تحلیل آستانه‌ای اثر رانت نفت بر رشد اقتصادی غیر نفتی در سطوح مختلف توسعه مالی در ایران

عبیده عامر خضیر البازی[۱]، سید کمال صادقی[۲]،
رضا رنج‌پور[۳]، الهام نوبهار[۴]

چکیده

در این مطالعه، اثرات آستانه‌ای رانت نفت بر رشد اقتصادی غیر نفتی در سطوح مختلف توسعه مالی در ایران، با بهره‌گیری از داده‌های سالانه دوره ۲۰۲۳-۱۹۹۵ مورد ارزیابی قرار گرفت. برای این منظور، از سه شاخص توسعه مالی شامل نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی از تولید ناخالص داخلی، نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی و نسبت اعتبارات مالی مهیا شده توسط بخش بانکی به تولید ناخالص داخلی، همچنین یک شاخص ترکیبی به‌عنوان متغیرهای آستانه‌ای در مدل استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که تشکیل سرمایه ثابت و نیروی کار در تمامی مدل‌ها تأثیر مثبت و معناداری بر رشد غیر نفتی دارند. اثرات آستانه‌ای معناداری برای سه شاخص توسعه مالی (نقدینگی، اعتبارات بانکی و شاخص ترکیبی) مشاهده شد، که بیانگر وابستگی تأثیر رانت نفت به سطح توسعه مالی است. در سطوح پایین توسعه مالی، رانت نفت عمدتاً اثر غیرمعناداری دارد، اما در سطوح بالا، بسته به شاخص، اثرات منفی (به دلیل تخصیص ناکارآمد منابع) یا مثبت (در شاخص ترکیبی به دلیل نظام مالی هماهنگ) دیده می‌شود. این نتایج، ضمن تأیید نقش سرمایه و نیروی کار مطابق با مدل رشد سولو، نشان‌دهنده انحراف اثر رانت نفت از پیش‌بینی‌های این مدل در سطوح پایین توسعه مالی و لزوم تقویت نظام مالی برای تحقق رشد پایدار است. این یافته‌ها بر ضرورت اصلاحات نهادی، بهبود تخصیص منابع و تقویت نظام مالی برای تبدیل رانت نفت به رشد پایدار غیر نفتی تأکید دارند.

۱. دانشجوی دکترا، گروه علوم اقتصادی – توسعه اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. albaziobaid@gmail.com کد ارکید: 0009-0005-9298-352X

۲. استاد، گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. sadeghiseyedkamal@gmail. کد ارکید: 0009-0009-1034-5321

۳. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. reza.ranjpour@gmail.com

۴. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. enobahar@tabrizu.ac.ir

واژگان کلیدی: رانت نفتی، رشد غیرنفتی، توسعه مالی، رگرسیون آستانه‌ای، مدل سولو.

Keywords: Oil Rent, Non-oil Economic Growth, Financial Development, Threshold Regression, Solow Growth Model.

JEL Classification: Q32, O11, O16, G20.

نسخه زودآیند

۱- مقدمه

رانت نفت بخش مهمی از درآمد ملی کشورهای صادرکننده نفت است که بر هزینه‌های دولت و ثبات اقتصادی تأثیر می‌گذارد. مکانیزم اقتصادی اثرگذاری رانت نفت بر بخش‌های غیر نفتی پیچیده و چندبعدی است. پدیده‌ای همچون «بیماری هلندی» که با تقویت نرخ ارز واقعی و کاهش رقابت‌پذیری کالاهای صادراتی غیر نفتی همراه است، یکی از پیامدهای معمول وفور منابع طبیعی به شمار می‌رود. با این حال، مدیریت استراتژیک درآمد نفت و تخصیص هدفمند آن به زیرساخت‌ها و سرمایه‌گذاری در بخش‌های متنوعی چون کشاورزی، صنعت و گردشگری، می‌تواند به کاهش اثرات منفی وابستگی نفتی و تقویت تاب‌آوری اقتصادی منجر شود (سمامبت[1]، ۲۰۲۴: ۱۰). شواهد تجربی درباره رابطه میان درآمد نفتی و رشد اقتصادی غیر نفتی در بلندمدت، تصویر متناقض ارائه می‌دهند. برخی مطالعات از رابطه مثبت میان درآمدهای نفتی و رشد اقتصادی کلی حمایت می‌کنند (رایفو و رحیم[2]، ۲۰۱۹؛ ال عبدالوهاب[3]، ۲۰۲۱)، در حالی که سایر پژوهش‌ها بر تاثیر منفی درآمد نفتی بر سهم بخش غیر نفتی در تولید ناخالص داخلی تأکید دارند (عباس و همکاران[4]، ۲۰۱۸؛ ال عبری و همکاران[5]، ۲۰۱۹؛ عامر و همکاران[6]، ۲۰۲۴). در کوتاه‌مدت نیز رابطه درآمد نفتی با رشد غیر نفتی با اثرات متضاد همراه است. اگرچه برخی مطالعات افزایش ملایم درآمدهای نفتی را عامل رشد مثبت بخش غیر نفتی دانسته‌اند (ال عبری و همکاران، ۲۰۱۹)، اما جهش‌های شدید در درآمد نفتی می‌تواند ثبات اقتصادی را برهم زند و تأثیر منفی بر بخش‌های غیر نفتی داشته باشد (عامر و همکاران، ۲۰۱۹؛ فوینهاس و همکاران[7]، ۲۰۱۹؛ ال عبدالوهاب، ۲۰۲۱). در همین راستا، فرضیه نفرین منابع یک پدیده اقتصادی متناقض را نشان می‌دهد که بر اساس آن، کشورهایی که از منابع طبیعی فراوانی برخوردارند، اغلب رشد اقتصادی کندتری نسبت به کشورهای فاقد منابع تجربه می‌کنند. سازوکارهای این تأثیر پیچیده و چندوجهی هستند، اما یکی از مسیرهای

---

1. Samambet (2024)
2. Raifu and Raheem (2019)
3. Al-Abdulwahab (2021)
4. Abaas et al. (2018)
5. Al-Abri et al. (2019)
6. Amer et al. (2024)
7. Fuinhas et al. (2019)

کلیدی، تخریب نظام مالی از طریق فساد گسترده در کشورهای رانتیر است؛ جایی که بهره‌برداری از منابع طبیعی غالب است (صدیقی[1]، ۲۰۲۴). با این حال، دیدگاه‌های نظری نوظهور نشان می‌دهند که این نفرین می‌تواند با توسعه مناسب بخش مالی کاهش یابد یا حتی به فرصت تبدیل شود. یک بخش بانکی توسعه‌یافته می‌تواند از طریق دو سازوکار مهم، کاهش ریسک و ارائه خدمات نظارتی، پیامدهای منفی وابستگی به منابع طبیعی بر بهره‌وری را کاهش دهد.

اقتصاد ایران، به دلیل وابستگی بالای خود به درآمدهای نفتی، نمونه مناسبی برای بررسی تأثیر رانت نفت بر رشد غیر نفتی است. ایران دارای نظام مالی نسبتاً متمرکز و بانک‌محور است که اگرچه از لحاظ کمی گسترش یافته، اما از نظر کارایی، عمق مالی، شفافیت و نظارت، با چالش‌هایی جدی مواجه است. در چنین شرایطی، رانت نفتی اغلب به‌جای هدایت به سمت فعالیت‌های مولد، به پروژه‌های غیر مولد یا فعالیت‌های سوداگرانه سوق داده می‌شود که رشد بخش غیر نفتی را تضعیف می‌کند. با این حال، توسعه مالی می‌تواند به‌عنوان یک ابزار کلیدی، با بهبود تخصیص منابع، افزایش دسترسی بنگاه‌ها به اعتبارات، و کاهش ریسک‌های اقتصادی، رانت نفت را به محرکی برای رشد غیر نفتی تبدیل کند. این موضوع در اقتصاد ایران، که کاهش وابستگی به نفت یکی از اهداف کلان توسعه‌ای آن است، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. از این رو، تحلیل نقش واسطه‌ای توسعه مالی در اقتصاد ایران می‌تواند درک روشن‌تری از چگونگی مدیریت بهینه منابع نفتی و جهت‌دهی آن‌ها به سمت رشد فراهم کند. در این راستا، هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی تأثیر رانت نفتی بر رشد بخش غیر نفتی اقتصاد ایران با در نظر گرفتن نقش تعدیل‌گر توسعه مالی است. این مسئله در شرایطی اهمیت دوچندان می‌یابد که کاهش وابستگی به نفت و تقویت بنیان‌های تولیدی غیر نفتی به‌عنوان یکی از اهداف کلان توسعه اقتصادی در ایران و سایر کشورهای نفت‌خیز شناخته می‌شود. اگرچه در سال‌های اخیر مطالعات مختلفی در سطح داخلی به بررسی رابطه میان رانت نفتی و رشد اقتصادی پرداخته‌اند، اما بیشتر این پژوهش‌ها، رشد اقتصادی را به‌صورت تجمیعی مورد توجه قرار داده‌اند و به‌ندرت رشد غیر نفتی را به‌صورت مجزا تحلیل کرده‌اند. از سوی دیگر، اغلب این مطالعات از مدل‌های خطی یا ایستا استفاده کرده و بنابراین، ماهیت غیر خطی و آستانه‌ای این رابطه را نادیده گرفته‌اند. همچنین، در ادبیات داخلی، نقش توسعه مالی به‌عنوان یک متغیر تعدیل‌گر ساختاری که

[1]. Sedighi (2024)

می‌تواند جهت و شدت تأثیر رانت نفتی بر رشد اقتصادی، به‌ویژه بخش غیر نفتی را تغییر دهد، کمتر مورد توجه قرار گرفته است. در واقع، بررسی هم‌زمان سه مؤلفه «رانت نفتی»، «رشد غیر نفتی» و «توسعه مالی» در یک چارچوب تحلیلی آستانه‌ای، در مطالعات داخلی بسیار محدود و پراکنده بوده و خلأ معناداری در این زمینه وجود دارد. بنابراین، شکاف پژوهشی اصلی مقاله حاضر، فقدان مطالعه‌ای جامع در ادبیات داخلی است که به‌طور هم‌زمان رابطه رانت نفتی و رشد بخش غیر نفتی را با تأکید بر ویژگی‌های غیر خطی و آستانه‌ای و نقش تعدیل‌گر توسعه مالی در اقتصاد ایران بررسی کرده باشد. از این منظر، نوآوری این پژوهش در تلفیق چارچوب نظری تابع تولید نئوکلاسیک با روش‌شناسی اقتصادسنجی آستانه‌ای و تمرکز ویژه بر رشد غیر نفتی به‌عنوان شاخصی متمایز از رشد کل اقتصاد نهفته است. این رویکرد نه‌تنها امکان شناسایی سطوح بحرانی اثرگذاری رانت نفتی را فراهم می‌کند، بلکه با در نظر گرفتن توسعه مالی به‌عنوان متغیر میانجی، به درک دقیق‌تری از سازوکارهای اثرگذاری در بستر اقتصاد ایران منجر می‌شود و می‌تواند مسیرهای سیاستی مؤثری برای تقویت رشد پایدار و کاهش آسیب‌پذیری‌های ساختاری کشور ارائه دهد.

ساختار مقاله بدین صورت است که در بخش دوم، مبانی نظری و پیشینه تجربی مربوط به رابطه رانت نفتی، توسعه مالی و رشد اقتصادی غیرنفتی مرور می‌شود. در بخش سوم، چارچوب نظری پژوهش مبتنی بر مدل رشد سولو و روش‌شناسی تحقیق شامل معرفی مدل رگرسیون آستانه‌ای، تعریف متغیرها، داده‌ها و نحوه تصریح مدل ارائه می‌شود. در بخش چهارم، نتایج حاصل از آزمون‌های ایستایی و برآورد مدل‌های آستانه‌ای با استفاده از شاخص‌های مختلف توسعه مالی گزارش و تحلیل می‌شود. در نهایت، بخش پنجم به جمع‌بندی یافته‌ها، ارائه نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی اختصاص دارد.

۲- ادبیات نظری

مبانی نظری مطالعه حاضر در سه دسته اصلی طبقه‌بندی می‌شود:

الف- رابطه بین رانت منابع طبیعی و رشد اقتصادی

رانت منابع طبیعی به‌عنوان سود اقتصادی تعریف می‌شود که پس از کسر هزینه‌های تولید یا

استخراج و هزینه فرصت منابع به شرکت‌ها، سهامداران یا دولت تعلق می‌گیرد (وان در پلاگ[1]، ۲۰۱۱). با وجود تأکید بر منافع اقتصادی منابع طبیعی، ادبیات نظری دو دیدگاه متضاد را مطرح می‌کند: فرضیه برکت منابع طبیعی و فرضیه نفرین منابع طبیعی.

فرضیه برکت منابع طبیعی: این دیدگاه، ریشه در نظریات اقتصاددانان کلاسیک مانند آدام اسمیت[2]، دیوید ریکاردو[3] و ویلیام پتی[4] دارد و منابع طبیعی را به‌عنوان ثروت ملی و محرک اصلی رشد و توسعه اقتصادی معرفی می‌کند. طبق این فرضیه، کشورهایی که از منابع طبیعی فراوان برخوردارند، در مقایسه با کشورهای فاقد این منابع، عملکرد اقتصادی بهتری از خود نشان می‌دهند. بر اساس مطالعه تودارو و اسمیت[5] (۲۰۱۲)، سه مؤلفه کلیدی برای رشد اقتصادی شامل انباشت سرمایه، افزایش نیروی کار و پیشرفت فناوری است. منابع طبیعی از طریق افزایش درآمد حاصل از استخراج، امکان سرمایه‌گذاری مجدد و انباشت سرمایه را فراهم می‌کند. همچنین، استفاده از فناوری‌های پیشرفته در فرآیند استخراج، بهره‌وری را افزایش داده و به رشد اقتصادی کمک می‌کند (ادابور و همکاران[6]، ۲۰۲۲). مطالعات تجربی این دیدگاه را تأیید کرده‌اند؛ به‌عنوان مثال، دیویس[7] (۱۹۹۵) با بررسی سهم درآمد منابع طبیعی از تولید ناخالص داخلی، نشان داد که این منابع به‌طور قابل توجهی به رشد اقتصادی کمک می‌کنند. ساکس[8] (۲۰۰۷) نیز تأثیر مثبت نفت بر توسعه اقتصادی را از طریق افزایش مصرف، سرمایه‌گذاری و تقویت بودجه عمومی تأیید کرد. اقتصاددانان دیگری مانند وینر[9] (۱۹۵۲)، نورکس[10] (۱۹۵۳) و روستو[11] (۱۹۶۰) نیز با تأکید بر نقش منابع طبیعی در توسعه، این فرضیه را پشتیبانی کرده‌اند.

فرضیه نفرین منابع طبیعی: برخلاف دیدگاه برکت، تجربه جهانی نشان می‌دهد که منابع طبیعی در برخی کشورها به کاهش رشد اقتصادی منجر شده است. به‌عنوان مثال، در کشورهایی

---

1. Van Der Ploeg (2011)
2. Adam Smith
3. David Ricardo
4. William Petty
5. Todaro and Smith (2012)
6. Adabor et al. (2022)
7. Davis (1995)
8. Sachs (2007)
9. Viner (1952)
10. Nurkse (1953)
11. Rostow (1960)

مانند کانادا و نروژ منابع طبیعی رفاه را افزایش داده، اما در آنگولا و سیرالئون رشد اقتصادی را کاهش داده است (بن سالها و همکاران[1]، ۲۰۱۸). نفرین منابع به اثرات منفی ثروت منابع طبیعی بر رفاه اقتصادی، اجتماعی یا سیاسی یک کشور اشاره دارد (راس[2]، ۲۰۱۵). دلایل این پدیده عبارتند از:

کاهش قیمت کالاهای اولیه: فرضیه پربیش-سینگر[3] (۱۹۵۰) بیان می‌کند که کشش درآمدی تقاضا برای کالاهای نهایی بیش از کالاهای اولیه است، بنابراین قیمت کالاهای اولیه در بلندمدت کاهش می‌یابد و کشورهای وابسته به منابع از درآمد پایدار محروم می‌شوند (هاروی و همکاران[4]، ۲۰۱۰).

نوسانات قیمت: قیمت کالاهای اولیه به دلیل تعیین در بازارهای جهانی، نوسانات بالایی دارد که برنامه‌ریزی اقتصادی را دشوار کرده و سرمایه‌گذاری را با عدم اطمینان مواجه می‌کند (دیویس و تیلتون[5]، ۲۰۰۵).

بیماری هلندی: رونق منابع طبیعی رقابت‌پذیری سایر بخش‌ها (به‌ویژه صنعت) را کاهش می‌دهد، نرخ ارز و دستمزدها را افزایش داده و اقتصاد را به درآمدهای منابع وابسته می‌کند (ساکس و وارنر[6]، ۲۰۰۱).

ضعف نهادی: نهادهای ضعیف و حقوق مالکیت ناامن، رانت‌جویی و فساد را افزایش می‌دهند. رانت‌های منابع طبیعی دولت‌ها را به سمت مصرف‌گرایی و رانت‌جویی سوق داده و از اصلاحات اقتصادی جلوگیری می‌کند (مهلوم و همکاران[7]، ۲۰۰۶).

سایر عوامل: اثر مالیاتی (کاهش مالیات و پاسخگویی دولت)، تمرکز قدرت و کاهش دموکراسی (جنسن و وانچکون[8]، ۲۰۰۴)، و انحراف منابع از فعالیت‌های مولد به رانت‌جویی (اوتی[9]، ۲۰۰۱) از دیگر مکانیسم‌های نفرین منابع هستند. همچنین، وفور منابع ممکن است به جنگ داخلی

---

1. Ben-Salha et al. (2018)
2. Ross (2015)
3. Prebisch-Singer (1950)
4. Harvey et al. (2010)
5. Davis and Tilton (2005)
6. Sachs and Warner (2001)
7. Mehlum et al. (2018)
8. Jensen and Wantchekon (2004)
9. Auty (2001)

نسخه زودآزمون

یا تهاجم خارجی منجر شود که هزینه‌های نظامی را افزایش داده و رشد را مختل می‌کند (ادابور و همکاران، ۲۰۲۲).

ب- رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی

رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی ابتدا توسط شومپیتر[1] (۱۹۳۴) مطرح شد که نقش واسطه‌های مالی در تحرک پس‌انداز، ارزیابی پروژه‌ها، مدیریت ریسک و نظارت را برای توسعه اقتصادی ضروری دانست. کینگ و لوین[2] (۱۹۹۳) نیز با تأکید بر تخصیص منابع به پروژه‌های نوآورانه، اهمیت بخش مالی را نشان دادند. چهار نظریه اصلی در این زمینه عبارتند از:

دیدگاه راهبردی عرضه[3]: این دیدگاه، که شومپیتر (۱۹۳۴) از حامیان آن بود، بیان می‌کند که بخش مالی توسعه‌یافته با تخصیص کارآمد منابع از واحدهای مازاد به واحدهای کسری، رشد اقتصادی را تسریع می‌کند. مک کینون[4] (۱۹۷۳) و شاو[5] (۱۹۷۳) معتقدند کنترل دولتی بر بخش مالی مانع رشد شده و آزادسازی مالی رقابت و رشد را تقویت می‌کند. توسعه مالی با کاهش هزینه‌های سرمایه‌گذاری، مدیریت ریسک و بهبود حاکمیت شرکتی به رشد کمک می‌کند (لوین[6]، ۲۰۰۴). مطالعات گرین‌وود و جووانوویچ[7] (۱۹۹۰) و کینگ و لوین (۱۹۹۳) این دیدگاه را تأیید کرده‌اند.

نظریه دنباله‌روی تقاضا[8]: این نظریه بیان می‌کند که رشد اقتصادی، تقاضا برای خدمات مالی را ایجاد کرده و توسعه مالی نتیجه رشد بخش واقعی اقتصاد است (رابینسون[9]، ۱۹۵۲). افزایش تولید و بهره‌وری، نیاز به ابزارها و خدمات مالی جدید را بالا می‌برد. مطالعات ایرلند[10] (۱۹۹۴) و سانگ و همکاران[11] (۲۰۲۱) این فرضیه را پشتیبانی می‌کنند.

ج- تأثیر توسعه مالی در رابطه بین رانت منابع طبیعی و رشد اقتصادی: توسعه

---

1. Schumpeter (1934)
2. King and Levine (1993)
3. Supply-Leading
4. MacKinnon (1973)
5. Shaw (1973)
6. Levine (2004)
7. Greenwood and Jovanovic (1990)
8. Demand-Following
9. Robinson (1952)
10. Ireland (1994)
11. Song et al. (2021)

مالی مسیرهای نظری متعددی را برای کاهش یا حتی تبدیل نفرین منابع به نعمتی اقتصادی در کشورهایی که از منابع طبیعی غنی هستند، ارائه می‌دهد. یکی از کارکردهای اصلی نظام مالی، واسطه‌گری بین پس‌اندازهای داخلی و سرمایه‌گذاری داخلی است؛ یعنی جذب سودهای بادآورده حاصل از رانت منابع طبیعی و هدایت آن‌ها به سمت فعالیت‌های مولد. در نبود یک بخش مالی مؤثر، این کشورها با خطر سرمایه‌گذاری ناکارآ، اتلاف منابع، تشدید چرخه‌های تجاری و تخصیص نادرست منابع در طول زمان مواجه می‌شوند. توسعه مالی همچنین، نقش حیاتی در توزیع مجدد درآمدهای حاصل از منابع طبیعی به سمت بخش خصوصی ایفا می‌کند. این عملکرد به‌ویژه در اقتصادهای غنی از منابع مانند ایران اهمیت دارد، جایی که درآمدها معمولاً در دست دولت یا صنایع استخراجی متمرکز باقی می‌مانند. توانایی سیستم مالی در کاهش اصطکاک‌های بازار، مکانیزم مهم دیگری است. توسعه بازار مالی با کاهش هزینه‌های معاملاتی و اطلاعاتی اصطکاک‌ها را از بین می‌برد و اطلاعات متقارن ایجاد می‌کند که نهایتاً سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. این عملکرد بازار، ناکارآمدی‌هایی را که معمولاً اقتصادهای وابسته به منابع با آن روبرو هستند، رفع می‌کند (جلیلی و همکاران[1]، ۲۰۱۹). یکی دیگر از مکانیزم‌های نظری کلیدی به تحول ساختاری مربوط می‌شود. یک نظام مالی توسعه‌یافته می‌تواند جریان سرمایه را به سمت بخش‌های با بهره‌وری پایین مانند ساخت‌وساز و استخراج محدود کرده و در نتیجه اثرات ساختاری بیماری هلندی را کاهش دهد. همچنین با استفاده از صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس، مزیت رقابتی در بخش‌های تولیدی و قابل تجارت ایجاد می‌کند و شکاف‌های فناورانه را جبران می‌کند. تحقیقات جامع و اخیر در سطح جهانی که تعامل میان ثروت منابع طبیعی و دسترسی مالی بنگاه‌ها را در ۱۷۰ کشور بررسی کرده، این مکانیزم‌های نظری را تأیید کرده و نشان می‌دهد که فراوانی منابع چگونه بر ساختار اقتصادی کشورها در سطوح مختلف توسعه اثر می‌گذارد. این نتایج، پشتوانه‌ای تجربی برای این درک نظری فراهم می‌کنند که توسعه مالی می‌تواند با تخصیص بهینه رانت منابع، نفرین منابع را به نعمتی اقتصادی تبدیل کند. در این راستا، اردوغان و همکاران[2] (۲۰۲۰) بیان کردند که منابع طبیعی در سطوح پایین توسعه مالی به رشد آسیب می‌زنند. سان و کای[3] (۲۰۲۰) نیز دریافتند که نفرین منابع

---

[1]. Jalili et al. (2019)
[2]. Erdogan et al. (2020)
[3]. Sun and Cai (2020)

در سطوح پایین‌تر توسعه مالی ظاهر می‌شود. رانگوی و خیایینگ[1] (۲۰۲۰) استدلال کردند که توسعه مالی از طریق کاهش نوسانات اقتصادی، تقویت سرمایه انسانی و نوآوری، نفرین منابع را کاهش می‌دهد. مطالعات رستمف و آدااوغلو[2] (۲۰۱۸) و آدامز و همکاران[3] (۲۰۱۹) نیز فرضیه نفرین منابع مالی را تأیید کرده‌اند. مهرآرا و رضایی[4] (۲۰۱۵) نیز دریافتند که اگرچه درآمدهای نفتی تا سطح مشخصی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارند، اما این رابطه زمانی که رشد درآمدهای نفتی از حدود ۲۲ درصد فراتر می‌رود، معکوس می‌شود.

۲-۱- پیشینه پژوهش

مطالعات تجربی متعددی در سال‌های اخیر به بررسی رابطه بین رانت نفتی و رشد اقتصادی پرداخته‌اند که نتایج آنها دیدگاه‌های متفاوت و گاه متناقضی ارائه می‌دهد. در تحقیقات اخیر، سمامبت (۲۰۲۴) با استفاده از مدل ARDL و آزمون علیت تودا-یاماموتو در اقتصاد قزاقستان طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۲ نشان داد که رانت نفتی تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد و فرضیه نفرین منابع را رد می‌کند؛ به این معنا که درآمدهای حاصل از منابع طبیعی به‌عنوان محرک رشد اقتصادی پایدار عمل می‌کنند. همچنین، کالبی‌یف و سیف‌العلی[5] (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای مشابه بر جمهوری آذربایجان، رابطه مثبت بلندمدتی بین هزینه‌های دولتی (که عمدتاً از درآمدهای نفتی تأمین می‌شود) و تولید ناخالص داخلی غیر نفتی را تأیید کردند، هرچند اقتصاد این کشور با نوسانات قیمتی نفت مواجه بوده است. مطالعات دیگر نیز نتایج مشابهی را در کشورهای مختلف گزارش کرده‌اند. آدابور (۲۰۲۳) با به‌کارگیری روش رگرسیون ARDL اثرات توسعه مالی بر رانت منابع گاز را بررسی کرده و دریافت که توسعه مالی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رانت گاز دارد؛ به این معنا که توسعه مالی منجر به افزایش استخراج گاز می‌شود. در مطالعه‌ای دیگر، آدابور و همکاران (۲۰۲۲) رابطه علی بین درآمد منابع نفتی و رشد اقتصادی غنا را در بازه زمانی ۲۰۱۱ تا ۲۰۲۰ مورد بررسی قرار دادند. این مطالعه از چهار استراتژی برآورد مختلف شامل مدل خودرگرسیون با وقفه‌های

---

[1]. Rongwei and Xiaoying (2020)
[2]. Rustamov and Adaoglu (2018)
[3]. Adams et al. (2019)
[4]. Mehrara and Rezaei (2015)
[5]. Kalbiyev and Seyfullali (2024)

توزیعی (ARDL)، آزمون تودا-یاماموتو، مدل غیر خطی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی و علیت گرنجر غیر خطی استفاده کرد. یافته‌های اصلی نشان داد که افزایش یک درصدی در درآمد منابع نفتی موجب افزایش ۰/۸۴ درصدی رشد اقتصادی غنا در بلندمدت می‌شود، اما تأثیر مثبت و معنادار درآمد نفتی بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت برای دوره مورد مطالعه بی‌تأثیر بود. از سوی دیگر، شاه و همکاران[1] (۲۰۲۲) نقش منابع طبیعی در رشد اقتصادی پاکستان را در دوره زمانی ۱۹۷۵ تا ۲۰۲۰ کمی‌سازی کردند. یافته‌های حاصل از روش حداقل مربعات قوی (RLS) نشان داد که رانت‌های زغال‌سنگ، مصرف انرژی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) و رانت‌های نفتی به رشد اقتصادی پاکستان کمک می‌کنند، در حالی که مصرف منابع انرژی تجدیدپذیر و ارزش افزوده صنعتی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارند.

در نیجریه، اوکویه و همکاران[2] (۲۰۲۲) رابطه بین رانت نفتی و رشد اقتصادی را در بازه زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹ بررسی کردند. این مطالعه نشان داد که رانت‌های نفتی به طور قابل توجهی رشد اقتصادی را با افزایش فعالیت‌های اقتصادی کشور در دوره مورد بررسی تقویت می‌کنند. دنبرا[3] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر اقتصادی تولید نفت و گاز بر اقتصاد غنا با استفاده از تحلیل رگرسیون خطی ساده پرداخته است. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که درآمد حاصل از رانت‌های نفتی تأثیر مثبتی بر رشد تولید ناخالص داخلی (GDP) دارد و بنابراین تأثیرگذار بر اقتصاد غنا است، زیرا این درآمدها به‌عنوان افزایشی خالص به ذخایر سرمایه‌ای کشور محسوب می‌شوند. در عربستان سعودی، حق[4] (۲۰۲۲) با استفاده از مدل ARDL رابطه مثبت و معناداری بین رانت نفتی و رشد اقتصادی یافت و همچنین مشاهده کرد که اقتصاد این کشور نسبت به شوک‌های مثبت رانت نفتی واکنش بیشتری نسبت به شوک‌های منفی نشان می‌دهد که بیانگر تاب‌آوری بالای اقتصادی است. العبری و همکاران (۲۰۱۹) نیز در عمان دریافتند که تولید ناخالص داخلی غیر نفتی به‌طور نزدیکی از نوسانات درآمدهای نفتی و مخارج دولتی پیروی می‌کند که نشان می‌دهد ثروت نفتی منابع مالی لازم برای توسعه بخش غیر نفتی را فراهم می‌کند. تحلیل ایمر[5] (۲۰۱۸) از اقتصادهای

---

1. Shah et al. (2022)
2. Okoye et al. (2022)
3. Denbrah (2021)
4. Haque (2022)
5. Aimer (2018)

عضو اوپک در بازه زمانی ۲۰۱۵–۱۹۹۷ نشان داد که یک درصد افزایش در رانت نفتی با افزایش ۰/۴۶ درصدی در رشد اقتصادی همراه بوده است.

در همین راستا، مطالعات تجربی متعددی وجود رابطه مثبت بین رانت‌های نفتی و رشد اقتصادی در ایران را تأیید کرده‌اند. دانش جعفری و همکاران[1] (۲۰۲۱) با بررسی داده‌های پانلی کشورهای صادرکننده نفت طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۵ نشان دادند که درآمدهای نفتی تأثیر مثبت و معناداری بر تولید ناخالص داخلی سرانه و نقدینگی دارد، در حالی که بر نرخ ارز واقعی تأثیر منفی و معنادار و بر نرخ تورم تأثیر معناداری ندارد. همچنین عرب و همکاران[2] (۲۰۲۱) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، نشان دادند که توسعه مالی و ثبات مالی اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی ایران در دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۷ دارند. سایر عوامل مانند سرمایه‌گذاری، آموزش و آزادسازی تجاری نیز تأثیر مثبت داشته‌اند، در حالی که تورم، مخارج دولت و جمعیت فعال اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته‌اند. مهرآرا و رضایی (۲۰۱۵) نشان دادند که نسبت درآمد نفتی به تولید ناخالص داخلی مهم‌ترین عامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی است. درآمدهای نفتی علاوه بر تأمین منابع مصرفی، امکان سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها را فراهم می‌کنند و با افزایش پس‌انداز، به انباشت سرمایه کمک می‌نمایند. با این حال، طبق فرضیه نفرین منابع، این درآمدها در صورت همراهی با رانت‌جویی می‌توانند در بلندمدت مانع رشد اقتصادی شوند.

با این وجود، در مقابل این دیدگاه‌ها، مجموعه‌ای از مطالعات تأثیرات منفی رانت نفتی بر رشد بخش‌های غیر نفتی و تأیید فرضیه نفرین منابع را برجسته کرده‌اند. خداپرست و فاضلی[3] (۲۰۲۳) با طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نئوکینزی، اثرات تکانه‌های ارتقای بهره‌وری تجهیزات نفتی ساخت داخل و قیمت منفی نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران را در دوره ۱۳۹۶–۱۳۵۲ بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تکانه بهره‌وری تولید، صادرات نفت، اشتغال و سرمایه‌گذاری را افزایش و تورم و تولید غیر نفتی را کاهش می‌دهد. تکانه منفی قیمت نفت تولید و صادرات نفت را بالا می‌برد، اما تولید غیر نفتی، مصرف، سرمایه‌گذاری، درآمد نفتی

---

[1]. Danesh Jafari et al. (2021)
[2]. Arab et al. (2021)
[3]. Khodaparast and Fazeli (2023)

و مخارج دولت را کاهش می‌دهد. محمدی و صادقی[1] (۲۰۲۲) با بررسی داده‌های ۲۰ کشور در حال توسعه طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۵ نشان دادند که درآمد منابع طبیعی اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی دارد. در مالزی، بادیب و همکاران[2] (۲۰۲۱) با استفاده از روش NARDL رابطه بین رانت نفتی و تولید ناخالص داخلی را از منظر نفرین منابع بررسی کردند. نتایج نشان داد که رانت‌های نفتی تأثیر نامتقارنی بر تمام بخش‌های اقتصادی دارند، اما بخش صنعت تأییدکننده وجود پدیده نفرین نفتی است و نشان می‌دهد که رانت‌های نفتی تأثیری منفی بر اقتصاد دارند. در پژوهش دیگری، فینهاش و همکاران[3] (۲۰۱۹) رابطه بین انرژی و رشد را از منظر رانت‌های نفتی بررسی کردند. این مطالعه بیان می‌کند که تولید و قیمت نفت از مؤلفه‌های مؤثر در توسعه اقتصادی هستند، در حالی که رانت‌های نفتی علت اصلی بروز پدیده نفرین منابع بوده و با تولید ناخالص داخلی کشور رابطه منفی دارند. همچنین، حسن و همکاران[4] (۲۰۱۹) در بررسی ۴۷ کشور صادرکننده نفت طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۰ دریافتند که درآمد نفتی به بهبود رشد اقتصادی منجر نمی‌شود و نفرین منابع در این کشورها مشاهده می‌شود.

کیفیت نهادی به عنوان عاملی کلیدی در تعدیل این رابطه مورد توجه بوده است؛ موتامنی[5] (۲۰۲۱) نشان داد که در کشورهایی با نهادهای ضعیف، رانت نفتی اثر منفی قابل توجهی بر رشد اقتصادی دارد و افزایش درآمدهای نفتی انگیزه فعالیت‌های رانت‌جویانه را افزایش می‌دهد. علاوه بر این، در کشورهای شورای همکاری خلیج فارس، مطالعاتی مانند سعید و التاعی[6] (۲۰۱۷) و الهداد[7] (۲۰۱۶) نشان داده‌اند که منابع طبیعی رابطه منفی معناداری با جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد و این اثر بازدارنده با کنترل سایر عوامل همچنان پابرجاست؛ این موضوع یکی از کانال‌هایی است که از طریق آن رانت نفتی می‌تواند توسعه بخش غیر نفتی را تضعیف کند. توفیقی و یحیوی رازلیقی[8] (۱۳۹۵) با تمرکز بر پدیده رانت جویی، رابطه میان رانت نفت و کیفیت نهادها را در دوره

---

1. Mohammadi and Sadeghi (2022)
2. Badib et al. (2021)
3. Finhash et al. (2019)
4. Hassan et al. (2019)
5. Motameni (2021)
6. Saeed and Altaee (2017)
7. Elheddad (2016)
8. Tofighi and Yahyawi Razlighi (2016)

۱۹۹۶ تا ۲۰۱۱ بررسی کرده‌اند. نتیجه نشان می‌دهد که رانت نفت در سطوح پایین کیفیت نهادها را تقویت می‌کند، اما با عبور از آستانه، رانت‌جویی افزایش یافته و کیفیت نهادها تضعیف می‌شود.

در این راستا، پژوهش‌هایی که به بررسی رابطه بین رانت‌های نفتی و رشد اقتصادی در ایران پرداخته‌اند، شواهد معناداری را در حمایت از فرضیه «نفرین منابع» ارائه داده‌اند. صدیقی (۲۰۲۴) با استفاده از مدل معادلات ساختاری PLS-SEM، نقش انواع رانت را در رشد اقتصادی کشورهای منطقه MENA بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد رانت منابع طبیعی و رانت مقرراتی اثر منفی بر توسعه مالی و رشد اقتصادی دارند، در حالی که رانت نیروی کار و ژئوپلیتیکی تأثیری ندارند. همچنین، توسعه مالی و جهانی شدن نقش مهمی در ارتقاء رشد اقتصادی این کشورها ایفا می‌کنند. پژوهش فتاح[1] (۲۰۱۷) نشان می‌دهد که منابع طبیعی در بلندمدت مانع رشد اقتصادی در ایران هستند و شواهد روشنی از هم‌انباشتگی بین این متغیرها وجود دارد. ظهور پدیده بیماری هلندی در اقتصاد ایران، بعد دیگری از نفرین منابع را نشان می‌دهد. صفدری و مطیعی[2] (۲۰۱۱) نشان دادند که تأثیر صادرات نفتی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی منفی است. به این معنا که بر اساس پدیده بیماری هلندی، افزایش درآمدهای نفتی منجر به کاهش فعالیت‌ها در بخش‌های سنتی و کشاورزی می‌شود.

همچنین، پژوهش‌ها، آثار آستانه‌ای مهمی را آشکار کرده‌اند که تعیین می‌کند آیا رانت‌های نفتی به رشد اقتصادی کمک می‌کند یا به آن آسیب می‌زند. حسنوف و همکاران[3] (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای نقش توسعه مالی را در تأثیر رانت نفتی بر توسعه بخش غیر نفتی در سه کشور صادرکننده نفت عضو اتحادیه کشورهای مستقل مشترک‌المنافع (CIS) شامل جمهوری آذربایجان، قزاقستان و روسیه طی دوره ۱۹۹۳ تا ۲۰۲۰ بررسی کرده‌اند. این پژوهش با استفاده از رگرسیون آستانه‌ای نشان داد که در آذربایجان و قزاقستان، رانت نفتی تنها زمانی به رشد غیر نفتی منجر می‌شود که سطح توسعه مالی به‌ترتیب از ۹/۶ و ۱۵/۵ درصد فراتر رود. در مقابل، در روسیه رابطه میان رانت نفت و رشد غیر نفتی خطی و مثبت بوده و اثر آستانه‌ای مشاهده نشده است. همچنین، یافته‌ها حاکی از آن است که کیفیت نهادی توسعه غیر نفتی را در آذربایجان تقویت می‌کند، اما این اثر در قزاقستان و روسیه هرچند مثبت است، از نظر آماری معنادار نیست. در راستای تحلیل اثرات آستانه‌ای، درامانی

---

[1]. Fattah (2017)
[2]. Safdari and Motiee (2011)
[3]. Hasanov et al. (2023)

و همکاران[1] (۲۰۲۲) نیز با استفاده از داده‌های تجمیعی و تفکیک‌شده در دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹، اثرات آستانه‌ای وابستگی به منابع طبیعی را بر رشد اقتصادی کشورهای جنوب صحرای آفریقا (SSA) بررسی کردند. نتایج نشان داد زمانی‌که رانت منابع طبیعی کمتر از ۶ درصد تولید ناخالص داخلی باشد، اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی دارد. اما با افزایش آن به بالای ۶ درصد و تا حدود ۱۵ درصد، شدت اثر منفی به‌طور قابل توجهی کاهش می‌یابد. این یافته‌ها نقش تعیین‌کننده میزان رانت منابع در تأثیرگذاری بر رشد اقتصادی را نشان می‌دهد. صداقت کالمرزی و همکاران[2] (۲۰۱۹) با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ آستانه‌ای، تأثیر رانت نفت بر رشد اقتصادی کشورهای اوپک را در دوره ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۷ بررسی کردند. نتایج نشان داد رانت نفت تا زمانی که کمتر از ۳۰/۹ درصد تولید ناخالص داخلی باشد، اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد، اما پس از عبور از این آستانه، تأثیر آن منفی و معنادار می‌شود. مهرآرا و همکاران (۲۰۱۱) نیز دریافتند که اگرچه درآمدهای نفتی تا سطح مشخصی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارند، اما این رابطه زمانی که رشد درآمدهای نفتی از حدود ۲۲ درصد فراتر می‌رود، معکوس می‌شود. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که مدل‌های خطی متعارف که آثار آستانه‌ای را در نظر نمی‌گیرند، می‌توانند گمراه‌کننده باشند؛ چرا که رابطه‌ای همواره مثبت را القا می‌کنند، در حالی که در واقعیت، رونق‌های بیش از حد نفتی به توسعه اقتصادی آسیب می‌زند.

مطالعات پیشین در زمینه رابطه میان رانت نفتی و رشد اقتصادی، نتایجی متنوع و بعضاً متناقض ارائه داده‌اند. این تفاوت‌ها عمدتاً ناشی از تنوع در روش‌شناسی، متغیرهای مورد استفاده، بازه‌های زمانی بررسی‌شده و تفاوت‌های ساختاری میان کشورهاست. بخش قابل توجهی از این پژوهش‌ها رشد اقتصادی کل را مد نظر قرار داده‌اند و کمتر به بررسی دقیق تأثیر رانت نفتی بر رشد بخش غیر نفتی پرداخته‌اند؛ در حالی که رشد غیر نفتی، به‌ویژه در کشورهای وابسته به نفت، شاخصی کلیدی برای ارزیابی پایداری اقتصادی و تنوع‌بخشی به تولید محسوب می‌شود. برخی تحقیقات با استفاده از مدل‌های خطی مانند ARDL و رگرسیون‌های سنتی، به رابطه‌ای مثبت و معنادار میان درآمدهای نفتی و رشد اقتصادی دست یافته‌اند و فرضیه نفرین منابع را رد کرده‌اند (نظیر سمامبت، ۲۰۲۴). اما این مطالعات عمدتاً متغیر رشد را به‌صورت کلان و تجمیعی بررسی کرده و از تفکیک بین بخش‌های

---

[1]. Dramani et al. (2022)
[2]. Sedaghat Kalmerzi et al. (2019)

نفتی و غیر نفتی اقتصاد غفلت کرده‌اند. در مقابل، گروهی دیگر از پژوهش‌ها با بهره‌گیری از روش‌های پیشرفته‌تر همچون مدل‌های غیر خطی، آستانه‌ای و نامتقارن، به وجود اثرات منفی یا پیچیده‌تر رانت نفت بر رشد اقتصادی اشاره داشته‌اند (فینهاش و همکاران، ۲۰۱۹). در این مطالعات، تأکید بیشتری بر ماهیت غیر خطی رابطه مذکور و تأثیر نامتقارن درآمدهای نفتی بر بخش‌های مختلف اقتصادی از جمله بخش غیر نفتی وجود دارد. با این حال، حتی در این دسته از پژوهش‌ها نیز بررسی دقیق و جداگانه‌ی رشد غیر نفتی و نقش عوامل تعدیل‌گر در این رابطه، به‌ویژه در بستر اقتصاد ایران، به‌ندرت دیده می‌شود. تضاد در نتایج این مطالعات را می‌توان به دو چالش اصلی نسبت داد:

چالش روش‌شناختی: استفاده از مدل‌های خطی برای بررسی رابطه‌ای که ماهیتاً غیر خطی، پیچیده و آستانه‌ای است، موجب شده بخش مهمی از واقعیت‌های تجربی نادیده گرفته شود یا نتایج نادقیق حاصل شود.

بی‌توجهی به سازوکارهای تعدیل‌گر: در بسیاری از پژوهش‌ها، متغیرهایی همچون توسعه مالی که می‌توانند نقش کلیدی در جهت‌دهی به اثرات رانت نفت بر رشد، به‌ویژه رشد غیر نفتی، ایفا کنند، در نظر گرفته نشده‌اند یا تحلیل کافی روی آن‌ها انجام نشده است.

در چنین بستری، پژوهش حاضر بر آن است تا با تمرکز خاص بر رشد بخش غیر نفتی اقتصاد ایران، و با بهره‌گیری از رویکرد اقتصادسنجی آستانه‌ای، به بررسی اثرات رانت نفتی، با در نظر گرفتن نقش تعدیل‌گر توسعه مالی بر رشد بخش غیر نفتی بپردازد. این رویکرد نوین نه‌تنها کمک می‌کند تا تصویر دقیق‌تری از پویایی‌های درونی اقتصادهای نفت‌محور ترسیم شود، بلکه می‌تواند خلأهای نظری و تجربی موجود در ادبیات را نیز پوشش دهد. تحلیل غیر خطی و آستانه‌ای، امکان شناسایی سطوحی را فراهم می‌آورد که در آن‌ها رانت نفتی به‌جای تقویت رشد غیر نفتی، ممکن است به مانعی برای آن تبدیل شود. از این رو، یافته‌های این پژوهش می‌تواند مبنایی برای طراحی سیاست‌های بهینه جهت مدیریت منابع نفتی و تقویت بنیان‌های تولید غیر نفتی در اقتصاد ایران فراهم سازد.

۳- روش‌شناسی پژوهش

در مدل رشد سولو، از یک تابع تولید ساده از نوع کاب داگلاس برای توضیح رشد اقتصادی

بلندمدت استفاده می‌شود. مبنای اساسی مدل رشد مورد استفاده در این پژوهش، این مدل توضیحی ساده است. بنابراین، نقطه شروع تبیین یک مدل بهبودیافته، تابع تولید استاندارد کاب-داگلاس است (منکیو و همکاران[1]، ۱۹۹۲).

$$Y(t) = A(t)K(t)^{\alpha}L(t)^{\beta} \qquad (۱)$$

در اینجا، Y نشان‌دهنده تولید داخلی و t نشان‌دهنده زمان است. همچنین، K، موجودی سرمایه، L، نیروی کار و A، پیشرفت تکنولوژی یا بهره‌وری کل عوامل تولید را نشان می‌دهد. علاوه بر این، α و β به ترتیب نشان‌دهنده سهم سرمایه و نیروی کار هستند. چارچوب استاندارد تولید که در معادله (۱) نشان داده شده است، برای تصریح رشد اقتصادی بلندمدت در اقتصادهای سرشار از منابع طبیعی همچون نفت کافی نیست. بنابراین، اصلاحاتی در این چارچوب در ادبیات پیشین پیشنهاد شده است. به عنوان مثال، اصفهانی و همکاران[2] (۲۰۲۳) یک چارچوب نظری برای اقتصادهای صادرکننده نفت معرفی کرده‌اند که در آن درآمدهای نفتی در معادله تولید بلندمدت گنجانده شده است. مطالعات دیگری همچون آپرگیس و پاین[3] (۲۰۱۴) و حمدی و سبیا[4] (۲۰۱۳) نیز به اهمیت شاخص‌های مرتبط با بخش منابع طبیعی همچون نفت در رشد اقتصادی اشاره کرده‌اند. بنابراین، علاوه بر سرمایه، نیروی کار و پیشرفت فناوری، منابع طبیعی نیز از عوامل اصلی رشد اقتصادی محسوب می‌شود. معادله (۱) برای اقتصادهای نفت‌خیز را می‌توان با گنجاندن عوامل مرتبط با بخش نفت گسترش داد. علاوه بر این، همان‌طور که در قسمت ادبیات موضوع تبیین شد، توسعه مالی یکی از مهم‌ترین عواملی است که بر رشد اقتصادی بلندمدت اثرگذار است (حسنوف و همکاران، ۲۰۲۳). بنابراین، با فرض این که رانت نفت و توسعه مالی از طریق A بر تولید اثر می‌گذارد، می‌توان معادله (۱) را به‌صورت معادله (۲) بازنویسی نمود. شایان ذکر است که مدل نظری مورد استفاده در مطالعه حاضر را می‌توان الگوی بهبودیافته و تعدیل‌شده‌ای از مدل رشد سولو در نظر گرفت که بر اساس مطالعات پیشین همچون حسنوف و همکاران (۲۰۲۳) و اصفهانی و همکاران (۲۰۱۳) اصلاحاتی شامل افزودن شاخص‌های مرتبط با منابع طبیعی (نفت) در آن اعمال شده است.

---

[1]. Mankiw et al. (1992)
[2]. Isfahani et al. (2023)
[3]. Apergis and Payne (2014)
[4]. Hamdi and Sbia (2013)

$$A(t) = \Omega OR(t)^{\gamma} FD(t)^{\delta} \quad (۲)$$

با جایگزین نمودن معادله (۲) در معادله (۱) شکل تقویت‌شده تولید کاب-داگلاس به صورت معادله (۳) پدید می‌آید:

$$Y(t) = \Omega OR(t)^{\gamma} FD(t)^{\delta} K(t)^{\alpha} L(t)^{\beta} \quad (۳)$$

در اینجا، Ω بخش ثابت و مستقل از زمان است.

این معادله را می‌توان با یک تبدیل لگاریتمی طبیعی و افزودن جمله خطا، به شکل رابطه (۴) نوشت:

$$ln[Y(t)] = \varphi + \gamma[lnOR(t)] + \delta[lnFD(t)] + \alpha[lnK(t)] + \beta[lnL(t)] + \varepsilon(t) \quad (۴)$$

که در آن، $\varphi = \ln(\Omega)$ است. با توجه به مدل نظری معرفی‌شده در معادله (۴)، انتظار می‌رود که رانت نفت و توسعه مالی از طریق بهره‌وری کل عوامل تولید بر رشد اقتصادی اثرگذار باشند. سازوکار علی اثرگذاری رانت نفت و توسعه مالی بر بهره‌وری کل عوامل تولید را می‌توان به این صورت توضیح داد که از یک‌سو، رانت نفت از طریق تأمین منابع مالی قابل‌توجه، می‌تواند ظرفیت دولت را برای سرمایه‌گذاری در بخش‌هایی همچون زیرساخت‌ها، آموزش، بهداشت و فناوری افزایش دهد؛ حوزه‌هایی که نقش مؤثری در ارتقاء بهره‌وری کل عوامل ایفا می‌کنند. به‌عبارت دیگر، تخصیص بهینه رانت‌های نفتی به حوزه‌های مولد، می‌تواند منجر به بهبود محیط تولید، ارتقاء سرمایه انسانی و پیشرفت فناورانه شده و از این طریق، TFP را افزایش دهد. با این حال، در شرایطی که سازوکارهای تخصیص و استفاده از این درآمدها ناکارآ باشند، رانت نفت ممکن است به کاهش بهره‌وری منجر شود؛ چرا که وابستگی به درآمدهای نفتی می‌تواند انگیزه‌های لازم برای نوآوری، کارایی و به‌کارگیری فناوری‌های جدید را کاهش داده و موجب تخصیص ناکارای منابع شود. از این رو، تأثیر رانت نفت بر بهره‌وری کل عوامل تولید ممکن است غیر خطی و وابسته به شرایط ساختاری اقتصاد باشد. از سوی دیگر، توسعه مالی از طریق ارتقاء عملکرد بازارهای مالی، تسهیل جریان اطلاعات، کاهش هزینه‌های مبادله، و افزایش دسترسی بنگاه‌ها به منابع مالی، زمینه را برای افزایش کارایی سرمایه‌گذاری، بهبود تخصیص منابع، و ارتقاء سطح فناوری فراهم می‌سازد. به‌ویژه در اقتصادهای وابسته به منابع طبیعی، توسعه مالی می‌تواند با جهت‌دهی صحیح منابع حاصل از رانت

نفت به سمت فعالیت‌های تولیدی، نقش مهمی در تبدیل این درآمدها به ظرفیت‌های رشد ایفا کند. به این ترتیب، توسعه مالی نه‌تنها به‌طور مستقیم به ارتقاء TFP کمک می‌کند، بلکه می‌تواند اثر رانت نفت را نیز از طریق کانال بهره‌وری، تعدیل نماید. بر این اساس، انتظار می‌رود اثرگذاری رانت نفت بر رشد اقتصادی از طریق بهره‌وری، وابسته به سطح توسعه‌یافتگی مالی کشور باشد؛ به‌گونه‌ای که در سطوح پایین توسعه مالی، ممکن است اثر منفی یا ضعیف‌تری بر TFP و رشد داشته باشد، در حالی که در سطوح بالاتر، این اثر می‌تواند تقویت شود. این منطق، مبنای نظری استفاده از چارچوب رگرسیون آستانه‌ای در پژوهش حاضر است.

در انتها، با توجه به مدل نظری معرفی‌شده و متغیرهای اصلی انتخاب شده، لازم است توضیح داده شود که چرا متغیرهای کنترل محدود به سرمایه و نیروی کار شده‌اند. در چارچوب نظری این پژوهش، از تابع تولید نئوکلاسیک سولو استفاده شده است که در آن، سرمایه فیزیکی و نیروی کار به‌عنوان متغیرهای اساسی در تبیین رشد اقتصادی در نظر گرفته می‌شوند. این انتخاب نه‌تنها به لحاظ نظری مطابق با بنیان‌های مدل رشد سولو است، بلکه در بسیاری از مطالعات تجربی مشابه نیز به‌عنوان متغیرهای کنترلی اصلی به کار رفته‌اند (منکیو و همکاران، ۱۹۹۲: ۱۷؛ مهرآرا و رضایی، ۲۰۱۵: ۶). دلیل عدم گنجاندن این متغیرها در مدل حاضر، تمرکز مدل بر اثرات آستانه‌ای بین رانت نفت و توسعه مالی بر رشد غیر نفتی است، که مستلزم پرهیز از پیچیدگی بیش از حد مدل و اجتناب از پدیده چندهمخطی است که با افزایش متغیرهای ساختاری در مدل، احتمال وقوع آن بالا می‌رود. در این راستا، تنها متغیرهایی در مدل لحاظ شده‌اند که مستقیماً درون تابع تولید استاندارد قرار می‌گیرند یا در چارچوب نظری مدل به عنوان عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل تعریف شده‌اند.

۳-۱- روش رگرسیون آستانه‌ای

مدل رگرسیون آستانه‌ای هانسن، که توسط بروس هانسن[1] در اواخر دهه ۱۹۹۰ توسعه یافت، یک پیشرفت مهم در مدل‌سازی اقتصادسنجی به شمار می‌رود، زیرا امکان بررسی روابط غیر خطی در تحلیل رگرسیونی را فراهم می‌کند. ایده اصلی این مدل آن است که رابطه بین متغیرها ممکن است در کل مشاهدات ثابت نباشد، بلکه زمانی که مقدار یک متغیر به یک آستانه خاص برسد، این

[1]. Bruce Hansen

رابطه تغییر می‌کند. این موضوع منجر به شکل‌گیری رژیم‌های متمایزی می‌شود که در هر یک از آن‌ها ضرایب رگرسیونی متفاوتی اعمال می‌شود. فرم کلی این مدل، به صورت معادله (۵) است:

$$y_{it} = \beta_j^{(1)} x_{it} I(q_{it} \leq \gamma_1) + \beta_j^{(2)} x_{it} I(q_{it} > \gamma_1) + e_{it} \qquad (۵)$$

که در آن، y_{it} متغیر وابسته، x_{it}ها متغیرهای مستقل و q_{it} متغیر آستانه‌ای است. در اینجا، تابع I بدین صورت تعریف می‌شود که اگر شرط داخل پرانتز برقرار باشد I برابر یک و در غیر این صورت، برابر صفر است.

شایان ذکر است که در روش رگرسیون آستانه‌ای سری زمانی، برای اطمینان از اعتبار نتایج، بررسی ریشه واحد متغیرها ضروری است. بعد از اطمینان از عدم وجود ریشه واحد و تفاضل‌گیری از متغیرهای دارای ریشه واحد، آزمون غیر خطی بودن مدل انجام می‌گیرد. آشکار است که روش رگرسیون آستانه‌ای یکی از روش‌های غیر خطی تحلیل رگرسیونی به شمار می‌رود و بنابراین، برای اطمینان از صحت برآورد، باید آزمون غیر خطی بودن مدل نیز صورت بپذیرد. این آزمون به صورت آزمون برابری ضریب متغیر مورد نظر در شرایط کمتر و بیشتر از حد معین‌شده متغیر آستانه‌ای است. فرضیه صفر این آزمون برابری دو ضریب و در نتیجه خطی بودن مدل است.

۳-۲- داده‌ها و تصریح مدل

در این مطالعه، با هدف بررسی اثر رانت نفتی بر نرخ رشد واقعی تولید ناخالص داخلی بدون نفت در ایران، از داده‌های سالانه طی بازه زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۳ استفاده شده است. چارچوب تحلیلی پژوهش مبتنی بر مدل رگرسیون آستانه‌ای است که امکان بررسی روابط غیر خطی و رژیم‌محور میان متغیرها را فراهم می‌سازد. متغیر وابسته در این تحقیق، نرخ رشد واقعی تولید ناخالص داخلی بدون نفت برای ایران است که به عنوان شاخصی از عملکرد بخش‌های مولد و غیر نفتی در اقتصاد کشور در نظر گرفته شده است. این متغیر نشان‌دهنده پویایی‌های رشد اقتصادی مستقل از نوسانات درآمدهای نفتی است و تمرکز بر آن، امکان بررسی دقیق‌تر اثر رانت نفت را فراهم می‌کند. رشد اقتصادی بخش غیر نفتی در این مطالعه، با حذف صادرات نفتی از تولید ناخالص داخلی کل و سپس محاسبه نرخ رشد سالانه بر اساس تغییرات درصدی سالانه تولید بخش غیر نفتی به دست آمده است. در میان متغیرهای توضیحی، موجودی سرمایه و نیروی کار به عنوان عوامل سنتی تولید از مدل رشد

سولو وارد مدل شده‌اند. متغیر سرمایه بر اساس درصد تغییر تشکیل سرمایه ثابت ناخالص واقعی و نیروی کار نیز بر اساس درصد رشد تعداد افراد فعال ۱۵ ساله و بالاتر نسبت به دوره قبل محاسبه شده است. همچنین، رانت نفتی به عنوان متغیری کلیدی و نماینده‌ی وابستگی اقتصادی به منابع طبیعی، در مدل منظور شده است. رانت نفت به‌عنوان تفاوت بین ارزش تولید نفت خالص و هزینه تولید آن تعریف شده است که به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌شود.

علاوه بر این، در راستای بررسی اثرات غیر خطی رانت نفت بر رشد اقتصادی غیر نفتی، شاخص توسعه مالی به عنوان متغیر آستانه‌ای وارد مدل شده است. فرض بر این است که سطح توسعه مالی می تواند نحوه تأثیرگذاری رانت نفت بر رشد اقتصادی را تغییر دهد و در سطوح مختلف توسعه مالی، رابطه میان این دو متغیر ممکن است متفاوت باشد. در این مطالعه، سه شاخص توسعه مالی به عنوان متغیرهای آستانه‌ای در نظر گرفته شده‌اند. شاخص اول، نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی است که میزان دسترسی به اعتبار در یک کشور را نسبت به اندازه کل اقتصاد نشان می‌دهد. شاخص دوم، نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی است که در بسیاری از مطالعات، به عنوان تعمیق مالی در نظر گرفته شده است و شاخص سوم، نسبت اعتبارات مالی مهیا شده توسط بخش بانکی به تولید ناخالص داخلی است. افزون بر این، یک شاخص ترکیبی توسعه مالی با بهره‌گیری از روش مؤلفه‌های اصلی (PCA) استخراج شده است. این رویکرد، امکان تحلیل دقیق‌تر و معتبرتری از تعامل میان رانت نفتی، توسعه مالی و رشد اقتصادی غیر نفتی در ایران را فراهم می‌سازد. در ادامه، به منظور دستیابی به دیدگاه دقیق‌تر و جامع‌تر نسبت به متغیرهای تحقیق، تجزیه و تحلیل آماری توصیفی انجام شده است که نتایج آن در جدول (۱) ارائه شده است. بررسی آمار توصیفی متغیرها یکی از گام‌های ضروری در تحلیل داده‌هاست، زیرا با ارائه شاخص‌هایی مانند میانگین، انحراف معیار، و دامنه تغییرات، تصویری اولیه از رفتار و ویژگی‌های آماری متغیرها ارائه می‌دهد. این اطلاعات به پژوهشگر کمک می کند تا از وجود ناهنجاری‌ها، پراکندگی‌های بالا یا داده‌های پرت آگاه شده و پیش‌زمینه مناسبی برای انتخاب روش‌های تحلیلی مناسب فراهم شود. در این پژوهش، آمار توصیفی متغیرهای لگاریتمی نشان می‌دهد که میانگین‌ها در محدوده منطقی قرار دارند، انحراف معیارها نسبت به میانگین‌ها پایین است (نشان‌دهنده پراکندگی کم)، و مقادیر حداقلی و حداکثری در تمام متغیرها فاقد داده‌های پرت یا غیر عادی هستند. این نتایج نشان‌دهنده کیفیت

مناسب داده‌ها برای تحلیل‌های آماری است.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرها

متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
LnY	۰/۳۵	۰/۱۱	۰/۰۹۵	۰/۴۹
LnOR	۲/۹۹	۰/۳۰	۲/۳۹	۳/۴۵
LnK	۲۵/۳۵	۰/۲۸	۲۴/۸۴	۲۵/۸۵
LnL	۱۶/۹۹	۰/۱۷	۱۶/۶۱	۱۷/۱۹
LnFD1	۳/۷۴	۰/۴۸	۲/۷۲	۴/۴۱
LnFD2	۳/۹۹	۰/۳۴	۳/۵۶	۴/۵۱
LnFD3	۳/۹۸	۰/۲۸	۳/۶۰	۴/۴۳

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به متغیرهای تحقیق، مدل مورد بررسی در این پژوهش به صورت رابطه (۶) خواهد بود:

$$lnY_t = \alpha_1 + \beta_1^{(1)} lnor_t I(lnFD_t \leq \gamma_1) + \beta_1^{(2)} lnor_t I(lnFD_t > \gamma_1) + \beta_2 lnK_t + \beta_3 lnL_t + \varepsilon_t \quad (۶)$$

که در آن، lnY_t لگاریتم نرخ رشد واقعی بدون نفت، $lnor_t$ لگاریتم درآمد نفتی، $lnFD_t$ لگاریتم شاخص توسعه مالی و lnK_t و lnL_t به ترتیب لگاریتم سرمایه و نیروی کار است. مدل معرفی شده در معادله (۶) بدان معنی است که در شرایطی که lnFD کوچکتر از γ_1 باشد، ضریب تأثیر رانت نفت بر رشد اقتصادی برابر $\beta_1^{(1)}$ است و در شرایطی که lnFD بزرگ‌تر از γ_1 باشد، ضریب تأثیر رانت نفت بر رشد اقتصادی برابر $\beta_1^{(2)}$ خواهد بود. در صورتی که این دو ضریب با یکدیگر متفاوت باشند، بدین معنی است که رابطه بین رانت نفت و رشد اقتصادی نامتقارن بوده و تحت تأثیر مقدار توسعه مالی قرار دارد.

٤- نتایج و برآورد مدل

٤-١- آزمون ریشه واحد

در روش رگرسیون آستانه‌ای سری زمانی، بررسی ایستایی متغیرها از اهمیت بالایی برخوردار است، چرا که وجود ریشه واحد در متغیرها می‌تواند منجر به نتایج نادرست، روابط کاذب و

استنباط‌های گمراه‌کننده شود. به همین دلیل، پیش از برآورد مدل، لازم است آزمون‌های ریشه واحد برای تعیین مرتبه ایستایی متغیرها انجام شود. این گام پیش‌نیاز ضروری برای اطمینان از اعتبار آماری مدل آستانه‌ای و معناداری روابط تخمینی میان متغیرها محسوب می‌شود. برای این منظور، از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF[1]) استفاده شده که نتایج آن در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲: نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد

متغیر	آماره آزمون دیکی فولر	مقدار بحرانی ۱٪	مقدار بحرانی ۵٪	مقدار بحرانی ۱۰٪	مقدار احتمال مک کینون
LnY_IR	-۲/۲۴۲	-۳/۷۳۶	-۲/۹۹۴	-۲/۶۲۸	۰/۱۹۱۴
LnOR_IR	-۱/۷۵	-۳/۷۳۶	-۲/۹۹۴	-۲/۶۲۸	۰/۴۰۵۶
LnK_IR	-۱/۷۲۱	-۳/۷۳۶	-۲/۹۹۴	-۲/۶۲۸	۰/۴۲۰۴
LnL_IR	-۲/۸۷۴	-۳/۷۳۶	-۲/۹۹۴	-۲/۶۲۸	۰/۰۴۸۵
LnFD1_IR	-۱/۹۴۵	-۳/۷۳۶	-۲/۹۹۴	-۲/۶۲۸	۰/۳۱۱۳
LnFD2_IR	۰/۰۴۷	-۳/۷۳۶	-۲/۹۹۴	-۲/۶۲۸	۰/۹۶۲۳
LnFD3_IR	-۰/۰۹	-۳/۷۳۶	-۲/۹۹۴	-۲/۶۲۸	۰/۹۵۰۴
LnFD_IR	-۱/۹۳۳	-۳/۷۳۶	-۲/۹۹۴	-۲/۶۲۸	۰/۳۱۶۸

مأخذ: نتایج تحقیق

بر اساس نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته که در جدول (۲) گزارش شده است، تنها متغیر LnL_IR در سطح اطمینان ۱۰ درصد پایا است؛ چراکه مقدار آماره آزمون آن از مقدار بحرانی در این سطح کوچک‌تر است. در مقابل، سایر متغیرها به‌دلیل بزرگ‌تر بودن مقدار آماره آزمون نسبت به مقادیر بحرانی در سطوح مختلف اطمینان در سطح خود (سطح مقادیر) ناپایا هستند. با این حال، بررسی نتایج آزمون پس از یک بار تفاضل‌گیری نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای ناپایا در تفاضل مرتبه اول، پایا می‌شوند.

٤-۲- نتایج تخمین مدل

در این بخش، نتایج حاصل از برآورد مدل‌های رگرسیون آستانه‌ای برای شاخص‌های نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی از تولید ناخالص داخلی، نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی، نسبت اعتبارات مالی مهیا شده توسط بخش بانکی به تولید ناخالص داخلی و شاخص ترکیبی

[1]. Augmented Dickey-Fuller

توسعه مالی با بهره‌گیری از روش مؤلفه‌های اصلی ارائه شده است. با استفاده از روش رگرسیون آستانه‌ای، نقاط آستانه بهینه برای هر شاخص شناسایی و نمونه آماری به دو رژیم متمایز تقسیم شد. سپس اثرگذاری متغیرهای اصلی مدل، از جمله سرمایه، نیروی کار و رانت نفتی، در هر رژیم به‌صورت جداگانه بررسی شد تا تفاوت رفتار این متغیرها در سطوح مختلف توسعه مالی و نقدینگی مشخص شود. در ادامه، نتایج این تخمین‌ها و تحلیل‌های مربوط به آن‌ها ارائه می‌شود.

در مدل نخست، که نتایج آن در جدول (۳) ارائه شده است، مدل رگرسیون آستانه‌ای با در نظر گرفتن درصد اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی از تولید ناخالص داخلی، به عنوان شاخص توسعه مالی برآورد شده است. نتایج تخمین، یک آستانه بهینه در مقدار ۴/۲۲۳۹ شناسایی کرده است. این آستانه نمونه را به دو رژیم تقسیم می‌کند:

رژیم اول: زمانی که $LnFD1_IR \leq$ ۴/۲۲۳۹ (سطح پایین توسعه مالی).

رژیم دوم: زمانی که $LnFD1_IR >$ ۴/۲۲۳۹ (سطح بالای توسعه مالی).

نتایج نشان می‌دهد که در هیچ‌یک از دو رژیم (پایین یا بالای آستانه)، رانت نفتی تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی غیر نفتی ندارد. این نتیجه حاکی از آن است که حتی در شرایطی که سطح اعتبارات بانکی به بخش خصوصی نسبتاً بالاست، این نوع توسعه مالی لزوماً موجب تقویت پیوند بین منابع نفتی و رشد غیر نفتی نمی‌شود. یکی از دلایل اصلی این ناکارآمدی، ساختار نهادی خاص اقتصاد ایران است. حدود ۸۰ درصد از فعالیت‌های اقتصادی کشور در مالکیت یا کنترل نهادهای دولتی و شبه‌دولتی قرار دارد. در نتیجه، اعتبارات بانکی که در ظاهر به «بخش خصوصی» اعطا می‌شود، در عمل به شرکت‌های وابسته به دولت یا پروژه‌های کم‌بازده هدایت می‌شود. افزون بر این، پژوهش «عدالت در اعطای وام» که توسط جعفری و محمودزاده[1] (۲۰۲۴) انجام شده، نشان داده است که مالکیت دولتی در نظام بانکی منجر به ناکارایی‌های گسترده‌ای در تخصیص منابع شده است؛ به‌طور مشخص، این مطالعه حاکی از کاهش ۳۵ درصدی در وام‌های بلندمدت و افزایش ۴۵ درصدی در هزینه تأمین مالی در بانک‌های تحت کنترل دولت است. بنابراین، افزایش کمی در شاخص اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی لزوما بهبود کیفیت تخصیص منابع را به‌دنبال ندارد. به‌عبارت دیگر، پیوند میان رانت، وام و سرمایه‌گذاری مولد در چنین ساختاری شکل نمی‌گیرد و به

[1]. Jafari and Mahmoudzadeh (2024)

همین دلیل، ضریب رانت نفتی در مدل آماری، معنادار نمی‌شود. نتایج این مدل با مطالعه‌ی حسنوف و همکاران (۲۰۲۳) درباره‌ی اقتصاد روسیه نیز هم‌راستاست. در این مطالعه، با استفاده از مدل رگرسیون آستانه‌ای و با در نظر گرفتن توسعه مالی به‌عنوان متغیر آستانه‌ای (با مقدار آستانه‌ای معادل ۴۱/۷ درصد)، نشان دادند که در هر دو رژیم پایین‌تر و بالاتر از آستانه، ضریب رانت نفتی از لحاظ آماری معنادار نیست. به طور دقیق‌تر، ضریب رانت نفتی در رژیم با توسعه مالی کمتر از آستانه معادل ۰/۰۱ و در رژیم بالاتر از آستانه برابر با ۰/۰۰۷- گزارش شده است. این هم‌سویی در نتایج نشان می‌دهد که در اقتصادهایی با سلطه‌ی گسترده بخش عمومی و ضعف در سازوکارهای تخصیص اعتبار، صرف افزایش کمی در شاخص‌های مالی نمی‌تواند پیوند مؤثری میان درآمدهای نفتی و رشد بخش واقعی برقرار کند.

در این میان، متغیرهای سرمایه و نیروی کار در هر دو رژیم تأثیر مثبت و معناداری دارند؛ با این حال، نبود همراهی از سوی متغیر رانت نفتی در هیچ‌یک از سطوح توسعه مالی نشان می‌دهد که این کانال (توسعه مالی بر اساس اعتبارات به بخش خصوصی) در ایجاد ارتباط بین رانت و رشد غیرنفتی، در چارچوب مدل مورد استفاده، کارآ ظاهر نشده است.

جدول ۳: نتایج تخمین مدل (متغیر آستانه: درصد اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی از تولید ناخالص داخلی)

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره z	مقدار احتمال
LnK	۰/۳۲۵۸	۰/۱۱۱۷	۲/۹۲	۰/۰۰۴
LnL	۳/۲۳۷۲	۱/۱۲۰۱	۲/۸۹	۰/۰۰۴
$LnFD1 \leq$۴/۲۲۳۹	۰/۰۷۳۷	۰/۱۳۱۱	۰/۵۶	۰/۵۷۴
LnOR	-۸/۳۳۴۶	۲/۷۷۸۹	-۳/۰۰	۰/۰۰۳
عرض از مبدا				
$LnFD1 >$۴/۲۲۳۹	-۰/۲۴۲۰	۰/۱۵۸۱	-۱/۵۳	۰/۱۲۶
LnOR	-۷/۲۸۷۹	۳/۰۱۰۲	-۲/۴۲	۰/۰۱۵
عرض از مبدا				
مقدار آستانه: ۴/۲۲۳۹= γ				

مأخذ: نتایج تحقیق

در مدل دوم، که نتایج آن در جدول (۴) ارائه شده است، مدل رگرسیون آستانه‌ای با در نظر گرفتن نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی، به عنوان شاخص توسعه مالی برآورد شده است. نتایج تخمین، یک آستانه بهینه در مقدار ۴/۴۲۸۷ شناسایی کرده است. این آستانه نمونه را به دو

رژیم تقسیم می‌کند:

رژیم اول: زمانی که LnFD2_IR ≤ ۴/۴۲۸۷ (سطح پایین توسعه مالی).

رژیم دوم: زمانی که LnFD2_IR > ۴/۴۲۸۷ (سطح بالای توسعه مالی).

بر اساس جدول (۴)، نتایج این مدل هشدار می‌دهد که در شرایط نقدینگی بالا، تزریق منابع نفتی می‌تواند اثر معکوس بر رشد غیر نفتی داشته باشد؛ علت این یافته را می‌توان به نقدینگی بالا و تورم مزمن در ایران نسبت داد. این تورم ساختاری، در کنار جهش نرخ ارز، انگیزه‌ی سرمایه‌گذاری را از فعالیت‌های مولد به سمت دارایی‌های غیر مولد نظیر مسکن، طلا و ارز سوق داده و در عمل، رانت نفتی به جای تقویت بخش واقعی، به تورم و سفته‌بازی دامن زده است. این همان سازوکارِ کلیدی‌ای است که اثر منفی و معنادار رانت نفتی را در رژیم بالا توضیح می‌دهد.

جدول ٤: نتایج تخمین مدل (متغیر آستانه ای: نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی)

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره z	مقدار احتمال
LnK	۰/۴۰۷۶	۰/۰۸۹۰	۴/۴۶	۰/۰۰۰
LnL	۲/۸۰۳۲	۰/۹۳۹۵	۲/۹۸	۰/۰۰۳
$LnFD2 \leq$ ۴/۴۲۸۷				
LnOR	−۰/۰۵۸۶	۰/۱۲۷۴	−۰/۴۶	۰/۶۴۶
عرض از مبدا	−۹/۷۸۴۸	۲/۱۵۵۲	−۴/۵۴	۰/۰۰۰
$LnFD2 >$ ۴/۴۲۸۷				
LnOR	−۰/۲۷۴۳	۰/۱۲۴۹	−۲/۲۰	۰/۰۲۸
عرض از مبدا	−۹/۱۳۵۵	۲/۳۵۴۱	−۳/۳۸	۰/۰۰۰
مقدار آستانه: ۴/۴۲۸۷= γ				

مأخذ: نتایج تحقیق

در مدل سوم، که نتایج آن در جدول (۵) ارائه شده است، مدل رگرسیون آستانه‌ای با در نظر گرفتن نسبت اعتبارات مالی مهیا شده توسط بخش بانکی به تولید ناخالص داخلی، به عنوان شاخص توسعه مالی برآورد شده است. نتایج تخمین، یک آستانه بهینه در مقدار ۴/۴۳۴۰ شناسایی کرده است. این آستانه نمونه را به دو رژیم تقسیم می‌کند:

رژیم اول: زمانی که $LnFD3_IR \leq$ ۴/۴۳۴۰ (سطح پایین توسعه مالی).

رژیم دوم: زمانی که $LnFD3_IR >$ ۴/۴۳۴۰ (سطح بالای توسعه مالی).

در رژیم دوم (بالای آستانه)، یافته‌ها نشان می‌دهد که افزایش رانت نفتی موجب کاهش رشد

غیر نفتی می‌شود. این نتیجه تأیید می‌کند که افزایش کمی اعتبارات بانکی به‌تنهایی، در غیاب جهت‌گیری صحیح، نمی‌تواند رشد را تضمین کند. توضیح این مسئله نیز در ساختار نهادی و مالکیتی نهفته است. به گزارش سایت CEIC[1]، دولت و شرکت‌های وابسته به آن، بزرگ‌ترین دریافت‌کنندگان تسهیلات بانکی هستند. سهم «مطالبات از بخش دولتی» از دارایی بانک‌ها از ۶۵ هزار میلیارد ریال در سال ۱۳۷۶ به بیش از ۲۵۸۳ هزار میلیارد ریال در سال ۱۳۹۷ افزایش یافته است. این کنارزدن بخش خصوصی (crowding-out) باعث تنگنای اعتباری برای تولیدکنندگان خصوصی شده و نسبت مطالبات غیر جاری را تا حدود ۸ درصد در سال ۲۰۲۳ افزایش داده است، که نشانه‌ی ضعف کارایی در تخصیص منابع مالی است. افزون بر این، وجود بانک‌های بزرگ و زیان‌ده، موجب شده است تا بخش قابل توجهی از منابع نفتی صرف تزریق به این بانک‌ها شود، نه برای سرمایه‌گذاری در بخش مولد. بنابراین، همانند مدل دوم، در مدل سوم نیز پیوند میان رانت، اعتبار و رشد واقعی مختل می‌شود و نتیجه، اثر منفی و معنادار رانت نفتی بر رشد اقتصادی غیر نفتی است.

جدول ۵: نتایج تخمین مدل (متغیر آستانه: نسبت اعتبارات مالی مهیا شده توسط بخش بانکی به تولید ناخالص داخلی)

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره z	مقدار احتمال
LnK	۰/۴۵۵۱	۰/۰۹۳۲	۴/۸۸	۰/۰۰۰
LnL	۲/۳۶۶۹	۱/۰۰۳۳	۲/۳۶	۰/۰۱۸
$LnFD3 \leq$ ۴/۴۳۴۰	−۰/۱۰۷۲	۰/۱۳۲۳	−۰/۸۱	۰/۴۱۸
LnOR عرض از مبدا	−۱۰/۹۷۸۱	۲/۲۱۵۸	−۴/۹۵	۰/۰۰۰
$LnFD3 >$ ۴/۴۳۴۰	−۰/۲۵۸۳	۰/۱۲۵۵	−۲/۰۶	۰/۰۴۰
LnOR عرض از مبدا	−۱۰/۵۶۰۵	۲/۳۹۶۶	−۴/۴۱	۰/۰۰۰
مقدار آستانه: $\gamma =$ ۴/۴۳۴۰				

مأخذ: نتایج تحقیق

در مجموع، نتایج مدل‌های دوم و سوم حاکی از وجود یک رابطه‌ی غیر خطی و مشروط میان رانت نفتی و رشد غیر نفتی در ایران است؛ به‌گونه‌ای که در سطوح بالای توسعه‌ی مالی، رانت

[1]. Ceicdata, Iran Banking System: Assets: Claims On Public Sector

نه تنها به رشد منجر نمی‌شود، بلکه آن را تضعیف می‌کند. این یافته‌ها با نتایج مطالعات گذشته هم‌راستا هستند؛ از جمله فتاح[1] (۲۰۱۷) که نشان داد منابع طبیعی در بلندمدت اثر محدودکننده بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک از جمله ایران دارند، و صفدری و مطیعی[2] (۲۰۱۱) که اثر منفی صادرات نفت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران را از منظر بیماری هلندی تحلیل کردند. همچنین، نتایج مطالعه‌ی حسنوف و همکاران (۲۰۲۳) در مورد قزاقستان نیز مشابه است: در شرایط توسعه مالی پایین (کمتر از ۱۵/۵٪)، یک درصد افزایش در رانت نفتی باعث کاهش ۰/۰۱ درصدی در رشد غیر نفتی می‌شود، و این اثر در سطوح بالاتر توسعه مالی، هرچند ضعیف‌تر، همچنان منفی باقی می‌ماند. نتایج مطالعه آنیانوو و همکاران[3] (۲۰۱۸) نیز که بر روی ۲۸ کشور نفت‌خیز از جمله ایران انجام شده، نشان می‌دهد که رابطه بین اعتبارات بانکی و رشد بخش غیر نفتی بسیار ضعیف است. بر اساس برآوردهای این مطالعه، افزایش یک درصدی در اعتبارات بانکی به بخش غیر نفتی تنها باعث کاهش ۰/۰۱ درصدی در تولید ناخالص داخلی سرانه غیر نفتی می‌شود؛ کاهشی که از لحاظ آماری نیز معنادار نیست. این یافته‌ها از نظر جهت اثر (منفی بودن رابطه میان رانت نفتی و رشد غیر نفتی در سطوح بالاتر توسعه مالی) با نتایج مدل‌های دوم و سوم در این مطالعه هم‌راستا هستند. با این حال، شدت تأثیر رانت نفتی در مدل حاضر قابل توجه‌تر است. بر اساس نتایج این مطالعه، افزایش یک درصدی در رانت نفتی به ترتیب موجب کاهش ۰/۲۷۴۳ و ۰/۲۵۸۳ درصدی در رشد اقتصادی غیر نفتی شده است؛ اثری معنادار و قوی‌تر از آنچه در مطالعات پیشین گزارش شده است. به‌طور خلاصه، ایران در چارچوب مدل‌های دوم و سوم، الگوی کلاسیک نفرین منابع را تجربه می‌کند.

در نهایت، مدل چهارم با استفاده از شاخص ترکیبی برآورد شده است که نتایج آن در جدول (۶) ارائه شده است. نتایج تخمین، یک آستانه بهینه در مقدار ۰/۰۳۱۵ شناسایی کرده است. این آستانه نمونه را به دو رژیم تقسیم می‌کند:

رژیم اول: زمانی که $LnFD3_IR \leq$ ۰/۰۳۱۵ (سطح پایین توسعه مالی).

رژیم دوم: زمانی که $LnFD3_IR >$ ۰/۰۳۱۵ (سطح بالای توسعه مالی).

---

[1]. Fattah (2017)
[2]. Safdari and Motiei (2011)
[3]. Anyanwu et al. (2018)

در این مدل، برخلاف سه مدل قبلی، اثر رانت نفتی پس از عبور از آستانه (۰/۰۳۱۵)، مثبت و از نظر آماری معنادار شده است. علت اصلی آن، استفاده از یک شاخص ترکیبی است که احتمالاً همزمان چند بعد از توسعه مالی را پوشش می‌دهد. این یافته بیانگر آن است که وقتی توسعه مالی با کیفیت ساختاری همراه باشد، می‌تواند مسیر مؤثری برای انتقال رانت نفتی به بخش واقعی اقتصاد ایجاد کند. سرمایه و نیروی کار نیز در این مدل نقش معنادار و نسبتاً پرقدرت‌تری دارند، که نشان می‌دهد در حضور زیرساخت مالی مناسب، اثرگذاری این عوامل نیز تقویت می‌شود.

جدول ٦: نتایج تخمین مدل (متغیر آستانه: شاخص ترکیبی)

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره z	مقدار احتمال
LnK	۰/۴۶۸۰	۰/۱۱۷۴	۳/۹۹	۰/۰۰۰
LnL	۳/۸۴۷۳	۰/۹۴۹۳	۴/۰۵	۰/۰۰۰
$LnFD3 \leq$۰/۰۳۱۵	−۰/۱۵۶۱	۰/۱۰۵۲	−۱/۴۸	۰/۱۳۸
LnOR	−۱۱/۲۰۵۱	۳/۰۵۱۱	−۳/۶۷	۰/۰۰۰
عرض از مبدا				
$LnFD3 >$۰/۰۳۱۵	۰/۳۶۸۹	۰/۱۶۰۹	۲/۲۹	۰/۰۲۲
LnOR	−۱۳/۰۸۸۸	۳/۰۷۸۴	−۴/۲۵	۰/۰۰۰
عرض از مبدا				
مقدار آستانه: ۰/۰۳۱۵= γ				

مأخذ: نتایج تحقیق

بر اساس جدول (۷)، بررسی مقادیر شاخص توسعه مالی در سال ۲۰۲۳ نشان می‌دهد که هر سه شاخص منفرد توسعه مالی (اعتبارات بخش خصوصی، نقدینگی و اعتبارات بانکی) از مقدار آستانه‌ای تعیین‌شده در مدل عبور کرده‌اند. با این حال، اثر رانت نفت در مدل‌ها، به‌جز مدل چهارم، همچنان منفی است که نشان‌دهنده آن است که توسعه مالی صرفاً به‌لحاظ کمی کفایت نمی‌کند و کیفیت، کارآمدی و جهت‌دهی منابع مالی نقش کلیدی ایفا می‌کند. در مقابل، شاخص ترکیبی توسعه مالی که نمایانگر هم‌افزایی ساختاری سه بعد مالی است، همچنان پایین‌تر از آستانه (۰/۰۳۱۵) قرار دارد. بنابراین، اصلاح نهادی و ساختاری برای عبور از این آستانه و تبدیل اثر رانت به اثر مثبت و معنادار ضروری است.

جدول ۷: نتایج مقایسه مقدار آستانه با مقدار سال ۲۰۲۳

شاخص توسعه مالی	مقدار آستانه	مقدار ۲۰۲۳	وضعیت
اعتبارات به بخش خصوصی/GDP	۴/۲۲۳۹	۴/۳۹۰۶	بالای آستانه

نقدینگی/GDP	۴/۴۲۸۷	۴/۸۲۲۳	بالای آستانه
اعتبارات بانکی/GDP	۴/۴۳۴۰	۴/۷۶۳۰	بالای آستانه
شاخص ترکیبی	۰/۰۳۱۵	-۰/۳۶۰۸	پایین آستانه

مأخذ: نتایج تحقیق

٤-۲-۱- ارزیابی نتایج با پیش‌بینی‌های مدل رشد سولو

ضرایب مثبت و معنادار سرمایه و نیروی کار، با پیش‌بینی‌های مدل رشد سولو که بر نقش کلیدی انباشت سرمایه و نیروی کار در رشد اقتصادی تأکید دارد، هم‌خوانی کامل دارند. به‌عنوان مثال، افزایش ۱ درصدی در سرمایه‌گذاری ثابت، رشد غیر نفتی را بین ۰/۳۲۶ و ۰/۴۰۲ درصد افزایش می‌دهد، که نشان‌دهنده اهمیت سرمایه‌گذاری مولد در اقتصاد ایران است. همچنین، نیروی کار با ضرایب مثبت بین ۲/۸۰۳ و ۳/۲۳۷ نقش مهمی در رشد غیر نفتی دارد، که با فرضیه مدل سولو مبنی بر تأثیر مثبت نیروی کار بر تولید هم‌راستاست. مدل تعدیل‌شده سولو (معادله (۳)) فرض می‌کند که رانت نفت می‌تواند از طریق بهره‌وری کل عوامل بر رشد اثر بگذارد. با این حال، نتایج نشان می‌دهد که در سطوح پایین توسعه مالی (رژیم اول در تمام مدل‌ها)، اثر رانت نفت غیر معنادار است. این عدم معناداری می‌تواند نشان‌دهنده انحراف از پیش‌بینی‌های مدل باشد، زیرا انتظار می‌رفت رانت نفت به‌عنوان یک منبع درآمدی برون‌زا، حتی در نظام‌های مالی ضعیف، اثری (مثبت یا منفی) بر رشد داشته باشد. در رژیم‌های بالای آستانه (مدل‌های دوم و سوم)، اثر منفی رانت نفت ممکن است به بیماری هلندی یا تخصیص ناکارآمد منابع اشاره داشته باشد، که با فرضیه نفرین منابع طبیعی هم‌خوانی دارد اما با پیش‌بینی‌های خوش‌بینانه مدل سولو مبنی بر تأثیر مثبت منابع برون‌زا مغایرت دارد. در مدل چهارم (شاخص ترکیبی)، اثر مثبت و معنادار رانت نفت در رژیم بالای آستانه مشاهده می‌شود. این یافته با پیش‌بینی مدل سولو که انتظار دارد نظام مالی کارآمد (به‌عنوان بخشی از A) منابع را به‌صورت مولد تخصیص دهد، هم‌خوان است. شاخص ترکیبی، با در نظر گرفتن تعاملات بین ابعاد مختلف توسعه مالی، نشان می‌دهد که یک نظام مالی هماهنگ و توسعه‌یافته می‌تواند رانت نفت را به رشد پایدار غیر نفتی تبدیل کند، که این نتیجه تأییدی بر چارچوب نظری پژوهش است.

در مجموع، این تحلیل نشان می‌دهد در حالی که برخی جنبه‌های نتایج (مانند نقش سرمایه و نیروی کار) با مدل سولو هم‌خوانی دارند، اثر رانت نفت به دلیل ویژگی‌های خاص اقتصاد ایران و

نقش تعدیل‌گر توسعه مالی، از پیچیدگی‌های بیشتری برخوردار است. این یافته‌ها بر ضرورت اصلاحات نهادی و تقویت نظام مالی برای تحقق پیش‌بینی‌های نظری مدل رشد تأکید دارند.

٤-٢-٢- تحلیل باقیمانده‌ها

در این قسمت، به‌منظور ارزیابی دقت برازش چهار مدل رگرسیون آستانه‌ای و بررسی فرضیه عدم وجود خطاهای سیستماتیک، تحلیل آماری دقیقی بر باقی‌مانده‌های هر مدل صورت گرفت. نتایج حاصل نشان داد که در هر چهار مدل، میانگین باقی‌مانده‌ها تقریبا برابر با صفر بوده و حاکی از نبود خطای سیستماتیک در این مدل‌ها است. به‌طوری‌که هر چهار مدل به‌طور متوسط توانسته‌اند تغییرات متغیر وابسته را به‌خوبی توضیح دهند. با این حال، مدل دوم، با میانگین ۱۱-e۹۰/۶- که نزدیکترین مقدار به صفر را دارد، عملکرد بهتری در حذف اریبی نشان می‌دهد. انحراف معیار باقی‌مانده‌ها در هر مدل، نشان‌دهنده پراکندگی متوسط خطاهای پیش‌بینی است. مدل دوم، کمترین انحراف معیار را دارد، که نشان‌دهنده یکنواختی بیشتر خطاها و پراکندگی کمتر در مقایسه با سایر مدل‌هاست. در مقابل، مدل اول با انحراف معیار ۰/۰۷۵ بیشترین پراکندگی را نشان می‌دهد، که ممکن است حاکی از وجود خطاهای بزرگ‌تر در برخی مشاهدات باشد. مدل‌های سوم و چهارم، با انحراف معیاری نزدیک به مدل دوم، از نظر پراکندگی عملکرد مشابهی دارند. این تفاوت‌های اندک نشان می‌دهد که هر چهار مدل از نظر پراکندگی خطاها عملکرد قابل قبولی دارند، اما مدل دوم اندکی برتر است.

جدول ۸: نتایج تحلیل باقیمانده‌های مدل

مدل	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
مدل ۱	۱۰-e۲/۲۰	۰/۰۷۵	-۰/۲۱۷	۰/۱۶۴
مدل ۲	۱۱-e۶/۹۰-	۰/۰۶۵	-۰/۱۵۴	۰/۱۸۱
مدل ۳	۱۰-e۶/۴۷	۰/۰۶۶	-۰/۱۶۶	۰/۱۸۳
مدل ۴	۱۰-e۲/۵۰	۰/۰۶۷	-۰/۱۶۷	۰/۱۴۶

مأخذ: نتایج تحقیق

٤-٢-٣- نتایج آزمون خودهمبستگی سریالی باقیمانده‌ها

در این قسمت، به‌منظور بررسی نبود خودهمبستگی سریالی در باقی‌مانده‌های چهار مدل

رگرسیونی، آزمون پورتمانتو[1] (Q) با دو، سه و چهار تأخیر انجام شد. این آزمون ارزیابی می‌کند که آیا باقی‌مانده‌ها نویز سفید هستند یا خیر، به این معنا که هیچ الگوی سیستماتیک توضیح‌نشده‌ای در داده‌ها باقی نمانده است. فرضیه صفر این آزمون بیان می‌کند که باقی‌مانده‌ها از نوع نویز سفید هستند و هیچ‌گونه خودهمبستگی سریالی تا این سطح از تأخیر در آن‌ها وجود ندارد. در مقابل، فرضیه جایگزین مطرح می‌کند که باقی‌مانده‌ها از نوع نویز سفید نبوده و دارای خودهمبستگی سریالی هستند. نتایج آزمون در جدول (۹) نشان می‌دهد که در تمامی مدل‌ها، مقدار p در تمام وقفه‌ها بسیار بیشتر از سطح معنی‌داری متعارف (۵٪) بوده و لذا فرض صفر مبنی بر نویز سفید بودن باقی‌مانده‌ها رد نمی‌شود. هر چهار مدل از نظر نبود خودهمبستگی سریالی عملکرد مناسبی دارند. با این حال، مدل چهارم با P-value بسیار بالا، بهترین عملکرد را نشان می‌دهد، که حاکی از نبود کامل الگوهای سریالی در باقی‌مانده‌هاست.

جدول ۹: نتایج آزمون پورتمانتو (Q)

مدل	آماره Q(2)	p-value(2)	آماره Q(3)	p-value(3)	آماره Q(4)	p-value(4)
مدل ۱	۰/۲۶۲۱	۰/۸۷۷۲	۰/۴۵۲۹	۰/۲۹۹۱	۰/۴۵۳۹	۰/۹۷۷۸
مدل ۲	۱/۱۷۸۴	۰/۵۵۴۸	۱/۵۸۱۳	۰/۶۶۳۶	۱/۶۲۰۲	۰/۸۰۵۱
مدل ۳	۱/۶۹۶۴	۰/۴۲۸۲	۱/۹۸۰۳	۰/۵۷۶۵	۲/۰۲۷۴	۰/۷۳۰۷
مدل ۴	۰/۰۱۰۰	۰/۹۹۵۰	۰/۰۱۳۸	۰/۹۹۹۶	۰/۱۱۲۳	۰/۹۹۸۵

مأخذ: نتایج تحقیق

٤-۲-٤- آزمون پایداری ضرایب مدل

به‌منظور بررسی پایداری ضرایب چهار مدل رگرسیونی آستانه‌ای در طول دوره مورد بررسی، از آزمون مجموع تجمعی باقیمانده‌ها (CUSUM) استفاده شد. بر اساس نتایج ارائه‌شده در جدول (۱۰)، در هر چهار مدل، آماره آزمون، کمتر از مقادیر بحرانی در سطوح اطمینان ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد است. بنابراین، فرضیه صفر رد نمی‌شود؛ به عبارت دیگر، ضرایب مدل‌های رگرسیونی در طول زمان از پایداری برخوردار بوده‌اند و هیچ نشانه‌ای از بی‌ثباتی ساختاری در تخمین‌ها مشاهده

[1]. Portmanteau Test

نمی‌شود. این نتیجه، صحت و اعتبار مدل آستانه‌ای برآوردشده را از منظر پایداری پارامترها تقویت می‌کند.

جدول ۱۰: نتایج آزمون پایداری ضرایب CUSUM

مدل	آماره آزمون	مقدار بحرانی ۱٪	مقدار بحرانی ۵٪	مقدار بحرانی ۱۰٪
مدل ۱	۰/۴۵۸۵	۱/۱۴۳۰	۰/۹۴۷۹	۰/۸۴۹۹
مدل ۲	۰/۲۹۶۵	۱/۱۴۳۰	۰/۹۴۷۹	۰/۸۴۹۹
مدل ۳	۰/۵۴۶۷	۱/۱۴۳۰	۰/۹۴۷۹	۰/۸۴۹۹
مدل ۴	۰/۳۸۵۴	۱/۱۴۳۰	۰/۹۴۷۹	۰/۸۴۹۹

مأخذ: نتایج تحقیق

٤-۲-۵- آزمون ناهمسانی واریانس

جدول (۱۱) نتایج آزمون ناهمسانی واریانس برای چهار مدل رگرسیون آستانه‌ای را ارائه می‌دهد. برای هر مدل، واریانس خطاها در دو رژیم محاسبه شده و سپس آماره F به‌منظور مقایسه آن‌ها به کار رفته است. در هیچ‌یک از مدل‌ها مقدار آماره F از آستانه بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد فراتر نرفته است و مقادیر p-value در تمامی موارد بیشتر از ۰/۰۵ گزارش شده‌اند. این یافته حاکی از آن است که مدل‌های رگرسیون آستانه‌ای از نظر پراکندگی خطاها در رژیم‌های مختلف پایدار بوده و فرض همسانی واریانس‌ها نقض نشده است، که برای اعتبار نتایج رگرسیون و تفسیر ضرایب اهمیت دارد.

جدول ۱۱: نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

مدل	واریانس رژیم اول	واریانس رژیم دوم	آماره F	p-value
مدل ۱	۰/۰۰۶۲	۰/۰۰۴۱	۱/۵۱۱	۲/۹۸۹
مدل ۲	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۵۲	۲/۰۳۹	۲/۷۳۹
مدل ۳	۰/۰۰۲۴	۰/۰۰۵۴	۲/۲۶۱	۲/۸۴۵
مدل ۴	۰/۰۰۳۸	۰/۰۰۴۸	۱/۲۶۷	۲/۶۶۰

مأخذ: نتایج تحقیق

۵- جمع‌بندی و پیشنهادات سیاستی

در این مطالعه، اثرات آستانه‌ای رانت نفت بر رشد اقتصادی غیر نفتی در ایران طی دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۳ بررسی شده است. برای این منظور، سه شاخص منفرد توسعه مالی (نسبت اعتبارات بخش

خصوصی، نقدینگی و اعتبارات بانکی به GDP) و یک شاخص ترکیبی (ساخته‌شده با تحلیل مؤلفه‌های اصلی) به‌عنوان متغیرهای آستانه‌ای به کار رفته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری ثابت و نیروی کار در تمامی مدل‌ها اثر مثبت و معناداری بر رشد غیر نفتی دارند؛ به‌گونه‌ای که یک درصد افزایش در سرمایه‌گذاری، رشد را بین ۰/۳۳ تا ۰/۴۰ درصد، و یک درصد افزایش در نیروی کار، رشد را بین ۲/۸ تا ۳/۲ درصد افزایش می‌دهد. این یافته‌ها بر نقش کلیدی عوامل تولید در رشد بخش‌های مولد اقتصاد تأکید دارند.

یکی از یافته‌های کلیدی مقاله، وجود رابطه‌ای غیر خطی و آستانه‌ای میان رانت نفت و رشد اقتصادی غیر نفتی در سطوح مختلف توسعه مالی است. این اثرات در هر سه شاخص توسعه مالی و شاخص ترکیبی معنادار تشخیص داده شده‌اند. به بیان دیگر، اثرگذاری رانت نفت بر رشد غیر نفتی، به سطح توسعه‌یافتگی نظام مالی کشور بستگی دارد؛ موضوعی که ساختار پیچیده و وابسته به شرایط درونی اقتصاد ایران را برجسته می‌کند. نتایج مدل‌های رگرسیون آستانه‌ای حاکی از آن است که در سطوح پایین توسعه مالی (نقدینگی کمتر از ۴/۴۲۸۷ و اعتبارات بانکی کمتر از ۴/۴۳۴۰)، رانت نفت اثر معناداری بر رشد غیر نفتی ندارد، اما در سطوح بالا، اثر منفی قوی (کاهش ۰/۲۷۴۳ و ۰/۲۵۸۳ درصدی رشد غیر نفتی به ازای یک درصد افزایش رانت) مشاهده می‌شود. این یافته بازتاب ناکارآمدی نظام مالی بانک‌محور ایران است که منابع نفتی را به فعالیت‌های غیر مولد (مانند مستغلات) هدایت می‌کند. مقایسه تحلیلی با مطالعات پیشین نشان می‌دهد که یافته‌های این پژوهش با برخی مطالعات داخلی و خارجی هم‌راستاست. فتاح (۲۰۱۷) نشان می‌دهد که منابع طبیعی در بلندمدت تأثیری محدودکننده بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک از جمله ایران دارند. همچنین، صفدری و مطیعی (۲۰۱۱) دریافتند که افزایش یک درصدی در نرخ صادرات نفت، منجر به کاهش ۱۳ درصدی در ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌شود؛ یافته‌ای که در چارچوب پدیده بیماری هلندی قابل تبیین است. مطالعه حسنوف و همکاران (۲۰۲۳) در مورد کشور قزاقستان نیز، اثر منفی رانت منابع طبیعی بر رشد غیر نفتی را تایید می‌کند. آنیانوو و همکاران[1] (۲۰۱۸) رابطه ضعیفی بین اعتبارات بانکی و رشد غیر نفتی در ۲۸ کشور نفت‌خیز از جمله ایران گزارش کردند، اما شدت اثر منفی رانت نفت در ایران قوی‌تر است (بر اساس مدل‌های دوم و سوم)، که نشان‌دهنده ناکارآمدی

[1]. Anyanov et al. (2018)

بیشتر نظام مالی ایران است. بر خلاف بیشتر مطالعات داخلی که صرفاً اثر منفی یا محدودکننده رانت نفت را گزارش کرده‌اند، یافته مدل چهارم این پژوهش نشان می‌دهد که در صورت عبور از سطح آستانه‌ای ۰/۰۳۱۵ (بر اساس شاخص ترکیبی)، اثر رانت نفت بر رشد اقتصادی غیر نفتی می‌تواند مثبت و معنادار شود. این امر نشان می‌دهد که تنها در صورت تحقق یک ساختار مالی چندبعدی، شامل هم‌افزایی نقدینگی، اعتبارات بانکی و دسترسی به منابع برای بخش خصوصی، می‌توان انتظار داشت که منابع نفتی به جای آسیب، به فرصت برای رشد تبدیل شوند. بنابراین، تحقیق حاضر افزوده‌ای مشخص به ادبیات ارائه می‌دهد: ارائه آستانه کمی و جدید (۰/۰۳۱۵) برای ایران که بر پایه یک شاخص ترکیبی و جامع بنا شده است و نشان می‌دهد حتی در محیط بانک‌محور پرچالش ایران نیز می‌توان با اصلاحات نهادی و جهت‌دهی اعتبارات، نفرین منابع را به فرصت تبدیل کرد.

با توجه به نتایج مدل‌های رگرسیون آستانه‌ای و با توجه به تأثیر منفی و معنادار رانت نفت در شرایط نقدینگی و اعتبارات بانکی بالا، ضروری است سیاست‌هایی برای کنترل رشد نقدینگی، کاهش وابستگی بودجه‌ای به منابع بانک‌ها، و شرط‌گذاری در تخصیص اعتبارات بر پایه عملکرد واقعی اقتصادی مانند اشتغال و تولید طراحی و اجرا شود. همچنین، پیشنهاد می‌شود از طریق بازطراحی ترکیب اعتبارات بانکی، هدایت بخش قابل توجهی از تسهیلات جدید به بنگاه‌های مولد کوچک و متوسط، کاهش مطالبات غیر جاری و کاهش تمرکز مالکیت دولتی در نظام بانکی زمینه لازم برای ارتقای کیفیت توسعه مالی فراهم شود. این اصلاحات نهادی و ساختاری می‌تواند شرایط لازم برای عبور از آستانه شاخص ترکیبی توسعه مالی را فراهم کرده و امکان تبدیل منابع نفتی از یک عامل تضعیف‌کننده به محرکی برای رشد اقتصادی غیر نفتی را مهیا سازد.

منابع

۱. ابوترابی، محمدعلی و احمدیان یزدی، فرزانه. (۱۳۹۷). توسعه مالی، رانت منابع طبیعی و سرمایه فیزیکی در ایران: نفرین یا موهبت منابع؟ بررسی اقتصادی ایران، ۶(۱(۱۱))، ۱-۱۷. https://doi.org/10.30465/ce.2019.4914.

۲. آقایی، مجید. (۱۴۰۲). فراوانی منابع طبیعی، توسعه مالی و رشد اقتصادی (یک تجربه ایرانی). پژوهش‌ها و دیدگاه‌های اقتصادی، ۲۴(۳)، ۶۱-۹۶. https://ecor.modares.ac.ir/article_13609_5ad2eb46c0f9ac3bddd60f8eaca8a772.pdf.

۳. توفیقی، حمید و یحیوی رازلیقی، حسن. (۱۳۹۴). تأثیر رانت نفت بر کیفیت نهادی در اقتصادهای نفتی. مجله سیاست اقتصادی، ۸(۱۶)، ۲۲-۴۰. dor:20.1001.1.26453967.1395.8.16.2.6.

٤. دانش جعفری، داوود، ناظمیان، حمید، بهرامی، جاوید و خیرآور، محمد حسن. (۱۳۹۹). تأثیر درآمدهای نفتی بر برخی از متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای منتخب صادرکننده نفت: رویکرد داده‌های تابلویی. مجله بین‌المللی اقتصاد و مدیریت بازرگانی، ۹(۲)، ۳۲۱. https://doi.org/10.35808/ijeba/685.

۵. جلیلی، زهرا، سلمانی بیشاک، محمدرضا، متفکر آزاد، محمدعلی و سلمانی، بهزاد. (۱۳۹۷). پیوند رشد اقتصادی منابع، نقش حکمرانی، توسعه مالی، جهانی شدن و جنگ. مجله ادغام اقتصادی، ۳۴(۳)، ۵۲۰-۵۴۵. https://doi.org/10.11130/jei.2019.34.3.520.

٦. خداپرست، یونس و فاضلی، زهرا. (۱۴۰۱). طراحی یک مدل DSGE برای بررسی اثرات تکانه‌های بهبود بهره‌وری تجهیزات نفتی داخلی و قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران. مجله سیاست اقتصادی، ۱۵(۳۰)، ۹۵-۱۳۹. https://doi.org/10.22034/epj.2023.19959.2424.

۷. رضازاده کارسالاری، عباس، حقیری، فاطمه و بهروزنیا، علیرضا. (۱۳۹۱). اثرات شوک‌های قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی واقعی در ایران. مجله مدیریت بازرگانی آفریقا، ۷(۳۳)، ۳۲۲۰. https://doi.org/10.5897/AJBM12.065.

۸. پسران، محمدهاشم، صالحی اصفهانی، هادی و محدث، کامیار. (۱۳۹۱). صادرات نفت و اقتصاد ایران. فصلنامه بررسی اقتصاد و دارایی، ۵۳(۳)، ۲۲۱-۲۳۷. https://doi.org/10.1016/j.qref.2012.07.001.

۹. صداقت کالمرزی، حانیه، فتاحی، شهرام و سهیلی، کیومرث. (۱۳۹۷). شواهد جدید از رانت نفت و رشد اقتصادی در کشورهای اوپک: کاربردی از مدل ترکیبی مدل آستانه‌ای مارکوف سوئیچینگ. مجله مدل‌سازی اقتصادسنجی، ۴(۳)، ۳۷-۵۸. https://doi.org/10.22075/jem.2019.18089.1331.

۱۰. صدیقی، سمیه. (۱۴۰۲). رانت، توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا، ۲۰۰۰-۲۰۲۰. آمار منطقه‌ای، ۱۴(۰۳)، ۵۸۹-۶۰۸. https://doi.org/10.15196/RS140308.

۱۱. عرب، آزاده، سرلک، احمد، قیاسی، مجتبی و شریف‌نژاد، مریم. (۱۴۰۰). بررسی تأثیر توسعه مالی و ثبات مالی بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از رهیافت گشتاورهای تعمیم‌یافته. پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار). ۲۱(۴)، ۸۳-۶۳. https://ecor.modares.ac.ir/article_13501_e50f835e19789b8995b9bc6f8779f4e2.pdf.

۱۲. کشاورزی، شهروز و آکان، یوسف. (۱۳۹۲). تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در ایران. مجله بین‌المللی تحقیقات دانشگاهی در تجارت و علوم اجتماعی، ۴(۴)، ۱۸۱. https://dx.doi.org/10.6007/IJARBSS/v4-i4/777.

۱۳. محمدی، مهدیه و صادقی، سید کمال. (۱۴۰۰). تأثیر منابع طبیعی بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه منتخب با توجه به نقش کیفیت نهادی و سرمایه انسانی. فصلنامه سیاست‌ها و پژوهش‌های اقتصادی، ۱(۱)، ۲۸۲۱-۱۷۴. https://www.ensani.ir/file/download/article/1667030972-10621-1-6.pdf.

۱۴. مهرآرا، محسن و رضایی، صادق. (۱۳۹۳). عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی در ایران بر اساس میانگین‌گیری مدل بیزی. نامه‌های بین‌المللی علوم اجتماعی و انسانی، ۴۹، ۱-۱۱. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.22285954.1395.6.23.6.3.

References

1. Abaas, M. S. M., Chygryn, O., Kubatko, O., & Pimonenko, T. (2018). Social and Economic Drivers of National Economic Development: The Case of OPEC Countries. *Problems and Perspectives in Management*, 16(4), 155-168. https://www.ceeol.com/search/article-detail?id=712765.
2. Aboutoraby, M. A., & Ahmadian Yazdi, F. (2019). Financial Development, Natural Resource Rent and Physical Capital in Iran: Curse or Blessing of Resources? *Iranian Economic Review*, 6(1(11)), 1-17. [In Persian]. https://doi.org/10.30465/ce.2019.4914.
3. Adabor, O. (2023). The effect of financial development on natural gas resource rent in Ghana. *Resources Policy*, 83, 103620. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103620.
4. Adabor, O., Buabeng, E., & Fosua Dunyo, J. (2022). The Causative Relationship between Natural Resource Rent and Economic Growth: Evidence from Ghana's Crude Oil Resource Extraction. *International Journal of Energy Sector Management*, 16(5), 899-923. https://doi.org/10.1108/IJESM-06-2021-0007.
5. Adams, D., Ullah, S., Akhtar, P., Adams, K., & Saidi, S. (2019). The Role of Country-Level Institutional Factors in Escaping the Natural Resource Curse: Insights from Ghana. *Resources Policy*, 61, 433-440. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2018.03.005.
6. Aghaei, M. (2024). Natural Resource Abundance, Financial Development and Economic Growth (An Iranian Experience). *QJER*, 24(3), 3. [In Persian]. https://ecor.modares.ac.ir/article_13609_5ad2eb46c0f9ac3bddd60f8eaca8a772.pdf.
7. Alabdulwahab, S. (2021). The Linkage between Oil and Non-Oil GDP in Saudi Arabia. *Economies*, 9(4), 202. https://doi.org/10.3390/economies9040202.
8. Al-Abri, I., Önel, G., & Grogan, K. A. (2019). Oil Revenue Shocks and the Growth of the Non-Oil Sector in an Oil-Dependent Economy: The Case of Oman. *Theoretical Economics Letters*, 9(4), 785-800. https://doi.org/10.4236/tel.2019.94052.
9. Allen, F., & Gale, D. (2004). Financial Intermediaries and Markets. *Econometrica*, 72(4), 1023-1061. http://www.jstor.org/stable/3598778?origin=JSTOR-pdf.
10. Amer, E. A. A. A., Xiuwu, Z., Meyad, E. M. A., Meyad, A. M., Mohsin, A. K. M., & Rahman, A. (2024). The Long-Term Relationship between

Oil Price Changes and Economic Growth from the Perspective of the Resource Curse: An Empirical Study from Yemen. *PloS one*, 19(11), e0313206. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0313206.

11. Anyanwu, A., Gan, C., & Hu, B. (2018). The Differential Impact of Financial Intermediation on Economic Growth in Oil-Dependent Economies. *Review of Economic Analysis*, 10(3), 267-284. https://doi.org/10.15353/rea.v10i3.1447.
12. Apergis, N., & Payne, J. E. (2014). The Oil Curse, Institutional Quality, and Growth in MENA Countries: Evidence from Time-Varying Cointegration. *Energy Economics,* 46, 1-9. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2014.08.026.
13. Arab, A., Sarlak, A., Ghiasi, M., & Sharifnezhad, M. (2021). Investigating the Impact of Financial Development and Financial Stability on Iran's Economic Growth Using the Generalized Method of Moments (GMM). *The Economic Research,* 21(4), 4-5. [In Persian]. https://ecor.modares.ac.ir/article_13501_e50f835e19789b8995b9bc6f8779f4e2.pdf.
14. Asafo-Adjei, E., Boateng, E., Isshaq, Z., Idun, A. A. A., Owusu Junior, P., & Adam, A. M. (2021). Financial Sector and Economic Growth amid External Uncertainty Shocks: Insights into Emerging Economies. *Plos One*, 16(11), e0259303. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0259303.
15. Auty, R. M. (Ed.). (2001). *Resource Abundance and Economic Development*. Oxford University Press. https://www.wider.unu.edu/sites/default/files/rfa44.pdf.
16. Beck, T. (2011). Finance and Oil: Is there A Resource Curse in Financial Development?. *European Banking Center Discussion Paper*, (2011-004). https://doi.org/10.1371/journal.pone.0259303.
17. Ben-Salha, O., Dachraoui, H., & Sebri, M. (2021). Natural Resource Rents and Economic Growth in the Top Resource-Abundant Countries: A PMG Estimation. *Resources Policy*, 74, 101229. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0259303.
18. Calderón, C., & Liu, L. (2003). The Direction of Causality between Financial Development and Economic Growth. *Journal of Development Economics*, 72(1), 321-334. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0259303.
19. Cheng, S. Y. (2012). Substitution or Complementary Effects between Banking and Stock Markets: Evidence from Financial Openness in Taiwan. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(3), 508-520. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0259303.

20. Davis, G. A., & Tilton, J. E. (2005). The Resource Curse. In *natural resources forum* (Vol. 29, No. 3, pp. 233-242). Oxford, UK: Blackwell Publishing, Ltd. https://doi.org/10.1111/j.1477-8947.2005.00133.x.
21. Debrah, B. (2021). Assessing the Economic Impact of Oil and Gas Production on Ghana's Economy. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 12(14), 73. https://www.researchgate.net/profile/Benjamin-Debrah-2/publication/379376072_Assessing_the_Economic_Impact_of_Oil_and_Gas_Production_on_Ghana's_Economy/links/66068efaf5a5de0a9fe89235/Assessing-the-Economic-Impact-of-Oil-and-Gas-Production-on-Ghanas-Economy.pdf.
22. Demetriades, P. O., & James, G. A. (2011). Finance and Growth in Africa: The Broken Link. *Economics Letters*, 113(3), 263-265. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2011.08.007.
23. Dramani, J. B., Abdul Rahman, Y., Sulemana, M., & Owusu Takyi, P. (2022). Natural resource dependence and economic growth in SSA: Are there threshold effects?. *Development Studies Research*, 9(1), 230-245. https://doi.org/10.1080/21665095.2022.2112728.
24. Erdoğan, S., Yıldırım, D. Ç., & Gedikli, A. (2020). Natural Resource Abundance, Financial Development and Economic Growth: An Investigation on Next-11 Countries. *Resources Policy*, 65, 101559. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.101559.
25. Pesaran, M. H., Salehi Esfahani, H. S., Mohaddes, K., & (2013). Oil Exports and the Iranian Economy. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 53(3), 221-237. [In Persian]. https://doi.org/10.1016/j.qref.2012.07.001.
26. Fuinhas, J. A., Marques, A. C., Koengkan, M., Santiago, R., & Couto, A. P. (2019). The Energy-Growth Nexus within Oil Production and Oil Rents Context. *Revista de Estudos Sociais*, 21(42), 161-173. https://doi.org/10.19093/res7857.
27. Greenwood, J., & Jovanovic, B. (1990). Financial Development, Growth, and the Distribution of Income. *Journal of Political Economy*, 98(5, Part 1), 1076-1107. http://dx.doi.org/10.1086/261720.
28. Hamdi, H., & Sbia, R. (2013). Dynamic Relationships between Oil Revenues, Government Spending and Economic Growth in an Oil-Dependent Economy. *Economic Modelling,* 35, 118-125. [In Persian]. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.06.043.

29. Hansen, B. E. (2000). Sample Splitting and Threshold Estimation. *Econometrica*, 68(3), 575-603. https://doi.org/10.1111/1468-0262.00124.
30. Haque, M. I., Faruk, B. U., & Tausif, M. R. (2022). Growth-Finance Nexus in Oil Abundant GCC Countries of MENA Region. *Cogent Economics & Finance*, 10(1), 2087646. https://doi.org/10.1080/23322039.2022.2087646.
31. Harvey, D. I., Kellard, N. M., Madsen, J. B., & Wohar, M. E. (2010). The prebisch-singer hypothesis: Four centuries of evidence. *The Review of Economics and Statistics*, 92(2), 367-377. https://doi.org/10.1162/rest.2010.12184.
32. Hasanov, F. J., Aliyev, R., Taskin, D., & Suleymanov, E. (2023). Oil Rents and Non-Oil Economic Growth in CIS Oil Exporters. The Role of Financial Development. *Resources Policy*, 82, 103523. https://doi.org/10.2139/ssrn.4161492.
33. Ireland, P. N. (1994). Money and growth: an alternative approach. *The American Economic Review*, 47-65. https://ideas.repec.org/a/aea/aecrev/v84y1994i1p47-65.html.
34. Jafari, D. D., Nazemian, H., Bahrami, J., & Kheiravar, M. H. (2021). Effect of oil revenues on certain macroeconomic variables in selected oil-exporting countries: A panel data approach. *International Journal of Economics & Business Administration (IJEBA)*, 9(2), 3-21. [In Persian]. https://doi.org/10.35808/ijeba/685.
35. Jalili, Z., Bishak, M. R. S., Azad, M. A. M., Salmani, B., & Haghighat, J. (2019). Resource-economic growth nexus, role of governance, financial development, globalization, and war. *Journal of Economic Integration*, *34*(3), 520-545. [In Persian]. https://doi.org/10.11130/jei.2019.34.3.520.
36. Jensen, N., & Wantchekon, L. (2004). Resource wealth and political regimes in Africa. *Comparative Political Studies*, 37(7), 816-841. https://doi.org/10.1177/0010414004266867.
37. Keshavarzi, Sh., & Akan, Y. (2014). Impact of financial development on economic growth in Iran. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 4(4), 181. [In Persian]. https://dx.doi.org/10.6007/IJARBSS/v4-i4/777.
38. Khodaparast, Y., & Fazeli, Z. (2023). Designing a DSGE model to investigate the effects of impulses to improve the productivity of domestic oil equipment and oil prices on Iran's macroeconomic

variables. *Journal of Economic Policy,* 15(30), 95–139. [In Persian]. https://doi.org/10.22034/epj.2023.19959.2424.
39. King, R. G., & Levine, R. (1993). Finance and growth: Schumpeter might be right. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 717-737. https://doi.org/10.2307/2118406.
40. Kumar, R. R. (2011). Do remittances, exports and financial development matter for economic growth? A case study of Pakistan using bounds approach. *Journal of International Academic Research*, 11(1), 18-26. http://www.uedpress.org/ojs/index.php/jiar/article/view/16/41.
41. Law, S. H., & Moradbeigi, M. (2017). Financial development and oil resource abundance–growth relations: Evidence from panel data. *Environmental Science and Pollution Research*, 24, 22458-22475. https://doi.org/10.1007/s11356-017-9871-y.
42. Levine, R. (2005). Finance and growth: Theory and evidence. *Handbook of Economic Growth*, *1*, 865-934. https://doi.org/10.1016/S1574-0684(05)01012-9.
43. Lewis, W.A. (1955). *The theory of economic growth*. London: Allen and Unwin. https://doi.org/10.4324/9780203709665.
44. Lucas Jr, R. E. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42. https://web.stanford.edu/~klenow/Lucas_Mechanics.pdf.
45. MacKinnon, R. I. (1973). *Money and capital in economic development*. The Brookings Institution, Washington, D.C. https://www.brookings.edu/books/money-and-capital-in-economic-development/.
46. Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437. https://doi.org/10.2307/2118477.
47. Mehlum, H., Moene, K., & Torvik, R. (2006). Institutions and the resource curse. *The Economic Journal*, 116(508), 1-20. https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2006.01045.x.
48. Mehrara, M., & Rezaei, S. (2015). The determinants of economic growth in Iran based on Bayesian model averaging. *International Letters of Social and Humanistic Sciences*, 49, 1-11. [In Persian] https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.22285954.1395.6.23.6.3.
49. Mohammadi, M., & Sadeghi, S. K. (2022). The impact of natural resources on the economic growth of selected developing countries considering the role of institutional quality and human capital. *Journal of Economic Policies and Research*, 1(1), 2821-174. [In Persian].

https://www.ensani.ir/file/download/article/1667030972-10621-1-6.pdf.
50. Nurkse, R. (1953). *Problems of capital formation in underdeveloped countries*. Cambridge University Press, New York. https://www.scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=2807371.
51. Patrick, H. T. (1966). Financial development and economic growth in underdeveloped countries. *Economic Development and Cultural Change*, 14(2), 174-189. http://dx.doi.org/10.1086/450153.
52. Ploeg, F. V. D. (2011). Natural resources: Curse or blessing?. *Journal of Economic Literature*, 49(2), 366-420. https://doi.org/10.1257/jel.49.2.366.
53. Raifu, I. A., & Raheem, A. N. (2018). Do government revenues matter for economic growth? Evidence from Nigeria. *European Journal of Government and Economics (EJGE)*, 7(1), 60-84. https://doi.org/10.17979/ejge.2018.7.1.4333.
54. Rezazadehkarsalari, A., & Behrooznia, F. H. A. (2013). The effects of oil price shocks on real GDP in Iran. *African Journal of Business Management*, *7*(33), 3220. [In Persian]. https://doi.org/10.5897/AJBM12.065.
55. Robinson, J. (1952). The generalization of the general theory. *The rate of interest and other essays/Macmilan*. https://www.scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=1708769.
56. Rodriguez, F., & Sachs, J. D. (1999). Why do resource-abundant economies grow more slowly?. *Journal of Economic Growth*, 4, 277-303. https://www.earth.columbia.edu/sitefiles/file/about/director/pubs/JnlofEconGrowth1999.pdf.
57. Ross, M. L. (2015). What have we learned about the resource curse?. *Annual Review of Political Science*, 18(1), 239-259. https://doi.org/10.2139/ssrn.2342668.
58. Rostow, W. W. (1960). *The stages of economic growth: A non-communist manifesto*. Cambridge University Press, Cambridge. https://www.cia.gov/readingroom/docs/CIA-RDP78-03062A001100030001-6.pdf.
59. Rustamov, B., & Adaoglu, C. (2018). Oil production cost, financial development, and economic growth in Russia. *Energy Sources, Part B:*

Economics, Planning, and Policy, 13(6), 301-309. https://doi.org/10.1080/15567249.2018.1477868.
60. Sachs, J. D., & Warner, A. M. (2001). The curse of natural resources. *European Economic Review*, 45(4-6), 827-838. https://doi.org/10.1016/S0014-2921(01)00125-8.
61. Samambet, M. (2024). Is natural resource wealth a boon or a bane? The impact of oil rents and foreign direct investment on economic growth in Kazakhstan. *Journal of Infrastructure, Policy and Development, 8*(13). https://doi.org/10.24294/jipd.v8i13.5486.
62. Schumpeter, J. A. (1934). The theory of economic development. Cambridge, MA: Harvard. *Schumpeter the Theory of Economic Development 1934*. https://cruel.org/books/hy/shortschumpeter/SchumpeterTheoryofEconDev.pdf.
63. Sedaghat Kalmarzi, H., Fattahi, S., & Sohaili, K. (2019). New evidence from oil rent and economic growth in OPEC countries: An application of the hybrid model of threshold Markov switching model. *Journal of Econometric Modelling*, 4(3), 37-58. [In Persian]. https://doi.org/10.22075/jem.2019.18089.1331.
64. Sedighi, S. (2024). Rents, financial development, and economic growth in MENA countries, 2000–2020. *Regional Statistics*, 14(03), 589-608. [In Persian]. https://doi.org/10.15196/RS140308.
65. Shah, Z., Zaman, K., Khan, H. U. R., & Rashid, A. (2022). The economic value of natural resources and its implications for Pakistan's economic growth. *Commodities*, 1(2), 65-97 . https://doi.org/10.3390/commodities1020006.
66. Shaw, E. S. (1973). *Financial Deepening in Economic Development*. Oxford University press. *New York*. https://archive.org/details/financialdeepeni0000shaw_l8k4.
67. Singh, A. (1997). Financial liberalisation, stockmarkets and economic development. *The Economic Journal*, 107(442), 771-782. https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.1997.tb00042.x.
68. Song, C. Q., Chang, C. P., & Gong, Q. (2021). Economic growth, corruption, and financial development: Global evidence. *Economic Modelling*, 94, 822-830. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.02.022.
69. Sun, Z., & Cai, Z. (2020). Does financial development hamper or improve the resource curse? Analysis based on the panel threshold effect

model. *Mathematical Problems in Engineering*, 2020(1), 4365205. https://doi.org/10.1155/2020/4365205.

70. Todaro, M. P., & Smith, S. C. (2009). *Economic Development*, Pearson Education. https://www.scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=2879669.
71. Tofighi, H., & Yahyaei Razligi, H. (2016). The Effect of Oil Rent on Institutional Quality in Oil Economies. *Journal of Economic Policy,* 8(16), 22–40. [In Persian]. dor:20.1001.1.26453967.1395.8.16.2.6.
72. Viner, J. (1952). America's Aims and the Progress of Underdeveloped Countries. *The Progress of Underdeveloped Areas*, 175-202.

نسخه زودآیند