

Dependence of Oil Rent and the Non-Oil Sector of the Iranian Economy: A Vine-Copula Functions Approach

Simin Alali

PhD in Economic Sciences, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

Hamed Abassi Nami *

Assistant Professor, Department of Business Management and Entrepreneurship, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

Abstract

The diversity and complexity of the export portfolio is one of the requirements for upgrading the production structure. But since Iran's economy depends on oil revenues, it has little diversification. Therefore, it is always exposed to adverse external shocks, and it becomes important to study the structure of dependence between oil rents and the non-oil economy. In order to model the dependence, data on oil rents, GDP, services value added, manufacturing value added, merchandise trade, and bank credit from 1990 to 2020 were used. Also, due to the dependence of government expenditures on oil revenues, non-linearity, asymmetry in the data and asymmetric distributions, univariate and bivariate Vine copula functions were used. The research results show that in the first tree of the C-Vine model, there is a strong and asymmetric association, especially in the upper tail, between oil rents, GDP, merchandise trade and bank credit. In other words, the impact of a positive shock is greater than a negative shock. In addition, a positive Symmetric correlation was observed between oil rents and the services added value. A stronger correlation at left tail between oil rents and manufacturing value added a greater effect of the negative shock. Therefore, macroeconomic stabilization policies did not succeed in protecting the Iranian economy in the event of oil shocks, and the diversification model did not lead to a flexible structure.

Keywords: oil rent, asymmetric dependence, non-oil sector economy, Iranian economy, Vine's copula functions

JEL Classification: F43, O57, C13

* Corresponding Author: Hamed.nami@iau.ac.ir

How to Cite: xxxxxxxx



وابستگی رانت نفتی و بخش غیرنفتی اقتصاد ایران: رهیافت توابع Vine-Copula

دکتری علوم اقتصادی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

سیمین آل علی 

استادیار، گروه مدیریت کسب و کار و کارآفرینی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

حامد عباسی نامی *

چکیده

تنوع و پیچیدگی سبد صادرات از ملزومات ارتقاء ساختار تولید و به تبع رشد و توسعه اقتصادی است؛ اما از آنجاکه اقتصاد ایران وابسته به درآمدهای نفتی است، تنوع کمی دارد. بنابراین، این کشور همواره در معرض تکانه‌های نامطلوب خارجی قرار دارد و بررسی ساختار وابستگی میان رانت نفت و بخش غیرنفتی اقتصاد آن اهمیت پیدا می‌کند. برای مدلسازی وابستگی، از داده‌های رانت نفتی، تولید ناخالص داخلی، ارزش افزوده خدمات، ارزش افزوده صنعت، تجارت کالا و تسهیلات اعطایی بانک‌ها در طی دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۲۰ استفاده شده است. همچنین، به دلیل اتکاء مخارج دولت بر درآمدهای نفتی و وجود همبستگی غیرخطی و عدم تقارن در داده‌ها و توزیع‌های نامتقارن، از توابع کاپولای تک و دومتغیره Vine استفاده شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که در اولین درخت مدل C-Vine، همبستگی قوی و نامتقارن به‌ویژه در دنباله بالایی میان رانت نفتی با GDP، تجارت کالا و تسهیلات بانکی وجود دارد. به عبارت دیگر، اثر تکانه مثبت بزرگ‌تر از تکانه منفی است. همچنین، همبستگی متقارن مثبت میان رانت نفتی و ارزش افزوده بخش خدمات نیز مشاهده شد. همبستگی قوی‌تر در دنباله پایینی میان رانت نفتی و ارزش افزوده صنعت دلالت بر تاثیر بزرگ‌تر تکانه منفی دارد. بنابراین سیاست‌های تثبیت اقتصاد کلان در محافظت از اقتصاد ایران در صورت وقوع تکانه‌های نفتی، ناموفق عمل کرده و الگوی متنوع‌سازی به ساختار انعطاف‌پذیر نینجامیده است.

کلیدواژه‌ها: رانت نفتی، اقتصاد بخش غیرنفتی، اقتصاد ایران، وابستگی نامتقارن، توابع کاپولای

واین

* نویسنده مسئول: Hamed.nami@iau.ac.ir

۱. مقدمه

توسعه اقتصادی فرآیند تحول ساختاری است که به ارتقاء ساختار تولید و انتقال از محصولات با ارزش افزوده پایین به سوی محصولات با ارزش افزوده بالا نیازمند است. فورتوناتو و رازو^۱ (۲۰۱۴). کشورهایی که ساختارهای صادراتی متنوع و فناوری پیشرفته‌تر دارند نرخ رشد بلندمدت بالاتری هم دارند (هاسمن و همکاران^۲، ۲۰۱۴). به عبارتی، آنچه برای رشد اقتصادی کشورها اهمیت دارد، صرفاً میزان صادرات نیست، بلکه تنوع و پیچیدگی کالاهای صادراتی است (رودریک^۳، ۲۰۰۶)؛ زیرا کشورهایی که کالاهایی با تکنولوژی پیشرفته‌تر صادر می‌کنند، از اثرات خارجی مثبت بالاتری بهره‌مند می‌شوند و به رشد سریع‌تر اقتصادشان کمک می‌کنند (شریدان^۴، ۲۰۱۴). از سوی دیگر، تجربه تحول ساختاری و پایین بودن شاخص پیچیدگی اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت خام نشان می‌دهد که علی‌رغم سرمایه‌گذاری هنگفت در زمینه متنوع‌سازی اقتصادی، فرآیند تحول ساختاری و تنوع تولید و صادرات را وفور منابع محدود می‌کند. به همین دلیل، این دسته از کشورها در گریز از نفرین منابع ناموفق عمل می‌کنند. به عبارتی، کشورهای صادرکننده نفت به دلیل اتکا بر منابع طبیعی، انگیزه چندانی برای متنوع‌سازی تولید و صادرات ندارند. این امر به اثرات نامطلوبی از جمله تخصیص ناکارآمد منابع و آسیب‌پذیرتر شدن در برابر تکان‌های خارجی می‌انجامد. اقتصاد ایران از این قاعده مستثنی نبوده است.

بانک مرکزی ایران برای محاسبه تولید ناخالص داخلی بدون نفت، ارزش افزوده نفت را از کل ارزش افزوده ایجاد شده کسر می‌کند؛ این در حالی است که نقش نفت را در تولید ناخالص داخلی ایران به دو نقش مستقیم و غیرمستقیم می‌توان دسته‌بندی کرد (صیادی و خوشکلام، ۱۳۹۹). به عبارت دیگر، در دسته‌بندی متعارف آمارهای بانک مرکزی تنها نقش مستقیم نفت در تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته می‌شود (حسن‌زاده و محمود، ۱۳۹۷)؛

^۱ Fortunato and Razo

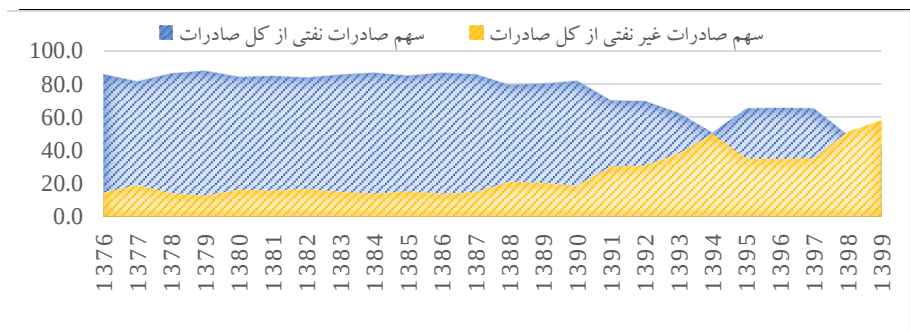
^۲ Hausmann et al.

^۳ Rodrik

^۴ Sheridan

در حالی که سبب صادراتی نشان می‌دهد که افزایش وزن صادرات میعانات گازی و فرآورده‌های پتروشیمی سبب افزایش سهم صادرات غیرنفتی می‌شود و همین مسئله تأکیدی بر متنوع نبودن صادرات و وابستگی به دسته محدودی از محصولات و تأثیرگذاری شدید تکانه‌های نفتی بر فعالیت‌های غیرنفتی است. شکل ۱ نشان می‌دهد اقتصاد ایران نیز چنانکه اقتصادهای تک محصولی دیگر به بخش نفت و گاز بسیار وابسته است و بخش عمده‌ای از صادرات ایران ناشی از صادرات نفت خام و گاز طبیعی است.

شکل ۱. مقایسه رشد صادرات کل، صادرات نفتی، صادرات غیرنفتی



منبع: بانک سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

منفی شدن رشد اقتصادی ایران تحت تأثیر همه‌گیری کووید ۱۹، تکانه‌های اقتصاد جهانی و کاهش قیمت نفت خام در سال‌های اخیر تشدید شده است. به همین سبب، متنوع‌سازی اقتصاد و صادرات برای دستیابی به انعطاف‌پذیری، پایداری و رقابت و تغییر در موقعیت اقتصادی اهمیت پیدا می‌کند. به این مسئله نیز باید توجه داشت که رانت نفت نسبت به قیمت نفت خام شامل مفهوم جامع‌تری از جمله میزان تولید، هزینه تولید و قیمت نفت خام است که به دنبال خود پدیده نفرین منابع را در پی دارد (معمارزاده، ۱۴۰۳). بر این اساس، هدف این مطالعه ارائه دیدگاهی نوین در زمینه نحوه تأثیرگذاری رانت نفتی بر عملکرد بخش غیرنفتی اقتصاد است. با در نظر گرفتن هدف مذکور، این دو پرسش مطرح می‌شود:

(۱) آیا میان رانت نفتی و بخش غیرنفتی وابستگی نامتقارن وجود دارد؟

(۲) واکنش بخش‌های غیرنفتی به رانت نفتی هنگام وقوع تکانه‌های نفتی چگونه خواهد بود؟ برای رسیدن به هدف پژوهش، پژوهش‌های مرتبط پیشین بررسی شد. تحقیقات پیشین نظیر مهرآرا و اسکویی^۱ (۲۰۰۷)، بخشی و همکاران (۱۳۹۵)، صمدی و همکاران (۱۳۹۷) و الراسی و بنافه^۲ (۲۰۱۵) در زمینه بررسی منبع نوسانات اقتصاد نفتی به کمک مدل‌های VAR ساختاری نشان داده‌اند که تکانه‌های قیمت نفت می‌تواند اثرات دائمی بر اقتصاد واقعی داشته باشد؛ اما در اقتصادهای وابسته به نفت به دلیل تفکیک مخارج دولت از درآمدهای نفتی ممکن نیست، عدم تقارن و وابستگی‌های غیرخطی شایع است و هزینه‌های دولت در شرایط رکود نسبت به دوران رونق چسبنده‌تر است و تأثیر بیشتری بر فعالیت‌های اقتصادی دارد. همچنین، بررسی رابطه علیت دوطرفه بین تنوع بخشی صادرات و رشد اقتصادی در پژوهش‌های مساوی‌زاده و همکاران (۱۴۰۰)، محمدپور و همکاران (۱۳۹۸)، محمودزاده و همکاران (۱۳۹۳)، صالحی سربیزن و همکاران (۱۳۹۱) نشان از وجود رفتار چرخه‌ای نامتقارن برخی شاخص‌های کلان دارد. با وجود بررسی وابستگی‌های غیرخطی و عدم تقارن در نوسانات در پژوهش‌های مذکور، ماهیت دقیق وابستگی متقابل در این پژوهش‌ها مغفول مانده است. بنابراین، به دلیل مشاهده عدم تقارن در داده‌ها، نامتقارن بودن پاسخ به تکانه‌های نفتی و بررسی همبستگی غیرخطی بین بخش نفت و سایر بخش‌های اقتصاد واقعی، در این مطالعه مدل‌های دومتغیره و چندمتغیره vine-copula برازش شده است. افزون بر این، برای دریافت الگوهای همبستگی نامتقارن و نیز بررسی ماهیت همبستگی در دنباله‌های توزیع، از تکنیک مدل‌سازی انعطاف‌پذیر استفاده شده است. در مقاله حاضر، نخست به پژوهش‌های مرتبط به موضوع پرداخته و سپس روش‌شناسی پژوهش معرفی و در پایان، نتایج برآورد بیان شده است.

۲. مبانی نظری

^۱ Mehrara & Oskoui

^۲ Al Rasasi & Banafea

منابع طبیعی از طریق خلق سرمایه‌گذاری‌های مولد، تولید ارزهای خارجی، جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، ایجاد شغل، کاهش فقر و ارتقای تنوع اقتصادی به رشد و توسعه اقتصادی کمک کند (روستو، ۱۹۵۹؛ اسمیت و استوارت، ۱۹۶۳؛ واتکینز، ۱۹۶۳). از این رو، بررسی رابطه میان نفت خام و رشد اقتصادی در سال‌های مختلف توجه پژوهشگران بسیاری را به خود جلب کرده است. بررسی پژوهش‌های مرتبط به موضوع مورد بحث نشان می‌دهد که این پژوهش‌ها به دو دسته تقسیم می‌شود (بادیب و همکاران^۱، ۲۰۲۱). دسته اول، که از دهه ۱۹۸۰ آغاز شده، پژوهش‌هایی است که رابطه میان تکانه قیمت نفت خام و رشد اقتصادی را بررسی می‌کند. یکی از ویژگی‌های مشترک نتایج پژوهش‌های این دسته این است که تغییرات / تکانه‌های قیمت نفت به طور نامتقارن بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد. این بدان معناست که واکنش رشد اقتصادی به تکانه‌های مثبت (افزایش قیمت نفت) با واکنش به تکانه‌های منفی (کاهش قیمت نفت) تفاوت دارد (کوتون و همکاران، ۲۰۱۹). دسته دوم رابطه رانت منابع و رشد اقتصاد و عملکرد سایر بخش‌های اقتصاد را بررسی می‌کند (عامر و همکاران^۲، ۲۰۲۴). مفهوم رانت نفت جامع‌تر از قیمت نفت است و در آن، افزون بر قیمت نفت، عوامل دیگری نظیر مقدار و هزینه تولید نیز دخیل است. نسبت رانت نفت به تولید ناخالص داخلی مهم است، زیرا سطح اتکای یک کشور را به منابع نفتی نشان می‌دهد (بادیب، ۲۰۱۷). دسته اخیر تحت عنوان نوشته‌های مرتبط به نفرین نفت یا منابع طبیعی قرار می‌گیرد. بسیاری از پژوهشگران عقیده دارند که اگر افزایش رانت نفت مجموعه‌ای پیچیده از پویایی‌های اقتصادی و سیاسی را در پی داشته باشد و این مجموعه خود رشد اقتصادی را کند کند و مانع توسعه شود، نفرین نفت واقع می‌شود. نفرین نفت از سازوکارهای مختلفی سرچشمه می‌گیرد که وابستگی به نفت را به عملکرد ضعیف اقتصادی مانند نوسان قیمت کالاها، رانت جویی و بیماری هلندی ارتباط می‌دهد (بادیب، ۲۰۲۱).

۲-۱. نفرین منابع

^۱ Badeeb et al.

^۲ Ameer et al.

نوشته‌های مربوط به نفرین منابع را در دو دسته می‌توان جای داد؛ دسته نخست مبتنی بر سازوکار اقتصاد سیاسی و دسته دوم سازوکار مبتنی بر بازار (کوروچر و همکاران^۱، ۲۰۲۰). سازوکار اقتصاد سیاسی تاثیر مخرب رانت نفت را بر ساختار اقتصادی و سیاسی و اجتماعی مطالعه می‌کند. این تاثیرات موجب گسترش و تقویت فرآیندهای رانت‌جویی به‌جای فرآیندهای تولیدی در اقتصاد می‌شود (صداقت کالمرزی و همکاران، ۱۳۹۸). الشریف و باتاچاریا^۲ (۲۰۱۹) نیز استدلال می‌کنند در کشورهای غنی از منابع، مؤسسات با کیفیت بالا نقش حیاتی در تحول اقتصادی موثر ایفا می‌کنند؛ زیرا وابستگی به منابع نتیجه مستقیم تصمیمات سیاستی غیربهبهینه است و رشد را کاهش می‌دهد. در مقابل، در پژوهش‌های دیگر بیان شده است که موجودی منابع یک اقتصاد منحنی مرز امکانات را ارتقا می‌دهد و اقتصاد در مسیر رشد بلندمدت بالاتر حرکت می‌کند (برونشوایلر^۳، ۲۰۰۸). از این رو، گلب^۴ (۲۰۱۰) نشان داده که انباشت سرمایه انسانی و سرمایه نهادی از جمله الزامات کلیدی در «فرار» از نفرین منابع است و از حامیان تنوع اقتصادی است که به تقویت کیفیت حاکمیت و رشد اقتصادی، افزایش ثبات اقتصاد کلان، ارتقای تحول ساختاری و بلندمدت و توسعه ابعاد اجتماعی منجر می‌شود.

سازوکار مبتنی بر بازار به «بیماری هلندی» معروف است. در بیماری هلندی، رونق غیرعادی در یکی از بخش‌های اقتصادی نظیر بخش نفت منجر به کاهش در سایر بخش‌ها می‌شود رحمتی و کریمی‌راد، ۲۰۱۷). به علاوه، کادوت و همکاران^۵ (۲۰۱۱) نشان می‌دهند تنوع و توسعه اقتصادی یک رابطه U شکل دارد و با همگان شدن رشد درآمد با توسعه اقتصادی، الگوهای صادرات و تولید متنوع‌تر خواهد شد؛ زیرا با نبود تنوع اقتصادی ممکن است قدرت رقابت بخش‌های قابل مبادله (صنعت و کشاورزی) در بازارهای جهانی کاهش یابد، و این

^۱ Corrocher et al.

^۲ Alsharif & Bhattacharyya

^۳ Brunnschweiler

^۴ Gelb

^۵ Cadot et al.

در نهایت اثرات خارجی منفی بر اقتصاد و تضعیف بخش کشاورزی و صنعت را در پی خواهند داشت (پلاگ^۱، ۲۰۱۱).

۲-۲. انتقال اثر رانت نفتی به بخش غیرنفتی

طی سال‌های گذشته رابطه بین قیمت نفت و رشد اقتصادی به‌طور گسترده مورد بررسی قرار گرفته است. گوئل و موری^۲ (۱۹۹۳) این ارتباط را در اقتصاد ایالات متحده تحلیل کردند و دریافتند که افزایش قیمت نفت معمولاً فعالیت‌های اقتصادی و رشد را مختل می‌کند. به همین سان، همیلتون^۳ (۲۰۰۸) با مطالعه داده‌های کشورهای OECD مشاهده کرد که اثرات نوسانات قیمت نفت بر رشد اقتصادی می‌تواند متفاوت باشد؛ تکانه‌های قیمت نفت بسته به اینکه یک کشور عمدتاً صادرکننده یا واردکننده نفت باشد، ممکن است رشد را تقویت یا محدود کند. لاردیک و میگنون^۴ (۲۰۰۶) با استفاده از تحلیل همانندسازی نامتقارن نشان دادند رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود داشته و نتیجه گرفتند که قیمت‌های بالاتر نفت معمولاً رشد اقتصادی را تضعیف می‌کند. در زمینه کشورهای صادرکننده نفت، مهرآرا و محقق^۵ (۲۰۱۱) دریافتند که این رابطه هم غیرخطی و هم نامتقارن است؛ یعنی اثر قیمت نفت بر رشد اقتصادی بسته به سطوح قیمتی، متفاوت است. در نهایت، فرزانگان و مارکوارت^۶ (۲۰۰۹) رابطه قیمت نفت با چند شاخص کلان اقتصادی در ایران را تحلیل کردند و نشان دادند که تکانه مثبت قیمت نفت، تولید صنعتی را به‌طور معناداری افزایش می‌دهد. از سوی دیگر، کاهش قیمت نفت می‌تواند بر تولید صنعتی اثر منفی گذارد. پژوهش‌های جدیدتر محققانی

^۱ Ploeg

^۲ Goel & Morey

^۳ Hamilton

^۴ Lardic & Mignon

^۵ Mehrara & Mohaghegh

^۶ Farzanegan & Markwardt

نظیر سادورسکی^۱ (۲۰۱۲، ۲۰۱۴)، بشر و سادورسکی^۲ (۲۰۱۶)، نصیر^۳ (۲۰۱۶) و توربک^۴ (۲۰۱۹)، این تحلیل را گسترش داده و اثرات متنوع تغییرات قیمت نفت را بر رشد اقتصادی در کشورهای مختلف نشان داده‌اند. این اثرات تحت تأثیر سطوح متفاوت وابستگی به نفت و ساختارهای اقتصادی متمایز در این کشورهاست.

مکانیزم اثرگذاری تغییرات رانت نفتی بر ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصاد نامتقارن است (بادیب و همکاران، ۲۰۲۱). افزایش درآمدهای ناشی از صادرات منابع طبیعی منجر به افزایش تقاضای تمامی کالاها می‌شود. همچنین از آنجا که قیمت کالاهای قابل مبادله در بازارهای جهانی تعیین می‌شود، افزایش تقاضا با افزایش مخارج اقدام به افزایش قیمت نسبی کالاهای غیرقابل مبادله (خدمات) و تقویت ارزش پول ملی می‌شود (خضری، ۱۳۸۸). بنابراین، بخش کالاهای قابل مبادله تضعیف می‌شود و قدرت رقابت در بازارهای بین‌المللی و مقدار صادرات غیرنفتی کاهش می‌یابد (دمیری و همکاران، ۱۳۹۶). از آنجا که با تقویت پول ملی، قیمت کالاهای وارداتی کاهش می‌یابد، واردات کالا افزایش و تولید کالای داخلی کاهش می‌یابد. به تبع این کاهش، بهره‌وری و کارایی و رشد اقتصادی کاهش می‌یابد و عقب‌گرد صنعتی رخ می‌دهد (شاکری و همکاران، ۱۳۹۲). پس، به دلیل عدم کارایی بخش صنعت و بالا بودن هزینه‌های تولید، ارزش افزوده صنعت کاهش می‌یابد. از این رو، بانک‌ها به اعطای تسهیلات به بخش غیرقابل مبادله (خدمات) روی می‌آوردند و در صورت عدم اعطای تسهیلات به بخش صنعت، پدیده صنعت‌زدایی تشدید می‌شود. بر همین اساس، کشورهای نفت‌خیز به کمک تنوع تولید می‌توانند به تدریج اقدام به جداسازی رشد اقتصادی از فراوانی منابع نمایند (پارلی^۵، ۲۰۱۵) و با تغییر الگوی رشد به کاهش تمرکز بر تولید و صادرات نفت از طریق افزایش صادرات کالاهای قابل مبادله کمک کنند (ویگ و کولستاد^۶، ۲۰۱۲).

^۱ Sadorsky

^۲ Basher & Sadorsky

^۳ Nusair

^۴ Thorbecke

^۵ Parlee

^۶ Wiig and Kolstad

۳-۲. نقش نهادهای اقتصادی و حکمرانی در تاثیر رانت نفتی بر بخش

غیرنفتی اقتصاد

رابطه میان وفور منابع طبیعی، نهادهای اقتصادی و حاکمیتی همواره یکی از موضوعات مهم در نظریه‌های اقتصادی بوده است. این رابطه در کشورهای در حال توسعه که منابع طبیعی فراوان دارند، توجه بیشتری به خود جلب کرده است (اوتی^۱، ۱۹۹۳). در نظریه‌های اقتصادی ابتدایی، برخی معتقد بودند که منابع طبیعی می‌تواند عامل رشد و توسعه اقتصادی باشد (ساکس و وارنر^۲، ۱۹۹۵). اثر هلندی یکی از مهم‌ترین آثار اقتصادی است که در پی وفور منابع طبیعی رخ می‌دهد. این اثرات اقتصادی در بسیاری از موارد به کیفیت نهادهای اقتصادی و حاکمیتی کشورها بستگی دارد. نهادهای ضعیف و فساد گسترده می‌تواند باعث شود که درآمدهای حاصل از منابع طبیعی به جای سرمایه‌گذاری در بخش‌های مولد، به گروه‌های خاص متمرکز شود و به نابرابری‌های اجتماعی و اقتصادی دامن زند (مهلوم و همکاران^۳، ۲۰۰۶). در کشورهایی که نهادهای ضعیف و فساد زیاد است، از منابع طبیعی استفاده بهینه نمی‌شود و این امر در نهایت به بحران‌های اقتصادی می‌انجامد (عجم‌اغلو و رایبسون^۴، ۲۰۱۲). پارادوکس نفرین منابع از طریق سه نظریه کلیدی اقتصادی تحلیل می‌شود که به تبیین نحوه تأثیر منابع طبیعی بر اقتصاد و نهادهای حاکمیتی می‌پردازد:

۱. نظریه نهادها: این نظریه بر این نکته تأکید دارد که نهادهای «بهره‌کش» انگیزه‌های معیوب ایجاد و رانت منابع طبیعی را به سمت فعالیت‌های غیرمولد هدایت می‌کند. در کشورهایی که نهادهای ضعیف دارند، درآمدهای حاصل از منابع طبیعی به جای اینکه به فعالیت‌های مولد و تولیدی اختصاص یابد، صرف فعالیت‌های رانت‌جویی و فساد می‌شود، و همین امر رشد و توسعه اقتصادی را کند می‌کند (عجم‌اغلو و رایبسون، ۲۰۱۲).

۲. نظریه بیماری هلندی: طبق این نظریه، وفور منابع طبیعی باعث تقویت ارز ملی و کاهش رقابت‌پذیری سایر بخش‌های صادراتی می‌شود. در نتیجه، بخش‌های غیرنفتی، به‌ویژه صنایع

^۱ Auty

^۲ Sachs & Warner

^۳ Mehlum et al.

^۴ Acemoglu & Robinson

تولیدی و کشاورزی، آسیب می‌بیند و سهمشان از صادرات کاهش می‌یابد. برای نمونه، در ایران شاهد بوده‌ایم که وابستگی بیش از حد به صادرات نفتی باعث کاهش سهم صادرات غیرنفتی و رشد اقتصادی در این بخش‌ها شده است (فرزانگان، ۲۰۱۱).

۳. نظریه رانت‌جویی: در این نظریه، گروه‌های ذی‌نفع با دست بردن در قوانین و استفاده از موقعیت‌های خاص، منابع طبیعی را به نفع خود مصادره می‌کنند (رز، ۲۰۱۵). در بسیاری از کشورهای دارای منابع طبیعی، از جمله ایران، گروه‌های سیاسی و اقتصادی می‌توانند با بهره‌برداری از منابع طبیعی، قوانین را به نفع خود تغییر دهند، و این امر موجب فساد و نابرابری اجتماعی می‌شود.

این سه نظریه از طریق چهار سازوکار هم‌افزا به تضعیف حکمرانی و نهادها منجر می‌شوند:

۱. فروپاشی قرارداد اجتماعی: کاهش وابستگی دولت به مالیات‌ها باعث تضعیف پاسخگویی دولت به مردم می‌شود و فساد را تشدید می‌کند (کارل^۲، ۱۹۹۷).

۲. رانت‌جویی نهادی: هر ده درصد افزایش در وابستگی به نفت می‌تواند باعث کاهش ۰/۸ واحدی شاخص فساد شود (مهلوم و همکاران، ۲۰۰۶).

۳. تخریب حاکمیت قانون: دولت‌ها برای نخبگان قوانین خاصی ایجاد می‌کنند که باعث تضعیف عدالت و حاکمیت قانون می‌شود.

۴. چرخه شوک‌پذیری: نوسانات قیمت نفت، به ویژه نوسانات ۳۰ درصدی قیمت نفت، می‌تواند باعث کاهش ۱/۲ درصدی رشد کیفیت نهادها در پنج سال شود (IMF، ۲۰۲۲).

۳. پیشینه پژوهش

الشریف و باتاچاریا (۲۰۱۹) علی‌رغم تاکید بر نقش تنوع‌بخشی در کاهش نوسانات اقتصاد کشورهای نفت‌خیز، نشان می‌دهند که این کشورها بر صادرات غیرنفتی متمرکز هستند. متاله و متاله^۳ (۲۰۲۱) با بررسی عوامل تعیین‌کننده پیچیدگی اقتصادی در منطقه MENA مبتنی بر رویکرد GMM نشان داده است که رانت منابع تأثیر منفی بر پیچیدگی اقتصادی دارد.

^۱ Ross

^۲ Karl

^۳ Metallah & Metallah

بانافه^۱ (۲۰۲۲) تأثیر تکانه‌های نفتی را بر رشد اقتصادی عربستان با استفاده از مدل VAR و تغییر رژیم ناهمگن^۲ مارکوف تحلیل کرده و نشان داده است که تکانه‌های نفتی مثبت اثرات مثبتی بر رشد اقتصادی دارند. ابوبکر بادیب و همکاران (۲۰۲۱) تأثیر عدم تقارن ناشی از تکانه‌های رانت نفت بر رشد اقتصادی را بررسی و نشان دادند که رشد اقتصادی کل در بلندمدت به تکانه‌های مثبت و منفی رانت نفت واکنش نامتقارن نشان می‌دهد. همچنین، ماهیت واکنش به تکانه‌های رانت نفت در بخش‌های اقتصادی تفاوت بسیار دارد، به طوری که کشاورزی و حمل‌ونقل تنها به تکانه‌های مثبت و تولید و عمده‌فروشی به تکانه‌های منفی واکنش نشان می‌دهد. همچنین، ادابور و همکاران^۳ (۲۰۲۱) اثر رانت نفتی بر رشد اقتصادی کشور غنا را به کمک مدل NARDL مطالعه و نشان دادند رانت منابع نفتی رشد اقتصادی را به میزان قابل توجهی ارتقا و شواهد تجربی در تقویت فرضیه موهبت منابع ارائه می‌دهد. برخلاف آن، رانت منابع گاز تأثیر نامطلوب چشم‌گیری بر رشد اقتصادی دارد و شواهد تجربی در تقویت فرضیه نفرین منابع ارائه می‌دهد. الفکی و الانشاسی^۴ (۲۰۲۲) با استفاده از مدل کاپولا وابستگی غیرخطی رانت نفتی، متنوع‌سازی و رشد اقتصادی کشور امارات را تخمین و نشان دادند که علی‌رغم وابستگی به صادرات نفت، در دوره بروز تکانه‌های نفتی، بخش خدمات از انعطاف‌پذیری و بخش صنعت از ثبات نسبی برخوردار است. نتایج مطالعه جولو و همکاران^۵ (۲۰۲۲) در بررسی روابط عوامل محرک تنوع اقتصادی در ۱۴ کشور غنی نشان می‌دهد که تشکیل سرمایه ناخالص، توسعه مالی، مشارکت نیروی کار و حاکمیت قانون تأثیر مثبت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رشد تولید ناخالص داخلی واقعی و نرخ خوداشتغالی تأثیر منفی بر تنوع اقتصادی دارد. پژوهش عبدالمولی (۲۰۲۲) بر رویکرد GMM پویا مبتنی است و نتایج پژوهش او بر تأثیر مثبت بخش صنعت و کالاهای صادراتی با فناوری پیشرفته بر عملکرد اقتصادی دلالت دارد. الانشاسی و خالد^۶ (۲۰۲۳) گذار از

^۱ Banafea^۲ Markov-switching heteroscedastic regime^۳ Adabor et al.^۴ Alfaki & Anshasy^۵ Jolo et al.^۶ Anshasy & Khalid

وابستگی به نفت به تنوع و سپس پایداری و انعطاف‌پذیری را تحلیل نمودند و نشان دادند که همه الگوهای متنوع‌سازی منجر به توسعه پایدار و اقتصاد مقاوم‌تری نمی‌شود. همچنین، دستیابی به رشد پایدار و انعطاف‌پذیر لزوماً به رونق اقتصادی نمی‌انجامد. علویی و همکاران^۱ (۲۰۲۴) ارتباط پویا بین نااطمینانی اقتصادی، ریسک ژئوپلیتیک، نوسان قیمت نفت و پیچیدگی اقتصادی کشور عربستان سعودی را با بهره‌گیری از همبستگی‌های چندگانه محلی Wavelet مطالعه و ارزیابی نمودند. یافته‌های پژوهش آن‌ها نشان داده است که میان نوسانات نفت، ریسک ژئوپلیتیک، و عدم قطعیت‌های جهانی با پیچیدگی اقتصادی در بلندمدت رابطه مثبت وجود دارد. در مقابل، اثر آن‌ها در کوتاه‌مدت ضعیف و عمدتاً ناچیز است.

مهرآرا^۲ (۲۰۰۷) به بررسی منابع نوسانات کلان اقتصادی در کشورهای صادرکننده نفت با استفاده از رویکرد VAR ساختاری پرداخته و نشان داده است که تکانه‌های قیمت نفت عامل اصلی نوسانات تولید در عربستان سعودی و ایران است. محنت‌فر و همکاران (۱۳۹۸) نیز با کمک VAR ساختاری نشان داده‌اند که اثر تکانه‌های درآمد نفت بر متغیرهای کلان نامتقارن است و تکانه منفی حاصل از درآمدهای نفتی نسبت به تکانه مثبت باعث نوسانات بیشتری در متغیرها می‌شود؛ اما در تکانه‌های مثبت و منفی مورک، اثرات متغیرها بر این تکانه‌ها نامتقارن است. همچنین اگر تکانه‌ای در جهت مثبت یا منفی به درآمدهای نفتی وارد شود، تمام متغیرهای مدل از جمله تولید ناخالص ملی، درآمد ملی، صادرات و واردات کالاها و خدمات، مخارج دولتی، تورم و مصرف خصوصی نسبت به تکانه وارد شده واکنش نشان می‌دهند. بررسی کالمرزی و همکاران (۱۳۹۸) درباره رابطه رانت نفت و رشد اقتصادی در کشورهای اوپک نشان می‌دهد که رانت نفت تاثیر غیرخطی و آستانه‌ای بر رژیم‌های رشد اقتصادی داشته است. صیادی و خوشکلام (۱۳۹۹) پویایی بین درآمد نفتی و اجزای تقاضای کل و همچنین پویایی بین مخارج سرمایه‌ای مؤثر دولت و تولید ناخالص داخلی بدون نفت ایران را به کمک مدل BVAR ارزیابی نمودند. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که با

^۱ Aloui et al.

^۲ Mehrara

بروز تکانه افزایشی در درآمد نفتی اجزای تقاضای کل با افزایش همراه می‌شوند و با این وضع، بیشترین افزایش در مخارج جاری دولت رخ می‌دهد. همچنین، با تکانه مثبت در مخارج سرمایه‌ای مؤثر دولت، تولید ناخالص داخلی بدون نفت کشور با افزایش مواجه می‌شود. نتایج پژوهش یحیی زاده‌فر و همکاران (۱۳۹۹) درباره تأثیر درآمد صادرات نفت بر رشد اقتصادی نشان می‌دهد که درآمد صادرات نفت بر رشد اقتصادی با تکیه بر نظریه نفرین منابع تأثیر مثبت دارد. رحیمی و همکاران (۱۴۰۰) نقش شاخص پیچیدگی اقتصادی در رشد اقتصادی کشورهای حوزه MENAT را با استفاده از مدل GMM تبیین و معلوم می‌کند که افزایش سرمایه‌گذاری در تربیت نیروی انسانی نوآور و خلاق و گسترش پیچیدگی اقتصادی می‌تواند رشد اقتصادی بالاتری در پی داشته باشد. محمدی خیاره و زیوری (۱۴۰۱) نیز نشان داده‌اند که پیچیدگی اقتصادی یکی از عوامل مهم و کلیدی برای رشد اقتصادی در بلندمدت است. با این حال، تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت معنادار نیست، و این وضع بیانگر زمان‌بر بودن تأثیر تحولات ساختاری تولید بر رشد اقتصادی است. در بررسی شایان و غلامی (۱۴۰۲) درباره اثر بی‌ثباتی در درآمد نفت بر رشد بخش صنعت نشان داده شده است که ایجاد یک تکانه مثبت به اندازه یک انحراف معیار در متغیر نسبت درآمد نفت به تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت بر تولیدات صنعتی و رشد بخش صنعت تأثیر منفی می‌گذارد و در بلندمدت نهایتاً موجب کاهش رشد بخش صنعت و صادرات صنعتی می‌شود. جعفری و همکاران (۱۴۰۲) هم نتیجه گرفته‌اند که شاخص‌های حکمرانی درآمدهای نفتی، یا به عبارت دیگر سهم سرمایه‌گذاری بخش دولتی از درآمدهای نفتی و سهم سرمایه‌گذاری بخش خصوصی از درآمدهای نفتی، تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک دارد. معمارزاده (۱۴۰۳) واکنش نامتقارن ارزش افزوده کل اقتصاد و زیربخش‌های اقتصادی را به تغییرات مثبت و منفی رانت خام در اقتصاد بررسی کرده است. نتایج پژوهش او نشان می‌دهد که ارزش افزوده کل اقتصاد واکنش نامتقارن به تغییرات مثبت و منفی رانت نفت خام تنها در بلندمدت معلوم می‌شود. اگرچه این عدم تقارن در برخی از زیربخش‌ها نیز تأیید شده، اما ماهیت واکنش زیربخش‌های اقتصادی به تغییرات رانت نفت به میزان قابل توجهی متفاوت است.

۴. روش

در اقتصادهای وابسته به نفت جداسازی مخارج دولت از درآمدهای نفتی غیرممکن است. بنابراین، هزینه‌های دولت در شرایط رکود نسبت به دوران رونق، چسبنده‌تر است و تأثیر بیشتری بر فعالیت‌های اقتصادی دارد. همین مسئله عدم تقارن و وابستگی‌های غیرخطی در اقتصادهای وابسته به نفت را نشان می‌دهد. از این رو، با بررسی پژوهش‌های پیشین در زمینه منبع نوسانات اقتصاد نفتی با مدل‌های VAR ساختاری معلوم می‌شود که تکانه‌های قیمت نفت می‌تواند اثرات دائمی بر اقتصاد واقعی داشته باشند. الفکی و الانشاسی (۲۰۲۲) و فون‌دار پلاگ^۱ (۲۰۱۱) بیان می‌کنند که وابستگی ساختار اقتصادی به رانت نفتی پدیده‌ای بلندمدت و تکانه‌های نفتی نهفته در مفهوم رانت نفتی عامل نوسانات کوتاه‌مدت است. همچنین، در پژوهش‌هایی که به بررسی رفتار چرخه‌ای نامتقارن برخی شاخص‌های کلان اقتصادی پرداخته شده، رابطه علیت دوطرفه بین تنوع بخشی صادرات و رشد اقتصادی مطالعه شده است. با توجه به همین پیشینه، بررسی ساختار وابستگی بین رانت نفتی و سایر بخش‌های غیرنفتی اهمیت پیدا می‌کند. در این پژوهش‌ها با وجود بررسی وابستگی‌های غیرخطی و عدم تقارن در نوسانات، ماهیت دقیق وابستگی متقابل مغفول مانده است. از سوی دیگر، توابع Vine Copula توانایی مدلسازی وابستگی‌های غیرخطی و نامتقارن دارد. همچنین، برخلاف روش‌های سنتی از جمله ضریب همبستگی پیرسون، Vine Copula ساختاری انعطاف‌پذیر برای مدلسازی وابستگی میان چند متغیر به صورت همزمان در اختیار می‌گذارد. در نهایت، در صورت وقوع رکود یا رونق اقتصادی، متغیرها ممکن است رفتار متفاوتی در بخش‌های بالایی یا پایینی توزیع نشان دهد. Vine Copula قادر است وابستگی‌های دنباله‌ای را شناسایی کند، و این نکته‌ای است که در روش‌های VAR یا همبستگی‌های خطی نادیده گرفته شده است.

با توجه به ویژگی‌های منحصر به فرد اقتصاد ایران مانند (۱) وابستگی بودجه به درآمدهای نفت و عدم امکان جداسازی مخارج دولت از نفت؛ (۲) تأثیرپذیری از تحریم‌ها، که خود

^۱ Van der Ploeg

منجر به تشدید نوسانات و شکست ساختاری در روابط اقتصادی می شود؛ (۳) چسبندگی هزینه ها در دوران رکود و رفتار نامتقارن متغیرها در دوران رکود و رونق؛ (۴) محدودیت موجود در روش شناختی مطالعات پیشین؛ استفاده از توابع کاپولای و این به عنوان یک روش پیشرفته، اهمیت حیاتی پیدا می کند. این توابع مدل سازی روابط غیرخطی، نامتقارن و وابستگی های دنباله ای بین رانت های نفتی و بخش های غیرنفتی (به ویژه تحت تاثیر تحریم ها و نوسانات شدید قیمت نفت) را فراهم و ساختارهای پیچیده انتقال شوک را (که در روش های مرسوم مانند VAR یا همبستگی خطی نادیده گرفته می شود) آشکار می کند. این امر به ویژه برای تجزیه و تحلیل وابستگی مالی به درآمدهای نفتی و هزینه های چسبنده در دوران رکود، حیاتی است. با این حال، اجرای این رویکرد در ایران با دشواری ها از جمله در زمینه محدودیت داده ها، نایستایی مدت زمانی داده های بلندمدت ناشی از تحریم ها و شوک های سیاستی مواجه است. علاوه بر این، پیچیدگی محاسباتی مدل های کاپولای و این در اقتصاد بی ثبات ایران اقتصاد موانع عملیاتی ایجاد می کند.

۴-۱. بررسی وابستگی^۱

در ضرایب همبستگی خطی، از توزیع مشترک در اندازه گیری وابستگی بین دو متغیر استفاده می شود (البته ممکن است در برخی مواقع، هدف بررسی وابستگی دمی (دنباله ای)^۲ باشد). بنابراین، برای بررسی رفتار دو متغیر در انتهای توزیع ها، شاخص وابستگی دنباله ای که دال بر وابستگی غیرخطی است استفاده می شود. وابستگی دنباله ای رابطه وابستگی بین مقادیر بزرگ (کوچک) از یک متغیر با مقادیر بزرگ (کوچک) از متغیر دیگر را توصیف می کند، که تحت عنوان وابستگی دنباله ای بالایی (λ_R) (پایینی (λ_L)) تعریف می شود (کشاورز حداد و حیرانی، ۱۳۹۳). در یک بردار تصادفی دو بعدی $X = (X, Y)^T$ ، وابستگی های دنباله ای پایینی و بالایی بین دو متغیر X و Y به ترتیب در رابطه (۱) و (۲) ارائه شده است:

$$\lambda_L = \lim_{u \rightarrow 0^+} \Pr[Y \leq F_Y^{-1}(u) | X \leq F_X^{-1}(u)] = \lim_{u \rightarrow 0^+} \frac{C(u, u)}{u} \quad (1)$$

^۱ dependence

^۲ Tail Dependence

$$\lambda_u = \lim_{u \rightarrow 1^-} \Pr[Y > F_Y^{-1}(u) | X > F_X^{-1}(u)] = \lim_{u \rightarrow 1^-} \frac{1 - 2u + C(u, u)}{1 - u} \quad (2)$$

که در آن $u = F_X(x)$ و $C(u, v)$ نشان‌دهنده تابع کاپولا و F_i^{-1} دال بر معکوس تابع توزیع تجمعی است. اگر $\lambda_L > 0$ باشد، X و Y وابستگی دنباله پایینی خواهد داشت. به همین سان، اگر $\lambda_u > 0$ باشد، X و Y وابستگی دنباله بالایی خواهد داشت.

۲-۴. تابع کاپولا^۱

طبق قضیه اسکلار، اگر یک تابع توزیع توام با توزیع حاشیه‌ای $F_1, \dots, F_d$ داشته باشیم، تابع کاپولا در فضای $[0, 1]^d \rightarrow [0, 1]^d$ وجود دارد به گونه‌ای که به ازای تمامی متغیرهای $X_1, \dots, X_d$ در فضای $R = [-\infty, \infty]$ خواهیم داشت:

$$F(X_1, \dots, X_d) = C(F_1(X_1), \dots, F_d(X_d)) \quad (3)$$

C ساختار وابستگی را نشان می‌دهد. اگر $F_1, \dots, F_d$ پیوسته باشد، تابع کاپولای C یکتاست. همچنین کاپولای یک توزیع تجمعی چند متغیره d بعدی با توابع توزیع حاشیه‌ای یکنواخت به صورت زیر است:

$$C(u_1, \dots, u_d) = F(F_1^{-1}(u_1), \dots, F_d^{-1}(u_d)) \quad (4)$$

توابع کاپولا توزیع‌های حاشیه‌ای را از ساختارهای وابستگی جدا می‌کند و انواع مختلف کاپولاها به وابستگی دنباله‌ای پاسخ متفاوتی می‌دهد (تریودی و زیمر، ۲۰۰۷). خانواده‌های کاپولایی که وابستگی بزرگ را پوشش می‌دهد کاپولای بیضوی نام دارد. رابطه (۵) کاپولای گوسی از نوع تک‌متغیره را نشان می‌دهد که در آن Φ ، تابع توزیع شرطی توزیع نرمال استاندارد و Φ^{-1} معکوس تابع توزیع استاندارد نرمال تجمعی و $\Phi_G(u, v)$ ، توزیع نرمال دو متغیره استاندارد است.

$$C(u, v; \theta) = \Phi_G(\Phi^{-1}(u), \Phi^{-1}(v); \theta) \quad (5)$$

همچنین، رابطه (۶) توابع کاپولای t-student را نشان می‌دهد و d درجه آزادی، t_d^{-1} معکوس تابع توزیع استاندارد t-student تجمعی و $t_{\theta, d}$ ، توزیع دو متغیره t-student

^۱ The copula functions

^۲ Trivedi and Zimmer

چندمتغیره با درجه آزادی d . کاپولای t-student وابستگی دنباله‌ای را نشان می‌دهد اما عدم تقارن‌های احتمالی در دنباله‌ها را توضیح نمی‌دهد.

$$C(u, v; \theta, d) = t_{\theta, d}(t_d^{-1}(u), t_d^{-1}(v)) \quad (۶)$$

جدول ۱. خانواده توابع کاپولای بیضوی

نام تابع	دامنه تغییرات	ضریب تائو کندال (τ)	وابستگی دنب بالا و پایین
گاوسی	$\rho \in (-1, 1)$	$\frac{2}{\pi} \arcsin(\rho)$	وابستگی دنباله‌ای صفر
t-student	$\rho \in (-1, 1), v > 2$	$\frac{2}{\pi} \arcsin(\rho)$	$2t_{v+1}(-\sqrt{v+1} \sqrt{\frac{1-\rho}{1+\rho}})$

منبع: جو (۲۰۱۴)

توابع کاپولای ارشمیدسی از انعطاف‌پذیری بالایی برخوردار است و دامنه وسیعی از ساختار وابستگی را، به‌ویژه در دنباله‌های متغیرهای تصادفی، مدل‌سازی می‌کند. توابع ارشمیدسی را فرم کلی زیر نشان می‌دهد:

$$C(u, v) = \varphi^{-1}(\varphi(u) + \varphi(v)) \quad (۷)$$

φ به تابع مولد اشاره می‌کند. تابع کاپولای فرانک به علت متقارن بودن در دو دنباله و در بر گرفتن تمام حدود همبستگی، در تحلیل پدیده‌هایی استفاده می‌شود که وابستگی مثبت و منفی دارد. توابع فرانک، کلایتون، گامبل و جو اطلاعاتی در مورد وابستگی نامتقارن و وابستگی دنباله‌ای ارائه می‌دهد. بسیاری از کاپولاهای، به جز کاپولای گاوسی و فرانک، فقط وابستگی مثبت را اندازه‌گیری می‌کند و نمی‌تواند وابستگی دم منفی را نشان دهد. کاپولاهای با ۹۰، ۱۸۰ و ۲۷۰ درجه منجر به کاپولای چرخشی می‌شوند که می‌تواند وابستگی منفی را مدل‌سازی کند (برچمن و شپسمایر^۱، ۲۰۱۳). چرخش ۱۸۰ درجه کاپولاهای بقا^۲ را خلق می‌کند که مکمل کاپولاهای غیرچرخشی است. کاپولاهای چرخشی را می‌توان بر حسب کاپولاهای غیرچرخشی به‌صورت زیر توصیف کرد:

^۱ Brechmann and Schepsmeier

^۲ survival copulas

نام خانوادگی نویسنده اول و دوم (بیش از دو نویسنده نام خانوادگی نویسنده اول و همکاران | ۱۹

$$\begin{aligned} C_{90}(u, v) &= v - C(1-u, v) \\ C_{180}(u, v) &= u + v - 1 + C(1-u, 1-v) \\ C_{270}(u, v) &= u - C(u, 1-v) \end{aligned} \quad (A)$$

جدول ۲: خانواده توابع کاپولای ارشمیدسی

نام تابع	تابع	دامنه تغییر پارامترها	ضریب تائو کندال (τ)	وابستگی دنب بالا و پایین
فرانک	$\text{Log}\left(\frac{e^{-\theta}-1}{e^{-\theta}-1}\right)$	$\theta \in R \setminus \{0\}$	$1 - \frac{4}{\theta} + 4 \frac{D_1(\theta)}{\theta}$	$(0, \theta)$
کلاتون	$\frac{1}{\theta}(t^{-\theta} - 1)$	$\theta > 0$	$\frac{\theta}{\theta+2}$	$(2^{-1/\theta}, 0)$
گامبل	$(-\text{Log}t)^\theta$	$\theta \in [1, \infty)$	$1 - \frac{1}{\theta}$	$(0, 2 - 2^{-1/\theta})$
جو	$-\text{Log}[1 - (1-t)^\theta]$	$\theta > 1$	$1 - \frac{4}{\theta^2} \int_0^1 t \text{Log}(t)(1-t)^{2(1-\theta)/\theta} dt$	$(0, 2 - 2^{-1/\theta})$
BB ^۱	$(t^{-\theta} - 1)^\delta$	$\theta > 0, \delta \geq 1$	$1 - \frac{2}{\delta(\theta+2)}$	$(2^{-1/\delta}, 2 - 2^{1/\delta})$
BB ^۶	$-\text{Log} - [1 - (1-t)^\theta]$	$\theta > 1, \delta \geq 1$	$1 - 4 \int_0^1 (-\text{Log}(-(1-t)^\theta + 1) \times \frac{(1-t(1-t)^{-\theta} + t(1-t)^{-\theta})}{\delta\theta}) dt$	$(0, 2 - 2^{1/\delta(\theta)})$
BB ^v	$[1 - (1-t)^\theta]^{-\delta} - 1$	$\theta \geq 1, \delta > 1$	$1 - \frac{2}{\delta(2-\theta)} + \frac{4}{\theta^2\delta} \times B\left(\frac{2-\theta}{\theta}, \delta+2\right)$	$(2^{-1/\delta}, 2 - 2^{1/\delta})$
BB ^۸	$-\text{Log}\left[\frac{1 - (1-\delta)^\theta}{1 - (1-\delta)^\theta}\right]$	$\theta \geq 1, 0 < \delta \leq 1$	$1 + 4 \int_0^1 \left(\frac{-\text{Log}\left(\frac{(1-\delta)^\theta - 1}{(1-\delta)^\theta - 1}\right)}{\times \frac{(1-t\delta(1-\delta)^{-\theta} + t\delta(1-\delta)^{-\theta})}{\delta\theta}} \right) dt$	$(0, 0^c)$

منبع: برچمن و شپسمایر (۲۰۱۳)

کاپولاهای دومتغیره BB^۱، BB^۶، BB^v و BB^۸ به ترتیب از ترکیب کاپولاهای (کلاتون-گامبل)، (جوی-گامبل)، (جوی-کلاتون) و (جوی-فرانک) به دست می آید.

۳-۴. کاپولای خوشه‌ای (واین)^۱

^۱ Vine copula

کاپولای واین ساختار گرافیکی منعطفی برای توصیف کاپولاهای چند متغیره (که با استفاده از تعداد بی شماری از کاپولای دو متغیره به صورت آبشاری ساخته شده اند) ارائه می دهد و ساختار کاپولای زوجی^۱ (PCCs) نیز به آن اطلاق می گردد. PCCها یک تابع چگالی احتمال چند متغیره را به کاپولاهای دو متغیره تجزیه می کند، به طوری که هر زوج کاپولا می تواند مستقل از سایر کاپولاهای انتخاب شود. کاپولای واین مزیت مدل سازی کاپولای چند متغیره را (که همان جدایی مدل سازی حاشیه ای، وابستگی و مزیت انعطاف پذیری است) در بر می گیرد. آس و همکاران^۲ (۲۰۰۹) تکنیک های استنباط آماری را برای دو دسته ی مهم واین یعنی شکل کانونی (C-vine) و قابل ترسیم (D-vine) ارائه کرده اند. در واقع، در نمودار درختی کاپولا واین d بعدی، تعداد $d(d-1)/2$ زوج کاپولا در $d-1$ شاخه متصل قرار می گیرد (برچمن و شپسمایر، ۲۰۱۳). کاپولای C-vine زمانی انتخاب مناسب تری است که متغیر کلیدی بر وابستگی چند متغیره حاکم باشد (آس و همکاران، ۲۰۰۹). به عبارتی، در کاپولای C-vine با d بعد، نخستین درخت، وابستگی زوجی با توجه به متغیری خاص و با استفاده از کاپولاهای دو متغیره مدل سازی شده است. مشروط بر این متغیر، وابستگی های زوجی با توجه به متغیر دوم مدل سازی می شوند. به طور کلی، یک گره در هر درخت انتخاب می شود و تمام وابستگی های زوجی با توجه به این گره مشروط به تمام گره های قبلی مدل سازی می شود، یعنی درختان C-vine ساختار ستاره ای دارد. معادله زیر از چگالی چند متغیره C-vine با گره های ریشه ای، ۱، ...، d، منتج می گردد:

(۹)

$$f(y) = \prod_{i=1}^d f_k(y_k) \times \prod_{i=1}^{d-1} \prod_{j=1}^{d-i} c_{i,i+j|1:(i-1)}(F(y_i|y_1, \dots, y_{i-1}), F(y_{i+j}|y_1, \dots, y_{i-1}) | \theta_{i,i+j|1:(i-1)})$$

f_k ، ...، k و d تابع چگالی های حاشیه ای را نشان می دهد و $c_{i,i+j|1:(i-1)}$ تابع چگالی جفت دو متغیره با پارامتر (ها) $\theta_{i,i+j|1:(i-1)}$ است. حاصل ضرب بیرونی بر روی درختان d - ۱ و گره های ریشه i اجرا می شود، در حالی که حاصل ضرب درونی به جفت-کاپولاهای $d-i$ در هر درخت اشاره دارد: $i=1, \dots, d-1$. همچنین، کاپولای D-vine با d بعد با

^۱ pair copula constructions

^۲ Aas et al.

انتخاب ترتیب خاصی از متغیرها ساخته می‌شود. در درخت اول، وابستگی متغیر اول و دوم، متغیر دوم و سوم، سوم و چهارم و غیره با استفاده از زوج کاپولاها مدل‌سازی می‌شود؛ یعنی اگر ترتیب $d, \dots, 1$ را فرض کنیم، زوج‌های $(1,2), (2,3), (3,4)$ و غیره را مدل می‌کنیم. در درخت دوم، وابستگی شرطی اول و سوم با توجه به متغیر دوم (جفت $(2|1,3)$)، دوم و چهارم با توجه به سوم (زوج $(3|2,4)$)، و غیره، مدل‌سازی شده است. به همین ترتیب، وابستگی‌های دوتایی متغیرهای a و b در درخت‌های بعدی مشروط به متغیرهایی که بین متغیرهای a و b در درخت اول قرار دارد، مدل‌سازی می‌شود؛ به عنوان مثال، زوج $(5|1,3,4,2)$. یعنی هر درخت D-vine یک ساختار مسیر دارد. بنابراین، تجزیه تابع چگالی چند متغیره D-vine با گره‌های ریشه، $d, \dots, 1$ با معادله زیر نشان داده می‌شود:

(۱۰)

$$f(y) = \prod_{i=1}^d f_k(y_k) \times \prod_{i=1}^{d-1} \prod_{j=1}^{d-i} c_{i,i+j|(j+1)(j+i-1)}(F(y_i|y_{j+1}, \dots, y_{j+i-1}), F(y_{i+j}|y_{j+1}, \dots, y_{j+i-1}) | \theta_{i,i+j|(j+1)(j+i-1)})$$

۴-۴. توزیع حاشیه‌ای

برازش مدل کاپولا معمولاً با مشخص کردن توزیع حاشیه‌ای متغیرها انجام می‌شود. برای توزیع‌های نامتقارن، توابع چگالی معمولاً چولگی و کشیدگی متفاوتی نسبت به توزیع نرمال نشان می‌دهد. از آن‌جاکه توابع کاپولا ساختار وابستگی را بر اساس باقی‌مانده‌های مدل‌های سری زمانی برازش توصیف می‌کند، برای شروع فرض می‌شود میانگین‌های شرطی سری-های زمانی بر اساس یک فرآیند میانگین متحرک اتورگرسیو (ARMA) توسعه می‌یابد. انگل^۱ (۱۹۸۲) و بولرسلو^۲ (۱۹۸۶) بیان می‌کنند که اگر خطاهای ARMA دارای همبستگی و ناهمسانی واریانس باشد، آنگاه واریانس شرطی از GARCH خواهد بود. بنابراین، مدل‌های حاشیه‌ای ARMA-GARCH می‌تواند حقایقی را در خصوص توزیع (مانند دنب‌های ضخیم و چولگی) همراه با سایر واقعیت‌های سری‌های زمانی مانند خوشه‌بندی نوسانات، محاسبه تغییرات در طول زمان را با استفاده از مقادیر گذشته‌ی واریانس

^۱ Engle

^۲ Bollerslev

ثبت کند. برای سری زمانی y_t ، عبارت خطای ε_t یک فرآیند $ARMA(p, q)$ است که پس از تغییر واریانس آن در طول زمان به یک فرآیند GARCH تبدیل خواهد شد. تسی^۱ (۲۰۰۵) بیان می‌کند که کل مدل $ARMA(p, q) - GARCH(k, l)$ را می‌توان به صورت زیر فرموله کرد:

$$y_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_i y_{t-i} + \sum \psi_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\varepsilon_t = h_t \eta_t \quad (12)$$

$$h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i y_{t-i}^2 \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^l \beta_i h_{t-i}^2 + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$\text{که } \sum_{i=1}^k \alpha_i + \sum_{i=1}^l \beta_i < 1 \text{ و } \beta_i \geq 0, \alpha_i \geq 0, \alpha_0 > 0, \sum_{i=1}^p \varphi_i < 1$$

۵. یافته‌ها

۵-۱. آمار توصیفی

به منظور بررسی تاثیر تکانه‌های نفتی بر عملکرد بخش‌های غیرنفتی اقتصاد از سری زمانی داده‌های واقعی بر حسب دلار آمریکا و سال پایه ۲۰۱۵ بر اساس پایگاه داده آنلاین شاخص-های توسعه جهانی بانک جهانی^۲ مشتمل بر رانت نفتی، تجارت کالا، تولید ناخالص داخلی، ارزش افزوده خدمات، ارزش افزوده تولید و تسهیلات بانکی در طی دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۲۰ استفاده شده است. براساس تعاریف مندرج در سایت بانک جهانی، تعاریف متغیرهای مذکور چنین است: رانت نفتی^۳ تفاوت میان ارزش نفت تولیدی (در قیمت جهانی) و هزینه تولید آن است^۴. تولید ناخالص داخلی^۵ برابر مجموع ارزش افزوده ناخالص ایجاد شده توسط

^۱ Tsay

^۲ World Bank's World Development Indicators online database

^۳ رانت نفتی = حجم تولید نفت × قیمت جهانی نفت - هزینه استخراج نفت.

^۴ بانک جهانی (در نشانی زیر) هر ساله داده‌های رانت نفتی را بر حسب درصدی از تولید ناخالص داخلی کشورها منتشر می‌کند.

<https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PETR.RT.ZS>

^۵ GDP (constant ۲۰۱۵ US\$)

تولیدکننده مقیم کشور منهای خالص مالیات است. همچنین، تسهیلات بانکی^۱ به اعتبار اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی اطلاق می‌شود که از طریق وام، خرید اوراق بهادار بدون سهام و اعتبارات تجاری و سایر حساب‌های دریافتی ارائه می‌شود. ارزش افزوده صنعت^۲ شامل ارزش افزوده معدن، صنعت، ساخت و ساز، برق، آب و گاز است. به عبارت دیگر، صنعت شامل ارزش محصولات نهایی منهای مواد اولیه و واسطه‌ای بخش‌های با کد ISIC ۱۰-۳۳ و ۴۳-۵۰ تعریف شده است. در واژه‌نامه فراداده بانک جهانی، خدمات شامل بخش‌های ۵۰-۹۹ ISIC است و شامل ارزش افزوده^۳ ایجاد شده در زیربخش‌های حمل و نقل، مستغلات، واسطه‌گری مالی، بانک‌ها، بیمه، هتل و رستوران‌داری، توریسم، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی می‌شود. تجارت کالا^۴ سهمی از تولید ناخالص داخلی است و خود مجموع صادرات و واردات کالا تقسیم بر ارزش تولید ناخالص داخلی را شامل می‌شود. در نمودار (۲) سری زمانی لگاریتم متغیرها نشان می‌دهد که رانت نفتی و تجارت کالا پرنوسان‌ترین متغیر است. جدول (۳) نشان می‌دهد که انحراف معیار رانت نفتی بیش از سایر متغیرها است. چولگی مثبت نیز نشان می‌دهد که تکانه‌های مثبت نسبت به تکانه‌های منفی^۵ متداول‌تر است. همچنین، کشیدگی ارزش افزوده بخش خدمات، GDP و تسهیلات بانکی بالا است و توزیع لپتوکر تیک است. توزیع‌های غیرنرمال متغیرها با آماره جارک- برا تایید شده است. فرض نرمال بودن متغیرها نیز در سطح معنی‌داری یک درصد در نظر گرفته می‌شود. دیگر اینکه سری زمانی داده‌های مورد بررسی با یک مرتبه تفاضل‌گیری مانا است و از آنجا که $p\text{-value} > 0.05$ است، تمام سری‌ها با میانگین بلندمدت و واریانس همسان (که مستقل از زمان است) به سری ثابت تبدیل شده است. برای بررسی وابستگی، مدل ARMA با تفاضل مرتبه اول برای سری داده‌های مانا برازش شده است. از آنجا که مدل‌های

^۱ Domestic credit to private sector by banks (% of GDP)

^۲ Manufacturing, value added (constant ۲۰۱۵ US\$)

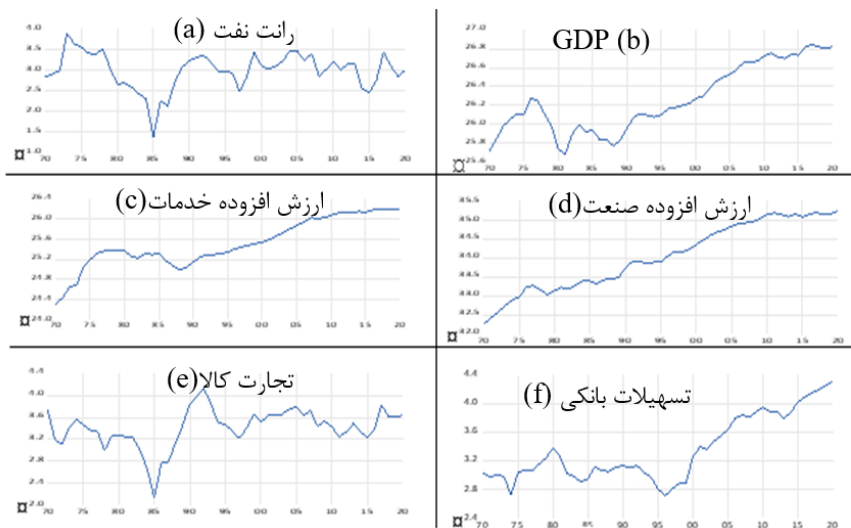
^۳ Services, value added (constant ۲۰۱۵ US\$)

^۴ Merchandise trade (% of GDP)

^۵ تکانه رانت نفتی یعنی انحراف ناگهانی و غیرمنتظره رانت نفتی از روند بلندمدت آن (فون دار پلاگ، ۲۰۱۱)؛ به عبارت دیگر، باقی‌مانده فرآیند ARIMA که بر روند بلندمدت رانت برازش شده است و نوسانات غیرمنتظره را در بر می‌گیرد، اندازه‌گیری می‌شود (الفکی و الانشاسی، ۲۰۲۲).

ARIMA در شبیه‌سازی همبستگی سریالی در میانگین شرطی و واریانس شرطی موفق بودند، باقیمانده‌های استاندارد شده و مجذور استاندارد شده از خود خودهمبستگی بروز ندادند. برای هر یک از سری متغیرها، مدل با کمترین مقدار معیار اطلاعات آکائیک (AIC) انتخاب شده است. همچنین، آماره آزمون LM-ARCH و لیونگ باکس در وقفه ۲۰ وجود اثر ARCH و فرض استقلال و عدم وجود خودهمبستگی را تأیید می‌کند.

شکل ۲. سری زمانی لگاریتم متغیرهای مطالعه‌شده طی بازه زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۲۰



منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۳. آمار توصیفی متغیرهای مورد مطالعه

رانت نفتی	GDP	ارزش افزوده خدمات	ارزش افزوده صنعت	تجارت کالا	تسهیلات بانکی	معیار آماری
۰/۰۰۰۱۰۵	۰/۰۲۲	۰/۳۸۷۸۱	۰/۰۵۹۲	-۰/۰۰۲۳	-۰/۰۲۷	میانگین
۰/۰۱۳۹۵۵	۰/۰۲۳	۰/۰۳۳۸	۰/۰۷۰۹	۰/۰۰۲۴	-۰/۰۴۵	میانه
-						
۰/۹۱۰۸۴۱	۰/۲۰۸	۰/۳۳۹۸	۰/۲۶۲	۰/۶۳۹۱۶۱	۰/۰۲۵	حداکثر

نام خانوادگی نویسنده اول و دوم (بیش از دو نویسنده نام خانوادگی نویسنده اول و همکاران | ۲۵

حدافل	-۰/۰۳۷	-۰/۵۲۶۴۶۰	-۰/۱۳۷۹	-۰/۱۵۳۳	-۰/۲۴۳	-۰/۹۴۱۷
انحراف معیار	۰-/-۱۱۴	۰/۲۳۳۹۹	۰/۰۸۸	۰/۰۷۷۷۹۹	۰/۰۸	۰/۳۵۷۴
چولگی	-۰/۱۹	۰/۱۳۹	-۰/۰۷۰۹	۰/۹۱۹۳	-۰/۶۱۵	۰/۳۳۳۹۷۵
کشیدگی	۴/۴۵	۳/۱۷۴	۲/۷۵۷	۷/۰۰۵۴۹۵	۴/۶۲۳	۳/۸۸۱
جارك برا (احتمال)	۴/۵۸۰ (۰/۰۰۰۰)	۲/۰۲۲۱۳ (۰/۰۰۰۰)	۱/۱۶۱۶ (۰/۰۰۰۰)	۳۹/۶۵۸۴ (۰/۰۰۰۰)	۸/۴۷ (۰/۰۰۰۵)	۲/۴۹۶۵۳۵ ۱ (۰/۰۰۰۰)
ADF (احتمال)	-۵/۲۹۱۴ (۰/۰۰۰۰)	-۶/۵۱۳۳ (۰/۰۰۰۰)	-۶/۱۷۷۸ (۰/۰۰۰۰)	-۴/۱۰۸۶ (۰/۰۰۰)	-۴/۶۰۵۵ (۰/۰۰۰۰)	-۷/۹۴۴۵ (۰/۰۰۰۰)
بهترین مدل	ARIMA (۰،۱،۰)	ARIMA (۰،۱،۰)	ARIMA (۰،۱،۰)	ARIMA (۱،۱،۲)	ARIMA (۱،۱،۱)	ARIMA (۰،۱،۰)
LM-ARCH (احتمال)	۰/۹۶۱ (۰/۰۰۰۰)	۰/۸۵۳ (۰/۰۰۰۰)	۰/۹۹۱ (۰/۰۰۰۰)	۰/۹۴۶ (۰/۰۰۰۰)	۰/۸۹۳ (۰/۰۰۰۰)	۰/۸۶۲ (۰/۰۰۰۰)
لیونگ باکس (وقفه) (۲۰)	۰/۸۷۳	۰/۶۵۴	۰/۸۶۱	۰/۹۰۲	۰/۹۲۵	۰/۸۴۶
تعداد داده‌ها	۵۰	۵۰	۵۰	۵۰	۵۰	۵۰

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۲. توزیع حاشیه‌ای باقی‌مانده‌ها

بر اساس نتایج جدول (۳)، توزیع متغیرها از نوع غیرنرمال است. در جدول (۴) نیز توزیع نرمال به عنوان توزیع مرجع در نظر گرفته می‌شود و نتایج سایر توزیع‌های مدل‌های ARIMA با آن مقایسه می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که برای رانت نفتی و تسهیلات بانکی توزیع کوشی مناسب‌تر است. توزیع لجستیک کمترین AIC برای متغیرهای GDP و ارزش افزوده خدمات ارائه می‌دهد. همچنین، توزیع‌های لجستیک و t مناسب‌ترین توزیع برای تجارت کالا را نشان می‌دهد.

جدول ۴. مقادیر AIC مربوط به توزیع حاشیه‌ای باقی‌مانده‌های ARIMA

t	لجستیک	کوشی	نرمال	متغیر
۱۱۶/۰۸	۱۱۵/۸۶	۱۱۵/۳۴	۱۱۷/۵۲	رانت نفتی
۱۱۶/۹۵	۱۱۶/۳۶	۱۱۹/۱۴	۱۱۷/۵۲	GDP
۱۱۴/۳۷	۱۱۷/۷۳	۱۱۸/۰۳	۱۱۷/۵۲	ارزش افزوده خدمات
۱۱۶/۳۴	۱۱۶/۳۲	۱۲۰/۸۵	۱۱۷/۵۲	تجارت کالا
۱۱۷/۱۴	۱۱۷/۳۳	۱۱۷/۰۴	۱۱۷/۵۲	تسهیلات بانکی
۱۱۶/۴۶	۱۱۵/۳۴	۱۱۶/۱۹	۱۱۷/۵۰	ارزش افزوده صنعت

منبع: یافته‌های پژوهش

۳-۵. بررسی ساختار وابستگی^۱

برای نشان دادن ساختار وابستگی از توابع توزیع حاشیه‌ای تجربی استفاده و یک رویکرد ناپارامتریک برای تبدیل داده‌ها به کار گرفته شده است. بر این اساس، برای نشان دادن الگوهای وابستگی سری متغیرها در خانواده‌های زوجی، نمودارهای کانتور^۲ بر اساس داده‌های کاپولا، ترسیم شده است. شکل (۳) نمودارهای کانتور زوجی از حاشیه‌های یکنواخت در [۰،۱] همراه با ضرایب همبستگی کندال را نشان می‌دهد. همبستگی‌های کندال در مثلث بالایی نشان می‌دهد که رانت نفتی با تولید ناخالص داخلی واقعی، ارزش افزوده خدمات، تجارت کالا، ارزش افزوده صنعت و تسهیلات بانکی اعطایی همبستگی مثبت دارد. نیز، بالا بودن ضریب تولید ناخالص داخلی و تجارت کالا با رانت نفت دال بر این است که تکانه‌های نفتی از طریق پیوند تجاری اثر ثانویه بر جایی خواهد گذاشت. باز بودن تجارت بر بخش‌های مختلف اقتصادی و رشد تولید تاثیر مثبت خواهد گذاشت. به عبارت دیگر، افزایش رانت نفتی موجب افزایش صادرات غیرنفتی شده است. ترکیب صادرات غیرنفتی بیانگر آن است که بیش از نیمی از صادرات غیرنفتی را مشتقات و

^۱ برای این بررسی از نرم افزار RStudio و بسته نرم‌افزاری VineCopula استفاده کرده‌ایم.^۲ contour plots

میعانات گازی و محصولات پتروشیمی تشکیل می‌دهد که در واقع منشأ نفتی دارند (خضری، ۱۳۸۸). از این رو، با افزایش رانت نفتی، ارزش افزوده صنعت با افزایش رانت نفتی افزایش می‌یابد. همچنین، افزایش رانت نفتی به افزایش ارزش افزوده بخش خدمات بیش از ارزش افزوده بخش صنعت انجامیده است؛ زیرا با افزایش رانت نفتی و بالا رفتن درآمدهای نفتی، تسهیلات اعطاشده به بخش خدمات در مقایسه با بخش صنعت افزایش پیدا می‌کند. از سوی دیگر، افزایش عواید ارزی حاصل از فروش نفت باعث انتقال نیروی کار و امکانات تولید از بخش صنعت به بخش خدمات می‌گردد.

شکل ۳. نمودار کانتور زوجی به همراه ضریب همبستگی کندال



منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۴. مدل کاپولای تک‌متغیره و زوجی

بهترین رویکرد برای شناسایی ساختار و نحوه وابستگی در دنباله‌ها استفاده از توابع کاپولا است. بنابراین، به کمک رویکرد حداکثر درست‌نمایی و معیار اطلاعات آکائیک (AIC) برای هر زوج مناسب‌ترین تابع کاپولا استفاده شده است. جدول (۵) نشان می‌دهد که ضریب کندال رانت نفتی-GDP و رانت نفتی-ارزش افزوده خدمات به ترتیب بیش‌ترین مقدار است. تابع کاپولای جو مناسب‌ترین تابع در نشان دادن همبستگی مثبت رانت نفتی و

GDP است. این تابع بر نامتقارن بودن اثر رانت نفتی بر GDP دلالت دارد و وابستگی نامتقارن قوی تری را در دنب بالا ($\lambda_U = 0.218$) و وابستگی ضعیف تر در دم چپ نشان می دهد؛ به طوری که اثر تکانه مثبت در مقابل تکانه منفی بزرگ تر است. این نتایج منطبق با پژوهش ادیب پور و امامی (۱۳۹۰) است؛ زیرا تکانه مثبت قیمت نفت منجر به ایجاد منبع درآمد موقتی برای اقتصاد می شود. در نتیجه تکانه مثبت قیمت نفت دلیلی بر بالاتر بودن سطح GDP از سطح دائمی خود می گردد (خوش کلام خسرو شاهی، ۱۳۹۸). همچنین، کاپولای فرانک به خوبی همبستگی مثبت متقارن میان رانت نفتی و ارزش افزوده خدمات را نشان می دهد. به عبارتی، وابستگی صفر در دنباله ها و وابستگی مثبت در میانه توزیع بیشترین اهمیت را دارد. این نتیجه موافق نتایج پژوهش شیرین بخش و همکاران (۱۳۸۸) درباره تقارن حرکات ضرایب ارزش افزوده خدمات و صادرات نفتی در رگرسیون غلطان و در تضاد با نتایج مطالعه مهر آرا و همکاران (۱۳۸۸) درباره نامتقارن بودن اثر رانت نفتی بر ارزش افزوده خدمات است. از سوی دیگر، ضریب همبستگی میان دو متغیر رانت نفتی و ارزش افزوده بخش خدمات برابر ۰/۵۳ است. این درصد در مقایسه با ارزش افزوده بخش صنعت بزرگ تر است. در نتیجه با تقویت ارزش پول ملی ناشی از افزایش درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت، قیمت کالاهای قابل تجارت در مقابل کالاهای غیرقابل تجارت کاهش یافته و بنابراین قدرت رقابت بخش صنعت در مقابل بخش خدمات کاهش می یابد. در پی آن، عوامل تولید از بخش قابل مبادله به بخش خدمات و نفت منتقل خواهد شد. از سوی دیگر، تابع کاپولای BBV بهترین تابع برای نشان دادن همبستگی مثبت میان رانت نفتی و تجارت کالا است و وابستگی در دنب بالا و پایین شدید است. اعتبار بانکی دارای وابستگی مثبت و نامتقارن با رانت نفت در دنباله بالایی است. همچنین، تابع کاپولای گامبل بهترین تناسب را دارد و دال بر این مسئله است که در دوره هایی که رانت نفت پرنوسان است، اعتبار بانکی وابستگی شدیدتری به نفت دارد. کندیل و مارکوفسکی (۲۰۱۹) نشان می دهند که اعطای تسهیلات بانک های اسلامی پس از کاهش قیمت نفت از سال ۲۰۱۴ با سرعت بیشتری (حدود ۷ درصد) افزایش یافت. دلیل این رشد افزایش مخارج

دولت و کندتر شدن فعالیت‌های غیرنفتی و کاهش رشد سپرده‌های بانکی از سال ۲۰۱۴ است. تابع کاپولای BBA بقا به بهترین وجه همبستگی مثبت و نامتقارن میان رانت نفتی و ارزش افزوده صنعت را نشان می‌دهد؛ بنابراین، این بخش وابسته به درآمدهای نفتی است. میزان وابستگی در دنب پایین قوی‌تر و در دنب بالا ضعیف‌تر است و نشان می‌دهد که تکانه منفی رانت نفتی تاثیر بیشتری بر ارزش افزوده صنعت دارد. این نتایج منطبق با نتایج پژوهش وحیدی و همکاران (۱۳۹۳) است. مقدار ضریب همبستگی میان رانت نفتی با ارزش افزوده صنعت برابر با ۰/۳۵ است. این ضریب نشان می‌دهد که در ایران، برخلاف تجربه برخی از کشورهای در حال توسعه نظیر کویت و عربستان سعودی، پدیده صنعت‌زدایی رخ نداده است. دلایل این مسئله را می‌توان در حمایت دولت از بخش صنعت و سبد محصولات تولیدی بخش صنعتی یافت. این نتایج منطبق با نتایج مطالعه رائینی و همکاران (۱۳۸۵) است.

جدول ۵: انتخاب کاپولای مناسب

زوج‌های مورد مطالعه	مدل کاپولا	پارامتر	ضریب کندال (τ)	λ_U	λ_L
رانت نفتی - GDP	جو	$\theta = 3.9$	۰/۶۰	۰/۲۱۸	۰
رانت نفتی - خدمات	فرانک	$\alpha = 6.04$	۰/۵۳	۰	۰
رانت نفتی - تجارت کالا	BBV	$\theta = 1.57$ $\delta = 1.06$	۰/۴۵	۰/۵۲	۰/۱۸
رانت نفتی - تسهیلات بانکی	گامبل	$\gamma = 1.44$	۰/۳۱	۰/۰۴۶	۰
رانت نفتی - صنعت	BBA بقا	$\theta = 6.02$ $\delta = 0.45$	۰/۳۵	۰	۰

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۵. مدل کاپولای واین

مناسب‌ترین کاپولای واین تابعی است که امکان بررسی وابستگی غیرخطی، دنباله‌های نامتقارن و وابستگی شرطی چندمتغیره را فراهم کند. بنابراین، در ابتدا کاپولای C-vine و D-vine ترسیم شده و در نهایت بر اساس معیار AIC و BIC و آزمون‌های نیکویی برازش وونگ و کلارک^۱ بهترین مدل از میان C-vine و D-vine انتخاب می‌گردد. نتایج آزمون‌های نیکویی برازش مبتنی بر تخمین حداکثر درست‌نمایی و استقلال زوجی مبتنی بر آماره تائو کندال در جدول (۶) ارائه شده است. انتخاب نوع کاپولای واین به رد یا تایید فرضیه استقلال بستگی دارد. در صورتی که $P-Value > 0.05$ باشد، فرض استقلال رد می‌شود. بر این اساس، دو کلاس (مستقل و غیرمستقل) برای هر کاپولای واین ایجاد می‌شود. بر اساس مقادیر AIC و BIC مدل C-vine مستقل در مقایسه با C-vine غیرمستقل و D-vine برازش بهتری را فراهم می‌کند. نتایج آماره AIC آزمون وونگ نشان می‌دهد که مدل C-vine در مقایسه با D-vine انتخاب مناسب‌تری است؛ بنابراین مدل C-vine مستقل انتخاب می‌گردد.

جدول ۶: مقایسه مدل‌های C-vine و D-vine و انتخاب مدل مناسب

مدل	نوع رابطه	AIC	BIC
C-vine	مستقل	-۱۵۶/۴۴	-۱۲۵/۲۱
	غیرمستقل	-۱۳۶/۲۶	-۱۰۸/۱۶
D-vine	مستقل	-۱۲۵/۸۳	-۱۰۳/۱۱
	غیرمستقل	-۱۲۸/۷۱	-۹۸/۶۵
مقایسه مدل			
C-vine در مقابل D-vine	آماره (p-value)	AIC (p-value)	BIC (p-value)
Vuong test	۰/۹۶ (۰/۳۱۸)	۱/۸۳ (۰/۰۹۵)	۳/۳۹ (۰/۰۲۶)
Clarke test	۲۷/۰۱ (۰/۱۳۱)	۲۹/۵۲ (۰/۰۴۳)	۳۳/۰۶ (۰/۰۰۵)

منبع: یافته‌های پژوهش

^۱ Vuong and Clarke goodness-of-fit tests

برای ترسیم کاپولای C-vine، به صورت سلسله‌مراتبی عمل و رانت نفتی گره ریشه‌ای اولین درخت انتخاب می‌شود. سپس سایر متغیر بر اساس حداکثر مجموع قدرمطلق ضرایب همبستگی تائو کندال کاپولای زوجی مرتب می‌شود. ترتیب گره‌ها بر مبنای اندازه ضرایب همبستگی کندال به ترتیب عبارتند از GDP، تجارت کالا، ارزش افزوده خدمات، ارزش افزوده صنعت و تسهیلات بانکی^۱. در مرحله بعدی به شرط متغیرهای میان دو متغیر، از توابع کاپولای زوجی بین متغیرهای شرطی استفاده می‌شود. این عمل از درخت دوم تا پنجم ادامه دارد. این روند برای D-vine نیز انجام می‌شود. ساختار درختی C-vine در جدول (۶) ارائه شده است. اولین درخت (T_۱)، همبستگی غیرشرطی رانت نفتی با سایر متغیرها را باز می‌نماید. نتایج همبستگی غیرشرطی اولین درخت منطبق با نتایج جدول (۵) است. در مرحله دوم، ساختار درخت‌های دو تا پنج مبتنی بر همبستگی شرطی بررسی می‌شود. دومین درخت (T_۲) ویژگی‌های ادوار تجاری و الگوهای نامتقارن بالقوه میان متغیرها را نشان می‌دهد. ضرایب همبستگی کندال مثبت دال بر هم‌حرکتی چهار متغیر ارزش افزوده خدمات، تجارت کالا، ارزش افزوده صنعت و تسهیلات بانکی اعطایی به بخش صنعت با ادوار تجاری پس از کنترل رانت نفتی است. نتایج نشان‌دهنده حساسیت بالای فعالیت‌های اقتصادی به تکانه‌های تجاری، مالی، پولی و ژئوپولیتیک منطقه‌ای و جهانی است. T_۲ نشان می‌دهد که میان GDP و تجارت کالا همبستگی نامتقارن قوی وجود دارد. کاپولای گامبل نسبت به سایر مدل‌ها توانایی بهتری در نشان دادن هم‌حرکتی ادواری به‌ویژه در دنب بالا دارد و تاییدی بر تاثیر قوی درجه‌ی باز بودن تجاری بر اقتصاد واقعی است. به عبارتی، نتایج دال بر استقلال در زمان وقوع ثبات اقتصادی و همبستگی مثبت و معنادار در زمان وقوع نوسانات شدید است. زیرا، هر چه میزان درجه باز بودن تجاری بالاتر باشد، به دلیل انتقال تکانه‌های خارجی به اقتصاد، بی‌ثباتی رشد اقتصادی نیز بیش‌تر می‌شود (عزیزی و همکاران، ۱۳۹۷). یعنی، زمانی که اقتصاد به صادرات یک محصول خاص وابسته باشد،

^۱ برای ترسیم ساختار درختی از علامت اختصاری پیش‌رو استفاده شده است:

O: رانت نفتی؛ G: تولید ناخالص داخلی؛ T: تجارت کالا؛ S: ارزش افزوده خدمات؛ C: اعتبارات بانکی به بخش صنعت؛ M: ارزش افزوده صنعت.

نوسانات جهانی و قیمت و تقاضای آن محصول را دچار نوسان می‌کند و در نتیجه، درآمدهای ارزی ناشی از تجارت و رشد اقتصادی دچار نوسان می‌شود. تنوع صادراتی هم می‌تواند در کاهش بی‌ثباتی رشد اقتصادی ناشی از تجارت جهانی مؤثر باشد. کاپولای فرانک وابستگی متقارن و مثبت میان GDP و ارزش افزوده خدمات در T۲ را نشان می‌دهد. این مسئله نشان می‌دهد که ارزش افزوده خدمات به فرآیند توسعه اقتصادی کشور وابسته است؛ زیرا بررسی سهم ارزش افزوده بخش خدمات در تولید ناخالص ملی دلالت بر افزایش سهم ارزش افزوده بخش خدمات دارد. همچنین، بررسی ترکیب زیربخش‌های مختلف در ارزش افزوده بخش خدمات نشان می‌دهد که به جای توجه به فعالیت‌های مرتبط با «دانش، مهارت و تخصص» و «آموزش و بهداشت»، خدمات حوزه «فناوی اطلاعات و ارتباطات» به خدمات توزیعی و واسطه‌گری مالی، که جنبه غیر مولد دارد، استوار است. از سوی دیگر، متقارن بودن کاپولای فرانک نشان می‌دهد که در صورت بروز بحران‌های مهم جهانی یا منطقه‌ای، احتمال وقوع تکانه‌های هماهنگ و قابل توجه در بخش خدمات و تولید ناخالص داخلی واقعی هست؛ بنابراین، سیاست‌های اقتصادی باید به گونه‌ای طراحی شود که از طریق متنوع‌سازی تولید محصولات با بهروری و فناوری بالاتر، قدرت مقاومت اقتصاد کلان در مقابل تکانه‌های خارجی افزایش یابد. کاپولای کلايتون به‌خوبی وابستگی مثبت میان GDP و ارزش افزوده صنعت را، به‌ویژه در دنب پایین، نشان می‌دهد. از این وابستگی برمی‌آید که در در دوره کم‌نوسان و در غیاب تکانه‌های نفتی، هم‌حرکتی ارزش افزوده صنعت با ادوار تجاری افزایش می‌یابد. در نهایت، در T۲ وابستگی مثبت و متقارن میان GDP و تسهیلات بانکی با بهره‌گیری از کاپولای فرانک نشان داده می‌شود. سومین درخت (T۳) نشان می‌دهد که میان تسهیلات اعطایی به بخش صنعت و ارزش افزوده خدمات و تجارت کالا وابستگی مثبت و نامتقارن وجود دارد. با کاپولای جو وابستگی مثبت و نامتقارن میان تسهیلات بانکی و ارزش افزوده صنعت توضیح داده می‌شود. به عبارتی، در زمان وقوع تکانه‌های نامطلوب تمایلی به ارائه تسهیلات به بخش صنعت وجود ندارد (حقانی، ۱۳۹۷). به علاوه، سیاست‌های انقباضی سیستم بانکی منجر به تشدید بحران نقدینگی و مشکل گشایش تسهیلات اسنادی در بخش صنعت و در

نتیجه افزایش قیمت تمام شده محصولات تولیدی در مقایسه با قیمت محصولات وارداتی می گردد. کاپولای BB π بقا به خوبی وابستگی نامتقارن و مثبت میان تسهیلات اعطایی بانک ها و ارزش افزوده خدمات و تجارت کالا را نشان می دهد. از این رو، در صورت وقوع تکانه های نامطلوب، به دلیل بالا بودن هزینه های تولید در بخش صنعت، بانک ها به ارائه تسهیلات به بخش خدمات تمایل دارند و بر اساس ترکیب زیربخش های خدمات گرایش به بخش های غیرمولد نظیر «خدمات توزیعی و واسطه گری مالی» است. درخت T ϕ وابستگی نامتقارن و مثبت میان ارزش افزوده خدمات و ارزش افزوده صنعت و تجارت کالا را به ترتیب با کاپولای BB π بقا و جوی بقا توضیح می دهد. در نهایت، در پنجمین درخت، وابستگی مثبت و نامتقارن میان تجارت کالا و ارزش افزوده بخش صنعت با کاپولای گامبل بقا توضیح داده شده است. این مسئله بر هم حرکتی شدید در دنباله چپ میان دو متغیر و تاثیر قوی باز بودن تجاری بر بخش صنعت دلالت دارد. بنابراین، وابستگی قوی در زمان ثبات و استقلال در زمان وقوع تکانه های شدید خارجی وجود دارد و اجرای سیاست های حمایتی از بخش صنعت تاثیر تکانه های منفی خارجی را کاهش خواهد داد.

جدول ۷: ساختار درختی کاپولای C-vine

درخت	یال	کاپولا	پارامتر	τ	λ_U	λ_L
T π	(G O): گره اول	جو	$\theta = 3.9$	۰/۶۰	۰/۲۱۸	۰
	(T O): گره دوم	فرانک	$\theta = 6.04$	۰/۵۳	۰	۰
	(S O): گره سوم	BB γ	$\theta = 1.57$ $\delta = 1.06$	۰/۴۵	۰/۵۲	۰/۱۸
	(M O): گره چهارم	گامبل	$\theta = 1.44$	۰/۳۱	۰/۰۴۶	۰
	(C O): گره پنجم	BB π بقا	$\theta = 6.02$ $\delta = 0.45$	۰/۳۵	۰	۰
T γ	(G-S O)	فرانک	$\theta = 4.08$	۰/۵۰	۰	۰
	(G-T O)	گامبل	$\theta = 6.94$	۰/۵۲	۰/۰۵	۰
	(G-C O)	جو	$\theta = 1.66$	۰/۳۲	۰/۲۹	۰

۰/۴۷	۰	۰/۴۶	$\theta = 4.8$	کلايتون	$(G-M O)$	
۰	۰	۰/۱۹	$\theta = 5.18$ $\delta = 07$	BB۸ بقا	$(C-T O-G)$	T۳
۰	۰/۳۶	۰/۲۸	$\theta = 3.66$	جو	$(C-M O-G)$	
۰	۰	۰/۲۳	$\theta = 6.8$ $\delta = 0.4$	BB۸ بقا	$(C-S O-G)$	
۰	۰/۳۵	۰/۲۷	$\theta = 15.95$	جو بقا	$(S-T O-G-C)$	T۴
۰	۰	۰/۳۳	$\theta = 5.26$ $\delta = 0.39$	BB۸ بقا	$(S-M O-G-C)$	
۰/۶۴	۰	۰/۳۰	$\theta = 1.91$	گامبل بقا	$(T-M O-G-C-S)$	To

منبع: یافته‌های پژوهش

۶. بحث و نتیجه‌گیری

اتکای شدید اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی، توأم با ضعف پیچیدگی اقتصادی و نبود تنوع تولید و صادرات، پیامدهایی نظیر تخصیص ناکارآمد منابع و آسیب‌پذیری بالا در برابر تکانه‌های خارجی را به دنبال داشته است. یافته‌های این پژوهش با استفاده از رهیافت واین کاپولا نشان داد که وابستگی میان رانت نفتی و بخش‌های غیرنفتی ایران نه تنها غیرخطی است، بلکه ماهیتی نامتقارن و دنباله‌ای دارد. به بیان دیگر، واکنش متغیرهای کلان و بخشی در شرایط رونق‌های نفتی با رکودهای ناشی از کاهش رانت متفاوت است. همین امر موجب تمایز نتایج پژوهش حاضر با بخشی از پژوهش‌های پیشین شده است. برای نمونه، نتایج این پژوهش در زمینه تولید ناخالص داخلی حاکی از وابستگی مثبت و نامتقارن با تمرکز در دُم بالایی است، به گونه‌ای که تکانه‌های مثبت اثر بیشتری نسبت به تکانه‌های منفی دارد. این یافته با نتایج ادیب‌پور و امامی (۱۳۹۰) هم‌خوان است که نشان داده‌اند شوک‌های مثبت نفتی می‌تواند GDP را بالاتر از سطح تعادلی قرار دهد. در عین حال، برخلاف برخی پژوهش‌های نهادی نظیر یحیی‌زاده‌فر و همکاران (۱۳۹۹)، که بر اثرات مثبت درآمد نفتی تأکید کرده‌اند، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که به دلیل ضعف ابزارهای ضدچرخه‌ای و نبود قاعده مالی پایدار، سازوکار تثبیت در ایران کارایی لازم را نداشته و بیشتر همراه با رونق‌های

نفتی عمل کرده است. این نتیجه با مباحث مطرح شده در پژوهش‌های بین‌المللی از جمله پژوهش ساکس و وارنر و بادیب (۲۰۱۷) هم‌راستا است که بر وابستگی بلندمدت به رانت در نبود نهادهای کارآمد تأکید دارد. همچنین، در خصوص بخش خدمات، رابطه مشاهده شده مثبت اما عمدتاً متقارن است. این نتیجه با مطالعه شیرین‌بخش و همکاران (۱۳۸۸) همسو است که به هم‌حرکتی متقارن اشاره داشته‌اند، اما با پژوهش مهرآرا و همکاران (۱۳۸۸)، که وابستگی نامتقارن گزارش کرده‌اند، متفاوت است. تفاوت مشاهده شده با نتایج پژوهش‌های پیشین عمدتاً به سبب قابلیت منحصربه‌فرد Vine-Copula در شناسایی الگوهای وابستگی غیرخطی در میانه توزیع است. در حالی که روش‌های خطی مانند VAR معمولاً وابستگی‌های دمای را برجسته می‌کند، تابع فرانک در این پژوهش نشان می‌دهد که هسته وابستگی بین رانت نفتی و خدمات در ناحیه میانی توزیع (شرایط عادی اقتصادی) متمرکز است و این دقیقاً ناحیه‌ای است که در پژوهش‌های پیشین، که روش متفاوت داشته‌اند کمتر بدان پرداخته شده است. همچنین، از آنجایی که ترکیب نهادهای خدمات در ایران سهم بالایی از فعالیت‌های توزیعی و مالی غیرمولد را شامل می‌شود، موجب می‌شود که واکنش بخش خدمات به شوک‌های نفتی ملایم‌تر و متقارن‌تر از آن باشد که در برخی کشورها مشاهده شده است. نتایج مربوط به بخش صنعت این را نیز نشان داد که برخلاف انتظار نوشته‌های کلاسیک مربوط به بیماری هلندی، صنعت ایران در سطح کلان دچار صنعت‌زدایی کامل نشده است. این یافته در نگاه نخست با نتایج پژوهش‌هایی مانند پژوهش مهرآرا و اسکویی (۲۰۰۷)، که اثرات منفی شدید شوک‌های نفتی را بر بخش صنعت در کشورهای نفتی گزارش کرده‌اند، متفاوت به نظر می‌رسد. با این حال، باید توجه داشت که بخش عمده‌ای از صنعت ایران را صنایع نفت‌پایه همچون پتروشیمی و میعانات گازی تشکیل می‌دهد که در دوران رونق نفتی تقویت می‌شود و تصویر کل صنعت را بهبود می‌بخشد. بنابراین می‌توان گفت صنعت‌زدایی در ایران به صورت گزینشی رخ داده و زیربخش‌های قابل مبادله و فناوری‌پر بیشترین آسیب را متحمل شده‌اند. این تحلیل همسو با یافته‌های وحیدی و همکاران (۱۳۹۳) درباره آسیب‌پذیری صنعت در شرایط رکود و با شواهد الانشاسی و الفکی (۲۰۲۲) درباره وابستگی پایدار ساختار تولید به رانت نفتی است. دیگر اینکه یافته‌های مرتبط با

تجارت کالا نشان داد که هم در دُم بالایی و هم در دُم پائینی وابستگی شدید وجود دارد. این نتیجه به ظاهر با پژوهش‌هایی از جمله پژوهش پلاگ (۲۰۱۱)، که پیش‌بینی کاهش صادرات غیرنفتی در رونق‌های نفتی را داشتند، متفاوت است؛ اما باید توجه داشت که بخش بزرگی از صادرات غیرنفتی ایران در عمل مشتقات نفتی است. در نتیجه، در دوره رونق نفتی، جهش صادرات به ظاهر غیرنفتی مشاهده می‌شود و در دوره رکود، کاهش همزمان صادرات و واردات رخ می‌دهد. بدین ترتیب، یافته‌های این پژوهش نه تنها با پژوهش‌های بین‌المللی (مانند پژوهش کادوت و همکاران (۲۰۱۱) و هاوسمن و همکاران، (۲۰۱۴) در زمینه نقش ترکیب صادرات همسو است، بلکه با شواهد داخلی مربوط به ترکیب صادرات نیز تطابق دارد. در نهایت، در مورد اعتبارات بانکی نیز رابطه‌ای مثبت و نامتقارن مشاهده شد که شدت آن در دُم بالایی بیشتر است. وابستگی نامتقارن اعتبارات بانکی به رانت نفتی بازتاب ساختار دوگانه نظام اعتباری ایران است: در رونق‌های نفتی، تزریق منابع به بانک‌های دولتی منجر به گسترش اعتبارات غیرمولد (خصوصاً در بخش خدمات توزیعی) می‌شود، حال آنکه در رکودها، اولویت‌دهی به بازپرداخت بدهی‌های دولت از سوی این بانک‌ها، صنعت را دچار «قحطی اعتباری» می‌کند. این یافته با مطالعه حقانی (۱۳۹۷) سازگار است که نشان داد بانک‌ها در شرایط نامطلوب تمایلی به اعطای تسهیلات به صنعت ندارند. همزمان، چنین الگویی با تحلیل بلید و همکاران (۲۰۲۱) درباره هم‌چرخه بودن اعتبارات و رانت در کشورهای MENA نیز همخوانی دارد.

به‌طور کلی، هرچند برخی نتایج این پژوهش با مطالعات پیشین تفاوت دارد، این تفاوت‌ها نه ناشی از تناقض، بلکه محصول تعامل پیچیده روش‌شناسی پیشرفته و ویژگی‌های منحصر به فرد اقتصاد سیاسی ایران و بازتاب سه شکاف ساختاری در اقتصاد ایران است. نخست، شکاف روش‌شناختی ناشی از ناتوانی روش‌های خطی در رهگیری وابستگی‌های غیرخطی/نامتقارن است. دوم، طبقه‌بندی نادرست مشتقات نفتی به عنوان «صادرات غیرنفتی» که منجر به تحریف سنجه‌های تنوع‌بخشی و ایجاد شکاف آماری شده است. سوم، شکاف نهادی ناشی از غلبه بانک‌داری دولتی و الگوی تخصیص رانت‌محور که شوک‌پذیری بخش‌های مولد را تشدید می‌کند.

با توجه به نیاز به تبیین مدل‌های سیاستی مشخص، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌های تنوع‌بخشی با بهره‌گیری از مدل‌های اقتصادی مبتنی بر مدیریت پیچیدگی و انتقال تکنولوژی طراحی شود. به‌ویژه، استفاده از مدل‌های شکاف‌سازی منابع و تقویت قابلیت‌های مقیاس‌بندی می‌تواند در حمایت از صنایع با فناوری‌های پیشرفته و تقویت بخش خدمات مبتنی بر نوآوری مؤثر باشد. همچنین، برای کاهش وابستگی به نفت، مدل‌های سیاست تجاری دگرگون‌ساز از جمله استفاده از تعرفه‌های گمرکی تفکیکی برای واردات کالاهای سرمایه‌ای با فناوری بالا پیشنهاد می‌شود. در این مدل، علاوه بر اصلاحات ساختاری در نظام بانکی، تخصیص تسهیلات باید با توجه به اولویت‌بندی بخش‌های غیرنفتی انجام گیرد تا به طور هدف‌مند منابع به بخش‌های مولد و نوآور تخصیص یابد. همچنین، برای کاهش وابستگی درون‌زنجیره‌ای به نفت، طراحی سیاست‌های جدید در بازتعریف شاخص‌های تنوع‌بخشی صادراتی که مشتقات نفتی را از آمار صادرات غیرنفتی حذف کند، ضروری است. این پیشنهادات با ملاحظه‌های عملیاتی از جمله تسهیل منابع مالی برای نوآوری‌های صنعتی و ایجاد زیرساخت‌های دیجیتال پیشرفته برای بخش خدمات قابل اجرا خواهد بود.

۷. تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

۸. سپاسگزاری

از تمامی داروران محترم که با نظرات ارزشمند خود سبب ارتقاء پژوهش شدند کمال تشکر و قدردانی را داریم.

ORCID

Simin Alali

Hamed Abassi Nami



<http://orcid.org/۰۰۰۰-۰۰۰۲-۲۶۷۸-۸۱۴۵>



<http://orcid.org/۰۰۰۹-۰۰۰۴-۵۹۸۴-۸۲۰۶>

منابع

جعفری، محسن، اسفندیاری، مرضیه و پهلوانی، مصیب (۱۴۰۲). بررسی تأثیر حکمرانی درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک با تأکید بر توسعه بازار سهام رویکرد مدل (GMM PVAR)، پژوهشنامه اقتصاد کلان، ۱۸(۳۹)، ۹۷-۷۳.

رحیمی، فرشته، سایه‌میری، علی، قاسمیان، نرگس و شایان، عبدالله (۱۴۰۰). اثر شاخص پیچیدگی اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورهای MENAT (۲۰۰۸-۲۰۱۷)، اقتصاد کاربردی، ۱۱(۳۶)، ۱-۱۵.

شایان، عبدالله و غلامی، میلا (۱۴۰۲). تأثیر بیماری هلندی بر صنعتی شدن ایران رویکردی از قضیه ریبجنسکی (۱۳۵۷-۱۳۹۷)، بررسی مسائل اقتصاد ایران، ۱۰(۲)، ۲۸۶-۲۶۵.

شعبانی حاجی، حجت اله (۱۳۹۹). تأثیر درآمد صادرات نفت بر رشد اقتصادی با تکیه نظریه نفرین منابع طبیعی. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، مؤسسه آموزش عالی راه دانش.

صداقت کالمرزی، هانیه، فتاحی، شهرام و سهیلی، کیومرث (۱۳۹۸). شواهدی جدید از رابطه رانت نفت و رشد اقتصادی در کشورهای اوپک: کاربردی از مدل ترکیبی مارکوف سوئیچینگ آستانه‌ای، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادسنجی، ۴(۳)، ۵۸-۳۷.

صیادی، محمد و خوشکلام، موسی (۱۳۹۹). ارزیابی پویایی بین درآمد نفتی و GDP بدون نفت ایران با تأکید بر مفهوم ناکارایی سرمایه‌گذاری؛ کاربرد مدل BVAR، فصلنامه علمی پژوهشهای رشد و توسعه اقتصادی، ۱۰(۳۸)، ۱۴۰-۱۱۹.

عزیزی، زهرا و عزیزی، پگاه (۱۳۹۷). بررسی اثر تنوع صادراتی و باز بودن تجاری بر نوسانات رشد اقتصادی ایران، فصلنامه مطالعات و سیاست‌های اقتصادی، ۵(۱)، ۷۲-۴۹.

کشاوری حداد، غلامرضا، حیرانی، مهرداد (۱۳۹۳). برآورد ارزش در معرض ریسک با وجود ساختار وابستگی بین بازدهی‌های مالی: رهیافت مبتنی بر توابع کاپولا، تحقیقات اقتصادی، ۴۹(۴)، ۹۰۲-۸۶۹.

محمدی خیاره، محسن و زیوری، امینه (۱۴۰۱). تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورهای N-۱۱ با استفاده از رویکرد Panel ARDL، پژوهشنامه اقتصادی، ۲۲(۳)، ۲۱۹-۱۸۵.

محنت‌فر، یوسف، فلاحتی، عزیز، ستوده، نازنین زهرا (۱۳۹۸). ارزیابی اثر نامتقارن تکانه درآمد نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی (مطالعه تجربی سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۴۸)، فصلنامه راهبرد اقتصادی، ۸(۲۹)، ۳۵-۵.

معمارزاده، عباس (۱۴۰۳). بررسی اثرات نامتقارن رانت نفت خام بر رشد زیربخش‌های اقتصادی: چشم‌انداز نفرین نفت خام با تأکید بر بیماری هلندی، پژوهشهای رشد و توسعه اقتصادی، ۱۴(۵۶)، ۱۰۹-۱۲۳.

مهرآرا، محسن (۱۳۹۳). آثار درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی ایران مبتنی بر شکست‌های ساختاری درون‌زا، اقتصاد مالی، ۸(۲۶)، ۵۲-۳۳.

Acemoglu, D., & Robinson, J. A. (۲۰۱۲). *Why nations fail: The origins of power, prosperity, and poverty*. Crown Business.

Adabor, O., & Buabeng, E. (۲۰۲۱). Asymmetrical effect of oil and gas resource rent on economic growth: Empirical evidence from Ghana. *Cogent Economics & Finance*, ۹(۱), ۱۹۷۱۳۵۵. <https://doi.org/10.1080/23322039.2021.1971355>

Al Rasasi, M., & Banafea, W. (۲۰۱۵). The effects of oil shocks on the Saudi Arabian economy. *The Journal of Energy and Development*, ۴۱(۱/۲), ۳۱-۴۵.

Alfaki, I., & El Anshasy, A. (۲۰۲۲). Oil rents, diversification and growth: Is there asymmetric dependence? A copula-based inquiry. *Resources Policy*, ۷۵, ۱۰۲۴۹۵. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102495>

Aloui, C., Hela, B. H., & Hathroubi, S. (۲۰۲۴). Nexus among economic uncertainty, geopolitical risk, oil price volatility and economic complexity in Saudi Arabia: Fresh insights from wavelet local multiple correlations. *International Journal of Energy Economics and Policy*, ۱۴(۶), ۱-۱۴. <https://doi.org/10.32479/ijeep.۱۶۲۷۴>

Alsharif, N., & Bhattacharyya, S. (۲۰۱۹). Oil discovery, political institutions and economic diversification. *Scottish Journal of Political Economy*, ۶۶(۳), ۴۵۹-۴۸۸.

Alsharif, N., Bhattacharyya, S., & Maurizio, I. (۲۰۱۷). Economic diversification in resource-rich countries: History, state of knowledge and research agenda. *Resources Policy*, ۵۲, ۱۵۴-۱۶۴.

Ammer, W., Ahmad, K. (۲۰۲۴). How wealthy in natural resource leads environmental sustainability in developing economies? An empirical investigation, *Journal of Environmental Management*, Volume ۳۷۰, November ۲۰۲۴, ۱۲۲۴۹۶.

Auty, R. M. (۱۹۹۳). *Sustaining development in mineral economies: The resource curse thesis*. Routledge.

Azizi, Z., Azizi, P., (۲۰۱۹). The effect of export diversification and trade openness on economic growth fluctuations in Iran, *The Journal of Economic Studies and Policies*, Volume ۵, Issue ۱ - Serial Number ۹, Issue ۹, June ۲۰۱۹, Pages ۴۹-۷۲, [In Persian].

- Badeeb, R., & Lean, H. (۲۰۱۷). Natural resources and productivity: Can banking development mitigate the curse? *Journal of Economics*, ۵(۲), ۱-۱۴.
- Badeeb, R., Szulczyk, K. R., & Lean, H. (۲۰۲۱). Asymmetries in the effect of oil rent shocks on economic growth: A sectoral analysis from the perspective of the oil curse. *Resources Policy*, ۷۴, ۱۰۲۱۴۳.
- Badeeb, R. A., Lean, H. H., & Clark, J. (۲۰۱۷). The evolution of the natural resource curse thesis: A critical literature survey. *Resources Policy*, ۵۱, ۱۲۳-۱۳۴.
- Banafeia, W. A. (۲۰۲۲). Large oil shocks and economic growth: Evidence from Saudi Arabia. *International Journal of Energy Economics and Policy*, ۱۲(۱), ۴۹۰-۴۹۶. <https://doi.org/10.32479/ijeeep.۱۲۷۸۴>.
- Basher S. A. and Sadorsky P., "Hedging emerging market stock prices with oil, gold, VIX, and bonds: A comparison between DCC, ADCC and GO-GARCH," *Energy Econ.*, vol. ۵۴, ۲۰۱۶. doi: ۱۰.۱۰۱۶/j.eneco.۲۰۱۵.۱۱.۰۲۲.
- Bollerslev, T. (۱۹۸۶). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, ۳۱(۳), ۳۰۷-۳۲۷.
- Brechmann, E., & Schepsmeier, U. (۲۰۱۳). Cd vine: Modeling dependence with C- and D-vine copulas in R. *Journal of Statistical Software*, ۵۲(۳), ۱-۲۷.
- Cadot, O., Carrere, C., & Strauss-Kahn, V. (۲۰۱۱). Export diversification: What's behind the hump? *Review of Economics and Statistics*, ۹۳(۲), ۵۹۰-۶۰۵.
- Corrocher, N., Lenzi, C., & Deshares, M. L. (۲۰۲۰). The curse of natural resources: An empirical analysis of European regions. *Regional Studies*, ۵۵(۶), ۱۰۵۶-۱۰۶۸. <https://doi.org/10.1080/003434۰۴.۲۰۲۰.۱۷۶۳۹۴>.
- El Anshasy, A. A., & Khalid, U. (۲۰۲۳). From diversification resistance to sustainable diversification: Lessons from the UAE's public policy shift. *Management & Sustainability: An Arab Review*, ۲(۱), ۴۷-۶۶. <https://doi.org/10.110۸/MSAR-۰۶-۲۰۲۲-۰۰۲۵>
- Engle, R. F. (۱۹۸۲). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, ۵۰(۴), ۹۸۷-۱۰۰۷.
- Farzanegan, M. R. (۲۰۱۱). The resource curse and economic growth in the Iranian economy. *The International Journal of Business and Finance Research*, ۵(۱), ۱۷-۲۷.
- Farzanegan M. R. and Markwardt G., "The effects of oil price shocks on the Iranian economy," *Energy Econ.*, vol. ۳۱, no. ۱, pp. ۱۳۴-۱۵۱, ۲۰۰۹. doi: ۱۰.۱۰۱۶/j.eneco.۲۰۰۸.۰۹.۰۰۳.

- Fortunato, P., & Carlos, R. (۲۰۱۴). Export sophistication, growth and the middle-income trap. In J. M. Salazar-Xirinachs, I. Nübler, & R. Kozul-Wright (Eds.), *Transforming economies: Making industrial policy work for growth, jobs and development*. International Labour Office.
- Gelb, A. (۲۰۱۰). *Economic diversification in resource rich countries*. Center for Global Development.
- Goel R. K. and Morey M. J., "Effect of the ۱۹۷۳ oil price embargo. A non-parametric analysis," *Energy Econ.*, vol. ۱۵, no. ۱, pp. ۳۹-۴۸, ۱۹۹۳. doi: ۱۰,۱۰۱۶/۰۱۴۰-۹۸۸۳(۹۳)۹۰۰۴۱-O.
- Hamilton J. D., "Oil and the Macroeconomy," *New Palgrave Dict. Econ.*, pp. ۱۷۲-۱۷۷, ۲۰۰۸. doi: ۱۰,۱۰۵۷/۹۷۸۰۲۳۰۲۲۶۲۰۳,۱۲۱۵.
- Hausmann, R., Hidalgo, C. A., Bustos, S., Coscia, M., & Simoes, A. (۲۰۱۴). *The atlas of economic complexity: Mapping paths to prosperity*. MIT Press.
- Hausmann, R., Hwang, J., & Rodrik, D. (۲۰۰۷). What you export matters. *Journal of Economic Growth*, ۱۲(۱), ۱-۲۵.
- IMF: International Monetary Fund. (۲۰۱۴). *Economic diversification in the GCC: Past, present, and future*.
- IMF: International Monetary Fund. (۲۰۱۶). *Economic diversification in oil-exporting Arab countries* (Policy Paper No. PP۰۰۳۵).
- IMF: International Monetary Fund. (۲۰۲۲). *World economic outlook: A crisis like no other*.
- Jafari, M., Esfandiari, M., Pahlavani, M., (۲۰۲۳), Effect of Oil Revenue Governance on Economic Growth of OPEC Member Countries with Emphasis on Stock Market Development Using PVAR GMM Approach, *Macroeconomics Reserch Latter (MRL)*, Volume ۱۸, Issue ۳۹. December ۲۰۲۳, Pages ۷۳-۹۷, ۱۰,۲۲۰۸۰/iejm.۲۰۲۴,۲۶۰۷۸,۱۹۹۷. [In Perssian].
- Jolo, A. M., Ari, I., & Koç, M. (۲۰۲۲). Driving factors of economic diversification in resource-rich countries via panel data evidence. *Sustainability*, ۱۴(۵), ۲۷۹۷. <https://doi.org/۱۰,۳۳۹۰/su۱۴۰۵۲۷۹۷>
- Joya, O. (۲۰۱۵). Growth and volatility in resource-rich countries: Does diversification help? *Structural Change and Economic Dynamics*, ۳۵, ۳۸-۵۵.
- Karl, T. L. (۱۹۹۷). *The paradox of plenty: Oil booms and petro-states*. University of California Press. <https://doi.org/۱۰,۱۵۲۵/۹۷۸۰۵۲۰۹۱۸۶۹۶>.
- Keshavarz Hadad, Gh., Heyrani, M., (۲۰۱۵), Estimation of Value at Risk in the Presence of Dependence Structure in Financial Returns: A Copula Based Approach, *Journal of Economic Research*, Volume ۴۹, Issue ۴ - Serial Number ۴, January ۲۰۱۵, Pages ۸۶۹-۹۰۲, [۱۰,۲۲۰۵۹/jte.۲۰۱۴,۵۳۱۹۱](https://doi.org/۱۰,۲۲۰۵۹/jte.۲۰۱۴,۵۳۱۹۱), [In Perssian].

- Lardic S. and Mignon V., "The impact of oil prices on GDP in European countries: An empirical investigation based on asymmetric cointegration," *Energy Policy*, vol. ۳۴, no. ۱۸, pp. ۳۹۱۰-۳۹۱۵, ۲۰۰۶. doi: ۱۰.۱۰۱۶/j.enpol.۲۰۰۵.۰۹.۰۱۹.
- Matallah, S., & Matallah, A. (۲۰۱۶). Oil rents and economic growth in oil-abundant MENA countries: Governance is the trump card to escape the resource trap. *Topics in Middle Eastern and North African Economies*, ۱۸.
- Mehrara, M. (۲۰۱۴). The effects of oil revenues on Iran's economic growth based on endogenous structural failures, *Financial Economics*, Issue ۲۶ Vol. ۸ Autumn ۲۰۱۴, ۲۰, ۱۰۰۱, ۱, ۲۵۳۸۳۸۳۳, ۱۳۹۳, ۸, ۲۶, ۳, ۹, [In Perssian].
- Mehrara M. and Mohaghegh M., "Macroeconomic Dynamics in the Oil Exporting Countries: A Panel VAR study," *Int. J. Bus. Soc. Sci.*, vol. ۲, no. ۲۱, pp. ۲۸۸-۲۹۶, ۲۰۱۱
- Mehrara, M. (۲۰۰۸). The asymmetric relationship between oil revenues and economic activities: The case of oil-exporting countries. *Energy Policy*, ۳۶(۳), ۱۱۶۴-۱۱۶۸.
- Mehrara, M., & Oskoui, K. (۲۰۰۷). The sources of macroeconomic fluctuations in oil exporting countries: A comparative study. *Economic Modelling*, ۲۴(۳), ۳۶۵-۳۷۹.
- Mehlum, H., Moene, K. O., & Torvik, R. (۲۰۰۶). Cursed by resources or institutions? *The World Economy*, ۲۹(۸), ۱۱۱۷-۱۱۳۱.
- Mehnatfar, U., Falahati, A., Sotoudah, N, Z., (۲۰۱۹), Assessment the Effect of Asymmetrical Shocks of Oil Income on Macroeconomic Variables (Empirical Study between ۱۹۷۰-۲۰۱۸), *A Quarterly Journal of Economic Starategy*, Volume ۸, Issue ۲۹ - Serial Number ۲۹, September ۲۰۱۹, Pages ۵-۳۵. [In Perssian].
- Memarzadeh, A., (), Investigating the asymmetric effects of oil rent on sector-level economic growth: the perspective of the oil curse with an emphasis on the Dutch, *Economic Growth and Development Research*, Volume ۱۴, Issue ۵۶, October ۲۰۲۴, ۱۰, ۳۰۴۷۳/egdr.۲۰۲۴, ۷, ۰۴۳۰, ۶۸۱۹, [In Perssian].
- Mohamadi Khyareh, M., Zivari, A., (۲۰۲۲), The Impact of Economic Complexity on Economic Growth in N-۱۱ Countries: A Panel ARDL Approach Study, *Economics Researrch*, Volume ۲۲, Issue ۸۶ - Serial Number ۳, October ۲۰۲۲, Pages ۱۸۵-۲۱۹, <https://doi.org/۱۰.۲۲۰۵۴/joer.۲۰۲۳,۷۱۰۴۳,۱۱۰۵>, [In Perssian].
- Nusair S. A., "The effects of oil price shocks on the economies of the Gulf Co-operation Council countries: Nonlinear analysis," *Energy Policy*, vol. ۹۱, pp. ۲۵۶-۲۶۷, ۲۰۱۶. doi: ۱۰.۱۰۱۶/j.enpol.۲۰۱۶.۰۱.۰۱۳.

- Parlee, B. L. (۲۰۱۵). Avoiding the resource curse: Indigenous communities and Canada's oil sands. *World Development*, ۷۴, ۴۲۵-۴۳۶.
- Ploeg, F. van der. (۲۰۱۱). Natural resources: Curse or blessing? *Journal of Economic Literature*, ۴۹(۲), ۳۶۶-۴۲۰.
- Rahimi, F., Sayemiri, A., Ghasemian, N., Shayan, A. (۲۰۱۷), The effect of economic complexity index on economic growth of MENAT countries (۲۰۰۸-۲۰۱۷), *Applied Economics*, Issue ۳۶ Vol. ۱۱ Spring ۱۴۰۰, ۱۰,۳۰۴۹۵/jae.۲۰۲۱,۱۸۱۸۱, [In Perssian]
- Rahmati, M. H., & Karimirad, A. (۲۰۱۷). Subsidy and natural resource curse: Evidence from plant level observations in Iran. *Resources Policy*, ۵۲, ۹۰-۹۹. <https://doi.org/۱۰,۱۰۱۶/j.resourpol.۲۰۱۷,۰۲,۰۰۱>
- Rodrik, D. (۲۰۰۶). What's so special about China's exports? *China & World Economy*, ۱۴(۵), ۱-۱۹. <https://doi.org/۱۰,۱۱۱۱/j.۱۷۴۹-۱۲۴X.۲۰۰۶,۰۰۰۳۸.x>
- Ross, M. (۲۰۱۵). *Oil and gas production in the Middle East: The resource curse, rentier states, and government types*.
- Sachs, J. D., & Warner, A. M. (۱۹۹۵). *Natural resource abundance and economic growth* (NBER Working Paper No. ۵۳۹۸). National Bureau of Economic Research.
- Sadorsky P., "Energy consumption, output and trade in South America," *Energy Econ.*, vol. ۳۴, no. ۲, ۲۰۱۲. doi: ۱۰,۱۰۱۶/j.eneco.۲۰۱۱,۱۲,۰۰۸.
- Sadorsky P., "The effect of urbanization on CO₂ emissions in emerging economies," *Energy Econ.*, vol. ۴۱, ۲۰۱۴. doi: ۱۰,۱۰۱۶/j.eneco.۲۰۱۳,۱۱,۰۰۷.
- Sedaght Kalmarzi, H., Fattahi, S, Sohaili, K., (۲۰۱۹), 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*, Volume ۴, Issue ۳ - Serial Number ۱۴. November ۲۰۱۹, Pages ۳۷-۵۸, ۱۰,۲۲۰۷۵/jem.۲۰۱۹,۱۸۰۸۹,۱۳۳۱, [In Perssian].
- Sayadi, M., Khoshkalam, M., (۲۰۲۰), Assessing the Dynamics between Oil Revenue and Non-Oil GDP with an Emphasis on the Concept of Investment Inefficiency; Application of BVAR Model, *Economic Growth and Development Research*, Volume ۱۰, Issue ۳۸, March ۲۰۲۰, <https://doi.org/۱۰,۳۰۴۷۳/egdr.۲۰۱۹,۴۷۱۳۰,۵۲۵۲>, [In Perssian].
- Shabani Haji, H (۲۰۱۹). The Effect of Oil Export Revenue on Economic Growth Based on the Natural Resource Curse Theory. Master's Thesis, Rah Danesh Institute of Higher Education. [In Perssian].
- Shayan, A., Gholami, M., (۲۰۲۳), The effect of Dutch disease on Iran industrialization An approach of the Rybczynski's theorem (۱۹۷۸-۲۰۱۸), *Journal of Iranian Economic Issues*, Institute for Humanities

and Cultural Studies (IHCS) Biannual Journal, Vol. ۱۰, No. ۲, Autumn and Winter ۲۰۲۳-۲۰۲۴, ۲۶۳-۲۸۶.
<https://www.doi.org/10.30465/ce.2024.41456.1789>. [In Persian]

Sheridan, B. J. (۲۰۱۴). Manufacturing exports and growth: When is a developing country ready to transition from primary exports to manufacturing exports? *Journal of Macroeconomics*, ۴۲, ۱-۱۳.
<https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2014.06.002>.

Thorbecke W., "Oil prices and the U.S. economy: Evidence from the stock market," *J. Macroecon.*, vol. ۶۱, ۲۰۱۹. doi: 10.1016/j.jmacro.2019.103137.

Trivedi, P. K., & Zimmer, D. M. (۲۰۰۷). *Copula modeling: An introduction for practitioners*. Now Publishers Inc.

Tsui, K. K. (۲۰۱۱). More oil, less democracy: Evidence from worldwide crude oil discoveries. *The Economic Journal*, ۱۲۱(۵۵۱), ۸۹-۱۱۵.

Wiig, A., & Kolstad, I. (۲۰۱۲). If diversification is good, why don't countries diversify more? The political economy of diversification in resource-rich countries. *Energy Policy*, ۴۰, ۱۹۶-۲۰۳.

Yalta, A. Y., & Yalta, T. (۲۰۲۱). Determinants of economic complexity in MENA countries. *JOEEP: Journal of Emerging Economies and Policy*, ۶(۱), ۵-۱۶. <https://dergipark.org.tr/en/pub/joeep/issue/60112/825017>