Archive of SID

فصلنامه اقتصاد کاربردی
دوره ۱۰، شماره ۳۲ و ۳۳، بهار و
تابستان ۱۳۹۹

رابطه رشد اقتصادی، شدت انرژی و توسعه مالی: یک مقایسه از اقتصادهای ایران و ترکیه

حسین فتحی‌زاده [۱]، مسعود نونژاد [۲]، علی حقیقت [۳] و عباس امینی‌فرد [۴]

تاریخ دریافت: ۹۹/۰۷/۱۲ تاریخ پذیرش: ۹۹/۱۱/۱۴

چکیده:

در این تحقیق رابطه بین رشد اقتصادی، شدت انرژی و توسعه مالی در اقتصادهای ایران و ترکیه بررسی شده است. به این منظور، از داده‌های سری زمانی سالانه دو کشور در دوره ۱۹۷۴ تا ۲۰۱۶ استفاده شد. جهت تحلیل روابط، روش‌های خود رگرسیون با وقفه توزیع شده (ARDL) و خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) به کار گرفته شد. نتایج رابطه بلندمدت مدل ARDL نشان می‌دهد که تاثیر شدت انرژی بر رشد اقتصادی هر دو کشور منفی و معنادار است. اثر شاخص توسعه مالی بر رشد اقتصادی ایران مثبت و معنادار است. برعکس، تاثیر این متغیر بر رشد اقتصادی ترکیه منفی و معنادار است. هم‌چنین، براساس نتایج تجزیه واریانس در مدل SVAR رشد شدت انرژی بیشترین سهم را از نوسانات رشد اقتصادی دو کشور داشته است. در کوتاه مدت، سهم رشد شدت انرژی از نوسانات رشد اقتصادی در اقتصاد ایران حدود ۴۴/۳ درصد و در ترکیه ۳۹/۹ درصد بوده است. در حالی که در بلندمدت بخشی از اثر این متغیر در نوسان رشد اقتصادی هر دو کشور کم شده است. هم‌چنین در بلند مدت ۸/۵ درصد از نوسانات رشد اقتصادی ایران به رشد توسعه مالی مربوط است، در مقابل سهم توسعه مالی از نوسانات رشد اقتصادی ترکیه بیشتر از ۲۲ درصد است.

کلید واژه: رشد اقتصادی، شدت انرژی، توسعه مالی، اقتصاد ایران، اقتصاد ترکیه.
طبقه‌بندی JEL: O11، Q43، E44

.

[۱] دانشجوی دکتری دانشگاه آزاد اسلامی، واحد شیراز، گروه اقتصاد، شیراز، ایران. ایمیل: Hfathe@yahoo.com
[۲] دانشیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد شیراز، گروه اقتصاد، شیراز، ایران .(نویسنده مسئول). ایمیل: Mnonejad.iaushiraz@yahoo.com
[۳] استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد شیراز، گروه اقتصاد، شیراز، ایران. ایمیل: Alihaghighat91@yahoo.com
[۴] استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد شیراز، گروه اقتصاد، شیراز، ایران. ایمیل: Aaminifard@yahoo.com

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

رشد اقتصادی به عنوان معیاری برای سنجش وضعیت اقتصادی یک جامعه تعریف می‌گردد و به مفهوم افزایش تولید ملی حقیقی سرانه به صورت پایدار در یک دوره بلندمدت است (نونژاد، ۱۳۹۳). تجربه اقتصادهای در حال توسعه و نوظهور نشان دهنده هم‌گامی رشد اقتصادی با شدت انرژی (تقاضای انرژی) و فرایند توسعه مالی در این کشورهاست. شدت انرژی شاخصی کلی از بازده انرژی است و میزان مصرف انرژی هر کشور را در جریان تولید نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، این متغیر دیدگاهی درباره کارایی مصرف انرژی را در یک جامعه جلوه می‌دهد (اقبالی و همکاران، ۱۳۹۴). شدت انرژی، میزان مصرف انرژی برای حصول یک واحد تولید ناخالص داخلی است، که عمدتاً به واحد بشکه نفت خام به میلیون ریال بر حسب قیمت‌های داخلی محاسبه می‌شود. بنابراین این شاخص عمدتاً تحت تاثیر دو عامل مصرف انرژی و میزان تولید قرار می‌گیرد (همتی، ۱۳۸۳). در سمت دیگر، منظور از توسعه مالی فرآیندی است که در طی آن افراد جامعه قابلیت دسترسی ارزان قیمت به ابزارهای مالی و استفاده از خدمات واسطه‌های مالی را پیدا می‌کنند. در یک بازار مالی توسعه یافته اصول آزادی انتخاب و شفافیت اطلاعات به درستی رعایت می‌شود و عرضه‌کنندگان و تقاضا کنندگان بازار مالی می‌توانند در شرایط آزاد و آگاهی خدمت مورد نظر خود را بخرند و یا بفروشند (کینگ و لوین، ۱۹۹۳). نظام مالی کارآمد با شناسایی و تامین مالی فرصت‌های مناسب کسب و کار، تجهیز پس‌اندازها، پوشش و متنوع‌سازی ریسک و هم‌چنین تسهیل مبادلات کالاها و خدمات موجب گسترش فرصت‌های سرمایه‌گذاری می‌شوند. از سوی دیگر، افزایش کارایی در سیستم مالی در نهایت با بهبود تخصیص منابع، ارتقای سرمایه‌گذاری و تسریع در انباشت سرمایه، موجبات رشد اقتصادی بالاتر را فراهم می‌کند (کرین، ۲۰۰۴).

انرژی یک واسطه معمول و عامل شتاب دهنده در فرایند تولید محسوب می‌شود و به عنوان یک عامل غیرقابل چشم‌پوشی در اقتصاد منظور می‌شود. آیرس و وار (۲۰۱۲) در مدل فیزیولوژیکی رشد، انرژی را اساس و بنیاد بقای بشر معرفی نموده‌اند و از آن به عنوان شاه‌راه توسعه اقتصادی نام می‌برند. در مقابل افرادی مثل برندت و وود (۱۹۷۵) افزایش در مصرف انرژی را منوط به فرایند رشد اقتصادی دانسته و رابطه را برعکس دیده‌اند. انرژی سهم زیادی از تجارت دنیا را در اختیار داشته و نوسانات آن رشد اقتصادی کشورها را مخدوش می‌کند. از طرفی برخی محققین نظیر سادورسکی (۲۰۱۰) نحوه تامین مالی در سرمایه‌گذاری بر تکنولوژی‌های انرژی اندوز[1] را ابزاری در جهت کنترل نوسانات معرفی می‌کنند. تکنولوژی‌های انرژی اندوز پیشرفت‌های فن‌آورانه است که مصرف انرژی را در ازای مقدار مشخصی از تولید کاهش می‌دهد، به طوری که این پیشرفت‌ها با افزایش کارایی انرژی در مقایسه با اثر درآمدی مصرف انرژی، شدت انرژی را کاهش می‌دهند (درگاهی و بیابانی خامنه، ۱۳۹۶). به این ترتیب، ارتباط توسعه مالی و شدت انرژی نیز به ساختار و سیستم مالی کشورها بستگی دارد و از طرفی نحوه دسترسی کشورها به منابع انرژی و مالی نیز بر رشد اقتصادی آن‌ها اثر گذار است. با این مقدمه، مسأله اصلی تحقیق ابهام موجود در ارتباط سه گانه توسعه مالی، شدت انرژی و رشد اقتصادی در کشورهای مختلف است. در این راستا، در تحقیق حاضر این ارتباط سه گانه برای دو کشور ایران و ترکیه با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه در بازه ۱۹۷۴ تا ۲۰۱۶ بررسی شده است. دو کشور ایران و ترکیه دو رقیب منطقه‌ای محسوب شده و دارای منافع مشترک و تضادهای زیادی هستند که مطالعه جامع وضعیت اقتصادی دو کشور در قالب چنین موضوعی درک زیادی از جایگاه اقتصاد ایران را در منطقه خاورمیانه حاصل می‌کند. دلیل انتخاب کشور ترکیه در کنار ایران، در این تحقیق از آنجاست که این کشور یکی از مهم‌ترین واردکنندگان تولیدات انرژی ایران در طی سال‌های گذشته بوده است. روابط تجاری ایران و ترکیه در سال ۲۰۰۱ حدود یک میلیارد دلار، در سال ۲۰۱۰ حدود هشت میلیارد دلار و در سال ۲۰۱۱ به حدود بیست میلیارد دلار رسیده است. این حجم تجارت نیاز دو کشور را به یکدیگر نشان می‌دهد. سیر صعودی تراز تجاری تهران و آنکارا بیش از هر عامل دیگری متأثر از انرژی‌های نفت و گاز است. کشور ترکیه هم به لحاظ بازار مصرف داخلی این کشور و هم انتقال نفت، فراورده‌های نفتی و گاز به کشورهای دیگر حائز اهمیت فراوان است. در مقابل ترکیه از طریق ایران به حوزه‌های انرژی و مالی منطقه خلیج فارس و بازارهای آسیایی متصل می‌شود. بنابراین منطق این ائتلاف نوعی نیاز متقابل استراتژیک برای دو کشور ایجاد می‌کند که معمولاً در مقایسه‌های تطبیقی

www.SID.ir

Archive of SID

اقتصاد در حوزه‌های تحقیقاتی معمولاً این کشور با ایران مقایسه می‌شود. انتخاب دوره زمانی تحقیق براساس دسترسی به اطلاعات و داده‌های مشترک دو کشور ایران و ترکیه صورت گرفته است. به این ترتیب تحقیق حاضر به دنبال پاسخ به این پرسش است که ارتباط سه گانه توسعه مالی، شدت انرژی و رشد اقتصادی در هر یک از کشورهای ایران و ترکیه به چه صورت می‌باشد؟

مابقی این مقاله به صورت ذیل سازماندهی شده است:

در بخش دوم، مبانی نظری تحقیق تشریح می شود. در بخش سوم، ادبیات موضوع در قالب مطالعات تجربی پیرامون ارتباط رشد اقتصادی با شدت انرژی و توسعه مالی آمده است. در بخش چهارم مدل مفهومی تحقیق و معادلات مربوط به آن تصریح می‌شوند. در بخش پنجم اقتصادسنجی مدل‌های تحقیق آمده است. در بخش ششم معادلات و مدل‌های تصریح شده براورد می‌شوند و نتایج آن تجزیه و تحلیل خواهد شد. این بخش براساس نتایج رابطه بلندمدت مدل ARDL و هم‌چنین تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی در چارچول مدل SVAR تجزیه و تحلیل می‌شود. در بخش نهایی نیز براساس نتایج تحقیق پیشنهاداتی جهت حوزه سیاست‌گذاری و تحقیقات آتی مطرح می‌شود.

مبانی نظری

در دهه اخیر ارتباط بین توسعه مالی، شدت انرژی و رشد اقتصادی مورد توجه بسیاری از محققین بوده است. در یک سیستم مالی سخت (با مشخصاتی از جمله سقف نرخ بازدهی حاصل از مشارکت اعتباردهندگان و متقاضیان تسهیلات، ذخایر مورد نیاز و یک برنامه اعتباری مستقیم) ممکن است فرایند توسعه مالی تخریب شود. زیرا ممکن است، آسیب‌های زیادی به اقتصاد از ناحیه کمبود جذب سرمایه متحمل شود (کریستوپولوس و تسیوناس، ۲۰۰۴). در مقابل، یک سیستم مالی توسعه یافته و انعطاف‌پذیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری بیشتری را ایجاد می‌کند. مطالعه فانگ (۲۰۰۹) نشان می‌دهد که یک سیستم مالی کارا تولید بیشتری را خلق می‌کند و نهاده‌ها برای این تولیدات از جمله تقاضای انرژی افزایش می‌یابد. بنابراین توسعه مالی یک عامل مهم اثرگذار بر شدت انرژی لحاظ می‌شود. در این ارتباط افرادی مثل میلنیک و گلدمبرگ (۲۰۰۲)، فون تانگ (۲۰۰۹)، سادورسکی (۲۰۱۰)، شهباز و همکاران (۲۰۱۰)، لی (۲۰۱۳) و اسلام و همکاران (۲۰۱۳) یک رابطه یک طرفه از سمت توسعه مالی بر مصرف انرژی را نتیجه گرفتند. در مقابل افرادی مثل کاکار و همکاران (۲۰۱۱) و تانگ و تان (۲۰۱۳) رابطه را از سمت مصرف انرژی به توسعه مالی دیده‌اند. عده‌ای نیز رابطه مصرف انرژی و توسعه مالی را دو طرفه نتیجه گرفته‌اند که از آن جمله می‌توان به مطالعات مهرآرا و موسایی (۲۰۱۲) و موداکار و همکاران (۲۰۱۳) اشاره نمود. هم‌چنین بسیاری بر این باورند که توسعه مالی با رشد اقتصادی نیز در ارتباط است. بخش مالی در تجهیز منابع برای سرمایه‌گذاری، تشویق ورود سرمایه خارجی و بهینه‌سازی ساز و کار تخصیص منابع به بخش‌های اقتصاد، نقش مهمی ایفا می‌کند. انتظار می‌رود هرچه نظام مالی و پولی توسعه یافته‌تر باشد، رشد اقتصادی بیشتر باشد. کالدرون و لیو (۲۰۰۳) و حسن و همکاران (۲۰۱۱) بر تاثیر مثبت توسعه مالی بر رشد اقتصادی تاکید می‌کنند و معتقدند فرصت‌های توسعه مالی در کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای صنعتی بیشتر هستند. با این وجود مطالعاتی نظیر گریس و ردلین (۲۰۱۱) وجود دارد که ارتباط منفی بین توسعه مالی و رشد اقتصادی را نتیجه گرفتند. به این ترتیب پویایی روابط بین رشد اقتصادی، شدت انرژی و توسعه مالی توجه زیادی را در ادبیات اقتصادی به خود معطوف کرده است.

آنچه از مطالب مذکور مشخص است، هر چند که عمده مطالعات پیشین و تحقیقات انجام شده بر وجود رابطه بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی و توسعه مالی تاکید کرده‌اند، اما مطالعات زیادی نیز در جهت متضاد با آن‌ها نیز موجود است. برخی از محققین از جمله عمری و کوهالی (۲۰۱۴) دلیل برخی از تضاد نتایج را در دسته‌بندی کشورها به لحاظ درآمدی دیده‌اند و به این منظور اثر متقابل این سه متغیر را در سه دسته درآمدی، کشورهای با درآمد بالا، کشورهای با درآمد متوسط و کشورهای با درآمد پایین بررسی نمودند. به اعتقاد ایشان مصرف انرژی در تمامی سطوح درآمدی اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد، اما مصرف انرژی تنها در کشورهایی با درآمد بالا اثر مثبتی بر توسعه مالی دارد، حال آنکه در کشورهای با درآمد متوسط و پایین چنین رابطه‌ای وجود ندارد. به این ترتیب ارتباط این سه متغیر اقتصادی هنوز مبهم است. از جمله دلایل دیگر که منجر به تناقض در تحقیقات پیشین شده است، می‌توان به نگرش کمّی پیرامون مقوله انرژی اشاره نمود. با توجه به این‌که استفاده از انرژی در کشورهای مختلف با توجه به درجه توسعه یافتگی آن‌ها

www.SID.ir

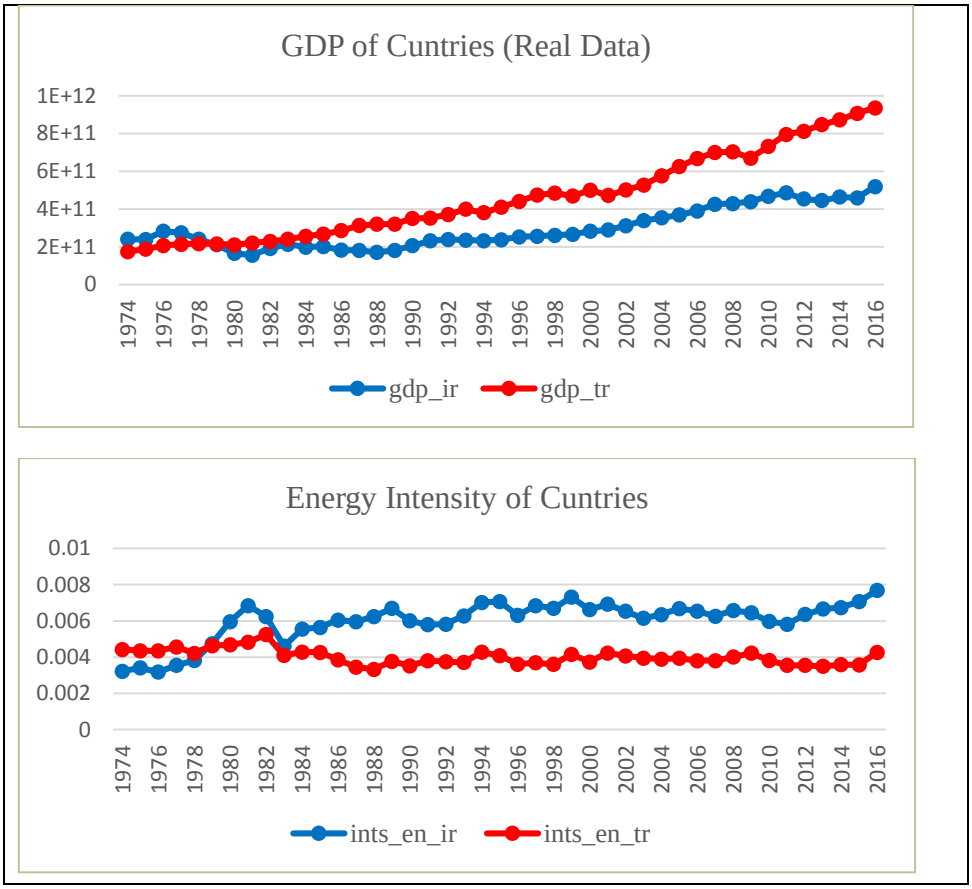
Archive of SID

متفاوت است و کشورها سطح توسعه یکسانی ندارند، از این‌رو کارایی این عامل در کشورهای مختلف یکسان نیست. بنابراین برنامه‌ریزی برای تولید و توجه به جایگاه انرژی در تابع تولید و سهم این عامل بر رشد محصول باید با دقت بسیار بالایی انجام گیرد. در حالی که برخی تحقیقات نظیر شهباز و همکاران (۲۰۱۳)، مصرف انرژی را به عنوان یک نهاده تولید در نظر می‌گیرند، کومل و همکاران (۲۰۰۲) و آیرس و وار (۲۰۱۲) بر نقش فیزیولوژیکی انرژی توجه نموده و کار مفید حاصل از انرژی تحت قوانین ترمودینامیک را مورد نظر قرار می‌دهند. این در حالی است که برخی محققین نظیر استرن و کلولند (۲۰۰۰) و فومین کیمورا (۲۰۱۴) به بعد کارایی فنی و کیفیت انرژی و البته عکس آن یعنی شدت انرژی توجه نموده‌اند.

در تحقیق حاضر گزینه سوم، یعنی رابطه شدت انرژی با رشد اقتصادی و توسعه مالی مورد بررسی و تحلیل قرار خواهد گرفت. شدت انرژی از نسبت مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی حاصل می‌شود و شاخصی است که هم کمیت و هم کیفیت انرژی را مورد نظر قرار می‌دهد. این متغیر شامل اطلاعات فراوانی است و انتظار می‌رود از طریق پیشرفت سطح تکنولوژی و کارایی فنی تاثیر و رابطه معکوسی با تولید داشته باشد. چرا که کاهش شدت انرژی به معنی تولید بیشتر با مصرف انرژی کمتر خواهد بود، پس اگر این متغیر رابطه‌ای منفی و معنادار با تولید داشته باشد، حکایت از پیشرفت تکنولوژی و تولید محصول بیشتر با مقدار انرژی کمتر است.

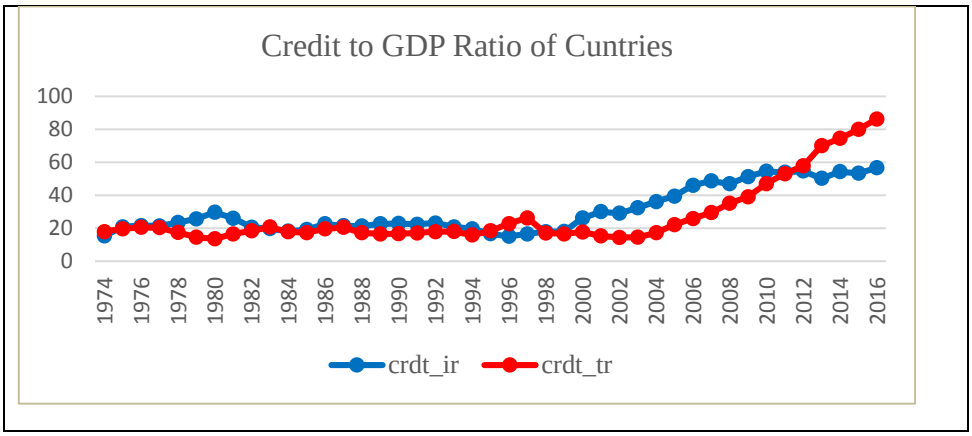
شکل (۱) پویایی تولید ناخالص داخلی حقیقی، شدت انرژی و نسبت اعتبارات اعطایی به GDP (به عنوان شاخص توسعه مالی) هر یک از کشورهای ایران و ترکیه را برای دوره سالانه ۱۹۷۴ تا ۲۰۱۶ نشان می‌دهد:

شکل ۱- تولید ناخالص داخلی حقیقی، شدت انرژی و توسعه مالی کشورهای ایران و ترکیه[۲]



www.SID.ir

Archive of SID



ادبیات موضوع

خلاصه مطالعات تجربی داخلی و خارجی را می‌توان به ترتیب در جداول (۱) و (۲) با اولویت مطالعات داخلی مشاهده نمود. مطالعه حاضر نسبت به این مطالعات از چند جهت دارای نوآوری است: اولاً، اکثر مطالعات پیشین رابطه دو به دو رشد اقتصادی با مصرف انرژی، رشد اقتصادی با توسعه مالی و مصرف انرژی با توسعه مالی را بررسی نموده‌اند. در مقابل در تحقیق حاضر رابطه سه گانه این متغیر تحت بررسی است. ثانیاً، در اکثر این مطالعات رابطه مصرف انرژی با رشد اقتصادی یا توسعه مالی بررسی شده است، در حالی که این متغیر تنها بعد مقداری انرژی را مدنظر قرار می‌دهد و بر تکنولوژی و کیفیت انرژی تاکیدی ندارد. ثالثاً، عمده این تحقیقات یک کشور خاص را مطالعه کرده است. در حالی که تفاوت در سطح درآمد و ساختار اقتصادها می‌تواند بر رابطه سه‌گانه رشد اقتصادی، شدت انرژی و توسعه مالی اثرگذار باشد.

جدول ۱- خلاصه مطالعات داخلی

محقق	سال	نتیجه
سیف	۱۳۸۷	نتایج در مورد تجزیه عوامل اصلی اثرگذار بر شدت انرژی نیز حکایت از تاثیر معنی‌دار متغیرهای سهم بخش خدمات، مساحت نسبی کشورها و رتبه توسعه انسانی کشورها بر شدت انرژی داشته است.
اکبریان و حیدری‌پور	۱۳۸۸	شاخص‌های مالی در کوتاه مدت بر رشد اقتصادی تاثیر منفی دارند، اما در بلندمدت با کمی اغماض این رابطه میان شاخص‌های توسعه مالی و رشد اقتصادی وجود دارد که به عقیده ایشان حاکی از نبود نظارت دقیق در سیستم بانکی بر تسهیلات اعطایی است.
سلیمی‌فر و همکاران	۱۳۸۹	پایین بودن قیمت انرژی، ساختار اقتصادی و رشد شهرنشینی عامل شدت انرژی بوده است.
دیلمی‌نژاد و استاد حسین	۱۳۸۹	نتایج این تحقیق حکایت از وجود یک رابطه علیت گرنجری یک سویه از مصرف انرژی به ارزش افزوده در بخش‌های صنعت، پالایشگاه‌ها، نیروگاه‌ها و حمل و نقل داشته است. به این ترتیب مصرف انرژی عامل تولید است.
فطرس و همکاران	۱۳۹۰	متغیر رشد اقتصادی و تغییرات فناوری به طور معناداری تاثیر مثبتی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه کشورهای مورد بررسی داشتند. به این صورت که با افزایش (کاهش) متغیرهای مورد نظر مصرف انرژی تجدیدپذیر در این کشورها نیز افزایش (کاهش) می‌یابد. در بلندمدت نیز رابطه هم انباشتگی بین رشد اقتصادی و لگاریتم مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه در این دو گروه از کشورها وجود داشت.
حسینی و همکاران	۱۳۹۰	نتایج حاصل از سه مدل برآورد شده، تاثیر معنادار شاخص‌های توسعه مالی بر رشد اقتصادی را در ایران در طی دوره مورد بررسی تایید می‌کنند.
ابراهیمی و آل مراد	۱۳۹۱	نتایج این تحقیق نشان دهنده تاثیر مثبت و معنادار توسعه بازارهای مالی بر مصرف انرژی می‌باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

محمدزاده و همکاران	۱۳۹۲	در بلندمدت توسعه مالی، تولید ناخالص داخلی سرانه، جمعیت شهرنشینی بر مصرف انرژی اثر مثبت داشته و در کوتاه مدت نیز تولید ناخالص داخلی سرانه، جمعیت شهرنشین تاثیر مستقیمی بر مصرف انرژی دارند، اما توسعه مالی اثر معنی‌داری بر مصرف انرژی به جا نمی‌گذارد.
اسدی و اسماعیلی	۱۳۹۲	نتایج براورد مدل، بیانگر تاثیر مثبت رشد اقتصادی، شاخص توسعه مالی، شاخص صنعتی شدن و شهرنشینی بر مصرف انرژی در بلند مدت است. هم‌چنین براساس نتایج آزمون علیت گرنجر، رابطه علیت کوتاه مدت از توسعه مالی به مصرف انرژی می‌شود.
دهقان شبانی و شهنازی	۱۳۹۴	نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که علیت دو طرفه بین رشد اقتصادی و توسعه مالی در کوتاه مدت و بلندمدت در استان‌های ایران وجود دارد.
خورسندی و همکاران	۱۳۹۴	نتایج این تحقیق نشان داد که تولید ناخالص داخلی سرانه در کشورهای غیر نفتی نسبت به کشورهای نفتی اثر مثبت بزرگتری بر مصرف سرانه انرژی دارد.
فرازمند و همکاران	۱۳۹۴	بر اساس نتایج مدل ARDL باند شاخص‌های توسعه مالی و رشد اقتصادی دارای رابطه بلندمدت با مصرف انرژی بودند. براساس آزمون علیت تودا و یاماموتو نیز یک رابطه علیت یک طرفه از توسعه مالی و رشد اقتصاد به مصرف انرژی تائید شده است.
آهنگری و کامران‌پور	۱۳۹۵	در بلندمدت و کوتاه مدت، رشد توسعه مالی و ارزش افزوده موجب افزایش مصرف انرژی می‌شوند. اثر توسعه مالی بر افزایش مصرف انرژی در بخش صنعت بیشتر از بخش کشاورزی بوده است.
حمیدی و همکاران	۱۳۹۶	نتایج اثر مثبت و معنادار توسعه بازار مالی، تولید ناخالص داخلی و شدت انرژی را بر مصرف انرژی تائید می‌کنند.
هراتی و همکاران	۱۳۹۶	توسعه مالی از طریق بازار پول به شکل U معکوس بر مصرف انرژی تاثیر دارد.
مرتضوی و همکاران	۱۳۹۷	براورد رابطه بلند مدت بیان می‌دارد که ارتباط معنادار و مثبت میان سرمایه و تولید ناخالص داخلی با مصرف انرژی وجود دارد. هم‌چنین کشش مصرف انرژی نسبت به GDP در هر سه بخش کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات مثبت و معنادار است.

جدول ۲- خلاصه مطالعات خارجی

محقق	سال	نتیجه
گالی	۱۹۹۸	رشد اقتصادی پایدار دارای اثر منفی و معنادار بر روند شدت انرژی خواهد بود.
مت کالف	۲۰۰۸	نتایج تحقیق وی نشان می‌دهد که افزایش درآمد سرانه ایالتی و افزایش قیمت انرژی، شدت انرژی را در بلندمدت و کوتاه مدت کاهش می‌دهد.
سادورسکی	۲۰۱۰	نتایج نشان دهنده تاثیر مثبت و معنادار توسعه بازار مالی و درآمد بر رشد مصرف انرژی بوده است.
سادرورسکی	۲۰۱۱	نتایج این تحقیق نشان می‌دهد، زمانی که از شاخص‌های بانکی مانند نسبت دارایی‌های سپرده‌ای بانک به GDP، سپرده‌های سیستم مالی به GDP و تعهدات نقدی به GDP به عنوان شاخص‌های توسعه مالی استفاده شده است، توسعه مالی تاثیر مثبت و معناداری بر مصرف انرژی نمونه انتخابی داشته است.
شهباز و همکاران	۲۰۱۳	مصرف انرژی، توسعه مالی، سرمایه، صادرات، واردات و تجارت بین‌الملل تاثیر مثبتی بر رشد اقتصادی چین دارند. علاوه بر این نتایج نشان دهنده یک رابطه یک سویه از طرف مصرف انرژی به رشد اقتصادی چین است. در حالی که بین مصرف انرژی و توسعه مالی و هم‌چنین رابطه بین مصرف انرژی و تجارت رابطه دوطرفه است.
عمری و کاهولی	۲۰۱۳	در کشورهای با درآمد بالا بین مصرف انرژی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی یک رابطه دو طرفه معنادار برقرار است. در کشورهای با در آمد متوسط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی رابطه متقابل معنادار، بین رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی رابطه دو طرفه معنادار برقرار است. هم‌چنین یک رابطه یک سویه از طرف سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به مصرف انرژی وجود دارد. در کشورهای با درآمد پایین، رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی رابطه دو طرفه دارند.
فومین و کیمورا	۲۰۱۴	شدت انرژی در نتیجه تقاضای انرژی، یک رابطه موازنه‌ای با سطح درآمد دارد. در کوتاه مدت شدت انرژی تقاضای انرژی، متاثر از قیمت انرژی و درآمد کشورها است.

www.SID.ir

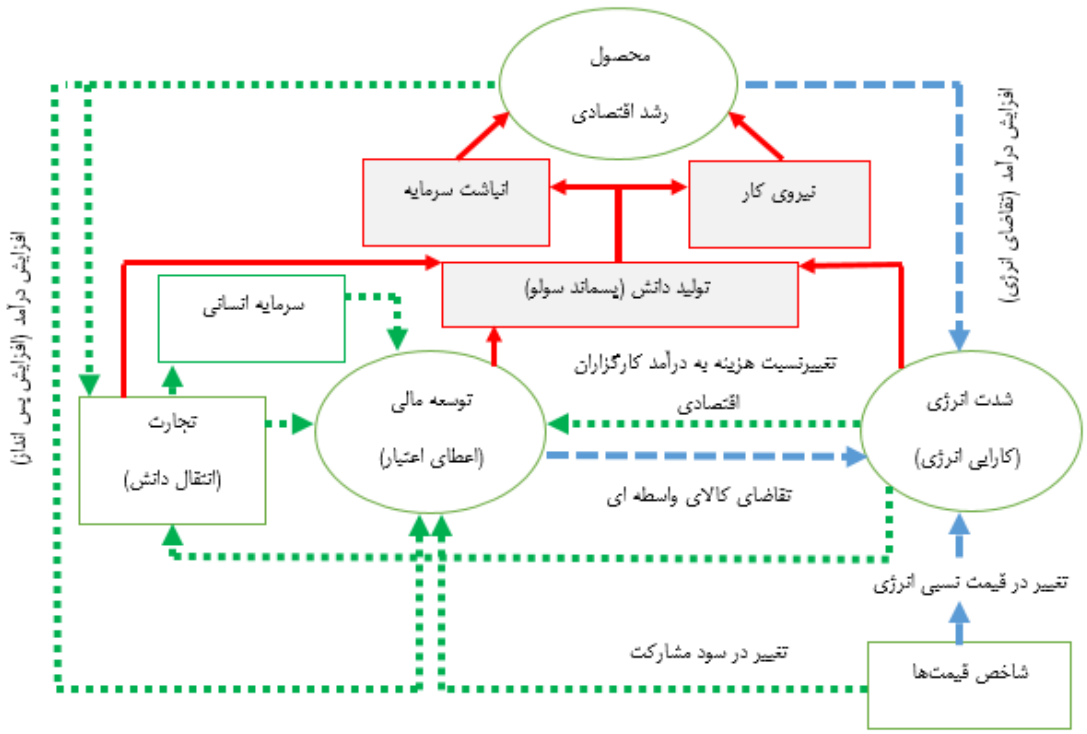
Archive of SID

صدیق و مجید	۲۰۱۵	نتایج مدل هم‌انباشتگی ایشان حکایت از رابطه بلندمدت بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی، تجارت و توسعه مالی داشته است. هم‌چنین براساس یافته‌های ایشان، توسعه مالی، انرژی و تجارت تاثیر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته است.
زین‌العابدین و همکاران	۲۰۱۵	نتایج این تحقیق حکایت از وجود سه رابطه بلند مدت از طرف متغیرهای توضیحی شامل FDI، تجارت بین‌الملل و توسعه مالی به سمت مصرف انرژی است.
چانگ	۲۰۱۵	در کشورهای در حال توسعه و بازارهای نوظهور مصرف انرژی با افزایش درآمد زیاد می‌شود، در حالی که مصرف انرژی در اقتصادهای پیشرفته بعد از نقطه استآن‌های درآمد افزایش می‌یابد.
شهباز و همکاران	۲۰۱۷	نتایج برای اقتصاد هندوستان، نشان دهنده هم جمعی رشد اقتصادی، توسعه مالی و مضرف انرژی در حضور عدم تقارن است. علیت نامتقارن نشان می‌دهد که تنها یک شوک منفی مصرف انرژی بر رشد اقتصادی تاثیر دارد. به طور مشابه، یک شوک منفی به توسعه مالی نیز بر رشد اقتصادی تاثیر دارد.
اویانگ و لی	۲۰۱۸	تاثیر مصرف انرژی و شاخص‌های توسعه مالی بر رشد اقتصادی استآن‌های چین به ترتیب مثبت و معنادار و منفی و معنادار بوده است.
ارن و همکاران	۲۰۱۹	براساس نتایج مدل DOLS یک رابطه تعادلی بلندمدت بین توسعه مالی، رشد اقتصادی و مصرف انرژی تجدیدپذیر در هندوستان وجود دارد. جایی که تاثیر رشد اقتصادی و توسعه مالی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر مثبت و معنادار بوده است.

مدل مفهومی و تصریح معادلات

ارتباط بین متغیرهای تحقیق حاضر به صورت مدل مفهومی را می‌توان به صورت شکل (۲) تبیین نمود.

شکل ۲- مدل مفهومی تحقیق [۳]



یک اقتصاد تولیدی، برای دو کشور، در نظر گرفته می‌شود که در آن محصول با تکنولوژی ثابت نسبت به مقیاس تولید به میزان سرمایه و نیروی کار و هم‌چنین تولید دانش وابسته است. در این اقتصاد، تولید دانش توسط هر یک از فرایندهای

www.SID.ir

Archive of SID

ساختاری شدت انرژی (کارایی انرژی)، توسعه مالی (اعطای اعتبار) و تجارت (انتقال دانش) خلق می‌شود. از طرفی رشد محصول افزایش درآمد در این اقتصاد را به همراه دارد که از طرفی تقاضا برای همه محصولات از جمله انرژی را افزایش می‌دهد و از طرف دیگر هم به واسطه افزایش پس‌انداز بر توسعه مالی مؤثر است و هم‌چنین به دلیل سرریزهای تولید، تجارت کشور را متأثر می‌کند. بخشی از این رشد به واسطه تحریک هر یک از متغیرهای شدت انرژی، توسعه مالی و تجارت از طریق تولید دانش و در یک مکانیسم بازخوردی مثبت به اقتصاد بر می‌گردد. علاوه بر این از آنجا که تغییر در شدت انرژی (نسبت مصرف انرژی به محصول) به معنی تغییر در نسبت هزینه به درآمد کارگزاران اقتصادی است بر توسعه مالی مؤثر است و از طرفی به دنبال فرایندهای مالی در رابطه با افزایش تقاضای کالاها و نهاده‌های واسطه‌ای تحت تاثیر توسعه مالی قرار خواهد گرفت. در این اقتصاد، هم توسعه مالی و هم شدت انرژی به سطح قیمت‌ها بستگی دارند. تاثیر تورم یا رشد سطح قیمت‌ها از طریق تغییر در نرخ سود مشارکت حقیقی بر مبادلات (سپرده‌ها و تسهیلات) بازار اعتبار و در نتیجه توسعه مالی مؤثر است. از طرفی تورم و رشد سطح قیمت‌ها از طریق تغییر در قیمت نسبی انرژی، تقاضای انرژی و در نتیجه شدت انرژی را متأثر می‌کند. از آنجا که (نرخ تورم) به سیاست‌های پولی اتخاذ شده در بانک مرکزی باز می‌گردد. لذا این عامل به صورت برون‌زا در نظر گرفته شده است و به صورت غیرمستقیم بر محصول و تخصیص مجدد منابع نیز مؤثر واقع می‌شود.

به این ترتیب، ابتدا برای بررسی تاثیر شدت انرژی و توسعه مالی بر رشد اقتصادی به تبعیت از شهباز و همکاران (۲۰۱۳) تابع کاب - داگلاس زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$Y = AK^{\alpha 1}L^{\alpha 2}e^{u} \quad (۱$$

جایی که Y تولید ناخالص داخلی حقیقی، K و L به ترتیب نشان دهنده موجودی سرمایه و نیروی کار هستند. تابع فوق با کمی تغییر نسبت به تابع شهباز و همکاران (۲۰۱۳) تصریح شده است، جایی که در تحقیق پیش‌رو انرژی به عنوان یک نهاده در نظر گرفته نمی‌شود، در مقابل شدت انرژی از طریق تابع تکنولوژی به تابع تولید وارد می‌شود. A بیانگر تکنولوژی و u جزء اخلال که فرض می‌شود، دارای توزیع نرمال و (IID) است. کشش محصول نسبت به نهاده‌های سرمایه و کار به ترتیب $\alpha 1$ و $\alpha 2$ می‌باشد. با توجه به ویژگی بازدهی ثابت نسبت به مقیاس تابع کاب - داگلاس مورد نظر، تکنولوژی یا دانش می‌تواند به صورت درون‌زا توسط سطوح توسعه مالی و تجارت بین‌الملل و هم‌چنین شدت انرژی تعیین شود. توسعه مالی و تجارت بین‌الملل از طریق تشکیل سرمایه، تشویق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مهارت در مدیریت منجر به انتقال تکنولوژی و افزایش بهره‌وری و کارایی تبدیل انرژی از طریق دانش ایجاد شده یا منتقل شده بر شدت انرژی مؤثر بوده و ارتقاء رشد اقتصادی را به همراه دارد. جایی که تابع تکنولوژی را می‌توان به صورت زیر معرفی نمود:

$$A(t) = \emptyset . TR(t)^{\delta 1} FD(t)^{\delta 2} EI(t)^{\delta 3} \quad (۲$$

جایی که $\emptyset$ پارامتر ثابت و مستقل از زمان است. TR باز بودن تجاری، FD بیانگر توسعه مالی و EI شدت انرژی هستند. با جایگزینی معادله فوق در تابع کاب - داگلاس معادله زیر به دست می‌آید:

$$Y(t) = \emptyset . TR(t)^{\delta 1} FD(t)^{\delta 2} E(t)^{\delta 3} K(t)^{\alpha 1} L(t)^{1-\alpha 1} e^{u(t)} \quad (۳$$

به پیروی از لین و اسمیت (۲۰۱۰) و شهباز و لین (۲۰۱۲) با تغییر سطح تولید و موجودی سرمایه به صورت سرانه و گرفتن لگاریتم از دو طرف معادله فوق معادله رگرسیونی زیر حاصل می‌شود:

$$lny_t = \beta_1 + \beta_F lnFD_t + \beta_{TR} lnTR_t + \beta_{EI} lnEI_t + \beta_K lnk_t + u_t \quad (۴$$

جایی که y_t، EI_t، FD_t، TR_t، L_t و k_t به ترتیب نشان دهنده، تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه، شدت انرژی، اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به عنوان شاخص توسعه مالی، باز بودن تجاری و موجودی سرمایه حقیقی سرانه هستند. کلیه متغیرها به صورت لگاریتمی هستند.

در مرحله دوم شدت انرژی، تابعی از رشد اقتصادی و توسعه مالی خواهد بود. در این بخش به تبعیت از فومین و کیمورا (۲۰۱۴) فرض شده که شدت انرژی EI_t یک تابع غیریکنواخت از y_t و سایر متغیرهاست. این فرض در مطالعات پیشین مثل گالی (۱۹۹۹) که بر رابطه غیریکنواخت بین تقاضای کل انرژی و درآمد بین سال‌های ۱۹۷۳ تا ۱۹۹۰ تاکید داشته است، نیز به کار رفته است. این فرض بر این حقیقت استوار است که شدت انرژی، تمایل به افزایش با

www.SID.ir

Archive of SID

محصول در کشورها یا بخش‌های با درآمد پایین و کاهش با محصول در کشورها یا بخش‌های با درآمد بالا دارد. به این ترتیب معادله رگرسیونی زیر برای شدت انرژی به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$log(EI_t) = \beta_0 + \beta_1 log(P_t) + \beta_2 logy_t + \beta_3 (logy_t)^2 + \beta_4 log(FD_t) + \varepsilon_t \quad (۵$$

در این مدل EI_t شدت انرژی، y_t درآمد سرانه در زمان t و P_t نیز شاخص قیمت‌ها هستند. تفاوت عمده این معادله رگرسیون با معادله فومین و کیمورا (۲۰۱۴) در این است که متغیر توسعه مالی FD_t از جزء پسماند جدا شده و در مدل رگسیون منظور شده است. هم‌چنین علاوه بر رابطه فوق می‌توان اثبات کرد که شدت انرژی در حقیقت همان تقاضای انرژی است، چرا که در این زمینه به معادله زیر می‌توان اشاره کرد:

$$log(EI_t) = logE_t - logy_t \quad (۶$$

بنابراین معادله (۵) را می‌توان برای تقاضای انرژی به صورت زیر بازنویسی نمود:

$$logE_t - logy_t = \beta_0 + \beta_1 log(P_t) + \beta_2 logy_t + \beta_3 (logy_t)^2 + \beta_4 log(FD_t) + \varepsilon_t \quad (۷$$

برای پرهیز از درون‌زایی، $logy_t$ از سمت چپ معادله فوق به سمت راست می‌رود و در نهایت معادله تقاضای انرژی به صورت زیر خواهد بود:

$$logE_t = \beta_0 + \beta_1 log(P_t) + (\beta_2 + 1) logy_t + \beta_3 (logy_t)^2 + \beta_4 log(FD_t) + \varepsilon_t \quad (۸$$

براساس معادله اخیر نقطه موازنه در معادلات اخیر از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$-\frac{(\beta_2+1)}{2\beta_3} \quad (۹$$

به طوری‌که، این نقطه موازنه می‌تواند شکل U و یا U معکوس به خود بگیرد که به علامت ضرایب $(\beta_2 + 1)$ و β_3 بستگی دارد.

در مرحله سوم با اقتباس به عمری و کوهالی (۲۰۱۳) مدل زیر را برای توسعه مالی تصریح می‌شود:

$$LFD_t = \alpha_0 + \alpha_1 LEI_t + \alpha_2 Ly_t + \alpha_3 Lk_t + \alpha_4 LHC_t + \alpha_5 LP_t + \alpha_5 LTR_t + u3_t \quad (۱۰$$

در تابع فوق FD، نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به GDP به عنوان شاخص توسعه مالی، y، تولید ناخالص حقیقی سرانه، EI، شدت انرژی، k، موجودی سرمایه سرانه، HC سرمایه انسانی، P شاخص قیمت‌ها و TR باز بودن تجاری می‌باشند. به این ترتیب معادله فوق جهت براورد اثرات افزایش درآمد سرانه حقیقی (رشد اقتصادی) و شدت انرژی بر توسعه مالی طراحی می‌شود که در آن هریک از متغیرها به صورت لگاریتمی به کار گرفته می‌شود.

واحد و نحوه اندازه گیری متغیرهای مورد استفاده در تحقیق در جدول (۴) آمده است:

جدول ۳- معرفی متغیرهای تحقیق، واحد و نحوه اندازه‌گیری

متغیر	نماد	واحد	نحوه اندازه‌گیری
درآمد سرانه	Y	دلار آمریکا به قیمت ثابت ۲۰۱۰	تقسیم درآمد ملی بر تعداد شاغلین
توسعه مالی	FD	درصد	نسبت اعتبارات اعطایی توسط بانک‌ها به بخش خصوصی به GDP
باز بودن تجاری	TR	درصد	نسبت مجموع صادرات و واردات به GDP
شدت انرژی	EI	درصد	نسبت مصرف انرژی با واحد میلیون متر مکعب نفت خام به GDP
موجودی سرمایه سرانه	K	دلار آمریکا به قیمت ثابت ۲۰۱۰	تقسیم موجودی سرمایه بر تعداد شاغلین
سرمایه انسانی	HC	نفر	شاغلین با تحصیلات دانشگاهی
شاخص قیمت‌ها	P	بدون واحد	شاخص قیمت مصرف کننده

منبع: بانک جهانی

در ادامه، پس از معرفی روش‌های اقتصادسنجی تحقیق، براورد مدل‌های معرفی شده در این قسمت برای هر یک از دو اقتصاد ایران و ترکیه انجام می‌شود.

مدل‌های اقتصادسنجی تحقیق

- الگوی باند (کرانه) ARDL

آزمون باند براساس تخمین OLS یک الگوی تصحیح خطای نامقید (UECM) برای تحلیل هم‌جمعی بنا شده است. از مدل ARDL می‌توان یک مدل تصحیح خطای پویا (ECM)

www.SID.ir

Archive of SID

استخراج نمود (بنرجی و همکاران، ۱۹۹۳). مدل ECM پویایی‌های کوتاه‌مدت را با تعادل بلندمدت بدون از دست دادن اطلاعات بلند مدت ادغام می‌کند (شرستا و چودهاری، ۲۰۰۵). براساس مطالعات پسران و پسران (۱۹۹۷) و هم‌چنین پسران و شین (۲۰۰۱) مدل $\mathrm{ARDL}(\mathrm{p}, \mathrm{q}_1, \mathrm{q}_2, \dots, \mathrm{q}_\mathrm{k})$ به صورت زیر بیان شده است:

$$\emptyset(L,p)y_t = c_0 + \sum_{i=1}^{k}\beta_i\left(L,q_i\right)x_{it} + \delta w_t + u_t, \qquad t = 1,2,\dots,n \qquad (۱۱$$

که $\boldsymbol{y_t}$ متغیر وابسته، $\boldsymbol{c_0}$ عرض از مبدا، $\boldsymbol{x_{it}}$ متغیرهای مستقل، $\boldsymbol{L}$ عملگر وقفه و $\boldsymbol{w_t}$ شامل متغیرهای از پیش تعیین شده مانند متغیرهای دامی، متغیر روند و سایر متغیرهای برون‌زا با وقفه ثابت است. مدل الگوی تصحیح خطای نامقید مدل ARDL به وسیله بازنویسی معادله فوق به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \mu_{yx} z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1}\gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1}\gamma_i \Delta x_{t-i} + \delta w_t + u_t \qquad (۱۲$$

جایی‌که Δ عملگر تفاضل مرتبه اول، $\boldsymbol{t}$ روند و $\boldsymbol{z_t} = (\boldsymbol{y_t}, \boldsymbol{x_t})$ می‌باشند و $\boldsymbol{\gamma_i}$ پویایی‌های کوتاه مدت را نشان می‌دهد. با اعمال $\boldsymbol{c_0} \neq \boldsymbol{0}$ و $\boldsymbol{c_1} = \boldsymbol{0}$ رابطه به صورت زیر خواهد بود:

$$\Delta y_t = c_0 + \mu_{yx} z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1}\gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1}\gamma_i \Delta x_{t-i} + \delta w_t + u_t \qquad (۱۳$$

مطابق با مطالعه پسران و همکاران (۲۰۰۱)، برای انجام آزمون باند ARDL، باید از آزمون ضرایب WALD (آماره F) برای بررسی معناداری سطوح با وقفه متغیرها در الگوی تصحیح خطای نامقید (UECM) استفاده نمود. با توجه به محدود بودن داده‌های سری زمانی، باید یک تعادل ظریف بین انتخاب وقفه‌ها وجود داشته باشد به این صورت که آن‌ها باید به اندازه کافی بزرگ باشند، تا مشکل همبستگی سریالی باقی مانده‌ها را کمتر کنند و هم‌زمان به قدر کافی کوچک باشند تا بیش از حد پارامترسازی UECM جلوگیری نمایند (پسران و همکاران، ۲۰۰۱). ابتدا صورت UECM معادله ARDL با وقفه مناسب و روش OLS براورد می‌شود و به این صورت مدل عمومی ARDL به دست می‌آید.

برای اجری رویکرد آزمون باند ARDL، ابتدا وجود رابطه هم‌جمعی و بلندمدت در بین متغیرهای معادله تعیین می‌شود. رابطه سطحی بلندمدت سطحی بلند مدل بین متغیرها با استفاده از آزمون ضرایب WALD یا آزمون F تعیین می‌شود. در این‌جا از آزمون معنی‌داری مشترک برای فرض صفر، یعنی عدم وجود رابطه هم‌جمعی از طریق صفر قرار دادن تمام متغیرها با یک وقفه در سطح، استفاده می‌شود. در مقابل فرض دیگر بیان می‌کند که ضرایب تمام متغیرها با یک وقفه در سطح، مخالف صفر هستند (تانگ، ۲۰۰۳). در این مرحله براساس سطوح معناداری مرسوم (۱٪، ۵٪ و ۱۰٪)، آماره F محاسباتی، با مورد مربوط به مقادیر بحرانی باند که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) تعیین شده است، مقایسه می‌شود. این مقادیر بحرانی شامل مرز یا کرانه‌های بالایی I(۱) و پائینی I(۰) و تعداد متغیرهای توضیحی هستند؛ تا تمام طبقه‌بندی‌های ممکن متغیرها و هم‌جمعی دو جانبه را در برگیرند. اگر آماره F تخمین زده شده، بیشتر از کرانه بالایی مقدار بحرانی باشد، آنگاه فرضیه صفر، مبنی بر عدم هم‌جمعی رد خواهد شد. اگر آماره F تخمین زده شده کمتر از کرانه پائینی مقدار بحرانی باشد، آنگاه فرضیه صفر، مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی، نمی‌تواند رد شود. هر چند اگر آماره F محاسباتی بین کرانه بالایی و پائینی قرار گیرد، تصمیم قطعی نخواهد بود. در این‌جا مرتبه انباشتگی متغیرهای توضیحی I(d) برای هر نتیجه‌ای باید شناخته شود. در این وضعیت، اگر متغیرها I(۰) باشند، براساس کرانه پائینی هم‌جمع خواهند بود (شرستا، چوداری و تانگ، ۲۰۰۳).

- مدل SVAR

اولین بار برنانکه[۴] (۱۹۸۶) بلانچارد و کواه[۵] (۱۹۸۹) با در نظر گرفتن محدودیت‌های نظری روی آثار هم‌زمان شوک‌ها، این الگو را توسعه دادند. مزیت عمده مدل‌های SVAR نسبت به مدل‌های VAR اولیه این است که برخلاف الگوی VAR غیرمقید که درآن‌ها شناسایی تکانه‌های ساختاری به طور ضمنی و سلیقه‌ای صورت می‌گیرد، الگوهای SVAR بطور صریح دارای یک منطق اقتصادی مبتنی بر مبانی نظری برای اعمال قیود و

www.SID.ir

Archive of SID

محدویت‌ها است. پس با اعمال این محدودیت‌ها، شوک‌های ساختاری به دست می‌آیند. این شوک‌ها می‌توانند برای ایجاد توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس به منظور ارزیابی آثار پویا برروی متغیرهای مختلف بکار گرفته شوند (کریستیانو و همکاران[۶]، ۲۰۰۱).

جهت توصیف مدل SVAR ابتدا یک بردار K بعدی سری زمانی y_t را در نظر می‌گیریم. فرض می‌شود که y_t بتواند با یک بردار خودرگرسیونی مرتبه محدود p تقریب شود. هدف، آگاهی از پارامترهای مدل خودرگرسیون ساختاری زیر می‌باشد:

$$B_0 Y_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \cdots + B_p Y_{t-p} + U_t \quad (۱۴$$

جایی که Y، بردار متغیرهای وابسته، B، بردار ضرایب متغیرهای مدل، P، تعداد وقفه‌ها و U، بردار جملات اخلال ناهمبسته سریالی با میانگین صفر می‌باشد که از آن‌ها تحت عنوان شوک‌های ساختاری نام برده می‌شود. رابطه (۱۴) را به طور خلاصه به صورت زیر می‌توان بیان کرد:

$$\mathrm{B(L)}Y_t = U_t \quad (۱۵$$

که درآن، $B(L) = B_0 - B_1 L - B_2 L^2 - \cdots - B_P L^P$ چندجمله‌ای عملگر وقفه‌ای می‌باشد. ماتریس واریانس- کوواریانس جزء خطای ساختاری طوری نرمال‌سازی می‌شود که:

$$E(U_t \acute{U}_t) = \sum \varepsilon = I_K \quad (۱۶$$

این بدان معناست که اولا به تعداد متغیرهای موجود در مدل ساختاری، شوک‌های ساختاری وجود دارد. ثانیا شوک‌های ساختاری، طبق تعریف به طور متقابل ناهمبسته می‌باشند که بیانگر این است که $\sum U$ قطری می‌باشد. ثالثا واریانس تمام شوک‌های ساختاری جهت سادگی به ۱ نرمال می‌شوند، درعین حال عناصر قطری B_0 محدود نمی‌شوند.

از آنجا که مدل SVAR به طور مستقیم قابل مشاهده نیست، جهت تخمین مدل ساختاری لازم است ابتدا فرم تعدیل یافته آن استخراج شود جایی که Y_t برحسب وقفه‌های خود تصریح می‌شود. جهت استخراج فرم تعدیل یافته، هردو طرف فرم ساختاری را در B_0^{-1} ضرب می‌شود:

$$B_0^{-1}B_0 Y_t = B_0^{-1}B_1 Y_{t-1} + B_0^{-1}Y_{t-2} + \cdots + B_0^{-1}Y_{t-p} + B_0^{-1}U_t \quad (۱۷$$

بنابراین مدل مشابهی بر حسب اجزای قابل مشاهده به صورت زیر بیان می‌شود:

$$Y_t = \mathrm{A_1 Y_{t-1}} + A_2 Y_{t-2} \ldots + \mathrm{A_p Y_{t-p}} + \varepsilon_t \quad (۱۸$$

که درآن $A_i = B_0^{-1}B_i$ و هم‌چنین $i = 1,2,\ldots,p$ معادله (۱۸) بیان می‌کند که:

$$\varepsilon_t = B_0^{-1}U_t = C_i U_t \quad (۱۹$$

در این‌جا عناصر ماتریس C_i همان ضرایب واکنش آنی هستند. به طور مثال، درایه $c_{12,i}$ نشان دهنده پاسخ اولین متغیر موجود در سیستم، به یک واحد شوک ایجاد شده در معادله دوم در زمان $t-i$ یا همان $\varepsilon_{2,t-i}$ است. در واقع فرض شده که متغیرهای موجود در سیستم، توسط اختلالات ایجاد شده در گذشته و حال تعیین می‌شوند. این اختلالات به شوک‌های ساختاری تبدیل می‌شوند که در برآورد تابع واکنش آنی و تجزیه واریانس به کار می‌روند (کیلیان[۷]، ۱۹۹۸).

براورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

این بخش از تحقیق به براورد مدل‌های تصریح شده در قسمت‌های قبل برای دو اقتصاد ایران و ترکیه اختصاص دارد. این بخش طیف وسیعی از آزمون‌ها و براوردها را شامل می‌شود. به طور ویژه قبل از براورد مدل‌های مورد نظر، وضعیت مانایی متغیرهای مدل مشخص می‌شود. سپس براورد معادله رگرسیون با روش سازگار و مبتنی بر وضعیت مانایی متغیرها انجام خواهد گرفت. پس از براورد ابتدا رابطه بلند مدت گزارش می‌شود و در نهایت یک الگوی SVAR برای مشاهده پیش‌بینی و پویایی مدل در پاسخ به وقوع یک شوک از طرف سایر متغیرهای مدل با استفاده از ابزار تجزیه واریانس بررسی می‌شود.

- مانایی متغیرهای مدل

مانایی متغیرها یکی از پیش فرض‌های رگرسیون با داده‌های سری زمانی است. اگر متغیرهای سری زمانی ساکن نباشند، ممکن است مشکلی به نام رگرسیون کاذب بروز کند. با توجه به این‌که تحلیل داده‌ها در این بخش براساس لگاریتم طبیعی داده‌ها صورت می‌گیرد، لذا آزمون ریشه واحد نیز بر لگاریتم طبیعی متغیرها انجام می‌شود. در تحقیق حاضر از روش دیکی – فولر تعمیم یافته (ADF) جهت آزمون ریشه واحد یا ساکن‌پذیری داده‌های دو کشور استفاده شده است. نتایج این آزمون در سطح و تفاضل مرتبه اول در جدول (۴) آمده است. براساس نتایج حاصل شده از جدول (۴)، برخی متغیرها نظیر lnEI در دو اقتصاد ایران و ترکیه، در سطح ساکن بوده و برخی دیگر از

www.SID.ir

Archive of SID

متغیرها دارای ریشه واحد هستند. کلیه متغیرها در تفاضل مرتبه اول ساکن هستند. به این ترتیب استفاده از روش OLS جهت براورد معادلات تحقیق در چنین حالتی منجر به رگرسیون کاذب خواهد شد. اما از آن جایی که کلیه متغیرها در تفاضل مرتبه اول نیز ساکن هستند، می‌توانند با یکدیگر رابطه هم‌انباشتگی یا هم جمعی دو جانبه داشته باشند (پسران و همکاران، ۲۰۰۳). به این دلیل معادلات تحت بررسی با استفاده از روش ARDL براورد خواهند شد.

جدول ۴- آزمون ریشه واحد ADF در سطح و تفاضل مرتبه اول

متغیر	آماره محاسباتی ADF (در سطح و با عرض از مبدا)	آماره محاسباتی ADF (در سطح و بدون عرض از مبدا)	آماره محاسباتی ADF (در تفاضل اول و با از مبدا)
کشور ایران			
1- lny	2- -۲/۲۸۳	3- -۰/۵۶۳	4- -۴/۰۹۴ ***
lnEI	-۲/۶۷۹ *	-۱/۲۶۶	-۵/۷۴۶ ***
lnFD	-۰/۶۰۷	۱/۶۸۴	-۵/۳۶۱ ***
lnTR	-۲/۷۴۲ *	-۰/۲۷۸	-۴/۸۱۲ ***
lnk	-۲/۴۳۳	-۰/۵۴۵	-۴/۲۵۲ ***
lnp	-۰/۳۵۲	۰/۵۳۴	-۴/۷۳۴ ***
lnhc	-۰/۷۸۰	-۳/۲۱۳ **	-۴/۲۵۹ ***
کشور ترکیه			
5- lny	6- ۲/۳۳۰	7- -۲/۷۳۱	8- -۷/۱۸۶ ***
lnEI	-۲/۹۱۳ *	۰/۰۲۱	-۸/۱۷۲ ***
lnFD	۱/۱۲۴	۱/۹۵۴	-۴/۵۹۴ ***
lnTR	-۱/۲۱۱	۱/۱۵۵	-۴/۷۰۹ ***
lnk	-۱/۴۴۳	-۰/۱۴۶	-۶/۱۴۱ ***
lnp	-۲/۱۹۱	-۱/۷۴۴ *	-۴/۰۸۸ ***
lnhc	-۴/۱۳۹ ***	۱۱/۸۲۸	-۴/۹۶۱ ***

منبع: یافته‌های تحقیق

توضیح: نمادهای *، ** و *** به ترتیب بیانگر سطح معناداری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ هستند.

- براورد رشد اقتصادی ایران و ترکیه

در بخش مدل‌سازی، رگرسیون زیر برای براورد رشد اقتصادی کشورهای ایران و ترکیه ارائه شد:

$$lny_t = \alpha_0 + \alpha_1 lnEI_t + \alpha_2 lnFD_t + \alpha_3 lnTR_t + \alpha_4 lnk_t + u1_t \quad (۲۰$$

جایی که y، تولید ناخالص داخلی سرانه (به ازای هر واحد نیروی کار)، EI، شدت انرژی، FD، نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی GDP به عنوان شاخص توسعه مالی، TR باز بودن تجاری و k، موجودی سرمایه سرانه (به ازای هر واحد نیروی کار) در هر یک از اقتصادهای ایران و ترکیه هستند. نماد ln به لگاریتمی بودن داده‌ها اشاره دارد. برای تطابق بیشتر با ساختار اقتصاد ایران، به معادله (۲۰) دو متغیر دامی $D1$ و $D2$ که به ترتیب برای دوره جنگ تحمیلی و تحریم‌های هسته‌ای اشاره دارند، اضافه می‌شوند. برای متغیر دامی $D1$ عدد یک برای سال‌های جنگ تحمیلی (۱۹۸۸-۱۹۸۰) و عدد صفر برای بقیه سال‌ها در نظر گرفته شده است. برای متغیر $D2$ نیز عدد یک برای سال‌های تحریم هسته‌ای (۲۰۱۵-۲۰۰۸) و عدد صفر برای بقیه سال‌ها در نظر گرفته شده است. بنابراین معادله (۲۰) برای اقتصاد ایران به صورت زیر تغییر می‌کند:

$$lny_t = \alpha_0 + \alpha_1 lnEI_t + \alpha_2 lnFD_t + \alpha_3 lnTR_t + \alpha_4 lnk_t + \gamma_1 D_1 + \gamma_2 D_2 + u1_t \quad (۲۱$$

هم‌چنین به تبعیت از ییلدریم و اکال[۸] (۲۰۰۴) دو متغیر دامی $D1994$ و $D1999$ که به ترتیب به بحران مالی در کشور ترکیه در سال‌های ۱۹۹۴ و ۱۹۹۹ اشاره دارند، اضافه می‌شوند. برای متغیر دامی $D1994$ عدد یک برای سال ۱۹۹۴ و عدد صفر برای بقیه سال‌ها در نظر گرفته شده است. برای متغیر $D1999$ نیز عدد یک برای سال ۱۹۹۹ و عدد

www.SID.ir

Archive of SID

صفر برای بقیه سال‌ها در نظر گرفته شده است. به این ترتیب معادله (۲۰) برای اقتصاد ترکیه به صورت زیر تغییر می‌کند:

$$lny_t = \alpha_0 + \alpha_1 lnEI_t + \alpha_2 lnFD_t + \alpha_3 lnTR_t + \alpha_4 lnk_t + \gamma_1 D_{1994} + \gamma_2 D_{1999} + u1_t \quad (۲۲$$

با توجه به وضعیت مانایی متغیرها، معادلات رگرسیونی (۲۱) و (۲۲) با روش ARDL براورد خواهند شد، به این منظور، ابتدا درجه وقفه هر یک از متغیرها در مدل ARDL با استفاده از یکی از معیارهای اطلاعاتی نظیر شوارتز (SIC)، آکائیک (AIC) و حنان کوئین (HQIC) تعیین می‌شود. در این تحقیق تعیین وقفه‌های مدل ARDL از طریق معیار SIC تعیین شده است. در جدول (۵) وجود رابطه بلندمدت برای مدل‌های ARDL تصریح شده (معادلات (۲۱) و (۲۲)) برای هر یک از اقتصادهای ایران و ترکیه با استفاده از آزمون باند در وقفه بهینه مدل‌های ARDL بررسی می‌شود.

براساس نتایج جدول (۵)، آماره F محاسباتی در آزمون فوق برای مدل ARDL در هر دو کشور ایران و ترکیه در سطح ۵ درصد از مرز بالایی (I1) بزرگتر است، لذا در این سطح از معناداری رابطه بلندمدت بین متغیرهای معادلات (۲۱) و (۲۲) برقرار است.

جدول ۵- بررسی وجود رابطه بلندمدت در براورد درآمد سرانه دو اقتصاد ایران و ترکیه با آزمون باند

سطح معناداری	کشور ایران		کشور ترکیه	
	ARDL (۱و۱و۱و۰و۱)		ARDL (۰و۴و۰و۴و۱)	
	F محاسباتی: ۳/۵۰		F محاسباتی: ۴/۹۹	
	I1	I0	I1	I0
۰/۱۰	۳/۰۱	۱/۹۰	۳/۰۱	۱/۹۰
۰/۰۵	۳/۴۸	۲/۲۶	۳/۴۸	۲/۲۶
۰/۰۱	۴/۴۴	۳/۰۷	۴/۴۴	۳/۰۷

منبع: یافته‌های تحقیق

بر این اساس می‌توان رابطه بلندمدت را برای این معادلات در هر یک از کشورهای ایران و ترکیه به صورت جدول (۶) نمایش داد.

نتایج نشان می‌دهند که در بلندمدت موجودی سرمایه سرانه حقیقی اثر مثبت و معناداری بر درآمد سرانه حقیقی کشورهای ایران و ترکیه داشته است، جایی که ضریب این متغیر در اقتصاد ترکیه بزرگتر از ایران است. در مقابل، شدت انرژی تاثیر منفی و معناداری بر درآمد سرانه هر دو اقتصاد ایران و ترکیه داشته است. این نتیجه همسو با مطالعه عمری و کوهالی (۲۰۱۳) می‌باشد. اثرات مخرب شدت انرژی بر رشد اقتصادی در ایران بیشتر از ترکیه است. اثر توسعه مالی و باز بودن تجاری بر درآمد سرانه در اقتصاد ایران مثبت و معنادار است، در حالی که در اقتصاد ترکیه منفی و معنادار براورد شده است. نتیجه حاصل شده برای ایران همسو با مطالعات عمری و کوهالی (۲۰۱۳) و شهباز و همکاران (۲۰۱۳) بوده است. تاثیر دو متغیر دامی لحاظ شده در مدل رشد اقتصادی دو کشور نیز منفی براورد شده است.

ضریب تصحیح خطای مدل (ECM) در هر دو کشور منفی و معنادار است و نشان از هم انباشتگی متغیرهای مدل و تعدیل رابطه کوتاه مدت به سمت رابطه بلندمدت در اثر وقع یک شوک دارد. هم‌چنین ضریب ECM شاخصی برای پایداری مدل تعادلی در نظر گرفته می‌شود. معکوس این ضریب مدت زمانی را نشان می‌دهد که پس از وقوع یک شوک متغیرها به مقدار تعادلی خود در بلند مدت باز گردند. این زمان برای ایران بیشتر از ۲ دوره (در این‌جا هر دوره معادل یک سال است)، و برای کشور ترکیه کمتر از ۲ دوره خواهد بود.

جدول ۶- رابطه بلند مدت مدل ARDL برای براورد رشد اقتصادی در کشورهای ایران و ترکیه

متغیر	کشور ایران	کشور ترکیه
	ARDL (۱و۱و۱و۰و۱)	ARDL (۰و۴و۰و۴و۱)
lnk	۰/۴۷۳ ***	۰/۷۷۳ ***
	(۰/۰۵۰)	(۰/۰۱۵)
lnEI	-۰/۵۶۰ ***	-۰/۲۴۷ **
	(۰/۱۳۶)	(۰/۰۲۸)

www.SID.ir

Archive of SID

lnFD	۰/۱۲۳ ** (۰/۰۵۴)	-۰/۲۴۷ ** (۰/۰۲۸)
lnTR	۰/۲۳۲ *** (۰/۰۸۴)	-۰/۰۲۳ * (۰/۰۱۴)
D1	-۰/۱۱۶ ** (۰/۰۵۱)	-
D2	-۰/۰۳۹ (۰/۰۵۹)	-
D1994	-	-۰/۱۰۸ ** (۰/۰۲۱)
D1999	-	-۰/۰۰۷ *** (۰/۰۲۸)
ECM	-۰/۴۲۳ *** (۰/۱۳۸)	-۰/۸۶۶ ** (۰/۱۳۰)

منبع: یافته‌های تحقیق

توضیح: نمادهای *، ** و *** به ترتیب بیانگر سطح معناداری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ هستند.

پس از تفسیر نتایج جدول (۶) لازم است تا نسبت به درستی نتایج اطمینان حاصل شود. به این ترتیب، در ادامه آزمون‌های تشخیصی شامل آزمون ناهمسانی واریانس بروش – پاگان – گادفری (BPG)، آزمون خودهمبستگی بروش – گادفری (LM) و آزمون نرمالیتی جارکو – برا (JB) انجام گرفته است. فرض صفر در آزمون BPG بر همسانی واریانس پسماندهای حاصل از رگرسیون، در آزمون LM بر عدم وجود خودهمبستگی بین پسماندها و در آزمون JB بر نرمال بودن پسماندهای حاصل از براورد مدل رگرسیونی خواهد داشت. بنابراین، پذیرش فرض صفر در این آزمون‌ها دلالت بر درستی براوردهای صورت گرفته دارد. نتایج آزمون‌های مذکور در جدول (۷) گزارش شده است:

جدول ۷- آزمون‌های تشخیصی مدل‌های ARDL در براورد درآمد سرانه در دو اقتصاد ایران و ترکیه

آزمون‌های تشخیصی	کشور ایران	کشور ترکیه
	ARDL (۱و۱و۱و۰و۱)	ARDL (۰و۴و۰و۴و۱)
آماره BPG	۱/۸۰۳ [۰/۱۰۱]	۰/۵۰۷ [۰/۹۱۱]
آماره LM	۰/۰۵۷ [۰/۸۱۲]	۰/۰۴۷ [۰/۸۲۸]
آماره JB	۱/۸۶۳ [۰/۳۹۳]	۰/۱۳۹ [۰/۹۳۲]

منبع: یافته‌های تحقیق

توضیح: اعداد داخل [ ] در هر آزمون بیانگر مقایسه سطح احتمالی خطای آزمون با سطح معناداری ۰/۰۵ است. نمادهای BPG، LM و JB به ترتیب معرف آزمون‌های ناهمسانی واریانس بروش – پاگان و گادفری، آزمون خودهمبستگی بروش – گادفری و آزمون نرمالیتی جارکو – برا هستند.

براساس نتایج جدول (۷) فرض صفر در هر سه آزمون BPG، LM و JB پذیرفته می‌شود، لذا براوردهای صورت گرفته از رشد اقتصادی دو کشور ایران و ترکیه با مدل‌های ARDL صحیح هستند. علاوه بر این، آزمون QUSUM حکایت از ثبات ضرایب در براورد مدل ARDL در هر دو اقتصاد دارد.

در ادامه این بخش، واریانس خطای پیش‌بینی رشد اقتصادی هر یک از کشورهای ایران و ترکیه، در چارچوب مدل SVAR، در پاسخ به وقوع هر یک از شوک‌های ساختاری پس از ۱، ۵ و ۱۰ دوره اندازه‌گیری می‌شود. نتایج این بخش در جدول (۸)

www.SID.ir

Archive of SID

خلاصه شده است. یادآور می‌شود که پیش شرط اجرای مدل VAR و SVAR این است که همه متغیرهای مدل ساکن یا مانا باشند. از آنجایی که تمامی متغیرهای این مدل در حالت لگاریتم طبیعی در تفاضل مرتبه اول ساکن بودند، می‌توان نتیجه گرفت که نرخ رشد همه متغیرهای مدل‌های در نظر گرفته شده هم برای اقتصاد ایران و هم برای اقتصاد ترکیه ساکن است (چرا که نرخ رشد، برابر با تفاضل از لگاریتم طبیعی یک متغیر است). هم‌چنین مدل‌های SVAR براورد شده در هر دو اقتصاد در وقفه بهینه انجام شده و دارای شرایط ایستایی می‌باشند.

جدول ۸- تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی رشد اقتصادی کشورهای ایران و ترکیه در پاسخ به وقوع شوک‌های ساختاری از طرف متغیرها (رشد باز بودن تجاری، رشد توسعه مالی، رشد شدت انرژی و رشد سرمایه سرانه، رشد محصول) در مدل SVAR

دوره	D(lny)	D(lnk)	D(lnEI)	D(lnFD)	D(lnTR)
کشور ایران					
۱	۴۱/۸۳۱	۲/۱۸۰	۴۴/۲۶۸	۷/۹۳۹	۳/۷۷۹
۵	۳۹/۸۴۲	۲/۸۵۰	۳۳/۱۶۰	۸/۴۱۸	۱۵/۷۲۷
۱۰	۳۹/۷۱۹	۲/۹۷۱	۳۳/۰۷۵	۸/۴۹۰	۱۵/۷۴۱
کشور ترکیه					
۱	۳۱/۸۹۲	۱۶/۷۴۸	۳۹/۸۶۵	۸/۳۷۱	۳/۱۲۱
۵	۳۱/۸۶۸	۱۳/۹۹۱	۲۸/۶۸۱	۲۲/۲۲۲	۳/۲۳۶
۱۰	۳۱/۸۵۶	۱۴/۰۸۷	۲۸/۶۱۳	۲۲/۱۳۵	۳/۳۰۶

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی رشد اقتصادی دو کشور نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران، رشد شدت انرژی در دوره‌های ۱، ۵ و ۱۰ ساله بیشترین سهم را از نوسان رشد درآمد سرانه داشته است. رشد توسعه مالی نیز در دوره کوتاه مدت سهم قابل توجهی از نوسان رشد درآمد سرانه داشته است، اما در بلندمدت، باز بودن تجاری پس از رشد شدت انرژی بیشترین واریانس را در خطای پیش‌بینی رشد درآمد سرانه حقیقی ایران (رشد اقتصادی) داشته است. در اقتصاد ترکیه، مشابه با اقتصاد ایران، رشد شدت انرژی بیشترین سهم را نوسانات رشد درآمد سرانه حقیقی (رشد اقتصادی) این کشور داشته است. رشد موجودی سرمایه سرانه و رشد توسعه مالی در این کشور به ترتیب در کوتاه مدت و بلندمدت پس از رشد شدت انرژی بیشترین سهم را از نوسان رشد اقتصادی داشته‌اند.

- براورد شدت انرژی ایران و ترکیه

در بخش سوم، مدل رگرسیون زیر برای براورد شدت انرژی هر یک از کشورهای ایران و ترکیه ارائه شد:

$$lnEI_t = \beta_0 + B_1 lnP_t + \beta_2 lny_t + \beta_3 lny_t^2 + \beta_4 lnFD_t + u2_t \quad (۲۳$$

در اینجا نیز اندیس t بعد زمان را برای دوره ۱۹۷۴ تا ۲۰۱۶ نشان می‌دهد، علاوه بر نمادهای قبلی، P_t شاخص قیمت‌ها است. ضرایب β_0 تا β_4 در این معادله برای هر یک از ۲ اقتصاد ایران و ترکیه به صورت جداگانه با استفاده از اقتصادسنجی سری‌های زمانی براورد می‌شود. نماد ln به لگاریتمی بودن داده‌ها اشاره دارد. تنها برای اقتصاد ایران، به معادله (۲۳) یک متغیر دامی با نماد $DUMMY$ که به آزادسازی قیمت برق و حامل‌های انرژی اشاره دارند، اضافه می‌شود. برای متغیر دامی $DUMMY$ عدد یک برای سال‌های پس از آزادسازی قیمت برق و حامل‌های انرژی (۲۰۱۶-۲۰۰۷) و عدد صفر برای بقیه سال‌ها در نظر گرفته شده است. به این ترتیب معادله (۲۳) برای ایران به صورت زیر تغییر می‌کند:

$$lnEI_t = \beta_0 + B_1 lnP_t + \beta_2 lny_t + \beta_3 lny_t^2 + \beta_4 lnFD_t + \theta DUMMY + u2_t \quad (۲۴$$

براساس نتایج آزمون مانایی متغیرها در جدول (۴)، معادله رگرسیون (۲۳) با روش ARDL باند براورد می‌شود. بنابراین، ابتدا درجه وقفه هر یک از متغیرها در مدل ARDL با استفاده از معیار SIC تعیین می‌شود.

در ادامه نیز وجود رابطه بلندمدت برای مدل‌های تصریح شده (معادله (۲۳)) برای دو اقتصاد تحت بررسی با استفاده از آزمون باند در وقفه بهینه مدل‌های ARDL بررسی می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (۹) آمده است:

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۹- بررسی وجود رابطه بلندمدت در براورد شدت انرژی دو اقتصاد ایران و ترکیه با آزمون باند

سطح معناداری	کشور ایران		کشور ترکیه	
	ARDL(۰و۲و۲و۰و۳)		ARDL (۰و۲و۰و۳و۲)	
	F محاسباتی: ۷/۰۳		F محاسباتی: ۴/۸۵۷	
	I1	I0	I1	I0
۰/۱۰	۳/۵۲	۲/۴۵	۳/۵۲	۲/۴۵
۰/۰۵	۴/۰۱	۲/۸۶	۴/۰۱	۲/۸۶
۰/۰۱	۵/۰۶	۳/۷۴	۵/۰۶	۳/۷۴

منبع: یافته‌های تحقیق

براساس نتایج جدول فوق، براساس نتایج جدول فوق، آماره F محاسباتی در این آزمون برای مدل ARDL در کشور ایران در سطح ۱ درصد و برای کشور ترکیه در سطح ۵ درصد از مرز بالایی (I1) بزرگتر است، لذا در این سطوح از معناداری رابطه بلندمدت بین متغیرهای معادله‌های (۲۳) و (۲۴) در دو اقتصاد ایران و ترکیه به صورت جدول (۱۰) نشان داد:

جدول ۱۰- رابطه بلندمدت مدل‌های ARDL برای براورد شدت انرژی کشورهای ایران و ترکیه

متغیر	کشور ایران	کشور ترکیه
	ARDL(۰و۲و۲و۰و۳)	ARDL (۰و۲و۰و۳و۲)
lnP	۰/۰۴۶ ***	-۰/۰۳۶ *
	(۰/۰۰۴)	(۰/۰۱۹)
lny	۲۴/۴۳۷ ***	-۲۰/۵۵۶ ***
	(۳/۰۷۲)	(۸/۳۳۸)
lny^2	-۱/۲۶۳ ***	۱/۰۷۳ **
	(۰/۱۵۵)	(۰/۴۲۱)
lnFD	-۰/۰۵۲ ***	-۰/۲۲۶ ***
	(۰/۰۱۳)	(۰/۰۵۲)
DUMMY	-۰/۰۳۱ **	-
	(۰/۰۱۲)	
ECM	-۱/۵۹۷ ***	-۰/۵۴۷ ***
	(۰/۱۹۱)	(۰/۱۴۳)

منبع: یافته‌های تحقیق

توضیح: نمادهای *، ** و *** به ترتیب بیانگر سطح معناداری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ هستند.

نتایج رابطه بلندمدت مدل‌های ARDL باند در جدول (۱۰) برای دو اقتصاد ایران و ترکیه نشان می‌دهد که تاثیر شاخص قیمت‌ها بر شدت انرژی ایران مثبت و معنادار و برای ترکیه منفی و معنادار است. تاثیر درآمد سرانه بر شدت انرژی ایران مثبت و معنادار و برای ترکیه منفی و معنادار است در حالی‌که اثر مجذور درآمد سرانه بر شدت انرژی دو کشور دقیقاً بر عکس تاثیر درآمد سرانه حاصل شده است. جایی که مجذور درآمد سرانه بر شدت انرژی ایران تاثیر منفی و معنادار و بر شدت انرژی ترکیه تاثیر مثبت و معنادار دارد. این نتیجه نشان می‌دهد که رابطه شدت انرژی با درآمد سرانه حقیقی در اقتصاد ایران به صورت U وارون و در اقتصاد ترکیه به صورت U شکل است. نتیجه حاصل شده برای اقتصاد ایران و ترکیه به ترتیب در تضاد و همسو با مطالعه فومین و کیمورا (۲۰۱۴) است. تاثیر توسعه مالی بر شدت انرژی دو کشور نیز منفی و معنادار بوده است. هم‌چنین ضریب تصحیح خطا (ECM) در هر دو مدل ARDL، منفی و معنادار است، به این معنی که اولاً، بین متغیرها در هر دو اقتصاد رابطه هم انباشتگی وجود دارد، ثانیاً، در هر دوره اثر وقوع یک شوک تعدیل شده و متغیرها در بلندمدت به حالت تعادلی می‌رسند. این مدت

www.SID.ir

Archive of SID

زمان برای ترکیه بیش از دو دوره و برای ایران کمتر از یک دوره است.

پس از تفسیر نتایج این بخش لازم است تا نسبت به درستی نتایج اطمینان حاصل شود. به این ترتیب، در ادامه آزمون‌های تشخیصی شامل آزمون ناهمسانی واریانس (BPG)، آزمون خودهمبستگی (LM) و آزمون نرمالیتی (JB) انجام گرفته و نتایج آن در جدول (۱۱) آمده است:

جدول ۱۱- آزمون‌های تشخیصی مدل‌های ARDL در براورد شدت انرژی کشورهای ایران و ترکیه

آزمون‌های تشخیصی	کشور ایران	کشور ترکیه
	ARDL(۳و۰و۲و۰)	ARDL (۲و۰و۳و۰)
آماره BPG	۰/۷۶۱ [۰/۶۸۲]	۱/۳۸۹ [۰/۲۴۶]
آماره LM	۱/۶۱۴ [۰/۲۱۵]	۰/۰۹۳ [۰/۷۶۱]
آماره JB	۴/۷۰۲ [۰/۱۹۵]	۰/۶۹۵ [۰/۷۰۶]

منبع: یافته‌های تحقیق

توضیح: اعداد داخل [ ] در هر آزمون بیانگر مقایسه سطح احتمالی خطای آزمون با سطح معناداری ۰/۰۵ است. نمادهای BPG، LM و JB به ترتیب معرف آزمون‌های ناهمسانی واریانس بروش – پاگان و گادفری، آزمون خودهمبستگی بروش – گادفری و آزمون نرمالیتی جارکو – برا هستند.

براساس نتایج جدول (۱۱) فرض صفر در هر سه آزمون BPG، LM و JB پذیرفته می‌شود، لذا براوردهای صورت گرفته از شدت انرژی در دو کشور ایران و ترکیه با مدل‌های ARDL صحیح هستند. علاوه بر این، آزمون QUSUM حکایت از ثبات ضرایب در براورد مدل ARDL در هر دو اقتصاد داشته است.

در ادامه این بخش با استفاده از براورد مدل‌های SVAR، واریانس خطای پیش‌بینی رشد شدت انرژی هر یک از اقتصادهای ایران و ترکیه در پاسخ به وقوع هر یک از شوک‌های ساختاری پس از ۱، ۵ و ۱۰ دوره اندازه‌گیری می‌شود. نتایج این عملیات در جدول (۱۲) آمده است. یادآور می‌شود که پیش شرط اجرای مدل VAR و SVAR این است که همه متغیرهای مدل ساکن یا مانا باشند. جایی که این شرط برای متغیرهای مدل‌های SVAR تحت بررسی برقرار است. هم‌چنین مدل‌های SVAR براورد شده در دو اقتصاد تحت بررسی در وقفه بهینه انجام شده و دارای شرایط ایستایی می‌باشند.

جدول ۱۲- تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی رشد شدت انرژی کشورهای ایران و ترکیه در پاسخ به وقوع شوک‌های ساختاری از طرف متغیرها (رشد شاخص قیمت، رشد توسعه مالی و رشد درآمد سرانه و رشد شدت انرژی) در مدل SVAR

دوره	D(lnEI)	D(lny)	D(lnFD)	D(lnP)
کشور ایران				
۱	۵۳/۷۹۹	۴۰/۸۷۲	۱/۷۹۳	۳/۵۳۴
۵	۴۳/۷۶۵	۴۸/۱۸۰	۵/۳۹۸	۲/۶۵۵
۱۰	۴۳/۷۶۳	۴۸/۱۷۷	۵/۳۹۹	۲/۶۶۰
کشور ترکیه				
۱	۷۰/۲۲۷	۲۸/۳۵۱	۱/۳۰۶	۰/۱۱۵
۵	۵۸/۲۰۶	۳۲/۶۲۶	۸/۰۶۲	۱/۱۰۲
۱۰	۵۸/۱۸۹	۳۲/۶۲۰	۸/۰۶۰	۱/۱۲۹

منبع: یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی رشد شدت انرژی کشورهای ایران و ترکیه نشان می‌دهد که سهم رشد درآمد سرانه بر نوسان رشد شدت انرژی این کشورها در کوتاه مدت و بلندمدت قابل توجه و بیشتر از سایر متغیرها است. جایی که این سهم برای اقتصاد ایران بیشتر از اقتصاد ترکیه است. در مقابل و در بلند مدت، سهم رشد توسعه مالی در واریانس (نوسان) رشد شدت انرژی این کشورها در طول زمان افزایشی است و این سهم در اقتصاد ترکیه بیشتر از ایران است.

- توسعه مالی کشورهای ایران و ترکیه

در بخش چهارم، آخرین مدل این تحقیق جهت براورد توسعه مالی در دو کشور ایران و ترکیه به صورت زیر ارائه شد:

$$lnFD_t = \delta_0 + \delta_1 lny_t + \delta_2 lnEI_t + \delta_3 lnk_t + \delta_4 lnHC_t + \delta_5 lnP_t + \delta_6 lnTR_t + u3_t \quad (۲۵$$

در معادله فوق نیز اندیس t بعد زمان را برای دوره ۱۹۷۴ تا ۲۰۱۶ نشان می‌دهد و علاوه بر نمادهای معرفی شده قبلی در این معادله HC سرمایه انسانی است. ضرایب δ_0 تا δ_6 این معادله نیز برای هر یک از اقتصادهای ایران و ترکیه به صورت جداگانه با استفاده از اقتصادسنجی سری‌های زمانی براورد می‌شود. نماد ln به لگاریتمی بودن داده‌ها اشاره دارد.

در ادامه به معادله (۲۵) یک متغیر دامی با نماد *D_SWIFT* که به تحریم‌های شبکه بین‌المللی بانکی سوئیفت برای ایران اشاره دارند، اضافه می‌شود. برای متغیر دامی *D_SWIFT* برای سال‌های این تحریم (۲۰۱۵-۲۰۱۲) عدد یک و عدد صفر برای بقیه سال‌ها در نظر گرفته شده است. به این ترتیب معادله (۲۵) به صورت زیر تغییر می‌کند:

$$lnFD_t = \delta_0 + \delta_1 lny_t + \delta_2 lnEI_t + \delta_3 lnk_t + \delta_4 lnHC_t + \delta_5 lnP_t + \delta_6 lnTR_t + \omega D_SWIFT + u3_t \quad (۲۶$$

هم‌چنین به تبعیت از ییلدریم و اکال[9] (۲۰۰۴) دو متغیر دامی *D1994* و *D1999* که به ترتیب به بحران مالی در کشور ترکیه در سال‌های ۱۹۹۴ و ۱۹۹۹ اشاره دارند، اضافه می‌شوند. برای متغیر دامی *D1994* عدد یک برای سال ۱۹۹۴ و عدد صفر برای بقیه سال‌ها در نظر گرفته شده است. برای متغیر *D1999* نیز عدد یک برای سال ۱۹۹۹ و عدد صفر برای بقیه سال‌ها در نظر گرفته شده است. به این ترتیب معادله (۲۵) برای اقتصاد ترکیه به صورت زیر تغییر می‌کند:

$$lnFD_t = \delta_0 + \delta_1 lny_t + \delta_2 lnEI_t + \delta_3 lnk_t + \delta_4 lnHC_t + \delta_5 lnP_t + \delta_6 lnTR_t + \rho_1 D_{1994} + \rho_2 D_{1999} + u3_t \quad (۲۷$$

با توجه به وضعیت مانایی متغیرها، معادلات (۲۶) و (۲۷) نیز با روش ARDL باند براورد می‌شوند.

به این ترتیب ابتدا وجود رابطه بلندمدت برای مدل‌های تصریح شده برای هر یک از اقتصادهای ایران و ترکیه با استفاده از آزمون باند در وقفه بهینه (با معیار SIC) مدل‌های ARDL بررسی می‌شود.

براساس نتایج جدول (۱۳)، آماره F محاسباتی در آزمون باند در مدل ARDL برای کشورهای ایران و ترکیه به ترتیب در سطح ۱ درصد و ۱۰ درصد از مرز بالایی (I1) بزرگتر است، لذا در این سطوح از معناداری رابطه بلندمدت بین متغیرهای معادله‌های (۲۶) و (۲۷) برقرار است.

جدول ۱۳- بررسی وجود رابطه بلند مدت در براورد توسعه مالی دو اقتصاد ایران و ترکیه با آزمون باند

سطح معناداری	کشور ایران		کشور ترکیه	
	ARDL (۳و۰و۲و۱و۳و۳)		ARDL (۰و۰و۲و۰و۱و۰)	
	F محاسباتی: ۶/۸۴۹		F محاسباتی: ۳/۲۶	
	I1	I0	I1	I0
۰/۱۰	۳/۲۳	۲/۱۲	۳/۲۳	۲/۱۲
۰/۰۵	۳/۶۱	۲/۴۵	۳/۶۱	۲/۴۵
۰/۰۱	۴/۴۳	۳/۱۵	۴/۴۳	۳/۱۵

منبع: یافته‌های تحقیق

به این ترتیب می‌توان براورد رابطه بلندمدت را برای معادلات (۲۶) و (۲۷) برای هر یک از اقتصادهای ایران و ترکیه به صورت جدول (۱۴) نشان داد.

نتایج رابطه بلندمدت حاصل از براورد مدل‌های ARDL باند در جدول (۱۴) حکایت از تاثیر مثبت و معنادار درامد سرانه حقیقی بر توسعه مالی کشورهای

www.SID.ir

Archive of SID

ایران و ترکیه داشته است. تاثیر شدت انرژی بر توسعه مالی هر دو کشور مثبت است و این رابطه تنها برای ایران معنادار شده است. این نتایج برای هر دو کشور ایران و ترکیه هم راستا با مطالعات سادورسکی (۲۰۱۰)، شهباز و همکارن (۲۰۱۳) و عمری و کاهولی (۲۰۱۳) است. اثر موجودی سرمایه بر توسعه مالی ایران منفی و معنادار است، در مقابل اثر این متغیر بر توسعه مالی ترکیه مثبت و معنادار بوده است. شاخص قیمت‌ها در هر دو کشور تاثیر منفی و معناداری بر توسعه مالی دو کشور داشته است و در نهایت اثر باز بودن تجاری بر توسعه مالی ایران منفی و معنادار و بر توسعه مالی کشور ترکیه مثبت و معنادار به دست آمده است.

هم‌چنین، علامت ضریب تصحیح خطا (ECM) در هر دو اقتصاد منفی و معنادار است و حکایت از وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها و تعدیل رابطه کوتاه مدت به سمت رابطه بلندمدت در اثر وقوع یک شوک دارد. مقدار حاصل شده برای ضریب ECM نشان می‌دهد که تاثیر یک شوک به مدل برای هر دو اقتصاد در حدود دو دوره تعدیل می‌شود.

جدول ۱۴- رابطه بلند مدت مدل ARDL برای براورد توسعه مالی کشورهای ایران و ترکیه

متغیر	کشور ایران	کشور ترکیه
	ARDL (۳و۰و۲و۱و۳و۳)	ARDL (۱و۰و۲و۰و۱و۰)
lny	۵/۲۴۷ ***	۰/۳۸۵
	(۱/۳۴۲)	(۰/۷۳۸)
lnEI	۳/۴۸۱ ***	۰/۴۸۱
	(۱/۰۲۰)	(۰/۵۲۵)
lnk	-۸/۵۵۵ ***	۲/۵۱۴ ***
	(۲/۰۲۴)	(۰/۷۱۸)
lnHC	-۰/۸۵۷ **	۱/۵۸۷ ***
	(۰/۳۳۲)	(۰/۶۴۲)
lnP	-۲/۷۶۵ ***	-۰/۴۳۶ ***
	(۰/۴۴۰)	(۰/۰۶۵)
lnTR	-۱/۳۱۸ ***	۰/۸۲۰ ***
	(۰/۴۳۳)	(۰/۱۵۰)
D_SWIFT	-۰/۰۵۶	-
	(۰/۱۱۴)	
D1994	-	-۰/۲۷۴ ***
		(۰/۰۷۴)
D1999	-	۰/۳۵۱ ***
		(۰/۰۷۲)

منبع: یافته‌های تحقیق

توضیح: نمادهای *، ** و *** به ترتیب بیانگر سطح معناداری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ هستند.

پس از تفسیر نتایج این بخش لازم است تا نسبت به درستی نتایج اطمینان حاصل شود. همانند قبل، در ادامه آزمون‌های تشخیصی شامل آزمون ناهمسانی واریانس (BPG)، آزمون خودهمبستگی (LM) و آزمون نرمالیتی (JB) انجام گرفته و نتایج آن در جدول (۱۵) آمده است. براساس این آزمون‌ها فرض صفر در هر سه آزمون BPG، LM و JB پذیرفته می‌شود، لذا براوردهای صورت گرفته از توسعه مالی در اقتصادهای کشورهای ایران و ترکیه با مدل‌های ARDL باند صحیح می‌باشد. علاوه بر این، آزمون QUSUM حکایت از ثبات ضرایب در براورد مدل ARDL در هر سه بخش داشته است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱۵- آزمون‌های تشخیصی مدل‌های ARDL در براورد توسعه مالی دو اقتصاد ایران و ترکیه

آزمون‌های تشخیصی	کشور ایران	کشور ترکیه
	ARDL (۳و۰و۲و۱و۳و۳و۳)	ARDL (۰و۰و۲و۰و۱و۰و۱)
آماره BPG	۰/۵۷۲ [۰/۸۹۱]	۱/۰۶۷ [۰/۴۲۱]
آماره LM	۰/۹۳۵ [۰/۳۵۲]	۰/۴۱۴ [۰/۵۲۴]
آماره JB	۱/۱۳۱ [۰/۵۶۸]	۰/۳۶۹ [۰/۸۳۱]

منبع: یافته‌های تحقیق

توضیح: اعداد داخل [ ] در هر آزمون بیانگر مقایسه سطح احتمالی خطای آزمون با سطح معناداری ۰/۰۵ است. نمادهای BPG، LM و JB به ترتیب معرف آزمون‌های ناهمسانی واریانس بروش – پاگان و گادفری، آزمون خودهمبستگی بروش – گادفری و آزمون نرمالیتی جارکو – برا هستند.

در نهایت با استفاده از براورد مدل‌های SVAR، واریانس خطای پیش‌بینی رشد توسعه مالی هر یک از دو اقتصاد ایران و ترکیه در پاسخ به وقوع هر یک از شوک‌های ساختاری پس از ۱، ۵ و ۱۰ دوره اندازه‌گیری می‌شود. نتایج این عملیات در جدول (۱۶) آمده است. یادآور می‌شود که پیش شرط اجرای مدل VAR و SVAR یعنی مانایی همه متغیرهای مدل برقرار است. علاوه بر این، مدل‌های SVAR براورد شده در هر دو کشور در وقفه بهینه انجام شده و دارای شرایط ایستایی می‌باشند.

نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی متغیرهای مدل SVAR نشان می‌دهد که سهم رشد اقتصادی (رشد درآمد سرانه حقیقی) و رشد شاخص قیمت در ایجاد نوسان در رشد توسعه مالی ایران بیشتر از سایر شوک‌های ساختاری مدل است. جایی که تنها شوک وارد شده به این دو متغیر حدود ۴۰ درصد از نوسانات رشد توسعه مالی را توضیح می‌دهند. براساس این نتایج، سهم رشد شدت انرژی در ایجاد نوسان در رشد توسعه مالی ایران در افق‌های کوتاه مدت و بلندمدت قابل توجه نیست.

هم‌چنین در اقتصاد ترکیه سهم رشد شاخص قیمت‌ها و رشد باز بودن تجاری در ایجاد نوسان در رشد توسعه مالی بیشتر از سایر متغیرها است. این دو متغیر نیز به صورت مجموع حدود ۴۰ درصد از نوسانات توسعه مالی ترکیه را توضیح می‌دهند. رشد شدت انرژی پس از این دو متغیر در بلندمدت سهم بیشتری از ایجاد نوسانات رشد توسعه مالی ترکیه داشته است.

جدول ۱۶- تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی رشدتوسعه مالی بخش‌های اقتصاد در پاسخ به وقوع شوک‌های ساختاری از طرف متغیرها (رشد باز بودن تجاری، رشد توسعه مالی، رشد شدت انرژی و رشد سرمایه سرانه، رشد محصول) در مدل SVAR

دوره	D(lnFD)	D(lnva)	D(lnk)	D(lnHC)	D(lnTR)	D(lnEI)	D(lnP)
بخش کشاورزی							
۱	۴۹/۵۹۱	۱/۹۰۵	۲/۹۶۱	۹/۱۷۰	۲۷/۴۸۱	۸/۲۳۴	۰/۰۶۵
۵	۳۷/۶۰۳	۱/۴۷۹	۴/۵۶۳	۲۲/۶۱۹	۲۰/۶۵۹	۱۱/۴۱۱	۱/۶۶۲
۱۰	۳۷/۴۵۴	۱/۴۹۰	۴/۵۴۵	۲۲/۶۹۲	۲۰/۵۸۱	۱۱/۳۸۵	۱/۸۴۸
بخش صنعت و معدن							
۱	۶۶/۱۶۳	۰/۳۸۶	۰/۶۹۸	۰/۹۰۶	۷/۹۰۹	۲۳/۷۰۲	۰/۲۳۳
۵	۳۹/۶۴۱	۵/۹۱۴	۲/۷۴۹	۴/۰۲۷	۲۳/۳۵۶	۲۲/۵۲۹	۱/۷۸۲
۱۰	۳۹/۵۳۵	۵/۹۵۵	۲/۷۵۷	۴/۰۵۸	۲۳/۲۸۲	۲۲/۴۳۸	۱/۹۷۱
بخش خدمات							
۱	۵۳/۴۸۰	۱۷/۰۶۶	۲/۷۲۷	۰/۲۹۰	۱۱/۵۶۹	۲/۰۴۳	۱۲/۸۲۱
۵	۴۷/۶۶۱	۱۴/۴۵۳	۳/۱۶۵	۲/۶۸۱	۱۶/۶۵۰	۲/۶۶۷	۱۲/۷۱۹

www.SID.ir

Archive of SID

۱۰	۴۷/۵۶۴	۱۴/۴۲۱	۳/۱۵۹	۲/۸۶۳	۱۶/۶۰۵	۲/۶۸۸	۱۲/۶۹۵

منبع: یافته‌های تحقیق

جمع‌بندی، محدودیت‌ها و پیشنهادها

تحقیق حاضر با هدف بررسی رابطه رشد اقتصادی، شدت انرژی و توسعه مالی کشورهای ایران و ترکیه با استفاده از مقایسه تطبیقی دو کشور شکل گرفت. پس از مروری بر مطالعات پیشین و روابط نظری موجود میان متغیرها معادلاتی جهت بررسی روابط سه گانه تحقیق تصریح شد و این روابط با به کار گیری داده‌های سری زمانی دو کشور در بازه ۱۹۷۴ تا ۲۰۱۶ با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی ARDL و SVAR براورد شدند. قبل از ارائه پیشنهادها لازم به ذکر است که تحقیق حاضر با محدودیت‌هایی هم‌چون عدم دسترسی به تمامی اطلاعات و داده‌های کشورها به ویژه شاخص‌های توسعه مالی رو بوده است، لذا تنها از شاخص نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی به GDP استفاده شد. علاوه بر این چنان‌که در مقدمه تحقیق ذکر شد، ارتباط سه گانه بین توسعه مالی، شدت انرژی و رشد اقتصادی به ساختار مالی کشورها و دسترسی آن‌ها به منابع انرژی بستگی دارد، لذا بسط نتایج این تحقیق به کلیه کشورها و جوامع توصیه نمی‌شود.

در راستای نتایج تحقیق پیشنهادات زیر برای سیاست‌گذاران ارائه می‌شود:

۱- با توجه به اثر مثبت و معنادار موجودی سرمایه (سرانه) و توسعه مالی بر درآمد سرانه (رشد اقتصادی) در اقتصاد ایران و هم‌چنین اثر منفی شدت انرژی بر درآمد سرانه اقتصاد ایران، پیشنهاد به افزایش حجم اعتبارات در راستای سرمایه‌گذاری بر خرید ماشین آلات و تکنولوژی‌های مدرن و انرژی اندوز و بازسازی تکنولوژی‌های کم مصرف می‌شود.

۲- نظر به این‌که ضریب باز بودن تجاری برای اقتصاد ایران مثبت و معنادار است پیشنهاد به کاهش تعرفه‌ها و افزایش مشوق‌های صادراتی می‌شود.

۳- با توجه به ضریب منفی و معنادار توسعه مالی و درآمد سرانه بر شدت انرژی در اقتصاد ایران، پیشنهاد به افزایش سرمایه‌گذاری در اقتصاد کشور از طریق اعطای تسهیلات و در راستای افزایش سطح درامد با هدف کاهش شدت انرژی می‌شود.

۴- با توجه به تاثیر منفی شاخص قیمت‌ها بر توسعه مالی اقتصاد ایران پیشنهاد به کنترل این متغیر از طریق به کارگیری سیاست‌های پولی بهینه (که خارج از بحث این تحقیق است) می‌شود.

در نهایت، جهت تحقیقات آتی، انجام تحقیق حاضر در جوامع آماری مختلف در سطح استانی، بخش‌های اقتصاد و سطح بین‌المللی و هم‌چنین بررسی این ارتباط سه‌گانه با بهره‌مندی از سایر روش‌های اقتصادسنجی یا ساختاری نظیر تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) پیشنهاد می‌شود.

منابع

ابراهیمی، محسن و آل‌مراد جبدرقی، محمود (۱۳۹۱). توسعه بازارهای مالی و مصرف انرژی در کشورهای گروه D8، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال بیستم، شماره ۶۱.

اسدی، علی و اسماعیلی، سیدمیثم (۱۳۹۲). بررسی وجود اربطه‌ی پویا میان مصرف انرژی و توسعه مالی در ایران، فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان، سال یکم، شماره ۳.

اقبالی، علیرضا؛ گسکری، ریحانه؛ مرادی، مهدیس و پرهیزی، هادی (۱۳۹۴). بررسی شدت انرژی در کشورهای نفتی و غیرنفتی، تحقیقات اقتصادی، شماره ۱۱۰.

اکبریان، رضا و حیدری‌پور، سید محسن (۱۳۸۸). بررسی تاثیر توسعه بازار مالی بر رشد اقتصاد در ایران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۴۵، پژوهشنامه اقتصادی، سال نهم، شماره ۳.

آهنگری، عبدالمجید و کامران‌پور، سعیده (۱۳۹۵). تأثیر توسعه مالی و ارزش افزوده بر مصرف انرژی در بخش‌های صنعت و کشاورزی ایران، فصلنامه مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران، سال پنجم، شماره ۱۹.

خورسندی، مرتضی؛ محمدی، تیمور؛ خزایی، محمد مهدی و بهروز، عارف (۱۳۹۴). بررسی اثر توسعه مالی بر مصرف انرژی با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (منتخبی از کشورهای در حال توسعه نفتی و غیرنفتی)، فصلنامه اقتصاد مالی و توسعه، سال نهم، شماره ۳۳.

دیلمی‌نژاد، رضا و استاد حسین، رضا (۱۳۸۹). بررسی رابطه بین مصرف انرژی و ارزش افزوده بخش‌های منتخب اقتصادی ایران، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال هجدهم، شماره ۵۵.

سلیمی‌فر، مصطفی؛ حق‌نژاد، امین و رحیمی، محسن (۱۳۸۹). بررسی تأثیر عوامل تولید بر شدت مصرف انرژی در

www.SID.ir

Archive of SID

ایران: یک تجزیه و تحلیل مبتنی بر تابع کاب-داگلاس، مجله دانش و توسعه، سال هفدهم، شماره ۳۴.

سیف، اله مراد (۱۳۸۷). شدت انرژی: عوامل تأثیرگذار و تخمین یک تابع پیشنهادی، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال پنجم، شماره ۱۸.

عصاری، عباس؛ ناصری، علیرضا و آقایی خوندابی، مجید (۱۳۸۷). توسعه‌ی مالی و رشد اقتصادی: مقایسه کشورهای نفتی عضو اوپک و غیرنفتی در حال توسعه، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۲.

فرازمند، حسن؛ کامران‌پور، سعیده و قربان‌نژاد، مجتبی (۱۳۹۴). ارتباط بین توسعه مالی، رشد اقتصادی و مصرف انرژی در ایران؛ رویکرد آزمون باند و علیت تودا و یاماموتو، فصلنامه اقتصاد مقداری، دوره دهم، شماره ۱.

فطرس، محمدحسن، آقازاده، اکبر و جبرائیلی، سودا (۱۳۹۰). تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر مقایسه تطبیقی کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه و غیرعضو (شامل ایران)، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال نوزدهم، شماره ۶۰.

گلی، زینت و اشرفی، یکتا (۱۳۸۹). بررسی شدت انرژی کشور و تجزیه آن با استفاده از شاخص ایده‌آل فیشر در ایران، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال هجدهم، شماره ۵۴.

مهرآرا، محسن و زارعی، مسعود (۱۳۹۰). اثرات غیرخطی مصرف انرژی بر رشد اقتصادی مبتنی بر رویکرد حد آستان‌های، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال دوم، شماره ۵.

Ayres, R. U & Warr, B (2002). Useful work and information as drivers of economic growth, Ecological Economics.

Bernanke, B (1986). Alternative Explorations of the Money-Income Correlation, Carnegie-Rochester Series on Public Policy.

Berndt, E. R & Wood, O (1975). Technology, Prices and the Derived Demand for Energy, Review of Economics and Statistics.

Blanchard, O.J & Quah, d (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, American Economic Review.

Calderon, C & Liu, L (2003). The direction of causality between financial development and economic growth, Journal of Development Economics.

Chang, S. C (2015). Effects of financial developments and income on energy consumption, International Review of Economics and Finance.

Christopoulos, D. K & Tsionas, E. G (2004). Financial development and economic growth: Evidence from panel unit root and cointegration tests, Journal of Development Economics.

Chumbo, M & Stern, D (2008). China's changing energy intensity trend: A decomposition analysis, Journal of Energy Economics.

Cleveland, C, Kaufman, R. K & Stern, D. I (2000). Aggregation and the role of energy in the economy, Ecological Economics.

EIA (2012). Energy intensity indicator: Efficiency vs. Intensity.

Feng, T, Sun, L & Zhang, Y (2009). The relationship between energy consumption structure, economic structure and energy intensity in China, Energy Policy.

FoonTang, C (2009). Electricity consumption, income, foreign direct investment, and population in Malaysia: New evidence from multivariate framework analysis, Journal of Economic Studies.

Fung, H. K (2009). Financial development and economic growth: Convergence or divergence? Journal of International Money and Finance.

Galli, R (1999). The relationship between energy intensity and income levels: Forecasting long term energy demand in Asia emerging countries, The Energy Journal.

Gries, T & Redlin, M (2012). Trade Openness and Economic Growth: A Panel Causality Analysis, Center for International Economics, Working Paper Series.

Han, P (2008). Human capital and hours worked of children in Cambodia: Empirical evidence and policy implications, Asian Economic Journal.

Hassan, M. K, Sanchez, B & Yu, J. S (2011). Financial development and economic growth: New evidence from panel data, The Quarterly Review of economics and finance.

Kakar, Z.K, Khilji, B. A & Khan, M. J (2011). Financial development and energy consumption:

www.SID.ir

Archive of SID

Pagano, M (1993). Financial Markets and growth: An overview, European Economic Review.

Pesaran, M. H, Shin, Y & Smith, R. P (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels, Journal of the American Statistical Association.

Pesaran, M.H, Shin, Y & Smith, R.J (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, Journal of Applied Econometrics.

Phoumin, H & Kimura, F (2014). Trade-off relationship between energy intensity thus energy demand and income level: Empirical evidence and policy implications for ASEAN and East Asia Countries, ERIA Discussion Paper Series.

Sadrosky, P (2009). Renewable Energy Consumption and Income in Emerging Economics, Energy Policy

Sadorsky, P (2010). The impact of financial development on energy consumption in emerging economies, Energy Policy.

Sadorsky, P (2011). Financial development and energy consumption in central and Eastern European frontier economies, Energy Policy.

Shahbaz, M, Tiwari, A & Nasir, M (2011). The effects of financial development, economic growth, coal consumption and trade openness on environmental performance in South Africa.

Shahbaz, M, Islam, F & Butt, M. S (2011). Financial development, energy consumption and CO2 emissions: Evidence from ARDL approach for Pakistan.

Shahbaz, M, Khan, S & Tahir, M. I (2013). The dynamic links between energy consumption, economic growth, financial development and trade in China: Fresh evidence from multivariate framework analysis, Energy Economics.

Siddique, H. M. A & Majeed, M. T (2015). Energy Consumption, Economic Growth, Trade and Financial Development Nexus in South Asia, Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences.

Tang, C. F & Tan, E. C (2013). Exploring the nexus of electricity consumption, economic growth, energy prices and technology innovation in Malaysia, Applied Energy.

Wagner, M (2008). The carbon Kuznets curve: A cloudy picture emitted by bad econometrics? Resource and Energy Economics. Empirical evidence from Pakistan, International Journal of Trade, Economics and Finance.

Kilian, L (1998). Small-Sample Confidence Intervals for Impulse-Response Functions, The Review of Economics and Statistics.

King, R.G & Levine, R (1993). Finance, Entrepreneurship and Growth, Journal of Monetary Economics.

Kummel. R, Julian, H & Lindenberger, D (2002). Capital, labor, energy and creativity: Modelling innovation diffusion, Structural Change and Economic Dynamics.

Lean, H.H & Smyth, R (2010). On the dynamics of aggregate output, electricity consumption and exports in Malaysia: Evidence from multivariate Granger causality tests, Applied Energy.

Lee, J. W (2013). The contribution of foreign direct investment to clean energy use, carbon emissions and economic growth, Energy Policy.

Liang, Q & Teng, J. Z (2006). Financial Development and Economic Growth: Evidence from China, China Economic Review.

Metcalf, G (2008). An empirical analysis of energy intensity and its determinants at the state level, The Energy Journal.

Mehrara, M & Musai, M (2012). Energy consumption, financial development and economic growth: An ARDL approach for the case of Iran, International Journal of Business and Behavioral Sciences.

Mielnik, O, Goldemberg, J (2002). Foreign direct investment and decoupling between energy and gross domestic product in developing countries, Energy Policy.

Mudakkar, S.R, Zaman, K, Shakir, H, Arif, M, Naseem, I & Naz, L (2013). Determinants of energy consumption function in SAARC countries: Balancing the odds, Renewable and Sustainable Energy Reviews.

Ning, W (2008). Energy intensity, renewable energy, and economic development: Examining three provinces in China, The United States for energy economics Working Paper 08-011.

Omri, A & Kahouli, B (2013). Causal relationships between energy consumption, foreign direct investment and economic growth: Fresh evidence from dynamic simultaneous-equations models, Energy Policy.

www.SID.ir

Archive of SID

Zainal Abidin, I. S, Haseeb, M, Azam, M & Islam, R (2015). Foreign Direct Investment, Financial Development, International Trade and Energy Consumption: Panel Data Evidence from Selected ASEAN Countries, International Journal of Energy Economics and Policy.

یادداشت‌ها

[۱]Energy-augmenting

[۲]واحد اندازه‌گیری تولید ناخالص داخلی دلار امریکا به قیمت ثابت سال ۲۰۱۰ می‌باشد. در محاسبه شدت انرژی از نسبت مصرف انرژی با مقیاس میلیون متر مکعب نفت خام به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است. توسعه مالی نیز از نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی حاصل شده است که هم صورت و هم مخرج این نسبت دلار امریکا منظور شده است.

[۳]مبنای روابط در این مدل براساس مقالات فومین و کیمورا (۲۰۱۴)، عمری و کاهولی (۲۰۱۳) و شهباز و همکاران (۲۰۱۳) است. جایی که ایشان روابطی دوگانه و سه گانه بین رشد اقتصادی، توسعه مالی و شدت انرژی را به شکل معادلات رگرسیونی در چارچوب روش‌های اقتصادسنجی تصریح نموده‌اند.

[۴]Bernanke

[۵] Quah & Blanchared

[۶]Christiano et al

[۷]Kilian

[۸]Yildirim and Ocal (2013)

[۹]Yildirim and Ocal (2013)

www.SID.ir