-- پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران-------
سال دهم، شماره ۳۴، بهار ۱۳۹۹، ۸۸-۶۷

Jiee.atu.ac.ir
Dol: 10.22054/Jiee.2021.56060.1789

مقاله پژوهشی
تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۸/۱۷
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۴/۲۶
ISSN: ۲۴۲۳-۵۹۵۴
eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۳۷

بررسی رابطه مصرف انرژی و بهره‌وری کل عوامل تولید کشاورزی با کاربرد رهیافت رگرسیون چندک در بخش کشاورزی ایران

آمنه انوشه‌پور دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، ترویج و آموزش کشاورزی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، ایران

رضا مقدسی* دانشیار گروه اقتصاد، ترویج و آموزش کشاورزی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، ایران

امیر محمدی‌نژاد استادیار گروه اقتصاد، ترویج و آموزش کشاورزی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، ایران

سعید یزدانی استاد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران، تهران، ایران

چکیده

با توجه به اهمیت مصرف انرژی و نقش بهره‌وری در رشد اقتصادی، هدف اصلی این مقاله، بررسی تأثیر برخی از متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان و مصرف انرژی بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی در ایران می‌باشد. بدین منظور ابتدا شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید به روش پارامتری مانده سولو محاسبه شده و سپس تأثیر متغیرها بر بهره‌وری کل عوامل تولید به روش رگرسیون چندک[1] مبتنی بر داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۴۶-۱۳۹۵ مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج بدست آمده از برآورد الگو نشان می‌دهد که مصرف انرژی و نرخ تورم با یک دوره وقفه در چندک‌های ۰/۲۵ و ۰/۵ دارای اثر منفی و معناداری بر بهره‌وری کل عوامل تولید می‌باشند، در حالی که اثر متغیرهای نرخ ارز، سرمایه‌گذاری خارجی و بهره‌وری(با یک دوره وقفه) مثبت و معنادار برآورد گردید.

کلیدواژه‌ها: بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی، مصرف انرژی، چندک، مانده سولو

طبقه‌بندی JEL: Q43 , Q18 , C32

* نویسنده مسئول: r.moghaddasi@srbiau.ac.ir

1. Quantile

۱. مقدمه

بهره‌وری میزان و چگونگی استفاده از عوامل تولید را نشان می‌دهد که در صورت استفاده بهینه، بهره‌وری عوامل افزایش خواهد یافت. چنین انتظار می‌رود که مهم‌ترین عامل تعیین کننده رشد اقتصادی، ارتقای بهره‌وری کل عوامل تولید[1] است(نایبی و همکاران،۱۳۸۹). امروزه جهان با توجه به کمیابی عوامل مختلف تولید، نیاز اساسی به افزایش بهره‌وری دارد، چه در کشورهای پیشرفته و چه در کشورهای در حال توسعه. در حوزه علم مدیریت، بهره‌وری تلفیقی است از کارایی و اثر بخشی که بر موارد کمی و کیفی به صورت توأم تأکید دارد . از طرف دیگر، اهمیت انرژی هم برای کشورهای پیشرفته صنعتی که مصرف‌کنندگان اصلی منابع انرژی جهان هستند و هم برای کشورهای نفت خیز از جمله ایران کاملا آشکار شده است. دنیای امروز، دنیای توسعه اقتصادی و صنعتی است. به نحوی که انرژی مهم‌ترین کالای تجاری است که بیشترین سهم تجارت جهانی را دارد(وزارت کار، رفاه و تأمین اجتماعی،۱۳۹۳).

۲. مبانی نظری

در میان بخش‌های اقتصادی یک کشور در حال توسعه، بخش کشاورزی به‌عنوان تأمین‌کنندهٔ غذای جامعه از اهمیت قابل ملاحظه‌ای برخوردار است. اگرچه تا چند دهه پیش، راه‌های گوناگونی برای افزایش تولید محصولات کشاورزی در نظر بوده است، ولی وجود محدودیت‌هایی چون کمبود منابع مانند زمین و انرژی سبب شده است تا به استفاده از روش‌های ارتقای بهره‌وری عوامل تولید، توجه ویژه‌ای شود و عموما به این دلیل که نهاده‌های مورد استفاده برای تولید محدود و کمیاب هستند، کشاورزان و برنامه‌ریزان بخش اقتصاد کشاورزی همواره در جستجوی راه‌هایی بوده تا بتوانند به بکارگیری مقدار نهادهٔ کمتر به خصوص نهاده‌های کمیاب‌تر، مقدار تولید بیش‌تری بدست آورند(قنبری و همکاران،۱۳۹۳). برای دستیابی به توسعه پایدار بایستی تولید و بهره‌برداری از انرژی همراه با سایر نهاده‌ها نظیر نیروی کار، زمین، سرمایه، مدیریت و ... به طور هماهنگ و همساز برنامه‌ریزی شود. مطابق ادبیات موضوع، انتظار بر این است که استفاده بهینه از حامل‌های انرژی، تأثیری مثبت بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید داشته باشد. سیستم‌های کشاورزی

1. Total Factor Productivity(TFP)

پیش‌تر با تغییراتی در زمینه بهبود امنیت غذایی و تغذیه و لزوم کاهش اثرات زیست محیطی روبه رو بوده‌اند. تغییرات مصرف غذایی به سمت کالاهای با ارزش، تغییرات اقلیمی جهانی و کاهش منابع طبیعی، فشار را روی سیستم‌های کشاورزی بیش‌تر از پیش کرده است. درکشورهایی که اقتصاد کشاورزی دارند، افزایش تولید مستلزم افزایش بهره‌وری و مدیریت منابع موجود است. در ایران متوسط رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰، در طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۹۵، به ترتیب برابر ۵/۱۹، ۴/۶۹ و ۴/۲۴ درصد بوده است. تحلیل ارتباط بخش کشاورزی و انرژی ایران حاکی از آن است که سهم بخش کشاورزی در کل مصرف نهایی انرژی بر حسب میلیون بشکه نفت خام نسبت به سایر بخش‌ها پایین‌تر است. به‌گونه‌ای که سهم مصرف نهایی انرژی این بخش در سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۹۵ به طور متوسط برابر با ۳/۹ درصد بوده است. بالاترین سهم از مصرف انرژی در سال ۱۳۹۵ به ترتیب متعلق بوده است به بخش خانگی(۳۴/۱ درصد)، حمل و نقل(۲۵/۹ درصد)، صنعت(۲۳/۳ درصد)، مصارف غیرانرژی(۱۲/۶ درصد) و کشاورزی(۴/۱ درصد)(یافته‌های تحقیق براساس آمار و اطلاعات وزارت نیرو، ترازنامه انرژی). امروزه تولید بخش کشاورزی به اندازه‌ای به نفت و مشتق‌های آن وابسته گردیده است که هرگونه خلل در تأمین انرژی مورد نیاز این بخش به گونه‌ای معنادار بر سطح تولید اثر می‌گذارد. آمارها نشان می‌دهد که میزان کل مصرف انرژی در بخش کشاورزی طی سال‌های ۹۳-۱۳۷۰ از ۳۳/۱ میلیون بشکه معادل نفت خام به ۵۰/۳ حدود ۵/۱ برابر شده است(ترازنامه انرژی، ۱۳۹۳). صرف نظر از وابستگی افزایش تولید به مصرف انرژی بیشتر، چگونگی رابطه میان افزایش تولید و افزایش مصرف انرژی و نیز هدایت مصرف‌های آتی در مسیرهای متعارف و معقول ضرورت خاصی دارد.

در ایران این واقعیت که حدود ۹۸ درصد از کل انرژی مصرفی مورد نیاز کشور از فرآورده‌های هیدروکربوری تشکیل می‌شود و گاه تا ۷۰ درصد از درآمدهای ارزی کشور از محل فروش نفت تأمین می‌گردد، نشان دهنده وضعیت ویژه اقتصاد کشور است که ضرورت اتخاذ تصمیم‌های مناسب سیاست گذاران کلان کشور در برنامه ریزی‌ها و هدایت حرکت‌ها به سوی توسعه پایدار را آشکار می‌سازد(عباسی،۱۳۹۴).

امروزه با توجه به انباشت گازهای گلخانه‌ای آلاینده در جو زمین که در نتیجه استفاده بی‌رویه از سوخت‌های فسیلی حاصل گردیده و باعث افزایش غیر طبیعی درجه حرارت

کره زمین گردیده است نقش جدیدی بر عهده بخش کشاورزی گذاشته شده است، به عبارت دیگر بخش کشاورزی می‌بایست علاوه بر انجام وظایف پیشین خود که هم راستای تحول‌های تاریخی و توسعه در اقتصاد کشورها شکل گرفته است، تولید انرژی و به طور دقیق تر تولید بیوانرژی را نیز در چارچوب وظایف خود قرار دهد. این فرآیند به طور گسترده در کشورهایی مانند ایالات متحده آمریکا و برزیل به طور جدی آغاز گردیده و در دیگر کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه نیز در حال تکوین است(عباسی،۱۳۹۴). همچنین با افزایش بهره‌وری کشاورزی، علاوه بر افزایش درآمد واقعی تولیدکنندگان و قدرت خرید مصرف‌کنندگان، می‌تواند به حضور محصولات کشاورزی بیش‌تر و مرغوب‌تر در بازارهای رقابتی جهانی نیز کمک کرد. با توجه به اهمیتی که ارتقای بهره‌وری عوامل تولید در دستیابی به نرخ‌های بالاتر رشد دارد، شناسایی عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید و تدوین برنامه‌های لازم برای ارتقای آن ضروری به نظر می‌رسد. بنابراین با توجه به اهمیت موضوع، مطالعه حاضر تلاش دارد عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی را مورد بررسی قرار دهد.

۳. پیشینه تحقیق

کارکاسیر و همکاران[1](۲۰۰۶)، با بررسی اثر انرژی روی بهره‌وری کشاورزی ترکیه نشان دادند که اثر هر دو متغیر معنی‌دار و رابطهٔ قوی بین مصرف انرژی و بهره‌وری کشاورزی برقرار است. بدری و نرایان و همکاران[2](۲۰۱۹) اثرگذاری انواع انرژی را بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که مصرف سوخت‌های فسیلی رشد بهره‌وری کل عوامل تولید را کاهش و مصرف انرژی تجدیدپذیر باعث رشد آن می‌شود. کلارک[3](۱۹۸۲)، مدلی را برای بررسی ارتباط بین تورم و بهره‌وری در ایالات متحده آمریکا برای سال‌های ۱۹۱۸-۱۹۴۷ برآورد کرده است. نتایج تحقیق او بیانگر این واقعیت است که تورم تخریب مکانیزم مالیات را سبب می‌گردد و قیمت رانتی موجودی سرمایه را افزایش می‌دهد. ماهادیوای و آجای[4](۲۰۰۵)، رابطه علی میان رشد بهره‌وری و شاخص‌های قیمتی را در بخش معادن استرالیا مطالعه کردند. آن‌ها

1. Karkacier and et al
2. Badri Narayan et al.
3. Clark
4. Mahadevan and Adjaye

نشان دادند که رابطه‌ای منفی و یک طرفه از تورم به بهره‌وری وجود دارد. صمدی و همکاران(۱۳۸۵)، نیز ارتباط بلندمدت و منفی میان بهره‌وری و تورم را در اقتصاد ایران تأیید کردند. یکی دیگر از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر نوسان‌های اقتصادی، نوسان‌های نرخ ارز است. نرخ ارز متغیری است که چگونگی سیاست‌گذاری در زمینه آن متغیرهای کلان اقتصادی، به ویژه رشد صادرات غیرنفتی را متأثر می‌کند. بخش کشاورزی، نه فقط از نظر مبادلات کالایی تحت تأثیر سیاست‌های ارزی است بلکه به لحاظ نهاده‌های قابل تجارت نیز به گونه مستقیم تحت تأثیر سیاست‌های ارزی قرار می‌گیرد. کیم و پارک[1](۲۰۱۷) نشان دادند که جذب سرمایه انسانی، جمعیت کمتر، ارزش پول ملی پایین(افزایش نرخ ارز) و تحقیقات و توسعه، منابع قابل توجهی برای رشد بهره‌وری کل عوامل تولید می‌باشند. یافته‌های آمادو[2](۲۰۱۲)، در بررسی اثر نرخ ارز بر رشد بهره‌وری در ۷۴ کشور مورد مطالعه برای دوره ۱۹۷۵-۲۰۰۴ حاکی از آن است که نوسانات نرخ ارز، اثر منفی بر رشد بهره‌وری دارد. جینی و هووا[3] (۲۰۱۱)، در بررسی چگونگی اثر نرخ ارز بر بهره‌وری با استفاده از داده‌های پانل برای ۲۹ استان چین در دوره ۱۳۸۶-۲۰۰۷، به این نتیجه دست یافتند که ارزش‌گذاری بالاتر نرخ ارز، اثر مثبتی بر رشد بهره‌وری نیروی کار دارد. طلابیگی و همکاران(۱۳۹۷) با بررسی تأثیر نوسان نرخ ارز بر رشد بهره وری کل عوامل تولید به این نتیجه رسیدند که نوسان نرخ ارز بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید تأثیر منفی دارد و همچنین بستگی به سطح توسعه مالی کشورها نیز دارد. چراغی(۱۳۹۴)، در مطالعه خود به بررسی تأثیر برخی متغیرهای اقتصاد کلان بر بهره‌وری بخش کشاورزی، طی سال‌های ۱۳۵۷-۱۳۸۹ پرداخته است. نتایج نشان داد که نرخ ارز تأثیر مثبت و همچنین نرخ تورم و بدهی‌های خارجی اثر منفی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی دارند. با وجود دیدگاه‌های مختلف در مورد ارتباط میان توسعه مالی و رشد اقتصادی، امروزه بسیاری از کشورهای جهان به واسطه عدم تکافوی منابع داخلی برای سرمایه‌گذاری، تمایل شدیدی به جذب سرمایه‌های خارجی پیدا کرده‌اند. در ایران نیز با اینکه حجم عمده‌ای از سرمایه‌گذاری‌ها توسط دولت در قالب بودجه‌های عمرانی انجام می‌شود اما با رویکرد افزایش حضور بخش خصوصی در اقتصاد که در سال‌های اخیر

1. JungsukKim and JungsooPark
2. Amadou
3. Jeanneney and Hua

اعمال شده است، اهمیت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و در کنار آن جذب سرمایه‌گذاری خارجی نیز بیش از پیش اهمیت یافته است. مطالعات صورت گرفته در این خصوص نشان داد که نتایج متناقض و ناسازگاری در این زمینه وجود دارد. به عنوان مثال، فرای[1](۱۹۹۳) و برن استین وهمکاران[2](۱۹۹۸) معتقدند که تأثیر سرمایه گذاری خارجی بر رشد اقتصادی منفی است درحالی که جانسون[3](۲۰۰۶)، ساها[4](۲۰۰۵)، ژانگ[5](۲۰۰۱)، برو و سالای مارتین[6](۱۹۹۵) و فرزین و همکاران(۱۳۹۱)، نشان می‌دهند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی رابطهٔ مستقیم و مثبتی دارند. جعفری و همکاران(۱۳۹۹) با بررسی دلایل تفاوت بهره‌وری کل عوامل در کشورهای شرق و غرب آسیا و عوامل موثر بر هر یک از آن‌ها نشان دادند که سرمایه انسانی، رانت‌های نفتی، درجه بازبودن تجاری و شدت انرژی مهم‌ترین علت تفاوت بهره‌وری کل عوامل تولید در کشورهای شرق و غرب آسیا هستند.

براساس مطالعهٔ مقالات و تحقیقاتی که تا به حال صورت پذیرفته است، حدود ۱۰ متغیر اثر گذار بر بهره‌وری کل عوامل تولید شناسایی شد. که از بین این متغیرها، تنها متغیرهایی که آمار و اطلاعاتشان موجود بود، انتخاب شدند. فهرست متغیرهای منتخب به شرح ذیل می‌باشد:

۱- نرخ تورم[7]، ۲- میزان تولید(رشد تولید) ۳- جمع سرمایه گذاری خارجی[8]، ۴- نرخ ارز بازار آزاد، ۵- مصرف انرژی، ۶- موجودی سرمایه، ۷- نیروی کار شاغل، ۸- میزان بارندگی.

تفاوت مطالعه حاضر با پژوهش‌های انجام شده در این است که این مطالعه از مدل مانده سولو که مورد توصیه سازمان بهره‌وری آسیایی است برای اندازه‌گیری نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل استفاده می‌کند. دیگر این‌که در هیچ کدام از مطالعات ذکر شده، روابط بین مصرف انرژی و نرخ ارز بازار آزاد، نرخ تورم و سرمایه‌گذاری خارجی بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید به طور همزمان مدنظر نبوده است. هدف اساسی استفاده از رگرسیون

1. Fry
2. Borensztein et al
3. Johnson
4. Saha
5. Zhang
6. Barro and Sala-I-Martin
7. Inflation(INF)
8. Foreign Investment(FI)

کوانتایل درواقع استفاده از روشی است تا متغیرهای مستقل هم در میانگین داده‌ها و هم در تمام قسمت‌های توزیع به ویژه در دنباله‌های ابتدایی و پایانی بدون محدودیت‌های مفروضات رگرسیون معمولی مورد بررسی قرار گیرند.

٤. روش‌شناسی

الگوهای شاخص بهره‌وری به دو گروه تقسیم می‌شوند. گروه اول الگوهای مستقیم محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید است، که بدون استفاده مستقیم از تابع تولید اقدام به برآورد آن می‌نماید. گروه دوم، الگوهای غیرمستقیم هستند که مبتنی بر استفاده مستقیم از تابع تولید است، و با در نظرگرفتن فرم تابعی معین و انجام عملیات ریاضی بر روی تابع تولید به برآورد شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید می‌پردازند. از مهم‌ترین الگوهای غیرمستقیم می‌توان به مدل مانده سولو اشاره کرد.

٤-١. مدل مانده سولو

مدل مانده سولو در واقع تفاضل میانگین وزنی رشد عوامل از رشد تولید است. بدین صورت:

$$T\dot{F}P = \dot{VA} - \hat{\alpha}\dot{K} - \hat{\beta}\dot{L} - \hat{\gamma}\dot{Rf} \qquad (۱)$$

آن بخش از رشد تولید که توسط رشد نیروی کار و سرمایه و میزان بارندگی قابل توضیح نیست، رشد بهره‌وری کل عوامل محسوب می‌شود.

در این مطالعه برای محاسبهٔ شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید از روش باقی مانده سولو و از یک تابع تولید کاب داگلاس استفاده شده است. این تابع به صورت رابطهٔ زیر می‌باشد:

$$VA = C\ K^{\alpha}\ L^{\beta}\ \ Rf^{\gamma} \qquad (۲)$$

در رابطه بالا Rf نهاده بارندگی و γ سهم عامل بارندگی در ارزش افزوده می‌باشد. رابطه(۲) پس از تبدیل به فرم لگاریتمی به صورت زیر درخواهد آمد:

$$LnVA = LnC + \alpha LnK + \beta LnL + \gamma LnRf \qquad (۳)$$

که در آن VA: ارزش افزوده بخش کشاورزی(میلیارد ریال)، L : جمعیت شاغل در بخش کشاورزی(نفر)، K : ارزش موجودی سرمایه خالص در بخش کشاورزی(میلیارد ریال) و Rf : میزان بارندگی(میلی متر) .[۱] براساس بحث‌های پیشین انتظار می‌رود که رشد بهره‌وری

۱. ارزش افزوده و موجودی سرمایه بر پایه قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳می‌باشند

کل عوامل تولید با مصرف انرژی، نرخ ارز، نرخ تورم و سرمایه‌گذاری خارجی ارتباط معناداری داشته باشد. داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز این مطالعه از ترازنامه انرژی وزارت نیرو، بانک داده‌های سری زمانی و گزارش‌های اقتصادی بانک مرکزی و بانک جهانی بدست آمده‌اند. دراین مطالعه به منظور محاسبهٔ شاخص بهره‌وری کل عوامل از روش مانده سولو و برای بررسی ارتباط بین متغیرهای مورد نظر از الگوی رگرسیون چندک استفاده‌شده است. برای این‌منظور به اطلاعات و آمار ارزش افزوده بخش کشاورزی، موجودی سرمایه خالص بخش کشاورزی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳(میلیارد ریال)، جمعیت شاغل در بخش کشاورزی(نفر)، میزان بارندگی(میلی متر) در طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۴۶ نیاز است. تکنیک رگرسیون چندک شرطی که توسط کوئنکر و باست[1] (۱۹۷۸) ارائه شده، مورد کاربرد قرار گرفت تا به بررسی تأثیر یک متغیر توضیحی بر چندک‌های متفاوت یک متغیر وابسته بپردازد. سپس تکنیک رگرسیون چندک به عنوان بسطی بر مدل رگرسیون خطی کلاسیک پذیرفته شد. همانند روش‌شناسی حداقل مربعات معمولی، روش رگرسیون چندک در حالت ایده آل به بررسی تأثیر یک متغیر مستقل بر یک متغیر وابسته در چندک‌های بالا و پایین یک توزیع مورد نظر، می‌پردازد و بدین وسیله ما را قادر می‌سازد تا در مورد رابطهٔ جامع بین متغیرها در دوره‌های مختلف زمانی قضاوت کنیم. هدف اساسی استفاده از رگرسیون کوانتایل درواقع استفاده از روشی است تا متغیرهای مستقل هم در میانگین داده‌ها و هم در تمام قسمت‌های توزیع به ویژه در دنباله‌های ابتدایی و پایانی بدون محدودیت‌های مفروضات رگرسیون معمولی مورد بررسی قرار گیرند. در رگرسیون چندک برخلاف رگرسیون معمولی از حداقل نمودن مجموع قدرمطلق باقی‌مانده‌های موزون برای برآورد پارامتر الگو استفاده می‌شود که به آن روش حداقل قدرمطلق انحرافات[2] گفته می‌شود. برای تخمین رگرسیون چندکی عبارت زیر حداقل می‌شود:

$$(Y_i - \varepsilon) \quad min_{\varepsilon \epsilon R} \sum \rho_\tau \tag{۴}$$

$$\hat{\beta}(\tau) = min_{\beta \in R^\rho} (\sum_{i \in \{i: y_i \geq x_i \beta\}} \tau |y_i - x_i \beta| + \tag{۵}$$

$$+ \sum_{i \in \{i: y_i < x_i \beta\}} (1 - \tau) |y_i - x_i \beta|)(y_i - x_i \beta) = min_{\beta \in R^\rho} \sum \rho_\tau$$

1. Koenker and Bassett
2. Least Absolute Deviations(LAD)

$$TFP_t = \beta_1^{(p)} MER_t + \beta_2^{(p)} E_t + \beta_3^{(p)} INF_t + \beta_4^{(p)} Fi_t + \varepsilon_{1t} \quad (۶)$$

$$(\beta + \tau) = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} \rho_\tau (TFP_t - \beta_1^{(p)} MER_t + \beta_2^{(p)} E_t + \beta_3^{(p)} INF_t + \beta_4^{(p)} Fi_t) \quad (۷)$$

$$\frac{1}{T}\sum_{t=0}^{T} \rho_\tau (TFP_t - \theta) = \quad (۸)$$

$$\frac{1}{T}\left[\tau \sum_{t=TFP_t \geq \theta} |TFP_t - \theta| + (1-\tau) \sum_{t=TFP_t < \theta} |TFP_t - \theta|\right]$$

در این مطالعه به بررسی اثر متغیرهای مصرف انرژی، نرخ تورم، نرخ ارز و سرمایه‌گذاری خارجی بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی در اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت رگرسیون چندک پرداخته شده است. تابع ارائه شده به صورت زیر می‌باشد:

قبل از بررسی و تخمین تابع تولید، ابتدا ایستایی داده‌ها مورد بررسی قرار گرفت، سپس به منظور برآورد رابطه(۳) از روش حداقل مربعات معمولی استفاده شده است. همچنین در ادامه برای بررسی رابطهٔ بین متغیرهای مصرف انرژی، نرخ تورم، نرخ ارز، سرمایه‌گذاری خارجی و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید علاوه بر آزمون‌های مانایی دیکی فولر تعمیم یافته، فیلیپس پرون و کویتاسکی و همکاران، آزمون‌های مانایی غیرخطی کپیتانیوس، شی و اسنل و لی و استرازیسیچ بهره گرفته شده است.

۲-٤. ایستایی[1] و آزمون ریشه واحد[2]

در مدل‌سازی اقتصادسنجی سری‌های زمانی، بایستی ایستایی متغیرهای سری زمانی مورد بررسی قرار گیرد. بدین منظور ابتدا از آزمون‌های ریشه واحد ساده از جمله دیکی فولر تعمیم یافته(۱۹۷۹) و فیلیپس‌پرون(۱۹۸۸) و کوستاسکی و همکاران(۱۹۹۲) استفاده و سپس از آزمون ریشه واحد با لحاظ شکست ساختاری جهت بررسی مانایی متغیرهای الگو بهره گرفته شد. از بین آزمون‌های مذکور، آزمون کپیتانیوس و همکاران[3](۲۰۰۳) پرکاربردترین آزمون ریشه واحد غیرخطی است به طوری که در اکثر مطالعات صورت

1. Stationarity
2. Unit root test
3. Kapetanios et al

گرفته با هدف بررسی ایستایی غیرخطی، از این آزمون استفاده شده است. آزمون کپیتانیوس و همکاران براساس رگرسیون کمکی زیر برای داده‌های میانگین زدایی شده TFP_t انجام می‌شود:

$$\Delta TFP_t = \delta TFP_{t-1}^3 + \sum_{j=1}^{k} \rho_j \Delta TFP_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۹)$$

فرضیه صفر ناایستایی، $H_0: \delta = 0$ در برابر فرضیه رقیب ایستایی غیر خطی $H_1: \delta < 0$ آزمون می‌شودمقادیر بحرانی این آزمون برای سطوح اهمیت ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب برابر است با ۳/۹۳-، ۳/۴۰- و ۳/۱۳- . در این راستا، تونلی و ایلانسی[1](۲۰۱۰)، لیو و احمد[2](۲۰۰۹)،حبیب اله[3](۲۰۰۸)، همگی برای تحلیل همگرایی درآمدی از آزمون ریشه واحد در ساختار غیرخطی استفاده نموده و بر مناسب بودن این آزمون در مورد مطالعات خود صحه گذاشته‌اند. در ادامه روش ارائه شده توسط لی و استرازیسیچ[4](۲۰۰۳) جهت تعیین نقاط شکست در این متغیرها به کار رفته است. به منظور تعیین نقاط شکست در این متغیرها، آزمون ریشه واحد با وجود یک شکست ساختاری درون‌زای ضریب لاگرانژ، مورد استفاده قرارگرفته است.این آزمون در نرم‌افزار ایویوز ۱۰ قابل اجرا می‌باشد. از آن‌جایی که فرضیه صفر این آزمون وجود ریشه واحد در متغیر می‌باشد، بزرگ‌تر بودن قدرمطلق آماره آزمون نسبت به مقدار بحرانی نشان دهندهٔ مانایی متغیر مذکور است به عنوان مثال اوزترک و اصلان[5](۲۰۱۱)، مصرف سرانه انرژی بخشی در ترکیه را با استفاده از آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ در طی سال‌های ۱۹۷۱-۲۰۱۰ مطالعه نموده و نشان دادند که مصرف سرانه انرژی بین بخشی در ترکیه ماناست.

۵. نتایج و بحث

براساس جدول(۱)، آزمون‌های ایستایی دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس‌پرون و کوستاسکی و همکاران ارائه شده است. همان طور که ملاحظه می‌شود، کلیه داده‌ها در تفاضل مرتبه اول ایستا I(۱) هستند.

1. Tunali & Yilanci
2. Liew & Ahmad
3. Habibollah
4. Lee & Strazicich
5. Ozturk and Aslan

جدول(۱): نتایج آزمون‌های ریشه واحد

متغیرها		آزمون دیکی فولر تعمیم یافته		آزمون فیلیپس پرون		آزمونKPSS	
		در سطح	در تفاضل مرتبه اول	در سطح	در تفاضل مرتبه اول	در سطح	در تفاضل مرتبه اول
LVA	C	۰/۴۵	۰۰/۰***	۰/۰۱	۰۰/۰***	۰/۹۲	۰/۳۹***
	C & T	۰/۶۳	۰۰/۰***	۰/۷۴	۰۰/۰***	۰/۲۲	۰/۱۸***
	None	۱	۰۰/۰***	۱	۰۰/۰***	–	–
LL	C	۰/۹۹	۰۰/۰***	۰/۹۹	۰۰/۰***	۰/۷۶	۰/۶۱***
	C & T	۰/۱۴	۰۰/۰***	۰/۲۹	۰۰/۰***	۰/۲۰	۰/۱۱***
	None	۰/۹۳	۰/۰۵	۰/۹۶	۰۰/۰***	–	–
LK	C	۰/۹۱	۰/۱۰	۰/۹۳	۰/۰۱	۰/۸۹	۰/۱۰***
	C & T	۰/۴۲	۰/۳۰	۰/۷۸	۰/۰۵	۰/۱۲	۰/۰۹***
	None	۰/۹۸	۰/۱۳	۱	۰/۰۵	–	–
LRf	C	۰۰/۰***	۰۰/۰***	۰۰/۰***	۰۰/۰***	۰/۴۰	۰/۱۶***
	C & T	۰۰/۰***	۰۰/۰***	۰۰/۰***	۰۰/۰***	۰/۰۵	۰/۱۵***
	None	۰/۶۱	۰۰/۰***	۰/۴۸	۰۰/۰***	–	–

منبع: یافته‌های تحقیق *** در سطح ۱ درصد خطا معنادار است.

همان‌طورکه از جدول نمایان است، کلیه داده‌ها در تفاضل مرتبه اول ایستا I(۱) هستند. برای محاسبه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید با استفاده از مدل مانده سولو، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی و در قالب یک تابع تولید کاب داگلاس، ارزش افزوده بخش کشاورزی بر روی نهاده‌های نیروی کار، ارزش موجودی سرمایه خالص در بخش کشاورزی و بارندگی رگرس شد که نتایج این تخمین در جدول(۲) ارائه شده است. سپس کشش‌های جزئی عوامل تولید نیروی کار، سرمایه و بارندگی یا α و β و γ از این تخمین استخراج شدند:

جدول (۲): نتایج تخمین تابع تولید

متغیر		ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	احتمال
عرض از مبدأ	C	-۳۷/۶	۷/۶۱	۴/۹۳	۰/۰۰
موجودی سرمایه	LnK	۰/۳۱	۰/۰۱۴	۳/۰۹	۰/۰۴
تعداد شاغلین	LnL	-۰/۶۱	۰/۰۵	-۳/۲۲	۰/۰۰
میزان بارندگی	LnRf	۰/۰۲	۰/۰۳	۳/۷۱	۰/۰۴
خودرگرسیون از مرتبه اول	AR(1)	۰/۵۲	۰/۰۱۳	۳/۹	۰/۰۰
روند	Trend	۰/۰۶	۰/۰۰۷	۸/۲۴	۰/۰۰
ارزش افزوده متغیر وابسته است	LnVA	R^2 =0/99	$\overline{R^2}$ =0/99	F=896/88	D.W=1/91

منبع: یافته‌های تحقیق

لازم به ذکر است که باقی‌مانده تابع تولید برآورد شده (جزء اخلال) مورد آزمون ایستایی قرارگرفت که براساس آن در سطح ایستا بود(۰)I . لذا نتایج جدول بالا قابل اعتماد می‌باشد. نتایج تخمین نشان می‌دهد که متغیرهای سرمایه، نیروی‌کار و بارندگی اثر معنی‌داری بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارند البته به جزء نهادهٔ نیروی کار بقیه عوامل دارای اثر مثبت و معنادار بر بهره‌وری کل عوامل می‌باشند، اما نهاده نیروی‌کار دارای اثری منفی بر بهره‌وری کل عوامل است. دلیل آن را نیز می‌توان ورود به ناحیهٔ سوم تولید از نهادهٔ نیروی‌کار دانست. همان‌طور که از جدول نمایان است سهم عوامل موجودی سرمایه، نیروی‌کار و بارندگی از ارزش افزوده یا کشش‌های جزئی آن‌ها به ترتیب عبارتند از ۰/۳۱، ۰/۶۱- و ۰/۰۲ درصد، به این معنی که اگر نیروی‌کار ۱ درصد افزایش یابد، ارزش افزوده بخش کشاورزی حدود ۶ درصد کاهش می‌یابد و همچنین اگر میزان بارندگی ۱ درصد افزایش یابد، ارزش افزوده بخش کشاورزی تقریبا ۲ درصد افزایش می‌یابد. در ضمن برای رفع مشکل خودهمبستگی از متغیر خودرگرسیون مرتبه اول استفاده شده است. براساس کشش‌های بدست آمده از برآورد تابع تولید می‌توان از طریق رابطه‌ی(۱۰) رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی را محاسبه نمود:

$$T\dot{F}P = \dot{VA} - \hat{\alpha}\dot{K} - \hat{\beta}\dot{L} - \hat{\gamma}\dot{Rf} \qquad (۱۰)$$

که در آن $T\hat{F}P$: رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی و $\dot{VA}$، $\dot{K}$، $\dot{L}$ و $\dot{Rf}$ به ترتیب رشد ارزش‌افزوده، رشد موجودی سرمایه، رشد نیروی‌کار و رشد میزان بارندگی می‌باشد. نتایج محاسبهٔ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی با استفاده از مدل مانده سولو در جدول(۳) ارائه گردیده است:

جدول (۳): نتایج برآورد رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی از روش مانده سولو

سال	$T\dot{F}P$	سال	$T\dot{F}P$	سال	$T\dot{F}P$	سال	$T\dot{F}P$	سال	$T\dot{F}P$
۱۳۴۶	۰	۱۳۵۶	-۰/۰۵	۱۳۶۶	۰/۰۲	۱۳۷۶	۰/۰۸	۱۳۸۶	-۰/۰۱
۱۳۴۷	۰/۰۸	۱۳۵۷	۰/۰۲	۱۳۶۷	-۰/۰۱	۱۳۷۷	-۰/۰۳	۱۳۸۷	-۰/۰۱
۱۳۴۸	-۰/۰۸	۱۳۵۸	۰/۰۷	۱۳۶۸	۰/۰۸	۱۳۷۸	-۰/۰۱	۱۳۸۸	۰/۰۸
۱۳۴۹	-۰/۰۱	۱۳۵۹	-۰/۰۹	۱۳۶۹	۰/۰۱	۱۳۷۹	۰/۰۴	۱۳۸۹	-۰/۰۲
۱۳۵۰	۰/۰۱	۱۳۶۰	۰/۰۱	۱۳۷۰	۰/۰۵	۱۳۸۰	۰/۰۳	۱۳۹۰	-۰/۰۱
۱۳۵۱	۰/۰۷	۱۳۶۱	۰/۰۷	۱۳۷۱	۰/۰۹	۱۳۸۱	۰/۰۶	۱۳۹۱	۰/۰۴
۱۳۵۲	۰/۰۱	۱۳۶۲	-۰/۰۷	۱۳۷۲	-۰/۰۱	۱۳۸۲	۰/۰۷	۱۳۹۲	۰/۰۲
۱۳۵۳	۰/۰۱	۱۳۶۳	۰/۰۱	۱۳۷۳	۰/۰۷	۱۳۸۳	۰/۰۱	۱۳۹۳	۰/۰۱
۱۳۵۴	۰/۰۹	۱۳۶۴	۰/۰۱	۱۳۷۴	۰/۰۵	۱۳۸۴	۰/۰۱	۱۳۹۴	۰/۰۶
۱۳۵۵	-۰/۰۳	۱۳۶۵	۰/۰۹	۱۳۷۵	-۰/۰۱	۱۳۸۵	۰/۰۶	۱۳۹۵	-۰/۰۳

منبع: یافته‌های تحقیق

حال با توجه به هدف این مطالعه روابط بین رشد بهره‌وری کل عوامل تولید با میزان مصرف انرژی در بخش کشاورزی(برحسب میلیون بشکه نفت خام)، نرخ تورم، نرخ ارز و سرمایه‌گذاری خارجی(هزاردلار) از طریق رگرسیون چندک مورد بررسی قرار می‌گیرد. البته قبل از ورود به تخمین رگرسیون، ابتدا به توصیف داده‌ها از نظر آماری و تأیید مدل رگرسیون چندک پرداخته می‌شود. سپس مانایی خطی و غیرخطی متغیرها بر طبق آزمون‌های مذکور بررسی می‌گردد.

۱-۵. توصیف داده‌ها

در جدول (۴) آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد مطالعه ارائه شده است. همان‌طور که از جدول نمایان است، آمارهٔ چولگی ضرایب[1]، نرخ تورم و نرخ ارز بازار آزاد و سرمایه‌گذاری خارجی مثبت هستند،که نشان دهندهٔ چولگی به راست می‌باشد. یا به عبارت بهتر حجم بیش‌تر داده‌ها در سمت راست توزیع نرمال قرار دارد. اما چولگی ضرایب متغیرهای مصرف انرژی و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، منفی است، که نمایان‌گر چولگی داده‌ها به سمت چپ می‌باشد. به علاوه برای بررسی توزیع نرمال استاندارد داده‌ها از آماره چولگی استفاده شده است که براساس این آماره، همگی متغیرها به جزء مصرف انرژی به صورت قوی بالای عدد ۳ قرار دارند که نشان دهندهٔ این است که دنبالهٔ سمت راست توزیع سنگین‌تر می‌باشد یا به عبارت دیگر حجم بیش‌تر داده‌ها در سمت راست توزیع نرمال استاندارد قرار دارد. در این میان تنها متغیر مصرف انرژی دارای توزیع احتمالی نزدیک به توزیع احتمال نرمال استاندارد است.

جدول(٤): توصیف آماری متغیرها

	TFP	E	INF	Fi	MER
میانگین	۰/۰۰۱	۲۷/۹۳	۱۶/۷۵	۳۸۸۹/۹۲	۶۳۴۷/۸۱
میانه	۰/۰۰۲	۲۹/۹۷	۱۵/۶۰	۴۲۸/۳۹	۱۴۵۹/۱
حداکثر	۰/۰۱۳	۵۵/۰۳	۴۹/۴۰	۵۲۴۱۸/۶۹	۳۶۴۴۰
حداقل	-۰/۰۱۶	۴/۴۰	۰/۸۰	۰/۰۰	۶۸
انحراف معیار	۰/۰۰۷	۱۳/۳۶	۹/۴۷	۱۱۶۰۸/۴۷	۹۶۱۹/۷
جهت چولگی	-۰/۷۵	-۰/۰۶	۰/۸۶	۳/۹۲	۲/۰۱
چولگی	۳/۸۵	۲/۳۴	۴/۴۳	۱۶/۹۲	۶/۱۷
آماره جارکوابرا	۴/۷۵	۰/۹۳	۱۰/۵۲	۲۱۳/۰۳	۵۴/۷۹
احتمال	۰/۰۹	۰/۶۲	۰/۰۰۵	۰/۰۰	۰/۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

1. Skewness Coefficient

از سویی دیگر براساس آماره آزمون جارکوابرا، فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن توزیع متغیر رد شده و چولگی آن مورد تأیید قرار می‌گیرد. بنابراین براساس جدول شماره(۴)، متغیرهای بهره‌وری کل عوامل، سرمایه‌گذاری خارجی، نرخ ارز بازار و تورم دارای چولگی می‌باشند. در نتیجه استفاده از رگرسیون چندک ترجیح داده می‌شود. در ادامه نتایج مربوط به آزمون‌های ایستایی ارائه شده است: براساس جدول(۵)، آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم یافته، فیلیپس پرون و کویتاسکی و همکاران ارائه شده است. همان طور که ملاحظه می‌شود براساس جدول سه متغیر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، نرخ تورم و سرمایه‌گذاری خارجی در سطح و ۲ متغیر نرخ ارز بازار آزاد(و مصرف انرژی در تفاضل مرتبه اول مانا هستند. البته کلیه متغیرها در تفاضل مرتبه اول مانا می‌باشند. لذا برای بررسی بیشتر و اطلاع از ساختار داده‌ها نتایج آزمون‌های کپتانیوس و همکاران و لی و استرازیسیچ در جداول (۶) و (۷) ارائه شده است:

جدول(۵): نتایج ۳ آزمون ریشه واحد متفاوت

متغیرها		آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته		آزمون فیلیپس پرون		آزمونKPSS*	
		در سطح	در تفاضل مرتبه اول	در سطح	در تفاضل مرتبه اول	در سطح	در تفاضل مرتبه اول
TFP	C	۰/۰۰***	۰/۰۰***	۰/۰۰***	۰/۰۰	۰/۱۹***	۰/۰۴***
	C & T	۰/۰۰***	۰/۰۰***	۰/۰۰***	۰/۰۰***	۰/۰۵***	۰/۰۳***
	None	۰/۰۰***	۰/۰۰***	۰/۰۰***	۰/۰۰***	–	–
INF	C	۰/۰۰	۰/۰۰***	۰/۰۱	۰/۰۰***	۰/۳۵***	۰/۵۰***
	C & T	۰/۰۱	۰/۰۰***	۰/۰۸	۰/۰۰***	۰/۱۸***	۰/۴۴***
	None	۰/۱۲	۰/۰۰***	۰/۱۸	۰/۰۰***	-	–
Fi	C	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۸***	۰/۵۰***
	C & T	۰/۰۰	۰/۰۸	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۰***	۰/۵۰***
	None	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	–	–
MER	C	۰/۹۹	۰/۰۰***	۱	۰/۰۰	۰/۷۲***	۰/۴۹***
	C & T	۰/۹۶	۰/۰۰***	۰/۹۹	۰/۰۱	۰/۱۹***	۰/۱۵***
	None	۰/۹۹	۰/۰۰***	۱	۰/۰۰	–	–
E	C	۰/۹۴	۰/۰۰***	۰/۹۴	۰/۰۰***	۰/۸۷	۰/۱۱***
	C & T	۰/۷۸	۰/۰۰***	۰/۸۲	۰/۰۰***	۰/۱۱***	۰/۱۰***
	None	۰/۹۹	۰/۰۰***	۰/۹۹	۰/۰۰***	–	–

منبع: یافته‌های تحقیق *** در سطح ۱ درصد خطا معنادار است.

جدول(٦): نتایج آزمون ریشه واحد KSS

متغیرها	ضریب	آماره آکائیک	آماره t	احتمال	وقفه
TFP^3_{t-1}	-۰/۰۰۰۳	-۶/۱۳	-۰/۴۳	۰/۶۶	۱۲
TFP^3_{t-1}	-۰/۰۰۰۷	-۶/۲۲	-۰/۳۹	۰/۶۹	۱۱
TFP^3_{t-1}	-۰/۰۰۰۶	-۶/۲۵	-۱/۰۱	۰/۳۱	۱۰
TFP^3_{t-1}	-۰/۰۰۰۷	-۶/۳۳	-۱/۴۸	۰/۱۴	۹
TFP^3_{t-1}	-۰/۰۰۰۵	-۶/۳۹	-۱/۵	۰/۱۴	۸
TFP^3_{t-1}	-۰/۰۰۰۶	-۶/۴۲	-۱/۹۷	۰/۰۵	۷
TFP^3_{t-1}	-۰/۰۰۰۶	-۶/۳۷	-۱/۹۱	۰/۰۶	۶
TFP^3_{t-1}	-۰/۰۰۰۵	-۶/۴۱	-۲/۰۷	۰/۰۴	۵
TFP^3_{t-1}	-۰/۰۰۰۶	-۶/۴۷	-۲/۸۳	۰/۰۰۷	۴
TFP^3_{t-1}	-۰/۰۰۰۴	-۶/۳۲	-۲/۳۲	۰/۰۲	۳
TFP^3_{t-1}	-۰/۰۰۰۴	-۶/۵۱	-۳/۴۹	۰/۰۰۱	۲
TFP^3_{t-1}	-۰/۰۰۰۴	-۶/۵۷	-۵/۷۸	۰/۰***	۱

منبع: یافته‌های تحقیق *** در سطح ۱ درصد خطا معنادار است.

با بررسی جدول(۶) فرض صفر در آزمون کپتانیوس و همکاران بر نامانایی است. اما همان طور که ملاحظه می‌شود از وقفه ۷ تا وقفه ۱ فرض صفر رد شده و سری رشد بهره‌وری کل عوامل تولید به صورت غیرخطی ماناست. با در نظر گرفتن وقفهٔ یک درجات آزادی حفظ و فرض صفر با قدرت بالاتری رد می‌شود. حال از آن‌جایی که وجود ریشه واحد در سری زمانی مورد مطالعه ممکن است به سبب عدم توجه به وجود شکست ساختاری در روند آن‌ها بوده باشد، در ادامه روش ارائه شده توسط لی و استرازیسیچ جهت تعیین نقاط شکست در این متغیرها به کار رفته است.

جدول(۷): نتایج آزمون ریشه واحد لی و استرایسیچ

متغیرها	وقفه	نقطه شکست	آماره آزمون	مقادیر بحرانی آزمون			وضعیت فرضیه صفر
				٪۱	٪۵	٪۱۰	
TFP	۳	۱۳۷۴	-۵/۵	-۴/۹۱	-۴/۳۵	-۴/۰۷	رد شد
INF	۱	۱۳۷۸	-۵/۶۲	-۴/۹	-۴/۳۴	-۴/۰۶	رد شد
Fi	۱	۱۳۵۹	-۶/۱۹	-۴/۸۹	-۴/۳۳	-۴/۰۵	رد شد
MER	۳	۱۳۸۱	-۴/۵	-۴/۸۷	-۴/۳۰	-۴/۰۲	رد شد
E	۸	۱۳۷۲	-۴/۸۵	-۴/۹	-۴/۳۴	-۴/۰۶	رد شد

منبع: یافته‌های تحقیق

براساس جدول(۷)، آزمون مانایی لی و استرازیسیچ برای کلیه متغیرها با یک شکست ساختاری صورت گرفت. با مقایسه آمارهٔ آزمون با مقادیر بحرانی آزمون در کلیه متغیرها، فرض H_0 رد شده و فرض مقابل آن یعنی مانایی سری‌های زمانی پذیرفته می‌شود. اما بایستی به این نکته نیز توجه نمود که براساس قدرت و دقت آزمون لی و استرازیسیچ کلیه متغیرها در سطح مانا بوده و این که در آزمون‌های ذکر شده قبل در وقفهٔ یک و سطح مانا شدند، دیگر نیازی به وارد کردن متغیرهای دامی برای شکست‌ها نیست و کلیه متغیرها در سطح مورد بررسی قرار گرفتند. پس از بررسی ایستایی متغیرها همان طورکه قبلا توضیح داده شد، برای بررسی ارتباط و اثرگذاری متغیرهای مورد نظر بر بهره‌وری کل عوامل تولید از روش رگرسیون چندک استفاده شده است. بنابراین مدل معرفی شده در قسمت قبل به روش رگرسیون چندک تخمین زده شد و نتایج مدل بدست آمده به شرح جدول(۸) می‌باشد:

جدول(۸): نتایج برآورد پارامتریک در چندک‌های ۰/۲۵، ۰/۵ و ۰/۷۵ در مدل رگرسیون چندک

متغیرها	چندک	ضریب	انحراف استاندارد	آمارهٔ t	احتمال
C	۰/۲۵	۳۸/۲۱	۰/۰۰۷	۴۷۹۲/۴۳	۰/۰۰***
	۰/۵	۳۸/۲۱	۰/۰۰۸	۴۶۶۴/۰۳	۰/۰۰***
	۰/۷۵	۳۸/۲۱	۰/۰۱۵	۲۴۸۸/۲۶	۰/۰۰***
MER	۰/۲۵	۰/۰۳۹	۰/۰۰۰۱	۲/۰۳	۰/۰۴**
	۰/۵	۰/۰۴۲	۰/۰۰۰۱	۲/۴۲	۰/۰۳**
	۰/۷۵	۰/۰۴۲	۰/۰۰۰۴	۰/۴۹	۰/۶۲
E	۰/۲۵	−۰/۰۵۴	۰/۰۰۰۲	−۲/۱۰	۰/۰۳**
	۰/۵	−۰/۰۰۶	۰/۰۰۰۲	−۲/۷۷	۰/۰۱***
	۰/۷۵	−۰/۰۰۳	۰/۰۰۰۵	−۰/۶۴	۰/۵۲
INF	۰/۲۵	−۰/۱۸	۰/۰۰۰۱	۰/۱۰	۰/۹۱
	۰/۵	۰/۱۷۹	۰/۰۰۰۱	۰/۰۵	۰/۹۵
	۰/۷۵	۰/۰۵۷	۰/۰۰۰۰۱	−۰/۰۸	۰/۹۳
Fi	۰/۲۵	۰/۰۱۶	۰/۰۰۰۹	۱/۸۰	۰/۰۴**
	۰/۵	۰/۰۱۷	۰/۰۰۰۸	۲/۰۴	۰/۰۶**
	۰/۷۵	۰/۰۰۵	۰/۰۰۰۱	۰/۳۱	۰/۷۶
TFP(-1)	۰/۲۵	۱/۱۸۲	۰/۲۴۷	۴/۷۷	۰/۰۰***
	۰/۵	۱/۲۰۸	۰/۲۲۶	۵/۳۳	۰/۰۰***
	۰/۷۵	۰/۸۶۸	۰/۵۹۳	۱/۴۶	۰/۱۶
INF(-1)	۰/۲۵	−۰/۴۳۶	۰/۱۳۲	−۳/۲۹	۰/۰۰***
	۰/۵	−۰/۴۵۶	۰/۱۲۲	−۳/۷۰	۰/۰۰***
	۰/۷۵	−۰/۲۷۷	۰/۲۷۹	−۰/۹۹	۰/۳۳

منبع: یافته‌های تحقیق ** در سطح ۵ درصد خطا معنادار است *** در سطح خطای ۱ درصد معنادار است.

نتایج حاصل از برازش رگرسیون چندک نشان می‌دهد که در چندک ۰/۲۵ و ۰/۵، با احتمال ۹۵درصد رابطه تمامی متغیرهای مستقل مورد نظر با رشد بهره‌وری کل عوامل تولید معنی‌دار است. متغیرهای مصرف انرژی، نرخ تورم دوره قبل، دارای اثر معکوس و متغیرهای بهره‌وری دورهٔ قبل، نرخ ارز بازار آزاد و سرمایه‌گذاری خارجی دارای اثر مثبت بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید است. برخلاف روابط مورد انتظار، رابطه بین مصرف انرژی و بهره‌وری کل عوامل تولید منفی شده است، که این تأثیر منفی در چندک‌های پایین بازتاب دهندهٔ این واقعیت است که اگر مصرف انرژی در این بخش افزایش یابد، بهره‌وری کل عوامل نه تنها افزایش نمی‌یابد بلکه کاهش نیز پیدا می‌کند. که می‌تواند به دلیل فرسوده بودن تکنولوژی و ماشین آلات فرسوده مورد استفاده در این بخش باشد. در نتیجه براساس قانون بازدهی نزولی افزایش مصرف در نهادهٔ انرژی منجر به کاهش تولید نهایی شده و بهره‌وری کل عوامل تولید کاهش یافته می‌یابد. از طرفی افزایش نرخ تورم نیز باعث افزایش قیمت محصولات کشاورزی و کاهش قدرت خرید مردم و افزایش هزینه‌های تولید مانند قیمت بذر و سم می‌شود. در دنیا نیز افزایش نرخ تورم باعث گران‌تر شدن کالاها و محصولات داخلی نسبت به مشابه خارجی می‌شود. بنابراین، از آن‌جا که محصولات کشاورزی دارای بازارهای تقریبا رقابتی هستند، نرخ تورم بالا در کشور سطح رقابت‌پذیری محصولات بخش کشاورزی را در عرصهٔ بین‌المللی کاهش می‌دهد، ضریب متغیر تورم (البته تورم دورهٔ قبل، زیرا اثر متغیرهای کلان با تأخیر منتقل می‌شوند)صحت این ادعا را تأیید می‌کند. فلدستین[1](۱۹۸۲)، تصریح می‌کند که تورم پس‌اندازها را به جای تخصیص در زمینهٔ تولید مولد سرمایه، به سوی تلاش برای مهار پیامدهای نامطلوب تورم سوق خواهد داد. برای مثال، مردم به جای سرمایه‌گذاری به نگهداری فلزات گران‌بها روی خواهند آورد که این موضوع نیز در کاهش رشد بهره‌وری اثرگذار است. در مورد سرمایه‌گذاری خارجی مطالعات وانگ و همکاران[2](۱۹۹۲)، برینزتین[3](۱۹۹۸)، جانسون[4](۲۰۰۶)، ساها[5](۲۰۰۵) نیز نشان می‌دهند که سرمایه‌گذاری خارجی از طریق کسب تکنولوژی‌های پیشرو، افزایش سرمایه انسانی و کسب روش‌های مدیریتی به واسطهٔ تأثیر بر پیشرفت‌های تکنولوژیکی باعث افزایش رشد بهره‌وری کل عامل تولید می‌شود.

1. Feldstein
2. Wang et al
3. Boreinsztein et al.
4. Johnson
5. Saha

افزایش نرخ ارز نیز به طور معمول به افزایش صادرات و کاهش واردات(افزایش خالص صادرات)، افزایش تولید(رشد اقتصادی) و در پایان، استفاده بهتر و بیشتر از ظرفیت‌های موجود اقتصادی می‌انجامد، که علامت بدست آمده ضریب نرخ ارز در این معادله نیز مؤید این نظر است. پس از برآورد ضرایب در چندک‌های مختلف، لازم است تا آزمون برابری شیب[1] در چندک‌های مختلف نیز انجام شود. نتایج آزمون برابری شیب براساس نظر کونکر و باست(۱۹۷۸)، طبق جدول(۹)، نشان می‌دهد که ضرایب شیب برای مقدار میانه با ضرایب برآوردی در چندک‌های بالا و پایین متفاوت است، زیرا فرض صفر مبنی بر یکسان بودن ضرایب رد می‌شود. همچنین مقدار آماره کای مربع[2] ۲۶/۸۵ است که در سطح معمول آزمون معنادار است. بنابراین نتیجه حاکی از تفاوت بین ضرایب در چندک‌های مختلف است و چندک‌های شرطی یکسان نیستند. تفاوت ضرایب در چندک‌های مختلف روش مورد استفاده در این تحقیق را نیز تأیید می‌نماید.

جدول(۹): آزمون برابری شیب چندک

خلاصه ای از آزمون والد	آمارهٔ کای دو	درجهٔ آزادی	احتمال
آزمون والد	۲۵/۳۸۰۳۴	۸	۰/۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

٦. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این پژوهش با هدف بررسی تأثیر برخی از متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان و مصرف انرژی بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی ایران انجام شده است. یافته‌های حاصل از این پژوهش با استفاده از روش رگرسیون چندک برای داده‌های سری زمانی۱۳۴۶-۱۳۹۵، نشان داد که مصرف انرژی و تورم دورهٔ قبل در چندک ۰/۲۵ و ۰/۵ دارای اثر منفی و معناداری بر بهره‌وری کل عوامل تولید می‌باشند، در حالی که در این چندک‌ها، نرخ ارز، سرمایه‌گذاری خارجی و بهره‌وری دورهٔ قبل اثری مثبت و معناداری دارند. البته لازم به ذکر است که تورم در دورهٔ جاری تأثیر معناداری بر بهره‌وری نشان نداد. همچنین این مطالعه نشان داد که رگرسیون چندک نه تنها می‌تواند جانشین مناسبی برای رگرسیون میانگین باشد(با جایگزین کردن میانه به جای میانگین)، بلکه در برخی از موارد، اطلاعات

1. Quantile Slope Equality Test
2. Chi-Sq. Statistic

بیشتری از شکل توزیع را در مقایسه با رگرسیون میانگین در اختیار قرار می‌دهد. در ادامه، برخی از توصیه‌های سیاستی در راستای ارتقای بهره‌وری کل عوامل تولید در کشور، پیشنهاد می‌گردد: ۱- جلوگیری از کاهش نرخ ارز و اجرای سیاست‌های ضدتورمی به منظور افزایش رقابت پذیری اقتصاد.۲- اتخاذ سیاست‌های مؤثر برای ایجاد ثبات اقتصادی از طریق کاهش نوسانات تورم و رشد اقتصادی ۳- با توجه به نتیجه معکوس بین مصرف انرژی و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بلندمدت بهتر است قیمت انرژی واقعی گشته و به طریقی تنظیم گردد تا میزان مصرف آن به حالت نرمال بازگشته و این رابطه در بلندمدت مثبت گردد. ۴- با توجه به رابطهٔ مثبت بین سرمایه‌گذاری خارجی و بهره‌وری کل عوامل تولید، می‌توان بهبود شرایط اقتصادی و ثبات سیاسی و در نهایت کاهش درجه ریسک کشور، امکان حضور سرمایه‌گذاران خارجی و جذب سرمایه‌های آنان را سهل‌تر ساخت.

۷. تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

۸. منابع

جعفری، سعید و اسفندیاری، مرضیه و پهلوانی، مصیب (۱۳۹۹). نقش عوامل تأثیر گذاری بر بهره وری کل عوامل در شرق و غرب آسیا با تأکید بر سرمایه انسانی و رانت‌های نفتی. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال ۲۸، شماره ۹۳، صفحات ۲۶۷-۲۹۵.

چراغی، داود (۱۳۹۴). بررسی تأثیر نوسان‌های متغیرهای کلان اقتصادی در رشد بهره‌وری بخش کشاورزی ایران. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال۲۳، شماره۸۹، صفحات۲۲۱-۲۰۰.

صمدی،علی حسین و حقیقت، علی و امین‌زاده، کاظم (۱۳۸۵). تورم، بهره‌وری و شکست ساختاری: شواهد تجربی از اقتصاد ایران ۱۳۸۰-۱۳۳۸. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره۸ شماره۲۷،صفحات۸۷-۶۵ .

طلابیگی،علی و بهمنی، مجتبی و جلایی اسفندآبادی، سیدعبدالمجید(۱۳۹۷). تأثیر نوسان نرخ ارز حقیقی بر رشد بهره وری کل عوامل با لحاظ توسعه مالی. *فصلنامه اقتصاد و الگوسازی*، سال ۹، شماره ۲، صفحات ۶۱-۳۵ .

عباسی، ابراهیم (۱۳۹۴).پیش بینی مصرف انرژی در بخش کشاورزی ایران. فصلنامه اقتصاد مالی. دوره ۹، شماره۳۲، صفحات۱۰۲-۸۱ .

فرزین، محمدرضا و اشرفی، یکتا و فهیمی فر، فاطمه (۱۳۹۱). بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی: تلفیق روش‌های سیستم دینامیک و اقتصاد سنجی. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال ۲۰، شماره ۶۱، صفحات ۶۲-۲۹ .

References

Amadou. I.D. (2012). The Effects of real exchange rate volatility on productivity growth. *MPRA paper*,36171, pp.1-37.

BadriNarayan.R., Vaseem.A . DebiPrasad. B. and MantuKumar.M.(2019). Do Fossil Fuel and Renewable Energy Consumption Affect Total Factor Productivity Growth? Evidence frome Cross Country data with Policy Insight. *Energy Policy, Elsevier,* Vol .127, pp.186-199.

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

Borensztein. E., De Gregorio. J. and Lee. J.W. (1998). How does foreign direct investment affect economic growth?. *Journal of International Economic*, No.45, pp.115-135.

Clark. K.P. (1982). Inflation and the Productivity Decline. *American Economic Review*, No.72, pp.149-154.

Dickey. D. A. and Fuller. W. A. (1979). Distribution of the Estimates for the Auto Regressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, No.74, pp.427-431.

Feldstein.M.(1982). Inflation, tax rules and investment: Some Econometric Evidence. *Economitrica*,50, No.4, pp.825-862.

Fry. M. J. (1993). Foreign direct investment in Southeast Asia differential impacts. Institute of Southeast Asian Studies, Singapore.

Habibollah. M., Liew.V. and Lim. K. (2008). Testing Nonlinear Convergence in Malaysia. *MPRA Paper 12110*, pp.1-20.

Jeanneney. S. and Hua. P. (2011). How does real exchange rate influence labor productivity in China?. *China Economic Review*, No.22, pp.628-645.

Johnson. A. (2006). The effects of FDI inflows on host country economic growth. *Royal Institute of Technologies- Centre of excellence for science and innovation studies*, No.58, Sweden.

Kapetanios.G., Shin.Y.and Snell.A.(2003). Testing for A Unit Root in the Nonlinear STAR Framework. *Journal of Economics*, No.112, pp.359-379.

Karkacier.O.Z., Goktolga. G.and Cicek. A. (2006). A Regression Analysis of the effect of Energy use in Agriculture. *Energy Policy*, No.34.pp 3796-3800.

Kim. J and Park. J.(2017). The Role of Total Factor Productivity Growth in Middle-Income Countries. *Asian Development Bank*, No 527. pp.1-34.

Koenker. R., Hollock. K. (2001). Quantile Regression. *Journal of Economic Perspectives*, No.15, pp.143-156.

Lee.J.and Strazicich.M.(2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks., The Review of Economics and Statistics.N0.85, pp 1082-1089.

Liew. V.and Ahmad. Y. (2009). Income Convergence: Fresh Evidence from the Nordic Countries. *Applied Economics*, No.112, pp.359-379.

Mahadevan. R. and Asafu-Adjaye. J. (2005). The productivity- inflation nexus: the case of the Australian mining sector., Energy Economics.No.27, pp. 209-224.

Ozturk. I.and Aslan. A. (2011). Are Fluctuations in Energy Consumption per Capita Transitory? Evidence from Turkey. *Energy Exploration and Exploitation*, No.29, pp.161-167.

Phillips. P.and Perron. P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Bio metrician*, No. 75, pp.335-346.

Saha. N. (2005). Three essays on foreign direct investment and economic growth in developing countries. UTAH state University Logan.

Tunali. C. and Yilanci. V (2010). Are per Capita Incomed of MENA Countries Converging of Diverging?. *Physical A Statistical Mechanics and Its Application*, No. 389, pp.4855-4862.

Wang. J. and Maguns. B. (1992). Foreign investment and technology transfer: a simple model. *European Economic Review*, No.36, pp.137-155.

Zhang. K.H. (2001). Does foreign direct investment promote economic growth?. evidence form East Asia and Latin America. Contemporary *Economic Policy*, No.2, pp.175-185.

-- Iranian Energy Economics------
10(34), 3
Jiee.atu.ac.ir
Dol: 10.22054/Jiee.2021.56060.1789

ATU PRESS

Original Reserch
Accepted: 17/July/2021
Received: 27/Sep/2020
ISSN: 2423-5954
eISSN: 2476-6437

The Relationship between Energy Consumption and Total Factor Productivity in Agriculture: Application of Quantile Regression Approach

Ameneh Anooshehpour — Ph.D. Candidate, Department of Agricultural Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

Reza Moghaddasi* — Associate Professor, Department of Agricultural Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

Amir Mohammadinejad — Assistant Professor, Department of Agricultural Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

Saeed Yazdani — Professor, Department of Agricultural Economics, University of Tehran, Tehran, Iran

Abstract

Considering the critical role of energy consumption and productivity in economic growth, the central purpose of this study is to investigate the effect of some key macroeconomic variables and energy consumption on the total factor productivity of the agriculture sector in Iran. First, the Solo residual parametric method is employed to estimate the total factor productivity index. Subsequently, the quantile regression method is applied to time series data for the period 1967-2016 in order to investigate the impact of mentioned variables on the total factor productivity. The main results showed that energy consumption and lagged inflation rate have a negative and significant impact on the total factor productivity in agriculture in the 0.25 and 0.5 quantiles. On the contrary, market exchange rate, foreign investment, and lagged TFP exhibit a positive and significant impact on the total factor productivity of the agricultural sector.

Keywords: Total Factor Productivity, Energy Consumption, Quantile Regression, Solo Residual Model, Agriculture

JEL Classification: C32, Q18, Q43

* r.moghaddasi@srbiau.ac.ir