# یک مدل تجربی برای بررسی منابع رشد بخش کشاورزی ایران: کاربرد الگوی تحلیل مسیر[1]

محمود حاجی‌رحیمی و جواد ترکمانی*

**چکیده**

در مطالعه حاضر یک مدل تجربی رشد در قالب روش سیتمی تحلیل مسیر برای بررسی سه منبع عمده رشد در بخش کشاورزی ایران ( سرمایه‌گذاری، تغییرات فنی، و تغییر تعداد نیروی کار شاغل در بخش) به کار گرفته شد.

نتایج مطالعه نشان داد رشد نهاده‌های مادی (ماشین‌آلات، انرژی، کودهای شیمیایی، و سموم؛ که وجود آنها در این مطالعه در نهاده سرمایه تبلور یافته‌است) عمده‌ترین منبع رشد بخش کشاورزی در دوره ۱۳۷۸-۱۳۵۰ بوده‌است. یافته‌های تحقیق همچنین بیانگر تأثیر مثبت و معنی‌دار تغییرات فنی در دوره یاد شده بود. فرایند تغییرات فنی از نوع کاراندوز و مهمترین عامل تأثیرگذار برآن عامل سرمایه انسانی بوده‌است. تغییر تعداد کارگران شاغل در بخش کشاورزی تأثیر چندانی بر رشد ارزش افزوده کشاورزی نداشته‌است.

## مقدمه

تئوري رشد اقتصادي سه عامل انباشت سرمايه (سرمايه‌گذاري)، رشد نهاده‌هاي توليدي، و گسترش تكنولوژي را به عنوان منابع اساسي رشد اقتصادي معرفي كرده‌است (۱۱، ۱۲،و ۱۳). اين موضوع در مورد منابع رشد بخش كشاورزي نيز قابل تعميم است (٦ و ۱۷). بر اين اساس در مطالعه حاضر، اثرات سرمايه‌گذاري، تغيير تعداد نيروي‌كار شاغل، و تغيير بهره‌وري عامل كل ( به عنوان شاخص تغيير تكنولوژي) بر رشد بخش كشاورزي ايران در قالب الگوي سيستمي تحليل مسير بررسي گرديده‌است. با توجه به سيستمي بودن مدل و براي جلوگيري از بزرگ شدن بيش از اندازه مدل، فرض گرديد كه نهاده‌هاي ديگر نظير كود شيميايي، ماشين‌آلات و انرژي اثر خود را از طريق نهاده سرمايه اعمال مي‌كنند.

## پیشینه تحقیق

يكي ازعوامل مؤثر بر رشد بخش كشاورزي، سرمايه‌گذاري مي‌باشد. چارچوب نظري مورد استفاده براي بررسي سرمايه‌گذاري اغلب بر مدلهاي شتاب انعطاف‌پذير استوار است كه توسط چنري (١٤) و كويك (۳۰) معرفي شد. جارگنسون (٢٦ و ۲۷) مدلهاي نئوكلاسيك تحليل رفتار سرمايه‌گذاري را بر اساس همين نظريه شتاب انعطاف پذير بنيان نهاد. اين مدلها، در زمينه كشاورزي نيز بطور گسترده‌اي مورد استفاده قرار گرفته‌اند. فيشر (۱۹) و واگ (۳۸) براي كشاورزي استراليا، و گيرائو و همكاران (۲۲)، هروبواك و بلانس (۲۵)، . واسادا و چمبرز (۳٦) براي كشاورزي ايالات متحده آمريكا اين مدلها را به كار گرفته‌اند.

---

[1] Path Analysis Method

* به ترتيب استاديار اقتصاد كشاورزي دانشگاه كردستان و دانشيار اقتصاد كشاورزي دانشگاه شيراز

مدلهاي يادشده، در مورد كشور هاي در حال توسعه نيز بهكار گرفتهشدهاند. گاندي (۲۰ و ۲۱) در همين چارچوب، مدل بيشينهساز ارزش خالص كنوني را براي بررسي رفتار سرمايهگذاري خصوصي در كشاورزي هند به كار بردهاست و سطوح بهينه موجودي سرمايه را مشخص نمودهاست. مطالعه آخر او نشان دادهاست كه پسانداز روستايي، اعتبارات تعاوني، استفاده از واريتههاي پر محصول، و دستمزدهاي كشاورزي مهمترين عوامل تعيين كننده سرمايهگذاري خصوصي در هند بودهاند.

در همين راستا، در داخل كشور هم مطالعاتي صورت گرفتهاست. اميني و فليحي (۱) وضعيت سرمايهگذاري در بخش كشاورزي و عوامل مؤثر بر آن را بررسي كردهاند. آنها مهمترين عوامل مؤثر بر سرمايهگذاري در بخش كشاورزي را شامل درآمدهاي نفتي، اعتبارات اعطايي بانكها، شاخص قيمت نسبي محصولات كشاورزي، و موجودي سرمايه در دوره قبل در نظر گرفتهاند.

هژبر كياني و عليزاده (۱۰) عوامل مؤثر بر سرمايهگذاري بخش خصوصي در كشاورزي ايران را براي يك دوره بيست ساله مورد بررسي قرار دادهاند. در اين مطالعه، مهمترين متغيرهاي مؤثر بر سرمايهگذاري خصوصي، شاخص بهاي محصولات كشاورزي، ارزش افزوده بخش كشاورزي، موجودي سرمايه دولت در بخش كشاورزي، اعتبارات جاري و سرمايهاي اعطائي بانك كشاورزي، در نظر گرفته شدهاند. بررسي آنها نشان دادهاست، در ميان متغيرهاي ياد شده، موجودي سرمايه دولتي و اعتبارات اعطايي بانك كشاورزي از تأثير بيشتري برخوردار بودهاند.

براي مدلسازي رابطه رشد اقتصادي و عوامل تعيين كننده آن نيز مطالعات زيادي صورت گرفتهاست. اولين مدل ساده رشد به دومار (۱۵) و هارود (۲٤) نسبت دادهميشود كه در آن اساسيترين عوامل تعيين كننده رشد، سرمايهگذاري و رشد نيروي كار در نظر گرفته ميشود. رابطه بين رشد محصول و موجودي سرمايه و نيروي كار، از يك تابع توليد كل با ضرايب ثابت استخراج ميشود. به عبارت ديگر در اين مدل امكان جايگزيني عوامل در نظر گرفته نميشود.

سولو (۳۵) انعطاف ناپذيري مدل فوق را با كاربرد يك تابع توليد كل با قابليت جانشيني عوامل، برطرف كرد. مدل رشد سولو بعدها به عنوان پايهاي براي ساير مطالعات در آمد. مهمترين خصوصيات مدل سولو عبارتند از لحاظ كردن يك تابع توليد كل با قابليت جانشيني سرمايه و نيروي كار، بازدهي ثابت نسبت به مقياس، و بازدهي نهايي نزولي. مدل نئوكلاسك سولو تا همين اواخر اساس بسياري از مطالعات مربوط به رشد اقتصادي را تشكيل ميداد. منكيو و همكاران (۳۱)، بارو و سالايي مارتين (۱۱)، و نانمن و وانهودت (۳۳) تأييد كردهاند كه مدل رشد نئوكلاسيك به خوبي قادر به توضيح رشد درآمد سرانه در كشورهاي مختلف ميباشد.

قرمباغيان و همايونيفر (٦) آثار تغييرات فني و نهادي بر رشد توليدات كشاورزي ايران را با استفاده از رويكرد تجربي " فن" (١٨) بررسي كردهاند. نتايج مطالعه آنها نشان دادهاست كه رشد توليد كشاورزي ايران ٨٠ درصد به رشد عوامل فيزيكي و ٢٠ درصد به رشد تغييرات فني مربوط ميشود. آنها همچنين مقايسهاي تطبيقي ميان رشد كشاورزي ايران و چين انجام دادهاند؛ بر اساس يافتههاي آنها در ايران بر خلاف چين، تغييرات نهادي نه تنها اثر مثبتي بر رسد كشاورزي نداشته بلكه باعث كاهش رشد نيز شدهاست.

**مباني نظري و روش تحقيق**

در مطالعه حاضر، از تكنيك آماري تحليل مسير ( Path Analysis ) براي بررسي اثر عوامل مختلف بر روي رشد ارزش افزوده بخش كشاورزي استفاده شدهاست.

روش تحليل مسير براي اولين بار توسط رايت (٣٩) معرفي شد، اما تنها بعد از مطالعه دانكن (١٦) در سطح وسيع در علوم انساني، بخصوص در جامعه شناسي كاربرد پيدا كرد. تحليل مسير يك تكنيك چند متغيره ميباشد كه با استفاده از آن، پارامترهاي ساختاري مدل- اثرات مستقيم، غير مستقيم، وكل يك مجموعه متغير بر همديگر به نحوي كه يك ارتباط ساختاري مبتني بر تئوري از قبل ميان آنها مشخص شده باشد را برآورد مينمايد. معمولاً ارتباط ساختاري از قبل تعيين شده ميان متغيرها در نموداري به نام نمودار مسير نشان داده ميشود. در صورتيكه فرضيات مربوطه برآورده شوند، پارامترهاي مدل توسط روش برآورد حداقل مربعات معمولي ( OLS) قابل ميباشند. روشهاي برآورد حداقل مربعات تعميم يافته ( GLS) و حداكثر راستنمايي ( ML) نسب به روش حداقل مربعات معمولي با فرضيات ضعيفتري نيز پارامترها را برآورد ميكنند.

همچنانكه اشاره شد، براي نمايش گرافيكي ساختار از پيش فرض شده ميان متغيرها، از نمودار مسير استفاده ميشود. در نمودار مسير براي هر دو متغير موجود در مدل، مثلاً X و Y، چهار رابطه اساسي قابل تصور است:

١) Y ⟷ X به اين معنا كه متغير X ممكن است به صورت ساختاري متغير Y را تحت تأثير قرار دهد، اما عكس آن صادق نيست.

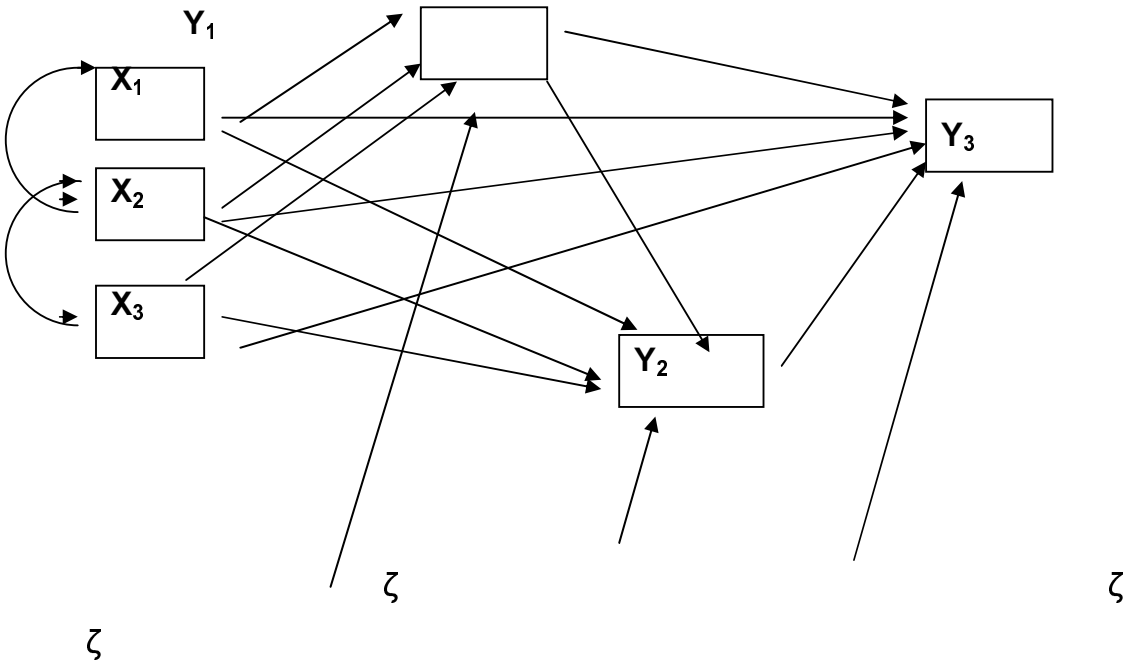
٢) Y ⟷ X به اين معنا كه متغير X ممكن است به صورت ساختاري متغير Y را تحت تأثير قرار دهد، و Y نيز ميتواند متقابلا به صورت ساختاري X را تحت تأثير قرا دهد.

٣) Y X به اين معنا كه هيچگونه ارتباط ساختاري ميان X و Y وجود ندارد، اما دو متغير ممكن است تغييرات همزمان داشته باشند.

علاوه براين، پيكانهايي از خارج نمودار مسير به متغيرهاي درونزا وصل مي‌شود كه نشان دهنده تأثير عوامل اندازه‌گيري نشده يا جملات خطا مي‌باشد. يك مدل تحليل مسير مشابه يك سيستم معادلات همزمان در فرم ساختاري آن مي‌باشد؛ كه آن را مي‌توان در فرم ماتريسي- با لحاظ متغيرها به صورت انحراف از ميانگين- بدين صورت نوشت:

$$Y = B Y + \Gamma X + \zeta$$

فرض كنيد در يك مدل سه متغير درونزا و سه متغير برونزا وجود داشته باشد، نمودار تحليل مسير را مي‌توان به صورت نمودار (۱) نمايش داد. در اين نمودار نوع رابطه ساختاري و جهت تأثير متغيرهاي برونزاي سه متغير برونزا $X_1$ ، $X_2$ و $X_3$ بر سه متغير درونزاي $Y$ ، $Y$ و $Y$ مشخص شده‌است.




نمودار (۱). شماي كلي يك نمودار تحليل مسير

در مدل تحليل مسير مي‌توان از طريق تجزيه كوريانس، اثرات مستقيم، غير مستقيم، و كل را تفكيك و محاسبه نمود. تعريف محاسباتي اثرات مستقيم و غير مستقيم يك متغير مستقل بر روي يك متغير وابسته در مدل معادلات ساختاري عمومي بر پايه اين واقعيت استوار است كه كوواريانس بين دو متغير را مي‌توان به طور كامل تجزيه كرد و به صورت توابعي از پارامترهاي برآوردي مدل نوشت. براي اين كار از قانون اول تحليل مسير استفاده مي‌شود (٢٨):

$$\sigma_{YX} = \sum P_{yq}\ \sigma_{qx}$$

كه در آن q انديس نشان دهنده متغيرها ( شامل اجزاء اخلال) مي‌باشد كه در نمودار تحليل مسير بصورت مستقيم به متغير Y وصل مي‌گردند، و $P_{Yq}$ نشان دهنده ضريب مسير متغير q به متغير Y است.

قانون اول تحليل مسير در واقع بيان مي‌دارد كه كوواريانس بين دو متغير مي‌تواند به صورت مجموع حاصلضرب ضرايب ساختاري متغيرهايي كه به صورت مستقيم به متغير Y در نمودار مسير راه دارند و كوواريانس اين متغيرها با متغير برونزاي X تجزيه گردد.

در اين مطالعه، فرايند توليد به صورت زير در نظر گرفته شد:

$$Y= f(K, L, T) \qquad (1)$$

كه درآن Y مقدار توليد، K موجودي سرمايه، و L تعداد نيروي كار شاغل در بخش كشاورزي، و T شاخص بهره‌وري عامل كل (TFP) به عنوان تقريب سطح تكنولوژي است. در بعضي مطالعات روند زماني به عنوان تقريب سطح تكنولوژي و جمله ثابت تابع (كه با يك نرخ ثابت و برونزا رشد مي‌كند) به عنوان شاخص بهره‌وري عامل در نظر گرفته مي‌شود (٦ و ٢٩ ). در مطالعه حاضر به پيروي از اسپوستي و پيراني (١٧) تغيير تكنولوژي در بطن مدل قرار مي‌گيرد، و خود به عنوان يك متغير درونزا تابعي از سرمايه انساني، تحقيقات و ترويج، و شاخص سرريز نوآوريهاي جهاني به داخل كشور در نظر گرفته مي‌شود.

مي‌توان معادله (١) را بدون توجه به فرم تابعي خاصي، با ديفرانسيل گيري و تقسيم به Y و مقداري تغيير به منظور مفهوم اقتصادي بخشيدن به پارامترها، به صورت زير نوشت( ٢٩):

$$dY/Y=(\partial Y/ \partial K)dK/Y + (\partial Y/ \partial L*L/Y)dL/L + (\partial Y/ \partial T*T/Y)dT/T \qquad (2)$$

با توجه به اینکه مطابق تعریف، رشد اقتصادي به صورت گسسته و براي فواصل زماني يكنواخت يك ساله محاسبه مي‌شود، از معادله (۲) مي‌توان به يك فرم خطي براي برآورد تجربي تابع رشد رسيد:

$$\Delta Y/Y = a_1 . I/Y + a_2 . \Delta L/L + a_3 . \Delta T/T + e \qquad (3)$$

كه درآن روابط زير برقرار است:

$$a_1 = \partial Y/\partial K$$

$$a_2 = \partial Y/\partial L . L/Y$$

$$a_3 = \partial Y/\partial T . T/Y$$

$$I = dK$$

همچنانكه ملاحظه مي‌شود، $a_1$ نشان دهنده بهره‌وري نهايي سرمايه، $a_2$ نشان‌دهنده كشش توليد نسبت به نيروي كار، $a_3$ كشش توليد نسبت به شاخص تكنولوژي، I سرمايه‌گذاري و e نماينده جمله خطا است. بديهي است كه مي‌توان جمله عرض از مبدأ نيز به تابع فوق اضافه نمود؛ اما با توجه به اينكه شاخص تكنولوژي به صورت صريح در تابع گنجانده شده‌است، اين جمله در اين مطالعه حاوي مفهوم اقتصادي خاصي نيست و بنابراين به منظور خلاصه كردن مدل، داده‌ها به صورت انحراف از ميانگين در نظر گرفته شده و عرض از مبدأ حذف گرديده‌است.

يك نگاه مختصر به مدل رشد تجربي فوق، مشخص مي‌سازد متغيرهاي اين تابع هركدام خود مي‌توانند داراي ساز و كار اقتصادي خاصي باشند و مشكل مي‌توان آنها را به صورت متغيرهاي مستقل تصادفي در نظر گرفت؛ فرضي كه براي برآورد تك معادله‌اي تابع فوق كاملا ضروري است. بنابراين، در مطالعه حاضر براي اجتناب از چنين مشكلي، از روش سيستمي تحليل مسير استفاده گرديد. معادلات ساختاري مدل مورد استفاده به فرم زير است:

$$DLY = \beta_1 DLY + \beta_2 I/Y + \beta_3 DLL + \beta_4 DLTFP + \gamma_1 DLPK + \gamma_2 DLPL + \gamma_3 DLPAT + \gamma_4 DLRI + \gamma_5 DLH$$

$$I/Y_{-} = \beta_{} \ DLY + \beta_{} \ I/Y_{-} + \beta_{} \ DLL + \beta_{4} \ DLTFP + \gamma_{} \ DLPK + \gamma_{} \ DLPL + \gamma_{} \ DLPAT + \gamma_{4} \ DLRI + \gamma_{5} \ DLH$$

$$DLL = \beta_{} \ DLY + \beta_{} \ I/Y_{-} + \beta_{} \ DLL + \beta_{4} \ DLTFP + \gamma_{} \ DLPK + \gamma_{} \ DLPL + \gamma_{} \ DLPAT + \gamma_{4} \ DLRI + \gamma_{5} \ DLH$$

$$DLTFP = \beta_{4} \ DLY + \beta_{4} \ I/Y_{-} + \beta_{4} \ DLL + \beta_{44} \ DLTFP + \gamma_{4} \ DLPK + \gamma_{4} \ DLPL + \gamma_{4} \ DLPAT + \gamma_{44} \ DLRI + \gamma_{45} \ DLH$$

كـه در معـادلات بـالا، DLY رشـد ارزش افـزوده بخـش كـشاورزي، $I/Y_{-}$ نـسبت سـرمايه‌گـذاري بـه توليـد سـال قبـل، DLL رشـد تعـداد نيـروي كـار شـاغل در بخـش كـشاورزي، DLTFP رشد بهره‌وري عامل كل، DLPK رشد شاخص قيمت سرمايه ، DLPL رشد شاخص دستمزد، DLPAT رشد شاخص نوآوريهاي جهاني، DLRI رشد هزينـه‌هاي تحقيقات و ترويج در بخش كشاورزي، DLH رشد سطح سواد در مناطق روستاي به عنوان شاخص سرمايه انساني در بخش كشاورزي مي‌باشد.

طبيعي است كه نيازي به برآورد تمام پرامترهاي مدل ساختاري فوق نيست و تنها كافي است پارامترهـاي مشخص شده در نمودار مسير برآورد گردنـد. در مطالعـه حاضـر، الگوريتم روابـط ساختاري متغيرها براساس تئوري رشد اقتصادي و همچنين بـا توجـه بـه مطالعات گذشته، كـه در بخش مرور مطالعات به آنها اشاره گرديد، مشخص گرديد. نمودار مسير مطالعه، بـه فرم نمودار (٢) قابل نشان دادن است.

نرم‌افزارهاي تخصصي مدلسازي معادلات ساختاري نظير LISREL و EQS الگوريتم ماتريسي لازم را بر آورد پارامترهاي مدل با روش حداكثر راستنمايي و تجزيه كوواريانس متغيرها به منظور محاسبه اثرات مستقيم، غير مستقيم، و كل را فراهم مي‌ورند. در اين مطالعه از نرم افزار LISREL براي برآورد استفاده‌شده‌است.

**آمار واطلاعات مورد استفاده**

آمـار و اطلاعـات لازم بـراي ايـن مطالعـه، عمـدتاً از طريـق بانـك اطلاعـاتي اقتـصادي و اجتماعي مؤسسه پژوهش در برنامـه‌ريزي و توسعه ( PDS )؛ سالنامه‌هـاي آمـاري، حسابهاي ملـي، گـزارش اقتـصادي و ترازنامـه‌هـاي بانـك مركـزي بـراي سالهاي مختلـف؛ و بانـك اطلاعـاتي

كشاورزي ايران، و گزارش برنامه‌كار سازمان تحقيقات، ترويج و آموزش كشاورزي بدست آمدند. درصد سطح سواد روستايي به عنوان شاخص سرمايه انساني از آمارنامه‌هاي مركز آمار ايران براي سالهاي سرشماري اخذ و براي طول دوره هموار گرديد. تعداد ثبت اختراعات و نوآوريهاي مرتبط با كشاورزي در كشور آمريكا به عنوان بزرگترين و پويا‌ترين اقتصاد جهان ( همچنانكه در ساير مطالعات از جمله اسپوستي و پيراني (۱۷) براي كشور ايتاليا استفاده شده‌است) براي شاخص سرريز نوآوريهاي جهاني استفاده گرديد كه ازمنبع ( ۲۳) بدست آمد. از بهره‌وري كل عامل (TFP ) نيز به عنوان شاخص سطح تكنولوژي در بخش كشاورزي استفاده گرديد. براي محاسبه بهره‌وري كل عامل مطابق روش سارجنت و رودريگيوز (۲۰۰۱)، يك تابع توليد با دو نهاده سرمايه و نيروي كار براي بخش كشاورزي ايران به فرم، $0<a<1$ $Y=AK^{a}L^{-a}$ ، برآورد گرديد؛ آنگاه بهره‌وري كل عامل به عنوان شاخص تكنولوژي، از رابطه:

$$dLn(TFP)=dLn(LP)-\hat{a}dLn(k)$$

بدست آمد. در اين رابطه dLn نشان دهنده رشد متغير، LP بهره‌وري نيروي كار، $\hat{a}$ ضريب موجودي سرمايه در تابع توليد، و k نسبت سرمايه به محصول مي‌باشد.

دوره مورد مطالعه ۱۳۵۰ تا ۱۳۷۸ مي‌باشد.

**نتايج و بحث**

همچنانكه عنوان شد هدف بررسي حاضر، تجزيه و تحليل سه عامل اساسي مؤثر بر رشد بخش كشاورزي، يعني سرمايه‌گذاري، رشد نيروري كار، و تغييير تكنولوژي، به صورت يك سيستم معادلات همزمان و در قالب الگوي تحليل مسير مي‌باشد. آنگونه كه در قسمت آمار و اطلاعات توضيح داده‌شد، بهره‌وري كل عامل از طريق برآورد يك تابع توليد كل در بخش كشاورزي محاسبه گرديد. تابع برآورد شده به صورت زير است:

$$Y = 0.1469K^{.850}\ L^{.644}$$

(.04294) (.1115) (.1115)

1.31 7.64 2.70

R =0.62 F=25.71

با استفاده از اين تابع و بر اساس رابطه پيشگفته، شاخص بهره‌وري كل عامل برآورد گرديد. آنگاه آزمون ديكي-فولرتعميم يافته براي سنجش مانايي متغيرهاي مدل صورت گرفت كه نتايج آن در جدول (۱) ارائه شده است.

همچنانکه ملاحظه مي‌شود بعضي متغيرها I(0) و بعضي ديگر I(1) هستند. بنابراين آزمون همجمعي نيز ضرورت پيدا مي‌کند. بدين منظور آزمون انگل-گرينجر بر روي جملات خطاي معادلات، انجام شد که در جدول (۲) نشان داده شده‌است. با توجه به مانا بودن جملات خطاي معادلات مي‌توان نتيجه گرفت که متغيرها همجمع هستند؛ به عبارت ديگر به خوبي همديگر را دنبال مي‌کنند و احتمال وجود رابطه کاذب منتفي است.

جدول شماره (۱). آزمون ريشه واحد ديکي-فولر تعميم يافته براي متغيرهاي مدل

| متغير | آماره Mckinnon | سطح معني داري | | |
|---|---|---|---|---|
| | | %۱ | %۵ | %۱۰ |
| DLY | -٤,٨٦ | -۳,٦۱ | -۲,۹۳ | -۲,٦۰ |
| I/Y | -۱,٦٤ | -۳,٦۱ | -۲,۹۳ | -۲,٦۰ |
| D(I/Y ) | -۵,۱۰ | -۳,٦۱ | -۲,۹۳ | -۲,٦۰ |
| DLL | -۰,۹۷ | -۳,٦۱ | -۲,۹۳ | -۲,٦۰ |
| D(DLL) | -۳,۸۱ | -۳,٦۱ | -۲,۹۳ | -۲,٦۰ |
| DLPK | -۲,٤۱ | -۳,٦۱ | -۲,۹۳ | -۲,٦۰ |
| D(DLPK) | -۹,٤۱ | -۳,٦۱ | -۲,۹۳ | -۲,٦۰ |
| DLPL | -۵,۹٤ | -۳,٦۱ | -۲,۹۳ | -۲,٦۰ |
| DLRI | -٤,۰۳ | -۳,٦۱ | -۲,۹۳ | -۲,٦۰ |
| DLPAT | -۸,۱۳ | -۳,٦۱ | -۲,۹۳ | -۲,٦۰ |
| DLH | -۳,۳۰ | -۳,٦۱ | -۲,۹۳ * | -۲,٦۰ |
| DLTFP | -۲,۳٦ | -۳,٦۱ | -۲,۹۳ | -۲,٦۰ |
| D(DLTFP) | -٦,۰۰ | -۳,٦۱ | -۲,۹۳ | -۲,٦۰ |

مأخذ: محاسبات تحقيق

پس از انجام آزمونهاي آماري پيشگفته بر روي داده‌هاي مورد استفاده، مدل اصلي در نرم‌افزار LISREL و با روش حداکثر راستنمايي برآورد گرديد. نتايج حاصل در جدول (۳) نشان داده‌شده‌است.

جدول شماره (۲). آزمون ريشه واحد ديكي-فولر تعميم يافته براي جملات خطا

| جمله خطا | آمـــــــــــاره Mckinnon | سطح معني داري | | |
|---|---|---|---|---|
| | | %۱ | %۵ | %۱۰ |
| معادله اول | -۳,۵٦ | -۳,٦۱ | -۲,۹۳ | -۲,٦۰ |
| معادله دوم | -٤,۰٦ | -۳,٦۱ | -۲,۹۳ | -۲,٦۰ |
| معادله سوم | -۳,٦۸ | -۳,٦۱ | -۲,۹۳ | -۲,٦۰ |
| معادله چهارم | -۳,۸۱ | -۳,٦۱ | -۲,۹۳ | -۲,٦۰ |

مأخذ: محاسبات تحقيق

اصولاً انتظار نمي‌رودهمه متغيرهاي يك مدل سيستمي معني‌دار شوند، بخصوص هنگامي كه كيفيت داده‌ها و تعداد مشاهدات درحد مطلوب نباشند، به اين ترتيب جدول (۳) برآورد قابل قبولي براي مدل مطالعه حاضر به نظر مي‌رسد. غير از يك مورد، علامت مربوط به متغير هزينه سرمايه، علامت خلاف انتظار مشاهده نمي‌شود.

همچنانكه ملاحظه مي‌شود، نسبت سرمايه‌گذاري به ارزش افزوده كشاورزي داراي اثر مثبت و معني‌دار در سطح ۵% بر رشد بخش كشاورزي بوده‌است. همچانكه قبلاً عنوان شد، اين ضريب را مي‌توان به عنوان بهره‌وري نهايي سرمايه نيز تلقي كرد. ضريب متغير رشد نيروي كار بر رشد بخش كشاورزي، همانگونه كه انتظار مي‌رفت، معني‌دار نيست.

عملاًنيروي كار شاغل در بخش كشاورزي ايران در طي سه دهه مورد مطالعه نه تنها رشد نداشته‌است بلكه در اثر مهاجرت روستائيان به شهرها اندكي نيز كاهش يافته‌است. اما مثبت بودن اين ضريب كه آن را به عنوان كشش توليد كشاورزي به نيروي كار نيز مي‌توان در نظر گرفت، حاكي از اين واقعيت است كه كشاورزي ايران از نظر نيروي كار به طور كامل اشباع نيست و يا به عبارت ديگر توليد نهايي نيروي كار به صفر نرسيده‌است. علامت شاخص بهره‌وري عامل كل به عنوان نماينده تغييرات فني، مثبت اما معني‌داري آماري آن چندان قابل قبول نيست و آن را تنها در سطح ۲۰% مي‌توان قابل اعتماد دانست. مقدار ضريب مربوط به آن نيز با اينكه اندكي از ضريب مربوط به نيروي كار بزرگتر است، اما به طور نسبي كوچك به نظر مي‌رسد. يك احتمال منطقي را هم نبايد از نظر دور داشت، اينكه بهره‌وري عامل كل نتوانسته‌باشد نماينده كاملي براي تغييرات فني در ايران بوده‌باشد. شاخصهاي جامع‌تري هم براي نشان دادن تغييرات فني معرفي شده‌است ( ۱۷) كه در اين مطالعه امكان كاربرد آنها وجود نداشت.

رشد ارزش افزوده و رشد دستمزد نيروي كار دو متغير اثر گذار بر رشد تقاضاي سرمايه‌گذاري بوده‌اند. تأثير مثبت و معني‌دار رشد ارزش افزوده بديهي و مورد انتظار نظري

است، اما تفسير اثر مثبت و معني‌دار رشد دستمزد كارگر چندان آسان به نظر نمي‌رسد. البته دور از انتظار نيست كه افزايش دستمزد به افزايش تقاضا براي سرمايه به عنوان عامل جايگزين منجر شود، اما نكته خلاف انتظار اين است كه افزايش هزينه سرمايه متقابلاً موجب افزايش تقاضا براي نيروي كار نشده‌است، و حتي آن را كاهش داده‌است؛ هرچند معني‌داري آماري آن تأييد نشده‌است. اين تناقض را شايد بتوان به اين واقعيت مربوط دانست كه در بيشتر سالهاي دوره مورد مطالعه (۱۳۵۰ تا ۱۳۷۸) بخصوص دوره بعد از انقلاب، سرمايه‌گذاري در كشاورزي توسط دولت تشويق شده و به آن يارانه تعلق گرفته‌است؛ به عبارت ديگر هزينه سرمايه يك هزينه واقعي نبوده بلكه تحريف شده‌است.

افزايش ارزش افزوده اثر مثبت و معني‌دار در سطح ۱% بر تقاضاي نيروي كار داشته‌است. اما اينكه عملاً اشتغال نيروي كار در بخش كشاورزي افزايش پيدا نكرده بلكه اندكي نيز كاهش دشته‌است مربوط به اثر منفي ساير متغرهاي اقتصادي بوده كه اين اثر مثبت را خنثي نموده است. از جمله، همچنانكه از جدول ملاحظه مي‌شود، اثر تغييرات فني بر اشتغال كاملاً منفي و معني‌دار است. به عبارت ديگر در طي دوره مورد مطالعه فرايند تغيير تكنولوژي كاراندوز بوده‌است.

مهمترين عامل مؤثر بر افزايش سطح بهره‌وري عامل كل يا تغييرات فني رشد سرمايه انساني در بخش كشاورزي بوده‌است. بعد از آن عامل ورود سرريز نوآوريهاي جهاني در رده دوم قرار دارد، هرچند معني‌داري آن قابل ملاحظه نيست ( ۲۰%). در اين ميان ضعيف‌ترين عامل تحقيقات و ترويج به شمار مي‌آيد كه نشان از ضعف بدنه تحقيقات و ترويج در ساختار كشاورزي ايران دارد.

براي تكميل نحوه اثرگذاري متغيرهاي مدل بر يكديگر در جدول (٤) اثرات غير مستقيم متغيرها نيز نشان داده‌شده‌است. همچنانكه ملاحظه مي‌شود متغيرهاي برونزا به صورت غير مستقيم اثرات مختلفي بر متغيرهاي درونزاي مدل داشته‌اند، اما هيچكدام در سطوح

سه‌گانه معمول آماري معني‌دار نيستند. درمقابل اثرات غيرمستقيم متغيرهاي درونزا بر همديگر چشم‌گير مي‌باشد. از جمله رشد توليد و رشد سرمايه‌گذاري به صورت غيرمستقيم باعث تقويت مجدد خود شده‌اند، همچنين افزايش سرمايه‌گذاري به صورت غيرمستقيم بر تقاضا براي نيروي كار اثر مثبت و معني‌دار داشته‌است.

**منابع مورد استفاده**


١. اميني، ع. و فليحي، ن. (١٣٧٧). بررسي وضعيت سرمايه‌گذاري در بخش كشاورزي ايران. مجله برنامه و بودجه. ٣٣: ٩٥-١١٩.

٢. بانك مركزي جمهوري اسلامي ايران. (سالهاي مختلف). گزارش اقتصادي و ترازنامه.

٣. بانك مركزي جمهوري اسلامي ايران. (سالهاي مختلف). حسابهاي ملي ايران.

٤. سازمان برنامه و بودجه. (١٣٧٦). مجموعه آمارهاي سري زماني.

٥. عليزاده جانويسلو، م. (١٣٧٨). بررسي رفتار سرمايه‌گذاري بخش خصوصي در بخش كشاورزي ايران. پايان‌نامه كارشناسي ارشد. دانشگاه شهيد بهشتي.

٦. قره‌باغيان، م. و همايوني‌فر، م. (١٣٨٠). آثار تغييرات فني و نهادي بر رشد توليد كشاورزي ايران. فصلنامه اقتصاد كشاورزي و توسعه، سال نهم، شماره ٣٦.

٧. مركز آمار ايران. (سالهاي مختلف). سرشماري نفوس و مسكن: نتايج تفصيلي كل كشور.

٨. مؤسسه پژوهش در برنامه‌ريزي و توسعه. (١٣٧٩). بانك اطلاعات اقتصادي و اجتماعي ايران (PDS).

٩. وزارت جهاد كشاورزي. (سالهاي مختلف). برنامه كار سازمان تحقيقات، ترويج، و آموزش كشاورزي. دفتر بررسي و هماهنگي طرحهاي تحقيقاتي.

١٠. هژبر كياني، ك. و عليزاده جانويسلو، م.ر. (١٣٧٩). بررسي عوامل مؤثر بر سرمايه‌گذاري بخش خصوصي در كشاورزي ايران با استفاده از روش حداقل مربعات غير خطي. فصلنامه اقتصاد كشاورزي و توسعه. ٢٩: ٤٥-٧٤.

11. Barro, R.J. and Sala-i-Martin, X. (1995). Economic Growth. McGraw-Hill, New York.

12. Barro, R.J. (1997). Determinants of Economic Growth. MIT Press, Cambridge

13. Branson, W.H. (1989). Macroeconomics Theory and Policy. Third edition. Harper and Row Publishers, New York.

14. Chenery, H.B. (1952). Over capacity and the acceleration principle. Econometrica. 20: 1-28.

15. Domar, E.D. (1947). Expansion and employment. American Economic Review. 1: 145-160.

16. Duncan, O.D. (1961). Path analyysis: Sociological examples. American Journal of Sociology. 72: 1-16.

17. Esposti, R. and Pierani, P. (2000). Modeling technical change in Italian agriculture: A latent variable approach. Agricultural Economics. 22: 261-270.

18. Fan, S. (1991). Effects of technical change and instittttional reform on production growth in Chinese agriculture. American Journal of Agricultural Economics. 73: 266-275.

19. Fisher, B.S. (1974). A quarterly model of agricultural investment in Australia. Australian Journal of Agricultural Economics. 18: 22-31.

20. Gandhi, V.P. (1990). Investment behavior in developing countries: The case of agriculture in India. Food Research Institute Studies. 22: 85-106.

21. Gandhi, V.P. (1996). Investment behavior in Indian agriculture. Indian Journal of Agricultural Economics. 51: 542- 557.

22. Girao, J.A., Tomek, W.G. and Mount, T.D. (1974). The effect of income instability on farmers' consumption and investment. Review of Statistics and Economics. 56: 144-150.

23. Hall, B.H. , Jaffe, A.B. and Trajtenber, M. (2001). The NBER parent citations data file: Lessons, insights and methodological tools. NBER Working Paper No. 8498.

24. Harrod, R.F. (1959). Domar and dynamic economics. Economic Journal. 49: 154-165

25. Hrubovcak, J. and Le Blance, M. (1985). Tax policy and investment. Economic Research Service, Technical Bulletin No. 1699. U.S. Department of Agriculture. Washington, D.C.

26. Jorgenson, D.W. (1963). Capital theory and investment behavior. American Economic Review. 53: 247-259.

27. Jorgenson, D.W. (1971). Econometric studies of investment behavior: A survey. Journal of Economic Literature. 9: 214-220.

28. Kenny, D.A. (1979). Correlation Causation. John Wiley & Sons, New York.

29. Khan, M.S. and Reinhart, C.M. (1990). Private investment and economic growth in developing countries. World Development. 18(1): 19-27.

30. Koyck, L.M. (1954). Distributed Lags and Investment Analysis. North-Holland Publishing Co. Amesterdam.

31. Mankiw, G., Romer, D. and Weil, D. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. Quarterly Journal of Economics. 107: 407-437.

32. Mueler,R.O. (1996). Basic Principle of Structural Equation Modeling: An Introduction to LISREL and EQS. Springer-Verlag, New York.

33. Nonneman, W. and Vanhoudt, P. (1996). A further augmentation of Solow model and the empirics of economic growth for OECD countries. Quarterly Journal of Economics. 111: 943-953.

34. Sargent, T.C. and Rodrigues,E. (2001). Labour or total factor productivity: Do we need to choose? Economic Studies and Policy Analysis Division, Department of Finance, Ottawa. Working Paper 2001-04.

35. Solow, R.M. (1957). Technical change and the aggregate production function. Review of Economic Studies. 39: 312-320.

36. Vasavada, U. and Chambers, R.G. (1986). Investment in U.S. agriculture. American Journal of Agricultural Economics. 68: 654-668.

37. Waugh, D.J. (1977a). The determinants of investment in Australian agriculture- a survey of issues: With particular reference to the Australian sheep industry. Quarterly Review of Agricultural Economics. 30: 133-149.

38. Waugh, D.J. (1977b). The determinants and time pattern of investment expenditure in Australian sheep industry. Quarterly Review of Agricultural Economics. 30: 150-163.

39. Wright, S. (1934). Correlation and causation. Journal of Agricultural Research. 20: 557-585.