فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال پنجم، شماره‌ی ۱۹، پاییز ۱۳۹۵
صفحات: ۲۶۹-۲۸۶

تأثیر توسعه مالی و ارزش‌افزوده بر مصرف انرژی در بخش‌های صنعت و کشاورزی ایران

عبدالمجید آهنگری[۱]
سعیده کامران‌پور[۲*]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۹/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۷/۲۳

چکیده

در این مطالعه تأثیر دو متغیر توسعه مالی و ارزش‌افزوده بر مصرف انرژی در بخش‌های کشاورزی و صنعت ایران، طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۵ با به‌کارگیری روش آزمون همگرایی باند مبتنی بر مدل تصحیح خطای نامقید (UECM) (پسران، شین و اسمیت، ۲۰۰۱) بررسی شده است. در این تحقیق نسبت اعتبارات پرداخت‌شده به ارزش‌افزوده بخش‌های صنعت و کشاورزی، به‌عنوان شاخص توسعه مالی مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج آزمون باند ARDL نشان می‌دهد که در هر دو بخش در بلندمدت و کوتاه‌مدت رشد توسعه مالی و ارزش‌افزوده موجب افزایش مصرف انرژی می‌شوند. رشد توسعه مالی به میزان ۱ درصد، مصرف انرژی را در بلندمدت در بخش صنعت و کشاورزی به‌ترتیب به میزان ۰،۰۵ و ۰،۰۲۵ درصد افزایش می‌دهد و ۱ درصد افزایش در ارزش‌افزوده باعث رشد مصرف انرژی به میزان ۰،۳۱ و ۰،۶۲ درصد در بخش‌های مذکور می‌شود. همچنین، در مورد تأثیر متغیرهای شهرنشینی و آزادسازی تجاری به‌عنوان متغیرهای کنترل، نتایج حاکی از تأثیر منفی شهرنشینی و آزادسازی بر مصرف انرژی در بخش کشاورزی و تأثیر مثبت این متغیرها بر مصرف انرژی در بخش صنعت است.

کلیدواژه‌ها: مصرف انرژی، توسعه مالی، ارزش‌افزوده، بخش‌های صنعت و کشاورزی، روش ARDL.

طبقه‌بندی JEL: Q43, E56.

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز **Email:** a_m_ahangari@yahoo.com
۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز (*نویسنده مسئول) **Email:** saeede.kamranpoor@gmail.com

Archive of SID
www.SID.ir

۱. مقدمه

امروزه مطالعات و پژوهش‌های انجام گرفته در سطح دنیا نشان داده است که روند شتابان توسعه‌ی اقتصادی و صنعتی در کشورهای جهان تا حدود زیادی به سطح مصرف حامل‌های انرژی مرتبط است و انرژی بیش‌ترین سهم را در فعالیت‌ها و تجارت جهانی به خود اختصاص داده است. با بروز تکانه‌های نفتی در سال ۱۹۷۳ که از یک‌سو منجر به رکود اقتصادی کشورهای واردکننده نفت و از سوی دیگر سبب شکل‌گیری درآمدهای مازاد در اقتصادهای صادرکننده‌ی نفت و نیز تغییر الگوی مصرف انرژی در آنها شد، نقش و جایگاه انرژی در اقتصاد اهمیت بیشتری یافته و بررسی چگونگی رابطه‌ی میان مصرف انرژی و افزایش تولید ناخالص داخلی مورد توجه پژوهشگران و سیاست‌گذاران قرار گرفت (بهبودی و همکاران، ۱۳۸۸)، به‌طوری‌که از انرژی به‌عنوان یک عامل کلیدی در کنار سرمایه، نیروی کار و مواد اولیه برای تولید یاد می‌شود. به‌علاوه، افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه افزایش تقاضا برای انرژی را به‌دنبال دارد.

ایران به‌عنوان یک کشور رو به رشد و برخوردار از منابع انرژی غنی و گسترده و وجود مخازن بزرگ نفتی، معادن بزرگ زیرزمینی و پتانسیل بالقوه انرژی، یکی از مصادیق الگوی رشد با فشار بر منابع طبیعی محسوب می‌شود و بنابراین، برنامه‌ریزی برای تولید و مصرف انرژی در این کشور از اهمیت زیادی برخوردار است و باید با دقت بسیار انجام شود (آرمن و زارع، ۱۳۸۸).

به‌منظور برنامه‌ریزی صحیح در حوزه مصرف انرژی باید بتوان عوامل تأثیرگذار بر این حوزه را شناخت. یکی از عوامل اثرگذار بر مصرف انرژی در ادبیات اقتصادی، توسعه مالی است. توسعه مالی از عواملی است که از کانال تولید می‌تواند مصرف انرژی را تحت تأثیر قرار دهد. شهباز و لین[1] (۲۰۱۲) معتقدند که توسعه مالی می‌تواند دو اثر متضاد بر مصرف انرژی داشته باشد. از یک‌سو می‌تواند با تأثیر بر رشد اقتصادی منجر به افزایش مصرف انرژی و از سوی دیگر با بهبود کارایی در مصرف انرژی سبب کاهش تقاضای انرژی شود. مطالعات صورت گرفته در کشورها بیشتر حاکی از تأثیر مثبت توسعه مالی بر مصرف انرژی است. از جمله، سادورسکی[2] (۲۰۱۰) در یک مطالعه به رابطه مثبت میان توسعه مالی و مصرف انرژی در کشورهای نوظهور دست‌یافت. شهباز و همکاران (۲۰۱۰)، نیز تأثیر مثبت و معنی‌دار توسعه مالی بر مصرف انرژی در پاکستان را نتیجه گرفتند.

در ایران در زمینه رابطه بین مصرف انرژی و توسعه مالی مطالعات محدودی در سطح کلان صورت گرفته است. محمدزاده و همکاران (۱۳۹۲)، تأثیر مثبت توسعه مالی و رشد اقتصادی بر مصرف انرژی در ایران را نتیجه‌گیری کردند. اسدی و اسماعیلی (۱۳۹۲) نیز در مطالعه‌ای به تأثیر مثبت توسعه مالی بر مصرف انرژی دست یافتند. همچنین، فرازمند و همکاران (۱۳۹۲) اثر مثبت توسعه مالی بر رشد

1. Shahbaz and Lean
2. Sadorsky

Archive of SID

www.SID.ir

اقتصادی را تأیید کردند. در تمام این مطالعات، موضوع مورد بحث صرفاً در سطح کلان بوده است، در حالی‌که تحقیق حاضر به‌صورت بخشی صورت گرفته است. در این مطالعه، تأثیر توسعه مالی و ارزش‌افزوده در بخش کشاورزی و صنعت بر میزان مصرف انرژی در این بخش‌ها با استفاده از داده‌های سالانه در دوره‌ی زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۵ بررسی می‌شود. نسبت اعتبارات پرداخت‌شده به ارزش‌افزوده بخش‌های صنعت و کشاورزی، به‌عنوان شاخص توسعه مالی مورد استفاده قرار گرفته است.

مطالعه حاضر دارای ۴ فرضیه به شرح زیر است:

- توسعه مالی و رشد ارزش‌افزوده در بخش صنعت، در بلندمدت بر مصرف انرژی در این بخش تأثیر مثبت و معنی‌داری دارند (فرضیه ۱ و ۲).
- توسعه مالی و رشد ارزش‌افزوده در بخش کشاورزی، در بلندمدت بر مصرف انرژی در این بخش تأثیر مثبت و معنی‌داری دارند (فرضیه ۳ و ۴).

در این تحقیق پس از مقدمه، مطالعات نظری و تجربی مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس، مدل معرفی و ضمن شرح روش تحقیق اقدام به برآورد آن می‌شود. پس از آن نتایج مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌گیرد. در پایان نیز پیشنهادات ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

در این بخش به‌صورت مجزا به ادبیات مربوط به رابطه‌ی متغیرهای ارزش‌افزوده و توسعه مالی با مصرف انرژی پرداخته می‌شود.

۲-۱. ارزش‌افزوده و مصرف انرژی

انرژی یک عامل حیاتی برای اقتصاد جهانی است؛ زیرا این نهاده در تولید بیشتر کالاها نقش اساسی دارد، به‌طوری‌که وقفه در عرضه انرژی می‌تواند به‌منزله یک شوک بزرگ برای اقتصاد باشد. استخراج، تبدیل و توزیع انرژی موجب ایجاد زمینه‌های شغلی، ارزش‌افزوده و در نتیجه رشد اقتصادی می‌شود. به‌علاوه، قیمت‌های ثابت و پایین انرژی می‌تواند موجبات تسریع رشد اقتصادی را فراهم کند؛ زیرا قیمت‌های پایین انرژی باعث افزایش درآمد قابل‌تصرف مصرف‌کنندگان، کاهش هزینه‌های بنگاه‌ها و افزایش سود آن‌ها می‌شود (شهباز و همکاران، ۲۰۱۳).

هالیچی اوغالو[1] (۲۰۰۹)، ضمن تأکید بر وجود رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی اشاره می‌کند که رشد اقتصادی بالاتر نیازمند سطوح بالاتری از مصرف انرژی است، از طرف دیگر مصرف کارای انرژی نیازمند سطح بالاتری از رشد اقتصادی است. اقتصاددانان اکولوژیک بیان می‌کنند که در مدل بیوفیزیکی رشد، انرژی تنها و مهم‌ترین عامل رشد است به‌طوری‌که از نظر آن‌ها نیروی کار و سرمایه

1. Halicioglu

Archive of SID

www.SID.ir

عوامل واسطه‌ای هستند که برای استفاده به انرژی نیاز دارند، در حالی‌که در مدل‌های اقتصادی، انرژی به‌عنوان یک نهاده واسطه‌ای در تولید محسوب می‌شود و نیروی کار و سرمایه عوامل اساسی تولید هستند.

۲-۲. توسعه مالی و مصرف انرژی

توسعه مالی از طریق تأمین آسان‌تر سرمایه برای بنگاه‌ها جهت افزایش سرمایه‌گذاری و افزایش تولید، همچنین تأمین اعتبارات لازم برای خرید ماشین‌آلات و جایگزینی نیروی کار، بر رشد مصرف انرژی تأثیرگذار است. همچنین، توسعه مالی از طریق کاهش محدودیت بودجه خانوار می‌تواند مصرف انرژی را تحت تأثیرگذار قرار دهد، به طوری‌که با فراهم کردن منابع مالی با هزینه و ریسک پایین، مصرف کالا و خدمات را افزایش می‌دهد و مصرف‌کنندگان را به خرید محصولات انرژی بر مانند اتومبیل، لوازم‌خانگی (یخچال، سیستم تهویه، ماشین ظرف‌شویی و ...) متمایل می‌کند و از این طریق نیز به‌طور مستقیم بر مصرف انرژی مؤثر است (سادورسکی، ۲۰۱۰ و ۲۰۱۱). از سوی دیگر توسعه مالی می‌تواند با فراهم آوردن منابع مالی با هزینه پایین برای تولیدکنندگان، آن‌ها را برای دست‌یابی به فن‌آوری‌های بالاتر یاری کند و بنابراین با بهبود فرایند تولید به‌دلیل استفاده از تکنولوژی‌های بالاتر تقاضا برای انرژی و بالطبع مصرف آن کاهش خواهد یافت (شهباز و لین، ۲۰۱۲). لاو و زیچینو[1] (۲۰۰۶) بیان می‌کنند که توسعه مالی از طریق متغیرهای حقیقی مانند نرخ بهره و سطح سرمایه‌گذاری می‌تواند مصرف انرژی را تحت تأثیر قرار دهد، به‌طوری‌که توسعه مالی با کاهش هزینه‌های مربوط به تأمین منابع سرمایه‌گذاری و با افزایش سرمایه‌گذاری و تولید ناخالص داخلی، تقاضا و مصرف انرژی را افزایش می‌دهد.

۳. مطالعات تجربی

رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی به‌طور گسترده‌ای مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است. کرافت[2] (۱۹۸۷) رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی آمریکا را مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه حاکی از این است که رشد اقتصادی منجر به مصرف انرژی می‌شود. مطالعاتی که پس از کار کرافت در زمینه ارتباط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی صورت گرفته، نتایج یکسانی را در پی نداشته است. به‌طورکلی می‌توان نتایج به‌دست‌آمده را در چهار دسته طبقه‌بندی کرد:

الف) بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی رابطه یک‌طرفه وجود دارد و جهت علیت از سمت رشد اقتصادی به‌طرف مصرف انرژی است. از جمله مطالعاتی که به چنین نتیجه‌ای رسیده‌اند، می‌توان به مطالعات

1. Love and Zicchino
2. Kraft

Archive of SID

www.SID.ir

لایس و مونت فورت[1] (۲۰۰۷)، هوانگ و همکاران[2] (۲۰۰۸)، سویل[3] (۲۰۱۲)، مهرآرا و موسای[4] (۲۰۱۲) و وافی نجار (۱۳۸۳) اشاره کرد.

ب) بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی رابطه یک‌طرفه وجود دارد و جهت علیت از سمت مصرف انرژی به‌طرف رشد اقتصادی است. نتایج مطالعات پژوهشگرانی همچون آپرجیس و پاین[5] (۲۰۰۹)، تانی[6] (۲۰۱۰)، یزدان و حسین[7] (۲۰۱۲)، ملکی (۱۳۷۸) و بهبودی و همکاران (۱۳۸۶) وجود این نوع رابطه را تأیید می‌کنند.

ج) بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی رابطه دوطرفه وجود دارد. نتایج مطالعات لی و چانگ[8] (۲۰۰۷)، بلک و همکاران[9] (۲۰۱۱)، زشان[10] (۲۰۱۳) و ابریشمی و مصطفایی (۱۳۸۰) حاکی از وجود ارتباط دوطرفه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی است.

د) بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی هیچ ارتباطی وجود ندارد. نتایج مطالعات سوی گروس[11] (۲۰۱۲) و قبادی (۱۳۷۶) نشان می‌دهد که ارتباطی بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی وجود ندارد.

در مورد رابطه بین مصرف انرژی و توسعه مالی، مطالعات متنوعی صورت گرفته است. دن و لیجان[12]، با استفاده از آزمون علیت گرنجر رابطه یک طرفه‌ای را از مصرف انرژی به توسعه مالی نتیجه می‌گیرند (شهباز و همکاران[13] ۲۰۱۰). سادورسکی (۲۰۱۰) با به‌کارگیری شاخص‌های مختلف برای توسعه‌ی مالی (FDI)، نسبت سپرده‌های بانکی به GDP، تشکیل سرمایه به GDP و گردش مالی بازار سهام، برای ۲۲ کشور طی دوره ۱۹۹۰-۲۰۰۶ به رابطه مثبتی میان توسعه مالی و مصرف انرژی دست‌یافته است. شهباز و همکاران (۲۰۱۰)، تأثیر مثبت و معنادار توسعه مالی بر مصرف انرژی در پاکستان را نتیجه می‌گیرند. نتایج آزمون علیت آن‌ها حاکی از وجود رابطه علی دوطرفه‌ای میان توسعه مالی و مصرف انرژی است. اسلام و همکاران[14] (۲۰۱۳) با به‌کارگیری روش آزمون باند ARDL، رابطه بلندمدت میان توسعه مالی، مصرف انرژی، جمعیت و تولید کل را در مالزی، بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت و کوتاه‌مدت مصرف انرژی متأثر از رشد اقتصادی

1. Lise & Montfort
2. Huang and *et al.*
3. Soile
4. Mehrara and Musai
5. Apergis and Payne
6. Tsani
7. Yazdan and Hossein
8. Lee and Chang
9. Belk and *et al.*
10. Zeshan
11. Gross
12. Dan and Lijun
13. Shahbaz and *et al.*
14. Islam and *et al.*

Archive of SID

www.SID.ir

و توسعه‌ی مالی است. همچنین، نتایج آزمون علیت نشان می‌دهد که رابطه علی یک‌طرفه‌ای از توسعه مالی به مصرف انرژی وجود دارد. نتایج مطالعه‌ی کاکر و همکاران[1] (۲۰۱۱)، بیان می‌کند که در پاکستان و طی دوره‌ی ۱۹۸۰-۲۰۰۸، توسعه بازار مالی در بلندمدت مصرف انرژی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. هم‌چنین نتایج آزمون علیت حاکی از وجود رابطه علی یک طرفه‌ای از شاخص توسعه مالی به مصرف انرژی است. سادورسکی (۲۰۱۱)، با در نظر گرفتن شاخص توسعه بازار بورس و توسعه بازار پول برای توسعه مالی و به‌کارگیری روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[2] (GMM) نشان داده است که رابطه معناداری میان توسعه مالی و مصرف انرژی در ۹ کشور اروپای شرقی و مرکزی وجود دارد. شهباز و لین (۲۰۱۲)، با استفاده از تابع تقاضای انرژی و روش آزمون باند ARDL، رابطه میان توسعه مالی و مصرف انرژی را برای تونس طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۷۱ بررسی کرده‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که رابطه بلندمدتی میان مصرف انرژی، رشد اقتصادی، توسعه مالی، صنعتی شدن و توسعه شهرنشینی وجود دارد. توسعه مالی با افزایش فعالیت‌های بازار سهام، بهبود کارایی فعالیت‌های اقتصادی و جذب سرمایه‌گذاران، مصرف انرژی را افزایش می‌دهد. در این تحقیق، تحلیل علیت نشان می‌دهد که توسعه مالی و مصرف انرژی علیت گرنجر یکدیگرند. شهباز و همکاران (۲۰۱۳) با استفاده از روش آزمون باند ARDL و مدل تصحیح خطای برداری[3] VECM به بررسی پویای علیت بین توسعه مالی، مصرف انرژی و رشد اقتصادی در لبنان، با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره‌ی ۲۰۱۰-۱۹۹۳ پرداخته است. هر دو روش رابطه علی بین مصرف انرژی، توسعه مالی و رشد اقتصادی را تأیید می‌کند. چانگ[4] (۲۰۱۵) با استفاده از رویکرد آستانه‌ای پانل اثر توسعه مالی بر مصرف انرژی ارزیابی کرده است. در این مطالعه ۵۳ کشور طی دوره‌ی ۲۰۰۸-۱۹۹۹ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج به‌دست‌آمده بعد از به‌کارگیری چهار شاخص برای توسعه مالی، یک اثر آستانه‌ای منفرد را بر مصرف انرژی نشان می‌دهد؛ بنابراین کشورهای مورد بررسی به دو دسته "درآمد بالا" و "درآمد غیر بالا" تقسیم می‌شوند. در کشورهای "درآمد غیر بالا"، مصرف انرژی با توسعه مالی، زمانی که اعتبار خصوصی و داخلی به‌عنوان شخص توسعه مالی استفاده می‌شوند، افزایش می‌یابد. هسنائو[5] (۲۰۱۴) نیز اثر توسعه مالی بر مصرف انرژی را برای کشورهای با درآمد بالای عضو OECD طی دوره‌ی ۲۰۱۱-۱۹۹۸ و با استفاده از مدل GMM مورد بررسی قرار داده است. نتایج به‌دست آمده حاکی از آن است که اثر توسعه مالی بر مصرف انرژی به این بستگی دارد که توسعه مالی چگونه اندازه‌گیری می‌شود. با استفاده از بازار سهام به‌عنوان شاخص توسعه مالی، یک رابطه مثبت و به

1. Kaker and *et al.*
2. generalized method of moments
3. vector error-correction model
4. Chang
5. Hasnaou

Archive of SID

www.SID.ir

لحاظ آماری معنی‌دار بین توسعه مالی و مصرف انرژی به‌دست می‌آید. ابراهیمی و آل مراد جبردقی (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه‌ی مصرف انرژی و توسعه مالی در کشورهای گروه D8 با استفاده از روش داده‌های ترکیبی پرداخته است. نتایج نشان‌دهنده‌ی تأثیر مثبت و معنادار توسعه بازارهای مالی بر مصرف انرژی می‌باشد.

در ایران در رابطه با بررسی اثر توسعه مالی بر مصرف انرژی مطالعات اندکی صورت گرفته است. با این وجود در هیچ‌کدام از این مطالعات به‌صورت بخشی به این موضوع نگاه نشده است. محمدزاده و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه‌ی میان مصرف انرژی و توسعه مالی در ایران با استفاده از روش ARDL و داده‌های سالانه طی دوره‌ی ۱۳۸۷-۱۳۵۰ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از تأثیر مثبت توسعه مالی و تولید ناخالص داخلی سرانه بر مصرف انرژی دارد. همچنین نتایج این مطالعه رابطه علی دوطرفه بین مصرف انرژی و توسعه مالی و رابطه علی یک‌طرفه‌ای از تولید ناخالص داخلی سرانه به مصرف انرژی را نشان می‌دهد. اسدی و اسماعیلی (۱۳۹۲) با استفاده از روش مدل‌های خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و داده‌های سالانه در بازه‌ی زمانی ۱۳۹۱-۱۳۴۹ به بررسی وجود رابطه پویا میان مصرف انرژی و توسعه مالی در ایران پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه تأثیر مثبت توسعه مالی و رشد اقتصادی بر مصرف انرژی را تأیید می‌کند. فرازمند و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی رابطه میان مصرف انرژی، رشد اقتصادی و توسعه مالی در ایران در قالب دو آزمون همگرایی باند مبتنی بر مدل تصحیح خطای نامقید (UECM) و آزمون علیت گرنجری تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۹-۱۳۵۵، پرداخته‌اند. نتایج مطالعه با استفاده از هر دو روش حاکی اثر مثبت توسعه مالی و رشد اقتصادی بر مصرف انرژی است. به‌علاوه این مطالعه، رابطه علی یک‌طرفه از رشد اقتصادی و توسعه مالی به مصرف انرژی را تأیید می‌کند.

۴. مدل و روش تحقیق

۴-۱. مدل تحقیق

در این مطالعه به‌منظور روشن شدن تأثیر توسعه مالی و ارزش‌افزوده بخش‌های صنعت و کشاورزی بر مصرف انرژی بخش‌ها از مدل پیشنهادی شهباز و همکاران (۲۰۱۰، ۲۰۱۲ و ۲۰۱۳) استفاده‌شده است. آن‌ها مدل مذکور را برای بررسی رابطه توسعه مالی و تولید با مصرف انرژی در پاکستان، لبنان و تونس به‌کار برده‌اند در پژوهش حاضر این مدل برای دو بخش صنعت و کشاورزی به کار گرفته می‌شود.

$$LECI_t = \alpha_0 + \alpha_1 LAVI_t + \alpha_2 LFDI_t + \alpha_3 LURB_t + \alpha_4 LOT + \alpha_5 T + \mu_t \qquad (۱)$$

$$LECA_t = \alpha_0 + \alpha_1 LAVA_t + \alpha_2 LFDA_t + \alpha_3 LURB_t + \alpha_4 LOT + \alpha_5 T + \mu_t \qquad (۲)$$

Archive of SID

www.SID.ir

که در آن $LECI_t$ لگاریتم مصرف نهایی انرژی‌بخش صنعت، $LAVI_t$ لگاریتم ارزش‌افزوده بخش صنعت، $LFDI_t$ لگاریتم شاخص توسعه مالی بخش صنعت، $LECA_t$ لگاریتم مصرف نهایی انرژی‌بخش کشاورزی، $LAVA_t$ لگاریتم ارزش‌افزوده بخش کشاورزی، $LFDA_t$ لگاریتم شاخص توسعه مالی بخش کشاورزی، $LURB_t$ لگاریتم شاخص شهرنشینی، LOT لگاریتم شاخص آزادسازی تجاری، T متغیر روند و μ_t جمله خطا است. t هم نشان‌دهنده‌ی بازه زمانی است. در مدل مذکور شاخص‌های شهرنشینی و آزادسازی تجاری به‌عنوان متغیرهای کنترل در نظر گرفته شده‌اند. شهرنشینی به دلیل صنعتی‌شدن موجب رشد مصرف انرژی در بخش صنعت و کاهش آن در بخش کشاورزی می‌شود و آزادسازی که موجب ورود تکنولوژی می‌گردد در صورت عدم مشکلات ساختاری در بخش تولید می‌تواند مصرف انرژی را کاهش دهد. در ایران با توجه به وابستگی ساختار تولید به صادرات نفت نمی‌توان با قاطعیت در مورد تأثیر آزادسازی بر مصرف انرژی قضاوت نمود.

داده‌های این پژوهش سالانه و به قیمت ثابت سال پایه ۱۳۸۳ می‌باشد، و دوره‌ی زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۵ را شامل می‌شود. برای داده‌های مصرف انرژی (تن معادل نفت خام) مربوط به هر بخش، از ترازنامه انرژی وزارت نیرو استفاده شده است. سایر داده‌ها از پایگاه اینترنتی بانک مرکزی به‌دست آمده‌اند. مصرف انرژی شامل فرآورده‌های نفتی، گاز طبیعی، زغال‌سنگ، منابع تجدیدپذیر قابل‌احتراق و برق است. در این مطالعه از نسبت اعتبارات پرداخت‌شده به بخش خصوصی در صنعت و کشاورزی توسط بانک‌ها و مؤسسات اعتباری به ارزش‌افزوده هر بخش، به‌عنوان شاخص توسعه مالی استفاده شده است. شاخص شهرنشینی از طریق نسبت جمعیت شهرنشین به کل جمعیت کشور محاسبه‌شده است و شاخص آزادسازی تجاری نیز از طریق تقسیم میزان صادرات کشور به تولید ناخالص داخلی به‌دست‌آمده است. توسعه مالی می‌تواند در دو بخش بانکی و غیربانکی رخ دهد. تجربه کشورها حاکی از آن است که در کشورهای پیشرفته ابداعات و نوآوری‌های مالی به‌طور عمده در خارج از سیستم بانکی رخ می‌دهد و پایه توسعه مالی بر اساس پیشرفت‌های مالی در بخش غیربانکی است. اما در کشورهای درحال‌توسعه، توسعه‌ی مالی بیشتر بر اساس عملکرد بانک‌ها بوده و در بخش غیربانکی کمتر رخ می‌دهد. از آنجا که در کشور ایران، تمرکز عمده‌ی سیاست‌گذاران در ارتباط با پیشرفت و گسترش بازارهای مالی معطوف به بخش بانکی کشور است و هنوز ابداعات و نوآوری‌ها جهت توسعه مالی در بخش غیر بانکی چشمگیر نیست، بنابراین چگونگی اعطای اعتبارات سیستم بانکی می‌تواند معیار مناسبی برای نشان دادن درجه توسعه مالی باشد (نظیفی، ۱۳۸۳). اعتبارات پرداخت‌شده به بخش خصوصی هم از نظر کیفی و هم کمی برای سرمایه‌گذاری مهم است (دمیتریادس و حسین[1]، ۱۹۹۶).

به‌منظور برآورد مدل‌های تحقیق از نرم‌افزار Microfit 5 استفاده شده است.

1. Demetriades and Hussein

Archive of SID

www.SID.ir

۴-۲. روش تحقیق

آزمون کرانه‌ای باند ARDL روشی برای مشخص کردن رابطه‌ی بلندمدت بین یک متغیر وابسته و تعدادی از برآوردکننده‌ها است. این آزمون توسط پسران، شین و اسمیت[1] (۲۰۰۱) برای تعیین رابطه هم‌جمعی بین متغیرها ارائه شده است. این روش نسبت به سایر روش‌های آزمون همگرایی مانند انگل-گرنجر[2] و یوهانسن- جوسیلیوس[3] مزیت‌هایی دارد. نخست اینکه می‌توان این آزمون را صرف‌نظر از اینکه متغیرهای مدل کاملاً I(1) و I(0) یا ترکیبی از هر دو باشند به کار برد. دوم اینکه برخلاف روش انگل–گرنجر، این روش پویایی‌های کوتاه‌مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی‌کند (بنرجی و دیگران، ۱۹۹۳). سومین مزیت آن است که این روش را می‌توان با تعداد مشاهدات اندک نیز به کار برد، برخلاف روش‌های همگرایی انگل–گرنجر و یوهانسن-جوسیلیوس که برای نمونه‌های کوچک قابل‌استفاده نیستند (نارایان[4]، ۲۰۰۴). در نهایت اینکه استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند، ممکن می‌باشد (آلام و کوازی، ۲۰۰۳).

روش آزمون همگرایی باند با فرض این‌که LnY متغیر وابسته و LnX متغیر توضیحی باشد، به‌منظور تحلیل همگرایی نیازمند تخمین مدل تصحیح خطای نامقید[5] (UECM) زیر است:

$$\Delta LnY_t = a_0 + \sum_{i=1}^{L} a_{1i}\Delta LnY_{t-i} + \sum_{i=1}^{L} a_{2i}\Delta LnX_{t-i} + a_3 LnY_{t-1} + a_4 LnX_{t-1} + \mu_{1t} \qquad (۳)$$

که در آن a_3 و a_4 ضرایب بلندمدت، a_0 عرض از مبدأ، Δ عملگر تفاضل، μ_{1t} جمله اخلال و L تعداد وقفه‌های بهینه است که به کمک ضوابطی مانند آکائیک (AIC)، شوارتز بیزین (SBC)، حنان کوئین (HQC) یا $\overline{R^2}$ تعیین می‌شود. همچنین، در این معادله مقادیر با وقفه ΔLnY و مقادیر با وقفه و جاری ΔLnX، پویایی‌های کوتاه‌مدت را نشان می‌دهند.

فرایند آزمون باند برای عدم وجود ارتباط سطحی بین LnY و LnX از طریق صفر قرار دادن ضرایب سطوح با وقفه متغیرهای مذکور در معادلات فوق به‌دست می‌آید. به‌عنوان‌مثال در معادله (۳) که Y متغیر وابسته است، فرض صفر مبنی بر عدم وجود همگرایی و فرض مقابل آن به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

$H_0: a_3 = a_4 = 0$ و $H_1: a_3 \neq a_4 \neq 0$

1. Pesaran, shin and Smith
2. Engel and Granger
3. Johansen and Juselius
4. Narayan
5. unrestricted error correction model

Archive of SID

www.SID.ir

در این روش دو کرانه‌ی بحرانی ارائه‌شده است؛ کرانه‌ی بالایی برای سری‌های زمانی I (1) و کرانه‌ی پایینی برای سری‌های زمانی I (0). چنانچه مقادیر آماره F محاسبه‌شده‌ی مدل تصحیح خطای نامقید از مقدار کرانه‌ی بالایی بیشتر باشد، فرض عدم همگرایی رد می‌شود؛ چنانچه مقدار F محاسبه‌شده کمتر از کرانه‌ی پایینی باشد، فرض صفر رد نمی‌شود و در صورتی‌که آماره F درون محدوده‌ها قرار گیرد، نمی‌توان نتیجه‌ای گرفت مگر اینکه، درجه انباشتگی متغیرها را بدانیم (پسران، شین و اسمیت، ۲۰۰۱).

۵. برآورد مدل و نتایج

۵-۱. آزمون مانایی

قبل از انجام آزمون همگرایی باید اطمینان حاصل کرد که متغیرهای مورد بررسی، دارای درجه انباشتگی بیشتر از I(1) نیستند. در صورتی می‌توان گفت که سری زمانی X_t، که به‌صورت $X_t \sim I(d)$ نشان داده می‌شود، برحسب مرتبه d انباشته است که پس از d مرتبه تفاضل‌گیری به‌صورت مانا درآید (نوفرستی، ۱۳۸۹). در حالی‌که متغیرها انباشته از درجه I (2) یا بیشتر باشند، مقدار آماره محاسبه شده توسط پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱)، قابل‌اعتماد نیست (آنگ، ۲۰۰۷). بنابراین باید پیش از ذکر نتایج آزمون‌ها، درجه مانایی متغیرها تعیین شود. در این مطالعه برای تعیین درجه مانایی از آزمون دیکی–فولر تعمیم‌یافته (ADF) استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۱) و (۲) آمده است. این نتایج نشان می‌دهد که به غیر از شاخص شهرنشینی سایر متغیرها در سطح مانا نمی‌باشند، زیرا قدرمطلق آماره‌های دیکی–فولر تعمیم‌یافته از قدر مطلق مقادیر بحرانی کوچکتر است. اما این متغیرها پس از یک بار تفاضل‌گیری، به‌صورت مانا درآمده‌اند؛ در نتیجه این متغیرها I(1) می‌باشند.

جدول ۱: نتایج آزمون دیکی–فولر تعمیم‌یافته (مربوط به متغیرهای بخش صنعت)

متغیرها		LECI	LURB	LAVI	LFDI	LOT
مقدار آماره (*ADF*)	سطح	۰,۱۶۶۴۸ (-۲,۹۴۴۶)	-۶,۱۹۰۴ (-۲,۹۴۴۶)	۰,۲۴۳۹۲ (-۲,۹۴۴۶)	۰,۰۱۵۹۹ (-۲,۹۴۴۶)	-۰,۷۱۳۹ (-۲,۹۴۴۶)
	تفاضل مرتبه ۱ول	-۳,۸۶۲۶ (-۲,۹۴۷۲)	--------	-۳,۷۷۷۹ (-۲,۹۴۷۲)	-۳,۴۱۹۹ (-۲,۹۴۷۲)	-۴,۲۵۰۶ (-۲,۹۴۷۲)

* مقادیر داخل پرانتز مقادیر بحرانی در سطح اطمینان ۹۵٪ است.

* وقفه انتخابی برای آماره ADF توسط معیار شوارتز انتخاب‌شده است.

منبع: محاسبات تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۲: نتایج آزمون دیکی–فولر تعمیم‌یافته (مربوط به متغیرهای بخش کشاورزی)

متغیرها		LECA	LURB	LAVA		LFDA	LOT
مقدار آماره (*ADF*)	سطح		−۱,۲۲۴۶ (−۲,۹۴۴۶)	−۶,۱۹۰۴ (−۲,۹۴۴۶)	−۱,۷۵۶۱ (−۲,۹۴۴۶)	۰,۳۵۷۳۹ (−۲,۹۴۴۶)	−۰,۷۱۳۹ (−۲,۹۴۴۶)
	تفاضل مرتبه اول		−۴,۰۰۸۲ (−۲,۹۴۷۲)	------	−۴,۷۴۲۴ (−۲,۹۴۷۲)	−۵,۲۴۵۹ (−۲,۹۴۷۲)	−۴,۲۵۰۶ (−۲,۹۴۷۲)

* مقادیر داخل پرانتز مقادیر بحرانی در سطح اطمینان ۹۵٪ است.
* وقفه انتخابی برای آماره ADF توسط معیار شوارتز انتخاب‌شده است.
منبع: محاسبات تحقیق

۵-۲. نتایج آزمون همگرایی کرانه‌ای باند ARDL

پس از بررسی ایستایی متغیرهای مدل رابطه بلندمدت بین متغیرها با استفاده از آزمون باند ARDL، ارائه شده توسط پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱)، بررسی می‌شود. سپس در صورت تأیید رابطه مذکور ، معادلات کوتاه‌مدت و بلندمدت برای مشخص کردن میزان اثر متغیرهای ارزش‌افزوده و توسعه مالی بر مصرف انرژی، با استفاده از روش ARDL برآورد می‌شود. معادلاتی که برآورد می‌گردد، بدین شرح است:

$$\Delta LECI_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{L} \alpha_{1i}\Delta LECI_{t-i} + \sum_{i=1}^{L} \alpha_{2i}\Delta LAVI_{t-i} + \sum_{i=1}^{L} \alpha_{3i}\Delta LFDI_{t-i} + \sum_{i=1}^{L} \alpha_{4i}\Delta LURB_{t-i} + \sum_{i=1}^{L} \alpha_{5i}\Delta LOT_{t-i} + \alpha_6 LECI_{t-1} + \alpha_7 LAVI_{t-1} + \alpha_8 LFDI_{t-1} + \alpha_9 LOT_{t-1} + \alpha_{10} LURB_{t-1} + \alpha_{11} T + \mu_{1t} \quad (۴)$$

$$\Delta LECA_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{L} \alpha_{1i}\Delta LECA_{t-i} + \sum_{i=1}^{L} \alpha_{2i}\Delta LAVA_{t-i} + \sum_{i=1}^{L} \alpha_{3i}\Delta LFDA_{t-i} + \sum_{i=1}^{L} \alpha_{4i}\Delta LURB_{t-i} + \sum_{i=1}^{L} \alpha_{5i}\Delta LOT_{t-i} + \alpha_6 LECA_{t-1} + \alpha_7 LAVA_{t-1} + \alpha_8 LFDA_{t-1} + \alpha_9 LURB_{t-1} + \alpha_{10} LOT_{t-1} + \alpha_{11} T + \mu_{1t} \quad (۵)$$

Archive of SID

www.SID.ir

در آزمون کرانه‌ها، با توجه به قاعده مطالعات تجربی برای کمتر از ۸۰ داده، برای آماره F از مقادیر بحرانی نارایان و اسمیت[1] (۲۰۰۵) استفاده می‌شود. مقادیر بحرانی برای آزمون کرانه‌ها در جدول (۳) آورده شده است.

جدول ۳: مقادیر بحرانی برای آزمون کرانه‌ها

K=5 N=38	٪۱		٪۵		٪۱۰	
F	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
	۴/۸۸	۶/۵۵	۳/۵۷	۴/۹۲	۳/۰۳	۴/۲۱

K تعداد متغیرها در مدل ARDL است و F آماره مربوط به مدل بدون عرض از مبدأ و بدون متغیر روند، برگرفته از نارایان و اسمیت (۲۰۰۵) است.

در جدول (۴) نتایج محاسبه آماره F آزمون کرانه‌ها با استفاده از مدل ARDL نشان داده شده است. آماره‌های به‌دست آمده از آزمون کرانه‌ها با وقفه انتخاب شده توسط معیار شوارتز–بیزین با مقادیر بحرانی آن مقایسه می‌شود. معیار شوارتز بیزین به‌عنوان یک معیار صرفه‌جو کمترین طول وقفه ممکن را انتخاب می‌کند. معمولاً در نمونه‌هایی با حجم کم از این معیار برای تعیین طول وقفه بهینه استفاده می‌شود. این معیار وقفه‌ی ۱ را برای هر دو بخش صنعت و کشاورزی انتخاب کرده است.

جدول ۴: نتایج آزمون باند همگرایی

LECA	LECI	**متغیر وابسته**
LAVA LFDA LURB LOT	LAVI LFDI LURB LOT	**متغیرهای مستقل**
۷٫۵۱	۶٫۸۹	**آماره F آزمون**

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در جدول (۴) مشاهده شد، آماره F، در هر دو رابطه تعادلی، از مقدار کرانه‌ی بالایی همه‌ی سطوح بالاتر است. این نشان‌دهنده رد فرضیه صفر مبنی بر عدم همگرایی بین متغیرهای مورد نظر و وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت است. در ادامه ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت با استفاده از روش ARDL و بر مبنای معیار SBC برآورد گردیده و نتایج در جداول ۵ و ۶ نشان داده شده است.

1. Narayan and Smyth

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۵: ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت مدل در بخش صنعت ARDL (1,0,1,0,0)

تخمین ضرایب کوتاه‌مدت		تخمین ضرایب بلندمدت	
(احتمال)ضرایب	متغیرها	(احتمال)ضرایب	متغیرها
۰,۱۹(۰,۰۷)	DLFDI	۰,۰۵۱ (۰,۰۶)	LFDI
۰,۱۴(۰,۰۵۷)	DLAVI	۰,۳۱(۰,۰۷)	LAVI
۰,۷۱(۰,۰۷۵)	DLURB	۰,۷۳(۰,۰۱۸)	LURB
−۰,۴۶(۰,۰۹)	DLOT	−۰,۰۸۱(۰,۰۸)	LOT
−۰,۴۶۷۱(۰,۰۰۲)	ECM(-1)		
$R^2 = 0.99 \overline{R^2} = 0.99$ D.W=1.9			
آزمون‌های تشخیصی			
۱,۸۷۶۶(۰,۳۹۱)	x^2_{Norm}	۰,۰۸۱۹۹(۰,۷۷۵)	x^2_{SC}
۱,۳۶۶۲(۰,۲۴۲)	x^2_H	۰,۲۲۷۹(۰,۶۳۳)	x^2_{FF}

χ^2_{sc} آزمون LM برای خودهمبستگی، χ^2_{Norm} آزمون نرمالیتی جکوا – برا، χ^2_{FF} آزمون نرمالیتی برای فرم تبعی و χ^2_H آزمون وایت برای واریانس ناهمسانی می‌باشند.

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در جدول (۵) مشاهده می‌کنید، این مدل از اعتبار مناسبی برخوردار است. بر اساس آزمون‌های تشخیصی در مدل، نمی‌توان فرض صفر مبنی بر همسانی واریانس، عدم خودهمبستگی اجزای اخلال، تصریح درست فرم تبعی و توزیع نرمال جملات پسماند را رد کرد که حاکی از اعتبار مدل است. متغیر شاخص توسعه مالی و ارزش‌افزوده بخش صنعت از لحاظ آماری معنی‌دار و دارای اثر مورد انتظار و مثبت بر مصرف انرژی در این بخش هستند. به‌عبارت‌دیگر یک درصد افزایش در نسبت اعتبارات تخصیص داده شده به ارزش‌افزوده در بخش صنعت، مصرف انرژی را در کوتاه و بلندمدت در این بخش به‌ترتیب به میزان ۰,۱۹ و ۰,۰۵ درصد افزایش می‌دهد و یک درصد رشد ارزش‌افزوده بخش صنعت نیز مصرف انرژی را به میزان ۰,۱۴ و ۰,۳ درصد افزایش می‌دهد. نتایج مذکور فرضیه‌های ۱ و ۲ را مورد تأیید قرار می‌دهد. همچنین، نتایج نشان‌دهنده‌ی این موضوع است که رشد شهرنشینی تأثیر مثبتی بر میزان مصرف انرژی در بخش صنعت دارد که می‌تواند ناشی از صنعتی شدن و زندگی شهری باشد. ضریب شاخص آزادسازی تجاری در کوتاه‌مدت منفی ولی در بلندمدت مثبت است که شاید ناشی از مشکلات ساختاری در بخش صنعت باشد که در بلندمدت تأثیر آن آشکار می‌شود و موجب می‌شود با وجود ورود تکنولوژی ولی بر مصرف انرژی تأثیر مثبت داشته است. ضریب ECM منفی و برابر ۰,۴۷ می‌باشد، که نشان می‌دهد در صورت انحراف متغیر وابسته از مسیر بلندمدت در هر دوره ۴۷ درصد از انحراف برطرف می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۶: ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت مدل در بخش کشاورزی ARDL(1,0,2,1,0)

تخمین ضرایب کوتاه‌مدت		تخمین ضرایب بلندمدت	
(احتمال)ضرایب	متغیرها	(احتمال)ضرایب	متغیرها
۰,۳۷(۰,۰۳۹)	DLFDA	۰,۰۲۵(۰,۰۲۷)	LFDA
۰,۳۲(۰,۰۳۷)	DLAVA	۰,۶۲(۰,۰۰۱)	LAVA
−۰,۵۵(۰,۰۴۱)	DLURB	−۰,۲۲(۰,۰۱۴)	LURB
−۰,۰۱(۰,۰۷)	DLOT	−۰,۰۲۸(۰,۰۹)	LOT
−۰,۳۶(۰,۰۰۷)	ECM(-1)		
$R^2 = 0.99 \overline{R^2} = 0.99$ D.W=2.1			
آزمون‌های تشخیصی			
۰,۳۷۶۶(۰,۸۲۸)	x^2_{Norm}	۰,۲۵۶۵(۰,۹۹۹)	x^2_{SC}
۱,۶۳۶۱(۰,۲۰۱)	x^2_H	۰,۰۱۳۶۳(۰,۹۰۷)	x^2_{FF}

χ^2_{sc} آزمون LM برای خودهمبستگی، χ^2_{Norm} آزمون نرمالیتی جکوا–برا، χ^2_{FF} آزمون نرمالیتی برای فرم تبعی و χ^2_H آزمون وایت برای واریانس ناهمسانی می‌باشند.

منبع: محاسبات تحقیق

در جدول (۶) نیز، نتایج نشان‌دهنده‌ی این موضوع است که مدل از اعتبار بالایی برخوردار است. بر اساس آزمون‌های تشخیصی در این مدل نیز، نمی‌توان فرض صفر مبنی بر همسانی واریانس، عدم خودهمبستگی اجزای اخلال، تصریح درست فرم تبعی و توزیع نرمال جملات پسماند را رد کرد که حاکی از اعتبار مدل است. مطابق نتایج حاصله رابطه متغیرهای توسعه مالی و ارزش‌افزوده بر مصرف انرژی مثبت و مطابق انتظار است. ضریب متغیر توسعه مالی در بخش کشاورزی در بلندمدت مثبت و معنی‌دار می‌باشد. یک درصد افزایش در نسبت اعتبارات تخصیص داده شده به ارزش‌افزوده در بخش کشاورزی، مصرف انرژی را در کوتاه و بلندمدت در این بخش به‌ترتیب به میزان ۰,۳۷ و ۰,۲ درصد افزایش می‌دهد. همچنین با یک درصد رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی مصرف انرژی در این بخش به میزان ۰,۳۲ و ۰,۶۲ درصد افزایش می‌یابد. نتایج حاصله بیانگر تأیید فرضیه‌های ۳ و ۴ تحقیق می‌باشد. علامت متغیر شهرنشینی و آزادسازی در این مدل منفی است که حاکی از این امر است که رشد شهرنشینی و آزادسازی، مصرف انرژی در بخش کشاورزی را کاهش می‌دهد. ضریب ECM منفی و حدود ۰,۳۶ و معنی‌دار است که نشان می‌دهد در صورت انحراف متغیر وابسته از مسیر بلندمدت، در هر دوره ۳۶ درصد از انحراف برطرف می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این تحقیق تأثیر متغیرهای توسعه مالی و ارزش‌افزوده بر مصرف انرژی در دو بخش کشاورزی و صنعت با استفاده از روش آزمون همگرایی باند مبتنی بر مدل تصحیح خطای نامقید (UECM) (پسران، شین و اسمیت، ۲۰۰۱) طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۵، مورد آزمون قرار گرفت. نتایج حاکی از تأیید فرضیه‌های تحقیق یعنی تأثیر مثبت متغیرهای مذکور بر مصرف انرژی در بخش‌های مذکور است. در بخش صنعت و کشاورزی گسترش توسعه مالی در کوتاه و بلندمدت بر مصرف انرژی تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد که نشان می‌دهد این اعتبارات در فعالیت‌های تولیدی بنگاه‌ها و در جهت افزایش تولید هزینه می‌شود. هر چند نمی‌توان قاطعانه نسبت به میزان به‌کارگیری اعتبارات در فعالیت‌های تولیدی و یا انحراف آن قضاوت کرد.

با اتکاء به نتایج به‌دست آمده پیشنهاد می‌شود در سیاست‌گذاری‌های مختلف مرتبط با مصرف انرژی از جمله کنترل آلودگی محیطزیست و یا صرفه‌جویی در مصرف انرژی به ضرایب به‌دست آمده در این تحقیق توجه شود. مثلاً در اعطاء اعتبارات بانکی به سرمایه‌گذاران، بر اعتبارات بلندمدت که موجب افزایش کمتری در مصرف انرژی نسبت به اعتبارات کوتاه‌مدت می‌شود اولویت داده شود. همچنین سیاست‌های اعتباری و تولیدی در راستای استفاده هر چه بیشتر از تکنولوژی‌های جدید و مدرن و در نتیجه صرفه‌جویی بیشتر در مصرف انرژی باشد. بر اساس تجربه کشورها در صورت به‌کارگیری تکنولوژی‌های مدرن در جریان توسعه مالی و افزایش تولید حتی امکان کاهش مصرف انرژی نیز وجود دارد. در نهایت پیشنهاد می‌شود تحقیقات مشابهی برای زیر بخش‌های صنعت و کشاورزی صورت گیرد.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

آرمن، سید عزیز و زارع، روح‌اله (۱۳۸۸)؛ مصرف انرژی در بخش‌های مختلف و ارتباط ان با رشد اقتصادی در ایران: تحلیل علیت بر اساس روش تودا و یاماموتو. مطالعات اقتصاد انرژی، ۲۱: ۹۲-۶۷.

ابراهیمی، محسن و آل مراد جبردقی، محمود (۱۳۹۱)؛ توسعه‌ی بازارهای مالی و مصرف انرژی در کشورهای گروه D8. پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۶۱: ۱۷۴-۱۵۹

ابریشمی، حمید و مصطفایی، آذر (۱۳۸۰)؛ بررسی رابطه‌ی بین رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های عمده‌ی نفتی در ایران. مجله‌ی دانش و توسعه، ۱۴: ۴۵-۱۱.

اسدی، علی و اسماعیلی، سید میثم (۱۳۹۲)؛ بررسی وجود رابطه‌ی پویا میان مصرف انرژی و توسعه مالی در ایران. فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان، ۳: ۳۸-۱۷.

بهبودی، داود؛ اصغرپور، حسین و قزوینیان، محمدحسن (۱۳۸۸)؛ شکست ساختاری و مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران. پژوهش‌های اقتصادی، ۳: ۸۴-۵۳.

بهبودی، داود؛ متفکر آزاد، محمدعلی و خلیل‌پور، افشین (۱۳۸۶). بررسی رابطه‌ی تقاضای نهایی و واسطه‌ای انرژی با رشد اقتصادی در ایران طی دوره ۸۳-۱۳۴۶. پژوهشنامه‌ی علوم انسانی و اجتماعی، ۲۲: ۳۴-۱۳.

فرازمند، حسن؛ کامران‌پور، سعیده و قربان‌نژاد، مجتبی (۱۳۹۲)؛ ارتباط بین توسعه مالی، رشد اقتصادی و مصرف انرژی در ایران؛ رویکرد آزمون باند و علیت تودا و یاماموتو. فصلنامه اقتصاد مقداری، ۱: ۵۸-۳۳.

قبادی، نسرین (۱۳۷۶)؛ بررسی رابطه‌ی علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران، همایش ملی انرژی ایران.

محمدزاده، پرویز؛ بهبودی، داود و ابراهیمی، سعید (۱۳۹۲)؛ رابطه میان مصرف انرژی و توسعه مالی در ایران. مطالعات اقتصاد انرژی، ۳۹: ۱۰۴-۷۷.

ملکی، رضا (۱۳۷۸)؛ بررسی رابطه‌ی علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران، پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد دانشگاه شهید بهشتی.

نظیفی، فاطمه (۱۳۸۳)؛ توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران. پژوهشنامه اقتصادی، ۱۴: ۱۳۰-۹۷.

وافی نجار، داریوش (۱۳۸۴)؛ تحلیل آماری و بررسی رابطه‌ی علیت گرنجری تولید ناخالص داخلی با مصرف انرژی و محاسبه‌ی کشش نهاده‌های انرژی با استفاده از تابع تولید (۱۳۴۶-۱۳۸۲). مطالعات اقتصاد انرژی، ۲: ۸۰-۶۱.

Alam, M.I. and Quazi, R.M. (2003); Determinant of Capital Flight: An Econometric Case Study of Bangladesh. International Review of Applied Economics, Vol. 17: 85-103.

Ang, J.B. (2007); Co2 Emissions, Energy Consumption, and Output in France. Energy Policy, Vol. 35, Iss.10: 4772-4778

Apergis, N. and Payne J.E. (2009); Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from the Commonwealth of Independent States. Energy Economics, 31: 641-647.

Banerjee, A.; Dolado, J.; Galbraith, J.W. and Hendry, D.F. (1993); Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data. Oxford University Press: Oxford.

Belk, A., Dobnik, F. and Dreger, C. (2011); Energy Consumption and Economic Growth: New Insights into the Cointegration Relationship. Energy Economics, 33: 782-789.

www.SID.ir

Chun, S. (2015); "Effects of Financial Developments and Income on Energy Consumption", International of Review Economics and Finance, 35: 28-44.

Demetriades, P.O. and Hussein. K.M. (1996); Does Financial Development Cause Economic Growth? Time Series Evidence from 16 Countries. Journal of Development Economics, 51: 387-411.

Gross, C. (2012); Explaining the causality between energy and economic growth the U.S.-a multivariate sectoral analysis. Energy Economics, 34: 489 490.

Halicioglu, F. (2009); "An Econometric Study of Co2 Emission, Energy Consumption, Income and Foreign Trade in Turkey", Energy Policy, 37(3): 1156-1164.

Hasnaou, B. (2014); "The Nexus Between Financial Development and and Energy Consumption in the High-Income OECD Members: A Dynamic Panel Data Analysis', Professional Center for Business Research, 12: 28-37.

Huang, B.; Hwang, M.J. and Yang, C.W. (2008); Causal Relationship between Energy Consumption and GDP Growth Revisited: A Dynamic Panel Data Approach. Ecological Economics, 67: 41-54.

Islam, F., Shahbaz, M., Ahmed, A. and Alam, M. (2013); Financial Development and Energy Consumption Nexus in Malaysia: A Multivariate Time Series Analysis. Economic Modelling, 30: 435-441.

Kakar, K.; Khilji, B. and Khan, M. (2011); Financial Development and Energy Consumption: Empirical Evidence from Pakistan. International Journal of Trade, Economics and Finance 2(6).

Kraft, K. (1987); Efficiency and Internal Organization. The Quarterly Journal of Economics, vol. 102

Lee, C.C. and Chang, C.P. (2007); Energy Consumption and GDP Revisited: A Panel Analysis of Developed and Developing Countries. Energy Economics, 29: 1206-1223.

Lise, W. and Montfort, K.V. (2007); Energy Consumption and GDP in Turkey: Is there a Counteraction Relationship? Energy Economics, 29: 1166-1178.

Love, I. and Zicchino, L. (2006); Financial Development and Dynamic Investment Behavior: Evidence from Panel VAR. The Quarterly Review of Economics and Finance, 46: 190-210.

Mehrara, M. and Musai, M. (2012); Energy Consumption, Financial Development and Economic Growth: An ARDL Approach for the Case of Iran. International Journal of Business and Behavioral Sciences, 2(6): 91-99.

Narayan, S. and Narayan, P. K. (2004); Determinant of Demand for Fiji's Exports: an Empirical Investigation. The Developing Economies, XLII-1: 95-112.

Narayan, P.K. and Smyth, R. (2005); Electricity Consumption, Employment and Real Income in Australia Evidences from Multivariate Granger Causality Tests. Energy Policy, Article in Press.

Pesaran, M.H.; Shin, Y. and Smith, R.J. (2001); Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, Journal of Applied Econometrics, 16, 289-326.

Sadorsky, P. (2011); Financial Development and Energy Consumption in Central and Eastern European Frontier Economies. Energy Policy, 39: 999-1006.

Archive of SID

www.SID.ir

Sadorsky, P. (2010); The Impact of Financial Development on Energy Consumption in Emerging Economies. Energy Policy, 38: 2528-2535.

Shahbaz, M. and Lean, H. (2012); Does Financial Development Increase Energy Consumption? The Role of Industrialization and Urbanization in Tunisia. Energy Policy, 40: 473-479.

Shahbaz, M.; Abosedra, R. and Sbia, R. (2013); Energy Consumption, Financial Development and Growth: Evidence from Co-integration with unknown Structural Breaks in Lebanon. Munich Personal RePEc Archive.

Shahbaz, M.; Khan, S. and Tahir, M. (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-

Shahbaz, M.; Rehman, H. and Amir, N. (2010); The impact of trade and financial openness on government size: A case study of Pakistan. Journal of Quality and Technology Management, 6, 105-118.

Soile, I.O. (2012); Energy-Economy Nexus in Indonesia: A Bivariate Counteraction. Asian Journal of Empirical Research, 2(6): 205-218.

Tsani, S.Z. (2010); Energy Consumption and Economic Growth: A Causality Analysis for Greece. Energy Economics, 32: 582-590.

Yazdan, G.F. and Hossein, S.S.M. (2012); Causality between oil consumption and economic growth in Iran: An ARDL testing approach. Asian Financial and Economic Review, 2: 678-686.

Zeshan, M. (2013); Finding the cointegration and causal linkages between the electricity production and economic growth in Pakistan. Economic Modelling, 31: 344-350.

Archive of SID

www.SID.ir