

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

عبدالمجید آهانگری^۱

سعیده کامران پور^{۲*}

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۷/۲۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۹/۲۸

چکیده

در این مطالعه تأثیر دو متغیر توسعه مالی و ارزش افزوده 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 پرداخت شده به ارزش افزوده 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 ارزش افزوده موجب افزایش مصرف انرژی می‌شوند. رشد توسعه مالی به میزان ۱ درصد، مصرف انرژی را در بلندمدت در بخش صنعت و کشاورزی به ترتیب به میزان ۰,۰۵ و ۰,۰۲۵ درصد افزایش می‌دهد و ۱ درصد افزایش در ارزش افزوده 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، ارزش افزوده، بخش‌های صنعت و کشاورزی، روش ARDL.

طبقه‌بندی JEL: Q43, E56.

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز (*نویسنده مسئول)

Email: a_m_ahangari@yahoo.com

Email: saeede.kamranpoor@gmail.com

۱. مقدمه

امروزه مطالعات و پژوهش‌های انجام گرفته در سطح دنیا نشان داده است که روند شتابان توسعه 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 تکنه‌های نفتی در سال ۱۹۷۳ که از یک سو منجر به رکود اقتصادی کشورهای واردکننده نفت و از سوی دیگر سبب شکل‌گیری درآمدهای مازاد در اقتصادهای صادرکننده 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)، به طوری که از انرژی به عنوان یک عامل کلیدی در کنار سرمایه، نیروی کار و مواد اولیه برای تولید یاد می‌شود. به علاوه، افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه افزایش تقاضا برای انرژی را به دنبال دارد.

ایران به عنوان 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).

به منظور 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^۱ (۲۰۱۲) معتقدند که توسعه مالی می‌تواند دو اثر متضاد بر مصرف انرژی داشته باشد. از یک سو 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^۲ (۲۰۱۰) در یک مطالعه به رابطه مثبت میان توسعه مالی و مصرف انرژی در کشورهای نوظهور دست یافت. 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، فرازمنند و همکاران (۱۳۹۲) اثر مثبت توسعه مالی بر رشد

1. Shahbaz and Lean

2. Sadorsky

اقتصادی را تأیید کردند. در تمام این مطالعات، موضوع مورد بحث صرفاً در سطح کلان بوده است، در حالی که تحقیق حاضر به صورت بخشی صورت گرفته است. در این مطالعه، تأثیر توسعه مالی و ارزش افزوده 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 پرداخت شده به ارزش افزوده 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 ارزش افزوده در بخش صنعت، در بلندمدت بر مصرف انرژی در این بخش تأثیر مثبت و معنی‌داری دارند (فرضیه ۱ و ۲).

- توسعه مالی و رشد ارزش افزوده 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 تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. در پایان نیز پیشنهادات ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

در این بخش به صورت مجزا به ادبیات مربوط به رابطه‌ی متغیرهای ارزش افزوده و توسعه مالی با مصرف انرژی پرداخته می‌شود.

۲-۱. ارزش افزوده و مصرف انرژی

انرژی یک عامل حیاتی برای اقتصاد جهانی است؛ زیرا این نهاد در تولید بیشتر کالاها نقش اساسی دارد، به طوری که وقفه در عرضه انرژی می‌تواند به منزله یک شوک بزرگ برای اقتصاد باشد. استخراج، تبدیل و توزیع انرژی موجب ایجاد زمینه‌های شغلی، ارزش افزوده و در نتیجه رشد اقتصادی می‌شود. به علاوه، قیمت‌های ثابت و پایین انرژی می‌تواند موجبات تسریع رشد اقتصادی را فراهم کند؛ زیرا قیمت‌های پایین انرژی باعث افزایش درآمد قابل تصرف مصرف‌کنندگان، کاهش هزینه‌های بنگاه‌ها و افزایش سود آن‌ها می‌شود (شهbaz و همکاران، ۲۰۱۳).

هالیچی اوغالو^۱ (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 کارایی انرژی نیازمند سطح بالاتری از رشد اقتصادی است. اقتصاددانان اکولوژیک بیان می‌کنند که در مدل بیوفیزیکی رشد، انرژی تنها و مهم‌ترین عامل رشد است به طوری که از نظر آن‌ها نیروی کار و سرمایه

عوامل واسطه‌ای هستند که برای استفاده به انرژی نیاز دارند، در حالی که 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 طوری که 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، لوازم خانگی (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 به دلیل استفاده از تکنولوژی‌های بالاتر تقاضا برای انرژی و بالطبع مصرف آن کاهش خواهد یافت (شهباز و لین، ۲۰۱۲). لاو و زیچینو^۱ (۲۰۰۶) بیان می‌کنند که توسعه مالی از طریق متغیرهای حقیقی مانند نرخ بهره و سطح سرمایه‌گذاری می‌تواند مصرف انرژی را تحت تأثیر قرار دهد، به طوری که 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^۲ (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. به‌طور کلی 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

لایس و مونت فورت^۱ (۲۰۰۷)، هوانگ و همکاران^۲ (۲۰۰۸)، سویل^۳ (۲۰۱۲)، مهرآرا و موسای^۴ (۲۰۱۲) و وافی نجار (۱۳۸۳) اشاره کرد.

ب) بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی رابطه یک طرفه وجود دارد و جهت علیت از سمت مصرف انرژی به طرف رشد اقتصادی است. نتایج مطالعات پژوهشگرانی همچون آپرجیس و پاین^۵ (۲۰۰۹)، تانی^۶ (۲۰۱۰)، یزدان و حسین^۷ (۲۰۱۲)، ملکی (۱۳۷۸) و بهبودی و همکاران (۱۳۸۶) وجود این نوع رابطه را تأیید می کنند.

ج) بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی رابطه دوطرفه وجود دارد. نتایج مطالعات لی و چانگ^۸ (۲۰۰۷)، بلک و همکاران^۹ (۲۰۱۱)، زشان^{۱۰} (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^{۱۱} (۲۰۱۲) و قبادی (۱۳۷۶) نشان می دهد 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^{۱۲}، با استفاده از آزمون علیت گرنجر رابطه یک طرفه ای را از مصرف انرژی به توسعه مالی نتیجه می گیرند (شهباز و همکاران^{۱۳} ۲۰۱۰). سادورسکی (۲۰۱۰) با به کارگیری شاخص های مختلف برای توسعه مالی (FDI)، نسبت سپرده های 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 دست یافته است. شهباز و همکاران (۲۰۱۰)، تأثیر مثبت و معنادار توسعه مالی بر مصرف انرژی در پاکستان را نتیجه می گیرند. نتایج آزمون علیت آن ها حاکی از وجود رابطه علی دوطرفه ای میان توسعه مالی و مصرف انرژی است. اسلام و همکاران^{۱۴} (۲۰۱۳) با به کارگیری روش آزمون باند ARDL، رابطه بلندمدت میان توسعه مالی، مصرف انرژی، جمعیت و تولید کل را در مالزی، بررسی کرده اند. نتایج نشان می دهد که در بلندمدت و کوتاه مدت 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.*

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^۱ (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^۲ (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^۳ 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^۴ (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. هسناو^۵ (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

لحاظ آماری معنی‌دار بین توسعه مالی و مصرف انرژی به دست 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 به صورت 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. فرازمنند 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. به علاوه 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 به منظور روشن شدن تأثیر توسعه مالی و ارزش افزوده بخش‌های صنعت و کشاورزی بر مصرف انرژی بخش‌ها از مدل پیشنهادی شهباز و همکاران (۲۰۱۰، ۲۰۱۲ و ۲۰۱۳) استفاده شده است. آن‌ها مدل مذکور را برای بررسی رابطه توسعه مالی و تولید با مصرف انرژی در پاکستان، لبنان و تونس به کار برده‌اند در پژوهش حاضر این مدل برای دو بخش صنعت و کشاورزی به کار گرفته می‌شود.

$$LECI_t = \alpha_0 + \alpha_1 LAVI_t + \alpha_2 LFDI_t + \alpha_3 LURB_t + \alpha_4 LOT + \alpha_5 T + \mu_t \quad (1)$$

$$LECA_t = \alpha_0 + \alpha_1 LAVA_t + \alpha_2 LFDA_t + \alpha_3 LURB_t + \alpha_4 LOT + \alpha_5 T + \mu_t \quad (2)$$

که در آن $LECI_t$ لگاریتم مصرف نهایی انرژی بخش صنعت، $LAVI_t$ لگاریتم ارزش افزوده بخش صنعت، $LFDI_t$ لگاریتم شاخص توسعه مالی بخش صنعت، $LECA_t$ لگاریتم مصرف نهایی انرژی بخش کشاورزی، $LAVA_t$ لگاریتم ارزش افزوده 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 نشان دهنده‌ی بازه زمانی است. در مدل مذکور شاخص‌های شهرنشینی و آزادسازی تجاری به‌عنوان متغیرهای کنترل در نظر گرفته شده‌اند. شهرنشینی به دلیل صنعتی شدن 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، زغال سنگ، منابع تجدیدپذیر قابل احتراق و برق است. در این مطالعه از نسبت اعتبارات پرداخت شده به بخش خصوصی در صنعت و کشاورزی توسط بانک‌ها و مؤسسات اعتباری به ارزش افزوده هر بخش، به‌عنوان شاخص توسعه مالی استفاده شده است. شاخص شهرنشینی از طریق نسبت جمعیت شهرنشین به کل جمعیت کشور محاسبه شده است و شاخص آزادسازی تجاری نیز از طریق تقسیم میزان صادرات کشور به تولید ناخالص داخلی به‌دست آمده است. توسعه مالی می‌تواند در دو بخش بانکی و غیربانکی رخ دهد. تجربه کشورهای 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 درحال توسعه، توسعه 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 غیربانکی چشمگیر نیست، بنابراین چگونگی اعطای اعتبارات سیستم بانکی می‌تواند معیار مناسبی برای نشان دادن درجه توسعه مالی باشد (نظیفی، ۱۳۸۳). اعتبارات پرداخت شده به بخش خصوصی هم از نظر کیفی و هم کمی برای سرمایه‌گذاری مهم است (دمیتریادس و حسین، ۱۹۹۶).

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

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^۱ (۲۰۰۱) برای تعیین رابطه هم‌جمعی بین متغیرها ارائه شده است. این روش نسبت به سایر روش‌های آزمون همگرایی مانند انگل-گرنجر^۲ و یوهانسن-جوسیلیوس^۳ 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 (بنرچی 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 قابل استفاده نیستند (نارایان^۴، 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 این که $\ln Y$ متغیر وابسته و $\ln X$ متغیر توضیحی باشد، به منظور تحلیل همگرایی نیازمند تخمین مدل تصحیح خطای نامقید^۵ (UECM) زیر است:

$$\Delta \ln Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^L a_{1i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=1}^L a_{2i} \Delta \ln X_{t-i} + a_3 \ln Y_{t-1} + a_4 \ln X_{t-1} + \mu_{1t} \quad (3)$$

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

فرایند آزمون باند برای عدم وجود ارتباط سطحی بین $\ln Y$ و $\ln X$ از طریق صفر قرار دادن ضرایب سطوح با وقفه متغیرهای مذکور در معادلات فوق به دست می‌آید. به عنوان مثال در معادله (۳) که Y متغیر وابسته است، فرض صفر مبنی بر عدم وجود همگرایی و فرض مقابل آن به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$H_0: a_3 = a_4 = 0 \text{ و } H_1: a_3 \neq a_4 \neq 0$$

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

در این روش دو کرانه‌ی بحرانی ارائه شده است؛ کرانه‌ی بالایی برای سری‌های زمانی $I(1)$ و کرانه‌ی پایینی برای سری‌های زمانی $I(0)$. چنانچه مقادیر آماره F محاسبه شده‌ی مدل تصحیح خطای نامقید از مقدار کرانه‌ی بالایی بیشتر باشد، فرض عدم همگرایی رد می‌شود؛ چنانچه مقدار F محاسبه شده کمتر از کرانه‌ی پایینی باشد، فرض صفر رد نمی‌شود و در صورتی که 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 به صورت $X_t \sim I(d)$ نشان داده می‌شود، برحسب مرتبه d انباشته است که پس از d مرتبه تفاضل‌گیری به صورت مانا درآید (نوفرستی، ۱۳۸۹). در حالی که متغیرها انباشته از درجه $I(2)$ یا بیشتر باشند، مقدار آماره محاسبه شده توسط پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱)، قابل اعتماد 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 تعمیم یافته (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 تعمیم یافته از قدر مطلق مقادیر بحرانی کوچکتر است. اما این متغیرها پس از یک بار تفاضل‌گیری، به صورت مانا درآمده‌اند؛ در نتیجه این متغیرها $I(1)$ می‌باشند.

جدول ۱: نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته (مربوط به متغیرهای بخش صنعت)

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

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

* وقفه انتخابی برای آماره ADF توسط معیار شوارتز انتخاب شده است.

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۲: نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (مربوط به متغیرهای بخش کشاورزی)

LOT	LFDA	LAVA		LURB	LECA	متغیرها
-۰,۷۱۳۹ (-۲,۹۴۴۶)	۰,۳۵۷۳۹ (-۲,۹۴۴۶)	-۱,۷۵۶۱ (-۲,۹۴۴۶)	-۶,۱۹۰۴ (-۲,۹۴۴۶)	-۱,۲۳۴۶ (-۲,۹۴۴۶)	سطح	مقدار آماره (ADF)
-۴,۲۵۰۶ (-۲,۹۴۷۲)	-۵,۲۴۵۹ (-۲,۹۴۷۲)	-۴,۷۴۲۴ (-۲,۹۴۷۲)	-----	-۴,۰۰۸۲ (-۲,۹۴۷۲)	تفاضل مرتبۀ اول	

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

* وقفه انتخابی برای آماره ADF توسط معیار شوارتز انتخاب شده 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 ارزش افزوده و توسعه مالی بر مصرف انرژی، با استفاده از روش ARDL برآورد می‌شود. معادلاتی که برآورد می‌گردد، بدین شرح است:

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

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

در آزمون کرانه‌ها، با توجه به قاعده مطالعات تجربی برای کمتر از ۸۰ داده، برای آماره F از مقادیر بحرانی نارایان و اسمیت^۱ (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٪	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F	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 به دست آمده از آزمون کرانه‌ها با وقفه انتخاب شده توسط معیار شوارتز-بیزین با مقادیر بحرانی آن مقایسه می‌شود. معیار شوارتز-بیزین به عنوان 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.

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

تخمین ضرایب بلندمدت		تخمین ضرایب کوتاهمدت	
متغیرها	(احتمال) ضرایب	متغیرها	(احتمال) ضرایب
LFDI	۰,۰۵۱ (۰,۰۶)	DLFDI	۰,۱۹ (۰,۰۷)
LAVI	۰,۳۱ (۰,۰۷)	DLAVI	۰,۱۴ (۰,۰۵۷)
LURB	۰,۷۳ (۰,۰۱۸)	DLURB	۰,۷۱ (۰,۰۷۵)
LOT	-۰,۰۸۱ (۰,۰۰۸)	DLOT	-۰,۴۶ (۰,۰۰۹)
		ECM(-1)	-۰,۴۶۷۱ (۰,۰۰۲)
$R^2 = 0.99 \bar{R}^2 = 0.99 D.W=1.9$			
آزمون‌های تشخیصی			
χ_{SC}^2	۰,۰۸۱۹۹ (۰,۷۷۵)	χ_{Norm}^2	۱,۸۷۶۶ (۰,۳۹۱)
χ_{FF}^2	۰,۲۳۷۹ (۰,۶۳۳)	χ_H^2	۱,۳۶۶۲ (۰,۲۴۲)

χ_{SC}^2 آزمون LM برای خودهمبستگی، χ_{Norm}^2 آزمون نرمالیتی جکوا - برا، χ_{FF}^2 آزمون نرمالیتی برای فرم تبعی و χ_H^2 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 اخلاص، تصریح درست فرم تبعی و توزیع نرمال جملات پسماند را رد کرد که حاکی از اعتبار مدل است. متغیر شاخص توسعه مالی و ارزش افزوده بخش صنعت از لحاظ آماری معنی‌دار و دارای اثر مورد انتظار و مثبت بر مصرف انرژی در این بخش هستند. به عبارت دیگر یک درصد افزایش در نسبت اعتبارات تخصیص داده شده به ارزش افزوده در بخش صنعت، مصرف انرژی را در کوتاه و بلندمدت در این بخش به ترتیب به میزان ۰,۱۹ و ۰,۰۵ درصد افزایش می‌دهد و یک درصد رشد ارزش افزوده 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.

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

تخمین ضرایب بلندمدت		تخمین ضرایب کوتاه مدت	
متغیرها	(احتمال) ضرایب	متغیرها	(احتمال) ضرایب
LFDA	۰,۰۲۵(۰,۰۲۷)	DLFDA	۰,۳۷(۰,۰۳۹)
LAVA	۰,۶۲(۰,۰۰۱)	DLAVA	۰,۳۲(۰,۰۳۷)
LURB	-۰,۲۲(۰,۰۱۴)	DLURB	-۰,۵۵(۰,۰۴۱)
LOT	-۰,۰۲۸(۰,۰۰۹)	DLOT	-۰,۰۱(۰,۰۰۷)
		ECM(-1)	-۰,۳۶(۰,۰۰۷)
$R^2 = 0.99 \bar{R}^2 = 0.99 D.W=2.1$			
آزمون‌های تشخیصی			
χ^2_{SC}	۰,۲۵۶۵(۰,۹۹۹)	χ^2_{Norm}	۰,۳۷۶۶(۰,۸۲۸)
χ^2_{FF}	۰,۰۱۳۶۳(۰,۹۰۷)	χ^2_H	۱,۶۳۶۱(۰,۲۰۱)

χ^2_{SC} آزمون LM برای خودهمبستگی، χ^2_{Norm} آزمون نرمالیتی جکوا-براه، 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 اخلاص، تصریح درست فرم تبعی و توزیع نرمال جملات پسماند را رد کرد که حاکی از اعتبار مدل است. مطابق نتایج حاصله رابطه متغیر توسعه مالی در بخش کشاورزی در بلندمدت مثبت و 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 ارزش افزوده در بخش کشاورزی، مصرف انرژی را در کوتاه و بلندمدت در این بخش به ترتیب به میزان ۰,۳۷ و ۰,۲ درصد افزایش می‌دهد. همچنین با یک درصد رشد ارزش افزوده 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.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این تحقیق تأثیر متغیرهای توسعه مالی و ارزش افزوده 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.

منابع

- آرمن، سید عزیز و زارع، روح‌اله (۱۳۸۸)؛ مصرف انرژی در بخش‌های مختلف و ارتباط آن با رشد اقتصادی در ایران: تحلیل علیت بر اساس روش تودا و یاماموتو. مطالعات اقتصاد انرژی، ۲۱: ۶۷-۹۲.
- 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: ۱۱-۴۵.
- 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: ۱۷-۳۸.
- 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.

- 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 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.

- 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: 8-18.
- 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.