

OLIY TA'LIMNI MOLIYLASHTIRISHNING QISQA VA UZOQ MUDDATLI TENDENSIYALARINI BAHOLASH

Sherov Alisher Bakberganovich
Ma'mun universiteti professori, PhD

MAQOLA HAQIDA

Qabul qilindi: 24-sentabr 2024-yil
Tasdiqlandi: 26-sentabr 2024-yil
Jurnal soni: 12
Maqola raqami: 2
DOI:<https://doi.org/10.54613/ku.v12i.979>

KALIT SO'ZLAR / КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА /

KEYWORDS

Oliy ta'lim, davlat budjeti, Yalm, budjet
xaajatlari, budjetdan tashqari mablag'lari,
davlat investitsiyalari

ANNOTATSIYA / АННОТАЦИЯ / ANNOTATION

So'nggi yillarda mamlakatimizda oliy ta'lim tizimini isloq qilish va uni samarali moliylashtirish borasida bir qator chora-tadbirlar amalga oshirildi. Mazkur tadqiqot ishida oliy ta'limni moliylashtirishning qisqa va uzoq muddatli ta'sirini aniqlash maqsadida "Avtoregressiv lagli taqsimot modellari (ARDL)" dan foydalandik va oliy ta'limni moliylashtirishning qisqa va uzoq muddatli tendensiyalarini baholash bo'yicha ilmiy xulosalar shakllantirdik.

Kirish. Dunyoning rivojlangan va rivojlanayotgan mamlakatlari so'nggi 40 yil ichida oliy ta'limi davlat tomonidan moliylashtiriladigan tizimdan o'quv kreditlariga asoslangan iste'mol bozori sifatida tartibga solinadigan aralash (ya'ni davlat hamda xususiy sektor) moliylashtiriladigan tizimga o'tdi, albattra bu tizimda umumiy xarajatlarning muhim qismi uchun talaba ham, oliy o'quv yurti ham mas'uldir.

Oliy ta'lim uchun mintaqaviy xarajatlarning o'sishi iqtisodiy ko'rsatkichlarning oshishiga olib keladi. Oliy ta'lim uchun davlat xarajatlari ular ishlab chiqarishi kerak bo'lgan ta'lim natijalarini emas, balki inson kapitaliga kiritilgan investitsiyalarni o'chaydi¹.

So'nggi yillarda olib borilgan tadqiqot natijalarida, oliy ta'limni davlat tomonidan moliyaviy qo'llab-quvvatlashning kuchayishidan inson kapitalini oshirish va shunga mos ravishda yuqori samaradorlik orqali davlat iqtisodiy rivojlanishini yaxshilashga o'tishi o'z tasdig'i topgan².

Adabiyyotlar taholib. Shuningdek, dunyo miqyosida oliy ta'limni moliylashtirishning mamlakat iqtisodiy o'sishiga ta'siri bo'yicha bir qancha empirik tadqiqotlar mavjud. Xususan, C. Abhijeet³ ta'lim xarajatlari va iqtisodiy o'sish o'rtaqidagi sababiy bog'liqlikni aniqlash uchun chiziqli va chiziqli bo'lмаган Granger Causality usullaridan foydalangan. Xulosalar shuni ko'rsatadi, iqtisodiy o'sish har qanday vaqt oralig'i ta'siridan qat'iy nazar ta'limga davlat xarajatlari hajmiga ijobjiy ta'sir qiladi, shu bilan birlgilikda esa ta'limga investitsiyalar ham ma'lum vaqtidan keyin iqtisodiy o'sishga ijobjiy ta'sir qilishini aniqlagan.

Appiah⁴ 1975-yildan 2015-yilgacha rivojlanayotgan mamlakatlarda ta'lim xarajatlarning aholi jon boshiga yalpi ichki mahsulotga ta'sirini o'rganish uchun GMM hisoblagich tizimidan foydalangan. Natijalar shuni ko'rsatadi, rivojlanayotgan mamlakatlarda ta'lim xarajatlarning oshishi aholi jon boshiga to'g'ri keladigan YaLMga ijobjiy ta'sir qiladi.

Yu va boshqalar⁵ oliy ta'lim fondiga investitsiyalar, inson kapitaliga investitsiyalar va iqtisodiy o'sish o'rtaSIDA uzoq muddatli barqaror muvozanat munosabatlari mavjudligini, xususan, oliy ta'lim fondiga investitsiyalar va inson kapitaliga investitsiyalar omillari iqtisodiy o'sishga sezilarli ijobjiy ta'sir ko'rsatishini aniqlashgan.

Tadqiqot metodologiyasi. Yuqoridagi fikrlarga asoslangan holda biz mazkur tadqiqot ishimizda oliy ta'limni

moliylashtirishning qisqa va uzoq muddatli ta'sirini aniqlash maqsadida "Avtoregressiv lagli taqsimot modellari (ARDL)" dan foydalandik. Ushbu modelni shakllantirishda natijaviy va ta'sir etuvchi omillar sifatida quyidagi omillar tanlab olindi: natijaviy omil - Aholi jon boshiga yalpi ichki mahsulot hajmi, ming.so'm - (GDP_per_capita), ta'sir etuvchi omillar - davlat oliy ta'lim muassasalarining byudjetdan tashqari mablag'lari, mlrd.so'm - (EBF_HEdu), oliy ta'lim tizimga yo'naltirilgan davlat investitsiyalari hajmi, mlrd.so'm - (VSL_HEdu), oliy ta'lim muassasalarining professor-o'qituvchi xodimlari soni, kishi - (NST_HEdu).

O'zgaruvchilarning o'lchov birligi turlicha bo'lgani hamda ko'p omilli ekonometrik modelning interpretatsiyasini (talgini) yaxshiroq tushuntirish uchun barcha omillar qiymatlarini natural logarifmlaymiz.

Bog'liq o'zgaruvchilarning ta'sirini tahlil qilish uchun barcha o'zgaruvchilarni natural logarifmlangan shaklidagi chiziqli modeldan foydalananamiz. Mazkur modelni quyidagicha ifodalab olinadi:

$$\text{LOG}(GDP_per_capita)_t = \beta_0 + \beta_1 \text{LOG}(EBF_HEdu)_t + \beta_2 \text{LOG}(VSI_HEdu)_t + \beta_3 \text{LOG}(NST_HEdu)_t + \epsilon_t \quad (4.2.1)$$

bu yerda: $\text{LOG}(GDP_per_capita)$ aholi jon boshiga yalpi ichki mahsulot hajmini, t esa 2010-yildan 2023-yilgacha bo'lgan davrni, β_0 ozod had, $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ ta'sir etuvchi omillar koefitsientlarini, ϵ_t xatolikni ifodalaydi.

Tahhil va natijalar: Biz mazkur tahilda Pesaran and Shin⁶ tomonidan ishlab chiqilgan ARDL modelidan foydalananamiz. Shuningdek, ARDL modeli qisqa va uzoq muddatli tenglamalari mavjudligini hisobga oлgan holda, qaysi biri ishlatilishi kerakligini aniqlash uchun Bound testini o'tkazish zarur bo'ladi. Bound testi standart F- va t-statistik testlarga asoslanadi. Erkli o'zgaruvchilarni integratsiyalash tartibi I (0) yoki I (1) bo'lishidan qat'iy nazar, ushbu statistik ma'lumotlarning asimptotik taqsimoti nostonstandart nol gipoteza (H_0) bo'yicha, hech qanday darajadagi munosabatlari mavjud emas. Asimptotik kritik qiyatlarning ikkita to'plami taqdim etiladi: biri barcha erkli o'zgaruvchilar to'liq integratsiyalanish tartibi I (1) bo'lsa, ikkinchisi esa ularni barchasining to'liq integratsiyalanish tartibi I (0) bo'ladi. Ushbu ikkita kritik qiyatlarni to'plami erkli o'zgaruvchilarning barcha mumkin bo'lgan ya'ni to'liq integratsiyalanish tartibi I (0), to'liq

¹ Baldwin, J. N., Borrelli, S. A., & New, M. J. (2011). State educational investments and economic growth in the United States: A path analysis. Social Science Quarterly, 92(1), 226-245.

² Bowen, W. M., & Qian, H. (2017). State spending for higher education: Does it improve economic performance?. Regional Science Policy & Practice, 9(1), 7-24.

³ Abhijeet, C. (2010). Does government expenditure on education promote economic growth? An econometric analysis.

⁴ Appiah, E. N. (2017). The effect of education expenditure on per capita GDP in developing countries. International Journal of Economics and Finance, 9(10), 136-144.

⁵ Yu, H., Zhao, S., Xu, X., & Wang, Y. (2014). An empirical study on the dynamic relationship between higher educational investment and economic growth using VAR Model. Systems Research and Behavioral Science, 31(3), 461-470.

⁶ Pesaran, M.H., Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis. In: Strom S (ed) Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium. Cambridge University Press, Cambridge, Chapter 11.

integratsiyalanish tartibi I (1) yoki o'zaro kointegratsiyalashgan klassifikatsiyalarini qamrab olishini taminlaydi. ARDL Bound testing nol gipotezasi (H_0) o'zgaruvchilar o'tasida uzoq muddatli bog'liqliklar mavjud emasligini bildiradi. Agar nol gipoteza (H_0) rad etilsa, model spetsifikatsiyasi xatoni tuzatish (Error Correction) shaklida bo'ladi. Agar nol gipoteza (H_0) rad etilmasa, ARDL modeli spetsifikatsiyasi faqat qisqa muddatli baholash natijalarini ifodalaydi⁷ va quyidagicha ifodalanishi mumkin:

$$\begin{aligned} \Delta LOG(GDP_per_capita)_t &= \gamma_0 + \\ \gamma_1 \sum_{q=1}^n \Delta LOG(GDP_per_capita)_{t-q} &+ \\ \gamma_2 \sum_{q=1}^n \Delta LOG(EBF_HEdu)_{t-q} + \gamma_3 \sum_{q=1}^n \Delta LOG(VSI_HEdu)_{t-q} + \\ \gamma_4 \sum_{q=1}^n \Delta LOG(NST_HEdu)_{t-q} + \delta_1 LOG(GDP_per_capita)_{t-1} + \\ \delta_2 LOG(EBF_HEdu)_{t-1} + \delta_3 LOG(VSI_HEdu)_{t-1} + \\ \delta_4 LOG(NST_HEdu)_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

bu yerda: Δ omillarning 1-tartibli differentsiyatisyясини, γ_0 – ozod had, $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4$ – qisqa muddatli elastiklik koefitsientlarini, $\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4$ – uzoq muddatli dinamik multiplikatorlarni, n – lag (vaqt oralig'i) uzunligini, q – lag (vaqt oralig'i) tartibini, ε_t xatolikni ifodalaydi.

Ma'lumki ko'p omilli ekonometrik modellarni tuzish uchun avval vaqtli qatorlar seriyasida (modelda ishtirot etayotgan omillar uchun) avtokorrelatsiya mavjud yoki mavjud emasligi aniqlash maqsadida "Ljung-Box" (Q)⁸ testidan foydalilanildi. Vaqtli qatorlarda avtokorrelatsiyaning mavjud bo'lishi mazkur vaqtli qatorlarni statsionarlikka tekshirishni talab etadi. So'ngra o'zgaruvchilarning statsionarligini tekshirish va ularni integratsiya qilish tartibini aniqlash uchun Augmented Dickey-Fuller (ADF)⁹ va Phillips-Perron (PP)¹⁰ birlik ildiz testlari qo'llaniladi. Keyin, ARDL qisqa va uzoq muddatli model tenglamalari mavjudligini hisobga olgan holda, qaysi biri ishlatalishi kerakligini aniqlash uchun Bound testini o'tkazish zarur hisoblanadi. Oxirgi bosqichda esa mazkur tadqiqot ishimiz uchun ishlab chiqilgan ARDL modeli uchun mustahkamlit testlari qo'llaniladi.

"Ljung-Box" testining H_0 gipotezasi (vaqtli qatorda avtokorrelatsiya mavjud emasligi), alternativ gipotezasi ya'ni H_1 (vaqtli qatorda avtokorrelatsiya mavjud ekanligi) asosiy gipotezalari sifatida qaraladi. Ma'lumki ushbu testda $p < 0.05$ bo'lishi H_1 gipotezani, $p > 0.05$ bo'lishi esa H_0 gipotezani qabul qilinishini bildiradi¹¹.

Quyidagi jadvalda omillarni avtokorrelatsiya testiga tekshirish natijalari keltirilgan (1-jadval).

1-jadval

Natijaviy va ta'sir etuvchi omillarni "Ljung-Box" testiga tekshirish natijalari

LOG(GDP_per_capita)				
Lag	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.789	0.789	10.718	0.001
2	0.585	-0.099	17.101	0.000
3	0.390	-0.105	20.194	0.000
4	0.205	-0.112	21.133	0.000
5	0.020	-0.153	21.143	0.001
6	-0.149	-0.137	21.763	0.001
7	-0.294	-0.134	24.533	0.001
LOG(EBF_HEdu)				
Lag	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.784	0.784	10.599	0.001
2	0.574	-0.107	16.751	0.000
3	0.375	-0.105	19.609	0.000
4	0.198	-0.085	20.485	0.000
5	0.022	-0.146	20.497	0.001
6	-0.140	-0.133	21.045	0.002
7	-0.263	-0.084	23.263	0.002
LOG(VSI_HEdu)				
Lag	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.747	0.747	9.6223	0.002
2	0.535	-0.053	14.964	0.001
3	0.329	-0.118	17.170	0.001
4	0.194	0.010	18.014	0.001
5	0.006	-0.226	18.015	0.003
6	-0.104	-0.008	18.317	0.005
7	-0.208	-0.103	19.707	0.006
LOG(NST_HEdu)				
Lag	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.784	0.784	10.582	0.001
2	0.573	-0.106	16.718	0.000

⁷ Pesaran, M.H., Shin, Y., Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *J Appl Econ* 16:289–326.

⁸ Ljung, G.M., Box, G.P.E. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *J Biometrika* 65:297–303.

⁹ Dickey, D. A., and Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1057-1072.

¹⁰ Phillips, P.C.B., Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, Volume 75, Issue 2, June, Pages 335–346,

¹¹ Levenidis, J.D. (2023). Time Series Econometrics. Springer Texts in Business and Economics. Springer, Cham, pp. 11-103,

3	0.371	-0.113	19.517	0.000
4	0.193	-0.081	20.355	0.000
5	0.016	-0.148	20.362	0.001
6	-0.132	-0.098	20.852	0.002
7	-0.254	-0.103	22.924	0.002

Yuqoridagi jadval ma'lumotlaridan ko'rish mumkinki "Ljung-Box" testingin mayjud gipotezalari asosida barcha o'zgaruvchilarda avtokorrelyatsiya mavjudligini.

Keyingi bosqichda o'zgaruvchilarning statsionarligini tekshirish va ularni integratsiya qilish tartibini aniqlash uchun

Augmented Dickey-Fuller (ADF) va Phillips-Perron (PP) birlik ildiz testlarini o'tkazish muhimdir. O'zgaruvchilarni statsionarlikka tekshirish natijalari quyidagi jadvalda berilgan (2-jadval).

2-jadval

O'zgaruvchilarni statsionarlikka tekshirishda "ADF" va "PP" birlik ildiz testi natijalari

	Augmented Dickey-Fuller (ADF)				Integratsiya qilish tartibi (Order of integration)
	O'z darajasida (Levels)	Ehtimollik (Probability)	Birinchi tartibli differentsiatsiya (1 st differences)	Ehtimollik (Probability)	
LOG(GDP_per_capita)	-2.62	0.28	-4.89	0.01	I (1)
LOG(EBF_Hedu)	-2.72	0.24	-3.82	0.04	I (1)
LOG(VSI_Hedu)	-4.39	0.02	-6.60	0.00	I (1)
LOG(NST_Hedu)	-3.54	0.09	-5.43	0.00	I (1)

	Phillips-Perron (PP)				Integratsiya qilish tartibi (Order of integration)
	O'z darajasida (Levels)	Ehtimollik (Probability)	Birinchi tartibli differentsiatsiya (1 st differences)	Ehtimollik (Probability)	
LOG(GDP_per_capita)	-2.01	0.54	-5.76	0.00	I (1)
LOG(EBF_Hedu)	-2.79	0.23	-6.59	0.00	I (1)
LOG(VSI_Hedu)	-4.48	0.01	-14.92	0.00	I (1)
LOG(NST_Hedu)	-11.95	0.00	-16.81	0.00	I (1)

Yuqoridagi jadval ma'lumotlariga ko'rta aholi jon boshiga yalpi ichki mahsulot hajmi, davlat oliv ta'lim muassasalarining byudjetdan tashqari mablag'lari, oliv ta'lim tizimiga yo'naltirilgan davlat investitsiyalari hajmi, oliv ta'lim muassasalarining professor-o'qituvchi xodimlari soni o'zgaruvchilarining barchasi 1-tartibli differentsiatsiyasida statsionar ekan. Shuning uchun mazkur

o'zgaruvchilarning barchasini tenglamaga integratsiya qilish tartibi I (1) sifatida qabul qilinadi. Keyingi bosqichda modelda ishtiroy etayotgan o'zgaruvchilarni "lag (vaqt oralig'i)" tartibini tanlash zarur hisoblanadi. Buning uchun vektorli avtoregressiv (VAR) modelining optimal "lag" tartibi qo'llaniladi (3-jadval).

3-jadval

"Avtoregressiv lagli taqsimot modellari (ARDL)" uchun "lag (vaqt oralig'i)" tartibini aniqlash

Lag	AIC	SC (BIC)	HQ
0	-6.788122	-6.614291	-6.823852
1	-16.53670*	-15.66755*	-16.71535*
2	-15.95649	-14.803512	-15.568417
3	-14.723648	-13.716421	-15.172382

Yuqoridagi jadval ma'lumotlari hamda "Akaike (AIC)", "Shvars (SC)" hamda "Xannan - Kuinn (HQ)" mezonlari asosida avtoregressiv lagli taqsimot modeli uchun "lag (vaqt oralig'i)" tartibi 1 ga teng ekanligini aniqlash mumkin.

O'zgaruvchilar orasida uzoq va qisqa muddatlari munosabatlarni topishdan oldin kointegratsiya mavjudligini tasdiglash zarur. Buning uchun "Bog'liqlik testi (Bound test)" dan foydalangan holda amalga oshiriladi. Ma'lumki, "Bog'liqlik testi (Bound test)" da F-statistika qiymati asimptotik kritik qiymatlarning "Yuqori chegarsi

(Upper bound)" dan katta bo'lsa, bu kointegratsiya mavjud ekanligini bildiradi, agar, F-statistika qiymati asimptotik kritik qiymatlarning "Yuqori chegarsi (Upper bound)" va "Quyi chegarsi (Lower bound)" orasida bo'lsa kointegratsiya ishonarsiz ekanligini anglatadi, agar, F-statistika qiymati asimptotik kritik qiymatlarning "Quyi chegarsi (Lower bound)" dan kichik bo'lsa, kointegratsiya mavjud emasligidan dalolat beradi. Quyidagi 4-jadvalda "Bog'liqlik testi (Bound test)" natijalari keltirilgan.

4-jadvalda

"Bog'liqlik testi (Bound test)" natijalari				
Statistik test (Test Statistic)	Qiymat (Value)	Ahamiyatlilik darajasi (Significant)	Quyi chegara (Lower bound) I(0)	Yuqori chegara (Upper bound) I(1)
F-statistic	37.35628	10%	2.618	3.532
		5%	3.164	4.194
		1%	4.428	5.816

Yuqoridagi jadvaldan ko'rish mukinki, F-statistika qiymati barcha ahamiyatlilik darajalarida asimptotik kritik qiymatlarning "Yuqori chegarsi (Upper bound)" dan katta. Bu holat esa

kointegratsiya mavjudligini hamda uzoq va qisqa muddatli tenglamalarni shakllantirish mumkinligini ifodalaydi.

5-jadval

ARDL (1, 1, 1, 1) modeli asosida hisoblangan parametrlarni uzoq muddatli baholash natijalari

Dependent Variable: $\text{LOG}(\text{GDP_per_capita})$	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
	$\text{LOG}(EBF_HEdu)$	3,753375	0.142911	26,26372	0.0000
	$\text{LOG}(VSI_HEdu)$	6,821973	0.076151	89,58481	0.0000
	$\text{LOG}(NST_HEdu)$	2,480851	0.555000	4,470002	0.0065
	C	-11.66909	4.367583	-2.671750	0.0443

Yuqoridagi jadvaldagi ta'sir etuvchi omillar koefitsientlarni barchasining ehtimollik qiymati 0.05 ($p < 0.05$) dan kichik qiymatlarni qabul qilgan, bu esa, koefitsientlarning barchasi statistik jihatdan ahamiyatlari ekanligidan dalolat beradi. Hisoblangan uzoq muddatli ta'sirining empirik natijalari (4.2.5-jadval) shuni ko'rsatadi, davlat oliv ta'lim muassasalarining byudjetdan tashqari mablag'lari hajmini 1% ga oshishi aholi jon boshiga yalpi

ichki mahsulot hajmini 3,75% ga, oliv ta'lim tizimiga yo'naltirilgan davlat investitsiyalari hajmini 1% ga ko'tarilishi aholi jon boshiga yalpi ichki mahsulot hajmini 6,82% ga oshishiga shuningdek, oliv ta'lim muassasalarining professor-o'qituvchi xodimlari sonini 1% ga ko'tarilishi esa aholi jon boshiga yalpi ichki mahsulot hajmini 2,48% ga oshishiga sabab bo'lishi mumkin ekan.

6-jadval

ARDL (1, 1, 1, 1) modeli asosida hisoblangan parametrlarni qisqa muddatli baholash natijalari

Dependent Variable: $\Delta\text{LOG}(\text{GDP_per_capita})$	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
	$\Delta\text{LOG}(EBF_HEdu)$	1,323898	0.050276	26,33260	0,0000
	$\Delta\text{LOG}(VSI_HEdu)$	2,573232	0.028782	89,40421	0,0000
	$\Delta\text{LOG}(NST_HEdu)$	1,264266	0.381358	3,31517	0,0211
	$ECM(-1)$	-0,173926	0.053116	3,27446	0,0221

Yuqorida jadvaldagi hisoblangan qisqa muddatli ta'sirini ifodalovchi barcha koefitsientlar statistik jihatdan ahamiyatlari ekanligini ko'rish mukin. Bu holat esa, koefitsientlarni barchasini iqtisodiy jihatdan to'liq interpretatsiya qilish mumkinligini asoslaydi.

Xulosa. Qisqa muddatli ta'sirni ifodalovchi empirik natijalar (6-jadval) shuni ko'rsatadi, davlat oliv ta'lim muassasalarining byudjetdan tashqari mablag'lari hajmi 1% ga oshishi aholi jon boshiga yalpi ichki mahsulot hajmini 1,32% ga, oliv ta'lim tizimiga yo'naltirilgan davlat investitsiyalari hajmini 1% ga ko'tarilishi aholi jon boshiga yalpi ichki mahsulot hajmini 2,57% ga oshishiga shuningdek, oliv ta'lim muassasalarining professor-o'qituvchi

xodimlari sonini 1% ga ko'tarilishi esa aholi jon boshiga yalpi ichki mahsulot hajmini 1,26% ga oshishiga sabab bo'lishi mumkin.

$ECM(-1)$ (Error-correction Mechanisms) [11] o'zgaruvchilar orasidagi nomutanosiblik salbiy ta'sirlardan keyin ularning uzoq muddatli muvozanatiga qayta tiklanish tezligini ko'rsatadi. Bizning tadqiqot ishimizdaggi tahlil natijalarimizga ko'ra, aholi jon boshiga yalpi ichki mahsulot hajmi, davlat oliv ta'lim muassasalarining byudjetdan tashqari mablag'lari hajmi, oliv ta'lim tizimiga yo'naltirilgan davlat investitsiyalari hajmi va oliv ta'lim muassasalarining professor-o'qituvchi xodimlari soni o'zgaruvchilar orasidagi nomutanosiblikni bartaraf qilib uzoq muddatli muvozanatga erishish uchun har yili 17,4% (0.174) qayta tiklanish zarurligini anglatadi.

Adabiyotlar ro'yxati:

- Baldwin, J. N., Borrelli, S. A., & New, M. J. (2011). State educational investments and economic growth in the United States: A path analysis. *Social Science Quarterly*, 92(1), 226-245. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6237.2011.00765.x>
- Bowen, W. M., & Qian, H. (2017). State spending for higher education: Does it improve economic performance?. *Regional Science Policy & Practice*, 9(1), 7-24. <https://doi.org/10.1111/rsp3.12086>
- Abhijeet, C. (2010). Does government expenditure on education promote economic growth? An econometric analysis. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/25480>
- Appiah, E. N. (2017). The effect of education expenditure on per capita GDP in developing countries. *International Journal of*

Economics and Finance, 9(10), 136-144. <https://doi.org/10.5539/ijef.v9n10p136>

5. Yu, H., Zhao, S., Xu, X., & Wang, Y. (2014). An empirical study on the dynamic relationship between higher educational investment and economic growth using VAR Model. *Systems Research and Behavioral Science*, 31(3), 461-470. <https://doi.org/10.1002/sres.2277>

6. Pesaran, M.H., Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis. In: Strom S (ed) Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium. Cambridge University Press, Cambridge, Chapter 11. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511541258.011>

7. Pesaran, M.H., Shin, Y., Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *J Appl Econ* 16:289–326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
8. Ljung, G.M., Box, G.P.E. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *J Biometrika* 65:297–303. <https://doi.org/10.1093/biomet/65.2.297>
9. Dickey, D. A., and Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1057-1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
10. Phillips, P.C.B., Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, Volume 75, Issue 2, June, Pages 335–346, <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
11. Levendis, J.D. (2023). Time Series Econometrics. Springer Texts in Business and Economics. Springer, Cham., pp. 11-103, https://doi.org/10.1007/978-3-031-37310-7_2