромадлари шокларининг турли ўзгарувчиларга йиғма таъсири

Accumulated Response to Structural VAR Innovations
 ± 2 analytic asymptotic S.E.s



Асосий VAR моделини баҳолаш натижалари

Vector Autoregression Estimates

Date: 07/18/24 Time: 11:05

Sample (adjusted): 2012Q2 2024Q1

Included observations: 48 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	L_E	L_Y	INF_Q_SA	L_TR	L_RM1
L_E(-1)	0.715107 (0.08902) [8.03311]	-0.002684 (0.07278) [-0.03687]	-2.056419 (1.38966) [-1.47980]	0.348821 (0.11166) [3.12383]	0.031508 (0.05350) [0.58896]
L_Y(-1)	0.020503 (0.11596) [0.17681]	0.753534 (0.09481) [7.94819]	3.681556 (1.81024) [2.03374]	0.322742 (0.14546) [2.21877]	-0.049873 (0.06969) [-0.71567]
INF_Q_SA(-1)	0.004215 (0.00929) [0.45346]	0.010649 (0.00760) [1.40149]	0.294282 (0.14509) [2.02827]	0.020015 (0.01166) [1.71673]	-0.003462 (0.00559) [-0.61988]
L_TR(-1)	0.372297 (0.14313) [2.60120]	0.096916 (0.11701) [0.82825]	-0.246867 (2.23428) [-0.11049]	0.314356 (0.17953) [1.75096]	0.003682 (0.08601) [0.04281]
L_RM1(-1)	-0.007583 (0.10693) [-0.07091]	0.248985 (0.08742) [2.84803]	-1.564144 (1.66928) [-0.93701]	-0.243739 (0.13413) [-1.81714]	0.997931 (0.06426) [15.5293]
C	-0.860844 (0.49420) [-1.74189]	-0.622630 (0.40404) [-1.54102]	-1.257969 (7.71480) [-0.16306]	1.833331 (0.61991) [2.95739]	0.259587 (0.29699) [0.87406]
R-squared	0.991311	0.991224	0.373885	0.974662	0.987667
Adj. R-squared	0.990276	0.990179	0.299348	0.971645	0.986199
Sum sq. resids	0.097661	0.065277	23.79923	0.153666	0.035269
S.E. equation	0.048221	0.039424	0.752761	0.060487	0.028978
F-statistic	958.2922	948.7602	5.016069	323.1166	672.6961
Log likelihood	80.62987	90.29857	-51.27191	69.75113	105.0736
Akaike AIC	-3.109578	-3.512441	2.386329	-2.656297	-4.128066
Schwarz SC	-2.875678	-3.278540	2.620230	-2.422397	-3.894165
Mean dependent	9.171477	10.70697	2.740166	8.986086	9.688364
S.D. dependent	0.489008	0.397817	0.899302	0.359214	0.246669
Determinant resid covariance (dof adj.)		5.68E-12			
Determinant resid covariance		2.91E-12			
Log likelihood		296.9241			
Akaike information criterion		-11.12184			
Schwarz criterion		-9.952336			
Number of coefficients		30			

Асосий SVAR моделини баҳолаш натижалари

Structural VAR Estimates

Date: 07/18/24 Time: 11:05

Sample (adjusted): 2012Q2 2024Q1

Included observations: 48 after adjustments

Estimation method: Maximum likelihood via Newton-Raphson (analytic derivatives)

Convergence achieved after 0 iterations

Structural VAR is just-identified

Model: $Ae = Bu$ where $E[uu'] = I$

A =

1	0	0.5	0	0
C(1)	1	0	C(7)	0
C(2)	C(4)	1	C(8)	0
0	-1.16	-0.504	1	0
C(3)	C(5)	C(6)	C(9)	1
B =				
C(10)	0	0	0	0
0	C(12)	0	0	0
0	0	C(13)	0	0
C(11)	0	0	C(14)	0
0	0	0	0	C(15)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	2.247910	13.53059	0.166135	0.8681
C(2)	16.80833	464.9594	0.036150	0.9712
C(3)	-0.057856	0.086685	-0.667423	0.5045
C(4)	245.4644	595.3737	0.412286	0.6801
C(5)	-0.046508	0.107141	-0.434085	0.6642
C(6)	0.003913	0.005537	0.706697	0.4798
C(7)	-1.350763	10.39886	-0.129895	0.8966
C(8)	81.49748	335.2265	0.243112	0.8079
C(9)	0.024562	0.070085	0.350462	0.7260
C(10)	0.373385	0.038108	9.797958	0.0000
C(11)	-0.375061	0.040274	-9.312793	0.0000
C(12)	0.130215	0.805041	0.161750	0.8715
C(13)	-11.76942	26.80326	-0.439104	0.6606
C(14)	0.086714	0.008850	9.797958	0.0000
C(15)	0.028585	0.002917	9.797958	0.0000

Log likelihood 280.9003

Estimated A matrix:

1.000000	0.000000	0.500000	0.000000	0.000000
2.247910	1.000000	0.000000	-1.350763	0.000000
16.80833	245.4644	1.000000	81.49748	0.000000
0.000000	-1.164578	-0.504042	1.000000	0.000000
-0.057856	-0.046508	0.003913	0.024562	1.000000

Estimated B matrix:

0.373385	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
0.000000	0.130215	0.000000	0.000000	0.000000
0.000000	0.000000	-11.76942	0.000000	0.000000
-0.375061	0.000000	0.000000	0.086714	0.000000
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.028585

Estimated S matrix:

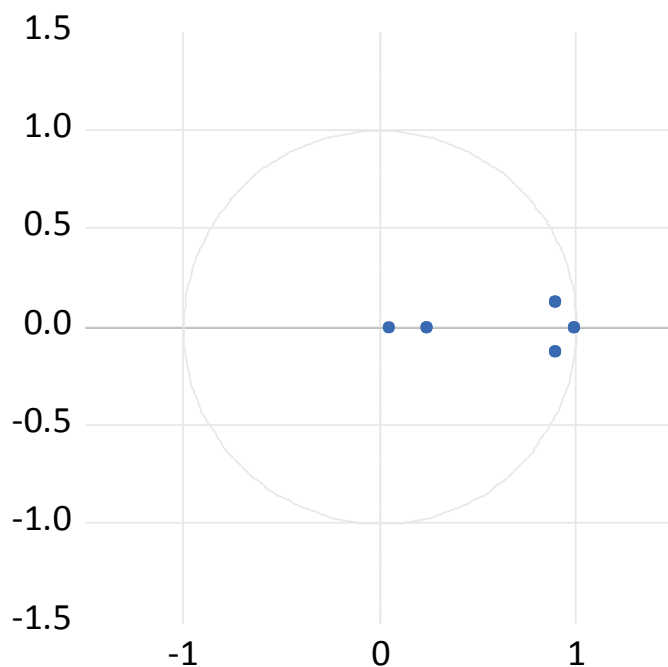
0.000106	0.037245	-0.005668	0.030099	0.000000
-0.002494	0.007369	-0.035699	-0.014807	0.000000
0.746557	-0.074490	0.011335	-0.060198	0.000000
-0.001670	-0.028964	-0.035861	0.039128	0.000000
-0.002990	0.003500	-0.001152	0.000327	0.028585

Estimated F matrix:

0.286118	0.933769	-1.925907	1.296792	2.076909
0.091821	0.709827	-1.355764	0.922966	1.908527
0.639044	-0.370476	0.593833	-0.865398	0.485574
0.206296	0.589176	-1.404815	0.884313	1.505290
-0.003639	0.469626	-0.698011	0.679876	1.304912

**AR хусусиятли кўпҳаднинг тескари илдиэлари
(Inverse Roots of AR characteristic polynomial)**

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Roots of Characteristic Polynomial

Endogenous variables: L_E L_Y

INF_Q_SA L_TR L_RM1

Exogenous variables: C

Lag specification: 1 1

Date: 07/18/24 Time: 11:05

Root	Modulus
0.989996	0.989996
0.896264 - 0.123256i	0.904700
0.896264 + 0.123256i	0.904700
0.242405	0.242405
0.050280	0.050280

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

White гетероскедастиклик тести

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Date: 07/18/24 Time: 11:04

Sample: 2012Q1 2024Q1

Included observations: 48

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
166.7537	150	0.1656

Individual components:

Dependent	R-squared	F(10,37)	Prob.	Chi-sq(10)	Prob.
res1*res1	0.239334	1.164157	0.3449	11.48802	0.3208
res2*res2	0.144620	0.625565	0.7823	6.941777	0.7309
res3*res3	0.133322	0.569176	0.8280	6.399464	0.7807
res4*res4	0.548648	4.497588	0.0004	26.33509	0.0033
res5*res5	0.287905	1.495934	0.1800	13.81943	0.1814
res2*res1	0.215282	1.015072	0.4496	10.33355	0.4117
res3*res1	0.056066	0.219767	0.9928	2.691182	0.9878
res3*res2	0.179161	0.807584	0.6228	8.599732	0.5705
res4*res1	0.546397	4.456908	0.0004	26.22704	0.0034
res4*res2	0.222203	1.057027	0.4182	10.66576	0.3841
res4*res3	0.310767	1.668288	0.1258	14.91683	0.1351
res5*res1	0.210228	0.984899	0.4731	10.09097	0.4325
res5*res2	0.125414	0.530571	0.8573	6.019848	0.8136
res5*res3	0.277245	1.419297	0.2103	13.30774	0.2070
res5*res4	0.196490	0.904796	0.5386	9.431515	0.4917

Автокорреляция LM тести

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 07/18/24 Time: 11:04

Sample: 2012Q1 2024Q1

Included observations: 48

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	18.05689	25	0.8400	0.707052	(25, 124.1)	0.8418
2	20.35009	25	0.7282	0.803774	(25, 124.1)	0.7309
3	23.54022	25	0.5460	0.941076	(25, 124.1)	0.5497

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	18.05689	25	0.8400	0.707052	(25, 124.1)	0.8418
2	40.34634	50	0.8334	0.778988	(50, 131.1)	0.8422
3	60.02270	75	0.8961	0.745106	(75, 114.4)	0.9140

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

VAR қолдиқларининг нормаллик тести

VAR Residual Normality Tests

Orthogonalization: Estimated from Structural VAR

Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal

Date: 07/18/24 Time: 11:04

Sample: 2012Q1 2024Q1

Included observations: 48

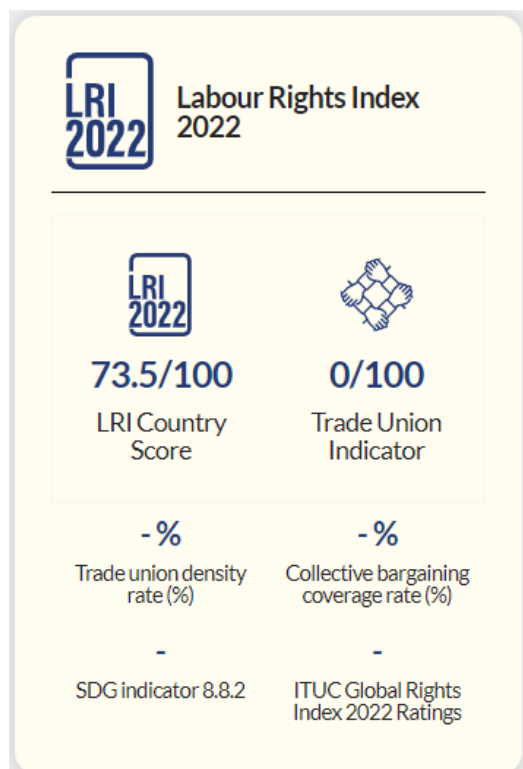
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	0.779333	4.858877	1	0.0275
2	0.367917	1.082904	1	0.2980
3	-0.360049	1.037080	1	0.3085
4	-0.321703	0.827942	1	0.3629
5	0.700955	3.930698	1	0.0474
Joint		11.73750	5	0.0386

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.924922	0.011273	1	0.9154
2	2.436139	0.635879	1	0.4252
3	3.070469	0.009932	1	0.9206
4	1.636814	3.716554	1	0.0539
5	3.623985	0.778715	1	0.3775
Joint		5.152353	5	0.3976

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	4.870151	2	0.0876
2	1.718783	2	0.4234
3	1.047012	2	0.5924
4	4.544496	2	0.1031
5	4.709413	2	0.0949
Joint	16.88986	10	0.0768

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

2022 йилги Меҳнат ҳуқуқлари индекси (Labour rights index 2022: Uzbekistan)



Question	Answer	Score	Legal Basis	Violation
Does the law allow workers to form and join unions of their own choice?	No	0	CEACR, C87, Obs. 2020	B
Does the law allow workers to bargain collectively with employers through their representative unions?	No	0	CEACR, C98, Obs. 2018	B
Does the law provide for the right to strike?	No	0	USDOS CRHRP 2021	D
Does the law prohibit employers from terminating employment contracts of striking workers?	No	0	USDOS CRHRP 2021	D

Айирбошлаш келишувлари ва айирбошлаш чекловлари бўйича йиллик ҳисобот

Summary Features of Exchange Arrangements and Regulatory Frameworks for Current and Capital Transactions in Member Countries
(As of date shown on first page of country chapter; symbol key at end of table)

	298	927	846	299	582	474	754	698	314	532	546	354
	Uruguay	Uzbekistan	Vanuatu	Venezuela, Rep. Bolivariana de	Vietnam	Yemen, Republic of	Zambia	Zimbabwe	Aruba	Hong Kong SAR	Macao SAR	Curaçao and Sint Maarten
Status Under IMF Articles of Agreement												
Article VIII	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•
Article XIV												
Exchange Rate Arrangements												
No separate legal tender												
Currency board									◊	+		
Conventional peg									◊			◊
Stabilized arrangement												
Crawling peg												
Crawl-like arrangement		◊			◊							
Pegged exchange rate within horizontal bands												
Other managed arrangement			•	•				•				
Floating	•					•	•					
Free floating												

Key

- Indicates that the specified practice is a feature of the exchange system.
- Indicates that data were not available at the time of publication.
- Indicates that the specified practice is not regulated.
- ⊕ Indicates that the country participates in the euro area.
- ❖ Indicates that the country participates in the European Exchange Rate Mechanism (ERM II).
- ◊ Indicates that flexibility is limited vis-à-vis the U.S. dollar.
- ▲ Indicates that flexibility is limited vis-à-vis the euro.
- ⊕ Indicates that flexibility is limited vis-à-vis another single currency.
- Indicates that flexibility is limited vis-à-vis the SDR.
- * Indicates that flexibility is limited vis-à-vis another basket of currencies.

Жаҳон банкининг Ўзбекистон бўйича Давлат харажатлари ва молиявий масъулият (PEFA) ҳисоботи натижалари

