بررسی رابطه علّی میان صادرات و موجودی سرمایه در زیربخش زراعت و باغبانی

محمد قطب‌الدینی قاسم‌آباد[1*]، فرحناز شهریاران[1]، سامان محمدی تهرودی[1]، حسین مهرابی بشرآبادی[2]

۱–دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه شهید باهنر کرمان

۲–استاد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه شهید باهنر کرمان

* E-mail: mohammad_gh04@ymail. com

چکیده

سرمایه در فرآیند توسعه اقتصادی از عوامل کلیدی به شمار می‌رود و به عنوان محدودترین عامل تولید در کشاورزی، از اهمیت بالایی برخوردار است. از طرفی، به دلیل وجود شرایط اقلیمی متنوع و پتانسیل‌های طبیعی، بخش کشاورزی می‌تواند نقش کلیدی و تأثیرگذار در صادرات و تأمین بخشی از درآمدهای ارزی کشور داشته باشد. به علاوه، زیربخش زراعت و باغبانی به دلیل نوع و تنوع تولیدات، در میان سایر زیربخش‌های کشاورزی ایران سهم بیشتری در صادرات محصولات کشاورزی دارد. از اینرو، هدف این پژوهش، بررسی تأثیر صادرات زیربخش زراعت و باغبانی بر موجودی سرمایه در این زیربخش، طی دوره‌ی ۱۳۹۰–۱۳۷۰ است. بدین منظور از رابطه‌ی علیت گرنجری برای بررسی تأثیرات دو متغیر و روش ARDL برای تخمین تابع تقاضای مشتق شده‌ی نهاده استفاده شده است. نتایج بیانگر، رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار صادرات بر موجودی سرمایه در زیربخش زراعت و باغبانی است.

کلمات کلیدی: زراعت وباغبانی، صادرات، موجودی سرمایه، علّیت گرنجر.

مقدمه

اطلاعات مربوط به موجودی سرمایه در بخش های اقتصادی از جمله ضروری ترین اطلاعات لازم برای تجزیه و تحلیل کارکرد بخشها و برنامه ریزی دراز مدت انهاست. در ایران این کمبود اطلاعاتی در کلیه ی بخشهای اقتصادی کشور کاملا مشهود است. در بخش کشاورزی این خلآ اطلاعاتی بیشتر مشخص است چرا که برای هیچ یک از زیر بخشهای ان حتی امار ثبت شده ای از سرمایه گذاری ثابت سالیانه هم وجود ندارد. این در حالی است که بنا به نظر قره باغیان(۱۳۷۳)به نقل از مالتوس سرمایه و انباشت ان به عنوان مهمترین عامل تعیین کننده ی رشد اقتصادی کشورها است و در نتیجه مانتور کردن امار مربوط به موجودی سرمایه و چگونگی رشد ان از ضروریات است.

از نظر بیشتر اقتصاددانان یکی از مهمترین عوامل تولید موثر بر رشد و توسعه ی کشورها(بویژه کشورهای در حال توسعه)عامل سرمایه است. با این وجود در بیشتر کشورهای جهان سوم داده های مربوط به انباره ی سرمایه به طور مستقیم قابل دسترس نیست. از جمله دلایل نداشتن دسترسی شامل نوپا بودن سیستم حسابداری این کشورها یا دقیق نبودن سیستم حسابداری ملی انهاست. پس اطلاعات مربوط به انباره ی سرمایه(بر خلاف امار نیروی کار که با سرشماری قابل محاسبه است)مستقیم محاسبه نمی شودو با در نظر گرفتن سایر امارهامانند استهلاک سرمایه ها و عمر مفید سرمایه ها چندان قابل اعتماد نیست. با این وجود تکنیک های مختلفی پیشنهاد شده که هر کدام بنا به مفروضات خاص سری امار مختلف ارایه کرده اند. همچنین در مورد نرخ استهلاک سرمایه ها که فاکتور مهمی در محاسبه ی استهلاک و سرانجام میزان انباره ی سرمایه است تکنیک های محاسباتی وجود دارد که انها نیزخالی از اشکال نیستند(هایول ۱۳۷۰).

تعقیب استراتژی جایگزینی وادات در سالهای قبل از انقلاب و تاکید بر استقلال و خود کفایی اقتصادی در سالهای اولیه ی پس از پیروزی انقلاب اسلامی اثرات تعیین کننده ای بر ساختار صنایع و کشاورزی کشور بر جای گذاشته است. بر اساس این استراتژی ها توسعه ی صنایع و تولیدات کشاورزی با توجه به نیازهای داخلی و نه بر اساس حضور در بازارهای بین المللی صورت گرفته است. در سال های اخیر تغییر جهت ملموسی در استراتژی توسعه ی اقتصادی در کشور مشاهده می شود. بطور کلی می توان توسعه ی صادرات با تاکید بر صادرات غیر نفتی یکی از استراتژی های بارزدر برنامه های توسعه ی اقتصادی و اجتماعی و فرهنگی کشور محسوب می شود. در تعقیب این استراتژی و در پی ظرفیت سازی های انجام شده در طی برنامه پنج ساله اول صادرات غیر نفتی روند افزایشی داشته است.

افزایش قابل ملاحظه صادرات محصولات بخش کشاورزی و صنعت ملی سال های برنامه ی توسعه ی لقتصادی حاکی از توان این دو بخش در تامین مقادیر قابل توجهی ارز مورد نیاز کشور می باشد. بر اساس پیش بینی های انجام شده در چشم انداز توسعه در سال ۱۴۰۰ ظرفیت صادرات بخش کشاورزی معادل ۳۹ میلیارد دلار براورد گردیده است.

پیشینه تحقیق

سلامی و همکاران(۱۳۸۷)، در مطالعه ی براورد موجودی سرمایه در زیر بخش های کشاورزی ایـران و چگـونگی شکل گیری ان در برنامه های توسعه با استفاده از روش موجودی پیوسته به این نتیجه رسیدند که موجودی سرمایه در سال ۱۳۸۵ در زیر بخش زراعت و باغبانی ۵۳۳۷۴/۹ میلیارد ریال بـه قیمـت ثابـت سـال ۱۳۸۶و در زیـر بخـش دامپروری ۲۴۳۳۴/۶ میلیارد ریال و در زیر بخش و مراتـع ۴۹۸۲ میلیـارد ریـال و در زیـر بخـش شـیلات ۱۶۳۷۴/۲ میلیارد ریال می باشد.

امیر تیموری و خلیلیان(۱۳۸۵)، در مطالعه ای به بررسی عوامل مـوثر بـر بهرهـوری موجـودی سـرمایه در بخش کشاورزی ایران پرداختند. در این مطالعه که ازروش بهره وری متوسط تعمیم یافته (GAP) اسـتفاده گردیـد نتایج نشان داد که متغیرهای نیروی کار به ازای هر واحد سـرمایه و متوسـط سـرمایه ی انسـانی بـه ازای هـر واحـد سرمایه تاثیر مثبت و متغیر EXC (فاصله ی تولید بالفعل از تولید بالقوه) تاثیر منفی در بهره وری موجودیـه سـرمایه در بخش کشاورزی دارند.

فرهادی و مقدسی(۱۳۸۲)، با اسـتفاده از داده هـای سـری زمـانی ۱۳۸۰-۱۳۴۲ بـه کمـک تکنیـک‌هـای همجمعی و مکانیسم تصحیح خطا به بررسی رونق صادرات و رشد بخش کشاورزیرداختند. نتایج حاصله نشان می دهد که صادرات بخش کشاورزی تاثیر مثبت معنی دار و بی ثباتی درامدهای صادراتی بخش تاثیر منفی معنـی دار بر رشد بخش کشاورزی دارد.

لیانـگ و همکـاران(۲۰۰۶)، رابطـه ی بـین توسـعه ی مـالی و رشـد اقتصـادی در چـین را در طـول سالهای۱۹۵۲-۲۰۰۱ مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها اثر یک مدل خودرگرسیونی بـرداری چنـد متغیـره(VAR) بـه منظور تصریح ارتباطات بلند مدت میان توسعه ی مالی و رشد اقتصادی و سایر عوامل کلیدی رشد اسـتفاده کـرده اند. طبق نتایج پژوهش مذکور رابطه علـی یـک سـویه از رشـد اقتصـادی بـه توسـعه ی مـالی وجـود دارد و نتـایج پژوهش یافته های همه ی مطالعات قبلی را مورد تایید قرار می دهد.

محمد و سمپات(۲۰۰۰)، با استفاده از داده های سری زمانی۹۲-۱۹۶۰ مربـوط بـه ۹۷ کشـور رابطـه علـی بین رشد صادرات و رشد اقتصادی را بررسی کردند. نتایج حاصل از تحقیق نشان می دهد که در ۲۹ کشـور از ۹۷ کشور صادرات روی GDPتاثیر مثبت داشته ولی ۱۲ کشور این ضریب معنی دار نیست.

تیلر(۱۹۸۱)، با استفاده از داده های مقطع عرضـی مربـوط بـه ۵۵ کشـور در حـال توسـعه در دوره‌ی ۷۷-۱۹۶۰ رابطه ی بین رشد اقتصادی و توسعه ی صادرات را بـا محاسـبه ی ضـریب همبسـتگی بـین دو فـوق بررسـی کرده و ارتباط بین این دو متغیر را مثبت و معنی‌دار برآورد کرده است. همچنین با اسـتفاده از رگرسـیون و تخمـین تابع نشان داد که رابطه معنی داری میان رشد GNP و دیگر متغیرهای اقتصادی که در برگیرنده‌ی رشد نیروی کـار و سرمایه گذاری و رشد صادرات است وجود دارد.

روش شناسی تحقیق

یکی از راه‌های تحلیل اثر متغیرهای مختلف اقتصادی بر موجودی سرمایه، استفاده از چارچوب تابع تقاضا است، که می‌تواند از سه مبنای تئوریک اساسی مشتق گردد (هندرسون[1] ۱۹۷۱ ، چو[2] ۱۹۹۰، ترکمانی ۱۳۸۳، ازوجی ۱۳۸۴، خالدی ۱۳۸۶). ۱) حداقل ساختن هزینه با محدودیت[3] ، ۲) حداکثر ساختن سود بدون محدودیت[4] و ۳)مدل تابع سود هر واحد محصول – قیمت[5]. در این تحقیق از مدل سوم استفاده شده است. این مدل فرض می‌کند که در شرایط وجود یک تکنولوژی مشخص و وجود عوامل ثابت تولید، ارزش حداکثر شده تابع سود از حل شرایط لازم استخراج خواهد شد. ارزش مذکور تابعی از قیمتهای ستاده و نهاده های متغیر و مقادیر نهاده های ثابت تولید می باشد.

تابع سود واحد محصول- قیمت هنگامی که تابع تولید کاب داگلاس باشد با بازده نزولی نسبت به نهاده های متغیر به صورت زیر است:

$$V = A\prod_{i=1}^{m} X_i^{\alpha_i} \prod_{i=1}^{n} Z_i^{\beta_i} \qquad (۱)$$

$$\mu = \sum_{i=1}^{m} \alpha_{i\,<1} \qquad (۲)$$

زمانی که تابع تولید یک تابع کاب داگلاس با بازده نزولی به مقیاس نسبت به نهاده های متغیر باشد، تابع سود هر واحد محصول- قیمت به صورت زیر استخراج خواهد شد.

$$\pi^* = A^{(1-\mu)^{-1}}(1-\mu) * \left(\prod_{i=1}^{m}\left(\frac{C_i}{\alpha_i}\right)^{-\alpha_i(1-\mu)^{-1}}\right) * \left(\prod_{i=1}^{n} Z_i^{\beta_i(1-\mu)^{-1}}\right) \qquad (۳)$$

$$\pi^* = A^* \prod_{i=1}^{m} C_i^{a_i} \prod_{i=1}^{n} Z_i^{b_i} \qquad (۴)$$

$$A^* = A^{(1-\mu)^{-1}}(1-\mu).\left(\prod_{i=1}^{m} \alpha_i^{\alpha_i(1-\mu)^{-1}}\right) \qquad (۵)$$

$$a_i = -\alpha_i(1-\mu)^{-1} < 0, \qquad i = 1, \ldots, m \qquad (۶)$$

---

[1] . Henderson
[2] . Chow
[3]- Constrained Cost Minimization
[4]- Unrestricted Profit Maximization
[5]. Unit Output Price Profit Function Model

$$b_i = \beta_i (1 - \mu)^{-1} > 0 , \qquad i = 1, \dots , n$$

(۷)

توابع تقاضای مشتق شده به صورت زیر حاصل می گردند :

$$X_i^* = - \frac{\delta \pi^*}{\delta C_i} , \qquad i = 1 , \dots , m \qquad (۸)$$

اگر دو طرف (۸) را در رابطه $\frac{-C_i}{\pi^*}$ ضرب گردد، رابطه زیر را خواهیم داشت:

$$\frac{-C_i X_i^*}{\pi^*} = \frac{\delta \ln \pi^*}{\delta \ln C_i} , \quad i = 1, \dots , m \qquad (۹)$$

که برای تابع سود کاب داگلاس :

$$\frac{- C_i X_i^*}{\pi^*} = a_i , \quad i = 1, \dots , m \qquad (۱۰)$$

از رابطه لگاریتم طبیعی گرفته :

$$\ln X_i^* = \ln(-a_i) - \ln(C_i) + \ln (\pi^*) \qquad (۱۱)$$

در این تحقیق تقاضا برای سرمایه به عنوان عامل تولید متغیر در نظر گرفته می شود و سایر عوامل تولید به صورت ثابت، که در نهایت به صورت زیر استخراج می شود (سان خایان، *1988*):

$$K = F(R, Z)$$

(۱۲)

بطوری که، K موجودی سرمایه مربوط به زیربخش زراعت و باغبانی و R نرخ بهره یا قیمت نهاده سرمایه در تابع تقاضا و Z برداری است شامل هر آنچه که در تابع تولید به عنوان عامل ثابت در نظر گرفته می شود. در این تحقیق، متغیرهای اشتغال و صادرات در زیربخش زراعت و باغبانی، با توجه به هدف مطالعه به عنوان عوامل ثابت وارد مدل شده اند. در نهایت مدل برآوردی را به صورت ذیل خواهیم داشت:

$$\ln K = F(\ln R, \ln L, \ln x)$$

(۱۳)

به منظور بررسی روابط بلند مدت و کوتاه مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیر های توضیحی الگو می توان از روش‌های همجمعی مانند روش انگل– گرنجر و مدل‌های تصحیح خطا مانند ساز و کار تصحیح خطا (ECM) استفاده کرد. با این حال، به علت محدودیتهای موجود در استفاده از روش های انگل –گرنجر و مدل ECM، روش‌های مناسبتری برای تحلیل روابط بلند مدت و کوتاه مدت بین متغیرها پیشنهاد شده است که در این زمینه می‌توان به رهیافت ARDL اشاره کرد (پسران و پسران ۱۹۹۷). مقاله حاضر رویکرد مدل خود توضیح با وقفه های گسترده (ARDL) را برای بررسی همجمعی به کار می‌گیرد. یکی از دلایل برتری رویکرد ARDL این است که این روش صرفنظر از اینکه متغیرهای موجود در مدل I(۰) یا I(۱) هستند، قابل کاربرد است؛ دلیل دیگر اینکه، این روش کارایی نسبتاً بیشتری در مقایسه با روش‌های دیگر دارد و همچنین این روش الگوهای بلند مدت و کوتاه مدت موجود در مدل را به طور همزمان تخمین می زند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خود همبستگی را رفع می‌کند، لذا تخمین‌های روش ARDL، به دلیل اجتناب از مشکلاتی همچون خود همبستگی و درونزایی، نااریب و کارا هستند (سی دی کی، ۲۰۰۰).

مدل ARDL شامل متغیرهای توضیحی تأخیری و وابسته ی تأخیری در سمت راست است.

$$Y_t = c + a_0X_t + a_1X_{t-1} + a_2X_{t-2} + \cdots + b_1Y_{t-1} + b_2Y_{t-2} + b_3Y_{t-3} + \cdots + \varepsilon_t \qquad (14)$$

$$Y_t = c + \sum_{i=0}^{m} a_iX_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} b_jY_{t-1} + \gamma_t \qquad (15)$$

وقفه های گسترده مدل به صورت ARDL (q, m) نمایش داده می‌شود. در تعادل بلندمدت $X_{1t-1} = X_{1t} = X$ و همچنین $Y_{1t-1} = Y_{1t} = Y$ است. این مقادیر می تواند علاوه بر متغیر توضیحی اصلی مدل، متغیرهای موهومی را هم شامل شود (صادقی شاهداتی، ۱۳۸۸).

برآورد الگوی ARDL شامل دو مرحله برای برآورد ضرایب بلند مدت می باشد. در مرحله اول وجود ارتباط بلند مدت پیش بینی شده توسط تئوری اقتصادی، بین متغیرهای مسأله، مورد بررسی قرار گرفته و در صورت تشخیص ارتباط بلند مدت، در مرحله دوم ضرایب بلند مدت و کوتاه مدت، برآورد می گردند (آماده، ۱۳۸۸).

همچنین برای بررسی ارتباط علّی بین دو متغیر، از مدل‌های علّی استفاده می‌شود. مشهورترین آزمون علیت در ادبیات اقتصاد سنجی آزمون علیت گرنجر است. گرنجر (۱۹۶۹)[1]، با استفاده از این واقعیت که آینده

نمی‌تواند علت حال یا گذشته باشد، بیان می‌کند که چنانچه مقادیر جاری (y_t) با استفاده از مقادیر گذشته (x_t) با دقت بیشتری نسبت به حالتی که از آن استفاده نمی‌شود، پیش بینی شود، در این صورت (x_t) را علت گرنجری (y_t) می‌گویند. در آزمون علیت گرنجری برای اینکه فرضیه (x_t) علت گرنجری (y_t) نیست آزموده شود ،یک مدل خود توضیح برداری (VAR)[6] به شکل زیر تشکیل داده می شود:

$$Y_t=\sum_{i=1}^{k} a_1 Y_{t-i}+\sum_{i=1}^{k} ß_1 X_{t-I}+u_t \qquad (16)$$

اگر $ß_1=0$ $(i=1\ 2\ \ldots\ K)$ باشد، در آن صورت X_t علت گرنجری Y_t نیست. البته در این آزمون طول وقفه K تاحدودی انتخابی است. گرنجر، بیان می‌کند که اعتبار این آزمون به رتبه مدل خود توضیح برداری و پایایی و ناپایایی متغیرها بستگی دارد. اگر متغیرها ناپایا باشند، اعتبار این آزمون کاهش می یابد. از طرف دیگر، نتایج آزمون علیت گرنجر نسبت به انتخاب طول وقفه بسیار حساس است. اگر طول وقفه انتخابی، کمتر از طول وقفه واقعی باشد، حذف وقفه‌های مناسب ایجاد اریب[7] خواهد کرد و اگر طول وقفه انتخابی بیشتر از طول وقفه واقعی باشد، وقفه‌های اضافی در مدل خود توضیح برداری باعث می‌شوند که تخمین‌ها ناکارا باشند .

برای برآورد توابع مورد بحث در این تحقیق و انجام آزمونهای مربوطه، از بسته های نرم افزاری Eviews 3 و ۴. ۱ Microfit استفاده گردید. داده‌های مورد نیاز این مطالعه، برای افق زمانی ۱۳۹۰- ۱۳۷۰ ، از منابع و نشریات مختلف بانک مرکزی و گمرک جمهوری اسلامی گردآوری شدند.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

برای بررسی اثر صادرات بر موجودی سرمایه در زیر بخش زراعت و باغبانی، داده‌های مورد استفاده مربوط به دوره‌ی زمانی ۱۳۹۰-۱۳۷۰ است که شامل متغیرهای موجودی سرمایه، اشتغال، صادرات و نرخ بهره می‌باشند. به منظور برآورد الگوهای اقتصاد سنجی، در مرحله اول ایستایی متغیرها، با استفاده از آماره دیکی فولر بررسی شد که نتایج بررسی در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. نتایج حاصل از بررسی پایایی متغیرهای مدل

نام متغیر	متغیر	آماره t در سطح	آماره t با یک مرتبه تفاضل گیری
لگاریتم موجودی سرمایه	LK	-۴/۲۸**	-
لگاریتم صادرات	LEX	-۴/۹۴*	-
لگاریتم اشتغال	LL	۰/۶۹	-۲/۸۷***
لگاریتم نرخ بهره	LR	-۴/۱۵**	-

*، ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪

[6]. Vector Error Regresion
[7]. Bias

بر اساس نتایج حاصل از بررسی پایایی، تمامی متغیرها به جز لگاریتم اشتغال، در سطح ایستا هستند. رابطه بلندمدت متغیرها از روش آزمون t بررسی و از وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها اطمینان حاصل شد. نتایج بدست آمده از برآورد مدل، در جدول ۲ مشخص شده است. t محاسباتی ۳/۱۳۹ بدست آمده است و از آنجا که مقدار آن از t متناظر با جدول بنرجی و دولادو و مستر بیشتر است و در سطح ۷۵ درصد معنی‌دار است، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود. درجه تعیین شده در این مطالعه (2,2,2,2) بدست آمده است.

جدول ۲. نتایج حاصل از برآورد مدل پویا ARDL(2,2,2,2)

نام متغیر	متغیر	ضریب	آماره t
لگاریتم موجودی سرمایه با یک وقفه	LK(-1)	۰/۲۵۹**	2/868
لگاریتم موجودی سرمایه با دو وقفه	LK(-2)	۰/۲۰۱**	۲/۴۵۱
لگاریتم صادرات	LEX	-۱/۱۱۸*	-4/618
لگاریتم صادرات با یک وقفه	LEX(-1)	۰/۷۸۶*	4/310
لگاریتم صادرات با دو وقفه	LEX(-2)	-۰/۶۷۵*	-4/504
لگاریتم اشتغال	LL	۱/۸۲۶**	۱/۸۹۵
لگاریتم اشتغال با یک وقفه	LL(-1)	۱۸/۹۷۷*	۴/۲۰۵
لگاریتم اشتغال با دو وقفه	LL(-2)	-۲۴/۱۱۹*	-۶/۹۳۷
لگاریتم نرخ بهره	LR	۰/۲۴۴**	۲/۳۷۹
لگاریتم نرخ بهره با یک وقفه	LR(-1)	۰/۱۴۷**	۱/۶۱۸
لگاریتم نرخ بهره با دو وقفه	LR(-2)	-۰/۴۵۲*	-۳/۷۴۷
عرض از مبدأ	C	۵۱/۳۶۲**	۳/۲۱۹
		F=۳۴۸/۵۲	R=۰/۹۹

* و** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱٪ و ۵٪

با توجه به نتایج گزارش شده در جدول ۲، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تأیید شد. نتایج حاصل از تخمین رابطه بلندمدت در جدول ۳ گزارش شده است که حاکی از رابطه غیر مستقیم موجودی سرمایه با نرخ بهره و اشتغال، و همچنین رابطه مستقیم موجودی سرمایه با صادرات می‌باشد.

جدول ۳. نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت ARDL(2,2,2,2)

نام متغیر	متغیر	ضریب	آماره t
لگاریتم صادرات	LEX	0/662**	-2/125
لگاریتم اشتغال	LL	-0/761**	-2/495
لگاریتم نرخ بهره	LR	-0/159***	-1/622

عرض از مبدأ	C	13/731**	1/897

و* به ترتیب معنی‌داری در سطح ۵٪ و ۱۰٪

ضریب ECM نشان می‌دهد که در هر دوره ۳۸ درصد از عدم تعادل‌های کوتاه مدت موجودی سرمایه جهت رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

جدول۴. نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا

نام متغیر	متغیر	ضریب	آماره t
لگاریتم موجودی سرمایه با یک وقفه	LK(-1)	-0/362	-3/246
لگاریتم صادرات	LEX	-1/118*	-4/618
لگاریتم صادرات با یک وقفه	LEX(-1)	-0/675*	4/504
لگاریتم اشتغال	LL	1/826*	3/657
لگاریتم اشتغال با یک وقفه	LL(-1)	24/119*	6/937
لگاریتم نرخ بهره	LR	0/244**	2/379
لگاریتم نرخ بهره با یک وقفه	LR(-1)	0/452*	3/747
عرض از مبدأ	C	51/362*	3/219
جزء تصحیح خطا	ECM(-1)	-0/378**	-2/589

* و** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱٪ و ۵٪

به منظور بررسی رابطه‌ی علّی بین دو متغیر موجودی سرمایه و صادرات در زیربخش‌زراعت وباغبانی از رابطه‌ی علیت گرنجر استفاده شده است. نتایج حاصل از این بررسی در جدول ۵ گزارش شده است.

جدول ۵. نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر

متغیر مستقل	متغیر وابسته	آماره آزمون
لگاریتم موجودی سرمایه(LK)	لگاریتم صادرات (LEX)	7/085**
لگاریتم صادرات (LEX)	لگاریتم موجودی سرمایه(LK)	10/53*

* و** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱٪ و ۵٪

براساس نتایج حاصل شده از بررسی رابطه‌ی متقابل بین دو متغیر مورد بررسی، تأثیر متقابل دو متغیر در زیربخش زراعت و باغبانی به صورت دو طرفه است و افزایش یا کاهش در هر یک از دو متغیر می‌تواند باعث افزایش یا کاهش در متغیر دیگر، در این زیربخش شود.

بحث و نتیجه‌گیری

بر اساس نتایج حاصل از تخمین مدل، یک درصد افزایش در متغیرهای اشتغال و نرخ بهره، به ترتیب باعث کاهش ۰/۷ درصد و ۰/۱ درصد در متغیر موجودی سرمایه می‌شود. همچنین هر یک درصد افزایش در صادرات، باعث افزایش موجودی سرمایه به میزان 0/6 درصد می‌شود که با توجه به نتایج آزمون علّیت گرنجر، این رابطه به صورت دوطرفه برقرار است. افزایش صادرات زیربخش زراعت و باغبانی، باعث افزایش درآمد ارزی حاصل از صادرات محصولات غیر نفتی و در نتیجه افزایش بودجه اختصاص داده شده به این زیربخش می‌شود و این امر باعث افزایش موجودی سرمایه کشاورزان می‌شود. افزایش در موجودی سرمایه، افزایش تولید و به دنبال آن، افزایش صادرات را به همراه دارد.

از آنجا که در زیربخش زراعت و باغبانی محصولات تولیدی متنوع است، با توجه به روابط بیان شده، اصلاح نرخ ارز و گسترش سیاست‌های حمایتی (پرداخت جوایز صادراتی)، به منظور توسعه صادرات محصولات کشاورزی از سوی دولت‌مردان و سیاست‌گذاران، می‌تواند گامی در جهت افزایش موجودی سرمایه در این زیربخش باشد. علاو بر صادرات، با توجه به ضرایب به دست آمده، متغیرهای نرخ بهره و اشتغال تأثیر منفی بر موجودی سرمایه در زیربخش زراعت و باغبانی دارند که افزایش این دو متغیر باعث کاهش موجودی سرمایه کشاورزان و به دنبال آن کاهش صادرات و درآمد ارزی کشور می‌شود. در نتیجه با توجه به مطالب بیان شده، در صورتی که سیاست‌های دولت در جهت کاهش نرخ بهره مربوط به فعالیت‌های کشاورزی طراحی و اجرا شوند می‌توانند افزایش در موجودی سرمایه و صادرات را به همراه داشته باشند. همچنین با در نظر گرفتن این مهم که عمده فعالیت‌ها در زیربخش زراعت و باغبانی به صورت سنتی انجام می‌گیرند، در صورت تأمین و در اختیار گذاشتن امکانات لازم برای استفاده از تکنولوژی و مکانیزه کردن فعالیت‌ها از سوی تعاونی‌ها، می‌تواند نیاز کشاورز برای بکارگیری نیروی کار بیشتر را کاهش دهد که این امر موجب استفاده سرمایه کشاورز در جهت افزایش تولید و افزایش صادرات در این زیربخش شود.

منابع

۱- آماده، حمید، قاضی مرتضی و عباسی فر، زهره (۱۳۸۸)، «بررسی رابطه‌ی مصرف انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال در بخش های مختلف اقتصاد ایران»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره‌ی ۸۶، بهار ۸۸، ص ۳۸-۱.

۲- ازوجی، علاألدین و عسگری، علی (۱۳۸۴)، «ارزیابی عوامل موثر بر رشد اشتغال در اتحادیه های تجاری و منطقه ای و توصیه های سیاستی برای بازار کار ایران»، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، سال پنجم، شماره۴، زمستان ۱۳۸۴، ص ۴۶-۲۵.

۳- امیرتیموری، سمیه و خلیلیان، صادق (۱۳۸۵)، «بررسی عوامل موثر بر بهره وری موجودی سرمایه در بخش کشاورزی»، اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال شانزدهم، شماره۶۱، ص۱۵۲-۱۲۸.

۴- ترکمانی، جواد و آذرین فر، یدالله (۱۳۸۳)، «تأثیر مکانیزاسیون و صادرات بر اشتغال نیروی کار در بخش کشاورزی»، مجله علوم کشاورزی ایران، جلد ۳۶، شماره ۵، سال ۱۳۸۴، ص ۵۸-۲۱.

۵- خالدی، کوهسار، اردستانی، مریم و طوسی، ماندانا (۱۳۸۶)، «بررسی رابطه رشد اقتصادی، اشتغال و صادرات در بخش کشاورزی ایران (با تأکید بر سیاستهای ارزی و تجاری)»، فصلنامه اقتصاد کشاورزی، سال اول، شماره۳، ص۲۵-۹.

۶- سلامی، حبیب الله و زورلر، پرمه (۱۳۸۰)، «اثرات افزایش صادرات بخش های کشاورزی و صنعت بر اقتصاد ایران»، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۵۹، ص۱۸۱-۱۴۹.

۷- سلامی، حبیب الله و شعبانی، زهره و صدر، سیدکاظم (۱۳۸۷)، « برآورد موجودی سرمایه در زیر بخش های کشاورزی ایران و چگونگی شکل گیری آن در برنامه های توسعه»، فصلنامه پژوهش های اقتصادی، سال دهم، شماره اول، بهار ۱۳۸۹، ص۱۶۲-۱۳۳.

۸- شرافتمند، حبیبه و همایونی فر، مسعود و مهرابی بشر آبادی، حسین و باغستانی، علی اکبر (۱۳۸۸)، «برآورد موجودی سرمایه در زیر بخش های کشاورزی ایران»، مجله اقتصاد کشاورزی، جلد سوم، شماره۱، ص۱۵۹-۱۳۳.

۹- صادقی شاهداتی، مهدی و ندری، کامران و قلیچ، وهاب (۱۳۸۸)، «اثرات نقش حاکمیتی و تصدی گری دولت در اقتصاد بر توزیع درآمد به روش ARDL: مطالعه موردی ایران»، فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)، دوره ۶، شماره ۳، زمستان ۱۳۸۸، ص ۱۰۰-۷۳.

۱۰- فرهادی، علی و مقدسی، رضا (۱۳۸۲)، «رونق صادرات و رشد بخش کشاورزی»، اقتصاد کشاورزی و توسعه فصلنامه علمی پژوهشی، پژوهش های رشد و اقتصاد کشاورزی سال اول، شماره دوم، ص۱۳۳-۱۱۰.

۱۱- Chow, Peter. C. Y (1990), «Output effect, technology change, and labor absorption in Taiwan, 1952-1986». Economic Development and Cultural Change, No 39(1), p 77-88.

۱۲- Granger, Clive. W. J. & Lee, Thomas. H (1969), « Investigation of production, sales and Inventory relationship using multi cointegration and non-symmetric error correction model» Journal of Applied Economics, 4, p 145-159.

۱۳- Henderson, John. M (1971), «Microeconomic theory», Mc Grow Hill, New York, p 69-70.

14- Salameh, Mohammad, A. and Sampat, Rasha. K (2000), «Exports and Economic Growth», The Indian Economic Jornal, Vol. 47, No. 3, p 79-88.

15- Pesaran, Hashem and Pesaran, Bijan (1997), «Working with microfit 4. 0: An introduction to econometrics», Oxford University Press.

16- Sankhayan, Prem. L (1988), «Introduction to the economics of agricultural production, prentice hall of India», New Delhi.
17- Sidiki Jalal (2000), «Demand for money in Bangladesh: A co integration analysis», Applied Economics, 32: p197-198.
18- Tylor, Winslow (1981), «Growth and Export Exponsion in Developing Countries: some empirical evidence», Jornal of Development Economics, No. 9, p121-130.