مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران
دوره ۲-۴۸، شماره ۴، ۱۳۹۶ (۵۵۶-۵۴۷)
(DOI): 10.22059/IJAEDR.2018.65228

تنوع فعالیت، راهبردی در راستای ارتقاء بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی (تحلیلی با رویکردهای علیت تودا – یاماموتو و آزمون کرانه‌ها)

سعید یزدانی[1*]، عمران طاهری ریکنده[2]، فرشاد محمدیان[3]، حسین نوروزی[4]
۱، استاد اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران
۲، دانشجوی کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران
۳، دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران
۴، دانشجوی کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران
(تاریخ دریافت: ۹۳/۱۲/۱۹- تاریخ تصویب: ۹۴/۳/۱۷)

چکیده

امروزه، رشد مداوم کشورهای توسعه‌یافته و رشد سریع کشورهای در حال توسعه مدیون به‌کارگیری انرژی است. اما در دهه‌های أخیر لزوم حرکت به سمت توسعه‌ی پایدار، جهانیان را به فکر افزایش بهره‌وری انرژی انداخت تا به ازای مصرف مشخصی انرژی بر میزان تولید بیفزایند. از سوی دیگر، محققان بر این عقیده‌اند که حرکت به سمت یک سامانه‌ی تولیدی متنوع و صرفه‌های تنوع ناشی از آن، می‌تواند منجر به افزایش بهره‌وری نهاده‌ها گردد. از این‌رو، در مطالعه حاضر به بررسی رابطه علی بهره‌وری انرژی و تنوع فعالیت‌ها در بخش کشاورزی پرداخته شده است که برای این‌منظور از آزمون‌های علیت تودا-یاماموتو و کرانه‌ها استفاده شده است. نتایج حاکی از وجود یک رابطه‌ی علی یک‌طرفه از تنوع فعالیت‌ها به بهره‌وری انرژی می‌باشد. لذا، با توجه به تأثیرپذیری مثبت بهره‌وری انرژی از تنوع‌بخشی فعالیت‌های کشاورزی پیشنهاد می‌شود که دولت به جای سیاست‌های گوناگون حمایتی از محصولاتی خاص، سامانه‌ی کشاورزی کشور را به سمت تنوع بیشتر تشویق نماید.

طبقه‌بندی JEL: B22، C22، N50، Q18

واژه‌های کلیدی: **کشاورزی، بهره‌وری انرژی، تنوع‌بخشی فعالیت‌ها، علیت تودا – یاماموتو، آزمون کرانه‌ها**

مقدمه

انرژی نه تنها به عنوان جزیی مهم در توسعه و شکوفایی جوامع بشری دارای نقش پراهمیتی بوده است؛ بلکه در سال‌های اخیر، یکی از ارکان اصلی تمامی فعالیت‌های تولیدی و مصرفی در بخش‌های مختلف اقتصادی می‌باشد (Mehrabi Boshrabadi & Esmaeeli, 2011). با توجه به محدودیت منابع طبیعی و زوال ذخایر سوخت‌های فسیلی، افزایش آلودگی ناشی از انتشار گازهای گلخانه‌ای و لزوم حرکت به سمت توسعه پایدار، برنامه‌ریزان کشور به دنبال راهکارهایی جهت بهینه‌سازی مصرف انرژی بوده و ترجیح می‌دهند تا جهت کسب تولید ناخالص داخلی مشخص، انرژی کمتری مصرف نمایند. این موضوع در بخش کشاورزی که با داشتن سهم ۱۵ درصدی از تولید ناخالص داخلی، ۲۵ درصدی از اشتغال، ۹۹ درصدی از نیاز غذایی، حدود ۲۰ درصدی از صادرات غیر نفتی و حدود ۹۰ درصدی از مواد خام مورد نیاز صنایع تبدیلی کشور یکی از

* نویسنده مسئول: سعید یزدانی
E-mail: syazdani@ut.ac.ir

بخش‌های کلیدی اقتصاد ایران می‌باشد، بسیار حائز اهمیت است. زیرا که این بخش طی دهه‌های أخیر به دلیل رشد روزافزون جمعیت، افزایش تقاضا برای محصولات کشاورزی، حرکت به سمت مکانیزاسیون و عدم مدیریت صحیح، به یک بخش انرژی‌محور تبدیل شده است. بررسی مصرف انرژی در بخش کشاورزی نشان می‌دهد که طی سال‌های مختلف همراه با افزایش تولید و ارزش‌افزوده، مصرف انواع حامل‌های انرژی شامل فرآورده‌های نفتی و برق، افزایش یافته است. اما نظر به اینکه از یک سو در برنامه‌ریزی‌های اقتصادی و کلان کشور، افزایش بهره‌وری استفاده از منابع یکی از مهم‌ترین شاخص‌های مورد توجه در توسعه کشاورزی می‌باشد و از سوی دیگر، در شرایط موجود اقتصاد کشاورزی ایران، ساختار زیربنایی کشت محصولات کشاورزی، بلوغ کافی را حاصل نکرده است؛ بهره‌وری استفاده از منابع مختلف در بخش کشاورزی پایین بوده و افزایش هزینه‌های اقتصادی را سبب شده است. بر همین اساس، امروزه در سیاست‌گزاری‌های کلان، به بهره‌وری مصرف انرژی توجه ویژه‌ای شده تا کشور در راستای دستیابی به هدف بهبود آن گام بردارد.

یکی از مواردی که در مطالعات مختلف کمتر به آن توجه شده است، رابطه بهره‌وری کلی و جزیی عوامل تولید و تنوع در فعالیت‌های تولیدی است. توسعه روزافزون کشاورزی پایدار و تأکید بر حرکت به سمت تنوع‌بخشی فعالیت‌های تولیدی، موجب رواج گسترده‌ی مفهوم بازده تنوع[1] در بخش کشاورزی شده است که بنا به دلایل متعددی ممکن است سبب افزایش کارایی و بهره‌وری استفاده از عوامل تولید شود. دلایل ایجاد بازده تنوع در فرایند تولید محصولات کشاورزی شامل مساعدت نهاده، مساعدت ستاده، مساعدت توابع تولید و انعطاف‌پذیری تولید است. مساعدت نهاده، در صورت به‌کارگیری نهاده‌های تولید یک مزرعه در سامانه‌ی تولیدی بیش از یک کالا به وجود می‌آید. این امر به مفهوم بهره‌گیری کامل از نهاده‌های تولید و مدیریت طی یک دوره زراعی است. مساعدت ستاده، زمانی رخ می‌دهد که بیش از یک ستاده از مجموعه‌ی نهاده‌های مصرفی برای تولید تخصصی یک کالا عاید شود. در بخش کشاورزی، استفاده از علم ژنتیک برای تولید گوسفندان پشمی- گوشتی، از موارد بارز این مساعدت است که سبب افزایش درآمد دامدار یا کاهش هزینه‌ی تولید در قیاس با تولید تخصصی نژاد گوشتی یا پشمی می‌شود. مساعدت توابع تولید، به مفهوم به‌کارگیری ستاده‌ی حاصل از یک رشته فعالیت به عنوان نهاده‌ی رشته فعالیت دیگر است. در بخش کشاورزی تأمین علوفه‌ی زمستانه‌ی احشام، از بقایای زراعت غلات از مثال‌های بارز این نوع بازده تنوع است. در نهایت، انعطاف‌پذیری تولید به مفهوم تطبیق بهتر سامانه‌ی تولید کشاورزی با شرایط روز و مدیریت مطلوب‌تر ریسک در بخش کشاورزی است. تنوع در فعالیت‌های تولیدی محصولات کشاورزی، انعطاف‌پذیری بیشتری در واکنش نسبت به تغییرات ناگهانی شرایط محیطی با صرف هزینه‌ی کمتر نسبت به وضعیت تولید تخصصی دارد (Hardaker et al., 2005; Mortazavi et al., 2010).

از طرف دیگر، با تغییر در سطح بهره‌وری منابع انتظار می‌رود که الگوی تولید محصولات کشاورزی تغییر نماید. به‌عنوان مثال، با بهبود بهره‌وری عوامل تولید و در راستای آن کاهش در مصرف آن‌ها، میزان دسترسی به عوامل تولید افزایش خواهد یافت. سهولت دسترسی به عوامل تولید کمیاب موجب آزادی عمل بیشتر سامانه‌های تولیدی در جهت تنوع بیش‌تر می‌شود. از این‌رو، انتظار می‌رود که تنوع فعالیت‌ها و بهره‌وری عوامل تولید دارای ارتباطی دو طرفه باشد؛ به‌طوری که از یک طرف تنوع فعالیت‌های کشاورزی به علت وجود صرفه‌های تنوع و مساعدت‌های آن، احتمالا منجر به بهبود بهره‌وری عوامل تولید و از طرف دیگر، صرفه‌جویی عوامل تولید سبب حرکت سامانه‌های تولیدی به سمت تنوع بیشتر شود.

علی‌رغم اهمیت موضوع، در داخل و خارج کشور مطالعات اندکی تنها در زمینه ارتباط بهره‌وری عوامل تولید و تنوع فعالیت‌های تولیدی انجام گرفته است. Salami (2000)، در مطالعه‌ای به تعیین اندازه مطلوب واحدهای مرتعداری با استفاده از شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید پرداخت. وی در این مطالعه از شاخص

1. Economies of Scope

معکوس هرفیندال برای ارزیابی تنوع فعالیت های تولیدی استفاده کرده و نتایج بیانگر تاثیر مثبت تنوع فعالیت‌های تولیدی بر بهره وری عوامل تولید و سودآوری واحدهای مرتعداری بود. Langeveld et al. (2007)، در مطالعه‌ای به ارزیابی عملکرد اقتصادی و زیست‌محیطی تنوع کشاورزی پرداخته که نتایج مطالعه آنها بیانگر ارتباط مثبت تنوع فعالیت‌های کشاورزی با بهره‌وری نیروی کار و درآمد مزرعه است. Kim et al (2012)، در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های تابلویی در مزارع برنج و به‌کارگیری مفهوم بازده تنوع، به بررسی ارتباط تنوع فعالیت‌های تولیدی و بهره‌وری پرداختند که نتایج مطالعه حاکی از ارتباط مثبت ولی کوچک بین بهره‌وری و تنوع تولیدات کشاورزی در سطح مزرعه بود.

گسترش روز افزون مطالعات مربوط به صرفه‌های ناشی از تنوع، شناسایی اثربخشی فناوری تولید توأم و ارتباط آن با بهره‌وری عوامل تولید و به‌طور ویژه، بهره‌وری انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی، لزوم انجام مطالعه حاضر و بررسی ارتباط مفاهیم اشاره شده را بیش از پیش مشهود می‌کند و این، در حالی است که این جنبه از مطالعات اقتصادی در ایران کمتر مورد توجه بوده است. بررسی مطالعات انجام شده نشان می‌دهد که اغلب آن‌ها بدون توجه به احتمال وجود ارتباط دوطرفه میان تنوع فعالیت‌ها و بهره‌وری عوامل تولید سازمان‌دهی شده‌اند. به همین سبب سؤالات مورد بررسی در مطالعه حاضر عبارتند از:

آیا بین بهره‌وری انرژی و تنوع فعالیت‌ها در بخش کشاورزی، رابطه‌ی علّی وجود دارد؟

در صورت وجود، این رابطه یک طرفه است یا دو طرفه؟

برای پاسخ به سؤالات اشاره شده مطالعه حاضر، با هدف بررسی رابطه علیت میان تنوع فعالیت‌های کشاورزی و بهره‌وری مصرف انرژی در این بخش صورت می‌گیرد.

روش تحقیق

برای بررسی چگونگی مصرف انرژی از شاخص‌های متعددی می‌توان استفاده نمود که بهره‌وری انرژی از جمله شاخص‌های معتبر در بررسی بهینه بودن مصرف انرژی می‌باشد. در سطح کلان بخش کشاورزی، بهره‌وری انرژی از تقسیم میزان تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی به مقدار انرژی مصرفی در این بخش بدست می‌آید. در مطالعه حاضر بهره‌وری انرژی از تقسیم ارزش تولیدات کشاورزی به مقدار انرژی مصرفی بدست خواهد آمد که به‌صورت رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$ep = \frac{VPA}{EC} \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، ep، VPA و EC به ترتیب بیانگر بهره‌وری انرژی (دلار به ازای هر بشکه معادل نفت خام)، ارزش تولیدات (میلیون دلار به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵) و میزان مصرف انرژی (میلیون بشکه معادل نفت خام) در بخش کشاورزی کشور می‌باشند. این شاخص نشان می‌دهد که به ازای هر بشکه معادل نفت خام مصرف انرژی چند دلار درآمد به‌دست آمده است.

به‌منظور ارزیابی سطح تنوع، به معیاری برای اندازه‌گیری آن نیاز است که شاخص تنوع نامیده می‌شود. یکی از شاخص‌های مطرح شده در ادبیات موضوع، شاخص هرفیندال[1] می‌باشد که از مجموع مربعات سهم هر فعالیت (اهمیت نسبی هر فعالیت) از کل فعالیت‌های تولیدی محاسبه شده که به صورت رابطه زیر بیان می‌شود:

$$hi = \sum_{i=1}^{N} p_i^2 \qquad (۲)$$

در رابطه (۲)، N تعداد فعالیت‌های تولیدی و p_i سهم هر فعالیت از کل فعالیت‌های تولیدی است. با افزایش در تنوع فعالیت‌های تولیدی، شاخص هرفیندال کاهش و با کاهش تنوع فعالیت‌های تولیدی، افزایش می‌یابد. این شاخص وقتی که تمرکز (تخصص) فعالیت وجود دارد، مقدار یک و زمانی که تنوع فعالیت‌ها کامل است، به صفر میل می‌کند. بنابراین، محدوده شاخص هرفیندال بین صفر و یک بوده و معیاری از تمرکز و معکوس تنوع فعالیت‌هاست و در تفسیر آن بایستی دقت کرده و به‌صورت معکوس تفسیر شود. از آنجا که شاخص

1. Herfindahl Index (HI)

هرفیندال معیاری از تمرکز فعالیت‌هاست، برای جلوگیری از سردرگمی در تفسیر، با معکوس کردن آن شاخص معکوس هرفیندال به‌دست می‌آید که شاخصی از تنوع فعالیت بوده که به‌صورت رابطه‌ی زیر نشان داده می‌شود:

$$ihi = \frac{1}{hi} \Rightarrow ihi = \frac{1}{\sum_{i=1}^{N} p_i^2} \qquad (۳)$$

مقدار شاخص معکوس هرفیندال با تمرکز کامل فعالیت‌ها به سمت یک و با افزایش تنوع فعالیت‌ها به سمت بی‌نهایت میل خواهد کرد. در این مطالعه، از شاخص معکوس هرفیندال برای ارزیابی سطح تنوع فعالیت‌های کشاورزی استفاده خواهد شد. لازم به ذکر است که با توجه به وجود فعالیت‌های مختلف تولیدی در بخش کشاورزی کشور از جمله تولید محصولات باغی، دامی و شیلات در کنار محصولات زراعی، از معیار سهم درآمدی ناخالص هر فعالیت تولیدی برای محاسبه شاخص تنوع استفاده می‌شود.

با توجه به نقاط ضعف و قوت آزمون‌های مختلف، در مطالعه حاضر برای بررسی رابطه علی میان بهره‌وری انرژی و تنوع فعالیت‌ها در بخش کشاورزی، از آزمون‌های تودا – یاماموتو و کرانه‌ها استفاده می‌شود تا پس از انجام آزمون به مقایسه نتایج پرداخته شود. متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه شامل تنوع فعالیت‌ها (بر اساس شاخص معکوس هرفیندال) و بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی می‌باشند که در فرم لگاریتمی به ترتیب با $\ln ihi$ و $\ln ep$ نشان داده خواهد شد.

بررسی رابطه علیت مبتنی بر آزمون علّیت تودا - یاماموتو[1]:

بدیهی است که قبل از انجام آزمون علیت گرنجری، لازم است آزمون‌های ریشه‌ی واحد و هم‌انباشتگی را انجام داد. ولی با توجه به این که آزمون‌های ریشه‌ی واحد دارای قدرت پایینی هستند و آزمون های هم‌انباشتگی مانند آزمون جوهانسن - جوسیلیوس در نمونه‌های کوچک قابل اعتماد نیستند، بنابراین، این مسأله در انجام آزمون علیت گرنجر ایجاد اریب خواهد کرد. Toda & Yamamoto (1995) روشی را برای انجام آزمون علیت گرنجر پیشنهاد کردند که با انجام این آزمون می‌توان از مشکلات یاد شده در امان ماند. تودا و یاماموتو در سال ۱۹۹۵، یک روش ساده به صورت تخمین یک مدل VAR تعدیل یافته، برای بررسی رابطه‌ی علیت گرنجری پیشنهاد دادند. آن‌ها استدلال کردند که این روش حتی در شرایط وجود یک رابطه‌ی هم‌انباشتگی بین متغیرها نیز معتبر می‌باشد. در این روش ابتدا باید تعداد وقفه‌ی بهینه مدل VAR، (K) و سپس درجه‌ی ایستایی حداکثر ($d_{\max}$) را تعیین کرد و یک مدل VAR را با تعداد وقفه‌ی ($k+d_{\max}$) تشکیل داد. البته فرایند انتخاب وقفه، زمانی معتبر خواهد بود که $k \geq d_{\max}$ باشد. مدل دو متغیره برای انجام آزمون فوق با تعداد وقفه $= ۲k+d_{\max}$ بصورت روابط زیر خواهد بود:

$$\ln ihi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{2} \alpha_{1i} \ln ihi_{t-i} + \sum_{i=1}^{2} \alpha_{2i} \ln ep_{t-i} + \varepsilon_{1t} \qquad (۴)$$

$$\ln ep_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{2} \beta_{1i} \ln ep_{t-i} + \sum_{i=1}^{2} \beta_{2i} \ln ihi_{t-i} + \varepsilon_{2t} \qquad (۵)$$

سپس، برای آزمون این فرضیه که $\ln ep$ علت گرنجری $\ln ihi$ نیست، محدودیت $\alpha_{21} = \alpha_{22} = 0$ آزمون می‌شود. آماره آزمون مورد استفاده، آماره والد ($wald$) است که دارای توزیع کای دو با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت پارامترهای برابر با صفر می‌باشد. آماره‌ی آزمون مورد استفاده جدای از این که متغیرهای مورد مطالعه ایستا از هر درجه‌ای، غیرهم‌جمع یا هم‌جمع از هر درجه‌ای باشند، معتبر خواهد بود. Zapata & Rambaldi (1997) بیان می‌کنند که مزیت این روش در این است که محقق را از لزوم اطلاع داشتن از ویژگی‌های هم‌انباشتگی سیستم بی‌نیاز کرده و فقط اطلاع از رتبه‌ی مدل VAR و ماکزیمم درجه‌ی پایایی متغیرها برای انجام این آزمون کفایت می‌کند.

1. Toda and Yamamoto

بررسی رابطه علیت مبتنی بر آزمون کرانه‌ها[1]:

در این روش برای انجام آزمون علیت سه مرحله ضروری است. در مرحله اول با استفاده از رویکرد آزمون کرانه‌ها وجود رابطه هم‌انباشتگی بلندمدت بین متغیرهای مورد مطالعه بررسی می‌شود. بدین منظور، ابتدا مطابق با مدل Odhiambo (2010) روابط زیر برآورد می‌شوند:

1. Bounds Test

$$\Delta \ln ihi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{1i} \Delta \ln ihi_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \alpha_{2i} \Delta \ln ep_{t-i} + \alpha_3 \ln ihi_{t-1} + \alpha_4 \ln ep_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۶)$$

$$\Delta \ln ep_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_{1i} \Delta \ln ep_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \beta_{2i} \Delta \ln ihi_{t-i} + \beta_3 \ln ep_{t-1} + \beta_4 \ln ihi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۷)$$

که در آن Δ تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها و ε_t جزء خطای تصادفی مدل می‌باشد.

سپس، با استفاده از آزمون والد و آماره F، صفر بودن ضرایب تمام متغیرها در سطح با یک وقفه، در مقابل فرض مخالف صفر بودن این ضرایب آزمون می‌شود (Tang, 2003). بنابراین، در مطالعه حاضر فرضیه صفر در معادلات (۶) و (۷) به ترتیب به‌صورت $\alpha_3 = \alpha_4 = 0$ و $\beta_3 = \beta_4 = 0$ بوده که بیانگر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی در دو معادله می‌باشد. در این مرحله، براساس سطوح معنی‌داری مرسوم (۱٪، ۵٪ و ۱۰٪)، آماره F محاسباتی، با مقدار بحرانی جدول Pesaran et al (2001) مقایسه می‌شود. این جدول، مقادیر بحرانی را برای پنج حالت مختلف با توجه به وجود عرض از مبدأ و روند در مدل نشان می‌دهد، که شامل کرانه‌های بالایی $I(1)$ و پایینی $I(0)$ و تعداد متغیرهای توضیحی می‌باشد. اگر آماره F محاسباتی، از کرانه بالایی آماره بحرانی بیشتر باشد، آن‌گاه فرضیه صفر، مبنی بر عدم هم‌انباشتگی رد می‌شود. اگر آماره F تخمین زده شده کمتر از کرانه پایینی مقدار بحرانی باشد، آن‌گاه فرضیه صفر، مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی را نمی‌توان رد کرد و در نهایت اگر آماره F محاسباتی بین کرانه بالایی و پایینی قرار گیرد، تصمیم گیری قطعی نبوده و در این حالت مرتبه انباشتگی متغیرهای توضیحی $I(d)$، برای اظهار نظر در مورد وجود یا عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت باید شناخته شده باشد. در این وضعیت، اگر متغیرها $I(0)$ باشند، براساس کرانه پایینی، هم‌انباشته خواهند بود و برعکس (Tang, 2003). تعداد وقفه‌های بهینه به‌منظور برآورد مدل‌ها به کمک یکی از آماره‌های آکائیک[2]، شوارتز بیزین[3] و یا حنان کویین[4] مشخص می‌شود (Pesaran et al, 2001). پس از تأیید وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها، در مرحله دوم مدل بلندمدت بین متغیرها برآورد شده و در مرحله سوم برای تعیین سمت و سوی علیت کوتاه و بلندمدت بین متغیرها از مدل ECM استفاده می‌شود که مدل ECM روابط (۶) و (۷) به صورت زیر خواهد بود:

2. Akaike
3. Schwarz-Beyesian
4. Hannan-Quinn

$$\Delta \ln ihi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{1i} \Delta \ln ihi_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \alpha_{2i} \Delta \ln ep_{t-i} + \tau ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۸)$$

$$\Delta \ln ep_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_{1i} \Delta \ln ep_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \beta_{2i} \Delta \ln ihi_{t-i} + \varphi ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۹)$$

که در روابط (۸) و (۹)، ECM_{t-1} وقفه‌ی جزء خطای رابطه بلندمدت می‌باشد. طبق نظر Narayan & Smyth (2006) و Odhiambo (2010) هرچند که می‌توان با انجام آزمون کرانه‌ها به وجود رابطه بلندمدت

میان متغیرها پی برد که نشان‌دهنده حداقل یک رابطه علیت گرنجری یک‌سویه است، لیکن این آزمون نمی‌تواند جهت علیت زمانی[1] بین متغیرها را مشخص نماید. لذا برای این منظور از آزمون F و معناداری ضریب با وقفه جزء ECM استفاده می شود. چنان‌چه ضریب با وقفه‌ی جزء ECM بر اساس آزمون t معنادار باشد، وجود رابطه علی بلندمدت تأیید می‌شود. آزمون F بر روی متغیرهای توضیحی بیانگر رابطه‌ی علی کوتاه‌مدت می‌باشد (Odhiambo 2009 & 2010). لازم به ذکر است که در صورتی می‌توان وارد مراحل دوم و سوم شد که طبق نتایج آزمون کرانه‌ها وجود رابطه بلندمدت تأیید شود (Narayan & Smyth, 2006; Odhiambo, 2009 و Morley, 2006).

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه برای سال‌های ۱۳۹۱ - ۱۳۶۰ از ترازنامه انرژی و سازمان جهانی خوارو بار کشاورزی جمع‌آوری گردیده است.

1. direction of temporal causality

نتایج و بحث

برای تجزیه و تحلیل علیت با دو روش آزمون کرانه‌ها و تودا - یاماموتو، تعیین درجه انباشتگی (ایستایی) متغیرهای الگو بسیار حائز اهمیت است. زیرا که مقادیر بحرانی ارائه شده توسط Pesaran et al (2001) برای انجام آزمون کرانه‌ها در صورت وجود متغیرهای انباشته از مرتبه دو نامعتبر است. همچنین جهت انجام آزمون علیت تودا – یاماموتو آگاهی از حداکثر مرتبه انباشتگی بسیار ضروری است. برای این منظور با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد می‌توان به سهولت به خواص آماری متغیرها پی برد که در این مطالعه از آزمون های دیکی فولرتعمیم یافته و فیلیپس - پرون در حالت با عرض از مبدأ و با عرض از مبدأ و روند استفاده می‌شود. جدول (۱) نتایج آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس پرون برای تعیین درجه ایستایی متغیرهای مورد استفاده در مطالعه حاضر را نشان می‌دهد.

جدول ۱- نتایج آزمون ایستایی در دو حالت وجود عرض از مبدأ و وجود عرض از مبدأ و روند

	متغیر	آزمون *ADF*		آزمون *PP*		درجه انباشتگی
		مقدار آماره محاسباتی	مقدار آماره بحرانی(۵٪)	مقدار آماره محاسباتی	مقدار آماره بحرانی(۵٪)	
در صورت وجود عرض از مبدأ	$\ln ep$	-۱/۳۵۲	-۲/۹۶۰	-۱/۵۵۲	-۲/۹۶۰	$I(1)$
	$d\ln ep$	-۵/۷۵۳	-۲/۹۶۴	-۵/۷۶۰	-۲/۹۶۴	
	$\ln ihi$	-۱/۷۳۴	-۲/۹۶۰	-۱/۶۲۴	-۲/۹۶۰	$I(1)$
	$d\ln ihi$	-۷/۱۶۸	-۲/۹۶۴	-۷/۱۴۵	-۲/۹۶۴	
در صورت وجود عرض از مبدأ و روند	$\ln ep$	-۱/۷۲۹	-۳/۵۶۳	-۱/۹۷۲	-۳/۵۶۳	$I(1)$
	$d\ln ep$	-۵/۵۶۸	-۳/۵۶۸	-۵/۶۷۳	-۳/۵۶۸	
	$\ln ihi$	-۱/۶۹۸	-۳/۵۶۳	-۱/۵۷۷	-۳/۵۶۳	$I(1)$
	$d\ln ihi$	-۷/۲۱۵	-۳/۵۶۸	-۷/۳۰۳	-۳/۵۶۸	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول (۱) مشاهده می‌شود با توجه به آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس پرون در دو حالت با عرض از مبدأ و با عرض از مبدأ و روند، دو متغیر لگاریتم بهره‌وری انرژی و لگاریتم شاخص تنوع فعالیت‌های کشاورزی ایستا از مرتبه یک ($I(1)$) هستند. با توجه نقاط ضعف و قوت آزمون‌های مختلف علیت، در مطالعه حاضر از آزمون‌های تودا-یاماموتو و

کرانه‌ها برای بررسی ارتباط علی بین متغیرهای تنوع فعالیت‌های کشاورزی و بهره‌وری انرژی استفاده می‌شود.

نتایج آزمون علیت تودا – یاماموتو:

در مطالعه حاضر دو متغیر ایستا از مرتبه یک هستند. لذا، حداکثر درجه ایستایی برابر با یک می‌باشد. همچنین، با توجه به نتایج آزمون تعیین وقفه‌ی بهینه که در جدول (۲) آورده شده است، مشاهده می‌شود که هر سه معیار، وقفه یک را برای الگوی VAR پیشنهاد می‌کنند.

جدول (۲) نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه الگوی VAR

وقفه	آکائیک (AIC)	شوارتز بیزین (SC)	حنان کوئین (HQ)
۰	-۳/۰۴	-۲/۹۴	-۳/۰۱
۱	*-۵/۳۳	*-۵/۰۵	*-۵/۲۴
۲	-۵/۱۸	-۴/۷۱	-۵/۰۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق * وقفه‌ی بهینه

در گام بعد، مدل VAR با تعداد دو وقفه (مجموع وقفه‌ی بهینه و حداکثر درجه ایستایی متغیرها) برای انجام آزمون علیت تودا – یاماموتو برآورد شده و سپس آزمون والد برای روابط (۴) و (۵) انجام می‌شود که نتایج مربوط به آن در جدول (۳) ارایه شده است.

جدول (۳) نتایج آزمون علیت تودا-یاماموتو

متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	فرضیه صفر	آماره محاسباتی (معناداری)	نتیجه‌گیری
$\ln ihi$	$\ln ep$	$\alpha_{21} = \alpha_{22} = 0$	(۰/۴۸) ۱/۴۶	$\ln ep \not\Rightarrow \ln ihi$
$\ln ep$	$\ln ihi$	$\beta_{21} = \beta_{22} = 0$	(۰/۰۱) ۷/۸۷	$\ln ihi \Rightarrow \ln ep$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که در جدول (۳) مشاهده می‌شود، با توجه به معناداری آماره آزمون والد در رابطه (۵) و عدم معناداری در رابطه (۴)، یک رابطه‌ی علیت گرنجری یک طرفه از تنوع فعالیت‌ها به بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی وجود دارد که نشان می‌دهد با افزایش تنوع فعالیت‌های کشاورزی و بهره‌گیری از صرفه‌های تنوع، بهره‌وری انرژی در این بخش افزایش خواهد یافت.

نتایج آزمون علیت کرانه‌ها:

روش آزمون کرانه‌ها با برآورد روابط (۶) و (۷) آغاز شده و مناسب‌ترین وقفه به منظور برآورد مدل با استفاده از معیار شوارتز بیزین دو می‌باشد. پس از برآورد روابط گفته شده، آزمون‌های مرتبط با فروض کلاسیک صورت پذیرفته که نتایج آن در جدول () ارائه شده که برقراری تمامی فروض کلاسیک (عدم خودهمبستگی، شکل تبعی صحیح، نرمال بودن اجزای اخلال و وجود واریانس همسانی) را برای هر دو رابطه تأیید می‌کند.

جدول (۴) نتایج آزمون فروض کلاسیک برای روابط (۶) و (۷)

شماره رابطه	فرض صفر	نام آزمون	آماره محاسباتی	احتمال
(۶)	عدم وجود خودهمبستگی	آزمون بروش - گادفری۱	۱/۹۸	۰/۱۶
	نرمال بودن اجزای اخلال	آزمون جارک- برا۲	۰/۵۳	۰/۷۷
	عدم وجود واریانس ناهمسانی	آزمون بروش – پاگان - گادفری۳	۰/۳۷	۰/۸۹
	عدم وجود تورش تصریح	آزمون رمزی۴	۰/۱۵	۰/۷۰
(۷)	عدم وجود خودهمبستگی	آزمون بروش - گادفری	۱/۵۳	۰/۲۴
	نرمال بودن اجزای اخلال	آزمون جارک- برا	۱/۶۷	۰/۴۳
	عدم وجود واریانس ناهمسانی	آزمون بروش – پاگان - گادفری	۰/۹۶	۰/۴۹
	عدم وجود تورش تصریح	آزمون رمزی	۲/۷۲	۰/۱۱

1. Breusch-Godfrey
2. Jarque-Bera
3. Breusch-Pagan-Godfrey
4. Ramsey RESET

سپس، آماره‌ی F محاسباتی از این آزمون بحرانی جدول (۴) مقایسه می‌شود. که در جدول (۵) گزارش شده با مقادیر

جدول۴- مقادیر بحرانی آزمون کرانه‌ها برای مدل با عرض از مبدأ مقید و بدون روند

	۰/۱		۰/۰۵		۰/۰۱	
$K=1$	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$
	۳/۰۲	۳/۵۱	۳/۶۲	۴/۱۶	۴/۹۴	۵/۵۸

مأخذ: پسران و همکاران، ۲۰۰۱

جدول۵- آماره F محاسباتی برای تعیین وجود رابطه بلندمدت

شماره رابطه	فرض صفر	آماره F محاسباتی	وجود رابطه بلندمدت
(۶)	$\alpha_3 = \alpha_4 = 0$	۲/۰۴	خیر
(۷)	$\beta_3 = \beta_4 = 0$	۴/۴۹	بله

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۵) و مقادیر بحرانی ارایه شده در جدول (۴)، در سطح معناداری ۵ درصد وجود رابطه بلندمدت در رابطه (۷) تأیید می‌شود. در گام بعدی رابطه بلندمدت و مدل ECM مرتبط با رابطه (۷) برآورد شده است که نتایج آن به ترتیب در جداول (۶) و (۷) ارایه شده است.

جدول ۶- نتیجه برآورد مدل بلند مدت (۱،۰)

متغیر	ضرایب	خطای	آماره t	معناداری
$\ln ihi$	۲/۰۸	۱/۱۷	۱/۷۸	۰/۰۸۷
c	۰/۱	۳/۷۴	۰/۲۷	۰/۹۷۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول۷- نتایج برآورد مدل تصحیح خطا

تعریف متغیرها	ضرایب	خطای معیار	آماره t	معناداری
$\mathrm{d}\ln ihi$	۰/۳۴	۰/۱۳	۲/۵۵	۰/۰۱۷
dc	۰/۰۲	۰/۶۲	۰/۰۳	۰/۹۷۹
ecm_{t-1}	-۰/۱۶	۰/۰۸	-۲/۰۰	۰/۰۵۶
R^2		۰/۲۴		
آماره F		۴/۳۲ (۰/۰۲۴)		
آماره DW		۲/۱۴		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای تعیین جهت علیت زمانی(کوتاه و بلند مدت) از آزمون F و معناداری ضریب با وقفه جزء ECM استفاده خواهد شد. با توجه به نتایج جدول (۷) و معناداری ضریب با وقفه جزء ECM در سطح ۱۰ درصد وجود رابطه علی یک‌طرفه بلندمدت از شاخص تنوع فعالیت‌های کشاورزی به سمت بهره‌وری انرژی تأیید می‌شود. همچنین، با انجام آزمون F بر روی صفر بودن ضریب متغیر $\mathrm{d}\ln ihi$، مقدار آماره برابر با ۶/۵۱ به‌دست آمده که در سطح معناداری ۵ درصد وجود رابطه علی یک‌طرفه کوتاه‌مدت از شاخص تنوع فعالیت‌های کشاورزی به سمت بهره‌وری انرژی تأیید می‌شود. بنابراین، نتایج آزمون کرانه‌ها بیانگر وجود رابطه علی کوتاه و بلندمدت از سمت تنوع فعالیت‌های کشاورزی به بهره‌وری انرژی می‌باشد که به نوعی نتیجه آزمون علیت تودا – یاماموتو که پیشتر به آن اشاره شد را تایید می‌کند. نتایج آزمون‌های علیت انجام شده در مطالعه حاضر نشان می‌دهد که با افزایش تنوع فعالیت‌های کشاورزی و با بهره گیری از صرفه‌های تنوع، می‌توان از نهاده‌های کشاورزی و علی‌الخصوص انرژی مصرفی در این بخش که یکی از مهم‌ترین نهاده‌های تولید در اقتصاد کشورهای در حال توسعه می‌باشد، به بهترین نحو ممکن استفاده کرده و در نهایت، خود این

امر باعث می‌شود در کوتاه و بلندمدت بهره‌وری انرژی مصرفی در این بخش افزایش یابد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

امروزه مصرف انرژی به عنوان یک نهاده‌ی مهم و اساسی در تولید، جایگاه ویژه‌ای در رشد و توسعه اقتصادی کشورها دارد. اما محدودیت منابع طبیعی و زوال ذخایر سوخت‌های فسیلی از یک‌سو و اثرات مخرب مصرف انرژی‌های مختلف بر روی سلامت انسان و پایداری محیط‌زیست از سوی دیگر، استفاده بهینه از این منابع را بسیار با اهمیت جلوه می‌دهند. لذا، مشخص نمودن بهره‌وری انرژی در فرایند تولید، اولین قدم در راستای بهینه نمودن استفاده از منابع موجود می‌باشد. در مطالعه حاضر، رابطه علی میان بهره‌وری انرژی و تنوع‌بخشی فعالیت‌ها در بخش کشاورزی مورد بررسی قرار گرفته است. برای این‌منظور، با استفاده از داده‌های آماری ترازنامه انرژی جمهوری اسلامی ایران و سازمان جهانی خواروبار کشاورزی به محاسبه بهره‌وری انرژی و شاخص تنوع فعالیت‌ها در دوره ۱۳۹۱-۱۳۶۰ اقدام گردید. سپس، با استفاده از دو روش مختلف تودا – یاماموتو و آزمون کرانه‌ها رابطه علیت میان دو متغیر، مورد تجزیه وتحلیل قرار گرفت. نتایج حاصل از آزمون علیت تودا – یاماموتو بیانگر وجود یک رابطه‌ی علیت گرنجری یک طرفه از تنوع فعالیت‌های کشاورزی به بهره‌وری انرژی در این بخش بود. اما عکس این رابطه صادق نیست. همچنین، نتایج حاصل از آزمون کرانه‌ها بیانگر یک رابطه‌ی هم‌انباشتگی میان دو متغیر است، به‌طوری که طبق آن بهره‌وری انرژی از تنوع فعالیت‌ها به طور مثبت تأثیر می‌پذیرد. سپس با استفاده از آزمون F و معناداری ضریب با وقفه جزء ECM جهت علیت زمانی(کوتاه و بلند مدت) میان متغیرها تعیین شده که طبق آن وجود رابطه علی یک‌طرفه بلندمدت و کوتاه‌مدت از تنوع فعالیت‌های کشاورزی به سمت بهره‌وری انرژی تأیید شده است.

اینک با توجه به نتایج یکسان دو آزمون علیت گرنجری تودا – یاماموتو و کرانه‌ها مبنی بر تأثیر مثبت تنوع فعالیت‌های کشاورزی بر بهره وری انرژی در این بخش، پیشنهاد می‌شود که دولت به جای سیاست‌های گوناگون حمایتی از محصولاتی خاص، سامانه‌ی کشاورزی کشور را به سمت تنوع فعالیت‌ها سوق دهد که ضمن بهره‌گیری از صرفه‌های چندگانه ناشی از تنوع، بهره‌وری انرژی که مهم‌ترین نهاده تولیدی در بخش کشاورزی و اقتصاد کشورهای در حال توسعه از جمله کشورمان می‌باشد، افزایش یابد.

REFERENCES

1. Abbasi Nejad, H., & Vafi Najar, D. (2004). Review of performance and energy efficiency in different economic sectors and institutions, and price elasticity estimates in the energy sector and transportation industry by TSLS Method (1971-2000). *Journal of Economic Research*, 66, 113-137.
2. Cheng, B.S., & Lai, T.W. (1997) An investigation of cointegration and causality between energy consumption and economic activity in Taiwan. *Energy Economics*, 19, 435- 444.
3. Geweke, J. (1984). Inference and causality in economic time series models, Handbook of econometrics, vol. 2, *Amsterdam: North Holland*.
4. Granger, C.W.J. (1969). Investigating causal relationship by econometric models and crros – spectral methods, *conometrica*, 37, 424 -438.
5. Granger, C.W.J. (1986). Development in the study of cointegrated economic variables, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics 48*, 213- 228.
6. Hardaker, J.B., Huirne, R.M.B., Anderson, J.R. & Lien, G. (2005). Croping with risk in agriculture, 2nd edition. *CABI Publishing*, Wallingford.
7. Hsiao, c. (1981). Autoregressive modeling and money- income causality detection, *Journal of Monetary Economics*,7(1), 85-106.
8. Morley, B. (2006). Causality between economic growth and immigration: An ARDL bounds testing approach. *Economics Letters*, 90(1), 72-76.
9. Mortazvi, S., Shahbazi, H., Kavosi Kallashmi,M., & Khodaverdi Zade, M. (2010). Yielding varieties of wheat and barley in North Khorasan Razavi. *Journal of Agricultural Economic*, 4, 97-112.
10. Narayan, P.K., & Smyth, R. (2006). Higher education, real income and real investment in China: evidence from Granger causality tests. *Educ Econ*, 14, 107–125.

11. Odhiambo, N. (2009). Energy Consumption And Economic Growth Nexus In Tanzania: An ARDL Bounds Testing Approach. *Energy Policy*, 37(2), 617–622.
12. Odhiambo, N. (2010). Energy consumption, prices and economic growth in three SSA countries: A comparative study. *Energy Policy*, 38(5), 2463–2469.
13. Pesaran, M., Shin, Y., Smith, J. (2001), Bounds Testing Approaches To The Analysis Of Level Relationships, *Journal Of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.
14. Sims, C. (1972). Money, Income and causality, *American Economic Review*, 62, 540- 552.
15. Tang, T. C. 2003. Japanese Aggregate Import Demand Function: Reassessment from 'Bound' Testing Approach, *Japan and the World Economy*, 4(15), 419–436.
16. Toda, H.Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector auto regressions with possibly integrated processes, *Journal of econometrics*, 66, 225- 250.
17. Zapata, H. O., & Rambaldi, A. N. (1997). Monte - Carlo evidence on cointegration and Causation, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59, 285- 298.
18. Langeveld, H., Rufino, M., Hengsdijk, H., Ruben, R., Dixon, J., Verhangen, J., and Giller, K. (2007). Evaluation of economic and environmental performance of two farm household strategies: diversification and integration, conceptual model and case studies. Quantitative Approaches in Systems Analysis, 29.
19. Kim, K., Chavas, J. P., Barham, B., Foltz, J. (2012). Specialization, diversification, and productivity: a panel data analysis of rice farms in Korea. Agricultural Economics, 43: 687–700.
20. Salami, H. (2000). Determining the optimal size grasslanding firms units with a total productivity factor indicator: A Case Study of Fars Province. Journal of Agricultural Economics and Development, 32: 51-67.
21. Mehrabi Boshr Abadi, H. & Esmaeeli, A. (2011). Analysis of input-outpot of energy in agriculture. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 74, 1-28.