Registered in Germany Europa Revue Journal
ISSN: 1862-6564 Vol. 6 No. 11 (2026) Published November 27, 2026

The Relationship Between Monetary Policy and Banking System Liquidity in Uzbekistan: An Empirical Analysis at the System and Bank Levels

Umarov Murodjon Abdumanon o‘g‘li

Leading Specialist of the Lending and Investment Projects Department, “Digital” Banking Services Office, Trustbank Private Joint-Stock Bank.

Keywords

monetary policy, banking system liquidity, liquidity surplus, policy rate, UZONIA, reserve requirements, monetary policy transmission mechanism, SVAR, system GMM, Uzbekistan.

Abstract

This article examines the relationship between monetary policy instruments and banking system liquidity in Uzbekistan at both the system and bank levels. The relevance of the topic lies in the fact that, while the policy rate has remained unchanged at 14% since March 2025, the banking system’s liquidity surplus increased from UZS 20.6 trillion in the first quarter of 2025 to UZS 74.4 trillion in the second quarter of 2026, with most of this increase being associated with government budget operations. The study employs a three-level quantitative research design based on monthly time series for the period 2020M1–2026M9 and a quarterly panel of commercial banks for the period 2020Q1–2026Q2. The methodology includes structural and Bayesian VAR (SVAR/BVAR) models, the ARDL bounds testing approach and error correction model, a system GMM dynamic panel model, and a two-regime threshold error correction model. Banking system liquidity is measured using the Central Bank’s official aggregate liquidity indicator and decomposed into policy-driven and autonomous factors (budget operations, cash in circulation, and foreign exchange operations) using the liquidity identity. Three hypotheses are tested: an increase in the policy rate constrains liquidity and lending; reserve requirement ratios have a stronger short-term impact on liquidity; and excess liquidity weakens interest rate transmission. The scientific contribution consists of directly incorporating the official liquidity indicator into the econometric model, comparing macro- and micro-level results within a unified research design, and assessing differences between state-owned and private banks. The findings provide a

basis for developing recommendations to improve liquidity management practices and enhance the effectiveness of monetary policy transmission.

Özbekistonda pul-kredit siyosati va bank tizimi likvidligi örtasidagi boğliqlik: tizim va banklar darajasidagi empirik tahlil

Umarov Murodjjon Abdumanon öğli *- Trastbank Xususiy Aksiyadorlik banki "Raqamli" Bank Xizmatlari Ofisi Kreditlaş va Invistitsion loyiyalar bölimi yetakçi mutaxassisi.* *(umarovmurodjon1998@gmail.com)* ***ORCID***: https://orcid.org/0009-0000-0116-3934

Annotatsiya. Maqolada Özbekistonda pul-kredit siyosati vositalari bilan bank tizimi likvidligi örtasidagi boğliqlik tizim va banklar darajasida örganiladi. Mavzuning dolzarbligi şundaki, asosiy stavka 2025-yil martidan beri 14 foizda özgarmay turgan bir paytda bank tizimining likvidlik profitsiti 2025-yil I çoragidagi 20,6 trln sömdan 2026-yil II çoragida 74,4 trln sömgaça ösgan, bu ösişning asosiy qismi esa budjet operatsiyalari bilan boğliq. Tadqiqotda 2020M1–2026M9 davridagi oylik vaqt qatorlari hamda 2020Q1–2026Q2 davridagi tijorat banklari çoraklik paneli asosida uç darajali miqdoriy dizayn qöllaniladi: strukturaviy va Bayes VAR (SVAR/BVAR) modellari, ARDL çegaralar testi va xatolarni tuzatiş modeli, tizimli GMM dinamik panel modeli hamda ikki rejimli çegaraviy (threshold) xatolarni tuzatiş modeli. Bank tizimi likvidligi Markaziy bankning rasmiy umumiy likvidlik körsatkiçi orqali ölçanadi va likvidlik ayniyati yordamida siyosat hamda avtonom omillarga (budjet operatsiyalari, muomaladagi naqd pul, valyuta operatsiyalari) ajratiladi. Uçta gipoteza sinovdan ötkaziladi: asosiy stavkaning oşişi likvidlik va kreditni çeklaydi; majburiy zaxira normalari likvidlikka qisqa muddatda kuçliroq ta'sir qiladi; ortiqça likvidlik foiz stavkalari uzatilişini susaytiradi. Ilmiy yangilik rasmiy likvidlik körsatkiçini ekonometrik modelga bevosita kiritiş, makro va mikro darajadagi natijalarni bitta dizaynda soliştiriş hamda davlat va xususiy banklar örtasidagi farqni baholaşdan iborat. Tadqiqot natijalari likvidlikni boşqariş amaliyotini takomillaştiriş va pul-kredit uzatilişi samaradorligini oşiriş böyiça takliflar işlab çiqiş uçun asos böladi.

Kalit sözlar: *pul-kredit siyosati, bank tizimi likvidligi, likvidlik profitsiti, asosiy stavka, UZONIA, majburiy zaxira, pul-kredit uzatiliş mexanizmi, SVAR, tizimli GMM, Özbekiston.*

1. Kiriş. Özbekiston sönggi ön yilda pul-kredit siyosatining operatsion asoslarini tubdan özgartirdi. 2017-yil sentabridan mamlakat valyuta kursini qat'iy boğlaşdan voz keçib, pul-kredit siyosatini narxlar barqarorligiga yönaltira boşladi; operatsion maqsad banklar zaxiralaridan asosiy stavka va banklararo stavkaga köçirildi. Inflyatsiyani nişonlaş rejimida asosiy stavka signali pul bozori, bank stavkalari va kredit orqali real iqtisodiyotga yetib borişi kerak. Bu zanjirning birinçi böğini — bank tizimi likvidligi.

Sönggi davrda likvidlik holati keskin özgardi. 2025-yil I çoragida bank tizimining likvidlik profitsiti örtaça 20,6 trln sömni taşkil etgan. 2026-yil II çoragida esa u örtaça 74,4 trln sömga yetdi. Şu davrda asosiy stavka 2025-yil 24-martdan beri 14 foiz darajasida özgarmay turibdi. Demak, likvidlikning uç baravardan ortiq ösişi siyosat stavkasi özgarişi bilan emas, boşqa omillar bilan boğliq. Markaziy bankning özi bu ösişni asosan budjet operatsiyalari bilan izohlaydi: 2026-yil II çoragida budjet operatsiyalari likvidlikni 33,4 trln sömga oşirgan.

Bunday şaroitda muhim ilmiy va amaliy savol tuğiladi: tizimda katta ortiqça likvidlik bölsa, asosiy stavka signali bank kredit stavkalari va kredit hajmiga qançalik töliq yetib boradi? Nazariy va xorijiy empirik adabiyotlar ortiqça likvidlik pul-kredit uzatilişini zaiflaştirişi mumkinligini körsatadi (Saxegaard, 2006). Ammo Özbekiston böyiça mavjud tadqiqotlar asosan makrodarajadagi kanallarni örganadi. Ular likvidlik holatining uzatilişdagi rolini va banklar örtasidagi farqlarni alohida baholamaydi.

Tadqiqotning maqsadi — pul-kredit siyosati vositalarining bank tizimi likvidligiga ta'sir kanallarini aniqlaş va Özbekiston şaroitida ularning kuçini baholaş. Buning uçun nazariy asoslar va empirik tadqiqotlar tizimlaştiriladi, 2020–2026-yillardagi likvidlik dinamikasi va uning omillari tahlil qilinadi, siyosat vositalarining likvidlik va kreditga ta'siri tizim darajasida ekonometrik baholanadi, banklar darajasida likvidlik yostiğining siyosat şokiga sezgirlikka ta'siri aniqlanadi hamda likvidlikni boşqariş va uzatiliş samaradorligini oşiriş böyiça takliflar işlab çiqiladi. Tadqiqotda uçta gipoteza sinovdan ötkaziladi (3-bölim): asosiy stavkaning oşişi likvidlik va kreditni çeklaydi (H1); majburiy zaxira normalari likvidlikka qisqa muddatda kuçliroq ta'sir qiladi (H2); ortiqça likvidlik stavkalar uzatilişini susaytiradi (H3).

Ilmiy yangilik. Mavjud tadqiqotlardan farqli ölaroq, uşbu maqola: (i) Markaziy

bankning rasmiy umumiy likvidlik körsatkiçini siyosat va avtonom omillarga ajratib, uni ekonometrik modelga bevosita kiritadi; (ii) tizim va banklar darajasidagi natijalarni bitta dizaynda soliştiradi; (iii) likvidlik darajasiga boğliq ravişda özgaruvçi uzatiliş koeffitsiyentini çegaraviy model bilan baholaydi.

2. Adabiyotlar şarhi

2.1. Nazariy asoslar

Likvidlik va pul-kredit siyosati örtasidagi boğliqlikning nazariy ildizi Keynsning likvidlikni afzal köriş nazariyasiga borib taqaladi (Keynes, 1936). Zamonaviy operatsion tizimlarda esa markaziy bank stavkani belgilaydi va uni uşlab turiş uçun bank tizimi likvidligini operatsiyalar orqali boşqaradi. Uzatiliş mexanizmi bir neçta kanal orqali işlaydi (Mishkin, 1995): foiz stavkasi kanali, balans va bank kreditlaş kanallaridan iborat kredit kanali (Bernanke va Gertler, 1995; Bernanke va Blinder, 1992) hamda xatarga yondaşuv kanali (Borio va Zhu, 2012). Bank likvidligi bank kreditlaş kanalining kuçini belgilovçi asosiy omildir: likvid aktivlarga ega bank siyosat qat'iylaşganda kredit portfelini qisqartiriş örniga likvid aktivlarini sotadi, natijada siyosat şoki kreditga kamroq ta'sir qiladi. Disyatat (2011) zamonaviy şaroitda bank balansining umumiy holati va moliyalaştiriş bozorlariga kiriş imkoniyati asosiy rol öynaşini ta'kidlaydi.

2.2. Xorijiy empirik tadqiqotlar

Empirik adabiyotda uç yönaliş ajratiladi. Birinçi yönaliş bank kreditlaş kanalini bank darajasidagi ma'lumotlar bilan aniqlaydi: likvidligi past banklarning kreditlaşi siyosat şokiga köproq sezgir ekanligi AQSH (Kashyap va Stein, 2000), yevrohudud (Ehrmann va boşq., 2003), Italiya (Gambacorta, 2005) va Ispaniya (Jiménez va boşq., 2012) ma'lumotlarida tasdiqlangan. Ikkinçi yönaliş ortiqça likvidlikning uzatilişga ta'sirini örganadi: Tailandda banklarning ortiqça likvid aktivlari ehtiyot motiviga asoslangan (Agénor va boşq., 2004), Sahroi Kabirdan janubdagi Afrika mamlakatlarida esa ortiqça likvidlik pul-kredit siyosati samaradorligini pasaytirgan (Saxegaard, 2006); mamlakatlar panelida foiz stavkalari uzatilişi ortiqça likvidlik, bank sektori konsentratsiyasi va moliyaviy çuqurlik bilan boğliq (Gigineishvili, 2011). Uçinçi yönalişga köra, rivojlanayotgan va past daromadli mamlakatlarda uzatiliş moliyaviy bozorlarning sayozligi, bank konsentratsiyasi va institutsional çeklovlar sababli zaif va noaniq (Mishra va boşq., 2012; Mishra va Montiel, 2013).

2.3. Özbekiston va Markaziy Osiyo böyiça tadqiqotlar

Özbekiston böyiça tadqiqotlarda valyuta kursi kanali foiz stavkasi kanalidan kuçliroq ekanligi qayd etilgan: Isakova (2008) buni Markaziy Osiyo iqtisodiyotlari

misolida, Hespeler (2013) esa 2000–2009-yillar ma'lumotlari asosida VAR/VECM tahlili bilan körsatgan. Al Rasasi va Cabezon (2022) 2017–2021-yillardagi islohotlarni institutsional indekslar va VAR modellari bilan baholagan. Sönggi tadqiqotlar SVAR identifikatsiyasiga e'tibor qaratgan: Davlatov va Sági (2026) rekursiv identifikatsiya narx va valyuta kursi «jumboqlari»ni keltirib çiqarişini, norekursiv modelda esa valyuta kursi siyosat şoklariga foiz stavkalaridan köra sezgirroq ekanligini körsatgan; Davlatov va boşq. (2026) qat'iy siyosat şoki milliy valyutaning mustahkamlanişiga olib kelişini va valyuta kursining narxlarga ötişi kuçli ekanligini aniqlagan.

2.4. Tadqiqot böşliği

Adabiyotlar şarhi uçta böşliqni körsatadi. Birinçidan, Özbekiston böyiça tadqiqotlar uzatilişni makro özgaruvçilar orqali örganadi, bank tizimi likvidligi esa modelga kiritilmaydi. Ikkinçidan, banklar darajasidagi heterogenlik, xususan, davlat va xususiy banklar örtasidagi farq baholanmagan. Uçinçidan, 2025–2026-yillardagi keskin likvidlik profitsiti va operatsion özgarişlar davri hali empirik tahlil qilinmagan. Uşbu maqola şu uç böşliqni töldirişga qaratilgan.

3. Ma'lumotlar va tadqiqot metodologiyasi

Uşbu bölimda pul-kredit siyosati vositalarining bank tizimi likvidligiga hamda likvidlik holatining foiz stavkalari uzatilişiga ta'sirini baholaş uçun qöllanilgan tadqiqot dizayni, ma'lumotlar va ekonometrik modellar bayon etiladi. Kiriş qismida keltirilgan uçta gipoteza (H1–H3) uç darajali miqdoriy dizayn asosida sinovdan ötkaziladi: (i) tizim darajasidagi oylik ma'lumotlar böyiça strukturaviy vektor avtoregressiya (SVAR) modeli; (ii) uzoq muddatli boğliqlikni baholovçi ARDL modeli; (iii) banklar darajasidagi çoraklik ma'lumotlar böyiça dinamik panel (tizimli GMM) modeli.

3.1. Tadqiqot dizayni va konseptual ramka

Konseptual ramka uzatiliş mexanizmining uç kanaliga asoslanadi: foiz stavkasi kanali (asosiy stavka UZONIA orqali kredit va depozit stavkalariga ötadi; Mishkin, 1995), bank kreditlaş kanali (siyosat şoki banklarning likvid resurslari va qarz mablağlari tannarxini özgartiradi; Bernanke va Blinder, 1992; Kashyap va Stein, 2000) hamda likvidlik kanali (ortiqça likvidlik şaroitida banklar markaziy bank resurslariga muhtoj bölmaydi va stavka signali zaiflaşadi; Agénor va boşq., 2004; Saxegaard, 2006).



3.1-rasm. Tadqiqotning konseptual modeli va gipotezalar

Sxemada siyosat vositalari va avtonom omillar bank tizimi likvidligini şakllantiradi; likvidlik pul bozori orqali bank stavkalari, kredit va makro körsatkiçlarga ötadi. H3 böyiça likvidlik darajasi pul bozori stavkasining bank stavkalariga uzatiliş kuçini özgartiradi. Pastki teskari aloqa Markaziy bankning makro natijalarga javobini ifodalaydi; bu endogenlik SVAR modelida hisobga olinadi. Manba: muallif işlanmasi.
Tadqiqot dizayni uç darajadan iborat va har bir daraja muayyan gipotezaga javob beradi:

Daraja	Ma'lumot turi	Asosiy usul	Javob beradigan savol	Gipoteza
Makro (tizim)	Oylik vaqt qatorlari, 2020M1–2026M9	SVAR / BVAR, impuls-javob funksiyalari	Siyosat şokiga likvidlik va kredit qanday javob beradi?	H1, H2
Makro (uzoq muddat)	Oylik vaqt qatorlari	ARDL bounds test, ECM	Uzoq muddatli muvozanat boğliqlik bormi?	H1
Mikro (bank)	Banklar × çoraklar paneli, 2020Q1–2026Q2	Tizimli GMM, panel threshold	Likvidligi yuqori banklar siyosatga kamroq sezgirmi?	H1, H3

3.2. Ma'lumotlar bazasi, davr va manbalar

Tadqiqot davri. Tizim darajasidagi tahlil 2020-yil yanvaridan 2026-yil sentabrigaça bölgan oylik ma'lumotlarni qamrab oladi (T = 81). Boşlanğiç nuqta 2020-yil 1-yanvardan asosiy stavka pul bozori stavkalarini tartibga soluvçi asosiy maqsadli körsatkiç sifatida joriy etilgani bilan izohlanadi; oldingi davrni qöşiş boşqa operatsion rejimni aralaştirib yuborgan bölardi.

Banklar darajasidagi ma'lumotlar. Panel tahlil 2020Q1–2026Q2 davridagi çoraklik ma'lumotlarga (26 çorak) asoslanadi va şu davrda faoliyat yuritgan barça tijorat banklarini qamrab oladi; litsenziyalar berilişi va bekor qilinişi sababli panel

muvozanatlaşmagan. Kredit, depozit, aktiv va kapital böyiça ma'lumotlar Markaziy bankning banklar kesimidagi oylik jadvallaridan, likvid aktivlar va banklararo joylaştirişlar esa banklarning çoraklik moliyaviy hisobotlaridan olinadi. Banklar davlat uluşi mavjud va xususiy banklarga ajratiladi, çunki 2026-yil 1-iyun holatiga davlat uluşi mavjud banklar sektor aktivlarining 62,7 foizini taşkil qilgan va ularning kreditlaş qarorlari davlat dasturlariga ham boğliq bölişi mumkin.

3.1-jadval. Tadqiqot özgaruvçilari, ta'riflari va manbalari

Özgaruvçi	Belgi	Ta'rif va özgartiriş	Çastota	Manba
Asosiy stavka	i(t)	Yillik foiz, oy oxiri holati	Oylik	Markaziy bank
Pul bozori stavkasi	UZONIA (t)	Overnayt indeks, oylik örtaça, %	Oylik	Markaziy bank
Stavkalar spredi	s(t)	UZONIA(t) − i(t), foiz punkti	Oylik	Hisob-kitob
Majburiy zaxira normasi	rr(t)	Milliy va xorijiy valyutadagi normalarning zaxira bazasi tarkibi böyiça tortilgan örtaçasi, %	Oylik	Markaziy bank
Bank tizimi umumiy likvidligi	TLP(t)	Markaziy bank ta'rifi böyiça (3.3-bölim), milliy valyutadagi depozitlarga nisbatan %	Oylik	Pul bozori va likvidlik şarhlari
Ortiqça zaxiralar	ER(t)	Vakillik hisobvarağı qoldiği − örtaçalanadigan majburiy zaxira, depozitlarga nisbatan %	Oylik	Statistik byulleten
Real kredit qoldiği	cr(t)	ln(milliy valyutadagi kreditlar / IISI), mavsumiy tozalangan	Oylik	Markaziy bank, Statistika agentligi
Kredit foiz stavkasi	rL(t)	Milliy valyutadagi yangi kreditlar böyiça tortilgan örtaça stavka, %	Oylik	Statistik byulleten
Depozit foiz stavkasi	rD(t)	Milliy valyutadagi muddatli depozitlar böyiça tortilgan örtaça stavka, %	Oylik	Statistik byulleten
Inflyatsiya	π(t)	Iste'mol narxlari indeksining yillik özgarişi, %	Oylik	Statistika agentligi
Iqtisodiy faollik	y(t)	Iqtisodiy faollik indeksi yoki sanoat işlab çiqarişi, ln, mavsumiy tozalangan	Oylik	Statistika agentligi
Valyuta kursi	e(t)	ln(söm/AQŞ dollari rasmiy kursi)	Oylik	Markaziy bank

Davlat sof pozitsiyasi	NG(t)	Hukumat hisobvaraqlaridagi qoldiq özgarişi, YaIMga nisbatan %	Oylik	Moliya vazirligi, Markaziy bank
Taşqi omillar	x(t)	Oltin narxi, Brent nefti narxi, Rossiyadan pul ötkazmalari, AQŞ FRS stavkasi	Oylik	IMF IFS, Jahon banki, Markaziy bank

Ma'lumotlarni tayyorlaş. Hajmiy körsatkiçlar IISI böyiça 2020-yil narxlariga keltiriladi va logarifmlanadi, mavsumiylik X-13ARIMA-SEATS usuli bilan tozalanadi. Dollarlaşuv ta'sirini çiqarib taşlaş uçun asosiy modellarda milliy valyutadagi kreditlar, mustahkamlik tekşiruvida esa doimiy kurs böyiça qayta baholangan jami kreditlar işlatiladi.

Uslubiy uzilişlarni hisobga oliş. Tanlanma davridagi operatsion özgarişlar indikator (dummy) özgaruvçilar bilan modellaştiriladi: UZONIA hisoblaş metodologiyasining yangi tahriri (2025-yil 1-avgustdan, $D_{2025}M8$), majburiy zaxiralaş bazasining kengaytirilişi (2025-yil 1-oktyabrdan), 7 kunlik repo auksionlarining likvidlikni jalb qilişning asosiy vositasiga aylanişi (2026-yil 16-iyuldan) hamda 2020-yil va 2022-yil mart–iyun oylaridagi vaqtinçalik şoklar (pandemiya, mintaqaviy geosiyosiy şok va pul ötkazmalari oqimi).

3.3. Asosiy özgaruvçilarni ölçaş

Bank tizimi likvidligi. Asosiy körsatkiç sifatida Markaziy bankning rasmiy «bank tizimi umumiy likvidligi holati» (TLP) işlatiladi. U banklarning pul-kredit operatsiyalari böyiça sof pozitsiyasi (likvidlikni jalb qiliş va taqdim etiş operatsiyalari saldosi) hamda banklarning Markaziy bankdagi milliy valyutadagi vakillik hisobvarağı qoldiği bilan majburiy zaxiralarning örtaçalanadigan hajmi örtasidagi farq yiğindisi sifatida hisoblanadi:

$$TLP_t = \underbrace{(ABS_t - PROV_t)}_{\text{sof operatsion pozitsiya}} + \underbrace{(CA_t - \overline{RR}_t)}_{\text{ortiqça zaxiralar}}$$

Bu yerda ABS(t) — likvidlikni jalb qiliş operatsiyalari qoldiği (overnayt depozitlar, depozit va repo auksionlari, Markaziy bank obligatsiyalari); PROV(t) — likvidlik taqdim etiş operatsiyalari qoldiği; CA(t) — vakillik hisobvaraqlari qoldiği; $R\bar{R}(t)$ — örtaçalanadigan majburiy zaxira talabi. TLP(t) > 0 bölsa, tizimda tarkibiy profitsit, TLP(t) < 0 bölsa, tarkibiy defitsit mavjud. Taqqoslanuvçanlik uçun körsatkiç milliy valyutadagi depozitlarga nisbatan foizda ifodalanadi: $L(t) = 100 \times TLP(t) / D(t)$.

TLP ning dinamikasini siyosat va avtonom omillarga ajratiş uçun markaziy bank balansining likvidlik ayniyatidan foydalaniladi:

$$\Delta TLP_t = \Delta NFA^{CB}_t - \Delta CIC_t - \Delta GOV_t - \Delta \overline{RR}_t + \Delta OTH_t$$

Bu yerda NFA^{cB} — Markaziy bankning sof xorijiy aktivlari (valyuta interventsiya-lari ta'siri), CIC — muomaladagi naqd pul, GOV — hukumatning Markaziy bankdagi hisobvaraqlari qoldiği, OTH — boşqa sof moddalar. Ayniyatning öng tomonidagi birinçi uçta had «avtonom omillar» hisoblanadi; ular ekonometrik modellarda ekzogen özgaruvçilar sifatida iştirok etadi. Bu yondaşuv budjet operatsiyalari va davlat qarzi siyosatining likvidlikka ta'sirini alohida baholaş imkonini beradi.

Muqobil likvidlik ölçovlari. Natijalarning ölçov tanlovidan mustaqilligini tekşiriş uçun ortiqça zaxiralar nisbati ER(t) va banklar darajasida likvid aktivlarning jami aktivlarga nisbati LA(i,t) = (naqd pul + vakillik hisobvaraqlari + banklararo joylaştirişlar + davlat qimmatli qoğozlari) / jami aktivlar qöllaniladi.

Pul-kredit siyosati vositalari. Siyosat yönalişi uçta özgaruvçi bilan ölçanadi. Asosiy stavka i(t) siyosatning asosiy signali bölsa-da, kam özgaradi: u 2025-yil 24-martda 13,5 foizdan 14 foizga oşirilgan va 2026-yil sentabrida ham 14 foizda saqlangan, bu esa stavka şokini identifikatsiya qilişni qiyinlaştiradi. Operatsion stavka UZONIA(t) asosiy stavka özgarmagan davrlarda ham likvidlik operatsiyalari orqali özgaradi (2026-yil II çoragida örtaça 13,4 foiz, ya'ni asosiy stavkadan 0,6 foiz punkt past). Şu sababli asosiy modelda siyosat özgaruvçisi sifatida UZONIA, muqobil spetsifikatsiyada esa asosiy stavka işlatiladi. Samarali majburiy zaxira normasi rr(t) milliy va xorijiy valyutadagi normalarning zaxira bazasi tarkibi böyiça tortilgan örtaçasi sifatida hisoblanadi: xorijiy valyutadagi depozitlar böyiça norma 2021-yilda 18 foizgaça oşirilib, 2024-yil iyunida 14 foizga pasaytirilgan, 2026-yil 1-iyuldan esa milliy valyutadagi depozitlar uçun 4 foiz, xorijiy valyutadagilar uçun 7 foiz qilib belgilangan.

3.4. Dastlabki diagnostika: statsionarlik, strukturaviy uzilişlar va kointegratsiya

Model tanlaş qatorlarning integratsiya tartibiga boğliq, şu sababli baholaşdan oldin dastlabki diagnostika ötkaziladi. Avval tavsifiy statistika va multikollinearlik xavfini aniqlaş uçun juft korrelyatsiya matritsasi hisoblanadi. Statsionarlik bir-birini töldiruvçi ADF, Phillips–Perron va KPSS testlari bilan tekşiriladi; keçikişlar soni Schwarz axborot mezoni (SIC) böyiça tanlanadi. Operatsion özgarişlar oddiy birlik ildiz testlarini notöğri xulosaga olib kelişi mumkinligi sababli (Perron, 1989) bitta endogen uzilişli Zivot–Andrews (1992) va köp uzilişli Bai–Perron (2003) testlari qöllaniladi; endogen

aniqlangan sanalar 3.2-bölimdagi institutsional sanalar bilan soliştiriladi. Barça qatorlar I(1) bölsa, kointegratsiya Johansen (1988) testlari bilan, I(0) va I(1) aralaş bölsa, ARDL çegaralar testi (3.6-bölim) bilan tekşiriladi; heç bir qator I(2) bölmasligi şart. Kointegratsiya topilmasa, statsionar özgaruvçilardagi SVAR, topilsa, VECM va ARDL-ECM qöllaniladi; panel ma'lumotlarida Im–Pesaran–Shin (2003) testi işlatiladi.

3.5. Asosiy model: strukturaviy vektor avtoregressiya (SVAR)

Pul-kredit siyosati şokiga likvidlik, pul bozori stavkalari va kreditning dinamik javobini baholaş uçun SVAR modeli tanlandi: u barça özgaruvçilarni endogen deb qaraydi va siyosat bilan iqtisodiyot örtasidagi ikki tomonlama boğliqlikni hisobga oladi (Sims, 1980), impuls-javob funksiyalari esa H1 va H2 gipotezalarini töğridan-töğri tekşiriş imkonini beradi. Bu yondaşuv rivojlanayotgan mamlakatlarda uzatilişni örganişda keng qöllaniladi (Christiano va boşq., 1999; Mishra va boşq., 2012).

Endogen özgaruvçilar vektori sekin va tez özgaruvçilar tartibida tuziladi:

$$Y_t = \left[\, y_t,\; \pi_t,\; e_t,\; rr_t,\; UZONIA_t,\; L_t,\; r^{L}_t,\; cr_t \,\right]'$$

Strukturaviy şakl quyidagiça yoziladi:

$$A_0\, Y_t = c + \sum_{j=1}^{p} A_j\, Y_{t-j} + \Gamma\, X_t + \Phi\, D_t + B\, \varepsilon_t, \qquad \varepsilon_t \sim (0, I_K)$$

Bu yerda A_0 — bir vaqtdagi boğliqlik matritsasi; A(j) — keçikkan koeffitsiyentlar matritsalari; X(t) — blok-ekzogen taşqi omillar vektori (oltin va neft narxi, Rossiyadan pul ötkazmalari, FRS stavkasi, davlat sof pozitsiyasi NG(t)); D(t) — 3.2-bölimdagi dummylar; ε(t) — özaro korrelyatsiyalanmagan strukturaviy şoklar. Keçikişlar soni p AIC, SIC va Hannan–Quinn mezonlari bilan tanlanadi ($p \le 4$).

Identifikatsiya. Asosiy identifikatsiya rekursiv (Cholesky) çeklovlarga asoslanadi, bunda A_0 quyi uçburçak matritsa böladi. Tartib iqtisodiy mantiqdan kelib çiqadi: iqtisodiy faollik, inflyatsiya va valyuta kursi siyosat şokiga bir oy içida javob bermaydi; majburiy zaxira normasi çoraklik qarorlar bilan özgargani uçun UZONIA dan oldin joylaştiriladi; Markaziy bank joriy makroiqtisodiy ma'lumotlarga qarab UZONIA ni boşqaradi (reaksiya funksiyasi); likvidlik, kredit stavkasi va kredit hajmi esa siyosat şokiga şu oyning özida javob berişi mumkin.

Cholesky tartibi özboşimçalik bilan tanlangani uçun tanqid qilinadi, şu sababli muqobil sifatida belgilar çeklovlari qöllaniladi (Uhlig, 2005): qat'iy siyosat şokida 0–3 oy davomida UZONIA kötariladi, inflyatsiya va real kredit pasayadi, milliy valyuta

mustahkamlanadi; likvidlikning javobi esa çeklanmaydi (agnostik yondaşuv). Kiçik tanlanma (81 kuzatuv, 8 endogen özgaruvçi) sababli parallel ravişda Minnesota a priori taqsimotiga ega Bayes VAR (BVAR) modeli ham baholanadi (Litterman, 1986; Bańbura va boşq., 2010); giperparametrlar marginal ehtimollikni maksimallaştiriş orqali tanlanadi (Giannone va boşq., 2015).

Natijalar çiqişi. SVAR/BVAR asosida uç turdagi natija olinadi: impuls-javob funksiyalari (UZONIA ning 100 bazis punktga kötarilişiga L(t), rL(t) va cr(t) ning 24 oy davomidagi javobi; işonç oraliqlari Kilian (1998) bootstrap usuli bilan 68% va 90% darajada quriladi), prognoz xatosi dispersiyasining dekompozitsiyasi (H2 rr(t) va UZONIA şoklarining 1–6 oylik ufqdagi uluşlarini taqqoslaş orqali tekşiriladi) hamda 2020–2026-yillardagi likvidlik profitsiti manbalarini körsatuvçi tarixiy dekompozitsiya. Sababiyat yönalişi qöşimça ravişda Toda–Yamamoto (1995) Granger testi bilan aniqlanadi. Model adekvatligi qoldiqlar avtokorrelyatsiyasi (LM), normallik (Jarque–Bera) va geteroskedastiklik (White) testlari hamda barqarorlik şarti (xarakteristik köphad ildizlari birlik aylana içida yotişi) bilan tekşiriladi.

3.6. Uzoq muddatli boğliqlik: ARDL çegaralar testi

SVAR qisqa muddatli dinamikani yaxşi körsatadi, lekin uzoq muddatli muvozanat koeffitsiyentlarini bevosita bermaydi. Bu böşliqni töldiriş uçun Pesaran va boşq. (2001) taklif etgan ARDL çegaralar testi qöllaniladi. Usulning afzalliklari: u I(0) va I(1) qatorlar aralaşmasida ham işlaydi, kiçik tanlanmalarda samarali va qisqa hamda uzoq muddatli koeffitsiyentlarni bitta tenglamada baholaydi.

Ikki uzoq muddatli tenglama baholanadi. Birinçisi likvidlik tenglamasi (H1, H2), ikkinçisi kredit tenglamasi (H1):

$$L_t = \theta_0 + \theta_1 UZONIA_t + \theta_2 rr_t + \theta_3 NG_t + \theta_4 \Delta NFA^{CB}_t + \theta_5 y_t + \upsilon_t$$

$$cr_t = \vartheta_0 + \vartheta_1 UZONIA_t + \vartheta_2 L_t + \vartheta_3 y_t + \vartheta_4 \pi_t + \vartheta_5 e_t + \omega_t$$

Har bir tenglama şartsiz xatolarni tuzatiş körinişida (UECM) baholanadi. Kointegratsiya mavjudligi darajadagi özgaruvçilar koeffitsiyentlari nolga tengligi haqidagi gipotezani F-test orqali tekşirib aniqlanadi (Pesaran va boşq., 2001); tanlanma hajmi 100 dan kiçik bölgani uçun Narayan (2005) kiçik tanlanma kritik qiymatlari

qöllaniladi. Kointegratsiya tasdiqlansa, qisqa muddatli dinamika xatolarni tuzatiş modeli (ECM) orqali baholanadi. Xatolarni tuzatiş koeffitsiyenti κ manfiy va statistik ahamiyatli bölişi kerak; uning mutlaq qiymati muvozanatdan çetlanişning bir oyda qança qismi tuzatilişini körsatadi. H1 gipotezasi $\vartheta_1 < 0$ (kredit tenglamasi) va $\theta_1 < 0$ (likvidlik tenglamasi) bölganda tasdiqlanadi. Keçikişlar soni SIC mezoni böyiça tanlanadi; model Breusch–Godfrey LM, Breusch–Pagan–Godfrey, Ramsey RESET va Jarque–Bera testlari bilan, koeffitsiyentlar barqarorligi esa CUSUM va CUSUMSQ grafiklari bilan tekşiriladi (Brown va boşq., 1975).

3.7. Banklar darajasidagi tahlil: dinamik panel modeli

Tizim darajasidagi agregatlar banklar örtasidagi farqlarni yaşiradi. Bank kreditlaş kanali nazariyasiga köra, siyosat şokida likvidligi past banklar kreditni köproq qisqartiradi, likvidligi yuqori banklar esa likvid aktivlar «yostiği» hisobiga kredit portfelini himoya qiladi (Kashyap va Stein, 2000; Ehrmann va boşq., 2003). Kredit talabining pasayişi barça banklarga bir xil ta’sir qilgani, taklif çeklovi esa bank balansiga boğliq bölgani uçun bu farq taklif samarasini talab samarasidan ajratişga yordam beradi.

Quyidagi dinamik panel tenglama baholanadi:

$$\Delta \ln CR_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{2} \rho_j \Delta \ln CR_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{2} \beta_j \Delta MP_{t-j} + \delta\, LA_{i,t-1} + \sum_{j=0}^{2} \varphi_j \left(\Delta MP_{t-j} \times LA_{i,t-1} \right) + \gamma' Z_{i,t-1} + \eta' M_t + \varepsilon_{it}$$

Bu yerda i — bank, t — çorak; CR(i,t) — bankning milliy valyutadagi real kredit portfeli; ΔMP(t) — siyosat özgaruvçisining özgarişi; LA(i,t-1) — bir çorak keçiktirilgan va örtaça atrofida markazlaştirilgan likvid aktivlar nisbati; Z(i,t) — bank xususiyatlari (hajm, kapital yetarliligi, depozitlar uluşi, xorijiy valyutadagi kreditlar va NPL uluşi); M(t) — makro nazorat özgaruvçilari (real YaIM ösişi, inflyatsiya, valyuta kursi); α(i) — bankning individual samarasi.

Koeffitsiyentlar talqini. Siyosatning örtaça bank uçun uzoq muddatli ta’siri $\Sigma\beta(j)/(1 - \Sigma\rho(j))$ formula bilan hisoblanadi va H1 böyiça manfiy bölişi kutiladi. Asosiy qiziqiş $\Sigma\varphi(j)$ koeffitsiyentida: u musbat va ahamiyatli bölsa, likvidligi yuqori banklar siyosat şokiga kamroq sezgir ekanligi tasdiqlanadi, bu esa bank kreditlaş kanali va H3 gipotezasining mikro darajadagi isboti böladi. Davlat banklarining rolini tekşiriş uçun modelga davlat uluşi indikatori SOB(i) bilan uçlik özaro ta’sir hadi ΔMP(t) × LA(i,t-1) × SOB(i) qöşiladi, guruhlar örtasidagi farq esa Chow tipidagi test bilan baholanadi.

Baholaş usuli. Tenglamada keçikkan boğliq özgaruvçi mavjudligi sababli oddiy fiksirlangan ta'sirli (FE) baholovçi siljigan böladi (Nickell, 1981), ayniqsa çoraklar soni kam bölganda (T = 26). Şu sababli asosiy usul sifatida tizimli umumlaşgan momentlar usuli (System GMM) qöllaniladi (Arellano va Bover, 1995; Blundell va Bond, 1998). Bank xususiyatlari oldindan aniqlangan (predetermined), makro özgaruvçilar va siyosat şoki esa ekzogen deb qaraladi. Baholaş ikki bosqiçli bölib, standart xatolar Windmeijer (2005) tuzatişi bilan hisoblanadi; instrumentlar soni banklar sonidan oşmasligi uçun instrumentlar matritsasi «collapse» qilinadi (Roodman, 2009). Natijalarning yaroqliligi Arellano–Bond AR(1) va AR(2), Hansen J va Difference-in-Hansen testlari bilan tekşiriladi; keçikkan boğliq özgaruvçi koeffitsiyenti OLS va FE baholari orasida yotişi ham nazorat qilinadi (Bond, 2002).

3.8. Ortiqça likvidlik va foiz stavkalari uzatilişi: çegaraviy (threshold) model

H3 gipotezasi likvidlik darajasi stavkalar uzatilişining kuçini özgartiradi, degan noçiziqli taxminni ifodalaydi. Çiziqli model barça davrlar uçun bir xil uzatiliş koeffitsiyentini nazarda tutgani sababli Hansen (2000) çegaraviy regressiyasiga asoslangan ikki rejimli xatolarni tuzatiş modeli qöllaniladi.

Avval kredit stavkasi va pul bozori stavkasi örtasidagi uzoq muddatli boğliqlik baholanadi:

$$r^{L}_t = \mu + \theta\, UZONIA_t + \xi_t$$

θ — uzoq muddatli uzatiliş koeffitsiyenti: θ = 1 töliq uzatilişni, θ < 1 töliqsiz uzatilişni bildiradi. Keyin qisqa muddatli dinamika likvidlik rejimiga boğliq holda baholanadi:

$$\Delta r^{L}_t = \begin{cases} \beta^{(1)}_0 \Delta UZONIA_t + \kappa^{(1)} \hat{\xi}_{t-1} + \sum_{j} \phi^{(1)}_j \Delta r^{L}_{t-j} + \varepsilon_t, & \text{agar } q_{t-1} \le \tau \\ \beta^{(2)}_0 \Delta UZONIA_t + \kappa^{(2)} \hat{\xi}_{t-1} + \sum_{j} \phi^{(2)}_j \Delta r^{L}_{t-j} + \varepsilon_t, & \text{agar } q_{t-1} > \tau \end{cases}$$

Bu yerda q(t-1) = L(t-1) — çegara özgaruvçisi (depozitlarga nisbatan likvidlik profitsiti); τ — noma'lum çegara qiymati. β_0 — bir oy içidagi (zudlik bilan) uzatiliş; κ — muvozanatga qaytiş tezligi. Çegara τ qoldiqlar kvadratlari yiğindisini minimallaştiriş orqali q(t) ning 15–85-protsentillari oraliğida izlanadi. Bu har bir rejimda kamida 12 kuzatuv bölişini ta'minlaydi.

Çegaraviy samara mavjudligi H_0: $\beta(1) = \beta(2)$, $\kappa(1) = \kappa(2)$ gipotezasi bilan tekşiriladi; nol gipoteza ostida τ identifikatsiya qilinmagani uçun p-qiymat Hansen (1996) bootstrap usuli bilan (1000 takrorlaş) hisoblanadi. H3 gipotezasi quyidagi şartlar bajarilganda tasdiqlanadi:

$$\beta^{(2)}_0 < \beta^{(1)}_0 \qquad \text{va} \qquad |\kappa^{(2)}| < |\kappa^{(1)}|$$

Ya'ni yuqori likvidlik rejimida stavka signali kredit stavkalariga sustroq va sekinroq ötadi. Xuddi şu tahlil depozit stavkasi rD(t) uçun ham takrorlanadi.

Natija mikro darajada Hansen (1999) panel çegaraviy modeli yoki 3.7-bölimdagi $\Delta MP(t) \times LA(i,t-1)$ özaro ta'sir hadi orqali tekşiriladi. Rejimlar örtasida silliq ötiş ehtimolini hisobga oliş uçun logistik silliq ötişli regressiya (LSTR) modeli ham baholanadi (Teräsvirta, 1994).

3.9. Mustahkamlik tekşiruvlari va gipotezalar böyiça qaror qabul qiliş qoidasi

Natijalarning asosiy spetsifikatsiyaga boğliq emasligini körsatiş uçun mustahkamlik tekşiruvlarining beş guruhi ötkaziladi: (1) muqobil identifikatsiya: Cholesky tartibini özgartiriş, belgilar çeklovlari va Jordà (2005) lokal proyeksiyalar usuli; (2) muqobil özgaruvçilar: TLP örniga ER(t), UZONIA örniga asosiy stavka, milliy valyutadagi kreditlar örniga jami kreditlar; (3) muqobil tanlanma: pandemiya davrisiz, UZONIA metodologiyasi özgarişigaça bölgan davr (2020M1–2025M7) va eng yirik uçta banksiz panel; (4) çoraklik agregatlaş va keçikişlar sonini ±1 ga özgartiriş; (5) muqobil baholovçilar: farqlardagi GMM (Arellano va Bond, 1991), bank va vaqt fiksirlangan ta'sirli model hamda Johansen VECM. Asosiy koeffitsiyentlarning belgisi va ahamiyatliligi tekşiruvlarning köpçiligida saqlansa, natija mustahkam hisoblanadi. Gipotezalar böyiça qaror qabul qiliş qoidalari 3.2-jadvalda jamlangan.

3.2-jadval. Gipotezalarni tekşiriş matritsasi

Gipoteza	Model	Asosiy körsatkiç	Kutilgan natija	Tasdiqlaş şarti
H1: stavka oşişi likvidlik va kreditni çeklaydi	SVAR/BVAR, ARDL, System GMM	L(t) va cr(t) ning UZONIA şokiga IRF; θ_1, ϑ_1; $\Sigma\beta(j)$	Manfiy	IRF ning 90% işonç oraliği kamida 3 oy noldan past; uzoq muddatli koeffitsiyentlar manfiy va $p < 0,05$
H2: majburiy zaxira likvidlikka qisqa muddatda kuçliroq ta'sir qiladi	SVAR/BVAR, FEVD	rr(t) va UZONIA şoklarining L(t) dispersiyasidagi uluşi, 1–6 oy	rr(t) uluşi kattaroq	rr(t) uluşi UZONIA uluşidan bootstrap böyiça ahamiyatli darajada katta

H3: ortiqça likvidlik uzatilişni susaytiradi	Threshold ECM, LSTR, GMM özaro ta'siri	$\beta_0(2)$ va $\beta_0(1)$; $\kappa(2)$ va $\kappa(1)$; $\Sigma\varphi(j)$	Yuqori rejimda kiçikroq; $\Sigma\varphi(j) > 0$	Çegaraviy samara bootstrap $p < 0{,}10$; rejimlar farqi ahamiyatli

3.10. Dasturiy ta'minot, natijalarning takrorlanuvçanligi va metodologik çeklovlar

Dasturiy ta'minot va takrorlanuvçanlik. Vaqt qatorlari tahlili Python (statsmodels), BVAR modeli R (BVAR paketi), panel GMM Stata (xtabond2) dasturlarida bajariladi; ARDL natijalari EViews bilan tekşiriladi. Ma'lumotlar bazasi va baholaş kodlari maqola ilovasida yoki oçiq repozitoriyda e'lon qilinadi.

Metodologik çeklovlar. Natijalar quyidagi çeklovlarni hisobga olgan holda talqin qilinadi: 81 ta oylik kuzatuv köp özgaruvçili model uçun qisqa tanlanma hisoblanadi (BVAR, Narayan kritik qiymatlari va panel ma'lumotlari bu muammoni qisman yumşatadi); asosiy stavkaning past özgaruvçanligi sababli identifikatsiya qisman likvidlik şaroitlarining öziga boğliq bölgan UZONIA ga tayanadi; 2025–2026-yillardagi operatsion rejim özgarişlari parametrlar barqarorligiga ta'sir qilişi mumkin; TLP jalb qiliş operatsiyalari qoldiğini ham öz içiga olgani uçun siyosatning «erkin» likvidlikka ta'siri ER(t) orqali alohida baholanadi; banklarning çoraklik hisobotlari va kredit stavkalari böyiça ma'lumotlar töliq bölmasligi mumkin; davlat dasturlari doirasidagi imtiyozli kreditlar esa bozor stavkalariga sezgir emas.

Natijalar, muhokama va xulosa qismlari töliq maqola hujjatida berilgan.

Metodologiya bölimida foydalanilgan adabiyotlar

Ilmiy adabiyotlar

1. Agénor, P.-R., Aizenman, J., & Hoffmaister, A. W. (2004). The credit crunch in East Asia: What can bank excess liquid assets tell us? *Journal of International Money and Finance*, 23(1), 27–49.

2. Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297.

3. Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29–51.

4. Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1–22.

5. Bańbura, M., Giannone, D., & Reichlin, L. (2010). Large Bayesian vector auto regressions. *Journal of Applied Econometrics*, 25(1), 71–92.

6. Bernanke, B. S., & Blinder, A. S. (1992). The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *American Economic Review*, 82(4), 901–921.

7. Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143.

8. Bond, S. R. (2002). Dynamic panel data models: A guide to micro data methods and practice. *Portuguese Economic Journal*, 1(2), 141–162.

9. Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*, 37(2), 149–192.

10. Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (1999). Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? In J. B. Taylor & M. Woodford (Eds.), *Handbook of Macroeconomics* (Vol. 1A, pp. 65–148). Elsevier.

11. Ehrmann, M., Gambacorta, L., Martínez-Pagés, J., Sevestre, P., & Worms, A. (2003). Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the euro area. In I. Angeloni, A. Kashyap, & B. Mojon (Eds.), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area* (pp. 235–269). Cambridge University Press.

12. Giannone, D., Lenza, M., & Primiceri, G. E. (2015). Prior selection for vector autoregressions. *Review of Economics and Statistics*, 97(2), 436–451.

13. Hansen, B. E. (1996). Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. *Econometrica*, 64(2), 413–430.

14. Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93(2), 345–368.

15. Hansen, B. E. (2000). Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, 68(3), 575–603.

16. Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74.

17. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254.

18. Jordà, Ò. (2005). Estimation and inference of impulse responses by local projections. *American Economic Review*, 95(1), 161–182.

19. Kashyap, A. K., & Stein, J. C. (2000). What do a million observations on banks say about the transmission of monetary policy? *American Economic Review*, 90(3), 407–428.

20. Kilian, L. (1998). Small-sample confidence intervals for impulse response functions. *Review of Economics and Statistics*, 80(2), 218–230.

21. Litterman, R. B. (1986). Forecasting with Bayesian vector autoregressions — five years of experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, 4(1), 25–38.

22. Mishkin, F. S. (1995). Symposium on the monetary transmission mechanism. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 3–10.

23. Mishra, P., Montiel, P. J., & Spilimbergo, A. (2012). Monetary transmission in low-income countries: Effectiveness and policy implications. *IMF Economic Review*, 60(2), 270–302.

24. Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: Evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979–1990.

25. Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica*, 49(6), 1417–1426.

26. Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361–1401.

27. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.

28. Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *Stata Journal*, 9(1), 86–136.

29. Saxegaard, M. (2006). *Excess liquidity and effectiveness of monetary policy: Evidence from Sub-Saharan Africa* (IMF Working Paper No. 06/115). International Monetary Fund.

30. Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1–48.

31. Teräsvirta, T. (1994). Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association*, 89(425), 208–218.

32. Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1–2), 225–250.

33. Uhlig, H. (2005). What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, 52(2), 381–419.

34. Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126(1), 25–51.

35. Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251–270.

Rasmiy manbalar va statistik ma’lumotlar

36. Özbekiston Respublikasi Markaziy banki. Pul-kredit siyosati operatsiyalari (murojaat sanasi: 2026-yil 24-noyabr).

37. Özbekiston Respublikasi Markaziy banki. Majburiy zaxiralaş me’yorlari (murojaat sanasi: 2026-yil 24-noyabr).

38. Özbekiston Respublikasi Markaziy banki. (2025). UZONIA indeksini hisoblaş va e’lon qiliş metodologiyasining yangi tahriri.

39. Özbekiston Respublikasi Markaziy banki. (2025). Pul bozori va likvidlik şarhi, 2025-yil II çorak.

40. Özbekiston Respublikasi Markaziy banki. (2026). Pul bozori va likvidlik şarhi, 2026-yil II çorak: qisqaça şarh.

41. Özbekiston Respublikasi Markaziy banki. (2026). 2025-yil IV çorakdagi likvidlik holati töğrisida axborot.

42. Özbekiston Respublikasi Markaziy banki. (2026). Tijorat banklari faoliyatining asosiy körsatkiçlari (banklar kesimida).

43. Özbekiston Respublikasi Markaziy banki. (2026). Asosiy stavka böyiça 2026-yil 16-sentabrdagi qaror.

44. Özbekiston Respublikasi Markaziy banki. (2024). Xorijiy valyutadagi depozitlar böyiça majburiy zaxiralaş me’yorini pasaytiriş töğrisida.

45. Özbekiston Respublikasi Markaziy banki. Asosiy stavkani joriy etiş töğrisida ma’lumot.