فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۱۰، شماره ۱، بهار ۱۳۹۲، صفحات ۵۸- ۳۳

ارتباط بین توسعه‌ی مالی، رشد اقتصادی و مصرف انرژی در ایران؛ رویکرد آزمون باند و علیت تودا و یاماموتو

حسن فرازمند، سعیده کامران پور و مجتبی قربان نژاد *

تاریخ وصول: ۱۳۹۳/۴/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۴/۱۰

چکیده:

در این مقاله به بررسی دو عامل تأثیرگذار بر مصرف انرژی یعنی رشد اقتصادی و توسعه‌ی مالی در کشور ایران می‌پردازیم. در مطالعات مختلف برای بررسی این موضوع از شاخص‌های توسعه‌ی مالی متفاوتی استفاده شده است. در این مطالعه تلاش کرده‌ایم به طور جامع وکاملی شاخص‌های متفاوت توسعه‌ی مالی و اثر آن‌ها بر مصرف انرژی را در قالب دو روش علیتی آزمون همگرایی باند مبتنی بر مدل تصحیح خطای نامقید (UECM) (پسران، شین و اسمیت، ۲۰۰۱) و آزمون علیت گرنجری تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۹- ۱۳۵۵، مورد بررسی قرار دهیم. نتایج نشان می‌دهد شاخص‌های توسعه‌ی مالی شامل نسبت اعتبارات تخصیص یافته به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی، حجم نقدینگی و نسبت سهام مبادله شده به حجم معاملات بازار بورس، به همراه رشد اقتصادی دارای رابطه‌ی بلندمدت با مصرف انرژی بودند و همچنین رابطه‌ی علیت یک‌طرفه از توسعه‌ی مالی و رشد اقتصادی به مصرف انرژی را تأیید می‌کنند.

طبقه‌بندی JEL:

واژه‌های کلیدی: *مصرف انرژی، توسعه‌ی مالی، رشد اقتصادی، آزمون باند ARDL، آزمون تودا و یاماموتو*

* به ترتیب، دانشیار و دانشجویان دکتری اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز.
(h-farazmand@yhoo.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 ارتباط می‌یابد و انرژی بیشترین سهم را در فعالیت‌ها و تجارت جهانی به خود اختصاص داده است. با بروز تکانه‌های نفتی در سال ۱۹۷۳ که از یک سو منجر به رکود اقتصادی کشورهای واردکننده‌ی 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 رشد اقتصادی 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 رشد اقتصادی یاد می‌شود. به علاوه، افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه افزایش تقاضا برای انرژی را در پی دارد.

در ادبیات تجربی متغیرهای کنترلی متفاوتی برای بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی استفاده شده است. رشد جمعیت، شهرنشینی، صنعتی شدن و توسعه‌ی بازارهای مالی از عوامل مهمی هستند که در مطالعات مربوط به عوامل موثر بر تقاضای انرژی به کار گرفته شده‌اند. لی و همکاران[1] (۲۰۰۸) نشان دادند که به کارگیری انباشت سرمایه و نیروی کار باعث می‌شود رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی قوی‌تر شود. اسلام و همکاران[2] (۲۰۱۳) رشد اقتصادی و رشد جمعیت را از عوامل کلیدی در افزایش تقاضای انرژی می‌دانند. شهباز و لین[3] (۲۰۱۲) معتقدند که توسعه‌ی 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.

کشور 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 بالقوه‌ی انرژی، یکی از مصادیق الگوی رشد با فشار بر منابع طبیعی محسوب می‌شود و

[1] Lee *et. al*
[2] Islam *et. al*
[3] Shahbaz and Lean

Archive of SID

www.SID.ir

برنامه‌ریزی برای تولید و مصرف انرژی در این کشور اهمیت فراوان داشته و باید با دقت بسیار انجام گیرد (آرمن و زارع، ۱۳۸۸). از آنجا که برای متغیر توسعه‌ی مالی، شاخص‌های مختلفی معرفی می‌شود، در این مطالعه سعی شده است که سه بررسی با استفاده از سه نوع شاخص مالی صورت گیرد و نتایج با هم دیگر مقایسه شود. پس در مجموع در این مطالعه سعی می‌شود روابط بلند مدت و کوتاه مدت بین مصرف انرژی، رشد اقتصادی و توسعه‌ی مالی برای ایران با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره‌ی ۱۳۸۹-۱۳۵۵ بررسی شود. بدین منظور ابتدا ادبیات موضوع وپیشینه‌ی تحقیق در بخش دوم و مدل، داده‌ها و روش تحقیق در بخش سوم ارائه می‌شود. برآورد مدل و نتایج تجربی با به کارگیری آزمون باند[۴] و علیت تودا و یاماموتو[۵] جهت تعیین روابط بلندمدت و سپس مقایسه‌ی این دو روش و جمع بندی در بخش چهارم ارائه می‌شود.

۲- ادبیات موضوع و پیشینه‌ی تحقیق

این سوال که چگونه مقادیر مصرف انرژی، توسعه‌ی مالی و رشد اقتصادی با هم نوسان می‌کنند، تبدیل به یک سوال مهم میان اقتصاددانان در ادبیات اقتصادی شده است. ما در ادامه، ادبیات مربوط به رابطه‌ی این متغیرها با همدیگر و تحقیقاتی که در مورد این رابطه‌ها صورت گرفته است، را بیان می‌کنیم.

۲-۱- رشد اقتصادی و مصرف انرژی

انرژی یک عامل حیاتی برای اقتصاد جهانی است. زیرا این نهاده در تولید بیشتر کالاها نقش اساسی دارد، به طوری که وقفه در عرضه‌ی انرژی می تواند به منزله‌ی 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 مصرف کنندگان، کاهش هزینه‌های بنگاه‌ها و افزایش سود آن‌ها می‌شود (شهباز و همکاران[۶]،

[4] Band Test
[5] Toda and Yamamoto
[6] Shahbaz *et. al*

www.SID.ir

۲۰۱۳). رابطه‌ی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی به طور گسترده‌ای مورد توجه اقتصادانان قرار گرفته است که پیشگام آن‌ها مطالعه‌ی کرافت و کرافت[۷] (۱۹۸۷) است. این پژوهشگران رابطه‌ی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی آمریکا را مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها حاکی از این است که رشد اقتصادی منجر به مصرف انرژی می‌شود. مطالعاتی که پس از کار کرافت و کرافت در زمینه‌ی ارتباط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی صورت گرفته، نتایج یکسانی را در پی نداشته است. به طور کلی می‌توان نتایج به دست آمده را در چهار دسته طبقه بندی کرد:

الف) بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی رابطه‌ی یک طرفه وجود دارد و جهت علیت از سمت رشد اقتصادی به طرف مصرف انرژی است. از جمله مطالعاتی که به چنین نتیجه ای رسیده‌اند، می توان به مطالعات لایس و مونت فورت[۸] (۲۰۰۷)، هوانگ و همکاران[۹] (۲۰۰۸)، سویل[۱۰] (۲۰۱۲)، مهرآرا و همکاران[۱۱] (۲۰۱۲)و وافی نجار (۱۳۸۳) اشاره کرد.

ب) بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی رابطه‌ی یک طرفه وجود دارد و جهت علیت از سمت مصرف انرژی به طرف رشد اقتصادی است. نتایج مطالعات پژوهشگرانی همچون آپرجیس و پاین[۱۲] (۲۰۰۹)، تانی[۱۳] (۲۰۱۰) ، یزدان و حسین[۱۴] (۲۰۱۲)، ملکی (۱۳۷۸) و بهبودی و همکاران (۱۳۸۶) وجود این نوع رابطه را تأیید می‌کنند.

ج) بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی رابطه دو طرفه وجود دارد. نتایج مطالعات لی و چانگ[۱۵] (۲۰۰۷)، بلک و همکاران[۱۶] (۲۰۱۱)، زشان[۱۷] (۲۰۱۳) و ابریشمی و مصطفایی (۱۳۸۰) حاکی از وجود ارتباط دوطرفه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی است.

---

[7] Kraft and Kraft
[8] Lise and Montfort
[9] Huang *et. al*
[10] Soile
[11] Mehrara *et. al*
[12] Apergis and Payne
[13] Tsani
[14] Yazdan and Hossein
[15] Lee and Chang
[16] Belk *et. al*
[17] Zeshan

Archive of SID

www.SID.ir

د) بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی هیچ ارتباطی وجود ندارد. نتایج مطالعات سوی گروس[18] (۲۰۱۲) و قبادی (۱۳۷۶) نشان می‌دهد که ارتباطی بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی وجود ندارد.

۲-۲- رشد اقتصادی و توسعه‌ی مالی

توسعه‌ی مالی عبارت است از فرایندی که طی آن کمیت، کیفیت و کارایی خدمات واسطه‌گرهای مالی بهبود می‌یابد. مطالعات زیادی در مورد رابطه‌ی بین توسعه‌ی مالی و رشد اقتصادی انجام شده است. اما با توجه به این مطالعات، یک چارچوب تحلیلی مناسب برای مسیر علیت به این صورت که آیا توسعه‌ی مالی بر رشد اقتصادی اثر دارد یا برعکس ارائه نشده است.

در قالب مدل‌های سنتی رشد سولو[19] (۱۹۵۶) بیان می‌شود که توسعه‌ی مالی هم از طریق افزایش سطح انباشت سرمایه‌ی فیزیکی و هم از طریق افزایش کارایی سرمایه بر سطح تولید واقعی تأثیر می‌گذارد، اما در بلند مدت بر رشد اقتصادی تأثیری ندارد. اما از سوی دیگر مطالعاتی نظیر مطالعات گلد اسمیت[20] (۱۹۶۹)، شادو[21] (۱۹۷۳) و مکینون[22] (۱۹۷۳) بیانگر وجود نوعی همبستگی مثبت میان توسعه‌ی مالی و رشد اقتصادی است. برخی از اقتصاددانان مانند تاون سند[23] (۱۹۷۹) بر تأثیر توسعه‌ی مالی بر رشد اقتصادی تأکید دارند، در حالی که گروهی دیگر مانند پاتریک[24] (۱۹۶۶)، معتقدند که رشد اقتصادی سبب افزایش و گسترش بازارهای مالی می‌شود. در دهه‌ی هشتاد برخی از اقتصاددانان بین کردند که توسعه‌ی مالی دارای اثر قابل توجهی بر رشد اقتصادی نیست (لوکاس[25]، ۱۹۸۸).

با شکل گیری مدل‌های رشد درون زا، نشان داده شد که می‌توان رابطه‌ی علی از سوی توسعه‌ی مالی بر رشد اقتصادی را توجیه کرد (پاگانو[26]، ۱۹۹۳). بر اساس این مدل‌ها مبانی نظری جدیدی برای اثرگذاری توسعه‌ی مالی بر رشد اقتصادی به

[18] Gross
[19] Solow
[20] Goldsmith
[21] Shaw
[22] McKinnon
[23] Townsend
[24] Patrick
[25] Lucas
[26] Pagano

Archive of SID

www.SID.ir

وجود آمد که با تکیه بر آن‌ها می توان نتیجه گرفت که توسعه‌ی مالی از طریق افزایش نرخ پس انداز و در نتیجه افزایش نرخ سرمایه گذاری، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. اما بعدها با بروز پدیده‌هایی مانند مشارکت ریسک و بازار اعتبار، موجبات کاهش پس انداز و سپس رشد اقتصادی را فراهم آورد. یعنی نوعی همبستگی منفی بین رشد اقتصادی و شاخص توسعه‌ی مالی نتیجه گیری شد.

برخی دیگر از مطالعات حاکی از وجود رابطه‌ی دوطرفه بین رشد اقتصادی و توسعه‌ی مالی است به این صورت که رشد اقتصادی برای خدمات مالی تقاضا ایجاد می‌کند (که به آن گسترش سیستم مالی بر اثر افزایش تقاضا گفته می‌شود) و با افزایش و گسترش بازارهای مالی از طریق اختصاص منابع کمیاب پس انداز کنندگان به سرمایه گذاری با بازدهی بالا رشد اقتصادی نیز افزایش می‌یابد. به طور کلی بحث نظری آثار توسعه‌ی مالی بر رشد اقتصادی بر این پایه استوار است که چنانچه سیستم مالی بتواند به وظایف اصلی خود در مورد کاهش هزینه‌ی اطلاع رسانی، تسهیل مبادلات و بررسی دقیق‌تر هزینه‌ها عمل کند منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌شود (نظیفی، ۱۳۸۳).

۲-۳- توسعه‌ی مالی و مصرف انرژی

توسعه‌ی بازارهای مالی به دو شیوه‌ی مستقیم و غیر مستقیم بر مصرف انرژی اثرگذار است. از جنبه‌ی غیر مستقیم بازارهای مالی از طریق افزایش در سرمایه‌گذاری و نیز افزایش تولید و رشد اقتصادی موجب افزایش تقاضا برای انرژی و به‌دنبال آن افزایش مصرف انرژی می‌شود. توسعه‌ی مالی از طریق تأمین آسان‌تر سرمایه برای بنگاه‌ها جهت افزایش سرمایه‌گذاری و افزایش تولید، هم چنین تأمین اعتبارات لازم برای خرید ماشین‌آلات جایگزینی بیش‌تر نیروی کار، بر رشد مصرف انرژی تأثیرگذار می‌باشد. به این ترتیب، توسعه‌ی مالی از طریق اثرگذاری آن بر رشد اقتصادی مسیر جدیدی را برای مصرف انرژی فراهم می‌آورد. توسعه‌ی مالی از طریق اثر سطح و اثر کارایی با افزایش سرمایه‌گذاری منجر به رشد اقتصادی می‌شود. اثر سطح بیان می‌کند که سیستم بهینه‌ی مالی، منابع را از بخش غیرکارا به سمت پروژه‌های کارا سوق می‌دهد. اثر کارایی بیان می‌کند توسعه‌ی مالی روش مناسبی برای افزایش نقدینگی و تنوع دارایی جهت تخصیص منابع مالی برای پروژه‌های سودآور می‌باشد. افزایش

Archive of SID

www.SID.ir

سرمایه‌گذاری با افزایش تولیدات داخلی منجر به رشد اقتصادی می‌گردد و افزایش در رشد اقتصادی تقاضای انرژی را بالا می‌برد، لذا توسعه‌ی مالی به‌طور غیر مستقیم از طریق افزایش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی، مصرف انرژی را افزایش می‌دهد. هم‌چنین با افزایش در سرمایه گذاری‌ها و ایجاد ظرفیت‌های جدید در پروسه تولید و فرصت‌های شغلی جدید، اشتغال کارگران ماهر و نیمه ماهر افزایش خواهد یافت. این امر می‌تواند پیامدهای اجتماعی همانند مهاجرت به شهرها و گسترش شهرنشینی را موجب شود. زندگی در شهر نیز الزاماتی نظیر تغییر سبک زندگی و تغییر الگوی مصرف در جهت استفاده از لوازم مدرن‌تر را به همراه دارد، که این خود می‌تواند بر تقاضا و مصرف انرژی مؤثر باشد. هم‌چنین توسعه‌ی مالی از طریق کاهش محدودیت بودجه‌ی خانوار می‌تواند بر مصرف انرژی تأثیرگذار باشد، به‌طوری که با فراهم کردن منابع مالی با هزینه و ریسک پایین، مصرف کالا و خدمات را افزایش می‌دهد و مصرف کنندگان را به خرید محصولات انرژی بر مانند اتومبیل، لوازم خانگی (یخچال، سیتم تهویه ، ماشین ظرف شویی و ...) متمایل می‌کند و از این طریق نیز به طور مستقیم بر مصرف انرژی مؤثر می‌باشد (سادورسکی[۲۷]، ۲۰۱۰ و ۲۰۱۱). از سوی دیگر توسعه‌ی مالی می‌تواند با فراهم آوردن منابع مالی با هزینه‌ی پایین برای تولیدکنندگان، آن‌ها را برای دستیابی به فناوری‌های بالاتر یاری کند و لذا 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[۲۸] (۲۰۰۶) بیان می‌کنند که توسعه‌ی مالی از طریق متغیرهای حقیقی مانند نرخ بهره و سطح سرمایه گذاری می‌تواند مصرف انرژی را تحت تأثیر قرار دهد، به‌طوری که توسعه‌ی مالی با کاهش هزینه‌های مربوط به تأمین منابع سرمایه‌گذاری، با افزایش سرمایه‌گذاری و تولید ناخالص داخلی، تقاضا و مصرف انرژی را افزایش می‌دهد. کارانفیل[۲۹] (۲۰۰۹)، با این استدلال که بررسی رابطه‌ی میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی باید فراتر از یک چارچوب دو متغیره‌ای ساده باشد، متغیرهایی مانند تشکیل سرمایه به GDP و اعتبارات پرداخت شده به بخش خصوصی به GDP را به عنوان

[27] Sadorsky
[28] Love and Zicchino
[29] Karanfil

www.SID.ir

شاخص‌های توسعه‌ی مالی به مدل اضافه می‌کند. دن و لیجان[۳۰] (۲۰۰۹)، با استفاده از آزمون علیت گرنجر رابطه‌ی یک طرفه‌ای را از مصرف انرژی به توسعه‌ی مالی نتیجه می‌گیرند. سادورسکی[۳۱] (۲۰۱۰) با به‌کار گیری شاخص‌های مختلف برای توسعه‌ی مالی (FDI)، سپرده‌های بانکی به GDP، تشکیل سرمایه به GDP، گردش مالی بازار سهام) برای ۲۲ کشور طی دوره‌ی ۱۹۹۰-۲۰۰۶ به رابطه‌ی مثبتی میان توسعه‌ی مالی و مصرف انرژی دست یافته است. شهباز و همکاران[۳۲] (۲۰۱۰)، تأثیر مثبت و معنادار توسعه‌ی مالی بر مصرف انرژی در پاکستان را نتیجه می‌گیرند. نتایج آزمون علیت آن‌ها حاکی از وجود رابطه‌ی علی دوطرفه‌ای میان توسعه‌ی مالی و مصرف انرژی است. اسلام و همکاران[۳۳] (۲۰۱۳) با به‌کارگیری روش آزمون باند ARDL، رابطه‌ی بلندمدت میان توسعه‌ی 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 و توسعه‌ی مالی است، اما رابطه‌ی مصرف انرژی و جمعیت فقط در بلندمدت صادق است. نتایج آزمون علیت نشان می‌دهد که رابطه‌ی علی یک طرفه‌ای از توسعه‌ی مالی به مصرف انرژی وجود دارد. نتایج مطالعه‌ی کاکر و همکاران[۳۴] (۲۰۱۱)، بیان می‌کند که در پاکستان و طی دوره‌ی ۱۹۸۰-۲۰۰۸، توسعه‌ی بازار مالی در بلندمدت مصرف انرژی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، هم‌چنین نتایج آزمون علیت حاکی از وجود رابطه‌ی علی یک طرفه‌ای از شاخص توسعه‌ی مالی به مصرف انرژی است. سادورسکی[۳۵] (۲۰۱۱)، با در نظر گرفتن شاخص توسعه‌ی بازار بورس و توسعه‌ی بازار پول برای توسعه‌ی مالی و به‌کارگیری روش گشتاورهای تعمیم یافته[۳۶] (GMM) نشان داده است که رابطه‌ی معناداری میان توسعه‌ی 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، رابطه‌ی میان توسعه‌ی مالی و مصرف

[30] Dan and Lijun
[31] Sadorsky
[32] Shahbaz *et. al*
[33] Islam *et. al*
[34] Kaker *et. al*
[35] Sadorsky
[36] Generalized Method of Moments

Archive of SID

www.SID.ir

انرژی را برای تونس طی دوره‌ی ۲۰۰۸-۱۹۷۱ بررسی کرده‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که رابطه‌ی بلندمدتی میان مصرف انرژی، رشد اقتصادی ، توسعه‌ی مالی، صنعتی شدن و توسعه‌ی شهرنشینی وجود دارد. توسعه‌ی مالی با افزایش فعالیت‌های بازار سهام، بهبود کارایی فعالیت‌های اقتصادی و جذب سرمایه‌گذاران، مصرف انرژی را ا فزایش می‌دهد. تحلیل علیت نشان می‌دهد که توسعه‌ی مالی و مصرف انرژی علیت گرنجر یکدیگرند. شهباز و همکاران[۳۷] (۲۰۱۳) با استفاده از روش آزمون باند ARDL و مدل تصحیح خطای برداری[۳۸] VECM به بررسی پویای علیت بین توسعه‌ی مالی، مصرف انرژی و رشد اقتصادی در لبنان و با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره‌ی ۲۰۱۰-۱۹۹۳ پرداخته است. هر دو روش رابطه‌ی علی بین مصرف انرژی، توسعه‌ی مالی و رشد اقتصادی را تأیید می کند. ابراهیمی و آل مراد جبدرقی (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه‌ی مصرف انرژی و توسعه‌ی مالی در کشورهای گروه D8 با استفاده از روش داده‌های ترکیبی پرداخته است. نتایج نشان دهنده‌ی تأثیر مثبت و معنادار توسعه‌ی بازارهای مالی بر مصرف انرژی می‌باشد. محمدزاده، بهبودی و ابراهیمی (۱۳۹۲) براساس مدل ARDL و در چارچوب مدل VECM طی دوره‌ی ۱۳۸۷-۱۳۵۰ رابطه‌ی علی کوتاه مدت و بلندمدت میان مصرف انرژی، توسعه‌ی مالی، تولید ناخالص داخلی و جمعیت شهرنشین در ایران را بررسی کرده است. نتایج بلندمدت حاکی از تأثیر مثبت توسعه‌ی مالی، تولید ناخالص داخلی سرانه و جمعیت شهرنشین است. نتایج آزمون علیت نیز رابطه‌ی علی دو طرفه‌ای میان توسعه‌ی مالی و مصرف انرژی و نیز جمعیت شهرنشین و مصرف انرژی در بلندمدت و همچنین رابطه‌ی علی یک طرفه‌ای در بلندمدت و کوتاه مدت از تولید ناخالص داخلی سرانه به مصرف انرژی وجود دارد. با توجه به اهمیتی که توسعه‌ی مالی می‌تواند در رشد اقتصادی و مصرف انرژی داشته باشد، در این تحقیق سعی شده است. با استفاده از روش پویای کرانه‌ای باند ARDL و روش علیت تودا - یاماموتو و ویژگی‌های این روش‌ها که در قسمت روش تحقیق به آن اشاره شده است، به بررسی رابطه بین متغیرهای ذکر شده بپردازیم. نتایج حاصل از مطالعه می‌تواند پیشنهادات جدیدی برای

[37] Shahbaz *et. al*
[38] vector error-correction model

Archive of SID

www.SID.ir

سیاست‌گذاران اقتصادی کشور در زمینه‌ی سیاست‌های مربوط به انرژی و رشد اقتصادی ارائه دهد.

۳- مدل و روش تحقیق

۳-۱- معرفی مدل و داده‌ها

در این مطالعه به منظور روشن شدن اثر توسعه مالی و رشد اقتصادی بر مصرف انرژی از مدل پیشنهادی (شهباز، ابوصدرا و سبیا) استفاده خواهیم کرد.

$$LE_t = \alpha_0 + \alpha_1 LG_t + \alpha_2 LFD_t + \alpha_3 T + \mu_t \quad (۱)$$

که در آن LE_t لگاریتم مصرف نهایی انرژی سرانه، LG_t لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت، LFD_t لگاریتم شاخص‌های توسعه‌ی مالی، T متغیر روند و μ_t جمله خطا است. t هم نشان دهنده‌ی بازه‌ی زمانی است.

داده‌های این پژوهش سالانه است و دوره‌ی زمانی ۱۳۵۵-۱۳۸۹ را شامل می‌شود. داده‌های مصرف نهایی انرژی سرانه به واحد (تن معادل نفت خام) از ترازنامه‌های انرژی وزارت نیرو و داده‌های تولید ناخالص داخلی سرانه (به قیمت ثابت ۱۳۷۶) و شاخص توسعه‌ی مالی از بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی استخراج شده‌اند. در کل توسعه‌ی مالی می‌تواند در دو بخش بانکی و غیر بانکی رخ دهد. تجربه‌ی کشورها حاکی از آن است که در کشورهای پیشرفته ابداعات و نوآوری‌های مالی به طور عمده در خارج از سیستم بانکی رخ می‌دهد و پایه‌ی توسعه‌ی مالی براساس پیشرفت‌های مالی در بخش غیربانکی است. اما در کشورهای در حال توسعه، توسعه‌ی مالی بیشتر براساس اصلاح عملکرد بانک‌ها بوده و در بخش غیربانکی رخ نمی‌دهد. بنابراین در انتخاب شاخص نشان دهنده‌ی توسعه‌ی مالی، می‌بایست به این نکته توجه شود و شاخصی مورد استفاده قرار گیرد که بتواند تحولات و اصلاحات بانکی را نشان دهد. در ادبیات تجربی از شاخص‌های مختلفی برای توسعه‌ی مالی استفاده شده است. در مطالعه‌ی نظیفی (۱۳۸۳) بیان شده است که در کشور ما تمرکز عمده‌ی سیاست گذاران در ارتباط با پیشرفت و گسترش بازارهای مالی معطوف به بخش بانکی کشور است و هنوز ابداعات و نوآوری‌ها جهت توسعه‌ی مالی در بخش غیر بانکی چشم گیر نیست، لذا چگونگی اعطای اعتبارات سیستم بانکی می‌تواند معیار مناسبی برای نشان دادن درجه‌ی توسعه‌ی مالی در ایران باشد. از آنجا که اعتبارات پرداخت شده به بخش خصوصی

Archive of SID

www.SID.ir

هم از نظر کیفی و هم کمی برای سرمایه گذاری مهم است (دمیتریادس و حسین، ۱۹۹۶)، لذا برای اندازه گیری توسعه‌ی مالی از نسبت اعتبارات پرداخت شده به بخش خصوصی توسط بانک‌ها و موسسات اعتباری، به تولید ناخالص داخلی استفاده می‌شود. در مطالعه‌ی شهباز و همکاران[۳۹] (۲۰۱۳) از حجم نقدینگی (M2) به عنوان شاخص توسعه‌ی مالی استفاده شده است. در مطالعه‌ی ابراهیمی و آل مراد جبدرقی (۱۳۹۱) برای بررسی اثر توسعه‌ی بازار مالی بر مصرف انرژی در کشورهای گروه D8، در قالب معادلات مجزایی از ۴ شاخص استفاده شده است. دو شاخص مربوط به بازار سرمایه و بانک که عبارتند از: نسبت اعتبارات داخلی مهیا شده توسط بخش بانکداری به تولید ناخالص داخلی و نسبت اعتبارات داخلی مهیا شده برای بخش خصوصی بر تولید ناخالص داخلی. دو شاخص دیگر مربوط به بازار پول است که شامل ارزش کل معاملات بازار سهام بر تولید ناخالص داخلی و نسبت سهام مبادله به حجم معاملات بازار بورس می‌شود. در این مطالعه نیز برای بررسی اثر توسعه‌ی مالی بر مصرف انرژی در کشور ایران، برای کنترل بیشتر، ۴ شاخص مورد بررسی قرار گرفته است. دو شاخص مربوط به بازار پول که شامل نسبت اعتبارات پرداخت شده به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی (C) و حجم نقدینگی (M2) می‌شود. دو شاخص دیگر مربوط به بازار سرمایه است که عبارتند از: ارزش کل معاملات بازار سهام بر تولید ناخالص داخلی (SV) و نسبت سهام مبادله شده به حجم معاملات بازار بورس (ST).

۳-۲- روش تحقیق

۳-۲-۱- آزمون همگرایی کرانه ای باند ARDL

آزمون کرانه‌ای باند ARDL یک روش جدید برای مشخص کردن رابطه‌ی بلندمدت بین یک متغیر وابسته و تعدادی از برآوردکننده‌ها است. این آزمون توسط پسران، شین و اسمیت[۴۰] (۲۰۰۱) برای تعیین رابطه‌ی هم جمعی بین متغیرها ارائه شده است. این روش نسبت به سایر روش‌های آزمون همگرایی مثل انگل - گرنجر[۴۱] و یوهانسن - جوسیلیوس[۴۲] مزیت‌هایی دارد. نخست آینکه می‌توان این

[39] Shahbaz *et. al*
[40] Pesaran, shin and Smith
[41] Engel and Granger
[42] Johansen and Juselius

Archive of SID

www.SID.ir

آزمون را - صرفنظر از اینکه متغیرهای مدل کاملا I(1) و I(0) یا ترکیبی از هر دو باشند - به کار برد. دوم اینکه برخلاف روش انگل - گرنجر، این روش پویایی‌های کوتاه مدت 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 قابل استفاده نیستند (نارایان و نارایان، ۲۰۰۴: ۱۰۲) و در نهایت اینکه استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون زا هستند، ممکن می‌باشد (آلام و کوازی، ۲۰۰۳: ۹۳).

در روش آزمون همگرایی باند چنانچه LnY متغیر وابسته و LnX متغیر توضیحی باشد، آنگاه به منظور تحلیل همگرایی نیازمند تخمین مدل تصحیح خطای نامقید[۴۳] (UECM) زیر هستیم:

$$\Delta LnY_t = a_0 + \sum_{i=1}^{L} a_{1i}\Delta LnY_{t-i} + \sum_{i=1}^{L} a_{2i}\Delta LnX_{t-i} + a_3 LnY_{t-1} + a_4 LnX_{t-1} + \mu_{1t} \quad (۲)$$

که در آن a_3 و a_4 ضرایب بلندمدت، a_0 عرض از مبدأ، Δ عملگر تفاضل، μ_{1t} جمله‌ی 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 معادله‌ی مقادیر باوقفه ΔLnY و مقادیر با وقفه و جاری ΔLnX، پویایی‌های کوتاه مدت را نشان می‌دهند. معادله‌ای نیز که در آن LnX متغیر وابسته است به صورت زیر است:

$$\Delta LnX_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{L} \beta_{1i}\Delta LnX_{t-i} + \sum_{i=1}^{L} \beta_{2i}\Delta LnY_{t-i} + \beta_3 LnX_{t-1} + \beta_4 LnY_{t-1} + \mu_{2t} \quad (۳)$$

فرایند آزمون باند برای عدم وجود ارتباط سطحی بین LnY و LnX از طریق صفر قرار دادن ضرایب سطوح باوقفه متغیرهای مذکور در معادلات فوق به دست می آید. به عنوان مثال در معادله‌ی (۲) که Y متغیر وابسته است، فرض صفر مبنی بر عدم وجود همگرایی و فرض مقابل آن به صورت زیر تعریف می شوند:

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

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 آماره‌ی F

[43] Unrestricted Error Correction Model

Archive of SID

www.SID.ir

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 آماره‌ی F درون محدوده‌ها قرار گیرد، نمی‌توان نتیجه‌ای گرفت مگر اینکه، درجه‌ی انباشتگی متغیرها را بدانیم (پسران، شین و اسمیت، ۲۰۰۱: ۲۹۰).

۳-۲-۲- آزمون علیت گرنجری استاندارد تودا و یاماموتو (TY)

تودا و یاماموتو در سال ۱۹۹۵ یک روش ساده به صورت تخمین یک مدل خودرگرسیون برداری[۴۴] (VAR) تعدیل یافته برای بررسی رابطه‌ی علیت گرنجری پیشنهاد داده اند. آنها استدلال می‌کنند که این روش حتی در شرایط وجود یک رابطه‌ی همجمعی بین متغیرها نیز معتبر است. در این روش ابتدا باید تعداد وقفه‌ها (K) بهینه مدل خود رگرسیون برداری و سپس درجه‌ی پایایی ماکزیمم (d_{max}) را تعیین کرد و یک مدل VAR را با تعداد وقفه‌های $(K + d_{max})$ تشکیل داد. البته فرایند انتخاب وقفه‌ی زمانی معتبر است که در آن $(K \leq d_{max})$ باشد.

در آزمون علیت تودا و یاماموتو با فرض دو متغیر LnY و LnX، برای آزمون این فرضیه که LnY علیت گرنجری LnX نیست، مدل VAR زیر را تشکیل می‌دهیم:

$$LnX_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{K+d_{max}} \alpha_{1i} LnX_{t-i} + \sum_{i=1}^{K+d_{max}} \alpha_{2i} LnY_{t-i} + \mu_{1t} \qquad (۴)$$

در رابطه‌ی فوق، LnY و LnX به ترتیب لگاریتم طبیعی متغیرهای وابسته و مستقل، K وقفه بهینه مدل و d_{max} ماکزیمم درجه‌ی هم انباشتگی متغیرهای مدل است. همچنین، برای آزمون این فرضیه که LnX علت گرنجری LnY نیست، باید مدل VAR زیر را تخمین زد:

$$LnY_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{K+d_{max}} \beta_{1i} LnY_{t-i} + \sum_{i=1}^{K+d_{max}} \beta_{2i} LnX_{t-i} + \mu_{2t} \qquad (۵)$$

اگر معادلات دو متغیره‌ی فوق را به فرم ماتریسی در نظر بگیریم و فرض کنیم که $K + d_{max} = 2$ است، خواهیم داشت:

$$\begin{matrix} LnX_t \\ LnY_t \end{matrix} = \begin{matrix} \alpha_0 \\ \beta_0 \end{matrix} + \begin{matrix} \alpha_{11} & \alpha_{21} \\ \beta_{21} & \beta_{11} \end{matrix} \begin{matrix} LnX_{t-1} \\ LnY_{t-1} \end{matrix} + \begin{matrix} \alpha_{12} & \alpha_{22} \\ \beta_{22} & \beta_{12} \end{matrix} \begin{matrix} LnX_{t-2} \\ LnY_{t-2} \end{matrix} + \begin{matrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \end{matrix} \qquad (۶)$$

[44] Vector Auto-Regressive

Archive of SID

www.SID.ir

حال به عنوان مثال، به منظور آزمون این فرضیه که LnY علت گرنجری LnX نیست، محدودیت $\alpha_{12} = \alpha_{22} = 0$ را آزمون می‌کنیم. آماره‌ی آزمون مورد استفاده، آماره‌ی والد (Wald) است که دارای توزیع χ^2 مجانبی با درجه‌ی آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های صفر است. آماره‌ی آزمون مورد استفاده، صرفنظر از اینکه متغیرهای مدل پایا از هر درجه‌ای، غیر همجمع یا همجمع از هر درجه‌ای باشند، معتبر خواهد بود. مزیت این روش این است که ما را از لزوم اطلاع داشتن از ویژگی‌های همجمعی سیستم بی نیاز می‌کند و تنها اطلاع از درجه‌ی پایایی ماکزیمم متغیرها برای انجام این آزمون کفایت می‌کند (آرمن و زارع، ۱۳۸۴).

۴- برآورد مدل و نتایج

۴-۱- آزمون مانایی

قبل از انجام آزمون همگرایی باید مطمئن شویم که متغیرهای مورد بررسی، دارای درجه‌ی 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 مرتبه‌ی d انباشته است که پس از d مرتبه‌ی تفاضل گیری به صورت مانا درآید (نوفرستی، ۱۳۸۹). در حالی که متغیرها انباشته از درجه‌ی I(2) یا بیشتر باشند، مقدار آماره‌ی محاسبه شده توسط پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱)، قابل اعتماد نیست (آنگ، ۲۰۰۷). علاوه بر این به منظور انجام آزمون علیت گرنجری تودا و یاماموتو اطلاع از درجه‌ی مانایی متغیرها لازم است. بنابراین باید پیش از ذکر نتایج آزمون‌ها، درجه‌ی مانایی متغیرها تعیین شود. در این مطالعه برای تعیین درجه‌ی مانایی از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۱) آمده است. این نتایج نشان می‌دهد که کلیه‌ی متغیرها در سطح مانا نمی‌باشند، زیرا قدرمطلق همه‌ی آماره‌های دیکی - فولر تعمیم یافته از قدر مطلق مقادیر بحرانی کوچکتر است. اما پس از یک بار تفاضل گیری، کلیه‌ی متغیرها به صورت مانا درآمده‌اند؛ در نتیجه همه‌ی متغیرها I(1) می‌باشند.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱: نتایج آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته

متغیرها		LE	LG	LC	LM2	LSV	LST
مقدار آماره (*ADF*)	سطح	۰/۰۱۹۴۷۵ (-۲/۹۵۲۸)	-۱/۴۲۰۵ (-۲/۹۵۲۸)	۱/۱۸۵۲ (-۲/۹۵۲۸)	-۰/۳۳۷۳ (-۲/۹۵۲۸)	-۰/۴۲۲۸۲ (-۲/۹۵۲۸)	-۲/۳۴۵۷ (-۲/۹۵۲۸)
	تفاضل مرتبه اول	-۵/۴۰۸۵ (-۲/۹۵۵۸)	-۳/۲۸۷۴ (-۲/۹۵۵۸)	-۳/۴۶۳۸ (-۲/۹۵۵۸)	-۳/۱۰۵۲ (-۲/۹۵۵۸)	-۳/۸۱۱۴ (-۲/۹۵۵۸)	-۵/۴۷۷۹ (-۲/۹۵۵۸)

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

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

مأخذ: محاسبات تحقیق

۴-۲- نتایج آزمون همگرایی کرانه‌ای باند ARDL

پس از بررسی ایستایی متغیرهای مدل به برآورد آزمون همگرایی باند ARDL، ارائه شده توسط پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱)، می‌پردازیم. با استفاده از این روش، وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت را بین متغیرهای مدل آزمون می‌کنیم. در این مطالعه ۴ نوع رابطه مورد بررسی قرار می‌گیرد که در هر کدام یک نوع شاخص مالی مورد بررسی قرار می‌گیرد. FD، نمادی برای این شاخص‌های مالی است. برای انجام آزمون همگرایی باید مدل‌های تصحیح خطای نامقید (UECM) زیر را در مدل‌های معرفی شده برآورد کنیم:

$$\Delta LE_t = a_0 + \sum_{i=1}^{L} a_{1i}\Delta LE_{t-i} + \sum_{i=1}^{L} a_{2i}\Delta LG_{t-i} + \sum_{i=1}^{L} a_{3i}\Delta LFD_{t-i} + a_4 LE_{t-1} + a_5 LG_{t-1} + a_6 LFD_{t-1} + a_7 T + \mu_{1t} \quad (۷)$$

$$\Delta LG_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{L} \beta_{1i}\Delta LG_{t-i} + \sum_{i=1}^{L} \beta_{2i}\Delta LE_{t-i} + \sum_{i=1}^{L} \beta_{3i}\Delta LFD_{t-i} + \beta_4 LG_{t-1} + \beta_5 LnE_{t-1} + \beta_6 LFD_{t-1} + \beta_7 T + \mu_{2t} \quad (۸)$$

$$\Delta LFD_t = \rho_0 + \sum_{i=1}^{L} \rho_{1i}\Delta LFD_{t-i} + \sum_{i=1}^{L} \rho_{2i}\Delta LE_{t-i} + \sum_{i=1}^{L} \rho_{3i}\Delta LG_{t-i} + \rho_4 LFD_{t-1} + \rho_5 LE_{t-1} + \rho_6 LG_{t-1} + \rho_7 T + \mu_{3t} \quad (۹)$$

در آزمون کرانه‌ها، با توجه به قاعده مطالعات تجربی برای کمتر از ۸۰ داده، برای آماره F از مقادیر بحرانی نارایان[45] (۲۰۰۵) استفاده می‌شود. مقادیر بحرانی

[45] Narayan

Archive of SID

www.SID.ir

برای آزمون کرانه‌ها در جدول (۲) آورده شده است. آماره‌ی F محاسباتی را با مقادیر این جدول مقایسه می‌کنیم.

جدول ۲: مقادیر بحرانی برای آزمون کرانه‌ها

K=3 N=35	٪۱		٪۵		٪۱۰	
F	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
	۳/۴۲	۴/۸۴	۲/۴۵	۳/۶۳	۲/۰۱	۳/۱

توجه : K تعداد متغیرها در مدل ARDL است. و F آماره‌ی مربوط به مدل بدون عرض از مبدا و بدون متغیر روند، برگرفته از نارایان (۲۰۰۵) است.

در جدول (۳) نتایج محاسبه‌ی آماره‌ی F آزمون کرانه‌ها با استفاده از مدل ARDL نشان داده شده است. آماره‌های بدست آمده از آزمون کرانه‌ها با وقفه‌ی انتخاب شده توسط معیار شوارتز- بیزین با مقادیر بحرانی آن مقایسه می‌شود.

جدول ۳: نتایج آزمون باند همگرایی

متغیر وابسته	LE	LG	LC	LG	LE	LM2	LG	LE	LG	LE	LSV	LG	LE	LSV	LG	LST
متغیرهای مستقل	LG LC	LE LC	LE LG	LG LM2	LE LM2	LE LG	LG LSV	LE LSV	LE LG	LG LST	LE LG	LE LST	LE LG
آماره F آزمون	۸/۵۵	۱/۵۳	۰/۰۲	۱۰/۶۶	۱/۹۱	۱/۲۷	۱/۴۲	۱/۷۶	۰/۷	۱۱/۳۴	۱/۴۵	۱/۹۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده شد، آماره‌ی F، در روابط تعادلی بلندمدتی که شاخص‌های توسعه‌ی مالی، نسبت اعتبارات تخصیص یافته به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی، حجم نقدینگی و نسبت سهام مبادله شده به حجم معاملات بازار بورس است، از مقدار کرانه‌ی بالایی همه‌ی سطوح بالاتر است. در سایر روابط تعادلی، آماره‌ی F از مقدار کرانه‌ی پایینی همه‌ی سطوح پایینتر است و این نشان‌دهنده‌ی تأیید فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم همگرایی بین متغیرهای مورد نظر است. در ادامه به تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت مربوط به معادلاتی که در آن‌ها آماره‌ی F از مقدار کرانه‌ی بالایی، بالاتر است و فرضیه‌ی وجود همگرایی را تأیید می‌کند، با استفاده از روش ARDL، می‌پردازیم.

Archive of SID

www.SID.ir

نتیجه تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت روابطی که در آنها رابطه‌ی تعادلی بلندمدت وجود دارد، در جداول (۴) تا (۶) ارائه شده است:

جدول ۴: نتیجه‌ی تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت با استفاده از ARDL(3,0,1) بر مبنای معیار *SBC* (متغیر وابسته، LE و شاخص توسعه‌ی مالی، LC)

تخمین ضرایب بلندمدت			تخمین ضرایب کوتاه مدت		
متغیرها	ضریب	(احتمال)آماره T	متغیره	ضریب	(احتمال)آماره T
LC	۰/۱۳۲۲۹	۱۲/۷۶۳۱(۰/۰)	DLE1	۰/۱۴۰۰۹	۳/۳۵۴۵(۰/۱۸۷)
			DLE2	۰/۴۲۰۴۵	۰/۱۰۰۸۴(۰/۰۰)
LG	۰/۲۱۲۲۸	۱۲/۹۲۵۹(۰/۰)	DLC	۰/۰۴۰۴۱	۳/۲۴۷۴(۰/۰۰۳)
			DLG	۰/۵۰۷۱۹	۶/۹۶۲۳(۰/۰۰)
			ECM(-1)	-۰/۳۰۵۴۷	-۴/۰۰۷۲(۰/۰۰)
R^2 = ۰/۹۹ $\overline{R^2}$ = ۰/۹۹ D.W=۱/۸۶					
آزمون های تشخیص:					
χ^2_{Norm}=۱/۸۷۶۶(۰/۳۹۱)		χ^2_{sc}=۰/۰۸۱۹۹(۰/۷۷۵)			
χ^2_{FF}=۰/۲۲۷۹۵(۰/۶۳۳۳)		χ^2_{H}=۰/۳۶۶۲(۰/۲۴۲)			

توجه: χ^2_{sc} آزمون LM برای خود همبستگی، 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.

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۵: نتیجه‌ی تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت با استفاده از ARDL(3,0,1) بر مبنای معیار *SBC*.(متغیر وابسته، LE و شاخص توسعه‌ی مالی، LM2)

تخمین ضرایب بلندمدت			تخمین ضرایب کوتاه مدت		
متغیرها	ضریب	(احتمال)آماره T	متغیرها	ضریب	(احتمال)آماره T
LM2	۰/۱۶۱۶۲(۰/۰۰)	۲۳/۴۱	DLE1	۰/۲۴۲۱۹	۲/۲۲۶۴(۰/۰۳)
			DLE2	۰/۵۲۱۱۸	۴/۹۲۳۲(۰/۰۰)
LG	۰/۱۷۱۲۴(۰/۰۰)	۱۸/۶۵۳۸	DLM2	۰/۰۸۰۷۳۱	۳/۷۹۱۷(۰/۰۰۱)
			DLG	۰/۴۳۷۸۱	۵/۸۹۵۰(۰/۰۰)
			ECM(-1)	-۰/۴۹۹۵	-۴/۳۰۲۳(۰/۰۰)
R^2 = ۰/۹۹ $\overline{R^2}$ = ۰/۹۹ D.W=۱/۹۶					
آزمون های تشخیص:					
χ^2_{Norm}=۰/۳۷۶۶(۰/۸۲۸)		χ^2_{sc}=۰/۲۶۶۵(۰/۹۹۹)			
χ^2_{FF}=۰/۰۱۳۶(۰/۹۰۷)		χ^2_{H}=۱/۶۳۶۱(۰/۲۰۱)			

توجه: χ^2_{sc} آزمون LM برای خود همبستگی، 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.

مأخذ: محاسبات تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۶: نتیجه‌ی تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت با استفاده از ARDL(3,0,1) بر مبنای معیار *SBC*.(متغیر وابسته، LE و شاخص توسعه‌ی مالی، LST)

تخمین ضرایب بلندمدت			تخمین ضرایب کوتاه مدت		
متغیرها	ضریب	(احتمال)آماره T	متغیرها	ضریب	(احتمال)آماره T
LST	۰۴۱۸۰۲	۲/۳۵۷۱۵	DLST	۰/۳۷۷۱	۳/۰۹۶(۰/۰۰۵)
			DLG	۰/۵۷۵۵	۴/۶۴۴۸(۰/۰۰۱)
			DLG1	۰/۰۸۲۸	-۰/۹۱۱۸(۰/۳۷۰)
LG	۰/۳۰۶۲۳	۲/۹۲۴۶	DLG2	۰/۲۷۵۷	۳/۲۲۴۳(۰/۰۰۳)
			ECM(-1)	-۰/۰۸۴۱	-۴/۷۳۷۱(۰/۰۰)
R^2 = ۰/۹۹ $\bar{R}^2$ = ۰/۹۹ D.W=۱/۸۶					
آزمون های تشخیص:					
χ^2_{Norm}=۰/۸۵۹۵(۰/۱۲۸)			χ^2_{sc}=۰/۰۳۱۳(۰/۸۶)		
χ^2_{FF}=۰/۳۸۵۸(۰/۱۲۲)			χ^2_{H}=۰/۴۲۱۷(۰/۵۱۶)		

توجه: χ^2_{sc} آزمون LM برای خود همبستگی، χ^2_{Norm} آزمون نرمالیتی جکوا – برا، χ^2_{FF} آزمون نرمالیتی برای فرم تبعی و χ^2_{H} آزمون وایت برای واریانس ناهمسانی می باشند.
مأخذ: محاسبات تحقیق

کلیه‌ی ضرایب به لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای علامت مورد انتظار می‌باشند. اثر رشد اقتصادی و توسعه‌ی مالی در هر گروه از معادلات، بر مصرف انرژی مثبت است. بر طبق نتایج بدست آمده، با یک درصد افزایش در نسبت اعتبارات تخصیص داده شده به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی به میزان تقریبا ۰/۱۳ درصد افزایش می‌دهد و همچنین یک درصد افزایش رشد اقتصادی، مصرف انرژی را حدودا به میزان ۰/۲۱ درصد افزایش می‌دهد. در مورد ضریب ecm در برآورد معادله‌ی کوتاه مدت نیز، ضریب منفی و معنی‌دار و حدود ۰/۳ می‌باشد و نشان می‌دهد در صورت وارد شدن شوک و انحراف از تعادل، در هر دوره ۰/۳ درصد از عدم تعادل کوتاه مدت مصرف انرژی برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. در معادلاتی که شاخص توسعه‌ی مالی، حجم نقدینگی بود، با یک درصد افزایش در حجم نقدینگی، مصرف انرژی به میزان ۰/۱۶ درصد افزایش می‌یابد و همچنین یک درصد افزایش رشد اقتصادی، مصرف انرژی را به میزان ۰/۱۷ درصد افزایش می‌یابد. در این رابطه نیز، ضریب ECM نیز منفی و تقریبا برابر ۰/۵می‌باشد و نشان دهنده‌ی سرعت تعدیل به سمت بلندمدت است. در این جداول، همچنین آزمون‌های تشخیصی نیز ارائه شده است. نتایج این آزمون‌ها نیز اعتبار علمی مدل را تأیید می‌کند. همچنین در معادلاتی که شاخص توسعه‌ی

Archive of SID

www.SID.ir

مالی، نسبت سهام مبادله شده به حجم معاملات بازار بورس بود، با یک درصد افزایش در این نسبت، مصرف انرژی به میزان ۰/۰۴ درصد افزایش می‌یابد و همچنین یک درصد افزایش رشد اقتصادی، مصرف انرژی را به میزان ۰/۳۱ درصد افزایش می‌یابد. در این رابطه نیز، ضریب ECM نیز منفی و تقریباً برابر ۰/۰۸ می‌باشد و نشان دهنده‌ی سرعت تعدیل به سمت بلندمدت است. در این جداول، همچنین آزمون‌های تشخیصی نیز ارائه شده است. نتایج این آزمون‌ها نیز اعتبار علمی مدل را تأیید می‌کند

پس در نهایت با استفاده از آزمون باند ARDL توانستیم یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین مصرف انرژی، رشد اقتصادی و توسعه‌ی مالی بیابیم.

۴-۳- نتایج آزمون علیت تودا و یاماموتو (*TY*)

در روش TY به اطلاعاتی در مورد درجه‌ی پایایی متغیرها نیاز است. پایایی متغیرها با استفاده از روش دیکی - فولر تعمیم یافته آزمون شده است که نتایج آن در جدول (۱) ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود تمام متغیرها در سطح ناپایا هستند و همگی با یک بار تفاضل گیری پایا می‌شوند.

برای بررسی رابطه‌ی علیت بین مصرف انرژی، توسعه‌ی مالی و رشد اقتصادی، از یک مدل VAR شامل متغیرهای LE، LG و LFD با معادلاتی به فرم (۱۰)، (۱۱) و (۱۲) و با تعداد سه وقفه استفاده می‌کنیم. تعداد سه وقفه از جمع رتبه‌ی مدل VAR و درجه‌ی پایایی ماکزیمم (در این حالت یک) به دست آمده است. (رتبه‌ی مدل VAR با توجه به معیار شوارتز- بیزین برابر با دو است).

$$LE = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{3} \alpha_{2i} LE + \sum_{i=1}^{3} \alpha_{3i} LG + \sum_{i=1}^{3} \alpha_{4i} LFD + \varepsilon_{1t} \qquad (۱۰)$$

$$LG = \beta_1 + \sum_{i=1}^{3} \beta_{2i} LG + \sum_{i=1}^{3} \beta_{3i} LE + \sum_{i=1}^{3} \beta_{4i} LFD + \varepsilon_{2t} \qquad (۱۱)$$

$$LFD = \gamma_1 + \sum_{i=1} \gamma_{2i} LFD + \sum_{i=1} \gamma_{2i} LG + \sum_{i=1} \gamma_{4i} LE + \varepsilon_{3t} \qquad (۱۲)$$

متغیر FD نماینده‌ای برای چهار شاخص مالی مورد بررسی است که در قالب چهار مدل، مورد بررسی واقع شده‌اند. مدل (۱) رابطه‌ی بین مصرف انرژی، رشد اقتصادی و نسبت اعتبارات تخصیص یافته به بخش خصوصی به تولید ناخالص ملی را مورد بررسی قرار می‌دهد. مدل (۲) رابطه‌ی بین مصرف انرژی، رشد اقتصادی و

Archive of SID

www.SID.ir

حجم نقدینگی را مورد بررسی قرار می‌دهد. مدل (۳) رابطه‌ی بین مصرف انرژی، رشد اقتصادی و ارزش کل معاملات بازار سهام بر تولید ناخالص داخلی را مورد بررسی قرار می‌دهد و مدل (۴) رابطه‌ی بین مصرف انرژی، رشد اقتصادی و نسبت سهام مبادله شده به حجم معاملات بازار بورس را مورد بررسی قرار می‌دهد. در هر کدام از این مدل‌ها رابطه‌ی علیت بین متغیرها مورد بررسی قرار گرفته است.
نتایج آزمون علیت گرنجری تودا و یاماموتو در جدول (۶) آمده است.

جدول ۶: نتایج آزمون والد

مدل	علیت مورد بررسی	وقفه آزمون	آماره آزمون والد	احتمال
۱	LC →LE	۲	۳/۶۸۰۸	۰/۰۵۹
	LG→LE		۱۵/۶۶	۰/۰۰
	LE→LG		۶/۰۷۹۸	۰/۱۴۸
	LC→LG		۱/۲۱۲۰	۰/۵۴۶
	LE→LC		۳/۰۴۹۵	۰/۱۲۸
	LG→LC		۲/۳۰۲۷	۰/۳۱۶
۲	LG→LE	۲	۲۳/۳۹۲۴	۰/۰۰
	LM2→LE		۷/۸۴۶۶	۰/۰۲
	LE→LG		۱۵/۳۵۶۲	۰/۲۱
	LM2→LG		۹/۷۴۵۷	۰/۱۸
	LE→LM2		۶/۵۷۰۹	۰/۱۳۷
	LG→LM2		۲/۱۳۷۷	۰/۳۴۳
۳	LG→LE	۴	۹/۷۳۱۰	۰/۱۴۵
	LSV→LE		۷/۱۸۱۴	۰/۱۲۷
	LE→LG		۱/۹۷۸۳	۰/۷۴
	LSV→LG		۱۳/۷۵۰۶	۰/۲۸
	LE→LSV		۵/۶۵۵۴	۰/۲۲۶
	LG→LSV		۷/۵۲۲۶	۰/۱۱
۴	LG→LE	۲	۷/۶۵۰۷	۰/۰۲۲
	LST→LE		۳/۶۰۹۸	۰/۱۶۴
	LE→LG		۷/۴۹۸۵	۰/۰۲۴
	LST→LG		۳/۸۹۶۷	۰/۱۴۳
	LE→LST		۰/۳۲۳۱	۰/۸۵۱
	LG→LST		۲/۶۴۳۴	۰/۲۷۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

براساس نتایج جدول (۶)، (آماره‌ی آزمون والد و سطوح احتمال محاسبه شده)، در مدل (۱) که شاخص توسعه‌ی مالی، نسبت اعتبارات تخصیص یافته به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی است، رابطه‌ی علیت یک‌طرفه از رشد اقتصادی

Archive of SID

www.SID.ir

به مصرف انرژی و از توسعه‌ی مالی به مصرف انرژی وجود دارد. در مدل (۲)، که شاخص توسعه‌ی مالی حجم نقدینگی است، باز هم رابطه‌ی علیت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی و از توسعه‌ی مالی به مصرف انرژی وجود دارد. در مدل (۳)، که شاخص توسعه‌ی مالی، ارزش کل معاملات بازار سهام بر تولید ناخالص داخلی است، هیچگونه رابطه‌ی علیتی بین متغیرها وجود ندارد و در نهایت در مدل (۴) که شاخص توسعه‌ی مالی، نسبت سهام مبادله شده به حجم معاملات بازار بورس است، تنها رابطه‌ی علیت دو طرفه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی وجود دارد. تمام نتایج بدست آمده در آزمون علیت تودا و یاماموتو، نتایج آزمون علیت کرانه‌ای باند را مورد تأیید قرار می‌دهد. نتایج این موضوع را تأیید می‌کند که در کشورهای در حال توسعه، توسعه‌ی مالی در بخش بانکی عامل افزایش مصرف انرژی و به تبع آن رشد اقتصادی است.

۴-۴- نتیجه‌گیری

در این تحقیق رابطه‌ی بین مصرف انرژی، رشد اقتصادی و توسعه‌ی مالی با استفاده از دو روش علیتی آزمون همگرایی باند مبتنی بر مدل تصحیح خطای نامقید (UECM) (پسران، شین و اسمیت، ۲۰۰۱) و آزمون علیت گرنجری تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۹- ۱۳۵۵، مورد آزمون قرار گرفت. این مطالعه در قالب چهار متغیر توسعه‌ی مالی متفاوت یعنی نسبت اعتبارات تخصیص داده شده به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی، حجم نقدینگی، نسبت سهام مبادله شده به حجم معاملات بورس و ارزش کل معاملات بازار سهام بر تولید ناخالص داخلی، مورد بررسی قرار گرفت. با انجام آزمون ریشه‌ی واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته برای متغیرها مشخص شده است که هیچ کدام از متغیرها جمعی از مرتبه دو و یا بالاتر نیستند و لذا شرایط اولیه‌ی مدل ARDL را تأمین می‌کنند. نتایج آزمون باند ARDL رابطه‌ی بلندمدت بین تعدادی از رابطه‌ها تأیید می‌کند. رابطه‌هایی که در آن‌ها متغیر وابسته مصرف انرژی و متغیرهای مستقل رشد اقتصادی و شاخص توسعه‌ی مالی حضور دارند که در آن شاخص توسعه‌ی مالی، نسبت اعتبارات تخصیص یافته به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی، حجم نقدینگی و یا نسبت تعداد سهام مبادله شده به حجم معاملات بازار بورس است، رابطه‌ی بلندمدت تأیید می‌شود. همچنین آزمون علیت تودا- یاماموتو رابطه‌ی

Archive of SID

www.SID.ir

علیت یک‌طرفه از رشد اقتصادی و توسعه‌ی مالی به مصرف انرژی را تأیید می‌کند که با نتایج حاصل از روش همگرایی باند برابری می‌کند. نتایج نشان‌دهنده‌ی این موضوع است که توسعه‌ی مالی در ایران توانسته تأثیر مثبتی بر روند مصرف انرژی داشته باشد. همچنین می‌توان نتیجه گرفت که توسعه‌ی مالی هنوز به مرحله‌ای نرسیده است که بتواند در جهت کاهش مصرف انرژی گام بردارد. رابطه‌ی علیت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی نشانه‌ی مقدم بودن رشد اقتصادی بر مصرف انرژی است، بنابراین با توجه رابطه‌ی علیت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی، سیاست صرفه‌جویی در مصرف حامل‌های انرژی را می‌توان بدون کند کردن رشد اقتصادی به کار گرفت.

Archive of SID

www.SID.ir

فهرست منابع:

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

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

آرمن، سید عزیز و روح اله زارع. (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.

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

بهبودی، داود، محمدعلی متفکر آزاد و افشین خلیل‌پور. (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.

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

محمدزاده، پرویز، داود بهبودی و سعید ابراهیمی. (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). توسعه‌ی 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.

www.SID.ir

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

Apergis, N. & J.E. Payne. (2009). CO2 Emissions, Energy Usage, and Output in Central America. Energy Policy, 37: 3282-3286.

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

Coban, S. & M. Topcu. (2013). The Nexus between Financial Development and Energy Consumption in the EU: A Dynamic Panel Data Analysis. Energy Economics, 39: 81-88.

Dan, Y. & Z. Lijun. (2009). Financial Development and Energy Consumption: an Empirical Research Based on Guangdong Province. Paper Presented at International Conference on Information Management, Innovation Management and Industrial Engineering, 2009, ICIII, 3: 102-105.

Goldsmith, R. (1969). Financial Structure and Development. New York: Yale University Press.

Gross, C. (2012). Explaining the (Non) Causality between Energy and Economic Growth the U.S.-a Multivariate Sectoral Analysis. Energy Economics, 34: 489-490.

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

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

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

Karanfil.F. (2009). How Many Times Again will We Examine the Energy-Income Nexus Using a Limited Range of Traditional Tconometric Tools?. Energy Policy, 36: 3019-3025.

Archive of SID

www.SID.ir

Kraft, J. & A. Kraft. (1978). On the Relationship between Energy and GNP. Journal of Energy and Development, 3: 401-403.

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

Lee, C.c. & C.p. Chang. (2008). Energy Consumption and Economic Growth in Asian Economies: A More Comprehensive Analysis Using Panel Data. Resource Energy Econom, 30(1): 50–65

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

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

McKinnon, R. (1973). Money and Capital in Economic Development. Washington DC: The Brookings Institution.

Mehrara, M. & M. Musai. (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, P.K. & R.Smyth. (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. & 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. & H. Lean. (2012). Does Financial Development Increase Energy Consumption? The Role of Industrialization and Urbanization in Tunisia. Energy Policy, 40: 473-479.

Archive of SID

www.SID.ir

Shahbaz, M., S. Abosedra & R. Sbia (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. & 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: 8-21.

Shaw, E. (1973). Financial Deepening in Economic Development. New York: Oxford University Press.

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

Townsend, R. M. (1979). Optimal Contracts and Competitive Markets with Costly State Verification. Journal of Economic Theory, 21: 265-293.

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

Yazdan, G. F. & S.S.M. Hossein. (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