اقتصادکشاورزی و توسعه، سال یازدهم، شماره ۴۱و ۴۲، بهار و تابستان ۱۳۸۲

تأثیر سرمایه‌گذاری بر اشتغالزایی و تقاضای نیروی کار در بخش کشاورزی ایران

حمید بلالی، دکتر صادق خلیلیان*

چکیده

محدودیت عامل سرمایه و وضعیت اقتصادی کشور، این تفکر را القا می کند که سرمایه‌گذاری باید در فعالیتهای مهم محرک اشتغال و با ضریب اشتغالزایی بالا صورت گیرد. در بخشهای گوناگون اقتصادی و در دوره‌های مختلف، به سب متفاوت بودن ساختار و ترکیب فناوری به کار رفته، اثر سرمایه‌گذاری در ایجاد فرصتهای شغلی متفاوت بوده است. لذا به منظور هدایت مطلوب سرمایه‌گذاری و پیشبینی میزان فرصتهای شغلی حاصل از این عامل و استفاده از آن در برنامه‌ریزی‌ها باید نحوه تأثیرگذاری سرمایه بر ایجاد اشتغال در بخشها و فعالیتهای مختلف معین و مشخص باشد. هدف از این تحقیق تعیین تأثیر سرمایه‌گذاری بر ایجاد اشتغال در بخش کشاورزی بوده است. تحقیق حاضر بر اساس «رهیافت تقاضای نیروی کار» انجام گرفته و در آن فرض شده‌است که اشتغال به سبب نامحدود بودن عرضه نیروی کار، معادل با تقاضای نیروی کار است. همچنین در

* به ترتیب: عضو هیئت علمی دانشگاه بوعلی سینای همدان و استادیار اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس.
E.mail: h-balali@basu.ac.ir
E.mail: khalil_s@modares.ac.ir

www.SID.ir

Archive of SID

الگوی تجربی تعیین شده، متغیر اشتغال تابعی از سرمایه‌گذاری، ارزش افزوده و دستمزد نیروی کار در نظر گرفته شده است. برای انجام این تحقیق از تحلیل سریهای‌زمانی استفاده شده و بررسی پایایی متغیرها از طریق آزمونهای ریشه واحد و شکست ساختاری و همچنین بررسی همگرایی متغیرها از روش آزمون همگرایی یوهانسن صورت پذیرفته است. نتایج حاصل نشان می دهد که متغیرها دارای شرایط آزمون همگرایی هستند و در بین آنها یک بردار همگرایی یا رابطه تعادلی درازمدت وجود دارد. برای بررسی پویاییهای کوتاهمدت و ارتباط آن با روابط درازمدت از الگوی تصحیح خطای برداری (VEC) استفاده شده که نتایج آن رابطه‌ای مثبت بین سرمایه‌گذاری و اشتغال را در بخش کشاورزی نشان می‌دهد.

کلید واژه‌ها:

سرمایه‌گذاری، اشتغال، بخش کشاورزی، تحلیل سریهای زمانی،الگوی خودتوضیح‌برداری، الگوی تصحیح خطای برداری.

مقدمه

رشد روز افزون جمعیت و پایین بودن ظرفیتهای تولید، باعث به وجود آمدن بحران بیکاری در دهۀ اخیر شده و اذهان را به این فکر واداشته است که برای ساماندهی اقتصادی و کاهش بیکاری برنامه‌ریزی‌ها و سیاستگذاریها در چه جهتی باید صورت گیرد. در این میان، بخشها و فعالیتهای مختلف اقتصادی با پتانسیلهای متفاوت اشتغالزایی، گزینه‌های متعددی را پیش‌روی مسئولان و سیاستگذاران کشور قرار داده‌اند. برای تعیین مناسبترین گزینه جهت اشتغالزایی و با توجه به نقش انکارناپذیر سرمایه در تأمین اشتغال ، باید تأثیر سرمایه‌گذاری در ایجاد فرصتهای شغلی در اقتصاد مورد نظر مشخص باشد. در بخشهای گوناگون اقتصادی و در دوره‌های مختلف، به دلیل متفاوت بودن ساختار و ترکیب فناوری به کار رفته، اثر سرمایه‌گذاری در ایجاد اشتغال متفاوت بوده است. لذا برای رسیدن به هدفهای مورد نظر در زمینه ایجاد اشتغال باید اثرات سرمایه‌گذاری در بخشهای

www.SID.ir

Archive of SID

مختلف اقتصادی از نظر اشتغالزایی برآورد گردد و از طریق آن برای کوتاهمدت و همچنین برای درازمدت تصمیمگیری شود. تحقیق حاضر نیز گامی در جهت برطرف کردن این مشکل و تعیین تأثیر سرمایه گذاری در ایجاد اشتغال بخش کشاورزی است.

اشتغال در مناطق روستایی و بخش کشاورزی

بر اساس سرشماری عمومی نفوس و مسکن، جمعیت کل کشور در سال ۱۳۴۵ در حدود ۲۶ میلیون نفر بوده که ۱۶ میلیون آن را جمعیت روستایی تشکیل می‌داده است. طبق این آمار در سال مورد نظر کل شاغلان کشور در تمام بخشهای اقتصادی ۷ میلیون نفر بوده که ۴/۵ میلیون نفر آن در جوامع روستایی و از این میان حدود ۳۳۸۰ هزار نفر در بخش کشاورزی اشتغال داشته‌اند. مهمترین منبع اشتغال در بخش روستایی، فعالیتهای کشاورزی بوده که ۷۰/۶ درصد شاغلان بخش روستایی را در بر داشته است (آزادبخت، ۱۳۷۹).

در سال ۱۳۵۵ تعداد جمعیت شاغل در بخش کشاورزی به ۲/۹ میلیون نفر کاهش یافت و از این نظر سهم بخش کشاورزی رشد منفی به خود گرفت. طی سالهای۱۳۵۵- ۶۵ تعداد شاغلان این بخش رشد ۶ درصدی داشت و به حدود ۳/۲ میلیون نفر رسید ولی باز هم به دلیل افزایش اشتغال در کل اقتصاد و آهنگ کند رشد اشتغال در بخش کشاورزی نسبت به سایر بخشها، سهم این بخش از کل اشتغال به رقم ۲۹ درصد کاهش یافت (همان منبع).

در سالهای ۶۵، ۷۰ و ۷۵ بخش کشاورزی به ترتیب ۲۹، ۲۴/۵ و ۲۳/۴ درصد از شاغلان کل اقتصاد را در خود جای داد (جدول ۱) . در سال ۱۳۷۸ جمعیت فعال این بخش تغییر چندانی نسبت به سال ۱۳۷۷ نداشت و با اندکی رشد،۲۶/۵ درصد از کل شاغلان اقتصاد را تشکیل داد (جدول ۱). بررسی روند تغییرات اشتغال در بخش کشاورزی کاهش‌سهم اشتغال را در این بخش نشان داده (جدول ۱)، در حالی که سهم میزان تولیدات این بخش از اقتصاد در حال افزایش بوده است (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۶۸؛ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه سالهای مختلف).

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱. تحول شاغلان بخش کشاورزی و سهم آن از کل شاغلان کشور طی سالهای ۱۳۴۵-۷۸

(واحد: هزارنفر درصد)

شرح / سال	۱۳۴۵	۱۳۵۵	۱۳۶۵	۱۳۷۰	۱۳۷۵	۱۳۷۶	۱۳۷۷	۱۳۷۸
جمعیت شاغل در بخش کشاورزی	۳۳۸۰	۲۹۹۲	۳۱۹۱	۳۲۰۵	۳۳۵۷	۲۸۴۵	۳۷۱۵	۳۷۳۵
سهم شاغلان بخش کشاورزی از کل شاغلان کشور	۴۷/۵	۳۴	۲۹	۲۴/۵	۲۳/۴	۲۶	۲۵/۶	۲۶/۵

مأخذ: طرح اشتغال و بیکاری خانوار، مرکز آمار ایران، سالهای مختلف.

روند سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی ایران

به رغم اینکه سهم درخور توجهی از ارزش افزوده کل اقتصاد را بخش کشاورزی به خود اختصاص داده اما میزان سرمایه گذاری در آن نسبت به کل اقتصاد اندک بوده است. چنانکه جدول ۲ نشان می‌دهد میزان سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی در سال ۱۳۶۸ معادل ۲۶۹/۳ میلیارد ریال به قیمت جاری بوده که این رقم تنها ۵ درصد از سرمایه‌گذاری در کل اقتصاد را تشکیل داده است. نگاهی اجمالی به روند تغییرات سهم سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی گویای آن است که در طول دوره مورد بررسی نه تنها سهم سرمایه‌گذاری این بخش نسبت به کل سرمایه‌گذاری افزایش نداشته، بلکه در بعضی از سالها کاهش در خور توجهی نیز داشته است.

جدول ۲. روند سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی در سالهای مختلف به قیمت جاری و سهم آن از کل سرمایه‌گذاری

(واحد: میلیارد ریال - درصد)

شرح / سال	۱۳۶۸	۱۳۷۰	۱۳۷۵	۱۳۷۶	۱۳۷۷
کل سرمایه‌گذاری	۵۳۱۵/۲	۱۷۵۱۳/۱	۶۵۰۰۹/۴	۸۲۰۳۵/۳	۹۶۲۹۸/۵
سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی	۲۶۹/۳	۷۹۵	۲۸۹۴/۳	۳۲۶۶/۸	۳۱۶۲/۴
سهم سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی از کل سرمایه‌گذاری	۵	۴/۵	۴/۴	۳/۹	۳/۲

مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حسابهای ملی سالهای مختلف.

www.SID.ir

Archive of SID

پیشینه تحقیق

در زمینه رابطه سرمایه‌گذاری و اشتغال تحقیقاتی در داخل و خارج کشور به شرح زیر صورت گرفته است:

امینی و فلیحی در تحقیقی به مطالعه وضعیت تقاضای نیروی کار در بخش صنعت و معدن ایران طی دوره ۱۳۴۵-۷۳ با استفاده از آمارهای سری زمانی پرداختند. در این مطالعه براورد دو مدل تقاضای نیروی کار انجام گرفت که اولی مدل استاندارد و دومی مدل تجربی نامگذاری شده است. در مدل استاندارد، تقاضای نیروی کار تابعی از سطح تولید و سرمایه سرانه است که به صورت زیر براورد می‌شود:

$$L = -167.28(\frac{K}{L}) + 1.14Y + 0.54MA(1) + 0.94AR(1)$$

t: (-3.02) (28.9) (3.12) (64.2)

R^2=0.99 ، F=1055.6 ، D.W=1.71

در این تحقیق در واحدهای تولیدی مدل دیگری پیشنهاد شد که در آن تقاضای نیروی کار تابعی از سرمایه سرانه، بهره‌وری سرمایه و موجودی سرمایه است.بهره‌وری سرمایه به عنوان جانشینی برای اندازه‌گیری ظرفیت بالقوه تولید در نظر گرفته شده است.نتیجه حاصل از تخمین این الگو به صورت زیر است:

$$L = -752.46(\frac{K}{L}) + 0.90K + 1113.1PK + 1.69AR(1) - 0.77AR(2)$$

t: (-10.53) (14.57) (13.67) (11.86) (-5.42)

R^2=0.99 ، F=784.12 ، D.W=1.70

که در آن PK بهره‌وری سرمایه است (امینی و فلیحی، ۱۳۷۶).

فرجادی و همکاران برای پیشبینی اشتغال بخشهای اقتصادی در طول برنامه سوم از دو روش اقتصادسنجی و برنامه‌ریزی از طریق مدلهای رشد درازمدت بهره گرفتند.آنها در این تحقیق تقاضای نیروی کار بخش کشاورزی را معادل اشتغال در این بخش فرض کردند و مدل زیر را برای آن تخمین زدند:

www.SID.ir

Archive of SID

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

t: (-2.25) (4.57) (23.05) (24.23) (-1.93) (-2.34)

$R^2 = 0.99$ F=4536 , D.W=1.8

در رابطه فوق، L_t تقاضای نیروی کار در بخش کشاورزی است که معادل با اشتغال در نظر گرفته شده است. همچنین Y_t ارزش افزوده بخش کشاورزی، K_t موجودی سرمایه بخش، نسبت $\frac{L}{K}$ شاخص کاربری بخش، APK بهره وری سرمایه و در نهایت W_t دستمزد نیروی کار است. چنانکه نتایج نشان می دهد، موجودی سرمایه با یک سال وقفه تأثیر مثبتی بر تقاضای نیروی کار یا اشتغال در بخش کشاورزی دارد (فرجادی و دیگران، ۱۳۷۸).

صادقی و همایونی‌فر نقش کشاورزی را در تأمین اشتغال و کاهش بیکاری بررسی و مدل زیر را براورد کردند:

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

t: (82.5) (-2.808) (11.69) (1.58) (10.85)

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

در مدل بالا، L اشتغال نیروی کار در بخش کشاورزی، K سرمایه گذاری در بخش، $AV(-1)$ ارزش افزوده بخش کشاورزی با یک سال وقفه، $LAND$ سطح زیر کشت و $MA(1)$ میانگین متحرک با یک سال وقفه است.آنها در تحقیق خویش به این نتیجه دست یافتند که عامل سرمایه‌گذاری و نیروی کار در یک سال زراعی به صورت دو عامل جانشین عمل می کنند(صادقی و همایونی، ۱۳۸۰).

آرستیس و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر کمبود سرمایه بر بیکاری کشور انگلستان پرداختند.آنها در تحقیق خود به این نتیجه دست یافتند که موجودی سرمایه از مهمترین عوامل تأثیرگذار بر بیکاری درازمدت است.این دو همچنین رابطه همگرایی بیکاری و موجودی سرمایه را بررسی و رابطه تعادلی درازمدت زیر را بین این دو متغیر براورد کردند:

www.SID.ir

Archive of SID

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

t: (4.39) (14.9) (4.4) (2.6)

R^2 = 0.98 , D.W=1.79

درمعادله‌فوق، L_U بیکاری‌درازمدت و K موجودی‌سرمایه‌است.به طوری‌که ملاحظه می‌شود، در رابطه براورد شده، تأثیر سرمایه بر اشتغال بسیار درخور توجه و معنیدار است و علامت منفی آن رابطه معکوس بین بیکاری و موجودی سرمایه را در درازمدت نشان می‌دهد(Arestis&et al..1998).

روش تحقیق

در مواردی که نبود تعادل در بازار کار حاکم باشد اشتغال برابر با حداقل مقادیر عرضه و تقاضای نیروی کار است. در این حالت، در صورت پیشی‌گرفتن تقاضای نیروی کار از عرضه آن، با فرصتهای شغلی خالی مواجه خواهیم بود و در صورتی‌که عرضه نیروی کار بیشتر از تقاضای آن باشد، مشکل وقوع بیکاری به وجود خواهد آمد. لذا در مواردی که مازاد عرضه نیروی کار وجود دارد، از تابع تقاضای نیروی کار برای تعیین اشتغال استفاده می شود که این روش به « رهیافت تقاضای نیروی کار » موسوم است(صادقی و همایونی‌فر، ۱۳۸۰؛ فرجادی و دیگران، ۱۳۷۸؛ برانسون، ۱۳۷۲). براساس این روش، سطح اشتغال با استفاده از حداکثرسازی تابع سود بنگاهها تعیین و فرض می شود که تقاضای نیروی کار (N^d) برابر سطح اشتغال است. تابع درآمد خالص واقعی در این الگو به صورت $R(N_t, D_t, \frac{P_{mt}}{P_t}, K_t)$ معرفی می شود که در آن N_t اشتغال ، K_t موجودی سرمایه ، P_{mt} قیمت مواد ، P_t قیمت محصول و D_t متغیرهای انتقال‌دهنده تقاضاست. بنگاه N_t طوری انتخاب می شود که سود مورد انتظارش حداکثر گردد(فرجادی و دیگران، ۱۳۷۸). تابع تقاضا برای نیروی کار در این الگو به صورت زیر است:

$$N_t = \sum_{j=1}^{J} \gamma_j(C_t, q_t) N_{t-j} + \sum_{j=0}^{J} \sum_{k=1}^{K} \beta_{kj}(C_t, q_t) X_{kt-j} + \varepsilon_t$$

www.SID.ir

Archive of SID

این الگو را با تغییر در پارامترها می توان به صورت زیر ارائه داد:

$$\Delta N_t = \theta_0 N_{t-1} + \sum_{j=1}^{J} \theta \Delta N_{t-j} + \sum_{k=1}^{K} \left[\varphi_{k_0} X_{k_{t-1}} + \sum_{j=1}^{J} \varphi_{k_{j+1}} \Delta X_{kt-j} \right]$$

یا

$$\Delta N_t = \theta_0 \left[N_{t-1} + \sum_{k=1}^{K} \Pi_k X_{kt-1} \right] + \sum_{j=1}^{J} \theta_j \Lambda N_{t-j} + \sum_{j=1}^{J} \sum_{k=1}^{K} \varphi_{k_{j+1}} \Delta X_{k_{t-j}}$$

که در آن، $\Delta = (1 - L)$ و $\Pi_k = \frac{\varphi_{k_0}}{\theta_0}$ و $\theta_0 < 0$ است. الگوی فوق شباهت زیادی به سازوکارهای تصحیح خطا (ECM) دارد و از طریق روشهای اقتصادسنجی براورد شدنی است. در این الگو X_t بردار متغیرهای مستقل است که می تواند شامل دستمزد واقعی، قیمت سرمایه، موجودی سرمایه، ارزش افزوده و ... باشد. اما به دلیل نبود داده های آماری مربوط به دستمزد واقعی نیروی کار و قیمت سرمایه، از مدل تجربی برای براورد تابع تقاضای نیروی کار استفاده می شود که علاوه بر متغیرهای اشتغال و ارزش افزوده شامل متغیرهای سرمایه‌گذاری و شاخص دستمزد نیروی کار است(فرجادی و دیگران، ۱۳۷۸). برای براورد تابع تقاضای نیروی کار از تحلیل سری زمانی[1] و مفهوم همگرایی[2]استفاده شده است. آزمون پایایی متغیرها از طریق آزمون دیکی – فولر تعمیم‌یافته (ADF)[3] و آزمون شکست ساختاری پرون[4] صورت گرفته که در آن تأثیر تغییرات ساختاری در تشکیل متغیرهای کلان اقتصادی بررسی شده است. برای بررسی و تعیین رابطه تعادلی درازمدت بین متغیرهای اقتصادی مورد نظر روش یوهانسن و جوسیلیوس[5] به کار رفته است. در این روش تعیین و براورد بردارهای همگرایی(ضرایب روابط تعادلی درازمدت) بین متغیرها با استفاده از ضرایب الگوی خودتوضیح برداری (VAR)[6] بین آن متغیرها صورت گرفته است. ارتباط موجود بین الگوی VAR و

1. time series analysis
2. cointegration
3. augmented Dicky- Fuller
4. Perron
5. Johanson & Josilios
6. vector auto-regressive

www.SID.ir

Archive of SID

همگرایی این امکان را فراهم می آورد تا بتوان بسادگی بردارهای همگرایی را از طریق ضرایب الگوی خودتوضیح برداری به دست آورد.در این مطالعه محاسبه تعداد مرتبه VAR با توجه به معیارهای آکاایک (AIC)، شوارتز - بیزین (SCB) و نسبت درستنمایی (LM) انجام گرفته است.

براورد آمار و ارقام

ضرورت وجود آمارهای سری زمانی معتبر در مورد متغیرهای اشتغال و سرمایه‌گذاری و موجودی سرمایه برای انجام بسیاری از مطالعات اقتصادی بر هیچ کسی پوشیده نیست.در مطالعات مربوط به سنجش و اندازه‌گیری بهره‌وری نیروی کار، سرمایه و بهره‌وری کل عوامل، رابطه نرخ بیکاری و تورم، تحلیل منابع رشد اقتصادی، براورد تابع تقاضای نیروی کار، تحلیل پیشرفت فنی و تعیین میزان بهینه موجودی سرمایه و نیز بسیاری از مطالعات دیگر به چنین آمارهایی نیاز است. اما در چارچوب سرشماری‌ها و آمارگیریهای انجام‌گرفته در داخل کشور آمار پیوسته و درخور توجهی به صورت سری زمانی در مورد اشتغال برای سالهای مختلف وجود ندارد. لذا در این تحقیق برای تشکیل سری زمانی اشتغال در بخش کشاورزی ابتدا داده‌های آماری اشتغال در سالهای ۱۳۴۵، ۱۳۵۵، ۱۳۶۵، ۱۳۷۰، ۱۳۷۵ و ۱۳۸۰ از نشریه‌های مرکز آمار ایران گردآوری شد و سپس برای محاسبه آمار اشتغال در سالهای دیگر از روش درونیابی برونزا استفاده گردید(امینی و دیگران، ۱۳۷۴). آمارهای مربوط به سرمایه‌گذاری و ارزش افزوده بخش کشاورزی از حسابهای ملی سالهای مختلف بانک مرکزی استخراج شده است (بانک کشاورزی، گزارش عملکرد در سالهای مختلف؛ بانک مرکزی، ۱۳۶۸). باید گفت که آمار اشتغال بر حسب هزار نفر و آمار سرمایه‌گذاری و ارزش‌افزوده زیربخش‌ها بر حسب میلیون ریال و بر اساس قیمتهای ثابت ۱۳۶۹بوده و برای نرخ دستمزد نیز از شاخص دستمزد نیروی کار ساده در بخش ساختمان استفاده شده است[1].

۱. به علت اینکه ساختار دو بخش کشاورزی و ساختمان به بازار رقابت کامل نزدیک است و نقل و انتقال نیروی کار بین دو بخش به سهولت انجام می پذیرد، دستمزدهای بخش ساختمان را به عنوان دستمزدهای انتظاری بخش کشاورزی می توان در نظر گرفت (همایونی‌فر، ۱۳۸۰).

www.SID.ir

Archive of SID

تابع تقاضای تجربی بخش کشاورزی

آزمون پایایی متغیرها

اولین گام برای بررسی همگرایی و رابطه تعادلی بین متغیرهای الگو، تعیین مرتبه جمعی آنهاست. در جدول۳ نتایج آزمون پایایی متغیرها بر اساس روش ADF آورده شده است. چنانکه پیداست، متغیرهای سرمایه‌گذاری (K) ، ارزش افزوده (Y) و شاخص دستمزد نیروی کار (W) هرسه جمعی از مرتبه یک یا $I(1)$ و تفاضل – پایا هستند. در مورد متغیر اشتغال (L) نیز آزمون پایایی با استفاده از دو روشADF و شکست ساختاری پرون صورت پذیرفته که بر اساس روش دوم می‌توان گفت این متغیر نیز پایاست.

جدول ۳ . نتایج آزمون ایستایی متغیرها(ADF)

متغیر	تعداد وقفه بهینه	مرتبه جمعی
L	1	I(2)
DL	0	I(1)
DDL	0	I(0)
K	1	I(1)
DK	1	I(0)
Y	0	I(1)
DY	1	I(0)
W	0	I(1)
DW	1	I(0)

مأخذ:یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون همگرایی

الف) تعیین مرتبه VAR و شکل الگوی تصحیح خطای برداری

گام بعدی در استفاده از روش یوهانسن، تعیین تعداد وقفه‌های مناسب الگوی VAR و تشخیص شکل الگوی تصحیح خطای برداری است (نوفرستی، ۱۳۷۷). برای این منظور ابتدا از معیارهای انتخاب الگوی VAR استفاده شد. معیار شوارتز – بیزین، که در تعداد وقفه صرفه جویی

www.SID.ir

Archive of SID

می کند، مرتبه ۱، و معیارهای آکاایک و نسبت درستنمایی مرتبه ۳ را برای تعداد وقفه VAR انتخاب کردند. برای حصول اطمینان، مطابق کارهای تجربی می‌توان معنیداری ورود وقفه‌های مختلف متغیرها را از طریق آماره F آزمون کرد. به این منظور تمام معادلات الگوی تصحیح خطای برداری کوتاهمدت به روش OLS و با یک وقفه زمانی براورد شد. سپس به کمک آماره F لزوم وارد کردن وقفه دوم متغیرهای الگو مورد آزمون قرار گرفت. جدول ۴ آماره F و کمیت مربوط به آماره‌های دیگر معادلات الگوی تصحیح خطای برداری کوتاهمدت را با یک وقفه زمانی نشان می دهد که در آن F_{se} آماره آزمون خودهمبستگی سریالی بین جملات اخلال، F_{ff} آماره آزمون درستی تصریح شکل تابع، F_{het} آزمون واریانس ناهمسانی و χ^2_{nor} آماره آزمون نرمال بودن توزیع جملات اخلال است.

جدول ۴. کمیت آماره مربوط به اجزای اخلال معادلات الگوی تصحیح خطای برداری کوتاهمدت با یک وقفه زمانی

معادلات	DL	DK	DY	DW
$F_{se}(1,23)$	۱۲/۹*	۰/۰۸۳	۰/۰۴۰۶	۰/۳۷۱
$F_{ff}(1,23)$	۵/۲۲*	۱۲/۳۱	۰/۰۰۱۶	۸/۸۶*
$F_{het}(1,26)$	۰/۱۲	۶/۸۶*	۱/۲۶	۷/۷۲*
x^2_{nor}	۴/۶۸**	۴/۴۵	۰/۱۰۹	۴۹/۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

* فرضیه صفر در سطح ۱ درصد رد می شود.

** فرضیه صفر در سطح ۵ درصد رد می شود.

چنانکه پیداست، معادلات براورد شده مشکلاتی نظیر نرمال نبودن توزیع اجزای اخلال، خودهمبستگی سریالی، شکل تبعی غلط مدل و واریانس ناهمسانی دارند. در جدول۵ کمیت آماره F ورود متغیرهای تفاضلی مرتبه دوم در معادلات الگوی تصحیح خطای برداری کوتاهمدت نشان داده شده است. در تمامی معادلات، بجز معادله DY، شاهد معنیدار بودن آماره F هستیم. به عبارت دیگر وارد کردن وقفه‌های دوم متغیرهای تفاضلی در معادلات الگوی تصحیح خطای‌برداری موجب برازش

www.SID.ir

Archive of SID

مطلوبتر معادلات VEC[1] می شود. از آنجا که تعداد وقفه همهٔ متغیرها در الگوی VEC باید یکسان باشد، لذا مرتبه VAR معادل۳ انتخاب شد تا در معادلات الگوی تصحیح خطای برداری تفاضل مرتبه دوم متغیرها ظاهر شود.

جدول۵. کمیت آماره F مربوط به اضافه کردن وقفه مرتبه دوم متغیرها در معادلات الگوی تصحیح خطای برداری کوتاهمدت

معادلات	DLY	DK	DY	DW
F(17,5)	۱۳/۰۱*	۳/۰۲*	۰/۰۶۶	۳/۶*

مأخذ: یافته‌های تحقیق

* فرضیه صفر در سطح ۱ درصد رد می شود.

جدول۶ آماره F و سایر آماره‌های مربوط به آزمون اجزای اخلال معادلات الگوی تصحیح خطای برداری کوتاهمدت را بعد از وارد کردن تفاضل مرتبه دوم متغیرها نشان می دهد. به طوری که مشاهده می‌شود، معادلات بعد از وارد کردن وقفه دوم متغیرهای تفاضلی، بهبود نسبی یافته‌است.

جدول ۶. کمیت آماره‌های آزمون اجزای اخلال معادلات الگوی تصحیح خطای برداری کوتاهمدت با دو وقفه زمانی

معادلات	DL	DK	DY	DW
$F(7,19)$	۱۵/۸۴*	۳/۲*	۰/۰۹۶	۴/۲*
$F_{se}(1,18)$	۰/۸۴۴	۰/۵۰۸	۰/۰۹۱۱	۰/۵۴۳
$F_{ff}(1,18)$	۲/۰۳	۰/۴۰۵	۰/۷۲۲	۰/۵۶۹
$F_{het}(1,25)$	۰/۱۵۴	۰/۰۰۰۳	۰/۹۰۱	۰/۰۴۴
χ^2_{nor}	۱/۲	۳/۶**	۰/۱۰۰۳	۸/۵۶*

مأخذ:یافته‌های تحقیق

* فرضیه صفر در سطح ۱ درصد رد می شود.

** فرضیه صفر در سطح ۵ درصد رد می شود.

1. vector error correction.

www.SID.ir

Archive of SID

ب) تعیین بردار همگرایی

در این قسمت بر اساس روش پیشنهادی یوهانسن، از نامقیدترین حالت تا مقیدترین حالت در مورد عرض از مبدأ و روند متغیرها در الگوی تصحیح خطای کوتاهمدت و یا رابطه تعادلی درازمدت، آزمون لازم جهت تعیین بردار همگرایی و الگوی مدل VAR صورت می‌گیرد(نوفرستی، ۱۳۷۷). به طوری که از جدول ۷ مشخص است، تمامی کمیتهای آماره مربوط به آزمون حداکثر مقدار ویژه (λ_{max}) و آزمون اثر (λ_{trace}) در سطر اول بزرگتر از مقادیر بحرانی ارائه شدهٔ یوهانسن و جوسیلیوس است. در نتیجه فرضیه صفر مبنی بر $r = 0$، توسط همه الگوها رد می‌شود. سپس فرضیه وجود یک بردار همگرایی در برابر فرضیه مقابل یعنی وجود دو بردار همگرایی آزمون می گردد که فرضیه صفر یعنی وجود یک بردار همگرایی در الگوی اول رد اما در الگوی دوم پذیرفته می شود.

جدول۷. کمیت آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر به منظور تعیین تعداد بردارهای همگرایی و الگوی مناسب

	H_0	H_1	I	II	III	IV	V
$\lambda_{\max}$	$r = 0$	$r = 1$	۲۵/۹۴*	۲۶/۹۱*	۳۷/۶۴*	۳۸/۷۹*	۳۸/۷۳*
	$r \leq 1$	$r = 2$	۱۶/۲۹*	۱۷/۱۴	۱۹/۹۱	۲۶/۵۲	۲۶/۱۲
	$r \leq 2$	$r = 3$	۶/۰۶	۷/۲۶	۹/۹۶	۱۷/۵۶	۱۶/۵۲
	$r \leq 3$	$r = 4$	۱/۰۹	۴/۸۲	۰/۵۵	۹/۹۱	۴/۹۵
λ_{trace}	$r = 0$	$r = 1$	۴۸/۴*	۵۶/۱۵*	۶۸/۰۸*	۹۳/۷۹*	۸۴/۳۴*
	$r \leq 1$	$r = 2$	۲۲/۴۶*	۲۹/۲۳	۳۰/۴۳	۵۵/۰۵	۴۷/۶
	$r \leq 2$	$r = 3$	۷/۱۶	۱۲/۰۹	۱۰/۵۱	۲۸/۴۸	۲۱/۴۷
	$r \leq 3$	$r = 4$	۱/۰۹	۴/۸۲	۰/۵۵	۹/۹۱	۴/۹۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

* در سطح ۵ درصد معنیدار می شوند.

** در سطح ۱۰ درصد معنیدار می شوند.

www.SID.ir

Archive of SID

لـذا بـر اسـاس الگـوی دوم می‌توان گفت یک بردار خطی مستقل بین متغیرهای الگو وجود دارد که این بردار همگرایی در دو حالت عادی و هنجارشده در جدول ۸ آورده شده است.

جدول ۸. بردار همگرایی و بردار هنجار شده آن بر حسب متغیر L

متغیرها	بردار همگرایی	بردار هنجار شده
L	-۰/۳۷۷۶E-۳	-۱/۰۰۰
K	-۰/۳۷۱۱E-۷	-۰/۰۰۰۰۹۸
Y	-۰/۱۱۱۵E-۶	-۰/۰۰۰۲۹
W	-۰/۱۸۲۱E-۵	۰/۰۰۴۸
Intercept	۰/۰۰۳۵	۹/۳۲۷

مأخذ:یافته‌های تحقیق

بردار به دست آمده نشاندهنده وجود یک رابطه تعادلی درازمدت بین متغیرهای الگوست و می‌توان آن را بر حسب متغیر L به صورت زیر نوشت:

$$L = -۹/۳۲۷ + ۰/۰۰۰۰۹۸K + ۰/۰۰۰۲۹Y - ۰/۰۰۴۸W$$

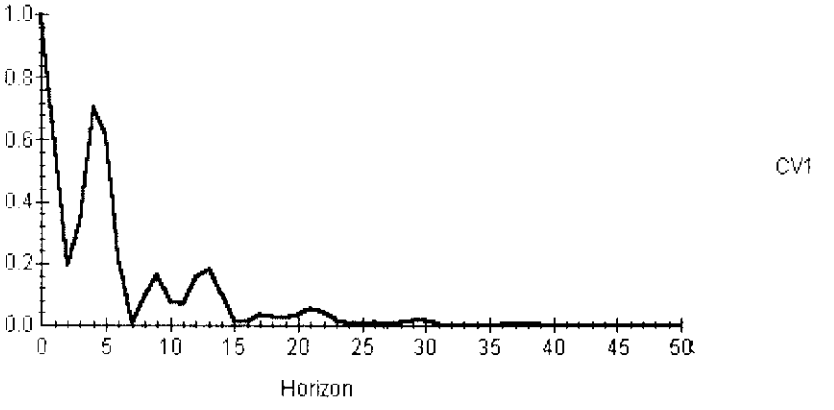
در رابطه بالا، متغیر سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی رابطه مثبت با اشتغال در این بخش دارد. به عبارت دیگر ساختار بخش کشاورزی چنان شکل‌یافته که سرمایه‌گذاری در آن مکمل نیروی کار است و باعث افزایش تقاضای نیروی کار و به طبع اشتغال در این بخش می شود. متغیر ارزش افزوده نیز رابطه مستقیمی با اشتغال در این بخش دارد. اما شاخص دستمزد نیروی کار، طبق انتظارات نظری ، دارای رابطه منفی با تقاضای نیروی کار است.

نمـودار ۱ تأثـیر واردکـردن یـک شـوک بـر کل سیستم را بر بردار همگرایی به دست آمده نشـان مـی دهـد. چـنانکه پیداسـت این بردار پس از وارد کردن یک شوک(در محور عمودی) بر کل

www.SID.ir

Archive of SID

سیستم، بعد از اندکی نوسان در طول وقفه های زمانی، دوباره به حالت تعادلی خود که به مفهوم همگرا بودن سیستم است نزدیک می شود.



نمودار ۱. تأثیر وارد کردن یک شوک بر کل سیستم بر بردار همگرایی

ج) تعیین الگوی تصحیح خطای برداری

برای مرتبط کردن تعادل درازمدت بین متغیرها با نوسانهای کوتاهمدت می توان از الگوی تصحیح خطای برداری استفاده کرد(Sedighi & et al., 2000). در این قسمت تأثیر نوسانهای ایجاد شده بر متغیرها و همچنین تأثیر رابطه تعادلی درازمدت در نوسانهای کوتاهمدت متغیرها بررسی می شود. مدل زیرالگوی تصحیح خطای برداری مربوط‌به‌رابطه تعادلی را برای متغیر L نشان می دهد:

$$DL = 1.03DL(-1) + 0.000115DK(-1) - 0.00116DY(-1) + 0.0044DW(-1) - 0.104DL(-2)$$
$$- 0.0049DK(-2) - 0.015DY(-2) - 0.014DW(-2) - 0.37ECM(-1)$$

R^2=0.38 DW=1.9 F=10.8

براساس مدل بالا، ضریب $ECM(-1)$ منفی و حاکی از وجود تعدیل در کوتاهمدت است که سالانه ۰/۳۷ درصد از نبود تعادل ناشی از عواملی غیر از سرمایه‌گذاری، ارزش افزوده و شاخص

www.SID.ir

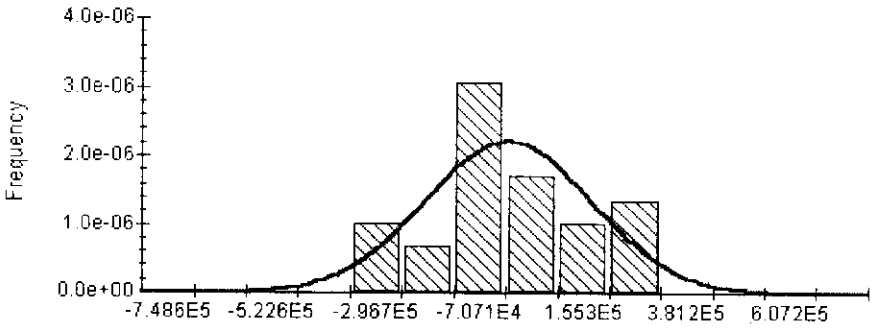
Archive of SID

دستمزد نیروی کار را در اشتغال بخش کشاورزی تعدیل می کند. در مدل فوق $DL(-1)$، $DK(-1)$، $DY(-1)$، $DL(-2)$ و $ECM(-1)$ همگی معنیدار هستند و بقیه از لحاظ آماری تفاوت معنیداری با صفر ندارند. جدول ۹ آمارههای آزمون اجزای اخلال الگوی تصحیح خطای برداری براورد شده را نشان می دهد. به طوری که در نمودارهای ۲ و۳ نیز ملاحظه می‌شود، اجزای اخلال شرایط نوفه سفید[1] را دارا هستند(نوفرستی، ۱۳۷۷). لذا مدل براورد شده مشکل خاصی از نظر اقتصادسنجی ندارد.

جدول۹. کمیت مربوط به آماره های آزمون اجزای اخلال الگوی تصحیح خطای برداری کوتاهمدت براورد شده

$F_{se}(1,18)$	$F_{ff}(1,18)$	$F_{het}(1,18)$	χ^2_{nor}
۰/۸۱	۰/۰۵	۰/۸۰۹	۱/۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

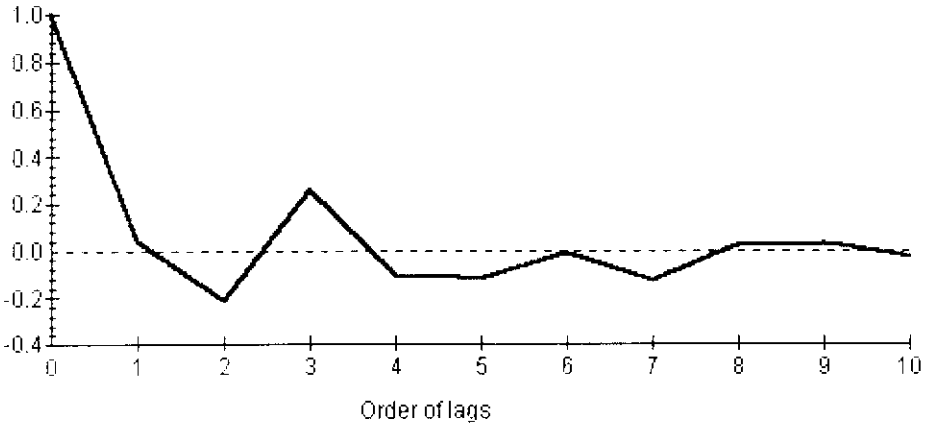


نمودار۲. توزیع نرمال و هیستوگرام جملات خطای مربوط به الگوی تصحیح خطای برداری براورد شده

1. Whit noise

www.SID.ir

Archive of SID



نمودار ۳. تابع خودهمبستگی جملات خطای مربوط به الگوی تصحیح خطای برداری براورد شده

خلاصه نتایج و پیشنهادها

نتایج حاصل از این تحقیق نشان داد که سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی رابطه مستقیمی با اشتغال در این بخش دارد. به عبارت دیگر ساختار بخش کشاورزی در دوره مورد مطالعه چنان شکل‌یافته که سرمایه‌گذاری در آن مکمل نیروی کار بوده و باعث افزایش تقاضای نیروی کار و به طبع اشتغال شده است. رابطه مثبت سرمایه‌گذاری و اشتغال را می توان به تخصیص سرمایه در زمینه عوامل مکمل نیروی کار نظیر افزایش سطح زیر کشت نسبت داد و به طور حتم سرمایه‌گذاری در این زمینه و به کارگیری روشهای کارا و کاربر هم در کوتاهمدت و هم در درازمدت می تواند تا حد معنیداری مشکل بیکاری را کاهش دهد. در الگوی براورد شده، متغیر ارزش افزوده در بخش کشاورزی رابطه مثبت و مستقیمی با اشتغال در درازمدت داشته اما متغیر شاخص دستمزد نیروی کار، طبق انتظارات نظری، دارای رابطه منفی با اشتغال بوده، به طوری که افزایش دستمزد نیروی کار نسبت به هزینه به کارگیری ماشینهای کشاورزی، جایگزینی این ماشینها را به جای نیروی کار سبب شده است. بدون شک متعادل ساختن نسبت دستمزد نیروی کار به هزینه استفاده از ماشینهای

www.SID.ir

Archive of SID

کشاورزی از دیگر عوامل مهم تأثیرگذار بر تقاضای نیروی کار و در نتیجه اشتغال در این بخش بوده است که تنظیم صحیح آن از سوی سیاستگذاران کشور می تواند نقش مهمی در زمینه اشتغال ایفا کند. در الگوی تصحیح خطای برداری براورد شده جزء تصحیح خطا منفی و کوچکتر از یک و نشاندهنده تعدیل در کوتاهمدت بوده است. در این معادله متغیر تفاضلی ارزش افزوده با یک وقفه، علامت منفی داشته و نشان داده است که توجه به سیاستهای افزایش تولید می تواند در کوتاهمدت مانع از افزایش بیکاری در بخش کشاورزی شود.

منابع

۱.آزادبخت، رضا (۱۳۷۹)، جمعیت، اشتغال و توزیع درامد (با تکیه بر ایران)، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس،دانشکده علوم انسانی، گروه اقتصاد.

۲.امینی ، علی و دیگران (۱۳۷۴)، براورد آماره‌های سری زمانی اشتغال و موجودی سرمایه در بخشهای اقتصادی ایران، دفتر اقتصاد کلان، معاونت اموراقتصادی و هماهنگی، سازمان برنامه و بودجه.

۳. امینی ، علی و ن. فلیحی (۱۳۷۶)، بررسی تقاضای نیروی کار در بخش صنعت و معدن. *مجله برنامه و بودجه*،شماره ۳۱.

۴. بانک کشاورزی، گزارش عملکرد بانک کشاورزی در سالهای مختلف.

۵.بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۶۸)، حسابهای ملی ایران،اداره حسابهای اقتصادی.

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

۷. برانسون اچ، ویلیام (۱۳۷۲)، تئوری و سیاست اقتصاد کلان، ترجمه ابراهیم حسینی نسب، دانشگاه تربیت مدرس، جلد اول.

www.SID.ir

Archive of SID

۸. صادقی، حسین و مسعود همایونی فر (۱۳۸۰)، نقش کشاورزی در تأمین اشتغال و کاهش بیکاری، *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی مدرس*،پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس، سال اول، شماره اول، ص ۱۷-۳۴.

۹. فرجادی، غلامعلی و دیگران (۱۳۷۸)، مطالعات آماده سازی تدوین برنامه سوم توسعه اقتصادی،اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران ، سازمان برنامه و بودجه، مرکز مدارک اقتصادی- اجتماعی، تهران.

۱۰. نوفرستی، محمد(۱۳۷۷)، همجمعی و ریشه واحد در اقتصاد سنجی،انتشارات فرهنگی رسا، چاپ اول.

۱۱. همایونی‌فر، مسعود (۱۳۸۰)،فن‌آوری واشتغال در بخش کشاورزی، پایان نامه دکتری دانشگاه تربیت مدرس.

12. Arestis, Ph. I. Biefung and F.Mariscal (1998). Capital shortage and a symmetrices in UK unemployment. *Structural Change and Economic Dynamics*. No9, P. 189-204.

www.SID.ir