

فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال نهم/ شماره ۳/ پاییز ۱۴۰۱/ صفحات ۱۴۶-۱۱۳

تحلیل اثرات همجمعی نامتقارن منابع رانتهی دولت بر نابرابری

درآمدی کشورهای منا

بهرروز صادقی عمروآبادی

استادیار اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز، b.sadeghi@scu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۲/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۵/۲۲

چکیده

توزیع درآمد یکی از مهم‌ترین اهداف توسعه‌ای هر کشوری می‌باشد. کشورهای منا نیز همانند بسیاری از کشورهای در حال توسعه با وجود درآمدهای سرشار انرژی و منابع طبیعی از نابرابری‌های گسترده رنج می‌برند. از طرف دیگر منابع رانتهی دولت‌ها به‌عنوان منابعی ناامن برای سیاست‌گذاری‌های اقتصادی بخصوص جهت کاهش شکاف طبقاتی استفاده شده است. در ادبیات تحقیق، وجود منابع طبیعی هم عامل و هم مانع توزیع درآمد عنوان شده‌اند و اثرات افزایش و کاهش منابع رانتهی می‌تواند بر نابرابری درآمدی اثرات متفاوتی داشته باشد. با توجه به اهمیت این موضوع، هدف این مطالعه، تحلیل اثرات همجمعی نامتقارن منابع رانتهی دولت بر نابرابری درآمدی کشورهای منا طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹ می‌باشد. روش تحقیق همبستگی و کاربردی می‌باشد. روش مورد استفاده، روش ARDL غیرخطی با داده‌های پانل می‌باشد. به عبارت دیگر استفاده از روش NARDL، داده‌های پانلی طولانی مدت و تحلیل همجمعی و نامتقارن منابع رانتهی دولت و نابرابری درآمدی، همگی از نوآوری‌های مطالعه می‌باشند. نتایج تحقیق، همجمعی خطی بین منابع رانتهی دولت و نابرابری درآمدی را رد می‌کند؛ اما نتایج موید همجمعی غیرخطی و نامتقارن بین متغیرهای پژوهش برای کشورهای منا است. مبتنی بر این نتایج اثرات مثبت و منفی توزیع رانت در نابرابری درآمدی کشورهای منا کاملاً متفاوت می‌باشد و بر این مینا باید سیاست‌گذاری کاملاً متفاوتی در مسیر کاهش نابرابری درآمدی اتخاذ شود.

واژه‌های کلیدی: همجمعی غیرخطی، نامتقارن، منابع رانتهی، نابرابری درآمدی، کشورهای منا.

طبقه‌بندی JEL: Q43، D63، C33.

۱- مقدمه

مبحث توزیع درآمد در یک جامعه همواره یکی از دغدغه های اصلی دولت ها محسوب می شود. تا دهه ی ۱۹۷۰ سطح توسعه هر کشوری را با نرخ رشد اقتصادی آن کشور سنجیدند، اما بعد از دهه ی ۱۹۷۰ در تعریف توسعه تجدید نظرهایی حاصل شد و به طور کلی توسعه را افزایش سطح اشتغال، کاهش سطح فقر و نابرابری، تسریع رشد اقتصادی، تغییرات اساسی در ساخت اجتماعی و طرز تلقی مردم و نهادهای ملی تعریف کردند. توزیع عادلانه درآمد یکی از اهدافی است که دولت ها برای نیل به آن، با اتخاذ سیاست گذاری های مختلف، اهتمام می ورزند (اشرفی و همکاران^۱، ۱۳۹۷؛ مارتینز ناوارو، ۲۰۲۰^۲). از طرف دیگر منابع رانته دولت ها به عنوان منابعی ناامن برای سیاست گذاری های اقتصادی بخصوص جهت کاهش شکاف طبقاتی استفاده شده است. در دنیای واقعی، منابع ناامن (منابع طبیعی یا حقیقی که به دلایل سیاسی یا اقتصادی به طور شفاف تعریف نشده اند)، در هر دو سری کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه رواج دارند. لذا در این زمینه دیدگاه های مختلف با توجه به تئوری نفرین منابع مطرح شده است (رابینسون و همکاران^۳، ۲۰۰۶؛ تورویک^۴، ۲۰۰۶ و مهلم و همکاران^۵، ۲۰۰۲). منابع رانته شامل کمک های خارجی و یارانه های دولتی در قالب سیاست های صنعتی و اجتماعی مطرح است (سونسون^۶، ۲۰۰۰). در این بین گروه های مختلف اجتماعی و اقتصادی جهت دریافت رانته های یارانه ای در حال مسابقه دادن هستند که این موضوع به تئوری موفقیت در مسابقه معروف است. جدیدترین مطالعات مرتبط شامل اولادی و گیلبرت^۷ (۲۰۱۵)، و سپرونی^۸ (۲۰۱۶)، بزبای و و سپرونی^۹ (۲۰۱۸)، ییلدیزپارلاک^{۱۰} (۲۰۱۸) و پی و فان^{۱۱} (۲۰۱۹) می باشند. وقتی منابع ناامن (بی ثبات و ناپایدار) هستند،

¹ Ashrafi et al. (2018)

² Martínez-Navarro et al.

³ Robinson et al.

⁴ Torvik

⁵ Mehlum et al.

⁶ Svensson

⁷ Oladi and Gilbert

⁸ Vesperoni

⁹ Bozbay & Vesperoni

¹⁰ Yildizparlak

¹¹ Pi & Fan

بسیاری از نمایندگان در تلاش و مسابقه برای گرفتن این منابع رانتی هستند (تولوک^۱، ۱۹۸۰) تئوری‌های نفرین منابع و دولت رانتیر^۲ اثرات منفی درآمدهای رانتی دولت بر عملکرد اقتصاد را مورد توجه قرار می‌دهند. مطالعات زیادی به بررسی تأثیر منابع ناامن رانتی (گونزالز^۳، ۲۰۰۷؛ سیروپولوس و اسکاپرداز^۴، ۲۰۰۲ و گارفینکل و همکاران^۵، ۲۰۱۵) اشاره کردند که منابع ناامن اثرات مضر ایجاد می‌کنند. گارفینکل و همکاران (۲۰۱۵) نشان دادند که منابع ناامن روی الگوهای تجارت و رفاه تأثیر می‌گذارند. عدم امنیت و هزینه‌های اجرایی آن تأثیری در بهره‌وری و هزینه مبادله دارند. گونزالز (۲۰۰۷) نشان می‌دهد که عدم امنیت ناشی از منابع رانتی می‌تواند عقب‌ماندگی تکنولوژیکی ایجاد کند و بر روابط بین رشد و کارآیی تخصیص‌های اجتماعی تأثیر بگذارد. با این حال، تأثیر منابع ناامن رانتی بر نابرابری درآمدی از ادبیات موجود مغفول مانده است. افزایش نابرابری درآمدی یک پدیده مهم در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه است و مطالعات زیادی وجود دارد که به بررسی تأثیر فعالیت‌های غیرمولد بر نابرابری می‌پردازند (ماندال و مارجیت^۶، ۲۰۱۰؛ پی و ژو^۷، ۲۰۱۳، ۲۰۱۵؛ پی و ژانگ^۸، ۲۰۱۷). ماندال و مارجیت (۲۰۱۰) و پی و ژو (۲۰۱۳، ۲۰۱۵) فعالیت‌های غیرمولد را به روش باگواتی^۹ (۱۹۸۲)، بخشی از منابع تولیدی یا خروجی‌ها در فرآیند تولید می‌دانند که سلب مالکیت می‌شود. آنها فساد یا کیفیت نهادی را تحت تأثیر قرار می‌دهند و نابرابری درآمدی را تحت تأثیر قرار خواهند داد. پی و ژانگ (۲۰۱۷) و (۲۰۱۸) نشان دادند که فعالیت‌های غیرمولد و افراد درگیر در این فعالیت‌های رانتی، بخشی از گروه‌های خاص هستند که کل درآمد کشور را غارت می‌کنند. با این حال، ادبیات موجود بر نقش منابع داخلی متعلق به بخش‌ها و گروه‌های مختلف تأکید دارد و

^۱ Tullock

^۲ دولت رانتیر را می‌توان به عنوان دولتی تعریف کرد که در آن رانت توسط بازیگران خارجی پرداخت می‌شود و دولت تنها دریافت کننده آن است و تعداد کمی درگیر تولید این رانت هستند و اکثریت در توزیع یا بهره‌برداری از آن دخیل هستند (Ross, 2001: 329).

^۳ Gonzalez

^۴ Skaperdas & Siropoulos

^۵ Garfinkel et al.

^۶ Mandal & Marjit

^۷ Pi & Zhou

^۸ Pi & Zhang

^۹ Bhagwati

نقش منابع ناامن داده شده برون‌گرایانه را نادیده می‌گیرد. بسیاری از مطالعات تجربی تأیید می‌کنند که جستجوی رانت از نظر منابع ناامن داده شده برون‌گرایانه بر توزیع به معنای وسیع‌تر درآمد تأثیر می‌گذارد (نایت^۱، ۲۰۰۸).

در مجموع درآمدهای رانتهی دولت‌ها، درآمدهای بی‌ثبات و ناپایداری هستند که نوعی رقابت بین گروه‌های ذینفع برای دریافت این رانت‌ها را بوجود می‌آورند. این موضوع باعث می‌شود در کشورهای نفتی منا، به‌جای اینکه افزایش درآمدهای نفتی دولتی باعث توجه بیشتر به بخش‌های محروم و ضعیف جامعه شود و بتواند نابرابری درآمدی را کاهش دهد، باعث ایجاد رقابت جهت دریافت رانت‌های موقت و ناامن بین گروه‌ها شده و منابع رانتهی به‌صورت نامتقارن بین این گروه‌ها توزیع شده و در نتیجه نابرابری را افزایش دهد. لذا در ادبیات و مطالعات تجربی، درآمدهای رانتهی دولت هم می‌تواند با حمایت از اقشار آسیب‌پذیر و سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها باعث کاهش نابرابری شود و هم با توزیع نامتقارن آن بین گروه‌های ذینفع که قدرت چانه‌زنی بیشتری دارند، شکاف طبقاتی را افزایش دهد. این مقاله سعی در پر کردن این شکاف تئوریک و تجربی با استفاده از داده‌های کشورهای منا را دارد. لذا هدف پژوهش تحلیل اثرات همجمعی نامتقارن منابع رانتهی دولت بر نابرابری درآمدی در کشورهای منا می‌باشد. این مقاله شامل پنج بخش می‌باشد. پس از مقدمه، ادبیات و پیشینه تحقیق مرور می‌شود. در بخش سوم، روش تحقیق، مدل و متغیرها بیان می‌شود و سپس نتایج پژوهش در بخش چهارم مرور می‌شود. در بخش پایانی به تجزیه و تحلیل نتایج پرداخته می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- نظریه نفرین منابع و دولت رانتیر

عملکرد ضعیف اقتصادی در کشورهای دارای منابع غنی طبیعی که بعد از جنگ جهانی دوم در این کشورها مشاهده و به آن توجه شد، «نفرین منابع» نام گرفت. این تحقیقات به بررسی اثر مستقیم و غیرمستقیم وفور منابع طبیعی بر روی متغیرهای اقتصادی پرداخته اند، تا با شناسایی مسیرهای مختلف تاثیرگذاری، راه حلی برای دستیابی به رشد بالاتر اقتصادی استخراج کنند (الماز^۲، ۲۰۱۵). اگرچه ایده غالب در مورد رابطه بین داشتن منابع طبیعی فراوان و نابرابری درآمدی تا دهه ۱۹۸۰ خوش‌بینانه بود، اما

¹ Knight

² Almaz

دیدگاه‌های بدبینانه بین دانشمندان اقتصاد سیاسی رشد کردند. از اواخر دهه ۱۹۸۰، تعداد قابل توجهی از ادبیات شروع به ظهور کردند و دیدگاه سنتی را به چالش کشیدند. رویکرد جدید که «نفرین منابع»^۱ نامیده می‌شود، بیان کرد کشورهایی که از منابع طبیعی غنی برخوردارند احتمالاً عملکرد ضعیف اقتصادی، فساد، اقتدارگرایی، سطح پایین دموکراسی، افزایش نابرابری درآمدی و جنگ داخلی را تجربه خواهند کرد (هومفریز^۲، ۲۰۰۵ و فیارون^۳، ۲۰۰۵). ریچارد اوتی، اولین محقق بود که نظریه «نفرین منابع» را معرفی کرد. نظریه نفرین منابع، بیان می‌کند که بر اساس شواهد جدید نه تنها بسیاری از کشورهای در حال توسعه غنی از منابع از موهبت‌های مطلوب بهره‌مند نمی‌شوند؛ آن‌ها در واقع ممکن است از کشورهای دارای موهبت‌های کمتر عملکرد بدتری و نابرابری درآمدی بیشتری داشته باشند. علاوه بر این، تحقیقات ساکس و وارنر در مورد تجزیه و تحلیل عملکرد اقتصادی کشورهای غنی از منابع در طی سال‌های ۱۹۷۰-۱۹۸۹، زمینه را برای افزایش چشمگیر در مطالعات نفرین منابع هموار کرده است. در نتیجه مطالعه آن‌ها نشان داد که بین شدت منابع طبیعی و عملکرد اقتصادی رابطه علی وجود دارد (ساجز و وارنر^۴، ۱۹۹۵). لذا منابع رانتی دولت به جای کاهش نابرابری درآمدی، به ایجاد فساد اقتصادی، سرکوب و انحصارگرایی کمک می‌کند که همگی افزایش نابرابری‌های درآمدی را در پی خواهد داشت.

نظریه دولت رانتیر نیز به دنبال پاسخگویی به برخی از اساسی‌ترین سؤالات در مورد اقتصاد سیاسی کشورهای صادرکننده نفت و تبیین «کسری دموکراسی»^۵ در منطقه و موانع توسعه اقتصادی توسط بسیاری از کشورهای نفت‌خیز و ماهیت سیاسی نخبگان و تعاملات گسترده‌تر دولت و جامعه است. این نابرابری سیاسی می‌تواند نوعی نابرابری درآمدی نیز ایجاد کند. با این حال، نظریه دولت رانتیر با گذشت زمان تکامل یافته است

^۱ The resource curse

^۲ Humphreys

^۳ Fearon

^۴ Sachs & Warner

^۵ در مرجع آکسفورد برای توضیح مقوله مزبور آمده: کسری دموکراتیک به تصور وجود نارسایی در عملکرد واقعی ترتیبات سیاسی خاص در مقایسه با معیارهای نظری مربوط، اشاره دارد. و بدان معناست که نهادها و روش‌های تصمیم‌گیری از فقدان دموکراسی رنج برده و پیچیدگی بیش از حد آن، مانع از دسترسی شهروندان عادی به فرصت‌های لازم برای مشارکت تأثیربخش در روند تصمیم‌سازی شده است (حسینی و ایمانپور، ۱۳۹۶).

و در واقع کشورهای منا را در بر می‌گیرد و به نظر می‌رسد که اصول تئوری دولت رانتهی هنوز اعتبار عمومی خود را حفظ کرده است و نشان می‌دهد افزایش درآمدهای رانتهی دولت نمی‌تواند نابرابری درآمدی را در بلندمدت در جامعه کاهش دهد.

۲-۲- نظریه های توزیع درآمد و منابع رانتهی دولت

نظریه توزیع درآمد مبتنی بر تئوری رانت توسط ریکاردو مطرح می‌شود. همچنین ریکاردو قانون مالتوس را درباره جمعیت می‌پذیرد و سود را تنها محرک اصلی تراکم سرمایه دانسته و این عامل کلید پیشرفت اقتصادی است (زروکی و همکاران^۱، ۱۳۹۹). در این حالت محصول نهایی سرمایه به دلیل قانون بازدهی نزولی کاهش یافته و نرخ سود تقلیل می‌یابد و فقدان سود مانع تحقق برنامه های سرمایه‌گذاری می‌شود و اقتصاد وارد دوران رکود می‌شود (قره باغیان^۲، ۱۳۷۰). از آنجا که به عقیده کارشناسان اقتصادی نئوکلاسیک، سود انحصاری جزئی از درآمد است لذا برخی از اقتصاددانان این مکتب سعی در ارائه یک تئوری توزیع از راه مطالعه درجه انحصار نمودند. لذا انحصار در اقتصاد حتی در مورد منابع طبیعی و انحصار طبیعی می‌تواند منجر به نابرابری درآمدی شود. کالسکی^۳ الگویی که در آن سهم سودها در تولید تنها به وسیله کشش تقاضا تعیین می‌شد ارائه نمود. در بازارهای غیررقابتی، قیمت‌ها توسط انحصارگر و با توجه به حساسیت مصرف‌کننده نسبت به تغییرات قیمت تعیین شود و یا اینکه قیمت‌گذاری کوتاه مدت، نتیجه هر کوششی سنجیده برای حداکثر نمودن سود با توجه به تابع هزینه باشد. لذا انحصارها از طریق انحراف قیمت می‌تواند نابرابری درآمدی ایجاد کند. بر طبق نظریه کالدور، مکانیسمی وجود ندارند که افزایش متناسب دستمزدهای پولی با قیمت را ضمانت کند (هر دو با یک نسبت رشد کند)، لذا با فرض این که بالا رفتن قیمت‌ها سریعتر از بالا رفتن مزدها باشد، سهم سود در درآمد ملی افزایش می‌یابد و از آن جا که میل متوسط به پس انداز صاحبان سود بیشتر از میل متوسط به پس انداز مزد بگیران است، افزایش سهم سودها موجب افزایش پس انداز کل و جوابگوی افزایش سرمایه‌گذاری خواهد شد که این امر موجب افزایش ظرفیت تولیدی جامعه و تسریع رشد اقتصادی می‌گردد (قدیری اصلی^۴، ۱۳۷۲). لذا بخش‌های رانتهی می‌تواند نابرابری

¹ Zaroki et al. (2020)

² Qarabaghian (1991)

³ Kalecki

⁴ Ghadiri Asli (1989)

بخشی در اقتصاد و نابرابری درآمدی را ایجاد کند. در نظریه توزیع مارکس، تقسیم درآمد بین درآمدهای کاری (دستمزد) و درآمدهای غیر کاری است. مارکسیست‌های جدید^۱ سعی کرده‌اند توزیع درآمد را از لابه‌لای نظام اقتصادی و سیاسی حاکم بر جامعه بین‌المللی توضیح دهند (صفدری،^۲ ۱۳۸۹). با توجه به این تئوری‌ها چه در سطح بین‌المللی و چه در سطح داخلی، افزایش منابع رانتی با توجه به بیماری هلندی می‌تواند منجر به افزایش تورم و انباشت سرمایه در بخش‌هایی خاص شود که با افزایش فساد و ایجاد گروه‌های ذینفع خاص می‌تواند نابرابری درآمدی را افزایش دهد. به بیان دیگر با وجود فساد، صاحبان اصلی منابع رانتی گروه‌های ذینفع خاص و نه طبقه متوسط و فقیر جامعه هستند (گنگلر و همکاران،^۳ ۲۰۲۱؛ کرسٹوفر،^۴ ۲۰۲۰).

سانقرا و ساتابالدیوا^۵ (۲۰۲۱) در فصلی از کتاب خود با عنوان «ظهور طبقه رانتیر و گسترش نابرابری‌های اجتماعی، در سرمایه داری رانتیر و نارضایتی‌های آن» جزئیاتی از اشکال مختلف رانت در آسیای مرکزی و دارایی‌های ثروتمندترین افراد در قزاقستان و قرقیزستان که استخراج رانت را تسهیل می‌کند، ارائه می‌کنند. آنها نشان می‌دهند که نخبگان تجاری اغلب با نخبگان سیاسی ادغام می‌شدند تا پلوتوکراسی را ایجاد کنند. همچنین آنها به بررسی ماهیت نابرابری درآمد و ثروت و بررسی سختی‌ها و مشکلات مرتبط با کالایی شدن کالاها و خدمات اساسی می‌پردازند.

یامادا^۶ (۲۰۲۰) در پژوهشی استدلال می‌کند آیا یک دولت رانتیر می‌تواند به یک دولت تولیدکننده تبدیل شود؟ از دیدگاه وی اگرچه کشورهای حاشیه خلیج فارس، امروزه برخی از خصوصیات تولیدی را نشان می‌دهند، اما شیوه تولید آنها تا حد زیادی «تولید با ویژگی‌های رانتیر» است که به مزایای ناشی از نفت متکی است. تنوع اقتصادی بیشتر

^۱ از در هم آمیختن نظریه‌های سنتی مارکسیستی با تحلیلهای اقتصادی مربوط به اقتصادهای توسعه نیافته، الگوی نظریه پردازی مارکسیست جدید (نئو مارکسیسم) شکل گرفت. نظریه پردازان مکتب وابستگی و نظام جهانی در این تقسیم بندی جای می‌گیرند. آنها جبر اقتصادی را رد کرد و در عوض بیشتر لیبرترین بود. نئو مارکسیسم درک گسترده ماکس وبر از نابرابری اجتماعی، مانند وضعیت و قدرت را به اندیشه مارکسیست ارتدوکس اضافه می‌کند (بهشتی و نصرالهی وسطی، ۱۳۹۳).

^۲ Safdari (2010)

^۳ Gengler et al.

^۴ Christophers

^۵ Sanghera & Satyaldieva

^۶ Yamada

آن‌ها نیازمند توانایی‌های مدیریتی بهتر است که دولت خود را قادر می‌سازد سرمایه‌های انسانی را ارتقا بخشد. کشورهای تولیدی در سراسر جهان از طریق «ارتقاء نهادی»، جایگزینی نهادهای مشتری‌مداری با شایسته‌سالاری، چنین توانمندی‌های مدیریتی را به دست آوردند.

پی و فان (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای با عنوان «منابع ناامن، رانته و نابرابری دستمزد» به بررسی تأثیر منابع ناامن بر نابرابری دستمزد ماهر در پس زمینه رانته می‌پردازند. این مطالعه از طریق ایجاد مدل‌های تعادل عمومی تعبیه شده با توابع مشخص نشان می‌دهد که نابرابری دستمزد با خاصیت انعطاف‌پذیری حاصل از تلاش‌های رانته و شدت سرمایه در بخش‌های مختلف و بعضی اوقات آستانه منابع ناامن نقش مهمی ایفا می‌کند.

کایا و همکاران^۱ (۲۰۱۹) در پژوهشی با یک مدل نظری به تجزیه و تحلیل این که آیا دولت رانته می‌تواند اقتصاد خود را از درآمد رانته متنوع سازد و از این رو توسعه اقتصادی را تقویت کرده و وضعیت موجود را حفظ کند، می‌پردازد. از دیدگاه این محققین، سه عامل در هم تنیده وجود دارد که تنوع اقتصادی مؤثر را به دور از درآمد رانته تعیین می‌کند: سودآوری بخش‌های غیررانته، اندازه اقتصاد داخلی جهت وارد کردن فشار زیاد برای صنعتی شدن بخش‌های رانته و سطح شمول اقتصادی. برای دستیابی به سطح بهینه از تنوع اقتصادی در یک دولت رانته: (۱) بخش‌های غیررانته بدون موانع ورود، باید برای نمایندگان بخش خصوصی جذاب باشد. (۲) اقتصاد داخلی باید به اندازه کافی بزرگ باشد که بتواند سرمایه‌گذاری را در بخش‌های غیررانته ایجاد کند. (۳) طبقه حاکم باید تحمل کافی برای نمایندگان بخش خصوصی را که در بخش‌های غیررانته سرمایه‌گذاری می‌کنند، داشته باشند.

کیم و لین^۲ (۲۰۱۷) در پژوهش خود درصدد پاسخگویی به این پرسش بحث‌برانگیز هستند که آیا منابع طبیعی نفرینی بر رشد اقتصادی و توسعه هستند؟ از دیدگاه آن‌ها در نمونه‌ای از کشورهای در حال توسعه پیدا می‌شود که اقتصادهای دارای منابع طبیعی فراوانی به رشد کندتر از کشورهای با منابع کمیاب تمایل دارند. منابع طبیعی به طور متوسط یک نفرین هستند. با این حال، به دلیل تفاوت‌ها در میزان مداخله دولت،

^۱ Kaya et al.

^۲ Kim & Lin

دسترسی به پول سالم، ساختار قانونی و امنیت حقوق مالکیت، درجه جهانی‌سازی و یا فساد، ناهمگونی قابل‌توجهی در بین دولت‌های رانتیر وجود دارد.

هورانک^۱ و همکاران (۲۰۱۶) در پژوهشی بیان می‌کنند یک سؤال مهم در مطالعات توسعه این است که چگونه وفور منابع طبیعی بر رشد اقتصادی بلندمدت تأثیر می‌گذارد؟ از دیدگاه آن‌ها هنوز اجماعی در مورد پاسخ به این سؤال حاصل نشده است. ۴۰٪ از مطالعات تجربی انجام‌شده نشان می‌دهد که فراوانی منابع طبیعی اثر منفی بر رشد اقتصادی بلندمدت دارند، ۴۰٪ هیچ اثری پیدا نکردند و ۲۰٪ اثر مثبت را نشان می‌دهند. هورانک و همکاران در یک بررسی کمی از ۶۰۵ تخمین گزارش‌شده در ۴۳ مطالعه، نشان دادند که حمایت کلی فرضیه نفرین منابع زمانی ضعیف است که تعصب انتشار بالقوه و ناهمگونی روش در نظر گرفته شود. نتایج آن‌ها همچنین نشان می‌دهد که چهار جنبه از طراحی مطالعه به‌ویژه در توضیح تفاوت نتایج در طول مطالعات مؤثر است: (۱) کنترل کیفیت سازمانی، (۲) کنترل سطح فعالیت سرمایه‌گذاری (۳) تمایز بین انواع مختلف منابع طبیعی و (۴) تمایز قائل شدن بین وابستگی منابع و وفور منابع.

بدیا میرو^۲ و همکاران (۲۰۱۵) در کتابی با عنوان «منابع طبیعی و رشد اقتصادی» تأکید می‌کنند که فراوانی منابع طبیعی وضعیتی ثابت نیست؛ این فرایندی است که به تغییرات در ساختار قیمت کالاها و موقوفات عامل واکنش نشان می‌دهد و پیشرفت نیازمند سرمایه، نیروی کار، تحول فنی و ترتیبات سازمانی مناسب است. این وفور نعمت نیست، بلکه بخشی از تکامل سیستم اقتصادی است. وی نشان می‌دهد داده‌های تاریخ موید آن است که کیفیت سازمانی و نهادی کشورها، فاکتور کلیدی برای تعیین کارایی استفاده از منابع طبیعی و رانت بدست‌آمده از آن می‌باشد.

رشیدی و موسوی (۱۳۹۸)^۳ در پژوهشی با روش رگرسیون و کاربردی در پی پاسخ به این پرسش بودند که چرا درآمدهای نفتی در ایران منجر به توسعه اقتصادی نشده، اما در نروژ، پیشران توسعه اقتصادی بوده است؟ یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد وابستگی ایران به نفت و هزینه کردن درآمدهای ناشی از آن در چارچوب بودجه و هزینه‌های جاری منجر به پیامدهای ضد توسعه در ایران شده است. برعکس، در نروژ، به جای

¹ Havranek

² Badia-Miro

³ Rashidi & Mousavi (2018)

تأکید بر سرمایه‌ها یا منابع طبیعی، بر توسعه سرمایه‌های انسانی تأکید شده و از ثروت نفت به‌عنوان پشتوانه و موتور توسعه بهره گرفته شده است.

سپهردوست و برجسیان^۱ (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای با عنوان «رابطه فساد با حقوق مالکیت، نابرابری درآمد و دموکراسی؛ شواهد تجربی کشورهای منتخب» از داده‌های سری زمانی تابلویی شامل ۵۳ کشور منتخب و سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۳، استفاده و نشان داده‌اند که ضریب جینی رابطه مثبت معناداری با شاخص فساد دارند. به طور کلی، بروز نابرابری‌های اقتصادی و بی‌ثباتی سیاسی، پایه‌های گسترش دموکراسی را ضعیف و زمینه‌های فساد در جامعه را فراهم می‌آورد. البته اثر دموکراسی بر روی فساد مشروط به متغیر حقوق مالکیت است، به طوری که با افزایش حمایت از حقوق مالکیت، دموکراسی می‌تواند عملکرد بهتری جهت کنترل فساد، به خصوص در کشورهای با اقتصاد رانته نسبت به کشورهای غیررانته داشته باشد.

عباسیان و همکاران^۲ (۱۳۹۶) در مطالعه خود با عنوان «اثرات غیرخطی درآمدهای نفتی بر رفاه اجتماعی در ایران» دسته‌ای از مدل‌های خودرگرسیون غیرخطی برای کاربرد در سری‌های زمانی براساس مدل‌های آستانه‌ای فرموله کرده‌اند. بدین صورت که در رژیم درآمد نفتی پایین هنگامی که نسبت درآمد نفتی به تولید ناخالص داخلی کمتر از ۹/۳۵٪ باشد، افزایش نسبت درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی موجب افزایش معنی‌دار شاخص رفاه اجتماعی شده است، اما پس از عبور از حد آستانه ۹/۳۵٪ و قرارگرفتن در رژیم درآمدهای نفتی بالا، افزایش نسبت درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی تأثیر منفی بر شاخص رفاه اجتماعی داشته است.

سلاطین^۳ (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای با عنوان «تأثیر فساد بر توزیع درآمد: رهیافت داده‌های پانل» به اطلاعات آماری موجود در بانک جهانی مراجعه و استناد گردیده است و با مدل‌سازی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد با تأکید بر فساد از رگرسیون‌های چند متغیره و داده‌های پانل کشورهای منتخب در دوره زمانی ۱۹۹۶-۲۰۱۳ نشان می‌دهد فساد مالی تأثیر مثبت و معناداری بر ضریب جینی به‌عنوان شاخص توزیع درآمد در گروه کشورهای منتخب درآمد متوسط دارد.

¹ Sepehrdoost & Borjisian (2017)

² Abbasian et al. (2016)

³ Salatin (2016)

کمالی دلفاردی و همکاران^۱ (۱۳۹۳) در پژوهش خود با عنوان «بررسی عملکرد دولت های رانتیر در دو حوزه توسعه اقتصادی و سیاسی» استدلال می‌کنند که از حیث اقتصادی، رانت نفت سبب تضعیف انگیزه کار، تضعیف بخش خصوصی، گسترش فرهنگ رانت‌خواری، مصرف‌گرایی و ائتلاف منافع اقتصادی می‌شود. در این پژوهش ضمن ارائه یک الگوی استفاده صحیح از منابع نفتی، پیشنهادها و توصیه‌هایی به منظور استفاده هر چه مفیدتر مواهب طبیعی در راستای توسعه پایدار ارائه می‌گردد.

رحمانی و گلستانی^۲ (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای با عنوان «تحلیلی از نفرین منابع نفتی و رانت جویی بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب نفت‌خیز» تمرکز این تحقیق بر روی کشورهای دارای منابع غنی نفتی است و ۱۶ کشور از میان کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه نفت خیز انتخاب شده اند. نتایج رگرسیون نشان می‌دهد که در دهه اخیر درآمدهای نفتی در کشورهای توسعه یافته ای که دولت کارآ دارند، سبب کاهش نابرابری توزیع درآمد و در بیش تر کشورهای دارای دولت های با کارایی کمتر سبب افزایش نابرابری شده است.

بررسی مطالعات انجام شده نشان می‌دهد که در رابطه با اثر منابع رانتی دولت و منابع ناامن بر نابرابری درآمدی، هر کدام از آنها از زاویه‌ای خاص به آن پرداخته‌اند. از نکات بدیع تحقیق حاضر این است که به صورت جامع و کلی رابطه اثر نامتقارن منابع رانتی دولت (منابع ناامن) بر شاخص نابرابری درآمدی کشورهای منا را مورد کاوش قرار داده است تا اطلاعات جدیدتری در این زمینه بدست دهد.

۳- روش تحقیق

روش تحقیق همبستگی با استفاده از روش اقتصادسنجی و همچنین نوع تحقیق، کاربردی می باشد و استفاده از داده های پانل و روش رگرسیونی غیرخطی ARDL می باشد. دلیل استفاده از روش غیرخطی، ادبیات نظری و پیشینه‌های تحقیق می‌باشد. در واقع برخی تئوری‌ها و مطالعات ارتباط مثبت دو متغیر رانت و نابرابری را تایید کرده‌اند و برخی ارتباط منفی بین این دو متغیر را نشان داده‌اند که بررسی غیرخطی می‌تواند هر دو سری این مطالعات را پوشش دهد. به بیان دیگر ادبیات نشان

¹ Kamali Delfardi et al. (2013)

² Rahmani & Golestani (2009)

داده‌است که ارتباط درآمدهای رانتهی و نابرابری لزوماً خطی نیست و می‌تواند روابط آستانه‌ای باشد (پی و فان، ۲۰۱۹) و افزایش و کاهش درآمدهای رانتهی، اثرات متقارنی بر نابرابری درآمدی کشورها نداشته است (یامادا، ۲۰۲۰). با توجه به ادبیات تحقیق مربوط به نابرابری، نفرین منابع طبیعی و دولت رانتهی و همچنین مطالعات تجربی پی و فان (۲۰۱۹)، یامادا (۲۰۲۰) و تاداجو و همکاران^۱ (۲۰۲۱) مدل پژوهش به صورت رابطه ۱ می‌باشد:

$$\text{Inequality}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Rent}_{it} + \beta_i \text{Controls}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

که تعاریف مفهومی و عملیاتی و منبع متغیرهای تحقیق به صورت جدول ۱ است:

جدول (۱): تعاریف متغیرهای تحقیق

منبع	تعریف عملیاتی	تعریف مفهومی	نماد	متغیر
داده‌های بانک جهانی ^۲	شاخص ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری درآمدی	نابرابری، تفاوت افراد جامعه جهت دست-یابی به منابع اقتصادی تشریح می‌شود.	Inequality	متغیر وابسته نابرابری
WDI 2020	نسبت درآمدهای ناشی از منابع طبیعی به تولید ناخالص داخلی به صورت واقعی (با در نظر گرفتن شاخص قیمت)	درآمدهای رانتهی به درآمدهایی گفته می‌شود که بدون تلاش بدست می‌آید.	Rent	متغیر مستقل درآمدهای رانتهی

منبع: یافته‌های تحقیق

داده‌های تحقیق از برای کشورهای مناس^۳ (MENA) طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹ اتخاذ شده است. علت انتخاب دوره زمانی، موجود بودن داده‌ها و ثبت درآمدهای رانتهی این کشورها در این دوره می‌باشد. ضریب جینی شاخصی اقتصادی برای محاسبه توزیع درآمد در میان مردم است. ضریب صفر جینی بیانگر برابری کامل است، جایی که همه درآمد یکسانی دارند و ضریب جینی یک (یا ۱۰۰٪) بیانگر حداکثر نابرابری در بین

¹ Tadadjeu et al.

² WDI 2020

³ Middle East and North Africa

این کشورها عبارتند از الجزایر، بحرین، جیبوتی، مصر، عراق، ایران، اسرائیل، اردن، کویت، لبنان، لیبی، مالت، مراکش، عمان، عربستان سعودی، تونس، امارات متحده‌ی عربی و یمن.

مقادیر است. منا به معنی خاورمیانه و شمال آفریقا اصطلاحی برای نامیدن کشورهای عمده تولیدکننده نفت در این مناطق می‌باشد. این منطقه دارای ۶۰ درصد منابع نفتی و ۴۵ درصد منابع گازی جهان می‌باشد. اقتصاد این کشورها رابطه تنگاتنگی با تغییرات جهانی بهای نفت دارند، لذا دولت رانتیر از ویژگی‌های اصلی این گروه کشورهاست و این ویژگی می‌تواند بر بسیاری از شاخص‌های توسعه آنها اثرگذار باشد. لذا بررسی اثرات دولت رانتیر و منابع رانتی دولت بر شاخص‌های توسعه همچون نابرابری درآمدی این کشورها، بخصوص اثرات نامتقارن آن از اهمیت بالایی برخوردار است. مدل در اکثر موارد به صورت ساده بررسی گردید. همچنین مدل با متغیرهای کنترلی جهت بررسی استحکام نتایج، در بخش استحکام نتایج متغیرهای کنترلی تولید ناخالص داخلی و توان دوم این متغیر (تئوری کوزنتس)، همچنین دو متغیر سیاست پولی (نقدینگی M2) و مالی (نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی) با توجه به ادبیات تحقیق و حتی با وجود شکست‌های ساختاری (نوسانات شدید قیمت نفت) در نظر گرفته شده که صرفاً به گزارش خلاصه نتایج اکتفا شد و جهت جلوگیری از دور شدن بحث مورد نظر و طولانی شدن مقاله از ارائه نتایج صرف نظر شد.

۳-۱- آزمون ریشه واحد و تجزیه و تحلیل واریانس ناهمسانی

اولین آزمون بدین ترتیب است که با انجام آزمون ریشه واحد، خصوصیات تصادفی داده‌ها را بررسی می‌کند. در مطالعه حاضر، بررسی ریشه واحد برای داده‌های بزرگ پانل مانند این مقاله ضروری است. آزمون پسران^۱ (۲۰۰۷) آزمون ریشه واحد IPS مقطعی تعدیل شده^۲ یکی از بهترین شاخص‌ها است. آزمون به فرضیه صفر تکیه می‌کند که اثر غیر ایستایی همگن در برابر فرضیه جایگزین از گزینه‌های احتمالاً ناهمگن می‌باشد. علاوه بر این، آزمون در حضور وابستگی مقطعی قابل استفاده است که یک مسئله مهم در تجزیه و تحلیل داده‌های پانلی است. آمار CIPS عبارتند از:

$$CIPS(N, T) = N^{-1} = \sum_{n=1}^N t_i(N, T) \quad (2)$$

که CIPS (N,T) آزمون ریشه واحد IPS مقطعی تعدیل شده ایم و همکاران^۳ (۲۰۰۳) است. $t_i(N, T)$ آماره مقطعی تعدیل شده دیکی فولر است (دیکی و فولر، ۱۹۷۹). وجود

¹ Pesaran

² Cross-Sectional Augmented

³ Im et al.

یا عدم وجود وابستگی مقطعی از طریق پسران (۲۰۰۴) ارزیابی می‌شود. آزمون وابستگی مقطعی (تست CD) که مبتنی بر عدم استقلال مقطعی است. این آزمون برای مدل‌های پانل پویا مناسب است. آماره CD عبارتند از:

$$CD = \sqrt{b^2 - 4ac} \frac{2T}{N(N-1)} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \rho_{ij} \right) \quad (3)$$

جایی که N تعداد کشورها است، T دوره زمانی است، ρ_{ij} تخمین همبستگی جفتی باقیمانده است. علاوه بر تجزیه و تحلیل ناهمگنی، اجرای آزمون ریشه واحد نه تنها برای تعیین اینکه آیا شوک‌های استفاده رانت بر نابرابری درآمدی دائمی یا زودگذر است را نشان می‌دهد، بلکه اولین نشانه در مورد تجزیه متغیرها را ارائه می‌دهد.

۳-۲- تجزیه و تحلیل همجمعی نامتقارن

برای غلبه بر مسئله احتمالی وابستگی مقطعی، آزمون همجمعی پانل وسترلند^۱ (۲۰۰۷) استفاده شده است. این وابستگی مقطعی در داده‌ها را با محاسبه مقادیر احتمال معناداری براساس تکرارهای تخمین روش بوت‌استرپ^۲ در نظر می‌گیرد. آزمون براساس چهار آماره آزمون شده است. یک مدل تصحیح خطا با استفاده از آزمون برای تجزیه و تحلیل وجود همجمعی در پانل‌های جداگانه یا کل استفاده شده است. از یک طرف، آماره آزمون G_t و G_a وجود دارد که فرضیه صفر از عدم همجمعی را حداقل برای یکی از واحدهای مقطعی آزمون می‌کند. این آماره به ترتیب از میانگین وزن دهی شده انفرادی (G_a) و آماره t مستقل (G_t) استفاده می‌کند. از سوی دیگر، آماره‌های آزمون P_t و P_a وجود دارد که فرض صفر عدم وجود همجمعی برای تمام پانل‌ها را به دو صورت میانگین وزنی انفرادی و آماره t مستقل آزمایش می‌کنند. همچنین در این بخش، همجمعی نامتقارن با استفاده از روش پانل مخفی توسعه یافته توسط هاتمی ج (۲۰۱۸) آزمون شده است. استفاده از مؤلفه‌های مثبت و منفی منابع رانته و نابرابری درآمدی، توجیه استفاده از همجمعی پنهان است (گرنجر و یون^۳، ۲۰۰۲). همجمعی پنهان فرض می‌کند که هیچ همجمعی بین متغیرهای موجود در فرم اصلی آنها وجود ندارد، اما بین اجزای پنهان آنها، که در اینجا مؤلفه‌های منفی و مثبت هستند، همجمعی وجود دارد. این به دلیل آن است که در پویایی پنهان، رابطه غیر همجمعی اجزای متغیر و نه خود

¹ Westerlund

² Bootstrapping

³ Granger & Yoon

متغیر مطرح است (ریچارد، ۲۰۱۲). روش آزمون شامل سه مرحله است. در مرحله اول، وجود ریشه واحد در داده‌ها مورد آزمون قرار می‌گیرد. یکی از فرضیات آزمون هاتمی ج (۲۰۱۸) این است که این سری همجمع از درجه یک باشد. در مرحله دوم، معادلات زیر تخمین زده می‌شوند:

$$\begin{aligned} y_{it}^+ &= r_i^+ + b_i^+ x_{it}^+ + e_{it}^+ \\ y_{it}^- &= r_i^- + b_i^- x_{it}^- + e_{it}^- \end{aligned} \quad (۴)$$

تجزیه متغیر Y در مؤلفه مثبت و منفی آن توسط (هاتمی ج، ۲۰۱۴):

$$\begin{aligned} y_{it}^+ &= \sum_{n=1}^t \Delta y_{in}^+ = \sum_{n=1}^t \max(\Delta y_{in}, 0) \\ y_{it}^- &= \sum_{n=1}^t \Delta y_{in}^- = \sum_{n=1}^t \min(\Delta y_{in}, 0) \end{aligned} \quad (۵)$$

همانطور که از روابط ۵ مشخص است، برای استخراج داده‌های مثبت و منفی، ابتدا از متغیر تفاضل گرفته می‌شود و برای y^+ مجموع مقادیر تفاضلی مثبت سال مورد نظر و سال و سال‌های قبل استفاده شده و برای بقیه مقادیر (منفی و صفر) صفر گذاشته می‌شود. همین کار برای محاسبه y^- (و مقادیر منفی تفاضلی) نیز انجام می‌شود. مفهوم اقتصادی این دو متغیر درآمدهای رانتی یا نابرابری افزایشی صرف یا کاهش صرف و تفکیک این دو برای بررسی اثرات تقارنی آن‌ها می‌باشد. تجزیه مشابه برای متغیر X استفاده می‌شود. همجمعی پنهان همچنین با تعیین معادلات بر اساس ترکیبات زیر قابل آزمون است: $\{y_{it}^+, x_{it}^+\}$ و $\{y_{it}^-, x_{it}^-\}$. در مرحله سوم، برای همجمعی، مانایی باقی مانده‌های e_{it}^+ و e_{it}^- بررسی می‌شوند. همانطور که توسط هاتمی ج (۲۰۱۸) مشخص شد، آزمون دیکی-فولر (ADF) یا هر تست ریشه واحد دیگری قابل استفاده است. در این مطالعه، برای واحد ریشه در پانل‌های ناهمگن با وابستگی مقطعی، از آزمون ریشه واحد ایم و همکاران^۲ (۲۰۰۳) برای پانل ناهمگن استفاده شده است.

۳-۳- روش پانل غیر خطی^۳ ARDL

نسخه پانل مدل NARDL شبیه به مدل سری‌های زمانی است. طبق مطالعه سالیسو و ایسا (۲۰۱۷)، این مدل یک نمایش غیرخطی از مدل داده‌های پانل ناهمگن پویا برای

^۱ Hatemi-J

^۲ Im et al.

^۳ Nonlinear Panel ARDL

مدل سازی پانل‌های بزرگ، مانند مورد این مطالعه اختصاص داده می‌شود. اولین قدم در مشخصات مدل اقتصادسنجی، تأثیر نامتقارن در یک معادله منحصر به فرد با استفاده از نمایش پانل از مدل شین و همکاران (۲۰۱۴) خواهد بود. با توجه به دو متغیر X و Y که در آن Y متغیر وابسته است و X متغیر مستقل است. مدلسازی به شرح زیر می‌باشد است:

$$\Delta y_{it} = \beta_0 + \beta_1 y_{it-1} + \beta_2^+ x_{it-1}^+ + \beta_2^- x_{it-1}^- + \sum_{n=1}^l a_n \Delta y_{it-n} + \sum_{n=0}^k (\gamma_n^+ \Delta x_{it-n}^+ + \gamma_n^- \Delta x_{it-n}^-) + \mu_i + e_{it} \quad (6)$$

که حروف l و k نشانگر ترتیب وقفه متغیرها است. μ_i نشان دهنده اثر خاص کشور و e اثرات نامتقارن است و ضرایب β_2^+ و β_2^- عدم تقارن بلندمدت را نشان می‌دهند در حالی که γ_k^+ و γ_k^- ضرایب نامتقارن کوتاه مدت را مشخص می‌کنند. از آزمون والد برای آزمون تقارن بلند مدت استفاده می‌شود. برای تقارن، وقتی فرضیه صفر رد شود، مدل برای افق زمانی (کوتاه مدت یا بلند مدت) مربوطه نامتقارن است. مطابق پسران و اسمیت^۱ (۲۰۱۴)، در مدل مشخص شده متغیرهای کنترل درج نمی‌شود. آنها استدلال کردند که وقتی کسی قصد ندارد تأثیر متغیری را مطالعه کند، همه متغیرهای دیگر مثل متغیر توضیحی بر متغیر وابسته برابر هستند. علاوه بر این، در مطالعه شین و همکاران (۲۰۱۴) در مورد مدل‌سازی همجمعی نامتقارن در یک مدل ARDL غیرخطی، پیوند نامتقارن بین برخی متغیرها بدون درج متغیرهای کنترل در رگرسیون آنها آزمون شده است. روش مشابه توسط آسمقلو و همکاران (۲۰۱۵) با استفاده از همجمعی آستانه و رابطه علی استفاده شده است. مرحله دوم در مورد در نظر گرفتن عدم تقارن در چهار معادله مختلف است. طبق هاتمی ج. (۲۰۱۸) مهم است که تأثیر شوک‌های مثبت را از موارد منفی وقتی روابط بلند مدت بین متغیرهای داده پانل بررسی شده است از هم جدا می‌شود. در این مطالعه پانل نامتقارن مدل ARDL اتخاذ شده است که μ_i نشان دهنده اثر خاص کشور است. از معادلات تخمینی یک تصحیح خطا برآورد خواهد شد که همجمعی بین متغیرها را نشان می‌دهد:

$$\begin{aligned} \Delta y_{it}^+ &= \alpha_{0i} + \pi_{1t}^+ \varepsilon_{it-1}^+ + \sum_{j=1}^{\rho} \gamma_{ij}^+ \Delta y_{it-j}^+ + \sum_{j=0}^q \delta_{ij}^+ \Delta x_{it-j}^+ + \mu_i + \varepsilon_{it} \\ \Delta y_{it}^- &= \alpha_{0i} + \pi_{2t}^+ \varepsilon_{it-1}^+ + \sum_{j=1}^{\rho} \gamma_{ij}^+ \Delta y_{it-j}^+ + \sum_{j=0}^q \delta_{ij}^- \Delta x_{it-j}^- + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

¹ Pesaran & Smith

$$\begin{aligned} \Delta y_{it}^- &= \alpha_{0i} + \pi_{1t}^- \varepsilon_{it-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_{ij}^- \Delta y_{it-j}^- + \sum_{j=0}^q \delta_{ij}^- \Delta x_{it-j}^- + \mu_i + \varepsilon_{it} \\ \Delta y_{it}^- &= \alpha_{0i} + \pi_{2t}^- \varepsilon_{it-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_{ij}^- \Delta y_{it-j}^- + \sum_{j=0}^q \delta_{ij}^+ \Delta x_{it-j}^+ + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

جز تصحیح خط ε_{it-1} ، تعادل بلند مدت را در پانل نامتقارن ARDL نشان می‌دهد. ضریب π_i سرعت اصطلاح تعدیل است که زمان مورد نیاز برای رسیدن سیستم به تعادل بلندمدت پس از یک شوک و میزان همگرایی را نشان می‌دهد و اندازه‌گیری می‌کند. از آنجا که ما با داده‌های طولانی‌مدت سروکار داریم، بنابراین معادلات با استفاده از یک برآوردگر میانگین گروه پولینگ (PMG) یا میانگین متحرک (MG) برآورد می‌شوند. این برآوردگرها برای داده‌های پنل طولانی‌مدت مناسب هستند، زیرا آنها تخمین مناسبی از بلندمدت و همچنین پویایی کوتاه‌مدت ارائه می‌دهند. آزمون هاسمن در انتخاب برآوردگر کمک خواهد کرد. آزمون براساس فرضیه صفر که برآوردگر PMG برآوردگر کارآمد است و جایگزین دیگر این است که برآوردگر MG برآوردگر کارآمد است. هر دو PMG و MG برای پانل ناهمگن پویا مناسب هستند^۱.

منطق اقتصادی استفاده از برآوردگر PMG این است که با توجه به تفاوت رانت بین کشورها، ارتباط بین منابع رانتهی دولت و نابرابری درآمدی از کشوری به کشور دیگر در کوتاه مدت و بلندمدت متفاوت است.

این موضوع، این واقعیت را تأیید می‌کند که PMG و MG مناسب‌تر برای این مطالعه هستند^۲.

^۱ تفاوت بین دو برآوردگر ناشی از ضرایب تلفیقی است. در حالی که PMG به هر دو ترکیب تلفیقی و ضرایب میانگین متکی است. MG فقط از ضرایب متوسط استفاده می‌کند. برآوردگر MG به پارامترها اجازه می‌دهد که مدل در کشورهای مختلف و متناسب با آنها به عنوان میانگین رگرسیون گروهی متفاوت است. برآوردگر PMG ضرایب مشترک بلندمدت بین افراد و ضرایب کوتاه‌مدت مختلف را امکان‌پذیر می‌سازد.

^۲ لازم به ذکر است که رویکردهای اقتصادسنجی دیگری نیز مانند مربعات حداقل معمولی کاملاً اصلاح شده یا حداقل مربعات معمولی پویا (Fully Modified Ordinary Least Squares or the Dynamic Ordinary Least Squares) وجود دارد که با برآورد رابطه همجمعی سروکار دارند. با این وجود، این تکنیک-ها فقط رابطه بلند مدت را تخمین می‌زنند و قادر به تخمین دینامیک کوتاه مدت نیستند.

۴-۳-آزمون علیت پانل نامتقارن

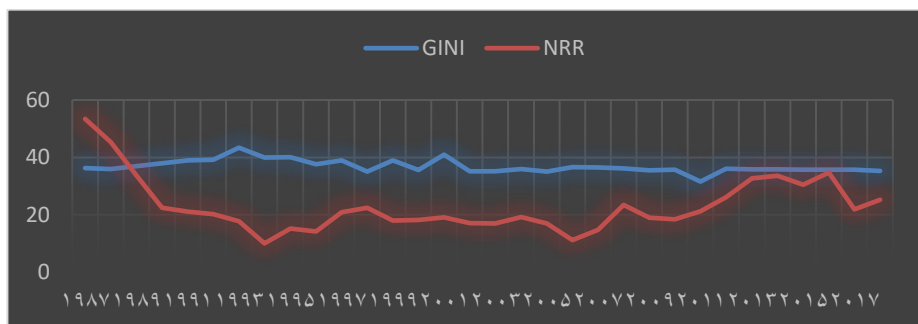
در این مطالعه ابتدا، علیت در یک چارچوب خطی با انجام آزمون علیت پانل دومیترسکو و هورلین^۱ (۲۰۱۲) بررسی می‌شود که همان آزمون علیت گرنجر^۲ (۱۹۶۹) سری زمانی به داده‌های پانل است. از این آزمون به دلیل توانایی آن برای در نظر گرفتن ناهمگونی احتمالی و وابستگی مقطعی استفاده می‌شود که با یک تحلیل سری زمانی امکان پذیر نیست. ثانیاً، آزمون علیت پانل نامتقارن هاتمی ج. (۲۰۱۱)، استفاده می‌شود که توجه به عدم تقارن در تحلیل علیت بسیار مهم است، زیرا استنباط علی بهبود پیدا می‌کند. مسیر پیشنهادی توسط هاتمی ج. (۲۰۱۱) شامل سه مرحله اصلی است. اولین مورد تجزیه سری‌های مورد مطالعه در مقادیر تجمعی مثبت و منفی است. دوم تخمین مدل رگرسیون برداری به ظاهر نامربوط^۳ VAR-SUR به صورت زیر است:

$$\begin{bmatrix} X_{it}^+ \\ Y_{it}^+ \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{0i} \\ \beta_{0i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sum_{j=1}^{\rho} \alpha_{i1j} & \sum_{j=1}^{\rho} \alpha_{i2j} \\ \sum_{j=1}^{\rho} \beta_{i1j} & \sum_{j=1}^{\rho} \beta_{i2j} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} X_{it-j}^+ \\ Y_{it-j}^+ \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{i1}^+ \\ \varepsilon_{i2}^+ \end{bmatrix} \quad (8)$$

به منظور آزمون علیت نامتقارن از Y_{it}^+ به X_{it}^+ فرضیه صفر با استفاده از آزمون والد آزمون می‌شود.

۴- یافته‌های تحقیق

در ابتدا وضعیت دو شاخص منابع رانتی دولت‌ها و شاخص نابرابری درآمدی (ضریب جینی) در کشورهای منا مرور می‌شود.



نمودار (۱): متوسط دولت رانتیر (NRR) و نابرابری درآمدی (GINI) کشورهای منا

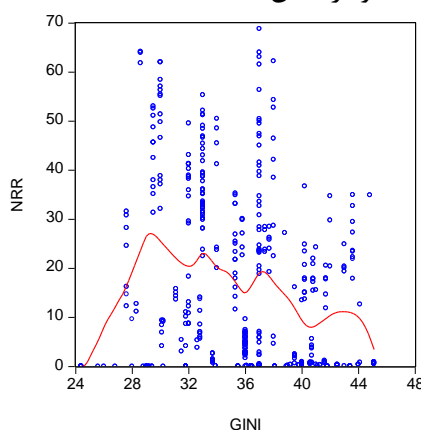
منبع: داده‌های WDI، ۲۰۲۰؛ متوسط کشورهای منا

¹ Hurlin & Dumitrescu

² Granger

³ Vector Autoregressive-Seemingly Unrelated Regression

همانطور که نمودار (۱) متوسط شاخص‌های منابع رانتی دولت‌ها (NRR) و نابرابری درآمدی (GINI) کشورهای مناطی دوره زمانی ۱۹۸۷ تا ۲۰۱۸ نشان می‌دهد، متوسط شاخص این کشورها طی سال‌های ابتدایی روند متضادی با هم داشته‌اند. از سال ۱۹۹۰ تا ۱۹۹۴ شاخص منابع رانتی در حال کاهش می‌باشد و ضریب جینی در حال افزایش است. از سال ۱۹۹۴ تا ۱۹۹۹ شاخص منابع رانتی در حال افزایش و ضریب جینی در حال کاهش می‌باشد. این روند نسبتاً تا سال ۲۰۰۶ متضاد می‌باشند اما در سال‌های پایانی روندی مشابه را طی می‌کنند. برای مثال سال‌های ۲۰۰۶ و ۲۰۰۷ هر دو افزایشی هستند یا سال‌های ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۲ ابتدا کاهشی و سپس افزایشی هستند. در نمودار (۲) هر دو شاخص در یک نمودار نشان داده شده است.



نمودار (۲): ارتباط دو شاخص Gini و NRR

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که از نمودار داده‌های دو شاخص مشخص است، ارتباط غیرخطی بین این دو شاخص را می‌توان متصور شد. در ادامه آزمون‌های آماری برای این منظور انجام می‌شود.

۴-۱- آزمون ریشه واحد

در ابتدا، نتیجه آزمون وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴) انجام شد که نتایج آزمون CD رو شواهد مهمی در مورد وابستگی متقابل شاخص نابرابری درآمدی در کشورها با درجات مختلف نشان می‌دهد. به بیان دیگر وابستگی مقطعی در سری زمانی رانت و نابرابری مشاهده شد. بر اساس این نتایج، تست ریشه واحد CIPS^۱ پسران (۲۰۰۷)

^۱ Cross-Sectional Augmented IPS

انجام شد که علاوه بر آزمون وجود ریشه واحد به فرض وابستگی مقطعی که نشانه‌هایی در مورد ماهیت ناهمگن احتمالی سری دارد، می‌دهد. آزمون با استفاده از سه وقفه مختلف انجام شد و این تضمین را می‌کند که نتایج به وقفه‌های انتخابی بستگی ندارند. علاوه بر این، آزمون به دو روش انجام شد: با عرض از مبدا و بدون استفاده از روند و مدل با رهیافت روند مشخص. هنگام انجام آزمایش ریشه واحد، اگر متغیرها مانا باشند، این بدان معنی است که سیاست‌های رانت و نابرابری درآمدی فقط یک اثر گذرا خواهند داشت. در چنین شرایطی، متغیرها پس از هرگونه نوسان ناشی از تغییر در سیاست اقتصادی یا شوک بیرونی، به روند تعادل خود باز خواهند گشت. از نظر عملی و اقتصادی، این بدان معنی است که ممکن است سیاست‌گذاران نگران نوسانات یا شوک به متغیرها نباشند. از طرف دیگر، اگر متغیرها حاوی ریشه واحد باشند، سیاست‌های رانت و نابرابری درآمدی اثرات دائمی خواهند داشت. در این مورد، سیاست‌گذاران باید توجه ویژه‌ای به نوسانات متغیرها داشته باشند. اما، حتی اگر متغیرها حاوی ریشه واحد باشند، اما بین آنها رابطه بلندمدت وجود داشته باشد (همجمعی) و سپس هرگونه نوسان در سیستم رانت و توسعه باشد، فقط اثرات گذرا خواهند داشت. از طرف دیگر، در صورت عدم وجود همجمعی، سپس نوسانات اثرات دائمی دارند و باید توجه را جلب کنند. نتایج آزمون ریشه واحد نشان داد که تمام متغیرها بدون در نظر گرفتن وقفه انتخابی یا مشخصات روند ثابت ناهمگن از مرتبه یک هستند. اول، این نشان‌دهنده ناهمگونی در کشورها است و اینکه از آزمون هانمی ج. (۲۰۱۸) برای همجمعی نامتقارن استفاده شود. دوم، این نشان می‌دهد که نیاز به برآورد NARDL می‌باشد. در واقع، برای برآورد مدل‌های تحقیق با استفاده از PMG یا MG، باید اطمینان حاصل شود که: هیچ یک از متغیرها در مرتبه دو (2) همجمع نیستند و متغیر وابسته $I(1)$ باشد، در حالی - که سایر متغیرهای توضیحی می‌توانند $I(0)$ یا $I(1)$ باشند. سوم، شوک در استفاده از رانت و نابرابری که به‌طور جداگانه صورت می‌گیرد، تأثیر دائمی بر اقتصاد خواهد داشت.

جدول (۲): نتایج آزمون مانایی (ریشه واحد)

نتیجه	آماره آزمون CIPS با رهیافت روند مشخص (احتمال)	آماره آزمون CIPS با عرض از مبدا و بدون استفاده از روند با رهیافت روند مشخص (احتمال)	متغیر/آزمون
رد $I(0)$	-۱/۸۲۷ (۰/۱۷۸)	-۲/۲۱۱ (۰/۰۸۷)	نابرابری درآمدی

فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال نهم/ شماره ۳/ پاییز ۱۴۰۱			
۱۳۳			
رد I(0)	-۲/۱۳۰ (۰/۰۹۲)	-۲/۱۴۶ (۰/۰۷۱)	درآمدهای رانتی
I(1)	-۳/۷۳۶ (۰/۰۰۷)	-۳/۰۱۵ (۰/۰۰۵)	تفاضل نابرابری درآمدی
I(1)	-۳/۰۶۷۴ (۰/۰۰۰)	-۳/۰۶۷۵ (۰/۰۰۱)	تفاضل درآمدهای رانتی

منبع: یافته‌های تحقیق

۲-۴- نتایج آزمون همجمعی پانل

در ابتدا برای بررسی پانل همجمعی خطی، نتایج آزمون همجمعی پانل وسترلند (۲۰۰۷) به صورت جدول (۳) می‌باشد:

جدول (۳): نتایج آزمون همجمعی پانل وسترلند

مدل با عرض از مبدا		مدل با روند		
آماره Z	احتمال معناداری	آماره Z	احتمال معناداری	
۲/۲۹۵	۰/۲۱۸	۲/۲۹۵	۰/۷۴۸	Gt
۲/۰۹۷	۰/۸۹۲	۲/۰۰۱	۰/۷۱۸	Ga
۲/۸۵۴	۰/۸۴۱	۳/۱۲۸	۰/۸۵۴	Pt
۳/۳۴۷	۰/۹۰۱	۲/۱۳۴	۰/۸۲۳	Pa

منبع: یافته‌های تحقیق

رد فرضیه صفر Ga و Gt بدان معنی است که حداقل در یکی از مقاطع همجمعی وجود دارد. همچنین آماره‌های Pa و Pt از یک فرآیند همجمعی مقطعی استفاده می‌کنند و رد فرضیه صفر بدان معنی است که به طور کلی بین متغیرهای موجود در پانل، همجمعی وجود دارند. نتایج آزمون همجمعی پانل وسترلند (۲۰۰۷) نشان می‌دهد همجمعی پانل خطی بین دولت رانتیر و نابرابری درآمدی وجود ندارد. در ادامه به بررسی همجمعی پنهان و ورود اثرات نامتقارن متغیرها در مدل پرداخته می‌شود. آزمون هاتمی ج (۲۰۱۸) برای همجمعی نامتقارن پس از آن انجام شده و نشان می‌دهد که همجمعی بین مؤلفه‌های متغیرها وجود دارد. در واقع، باقیمانده‌ها همه در سطح مانا هستند. این نتایج نشان می‌دهد که یک ساختار نامتقارن در رابطه همجمعی بین استفاده از رانت و نابرابری برای کشورهای منا وجود دارد. بنابراین، مدل‌های خطی می‌توانند برای بررسی رابطه بین دو متغیر بسیار محدود کننده باشند. از این رو، با اتکا به

یک چارچوب نامتقارن برای چارچوب همجمعی نادرست است. در بخش بعدی نتایج مدل NARDL ارائه و تحلیل می‌شود.

جدول (۴): نتایج همجمعی غیرمتقارن NARDL هاتمی ج. ۲۰۱۸

متغیر در مدل	آزمون CD بر باقیمانده ها	آزمون ریشه واحد باقیمانده ها	نتیجه
(Y+, X+)	۲/۰۲ (۰/۱۲)	۱۶/۱۵ (۰/۰۰)	مانا
(Y+, X-)	۱/۳۹ (۰/۰۰)	۱۷/۱۶ (۰/۰۰)	مانا
(Y-, X-)	۲/۶۵ (۰/۱۹)	۱۵/۹۵ (۰/۰۰)	مانا
(Y-, X+)	۱/۳۲ (۰/۰۲)	۱۵/۱۶ (۰/۰۰)	مانا

منبع: یافته‌های تحقیق

احتمال معناداری در پیرامون می‌باشند. وقفه بهینه با استفاده از شاخص آکائیک انتخاب شده است. آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷) استفاده شده است.

۳-۴- نتایج مدل پانل غیرخطی ARDL (NARDL)

در نگاه اول می‌توان رابطه خطی بین دولت رانتیر و نابرابری اقتصادی را تخمین زد. اما اینجا، از آنجا که هیچ همجمعی خطی بین دو متغیر وجود ندارد، یک نماینده خوب برای PMG که می‌تواند به عنوان مکانیسم تصحیح خطا خوانده شود، نمی‌باشد. بر این اساس، نتایج برآورد نمایندگی پانل از مدل شین و همکاران (۲۰۱۴) که اثرات نامتقارن را در یک معادله منحصر به فرد به حساب می‌آورد ارائه می‌شود. لازم به ذکر است فرض کلاسیک خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس باقیمانده‌ها به ترتیب با استفاده از آزمون‌های LR و LM مورد بررسی قرار گرفت و عدم وجود مشکل برای فرض کلاسیک تایید شد. نتایج نهایی در جدول (۵) نشان داده شده است و با استفاده از میانگین گروه تخمین زده می‌شود.

جدول (۵): تخمین مدل پانل غیرخطی ARDL شین و همکاران، ۲۰۱۴

متغیر	مدل بلندمدت	مدل کوتاه مدت
عرض از مبدا	-	۶/۲۹۶ (۵/۳۷۰)
ΔX_t^+ تغییرات رانت مثبت	۰/۱۸۱ ** (۰/۰۷۹)	۰/۰۰۳ (۰/۰۱۰)
ΔX_{t-1}^+ تغییرات وقفه رانت مثبت	۰/۰۳۲ *** (۰/۰۰۹)	۰/۶۱۹ *** (۰/۱۳۰)
ΔX_t^- تغییرات رانت منفی	-۰/۸۱۰ ** (۰/۳۹۳)	-۰/۷۸۱ *** (۰/۱۱۴)

فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال نهم/ شماره ۳/ پاییز ۱۴۰۱		
۱۳۵		
(۰/۰۰۰۲)*** ۰/۰۰۰۷	(۰/۰۰۰۰۴)*** ۰/۰۰۰۲	ΔX_{t-1}^- تغییرات وقفه رانت منفی
(۰/۰۰۳) ۰/۰۰۶	(۰/۰۷۳)*** ۰/۸۸۰	X_t^+ رانت مثبت
(۰/۱۸۳)*** ۰/۶۱۳	(۰/۰۰۲)** ۰/۰۰۴	X_t^- رانت منفی
(۰/۲۹۵) ۳/۰۲۵	(۰/۸۳۱) ۰/۰۴۱	آماره والد، عدم تقارن
	(۰/۰۹۵) ۱/۳۹۳	آماره LR (احتمال معناداری)
	(۰/۸۶۱) ۱۳۴/۱۷	آماره LM بروش پاگان (احتمال معناداری)

منبع: یافته‌های تحقیق

علامت **، *** و **** به ترتیب معناداری ضرایب در سطوح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ را نشان می‌دهد. اعداد داخل پرانتز خطای استاندارد می‌باشند. برای آزمون عدم تقارن بلندمدت و کوتاه مدت والد، مقادیر داخل پرانتز مقادیر احتمال معناداری هستند.

نتایج نشان می‌دهد که فرضیه صفر عدم همجمعی بین شاخص نابرابری درآمدی (Gini) و مؤلفه‌های مثبت و منفی رانت دولتی رد می‌شود. جدول (۶) همچنین نشان می‌دهد که عدم تقارن در کوتاه‌مدت و بلندمدت وجود ندارد. در واقع، آماره والد در کوتاه‌مدت و بلندمدت معنادار نمی‌باشد. این بیشتر معادلات را به جستجوی نامتقارن‌ها با در نظر گرفتن معادلات مختلف سوق می‌دهد. آزمون خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی LM بروش پاگان نیز انجام شده است که نشان‌دهنده عدم وجود مشکلات رگرسیون کلاسیک می‌باشد. اکنون درباره نتایج برآورد NARDL با تمرکز روی هر نوع عدم تقارن بحث می‌شود. نتایج حاصل نشان می‌دهد که جزء تصحیح خطا منفی و از نظر آماری معنادار است. این نشان می‌دهد که پس از یک شوک، یک همگرایی به تعادل بلندمدت در سیستم وجود دارد. این معناداری، وجود همجمعی نامتقارن را تأیید می‌کند که یک رابطه تعادلی بلندمدت غیرخطی بین دولت رانتیر (مصرف منابع طبیعی به عنوان شاخص رانت) و نابرابری درآمدی وجود دارد.

۴-۴- نتایج آزمون علیت نامتقارن

قبل از آزمون علیت پانل نامتقارن (هاتمی ج. (۲۰۱۱، ۲۰۱۲)، آزمون اینکه آیا علیت خطی بین رانت و نابرابری درآمدی وجود دارد یا خیر با استفاده از مطالعه دامیترسکو و هارلینز^۱ (۲۰۱۲) آزمون غیر علیتی گرنجر انجام می‌شود. مقادیر احتمال p آزمون را با

¹ Dumitrescu & Hurlin's

استفاده از ۱۱۰۰۰۰ تکرار بوت استرپ محاسبه می‌شود تا وابستگی متقاطع نمایش داده شده توسط داده‌ها را به خود اختصاص دهد. از آنجا که داده‌ها در یک مرتبه همجمع شده‌اند، بر طبق دامیترسکو و هارلینز (۲۰۱۲) داده‌ها را به اولین تفاضل خود تبدیل کرده تا آنها را برای آزمون علیت مانا نگه دارند. نتایج در جدول (۷) ارائه شده است. فرضیه صفر که توسعه علیت گرنجر رانت نمی‌باشد را نمی‌توان رد کرد، زیرا ارزش احتمال p از مقادیر آستانه ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ بالاتر است. این فرضیه صفر مبنی بر اینکه استفاده از رانت باعث نابرابری درآمدی نمی‌شود نیز نمی‌تواند رد شود. بنابراین رابطه خطی بین رانت و نابرابری درآمدی در کشورهای مورد بررسی نیز رد می‌شود.

جدول (۶): نتایج آزمون علیت پانل دامیترسکو و هارلینز (۲۰۱۲)

فرضیه صفر	آماره W	آماره Z	احتمال معناداری P	وقفه
رانت علیت نابرابری نمی‌باشد	۱/۱۸	-۱/۱۱	۰/۱۹	۱
نابرابری علیت رانت نمی‌باشد	۱/۰۹	-۱/۳۴	۰/۲۲	۱

منبع: یافته‌های تحقیق

مقادیر P با استفاده از ۱۱۰۰۰۰ تکرار bootstrap محاسبه می‌شود. آمار آزمون W میانگین مقطعی استاندارد N والد آزمون‌های غیر علیت گرنجر را نشان می‌دهد. آماره Z آماره استاندارد است.

تحت فرضیه صفر، هیچ‌گونه علیتی از متغیر X به متغیر Y برای تمام واحدهای متقابل پانل وجود ندارد. متناوباً، از سوی دیگر، حداقل یک رابطه علیت از X تا Y وجود دارد. به ضرورت مطالعه علیت نامتقارن بین منابع رانتي دولت رانتیر و نابرابری درآمدی مانند همجمعی، می‌توان علیت را نه بین متغیرهای مورد بررسی، بلکه بین مؤلفه‌های مثبت و منفی آنها در نظر گرفت. در تفسیر اینکه نابرابری علت رانتیر است، می‌توان اینگونه توضیح داد که افزایش نابرابری منجر به فشار به دولت جهت حمایت از اقشار آسیب‌پذیر می‌شود (هم اعتراضات و نارضایتی‌های طبقه متوسط و ضعیف بیشتر می‌شود و هم دولت برای جلب رای-دهندگان به دنبال پرداخت یارانه و حمایت از این اقشار دارای رای گسترده می‌باشد)، لذا دولت به دنبال فروش منابع رانتي و در این مسیر درصد توزیع رانت بین این اقشار می‌کند. با وجود اینکه قیمت منابع رانتي معمولاً بین‌المللی و مثلاً درآمدهای نفتی برون‌زا می‌باشد، لذا باید توجه کرد که درآمدهای رانتي در صندوق توسعه ملی ذخیره می‌شود و دولت در بسیاری مواقع با توجیهاات مختلف جهت مخارج خود از این صندوق و منابع رانتي استفاده می‌کند که موارد استفاده آن در اقتصاد ایران بسیار زیاد است. لذا افزایش نابرابری منجر به افزایش درآمدهای رانتي دولت می‌شود، اما اینکه در نهایت این درآمدهای رانتي منجر به کاهش نابرابری شود،

نتایج تحقیق حاکی از آن است که اکثر این درآمدهای رانتی بین گروه‌های ذینفع توزیع می‌شود و در نهایت دولت به هدف خود نایل نمی‌شود. در ادامه نتایج آزمون علیت نامتقارن پانل هاتمی ج (۲۰۱۱) برای بررسی علیت نامتقارن مرور می‌شود.

جدول (۷): نتایج آزمون علیت نامتقارن پانل هاتمی ج. (۲۰۱۱)

پارامتر علیت	P احتمال معناداری	آماره والد	فرضیه صفر
-	۰/۲۴	۱/۲۹	X+ does not cause Y+
۰/۰۷*	۰/۰۰	۴/۲۴	X- does not cause Y-
-	۰/۲۵	۱/۱۲	X- does not cause Y+
۰/۰۸*	۰/۰۳	۲/۰۹	X+ does not cause Y-
-	۰/۳۱	۱/۲۵	Y+ does not cause X+
-	۰/۲۹	۱/۱۵	Y- does not cause X-
-	۰/۰۵	۱/۹۲	Y- does not cause X+
-	۰/۳۱	۱/۶۲	Y+ does not cause X-

منبع: یافته‌های تحقیق

در VAR-SUR ، $p = 2$ است. فقط پارامترهای مهم علی گزارش شده است. (*) این مقدار نشان دهنده ضریب با یک وقفه $X +$ است.

نتایج حاکی از وجود علیت نامتقارن بین متغیرهای دولت رانتیر و نابرابری در کشورهای منا می‌باشد.

۴-۵- استحکام نتایج با بررسی بیشتر ارتباط بین متغیرها

نتایج مطالعه رابطه نامتقارن بین مؤلفه‌های مثبت و منفی مصرف رانت و نابرابری درآمدی را نشان داده است. همچنین رابطه جمع‌ی نامتقارن کوتاه مدت متغیرها نیز تایید شد. در این بخش روابط نامتقارن بیشتر ارزیابی می‌شود و بررسی می‌شود که آیا مصرف رانت و نابرابری درآمدی در طول زمان همجمع شده‌اند یا نه. این موضوع از این واقعیت ناشی می‌شود که استفاده از رانت و نابرابری درآمدی می‌تواند جزئی از نوسانات چرخه تجاری باشد. برای این منظور از رویکردهای زیر استفاده شده است. در مرحله اول، از شاخص نابرابری درآمدی و شاخص رانت و اجزای چرخه‌ای آنها با استفاده از فیلتر هیدریک پرسکات^۱ (HP) استخراج می‌شوند. از فیلتر HP در ادبیات برای استخراج چرخه تجاری تا حد زیادی استفاده می‌شود. استحکام آن توسط بسیاری از نویسندگان

^۱ Hodrick-Prescott

از جمله آرتیس و ژانگ (۱۹۹۷) و دیکرسون و همکاران (۱۹۹۸) معتبر است. جزء چرخه‌ای یک سری نشان‌دهنده نوسانات منظم یا دوره‌ای پیرامون روند، به جز جزء نامنظم، می‌باشد (OECD, 2005). همچنین، از آنجا که عدم تقارن می‌تواند نتیجه شکست ساختاری باشد، از آزمون ریشه واحد کلمنته و همکاران^۱ (۱۹۹۸) برای متغیرهایی با دو برابر تغییر در میانگین آنها استفاده می‌شود. دلیل این رویکردی که اینجا دنبال می‌شود این است که رفتار اجزای چرخه‌ای مصرف رانت و نابرابری درآمدی و همچنین اثرات نامتقارن می‌تواند متفاوت باشد. در اینجا، فقط روی تاریخ‌های خاص بحران‌های قیمت نفت (به عنوان مهم‌ترین شاخص ایجاد رانت) در سال‌های ۲۰۰۸ و ۲۰۱۶ برای اجزای چرخه‌ای استفاده از رانت استفاده می‌شود. همچنین نتایج نشان می‌دهد که با وجود شکست‌های ساختاری و در نظر گرفتن نقاط شکست، نتایج به طور قابل معناداری تغییر نمی‌کند.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج حاصل در جدول ۵ نشان می‌دهد که جزء تصحیح خطا منفی و از نظر آماری معنادار است که حاکی از آن است، پس از یک شوک، یک همگرایی به تعادل بلندمدت در سیستم وجود دارد. لذا رابطه تعادلی بلندمدت غیرخطی بین منابع رانت دولتی و نابرابری درآمدی وجود دارد. تعدیل به تعادل بلندمدت در موارد $(Y+, X+)$ و $(Y-, X-)$ سریع‌تر نسبت به موارد $(Y+, X-)$ و $(Y-, X+)$ است. این بدان معنی است که برای شوک‌های منفی در استفاده از رانت، بازگشت به حالت بلندمدت دشوار است. نتایج ضریب X_t^+ نشان می‌دهد که در بلندمدت، شوک‌های مثبت در استفاده از رانت و تأثیر مثبت بر نابرابری درآمدی معنی‌دار است. در کوتاه‌مدت، تأثیر تغییرات (ΔX_t^+) مثبت استفاده از رانت بر نابرابری ضعیف اما مثبت است. از نظر اقتصادی، این یافته‌ها تأیید می‌کنند که استفاده از رانت برای نابرابری حداقل در دوره‌های بلندمدت توسعه اقتصادی مهم است. نتایج همچنین اشاره می‌کنند که ممکن است مدتی طول بکشد تا سیاست‌های استفاده از رانت تأثیر پایدار بر نابرابری درآمدی داشته باشد. با توجه به نتایج ضریب X_t^- که نشان می‌دهد که شوک‌های منفی بر رانت تأثیر مثبت معنی‌داری بر نابرابری درآمدی در دوره‌های بلندمدت دارد. در کوتاه‌مدت، اثر نسبتاً مثبت و قابل

¹ Clemente et al.

توجه است و نشان می‌دهد که سیاست‌های کاهش رانت ممکن است در کوتاه‌مدت مناسب‌تر باشد. ذکر این نکته حائز اهمیت است که اثر بلندمدت شوک‌های منفی در مورد استفاده از رانت بر نابرابری درآمدی بالاتر از تأثیر شوک‌های مثبت است. این نتایج منطبق بر ادبیات تحقیق دولت رانتیر و نفرین منابع و مطالعات پی و فان (۲۰۱۹)، یامادا (۲۰۲۰)، آپرگیس و بن علی^۱ (۲۰۲۰) و لی^۲ (۲۰۲۱) و رشیدی و موسوی (۱۳۹۸) می‌باشد و نشان‌دهنده برخی اثرات مخرب درآمدهای رانتی بر نابرابری درآمدی می‌باشد. این نتایج با توجه به متغیرهای وابسته تغییرات مثبت شاخص نابرابری درآمدی (دوره‌های انقباضی) و تغییرات منفی شاخص نابرابری درآمدی (دوره‌های انقباضی) تکرار شده است که نتایج مربوط به تأثیر شوک‌های منفی در استفاده از رانت بر نابرابری درآمدی در دوره‌های انقباضی هیچ رابطه معناداری در بلندمدت نشان نمی‌دهد. در کوتاه‌مدت، کاهش مصرف رانت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نابرابری درآمدی در دوره‌های انقباضی دارد. این نتایج نشان می‌دهد که هرگونه شوک منفی در استفاده از رانت، در کوتاه‌مدت تمایل به انقباضی اقتصادی اما بدون تأثیر در طولانی مدت دارد. این را می‌توان با این واقعیت که در رکود فعالیت اقتصادی، برای هدایت اقتصادی کوتاه-مدت باید بیشتر به سیاست‌های محرک (سیاست‌های مالی و پولی) توجه شود توضیح داد. در حقیقت، این سیاست‌ها به دلیل نقش آنها در مبارزه با انقباض اقتصادی شناخته شده‌اند. در واقع، این مکانیسم توزیع مجدد منابع، جایی که تلاش‌ها بیشتر به سمت سیاست‌های مالی و پولی است. در بلندمدت، شوک‌های مثبت در استفاده از رانت تأثیر منفی بر نابرابری درآمدی در دوره‌های انقباضی دارد. نکته جالب این نتیجه این است که در بلندمدت، هرگونه شوک مثبت در استفاده از رانت بیشتر باعث انقباض اقتصادی می‌شود. نتیجه متفاوت برای اثر کوتاه مدت یافت می‌شود که در آن تغییرات مثبت در استفاده از رانت تأثیر مثبتی بر نابرابری درآمدی در دوره انقباضی دارد.

در یک جمع‌بندی می‌توان گفت، نتایج تحقیق حاکی از وجود رابطه غیرخطی و همجمع بلندمدت بین دولت رانتیر و نابرابری درآمدی در کشورهای منا می‌باشد. در تفسیر نتایج می‌توان گفت که افزایش درآمدهای نفتی (رانتی) اگرچه در بلندمدت می‌تواند نابرابری

¹ Apergis & Ben Ali

² Lee

را کاهش دهد (هرچند در کوتاه‌مدت نتایج ضعیف است و می‌تواند ناشی از توزیع رانته بین گروه‌های ذینفع باشد)، اما کاهش درآمدهای رانته با شدت بیشتری نابرابری درآمدی را افزایش می‌دهد و به نوعی اثرات نامتقارن است. لذا بررسی رابطه خطی و سیاست‌گذاری بر این مبنا می‌تواند دارای اریب باشد. رابطه علیت نیز در این رابطه با داده‌های پانل بزرگ در این رابطه تایید کننده نتایج می‌باشد. مبتنی بر این نتایج اثرات دولت رانته بر نابرابری درآمدی نامتقارن می‌باشد و حاکی از این موضوع است که اثرات مثبت و منفی توزیع رانته در نابرابری درآمدی کشورهای منا کاملاً متفاوت می‌باشد و بر این مبنا باید سیاست‌گذاری کاملاً متفاوتی در مسیر کاهش نابرابری درآمدی و توسعه اقتصادی اتخاذ شود. به بیان دیگر کاهش درآمدهای نفتی که خارج از توان مدیریتی کشورهای منا و نفتی است، اثرات مخرب بیشتری نسبت به آثار مثبت افزایش درآمدهای رانته بر نابرابری خواهد داشت و استفاده از صندوق ذخیره ارزی یا توسعه ملی و یک برنامه‌ریزی بلندمدت در این زمینه ضروری است. همچنین باید پذیرفت که درآمدهای رانته، یک منبع ناامن می‌باشد و به جداکردن اقتصاد از این درآمدهای نفتی و رانتهی اهتمام ورزید.

محدودیت‌های این مطالعه سادگی مدل، محدودیت داده‌های مطالعه از منظر زمانی و کشورهای مورد مطالعه و روش تخمینی مورد مطالعه می‌باشد که در استفاده از نتایج باید احتیاط لازم را داشت. این مطالعه با اضافه کردن برخی متغیرهای کنترل، همچنین برای گروه کشورهای دیگر، با استفاده از دیگر شاخص‌های رانته و نابرابری و با روش‌های دیگر رگرسیونی برای مطالعات آتی قابل توسعه می‌باشد.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

فهرست منابع

۱. اشرفی، سکینه، بهبودی، داود و دژپسند، فرهاد (۱۳۹۷). بررسی رابطه غیرخطی نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی: مطالعه موردی ایران. *فصلنامه علمی نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۵(۳)، ۲۱-۴۲.
۲. بهشتی، محمدباقر و نصرالهی وسطی، لیلا (۱۳۹۳). *تأملی در نظریه‌های مارکسیستی و نئومارکسیستی توسعه*. دومین کنفرانس ملی جامعه‌شناسی و علوم اجتماعی، تهران.
۳. رحمانی، تیمور و گلستانی، ماندانا (۱۳۸۸). تحلیلی از نفرین منابع نفتی و رانت جویی بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب نفت خیز. *وزارت علوم*، ۸۹، ۵۷-۸۶.
۴. زروکی، شهریار، یوسفی بارفروشی، آرمان و مهری کارنامی، یاسر (۱۳۹۹). اثر شکاف نرخ ارز و نامتقارنی تورم و بیکاری بر نابرابری درآمد در ایران. *فصلنامه علمی نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۷(۱)، ۱۱۷-۱۴۸.
۵. سپهردوست، حمید و برجیسیان، عادل (۱۳۹۷). رابطه فساد با حقوق مالکیت، نابرابری درآمد و دموکراسی؛ شواهد تجربی کشورهای منتخب. *جستارهای اقتصادی ایران*، ۲۹(۱۵)، ۳۲-۴۵.
۶. سلاطین، پروانه (۱۳۹۶). تأثیر فساد بر توزیع درآمد: رهیافت داده‌های پانل. *رفاه اجتماعی*، ۱۷(۶۷)، ۳۷-۶۹.
۷. صفدری، مهدی (۱۳۸۹). تأثیر شاخص‌های کلان بر توزیع درآمد در ایران. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، ۵۴، ۲۵-۵۵.
۸. عباسیان، عزت‌اله، مفتخری، علی و نامی، یونس (۱۳۹۶). اثرات غیرخطی درآمدهای نفتی بر رفاه اجتماعی در ایران، *رفاه اجتماعی*، ۱۷(۶۴)، ۳۹-۷۲.
۹. قدیری اصلی، باقر (۱۳۶۸). *سیر اندیشه‌های اقتصادی*. چاپ هشتم، انتشارات دانشگاه تهران.

۱۰. قره باغیان، مرتضی (۱۳۷۰). *اقتصاد رشد و توسعه*. نشر نی، چاپ ششم.
۱۱. کیوان حسینی، اصغر و ایمانیپور سعید، هوشنگ (۱۳۹۶). آزمون کسری دموکراتیک در برابر همگرایی اروپا؛ مطالعه موردی: برگزیت (Brexit). *پژوهش‌های راهبردی سیاست*، ۲۳(۶)، ۲۸۵-۳۰۲.
۱۲. رشیدی، احمد و موسوی، سید صالح (۱۳۹۸). درآمدهای نفتی و آثار متعارض آن بر رشد و توسعه اقتصادی در ایران و نروژ. *مطالعات اقتصاد سیاسی بین‌المللی*، ۲(۱)، ۱۵۳-۱۸۲.
۱۳. کمالی دلفارادی، حسن، طاهری بازخانه، صالح و برکچیان، محمدرضا (۱۳۹۳). *بررسی عملکرد دولت‌های رانتهی در دو حوزه ی توسعه اقتصادی و سیاسی*. کنفرانس بین‌المللی و آنلاین اقتصاد سبز، بابلسر.

1. Abbasian E., Moftakhri A., & Younes, N. (2018). Nonlinear effects of oil revenues on social welfare in Iran. *Social Welfare*, 17 (64), 39-72 (in Persian).
2. Almaz, A. (2015). Testing the Rentier State Theory: The Case of Azerbaijan. *Journal of Global Analysis*, 5.
3. Apergis, N., & Ben Ali, M. S. (2020). Corruption, Rentier States and Economic Growth Where Do the GCC Countries Stand?. In *Economic Development in the Gulf Cooperation Council Countries* (pp. 111-123). Springer, Singapore.
4. Ashrafi, S., Behboodi, D. & Dejpsand, F. (2018). Investigating the Nonlinear Relationship between Income Inequality and Economic Growth: A Case Study of Iran. *Journal of Applied Theories of Economics*, 5(3), 21-42 (in Persian).
5. Bhagwati, J. N. (1982). Directly unproductive, profit-seeking (DUP) activities. *Journal of Political economy*, 90(5), 988-1002.
6. Christophers, B. (2022). *Rentier capitalism: Who owns the economy, and who pays for it?*. Verso Books.
7. Clemente, J., Montañés, A., & Reyes, M. (1998). Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. *Economics letters*, 59(2), 175-182.

8. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.
9. Dumitrescu, E. I., & Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic modelling*, 29(4), 1450-1460.
10. Fearon, J. D. (2005). Primary commodity exports and civil war. *Journal of conflict Resolution*, 49(4), 483-507.
11. Garfinkel, M. R., Skaperdas, S., & Syropoulos, C. (2015). Trade and insecure resources. *Journal of International Economics*, 95(1), 98-114.
12. Gengler, J. J., Shockley, B., & Ewers, M. C. (2021). Refinancing the rentier state: welfare, inequality, and citizen preferences toward fiscal reform in the Gulf oil monarchies. *Comparative Politics*, 53(2), 283-317.
13. Ghadiri Asl, B. (1989). *The Course of Economic Thoughts*. 8th edition, University of Tehran Press. (in Persian)
14. Gonzalez, F. M. (2007). Effective property rights, conflict and growth. *Journal of Economic Theory*, 137(1), 127-139.
15. Granger, C. W., & Yoon, G. (2002). Hidden cointegration. *U of California, Economics Working Paper*, (2002-02).
16. Hatemi-J, A., & Uddin, G. S. (2012). Is the causal nexus of energy utilization and economic growth asymmetric in the US?. *Economic Systems*, 36(3), 461-469.
17. Hatemi-J, A. (2011). Asymmetric panel causality tests with an application to the impact of fiscal policy on economic performance in Scandinavia.
18. Hatemi-j, A. (2012). Asymmetric causality tests with an application. *Empirical economics*, 43(1), 447-456..
19. Hatemi-J, A. (2014). ASCOMP: GAUSS module to transform data into cumulative positive and negative components.
20. Hatemi-J, A. (2020). Hidden panel cointegration. *Journal of King Saud University-Science*, 32(1), 507-510.
21. Havranek, T., Horvath, R., & Zeynalov, A. (2016). Natural resources and economic growth: A meta-analysis. *World Development*, 88, 134-151.
22. Hsiao, C. (2007). Panel data analysis—advantages and challenges. *Test*, 16(1), 1-22.

23. Humphreys, M. (2005). Natural resources, conflict, and conflict resolution: Uncovering the mechanisms. *Journal of conflict resolution*, 49(4), 508-537.
24. Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 115(1), 53-74.
25. Kamali Delfardi, H., Taheri Bazkhane, S., & Barkchian, M. R. (2013). *Investigating the performance of rentier governments in two areas of economic and political development*. International and Online Conference on Green Economy, Babolsar (in Persian).
26. Kaya, A., Tok, E., Koc, M., Mezher, T., & Tsai, I. T. (2019). Economic diversification potential in the rentier states towards a sustainable development: A theoretical model. *Sustainability*, 11(3), 911.
27. Kim, D. H., & Lin, S. C. (2017). Natural resources and economic development: new panel evidence. *Environmental and resource economics*, 66(2), 363-391.
28. Knight, J. (2008). Reform, growth, and inequality in China. *Asian Economic Policy Review*, 3(1), 140-158.
29. Lee, J. (2021). Rentier premium and wealth inequality. *Economics Bulletin*, 41(3), 1994-2002.
30. Martínez-Navarro, D., Amate-Fortes, I., & Guarnido-Rueda, A. (2020). Inequality and development: is the Kuznets curve in effect today?. *Economia Politica*, 37(3), 703-735.
31. Mehlum, H., Moene, K., & Torvik, R. (2006). Institutions and the resource curse. *The economic journal*, 116(508), 1-20.
32. Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of applied econometrics*, 22(2), 265-312.
33. Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels (IZA Discussion Paper No. 1240). *Institute for the Study of Labor (IZA)*.
34. Pesaran, M. H., & Smith, R. P. (2014). Signs of impact effects in time series regression models. *Economics Letters*, 122(2), 150-153.
35. Pi, J., & Fan, Y. (2019). Insecure resources, rent seeking, and wage inequality. *International Review of Economics & Finance*, 61, 260-269.
36. Pi, J., & Zhang, P. (2017). Social conflict and wage inequality. *Journal of Economics*, 121(1), 29-49.

37. Pi, J., & Zhang, P. (2018). Privatization and wage inequality in developing countries. *International Review of Economics & Finance*, 58, 594-603.
38. Pinilla, V., & Willebald, H. (Eds.). (2015). *Natural Resources and Economic Growth: Learning from History*. Routledge.
39. Qarabaghian, M. (1991). *Economics of Growth and Development*. Ney Publishing, sixth edition (in Persian).
40. Rashidi, A., & Mousavi, S. S. (2018). Oil revenues and their conflicting effects on economic growth and development in Iran and Norway. *International political economy studies*, (1)2, 153-182 (in Persian).
41. Rahmani, T., & Golestani, M. (2009). An Analysis of the Curse of Oil Resources and Rent-seeking on Income Distribution in Selected Oil-Rich Countries. *Ministry of Science*, 89, 57-86 (in Persian).
42. Robinson, J. A., Torvik, R., & Verdier, T. (2006). Political foundations of the resource curse. *Journal of development Economics*, 79(2), 447-468.
43. Ross, M. L. (2001). Does oil hinder democracy?. *World politics*, 53(3), 325-361.
44. Sachs, J. D., & Warner, A. (1995). Natural resource abundance and economic growth.
45. Safdari, M. (2010). The Impact of Macro Indicators on Income Distribution in Iran. *Quarterly Journal of Business Research*, 54, 25-55 (in Persian).
46. Salatins, P. (2017). The Impact of Corruption on Income Distribution: A Panel Data Approach. *Social Welfare*, 17(67), 37-69 (in Persian).
47. Sanghera, B., & Satybaldieva, E. (2021). The Rise of the Rentier Class and Widening Social Inequalities. In *Rentier Capitalism and Its Discontents* (pp. 17-36). Palgrave Macmillan, Cham.
48. Sepehrdoost, H., & Borjisian, A. (2017). The Relationship between Corruption and Property Rights, Income Inequality and Democracy; Selected empirical evidence. *Iranina Economic Research*, 15(29), 32-45 (in Persian).
49. Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In *Festschrift in honor of Peter Schmidt* (pp. 281-314). Springer, New York, NY.

50. Skaperdas, S., & Syropoulos, C. (2002). Insecure property and the efficiency of exchange. *The Economic Journal*, 112(476), 133-146.
51. Tadadjeu, S., Njangang, H., Asongu, S., & Nounamo, Y. (2021). Natural resources and wealth inequality: a cross-country analysis. *Journal of Economic and Administrative Sciences*.
52. Torvik, R. (2009). Why do some resource-abundant countries succeed while others do not?. *Oxford review of economic policy*, 25(2), 241-256.
53. Ward, D. (2007). *Data and metadata reporting and presentation handbook*. OECD Publishing.
54. Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 69(6), 709-748.
55. Yamada, M. (2020). Can a rentier state evolve to a production state? An 'institutional upgrading' approach. *British Journal of Middle Eastern Studies*, 47(1), 24-41.
56. Zaroki, Sh., Yousefi Barfurushi, A., & Mehri Karnam, Y. (2020). The Effect of Black Market Premium and Asymmetric Inflation and Unemployment on Income Inequality in Iran. *Journal of Applied Theories of Economics*, 7(1), 117-148 (in Persian).