

## اثرات سیاستهای مالی بر ارزش افزوده، صادرات و سرمایه‌گذاری در بخش

### کشاورزی ایران

دکتر جواد ترکمانی<sup>۱</sup>

#### چکیده

هدف کلی این مطالعه بررسی تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر متغیرهای عمده بخش کشاورزی در ایران است. از رهیافت خودتوضیح برداری<sup>۲</sup> VAR و تحلیل هم‌جمعی یوهانسن<sup>۳</sup> برای تعیین اثر سیاست‌های مالی دولت، طی دوره ۱۳۵۵ الی ۱۳۸۴، بر متغیرهای عمده بخش کشاورزی شامل ارزش افزوده، صادرات و سرمایه‌گذاری استفاده شد. همچنین، برای بررسی زمان تأثیر شوک‌های مالی بر متغیرهای عمده بخش کشاورزی از توابع عکس‌العمل ضربه‌ای استفاده گردید. داده‌های مورد نیاز از مجموعه سری‌های زمانی اقتصادی - اجتماعی PDS و نشریات مختلف بانک مرکزی و وزارت جهاد کشاورزی جمع‌آوری شد.

نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که سیاست‌های مالی در بلندمدت و همچنین در کوتاه‌مدت بر ارزش افزوده و سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی تأثیر مثبت و معنی‌دار داشته است. با این حال، این سیاست‌ها تنها در کوتاه‌مدت بر صادرات بخش کشاورزی تأثیر مثبت و معنی‌دار نشان داده است. بررسی چگونگی تأثیر شوک‌های مالی بر متغیرهای عمده بخش کشاورزی نمایانگر کاهش نوسانات سیکلی متغیرهای تحت بررسی در این بخش پس از ایجاد شوک مالی در طول زمان می‌باشد.

#### کلید واژه

سیاست مالی، رهیافت خودتوضیح برداری، شوک مالی، بخش کشاورزی.

<sup>۱</sup> - استناد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت

<sup>۱</sup>. Vector Autoregressive

<sup>۲</sup>. Johansen

## مقدمه

بخش کشاورزی در ایران، پس از بخش خدمات، بزرگترین بخش اقتصادی محسوب می‌شود. این بخش 23٪ تولید ناخالص ملی، 23٪ متوسط اشتغال کل، 75٪ نیازهای غذایی و 20٪ صادرات غیرنفتی را به خود اختصاص داده. همچنین، 38٪ جمعیت کشور را روستائیان تشکیل می‌دهد. لذا، این بخش از لحاظ ایجاد فرصتهای شغلی برای نیروی کار، تأمین مواد غذایی جمعیت در حال رشد و همچنین تولید مواد اولیه و نهاده‌های مورد نیاز صنایع، بعنوان یک بخش استراتژیک مورد توجه قرار دارد (ترکمانی و جمالی مقدم 1384). اما بخش کشاورزی در تعامل با سایر بخش‌های اقتصاد قرار دارد و متقابلاً از آنها تأثیر می‌پذیرد. لذا بمنظور انجام یک بررسی جامع لازم است تحولات درون این بخش با توجه به سیاستهای کلان اقتصادی مورد توجه قرار گیرد.

سیاست‌های اقتصادی شامل مجموعه‌ای از دخالتها و تدابیر عاملان اقتصادی، بویژه دولت، است که جهت تحقق اهداف اقتصادی انجام می‌گیرد. این تدابیر با استفاده از ابزارهای تحت کنترل و با در نظر گرفتن امکانات و محدودیت‌های موجود برنامه‌ریزی می‌شود. سیاستهای مالی دولت زیرمجموعه‌ای از سیاستهای اقتصادی است که از طریق هزینه‌های جاری و عمرانی و درآمدهای مالیاتی و غیرمالیاتی دولت اعمال می‌شود (حسینی و حسن پور 1385).

بدنبال ضعف نیروهای بازار در هدایت فعالیتهای اقتصادی و احساس نیاز به حضور و دخالت دولت در 1930، مطالعه سیاستهای پولی و مالی به‌عنوان ابزار سیاست‌گذاری مطرح شد. در این راستا اولین تحقیقات انجام شده توسط اقتصاددانان بانک فدرال رزرو و سنت لوئیس صورت گرفت (سبحانی 1375). فریدمن (1977)، کارلسون (1978)، حسین (1982) و اپادهیایا (1992) از جمله افرادی بودند که از معادله سنت لوئیس برای بررسی سیاستهای فوق استفاده کردند. پس از آن، از سیستم معادلات همزمان جهت بررسی تأثیر سیاستهای پولی و مالی بر متغیرهای مختلف اقتصادی - اجتماعی استفاده شد. در این رابطه می‌توان به مطالعه اکبری و سامتی و هادیان (1382) اشاره کرد. اکبری و همکاران (1382) به بررسی تأثیر هزینه‌های دولت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در طی

دوره 1350-1378 با استفاده از سیستم معادلات همزمان و روش برآورد  $3SLS^1$  پرداختند. همچنین، در این مطالعه تأثیر متقابل متغیرها و نقش هر یک از هزینه‌های دولت در بخش کشاورزی بررسی شد. نتایج حاصل نشان داد که هزینه تحقیقات و آموزش دولت بیشترین تأثیر را بر ارزش افزوده بخش کشاورزی داشته است. در حالی که، متغیرهای هزینه‌های جاری دولت و یارانه‌های پرداختی به تولیدکنندگان از لحاظ آماری تأثیر معنی‌داری بر ارزش افزوده بخش کشاورزی نداشته است.

هسیه و لای (1994)، به بررسی روابط پویا بین نرخ رشد سرانه تولید ناخالص داخلی و سهم مخارج دولت و سهم سرمایه‌گذاری بخش خصوصی نسبت به تولید ناخالص داخلی با استفاده از رهیافت خودتوضیح برداری (VAR) پرداختند. آنها دلیل عدم استفاده از سیستم معادلات همزمان را محدودیت‌هایی این روش از جمله تفکیک نمودن متغیرها به درونزا و برونزا قبل از برآورد مدل و همچنین اعمال محدودیت‌هایی بر ضرائب ذکر کرده‌اند. این تحقیق با استفاده از آمار سری زمانی کشورهای کانادا، فرانسه، آلمان، ایتالیا، ژاپن، آمریکا و انگلستان انجام شد. نتایج حاکی از آن است که در بیشتر موارد اثر مخارج دولت بر رشد اقتصادی در کوتاه مدت منفی و در بلندمدت مثبت است.

شوجی‌یو (1996) به تجزیه و تحلیل روابط بین بخشهای اقتصادی و نقش بخش کشاورزی در اقتصاد چین در دوره 1952-92 پرداخته است. در این مطالعه رابطه میان بخش‌های پنجگانه کشاورزی، صنعت، نفت، حمل و نقل و خدمات با استفاده از الگوی VAR مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج به دست آمده نشان داد که علیرغم کاهش سهم بخش کشاورزی در تولید ناخالص داخلی چین در دوره مذکور، این بخش همواره موتور رشد اقتصادی بوده است و از سال 1977 بخش‌های غیرکشاورزی بر رشد بخش کشاورزی مؤثر بوده‌اند.

---

<sup>1</sup> - Three Stage Least Square

ون آرل، گرتسن و گوین (2003) نیز به بررسی روند انتقال سیاستهای پولی و مالی در فضای یورو پرداختند. در این تحقیق که کشورهای EMU<sup>1</sup> مورد توجه بود، ابتدا این کشورها بصورت یک واحد یکپارچه در نظر گرفته شد و نتایج حاصل با نتایج مربوط به کشورهای ژاپن و آمریکا مقایسه شد. در مرحله بعد به بررسی تک تک کشورهای EMU مبادرت گردید. زمینه‌های مورد مقایسه شامل رابطه متقابل بین سیاست‌های کلان و اثر شوکها در بازارهای مالی بود. در این تحقیق از الگوی خود توضیح برداری ساختاری<sup>2</sup> (SVAR) استفاده شد.

با توجه به مطالب فوق، هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر متغیرهای عمده بخش کشاورزی در ایران شامل ارزش افزوده، صادرات و سرمایه‌گذاری است.

### روش تحقیق

برای بررسی روابط متقابل متغیرها از آزمون همگرایی یوهانسن و جوسلیوس و رهیافت خودتوضیح برداری VAR استفاده شد. در الگوی خودتوضیح برداری روابط و واکنش میان متغیرهای درون‌زا و برون‌زا در قالب سیستمی از معادلات و بطور همزمان بررسی می‌شود. لذا شکل برداری متغیرها را می‌توان بصورت کلی زیر بیان کرد (رأی و در بها 2000).

$$AY_t = s(L)Y_t + DZ_t \quad (1)$$

که  $Y_t$  و  $Z_t$  به ترتیب، نمایانگر متغیرهای درون‌زا و برون‌زا است. عناصر ماتریس مربع  $A$  پارامترهای ساختاری متغیرهای درون‌زای همزمان می‌باشد و  $s(L)$  نمایانگر درجه  $P$  ام چند جمله‌ای در عملگر  $L$  است. به عبارت دیگر،  $S(L) = S_0 + S_1L + S_2L^2 + \dots + S_pL^p$  است که در آن تمامی جملات  $S$  مربع هستند. در مورد بردار  $Z$  نیز فرض بر این است که این بردار متشکل از متغیرهای غیرقابل مشاهده می‌باشد که تلویحاً بصورت میزان اخلاص در معادلات ساختاری تفسیر می‌شود. ماتریس  $D$  نیز واکنش همزمان متغیرهای درون‌زا را در مقابل تحریکات برون‌زا اندازه‌گیری می‌کند. شکل تقلیل یافته سیستم مذکور بصورت ذیل قابل بیان است:

1- European Monetary Union (EMU)

2 - Structural Vector Autoregressive

$$Y_t = A^{-1}S(L)Y_{t-1} + A^{-1}DZ_t \quad (2)$$

با فرض اینکه شوک‌های برون‌زا فقط دارای اثرات موقتی هستند، معادله شماره (2) را می‌توان

به صورت زیر نوشت:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + u_t \quad (3)$$

که،  $\phi_i = A^{-1}S_i$  و  $u_t = A^{-1}DZ_t$  است. بردار  $n \times 1$  جملات پسماند می‌باشد که فروض کلاسیک را تأمین کرده و، به عبارت دیگر، اصطلاحاً نوفه سفید<sup>1</sup> است (هژبرکیانی و رنجبری 1380).

همچنین، شکل تصحیح خطای برداری<sup>2</sup> (VECM) مدل VAR بصورت زیر می‌باشد:

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-p} + u_t \quad (4)$$

که،  $\Gamma_i = \sum \phi_i - I : i = 1, 2, \dots, p-1$  و  $\Pi = (\phi_p + \phi_{p-1} + \dots + \phi_2 + \phi_1 - I)$  است.

نکته حائز اهمیت در بکارگیری الگوی VAR تعیین تعداد بردارهای همجمعی است. در این

رابطه، برای تعیین تعداد بردارهای همجمعی میان متغیرهای مورد مطالعه از آزمون یوهانسن به نحو زیر استفاده شد:

1- تعیین مرتبه جمعی بودن متغیرها. یک متغیر سری زمانی وقتی ایستاست که میانگین و واریانس و کوواریانس و ضرایب همبستگی آن در طول زمان ثابت باشد و یا به عبارت دیگر مستقل از زمان باشد. در این راستا تشخیص ایستایی یا نایستایی متغیرهای سری زمانی از طریق آزمونهای مختلفی از جمله آزمون ریشه واحد و آزمون فیلیپس پرون امکان‌پذیر است.

2- تعیین تعداد وقفه بهینه متغیرها در الگوی تصحیح خطای برداری بطوریکه جمله اخلاص این الگو اغتشاش سفید (نوفه سفید) و در نتیجه ایستا باشد. جهت برآورد الگوی خود توضیح برداری (VAR) ابتدا می‌بایست تعداد وقفه بهینه الگو تعیین شود. بدین منظور براساس دو ضابطه آکائیک (AIC) و شوارتز بیزین (SBC)، وقفه بهینه انتخاب شد. در انتخاب وقفه بهینه باید دو مسئله در نظر گرفته

1- White noise

2- Vector Error Correction Model (VECM)

شود. اول آنکه تعداد وقفه باید به اندازه‌ای بزرگ باشد تا جزء اخلاص معادلات تا حد ممکن دچار خودهمبستگی نباشند. و دیگر اینکه تعداد پارامترهای تخمینی، بیش از حد درجه آزادی را کاهش ندهد.

3- بررسی لزوم وارد کردن متغیرهای ایستای از پیش تعیین شده (برونزا) و یا متغیرهای مجازی.  
4- تشخیص وجود روند در آمار و بررسی لزوم وارد کردن متغیرهای قطعی مانند عرض از مبدأ و روند زمانی در بردارهای همجمعی.

5- تعیین تعداد بردارهای همجمعی و یا تعیین رتبه ماتریس  $\Pi$  و تشخیص وجود روند در آمار و تعیین رتبه ماتریس  $\Pi$  بطور همزمان بوسیله آزمون پیشنهادی یوهانسن (1992). قبل از برآورد مدل تصحیح خطای برداری به روش یوهانسن با دو مسئله تشخیص وجود روند و عرض از مبدأ در کوتاه مدت و فضای همجمعی بلندمدت و تعیین رتبه ماتریس  $\Pi$  یا همان تعیین تعداد بردارهای همجمعی بلندمدت روبرو هستیم. بدین منظور به پیروی از سایر مطالعات از آزمون پیشنهادی یوهانسن 1992 استفاده شد

6- اعمال قیدهای خطی بر بردارهای همجمعی به منظور شناسایی روابط تعادلی بلندمدت که از نظر اقتصادی با مفهوم‌اند.

7- برآورد معادلات الگوی تصحیح خطای برداری. با توجه به وجود رابطه همگرایی بین متغیرهای  $I(1)$  می‌توان از الگوی تصحیح خطا (ECM) نیز استفاده کرد. الگوی تصحیح خطا نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد و واکنش پویای کوتاه مدت بین متغیرها در نظر می‌گیرد. در این الگو ضریب جز تصحیح خطا که در واقع همان جمله خطای رگرسیون الگوی ایستای بلندمدت است سرعت بازگشت به حالت تعادل را نشان می‌دهد. علامت ضریب جزء تصحیح خطا در هر معادله با علامت ضریب متغیر وابسته این معادله در بردارهای همجمعی مرتبط است. به گونه‌ای که اگر ضریب بدست آمده در بردار تعادلی دارای علامت مثبت باشد، انتظار می‌رود

علامت ECT منفی باشد و هم‌نیطور نیز برعکس یعنی اگر علامت ضریب بدست آمده متغیر در بردار هم‌جمعی منفی باشد، علامت ضریب تعدیل ECT باید مثبت باشد (نوفرستی 1378).

### آزمون پایداری مدل

پایداری مدل نشان‌دهنده زمان تأثیر شوک‌های وارد بر کل سیستم و بردارهای هم‌گرایی است. این روش بر اساس یک طرح مقیاس‌بندی شده بنا شده‌است که میزان عدم استحکام مدل در زمان  $t=0$  برابر با یک است و با گذشت زمان دارای روند کاهشی بوده و نهایتاً به سمت صفر میل می‌کند. میزان پایداری مدل اطلاعاتی را در مورد سرعت بازگشت به حالت تعادل بلندمدت از زمانی که مورد شوک قرار می‌گیرند را نشان می‌دهد.

### تابع عکس‌العمل ضربه‌ای

زمان تأثیر شوک‌های مختلف بر متغیرهای مدل را می‌توان با استفاده از توابع ضربه‌ای واکنش<sup>۱</sup> آزمون نمود. در این روش در یک لحظه از زمان به یکی از متغیرهای مورد نظر در مدل یک شوک به اندازه خطای معیار آن متغیر وارد و سپس تأثیر آن بر روی سایر متغیرهای درون سیستم تا رسیدن به وضعیت تعادلی تعقیب می‌شود (پسران و شین 1996).

### تجزیه واریانس

تجزیه واریانس روشی جهت تجزیه و تحلیل اثرات متقابل پویا حاصل از شوک‌های ایجاد شده در دستگاه ارائه می‌دهد. این روش قدرت نسبی زنجیره علیت گرنجر یا درجه برون‌زایی متغیرها را ماورای دوره نمونه اندازه‌گیری می‌کند. لذا VDCs را آزمون علیت خارج از دوره نمونه نیز می‌توان نامید (ابریشمی و محسنی 1381).

---

<sup>۱</sup> - Impulse Response Function

## نتایج و بحث

نتایج حاصل از بررسی داده‌ها از نظر ایستایی، با استفاده از آزمون ریشه واحد و روش نه مرحله‌ای، در جدول (1) ارائه شده‌است. در این رابطه، با توجه به تأثیر تغییرات اقتصادی، سیاسی و اجتماعی انجام شده در طول دوره مورد مطالعه، وجود شکست ساختاری نیز در نظر گرفته شده‌است.

جدول (1). نتایج آزمون ریشه واحد بر روی متغیرها

نام متغیر	نتیجه ایستایی	توضیحات
G	I(1)	با یکبار تفاضل‌گیری ایستا
VA	I(1)	با یکبار تفاضل‌گیری ایستا
X	I(1)	با یکبار تفاضل‌گیری ایستا
I	I(1)	با یکبار تفاضل‌گیری ایستا

مأخذ: یافته‌های تحقیق

متغیرهای این تحقیق شامل موارد زیر است:

G: کل هزینه‌های دولت در فصل کشاورزی و منابع طبیعی به‌عنوان متغیر بیانگر سیاست‌های مالی (واحد: میلیارد ریال).

VA: ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت ثابت سال 1361 (واحد: میلیارد ریال).

X: ارزش صادرات کالاهای کشاورزی به قیمت ثابت سال 1361 (واحد: میلیارد ریال).

I: ارزش سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی به قیمت ثابت سال 1361 (واحد: میلیارد ریال).

DUM1: متغیر مجازی افزایش درآمدهای نفتی در طی سالهای 1353 و 1354.

DUM2: متغیر مجازی دوره انقلاب اسلامی در طی سالهای 1358 تا 1378.

DUM3: متغیر مجازی تحریم اقتصادی و کاهش صدور نفت در طی سالهای 1359 و 1360.

DUM4: متغیر مجازی کاهش درآمدهای نفتی در طی سالهای 1363 تا 1366.

همانطور که جدول (1) نشان می‌دهد متغیرهای G, VA, X, I با یکبار تفاضل‌گیری ایستا شده‌اند.



نتایج حاصل از آزمون انتخاب مرتبه VAR در جدول (2) ارائه شده است.

جدول (2). نتایج آزمون انتخاب مرتبه VAR

رتبه	AIC	SBC	LL
4	-497/45	-541/33	-425/45
3	-502/14	-536/27	-446/14
2	512/41	-536/79	-472/41
1	-522/67	-537/30	-498/67
0	-549/79	-554/67	-541/79

مأخذ: یافته‌های تحقیق

براساس جدول (2)، دو ضابطه AIC و SBC به ترتیب در رتبه چهار و سه حداکثر می‌شوند. با توجه به ملاحظات مربوط به تعداد داده‌ها و همچنین مطلوب بودن نتایج حاصل از وقفه سوم در مقایسه با وقفه چهارم برای هر یک از معادلات، وقفه بهینه برابر با سه انتخاب شد. در این رابطه، مقایسه نتایج وقفه‌های سوم و چهارم هر یک از معادلات با استفاده از معیارهایی همچون آماره F و آزمون‌های تشخیص یعنی آزمون خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس، تورش تصریح و نرمال بودن توزیع جملات اخلال صورت گرفته است. آزمونهای تشخیص ذکر شده به شرح زیر است:

$F_{SC}$ : آزمون فرضیه عدم وجود خود همبستگی جملات پسماند الگوها

$F_{FF}$ : فرضیه تصریح فرم تابعی معادلات

$F_n$ : آزمون نرمال بودن جملات پسماند معادلات

$F_h$ : فرضیه عدم وجود ناهمسانی واریانس برای هر معادله

$F$ : فرضیه معنی‌داری کلیه ضرایب مدل می‌باشد.

بطور کلی، نتایج برآورد معادلات هر یک از متغیرها و بررسی آزمونهای تشخیص فوق‌الذکر انتخاب مرتبه سوم متغیرها بعنوان وقفه بهینه جهت برآورد معادلات را تأیید نمود.

جدول (3) نتایج حاصل از روش یوهانسن (1992) را در مورد لزوم یا عدم لزوم وارد کردن

متغیرهای روند زمانی و عرض از مبدأ در روابط کوتاه مدت و بلندمدت و همچنین تعیین تعداد بردارهای همجمعی بطور همزمان نشان می‌دهد.

جدول (3). آزمون رتبه ماتریس و تشخیص وجود عرض از مبدأ و روند در مدل (مقادیر بحرانی در سطح 95٪)

H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	الگوی دوم		الگوی سوم		الگوی چهارم	
		آماره t	مقادیر بحرانی	آماره t	مقادیر بحرانی	آماره t	مقادیر بحرانی
$\lambda_{max}$ :							
r = 0	r = 1	43/65	28/27	43/23	27/42	44/19	3/79
r <= 1	r = 2	32/5	22/04	19/39	21/12	35/16	25/42
r <= 2	r = 3	13/23	15/87	9/53	14/88	18/67	19/22
r <= 3	r = 4	4/64	9/16	1/93	8/07	6/67	12/39
$\lambda_{trace}$ :							
r = 0	r >= 1	94/03	53/48	74/09	48/88	104/70	63
r <= 1	r >= 2	50/38	34/87	30/85	31/54	60/51	42/34
r <= 2	r >= 3	17/87	20/18	11/46	17/86	25/34	25/77
r <= 3	r >= 4	4/64	9/16	1/93	8/07	6/67	12/39

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (3) نشان می‌دهد که فرضیه ( $r = 0$ ) در هر سه وضعیت رد شده است. (کمیت‌های آماره آزمون از مقادیر بحرانی در سطح اطمینان 95 درصد بزرگتر است). همچنین، فرضیه‌های وجود یک بردار همجمعی، دو بردار همجمعی و بیشتر آزمون شد. براساس آزمون حداکثر مقدار ویژه، اولین بار فرضیه  $r \leq 1$  را در وضعیت الگوی سوم نمی‌توان رد کرد. زیرا مقدار آماره محاسبه شده (19/39) از مقدار بحرانی 95 درصد (21/12) کوچکتر است. در آزمون اثر نیز فرضیه  $r \leq 1$  را در وضعیت الگوی سوم نمی‌توان رد کرد. دلیل این امر آنستکه، آماره محاسبه شده (30/85) کوچکتر از مقدار بحرانی در سطح اطمینان 95 درصد (31/54) می‌باشد. لذا بر اساس آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه و اثر، الگوی سوم را به عنوان بهترین وضعیت و مناسب‌ترین حالت جهت برآورد روابط بلندمدت و کوتاه مدت می‌توان انتخاب کرد. و همچنین وجود یک بردار همجمعی بلندمدت تأیید می‌شود.

نتایج حاصل از برآورد بردارهای همجمعی به روش یوهانسن در جدول (4) ارائه شده است.

جدول (4). نتایج برآورد بردار همجمعی بلندمدت ارزش افزوده بخش کشاورزی

متغیرها	ضرائب متغیرهای بردار نرمال شده	خطای معیار
VA	-1	-
G	0/87514	0/16366
X	5/0219	5/1732
I	-22/5308	2/9624

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس جدول (4)، تنها یک رابطه بلندمدت میان متغیرهای ارزش افزوده، مخارج دولت در بخش کشاورزی، صادرات و سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی وجود دارد. در این رابطه، افزایش مخارج دولت در بخش کشاورزی منجر به افزایش معنی‌دار در ارزش افزوده این بخش می‌شود. افزایش صادرات نیز افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی را دنبال دارد. با این حال، اثر این متغیر از نظر آماری معنی‌دار نمی‌باشد.

انتظار می‌رفت که، با افزایش سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی ارزش افزوده این بخش نیز افزایش یابد. اما بر اساس جدول (4)، اثر این متغیر بر ارزش افزوده بخش کشاورزی منفی شده است. در حال حاضر بخش عمده‌ای از سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در قالب بکارگیری نهاده‌های تولید مانند کودشیمیایی، سموم شیمیایی و یا ماشین‌آلات است که اثر منفی سرمایه‌گذاری بر ارزش افزوده می‌تواند ناشی از استفاده بیش از حد از این نهاده‌ها در فرایند تولید باشد.

جدول (5) نشان‌دهنده نتایج حاصل از برآورد بردار همجمعی بلندمدت صادرات بخش کشاورزی است.

جدول (5). نتایج برآورد بردار همجمعی بلندمدت صادرات بخش کشاورزی

متغیرها	ضرائب متغیرهای بردار نرمال شده	خطای معیار
X	-1	-
G	-0/17426	0/16841
VA	0/19913	0/20513
I	4/4865	4/2224

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج مندرج در جدول (5)، در بلندمدت متغیرهای مخارج دولت در بخش کشاورزی، ارزش افزوده این بخش و همچنین سرمایه‌گذاری بر صادرات اثر معنی‌داری ندارند. البته براساس شرایط نظری نیز انتظار می‌رود متغیرهایی همچون نرخ ارز، قیمت جهانی صادرات و درآمد کشورهای واردکننده تعیین‌کننده باشند.

نتایج برآورد بردار همجمعی بلندمدت سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی در جدول (6) ارائه شده است.

جدول (6). نتایج برآورد بردار همجمعی بلندمدت سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی

متغیرها	ضرائب متغیرهای بردار نرمال شده	خطای معیار
I	-1	-
G	0/038842	0/0091
VA	-0/044384	0/0058
X	0/22289	0/2098

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (6) نمایانگر تأثیر مثبت مخارج دولت و صادرات و همچنین اثر منفی ارزش افزوده بر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی است. بر این اساس مخارج دولت در بخش کشاورزی در بلندمدت بر سرمایه‌گذاری در این بخش اثری مثبت و معنی‌دار دارد. سرمایه‌گذاری عمرانی دولت می‌تواند از طریق بهبود زیر ساخت‌های بخش کشاورزی و بویژه بهبود شبکه حمل و نقل باعث ترغیب تولیدکنندگان به افزایش سرمایه‌گذاری در این بخش شده و زمینه‌ساز سرمایه‌گذاری شود. افزایش صادرات بویژه از طریق افزایش ارزش آن می‌تواند منجر به افزایش بهره‌وری عوامل تولید مورد استفاده در محصولات صادراتی شده و انگیزه تولیدکنندگان را برای سرمایه‌گذاری در تولید این محصولات را افزایش دهد. با این حال، از نظر آماری، اثر افزایش صادرات بر افزایش سرمایه‌گذاری معنی‌دار نمی‌باشد. مشابه نتایج جدول (4)، مشاهده می‌شود که مجدداً بین ارزش افزوده بخش کشاورزی و سرمایه‌گذاری رابطه منفی وجود دارد. پایین بودن نرخ بازدهی و بالا بودن

مخاطره فعالیت‌های کشاورزی در مقایسه با فعالیت سایر بخشها می‌تواند انگیزه سرمایه‌گذاری در این بخش را کاهش داده و منجر به خروج سرمایه حاصل از این بخش شود.

نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطای ارزش افزوده بخش کشاورزی در جدول (7) ارائه شده‌است.

جدول (7). برآورد مدل تصحیح خطای کوتاه مدت ارزش افزوده بخش کشاورزی

متغیر توضیحی	ضریب	آماره t
Intercept	-80/44	-0/26
DVA1	-0/25	-0/85
DG1	0/09	0/56
DX1	1/51	0/90
DI1	0/51	0/50
DVA2	-0/47	-1/38
DG2	-0/14	-1/22
DX2	2/08	0/94
DI2	0/82	0/68
Ecm1(-1)	-73/69	-0/81
F-statistics.F(9,15): 0/41R-squared:		1/16(0/348)
0/056R-bar squared:		
$F_{ff}(1,14) = 0/697(0/418)$		1/301(0/273)
$F_{sc}(1,14) =$		
$F_H(1,23) = 0/829(0/661)$		0/219(0/644)
CHSQ(2) =		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس جدول (7)، تمامی متغیرهای این الگو به شکل تفاضل مرتبه اول همراه با وقفه‌های مختلف متغیرها می‌باشد. در این رابطه، هیچیک از متغیرهای بکاررفته در مدل به تنهایی، اثر معنی‌داری بر ارزش افزوده در کوتاه مدت ندارند. آماره F نیز که معنی‌داری توأم کلیه متغیرها را نشان می‌دهد حاکی از عدم معنی‌داری کل مدل است. این مدل در حالی تصریح شده است که آزمونهای تشخیص مربوطه حاکی از عدم وجود خودهمبستگی، تورش تصریح و ناهمسانی واریانس می‌باشد. افزون بر آن، توزیع جملات پسماند نیز بصورت توزیع نرمال می‌باشد. با توجه به عدم مساعدت مطلوب مدل فوق جهت تبیین اثر مخارج دولت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در کوتاه مدت و اهمیت

بررسی اثر مخارج دولت، که از مهمترین اهداف مطالعه می‌باشد، به تحلیل رابطه علی میان ارزش افزوده بخش کشاورزی و مخارج دولت پرداخته شد. نتایج این بررسی در جدول (8) آمده است.

جدول (8). برآورد رابطه علیت بین ارزش افزوده بخش کشاورزی و مخارج دولت در بخش کشاورزی

متغیر توضیحی	ضریب	آماره t
C	-178/78	-0/98
DVA(-1)	-0/207	-0/865
DVA(-2)	-0/436	-1/45
DG(-1)	0/193	1/61
DG(-2)	-0/114	-1/01
ECTG(-1)	-93/22	-1/80

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (8) نشان می‌دهد که مدل مورد استفاده برای تصریح رابطه علی میان مخارج دولت و ارزش افزوده بخش کشاورزی، افزون بر وقفه‌های مختلف دو متغیر، جمله تصحیح خطا را نیز که بیانگر ارتباط میان نوسانات کوتاه مدت از مقادیر تعادلی بلندمدت است، در برمی‌گیرد. تصریح جدول (8) به دنبال ساکن نبودن متغیرهای ارزش افزوده و مخارج دولت در سطح و ساکن شدن آنها پس از یکبار تفاضل‌گیری صورت گرفت. در مدل مذکور براساس آماره آکائیک وقفه بهینه برای هر یک از متغیرهای مدل برابر دو انتخاب شد. بررسی رابطه علی میان متغیرهای فوق با استفاده از آماره F پیشنهادی تودا و یاماماتو (1991) صورت گرفت. نتایج حاصل از آماره فوق حاکی از وجود رابطه علی از طرف مخارج دولت به سمت ارزش افزوده می‌باشد. یعنی مخارج دولت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در کوتاه‌مدت اثر مثبت دارد.

نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطای متغیر سرمایه‌گذاری در جدول (9) ارائه شده‌است.

جدول (9). برآورد مدل تصحیح خطای کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی

متغیر توضیحی	ضریب	آماره t
Intercept	248/77	4/13
DVA1	0/15	3/11
DG1	0/01	0/53
DX1	-0/35	-1/34
DI1	0/16	0/94
DVA2	-0/06	-1/08
DG2	0/05	2/54
DX2	-0/70	-2/04
DI2	0/34	1/77
Ecm1(-1)	51/65	3/57
I(-4)	-0/35	-2/75
F-statistics.F(10,14): 0/76R-squared:		
0/59R-bar squared:		
F <sub>ff</sub> (1,13) = 2/18(0/164)F <sub>sc</sub> (1,13) =		
F <sub>H</sub> (1,23) = 0/989(0/610)CHSQ(2) =		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول (9) مقدار آماره F نشان‌دهنده معنی‌داری کل مدل است. آزمونهای تشخیص مربوطه نیز حاکی از عدم وجود مشکلاتی نظیر خودهمبستگی، واریانس ناهمسانی، تورش تصریح و عدم نرمال بودن توزیع جملات پسماند می‌باشد. براساس نتایج حاصل از این مدل ملاحظه می‌شود که وقفه دوم مخارج دولت در بخش کشاورزی بر سرمایه‌گذاری در این بخش دارای اثر مثبت و معنی‌دار می‌باشد. مساعدت مثبت مخارج دولت، با توجه به اینکه سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی در مناطق روستایی (مانند احداث جاده) از سوی دولت صورت می‌گیرد مبتنی بر انتظار است. همچنین، وجود دو وقفه برای متغیر مخارج دولت حاکی از وجود یک فرآیند زمان بر میان تصویب و تخصیص بودجه جهت سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی و به اجرا در آوردن آن (سرمایه‌گذاری) می‌باشد. علاوه بر استنباط‌های صورت گرفته براساس مدل مذکور رابطه متغیرهای مخارج دولت در بخش کشاورزی و سرمایه‌گذاری در این بخش بکمک آزمون علیت نیز بررسی شد.

جدول (10) نتایج حاصل از رابطه علیت بین سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی و مخارج دولت در

این بخش را نشان می‌دهد.

جدول (10). برآورد رابطه علیت بین سرمایه‌گذاری و مخارج دولت در بخش کشاورزی

متغیر توضیحی	ضریب	آماره t
C	101/39	2/12
DI(-1)	0/18	0/90
DI(-2)	0/27	1/25
DG(-1)	-0/02	-0/79
DG(-2)	0/05	1/96
ECTG(-1)	26/87	2/20

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (10) نشان می‌دهد که وقفه بهینه بر اساس ضابطه آکائیک برابر دو انتخاب شده‌است. در

معادله مذکور جهت بررسی رابطه علی کوتاه‌مدت بین سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی و مخارج

دولت در این بخش از آماره F پیشنهادی تودا و یاماماتو (1991) استفاده شده که نتیجه این آزمون

حاکمی از رد فرض صفر می‌باشد. بعبارت دیگر، مخارج دولت در بخش کشاورزی در کوتاه‌مدت بر

سرمایه‌گذاری در این بخش اثر مثبت داشته‌است.



جدول (11) مدل تصحیح خطای مربوط به متغیر صادرات بخش کشاورزی (X) را نشان می‌دهد.

جدول (11). برآورد مدل تصحیح خطای کوتاه‌مدت صادرات بخش کشاورزی

متغیر توضیحی	ضریب	آماره t
Intercept	70/98	1/49
DVA1	0/10	2/25
DG1	0/02	0/73
DX1	-0/38	-1/45
DI1	0/13	0/82
DVA2	0/03	0/65
DG2	0/05	2/58
DX2	-0/27	-0/79
DI2	0/24	1/27
Ecm1(-1)	22/73	1/63
F-statistics.F(9,15): 0/41R-squared:		1/171(0/378)
0/06R-bar squared:		
$F_{ff}(1, 14) = 0/303(0/590)$		1/35(0/265)
$F_{sc}(1, 14) = 9/703(0/078)$		0/316(0/579)
$CHSQ(2) =$		

جدول (11) نشان می‌دهد که، علیرغم وجود اثر معنی‌دار متغیرهای مخارج دولت و ارزش افزوده بخش کشاورزی، آماره F مدل حاکی از عدم معنی‌داری کل مدل می‌باشد. همچنین تعداد محدودی از ضرائب متغیرها معنی‌دار می‌باشند. این در حالی است که مدل دارای خودهمبستگی، واریانس ناهمسانی، تورش تصریح نیست و جملات پسماند نیز دارای توزیع نرمال می‌باشد. لذا به منظور انجام تحلیل بیشتر اثر کوتاه مدت مخارج دولت بر صادرات بخش کشاورزی بکمک آزمون علیت مورد بررسی قرار گرفت.

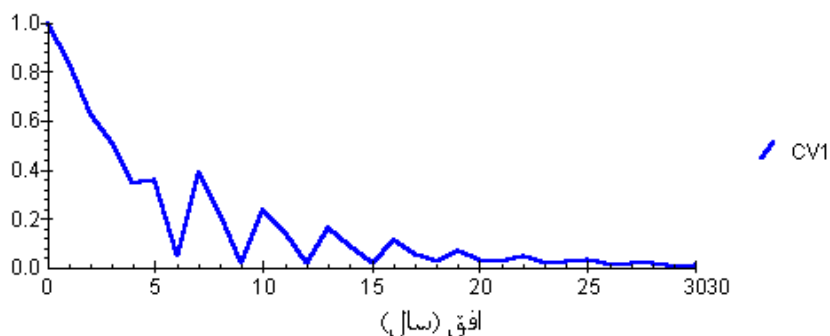
جدول (12). برآورد رابطه علیت بین صادرات بخش کشاورزی و مخارج دولت در بخش کشاورزی

متغیر توضیحی	ضریب	آماره t
C	-8/54	-0/31
DX(-1)	-0/17	-0/72
DG(-1)	0/004	0/22
ECTG(-1)	-1/52	-0/22

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (12) نمایانگر تصریح رابطه علی میان صادرات بخش کشاورزی و مخارج دولت در بخش کشاورزی است. در معادله مذکور بر اساس ضابطه آکائیک وقفه اول متغیرها انتخاب شده است. آماره  $F$  پیشنهادی توداو یاماماتو (1991) حاکی از رد فرض صفر بوده به این معنی که مخارج دولت در کوتاه مدت بر صادرات بخش کشاورزی اثر مثبت و معنی داری داشته است.

نمودار (1) میزان پایداری بردار  $CV1$  جدول (4) را پس از وارد کردن شوک بر کل سیستم نشان می دهد. این بردار مشتمل بر یک فضای همگرایی متشکل از متغیرهای کلان بخش کشاورزی و مخارج دولت در این بخش می باشد.

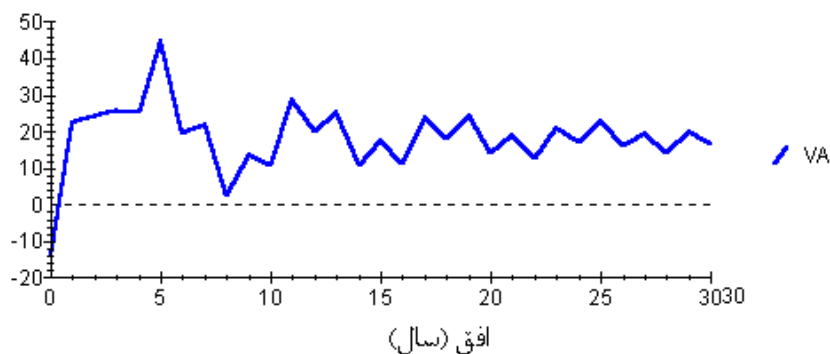


نمودار (1): میزان پایداری بردار  $CV1$  پس از وارد کردن شوک بر کل سیستم

بر اساس نمودار (1) میزان پایداری مدل نمایانگر کاهش نسبتاً با ثباتی به سمت مقدار تعادل است. با این حال، این نمودار نشان دهنده طولانی بودن مدت زمان تعدیل و یا به عبارتی سرعت کند تعدیل است. بطوریکه پس از مدت تقریباً بیست سال این تعدیل انجام می پذیرد. لذا، اگر شوکی به این سیستم وارد شود پس از حدود بیست دوره اثر این شوک خنثی خواهد شد.

نتایج حاصل از اثر تغییر مخارج دولت به اندازه خطای معیار این متغیر بر ارزش افزوده، سرمایه گذاری و صادرات بخش کشاورزی در نمودارهای (2)، (3) و (4) نشان داده شده است.

نمودار (2): واکنش ارزش افزوده بخش کشاورزی در برابر تحمیل شوک مالی به میزان یک خطای



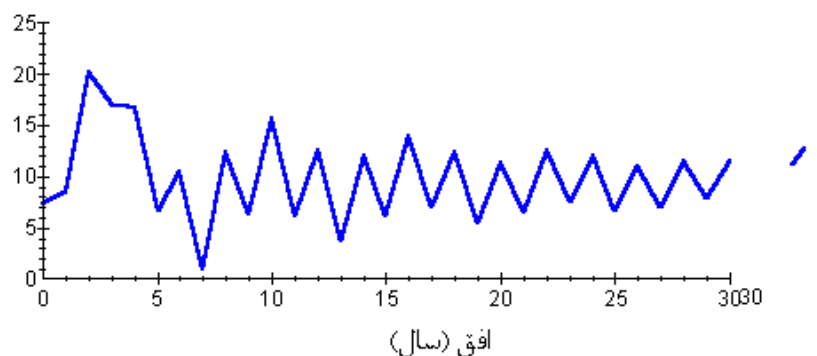
استاندارد

نمودار (2) تأثیر شوک مالی وارده از طریق تغییر در مخارج دولت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی را نشان می‌دهد. بر اساس این نمودار ایجاد شوک مالی ابتدا میزان ارزش افزوده بخش کشاورزی را کاهش و سپس افزایش می‌دهد. بطور کلی، این شوک بر ارزش افزوده تأثیر مثبت داشته‌است. اما این تأثیر منجر به نوساناتی نیز در مقدار ارزش افزوده می‌شود که با گذشت زمان این نوسانات کاهش می‌یابد اما از بین نمی‌رود. پس از گذشت حدود بیست دوره تأثیر شوک مالی کم شده و میزان ارزش افزوده بخش کشاورزی از ثبات نسبی برخوردار می‌شود.

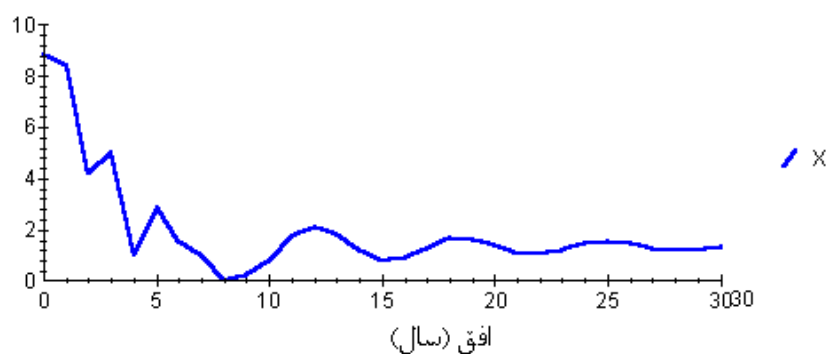
نمودار (3) نمایانگر واکنش سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی در برابر تحمیل شوک مالی به میزان خطای معیار است. این نمودار نشان می‌دهد که ایجاد شوک مالی بر سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی تأثیر کاهشی و افزایشی سیکلی دارد. نوسانات سرمایه‌گذاری تا حدود بیست سال شدید بوده و پس از آن نیز این نوسانات با شدت کمتری ادامه خواهند داشت.

نمودار(3). واکنش سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی در برابر تحمیل شوک مالی به اندازه یک خطای

معیار

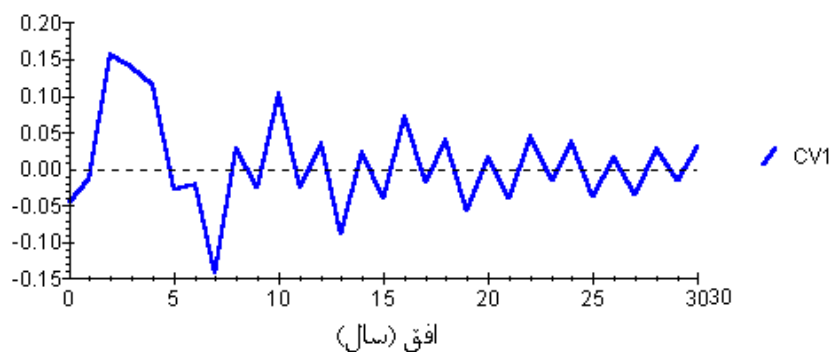


نمودار (4) اثر تحمیل یک شوک مالی (مخارج دولت) بر صادرات بخش کشاورزی را نشان می‌دهد. بر اساس این نمودار، ایجاد شوک مالی به اندازه یک خطای معیار از طریق تغییر در مخارج دولت، منجر به افزایش و سپس کاهش صادرات بخش کشاورزی می‌شود. این نوسانات پس از بیست دوره کاهش یافته و متغیر صادرات بخش کشاورزی به سمت مقدار تعادلی خود حرکت می‌کند. نمودار(4). واکنش صادرات بخش کشاورزی نسبت به تحمیل شوک مالی به اندازه یک خطای معیار



نمودار (5) اثر ایجاد شوک در مخارج دولت در بخش کشاورزی به عنوان متغیر بیانگر سیاست مالی بر بردار همگرایی مربوطه (جدول 4) را نشان می‌دهد.

نمودار(5). واکنش بردار همگرایی بلندمدت ارزش افزوده بخش کشاورزی نسبت به وارد کردن شوک مالی به اندازه یک خطای معیار



بر اساس نمودار (5) در بلندمدت از عدم تعادل بردار همگرایی CV1 کاسته شده است. بطوریکه بعد از گذشت تقریباً بیست دوره تعدیلات کامل می‌شود. طبق نمودار میزان پایداری پس از یک کاهش نسبتاً باثبات به سمت مقدار تعادلی خود حرکت می‌کند.

خطای پیش‌بینی متغیر ارزش افزوده، صادرات و سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی در فضای همگرایی متغیرهای کلان کشاورزی یعنی ارزش افزوده (VA)، مخارج دولت (G)، سرمایه‌گذاری (I) و صادرات (X) در جداول (13)، (14) و (15) به تفکیک ارائه شده است.

جدول (13) سهم خطای پیش‌بینی متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی را برای بیست دوره (سال) و سهم هر یک از متغیرهای دستگاه در تغییرات این متغیر را نشان می‌دهد.

جدول (13). نتایج حاصل از تجزیه واریانس متغیر ارزش افزوده

دوره	S.E.	X	I	G	VA
1	52/1	0/0	0/0	0/0	100
2	80/65	12/26	0/55	2/26	84/93
3	104/77	17/23	3/09	3/16	76/51
4	118/81	14/96	5/70	8/31	71/02
5	135/49	15/54	5/99	12/85	65/62
6	162/65	13/05	12/70	21/59	52/67
7	182/94	14/04	16/85	19/89	49/22
8	200/28	14/13	19/21	18/10	48/56
9	215/94	14/71	20/25	15/58	49/46
10	225/35	15/88	21/22	15/00	47/91
11	235/06	15/95	22/47	14/44	47/15
12	243/61	15/73	23/40	15/51	45/36
13	254/52	15/91	23/71	14/79	45/59
14	264/53	15/66	24/86	14/65	44/83
15	274/28	16/37	24/54	13/63	45/46
16	281/63	16/23	12/15	13/65	44/97
17	288/78	16/67	25/09	13/08	45/16
18	296/43	16/41	25/48	14/14	43/96
19	305/12	16/43	25/63	13/57	44/37
20	312/57	16/37	25/97	13/99	43/67
	میانگین میان مدت	14/61	5/61	9/63	70/15
	میانگین بلندمدت	15/75	23/13	15	46/12
	میانگین کل دوره	14/68	15/75	12/91	54/82

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر طبق جدول (13) نوسانات ارزش افزوده بخش کشاورزی در افق‌های زمانی مختلف یعنی کوتاه مدت (یک سال)، میان مدت (دو تا شش سال) و بلندمدت (هفت تا بیست سال)، بیشتر ناشی از نوسانات خود این متغیر می‌باشد. در این رابطه میزان نوسانات ارزش افزوده در بلندمدت ناشی از تغییرات آن متغیر کاهش یافته است. به نحوی که، کمتر از 47 درصد از نوسانات به تغییرات در ارزش افزوده مربوط می‌شود. در حالی که، سهم متغیرهای دیگر افزایش یافته است. اما در طی یک افق 20 ساله بیش از 54 درصد از نوسانات ناشی از تغییرات متغیر ارزش افزوده است. سه متغیر دیگر به

ترتیب اهمیت با 17/59، 14/68 و 12/91 درصد شامل سرمایه‌گذاری، صادرات و مخارج دولت است. سهم بالای متغیر ارزش افزوده در نوسانات این متغیر بویژه در کوتاه مدت با توجه به وابستگی شدید شرایط تولید در بخش کشاورزی به عوامل جوی مبتنی بر انتظار است. افزایش سهم سایر متغیرها در نوسانات در طول زمان با توجه به ماهیت این متغیرها نیز توجیه‌پذیر است. در این رابطه، متغیرهایی مانند سرمایه‌گذاری و مخارج دولت در طول زمان می‌توانند در شبکه تولید بخش کشاورزی تاثیرگذار باشند.

جدول (14) سهم خطای پیش‌بینی متغیر سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی را برای بیست دوره و

سهم هر یک از متغیرهای دستگاه در تغییرات این متغیر را نشان می‌دهد.

جدول (14). نتایج حاصل از تجزیه واریانس متغیر سرمایه‌گذاری

دوره	S.E.	X	I	G	VA
1	11/29	0/0	78/63	10/92	10/45
2	16/07	1/04	45/93	21/07	31/96
3	20/17	1/25	33/28	45/10	20/37
4	24/60	0/93	22/98	60/28	15/80
5	29/02	0/74	19/76	67/76	11/75
6	31/03	3/69	18/20	63/11	15/00
7	33/07	3/38	21/01	60/02	15/60
8	33/68	5/41	20/39	58/00	16/20
9	34/66	5/13	19/88	59/68	15/31
10	35/05	5/11	19/98	59/83	15/09
11	36/74	4/71	18/47	62/73	14/09
12	37/57	4/56	18/77	60/85	15/81
13	38/10	4/58	18/48	61/56	15/38
14	38/71	5/10	17/97	59/63	17/30
15	39/62	4/90	17/53	60/81	16/76
16	39/90	5/47	17/32	60/18	17/04
17	42/05	5/17	16/49	62/87	15/48
18	42/49	5/73	16/17	61/64	16/46
19	43/85	5/39	15/78	63/38	15/45
20	44/51	5/76	15/40	61/67	17/17
		1/53	28/03	51/47	18/98
		5/03	18/12	60/92	15/94
		3/90	23/62	56/05	16/42

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (14) نشان می‌دهد که در طول یکسال 78/63 درصد از نوسانات سرمایه‌گذاری توسط این متغیر توجیه شده و بنابراین نوسانات سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی در کوتاه مدت بیشتر ناشی از خود متغیر بوده است. این نوسانات در میان مدت بیشتر ناشی از مخارج دولت در بخش کشاورزی است. افزون بر آن، در میان مدت، به ترتیب متغیرهای ارزش افزوده و صادرات بخش کشاورزی در درجه اهمیت‌های بعدی قرار دارند. در حالی که، در بلند مدت سهم متغیر سرمایه‌گذاری در نوسانات این متغیر کاهش یافته و به سهم مخارج دولت و صادرات افزوده شده است. در این رابطه، سهم مخارج دولت از 51/47 درصد در میان مدت به 60/92 درصد در بلندمدت افزایش یافته و سهم صادرات از 1/53 به 5/03 درصد در بلند مدت نیز افزایش یافته است. میانگین کل سهم هر متغیر نیز نشان می‌دهد که بطور کلی در نوسانات سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی به ترتیب سهم، متغیر مخارج دولت (56/05 درصد)، متغیر سرمایه‌گذاری (23/62 درصد)، متغیر ارزش افزوده (16/42 درصد) و متغیر صادرات (3/9 درصد) حائز اهمیت می‌باشند.



جدول (15) نمایانگر سهم خطای پیش‌بینی متغیر صادرات بخش کشاورزی است.

جدول (15). نتایج حاصل از تجزیه واریانس متغیر صادرات

دوره	S.E.	X	I	G	VA
1	8/93	31/13	11/61	53/62	3/65
2	14/79	15/48	26/79	42/91	14/82
3	18/18	21/70	31/52	31/69	15/09
4	21/68	21/14	39/18	25/45	14/24
5	25/42	20/32	48/85	20/17	10/65
6	28/62	20/87	52/91	17/81	8/42
7	31/82	18/88	59/15	14/80	7/17
8	33/97	19/60	61/07	13/02	6/31
9	36/08	19/94	62/29	11/89	5/88
10	37/69	19/61	63/91	11/05	5/44
11	38/87	20/29	64/00	10/56	5/16
12	40/22	19/52	65/60	10/0	4/88
13	41/36	19/89	66/00	9/49	4/62
14	42/58	19/70	66/95	8/99	4/36
15	43/81	19/73	67/32	8/74	4/21
16	44/79	20/07	67/52	8/36	4/04
17	45/88	19/97	68/13	8/01	3/89
18	46/87	19/94	68/47	7/74	3/85
19	47/93	20/03	68/83	7/41	3/73
20	49/05	19/73	69/55	7/14	3/58
	میانگین میان‌مدت	19/90	39/85	27/61	12/64
	میانگین بلندمدت	19/78	65/63	9/80	4/79
	میانگین کل دوره	20/38	56/48	16/44	6/70

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (15) نشان می‌دهد که نوسانات متغیر صادرات در کوتاه مدت عمدتاً ناشی از متغیر مخارج دولت است. زیرا بیش از 53 درصد از این تغییرات از مخارج دولت نشأت می‌گیرد. سهم خود متغیر صادرات 31 درصد است. و ارزش افزوده بخش کشاورزی، 3/6 درصد کمترین نقش را در نوسانات دارد. با این حال، در میان مدت سهم مخارج دولت و صادرات کاهش و سهم ارزش افزوده و سرمایه‌گذاری افزایش یافته‌است. افزون بر آن، سهم متغیر صادرات در خطای پیش‌بینی آن در

بلندمدت، نسبت به میان‌مدت، تغییر محسوسی نشان نمی‌دهد. با این حال، سهم متغیر سرمایه‌گذاری بطور محسوسی افزایش یافته است. در بلندمدت حدود دو سوم از خطای پیش‌بینی بوقوع پیوسته و تغییرات صادرات ناشی از متغیر سرمایه‌گذاری است. از سوی دیگر نقش هر دوی متغیرهای ارزش افزوده و مخارج دولت در خطای پیش‌بینی در بلندمدت کاهش پیدا کرده است.

با توجه به نتایج بدست‌آمده پیشنهادهاتی بصورت زیر ارائه می‌شود:

1- سیاست مالی تنها در کوتاه مدت بر صادرات اثر مثبت نشان داده‌است. لذا، جهت تأمین اهداف صادراتی توجه به سیاستهای مالی مناسب برای افزایش صادرات مفید می‌باشد.

2- مخارج دولت در بلندمدت و کوتاه مدت بر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی تأثیر دارد. لذا، مخارج عمرانی دولت از طریق بهبود زیر ساختهای بخش کشاورزی و بویژه بهبود شبکه حمل و نقل باعث ترغیب تولیدکنندگان به افزایش سرمایه‌گذاری در این بخش می‌شود. ضمناً نتایج حاکی از تأثیر مثبت صادرات بر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی است که در این راستا افزایش صادرات بویژه از طریق افزایش ارزش آن می‌تواند منجر به افزایش بهره‌وری عوامل تولید مورد استفاده در محصولات صادراتی شده و انگیزه تولیدکنندگان را برای سرمایه‌گذاری در تولید این محصولات افزایش دهد.

3- براساس نتایج بدست آمده در بلندمدت ارزش افزوده و سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی منجر به افزایش صادرات این بخش می‌شود. در این راستا استفاده از سیاستهایی از قبیل سیاستهای مالی مناسب که منجر به رشد ارزش افزوده و سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی در جهت افزایش صادرات، توصیه می‌شود. این در حالی است که، در اعمال سیاستهای مربوطه توجه به تورمزایی آنها نیز از عوامل مهم است و لازم است مورد توجه ویژه دولت قرار گیرد.

## منابع

1. ابریشمی، ح. و ر. محسنی. 1381. نوسانات صادرات نفتی و رشد اقتصادی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. 13(4): 1-32.
2. اکبری، ن.ا.، م. سامتی و و.ا. هادیان. 1382. بررسی تأثیر هزینه‌های دولت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه. 41 و 42(1 و 2): 137-166.
3. برانسون، و.ا. 1378. تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان. ترجمه عباس شاکری. نشر نی. تهران.
4. ترکمانی، ج. و ا. جمالی مقدم. 1384. اثرات مخارج عمرانی دولت بر فقرزدایی در مناطق روستایی ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. 25: 153-174.
5. حسینی، ص. و ا. حسن‌پور. 1385. ارزیابی آثار توزیع درآمدی سرمایه‌گذاری در تحقیقات کشاورزی ایران: مطالع موردی چغندر قند. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه. 16: 45-55.
6. سبحانی، م.ب. 1375. بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران با استفاده از مدل سنت‌لوئیس. پایان نامه کارشناسی ارشد. بخش اقتصاد دانشگاه شیراز. شیراز.
7. صمدی، ع. ح. و ف. تابنده. 1379. بهره‌وری نیروی کار، صادرات غیرنفتی و الگوی خودرگرسیون برداری (VAR) شواهد تجربی از اقتصاد ایران (1374-1338). مجموعه مقالات ششمین همایش توسعه صادرات غیرنفتی کشور. اتاق بازرگانی و صنایع و معادن تبریز. 242-253.
8. مجدزاده طباطبائی، ش. 1376. بررسی اثرات سیاست‌های تثبیت اقتصادی بر متغیرهای حقیقی کلان اقتصادی: مطالعه موردی اقتصاد ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد. بخش اقتصاد دانشگاه شیراز. شیراز.
9. نوفرستی، م. 1378. ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی. انتشارات رسا. تهران.
10. هژبر کیانی، ک. و ب. رنجبری. 1380. بررسی رابطه دراز مدت بین نهاده‌های انرژی، کار و سرمایه در بخش کشاورزی. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه. 9(3): 39-64.
11. Carlson, K.M. 1978. Does the St. Louis equation now believe in fiscal policy? Federal Reserve Bank of St. Louis Review. 60:13-19.

12. Friedman, B.M. 1977. Even the St. Louis model now believes in fiscal policy. *Journal of Money, Credit and Banking*. 9: 365-367.
13. Hsieh, E and K. Lai. 1994. Government spending and economic growth: The G-7 expenditure. *Applied Economics*. 26: 535-542.
14. Hussain, M. 1982. The relative effectiveness of monetary and fiscal policy: An economic case study of Pakistan. *Pakistan Economic and Social Review*. 20:159-181.
15. Johansen, S. and K. Juselius. 1992. Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. *Journal of Econometrics*. 53:211-244.
16. Pesaran, H.M. and B. Pesaran .1997. *Working with Microfit 4: An Introduction to Econometrics*. Oxford University Press. London.
17. Pesaran, M.H. and Y. Shin. 1996. Cointegration and the speed of convergence to equilibrium. *Journal of Econometrics*. 71:117-143.
18. Roy, S.D. and G. Darbha. 2000. Dynamics of money, output and price interaction—some Indian evidence. *Economic Modeling*. 17: 559-588.
19. Seddighi, H.R., K.A. Lawler and A.V. Katos .2000. *Econometrics: A practical approach*. Routledge. London.
20. Shuji, Y. 1996. Sectoral cointegration, structural break and agriculture's role in the Chinese economy in 1952-92: A VAR approach. *Applied Economics*. 10(28):1269-79.
21. Toda, H. and J. Yamamoto. 1995. Statistical inference in vector autoregression with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*. 66:225-250.
22. Upadhyaya, K.P. 1992. The efficiency of monetary and fiscal policies in developing countries: An application of the St. Louise equation. *Indian Economic Journal*. 39(1):35-42.

23. van Aarle, B., R. Garretsen and N. Gobbin. 2003. Monetary and fiscal policy transmission in the Euro-area: Evidence from structural VAR analysis. *Journal of Economics and Business*. 55: 609-638.

## **Affects of Fiscal Policies on Value Added, Export and Investment in Agricultural Sector of Iran**

**Dr Javad Torkamani, Professor of Agricultural Economics, Islamic Azad University, Marvdasht**

### **Abstract**

The main objective of this study was to investigate the effects of fiscal policies of government on some of the main variables of agricultural sector. Vector Autoregressive approach and Johansen cointegration analysis were used. To study the impacts of government fiscal policies over 1976-2005, government expenditure was used as a variable indicating the government intervention impact on agricultural sector, especially on value added, export and investment of this sector.

Result of the study showed that fiscal policies in both short and long run affect value added and investment of agricultural sector positively and statistically significant. While these policies affect export of agricultural sector positively but this effect is considerable only in the short run. In order to determine the influence time of fiscal shock on the selected variables, Impulse Response Function was used. Finding of this part indicated that cyclical fluctuations of agricultural variables are reduced by imposing fiscal shocks over time.

Based on the Variance Decompositions technique, it was revealed that prediction error of value added mainly result from this variable itself and government expenditure contains a low share in prediction error of value added. In case of investment, except for first years of prediction horizon, the prediction error mainly caused by this variable itself, in other years government expenditure is the main source of prediction error occurred in investment. Less than one-third part of export prediction error caused by this variable itself. While the share of investment in prediction error of export has been increased considerably during the prediction horizon.

**Keywords:** Fiscal Policy, VAR, Fiscal Shock, Agricultural Sector