

توسعه بازار مالی و تقاضای انرژی در ایران (طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۵۹)

مهدی مرادپور اولادی*، دکتر محسن ابراهیمی** و معصومه ترکمان احمدی***

تاریخ دریافت: ۱۶ خرداد ۱۳۹۱ تاریخ پذیرش: ۶ خرداد ۱۳۹۲

توسعه بازار مالی یک عامل مهم در حرکت به سمت رشد اقتصادی به ویژه در اقتصادهای نوپا محسوب می‌شود. توسعه بازار مالی پدیده‌ای است که می‌تواند از یک سو به افزایش کارایی سیستم مالی و از سوی دیگر بر فعالیت‌های اقتصادی و تقاضای انرژی اثرگذار باشد. بر این اساس هدف این مقاله بررسی ارتباط بین توسعه بازار مالی و تقاضای انرژی در اقتصاد ایران، با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه توزیعی گسترده^۱ (ARDL) در بازه زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۳۸۶ است. این مقاله به دنبال پاسخ به این پرسش است که آیا رابطه آماری مثبت و معنی‌داری بین دو متغیر توسعه بازار مالی و تقاضای انرژی وجود دارد یا خیر؟ که در نهایت وجود چنین ارتباط معنی‌داری از طریق تخمین مدل‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت اثبات می‌شود. کشش شاخص توسعه مالی در بلندمدت بزرگتر از ۱ به دست آمد و این امر نشان‌دهنده بالا بودن تأثیر شاخص توسعه مالی در بلندمدت بر افزایش تقاضای انرژی است.

واژه‌های کلیدی: توسعه بازار مالی، تقاضای انرژی، مدل خودرگرسیونی با وقفه توزیعی گسترده (ARDL).

طبقه‌بندی JEL: Q40، Q43.

mehdi_moradpour@yahoo.com

* دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرمانشاه

** استادیار دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه بوعلی سینا همدان

masumehahmadi@yahoo.com

*** کارشناس بازار سرمایه

1. Auto Regressive Distributed Lags (ARDL) Model

۱. مقدمه

با وجود رشد روزافزون جمعیت و دانش بشری، دنیای کنونی مملو از تحولات و ابداعات نوینی شده است که این ابداعات سبب گردیده تمامی بخش‌های مرتبط با جوامع انسانی با گستردگی و پیچیدگی زیادی روبه‌رو گردند. یکی از بخش‌های بسیار پیچیده در هر کشوری اقتصاد ملی است که توجه به ارتقاء و رونق آن، اثرات مثبت فراوانی بر سایر بخش‌ها خواهد گذاشت. کشوری می‌تواند ادعا کند که اقتصادی سالم و روبه رشد دارد که متکی به یک بخش مالی توانمند باشد. عملکرد بازارهای مالی به عنوان یکی از اساسی‌ترین بازارهای هر کشور به شدت بر سایر بخش‌های یک اقتصاد تأثیرگذار است. به گونه‌ای که تحرک و رونق آن به عنوان یکی از معیارهای سلامت و پویایی اقتصاد کشورها شناخته می‌شود. بازارهای مالی وجوه را از سرمایه‌گذاران انفرادی، صندوق‌ها، بانک‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و دیگر دارندگان وجوه بازار جمع‌آوری کرده و آنها را به سمت کسانی که نیازمند تأمین مالی هستند هدایت می‌کند. این بازار در کنار ایجاد امنیت برای دارایی‌های مالی، پس‌اندازهای را کد موجود در جامعه را به سمت سرمایه‌گذاری‌های مولد رهنمون کرده و با افزایش تولید کالا و خدمات زمینه‌ساز رشد و توسعه اقتصادی می‌شود. از طرفی با فراهم آوردن تعادل عرضه و تقاضای وجوه موجب جلوگیری از افزایش نرخ تورم می‌گردد.

از سوی دیگر نهادهای مالی دارای اثر بسیار مهمی هستند به گونه‌ای که کارایی اقتصادی را در سیستم مالی یک کشور افزایش داده و به این ترتیب بر فعالیت اقتصادی و تقاضای انرژی اثرگذار هستند. کشور ایران دارای مخازن بزرگ نفتی، معادن عظیم زیرزمینی و پتانسیل بالقوه انرژی است که همین امر نقش و اهمیت تولید و مصرف انرژی در مقاصد اقتصادی را بیش از پیش مشخص می‌کند. از این‌رو امروزه علاوه بر نهادهای کار و سرمایه، انرژی نیز به عنوان یکی از نهادهای مهم تولید در بحث‌های اقتصاد کلان مطرح است و تولید تابعی از نهادهای کار، سرمایه و انرژی تلقی می‌شود. بر این اساس، در این مقاله ارتباط بین تقاضای انرژی و توسعه بازارهای مالی با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون با وقفه توزیعی را مدل‌سازی می‌کنیم.

این مقاله از ۴ قسمت تشکیل شده است. در قسمت اول مقدمه و در قسمت دوم کلیات تحقیق را که شامل اهمیت توسعه بازار مالی، توسعه بازار مالی و مصرف انرژی است را بیان نموده‌ایم. در

قسمت سوم نتایج مربوط به تخمین مدل‌های انتخابی و در قسمت چهارم نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات بیان شده‌اند.

۲. کلیات تحقیق

۲-۱. اهمیت توسعه بازار مالی

در یک تقسیم‌بندی کلی دیگر، بازارهای مالی به دو بازار پول و سرمایه تقسیم می‌شوند. مهم‌ترین کارکرد بازار پولی که عمدتاً به وسیله نظام بانکی اداره می‌شود، تأمین اعتبارات کوتاه‌مدت است. در حالی که کارکرد اصلی بازار سرمایه تأمین مالی اعتبارات بلندمدت مورد نیاز در فعالیت‌های تولیدی و خدماتی مولد است. بازار سرمایه وجوه را از سرمایه‌گذاران انفرادی، صندوق‌ها، بانک‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و دیگر دارندگان وجوه بازار جمع‌آوری کرده و آنها را به سمت کسانی که نیازمند تأمین مالی هستند هدایت می‌کند. این بازار در کنار ایجاد امنیت برای دارایی‌های مالی، پس‌اندازهای را کد موجود در جامعه را به سمت سرمایه‌گذاری‌های مولد رهنمون کرده و با افزایش تولید کالا و خدمات زمینه‌ساز رشد و توسعه اقتصادی می‌شود، از طرفی با فراهم آوردن تعادل عرضه و تقاضای وجوه موجب جلوگیری از افزایش نرخ تورم می‌گردد. به گفته بسیاری از محققان یکی از دلایل اصلی مشکلات در کشورهای در حال توسعه، کمبود و پایین بودن سرعت انباشت سرمایه است که یکی از کارکردهای بازار سرمایه رفع این‌گونه مشکلات است. به جرأت می‌توان گفت در جامعه‌ای که بازار سرمایه و ساختارهای مالی موجود در آن به‌خوبی کار کنند خلق ثروت با سرعت بالاتری انجام شده و پیشرفت و ثبات اقتصادی و اجتماعی بهتر صورت می‌گیرد.

بازار فرآیندی است که به کمک آن مردم به خرید و فروش کالا و خدمات می‌پردازند و دارای سه عنصر اصلی تقاضا، عرضه و فرآیند مبادله است. تقاضاکنندگان در بازار دارای قدرت انتخاب هستند و توانایی آن را دارند که از بین کالاهای و خدمات عرضه شده بهترین آنها را انتخاب کنند. یکی از انواع بازارها، بازار مالی است که تأمین‌کننده منابع مالی و فعالیت‌های حقیقی اقتصادی می‌باشد. کالاهایی که در این بازار مورد معامله قرار می‌گیرند اوراق بهادار هستند که این اوراق واسطه خلق ارزش هستند. این بازار کارکردهای اقتصادی زیادی را بر عهده دارد که می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

اساسی‌ترین نقش این بازار، انتقال وجوه بین واحدهای اقتصادی است. برخی واحدهای اقتصادی در سطح جامعه دارای پس‌انداز گسترده هستند اما موقعیت سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های مولد را ندارند، (خانوارها بخش عمده تشکیل‌دهنده این دسته هستند)، در طرف مقابل، واحدهای اقتصادی دیگری وجود دارند که امکانات انجام سرمایه‌گذاری را داشته اما وجوه لازم برای اجرای این امر را ندارند. در این وضعیت وظیفه بازارهای مالی نزدیک کردن این دو گروه به یکدیگر است تا وجوه پس‌اندازی را از واحدهای دارای مازاد به بخش‌های دارای کسری انتقال دهند. تأثیر این نقل و انتقالات وجوه، فراهم آوردن امکانات سرمایه‌گذاری مولد است. تعیین قیمت وجوه و سرمایه در جامعه از دیگر وظایف بازار مالی است که این فرآیند تعیین قیمت از طریق روابط متقابل خریدار و فروشنده صورت می‌گیرد. وجوه این بازار سبب کاهش خطرات و ریسک ناشی از شرکت کردن در فعالیت‌های اقتصادی و پرمخاطره می‌گردد، زیرا بازارهای مالی افراد را قادر به ایجاد تنوع در سرمایه‌گذاری می‌کنند، به گونه‌ای که زیان در بعضی از سرمایه‌گذاری‌ها توسط منافع ناشی از سایر سرمایه‌گذاری‌ها جبران می‌گردد.^۱

از طریق این بازارها، هزینه جستجو که شامل هزینه‌های آشکار و پنهان ناشی از انجام معاملات به دلیل فقدان اطلاعات لازم است، کاهش خواهد یافت. زیرا در یک بازار مالی مدرن، متخصصانی وجود دارند که وظیفه انتشار و تحلیل اطلاعات لازم برای سرمایه‌گذاران را فراهم می‌کنند.

در حالت کلی می‌توان بیان کرد که وظیفه بخش مالی در اقتصاد که شامل جریان وجوه، اعتبارات و سرمایه از ناحیه پس‌اندازکنندگان، مؤسسات اعتباری، مالی و صاحبان سرمایه به طرف سرمایه‌گذاران، تولیدکنندگان کالا و خدمات و یا دولت است، همگام حرکت کردن با بخش دیگر اقتصاد یعنی بخش واقعی که بیانگر جریان کالا و خدمات از تولیدکنندگان به مصرف‌کنندگان و نیز نیروی انسانی از مصرف‌کنندگان به سمت تولیدکنندگان است. نتیجه این همگامی همانا رشد و توسعه اقتصادی خواهد بود که این ارتباط پیش از این توسط افرادی چون اسمیت، اسپیرز، روسین و شومپتر^۲ نیز بیان شده بود.^۳ این افراد معتقد بودند که تجهیز منابع مالی به عنوان نیروی محرکه رشد اقتصادی عمل خواهد کرد.

۱. براساس تئوری پرتفیو (Portfolio Theory)

2. Smith, Spears, Rousseau and Schumpeter

۳. عبده تیریزی (۱۳۸۳)

۲-۲. تأثیر توسعه مالی بر تقاضای انرژی

توسعه بازار مالی می‌تواند تقاضای انرژی را به چندین طریق تحت تأثیر خود قرار دهد. یکی از روش‌های مستقیم این تأثیرگذاری بدین صورت است که توسعه مالی از طریق سهولت در دستیابی به منابع پولی لازم برای خرید محصولات بادوامی همچون اتومبیل، وسایل الکتریکی در منزل مانند یخچال و ماشین‌های ظرفشویی، تجهیزات انرژی‌بر در کارخانه‌ها و ... تقاضای انرژی را متأثر کند، این محصولات عمدتاً انرژی زیادی مصرف می‌کنند که مسلماً بر تقاضای کل انرژی در یک کشور اثرگذار است. از سویی دیگر، کسب و کار تجاری می‌تواند از طریق توسعه بازارهای مالی به صورت مفیدتر و کاراتری انجام شود زیرا این امر دستیابی آسان‌تر و با هزینه کمتر را به سرمایه‌های مالی فراهم می‌آورد که منجر به توسعه تجارت (خرید یا ساخت کارخانه‌های جدید با تجهیزات و امکانات کامل‌تر و استخدام نیروی کار بیشتر) خواهد شد. توسعه بازار سهام به صورت خاص مورد توجه بسیاری از تجار و بازرگانان است زیرا این امر اجازه دستیابی به منابع صندوق‌های سرمایه‌گذاری و حقوق صاحبان سهام را که مورد نیاز رشد کسب و کار تجاری آنهاست را به خوبی فراهم می‌آورد. توسعه فعالیت‌های بازار سهام می‌تواند از طریق متنوع‌سازی، ریسک را برای مصرف‌کننده و بازرگان کاهش دهد و از این طریق عامل مهمی برای تولید ثروت در اقتصاد باشد. افزایش فعالیت‌های بازار سهام ثروتی را تولید می‌کند که مسلماً بر اطمینان بازرگان و مصرف‌کننده افزوده و به عنوان شاخص اقتصادی راهنما در سطح جامعه و نشانه‌ای از رشد و رونق اقتصادی تلقی می‌گردد. بنابراین وجود توسعه بازار مالی به‌عنوان یک اهرم اطمینان برای مصرف‌کننده و بازرگان در نظر گرفته می‌شود که افزایش اطمینان اقتصادی منجر به افزایش فعالیت اقتصادی و افزایش تقاضای انرژی خواهد شد.^۱

۲-۳. مصرف انرژی

وابستگی روزافزون جوامع به انرژی به دلیل جایگزینی نیروی ماشین به جای نیروی انسانی و استفاده از فناوری‌های انرژی‌بر، سبب شده است که انرژی به‌عنوان یک عامل مؤثر در رشد و توسعه اقتصادی تلقی گردد و در کارکرد بخش‌های مختلف اقتصادی نقش چشمگیری ایفا کند.^۲ اهمیت یافتن این نقش و جایگاه آن، بعد از تکانه‌های قیمتی نفتی و به وجود آمدن رکودهای

۱. سادورسکی (۲۰۱۱)

۲. بهبودی و همکاران (۱۳۸۸)

اقتصادی کشورهای واردکننده نفت بیشتر مشخص شده است. در مطالعات بسیاری به بررسی رابطه تئوریک مصرف انرژی و رشد اقتصادی پرداخته اند^۱ که دلیل این امر اهمیت وجود انرژی به عنوان نیروی محرکه‌ای برای فعالیت‌های تولیدی و خدماتی و رشد و توسعه اقتصادی است. رشد اقتصادی فرآیندی است که محور اصلی آن را رشد تولید ناخالص داخلی تشکیل می‌دهد و از این رو برنامه‌ریزی توسعه اقتصادی با این هدف انجام می‌گیرد که امکانات و منابع ملی را در جهت تولید بیشتر کالاها و خدمات موردنیاز جامعه تجهیز کنند.

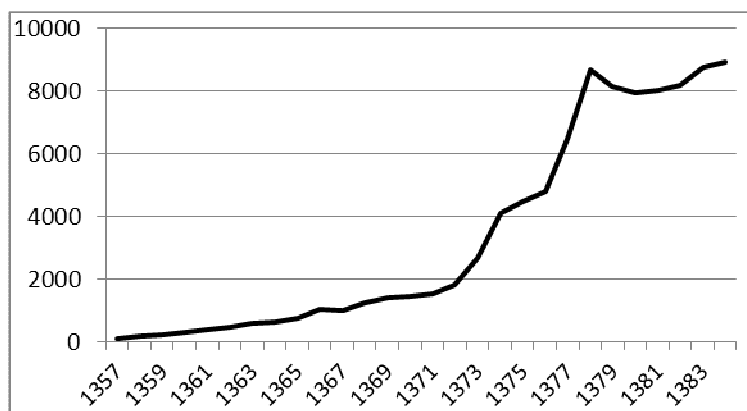
نهادهای مالی دارای اثر بسیار مهمی هستند به گونه‌ای که کارایی اقتصادی را در سیستم مالی یک کشور افزایش داده و به این ترتیب بر فعالیت اقتصادی و تقاضای انرژی اثرگذار هستند. تعیین رابطه میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی می‌تواند در تبیین سیاست‌های بخش انرژی به ویژه در قسمت‌هایی که با کمبود منابع انرژی و مشکلات ناشی از آن روبه‌رو هستند (مانند مشکلات ناشی از افت فشار گاز در برخی مناطق سردسیر و محروم) کمک مؤثری نماید.

۱-۳-۲. روند مصرف انرژی (نفت و گاز) در ایران

با رشد شهرنشینی، رشد و توسعه صنایع و به کارگیری تجهیزات مصرف‌کننده انرژی، مصرف انواع حامل‌های انرژی در ایران همگام با جهان روبه افزایش گذاشته است. در سال‌های جنگ، مصرف انرژی به اجبار حالت جیره‌بندی به خود گرفت و در نتیجه کاهش یافت اما بعد از سال ۱۳۶۸ و طی سال‌های برنامه اول و برنامه دوم توسعه به طور متوسط و به ترتیب رشد ۷/۸۲ و ۳/۰۷ درصدی به خود گرفت. مصرف فرآورده‌های نفتی طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۱ به طور متوسط دارای رشدی معادل ۱/۵۸ درصد بوده است و در مقابل مصرف گاز طبیعی طی همین سال‌ها به طور متوسط از رشدی معادل ۱۱/۶۷ درصد برخوردار بوده است.^۲

۱. مانند مطالعه لوین (۱۹۹۷) و فانگ (۲۰۰۹)

۲. آرمین و زارع (۱۳۸۴)



نمودار ۱. مصرف انرژی در ایران بر حسب میلیون بشکه نفت در ایران

۲-۴. مروری بر مطالعات انجام شده

بررسی عوامل تأثیرگذار بر میزان مصرف انرژی در اقتصادهای نوپا بخش مهمی از تحقیقات سال‌های اخیر را در حوزه اقتصاد به خود اختصاص داده است. زیرا بسیاری از این اقتصادهای نوپا با رشد سریعی نمو پیدا کرده‌اند که این مسئله منجر به افزایش تقاضای انرژی در آنها شده است. مطابق با آمار مرکز بین‌المللی انرژی، تقاضای انرژی در فاصله سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۳۰ با رشد سالانه‌ای معادل ۱/۸ درصد روبه‌رو خواهد شد که نقش اقتصادهای در حال توسعه ۷۴ درصد از این افزایش تقاضا خواهد بود که تنها دو کشور چین و هند ۴۵ درصد آن را به خود اختصاص خواهند داد. از این رو دریافتن عوامل تأثیرگذار بر تقاضای انرژی ما را به این سمت و سو خواهد برد که چگونه در آینده تقاضای انرژی در این کشورها تغییر خواهد کرد، بنابراین مدل‌سازی تقاضای انرژی امری حیاتی و مهم است. مطالعات بسیاری به بررسی ارتباط تقاضای انرژی در اقتصادهای نوظهور پرداخته‌اند اما بیشتر آنها ارتباط معنی‌داری بین تقاضای انرژی و درآمد را مدنظر قرار داده‌اند. برای نمونه به مطالعات آلینکو (۲۰۰۸)، الیرانی (۲۰۰۶)، آپریس و پاپن (۲۰۰۹)، کونتوات و همکاران (۲۰۰۰)، لی (۲۰۰۵) و لی و چانگ (۲۰۰۸) می‌توان اشاره کرد. اما در این راستا، کرفت و کرفت (۱۹۷۸) دریافتند که رشد اقتصادی و رشد تقاضای انرژی در ایالات متحده آمریکا و در خلال سال‌های ۱۹۴۷ تا ۱۹۷۴ با یکدیگر رابطه مثبتی دارند. منیر بلومی نیز با استفاده از تکنیک همگرایی جوهانسون وجود ارتباط معنادار مابین مصرف انرژی سرانه و تولید ناخالص داخلی سرانه را برای کشور تونس در فاصله ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۴ به اثبات رساند. گفتنی است

وجود این چنین مطالعاتی که به بررسی تقاضای انرژی و رشد اقتصادی پرداخته‌اند زیاد است که از آن جمله می‌توان به مطالعات فتائی و همکاران (۲۰۰۲)، سوتیاس و سار (۲۰۰۳)، قالی و ال ساکاکا (۲۰۰۴) و موزادر و ماراتی (۲۰۰۷) اشاره کرد و از آن جا که موضوع بحث این مقاله نیستند از پرداختن بیشتر به آنها خودداری می‌کنیم.

میلنیک و گلدمبرگ^۱ در مطالعه‌ای در سال ۲۰۰۲ رابطه‌ای را بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (به عنوان راهی برای توسعه هر چه بیشتر بازارهای مالی در ۲۰ کشور در حال توسعه) با میزان مصرف انرژی یافتند.

بلومی^۲ در مقاله‌ای با استفاده از تکنیک همجمعی جوهانسون ارتباط بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در تونس را در خلال سال‌های ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۴ بررسی نمود که بعد از به کار بردن آزمون علیت گرنجر و تشخیص همجمعی بین متغیرهای مدل از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) استفاده نمود. نتایج حاکی از آن بودند که به منظور مقاصد سیاستی می‌توان انرژی را عاملی مهم بر رشد تولید ناخالص داخلی در کشور تونس در نظر گرفت.

سادورسکی^۳ ارتباط بین توسعه مالی و تقاضای انرژی را در ۲۲ اقتصاد نوپا بررسی و اعلام نمود شاخص توسعه مالی می‌تواند توسط متغیرهای بازار سرمایه همچون حجم معاملات بازار سرمایه به GDP اندازه‌گیری شود. او در این مطالعه از روش تعمیم‌یافته گشتاورها برای آزمودن اثر توسعه بازار مالی بر تقاضای انرژی در نمونه‌ای از کشورهای با اقتصاد نوپا استفاده کرد و دریافت در حالی که شاخص توسعه مالی از تقسیم ارزش معاملات یا درآمدهای بازار سهام بر تولید ناخالص داخلی به دست آید، ارتباط مثبتی بین تقاضای انرژی و توسعه بازار مالی وجود خواهد داشت. سادورسکی این مطالعه را در مقاله دیگری در سال ۲۰۱۱ ادامه داد و این بار از مدل‌های تقاضای پنل پویا استفاده نمود و نشان داد ارتباط معنی‌داری بین توسعه بازارهای مالی و تقاضای انرژی وجود دارد. در این مطالعه شاخص توسعه بازار مالی با استفاده از متغیرهای بانکی به GDP تعریف شد. او این بار از داده‌های تقاضای انرژی، قیمت انرژی و شاخص توسعه مالی برای ۹ اقتصاد که در مناطق مرکزی و شرقی اروپا تمرکز یافته‌اند استفاده کرد. کشورهای انتخابی او در این مطالعه دارای اقتصاد باثبات بودند اما نسبت به سایر کشورهای اروپایی از درآمد سرانه و بازارهای سرمایه کوچکتر برخوردارند.

1. Mielnik and Goldemberg (2002)

2. Belloumi (2009)

3. Sadorsky (2010)

توسعه بازار مالی و تقاضای انرژی در ایران ... ۱۹۵

در مطالعه دیگری در سال ۲۰۱۲، شهباز و لین^۱ ارتباط بین مصرف انرژی، توسعه مالی، رشد اقتصادی، صنعتی شدن و شهرسازی را در کشور تونس در فاصله سال‌های ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۸ آزمودند که برای این کار از مدل‌های خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL)، آزمون همجمعی و علیت گرنجر استفاده شد. نتایج وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرهای مدل را تأیید نمودند. بنابراین نویسندگان نتیجه گرفتند توسعه مالی می‌تواند عاملی برای جذب سرمایه‌گذاران به کشور باشد، بازار سهام را گسترش و رونق دهد و منجر به کارآتر شدن فعالیت‌های اقتصادی گردد.

محمود شهباز و لین در سال ۲۰۱۲ به بررسی ارتباط بین تقاضای انرژی و توسعه مالی از طریق مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی پرداختند که در آن ارتباط معنی‌داری مابین تقاضای انرژی و توسعه مالی به دست آمد.

۲-۵. داده‌های تحقیق و بررسی مانایی

در این تحقیق از اطلاعات سری زمانی اقتصادی بانک مرکزی برای بازه زمانی ۱۳۵۷-۱۳۸۶ استفاده شده است. داده‌های مربوط به میزان تقاضای انرژی برای کل بخش‌های اقتصادی در ایران بر مبنای واحد میلیون بشکه نفت است که برای استفاده در مدل تحقیق به شاخص سرانه برای هزار نفر تبدیل گردید. برای شاخص‌های بخش توسعه مالی نیز از سه متغیر، اعتبارات بخش بانکی و دارایی‌های بخش بانکی استفاده گردید و قبل از استفاده با تقسیم بر سطح تولید ناخالص داخلی به صورت شاخص‌هایی جهت بررسی بخش مالی تبدیل شد. قیمت اسمی نفت نیز به صورت حقیقی محاسبه گردیده است. در جدول ۱، آماره‌های به دست آمده از متغیرهای تحقیق نشان داده شده است. گفتنی است که $Lbasset$ لگاریتم نسبت دارایی‌های بانک‌ها به تولید ناخالص داخلی، $Lcredit$ نسبت حجم اعتبارات بانک‌ها به تولید ناخالص داخلی، $Lenergy$ لگاریتم تقاضای انرژی، $Licom$ لگاریتم درآمد سرانه، $Lliq$ لگاریتم نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی و $Loilp$ لگاریتم قیمت انرژی هستند (قیمت انرژی بر حسب نفت بیان شده است).

جدول ۱. متغیرهای تحقیق

LBANKASSE	LOILP	LINCOM	LLIQ	LCREDIT	LENERGY	
-۲/۱۵	۰/۸۷	-۵/۳۴	-۰/۲۶	-۰/۴۴	-۳/۴۵	Mean
-۲/۱۹	۰/۸۲	-۵/۳۷	-۰/۲۵	-۰/۴۴	-۳/۴۶	Median

1. Shahbaz and Lean (2012)

-۱/۹۷	۱/۲۱	-۴/۹۷	-۰/۱۱	-۰/۲۴	-۳/۰۷	Maximum
-۲/۲۵	۰/۵۱	-۵/۶۶	-۰/۳۶	-۰/۶۱	-۳/۷۹	Minimum
۰/۰۹	۰/۲۰	۰/۱۷	۰/۰۸	۰/۰۹	۰/۱۸	Std. Dev.
۰/۶۹	۰/۳۴	۰/۳۵	۰/۳۳	۰/۱۰	۰/۱۰	Skewness
۱/۹۸	۱/۸۸	۲/۶۷	۱/۷۸	۲/۸۷	۲/۲۵	Kurtosis
۳۰	۳۰	۳۰	۳۰	۳۰	۳۰	Observations

در بخش بعدی، همبستگی بین متغیرهای تحقیق محاسبه گردیده و در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲. همبستگی متغیرها

LBANKASSE	LCREDIT	LOILP	LLIQ	LINCOM	LENERGY	
۰/۰۰۳	-۰/۲۷۴	-۰/۱۹۹	۰/۲۶۳	-۰/۴۸۰	۱	LENERGY
۰/۶۲۲	۰/۴۶۰	۰/۲۹۳	-۰/۵۵۶	۱	-۰/۴۸۰	LINCOM
-۰/۳۰۵	۰/۴۰۰	۰/۳۵۰	۱	-۰/۵۵۶	۰/۲۶۳	LLIQ
۰/۱۹۳	۰/۵۵۱	۱	۰/۳۵۰	۰/۲۹۳	-۰/۱۹۹	LOILP
۰/۴۰۲	۱	۰/۵۵۱	۰/۴۰۰	۰/۴۶۰	-۰/۲۷۴	LCREDIT
۱	۰/۴۰۲	۰/۱۹۳	-۰/۳۰۵	۰/۶۲۲	۰/۰۰۳	LBANKASSE

قبل از تخمین مدل بایستی داده‌ها از جهت مانایی مورد آزمون قرار گیرند، به همین جهت با استفاده از آزمون دیکی- فولر به بررسی مانایی مدل پرداخته‌ایم. اصولاً به یک سری مانا گفته می‌شود که میانگین و واریانس آن در طی زمان ثابت باشند و مقدار کوواریانس بین دو دوره زمانی تنها به فاصله یا وقفه بین دو دوره بستگی داشته باشد، در غیر این صورت گفته می‌شود که سری مورد نظر دارای ریشه واحد بوده و اصطلاحاً ناماناست. آزمون‌های مختلفی برای بررسی مانایی سری وجود دارد که ساده‌ترین راه، رسم نمودار سری است. اما عموماً در تحقیقات اقتصادی از آزمون پرکاربرد استفاده می‌شود که با نام دیکی- فولر افزوده شده^۱ (ADF) مشهور

1. Augmented Dickey-Fuller Test

توسعه بازار مالی و تقاضای انرژی در ایران ... ۱۹۷

است. فرضیه صفر در این آزمون، نامانایی سری است که مقادیر بحرانی^۱ آن به روش شبیه‌سازی مونت کارلو توسط دیککی و فولر به دست آمده و به وسیله مک کینان^۲ بسط داده شده‌اند.^۳

جدول ۳. بررسی مانایی متغیرهای تحقیق

Loilp	Lliq	Licom	Lenergy	Lcredit	Lbasset	
-۴/۳۳۸۲	-۴/۳۳۸۲	-۴/۳۳۸۲	-۴/۳۲۲۶	-۴/۳۳۸۲	-۴/۳۳۸۲	1% Critical Value
-۳/۵۸۶۷	-۳/۵۸۶۷	-۳/۵۸۶۷	-۳/۵۵۷۹۶	-۳/۵۸۶۷	-۳/۵۸۶۷	5% Critical Value
-۳/۲۲۷۹	-۳/۲۲۷۹	-۳/۲۲۷۹	-۳/۲۲۳۹	-۳/۲۲۷۹	-۳/۲۲۷۹	10% Critical Value
-۴/۱۷۰۸۴	-۳/۷۰۰۷۱	-۴/۶۹۱۹۲	-۳/۹۴۲۳	-۳/۵۷۵۷۵	-۴/۸۴۶۷۶۷	ADF Test Statistic
با یک	با یک	با یک	در سطح	با یک	با یک	بررسی
تفاضل مانا	تفاضل مانا	تفاضل مانا	مانا	تفاضل مانا	تفاضل مانا	مانایی

براساس جدول ۳ داده‌های تحقیق به جز داده تقاضای انرژی که در سطح مانا است، مابقی با یک وقفه مانا شده‌اند.

۲-۶. روش تحقیق

۲-۶-۱. مکانیزم تصحیح خطا^۴ (ECM)

مفهوم تصحیح خطا اولین بار توسط فیلیپس^۵ به کار گرفته شد. به تعبیر او مدل‌های تصحیح خطا به مفهوم ابزار سیاستی به منظور نزدیک کردن متغیر هدف به مقدار مطلوب آن هستند. سپس برای دومین بار توسط سارگان^۶ مورد استفاده واقع شد. وی مبنای متدولوژی خود را بر تعیین دستمزد در بازار کار نشان داد. از طرفی، در تعبیر هندری و دیگران (۱۹۸۴) مدل تصحیح خطا چیزی جز یک مدل رگرسیون خطی پویا نیست که متغیرها برحسب سطوح و تفاضل مرتبه اول آنها بیان شده‌اند و

1. Critical Values

2. Mackinnon

۳. نوفرستی (۱۳۸۷)

4. Error Correction Mechanism (ECM)

5. Philips (1957)

6. Sargan (1964)

الگوی تصحیح خطا را یک شکل مقید از مدل رگرسیون خطی نامیدند. آخرین تفسیر از الگوی تصحیح خطا توسط گرنجر و همکارانش براساس تحلیل‌های هم‌انباشتگی ارائه شد.^۱ وجود همجمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. این الگوها در کارهای تجربی از شهرت فزاینده‌ای برخوردار شده‌اند. عمده‌ترین دلیل شهرت الگوهای تصحیح خطا آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهند. از آنچه تاکنون بحث شد روشن است که وقتی دو متغیر X_t و y_t همجمع‌اند یک رابطه تعادلی بلندمدت بین آن‌ها وجود دارد. البته در کوتاه‌مدت ممکن است عدم تعادل‌هایی وجود داشته باشد. در این صورت می‌توان جمله خطای رابطه زیر را به عنوان «خطای تعادل» تلقی کرد.

$$y_t = \beta X_t + u_t \quad \rightarrow \quad u_t = y_t - \beta X_t \quad (1)$$

اکنون می‌توان این خطا را برای پیوند دادن رفتار کوتاه‌مدت y_t با مقدار تعادلی بلندمدت آن مورد استفاده قرار داد. برای این منظور می‌توان الگویی به صورت زیر تنظیم کرد.

$$\Delta y_t = \alpha + \alpha_1 \Delta X_t + \alpha_2 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad (2)$$

که در آن \hat{u}_{t-1} جمله خطای برآورد رگرسیون معادله (۱) با یک وقفه زمانی است. یک چنین الگویی به الگوی تصحیح خطا معروف است که در آن تغییرات در y_t به خطای تعادل دوره قبل ارتباط داده شده است. وقتی X_t و y_t ، که هر دو جمعی از مرتبه یک $I(1)$ هستند، همجمع باشند، u_t رابطه (۱) جمعی از مرتبه صفر $I(0)$ ، یعنی مانا خواهد بود. از آنجا که ΔX_t و Δy_t هم مانا هستند، متغیرهای الگوی تصحیح خطا رابطه (۲) همگی $I(0)$ یا مانا هستند. در نتیجه می‌توان این الگو را بدون هراس از به دست آوردن یک رگرسیون کاذب به روش OLS برآورد کرد و از آماره‌های t و F در آزمون بهره جست.

مطالب فوق را می‌توان بر یک استراتژی مدل‌سازی دو مرحله‌ای به صورت زیر بیان کرد: مرحله اول: ابتدا پارامترهای مربوط به الگوی بلندمدت با استفاده از آمار مربوط به سطح متغیرها برآورد می‌شود و سپس فرضیه صفر عدم وجود همجمعی بین متغیرهای الگو مورد آزمون قرار

۱. برای مطالعه بیشتر به ابریشمی و مهرآرا (۱۳۸۱)، اقتصادسنجی کاربردی رجوع شود.

می‌گیرد. به این ترتیب مجموعه‌ای از متغیرها به دست می‌آیند که با هم همجمع هستند و در نتیجه یک رابطه تعادلی بلندمدت را ارائه می‌کنند.

مرحله دوم: جمله تصحیح خطا^۱ (ECT) که همان جمله خطای رگرسیون الگوی ایستا بلندمدت (\hat{u}_t) است، به عنوان یک متغیر توضیح‌دهنده در الگوی تصحیح خطا مورد استفاده و برآورد می‌شود. سپس با انجام آزمون‌های لازم، ساختار پویایی کوتاه‌مدت مشخص می‌گردد. ضریب ECT سرعت تعدیل به سمت تعادل را نشان می‌دهد و انتظار می‌رود که از نظر علامت منفی باشد. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود این روش بسیار ساده اما پرهزینه است و در عین حال اشکالاتی نیز دارد. هر چند برآوردکننده‌های OLS رگرسیون همجمعی فوق سازگارند، اما این توزیع‌ها نرمال نیستند و شدیداً به سایر پارامترهای الگو وابسته‌اند. به علاوه تورش برآوردکننده‌ها در نمونه‌های کوچک می‌تواند قابل توجه باشد. بنابراین ممکن است استنتاج‌های آماری گمراه‌کننده باشند و در نتیجه در مورد متغیرهایی که باید در الگو وارد شوند و قیدهایی که باید اعمال شوند تصمیم‌گیری غلطی انجام گیرد. در مرحله دوم نیز تورش برآوردکننده‌ها به جمله تصحیح خطا انتقال می‌یابد و ممکن است پارامترهای الگوی کوتاه‌مدت را تحت تاثیر قرار دهد. در واقع الگوی تصحیح خطا بیان می‌کند که تغییرات متغیر وابسته تابعی از انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت (که با جزء تصحیح خطا بیان می‌شود) و تغییرات سایر متغیرهای توضیحی است. این الگو که رفتار کوتاه‌مدت و بلندمدت دو متغیر را به هم مربوط می‌سازد، به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \Delta X_{t-i} + \lambda \varepsilon_{t-i} + v_t \quad 1 < \lambda < 0 \quad (3)$$

به هر حال، جزء تصحیح خطا ($\lambda \varepsilon_{t-i}$) در مدل تصحیح خطا یک مسیر انحرافی برای بررسی رابطه علیت گرنجری می‌گشاید.

1. Error Correction Term

۲-۶-۲. روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL)^۱

به طور کلی روش‌هایی مثل انگل- گرنجر در مطالعاتی که با نمونه‌های کوچک (تعداد مشاهدات کم) سروکار دارند به دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها اعتبار لازم را ندارند، چرا که برآوردهای حاصل از آن‌ها بدون تورش نبوده و در نتیجه انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های آزمون معمول مثل t معتبر نخواهد بود. به همین دلیل استفاده از الگوهایی که پویایی‌های کوتاه‌مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیق‌تری از الگو شوند مورد توجه قرار می‌گیرند. به طور کلی الگوی پویا، الگویی است که در آن وقفه‌های متغیرها وارد شوند.

$$Y_t = aX_t + bX_{t-1} + cY_{t-1} + u_t \quad (۴)$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده کنیم که تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها را در نظر بگیرد.

$$\phi(L, P)Y_t = \sum_{i=1}^k b_i(L, q_i)X_{it} + c'w_t + u_t \quad (۵)$$

الگوی فوق یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) نام دارد که در آن داریم:

$$\begin{aligned} \phi(L, P) &= 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p \\ b_i(L, q_i) &= b_{i0} + b_{i1} L + \dots + b_{iq} L^q \quad i = 1, 2, \dots, k \end{aligned} \quad (۶)$$

L عملگر وقفه، W برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدأ، متغیرهایی مجازی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زای با وقفه ثابت است. Microfit معادله را برای تمام حالات و برای کلیه ترتیبات ممکن مقادیر، یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار برآورد می‌کند. m حداکثر وقفه است که توسط محقق تعیین می‌شود و k نیز تعداد متغیرهای توضیحی است. در مرحله بعد با استفاده از یکی از

توسعه بازار مالی و تقاضای انرژی در ایران ... ۲۰۱

معیارهای آکائیک (AIC)^۱، شوارتز-بیزن (SBC)^۲، حنان کوئین (HQC)^۳ یا ضریب تعیین تعدیل شده^۴ یکی از معادلات انتخاب می شود، تا درجه آزادی زیادی از دست نرود. برای محاسبه ضرایب بلندمدت مدل از همان مدل پویا استفاده می شود. ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از این رابطه به دست می آیند:

$$\theta_i = \frac{\hat{b}_i(L, q_i)}{1 - \hat{\phi}(L, q_i)} = \frac{\hat{b}_{i_1} + \hat{b}_{i_2} + \dots + \hat{b}_{q_i}}{1 - \hat{\phi}_1 - \dots - \hat{\phi}_p} \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (7)$$

حال برای بررسی این که رابطه بلندمدت حاصل از این روش، کاذب نیست، دو راه وجود دارد. در روش اول فرضیه زیر مورد آزمون قرار می گیرد:

$$H_0: \sum_{i=1}^P \phi_i - 1 \geq 0 \quad (8)$$

$$H_a: \sum_{i=1}^P \phi_i - 1 < 0$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، چون شرط آن که رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد، برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرایب باوقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود.

$$\frac{\sum_{i=1}^P \hat{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^P S_{\hat{\phi}_i}} \quad (9)$$

اگر قدرمطلق t به دست آمده از قدرمطلق مقادیر بحرانی ارائه شده بزرگتر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می شود.

-
1. Akaike Information Criterion
 2. Schwart Bayesian Criterion
 3. Hannan Quinn Criterion
 4. R-Bar Squared

در روش دوم که توسط پسران و همکاران^۱ ارائه شده است، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی به وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معناداری سطوح باوقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد آزمایش قرار می‌گیرد، نکته مهم آن است که توزیع F مذکور غیراستاندارد است. پسران و همکاران مقادیر بحرانی مناسب را متناظر با تعداد رگرسورها و این که مدل شامل عرض مبدأ و روند است یا خیر محاسبه کردند. آن‌ها دو گروه از مقادیر بحرانی ارائه کردند: یکی بر این اساس که تمام متغیرها مانا هستند و دیگری بر این اساس که همگی نامانا (با یک بار تفاضل‌گیری مانا شده) هستند. اگر F محاسباتی در خارج این مرز قرار گیرد، یک تصمیم قطعی بدون نیاز به دانستن این که متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ باشند، گرفته می‌شود. اگر F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی قرار گیرد، فرضیه صفر مذکور پذیرفته می‌شود. اگر هم F محاسباتی در بین دو محدوده قرار گیرد، نتایج استنباط غیرقطعی و وابسته به این است که متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ باشند. تحت این شرایط، مجبور به انجام آزمون‌های ریشه واحد روی متغیرها هستیم.

۳. نتایج تخمین مدل

در این بخش سه مدل برای تابع تقاضای انرژی در ایران به صورت بلندمدت و کوتاه‌مدت بر مبنای شاخص توسعه‌یافتگی معرفی می‌گردد که به دنبال آن الگوهای موردنظر تخمین زده می‌شوند.

۳-۱. الگوی تقاضای انرژی با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی

در جدول ۴، مدل تقاضای انرژی در ایران را با استفاده از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برآورد کرده و آماره‌های مدل را در جدول ۵ ارائه نموده‌ایم.

جدول ۴. الگوی تقاضای انرژی در ایران با استفاده از الگوی خودرگرسیونی وقفه‌های توزیعی

Regressor	مدل (۱)		مدل (۲)		مدل (۳)	
	Coefficient	T-Ratio[Prob]	Coefficient	T-Ratio[Prob]	Coefficient	T-Ratio[Prob]
LENERGY(-1)	۰۰/۵۱۴۴۲	۴/۴۴۰۸[۰]	۰/۶۵	۶/۲۷[۰]	۰/۵۶	۴/۷۴[۰]
LOILP	-۰/۷۶	-۳/۸۹۳۹[۰/۰۰۱]	-۰/۶۱	-۲/۹۵[۰/۰۰۷]	-۰/۳۵	-۰/۷۶[۰/۰۱۱]
LOILP(-1)	۰/۳۸	۱/۹۱۷۹[۰/۰۶۸]	۰/۴۱	۱/۸۳[۰/۰۷۹]	-	-
LPCREDIT	-۱/۶۵	-۲/۶۸۸۰[۰/۰۲۲]	-	-	-	-
LPCREDIT(-1)	۲/۲۲	۳/۳۷۹[۰/۰۰۳]	-	-	-	-
LBASSET	-	-	۰/۷۰	۱/۸۴[۰/۰۷۸]	-	-

1. Pesaran, et al (1996)

توسعه بازار مالی و تقاضای انرژی در ایران ... ۲۰۳

LLIQ	-	-	-	-	۰/۵۱	۱/۳۳[۰/۱۹۵]
LICOM	-۱/۲۲	-۳/۸۵۳۷[۰/۰۰۱]	-۱/۱۸	-۳/۲۸[۰/۰۰۳]	-۰/۹۹	-۲/۴۴[۰/۰۲۲]
LICOM(-۱)	۱/۴۲	۴/۱۷۱۳[۰]	۱/۰۹	۲/۹۲[۰/۰۰۸]	۱/۱۹	۲/۹۰[۰/۰۰۸]

بر اساس نتایج به دست آمده در جدول ۴، سه معادله تخمین زده شد که در هر کدام از یک شاخص توسعه بانکی استفاده گردیده است. در مدل (۱)، تابع تقاضای انرژی بر روی نسبت اعتبارات بانکی به تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص توسعه مالی برآورد گردیده است که در آن، به ازای افزایش ۱ درصد شاخص توسعه مالی در سطح، تقاضا برای انرژی ۱/۶۵ درصد کاهش می‌یابد و در صورت افزایش ۱ درصد شاخص توسعه مالی با یک وقفه، تقاضای انرژی را به میزان ۲/۲۲ درصد افزایش می‌دهد و بطور کلی می‌توان تأثیر شاخص توسعه مالی را مثبت ارزیابی کرد. اما در مدل (۱) اثر قیمت واقعی انرژی بر تقاضای انرژی معکوس است و در صورت افزایش یک درصد قیمت واقعی نفت، تقاضا برای انرژی در ایران به میزان ۰/۷۶ درصد تقاضای انرژی کاهش می‌یابد. هرچند که قیمت انرژی با یک وقفه ۰/۳۸ است ولی اثر نهایی منفی است. درآمد سرانه در مدل داری اثر منفی است به گونه‌ای که اگر یک درصد به درآمد سرانه افزوده شود تقاضای انرژی در ایران به میزان ۱/۲۲ درصد کاهش می‌یابد.

در مدل (۲)، نسبت دارایی‌های بانک‌ها را به عنوان شاخص توسعه مالی در نظر گرفته‌ایم و اثر آن را بر روی تقاضای انرژی در ایران بررسی نموده‌ایم. براساس نتایج به دست آمده در صورت افزایش یک درصد شاخص توسعه مالی (نسبت دارایی‌های بانک‌ها به تولید ناخالص داخلی)، تقاضای انرژی در ایران به میزان ۰/۷ درصد افزایش می‌یابد و قیمت نفت در سطح اگر یک درصد افزایش یابد تقاضا برای انرژی ۰/۶۱ درصد کاهش می‌یابد. هرچند که قیمت واقعی نفت با یک وقفه، تأثیر مثبت به میزان ۰/۴۱ درصد را نشان می‌دهد ولیکن اثر کل قیمت واقعی نفت بر روی تقاضای انرژی منفی است و براساس آن اثر منفی قیمت محصول بر روی تقاضا کاملاً تأیید می‌گردد. در ادامه همانند مدل (۱) اثر منفی درآمد بر روی تقاضای انرژی تأیید می‌گردد و در صورت افزایش یک درصد درآمد سرانه، تقاضا برای انرژی به میزان ۱/۱۸ درصد کاهش می‌یابد. در مدل (۳)، برای متغیر شاخص توسعه مالی از نسبت حجم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی استفاده گردیده است و براساس آن اگر شاخص توسعه مالی، یک درصد افزایش یابد، تقاضا برای انرژی ۰/۵۱ درصد افزایش می‌یابد و در صورت افزایش قیمت واقعی نفت به میزان

۲۰۴ فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی سال دوم شماره ۵

یک درصد، تقاضا برای انرژی به میزان ۰/۳۵ درصد کاهش می‌یابد و بنابراین همانند دو مدل قبلی رابطه منفی قیمت واقعی نفت و تقاضای انرژی در بلندمدت در اقتصاد ایران کاملاً تأیید می‌گردد. افزایش درآمد سرانه در اقتصاد ایران نیز باعث کاهش تقاضای انرژی می‌گردد و با افزایش یک درصد درآمد سرانه در ایران، تقاضای انرژی در ایران ۰/۹۹ درصد کاهش می‌یابد. بنابراین با استناد به مطالب این بخش، تأثیر منفی قیمت واقعی نفت بر تقاضای انرژی پذیرفته می‌شود. تأثیر منفی درآمد بر تقاضای انرژی نیز گویای اثر منفی درآمدی بر تقاضای انرژی است. در ادامه آماره‌های به دست آمده برای سه مدل تخمین زده شده محاسبه گردیده که براساس آن مناسب‌ترین الگوی تخمینی مشخص شده است.

جدول ۵. آماره‌های مدل‌های تخمین زده شده

مدل	F	R-Squared	B.S	H-Durbin	W.D	AIC	R-Bar-Squared
۱	۷/۵۰	۰/۶۲	۱۲/۱۱	-۰/۰۶۳[۰/۹]	۲/۰۱۹	۱۶/۲۱	۰/۶۲
۲	۹/۴۲	۰/۷۱	۱۴/۸۵	-۱/۴۳[۰/۱]	۲/۴۱	۱۹/۶۳	۰/۶۴
۳	۷/۰۸	۰/۵۴	۱۱/۰۶	۰/۸۵[۰/۳]	۱/۷۵	۱۴/۴۸	۰/۴۶

جدول ۵ آمار و اطلاعات مربوط به تخمین الگوهای بلندمدت را نشان می‌دهد. براساس آماره‌های موجود بهترین مدل برآوردی به ترتیب، مدل (۲)، مدل (۳) و در نهایت مدل (۱) است.

۳-۲. نتایج تخمین الگوی کوتاه‌مدت تقاضای انرژی

برای بررسی تابع تقاضای انرژی کوتاه‌مدت در اقتصاد ایران از الگوی ECM استفاده نموده‌ایم. در ادامه برای هر یک از مدل‌های اشاره شده در قسمت‌های قبل الگوی تصحیح خطا را تخمین زده و اثر هر یک از متغیرها را بر روی آن بررسی کرده‌ایم.

جدول ۶. نتایج تخمین ECM

Regressor	مدل (۲)		مدل (۱)		مدل (۳)	
	Coefficient	T-Ratio[Prob]	Coefficient	T-Ratio[Prob]	Coefficient	T-Ratio[Prob]
dLOILP	-۰/۶۱	-۲/۹۵[۰/۰۰۷]	-۰/۷۵	-۳/۸۹[۰/۰۰۱]	-۰/۳۵	-۲/۸۶[۰/۰۱۱]
dLICOM	-۱/۱۷	-۳/۲۸[۰/۰۰۳]	-۱/۲۱	-۳/۸۵[۰/۰۰۱]	-۰/۹۹	-۲/۴۴[۰/۰۲۲]
dLBASSET	۰/۶۹	۱/۸۴[۰/۰۷۷]				
dLPCREDIT			-۱/۶۴	-۲/۴۶[۰/۰۲۱]		

توسعه بازار مالی و تقاضای انرژی در ایران ... ۲۰۵

dLLIQ					۰/۵۱	۱/۳۳[۰/۱۹۴]
ecm(-۱)	-۰/۳۴	-۳/۳۶[۰/۰۰۲]	-۰/۴۸	-۴/۱۹[۰]	-۰/۴۳	-۳/۶۶[۰/۰۰۱]
	<i>ecm = LENERGY</i>		<i>ecm = LENERGY</i>		<i>ecm = LENERGY</i>	
	+ ۰/۵۷LOILP		+ ۰/۷۷LOILP		+ ۰/۸۸LOILP	
	+ ۰/۲۵۰۳۳LICOM		- ۱/۱۷LPCREDIT		- ۱/۱۷LLIQ	
	- ۱/۹۹LBASSET		- ۰/۴۱۶LICOM		- ۰/۴۵LICOM	
R-Squared	۰/۵۹		۰/۶۹		۰/۵۰	
F-stat	F(۳,۲۵)	۱۱/۰۸[۰]	F(۳,۲۵)	۱۷[۰]	F(۳,۲۵)	۸/۲۱[۰/۰۰۱]
DW-statistic	۲/۰۱۹۵		۲/۴۱۷۹		۱/۷۵۶۷	

مدل (۱) در جدول ۶، الگوی کوتاه‌مدت شاخص توسعه مالی را براساس نسبت اعتبارات بانکی به تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته است، ضریب به دست آمده که گویای کشش تقاضای انرژی به شاخص توسعه مالی است ۱/۶۴- است. در این مدل کشش قیمت تقاضای انرژی در کوتاه‌مدت ۰/۷۵- است و اگر قیمت واقعی نفت در کوتاه‌مدت ۱ درصد افزایش یابد، تقاضای انرژی در کوتاه‌مدت ۰/۷۵ درصد کاهش و در صورت افزایش درآمد سرانه در کوتاه‌مدت به میزان یک درصد تقاضا برای انرژی ۱/۲۱ درصد کاهش می‌یابند. براساس الگوی تصحیح خطای به دست آمده قیمت واقعی نفت عامل آشوب کوتاه‌مدت برای مدل تابع تقاضای انرژی است و در مقابل درآمد سرانه و شاخص توسعه مالی به کاهش نوسانات تقاضای انرژی در بازار کمک می‌کنند و باعث تعدیل سریع‌تر تقاضای کوتاه‌مدت انرژی در مسیر بلندمدت می‌شوند.

در مدل (۲) کشش قیمتی تقاضای انرژی ۰/۶۱- است که براساس آن اگر قیمت نفت ۱ درصد افزایش یابد، تقاضا برای انرژی ۰/۶۱ درصد کاهش می‌یابد. همچنین در کوتاه‌مدت براساس مدل (۲)، کشش درآمدی تقاضا ۱/۱۷- است که براساس آن می‌توان گفت اگر ۱ درصد به درآمد سرانه در ایران افزوده شود، تقاضا برای انرژی ۱/۱۷ درصد کاهش می‌یابد. از سویی کشش تقاضا نسبت به شاخص توسعه مالی ۰/۶۹ است. بنابراین براساس مدل (۲) در کوتاه‌مدت شاخص توسعه مالی بر تقاضای انرژی اثر مثبت دارد. مدل تصحیح خطای تابع تقاضا گویای این است که رشد درآمد سرانه و شاخص توسعه مالی باعث کاهش شوک در تقاضای انرژی و رشد قیمت نفت باعث ایجاد نوسان در بازار تقاضای انرژی می‌گردند.

در مدل (۳)، شاخص توسعه مالی باعث افزایش تقاضا می‌گردد. براساس کشش قیمتی تقاضای انرژی اگر یک درصد به قیمت نفت افزوده شود، ۰/۳۵ درصد به تقاضای انرژی اضافه می‌گردد.

کشش درآمدي تقاضای انرژی نیز بیانگر اثر منفی در آمد سرانه بر تقاضای انرژی است که اگر یک درصد به در آمد سرانه اضافه گردد، تقاضا برای انرژی ۰/۹۹ درصد کاهش خواهد داشت. براساس جمله تصحیح خطا، در آمد سرانه و شاخص توسعه مالی به کاهش نوسانات تقاضا برای انرژی کمک می کنند و در مقابل قیمت نفت عامل نوسان در تقاضای انرژی می گردد.

۳-۳. نتایج تخمین الگوی بلندمدت تقاضای انرژی

در ادامه به بررسی الگوی بلندمدت برای تقاضای انرژی در ایران خواهیم پرداخت که براساس الگوی ARDL محاسبه گردیده است.

جدول ۷. نتایج تخمین AEDL

Regressor	مدل (۲)		مدل (۱)		مدل (۳)	
	Coefficient	T-Ratio[Prob]	Coefficient	T-Ratio[Prob]	Coefficient	T-Ratio[Prob]
LOILP	-۰/۷۷	-۲/۶۲[۰/۰۱]	-۰/۵۷	-۱/۶۶[۰/۱۱۰]	-۰/۸۱	-۲/۷۶[۰/۰۱۳]
LICOM	۰/۴۱	۳/۹۰[۰/۰۰۱]	-۰/۲۵	-۰/۵۳[۰/۵۹۹]	۰/۴۵	۶/۸۲[۰]
LPCREDIT	۱/۱۷	۱/۴۳[۰/۱۶۵]				
LBASSET			-۱/۹۹	۱/۱۷[۰/۰۹۹]		
LLIQ					۱/۱۷	۱/۴۷[۰/۱۵۴]

ضرایب به دست آمده در جدول ۷ بیانگر تابع تقاضای بلندمدت برای انرژی در ایران هستند. براساس هر سه مدل برآوردی کشش قیمتی تقاضای انرژی در ایران کوچکتر از ۱ است. ضرایب به دست آمده برای تأثیر توسعه مالی بر مصرف انرژی در بلندمدت، تنها در مدل (۲)، در سطح کمتر از ۱۰ درصد پذیرفته می شود و در مدل های (۱) و (۳) در سطح کمتر از ۱۰ درصد رد می شوند. اما براساس نتایج برای هر ۳ مدل ضریب به دست آمده شاخص توسعه مالی بزرگتر از ۱ است که نشان دهنده بالا بودن تأثیر شاخص توسعه مالی در بلندمدت بر افزایش تقاضای انرژی است. در بلندمدت براساس مدل های (۱) و (۳)، کشش درآمدي تقاضای انرژی مثبت ولی براساس مدل (۲) منفی است ولیکن در مدل (۲) در سطح کمتر از ۱۰ درصد، ضریب به دست آمده رد می شود. بنابراین می توان اثر مثبت آن که در ۲ مدل دیگر در سطح احتمال کمتر از ۱ درصد را پذیرفت.

۴. نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات

توسعه بازار مالی پدیده‌ای است که می‌تواند از یک سو به افزایش کارایی سیستم مالی و از سوی دیگر بر فعالیت‌های اقتصادی و مصرف انرژی اثرگذار باشد. انرژی به عنوان نیروی محرکه اکثر فعالیت‌های تولیدی و خدماتی، جایگاه ویژه‌ای در رشد و پویایی اقتصادی بر عهده دارد. بر این اساس، در این مقاله تصمیم گرفتیم به مدل‌سازی ارتباط بین مصرف انرژی و توسعه بازارهای مالی با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون با وقفه توزیعی پردازیم. زیرا در میان مطالعات پیشین خلأ ناشی از نبود چنین مطالعه‌ای مشاهده می‌شد. داده‌های مربوط به میزان تقاضای انرژی برای کل بخش‌های اقتصادی در ایران بر مبنای واحد میلیون بشکه نفت است که برای استفاده در مدل تحقیق به شاخص سرانه برای هزار نفر تبدیل گردید. برای شاخص‌های بخش توسعه مالی نیز از سه متغیر میزان نقدینگی در جامعه، اعتبارات بخش بانکی و دارایی‌های بخش بانکی استفاده گردید و قبل از استفاده با تقسیم بر سطح تولید ناخالص داخلی به صورت شاخص‌هایی جهت بررسی توسعه مالی تبدیل شد.

در این مقاله سه مدل برای تابع تقاضای انرژی در ایران به صورت بلندمدت و کوتاه‌مدت بر مبنای شاخص توسعه‌یافتگی مالی تخمین زده شدند. در اولین مدل تابع تقاضای انرژی بر روی نسبت اعتبارات بانکی به تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص توسعه مالی تخمین زده شد که در آن به ازای افزایش ۱ درصد شاخص توسعه مالی در سطح، تقاضا برای انرژی ۱/۶۵ درصد کاهش می‌یابد و در صورت افزایش ۱ درصد شاخص توسعه مالی با یک وقفه، تقاضای انرژی را به میزان ۲/۲۲ درصد افزایش می‌دهد. بطور کلی می‌توان تأثیر شاخص توسعه مالی را مثبت ارزیابی کرد. در مدل (۲)، نسبت دارایی‌های بانک‌ها به تولید ناخالص داخلی را به عنوان شاخص توسعه مالی در نظر گرفتیم و اثر آن را بر روی تقاضای انرژی در ایران بررسی نمودیم. براساس نتایج به دست آمده در صورت افزایش یک درصد شاخص توسعه مالی، تقاضای انرژی در ایران به میزان ۰/۷ درصد افزایش می‌یابد. در مدل (۳) نیز برای متغیر شاخص توسعه مالی از نسبت حجم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی استفاده گردید و براساس آن اگر شاخص توسعه مالی یک درصد افزایش یابد، تقاضا برای انرژی ۰/۵۱ درصد افزایش می‌یابد.

برای بررسی تابع تقاضای انرژی کوتاه‌مدت در اقتصاد ایران نیز از الگوی ECM استفاده نموده‌ایم و در ادامه برای هر یک از مدل‌های اشاره شده در قسمت‌های قبل الگوی تصحیح خطا را

۲۰۸ فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی سال دوم شماره ۵

تخمین زده و اثر هر یک از متغیرها را بر روی آن بررسی کردیم. بر مبنای جمله تصحیح خطا در مدل‌های تخمینی، درآمد سرانه و شاخص توسعه مالی به کاهش نوسانات تقاضا برای انرژی کمک می‌کنند و در مقابل قیمت نفت عامل نوسان در تقاضای انرژی معرفی می‌گردد. کشش شاخص توسعه مالی در بلندمدت نیز بزرگتر از ۱ است که نشان‌دهنده بالا بودن تأثیر شاخص توسعه مالی در بلندمدت بر افزایش تقاضای انرژی است.

منابع

الف - فارسی

آرمن، سیدعزیز و روح‌اله زارع (۱۳۸۴)، «بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۴۶»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۴، صفحات ۱۴۳-۱۱۷.

بهبودی، داود، اصغرپور، حسین و محمدحسن قزوینیان (۱۳۸۸)، «شکست ساختاری، مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۳، صفحات ۸۴-۵۳.

ترکمان احمدی، معصومه (۱۳۸۹)، بررسی شکل ضعیف کارایی در بازار سهام با رویکرد جدید، پایان‌نامه دوره کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه رازی کرمانشاه.

تهرانی، رضا (۱۳۸۷)، *مدیریت مالی*، چاپ پنجم، انتشارات نگاه دانش.

جزوه آموزشی دوره مقدماتی آشنایی با بورس اوراق بهادار و نحوه سرمایه‌گذاری در آن. جونز، چارلز پی (۱۳۸۶)، *مدیریت سرمایه‌گذاری*، ترجمه و اقتباس: رضا تهرانی و عسگر نوریبخش، چاپ سوم، انتشارات نگاه دانش.

شیرین‌بخش، شمس‌اله و زهرا حسن خونساری (۱۳۸۴)، کاربرد *Eviews* در اقتصادسنجی، چاپ دوم، انتشارات پژوهشکده امور اقتصادی.

عبده‌تبریزی، حسین (۱۳۸۳)، «بازار سرمایه: نیروی محرکه توسعه اقتصادی»، کنفرانس بازار سرمایه، موتور محرک توسعه اقتصادی ایران.

گجراتی، دامودار (۱۳۸۷)، *مبانی اقتصادسنجی*، جلد دوم، ترجمه حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران.

گزارش کارکردهای بورس اوراق بهادار و جایگاه آن در بازارهای مالی (۱۳۷۶)، دی ماه.

گزارش کارکردهای بورس اوراق بهادار و جایگاه آن در بازارهای مالی (۱۳۸۶)، دی ماه.

توسعه بازار مالی و تقاضای انرژی در ایران ... ۲۰۹

نجفی، زهرا (۱۳۸۸)، تأثیر آزادسازی تجاری و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران، پایان‌نامه دوره کارشناسی ارشد، دانشکده امور اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان.
نوفروستی، محمد (۱۳۸۷)، ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی، چاپ اول، انتشارات رسا.

ب- انگلیسی

- Fung, M. K. (2009), "Financial Development and Economic Growth: Convergence or Divergence?", *Journal of International Money and Finance*, No. 28, pp. 56-67.
- International Energy Agency (2007), *World Energy Outlook*, IEA.
- Levine, R. and S. Zervos (1996), "Stock Market Development and Long Run Growth", *World Bank Economic Review*, No. 10, pp. 323-339.
- Levine, R. and S. Zervos (1998), "Stock Markets, Banks, and Economic Growth", *American Economic Review*, No. 88, pp. 537-558.
- Mielnik, O. and J. Goldemberg (2002), "Foreign Direct Investment and Decoupling between Energy and Gross Domestic Product in Developing Countries", *Energy Policy*, No. 30, pp. 87-89.
- Sadorsky, P. (2010), "The Impact of Financial Development on Energy Consumption in Emerging Economies", *Energy Policy*, No. 38, pp. 2528-2535.
- Sadorsky, P. (2011), "Financial Development and Energy Consumption in Central and Eastern European Frontier Economies", *Energy Policy*, No. 39, pp. 999-1006.
- Tamazian, A. and B. B. Rao (2010), "Do Economic, Financial and Institutional Developments Matter for Environmental Degradation? Evidence from Transitional Economies", *Energy Economics*, No. 32, pp. 137-145.
- Tamazian, A., Chousa, J. P. and C. Vadlamannati (2009), "Does Higher Economic and Financial Development Lead to Environmental Degradation: Evidence from the BRIC Countries", *Energy Policy*, No. 37, pp. 246-253.