

## بررسی ارتباط سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی با رشد ارزش افزوده در بخش کشاورزی

دکتر جواد ترکمانی، مهرداد باقری \*

### چکیده

افزایش نرخ تورم و بیکاری و کاهش نرخ رشد اقتصادی از عوامل مهم کاهش سطح زندگی در کشورهای در حال توسعه است. نظام متکی به بازار از طریق آزادسازی بازار کالا و عوامل تولید، انعطاف‌پذیری در سیستم مالی و دادن نقش مؤثرتر به بخش خصوصی در فعالیت اقتصادی زمینه را جهت دستیابی به نرخ رشد اقتصادی بالا و رفاه فراهم کرده است.

هدف کلی این مطالعه، بررسی عوامل مؤثر بر رشد بخش کشاورزی و همچنین تعیین ارتباط علی بین نرخ رشد این بخش و عوامل مؤثر بر آن است. بدین منظور از آمار سری زمانی مربوط به سالهای ۱۳۴۴ تا ۷۵ و مدل‌های ساختاری و غیرساختاری استفاده شده است. همچنین روابط هم‌انباشتگی و ارتباط درازمدت بین متغیرها با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن مورد بررسی قرار گرفته است. روابط کوتاهمدت و علی میان متغیرهای دارای هم‌انباشتگی نیز با کمک مدل‌های

---

\* به ترتیب: دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه شیراز و مربی گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل.

تصحیح خطای برداری (VEC) و در مورد دیگر متغیرها با استفاده از مدل‌های اتورگرسیون برداری (VAR) و گرنجر تعیین شده است.

نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که متغیرهای نسبت سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی به ارزش افزوده و رشد صادرات بخش کشاورزی بر رشد این بخش دارای اثر مثبت و متغیرهای رشد واردات کشاورزی و رشد اشتغال دارای اثر منفی بوده‌اند. متغیر رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی تنها با سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی ارتباط دوطرفه و با سایر متغیرها ارتباط یکطرفه داشته است.

#### کلید واژه‌ها:

رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری خصوصی، سرمایه‌گذاری دولتی، کشاورزی، آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن.

#### مقدمه

در کشورهای در حال توسعه افزایش نرخ تورم و بیکاری و نرخ رشد جمعیت و همچنین کاهش نرخ رشد اقتصادی می‌تواند موجب کاهش سطح زندگی شود. نظام متکی به بازار از طریق آزادسازی بازار کالا و عوامل تولید، انعطاف‌پذیری در سیستم مالی و دادن نقش مؤثرتر به بخش خصوصی در فعالیتهای اقتصادی زمینه را جهت دستیابی به تولید و نرخ رشد اقتصادی بالاتر و رفاه ایجاد می‌کند. در این رابطه، سرمایه‌گذاری به دلیل تأثیر بر متغیرهای کلان اقتصادی، از جمله تولید و اشتغال، حائز اهمیت است. در کشورهای در حال توسعه به دلیل نبود بازار سرمایه کامل، سرمایه‌گذاری عمدتاً به دو بخش خصوصی و دولتی تقسیم شده است (گرچی، ۱۳۷۸). با این حال، ارتباط سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و دولتی با رشد اقتصادی به دلیل مشکلات بازار سرمایه مورد توجه قرار نگرفته است.

الگوهای رشد معتبری که نرخ رشد محصول را به نرخ تشکیل سرمایه ربط می دهند، هیچ گونه تمایزی بین ترکیبات سرمایه گذاری دولتی و خصوصی قائل نمی شود. بنابراین نمی توان مشخص کرد که سیاستهای طراحی شده برای تشویق سرمایه گذاری بخش خصوصی بتواند باعث افزایش نرخ رشد شود. البته در صورتی که سرمایه گذاری بخش خصوصی دارای کارایی و بازدهی بیشتری نسبت به سرمایه گذاری دولتی باشد می توان نتیجه گرفت که خصوصی سازی باعث رشد تولید می شود.

از میان سرمایه گذاری در بخشهای مختلف اقتصادی، سرمایه گذاری در بخش کشاورزی از اهمیت و جایگاه خاصی برخوردار است. سرمایه گذاری در بخش کشاورزی، به دلیل افزایش پیوسته تقاضا برای مواد غذایی و دیگر محصولات کشاورزی، می تواند موجب رشد تولید و اشتغال در این بخش شود. در واقع افزایش تقاضا موجب بالا رفتن سطح قیمتها شده و افزایش سطح قیمتها موجب افزایش انگیزه برای سرمایه گذاری می گردد. بنابراین سرمایه گذاری بیشتر، رشد تولید و اشتغال بیشتر را به دنبال خواهد داشت. افزون بر این، ارتباط پیشین و پسین کشاورزی با دیگر بخشها به رشد تولید و اشتغال در آنها نیز کمک می کند. بیشتر فعالیتهای کشاورزی در مناطق روستایی انجام می شود، لذا گسترش سرمایه گذاری در بخش کشاورزی در قالب سرمایه گذاری های دولتی و خصوصی می تواند موجب ایجاد فرصتهای شغلی بیشتر در مناطق روستایی و در نتیجه جلوگیری از مهاجرت روستاییان به شهرها و افزایش نرخ رشد بخش کشاورزی شود (امینی و فلیحی، ۱۳۷۷).

### اهدفا و فرضیه های تحقیق

هدف اصلی این مطالعه، بررسی نحوه ارتباط بین این دو نوع سرمایه گذاری با نرخ رشد ارزش افزوده در بخش کشاورزی است. به منظور پر بارتر شدن این تحقیق هدفهای دیگری نیز دنبال می شود که عبارتند از: بررسی عوامل مؤثر بر نرخ رشد بخش کشاورزی و ارتباط علی بین نرخ رشد ارزش افزوده این بخش و عوامل مؤثر بر آن، مطالعه تجربی قابلیت تولیدی بخش خصوصی نسبت به بخش دولتی و تعیین قدرت توضیح دهنده هر یک از متغیرهای مؤثر بر نرخ رشد بخش کشاورزی.

فرضیه‌های تحقیق حاضر نیز به شرح زیر است:

## Archive of SID

- تأثیر سرمایه‌گذاری خصوصی بر رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی بیشتر از تأثیر سرمایه‌گذاری دولتی است.

- رشد بخش کشاورزی با صادرات رابطه مثبت و با واردات رابطه منفی دارد.

- رشد بخش کشاورزی با اشتغال رابطه مثبت دارد.

- تأثیر صادرات بر رشد اقتصادی بیشتر از تأثیر واردات است.

## پیشینه تحقیق

از مطالعاتی که در این زمینه انجام شده به چند مورد زیر می‌توان اشاره کرد:

توکلی در مقاله‌ای به بررسی تأثیرات افزایش نرخ رشد صادرات بر نرخ رشد بخش کشاورزی پرداخته است. وی با استفاده از یک مدل نئوکلاسیک، تأثیر مثبت رشد را در کنار نهاد سرمایه و نیروی کار بر رشد تولیدات کشاورزی با کمک داده‌های مربوط به دوره ۱۳۴۴ الی ۱۳۷۰ مشخص کرده است. نتایج مطالعه توکلی نشان داد که در اثر توسعه صادرات محصولات کشاورزی، زمینه رشد و توسعه بخش کشاورزی فراهم می‌شود و با گذشت زمان نیز فعالیتهای این بخش شدت می‌گیرد. در واقع با افزایش هر یک درصد رشد صادرات محصولات سنتی و کشاورزی نرخ رشد محصولات کشاورزی تا حدود ۰/۰۴۴ درصد افزایش می‌یابد. همچنین سرمایه نیز بر رشد این بخش اثر مثبت دارد (توکلی، ۱۳۷۵).

گرچی در تحقیق خود به بررسی تجربی قابلیت تولیدی بخش خصوصی نسبت به بخش دولتی در ایران پرداخته و بدین منظور از الگوی رشد و سرمایه‌گذاری نئوکلاسیکها استفاده کرده است. نتایج حاصل از تحقیق او نشان می‌دهد که بخش خصوصی عملاً نقش مؤثرتری در رشد اقتصادی ایفا می‌کند، اما باید دانست که بقای این بخش منوط به ایجاد محیط امن و با ثبات اقتصادی و سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی دولت است. همچنین نیروهای آموزش دیده، آزادی سیاسی و فضای باز

فعالیت‌های اقتصادی (دنباله‌روی اقتصاد بازار آزاد) می‌تواند شرایط مساعدتری برای رشد بخش خصوصی فراهم آورد (گرچی، ۱۳۷۸).

گالی به بررسی ارتباط سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی و رشد با یک مدل تصحیح خطای برداری پرداخته است. او به کمک آزمون‌های هم‌انباشتگی یوهانسن، علیت گرنجر و مدل تصحیح خطای برداری، ارتباط متغیرهای فوق را بررسی کرده و نتیجه گرفته است که متغیرهای فوق هم‌انباشته و دارای یک بردار هم‌انباشتگی هستند و در درازمدت سرمایه‌گذاری دولتی اثر منفی بر روی رشد و سرمایه‌گذاری خصوصی دارد. اما در کوتاهمدت سرمایه‌گذاری دولتی بر روی سرمایه‌گذاری خصوصی اثر منفی دارد ولی بر رشد بی‌تأثیر است (Ghali, 1998 & 2000).

خان و رینهارت، با ارائه یک الگوی رشد نئوکلاسیک تولید و ارتباط دادن آن با کار و سرمایه و سایر عوامل مؤثر، فرایند رشد اقتصادی را بررسی کردند. آنها با استفاده از آمارهای دهه ۱۹۷۰، این الگو را برای ۲۴ کشور در حال توسعه تخمین زده و در مجموع به این نتیجه رسیدند که بازدهی نهایی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و بخش دولتی در کشورهای در حال توسعه متفاوت است. با این حال، بخش خصوصی در مقایسه با بخش دولتی نقش بیشتری در مرحله رشد ایفا می‌کند (Khan & Reinhart, 1990).

پرهیزگاری تابع سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی را با استفاده از یک مدل کلان در دوره ۱۳۳۸-۱۳۵۱ برآورد کرد. او سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی را به عنوان تابعی از تغییرات ارزش افزوده بخش کشاورزی و وام‌های پرداختی توسط بانک توسعه کشاورزی فرض کرد. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که تغییر در میزان ارزش افزوده بخش و همچنین وام‌های پرداختی تأثیر مثبتی بر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی دارد (سازمان برنامه و بودجه، ۱۳۶۷).

باقری و ترکمانی در مقاله‌ای رابطه بین سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج برآورد تابع سرمایه‌گذاری خصوصی این مطالعه نشان داد که سرمایه‌گذاری دولتی، اعتبارات بانکی، شاخص قیمت‌ها و سرمایه‌گذاری دولتی با یک وقفه بر روی سرمایه‌گذاری خصوصی مؤثر است و همچنین با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی یک رابطه تعادلی درازمدت بین متغیرهای تابع

مربوط وجود دارد. بنابراین مهمترین نتیجه این مقاله تأثیر مثبت سرمایه گذاری دولتی بر سرمایه گذاری خصوصی است (باقری و ترکمانی، ۱۳۷۹).

## مواد و روشها

### عوامل مؤثر بر رشد و مشخصات الگوی رشد پایه

بسیاری از الگوهای رشد که برای کشورهای در حال توسعه مورد استفاده قرار می گیرند، با چارچوب الگوی رشد نئو کلاسیک سولو (۱۹۵۶) ارتباط دارد. در این الگو تابع تولید کل به صورت زیر است:

$$Y = A F(K, L, Z) \quad (1)$$

که در آن،  $Y$  نشاندهنده سطح تولید کل،  $K$  حجم سرمایه فیزیکی،  $L$  نیروی کار و  $Z$  بردار دیگر عوامل است که بر روی رشد تأثیر دارند.  $A$  نیز بازدهی عوامل را اندازه گیری می کند.

رابطه ۱ را می توان برحسب نرخ رشد به صورت زیر نشان داد:

$$\frac{dY}{Y} = \left[ A \frac{\delta Y}{\delta K} \frac{K}{Y} \right] \frac{dK}{K} + \left[ A \frac{\delta Y}{\delta L} \frac{L}{Y} \right] \frac{dL}{L} + \left[ A \frac{\delta Y}{\delta Z} \frac{Z}{Y} \right] \frac{dZ}{Z} + \frac{dA}{A} \quad (2)$$

رابطه فوق را برای تخمین زدن می توان به صورت زیر نوشت:

$$\frac{dY}{Y} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{dK}{K} + \alpha_2 \frac{dL}{L} + \alpha_3 \frac{dZ}{Z} \quad (3)$$

که در آن،  $\alpha_0 = \frac{dA}{A}$ ،  $\alpha_1 = A \frac{\delta Y}{\delta K}$ ،  $\alpha_2 = A \frac{\delta Y}{\delta L}$ ،  $\alpha_3 = A \frac{\delta Y}{\delta Z}$ ،  $I = d$  فرض شده

که  $\alpha_0$  رشد بازدهی را نشان می دهد و بازدهی با نرخ ثابتی رشد می کند.

$\alpha_1$  بازدهی نهایی سرمایه،  $\alpha_2$  کشش محصول نسبت به نیروی کار و  $\alpha_3$  کشش محصول

نسبت به سایر عوامل است.

طرفداران رشد متکی به صادرات، در بسیاری از کشورهای در حال توسعه رشد صادرات

را موجب توسعه ساختارهای زیر بنایی اقتصادی، حمل و نقل، ارتباطات و غیره می دانند و استدلال

می کنند که نرخ رشد صادرات باید در الگو گنجانده شود. از آنجا که بسیاری از کشورهای

در حال توسعه به میزان زیادی متکی به واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای به عنوان داده‌های اولیه هستند، می‌توان متغیر Z را به عنوان داده‌های وارداتی به کار برد.

برای نشان دادن اثر سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی بر رشد تولید می‌توان سرمایه‌گذاری کل را به دو قسمت زیر تقسیم کرد:

$$\frac{dY}{Y} = b_0 + b_1 \frac{IP}{Y} + b_2 \frac{IG}{Y} + b_3 \frac{dL}{L} + b_4 \frac{dZ}{Z} \quad (4)$$

که در آن، IP سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، IG سرمایه‌گذاری بخش دولتی و آنیز برابر با IP+IG است.

برای تعیین اثر صادرات و واردات این دو بخش بر روی رشد، معادله ۴ را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\frac{dY}{Y} = b_0 + b_1 \frac{IP}{Y} + b_2 \frac{IG}{Y} + b_3 \frac{dL}{L} + b_4 \frac{dX}{X} \quad (5)$$

$$\frac{dY}{Y} = b_0 + b_1 \frac{IP}{Y} + b_2 \frac{IG}{Y} + b_3 \frac{dL}{L} + b_4 \frac{dM}{M} \quad (6)$$

که X و M به ترتیب حجم صادرات و واردات است.

در این تحقیق از الگوی خان و رینهارت استفاده شده است. آنها با بسط معادله ۱، به معادله

زیر که شبیه معادله ۴ است رسیدند:

$$\frac{dY}{Y(-1)} = b_0 + b_1 \frac{IP}{Y(-1)} + b_2 \frac{IG}{Y(-1)} + b_3 \frac{dL}{L(-1)} + b_4 \frac{dZ}{Z(-1)} \quad (7)$$

معادله ۷ را به صورت زیر می‌توان خلاصه کرد:

$$GVG = b_0 + b_1 GIP + b_2 GIG + b_3 GL + b_4 GZ \quad (8)$$

که در آن،  $b_0$  رشد بهره‌وری،  $b_1$  و  $b_2$  به ترتیب تولید نهایی سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی،  $b_3$  کشش تولید نسبت به نیروی کار و  $b_4$  کشش تولید نسبت به عامل مؤثر Z (صادرات و واردات) است. همچنین GIP نسبت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به ارزش افزوده بخش کشاورزی،

GIG نسبت سرمایه‌گذاری بخش دولتی به ارزش افزوده بخش کشاورزی، GVG رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی، GL رشد اشتغال در بخش کشاورزی و GZ رشد متغیر وضعیت است.

بنابراین با توجه به مطالب فوق به منظور بررسی عوامل مؤثر بر رشد بخش کشاورزی، با تأکید بر اثر سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی بر رشد بخش کشاورزی، از معادله ۸ استفاده شده است.

## آمار و اطلاعات مورد نیاز

اطلاعات مورد استفاده در این مطالعه از نوع داده‌های سری زمانی مربوط به سالهای ۱۳۴۴ تا ۱۳۷۵ است (بانک مرکزی ایران). در مطالعات مبتنی بر این گونه داده‌ها فرض می‌شود که داده سری زمانی مورد استفاده ساکن یا ایستا<sup>۱</sup> است. با این حال، این داده‌ها در صورتی ایستا هستند که دارای میانگین و واریانس ثابتی در طول زمان باشند و مقدار کوواریانس بین هر دو دوره زمانی آنها تنها به فاصله زمانی یا وقفه بین آن دو دوره بستگی داشته باشد. در غیر این صورت، متغیرهای مورد مطالعه نایستا هستند و به دلیل مواجه بودن با پدیده رگرسیون ساختگی<sup>۲</sup>، آزمونهای مرسوم از جمله  $F$  و  $t$  دارای اعتبار لازم نیستند. دلیل عمده این امر تمایل شدید متغیرهای سری زمانی، به نوسانهای صعودی و نزولی زمان است که سبب می‌شود نتیجه رابطه آماری مشخص شده بین این متغیرها و همچنین میزان  $R^2$  تعیین شده قابل اعتماد نباشد. لذا هنگام استفاده از داده‌های سری زمانی لازم است چگونگی ایستایی متغیرها آزمون شود (گجراتی، ۱۳۷۷).

در این تحقیق به دلیل استفاده از آمار سری زمانی، از مدل‌های غیرساختاری اقتصادسنجی بهره گرفته شده است. ابتدا، ایستا و غیر ایستا بودن و همچنین درجه هم‌انباشتگی متغیرهای مورد مطالعه با استفاده از آزمون ریشه واحد و آماره دیکی فولر افزوده بررسی گردیده است. سپس برای بررسی روابط هم‌انباشتگی و ارتباط درازمدت بین متغیرهای مورد مطالعه از روش هم‌انباشتگی انگل-گرنجر و یوهانسن استفاده شده است. برای بررسی روابط کوتاه‌مدت و علی میان متغیرهای مورد مطالعه نیز در

1. stationary  
2. spurious regression

صورت هم‌انباشته بودن این متغیرها از مدل‌های تصحیح خطای برداری<sup>۱</sup> (VEC) و در غیر این صورت از مدل‌های اتورگرسیو برداری<sup>۲</sup> و گرنجر بهره گرفته شده است.

در این تحقیق، آماره آزمون دیکی فولر افزوده<sup>۳</sup> برای تعیین درجه هم‌انباشتگی متغیرها به کار رفته است. این آماره از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$\Delta Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j Y_{t-j} + w_t \quad (9)$$

که در آن،  $w_t$  جمله پسماند است.

آماره مذکور، همان آماره  $t$  ضریب تخمین زده شده  $\gamma_1$  است. در این رابطه، معیار آکایک<sup>۴</sup> برای تعیین تعداد وقفه بهینه مورد استفاده قرار گرفته است. اگر قدر مطلق آماره  $t$  دیکی فولر افزوده بیشتر از مقدار بحرانی جدول مک‌کینون باشد، فرضیه  $H_0$  (وجود ریشه واحد یا غیر ساکن بودن) رد خواهد شد؛ یعنی  $Y_t$  یک متغیر ساکن  $I(0)$  است. در صورت قبول فرض فوق، آنگاه این آزمون را باید برای تفاضل اول  $Y_t$  انجام داد. در این حالت، اگر قدر مطلق آماره  $t$  دیکی فولر افزوده بیشتر از مقدار بحرانی جدول مک‌کینون باشد، با رد شدن فرضیه  $H_0$  نتیجه می‌گیریم که  $Y_t$  یک متغیر  $I(1)$  و یا  $\Delta Y_t$  یک متغیر  $I(0)$  است و با تفاضلگیری مرتبه اول ساکن می‌شود.

ارتباط درازمدت بین متغیرهای مورد مطالعه با استفاده از روش هم‌انباشتگی بررسی می‌شود (صمدی، ۱۳۷۰)، لذا این متغیرها ابتدا باید از نظر پایایی مورد بررسی قرار گیرند. دو تکنیک عمده جهت بررسی همگرایی وجود دارد: روش انگل - گرنجر و روش یوهانسن. در روش انگل - گرنجر وجود فقط یک رابطه درازمدت بین دو یا چند متغیر بررسی می‌شود. چنانچه تعداد متغیرها بیش از دو تا باشد این روش در تعیین روابط درازمدت دچار مشکل می‌گردد؛ زیرا در این صورت فقط یک جزء خطا در معادله لحاظ می‌شود. در ضمن بخشی از اطلاعات در اثر تفاضلگیری از بین خواهد رفت (Holeden & Perman, 1994) و گرنجر معتقدند که اگر متغیرهای  $X_t$  و  $Y_t$ ، که هر دو گام تصادفی<sup>۵</sup> هستند، بر یکدیگر رگرس شوند، رگرسیون، کاذب خواهد بود، اما اگر ترکیب خطی آنها

1. vector error correction (VEC)  
 2. vector autoregressive (VAR)  
 3. augmented Dickey- Fuller (ADF)  
 4. Akaike information  
 5. random walk

$(Z_t = X_t - \alpha Y_t)$  پایا باشد و شرط یکسان بودن درجه همبستگی هم رعایت گردد آنگاه این دو متغیر دارای ارتباط دراز مدت هستند.

روش یوهانسن (Johansen, 1991) نسبت به روشهای قبلی مزایای بیشتری دارد. از مزایای این روش عدم استفاده از تفاضلگیری در پایا کردن متغیرهاست، زیرا تفاضلگیری باعث از دست رفتن خواص تعادلی درازمدت بین متغیرها می شود. این روش با محاسبه جزء تصحیح خطا<sup>۱</sup> و لحاظ کردن آن در معادلاتی که به صورت تفاضلی فرمولبندی می گردند، موجب می شود که خواص تعادلی درازمدت همچنان حفظ شود. این روش بر اساس یک مدل اتورگرسیو برداری (VAR) چنین بنا نهاده شده است:

$$Z_t = \sum_{i=1}^k A_i Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

که در آن،  $\varepsilon_t$  بردار ستونی جملات اخلال و  $Z_t$  بردار متغیرهاست. با افزودن جملات  $Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots, Z_{t-k}$  و  $A_1 Z_{t-2}, A_2 Z_{t-3}, \dots, A_{k-1} Z_{t-k}$  به دو طرف معادله ۱۰، رابطه زیر به دست می آید:

$$\Delta Z_t = \sum_{i=1}^{k-1} \delta_i \Delta Z_{t-i} + \pi Z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (11)$$

که در آن،  $I = -I + A_1 + A_2 + \dots + A_k$  و  $I = I_{n \times n} - A_1 - A_2 - \dots - A_k$  یک ماتریس مربع  $n \times n$  واحد است.

در این روش با استفاده از رتبه ماتریس  $\pi$  راجع به تعداد بردارهای هم انباشتگی در بین متغیرها قضاوت می شود. اگر رتبه ماتریس  $\pi$  برابر با تعداد متغیرهای مدل خود رگرسیونی برداری (VAR) باشد در این صورت تمام متغیرها هم انباشته هستند. اگر رتبه این ماتریس برابر با صفر باشد ماتریس مذکور یک ماتریس خنثی است و در این صورت هیچ گونه ارتباط درازمدت بین متغیرهای مورد نظر در بردار  $Z_t$  وجود ندارد. اگر رتبه این ماتریس، که با  $r$  نشان داده می شود، کمتر از  $n$  (تعداد متغیرهای مدل) باشد (عمدتاً  $r < n$  است) ماتریس  $\pi$  به صورت زیر خواهد بود:

$$\pi = \alpha \cdot \beta' \quad (12)$$

1. error correction term (ECT)

ماتریس  $\beta$  ماتریس هم‌انباشتگی است که ستونهای آن در صورت نرمال شدن، روابط درازمدت بین متغیرها را نشان می‌دهد. عناصر  $\alpha$  نشان‌دهنده سرعت تعدیل در رابطه تعادل درازمدت هستند. بنابراین مهمترین مرحله در این روش یافتن ماتریس  $\beta$  و بردار  $\alpha$  است.

گفتنی است که روش گرنجر زمانی معتبر است که فقط دو متغیر وجود داشته باشد (واضح است که در این صورت حداکثر یک رابطه درازمدت وجود دارد) و یا در صورت بیشتر بودن تعداد متغیرها، فقط یک رابطه درازمدت توسط روش یوهانسن مورد تأیید قرار گیرد، در غیر این صورت و با وجود چند متغیر و بیش از یک رابطه هم‌انباشتگی باید از روش یوهانسن استفاده کرد. در این تحقیق عمدتاً از روش یوهانسن جهت بررسی روابط درازمدت استفاده شده است. باید گفت که برای تعیین تعداد وقفه بهینه در برآورد معادلات مربوط به علیت، همگرایی و سایر معادلات ذکر شده از معیار اطلاعاتی آکایک و بیزن و شوارتز<sup>۱</sup> استفاده می‌شود.

رابطه علت و معلولی بین متغیرهای مورد بررسی با استفاده از آزمون علیت مطالعه شد. روشهای متعددی برای این آزمون وجود دارد که از آن جمله می‌توان به روشهای گرنجر، سیمز، هیسائو و تصحیح خطا اشاره کرد که به طور مختصر توضیح داده می‌شوند.

روش سیمز و گرنجر بر پایه این فرض که اطلاعات مهم برای بررسی هر متغیری منحصراً در داده‌های سری زمانی دوره گذشته مربوط به آن وجود دارد، استوار است (گرچی، ۱۳۷۸). در روش گرنجر برای بررسی رابطه علیت بین دو متغیر  $X_t$  و  $Y_t$  روابط زیر تخمین زده می‌شود:

$$Y_t = \sum_{i=1}^m a_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{t-j} + U_{1t} \quad (13)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^m \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j Y_{t-j} + U_{2t} \quad (14)$$

$Y_t$  و  $X_t$  با این فرض که اجزای اخلاص  $U_{1t}$  و  $U_{2t}$  ناهمبسته باشند به ترتیب قیمت در دو بازار است.

معادله ۱۳ و ۱۴ متضمن این فرض است که  $Y_t$  و  $X_t$  جاری، با مقادیر گذشته  $Y_t$  و  $X_t$  مرتبط

است. با این تفاسیر چهار حالت خواهیم داشت:

۱. چنانچه از نظر آماری  $\sum \beta_j \neq 0$  و  $\sum \delta_j = 0$  باشد، علیت یکطرفه از  $X_t$  به  $Y_t$  است.

۲. برعکس حالت قبل، اگر از نظر آماری  $\sum \delta_j \neq 0$  و  $\sum \beta_j = 0$  باشد، علیت یکطرفه از  $Y_t$  به  $X_t$  است.

۳. اگر از نظر آماری  $\sum \beta_j \neq 0$  و  $\sum \delta_j = 0$  باشد، علیت دوطرفه یا جریان بازخورد<sup>۱</sup> خواهیم داشت.

۴. اگر از نظر آماری  $\sum \delta_j = 0$  و  $\sum \beta_i = 0$  باشد، دومتغیر مستقل خواه بود.

آزمون فرضیه صفر بودن مجموع ضرایب تخمینی با استفاده از آماره F برای حالت‌های مقید<sup>۲</sup> و غیر مقید<sup>۳</sup> در معادلات فوق و با آزمون والد<sup>۴</sup> صورت می‌پذیرد. نتایج حاصل از این آزمون به انتخاب مقدار وقفه (m و n) بستگی زیادی دارد. گرنجر روش خاصی را برای تعیین تعداد وقفه بهینه ارائه نکرده است. اما هیسانو و آکایکی روشهای متفاوتی را برای تعیین تعداد وقفه بهینه ارائه کرده‌اند. روش هیسانو ترکیبی از آزمون علیت گرنجر و شرط خطای پیشینی نهایی<sup>۵</sup> است که در این فرصت کوتاه جای بحث ندارد.

روشهای گرنجر و هیسانو زمانی معتبر است که سریهای زمانی به کار رفته  $X_t$  و  $Y_t$  همگرا<sup>۶</sup> نباشد. گرنجر ثابت کرده است که در بررسی علیت، هرگاه دو متغیر مورد بررسی، همگرا باشد استفاده از روشهای گرنجر و مشابه (آکایکی، هیسانو، سیمز و ...) دارای خطا و از درجه اعتبار ساقط است، زیرا جمله تصحیح و خطا را شامل نمی‌شود. بنابراین او معادلات آزمون علیت خود را به طریق مدل‌های تصحیح و خطا به شرح زیر فرمولبندی می‌کند:

$$(1-L)X_t = \alpha_0 + b_0 U_{t-1} + \sum_{i=1}^n C_{0i} (1-L)X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_{0j} (1-L)Y_{t-j} + U'_{1j} \quad (15)$$

$$(1-L)Y_t = \alpha_1 + b_1 U_{t-1} + \sum_{i=1}^n C_{1i} (1-L)X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_{1j} (1-L)Y_{t-j} + U_{2j} \quad (16)$$

در اینجا L عملکرد وقفه بوده و  $U_1$  و  $U'_1$  جملات اخلال پایای معادلات زیر هستند:

$$Y_t = \alpha_0 + \beta_0 X_t + U_t \quad (17)$$

1. feed back, or bilateral causality
2. restricted
3. unrestricted
4. Wald test
5. final prediction error (FPE)
6. cointegrated

$$X_t = \alpha_1 + \beta_1 Y_t + U_t' \quad (1A)$$

Archive of SID

ذکر این نکته ضروری است که اگر  $X_t$  و  $Y_t$  هر دو هم‌انباشته از درجه یک باشند، در

صورتی همگرا هستند که  $U_t$  و  $U_t'$  هم‌انباشته از درجه صفر باشند.

اگر ضریب تصحیح خطا ( $b_0$ ) در معادله ۱۵ معیندار شود، حتی اگر  $\sum_{j=1}^m \delta_{0j} = 0$  باشد،

رابطه علی از  $Y$  به  $X$  وجود دارد (بر خلاف روش گرنجر که فاقد  $b_0$  است). اگر این شرایط وجود

داشته باشد رابطه پویای کوتاهمدت و درازمدت به هم می‌پیوندد.  $b_0$  عبارت است از تعدیلات

کوتاهمدت برای رسیدن به تعادل. همین عملیات را می‌توان برای معادله ۱۶ نیز انجام داد و رابطه علیت

را مشخص کرد.

### نتایج تجربی

جدول ۱ نشان‌دهنده نتایج آزمون دیکی فولر افزوده (ADF) برای تعیین درجه هم‌انباشته‌گی

متغیرهای مورد مطالعه است. نتایج حاصل از این بررسی نشان داد که کلیه متغیرها غیر ساکن و انباشته

از درجه یک ( $I(1)$ ) است و در نتیجه با یک بار تفاضلگیری ساکن ( $I(0)$ ) می‌شوند.

#### جدول ۱. نتایج تجربی آزمون ADF برای تعیین درجه هم‌انباشته‌گی

متغیر	آماره ADF*	وقفه بهینه*	درجه همگرایی
GVG	-۲/۸۲	۳	I(1)
D(GVG)	-۵/۱	۲	I(0)
GIP	-۲/۸۸	۳	I(1)
D(GIP)	-۵/۳۴	۳	I(0)
GIG	-۲/۶۷	۲	I(1)
D(GIG)	-۵/۶۴	۲	I(0)
GL	-۱/۴۱	۲	I(1)
D(GL)	-۴/۲۱	۲	I(0)
GX	-۱/۸۸	۳	I(1)
D(GX)	-۵/۱۴	۲	I(0)
GM	-۲/۵۶	۱	I(1)
D(GM)	-۴/۴۲	۱	I(0)

مأخذ: یافته‌های تحقیق \* وقفه بهینه با توجه به معیار آکاایک انتخاب شده است.

\*\* مقادیر بحرانی در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ با وقفه صفر به ترتیب برابر -۴/۲۸۳، -۳/۵۶۱ و -۳/۲۱۴؛ با وقفه یک معادل ۳/۷، ۲/۹۹ و -۲/۶۳ و با وقفه دو و سه برابر -۳/۱۷، -۲/۹۷ و -۲/۶۲ است.

در رابطه ۱۹ انتظار بر آن است که اثر نهایی سرمایه گذاری در بخش خصوصی بیشتر از

Archive of SID

میزان اثر نهایی سرمایه گذاری در بخش دولتی ( $b_1 > b_2$ ) باشد.

$$GVG = b_0 + b_1 GIP + b_2 GIG + b_3 GL + b_4 GZ \quad (19)$$

که در آن، GIP نسبت سرمایه گذاری بخش خصوصی به ارزش افزوده بخش کشاورزی،

GIG نسبت سرمایه گذاری بخش دولتی به ارزش افزوده بخش کشاورزی، GVG رشد ارزش افزوده

بخش کشاورزی، GL رشد اشتغال در بخش کشاورزی و GZ رشد متغیر وضعیت است.

نتایج حاصل از برآورد الگوی ۱۹ در جدول ۲ ملاحظه می شود.

جدول ۲. نتایج برآورد توابع رشد بخش کشاورزی

متغیر	معادله	۱	۲	۳	۴	۵	۶
عرض از مبدأ	۴/۹۳ (۱۳/۳)*	۴/۸۳ (۲۱/۲)*	۴/۹۷ (۲۳/۹)*	۵/۱۵ (۱۲/۸)*	۵/۷۶ (۶/۶)*	۶/۵ (۱۱/۳)*	
GIP	۰/۸۴ (۲/۰۱)**	۱/۰۶ (۱/۷۹)**	۱/۰۹ (۱/۸۹)**	۰/۶۷ (۲/۱۴)**	۰/۸۵ (۱/۸۲)**	۰/۷۸ (۲/۲۶)**	
GIG	-	۱/۲۳ (۱/۹۲)**	۱/۲۷ (۲/۱۳)**	۱/۲۳ (۱/۸)**	۱/۳۶ (۱/۸۹)**	۱/۰۱ (۱/۶۹)**	
GL	-	-	-۰/۰۰۵ (-۲/۳۴)	-۰/۰۰۳ (-۱/۹۸)**	-۰/۰۰۲ (-۰/۹۱)	-۰/۰۰۴ (-۲/۰۱)**	
GX	-	-	-	۰/۰۴ (۲/۰۱)**	-	۰/۰۷ (۲/۸)*	
GM	-	-	-	-	-۰/۰۳ (-۲/۲۱)**	-۰/۰۱۵ (-۰/۶۵)	
$R^2$	۰/۲۶	۰/۴۱	۰/۵۲	۰/۶۳	۰/۶۲	۰/۷۷	
$R^2_a$	۰/۱۶	۰/۳۰	۰/۴۰	۰/۵۲	۰/۵۱	۰/۷۳	
F	۲/۶	۳/۷۶	۴/۳۷	۵/۱۶	۷/۶	۱۲/۷	
D.W	۱/۷۸	۲/۰۸	۲/۱۱	۱/۹۶	۲/۱۹	۲/۰۸	

مأخذ: یافته های تحقیق

\*\*\*، \*\*، \* معنی دار در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

Archive of SID

ستون ششم جدول ۲ نشان می‌دهد که تمامی متغیرها، بجز واردات و اشتغال اثر مثبت بر رشد بخش کشاورزی دارند. متغیرهای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و دولتی در سطح پنج درصد و ده درصد و متغیر رشد صادرات محصولات کشاورزی در سطح ۱۰ درصد اثر مثبت و معنیداری بر رشد بخش کشاورزی دارند. با این حال متغیر رشد اشتغال در بخش کشاورزی اثر منفی معنیداری در سطح پنج درصد نشان داد که دلیل آن را می‌توان بیکاری پنهان و فصلی ذکر کرد.

متغیر رشد واردات محصولات کشاورزی نیز اثر منفی داشته و معنیدار نشده است. منفی بودن این متغیر به دلیل بیشتر بودن حجم واردات کالاهای نهایی یا مصرفی نسبت به کالاهای سرمایه‌ای و تولیدی است. همچنین ضرایب نشان می‌دهد که با یک واحد افزایش در سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و دولتی به ترتیب معادل ۰/۷۸ و ۱/۰۱ واحد بر رشد بخش کشاورزی افزوده می‌شود.  $R^2$  مدل ۷۷ درصد و آماره  $D.W$ ، ۲/۰۸ است که نشان‌دهنده قدرت توضیح‌دهندگی بالای رگرسیون و نبود خودهمبستگی در مدل است. برای رفع خودهمبستگی از متغیرهای اتورگرسیو (AR) و میانگین متحرک (MA) در تکرارهای مختلف استفاده شد.

به منظور تعیین درجه توضیح‌دهندگی هر یک از متغیرهای الگوی فوق، اثر و قدرت توضیح‌دهندگی هر کدام با وارد شدن نموی آنها مورد بررسی قرار گرفت. ستونهای جدول ۲ به ترتیب نشان‌دهنده نتایج برآوردی نموی متغیرهای مذکور است. در ابتدا متغیر سرمایه‌گذاری خصوصی با ضریب ۰/۸۶ و معنیداری در سطح پنج درصد وارد مدل گردید سپس  $R^2$  این مدل نیز ۲۶ درصد محاسبه شد. در ستون دوم جدول ۲ سرمایه‌گذاری بخش دولتی نیز وارد مدل گردید. همان طور که ملاحظه می‌شود  $R^2$ ، ۴۱ درصد و ضرایب متغیرهای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و دولتی به ترتیب ۱/۰۶ و ۱/۲۳ به دست آمد که در سطح ده درصد معنیدارند. ستون سوم نیز اثر رشد اشتغال را بر رشد بخش کشاورزی نشان می‌دهد که  $R^2$  این معادله ۵۲ درصد و ضرایب متغیرهای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و دولتی به ترتیب ۱/۰۱ و ۱/۲۷ به دست آمد که اولی در سطح ده درصد و دومی در سطح پنج درصد معنیدار شده است. ضریب رشد اشتغال نیز برابر ۰/۰۵- به دست آمد. ستون چهارم، اثر متغیر رشد صادرات را نشان می‌دهد. ضریب متغیرهای سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی به ترتیب

۰/۶۷ و ۱/۲۳ به دست آمد که اولی در سطح پنج درصد و دومی در سطح ده درصد معنیدار شده است. متغیر رشد اشتغال نیز دارای ضریب  $-۰/۰۰۳$  بوده و در سطح پنج درصد معنیدار شده است که دلیل آن را می‌توان بیکاری پنهان و فصلی ذکر کرد؛ زیرا بیشتر مزارع خانوادگی، که افراد آن شاغل در بخش کشاورزی به حساب می‌آیند، در ناحیه سوم قرار دارند و یا اینکه در تمام فصلها کار نمی‌کنند، لذا بهره‌وری آن همان طور که ملاحظه می‌شود کم است.

متغیر بعدی رشد صادرات است که ضریب آن  $۰/۰۴$  و در سطح پنج درصد معنیدار شده است.  $R^2$  این مدل  $۶۳$  درصد و آماره دوربین واتسون آن نیز  $۱/۹۶$  است. در نهایت، ستون پنجم نتایج برآورد مدلی را نشان می‌دهد که در آن متغیر واردات بخش کشاورزی جایگزین متغیر صادرات بخش کشاورزی شده است.  $R^2$  این مدل  $۶۲$  درصد به دست آمده و اثر واردات، منفی و معنیدار شده است. اثر اشتغال نیز منفی و معنیدار گردیده است. با توجه به  $\bar{R}^2$  معادلات ۴ و ۵ می‌توان نتیجه گرفت که صادرات در مقایسه با واردات، قدرت توضیح‌دهندگی بهتری دارد. بنابراین با مقایسه  $\bar{R}^2$  معادلات موجود در جدول ۲، درجه توضیح‌دهندگی متغیرها را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$GIP > GIG > GX > GL$$

$$GIP > GIG > GM > GL$$

به منظور آزمون فرضیه  $b_5 < b_4$  و نیز فرضیه انتظارات تئوریک طرفداران اصلاحات بر اساس سازوکار بازار ( $b_1 > b_2$ ) از آزمون فرض  $t$  استفاده شده است. فرضیه فوق برای معادله ششم جدول ۲ به صورت زیر مورد آزمایش قرار گرفته است:

آزمون اول:

$$H_0 : b_2 \geq b_1 \quad H_1 : b_2 \leq b_1$$

آزمون دوم:

$$H_0 : b_5 \geq b_4 \quad H_1 : b_5 \leq b_4$$

$$t_1 = \frac{b_2 - b_1}{\sqrt{\text{Var} b_2 + \text{Var} b_1 - 2 \text{Cov}(b_2, b_1)}} = 0.21$$

$$t_2 = \frac{b_5 - b_4}{\sqrt{\text{Var} b_5 + \text{Var} b_4 - 2 \text{Cov}(b_5, b_4)}} = 3.5$$

مقایسه  $t$  محاسباتی با مقدار جدول مربوط به آن نشان داد که فرضیه  $H_0$  در آزمون اول رد نشده است. به عبارتی در این الگو نشان داده شده که بازدهی یک واحد سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بیش از سرمایه‌گذاری بخش دولتی نبوده و اختلاف معنیداری با هم نداشته‌اند. بنابراین، برآورد یادشده مطابق با انتظارات نظری طرفداران بازار نیست. از آنجا که  $b_1$  به ظاهر بزرگتر از  $b_2$  است ولی این دو از نظر آماری اختلاف معنیداری ندارند. لذا تأثیر سرمایه‌گذاری دولتی بر زیرساخت‌ها و کالاهای عمومی مشخص است. این نوع سرمایه‌گذاری می‌تواند تسهیلات لازم برای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را فراهم کند و بازدهی آن را افزایش دهد.

در آزمون دوم، فرضیه  $H_0$  رد می‌شود و نشان می‌دهد که اثر صادرات بر رشد بیشتر از اثر واردات است. لذا باید زمینه مناسب برای گسترش صادرات محصولات کشاورزی از طریق تشویق بخش خصوصی فراهم شود.

در ادامه به منظور بررسی ارتباطات علی عوامل مؤثر بر رشد بخش کشاورزی از مدل‌های غیرساختاری استفاده شده که نتایج آن ارائه گردیده است.

در کشورهای در حال توسعه سرمایه‌گذاری توسط دو بخش خصوصی و دولتی صورت می‌گیرد. در این قسمت اثرپذیری رشد بخش کشاورزی از سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی در کشاورزی مورد بحث واقع شده است.

نتایج بررسیها نشان می‌دهد که رشد بخش کشاورزی تحت تأثیر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی قرار دارد. آزمون یوهانسن نشان داد که رشد بخش کشاورزی با نسبت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به ارزش افزوده کشاورزی در سال قبل هم‌انباشته و بردار هم‌انباشتگی نرمال آن به صورت  $[5.99 - 5.9GIP(-1) - GVG(-1)]$  است. این امر رابطه مثبت و شدید بین رشد بخش کشاورزی و رشد سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را نشان می‌دهد. در این رابطه، مدل VEC به نحو زیر برآورد شد:

$$D(GVG) = -0.27[GVG(-1) - 5.9GIP(-1) - 5.99] - 0.27D(GVG(-1))$$

(-2.15)

(-1.75)

(-1.54)

(۲۰- الف)

$$-0.84D(GIP(-1)) - 0.16$$

Archive of SID (0.17)

$$D(GIP) = -0.18[GVG(-1) - 5.9GIP(-1) - 5.99] + 0.18D(GVG(-1))$$

$$(-5.29) \quad (-1.75) \quad (3.82) \quad (20-ب)$$

$$+ 0.16D(GIP(-1)) - 0.11$$

$$(1.01) \quad (-0.45)$$

در مدل فوق ارتباط رشد بخش کشاورزی (GVG) و نسبت سرمایه گذاری بخش خصوصی به ارزش افزوده (GIP) بر حسب درصد نشان داده شده است. مقادیر داخل پرانتز آماره t و مقادیر داخل کروشه معادله هم‌انباشتگی است. ضریب تعیین معادله اول و دوم به ترتیب ۰/۲۹ و ۰/۱۷ است. ضرایب معادله هم‌انباشتگی، سرعت تعدیل را نشان می دهد. با توجه به مقادیر آماره t، ضریب معادله هم‌انباشتگی در هر دو معادله دارای اختلاف معنیداری از صفر است. این موضوع رابطه علی دوطرفه بین نسبت سرمایه گذاری بخش خصوصی را به ارزش افزوده و رشد بخش کشاورزی نمایان می سازد. ضریب کوتاهمدت تأثیر سرمایه گذاری خصوصی بر رشد با وقفه یک معیندار نبوده ولی ضریب کوتاهمدت رشد بخش کشاورزی بر سرمایه گذاری خصوصی معیندار است. در درازمدت هر یک درصد افزایش در سرمایه گذاری بخش خصوصی ۵/۹ درصد افزایش در رشد بخش کشاورزی را موجب می شود.

با استفاده از آزمون یوهانسن، ارتباط بین رشد بخش کشاورزی و سرمایه گذاری بخش دولتی در بخش کشاورزی بررسی شد. نتایج بررسیها نشان می دهد متغیرهای مذکور هم‌انباشته و بردار هم‌انباشتگی نرمال آن به صورت [GVG(-1)-2.96GIG(-1)-3.9] است و لذا جهت بررسی علی و کوتاهمدت، مدل VEC زیر برآورد شده است:

$$D(GVG) = -1.07[GVG(-1) - 2.96GIG(-1) - 3.9] + 0.009 D(GVG(-1))$$

$$(-4.99) \quad (-3.25) \quad (-0.07) \quad (21-الف)$$

$$+ 1.04 D(GIG(-1)) - 0.02$$

$$(-1.63) \quad (-0.03)$$

$$D(GIG) = 0.17[GVG(-1) - 2.96GIG(-1) - 3.9] - 0.16 D(GVG(-1))$$

$$(-2.99) \quad (-3.25) \quad (-3.03) \quad (21-ب)$$

$$- 0.15 D(GIG(-1)) - 0.05$$

$$(-0.60) \quad (-0.19)$$

ضریب تعیین معادلات اول و دوم به ترتیب ۰/۶۷ و ۰/۴۳ است. مقادیر داخل پرانتز آماره t را نشان می‌دهد و مقادیر داخل کروشه معادله هم‌انباشتگی است که ضرایب آن سرعت تعدیل را نشان می‌دهد. با توجه به مقادیر آماره t، ضریب معادله هم‌انباشتگی در هر دو معادله دارای تفاوت معنیداری از صفر بوده و بیانگر رابطه علیت دوطرفه بین نسبت سرمایه‌گذاری دولتی، به ارزش افزوده و رشد بخش کشاورزی است. یعنی اینکه افزایش سرمایه‌گذاری بخش دولتی در کشاورزی باعث افزایش رشد بخش کشاورزی و عکس آن می‌شود، به طوری که یک درصد افزایش در سرمایه‌گذاری دولتی، رشد بخش کشاورزی را در درازمدت ۲/۹۶ درصد می‌افزاید. ضریب کوتاهمدت سرمایه‌گذاری دولتی بر حسب آماره t، در معادله اول دارای تفاوت معنیداری از صفر نبوده ولی در معادله دوم دارای تفاوت معنیداری از صفر است. این امر نشان می‌دهد که رشد بخش کشاورزی در کوتاهمدت باعث افزایش سرمایه‌گذاری دولتی در کشاورزی می‌شود. بنابراین در بخش کشاورزی به دلیل اینکه اکثر سرمایه‌گذاری‌ها بازدهی درازمدت دارد و نیاز به سرمایه کلان است (مانند طرح‌های زیربنایی، سدها و ...)، لذا سرمایه‌گذاری دولتی می‌تواند با ایجاد زمینه مناسب موجب افزایش رشد بخش شود.

متغیر دیگری که ارتباط آن با رشد بخش کشاورزی (GVG) مورد بررسی قرار گرفت نرخ رشد اشتغال نیروی کار در این بخش است. نتایج آزمون یوهانسن نشان می‌دهد که متغیرهای مذکور هم‌انباشته و بردار هم‌انباشتگی نرمال آن به صورت  $[GVG(-1) + 1.09GL(-1) - 40.14]$  است. این موضوع نمایان می‌سازد که در درازمدت هر یک درصد افزایش در رشد اشتغال بخش کشاورزی موجب ۱/۰۹ درصد کاهش در رشد بخش کشاورزی می‌شود.

با توجه به هم‌انباشته بودن متغیرهای مذکور، جهت بررسی روابط علی و کوتاهمدت مدل

VEC زیر برآورد شده است:

$$D(GVG) = -1.59[GVG(-1) + 1.09GL(-1) - 40.14] + 0.39D(GVG(-1))$$

$$\begin{matrix} (-3.6) & (1.71) & (1.24) & (۲۲- الف) \end{matrix}$$

$$+ 0.12D(GVG(-2)) + 1.75D(GL(-1)) + 1.89D(GL(-2)) - 55.64$$

$$\begin{matrix} (0.54) & (3.64) & (2.84) & (-3.6) \end{matrix}$$

$$D(GL) = 2.13[GVG(-1) + 1.09GL(-1) - 40.14] + 0.32D(GVG(-1))$$

$$\begin{matrix} (0.65) & (1.71) & (-0.135) & (۲۲- ب) \end{matrix}$$

$$-2.83D(GVG(-2))-13.17D(GL(-1))-112.69D(GL(-2))+78.9$$

$$(-1.73) \quad (-22.61) \quad (0.68)$$

ضریب تعیین معادلات اول و دوم به ترتیب ۰/۶۰ و ۰/۹۹ است. ضرایب معادله هم‌انباشتگی در معادله اول دارای تفاوت معنیداری از صفر بوده ولی در معادله دوم بر حسب آماره  $t$  تفاوت معنیداری از صفر نداشته است. لذا یک رابطه علیت یکطرفه از رشد اشتغال به رشد بخش کشاورزی وجود دارد. علاوه بر ضرایب درازمدت، ضرایب کوتاهمدت رشد اشتغال در معادله اول بر حسب آماره  $t$  نیز معنی‌دار شده و اثر مثبت بر رشد داشته است. ولی در مورد ضریب کوتاهمدت رشد بخش کشاورزی در معادله دوم تنها وقفه ۲ آن معنی‌دار گردیده است.

رشد اشتغال در بخش کشاورزی در درازمدت اثر منفی بر رشد بخش داشته ولی در کوتاهمدت با وقفه‌های یک و دو دارای اثر مثبت بر رشد بوده است. علت منفی بودن این اثر را در درازمدت می‌توان پیشرفت فناوری و جایگزین کردن آن به جای کارگر و کاهش هزینه تولید ذکر کرد. بنابراین اگر کارگر جایگزین ماشین آلات شود، به دلیل ویژگی‌های خاص فعالیتهای کشاورزی از قبیل شرایط آب و هوایی و کوتاه بودن زمان کاشت و برداشت، احتمال ایجاد خسارت نیز وجود دارد. برای بررسی رابطه رشد صادرات بخش کشاورزی با رشد این بخش از آزمون یوهانسن استفاده شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که صادرات بخش کشاورزی با رشد این بخش هم‌انباشته و بردار هم‌انباشتگی نرمال آن به صورت  $[5/05, -0/042, 1]$  است. این امر نمایان می‌سازد که صادرات بخش کشاورزی بر رشد این بخش در درازمدت اثر مثبت دارد، به طوری که هر یک درصد افزایش در صادرات بخش کشاورزی باعث می‌شود در درازمدت رشد این بخش حدود ۰/۰۵ درصد افزایش یابد. همچنین نتایج مدل VEC به شرح زیر است:

$$D(GVG)=-1.21[GVG(-1)-0.042GX(-1)-5.05]+0.59 D(GVG(-1))$$

$$(-3.34) \quad (-1.99) \quad (1.77) \quad (۲۳-الف)$$

$$+0.13D(GVG(-2))+0.47D(GVG(-3))-0.05D(GX(-1))$$

$$(0.55) \quad (2.52) \quad (-2.06)$$

$$-0.004D(GX(-2)) - 0.05D(GX(-3)) + 0.27$$

(-0.14) (SID) (-2.23) (0.42)

$$D(GX) = -1.53[GVG(-1) - 0.042GX(-1) - 5.05] + 4.09D(GVG(-1))$$

(-0.45) (-1.99) (-1.31)

$$+ 2.57D(GVG(-2)) + 2.62D(GVG(-3)) - 0.61D(GX(-1))$$

(1.13) (1.48) (-2.54) (۲۳- ب)

$$-0.42D(GX(-2)) - 0.24D(GX(-3)) + 0.67$$

(-1.54) (-1.16) (0.11)

در مدل فوق نرخ رشد بخش کشاورزی و نرخ رشد صادرات بخش کشاورزی به ترتیب با GVG و GX نشان داده شده است. ضریب تعیین معادله اول و دوم به ترتیب ۰/۷۹ و ۰/۶۱ است. مقادیر داخل پرانتز آماره t را نشان می‌دهد. مقادیر داخل کروشه نمایانگر معادله هم‌انباشتگی و ضرایب آن نشان‌دهنده سرعت تعدیل است. برحسب آماره t، ضریب کوتاهمدت در معادله اول منفی و دارای تفاوت معنی‌داری از صفر است؛ یعنی در کوتاهمدت رشد صادرات بر رشد بخش کشاورزی تأثیر منفی دارد، زیرا رشد صادرات باعث بهبود قیمت کالاهای صادراتی در مقایسه با سایر محصولات شده و این عمل انگیزه تولید محصولات صادراتی را که عمدتاً باغی است، می‌افزاید. از آنجا که اکثر محصولات صادراتی، محصولات چندساله و یا باغی است، لذا در کوتاهمدت یعنی تا موقع ثمردهی این محصولات رشد کاهش می‌یابد ولی بعد از بهره‌برداری و تولید محصول، رشد بخش درازمدت افزایش پیدا می‌کند. برحسب آماره t، ضریب معادله هم‌انباشتگی در معادله اول دارای تفاوت معنی‌داری از صفر است ولی در معادله دوم معنی‌دار نیست. این موضوع بیانگر رابطه علی‌بکطرفه از صادرات بخش کشاورزی به رشد این بخش است.

ارتباط متغیر رشد واردات و رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی با آزمون یوهانسن مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که این دو متغیر هم‌انباشته بوده و بردار هم‌انباشتگی نرمال آنها به صورت [۴/۶۵-، ۰/۰۲۸، ۱] است. این بردار نشان می‌دهد که رشد واردات بر رشد بخش کشاورزی در درازمدت اثر منفی دارد، به طوری که با هر یک درصد افزایش در رشد واردات به میزان ۰/۰۲۸

درصد از رشد بخش کاسته می‌شود. به منظور بررسی رابطه علی بین این دو متغیر نیز از مدل VEC استفاده شده که نتایج آن به صورت زیر است:

$$D(\text{GVG}) = -1.25[\text{GVG} + 0.028 \text{GM}(-1) - 4.65] + 0.23D(\text{GVG}(-1)) - \quad (24\text{-الف})$$

(-4.61)      (1.93)      (1.46)

$$0.005D(\text{GM}(-1)) - 0.412$$

(-0.32)      (-0.648)

$$D(\text{GM}) = -0.89[\text{GVG} + 0.028 \text{GM}(-1) - 4.65] - 2.96 D(\text{GVG}(-1)) \quad (24\text{-ب})$$

(-0.198)      (1.93)      (-1.14)

$$-0.72D(\text{GM}(-1)) - 0.81$$

(-3.05)      (-0.077)

ضریب تعیین معادلات فوق به ترتیب ۰/۶۸ و ۰/۴۱ است. مقادیر داخل پرانتز آماره  $t$  را نشان می‌دهد. مقادیر داخل کروشه نیز نمایانگر معادله هم‌انباشتگی و ضرایب آن نشان‌دهنده سرعت تعدیل است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود برحسب آماره  $t$ ، ضرایب معادله هم‌انباشتگی (درازمدت) فقط در معادله اول معنی‌دار بوده که نشان‌دهنده علیت یکطرفه از رشد واردات به رشد بخش کشاورزی است. ضرایب کوتاه‌مدت در هر دو معادله معنی‌دار نشده است. از آنجا که حجم واردات کالاهای نهایی (مصرفی) بخش کشاورزی در مقایسه با واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای این بخش بالاتر است لذا اثر آن به صورت ضریب منفی در واردات کل نمایان شده است.

### پیشنهادها

۱. با توجه به تأثیر منفی واردات کالاهای کشاورزی بر رشد این بخش پیشنهاد می‌شود که الگو و ترکیب واردات به سمت افزایش سهم کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای تغییر کند.
۲. به دلیل اینکه سیاستهای تشویق صادرات به صورت موقتی و کوتاه‌مدت بر رشد بخش کشاورزی تأثیر منفی دارد لذا بهتر است اعمال این سیاستها به صورت درازمدت باشد تا بر رشد بخش کشاورزی تأثیر مثبت بگذارد.

۳. نتایج نشان داد که سرمایه‌گذاری دولتی و خصوصی در درازمدت موجب افزایش رشد ارزش افزوده می‌شود و همچنین یک رابطه علی یکطرفه از آنها به رشد ارزش افزوده وجود دارد. لذا در بخش کشاورزی به دلیل اینکه اکثر سرمایه‌گذاری‌ها بازدهی درازمدت دارد و نیاز به سرمایه کلان است، افزایش سرمایه‌گذاری دولتی می‌تواند با ایجاد زمینه مناسب موجب افزایش رشد بخش کشاورزی شود؛ زیرا بر اساس مطالعات قبلی، سرمایه‌گذاری دولتی رابطه‌ای مستقیم با سرمایه‌گذاری خصوصی دارد. بنابراین با توجه به نتایج این مطالعه، افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی موجب افزایش تولید خواهد شد. لذا توجه دولت به زمینه سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی بیش از هر چیزی لازمه گسترش و افزایش رشد بخش کشاورزی خواهد بود.

۴. از آنجا که افزایش سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی و گسترش فعالیتها در این بخش زمینه ورود فناوری جایگزین کارگر را فراهم می‌کند که هزینه کمتری نسبت به استفاده از کارگر خواهد داشت، بنابراین به دلیل ورود فناوری و از طرفی افزایش نیروی کار، بیکاری پنهان ایجاد خواهد شد که نهایتاً تأثیر منفی بر رشد خواهد گذاشت. بنابراین با توجه به اثر اشتغال بر رشد توصیه می‌شود که فعالیتهای جنبی و صنایع تبدیلی و... در بخش کشاورزی از طریق تشویق بخش خصوصی توسط دولت ایجاد شود.

## منابع

۱. امینی، ع. و ن. فلیحی، (۱۳۷۷)، بررسی وضعیت سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی، مجله برنامه و بودجه، ۳۳، ۹۵-۱۱۹.
۲. باقری، م. و ج. ترکمانی، (۱۳۷۹)، بررسی وضعیت و ارتباط بین سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی در بخش کشاورزی با استفاده از آزمون هم‌تابستگی، مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران (جلد دوم)، دانشگاه فردوسی مشهد، ۷۷۵-۷۹۷.
۳. بانک مرکزی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه سالهای مختلف، تهران.
۴. توکلی، ا. (۱۳۷۵)، تأثیر رشد کالاهای صادراتی بر رشد محصولات کشاورزی کشور، مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران (جلد دوم)، دانشگاه زابل.

۵. سازمان برنامه و بودجه (۱۳۶۷)، قانون برنامه دوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران (۶۸-۷۲)، مرکز مدارک اقتصادی، اجتماعی و انتشارات.

۶. صمدی، ع.ح. (۱۳۷۷)، همگرایی و کاربردهای اقتصادی آن. تألیف راثو باسکارا، چاپ اول، نشر ساسان، شیراز.

۷. گجراتی، د. (۱۳۷۷)، مبانی اقتصاد سنجی، ترجمه حمید ابرشعی، انتشارات دانشگاه تهران.

۸. گرجی، ا. (۱۳۷۸)، مقایسه تأثیر سرمایه گذاری بخش خصوصی و دولتی در رشد اقتصادی

همراه با تجربه از اقتصاد ایران، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۵۴: ۵۳-۸۱.

9. Ghali, K.H. (1998), Public investment and private capital formation in a vector error - correction model of growth, *Applied Economics*, 30:837-

844.

10. Ghali, K.H. (2000), Some methodological comments on public investment and private capital formation in a vector error - correction model of growth, *Applied Economics*, 7:581-583.

11. Holeden and R. Perman (1994), Unit roots and cointegration for economist in cointegration for the applied economist, ed. Rao, B.B. Macmillan Press, U.K.

12. Johansen, S. (1991), Estimation and hypothesis testing of cointegration vector in coussian vector autoregressive models, *Econometrica*, 59:151-180.

13. Khan, M. and C. Reinhart (1990), Private investment and economic growth in developing countries, *Word Development*. 18:19-27.