اقتصاد کشاورزی / جلد ۸/ شماره ٤/ صفحه‌های ۵۷-٤۳

ارتباط میان صادرات و مصرف انرژی در بخش کشاورزی کشورهای درحال‌توسعه

محسن صالحی کمررودی، اسماعیل پیش‌بهار، زهرا جلیلی[۱]

تاریخ دریافت:۱۳۹۳/۰۷/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۱/۰٤

چکیده

اجرای سیاست‌های توسعه صادرات ممکن است تاثیر معناداری بر مصرف انرژی در کشورهای درحال‌توسعه داشته باشد. از این رو، سیاست‌های توسعه صادرات، دغدغه‌های زیست‌محیطی نسبت به انتشار گازهای گلخانه‌ای را افزایش داده است. با توجه به مکانیزه‌تر شدن هر چه بیشتر بخش کشاورزی، این دغدغه در مورد فعالیت‌های صادراتی بخش کشاورزی نیز مطرح است. با توجه به این مسئله، این پژوهش تلاش می‌کند رابطه میان صادرات و مصرف انرژی، در بخش کشاورزی ۲۸ کشور درحال‌توسعه را در فاصله سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۸۰ مورد بررسی قرار دهد. بدین منظور، پس از تائید وجود ریشه واحد به وسیله آزمون CADF و تائید وجود هم‌انباشتگی به وسیله آزمون‌های کائو، پدرونی و وسترلاند، بردارهای هم‌انباشتگی با روش‌های AMG، FMOLS و DOLS برآورد شدند. همچنین، برای بررسی رابطه علیت کوتاه‌مدت از روش PMG استفاده شد. نتایج نشان داد متغیرهای انرژی و صادرات در بخش کشاورزی کشورهای درحال‌توسعه، تاثیر مثبت و معنادار بر یکدیگر دارند، اما در کوتاه‌مدت رابطه معناداری بین آن‌ها وجود ندارد.

طبقه‌بندی JEL: F13، Q17، Q27، Q41، Q43

واژه‌های کلیدی: انرژی، پانل هم‌انباشتگی، صادرات محصولات کشاورزی، کشورهای درحال‌توسعه.

[۱] به ترتیب دانشجوی دکترا، دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی و دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه تبریز

Email: pishbahar@yahoo.com

مقدمه

باوجود برتری‌های فراوان صادرات، برخی از اقتصاددانان ابراز نگرانی کرده‌اند که توسعه صادرات می‌تواند به قیمت افزایش معنادار مصرف انرژی و در پی آن آلودگی محیط‌زیست تمام شود؛ زیرا از جنبه نظری توسعه صادرات دست کم از دو روش می‌تواند تقاضا برای انرژی را در داخل کشور افزایش دهد: نخست، توسعه صادرات تقاضا برای نهاده‌های تولید از جمله انرژی را افزایش می‌دهد. دوم، صادرات مستلزم استفاده از وسایل نقلیه انرژی‌بر برای حمل کالاها به بندرها، فرودگاه‌ها و لب مرز است. از سوی دیگر، مصرف انرژی بیشتر می‌تواند زمینه را برای تولید کالاهای اضافی و صادرات فراهم نماید. بنابراین رابطه علیتی دو سویه میان صادرات و مصرف انرژی قابل تصور است (سادورسکی، ۲۰۱۲).

شناسایی ارتباط صادرات و انرژی از لحاظ تجربی در جهت وضع سیاست‌های مناسب زیست‌محیطی و تجاری اهمیت دارد. اگر مصرف انرژی به‌طور یک سویه علیت صادرات باشد، سیاست‌های حفظ محیط‌زیست که برای کاهش گازهای گلخانه‌ای طراحی می‌شوند، موجب کاهش صادرات و از دست رفتن منافع حاصل از آن می‌شوند. در این حالت، سیاست توسعه صادرات با سیاست حفاظت از محیط‌زیست در تناقض قرار می‌گیرد. از سوی دیگر، اگر رابطه علیتی یک سویه از صادرات به سمت مصرف انرژی وجود داشته باشد یا هیچ‌گونه ارتباط علیتی بین این دو متغیر وجود نداشته باشد، آنگاه می‌توان گفت سیاست‌های حفظ محیط‌زیست تأثیر منفی بر سیاست توسعه صادرات نخواهند داشت (همان منبع، ۲۰۱۲).

با توجه به اهمیت موضوع، تاکنون بررسی‌هایی در مورد ارتباط میان صادرات و مصرف انرژی انجام شده است. برخی از پژوهش‌ها مانند نارایان و اسمیت (۲۰۰۹) روی کشورهای خاورمیانه و حسین (۲۰۱۲) برای کشورهای SAARC[1] درمجموع ارتباط معناداری میان صادرات و مصرف انرژی را در بلندمدت نشان نمی‌دهند. برخی از پژوهش‌ها مانند لی (۲۰۱۲) روی استان شادونگ چین، کهلر (۲۰۱۲) در افریقای جنوبی و شهباز و همکاران (۲۰۱۳) با روش ARDL در چین از وجود رابطه علیتی دو سویه میان صادرات و مصرف انرژی حکایت می‌کنند. سادورسکی (۲۰۱۲) نیز با به‌کارگیری فنون پانل هم‌انباشتگی برای هفت کشور امریکای جنوبی در دوره ۲۰۰۷-۱۹۸۰ چنین رابطه‌ای را هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت تائید می‌کند. همچنین ددئوگلو و کایا (۲۰۱۳) با به‌کارگیری روش DOLS برای کشورهای OECD نشان

[1] شامل آرژانتین، برزیل، شیلی، اکوادور، پاراگوئه، پرو و اروگوئه.

دادند که ۱ درصد افزایش در صادرات باعث ۰/۲۱ درصد افزایش در مصرف انرژی می‌شود و در مقابل مصرف انرژی نیز تأثیر مثبت بر صادرات دارد. با این حال پژوهش سادورسکی (۲۰۱۱) برای هفت کشور خاورمیانه در دوره ۲۰۰۷-۱۹۸۰ رابطه علیتی دو سویه را تنها در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد. بنابر این پژوهش، یک درصد افزایش در صادرات ۰/۱۱ درصد مصرف انرژی را در بلندمدت افزایش می‌دهد. به‌طور مشابه، بررسی‌های سامی (۲۰۱۱) در ژاپن و هالیکیوگلو برای ترکیه (۲۰۱۱) نیز گویای وجود رابطه علیت بلندمدت یک سویه از صادرات به سمت مصرف انرژی هستند. در مقابل، پژوهش‌هایی چند ادعا می‌کنند که رابطه علیتی از مصرف انرژی به سمت صادرات است. سلطان (۲۰۱۲) با استفاده از روش‌های ARDL، آزمون یوهانسن و آزمون علیت گرنجر نشان داد که در کشور موریس در دوره ۲۰۰۹-۱۹۷۰ مصرف برق به‌طور معنادار صادرات را تحت تأثیر قرار داده است. نتایج بررسی‌های ناجی و همکاران (۲۰۱۳) برای نیجریه، و ارکان و همکاران (۲۰۰۹) برای ترکیه با استفاده از روش علیت گرنجر و تابع واکنش آنی[1](IRF) در دوره ۲۰۰۹-۱۹۷۰ نشان می‌دهد که مصرف انرژی در بلندمدت بر صادرات تأثیر مثبت دارد.

متأسفانه به‌ندرت پژوهشی در مورد ارتباط میان صادرات و مصرف انرژی در بخش کشاورزی، چه در داخل و چه در خارج از کشور انجام شده است؛ این در حالی است که در سال‌های اخیر از سویی سیاست‌های توسعه صادرات بیش از پیش مورد توجه کشورهای درحال‌توسعه، قرارگرفته و از سوی دیگر با مکانیزه‌تر شدن بخش کشاورزی دغدغه‌های زیست‌محیطی نسبت به فعالیت‌های کشاورزی هر چه بیشتر افزایش یافته است. با وجود چنین کمبودی این پژوهش تلاش می‌کند رابطه میان صادرات و مصرف انرژی در بخش کشاورزی کشورهای درحال‌توسعه را موردبررسی قرار دهد. چنین پژوهشی از این جهت مهم است که، نخست به این سؤال پاسخ می‌دهد که سیاست‌های توسعه صادرات در کشورهای درحال‌توسعه که برای امنیت غذایی جهان ضروری هستند، با سیاست‌های حفظ محیط‌زیست در تناقض هستند یا خیر. به عبارت دیگر روشن می‌سازد که چقدر صادرات محصولات کشاورزی در کشورهای درحال‌توسعه به مصرف انرژی وابسته است. همچنین مشخص می‌سازد که چقدر توسعه صادرات محصولات کشاورزی تقاضای انرژی را در این کشورها تحت تأثیر قرار می‌دهد.

[1] Impulse Response Function

روش تحقیق

در این پژوهش، برای بررسی ارتباط میان لگاریتم ارزش صادرات محصولات کشاورزی (Lnexp) و مصرف انرژی در بخش کشاورزی (Lnen) از داده‌های پانلی ۲۸ کشور درحال‌توسعه در فاصله سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۸۷ استفاده شده است. دوره مورد بررسی و همچنین کشورهای منتخب با توجه به موجود بودن داده‌های موردنیاز انتخاب شدند.[۱] داده‌های صادرات به قیمت پایه سال‌های ۰۶-۲۰۰۴ و برحسب دلار بوده، و داده‌های مصرف انرژی برحسب کیلوتن و معادل مصرف نفت خام هستند. این داده‌ها از تارنمای فائو[۲] (۲۰۱۴) و تارنمای بانک جهانی[۳] (۲۰۱۴) استخراج شدند.

پانل مورد استفاده در این پژوهش، یک «پانل کلان»[۴] محسوب می‌شود و در مقایسه با «پانل خرد»[۵] چند ویژگی مهم دارد که باید در حین بررسی‌های اقتصادسنجی مورد توجه قرار گیرند، در غیر این صورت نتایج آماری اعتبار لازم را نخواهند داشت. نخست، به علت طولانی بودن داده‌ها احتمال غیر مانا بودن داده‌ها و در پی آن ایجاد مشکل رگرسیون کاذب وجود دارد. دوم، علاوه بر وجود ناهمگنی میان واحدهای مقطعی، ممکن است ضریب‌های شیب ناهمگن باشند. در این حالت ضریب‌های برآوردی با فرض همگنی شیب‌ها اریب خواهند داشت. سوم، به خاطر متأثر شدن واحدهای مقطعی (کشورها) از شوک‌های جهانی (مانند رخداد بحران مالی در سطح جهان یا جهش قیمت نفت) ممکن است پانل با مشکل «وابستگی مقطعی»[۶] روبه‌رو باشد. در این شرایط الگوهای برآورد سنتی مانند «اثرات ثابت» و «اثرات تصادفی» معتبر نخواهند بود (بالتاجی، ۲۰۰۵). در این پژوهش تلاش شده است ابزارهای اقتصادسنجی مورداستفاده به‌گونه‌ای انتخاب شوند که سه ویژگی یاد شده، مورد توجه قرارگرفته و نتایج از مشکلات احتمالی مصون بمانند.

---

[۱] کشورهای مورد بررسی عبارت‌اند از: آنگولا، آرژانتین، بنگلادش، بوتسوانا، برزیل، بلغارستان، چین، کلمبیا، اکوادور، مصر، مجارستان، هند، اندونزی، ایران، اردن، کنیا، مکزیک، نپال، پاکستان، رومانی، عربستان، افریقای جنوبی، سری‌لانکا، تونس، ترکیه، اروگوئه، ویتنام و زیمباوه.

[2] FAO
[3] World Bank
[4] Macro panel
[5] Micro Panel
[6] Cross-Correlation

در این پژوهش، برای بررسی مانایی متغیرها از روش «دیکی – فولر گسترش یافته مقطعی» (CADF)[۱]، برای بررسی هم‌انباشتگی از آزمون‌های کائو (۱۹۹۹)، پدرونی (۱۹۹۹) و وسترلاند (۲۰۰۷)، برای برآورد ضرایب بلندمدت از روش‌های حداقل مربعات معمولی پویا[۲] (DOLS)، حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده[۳] (FMOLS) و «میانگین گروهی تعمیم‌یافته»[۴] (AMG) و برای برآورد الگوی تصحیح خطا از روش «میانگین گروهی تلفیقی»[۵] (*PMG*) استفاده شده است. در ادامه توضیح‌هایی به منظور معرفی و بیان علت انتخاب این روش‌ها ارائه خواهد شد.

آزمون ریشه واحد پانل: برخی از معروف‌ترین آزمون‌های ریشه واحد پانل عبارت‌اند از: LLC[۶]، IPS[۷]، بریتونگ[۸] و فیشر[۹]. اما هنگامی‌که میان واحدهای مقطعی همبستگی وجود داشته باشد، نتایج این آزمون‌ها با خطای برآورد همراه است. ازاین‌رو، پسران (۲۰۰۵) روشی را برای حل مشکل وابستگی مقاطع ارائه داد. روش او، که بر مبنای گسترش رگرسیون *ADF* معمولی است و ازاین‌جهت «آزمون دیکی – فولر گسترش‌یافته مقطعی» (CADF) نامیده می‌شود. رگرسیون *CADF* به‌صورت زیر است.

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + \gamma_i^{*} Y_{it-1} + \theta_0 \bar{Y}_{t-1} + \sum_{l=0}^{L} \theta_{l+1} \Delta \bar{Y}_{t-1} + \sum_{l=1}^{L} \varphi_{i,t-1} + e_{it} \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، t=1,2,…, T و i=1,2,…, N به ترتیب بیانگر سال‌ها و کشورها هستند. α، γ^{*}، θو φ ضرایب برآوردی هستند. e جز اخلال را نشان می‌دهد. Y سری زمانی مورد نظر (در این‌جا صادرات یا مصرف انرژی) و Δ عملگر تفاضل است. قرار گرفتن خط روی Y، میانگین‌گیری از این متغیر را بازگو می‌کند. تعداد وقفه (L) می‌تواند به‌وسیله یکی از معیارهای اطلاعاتی و یا آزمون‌های مرحله‌ای انتخاب شود. پس از برآورد رگرسیون بالا برای هر مقطع، برای ضریب γ_i^{*} آماره t به دست می‌آید که می‌توان آن را با $CADF_i$ نشان داد. آماره آزمون (*CIPS*) به‌صورت زیر به دست می‌آید.

---

[1] Cross-Sectional Augmented Dickey–Fuller (CADF) Test
[2] Dynamic Ordinary Least Square
[3] Fully Modified Ordinary Least Square
[4] Augmented Mean Group (AMG)
[5] Pooled Mean Group
[6] Levin, Lin & Cho
[7] Im, Pesaran and Shin
[8] Im, Pesaran and Shin
[9] Fisher

$$CIPS = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} CADF_i \qquad (۲)$$

این آماره دارای توزیع غیراستاندارد است و مقادیر بحرانی مربوط به آن توسط پسران محاسبه شده است (همان منبع، ۲۰۰۵).

آزمون هم‌انباشتگی پانل: پرکاربردترین آزمون‌های هم‌انباشتگی پانل توسط کائو (۱۹۹۹) و پدرونی (۱۹۹۹) معرفی شدند اما نتایج این آزمون‌ها در شرایط وجود وابستگی مقطعی از اعتبار کمتری برخوردار هستند. از همین رو، وسترلاند (۲۰۰۷) یک «آزمون هم‌انباشتگی بر مبنای تصحیح خطا»[1] ارائه کرد که در شرایط وجود همبستگی میان واحدهای مقطعی از اعتبار بیشتری برخوردار است. فرآیند خلق داده‌ها در این آزمون به شرح ذیل در نظر گرفته می‌شود.

$$\Delta y_{it} = \delta_i' d_t + \alpha_i (y_{i,t-1} - \beta_i' x_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p_t} \alpha_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=-q_t}^{p_t} \gamma_{ij} \Delta x_{i,t-j} + e_{it} \qquad (۳)$$

در رابطه (۳)، α، γ، δ و β ضریب‌های برآوردی، e جز اخلال، t زمان، T تعداد سال‌ها، i کشورها، Δ عملگر تفاضل، j وقفه، p_t حداکثر وقفه و q_t حداکثر lead است. d به متغیرهای برونزا اشاره دارد. y و x متغیرهای مورد بررسی (در این‌جا صادرات و مصرف انرژی) هستند. در رگرسیون بالا، بسته به این‌که d_t یکی از مقادیر صفر، یک، و یا یک و t بگیرد، به ترتیب بدون عرض از مبدأ، با عرض از مبدأ، و با عرض از مبدأ و روند خواهد بود. به منظور ساده‌سازی بردار k بعدی $x_{i,t}$ به‌صورت «گام تصادفی خالص»[2] الگوسازی می‌شود. فرض می‌شود Δx_{it} با e_{it} همبستگی ندارد و همچنین اجزای خطا در طول i و t از یکدیگر مستقل هستند. α_i نشانگر ضریب تصحیح خطاست؛ بنابراین فرضیه $H_0: \alpha_i = 0$ نشان‌دهنده عدم وجود هم‌انباشتگی است. فرضیه مقابل بسته به فرضی که در مورد همگنی α_i در نظر گرفته شود تعریف می‌شود. چنان‌چه α_i در میان مقاطع غیر یکسان فرض شود، فرضیه مقابل به‌صورت $H_0: \alpha_i < 0$ تعریف می‌شود. در غیر این صورت فرضیه مقابل به‌صورت $H_0: \alpha < 0$ است. وسترلاند (۲۰۰۷) برای آزمون نوع اول آماره‌های G_t و G_a، و برای نوع دوم آماره‌های P_t و P_a را ارائه نموده است.

برآورد ضریب‌های هم‌انباشتگی پانل: پرکاربردترین روش‌های برآورد ضرایب بلندمدت پانل نا مانا، حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) و حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده

[1] Error corection based cointegration test
[2] Pure Random Walk

(FMOLS) هستند.[۱] اما این دو روش نیز در شرایط وجود وابستگی مقطعی اعتبار کمتری دارند. پسران و اسمیت (۱۹۹۵) با تعمیم رهیافت ARDL برای داده‌های پانلی، برآوردگر «میانگین‌گروهی»[۲] (MG) را معرفی کردند. این روش امکان می‌دهد تا ضریب‌های شیب در میان مقاطع ناهمگن باشند؛ بدین ترتیب که N رگرسیون $ARDL$ برآورد شده و میانگین ضریب‌های برآوردی (هم عرض از مبدأ و هم شیب) محاسبه می‌شود (بلکبورن و فرانک، ۲۰۰۷). پسران (۲۰۰۶) با تکمیل روش میانگین گروهی، CCEMG[۳] را معرفی کرد که در شرایط وجود همبستگی مقطعی معتبر است. ابرهارت و تیل (۲۰۱۰) با تعمیم MG برآوردکننده «میانگین گروهی تعمیم‌یافته» (AMG) را به‌عنوان جایگزینی برای CCEMG معرفی کردند. مزیت این روش نسبت CCEMG این است که شوک‌هایی که به‌طور مشترک واحدهای مقطعی را تحت تأثیر قرار می‌دهند و موجب همبستگی مقطعی می‌شوند، به‌صورت پویا لحاظ می‌شوند. برآورد ضریب در این رهیافت، که در این پژوهش، مورد استفاده قرار گرفته است، در سه مرحله انجام می‌شود. ابتدا رگرسیون زیر برآورد می‌شود.

$$\Delta y_{it} = \delta_i' d_t + b'\Delta x_{it} + \sum_{t=2}^{T} c_t \Delta D_t + e_{it} \qquad (۴)$$

که در آن δ، b و c ضرایب برآوردی، e جز اخلال، t زمان، T تعداد سال‌ها، i کشورها، Δ عملگر تفاضل، d متغیرهای برونزا، و y و x متغیرهای مورد بررسی (در این‌جا صادرات و مصرف انرژی) هستند. D_t متغیر مجازی زمانی است که برای یک سال مشخص ۱ و برای بقیه سال‌ها صفر می‌گیرد. در مرحله بعد رگرسیون زیر برآورد می‌شود.

$$\Delta y_{it} = a_i + b'\Delta x_{it} + c_i t + d_i \hat{\mu}_t^* + e_{it} \qquad (۵)$$

که در آن a عرض از مبدا و $\hat{\mu}_t^* = \hat{c}_t$ است. درنهایت برآوردکننده AMG به‌صورت $\hat{b}_{AMG} = N^{-1}\sum_i \hat{b}_i$ به دست می‌آید.

برآورد الگوی تصحیح خطای پانل (ECM): با توجه به این که ECM وقفه‌های متغیر وابسته را شامل می‌شود یک الگوی پانل پویا[۴]محسوب می‌شود. بنابراین برآورد آن با روش‌های سنتی مانند اثرات ثابت و اثرات تصادفی اعتبار چندانی نخواهد داشت. همچنین، «روش گشتاور

---

[۱] جهت آشنایی با روش‌های FMOLS و DOLS برای پانل مراجعه کنید به Pedroni (2001).

[2] Mean Group

[3] Common Correlated Effects Mean Group estimator

[4] Dynamic Panel Model

تعمیم‌یافته»[1] برای پانل نا مانا چندان مناسب نیست. در این میان روش «میانگین گروهی تلفیقی»[2] (*PMG*) برای برآورد ECM مناسب است و بنابراین در این پژوهش، از آن استفاده شده است. روش PMG شکل خاصی از روش *MG* است و در آن عرض از مبدأ همگن در نظر گرفته شده و محاسبه میانگین تنها برای ضریب شیب انجام می‌شود (بلکبورن و فرانک، ۲۰۰۸).

نتایج و بحث

ابتدا، با توجه به اهمیت استقلال مقاطع برای انتخاب روش‌های اقتصادسنجی، با استفاده از آزمون CD پسران (۲۰۰۴) این مسئله بررسی شده و نتایج آن در در جدول (۱) برای هر دو متغیر صادرات (Lnexp) و مصرف انرژی (Lnen) گزارش شده است. از آن جا که آماره CD دارای توزیع نرمال است، مقادیر محاسباتی آماره باید با مقادیر بحرانی جدول توزیع نرمال مقایسه گردند. آماره‌های به‌دست آمده برای متغیرهای Lnexp و Lnen به ترتیب ۱۷/۳۳ و ۲۰/۵۷ است که از مقدار بحرانی متناظر با سطح خطای ۱ درصد در جدول توزیع نرمال بیشتر است. بنابراین در هر دو مورد، فرضیه صفر مبنی بر استقلال مقاطع رد شده، پانل دچار همبستگی واحدهای مقطعی است و آزمون‌ها و روش‌های بعدی مورداستفاده باید به این مهم توجه نمایند.

جدول (۱) نتایج آزمون همبستگی مقطعی

متغیر	آماره CD
Lnexp	۱۷/۳۳***
Lnen	۲۰/۵۷***

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

نتایج آزمون ریشه واحد CADF در جدول (۲) گزارش شده است. در نتیجه دیده می‌شود، هر دو متغیر در سطح دچار ریشه واحد هستند؛ زیرا آماره آزمون برای دو متغیر Lnexp و Lnen به ترتیب برابر با ۲/۳۰- و ۲/۴۴- به دست می‌آید که از مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط پسران (۲۰۰۵) کمتر است و فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد نمی‌تواند رد شود. اما بعد از یک بار تفاضل‌گیری، آماره CADF برای متغیرهای Lnexp و Lnen به ترتیب ۳/۶۸- و ۳/۴۳- به

[1] Generalized Moment Method
[2] Pooled Mean Group

دست می‌آید که از مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط پسران (۲۰۰۵) بیشتر است و فرضیه صفر این بار در سطح خطای ۱ درصد رد می‌شود. بنابراین هر دو متغیر I(1) هستند و برای بررسی روابط میان متغیرها یا باید هم‌انباشتگی میان آنها تائید شود و یا از تفاضل اول متغیرها استفاده شود.

جدول (۲) نتایج آزمون ریشه واحد پانل

متغیرها	مقدار آماره آزمون CADF	
	سطح	تفاضل
lnexp	-۲/۳۰	-۳/۶۸***
lnen	-۲/۴۴	-۳/۴۳***

منبع: یافته‌های تحقیق. *** معنادار در سطح ۱ درصد - برای تعیین وقفه بهینه از معیار شوارتز[1] استفاده شد. برای آزمون متغیر روند اضافه شد.

جدول (۳) نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانل

نام آزمون	مقدار آماره
کائو	-۱/۸۹**
پدرونی – آماره ADF پانل	-۳/۲۶***
پدرونی – آماره ADF گروهی	-۴/۹۳***
وسترلاند – آماره G_t	-۲/۲۰
وسترلاند – آماره G_a	-۸/۲۴
وسترلاند – آماره P_t	-۱۲/۵۵***
وسترلاند – آماره P_a	-۹/۸۷***

منبع: یافته‌های تحقیق. *** و ** به ترتیب معنادار در سطح ۱ و ۵ درصد.

نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی پانل (آزمون‌های کائو، پدرونی و وسترلاند)، برای بررسی رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرهای صادرات (Lnexp) و مصرف انرژی (Lnen) در جدول (۳) درج شده است. مقدار آماره آزمون کائو، که دارای توزیع نرمال مجانبی است، ۱/۸۹- است که از مقادیر بحرانی جدول توزیع نرمال بیشتر است و بدین ترتیب فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی در سطح خطای ۱ درصد رد می‌شود. مقادیر دو آماره آزمون پدورنی، یعنی آماره ADF پانل و آماره ADF گروهی، که هر کدام دارای توزیع نرمال استاندارد هستند، به ترتیب ۳/۲۶- و ۴/۹۳- به‌دست می‌آیند که باز هم از مقادیر بحرانی جدول توزیع نرمال استاندارد

[1] Schwrz Info Criterion

بیشتر هستند و بدین ترتیب فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی در سطح خطای ۱ درصد رد می‌شود. لازم به ذکر است که پدرونی (۱۹۹۹) هفت آماره شامل پنج آماره ناپارامتریک و دو آماره پارامتریک معرفی کرده است که از میان آنها، مطابق با بهمنی- اسکویی و همکاران (۲۰۰۵)، دو آماره پارامتریک برای داده‌های پانل با اندازه متوسط - مانند این پژوهش- مناسب هستند و در این‌جا مورد استفاده قرار گرفتند.[۱] مقادیر آماره‌های G_t و G_a آزمون وسترلاند، به ترتیب برابر با ۲/۲۰- و ۸/۲۴- به‌دست می‌آیند که معنادار نبوده و بر این اساس فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی نمی‌تواند رد شود. اما مقادیر آماره‌های P_t و P_a آزمون وسترلاند، به ترتیب برابر با ۱۲/۵۵- و ۹/۸۷- به‌دست می‌آیند که از مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط وسترلاند (۲۰۰۷) بیشتر هستند و این بار فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی می‌تواند با سطح اطمینان ۹۹ درصد رد شود. دیده می‌شود که آماره‌های آزمون کائو و پدرونی و دو آماره از چهار آماره آزمون وسترلاند حکم بر وجود هم‌انباشتگی می‌دهند. بنابراین با توجه به نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی روی هم رفته می‌توان هم‌انباشتگی میان متغیرهای صادرات و مصرف انرژی در بخش کشاورزی کشورهای موردمطالعه را تائید نمود.

در جدول (۴) نتایج برآورد ضریب‌های بلندمدت میان متغیرهای صادرات و مصرف انرژی باروش‌های DOLS، FMOLS و AMG نشان داده شده است. در سمت راست جدول، ضریب متغیر مصرف انرژی در هر سه روش در سطح خطای ۵ درصد معنادار است. در سمت چپ جدول، ضریب صادرات در روش DOLS معنادار نیست اما در روش‌های FMOLS و AMG در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار است. نتایج برآورد با روش DOLS نشان می‌دهد با افزایش ۱ درصدی مصرف انرژی، صادرات در بلندمدت ۰/۲۶ درصد ارتقا می‌یابد. نتایج برآورد روش FMOLS نشان می‌دهد با افزایش۱ درصدی مصرف انرژی، صادرات در بلندمدت ۰/۱۵ درصد ارتقا می‌یابد؛ در مقابل با افزایش۱ درصدی صادرات نیز، مصرف انرژی در بلندمدت ۰/۰۷ درصد بیشتر می‌شود. نتایج برآورد روش AMG نشان می‌دهد با افزایش۱ درصدی مصرف انرژی، صادرات در بلندمدت ۰/۲۴ درصد ارتقا می‌یابد؛ در مقابل با افزایش۱ درصدی صادرات نیز، مصرف انرژی در بلندمدت ۰/۰۸ درصد بیشتر می‌شود. هر سه روش از تاثیر مثبت و معنادار مصرف انرژی بر صادرات حکایت می‌کنند. در مقابل، دو روش از سه روش گویای تاثیر مثبت و

---

[۱] لازم به ذکر است سه آماره دیگر پدرونی نیز در سطح خطای ۱ درصد معنادار بوده و درمجموع پنج آماره از هفت آماره پدرونی وجود هم‌انباشتگی را تائید می‌کنند.

معنادار صادرات بر مصرف انرژی هستند. البته با توجه به وجود وابستگی مقاطع در پانل مورداستفاده، نتایج روش AMG نسبت به دو روش دیگر اعتبار بیشتری دارد. بنابراین روی هم رفته می‌توان گفت در بلندمدت صادرات و مصرف انرژی در بخش کشاورزی کشورهای درحال‌توسعه تاثیر مثبت و معنادار بر یکدیگر دارند.[۱]

جدول (۴) نتایج برآورد ضریب‌های بلندمدت

روش برآورد	برازش صادرات روی مصرف انرژی		برازش مصرف انرژی روی صادرات	
	ضریب شیب	خطای معیار	ضریب شیب	خطای معیار
DOLS	۰/۲۶**	۰/۱۳	۰/۰۵	۰/۰۵
FMOLS	۰/۱۵**	۰/۰۸	۰/۰۷*	۰/۰۴
AMG	۰/۲۴**	۰/۱۱	۰/۰۸*	۰/۰۵

منبع: یافته‌های تحقیق. ** و * به ترتیب معنادار در سطح خطای ۵ و ۱۰ درصد – برای تعیین وقفه یا lead بهینه از آماره شوارز استفاده شده است.

با وجود وجود هم‌انباشتگی میان متغیرها، برآورد مدل تصحیح خطا این امکان را فراهم می‌سازد که رابطه‌های علیت میان متغیرها در کوتاه‌مدت و بلندمدت به طورجداگانه بررسی شود. سمت راست جدول (۵)، نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا را در حالتی نشان می‌دهد که تفاضل صادرات متغیر وابسته است. در این حالت، دیده می‌شود که ضریب متغیر تصحیح خطا برابر با ۰/۳۹- بوده و در سطح خطای یک درصد معنادار است. بنابراین می‌توان گفت رابطه علیتی بلندمدت از متغیر مصرف انرژی به سمت متغیر صادرات وجود دارد. به عبارت دیگر، در بلندمدت مصرف انرژی، صادرات را تحت تاثیر قرار می‌دهد. اما با توجه به معنادار نبودن تفاضل اول متغیر انرژی ($\Delta Lnexp_1$) می‌توان گفت در کوتاه‌مدت رابطه علیت از متغیر مصرف انرژی به سمت متغیر صادرات وجود ندارد. به عبارت دیگر، در کوتاه‌مدت مصرف انرژی، صادرات را تحت تاثیر قرار نمی‌دهد. با توجه به مقدار ضریب تصحیح خطا در سمت راست چپ جدول (۵) می‌توان گفت در هر دوره تقریباً ۴۰ درصد انحراف صادرات از تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. سمت چپ جدول (۵)، نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا را در حالتی نشان می‌دهد که تفاضل مصرف انرژی متغیر وابسته باشد. ضریب متغیر تصحیح خطا در این حالت برابر با ۰/۲۰- و در

[۱] نتایج برآورد ضرایب بلندمدت فردی هر ۲۸ کشور در پیوست مقاله (جدول پ-۱) گزارش شده است. در جدول پ- ۱ مشاهده می‌گردد در اکثر کشوها تعامل مثبت و معنادار میان صادرات و مصرف انرژی در بخش کشاورزی برقرار است، هر چند با توجه به تفاوت‌های ساختاری کشورها ضرایب با یکدیگر تفاوت دارند.

سطح خطای ۱ درصد معنادار است. بنابراین می‌توان گفت رابطه علیتی بلندمدت از متغیر صادرات به سمت متغیر مصرف انرژی وجود دارد. به عبارت دیگر، در بلندمدت صادرات، مصرف انرژی را تحت تاثیر قرار می‌دهد. اما با توجه به معنادار نبودن تفاضل اول متغیر انرژی (ΔLnen) می‌توان گفت در کوتاه‌مدت رابطه علیت از متغیر مصرف انرژی به سمت متغیر صادرات وجود ندارد. به عبارت دیگر، در کوتاه‌مدت مصرف انرژی، صادرات را تحت تاثیر قرار نمی‌دهد. با توجه به مقدار ضریب تصحیح خطا در سمت راست چپ جدول (۵) می‌توان گفت در هر دوره ۲۰ درصد انحراف مصرف انرژی از تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

جدول (۵) نتایج برآورد مدل تصحیح خطا با روش PMG

نام متغیر	برازش صادرت روی مصرف انرژی		برازش مصرف انرژی روی صادرت	
	ضریب	خطای معیار	ضریب	خطای معیار
ΔLnen	-۰/۱۷	۰/۱۲	--	--
ΔLnexp	--	--	-۰/۰۲	۰/۰۶
عرض از مبدأ	۴/۲۵***	۰/۶۴	۲/۲۴***	۰/۵۵
ضریب تصحیح خطا	-۰/۳۹***	۰/۰۶	-۰/۲۰***	۰/۰۴

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

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش، پس از آن‌که آزمون ریشه واحد CADF نشان داد که متغیرهای صادرات و مصرف انرژی نا مانا هستند با استفاده از آزمون‌های کائو، پدرونی و وسترلاند هم‌انباشتگی میان متغیرهای مورد مطالعه، بررسی و تائید شد. بنابراین بردارهای ضریب‌ها بلندمدت با استفاده از روش‌های FMOS، DOLS و AMG برآورد شد. ضریب‌های برآوردی در کنار نتایج تخمین الگوی تصحیح خطا با روش PMG نشان دادند که روی هم رفته، صادرات و مصرف انرژی در بخش کشاورزی کشورهای درحال‌توسعه در بلندمدت به‌طور مثبت و معنادار یکدیگر را تحت تأثیر قرار می‌دهند. با این حال، رابطه علیتی بین دو متغیر مذکور در کوتاه‌مدت قابل تائید نیست. به بیان دیگر، در کوتاه‌مدت متغیرهای صادرات و مصرف انرژی با یکدیگر تعاملی ندارند اما در بلندمدت این دو متغیر با یکدیگر تعامل مثبت دارند. تائید وجود رابطه علیتی بلندمدت میان صادرات و مصرف انرژی در این پژوهش همسو با یافته‌های لی (۲۰۱۲)، کهلر (۲۰۱۲)، سادورسکی (۲۰۱۲)، ددئوگلو و کایا (۲۰۱۳) و شهباز و همکاران (۲۰۱۳) است. با توجه به تاثیر مثبت و معنادار مصرف انرژی بر صادرات می‌توان گفت که اجرای سیاست‌های

زیست‌محیطی در جهت کاهش مصرف انرژی‌های فسیلی در بخش کشاورزی کشورهای درحال‌توسعه، در صورتی که بدون جایگزین کردن انرژی‌های جانشین مناسب انجام گردد، می‌تواند توسعه صادرات محصولات کشاورزی و به‌تبع آن تأمین تقاضای فزاینده غذا در جهان را مختل سازد. از سوی دیگر، نتایج این پژوهش گویای آن است که توسعه صادرات محصولات کشاورزی می‌تواند موجب افزایش معنادار تقاضای انرژی در بخش کشاورزی کشورهای درحال‌توسعه گردد.

منابع

Bahmani-Oskooee, M. Economidou, C. Goswami, G.G. (2005) Export-Led Growth Hypothesis Revisited: A Panel Cointegration Approach, Scientific Journal of Administrative Development, 3: 40–55.

Baltagi, B.H. (2005) Econometric Analysis of Panel Data, Third Edition, Wiley Publisher.

Blackburne, E. F. Frank, M.W. (2009) Estimation of nonstationary heterogeneous panels, Stata Journal, 7(2): 197–208.

Dedeoğlu, D., & Kaya, H. (2013) Energy use, exports, imports and GDP: New evidence from the OECD countries. Energy Policy, 57: 469-476.

Eberhardt, M. Francis T. (2010) Productivity Analysis in Global Manufacturing Production, Economics Series Working Papers 515, University of Oxford, Department of Economics.

Erkan, C. Mucuk, M. & Uysal, D. (2010). The impact of energy consumption on exports: The Turkish case, Asian Journal of Business Management, 2(1): 17-23.

FAO. (2012) FAO Website, available at online: http://faostat.fao.org.

Halicioglu, F. (2011) A dynamic econometric study of income, energy and exports in Turkey. Energy, 36(5): 3348-3354.

Hossain, M.S. (2012) Multivariate Granger causality between economic growth, electricity consumption, exports and remittance for the panel of three SAARC countries, Glob. J. Manage. Bus. Res. 12: 40–54.

Kao, C. (1999) Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data, Journal of Econometrics, 90(1):1–44.

Kohler, M. (2013) CO2 emissions, energy consumption, income and foreign trade: A South African perspective. Energy Policy, 63: 1042-1050.

Li, L. (2010) An Empirical analysis of relationship between export and energy consumption in Shandong Province, International Journal of Business and Management, 5(3): P214.

Narayan, P.K. Smyth, R. (2009) Multivariate Granger causality between electricity consumption, exports and GDP: evidence from a panel of Middle Eastern countries, Energy Policy, 37(1): 229–236.

Nnaji, C. E. Chukwu, J. O. & Nnaji, M. (2013) Does Domestic Energy Consumption Contribute to Exports? Empirical Evidence from Nigeria, International Journal of Energy Economics and Policy, 3(3): 297-306.

Pedroni, P. (1999) Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Special Issue: 653-670.

Pedroni, P. (2001) Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels, Review of Economics and Statistics, 83: 727-731.

Pesaran, M. H & Smith, R.P (1995) Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels, Journal of Econometrics, 68(1): 79-113.

Pesaran, M. Hashem (2004) General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels' IZA, Discussion Paper No 1240.

Pesaran, M. H. (2006) Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure, Econometrica, 74(4): 967-1012.

Sadorsky, P. (2011) Trade and energy consumption in the Middle East, Energy Economics, 33(5) :739–749.

Sadorsky, P. (2012) Energy consumption, output and trade in South America, Energy Economics, 34(2) :476–488.

Sami, J. (2011) Multivariate cointegration and causality between exports, electricity consumption and real income per capita: recent evidence from Japan, Int. J. Energy Econ. Policy, 3: 59–68

Shahbaz, M., Khan, S., & Tahir, M. I. (2013).The dynamic links between energy consumption, economic growth, financial development and trade in China: fresh evidence from multivariate framework analysis, Energy Economics, 40: 8-21.

Sultan, R. (2011).An econometric study of aggregate output, energy and exports in Mauritius–implications for trade and climate policy, University of Mauritius, Reduit, Mauritius.

Westerlund, J. (2007) Testing for error correction in panel data, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 69: 709-748.

World Bank. (2014) World Development Indicators, Available at : http://data.worldbank.org.

پیوست

جدول (پ-۱) نتایج برآورد ضرایب بلندمدت با روش AMG برای ۲۸ کشور

نام کشور	برازش صادرت روی مصرف انرژی		برازش مصرف انرژی روی صادرات	
	ضریب شیب	خطای معیار	ضریب شیب	خطای معیار
آنگولا	۰/۶۳***	۰/۱۵	۰/۷۳***	۰/۱۹
آرژانتین	۰/۱۴	۰/۴۷	۰/۰۹	۰/۱۰
بنگلادش	-۰/۳۸	۰/۳۱	۰/۱۳	۰/۲۵
بوتسوانا	-۰/۰۷	۰/۲۰	۰/۲۹	۰/۳۸
برزیل	۱/۳۹**	۰/۶۵	۰/۱۸***	۰/۰۶
بلغارستان	۰/۵۶*	۰/۳۴	۰/۲۵	۰/۱۷
چین	۰/۷۵	۰/۷۵	-۰/۱۲	۰/۰۴
کلمبیا	۰/۱۷	۰/۳۷	-۰/۰۹	۰/۱۵
اکوادور	-۰/۰۹*	۰/۰۵	-۲/۰۸***	۰/۵۵
مصر	۰/۱۳**	۰/۰۶	۱/۳۸***	۰/۴۶
مجارستان	۰/۱۰	۰/۵۲	-۰/۰۴	۰/۱۰
هند	۰/۲۶	۰/۳۰	۰/۲۶***	۰/۰۹
اندونزی	۰/۵۸	۰/۱۸	۱/۳۶***	۰/۲۶
ایران	۱/۵۶	۱/۶۱	۰/۰۷	۰/۰۲
اردن	-۰/۰۵	۰/۱۸	-۰/۱۴	۰/۲۶
کنیا	۰/۲۶	۰/۲۴	۰/۲۹**	۰/۱۵
مکزیک	-۰/۳۴	۰/۴۴	۰/۱۲*	۰/۰۸
نپال	-۰/۴۹**	۰/۲۱	-۰/۴۵	۰/۱۸
پاکستان	-۰/۱۵	۰/۴۴	-۰/۱۲	۰/۰۹
رومانی	-۰/۰۱	۰/۶۰	-۰/۲۴	۰/۱۴
عربستان	۲/۲۹	۰/۶۳	۰/۱۵***	۰/۰۵
افریقای جنوبی	۱/۱۷***	۰/۳۵	۰/۳۵***	۰/۰۹
سری‌لانکا	-۰/۰۵	۰/۲۹	-۰/۲۱	۰/۱۷
تونس	-۰/۲۲	۰/۶۲	۰/۰۶	۰/۰۸
ترکیه	۰/۸۴*	۰/۵۳	۰/۰۹	۰/۰۸
اروگوئه	۰/۰۹	۰/۱۱	۰/۵۲*	۰/۲۹
ویتنام	۱/۲۳***	۰/۴۰	۰/۲۳**	۰/۰۹
زیمباوه	۰/۰۳	۰/۶۹	۰/۰۱	۰/۰۱

**، ** و * به ترتیب معنادار در سطح خطای ۱، ۵ و ۱۰ درصد – برای تعیین وقفه بهینه از آماره شوارز استفاده شده است.

منبع: یافته‌های تحقیق