Archive of SID

بررسی رابطه بلندمدت اشتغال و موجودی سرمایه در بخش کشاورزی ایران از طریق آزمون هم انباشتگی ARDL و آزمون یوهانسن

دکتر نوروز کهزادی، حمید بلالی*

چکیده

رشد و توسعه اقتصادی درگرو عوامل و نهاده‌های متعددی است که از مهمترین آنها می‌توان نیروی کار و سرمایه را نام برد. در تحقیق حاضر رابطه بلندمدت و همگرایی سری زمانی اشتغال و موجودی سرمایه در بخش کشاورزی با استفاده از آمار سری‌های زمانی ۷۵-۱۳۴۵ مطالعه می‌شود. برای این کار از لگاریتم طبیعی متغیر اشتغال و موجودی سرمایه استفاده و از طریق آزمون ADF ایستایی و ناایستایی متغیرها بررسی شده است. نتایج نشان داد که هر دو متغیر ناایستا بوده و جمعی از مرتبه یک یا و I(1) می‌باشند. برای تعیین رابطه بلندمدت متغیرها آزمون همگرایی یک ARDL آزمون همگرایی یوهانسن بکار گرفته شد. بر اساس هر دو آزمون وجود بردار همگرایی مستقل بین دو متغیر به اثبات رسید که در آن یک رابطه بلندمدت مثبت بین بر دو متغیر وجود دارد. پس از تعیین مرتبه مربوط VAR اساس معیار شوارتز ـ بیزین، مدل تصحیح خطای برداری نیز برای هر دو متغیر تغییرات کوتاه $\ln L_t$ و $\ln K_t$ برآورد گردید. در مدل VEC به مدت اشتغال ضریب تعدیل کوتاه مدت معادل ۰/۱۸ برآورد گردیده که نشانگر این است که سرعت تعدیل کند است.

مقدمه

رشد و توسعه اقتصادی هر جامعه درگرو عوامل و نهاده‌های متعددی است که از مهمترین آنها می‌توان سرمایه و نیروی کار را نام برد. در رابطه با نقش سرمایه در توسعه نظریات متعددی ارایه شده است. آدام اسمیت بنیانگذار مکتب کلاسیک‌ها رشد اقتصادی را نتیجه تراکم و یا تشکیل سرمایه می‌داند. مالتوس دیگر اقتصاددان کلاسیک از میان تمام عوامل اقتصادی، تمرکز سرمایه را مهمترین عامل تعیین کننده رشد اقتصادی و ایجاد ظرفیت‌های تولیدی بالا قلمداد

www.SID.ir

* - به ترتیب استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس، عضو هیئت علمی دانشگاه بوعلی سینا

Archive of SID

می‌کند. کینزین‌ها معتقدند که تغییرات بین درآمد و اشتغال یک کشور بستگی به میزان سرمایه‌گذاری و تشکیل موجودی سرمایه جدید دارد. از دیدگاه هارود ـ دومار نقش اساسی و کلیدی رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری است که دارای خصوصیات دوگانه می‌باشد. یعنی هم ایجاد درآمد می‌کند و هم از طریق افزایش در موجودی سرمایه، ظرفیت‌های تولیدی اقتصادی را افزایش می‌دهد که می‌تواند اشتغال را افزایش دهد. [۶]

در اغلب کشورهای در حال توسعه و به ویژه کشور ما، پایین بودن ظرفیتهای تولیدی و نامحدود بودن عرضه نیروی کار سبب مسئله بسیار حاد بیکاری شده است. این امر باعث شده که از عامل تولیدی نیروی کار که آدام اسمیت آن را ثروت و سرمایه اصلی هر جامعه‌ای می‌داند، بصورت ناکارا و غیر بهینه استفاده گردد. بیکاری عواقب و زیان‌های جبران‌ناپذیری در همه ابعاد اقتصادی، سیاسی و اجتماعی به دنبال دارد. همین امر سبب شده است که سیاست گذاران کشورهای در حال توسعه به فکر سرمایه‌گذاری جهت رفع این معضل برآیند. طبق گفته هیرشمن بخاطر نامحدود بودن عامل سرمایه، سرمایه‌گذاری باید در بهترین گزینه و در بخش‌های منتخب اقتصادی که منجر به رشد اقتصادی و مهمتر از همه، در کشور ما، بیکاری می‌شود، صورت گیرد. بسیاری معتقدند که بخش کشاورزی کشور ما بدلیل کاربر بودن سرمایه کمتری نسبت به سایر بخش‌های اقتصادی از بعد اشتغال‌زایی نیاز دارد و به عقیده آنها بهترین گزینه برای سرمایه‌گذاری در جهت رفع بیکاری می‌باشد. تحقیق حاضر با استفاده از تکنیک همگرایی و با به کارگیری سری‌های زمانی اشتغال و موجودی سرمایه در بخش کشاورزی، رابطه بلندمدت اشتغال و موجودی سرمایه بخش کشاورزی ایران را بررسی می‌کند.

بررسی روند اشتغال در بخش کشاورزی

بخش کشاورزی یکی از مهمترین بخش‌های اقتصادی کشور ما محسوب می‌شود که در سال‌های مختلف درصد قابل ملاحظه‌ای از شاغلان کشور را در خود جای داده است. در سال ۱۳۴۵ میزان کل اشتغال در بخش کشاورزی حدود ۳/۸ میلیون نفر بوده که به تنهایی نزدیک به ۵۰ درصد از کل اشتغال کشور را به خود اختصاص داده است. بررسی روند اشتغال در بخش کشاورزی ایران نشان می‌دهد که اشتغال در این بخش طی دوره ۵۵-۱۳۴۵ با نرخ رشد منفی ۴/۰۵ درصد روند نزولی داشته و در سال ۱۳۶۵ به پایین‌ترین حد خود یعنی ۳/۲ میلیون نفر رسیده است. ولی از این رقم از سال ۱۳۶۵ به بعد نرخ صعودی داشته و در سال ۱۳۷۵ برابر با ۳۳۵۷۲۶۳ نفر می‌باشد. همراه با نوسانات اشتغال در بخش کشاورزی، تعداد شاغلین بخش

www.SID.ir

Archive of SID

خدمات بجز دوره ۶۵-۱۳۶۶ همواره سیر صعودی داشته. بطوریکه در سال ۱۳۷۵ با یک نرخ رشد ۶۲ درصدی، در حدود ۳/۵ برابر اشتغال در سال ۱۳۴۵ بوده است. در بخش صنعت نیز تعداد شاغلین همراه بانوسان بوده ولی در کل سیر صعودی داشته است (جدول ۱ و ۲)

بررسی روند موجودی سرمایه در بخش کشاورزی

موجودی سرمایه در بخش کشاورزی طی سال‌های ۷۵-۱۳۴۵ در حال نوسان بوده و مقادیر مختلفی را بخود گرفته است. میزان موجودی سرمایه در سال ۱۳۴۵ به قیمت ثابت سال ۱۳۶۱ معادل ۲۴۰/۹ میلیارد ریال است که حدود ۸/۴ درصد از موجودی سرمایه کل اقتصاد را شامل می‌باشد. در سال‌های بعد، این رقم افزایش یافته و تا سال ۱۳۶۰ موجودی سرمایه، دارای روند صعودی بوده است. در سال ۱۳۶۵ این سیر روند نزولی بخود گرفته و در سال ۱۳۶۷ به ۸۱۹/۳ میلیارد ریال می‌رسد. بطوریکه از جدول (۳) برمی‌آید، هر چند که موجودی سرمایه بخش کشاورزی همراه با رشد موجودی سرمایه در کل اقتصاد، رشد داشته اما در کل سهم بخش کشاورزی از موجودی سرمایه کل اقتصاد در مقایسه با بخشهایی نظیر خدمات، بسیار ناچیز بوده و در سال ۱۳۷۵ این سهم به ۴/۹ درصد از موجودی سرمایه کل اقتصاد تنزل داشته است.

جدول (۱) : روند شاغلین بخش‌های مختلف اقتصادی طی سال‌های ۷۵-۱۳۴۵ (نفر)

بخش / سال	۱۳۴۵	۱۳۵۵	۱۳۶۵	۱۳۶۶	۱۳۷۰	۱۳۷۵
کشاورزی	۳۷۶۰۱۲۸	۲۹۹۲۷۶۶	۳۱۹۰۷۶۴	۳۱۹۶۵۹۶	۳۲۲۰۰۲۹	۳۳۵۷۲۶۳
صنعت	۱۸۶۸۰۲۸	۳۰۲۵۴۳۷	۲۸۳۵۷۹۱	۲۷۷۷۶۷۰	۳۶۳۰۳۰۲	۴۴۷۲۹۵۸
خدمات	۱۹۲۹۰۵۹	۲۸۱۰۱۱۰	۵۰۲۹۷۷۵	۴۸۲۷۴۲۲	۶۲۴۶۲۸۴	۶۷۴۱۳۵۱

مأخذ : سرشماری نفوس مسکن، مرکز آمار ایران، سالهای مختلف

جدول (۲) : نرخ رشد شاغلین بخش‌های مختلف اقتصادی طی سال‌های ۷۵-۱۳۴۵ (درصد)

بخش / سال	۱۳۴۵-۵۵	۱۳۵۵-۶۵	۱۳۶۵-۶۶	۱۳۶۶-۷۰	۱۳۷۰-۷۵
کشاورزی	-۴/۰۵	-۱۱/۵	۰/۱۸	۰/۷۳	۴/۲
صنعت	۶۱	-۶/۲	-۲	۳۰	۲۳
خدمات	۴۵	۷۸	-۴	۲۹/۳	۷/۹

www.SID.ir

Archive of SID

جدول (۳) : موجودی سرمایه در بخش کشاورزی ـ به قیمت ثابت ۱۳۶۱

بخش / سال	۱۳۴۵	۱۳۵۰	۱۳۵۵	۱۳۶۰	۱۳۶۵	۱۳۷۰	۱۳۷۵
کل اقتصاد	۲۸۶۵/۲	۵۸۹۸/۷	۱۲۸۱۰/۲	۱۹۰۷۶/۳	۱۳۰۷۱/۳	۱۴۹۲۹/۹	۲۴۶۷۴/۳
بخش کشاورزی	۲۴۰/۹	۴۷۸	۹۴۸/۵	۱۲۰۴/۲	۸۷۳/۹	۹۹۳/۲	۱۲۲۸/۹
سهم بخش کشاورزی از کل اقتصاد (درصد)	۸/۴	۸/۱	۷/۴	۶/۳	۶/۷	۶/۷	۴/۹

مأخذ : سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی

جدول (۴) : نرخ رشد موجودی سرمایه در بخش کشاورزی و کل اقتصاد طی سال‌های ۷۵-۱۳۴۵ (درصد)

بخش / سال	۱۳۴۵-۵۰	۱۳۵۰-۵۵	۱۳۶۵-۶۰	۱۳۶۰-۶۵	۱۳۶۵-۷۰	۱۳۷۰-۷۵
کل اقتصاد	۱۰۵	۱۱۷	۴۸/۹	-۳۱/۴	۱۴/۲	۶۵/۲
کشاورزی	۹۸	۹۸/۴	۲۶/۹	-۲۷/۴	۱۳/۴	۲۳/۷

پیشینه تحقیق

در مورد تعیین رابطه بین اشتغال و موجودی سرمایه مطالعاتی صورت گرفته است که از مهمترین آنها می‌توان به موارد زیر اشاره کرد.

فرجادی و همکارانش (۱۳۷۸) برای پیش‌بینی اشتغال بخش‌های اقتصادی در طول برنامه سوم از دو روش اقتصادسنجی و برنامه‌ریزی از طریق مدل‌های رشد بلندمدت استفاده کرده‌اند. آنها در این تحقیق تقاضای نیروی کار بخش کشاورزی را معادل اشتغال قرار داده و رابطه آن با سرمایه را در این بخش مورد مطالعه قرار داده و مدل زیر را برای آن تخمین زده‌اند.

$$\ln L_t = -0.95 + 0.11\ln Y_t + 0.96\ln K_{t-1} + 0.99\ln\left(\frac{L}{K}\right)_{t-1} - 0.01\ln APK_t - 0.06\ln W_t$$

$$(-2.25)^{**} \quad (4.57)^{*} \quad (23.05)^{*} \quad (24.23)^{*} \quad (-1.93) \quad (-2.34)^{**}$$

$$R^2 = 0.99 \quad , F = 4536$$

(* معنی‌دار در سطح احتمال ۵٪ و ** معنی‌دار در سطح احتمال ۱۰٪).

در رابطه فوق L_t تقاضای نیروی کار در بخش کشاورزی که معادل با اشتغال در نظر گرفته شده، Y_t ارزش افزوده بخش کشاورزی، K_t موجودی سرمایه بخش، نسبت $\frac{L}{K}$ شاخص

www.SID.ir

Archive of SID

کاربری بخش، APK بهره‌وری سرمایه و در نهایت W_t دستمزد نیروی کار می‌باشد. بطوریکه نتایج نشان می‌دهد موجودی سرمایه با یک سال وقفه تأثیر مثبتی بر تقاضای نیروی کار یا اشتغال در بخش کشاورزی دارد. در این تحقیق ایستایی و رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهامورد بررسی قرار نگرفته و در صورتیکه ایستایی و همگرایی مدل اثبات نشود با رگرسیون کاذبی مواجه خواهیم شد. [۸]

صادقی و همایونی‌فر (۱۳۸۰)، به بررسی نقش کشاورزی در تأمین اشتغال و کاهش بیکاری پرداخته‌اند. آنها در کار تحقیقی خود با فرض وجود مازاد عرضه نیروی کار از رهیافت تقاضای نیروی کار برای تعیین اشتغال بخش کشاورزی استفاده کرده و تابع تقاضای تجربی زیر را برای آن برآورد کرده‌اند.

$$L = 2809.5 - 0.329K + 0.124AV(-1) + 0.0075LAND + 0.928MA(1)$$

$$(82.5)^{*} \quad (-2.808)^{**} \quad (11.697)^{*} \quad (1.589) \quad (10.854)^{*}$$

$$R^2 = 0.98 \quad D.W=1.83 \quad F=274.6$$

(* معنی‌دار در سطح احتمال ۵٪ و ** معنی‌دار در سطح احتمال ۱۰٪)

در مدل بالا L اشتغال نیروی کار در بخش کشاورزی، K سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی، VA(-1) ارزش افزوده بخش کشاورزی با یک سال وقفه، LAND سطح زیرکشت و MA(1) میانگین متحرک با یک سال وقفه است. آنها در این تحقیق به این نتیجه دست یافتند که عامل سرمایه‌گذاری و نیروی کار در یک سال زراعی بعنوان دو عامل جانشین عمل می‌کنند به طوری که با افزایش استفاده از عامل سرمایه، میزان به کارگیری از عامل نیروی کار در همان سال کاهش می‌یابد. در این تحقیق برای تعیین تغییرات کوتاه مدت تقاضای نیروی کار مدل ECM که در آن اثر تغییرات سرمایه‌گذاری، ارزش افزوده و سطح زیر کشت به همراه ECM با یک دوره وقفه بر تقاضای نیروی کار بررسی می‌شود، بصورت زیر برآورد شده است.

$$DL = 9.65 - 0.325DK + 0.034DAV(-1) + 0.011DLAND + 0.849ECM + 0.93MA(1)$$

$$(2.16)^{*} \quad (-2.764)^{*} \quad (1.030) \quad (4.792)^{*} \quad (33.411)^{*}$$

$$R^2 = 0.69 \quad D.W = 1.9 \quad F=10.4$$

(* معنی‌دار در سطح احتمال ۵٪).

ضریب ECM حدود ۸۵ درصد است و نشان می‌دهد که در فرایند تعدیل حاصل از سایر نهاده‌های متغیر بر اشتغال در کوتاه مدت به صورت یکنواخت و سریع امکان‌پذیر است، بطوریکه در هر سال حدود ۸۵ درصد شوک‌های کوتاه مدت ناشی از عوامل مؤثر بر اشتغال

www.SID.ir

Archive of SID

تعدیل می‌شود.[۷]

آرستیس[۱] و ماریسکال[۲] (۱۹۹۸) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر کمبود سرمایه بر بیکاری کشور انگلستان پرداخته‌اند. آنها در تحقیق خود به این نتیجه دست یافته‌اند که موجودی سرمایه از مهمترین عوامل تأثیرگذار بر بیکاری بلندمدت است. آنها رابطه همگرایی بیکاری و موجودی سرمایه را بررسی کرده رابطه تعادلی بلندمدت زیر را بین این دو متغیر برآورد کرده‌اند.

$$Lu = 8.638 + 0.49U - 0.836K - 0.074\Delta U$$

$$(4.39)^{*} \quad (14.9)^{*} \quad (4.4)^{*} \quad (2.6)^{**}$$

$$R^2 = 0.89 \qquad D.W = 1.9 \qquad F=123.8$$

(* معنی‌دار در سطح احتمال ۵٪ و ** معنی‌دار در سطح احتمال ۱۰٪)

که در آن L_u بیکاری بلندمدت و K موجودی سرمایه است. به طوری که ملاحظه می‌شود در رابطه برآورد شده تأثیر سرمایه بر روی اشتغال بسیار قابل توجه و معنی‌دار است و علامت منفی آن نشانگر رابطه معکوس بین بیکاری و موجودی سرمایه در بلندمدت می‌باشد. [۱۳]

بویونگ ـ سونگ[۳] و همکارانش (۱۹۹۰) به بررسی ضرایب فزاینده اشتغال بخش کشاورزی و دیگر صنایع در اقتصاد منطقه‌ای اوکلاهاما پرداخته‌اند. تکنیک بکار رفته در قالب مدل داده ـ ستانده ۲۰ بخشی شامل ۳ بخش از صنایع اولیه، ۸ بخش از صنایع تولیدی و ۹ بخش از خدمات است.

نتایج نشان داده که ضریب فزاینده اشتغال ناشی از سرمایه‌گذاری در زیربخش‌های دامپروری و زراعت به ترتیب معادل ۲/۰۲ و ۱/۹۶ است. [۱۵].

روش تحقیق

در این تحقیق برای بررسی همگرایی و رابطه بلندمدت بین اشتغال و موجودی سرمایه در بخش کشاورزی در دوره زمانی ۷۵-۱۳۴۵ از تکنیک همگرایی ARDL[۴] و آزمون همگرایی یوهانسن برای لگاریتم طبیعی متغیرها استفاده گردیده است. الگوی ARDL بر اساس رهیافت پویا شکل گرفته و شکل عمومی آن برای حالت دو متغیر بصورت زیر می‌باشد.

1. Philip Arestis
2. Frisancho Mariscal
3. Boo Yong - Song
4. Autoregressive Distributed lag Model

www.SID.ir

Archive of SID

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p} a_j Y_{t-j} + \sum_{i=0}^{q} \beta_i X_{t-i} + V_t \qquad (۱)$$

که در آن متغیر وابسته تابعی است از مقادیر سطح و با وقفه متغیر توضیحی و مقادیر با وقفه خودش که می‌توان آنرا به شکل زیر بازنویسی کرد.

$$A(L)Y_t = B(L)X_t + U_t \qquad (۲)$$

در این رابطه A(L) عملگر وقفه بصورت $1-a_1L - a_2L^2 - \ldots - \alpha_pL^p$ ، B(L) عملگر وقفه بصورت $L^rX_t = X_t - r$ ، $\beta_0 + \beta_1L + \beta_2L^2 \ldots + \beta_qL^q$ است. از ویژگیهای مدل ARDL این است که علاوه بر ارایه برآورد بدون تورشی از پارامتر رابطه بلندمدت به همراه آماره t معتبری از آن، این امکان را فراهم می‌آورد تا آزمون ریشه واحد فرضیه صفر عدم وجود همگرایی نیز انجام شود. لازمه آنکه الگوی پویای (۲) به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آنست که مجموع α_iها (i=1, ..., P) کمتر از یک باشد. نحوه آزمون به این ترتیب است که آماره t را از طریق رابطه (۳) بدست آورده و با کمیت‌های بحرانی بنرجی، دولادو و مستر[1] (۱۹۹۲) مقایسه می‌کنیم.

$$\hat{t} = \frac{\hat{\Sigma}a_i - 1}{\Sigma \hat{Se}_{a_i}} \qquad (۳)$$

اگر آماره t محاسبه شده بزرگتر از کمیت بحرانی باشد، رگرسیون برآورد شده دارای رابطه تعادلی بلندمدت است. در غیر اینصورت متغیرها همگرا نیستند. در صورت همگرا بودن متغیرها می‌توان از طریق الگوی تصحیح خطا (ECM) به بررسی پویایی کوتاه مدت و تمایل آن به سمت تعادل بلندمدت پرداخت.

آزمون همگرایی یوهانسن که برای بررسی روابط تعادلی بلندمدت بین چند متغیر اقتصادی سری زمانی بکار می‌رود، یکی از مهمترین و اساسی‌ترین ابزار در برآورد الگوهای اقتصادی سری زمانی است. در این روش تعیین و برآورد بردارهای همگرایی (یعنی ضرایب مربوط به روابط تعادلی بلندمدت) بین متغیرها با استفاده از ضرایب الگوی خود توضیح برداری (VAR) بین آن متغیرها صورت می‌گیرد. ارتباط موجودی بین الگوی VAR و همگرایی این امکان را فراهم می‌آورد تا بتوان به سادگی بردارهای همگرایی را از روی ضرایب الگوی خود توضیح‌برداری بدست آورد.

www.SID.ir

1. Banerjee, Dolado & Mestre

Archive of SID

نتایج تحقیق

۱ـ مرتبه جمعی متغیرها

در استفاده از متغیرهای سری زمانی و الگوهای سری زمانی قبل از هر چیز باید در مورد ایستایی یاناایستایی متغیرها اطمینان حاصل شود. در این تحقیق از لگاریتم طبیعی متغیرها استفاده گردیده و برای تعیین ایستایی آنها تکنیک دیکی ـ فولر تعمیم یافته (ADF) بکار رفته است. نتایج آزمون حاکی از آنست که هر دو متغیر ناایستا بوده و جمعی از مرتبه یک، I(1) هستند.

۲ـ تعیین همگرایی

دو سری زمانی $\ln L_t$ (لگاریتم طبیعی اشتغال) و $\ln K_t$ (لگاریتم طبیعی موجودی سرمایه) را زمانی همگرا از مرتبه b و d یعنی I(b,d) گویند که :

۱ـ مرتبه جمعی هر دو همانند و برابر I(d) باشد.

۲ـ۲ـ یک ترکیب خطی از آنها وجود داشته باشد که جمعی از مرتبه d-b یعنی I(d-b) باشد و (b>0)

برای تعیین همگرایی $\ln L_t$, $\ln K_t$ ابتدا از الگوی پویایی ARDL استفاده شده است. برای تعیین تعداد وقفه بهینه برای دو متغیر در مدل، نرم‌افزار Microfit ابتدا رابطه (۴) را به روش Ols برآورد کرده و برای کلیه ترکیبات ممکن مقادیر P=0,1,2,3,...,m ،q_i = 0,1,2,...,k و i=1,2,... یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار مدل را رگرس می‌زند و از بین آنها بر اساس ضابطه شوارتز ـ بیزین (SBC)، آکاییک (AIC)، حنان ـ کویین (HQC)، (HQC) و R^2 یکی از رگرسیونها را انتخاب می‌کند.

$$\ln L_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j \ln L_{t-j} + \sum_{i=0}^{q} \beta_i \ln K_{t-i} + V_t \qquad (۴)$$

با توجه به حجم کم نمونه، ضابطه شوارتز و بیزین (SBC) که در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند، ملاک قرار گرفته و m=4 در نظر گرفته شد. بر این اساس رگرسیون به صورت ARDL(2,2) انتخاب شده است و بصورت زیر برآورد گردید.

www.SID.ir

Archive of SID

$$\ln L_t = 0.217 + 1.92\ln L_t(-1) + 0.066\ln L_t(-2) + 0.42\ln K_t + 0.032\ln K_t(-1) - 0.03\ln K_t(-2)$$

Se : (0.34) (0.224) (0.144) (0.09) (0.013) (0.01)

t : (15.7) (8.57) (46) (4.67) (2.46) (-2.33)**

$R^2 = 0.99$ D.W = 2.05 F = 2935

(* معنی‌دار در سطح احتمال ۵٪ و ** معنی‌دار در سطح احتمال ۱۰٪)

برای آزمون همگرایی آماره t بصورت زیر محاسبه گردید.

$$\hat{t} = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S\hat{\alpha}_i} = 4.29 \qquad (۶)$$

چون آنجاکه کمیت بحرانی ارایه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۵٪ برابر ۳/۶۴- است، فرضیه H_0 رد می‌شود. یعنی بر اساس مدل بالا یک رابطه همگرایی بین دو متغیر $\ln L_t$ و $\ln K_t$ وجود دارد. برای حصول اطمینان بیشتر در تعیین همگرایی یا رابطه تعادلی بلندمدت دو متغیر، آزمون یوهانسن را که کاملترین آزمون برای همگرایی است، نیز به کار گرفتیم. برای این کار از نرم افزار Microfit4 استفاده شد. روش کار به این ترتیب است که ابتدا با استفاده از آزمون حداکثر مقدار ویژه[1] و آزمون اثر[2] تعداد r یعنی تعداد بردار همگرایی بین دو متغیر تعیین می‌شود. قبل از تعیین r، از جمله ملاحظاتی که باید در این آزمون مدنظر داشت، تشخیص وجود روند یا عرض از مبدا در سریهای زمانی مورد بحث است. در این تحقیق با توجه به معیارهای مربوطه حالت باعرضه از مبدأ و بدون روند برای تعیین رتبه همگرایی انتخاب گردید.[۱۵]. نتایج حاصل از آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه نشان دادند که یک بردار همگرایی بین دو متغیر $\ln L_t$ و $\ln K_t$ وجود دارد. این بردار همگرایی توسط آزمون یوهانسن برای حالت با عرض از مبدأ و بدون روند به دو صورت نرمال و غیر نرمال به شکل زیر برآورد گردید.

	lnLt	lnKt	C	
نرمال	[1	-0.04	-14.63]	(۷)
غیرنرمال	[3.34	-0.16	-49.008]	

www.SID.ir

1. Maximum Eigenvalue Test
2. Trace Test

Archive of SID

حالت نرمال رابطه تعادلی را می‌توان بصورت $\ln L_t = -14.63 + 0.04\ln K_t$ نوشت. این رابطه نشان می‌دهد که متغیر $\ln K_t$ در بلندمدت رابطه مثبت و مستقیمی با متغیر $\ln L_t$ دارد. به طوری که در مسیر رسیدن به تعادل بلندمدت افزایش در مقدار $\ln K_t$ باعث افزایش $\ln L_t$ خواهد شد. به عبارت دیگر در بلندمدت موجودی سرمایه اثر مثبتی بر افزایش اشتغال بخش کشاورزی دارد.

برای ارتباط دادن تغییرات و نوسانات کوتاه مدت با تعادل بلندمدت، برای هر دو متغیر الگوی تصحیح خطای برداری بصورت مدل زیر برآورد گردید که در آن مقادیر تفاضلی متغیرها به همراه مقدار با وقفه اجزای اخلال رابطه تعادلی بلندمدت، که جزء تصحیح خطا نام دارد، به همراه مقدار تفاضلی متغیر وابسته در نظر گرفته شده است.

$$dlnLt = 1.06dlnL(-1) + 0.038dlnK(-1) - 0.17ecm(-1)$$

Se : (0.07) (0.0095) (0.059)

t : $(14.93)^{*}$ $(4.54)^{*}$ $(-2.88)^{**}$

$R^2 = 0.99$, D.W = 1.94 , F = 116

(* معنی‌دار در سطح احتمال و ** معنی‌دار در سطح احتمال ۱۰٪).

ضریب ecm منفی است و نشان از تعدیل در کوتاه مدت دارد و از آنجایی که سطح معنی‌داری آن بالاست می‌توان به فرآیند تعدیل در کوتاه مدت اعتماد کرد. علامت dlnk(-1) بیانگر این است که توجه به موجودی سرمایه برای افزایش اشتغال باعث کاهش یکنواخت در عدم تعادل ایجاد شده می‌شود. ضریب تعادل ناشی از عوامل غیر از سرمایه است که در هر سال توسط رابطه بلندمدت تعدیل می‌شود. معنی‌دار بودن F در سطح بالا نیز حاکی از آن است که رگرسیون در کل معنی‌دار می‌باشد. مدل تصحیح F خطای برداری برای متغیر $\ln k_t$ نیز بصورت معادله (۹) برآورد گردید.

$$dlnK_t = 4.67dlnL(-1) + 0.0113dlnK(-1) - 0.217ECM(-1) \qquad (۱۰)$$

Se : (1.57) (0.052) (0.053)

t : $(2.95)^{**}$ $(2.17)^{**}$ $(-4.9)^{*}$

$R^2 = 0.85$, D.W = 2.2 , F = 24.69

(* معنی‌دار در سطح احتمال ۵٪ و ** معنی‌دار در سطح احتمال ۱۰٪)

در مدل فوق ضریب ECM طبق انتظارت تئوریکی منفی بوده و معادل ۰/۲۱۷ است که نشان از تعدیل در کوتاه مدت دارد. سرعت تعدیل در این مدل خوب و حاکی از آن است که ۲۱/۷٪ از عدم تعادل ناشی از عواملی به غیر از اشتغال توسط این جزء تعدیل می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

خلاصه نتایج

برای مطالعه رابطه تعادلی بین اشتغال و موجودی سرمایه ابتدا از لگاریتم طبیعی آنها استفاده کرده و ایستایی متغیرها با استفاده از تکنیک ریشه واحد و آماره ADF صورت پذیرفت نتایج نشان داد که هر دو متغیر ناایستا بوده و جمعی از مرتبه دو یعنی I(2) هستند. در تعیین همگرایی و رابطه بلندمدت بین متغیرها، آزمون همگرایی ARDL نشان داد که بین این دو متغیر در بلندمدت یک رابطه تعادلی وجود دارد. برای حصول اطمینان در این مورد آزمون همگرایی یوهانسن نیز در مورد دو متغیر بکار گرفته شد. نتیجه نشان داد که بر اساس آزمون یوهانسن و در حالت وجود عرض از مبدأ و عدم وجود روند، یک رابطه خطی مستقل بین دو متغیر وجود دارد (r=1). بر اساس معیار اطلاعاتی شوارتز بیزین (SCB) رتبه VAR معادل دو انتخاب گردید. پس از تعیین رابطه تعادلی بلندمدت بین دو متغیر، الگوی تصحیح خطای برداری برای هر دو متغیر $\ln L_t$ و $\ln K_t$ برآورد شد. رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها نشان داد که متغیر موجودی سرمایه در بلندمدت همسو با متغیر اشتغال حرکت می‌کند. به عبارت دیگر در بلندمدت رابطه مثبتی بر افزایش اشتغال در بخش کشاورزی دارد. لذا توجه دولت در جهت افزایش سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی می‌تواند به نحو قابل توجهی معضل بیکاری را هم به صورت مقطعی و هم در بلندمدت تعدیل کند.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع و مآخذ

۱ـ آزادبخت، رضا؛ «جمعیت، اشتغال و توزیع درآمد با تکیه بر ایران»؛ پایان نامه کارشناسی ارشد؛ دانشگاه تربیت مدرس؛ دانشکده علوم انسانی، ۱۳۷۸

۲ـ بانک کشاورزی، گزارش عملکرد بانک کشاورزی در سالهای مختلف.

۳ـ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۶۸ حسابهای ملی ایران، اداره حسابهای اقتصادی

۴ـ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه سالهای مختلف.

۵ـ حفار اردستانی، مرمی؛ «بررسی رابطه علیت رشد اقتصادی و رشد صادرات بخش کشاورزی»؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد؛ دانشگاه تربیت مدرس؛ دانشکده کشاورزی؛ ۱۳۸۰.

۶ـ ستاری فر، محمد؛ «درآمدی بر سرمایه و توسعه»؛ تهران؛ دانشگاه علامه طباطبایی؛ ۱۳۷۴.

۷ـ صادقی، حسین همایونی‌فر، مسعود؛ «نقش کشاورزی در تأمین اشتغال و کاهش بیکاری»؛ فصلنامه علمی ـ پژوهشی پژوهشهای اقتصادی مدرس؛ دانشگاه تربیت مدرس، بهار ۱۳۸۰.

۸ـ فرجادی، غلامعلی؛ «مطالعات آماده‌سازی تدوین برنامه سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران»، تهران؛ سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی، مرکز مدارک اقتصادی و اجتماعی، ۱۳۷۸.

۹ـ مرکز آمار ایران، سرشماری عمومی نفوس و مسکن، سالهای مختلف.

۱۰ـ نوفرستی، محمد؛ «ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی»؛ مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول، ۱۳۷۸.

11- Banerjee, A., Dolado, S. S. and R. Mester (1992) "On some simple tests for Cointegration : The cost of simplicity". Bank of Spain working paper, No. 9302.

12- H. R. Seddighi, K. A, Lawler and A.V. Katos (2000) "Econometrics : A practical approaches", Published by Routledge.

13- Philip Arestis, Iris Biefung, Frisancho, "Capital shortages and asymmetries in uk unemployment", Marsical : Structural change and Economic Dynamics. 9 (1998) 189-204.

14- Walter. Enders (1995) "Applied Econometric Time Series", law state university.

15- Woods, D.Dean, S. Boo Yong. S. and Gerald, A. D. (1990), "Multiplier Analysis for Agriculture and other industries", Oklahoma state university working paper.

www.SID.ir