نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و چهارم، شماره چهارم، زمستان ۱۴۰۳، صص: ۶۹-۱۰۳

رانت منابع طبیعی و توسعه مالی: آزمون فرضیه نفرین منابع مالی در ایران

مجید آقایی[۱]
مهدیه رضاقلی‌زاده[۲]
محمد عبدی سیّدکلایی[۳]
رواء موسوی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۸/٤ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۹/۲۸

چکیده

در این مطالعه به بررسی ارتباط بین فراوانی منابع طبیعی (رانت منابع) و توسعه مالی به منظور آزمون فرضیه نفرین منابع مالی در ایران طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۱ با استفاده از داده‌های سالیانه جمع‌آوری‌شده از بانک جهانی پرداخته شد. برآورد ارتباط بین متغیرها در این مطالعه با استفاده از الگوهای خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی خطی (ARDL) و غیرخطی (NARDL) صورت گرفته است؛ همچنین، به منظور اطمینان از درستی نتایج به‌دست آمده از تخمین‌زن حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) نیز استفاده گردید. در این مطالعه به منظور بررسی دقیق‌تر تأثیر رانت منابع بر اجزای مختلف سیستم مالی از سه شاخص مختلف توسعه مالی به‌صورت شاخص توسعه بانکی، شاخص توسعه بازار سهام و شاخص توسعه مالی کل در مدل‌سازی استفاده شده است. نتایج حاصل از این تحقیق بیانگر این است که تأثیر رانت منابع بر شاخص توسعه بانکی در ایران طی دوره مورد بررسی و در بلندمدت مثبت و معنی‌دار است و فرضیه موهبت منابع مالی در بخش بانکی ایران تأیید می‌شود؛ درحالی که براساس نتایج به‌دست آمده نمی‌توان شواهدی مبنی بر وجود یا عدم وجود فرضیه نفرین منابع مالی با توجه به شاخص توسعه بازار سهام و شاخص توسعه مالی کل طی دوره مورد بررسی یافت. نتایج به‌دست آمده در الگوی ARDL خطی با توجه به الگوی NARDL و DOLS نیز تأیید می‌شود. براساس تخمین مدل NARDL تأثیر شوک‌های مثبت ناشی از منابع طبیعی بر شاخص توسعه بانکی بیشتر از شوک‌های منفی است. تأثیر کیفیت نهادی بر شاخص توسعه بانکی، شاخص توسعه بازار سهام و شاخص کل توسعه مالی در بلندمدت مثبت و معنی‌دار است و نشان‌دهندهٔ این است که تقویت نهادها در کشور می‌تواند بر استفاده کارآ و مناسب از منابع طبیعی در توسعه مالی کشور مؤثر باشد. با توجه به نتایج تحقیق و اثرات سرریز درآمدهای حاصل از منابع طبیعی بر رشد اقتصادی و توسعه مالی در کشور ایران به‌عنوان کشور صادرکننده نفت، سیاست‌گذاری مناسب در این زمینه بسیار ضروری به‌نظر می‌رسد. در این راستا مرور تجربه کشورهای موفق نظیر نروژ و بوتسوانا جهت سیاست‌گذاری می‌تواند مفید باشد.

واژگان کلیدی: الگوهای خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی خطی (ARDL) و غیرخطی (NARDL)، نفرین منابع مالی، توسعه مالی، رانت منابع
طبقه بندی JEL: G1، E44، P48، C32

۱. دانشیار اقتصاد مالی و عضو هیئت علمی دانشگاه مازندران، مازندران، ایران (نویسندهٔ مسئول) m.aghaei@umz.ac.ir
۲. دانشیار اقتصاد مالی و عضو هیئت علمی دانشگاه مازندران، مازندران، ایران m.gholizadeh@umz.ac.ir
۳. دانشیار اقتصاد توسعه و عضو هیئت علمی دانشگاه مازندران، مازندران، ایران m.abdi.sk@umz.ac.ir
۴. دانشجوی دکتری اقتصاد مالی دانشگاه مازندران، مازندران، ایران rawaa.yaha@uomisan.edu.iq

۱. مقدمه

نظریه‌های سنتی رشد اقتصادی متمرکز بر منابع طبیعی، برخورداری از منابع طبیعی فراوان برای رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی کشورها را ضروری می‌دانستند. این نظریه‌ها با استفاده از مثال‌های تاریخی نظیر بریتانیا، آلمان و ایالات متحده آمریکا نیز پشتیبانی می‌شدند، زیرا بریتانیا که دارنده ذخایر فراوان ذغال سنگ و مواد معدنی بود، به‌عنوان اولین کشور انقلاب صنعتی را تجربه کرد و اولین نشانه‌های صنعتی‌شدن نیز در مناطقی از آلمان بروز کرد که دارای منابع طبیعی بودند. همچنین براساس شواهد تاریخی موجود، رشد و توسعه ایالات متحده آمریکا در دهه‌های پایانی قرن نوزدهم و اوایل قرن بیست نیز تحت تأثیر ثروت ناشی از استخراج منابع طبیعی و تولید ناشی از آن‌ها قرار داشت (تیبا و فریخا[1]، ۲۰۱۹). اما تجربیات رشد و توسعه اخیر بسیاری از کشورهای دارنده منابع طبیعی باعث تردید جدی نسبت به این نظریه‌ها شد، زیرا بسیاری از کشورهای دارای منابع طبیعی مانند کشورهای برخوردار از منابع نفتی نظیر ایران، نیجریه و ونزوئلا یا سایر کشورهای برخوردار از منابع طبیعی نظیر اسپانیا و روسیه با چالش‌های متعددی در زمینه رشد و توسعه اقتصادی روبه‌رو شدند (ساکس و وارنر[2]، ۲۰۰۱). این در حالی بود که کشورهایی مانند سوئیس، ژاپن، هنگ‌کنگ، تایوان، کره جنوبی و سنگاپور که دارای منابع طبیعی نسبتاً کمی بودند، در همان دوره رشد و توسعه نسبتاً سریعی را تجربه کردند. بنابراین از دهه ۱۹۵۰ به بعد، مطالعات نظری و تجربی در مورد ارتباط بین فراوانی منابع طبیعی و رشد اقتصادی افزایش یافت و فرضیه نفرین منابع مبنی بر ارتباط منفی بین رشد اقتصادی و فراوانی منابع طبیعی برای اولین‌بار توسط اوتی (۱۹۹۴)[3] وارد ادبیات اقتصادی شد. فراوانی منابع طبیعی به‌طور بالقوه باید منجر به رشد و توسعه اقتصادی کشورها می‌شود، اما با مشاهده نمونه‌های تجربی از کشورهای برخوردار از منابع طبیعی، می‌بینیم که فراوانی منابع طبیعی در برخی از کشورها نه تنها موهبت نیست، بلکه منجر به کندی رشد و توسعه اقتصادی آن‌ها نیز شده است.

با توجه به مطالعات تجربی انجام‌شده علاوه بر وجود نفرین منابع و تأثیر منفی درآمد حاصل از منابع طبیعی بر رشد و توسعه اقتصادی در کشورهای برخوردار از مبانی طبیعی، برخی از این کشورها از مسایل و مشکلات مختلف دیگر نظیر مسایل سیاسی و اجتماعی، سطح بالای فقر و نابرابری، سطح پایین آموزش، نوسانات رشد اقتصادی، سطح پایین کیفیت نهادی و عدم ثبات سیاسی نیز رنج می‌برند (ساکس و وارنر، ۲۰۰۱). در همین راستا یکی از مشکلات مبتلابه در کشورهای برخوردار از منابع طبیعی به ویژه کشورهای درحال توسعه در مقایسه با کشورهایی که از منابع طبیعی برخوردار نیستند، سطح پایین توسعه مالی است و توسعه مالی نیز نتوانسته است نقش مؤثری در رشد اقتصادی این

1. Tiba & Frikha (2019)
2. Sachs & Warner (2001)
3. Auty (1994)

کشورها ایفا کند (سمرقندی و همکاران[۱]، ۲۰۱۴؛ فرنکل[۲]، ۲۰۱۲؛ البداوی و سوتو[۳]، ۲۰۱۲؛ گلب[۴]، ۲۰۱۰). از طرف دیگر، با توجه به مطالعاتی نظیر پندرگاس و همکاران[۵] (۲۰۱۱) در اغلب کشورهای برخوردار از منابع طبیعی که توانسته‌اند بر نفرین منابع غلبه کنند، سطح مناسبی از توسعه مالی مشاهده می‌شود. بنابراین اولین سؤالی که مطرح می‌شود این است که آیا ارتباطی بین توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی در این کشورها وجود دارد؟ و با توجه به نقش سیستم مالی در تخصیص بهینه منابع، سیستم مالی چه تأثیری در فراوانی منابع طبیعی در کشورهای برخوردار از منابع طبیعی خواهد داشت؟

با توجه به نقش و اهمیت بخش مالی در اقتصادهای توسعه‌یافته و نقش و اهمیت سیستم مالی در تخصیص بهینه منابع مالی، آگاهی از این کارکرد سیستم مالی در کشورهای برخوردار از منابع طبیعی به منظور پاسخ به پرسش اصلی تحقیق حایز اهمیت می‌باشد. در همین راستا اخیراً توجه بسیاری از پژوهشگران (بی بی و ژانگ[۶]، ۲۰۲۰؛ زیدی و همکاران[۷]، ۲۰۱۹؛ ملاچیلا و اودرائوگو[۸]، ۲۰۱۹) به رابطه بین فراوانی منابع طبیعی و توسعه بخش مالی جلب شده است و مطالعات مختلفی در این زمینه انجام شده است، ولی نتایج به‌دست آمده در کشورهای مختلف متفاوت می‌باشد و نمی‌توان به سیاست‌گذاری واحدی در این زمینه رسید. براساس برخی از مطالعات انجام‌شده رابطه بین بخش مالی و فراوانی منابع طبیعی مبهم می‌باشد و به شاخص‌های توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی مورد استفاده بستگی دارد (چودری و همکاران[۹]، ۲۰۲۱؛ دوومفور و انتو-گیامفی[۱۰]، ۲۰۱۸). در برخی دیگر از مطالعات انجام‌شده، فراوانی منابع طبیعی به دلیل تأمین مالی کافی، افزایش تقاضای اعتبارات در سیستم بانکی و تعمیق بیشتر سیستم مالی تقویت‌کننده سیستم مالی است و از آن به‌عنوان موهبت یاد می‌شود (علی و رامکریشنان[۱۱]، ۲۰۲۲؛ شهباز و همکاران[۱۲]، ۲۰۱۸). درحالی که براساس برخی از مطالعات دیگر (ناتانیل[۱۳]، ۲۰۲۱؛ خان و همکاران[۱۴]، ۲۰۲۰b؛ بک و پولهکه[۱۵]، ۲۰۱۷؛ باتاچاریا و هودلر[۱۶]، ۲۰۱۴) فراوانی منابع طبیعی به دلیل مواردی مانند انتقال منابع مالی به

1. Samargandi et al. (2014)
2. Frenkel (2012)
3. Albadawi & Soto (2012)
4. Gelb (2010)
5. Pendergas et al. (2011)
6 . Bibi & Zhang (2020)
7 . Zaidi et al. (2019)
8 . Mlachila & Ouedraogo (2019)
9. Chaudhry et al. (2021)
10. Dwumfour & Ntow-Gyamfi (2018)
11. Ali & Ramakrishnan (2022)
12. Shahbaz et al. (2018)
13. Nathaniel (2021)
14. Khan et al. (2020)
15. Beck & Poelhekke (2017)
16. Bhattacharyya & Hodler (2014)

بنگاه‌های خارجی، انتقال منابع سرمایه به بخش غیرمالی و کیفیت پایین مؤسسات مالی و عدم تخصیص بهینه و کارای منابع مالی تأثیر منفی بر بخش مالی داشته است که از آن به نفرین منابع بازار سرمایه[1] یاد می‌شود (بک و پولهکه، ۲۰۱۷؛ بک، ۲۰۱۱).

ایران نمونه‌ای از کشورهای برخوردار از منابع نفتی فراوان است که استخراج منابع و درآمدهای ناشی از آن‌ها نتوانسته است بر موانع و مشکلات موجود در مسیر توسعه در این کشور مانند بیکاری، نوسانات نرخ رشد و ... غلبه کند و مسایل و مشکلات مرتبط با منابع طبیعی هنوز در این کشور پابرجاست. با توجه به اهمیت ارتباط بین بخش مالی و فراوانی منابع طبیعی جهت سیاست‌گذاری لازم در مسیر دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی، در این مطالعه به آزمون و بررسی رابطه بین فراوانی منابع طبیعی و توسعه مالی در ایران با استفاده از شاخص‌های مختلف توسعه مالی و روش‌های مختلف اقتصادسنجی پرداخته شده است. به همین منظور در ادامه به بررسی مطالعات انجام‌شده در این زمینه پرداخته می‌شود. سپس در بخش سوم مقاله مبانی نظری تحقیق ارائه می‌شود. در بخش چهارم، مدل تحقیق معرفی و به تخمین و برآورد آن پرداخته شده و در پایان نیز ضمن جمع‌بندی نتایج به‌دست آمده، توصیه‌های سیاستی ارائه شده است.

۲. مطالعات انجام‌شده قبلی

رابطه بین توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی در تحقیقات مختلفی مورد بررسی قرار گرفته است، ولی هیچ‌کدام از این تحقیقات به نتیجه واحدی در این زمینه نرسیده‌اند. درواقع رابطه بین این دو متغیر در کشورهای مختلف و با توجه به شاخص‌های مختلف اندازه‌گیری توسعه بخش مالی و همچنین نحوه برآورد این رابطه می‌تواند متفاوت باشد. یکی از جدیدترین مطالعات انجام‌شده در این زمینه را نورماخانوا و همکاران[2] (۲۰۲۳) برای منتخبی از کشورهای آفریقایی انجام داده‌اند. براساس نتایج حاصل از این مطالعه که با استفاده از الگوی پانل و طی دوره زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۰ انجام شده است، فراوانی منابع طبیعی تأثیر منفی قوی بر دو شاخص سرمایه‌گذاری در بازار سهام و اعتبارات در دسترس بخش خصوصی به‌عنوان شاخص‌های توسعه مالی در نمونه مورد بررسی داشته است. در حالی که دوومفور و انتو-گیامفی (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای به بررسی همین رابطه در کشورهای آفریقایی طی دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۲ پرداخته و به این نتیجه رسیده بودند که تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر توسعه مالی در کشورهای آفریقایی مبهم است و تحت تأثیر شاخص‌های توسعه مالی مورد استفاده، متفاوت می‌باشد. چودری و همکاران (۲۰۲۱) نیز در مطالعه‌ای به بررسی رابطه غیرخطی بین توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی طی دوره زمانی ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۷ با استفاده از داده‌های فصلی در کشور عربستان سعودی پرداختند. براساس نتایج حاصل از این مطالعه وجود رفتار غیرخطی بین این دو متغیر طی دوره زمانی مورد بررسی تأیید شد. براساس نتایج حاصل از این مطالعه فراوانی منابع طبیعی در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت بر توسعه مالی در این کشور داشته است در حالی که در بلندمدت

1. Natural Resource Curse in Finance
2. Nurmakhanova et al. (2023)

این تأثیر منفی است. گوان و همکاران[1] (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای دیگر به آزمون تجربی رابطه فراوانی منابع طبیعی و متغیرهایی نظیر رشد اقتصادی و سرمایه انسانی بر توسعه مالی در کشور چین طی دوه زمانی ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۷ پرداختند. براساس نتایج حاصل از این مطالعه یک رابطه علیت یک طرفه بین توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی در این کشور وجود دارد. در مطالعه‌ای دیگر در کشور چین، جیانگ و همکاران[2] (۲۰۲۱) با بسط دادن دوره زمانی به سال‌های ۱۹۸۱ تا ۲۰۱۸ نیز به این نتیجه رسیدند که فراوانی منابع طبیعی تأثیر منفی بر توسعه مالی در این کشور داشته است.

گروه دیگری از مطالعات انجام شده در این زمینه به تأثیر مثبت فراوانی منابع طبیعی بر توسعه مالی اذعان دارند. علی و رامکریشنان (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر توسعه مالی در کشور مالزی طی دوره زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۸ با استفاده از روش ARDL بوتسترپ شده پرداختند. براساس نتایج حاصل از این مطالعه فراوانی منابع طبیعی تأثیر مثبت بر توسعه مالی در کشور مالزی داشته است. حسین و همکاران[3] (۲۰۲۱) نیز در مطالعه‌ای دیگر به این نتیجه رسیدند که فراوانی منابع طبیعی تأثیر مثبت بر توسعه مالی در ۲۳ کشور منتخب برخوردار از منابع طبیعی با درآمد سرانه بالا دارد. آصف و همکاران[4] (۲۰۲۰) نیز در مطالعه‌ای دیگر به بررسی تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر توسعه مالی در کشور پاکستان طی دوره زمانی ۱۹۷۵ تا ۲۰۱۷ پرداختند. براساس نتایج حاصل از این مطالعه فراوانی منابع طبیعی در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت و در بلندمدت تأثیر منفی بر توسعه مالی در کشور پاکستان داشته است.

با مرور مطالعات تجربی خارجی انجام‌شده می‌توان دریافت که رابطهٔ بین توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی در کشورهای مختلف و با توجه به ساختار اقتصادی کشورها می‌تواند متفاوت باشد، لذا بررسی این موضوع در هر کشور و با توجه به شرایط خاص آن ضرورت می‌یابد. با توجه به بررسی‌های نویسندگان در مطالعات داخلی انجام‌شده، مشاهده می‌شود که اغلب مطالعات مرتبط در این زمینه به بررسی توسعه مالی و رشد اقتصادی یا فراوانی منابع طبیعی و رشد اقتصادی اختصاص یافته است و مطالعات بسیار محدودی به بررسی رابطه بین توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی پرداخته‌اند. این مطالعات محدود در داخل کشور نیز به بررسی رابطه بین این دو متغیر به‌صورت مطالعه بین کشوری پرداخته‌اند و مطالعه‌ای که به بررسی رابطه بین توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی در ایران به‌صورت سری زمانی باشد، تاکنون و با توجه به حداکثر اطلاعات نویسندگان وجود ندارد. برای مثال عادلی و روحانی (۱۳۹۸) به بررسی رابطه بین وفور منابع طبیعی و توسعه مالی در کشورهای منتخب اوپک نفت و گاز پرداخته‌اند. یافته‌های این تحقیق گویای آن است که ارتباط مثبت و معنی‌داری بین توسعه بازار سهام و درآمد حاصل از صادرات منابع طبیعی وجود دارد. در جدیدترین مطالعه دیگر در این زمینه نیز آقایی و همکاران (۱۴۰۲) به بررسی رابطه بین منابع طبیعی و بازار سهام در منتخبی از

1. Guan et al. (2020)
2. Jiang et al. (2021)
3. Hussain et al. (2021)
4. Asif et al. (2020)

کشورهای برخوردار از منابع طبیعی با تأکید بر نقش کیفیت نهادی پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که منابع طبیعی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر توسعه بازار سهام در کشورهای مورد بررسی داشته است.

مطالعهٔ حاضر به دلیل به‌کارگیری مدل‌های سری زمانی و آزمون این رابطه برای کشور ایران نسبت به مطالعات قبلی متمایز است. همچنین در این مطالعه تأثیر وفور منابع طبیعی بر شاخص‌های مختلف توسعه مالی نظیر توسعه بخش بانکی و بازار سهام و همچنین کل سیستم بانکی به‌صورت جداگانه انجام شده است که تاکنون در مطالعات قبلی صورت نگرفته است.

۳. مبانی نظری تحقیق

با توجه به ادبیات اقتصادی موجود در زمینه منابع طبیعی، می‌توان دریافت که فراوانی منابع طبیعی در کشورهای مختلف می‌تواند با نفرین یا موهبت همراه باشد. بنابراین رویکردهای اخیر در ادبیات اقتصادی مدرن، چهارچوبی نظری به منظور بررسی تأثیر فراوانی وابستگی به منابع طبیعی بر جنبه‌های مختلف اقتصادی ازجمله سیستم مالی فراهم کرده است. براساس ادبیات اقتصادی موجود پیش‌بینی‌های متناقضی در مورد توسعه مالی در کشورهای دارای منابع طبیعی فراوان وجود دارد. بک (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر توسعه مالی را از بعد عرضه و تقاضا مورد بررسی قرار می‌دهد. از بعد تقاضا ثروت ناشی از منابع طبیعی می‌تواند تأثیر مثبت بر بخش مالی در کشورهای برخوردار داشته باشد. زیرا از نظر واریز منابع مالی و تأمین مالی فراوان ثروت حاصل از منابع طبیعی و مشروط به اینکه این درآمدها در داخل کشور ذخیره شوند، می‌توانند درآمد واریزی بیشتری برای سیستم مالی و به‌ویژه سیستم بانکداری کشور به دنبال داشته باشند (بیماری هلندی). همچنین ممکن است منجر به افزایش تقاضای وام، به‌ویژه وام‌های مصرفی شوند و درنتیجه باعث تعمیق بیشتر سیستم مالی گردند. با این‌حال، دلایلی نیز برای تأثیر منفی ثروت ناشی از منابع طبیعی بر سیستم مالی کشورهای برخوردار نیز وجود دارد. سودهای غیرمنتظره می‌توانند منجر به جابه‌جایی ثروت از سیستم مالی داخلی به سرمایه‌گذاری‌های خارجی خصوصی، سرمایه‌گذاری خارجی دولتی یا به ثروت‌های غیرمالی گسیل شوند و هرچقدر سیستم مالی در کشورها ناکارآمدتر باشد این خروج سرمایه نیز بیشتر می‌شود. علاوه بر این، بخش غیرمالی (معاملاتی) نیز ممکن است به دلایلی نظیر استخراج بی رویه منابع طبیعی، اثر جانشینی بخش غیرمالی و کاهش تقاضای تأمین مالی خارجی از فراوانی منابع طبیعی متضرر گردد. از بعد عرضه نیز فراوانی منابع طبیعی می‌تواند موجب کاهش مهارت و سرمایه‌گذاری در بخش مالی به دلیل اثر جانشینی گردد. به‌طور کلی نیز می‌توان گفت وابستگی زیاد سیستم مالی به چهارچوب نهادی صحیح شامل چهارچوب قراردادی مؤثر، می‌تواند مانع تعمیق مالی در کشورهایی شود که وفور منابع طبیعی توسعه نهادی را تضعیف می‌کند (بک، ۲۰۱۱).

در ادامه و با توجه به ادبیات اقتصادی موجود برخی دیگر از کانال‌های تأثیرگذاری فراوانی منابع طبیعی بر توسعه مالی به‌صورت مختصر ارائه می‌شود.

الف) بهره‌برداری بیش از اندازه از منابع طبیعی منجر به جابه‌جایی عوامل تولید (یعنی نیروی کار و سرمایه) از بخش تولید و تجارت می‌شود زیرا در مقایسه با سایر بخش‌ها رقابت‌پذیری خود را از دست می‌دهد (گیلفاسون و همکاران[1]، ۱۹۹۹؛ ون وینبرگن[2]، ۱۹۸۴). تجارت یکی از عوامل تعیین‌کننده توسعه مالی، به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه است (بالتاجی و همکاران[3]، ۲۰۰۹)، اما تقویت صنایع حامی نسبت به صنایع مخالف به‌دنبال آزادسازی نشانه خوبی از توسعه مالی در آینده است زیرا گروه‌های ذی‌نفع منافع متضادی برای حمایت یا مخالفت با توسعه مالی دارند. بنابراین، فراوانی منابع طبیعی با تضعیف بخش تجارت، ممکن است تأثیر منفی بر سرعت توسعه مالی داشته باشد (راجان و زینگالس[4]، ۲۰۰۳)؛

ب) درآمدهای حاصل از منابع طبیعی ممکن است فرصت‌هایی برای رانت و فساد در اقتصاد ایجاد کنند که اعتماد و اعتبار سیاست‌های دولت را تضعیف می‌کنند. اعتماد و اعتبار سیاست‌های دولت دو عنصر پایه‌ای برای هرگونه اصلاح مالی می‌باشند و تضعیف آن‌ها کاهش سرعت توسعه مالی را در پی خواهد داشت. همچنین وجود رانت ناشی از منابع طبیعی انگیزه کار نیروی کار و کارآفرینان را کاهش خواهد داد و هرچقدر در کشورهای درحال توسعه برخوردار از منابع طبیعی، نسبت کارآفرینان به افراد دارای رانت پایین باشد، افزایش در درآمدهای حاصل از منابع طبیعی باعث کاهش بیشتر کارآفرینان خواهد شد. کارآفرینان متقاضیان تأمین مالی خارجی هستند و بنابراین می‌توانند باعث ارتقای توسعه مالی گردند. بنابراین تضعیف آن‌ها باعث کاهش توسعه مالی در اثر کاهش تقاضا خواهد شد (بالاند و فرانکوز[5]، ۲۰۰۰)؛

ج) در کشورهای برخوردار از منابع طبیعی، رانت منابع جایگزین سرمایه فیزیکی و انسانی می‌شود و همچنین سرمایه اجتماعی نیز به دلیل عدم احساس امنیت و نداشتن مدیریت اقتصادی مؤثر به خطر افتاده و درنتیجه سطح اعتماد در اقتصاد تهدید می‌شود. سرمایه اجتماعی یکی از پایه‌های توسعه مالی است و بسیار حائز اهمیت است، زیرا تمام قراردادهای مالی براساس اعتماد است. بنابراین، اگر سرمایه اجتماعی به دلیل رانت و فساد ایجادشده در اثر افزایش درآمد منابع طبیعی کاهش یابد، می‌توان انتظار داشت که سرعت توسعه مالی تحت تأثیر قرار گیرد (گیسو همکاران[6]، ۲۰۰۴). سرمایه‌گذاری (سرمایه‌گذاری مستقیم، خصوصی، دولتی و خارجی) همان‌گونه که تحت تأثیر میزان انباشت سرمایه انسانی و سرمایه اجتماعی قرار دارد، از رانت‌خواری و فساد نیز تأثیر می‌پذیرد. وجود بیماری هلندی در اثر وفور منابع، مانع سرمایه‌گذاری در بخش تجاری (تولید) می‌شود و رانت‌جویی و فساد باعث کاهش بیشتر سرمایه‌گذاری می‌شود. کاهش سرمایه‌گذاری نیز کاهش خدمات مالی را در پی خواهد داشت و درنتیجه باعث کاهش توسعه مالی می‌شود (گیلفاسون و زوگا[7]، ۲۰۰۶).

1. Gylfason et al. (1999)
2. Van Wijnbergen (1984)
3. Baltagi et al. (2009)
4. Rajan & Zingales (2003)
5. Baland & Francois (2000)
6. Guiso et al. (2004)
7. Gylfason & Zoega (2006)

تئوری و ادبیات نهادی نیز فرضیه‌های مختلفی را در مورد تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر توسعه سیستم مالی، هم از بُعد عرضه و هم از بعد تقاضا ارائه داده است. از بعد تقاضا می‌توان گفت سود زیاد ناشی از درآمد منابع طبیعی و درنتیجه توسعه بخش کالاهای غیرتجاری ناشی از آن، می‌تواند از یک طرف منجر به افزایش تقاضا برای خدمات مالی شامل افزایش اعتبارات مصرف‌کنندگان شود و از سوی دیگر موجب کاهش تقاضا برای تأمین مالی خارجی از بخش منابع طبیعی نسبت به بخش کالاهای تجاری غیر منابع طبیعی در سناریوی بیماری هلندی گردد. علاوه بر این، ادبیات اقتصادی نرخ‌های پس‌انداز و سرمایه‌گذاری پایین‌تر در اقتصادهای مبتنی بر منابع را ثبت کرده است که به نوبه خود می‌تواند تقاضای کمتری برای خدمات مالی در این اقتصادها را نیز توضیح دهد. به‌طور خاص، کشورهای دارای منابع طبیعی می‌توانند درآمدهای منابع خود را برای تسهیل مصرف استفاده کنند که این موضوع ایجاد یک سیستم مالی مؤثر برای خدمت به‌عنوان یک مهارت برای تسهیل مصرف در طول چرخه تجاری را تضعیف می‌کند (گیلفاسون، ۲۰۰۱). از بعد عرضه نیز سرمایه‌گذاری بیشتر در بخش منابع طبیعی می‌تواند منجر به کاهش سرمایه‌گذاری در بخش مالی شود و درنتیجه از دست رفتن مهارت‌ها از سیستم مالی را به‌همراه خواهد داشت. علاوه بر این، این واقعیت که سیستم‌های مالی به طور گسترده به چهارچوب‌های نهادی سالم شامل چهارچوب‌های قراردادی مؤثر وابسته هستند، می‌تواند مانع تعمیق مالی در کشورهایی که فراوانی منابع طبیعی توسعه نهادی را خدشه دار می‌کند، گردد (گیلفاسون، ۲۰۰۱).

۴. ارائه مدل و بررسی متغیرها

همان‌طور که بیان شد، فراوانی منابع طبیعی از کانال‌های مختلف نظیر جابجایی عوامل تولید از بخش تجاری و تولید به سایر بخش‌ها، رانت‌جویی، فساد، کاهش خدمات مالی و سرمایه‌گذاری می‌تواند توسعه مالی را تحت تأثیر قرار دهد[۱]. افزایش تولید ناخالص داخلی از طریق افزایش گزینه‌های مختلف سرمایه‌گذاری نیز منجر به افزایش تقاضا برای خدمات مختلف ازجمله خدمات مالی خواهد شد و درنتیجه توسعه مالی را در پی خواهد داشت (شهباز و همکاران، ۲۰۱۸). بهبود کیفیت نهادها، به ویژه نهادها و زیرساخت‌های مربوط به بخش مالی باعث ایجاد محیطی رقابتی و باز شدن فضا جهت ورود سرمایه‌گذاران مختلف خارجی و داخلی خواهد شد و درنتیجه تقاضا برای خدمات مالی را افزایش خواهد داد و می‌تواند منجر به افزایش توسعه مالی نیز گردد (میشکین[۲]، ۲۰۰۹). با توجه به زمینه ایجاد رانت و فساد در کشورهای برخوردار از منابع یک طرف و تأکید بر ایجاد شفافیت صنایع استخراجی[۳] به منظور مبارزه با فساد در برخی از این کشورها (اوکادا و شینکوما[۴]، ۲۰۲۲)، فساد یکی

---

۱. علاوه بر مطالعات تجربی ذکرشده در این بخش، جهت مطالعه بیشتر رجوع کنید به:
Gylfason & Zoega (2006), Yuxiang & Chen (2011)

2. Mishkin (2009)

3. Extractive Industries Transparency Initiative (EITI)

4. Okada & Shinkuma (2022)

از متغیرهایی است که می‌تواند بر توسعه مالی در کشورهای برخوردار تأثیرگذار باشد. بنابراین با توجه به مبانی نظری موجود و براساس مطالعه اولیه بک (۲۰۱۱) و سایر مطالعات انجام‌شده قبلی نظیر نورماخانوا و همکاران[1] (۲۰۲۳)، علی و رامکریشنان (۲۰۲۲)، چودری و همکاران (۲۰۲۱)، خان و همکاران (۲۰۲۰) و شهباز و همکاران (۲۰۱۸) از تابع (۱) به‌منظور بررسی تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر شاخص‌های مختلف توسعه مالی و آزمون فرضیه نفرین منابع مالی یا نعمت منابع مالی در ایران استفاده شده است.

$$FD = \mathrm{f}(\mathrm{NNR}, \mathrm{GDP}, \mathrm{IQ}, \mathrm{COR}) \qquad (۱)$$

با توجه به مطالعات انجام‌شده قبلی نظیر احمد و همکاران[2] (۲۰۱۶) و به منظور دستیابی به نتایج سازگار و قابل‌اعتماد، تمام متغیرها در تابع (۱) به فرم لگاریتمی تبدیل شده‌اند. لگاریتم‌گیری از متغیرها موجب هموارسازی تغییرات آن‌ها شده و با توجه به ضریب برآوردی هر متغیر به‌صورت کشش، تفسیر ضرایب تسهیل می‌شود. بنابراین مدل تجربی تحقیق با در نظر گرفتن فرم لگاریتمی متغیرها عبارتست از:

$$LnFD_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LnNRR_t + \alpha_2 LnGDP_t + \alpha_3 COR_t + \alpha_4 LnIQ_t + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

در این معادله:

FD، متغیر وابسته مدل و نشان‌دهنده شاخص توسعه مالی می‌باشد. i نیز بیانگر شاخص‌های مختلف توسعه مالی استفاده شده در تحقیق می‌باشد و برابر با ۱ تا ۳ است. در این مطالعه به منظور آزمون فرضیه نفرین منابع مالی از شاخص توسعه مالی ارائه شده توسط بانک جهانی استفاده شده است که زیر شاخص‌های مورد استفاده جهت تهیه آن در جدول (۱) ارائه شده است. این شاخص بازارهای مالی و نهادهای مالی را در سه سطح عمق مالی (اندازه و میزان نقدینگی)، دسترسی مالی (توانایی افراد و شرکت‌ها در دسترسی به خدمات مالی) و کارآیی مالی (توانایی مؤسسات مالی در فراهم کردن خدمات مالی با کم‌ترین هزینه و درآمد پایدار و سطح فعالیت بازار سرمایه) در نظر می‌گیرند و یکی از کامل‌ترین شاخص‌های توسعه مالی به شمار می‌آیند. در این مطالعه به منظور مقایسه فرضیه نفرین منابع بازار سهام و سیستم بانکی، با توجه به شاخص‌های مختلف مرتبط با توسعه بخش بانکی و بازار سرمایه و با استفاده از روش PCA[3]، شاخص‌های توسعه بخش بانکی و توسعه بازار سهام محاسبه گردیده است و هرکدام از این شاخص‌ها به‌صورت جداگانه در تخمین مدل استفاده شده است. همچنین به منظور بررسی آزمون فرضیه نفرین منابع مالی در کل سیستم مالی نیز از شاخص توسعه مالی کل که از ترکیب این دو شاخص به دست می‌آید، استفاده شده است (پرادان و همکاران[4]، ۲۰۱۷؛ سویریدزنکا[5]، ۲۰۱۶؛ پرادان و همکاران، ۲۰۱۴). توضیحات مربوط به

1. Nurmakhanova et al. (2023)
2. Ahmed et al. (2016)
3. Principal Component Analysis
4. Pradhan et al. (2017)
5. Svirydzenka (2016)

زیرشاخص‌های مورد استفاده جهت محاسبه هریک از شاخص‌های توسعه بانکی و بازار سهام و سایر متغیرها در جدول (۱) ارائه شده است.

NNR، نشان‌دهنده شاخص فراوانی منابع طبیعی می‌باشد که با توجه به نمونه مورد بررسی، این شاخص بیانگر رانت نفتی است که مقدار آن از تفاوت بین ارزش تولید نفت خام به قیمت‌های جهانی و کل هزینه‌های تولید به دست می‌آید. مقدار بیشتر این عدد نشان‌دهنده وابستگی بیشتر کشور به منابع نفتی می‌باشد.

IQ، بیانگر شاخص کیفیت نهادی می‌باشد. کیفیت نهادی یک پدیده چند بعدی است که نمی‌توان آن را فقط با یک شاخص اندازه‌گیری کرد. بنابراین در این تحقیق به منظور اندازه گیری دقیق این شاخص از شش زیرشاخص جهانی از شاخص‌های حکمرانی ارائه‌شده توسط بانک جهانی نظیر ثبات دولت و مؤثر بودن آن، ثبات سیاسی، فقدان خشونت، تروریسم، کیفیت قانون‌گذاری، حاکمیت قانون و مسئولیت‌پذیری استفاده شده است. زیر شاخص‌های مورد استفاده به منظور رسیدن به یک شاخص با استفاده از روش PCA ترکیب شده‌اند (دوگان و همکاران[1]، ۲۰۲۰).

GDP، نشان‌دهنده تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت می‌باشد.

COR، نشان‌دهنده شاخص فساد می‌باشد و اطلاعات آن از شاخص کنترل فساد[2] ارائه‌شده توسط بانک جهانی گردآوری شده است. رانت ناشی از منابع طبیعی می‌تواند موجب ایجاد فساد در دولت و کسب و کار مردم و نیز انحراف در تخصیص منابع شود که این امر سبب کاهش کارایی اقتصادی و همچنین افزایش نابرابری اجتماعی می‌شود. منابع طبیعی راه را برای دریافت رانت آسان می‌کند و بیش از فعالیت‌های مؤثر، به رانت‌جویی رقابتی منجر می‌شود (تورویک[3]، ۲۰۰۲). t، α_0 و ε_t به ترتیب نشان‌دهنده زمان، عرض از مبدا و جز اخلال مدل می‌باشند.

ارتباط بین متغیرهای توضیحی و توسعه مالی در ایران با استفاده از داده‌های سالیانه طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۱ مورد تخمین قرار می‌گیرد. با توجه به مدل تحقیق و شاخص‌های مختلف توسعه مالی (شاخص توسعه بانکی، شاخص توسعه بازار سهام و شاخص توسعه مالی کل) استفاده شده در مدل، ضرایب متغیر رانت منابع طبیعی در هر مدل بیانگر وجود یا عدم وجود نفرین منابع بازار سهام، سیستم بانکی و کل سیستم مالی می‌باشد. براساس ادبیات موجود و با توجه به شرایط خاص هر نمونه ضریب این متغیر می‌تواند مثبت و منفی باشد. علامت منفی متغیر رانت منابع بیانگر وجود نفرین منابع با توجه به شاخص توسعه مالی مورد استفاده می‌باشد. تأثیر متغیر کیفیت نهادی بر توسعه مالی نیز بستگی به شرایط هر کشور می‌تواند متفاوت باشد. با توجه به ادبیات موجود می‌توان انتظار داشت تأثیر متغیرهای رشد اقتصادی و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بر توسعه مالی مثبت، ولی فساد تأثیر منفی داشته باشد.

1. Dogan et al. (2020a)
2. Control of Corruption
3. Torvik (2002)

جدول ۱: خلاصه‌ای از متغیرهای مورد استفاده در پژوهش و منابع آماری آن‌ها

منبع	توضیح متغیر (زیر شاخص‌ها)	نماد	متغیر
بانک جهانی	شاخص کنترل فساد که براساس ۵۰ شاخص از ۳۰ گزارش گردآوری شده توسط بانک جهانی محاسبه می‌شود	COR	فساد
بانک جهانی	میزان اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی به‌صورت درصدی از GDP اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی توسط مؤسسات مالی به‌صورت درصدی از GDP حجم پول و سپرده‌های بانکی(M2) به‌صورت درصدی از GDP	FDB	شاخص توسعه بخش بانکی
بانک جهانی	میزان سهام مبادله شده یا همان نسبت گردش سهام میزان سهام مبادله شده به‌صورت درصدی از GDP ارزش کل سهام پذیرفته شده در بازار سهام به‌صورت درصدی از GDP تعداد کل سهام پذیرفته شده در بورس به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت	FDS	شاخص توسعه بازار سهام
بانک جهانی	مجموع شاخص‌های توسعه بازار سهام و توسعه بانکی	TFD	شاخص کل سیستم مالی
بانک جهانی	تفاوت بین ارزش تولید نفت خام به قیمت‌های جهانی و کل هزینه‌های تولید	NRR	رانت منابع طبیعی(فروانی منابع طبیعی)
بانک جهانی	تولید ناخالص داخلی	GDP	شاخص رشد اقتصادی
بانک جهانی	ثبات دولت و مؤثر بودن آن ثبات سیاسی فقدان خشونت تروریسم کیفیت قانونگذاری و حاکمیت قانون مسئولیت پذیری	IQ	شاخص کیفیت نهادی

(منبع: گردآوری نویسندگان)

در ادامه خلاصه‌ای از آماره‌های توصیفی متغیرهای مدل در جدول (۲) ارائه می‌شود.

جدول ۲: آماره‌های توصیفی متغیرهای مدل

	شاخص فساد	شاخص توسعه بانکی	شاخص کل توسعه مالی	شاخص توسعه بازار سهام	تولید ناخالص داخلی	کیفیت نهادی	رانت منابع
میانگین	3.36	4.31	-1.15	24.81	8.45	0.078	3.15
میانه	3.44	4.39	-1.13	24.60	8.52	-0.245	3.18
ماکزیمم	3.90	4.88	-0.733	28.12	8.60	2.64	3.54
مینیمم	2.59	3.62	-1.51	22.72	8.17	-2.60	2.57
انحراف معیار	0.408	0.39	0.224	1.35	0.142	1.78	0.273
چولگی	-0.579	۰-0.29	0.247	0.716	-0.750	-0.0587	-0.441
کشیدگی	2.07	1.91	2.21	3.23	1.95	1.43	2.63
آمارهJarque-Bera	2.47	1.69	0.974	2.37	3.76	2.77	1.025
احتمال	0.290	0.427	0.614	0.304	0.152	0.250	0.598
مجموع	90.96	116.45	-31.24	670.10	228.22	2.11	85.29
	4.34	4.03	1.30	47.51	0.526	83.17	1.93
مشاهدات	۳۲	۳۲	۳۲	۳۲	۳۲	۳۲	۳۲

(منبع: محاسبات تحقیق)

تمام متغیرها به‌جز متغیر کیفیت نهادی به دلیل دارابودن مقادیر منفی، به فرم لگاریتمی هستند.

همان‌طور که در جدول (۲) نشان داده شده است، متغیرهای شاخص توسعه بازار سهام و کیفیت نهادی بیشترین نوسان را در بین متغیرهای تحقیق طی دوره مورد بررسی داشته‌اند. براساس آزمون جارک برا نیز تمام متغیرهای تحقیق از توزیع مشاهدات نرمال برخوردار هستند.

جدول ۳: ضریب همبستگی بین متغیرهای مدل

	شاخص توسعه بخش بانکی	شاخص کل توسعه مالی	شاخص توسعه بازار سهام	GDP	کیفیت نهادی	رانت منابع	فساد
شاخص توسعه بخش بانکی	1.00	0.94	0.59	0.85	-0.70	0.11	-0.84
شاخص کل توسعه مالی	0.94	1.00	0.71	0.75	-0.70	0.22	-0.83
شاخص توسعه بازار سهام	0.59	0.71	1.00	0.34	-0.49	0.15	-0.56
GDP	0.85	0.75	0.34	1.00	-0.79	0.22	-0.73
کیفیت نهادی	-0.70	-0.70	-0.49	-0.79	1.00	-0.20	0.83
رانت منابع	0.11	0.22	0.15	0.22	-0.20	1.00	-0.06
فساد	-0.84	-0.83	-0.56	-0.73	0.83	-0.06	1.00

(منبع: محاسبات تحقیق)

جدول (۳) ضرایب همبستگی بین متغیرهای مدل را نشان می‌دهد. براساس این جدول شاخص توسعه مالی کل بیشترتحت تأثیر شاخص توسعه بخش بانکی قرار دارد که با توجه به بانک‌محور بودن سیستم مالی در کشور ایران، قابل توجیه است.

۵. تخمین مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

۵ - ۱. بررسی مانایی متغیرها

در تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی به دلیل اینکه معمولا متغیرهای سری زمانی ناایستا هستند، قبل از برآورد مدل و انجام آزمون هم‌انباشتگی، باید ایستایی متغیرها مورد آزمون و بررسی قرار می‌گیرد. در این مطالعه و با توجه به حساسیت مدل به درجه هم‌انباشتگی متغیرهای تحقیق، از آزمون‌های مختلف ریشه واحد استفاده گردید. اولین آزمون ریشه واحد مورد استفاده در این تحقیق آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته[1] است که براساس مطالعات انجام‌شده قبلی نظیر رحمان و همکاران[2] (۲۰۲۱)، یانگ و همکاران[3] (۲۰۲۱) و شریف و همکاران[4] (۲۰۲۰) پرکاربردترین آزمون ریشه‌واحد جهت تخمین مدل‌های ARDL است. مدل‌های ARDL عموما به دلیل وجود متغیر درون‌زای باوقفه در بین متغیرهای توضیحی دارای مشکل خودهمبستگی اجزای خطا می‌باشند که آزمون ریشه‌واحد تعمیم‌یافته دیکی فولر (ADF) در این شرایط مناسب‌ترین است. به منظور اطمینان از نتایج این

1. Augmented Dickey Fuller (ADF)
2. Rehman et al. (2021)
3. Yang et al. (2021)
4. Sharif et al. (2020)

آزمون، از آزمون‌های وایتکوفسکی و همکاران[1] (KPSS) و آزمون ریشه واحد-Perron Ng نیز استفاده گردید. آزمون ریشه واحد Ng-Perron در مطالعات با حجم نمونه‌های کوچک نتایج بهتر و قابل‌اعتمادتری نسبت به سایر آزمون‌های دیگر ارائه می‌دهد و در مقایسه با سایر آزمون‌های ریشه واحد قوی‌تر و مناسب‌تر می‌باشد (شهباز و همکاران، ۲۰۱۸). براساس نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد که در جدول (۴) ارائه شده است، برخی از متغیرها در سطح و برخی از متغیرها با یک تفاضل ایستا هستند.

به منظور اطمینان از نتایج به‌دست آمده از آزمون‌های ریشه واحد مرسوم و به منظور بررسی دقیق‌تر درجه انباشتگی متغیرهای پژوهش، آزمون‌های ریشه واحد شکست ساختاری رون‌زدایی‌شده[2] زیوت-اندریوز[3] نیز انجام شد که براساس نتایج حاصل از این آزمون نیز نتایج ارائه‌شده در جدول (۴) تأیید گردید. همان‌طور که مشاهده می‌شود درجه انباشتگی متغیرها براساس آزمون‌های مختلف ریشه واحد در ستون‌های جداگانه نشان داده شده است. در برآورد مدل به روش ARDL Bounding، 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[4] (۲۰۰۱). اگر یکی از متغیرهای مورد استفاده هم‌انباشته از مرتبه ۲ باشد، در این‌صورت انجام آزمون F مشترک ارائه‌شده توسط پسران و همکاران و همچنین نارایان جهت بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت، نامعتبر خواهد بود (باوم[5]، ۲۰۰۴؛ پسران و همکاران، ۲۰۰۱).

جدول ۴: نتایج آزمون‌های ریشه واحد

	آزمون Ng-Perron						آزمون DF-GLS			آزمون Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin		
متغیر	وقفه بهینه	MZa	MZt	MSB	MPT	درجه انباشتگی	DF-GLS statistic	وقفه بهینه	درجه انباشتگی	KPSS	وقفه بهینه	درجه انباشتگی
FDB	0	0.125	0.071	0.569	23.165	I(0)	-0.390	0	I(1)	0.766	3	I(0)
TFD	0	-3.985	-1.292	0.324	6.243	I(0)	-1.948	0	I(0)	0.759	3	I(0)
FDS	0	1.412	0.656	0.464	21.421	I(0)	0.434	0	I(1)	0.518	2	I(0)
NRR	0	-4.740	-1.528	0.322	5.191	I(0)	-2.008	0	I(0)	0.117	2	I(1)
GDP	0	-2.435	-1.007	0.413	9.504	I(0)	-1.530	0	I(1)	0.651	3	I(0)
IQ	0	-0.164	-0.124	0.750	33.08	I(0)	-0.957	0	I(1)	0.504	3	I(0)
COR	0	-12.841	-2.474	0.192	2.134	I(0)	-4.535	0	I(0)	0.172	3	I(1)

(منبع: محاسبات تحقیق)

1. Kwiatkowski et al. (KPSS)
2. de-trended structural breakunit root tests
3. Zivot-Andrews (1992)
4. Pesaran et al. (2001)
5. Baum (2004)

۵ – ۲. تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی

۵ – ۲ – ۱. مدل ARDL

به منظور بررسی رابطه پویای کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای تحقیق و با توجه به آزمون‌های تشخیصی و ماهیت داده‌ها، بهترین روش تخمین، روش خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL) است. مدل ARDL دارای ویژگی‌هایی است که این مدل را نسبت به سایر مدل‌های سری زمانی متمایز می‌کند. مدل ARDL مشکل درون‌زایی احتمالی متغیرهای مدل را با اضافه کردن مقدار باوقفه متغیر وابسته به متغیرهای توضیحی برطرف می‌کند. از دیگر مزایای مدل ARDL این است که برخلاف مدل هم‌انباشتگی جوهانسون، نیاز نیست تمام متغیرها هم‌انباشته از یک درجه باشند، زیرا این مدل می‌تواند برای متغیرهای انباشته از درجه یک یا انباشته در سطح یا ترکیبی از هر دو به‌کار رود. یکی دیگر از ویژگی‌های این مدل قابل کاربرد بودن آن در نمونه‌های کوچک است که از این حیث کاربرد زیادی در کشورهای درحال توسعه به دلیل کمبود داده دارد. علاوه بر مزایای ذکرشده، تخمین هم‌زمان رابطه پویای بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها از دلایل کاربرد وسیع این مدل در مطالعات اقتصادی است (علی و رامکریشنان (۲۰۲۲).

به منظور برآورد رابطه هم‌انباشتگی بلندمدت بین متغیرها، روش‌های اقتصادسنجی مختلفی وجود دارد. براساس ادبیات موجود، روش‌های مختلفی مانند آزمون انگل-گرنجر (۱۹۸۷)، آزمون جوهانسون (۱۹۹۱) و آزمون پسران (۲۰۰۱) جهت برآورد رابطه بلندمدت وجود دارد. آزمون هم‌انباشتگی انگل و گرنجر (۱۹۸۷) رابطه هم‌انباشتگی بین دو متغیر با درجه انباشتگی یکسان را ارائه می‌دهد. بنابراین، این آزمون فقط برای بررسی رابطه بین دو متغیر کاربرد دارد و در موارد چندمتغیره کمتر مؤثر است. به منظور جبران این محدودیت، آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون (۱۹۸۸، ۱۹۹۱) توسعه داده شد که با استفاده از این آزمون، امکان بررسی رابطه هم‌انباشتگی بین چند متغیر امکان‌پذیر گردید. آزمون جوهانسون براساس مدل‌سازی اصلاح خطای برداری (VECM) به‌عنوان راهکاری برای رفع محدودیت‌های آزمون انگل و گرنجر ارائه گردید، اما برای برآورد رابطه هم‌انباشتگی نیاز است تمام متغیرها از یک درجه انباشتگی باشند که این مورد معمولا در اغلب سری‌های زمانی اتفاق نمی‌افتد. بنابراین، به منظور بررسی رابطه هم‌انباشتگی بین چند متغیر با درجه انباشتگی مختلف I (0) و I (1)، می‌توان از آزمون هم‌انباشتگی پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده کرد. در این مطالعه نیز با توجه به متفاوت بودن درجه انباشتگی متغیرها و به منظور برآورد رابطه پویای بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها از مدل پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده می‌شود. مدل ARDL خطی جهت بررسی رابطه بین توسعه مالی و رانت منابع جهت آزمون فرضیه نفرین منابع بازار مالی به‌صورت زیر ارائه می‌شود.

$$\Delta(LnFD)_t = \alpha_0 + \alpha_1(LnFD)_{t-1} + \alpha_2 NNR_{t-1} + \alpha_3 GDP_{t-1} + \alpha_4(IQ)_{t-1} + \alpha_5(COR)_{t-1} + \sum_{i=1}^{t}\beta_i\Delta(FD)_{t-i} + \sum_{i=1}^{t}\rho_i\Delta NNR_{t-i} + \sum_{i=1}^{t}\varphi_i\Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{t}\omega_i\Delta(IQ)_{t-i} + \sum_{i=1}^{t}\gamma_i\Delta(COR)_{t-i} + \psi_t \quad (۳)$$

در این معادله Δ عملگر تفاضل مرتبه اول می‌باشد. α_0 و ψ_t به ترتیب ضریب ثابت و جزء اخلال مدل در زمان t می‌باشد. ضرایب β_i ، ρ_i ، φ_i ، ω_i، φ_i و γ_i ضرایب کوتاه‌مدت مدل و α_1 ..... α_5 ضرایب بلندمدت مدل می‌باشند. روش ARDL به‌طور کلی براساس آماره F مشترک[1] بوده و توزیع مجانبی این آماره غیراستاندارد و تحت فرضیه صفر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی می‌باشد. اولین قدم در برآورد مدل ARDL، برآورد معادله ارائه‌شده به‌وسیله روش حداقل مربعات معمولی (OLS) می‌باشد. تخمین هریک از معادلات بالا به منظور آزمون وجود یا عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها براساس معنی‌داری آماره F مشترک ضرایب متغیرهای با وقفه موجود در مدل صورت می‌گیرد. برای مثال آزمون فرضیه وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت (هم‌انباشتگی) براساس آزمون والد عبارتست از:

$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$ وجود رابطه هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت) (۴)

$H_1 : \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \alpha_3 \neq \alpha_4 \neq \alpha_5 \neq 0$ عدم وجود هم‌انباشتگی(رابطه بلندمدت) (۵)

برای اظهارنظر در مورد آزمون فرضیه بالا از مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده می‌شود. این مقادیر بحرانی شامل کرانه بحرانی بالا[2] (UCB) و کرانه بحرانی پائین[3] (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 معنی‌داری آزمون هم‌انباشتگی استفاده می‌شود. در مواقعی که متغیرهای مدل هم‌انباشته از درجه یک یا هم‌انباشته از درجه یک و صفر باشند، جهت بررسی معنی‌داری 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 معنی‌دار 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 (۲۰۰۱) جهت تشخیص هم‌انباشتگی مناسب نمی‌باشد، زیرا مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) برای نمونه‌های با حجم بزرگ ($T = 500$ تا $T = 40000$) مناسب می‌باشند، بنابراین در این مطالعه از مقادیر بحرانی نارایان[4] (۲۰۰۵) استفاده شد. مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) ممکن است باعث نتایج نااریب 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

1. Joint F-statistic
2. Upper Critical Bound
3. Lower Critical Bound
4. Narayan (2005)

می‌دهد (نارایان، ۲۰۰۵). در ادامه تحقیق ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل برآورد و آزمون‌های تشخیصی به منظور اطمینان از صحت نتایج مدل ارائه می‌شوند. معادله (۶) به منظور تخمین ضرایب کوتاه‌مدت مدل ارائه می‌گیرد و γ_i سرعت تعدیل تعادل بلندمدت مدل در اثر شوک‌های کوتاه‌مدت یا تصحیح خطا را نشان می‌دهد.

$$\Delta(\mathrm{FD})_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{t} \beta_i \Delta(FD)_{t-i} + \sum_{i=1}^{t} \rho_i \Delta NNR_{t-i} + \sum_{i=1}^{t} \varphi_i \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{t} \omega_i \Delta(IQ)_{t-i} + \sum_{i=1}^{t} \gamma_i \Delta(COR)_{t-i} + \gamma_i \mathrm{ECM}_{t-1} + \vartheta_t \quad (۶)$$

تشخیص مناسب مدل جهت تفسیر نتایج یکی از گام‌های اساسی در برآورد هر مدل می‌باشد که در ادامه تحقیق به بررسی تمام این آزمون‌ها جهت اطمینان از اعتبار نتایج تحقیق پرداخته شده است و نتایج آن در جدول (۵) ارائه شده است.

۵ – ۲ - ۲. مدل NARDL

مدل ARDL رابطه خطی کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها را اندازه گیری می‌کند و در صورتی که بین متغیرهای مدل رابطه غیرخطی برقرار باشد، قادر به برآورد آن نیست. به همین منظور در این مطالعه با توجه به احتمال وجود رابطه غیرخطی و نامتقارن بین رانت منابع و توسعه مالی از مدل غیرخطی ARDL که توسط شین و همکاران[1] (۲۰۱۴) توسعه‌یافته است نیز جهت تخمین مدل تحقیق استفاده شد. مدل NARDL، شکل خاصی از مدل ARDL خطی پسران و همکاران (۲۰۰۱) است که امکان بررسی عدم تقارن در روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها را فراهم می‌آورد. مزیت روش NARDL نسبت به سایر روش‌های هم‌جمعی این است که کارایی آن در مدل‌های دارای مشاهدات کم، بالاتر است. همچنین این روش برای حالتی که متغیرهای توضیحی مدل درون‌زا باشند نیز کاربرد دارد (عالم و کوازی[2]، ۲۰۰۳). فرم غیرخطی مدل اصلی تحقیق براساس معادله اصلی تحقیق به‌صورت زیر است:

$$LnFD_t = \beta_0 + \beta_1 NNR_t^+ + \beta_2 NNR_t^- + \beta_3 GDP_t + \beta_4 IQ_t + \beta_5 COR_t + \varepsilon_t \quad (۷)$$

در این معادله NNR_t^+ و NNR_t^- تکانه‌های مثبت و منفی رانت منابع هستند که به منظور بررسی تأثیر نامتقارن آن‌ها بر شاخص‌های مختلف توسعه مالی براساس تعریف گرنجر و یون (۲۰۰۲) به‌صورت مجموع تجمعی مثبت (اجزاء مثبت) و منفی (اجزاء منفی) تعریف شده و به‌صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$NNR_t^+ = \sum_{1990}^{2021} \Delta NNR_t^+ = \mathrm{Max}\,(\Delta NNR, 0) \quad (۸)$$

$$NNR_t^- = \sum_{1990}^{2021} \Delta NNR_t^- = \mathrm{Min}\,(\Delta NNR, 0) \quad (۹)$$

با جایگذاری مقادیر مثبت و منفی در معادله (۷)، مدل غیرخطی ARDL جهت بررسی رابطه غیرخطی بین توسعه مالی و رانت منابع طبیعی به‌صورت زیر است:

1. Shin et al. (2014)
2. Alam & Quazy (2003)

$$\Delta(LnFD)_t = \alpha_0 + \alpha_1(LnFD)_{t-1} + \alpha_2^+ NNR_{t-1}^+ + \alpha_3^- NNR_{t-1}^- + \alpha_4 GDP_{t-1} + \alpha_5(IQ)_{t-1} + \alpha_6(COR)_{t-1} + \sum_{i=1}^t \beta_i \Delta(FD)_{t-i} + \sum_{i=1}^t (\rho_i^+ NNR_{t-i}^+ + \rho_i^- NNR_{t-i}^-) + \sum_{i=1}^t \varphi_i \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^t \omega_i \Delta(IQ)_{t-i} + \sum_{i=1}^t \gamma_i \Delta(COR)_{t-i} \quad (۱۰)$$

در معادله (۱۰)، $\sum_{i=1}^t \rho_i^+$ و $\sum_{i=1}^t \rho_i^-$ تأثیرات مثبت و منفی رانت منابع طبیعی بر شاخص‌های مختلف توسعه مالی در مدل را نشان می‌دهند. α_2^+ و α_3^- نیز بیانگر تأثیرات مثبت و منفی در بلندمدت هستند. فرم تصحیح خطای معادله (۱۰) به‌صورت زیر است:

$$\Delta(\mathrm{FD})_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^t \beta_i \Delta(FD)_{t-i} + \sum_{i=1}^t (\rho_i^+ NNR_{t-i}^+ + \rho_i^- NNR_{t-i}^-) + \sum_{i=1}^t \varphi_i \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^t \omega_i \Delta(IQ)_{t-i} + \sum_{i=1}^t \gamma_i \Delta(COR)_{t-i} + \gamma_i \mathrm{ECM}_{t-1} + \vartheta_t \quad (۱۱)$$

در معادله (۱۱)، γ_i جزء تصحیح خطای مدل می‌باشد و سرعت تعدیل بلندمدت مدل غیرخطی بعد از شوک کوتاه‌مدت را نشان می‌دهد. ρ_i^+ و ρ_i^- تعدیل کوتاه‌مدت نامتقارن است و سایر ضرایب متغیرها نشان‌دهنده تأثیرات کوتاه‌مدت هر متغیر توضیحی می‌باشد. همانند مدل ARDL و با توجه به مطالعه پسران و همکاران از آماره F به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت و از آزمون والد استاندارد نیز جهت بررسی وجود یا عدم وجود تقارن‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت استفاده می‌شود.

۵ - ۳. تعیین تعداد وقفه‌های بهینه، نتایج آزمون هم‌انباشتگی و سایر آماره‌های تشخیصی

طبق ایده سیمز در مدل‌های سیستمی خودرگرسیون، تعیین متغیرهای مناسب جهت حضور در سیستم و تعیین تعداد وقفه از اهمیت فوق‌العاده‌ای برخوردار می‌باشد. به دلیل زیاد بودن تعداد پارامترها[1] در این نوع از مدل‌ها باید براساس اصل صرفه‌جویی[2]، وقفه بهینه را تعیین کرد. معیارهای اطلاعات[3] بهترین ابزار جهت انتخاب وقفه بهینه در مدل‌های سیستمی می‌باشند (بروکس[4]، ۲۰۰۸؛ لوتکپول[5]، ۲۰۰۶ و ۱۹۹۱). با توجه به محدود بودن دوره مورد مطالعه در این تحقیق و برتری معیار شوارتز- بیزین در نمونه‌های کوچک نسبت به سایر معیارها، جهت انتخاب وقفه بهینه مدل از این معیار استفاده شد (آقایی، ۱۳۹۵). حداکثر وقفه متغیرها در این تحقیق براساس معیار شوارتز بیزین ۱ انتخاب شد که مقدار وقفه بهینه هر متغیر براساس آزمون شوارتز مشخص می‌گردد.

پس از انجام آزمون‌های مربوط به مانایی متغیرها و پس از اطمینان از عدم انباشته بودن متغیرها از درجه دو، به بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها و همچنین سایر آماره‌های تشخیصی جهت اطمینان از پایداری هریک از مدل‌ها پرداخته می‌شود. ستون اول جدول (۳) نشان‌دهنده رابطه‌های برآوردشده بین متغیرهای مدل می‌باشد (با توجه به وجود سه شاخص توسعه مالی، سه مدل برآورد

1. Over Parameterized
2. Parsimonious
3. Information Criteria
4. Brooks 2008
5. Lütkepohl (2006 & 1991)

گردیده است). ستون دوم نشان‌دهنده وقفه بهینه هرکدام 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 پسران تأیید می‌شود. علاوه بر این آزمون، با توجه به مطالعه کرمرز و همکاران[1] (۱۹۹۲)، معنی‌دار بودن ضریب با وقفه تصحیح خطا نیز روشی جایگزین و کارا جهت آزمون وجود رابطه بلندمدت می‌باشد. با توجه به مقادیر منفی و معنی‌دار این ضریب در تمام مدل‌های برآوردی وجود رابطه بلندمدت در تمام مدل‌های تحقیق مورد تأیید قرار گرفت. 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 در هر دو مدل ARDL و NARDL جهت تفسیر و بررسی مورد تأیید قرار می‌گیرند.

جدول ۵: نتایج آزمون رابطه بلندمدت و سایر آماره‌های تشخیصی

	مدل	مدل برآورد شده	طول وقفه بهینه	آماره F پسران	آزمون نرمالیتی	آماره آزمون واریانس ناهمسانی	آزمون خودهمبستگی	آزمون تصریح رمزی
مدلسازی ARDL	مدل اول	FDB=f (IQ, COR, GDP, NNR)	(۱،۱،۰،۱،۰)	۶/۳۸۸*	۳,۳۴۷ (۰/۹۵۸)	۱,۸۶۰ (۰,۶۰۵)	۰,۹۶۳ (۰/۳۴۷)	۲/۹۳۹ (۰/۱۱۳)
	مدل دوم	FDS= f (IQ, COR, GDP, NNR)	(۰،۱،۰،۱،۰)	۱۱/۶۱۳*	۰/۳۱۴ (۰/۸۵۴)	۱/۷۸۷ (۰/۱۶۳)	۰/۴۱۸ (۰/۵۳۱)	۸۸/۲۲۸ (۰/۴۹۴)
	مدل سوم	TFD= f (IQ, COR, GDP, NNR)	(۰،۱،۰،۰،۰)	۶/۲۴۴*	۱/۶۱۵ (۰/۴۴۵)	۱/۴۶۷ (۰,۴۰۴)	۲/۵۱۳ (۰/۲۹۷)	۰/۶۳۴ (۰/۵۳۳)
مدلسازی NRADL	مدل اول	FDB=f (IQ, COR, GDP, NNR^+, NNR^-)	(۱،۰،۱،۰،۱)	۷/۳۷۸*	۳,۳۵۸ (۰/۹۶۷)	۱,۷۴۵ (۰,۷۶۵)	۰,۸۷۳ (۰/۴۲۷)	۲/۹۳۹ (۰/۱۱۳)
	مدل دوم	FDS= f (IQ, COR, GDP, NNR^+, NNR^-)	(۱،۰،۰،۰،۰)	۹/۶۸۹*	۰/۳۲۳ (۰/۸۶۵)	۱/۶۷۵ (۰/۱۵۴)	۰/۳۰۳ (۰/۴۲۱)	۸۸/۲۲۸ (۰/۴۹۴)
	مدل سوم	TFD= f (IQ, COR, GDP, NNR^+, NNR^-)	(۱،۰،۰،۰،۰)	۷/۲۵۶*	۱/۷۱۲ (۰/۴۶۷)	۱/۵۶۹ (۰,۵۱۵)	۲/۵۰۶ (۰/۱۸۶)	۰/۵۲۳ (۰/۴۲۲)

(منبع: محاسبات تحقیق [* ، **، به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح خطای ۵ و ۱۰ درصد می‌باشند و اعداد داخل پرانتز نیز نشان‌دهنده سطح احتمال هر آزمون می‌باشد.])

۵ - ۴. تخمین کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل و تفسیر ضرایب

پس از انجام آزمون‌های تشخیصی لازم، در این قسمت از تحقیق رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای تحقیق با استفاده از روش ARDL در جدول (۶) ارائه شده است.

1. Kremers et al. (1992)

جدول ۶: نتایج حاصل از تخمین مدل ARDL

نتایج برآورد کوتاه‌مدت مدل‌های تحقیق								
متغیر وابسته: شاخص کل توسعه مالی (TFD)			متغیر وابسته: شاخص توسعه بازار سهام (FDS)			متغیر وابسته: شاخص توسعه بانکی (FDB)		
احتمال	ضریب	متغیر	احتمال	ضریب	متغیر	احتمال	ضریب	متغیرها
۰.۰۵۸۲	۷۶۳۰.۱ (۱.۹۸۸)	LNTFD (-1)	۰.۰۰۰۱	۶۲۰.۱۷ (۵.۶۷۴)	LNFDS (-1)	۲۰.۰۰۰	۷۱۶۰. (۵.۱۱۹)	LNFDB (-1)
۰.۰۳۸۷	۰.۰۱۴۹ (۲.۲۹۹)	IQ	۰.۷۳۱۱	۰.۰۵۳۵۷ (۰.۳۴۹)	IQ	۰.۵۷۸۴	-۱۰.۵۹ (-۰.۸۱۱)	IQ
۰.۰۸۴۹	-۰.۱۴۷۹ (-۱.۸۱۷)	LNCOR	۰.۷۰۵۴	۰.۳۸۶ (۰.۳۸۴)	LNCOR	۰.۰۳۸۸	-۰.۲۴۲ (-۲.۲۵۱)	LNCOR
-	-	-	۰.۰۲۳۹	-۱.۵۹۸ (-۲.۴۶۷)	LNCOR (-1)	۰.۷۷۰۴	۰.۲۶۵۳ (۰.۳۴۵۷)	LNCOR (-1)
۰.۴۹۸۴	۰.۰۱۵۷ (۰.۶۹۶)	LNGDP	۰.۵۴۹۴	۱.۱۸۷۰ (۰.۶۱۰)	LNGDP	۰.۰۰۱۹	۰.۵۹۰ (۳.۷۴۸)	LNGDP
۰.۱۰۰	۰.۰۸۹۵ (۱.۷۲۸)	LNNNR	۰.۴۰۲۷	۰.۳۵۳ (۰.۸۵۷)	LNNNR	۰.۲۵۷۴	-۰.۰۵۲۱ (-۱.۱۷۴۵)	LNNNR
-	-	-	-	-	-	۰.۰۲۳۳	۰.۱۳۹۲۹ (۲.۵۰۸)	LNNNR)-۱(
۴۳۰.۸۰	۲۶۴۰.۱ (۰.۲۵۰)	C	۰.۵۷۱۵	۰.۵۳۴۶ (۰.۵۷۱)	C	۳۵۴۰.۶	۰.۰۶۷۸ (۰.۴۶۷)	C
۰.۰۰۰۱	-۰.۳۰۲۹ (-۵.۳۲۵)	ضریب تصحیح خطا(ECM)	۰.۰۰۰۴	-۰.۵۲۷۶۰ (-۴.۴۵۲)	ضریب تصحیح خطا(ECM)	۰.۰۰۰۴	-۰/۱۹۲۲ (-۴.۳۷۷)	ضریب تصحیح خطا(ECM)
نتایج برآورد بلندمدت مدل‌های تحقیق								
احتمال	ضریب	متغیرها	احتمال	ضریب	متغیرها	احتمال	ضریب	متغیرها
۰.۸۸۲۹	۰.۰۱۵۳ (۰.۱۴۹)	C	۲۹۷۰.۸	۳۶۰.۰۱ (۰.۱۴۸)	C	۰.۰۳۷۲	.۸۰۱۰ (۴.۲۱۶)	C
۰.۰۳۲۲	۰.۳۰۴ (۲.۳۲۱)	IQ	۰.۰۱۰۸	-۰.۵۳۹ (۳.۰۱۴)	IQ	۰.۰۴۳۵	۸۳۳.۰ (۳.۴۵۳)	IQ
۰.۰۵۲۲	-۰.۴۸۸۱ (-۱.۹۶۹)	LNCOR	۰.۰۱۷۸	-۲۸۷۳.۰ (-۲.۶۰۷)	LNCOR	۰.۰۳۲۳	-۰.۲۶۵۹ (-۲.۳۴۴)	LNCOR
۰.۰۴۸۲	۰.۳۰۷۸ (۳.۰۴۳)	LNGDP	۰.۰۳۰۱	۰.۴۸۷۰ (۲.۱۲۵)	LNGDP	۰.۰۴۰۱	۰.۶۳۷ (۲.۰۱۲۳)	LNGDP
۰.۲۰۶۶	۰.۲۹۵۶ (۱.۳۰۷)	LNNNR	۰.۴۰۷۵	۰.۶۶۹ (۰.۸۴۸)	LNNNR	۰.۰۳۱۵	۰.۱۳۸ (۲.۳۵۷)	LNNNR

(منبع: محاسبات تحقیق)

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده آماره t می‌باشد

براساس نتایج حاصل از تخمین مدل، تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر شاخص توسعه بانکی طی دوره مورد بررسی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت دارد. با توجه به ضریب بلندمدت این متغیر یک درصد افزایش رشد اقتصادی منجر به افزایش شاخص توسعه بانکی به اندازه ۰/۶ درصد خواهد شد. با توجه به بانک‌محور بودن سیستم مالی در ایران و سهم بالای بخش بانکی در جذب پس‌اندازهای مازاد، این نتیجه قابل‌توجیه به نظر می‌رسد. این نتیجه فرضیه پیروی تقاضا

مبنی بر اینکه افزایش فعالیت‌های اقتصادی باعث تحریک تقاضا برای محصولات و خدمات مالی می‌شود را نیز تأیید می‌کند. با افزایش فعالیت‌های اقتصادی، تقاضا برای ابزارهای جدید مالی و دسترسی بیشتر به تأمین مالی خارجی نیز افزایش می‌یابد و با توسعه و رشد اقتصادی هرچه بیشتر بخش خصوصی به جای تأمین مالی خودش تمایل بیشتری به تأمین مالی از طریق بانک‌ها خواهد داشت و در ادامه می‌تواند باعث توسعه بازار سهام به‌عنوان یکی دیگر از منابع تأمین مالی گردد. این نتیجه با مطالعه گوان و همکاران (۲۰۲۰) و دوگان و همکاران (۲۰۲۰b) نیز سازگار است.

با توجه به مدل برآوردی شاخص توسعه بازار سهام، تأثیر رشد فعالیت‌های اقتصادی بر توسعه بازار سهام در بلندمدت مثبت و معنی‌دار است، بنابراین می‌توان گفت فرضیه پیروی تقاضای رابینسون (۱۹۵۲) مبنی بر تحریک تقاضا برای خدمات مالی و در نتیجه سرمایه‌گذاری در بازار سهام در اثر افزایش رشد اقتصادی طی دوره مورد بررسی در ایران نیز تأیید می‌شود. با توجه به نتایج حاصل از تخمین شاخص کل توسعه مالی، علیرغم اینکه تأثیر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت بر شاخص کل توسعه مالی معنی‌دار نیست، ولی در بلندمدت تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد. این نتیجه بیانگر این است که افزایش رشد اقتصادی می‌تواند محرک توسعه سیستم مالی در ایران باشد. بنابراین با توجه به اینکه تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در مطالعات مختلف تجربی در ایران نیز تأیید شده است، این رابطه دو طرفه می‌تواند موجب رشد هر دو متغیر گردد.

تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر شاخص توسعه بانکی در کوتاه‌مدت منفی، ولی معنی‌دار نیست، اما تأثیر مقادیر با وقفه آن در کوتاه‌مدت بر شاخص توسعه بانکی در ایران مثبت و معنی‌دار است. با توجه به تخمین بلندمدت مدل می‌توان گفت تأثیر فراوانی منابع طبیعی یا همان رانت منابع در بلندمدت بر توسعه بخش بانکی در ایران مثبت و معنی‌دار است. براساس این نتیجه فرضیه نعمت منابع مالی در بخش بانکی طی دوره مورد بررسی در ایران تأیید می‌شود. بک (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای به این نتیجه رسید که در کشورهای برخوردار از منابع طبیعی بانک‌ها سرمایه بهتری داشته و سودآور هستند اما اعتبارات کمتری به بخش خصوصی اعطا می‌کنند و تمایل کمتری به توسعه مالی دارند، بنابراین رانت منابع تأثیر منفی بر توسعه بخش بانکی خواهد داشت. اما به‌نظر می‌رسد با توجه به بانک‌محور بودن سیستم مالی در ایران و تزریق فراوان منابع نفتی به بانک‌ها توانسته است توسعه این بخش را به همراه داشته باشد. نتایج حاصل از تخمین مدل توسعه بازار سهام بیانگر این است که فراوانی منابع طبیعی در بلندمدت و کوتاه‌مدت تأثیر مثبت بر توسعه بازار سهام داشته است ولی به لحاظ آماری معنی‌دار نیست بنابراین در مورد وجود یا عدم وجود نفرین منابع مالی بازار سرمایه نمی‌توان اظهار نظر کرد. با توجه به مطالعاتی نظیر علی و رامکریشنان (۲۰۲۲) و آصف و همکاران (۲۰۲۰) پذیرش شرکت‌های مختلف مرتبط با منابع طبیعی در بورس اوراق بهادار می‌تواند به تأمین مالی این شرکت‌ها در عملیات پرهزینه استخراج و پالایش کمک کند و درنتیجه زمینه‌ساز ایجاد فرصت‌های شغلی مختلف گردیده و باعث افزایش فعالیت‌های اقتصادی و رشد و توسعه اقتصادی گردد. بنابراین می‌توان گفت درآمد حاصل از منابع طبیعی از طریق بازار سهام کارآمد می‌تواند منجر به رشد اقتصادی گردد. تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر شاخص کل توسعه مالی در بلندمدت مثبت، اما از لحاظ آماری معنی‌دار

نیست. بنابراین فرضیه نعمت منابع مالی در ایران تأیید نمی‌شود. با توجه به اینکه سیستم مالی در ایران تحت تأثیر سیستم بانکی قرار دارد و در بخش بانکی نفرین منابع مالی تأیید گردید، می‌توان این نتیجه را توجیه کرد و نشان‌دهنده جریان بیشتر درآمدهای نفتی در سیستم بانکی ایران است. البته این نتیجه می‌تواند نشان‌دهنده نقش غالب دولت در تخصیص درآمد حاصل از منابع طبیعی و ضعف بخش خصوصی و بازار سرمایه در تخصیص مناسب این درآمدها نیز باشد. نتایج حاصل از تخمین شاخص کل توسعه مالی که از ترکیب توسعه بازار سهام و توسعه بانکی به دست آمده است بیانگر اهمیت ادغام مالی و استفاده از ظرفیت کل سیستم مالی جهت تبدیل نفرین منابع به موهبت منابع می‌باشد.

با توجه به نتایج ارائه‌شده تأثیر کیفیت نهادی بر توسعه بازار سهام در کوتاه‌مدت مثبت و بی‌معنی، ولی در بلندمدت منفی و معنی‌دار است و بیانگر این است که افزایش در کیفیت نهادها طی دوره مورد بررسی در ایران تأثیر منفی در توسعه بازار سهام داشته است. همان‌طور که سال‌های اخیر هم مشاهده شده است، بازار سهام به هرگونه تغییر سیاست دولت یا عملکرد نهادهای دولتی و شبه دولتی بسیار حساس است و هرگونه تصمیم یا سیاست ناگهانی توسط سیاست‌گذار می‌تواند تأثیر منفی بر عملکرد بازار سهام داشته باشد. این نتیجه با مطالعه خان و همکاران (۲۰۲۰a) و گوان و همکاران (۲۰۲۰) نیز سازگار است. تأثیر کیفیت نهادی بر شاخص کل توسعه مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت نیز مثبت و معنی‌دار است و نشان‌دهنده این است که تقویت نهادها در کشور می‌تواند بر استفاده کارآ و مناسب از منابع طبیعی در توسعه مالی کشور مؤثر باشد.

براساس نتایج به‌دست آمده، فساد در بلندمدت تأثیر منفی و معنی‌دار بر توسعه بازار سهام، بخش بانکی و توسعه مالی کل داشته است؛ زیرا فساد با تضعیف نهادهای مالی، بالا بردن هزینه کسب وکار، کاهش انگیزه سرمایه‌گذاری، از بین بردن اعتماد، سوق دادن فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و اقتصادی از شکل مولد آن به سمت رانت‌خواری و فعالیت‌های زیرزمینی (پنهانی/سایه‌ای) و غیرمولد و ایجاد سیستم انگیزشی فاسد مانعی برای توسعه مالی می‌باشد.

با توجه به شاخص توسعه مالی مورد استفاده در این تحقیق، این نتیجه نیز گویای این واقعیت است که سیستم مالی و بانکی در ایران نتوانسته است درآمدهای نفتی را به سمت فعالیت‌های مولد سوق دهد و تخصیص منابع به‌خوبی صورت نگرفته است. متغیر نرخ ارز واقعی نیز در بلندمدت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری در ایران طی دوره مورد بررسی داشته است. می‌توان گفت افزایش نرخ ارز واقعی از طریق افزایش انگیزه صادرات و درنتیجه افزایش تولید موجب افزایش انگیزه سرمایه‌گذاران جهت انباشت سرمایه می‌شود و بر سرمایه‌گذاری تأثیر مثبت دارد.

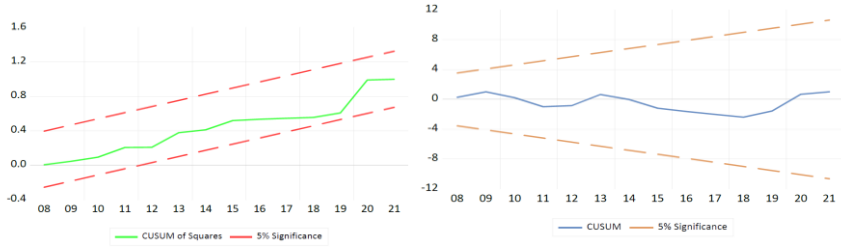
در تمام مدل‌های برآوردشده، ضریب تصحیح خطای برآوردی (ECM) منفی و معنی‌دار است و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را تأیید می‌کند. همچنین براساس مقادیر ضرایب به‌دست آمده برای این متغیر به ترتیب در مدل‌های توسعه بانکی، توسعه بازار سهام و توسعه مالی کل ۱۹ درصد، ۵۲ درصد و ۳۰ درصد از انحرافات از عدم تعادل بلندمدت در هر دوره تصحیح می‌شود. این ضرایب بیانگر این است که رسیدن به تعادل بلندمدت نسبتاً سریع اتفاق می‌افتد.

۵ – ۴ – ۱. آزمون پایداری پارامترهای برآوردی

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

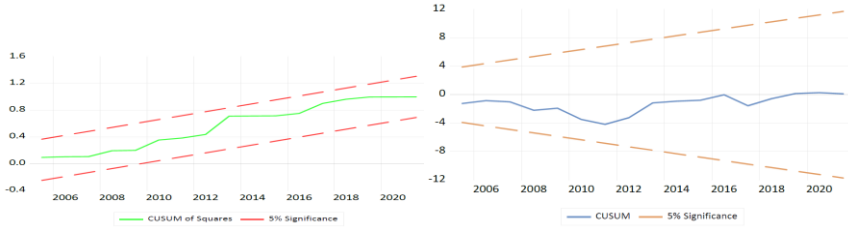
نمودار ۱: آزمون پایداری ضرایب در برآورد مدل اول(شاخص توسعه بانکی)

(منبع: محاسبات پژوهش)



نمودار ۲: آزمون پایداری ضرایب در برآورد مدل دوم(شاخص توسعه بازار سهام)

(منبع: محاسبات پژوهش)

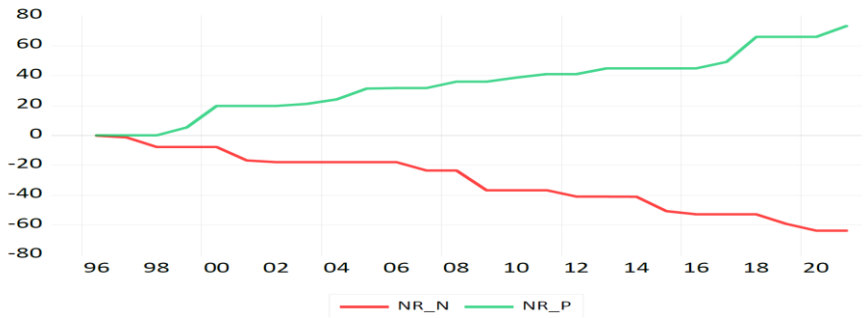


نمودار۳: آزمون پایداری ضرایب در برآورد مدل سوم(شاخص کل توسعه مالی)

(منبع: محاسبات پژوهش)

۵ – ۵. تخمین مدل NARDL

نتایج حاصل از تخمین مدل با پیش‌فرض رابطه خطی بین متغیرها در جدول (۶) ارائه گردید. در ادامه تحقیق با فرض وجود اثر نامتقارن رانت منابع بر شاخص‌های مختلف توسعه مالی، برآورد مدل‌های تحقیق مجدداً صورت می‌پذیرد. به همین منظور و جهت تحلیل اثر نامتقارن، متغیر رانت منابع به دو سری NNR_t^+ و NNR_t^- حاصل از انباشت تغییرات مثبت و منفی رانت منابع که طی یک فرایند شرطی محاسبه شده است، تجزیه می‌شود. حاصل این تجزیه در نمودار (۴) نمایش داده شده است.



نمودار ۴: تجزیه متغیر رانت منابع

(منبع: محاسبات پژوهش)

همانند تخمین الگوی ARDL متقارن، در الگوی ARDL نامتقارن نیز از معیار شوارتز-بیزین برای تعیین وقفه بهینه استفاده شده است. سایر آزمون‌های تشخیصی قبل و بعد از تخمین و تعداد وقفه بهینه متغیرها در جدول (۴) نشان داده شده است. نتایج آزمون‌های تشخیصی نشان می‌دهد که کلیه آماره‌های محاسباتی در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد معنی‌دار هستند. مقادیر احتمال و آماره آزمون F پسران نیز تأییدکننده وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها می‌باشد. علاوه بر این، ضرایب برآوردی جمله تصحیح خطا نیز در هر سه مدل منفی و معنی‌دار است و با توجه به اینکه قدرمطلق اندازه این ضریب کمتر از واحد است، تأیید دیگری بر وجود رابطه بلندمدت در مدل‌های برآوردشده می‌باشد. بعد از تأیید رابطه بلندمدت بین متغیرها، تخمین رابطه کوتاه‌مدت متغیرها در مدل NARDL با استفاده از مدل تصحیح خطای نامقید (UECM) انجام می‌شود. رهیافت UECM از آزمون کرانه‌ها استفاده می‌کند، ولی رابطه کوتاه‌مدت را محدود نمی‌کند و اطلاعات کوتاه‌مدت و بلندمدت را از طریق جزء تصحیح خطا و مقادیر با وقفه اختلاف متغیرها در نظر می‌گیرد. این روش با روش ECM سنتی که فقط رابطه بلندمدت را در نظر می‌گرفت، متفاوت است. نتایج حاصل از برآورد الگو در کوتاه‌مدت و بلندمدت در جدول (۷) گزارش شده است.

جدول ۷: نتایج حاصل از تخمین مدل NARDL

نتایج برآورد کوتاه‌مدت مدل‌های تحقیق								
متغیر وابسته: شاخص کل توسعه مالی (TFD)			متغیر وابسته: شاخص توسعه بازار سهام (FDS)			متغیر وابسته: شاخص توسعه بانکی (FDB)		
احتمال	ضریب	متغیر	احتمال	ضریب	متغیر	احتمال	ضریب	متغیرها
۰٫۰۵۷۱	۰.۱۲۷۶ (۱٫۹۹۷۸۰)	LNTFD (-1)	۰.۰۰۰۱	۰.۱۸۲۶۴۲ (۵٫۷۶۵۴)	LNFDS (-1)	۰.۰۰۰۱	۰.۵۸۲۵۴ (۵.۲۴۵۸)	LNFDB (-1)
۰.۰۳۹۶	۰٫۰۱۵۸۹ (۲٫۳۰۱۴)	IQ	۰.۷۴۲۱	۰.۰۵۴۶۷ (۰.۴۵۹۰۲)	IQ	۰٫۵۸۸۴	−۰.۵۸۱۲۰۸ (−۰٫۸۲۳۱۰)	IQ
۰٫۰۸۵۵	−۰٫۱۵۸۹ (−۱٫۸۲۹۹)	LNCOR	۰٫۸۱۵۴	۰.۳۹۷۵ (۰.۳۹۵۱)	LNCOR	۰.۰۳۹۰	−۰٫۲۵۳۴۸ (−۲٫۳۶۱۳)	LNCOR
–	–	-	۰.۰۲۴۹	−۱.۶۸۸۰ (−۲.۴۶۷۶)	LNCOR (-1)	۰٫۲۵۳۹	۰٫۰۷۸۵۵۱ (۱٫۱۸۹۷۴)	LNCOR (-1)
۰.۴۹۸۴	۰.۰۱۶۸۰۹ (۰٫۶۸۷۴۱)	LNGDP	۰٫۵۵۹۴	۱.۱۹۹۰ (۰٫۶۱۰۱۰)	LNGDP	۰.۰۰۱۸	۰.۵۷۸۰۸ (۳٫۷۴۸۱۰۷)	LNGDP
–	–	–	–	–	–	۰٫۰۲۵۷	۰.۷۱۹۸۰ (۲٫۵۴۴۱۰)	LNGDP)-۱(
۰٫۰۰۱۰	۰.۱۸۲۳۱۹ ۳.۹۱۹۱	+LNNNR	۰٫۳۰۹۸	۰.۴۸۳۰ (۱٫۰۴۵۱۷)	+LNNNR	۰٫۱۴۲۶	۰.۹۲۳۵ (۱٫۵۵۳۶۱)	+LNNNR
۰٫۲۶۷۷	−۰.۰۶۴۸۲ (−۱٫۱۴۳۸)	-LNNNR	۰٫۷۳۲۰	−۰٫۱۶۹۷۹ −۰٫۳۴۷۸۳)	-LNNNR	۰٫۰۰۰۲	−۰٫۳۳۲۱۰ (−۵٫۱۲۰۲۲)	-LNNNR
–	-	–	-	–	-	۰٫۰۰۰۱	۰.۲۳۳۳۲ (۵٫۲۸۳۸۷)	+LNNNR(-1)
–	-	–	-	–	-	۰٫۹۲۶۶	−۰٫۰۱۱۴۷ (−۰٫۰۹۴۰۷)	LNNNR-)-۱(
۰.۸۱۵۳	۰.۱۷۵۲ (۰.۲۶۰)	C	۰٫۵۸۲۵	۰٫۵۴۶۶ (۰٫۵۸۲۳)	C	۰.۶۵۴۵	۰٫۰۶۹۹ ۰٫۴۸۹۵	C
۰.۰۰۰۱	−۰.۳۵۶۹ (−۵٫۶۷۰۳)	ضریب تصحیح خطا(ECM)	۰٫۰۰۰۸	−۰.۴۲۸۶۰ (−۴٫۵۶۸۳)	ضریب تصحیح خطا(ECM)	۰.۰۰۰۶	−۰/۲۹۲۲۵۰ (−۴.۹۸۷۶)	ضریب تصحیح خطا(ECM)
نتایج برآورد بلندمدت مدل‌های تحقیق								
احتمال	ضریب	متغیرها	احتمال	ضریب	متغیرها	احتمال	ضریب	متغیرها
۰.۸۸۴۱	۰.۰۱۷۵۱۰ (۰٫۱۶۹۷۴)	C	۰.۸۸۳۹	۰.۰۱۷۴۱۰ (۰٫۱۵۹۴)	C	۰.۰۳۸۳	۰.۸۱۳۱۲ (۴٫۶۹۳۶)	C
۰.۰۳۳۳	۰.۳۱۵۲۷ (۲٫۴۴۳۹)	IQ	۰.۰۱۲۶	−۰.۵۴۱۳۶ (۳٫۲۱۳۹)	IQ	۰.۰۴۳۵	۰.۳۸۵۶۳ (۳٫۴۷۵۳)	IQ
۰.۰۵۱۱	−۰٫۴۹۹۱ (−۱٫۹۵۸)	LNCOR	۰.۰۱۸۶	−۰.۳۳۹۷ (−۲.۷۱۷۶)	LNCOR	۰.۰۳۳۴	−۰٫۲۷۶۹ (−۲.۴۵۴۷)	LNCOR
۰.۰۴۷۳	۰.۳۱۸۸ (۳٫۰۵۴۹۰)	LNGDP	۰٫۰۳۱۲	۰.۴۹۸۰ (۲٫۱۴۵۲)	LNGDP	۰.۰۴۱۲	۰.۶۴۸۴۷ (۲٫۰۳۴۳)	LNGDP
۰٫۰۰۰۸	۰٫۱۷۴۱۹ (۳٫۹۵۷۷)	+LNNNR	۰٫۲۸۹۶	۰.۸۷۲۷ (۱٫۰۸۵۷۸)	+LNNNR	۰٫۰۰۰۱	۰٫۱۹۷۷۳ (۵٫۳۳۳)	+LNNNR
۰٫۲۱۴۵	−۰٫۰۶۶۲۹ (−۱٫۴۳۰۱)	-LNNNR	۰٫۷۳۳۲	−۰٫۳۱۳۹۸ (−۰٫۳۷۱۷)	-LNNNR	۰٫۹۵۳۵	−۰٫۰۱۱۶۵۵ (−۰٫۰۷۵۵۳)	-LNNNR
(۰٫۰۰۱)	۱٫۸۲۳۴۵	آزمون تقارن کوتاه‌مدت	(۰٫۰۰۱)	۲٫۱۴۳۲	آزمون تقارن کوتاه‌مدت	(۰٫۰۱۲)	۲٫۴۳۲۵	آزمون تقارن کوتاه‌مدت
(۰٫۰۰۶)	۱۱٫۶۷۹۳	آزمون تقارن بلندمدت	(۰٫۰۱۳)	۱۰٫۸۷۶۵	آزمون تقارن بلندمدت	(۰٫۰۰۱)	۹٫۹۸۶۵	آزمون تقارن بلندمدت

(منبع: محاسبات پژوهش)

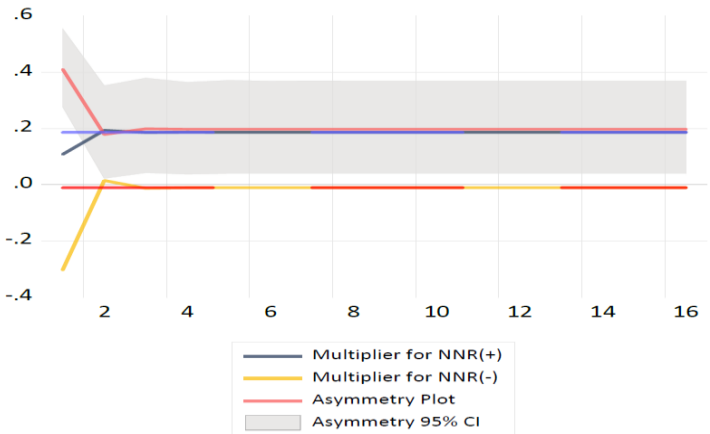
با توجه به نتایج ارائه‌شده در جدول (۷)، ضرایب برآوردشده رانت منابع در مدل شاخص توسعه بانکی در کوتاه‌مدت نشان‌دهنده این است که شوک مثبت ناشی از رانت منابع تأثیر مثبت و معنی‌دار بر شاخص توسعه بانکی داشته است، درحالی‌که شوک منفی تأثیر منفی داشته، ولی به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. تأثیر مقادیر باوقفه شوک‌های مثبت رانت منابع نیز بر شاخص توسعه بانکی مثبت و معنی‌دار است. نتایج تخمین بلندمدت نیز تأییدکننده نتایج کوتاه‌مدت است و بیانگر تأثیر مثبت و معنی‌دار شوک‌های مثبت ناشی از منابع طبیعی بر توسعه بانکی می‌باشد. با توجه به تأثیر مثبت و معنی‌دار شوک‌های مثبت ناشی از رانت منابع طبیعی بر شاخص توسعه بانکی از یک طرف و تأثیر منفی (اما بی‌معنی) شوک‌های منفی از طرف دیگر می‌توان نتایج حاصل از تخمین مدل NARDL را تأییدکننده نتیجه به‌دست آمده در مدل ARDL دانست و فرضیه موهبت منابع طبیعی در بخش بانکی نیز تأیید می‌شود. نتایج حاصل از برآورد مدل توسعه بازار سرمایه نشان‌دهنده این است که هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت شوک‌های مثبت رانت منابع تأثیر مثبت و شوک‌های منفی رانت منابع تأثیر منفی بر توسعه بازار سهام دارند، اما هیچ‌کدام از ضرایب به‌دست آمده به لحاظ آماری معنی‌دار نیستند و بنابراین نمی‌توان در این مورد اظهارنظر کرد. نتایج حاصل از تخمین مدل با در نظر گرفتن شاخص کل توسعه مالی بیانگر این است که شوک مثبت رانت منابع بر توسعه کل سیستم مالی در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد، در حالی که شوک منفی تأثیر منفی داشته، ولی به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. می‌توان این نتیجه را با نتیجه حاصل از مدل خطی ARDL نیز هم‌راستا دانست، ولی نمی‌توان فرضیه موهبت منابع بازار مالی در ایران را با قاطعیت تأیید کرد؛ زیرا در مدل خطی این فرضیه رد شده بود. با توجه به اینکه سیستم مالی در ایران بانک‌محور است، می‌توان تا حدودی این نتیجه به دست آمده را تحت تأثیر نقش غالب شاخص توسعه بانکی در شاخص کل سیستم بانکی در ایران دانست.

ضریب تصحیح خطا در هر سه مدل نیز علاوه بر تأیید مجدد رابطه بلندمدت بین متغیرها، نشان‌دهنده این است که سرعت تعدیل متغیرها به سمت تعادل بلندمدت در صورت وجود عدم تعادل در هر دوره به ترتیب در مدل توسعه بانکی، توسعه بازار سرمایه و توسعه کل سیستم مالی برابر با ۲۹، ۴۲ و ۳۵ درصد است.

۵ – ۵ – ۱. بررسی پایداری مدل با استفاده از ضریب پویای تجمعی (Cumulative Dynamic Multiplier)

در مدل‌های NARDL ضریب پویای تجمعی به منظور ارزیابی تأثیر تغییرات متغیر توضیحی بر متغیر وابسته طی زمان مورد استفاده قرار می‌گیرد. CDM می‌تواند با توجه به تغییرات مثبت یا منفی، مثبت یا منفی باشد و همچنین می‌تواند تأثیرات نامتقارن را اندازه‌گیری نماید. اگر تغییرات

مثبت X تأثیر بیشتری بر متغیر Y نسبت به تغییرات منفی داشته باشد CDM برای تعدیلات مثبت بزرگ‌تر از مقادیر منفی خواهد بود. CDM با استفاده از مجموع ضرایب باوقفه مدل NARDL محاسبه می‌شود. نتایج حاصل از ترسیم نمودارهای پویای تجمعی در مدل توسعه شاخص بانکی بیانگر این است که شوک‌های مثبت حاصل از رانت منابع تأثیر بیشتری بر شاخص توسعه بانکی طی دوره مورد بررسی داشته است.



نمودار ۵: ضریب پویای تجمعی مدل توسعه بانکی

(منبع: محاسبات پژوهش)

۶. بررسی قابلیت اطمینان مدل‌ها (Robustness check)

علاوه بر تخمین مدل ARDL و NARDL، به منظور اطمینان از نتایج به‌دست آمده در این تحقیق، مدل‌های تحقیق با استفاده از تخمین‌زن حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) جهت دستیابی به روابط بلندمدت بین متغیرها در هر مدل نیز برآورد شدند. روش DOLS با توجه به مزایای متعددش نسبت به سایر تخمین‌زن‌های تک معادله‌ای برتری دارد. اول اینکه، این تخمین‌زن ساده است و پارامترهای تخمین زده‌شده سازگار، بدون تورش و کارا ارائه می‌دهد. دوم، این تخمین‌زن تورش نمونه‌ای را حذف می‌کند و مسایلی مانند تورش هم‌زمان، خودهمبستگی و نرمال نبودن داده‌ها را که معمولا در سری‌های زمانی مالی وجود دارد، در نظر می‌گیرد. سوم اینکه تخمین‌زن DOLS در رگرسیون‌هایی که متغیر وابسته تعدیل شده وجود دارد، متغیر وابسته را تبدیل کرده و تورش ضرایب برآوردی را اصلاح می‌کند (Arize et al., 2015). به منظور اطمینان از وجود رابطه بلندمدت از آزمون هم‌انباشتگی هانسن استفاده شد که بر این اساس وجود هم‌انباشتگی در تمام مدل‌ها تأیید گردید. براساس آزمون والد معنی‌داری کل ضرایب مدل نیز تأیید گردید. نتایج حاصل از تخمین DOLS نتایج تمامی مدل‌های برآوردشده قبلی را تأیید کرد.

جدول۸: نتایج برآورد مدل‌ها به روش DOLS

نتایج برآورد بلندمدت مدل‌های تحقیق								
متغیرها	ضریب	احتمال	متغیرها	ضریب	احتمال	متغیرها	ضریب	احتمال
C	۰.۷۰۱۲ (۴,۴۵۳)	۰.۰۳۷۲	C	۰.۰۱۵۴۱۰ (۰,۱۳۷۴)	۰.۸۶۱۹	C	۰.۰۱۴۲۱۰ (۰,۱۳۸۹۶)	۰.۷۷۲۹
IQ	۰.۴۵۴۶۳ (۳,۵۶۹۳)	۰.۰۴۴۳	IQ	−۰.۵۲۸۲۷ (۳,۰۲۳۹)	۰.۰۱۱۹	IQ	۰.۳۱۵۲۷ (۲,۳۳۳۹)	۰.۰۳۳۳
LNCOR	−۰,۲۷۶۹ (-۲.۳۵۵۶)	۰,۰۳۳۴	LNCOR	−۰.۳۴۷۷ (-۲.۶۱۶۵)	۰.۰۱۸۹	LNCOR	−۰,۴۸۷۰ (-۱,۹۷۸۱)	۰.۰۵۳۳
LNGDP	۰.۶۵۶۱۷ (۲,۰۱۳۴)	۰.۰۴۱۲	LNGDP	۰.۴۷۶۱ (۲.۱۸۵۶)	۰,۰۳۱۲	LNGDP	۰.۳۰۷۸ (۳,۰۵۶۰)	۰.۰۴۹۰
LNNNR	۰,۱۳۷۱۱ (۲,۴۴۲)	۰,۰۳۲۶	LNNNR	۰,۶۷۸۱ (۰,۸۵۷۰)	۰,۴۱۸۶	LNNNR	۰,۲۸۴۵ (۱,۲۱۷)	۰,۲۱۵۳
آزمون هم انباشتگی هانسن	۳,۴۳۶	۰,۳۴۵۶	آزمون هم انباشتگی هانسن	۲,۵۶۷۸	۰,۲۳۴۶	آزمون هم انباشتگی هانسن	۴,۷۸۹۰	۰,۵۷۸۱
R^2	۰,۹۳		R^2	۰,۹۴		R^2	۰,۹۵	
آزمون والد معنی‌داری کل مدل	۴,۷۶۵۸	۰,۰۰۰۰	آزمون والد معنی‌داری کل مدل	۶,۹۸۷۶	۰,۰۰۰۰	آزمون والد معنی‌داری کل مدل	۸,۸۷۶۹۰	۰,۰۰۰

(منبع: محاسبات تحقیق)

۷. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مطالعه به آزمون فرضیه نفرین منابع مالی با در نظر گرفتن سه شاخص مختلف توسعه بانکی، توسعه بازار سهام و توسعه کل سیستم مالی طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۱ با استفاده از داده‌های سالیانه متغیرها پرداخته شد. تمام داده‌های مورد استفاده در این تحقیق از بانک جهانی گردآوری شد و متغیرهای توسعه بانکی، توسعه بازار سهام و کیفیت نهادی با استفاده از ترکیب زیرشاخص‌های مختلف به روش PCA ایجاد شدند. تخمین اولیه رابطه بین متغیرها با استفاده از مدل ARDL انجام شد. در ادامه و به منظور بررسی ارتباط غیرخطی بین رانت منابع و شاخص‌های مختلف توسعه مالی از مدل NARDL استفاده گردید که با توجه به نتایج حاصل از برآورد این مدل و آزمون‌های تقارن، تأثیر نامتقارن رانت منابع بر شاخص‌های توسعه مالی تأیید گردید. به منظور اطمینان از درستی نتایج تحقیق، از تخمین‌زن حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) نیز به منظور برآورد مدل استفاده گردید.

براساس نتایج تجربی حاصل از تخمین مدل‌های تحقیق، فرضیه وجود نعمت منابع مالی در بخش بانکی کشور با توجه به رابطه مثبت و معنی‌دار بین توسعه بخش بانکی و فراوانی منابع طبیعی طی دوره مورد بررسی در ایران تأیید شد، ولی در مورد نفرین منابع مالی در بازار سهام با توجه به عدم معنی‌دار

بودن ضرایب نمی‌توان اظهارنظر کرد. براساس تخمین مدل NARAL و تأثیر مثبت و معنی‌دار شوک‌های مثبت ناشی از رانت منابع طبیعی بر شاخص توسعه بانکی از یک طرف و تأثیر منفی (اما بی‌معنی) شوک‌های منفی از طرف دیگر، می‌توان نتایج حاصل از تخمین مدل NARDL را تأییدکنندهٔ نتیجهٔ به‌دست آمده در مدل ARDL دانست و فرضیه موهبت منابع طبیعی در بخش بانکی براساس این مدل را نیز با احتیاط تأیید کرد. براساس نتایج حاصل از مدل NARDL نیز با توجه به عدم معنی‌داری ضرایب متغیر رانت منابع در تخمین شاخص توسعه بازار سهام، در مورد وجود فرضیه نفرین منابع مالی در بازار سهام ایران نمی‌توان اظهارنظر کرد. براساس نتایج حاصل از تخمین NARDL در مدل شاخص کل سیستم مالی، شوک مثبت رانت منابع بر توسعه کل سیستم مالی تأثیر مثبت و معنی‌دار داشته، درحالی‌که شوک منفی تأثیر منفی داشته، ولی به لحاظ آماری معنی‌دار نیست.

رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر توسعه بخش بانکی، بازار سهام و کل سیستم مالی طی دوره مورد بررسی داشته است، درحالی‌که تأثیر کیفیت نهادی بر توسعه بازار سهام منفی، ولی بر توسعه بخش بانکی و کل سیستم مالی تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد. تأثیر فساد بر توسعه مالی نیز در تمام مدل‌ها منفی و معنی‌دار است و نشان‌دهنده نقش فساد به‌عنوان مانعی برای توسعه مالی در کشور می‌باشد.

با توجه به نتایج به‌دست آمده نقش غالب سیستم بانکی در سیستم مالی ایران تأیید می‌گردد و درنتیجه توجه ویژه دولت به بازار سرمایه به‌عنوان یکی از کارآترین اجزای سیستم مالی ضروری به‌نظر می‌رسد. با توجه به نتایج به‌دست آمده به منظور مدیریت صحیح درآمد ناشی از منابع طبیعی، پیشنهاد می‌شود در گام اول جریان درآمد منابع طبیعی از بخش سنتی به بخش مدرن هدایت شود. به همین منظور به جای استفاده غیرمولد و ناکارآمد درآمد ناشی از منابع طبیعی، هدایت این منابع به سمت بخش‌های مولد جهت ایجاد فرصت‌های رشد و توسعه پیشنهاد می‌شود و دولت و سیاست‌گذاران کشور باید همکاری با بخش خصوصی را افزایش داده و با سرمایه‌گذاری بیشتر در زمینه توسعه سرمایه انسانی زمینه‌ساز توسعه مالی گردند. در همین راستا توصیه‌های سیاستی دیگر نظیر متنوع سازی خدمات و محصولات مالی و مدیریت مؤثر درآمدهای حاصل از منابع طبیعی به سمت سرمایه‌گذاری مؤثر، افزایش کیفیت و اثربخشی نهادها و بازارهای مالی در راستای کارآمد نمودن مؤسسات مالی فعلی و خدمات و محصولات آن‌ها، افزایش کیفیت مؤسسات و نهادها و تمرکز بر افزایش سرمایه انسانی، ترویج آموزش‌های مالی برای خدمات و محصولات مالی و افزایش پاسخگویی و شفافیت سیستم مالی برای حمایت از سرمایه‌گذاران و افزایش رقابت نیز پیشنهاد می‌شود.

References

Aghaei, M., Rezagholizadeh, M., & Jafari, H. (2023). Natural Resources and Stock Market Development: An Examination of Institutional Quality. *Macro Economics Research, 10*(2). doi:10.22080/iejm.2023.25755.1982. [In Persian]

Ahmed, K., Mahalik, M. K., Shahbaz, M. (2016). Dynamics between economic growth, labor, capital and natural resource abundance in Iran: An application of the combined cointegration approach. *Resources Policy, 49*, 213–221. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2016.06.005

Ali, A., Ramakrishnan, S. (2022). Financial development and natural resources. Is there a stock market resource curse? *Resources Policy, 75*, 102457. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102457

Arize, A. C., Malindretos, J., & Ghosh, D. (2015). Purchasing power parity-symmetry and proportionality: Evidence from 116 countries. *International Review of Economics & Finance, 37*, 69–85. https://doi.org/10.1016/j.iref.2014.11.014

Asif, M., Khan, K. B., Anser, M. K., Nassani, A. A., Abro, M.M.Q. & Zaman, K. (2020). Dynamic interaction between financial development and natural resources: Evaluating the 'Resource curse' hypothesis. *Resources Policy, 65*, 101566. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.101566

Auty, R. (1993). Sustaining Development in Mineral Economies: The Resource Curse Thesis. *Oxford University Press*, New York.

Baland, J. M. & Francois, P. (2000). Rent-seeking and resource booms. *Journal of Development Economics, 61*(2), 527-542. https://doi.org/10.1016/S0304-3878(00)00067-5

Baltagi, B. H., Demetriades, P. O. & Law, S. H. (2009). Financial development and openness: Evidence from panel data. *Journal of Development Economics, 89*(2), 285–296. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2008.06.006

Beck, T. (2011). Finance and Oil. Is there a Resource Curse in Financial Development? *European Banking Center Discussion Paper No. 2011-004*. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1769803

Beck, T. & Poelhekke, S. (2017). Is there a natural resource curse in finance? World Bank's All About Finance blog. https://blogs.worldbank.org/en/allaboutfinance/there-natural-resource-curse-finance

Bhattacharyya, S., & Hodler, R., (2014). Do Natural Resource Revenues Hinder Financial Development? The Role of Political Institutions. *World Development, 57*, 101–113. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2013.12.003

Chaudhry, I. S., Faheem, M., Farooq, F., & Ali, S. (2021). Financial Development and Natural Resources Dynamics in Saudi Arabia: Visiting 'Resource Curse Hypothesis' by NARDL and Wavelet-Based Quantile-on-Quantile Approach. *Review of Economics and Development Studies, 7*(1), 101–117. DOI: 10.47067/reads.v7i1.325

Dogan, E., Altinoz, B. & Tzeremes, P. (2020). The analysis of 'Financial Resource Curse' hypothesis for developed countries: Evidence from asymmetric effects with quantile regression. *Resources Policy, 68*, 101773. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101773

Dogan, E., Madaleno, M. & Altinoz, B. (2020). Revisiting the nexus of financialization and natural resource abundance in resource-rich countries: New empirical evidence from nine indices of financial development. *Resources Policy, 69*, 101839. https://doi.org/ 10.1016/j.resourpol.2020.101839.

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. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2018.08.012

Hussain, M., Ye, Z., Bashir, A., Chaudhry, N.I. & Zhao, Y. (2021). A nexus of natural resource rents, institutional quality, human capital, and financial development in resource-rich high-income economies. *Resources Policy, 74*, 102259. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102259

Jiang, C., Zhang, Y., Kamran, H.W. & Afshan, S. (2021). Understanding the dynamics of the resource curse and financial development in China? A novel evidence based on QARDL model. *Resources Policy, 72*, 102091. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102091

Guiso, L., Sapienza, P., & Zingales, L. (2004). The Role of Social Capital in Financial Development. *The American Economic Review, 94*(3), 526-556. https://www.jstor.org/stable/3592941

Guan, J., Kirikkaleli, D., Bibi, A., & Zhang, W. (2020). Natural resources rents nexus with financial development in the presence of globalization: Is the "resource curse" exist or myth? *Resources Policy,* 66, 101641. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101641

Gylfason, T. & Zoega, G. (2006). Natural Resources and Economic Growth: The Role of Investment. *The World Economy, 29*(8), 1091-1115. https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2006.00807.x

Gylfason, T. (2001). Natural resources, education, and economic development. *European Economic Review, 45*(4-6), 847–859. https://doi.org/10.1016/S0014-2921(01)00127-1

Gylfason, T., Herbertsson, T. & Zoega, G. (1999). A Mixed Blessing: Natural Resources and Economic Growth. *Macroeconomic Dynamics, 3*, 204–225

Khan, Z., Hussain, M., Shahbaz, M., Yang, S. & Jiao, Z. (2020). Natural resource abundance, technological innovation, and human capital nexus with financial development: A case study of China. *Resources Policy, 65*, 101585. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101585

Khan, M. A., Gu, L., Khan, M. A., & Ol´ah, J. (2020). Natural resources and financial development: The role of institutional quality. *Journal of Multinational Financial Management, 56*, 100641. https://doi.org/10.1016/j.mulfin.2020.100641

Mahdavi Adeli, M. H., & Rouhani, M. (2019). The Impact of Natural Resource Abundance on Financial Development in Selected OPEC Oil and Gas Countries (with an Emphasis on the Multidimensional Financial Development Index in the Stock Market). *Financial Knowledge Securities Analysis (Financial Studies), 12*(42), 71-83. [In Persian]

Nurmakhanova, M., Elheddad, M., Alfar, A. J. K., Egbulonu, A., & Abedin, M. Z. (2023). Does natural resource curse in finance exist in Africa? Evidence from spatial techniques. *Resources Policy, 80*, 103151. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.103151

Nathaniel, S. P. (2021). Ecological footprint and human well-being nexus: accounting for broad-based financial development, globalization, and natural resources in the Next-11 countries. *Future Business Journal, 7*(1), 1–18.

Okada, K., & Shinkuma, T. (2022). Transparency and natural resources in sub-Saharan Africa. *Resources Policy, 76*, 102574. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102574

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics, 16*, 289–326. https://www.jstor.org/stable/2678547

Pradhan, R. P., Arvin, M. B., Bahmani, S., Hall, J. H., & Norman, N. R. (2017). Finance and growth: Evidence from the ARF countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance, 66*, 136–148. https://doi.org/10.1016/j.qref.2017.01.011

Pradhan, R. P., Arvin, M. B., Hall, J. H., & Bahmani, S. (2014). Causal nexus between economic growth, banking sector development, stock market development, and other macroeconomic variables: The case of ASEAN countries. *Review of Financial Economics, 23*(4), 155–173. https://doi.org/10.1016/j.rfe.2014.07.002

Rajan, R. G. & Zingales, L. (2003). The great reversals: the politics of financial development in the twentieth century. *Journal of Financial Economics, 69*(1), 5–50. https://doi.org/10.1016/S0304-405X(03)00125-9

Svirydzenka, K. (2016. Introducing a New Broad-based Index of Financial Development. *IMF Working Paper, No. WP/16/5*. https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Introducing-a-New-Broad-based-Index-of-Financial-Development-43621

Sachs, J.D. & Warner, A. M. (2001). The curse of natural resources. *European Economic Review, 45*(4–6), 827–838. https://doi.org/10.1016/S0014-2921(01) 00125-8

Samargandi, N., Fidrmuc, J., & Ghosh, S. (2014). Financial development and economic growth in an oil-rich economy: The case of Saudi Arabia. *Economic Modelling, 43*, 267–278. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.07.042

S. Tiba, S., & Frikha, M. (2019). The controversy of the resource curse and the environment in the SDGs background: The African context. *Resources Policy, 62*, 437–452. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.04.010

Pendergast, S. M., Clarke, J. A. & Van Kooten, G. C. (2011). Corruption, Development and the Curse of Natural Resources. *Canadian Journal of Political Science, 44*(2), 411–437. https://www.jstor.org/stable/41300548

Shahbaz, M., Naeem, M., Ahad, M., & Tahir, I. (2018). Is natural resource abundance a stimulus for financial development in the USA? *Resources Policy, 55*, 223–232. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2017.12.006

Sun, Y., Ak, A., Serener, B. & Xiong, D. (2020). Natural resource abundance and financial development: A case study of emerging seven (E-7) economies. *Resources Policy, 67*, 101660. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101660

Torvik, R. (2002). Natural resources, rent seeking and welfare. *Journal of Development Economics, 67*(2), 455-470. https://doi.org/10.1016/S0304-3878(01)00195-X

Van Wijnbergen, S. (1984). The ‘Dutch Disease’: A Disease After All? *The Economic Journal, 94*, 41–55. https://doi.org/10.2307/2232214

Yuxiang, K., & Chen, Z. (2011). Resource abundance and financial development: Evidence from China. *Resources Policy, 36*(1), 72–79. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2010.05.002

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.24, No.4, Winter 2024, pp: 69-103

Natural Resource Rent and Financial Development: Testing Financial Resource Curse Hypothesis in Iran

Majid Aghaei[1]
Mahdieh Rezagholizadeh[2]
Mohammad Abdi Seyyedkolaee[3]
Rawa Mosavi[4]

Received: 2023/10/26 Accepted: 2023/12/19

Aim and Introduction

Based on empirical studies, in addition to the natural resources curse and the negative impact of natural resources income on the economic growth and development in resource-rich countries, some of these countries face various other issues. These issues include political and social problems, high levels of poverty and inequality, low levels of education, economic growth fluctuations, low institutional quality, and political instability (Sachs & Warner, 2001). In this context, one of the challenges in resource-rich countries, especially in developing countries, when compared to countries without natural resources, is the low level of financial development. Financial development has failed to play an effective role in the economic growth of these countries (Albadawi and Soto, 2012; Gelb, 2010; Samargandi et al., 2014; Frenkel, 2012). On the other hand, considering studies such as those by Pendergas et al., (2011), in most resource-rich countries that have managed to overcome the resource curse, a reasonable level of financial development is observed. Therefore, the first question that arises is whether there is a relationship between financial development and the abundance of natural resources in these countries. Given the role of the financial system in the optimal allocation of resources, what impact will the financial system have on the abundance of natural resources in resource-rich countries?

Iran is a country abundant in oil resources that has struggled to overcome the challenges and obstacles on the path to development, such as unemployment and economic growth fluctuations. Issues related to natural resources still persist in this country. Given the importance of the relationship between the financial sector and the abundance of natural resources for necessary policymaking on the path to economic growth and development, this study aims to examine and investigate the relationship between the abundance of natural resources and financial development in Iran using various financial development indicators and different econometric methods.

Methodology

In order to investigate and empirically analyze the long-term and short-term dynamic relationship between variables, this research employs the Autoregressive

1. Associate Professor of Financial Economics at University of Mazandaran, Mazandaran, Iran. (Correspounding Author) E-mail: m.aghaei@umz.ac.ir
2. Associate Professor of Financial Economics at University of Mazandaran, Mazandaran, Iran. E-mail: m.gholizadeh@umz.ac.ir
3. Associate Professor of Economics at University of Mazandaran, Mazandaran, Iran. E-mail: m.abdi.sk@umz.ac.ir
4. Ph.D. Student of Financial Economics at University of Mazandaran, Mazandaran, Iran. E-mail: rawaa.yaha@uomisan.edu.iq

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 the Johansen and Toda-Yamamoto approaches. Some of its 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 the risk of over-specification of the long-run model relationships, and presenting a reduced-form single-equation form rather than a systemic one for the long-run relationship.

The ARDL model estimates the short-term and long-term linear relationship between variables and cannot estimate non-linear relationships between the variables. Therefore, in this study, considering the possibility of a non-linear and asymmetric relationship between resource rents and financial development, the non-linear ARDL model, developed by Shin et al. in 2014, was employed to estimate the model. The NARDL model is a specific form of the ARDL model developed by Pesaran et al., (2001). It allows for the investigation of asymmetry in the long-term and short-term relationships between variables. The advantage of the NARDL method over other cointegration techniques is its superior performance in models with limited observations. Furthermore, this approach is applicable when the explanatory variables in the model are endogenous (Alam and Quazy, 2003).

Findings

Results indicate that impact of natural resource abundance on the banking development index is not significant in the short term, while the lagged values of natural resources have a positive and significant impact on the banking development index in Iran. Considering the long-term estimation of the model, it can be concluded that the effect of natural resource abundance or, in other words, resource rents on banking sector development in Iran is positive and significant. Based on this result, the hypothesis of resource curse in the banking sector during the examined period in Iran is confirmed. Beck (2011) found that in natural resources rich countries, banks have better capitalization and profitability, but they provide fewer credits to the private sector and have less inclination towards financial development. Therefore, it appears that due to the bank-oriented nature of the financial system in Iran and the substantial injection of oil resources into banks, it has managed to foster the development of this sector.

The results of estimating the stock market development model indicate that natural resource abundance has a positive impact on stock market development in both the short and long terms, although it is not statistically significant. Therefore, it is not possible to make a clear statement about the presence or absence of the resource curse in the stock market. Based on studies like Asif et al. (2020) and Ali et al. (2022), the inclusion of various companies related to natural resources in the stock market can help finance these companies in their high-cost extraction and refining operations. Consequently, it can create various job opportunities and boost economic activities, leading to economic growth and development.

Therefore, income derived from natural resources through an efficient stock market can contribute to economic growth.
The impact of natural resource abundance on the overall financial development index in the long term is positive but not statistically significant. Therefore, the hypothesis of the resource curse in Iran is not confirmed. Considering that the Iranian financial system is influenced by the banking system, and resource rents have been confirmed in the banking sector, this result can be justified as indicative of the greater flow of oil revenues into the Iranian banking system. However, this result may also indicate the dominant role of the government in the allocation of natural resource revenues and the weakness of the private sector and the capital market in the proper allocation of these revenues. The results of estimating the overall financial development index, which is obtained by combining stock market development and banking development, highlight the importance of financial integration and the utilization of the entire financial system's capacity to transform resource rents into a resource blessing.

Discussion and Conclusion

Based on the empirical results, the hypothesis of the presence of resource curse in the banking sector in Iran was confirmed, given the significant positive relationship between banking sector development and natural resource abundance during the study period. However, regarding the resource curse in the stock market, it is not possible to make a clear statement due to the insignificance of the coefficients.
According to the estimation of the NARDL model and the significant positive impact of positive shocks from natural resource rents on the banking development index on one hand, and the negative (although insignificant) impact of negative shocks on the other hand, the results of the NARDL model can be seen as confirming the findings of the ARDL model. Therefore, the hypothesis of resource blessing in the banking sector is cautiously confirmed based on this model.
In the case of the stock market, the NARDL results also do not provide conclusive evidence regarding the hypothesis of a resource curse in Iran's stock market due to the insignificance of the coefficients related to resource rents in the estimation of the stock market development index.
The results of the NARDL estimation in the overall financial development index model indicate that positive shocks from resource rents have a significant positive impact on the overall financial development, while negative shocks have a negative impact, although they are not statistically significant. Considering these results, the dominant role of the banking system in Iran's financial system is confirmed, and thus, special attention from the government to the capital market as one of the most effective components of the financial system seems necessary.

Keywords: Autoregressive Distributed Lag (ARDL), Non-linear Autoregressive Distributed Lag (NARDL), Financial Resource Curse, Financial Development, Resource Rents
JEL Classification: G1, E44, P48, C32