

فراوانی منابع طبیعی و رابطه توسعه مالی - رشد اقتصادی

در ایران: بررسی نقش بهره‌وری

مجید آقایی^۱

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۸/۲۴

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۵/۱۷

چکیده

یکی از عوامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی در کشورهای مختلف، توسعه مالی است. رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی تحت تأثیر ویژگی‌های مختلف و ساختار اقتصادی کشورها قرار دارد. یکی از عواملی که می‌تواند بر این رابطه تأثیرگذار باشد، فراوانی منابع طبیعی و میزان وابستگی به آن است. براساس ادبیات اقتصادی، فراوانی منابع طبیعی از طریق تأثیرگذاری بر بهره‌وری و در نتیجه تأثیر بر روند انباشت سرمایه توسط نهادهای مالی و نحوه تخصیص بهینه منابع مالی، می‌تواند بر رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای برخوردار از منابع طبیعی تأثیرگذار باشد. در این مطالعه تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر رابطه بین رشد اقتصادی و توسعه مالی از کانال بهره‌وری در ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی به صورت سالیانه طی سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۹ و با استفاده از تخمین‌زن ARDL مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که توسعه مالی تأثیر مثبت و معنادار بر بهره‌وری کل عوامل طی دوره مورد بررسی در ایران داشته است، ولی در نهایت، تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی نداشته است. زیرا فراوانی منابع طبیعی (درآمدهای نفتی) باعث کاهش تأثیر مثبت توسعه مالی بر بهره‌وری گردیده و در نتیجه موجب تضعیف رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی طی دوره مورد بررسی در ایران را تأیید کرد. با توجه به نتایج حاصل از این تحقیق، جهت دادن منابع مالی به سمت سرمایه‌گذاری‌های مولد و با بهره‌وری بالا و کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی و متنوع کردن راه‌های کسب درآمد در کشور ایران توصیه می‌گردد.

واژگان کلیدی: فراوانی منابع طبیعی، توسعه مالی، بهره‌وری، رشد اقتصادی، مدل ARDL

طبقه‌بندی JEL: B26, O4, P28, C22

۱. مقدمه

وابستگی به منابع طبیعی (منابع تجدیدناپذیر) و رشد اقتصادی پدیده‌ای است که در دهه‌های اخیر توجه بسیاری از اقتصاددانان و سیاست‌گذاران اقتصادی را به خود جلب کرده است و محققان مختلفی به بررسی این پدیده در نمونه‌های مختلف پرداخته‌اند (جلب، ۱۹۸۸؛ آتی، ۲، ۱۹۹۳؛ ساچس و وارنر، ۳، ۲۰۰۱؛ گیلفاسون، ۴، ۲۰۰۱؛ مهلوم و همکاران، ۵، ۲۰۰۶؛ آپرجیس و همکاران، ۶، ۲۰۱۴؛ بتز و همکاران، ۷، ۲۰۱۵). منابع طبیعی فراوان نظیر نفت و گاز به واسطه درآمدهای سرشار باید مزایای زیادی برای اقتصاد کشورهای دارنده این منابع داشته باشند، اما شواهد تجربی نشان‌دهنده این است که این منابع همیشه منجر به افزایش رشد اقتصادی نمی‌شوند. در ادبیات اقتصادی از این پدیده به نفرین منابع یاد می‌شود (آتی، ۱۹۹۳). این اتفاق زمانی رخ می‌دهد که فراوانی منابع طبیعی با تأثیر بر عوامل مختلف اجتماعی، سیاسی و اقتصادی، منجر به کاهش رشد و توسعه اقتصادی می‌گردد. در کشورهایی مانند ایران از این پدیده به دلیل فراوانی منابع نفتی به نفرین نفت یاد می‌شود. با توجه به اهمیت پدیده نفرین منابع طبیعی، مطالعات متعددی در این زمینه انجام شده است. برخی از این مطالعات به بررسی تأثیر مستقیم فراوانی منابع بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند (ساچس و وارنر، ۲۰۰۱؛ گیلفاسون، ۲۰۰۱؛ ساچس، ۸، ۲۰۰۷؛ ماوروتاس و همکاران، ۹، ۲۰۱۱). برخی دیگر از مطالعات نیز به بررسی تأثیر فراوانی منابع بر متغیرهای کلان اقتصادی، اجتماعی و سیاسی مرتبط با توسعه اقتصادی پایدار مانند سرمایه انسانی، حکمرانی خوب، سرمایه‌گذاری و پس‌انداز پرداخته‌اند (آتکینسن و همیلتون، ۱۰، ۲۰۰۳؛ گیلفاسون و زئوگا، ۱۱، ۲۰۰۶؛ مهلوم و همکاران، ۲۰۰۶؛ دیتز و همکاران، ۱۲، ۲۰۰۷؛ پاپیراکیس و جرلق، ۱۳، ۲۰۰۷؛ دنیل، ۱۴، ۲۰۱۱؛ بالانکو و جریر، ۱۵، ۲۰۱۲؛ لیبن، ۱۶، ۲۰۱۳؛ بهاتاچایا و

1. Gelb (1988)
2. Auty (1993)
3. Saches & Warner (2001)
4. Gylfason (2001)
5. Mehlum, et al. (2006)
6. Apergis, et al. (2014)
7. Betz, et al. (2015)
8. Saches (2007)
9. Mavrotas, et al. (2011)
10. Atkinson & Hamilton (2003)
11. Gylfason & Zoega (2006)
12. Dietz, et al. (2007)
13. Papyrakis & Gerlagh (2007)
14. Daniel (2011)
15. Blanco & Grier (2012)
16. Libman (2013)

هودلر، ۲۰۱۴؛ کوکس و فرانکن، ۲۰۱۶). یکی از عوامل تسهیل‌کننده رشد و توسعه پایدار اقتصادی که می‌تواند تحت تأثیر فراوانی منابع طبیعی قرار گیرد، توسعه سیستم مالی است.

توسعه مالی از طریق فراهم کردن خدمات نقدینگی و تجهیز پس‌اندازها به صورت کمی و تخصیص بهینه و کارایی منابع به سرمایه‌گذاری‌های مناسب از طریق ارتقای بهره‌وری بر رشد اقتصادی و در نتیجه توسعه اقتصادی تأثیرگذار خواهد بود (لوین، ۱۹۹۷). فراوانی منابع طبیعی و وابستگی به نفت از راه‌های مختلف می‌تواند بر این رابطه تأثیرگذار باشد. از یک طرف افزایش درآمد حاصل از فروش منابع طبیعی باعث افزایش درآمد نهادها و مؤسسات مالی شده و در نتیجه می‌تواند باعث تقویت رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی شود. از طرف دیگر، وابستگی به منابع طبیعی از طریق کاهش بهره‌وری و در نتیجه کاهش توانایی مؤسسات مالی در انباشت سرمایه و تخصیص بهینه سرمایه‌ها در بخش‌های مولد اقتصاد، می‌تواند تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته باشد (نیلی و راستاد، ۲۰۰۷؛ بک، ۲۰۱۱؛ یوکسین و چن، ۲۰۱۱؛ باراجاس و همکاران، ۲۰۱۳). موضوع بهره‌وری در ایران به‌عنوان یکی از مهم‌ترین اهداف سیاست‌گذاران همواره مورد تأکید بوده و در برنامه‌های مختلف توسعه نیز مورد توجه قرار گرفته است. بنابراین توجه به بهبود بهره‌وری و ارتقای آن در همه سطوح به‌عنوان زمینه‌ساز توسعه و پیشرفت اقتصادی، ضرورتی اجتناب‌ناپذیر است.

با توجه به نقش و اهمیت سیستم مالی در رشد و توسعه اقتصادی کشورها و تأثیرگذاری فراوانی منابع طبیعی از طریق ارتقای بهره‌وری بر این رابطه، بررسی و تجزیه و تحلیل آن در کشورهای غنی از منابع، از جمله ایران، بسیار حائز اهمیت است. با مرور مطالعات انجام‌شده مرتبط با موضوع تحقیق، آشکار است که هیچ مطالعه‌ای به بررسی نقش و اهمیت فراوانی منابع طبیعی از طریق بهره‌وری بر رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشور ایران نپرداخته است. در واقع در این مطالعه تأثیر وفور منابع از کانال بهره‌وری بر رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران مورد بررسی قرار خواهد گرفت که تاکنون در ادبیات تجربی به آن پرداخته نشده است. از دیگر وجوه تمایز این تحقیق نسبت به مطالعات داخلی و خارجی قبلی، استفاده از الگوهای سری‌زمانی در بررسی این پدیده در کشور ایران می‌باشد. زیرا بیشتر مطالعات انجام‌شده مرتبط با موضوع تحقیق در داخل و خارج کشور مبتنی بر الگوهای پانل‌دیتا است و نتایج حاصل از الگوهای پانل‌دیتا با توجه به در نظر نگرفتن تفاوت‌های مختلف بین کشورها، جهت سیاست‌گذاری اهمیت کمتری دارند. بنابراین در این مطالعه کوشش می‌شود تا به بررسی نقش و اهمیت فراوانی منابع طبیعی (فرضیه نفرین نفت) از طریق

1. Bhattachayya & Hoiler (2014)
2. Cockx & Francken (2016)
3. Levine (1997)
4. Nili & Restad (2007)
5. Beck (2011)
6. Yuxiang & Chen (2011)
7. Barajas, et al. (2013)

بهره‌وری بر رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران پرداخته شود. به همین منظور در این مطالعه، ابتدا مبانی نظری مرتبط با موضوع تحقیق ارائه می‌شود، سپس در ادامه با ارائه مدل و تجزیه و تحلیل داده‌ها، نتایج تحقیق و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌گردد.

۲. مبانی نظری تحقیق

۲ - ۱. توسعه مالی و رشد اقتصادی

یکی از گسترده‌ترین بخش‌های در حال رشد در اقتصادهای توسعه‌یافته و در حال توسعه، سیستم مالی است. رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی یکی از مهم‌ترین موضوعات مورد توجه در ادبیات اقتصادی است. والتر باگهوت^۱ و جان هیکس^۲، سیستم مالی را به‌خاطر تجهیز سرمایه برای انجام فعالیت‌های بزرگ، عامل صنعتی شدن انگلستان می‌دانستند. اقتصاددانانی همچون تاونسند^۳، دیاموند^۴ و بوید و پرسکات^۵ به نقش توسعه مالی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی تأکید داشته‌اند. در برخی از مطالعات دیگر نظیر کینگ و لوین^۶، لوین و زرواس^۷، نیوسر و کاگلر^۸ به همبستگی مثبت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی تأکید شده است و از میزان توسعه مالی به‌عنوان پیش‌بینی‌کننده مناسبی از رشد اقتصادی یاد می‌شود. لوین، لویاز و بک نیز در مطالعاتشان به رابطه مثبت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی تأکید داشته‌اند.^۹ براساس ادبیات اقتصادی موجود، توسعه مالی با تسهیل پس‌اندازها و سرمایه‌گذاری و کمک به انباشت سرمایه و افزایش بهره‌وری کارگران بر افزایش رشد اقتصادی تأثیر مثبت دارد. توسعه مالی از طریق افزایش رقابت بین بنگاه‌ها و بهبود ابداعات و کارایی اقتصادی می‌تواند باعث تحریک رشد اقتصادی گردد. بنابراین می‌توان گفت، توسعه مالی از طریق بهبود استفاده بهتر از منابع باعث رشد اقتصادی می‌شود (پاترا و ستی^{۱۰}، ۲۰۲۳). با این حال برخی از تحقیقات تجربی توسعه مالی بیش از حد را برای رشد اقتصادی مضر می‌دانند (سینگ و همکاران^{۱۱}، ۲۰۲۳). با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام‌شده، رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی به این صورت است که توسعه مالی می‌تواند: ۱. هزینه لازم برای تشکیل سرمایه را کاهش دهد؛ ۲. بهره‌وری سرمایه را بالا ببرد و ۳. نسبت پس‌انداز را افزایش دهد. بنابراین می‌توان رابطه بین توسعه مالی با رشد اقتصادی را با یک مدل ساده رشد درون‌زای AK نشان داد که براساس آن توسعه مالی

1. Walter Bagehot (1873)
2. John Hicks (1969)
3. Townend (1979)
4. Diamond (1984)
5. Boyed & Perscott (1986)
6. King & Levine (1993)
7. Levine & Zervos (1998)
8. Neusser & Kugler (1996)
9. Levine, Loyaz & Beck (2000)
10. Patra & Sethi (2023)
11. Singh, S. et al. (2023)

می‌تواند از طریق نرخ پس‌انداز (S)، نسبتی از پس‌انداز که سرمایه‌گذاری می‌شود (Q) و همچنین بهره‌وری کل عوامل تولید (A) رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد و در نتیجه هر کشوری که از سیستم مالی کارآتری برخوردار است، می‌تواند انتظار نرخ رشد بالاتری را نیز داشته باشد (پاگانو، ۱۹۹۳ و عساری و همکاران، ۱۳۸۷).

۲ - ۲. توسعه مالی و بهره‌وری

ارتباط بین توسعه مالی و بهره‌وری همواره از موضوعات مورد توجه محققان بوده است. اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی و بهره‌وری از سوی کینگ و لوین^۲ در سال ۱۹۹۳ مورد بررسی قرار گرفت و توسط گرین‌وود و جوانوویچ^۳ (۱۹۹۰) و بنچیوا و اسمیت^۴ (۱۹۹۱) بسط داده شد. نتایج مطالعات بیانگر آن است که سازمان‌های مالی از طریق تحریک پس‌اندازکنندگان برای نگرانی‌هایشان به صورت دارایی‌های مولد و همچنین تأمین وجوه مالی برای افراد خطرپذیر و به خصوص ایجاد فناوری‌های مولد، می‌توانند بهره‌وری کل عوامل و بهره‌وری نهایی سرمایه را افزایش دهند. همچنین نتایج نشان می‌دهد که توسعه مالی می‌تواند اثر دایمی و پیوسته‌ای از کانال رشد بهره‌وری بر رشد مستمر اقتصادی داشته باشد. نظریه رشد بهره‌وری و عوامل تعیین‌کننده آن به وسیله هال و جونزه^۵ (۱۹۹۹)، بیلز و لینو^۶ (۱۹۹۸) نیز مورد مطالعه قرار گرفت. این نظریه‌ها بر تفاوت رشد بهره‌وری کل عوامل در کشورها تمرکز نموده و براساس نتایج تجربی، ضمن تأیید تأثیر مثبت و معنادار توسعه مالی بر بهره‌وری کل عوامل بیان می‌کنند که این اختلاف تابع توسعه واسطه‌های مالی است. براساس مطالعه بنچیوا^۷ (۱۹۹۵)، اسمیت^۸ (۱۹۹۱) و گرین^۹ (۱۹۹۰)، بازارهای مالی با ایجاد امکان تقسیم خطرپذیری برای سرمایه‌گذاران، از لحاظ اقتصادی به آن‌ها کمک می‌کنند تا به خلق فناوری جدید بپردازند. به بیان دیگر، بازارهای مالی توسعه یافته از طریق کاهش خطرپذیری نقدینگی سرمایه‌گذاران، آن‌ها را به وابستگی بیشتری برای داشتن فناوری تولیدی تشویق می‌کنند.

واسطه‌های مالی از طریق فراهم کردن مکانیزم‌هایی برای کاهش خطرپذیری نقدی، منجر به بهبود در رشد اقتصادی و بهره‌وری عوامل تولید می‌شوند. بانک‌ها به افراد خطرپذیر اجازه می‌دهند که پس‌اندازهای خود را به صورت سپرده در بانک‌ها نگه دارند و به این ترتیب، سرمایه در دسترس برای سرمایه‌گذاری و تولید را افزایش دهند. علاوه بر این، بانک‌ها از هدر رفتن سرمایه‌های غیرضروری

1. Pagano (1993)
2. King & Levine (1993)
3. Greenwood & Jovanovic (1990)
4. Bencivenga & Smith (1991)
5. Hall & Jones (1999)
6. Beils & Klenow (1998)
7. Bengiva (1995)
8. Smith (1991)
9. Green (1990)

نیز جلوگیری می‌کنند و نیاز به نقدینگی کارفرمایان اقتصادی را کاهش می‌دهند. همچنین، بازارهای مالی از طریق فراهم آوردن محیطی امن و امکانات مناسب برای تقسیم خطرپذیری، سازمان‌ها را به اتخاذ فناوری‌های جدید ترغیب می‌کنند. واسطه‌های مالی با ایجاد امنیت برای شرکت‌ها در مقابل خطرپذیری از طریق نگهداری در اوراق بهادار مختلف نیز می‌توانند موجب افزایش بهره‌وری شوند. به این ترتیب، بازارها و فناوری از جنبه‌های راهبردی مکمل یکدیگر هستند و ابزارهایی برای تنوع در خطرپذیری را فراهم می‌کنند (بنچیوا و اسمیت، ۱۹۹۱).

هربرگر^۱ (۱۹۹۸) بهره‌وری کل عوامل را به‌عنوان عاملی می‌نگرد که باعث کاهش هزینه واقعی در یک شرکت است. در این دیدگاه تأثیر خالص بهره‌وری دست‌کم در یک دیدگاه کارآفرین، کاهش قابل توجه در هزینه‌ها، قطع نظر از منابعش است. چنین تفسیری از بهره‌وری می‌تواند مزایای بسیاری در شناخت پیوندها با نقش توسعه مالی را در اختیار ما قرار دهد. براساس نتایج حاصل از این مطالعه، نرخ کاهش هزینه واقعی بالقوه با توسعه مالی و عوامل دیگر مرتبط می‌گردد و بهره‌وری به‌عنوان کاهش هزینه نقش مستقیمی برای توسعه مالی به‌عنوان دلیل بالقوه در توسعه اقتصادی را ایجاد می‌کند که اجازه می‌دهد شرکت‌ها هزینه‌های سرمایه‌گذاری خارجی افزایش یافته را کاهش دهند (گیو و همکاران^۲، ۲۰۲۳). همچنین توسعه مالی می‌تواند بهره‌وری کل عوامل از طریق مؤلفه‌هایش را تحت تأثیر بگذارد. اولاً، توسعه مالی می‌تواند فناوری برتر را به‌واسطه سرمایه‌عظیم به‌دست آورد و ایجاد مکانیزم‌ها برای ادغام و تسهیم ریسک مرتبط با فناوری‌های جدید را تسهیل بخشد. این نقش با تفسیر فناوری‌ای که بهره‌وری کل عوامل را تشکیل داد، مطابق است. ثانیاً، توسعه مالی به شرکت‌ها اجازه می‌دهد با کاهش هزینه‌هایشان به افزایش سرمایه‌گذاری بپردازند که به عبارتی هزینه‌های واقعی تجارت را کاهش دهند و موجب رشد بهره‌وری کل عوامل گردند (بدیب و لین^۳، ۲۰۱۷).

۲ - ۳. بهره‌وری و فراوانی منابع طبیعی

براساس مشاهدات تجربی نظیر مطالعه شولیمای^۴، منابع نفتی از طریق بیماری هلندی، فساد، رانت‌جویی، کاهش بلندمدت رابطه مبادله، بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی و کاهش استفاده از مؤلفه‌های دانش‌محور موجب بروز انحرافات در عملکرد اقتصادهای متکی بر منابع شده و رشد اقتصادی را کاهش می‌دهند و درنهایت، برآیند رابطه منفی وفور منابع و رشد اقتصادی بر بهره‌وری کل عوامل تولید اثرگذار است (شولیمای، ۲۰۱۵). گیل‌فاسون^۵ بیان می‌کند سرمایه طبیعی، گرایش به برون‌راندن

1. Harberger (1998)
2. Guo, et al. (2023)
3. Badeeb & Lean (2017)
4. Shwilima (2015)
5. Gylfason (2008)

انواع دیگر سرمایه‌ها دارد و بنابراین باعث رشد اقتصادی و رشد بهره‌وری کل عوامل می‌شود (گیلفاسون، ۲۰۰۸).

آوا و آتانگان (۲۰۲۳) و شهباز و همکاران (۲۰۱۹) منابع طبیعی را ثروت ملی هر کشور قلمداد می‌کنند و استفاده صحیح و بهینه از این منابع و مدیریت مناسب آن‌ها را عاملی تعیین‌کننده‌ای در بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید می‌دانند. در غیر این صورت درآمدهای حاصل از منابع طبیعی بر بهره‌وری کل عوامل اثر منفی خواهد داشت. آن‌ها بیان می‌دارند که عدم شناخت صحیح سیاست‌گذاران از ساختار اقتصادی و اتخاذ سیاست‌های ناصحیح اقتصادی (از جمله نرخ ارز، سیاست‌های تجاری و نرخ سود بانکی) در کشورهای برخوردار از منابع، موجب انحراف قیمت نسبی عوامل به ضرر عوامل درون‌زا (مؤلفه‌های دانش‌محور) شده است. به تعبیری دیگر، انحراف قیمت نسبی عوامل به نفع به‌کارگیری عامل سرمایه فیزیکی، به‌ویژه وارداتی شده است، از این‌رو، درآمدهای حاصل از منابع طبیعی بر بهره‌وری کل عوامل تأثیر مثبتی ندارد. به تعبیری دیگر به دلیل اتکا به درآمدهای منابع طبیعی، سازوکار عرضه و تقاضای مؤلفه‌های دانش‌محور براساس اصول بازار تعیین نمی‌شود، همین امر کاهش قدرت رقابت‌پذیری و کاهش بهره‌وری کل عوامل تولید را در پی خواهد داشت. البته این بدان معنی نیست که تمام کشورهای دارای منابع طبیعی، عملکرد مناسبی در بهره‌وری کل عوامل تولید ندارند، بلکه کشورهایی نظیر نروژ، ایالات متحده، مالزی و بوتسوانا با مدیریت صحیح منابع توانسته‌اند به پیشرفت‌های اقتصادی قابل‌توجهی دست یابند. بنابراین می‌توان گفت منابع طبیعی در ذات خود نعمت خدادادی بوده و با نحوه استفاده و مدیریت منابع، تدوین صحیح سیاست‌های اقتصادی (هماهنگی سیاست‌های سمت عرضه و تقاضا، به‌ویژه در مؤلفه‌های دانش‌محور) می‌توان در جهت ایجاد تحول فنی درون‌زا، افزایش قدرت رقابت‌پذیری و ارتقای بهره‌وری کل عوامل تولید گام برداشت (استیون، ۲۰۱۳).

نتایج مطالعه آکپن و چوکو ۴ مؤید آن است که فراوانی منابع طبیعی به‌واسطه اثرات نامطلوب بر انباشت سرمایه انسانی و کیفیت نهادها، سرعت رشد اقتصادی کشور نیجریه را کاهش داده است. آن‌ها پیشنهاد می‌کنند با افزایش بودجه و مشارکت در آموزش و پرورش به منظور انباشت سرمایه انسانی و بهبود کیفیت نهادها، مزیت نسبی کشور را از منابع طبیعی به سمت تولید کالاهای صنعتی و دانش‌محور به منظور بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید و دستیابی به رشد اقتصادی مستمر سوق دهند (آکپن و چوکو، ۲۰۱۴). فلیپوت ۵ بیان می‌کند اثرگذاری منفی سرمایه طبیعی بر سرمایه انسانی قانون نیست و این موضوع بستگی به اتخاذ سیاست‌ها و تصمیم‌گیری‌های دولت بر انباشت

1. Awaa & Atangana (2023)
2. Shahbaz, et al. (2019)
3. Stevens (2013)
4. Akpan & Chuku (2014)
5. Philippot (2010)

سرمایه انسانی دارد (فیلیپوت، ۲۰۱۰). نتایج مطالعه اسمیت^۱ نشان می‌دهد، منابع طبیعی در حرکت کشورهای نروژ، سوئد، فنلاند، هلند و دانمارک به سوی نوآوری و بهبود مؤلفه‌های دانش‌محور مؤثر بوده، به گونه‌ای که اگر این کشورها فاقد چنین منابع طبیعی بودند فعالیت‌های نوآوری در مسیر دیگری حرکت می‌کرد (اسمیت، ۲۰۰۷).

با توجه به ادبیات نظری موجود می‌توان گفت به‌طور کلی منابع طبیعی با تحریف تخصیص عوامل به بخش صنعتی و از بین بردن کارآفرینی مولد و سرمایه انسانی و اجتماعی بر رشد TFP تأثیر منفی دارند. علاوه بر این، منابع طبیعی ممکن است با تشویق به فساد و رانت، موجب تضعیف نهادهای موجود در جامعه شود. براساس مطالعه بدیب و لین^۲ (۲۰۱۷)، درآمدهای حاصل از منابع طبیعی از دو طریق بر بهره‌وری کل عوامل تولید تأثیرگذار می‌باشند. از یک طرف، درآمدهای ناشی از منابع طبیعی منجر به انحراف قیمت‌های نسبی عوامل تولید از مسیر واقعی خود می‌شوند و باعث گران شدن نسبی نهادهای جدید نسبت به نهادهای سنتی تولید می‌شوند و در نتیجه بهره‌وری کل عوامل تولید را کاهش می‌یابد. از طرف دیگر، در صورتی که ساختار اقتصادی و چشم‌انداز اقتصاد جهانی به خوبی شناخته شود و برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری صحیح در کشور اجرا گردد تا هماهنگی بین سیاست‌های سمت تقاضا و سیاست‌های علمی-آموزشی و پژوهشی حاکم شود، تقاضا برای مؤلفه‌های مبتنی بر دانش افزایش می‌یابد. این اقدامات باعث افزایش قدرت رقابت‌پذیری و افزایش سهم بهره‌وری کل عوامل تولید در رشد اقتصادی می‌شوند (تانگ و همکاران^۳، ۲۰۲۲).

۳. مروری بر مطالعات پیشین

در این قسمت از پژوهش به بررسی مطالعات پیشین مرتبط به موضوع اصلی پژوهش پرداخته می‌شود. خلاصه‌ای از این مطالعات انجام‌شده در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱: مروری بر مطالعات پیشین

نام محقق	دوره زمانی و نمونه مورد بررسی	عنوان پژوهش	روش پژوهش	نتایج
آوا و آتانگنا (۲۰۲۳)	۱۹۸۰-۲۰۱۹ کشورهای منتخب در حال توسعه	منابع طبیعی و رشد بهره‌وری در کشورهای در حال توسعه	GMM سیستمی دومرحله‌ای	فراوانی منابع طبیعی تأثیر منفی بر رشد TFP در کشورهای نوظهور غنی از منابع داشته است. براساس نتایج استقرار و حفظ نهادهای دموکراتیک و اقتصادی، کشورهای غنی از منابع را قادر می‌سازد تا از نفرین منابع دوری کنند.
نگین تاجی و همکاران (۲۰۲۲)	۱۳۵۳-۱۳۹۶ کشور ایران	بررسی رابطه میان رشد اقتصادی، توسعه بخش بانکی و بازار سرمایه در ایران	خودرگرسیون برداری و علیت گرنجری	رابطه علی دوطرفه بین رشد اقتصادی و توسعه مالی، چه از نظر توسعه بخش بانکی و چه از نظر توسعه بازار سرمایه وجود دارد، بنابراین توسعه مالی هم از بعد توسعه بخش بانکی و هم از بعد توسعه

1. Smith (2007)
2. Badeeb & Lean (2017)
3. Tang, et al. (2022)

نام محقق	دوره زمانی و نمونه مورد بررسی	عنوان پژوهش	روش پژوهش	نتایج
				بازار سرمایه با رشد اقتصادی اثرات متقابل دارند. جهت علیت بین توسعه بخش بانکی و بازار سرمایه نیز دو طرفه است
بیات و همکاران (۲۰۲۲)	۱۳۷۳-۱۳۹۹ ایران	بررسی تأثیر وفور منابع طبیعی و کیفیت نهادی بر رشد اقتصادی در رژیم‌های رکود و رونق	مدل چرخشی و تغییر رژیم مارکوف سوئیچینگ	در رژیم دوم، یعنی دوران رونق و با افزایش نرخ رشد درآمدهای نفتی و کیفیت نهادی منجر به افزایش نرخ رشد اقتصادی و در رژیم اول، یعنی دوران رکود منجر به کاهش نرخ رشد اقتصادی شده است.
محمدی و صادقی (۲۰۲۲)	۱۹۹۵-۲۰۱۹ بیست کشور منتخب درحال توسعه	بررسی تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب درحال توسعه با در نظر گرفتن نقش کیفیت نهادی و سرمایه انسانی	روش (ARDL-PMG)	درآمد منابع طبیعی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه تأثیر منفی معنا دار دارد و کیفیت نهادی، مجموع سرمایه‌گذاری و شاخص سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه تأثیر مثبت و معنا دار دارند
جارت و همکاران (۲۰۱۹)	۱۹۸۰-۲۰۱۶ ۳۰ کشور تولیدکننده نفت	نوسان قیمت نفت، مؤسسات مالی و رشد اقتصادی	وقفه توزیعی تعمیم‌یافته به‌صورت مقطعی ۲	نتایج نشان می‌دهد تأثیرات بی‌ثباتی نفتی بر رشد با مؤسسات مالی بهتر کاهش می‌یابد. نتایج ما یک مورد قوی برای حمایت از نقش مثبت توسعه مالی در بهبود امنیت انرژی و تقویت رشد ایجاد می‌کند.
گازدر و همکاران (۲۰۱۸)	۱۹۹۶-۲۰۱۶ پنج کشور GCC	نوسانات قیمت نفت، توسعه مالی اسلامی و رشد اقتصادی در کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس (GCC)	الگوی پانل پویا	شواهد تجربی پژوهش از رابطه مثبت قابل توجه بین نفت و نوسانات رشد اقتصادی و رشد اقتصادی وجود دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که تأثیر شرایط نفت بر نوسانات رشد تجارت، توسعه سیستم مالی اسلامی تقویت شده است.
قذدر و هاسن (۲۰۱۶)	۱۹۹۶-۲۰۱۴ کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس	نوسان قیمت نفت، مالی اسلامی و رشد اقتصادی در کشورهای شورای همکاری خلیج فارس	گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)	نتایج نشان می‌دهد، رابطه‌ای منفی و معنادار بین نوسان نفت و رشد اقتصادی وجود دارد و توسعه بیشتر بازارهای مالی می‌تواند این رابطه منفی را تعدیل کند.
الپانانی و همکاران (۲۰۱۶)	۱۹۹۰-۱۹۹۹ ۲۰۰۰-۲۰۱۱ کشور الجزایر	توسعه مالی و نفرین منابع: شواهدی از الجزایر	گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)	نتایج نشان می‌دهد، توسعه مالی، رشد اقتصادی را در جهت مثبت افزایش داده، اما در کاهش اثرات منفی اجاره‌های نفت کمک نمی‌کند.
بدیب و همکاران (۲۰۱۶)	۱۹۷۰-۲۰۱۳ کشور مالزی	نفرین منابع و رابطه توسعه مالی-رشد در مالزی: نقش سرمایه‌گذاری	خودتوضیح برداری با وقفه	هیچ رابطه معنادار و مستقیمی مبنی بر تأثیرگذاری توسعه مالی بر رشد اقتصادی و رشد بهره‌وری عوامل تولید یافت نمی‌شود. اما تأثیر مثبت و مستقیم توسعه مالی و وابستگی به نفت بر

1. Jarrett, et al. (2019)
2. Cross-sectionally augmented autoregressive distributed lag
3. Gazdar, et al. (2018)
4. Kaothar Gazdar & Kabir Hassan (2016)
5. Farah Elias Elhannani, et al. (2016)
6. Badeeb, et al. (2016)

نام محقق	دوره زمانی و نمونه مورد بررسی	عنوان پژوهش	روش پژوهش	نتایج
			گسترده (ARDL ^۱)	سرمایه گذاری وجود دارد. وجود رابطه منفی و معنادار بین توسعه مالی و وابستگی به نفت، وجود نفرین نفت را تأیید می کند.
مرادیگی و هوک (۲۰۱۶) ^۲	۲۰۱۰-۲۰۰۰ ۶۳ کشور تولیدکننده نفت	نوسان رشد و نفرین منابع: آیا توسعه مالی شوک نفت را تعدیل می کند؟	گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)	رابطه منفی و معناداری بین نوسانات مبادله نفت و رشد اقتصادی وجود دارد. توسعه مالی می تواند بخشی از این اثر منفی نوسان نفت را تعدیل کند. دولت با سیاست های قوی می تواند عدم اطمینان خانوارها و بنگاهها را کاهش دهد و در نتیجه اعتبار دولت را افزایش و عملکرد بازاری مالی را بهبود بخشد.
سعیدی و همکاران (۲۰۱۶) ^۳	۱۹۸۳-۲۰۱۳ ۲۷ کشور عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی و وقفه های ساختاری و وابستگی متقابل	آزادسازی حساب سرمایه و توسعه مالی و رشد اقتصادی در حضور وقفه های ساختاری و وابستگی متقابل	روش حداقل مربعات معمولی (OLS)	نتایج نشان می دهد، آزادسازی حساب سرمایه و رشد اقتصادی برای کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی نسبت به کشورهای غیر عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی بیشتر افزایش می یابد.
زازاووس (۲۰۱۶) ^۴	۲۰۰۸-۲۰۰۹ ۲۰۱۴-۲۰۱۵ کشور نیجریه	پویایی قیمت نفت و سودآوری صنعت بانکداری نیجریه	گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)	تأثیر شوک قیمت نفت بر سودآوری سیستم بانکی نیجریه تأکید کرد و نشان داد که مکانیزم انتقال به طور مستقیم برخلاف مطالعات مشابه در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا است. همچنین وجود یک پدیده پایداری سود در سیستم بانکی نیجریه را نشان می دهد.
جویا (۲۰۱۵) ^۵	۱۹۹۱-۲۰۱۱ کشورهای نفتی	رشد و نوسان در کشورهای غنی از منابع: آیا به تنوع کمک می کند؟	روش حداقل مربعات معمولی (OLS)	فراوانی منابع تأثیر منفی بر رشد از طریق کانال های نوسان دارد. در حالی که تأثیر مستقیم منابع طبیعی بر رشد مثبت است، اثرات ناخواسته آن از طریق نوسان می تواند بزرگتر باشد.
نیلی و راستاد (۲۰۰۷) ^۶	۱۹۷۳-۲۰۰۳ کشورهای نفتی و غیرنفتی	شکست رشد اقتصاد نفت: نقش توسعه مالی	گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)	نرخ بالای سرمایه گذاری در اقتصادهای نفتی را می توان عمدتاً از طریق درآمدهای نفتی توضیح داد. توسعه مالی اثر تضعیفی بر سرمایه گذاری این اقتصاد دارد. ضعف مؤسسات مالی به عملکرد ضعیف رشد اقتصادی اقتصادهای نفتی کمک می کند و ضعف مؤسسات مالی ممکن است با نقش غالب دولت در کل سرمایه گذاری و ضعف بخش خصوصی مرتبط باشد.

1. Auto Regressive Distributed Lag
2. Morad beige & Hook Law (2016)
3. Hichem Saidi, et al. (2016)
4. Olusegun Dare Zacchaeus (2016)
5. Omar Joya (2015)

۴. ارائه مدل پژوهش و بررسی متغیرها

با توجه به مطالعات پیشین نظیر ساچس و وارنر (۱۹۹۹)، هارچایی و همکاران (۲۰۰۵)، نیلی و راستاد (۲۰۰۷) و بدیب و همکاران (۲۰۱۶) و همچنین براساس مبانی نظری پژوهش، مدل موردبررسی در این قسمت از پژوهش براساس الگوی پایه‌ای رشد نئوکلاسیک‌ها ارائه می‌شود. الگوسازی پژوهش به منظور رسیدن به هدف اصلی پژوهش طی چند مرحله و توسط معادلات مختلف انجام خواهد شد. در ابتدا تأثیر مستقیم فراوانی منابع طبیعی (درآمدهای نفتی) بر رشد اقتصادی در معادله (۴) بررسی می‌شود. جهت مدل‌سازی رابطه مستقیم بین وابستگی به نفت و رشد اقتصادی با استفاده از تابع تولید تعمیم‌یافته کاب داگلاس با در نظر گرفتن توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی (درآمدهای نفتی) به صورت معادله (۱) استفاده می‌شود.

$$GDP = AK^{\alpha}L^{1-\alpha} \quad (1)$$

که در این معادله GDP، متغیر وابسته مدل و نشان‌دهنده تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ بر حسب میلیارد ریال می‌باشد. L و K نیز به ترتیب بیانگر نیروی کار (برحسب نفر) و موجودی سرمایه (برحسب میلیارد ریال و به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳) می‌باشد. در ادامه با تقسیم معادله (۱) بر L و سپس با گرفتن لگاریتم طبیعی از طرفین معادله، خواهیم داشت:

$$\frac{GDP}{L} = A \left(\frac{K}{L}\right)^{\alpha} \quad (2)$$

$$\ln\left(\frac{GDP}{L}\right) = \ln A + \alpha \ln\left(\frac{K}{L}\right) \quad (3)$$

با توجه به تابع رشد سولو، A در معادله (۳) بیانگر بهره‌وری کل عوامل تولید می‌باشد. با در نظر گرفتن بهره‌وری کل عوامل (TFP) به عنوان تابعی از توسعه مالی و شاخص فراوانی منابع طبیعی (نفرین نفت) معادله کلی پژوهش به منظور بررسی تأثیر مستقیم نفرین نفت بر رشد اقتصادی به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\ln\left(\frac{GDP}{L}\right)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln FD_t + \beta_2 \ln OIL_t + \beta_3 \ln\left(\frac{K}{L}\right)_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

که در معادله (۴)، $\frac{GDP}{L}$ متغیر وابسته مدل و بیانگر تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ به‌ازای هر واحد نیروی کار می‌باشد. L نیز بیانگر تعداد کل نیروی کار بر حسب نفر می‌باشد.

FD بیانگر شاخص توسعه مالی مورد استفاده در این پژوهش می‌باشد. از شاخص توسعه مالی ارائه‌شده توسط صندوق بین‌المللی پول به عنوان شاخص توسعه مالی در این تحقیق استفاده شد. شایان گفتن است در این تحقیق از متغیر حجم اعتبارات اعطایی کلیه بانک و مؤسسات مالی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی به منظور بررسی صحت نتایج تحقیق، به عنوان جانشینی برای توسعه مالی نیز استفاده شده است.

OIL نشان‌دهنده شاخص وابستگی به نفت می‌باشد. مقدار این شاخص برابر است با نسبت درآمدهای نفتی بر تولید ناخالص داخلی که با توجه به آمار و اطلاعات ارائه شده توسط بانک مرکزی به دست می‌آید.

K نشان‌دهنده موجودی سرمایه بر حسب میلیارد ریال و به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ می‌باشد و K/L ، موجودی سرمایه به‌ازای هر کارگر براساس آمار و اطلاعات بانک مرکزی می‌باشد.

در ادامه و به‌منظور بررسی نقش بهره‌وری در رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران، به بررسی ارتباط بین بهره‌وری با در نظر گرفتن تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر این رابطه پرداخته می‌شود. با برآورد معادله مذکور، میزان تأثیرگذاری غیرمستقیم فراوانی منابع طبیعی بر رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی از مسیر بهره‌وری مشخص می‌شود. درواقع با استفاده از این معادله می‌توان نقش فراوانی منابع طبیعی در رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی از کانال تأثیرگذاری بر بهره‌وری را ارزیابی کرد. سیستم مالی کارآمد و توسعه‌یافته با غربالگری پروژه‌های مختلف سرمایه‌گذاری، تخصیص بهینه منابع مالی به پروژه‌های سرمایه‌گذاری را انجام می‌دهد و با ارزیابی ریسک فرصت‌های سرمایه‌گذاری مختلف و انتخاب پروژه‌های مناسب سرمایه‌گذاری، کیفیت سرمایه‌گذاری را بهبود می‌بخشد (آنگ، ۲۰۰۹). با توجه به مطالعه بک و همکاران (۲۰۰۰) و بدید و همکاران (۲۰۱۶)، به‌منظور ارزیابی تأثیر وابستگی نفت بر رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی از کانال بهره‌وری از معادله (۵) استفاده می‌شود:

$$\ln TFP_t = \delta_0 + \delta_1 \ln FD_t + \delta_2 \ln OIL_t + \delta_3 (\ln FD * \ln OIL)_t + \delta_4 \ln H_t + \omega_t \quad (5)$$

در این معادله:

TFP متغیر وابسته مدل و نشان‌دهنده بهره‌وری کل عوامل تولید می‌باشد که به‌عنوان شاخصی جهت ارزیابی کارایی سیستم مالی در تجهیز و تخصیص بهینه پس‌اندازها و سرمایه‌گذاری در این مدل استفاده شده است. محاسبه TFP در این مطالعه از طریق برآورد تابع تولید کاب داگلاس زیر انجام شده است.

$$GDP = AK^\alpha L^{1-\alpha} \quad (6)$$

که در این معادله GDP متغیر وابسته مدل و نشان‌دهنده تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ بر حسب میلیارد ریال می‌باشد. L و K نیز به ترتیب بیانگر نیروی کار (برحسب نفر) و موجودی سرمایه (برحسب میلیارد ریال) می‌باشد. در ادامه با تقسیم معادله (۶) بر L و سپس با گرفتن لگاریتم طبیعی از طرفین معادله، خواهیم داشت:

$$\frac{GDP}{L} = A \left(\frac{K}{L} \right)^\alpha \quad (7)$$

$$\ln \left(\frac{GDP}{L} \right) = \ln A + \alpha \ln \left(\frac{K}{L} \right) \quad (8)$$

با توجه به تابع رشد سولو، A در معادله (۸) بیانگر بهره‌وری کل عوامل تولید می‌باشد. با توجه به اینکه بهره‌وری تحت تأثیر عوامل مختلفی قرار دارد، در این پژوهش با توجه به مطالعه بن‌حییب و اسپینگل^۲ (۱۹۹۴)، انور و سان^۳ (۲۰۱۱) و بدیب و همکاران (۲۰۱۶)، علاوه بر متغیرهای توسعه مالی و نفرین نفت از متغیر سرمایه انسانی نیز به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر بهره‌وری کل عوامل استفاده شده است.

H نشان‌دهنده شاخص سرمایه انسانی و عبارت از تعداد دانش‌آموزان مقطع متوسطه (بر حسب نفر) است.

در مدل (۵) متغیر تعاملی توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی، تأثیر وفور منابع بر رابطه بین توسعه مالی و بهره‌وری را اندازه‌گیری می‌کند.

$$\frac{\partial \ln TFP_t}{\partial \ln FD_t} = \delta_1 + \delta_3 \ln OIL_t \quad (9)$$

در رابطه (۹) ضریب δ_3 نشان‌دهنده تأثیر فراوانی منابع طبیعی در رابطه بین توسعه مالی و بهره‌وری است. اگر $\delta_3 < 0$ باشد، فراوانی منابع طبیعی تأثیر منفی بر نقش توسعه مالی در افزایش بهره‌وری دارد و در نتیجه باعث تضعیف رابطه بین رشد اقتصادی و توسعه مالی می‌شود. در حالی که اگر $\delta_3 > 0$ باشد، فراوانی منابع طبیعی تأثیر مثبتی بر نقش توسعه مالی در افزایش بهره‌وری دارد و در نتیجه می‌تواند موجب تقویت رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی گردد. ϵ_t و ω_t نیز جزء اخلال تصادفی مدل و \ln و t به ترتیب لگاریتم طبیعی و زمان (سال) می‌باشند.

۵. آزمون کرانه‌ای خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL Bounding Test)

به‌منظور بررسی و تجزیه و تحلیل تجربی رابطه پویای بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها در این تحقیق از روش خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده کرانه‌ای استفاده خواهد شد. روش ARDL Bounding test توسط پسران و شین (۱۹۹۹) و پسران و همکاران^۴ (۲۰۰۱) توسعه داده شده است. رسیدن به یک نتیجه مشخص در مورد کاربرد یک تکنیک خاص به‌منظور برآورد رابطه علیت و هم‌انباشتگی بین متغیرها با توجه به مباحث نظری گسترده، بسیار سخت به‌نظر می‌رسد و به همین دلیل است که یک روش خاص برای تخمین مدل‌های اقتصادسنجی و مخصوصاً مدل‌های با داده‌های ناپایا وجود ندارد (بینستاک و همکاران، ۱۹۹۹). بسیاری از محققان نظیر کلمنت و مادلر، بنتزن و اینگستد و فاتی و همکاران^۵ در مطالعاتشان به این نتیجه رسیدند که روش‌های ARDL و یوهانسون

۱. در این تحقیق بهره‌وری کل عوامل از روش‌های دیوژیا و کندریک نیز محاسبه شد، ولی در نهایت از مقادیر محاسبه‌شده براساس مانده سولو استفاده شده است.

2. Benhabib & Spiegel (1994)

3. Anwar & Sun (2011)

4. Pesaran, et al. (2001)

5. Beenstock, et.al. (1999)

6. Clements & Madlener (1999), Bentzen & Engsted (2001) & Fatai, et al. (2003)

نتایج مشابهی از نظر مقدار و کیفیت نتایج دارند. فاتی و همکاران و راثو نیز در مطالعاتشان به این نتیجه رسیدند که روش ARDL و تصحیح خطا، نتایج بهتری نسبت به سایر روش‌های دیگر در تخمین روابط کوتاه مدت و بلندمدت بین متغیرها دارند. این روش نسبت به سایر روش‌های سنتی و قبلی برآورد هم‌انباشتگی مانند روش یوهانسون و تودا یاماموتو و غیره دارای مزیت‌هایی مانند قابل کاربرد بودن بدون در نظر گرفتن درجه هم‌انباشتگی بین متغیرها و اینکه متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ هستند، کارآتر بودن در نمونه‌های محدود، به‌دست آوردن تخمین‌های کارا و بدون تورش از روابط بلندمدت مدل و ارائه کردن یک فرم کاهش‌یافته تک‌معادله‌ای و نه سیستمی جهت رابطه بلندمدت می‌باشد (هریس و سولیس، ۲۰۰۳). روش ARDL Bounding Test در یک چهارچوب کلی به جزئی‌ترین و مناسب‌ترین وقفه را برای فرآیند تجزیه و تحلیل داده‌ها انتخاب می‌کند و تعدیل مناسب وقفه‌ها در این مدل باعث تصحیح مشکلات درون‌زایی^۲ و خودهمبستگی سریالی به‌طور هم‌زمان می‌شود (پسران و شین، ۱۹۹۹). مدل تصحیح خطای غیرمقید^۴ (UECM) مورد استفاده در این پژوهش به‌منظور بررسی روابط پویای بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها به صورت زیر است:

$$\Delta \ln \left(\frac{GDP}{L} \right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \left(\frac{GDP}{L} \right)_{t-1} + \alpha_2 \ln FD_{t-1} + \alpha_3 \ln OIL_{t-1} + \alpha_4 \ln \left(\frac{K}{L} \right)_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_5 \Delta \ln \left(\frac{GDP}{L} \right)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_6 \Delta \ln FD_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_7 \Delta \ln OIL_{t-i} + \sum_{i=0}^r \alpha_8 \Delta \ln \left(\frac{K}{L} \right)_{t-i} + \psi_t \quad (10)$$

$$\Delta \ln TFP_t = \delta_0 + \delta_1 \ln TFP_{t-1} + \delta_2 \ln FD_{t-1} + \delta_3 \ln OIL_{t-1} + \delta_4 (\ln FD * \ln OIL)_{t-1} + \delta_5 \ln H_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_6 \Delta \ln TFP_{t-i} + \sum_{i=0}^p \delta_7 \Delta \ln FD_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_8 \Delta \ln OIL_{t-i} + \sum_{i=0}^r \delta_9 \Delta (\ln FD * \ln OIL)_{t-i} + \sum_{i=0}^s \delta_{10} \Delta \ln H_{t-i} + \omega_t \quad (11)$$

در این سیستم معادلات Δ عملگر تفاضل می‌باشد و ψ_t و ω_t نیز جزء اجزای مدل در زمان t می‌باشد. روش ARDL Bounding Test به‌طور کلی براساس آماره F مشترک^۵ بوده و توزیع مجانبی این آماره غیراستاندارد و تحت فرضیه صفر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی می‌باشد. اولین قدم در برآورد روش ARDL Bounding Test، برآورد سیستم معادلات ارائه‌شده در بالا به‌وسیله روش حداقل مربعات معمولی (OLS) می‌باشد. تخمین هر یک از معادلات بالا به منظور آزمون وجود یا عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها براساس معناداری آماره F مشترک ضرایب متغیرهای با وقفه موجود در مدل صورت می‌گیرد. برای مثال آزمون فرضیه وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیر $\frac{GDP}{L}$ با متغیرهای OIL ، FD و $\frac{K}{L}$ عبارتست از:

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0 \quad (12)$$

1. Harris & Sollis (2003)
2. General-to-specific framework
3. Endogeneity
4. Unrestricted Error Correction MOILEL
5. Joint F-statistic

$$H_1 : \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \alpha_3 \neq \alpha_4 \neq 0 \quad (13)$$

و متغیر TFP با متغیرهای FD ، OIL ، $(FD * OIL)$ و H عبارتست از:

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0 \quad (14)$$

$$H_1 : \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq 0 \quad (15)$$

برای اظهارنظر در مورد آزمون فرضیه بالا از مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط پسران و همکاران^۱ (۲۰۰۱) استفاده می‌شود. این مقادیر بحرانی شامل کرانه بحرانی بالا^۲ (UCB) و کرانه بحرانی پائین^۳ (LCB) می‌باشند که به منظور بررسی وجود یا عدم وجود هم‌انباشتگی مورد استفاده قرار می‌گیرند. اگر تمام متغیرهای مدل در سطح مانا باشند، از کرانه بحرانی پایین به منظور معناداری آزمون هم‌انباشتگی استفاده می‌شود. و در مواقعی که متغیرهای مدل هم‌انباشته از درجه یک یا هم‌انباشته از درجه یک و صفر باشند، جهت بررسی معناداری آزمون وجود رابطه هم‌انباشتگی از کرانه بحرانی بالا استفاده می‌شود. اگر مقدار کرانه بحرانی بالا از آماره F محاسباتی کوچک‌تر باشد حاکی از وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها و معنادار بودن آن می‌باشد و اگر آماره F محاسباتی از مقادیر بحرانی پایین بیشتر نباشد هیچ رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها وجود ندارد. اگر آماره F محاسباتی بین کرانه‌های بحرانی بالا و پائین باشد، استفاده از روش تصحیح خطا (ECM) بهترین راه جهت وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها می‌باشد. با توجه به اینکه حجم نمونه مورد بررسی در این مطالعه کوچک می‌باشد، استفاده از مقادیر بحرانی پسران و همکاران جهت تشخیص هم‌انباشتگی مناسب نمی‌باشد، زیرا مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط پسران و همکاران برای نمونه‌های با حجم بزرگ ($T = 500$ تا 40000) مناسب می‌باشند، بنابراین در این مطالعه از مقادیر بحرانی نارایان^۴ (۲۰۰۵) استفاده گردید. مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط پسران و همکاران ممکن است باعث نتایج نادریب در تشخیص رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها در نمونه‌های کوچک گردد، بنابراین مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط نارایان در نمونه‌های بین ۳۰ تا ۸۰ نتایج بهتری ارائه می‌دهد (نارایان و نارایان، ۲۰۰۵).

بعد از بررسی وجود یا عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای گفته‌شده در قسمت بالا می‌توان به بررسی رابطه علیت بین متغیرهای موجود در مدل پرداخت. براساس مطالعه گرنجر^۵ (۱۹۶۹) در صورتی که متغیرها هم‌انباشته از مرتبه یک باشند، روش تصحیح خطای برداری^۶ (VECM) بهترین روش جهت تشخیص رابطه علیت بین متغیرها می‌باشد. درواقع مدل VECM یک فرم مقید از مدل VAR^۸ غیرمقید می‌باشد که قید مورد نظر در این مدل بر وجود

1. Pesaran, et al. (2001)
2. Upper Critical Bound
3. Lower Critical Bound
4. Narayan (2005)
5. Narayan & Narayan (2005)
6. Granger (1969)
7. Vector Error Correction MethOIL
8. VectorAutoregressive

رابطه بلندمدت بین متغیرها اعمال می‌شود. تمام متغیرها به صورت درون‌زا در سیستم مدل تصحیح خطا مورد استفاده قرار می‌گیرند. این نشان‌دهنده این است که در این محیط متغیرهای واکنش ۱، هم توسط مقادیر باوقفه خودشان و هم توسط وقفه‌های متغیرهای مستقل به‌علاوه جزء خطا و جزء باقی‌مانده ۲ توضیح داده می‌شوند (نارایان و نارایان ۳، ۲۰۰۴). مدل VECM متغیرهای موجود در این قسمت از پژوهش می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$\Delta \ln \left(\frac{GDP}{L} \right)_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^m \gamma_1 \Delta \ln \left(\frac{GDP}{L} \right)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \gamma_2 \Delta \ln FD_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_3 \Delta \ln OIL_{t-i} + \sum_{i=0}^r \gamma_4 \Delta \ln \left(\frac{K}{L} \right)_{t-i} + \gamma_5 ECM_{t-1} + \vartheta_t \quad (16)$$

$$\Delta \ln TFP_t = \rho_0 + \sum_{i=1}^m \rho_1 \Delta \ln TFP_{t-i} + \sum_{i=0}^p \rho_2 \Delta \ln FD_{t-i} + \sum_{i=0}^q \rho_3 \Delta \ln OIL_{t-i} + \sum_{i=0}^r \rho_4 \Delta (\ln FD * \ln OIL)_{t-i} + \sum_{i=0}^s \rho_5 \Delta \ln H_{t-i} + \rho_6 ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (17)$$

در سیستم معادلات بالا Δ نشان‌دهنده عملگر تفاضل و ϑ_t و ε_t بیانگر جزء باقی‌مانده مدل می‌باشد که فرض می‌شود دارای توزیع نرمال و مستقل می‌باشد. معناداری ضریب جزء خطای با وقفه (ECM_{t-1}) در این سیستم نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها می‌باشد و همچنین سرعت تعدیل تعادل کوتاه‌مدت به بلندمدت در سیستم را نشان می‌دهد. ضریب منفی جزء خطا در سیستم نشان‌دهنده وجود همگرایی در سیستم معادلات و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها می‌باشد.

۶. تخمین مدل و تفسیر نتایج

۶-۱. بررسی مانایی متغیرها

در تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی، قبل از برآورد مدل و انجام آزمون هم‌انباشتگی، مانایی متغیرها مورد آزمون و بررسی قرار می‌گیرد. در برآورد مدل به روش ARDL Bounding Test، فرض اساسی این است که متغیرهای مورد بررسی، هم‌انباشته از مرتبه صفر یا هم‌انباشته از مرتبه یک یا هم‌انباشته از مرتبه یک و صفر باشند و هیچ‌کدام از متغیرها هم‌انباشته از مرتبه دو نباشد (پسران و همکاران، ۲۰۰۱). اگر یکی از متغیرهای مورد استفاده هم‌انباشته از مرتبه ۲ باشد، در این صورت انجام آزمون F مشترک ارائه‌شده توسط پسران و همکاران و همچنین نارایان جهت بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت، نامعتبر خواهد بود (پسران و همکاران، ۲۰۰۱ و باوم ۴، ۲۰۰۴).

آزمون‌های ریشه‌واحد مورد استفاده در این پژوهش با توجه به انتقاد پرون ۵ به دو دسته آزمون‌های مرسوم ریشه‌واحد و آزمون‌های ریشه‌واحد با در نظر گرفتن شکست ساختاری تقسیم‌بندی شده‌اند.

1. Response variable
2. Error correction term and residual term
3. Narayan & Narayan (2011)
4. Baum (2004)
5. Perron (1989)

آزمون‌های ریشه‌واحد مرسوم عبارتند از آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته^۱، فیلیپس پرون^۲، وایتکوفسکی و همکاران^۳ (KPSS)، آزمون حداقل مربعات تعمیم‌یافته دیکی فولر^۴ (DF-GLS) ارائه‌شده توسط الیوت و همکاران^۵ (۱۹۹۶) و آزمون ریشه‌واحد Ng-Perron. آزمون ریشه‌واحد Ng-Perron در مطالعات با حجم نمونه‌های کوچک نتایج بهتر و قابل اعتمادتری نسبت به سایر آزمون‌های دیگر ارائه می‌دهد و در مقایسه با سایر آزمون‌های ریشه‌واحد مانند KPSS، DF-GLS، ADF و غیره قوی‌تر و مناسب‌تر می‌باشد (محمد شهباز، ۲۰۱۲).

نتایج آزمون ریشه‌واحد Ng-Perron تنها در صورتی می‌تواند دارای تورش و غیرقابل اعتماد باشد که شکست ساختاری در متغیرهای مورد بررسی وجود داشته باشد (محمد شهباز، ۲۰۱۲). به منظور اطمینان از نتایج به‌دست آمده از آزمون‌های ریشه‌واحد مرسوم و به منظور بررسی دقیق‌تر درجه انباشتگی متغیرهای پژوهش، آزمون‌های ریشه‌واحد شکست ساختاری روندزدایی شده^۶ زیوت - اندریوز^۸ و کلمنت و همکاران^۹ نیز انجام شد. هر دو آزمون یاد شده نسبت به آزمون ریشه‌واحد Ng-Perron قابل اعتمادتر و قوی‌تر هستند. آزمون ریشه‌واحد زیوت - اندریوز اطلاعات مربوط به یک شکست ساختاری موجود در سری زمانی را دارد درحالی‌که آزمون ریشه‌واحد کلمنت و همکاران اطلاعات مربوط به دو نقطه شکست ساختاری موجود در سری زمانی را در نظر می‌گیرد.

آزمون ریشه‌واحد کلمنت و همکاران به دو صورت (AO₁₀) و (IO₁₁)، وجود شکست ساختاری و همچنین درجه انباشتگی سری زمانی را بررسی می‌کند. در مدل AO تغییرات ناگهانی در میانگین سری زمانی بررسی می‌شود درحالی‌که در مدل IO تغییرات تدریجی و ملایم مورد آزمون و بررسی قرار می‌گیرد. بنابراین مدل AO در سری‌های زمانی با تغییرات ناگهانی ترجیح داده می‌شود (محمد شهباز، ۲۰۱۲). در این پژوهش نیز به سبب احتمال وجود تغییرات و شکست‌های ساختاری ناگهانی در سری‌های زمانی مورد مطالعه به دلیل وجود تغییرات ساختاری از قبیل جنگ تحمیلی و انقلاب اسلامی، از مدل AO جهت بررسی ریشه‌واحد و شکست ساختاری استفاده گردید.

نتایج آزمون‌های ریشه‌واحد ذکر شده در جداول (۲) و (۳) برای کل متغیرهای پژوهش ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود درجه انباشتگی متغیرها براساس آزمون‌های DF-GLS، Ng-Perron و آزمون KPSS در ستون‌های جداگانه نشان داده شده است. با توجه به نتایج آزمون‌های مرسوم ریشه‌واحد، تمام متغیرهای پژوهش در سطح یا با یک تفاضل مانا هستند.

1. Augmented Dickey Fuller (ADF)
2. Phillips Perron (PP)
3. Kwiatkowski, et al. (KPSS)
4. Dickey-Fuller generalised least square (DF-GLS)
5. Elliot, et al. (1996)
6. Muhammad Shahbaz (2012)
7. de-trended structural breakunit root tests
8. Zivot-Andrews (1992)
9. Clemente-Montanes-Reyes (1998)
10. Additive Outlier
11. Innovational Outlier

جدول ۲: آزمون‌های ریشه‌واحد

متغیر	وقته بهینه	آزمون Ng-Perron					آزمون DF-GLS			آزمون Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin		
		MZa	MZt	MSB	MPT	درجه انباشتگی	DF-GLS statistic	وقته بهینه	درجه انباشتگی	KPSS	وقته بهینه	درجه انباشتگی
GDP/L	۱	-۲/۵۷۲۶۴	-۰/۸۸۶۴۰	۰/۳۴۴۵۵	۸/۴۶۷۶۲	I(۰)	-۵/۴۱۶۹۸۰	۰	I(۱)	-۵/۴۷۷۷۷	۵	I(۰)
K/L	۱	-۶/۳۶۸۴۱	-۱/۵۵۹۷۰	۰/۲۴۴۹۱	۴/۵۴۶۶۲	I(۰)	-۲/۴۴۹۵۲	۰	I(۱)	۰/۳۴۲۱۱۶	۵	I(۰)
FD	۱	۰/۱۸۶۹۳	۰/۰۹۳۶۴	۰/۵۰۰۹۲	۱۹/۷۴۵۰	I(۰)	-۴/۲۳۲۸۱۵	۰	I(۱)	-۵/۷۷۰۶۸	۰	I(۰)
OIL	۰	۲/۱۱۳۵۷	۱/۰۹۳۸۱	۰/۵۱۷۵۲	۲۷/۶۴۵۱	I(۰)	-۷/۳۵۵۲۱۵	۰	I(۱)	۰/۶۱۹۷۳۴	۵	I(۰)
TFP	۲	-۱/۸۳۷۷۴	-۰/۸۸۸۶۳	۰/۴۸۳۵۴	۱۲/۴۱۴۶	I(۰)	-۶/۴۷۱۴۰۲	۰	I(۰)	-۴/۳۲۴۴۲	۱	I(۰)
H	۴	-۸۷/۵۹۷۶۶	-۶/۶۱۷۹۱	۰/۰۷۵۵۵	۰/۲۸۰۰۰	I(۰)	-۲/۱۱۷۲۵۲	۲	I(۱)	-۱/۴۶۰۶۷۳	۵	I(۰)

(منبع: محاسبات پژوهش)

جدول ۳: آزمون‌های ریشه‌واحد متغیرها با در نظر گرفتن شکست ساختاری

نام متغیر	آزمون کلمنت و همکاران			درجه انباشتگی	آزمون زیوت- اندریوز	
	شکست ساختاری ۱	شکست ساختاری ۲	آماره آزمون		شکست ساختاری	درجه انباشتگی
GDP/L	۱۳۸۳ [۵/۰۹۳] (۰/۰۰۰)	۱۳۸۷ [۳/۲۰۹] (۰/۰۰۳)	[-۳/۲۹۲] (-۵/۴۹۰)	I(۰)	۱۳۶۶ [-۷/۱۴۵۲۳۷] (۰/۰۱۱۵۴۶)	I(۱)
K/L	۱۳۶۶ [-۴/۹۵۹] (۰/۰۰۰)	۱۳۸۷ [۱۶/۶۵۲] (۰/۰۰۰)	[-۳/۹۶۶] (-۵/۴۹۰)	I(۱)	۱۳۸۶ [-۴/۰۸۶۰۹۸] (۰/۰۰۰۳۴۶)	I(۰)
FD	۱۳۸۱ [۸/۱۲۸] (۰/۰۰۰)	۱۳۸۶ [۵/۲۵۰] (۰/۰۰۰)	[-۴/۸۵۴] (-۵/۴۹۰)	I(۱)	۱۳۷۲ [-۳/۲۷۴۱۲۲] (۰/۰۳۰۱۵۴)	I(۰)
OIL	۱۳۸۰ [۷/۲۹۴] (۰/۰۰۲)	۱۳۹۰ [۸/۲۳۳] (۰/۰۰۱)	[-۱/۵۷۴] (-۵/۴۹۰)	I(۰)	۱۳۸۷ [-۳/۲۳۴۱۸۴] (۰/۰۰۱۰۷۴)	I(۰)
H	۱۳۷۲ [۱۳/۳۵۶] (۰/۰۰۰)	۱۳۸۷ [-۳/۹۰۶] (۰/۰۰۰)	[-۲/۷۰۷] (-۵/۴۹۰)	I(۰)	۱۳۷۳ [-۲۰/۷۲۱۰۹] (۰/۰۲۸۵۹۵)	I(۰)
TFP	۱۳۶۵ [۰/۰۸۳] (۰/۰۹۳۴)	۱۳۷۸ [۱/۷۵۲] (۰/۰۰۹۰)	[-۷/۶۹۱] (-۵/۴۹۰)	I(۰)	۱۳۶۸ [-۸/۴۵۶۹۷۸] (۰/۰۳۴۶۴۱)	I(۰)

(منبع: محاسبات پژوهش)

اعداد داخل براکت نشان‌دهنده آماره t و اعداد داخل پرانتز میزان احتمال آماره t مربوط به نقاط شکست ساختاری می‌باشد.

با توجه به نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه‌واحد مبتنی بر شکست ساختاری (آزمون‌های زیوت - اندریوز و کلمنت و همکاران)، هیچ کدام از متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش دارای درجه انباشستگی مرتبه دوم نمی‌باشند و تمام متغیرها با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و روند زمانی در سطح یا با یک تفاضل مانا هستند. براساس آزمون شکست ساختاری کلمنت و همکاران برای متغیر بهره‌وری کل عوامل شکست ساختاری در سال‌های نشان داده‌شده در جدول در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید نمی‌شود، ولی براساس آزمون زیوت اندریوز شکست ساختاری برای این متغیر در سال ۱۳۶۸ تأیید می‌گردد. در ادامه تحقیق و به منظور بررسی اعتبار نتایج به‌دست آمده، با در نظر گرفتن سال‌های شکست ساختاری نیز مدل‌ها بررسی می‌شوند.

با توجه به نتایج آزمون‌های مختلف ریشه‌واحد و اطمینان از قابل اعتبار بودن آماره F پسران، می‌توان به تخمین و بررسی مدل‌های موردنظر در این پژوهش با استفاده از روش ARDL Bounding Test پرداخت.

۶ - ۲. تعیین تعداد وقفه‌های بهینه، نتایج آزمون هم‌انباشستگی و سایر آماره‌های تشخیصی پس از بررسی درجه هم‌انباشستگی متغیرها، جهت برآورد مدل ARDL Bounding Test و به‌منظور یافتن رابطه بلندمدت بین متغیرها، ضروری است تا وقفه بهینه سیستم انتخاب گردد. از بین معیارهای اطلاعات ذکر شده جهت انتخاب وقفه بهینه، معیار آکائیک در نمونه‌های با حجم بالا و معیار شوارتز - بیزین در نمونه‌های با حجم پایین نتایج قابل اطمینانی ارائه نخواهند کرد. معیار حنان - کوئین نیز مابین این دو روش قرار دارد. با توجه به محدود بودن دوره مورد مطالعه در این قسمت از تحقیق (۱۳۵۹-۱۳۹۵) و برتری معیار شوارتز - بیزین در نمونه‌های کوچک نسبت به سایر معیارها، جهت انتخاب وقفه بهینه مدل از این معیار استفاده شد (آقایی، ۱۳۹۵). پس از انجام آزمون‌های مربوط به مانایی متغیرها و پس از اطمینان از عدم انباشته بودن متغیرها از درجه دو، در این قسمت از تحقیق به انتخاب وقفه بهینه، انجام آزمون رابطه بلندمدت بین متغیرها و همچنین سایر آماره‌های تشخیصی جهت اطمینان از پایداری هر یک از مدل‌ها پرداخته می‌شود. ستون اول جدول (۴) نشان‌دهنده رابطه‌های برآوردشده بدون در نظر گرفتن شکست ساختاری و همچنین همراه با شکست ساختاری (مقادیر دامی برای نقاط شکست پیشنهادی توسط آزمون‌های ریشه‌واحد بین متغیرها به مدل اضافه شده است) می‌باشد. ستون دوم نشان‌دهنده وقفه بهینه هر کدام از متغیرها می‌باشد که براساس معیار شوارتز - بیزین (SBC) انتخاب شده است. ستون سوم مقادیر آزمون F پسران جهت بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را نشان می‌دهد. همان‌طور که در این جدول مشاهده می‌شود، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای موجود در تمام مدل‌های پژوهش و در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد براساس آزمون کرانه‌ای پسران تأیید می‌شود. علاوه بر این آزمون، با توجه به مطالعه کریمز و همکاران (۱۹۹۲)، معنادار بودن ضریب با وقفه تصحیح خطا نیز روشی

جایگزین و کارا جهت آزمون وجود رابطه بلندمدت می‌باشد. منفی و معنی‌دار بودن این ضریب بیانگر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها است. با توجه به این معیار نیز وجود رابطه بلندمدت در تمام مدل‌های تحقیق مورد تأیید قرار می‌گیرد. سایر ستون‌های دیگر این جدول بیانگر آماره‌های تشخیصی مدل‌ها جهت بررسی فروض کلاسیک و اعتبار مدل‌های برآورد شده می‌باشند که براساس این آزمون‌ها، نتایج به‌دست آمده جهت تفسیر و بررسی مورد تأیید قرار می‌گیرند.

جدول ۴: نتایج آزمون رابطه بلندمدت و سایر آماره‌های تشخیصی

آزمون تصریح رمزی	آزمون خودهمبستگی	آماره آزمون واریانس ناهمسانی	آزمون نرمالیتی	آماره F پسران	طول وقفه بهینه	مدل برآورد شده
۰/۳۹۱۴۴ (۰/۵۳۲)	۱/۳۹۲۹ (۰/۲۳۸)	۲/۵۰۱۲ (۰/۱۱۴)	۳/۷۷۶۸ (۰/۱۵۱)	۶/۳۸۸۹°	(۲,۱,۰,۰)	$GDP/L=f(FD, OIL, K/L)$
۰/۳۵۰۲۶ (۰/۵۵۴)	۱/۲۴۰۲ (۰/۲۶۵)	۲/۵۶۷۱ (۰/۱۰۹)	۵/۱۶۶۵ (۰/۰۷۶)	۶/۳۴۴۵°	(۲,۱,۰,۰)	$GDP/L=f(FD, OIL, K/L, DUMGDP/L_{83,87})$
۰/۰۵۸۱۳۵ (۰/۸۰۹)	۱/۳۵۱۲ (۰/۲۴۵)	۰/۴۷۹۲۷ (۰/۴۸۹)	۰/۳۲۱۱۸ (۰/۸۵۲)	۱۵/۵۳۵۴°	(۲,۲,۱,۲,۰)	$TFP=f(FD, OIL, FD*OIL, H)$
۰/۰۴۸۷۳۴ (۰/۸۲۵)	۱/۶۶۳۴ (۰/۱۹۷)	۰/۵۲۱۴۸ (۰/۴۷۰)	۰/۰۴۸۷۳۴ (۰/۸۲۵)	۱۴/۳۹۹۳°	(۲,۲,۱,۲,۰)	$TFP=f(FD, OIL, FD*OIL, H, DUMTFP_{68})$

(منبع: محاسبات پژوهش)

* و ** به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح خطای ۵ و ۱۰ درصد می‌باشند.

۶-۳. تخمین ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت

پس از انجام آزمون‌های تشخیصی لازم، رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای تحقیق با استفاده از روش ARDL Bounding Test برآورد شد. با توجه به اینکه این روش به تعداد وقفه‌ها حساس است و تعداد مشاهدات در این پژوهش نیز محدود می‌باشد، حداکثر وقفه متغیرها براساس معیار شوارتز بیزین ۲ انتخاب شده است. نتایج حاصل از تخمین ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل‌های تحقیق در جداول بعدی ارائه شده است. با توجه به اثبات وجود شکست ساختاری در متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق و به منظور اطمینان از نتایج به‌دست آمده، تخمین مدل‌های تحقیق با در نظر گرفتن شکست ساختاری متغیرهای وابسته مدل‌ها و بدون در نظر گرفتن شکست ساختاری نیز برآورد شده‌اند. بدین صورت که در ابتدا تخمین هر مدل بدون شکست ساختاری ارائه می‌شود. سپس در ادامه تخمین مدل با اضافه کردن مقادیر دامی برای نقاط شکست پیشنهادی توسط آزمون ریشه‌واحد ارائه می‌شود. همان‌طور که در نتایج مشاهده می‌شود تفاوت معناداری بین نتایج وجود ندارد.

جدول ۵: بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بدون شکست ساختاری در مدل اول^۱

متغیر وابسته: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت به ازای هر کارگر (شاخص رشد اقتصادی)				
برآورد رابطه کوتاه مدت				
متغیرها	ضریب	انحراف خطای استاندارد	آماره t	احتمال
D (GDP/L (-1))	۰/۳۵۸۰۶	۰/۱۷۰۰۷	۲/۱۰۵۲	۰/۰۴۴
D(FD)	-۴E۰/۸۰۹۶	-۳E۰/۱۰۰۸	۰/۸۰۳۳۱	۰/۴۲۸
D(OIL)	۰۰۱۳۵۳۸/۰	-۳E۰/۶۱۹۷	۲/۱۸۴۵	۰/۰۳۷
D(K/L)	۰/۳۸۵۸۶	۰/۱۲۸۹۵	۲/۹۹۲۳	۰/۰۰۶
ECM (-1)	-۰/۸۷۰۶۸	-۰/۱۹۲۹۲	-۴/۵۱۲۸	۰/۰۰۰
ECM=GDP/L - ۰/۹۳۰۰E-۴(FD) - ۰/۰۰۱۵۵۵۰(OIL) - ۰/۱۳۶۱۰(K/L) - ۰/۰۴۱۷۱۲(C)				
برآورد رابطه بلندمدت				
متغیرها	ضریب	انحراف خطای استاندارد	آماره t	احتمال
FD	-۴E۰/۹۳۰۰	-۳E۰/۱۲۰۹	۰/۷۶۹۵۲	۰/۴۴۸
OIL	۰۰۰۱۵۵۵۰	-۳E۰/۵۸۹۲	۲/۶۳۹۰	۰/۰۱۳
K/L	۰/۱۳۶۱۰	۰/۰۳۴۷۸۲	۳/۹۱۳۰	۰/۰۰۱
ضریب ثابت	۰/۰۴۱۷۱۲	۰/۰۰۸۱۲۷۷	۵/۱۳۲۰	۰/۰۰۰

(منبع: محاسبات پژوهش)

جدول ۶: بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت همراه با شکست ساختاری در مدل اول

متغیر وابسته: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت به ازای هر کارگر (شاخص رشد اقتصادی)				
برآورد رابطه کوتاه مدت				
متغیرها	ضریب	انحراف خطای استاندارد	آماره t	احتمال
D (GDP/L (-1))	۰/۳۶۷۸۶	۰/۱۷۵۹۹	۲/۰۹۰۲	۰/۰۴۶
D(FD)	-۴E۰/۹۱۴۹	-۳E۰/۱۰۵۳	۰/۸۶۸۷۱	۰/۳۹۳
D(OIL)	۰/۰۰۱۳۳۱۸	-۳E۰/۶۴۲۷	۲/۰۷۲۲	۰/۰۴۸
D(K/L)	۰/۳۸۵۰۰	۰/۱۲۳۹۶	۲/۸۷۳۹	۰/۰۰۸
D(DUM(GDP/L)) ₁₃₈₃	-۰/۰۰۱۷۵۹۹	۰/۰۰۳۶۹۵۷	-۰/۴۷۶۲۰	۰/۶۳۸
D(DUM(GDP/L)) ₁₃₈₇	-۰/۰۰۱۵۹۵۷	۰/۰۰۳۸۲۵۱	-۰/۴۱۷۱۸	۰/۶۸۰
ECM (-1)	-۰/۸۶۲۰۷	۰/۱۹۹۴۴	-۴/۳۲۲۵	۰/۰۰۰
DUM(GDP/L) ₁₃₈₃ + ۰/۰۰۲۰۴۱۴(C) + ۰/۰۴۳۰۰۲(K/L) - ۰/۱۳۰۸۶(OIL) - ۰/۰۰۱۵۴۴۸(FD) - ۳E۰/۱۰۰۶۱ECM= GDP/L - DUM(GDP/L) ₁₃₈₇ ۰/۰۰۱۸۵۱۰				
برآورد رابطه بلندمدت				
متغیرها	ضریب	انحراف خطای استاندارد	آماره t	احتمال
FD	-۳E۰/۱۰۰۶۱	-۳E۰/۱۲۸۷	۰/۸۲۴۵۹	۰/۴۱۷
OIL	۰/۰۰۱۵۴۴۸	-۳E۰/۶۱۶۵	۲/۵۰۶۰	۰/۰۱۹
K/L	۰/۱۳۰۸۶	۰/۰۳۷۷۲۸	۳/۴۶۵۸	۰/۰۰۲
ضریب ثابت	۰/۰۴۳۰۰۲	۰/۰۰۸۸۵۴۵	۴/۸۵۶۵	۰/۰۰۰
DUM(GDP/L) ₁₃₈₃	-۰/۰۰۲۰۴۱۴	۰/۰۰۴۲۲۷۱	-۰/۴۷۱۷۸	۰/۶۴۱
DUM(GDP/L) ₁₃₈₇	-۰/۰۰۱۸۵۱۰	۰/۰۰۴۴۹۰۳	-۰/۴۱۲۲۳	۰/۶۸۴

(منبع: محاسبات پژوهش)

۱. تمام متغیرهای استفاده‌شده در این تحقیق به صورت لگاریتمی هستند.

جدول (۵) و (۶)، نتایج حاصل از برآورد کوتاه‌مدت و بلندمدت عوامل تأثیرگذار بر تولید ناخالص داخلی به‌ازای هر واحد کارگر (شاخص رشد اقتصادی) را نشان می‌دهند. همان‌طور که مشاهده می‌شود توسعه مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد، ولی به لحاظ آماری معنادار نیست. بنابراین با استفاده از این مدل و دوره زمانی مورد بررسی نمی‌توان پذیرفت که توسعه مالی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی داشته است. تأثیر سرمایه سرانه به‌ازای هر واحد کارگر بر رشد اقتصادی طی دوره مورد بررسی، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت بر رشد اقتصادی مثبت و معنی‌دار است و این نشان‌دهنده این است که طی دوره مورد بررسی سرمایه نقش بسزایی در افزایش رشد اقتصادی در ایران داشته است. با توجه به ضریب متغیر شاخص فراوانی منابع طبیعی می‌توان گفت فراوانی منابع طبیعی و افزایش درآمدهای نفتی، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی داشته است. با توجه به این نتیجه شواهد کافی و مستقیم از وجود نفرین منابع (نفرین نفت) در ایران طی دوره مورد بررسی یافت نمی‌شود. بنابراین باید به‌دنبال آثار غیر مستقیم وجود نفرین منابع طی این دوره در ایران بود. البته با توجه به اینکه درآمدهای نفتی درصد بالایی از GDP کشور ایران را به خود اختصاص می‌دهد، چنین نتیجه‌ای دور از انتظار نیست و افزایش درآمدهای نفتی تأثیر مثبت بر افزایش رشد اقتصادی خواهد داشت. در ادامه تحقیق به ارزیابی تأثیرات غیرمستقیم نفرین نفت در اقتصاد ایران از کانال بهره‌وری پرداخته می‌شود.

در راستای بررسی تأثیر غیرمستقیم فراوانی منابع طبیعی بر رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی از طریق بهره‌وری در ایران، در ادامه تحقیق به بررسی تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر بهره‌وری کل عوامل پرداخته می‌شود.

جدول ۷: بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بدون شکست ساختاری در مدل دوم

متغیر وابسته: بهره‌وری کل عوامل تولید				
برآورد رابطه کوتاه‌مدت				
احتمال	آماره t	انحراف خطای استاندارد	ضریب	متغیرها
۰/۰۰۱	۳/۸۵۴۰	۰/۱۱۴۹۵	۰/۴۴۳۰۳	D (TFP (-1))
۰/۹۱۴	-۰/۱۰۸۶۰	۰/۰۴۹۴۸۵	-۳E-۰/۵۳۷۴	D(FD)
۰/۴۶۵	-۰/۷۴۲۱۵	۰/۰۵۱۰۲۲	۰/۰۳۷۸۶۶	D(OIL)
۰/۰۰۹	-۲/۸۳۵۵	۰/۰۳۰۳۳۳	-۰/۰۸۶۰۰۸	D (OIL (-1))
۰/۹۳۳	-۰/۰۸۴۹۸۷	۰/۰۰۱۴۴۲۸	-۰/۱۲۲۶E-۳	D(FD*OIL)
۰/۰۱۵	-۲/۵۹۸۰	-۳E-۰/۰۱۳	-۰/۰۰۱۸۲۲۰	D(FD*OIL)(-1))
۰/۰۲۲	۲/۴۳۰۰	-۷E-۰/۲۹۸۳	-۷E-۰/۷۲۴۸	D (H)
۰/۰۰۰	-۴/۵۲۲۰	۰/۱۹۸۸۹	-۰/۸۹۹۴	ECM (-1)
ECM= TFP - ۰/۰۰۵۸۶۶۷(FD) + ۰/۰۸۴۷۲۹ (OIL) + ۰/۰۰۲۱۸۵۱ (FD*OIL) - ۰/۳۸۱۶E-۷(H) - ۱/۳۹۶۹(C)				
برآورد رابطه بلندمدت				
احتمال	آماره t	انحراف خطای استاندارد	ضریب	متغیرها
۰/۰۰۲	۳/۵۱۶۴	۰/۰۰۱۶۶۸۴	۰/۰۰۵۸۶۶۷	FD
۰/۰۰۱	-۴/۰۲۴۱	۰/۰۲۱۰۵۵	-۰/۰۸۴۷۲۹	OIL
۰/۰۰۰	-۴/۲۴۱۰	-۳E-۰/۵۱۵۲	-۰/۰۰۲۱۸۵۱	FD*OIL
۰/۰۲۰	۲/۵۱۰۰	-۷E-۰/۱۵۲۰	-۷E-۰/۳۸۱۶	H
۰/۰۰۰	۱۰/۸۳۲۱	۰/۱۲۸۹۶	۱/۳۹۶۹	ضریب ثابت

(منبع: محاسبات پژوهش)

جدول ۸: بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت همراه با شکست ساختاری در مدل دوم

متغیر وابسته: بهره‌وری کل عوامل تولید				
برآورد رابطه کوتاه مدت				
متغیرها	ضریب	انحراف خطای استاندارد	آماره t	احتمال
D (TFP (-1))	-۰/۴۴۳۶۵	۰/۱۱۷۴۴	۳/۷۷۷۸	۰/۰۰۱
D(FD)	-۳E-۰۵/۱۷۸۵	۰/۰۰۵۰۵۴۸	-۰/۱۰۲۳۷	۰/۹۱۹
D(OIL)	۰/۰۳۵۰۸۲	۰/۰۵۳۵۸۴	۰/۶۵۴۷۱	۰/۵۱۹
D (OIL (-1))	-۰/۰۸۴۸۱۳	۰/۰۳۱۴۴۰	-۲/۶۹۷۷	۰/۰۱۲
D(FD*OIL)	-۰/۶۱۳۷E-۴	۰/۰۰۱۴۹۹۰	-۰/۰۴۹۴۳	۰/۹۶۸
D(FD*OIL(-1))	۰/۰۰۱۷۸۱۵	-۳E۰/۷۳۹۰	۲/۴۱۰۵	۰/۰۲۴
D (H)	-۷E۰/۷۲۵۹	-۷E۰/۳۰۴۷	۲/۳۸۲۵	۰/۰۲۵
D(DUM(TFP)) ₁₃₆₈	۰/۰۰۹۵۰۶۳	۰/۰۴۲۶۴	۰/۲۲۲۹۴	۰/۸۲۵
ECM (-1)	-۱/۸۹۰۰۹	۰/۳۰۶۶۵	-۹/۱۵۰۰۴	۰/۰۰۰
ECM= TFP - ۰/۰۰۵۹۰۸۷(FD) + ۰/۰۸۵۲۲۲ (OIL) + ۰/۰۰۲۱۹۰۶ (FD*OIL) - ۰/۳۸۳۹E-۷(H) - ۱/۴۰۰۰۲(C) - ۰/۰۰۵۰۲۷۴ DUM(TFP) ₁₃₆₈				
برآورد رابطه بلندمدت				
متغیرها	ضریب	انحراف خطای استاندارد	آماره t	احتمال
FD	-۰/۰۰۵۹۰۸۷	۰/۰۰۱۷۲۲۳	۳/۴۳۰۶	۰/۰۰۲
OIL	-۰/۰۰۸۵۲۲۲	۰/۰۰۲۱۷۱۸	-۳/۹۲۴۱	۰/۰۰۱
FD*OIL	-۰/۰۰۲۱۹۰۶	-۳E۰/۵۲۹۲	۴/۱۳۹۴	۰/۰۰۰
H	-۷E۰/۳۸۳۹	-۷E۰/۱۵۶۳	۲/۴۵۵۹	۰/۰۲۲
ضریب ثابت	۱/۴۰۰۰۲	۰/۱۳۳۱۲	۱۰/۵۱۸۱	۰/۰۰۰
DUM(TFP) ₁₃₆₈	۰/۰۰۵۰۲۷۴	۰/۰۲۲۶۵۷	۰/۲۲۱۸۹	۰/۸۲۶

(منبع: محاسبات پژوهش)

جدول (۷) و (۸)، نتایج حاصل از برآورد کوتاه‌مدت و بلندمدت عوامل تأثیرگذار بر بهره‌وری کل عوامل با در نظر گرفتن متغیر تعاملی فراوانی منابع طبیعی (وابستگی به نفت) و توسعه مالی در ایران طی دوره مورد بررسی را نشان می‌دهد. همان‌طور که در این جداول ملاحظه می‌شود، توسعه مالی در بلندمدت تأثیر مثبت و معنادار بر بهره‌وری کل عوامل در ایران دارد، ولی در کوتاه‌مدت به لحاظ آماری معنی‌دار نیست و نمی‌توان اظهار نظری در مورد آن کرد. با توجه به ضرایب برآوردشده، تأثیر توسعه مالی بر تغییرات بهره‌وری کل عوامل در ایران طی دوره مورد بررسی به‌صورت زیر است:

$$\frac{\partial \ln TFP_t}{\partial \ln FD_t} = 0/005 - 0/002 * (\ln OIL_t)$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود فراوانی منابع طبیعی تأثیر مثبت توسعه مالی بر بهره‌وری در ایران را خنثی می‌کند. با توجه به ضرایب به‌دست آمده می‌توان گفت افزایش هرچه بیشتر درآمدهای نفتی منجر به افزایش بهره‌وری در ایران نشده است. این نتیجه بیانگر تأثیر غیرمستقیم فراوانی منابع

طبیعی بر رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی از کانال بهره‌وری کل عوامل می‌باشد. براساس این نتیجه می‌توان از فراوانی درآمدهای نفتی طی دوره مورد بررسی در ایران به نفرین نفت یاد کرد.

تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر بهره‌وری کل عوامل نیز در بلندمدت منفی و معنی‌دار است، اما تأثیر تغییرات فراوانی منابع بر بهره‌وری کل عوامل با توجه به ضرایب برآوردی به‌صورت زیر است:

$$\frac{\partial \ln TFP_t}{\partial \ln OIL_t} = -0/085 - 0/002 * (\ln FD_t)$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود افزایش توسعه مالی در حضور فراوانی منابع طبیعی در ایران طی دوره مورد بررسی نتوانسته است تأثیر مثبتی بر بهره‌وری داشته باشد. اگرچه توسعه مالی به‌تنهایی بر بهره‌وری کل عوامل تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد، توسعه مالی از طریق درآمدهای نفتی تأثیر منفی بر بهره‌وری داشته و این نتیجه نیز می‌تواند تأییدی بر نفرین نفت طی دوره مورد بررسی در ایران باشد و بیانگر عملکرد ضعیف مؤسسات مالی و سیستم بانکداری در تخصیص منابع به فعالیت مولد و با بهره‌وری بالا طی دوره مورد بررسی می‌باشد. شاخص سرمایه انسانی نیز در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر مثبت و معنی‌دار بر بهره‌وری کل عوامل داشته است.

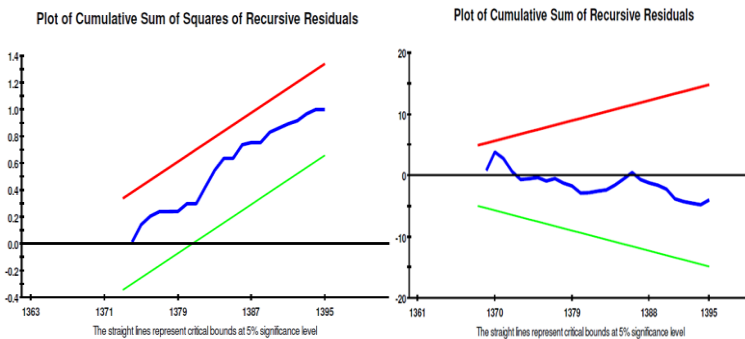
با توجه به تئوری‌های موجود اقتصادی توسعه مالی از طریق تحرک پس‌اندازها و تخصیص منابع به سرمایه‌گذاری‌های مولد و بهره‌ور باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود. در مطالعات انجام‌شده قبلی در داخل کشور نیز تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی غالباً مثبت گزارش شده است. در این تحقیق نیز تأثیر مثبت است، ولی معنی‌دار نیست که این عدم معناداری همان‌طور که در ادامه تحقیق از کانال بهره‌وری مورد بررسی قرار گرفت، قابل بررسی و تجزیه و تحلیل می‌باشد. یکی از دلایل عدم معناداری تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشور با توجه به نتایج به‌دست آمده عدم سرمایه‌گذاری منابع مالی در سرمایه‌گذاری‌های مولد و کارآ می‌باشد و اینکه سیستم مالی غالب در کشور که بیشتر مبتنی بر بانک‌ها و مؤسسات مالی می‌باشد، از تخصیص مناسب و بهینه منابع مالی و به‌طور ویژه درآمدهای نفتی ناتوان است که البته این خود می‌تواند از وابستگی کشور به منابع نفتی نشأت بگیرد. زیرا وابستگی به نفت باعث افزایش نقش غالب دولت و بخش عمومی در سرمایه‌گذاری‌ها می‌شود و سرمایه‌گذاری‌های بخش دولتی جای بخش خصوصی را خواهد گرفت و از آنجایی که سرمایه‌گذاری‌های بخش دولتی از کارایی کمتری نسبت به بخش خصوصی برخوردار است، در نتیجه بر تولید واقعی تأثیر منفی خواهد داشت. بنابراین می‌توان گفت فراوانی منابع طبیعی در کشور باعث تضعیف رابطه توسعه مالی - رشد اقتصادی در کشور گردیده است. همان‌طور که در تخمین مدل دوم نیز نشان داده شد فراوانی منابع طبیعی از تأثیر مثبت توسعه مالی بر بهره‌وری در کشور می‌کاهد. با توجه به مدل دوم برآوردشده در این تحقیق، فراوانی منابع طبیعی (نفرین نفت) به‌طور مستقیم تأثیر منفی بر بهره‌وری دارد و علی‌رغم تأثیر مثبت توسعه مالی بر بهره‌وری به‌تنهایی، توسعه مالی با وجود درآمدهای نفتی تأثیر منفی بر بهره‌وری طی دوره مورد بررسی داشته است. عدم توانایی واسطه‌ها و مؤسسات مالی برای سرمایه‌گذاری در کشورهای دارای منابع طبیعی (نفت) مانند ایران می‌تواند به

دلیل نوسانات و عدم قطعیت نسبت به قیمت نفت باشد. زیرا این عدم اطمینان انگیزه بانک‌ها را برای سرمایه‌گذاری‌های کلان و مولد کاهش داده و آن‌ها را به سمت فعالیت‌های کم ریسک مانند اعطای وام‌های مصرفی و مسکن سوق می‌دهد تا اینکه منابع آن‌ها صرف سرمایه‌گذاری‌های با بهره‌وری بالاتر شود.

در تمام مدل‌های برآوردشده، ضریب تصحیح خطای برآوردی (ECM) منفی و معنادار است و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را تأیید می‌کند. همچنین براساس مقادیر ضرایب به‌دست آمده برای این متغیر به ترتیب در مدل‌های اول و دوم ۸۷ درصد و ۸۹ درصد از انحرافات از عدم تعادل بلندمدت در هر دوره تصحیح می‌شود. این ضرایب بیانگر این است که رسیدن به تعادل بلندمدت نسبتاً سریع اتفاق می‌افتد.

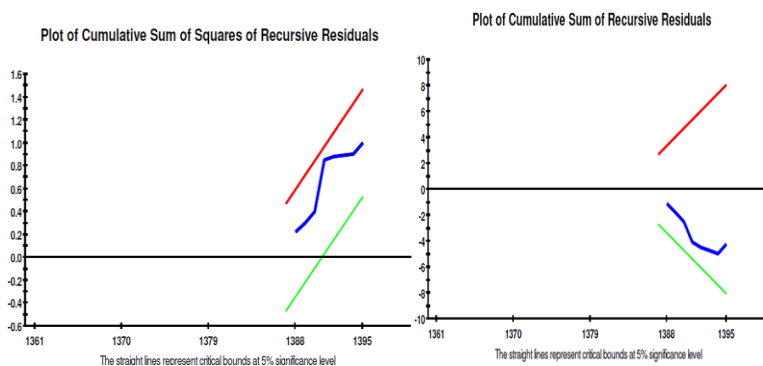
۶-۴. آزمون پایداری پارامترهای برآوردی

بررسی پایداری پارامترهای برآوردی در تخمین ARDL به‌منظور اطمینان از نتایج به‌دست آمده بسیار ضروری می‌باشد. به‌منظور آزمون پایداری پارامترهای برآوردی از آزمون‌های مجموع پسماندهای بازگشتی (CUSUM) و مجموع مجذور پسماندهای بازگشتی (CUSUMSQ) باقیمانده‌های بازگشتی، همراه با شکست ساختاری و بدون شکست ساختاری در مدل‌ها استفاده گردید. براساس نتایج حاصل از این آزمون‌ها هیچ ناپایداری پارامتری در مدل‌های برآوردشده وجود ندارد و پارامترهای برآوردشده پایداری لازم جهت اتخاذ توصیه‌های سیاستی را دارا می‌باشند.

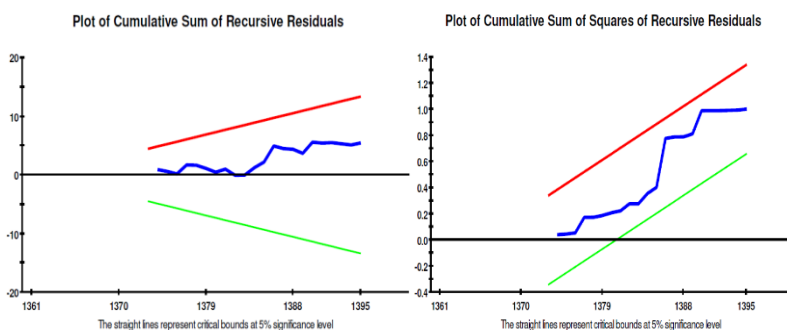


نمودار ۱: آزمون پایداری ضرایب بدون شکست ساختاری در برآورد مدل اول

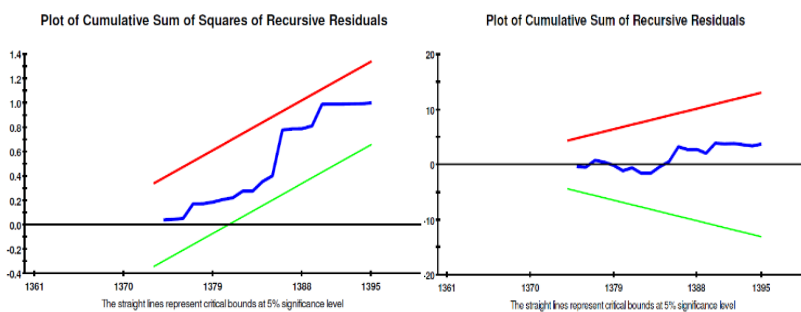
(منبع: محاسبات پژوهش)



نمودار ۲: آزمون پایداری ضرایب همراه با شکست ساختاری در برآورد مدل اول
(منبع: محاسبات پژوهش)



نمودار ۳: آزمون پایداری ضرایب بدون شکست ساختاری در برآورد مدل دوم
(منبع: محاسبات پژوهش)



نمودار ۴: آزمون پایداری ضرایب همراه با شکست ساختاری در برآورد مدل دوم
(منبع: محاسبات پژوهش)

۷. بررسی قابلیت اطمینان مدل‌ها (Robustness check)

به‌منظور اطمینان از نتایج به‌دست آمده، تخمین مدل‌های تحقیق با شاخص‌های مختلف توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی^۱ نیز انجام شد. با توجه به نتایج به‌دست آمده، نتایج تمامی مدل‌های برآوردشده تأیید می‌شود. همچنین به‌منظور اطمینان بیشتر نتایج تحقیق، تخمین مدل با استفاده از دو تخمین‌زن FMOLS و DOLS نیز انجام شد. به‌طور کلی نتایج به‌دست آمده از تخمین‌های کنترلی، نتایج مدل ARDL را تأیید کرد.

جدول ۹: نتایج برآورد مدل‌ها به روش DOLS

		بدون شکست ساختاری				همراه با شکست ساختاری			
مدل اول (متغیر وابسته: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت به‌زای هر کارگر (شاخص رشد اقتصادی))									
متغیرها	ضریب	انحراف خطای استاندارد	آماره t	احتمال	ضریب	انحراف خطای استاندارد	آماره t	احتمال	
Ln(FD)	۹/۲۲E-۰۵	۰/۰۰۰۱۵۷	۰/۵۸۷۲۰۷	۰/۵۶۳۳	۰/۰۰۰۱۵۳	۰/۰۰۰۱۶۹	۰/۰۰۵۹۸۹	۰/۳۷۶۳	
LN(OIL)	۰/۰۰۱۳۸۱	۰/۰۰۰۴۷۶	۲/۸۹۹۱۴۹	۰/۰۰۸۶	۰/۰۰۱۲۳۳	۰/۰۰۰۵۰۲	۲/۴۵۸۱۴۵	۰/۰۲۳۷	
Ln(K/L)	۰/۱۱۷۰۶۱	۰/۰۴۵۰۳۰	۲/۵۹۹۶۳۱	۰/۰۱۶۷	۰/۰۹۸۴۹۷	۰/۰۴۹۰۶۳	۲/۰۷۵۶۷	۰/۰۵۹۱	
ضریب ثابت	۰/۰۴۷۶۱۴	۰/۰۱۰۲۲۸	۴/۶۵۵۰۶۶	۰/۰۰۰۱	۰/۰۵۱۲۶۵	۰/۰۱۱۰۶۱	۴/۶۳۴۷۶۱	۰/۰۰۰۲	
DUM(GDP/L)1383	-	-	-	-	-۳/۹۱E-۰۶	۰/۰۰۲۹۹۲	-۰/۰۰۱۳۰۷	۰/۹۹۹۰	
DUM(GDP/L)1387	-	-	-	-	-۰/۰۰۴۳۷۲	۰/۰۰۳۴۹۲	-۱/۲۵۱۸۴۳	۰/۲۲۵۸	
مدل دوم (متغیر وابسته: بهره‌وری کل عوامل تولید)									
Ln(FD)	۰/۰۰۳۷۲۸	۰/۰۰۳۸۰۹	۰/۹۷۸۸۳۸	۰/۳۴۱۴	۰/۰۰۳۵۸۲	۰/۰۰۳۸۵۹	۰/۹۲۸۲۸۴	۰/۳۶۷۱	
LN(OIL)	-۰/۰۵۳۳۵۳	۰/۰۵۱۹۹۸	-۱/۰۲۶۰۵۶	۰/۳۱۹۳	-۰/۰۵۰۴۷۸	۰/۰۵۲۷۱۵	-۰/۹۵۷۵۶۱	۰/۳۵۲۵	
Ln(FD)*LN(OIL)	-۰/۰۰۲۷۴۰	۰/۰۰۱۱۶۲	-۲/۳۵۷۵۸۹	۰/۰۳۰۶	-۰/۰۰۲۵۸۹	۰/۰۰۱۱۸۵	-۲/۱۸۴۲۶۹	۰/۰۴۴۲	
H	۲/۲۸E-۰۸	۴/۳۹E-۰۸	۰/۵۱۹۸۰۸	۰/۶۰۹۹	۲/۳۳E-۰۸	۴/۴۴E-۰۸	۰/۵۲۵۴۴۰	۰/۶۰۶۵	
ضریب ثابت	۰/۹۸۲۴۸۳	۰/۳۳۵۱۳۶	۲/۹۳۱۵۹۹	۰/۰۰۹۳	۰/۹۷۸۸۴۴	۰/۳۳۹۳۰۳	۲/۸۸۴۸۶۶	۰/۰۱۰۸	
DUM(TFP)1368	-	-	-	-	۰/۰۳۵۹۰۶	۰/۰۳۴۶۱۰	۱/۰۳۷۴۳۵	۰/۳۱۵۰	

(منبع: محاسبات پژوهش)

۱. دیگر شاخص توسعه مالی مورد استفاده در این تحقیق شاخص توسعه مالی ارائه‌شده توسط صندوق بین‌المللی پول می‌باشد و شاخص جایگزین درآمدهای نفتی نیز شاخص اجاره نفت و گاز می‌باشد که برابر با تفاوت بین ارزش تولید نفت و گاز در قیمت‌های جهانی و کل هزینه تولید استفاده‌شده می‌باشد.

جدول ۱۰: نتایج برآورد مدل‌ها به روش FMOLS

بدون شکست ساختاری				همراه با شکست ساختاری			
مدل اول (متغیر وابسته: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت به ازای هر کارگر (شاخص رشد اقتصادی))							
متغیرها	ضریب	انحراف خطای استاندارد	آماره t	احتمال	ضریب	انحراف خطای استاندارد	احتمال
Ln(FD)	۰/۰۰۰۱۶۸	۹/۹۱E-۰۵	۱/۶۹۶۲۷۸	۰/۰۹۹۵	۰/۰۰۰۱۶۶	۰/۰۰۰۱۰۸	۱/۵۳۶۶۱۶
LN(OIL)	۰/۰۰۱۹۶۶	۰/۰۰۰۵۰۵	۳/۸۹۴۱۱۰	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۱۹۲۰	۰/۰۰۰۵۳۸	۳/۵۶۷۸۱۳
Ln(K/L)	۰/۱۱۵۵۰۸	۰/۰۲۷۳۹۹	۴/۱۳۴۲۵۹	۰/۰۰۰۲	۰/۱۳۰۸۵۴	۰/۰۳۰۷۴۲	۳/۹۳۱۲۳۲
ضریب ثابت	۰/۰۴۸۰۸۴	۰/۰۰۶۵۷۷	۷/۳۱۰۶۶۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۴۶۷۵۷	۰/۰۰۷۲۷۰	۶/۴۳۱۵۷۱
DUM(GDP/L)1383	-	-	-	-	-۰/۰۱۰۷۰۹	۰/۰۰۳۹۳۰	-۲/۵۶۴۶۱۶
DUM(GDP/L)1387	-	-	-	-	-۰/۰۱۰۴۵۵	۰/۰۰۳۹۰۶	-۲/۶۷۶۶۵۰
مدل دوم (متغیر وابسته: بهره‌وری کل عوامل تولید)							
Ln(FD)	۰/۰۰۶۶۰۶	۰/۰۰۲۴۳۶	۲/۷۱۱۵۶۲	۰/۰۱۰۸	۰/۰۰۶۷۶۷	۰/۰۰۲۴۸۰	۲/۷۲۸۲۳۷
LN(OIL)	-۰/۰۹۳۲۸۱	۰/۰۳۱۰۹۱	-۳/۰۰۰۲۳۱	۰/۰۰۵۳	-۰/۰۹۵۲۰۷	۰/۰۳۱۶۷۱	-۳/۰۰۶۱۲۶
Ln (FD)*LN(OIL)	-۰/۰۰۱۹۸۸	۰/۰۰۰۷۹۸	-۲/۴۹۰۷۷۳	۰/۰۱۸۳	-۰/۰۰۲۱۲۸	۰/۰۰۰۸۱۲	-۲/۶۲۱۲۹۸
H	۵/۵۳E-۰۸	۲/۰۹E-۰۸	۲/۶۵۰۶۹۵	۰/۰۱۲۵	۵/۳۶E-۰۸	۲/۱۲E-۰۸	۲/۵۳۴۰۵۵
ضریب ثابت	۱/۵۱۵۳۷۲	۰/۱۷۹۴۵۴	۸/۴۴۴۲۶۱	۰/۰۰۰۰	۱/۵۰۷۹۷۵	۰/۱۸۲۸۷۷	۸/۲۴۵۸۵۸
DUM(TFP)1368	-	-	-	-	-۰/۰۵۷۷۸۳	۰/۰۳۹۳۱۵	۱/۴۶۹۷۶۳

(منبع: محاسبات پژوهش)

۸. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مطالعه به بررسی تأثیر وفور منابع طبیعی (درآمدهای نفتی) بر رابطه بین رشد اقتصادی و توسعه مالی در ایران از کانال بهره‌وری پرداخته شد. براساس نتایج حاصل از تحقیق توسعه مالی طی دوره مورد بررسی تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی در ایران ندارد و بیانگر این است که نهادها و مؤسسات مالی، به‌ویژه سیستم بانکی، نتوانسته است منابع مالی را به سمت سرمایه‌گذاری‌های مولد و بهره‌ور سوق دهد. اما شاخص فراوانی منابع طبیعی تأثیری مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی دارد. با توجه به اینکه درآمدهای نفتی درصد بالایی از GDP کشور ایران را به خود اختصاص می‌دهند، چنین نتیجه‌ای دور از انتظار نیست. تأثیر سرمایه سرانه به‌ازای هر واحد کارگر بر رشد اقتصادی نیز مثبت و معنی‌دار است و از بین عوامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی در این تحقیق، این متغیر بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی داشته است و نشان‌دهنده این است که سرمایه نقش بسزایی در افزایش رشد اقتصادی در ایران دارد. نتایج حاصل از برآورد مدل رشد اقتصادی با نتایج سایر تحقیقات انجام‌شده در ایران نظیر اصغرپور و مهدیلو (۲۰۱۵) و نگین تاجی و همکاران (۲۰۲۲) نیز سازگار است.

نتایج حاصل از این مدل با نتایج مطالعات کینگ و لوین (۱۹۹۳)، لوین و زرواس (۱۹۹۸)، نیوسر و کاگلر (۱۹۹۶)، لوین، لویاز و بک (۲۰۰۰)، بارجاس و همکاران (۲۰۱۳) و آستریو و اسپانوس (۲۰۱۹) مبنی بر همبستگی مثبت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی نیز سازگار است. برآورد عوامل تأثیرگذار بر بهره‌وری کل عوامل (که به روش سولو محاسبه شده است) نیز بیانگر این است که توسعه مالی تأثیری مثبت بر بهره‌وری کل عوامل طی دوره مورد بررسی داشته است، ولی با توجه به مدل برآوردشده، تأثیر نهایی توسعه مالی بر بهره‌وری تحت تأثیر درآمدهای نفتی قرار دارد. ضریب منفی و معنادار متغیر تعاملی توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی نشان‌دهنده تأثیر منفی درآمدهای نفتی بر رابطه توسعه مالی و بهره‌وری در ایران است. این نتیجه می‌تواند بیانگر تأثیر غیرمستقیم و فور منابع بر رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی از کانال بهره‌وری در ایران طی دوره مورد بررسی باشد و نشان‌دهنده این است که وابستگی به نفت، یکی از مهم‌ترین شاخه‌های رشد اقتصادی را که توسعه مالی است، تضعیف کرده است، بنابراین فرضیه تحقیق مبنی بر اینکه فراوانی منابع طبیعی (وابستگی به نفت) از طریق تأثیر منفی بر بهره‌وری، موجب تضعیف رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران می‌شود، مورد پذیرش قرار می‌گیرد و فرضیه نفرین نفت در ایران طی دوره مورد بررسی تأیید می‌شود. نتایج به‌دست آمده در این قسمت از تحقیق با نتایج مطالعات آوا و آتانگان (۲۰۲۳) و شهباز و همکاران (۲۰۱۹) و بدیب و همکاران (۲۰۱۶) سازگار است.

یافته‌های حاصل از این پژوهش می‌تواند شامل مجموعه‌ای از پیشنهادات سیاستی برای اقتصاد ایران باشد. در ابتدا دولت ایران باید از خطر تأثیر منفی غیرمستقیم وابستگی به نفت بر سیستم مالی و در نتیجه تضعیف فعالیت‌های سرمایه‌گذاری آگاه شود. بنابراین منطقی است که درجه وابستگی به نفت را در پایین‌ترین سطح ممکن نگه دارد، فعالیت‌های تنوع بخشی اقتصادی را تقویت کند و سهم بخش‌های دیگر از تولید ناخالص داخلی (GDP) را افزایش دهد. همچنین، سیستم مالی باید در فعالیت‌های سرمایه‌گذاری تولیدی بیشتری شرکت کند تا نقش خود را در بهبود رشد اقتصادی تقویت کند. در این رابطه، سیاستمداران باید اقداماتی را پیگیری کنند که بهبود کارایی واسطه‌گری بانکی را تسهیل می‌کنند. علاوه بر این، یکی از مهم‌ترین مکانیسم‌های نفرین منابع نفتی در اقتصادهای وابسته به نفت، مدیریت ناصحیح این منابع و بی‌توجهی به توسعه انسانی است. دسترسی آسان به درآمدهای نفت ممکن است دولت را از توسعه سرمایه انسانی خود معاف سازد که ممکن است تأثیر منفی بر عملکرد بخش مالی و سایر بخش‌های مختلف اقتصادی داشته باشد. بنابراین، پیشنهاد می‌شود سیاستمداران نیازمندی‌های لازم برای تقویت توسعه انسانی را ارتقا دهند که نقش مهمی در ارتقای بهره‌وری و کارایی سرمایه‌گذاری دارد.

1. King & Levine (1993)
2. Levine & Zervos (1998)
3. Neusser & Kugler (1996)
4. Awaa & Atangana (2023)
5. Shahbaz, et al. (2019)

References

- Adeniy, O., Abimbola, O., Omisakin, O. & Egwaikhide, F. (2015). Financial development and economic growth in Nigeria: Evidence from threshold modelling. *Economic Analysis and Policy*, 47, 11–21.
- Ang, J.B. (2009). *Financial Development and Economic Growth in Malaysia* (Routledge Studies in the Growth Economies of Asia). Routledge, London: New York.
- Assari, A., Naseri, A. R., & Aghaei, M. (2008). Financial Development and Economic Growth: A Comparison between Oil-Producing OPEC and Non-Oil Developing Countries. *Economic Research Journal*, 43(82), 141-161. [In Persian]
- Asgharpur, H. & Mehdiloo, A. (2015). Examine the causality between financial development and economic growth indicators in Iran: a Markov model approach for nonlinear Markov switching MS-VAR. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 50(4), 777-806. doi: 10.22059/jte.2015.56145. [In Persian]
- Asteriou, D. & Spanos, K. (2019). The relationship between financial development and economic growth during the recent crisis: Evidence from the EU. *Finance Research Letters*, 28, 238-245.
- Auty, R.M. (1993). Sustaining Development in Mineral Economies: The Resource Curse Thesis. *Routledge*, 40(7), 1308–1316.
- Awoa, P. & Atangana, H. (2023). Natural resources and productivity growth in developing countries. *The Journal of International Trade & Economic Development*, DOI: 10.1080/09638199.2023.2255685
- Badeeb, R. A., Lean, H. H. & Smyth, R. (2016). Oil curse and finance–growth nexus in Malaysia: The role of investment. *Energy Economics*, 57, 154-165.
- Badeeb, R. A., & H. H. Lean. 2017. Natural Resources and Productivity: Can Banking Development Mitigate the Curse?. *Economies*, 5(2), 11. <https://doi.org/10.3390/economies5020011>.
- Baltagi, B.H., Demetriades, P.O. & Law, S.H. (2009). Financial development and openness: evidence from panel data. *J. Dev. Econ*, 89(2), 285–296.
- Banerjee, A., Dolado, J.J. & Mestre, R. (1992). On some simple tests for cointegration: The cost of simplicity. *Bank of Spain Working Paper*, 9302.
- Barajas, A., Chami, R. & Yousefi, R.S. (2013). The finance and growth nexus re-examined: do all countries benefit equally? *IMF Working Paper*, 13-130.
- Bayat, F., Sefipour, R. & Mehrabian, A. (2022). Investigation the effect of abundance of natural resources and institutional quality on economic growth in recession and boom regimes. *Applied theories of economics*, 34(9), 231-256. [In Persian]
- Beck, T. (2011). Finance and oil: are there a resource curse in financial development? *European Banking Center Discussion Paper*, 2011-004.

- Benhabib, J. & Spiegel, M.M. (1994). The role of human capital in economic development evidence from aggregate cross-country data. *J. Monet. Econ.*, 34(2), 143-173.
- Ben-Salhaa, O., Dachraouid, H. & Sebri, M. (2018). Natural resource rents and economic growth in the top resource-abundant countries: A PMG estimation. *Resources Policy*. Available online.
- Blanco, L. & Grier, R. (2012). Natural resource dependence and the accumulation of physical and human capital in Latin America. *Resources Policy*, 37(3), 281-295.
- Daniele, V. (2011). Natural resources and the 'quality' of economic development. *J. Dev Stud.*, 47(4), 545-573.
- Durusu-Ciftci, D., Ispir, M. & Serdar, Y.H. (2016). Financial development and economic growth: Some theory and more evidence. *Journal of Policy Modeling*, 39(2), 290-306.
- Dwumfour, R.A. & Ntow-Gyamfi, M. (2018). Natural resources, financial development and institutional quality in Africa: Is there a resource curse? *Resources Policy*, 59, 411-426.
- Gelb, A. (Ed.). (1988). *Oil Windfalls: Blessing or Curse?* Oxford University Press, Oxford and New York.
- Gylfason, T. (2001). Natural resources education and economic development. *Eur. Econ Rev.*, 45(4), 847-859.
- Gylfason, T. & Zoega, G. (2006). Natural resources and economic growth: the role of investment. *World Economy*, 29, 1091-1115.
- Harchaoui, T.M., Tarkhani, F. & Yuen, T. (2005). The effects of the exchange rate on investment: evidence from Canadian manufacturing industries. *Working Paper 2005-22*. Bank of Canada.
- Ibrahim, M. & Alagidede, P. (2018). Effect of financial development on economic growth in sub-Saharan Africa. *Journal of Policy Modeling*, 40(6), 1104-1125.
- Jarrett, U., Mohaddes, K. & Mohtadi, H. (2019). Oil price volatility, financial institutions and economic growth. *Energy Policy*, 126, 131-144.
- Gazdar, K., Kabir Hassan, M. & Faisal Safa, M. (2018). Oil price volatility, Islamic financial development and economic growth in Gulf Cooperation Council (GCC) countries. *Borsa Istanbul Review*, Available online.
- Guo, Y., Yu, M., Xu, M., Tang, Y., Huang, J., Liu, J., & Hao, Y. (2023). Productivity gains from green finance: A holistic and regional examination from China. *Energy Economics*, 107105.
- Kutan, A. M. & Wyzan, M. L. (2005). Explaining the real exchange rate in Kazakhstan: Is Kazakhstan vulnerable to the Dutch disease? *Economic Systems*, 29(2), 242-255.
- Lane, Philip R. & Tornell, Aaron (1996). The voracity effect, *The American Economic Review*, 89(1), 22-46.

- Larrain, B. (2004). Financial Development, Financial Constraints, and the Volatility of Industrial Output. Public Policy Discussion Paper 04-6, Federal Reserve bank of Boston.
- Levine, R. (1997). Financial development and economic growth: views and agenda. *J. Econ Lit*, 35, 688-726.
- Libman, A. (2013). Natural resources and sub-national economic performance: does subnational democracy matter? *Energy Econ*, 37, 82-99.
- Mehlum, H., Karl, M. and Torvik, R. (2006), Institutions and the Resource Curse. *Economic Journal*, 116, 1-20.
- Moradbeige, M. & Hook Law, S. (2016). Growth volatility and resource curse: Does financial development dampen the oil shocks. *Journal of resources policy*, 48, 97-103.
- Moradbeige, M. & Hook Law, S. (2017). The role of financial development in the oil-growth nexus. *Resources Policy*, 53, 164-172.
- Mohammadi, M., & Sadeghi, S. K. (2022). Investigating the Impact of Natural Resources on the Economic Growth of Selected Developing Countries Considering the Role of Institutional Quality and Human Capital. *Economic Policies and Research*, 1(1), 173-194. doi: <https://doi.org/10.34785/J025.2022.006>.
- Nili, M. & Rastad, M. (2007). Addressing the growth failure of the oil economies: the role of financial development. *Q. Rev. Econ. Financ*, 46, 726-740. Resource Dependence in Resource Abundant Countries. *Resources Policy*, 60: 47-55. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2018.12.002>
- Negin Taji, Z., Golmoradi Adine Vand, H. & Sadeghi Nejad, M. A. (2022). Investigating the relationship between economic growth, banking sector development and capital market in Iran. *Financial Economics*, 16(60), 195-212 [In Persian]
- Sachs, J.D. & Warner, A.M. (2001). The curse of natural resources. *Eur. Econ. Rev*, 45, 827-838.
- Sachs, J.D. & Warner, A.M. (1999). The big push, natural resource booms and growth. *J. Dev. Econ*, 59(1): 43-76.
- Salim, R.A., Hassan, K. & Shafiei, S. (2014). Renewable and non-renewable energy consumption and economic activities: further evidence from OECD countries. *Energy Economics*, 44, 350-360.
- Shah-Abadi, A., & Sari-Gol, S. (2017). Direct and Indirect Effects of Oil on Total Factor Productivity in the Iranian Economy (Using Simultaneous Equation System Method). *Scientific-Research Quarterly Journal of Economic Growth and Development Studies*, 7(28), 141-164. [In Persian]
- Shah-Abadi, A., & Feli, P. (2010). The Impact of Financial Development on Total Factor Productivity in Iran. *Quarterly Journal of Modern Economy and Trade*, 6(23), 111-133. [In Persian]

- Singh, S., Arya, V., Yadav, M. P., & Power, G. J. (2023). Does financial development improve economic growth? The role of asymmetrical relationships. *Global Finance Journal*, 56, 100831.
- Van der Ploeg, F. & Poelhekke, S. (2010). The pungent smell of "red herrings": Subsoil assets, rents, volatility and the resource curse. *Journal of Environmental Economics and Management*, 60(1), 44-55.
- Tang, C., Irfan, M., Razaq, A., & Dagar, V. (2022). Natural resources and financial development: Role of business regulations in testing the resource-curse hypothesis in ASEAN countries. *Resources Policy*, 76, 102612.
- Yavari, K., Rezagholizadeh, M., & Aghayi, M. (2011). Economic Growth in Resource-Rich Countries (with an Emphasis on Oil Resources). *Quarterly Journal of Economic Modeling*, 5(3), 15, 25-46. [In Persian]
- Yuxiang, k. & Chen, z. (2011). Resource abundance and financial development: Evidence from China. *Resources Policy*, 36, 72-79.
- Zivot, E. & Andrews, K. (1992). Further Evidence on The Great Crash, the Oil Price.

Natural Resource Abundance, Financial Development and Economic Growth (An Iranian Experience)

Majid Aghaei

Received: 2023/08/08

Accepted: 2023/11/15

Introduction

Financial development is one of the effective factors on economic growth in different countries. The relationship between financial development and economic growth is influenced by various parameters and the economic structure of countries. One of the factors that can affect this relationship is the natural resource abundance and the degree of dependence on them. According to economic literature, natural resource abundance can impact financial efficiency, capital accumulation, and the optimal allocation and effectiveness of financial resources, thereby influencing the relationship between financial development and economic growth in resource-rich countries. This study aims to explore the impact of natural resource abundance on the relationship between economic growth and financial development through productivity in Iran.

Methodology

In order to investigate and empirically analyze the long-term and short-term dynamic relationship between variables, this research employs the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) bounding test approach. The ARDL Bounding test method was developed by Pesaran and Shin (1999) and Pesaran et al. (2001). This method offers advantages over other conventional and previous cointegration methods, such as Johansen and Toda-Yamamoto approaches. Some advantages include applicability regardless of considering the order of cointegration between variables, its ability to handle cases where variables are I(0) or I(1), suitability for limited sample sizes, obtaining efficient estimates without risk of over-specification in long-run model relationships, and presenting a reduced form single-equation form rather than a systemic one for the long-run relationship.

Results and Discussion

Based on the results obtained from the research, financial development has not shown a significant impact on economic growth in Iran during the study period. This suggests that institutions and financial entities, particularly the banking system, have not effectively channeled financial resources towards productive investments and market stimulation. However, the abundance index of natural

resources has demonstrated a positive and significant influence on economic growth.

Considering the substantial portion of Iran's GDP that is attributed to oil revenues, such a finding is not unexpected. The per capita capital impact on economic growth is also positive and statistically significant. Among the effective factors on economic growth in this study, this variable has exerted the most considerable impact, indicating that capital plays a crucial role in boosting economic growth in Iran. Estimating the factors affecting total factor productivity (which is calculated using the Solow method) also indicates that financial development has had a positive impact on total factor productivity during the study period. However, the ultimate impact of financial development on productivity is influenced by oil revenues, as per the estimated model. The negative and significant coefficient of the interaction variable between financial development and natural resource abundance suggests a negative effect of oil revenues on the relationship between financial development and productivity in Iran. This result could imply an indirect impact of resource abundance on the financial development-economic growth relationship through the productivity channel during the study period in Iran.

Furthermore, it signifies that the heavy dependence on oil, one of the most vital avenues for economic growth, has eroded the relationship with financial development. Hence, the research hypothesis, suggesting that the abundance of natural resources (oil dependence) weakens the relationship between financial development and economic growth in Iran due to its negative impact on productivity, is validated, and the "resource curse" hypothesis is confirmed for the study period in Iran.

Conclusion

The results of this study indicate that financial development had a positive and significant impact on total factor productivity in Iran. However, ultimately, it did not have a significant impact on economic growth. This is due to the abundance of natural resources (oil revenues) leading to a reduction in the positive influence of financial development on total factor productivity. As a consequence, it weakens the relationship between financial development and economic growth during the examined period in Iran. Based on these findings, it is plausible to confirm the hypothesis of the "resource curse" during the examined period in Iran. The findings can encompass a set of policy recommendations for the Iranian economy. Firstly, the government should be aware of the indirect negative impact of oil dependence on the financial system and, consequently, on investment activities. It is logical for the government to maintain the degree of oil dependence at the lowest possible level, enhance economic diversification, and increase the contribution of other sectors to GDP growth. Additionally, the financial system

should engage more in productive investment activities to strengthen its role in improving economic growth. In this regard, policymakers should pursue measures that facilitate improvement of banking intermediation efficiency.

Furthermore, one of the most significant mechanisms of the resource curse in oil-dependent economies is the mismanagement of these resources and neglect of human development. Easy access to oil revenues might exempt the government from investing in human capital development, which could potentially have a negative impact on the performance of the financial sector and other sectors of the economy. Therefore, it is recommended that policymakers prioritize the necessary prerequisites for enhancing human development, which plays a crucial role in enhancing productivity and investment efficiency.

Keywords: Natural Resource Abundance, Financial Development, Productivity, Economic Growth, ARDL Estimator

JEL Classification: B26, O4, P28, C22