فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال دهم، شماره چهل، پاییز ۱۳۹۹ (۷۶-۵۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 10, No. 40, September 2020 (55-76)

رابطه بین رشد اقتصادی، شدت انرژی و توسعه مالی در بخش‌های اقتصاد ایران

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

۱. دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران
۳. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران
۴. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران

(دریافت: ۱۳۹۸/۶/۶ پذیرش: ۱۳۹۸/۷/۲۹)

The Relationship between Economic Growth, Energy Intensity and Financial Development in Sectors of Iranian Economy

Hossein Fathizadeh[1], *Masoud Nonejad[2], Ali Haghighat[3], Abbas Aminifard[4]

1. Ph.D. Candidate of Department of Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran
2. Associate Professor of Department of Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran
3. Assistant Professor of Department of Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran
4. Assistant Professor of Department of Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran

(Received: 28/Aug/2019 **Accepted:** 21/Oct/2019**)**

چکیده:

در این تحقیق رابطه بین رشد اقتصادی، شدت انرژی و توسعه مالی در بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات از اقتصاد ایران بررسی شده است. به این منظور، از داده‌های سری زمانی سالانه بخش‌ها در دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۵ استفاده شد. جهت تحلیل روابط، روش‌های خودرگرسیون با وقفه توزیع شده (ARDL) و خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) به کار گرفته شد. نتایج رابطه بلندمدت مدل ARDL نشان می‌دهد که تأثیر شدت انرژی بر رشد اقتصادی بخش‌های صنعت و معدن و خدمات منفی و معنادار و در بخش کشاورزی مثبت و معنادار است. اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی بخش‌های کشاورزی و صنعت و معدن مثبت و معنادار است، در حالی که علی رغم تأثیر مثبت توسعه مالی بر رشد اقتصادی در بخش خدمات، ضریب این متغیر به لحاظ آماری معنادار نیست. همچنین، بر اساس نتایج تجزیه واریانس در مدل SVAR رشد شدت انرژی و توسعه مالی سهم زیادی از نوسانات رشد اقتصادی بخش‌های مختلف اقتصاد ایران داشته‌اند. به طور مشابه، رشد اقتصادی و توسعه مالی نیز سهم قابل توجهی از نوسانات شدت انرژی بخش‌ها داشته‌اند. در نهایت، شدت انرژی بیشترین سهم را از نوسانات توسعه مالی در بخش صنعت داشته است، در حالی که سهم رشد اقتصادی از نوسانات توسعه مالی در بخش خدمات نیز قابل توجه است.

واژه‌های کلیدی: رشد اقتصادی، شدت انرژی، توسعه مالی، بخش‌های اقتصاد ایران

طبقه‌بندی JEL: O11، Q43، E44.

Abstract:

This study investigates the relationship between economic growth, energy intensity and financial development in the agricultural, industry and mining and services sectors of the Iranian economy. For this purpose, annual time series data of the sectors during the period from 1974 to 2016 were used. To analyze the relationships, Autoregressive Distributed Lags (ARDL) and Structural Vector Autoregressive (SVAR) methods were used. The results of the long-run relationship of the ARDL model show that the impact of energy intensity on the economic growth of industry and mining, and services sectors is negative and significant and positive and significant in agriculture sector. The effect of financial development on economic growth in agriculture sector and industry and mining sector is positive and significant, while despite the positive impact of financial development on economic growth in services sector, the coefficient of this variable is not statistically significant. Furthermore, based on the results of variance decomposition in SVAR model, energy intensity growth and financial development growth have had a large share of economic growth fluctuations in different sectors of Iranian economy. Similarly, economic growth and financial development have also played a significant part in the energy intensity fluctuations of the sectors. Finally, energy intensity has the largest share of fluctuations in financial development in industry sector, while the economic growth has also played a considerable part in the fluctuations of financial development in the services sector.

Keywords: Economic Growth, Energy Intensity, Financial Development, Sectors of Iranian Economy.
JEL: O11, Q43, E44.

* **نویسنده مسئول:** مسعود نونژاد (این مقاله مستخرج از رساله دکتری آقای حسین فتحی‌زاده به راهنمایی دکتر مسعود نونژاد و مشاوره دکتر علی حقیقت و دکتر عباس امینی‌فرد می‌باشد.)

*Corresponding Author: Masoud Nonejad E-mail: Mnonejad.iaushiraz@yahoo.com

۱- مقدمه

رشد اقتصادی نمادی از پیشرفت است که به رشد تکنولوژی و افزایش در ظرفیت بهره‌وری هر کشوری برمی‌گردد. تجربه اقتصادهای در حال توسعه و نوظهور نشان دهنده همگامی رشد اقتصادی با رشد بخش‌های مصرف و تولید انرژی و فرایند توسعه مالی در این کشورهاست (ابویی و همکاران، ۱۳۹۷: ۱۶۹). 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[1]، ۲۰۰۲: ۹۳) 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[2]، ۱۹۷۵: ۲۵۰) افزایش در مصرف انرژی را منوط به فرایند رشد اقتصادی دانسته و رابطه را برعکس دیده‌اند (قائد و همکاران، ۱۳۹۷: ۱۳۹). 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[3]، ۲۰۱۰: ۲۵۲۸) نحوه تأمین مالی در سرمایه‌گذاری بر تکنولوژی‌های انرژی اندوز را ابزاری در جهت کنترل نوسانات معرفی می‌کنند. به این ترتیب، ارتباط توسعه مالی و شدت انرژی نیز به ساختار و سیستم مالی کشورها بستگی دارد. در یک سیستم مالی سخت (با مشخصاتی از جمله سقف نرخ بهره، ذخایر مورد نیاز و یک برنامه اعتباری مستقیم) ممکن است فرایند توسعه مالی تخریب شود. زیرا ممکن است، آسیب‌های زیادی از ناحیه کمبود جذب سرمایه متحمل شود (کریستوپولوس و تسیوناس[4]، ۲۰۰۴: ۵۵). در مقابل، یک سیستم مالی توسعه یافته و انعطاف‌پذیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری بیشتری را ایجاد می‌کند. مطالعه (فانگ[5]، ۲۰۰۹: ۵۶) 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[6]، ۲۰۰۲: ۸۷)، (فون تانگ[7]، ۲۰۰۹: ۳۷۱)، (سادورسکی، ۲۰۱۰: ۲۵۲۸)، (شهباز و همکاران[8]، ۲۰۱۳: ۸)، (لی[9]، ۲۰۱۳: ۴۸۳) و (زین‌العابدین و همکاران[10]، ۲۰۱۵: ۸۴۱) یک رابطه یک طرفه از سمت توسعه مالی بر مصرف انرژی را نتیجه گرفتند. در مقابل افرادی مثل (کاکار و همکاران[11]، ۲۰۱۱: ۴۶۹) و (تانگ و تان[12]، ۲۰۱۳: ۲۹۷) 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: ۹۲) و (موداکار و همکاران[13]، ۲۰۱۳: ۵۶۶) 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 (فشاری، ۱۳۹۷: ۱۴۲). انتظار می‌رود هرچه نظام مالی و پولی توسعه یافته‌تر باشد، رشد بخش‌های اقتصاد بیشتر باشد.(کالدرون و لیو[14]، ۲۰۰۳: ۳۲۱) و (حسن و همکاران[15]، ۲۰۱۱: ۸۸) بر تأثیر مثبت توسعه مالی بر رشد اقتصادی تأکید 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[16]، ۲۰۱۲: ۶) 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 تأکید کرده‌اند، اما مطالعات زیادی نیز در جهت متضاد با آنها نیز موجود است. برخی از محققین از جمله (عمری و کوهالی[17]، ۲۰۱۳: ۹۱۳) 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

1. Ayres & Warr (2002)
2. Berndt & Wood (1975)
3. Sadrosky (2010)
4. Christopoulos & Tsionas (2004)
5. Fung (2009)
6. Mielnik & Goldemberg (2002)
7. FoonTang (2009)
8. Shahbaz et al. (2013)
9. Lee (2013)
10. Zainal Abidin et al. (2015)
11. Kakar et al. (2011)
12. Tang & Tan (2013)
13. Mudakkar et al. (2013)
14. Calderon & Liu (2003)
15. Hassan at al. (2011)
16. Gries & Redlin (2012)
17. Omri & Kahouli (2013)

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. به همین ترتیب، ممکن است در بخش‌های اقتصاد یک کشور که توزیع درآمد در آنها متقارن نیست، رابطه سه گانه رشد اقتصادی، شدت انرژی و توسعه مالی نتایج متفاوتی حاصل کند. 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 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، مصرف انرژی را به عنوان یک نهاده تولید در نظر می‌گیرند، (کومل و همکاران[1]، ۲۰۰۲: ۴۱۵) و (آیرس و وار، ۲۰۰۲: ۹۳) 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 (کلولند و همکاران[2]، ۲۰۰۰: ۳۰۱) و (فومین و کیمورا[3]، ۲۰۱۴: ۱۵) 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 تأثیر 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. همچنین همانطور که رابطه بین انرژی، رشد اقتصادی و توسعه مالی به سطح درآمد و توسعه کشورها بستگی دارد، در یک اقتصاد نظیر ایران نیز رابطه این متغیرها می‌تواند در بخش‌های مختلف یکسان نباشد. شکل (۱) پویایی ارزش افزوده حقیقی، شدت انرژی و نسبت اعتبارات اعطایی به ارزش افزوده (به عنوان شاخص توسعه مالی) هر یک از بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات را برای دوره سالانه ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۵ نشان می‌دهد. تحقیق حاضر در تلاش است تا کاستی‌های موجود در ارتباط با ادبیات اقتصادی حول این ارتباط سه گانه را با مطالعه بخش‌های اقتصاد ایران شامل بخش کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات طی دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۵ در چارچوب مدل‌های اقتصادسنجی سری زمانی پر کند.

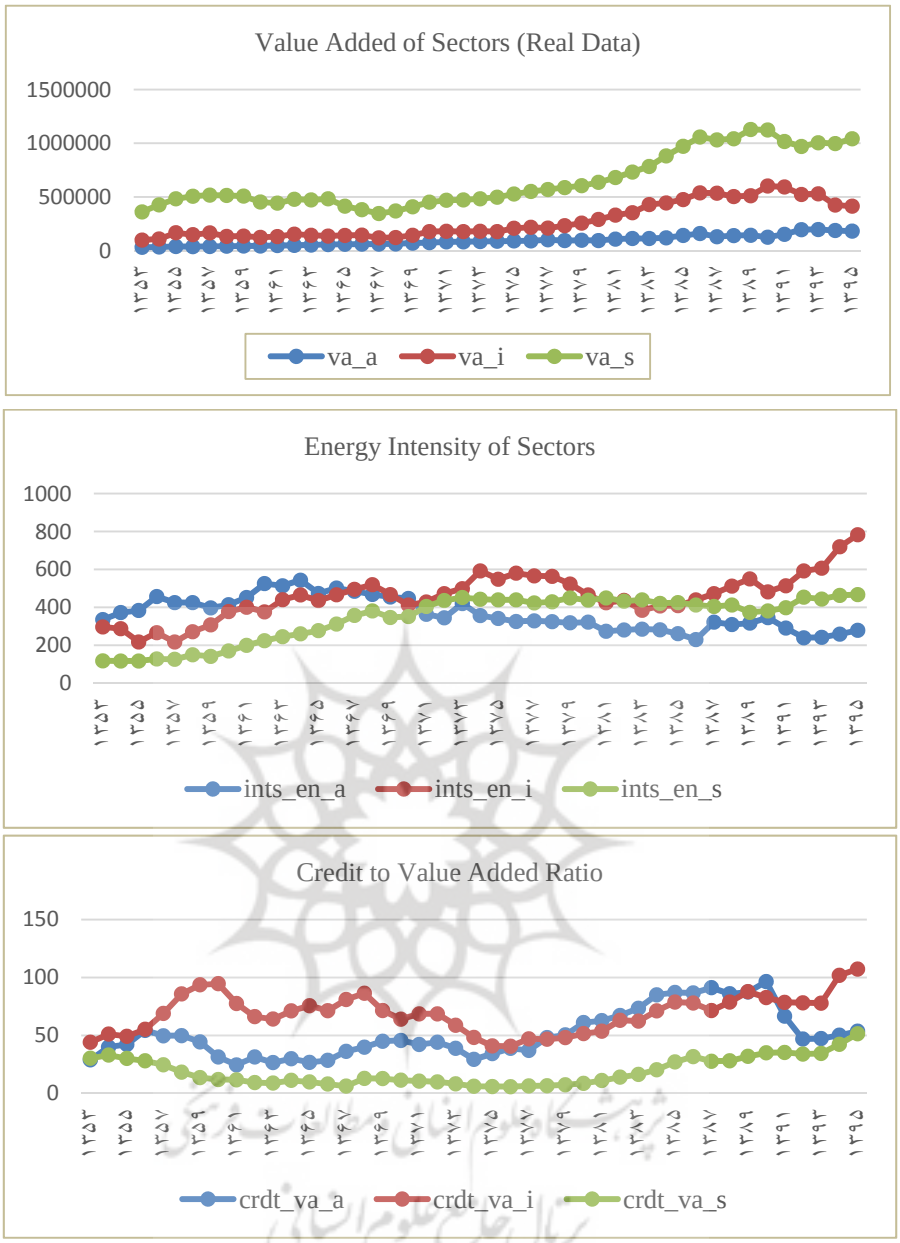
مابقی این مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است:

در بخش دوم، ادبیات موضوع در قالب مطالعات تجربی پیرامون ارتباط رشد اقتصادی با شدت انرژی و توسعه مالی آمده است. در بخش سوم مدل مفهومی تحقیق و معادلات مربوط به آن تصریح می‌شوند. در بخش چهارم اقتصادسنجی مدل‌های تحقیق آمده است. در بخش پنجم معادلات و مدل‌های تصریح شده برآورد می‌شوند و نتایج آن تجزیه و تحلیل خواهد شد. این بخش بر اساس نتایج رابطه بلندمدت مدل ARDL و همچنین تجزیه واریانس خطای پیش بینی در چارچوب مدل SVAR تجزیه و تحلیل می‌شود. در بخش نهایی نیز بر اساس نتایج تحقیق پیشنهادهای جهت حوزه سیاست‌گذاری مطرح می‌شود.

۲- 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 مد نظر قرار می‌دهد و بر تکنولوژی و کیفیت انرژی تأکیدی ندارد. ثالثاً، عمده این مطالعات در سطح کلان کشورها انجام شده‌اند و در سطح بخش‌های اقتصاد انجام نگرفته‌اند. در حالی که تفاوت در سطح درآمد بخش‌ها می‌تواند بر رابطه سه گانه رشد اقتصادی، شدت انرژی و توسعه مالی اثرگذار باشد.

1. Kummel et al. (2002)
2. Cleveland et al. (2000)
3. Phoumin & Kimura (2014)



شکل ۱. ارزش افزوده حقیقی، شدت انرژی و توسعه مالی بخش‌های اقتصاد

مأخذ: داده‌های نمودار ارزش افزوده حقیقی و توسعه مالی از وب‌سایت بانک مرکزی و داده‌های مربوط به شدت انرژی از ترازنامه انرژی ۱۳۹۶ دریافت شده‌اند.

جدول ۱. خلاصه مطالعات داخلی

محقق	سال	نتیجه
عصاری و همکاران	۱۳۸۷	نتایج حاصل از این تحقیق، حکایت از تأثیر منفی توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای نفتی عضو اوپک داشته است، در حالی که همین رابطه در کشورهای در حال توسعه غیرنفتی، مثبت بوده است (عصاری و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۴۱)
سیف	۱۳۸۷	نتایج در مورد تجزیه عوامل اصلی اثرگذار بر شدت انرژی نیز حکایت از تأثیر معنی‌دار متغیرهای سهم بخش خدمات، مساحت نسبی کشورها و رتبه توسعه انسانی کشورها بر شدت انرژی داشته است (سیف، ۱۳۸۷: ۱۷۷)

اکبریان و حیدری‌پور	۱۳۸۸	شاخص‌های مالی در کوتاه‌مدت بر رشد اقتصادی تأثیر 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 (اکبریان و حیدری پور، ۱۳۸۸: ۴۳)
سلیمی‌فر و همکاران	۱۳۸۹	پایین بودن قیمت انرژی، ساختار اقتصادی و رشد شهرنشینی عامل شدت انرژی بوده است (سلیمی‌فر و همکاران، ۱۳۸۹: ۱)
گلی و اشرفی	۱۳۸۹	نتایج تحقیق حکایت از آن دارد که اثر ساختاری تقریباً ثابت و اثر شدتی روند صعودی داشته است. اثر شدتی نشان دهنده تغییر در شدت انرژی مستقل از ترکیب فعالیت‌های اقتصادی است. به عبارت دیگر با فرض ثبات ترکیب فعالیت‌های اقتصادی، مصرف انرژی به ازای همان تولید قبلی تغییر می‌کند (گلی و اشرفی، ۱۳۸۹: ۳۵)
دیلمی نژاد و استاد	۱۳۸۹	نتایج این تحقیق حکایت از وجود یک رابطه علّیت 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. (دیلمی نژاد و استاد،۱۳۸۹:۱۲۵)
فطرس و همکاران	۱۳۹۰	متغیر رشد اقتصادی و تغییرات فناوری به طور معناداری تأثیر مثبتی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه کشورهای مورد بررسی داشتند. به اینصورت که با افزایش (کاهش) متغیرهای موردنظر 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 (فطرس و همکاران، ۱۳۹۰: ۸۱)
حسینی و همکاران	۱۳۹۰	نتایج حاصل از سه مدل برآورد شده، تأثیر معنادار شاخص‌های توسعه مالی بر رشد اقتصادی را در ایران در طی دوره مورد بررسی تأیید می‌کنند (حسینی و همکاران، ۱۳۹۰: ۳۲)
ابراهیمی و آل مراد	۱۳۹۱	نتایج این تحقیق نشان دهنده تأثیر مثبت و معنادار توسعه بازارهای مالی بر مصرف انرژی می‌باشد (ابراهیمی و آل‌مراد، ۱۳۹۱: ۱۵۹)
محمدزاده و همکاران	۱۳۹۲	در بلندمدت توسعه مالی، تولید ناخالص داخلی سرانه، جمعیت شهرنشین بر مصرف انرژی اثر مثبت داشته و در کوتاه‌مدت نیز تولید ناخالص داخلی سرانه، جمعیت شهرنشین تأثیر مستقیمی بر مصرف انرژی دارند، اما توسعه مالی اثرمعنی‌داری بر مصرف انرژی به جا نمی‌گذارد (محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۲: ۷۷)
اسدی و اسماعیلی	۱۳۹۲	نتایج برآورد مدل، بیانگر تأثیر مثبت رشد اقتصادی، شاخص توسعه مالی، شاخص صنعتی شدن و شهرنشینی بر مصرف انرژی در بلندمدت است. همچنین بر اساس نتایج آزمون علّیت گرنجر، رابطه علّیت کوتاه‌مدت از توسعه مالی به مصرف انرژی می‌شود (اسدی و اسماعیلی، ۱۳۹۲: ۱۷)
محمدی و همکاران	۱۳۹۳	نتایج حکایت از تأثیر مثبت و معنادار باز بودن تجاری بر توسعه مالی داشته است (محمدی و همکاران، ۱۳۹۳: ۲۵)
خورسندی و همکاران	۱۳۹۴	نتایج این تحقیق نشان داد که تولید ناخالص داخلی سرانه در کشورهای غیرنفتی نسبت به کشورهای نفتی اثر مثبت بزرگ‌تری بر مصرف سرانه انرژی دارد (خورسندی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۵)
فرازمند و همکاران	۱۳۹۴	بر اساس نتایج مدل ARDL باند شاخص‌های توسعه مالی و رشد اقتصادی دارای رابطه بلندمدت با مصرف انرژی بودند. بر اساس آزمون علّیت تودا و یاماموتو نیز یک رابطه علّیت یک طرفه از توسعه مالی و رشد اقتصاد به مصرف انرژی تأیید شده است (فرازمند و همکاران، ۱۳۹۴: ۳۳)
آهنگری و کامران پور	۱۳۹۵	در بلندمدت و کوتاه‌مدت، 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 (آهنگری و کامران پور، ۱۳۹۵: ۲۶۹)
حمیدی و همکاران	۱۳۹۶	نتایج اثر مثبت و معنادار توسعه بازار مالی، تولید ناخالص داخلی و شدت انرژی را بر مصرف انرژی تأیید می‌کنند (حمیدی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۵۰)
هراتی و همکاران	۱۳۹۶	توسعه مالی از طریق بازار پول به شکل U معکوس بر مصرف انرژی تأثیر دارد (هراتی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۹۷)
مرتضوی و همکاران	۱۳۹۷	برآورد رابطه بلندمدت 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 (مرتضوی و همکاران، ۱۳۹۷: ۱)

جدول ۲. خلاصه مطالعات خارجی

محقق	سال	نتیجه
گالی[1]	۱۹۹۹	ضریب توان دوم درآمد در بلندمدت منفی و معنادار و مؤثر بر تغییر روند شدت انرژی خواهد بود (گالی، ۱۹۹۹: ۱۹)
مت کالف[2]	۲۰۰۸	نتایج تحقیق وی نشان می‌دهد که افزایش درآمد سرانه ایالتی و افزایش قیمت انرژی، شدت انرژی را در بلندمدت و کوتاه‌مدت کاهش می‌دهد (مت کالف، ۲۰۰۸: ۱)
فنگ و همکاران[3]	۲۰۰۹	در بلندمدت ساختار اقتصادی تأثیر منفی و معنادار و ساختار مصرف انرژی تأثیر مثبت و معنادار بر شدت انرژی داشته‌اند (فنگ و همکاران، ۲۰۰۹: ۵۶)
سادورسکی	۲۰۱۰	نتایج نشان دهنده تأثیر مثبت و معنادار توسعه بازار مالی و درآمد بر رشد مصرف انرژی بوده است (سادورسکی، ۲۰۱۰: ۲۵۲۸)
سادورسکی[4]	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 تأثیر مثبت و معناداری بر مصرف انرژی نمونه انتخابی داشته است (سادورسکی، ۲۰۱۱: ۹۹۹)
شهباز و همکاران	۲۰۱۳	مصرف انرژی، توسعه مالی، سرمایه، صادرات، واردات و تجارت بین‌الملل تأثیر 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 دو طرفه است (شهباز و همکاران، ۲۰۱۳: ۸)
عمری و کاهولی	۲۰۱۳	در کشورهای با درآمد بالا بین مصرف انرژی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی یک رابطه دو طرفه معنادار بر قرار است. در کشورهای با درآمد 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 (عمری و کاهولی، ۲۰۱۳: ۹۱۳)
فومین و کیمورا	۲۰۱۴	شدت انرژی –در نتیجه تقاضای انرژی- یک رابطه موازنه‌ای با سطح درآمد دارد. در کوتاه‌مدت شدت انرژی –تقاضای انرژی- متأثر از قیمت انرژی و درآمد کشورها است (فومین و کیمورا، ۲۰۱۴: ۱۵)
صدیق و مجید[5]	۲۰۱۵	نتایج مدل هم‌انباشتگی ایشان حکایت از رابطه بلندمدت بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی، تجارت و توسعه مالی داشته است. همچنین بر اساس یافته‌های ایشان، توسعه مالی، انرژی و تجارت تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته است (صدیق و مجید، ۲۰۱۵: ۶۵۸)
زین العابدین و همکاران	۲۰۱۵	نتایج این تحقیق حکایت از وجود سه رابطه بلندمدت از طرف متغیرهای توضیحی شامل FDI، تجارت بین‌الملل و توسعه مالی به سمت مصرف انرژی است (زین‌العابدین و همکاران، ۲۰۱۵: ۸۴۱)
چانگ[6]	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 آستانه‌ای درآمد افزایش می‌یابد (چانگ، ۲۰۱۵: ۲۸)
شهباز و همکاران[7]	۲۰۱۷	نتایج برای اقتصاد هندوستان، نشان دهنده هم جمعی رشد اقتصادی، توسعه مالی و مصرف انرژی در حضور عدم تقارن است. علّیت نامتقارن نشان می‌دهد که تنها یک شوک منفی مصرف انرژی بر رشد اقتصادی تأثیر دارد. به طور مشابه، یک شوک منفی به توسعه مالی نیز بر رشد اقتصادی تأثیر دارد (شهباز و همکاران، ۲۰۱۷: ۱۹۹)
اویانگ و لی[8]	۲۰۱۸	تأثیر مصرف انرژی و شاخص‌های توسعه مالی بر رشد اقتصادی استان‌های چین به ترتیب مثبت و معنادار و منفی و معنادار بوده است (اویانگ و لی، ۲۰۱۸: ۲۳۸)
ارن و همکاران[9]	۲۰۱۹	بر اساس نتایج مدل DOLS یک رابطه تعادلی بلندمدت بین توسعه مالی، رشد اقتصادی و مصرف انرژی تجدیدپذیر در هندوستان وجود دارد. جایی که تأثیر رشد اقتصادی و توسعه مالی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر مثبت و معنادار بوده است (ارن و همکاران، ۲۱۹: ۱۸۹)

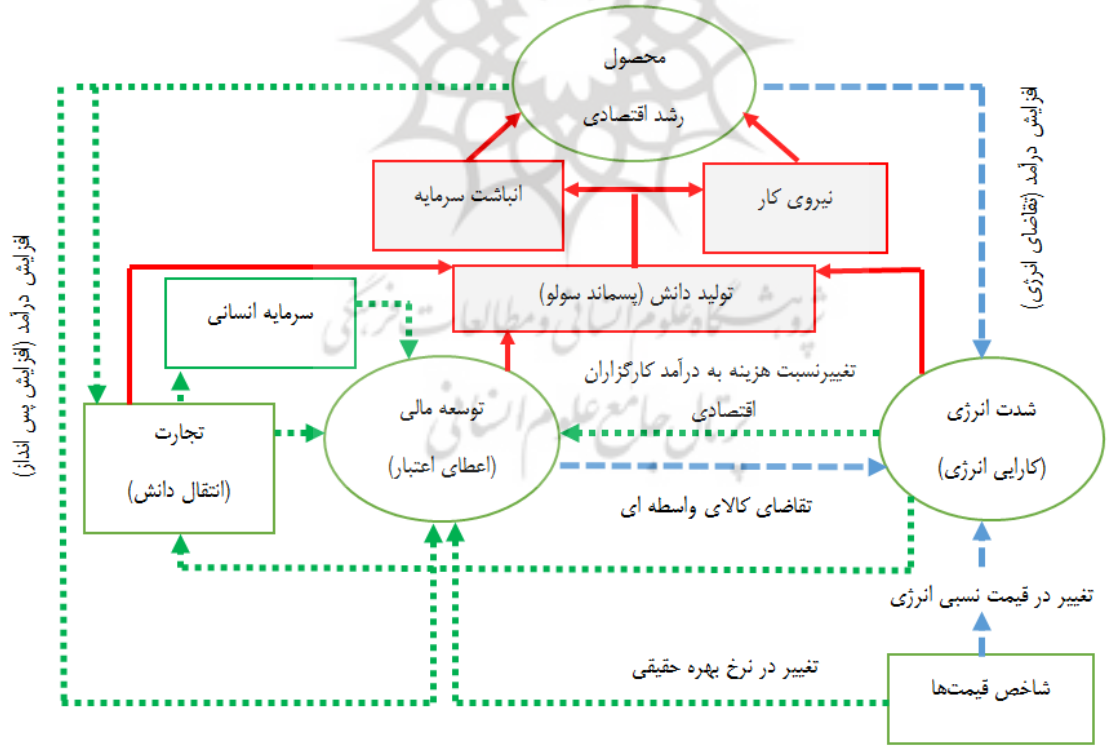
1. Galli (1999)
2. Metcalf (2008)
3. Fung et al. (2009)
4. Sadrosky (2011)
5. Siddique & Majeed (2015)
6. Chang (2015)
7. Shahbaz et al. (2017)
8. Ouyang & Li (2018)
9. Eren et al. (2019)

۳- روش شناسی

۳-۱- مدل مفهومی و تصریح معادلات

ارتباط بین متغیرهای تحقیق حاضر به صورت مدل مفهومی را می‌توان به صورت شکل (۲) تبیین نمود. یک اقتصاد تولیدی 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 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 تأثیر توسعه مالی قرار خواهد گرفت. در این اقتصاد، هم توسعه مالی و هم شدت انرژی به سطح قیمت‌ها بستگی دارند. تأثیر تورم یا رشد سطح قیمت‌ها از طریق تغییر در نرخ بهره 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.



شکل ۲. مدل مفهومی تحقیق

به این ترتیب، ابتدا برای بررسی تأثیر شدت انرژی و توسعه مالی بر رشد اقتصادی به تبعیت از (شهباز و همکاران، ۲۰۱۳: ۸) 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 مدل معرفی شده توسط (شهباز و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۱) 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:

(۲)

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

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:

(۳)

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

به پیروی از (لین و اسمیت[1]، ۲۰۱۰: ۱۹۶۳) و (شهباز و لین[2]، ۲۰۱۲: ۴۷۳) با تغییر سطح تولید و موجودی سرمایه به صورت سرانه و گرفتن لگاریتم از دو طرف معادله فوق معادله رگرسیونی زیر حاصل می‌شود:

(۴)

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

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، نیروی کار 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: ۱۵) فرض شده که شدت انرژی EI_t یک تابع غیریکنواخت از y_t و سایر متغیرهاست. این فرض در مطالعات پیشین مثل (گالی، ۱۹۹۹: ۹۴) نیز به کار رفته است، که بر رابطه غیریکنواخت بین تقاضای کل انرژی و درآمد بین سال‌های ۱۹۷۳ تا ۱۹۹۰ تأکید داشته است. این فرض بر این حقیقت استوار است که شدت انرژی، تمایل به افزایش با 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:

(۵)

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

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: ۱۵) در این است که متغیر توسعه مالی FD_t از جزء پسماند جدا شده و در مدل رگرسیون 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:

(۶)

$$log(EI_t) = logE_t - logy_t$$

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

(۷)

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

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:

(۸)

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

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

1. Lean & Smyth (2010)
2. Shahbaz & Lean (2012)

$$Trade-off=-\frac{(\beta_2+a)}{2\beta_3} \quad (۹)$$

به طوری‌که، این نقطه موازنه می‌تواند شکل U و یا U معکوس به خود بگیرد که به علامت ضرایب (β_2+1) و β_3 بستگی دارد.

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

(۱۰)

$$LFD_t=\alpha_0+\alpha_1 LEI_t+\alpha_2 Ly_t+\alpha_3 Lk_t+\alpha_4 LHC_t+\alpha_5 LP_t+\alpha_6 LTR_t+u3_t$$

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 برآورد 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.

در ادامه، پس از معرفی روش‌های اقتصادسنجی تحقیق، برآورد مدل‌های معرفی شده در این قسمت برای هر یک از ۳ بخش کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات انجام می‌شود.

۳-۲- مدل‌های اقتصادسنجی تحقیق

۳-۲-۱- الگوی باند (کرانه) ARDL

آزمون باند بر اساس تخمین OLS یک الگوی تصحیح خطای نامقید (UECM) برای تحلیل هم‌جمعی بنا شده است. از مدل ARDL می‌توان یک مدل تصحیح خطای پویا (ECM) استخراج نمود. مدل ECM پویایی‌های کوتاه‌مدت را با تعادل بلندمدت بدون از دست دادن اطلاعات بلندمدت ادغام می‌کند. بر اساس روش (پسران و همکاران[1]، ۲۰۰۱: ۲۸۹) برای اجرای رویکرد آزمون باند ARDL، سه گام ضروری است. گام نخست، تعیین وجود رابطه بلندمدت در بین متغیرهای معادله است. رابطه بلندمدت بین متغیرها با استفاده از آزمون ضرایب والد یا آزمون F تعیین می‌شود. در اینجا از آزمون معنی‌داری مشترک برای فرض صفر، یعنی عدم وجود رابطه بلندمدت از طریق صفر قرار دادن تمام متغیرها با وقفه بهینه (بر اساس معیارهای اطلاعاتی شوارتز و آکائیک)، استفاده می‌شود. در مقابل فرض دیگر بیان می‌کند که ضرایب تمام متغیرها در وقفه بهینه، مخالف صفر هستند. در این مرحله بر اساس سطوح معناداری مرسوم (۱٪، ۵٪ و ۱۰٪)، آماره F محاسباتی، با مورد مربوط به مقادیر بحرانی باند که توسط (پسران و همکاران، ۲۰۰۱: ۲۸۹) تعیین شده است، مقایسه می‌شود. این مقادیر بحرانی شامل مرز یا کرانه‌های بالایی I(1) و پائینی I(0) و تعداد متغیرهای توضیحی هستند؛ به طوری که 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 وجود رابطه بلندمدت رد خواهد شد. اگر آماره F تخمین زده شده کمتر از کرانه پائینی مقدار بحرانی باشد، آنگاه فرضیه صفر، مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت، نمی‌تواند رد شود. اگر آماره F محاسباتی بین کرانه بالایی و پائینی قرار گیرد، تصمیم قطعی نخواهد بود. در این آزمون مرتبه انباشتگی متغیرهای توضیحی I(d) برای هر نتیجه‌ای باید شناخته شود. در این وضعیت، اگر متغیرها I(0) باشند، بر اساس کرانه پائینی هم‌جمع خواهند بود و بر عکس. گام دوم، تخمین روابط بلندمدت و تعیین مقادیر آنهاست. این مرحله تنها در صورتی اجرا می‌شود که در گام اول، رابطه بلندمدت وجود داشته باشد. سرانجام در گام سوم، رابطه کوتاه‌مدت از ضرایب تفاضل مرتبه اول متغیرهای مدل ARDL به دست می‌آیند.

۳-۲-۲- مدل SVAR

اولین بار (برنانکه[2]، ۱۹۸۶: ۴۹) و (بلانچارد و کواه[3]، ۱۹۸۹: ۶۵۵) با درنظر 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 در آنها شناسایی تکانه‌های ساختاری به طور ضمنی و سلیقه‌ای صورت می‌گیرد، الگوهای SVAR به‌طور صریح دارای یک منطق اقتصادی مبتنی بر مبانی نظری برای اعمال قیود و محدودیت‌ها 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. جهت توصیف مدل SVAR ابتدا یک بردار K بعدی سری زمانی نظیر y_t درنظر گرفته می‌شود و یک مدل VAR در وقفه بهینه برآورد می‌شود. فرض می‌شود که

1. Pesaran et al. (2001)

2. Bernanke (1986)

3. Blanchared & Quah (1989)

y_t بتواند با یک بردار خودرگرسیونی مرتبه محدود p تقریب زده شود. هدف، آگاهی از پارامترهای مدل خودرگرسیون ساختاری می‌باشد. در این مدل، اولا به تعداد متغیرهای موجود درمدل ساختاری، شوک‌های ساختاری وجود دارد. ثانیاً شوک‌های ساختاری به طور متقابل ناهمبسته می‌باشند. در این مدل فرض می‌شود که متغیرهای موجود درسیستم، 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[1]، ۱۹۹۸: ۲۱۸).

٤- نتایج برآورد مدل

این بخش از تحقیق به برآورد مدل‌های تصریح شده در قسمت‌های قبل برای سه بخش کشاورزی، صنعت و معدن و همچنین خدمات اختصاص دارد. این بخش طیف وسیعی از آزمون‌ها و برآوردها را شامل می‌شود. به طور ویژه قبل از برآورد مدل‌های مورد نظر، وضعیت مانایی متغیرهای مدل مشخص می‌شود. سپس برآورد معادله رگرسیون با روش سازگار و مبتنی بر وضعیت مانایی متغیرها انجام خواهد گرفت. پس از برآورد ابتدا رابطه بلندمدت 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.

٤-١- 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 بر اساس 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 ساکن پذیری داده‌ها استفاده شده است. نتایج این آزمون در سطح و تفاضل مرتبه اول در جدول (۳) آمده است:

جدول ۳. آزمون ریشه واحد ADF در سطح و تفاضل مرتبه اول

متغیر	آماره محاسباتی ADF (در سطح و با عرض از مبدأ)	آماره محاسباتی ADF (در سطح و بدون عرض از مبدأ)	آماره محاسباتی ADF (در تفاضل اول و با عرض از مبدأ)
بخش کشاورزی			
lnva	-۱/۵۴۱	-۲/۹۸۷ **	-۶/۶۲۵ ***
lnEI	-۱/۳۰۶	-۰/۳۱۴	-۷/۱۱۳ ***
lnFD	-۰/۳۴۷	۱/۷۷۶	-۳/۱۰۱ **
lnTR	-۲/۶۵۳ *	-۰/۴۹۲	-۴/۵۵۲ ***
lnk	-۰/۹۵۸	-۲/۳۴۵	-۵/۷۲۵ ***
lnp	-۰/۳۹۷	۰/۹۵۳	-۴/۶۳۴ ***
lnhc	-۱/۲۲۶	-۱/۱۴۵	-۴/۰۲۹ ***
بخش صنعت و معدن			
lnva	-۱/۸۰۳	-۰/۶۷۱	-۶/۶۰۸ ***
lnEI	-۰/۸۸۷	۱/۲۸۱	-۶/۹۶۳ ***
lnFD	۰/۱۰۳	۲/۲۸۹	-۳/۳۳۰ **
lnTR	-۲/۶۵۳ *	-۰/۴۹۲	-۴/۵۵۲ ***
lnk	-۱/۸۲۴	-۱/۸۶۹ *	-۵/۲۲۰ ***
lnp	-۰/۳۹۷	۰/۹۵۳	-۴/۶۳۴ ***
lnhc	-۲/۱۷۹	-۴/۱۷۵ ***	-۵/۰۵۸ ***
بخش خدمات			
lnva	-۲/۸۱۸ *	۰/۷۷۷	-۳/۹۸۲ ***
lnEI	-۲/۶۱۶ *	۲/۷۹۳	-۵/۳۵۱ ***
lnFD	۲/۱۲۰	۷/۹۴۴	-۴/۴۲۱ ***
lnTR	-۲/۶۵۳ *	-۰/۴۹۲	-۴/۵۵۲ ***
lnk	-۲/۵۰۴	-۱/۱۲۷	-۶/۲۰۸ ***
lnp	-۰/۳۹۷	۰/۹۵۳	-۴/۶۳۴ ***
lnhc	۰/۲۴۵	-۱/۷۸۸ *	-۳/۲۳۶ **

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج حاصل شده از جدول (۳)، برخی متغیرها نظیر lnva در دو بخش کشاورزی و خدمات، در سطح ساکن بوده و برخی دیگر از متغیرها دارای ریشه واحد هستند. کلیه متغیرها در تفاضل مرتبه اول ساکن هستند. به این ترتیب استفاده از روش OLS جهت برآورد معادلات تحقیق در چنین حالتی منجر به رگرسیون کاذب خواهد شد. اما از آنجایی 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، ۲۰۰۱: ۲۸۹). به این دلیل معادلات

1. Kilian (1998)

تحت بررسی با استفاده از روش ARDL برآورد خواهند شد.

٤-۲- رشد اقتصادی بخش‌ها

در بخش‌های قبل مدل رگرسیون زیر، به تبعیت از(لین و اسمیت، ۲۰۱۰: ۱۹۳۶) و (شهباز و لین، ۲۰۱۲: ۴۷۳)، به منظور برآورد رشد اقتصادی بخش‌های مختلف اقتصاد ایران شامل کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات ارائه شد:

(۱۱)

$$lnva_t = \alpha_0 + \alpha_1 lnEI_t + \alpha_2 lnFD_t + \alpha_3 lnTR_t + \alpha_4 lnk_t + u1_t$$

جایی که va، ارزش افزوده سرانه (به ازای هر واحد نیروی کار)، EI، شدت انرژی هر بخش، FD، نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به VA (غیر سرانه) به عنوان شاخص توسعه مالی در هر بخش، TR باز بودن تجاری و k، موجودی سرمایه سرانه (به ازای هر واحد نیروی کار) در هر بخش از اقتصاد ایران هستند. نماد ln به لگاریتمی بودن داده‌ها اشاره دارد. اندیس t نیز زمان را برای دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۵ نشان می‌دهد. برای تطابق بیشتر به معادله (۱۱) 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 (۱۳۶۷-۱۳۵۹) و عدد صفر برای بقیه سال‌ها در نظر گرفته شده است. برای متغیر $D2$ نیز عدد یک برای سال‌های تحریم هسته‌ای (۱۳۹۴-۱۳۸۷) و عدد صفر برای بقیه سال‌ها در نظر گرفته شده است. به این ترتیب معادله (۱۱) جهت برآورد رشد اقتصادی بخش‌ها به صورت زیر تغییر می‌کند:

(۱۲)

$$lnva_t = \alpha_0 + \alpha_1 lnEI_t + \alpha_2 lnFD_t + \alpha_3 lnTR_t + \alpha_4 lnk_t + \gamma_1 D_1 + \gamma_2 D_2 + u1_t$$

با توجه به وضعیت مانایی متغیرها معادله رگرسیون (۱۲) با روش ARDL برآورد می‌شود، 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 وقفه‌های مدل ARDL از طریق معیار SIC تعیین شده است. در ادامه وجود رابطه بلندمدت برای مدل‌های ARDL تصریح شده (معادله ۱۲) مخصوص هر یک از بخش‌های اقتصاد ایران در جدول (۴) با استفاده از آزمون باند در وقفه بهینه مدل‌های ARDL بررسی می‌شود.

بر اساس نتایج جدول (۴)، آماره F محاسباتی در آزمون فوق برای مدل ARDL در دو بخش کشاورزی و خدمات در سطح ۵ درصد و برای بخش صنعت در سطح ۱۰ درصد از مرز بالایی (I1) بزرگتر است، لذا در این سطوح از معناداری رابطه بلندمدت بین متغیرهای معادله (۱۲) برقرار است.

جدول ٤. بررسی وجود رابطه بلندمدت در برآورد درآمد سرانه بخش‌های اقتصاد ایران با آزمون باند

سطح معناداری	بخش کشاورزی		بخش صنعت و معدن		بخش خدمات	
	ARDL (1,0,4,0,0)		ARDL (1,0,1,0,0)		ARDL (1,0,1,1,0)	
	محاسباتی: F ۴/۱۷		محاسباتی: F ۳/۸۹		محاسباتی: F ۴/۸۸	
	I1	I0	I1	I0	I1	I0
۰/۱۰	۳/۵۲	۲/۴۵	۳/۵۲	۲/۴۵	۳/۵۲	۲/۴۵
۰/۰۵	۴/۰۱	۲/۸۶	۴/۰۱	۲/۸۶	۴/۰۱	۲/۸۶
۰/۰۱	۵/۰۶	۳/۷۴	۵/۰۶	۳/۷۴	۵/۰۶	۳/۷۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به این ترتیب می‌توان رابطه بلندمدت مدل ARDL را برای معادله (۱۲) در هر یک از بخش‌های اقتصاد ایران به صورت جدول (۵) نشان داد.

نتایج نشان می‌دهند، در بلندمدت تأثیر موجودی سرمایه بر رشد اقتصادی بخش‌ها مثبت و معنادار است. تأثیر شدت انرژی بر رشد اقتصادی بخش‌های صنعت و معدن و خدمات منفی و معنادار و در بخش کشاورزی مثبت و معنادار حاصل شده است. نتایج حاصل شده در بخش صنعت و معدن و خدمات هم راستا با مطالعه (دیچمن و همکاران[1]، ۲۰۱۸) است. اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی بخش‌های کشاورزی و صنعت و معدن مثبت و معنادار است، در حالی که علی رغم تأثیر مثبت توسعه مالی بر رشد اقتصادی در بخش خدمات، ضریب این متغیر به لحاظ آماری معنادار نیست. این نتایج همسو با مطالعات (دهقان شبانی، ۱۳۹۴: ۸۱)، (شهباز و همکاران، ۲۰۱۳: ۸)، (صدیق و مجید، ۲۰۱۵: ۶۵۸) و در تضاد با مطالعات (عصاری و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۴۱) و (اویانگ و لی، ۲۰۱۸: ۲۳۸) می‌باشد. اثر باز بودن تجاری بر رشد اقتصادی بخش‌ها معنادار نیست، در حالی که ضریب این متغیر در بخش کشاورزی منفی و در دو بخش دیگر مثبت است. ضریب تصحیح خطای مدل (ECM) در هر سه بخش منفی و معنادار است و نشان از هم انباشتگی

1. Deichmann et al. (2018)

متغیرهای مدل و تعدیل رابطه کوتاه‌مدت به سمت رابطه بلندمدت در اثر وقوع یک شوک دارد. همچنین ضریب ECM شاخصی برای پایداری مدل تعادلی در نظر گرفته شود. معکوس این ضریب مدت زمانی را نشان می‌دهد که پس از وقوع یک شوک متغیرها به مقدار تعادلی خود در بلندمدت باز گردند. این زمان برای بخش کشاورزی ۲ دوره (در اینجا هر دوره معادل یک سال است)، بخش صنعت و معدن ۲/۵ دوره و بخش خدمات حدود ۵ دوره خواهد بود.

پس از تفسیر نتایج جدول (۵) 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.

جدول ۵. رابطه بلندمدت در برآورد درآمد سرانه در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران

متغیر	بخش کشاورزی	بخش صنعت و معدن	بخش خدمات
	ARDL (1,0,4,0,0)	ARDL (1,0,1,0,0)	ARDL (1,0,1,1,0)
lnk	۰/۵۰۶ *** (۰/۱۸۰)	۰/۳۷۲ * (۰/۱۹۵)	۰/۴۵۴ ** (۰/۱۸۶)
lnEI	۰/۵۷۴ ** (۰/۲۸۳)	−۰/۵۳۸ *** (۰/۱۷۵)	−۰/۵۳۲ *** (۰/۱۳۲)
lnFD	۰/۰۸۹ *** (۰/۰۳۱)	۰/۰۶۲ *** (۰/۰۲۱)	۰/۰۰۴ (۰/۰۲۵)
lnTR	−۰/۱۶۲ (۰/۱۱۷)	۰/۱۱۰ (۰/۱۷۴)	۰/۳۲۸ (۰/۲۵۲)
D1	−۰/۰۵۵ (۰/۰۷۴)	۰/۱۷۳ (۰/۱۲۳)	−۰/۰۵۶ (۰/۱۱۳)
D2	−۰/۰۸۶ (۰/۰۶۹)	۰/۱۹۱ *** (۰/۰۶۵)	−۰/۱۲۹ (۰/۰۹۴)
C	−۵/۶۳۹ *** (۲/۰۰۶)	۰/۰۲۹ (۱/۶۸۵)	−۰/۲۱۶ (۱/۴۳۳)
ECM	−۰/۵۰۴ *** (۰/۱۴۳)	−۰/۴۰۳ ** (۰/۱۴۸)	−۰/۱۹۹ *** (۰/۰۹۲)

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق

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 برآورد مدل رگرسیونی دلالت خواهد داشت. بنابراین، پذیرش فرض صفر در این آزمون‌ها دلالت بر درستی برآوردهای صورت گرفته دارد.

بر اساس نتایج جدول (۶) فرض صفر در هر سه آزمون BPG، LM و JB پذیرفته می‌شود، لذا برآوردهای صورت گرفته از رشد اقتصادی بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات با مدل‌های ARDL صحیح هستند. علاوه بر این، آزمون QUSUM حکایت از ثبات ضرایب در برآورد مدل ARDL در هر سه بخش دارد.

جدول ٦. آزمون‌های تشخیصی مدل‌های ARDL در برآورد درآمد سرانه در بخش‌های اقتصاد ایران

آزمون‌های تشخیصی	بخش کشاورزی	بخش صنعت و معدن	بخش خدمات
	ARDL (1,0,4,0,0)	ARDL (1,0,1,0,0)	ARDL (1,0,1,1,0)
آماره BPG	۱/۵۱۷ [۰/۱۸۲]	۱/۵۸۴ [۰/۱۶۷]	۱/۶۲۴ [۰/۱۵۰]
آماره LM	۱/۲۴۲ [۰/۲۷۵]	۰/۱۲۰ [۰/۷۳۱]	۱/۱۹۸ [۰/۲۸۲]
آماره JB	۱/۱۹۴ [۰/۵۵۰]	۲/۴۳۳ [۰/۲۹۶]	۰/۰۰۲ [۰/۹۹۸]

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.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در ادامه این بخش با استفاده از برآورد مدل‌های SVAR، واریانس خطای پیش‌بینی رشد اقتصادی هر یک از بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و همچنین خدمات در پاسخ به وقوع هر یک از شوک‌های ساختاری پس از ۱، ۵ و ۱۰ دوره (در تحقیق حاضر هر دوره معادل یک سال است) اندازه‌گیری می‌شود. نتایج این بخش در جدول (۷) 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 این مدل ساکن است (چرا که نرخ رشد، برابر با تفاضل از لگاریتم طبیعی یک متغیر است). همچنین مدل‌های SVAR برآورد شده در هر سه بخش اقتصاد ایران در وقفه بهینه انجام شده و دارای شرایط ایستایی می‌باشند. نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی رشد اقتصادی بخش‌های اقتصاد ایران نشان می‌دهد که شوک وارد شده به

رشد شدت انرژی و رشد توسعه مالی، در دوره‌های ۱، ۵ و ۱۰ ساله، بیشترین واریانس را در خطای پیش‌بینی رشد اقتصادی در بخش‌های اقتصاد ایران ایجاد می‌کنند. سهم رشد شدت انرژی از خطای پیش بینی رشد اقتصادی در بخش کشاورزی بیشتر از سایر بخش‌ها و در بخش خدمات کمتر از بقیه بخش‌ها است، در حالی که سهم رشد توسعه مالی از خطای پیش‌بینی رشد اقتصادی در بخش خدمات بیشتر از سایر بخش‌ها و در بخش کشاورزی کمتر از بقیه بخش‌های اقتصاد ایران بوده است. پس از این دو متغیر، در بلندمدت، شوک وارد شده به رشد موجودی سرمایه بیشترین نوسان را در رشد اقتصادی بخش‌های اقتصاد ایران ایجاد کرده است.

جدول ۷. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی رشد اقتصادی بخش‌های اقتصاد ایران 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(lnva)	D(lnk)	D(lnEI)	D(lnFD)	D(lnTR)
بخش کشاورزی					
۱	۴۹/۱۰۲	۰/۶۷۳	۴۶/۴۱۶	۳/۴۸۷	۰/۳۲۰
۵	۴۳/۸۲۶	۸/۳۹۷	۴۱/۴۶۷	۴/۰۸۵	۲/۲۲۳
۱۰	۴۳/۸۱۱	۸/۴۰۸	۴۱/۴۵۴	۴/۰۸۳	۲/۲۴۲
بخش صنعت و معدن					
۱	۲۴/۷۴۲	۰/۴۱۴	۴۱/۳۶۷	۳۳/۳۶۸	۰/۱۰۷
۵	۲۲/۴۷۰	۴/۶۹۲	۳۹/۴۴۴	۲۸/۴۴۲	۴/۹۵۰
۱۰	۲۲/۳۵۰	۴/۹۱۵	۳۹/۲۸۰	۲۸/۲۰۳	۵/۲۵۰
بخش خدمات					
۱	۳۹/۳۸۲	۵/۵۷۱	۲۲/۵۶۷	۲۹/۰۰۶	۳/۴۷۲
۵	۳۴/۱۶۴	۱۳/۵۸۴	۱۲/۳۱۰	۲۹/۰۷۲	۱۰/۸۶۸
۱۰	۳۱/۲۶۲	۱۳/۵۶۹	۱۲/۳۸۷	۳۲/۶۸۱	۱۰/۱۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٤-۳- شدت انرژی

در بخش سوم، مدل رگرسیون غیر خطی زیر، با اقتباس از (گالی، ۱۹۹۹) و (فومین و کیمورا، ۲۰۱۴: ۱۵)، جهت برآورد شدت انرژی بخش‌های مختلف اقتصاد ایران شامل کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات ارائه شد:

(۱۳)

$$lnEI_t = \beta_0 + B_1 lnP_t + \beta_2 lnva_t + \beta_3 lnva_t^2 + \beta_4 lnFD_t + u2_t$$

در اینجا نیز اندیس t بعد زمان را برای دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۵ نشان می‌دهد، علاوه بر نمادهای قبلی، P_t شاخص قیمت‌ها است. ضرایب β_0 تا β_4 در این معادله برای هر یک از ۳ بخش کشاورزی، صنعت و خدمات به صورت جداگانه با استفاده از اقتصادسنجی سری‌های زمانی برآورد می‌شود. نماد ln به لگاریتمی بودن داده‌ها اشاره دارد.

برای تطابق بیشتر به معادله (۱۳) 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 (۱۳۹۵-۱۳۸۶) و عدد صفر برای بقیه سال‌ها در نظر گرفته شده است. به این ترتیب معادله (۱۳) به صورت زیر تغییر می‌کند:

(۱۴)

$$lnEI_t = \beta_0 + B_1 lnP_t + \beta_2 lnva_t + \beta_3 lnva_t^2 + \beta_4 lnFD_t + \theta DUMMY + u2_t$$

بر اساس مانایی متغیرها، معادله رگرسیون (۱۴) با روش ARDL برآورد 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 ARDL تصریح شده (معادله (۱۴)) مخصوص هر یک از بخش‌های اقتصاد ایران در جدول (۸) با استفاده از آزمون باند در وقفه بهینه مدل‌های ARDL بررسی می‌شود:

جدول ۸. بررسی وجود رابطه بلندمدت در برآورد شدت انرژی بخش‌های اقتصاد ایران با آزمون باند

سطح معناداری	بخش کشاورزی		بخش صنعت و معدن		بخش خدمات	
	ARDL (1,0,1,0,0)		ARDL (3,2,4,4,3)		ARDL (1,3,4,4,0)	
	F محاسباتی: ۴/۰۶۴		F محاسباتی: ۱۶/۸۴۲		F محاسباتی: ۱۰/۱۵	
	I1	I0	I1	I0	I1	I0
۰/۱۰	۳/۵۲	۲/۴۵	۳/۵۲	۲/۴۵	۳/۵۲	۲/۴۵
۰/۰۵	۴/۰۱	۲/۸۶	۴/۰۱	۲/۸۶	۴/۰۱	۲/۸۶
۰/۰۱	۵/۰۶	۳/۷۴	۵/۰۶	۳/۷۴	۵/۰۶	۳/۷۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول ۸، آماره F محاسباتی در آزمون فوق برای مدل ARDL در دو بخش صنعت و معدن و خدمات در سطح ۵ درصد و در بخش کشاورزی در سطح ۱۰ درصد از مرز بالایی (I1) بزرگتر است، لذا در این سطوح از معناداری رابطه بلندمدت بین متغیرهای معادله (۱۴) برقرار است. به این ترتیب می‌توان رابطه بلندمدت را برای معادله (۱۴) در هر ۳ بخش اقتصاد ایران به صورت جدول (۹) نشان داد:

جدول ۹. رابطه بلندمدت برای برآورد شدت انرژی در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران

متغیر	بخش کشاورزی	بخش صنعت و معدن	بخش خدمات
	ARDL (1,0,1,0,0)	ARDL (3,2,4,4,3)	ARDL (1,3,4,4,0)
lnP	۰/۰۰۷ (۰/۱۴۵)	−۰/۹۷۲ *** (۰/۲۷۱)	۰/۰۳۳ (۰/۰۳۰)
lnva	−۲/۸۸۱ ** (۱/۳۴۲)	۳/۰۴۰ (۲/۷۰۲)	−۲/۸۸۱ *** (۰/۶۹۰)
$lnva^2$	−۰/۳۷۷ ** (۰/۱۹۰)	۱/۰۹۴ ** (۰/۴۶۷)	−۰/۳۹۳ ** (۰/۱۵۸)
lnFD	−۰/۱۱۰ (۰/۱۰۱)	۱/۰۱۲ *** (۰/۲۴۲)	۰/۰۳۵ * (۰/۰۲۱)
DUMMY	−۰/۲۸۷ ** (۰/۱۲۵)	۰/۱۰۱ ** (۰/۰۴۲)	−۰/۰۱۹ (۰/۰۲۶)
C	۱/۴۱۸ (۲/۱۴۳)	−۱/۱۲۱ (۴/۹۵۱)	۰/۷۴۰ (۰/۷۴۶)
ECM	−۰/۴۱۰ *** (۰/۱۰۹)	−۰/۴۹۴ *** (۰/۰۹۰)	−۰/۹۳۹ *** (۰/۰۹۲)

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج رابطه بلندمدت در جدول (۹) نشان می‌دهد که اثر درآمد سرانه بر شدت انرژی در بخش‌های کشاورزی و خدمات منفی و معنادار است. این نتیجه در راستای مطالعه (فومین و کیمورا، ۲۰۱۴: ۱۵) است. در مقابل تأثیر درآمد سرانه بر شدت انرژی بخش صنعت و معدن مثبت و معنادار حاصل شده است. نتیجه حاصل شده همسو با نتایج مطالعه (سلیمی فر و همکاران، ۱۳۸۹:۱) می‌باشد. همچنین اثر شاخص قیمت‌ها بر شدت انرژی بخش صنعت و معدن منفی و معنادار است. نتایج حاصل شده همسو با نتایج مطالعه (سلیمی فر و همکاران، ۱۳۸۹: ۱)و در تضاد با مطالعه (فومین و کیمورا، ۲۰۱۴: ۱۵) می‌باشد. در مقابل اثر شاخص قیمت‌ها بر شدت انرژی بخش‌های دیگر مثبت بوده است، هر چند که ضریب آنها معنادار نشده است. همچنین توسعه مالی در بخش صنعت دارای اثر مثبت و معناداری بر شدت انرژی این بخش در بلندمدت است. این نتیجه مشابه به یافته‌های (اسدی و اسماعیلی، ۱۳۹۲: ۱۷) و (سادروسکی، ۲۰۱۰: ۲۵۲۸) است و مغایر با مطالعه پن و همکاران (۲۰۱۸) است. همچنین ضریب تصحیح خطا (ECM) در هر سه مدل ARDL بخش‌ها، منفی و معنادار است، به این معنی که اولاً، بین متغیرها در هر سه بخش رابطه هم انباشتگی وجود دارد، ثانیاً، در هر دوره اثر وقوع یک شوک تعدیل شده و متغیرها در بلندمدت به حالت تعادلی می‌رسند.

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 (۱۰) آمده است. بر اساس نتایج جدول (۱۰) فرض صفر در هر سه آزمون BPG، LM و JB پذیرفته می‌شود، لذا برآوردهای صورت گرفته از شدت انرژی بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات با مدل‌های ARDL صحیح هستند. علاوه بر این، آزمون QUSUM حکایت از ثبات ضرایب در برآورد مدل ARDL در هر سه بخش داشته است.

در ادامه این بخش با استفاده از برآورد مدل‌های SVAR، واریانس خطای پیش‌بینی رشد شدت انرژی هر یک از بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و همچنین خدمات در پاسخ به وقوع هر یک از شوک‌های ساختاری پس از ۱، ۵ و ۱۰ دوره اندازه‌گیری می‌شود. نتایج این عملیات در جدول (۱۱) 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 برآورد شده در هر سه بخش در وقفه بهینه انجام شده و دارای شرایط ایستایی می‌باشند.

نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی رشد شدت انرژی بخش‌های اقتصاد ایران نشان می‌دهد که شوک وارد شده به رشد درآمد سرانه، در دوره‌های ۱، ۵ و ۱۰ ساله، بیشترین واریانس را در خطای پیش‌بینی رشد شدت انرژی در بخش‌های اقتصاد ایران ایجاد می‌کنند. سهم رشد درآمد سرانه از خطای پیش‌بینی رشد شدت انرژی در بخش صنعت و معدن بیشتر از سایر بخش‌ها و در بخش خدمات کمتر از بقیه بخش‌ها است،

در حالی که سهم رشد توسعه مالی از خطای پیش‌بینی رشد شدت انرژی در کوتاه‌مدت در بخش صنعت و معدن و در بلندمدت در بخش خدمات بیشتر از سایر بخش‌ها بوده است. نکته قابل توجه اینکه در بلندمدت رشد شاخص قیمت‌ها بیشترین سهم را از نوسان شدت انرژی بخش خدمات داشته است.

جدول ۱۰. آزمون‌های تشخیصی مدل‌های ARDL در برآورد شدت انرژی بخش‌های اقتصاد ایران

آزمون‌های تشخیصی	بخش کشاورزی	بخش صنعت و معدن	بخش خدمات
	ARDL (1,0,1,0,0)	ARDL (3,2,4,4,3)	ARDL (1,3,4,4,0)
آماره BPG	۱/۵۶۳ [۰/۱۷۹]	۱/۰۰۵ [۰/۵۰۱]	۱/۵۶۰ [۰/۱۶۵]
آماره LM	۱/۰۱۱ [۰/۳۲۱]	۰/۱۵۸ [۰/۶۹۲]	۱/۱۴۱ [۰/۲۹۸]
آماره JB	۰/۲۱۳ [۰/۸۹۸]	۲/۸۶۶ [۰/۲۳۸]	۰/۸۹۳ [۰/۶۳۹]

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.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۱. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی رشد شدت انرژی بخش‌های اقتصاد 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(lnva)	D(lnFD)	D(lnP)
بخش کشاورزی				
۱	۵۵/۶۰۷	۴۱/۵۰۴	۲/۳۹۴	۰/۴۹۲
۵	۴۵/۱۸۹	۳۹/۹۵۴	۷/۲۳۴	۷/۶۲۰
۱۰	۴۴/۹۹۴	۳۹/۷۳۰	۷/۲۵۱	۸/۰۲۳
بخش صنعت و معدن				
۱	۳۱/۰۵۱	۴۳/۸۱۵	۱۷/۲۶۸	۷/۸۶۵
۵	۳۴/۷۵۰	۴۱/۴۸۵	۱۵/۷۶۷	۷/۹۹۷
۱۰	۳۴/۷۹۶	۴۱/۳۴۳	۱۵/۷۲۷	۸/۱۳۱
بخش خدمات				
۱	۶۶/۲۸۳	۱۹/۴۴۷	۱۰/۰۵۵	۴/۲۱۳
۵	۳۹/۳۵۳	۱۵/۶۰۵	۱۹/۷۹۳	۲۵/۲۴۷
۱۰	۳۷/۴۸۳	۱۵/۶۰۲	۲۲/۱۶۴	۲۴/۷۴۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٤-٤- توسعه مالی بخش‌ها

آخرین مدل این تحقیق، به پیروی از عمری و کوهالی (۲۰۱۳)، جهت برآورد توسعه مالی بخش‌های مختلف اقتصاد ایران شامل کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات به صورت زیر ارائه می‌شود:

(۱۵)

$$lnFD_t = \delta_0 + \delta_1 lnva_t + \delta_2 lnEI_t + \delta_3 lnk_t + \delta_4 lnHC_t + \delta_5 lnP_t + \delta_6 lnTR_t + u3_t$$

در معادله فوق نیز اندیس t بعد زمان را برای دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۵ 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 ۳ بخش کشاورزی، صنعت و خدمات به صورت جداگانه با استفاده از اقتصادسنجی سری‌های زمانی برآورد می‌شود. نماد ln به لگاریتمی بودن داده‌ها اشاره دارد.

برای تطابق بیشتر معادله (۱۵) با ساختار اقتصاد ایران، 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 عدد یک برای سال‌های این تحریم (۱۳۹۴-۱۳۹۱) و عدد صفر برای بقیه سال‌ها در نظر گرفته شده است. به این ترتیب معادله (۱۵) به صورت زیر تغییر می‌کند:

(۱۶)

$$lnFD_t = \delta_0 + \delta_1 lnva_t + \delta_2 lnEI_t + \delta_3 lnk_t + \delta_4 lnHC_t + \delta_5 lnP_t + \delta_6 lnTR_t + \varphi D_SWIFT + u3_t$$

با توجه به وضعیت مانایی متغیرها، معادله رگرسیون (۱۶) با روش ARDL برآورد 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 ARDL تصریح شده (معادله (۱۶)) مخصوص هر یک از بخش‌های اقتصاد ایران در جدول (۱۲) با استفاده از آزمون باند در وقفه بهینه مدل‌های ARDL بررسی می‌شود.

مقدار آماره F محاسباتی در آزمون باند در هر سه بخش کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات در سطح ۱ درصد از مرز بالایی (I1) بزرگتر است، لذا در این سطح از معناداری رابطه بلندمدت بین متغیرهای معادله (۱۶) برقرار است.

به این ترتیب می‌توان رابطه بلندمدت را برای معادله (۱۶) در هر یک از بخش‌های اقتصاد به صورت جدول (۱۳) نشان داد:

جدول ۱۲. بررسی وجود رابطه بلندمدت در برآورد توسعه مالی بخش‌های اقتصاد ایران با آزمون باند

سطح معناداری	بخش کشاورزی		بخش صنعت و معدن		بخش خدمات	
	ARDL (1,2,1,0,2,0,2)		ARDL (1,0,0,0,0,0,0)		ARDL (1,0,0,2,2,2,2)	
	F محاسباتی: ۵/۳۹۲		F محاسباتی: ۱۰/۸۸۴		F محاسباتی: ۱۲/۲۱	
	I1	I0	I1	I0	I1	I0
۰/۱۰	۲/۸۷	۱/۷۵	۳/۲۳	۲/۱۲	۳/۵۹	۲/۵۳
۰/۰۵	۳/۲۴	۲/۰۴	۳/۶۱	۲/۴۵	۴/۰۰	۲/۸۷
۰/۰۱	۴/۰۵	۲/۶۶	۴/۴۳	۳/۱۵	۴/۹۰	۳/۶۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۳. رابطه بلندمدت برای برآورد توسعه مالی در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران

متغیر	بخش کشاورزی	بخش صنعت و معدن	بخش خدمات
	ARDL (1,2,1,0,2,0,2)	ARDL (1,0,0,0,0,0,0)	ARDL (1,0,0,2,2,2,2)
lnva	−۲/۳۳۴ *** (۰/۷۸۴)	۰/۴۶۰ (۰/۶۴۱)	۱/۳۶۴ (۱/۴۱۸)
lnEI	۰/۹۱۲ ** (۰/۴۲۵)	−۱/۵۵۴ * (۰/۸۵۹)	−۰/۶۵۸ (۰/۹۱۳)
lnk	۰/۶۰۷ * (۰/۳۷۷)	−۱/۹۰۹ * (۰/۹۵۲)	−۴/۶۸۴ *** (۱/۰۳۱)
lnHC	۳/۳۴۲ *** (۰/۸۷۷)	۲/۰۶۶ ** (۰/۸۴۴)	−۱/۱۶۸ (۱/۱۱۴)
lnP	۰/۴۲۹ (۰/۲۷۳)	۰/۸۸۸ *** (۰/۲۱۸)	−۰/۶۴۹ * (۰/۳۸۷)
lnTR	−۰/۲۲۸ (۰/۲۷۷)	۱/۱۷۶ *** (۰/۳۵۱)	۱/۴۴۶ *** (۰/۱۶۹)
D_SWIFT	−۰/۱۰۹ (۰/۲۳۸)	۰/۲۴۹ (۰/۲۴۸)	۰/۲۷۷ ** (۰/۱۳۲)
ECM	−۰/۱۷۸ ** (۰/۰۷۶)	−۰/۱۴۶ ** (۰/۰۴۴)	−۰/۵۳۹ *** (۰/۰۹۳)

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج برآورد رابطه بلندمدت در جدول (۱۳) برای توسعه مالی بخش‌های اقتصاد ایران نشان می‌دهد که در بلندمدت، تأثیر درآمد سرانه حقیقی بخش کشاورزی (متغیری که افزایش آن رشد اقتصادی تلقی می‌شود) بر توسعه مالی بخش کشاورزی منفی و معنادار است. ضریب این متغیر در بلندمدت برای سایر بخش‌ها مثبت است، هر چند که به لحاظ آماری رابطه معناداری مشاهده نمی‌شود. این نتیجه در راستای مطالعه (عمری و کوهالی، ۲۰۱۳: ۹۱۳) بوده است. شدت انرژی بر توسعه مالی بخش کشاورزی اثر مثبت و معناداری دارد، در حالی که اثر این متغیر بر توسعه مالی بخش‌های صنعت و معدن و خدمات منفی است. اگر چه ضریب بخش خدمات از نظر آماری معنادار نیست. تأثیر موجوی سرمایه بخش‌ها نیز بر توسعه مالی آنها مشابه تأثیر شدت انرژی است. این ضریب برای همه بخش‌ها معنادار شده است و برای بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات به ترتیب مثبت، منفی و منفی برآورد شده است. این نتیجه نزدیک به نتایج مطالعه عمری و کوهالی برای کشورهای کم درآمد و کشورهای با درآمد متوسط است. سرمایه انسانی بر توسعه مالی بخش‌های کشاورزی و صنعت و معدن مثبت و معنادار است. این نتیجه از یافته‌های مطالعه (عمری و کوهالی، ۲۰۱۳: ۹۱۳) حمایت می‌کند. اثر شاخص قیمت نیز همانند سرمایه انسانی بر توسعه مالی بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات به ترتیب مثبت، مثبت و منفی است، در حالی که ضریب مربوطه در بخش کشاورزی معنادار نشده است. نتایج حاصل شده از تأثیر منفی شاخص قیمت بر توسعه مالی در بخش‌های صنعت و معدن و خدمات همسو با مطالعه (سیتاناه و همکاران[1]، ۲۰۱۱: ۲۷) و (بژالاوا[2]، ۲۰۱۴: ۱) حاصل شده است. در نهایت باز بودن تجاری بر توسعه مالی بخش کشاورزی تأثیر منفی داشته است، علی رغم اینکه ضریب این متغیر معنادار نشده است. در مقابل اثر باز بودن تجاری بر توسعه مالی بخش‌های صنعت و معدن و خدمات مثبت و معنادار شده است. این نتیجه همسو با مطالعه (محمدی و همکاران، ۱۳۹۳: ۲۵)، (بژالاوا، ۲۰۱۴: ۴) و (سیتاناه و همکاران، ۲۰۱۱: ۲۶) است. همچنین، علامت ضریب تصحیح خطا (ECM) در هر سه بخش منفی و معنادار است و حکایت از وجود رابطه هم انباشتگی میان متغیرها و تعدیل رابطه کوتاه‌مدت به سمت رابطه بلندمدت در اثر وقوع یک شوک دارد.

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

1. Seetanah et al. (2011)
2. Bzhalava (2014)

(BPG)، آزمون خودهمبستگی (LM) و آزمون نرمالیتی (JB) انجام گرفته و نتایج آن در جدول (۱۴) آمده است که بر اساس آنها فرض صفر در هر سه آزمون BPG، LM و JB پذیرفته می‌شود، لذا برآوردهای صورت گرفته از توسعه مالی بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات با مدل‌های ARDL صحیح هستند. علاوه بر این، آزمون QUSUM حکایت از ثبات ضرایب در برآورد مدل ARDL در هر سه بخش داشته است.

در نهایت با استفاده از برآورد مدل‌های SVAR، واریانس خطای پیش‌بینی رشد توسعه مالی هر یک از بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و همچنین خدمات در پاسخ به وقوع هر یک از شوک‌های ساختاری پس از ۱، ۵ و ۱۰ دوره اندازه‌گیری می‌شود. نتایج این عملیات در جدول (۱۵) آمده است. یادآور می‌شود که پیش شرط اجرای مدل VAR و SVAR یعنی مانایی همه متغیرهای مدل برقرار است. علاوه بر این، مدل‌های SVAR برآورد شده در هر سه بخش در وقفه بهینه انجام شده و دارای شرایط ایستایی می‌باشند.

جدول ۱۴. آزمون‌های تشخیصی مدل‌های ARDL در برآورد توسعه مالی بخش‌های اقتصاد ایران

آزمون‌های تشخیصی	بخش کشاورزی	بخش صنعت و معدن	بخش خدمات
	ARDL (1,2,1,0,2,0,2)	ARDL (1,0,0,0,0,0,0)	ARDL (1,0,0,2,2,2,2)
آماره BPG	۰/۹۴۶ [۰ /۵۳۱]	۰/۸۹۸ [۰ /۵۲۹]	۱/۳۰۸ [۰ /۲۷۰]
آماره LM	۱/۵۸۶ [۰ /۲۱۹]	۰/۰۶۴ [۰ /۸۰۱]	۱/۵۲۷ [۰ /۲۲۹]
آماره JB	۲/۲۶۲ [۰ /۳۲۲]	۰/۷۸۳ [۰ /۶۷۵]	۰/۱۸۹ [۰ /۹۰۹]

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.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۵. 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
۱۰	۴۷/۵۶۴	۱۴/۴۲۱	۳/۱۵۹	۲/۸۶۳	۱۶/۶۰۵	۲/۶۸۸	۱۲/۶۹۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی رشد توسعه مالی بخش‌های اقتصاد ایران نشان می‌دهد که در بخش کشاورزی، شوک وارد شده از رشد باز بودن تجاری و رشد سرمایه انسانی بیشترین سهم را در نوسان رشد توسعه مالی این بخش ایجاد می‌کنند. رشد شدت انرژی پس از این دو متغیر سهم قابل توجهی از نوسانات توسعه مالی بخش کشاورزی داشته است. در بخش صنعت، شوک وارد شده به رشد شدت انرژی بیشترین سهم را در نوسانات رشد توسعه مالی این بخش در کوتاه‌مدت ایجاد می‌کند. در حالی که در بلندمدت سهم رشد باز بودن تجاری در نوسانات رشد توسعه مالی بیشتر از سایر متغیرها است. رشد درآمد سرانه این بخش (رشد نسبت ارزش افزوده به تعداد شاغلین) سهم بیشتری از بقیه متغیرها در نوسانات رشد توسعه مالی بخش صنعت و معدن داشته است. در بخش خدمات و در کوتاه‌مدت بیشترین نوسان در رشد توسعه مالی به واسطه شوک وارد شده به رشد اقتصادی است، جایی که رشد اقتصادی بخش خدمات ۱۷ درصد از نوسانات رشد توسعه مالی این بخش را توضیح می دهد. پس از آن رشد سطح قیمت‌ها. رشد باز بودن تجاری سهم قابل توجهی از این نوسانات داشته‌اند. در بلندمدت به ترتیب رشد باز بودن تجاری، رشد اقتصادی و رشد شاخص قیمت بیشترین سهم را در نوسانات رشد توسعه مالی داشته‌اند.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این تحقیق یک اقتصاد تولیدی در نظر گرفته شد که در آن محصول با تکنولوژی ثابت نسبت به مقیاس تولید به میزان سرمایه و نیروی کار و همچنین تولید دانش وابسته است. تولید دانش توسط هر یک از فرایندهای 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 تأثیر توسعه مالی قرار خواهد گرفت.

نتایج رابطه بلندمدت مدل ARDL نشان داد که تأثیر شدت انرژی بر رشد اقتصادی بخش‌های صنعت و معدن و خدمات منفی و معنادار و در بخش کشاورزی مثبت و معنادار است. اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی بخش‌های کشاورزی و صنعت و معدن مثبت و معنادار است، در حالی که علی رغم تأثیر مثبت توسعه مالی بر رشد اقتصادی در بخش خدمات، ضریب این متغیر به لحاظ آماری معنادار نیست. همچنین، بر اساس نتایج تجزیه واریانس در مدل SVAR رشد شدت انرژی و توسعه مالی سهم زیادی از نوسانات رشد اقتصادی بخش‌های مختلف اقتصاد ایران داشته‌اند. به طور مشابه، رشد اقتصادی و توسعه مالی نیز سهم قابل توجهی از نوسانات شدت انرژی بخش‌ها داشته‌اند. در نهایت، شدت انرژی بیشترین سهم را از نوسانات توسعه مالی در بخش صنعت داشته است، در حالی که سهم رشد اقتصادی از نوسانات توسعه مالی در بخش خدمات نیز قابل توجه است.

در راستای نتایج تحقیق پیشنهادهای زیر برای سیاست‌گذاران ارائه می‌شود:

۱- با توجه به اثر مثبت و معنادار موجودی سرمایه (سرانه)، توسعه مالی و شدت انرژی بر افزایش درآمد سرانه حقیقی (رشد اقتصادی) بخش کشاورزی و با در نظر گرفتن توان مالی پائین تولیدکنندگان این بخش، پیشنهاد به افزایش حجم اعتبارات ارزان قیمت به این بخش در راستای سرمایه‌گذاری بر خرید ماشین آلات و تکنولوژی‌های کشاورزی می‌شود.

۲- با توجه به اثر مثبت و معنادار موجودی سرمایه (سرانه)، توسعه مالی بر درآمد سرانه حقیقی (رشد اقتصادی) بخش صنعت و معدن و خدمات و همچنین اثر منفی شدت انرژی این بخش‌ها بر درآمد سرانه، پیشنهاد به افزایش حجم اعتبارات به این بخش‌ها در راستای سرمایه گذاری بر خرید ماشین آلات و تکنولوژی‌های مدرن و انرژی اندوز و بازسازی تکنولوژی‌های کم مصرف می‌شود. در طول دوره تحت بررسی بخش زیادی از صنایع کشور از تکنولوژی‌های قدیمی و با مصرف بالای انرژی بهره می‌برند که موجب افزایش شدت انرژی می‌شوند.

۳- نظر به اینکه اثر سرمایه انسانی بر توسعه مالی بخش‌های کشاورزی دارای تأثیر مثبت و معنادار بر توسعه مالی این بخش‌ها است، لذا پیشنهاد به انجام فرایندهایی می‌شود که در

آن، افزایش تعداد شاغلین با تحصیلات دانشگاهی در بخش کشاورزی افزایش یابد.

۴- با توجه به تأثیر مثبت و معنادار باز بودن تجاری بر توسعه مالی بخش‌های صنعت و معدن و خدمات پیشنهاد به کاهش تعرفه‌ها و مشوق‌های صادراتی در این بخش‌ها می‌گردد.

منابع

آهنگری، عبدالمجید و کامران‌پور، سعیده (۱۳۹۵). "تأثیر توسعه مالی و ارزش افزوده بر مصرف انرژی در بخش‌های صنعت و کشاورزی ایران". *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، سال پنجم، شماره ۱۹، ۲۸۶-۲۶۹.

ابراهیمی، محسن و آل مراد جبدرقی، محمود (۱۳۹۱). "توسعه بازارهای مالی و مصرف انرژی در کشورهای گروه D8". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال بیستم، شماره ۶۱، ۱۷۴-۱۵۹.

ابویی مهریزی، عطیه؛ فریدزاد، علی و بالونژاد، روزبه (۱۳۹۷). "سنجش آثار توزیعی ناشی از افزایش قیمت حامل‌های انرژی در ایران: مقایسه مدل‌های قیمتی داده-ستانده". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۰، ۱۸۷-۱۶۷.

اسدی، علی و اسماعیلی، سیدمیثم (۱۳۹۲). "بررسی وجود رابطه پویا میان مصرف انرژی و توسعه مالی در ایران". *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، سال یکم، شماره ۳، ۳۸-۱۷.

اقبالی، علیرضا؛ گسکری، ریحانه؛ مرادی، مهدیس و پرهیزی، هادی (۱۳۹۴). "بررسی شدت انرژی در کشورهای نفتی و غیرنفتی". *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۱۱۰، ۲۰-۱.

اکبریان، رضا و حیدری پور، سیدمحسن (۱۳۸۸). "بررسی تأثیر توسعه بازار مالی بر رشد اقتصاد در ایران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۴۵". *پژوهشنامه اقتصادی*، سال نهم، شماره ۳، ۶۳-۴۳.

حسینی، سیدمهدی؛ اشرفی، یکتا و صیامی عراقی، ابراهیم (۱۳۹۰). "بررسی رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران با معرفی متغیرهای جدید". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره نوزدهم، شماره ۶۰، ۳۴-۱۹.

حمیدی، آرزو؛ نوفرستی، محمد و ورهرامی، ویدا (۱۳۹۶). "بررسی رابطه میان توسعه مالی و مصرف انرژی در کشورهای منتخب نفتی با استفاده از مدل پنل پویا". *پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی*، دوره بیست و چهارم، شماره ۱۳، ۱۷۴-۱۵۰.

خورسندی، مرتضی؛ محمدی، تیمور؛ خزایی، محمدمهدی و بهروز، عارف (۱۳۹۴). "بررسی اثر توسعه مالی بر مصرف انرژی با روش گشتاورهای تعمیم یافته (منتخبی از کشورهای در حال توسعه نفتی و غیرنفتی)". *فصلنامه اقتصاد مالی و توسعه*، سال نهم، شماره ۳۳، ۳۴-۱۵.

دهقان شبانی، زهرا (۱۳۹۶). "تحلیل تأثیر توسعه مالی بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی و رشد اقتصادی در ایران: رویکرد داده‌های تابلویی پویای فضایی". *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال هفتم، شماره ۲۷، ۹۴-۸۱.

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، ۱۴۰-۱۲۵.

سلیمی‌فر، مصطفی؛ حق‌نژاد، امین و رحیمی، محسن (۱۳۸۹). "بررسی تأثیر عوامل تولید بر شدت مصرف انرژی در ایران: یک تجزیه و تحلیل مبتنی بر تابع کاب-داگلاس". *مجله دانش و توسعه*، سال هفدهم، شماره ۳۴، ۲۰-۱.

سیف، اله مراد (۱۳۸۷). "شدت انرژی: عوامل تأثیرگذار و تخمین یک تابع پیشنهادی". *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال پنجم، شماره ۱۸، ۲۰۱-۱۷۷.

عصاری، عباس؛ ناصری، علیرضا و آقایی خوندابی، مجید (۱۳۸۷). "توسعه 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، ۱۶۱-۱۴۱.

فرازمند، حسن؛ کامران‌پور، سعیده و قربان نژاد، مجتبی (۱۳۹۴). "ارتباط بین توسعه مالی، رشد اقتصادی و مصرف انرژی در ایران؛ رویکرد آزمون باند و علّیت تودا و یاماموتو". *فصلنامه اقتصاد مقداری*، دوره دهم، شماره ۱، ۵۸-۳۳.

فشاری، مجید (۱۳۹۷). "بررسی تأثیر نظام های بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر جریان سرمایه گذاری مستقیم خارجی ایران (رهیافت غیرخطی الگوی چرخشی مارکوف)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۱، ۱۵۰-۱۳۵.

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، ۹۸-۸۱.

قائد، ابراهیم؛ دهقانی، علی و فتاحی، محمد (۱۳۹۸). "بررسی تأثیر انواع انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۵، ۱۴۸-۱۳۷.

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، ۵۴-۳۵.

محمدزاده، پرویز؛ بهبودی، داوود و ابراهیمی، سعید (۱۳۹۲). "رابطه میان مصرف انرژی و توسعه مالی در ایران". *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، دوره دهم، شماره ۳۹، ۱۰۴-۷۷.

محمدی، حسین؛ اعلایی، محمدمهدی و اصغرنژاد، الهام (۱۳۹۳). "بررسی عوامل مؤثر بر توسعه مالی در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی". *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، دوره دوم، شماره ۶، ۳۷-۲۵.

مرتضوی، سیدابوالقاسم؛ الهی، مهدی و اسعدی، محمدعلی (۱۳۹۷). "تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران". *فصلنامه علمی نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، دوره پنجم، شماره ۳، ۲۰-۱.

مهرآرا، محسن و زارعی، مسعود (۱۳۹۰). "اثرات غیرخطی مصرف انرژی بر رشد اقتصادی مبتنی بر رویکرد حد آستانه‌ای". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره ۵، ۴۳-۱۱.

هراتی، جواد؛ زمانیان، غلامرضا و تقی زاده، حجت (۱۳۹۶). "رابطه بین توسعه مالی و مصرف انرژی: مقایسه بین کشورهای در حال توسعه و پیشرفته". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره بیست و دوم، شماره ۷۳، ۲۳۶-۱۹۷.

Ayres, R. U. & Warr, B. (2002). "Useful Work and Information as Drivers of Economic Growth". *Ecological Economics*, 73, 93-102.

Bernanke, B. (1986). "Alternative Explorations of the Money-Income Correlation". *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, 25, 49-99.

Berndt, E. R. & Wood, O. (1975). "Technology, Prices and the Derived Demand for Energy". *Review of Economics and Statistics*, 57, 250-268.

Blanchard, O. J. & Quah, d. (1989). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances". *American Economic Review*, 79(4), 655-673.

Bzhalava, E. (2014). "Determinants of Financial Development". Master Thesis, *Charles University in Prague*. 1-77.

Calderon, C. & Liu, L. (2003). "The Direction of Causality Between Financial Development and Economic Growth". *Journal of Development Economics*, 72(1), 321-334.

Chang, S. C. (2015). "Effects of Financial Developments and Income on Energy Consumption". *International Review of Economics and Finance*, 35, 28-44.

Christopoulos, D. K. & Tsionas, E. G. (2004). "Financial Development and Economic Growth: Evidence from Panel Unit Root and Cointegration Tests". *Journal of Development Economics*, 73(4), 55–74.

Cleveland, C., Kaufman, R. K. & Stern, D. I. (2000). "Aggregation and the Role of Energy in the Economy". *Ecological Economics*, 32(2), 301-317.

Deichmann, U., Reuter, A., Vollmer, S. & Zhang, F. (2018). "Relationship between Energy Intensity and Economic Growth: New Evidence from a Multi-Country Multi-Sector Data Set". *The World Bank*.

Eren, B. M., Taspinar, N. & Gokmenoglu, K. K. (2019). "The Impact of Financial Development and Economic Growth on Renewable Energy Consumption: Empirical Analysis of India". *Science of the Total Environment*, *663*, 189-197.

Foon Tang, C. (2009). "Electricity Consumption, Income, Foreign Direct Investment, and population in Malaysia: New Evidence from multivariate Framework Analysis". *Journal of Economic Studies*, 36(4), 371-382.

Fung, H. K. (2009). "Financial Development and Economic Growth: Convergence or Divergence?". *Journal of International Money and Finance*, 28(1), 56–78.

Galli, R. (1999). "The Relationship between Energy Intensity and Income Levels: Forecasting Long Term Energy Demand in Asia Emerging Countries". *The Energy Journal*, 19(4), 85-105.

Gries, T. & Redlin, M. (2012). "Trade Openness and Economic Growth: A Panel Causality Analysis". *In International conferences of RCIE, KIET, and APEA*.

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*, 51(1), 88-104.

Kakar, Z. K., Khilji, B. A. & Khan, M. J. (2011). "Financial Development and Energy Consumption: Empirical Evidence from Pakistan". *International Journal of Trade, Economics and Finance*, 2(6), 469-471.

Kilian, L. (1998). "Small-Sample Confidence Intervals for Impulse-Response Functions". *The Review of Economics and Statistics*, 80(2), 218-230.

King, R. G. & Levine, R. (1993). "Finance, Entrepreneurship and Growth". *Journal of Monetary Economics*, 32, 1-30.

Kummel, R., Julian, H. & Lindenberger, D. (2002). "Capital, Labor, Energy and Creativity: Modelling Innovation Diffusion". *Structural Change and Economic Dynamics*, 13(3), 415-433.

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*, 87, 1963-1971.

Lee, J. W. (2013). "The Contribution of Foreign Direct Investment to Clean Energy Use, Carbon Emissions and Economic Growth". *Energy Policy*, 55, 483-489.

Liang, Q. & Teng, J. Z. (2006). "Financial Development and Economic Growth: Evidence from China". *China Economic Review*, 17, 395-411.

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*, 2(6), 92-99.

Metcalf, G. (2008). "An Empirical Analysis of Energy Intensity and its Determinants at the State Level". *The Energy Journal*, 29(3), 1-26.

Mielnik, O. & Goldemberg, J. (2002). "Foreign Direct Investment and Decoupling Between Energy and Gross Domestic Product in Developing Countries". *Energy Policy*, 30(2), 87-89.

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*, 28, 566-574.

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*, 67, 913-922.

Ouyang, Y. & Li, P. (2018). "On the Nexus of Financial Development, Economic Growth, and Energy Consumption in China: New Perspective from a GMM Panel VAR Approach". *Energy Economics*, *71*, 238-252.

Pagano, M. (1993). "Financial Markets and Growth: An Overview". *European Economic Review*, 37(23), 613-622.

Pan, X., Uddin, M. K., Han, C. & Pan, X. (2019). "Dynamics of Financial

Development, Trade Openness, Technological Innovation and Energy Intensity: Evidence from Bangladesh". *Energy*, *171*, 456-464.

Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships". *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.

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*, 2014-15.

Sadorsky, P. (2010). "The Impact of Financial Development on Energy Consumption in Emerging Economies". *Energy Policy*, 38(5), 2528–2535.

Sadorsky, P. (2011). "Financial Development and Energy Consumption in Central and Eastern European Frontier Economies". *Energy Policy*, 39(2), 999-1006.

Sadrosky, P. (2009). "Renewable Energy Consumption and Income in Emerging Economics". *Energy Policy*, 37, 4021-4928.

Seetanah, B., Padachi, K., Hosany, J. & Seetanah, B. (2011). "Determinants of Financial Development: The Case of Mauritius". In *Finance and Corporate Governance Conference*. 1-34.

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

Shahbaz, M., 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*, 40, 8-21.

Shahbaz, M., Van Hoang, T. H., Mahalik, M. K. & Roubaud, D. (2017). "Energy Consumption, Financial Development and Economic Growth in India: New Evidence from a Nonlinear and Asymmetric Analysis". *Energy Economics*, *63*, 199-212.

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*, 9(2), 658-682.

Tang, C. F. & Tan, E. C. (2013). "Exploring the Nexus of Electricity Consumption, Economic Growth, Energy Prices and Technology Innovation in Malaysia". *Applied Energy*, 104, 297-305.

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*, 5(3), 841-848.