فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی/ سال دهم / شماره‌ی ۳۹/ زمستان ۱۳۹۲/ صفحات ۱۰۴-۷۷

رابطه‌ی میان مصرف انرژی و توسعه‌ی مالی در ایران

پرویز محمدزاده[*]

استادیار دانشکده‌ی اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز pmohamadzadeh@yahoo.com

داود بهبودی

دانشیار دانشکده‌ی اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز dbehboudi@tabrizu.ac.ir

سعید ابراهیمی

دانشجوی دکترای علوم اقتصادی دانشگاه تبریز ebrahimi.ut@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۱/۰۵/۲۳ تاریخ پذیرش: ۹۲/۰۶/۲۳

چکیده

انرژی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل تولید و هم‌چنین یکی از ضروری‌ترین محصولات نهایی، جایگاه ویژه‌ای در رشد و توسعه‌ی اقتصادی کشورها داراست، توسعه‌ی مالی نیز به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی شناخته شده است که می‌تواند از راه‌های مختلف بر مصرف انرژی تأثیرگذار باشد. در این مقاله رابطه‌ی علی کوتاه‌مدت و بلندمدت میان مصرف انرژی، توسعه‌ی مالی، تولید ناخالص داخلی سرانه و جمعیت شهرنشین در ایران، براساس مدلARDL و در چارچوب مدل VECM طی دوره‌ی ۱۳۸۷-۱۳۵۰ مورد بررسی قرار گرفته است. به‌دلیل احتمال وجود شکست ساختاری در سری‌های زمانی از روش زیوت- اندریوز برای آزمون ریشه‌ی واحد متغیرها استفاده شده و نتایج نشان داده است که همه‌ی متغیرها شرط اولیه‌ی مدل ARDL را تأمین می‌کنند. نتایج آزمون F و آزمون هم‌انباشتگی گریگوری- هانسن، وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها را تأیید می‌کند. نتایج بلندمدت حاصل از برآورد مدل ARDL حاکی از تأثیر مثبت توسعه‌ی مالی، تولید ناخالص داخلی سرانه و جمعیت شهرنشین بر مصرف انرژی در دوره‌ی مورد بررسی است. نتایج آزمون علیت نشان می‌دهد که رابطه‌ی علی دوطرفه‌ای میان توسعه‌ی مالی و مصرف انرژی و نیز جمعیت شهرنشین و مصرف انرژی در بلندمدت و هم‌چنین رابطه‌ی علی یک‌طرفه‌ای در بلندمدت و کوتاه‌مدت از تولید ناخالص داخلی سرانه به مصرف انرژی وجود دارد.

طبقه‌بندی **JEL** : C32، Q43

کلید واژه: مصرف انرژی، توسعه‌ی مالی، جمعیت شهرنشین، شکست ساختاری، آزمون ریشه‌ی واحد زیوت- اندریوز، آزمون هم‌انباشتگی گریگوری- هانسن، روش ARDL

---

*- نویسنده مسئول

۱- مقدمه

طی دهه‌های اخیر از انرژی به عنوان یکی از عوامل مهم تولید یاد شده است، به‌طوری که در کنار سایر عوامل تولید نقش تعیین کننده‌ای در حیات اقتصادی کشورها داشته و با توسعه و پیشرفت اقتصادی اهمیت آن به‌طور فزاینده‌ای افزایش یافته است. از زمان بروز تکانه‌های نفتی در سال۱۹۷۳ که از یک‌سوی 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 شده 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 گرفته است (بهبودی و همکاران، ۱۳۸۸). وابستگی روزافزون زندگی بشر به انرژی موجب شده است تا این بخش به‌طور بالقوه و بالفعل در کارکرد بخش‌های مختلف اقتصادی کشورها نیز نقش چشم‌گیری ایفا کند. کشور ایران به عنوان یک کشور رو به رشد و برخوردار از منابع انرژی غنی و گسترده و وجود مخازن بزرگ نفتی، معادن بزرگ زیر زمینی و پتانسیل بالقوه‌ی انرژی، یکی از مصادیق الگوی رشد با فشار بر منابع طبیعی محسوب می‌شود و برنامه‌ریزی برای تولید و مصرف انرژی در این کشور اهمیت فراوان داشته و باید با دقت بسیار انجام گیرد (آرمن و زارع، ۱۳۸۸).

در ادبیات تجربی متغیرهای کنترلی متفاوتی برای بررسی رابطه‌ی مصرف انرژی و رشد اقتصادی استفاده شده است. رشد جمعیت، شهرنشینی، صنعتی شدن، توسعه‌ی مالی و... از عوامل مهمی هستند که در مطالعات مربوط به عوامل مؤثر بر تقاضای انرژی به‌کار گرفته شده‌اند. مطالعات نشان می‌دهد که رشد اقتصادی و رشد جمعیت و به‌دنبال آن رشد جمعیت شهرنشین از عوامل کلیدی در افزایش تقاضای انرژی هستند (اسلام و همکاران[1]، ۲۰۱۱). توسعه‌ی مالی نیز می‌تواند دو اثر متضاد 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 (شهباز و لین[2]، ۲۰۱۲). 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

1- Islam et al
2- Shahbaz and Lean

به خود اختصاص داده است. با شروع انقلاب صنعتی و شکل‌گیری صنایع، حامل‌های انرژی به عنوان یکی از عوامل مهم تولید شناخته شده‌اند و با تداوم روند رشد و توسعه‌ی اقتصادی، مصرف انرژی پس از تکانه‌ی نفتی ۱۹۷۳، به صورت جدی مورد مطالعه و تحلیل قرار گرفته است (جلال آبادی و رخشان، ۱۳۸۴)

هدف از این مقاله بررسی رابطه‌ی میان مصرف انرژی، توسعه‌ی مالی، رشد اقتصادی و جمعیت شهرنشین در ایران است. به نظر می‌رسد این اولین مطالعه‌ای در ایران باشد که این مجموعه از متغیرها را برای بررسی عوامل مؤثر بر تقاضا و مصرف انرژی وارد مدل کرده است. در ادامه ساختار مقاله به این شکل سازمان‌دهی شده است که ابتدا در بخش دوم، ادبیات موضوع و پیشینه مطالعات ارائه شده است. سپس در بخش سوم، روش‌شناسی تحقیق بیان و داده‌ها معرفی شده‌اند. بخش چهارم نیز شامل نتایج تجربی حاصل از برآورد مدل می‌باشد و بخش پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی را در بر می‌گیرد.

۲- ادبیات موضوع و پیشینه‌ی تحقیق

انرژی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل تولید و هم‌چنین به‌عنوان یکی از ضروری‌ترین محصولات نهایی، جایگاه ویژه‌ای در رشد و توسعه‌ی اقتصادی کشورها داراست. با توجه به این‌که انرژی در ایران به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر بر رشد مطرح است، شدت مصرف انرژی می‌تواند موجب تحریک فعالیت‌های اقتصادی شده و به عنوان نهاده‌ی مهم در کنار سایر نهاده‌های تولیدی موجب رشد ارزش افزوده‌ی فعالیت‌های صنعتی شود. از سوی دیگر رشد بخش‌ها و فعالیت‌های مختلف به‌ویژه فعالیت‌های صنعتی نیازمند رشد مصرف انرژی می‌باشد، لذا برای افزایش سطح رفاه جامعه و تسریع در رشد اقتصادی بایستی انرژی مورد نیاز بخش‌ها و فعالیت‌های مختلف اقتصادی تأمین شود (بهبودی و همکاران، ۱۳۸۷). افزایش سطح زندگی و توسعه‌ی صنعت و در نتیجه رشد تولید ناخالص داخلی کشورهای توسعه یافته به صورت سریع و تزایدی، دامنه‌ی مصرف انرژی را گسترده‌تر کرده است. در کشورهای در حال توسعه نیز عوامل جبری از جمله رشد سریع جمعیت، توسعه‌ی شهرنشینی، افزایش سطح زندگی و رفاه موجب شده است که به اجبار دامنه‌ی مصرف انرژی گسترش یابد که این افزایش به طور نسبی کم‌تر از کشورهای توسعه یافته می‌باشد (بهبودی و همکاران، ۱۳۸۸).

در آغاز قرن بیست و یکم جمعیت شهرنشین، نیمی از جمعیت جهان را در برگرفته و مهاجرت و جابه‌جایی جمعیتی، روند شهرنشینی نابهنجار معاصر را تشدید کرده است. بر اساس گزارش‌های سازمان ملل، پیش‌بینی می‌شود تا سال ۲۰۳۰، شهرها شصت درصد از جمعیت جهان را در خود جای دهند. رشد سریع جمعیت شهرنشین سبب گسترش فعالیت‌های اقتصادی و افزایش روند روزافزون مصرف منابع و انرژی شده است. فرآیند شهرنشینی در کشورهای صنعتی و توسعه یافته، همگام با روند تحولات تاریخی و هماهنگ با توسعه‌ی بخش صنعت بوده است. عدم وجود این نوع هماهنگی و رشد سریع‌تر شهرنشینی در کشورهای در حال توسعه سبب شده است تا توسعه‌ی اقتصادی سالم و پویا شکل نگیرد. شهرنشینی شتابان، پیامدهای گوناگونی داردکه در نهایت مجموعه‌ای از بحران‌های اقتصادی، اجتماعی، کالبدی و زیست‌محیطی را به‌وجود می‌آورد، لذا اثر شهرنشینی همراه با توسعه‌ی اقتصادی به عنوان یکی از موضوعات مطرح در مباحث مربوط به مصرف انرژی و محیط زیست قابل تأمل است. تجربه‌ی کشورهای در حال توسعه نشان می‌دهد پدیده‌ی شهرنشینی، حاصل تأخیر در روند صنعتی شدن بوده است. ایران در دهه‌های گذشته از سویی متأثر از پدیده‌ی شهرنشینی شتابان بوده و از سوی دیگر به دلیل برخورداری از منابع فراوان انرژی، رشد فزاینده‌ای را در مصرف انرژی (به‌ویژه سوخت‌های فسیلی) تجربه کرده است (فطرس و معبودی، ۱۳۸۹). با وجود این حقیقت که شهرها بزرگ‌ترین مصرف‌کننده‌ی انرژی هستند، مطالعه‌ی چگونگی رابطه‌ی بین مصرف انرژی، رشد اقتصادی و شهرنشینی مسأله با اهمیتی است که انجام پژوهش‌هایی در جنبه‌های گوناگون آن را توجیه می‌کند. اهمیت روزافزون منابع انرژی در شکل‌گیری و رشد فرایندهای اقتصادی و نیز ضرورت بهره‌برداری از این منابع بر پایه‌ی ملاحظات زیست‌محیطی و توسعه‌ی پایدار اقتصادی و اجتماعی، موضوع شناسایی و مطالعه‌ی عوامل تأثیرگذار بر مصرف انرژی را برجسته می‌کند. عوامل جمعیتی نیز از جمله عواملی است که در مباحث مربوط به مصرف انرژی حائز اهمیت می‌باشد و کم‌تر به آن پرداخته شده است (یاوری و احمدزاده، ۱۳۸۹). با آغاز انقلاب صنعتی در اوایل قرن نوزدهم میلادی و رشد روزافزون تحولات بشری، تغییرات گوناگونی نیز در زندگی انسان‌ها رخ داده است. افزایش جمعیت کره‌ی زمین که سبب تغییر کاربری زمین، تخریب جنگل‌ها، افزایش فعالیت‌های کشاورزی و دامداری و تولید ضایعات جامد و مایع شده، تبعات مختلفی به همراه داشته است. رشد جمعیت و پیشرفت تکنولوژی در قرن اخیر به رشد میزان تقاضای حامل‌های انرژی منجر شده

است(صادقی و اسلامی، ۱۳۹۰). پیش بینی می‌شود مصرف انرژی در جهان در سال ۲۰۳۰ نسبت به سال ۲۰۰۷، ۴۰ درصد افزایش یابد که سهم کشورهای non-OECD[1] ۹۰ درصد این افزایش خواهد بود و سهم این کشورها در مصرف انرژی جهانی از ۵۳ درصد به ۶۳ درصد خواهد رسید. از سویی مصرف سوخت‌های فسیلی هم‌چنان به عنوان اصلی‌ترین منبع انرژی خواهد بود. تقاضای نفت نیز از ۸۵ میلیون بشکه در روز در سال ۲۰۰۸ به ۱۰۵ میلیون بشکه در سال ۲۰۳۰ خواهد رسید (IEA[2], Fact Sheet, 2009).

به دنبال تغییرات ساختاری اقتصاد ایران به‌ویژه از دهه‌ی ۱۳۴۰ به بعد و نیز رشد و توسعه‌ی صنایع و به‌کارگیری تجهیزات مصرفی نو و هم‌چنین رشد شهرنشینی، مصرف انواع حامل‌های انرژی روبه افزایش گذاشته است(آرمن و زارع، ۱۳۸۳). در ایران فراوانی نسبی منابع انرژی سبب شده که مصرف سرانه و شدت انرژی(میزان انرژی مصرفی برای تولید مقدار معینی از کالاها و خدمات) در مقایسه با کشورهایی با ساختارهای مشابه و منابع انرژی کم‌تر، بالاتر باشد، به عبارتی دیگر کالاهای انرژی‌بر تا حدودی بالا بودن مصرف سرانه و شدت انرژی در ایران را توجیه می‌کنند. البته با توجه به فراوانی و غنای منابع انرژی ایران، این کشور می‌تواند در صنایع و فعالیت‌های اقتصادی انرژی بر دارای مزیت باشد و حتی ممکن است تا حدودی شدت بالای انرژی منطقی را توجیه کند، ولی آمار و اطلاعات نشان می‌دهد که شدت انرژی در کشور در مقایسه با بیش‌تر کشورهای عضو اوپک بالاتر است (آرمن و زارع، ۱۳۸۸). رشد مصرف انرژی طی سال‌های قبل از انقلاب (۱۳۵۶-۱۳۴۶) معادل ۱۴/۶ بوده است که ناشی از تحولات اقتصادی دهه‌ی ۱۳۴۰ و راه‌اندازی و توسعه‌ی صنایع، به‌کارگیری تجهیزات نو و توسعه‌ی شهرنشینی بوده است، اما در دوره‌ی پس از انقلاب (۱۳۶۸-۱۳۵۷) هرچند به‌دلایلی از قبیل جنگ، تحریم اقتصادی، عدم تحقق درآمدهای نفتی و در نتیجه عدم واردات کالاهای اولیه و واسطه‌ای و صدمات وارد شده به بخش عرضه، رشد تولید ناخالص داخلی در عمل منفی بوده، با این حال مصرف انرژی رشد ۵/۳ درصدی داشته است، لذا این پدیده‌ی نتیجه رشد اقتصادی نبوده، بلکه بیش‌تر به دلیل سیاست‌های اجتماعی دولت مبنی بر گسترش شبکه‌ی انتقال و توزیع حامل‌های انرژی به اقصی نقاط کشور و تغییر سوخت‌های سنتی به فسیلی که رشد مصرف و افزایش شدت انرژی در بخش خانگی و تجاری گویای این واقعیت می‌باشد. پس از اتمام جنگ تحمیلی و به دنبال آن شروع

1- Organization for Economic Co-operation and Development(OECD)
2- International Energy Agency(IEA)

برنامه‌های اقتصادی دولت، دوباره رشد مصرف انرژی شکل منطقی‌تری به خـود گرفـت. (بهبودی و همکاران، ۱۳۸۸)

طی دو دهه‌ی اخیر از انرژی به عنوان یکی از عوامل مهم تولید نام برده می‌شود کـه در کنار سایر عوامل تولید نظیر کار، سرمایه و مواد اولیه نقشـی تعـین‌کننـده در اقتصـاد کشورها بازی می‌کند، لذا مطالعات روند تحولات ساختار سیستم انرژی، بررسی نوسانات مصرف انرژی و عوامل مـؤثر بـرآن، بررسـی امکـان جـایگزینی سـوخت‌هـا بـا یکـدیگر، صرفه‌جویی در مصرف انرژی و هم‌چنین کاهش شدت انرژی از جمله مواردی هستند که از اهمیت خاصی برخوردارند. یکی از مواردی که به تازگی مورد توجه پژوهشـگران قـرار گرفته، بررسی چگونگی تأثیر توسعه‌ی مالی بر مصرف انرژی است [مطالعاتی نظیـر لاو و زیچینو[1](۲۰۰۶)؛ کارانفیل[2](۲۰۰۹)؛ شهباز و لین (۲۰۱۲)].

کشورهای در حال توسعه‌ای مانند ایران برای بهبـود رشـد اقتصـادی خـویش نقـش ویژه‌ای برای توسعه‌ی نهادهای مالی قائل هستند، در حالی‌که گسـترش ایـن نهـادهـای مالی می‌تواند فشار مضاعفی را بر روند تقاضای انرژی تحمیل کند. نقش توسـعه‌ی مـالی در رشد اقتصادی به‌طور گسترده‌ای در مطالعات تجربی مورد توجه قرار گرفته است. یک سیستم مالی مناسب، کارایی و اثر بخشی نهـادهـای مـالی را افـزایش داده و خلاقیـت و نوآوری در ارائه‌ی خدمات مالی برای بخش‌های مختلف اقتصادی را بـه ارمغـان مـی‌آورد. هم‌چنین سبب بهبود تکنولوژی شده و با کاهش هزینه‌های مبادله و هزینه‌هـای تولیـد، موجب افزایش سودآوری سرمایه‌گذاری‌ها می‌شود. توسعه‌ی مـالی بـا افـزایش شـفافیت مبادلات، تسهیل جریان سرمایه‌ی خارجی FDI[3]، تسهیل دسترسی به منابع مـالی بـرای سرمایه‌گذاران و مصرف‌کنندگان و نیز با بهبود مکانیسم‌های نقل و انتقال پول و سرمایه، با تشویق به پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، منجر به رشد اقتصادی مـی‌شـود (شـهباز و لـین، ۲۰۱۲)، بنابراین توسعه‌ی مالی به‌طور غیر مستقیم از طریق افزایش در سرمایه‌گـذاری 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 جهـت افزایش سرمایه‌گذاری و افـزایش تولیـد، هـم‌چنـین تـأمین اعتبـارات لازم بـرای خریـد ماشین‌آلات جایگزینی بیش‌تر نیروی کار، بر رشد مصرف انرژی تأثیرگذار مـی‌باشـد. بـه این ترتیب، توسعه‌ی مالی از طریق اثرگذاری آن بر رشد اقتصادی مسیر جدیدی را برای

1- Love and Zicchino
2- Karanfil
3- Foreign Direct Investment

مصرف انرژی فراهم می‌آورد. توسعه‌ی مالی از طریق اثر سطح[1] و اثر کارایی[2] 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 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 سرمایه‌گذاری‌ها 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 به‌همراه 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، به‌طوری‌که با فراهم کردن منابع مالی با هزینه و ریسک پایین، مصرف کالا و خدمات را افزایش می‌دهد و مصرف کنندگان را به خرید محصولات انرژی‌بر مانند اتومبیل، لوازم خانگی (یخچال، سیتم تهویه، ماشین ظرف‌شویی و ...) متمایل می‌کند و از این طریق نیز به‌طور مستقیم بر مصرف انرژی مؤثر می‌باشد (سادورسکی[3]، 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).

مطالعات تجربی

همان‌طور که در بخش قبلی بیان شد، توسعه‌ی مالی به طور عمده از طریق تأثیر بر رشد اقتصادی می‌تواند بر مصرف انرژی مؤثر باشد. رابطه‌ی میان توسعه‌ی مالی و رشد

1- Level Effect
2- Efficiency Effect
3- Sadorsky

اقتصادی[۱] و نیز رابطه‌ی میان رشد اقتصادی و مصرف انرژی[۲]، در مطالعات داخلی و خارجی بارها مورد بررسی قرار گرفته است. در این بخش به مطالعات انجام شده در زمینه‌ی رابطه‌ی میان توسعه‌ی مالی و مصرف انرژی به‌طور خلاصه اشاره می‌شود:

لاو و زیچینو (۲۰۰۶) بیان می‌کنند که توسعه‌ی مالی از طریق متغیرهای حقیقی مانند نرخ بهره و سطح سرمایه‌گذاری می‌تواند مصرف انرژی را تحت تأثیر قرار دهد، به‌طوری‌که 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 (۲۰۰۹)، با این استدلال که بررسی رابطه‌ی میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی باید فراتر از یک چارچوب دو متغیره‌ی ساده باشد، متغیرهایی مانند تشکیل سر مایه به GDP[۳] و اعتبارات پرداخت شده به بخش خصوصی به GDP را به عنوان شاخص‌های توسعه‌ی مالی به مدل اضافه می‌کند. دن و لیجان[۴] (۲۰۰۹)، با استفاده از آزمون علیت گرنجر رابطه‌ی یک‌طرفه‌ای را از مصرف انرژی به توسعه‌ی مالی نتیجه می‌گیرند. سادورسکی(۲۰۱۰) با به‌کارگیری شاخص‌های مختلف برای توسعه‌ی مالی (FDI، سپرده‌های بانکی به GDP، تشکیل سرمایه به GDP، گردش مالی بازار سهام) برای ۲۲ کشور طی دوره‌ی ۲۰۰۶-۱۹۹۰ به رابطه‌ی مثبتی میان توسعه‌ی مالی و مصرف انرژی دست یافته است. شهباز و همکاران (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 (۲۰۱۱)، با به‌کارگیری روش 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.

۱- به‌طور نمونه مطالعات Jalil and Ma(2008); Anwar and Nguyen (2009) و اسلاملوییان و سخایی (۱۳۹۰)، طیبی و همکاران (۱۳۸۸)

۲- به‌طور نمونه مطالعات Apergis and Payne(2010); Fuinhas and Marques (2011) و آماده و همکاران (۱۳۸۸)، فطرس و همکاران (۱۳۸۷)

3- Gross Domestic Product

4- Dan and Lijun

نتایج مطالعه‌ی کاکر و همکاران[1] (۲۰۱۱)، بیان می‌کند که در پاکستان و طی دوره‌ی ۲۰۰۸-۱۹۸۰، 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 (۲۰۱۱)، با در نظر گرفتن شاخص توسعه‌ی بازار بورس و توسعه‌ی بازار پول برای توسعه‌ی مالی و به‌کارگیری روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM[2]) 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 ARDL، رابطه‌ی میان توسعه‌ی مالی و مصرف انرژی را برای تونس طی دوره‌ی ۱۹۷۱-۲۰۰۸ 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 افزایش می‌دهد. تحلیل علیت نشان می‌دهد که توسعه‌ی مالی و مصرف انرژی علیت گرنجر یکدیگرند.

در داخل کشور مطالعه‌ای جهت بررسی تأثیر توسعه‌ی مالی بر مصرف انرژی انجام نگرفته است، لذا با توجه به اهمیتی که توسعه‌ی مالی می‌تواند در رشد اقتصادی و مصرف انرژی داشته باشد، در این تحقیق تلاش شده است تا بر اساس ادبیات موضوع با به‌کارگیری مدل اقتصادی و افزودن متغیرهای مؤثر بر مصرف انرژی، اثر توسعه‌ی مالی بر مصرف انرژی مورد ارزیابی قرار گیرد. نتایج حاصل از مطالعه می‌تواند پیشنهادات جدیدی برای سیاست‌گذاران اقتصادی کشور در زمینه‌ی سیاست‌های مربوط به انرژی و رشد اقتصادی ارائه دهد.

۳- روش شناسی تحقیق و پایگاه داده‌ها

در این بخش ابتدا مدل تحقیق تصریح و متغیرها معرفی می‌شود. سپس روش ARDL و آزمون ریشه‌ی واحد زیوت- اندریوز و نحوه‌ی آزمون علیت میان متغیرها به‌طور اجمالی توضیح داده می‌شود.

1- Kakar et al
2- Generalized Method of Moment(GMM)

تصریح مدل و داده‌ها

با توجه به ادبیات موضوع برای بررسی رابطه‌ی میان مصرف انرژی، توسعه‌ی مالی، تولید ناخالص داخلی و جمعیت شهرنشین مدل زیر برای تقاضای انرژی در نظر گرفته می‌شود[۱]:

$$ec_t = \beta_0 + \beta_1 fd_t + \beta_2 gdpc_t + \beta_3 urb_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در آن ec مصرف انرژی، fd توسعه‌ی مالی، gdpc تولید ناخالص داخلی، urb توسعه‌ی شهرنشینی و ε جمله‌ی خطا تعریف می‌شود. نتایج آزمون MDW که توسط مکینون[۲]، دیویدسون[۳] و وایت[۴] (۱۹۸۳)، برای انتخاب میان مدل رگرسیون خطی (متغیر وابسته‌ی تابع خطی از متغیرهای توضیحی) و مدل رگرسیون لگاریتمی (لگاریتم متغیر وابسته تابعی از لگاریتم متغیرهای توضیحی) ارائه شده است(منجذب، ۱۳۸۰)، نشان می‌دهد که فرض صفر مبنی بر تأیید مدل خطی رد می‌شود[۵] و لذا مدل لگاریتمی برای توضیح ارتباط میان متغیرها، نتایج بهتری را به‌دست می‌دهد، بنابراین تمامی متغیرها به‌صورت لگاریتمی به‌کار می‌روند.

داده‌های این پژوهش سالانه است و دوره‌ی زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۰ را شامل می‌شود[۶]. داده‌های مصرف انرژی به‌صورت مصرف انرژی سرانه (گیلوگرم معادل بشکه‌ی نفت خام) و داده‌های تولید ناخالص داخلی به‌صورت تولید سرانه‌ی حقیقی (به قیمت ثابت ۲۰۰۰) وارد مدل می‌شوند. توسعه‌ی مالی می‌تواند در دو بخش بانکی و غیر بانکی 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 پایه‌ی توسعه‌ی مالی بر اساس پیشرفت‌های مالی در بخش غیر بانکی است. اما در کشورهای در حال توسعه، توسعه‌ی مالی بیش‌تر بر اساس اصلاح عملکرد بانک‌ها بوده و در بخش غیر بانکی رخ نمی‌دهد، بنابراین در انتخاب شاخص نشان‌دهنده‌ی توسعه‌ی مالی، می‌بایست به این نکته توجه شود و شاخصی مورد استفاده قرار گیرد که بتواند تحولات و اصلاحات بانکی را نشان دهد. از آن‌جا که در کشور ما تمرکز عمده‌ی سیاست‌گذاران در ارتباط با پیشرفت و

۱- مدل از مطالعه‌ی شهباز و لین (۲۰۱۲) گرفته شده است.

2- Mackinnon
3- Davidson
4- White

۵- آماره‌ی t آزمون برابر ۱۶،۷۳ به‌دست آمده است.

۶- دوره‌ی زمانی بر اساس در دسترس بودن داده برای همه‌ی متغیرها، انتخاب شده است.

گسترش بازارهای مالی معطوف به بخش بانکی کشور است و هنوز ابداعات و نوآوری‌ها جهت توسعه‌ی مالی در بخش غیر بانکی چشم‌گیر نیست، لذا چگونگی اعطای اعتبارات سیستم بانکی می‌تواند معیار مناسبی برای نشان دادن درجه‌ی توسعه‌ی مالی در ایران باشد (نظیفی، ۱۳۸۳). از آن‌جا که اعتبارات پرداخت شده به بخش خصوصی هم از نظر کیفی و هم کمی برای سرمایه‌گذاری مهم است (دمیتریادس و حسین[1]، ۱۹۹۶)، لذا برای اندازه‌گیری توسعه‌ی مالی از نسبت اعتبارات پرداخت شده به بخش خصوصی توسط بانک‌ها و مؤسسات اعتباری، به تولید ناخالص داخلی استفاده می‌شود. شهرنشینی یکی از ویژگی‌های اصلی توسعه‌ی اقتصادی و از عوامل مهم در تقاضای انرژی است. توسعه‌ی شهرنشینی با تغییر سبک زندگی مردمان و حتی تغییر شیوه‌ی تولید و فعالیت‌های اقتصادی، می‌تواند نقش مؤثری در تقاضای انرژی در جوامع امروز داشته باشد. در این تحقیق از نرخ جمعیت شهرنشین به کل جمعیت (درصد)، به عنوان معیاری برای توسعه‌ی شهرنشینی استفاده می‌شود. داده‌های سری زمانی مورد استفاده در تحقیق از نماگرهای منتشرشده‌ی بانک جهانی[2](WDI) و داده‌های مؤسسه‌ی اطلاعات انرژی[3] (EIA) استخراج شده‌اند.

روش برآورد مدل

در این مقاله از رویکرد مدل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)، معرفی شده توسط پسران و همکاران[4] (۲۰۰۱)، برای بررسی هم‌انباشتگی و نیز تخمین روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها استفاده شده است. این روش مزیت‌های زیادی نسبت به سایر تکنیک‌های مرسوم دارد و لذا به‌طورگسترده در مطالعات تجربی مورد استفاده قرار می‌گیرد. مهم‌ترین مزیت رویکرد ARDL این است که این روش صرف‌نظر از این‌که متغیرهای مدل I(0) یاI(1) هستند، قابل کاربرد است[5]. دلیل دیگر این‌که، این این روش در نمونه‌های کوچک یا محدود کارایی نسبتا بیش‌تری در مقایسه با روش‌های دیگر دارد. هم‌چنین در این روش علاوه بر محاسبه‌ی روابط بلندمدت میان متغیرها، امکان محاسبه‌ی روابط پویا و کوتاه‌مدت وجود دارد ضمن آن‌که سرعت تعدیل به تعادل

1- Demetriades and Hussein
2- World Development Indicators
3- Energy Information Administration
4- Pesaran et al
۵- باید توجه داشت که این تکنیک را در صورت وجود سری‌های زمانی I(2) در مدل، نمی‌توان به‌کار برد.

بلندمدت پس از شوک‌های کوتاه‌مدت، با افزودن مدل ECM قابل محاسبه است. افزون بر این مشکل درون‌زایی به‌دلیل همبسته نبودن جملات اخلال در رویکرد ARDL بروز نمی‌کند(پسران و شین، ۱۹۹۹).

مدل ARDL برای معادله‌ی (۱) به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\Delta ec_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \delta_i \Delta ec_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i \Delta fd_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \omega_i \Delta gdpc_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \theta_i \Delta urb_{t-i} + \lambda_1 ec_{t-1} + \lambda_2 fd_{t-1} + \lambda_3 gdpc_{t-1} + \lambda_4 urb_{t-1} + U_t \quad (۲)$$

مدل ARDL برای انتخاب وقفه‌ی بهینه‌ی هریک از متغیرها، $(p+1)^k$ رگرسیون را برآورد می‌کند (p حداکثر تعداد وقفه‌ها و k تعداد متغیرهای موجود در مدل است) و وقفه‌ی بهینه‌ی متغیرها بر اساس معیار شوارز- بیزین (SBC) یا معیار آکائیکی (AIC) انتخاب می‌شود.

قدم اول در برآورد مدل ARDL، بررسی وجود رابطه‌ی بلندمدت میان تمامی متغیرهای موجود در مدل، با به‌کارگیری آزمون F است، در این آزمون فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها و فرض مقابل، وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهاست که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{cases} H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = 0 \\ H_1 : \lambda_1 \neq 0 , \lambda_2 \neq 0 , \lambda_3 \neq 0 , \lambda_4 \neq 0 \end{cases} \quad (۳)$$

آماره‌ی F به‌دست آمده با دو مقدار بحرانی مقایسه می‌شود، مقدار پایین‌تر با فرض I(0) بودن تمامی متغیرها و مقدار بالاتر با فرض I(1) تمام متغیرهاست. اگر آماره‌ی F محاسباتی از حد بالای مقدار بحرانی بزرگ‌تر باشد، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت رد می‌شود و اگر آماره‌ی آزمون کم‌تر از حد پایین مقدار بحرانی باشد، فرضیه‌ی صفر را نمی‌توان رد کرد و اگر آماره بین حد بالا و حد پایین مقادیر بحرانی باشد، نتیجه غیرقطعی خواهد بود.

در مرحله‌ی دوم، چنان‌چه وجود هم‌انباشتگی تأیید شود (رد فرضیه‌ی صفر) مدل ARDL$(p,q_1,\ldots,q_3)$ بلندمدت به‌صورت زیر برآورد می‌شود:

$$ec_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \lambda_1 ec_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_1} \lambda_2 fd_{t-i} + \quad (۴)$$

$$\sum_{i=1}^{q_2} \lambda_3 \, gdpc_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_3} \lambda_4 \, urb_{t-i} + U_t$$

که در آن رتبه‌های مدل با استفاده از ضابطه‌ی شوارز- بیزین (SBC) انتخاب می‌شود.

آخرین مرحله در برآورد یک مدل ARDL، بررسی رابطه‌ی کوتاه‌مدت بین متغیرها و محاسبه‌ی سرعت تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت در هر دوره برای رسیدن به تعادل بلندمدت است. برای این منظور مدل تصحیح خطاECM به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\Delta ec_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \delta_i \, \Delta ec_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i \, \Delta fd_{t-i} \qquad (۵)$$

$$+ \sum_{i=1}^{p} \omega_i \, \Delta gdpc_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \theta_i \, \Delta urb_{t-i} + \psi ECT_{t-1} + U_t$$

که در آن ECT باقیمانده[1] حاصل از برآورد رابطه‌ی بلندمدت می‌باشد. ψ ضریب تصحیح خطاست که سرعت تعدیل به تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد و بایستی مابین صفر و منفی یک بوده و از نظر آماری معنادار باشد.

آزمون علیت

با این‌که روش ARDL وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها را بررسی می‌کند، ولی با این وجود نمی‌تواند جهت رابطه‌ی علیت میان متغیرها را نشان دهد. لذا برای این منظور از روش دو مرحله‌ای انگل و گرنجر استفاده می‌شود، بدین صورت که پس از برآورد رابطه‌ی بلندمدت (رابطه‌ی ۴) و به‌دست آوردن باقیمانده‌ها، براساس رابطه‌ی تصحیح خطا، معادلات زیر برای تعیین جهت علیت میان متغیرها به‌کار گرفته می‌شود (نارایان واسمیت[2]، ۲۰۰۹):

$$(1\text{-}L)\begin{pmatrix} ec_t \\ fd_t \\ gdpc_t \\ urb_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \end{pmatrix} + \sum_{1}^{p}(1\text{-}L)\begin{pmatrix} \delta_{1i} & \varphi_{1i} & \omega_{1i} & \theta_{1i} \\ \delta_{2i} & \varphi_{2i} & \omega_{2i} & \theta_{2i} \\ \delta_{3i} & \varphi_{3i} & \omega_{3i} & \theta_{3i} \\ \delta_{4i} & \varphi_{4i} & \omega_{4i} & \theta_{4i} \end{pmatrix}\begin{pmatrix} ec_{t\text{-}1} \\ fd_{t\text{-}1} \\ gdpc_{t\text{-}1} \\ urb_{t\text{-}1} \end{pmatrix} \qquad (۶)$$

1- Residual
2- Narayan and Smyth

$$+\begin{pmatrix}\psi_1\\ \psi_2\\ \psi_3\\ \psi_4\end{pmatrix}+\begin{pmatrix}u_{1t}\\ u_{2t}\\ u_{3t}\\ u_{4t}\end{pmatrix} ECT_{t-1}$$

که در آن $(1-L)$ عملگر تفاضل مرتبه‌ی اول و ECT_{t-1} وقفه‌ی عبارت تصحیح خطاست که از رابطه‌ی بلندمدت به‌دست می‌آید (باقیمانده‌های برآورد رابطه‌ی بلندمدت). باقیمانده‌ها و جملات اخلال مستقل از هم بوده و با میانگین صفر و واریانس ثابت توزیع شده‌اند.

آماره‌ی χ^2 برای آزمون رابطه‌ی علی میان متغیرها مورد استفاده قرار می‌گیرد که در زیر روابط مربوط به متغیرهای توسعه‌ی مالی و مصرف انرژی آورده شده و برای سایر متغیرها نیز به روش مشابه قابل استخراج است:

آزمون علیت به سه طریق می‌تواند انجام گیرد (لی و چانگ[1]، ۲۰۰۸):

۱- آزمون علیت ضعیف: (علیت کوتاه‌مدت)

$H_0 :\varphi_{1i}= 0$ (fd→ec) $(H_0 :\delta_{2i}=0$ (ec→fd)

۲- آزمون علیت بلندمدت:

$H_0 :\psi_1 = 0$) (ECT→ec) ؛$H_0 :\psi_2 = 0$ (ECT→fd)

۳- آزمون علیت قوی:

$H_0 :\varphi_{1i} = \psi_1 = 0$ (fd , ECT→ec) ؛ $H_0 :\delta_{2i} = \psi_2 = 0$ (ec, ECT→fd)

آزمون ریشه‌ی واحد زیوت- اندریوز[2]

یکی از مشکلات معمول در آزمون‌های ریشه‌ی واحد مانند آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته، در نظر نگرفتن شکست ساختاری سری‌های زمانی در آن است و این امر گاهی اوقات سبب می‌شود که فرض صفر مبنی بر ناپایا بودن متغیر به اشتباه پذیرفته شود. برای حل این مشکل، پرون[3] در سال ۱۹۸۹ با در نظر گرفتن یک متغیر مجازی، آزمون ریشه‌ی واحد دیکی - فولر را توسعه داده و از سه معادله‌ی جایگزین استفاده کرده است، در این معادلات اجازه داده می‌شود که عرض از مبدأ، شیب و یا هر دو، تغییر) انتقال (یابند. در این مدل‌ها متغیر دامی به کار رفته به صورت برون‌زا در نظر گرفته شده است (سال شکست برون‌زا تعیین می‌شد). در روند بررسی‌ها و مطالعات انجام شده روی

1- Lee and Chang
2- Zivot-Andrews Unit Root Test
3- Perron

متغیرهای مختلف با وجود شکست ساختاری، مشاهده شد که در بعضی از موارد آزمون پرون نتایج درستی درمورد پایایی متغیرهای به کار رفته ارائه نمی‌کند (فطرس و منصوری گرگری، ۱۳۸۸)، لذا زیوت و اندریوز درسال ۱۹۹۲ با گسترش روش پرون و تعیین درون‌زای سال شکست ساختاری مدل زیر را ارائه کرده‌اند:

در این آزمون، فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد عبارت است از :

$$H_0 : y_t = \mu + y_{t-1} + e_t \qquad (۷)$$

و فرضیه‌ی مقابل آن از سه الگو (A) و (B) و (C) پیروی می‌کند:

$$\text{مدل } A : y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{T}_b) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t$$

$$\text{مدل } B : y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t(\hat{T}_b) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t$$

$$\text{مدل } c : y_t = \hat{\mu}^c + \hat{\theta}^c DU_t(\hat{T}_b) + \hat{\beta}^c t + \hat{\gamma}^c DT_t(\hat{T}_b) + \hat{\alpha}^c y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{c}_j^c \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \qquad (۸)$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود، الگوی A بیانگر تغییر در عرض از مبدأ، الگوی B بیانگر تغییر در شیب و الگوی C بیانگر تغییر در عرض از مبدأ و شیب تابع روند است.

T_b سال شکست ساختاری وDU یک متغیر مجازی است که کمیت آن برای سال‌های $t>T_b$ برابر یک و برای بقیه‌ی سال‌ها صفر است. DT یک متغیر مجازی روند است که کمیت آن برای سال‌های $t>T_b$ برابر $(t-T_b)$ و برای بقیه‌ی سال‌ها صفر است. زیوت و اندریوز پیشنهاد می‌کنند که نقاط شکستگی (تاریخ تغییر جهت ساختاری) مابین ۷۰ درصد حجم نمونه قرار دارد. برای هریک از سال‌ها الگوهای A، B و C به روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده می‌شود و پایین‌ترین آماره‌ی t مربوط به ضریب y_{t-1} هریک از رگرسیون‌ها با توجه به مقدار وقفه‌ی بهینه[۱]، به عنوان سال شکست ساختاری یا تغییر جهت ساختاری انتخاب می‌شود. به منظور انجام آزمون ریشه‌ی واحد، فرضیه‌ی صفر و مقابل به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{cases} H_0 : \alpha = 1 \\ H_1 : \alpha < 1 \end{cases} \qquad (۹)$$

۱- از معیارهای تعیین طول وقفه‌ی بهینه از جمله SBC و AIC استفاده می‌شود.

آماره‌ی t به‌دست آمده از آزمون فوق با مقادیر بحرانی توزیع حدی که تغییر ساختاری را نشان می‌دهد مقایسه می‌شود، در صورت رد فرضیه‌ی صفر متغیر مورد نظر پایا خواهد بود.

۴- برآورد مدل

به منظور برآورد مدل از نرم‌افزارهای Eviews6 و Microfit4 استفاده می‌شود. پس از انجام آزمون ریشه‌ی واحد، وجود یا عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها توسط آزمون F و آزمون هم‌انباشتگی گریگوری- هانسن[1](۱۹۹۶) بررسی شده و مدل به روش ARDL برآورد می‌شود. در نهایت نیز رابطه‌ی علیت میان متغیرها مورد آزمون قرار می‌گیرد.

آزمون ریشه‌ی واحد

همان‌طور که قبلا بیان شد روش ARDL صرف‌نظر از این‌که متغیرهای مدل I(0) یا I(1) هستند، قابل کاربرد است و درصورت وجود متغیرهای I(2)، آماره‌ی F محاسبه شده معتبر نخواهد بود (اوتارا[2]، ۲۰۰۴)، بنابراین انجام آزمون ریشه‌ی واحد برای تعیین این‌که هیچ یک از متغیرها، جمعی از مرتبه‌ی دو یا بیش‌تر نیستند، ضروری است.

روش‌های مختلفی برای انجام آزمون ریشه‌ی واحد و بررسی پایایی متغیرها وجود دارد، اما با توجه به این‌که اقتصاد ایران تحت تأثیر تحولاتی نظیر انقلاب و جنگ بوده و در نتیجه احتمال تغییرات ساختاری در سری‌های زمانی وجود دارد، به نظر می‌رسد بهتر است از آزمون‌های ویژه‌ی بررسی شکست ساختاری در سری‌های زمانی مانند آزمون زیوت -اندریوز استفاده شود. نتایج این آزمون برای تمامی متغیرهای الگو در جداول ۱ و۲ مشاهده می‌شود. با مقایسه‌ی آماره‌های آزمون با مقادیر بحرانی ارائه شده توسط زیوت و اندریوز (۱۹۹۲)، می‌توان نتیجه گرفت که هیچ یک از متغیرهای موجود در مدل، جمعی از مرتبه‌ی دو و یا بالاتر نیستند، لذا نتایج برآورد مدل ساختگی نبوده و آزمون F معتبر است و می‌توان مدل ARDL را برای بررسی رابطه‌ی میان متغیرها به‌کار گرفت.

1- Gregory-Hansen Cointegration Test
2- Ouattara

جدول ۱- آزمون ریشه‌ی واحد زیوت - اندریوز برای سطح داده‌ها

	مدلA		مدلB		مدلC	
	آماره t	سال شکست	آماره t	سال شکست	آماره t	سال شکست
ec	-۴/۲۷(۰)	۱۳۶۲	-۳/۳۴(۰)	۱۳۶۷	-۴/۶۲(۰)	۱۳۶۲
fd	-۲/۶۴(۱)	۱۳۸۰	-۳/۱(۱)	۱۳۷۹	-۳/۸۷(۱)	۱۳۷۴
urb	-۳/۸۸(۱)	۱۳۸۰	-۳/۵۷(۱)	۱۳۷۸	-۳/۶(۱)	۱۳۸۰
gdpc	-۲/۵۵(۴)	۱۳۶۳	-۵/۳۱(۴)	۱۳۶۹	-۵/۰۵(۴)	۱۳۶۷

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۲- آزمون ریشه‌ی واحد زیوت - اندریوز برای تفاضل مرتبه‌ی اول داده‌ها

	مدلA		مدلB		مدلC		نتیجه آزمون		
	آماره‌ی t	سال شکست	آماره‌ی t	سال شکست	آماره‌ی t	سال شکست	مدل A	مدل B	مدل C
Dec	-۸/۶(۰)	۱۳۵۷	-۸/۸۲(۰)	۱۳۵۸	-۸/۸۷(۰)	۱۳۶۸	I(1)	I(1)	I(1)
Dfd	-۶/۵۶(۰)	۱۳۶۰	-۵/۹۴(۰)	۱۳۷۴	-۶/۷۳(۰)	۱۳۶۰	I(1)	I(1)	I(1)
Durb	-۵/۲(۰)	۱۳۷۰	-۴/۴۷(۰)	۱۳۵۶	-۵/۱۵(۰)	۱۳۷۰	I(1)	I(1)	I(1)
Dgdpc	-۶/۳۸(۴)	۱۳۶۹	-۶/۵۷(۳)	۱۳۵۸	-۶/۰۵(۳)	۱۳۶۱	I(1)	I(0)	I(1)

مقادیر داخل پرانتز برای متغیرها، وقفه بهینه است.
مقادیر بحرانی در سطح ۱٪، ۵٪، ۱۰٪ به ترتیب عبارت است از:
مدل A: -۵/۳۴ ،-۴/۸ ،-۴/۵۸
مدل B: -۴/۹۳ ،-۴/۴۲ ،-۴/۱۱
مدل C: -۵/۵۷ ،-۵/۰۸ ،-۴/۸۲

منبع: یافته‌های تحقیق

آزمون وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها

آزمون F

قدم بعدی در رویکرد ARDL بررسی وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها با استفاده از آزمون F است. برای محاسبه‌ی آماره‌ی F، می‌بایست معادله‌ی ۲ (برای هریک از متغیرها) به روش OLS برآورد شده و سپس معناداری مشترک ضرایب متغیرهای سطح با وقفه براساس رابطه‌ی (۳) آزمون شود. اگر یکی از آماره‌های F بیش‌تر از حد بالای ارزش بحرانی به‌دست آید، آن‌گاه وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها تأیید می‌شود (تشکینی، ۱۳۸۴). جدول ۳، نتایج آماره‌های F محاسبه شده وقتی که تفاضل مرتبه‌ی اول هر متغیر به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود را نشان می‌دهد:

جدول ۳- نتایج آزمون F

متغیر وابسته	Dec	Dfd	Durb	Dgdpc
آماره‌ی F	۳/۰۵۶ (۰/۰۲۳)	۸/۸۲ (۰/۰۰۰)	۱/۶۷ (۰/۱۹)	۰/۶ (۰/۶۶)
نتیجه	عدم وجود هم‌انباشتگی	وجود هم‌انباشتگی	عدم وجود هم‌انباشتگی	عدم وجود هم‌انباشتگی
در سطح اطمینان ۹۵٪ حد بالایی مقدار بحرانی برابر ۴/۳۷۸ و حد پایینی آن برابر ۳/۲۱۹ است. مقادیر داخل پرانتز نشان دهنده Prob-value می‌باشد.				

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که از نتایج جدول ۳ مشاهده می‌شود، چون حداقل یکی از آماره‌های F محاسبه شده در سطح اطمینان ۹۵٪ بیش‌تر از حد بالای مقدار بحرانی است، ضمن تأیید وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها، حداقل یک رابطه‌ی علیت بین آن‌ها وجود دارد.

آزمون هم‌انباشتگی گریگوری- هانسن

وجود شکست‌های ساختاری در سری‌های زمانی ممکن است نتایج آزمون F برای بررسی وجود رابطه‌ی بلندمدت (رابطه‌ی هم‌انباشتگی) میان متغیرها را دچار تردید کند. برای حل این مسأله و استحکام بیش‌تر نتایج از آزمون هم‌انباشتگی گریگوری- هانسن (۱۹۹۶) جهت بررسی وجود رابطه‌ی هم‌انباشتگی یا بلندمدت میان مصرف انرژی، توسعه‌ی مالی، تولید ناخالص داخلی و جمعیت شهرنشین استفاده می‌شود. در این آزمون فرض بر این است که یک تاریخ شکست ساختاری در بردار هم‌انباشتگی میان متغیرهای سری زمانی وجود دارد. فرض صفر این آزمون دلالت بر عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها داشته و مهم‌ترین مزیت آن، تعیین درون‌زای تاریخ شکست ساختاری است. گریگوری و هانسن (۱۹۹۶)، برای استخراج آماره‌ی آزمون، سه الگوی تغییر در سطح[1] (C)، تغییر در سطح به همراه روند[2] (C/T) و تغییر رژیم[3] (C/S) را در نظر می‌گیرند و برای تعیین روابط هم‌انباشتگی با وجود شکست ساختاری و نیز برآورد نقطه‌ی شکستگی از جملات پسماند هرکدام از سه الگوی فوق استفاده کرده و با اصلاح آماره‌های آزمون فیلیپس (۱۹۸۷) و دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) آماره‌ی

1- Level shift
2- Level shift with Trend
3- Regime shift

پیشنهادی خود را ارائه کرده‌اند[۱]. برای آزمون هم‌انباشتگی گریگوری – هانسن (۱۹۹۶)، ابتدا لازم است نقاط شکستگی تخمین زده شود. برای تعیین نقطه‌ی شکستگی، هم‌چون آزمون ریشه‌ی واحد زیوت- اندریوز، ۷۰ درصد مشاهدات میانی سری زمانی انتخاب و برای آن سال‌ها متغیر مجازی تعریف می‌شود سپس جملات پسماند آن‌ها محاسبه و سپس از آزمون ADF استفاده شده و سالی که دارای کم‌ترین آماره‌ی ADF باشد به عنوان سال شکست ساختاری انتخاب می‌شود (بهبودی و همکاران، ۱۳۸۸). نتایج این آزمون در جدول ۴ آورده شده است. از نتایج مندرج در جدول ملاحظه می‌شود که بر اساس الگوی (C) سال ۱۳۶۳، بر اساس الگوی (C/T) سال ۱۳۶۲ و بر اساس الگوی (C/S) سال ۱۳۶۱ سال شکست ساختاری در این الگوهاست.

جدول ۴- نتایج آزمون گریگوری- هانسن (متغیر وابسته ec[۲])

مدل	ADF^*		Z^*_α		Z^*_t	
	آماره‌ی آزمون	سال شکست	آماره‌ی آزمون	سال شکست	آماره‌ی آزمون	سال شکست
C	-۷/۴۹*	۱۳۶۳	-۳۸/۰۲***	۱۳۶۲	-۶/۰۷*	۱۳۶۲
C/T	-۶/۵۶*	۱۳۶۲	-۴۲/۸۳	۱۳۶۲	-۶/۹*	۱۳۶۲
C/S	-۵/۹۹*	۱۳۶۱	-۴۳/۸۲***	۱۳۶۰	-۷/۲۲*	۱۳۶۰

* معنی داری در سطح یک درصد و *** معنی‌داری در سطح ده درصد را نشان می‌دهد.
مقادیر بحرانی مربوط به آماره‌های آزمون از Gregory and Hansen(1996) جدول ۱ صفحه‌ی ۱۰۹ استخراج می‌شود.

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج به‌دست آمده می‌توان استدلال کرد که در رابطه‌ی میان مصرف انرژی، توسعه‌ی مالی، تولید ناخالص داخلی و شهرنشینی در سال ۱۳۶۲ بر طبق الگوهای (C) و(C/T) و در سال ۱۳۶۰ بر اساس الگوی (C/S)، تغییر جهت ساختاری رخ داده و لذا بر اساس وجود سال‌های شکست ساختاری اشاره شده، نتایج آزمون هم‌انباشتگی گریگوری – هانسن به شرح جدول ۴ است. آماره‌ی ADF^* در هر سه الگو نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن شکست ساختاری و تغییرات رژیمی، رابطه‌ی تعادلی

۱- برای مطالعه بیش‌تر به Gregory and Hansen(1996) مراجعه شود.

۲- نتایج مشابهی برای سایر متغیرها (به عنوان متغیر وابسته) به‌دست آمد، که به‌دلیل طولانی شدن مطلب از ارائه‌ی آن‌ها خودداری شده است.

بلندمدتی میان متغیرها وجود دارد. آماره‌ی Z^*_α در الگوهای (C) و (C/S)، بـه دلیـل رد فرضیه‌ی صفر در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد بیان می‌کند که با در نظر گرفتن شکسـت ساختاری و تغییرات رژیمـی، رابطـه‌ی تعـادلی بلنـدمـدتی میـان متغیرهـا وجـود دارد، هم‌چنین بر اساس آماره‌ی Z^*_t نیز رابطه‌ی تعادلی بلندمدت میان متغیرهـا مـورد تأییـد قرار می‌گیرد.

نتایج تخمین مدل ARDL

پس از اطمینان از وجود رابطه‌ی هم‌انباشتگی و بلنـدمـدت میـان متغیرهـای مـدل، ضرایب برآوردی مدل ARDL براساس روابط ۴ و ۵ به‌صورت جدول ۵ به‌دست می‌آید.

جدول ۵- نتایج برآورد مدل (متغیر وابسته ec)

ARDL(۱,۱,۰,۰) مدل		
نتایج بلندمدت		
آماره‌ی t-(Prob)	ضریب	نام متغیر
-۱۰/۷(۰/۰۰۰)	-۷/۹	عرض از مبدأ
۲/۱۲(۰/۰۴)	۰/۱۷۸	fd لگاریتم شاخص توسعه‌ی مالی
۴/۸(۰/۰۰۰)	۰/۴۰۳	gdpc لگاریتم تولید سرانه
۲۷/۲(۰/۰۰۰)	۲/۸۹	urb لگاریتم شاخص توسعه‌ی شهرنشینی
نتایج کوتاه‌مدت		
آماره‌ی t-(Prob)	ضریب	نام متغیر
-۴/۷۶(۰/۰۰۰)	-۵/۶۷	عرض از مبدأ
-۰/۹۲ (۰/۳۶)	-۰/۰۸۵	fd لگاریتم شاخص توسعه‌ی مالی
۴/۰۲(۰/۰۰۰)	۰/۲۸	gdpc لگاریتم تولید سرانه
۴/۷(۰/۰۰۰)	۲/۰۶	urb لگاریتم شاخص توسعه‌ی شهرنشینی
-۴/۸۴(۰/۰۰۰)	-۰/۷۱	ECT_{t-1}
آزمون تشخیص		
نتیجه (α=۰/۰۵)	آماره χ^2 (Prob)	آزمون
عدم خود همبستگی	۰/۲۲(۰/۶۴)	خود همبستگی
صحت فرم تبعی	۲/۰۷(۰/۱۵)	فرم تبعی
نرمال بودن جز اخلال	۲/۳۳(۰/۳۱)	نرمال بودن
همسانی واریانس	۲/۹(۰/۰۹)	ناهمسانی واریانس
وقفه بهینه بر اساس معیار شوارتز- بیزین انتخاب شده است.		

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج بلندمدت نشان می‌دهد که ضرایب از معنی‌داری بالایی برخوردار بوده و علامت آن‌ها سازگار با تئوری است. بر اساس آزمون‌های تشخیصی، فرض صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی اجزای اخلال، تصریح درست فرم تبعی، توزیع نرمال جملات پسماند و همسانی واریانس را نمی‌توان رد کرد، که این امر اعتبار نتایج را نشان می‌دهد.

چون متغیرها به‌صورت لگاریتمی وارد مدل شده‌اند، ضریب تخمین زده شده بیانگر کشش مصرف انرژی نسبت به هر متغیر می‌باشد، به‌طوری‌که با افزایش یک درصدی در اعتبارات پرداخت شده به بخش خصوصی، مصرف انرژی حدود ۰/۱۸ درصد افزایش می‌یابد، لذا به‌نظر می‌رسد توسعه‌ی مالی از طریق فراهم کردن منابع مالی با هزینه و ریسک پایین برای تولیدکنندگان در جهت افزایش سرمایه‌گذاری و ایجاد ظرفیت‌های جدید تولیدی و به‌دنبال آن افزایش تقاضای انرژی و از سویی با کاهش محدودیت بودجه‌ی خانوار و تشویق مصرف‌کنندگان به خرید محصولات انرژی‌بر و هم‌چنین تأثیر بر توسعه‌ی شهرنشینی و تغییر سبک زندگی و الگوی مصرف، توانسته تأثیر مثبتی بر روند مصرف انرژی در ایران داشته باشد، بنابراین هنوز توسعه‌ی مالی به مرحله‌ای نرسیده است که بتواند با بهبود تکنولوژی و افزایش کارایی تولید، در جهت کاهش مصرف انرژی گام بردارد. نتایج مشابهی نیز در مطالعات سادورسکی(۲۰۱۰) و اسلام و همکاران(۲۰۱۱) به‌دست آمده است. با افزایش یک درصدی در تولید سرانه، مصرف انرژی بیش‌تر از ۰/۴ درصد افزایش خواهد داشت، که این امر بیانگر تأثیر مثبت رشد اقتصادی بر مصرف انرژی می‌باشد و لذا در سطوح بالاتر رشد اقتصادی انرژی بیش‌تری نیاز خواهد بود. نتایج حاکی از تأثیر چشم‌گیر پدیده‌ی توسعه‌ی شهرنشینی بر مصرف انرژی طی دوره‌ی مورد بررسی است، به‌طوری‌که افزایش یک درصدی میزان شهرنشینی در ایران، رشدی در حدود ۲/۹ درصد در مصرف انرژی را نشان می‌دهد. طی ۵۰ سال اخیر به‌خصوص با اجرای سیاست‌های اصلاحات ارضی و نیز بعد از آن، گسترش ارتباطات و مراودات اجتماعی و آگاهی مردم از این‌که ممکن است امکانات بیش‌تری در شهر نصیب آن‌ها شود، سبب گسترش روزافزون مهاجرت روستاییان به شهرها شده است. توسعه‌ی شهرنشینی پیامدهایی در ساختارهای گوناگون اجتماعی و اقتصادی داشته که یکی از آن‌ها مقوله‌ی مصرف انرژی بوده است، به‌گونه‌ای که جمعیت شهرنشین بیش‌تر، نیازمند مصرف بیش‌تر حامل‌های انرژی و فعالیت‌های بیش‌تر اقتصادی است، که این امر تأثیر مثبت توسعه‌ی شهرنشینی بر مصرف انرژی را توجیه می‌کند.

نتایج کوتاه‌مدت اندکی متفاوت است. نتایج مندرج در جدول ۵ نشان می‌دهد که توسعه‌ی مالی در کوتاه‌مدت تأثیر معنی‌داری بر مصرف انرژی ندارد، هرچند که تولید سرانه و پدیده‌ی شهرنشینی از عوامل اثرگذار بر روند مصرف انرژی هستند. هم‌چنین

جمله‌ی تصحیح خطا مطابق انتظار منفی و معنادار است که نشان می‌دهد عدم تعادل در کوتاه‌مدت در هر دوره ۷۱ درصد تعدیل می‌شود تا رابطه‌ی تعادلی بلندمدت ایجاد شود.

نتایج آزمون علیت

با توجه به وجود رابطه‌ی بلندمدت میان مصرف انرژی، توسعه‌ی مالی، تولید سرانه و شهر نشینی، علیت گرنجری[1] میان متغیرها در چارچوب مدل VECM[2] و براساس رابطه‌ی (۶) مورد آزمون قرار می‌گیرد. نتایج آزمون علیت می‌تواند منجر به ارائه‌ی پیشنهاداتی برای سیاست‌گذاران در جهت بهبود برنامه‌ریزی در حوزه‌ی انرژی شود.

همان‌طور که از نتایج جدول۶ برمی‌اید، در بلندمدت رابطه‌ی علی دو طرفه‌ای میان توسعه‌ی مالی و مصرف انرژی وجود دارد، درحالی‌که در کوتاه‌مدت هیچ‌کدام علیت گرنجری دیگری نیست، که این نتیجه با نتایج مطالعاتی نظیر شهباز و لین(۲۰۱۲) و شهباز و همکاران (۲۰۱۰) سازگار است. از سویی رابطه‌ی علی یک‌طرفه‌ای در بلندمدت و کوتاه‌مدت از تولید ناخالص داخلی سرانه به مصرف انرژی مشاهده می‌شود، نتایج مشابهی نیز در مطالعات مهرآرا (۲۰۰۶) و الایریانی[3](۲۰۰۶)، فطرس وهمکاران (۱۳۸۷) به‌دست آمده است.

جدول ۶- نتایج آزمون علیت

جهت علیت	کوتاه مدت				بلندمدت	کوتاه‌مدت و بلندمدت (علیت قوی)			
متغیر وابسته	Δec	Δfd	$\Delta gdpc$	Δurb	ECT_{t-1}	$\Delta ec, ECT_{t-1}$	$\Delta fd, ECT_{t-1}$	$\Delta gdpc, ECT_{t-1}$	$\Delta urb, ECT_{t-1}$
Δec	-	۰/۸۶ (۰/۳۵)	۱۶/۲۲* (۰/۰۰۰)	۲۲/۴۸* (۰/۰۰۰)	۲۳/۴۶* (۰/۰۰۰)	-	۲۶/۰۹* (۰/۰۰۰)	۲۵/۴۲* (۰/۰۰۰)	۲۳/۴۹* (۰/۰۰۰)
Δfd	۱/۳۵ (۰/۲۴)	-	۰/۰۲ (۰/۸۸)	۵/۷* (۰/۰۱۶)	۷/۰۳* (۰/۰۰۸)	۱۳/۵۷* (۰/۰۰۱)	-	۷/۰۳* (۰/۰۳)	۸/۷* (۰/۰۱۳)
$\Delta gdpc$	۱/۲۹ (۰/۲۵)	۱/۴ (۰/۲۳)	-	۰/۸۹ (۰/۳۴)	۰/۶۷ (۰/۴۱)	۲/۳ (۰/۵۲)	۲/۴۶ (۰/۲۹)	-	۰/۹۲ (۰/۶۲)
Δurb	۰/۰۰۱ (۰/۹۷)	۱۷/۴۸* (۰/۰۰۰)	۴/۶۴* (۰/۰۳۱)	-	۴/۶* (۰/۰۳۲)	۱۶۱/۵* (۰/۰۰۰)	۱۸/۹۵* (۰/۰۰۰)	۳۳/۹۷* (۰/۰۰۰)	-

* بیانگر معنی‌داری در سطح پنج درصد می‌باشد.
مقادیر داخل پرانتز نشان دهنده Prob-value می‌باشد.

منبع: یافته‌های تحقیق

1- Granger Causality
2- Vector Error Correction Model
3- Al-Iriani

هم‌چنین نتایج، حاکی از وجود رابطه‌ی علی یک‌طرفه‌ای از توسعه‌ی شهرنشینی به مصرف انرژی درکوتاه‌مدت و رابطه‌ی علی دو طرفه‌ای میان آن‌ها در بلندمدت است. فقط در بلندمدت یک رابطه‌ی علی یک‌طرفه از تولید ناخالص داخلی سرانه به توسعه‌ی مالی وجود دارد. نتایج آزمون علیت برای سایر متغیرها نیز از جدول قابل دسترسی می‌باشد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این تحقیق رابطه‌ی میان مصرف انرژی و توسعه‌ی مالی، با در نظر گرفتن متغیرهای توضیحی تولید ناخالص داخلی سرانه و درصد جمعیت شهر نشین با استفاده از روش ARDL طی دوره‌ی ۱۳۸۷-۱۳۵۰ بررسی شده و هم‌چنین علیت گرنجری میان متغیرها در چارچوب مدل VECM مورد آزمون قرار گرفته است. با انجام آزمون ریشه‌ی واحد زیوت- اندریوز برای متغیرها مشخص شده است که هیچ‌کدام از متغیرها جمعی از مرتبه‌ی دو و یا بالاتر نیستند و لذا شرایط اولیه‌ی مدل ARDL را تأمین می‌کنند. نتایج آزمون F و آزمون هم‌انباشتگی گریگوری- هانسن وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای مدل را تأیید کرده است. نتایج بلندمدت حاصل از برآورد مدل ARDL حاکی از تأثیر مثبت توسعه‌ی مالی، تولید ناخالص داخلی سرانه و جمعیت شهرنشین بر مصرف انرژی در دوره‌ی مورد بررسی است. در کوتاه‌مدت نیز تولید ناخالص داخلی سرانه و جمعیت شهرنشین تأثیر مستقیمی بر مصرف انرژی دارند، در حالی که توسعه‌ی مالی اثر معنی‌داری بر مصرف انرژی به‌جا نمی‌گذارد. بنابراین به‌نظر می‌رسد توسعه‌ی مالی در ایران از طریق فراهم کردن منابع مالی با هزینه و ریسک پایین برای تولیدکنندگان و نیز تشویق مصرف‌کنندگان به خرید محصولات انرژی‌بر و نیز تأثیر بر توسعه‌ی شهرنشینی، توانسته تأثیر مثبتی بر روند مصرف انرژی در بلندمدت داشته باشد. از سویی توسعه‌ی مالی هنوز به مرحله‌ای نرسیده است که بتواند با بهبود تکنولوژی و افزایش کارایی تولید، در جهت کاهش مصرف انرژی گام بردارد. رونق فعالیت‌های اقتصادی و تولیدی و نیز رشد جمعیت شهر نشین با افزایش تقاضای انرژی و تغییر ساختارهای مصرف انرژی از عوامل مهم اثرگذار بر روند مصرف انرژی بوده‌اند. وجود رابطه‌ی علی دوطرفه میان مصرف انرژی و توسعه‌ی مالی در بلندمدت، لزوم توجه بیش‌تر سیاست‌گذاران به مقوله‌ی برنامه‌ریزی اقتصادی در این زمینه را آشکار می‌کند. سیاست‌های مربوط به توسعه‌ی مالی باید به‌گونه‌ای طرح‌ریزی شود که ضمن تأمین

منابع مالی لازم برای رشد اقتصادی، موجب هدر رفت انرژی نشود. هم‌چنین در اجرای سیاست‌های مربوط به کاهش مصرف انرژی باید اثرات آن بر کارایی سیستم مالی کشور مورد ارزیابی قرار گیرد، بنابراین می‌توان با کمک کارشناسان امر و با طرح‌ریزی یک سیاست درست به سطح بهینه‌ای از توسعه‌ی مالی و مصرف انرژی دست یافت. با وجود رابطه‌ی علی یک‌طرفه از تولید ناخالص داخلی سرانه به مصرف انرژی، اجرای سیاست‌های زیست محیطی، صرفه‌جویی و کنترل انرژی، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی نداشته و توجیه‌پذیر خواهند بود. وجود رابطه‌ی علی میان توسعه‌ی شهرنشینی و مصرف انرژی نیز اهمیت ارائه‌ی راهکارهایی مانند ایجاد امکانات متناسب در روستاها و شهرهای کوچک‌تر برای سامان‌دهی سطح مهاجرت به شهرهای بزرگ‌تر، اعمال سیاست‌های غیرقیمتی و فرهنگ‌سازی در میان جمعیت شهری جهت مصرف بهینه‌ی انرژی و نیز اعمال سیاست‌های قیمتی برای کنترل مصرف انرژی را بیش‌تر نمایان می‌کند.

فهرست منابع

آرمن، سید عزیز و زارع، روح ا... (۱۳۸۸)، *مصرف انرژی در بخش‌های مختلف و ارتباط آن با رشد اقتصادی در ایران*، تحلیل علیت براساس روش تودا یاماموتو، فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، سال ششم، شماره‌ی ۲۱، ۹۲-۶۷.

آماده، حمید، قاضی، مرتضی، عباسی فر، زهره (۱۳۸۸)، *بررسی رابطه‌ی مصرف انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران*، تحقیقات اقتصادی، سال چهل و چهارم، شماره‌ی ۸۶، ۱-۳۸.

آرمن، سیدعزیز و زارع، روح‌اله (۱۳۸۳)، *بررسی رابطه‌ی علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۴۶*، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هفتم، شماره‌ی ۲۴، ۱۴۳-۱۱۷.

اسلاملوییان، کریم، عمادالدین، سخایی (۱۳۹۰)، *بررسی علیت کوتاه مدت و بلندمدت میان توسعه‌ی مالی و رشد اقتصادی در خاورمیانه*، پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال شانزدهم، شماره‌ی ۴۶، ۶۱-۷۶.

بهبودی، داود، اصغرپور، حسین و قزوینیان، محمدحسین (۱۳۸۸)، شکست ساختاری و مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، سال نهم، شماره‌ی سوم، پاییز ۱۳۸۸، صفحات ۵۳-۸۴.

بهبودی، داود، اصغرپور، حسین و قزوینیان، محمدحسن (۱۳۸۷)، *بررسی رابطه‌ی مصرف کل برق در رشد اقتصادی ایران (۸۵-۱۳۴۶)*، فصل‌نامه‌ی مطالعات انرژی، سال پنجم، شماره‌ی ۱۷، ۷۲-۵۷.

بهبودی، داود، محمدزاده، پرویز وجبرائیلی، سودا (۱۳۸۸)، *بررسی رابطه‌ی مصرف انرژی وتولید ناخالص داخلی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته*، فصل نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، سال ششم شماره‌ی ۲۳، ۲۱-۱.

تشکینی، احمد (۱۳۸۴)، *اقتصاد سنجی کاربردی به کمک* Microfit، تهران، دیباگران تهران.

جلال آبادی، اسداله، رخشان، شراره (۱۳۸۴)، *تحلیل مصرف حامل‌های انرژی در ایران با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری (۱۳۸۰-۱۳۴۶)*، پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هفتم، شماره‌ی ۲۲، ۱۱۵-۱۳۲.

صادقی، حسین، اسلامی اندارگلی، مجید (۱۳۹۰)، *رشد اقتصادی و آلودگی زیست محیطی در کشورهای عضو پیمان کیوتو*، مطالعات اقتصاد انرژی، سال هشتم، شماره‌ی ۳۰، ۱-۳۲.

طیبی، سیدکمیل، سامتی، مرتضی، عباسلو، یاسر، اشراقی سامانی، فرشته (۱۳۸۸)، *اثرات آزادسازی و توسعه‌ی مالی بر رشد اقتصادی کشور*، فصل‌نامه‌ی اقتصاد مقداری (فصل‌نامه‌ی بررسی‌های اقتصادی)، سال ششم، شماره‌ی ۲۲، ۵۵-۷۸.

فطرس، محمد حسن، منصوری، حامد و شعبانی، مجید (۱۳۸۷)، *بررسی رابطه‌ی علی بین تولید ناخالص داخلی و مصرف الکتریسیته با استفاده از روش تودا ویاماموتو در ایران*، مجله‌ی دانش و توسعه (علمی-پژوهشی)، سال پانزدهم، شماره‌ی ۲۵، ۱۶۹-۱۸۹.

فطرس، محمدحسن، منصوری گرگری، حامد (۱۳۸۸)، *بررسی رابطه‌ی علی بین مصرف حامل‌های انرژی و ارزش افزوده در بخش صنعت ایران طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۴۶*،

فصل‌نامه‌ی اقتصاد مقداری (فصل‌نامه‌ی بررسی‌های اقتصادی)، سال ششم، شماره‌ی ۲۲، ۲۷-۵۳.

فطرس، محمدحسن، معبودی، رضا (۱۳۸۹)، *رابطه‌ی علی مصرف انرژی، جمعیت شهرنشین و آلودگی محیط زیست در ایران، ۱۳۸۵-۱۳۵۰*، مطالعات اقتصاد انرژی، سال هفتم، شماره‌ی ۲۷، ۱-۱۷.

منجذب، محمد رضا (۱۳۸۰)، *انتخاب میان مدل‌های خطی و خطی لگاریتمی با اتکاء به روش‌های اقتصاد سنجی*، پژوهش‌نامه‌ی اقتصادی، شماره‌ی ۲، ۱۲۱-۱۳۴

نظیفی، فاطمه (۱۳۸۳)، *توسعه‌ی مالی و رشد اقتصادی ایران*، پژوهش‌نامه‌ی اقتصادی، شماره‌ی ۱۴، ۱۳۰-۹۷.

یاوری، کاظم، احمدزاده، خالد (۱۳۸۹)، *بررسی رابطه‌ی مصرف انرژی و ساختار جمعیت (مطالعه‌ی موردی: کشورهای آسیای جنوب غربی)*، مطالعات اقتصاد انرژی، سال هفتم، شماره‌ی ۲۵، ۳۳-۶۲.

Al-Iriani, M.a. (2006), Energy-GDP Relationship Revisited: an Example from GCC Countries Using Panel Causality, *Energy Policy*34, 3342-3350.

Anwar,S.,Nguyen, L.p. (2009), Financial Development and Economic Growth in Vietnam, *Journal of Economicsand Finance* 10,624-653.

Apergis, N., Payne, J.E. (2010), Energy Consumption and Growth in South America: Evidence from a Panel Error Correction Model, *Energy Economics* 32(6), 1421 -1426.

Dan, Y., Lijun, Z. (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 ICIII, 3, pp: 102-105.

Demetriades, P.o., Hussein, K.A. (1996), Does Financial Development Cause Economic Growth? Time-series Evidence from 16 Countries, *Journal of Development Economics* 51, 387-411.

Fuinhas, J.a., Marques, A.c. (2011), Energy Consumption and Economic Growth Nexus in Portugal, Italy, Greece, Spain and Turkey: An ARDL Bounds Test Approach (1965–2009), *Energy Economics*, In Press.

Gregory, A. w., Hansen, B. e. (1996), Residual-Based tests for Cointegration in Models With Regime Shifts, *Journal of Econometrics* 70, 99-126.

Islam, F, Shahbaz, M, Alam, M. (2011), Financial Development and Energy Consumption Nexus in Malaysia: A Multivariate Time Series Analysis, *MPRA*, paper No, 28403, University Library of Munich, Germany.

Jalil, A., Ma, Y. (2008), Financial Development and Economic Growth: Time Series Evidence from Pakistan and China, *Journal of Economic Corporation* 29, 29-68.

Kakar, K., Khilji, B., Khan, M. (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 Econometric Tools, *Energy Policy* 36, 3019-3025.

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

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

Mackinnon, J., White, N., Davidson, R. (1983), Test for Model Specification in the Presence of Alternative Hypothesis: Some Further Results, *Journal of Econometrics* 21, 53-70.

Mehrara, M. (2006), The Relationship between Energy Consumption and Economic Growth in Iran, *Iranian Economic Review* 10, 137-148

Narayan, P.k., Smyth, R. (2009), Multivariate Granger Causality between Electricity Consumption, Exports and GDP: Evidence from a Panel of Middle Eastern Countries, *Energy Policy* 37(1), 229–36.

Ouattara, B. (2004), Foreign Aid and Fiscal Policy in Senegal. Mimeo University of Manchester.

Perron , P. (1989), The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis, *Econometrica* 57, 1361-1401.

Pesaran, M.h., Shin, Y. (1999), *An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis*, Chapter 11, Cambridge University, Cambridge.

Pesaran, M.h., Shin, Y., Smith, R.J. (2001), Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship, *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, 999-100.

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

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

Shahbaz, M. (2011), Electricity Consumption, Financial Development and Economic Growth Nexus: A Revisit Study of Their Causality in Pakistan, *MPRA, paper No 35588*, University Library of Munich, Germany.

Zivot, E., Andrews, K. (1992), Further Evidence on The Great Crash, the Oil Price.

Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(10), 251–270.