

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 می‌کند که سرمایه‌گذاری باید در فعالیتهای مهم محرک اشتغال و با ضریب اشتغالزایی بالا صورت گیرد. در بخشهای گوناگون اقتصادی و در دوره‌های مختلف، به سبب 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 شده است 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: kalil_s@modares.ac.ir

الگوی تجربی تعیین شده، متغیر اشتغال تابعی از سرمایه گذاری، ارزش افزوده و دستمزد نیروی کار در نظر گرفته شده است. برای انجام این تحقیق از تحلیل سریهای زمانی 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 رابطه ای مثبت بین سرمایه گذاری و اشتغال را در بخش کشاورزی نشان می دهد.

کلید واژه ها:

سرمایه گذاری، اشتغال، بخش کشاورزی، تحلیل سریهای زمانی، الگوی خودتوضیح برداری، الگوی تصحیح خطای برداری.

مقدمه

رشد روز افزون جمعیت و پایین بودن ظرفیتهای تولید، باعث به وجود آمدن بحران بیکاری در دهه اخیر شده و اذهان را به این فکر واداشته است که برای ساماندهی اقتصادی و کاهش بیکاری برنامه ریزی ها و سیاستگذاران در چه جهتی باید صورت گیرد. در این میان، بخشها و فعالیتهای مختلف اقتصادی با پتانسیلهای متفاوت اشتغالی، گزینه های متعددی را پیش روی مسئولان و سیاستگذاران کشور قرار داده اند. برای تعیین مناسبترین گزینه جهت اشتغالی و با توجه به نقش انکارناپذیر سرمایه در تأمین اشتغال، باید تأثیر سرمایه گذاری در ایجاد فرصتهای شغلی در اقتصاد مورد نظر مشخص باشد. در بخشهای گوناگون اقتصادی و در دوره های مختلف، به دلیل متفاوت بودن ساختار و ترکیب فناوری به کار رفته، اثر سرمایه گذاری در ایجاد اشتغال متفاوت بوده است. لذا برای رسیدن به هدفهای مورد نظر در زمینه ایجاد اشتغال باید اثرات سرمایه گذاری در بخشهای مختلف اقتصادی از نظر اشتغالی برآورد گردد و از طریق آن برای کوتاهمدت و همچنین برای

تأثیر سرمایه‌گذاری بر ...

درازمدت تصمیمگیری شود. تحقیق حاضر نیز گامی در جهت برطرف کردن این مشکل و تعیین تأثیر سرمایه‌گذاری 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 در بخش 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 سالهای ۱۳۵۵-۶۵ 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 کاهش سهم 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).

جدول ۱. تحول شاغلان بخش کشاورزی و سهم آن از کل شاغلان کشور

(واحد: هزار نفر - درصد)

طی سالهای ۱۳۴۵-۷۸

سال	۱۳۴۵	۱۳۵۵	۱۳۶۵	۱۳۷۰	۱۳۷۵	۱۳۷۶	۱۳۷۷	۱۳۷۸	شرح
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 سرمایه‌گذاری 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

(واحد: میلیارد ریال - درصد)

آن از کل سرمایه‌گذاری

سال	۱۳۶۸	۱۳۷۰	۱۳۷۵	۱۳۷۶	۱۳۷۷	شرح
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.

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 برآورد 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 برآورد می‌شود:

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

$$t: \quad (-3,02) \quad (28,9) \quad (3,12) \quad (64,2)$$

$$R^2 = 0,99 \quad , \quad F = 1055,6 \quad , \quad D.W = 1,71$$

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:

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

$$t: \quad (-10,53) \quad (14,57) \quad (13,67) \quad (11,86) \quad (-5,42)$$

$$R^2 = 0,99 \quad , \quad F = 784,12 \quad , \quad D.W = 1,70$$

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

فراجادی و همکاران برای پیشینی 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:

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

t: (-۲,۲۵) (۴,۵۷) (۲۳,۰۵) (۲۴,۲۳) (-۱,۹۳) (-۲,۳۴)

$R^2 = 0,99$, $F=4536$, $D.W=1,8$

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 همایونی فر نقش کشاورزی را در تأمین اشتغال و کاهش بیکاری بررسی و مدل زیر را برآورد کردند:

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

t: (۸۲,۵) (-۲,۸۰۸) (۱۱,۶۹) (۱,۵۸) (۱۰,۸۵)

$R^2 = 0,98$, $F=274,6$, $D.W=1,83$

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 سرمایه گذاری 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 برآورد کردند:

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

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

تأثیر سرمایه‌گذاری بر ...

$$R^2 = 0,98 \quad , \quad D.W = 1,79$$

در معادله فوق، L_{it} بیکاری درازمدت و K موجودی سرمایه است. به طوری که ملاحظه می‌شود، در رابطه برآورد 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, 2003).

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 پیشی گرفتن تقاضای نیروی کار از عرضه آن، با فرصتهای شغلی خالی مواجه خواهیم بود و در صورتی که 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 می‌شود 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 می‌شود 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 می‌شود 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 می‌شود که سود مورد انتظارش حداکثر گردد (فرجادی و دیگران، ۱۳۷۸). تابع تقاضا برای نیروی کار در این الگو به صورت زیر است:

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

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

$$\Delta N_t = \theta_0 N_{t-1} + \sum_{j=1}^J \theta_j \Delta N_{t-j} + \sum_{k=1}^K \left[\varphi_{k0} X_{kt-1} + \sum_{j=1}^J \varphi_{kj} \Delta X_{kt-j} \right]$$

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

که در آن، $\Delta = (1-L)$ و $\Pi_k = \frac{\varphi_{k0}}{\theta_0}$ و $\theta_0 < 0$ است. الگوی فوق شباهت زیادی به سازوکارهای تصحیح خطا (ECM) دارد و از طریق روشهای اقتصادسنجی برآورد 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 برآورد تابع تقاضای نیروی کار استفاده می شود که علاوه بر متغیرهای اشتغال و ارزش افزوده شامل متغیرهای سرمایه گذاری و شاخص دستمزد نیروی کار است (فرجادی و دیگران، ۱۳۷۸). برای برآورد تابع تقاضای نیروی کار از تحلیل سری زمانی^۱ و مفهوم همگرایی^۲ استفاده شده است. آزمون پایایی متغیرها از طریق آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF)^۳ و آزمون شکست ساختاری پرون^۴ 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^۵ به کار رفته است. در این روش تعیین و برآورد بردارهای همگرایی (ضرایب روابط تعادلی درازمدت) بین متغیرها با استفاده از ضرایب الگوی خودتوضیح برداری (VAR)^۶ بین آن متغیرها صورت گرفته است. ارتباط موجود بین الگوی VAR و 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 آکایک (AIC)، شوارتز - بیزین (SCB) و نسبت درستمایی (LM) انجام گرفته است.

۱. time series analysis

۲. cointegration

۳. augmented Dicky- Fuller

۴. Perron

۵. Johanson & Josilios

۶. vector auto-regressive

برآورد 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 هیچ‌کسی 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، برآورد 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 انجام گرفته 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 درونیایی 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 ارزش افزوده زیربخش‌ها بر حسب میلیون ریال و بر اساس قیمت‌های ثابت ۱۳۶۹ بوده و برای نرخ دستمزد نیز از شاخص دستمزد نیروی کار ساده در بخش ساختمان استفاده شده است.^۱

تابع تقاضای تجربی بخش کشاورزی

آزمون پایایی متغیرها

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 می‌پذیرد، دستمزدهای بخش ساختمان را به عنوان دستمزدهای انتظاری بخش کشاورزی می‌توان در نظر گرفت (همایونی‌فر، ۱۳۸۰).

اولین گام برای بررسی همگرایی و رابطه تعادلی بین متغیرهای الگو، تعیین مرتبه جمعی آنهاست. در جدول ۳ نتایج آزمون پایایی متغیرها بر اساس روش ADF آورده شده است. چنانکه پیداست، متغیرهای سرمایه گذاری (K)، ارزش افزوده (Y) و شاخص دستمزد نیروی کار (W) هر سه جمعی از مرتبه یک یا $I(1)$ و تفاضل - پایا هستند. در مورد متغیر اشتغال (L) نیز آزمون پایایی با استفاده از روش ADF و شکست ساختاری پرون صورت پذیرفته که بر اساس روش دوم می توان گفت این متغیر نیز پایاست.

جدول ۳. نتایج آزمون ایستایی متغیرها (ADF)

متغیر	تعداد وقفه بهینه	مرتبه جمعی
L	۱	$I(2)$
DL	۰	$I(1)$
DDL	۰	$I(0)$
K	۱	$I(1)$
DK	۱	$I(0)$
Y	۰	$I(1)$
DY	۱	$I(0)$
W	۰	$I(1)$
DW	۱	$I(0)$

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 می کند، مرتبه ۱، و معیارهای آکایک و نسبت درستمایی مرتبه ۳ را برای تعداد وقفه VAR انتخاب کردند. برای حصول اطمینان، مطابق کارهای تجربی می توان معینداری ورود وقفه‌های مختلف متغیرها

تأثیر سرمایه‌گذاری بر ...

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 برآورد 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 می‌دهد 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				
DW	DY	DK	DL	معادلات
۰/۳۷۱	۰/۰۴۰۶	۰/۰۸۳	۱۲/۹*	$F_{se}(3,2)$
۸/۸۶*	۰/۰۰۱۶	۱۲/۳۱*	۵/۲۲*	$F_{ff}(3,2)$
۷/۷۲*	۱/۲۶	۶/۸۶*	۰/۱۲	$F_{het}(3,2)$
۴۹/۲	۰/۱۰۹	۴/۴۵	۴/۶۸**	χ^2_{nor}

مأخذ: یافته‌های تحقیق

* فرضیه صفر در سطح ۱ درصد رد می‌شود.

** فرضیه صفر در سطح ۵ درصد رد می‌شود.

چنانکه پیداست، معادلات برآورد شده مشکلاتی نظیر نرمال نبودن توزیع اجزای اخلال، خودهمبستگی سریالی، شکل تبعی غلط مدل و واریانس ناهمسانی دارند. در جدول ۵ 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 خطای برداری موجب برآزش مطلوب‌تر معادلات VEC^1 می‌شود. از آنجا که تعداد وقفه همه متغیرها در الگوی VEC باید یکسان

è. vector error correction

باشد، لذا مرتبه VAR معادل ۳ انتخاب شد تا در معادلات الگوی تصحیح خطای برداری تفاضل مرتبه دوم متغیرها ظاهر شود.

جدول ۵. 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.

جدول ۶ آماره F و سایر آماره‌های مربوط به آزمون اجزای اخلاص معادلات الگوی تصحیح خطای برداری کوتاهمدت را بعد از وارد کردن تفاضل مرتبه دوم متغیرها نشان می دهد. به طوری که مشاهده می شود، معادلات بعد از وارد کردن وقفه دوم متغیرهای تفاضلی، بهبود نسبی یافته است.

جدول ۶. کمیت آماره‌های آزمون اجزای اخلاص معادلات الگوی تصحیح خطای برداری

کوتاهمدت با دو وقفه زمانی

معادلات	DL	DK	DY	DW
$F(9,1)$	۱۵/۸۴*	۳/۲*	۰/۰۹۶	۴/۲*
$F_{se}(8,1)$	۰/۸۴۴	۰/۵۰۸	۰/۰۹۱۱	۰/۵۴۳
$F_{ff}(8,1)$	۲/۰۳	۰/۴۰۵	۰/۷۲۲	۰/۵۶۹
$F_{het}(8,2)$	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.

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

تأثیر سرمایه‌گذاری بر ...

درازمدت، آزمون لازم جهت تعیین بردار همگرایی و الگوی مدل VAR صورت می‌گیرد (نوفروستی، 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 شده 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 می‌گردد که فرضیه صفر یعنی وجود یک بردار همگرایی در الگوی اول رد اما در الگوی دوم پذیرفته می‌شود.

جدول ۷. 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
λ_{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 می‌شوند.

** در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار می‌شوند.

لذا بر اساس الگوی دوم می‌توان گفت یک بردار خطی مستقل بین متغیرهای الگو وجود

دارد که این بردار همگرایی در دو حالت عادی و هنجار شده در جدول ۸ آورده شده است.

جدول ۸. بردار همگرایی و بردار به 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

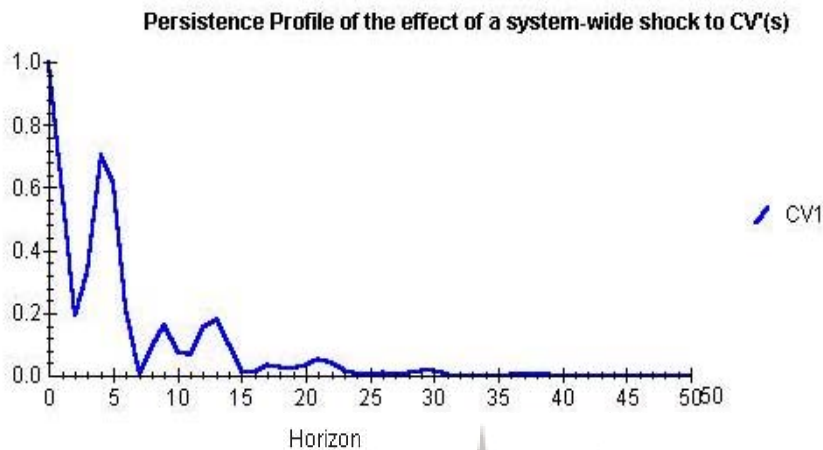
بردار به دست آمده نشان‌دهنده وجود یک رابطه تعادلی درازمدت بین متغیرهای الگوست و می‌توان آن را بر حسب متغیر L به صورت زیر نوشت:

$$L = -9/327 + 0/000098 K + 0/00029 Y - 0/0048 W$$

در رابطه بالا، متغیر سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی رابطه مثبت با اشتغال در این بخش دارد. به عبارت دیگر ساختار بخش کشاورزی چنان شکل یافته که سرمایه‌گذاری در آن مکمل نیروی کار است و باعث افزایش تقاضای نیروی کار و به طبع اشتغال در این بخش می‌شود. 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.

نمودار ۱ تأثیر وارد کردن یک شوک بر کل سیستم را بر بردار همگرایی به دست آمده نشان می‌دهد. چنانکه پیداست این بردار پس از وارد کردن یک شوک (در محور عمودی) بر کل سیستم، بعد از اندکی نوسان در طول وقفه‌های زمانی، دوباره به حالت تعادلی خود که به مفهوم همگرا بودن سیستم است نزدیک می‌شود.

تأثیر سرمایه‌گذاری بر ...



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 می‌توان از الگوی تصحیح خطای برداری استفاده کرد (Sedighi & etal., ۲۰۰۰). در این قسمت تأثیر نوسانهای ایجاد شده بر متغیرها و هم‌منظور تأثیر رابطه تعادلی درازمدت در نوسانهای کوتاهمدت متغیرها بررسی می‌شود. مدل زیر الگوی تصحیح خطای برداری مربوط به رابطه تعادلی را برای متغیر L نشان می‌دهد:

$$DL = 0.03(DL)$$

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

نمودار نیروی کار را در اشتغال بخش کشاورزی تعدیل می کنند. در مدل فوق **DA** ، $DK(-1)$ ، $DY(-1)$ ، $DL(-2)$ و $ECM(-1)$ همگی معنیدار هستند و بقیه از لحاظ آماری تفاوت معنیداری با صفر ندارند. جدول ۹ آماره‌های آزمون اجزای اخلاص الگوی تصحیح خطای برداری برآورد شده را نشان می دهد. به طوری که در نمودارهای ۲ و ۳ نیز ملاحظه می شود، اجزای اخلاص شرایط نوفه سفید^۱ را دارا هستند (نوفستی، ۱۳۷۷). لذا مدل برآورد شده مشکل خاصی از نظر اقتصادسنجی ندارد.



تأثیر سرمایه‌گذاری بر ...

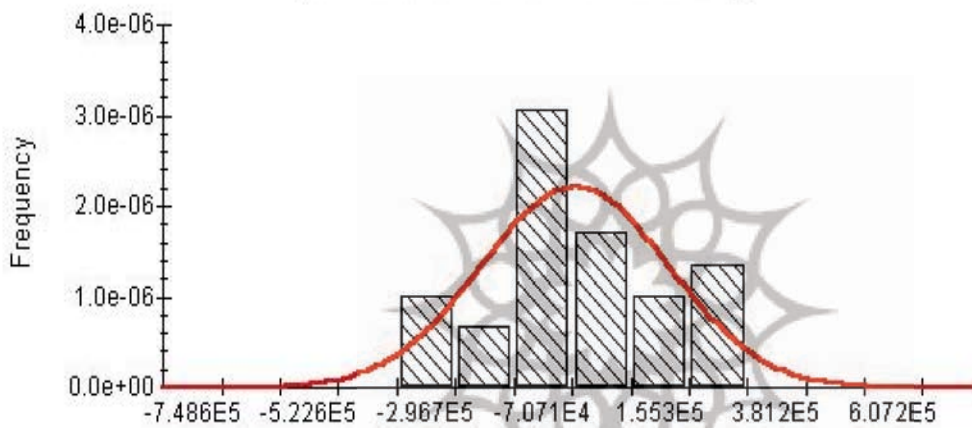
جدول ۹. کمیت مربوط به آماره‌های آزمون اجزای اخلال الگوی تصحیح خطای

برداری کوتاهمدت برآورد شده

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

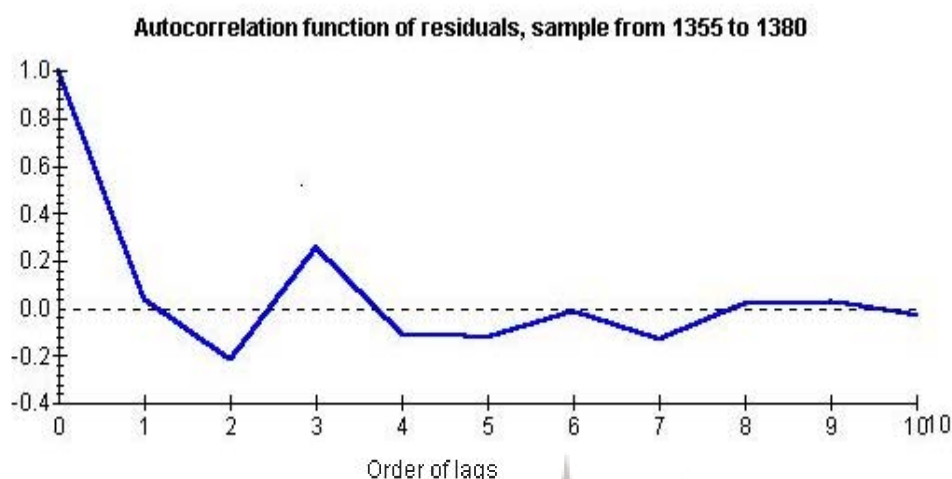
مأخذ: یافته‌های تحقیق

Histogram of Residuals and the Normal Density



نمودار ۲. توزیع نرمال و هیستوگرام جملات خطای مربوط به الگوی تصحیح خطای برداری

برآورد شده



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

خلاصه نتایج و پیشنهادها

نتایج حاصل از این تحقیق نشان داد که سرمایه گذاری در بخش کشاورزی رابطه مستقیمی با اشتغال در این بخش دارد. به عبارت دیگر ساختار بخش کشاورزی در دوره مورد مطالعه چنان شکل یافته که سرمایه گذاری در آن مکمل نیروی کار بوده و باعث افزایش تقاضای نیروی کار و به طبع اشتغال شده است. رابطه مثبت سرمایه گذاری 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 سرمایه گذاری در این زمینه و به کارگیری روشهای کارا و کاربر هم در کوتاهمدت و هم در درازمدت می تواند تا حد معینداری مشکل بیکاری را کاهش دهد. در الگوی برآورد 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

تأثیر سرمایه‌گذاری بر ...

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 می‌تواند نقش مهمی در زمینه اشتغال ایفا کند. در الگوی تصحیح خطای برداری برآورد 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 می‌تواند در کوتاهمدت مانع از افزایش بیکاری در بخش کشاورزی شود.

منابع

۱. آزادبخت، رضا (۱۳۷۹)، جمعیت، اشتغال و توزیع درآمد (با تکیه بر ایران)، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس، دانشکده علوم انسانی، گروه اقتصاد.
۲. امینی، علی و دیگران (۱۳۷۴)، برآورد آماره‌های سری زمانی اشتغال و موجودی سرمایه در بخشهای اقتصادی ایران، دفتر اقتصاد کلان، معاونت امور اقتصادی 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.

اقتصاد کشاورزی و توسعه - شماره ۴۱ و ۴۲

۸. صادقی، حسین و مسعود همایونی فر، (۱۳۸۰)، نقش کشاورزی در تأمین اشتغال و کاهش بیکاری، فصلنامه علمی - پژوهشی 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. همایونی فر، مسعود (۱۳۸۰)، فن آوری و اشتغال در بخش کشاورزی، پایان نامه دکتری دانشگاه تربیت مدرس.

۱۲. Arestis, Ph. I. Biefung and F. Mariscal (۱۹۹۸), Capital shortage and a symmetries in UK unemployment, *Structural Change and Economic Dynamics*, No⁹, P. ۱۸۹-۲۰۴.

