

توسعه مالی، رانت منابع طبیعی و سرمایه فیزیکی در ایران: نفرین یا موهبت منابع؟

محمد علی ابوترابی*

فرزانه احمدیان یزدی**

چکیده

نفرین یا موهبت منابع؟ این مسأله بیش از نیم قرن، سهم قابل توجهی از مباحث تئوریک و مطالعات کاربردی در کشورهای غنی از منابع را به خود اختصاص داده است. در واقع باید دانست که آیا بهره‌مندی از رانت منابع می‌تواند مشوق انباشت سرمایه فیزیکی باشد و آیا توسعه مالی می‌تواند منجر به تحقق آن شود؟ این مقاله، با استفاده از تکنیک ARDL غلطان به آزمون اثر شاخص چندبُعدی و هفت شاخص تکبُعدی توسعه مالی بر نحوه اثرگذاری رانت منابع طبیعی بر سرمایه فیزیکی در ایران طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۷۰ می‌پردازد. نتایج گویای آن است که با افزایش شاخص چندبُعدی و اکثر شاخص‌های تکبُعدی توسعه مالی، تأثیر رانت منابع بر سرمایه فیزیکی در کوتاه‌مدت و در بلندمدت بهبود پیدا کرده است. لذا توسعه مالی باعث بالا رفتن ظرفیت جذب این منابع در اقتصاد شده و آسیب‌پذیری اقتصاد ایران از نوسانات فروش منابع طبیعی را کاهش داده است. این نتایج مؤید لزوم تقویت سیستم مالی به منظور تبدیل سرمایه طبیعی به سرمایه فیزیکی است.

کلیدواژه‌ها: رانت منابع طبیعی، توسعه مالی، سرمایه فیزیکی، الگوی ARDL، رگرسیون غلطان

طبقه‌بندی JEL: O₁₃، G₂₀، E₂₂، C₂₂

* استادیار اقتصاد، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی، aboutorabi.econ@gmail.com

** دکترای اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسئول)، ahmadianyazdi@mail.um.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۲/۱۸، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۳/۱۲

۱. مقدمه

اهمیت سیستم مالی در رشد و توسعه اقتصادی از جمله موضوعاتی است که از سال‌های گذشته همواره مورد توجه اقتصاددانان بوده است. در مطالعات بَجت (Bagehot) (۱۸۷۳) و هیکس (Hicks) (۱۹۶۹) ادعا شده است که سیستم مالی نقش حیاتی در صنعتی شدن انگلستان از طریق تسهیل هدایت سرمایه به فعالیت‌های وسیع داشته است. بخش عمده‌ای از ادبیات موجود در این حوزه نیز بیان می‌کنند که سیستم مالی یک بخش حیاتی در فرآیند رشد اقتصادی است و بر اساس شواهد موجود، سطوح توسعه مالی پیش‌بینی‌کننده خوبی از نرخ‌های رشد و انباشت سرمایه است (لوین (Levine)، ۱۹۹۷، ص ۶۸۹).

بر اساس تحلیل بانک جهانی (۲۰۱۵)، توسعه پایدار بسیار مرتبط با ثروت کل در هر کشور بوده و شامل سرمایه‌های ملموس و ناملموس است. سرمایه‌های ملموس شامل سرمایه خارجی، فیزیکی و طبیعی (مانند نفت و گاز) و سرمایه‌های ناملموس شامل سرمایه انسانی و اجتماعی است که مجموع آن‌ها می‌تواند «ثروت ملل» قلمداد شود. بر اساس شواهد تجربی موجود، در دهه‌های گذشته بسیاری از کشورها عمدتاً با تکیه بر سرمایه‌های طبیعی خود به سیاست‌گذاری‌های مبتنی بر توسعه پایدار می‌پرداختند، اما طی سال‌های اخیر استراتژی توسعه‌ای بسیاری از کشورها به سمت کاهش سهم منابع طبیعی در ثروت اقتصادشان تغییر کرده است. در واقع، کشورهای وابسته به منابع طبیعی تجدیدنپذیر برای حفظ مصرف در بلندمدت می‌بایست به جای مصرف رانت حاصل از سرمایه‌های طبیعی، آن را به طور پیوسته در سایر سرمایه‌ها سرمایه‌گذاری کنند (هارت‌ویک (Hartwick)، ۱۹۷۸؛ سولو (Solow)، ۱۹۸۶) و یکی از انواع سرمایه که به طور خاص مورد توجه دولت‌ها، به خصوص در کشورهای در حال توسعه غنی از منابع طبیعی است، سرمایه فیزیکی است.

در این میان، آنچه که کمتر مورد توجه قرار گرفته آن است که چه راه‌کاری در جهت بهبود اثرگذاری رانت حاصل از منابع طبیعی بر انباشت سرمایه فیزیکی وجود دارد. بر اساس مطالعاتی که تاکنون در ارتباط با نقش توسعه مالی در اقتصاد انجام شده، می‌توان ادعا کرد که توسعه مالی به عنوان یکی از زیرساختارهای مؤثر در رشد و توسعه کشورها قلمداد می‌شود. بنابراین، سؤال این است که آیا رانت منابع طبیعی در حضور یک سیستم مالی به‌خوبی توسعه‌یافته می‌تواند به انباشت بیشتر سرمایه فیزیکی منجر شود؟ به عبارت دیگر، آیا توسعه مالی می‌تواند راه حل برون‌رفت از نفرین منابع باشد؟ پاسخ به این پرسش کلیدی

می‌تواند دریچه‌های جدیدی را در ادبیات موجود در این حوزه باز کند زیرا آنچه که تا کنون در مطالعات گذشته مورد غفلت واقع شده، مطالعه نقش کلیدی توسعه سیستم مالی بر نحوه اثرگذاری رانت منابع طبیعی بر انباشت سرمایه فیزیکی (به عنوان یکی از اصلی‌ترین اشکال سرمایه) است. در واقع آنچه که در مطالعات انجام شده وجود دارد عمدتاً در حوزه اثرات مستقیم رانت منابع بر انباشت سرمایه است و یا اینکه به مطالعه اثرات مستقیم توسعه مالی بر انباشت سرمایه توجه شده است و این یکی از وجوه تمایز و در واقع یکی از ابعاد نوآوری مقاله حاضر نسبت به سایر مطالعات است.

بر اساس مطالعات توصیفی انجام شده توسط صندوق بین‌المللی پول، کشورهای دارای بخش مالی توسعه‌یافته‌تر، بهتر می‌توانند درآمدهای منابع طبیعی خود را مدیریت کرده و از آن‌ها جهت تشویق رشد اقتصادی بهره ببرند. بنابراین، فرضیه اساسی این مقاله آن است که توسعه بخش مالی در کشورهای غنی از منابع می‌تواند منجر به معکوس کردن اثرگذاری منفی (و یا تقویت اثرگذاری مثبت) رانت حاصل از این منابع بر انباشت سرمایه فیزیکی شود.

در این مقاله، با توجه به درجه بالای بانک‌محور بودن سیستم مالی ایران، یک شاخص چندبعدی توسعه مالی بانکی که از روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی (Principal Component Analysis (PCA)) به دست آمده، در نظر گرفته شده است و این یکی دیگر از وجوه تمایز این مقاله با سایر مطالعات است. زیرا در مطالعات گذشته عمدتاً به نقش شاخص‌های تکی توسعه مالی (و عمدتاً شاخص عمق مالی) توجه شده و سیستم مالی، به عنوان یک بخش چند بعدی مورد غفلت واقع شده است. برای تحقق هدف اصلی این مطالعه، ابتدا معادله رگرسیونی برای متغیر سرمایه فیزیکی طراحی شده است. سپس، برای بررسی فرضیه این مقاله، از تکنیک رگرسیون غلتان استفاده می‌شود که با رهیافت خودبازگشت با وقفه‌های توضیحی (ARDL) ترکیب شده است و طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۷۰ در قالب پنجره‌های ثابتی با طول زمانی ۳۰ سال برآورد می‌شود.

بخش‌های مختلف مقاله حاضر به این صورت تنظیم شده‌اند: در بخش دوم، ادبیات موضوع مرتبط با نحوه اثرگذاری رانت منابع بر انباشت سرمایه فیزیکی به تفصیل ارائه شده و در ادامه، نقش توسعه مالی در این فرآیند بیان شده است. در بخش سوم، الگو مورد نظر تصریح شده و نحوه برآورد آن با استفاده از روش رگرسیون غلتان بحث شده است. در

بخش چهارم، نتایج برآورد الگو توضیح داده شده است. در نهایت، در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی ارائه شده است.

۲. ادبیات موضوع

در این بخش، ابتدا ادبیات موضوع پیرامون نحوه اثرگذاری رانت منابع بر انباشت سرمایه فیزیکی ارائه شده است. در قسمت دوم، به اهمیت توسعه مالی و نقش آن در نحوه اثرگذاری توسعه مالی بر رابطه میان رانت منابع طبیعی و انباشت سرمایه فیزیکی پرداخته شده است.

۱.۲ اثرگذاری رانت منابع بر انباشت سرمایه فیزیکی

دو دیدگاه متضاد در ارتباط با نحوه اثرگذاری رانت منابع بر انباشت سرمایه فیزیکی مطرح شده است. نخست این که، فراوانی منابع طبیعی منجر به کاهش انگیزه‌ی عوامل اقتصادی برای پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و کاهش سرمایه فیزیکی می‌شود. هنگامی که سهم بخش طبیعی از GDP افزایش می‌یابد، تقاضا برای سرمایه فیزیکی به دلیل رواج رانت‌جویی میان افراد جامعه، کاهش یافته و به کاهش نرخ بهره حقیقی، کاهش پس‌انداز افراد و کاهش سرمایه فیزیکی منجر می‌شود. گیلفاسون و زوئیگا (Gilfason and Zoega) (۲۰۰۶) نشان می‌دهند که با افزایش وابستگی به منابع طبیعی، نرخ پس‌انداز کاهش می‌یابد؛ که می‌تواند موجب کاهش انباشت سرمایه فیزیکی شود.

دومین دیدگاه آن است که فراوانی منابع طبیعی فرصت‌های مناسبی را برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌های قابل توجه در سرمایه‌های حیاتی برای رشد اقتصادی فراهم می‌کند. بر اساس این دیدگاه، استخراج منابع طبیعی تجدیدناپذیر منجر به ایجاد رانت (سود بیش از حد معمول) می‌شود و اگر به خوبی مهار و مدیریت شود، می‌تواند منجر به افزایش سرمایه فیزیکی، انسانی و اجتماعی شود (وندیک (Vandycke)، ۲۰۱۳، ص ۲). بر اساس این دیدگاه، فراوانی منابع طبیعی می‌تواند منجر به انباشت سرمایه فیزیکی در کشورهای غنی شود. اما موضوع مهم، «وابستگی به منابع طبیعی» است که با مقوله «فراوانی منابع» تفاوت دارد و دقیقاً به همین علت است که نتایج این دو دسته از مطالعات با هم تفاوت دارند. به طور کلی، عمده مطالعات انجام شده در این حوزه نشان می‌دهند که وابستگی به منابع که با

شاخص سهم رانت منابع از GDP اندازه گیری می شود اثر منفی بر سرمایه فیزیکی دارد (اراجی (Araji)، ۲۰۱۴؛ چارلز (Charles)، ۲۰۰۷؛ گیلفاسون و زوئیگا، ۲۰۰۶).

بر اساس مشاهدات تجربی تفاوت های موجود در پس انداز و سرمایه گذاری در میان کشورهای غنی از منابع طبیعی، فقیر از لحاظ منابع و کشورهای پیشرو متفاوت است. این مشاهدات نشان داده اند که در کشورهای غنی از منابع، وابستگی به سرمایه طبیعی (شدت منابع طبیعی) از طریق کاهش پس انداز و سرمایه گذاری ملی، منجر به برون راندن سرمایه فیزیکی می شود (گیلفاسون و زوئیگا، ۲۰۰۶، ص ۹). می توان مکانیزم اثر گذاری رانت منابع بر انباشت سرمایه فیزیکی را از طریق آثار رانت منابع بر رشد اقتصادی و سرمایه گذاری نشان داد. به این منظور، می توان با پیروی از نردهاوس (Nordhaus) (۱۹۹۲)، از تابع تولید سرانه کاب-داگلاس با بازدهی ثابت استفاده کرد:

$$y = An^b k^{1-a-b} \quad (1)$$

که در آن A بهره وری کلی، k تولید سرانه سرمایه فیزیکی و n تولید سرانه سرمایه طبیعی است.

در فرم کاب-داگلاس، توان ها بیان کننده سهم عوامل تولید و نهاده ها مقادیر مطلق هستند. در نتیجه، افزایش در پارامتر b، به معنای آن است که هم اکنون اقتصاد (مستقل از عرضه ی منابع طبیعی) عمدتاً بر این منابع در امر تولید متکی است.

فرض می شود که طبقه ای از سرمایه داران، ذخیره سرمایه را در اختیار دارند و اشخاص حقیقی هم مالک منابع طبیعی هستند. کل ذخیره منابع طبیعی ثابت در نظر گرفته شده و بنابراین، عرضه خدمات مرتبط با آن نیز ثابت است. از آن جا که این خدمات، ثابت و برونزا هستند، لذا هیچ تخصیص بین دوره ای برای افزایش این منابع وجود ندارد. فرض می شود یک بازار رقابت کامل برای خدمات منابع طبیعی وجود دارد. در تعادل، عرضه و تقاضای منابع طبیعی برابر هم هستند و تولید نهایی منابع طبیعی برابر با قیمت حقیقی آنها است. به طور مشابه، یک بازار رقابت کامل نیز برای نیروی کار وجود دارد و تولید نهایی نیروی کار برابر با دستمزد حقیقی است. در آخر نیز یک بازار سرمایه وجود دارد که در آن مالکین سرمایه، خدمات خود را به بنگاه ها می فروشند.

فرض می‌شود که نسبت سرمایه به تولید (K/Y) ، ثابت است - یک فرض منطقی در شرایط ایستا - می‌توان معادله تابع تولید کاب-داگلاس را به شکل لگاریتمی بازنویسی کرد و سپس، عبارت زیر را برای نرخ رشد تولید سرانه (g) استخراج کرد:

$$g = \left(\frac{1}{a+b} \right) g_A - \left(\frac{b}{a+b} \right) (g_L - g_N) \quad (2)$$

که در آن g_A ، g_L و g_N به ترتیب نرخ‌های رشد تکنولوژی، نیروی کار و منابع طبیعی است. اگر منابع، تجدیدپذیر بوده و جزء u از مانده‌ی ذخیره منابع به صورت سالیانه مورد استفاده قرار گیرد، آنگاه بخش $g_L - g_N$ ، می‌تواند با $g_L + u$ در معادله (۲) جایگزین شود. باید توجه کرد که یک تضاد میان مزایای تکنولوژی که منجر به افزایش تولید سرانه طی زمان می‌شود و بازدهی نزولی عرضه ثابت یا کاهشی منابع طبیعی وجود دارد. هر چه حرکت به سمت رشد، بیشتر باشد؛ آنگاه مقادیر b - که به معنای وابستگی بیشتر به منابع طبیعی است - بالاتر و نرخ‌های رشد جمعیت، g_L و استهلاک منابع u بالاتر خواهد بود. مشخصاً اگر تولید به طور قابل ملاحظه‌ای وابسته به منابع طبیعی باشد، به معنای بالا بودن مقدار پارامتر b است. با این حال، رونق منابع طبیعی - افزایش فراوانی منابع طبیعی - g_N و g را در معادله (۲) افزایش خواهند داد.

در ادامه، نشان داده شده که اثر منابع طبیعی بر رشد محدود به رشد ایستا که در بالا توصیف شد نیست و سطح پس‌انداز و سرمایه‌گذاری نیز ممکن است تحت تأثیر قرار گیرد. این اثر، سطح درآمد سرانه در شرایط ایستا و همچنین نرخ رشد آن در گذار به یک شرایط ایستای دیگر را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

مصرف سرانه هر کارگر، $c = C/L$ متناسب با تولید سرانه هر کارگر است:

$$c = (1-s)y \quad (3)$$

که در آن $s = S/Y$ نرخ پس‌انداز است. در گذار به وضعیت ایستای از نوع سولو (Solovian)، نسبت سرمایه به نیروی کار بر اساس رابطه زیر تکامل می‌یابد:

$$g_k = g_K - g_L = \frac{s_Y - \delta_K}{K} - g_L = s \frac{y}{k} - \delta - g_L \quad (4)$$

توسعه مالی، رانت منابع طبیعی و سرمایه فیزیکی در ایران: نفرین ... ۷

که در آن منظور از g_k رشد نسبت سرمایه به نیروی کار و δ نرخ استهلاک است. اکنون فرض رشد تکنولوژی را به منظور ساده‌سازی و بدون لطمه به عمومیت آن، کنار می‌گذاریم. در شرایط ایستا، جایی که g_k برابر با صفر است، نرخ سرمایه به تولید تابعی افزایشی از نرخ پس‌انداز و یک تابع کاهش‌ی از نرخ استهلاک و نرخ رشد جمعیت است:

$$\frac{k}{y} = \frac{s}{g_L + \delta} \quad (5)$$

با حل همزمان فرم نرمال‌شده‌ی معادله (۱) و معادله (۵) برای y و با جای‌گذاری نتیجه، در تابع مصرف (۳) داریم:

$$c = (1-s) A^{\frac{1}{a+b}} n^{\frac{b}{a+b}} \left(\frac{s}{g_L + \delta} \right)^{\frac{1-a-b}{a+b}} \quad (6)$$

با بهینه کردن مصرف سرانه در معادله (۶) با توجه به s ، جواب ساده زیر را برای نرخ بهینه پس‌انداز داریم:

$$s=1-a-b \quad (7)$$

بنابراین، با افزایش نقش منابع طبیعی در تولید ملی (بیشتر شدن b)، نرخ بهینه پس‌انداز و در نهایت، تمایل به پس‌انداز کاهش می‌یابد. در این مسیر، سرمایه طبیعی اثر برون‌رانی بر سرمایه فیزیکی دارد.

حال، با توجه به این که سرمایه طبیعی دارای اثر برون‌رانی بر سرمایه فیزیکی است، باید به دنبال پاسخ به این پرسش بود که چه عاملی می‌تواند بر کاهش و یا معکوس شدن این اثرگذاری منفی مؤثر باشد. در ارتباط با این موضوع، در این مقاله، به مطالعه اثر توسعه مالی کشور بر رابطه‌ی میان این دو متغیر کلیدی در اقتصاد کشور پرداخته شده است.

۲.۲ توسعه مالی، رانت منابع و انباشت سرمایه فیزیکی

بر اساس تعریف گزارش مجمع جهانی اقتصاد (World Economic Forum) (۲۰۱۲)، ص ۱۳، توسعه مالی شامل عوامل، سیاست‌ها و نهادهایی است که به واسطه‌ها و بازارهای مالی کارآ و دسترسی عمیق و وسیع به سرمایه و خدمات مالی منجر می‌شود. ادبیات موضوع گویای آن است که در هر کشوری که از سیستم مالی کارآتری برخوردار است، می‌توان انتظار نرخ رشد بالاتری را داشت (دادگر و نظری، ۱۳۸۸). ریتاب (Ritab) (۲۰۰۷) برای کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا، نشان می‌دهد که توسعه‌ی بخش بانکی می‌تواند سبب افزایش رشد اقتصادی شود. بنابراین، با توجه به این توضیحات می‌توان ادعا کرد که توسعه مالی یکی از شروط لازم برای رشد و توسعه‌ی کشورها است.

باید توجه داشت که در این مقاله، منظور از توسعه مالی، یک مفهوم چندبُعدی است که شاخصی از وضعیت ابعاد مختلف سیستم مالی یک کشور است. لوین (۱۹۹۷) بیان می‌کند با وجود آن که دیدگاه‌های متفاوتی از سوی اقتصاددانان درباره اهمیت سیستم مالی در رشد اقتصادی وجود دارد، اما ادله‌ی تئوریک و شواهد تجربی نشان می‌دهند که توسعه مالی دارای اثرگذاری مثبت بر رشد اقتصادی است، زیرا سیستم‌های مالی در راستای کاهش هزینه‌های مبادله‌ای و اطلاعاتی، یک نقش اساسی را ایفا می‌کنند و آن تسهیل تخصیص بهینه منابع در طول زمان و مکان و در یک فضای نامطمئن است.

در نظریه رشد مدرن، یکی از کانال‌های اثرگذاری بخش مالی بر رشد اقتصادی، کانال انباشت سرمایه فیزیکی است (لوین، ۱۹۹۷، ص ۶۹۱). بر این اساس، انباشت سرمایه فیزیکی شرط لازم برای توسعه اقتصادی محسوب می‌شود و بهره‌وری نیروی کار در فرآیند تولید، به میزان سرمایه فیزیکی موجود بستگی دارد. نریمان‌زاده (۱۳۹۰) نشان می‌دهد که حتی در کشورهای در حال توسعه‌ی صادرکننده نفت که تکانه‌های نفتی به صورت گسترده‌تری بر مسیر رشد اقتصادی آن‌ها اثر می‌گذارند، آثار مثبت بهبود و گسترش بازارهای مالی قابل مشاهده است. با این وجود، توسعه مالی در صورتی دارای اثرگذاری مثبت بر اقتصاد خواهد بود که بتواند زمینه مناسب جهت تخصیص بهینه منابع را فراهم ساخته و سبب افزایش کارایی سرمایه شود.

ادبیات تئوریک قابل توجهی بیان می‌کنند که واسطه‌های مالی در سطح خرد می‌توانند هزینه‌های دسترسی به اطلاعات بنگاه‌ها و مدیران را کم کنند و هزینه‌های انجام معاملات را کاهش دهند. واسطه‌های مالی از طریق فراهم نمودن اطلاعات دقیق بیشتر درباره‌ی

تکنولوژی‌های تولید و از طریق اعمال حاکمیت شرکتی می‌توانند تخصیص منابع بهتری انجام داده و موجب افزایش رشد شوند (بوید و پرسکات (Boyd and Prescott)، ۱۹۸۶؛ گرین‌وود و جووانوویچ (Greenwood and Jovanovic)، ۱۹۹۰؛ کینگ و لوین (King and Levine)، ۱۹۹۳). به طور مشابه، از طریق تسهیل مدیریت ریسک، افزایش نقدشوندگی دارایی‌ها در دسترس پس‌اندازکنندگان و کاهش هزینه‌های تجاری، واسطه‌های مالی می‌توانند سرمایه‌گذاری را در فعالیتهای با بازدهی بالاتر تشویق کنند (آبستفلد (Obstfeld)، ۱۹۹۴؛ بنسیونگا و اسمیت (Bencivenga and Smith)، ۱۹۹۱؛ گرین‌وود و اسمیت، ۱۹۹۷). در سطح کلان نیز مطالعاتی انجام شده که نشان می‌دهند توسعه مالی به طور مستقیم و غیرمستقیم، منجر به انباشت سرمایه فیزیکی می‌شود. در حقیقت، توسعه مالی از طریق بالا بردن بهره‌وری سرمایه و نیز تخصیص مجدد پس‌اندازها به سرمایه‌گذاری‌های مولد، به طور غیرمستقیم موجب افزایش سرمایه فیزیکی می‌شود (لوین، ۱۹۹۷؛ کالدرون و لیو (Calderon and Liu)، ۲۰۰۳). از این رو، در کل می‌توان گفت که توسعه مالی می‌تواند موجبات افزایش سرمایه فیزیکی را فراهم آورد.

لازم به توضیح است که اغلب پژوهش‌های پیشین با هدف بررسی اثر رانت منابع بر سرمایه فیزیکی یا بررسی تأثیر رانت منابع طبیعی بر رشد اقتصادی از کانال سرمایه فیزیکی انجام شده‌اند؛ مانند: ون‌دیک (۲۰۱۳)، بلانکو و گریر (Blanco and Grier) (۲۰۱۲)، باند و ملک (Bond and Malik) (۲۰۰۹)، گیل‌فاسون و زوئیگا (۲۰۰۶). اما این مقاله به بررسی اثر توسعه مالی بر رابطه رانت منابع و سرمایه فیزیکی در ایران می‌پردازد؛ با این هدف که راه‌کاری برای تبدیل «تهدیدِ نفرین منابع» به «فرصتِ موهبت منابع» از طریق تبدیل سرمایه‌های طبیعی به سرمایه‌های فیزیکی ارائه دهد. در واقع، با وجود مطالعات گسترده‌ای که در ارتباط با نقش توسعه مالی در اقتصاد کشورهای غنی از منابع انجام شده است (مانند، آیهیناکو (Iheanacho)، ۲۰۱۶؛ الحانانی و دیگران (Elhannani et al.)، ۲۰۱۶)، اما ارزیابی کمی نقش توسعه مالی به طور خاص در کشورهای غنی از منابع طبیعی، در مطالعات به نسبت اندکی دیده می‌شود.

از میان این مطالعات اندک، بک و پولهک (Beck and Poelhekke) (۲۰۱۷) به بررسی نقش بخش مالی در جذب درآمدهای حاصل از منابع طبیعی می‌پردازند، و به این موضوع اشاره می‌کنند که کشورهای غنی از منابع طبیعی نیازمند جذب و مدیریت صحیح درآمدهای فروش منابع خود هستند. بر اساس نتایج آن‌ها، کاهش نسبی در سپرده‌های

سیستم مالی در کشورهایی مشاهده شده است که درآمدهای فروش منابع طبیعی به صورت غیرمنتظره وارد اقتصاد آنها شده است. همچنین، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در زمان‌های رونق فروش منابع، بخش مالی نسبت به بخش دولتی، نقش کوچکتری داشته است و در این مواقع، دولت از طریق مصارف خود، منجر به هدایت منابع به اقتصاد کشور شده است.

بادیب و لین (Badeeb and Lean) (۲۰۱۷) به نقش توسعه مالی در کاهش آثار منفی نفرین منابع در کشور یمن طی ۱۹۸۰-۲۰۱۲ پرداختند. بر اساس نتایج آنها، با افزایش دو شاخص عمق مالی و اعتبارات بانکی به بخش خصوصی، از اثرگذاری منفی منابع طبیعی بر بهره‌وری و به دنبال آن رشد اقتصادی کاسته می‌شود.

فان درپلوخ (Van der Ploeg) (۲۰۱۱) بیان می‌کند که درآمد حاصل فروش منابع طبیعی منجر به افزایش نرخ ارز حقیقی، فاصله گرفتن از صنعتی شدن و چشم‌انداز بد اقتصادی می‌شود و این آثار معکوس در کشورهایی با سیستم‌های مالی توسعه‌نیافته‌تر جدی‌تر است. وی بیان می‌کند که با افزایش تعمیق مالی (به عنوان تنها یکی از ابعاد توسعه مالی)، همبستگی منفی میان درآمدهای حاصل از فروش این منابع و رشد اقتصادی کاهش پیدا می‌کند.

در مقابل، فان درپلوخ و پولهک (Van der Ploeg and Poelhekke) (۲۰۱۰) بیان می‌کنند که نوسانات اقتصادی در کشورهایی با سیستم‌های مالی توسعه‌یافته‌تر کمتر است. آنها برای آزمون ادعای خود از نسبت اعتبارات اعطائی سیستم مالی به بخش خصوصی (بهره گرفته‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که اثرگذاری منفی درآمد حاصل از منابع بر رشد اقتصادی کشورهای غنی که دارای سیستم‌های مالی توسعه‌یافته هستند، کمتر به وجود می‌آید.

بکونا و بودمن (Bakwena and Bodman) (۲۰۰۸) و بکونا و دیگران (۲۰۰۸) به این پرسش پاسخ داده‌اند که آیا توسعه مالی می‌تواند نقشی در کاهش نفرین منابع طبیعی داشته باشد و این که توسعه مالی از چه کانال‌هایی ممکن است آثار بالقوه‌ی منابع طبیعی را بر رشد اقتصادی خنثی کند؟ بر اساس نتایج آنها، که با استفاده از داده‌های مربوط به چهارده کشور غنی از منابع به دست آمده، توسعه نهادهای مالی ممکن است در کاهش نفرین منابع طبیعی در این کشورها کمک کند. همچنین، این که نهادهای مالی بالغ دارای نقش مثبتی در استفاده‌ی کارآ از درآمد حاصل از منابع طبیعی هستند.

در سایر مطالعات اندک انجام شده در این حوزه نیز بر اهمیت توسعه مالی در کشورهای غنی از منابع، تأکید شده است. برای مثال، هاتن دورف (Hattendorff) (۲۰۱۳) و کرونین (Kurronen) (۲۰۱۲) به صورت تجربی نشان می‌دهند که کشورهای غنی از منابع طبیعی به نظر می‌رسد که دارای سیستم مالی کمتر توسعه یافته هستند.

فان درپلوخ و پولهک (۲۰۱۰) بر اساس مطالعه‌ای توصیفی، به این نتیجه رسیده که بالای منابع طبیعی برای کشورهایی که دارای نوسانات GDP سرانه‌ی بالای ۲/۴۵ درصد هستند وجود دارد. آقیون و دیگران (Aghion et al.) (۲۰۰۹) با استفاده از شاخص تعمیق مالی به این نتیجه رسیده‌اند که نوسانات ناشی از شوک‌های بخش تجاری و قیمت کالاها می‌تواند در کشورهایی با نهادهای مالی کمتر توسعه یافته، موجب کاهش رشد اقتصادی شود.

نیلی و راستاد (Nili and Rastad) (۲۰۰۷) نیز بحث می‌کنند که در کشورهای غنی از منابع، نیاز به وجود نهادهای مالی است تا بتوانند جریان اعتبار را به سرمایه‌گذاران خصوصی افزایش دهند. آن‌ها بیان می‌کنند در صورتی که دولت نقش غالب را در جذب منابع داشته باشد، آنگاه مشخص است که نهادهای مالی از کیفیت لازم برخوردار نیستند و این موجب کاهش رشد اقتصادی این کشورها می‌شود.

در مجموع، دو نکته مهم درباره این مطالعات وجود دارد که پژوهش حاضر را متمایز می‌سازد: (۱) در مطالعات پیشین، از یک شاخص چندبُعدی توسعه مالی، که بتواند ابعاد مختلف توسعه سیستم مالی را به صورت یکجا اندازه‌گیری کند، استفاده نشده و تنها به بررسی یک و یا چند بُعد از توسعه مالی پرداخته شده است. مروری بر مطالعات گذشته این موضوع را روشن می‌سازد که در آنها، عمدتاً از شاخص تعمیق مالی استفاده شده؛ که تنها بخشی از ابعاد توسعه یک سیستم مالی را به تصویر می‌کشد. (۲) در بیشتر پژوهش‌های پیشین (چه در این موضوع و چه در سایر موضوعات علم اقتصاد) تنها اثر یک یا چند متغیر توضیحی بر یک متغیر وابسته برآزش می‌شود و عوامل تعیین‌کننده‌ای که می‌توانند بسترساز چنین آثاری باشند در برآوردهای کمی کمتر مورد توجه می‌گیرند. به علاوه، هم‌چنان که از ادبیات موضوع پیدا است، اثر رانت منابع طبیعی بر سرمایه انسانی (و به طور کلی‌تر، توسعه اقتصادی) کشورهای مختلف بسیار متنوع و متناقض است (از نفرین یا موهبت). بنابراین، آزمون تجربی اثر تعیین‌کننده‌های این وضعیت، بسیار مهم است؛ اما در مطالعات پیشین، به آزمون تجربی اثر توسعه مالی بر نحوه اثرگذاری رانت منابع بر انباشت سرمایه فیزیکی پرداخته نشده است. این در حالی است که توسعه مالی می‌تواند به عنوان یک زیرساختار

کلیدی مؤثر بر نحوه اثرگذاری رانت منابع طبیعی بر انباشت سرمایه فیزیکی در نظر گرفته شود. از این رو، بررسی تأثیر توسعه مالی به عنوان تعیین کننده نحوه اثرگذاری رانت منابع طبیعی بر سرمایه فیزیکی، تفاوت اصلی پژوهش حاضر با سایر مطالعات پیشین است. در مجموع، علی رغم آن که در ادبیات اقتصادی عمدتاً به اثرگذاری مثبت توسعه مالی بر رشد اقتصادی در اقتصادهای وابسته به منابع طبیعی از سوی برخی اقتصاددانان توجه شده است، مطالعه‌ای تاکنون انجام نشده که در آن به صورت کمی به اثر یک شاخص چندبعدی توسعه مالی بر نحوه اثرگذاری رانت منابع طبیعی بر انباشت سرمایه فیزیکی در اقتصاد این گونه کشورها پرداخته شود.

۳. طراحی الگو

با توجه به جمع‌بندی ارائه شده از ادبیات موضوع، این مقاله در پی آن است که نقش توسعه مالی در اثرگذاری رانت منابع طبیعی بر انباشت سرمایه فیزیکی در ایران را برآزش کند. به همین منظور، مدل رگرسیونی زیر در فرم خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی در طی پنجره‌هایی ثابت غلتانده می‌شود:

$$PC_t = \alpha_0 + \beta_1 FD_t + \beta_2 NRR_t + \beta_3 OPEN_t + \beta_4 G_t + \beta_5 FC_t + \beta_6 HC_t + \beta_7 SC_t + \varepsilon_t \quad (۸)$$

که در آن،

PC (سرمایه فیزیکی): تشکیل سرمایه ناخالص به صورت درصدی از GDP است.
 HC (سرمایه انسانی): متوسط سال‌های رفتن به مدرسه است. تعداد کل افراد در یک گروه سنی مشخص (گروه اول ۱۵-۱۹ سال، گروه دوم ۲۰-۲۴ سال، ... و گروه سنی آخر ۷۵ سال و بالاتر) تقسیم بر تعداد کل جمعیت افراد در رده سنی ۱۵ سال و بالاتر، ضرب در تعداد سال‌هایی که این گروه سنی مشخص به مدرسه رفته‌اند، این شاخص را به دست می‌دهد؛ که دوره‌های ابتدایی، راهنمایی و دبیرستان و همچنین، افرادی را که اصلاً به مدرسه نرفته‌اند را شامل می‌شود.^۱

FC (سرمایه خارجی): خالص دارایی‌های خارجی است که از کسر دارایی‌های کل از بدهی‌های کل به صورت سالانه محاسبه شده و ارائه می‌شود.^۲

SC (سرمایه اجتماعی): پول قوی مبتنی بر قرارداد (Highly Contract-Intensive Money (HCIM)) که به صورت نسبت $100 * \left(\frac{M_2 - M_1}{M_2}\right)$ ، محاسبه شده و شاخصی از اعتماد عمومیت یافته است به عنوان شاخص سرمایه اجتماعی در نظر گرفته شده است.^۳

NRR: نسبت رانت منابع طبیعی به GDP.

G: نرخ رشد سالانه GDP به قیمت عوامل تولید، به قیمت‌های ثابت.^۴

OPEN: درجه باز بودن تجاری است.

FD (توسعه مالی): با توجه به بانک‌محور بودن سیستم مالی ایران، در این مطالعه هفت شاخص نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌های سپرده‌پذیر و سایر مؤسسات مالی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی، نسبت دارایی‌های داخلی بانک‌های سپرده‌پذیر به کل دارایی‌های بانک‌ها و بانک مرکزی، نسبت دارایی‌های بانک مرکزی به تولید ناخالص داخلی، نسبت دارایی‌های بانک‌های سپرده‌پذیر به تولید ناخالص داخلی، نسبت بدهی‌های نقدی به تولید ناخالص داخلی، نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌های سپرده‌پذیر به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی و نسبت اعتبارات بانکی به سپرده‌های بانکی که از شاخص‌های استاندارد مورد تأیید بانک جهانی هستند، به عنوان معیارهای توسعه‌یافتگی سیستم مالی در بخش بانکی استفاده می‌شوند. ضمناً از یک شاخص چندبُعدی با ترکیب هفت شاخص بالا (از روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی)، جهت سنجش سطح کلی توسعه مالی استفاده می‌شود.

ایده اصلی تجزیه مؤلفه‌های اصلی، کاهش ابعاد یک مجموعه داده که شامل تعداد زیادی متغیرهای مرتبط است؛ در حالی که تغییرات موجود در داده‌ها تا حد ممکن حفظ شود. این هدف، با تبدیل این داده‌ها به یک سری جدید از داده‌ها (که همان مؤلفه‌های اصلی است) به دست می‌آید که با هم همبستگی ندارند و به ترتیب چیده شده‌اند. بنابراین، متغیرهای اولیه، بخش زیادی از تغییرات موجود در کل متغیرهای اصلی را حفظ کرده‌اند (جولیف (Jolliffe)، ۲۰۰۲).

این روش، توسط پیرسون (Pearson) (۱۹۰۱) و سپس هتلینگ (Hotelling) (۱۹۳۳) ارائه شده که البته دارای دو رویکرد متفاوت هستند. در این پژوهش، از روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی بر مبنای مقادیر ویژه ماتریس کواریانس استفاده شده است. فرض اولیه این روش آن است که محقق در پژوهش خود به متغیرهایی توجه می‌کند که از یک مشاهده به

مشاهده دیگر، بیشترین تغییرات را از خود نشان می‌دهد. از این رو، این روش، مبتنی بر یافتن ترکیب‌های خطی از متغیرهای اولیه بر اساس ماتریس کواریانس است.

کاربرد عمده این روش آن است که تعداد متغیرها را کاهش می‌دهد و یک ساختار ارتباطی میان آن‌ها می‌یابد؛ که همان دسته‌بندی متغیرها است. یکی از مزیت‌های اصلی کاربرد این روش در اقتصادسنجی، از بین بردن همخطی در مدل‌ها به واسطه تعداد زیاد متغیرهای مؤثر در مدل است (جولیف، ۲۰۰۲)، به علاوه، درجه آزادی کمتری از دست می‌رود. بر اساس تعریف ریاضی، تجزیه مؤلفه‌های اصلی یک تبدیل خطی متعامد است که داده‌ها را به دستگاه مختصات جدید می‌برد، به طوری که بزرگترین واریانس داده بر روی اولین محور مختصات، دومین بر روی دومین محور مختصات و به این ترتیب سایر متغیرها بر اساس مقدار عددی واریانس آن‌ها روی محورهای دیگر قرار می‌گیرند. در این تبدیل، به مجموعه داده‌های متغیری که واریانس بیشتری دارند، وزن بیشتری داده می‌شود.

لازم به توضیح است که داده‌های مربوط به شاخص سرمایه انسانی از پن‌ورد تیبیل (Penn World Table) و شاخص سرمایه اجتماعی از صندوق بین‌المللی پول و داده‌های مربوط به سایر متغیرهای معادله (۸) از بانک جهانی استخراج شده است.

برای آزمون وجود ارتباط تعادلی بلندمدت بین متغیرها، از آزمون باند ARDL استفاده شده است. الگوی ARDL یک مدل پویا بوده که از مقادیر با وقفه متغیر وابسته و مقادیر جاری و با وقفه متغیرهای مستقل استفاده می‌کند. از این طریق، آثار کوتاه‌مدت به طور مستقیم و رابطه تعادلی بلندمدت به طور غیرمستقیم برآورد می‌شود. برای این منظور، لازم است که ابتدا تعداد وقفه بهینه در مدل ARDL با استفاده از معیارهای انتخابی وقفه بهینه مانند شوارتز-بیزین تعیین شود.

یک مدل ARDL (p, q_1, q_2, \dots, q_k) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\Omega(L, P)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)x_{it} + \delta W_t + \mu \quad (9)$$

که در آن،

$$\Omega(L, P) = 1 - \Omega_1 \delta_1 L^1 - \Omega_2 \delta_2 L^2 - \dots - \Omega_p \delta_p L^p, \quad (10)$$

$$\beta_i(L, q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + \dots + \beta_{iq_i}L^{q_i}, i = 1, 2, \dots, K \quad (11)$$

در اینجا، y_t متغیر وابسته، x_{it} بردار متغیرهای درون‌زا و W_t بردار متغیرهای متغیرهای برون‌زا باوقفه‌های ثابت یا روندهای زمانی هستند. معادله بلندمدت نیز به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{it} + \delta W_t + \vartheta_t \quad (12)$$

مزیت بسیار مهم استفاده از این روش در میان سایر روش‌های هم‌انباشتگی آن است که متغیرها بدون توجه به سطحی که در آن پایا شده‌اند (I(0) یا I(1))، قابل کاربرد هستند. به عبارت دیگر، در این روش نیازی به تقسیم متغیرها از درجه یک و صفر نیست (پسران و دیگران (Pesaran et al.)، ۲۰۰۱). همچنین، تخمین‌هایی که با روش ARDL انجام می‌شوند، به دلیل اجتناب از مشکلاتی همچون خودهمبستگی و درون‌زایی، ناریب و کاراً نیز هستند (کرباسی و پیری، ۱۳۸۸، ص ۱۵۳).

در این مقاله، به منظور بررسی نحوه اثرگذاری شاخص‌های تک‌بعدی و چندبُعدی توسعه مالی بر ضریب رانت منابع طبیعی در معادله رگرسیونی (۸)، از تکنیک رگرسیون غلتان (Rolling Regression) در چارچوب رهیافت ARDL استفاده شده است. برای درک تکنیک رگرسیون غلتان، لازم است به معادله زیر توجه شود:

$$y_t = \alpha + \beta X_t + \delta Z_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

در معادله (۱۳) منظور از X_t بردار متغیرهای توضیحی و منظور از Z_t بردار متغیری است که برای انجام روش غلتان از آن استفاده می‌شود. بر اساس روش غلتان، ابتدا طول پنجره اولیه برای برآورد مدل مورد نظر انتخاب می‌شود. در ادبیات، هیچ‌گونه قاعده‌ی تئوریک مشخصی برای انتخاب بهینه طول بازه زمانی اولیه وجود ندارد و این انتخاب به طور کاملاً تجربی و البته با رعایت درجه آزادی مناسب انجام می‌شود (تایمرمن (Timmermann)، ۲۰۰۸، ص ۱۲). از این رو، معادله (۱۳) در بازه‌های زمانی مختلف با طول $\tau_K = T - K$ برآورد می‌شود که در آن منظور از T ، طول کل بازه زمانی و منظور از K ، تعداد پنجره‌های مورد نظر است. در این مقاله، از تکنیک رگرسیون غلتان با طول پنجره‌های یکسان استفاده شده است.

با توجه به توضیحات فوق، معادله (۱۳) در بازه زمانی اولیه (t_1, t_{τ_K}) که در آن منظور از t_1 اولین مشاهده و t_{τ_K} K امین مشاهده است، برآورد می‌شود. سپس، مقدار مطلق Z_t در

سال t_{τ_K} در کنار ضریب برآورد شده X_t در بازه زمانی فوق‌الذکر به عنوان نخستین نقطه در صفحه مختصات در نظر گرفته می‌شود. در مرحله بعد، مجدداً معادله (۱۳) در بازه زمانی (t_1, t_{τ_K+1}) که با طول یکسان با بازه زمانی اولیه (τ_K) است برآورد می‌شود. مشابه مرحله قبل، مقدار مطلق Z_t در سال t_{τ_K+1} در کنار ضریب برآورد شده X_t در بازه زمانی فوق‌الذکر به عنوان دومین نقطه در صفحه مختصات در نظر گرفته می‌شود. این روند به همین شکل ادامه پیدا می‌کند تا این که در نهایت معادله (۱۳) در بازه زمانی $(t_{\tau_K}, t_{\tau_K+K})$ برآورد می‌شود. در این مرحله نیز مقدار مطلق Z_t در سال t_{τ_K+K} در کنار ضریب برآورد شده X_t در بازه زمانی فوق‌الذکر به عنوان K امین نقطه در صفحه مختصات در نظر گرفته می‌شود. در انتها، با در نظر گرفتن یک روند (که در این مقاله، روند خطی فرض شده است)، که بر اساس شیب آن می‌توان به نحوه تأثیرپذیری β (ضریب X_t) از مقادیر مطلق Z_t پی برد و از آن جا که β نشان‌دهنده نحوه اثرگذاری X_t بر Y_t است، پس می‌توان نمودار حاصل از این نقاط را نتیجه تأثیر متغیر Z_t بر نحوه اثرگذاری X_t بر Y_t دانست. لازم به توضیح است که در کنار روش با پنجره‌های ثابت، روش رگرسیون بازگشتی (Recursive regression) نیز مطرح شده است، که دارای اندازه‌ی مشاهدات متفاوت است. البته این روش دارای مشکلات بالقوه‌ای است و در این پژوهش استفاده نمی‌شود.^۶

تا کنون محققان بسیاری از روش رگرسیون غلتان بر پایه حداقل مربعات معمولی (OLS) استفاده کرده‌اند؛ مانند: راکیکات و دیگران (Racicot et al.) (۲۰۱۷)، تانگ و ابوسدرا (Tang and Abosedra) (۲۰۱۵)، تانگ و چوا (Tang and Chua) (۲۰۱۲)، تانگ و تان (Tang and Tan) (۲۰۱۳)، آرسلاتورک و دیگران (Arslanturk et al.) (۲۰۱۱)، زنین و مارا (Zanin and Marra) (۲۰۱۱)، تانگ (۲۰۱۰)، ابراهیم (Ibrahim) (۲۰۰۹)، تایمرمن (۲۰۰۸)، ابراهیم و عزیز (Ibrahim and Aziz) (۲۰۰۳).

با توجه به توضیحاتی که بیان شد، در این مقاله، روند ضریب رانت منابع با غلتاندن متغیر توسعه مالی با استفاده از روش رگرسیون غلتان با پنجره‌هایی با تعداد مشاهدات ثابت ترسیم می‌شود، که امکان تحلیل نحوه‌ی اثرگذاری شاخص‌های توسعه مالی را بر رابطه‌ی رانت منابع و انباشت سرمایه فیزیکی فراهم می‌کند. به این ترتیب، با توجه به دوره زمانی مورد مطالعه، در این مقاله، ابتدا مدل مورد نظر طی دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۷۰ با روش ARDL برآورد شده است و سپس، با اضافه کردن یک مشاهده به آخر و کم کردن یک

مشاهده از اول دوره زمانی مورد نظر، مجدداً این معادله با روش فوق برآورد شده است، که نتایج آن‌ها در بخش چهارم ارائه شده است.

۴. یافته‌های پژوهش

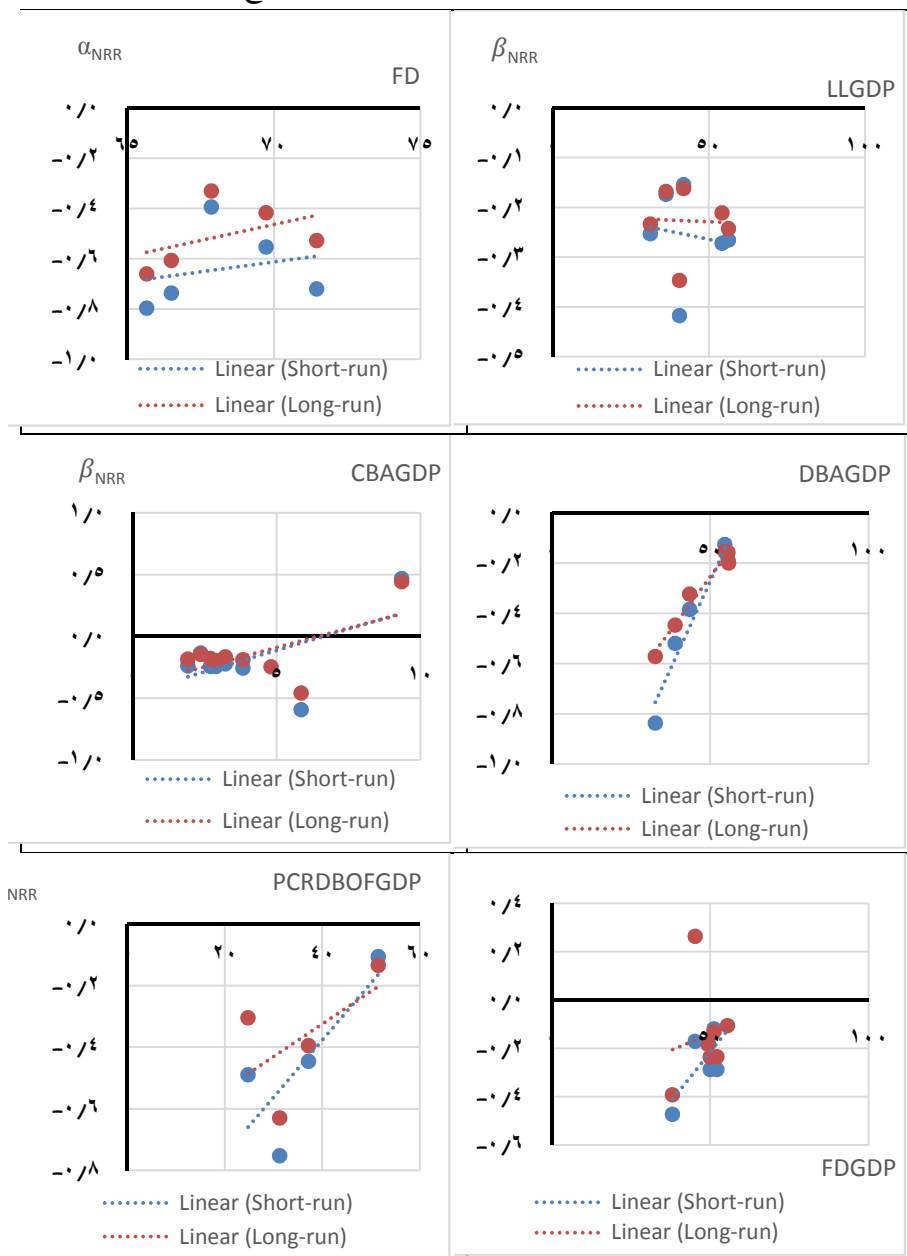
پیش از برآورد الگو، آزمون پایایی کویتکووسکی و دیگران (Kwiatkowski et al.) (۱۹۹۲) (KPSS) برای متغیرهای پژوهش، با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و روند انجام شده است. بر اساس نتایج آن، کلیه متغیرهای الگو در سطح معنی داری یک درصد، در سطح پایا شده‌اند.^۷

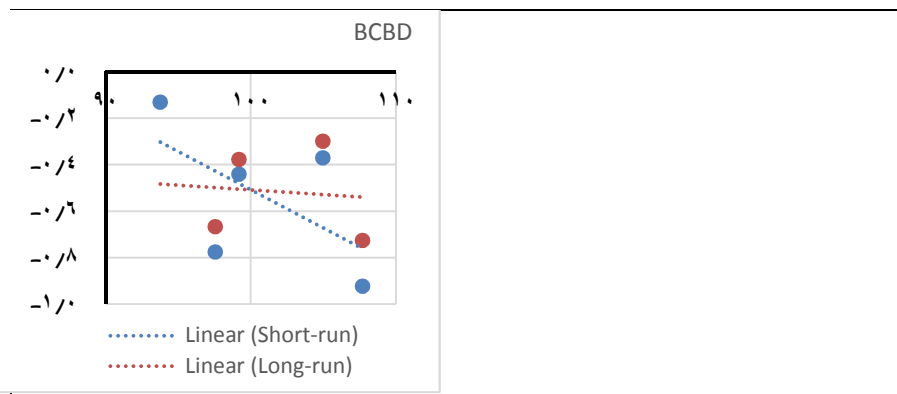
بر اساس نتایج به دست آمده از برآورد الگو (هم برای شاخص چندبُعدی توسعه مالی و هم برای شاخص‌های تکی)، رانت منابع طبیعی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت اثر منفی بر انباشت سرمایه فیزیکی در ایران داشته است.

شواهد تجربی نشان می‌دهد با وجود افت و خیزهایی که رانت منابع طبیعی در کشور تجربه کرده است، اما آثار مثبتی از آن حتی در دوره‌های رونق، بر انباشت سرمایه فیزیکی در ایران مشاهده نشده است. روند تغییرات سرمایه فیزیکی در ایران نشان می‌دهد که طی دهه ۱۹۸۰، روند کاهشی محسوسی داشته، اما از ۱۹۸۹ افزایش چشمگیری پیدا کرده است و این روند افزایشی تا ۱۹۹۲ ادامه یافته، اما از این سال تا ۱۹۹۴ روند کاهشی شدیدی به خود گرفته است. از سال ۱۹۹۴ تا سال ۲۰۰۴ روند افزایشی ملایمی داشته است، اما از این سال تا ۲۰۱۳ روند کاهشی ملایمی داشته است. در حقیقت، با وجود آن که طی سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۰۹ درآمدهای نفتی قابل ملاحظه‌ای نصیب کشور شده بود، اما تأثیر مثبتی بر انباشت سرمایه فیزیکی در ایران طی این سال‌ها نداشته است.

به نظر می‌رسد عدم مدیریت ریسک در سیستم بانکی و به‌کارگیری درآمدهای نفتی در پروژه‌های پرریسک و بعضاً با بازدهی پایین، از جمله عواملی است که منجر به اثرگذاری منفی رانت منابع طبیعی بر انباشت سرمایه فیزیکی در ایران شده است. در ادامه، به بررسی نحوه اثرگذاری شاخص چندبُعدی توسعه مالی بر ضریب رانت منابع طبیعی در معادله (۸) پرداخته شده است. به علاوه، به منظور تعمیق درک این موضوع و همچنین، شناسایی نحوه اثرگذاری هر کدام از هفت شاخص تکی توسعه مالی، تکنیک رگرسیون غلتان خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی برای هر کدام از این شاخص‌ها به صورت جداگانه اجرا می‌شود.

نمودار ۲. نحوه اثرگذاری توسعه مالی بر ضریب رانت منابع طبیعی





منبع: یافته‌های پژوهش

برای تشخیص نحوه اثرگذاری شاخص‌های توسعه مالی بر ضریب رانت منابع طبیعی در معادله مورد نظر بر اساس روش رگرسیون غلتان، می‌بایست نمودار مربوط به پراکنش زوج‌های مرتب (ضریب رانت منابع در معادله سرمایه فیزیکی - مقدار عددی شاخص توسعه مالی مورد نظر، در آخرین سال آن پنجره) به تصویر کشیده شود و برای آن‌ها یک روند خطی ترسیم شود. با این روش، شاخص توسعه مالی بر روی رابطه رانت منابع - سرمایه فیزیکی در طول بازه‌های پژوهش غلتانده می‌شود و نحوه اثرگذاری آن بر این رابطه مشخص شود.

نمودار (۲) نشان می‌دهد که شیب روند خطی حاصل از زوج‌های مرتب ترسیم شده برای شاخص چندبُعدی توسعه مالی (FD)، در بلندمدت و در کوتاه‌مدت مثبت است. مثبت بودن شیب این نمودار نشان‌دهنده آن است که با بالا رفتن سطح توسعه مالی در ایران، اثرگذاری منفی رانت منابع طبیعی بر سرمایه فیزیکی کاهش یافته است. بنابراین، با وجود آن که بخش قابل ملاحظه‌ای از درآمدهای حاصل از منابع طبیعی نصیب دولت می‌شود و نیز به سهم بالایی دولت در انباشت سرمایه فیزیکی، توسعه بخش مالی بانکی توانسته است از آثار منفی رانت منابع طبیعی بر انباشت سرمایه فیزیکی بکاهد.

نتایج مربوط به شاخص‌های تکی نیز گویای آن است که با افزایش شاخص‌های نسبت دارایی‌های بانک مرکزی به تولید ناخالص داخلی (CBAGDP)، نسبت دارایی‌های بانک‌های سپرده‌پذیر به مجموع دارایی‌های بانک‌های سپرده‌پذیر و دارایی‌های بانک مرکزی (DBACBA)، نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌های سپرده‌پذیر و سایر مؤسسات مالی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی (PCRDBOFGDP) و نسبت سپرده‌های سیستم مالی به تولید ناخالص داخلی (FDGDP)، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، از اثرگذاری منفی

رانت منابع طبیعی بر انباشت سرمایه فیزیکی کاسته می‌شود. هر چند این نتیجه در مورد شاخص عمق مالی (LLGDP) و نسبت اعتبارات بانکی به سپرده‌های سیستم بانکی (BCBD) به دست نیامده است. بر اساس نتایج، با افزایش این دو شاخص بانکی، از اثرگذاری منفی رانت منابع بر انباشت سرمایه فیزیکی کاسته نمی‌شود (هم در کوتاه‌مدت و هم بلندمدت). نتایج در مورد شاخص نسبت دارایی‌های بانک‌های سپرده‌پذیر به کل دارایی‌های بانک‌های سپرده‌پذیر و بانک مرکزی (DBACBA) نشان‌دهنده آن است که هیچ‌گونه اثرگذاری معنی‌داری بر ضریب رانت منابع نداشته است.

شاخص نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌های سپرده‌پذیر و سایر مؤسسات مالی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی (PCRDBOFGDP)، تنها مربوط به اعتبارات داده شده به بخش خصوصی است و این اعتبارات را از اعتبارات اعطایی به دولت‌ها و سرمایه‌گذاری‌های عمومی جدا می‌کند و بر اعتبار داده شده توسط واسطه‌های مالی متمرکز است. نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد که تغییرات این شاخص، اثرگذاری مثبت بر رابطه رانت منابع و انباشت سرمایه فیزیکی در ایران داشته است.

شاخص نسبت دارایی‌های بانک‌های سپرده‌پذیر به مجموع دارایی‌های بانک‌های سپرده‌پذیر و دارایی‌های بانک مرکزی (DBACBA) نیز اهمیت نسبی بانک‌های سپرده‌پذیر را در مقابل بانک مرکزی نشان می‌دهد (بک و دیگران، ۲۰۰۰، ص ۶۰۰). نتایج مربوط به این شاخص بیان‌کننده آن است که این شاخص منجر به کاهش اثرگذاری منفی رانت منابع بر انباشت سرمایه فیزیکی شده است.

شاخص نسبت دارایی‌های بانک مرکزی به GDP، از جمله معیارهای مرتبط با اندازه بانک مرکزی در اقتصاد است (بک و دیگران، ۲۰۰۰، ص ۶۰۰). بر اساس شواهد تجربی موجود، نسبت دارایی‌های بانک مرکزی در ایران در بیشترین حالت حدود ۵۰ درصد در سال ۱۹۸۷ بوده است. نتایج شاخص فوق‌الذکر نشان‌دهنده آن است که افزایش آن منجر به کاهش اثرگذاری منفی شاخص رانت منابع طبیعی بر سرمایه فیزیکی در ایران شده است.

شاخص نسبت سپرده‌های سیستم مالی به GDP یک شاخص کلی از اندازه سیستم مالی در اقتصاد را ارائه می‌کند. شاخص فوق با وجود نوسان‌های شدیدی که به خصوص طی دوران جنگ ایران تجربه کرده است، دارای روند نسبتاً صعودی از ۱۹۹۹ به بعد بوده است. به طوری که این شاخص از ۳۲ درصد در سال ۱۹۹۹ به ۵۵/۵ درصد در سال ۲۰۱۴

افزایش پیدا کرده است. نتایج نشان‌دهنده آن است که با افزایش اندازه سیستم مالی طی ۱۹۷۰-۲۰۱۴، از اثرگذاری منفی رانت منابع بر سرمایه فیزیکی کاسته شده است. همچنین نتایج، گویای آن است که با وجود تعمیق مالی بخش بانکی کشور (LLGDP) و افزایش توانایی بانک‌ها در بسط پول (بر مبنای شاخص نسبت اعتبارات بانکی به سپرده-های بانکی)، درآمد حاصل فروش منابع طبیعی در کشور به سمت افزایش سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی هدایت نشده است. همچنین، نتایج تجزیه مؤلفه‌های اصلی نشان‌دهنده آن است که این دو شاخص، حدود ۶۱ درصد از تغییرات شاخص چندبُعدی توسعه مالی را توضیح می‌دهند؛ بنابراین، چنانچه ضعف موجود در ابعاد مرتبط با این دو برطرف شود، می‌تواند منجر به اثربخشی بیشتر توسعه مالی در تبدیل رانت منابع به سرمایه فیزیکی در کشور شود.

۵. نتیجه‌گیری

در این مقاله، با توجه به اهمیت مدیریت رانت حاصل از منابع طبیعی برای دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی، به مطالعه نقش توسعه مالی در سیستم بانکی بر نحوه اثرگذاری رانت منابع بر انباشت سرمایه فیزیکی در ایران پرداخته شد. به این منظور، ابتدا یک معادله رگرسیونی بر اساس متغیرهای کلیدی اثرگذار بر انباشت سرمایه فیزیکی طراحی شده است. سپس، این معادله با تکنیک رگرسیون غلتان بر پایه رهیافت خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL) طی دوره ۱۹۷۰-۲۰۱۴، در ۱۶ پنجره زمانی مجزا (با طول ثابت)، برآورد شد.

طی سال‌های متمادی، درآمدهای منابع طبیعی در ایران به عنوان یکی از مهم‌ترین منابع تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌های فیزیکی مورد استفاده قرار می‌گرفته است. بر اساس نتایج، رانت منابع طبیعی اثر منفی بر انباشت سرمایه فیزیکی داشته است. نتایج رگرسیون غلتان (در مورد شاخص چندبُعدی و اکثر شاخص‌های تکی) نشان می‌دهد که توسعه مالی توانسته است این اثر منفی را کاهش دهد. این نتیجه، بیان‌کننده آن است که با وجود موانع قابل توجهی که در مسیر انباشت سرمایه فیزیکی در ایران وجود دارد، به نظر می‌رسد توسعه مالی بانکی توانسته است از آثار منفی رانت حاصل از منابع طبیعی بر انباشت سرمایه فیزیکی در ایران بکاهد.

با این حال، علت عدم اثرگذاری مثبت شاخص‌های عمق مالی (LLGDP) و نسبت اعتبارات بانکی به سپرده‌های بانکی (BCBD) ممکن است مرتبط با ضعف در مدیریت ریسک سیستم بانکی کشور، به کارگیری درآمدهای نفتی در پروژه‌های پرریسک و بعضاً با بازدهی پایین و فسادهای مالی گسترده در مسیر هدایت منابع مالی حاصل از فروش نفت برای پروژه‌های سرمایه‌گذاری کلان در کشور باشد که مانع از ظهور پتانسیل‌های بالقوه توسعه مالی در اقتصاد کشور شده است.

در مجموع، باید گفت با توجه به اینکه ایران یک کشور غنی از منابع طبیعی است، لزوم هدایت رانت حاصل از این منابع به سوی سرمایه‌گذاری‌های فیزیکی مولد یک ضرورت محسوب می‌شود. از سوی دیگر، سیستم مالی در ایران بانک‌محور (به معنای سهم بسیار بالای سیستم بانکی از کل سیستم مالی در ایران) است. همان‌طور که یافته‌های مربوط به شاخص چندبُعدی نشان می‌دهد، در این مقاله که از «توسعه مالی بانکی» استفاده شده است، اثر مثبت توسعه این بخش بر رابطه رانت منابع و سرمایه فیزیکی مستند شده است. بنابراین، با وجود توسعه‌نیافتگی‌هایی که در بخش بانکی ایران مشاهده می‌شود (و نتایج برخی از شاخص‌های تکی توسعه مالی مؤید آن است)، به طور کلی، در تبدیل نفرین منابع به موهبتی برای توسعه، توسعه مالی بانکی یکی از تعیین‌کننده‌ها است. در حقیقت، توسعه مالی می‌تواند باعث بالا رفتن ظرفیت جذب این منابع در اقتصاد شده و از آسیب‌پذیری اقتصاد از نوسانات فروش منابع طبیعی بکاهد. هر چند که این مهم نیازمند توجه جامع و همزمان سیاست‌گذاران به همه کانال‌های توسعه مالی (آزادسازی مالی، تعمیق مالی، مدیریت ریسک، و نوآوری مالی) است. نتایج حاصل از شاخص چندبُعدی توسعه مالی نیز گواه بر این موضوع است که توسعه همه ابعاد سیستم مالی در بخش بانکی می‌تواند درآمد حاصل از فروش این منابع را در راستای دستیابی به سرمایه فیزیکی بالاتر کانالیزه کند. همچنین، افزایش سهم بانک مرکزی و بانک‌های سپرده‌پذیر در تخصیص منابع مالی بخش بانکی می‌تواند در این زمینه کارگشا باشد. بر اساس نتایج حاصل از شاخص‌های CBAGDP و DBAGDP، تقویت نقش بانک مرکزی در توسعه مالی و تقویت بخش مالی رسمی (بانک‌های سپرده‌پذیر) در مقایسه با بخش مالی «کمتر رسمی» (مؤسسات مالی اعتباری و سایر مؤسسات مالی غیربانکی) می‌تواند منجر به تبدیل بیشتر و بهتر سرمایه طبیعی به سرمایه فیزیکی در ایران شود..

پی‌نوشت‌ها

۱. برای مطالعه بیشتر، ر.ک. Barro and Lee (2013).
۲. برای مطالعه بیشتر، ر.ک. احمدیان یزدی و ابوترابی (۱۳۹۸).
۳. برای مطالعه بیشتر، ر.ک. احمدیان یزدی (۱۳۹۶)؛ ابوترابی و احمدیان یزدی (۱۳۹۸).
۴. علت استفاده از این متغیر آن است که تولید ناخالص داخلی به صورت خالص از «تورم» و «خالص مالیات‌های غیرمستقیم» در برآوردهای کمی وارد شود. زیرا، هر دوی این موارد می‌توانند باعث انحراف در قیمت‌های نسبی میان بازار کالاها و خدمات و بازار مالی می‌شود و در نتیجه، ناکارایی سیستم مالی و نیز تورش داده‌های مالی به دنبال داشته باشد (برای مطالعه بیشتر، ر. ک. نیکوقدم و ابوترابی، ۱۳۹۸).
۵. برای مطالعه بیشتر ر.ک. Jolliffe (2002).
۶. برای مطالعه بیشتر، ر.ک. احمدیان یزدی (۱۳۹۶).
۷. نتایج این آزمون در پیوست (۱) مقاله، گزارش شده است.

کتاب‌نامه

- احمدیان یزدی، ف. و ابوترابی، م.ع. (۱۳۹۸)، نقش توسعه مالی در تبدیل رانت منابع طبیعی به سرمایه خارجی در ایران، مجله علمی-پژوهشی پژوهشنامه اقتصادی، ۱۹، صص ۲۴۹-۲۱۷.
- ابوترابی، م.ع. و احمدیان یزدی، ف. (۱۳۹۸). مطالعه تأثیر توسعه مالی بر نحوه اثرگذاری رانت منابع طبیعی بر اعتماد عمومیته یافته در ایران، مجله پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی، در دست چاپ.
- احمدیان یزدی، ف. (۱۳۹۶). مطالعه نقش توسعه مالی بر نحوه اثرگذاری رانت منابع طبیعی بر انباشت سرمایه‌های ملموس و ناملموس در ایران، پایان‌نامه دکتری، دانشگاه فردوسی مشهد.
- دادگر، ی. و نظری، ر. (۱۳۸۸). ارزیابی شاخص‌های توسعه مالی در ایران. اولین کنفرانس بین‌المللی توسعه نظام تأمین مالی در ایران، مرکز مطالعات تکنولوژی دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ۱، صص ۳۷-۱.
- کرباسی، ع.ر. و پیری، م. (۱۳۸۸). بررسی رابطه میان آزادی تجاری و رشد اقتصادی در ایران (یک تحلیل هم‌جمعیتی)، مجله اقتصاد و توسعه منطقه ای، ۱۶، صص ۱۶۰-۱۴۵.
- نریمان‌زاده، ا. (۱۳۹۰). بررسی اثر توسعه بازارهای مالی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، دانشکده اقتصاد و حسابداری.
- نیکوقدم، م. و ابوترابی، م.ع. (۱۳۹۸). تأثیر تورم بر رابطه علی توسعه مالی-رشد اقتصادی در ایران، مجله مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۸، صص ۲۹۹-۲۶۹.

- Aghion, P; Bacchetta, P; Ranciere, R. and Rogoff, K. (2009). Exchange Rate Volatility and Productivity Growth: The Role of Financial Development, *Journal of Monetary Economics*, 56, 513-494.
- Araji, S. (2014). Essays on the Macroeconomic Effect of Natural Resource Rents, a Dissertation Submitted for the Degree of Doctor of Philosophy in Economics, The University of Wisconsin Milwaukee.
- Arslanturk, Y.; Balcilar, M. and Ozdemir, Z.A. (2011). Time-Varying Linkage between Tourism Receipts and Economic Growth in Small Open Economy, *Economic Modelling*, 28, pp.664-671.
- Bakwena, M. and Bodman, P. (2008). The Role of Financial Development in Natural Resource Abundant Economies: Does the Nature of the Resource Matter?, working paper, ISSN 4474-1833, 1-37.
- Bakwena, M; Bodman, P. and Suardi, S. (2008). Making Abundant Natural Resources Work for Developing Economies: The Role of Financial Institutions, ISSN 4474-1833, 1-42.
- Barro, R.J. and Lee, J.W. (2013). A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950-2010, *Journal of Development Economics*, 104, 184-198.
- Beck, T. and Poelhekke, S. (2017). Follow the Money: Does the Financial Sector Intermediate Natural Resource Windfalls?, *De Nederlandsche Bank, Working Paper, No.545*.
- Beck, T.; Demircuc-Kunt, A. and Levine, R. (2000). A New Database on the Structure and Development of the Financial Sector, *The World Bank Economic Review*, 14, 597-605.
- Bencivenga, V. and Smith, B. (1991). Financial intermediation and endogenous growth, *Review of Economics Studies*, 58(2), pp.195-209.
- Blanco, L. and Grier, R. (2012). Natural Resource Dependence and the Accumulation of Physical and Human Capital in Latin America, *Resources Policy*, 37, pp.281-259.
- Bond, S.R. and Malik, A. (2008). Natural Resources, Export Structure and Investment, working paper series, Oxford University.
- Boyd, J. and Prescott, E. (1986). Financial intermediary coalition, *Journal of Economic Theory*, 2, pp.211-232.
- Calderon, C. and Liu. L. (2003). The Direction of Causality between Financial Development and Economic Growth, *Journal of Development Economics*, 72, pp.321-334.
- Charles, A. (2007). Linking Natural Capital and Physical Capital: A Review of Renewable Resource Investment Models, *Advances in Fisheries Economics*, Edited by Trond Bjorndal, Daniel V. Gordon and Rangar Arnason et al., Blackwell Publishing Ltd, pp.119-136.
- Elhannani, F.E.; Boussalem, A.B. and Benbouziane, M. (2016). Financial Development and the Oil Curse: Evidence from Algeria, *Topics in Middle Eastern and African Economics*, 18, pp.112-125.
- Greenwood, J. and Jovanovic, B. (1990). Financial development, growth and the distribution of income, *Journal of Political Economy*, 98, pp.1076-1107.
- Gylfason, T. and Zoega, G. (2006). Natural resources and economic growth: The role of investment, working paper, pp.1-23.

- Gylfason, T. (2008). Development and growth in mineral-rich countries, Center for Economic Policy Research, Discussion paper, No.7031.
- Hartwick, J. M. (1978). Substitution among Exhaustible Resources and Intergenerational Equity, *Review of Economic Studies*, 45, pp.347-354.
- Hattendorff, C. (2014). Natural Resources, Export Concentration and Financial Development, School of Business and Economics, Discussion Paper, 1-67.
- Hattendorff, C. (2013). The Natural Resource Curse Revisited: Is There a Financial Channel?, Conference Paper, Economic Development and Technological Change.
- Hotelling, H., (1933). Analysis of a Complex of Statistical Variables into Principal Components. *Journal of Educational Psychology*, 24(6 & 7), pp. 417-441 & 498-520.
- Ibrahim, M.H. (2009). A Rolling Regression Analysis of International Transmission of Inflation in Malaysia, *The Journal of Applied Economic Research*, 3, pp.21-39.
- Ibrahim, M.H. and Aziz, H. (2003). Macroeconomic Variables and the Malaysian Equity Market: A View Through Rolling Subsamples, *Journal of Economic Studies*, 30, pp.6-27.
- Iheanacho, E. (2016). The Impact of Financial Development on Economic Growth in Nigeria: An ARDL Analysis, *Economics*, 4, pp.1-12.
- Jolliffe, I. T., (2002). Principal Component Analysis. Second ed. Springer Series in Statistics. New York: Springer-Verlag.
- King, R.G. and Levine, R. (1993). Finance and Growth: Schumpeter Might be Right, *The Quarterly Journal of Economics*, 108, 717-737.
- Kurronen, S. (2012). Financial Sector in Resource-Dependent Economies, Helsinki: Bank of Finland Institute for Economics in Transition (BOFIT), Discussion Paper.
- Kwiatkowski, D.; Peter C. B. P.; Peter, S. & Yongcheol Shin (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root," *Journal of Econometrics*, 54, pp.159-178.
- Levine, R. (1997). Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda. *Journal of Economic Literature*, 35(2), pp.688-726.
- Nili, M. and Rastad, M. (2007). Addressing the Growth Failure of the Oil Economies: The Role of Financial Development, *The Quarterly Journal of Economics and Finance*, 46, pp.726-740.
- Nordhaus, W.D. (1992). Lethal Model 2: The limits to growth revisited, *Brooking Papers on Economic Activity*, 2, pp.1-43.
- Obstfeld, M. (1994). Risk-taking, global diversification and growth, *American Economic Review*, 5, pp.1310-1329.
- Pearson, K. (1901). On Lines and Plans of Closest Fit to System of Points in Space, *Philosophical Magazine*, 2, pp.559-572.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. (2001). Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16, pp.289-326.
- Racicot, F. É., Rentz, W. F., & Kahl, A. L. (2017). Rolling regression analysis of the Pástor-Stambaugh model: Evidence from robust instrumental variables. *International Advances in Economic Research*, 23, pp.75-90.

- Ritab, S.A-K. (2007). Financial Sector Development and Sustainable Economic Growth, *Advanced in Financial Economics*, 12, pp.345-360.
- Tang, C. F., and Abosedra, S. (2015). Tourism and Growth in Lebanon: New Evidence from Bootstrap Simulation and Rolling Causality Approaches. *Empirical Economics*, 50, pp.679-696.
- Tang, C.F. and Tan, E.C. (2013). How stable is the Tourism-Led Growth Hypothesis in Malaysia? Evidence from Disaggregated Tourism Markets, *Tourism Management*, 37, pp.52-57.
- Tang, C.F. and Chua, S.Y. (2012). The Savings-Growth Nexus for the Malaysian Economy: A View through Rolling Sub-Samples, *Applied Economics*, 44, pp.4173-4185.
- Tang, C.F. (2010). The Money-Prices Nexus for Malaysia: New Empirical Evidence from the Time-Varying Cointegration and Causality Tests, *Global Economic Review: Perspectives on East Asian Economies and Industries*, 39, pp.383-403.
- Timmermann, A. (2008). Elusive Return Predictability, *International Journal of Forecasting*, 24, pp.1-18.
- Van Der Ploeg, F. (2011). Natural Resources: Curse or Blessing?, *Journal of Economic Literature*, 49, pp.366-420.
- Van der Ploeg, F. and Poelhekke, S. (2010). The Pungent Smell of "Red Herring": Subsoil Assets, Rents, Volatility and the Resource Curse, *Journal of Environmental Economics and Management*, 60, pp.44-55.
- Vandycke, N. (2013). Natural Resources, Physical Capital and Institutions: Evidence from Eurasia, The World Bank, Sustainable Development Network, Transport, Water, and Information and Communications Department, pp.1-27.
- World Economic Forum. (2012). Financial Development Report, USA Inc: New York, USA.
- Zanin, L. and Marra, G. (2011). Rolling Regression versus Time-Varying Coefficient Modelling: An Empirical Investigation of the Okun's Law in Some Euro Area Countries, *Bulletin of Economic Research*, 64, pp.91-108.

پیوست (۱): نتایج آزمون پایایی بر اساس روش KPSS

نتایج آزمون پایایی بر اساس روش KPSS (با عرض از مبدأ و روند)

متغیر	آماره محاسباتی KPSS	مقدار بحرانی در سطح معنی داری ۱ درصد	نتیجه آزمون پایایی
FC	۰/۰۸	۰/۲۱	پایا
FD	۰/۱۸	۰/۲۱	پایا
HC	۰/۱۹	۰/۲۱	پایا
OPEN	۰/۱۳	۰/۲۱	پایا
PC	۰/۱۴	۰/۲۱	پایا

G	۰/۰۹	۰/۲۱	پایا
SC	۰/۱۹	۰/۲۱	پایا
NRR	۰/۱۱	۰/۲۱	پایا

منبع: یافته‌های پژوهش

لازم به توضیح است که در آزمون پایایی بر اساس آماره KPSS، فرض صفر مبنی بر عدم وجود ریشه واحد است. بنابراین در صورتی که آماره محاسباتی آزمون از مقادیر بحرانی آن در سطوح مختلف معنی داری (۰/۱، ۰/۵ و یا ۰/۱۰) بزرگتر نباشد، فرض صفر رد نمی‌شود و بنابراین سری زمانی مورد نظر در سطح پایا است.