

رانت منابع طبیعی و توسعه مالی: آزمون فرضیه نفرین منابع

مالی در ایران

مجید آقایی^۱

مهديه رضاقلی‌زاده^۲

محمد عبدی سیدکلایی^۳

رواء موسوی^۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۹/۲۸

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۸/۴

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 جمع‌آوری شده 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 به دست 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 به صورت 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؛ در حالی که بر اساس نتایج به دست 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 به دست آمده در الگوی ARDL خطی با توجه به الگوی NARDL و DOLS نیز تأیید می‌شود. بر اساس 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 نشان‌دهنده 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 به عنوان کشور صادرکننده نفت، سیاست‌گذاری مناسب در این زمینه بسیار ضروری به نظر 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 هیات علمی دانشگاه مازندران (نویسنده مسوول) m.aghaei@umz.ac.ir
۲. دانشیار اقتصاد مالی و عضو هیات علمی دانشگاه مازندران m.gholizadeh@umz.ac.ir
۳. استادیار اقتصاد توسعه و عضو هیات علمی دانشگاه مازندران m.abdi.sk@umz.ac.ir
۴. دانشجوی دکتری اقتصاد مالی دانشگاه مازندران 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 می‌گردیدند. زیرا بریتانیا که دارنده ذخایر فراوان ذغال سنگ و مواد معدنی بود، به عنوان اولین کشور انقلاب صنعتی را تجربه کرد و اولین نشانه‌های صنعتی شدن نیز در مناطقی از آلمان بروز کرد که دارای منابع طبیعی بودند. همچنین بر اساس 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 (Tiba & Frikha, 2019). 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 روبرو شدند (Sachs & Warner, 2001). 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 اولین بار توسط Auty (1994) وارد ادبیات اقتصادی شد. فراوانی منابع طبیعی به طور بالقوه باید منجر به رشد و توسعه اقتصادی کشورها گردد اما با مشاهده نمونه‌های تجربی از کشورهای برخوردار از منابع طبیعی، مشاهده می‌شود 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 انجام شده علاوه بر وجود نفرین منابع و تأثیر منفی درآمد حاصل از منابع طبیعی بر رشد و توسعه اقتصادی در کشورهای برخوردار از مبانای 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 (Sachs & Warner, 2001). در همین راستا یکی از مشکلات مبتلا به در کشورهای برخوردار از منابع طبیعی به ویژه کشورهای در حال 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 کشورها ایفا کند (Samargandi et al., Gelb, 2010; Albadawi & Soto, 2012). از طرف دیگر با توجه به مطالعاتی نظیر Frenkel (2012, 2014). اغلب کشورهای برخوردار از منابع طبیعی که نتوانسته‌اند بر نفرین منابع غلبه کنند، سطح مناسبی از توسعه مالی مشاهده می‌شود. بنابراین اولین سوالی 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 (Zaidi et al., 2019; Mlachila & Bibi & Zhang, 2020) به رابطه بین فراوانی منابع طبیعی و توسعه بخش مالی جلب شده است و Ouedraogo, 2019) مطالعات مختلفی در این زمینه انجام شده است ولی نتایج به دست آمده در کشورهای مختلف متفاوت می‌باشد و نمی‌توان به سیاستگذاری واحدی در این زمینه رسید. بر اساس برخی از مطالعات انجام شده رابطه بین بخش مالی و فراوانی منابع طبیعی مبهم می‌باشد و به شاخص‌های توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی مورد استفاده بستگی دارد (Dwumfour & Ntow-Gyamfi, 2018; Chaudhry et al., 2021). در برخی دیگر از مطالعات انجام شده، 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 به عنوان موهبت یاد می‌شود (Ali and Ramakrishnan, 2018; Shahbaz et al., 2022). در حالی که بر اساس برخی از مطالعات دیگر نظیر Khan et al. (2020)، Beck and Poelhekke (2017)، Bhattacharyya and Hodler (2014) و Nathaniel (2021) فراوانی منابع طبیعی به دلیل مواردی مانند انتقال منابع مالی به بنگاه‌های خارجی، انتقال منابع سرمایه به بخش غیرمالی و کیفیت پایین موسسات مالی و عدم تخصیص بهینه و کارای منابع مالی تأثیر منفی بر بخش مالی داشته است که از آن به نفرین منابع بازار سرمایه ۱ یاد می‌شود (Beck, 2011; Beck & Poelhekke, 2017).

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 انجام شده در این زمینه پرداخته می‌شود. سپس در بخش سوم مقاله مبانی نظری تحقیق ارائه می‌گیرد. در بخش چهارم، مدل تحقیق معرفی گردیده و به تخمین و برآورد آن پرداخته می‌شود. در پایان نیز ضمن جمع‌بندی نتایج به دست آمده، توصیه‌های سیاستی ارائه می‌گیرد.

۲- مطالعات انجام شده قبلی

رابطه بین توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی در تحقیقات مختلفی مورد بررسی قرار گرفته است ولی هیچ کدام از این تحقیقات به نتیجه واحدی در این زمینه نرسیده‌اند. در واقع 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 انجام شده در این زمینه را *Nurmakhanova et al. (2023)* 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 به عنوان شاخص‌های توسعه مالی در نمونه مورد بررسی داشته است. در حالی که *Dwumfour and Ntow-Gyamfi (2018)* 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. *Chaudhry et al. (2021)* 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. بر اساس 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 این تأثیر منفی است. *Guan et al. (2020)* در مطالعه‌ای دیگر به آزمون تجربی رابطه فراوانی منابع طبیعی و متغیرهایی نظیر رشد اقتصادی و سرمایه‌انسانی بر توسعه مالی در کشور چین طی دوره زمانی ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۷ پرداختند. بر اساس 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 *Jiang et al. (2021)* 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. *Ali and Ramakrishnan (2022)* 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. بر اساس نتایج حاصل از این مطالعه فراوانی منابع طبیعی تأثیر مثبت بر توسعه مالی در کشور مالزی داشته است. *Hussain et al. (2021)* 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. *Asif et al. (2020)* نیز در مطالعه‌ای دیگر به بررسی تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر توسعه مالی در کشور پاکستان طی دوره زمانی ۱۹۷۵ تا ۲۰۱۷ پرداختند. بر

اساس 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 انجام شده می‌توان دریافت که رابطه 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 انجام شده، مشاهده می‌شود که اغلب مطالعات انجام شده 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 انجام شده در داخل کشور نیز به بررسی رابطه بین این دو متغیر به صورت مطالعه بین کشوری پرداخته‌اند و مطالعه‌ای که به بررسی رابطه بین توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی در ایران به صورت سری زمانی باشد، تاکنون و با توجه به حداکثر اطلاعات نویسندگان وجود ندارد. برای مثال عادل 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 معنی داری 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 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.

مطالعه حاضر به دلیل بکارگیری مدل‌های سری زمانی و آزمون این رابطه برای کشور ایران نسبت به مطالعات قبلی متمایز هست. 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 به صورت 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، چارچوبی نظری به منظور بررسی تأثیر فراوانی وابستگی به منابع طبیعی بر جنبه‌های مختلف اقتصادی از جمله سیستم مالی فراهم کرده است. بر اساس ادبیات اقتصادی موجود پیش‌بینی‌های متناقضی در مورد توسعه مالی در کشورهای دارای منابع طبیعی فراوان وجود دارد. Beck (2011) 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 به ویژه سیستم بانکداری کشور به دنبال داشته باشند (بیماری هلندی). همچنین ممکن است منجر به افزایش تقاضای وام به ویژه وام های مصرفی شوند و در نتیجه باعث تعمیق بیشتر سیستم مالی گردند. با این حال، دلایلی نیز برای تأثیر منفی ثروت ناشی از منابع طبیعی بر سیستم مالی کشورهای برخوردار نیز وجود دارد. سودهای غیرمنتظره می توانند منجر به جابه جایی ثروت از سیستم مالی داخلی به سرمایه گذاری های خارجی خصوصی، سرمایه گذاری خارجی دولتی یا به ثروت های غیرمالی گسیل شوند و هر چقدر سیستم مالی در کشورها ناکارآمدتر باشد این خروج سرمایه نیز بیشتر می شود. علاوه بر این، بخش غیرمالی (معاملاتی) نیز ممکن است به دلایلی نظیر استخراج بی رویه منابع طبیعی، اثر جانیشینی بخش غیرمالی و کاهش تقاضای تأمین مالی خارجی از فراوانی منابع طبیعی متضرر گردد. از بعد عرضه نیز فراوانی منابع طبیعی می تواند موجب کاهش مهارت و سرمایه گذاری در بخش مالی به دلیل اثر جانیشینی گردد. به طور کلی نیز می توان گفت وابستگی زیاد سیستم مالی به چارچوب نهادی صحیح شامل چارچوب قراردادی مؤثر، می تواند مانع تعمیق مالی در کشورهایی که وفور منابع طبیعی توسعه نهادی را تضعیف می کند، شود (Beck, 2011).

در ادامه و با توجه به ادبیات اقتصادی موجود برخی دیگر از کانال های تأثیر گذاری فراوانی منابع طبیعی بر توسعه مالی به صورت مختصر ارائه می شود.

الف) بهره برداری بیش از اندازه از منابع طبیعی منجر به جابه جایی عوامل تولید (یعنی نیروی کار و سرمایه) از بخش تولید و تجارت می شود زیرا در مقایسه با سایر بخش ها رقابت پذیری خود را از دست می دهد (Van Wijnbergen, 1984; Gylfason et al., 1999). تجارت یکی از عوامل تعیین کننده توسعه مالی به ویژه در کشورهای در حال توسعه است (Baltagi, Demetriades & Law, 2009) اما تقویت صنایع حامی نسبت به صنایع مخالف به دنبال آزادسازی نشانه خوبی از توسعه مالی در آینده است زیرا گروه های 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 (Rajan & Zingales, 2003).

ب) درآمدهای حاصل از منابع طبیعی ممکن است فرصت هایی برای رانت و فساد در اقتصاد ایجاد کنند که اعتماد و اعتبار سیاست های دولت را تضعیف می کنند. اعتماد و اعتبار سیاست های دولت دو عنصر پایه ای برای هر گونه اصلاح مالی می باشند 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 هر چقدر در کشورهای در حال 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 می توانند باعث ارتقای توسعه مالی گردند. بنابراین تضعیف آنها باعث کاهش توسعه مالی در اثر کاهش تقاضا خواهد شد (Baland & Francois, 2000).

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 در نتیجه سطح اعتماد در اقتصاد تهدید می‌شود. سرمایه اجتماعی یکی از پایه‌های توسعه مالی است و بسیار حایز اهمیت است زیرا تمام قراردادهای مالی بر اساس اعتماد است. بنابراین، اگر سرمایه اجتماعی به دلیل رانت و فساد ایجاد شده در اثر افزایش درآمد منابع طبیعی کاهش یابد، می‌توان انتظار داشت که سرعت توسعه مالی تحت تأثیر قرار گیرد (Guiso et al. 2004). سرمایه گذاری (سرمایه‌گذاری مستقیم، خصوصی، دولتی و خارجی) همانگونه که تحت تأثیر میزان انباشت سرمایه انسانی و سرمایه اجتماعی قرار دارد، از رانت خواری و فساد نیز تأثیر می‌پذیرد. وجود بیماری هلندی در اثر وفور منابع، مانع سرمایه‌گذاری در بخش تجاری (تولید) می‌شود و رانت جویی و فساد باعث کاهش بیشتر سرمایه‌گذاری می‌شود. کاهش سرمایه‌گذاری نیز کاهش خدمات مالی را در پی خواهد داشت و در نتیجه باعث کاهش توسعه مالی می‌شود (Gylfason & Zoega, 2006).

تئوری و ادبیات نهادی نیز فرضیه‌های مختلفی را در مورد تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر توسعه سیستم مالی هم از بعد عرضه و هم از بعد تقاضا ارائه داده است. از بعد تقاضا می‌توان گفت سود زیاد ناشی از درآمد منابع طبیعی و در نتیجه توسعه بخش کالاهای غیرتجاری ناشی از آن، می‌تواند از یک طرف منجر به افزایش تقاضا برای خدمات مالی شامل افزایش اعتبارات مصرف کنندگان 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. به طور خاص، کشورهای دارای منابع طبیعی می‌توانند درآمدهای منابع خود را برای تسهیل مصرف کنند، که این موضوع ایجاد یک سیستم مالی مؤثر برای خدمت به عنوان یک مهارت برای تسهیل مصرف در طول چرخه تجاری را تضعیف می‌کند (Gylfason, 2004). از بعد عرضه نیز سرمایه‌گذاری بیشتر در بخش منابع طبیعی می‌تواند منجر به کاهش سرمایه‌گذاری در بخش مالی شود و در نتیجه از دست رفتن مهارت‌ها از سیستم مالی را به همراه خواهد داشت. علاوه بر این، این واقعیت که سیستم‌های مالی به طور گسترده به چارچوب‌های نهادی سالم شامل چارچوب‌های قراردادی مؤثر وابسته هستند، می‌تواند مانع تعمیق مالی در کشورهایی که فراوانی منابع طبیعی توسعه نهادی را خدشه دار می‌کند، گردد (Gylfason, 2004).

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، رانت جویی و فساد و کاهش خدمات مالی و سرمایه‌گذاری می‌تواند

توسعه مالی را تحت تأثیر قرار دهد. افزایش تولید ناخالص داخلی از طریق افزایش گزینه‌های مختلف سرمایه‌گذاری نیز منجر به افزایش تقاضا برای خدمات مختلف از جمله خدمات مالی خواهد شد و در نتیجه توسعه مالی را در پی خواهد داشت (Shahbaz, 2018). 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 در نتیجه تقاضا برای خدمات مالی را افزایش خواهد داد و می‌تواند منجر به افزایش توسعه مالی نیز گردد (Mishkin, 2009). با توجه به زمینه ایجاد رانت و فساد در کشورهای برخوردار از منابع یک طرف و تأکید بر ایجاد شفافیت صنایع استخراجی^۲ به منظور مبارزه با فساد در برخی از این کشورها (Okada & Shinkuma, 2022)، فساد یکی از متغیرهایی است که می‌تواند بر توسعه مالی در کشورهای برخوردار تأثیرگذار باشد. بنابراین با توجه به مبانی نظری موجود و بر اساس مطالعه اولیه Beck (2011) و سایر مطالعات انجام شده قبلی نظیر Ali et al. (2022)، Khan et al. (2020b)، Nurmakhanova et al. (2023)، Chaudhry et al. (2021)، Shahbaz et al. (2018) از تابع (۱) به منظور 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.

$$FD = f(NNR, GDP, IQ, COR) \quad (1)$$

با توجه به مطالعات انجام شده قبلی نظیر Ahmed et al. (2016) و به منظور دستیابی به نتایج سازگار و قابل اعتماد، 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 به صورت کشش، تفسیر ضرایب تسهیل می‌شود. بنابراین مدل تجربی تحقیق با در نظر گرفتن فرم لگاریتمی متغیرها عبارتست از:

$$\ln FD_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln NRR_t + \alpha_2 \ln GDP_t + \alpha_3 COR_t + \alpha_4 \ln IQ_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

در این معادله:

FD، متغیر وابسته مدل و نشان‌دهنده شاخص توسعه مالی می‌باشد. α_1 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 کارایی 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

۱. علاوه بر مطالعات تجربی ذکر شده در این بخش، جهت مطالعه بیشتر رجوع کنید به:

Gylfason and Zoega 2006, Yuxiang and Chen 2011

2. Extractive Industries Transparency Initiative (EITI)

بانکی و بازار سرمایه و با استفاده از روش PCA، شاخص‌های توسعه بخش بانکی و توسعه بازار سهام محاسبه گردیده است و هر کدام از این شاخص‌ها به صورت 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 (Pradhan et al., 2016; Sviryzdenka, 2017; Pradhan et al., 2014b). توضیحات مربوط به زیر شاخص‌های مورد استفاده جهت محاسبه هر یک از شاخص‌های توسعه بانکی و بازار سهام و سایر متغیرها در جدول (۱) ارائه شده است.

NRR، 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 اندازه‌گیری دقیق این شاخص از شش زیر شاخص جهانی از شاخص‌های حکمرانی ارائه شده 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 شده اند (Dogan et al., 2020a).

GDP، نشان‌دهنده تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت می‌باشد.
COR، نشان‌دهنده شاخص فساد می‌باشد و اطلاعات آن از شاخص کنترل فساد ارائه شده 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 (Torvik, 2002). α_0 و t به ترتیب نشان‌دهنده زمان، عرض از مبدا و جز اخلاص 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. بر اساس 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.

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 بر اساس ۵۰ شاخص از ۳۰ گزارش گردآوری شده توسط بانک جهانی محاسبه می‌شود | COR | فساد |
| بانک جهانی | میزان اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی به صورت درصدی از GDP اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی توسط موسسات مالی به صورت درصدی از GDP حجم پول و سپرده‌های بانکی (M2) به صورت درصدی از GDP | FDB | شاخص توسعه بخش بانکی |
| بانک جهانی | میزان سهام مبادله شده یا همان نسبت گردش سهام ارزش کل سهام پذیرفته شده در بازار سهام به صورت 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 تورریسم 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

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

منبع: محاسبات تحقیق (تمام متغیرها به جز متغیر کیفیت نهادی به دلیل دارا بودن 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. بر اساس آزمون جارك 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. بر اساس این جدول شاخص توسعه مالی کل بیشتر تحت 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 معمولاً متغیرهای سری زمانی ناپایستا 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 (۱) است که بر اساس مطالعات انجام شده قبلی نظیر Sharif et al. (2020)، Yang et al. (2021) و Rehman et al. (2021) پرکاربردترین آزمون ریشه واحد جهت تخمین مدل‌های ARDL است. مدل‌های ARDL عموماً به دلیل وجود متغیر درون‌زای باوقفه در بین متغیرهای توضیحی دارای مشکل خودهمبستگی اجزای خطا می‌باشند که آزمون ریشه واحد تعمیم‌یافته دیکی فولر (ADF) در این شرایط مناسب‌ترین است. به منظور اطمینان از نتایج این آزمون، از آزمون‌های وایتکوفسکی و همکاران (۲) (KPSS) و آزمون ریشه واحد Perron Ng نیز استفاده گردید. آزمون ریشه واحد 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 ریشه

1. Augmented Dickey Fuller (ADF)
2. Kwiatkowski et al. (KPSS)

واحد قوی‌تر و مناسب‌تر می‌باشد (Muhammad Shahbaz, 2012). بر اساس 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 بدست آمده از آزمون‌های ریشه واحد مرسوم و به منظور بررسی دقیق‌تر درجه انباشتگی متغیرهای پژوهش، آزمون‌های ریشه واحد شکست ساختاری روندزدایی شده زیوت-اندریوز ۲ نیز انجام شد که بر اساس نتایج حاصل از این آزمون نیز نتایج ارائه شده در جدول (۴) تأیید گردید. همانطور که مشاهده می‌شود درجه انباشتگی متغیرها بر اساس 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 و یا هم‌انباشته از مرتبه یک و صفر باشند و هیچ کدام از متغیرها هم‌انباشته از مرتبه دو نباشد (Pesaran et al., 2001). اگر یکی از متغیرهای مورد استفاده هم‌انباشته از مرتبه ۲ باشد، در اینصورت انجام آزمون F مشترک ارائه شده توسط پسران و همکاران و همچنین نارایان جهت بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت، نامعتبر خواهد بود (Baum, 2004; Pesaran et al., 2001).

جدول ۴: نتایج آزمون‌های ریشه واحد

| متغیر | آزمون Ng-Perron | | | | | | آزمون DF-GLS | | | آزمون Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin | | |
|-------|-----------------|---------|--------|-------|--------|---------------|------------------|------------|---------------|---|------------|---------------|
| | وقفه بهینه | MZa | MZt | MSB | MPT | درجه انباشتگی | DF-GLS statistic | وقفه بهینه | درجه انباشتگی | KPSS | وقفه بهینه | درجه انباشتگی |
| FDB | * | 0.125 | 0.071 | 0.569 | 23.165 |)0I(| -0.390 | * |)1I(| 0.766 | ۳ |)-1I(|
| TFD | * | -3.985 | -1.292 | 0.324 | 6.243 |)0I(| -1.948 | * |)0I(| 0.759 | ۳ |)-1I(|
| FDS | * | 1.412 | 0.656 | 0.464 | 21.421 |)0I(| 0.434 | * |)1I(| 0.518 | ۲ |)-1I(|
| NRR | * | -4.740 | -1.528 | 0.322 | 5.191 |)0I(| -2.008 | * |)0I(| 0.117 | ۲ |)1I(|
| GDP | * | -2.435 | -1.007 | 0.413 | 9.504 |)0I(| -1.530 | * |)1I(| 0.651 | ۳ |)-1I(|
| IQ | * | -0.164 | -0.124 | 0.750 | 33.08 |)0I(| -0.957 | * |)1I(| 0.504 | ۳ |)0I(|
| COR | * | -12.841 | -2.474 | 0.192 | 2.134 |)0I(| -4.535 | * |)0I(| 0.172 | ۳ |)1I(|

منبع: محاسبات تحقیق

۲-۵- تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی

۱-۲-۵- 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 با وقفه 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 به کار رود. یکی دیگر از ویژگی‌های این مدل قابل کاربرد بودن آن در نمونه‌های کوچک است

که از این حیث کاربرد زیادی در کشورهای در حال توسعه به دلیل کمبود داده دارد. علاوه بر مزایای ذکر شده، تخمین همزمان رابطه پویای بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها از دلایل کاربرد وسیع این مدل در مطالعات اقتصادی است (Ali et al., 2022).

به منظور برآورد رابطه هم‌انباشتگی بلندمدت بین متغیرها، روش‌های اقتصادسنجی مختلفی وجود دارد. بر اساس 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 جوهانسن (۱۹۸۸، ۱۹۹۱) توسعه داده شد که با استفاده از این آزمون، امکان بررسی رابطه هم‌انباشتگی بین چند متغیر امکان‌پذیر گردید. آزمون جوهانسن براساس مدل‌سازی اصلاح خطای برداری (VECM) به عنوان 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 معمولاً 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 به صورت زیر ارائه می‌شود.

$$\Delta(\ln FD)_t = \alpha_0 + \alpha_1(\ln FD)_{t-1} + \alpha_2 NNR_{t-1} + \alpha_3 GDP_{t-1} + \alpha_4 (IQ)_{t-1} + \alpha_5 (COR)_{t-1} + \sum_{i=1}^t \beta_i \Delta(FD)_{t-i} + \sum_{i=1}^t \rho_i \Delta NNR_{t-i} + \sum_{i=1}^t \varphi_i \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^t \omega_i \Delta (IQ)_{t-i} + \sum_{i=1}^t \gamma_i \Delta (COR)_{t-i} + \psi_t \quad (3)$$

در این معادله Δ عملگر تفاضل مرتبه اول می‌باشد. α_0 و ψ_t به ترتیب ضریب ثابت و جزء اخلاص مدل در زمان t می‌باشد. ضرایب β_i ، ρ_i ، φ_i ، ω_i ، γ_i و α_1 ضرایب کوتاه‌مدت مدل و α_5 ضرایب بلندمدت مدل می‌باشند. روش ARDL به‌طور کلی بر اساس آماره F مشترک ۱ بوده و توزیع مجانبی این آماره غیراستاندارد و تحت فرضیه صفر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی می‌باشد. اولین قدم در برآورد مدل ARDL، برآورد معادله ارائه شده بوسیله روش حداقل مربعات معمولی (OLS) می‌باشد. تخمین هریک از معادلات بالا به منظور آزمون وجود یا عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها بر اساس معنی‌داری آماره F مشترک ضرایب متغیرهای با وقفه موجود در مدل صورت می‌گیرد. برای مثال آزمون فرضیه وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت (هم‌انباشتگی) بر اساس آزمون والد عبارتست از:

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0 \quad (\text{رابطه بلندمدت}) \quad (4)$$

$$H_1 : \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \alpha_3 \neq \alpha_4 \neq \alpha_5 \neq 0 \quad (\text{رابطه بلندمدت}) \quad (5)$$

برای اظهار نظر در مورد آزمون فرضیه بالا از مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط Pesaran et al. (2001) استفاده می‌شود. این مقادیر بحرانی شامل کرانه بحرانی بالا (UCB) و کرانه بحرانی پائین (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 و 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 جهت تشخیص هم‌انباشتگی مناسب نمی‌باشد زیرا مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران برای نمونه‌های با حجم بزرگ ($T = 500$ تا $T = 40000$ مناسب می‌باشند، بنابراین در این مطالعه از مقادیر بحرانی Narayan (2005) استفاده گردید. مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران ممکن است باعث نتایج نارایب در تشخیص رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها در نمونه‌های کوچک گردد، بنابراین مقادیر بحرانی ارائه شده توسط نارایان در نمونه‌های بین ۳۰ تا ۸۰ نتایج بهتری ارائه می‌دهد (Narayan & Narayan, 2005). در ادامه تحقیق ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل برآورد گردیده و آزمون‌های تشخیصی به منظور اطمینان از صحت نتایج مدل ارائه می‌گردند. 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.

$$\Delta(FD)_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^t \beta_i \Delta(FD)_{t-i} + \sum_{i=1}^t \rho_i \Delta NNR_{t-i} + \sum_{i=1}^t \varphi_i \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^t \omega_i \Delta(IQ)_{t-i} + \sum_{i=1}^t \gamma_i \Delta(COR)_{t-i} + \gamma_i ECM_{t-1} + \vartheta_t \quad (6)$$

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.

۲-۲-۵- مدل NARDL

مدل ARDL رابطه خطی کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها را اندازه‌گیری 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 Shin et al. (2014) توسعه یافته است نیز جهت تخمین مدل تحقیق استفاده شد. مدل NARDL، شکل خاصی از مدل ARDL خطی (Pesaran et al. 2001) است که امکان بررسی عدم تقارن در روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها را فراهم می‌آورد. مزیت

روش NARDL نسبت به سایر روش‌های همجملی 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 (Alam & Quazy, 2003). فرم غیرخطی مدل اصلی تحقیق بر اساس معادله اصلی تحقیق به صورت زیر است:

$$\text{LnFD}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{NNR}_t^+ + \beta_2 \text{NNR}_t^- + \beta_3 \text{GDP}_t + \beta_4 \text{IQ}_t + \beta_5 \text{COR}_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

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 بر اساس تعریف گرنجر و یون (۲۰۰۲) به صورت مجموع تجمعی مثبت (اجزاء مثبت) و منفی (اجزاء منفی) تعریف شده و به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$\text{NNR}_t^+ = \sum_{1990}^{2021} \Delta \text{NNR}_t^+ = \text{Max} (\Delta \text{NNR}, 0) \quad (8)$$

$$\text{NNR}_t^- = \sum_{1990}^{2021} \Delta \text{NNR}_t^- = \text{Min} (\Delta \text{NNR}, 0) \quad (9)$$

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

$$\begin{aligned} \Delta(\text{LnFD})_t = & \alpha_0 + \alpha_1 (\text{LnFD})_{t-1} + \alpha_2^+ \text{NNR}_{t-1}^+ + \alpha_3^- \text{NNR}_{t-1}^- + \alpha_4 \text{GDP}_{t-1} + \\ & \alpha_5 (\text{IQ})_{t-1} + \alpha_6 (\text{COR})_{t-1} + \sum_{i=1}^t \beta_i \Delta(\text{FD})_{t-i} + \sum_{i=1}^t (\rho_i^+ \text{NNR}_{t-i}^+ + \\ & \rho_i^- \text{NNR}_{t-i}^-) + \sum_{i=1}^t \varphi_i \Delta \text{GDP}_{t-i} + \sum_{i=1}^t \omega_i \Delta(\text{IQ})_{t-i} + \sum_{i=1}^t \gamma_i \Delta(\text{COR})_{t-i} \quad (10) \end{aligned}$$

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_3^- و α_2^+ نیز بیانگر تأثیرات مثبت و منفی در بلندمدت هستند. فرم تصحیح خطای معادله (۱۰) به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} \Delta(\text{FD})_t = & \gamma_0 + \sum_{i=1}^t \beta_i \Delta(\text{FD})_{t-i} + \sum_{i=1}^t (\rho_i^+ \text{NNR}_{t-i}^+ + \rho_i^- \text{NNR}_{t-i}^-) + \\ & \sum_{i=1}^t \varphi_i \Delta \text{GDP}_{t-i} + \sum_{i=1}^t \omega_i \Delta(\text{IQ})_{t-i} + \sum_{i=1}^t \gamma_i \Delta(\text{COR})_{t-i} + \gamma_t \text{ECM}_{t-1} + \vartheta_t \quad (11) \end{aligned}$$

در معادله (۱۱)، γ_t جز 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.

۳-۵- 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 در این نوع از مدل‌ها باید براساس اصل صرفه جویی ۲، وقفه بهینه را تعیین کرد. معیارهای اطلاعات ۳ بهترین ابزار جهت انتخاب وقفه بهینه در مدل‌های سیستمی می‌باشند (Lütkepohl,)

1. Over Parameterized
2. Parsimonious
3. Information Criteria

Brooks, 2008 و 2006 & 1991). 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 گردید (آقایی، ۱۳۹۵). حداکثر وقفه متغیرها در این تحقیق بر اساس معیار شوارتز بیزین ۱ انتخاب شد که مقدار وقفه بهینه هر متغیر بر اساس 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 هر یک از مدل‌ها پرداخته می‌شود. ستون اول جدول (۳) نشان‌دهنده رابطه‌های برآورد شده بین متغیرهای مدل می‌باشد (با توجه به وجود سه شاخص توسعه مالی، سه مدل برآورد گردیده است). ستون دوم نشان‌دهنده وقفه بهینه هر کدام از متغیرها می‌باشد که بر اساس 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 بر اساس آزمون پسران تأیید می‌شود. علاوه بر این آزمون، با توجه به مطالعه Kremers et al. (1992)، 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 بر اساس این آزمون‌ها، نتایج به دست 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

| آزمون | آزمون خودهمبستگی | آماره آزمون واریانس ناهمسانی | آزمون نرمالیتی | آماره F پسران | طول وقفه بهینه | مدل برآورد شده | مدل |
|-------------------|------------------|------------------------------|------------------|---------------|----------------|--|----------------|
| آزمون تصریح رمزی | ۰٫۹۶۳ (۰٫۳۴۷) | ۱٫۸۶۰ (۰٫۶۰۵) | ۳٫۳۴۷ (۰٫۹۵۸) | ۶۳۸۸* | (۱٫۱۰۰۱۰۰) | FDB=f (IQ, COR, GDP, NNR) | مدل ۱ آرد |
| ۸۸/۳۲۸ (۰٫۴۹۴) | ۰٫۴۱۸ (۰٫۵۳۱) | ۱/۷۸۷ (۰٫۱۶۳) | ۰٫۳۱۴ (۰٫۸۵۴) | ۱۱/۶۱۳* | (۰٫۱۰۰۱۰۰) | FDS=f (IQ, COR, GDP, NNR) | مدل ۲ مجموع |
| ۰٫۶۳۴ (۰٫۵۳۳) | ۲/۵۱۳ (۰٫۲۹۷) | ۱/۴۶۷ (۰٫۴۰۴) | ۱/۶۱۵ (۰٫۴۴۵) | ۶/۲۴۴* | (۰٫۱۰۰۰۰۰) | TFD=f (IQ, COR, GDP, NNR) | مدل ۳ مجموع |
| ۲/۹۳۹ (۰٫۱۱۳) | ۰٫۸۷۳ (۰٫۴۲۷) | ۱٫۷۴۵ (۰٫۷۶۵) | ۳٫۳۵۸ (۰٫۹۶۷) | ۷/۳۷۸* | (۱٫۰۰۰۱۰۱) | FDB=f (IQ, COR, GDP, NNR ⁺ , NNR ⁻) | مدل ۴ آرد |
| ۸۸/۳۲۸ (۰٫۴۹۴) | ۰٫۳۰۳ (۰٫۴۲۱) | ۱/۶۷۵ (۰٫۱۵۴) | ۰٫۳۲۳ (۰٫۸۶۵) | ۹/۶۸۹* | (۱٫۰۰۰۰۰۰) | FDS=f (IQ, COR, GDP, NNR ⁺ , NNR ⁻) | مدل ۵ مجموع |
| ۰٫۵۲۳ (۰٫۴۲۲) | ۲/۵۰۶ (۰٫۱۸۶) | ۱/۵۶۹ (۰٫۵۱۵) | ۱/۷۱۲ (۰٫۴۶۷) | ۷/۲۵۶* | (۱٫۰۰۰۰۰۰) | TFD=f (IQ, COR, GDP, NNR ⁺ , NNR ⁻) | مدل ۶ مجموع |

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

۴-۵- 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 گردیده است.

جدول ۶: نتایج حاصل از تخمین مدل ARDL

| نتایج برآورد کوتاه‌مدت مدل‌های تحقیق | | | | | | | | |
|--------------------------------------|----------------------|--------|---|----------------------|--------|--|---------------------|--------|
| متغیر وابسته: شاخص توسعه بانکی (FDB) | | | متغیر وابسته: شاخص توسعه بازار سهام (FDS) | | | متغیر وابسته: شاخص کل توسعه مالی (TFD) | | |
| متغیرها | ضریب | احتمال | متغیرها | ضریب | احتمال | متغیرها | ضریب | احتمال |
| LNFDDB (-1) | 71۶0. 9) (5.1) | ۳0.000 | LNFDSD (-1) | 6۲0.17 (۵,۶۷۴) | 0.0001 | LNTFDD (-1) | 76۳0.1 (۱,۹۸۸) | ۰.۰۵۸۲ |
| IQ | ۱-0.59 (-۰.۸۱۱) | ۰.۵۷۸۴ | IQ | 0.05357 (0.349) | 0.7311 | IQ | ۰.۰۱۴۹ (۲,۳۹۹) | 0.0387 |
| LNCOR | -۰.۲۴۲ (-۲,۲۵۱) | 0.0388 | LNCOR | 0.386 (0.384) | 0.7054 | LNCOR | -۰.۱۴۷۹ (-۱,۸۱۷) | ۰.۰۸۴۹ |
| LNCOR (-1) | ۰.۲۶۵۳ (۰.۳۴۵۷) | ۰.۷۷۰۴ | LNCOR (-1) | -1.598 (-2.467) | 0.0239 | - | - | - |
| LNGDP | 0.590 (۳,۷۴۸) | 0.0019 | LNGDP | 1.1870 (۰.۶۱۰) | ۰.۵۴۹۴ | LNGDP | 0.0157 (۰.۶۹۶) | 0.4984 |
| LNNNR | -۰.۰۵۲۱ (-۱,۱۷۴۵) | ۰.۲۵۷۴ | LNNNR | ۰.۳۵۳ (۰.۸۵۷) | ۰.۴۰۲۷ | LNNNR | ۰.۰۸۹۵ (۱,۷۲۸) | ۰.۱۰۰ |
| LNNNR)-۱(| ۰.۱۳۹۲۹ (۲,۵۰۸) | ۰.۰۲۳۳ | - | - | - | - | - | - |
| C | ۰.۰۶۷۸ (۰,۴۶۷) | 35۴0.6 | C | ۰.۵۳۴۶ (۰.۵۷۱) | ۰.۵۷۱۵ | C | 2۶۴0.1 (0.250) | ۴۳0.80 |
| ضریب تصحیح (ECM) خطا | -0.1922 (-4.377) | 0.0004 | ضریب تصحیح (ECM) خطا | ۲۷۶۰.05- (-۴,۴۵۲) | ۰.۰۰۰۴ | ضریب تصحیح (ECM) خطا | -0.3029 (-۵,۳۲۵) | 0.0001 |
| نتایج برآورد بلندمدت مدل‌های تحقیق | | | | | | | | |
| متغیرها | ضریب | احتمال | متغیرها | ضریب | احتمال | متغیرها | ضریب | احتمال |
| C | .801۰ (۴,۲۱۶) | 0.0372 | C | 3۶0.01 (۰,۱۴۸) | 29۷0.8 | C | 0.0153 (۰,۱۴۹) | 0.8829 |
| IQ | 83۳.۰ (۳,۴۵۳) | 0.0435 | IQ | -0.539 (۳,۰۱۴) | 0.0108 | IQ | 0.304 (۲,۳۲۱) | 0.0322 |
| LNCOR | -۰.۲۶۵۹ (-2.344) | ۰.۰۳۲۳ | LNCOR | 287۳.۰۰ (-2.607) | 0.0178 | LNCOR | -۰.۴۸۸۱ (-۱,۹۶۹) | 0.0522 |
| LNGDP | 0.637 (۲,۰۱۲۳) | 0.0401 | LNGDP | 0.4870 (2.125) | ۰.۰۳۰۱ | LNGDP | 0.3078 (۳,۰۴۳) | 0.0482 |
| LNNNR | ۰.۱۳۸ (۲,۳۵۷) | ۰.۰۳۱۵ | LNNNR | ۰.۶۶۹ (۰.۸۴۸) | ۰.۴۰۷۵ | LNNNR | ۰.۲۹۵۶ (۱,۳۰۷) | ۰.۲۰۶۶ |

منبع: محاسبات تحقیق. اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده آماره t می‌باشد.

بر اساس نتایج حاصل از تخمین مدل، تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت و معنی دار 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 قابل توجیه 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 هر چه 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 به عنوان یکی دیگر از منابع تأمین مالی گردد. این نتیجه با مطالعه Guan et al. (2020) و Dogan et al. (2020b) 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 ولی 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. بر اساس این نتیجه فرضیه نعمت منابع مالی در بخش بانکی طی دوره مورد بررسی در ایران تأیید می‌شود. (BECK (2011 در مطالعه‌ای به این نتیجه رسید که در کشورهای برخوردار از منابع طبیعی بانک‌ها سرمایه‌بهتری 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 به نظر 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 Asif et al. (2020) و ALI et al. (2022) 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 در نتیجه زمینه‌ساز ایجاد فرصت‌های شغلی مختلف گردیده و باعث افزایش فعالیت‌های اقتصادی و در نتیجه 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

آماري 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 ارائه شده 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 هر گونه تغییر سیاست دولت یا عملکرد نهادهای دولتی و شبه دولتی بسیار حساس است و هر گونه تصمیم یا سیاست ناگهانی توسط سیاستگذار می‌تواند تأثیر منفی بر عملکرد بازار سهام داشته باشد. این نتیجه با مطالعه Guan et و Khan et al. (2020a) و al. (2020) 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.

بر اساس نتایج به دست 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 و کار، 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 به خوبی 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 در نتیجه افزایش تولید موجب افزایش انگیزه سرمایه‌گذاران جهت انباشت سرمایه می‌شود و بر سرمایه‌گذاری تأثیر مثبت دارد.

در تمام مدل‌های برآورد شده، ضریب تصحیح خطای برآوردی (ECM) منفی و معنی‌دار است و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را تأیید می‌کند. همچنین بر اساس مقادیر ضرایب به دست 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.

۴-۵-۱- آزمون پایداری پارامترهای برآوردی

بررسی پایداری پارامترهای برآوردی در تخمین ARDL به منظور اطمینان از نتایج به دست 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. بر اساس نتایج حاصل از این آزمون‌ها هیچ ناپایداری پارامتری در مدل‌های برآورد شده وجود ندارد و پارامترهای برآورد شده پایداری لازم جهت اتخاذ توصیه‌های سیاستی را دارا می‌باشند.



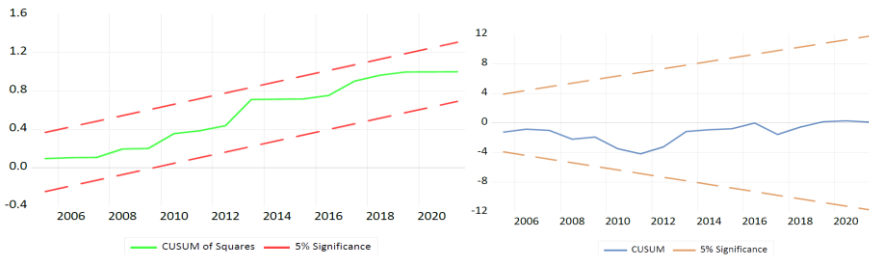
نمودار ۱: آزمون پایداری ضرایب در برآورد مدل اول (شاخص توسعه بانکی)

منبع: محاسبات تحقیق



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

منبع: محاسبات تحقیق

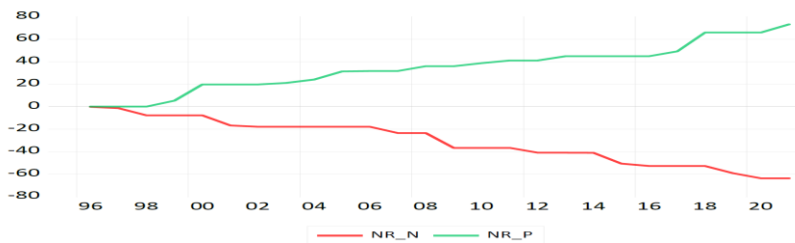


نمودار ۳: آزمون پایداری ضرایب در برآورد مدل سوم (شاخص کل توسعه مالی)

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 تحقیق

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 تأیید کننده 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 برآورد شده 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 کوتاه مدت مدل های تحقیق | | | | | | | | |
|---|-------------------------|---------|--|------------------------|---------|---|-----------------------|---------|
| متغیر وابسته: شاخص توسعه بانکی (FDB) | | | متغیر وابسته: شاخص توسعه بازار سهام (FDS) | | | متغیر وابسته: شاخص کل توسعه مالی (TFD) | | |
| متغیرها | ضریب | احتمال | متغیر | ضریب | احتمال | متغیر | ضریب | احتمال |
| LNFD (-1) | 0.58254 (5.2458) | 0.0001 | LNFD (-1) | 0.182642 (5.7654) | 0.0001 | LNTFD (-1) | 0.1276 (1.9978) | ۰.۰۵۷۱ |
| IQ | 08۸۱۲-0.5 (-۰.۸۲۳۱۰) | ۰.۵۸۸۴ | IQ | 7۴۶0.05)902۴۵0.(| 1۴۲0.7 | IQ | ۰.۰۱۵۸۹ (۲.۳۰۱۴) | ۹۶0.03 |
| LNCOR | -۰.۲۵۳۴۸ (-۲.۳۶۱۳) | ۹۰-0.03 | LNCOR | 5۹۷0.3)1۹۵0.3(| 54۸۱0. | LNCOR | -۰.۱۵۸۹ (-۱.۸۲۹۹) | ۰.۰۸۵۵ |
| LNCOR (-1) | ۰.۰۷۸۵۵۱ (1,۱۸۹۷۴) | ۰.۲۵۳۹ | LNCOR (-1) | 80۶۸-1.)2.4676(| 9۴0.02 | - | - | - |
| LNGDP | 08۷۸0.5 (۳,۷۴۸۱۰۷) | ۸0.001 | LNGDP | 0۹۹۱.1 (۰.۶۱۰۱۰) | ۰.۵۵۹۴ | LNGDP | 09۶۸0.01 (۰.۶۸۷۴۱) | 0.4984 |
| LNGDP)-۱(| ۰.۷۱۹۸۰ (۲,۵۴۴۱۰) | ۰.۰۲۵۷ | - | - | - | - | - | - |
| +LNNNR | ۰.۹۲۳۵ (۱,۵۵۳۶۱) | ۰.۱۴۲۶ | +LNNNR | ۴۸۳۰0. (۱,۰۴۵۱۷) | ۰.۳۰۹۸ | +LNNNR | ۸۲۳۱۹0.1 ۹۱۹۱.۳ | ۰.۰۰۱۰ |
| -LNNNR | -۰.۳۳۳۱۰ (-۵,۱۲۰۲۲) | ۰.۰۰۰۲ | -LNNNR | -۰.۱۶۹۷۹ (-۰,۳۴۷۸۳) | ۰.۷۳۲۰ | -LNNNR | -0.06482 (-۱,۱۴۳۸) | ۰.۲۶۷۷ |
| (+LNNNR 1) | 0.23332 (۵,۲۸۳۸۷) | ۰.۰۰۰۱ | - | - | - | - | - | - |
| LNNNR)-۱(| -۰.۰۱۱۴۷ (-۰.۰۹۴۰۷) | ۰.۹۲۶۶ | - | - | - | - | - | - |
| C | ۰.۰۶۹۹ ۰.۴۸۹۵ | 5۵۴0.6 | C | ۰.۵۴۶۶ (۰.۵۸۲۳) | ۰.۵۸۲۵ | C | 2۷۵0.1)0۶0.2(| ۱۵۳0.8 |
| ضریب تصحیح خطا (ECM) | -۰/۲۹۲۲۵۰)76۹۸-4.(| ۶0.000 | ضریب تصحیح خطا (ECM) | ۴۲۸۶۰0.- (-۴,۵۶۸۳) | ۰.۰۰۰۸ | ضریب تصحیح خطا (ECM) | 9۵۶-0.3 (-۵,۶۷۰۳) | 0.0001 |
| نتایج برآورد بلندمدت مدل های تحقیق | | | | | | | | |
| متغیرها | ضریب | احتمال | متغیرها | ضریب | احتمال | متغیرها | ضریب | احتمال |
| C | 12۱۳.8۰ (۴,۶۹۳۶) | ۸۳0.03 | C | 10۷۴0.01 (۰,۱۵۹۴) | 9۸۳0.8 | C | 10۷۵0.01 (۰,۱۶۹۷۴) | ۸۴۱0.8 |
| IQ | 63۳۸۵.۰ (۳,۴۷۵۳) | ۳۵0.04 | IQ | ۴۱۳۶-0.5 (۳,۲۱۳۹) | ۲۶0.01 | IQ | 27۱۵0.3 (۲,۴۴۳۹) | ۳۳0.03 |
| LNCOR | -۰.۲۷۶۹)47(۴۵-2. | ۰.۰۳۳۴ | LNCOR | 7۳۳۹.۰-)76(۷۱-2. | ۸۶0.01 | LNCOR | -۰.۴۹۹۱ (-۱,۹۵۸) | ۱۱0.05 |
| LNGDP | 47۴۸0.6 (۲,۰۳۳۴) | ۱۲0.04 | LNGDP | 0۹۸0.4 (۲,۱۴۵۲) | ۰.۰۳۱۲ | LNGDP | 8۱۸0.3 (۳,۰۵۴۹۰) | ۷۳0.04 |
| +LNNNR | ۰.۱۹۷۷۳ (۵,۳۳۳) | ۰.۰۰۰۱ | +LNNNR | 7۷۲0.8 (1,۰۸۵۷۸) | ۰.۲۸۹۶ | +LNNNR | ۰.۱۷۴۱۹ (۳,۹۵۷۷) | ۰.۰۰۰۸ |
| -LNNNR | -۰.۱۱۶۵۵ (-۰,۰۷۵۵۳) | ۰.۹۵۳۵ | -LNNNR | -۰.۳۱۳۹۸ (-۰,۳۷۱۷) | ۰.۷۳۳۲ | -LNNNR | -۰.۰۶۶۲۹ (-۱,۴۳۰۱) | ۰.۲۱۴۵ |
| آزمون تقارن کوتاه مدت | ۲,۴۳۲۵ | (۰,۰۱۲) | آزمون تقارن کوتاه مدت | ۲,۱۴۳۲ | (۰,۰۰۱) | آزمون تقارن کوتاه مدت | ۱,۸۲۳۴۵ | (۰,۰۰۱) |
| آزمون تقارن بلندمدت | ۹,۹۸۶۵ | (۰,۰۰۱) | آزمون تقارن بلندمدت | ۱۰,۸۷۶۵ | (۰,۰۱۳) | آزمون تقارن بلندمدت | ۱۱,۶۷۹۳ | (۰,۰۰۶) |

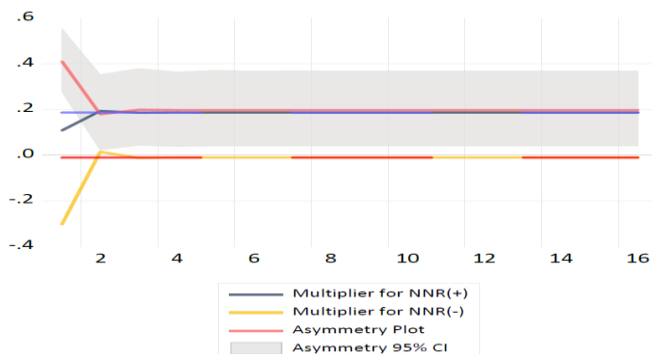
با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (۷)، ضرایب برآورد شده رانت منابع در مدل شاخص توسعه بانکی در کوتاه‌مدت نشان‌دهنده این است که شوک مثبت ناشی از رانت منابع تأثیر مثبت و معنی‌دار بر شاخص توسعه بانکی داشته است در حالی که شوک منفی تأثیر منفی داشته ولی به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. تأثیر مقادیر باوقفه شوک‌های مثبت رانت منابع نیز بر شاخص توسعه بانکی مثبت و معنی‌دار است. نتایج تخمین بلندمدت نیز تأیید کننده 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 بی معنی) شوک‌های منفی از طرف دیگر می‌توان نتایج حاصل از تخمین مدل NARDL را تأیید کننده نتیجه به دست 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 هیچ کدام از ضرایب به دست آمده به لحاظ آماری معنی‌دار نیستند و بنابراین نمی‌توان در این مورد اظهار نظر 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 قطعیت 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.

۱-۵-۵- 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 تحقیق

۶- بررسی قابلیت اطمینان مدل‌ها (Robustness check)

علاوه بر تخمین مدل ARDL و NARDL، به منظور اطمینان از نتایج به دست آمده در این تحقیق، مدل‌های تحقیق با استفاده از تخمین زن حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) جهت دستیابی به روابط بلندمدت بین متغیرها در هر مدل نیز برآورد گردیدند. روش DOLS با توجه به مزایای متعددش نسبت به سایر تخمین زن‌های تک معادله‌ای برتری دارد. اول اینکه، این تخمین زن ساده است و پارامترهای تخمین زده شده سازگار، بدون تورش و کارا ارائه می‌دهد. دوم، این تخمین زن تورش نمونه‌ای را حذف می‌کند و مسایلی مانند تورش همزمان، خودهمبستگی و نرمال نبودن داده‌ها را که معمولاً در سری‌های زمانی مالی وجود دارد، در نظر می‌گیرد. سوم اینکه تخمین زن DOLS در رگرسیون‌های 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. بر اساس آزمون والد معنی‌داری کل ضرایب مدل نیز تأیید گردید. نتایج حاصل از تخمین DOLS نتایج تمامی مدل‌های برآورد شده قبلی را تأیید کرد.

جدول ۸: نتایج برآورد مدل‌ها به روش DOLS

| نتایج برآورد بلندمدت مدل‌های تحقیق | | | | | |
|------------------------------------|-------------------------|--------|-----------------------------|------------------------|---------|
| متغیرها | ضریب | احتمال | متغیرها | ضریب | احتمال |
| C | 27۰۰۱۰ (۴,۴۵۲) | 0.0372 | C | 10۵۴0.01 (۰,۱۲۷۴) | 9۶۱0.8 |
| IQ | 463۴۵۰ (۳,۵۶۹۳) | ۴۳0.04 | IQ | 272۸-0.5 (۳,۰۲۳۹) | ۱۹0.01 |
| LNCOR | -۰,۲۷۶۹ (۰,۵۵۶(-2.3) | ۰,۰۳۳۴ | LNCOR | 7۳۴۷,۰۰ (۱,۶۵(-2.6) | ۸۹0.01 |
| LNGDP | 7۵۶۱0.6 (۲,۰۱۳۴) | ۱۲0.04 | LNGDP | ۷۶۱0.4 (۰,56۵2.1) | ۰,۰۳۱۲ |
| LNNNR | ۰,۱۳۷۱۱ (۲,۴۴۲) | ۰,۰۲۲۶ | LNNNR | ۰,۶۷۸۱ (۰,۸۵۷۰) | ۰,۴۱۸۶ |
| آزمون هم‌انباشتگی هانسن | ۳,۴۳۶ | ۰,۳۴۵۶ | آزمون هم‌انباشتگی هانسن | ۲,۵۶۷۸ | ۰,۲۳۴۶ |
| R ² | | ۰,۹۳ | R ² | | ۰,۹۴ |
| آزمون والد معنی‌داری کل مدل | ۴,۶۷۵۸ | ۰,۰۰۰۰ | آزمون والد معنی‌داری کل مدل | ۶,۹۸۷۶ | ۰,۰۰۰۰ |
| | | | | | ۸,۷۸۶۹۰ |
| | | | | | ۰,۰۰۰۰ |

منبع: محاسبات تحقیق

۷- نتیجه گیری 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 داده های 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 زیر شاخص‌های مختلف به روش PCA ایجاد گردیدند. 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 تخمین زن حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) نیز به منظور برآورد مدل استفاده گردید.

بر اساس 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 گردید ولی در مورد نفرین منابع مالی در بازار سهام با توجه به عدم معنی‌دار بودن ضرایب نمی‌توان اظهار نظر کرد. بر اساس تخمین مدل NARDL و تأثیر مثبت و معنی‌دار شوک‌های مثبت ناشی از رانت منابع طبیعی بر شاخص توسعه بانکی از یک طرف و تأثیر منفی (اما بی معنی) شوک‌های منفی از طرف دیگر، می‌توان نتایج حاصل از تخمین مدل NARDL را تأیید کننده نتیجه به دست آمده در مدل ARDL دانست و فرضیه موهبت منابع طبیعی در بخش بانکی بر اساس 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 اظهار نظر کرد. بر اساس 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 در حالی که 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 در حالی که 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 به عنوان مانعی برای توسعه مالی در کشور می‌باشد.

با توجه به نتایج به دست آمده نقش غالب سیستم بانکی در سیستم مالی ایران تأیید می‌گردد و در نتیجه توجه ویژه دولت به بازار سرمایه به عنوان یکی از کارآترین اجزای سیستم مالی ضروری به نظر می‌رسد. با توجه به نتایج به دست 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 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 موسسات مالی فعلی و خدمات و محصولات آنها، افزایش کیفیت موسسات 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 می‌گردد.

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. *Resour. Pol.* 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? *Resour. Pol.* 75, 102457.
- Arize, A.C., Malindretos, J., Ghosh, D., 2015. Purchasing power parity-symmetry and proportionality: evidence from 116 countries. *Int. Rev. Econ. Finance* 37, 69–85.
- 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. *Resour. Pol.* 65, 101566.
- Auty, Richard, 1993. *Sustaining Development in Mineral Economies: The Resource Curse Thesis*. Oxford University Press, New York).
- Baland, J. & Francois, P. (2000). Rent-Seeking and Resource Boom, *Journal of Development Economics*, vol. 61, pp. 527-542
- Baltagi, B.H., Demetriades, P.O. & Law, S.H. (2009). Financial Development and Openness: Evidence from Panel Data”, *Journal of Development Economics*, Vol.89, pp. 285–296
- Beck, Thorsten, 2011. Finance and oil are there a natural resource curse in financial development? In: Arezki, Rabah, Gylfason, Thorvaldur, Amadou, Sy (Eds.), *Beyond the Curse: Policies to Harness the Power of Natural Resources*. IMF, Washington DC, pp. 81–106.
- Beck, T., Poelhekke, S., 2017. Is there a natural resource curse in finance? [World Bank’s All About Finance blog].
- Bhattacharyya, S., Hodler, R., 2014. Do natural resource revenues hinder financial development? The role of political institutions. *World Dev.* 57, 101–113.
- 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. *Rev. Econ. Dev. Stud.* 7 (1), 101–117.
- Dogan, E., Altinoz, B., Tzeremes, P., 2020a. The analysis of ‘Financial Resource Curse’ hypothesis for developed countries: evidence from asymmetric effects with quantile regression. *Resour. Pol.* 68, 101773.
- Dogan, E., Madaleno, M., Altinoz, B., 2020b. Revisiting the nexus of financialization and natural resource abundance in resource-rich countries: new empirical evidence from nine indices of financial development. *Resour. Pol.* 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? *Resour. Pol.* 59, 411–426.

- 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. *Resour. Pol.* 74, 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. *Resour. Pol.* 72, 102091.
- Guiso, L., Sapienza, P. and Zingales, L. (2004). The role of social capital in financial development. *American Economic Review*, 94, 526-556.
- 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? *Resour. Pol.* 66, 101641. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101641>.
- Gylfason, T. and Zoega, G. (2006). Natural resources and economic growth: the role of investment. *World Economy*, 29, 1091-1115.
- Gylfason, T., 2001, “Natural Resources, Education and Economic Development,” *European Economic Review* No. 45, pp. 847-59.
- Gylfason, T., Herbertsson, T. & Zoega, G. (1999). A Mixed Blessing: Natural Resources and Economic Growth, *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 3, pp. 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. *Resour. Pol.* 65, 101585.
- Khan, M.A., Gu, L., Khan, M.A., Ol'ah, J., 2020b. Natural resources and financial development: the role of institutional quality. *J. Multinat. Financ. Manag.* 56, 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)
- Nurmakanova, M., Elheddad, M., Alfar, A. J., Egbulonu, A., & Abedin, M. Z. (2023). Does natural resource curse in finance exist in Africa? Evidence from spatial techniques. *Resources Policy*, 80, 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 Bus. J.* 7 (1), 1-18.
- Okada, K., Shinkuma, T., 2022. Transparency and natural resources in sub-Saharan Africa. *Resour. Pol.* 76, 102574 <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102574>
- Pesaran, M.H., Y. Shin, R.J. Smith, Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, *J. Appl. Econ.* 16 (2001) 289-326.
- Pradhan, R.P., Arvin, M.B., Bahmani, S., Hall, J.H., Norman, N.R., 2017. Finance and growth: evidence from the ARF countries. *Q. Rev. Econ. Finance* 66, 136-148.
- Pradhan, R.P., Arvin, M.B., Hall, J.H., Bahmani, S., 2014b. Causal nexus between economic growth, banking sector development, stock market development, and other macroeconomic variables: the case of ASEAN countries. *Rev. Financ. Econ.* 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*, Vol.69, pp. 5–50
- Svirydzenka, K., 2016. Introducing a New Broad-Based Index of Financial Development. International Monetary Fund.
- Sachs, J.D., Warner, A.M., 2001. The curse of natural resources. *Eur. Econ. Rev.* 45 (4–6), 827–838.
- Samargandi, N., Fidrmuc, J., Ghosh, S., 2014. Financial development and economic growth in an oil-rich economy: the case of Saudi Arabia. *Econ. Modell.* 43, 267–278.
- S. Tiba and M. Frikha, “the controversy of the resource curse and the environment in the SDGs background: the African context,” *Resources Policy*, vol. 62, no. 8, pp. 437–452, 2019
- S. M. Pendergast, J. A. Clarke, and G. C. Van Kooten, “Corruption, development and the curse of natural resources,” *Canadian Journal of Political Science*, vol. 44, no. 2, pp. 411–437, 2011
- Shahbaz, M., Naeem, M., Ahad, M., Tahir, I., 2018. Is natural resource abundance a stimulus for financial development in the USA? *Resource. Pol.* 55, 223–232.
- Sun, Y., Ak, A., Serener, B., Xiong, D., 2020. Natural resource abundance and financial development: a case study of emerging seven (E7) economies. *Resour. Pol.* 67, 101660.
- Torvik, R. (2002). Natural resources, rent seeking and welfare. *Journal of development economics*, 67(2), 455–470.
- Van Wijnbergen, S. (1984). The Dutch disease: a disease after all? *Economic Journal*, Vol. 94, pp. 41–55
- Yuxiang, K., Chen, Z., 2011. Resource abundance and financial development: evidence from China. *Resour. Pol.* 36 (1), 72–79.

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

Majid Aghaei¹
Mahdieh Rezagholizadeh²
Mohammad Abdi³
Rawa Mosavi⁴

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 Distributed Lag (ARDL) bounding test approach. The ARDL Bounding test method was developed by Pesaran and Shin (1999) and Pesaran et al. (2001). This

-
1. Associate professor of financial economics at university of Mazandaran (corresponding Author), Email: m.ghaei@umz.ac.ir
 2. Associate professor of financial economics at university of Mazandaran, Email: m.gholizadeh@umz.ac.ir
 3. Assistant professor of economics at university of Mazandaran, Email: m.abdi.sk@umz.ac.ir
 4. PhD student of financial economics at university of Mazandaran, Email: rawaa.yaha@uomisan.edu.iq

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. Top of Form

Discussion and Conclusion:

Based on the empirical results, the hypothesis of the presence of resource curses 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. Top of Form

Keywords: Autoregressive Distributed Lag (ARDL), Non-linear Autoregressive Distributed Lag (NARDL), Financial Resource Curse, Financial Development, Resource Rents.

JEL Classification: G1, E44, P48, C32