University of Sistan and Baluchestan

Stable Economy and Sustainable Development

Online ISSN: 2783 - 1426

Iranian Scientific Social Welfare Association

Investigating the Impact of Financial Development and Economic Growth on Energy Demand in Iran's Economy, Asymmetric Causality Approach

Mohammad Hassan Fotors[1], Ali Moridiyan Pirdoosti[2], Fateme Nematollahi[3]

1. Professor, Faculty of Economics & Social Sciences, Bu-ali Sina University, Hamedan, Iran. E-mail: fotros@basu.ac.ir
2. MSc., Department of Urban Economics, Isfahan University of Arts, Isfahan, Iran. E-mail: alimoridian@ymail.com
3. Corresponding Author, Associate Professor, Agricultural economics, Islamic Azad University Arsanjan, Arsanjan, Fars, Iran. E-mail: nematollahifatemeh@yahoo.com

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received: 25Sept. 2020;
Accepted: 25 Dec. 2020

Keywords:
Energy consumption,
Financial development,
Asymmetric causality.

ABSTRACT

The present article examines the long-term relationship between energy demand, financial development and economic growth using data from the period 1349 to 1396. In order to reduce the bias of the estimates, the variables of foreign direct investment, free trade and gross fixed capital formation are also considered in the proposed model. To estimate the desired long-run relationship from generalized least squares regression, The Bayer-Hank combined co-integration method has been used. The results of this study showed that the increase in energy demand due to financial development is negligible and the impact of trade, gross fixed capital formation and real GDP on positive energy demand is positive. In addition, the results of the asymmetric causality test showed that real GDP, free trade and gross fixed capital formation are the cause of long-term energy demand. Finally, the results of this study indicate that the impact of economic growth is much greater than the impact of financial development on energy consumption.

Cite this article: Fotors, M. H., Moridiyan Pirdoosti, A., & Nematollahi, F. (2021). Investigating the Impact of Financial Development and Economic Growth on Energy Demand in Iran's Economy, Asymmetric Causality Approach. *Stable Economy and Sustainable Development*, 1 (1), 79-106. DOI: 10.22111/SEDJ.2021.35352.1102

© The Author(s).

Publisher: University of Sistan and Baluchestan

DOI: 10.22111/SEDJ.2021.35352.1102

اقتصاد باثبات و توسعه پایدار
شاپا الکترونیکی: ۱۴۲۶ - ۲۷۸۳
دانشگاه سیستان و بلوچستان
انجمن علمی رفاه اجتماعی ایران

بررسی تأثیر توسعه مالی و رشد اقتصادی بر تقاضای انرژی در اقتصاد ایران، رهیافت علیت نامتقارن

محمدحسن فطرس[۱]، علی مریدیان پیردوستی[۲]، فاطمه نعمت‌اللهی[۳]

۱. استاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران. رایانامه: fotros@basu.ac.ir
۲. کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد شهری، دانشگاه هنر اصفهان، اصفهان، ایران. رایانامه: alimoridian@ymail.com
۳. نویسندهٔ مسئول، استادیار، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد ارسنجان، ارسنجان، ایران. رایانامه: nematollahifatemeh@yahoo.com

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت : ۱۳۹۹/۰۵/۲۱
تاریخ پذیرش : ۱۳۹۹/۱۱/۲۸

واژه‌های کلیدی:
تقاضای انرژی،
توسعه مالی،
علیت نامتقارن.

چکیده

مطالعهٔ پیش رو به بررسی وجود رابطهٔ بلندمدت میان تقاضای انرژی، توسعه مالی و رشد اقتصادی با استفاده از اطلاعات دوره ۱۳۴۹ تا ۱۳۹۶ پرداخته است. در این راستا به منظور کاهش تورش برآوردهای انجام‌شده، متغیرهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تجارت آزاد و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص نیز در الگو، در نظر گرفته شده است. برای براورد رابطه بلندمدت، از رگرسیون حداقل مربعات تعمیم‌یافته، تحت شکست ساختاری و روش هم‌انباشتگی ترکیبی بایر-هانک استفاده شده است. نتایج نشان داد که افزایش تقاضای انرژی ناشی از توسعه مالی بسیار ناچیز و تأثیر تجارت، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و تولید ناخالص داخلی واقعی بر تقاضای انرژی مثبت است. همچنین، نتایج حاصل از آزمون علیّت نامتقارن نشان داد که تولید ناخالص داخلی واقعی، تجارت آزاد و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، علت گرنجری تقاضای انرژی در بلندمدت هستند. در نهایت، نتایج این تحقیق حاکی از آن است که تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی بسیار بیشتر از تأثیر توسعه مالی بر این متغیراست.

استناد: فطرس، محمدحسن؛ مریدیان پیردوستی، علی؛ و نعمت‌اللهی، فاطمه (۱۳۹۹). بررسی تأثیر توسعه مالی و رشد اقتصادی بر تقاضای انرژی در اقتصاد ایران، رهیافت علیت نامتقارن. *اقتصاد باثبات و توسعه پایدار*، ۱ (۱)، ۷۹-۱۰۶.

DOI: 10.22111/SEDJ.2021.35352.1102

ناشر: دانشگاه سیستان و بلوچستان

حق‌مؤلف © نویسندگان.

۱. مقدمه

رابطه بین مصرف انرژی و سایر متغیرهای اقتصادی موضوع پژوهش‌های زیادی بوده‌است. انرژی منبع مهم رشد و توسعه اقتصادی است و انجام فعالیت‌های اقتصادی بدون به‌کارگیری انرژی امکان‌پذیر نیست. انرژی هم به‌عنوان کالای نهایی برای مصرف‌کنندگان و هم به‌عنوان نهادهٔ تولیدی در تولید محصولات استفاده می‌شود. در ایران به دلیل دارابودن منابع و ذخایر متنوع انرژی، عرضهٔ منابع انرژی با قیمت‌های پایین صورت می‌گیرد؛ اما از آنجا که این منابع پایان‌پذیر هستند، به‌منظور جلوگیری از به‌وجودآمدن بحران در آینده، بررسی عوامل تعیین‌کننده تقاضای انرژی از اهمیت خاصی برخوردار است. نگاهی به ترازنامهٔ انرژی نشان می‌دهد که مصرف انرژی در ایران از ۵۹۷/۳ میلیون بشکه نفت خام در سال ۱۳۷۶ به ۹۵۷ معادل میلیون بشکه نفت خام در سال ۱۳۸۶ افزایش‌یافته‌است. این رقم در سال ۱۳۹۵ به ۳۴۱۱ میلیون بشکه معادل نفت خام رسیده است (*Ebrahimi & Alemoradi, 2012*).

یکی از عوامل مؤثر بر مصرف انرژی توسعه مالی است؛ توسعهٔ مالی می‌تواند سبب بهبود کارایی مالی یک کشور شود و این امر علاوه بر تسهیل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، از ریسک مالی و محدودیت‌های اخذ وام بکاهد و باعث شفافیت بیشتر اطلاعات بین وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان شود. از آنجا که استفاده از اتومبیل و گرمایش و سرمایش خانه به استفاده از انرژی نیاز دارند، این عوامل به‌نوبهٔ خود تقاضا را برای انرژی افزایش می‌دهند. بنابراین، افزایش مصرف و سرمایه‌گذاری ثابت ناشی از این فرایند، تقاضا را برای انرژی تحت‌تأثیر قرار می‌دهد (*Sadorskky, 2011*). مطالعات متعددی به بررسی پیوند پویای میان تقاضای انرژی و رشد اقتصادی و توسعهٔ مالی اختصاص یافته است که اهمیت نظام مالی در پیوند انرژی و رشد اقتصادی را نشان می‌دهد (*Al-mulali & Lee, 2013*)، تانگ و تن[1] (۲۰۱۴) و ایسلام و همکاران[2] (۲۰۱۳) نتایج این آن‌ها نشان می‌دهد که رابطهٔ بین تقاضای انرژی و توسعه مالی در اقتصادهای توسعه‌یافته و کشورهای در حال توسعه متفاوت است. لذا توجه به سطح توسعه‌یافتگی کشور در سیاست‌گذاری اهمیت دارد. اما در پژوهش‌های انجام‌شده برای اقتصاد ایران، به تأثیر توسعهٔ مالی بر تقاضای انرژی توجه چندانی نشده است. هدف این مقاله بررسی رابطهٔ کوتاه و بلندمدت بین توسعه مالی، رشد اقتصادی و تقاضای انرژی و همچنین جهت رابطهٔ علیت بین آن‌ها در اقتصاد ایران است.

دستاورد این مطالعه در بررسی پیوند بین توسعهٔ مالی و تقاضای انرژی از کانال رشد اقتصادی، بهره‌گیری از تکنیک‌های اقتصادسنجی پیشرفته، مانند آزمون‌های ریشه واحد کمترین مربعات

---

[1] Tang & Tan

[2] Islam et al.

باقیمانده تعمیم‌یافته تکاثری لاگرانژ[۱] (RALS- LM) منگ و همکاران[۲] (۲۰۱۴)، آزمون هم‌انباشتگی ترکیبی[۳] و آزمون علیت نامتقارن[۴] است که براساس جست‌وجوی نویسندگان این مقاله، مطالعه‌ای که از این روش استفاده کرده باشد در ایران، یافت نشد. روش RALS-LM ترکیبی مزایای آزمون‌های ریشه واحد برون‌زا و درون‌زا را داراست. برخلاف اغلب آزمون‌های ریشه واحد خطی، این روش در حالت وجود روابط غیرخطی روش دقیق‌تری است. همچنین، استفاده از این روش در شرایطی که عدم تقارن، خاصیت غیرخطی داشته و توزیع با چولگی به‌سمت چپ[۵] روبه‌روست و شواهدی از غیرنرمال‌بودن وجود دارد، نیز کارایی دارد. از سوی دیگر، این آزمون برای نمونهٔ کوچک مناسب‌تر است. آزمون هم‌انباشتگی ترکیبی نیز درمقایسه با آزمون‌های هم‌انباشتگی انفرادی[۶]، مطمئن‌تر است. همچنین اغلب آزمون‌های هم‌انباشتگی انفرادی نتایج متناقضی دارند. در آزمون علیت نامتقارن می‌توان به عدم‌تقارن‌ها که در داده‌های مالی مشاهده می‌شوند، توجه کرد. به‌منظور کاهش تورش ناشی از متغیرهای نادیده گرفته‌شده که منجر به برآورد ضرایب تورش‌دار و ناسازگار در روابط علی بین متغیرها می‌شود، متغیرهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI[۷]) و تجارت آزاد و تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص به مدل اضافه شده است.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۲-۱. مبانی نظری

کمیابی و محدودیت منابع از مباحث مهم اقتصاد است. انجام فعالیت‌های اقتصادی بدون به کارگیری مصرف انرژی امکان‌پذیر نیست پس، منبع مهم رشد و توسعه اقتصادی به‌شمار می‌آید. ازاین‌روی، توجه به استفاده کارآمدتر از این عامل و تعیین عوامل تأثیرگذار بر تقاضای انرژی لازم است. ازجمله عوامل مؤثر بر تقاضای انرژی می‌توان به توسعهٔ مالی (شاخص اعتبارات داخلی اعطایی

[1] Lagrange Multiplier Residual Augmented Least Squares

[2] Meng et al.

[3] Combined Cointegration

[4] Asymmetric causality

[5] Fat-tailed Distributions

[۶] Single cointegration test یا آزمون هم‌انباشتگی‌های انفرادی نظیر تست جوهانسن و انگل-گرنجر درمقابل آزمون هم‌انباشتگی ترکیبی (تکاثری) یا Multiplier cointegration به کار رفته است.

[۷] Foreign Direct Investment

به بخش خصوصی)، تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)، بازبودن تجارت و تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص اشاره کرد.

بنا به تعریف، توسعهٔ مالی مجموعه عوامل و خط‌مشی‌ها و نهادهایی است که به ایجاد بازارهای مالی و واسطه‌های مالی اثربخش منجر می‌شود و دسترسی عمیق و گسترده به سرمایه و خدمات مالی را فراهم می‌کند (*Mohammadzadeh et al., 2013*). از لحاظ نظری توسعهٔ بازارهای مالی از جهات مختلف به طور مستقیم و غیرمستقیم بر مصرف انرژی تأثیر می‌گذارد. بازارهای مالی از جمله عواملی هستند که رشد و توسعهٔ آن‌ها می‌تواند ازطریق اثرگذاری بر رشد اقتصادی بر تقاضای انرژی مؤثر باشد. این بازارها به‌منظور آسان‌کردن جذب جریان وجوه و اعتبارات از سوی پس‌اندازکنندگان و صاحبان سرمایه و پول و هدایت این جریان به مصرف‌کنندگان این وجوه فعالیت می‌کنند و ازطریق تعیین قیمت سرمایه و توزیع مدیریت ریسک بر رشد اقتصادی تأثیرگذار هستند. توسعهٔ مالی باعث تسهیل تأمین سرمایه برای بنگاه‌ها به‌منظور افزایش سرمایه‌گذاری تولیدی می‌شود و این امر منجر به افزایش تولید و مصرف انرژی به‌طور غیرمستقیم خواهد شد. علاوه بر این، توسعهٔ مالی از طریق خریدوفروش مستقیم سهام یا اوراق قرضه در بازار بورس، برافزایش رشد تولید و در پی آن رشد مصرف انرژی مؤثر است. دسترسی آسان‌تر بنگاه‌ها به منابع مالی ارزان که به‌کمک توسعهٔ بازارهای مالی صورت می‌پذیرد، منجر به استخدام بیشتر کارکنان و خرید ماشین‌آلات و تجهیزات توسط آن‌ها منجر می‌شود و تولید ملی و درآمد ملی و تقاضای انرژی را افزایش خواهد داد. اگر وضعیت مالی بالقوه به‌گونه‌ای باشد که شرایط برای یافتن پول آسان باشد، آنگاه شرکت‌ها و افرادی که تمایل به خرج‌کردن و استفاده از این موقعیت را دارند، به اخذ وام و صرف آن برای نیازهای بالقوه خود مانند نیاز به خرید اتومبیل‌های جدید و خانه‌ها و خدمات اقدام می‌کنند. از آنجا که استفاده از اتومبیل وگرمایش و سرمایش خانه نیاز به استفاده از انرژی دارند، این عوامل به نوبهٔ خود مستقیماً تقاضا برای انرژی را افزایش می‌دهند. بنابراین افزایش مصرف و سرمایه‌گذاری ثابت ناشی از این فرایند، تقاضا را برای انرژی تحت‌تأثیر قرار می‌دهد (*Sadorsky, 2010*). بدین‌ترتیب، توسعهٔ مالی از طریق اثرگذاری آن بر رشد اقتصادی، مسیر جدیدی را برای رشد مصرف انرژی فراهم می‌کند (*Sadorsky, 2011*) .

توسعهٔ مالی از طریق پیشرفت فناوری و انباشت و تحرک سرمایه به‌واسطهٔ فعال‌سازی پس‌اندازها، افزایش نرخ پس‌انداز، تسهیل و جذب سرمایه‌های خارجی، ارائه اطلاعاتی از سرمایه‌گذاری و نیز بهینه‌سازی تخصیص سرمایه، تعیین‌کنندهٔ رشد اقتصادی است. در بخش انرژی، توسعهٔ مالی، می‌تواند نقدینگی لازم به‌منظور تشویق پروژه‌هایی که انرژی به‌عنوان منبعی اساسی برای آن‌ها محسوب می‌شود، فراهم سازند. رشد بخش مالی به دردسترس‌بودن منابع جهت

اهداف سرمایه‌گذاری کمک می‌کند که این امر به رشد و توسعهٔ تولید منجر می‌شود. توسعهٔ مالی رشد صنعتی را نیز تقویت کرده و به ایجاد امکانات زیرساخت جدید کمک می‌نماید. بدین‌ترتیب بر روی مصرف انرژی اثرات مثبتی را بر جای می‌گذارد (*Islam et al, 2013*).

توسعهٔ بازارهای مالی از دو شیوهٔ اثر سطح و اثر کارایی با افزایش در سرمایه‌گذاری، موجب افزایش رشد اقتصادی می‌شود. اثر سطح نشان می‌دهد که توسعهٔ بخش مالی منابع را از پروژه‌های ناکارآمد به‌سمت سرمایه‌گذاری‌های مولد هدایت می‌کند. اثر کارایی نیز نشان می‌دهد که با توسعهٔ بازارهای مالی تنوع و نقدینگی افزایش می‌یابد و منابع به‌سمت پروژه‌های با بازدهی بالا هدایت می‌شوند. این دو اثر موجب افزایش در سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی شده، درنتیجه توسعهٔ بازارمالی با رشد تقاضای انرژی همراه است (*Ebrahimi &Alemorad, 2012*). درجهٔ بازبودن تجاری نیز یکی از عوامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی است. باز بودن تجاری علاوه بر کسب منافع حاصل از سرریز دانش ناشی از ورود فناوری از کشورهای توسعه‌یافته با امکان دستیابی به بازارهای جهانی و صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس تولید، به تخصصی‌شدن و افزایش کارایی منجر می‌شود. تأثیر باز بودن تجارت بر تولید ناخالص داخلی و درنتیجهٔ آن مصرف انرژی به امکانات آموزش‌وپرورش، حقوق مالکیت، فضای سیاسی، زیرساخت‌ها، نهادها، محیط کسب‌وکار وابسته است. بنابراین، شرط لازم برای کشورها برای به‌دست‌آوردن رشد از طریق تجارت، وجود نهادهای خاص است. بازبودن تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بدون وجود عوامل تولید مکمل، مؤسسات، دانش عمومی نه تنها به رشد اقتصادی منجر نخواهد شد؛ بلکه ممکن است اثر منفی بر آن داشته باشد (*Anderson & Babula, 2009*). تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص برای تولید و توزیع کالاها و خدمات بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد و کیفیت و کارایی این زیرساخت‌ها بر تداوم فعالیت‌های تجاری و اقتصادی جامعه و کیفیت زندگی و سلامت اجتماعی مؤثر است (*Shiripour & Mehrabani, 2016*). اقتصاددانان معتقدند شرط لازم برای دستیابی به رشد اقتصادی تشکیل سرمایه است. تشکیل سرمایه به‌طور غیرمستقیم بر مصرف انرژی تأثیر دارد.

۲-۲. پیشینه تحقیق

تأثیر توسعهٔ مالی و رشد اقتصادی در مصرف انرژی از مباحث پیچیده در ادبیات نظری و تجربی است. در دیدگاهی بیان می‌شود که توسعهٔ مالی رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد (*Schumpeter Goldsmith,1969 & Backhaus, 2003*) در نتیجه، با جذب بیشتر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)، این امر می‌تواند ازطریق رشد اقتصادی، مصرف انرژی را افزایش دهد (*Sadorsky,*

2010). علاوه بر این، میشکین[1] (۲۰۰۹) به‌لحاظ نظری نشان داد که توسعهٔ سیستم مالی منجر به اصلاحات، بهبود کیفیت نهادی، کاهش هزینه‌های قرض گرفتن و اطلاع‌رسانی و پیشرفت فناوری می‌شود. این امر ظرفیت پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را تضمین می‌کند. تمام این عوامل باعث افزایش فعالیت‌های اقتصادی می‌شود. این عوامل به‌نوبه خو به افزایش تقاضای خانواده‌ها برای کالاهای مصرف انرژی در زندگی روزمره منجر می‌شود. علاوه بر این، توسعهٔ بازار سهام فعالیت‌های مالی را افزایش می‌دهد و بنابراین رشد اقتصادی و مصرف انرژی را به‌طور مثبت تحت تأثیر قرار می‌دهد.

علی‌رغم اهمیت موضوع، مطالعات تجربی کمی به بررسی تأثیر توسعه مالی و رشد اقتصادی در مصرف انرژی پرداخته‌اند. به‌طورکلی، ادبیات تجربی موجود بر روی رشد اقتصادی و چرخهٔ مصرف انرژی متمرکزشده است و شاخص‌های توسعهٔ مالی به‌عنوان متغیرهای کنترل به‌علت نامتعادل‌بودن متغیر است. در زمینهٔ توسعه مالی و انرژی، بسیاری از مطالعات تجربی، مانند سادورسکی[2] (۲۰۱۰) برای ۲۲ کشور نوظهور، زو[3] (۲۰۱۲) برای چین، شهباز و همکاران[4] (۲۰۱۳) برای اندونزی، کوبان و توپکو[5] (۲۰۱۳) برای کشورهای اتحادیه اروپا، ایسلام و همکاران[6] (۲۰۱۳) برای مالزی، اوزتورک و آکاراوسی[7] (۲۰۱۳) برای ترکیه، تانگ و تان[8] (۲۰۱۴) برای مالزی، ابوصدرا و همکاران[9] (۲۰۱۵) برای لبنان تأثیر مثبت توسعه مالی را بر مصرف انرژی نشان داد. در چارچوب انرژی و رشد، رابطهٔ درخور توجهی از رشد اقتصادی به مصرف انرژی در یک مطالعه پیشگام توسط کرافت و کرافت[10] (۱۹۷۸) برای ایالات‌متحده آمریکا، سپس لیس و مونتروف[11] (۲۰۰۷) برای ترکیه، هوانگ و همکاران[12] (۲۰۰۸) برای ۸۲ کشور، مالیک[13] (۲۰۰۹) برای هند، سعد[14] (۲۰۱۰)

[1] Mishkin
[2] Sadorsky
[3] Xu
[4] Shahbaz et al.
[5] Coban et al.
[6] Islam et al.
[7] Ozturk & Acaravci
[8] Tang & Tan
[9] Abosedra et al.
[10] Kraft & Kraft
[11] Lise & Montfort
[12] Huang et al.
[13] Mallick
[14] Sa’ad

برای نیجریه، بینه[1] (۲۰۱۱) برای ویتنام، نارایان و پاپ[2] (۲۰۱۲) برای ۹۳ کشور، کازی و همکاران[3] (۲۰۱۲) برای پاکستان، سویل[4] (۲۰۱۲) برای اندونزی، کاسمن و دومن[5] (۲۰۱۱) برای کشورهای عضو اتحادیه اروپا و برای ایران به وسیلهٔ فرازمند و همکاران (۲۰۱۳) انجام‌شده است. درحالی‌که با توجه به این مطالعات می‌توان دید که با استفاده از روش‌های مختلف اقتصادسنجی مانند رویکرد خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)، خودرگرسیون‌برداری (VAR)، علیت گرنجر، آزمون علیت تودا یاماموتو، تست خودتوضیح با وقفه‌های گسترده غیرخطی (NARDL)، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) و هم‌انباشتگی چندمتغیره، تحلیل هم‌بستگی در این مطالعات استفاده شده است. در واقع، نتایج می‌تواند براساس رویکردهای اقتصادسنجی، کشور مورد بررسی یا دوره‌های زمانی یا روش‌های استفاده‌شده متفاوت باشد. در جدول ۱ نمونه‌هایی از تحقیقات انجام‌شده و نتایج آن‌ها به‌اختصار آورده شده است.

جدول ۱: خلاصه تحقیقات انجام‌شده در زمینه ارتباط و اثر توسعه مالی بر مصرف انرژی

نام محقق و سال	هدف تحقیق	روش بکار گرفته‌شده	نتیجه ارتباط	نتیجه علیت
سادورسکی (۲۰۱۰)	تأثیر توسعه مالی بر مصرف انرژی در ۲۶ کشور نوظهور	GMM[6]	اثر مثبت	
شهباز و لین[7] (۲۰۱۲)	تأثیر توسعه مالی بر مصرف انرژی در تونس	آزمون هم انباشتگی روش ARDL و علیت گرنجر VECM	اثر مثبت	رابطه علیت دوطرفه‌ای بین توسعه مالی و مصرف انرژی
ایسلام و همکاران ۲۰۱۳	رابطه بین مصرف انرژی و توسعه مالی	آزمون کرانه‌های ARDL		رابطهٔ بلندمدت بین مصرف انرژی و توسعه مالی
کوبان و تاپکو (۲۰۱۳)	تأثیر توسعه مالی بر مصرف انرژی در کشورهای اتحادیه اروپا	GMM	اثر مثبت	
المولالی و لی (۲۰۱۳)	رابطه توسعه مالی و مصرف انرژی در کشورهای عضو شورای همکاری خلیج‌فارس	روش هم‌انباشتگی پدرونی	اثر مثبت	رابطه علیت یک‌طرفه بین توسعه مالی و مصرف انرژی وجود دارد
شهباز و همکاران	رابطه توسعه مالی و مصرف	روش ARDL و علیت	توسعه مالی و مصرف	رابطهٔ علیت دوطرفه توسعه

[1] Binh
[2] Narayan & Popp
[3] Qazi et al.
[4] Soile
[5] Kasman & Duman
[6] Generalized Method of Moments
[7] Shahbaz & Lean

(۲۰۱۳،الف)	انرژی در چین	گرنجر VECM	انرژی هم‌انباشته‌اند	مالی و مصرف انرژی وجود دارد
شهباز و همکاران (۲۰۱۳، ب)	رابطه توسعه مالی و مصرف انرژی در اندونزی			بین توسعه مالی و مصرف انرژی رابطهٔ علیت گرنجر وجود دارد
تنگ و همکاران (۲۰۱۳)	تأثیر توسعه مالی بر مصرف برق در کشور پرتغال		اثر مثبت	مصرف برق با توسعه مالی رابطه علیت یک‌طرفه دارند
تنگ و تان (۲۰۱۴)	بررسی رابطهٔ بلندمدت بین مصرف انرژی، رشد اقتصادی و توسعه مالی در مالزی	روش هم‌انباشتگی یوهانسن و جوسیلیوس	مصرف انرژی، توسعه مالی و رشد اقتصادی هم‌انباشته‌اند	بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی رابطه‌ای دوطرفه و بین توسعه مالی و رشد اقتصادی رابطه علیت یک‌طرفه وجود دارد.
ابوصدرا و همکاران (۲۰۱۵)	تأثیر توسعه مالی، بر مصرف انرژی و رشد اقتصادی در لبنان		اثر مثبت	
شهباز و همکاران (۲۰۱۶)	اثر توسعه مالی بر مصرف انرژی در هند		اثر منفی	
چانگ (۲۰۱۵)	تأثیر توسعه مالی بر مصرف انرژی در ۵۳ کشور دنیا	روش رگرسیون آستانه‌ای تابلویی[1]	اثر مثبت در کشورهای درحال‌توسعه	
موختاروف و همکاران[2] (۲۰۲۰)	بررسی ارتباط مصرف انرژی و توسعه مالی در قزاقستان	تکنیک VECM	تأثیر مثبت و معنی‌دار	
ما و فو[3] (۲۰۲۰)	تأثیر توسعه مالی و مؤلفه‌های آن بر مصرف انرژی برای ۱۲۰ کشور	داده‌های پانلی ۱۲۰ کشور و روش GMM	توسعه مالی در کشورهای درحال‌توسعه، تأثیر مثبتی بر مصرف انرژی دارد اما در کشورهای توسعه‌یافته تأثیر آشکاری ندارد.	
محمدزاده و همکاران(۱۳۹۲)	رابطهٔ علی کوتاه‌مدت و بلندمدت میان مصرف انرژی، توسعه مالی	مدل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده و در چارچوب مدل VECM		رابطهٔ علی دوطرفه میان توسعه مالی و مصرف انرژی
اسدی و اسماعیلی(۱۳۹۲)	بررسی رابطه پویای میان مصرف انرژی و توسعه مالی	مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)	توسعه مالی تأثیر مثبت بر مصرف انرژی در بلندمدت دارد	رابطه علیت کوتاه‌مدت از توسعه مالی به مصرف انرژی
هراتی و همکاران (۱۳۹۶)	رابطه پویای بین توسعه مالی و مصرف انرژی	مدل سیستم GMM	درآمد ملی و سرمایه‌گذاری مستقیم	

[1] Panel Threshold Regression

[2] Mukhtarov et al.

[3] Ma & Fu

			خارجی در هر دو گروه از کشورها اثرمثبتی بر مصرف انرژی دارد	
حسینی و همکاران (۱۳۹۷)	بررسی رابطه توسعه مالی و مصرف انرژی	مدل سیستم GMM	توسعه‌ی مالی نیز از طریق کانال رشد اقتصادی اثر مثبت بر مصرف انرژی دارد.	

منبع: گردآوری‌های محقق

محمدزاده و همکاران (۲۰۱۳) بر اساس مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده و در چارچوب مدل VECM طی دورهٔ زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۷ رابطهٔ علی کوتاه‌مدت و بلندمدت میان مصرف انرژی، توسعه مالی، تولید ناخالص داخلی و جمعیت شهرنشین در ایران را بررسی کرده‌اند. نتایج بلندمدت حاکی از تأثیر مثبت توسعه مالی و تولید ناخالص داخلی سرانه و جمعیت شهرنشین بر مصرف انرژی است. نتایج آزمون علیت نیز رابطهٔ علی دوطرفه میان توسعه مالی و مصرف انرژی و جمعیت شهرنشین و مصرف انرژی در بلندمدت؛ همچنین رابطهٔ علی یک‌طرفه در بلندمدت و کوتاه‌مدت از تولید ناخالص داخلی سرانه به مصرف انرژی وجود دارد.

اسدی و اسماعیلی (۲۰۱۳)، با استفاده از رهیافت کرانه‌ها و الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده به بررسی رابطهٔ بین مصرف انرژی، توسعهٔ مالی، رشد اقتصادی، صنعتی‌شدن و شهرنشینی طی دورهٔ زمانی ۱۳۴۹ تا۱۳۹۱، در ایران پرداختند. نتایج بیان‌کنندهٔ تأثیر مثبت رشد اقتصادی، توسعهٔ مالی، صنعتی‌شدن و شهرنشینی بر مصرف انرژی در بلندمدت است. نتایج آزمون علیت گرنجری، نشان‌دهندهٔ رابطهٔ علیت کوتاه‌مدت از توسعهٔ مالی به مصرف انرژی است.

فرازمند و کامرانپور و قربان‌نژاد (۲۰۱۳)، به بررسی دو عامل تأثیرگذار بر مصرف انرژی یعنی رشد اقتصادی و توسعهٔ مالی در ایران پرداختند. در این مطالعه با استفاده از آزمون هم‌گرایی F مبتنی بر مدل تصحیح خطای نامقید و آزمون علیت تودا - یاماماتو طی دورهٔ زمانی ۱۳۵۵ تا ۱۳۸۹ بررسی کرده‌اند. شاخص‌های توسعهٔ مالی به‌همراه رشد اقتصادی دارای رابطه بلندمدت با مصرف انرژی هستند و رابطهٔ علیت یک‌طرفه از توسعهٔ مالی و رشد اقتصادی به مصرف انرژی را تأیید می‌کنند.

تقوی و همکاران (۲۰۱۵)، با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم به بررسی تأثیر درآمد سرانه و توسعهٔ مالی و بازبودن تجارت برشدت انرژی در کشورهای منتخب منطقه منا در دوره زمانی ۱۹۸۰ تا۲۰۱۱ پرداختند. نتایج نشان داد که درآمد سرانه در رژیم اول باعث افزایش شدت انرژی و در رژیم دوم به کاهش شدت انرژی منجر می‌شود که بیان‌کنندهٔ تأیید فرضیهٔ زیست‌محیطی کوزنتس است. توسعهٔ مالی در رژیم اول به‌صورت ناچیز باعث کاهش شدت انرژی

می‌شود و در رژیم دوم، افزایش شدت انرژی را در پی دارد. درجهٔ بازبودن اقتصاد در هر دو رژیم افزایش شدت انرژی می‌شود.

هراتی و زمانیان و تقی‌زاده (۲۰۱۷)، رابطهٔ پویای بین توسعهٔ مالی و مصرف انرژی براساس مدل سیستم GMM در ۵۳ کشور درحال‌توسعه و ۴۷ کشور پیشرفته طی دوره ۲۰۰۰ تا۲۰۱۴ بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد، درآمد ملی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در هر دو گروه از کشورها اثرمثبتی بر مصرف انرژی دارد. بازار پول در هر دو گروه کشورهای درحال‌توسعه و پیشرفته درمقایسه با بازار سرمایه‌بر کاهش مصرف انرژی نقش مؤثری ایفا می‌کند.

حسینی و کریم زاده و بختیاری (۲۰۱۸) به بررسی رابطه بین توسعهٔ مالی و مصرف انرژی در گروهی از کشورهای درحال‌توسعه را با روش برآورد GMM سیستم اقدام کردند. نتایج نشان داد بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی و بالعکس، بین قیمت انرژی و مصرف آن و بین بازبودن تجارت و رشد اقتصادی رابطهٔ منفی وجود دارد. همچنین توسعه مالی، شهرنشینی، سرمایه‌گذاری و اندازهٔ دولت بر مصرف انرژی اثر مثبت دارد.

همان‌طور مشاهده می‌شود، باتوجه به روش‌های بررسی و کشور موردنظر، نتایج تأثیر توسعهٔ مالی بر مصرف انرژی و وجود رابطهٔ علیت یک‌طرفه یا دوطرفه متفاوت است. همچنین نتایج این بررسی‌ها نشان می‌دهد که شکست‌های ساختاری، نبود تقارن‌ها و تورش ناشی از نادیده‌گرفتن برخی متغیرها و در فرایند تخمین به‌نحو مناسب لحاظ نشده است؛ لذا در مطالعهٔ حاضر این مهم مدنظر قرارگرفته است. در این مطالعه برای اولین‌بار از روش آزمون ریشه واحد با وجود شکست ساختاری RALS-LM برای تعیین شکست‌ها در اقتصاد ایران استفاده‌شده است. به علاوه بهره‌گیری از آزمون علیت نامتقارن برای بررسی روابط بین متغیرها و استفاده از متغیر دامی (شکست) در این مطالعه آن را از سایر مطالعات متمایز می‌کند. ضمناً نتایج استفاده از هم‌انباشتگی ترکیبی، قابل‌اعتمادتر از نتایج هم‌انباشتگی پسران است.

۳. داده‌ها، روش تحقیق

۳-۱. مدل و منابع داده‌ها

در تحقیق حاضر از داده‌های سالانه ۱۳۴۹ تا ۱۳۹۶استفاده‌شده است. منابع اطلاعاتی شامل ترازنامهٔ انرژی برای داده‌های مربوط به میزان کل مصرف انرژی (میلیون تن بشکه)، داده‌های اقتصادی بانک جهانی برای داده‌های مربوط به FDI (به‌صورت درصدی از رشد اقتصادی)، GDP واقعی، تجارت کل، توسعهٔ مالی (شاخص اعتبارات داخلی اعطایی به بخش خصوصی) و تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص است. در ادبیات تجربی از شاخص‌های مختلفی برای توسعهٔ مالی استفاده‌شده است.

استفاده از شاخص اعتبارات داخلی اعطایی به بخش خصوصی برای برآورد توسعهٔ مالی با استفاده از مطالعات المولایی و لی[1](۲۰۱۳)، ایسلام و همکاران (۲۰۱۳)، لوایزا و رانسیر[2] و شهباز و همکاران (۲۰۱۳) صورت گرفته است. فرازمند و همکاران(۲۰۱۳) برای اندازه‌گیری توسعهٔ مالی از نسبت اعتبارات پرداخت‌شده به بخش خصوصی توسط بانک‌ها و مؤسسات اعتباری، به تولید ناخالص داخلی استفاده کرده‌اند و دلیل آن را اهمیت کیفی و کمی اعتبارات پرداخت‌شده به بخش خصوصی، برای سرمایه‌گذاری بیان کرده‌اند. در مطالعه حاضر، به‌منظور برآورد تابع بلندمدت وکوتاه‌مدت از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده‌شده است. معادلهٔ (۱) روابط بلندمدت لگاریتمی بین متغیرهای موردبررسی به پیروی از روابط استفاده‌شده توسط تانگ و شهباز و آروری[3] (۲۰۱۳)؛ ایسلام و همکاران (۲۰۱۳)؛ شهباز و لین[4] (۲۰۱۲) را نشان می‌دهد.

$$lnE_t = \alpha_0 + \alpha_1 lnF_t + \alpha_2 lnY_t + \alpha_3 lnFDI_t + \alpha_4 lnTR_t + \alpha_5 lnK_t + \mu_t \quad (۱)$$

که در آن E_t تقاضای انرژی، F_t توسعه مالی، Y_t تولید ناخالص داخلی واقعی، FDI_t سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، TR_t بازبودن تجارت، K_t تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (هرکدام به‌صورت لگاریتم طبیعی و برحسب سرانه لحاظ شده‌اند) بوده و μ_t یک فرایند نویز سفید است که فرض می‌شود از توزیع نرمال برخوردار است. همچنین به‌منظور بررسی اثرات کوتاه‌مدت متغیرها باید روند تعدیل پویای کوتاه‌مدت را معرفی کنیم. مدل تصحیح خطا توسط رابطه ۲ نشان داده‌شده است که در آن ضریب φ در معادله ۲ سرعت تنظیم از عدم‌تعادل کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت را نشان داده و Δ بیانگر تغییرات متغیرهای مدنظر است.

$$\Delta lnE_t = \gamma + \sum_{i=1}^{p1} \beta_{1i} \Delta lnE_{t-i} + \sum_{i=0}^{p2} \beta_{2i} \Delta FlnF_{t-i} + \sum_{i=0}^{p3} \beta_{3i} \Delta lnY_{t-i} + \sum_{i=1}^{p4} \beta_{1i} \Delta FDI_{t-i} + \sum_{i=1}^{p5} \beta_{1i} \Delta TR_{t-i} + \sum_{i=1}^{p6} \beta_{1i} \Delta K_{t-i} + \varphi ECT_{t-1} + \zeta_t \quad (۲)$$

۳-۲. روش تحقیق

۳-۲-۱. آزمون ریشه واحد شکست ساختاری RALS-LM

[1] Al-mulaii & Lee

[2] Loayza & Ranciere

[3] Tang, Shahbaz & Arouri

[4] Shahbaz & Lean

در این مطالعه از آزمون ریشه واحد شکست ساختاری RALS-LM استفاده‌شده است. در زیر علت این به‌کارگیری و قابلیت‌های آزمون آورده شده است. روشن است که قبل از انجام آزمون هم‌انباشتگی، بایستی مانایی هر متغیر را ارزیابی کرد. آزمون‌های سنتی ریشه واحد بدون‌توجه به شکست ساختاری صورت می‌گیرد. این درحالی است که در طول دورهٔ موردبررسی وقوع رویدادهای مختلف، سبب وقوع شکست ساختاری می‌شود. در بین آزمون‌های شکست ساختاری، منگ و همکاران[1] (۲۰۱۴) روشی را معرفی کردند که برای وضعیتی که فروض نرمالیتی و تقارن و خطی‌بودن از بین می‌رود، مناسب است. همچنین این روش ترکیبی از مزایای آزمون‌های ریشه واحد، درون‌زا و برون‌زا است. آزمون‌های ریشه واحد شکست برون‌زا به‌دلیل رویکرد دلخواهی که در انتخاب تاریخ شکست دارند، با انتقاد مواجه شده‌اند. اما آزمون‌های برون‌زا درمقام به آزمون‌های درون‌زا قابلیت بیشتری دارند. علاوه بر این، آزمون‌های ریشه واحد با شکست ساختاری درون‌زا معمولاً تعداد شکست‌هایی را که در آزمون‌های مدل از پیش مشخص‌شده‌اند، پیدا می‌کند و شامل می‌شوند. این ویژگی می‌تواند قابلیت اطمینان آزمون‌ها را تضعیف کند؛ زیرا ممکن است یک یا چند شکست غیرضروری در آزمون ریشه واحد وارد شود (*Lee and et al, 2012*). منگ و همکاران (۲۰۱۴) آزمون RALS-LM را به شیوه‌ای سه مرحله‌ای به‌منظور شناسایی شکست‌ها و یافتن ریشه واحد ارائه نمودند. این روش در اصل مرحله‌ی دیگری به آزمون LM دومرحله‌ای اضافه می‌کند. در مرحلهٔ اول، وجود شکست‌های ساختاری در مجموعه را بررسی می‌کند؛ اما در مرحلهٔ دوم آزمونی برای یافتن ریشه واحد انجام می‌گیرد. برای شناسایی و آزمون معناداری شکست‌ها، آزمون F بیشینه (max F) انتخاب می‌شود. سپس، چون محل یا وجود شکست‌ها پس از مرحلهٔ اول معلوم می‌شود، آزمون برون‌زا در مرحله دوم انتخاب می‌شود. در مرحلهٔ آخر، اطلاعات مربوط به خطاهای غیرنرمال در قالب پیشنهادی برای بهبود بیشتر قدرت آمارهٔ LM وارد مدل می‌شود.

۳-۲-۲. آزمون هم‌انباشتگی بایر- هانک

انگل و گرنجر[2] ابتدا آزمون هم‌انباشتگی بر پایهٔ پسماندها را پیشنهاد کردند، دیگران آزمون‌های خاص خودشان را برای رابطهٔ تعادل بلندمدت پیشنهاد کردند که می‌توان به آزمون مبتنی بر سیستم جوهانسن[3]، آزمونF بر پایه‌ی ECM بوسیچ[4] (۱۹۹۴) و آزمون t بر پایهٔ ECM بایر و

[1] Meng et al.
[2] Engle & Gerenjer
[3] Johansen
[4] Boswijk

هنک[1] (۲۰۱۳) اشاره کرد. علاوه بر این، هریک از این روش‌ها از نظریه‌های مختلفی به دست آمده‌اند که تخمین‌های متفاوتی نیز حاصل می‌کنند. قدرت روش‌های هم‌انباشتگی به مقدار پارامترهای مزاحم، حساسیت دارد (*Pesavento, 2004*) . وقتی اندازهٔ نمونه کمتر از ۱۰۰ باشد آزمون‌های هم‌انباشتگی انگل وگرنجر یا جوهانس نتایج مبهمی را ارائه می‌دهند. بوسیچ (۱۹۹۴) و پودیوینسکی[2] (۱۹۹۸). محققان در مطالعهٔ گریگوری و همکاران[3] (۲۰۰۴) مشاهده کردند که مقادیر احتمال برای آزمون‌های مختلف هم‌انباشتگی تکی هم‌بستگی ضعیفی دارند. به‌دلیل قدرت تشریحی بیشتر آزمون هم‌انباشتگی بایر–هانک (۲۰۱۳) انتخاب شد. یکی از ویژگی‌های منحصربه‌فرد این آزمون این است که به ما امکان می‌دهد تا نتایج مختلف آزمون هم‌انباشتگی تکی را ترکیب کنیم و به این طریق نتیجهٔ کامل‌تری را بیان کنیم. بایر و هانک (۲۰۱۳) با شبیه سازی مونت کارلو نشان دادند که آزمون‌هایشان در برابر آزمون‌های هم‌انباشتگی تکی موجود، قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری دارند. باتوجه‌به اینکه نتایج آزمون هم‌انباشتگی به انتخاب متغیر درون‌زا حساس است، آزمون‌های هم‌انباشتگی ترکیبی برای ۶ مدل انجام شد.

۳-۲-۳- آزمون علیت VECM

برای بررسی علیت، از آزمون علیت بر پایهٔ VECM استفاده می‌کنیم. آزمون علیت گرنجر در VECM از روش هم انباشتگی دومرحله‌ای انگل و گرنجر پیروی می‌کند تا تخمین‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی شوند.

۳-۲-۴. آزمون علیت نامتقارن

رویکرد روش‌شناختی علیت گرنجر VECM مسلماً برای آنالیز روابط پویا بین متغیرهای مالی جذابیت دارد و در منابع علمی نیز رواج پیداکرده است. بااین‌حال، در حال حاضر مسئلهٔ معمول این است که چارچوب گرنجر VECM دارای عیب عمده‌ای است. این عیب عمده تفکیک‌نکردن تأثیر علّی شوک‌های مثبت و منفی است. باتوجه‌به اینکه کارگزارهای اقتصادی معمولاً و به‌طور مطلق به اخبار منفی به اخبار خوب پاسخ بیشتری نشان می‌دهند. این مقاله، برای بررسی احتمال وجود رابطه علیت غیرخطی بین متغیرهای موردبررسی، از آزمون علیت نامتقارن پیشنهادشده توسط هاتمی–جی[4] (۲۰۱۲) بهره برده است. این آزمون جدید نسخه‌ای نامتقارن توسعه‌یافته از تکنیک

[1] Bayer & Hanck
[2] Podvinsky
[3] Gregory et al
[4] Hatemi-j

تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) برای آزمایش علیت گرنجر است که اثرات غیرخطی را در نظر می‌گیرد و بین شوک‌های منفی و مثبت تمایز قائل می‌شود.

پس از تخمین مدل، آزمایش والد می‌تواند با اعمال محدودیت در پارامترهای خودرگرسیونی انجام شود، تا علیت نامتقارن در بین متغیرها بررسی شود. آمارهٔ آزمون به‌صورت مربع کای دو[1] نامتقارن با درجهٔ آزادی برابر با تعداد محدودیت‌ها توزیع‌شده است. در این تحقیق، از آزمون علیت نامتقارن پیشنهادشده توسط هاتمی-جی (۲۰۱۲) استفاده‌شده تا علیت نامتقارن بین متغیرها را بررسی کرد. برای این منظور، شوک‌های مثبت و منفی هرمتغیر به‌صورت تجمعی بیان شده است.

۴. برآورد مدل و تجزیه‌وتحلیل نتایج

یکی از رایج‌ترین آزمون‌هایی است که امروزه برای تشخیص پایایی متغیرهای مدل در فرآیند سری زمانی استفاده قرار می‌شود، آزمون ریشه واحد است. در جدول ۱ نتایج آزمون‌های ریشه واحد LM و RALS-LM با دوشکست ساختاری ارائه‌شده است. فرضیهٔ صفر مبنی بر اینکه متغیرها با لحاظ شکست در سطح مانا نیستند رد نمی‌شود. به‌عبارت‌دیگر، با این فرض که دوشکست در متغیرها وجود داشته باشد، نتایج نشان می‌دهد که این سری‌های زمانی در سطح مانا نیستند. ازآنجاکه هر دو آزمون ریشه واحد LM و RALS-LM با شکست نشان می‌دهند که هر دو متغیر در سطح مانا نیستند، بنابراین با یک‌بار تفاضل‌گیری، آزمون‌های مانایی با شکست را تکرار می‌کنیم. در این دو آزمون، یافته‌های جدول ۲ نشان می‌دهند که همهٔ متغیرها انباشته[2] با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند.

جدول ۲: نتایج آزمون‌های ریشه واحد RALS-LM

متغیرها	LM stat	RALS-LM stat	$\widehat{\rho}^2$	TB		مقادیر بحرانی RALS-LM		
				شکست(۱)	شکست(۲)	٪۱	٪۵	٪۱۰
متغیرها در سطح								
ln Et	-۳/۵۸۱	-۲/۹۲۰	۰/۹۷۶	۱۳۷۴	۱۳۸۵	-۴/۴۱۱	-۳/۸۱۱	-۳/۵۲۴
ln Ft	-۲/۳۹۵	-۲/۴۰۶	۰/۹۷۷	۱۳۶۲	۱۳۷۸	-۴/۱۶۵	-۳/۵۶۹	-۳/۲۶۴
ln Yt	-۳/۱۸۵	-۲/۷۸۹	۰/۶۳۳	۱۳۶۴	۱۳۸۰	-۴/۷۸۳	-۴/۱۲۸	-۳/۸۶۲
ln FDIt	-۲/۷۷۲	-۳/۱۲۶	۰/۵۸۳	۱۳۷۹	۱۳۸۲	-۴/۷۵۱	-۴/۰۹۲	-۳/۸۲۴
ln TRt	-۲/۶۰۷	-۱/۴۶۴	۰/۵۸۹	۱۳۵۹	۱۳۸۳	-۴/۸۰۳	-۴/۰۹۷	-۳/۸۲۹
ln Kt	-۱/۷۱۰	-۱/۹۱۱	۰/۷۰۳	۱۳۶۲	۱۳۶۸	-۴/۳۷۱	-۳/۷۱۷	-۳/۴۱۸
متغیرها با یک‌بار تفاضل گیری								
ln Et	-۴/۵۸۱	**-۳/۹۲۰	۰/۷۹۲	۱۳۷۷	۱۳۹۰	-۴/۳۷۰	-۳/۷۶۷	-۳/۱۲۴

[1] Chi-square

[2] Integrated

ln Ft	-۵/۳۹۵	***-۵/۴۰۶	۰/۹۰۶	۱۳۷۷	۱۳۹۰	-۴/۱۴۳	-۳/۷۶۷	-۳/۱۱۱
ln Yt	-۶/۱۸۵	***-۶/۱۲۶	۰/۹۳۰	۱۳۶۱	۱۳۷۷	-۴/۶۵۰	-۳/۵۲۵	-۲/۸۹۶
ln FDIt	-۵/۷۷۲	***-۷/۷۸۹	۰/۴۹۴	۱۳۶۵	۱۳۸۰	-۴/۶۲۶	-۳/۵۷۰	-۲/۹۳۷
ln TRt	-۵/۶۰۷	***-۵/۴۶۴	۰/۸۸۹	۱۳۷۲	۱۳۷۸	-۴/۶۲۸	-۳/۵۷۶	-۲/۹۴۲
ln Kt	-۳/۹۹۸	**-۴/۰۱۱	۰/۸۹۰	۱۳۶۲	۱۳۷۷	-۴/۲۸۴	-۳/۵۸۷	-۲/۹۵۳

چون آزمون LM و آزمون RALS-LM برای جستجوی نقاط شکست و تأخیرهای بهینه مربوطه روند یکسانی دارند، برای صرفه‌جویی در فضا، تنها یک‌بار نتایج را گزارش دادیم. TB نقطه (های) شکست ساختاری. مقادیر بحرانی برای آزمون LM به ترتیب برای مقادیر ۱٪، ۵٪، و ۱۰٪ برابر ۴/۶۸۹-، ۴/۱۸۳- و ۳/۹۲۱- هستند. برای کلیهٔ آزمون‌ها، تأخیر بیشینه ۴ فرض شده است. ***، ** و * به ترتیب نشانگر سطوح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد هستند.

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول شمارهٔ ۳ آمارهٔ فیشر برای دو آزمون EG-J و EG-J-B-BDM صرف‌نظر از متغیرهای به‌کاررفته به‌جز متغیر تقاضای انرژی به‌عنوان متغیر وابسته از مقادیر بحرانی ۵ درصد بیشتر است. بنابراین، هر دو آزمون به شکلی ثابت انتخاب متغیر تقاضای انرژی را به‌عنوان متغیر وابسته در معادلهٔ ۱ تأیید و فرضیهٔ صفر عدم‌رابطه هم‌انباشته بین این متغیرها را رد می‌کنند. بدین‌ترتیب، حدس زده می‌شود که بین تقاضای انرژی و متغیرهای معرف آن در ایران رابطهٔ تعادل بلندمدتی وجود دارد.

جدول ۳: نتایج آزمون هم‌انباشتگی بایر- هانک

مشخصات مدل	آمار فیشر		هم انباشتگی
	EG _J	EG _J _B_BDM	
$E_t = f(F_t, Y_t, FDI_t, TR_t, K_t)$	**۱۶/۱۳۵	**۸۳/۰۸۳	دارد
$F_t = f(E_t, Y_t, FDI_t, TR_t, K_t)$	۷/۲۹۲	**۲۰/۷۲۳	ندارد
$Y_t = f(F_t, E_t, FDI_t, TR_t, K_t)$	**۱۰/۴۵۸	۱۱/۲۸۰	ندارد
$FDI_t = f(F_t, Y_t, E_t, TR_t, K_t)$	۸/۱۶۵	۱۱/۶۷۹	ندارد
$TR_t = f(F_t, Y_t, FDI_t, E_t, K_t)$	۶/۳۳۳	**۲۵/۲۶۳	ندارد
$K_t = f(F_t, Y_t, FDI_t, TR_t, E_t)$	۹/۳۰۲	۱۲/۳۹۰	ندارد

** نشانگر معناداری در سطح ۵٪ است. مقادیر بحرانی در سطح ۵٪ برای آزمون (EG-J) ۱۰/۴۱۹ و برای آزمون (EG-J-B-BDM) ۱۹/۸۸۸ است

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج بلندمدت وکوتاه‌مدت نشان داده‌شده در جدول ۴ بر پایهٔ روش خودتوضیح با وقفهٔ گسترده (ARDL) پسران و همکاران[1](۲۰۰۱) به‌دست‌آمده است. شکست‌های ساختاری، بر پایهٔ آزمون انجام‌شده برای ریشه واحد متغیرها، وارد مدل شده‌اند. بنابراین، شکست‌های در نظر گرفته

[1] Pesaran et al

شده برای دوره‌های ۱۳۷۴و ۱۳۸۵ در نظر گرفته‌شده است. ضرایب بلندمدت، یعنی ۰/۰۰۷، ۰/۵۸، ۰/۰۳۵-، ۰/۰۰۳ و ۰/۸۶۸ به‌ترتیب متعلق به پارامترهای توسعه مالی، رشداقتصادی، FDI، بازبودن تجارت و انباشت سرمایه هستند که به‌لحاظ آماری معنادار می‌باشند. نتایج به‌دست‌آمده بامطالعهٔ محمدزاده و همکاران و اسدی و اسماعیلی که نشان می‌دهند توسعه مالی و رشد اقتصادی تأثیر مثبتی بر مصرف انرژی دارند، سازگار است. در این میان نتایج نشان می‌دهدکه این افزایش ناچیز است. افزایش۱ درصد توسعهٔ مالی میزان تقاضای انرژی را تا ۷ صدم درصد می‌افزاید؛ علت این امر آن است که توسعهٔ مالی و تأمین آسان‌تر اعتبارات برای بنگاه‌ها در ایران کمتر تبدیل به سرمایه‌گذاری مولد، افزایش تولید و در نتیجه افزایش تقاضا برای انرژی شده است. بی‌ثبات اقتصادی و سیاسی در این سال‌ها باعث شده که این اعتبارات به‌جای سرمایه‌گذاری، به کانال سوداگری هدایت‌شود و صرف خرید سکه ارز و دارایی‌های غیرمولد گردد تا وام‌گیرندگان با وضعیت تورم موجود از ارزش‌افزوده ناشی از خرید این دارایی بهره‌مند شوند. مسلماً این واکنش تأثیری بر مصرف انرژی ندارد. این نتیجه با این عقیده که در برخی کشورهای درحال‌توسعه به‌دلیل مشکلات ساختاری و نظارتی، نبود مدیریت صحیح، نبودتخصیص بهینهٔ منابع و سرمایه، بخش مالی نمی‌تواند عامل بهبودبخش واقعی اقتصاد شود، هماهنگ است. هرچند در این مطالعه توسعهٔ مالی توانایی بهبود تولید را داشته است؛ اما این تأثیر بسیار کم است. کشورهای با چارچوب قانونی ضعیف ممکن است توسعهٔ مالی را که به فرار سرمایه‌های داخلی و افزایش خطر شکنندگی مالی منجر شود، تجربه کنند.

همچنین نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که افزایش۱ درصدی در سرانهٔ GDP واقعی میزان تقاضای انرژی را تا ۵۸ درصد افزایش می‌دهد که براساس مبانی نظری قابل‌انتظار است. ازآنجاکه برای افزایش تولید، مصرف انرژی نیز به‌عنوان یک نهادهٔ موردنیاز در تولید افزایش خواهد یافت؛ بنابراین هرچه تولید سرانه افزایش یابد یا به‌نوعی تولید ناخالص داخلی رشد داشته باشد، مصرف انرژی نیز افزایش خواهد یافت. همچنین براساس نظر خورسندی و همکاران (۱۳۹۴) می‌تواند به‌عنوان تأییدی بر این امر باشد که چنانچه توسعهٔ مالی باعث رشد اقتصادی شود، مصرف انرژی نیز از این کانال افزایش خواهد یافت که به معنای تأیید اثر غیرمستقیم توسعه مالی بر مصرف انرژی است.

از سوی دیگر افزایش۱ درصدی FDI تقاضای انرژی را تا ۳۵ درصد می‌کاهد؛ تأثیر منفی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی روی مصرف انرژی می‌تواند به این علت باشد که برخی سرمایه‌گذاری‌های خارجی، اقتصاد را به‌سمت استفادهٔ بهینه از انرژی هدایت می‌کند. به‌علاوه، برای استمرار جذب سرمایه‌گذاری‌های مستقیم خارجی بیشتر به کشور، منابع انرژی و تکنیک‌های جدید

با بازدهی انرژی بالا دنبال می‌شوند. افزایش۱ درصدی تجارت آزاد تقاضای انرژی را تا ۳ صدم درصد فزونی می‌بخشد؛ نقش مثبت تجارت بین‌المللی نیز در این نتایج دور از انتظار نیست؛ چون افزایش مستمر تجارت جهانی کالا به تولید و تأسیس بیشتر واحدها و تأسیسات صنعتی منجر می‌شود. تولید برخی از این محصولات در عمل نیازمند انرژی، به‌عنوان یکی از منابع عمده، در کنار نهادهٔ سرمایه و نیروی کار است. با افزایش حجم تجارت خارجی، ماشین‌آلات و تجهیزاتی برای بارگیری و حمل‌ونقل کالاهای وارداتی و صادراتی به بنادر، فرودگاه‌ها یا ایستگاه‌های تخلیه فرستاده شده که این جابه‌جایی کالایی، افزایش تقاضای انرژی را به دنبال خواهد داشت.

بالاخره افزایش ۱ درصدی سرمایه، تقاضای انرژی را تا۸۶۸ درصد می‌افزاید (کلیهٔ نتایج با فرض ثابت‌بودن سایر شرایط است). همچنین، مقدار زیاد ضریب R^2 نشان‌دهندهٔ توضیح‌دهندگی گستردگی مدل است (R^2=۰/۹۹). به‌علاوه، آمارهٔ F که معناداری مشترک همهٔ رگرسورهای درون مدل‌ها را اندازه می‌گیرد به‌لحاظ آماری معنادار و دارای سطح معناداری ۹۹ درصد است. شواهدی وجود دارد که تأثیر مثبت دوشکست ساختاری گنجانده‌شده در مدل را نشان می‌دهد. تأثیر مثبت شکست ۱۳۷۴ روی مصرف انرژی می‌تواند به‌دلیل افزایش شدت مصرف در این سال باشد، چراکه مصرف سرانه انرژی نهایی از ۵/۲۷ بشکه معادل نفت خام در سال ۱۳۵۵ به ۴۲/۰۷ بشکه معادل نفت خام بر میلیون ریال در سال ۱۳۷۴ افزایش‌یافته است و مصرف کل انرژی نهایی از ۱۷۷/۸ میلیون بشکه نفت خام در سال ۱۳۵۵ به ۵۸۴ میلیون بشکه معادل نفت خام در سال ۱۳۷۴ رسیده است. اما دومین شکست ساختاری مثبت ممکن است ناشی از افزایش مصرف نهایی انرژی در بخش خانگی و تجاری کشور که در سال ۱۳۸۵باشد که به ۴۱۱ میلیون و ۸۵۰ هزار بشکه معادل نفت خام رسیده است. این مقدار مصرف در قیاس با سال پیش از آن (۱۳۸۴)،۱۵/۳۳ درصد رشد داشته است.

جدول ۴: نتایج بلندمدت و کوتاه‌مدت (متغیر وابسته: مصرف انرژی)

	تجزیه‌وتحلیل بلندمدت		تجزیه‌وتحلیل کوتاه‌مدت	
	ضرایب	احتمال	ضرایب	احتمال
توسعه مالی	۰/۰۰۷	۰/۰۶۳	۰/۰۰۰۷	۰/۰۵۹
رشداقتصادی	۰/۵۸	۰/۰۴۱	۰/۱۵۵	۰/۰۱۶
FDI	-۰/۰۳۵	۰/۰۷۵	-۰/۰۰۳	۰/۰۷۶
تجارت	۰/۰۰۳	۰،۰۷۲	۰/۰۰۰۳	۰،۰۶۸
سرمایه	۰/۸۶۸	۰/۰۲۰	۰/۰۸۲	۰/۰۱۱
C	-۴/۱۷۴	۰/۰۰۱	-۰/۳۹۸	۰/۰۴۵
شکست(۱)	۰/۳۳۴	۰/۰۲۵	۰/۰۳۱	۰/۰۴۰
شکست(۲)	۰/۳۱۹	۰/۰۳۴	۰/۰۳۰	۰/۰۳۴

ECM(-1)			-۰/۰۹۵	۰/۰۱۷
	R^2=۰/۹۹			
آزمون‌های تشخیصی	خودهمبستگی سریالی	ناهمسانی	نرمال بودن	فرم تبعی
	(۰/۱۹)۱/۶۹	(۰/۶۰)۰/۲۷	(۰/۹۳)۰/۱۲۸	(۰/۲۳)۱/۱۹ (۰/۲۳)۱/۴۳

منبع: یافته‌های تحقیق

ضرایب کوتاه‌مدت برای توسعه مالی، رشد اقتصادی، FDI، بازبودن تجارت و سرمایه به ترتیب برابر ۰/۰۰۰۷، ۰/۱۵۵، ۰/۰۰۳-، ۰/۰۰۰۳، ۰/۰۸۲ بود. یعنی با فرض ثابت بودن سایر شرایط افزایش ۱ درصدی توسعه مالی، تقاضای انرژی را به مقدار ناچیز ۰/۰۰۰۷ درصد افزایش می‌دهد. متغیر اعتبارات اعطایی داخلی به بخش خصوصی یا همان توسعهٔ مالی با مصرف انرژی رابطه مثبت دارد زیرا متغیر اعتبار داخلی برای بخش خصوصی یک متغیر بانکی است. افزایش۱ درصدی سرانهٔ GDP واقعی، تقاضای انرژی را تا ۰/۱۵۵ فزونی می‌بخشد. افزایش۱درصدی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تقاضای انرژی را تا ۳ صدم‌درصد، می‌کاهد. افزایش ۱درصدی تجارت آزاد، انرژی موردنیاز را تا ۰/۰۰۰۳ درصد می‌افزاید و همچنین افزایش ۱درصدی سرمایه، تقاضای انرژی را تا ۸۲ درصد افزایش می‌دهد. ضریب جملهٔ خطای تأخیردار ECM_{t-1}، سرعت تعدیل، معنادار با سطح معناداری ۹۹ درصد است. این نشان می‌دهد که هرگونه عدول در مقدار کوتاه‌مدت از مسیر بلندمدت هر ساله تا حدود ۱۰ درصد اصلاح می‌شود. علامت منفی رابطهٔ درازمدت را تأیید می‌کند (بنرجی،دولادو و مستر[1]، ۱۹۹۸). آزمون‌های تشخیصی نیز نشان می‌دهند که در بلندمدت و کوتاه‌مدت، تعدیل معادله ۲ برای ایران بسیار مناسب است.

خلاصهٔ نتایج آزمون علیت گرانجر در جدول ۵ مشاهده می‌شود. دریافتیم که سه رابطهٔ علیت گرنجر یک‌طرفه بین تقاضای انرژی و سرمایه و توسعه مالی و مصرف انرژی وجود دارد. به‌عبارتی دیگر، توسعهٔ مالی و سرمایه علت گرنجر تقاضای انرژی هستند؛ سرمایه و بازبودن تجارت علت توسعهٔ مالی هستند و در انتها، تقاضای انرژی، توسعه مالی، GDP واقعی علت گرانجر تجارت آزاد هستند و رشد اقتصادی و بازبودن تجارت هم علت سرمایه می‌باشند. نتایج این آزمون در نمودار ۱ نشان داده‌شده است.

جدول ۵: نتایج آزمون علّیت گرانجر

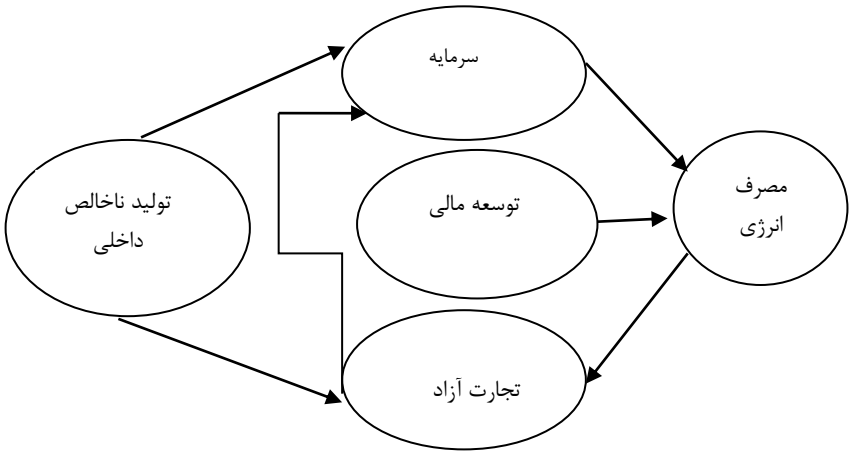
متغیر وابسته	آماره F (احتمال)	ECT_{t-1}

[1] Banerjee and et al

	مصرف انرژی	توسعه مالی	رشد اقتصادی	سرمایه‌گذاری خارجی	تجارت	سرمایه	[t-test]
مصرف انرژی	-	۳/۶۰۴** (۰/۰۴۶)	۰/۳۵۸ (۰/۵۴۹)	۲/۲۱۱ (۰/۱۳۷)	۰/۱۱۵ (۰/۷۳۴)	۹/۹۵۱* (۰/۰۰۱)	-۰/۰۴۰ [-۳/۳۵]
توسعه مالی	۰/۶۴۱ (۰/۴۲۳)	-	۰/۱۳۶ (۰/۷۱۱)	۰/۰۴۱ (۰/۹۹۸)	۵/۹۷۸** (۰/۰۲۲)	۴/۴۴۴* (۰/۰۳۵)	-۱/۷۶۴** [-۲/۰۲]
رشد اقتصادی	۱/۰۵۸ (۰/۳۰۳)	۱/۰۲۸ (۰/۳۱۰)	-	۱/۳۲۵ (۰/۲۴۹)	۰/۳۴۴ (۰/۵۵۷)	۱/۰۱۰ (۰/۳۱۴)	-۰/۰۳۱ [-۱/۰۴]
سرمایه‌گذاری خارجی	۰/۵۸۵ (۰/۴۴۴)	۰/۰۵۸ (۰/۸۰۹)	۰/۰۸۵ (۰/۷۷۰)	-	۰/۸۰۷ (۰/۳۶۸)	۱/۷۱۱ (۰/۱۹۰)	-۰/۰۸۸ [-۰/۵۲]
تجارت	۱۰/۵۰۳* (۰/۰۰۱)	۳/۲۶۱** (۰/۰۷۰)	۹/۰۲۸* (۰/۰۰۲۷)	۰/۱۵۱ (۰/۶۹۶)	-	۱/۱۷۳ (۰/۲۷۸)	-۴/۳۶۳** [-۳/۱۴]
سرمایه	۰/۱۵۶ (۰/۶۹۲)	۰/۵۵۲ (۰/۴۵۷)	۳/۱۳۷** (۰/۰۷۶)	۱/۵۰۵ (۰/۲۱۹)	۴/۰۰۵* (۰/۰۴۵)	-	-۰/۰۰۲ [-۰/۰۶]

آماره t در داخل کروشه و مقادیر احتمال در داخل پرانتزها آمده است. *،**،*** به ترتیب نشانگر سطح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

منبع: یافته‌های تحقیق



نمودار ۱: روابط علی متغیرها در ایران (منبع: یافته‌های تحقیق)

نتایج علیت نامتقارن در جدول۶ حاکی از رابطهٔ علیت از رشد اقتصادی به مصرف انرژی و از شوک‌های مثبت رشد اقتصادی به مصرف انرژی است که با نتیجهٔ مطالعهٔ تانگ و تان[1](۲۰۱۴)

[1] Tang & tan

برای مالزی مطابقت دارد. نتایج رابطهٔ علیت یک‌طرفه‌ای از شوک‌های منفی تقاضای انرژی به شوک‌های منفی بازبودن تجارت نشان می‌دهند. همچنین، ما شاهد روابط علیت یک‌طرفه‌ای از شوک‌های مثبت بازبودن تجارت به شوک‌های مثبت تقاضای انرژی بودیم. به‌علاوه، رابطهٔ علیت یک‌طرفه‌ای از شوک‌های مثبت سرمایه به شوک‌های مثبت تقاضای انرژی، رابطهٔ علیت یک‌طرفه‌ای از شوک‌های منفی سرمایه به شوک‌های مثبت تقاضای انرژی وجود داشت. رابطهٔ علیت بین مصرف انرژی، تجارت آزاد و سرمایه دور از انتظار نیست؛ زیرا تجارت آزاد و سرمایه همگی روی بخش‌های انرژی چندین کشور ازجمله ایران مؤثرند. این نتایج با یافته‌های پژوهش‌های قبلی مطابقت دارد (*Al-mutii & Lee, 2013*).

جدول ۶: نتایج آزمون علیت نامتقارن

رابطه علیت	آماره آزمون	CV٪۱	CV٪۵	CV٪۱۰
$E \neq\!\!> Y$	۰/۹۰۹	۷/۳۶۵	۴/۱۴۷	۲/۹۱۶
$E^{+} \neq\!\!> Y^{+}$	۰/۷۲۱	۷/۴۴۴	۴/۰۵۳	۲/۸۸۷
$E^{-} \neq\!\!> Y^{-}$	۰/۰۰۰	۱۸/۳۹۹	۴/۹۷۱	۲/۷۴۴
$Y \neq\!\!> E$	**۶/۰۰۹	۶/۹۵۰	۴/۰۵۷	۲/۸۴۲
$Y^{+} \neq\!\!> E^{+}$	**۵/۵۳۱	۷/۳۳۶	۴/۱۰۷	۲/۸۳۷
$Y^{-} \neq\!\!> E^{-}$	۰/۰۰۷	۲۲/۷۹۱	۵/۰۶۸	۲/۴۲۸
$E \neq\!\!> F$	۰/۴۹۷	۷/۲۸۸	۴/۱۰۸	۲/۸۷۱
$E^{+} \neq\!\!> F^{+}$	۰/۰۵۵	۷/۳۸۳	۴/۰۴۹	۲/۸۵۴
$E^{-} \neq\!\!> F^{-}$	۰/۶۷۱	۱۱/۵۲۵	۴/۵۲۲	۲/۶۲۴
$F \neq\!\!> E$	۰/۸۷۸	۷/۴۴۵	۴/۱۱۹	۲/۸۶۷
$F^{+} \neq\!\!> E^{+}$	۰/۱۹۸	۷/۲۳۹	۴/۰۳۵	۲/۸۳۸
$F^{-} \neq\!\!> E^{-}$	۰/۶۵۲	۱۲/۸۵۷	۴/۹۶۷	۲/۸۳۵
$E \neq\!\!> FDI$	۰/۱۲۸	۷/۸۶۵	۴/۱۹۲	۲/۷۶۷
$E^{+} \neq\!\!> FDI^{+}$	۰/۱۴۰	۷/۷۹۲	۴/۰۹۷	۲/۷۸۶
$E^{-} \neq\!\!> FDI^{-}$	۰/۰۸۱	۱۰/۳۱۵	۴/۸۲۶	۲/۸۵۴
$FDI \neq\!\!> E$	۰/۷۴۵	۸/۱۱۷	۴/۳۲۰	۲/۸۶۹
$FDI^{+} \neq\!\!> E^{+}$	۰/۰۵۲	۷/۸۰۵	۴/۳۲۴	۲/۹۱۵
$FDI^{-} \neq\!\!> E^{-}$	۰/۰۰۶	۱۱/۶۲۶	۵/۱۰۵	۲/۹۳۶
$E \neq\!\!> TR$	۶/۶۷۷	۱۳/۱۹۳	۸/۸۹۱	۶/۸۹۷
$E^{+} \neq\!\!> TR^{+}$	۰/۳۱۶	۱۱/۰۶۶	۶/۷۲۸	۴/۹۱۲
$E^{-} \neq\!\!> TR^{-}$	*۳/۰۹۴	۸/۸۱۵	۴/۳۶۹	۲/۸۲۸
$TR \neq\!\!> E$	***۱۶/۳۷۴	۱۴/۷۱۲	۹/۴۱۱	۷/۳۴۵
$TR^{+} \neq\!\!> E^{+}$	**۷/۳۶۵	۱۱/۳۳۳	۶/۹۱۴	۵/۲۱۹
$TR^{-} \neq\!\!> E^{-}$	۰/۰۳۰	۱۰/۷۶۰	۵/۰۹۸	۳/۳۶۳
$E \neq\!\!> K$	۲/۲۳۹	۱۰/۰۹۴	۶/۴۱۸	۴/۸۲۴
$E^{+} \neq\!\!> K^{+}$	۰/۰۲۸	۷/۲۸۶	۴/۰۱۳	۲/۷۴۰
$E^{-} \neq\!\!> K^{-}$	۰/۰۰۲	۱۱/۸۳۸	۴/۶۵۶	۲/۷۴۴

$K \neq\!\!> E$	***۱۲/۶۸۸	۱۱/۴۱۲	۶/۸۷۹	۵/۱۲۰
$K^{+} \neq\!\!> E^{+}$	**۷/۱۰۲	۷/۳۶۱	۴/۱۵۴	۲/۸۸۲
$K^{-} \neq\!\!> E^{-}$	***۲۰/۴۸۷	۲۱/۷۳۵	۵/۹۳۶	۲/۷۷۵

علامت $\neq\!\!>$ به معنای «علت نبودن» است. علامت **CV** به معنای «مقدار بحرانی» است.
+ و – به ترتیب علامت شوک مثبت و منفی‌اند. ***، ** و * به ترتیب نشانگر سطوح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصدند.

منبع: یافته‌های تحقیق

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این مطالعه به بررسی رابطهٔ تعادل بلندمدت میان تقاضای انرژی و رشد اقتصادی و توسعهٔ مالی با به‌کارگیری داده‌های سری زمانی برای دوره ۱۳۴۹ تا ۱۳۹۶ پرداخته است. برای بررسی خواص ریشه واحد متغیرها از آزمون ریشه واحد RALS-LM استفاده شد. نتایج آزمون ریشه واحد نشان داد که فرایند ناپایایی در همهٔ متغیرها در سطح عرض از مبدأ و روند وجود دارد. بدین‌جهت متغیرها با یک‌بار تفاضل‌گیری پایا شدند. همچنین، با استفاده از آزمون بایر-هانک رابطهٔ هم‌انباشتگی بین متغیرها مورد آزمون قرار گرفت. در این مورد، نتایج نشان داد بین متغیرهای موردنظر و متغیر وابستهٔ تقاضای انرژی، هم‌انباشتگی وجود دارد. تخمین‌های بلندمدت وکوتاه‌مدت حاکی از آن بود که توسعهٔ بخش مالی، تقاضای انرژی را به میزان ناچیزی می‌افزاید. همچنین تأثیر تجارت و تشکیل سرمایه و تولید ناخالص داخلی واقعی بر تقاضای انرژی مثبت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تقاضای انرژی را کاهش می‌دهد. همچنین نتایج علیت گرانجر نشان داد که تشکیل سرمایه و بازبودن تجارت سبب توسعهٔ مالی می‌شود.

نتایج این تحقیق نشان می‌دهد برای آنکه اثر مثبت توسعهٔ مالی بر رشد اقتصادی در ایران محقق شود باید با تغییر ساختار اقتصاد و اجرای سیاست‌های تثبیت اقتصادی، تقاضای سوداگری پول را کاهش داد یا تمهیداتی اندیشید که دسترسی آسان‌تر به منابع مالی، به کانال تولید هدایت شود. باآنکه پیاده‌سازی سیاست مناسب انرژی، از اهمیت ویژه‌ای برای اقتصاد ایران برخوردار است، نمی‌توان از اثر سیاست توسعهٔ مالی بر تقاضای انرژی مطمئن بود؛ زیرا اثر این سیاست براساس واکنشی که تولیدکنندگان و خانوارها در به‌دست‌آوردن آسان‌تر پول نشان می‌دهند. دو نتیجهٔ احتمالی متفاوت خواهد داشت: یک احتمال آن است که توسعهٔ مالی به استفاده بهتر و کاراتر انرژی بیانجامد. برای مثال، خانوارها و صنایع به خرید و استفاده از لوازم الکتریکی و ماشین‌آلات صنعتی اقدام کنند که از شدت مصرف انرژی بکاهد یا از خودروهای کم‌مصرف استفاده کنند یا تسهیلات به‌دست‌آمده به سرمایه‌گذاری در دانش فناوری و تحقیق و توسعه به‌منظور یافتن منابع انرژی

تجدیدپذیر تبدیل شود. نتیجهٔ احتمالی دوم آن است که فرصت تأمین مالی آسان‌تر برای کارآفرینان، نه‌تنها باعث تولید بیشتر و استفاده بیشتر از منابع طبیعی و تخریب محیط‌زیست شود؛ بلکه به رونق فعالیت‌های تولیدی که مصرف انرژی زیادی دارند منجر می‌شود و از تنزل‌نیافتن کیفیت محیط‌زیست غافل شوند، که این مسئله با توسعهٔ پایدار در تضاد خواهد بود؛ بنابراین پیشنهاد می‌شود تحقیقات بعدی در رابطه با بررسی این دو نتیجه احتمالی باشد. در این رابطه، سیاست‌گذاران و مقامات ذی‌ربط باید رویکردی متعادل را برای رشد اقتصادی و توسعه مالی و اقدامات سیاست مرتبط با انرژی در نظر بگیرند.

به‌منظور رسیدن به هدف توسعه پایدار و کاهش تنزل کیفیت محیط‌زیست، می‌توان با توسعهٔ مالی جهت‌دار و تسهیل پرداخت اعتبار صرفاً به فعالیت‌های با بازدهی انرژی فزاینده، فعالیت‌های یادشده را تشویق کرد و گسترش داد. دراین‌صورت، توسعهٔ مالی می‌تواند با انگیزه‌بخشی به شرکت‌ها برای اجرای روش‌های نوین در تولید، تحقق رشد اقتصادی با بازدهی روزافزون انرژی را تضمین کند و نقش مهمی در کاهش تقاضای انرژی ایفا کند.

References

Abosedra, S., Shahbaz, M., & Sbia, R. (2015). "The links between energy consumption, financial development, and economic growth in Lebanon: evidence from cointegration with unknown structural breaks". *Journal of Energy*, 1-16.

Al-mulali, U. & Lee, J. Y. (2013). "Estimating the impact of the financial development on energy consumption: Evidence from the GCC (Gulf Cooperation Council) countries". *Journal of Energy*, 60, 215-221.

Andersen, A., & Babula, D (2009) "The Link Between Openness and Long-Run Economic Growth", *International Commerce and Economics*, 2, 31–50.

Asadi, A., & Esmaili, M. (2013) "Investigate the Dynamic Relationship between Energy consumption and Financial development in Iran". *Strategic and Macro Policies*, 1(3), 17-38. (in Persian).

Banerjee, A., Dolado, J., & Mestre, R. (1998). "Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework". *Journal of Time Series Analysis*, 19(3), 267-283.

Bayer, C., & Hanck, C. (2013). "Combining non cointegration tests". *Journal of Time Series Analysis*, 34(1), 83-95.

Binh, P. T. (2011). "Energy consumption and economic growth in Vietnam: Threshold cointegration and causality analysis". *International Journal of Energy Economics and Policy*, 1(1), 1-17.

Boswijk, H. P. (1994). "Testing for an unstable root in conditional and structural error correction models". *Journal of Econometrics*, 63(1), 37-60.

Chang, S. C. (2015). "Effects of financial developments and income on energy consumption". *International Review of Economics & Finance*, 35, 28-44.

Çoban,S.,& Topcu, M. (2013). "The nexus between financial development and energy consumption in the EU: A dynamic panel data analysis". *Energy Economics*, 39, 81-88.

Deaton, A. (1989). "Saving in developing countries: Theory and review". *The World Bank Economic Review*, 3(suppl_1), 61-96.

Ebrahimi, M., & Alemorad, M. (2012) "Financial markets development and energy consumption in D8 countries." Quarterly Journal of Economic Research and Policy, 20 (61): 159-174. (in Persian).

Engle, R. F., & Granger, C.W.(1987). "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing". Econometrica*: Journal of the Econometric Society*, 251-276.

Farazmand, H., Kamranpour, S., & Ghorbannejad, M. (2013). "Relationship between Financial Development, Economic Growth and Energy Consumption in Iran; A Band ARDL and Toda-Yamamoto Test Approch" *Journal of Quantitative Economics*, 10 (1), 33-58. (in Persian).

Frankel, J. and Rose, A. (2002) "An estimate of the effect of common currencies on trade and income". *Quarterly of Economics*, 7(2), pp: 437-466.

Goldsmith, R. W. (1969). "*Financial structure and development*" (No. HG174 G57).

Gregory, A. W., Haug, A. A., & Lomuto, N. (2004). "Mixed signals among tests for cointegration". *Journal of Applied Econometrics*, 19(1), 89-98.

Harati, J, G., & Taghizadeh H. (2017). "The Relationship between Financial Development and Energy Consumption: A Comparison between Developing and Developing Countries". *Iranian Economic Research*, 22 (73), 236-197. (in Persian).

Hatemi-j, A. (2012). "Asymmetric causality tests with an application". *Empirical Economics*, 43(1), 447-456.

Hosseini, M., Daei K, S., & Bakhtiari, S. (2018). "The relationship between financial development, economic growth and energy consumption in a selection of developing countries." *Financial Economics*, 12 (45), 167-191. (in Persian)

Huang, B. N., Hwang, M. J., & Yang, C. W. (2008). "Does more energy consumption bolster economic growth? An application of the nonlinear threshold regression model". *Energy Policy*, 36(2), 755-767.

Islam, F., Shahbaz, M., Ahmed, A. U., & Alam, M. M. (2013). "Financial development and energy consumption nexus in Malaysia: a multivariate time series analysis". *Economic Modelling*, 30, 435-441.

Johansen, S. (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.

Kasman, A., & Duman, Y. S. (2015). "CO2 emissions, economic growth, energy consumption, trade and urbanization in new EU member and candidate countries: a panel data analysis". *Economic Modelling*, 44, 97-103.

Kraft, J., & Kraft, A. (1978). "On the relationship between energy and GNP". *Journal of Energy and Development*, 401-403.

Lee, J., Strazicich, M. C., & Meng, M. (2012). "Two-step LM unit root tests with trend-breaks". *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 1(2), 81-107.

Lise, W., & Van Montfort, K. (2007). "Energy consumption and GDP in Turkey: Is there a co-integration relationship?". *Energy Economics*, 29(6), 1166-1178.

Loayza, N., & Ranciere, R. (2006). "Financial Development, Financial Fragility, and Growth". *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38(4), 1051-1076. doi:10.1353/mcb.2006.0060.

Ma, X., & Fu, Q. (2020). "The influence of financial development on energy consumption: Worldwide evidence". *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(4), 1428.

Maddala,G. S., Trost, R. P., Li, H., & Joutz, F. (1997). "Estimation of short-run and long-run elasticities of energy demand from panel data using shrinkage estimators". *Journal of Business & Economic Statistics*, 15(1), 90-100.

Madsen, J.B. and Saxena, S., & Ang, J.B. (2010) "The Indian growth miracle and endogenous growth". *Journal of Development Economics*, 9(3), 37-48.

Mallick, H. (2009). "Examining the linkage between energy consumption and economic growth in India". *Journal of Developing Areas*, 249-280.

Meng, M., Im, K. S., Lee, J., & Tieslau, M. A. (2014). "More powerful LM unit root tests with non-normal errors". In *Festschrift in honor of Peter Schmidt* (pp. 343-357). Springer, New York, NY.

Mishkin, F. S. (2009). "Globalization and financial development". *Journal of development Economics*, 89(2), 164-169.

Mohammadzadeh, P., Behboodi, D., & Ebrahimi, S. (2013) "The relationship between energy consumption and financial development in Iran." *Journal of Energy Economics Studies*, 9 (39), 77-104. (in Persian).

Mukhtarov, S., Humbatova, S., Seyfullayev, I., & Kalbiyev, Y. (2020). "The effect of financial development on energy consumption in the case of Kazakhstan". *Journal of Applied Economics*, 23(1), 75-88.

Narayan, P. K., & Popp, S. (2012). "The energy consumption-real GDP nexus revisited: Empirical evidence from 93 countries". *Economic Modelling*, 29(2), 303-308.

Ozturk, I., & Acaravci, A. (2013). "The long-run and causal analysis of energy, growth, openness and financial development on carbon emissions in Turkey". *Energy Economics*, 36, 262-267.

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.

Pesavento,E. (2004). "Analytical Evaluation of the Power of Tests for the Absence of Cointegration". *Journal of Econometrics*, 122(2). 349-384 3.

Podivinsky, J. M. (1998). "Testing misspecified cointegrating relationships". *Economics Letters*, 60(1), 1-9.

Qazi, A. Q., Ahmed, K., & Mudassar, M. (2012). "Disaggregate energy consumption and industrial output in Pakistan: An empirical analysis". *Economics Discussion Papers*, (29),

Robertson, D.,& Symons, J. (1992). "Some strange properties of panel data estimators". *Journal of Applied econometrics*, 7(2), 175-189.

Sa'ad, S.(2010). "Energy consumption and economic growth: causality relationship for Nigeria". *OPEC Energy Review*, 34(1), 15-24.

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.

Schumpeter, J., & Backhaus, U. (2003). "The theory of economic development". In *Joseph Alois Schumpeter* (pp. 61-116). Springer, Boston, MA.

Sen, K., & Athukorala, P. C. (2002). "*Saving, investment, and growth in India*". Oxford University Press, Oxford and New York.

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., Hye, Q. M. A., Tiwari, A. K., & Leitão, N. C. (2013). "Economic growth, energy consumption, financial development, international trade and CO2 emissions in Indonesia". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 25, 109-121.

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., Mallick, H., Mahalik, M. K., & Sadorsky, P. (2016). "The role of globalization on the recent evolution of energy demand in India: Implications for sustainable development". *Energy Economics*, 55, 52-68.

Shiripour, Elham va Mehrabani, Fatemeh (2016) "Study of the relationship between gross fixed capital formation and economic growth in the member countries of the Islamic Conference", the *Third World Conference on Management, Accounting Economics and Humanities at the Beginning of the third Millennium*. (in Persian)

Soile, I. (2012). "Energy-economy nexus in Indonesia: A bivariate cointegration analysis". *Asian Journal of Empirical Research*, 2(6), 205-218.

Solarin, S. A., & Ozturk, I. (2016). "The relationship between natural gas consumption and economic growth in OPEC members". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 58, 1348-1356.

Taghavi, M., Shakeri, A., Mohammadi, T., & Sadeghi, A. (2015) "Nonlinear relationship between income and energy intensity in selected MENA countries (MENA) considering the role of financial development and the degree of openness of the economy." *Iranian Economic Research*, 20 (64), 1-26. (in Persian).

Tang, C. F., & Tan, B. W. (2014). "The linkages among energy consumption, economic growth, relative price, foreign direct investment, and financial development in Malaysia". *Quality & Quantity*, 48(2), 781-797.

Tang, C. F., Shahbaz, M., & Arouri, M. (2013). "Re-investigating the electricity consumption and economic growth nexus in Portugal". *Energy Policy*, 62, 1515-1524.

Xu, S. J. (2012). "The impact of financial development on energy consumption in China: based on SYS-GMM estimation". In *Advanced Materials Research* (Vol. 524, pp. 2977-2981). Trans Tech Publications.