

# ՏՆՏԵՍԱԳԻՏՈՒԹՅՈՒՆ

---

## ՀԱՅԱՍՏԱՆՈՒՄ ՀՆԱ-Ի, ԱՐՏԱՀԱՆՄԱՆ ՈՒ ՕՏԱՐԵՐԿՐՅԱ ՆԵՐԴՐՈՒՄՆԵՐԻ ՄԻՋԵՎ ԵՐԿԱՐԱԺԱՄԿԵՏ ՀԱՎԱՍԱՐԱԿՇՈՒԹՅԱՆ ԳՆԱՀԱՏՈՒՄԸ

### ԱՐՄԱՆ ԳԱԲՐԵԼՅԱՆ

Հոդվածի նպատակն է գնահատել Հայաստանում համախառն ներքին արդյունքի (ՀՆԱ), ապրանքների և ծառայությունների արտահանման և օտարերկրյա ուղղակի ներդրումների ներհոսքի (ՕՈՆ) միջև երկարաժամկետ հավասարակշիռ առնչության առկայությունը՝ դրանց դինամիկ փոխհարաբերությունների բնույթը և պատճառական կախվածությունների ուղղությունը պարզելու համար:

Հայաստանում ՀՆԱ-ի, արտահանման և ՕՈՆ-ի փոխառնչությունները հետազոտողները վերլուծել են տարբեր տեսանկյուններից: Թ. Թորոսյանը հետազոտել է Եվրամիության հետ Հայաստանի առևտրատնտեսական կապերի ընդլայնման հնարավորությունները<sup>1</sup>, Դ. Միրզոյանը՝ տնտեսության վրա օտարերկրյա ուղղակի ներդրումների ազդեցության մեխանիզմները<sup>2</sup>, Տ. Սարգսյանը՝ տնտեսական աճի և դրամավարկային քաղաքականության առնչությունները<sup>3</sup>: Ք. Այվազյանը և Թ. Դաբանը վերլուծել են արտաքին տնտեսական ցնցումների՝ արտերկրից Հայաստան փոխանցման ուղիները<sup>4</sup>: Միևնույն ժամանակ, Հայաստանում ՀՆԱ-ի, արտահանման և ՕՈՆ-ի միջև դինամիկ փոխառնչության ինդիքը հավասարակշռության ճշգրտման վեկտորական մոդելի միջոցով, հետազոտողները, որքան մեզ հայտնի է, չեն դիտարկել:

### Ներածություն

Համաշխարհային ֆինանսատնտեսական ճգնաժամին Հայաստանն արձագանքեց հարաբերական մեծությամբ աշխարհում չորրորդ

---

<sup>1</sup> Տե՛ս Թ. Թորոսյան, Հայաստանի և Եվրամիության միջև առևտրատնտեսական կապերի կատարելագործումը, Եր., 2010:

<sup>2</sup> Տե՛ս Դ. Միրզոյան, Օտարերկրյա ուղղակի ներդրումները անցումային տնտեսության պայմաններում // Բանբեր Երևանի համալսարանի, Եր., 2003, № 1, էջ 139-144:

<sup>3</sup> Տե՛ս Տ. Սարգսյան, Փոխարժեքի դերը դրամավարկային քաղաքականության մեջ, Եր., 2008:

<sup>4</sup> Տե՛ս Aivazyan K., Daban T., Spillovers from global and regional shocks to Armenia // IMF, 2015, № 241:

տնտեսական անկմամբ. 2009 թ. ՀՆԱ-ի անկումը 13.9% էր: Չնայած այդ և տարաբնույթ այլ ներքին ու արտաքին ցնցումներին՝ Հայաստանում նախորդ երկու տասնամյակներում արձանագրվել է տնտեսական աճի բավականին բարձր տեմպ: 1994-2014 թթ. մեկ շնչի հաշվով ՀՆԱ-ի միջին տարեկան աճը Հայաստանում կազմել է 7.2 %: Համեմատության համար, օրինակ՝ Եվրոպայի և Կենտրոնական Ասիայի *գարգացող* երկրներում այդ ցուցանիշը կրկնակի ցածր է եղել՝ 3 %<sup>5</sup>: Ավելին, 2001-08 թթ.-ին բարենպաստ արտաքին տնտեսական միջավայրի և կառավարության ընդհանուր ազատական քաղաքականության զուգորդման շնորհիվ՝ Հայաստանը նույնիսկ երկնիշ աճի հասավ՝ 12.3 %:

Չնայած աճի այդչափ բարձր տեմպին՝ Հայաստանում բնակչության կենսամակարդակի արմատական բարելավման հեռանկարը դեռևս ադողտ է: Եվ դա այն դեպքում, երբ Հայաստանի տնտեսական աճը միանգամայն համադրելի է մեկ-երկու սերնդի կյանքի ընթացքում կենսամակարդակի էական բարելավման հասած երկրների՝ Թայվանի, Հրվ. Կորեայի, Սինգապուրի հետ, որոնց շեշտակի աճի առաջին տասնամյակներում (1960-1990 թթ.) մեկ շնչի հաշվով ՀՆԱ-ի աճը կազմել է 6.5 %<sup>6</sup>:

Ինչևէ, եթե Հայաստանը այսուհետև ևս կարողանա պահպանել աճի նման տեմպ, Կենտրոնական Եվրոպայի ու Բալթյան երկրների մեկ շնչի հաշվով համախառն ազգային եկամտի (հաշվարկված համարժեք գնողունակությամբ) *ներկա* միջին մակարդակին մոտենալու համար կպահանջվի մեկուկես, իսկ Եվրամիության *ներկա* միջին մակարդակին՝ երկու տասնամյակ:

Արագընթաց զարգացում (նաև զարգացման ձախողված քաղաքականություն) իրագործած երկրների (օրինակ՝ Հարավարևելյան Ասիայի և Լատինական Ամերիկայի) փորձը վկայում է, որ երկարատև ժամանակաշրջանում բարձր տնտեսական աճի ապահովումն անիրագործելի է «ներս ուղղված» զարգացման ռազմավարության միջոցով, որի դրսևորումներից են հայրենի մոնոպոլիաներին աջակցելը, ազգային արժույթը գերարժևորելը, առևտրի քողարկված սահմանափակումները: «Ներս ուղղված» ռազմավարությունն արգելակում է կայուն աճը ոչ այնքան ներքին ռեսուրսների անբավարար ծավալի, որքան տնտեսական անարդյունավետությունը խրախուսելու պատճառով: Մասնավորապես, ինչպես վկայում է նման ռազմավարություն իրագործած երկրների փորձը, կառավարության քաղաքականությունն ուղղվում է ընտրովի ձեռնարկությունների աջակցմանը՝ լրավճարներ տրամադրելու, շուկայից մրցակիցներին դուրս մղելու, նոր մրցակիցների մուտքի անհաղթահարելի արգելքներ սահմանելու, որոշ ծառայությունների կամ ապ-

<sup>5</sup> Տե՛ս World Bank, World development indicators, 2016:

<sup>6</sup> Տե՛ս Penn World Table, International comparisons of production, income and prices (8.1), 2016:

րանքների օգտագործումն օրենսդրությամբ պարտադիր կամ անխուսափելի դարձնելու և համանման այլ միջոցներով:

Այնինչ «դուրս ուղղված» զարգացման ռազմավարությունը բարձր տնտեսական աճի իրական շարժիչ է<sup>7</sup>: Այդ ռազմավարության դրսևորումներից է արտահանման և օտարերկրյա ուղղակի ներդրումների համար ոչ ընտրովի բարենպաստ միջավայրի ստեղծումը: Բայց, բնականաբար, արտահանումն ու օտարերկրյա ներդրումները տնտեսության կայուն աճի թեպետ անհրաժեշտ, սակայն ոչ բավարար նախապայմաններ են, քանի որ կայուն աճ հնարավոր է միայն այնպիսի ինստիտուցիոնալ և քաղաքական միջավայրում, որը նպաստում է գիտելիք ձեռք բերելուն, կուտակելուն և գործադրելուն<sup>8</sup>:

ՀՆԱ-ի, արտահանման և օտարերկրյա ներդրումների փոխառնչությունները բազմաշերտ են: Արտահանման աճը կապվում է բարձր տնտեսական աճի հետ, քանի որ խթանում է մասնագիտացումն ու ռեսուրսների վերաբաշխումը, նպաստում է նոր գիտելիքի յուրացմանը, մրցակցության ինտենսիվացմանը, ծավալի և արտաքին էֆեկտների դրսևորմանը<sup>9</sup>: Օտարերկրյա ներդրումների ներհոսքն իր հերթին նպաստում է տեխնոլոգիաների փոխանցմանը, մարդկային կապիտալի զարգացմանը, տնտեսությունում միջճյուղային կապերի ձևավորմանը<sup>10</sup>: Միևնույն ժամանակ, օտարերկրյա ներդրումներն առավելաբար ուղղվում են այն երկրներ, ուր առկա է բարձր տնտեսական աճ և արտահանման ներուժ, իսկ արտահանման աճն ինտենսիվանում է, երբ տնտեսական աճն ուղեկցվում է մրցունակության աճով:

Դրանով իսկ, տնտեսական աճի, արտահանման և ներդրումների միջև առկա է միաժամանակյա դինամիկ փոխառնչություն, քանի որ երեք փոփոխականներն էլ համաժամանակորեն պայմանավորվում են միմյանցով: Նման փոխառնչությունների վերլուծությունը, ըստ Միմսի քննադատության<sup>11</sup>, նպատակահարմար է իրականացնել բոլոր փոփոխականները ներծին դիտարկելու և ոչ թե դրանց՝ կանխակալ տեսական կախվածություններ վերագրելու միջոցով: Նման մոտեցումն առա-

---

<sup>7</sup> Sté u **Krueger A.**, Trade policy as an input to development. // American Economic Review, 1980, № 70 (2), էջ 288-292, **Panagariya A.**, Miracles and debacles. an extension. // Handbook of Trade Policy for Development, Oxford, 2013, էջ 417-443:

<sup>8</sup> Sté u **Acemoglu D., Robinson J.**, Why nations fail. the origins of power, prosperity, and poverty, Crown, New York, 2012:

<sup>9</sup> Sté u **Helpman E., Krugman P.**, Market structure and foreign trade. increasing returns, imperfect competition, and the international economy, MIT, Cambridge, 1985, **Grossman G., Helpman E.**, Trade, knowledge spillovers, and growth. // European Economic Review, 1991, № 35 (2-3), էջ 517-526, **Dollar D., Kraay A.**, Trade, growth, and poverty. // Economic Journal, 2004, № 114 (493), էջ 22-49:

<sup>10</sup> Sté u **Borensztein E., Gregorio J., Lee J.**, How does foreign direct investment affect economic growth? // Journal of International Economics, 1998, № 45 (1), էջ 115, **Li X., Liu X.**, Foreign direct investment and economic growth. an increasingly endogenous relationship. // World Development, 2005, № 33 (3), էջ 393-407:

<sup>11</sup> Sté u **Sims C.**, Macroeconomics and reality. // Econometrica, 1980, № 48 (1), էջ 1-48:

վել հետաքրքրություն է ներկայացնում, երբ դիտարկվող փոփոխականների միջև առկա է երկարաժամկետ հավասարակշիռ առնչություն (համախնտեգրում): Այդ դեպքում հնարավոր է փոփոխականների միջև երկարաժամկետ հավասարակշռությունը և կարճաժամկետ դինամիկան մոդելավորել միաժամանակ՝ հավասարակշռության ճշգրտման վեկտորական մոդելի միջոցով:

### **Տվյալներ**

Իբրև ՀՆԱ-ի և արտահանման ցուցանիշներ կիրառել ենք ՀՆԱ-ի սպառման և ապրանքների ու ծառայությունների արտահանման եռամսյակային տվյալները (դրամով և ընթացիկ գներով), որոնք վերահաշվարկել ենք 2000 թ. գներով՝ հաշվի առնելով իրական աճի եռամսյակային ինդեքսները:

Իբրև ՕՈւՆ-ի ներհոսքի ցուցանիշ կիրառել ենք տնտեսության իրական հատվածում կատարված ՕՈւՆ-ի եռամսյակային տվյալները (դոլարով և ընթացիկ գներով), որոնք վերահաշվարկել ենք դրամով և 2000 թ. գներով՝ հաշվի առնելով միջին եռամսյակային փոխարժեքները և հիմնական միջոցների համախառն կուտակման գնաճի շղթայակապ ինդեքսները:

Բոլոր տվյալները վերաբերում են 2000-2014 թթ.: Առաջնային տվյալների աղբյուրը ՀՀ ազգային վիճակագրական ծառայությունն է: Վերջնական տվյալները լոգարիթմել ենք՝ ելնելով տնտեսաչափական նպատակահարմարությունից<sup>12</sup>:

### **Գնահատման մեթոդաբանություն և արդյունքներ**

**Ստացիոնարություն:** Հավասարակշռության ճշգրտման վեկտորական (Հ&Վ) մոդելը գնահատելու համար անհրաժեշտ է, որ փոփոխականները համախնտեգրվեն, ինչը հնարավոր է, երբ փոփոխականների ժամանակային շարքերը ստացիոնար չեն, բայց ունեն ինտեգրման միևնույն կարգը<sup>13</sup>:

Ինտեգրման կարգը գնահատել ենք Դիքի-Ֆուլեր ընդլայնված (ԴՖԸ) թեստի<sup>14</sup> միջոցով, որի զրոյական վարկածը ոչ ստացիոնարությունն է:  $y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$  ժամանակային շարքը ստացիոնար է, եթե  $|\rho| < 1$  ( $\varepsilon_t$  սպիտակ աղմուկ է): Այն կարելի է ձևափոխել  $\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t$  տեսքի, որտեղ  $\alpha = \rho - 1$ : ԴՖԸ թեստային հավասարումը ներառում է նաև առաջին տարբերության լագեր՝ հնարավոր ինքնահամահարաբերակցումը չեզոքացնելու համար: Թեստի զրոյական և այլընտրանքային վարկած-

<sup>12</sup> Տե՛ս **Enders W.**, Applied econometric time series, Wiley, New York, 2015:

<sup>13</sup> Տե՛ս **Engle R., Granger C.**, Co-integration and error correction. // Econometrica, 1987, № 55 (2), էջ 251-276:

<sup>14</sup> Տե՛ս **Fuller W.**, Introduction to statistical time series, Wiley, New York, 1996:

ները՝  $H_0 : \alpha = 0$ ,  $H_1 : \alpha < 0$ , ստուգվում են  $t$  հարաբերության միջոցով:

Մակարդակային տվյալների համար ՌՖՇ թեստային հավասարման մեջ ներառել ենք հաստատուն և ժամանակային թրենդ, իսկ տվյալների առաջին տարբերության համար ներառել ենք միայն հաստատուն: Լագերի թիվն ընտրել ենք Շվարցի տեղեկատվական չափանիշով, որը գնահատման ցանկալի մակարդակն ապահովում է նվազագույն թվով լագերի կիրառմամբ:

Գնահատման արդյունքներով (աղյուսակ 1) ոչ ստացիոնարության զրոյական վարկածը փոփոխականների մակարդակային տվյալների համար չի մերժվում, սակայն տվյալների առաջին տարբերության համար մերժվում է նվազ քան 6 % արժեքականության մակարդակում: Ուստի դիտարկվող փոփոխականները ստացիոնար չեն և առաջին կարգի ինտեգրվող են:

**Աղյուսակ 1**

**Միավոր արմատի Դիքի-Ֆուլեր ընդլայնված թեստի գնահատականները**

$t$ -վիճականի	ՀՆԱ		Արտահանում		ՕՈՆ	
	Մ*	$\Delta$ **	Մ	$\Delta$	Մ	$\Delta$
Արժեք	-1.53	-2.86	-2.03	-2.97	-0.7	-9.19
Հավանականություն	0.81	0.057	0.57	0.044	0.97	0.0

\*Մ – մակարդակային տվյալներ: \*\* $\Delta$  – տվյալների առաջին տարբերություն:

**Համաինտեգրում:** Քանի որ դիտարկվող փոփոխականները ստացիոնար չեն, ապա ցնցումները կարող են հանգեցնել դրանց մակարդակների մշտական փոփոխության: Բայց քանի որ առաջին տարբերությունները ստացիոնար են, փոփոխականների միջև կարող է դրսևորվել երկարաժամկետ հավասարակշիռ առնչություն:

Համաինտեգրման առկայությունը գնահատել ենք Յոհանսենի մեթոդով<sup>15</sup>, որը հնարավորություն է տալիս միաժամանակ պարզել համաինտեգրման և՛ առկայությունը, և՛ վեկտորը:

Փոփոխականները համաինտեգրվում են, եթե գոյություն ունի դրանց այնպիսի գծային համակցություն, որը ստացիոնար է:  $p$ -րդ կարգի վեկտորական ավտոռեգրեսիայի (ՎԱՌ) մոդելը՝  $y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$ , որտեղ  $y_t$ -ն փոփոխականների վեկտորն է, կարելի է ներկայացնել հավասարակշռության ճշգրտման  $\Delta y_t = \Psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Omega_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$  տեսքով,

<sup>15</sup> Տե՛ս **Johansen S.**, Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models, Oxford, 1995:

որտեղ  $\Psi = \sum_{i=1}^p A_i - I$ ,  $\Omega_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$ : Նախորդ բաժնում պարզել ենք՝ սովյալների առաջին տարբերությունները՝  $\Delta y_i$ ,  $\Delta y_{i-1}$ , ստացիոնար են: Ըստ Գրենջերի ներկայացման թեորեմի, եթե  $\Psi$  մատրիցի ռանգը՝  $r$ , լրիվ չէ (սովյալ դեպքում՝  $r < 3$ ), գոյություն ունեն  $\alpha$  և  $\beta$  այնպիսի մատրիցներ, որ  $\Psi = \alpha\beta'$ , և  $\beta' y_{i-1}$  ստացիոնար է: Ընդ որում,  $r$ -ը համահինտեգրվող հարաբերությունների թիվն է,  $\beta'$ -ի տողերը համահինտեգրման վեկտորներն են, իսկ  $\alpha$ -ի տարրերը  $\chi^2$  մոդելի ուղղման պարամետրերն են, որոնք արտահայտում են անհավասարակշռության ճշգրտման արագությունը: Յոհանսենի մեթոդի էությունն է գնահատել  $\Psi$  մատրիցը և ստուգել արդյոք կարելի է մերժել  $\Psi$ -ի ոչ լրիվ ռանգով ենթադրվող սահմանափակումները: Այդ նպատակով հաշվարկվում է երկու վիճականի՝ հետագծի և բնութագրիչ արմատի: Առաջինով ստուգվում է համահինտեգրվող հարաբերությունների  $r = n$  ( $0 \leq n \leq 3$ ) գրոյական վարկածն ընդդեմ  $r > n$ , երկրորդով՝ ընդդեմ  $r = n + 1$  այլընտրանքային վարկածների: Համահինտեգրում առկա է, եթե  $0 < r < 3$ :

## *Աղյուսակ 2*

### **Յոհանսենի համահինտեգրման թեստի գնահատականները (լագերի թիվ՝ 3)**

Համահինտեգրվող հավասարումների թիվ	Վիճականու արժեք (փակագծում՝ հավանականություն)	
	Հետագծի	Բնութագրիչ արմատի
Զրո	45.5 (0.0004)	32.7 (0.0008)
Առավելագույնը մեկ	12.8 (0.122)	12.8 (0.084)
Առավելագույնը երկու	0.007 (0.93)	0.007 (0.93)

Հետագծի և բնութագրիչ արմատի վիճականները 5 % արժեքականության մակարդակում (աղյուսակ 2) մերժում են համահինտեգրվող հարաբերության բացակայությունը և վկայում են մեկ երկարաժամկետ հարաբերության առկայությունը:

Այսպիսով՝ Հայաստանում ՀՆԱ-ի, արտահանման և ՕՈՆ-ի իրական մեծությունների միջև դրսևորվել է երկարաժամկետ հավասարակշիռ առնչություն, ուստի դրանց ժամանակային հետագծերը պայմանավորվել են երկարաժամկետ հավասարակշռությունից շեղումներով, որոնք ժամանակի ընթացքում կարգավորվել են հաջորդական ճշգրտումների միջոցով:

**Հավասարակշռության ճշգրտման վեկտորական մոդել:** Երկարաժամկետ առնչությունը, որն առկա է դիտարկվող փոփոխականների միջև, կարող ենք ներառել վերլուծությունում՝ իբրև հավասարակշռության ճշգրտման բաղադրիչ: Նման վերլուծությունը թույլ է տալիս ա-

ռավել ամբողջականորեն նկարագրել Հայաստանում ՀՆԱ-ի, արտահանման և ՕՈՆ-ի դինամիկ փոխառնչությունները:

Գնահատել ենք հետևյալ ՀՃՎ մոդելը (լագերի թիվը՝ 3, մեկով պակաս է ՎԱՌ մոդելի լագերի թվից)։

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i(E_{t-1} + \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 F_{t-1}) + \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 |\gamma_{i,j}| \Delta y_{i,t-j} + c_i + \varepsilon_{i,t},$$

որտեղ  $E$  -ով նշանակել ենք ՀՆԱ-ն,  $X$  -ով՝ արտահանումը,  $F$  -ով՝ ՕՈՆ-ը:  $|\gamma_{i,j}|$ -ը կարճաժամկետ ճշգրտման պարամետրերի մատրիցն է, որի տարրերն արտահայտում են նախորդ՝  $j = [1,3]$ , ժամանակահատվածներում  $i$  -րդ փոփոխականի (օրինակ՝ արտահանման) փոփոխության ազդեցությունը նույն կամ այլ փոփոխականի (օրինակ՝ ՀՆԱ-ի) ընթացիկ փոփոխության վրա: Դրանով իսկ ՀՃՎ մոդելը հաշվի է առնում փոփոխականների վրա ոչ միայն տարաբնույթ ցնցումների, այլև երկարաժամկետ հավասարակշռությունից շեղումների ազդեցությունը:

ՀՃՎ մոդելը գնահատելուց առաջ համոզվել ենք, որ համապատասխան ՎԱՌ մոդելի մնացորդները 4 լագերի դեպքում չունեն ինքնահամահարաբերակցում (ըստ Լագրանժի բազմարկչի թեստի՝ ինքնահամահարաբերակցման բացակայության գրոյական վարկածի վիճականու հավանականությունը 0.47 է), և որ ՎԱՌ մոդելը կայուն է (բնութագրիչ բազմանդամի արմատները միավոր շրջանագծից դուրս են):

### Աղյուսակ 3

#### Հավասարակշռության ճշգրտման վեկտորական մոդելի գնահատականները (փակագծում՝ $t$ -վիճականին)

Պարամետր	Արժեք	Պարամետր	Արժեք
$\beta_1$	-0.7 (-6.66)	$\alpha_{ՀՆԱ}$	-0.29 (-5.9)
$\beta_2$	-0.02 (-0.22)	$\alpha_{Արտահանում}$	-0.18 (-1.88)
$\beta_0$	-4.62	$\alpha_{ՕՈՆ}$	-0.49 (-1.04)

Գնահատման արդյունքներով (աղյուսակ 3) ՀՆԱ-ի ուղղման պարամետրը վիճակագրորեն նշանակալի է և ակնկալելի ուղղությամբ արձագանքում է երկարաժամկետ հավասարակշռությունից շեղմանը: Արտահանման ուղղման պարամետրը սահմանայնորեն նշանակալի է (գրոյից տարբեր է 7.5 % արժեքականության մակարդակում): ՕՈՆ-ի ուղղման պարամետրը, սակայն, վիճակագրորեն գրոյից տարբեր չէ, ինչը նշանակում է, որ երկարաժամկետ հավասարակշռությունից շեղման դեպքում ՕՈՆ-ի ծավալը չի ճշգրտվում, և հավասարակշռությունը վերականգնվում է ՀՆԱ-ի ու (մասամբ) արտահանման ճշգրտումների միջոցով: Դրանով իսկ ՕՈՆ-ի ծավալը Հայաստանում որոշվում է դիտարկվող պարամետրերի համակարգից դուրս:

**Գրենջեր պատճառական կախվածություն:** Գրենջեր պատճառականությունն արտահայտում է մի փոփոխականի արժեքը մեկ այլ փոփոխականի նախորդ արժեքներով կանխատեսելու կարողությունը: Մասնավորապես,  $x_t$  փոփոխականը համարվում է  $z_t$ -ի Գրենջեր պատճառ, եթե հնարավոր է ստանալ  $z_t$ -ի ավելի ճշգրիտ կանխատեսում  $x_t$ -ի նախորդ արժեքների միջոցով<sup>16</sup>:

**Աղյուսակ 4**

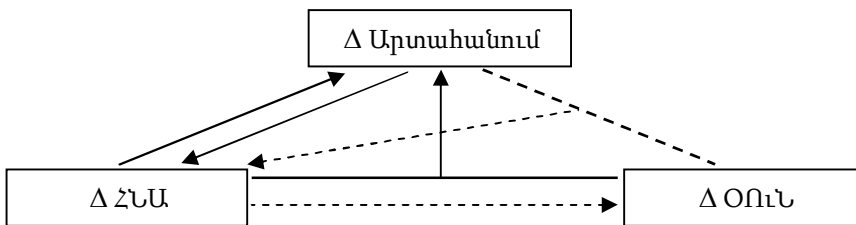
**Գրենջեր պատճառական կախվածության գնահատականները**

ԿՓ՝ Δ ՀՆԱ	$\chi^2$ **	ԿՓ՝ Δ Արտ.	$\chi^2$	ԿՓ՝ Δ ՕՈՆՆ	$\chi^2$
Δ Արտ.***	0.0215	Δ ՀՆԱ	0.0008	Δ ՀՆԱ	0.1022
Δ ՕՈՆՆ	0.5114	Δ ՕՈՆՆ	0.4363	Δ Արտ.	0.5107
Համատեղ****	0.0595	Համատեղ	0.0023	Համատեղ	0.3013

\* Կախյալ փոփոխական: \*\* Վաղը վիճականու հավանականություն (գրոյական վարկածը պատճառականության բացակայությունն է): \*\*\* Արտահանում: \*\*\*\* Գրենջեր համատեղ պատճառականություն:

**Գծանկար 1**

**Գրենջեր պատճառական կախվածության ուղղությունները (արժեքականության մակարդակը հոծ գծով՝ 5 %, կետագծով՝ 10 %)**



Գնահատման արդյունքներով (աղյուսակ 4) ՀՆԱ-ի աճի և արտահանման աճի միջև առկա է երկկողմանի Գրենջեր պատճառականություն: Մինևույն ժամանակ, ՀՆԱ-ի աճն ու ՕՈՆՆ-ի ընդլայնումն արտահանման աճի համատեղ պատճառ են, թեպետ ՕՈՆՆ-ի ընդլայնումն առանձին վերցրած՝ արտահանման աճի պատճառ չէ: Բացի այդ, 6 % արժեքականության մակարդակում արտահանման աճն ու ՕՈՆՆ-ի ընդլայնումը ՀՆԱ-ի աճի համատեղ պատճառ են (գծանկար 1):

**Եզրահանգում**

Համախնտեզրման գնահատումը վկայում է, որ Հայաստանում ՀՆԱ-ի, արտահանման և ՕՈՆՆ-ի իրական մեծությունների միջև դրսևորվել է երկարաժամկետ հավասարակշռության առնչություն: Ըստ

<sup>16</sup> St u Granger C., Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. // Econometrica, 1969, № 37(3), էջ 424-438:



ՀՃՎ մոդելի գնահատման արդյունքների՝ երկարաժամկետ հավասարակշռությունից շեղման դեպքում ճշգրտումն իրագործվում է ՀՆԱ-ի և արտահանման միջոցով՝ համապատասխանաբար՝ 0.29 և 0.18 արագություններով:

Այն, որ ՕՈւՆ-ի ծավալը որոշվում է դիտարկվող պարամետրերի համակարգից դուրս, անուղղակիորեն փաստում է ցածր ներդրումային գրավչության մասին:

Պատճառական կախվածությունների գնահատման արդյունքները համահունչ են ՀՃՎ մոդելի եզրահանգումներին: ՀՆԱ-ի և ՕՈւՆ-ի միջև պատճառական կապի առկայությունը սահմանային է, քանի որ տնտեսության իրական աճն ՕՈւՆ-ի աճի Գրենջեր պատճառ է սուկ 10% արժեքականության մակարդակում, իսկ հակադարձ պատճառական կախվածությունը բացակայում է: Մինևույն ժամանակ, ՀՆԱ-ի ու արտահանման փոփոխությունների միջև առկա է հստակ արտահայտված երկկողմանի Գրենջեր պատճառական կախվածություն:

Այսպիսով, առկա տվյալները փաստում են, որ ՀՆԱ-ի աճը պայմանավորող գործոնների թվում ՕՈւՆ-ի աճը չի դրսևորվել: Հանրային քաղաքականության համար նշյալ արդյունքը լրացուցիչ կերպով պատգամում է ՕՈւՆ-ի խթանման քաղաքականության վերանայման անհրաժեշտություն, որի առանցքը պետք է կազմի ներդրումների համար ոչ ընտրովի բարենպաստ միջավայրի երաշխավորումը: Ակնհայտ է, որ առաջնային հիմնախնդիրը ներդրումների հնարավորությունների վերաբերյալ տեղեկատվության պակասը չէ, և այդ պատճառով զարգացման գործակալությունների բնույթի նախաձեռնությունները շոշափելի արդյունք տալ չեն կարող: Առաջնայինը բոլոր շուկաների համապարփակ ազատականացումն է, որից ածանցվում են աճի մնացյալ հիմնասյունները, ինչպիսին է մարդկային և ֆինանսական կապիտալի ձևավորումը: Շուկաների ազատականացումն է այն նախապայմանը, որը ներդրումները ներկա սահմանափակ ոլորտներում կենտրոնացնելու փոխարեն կուղղի տարաբնույթ ոլորտներ՝ ապահովելով տնտեսական աճի կայուն և լայն հենք:

**Բանալի բառեր** – երկարաժամկետ հավասարակշռություն, ՀՆԱ, արտահանում, օտարերկրյա ուղղակի ներդրումներ, համաինտեգրում, Գրենջեր պատճառականություն, հավասարակշռության ճշգրտման վեկտորական մոդել, դեպի դուրս և դեպի ներս ուղղված զարգացում

**АРМАН ГАБРИЕЛЯН** – *Оценка долгосрочного равновесия между ВВП, экспортом и иностранными инвестициями в Армении.* – В статье проясняются динамические взаимоотношения между реальными величинами ВВП, экспортом товаров и услуг и притоком прямых иностранных инвестиций (ПИИ) в Армении, а также выявляются причинные связи между ними. Для реализации поставленных целей была оценена векторная модель исправления ошибок и проведён тест на

наличие причинности по Грейнджеру. Коинтеграционный анализ показал, что между тремя переменными существует долгосрочное динамическое равновесие и при отклонении от него корректируются только реальный ВВП и реальный экспорт. Тест причинности показал, что рост ПИИ не является причиной роста ВВП, а обратная связь значима лишь на уровне 10%. Но между ВВП и экспортом существует статистически значимая двусторонняя обусловленность. Скорость коррекции ПИИ в модели исправления ошибок статистически не значима, что косвенно свидетельствует об ограниченных возможностях прибыльных инвестиций.

**Ключевые слова:** *долгосрочное равновесие, ВВП, экспорт, прямые иностранные инвестиции, коинтеграция, Грейнджер-причинность, векторная модель исправления ошибок, внешне и внутренне ориентированное развитие*

**ARMAN GABRIELIAN – *The Assessment of Long-Run Equilibrium between GDP, Exports and Foreign Investments in Armenia.*** – The purpose of this paper is to examine the dynamic interrelationships between real quantities of GDP, exports of goods and services, and inflow of foreign direct investments in Armenia, and to determine the causal relations among those three variables using vector error correction model and Granger causality test. Cointegration analysis indicates there are a long run dynamic equilibrium relationships between the variables under study, and in the case of disequilibrium only real GDP and real exports adjust with speeds of adjustment 0.29 and 0.18 respectively. Applying Granger causality test, we haven't found causality running from FDI growth to GDP growth, though the reverse causality is significant at the 10% level. But there is statistically significant bidirectional causality between GDP and exports. The fact that in the error correction model the speed adjustment parameter for FDI isn't statistically different from zero suggests about narrow opportunities for profitable investments.

**Key words:** *long-run equilibrium, GDP, exports, foreign direct investment, cointegration, Granger causality, vector error correction model, outward and inward oriented development*