

## بررسی رابطه صادرات بخش کشاورزی و رشد و توسعه اقتصادی سال‌های (1355-1388)

عرفانه راسخ جهرمی\*، فریبا عابدی\*\*

دریافت: 89/11/15 پذیرش: 90/1/27

### چکیده

بررسی ارتباط بین رشد اقتصادی و رشد صادرات از دیدگاه مسائل کلان و سیاست‌گذاری اقتصادی برای حل و فصل مسایل آنها اهمیت زیادی دارد. صادرات بخش کشاورزی سهم قابل توجهی از صادرات غیر نفتی را به خود اختصاص داده و از جایگاه ارزآوری در خور توجهی برخوردار بوده است. در این مقاله با توجه به اهمیت بخش کشاورزی سعی شده است پس از شناسایی عوامل مهم و موثر بر رشد و توسعه بخش کشاورزی، جهت و تأثیر هر یک از متغیرها، با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی و آمارهای سری زمانی برآورد و مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد. بدین منظور استفاده از فرضیه‌ها و تخمین مدل کاربردی فدر (Feder, 1982) مد نظر بوده است. الگوی مورد نظر از طریق تکنیک‌های همجمعی و مکانیسم تصحیح خطا و با استفاده از داده‌های سری زمانی 88-1355 تخمین زده شده است. نتایج حاصل نشان دهنده تأثیر مثبت شاخص صادرات کشاورزی بر شاخص ارزش افزوده این بخش است.

**کلمات کلیدی:** صادرات بخش کشاورزی، رشد و توسعه اقتصادی، تکنیک‌های همجمعی، ارزش افزوده کشاورزی.

**طبقه‌بندی JEL:** O1, O11, O13.

---

rasekherfaneh@yahoo.co.uk

faribaabedy@yahoo.com

\* عضو علمی دانشگاه پیام نور جهرم

\*\* مدرس دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز

## مقدمه

مباحثی که در اقتصاد کشور ما در بخش کشاورزی مطرح است به لحاظ دارا بودن قابلیت‌ها و ظرفیت‌های قابل توجه این بخش از اهمیت خاصی برخوردار بوده و به لحاظ نقشی که در تأمین مواد غذایی مردم و تهیه مواد اولیه برخی از صنایع دارد، شایان توجه است. این موضوع زمانی بیشتر حائز اهمیت است که به نقش چند کارکردی بودن بخش کشاورزی و تأثیری که در تأمین توسعه روستایی ایفا می‌کند توجه خاصی مبذول داریم.

با توجه به اینکه یکی از هدف‌های اساسی برنامه چهارم توسعه، گسترش صادرات غیرنفتی است و محصولات کشاورزی از عمده‌ترین کالاهای غیرنفتی به شمار می‌آیند لذا در این مقاله سعی شده است با توجه به اهمیت موضوع جهت افزایش توسعه روستایی و افزایش رفاه خانوار روستایی، متغیرهای تأثیرگذار بر رشد بخش کشاورزی را مورد تجزیه و تحلیل قرار دهیم. در بین متغیرهای مورد نظر صادرات بخش کشاورزی، بدلیل نقشی که در تأمین منابع ارزی مورد نیاز دارد از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است و بررسی رابطه میان صادرات و رشد در این بخش ضروری به نظر می‌رسد.

در همین زمینه در کشورهای در حال توسعه مطالعات نظری و تجربی زیادی که نشان دهنده ارتباط بین صادرات و رشد اقتصادی است، صورت گرفته است.

از جمله این مطالعات می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

تیلر (Tylor, 1981)، با استفاده از داده‌های مقطع عرضی مربوط به 55 کشور در حال توسعه در دوره 77-1960، رابطه بین رشد اقتصادی و توسعه صادرات را با محاسبه ضریب همبستگی بین دو متغیر فوق بررسی کرده و ارتباط بین این دو متغیر را مثبت و معنی‌دار برآورد کرده است.

همچنین با استفاده از رگرسیون و تخمین تابع، نشان داد که رابطه معنی‌داری میان رشد GNP و دیگر متغیرهای اقتصادی، که در برگیرنده رشد نیروی کار، سرمایه‌گذاری و رشد صادرات است، وجود دارد.

فدر (Feder, 1982)، محصول کامل اقتصاد را به دو بخش تولید برای داخل و تولید برای صادرات تفکیک کرده و با استفاده از داده های سری زمانی مربوط به دو نمونه 19 تایی و 31 تایی از کشورهای در حال توسعه مربوط به سال های 73-1964 به بررسی رشد صادرات و رشد اقتصاد پرداخته است. نتایج حاصل از مطالعه او تاکید کننده بر این فرضیه است که بهره وری نهایی عوامل در بخش صادرات بیشتر از بخش غیر صادراتی است، همچنین مثبت و معنی دار بودن ضریب صادرات را در هر مورد نشان می دهد.

مهرگان و شیخی (1375) با توجه به دو فرضیه:

الف) تجارت محرک رشد اقتصادی است و ب) تجارت مانعی در برابر رشد اقتصادی است. و همچنین با استفاده از نظریه های اقتصادی، از یک الگوی اقتصادی در برگیرنده 5 معادله و 4 اتحاد استفاده کردند و معادله ای بدست آوردند که آن را، برای بخش کشاورزی ایران تخمین زدند. نتایج بدست آمده از این تخمین نشان داد که رشد صادرات بخش کشاورزی تأثیر معنی داری بر روی رشد اقتصادی این بخش ندارد زیرا درآمدهای ارزی حاصل از صادرات، اغلب جذب فعالیت های غیر کشاورزی همچون خدمات و صنعت می شود. در این صورت صادرات بخش کشاورزی در نهایت منجر به رشد اقتصادی بخش های غیر کشاورزی خواهد شد و تأثیر مثبت و معنی داری بر رشد بخش های غیر کشاورزی خواهد گذاشت.

محمد و سمپات (Mohammad and Sampath, 2000) با استفاده از داده های سری زمانی 92-1960 مربوط به 97 کشور، رابطه علی بین رشد صادرات و رشد اقتصادی را بررسی کرده اند. نتایج حاصل از تحقیق نشان می دهد که در 29 کشور از 97 کشور صادرات روی GDP تأثیر مثبت داشته ولی در مورد 12 کشور این ضریب معنی دار نیست.

فرهادی و مقدسی (1382) با استفاده از داده های سری زمانی (1380-1342) به کمک تکنیک های همجمعی و مکانیسم تصحیح خطا به بررسی رونق صادرات و رشد بخش کشاورزی پرداخته اند.

نتایج حاصله نشان می‌دهد که صادرات بخش کشاورزی تأثیر مثبت و معنی‌دار و بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی بخش تأثیر منفی و معنی‌دار بر رشد بخش کشاورزی دارد. با توجه به پیشینه تحقیقات گفته شده در بالا، هدف از این مقاله بررسی رابطه صادرات و رشد و توسعه بخش کشاورزی ایران طی دوره 1355 تا 1388 است. برای این منظور با بهره‌گیری از تکنیک‌های همجمعی و الگوی تصحیح خطا، تأثیر شاخص صادرات کشاورزی بر شاخص ارزش افزوده بخش یاد شده بررسی شده است.

### داده‌های تحقیق

برای تخمین مدل از داده‌های سری زمانی 1355 تا 1388 استفاده شده است. آمار مربوط به ارزش افزوده بخش کشاورزی و سرمایه‌گذاری ثابت ناخالص بخش، برحسب میلیارد ریال و به قیمت ثابت سال 1376 از کتاب اطلاعات سری زمانی آمار حساب‌های ملی، پولی و مالی بدست آمده است. آمار مربوط به نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی برحسب هزار نفر از سالنامه آماری مرکز آمار ایران استخراج شده است. آمار مربوط به ارزش صادرات کشاورزی برحسب میلیون دلار (منهای صادرات فرش) از ترازنامه‌های بانک مرکزی استخراج شده است.

### روش تحقیق و ارائه مدل

برای بررسی رابطه میان صادرات کشاورزی و رشد بخش کشاورزی اغلب از تابع نئوکلاسیک استفاده می‌شود. فدر (Feder, 1982) با استفاده از تابع فوق، محصول کل اقتصاد را به دو بخش تولید برای داخل (N) و تولید برای صادرات (X) تفکیک می‌کند و در عین حال تولید هر کدام از دو بخش را تابعی از عوامل تخصیص داده شده کار و سرمایه در نظر می‌گیرد.

همچنین وی بیان می‌کند که تولید بخش غیرصادراتی به حجم تولیدات صادراتی بستگی دارد.

فدر در تحقیق خود به معرفی دو تابع زیر می پردازد :

$$N = F(K_n, L_n, X) \quad (1)$$

$$X = G(K_x, L_x) \quad (2)$$

که در این توابع :

N : بخش غیرصادراتی

X : بخش صادراتی

$K_n$  و  $K_x$  : موجودی سرمایه بخش ها

$L_n$  و  $L_x$  : نیروی کار بخش ها

مدل فوق بعد از در نظر گرفتن تعدادی فروض و انجام عملیات ریاضی به شکل :

$$\frac{Y_0}{Y} = \alpha \frac{I_0}{Y} + \beta \frac{L_0}{L} + \theta \frac{X_0}{X} \quad (3)$$

خلاصه شده و به عنوان مدل کاربردی مورد استفاده قرار گرفته است.

در مدل فوق  $\frac{Y_0}{Y}$  نرخ رشد متغیر  $Y, y$ ، تولید کل،  $I$  سرمایه گذاری،  $L$  نیروی کار،  $X$

صادرات را نشان می دهد.

برای بردار و الگوی رشد دو گانه فدر با استفاده از داده های سری زمانی در سطوح

متغیرها نتایج بهتری در مقایسه با تفاضل مرتبه اول بدست می دهد. چرا که تفاضل گیری از

داده ها اطلاعات بلندمدت را حذف می کند. در تحقیق حاضر از مدل فدر استفاده می شود

با این تفاوت که به جای نرخ رشد متغیرها، شکل لگاریتمی آنها بکار برده شده است.

الگوی پیشنهادی برای بررسی رابطه بین رشد صادرات و رشد بخش کشاورزی به

صورت زیر می باشد:

$$LY_t = \alpha_0 + \alpha_1 LI_t + \alpha_2 LI_t + \alpha_3 LX_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

که در آن :

Y : ارزش افزوده بخش کشاورزی (برحسب قیمت های ثابت سال 1376)

I: تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی (برحسب قیمت‌های ثابت سال 1376)

X: ارزش صادرات محصولات کشاورزی (میلیون دلار)<sup>1</sup>

L: نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی (هزار نفر)

$\varepsilon_t$ : جزاخلال معادله

L: لگاریتم طبیعی است.

مدل فوق با استفاده از داده‌های سری زمانی تخمین زده خواهد شد. این امر مستلزم انجام آزمون‌های ایستایی قابل قبول به منظور جلوگیری از رگرسیون کاذب<sup>2</sup> می‌باشد. برای بررسی ایستایی متغیرها، آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته<sup>3</sup> مورد استفاده قرار گرفته است. شکل کلی مدل بالا به صورت زیر کاربردی تر است:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$Y_t$  سری مورد نظر،  $\Delta$  عملگر تفاضل مرتبه اول،  $t$  روند خطی و  $\varepsilon_t$  جزء اخلال تصادفی است. تعداد وقفه‌های مناسب متغیر وابسته در این آزمون، به منظور مناسب سازی جملات اخلال حاصل از رگرسیون، را می‌توان با استفاده از معیارهای آکائیک (AIC)، شوارتز - بیزین (SBC) و یا حنان - کوئین (HQC) به دست آورد.

بررسی‌های تجربی موجود نشان می‌دهد که اغلب سری‌های زمانی در اقتصاد نایستا هستند و در صورت استفاده از  $OLS$  معمولی برای تخمین روابط بین متغیرها به احتمال زیاد رگرسیون کاذب بروز خواهد کرد که در چنین شرایطی استفاده از آماره‌های معمول  $t$  و  $F$  گمراه کننده بوده و اعتبار لازم را از دست خواهند داد (نوفرستی، 1378، ص 185).

1- ارزش صادرات محصولات کشاورزی و نرخ ارز (دلار) برای دوره زمانی 88-1355 استخراج، و در هم ضرب کرده‌ایم تا به ریال تبدیل نماییم.

2-Spurious regression

3- Augmented Dickey- Fuller (ADF)

انگل - گرنجر<sup>1</sup> نشان داده‌اند، چنانچه دو سری نایستای  $Y_t$  ,  $X_t$  دارای رابطه هم‌جمعی باشند آنگاه می‌توان به برآوردهای روش OLS از معادله  $Y_t = \alpha + \beta X_t + U_t$  اطمینان کرد، چرا که در صورت وجود رابطه همجمعی برآورد ضریب  $\beta$  به روش OLS برآوردی سازگار است و برای این کار یک روش دو مرحله‌ای را پیشنهاد کرده‌اند. (مهرگان و شیخی، 1375، جلد 1)

یوهانسن (1988) و یوهانسن و جو سیلیوس (1990)<sup>2</sup> با فرموله کردن روشی برای همجمعی برداری، که در آن تعیین بردار همجمعی از طریق روش حداکثر درست‌نمایی صورت می‌گیرد، توانستند نقایص روش انگل - گرنجر را رفع کنند. در این روش فرض می‌شود که داده‌ها از یک سیستم خود رگرسیونی برداری<sup>3</sup> به صورت زیر تولید می‌شوند:

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i} + \mu + \varepsilon_t \quad (6)$$

در سیستم فوق  $n$  معادله وجود دارد و کلیه عناصر  $X_t$  درونزا هستند.  $\phi_i$  ماتریس ضرایب،  $\mu$  جزء ثابت،  $\varepsilon_t$  جزء اخلال و  $t$  تعداد مشاهدات است. طول وقفه‌ها ( $P$ ) به گونه‌ای انتخاب می‌شود که اطمینان حاصل کنیم جمله اخلال هر معادله یا هر عنصر بردار  $\varepsilon_t$  است. الگوی تصحیح خطای برداری<sup>4</sup> متناظر با معادله (6) به صورت زیر است:

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \pi Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (7)$$

که  $\Delta$  عملگر تفاضل مرتبه اول بوده و  $\Gamma, \pi$  به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$\Gamma_j = -(I - \sum_{i=1}^j \pi_i) \quad , \quad \pi = (I - \sum_{i=1}^p \phi_i) \quad (8)$$

1-Engle and Granger, 1987

2- Yohansen and Joselius

3- Vevtor Auto Regressive (VAR)

4- ( VECM ) Vector Error Correction Model

ماتریس  $\pi$  را ماتریس تأثیر گویند که حاوی اطلاعات مربوط به روابط بلندمدت است و از رتبه  $\pi$  می‌توان اطلاعاتی را در مورد روابط بلندمدت کلمه بین  $Y_t$  ها به دست آورد. چنانچه رتبه ماتریس فوق برابر  $r$  و  $r < n$  باشد ( $r$  تعداد بردار همگرا است) در آن صورت می‌توان نوشت:

$$\pi = \alpha \cdot \beta'$$

که  $\beta$  همان ماتریس حاوی پارامترهای بلندمدت همجمعی و  $\alpha$  ماتریس حاوی بردارهای تصحیح خطا است. ستون‌های ماتریس  $\beta$  بردارهای همجمعی را تشکیل می‌دهند. با داشتن ماتریس  $\pi$  و رتبه آن ( $r$ ) می‌توان ماتریس‌های  $\beta$  و  $\alpha$  را محاسبه کرد. روش یوهانسن - جوسیلیوس ارائه دهنده دو آزمون نسبت راستنمایی برای تشخیص بردارهای همجمعی است. بدین ترتیب که با رگرسیون‌های مختلفی که انجام می‌گیرد. ماتریس تأثیر ( $\pi$ ) برآورد شده و ریشه‌های مشخصه از نظر آماری مخالف صفر هستند که تعداد مزبور رتبه ماتریس  $\pi$  و نهایتاً تعداد بردارهای همجمعی را مشخص می‌کند. آماره‌هایی که یوهانسن - جوسیلیوس می‌سازند عبارتند از آماره آزمون اثر و آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه که در ذیل به آنها اشاره می‌کنیم:

آماره آزمون اثر:

$$\lambda_{\text{trace}} = -2 \ln(Q) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{I}_i) \quad , \quad r=0,1,2,3,\dots,k-1 \quad (9)$$

آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه:

$$\lambda_{\text{max}} = -2 \ln(Q) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad , \quad r=0,1,2,3,\dots,k-1 \quad (10)$$

که در روابط فوق  $\lambda$  برآورد ریشه مشخصه حاصل از تخمین ماتریس  $\pi$  و  $T$  تعداد مشاهدات است.

آزمون اثر به بررسی این فرضیه (فرضیه صفر) می‌پردازد که تعداد بردارهای همجمعی حداکثر برابر  $r$  بردار می‌باشد. فرضیه مقابل بدین صورت است که، بیش از  $r$  بردار همجمعی وجود دارد. در سطح اطمینان معین، اگر کمیت آماره آزمون از مقدار بحرانی آن بزرگتر باشد فرضیه صفر رد می‌شود.



آزمون حداکثر مقدار ویژه فرض صفر مبنی بر وجود  $r$  بردار همجمعی را در مقابل فرض وجود  $r+1$  بردار همجمعی بررسی می‌کند. در سطح اطمینان مشخص، چنان که کمیت محاسبه شده  $\lambda_{Max}$  از مقدار بحرانی آن بیشتر باشد فرضیه صفر رد می‌شود (فرهادی و مقدسی، 1382).

### نتایج و بحث

پس از انتخاب مدل کاربردی، با توجه به داده‌های موجود، برای بررسی متغیرها از نظر پایایی از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شده است.

جدول (1) بررسی ساکن پذیری متغیرها در سطح و در تفاضل اول

تفاضل اول				سطح					
عرض از مبدأ و روند		عرض از مبدأ		عرض از مبدأ و روند		عرض از مبدأ			
ADF محاسباتی	وقفه	ADF محاسباتی	وقفه	متغیر	ADF محاسباتی	وقفه	ADF محاسباتی	وقفه	متغیر
-4/3	0	-3/2	0	DLX	-2	0	-1/1	0	LX
-3/9	1	-3	1	DLI	-2/4	2	-0/5	0	LI
-5/2	0	-4	0	DLL	-1/7	1	-1/9	1	LL
-5/4	0	-5/1	0	DLy	-2/1	0	-0/8	0	Ly
-3/5		-2/9			-3/5		-2/9		ADF جدول در سطح اطمینان 95 درصد

ماخذ: محاسبات تحقیق

برای بررسی متغیرها از نظر ساکن پذیری از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شده است نتایج آن در جدول شماره (1) آمده است که نتایج این آزمون نشان می‌دهد که در سطح تمام متغیرها با عرض از مبدأ و عرض از مبدأ و روند ساکن نمی‌باشند بنابراین این آزمون بر روی تفاضل مرتبه اول متغیرها صورت گرفت که نتایج نشان دهنده ساکن بودن متغیرها در تفاضل اول می‌باشد.

متغیرهایی که در سطح ساکن نبودند آزمون ساکن پذیری با وجود شکست ساختاری بر روی آنها انجام گرفت؛ که این نتیجه حاصل شد که دلیل ساکن نبودن متغیرها شوکی که به مدل وارد شده نمی‌باشد.

از آنجایی که تمام متغیرهای این مدل  $I(1)$  می‌باشند بنابراین می‌توان از روش یوهانسن - جوسیلیوس استفاده نماییم. در واقع این روش مربوط به آزمون و تعیین روابط هم‌جمعی بین متغیرهای سری زمانی می‌باشد. و روابط بلند مدت بین متغیرها را نشان می‌دهد.

جدول (2) نتیجه آزمون تعیین درجه خود رگرسیون برداری

وقفه	آکائیک	شوارتز بیزین	حنان کوئین
0	6/5	6/76	6/65
1	-2/59	-1/7	-2/29
2	-3/45	-1/93	-2/9
3	-3	-0/8	-2/2
4	-3/14	-0/27	-2/1

ماخذ: محاسبات تحقیق

برای انجام این آزمون در ابتدا به تعیین درجه الگوی خود رگرسیون برداری می‌پردازیم و همانطور که در جدول شماره (2) براساس هر 3 معیار آکائیک، شوارتز بیزین و حنان کوئین مشاهده می‌شود می‌توان درجه (2) را براساس حداقل مقدار این آزمون پذیرفت. حداقل مقدار این آزمون به این علت است که در تخمین از نرم افزار Eviews5 استفاده شده است.

بعد از تعیین درجه باید به تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی براساس آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه پردازیم. همانطور که مشاهده می‌کنید براساس آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه می‌توان 2 بردار هم‌جمعی نوشت.

نتایج بردارهای همجمعی براساس متغیرهای الگو به صورت نرمال شده در جدول شماره (4) آمده است.

جدول (3) نتایج حاصل از آزمون تعیین تعداد بردارهای همجمعی

H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	آزمون اثر		آزمون حداکثر مقدار ویژه	
		آماره محاسباتی	آماره جدول در سطح اطمینان 95%	آماره محاسباتی	آماره جدول در سطح اطمینان 95%
r = 0	r = 1	79/3	63/9	38/3	32/1
r ≤ 1	r = 2	48/4	42/9	27/4	25/8
r ≤ 2	r = 3	24/1	25/9	12/8	19/4
r ≤ 3	r = 4	11/3	12/5	11/3	12/5

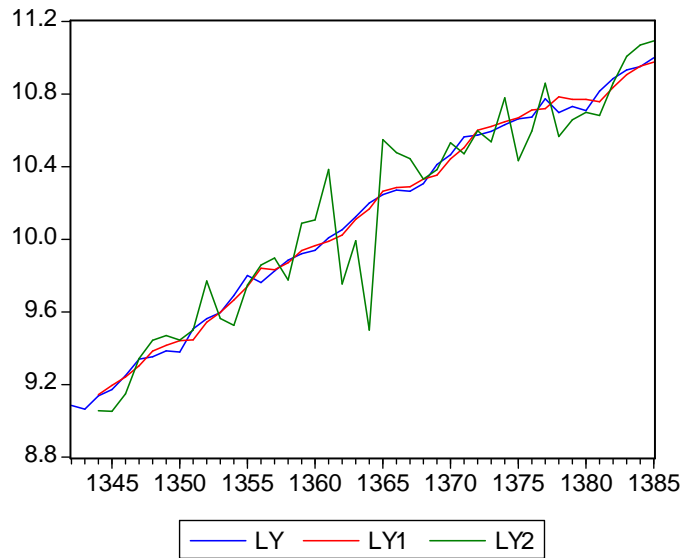
ماخذ: محاسبات تحقیق

جدول (4) نتایج تخمین بردارهای هم جمعی به صورت نرمال شده

متغیر	LI	LX	LL
بردار اول	1/06	0/95	0/38
بردار دوم	1/34	1/28	-0/84

ماخذ: محاسبات تحقیق

برای این که از بین بردارهای موجود بتوانیم مناسب ترین بردار را انتخاب کنیم از روش بهمنی، اسکویی، بروک استفاده می کنیم بدین منظور دو بردار و متغیر اصلی را بر روی یک نمودار رسم می کنیم همانطور که مشاهده می شود بردار اول به متغیر اصلی نزدیک تر است و در حقیقت این بردار دنیای واقعی را بهتر بیان می کند (نمودار 1).



نمودار (1)

بنابراین این بردار پذیرفته می‌شود. نتایج حاصل از الگو بیانگر این نکته است که سه متغیر LI (تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی)، LX (ارزش صادرات محصولات کشاورزی و LL (نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی) بر روی LY (ارزش افزوده بخش کشاورزی) تأثیر مستقیم دارند. به عبارت دیگر افزایش هر یک از این سه عامل موجب افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌شود

جدول (5) نتایج تخمین به کمک الگوی تصحیح خطای برداری

متغیر	C	D(LX)	D(LI)	D(LL)	ECM(-1)
ضریب	0/05	-0/008	0/025	-0/018	-0/53
آماره t	5/1	-4/2	2/9	2/2	-3/1

D.W = 1/93

R<sup>2</sup> = 0/89

ماخذ: محاسبات تحقیق

در این مقاله بعد از برآورد رابطه بلند مدت بین متغیرها، معادله تصحیح خطا نیز تخمین زده شد. نتایج تخمین در جدول شماره (5) آورده شده و ضریب تصحیح خطا معنی دار و دارای علامت مورد انتظار (منفی) است. مقدار این ضریب معادل  $-0/53$  می باشد و بدین معنی است که اگر شوکی به مدل وارد شود در هر سال 53 درصد از این عدم تعادل تعدیل می شود. در برآورد کوتاه مدتی که به کمک الگوی تصحیح خطای برداری صورت گرفته است، این موضوع را نشان می دهد که در کوتاه مدت ارزش صادرات و نیروی کار بخش کشاورزی اثر کاهشی بر روی ارزش افزوده این بخش دارد، این مطلب هیچ منافاتی با رابطه افزایشی آنها در بلند مدت بر روی ارزش افزوده بخش کشاورزی ندارد، زیرا ممکن است رفتار متغیرها در کوتاه مدت و بلند مدت متفاوت باشد.

### نتیجه گیری و ارائه پیشنهادات

بدلیل اهمیت جایگاه و نقش بخش کشاورزی در امر جهانی شدن و توسعه جامعه روستایی و افزایش رفاه روستائیان و تأمین مواد غذایی کشور، ضرورت توجه به گسترش و رشد بخش کشاورزی بیش از پیش مهم به نظر می رسد.

لذا در تحقیق حاضر جهت مشخص کردن عوامل مهم و موثر بر رشد بخش کشاورزی، با تصریح مدل طرف عرضه و بهره گیری از تکنیک های جدید اقتصادسنجی میزان تأثیرگذاری هر کدام از عوامل، از نظر عددی برآورد شد.

عوامل موثر بر رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی شامل ارزش صادرات محصولات کشاورزی، نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی و سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی، می باشند. هر سه این عوامل تأثیر مثبت و معنی دار بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارند.

با توجه به نتایج به دست آمده تأثیر سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی بر ارزش افزوده این بخش از دو عامل دیگر بیشتر است.

با استناد به مطالب عنوان شده در بالا پیشنهادات زیر ارائه می‌گردد.

1- بدلیل تأثیر قابل ملاحظه صادرات محصولات کشاورزی بر ارزش افزوده این بخش، اتخاذ سیاست‌های تشویقی مناسب، رفع موانع صادراتی، گسترش تجارت جهانی و همکاری‌های منطقه‌ای می‌تواند رشد صادرات و به تبع آن رشد اقتصادی بخش را به دنبال داشته باشد.

2- به دلیل تأثیر مستقیم سرمایه‌گذاری ثابت ناخالص بخش کشاورزی بر ارزش افزوده این بخش اتخاذ سیاست افزایش اعتبارات بانکی توصیه می‌شود. لذا افزایش سرمایه‌گذاری در زیر ساخت‌های اقتصادی کشور از جمله کشاورزی منجر به افزایش تولید و افزایش ارزش افزوده این بخش شده، در نتیجه می‌توانیم مازاد تولید را به بازارهای جهانی صادر کرده و باعث رشد صادرات محصولات کشاورزی شویم.

## منابع

### منابع فارسی

- 1- ابریشمی، ح، (1381)، اقتصاد سنجی کاربردی (رویکردهای نوین)، موسسه انتشارات و چاپ دانشگاه تهران، چاپ اول، تهران، ص 348.
- 2- احمدی شادمهری، محمد طاهر و ناجی میدانی، علی اکبر و جندقی میبیدی، فرشته، (1390)، «روش همگرایی آزمون باند، تعامل بین سرمایه انسانی و بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران»، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال اول، شماره اول، صص 31-59.
- 3- اکبریان، رضا و فام‌کار، مهسا، (1390)، «بررسی ارتباط بین نابرابری درآمد، مخارج آموزشی و رشد اقتصادی»، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال اول، شماره اول، صص 161-185.
- 4- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (سال‌های مختلف)، گزارش اقتصادی و ترازنامه.
- 5- برانسون، ویلیام، اچ، (1383)، تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان، ترجمه عباس شاکری، چاپ هفتم، تهران، نشر نی.
- 6- توکلی، ا، (1375)، تأثیر رشد کالاهای صادراتی بر رشد محصولات کشاورزی کشور، مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران (جلد 1)، دانشگاه سیستان و بلوچستان.
- 7- توکلی، ا، کریمی، ف، (1376)، تأثیر رشد صادرات کالاهای خدمات بر رشد تولید ناخالص داخلی کشور، پژوهشنامه و سیاست‌های اقتصادی، سال پنجم، شماره 1.
- 8- خلیلیان، ص، حفاراردستانی، م، (1379)؛ بررسی رابطه صادرات کالاهای کشاورزی بخش کشاورزی در ایران (1357-1375)، اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال هشتم، شماره 32، صفحات 92-102.

- 9- سازمان برنامه و بودجه، (1385)، اطلاعات سری زمانی حساب‌های ملی، پولی و مالی، مرکز آمار ایران (1385)، سالنامه آماری.
- 10- صمدی، ع، خ، (1381)، ارزیابی تأثیر صادرات و بی ثباتی درآمدهای صادراتی بخش‌های مختلف اقتصادی بر رشد اقتصادی این بخش‌ها: مطالعه موردی ایران (74-1347)، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره 38، صفحات 127-113.
- 11- فدائی خوراسگانی، مهدی و نیری، سمیه، (1390)، «بررسی تأثیر تحولات شاخص‌های منتخب فرهنگی بر رشد اقتصادی در ایران (الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع شده ARDL)»، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال اول، شماره اول، صص 161-133.
- 12- فرهادی، ع، مقدسی، ر، (1382)، رونق صادرات و رشد بخش کشاورزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه.
- 13- فطرس، محمد حسن و غفاری، هادی و شهبازی، آزاده، (1390)، «مطالعه رابطه آلودگی هوا و رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت»، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال اول، شماره اول، صص 79-59.
- 14- فلاحی، فیروز و دهقانی، علی، (1390)، «ارزیابی تأثیر درجه تمرکز و هزینه‌های تبلیغات بر سودآوری در بخش صنعت ایران (رهیافت داده‌های تابلویی پویا)»، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال اول، شماره اول، صص 31-9.
- 15- لشکری، محمد، (1390)، «تأثیر متغیرهای پولی بر رشد اقتصادی در ایران با رویکرد پول گرایان»، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال اول، شماره اول، صص 107-79.
- 16- محمدزاده، پرویز و بهبودی، داود و فشاری، مجید و ممی‌پور، سیاب، (1390)، «تخمین تابع تقاضای خارجی کل گردشگری ایران (رهیافت TVP)»، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال اول، شماره اول، صص 133-107.



- 17- مهرگان، ن، شیخی، ع، (1375)، سنجش اثر صادرات محصولات کشاورزی بر رشد کشاورزی ایران، مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران (جلد 1)، دانشگاه سیستان و بلوچستان.
- 18- نوفرستی، م، (1378)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی، موسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول، تهران، ص 185.
- 19- هژبرکیانی، کامبیز و حسونند، داریوش، (1376)، بررسی رابطه بلندمدت (تعادلی) بین متغیرهای تابع تقاضای واردات با استفاده از روشهای همگرایی، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره 4، صفحات 29-48.

#### منابع انگلیسی

- 20- Bahmani - Oskoee, M. and G.G. Goswami. (2004), "Exchange Rate Sensitivity of Japans Belated Flows". *Journal of Japan and The World Economy*, 16:25-38.
- 21- Engle, R.F and Granger, C.W.J. (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometrical*, vol. 55, 251- 276
- 22- Feder, G. (1982), "On Exports and Economic Growth", *Journal of Development Economics*, vol. 12, 59- 73.
- 23- Muhammad, S.A. and Sampath, R.K. (2000). "Exports and Economic Growth", *The Indian Economic Journal*, vol.47, No.3, 79-88
- 24-Tylor, Willian (1981), "Growth and Export Expansion in Developing Countries: some empirical evidence", *Journal of Development Economics*, No. 9, 121-130

