

بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی با تأکید بر نقش منابع طبیعی (کاربرد مدل رگرسیون حد آستانه در داده‌های پانل)

فرهاد قلمباز*^۱، علی سوری^۲، قهرمان عبدلی^۳، محسن ابراهیمی^۴
۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی- اقتصاد مالی، پردیس بین‌الملل کیش، دانشگاه تهران،
fghalambaz@gmail.com
۲. دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، alisouri@ut.ac.ir
۳. استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، abdoli@ut.ac.ir
۴. دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، ebrahimimo@yahoo.com
تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱۱/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۸/۱۵

چکیده

ارتباط بین رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی موضوع مورد بحث برای بسیاری از محققان، اقتصاددانان و تحلیلگران سیاسی در طی زمان بوده است. مطالعه حاضر با هدف بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی با در نظر گرفتن نقش منابع طبیعی و با استفاده از مدل رگرسیونی حد آستانه پانل برای ۸۳ کشور در دوره ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۵ انجام شده است. مدل تحقیق بر اساس روش ارائه شده توسط هانسن (۱۹۹۹) برای رگرسیون آستانه پانل، ارائه و تخمین آن با روش پیشنهادی وانگ (۲۰۱۵) و به صورت اثرات ثابت انجام گرفته است. نتایج تخمین مدل حد آستانه نشان داد که متغیرهای منابع طبیعی، تشکیل سرمایه داخلی، نرخ رشد جمعیت و شاخص حکمرانی تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی دارند. حد آستانه برآورد شده برای متغیر منابع طبیعی برابر ۲۸/۵۸ درصد صادرات منابع طبیعی نسبت به صادرات کل کالاها می‌باشد. متغیر FDI، اثرات متفاوتی در رژیم‌های مختلف بر روی نرخ رشد GDP دارد. در رژیم اول رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد، ولی در رژیم دوم یعنی در شرایطی که منابع طبیعی بیشتر از حد آستانه است نرخ رشد GDP را کاهش می‌دهد. این یافته مطابق با مسئله «نفرین منابع» مطرح شده توسط آتی (۱۹۹۳) می‌باشد. بررسی اثر متغیرهای تعاملی بر رشد در مدلی دیگر نشان داده است که متغیرهای تعاملی شاخص حکمرانی با منابع طبیعی و تشکیل سرمایه داخلی ناخالص با منابع طبیعی بر رشد اقتصادی مؤثر می‌باشند.

طبقه‌بندی JEL: C49, C89, F23, O47, P28

واژه‌های کلیدی: داده‌های پانل، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رشد اقتصادی، رگرسیون حد آستانه، منابع طبیعی

* نویسنده‌ی مسئول، شماره تماس ۰۹۱۶۶۱۲۴۰۶۶

۱- مقدمه

ارتباط بین رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی موضوع مورد بحث برای بسیاری از محققان، اقتصاددانان و تحلیلگران سیاسی در طی زمان در کشورهای در حال توسعه بوده است. دانستن این که آیا واقعاً FDI موجب رشد اقتصادی می‌شود و آیا کشوری با نرخ GDP بالاتر جریان FDI بیشتری را جذب می‌کند، دارای اهمیت است (سیمونسکو^۲، ۲۰۱۶). در دو دهه گذشته تغییر چشمگیری در نگرش به FDI در کشورهای در حال توسعه اتفاق افتاده است. بسیاری از مؤسسات توسعه بین‌المللی مانند بانک جهانی، FDI را به‌عنوان یکی از مؤثرترین ابزارها در مقابله جهانی با فقر می‌دانند و بنابراین کشورهای فقیر را به‌طور فعال به دنبال کردن سیاست‌هایی تشویق می‌کنند که جریان FDI را افزایش خواهد داد (آسیدو و لین^۳، ۲۰۱۱). عوامل اقتصادی، اجتماعی و سیاسی وجود دارند که جریان FDI را متأثر می‌کنند (سیمونسکو، ۲۰۱۶). با توجه به جذب سرمایه‌گذاری خارجی در بسیاری از کشورها، شناسایی عوامل مؤثر بر جذب این متغیر همواره مورد توجه بوده است. یکی از عواملی که در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نقش دارد، وفور منابع طبیعی در کشور میزبان است. هم‌چنین بررسی ارتباط میان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و وفور منابع طبیعی و تأثیر آن‌ها بر رشد، دارای اهمیت بوده است؛ زیرا اطلاع از عوامل و مسیرهای اثرگذار بر رشد موجب تصمیم‌گیری درست و اتخاذ سیاست اقتصادی درست برای رسیدن به اهداف مورد نظر می‌باشد. بر این اساس مطالعه حاضر تلاش دارد تا نقش متغیر کلیدی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از کانال منابع طبیعی بر رشد را بررسی کند. در این مطالعه به دنبال اثرگذاری مجزا این دو متغیر نیستیم بلکه به دنبال بررسی نقش منابع طبیعی در اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی هستیم.

در این مطالعه با استفاده از مدل رگرسیونی حد آستانه پانل اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی کشورها با در نظر گرفتن نقش اندازه منابع طبیعی برای ۸۳ کشور برای یک دوره ۲۰ ساله مورد بررسی قرار می‌گیرد. هم‌چنین در بخش دیگری از مطالعه اثرات تمامی متغیرهای انتخاب شده به همراه اثرات تعاملی چند متغیر در تعامل با منابع طبیعی بر رشد بررسی می‌شود.

-
1. Foreign Direct Investment
 2. Simionescu
 3. Asiedu and Lien

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

رشد اقتصادی به رشد پایدار ظرفیت تولید که شامل سرمایه‌گذاری و پس‌انداز است، بستگی دارد. سطوح پایین سرمایه‌گذاری و پس‌انداز بر رشد اقتصادی پایین دلالت دارد. نیاز به جریان FDI به‌عنوان منبعی برای رشد اقتصادی در سال‌های گذشته افزایش یافته است. اثر FDI بر رشد GDP در مدل‌های سنتی و مدل‌های رشد حقیقی متفاوت است. در رویکرد نئوکلاسیک، FDI فقط سطح ستاده را تحت تأثیر قرار می‌دهد و تأثیری بر نرخ رشد بلندمدت ندارد. افزایش درون‌زای FDI، مقدار سرمایه و GDP سرانه را فقط به‌صورت موقتی افزایش خواهد داد، زیرا بازدهی نزولی، رشد در بلندمدت را محدود خواهد کرد. رشد نیروی کار و پیشرفت فناوری به‌عنوان عوامل درون‌زا، اثرات FDI بر رشد اقتصادی بلندمدت را تعیین می‌کنند (سیمونسکو، ۲۰۱۶).

مطالعات بر اساس مدل نئوکلاسیک سولو^۱ (۱۹۵۷) سرمایه‌گذاری را به‌عنوان نسبت ثابتی از ستاده در نظر گرفته‌اند. با این حال مدل‌های نئوکلاسیک شامل عوامل پیشرفت فناوری نبودند. از سوی دیگر، مدل‌های بر پایه نظریه رشد جدید، FDI را به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی از طریق سرمایه‌انسانی و تحقیق و توسعه در نظر می‌گیرند. گسترش فناوری ناشی از FDI رشد اقتصادی بلندمدت را تضمین می‌کند (سیمونسکو، ۲۰۱۶).

مطالعات بسیاری پیرامون تأثیر منابع طبیعی بر رشد و توسعه کشورها صورت گرفته است که هر کدام به نحوی اثرگذاری منابع در رشد اقتصادی را نتیجه گرفته‌اند. آخرین بحث در این مورد مربوط به اصطلاح «نفرین منابع»^۲ است که توسط آتی^۳ (۱۹۹۳) مطرح شده است. او بیان می‌کند که صادرات منابع طبیعی اثرات منفی فراتر از مسائل ارزی و پولی در بیماری هلندی^۴ دارد و منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای صادرکننده منابع طبیعی به‌تمرکز در صنایع استخراجی گرایش دارد. سرمایه‌گذاری در صنایع استخراجی به‌طور عمده از دسترسی به منابع طبیعی در کشورهای میزبان ناشی می‌شود و منابع طبیعی از نظر استراتژیکی، سیاسی و اقتصادی برای کشورهای میزبان دارای اهمیت است (آسیدو و

-
1. Neoclassical Model of Solow
 2. Resource Curse
 3. Auty
 4. Dutch Disease

لین، ۲۰۱۱). انتظار بر این است که اندازه بزرگ بخش منابع طبیعی برای جذب FDI به ضرر بخش غیر منابع باشد که این امر منجر به از بین رفتن رشد بالقوه ناشی از FDI می‌شود؛ بنابراین ورود جریان FDI به بخش منابع طبیعی این بخش را بزرگ‌تر کرده و به‌طور بالقوه نرخ رشد کشور را کند می‌کند (حیات و کاهلیک^۱، ۲۰۱۷). هم‌چنین طبق نظر ساکس و وارنر^۲ (۲۰۰۱) کشورهای غنی از نظر منابع طبیعی رشد اقتصادی کندتری در مقایسه با کشورهای با منابع کمیاب دارند.

طبق موارد فوق سرمایه‌گذاری خارجی موجب رشد اقتصادی می‌شود و از طرف دیگر در کشورهای غنی از منابع طبیعی جذب سرمایه‌گذاری عمدتاً در بخش منابع صورت می‌گیرد که این امر به دلیل بزرگ کردن بخش منابع ممکن است رشد اقتصادی را محدود سازد. در واقع افزایش سرمایه‌گذاری و به دنبال آن افزایش صادرات منابع در این کشورها اثر متضادی بر رشد دارند. مطالعات متعددی در ارتباط با عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی و هم‌چنین نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و منابع طبیعی در رشد و یا سایر متغیرهای کلان اقتصادی انجام گرفته است که به چند مورد از این مطالعات اشاره می‌شود.

یاوری و همکاران (۱۳۹۰)، ارتباط بین فراوانی منابع طبیعی و رشد اقتصادی در هشت کشور عضو اوپک در دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۷۰ را بررسی کرده‌اند. آن‌ها رابطه بین این دو متغیر را بر اساس مدل‌های پانل ایستا و پویا و با تخمین‌زن‌های اثرات ثابت و تصادفی و گشتاورهای تعمیم‌یافته برآورد نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که رابطه‌ای منفی بین وفور منابع طبیعی (نسبت صادرات نفتی به GDP) و رشد اقتصادی در کشورهای مورد بررسی وجود دارد. هم‌چنین آن‌ها دریافته‌اند که سرمایه‌گذاری در سرمایه مادی و انسانی و نیز مخارج مصرفی خانوار می‌تواند به افزایش رشد اقتصادی در این کشورها منجر شود. مهرآرا و زارعی (۱۳۹۰)، با به‌کارگیری رگرسیون حد آستانه، تأثیر خطی و غیرخطی مصرف انرژی بر روی رشد اقتصادی در ایران را برای دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۶ مورد بررسی قرار داده و نتیجه گرفته‌اند که مدل‌های غیرخطی نتایج بهتری در مقایسه با مدل‌های خطی در تبیین رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی دارند. هم‌چنین وجود دو حد آستانه (وجود سه رژیم) در تابع رشد ایران مورد تأیید قرار گرفته است. اثر

1. Hayat and Cahlik
2. Sachs and warner

مصرف نهایی مصرف انرژی بر رشد اقتصادی در رژیم اول، مثبت و برابر $0/09$ و با قرار گرفتن در رژیم دوم و سطح بالاتر مصرف انرژی اثر نهایی به $0/15$ کاهش می‌یابد، که این روند کاهش می‌تواند میزان این اثر در رژیم سوم را به صفر می‌رساند. دژپسند و نصرافهانی (۱۳۹۱)، در مطالعه‌ای اثر اندازه دولت بر رشد اقتصادی را با استفاده از روش رگرسیون پانل آستانه برای کشورهای عضو اوپک و کشورهای سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی (OECD) و برای دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ بررسی کرده‌اند. در این مطالعه برای متغیر اندازه دولت از چهار شاخص مخارج کل دولت، مخارج جاری دولت، مخارج عمرانی دولت و مخارج جبران خدمات کارکنان استفاده شده است. نتایج وجود دو رژیم در انواع مخارج دولت را تأیید می‌کند و همچنین با مقایسه دو حالت استانداردسازی متغیر آستانه و بدون آن می‌توان نتیجه گرفت که کشورهای عضو (OECD) همگنی بیشتری نسبت به کشورهای عضو اوپک دارند. عبادی و نیکونسبتی (۱۳۹۱)، در بررسی خود به مطالعه رشد اقتصادی کشورهای دارای منابع طبیعی در سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۷۰ پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که نظریه نورث و همکارانش در ارتباط با کشورهای دارای منابع طبیعی صادق بوده و در بین این کشورها، کشورهای دارای نظم دموکراتیک دچار «نفرین منابع» نشده و توانسته‌اند از منابع خود در دستیابی به رشد اقتصادی استفاده کنند. آن‌ها عنوان می‌کنند که یک یا چند نهاد در رشد کشورهای دارای منابع نقش ندارد، بلکه نحوه ایجاد نظم در جامعه است که کلیت ساختار نهادی جامعه را تحت تأثیر قرار می‌دهد، بنابراین کشورهایی که مسئله نظم در جامعه را حل کرده‌اند دارای نهادهای بهتری هستند که استفاده از منابع طبیعی و رشد اقتصادی پایدار را تضمین می‌کنند. حیدری و علی‌نژاد (۱۳۹۳)، تأثیر متغیر نهادی حاکمیت قانون بر رشد اقتصادی کشورهای D-8 در دوره ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۲ را بررسی کرده‌اند. پس از رد مدل خطی، با استفاده مدل رگرسیون انتقال ملایم تابلویی یک مدل دو رژیمی با حد آستانه $0/511-$ برای حاکمیت قانون برآورد کرده و نشان داده‌اند که متغیر حاکمیت قانون بر رشد اقتصادی اثر مثبت دارد که شدت این اثر در رژیم دوم بیشتر می‌باشد.

جعفری صمیمی و همکاران (۲۰۱۰)، در تحقیقی با استفاده از تابع تولید دو بخشی، مدل رگرسیون آستانه را برای کشورهای اسلامی با هدف بررسی اثر اندازه دولت بر رشد اقتصادی تخمین زده‌اند. در این مطالعه نسبت مخارج نهایی دولت به GDP برای تعیین نقاط آستانه‌ای به کار برده شده است. نتایج این مطالعه بیان می‌کند که ارتباط

غیرخطی بین اندازه دولت و رشد اقتصادی در کشورهای اسلامی وجود دارد و هم‌چنین اثر آستانه‌ای بین این دو متغیر مورد تأیید است. آسیدو و لین (۲۰۱۱)، در مطالعه خود اثر دموکراسی و FDI را بررسی و فرض کرده‌اند که ارتباط بین این دو متغیر در کشورهای صادرکننده منابع طبیعی و کشورهای صادرکننده کالاهای غیر از منابع، یکسان می‌باشد. بر این اساس آن‌ها با استفاده از اطلاعات مربوط به ۱۱۲ کشور در حال توسعه برای دوره ۱۹۸۲ تا ۲۰۰۷، به بررسی اینکه منابع طبیعی ارتباط بین کشورهای میزبان را تغییر می‌دهد، پرداخته‌اند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که دموکراسی، FDI را ارتقا می‌بخشد اگر و تنها اگر سهم مواد معدنی و نفت در صادرات کل کمتر از مقدار بحرانی باشد. آن‌ها هم‌چنین دریافتند که اثر دموکراسی بر FDI وابسته به اندازه و نه نوع منابع طبیعی است. آسیدو^۱ (۲۰۱۳) رابطه بین FDI، منابع طبیعی و نهادها را بررسی کرده است. او در این مطالعه مدل پانل پویا را با روش GMM سیستمی برای ۹۹ کشور در حال توسعه برای دوره ۱۹۸۴ تا ۲۰۱۱ تخمین زده است. نتایج وی نشان می‌دهد که منابع طبیعی اثر معکوسی بر FDI دارد و نفرین منابع-FDI حتی با کنترل کیفیت نهادها و سایر مؤلفه‌های مؤثر بر FDI وجود دارد. سیمونسکو (۲۰۱۶)، ارتباط بین رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در طول بحران اقتصادی در اتحادیه اروپا را بررسی کرده است. او در این مطالعه با استفاده از داده‌های پانل و مدل خودرگرسیون برداری پانل و مدل‌های اثرات ثابت بیزین، ارتباط مثبت و دو طرفه بین رشد اقتصادی و FDI از زمان شروع بحران (۲۰۰۸) را شناسایی کرده است. هم‌چنین او نتیجه گرفته است که این ارتباط به کاهش اختلاف بین کشورها در جذب سرمایه‌گذاری خارجی تمایل دارد. نگوینا و کیم تو^۲ (۲۰۱۶)، اثر آستانه‌ای در ارتباط بین رشد اقتصادی و FDI در کشورهای آسیایی را بررسی و با استفاده از اطلاعات دوره ۲۰۱۴-۲۰۰۲ در هشت کشور عضو آ. سه. آن مدل آستانه‌ای پانل اثرات ثابت را برآورد کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که ارتباط بین رشد اقتصادی و FDI غیرخطی می‌باشد. هم‌چنین دو سطح آستانه‌ای ۴/۷۳٪ و ۴/۹۱٪ برای FDI وجود دارد. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به راه‌های گوناگونی بر رشد اثرگذار است، که بستگی به سطح FDI دارد. حیات و کاهلیک (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد

1. Asiedu

2. Nguyen and Kim To

3. ASEAN

اقتصادی را بررسی کرده‌اند. آن‌ها در این مطالعه با استفاده از مدل رگرسیون حد‌آستانه، سطح آستانه‌ای برای فراوانی منابع طبیعی تخمین زده و ۷۰ کشور مورد مطالعه را به گروه منابع - کمتر و منابع - بیشتر تقسیم کرده‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد در صورتی که منابع طبیعی کشوری کمتر از حد آستانه باشد FDI اثر مثبتی بر رشد اقتصادی کشور میزبان دارد. با این حال، جریان FDI اثر معناداری بر رشد اقتصادی کشورهایی با منابع بیشتر ندارد.

۳- روش تحقیق و توصیف داده‌ها

در این مطالعه برای بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر نرخ رشد اقتصادی با در نظر گرفتن نقش منابع طبیعی، از مدل رگرسیونی حد آستانه استفاده می‌شود، زیرا با کاربرد این مدل می‌توان مقدار آستانه‌ای برای متغیر منابع طبیعی تعیین کرد و همزمان اثرگذاری FDI بر رشد را در رژیم‌های مختلف با سطوح منابع متفاوت مورد تحلیل قرار داد.

مدل آستانه، شکست ساختاری یا ویژگی جهشی در رابطه بین متغیرها را توصیف می‌کند. مدل آستانه پانل که توسط هانسن^۱ (۱۹۹۹) ارائه شده است، در عین حال که به‌طور ساده تصریح می‌شود، پیامدهای واضحی برای سیاست اقتصادی دارد. اگرچه مدل‌های آستانه‌ای در تحلیل سری زمانی معمول هستند، ولی کاربرد آن‌ها با استفاده از داده‌های پانل محدود بوده است (وانگ^۲، ۲۰۱۵). هانسن (۱۹۹۹)، در مقاله خود روش‌های مناسب اقتصادسنجی برای رگرسیون آستانه با داده‌های پانل، همراه با تخمین حداقل مربعات را معرفی می‌کند. در زیر به معرفی این روش پرداخته می‌شود:

اطلاعات مشاهده شده از پانل متوازن به‌صورت $(y_{it}, q_{it}, x_{it} : 1 \leq i \leq n, 1 \leq t \leq T)$ است. اندیس i مقاطع و اندیس t زمان را مشخص می‌کند. y_{it} متغیر وابسته، q_{it} متغیر آستانه و x_{it} بردار k از متغیرهای توضیحی است. معادله ساختاری به شکل زیر می‌باشد:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2' x_{it} I(q_{it} > \gamma) \quad (1)$$

1. Hansen
2. Wang

که $I(.)$ تابع شاخص است. یک روش جایگزین برای نوشتن رابطه (۱) به صورت زیر است:

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta'_1 x_{it} + e_{it}, & q_{it} \leq \gamma \\ \mu_i + \beta'_2 x_{it} + e_{it}, & q_{it} > \gamma \end{cases} \quad (2)$$

روش خلاصه دیگر برای نمایش رابطه (۱):

$$x_{it}(\gamma) = \begin{cases} x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) \\ x_{it} I(q_{it} > \gamma) \end{cases} \quad (3)$$

و $\beta = (\beta'_1 \quad \beta'_2)'$ بنابراین رابطه (۱) برابر است با:

$$y_{it} = \mu_i + \beta' x_{it}(\gamma) + e_{it} \quad (4)$$

مشاهدات بر اساس اینکه متغیر آستانه‌ای q_{it} کوچک‌تر یا بزرگ‌تر از حد آستانه γ باشد، به دو «رژیم» تقسیم می‌شود. رژیم‌های مختلف بر اساس اختلاف بین شیب‌های β_1 و β_2 رگرسیون متمایز می‌شوند. شناسایی β_1 و β_2 مستلزم این است که اجزای x_{it} زمان - ثابت نباشند. همچنین فرض می‌شود که متغیر آستانه q_{it} نیز زمان - ثابت نباشد و جز خطا e_{it} مستقل بوده و به‌طور یکسانی با میانگین صفر و واریانس σ^2 توزیع شده است (هانسن، ۱۹۹۹).

در مطالعه حاضر نرخ رشد سالانه GDP سرانه واقعی به‌عنوان شاخص رشد اقتصادی مورد استفاده قرار گرفته است. برای متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از نسبت جریان خالص ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) به GDP و برای متغیر منابع طبیعی و نشان دادن شدت فراوانی منابع نیز از نسبت صادرات طبیعی به صادرات کل کالاها استفاده شده است. به استناد حیات و کاهلیک (۲۰۱۷) برای صادرات منابع طبیعی نیز مجموع صادرات اوره، فلزات و سوخت را به‌کار برده شده است. شاخص مشابهی در بیشتر مطالعات که به بررسی نقش منابع طبیعی پرداخته‌اند استفاده شده است؛ مانند آسیدو (۲۰۱۳)، سهم سوخت از صادرات کل کالاها و رانت ناشی از نفت به‌عنوان سهمی از GDP را به‌عنوان منعکس‌کننده اهمیت منابع طبیعی برای کشور میزبان در نظر گرفته است. آسیدو و لین (۲۰۱۱)، سهم سوخت و مواد معدنی در صادرات کل کالاها را به‌عنوان شاخصی برای منابع طبیعی به‌کار برده‌اند. شایان ذکر است این دو محقق سه دلیل را برای استفاده از این معیار عنوان کرده‌اند: اول، این معیار شاخصی از نوع FDI انجام شده در کشور میزبان ارائه می‌کند، به‌طور

مثال در کشورهای صادرکننده نفت احتمالاً FDI بر بخش نفت متمرکز شده است. دوم، این معیار اهمیت منابع طبیعی برای کشور میزبان را نشان می‌دهد. سوم، این معیار در مطالعات گوناگونی به کار برده شده و هم‌چنین اطلاعات آن به سهولت قابل دسترس است. معیار مشابهی در مطالعه (آسیدو، ۲۰۰۵) استفاده شده است. یاوروی و همکاران (۱۳۹۰) نیز از نسبت صادرات منابع طبیعی (نفت) به GDP به‌عنوان معیاری برای وفور منابع طبیعی کشورهای مورد بررسی استفاده کرده‌اند. سایر متغیرهای توضیحی وارد شده در مدل نیز نسبت تشکیل سرمایه ناخالص داخلی به GDP به‌عنوان سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی، نرخ رشد جمعیت، نیروی انسانی، تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۲۰۱۰ (حیات و کاهلیک، ۲۰۱۷)، نرخ تورم به‌عنوان معیاری برای ثبات اقتصاد کلان (آسیدو، ۲۰۱۳؛ آسیدو، ۲۰۰۵) و نسبت مجموع صادرات و واردات به GDP برای متغیر حجم تجارت و معیاری برای باز بودن اقتصاد (آسیدو، ۲۰۱۳) را شامل می‌شوند. از آنجایی که کیفیت نهادی و سازمانی هر کشوری در جذب سرمایه‌گذاری و به‌دنبال آن در رشد اقتصادی آن کشور نقش غیرقابل انکاری دارد، لذا برای متغیر کیفیت نهادی از شاخص‌های حکمرانی جهانی همانند حیات و کاهلیک (۲۰۱۷) که توسط بانک جهانی ارائه می‌شود استفاده شده است. این شاخص میانگینی از شش شاخص کیفیت نهادی شامل «برقراری قانون»، «کیفیت قوانین»، «کارایی حکومت»، «ثبات سیاسی و فقدان خشونت»، «صدا و پاسخگویی» و «کنترل فساد» می‌باشد. پس از تبیین متغیرها، می‌توان این متغیرها را در قالب مدل رگرسیون آستانه هانسن (۱۹۹۹) نشان داد:

$$GDPpg_{it} = \beta x_{it} + \begin{cases} \eta_1 FDI_{it} + e_{it}, & NR \leq \gamma \\ \eta_2 FDI_{it} + e_{it}, & NR > \gamma \end{cases} \quad (5)$$

در رابطه بالا $GDPpg_{it}$ نرخ رشد سرانه سالانه تولید ناخالص داخلی و x_{it} بردار متغیرهای توضیحی است که شامل تشکیل سرمایه ناخالص داخلی (GCF)، تولید ناخالص داخلی با قیمت ثابت ۲۰۱۰ ($GDPco$)، نرخ تورم (In)، نرخ رشد جمعیت (Pop)، حجم تجارت (Tr)، نیروی انسانی (La) شاخص حکمرانی (WGI) می‌باشد. هم‌چنین FDI_{it} جریان خالص ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به کشور و NR نسبت صادرات منابع طبیعی به صادرات کل کالاها می‌باشد که به‌عنوان متغیر آستانه‌ای و متغیر تقسیم‌کننده نمونه عمل می‌کند. متغیر آستانه‌ای NR ، از طریق ضرایب η_1 و η_2 معادله را به دو رژیم تقسیم می‌کند. چنین تصریحی از مدل ما را قادر می‌کند تا

میزان اثر جریان FDI بر رشد اقتصادی را در دو زیر مجموعه متفاوت بسته به اینکه بخش منابع طبیعی بزرگ‌تر یا کوچک‌تر از سطح آستانه γ است، تعیین کنیم. لازم به یادآوری است که معنی‌داری پارامتر آستانه γ با استفاده از آزمون F با فرض صفر $H_0 = \eta_1 = \eta_2$ مورد آزمون قرار می‌گیرد.

در بخش دیگری از مطالعه، به‌منظور بررسی نقش منابع طبیعی در تغییر ارتباط بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی، چند متغیر به‌صورت تعاملی وارد مدل رگرسیون شده است. با توجه به عدم معناداری مدل رگرسیونی حد آستانه با وجود متغیرهای تعاملی که بعداً توضیح داده می‌شود، مدلی که شامل متغیرهای تعاملی است بدون حد آستانه برآورد می‌گردد. با توجه به اینکه مدل رگرسیونی با استفاده از داده‌های پانل برآورد می‌شود و هم‌چنین با توجه به ایستا بودن مدل مورد بررسی، برای انتخاب مدل مناسب باید آزمون‌هایی صورت گیرد. رگرسیون پانل از رگرسیون سری زمانی یا مقطعی متفاوت است، زیرا در این نوع از رگرسیون دو اندیس وجود دارد:

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + u_{it} \quad i=1, \dots, N \quad t=1, \dots, T \quad (6)$$

در این رگرسیون i نشان‌دهنده مقاطع و t بیانگر زمان می‌باشد؛ بنابراین اندیس i بعد مکانی یا مقاطع درحالی‌که t بعد سری زمانی را نشان می‌دهد. بیشتر مدل‌های تلفیقی، مدل اجزای خطای یک طرفه را برای اجزای اخلاص به کار می‌برند:

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (7)$$

در این رابطه μ_i اثر فردی خاص و غیرقابل مشاهده و v_{it} سایر اجزای اخلاص را نشان می‌دهند (بالتاجی^۱، ۲۰۰۵). بر اساس فروض ما در مورد μ_i و v_{it} مدل‌های ایستا به دو روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی تقسیم می‌شوند.

۳-۱- روش اثرات ثابت

این روش به فروض ما درباره‌ی عرض از مبدأ، ضرایب شیب و جمله‌ی خطای u_{it} بستگی دارد (گجراتی^۲، ۱۳۸۶). در مدل اثرات ثابت فرض شده که μ_i با پارامترهای ثابت تخمین‌زده شده و بقیه‌ی اجزای اخلاص تصادفی با v_{it} به‌طور یکسان و مستقل

1. Baltagi
2. Gujarati

توزیع شده و دارای توزیع نرمال می‌باشند. در این مدل متغیرهای توضیحی در تمام زمان‌ها و تمام مقاطع مستقل از U_{it} فرض می‌شوند (بالتاجی، ۲۰۰۵).

۳-۲- روش اثرات تصادفی

در صورتی که μ_i به صورت تصادفی فرض شود، می‌توان از بسیاری پارامترها در مدل اثرات ثابت و کاهش درجه‌ی آزادی در این مدل اجتناب کرد. در این حالت μ_i به طور مستقل از U_{it} توزیع شده و دارای توزیع نرمال است. علاوه بر این، متغیرهای توضیحی در این مدل نیز در تمام زمان‌ها و تمام مقاطع مستقل از μ_i و U_{it} هستند. انتخاب بین مدل اثرات ثابت و مدل اثرات تصادفی کار آسانی نیست. در حقیقت انتخاب بین این دو مباحث زیادی را در ادبیات اقتصادسنجی پانل دیتا به وجود آورده است. چمبرلین^۱ (۱۹۸۴)، نشان می‌دهد که مدل اثرات ثابت محدودیت‌های قابل‌آزمونی را بر پارامترهای مدل تقلیل یافته ایجاد می‌کند و محقق باید قبل از انتخاب مدل اثرات ثابت درستی این محدودیت‌ها را بررسی کند. طبق نظر موندلک^۲ (۱۹۷۸)، مدل اثرات تصادفی فرض می‌کند که همه متغیرهای توضیحی با اثرات فردی تصادفی برون‌زا هستند. در مقابل مدل اثرات ثابت اجازه درون‌زایی به همه متغیرها با این اثرات فردی را می‌دهد؛ بنابراین، این مطلب انتخاب بین همه یا هیچ از برون‌زایی متغیرهای توضیحی و اثرات فردی است. هاسمن و تیلور^۳ (۱۹۸۱)، به جای انتخاب همه یا هیچ، برخی از متغیرها را همبسته با اثرات فردی در نظر می‌گیرند. برای محققان تجربی اجرای مدل اثرات ثابت و مدل اثرات تصادفی و آزمون هاسمن^۴ (آزمونی برای انتخاب بین این دو مدل) در بسته‌های نرم‌افزاری استاندارد امکان‌پذیر است (بالتاجی، ۲۰۰۵). برای انتخاب بین مدل Pooling یا یکسان بودن عرض از مبدأ تمامی مقاطع و مدل داده‌های پانل یا متفاوت بودن عرض از مبدأ از آزمون F لیمر^۵ و همچنین برای انتخاب بین مدل با اثرات ثابت و مدل با اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده می‌شود.

مدل تحقیق که شامل متغیرهای تعاملی است به صورت معادله (۸) می‌باشد.

1. Chamberlain
2. Mundlak
3. Hausman and Taylor
4. Hausman Test
5. Limer F Test

$$\begin{aligned} \text{GDPpg}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{NR}_{it} + \beta_2 \text{GCF}_{it} + \beta_3 \text{GDPco}_{it} \\ & + \beta_4 \text{In}_{it} + \beta_5 \text{Pop}_{it} + \beta_6 \text{Tr}_{it} + \beta_7 \text{La}_{it} + \beta_8 \text{WGI}_{it} + \quad (8) \\ & \beta_9 (\text{FDI}_{it} \times \text{NR}_{it}) + \beta_{10} (\text{WGI}_{it} \times \text{NR}_{it}) + \beta_{11} (\text{GCF}_{it} \times \text{NR}_{it}) + e_{it} \end{aligned}$$

همه متغیرهای درون مدل فوق قبلاً شرح داده شده‌اند، در اینجا متغیرهای تعاملی شامل متغیرهای تعاملی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با منابع طبیعی (FDI*NR)، شاخص حکمرانی با منابع طبیعی (WGI*NR) و تشکیل سرمایه داخلی ناخالص با منابع طبیعی (GCF*NR) برای بررسی اثرات تعاملی و توأم این متغیرها بر رشد اقتصادی وارد مدل شده است. آمار و اطلاعات مربوط به تمامی متغیرهای حاضر در مطالعه از سایت بانک جهانی استخراج شده است. ملاک و معیار انتخاب کشورها نیز در دسترس بودن اطلاعات که بر این اساس ۸۳ کشور برای دوره ۲۰ ساله، ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۵ انتخاب شده‌اند. با توجه به این که تعداد متغیرهای مورد بررسی ۱۰ متغیر و تعداد کل مشاهدات برابر با ۱۶۶۰۰ می‌باشد. جهت بررسی اولیه داده‌ها و تخمین مدل‌ها از نرم‌افزارهای Microsoft Office Excel 2007 و Stata 14 استفاده شده است.

۴- نتایج و بحث

جدول ۱ (پیوست)، خلاصه آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مورد مطالعه را ارائه می‌کند. بر این اساس، کمترین مقدار مربوط به متغیر منابع طبیعی تقریباً صفر می‌باشد و بیشترین مقدار مربوط به همین متغیر عدد ۹۵/۶۸ است که نشان می‌دهد در بین ۸۳ کشور و دوره ۲۰ ساله، بیشترین صادرات منابع طبیعی ۹۵/۶۸٪ از کل صادرات را تشکیل داده است. از کل صادرات کشورهای مورد مطالعه، به‌طور متوسط ۱۴/۵۷٪ را صادرات منابع طبیعی این کشورها در دوره مذکور تشکیل می‌دهد. سایر اعداد محاسبه شده برای همه متغیرها به‌طور مشابه قابل تفسیر است. قبل از تخمین مدل رگرسیونی باید ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. با توجه به اینکه ماهیت داده‌های مطالعه حاضر از نوع داده‌های ترکیبی (پانل) می‌باشد، لذا از آزمون‌های ایستایی مربوط به داده‌های ترکیبی استفاده می‌شود. جدول ۲ (پیوست)، نتایج آزمون ریشه واحد لوین-لین-چو^۱ برای متغیرهای مورد نظر را نشان می‌دهد. همان‌طور که نتایج این آزمون نشان می‌دهد تمامی متغیرها به غیر از تولید ناخالص داخلی (به قیمت ثابت ۲۰۱۰) و

1. Levin-Lin-Chu

نیروی انسانی در سطوح معناداری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ ایستا می‌باشند. تفاضل مرتبه دوم این دو متغیر ایستا می‌باشد که به دلیل بی‌معنی بودن حضور تفاضل مرتبه دوم متغیر در مدل از ورود متغیرهای تولید ناخالص داخلی (به قیمت ثابت) و نیروی انسانی در مدل رگرسیونی اجتناب شده است. نتایج آزمون خودهمبستگی حاکی از آن است که فرض صفر آزمون را نمی‌توان رد کرد، بنابراین خودهمبستگی مرتبه اول بین متغیرها وجود ندارد. برای آزمون خودهمبستگی از آزمون وولدریج^۱ (۲۰۰۲) استفاده شده که نتایج آن در جدول ۳ (پیوست) آمده است. دراکر^۲ (۲۰۰۳)، با شبیه‌سازی نشان می‌دهد که این آزمون ویژگی‌های قوی و مقدار خوبی در نمونه‌هایی با اندازه معقول دارد.

با توجه به اینکه نرم‌افزار استاتا متغیرهای دارای هم خطی را به‌طور خودکار از مدل حذف و در نتایج تخمین مدل آن را گزارش می‌کند، لذا نگرانی از بابت وجود هم خطی بین متغیرها وجود ندارد. در تخمین مدل رگرسیون حد آستانه، باید تعداد آستانه متناسب با داده‌ها مورد بررسی قرار گیرد. با توجه به اینکه در حال حاضر امکان تخمین مدل‌های آستانه‌ای با داده‌های ترکیبی در بسته‌های نرم‌افزاری اقتصادسنجی وجود ندارد، در مطالعه حاضر از دستورات نرم‌افزاری (Modual) که در مقاله وانگ (۲۰۱۵) ارائه شده، استفاده شده است. بدین ترتیب که پس از نصب دستورات نوشته شده توسط این محقق در نرم‌افزار استاتا، می‌توان مدل آستانه‌ای پانل با اثرات ثابت را تخمین زد. لازم به ذکر است که دستورات مذکور بر اساس مبانی نظری هانسن (۱۹۹۹) نوشته شده است. در این روش می‌توان چندین حد آستانه برای مدل در نظر گرفت و بر اساس نتایج آزمون اثر آستانه‌ای حد آستانه متناسب را تعیین کرد. در مطالعه حاضر آزمون اثر آستانه‌ای تا سه آستانه انجام شده است. نتایج این آزمون در جدول ۴ (پیوست) به‌طور خلاصه آمده است. در جدول اثر آستانه‌ای، آستانه تکی متناظر با فرض صفر (مدل خطی) و فرض مخالف (مدل تک-آستانه)، آستانه دوتایی متناظر با فرض صفر (مدل تک-آستانه) و فرض مخالف (مدل دو-آستانه) و به همین ترتیب می‌باشند (وانگ، ۲۰۱۵). با توجه به نتایج حاصل از آزمون مشخص شده است که مدل تک-آستانه مدل مناسبی بر اساس داده‌های مطالعه می‌باشد، لذا مدل رگرسیون حد آستانه تکی با اثرات ثابت تخمین زده می‌شود. در این مدل متغیر منابع طبیعی (صادرات منابع طبیعی به

1. Wooldridge
2. Drukker

صادرات کل کالاها) متغیر دارای حد آستانه می‌باشد، که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با توجه به رژیم‌های مختلف منابع طبیعی ممکن است اثرات متفاوتی بر رشد اقتصادی داشته باشد. نتایج تخمین مدل در جدول ذیل ارائه شده است.

جدول ۱. نتایج تخمین مدل رگرسیون حد آستانه پانل با اثرات ثابت
(منابع طبیعی به‌عنوان متغیر آستانه و مدل بدون حضور متغیرهای متعاملی)

| متغیر | ضریب | خطای استاندارد | آماره t | ارزش احتمال |
|-----------------------------------|---------|---------------------|----------|-------------|
| NR | ۰/۰۷۴ | ۰/۰۲۲ | ۳/۳۹*** | ۰/۰۰۱ |
| GCF | ۰/۱۷۶ | ۰/۰۲۳ | ۷/۳۷*** | ۰/۰۰۰ |
| In | ۰/۰۰۰۴ | ۰/۰۰۳ | ۰/۱۱ | ۰/۹۰۹ |
| Pop | -۰/۷۳۳ | ۰/۱۱۶ | -۶/۳*** | ۰/۰۰۰ |
| Tr | ۰/۰۱۱ | ۰/۰۰۷ | ۱/۶ | ۰/۱۰۹ |
| WGI | ۱/۵۷ | ۰/۷۲۷ | ۲/۱۷** | ۰/۰۳ |
| FDI | | | | |
| NR ≤ γ | ۰/۰۶۱ | ۰/۰۲۲ | ۲/۶۶*** | ۰/۰۰۸ |
| NR > | -۰/۱۶ | ۰/۰۵ | -۳/۱۶*** | ۰/۰۰۲ |
| مقدار حد آستانه تخمین زده شده | ۲۸/۵۸ | تعداد مقاطع | ۷۹ | |
| آماره F برای عدم وجود حد آستانه | ۱۸/۰۸ | تعداد مشاهدات | ۱۵۸۰ | |
| ارزش احتمال Bootstrap | ۰/۰۲** | ارزش احتمال آماره F | ۰/۰۰۰۰ | |
| آماره F برای معناداری کلی رگرسیون | ۱۵/۴*** | | | |

منبع: یافته‌های تحقیق

***، ** و * به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ می‌باشد.

بر اساس نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیونی حد آستانه پانل متغیرهای منابع طبیعی، تشکیل سرمایه داخلی و نرخ رشد جمعیت در سه سطح معنی‌داری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی دارند. با یک درصد افزایش در صادرات منابع طبیعی نسبت به صادرات کل کالاها و با ثابت بودن سایر متغیرها، نرخ رشد GDP، ۰/۰۷٪ افزایش خواهد یافت. افزایش یک درصدی در تشکیل سرمایه ناخالص داخلی با

ثبات سایر متغیرها منجر به افزایش ۰/۱۷٪ در GDP خواهد شد. از سویی به دلیل علامت منفی ضریب برآورد شده برای نرخ رشد جمعیت با افزایش یک درصدی این متغیر و با ثبات سایر متغیرها، GDP به میزان ۰/۷۳٪ کاهش خواهد یافت. دو متغیر نرخ تورم و حجم تجارت در هیچ یک از سطوح معناداری بر رشد اقتصادی تأثیرگذار نمی‌باشد. متغیر شاخص حکمرانی که میانگینی از شش شاخص پیش گفته می‌باشد و کیفیت نهادی و سازمانی هر کشوری را نشان می‌دهد، در سطوح ۰/۱۰٪ و ۰/۵٪ دارای اثر معناداری بر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی می‌باشد. بدین ترتیب که با یک واحد بهبودی در این شاخص و ثابت بودن سایر متغیرها، نرخ رشد GDP، ۱/۵۷٪ افزایش خواهد یافت. این امر بدین معنی است که با اجرای درست قانون و اصلاح قوانین نادرست و ایجاد امنیت در جامعه می‌توان امنیت اقتصادی و به دنبال آن رشد اقتصادی مناسب را به ارمغان آورد. نتایج نشان می‌دهد که حد آستانه برآورد شده برای متغیر منابع طبیعی برابر ۲۸/۵۸ می‌باشد، که متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بالاتر و پایین‌تر از این حد آستانه اثرات متفاوتی بر رشد اقتصادی دارد. هم‌چنین لازم به ذکر است که معناداری متغیر FDI در هر سه سطح مورد تأیید می‌باشد. باید توجه داشت که متغیر FDI به دلیل متفاوت بودن علامت ضرایب برآورد شده، اثرات متفاوتی در رژیم‌های مختلف بر روی نرخ رشد GDP دارد. در رژیم اول و در شرایطی که منابع طبیعی کمتر از حد آستانه می‌باشد، با ثبات سایر متغیرها، یک درصد افزایش در جریان خالص ورودی FDI نسبت به GDP، ۰/۰۶٪ افزایش در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی مشاهده خواهد شد، ولی در رژیم دوم، یعنی در شرایطی که منابع طبیعی بیشتر از حد آستانه است، همان یک درصد افزایش در جریان خالص ورودی FDI نسبت به GDP، با وجود ثبات سایر متغیرها موجب کاهش ۰/۱۶ درصدی در نرخ رشد GDP می‌شود. معنی‌داری کلی رگرسیون نیز در سه سطح ۰/۱۰٪، ۰/۵٪ و ۰/۱٪ بر اساس آماره‌ی F مورد تأیید قرار می‌گیرد.

همان‌طور که قبلاً بیان شده است، در قسمت دیگری از مطالعه به بررسی تأثیر متغیرهای تعاملی بر رشد اقتصادی پرداخته می‌شود. بدین منظور متغیرهای تعاملی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با منابع طبیعی، شاخص حکمرانی با منابع طبیعی و تشکیل سرمایه داخلی ناخالص با منابع طبیعی هم‌زمان وارد مدل شده است. نتایج آزمون ریشه واحد لوین-لین-چو برای این متغیرها که در جدول ۵ (پیوست) آمده

است نشان می‌دهد که هر سه متغیر در سطوح معناداری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ ایستا می‌باشند. همان‌گونه که در قسمت‌های قبلی گفته شد در تخمین مدل رگرسیون حد آستانه باید تعداد آستانه متناسب با داده‌ها مورد بررسی قرار گیرد، لذا در مدلی که متغیرهای تعاملی حضور داشته‌اند نیز آزمون اثر آستانه‌ای تا سه آستانه انجام شده است. نتایج این آزمون در جدول ۶ (پیوست) نشان می‌دهد که مدل مذکور دارای حد آستانه نبوده و مدل خطی نسبت به مدل‌های دارای حد آستانه برتری دارد. با توجه به اینکه مدل دارای متغیرهای تعاملی باید به صورت خطی تخمین زده شود و با توجه به اینکه مدل مذکور از نوع ایستا و داده‌های پانل می‌باشد، باید برای انتخاب بین مدل Pooling و Panel آزمون صورت گیرد. بدین منظور از آزمون F لیمر یا همان آزمون چاو^۱ استفاده می‌شود. نتایج این آزمون در جدول ۷ (پیوست) نشان می‌دهد که نمی‌توان فرض صفر مبنی بر وجود عرض از مبدأ مشترک برای تمامی کشورها را قبول کرد، لذا مدل مذکور باید به صورت پانل برآورد شود. از سویی برای انتخاب بین مدل اثرات تصادفی و مدل اثرات ثابت نیز از آزمون هاسمن استفاده می‌شود که نتایج این آزمون در جدول ۸ (پیوست) نشان می‌دهد که حتی با اطمینان ۹۹٪ نیز نمی‌توان فرض صفر مبنی بر تصادفی بودن مدل را قبول کرد، بنابراین مدل رگرسیونی باید به صورت اثرات ثابت تخمین زده شود. نتایج آزمون خودهمبستگی با وجود متغیرهای تعاملی نشان می‌دهد که در سطح معناداری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ نمی‌توان فرض صفر را رد کرد، بنابراین خودهمبستگی بین متغیرها وجود ندارد. نتایج آزمون وولدریج (۲۰۰۲) برای آزمون خودهمبستگی در جدول ۹ (پیوست) ارائه شده است. نتایج آزمون والد تعدیل شده^۲ برای بررسی ناهمسانی واریانس در جدول ۱۰ (پیوست) آمده است و با توجه به این جدول همسان بودن واریانس اجزای اخلاص مدل مورد تأیید قرار نمی‌گیرد و در نتیجه مدل مشکل ناهمسانی واریانس دارد.

پارکس^۳ (۱۹۶۷)، روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته شدنی یا FGLS را برای غلبه بر ناهمسانی واریانس و هم‌چنین بر وابستگی موقتی و فضایی اجزای اخلاص در داده‌های پانل بر اساس الگوریتم کم‌متا^۴ (۱۹۸۶) پیشنهاد داده است. روش پارکس - کم‌متا که در

1. Chow test
2. Modified Wald test
3. Parks
4. Kmenta

نرم‌افزار استاتا با دستور متناسب خود قابل اجرا است، در اقتصادسنجی خرد با داده‌های پانلی متوسط و بزرگ متأسفانه حداقل به دو دلیل ممکن نیست؛ اولاً در صورتی که بعد زمانی پانل T کوچک‌تر از بعد مقطعی N آن باشد (که همیشه برای پانل‌های اقتصادسنجی خرد صادق است) این روش امکان‌پذیر نیست. ثانیاً بک و کیتز^۱ (۱۹۹۵) نشان داده‌اند که روش پارکس-کمنتا به طرز غیرقابل قبولی گرایش به تخمین خطای استاندارد کوچک دارد (هوچل^۲، ۲۰۰۷). به دلیل اینکه در مطالعه حاضر بعد زمانی پانل (۲۰ سال) کوچک‌تر از بعد مقطعی (۸۳) آن می‌باشد، لذا از تخمین مدل با این روش اجتناب می‌شود. روش دیگری که برای غلبه بر ناهمسانی واریانس در مدل اثرات ثابت پیشنهاد شده است، تخمین مدل با خطاهای استاندارد Robust می‌باشد. این روش که با نام خطاهای استاندارد وایت-هابر^۳ که هم‌چنین با نام تخمین‌زن ساندویچ واریانس^۴ (به دلیل شکل فرمول محاسباتی) شناخته می‌شود، تخمین‌های سازگاری با وجود ناهمسانی واریانس را ارائه می‌دهد. در روش خطاهای استاندارد واریانس ناهمسان Robust، خطاها به‌طور تناوبی با وجود هر نوع ناهمسانی واریانس معتبر می‌باشند. بعد از محاسبه خطاهای استاندارد، آماره‌ی t با روش معمول محاسبه می‌شود. این آماره‌ها نسبت به ناهمسانی واریانس با شکل نامعلوم تقویت شده‌اند و می‌توانند برای آزمون محدودیت‌های تکی به کار برده شوند. آماره‌ی t محاسبه شده با این روش، آماره‌ی t واریانس ناهمسان Robust هستند. فواصل اطمینان نیز با روش معمول به دست می‌آیند. تخمین‌زن ماتریس واریانس Robust با وجود هر نوع ناهمسانی واریانس یا خودهمبستگی سریالی در صورتی که T نسبت به N کوچک باشد، معتبر می‌باشد. این روش توسط آرلانو^۵ (۱۹۸۷) به پیروی از نتایج کلی وایت (۱۹۸۴) پیشنهاد شده است. (وولدریج، ۲۰۰۲). با توجه به این موارد برای غلبه بر ناهمسانی واریانس در مدل از روش خطاهای استاندارد Robust برای تخمین مدل استفاده شده است. نتایج برآورد مدل رگرسیون اثرات ثابت با داده‌های پانل و با وجود متغیرهای تعاملی در جدول ۲ آمده است. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای نرخ تورم، نرخ رشد جمعیت، حجم تجارت و اثرات تعاملی منابع طبیعی با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر معناداری بر رشد

-
1. Beck and Katz
 2. Hoechle
 3. White-Huber
 4. Sandwich estimator of variance
 5. Arellano

اقتصادی کشورهای مورد مطالعه نداشته‌اند، در حالی که سایر متغیرها به جز سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی که در سطح ۱۰٪ و ۵٪ معنادار می‌باشد، حتی در سطح ۱٪ نیز معنادار می‌باشند. با توجه به حضور متغیرهای تعاملی در مدل تفسیر ضرایب برآورد شده برای متغیرهای درگیر در تعامل با حالت رگرسیون ساده (منظور از رگرسیون ساده رگرسیون بدون حضور متغیر تعاملی است) متفاوت خواهد بود، چون زمانی که یک متغیر تعاملی در مدل وجود دارد، اثر متغیری که تعامل را شکل می‌دهد وابسته به سطح یا مقدار متغیر دیگری است که در تعامل نقش دارد.

جدول ۲. نتایج تخمین مدل رگرسیون اثرات ثابت با حضور متغیرهای تعاملی

| متغیر | ضریب | خطای استاندارد Robust | آماره‌ی t | ارزش احتمال |
|-------------------------------------|--------|-----------------------|-----------------------|-------------|
| عرض از مبدأ | -۴/۹۸ | ۱/۴ | -۳/۵۶*** | ۰/۰۰۱ |
| NR | ۰/۱۳۴ | ۰/۰۴۲۶ | ۳/۱۶*** | ۰/۰۰۲ |
| FDI | ۰/۰۸۲ | ۰/۰۳۶۸ | ۲/۲۳** | ۰/۰۲۹ |
| GCF | ۰/۲۵۲ | ۰/۰۴۱۱ | ۶/۱۳*** | ۰/۰۰۰ |
| In | ۰/۰۰۰۹ | ۰/۰۰۲۲ | ۰/۴۲ | ۰/۶۷۸ |
| Pop | -۰/۶۳ | ۰/۳۸۴۱ | -۱/۶۴ | ۰/۱۰۵ |
| Tr | ۰/۰۱۳ | ۰/۰۰۹۴ | ۱/۴۳ | ۰/۱۵۷ |
| WGI | ۳/۷ | ۱/۳۴ | ۲/۷۶*** | ۰/۰۰۷ |
| FDINR | -۰/۰۰۳ | ۰/۰۰۲۷ | -۱/۳۸ | ۰/۱۷۱ |
| WGINR | -۰/۱۳۶ | ۰/۰۴۹۱ | -۲/۷۷*** | ۰/۰۰۷ |
| GCFNR | -۰/۰۰۴ | ۰/۰۰۱۴ | -۳/۴*** | ۰/۰۰۱ |
| آماره‌ی F برای معناداری کلی رگرسیون | | ۷/۶۲*** | ارزش احتمال آماره‌ی F | ۰/۰۰۰۰ |

منبع: یافته‌های تحقیق

***، ** و * به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ می‌باشد.

برای مثال برای متغیر منابع طبیعی NR با توجه به ضریب برآورد شده برای این متغیر نمی‌توان عنوان کرد که با یک درصد افزایش در متغیر منابع طبیعی و با ثابت

بودن سایر متغیرها نرخ رشد اقتصادی ۰/۱۳۴٪ افزایش خواهد یافت، زیرا در این رگرسیون اثر منحصر به فرد و تکی برای NR به دلیل حضور در متغیرهای تعاملی وجود ندارد. در حقیقت اثر متغیر منابع طبیعی به‌طور همزمان و با مقدار مشخصی از سایر متغیرها (سه متغیر که به‌طور تعاملی با منابع طبیعی در نظر گرفته شده است) قابل تفسیر است. به‌طور مثال با دیفرانسیل گرفتن از رابطه (۸) می‌توان اثر منابع طبیعی بر رشد اقتصادی با حضور متغیرهای تعاملی را محاسبه کرد.

$$\frac{dGDP_{it}}{dNR_{it}} = \beta_1 + \beta_9 (FDI_{it}) + \beta_{10} (WGI_{it}) + \beta_{11} (GCF_{it}) \quad (9)$$

با توجه به پیوسته بودن سه متغیر FDI، WGI و GCF، هر عددی را می‌توان به آن‌ها نسبت داد، لذا برای سهولت تفسیر نتایج، مقدار میانگین این متغیرها که در جدول ۱ (پیوست) ارائه شده است مدنظر قرار می‌گیرد. جدول ۱۱ (پیوست) نحوه محاسبه میزان تأثیر متغیرهای تعاملی در مدل تخمینی را نشان می‌دهد. اثر کل متغیر منابع طبیعی بر رشد اقتصادی شامل اثر مستقیم (۰/۱۳۴)، به علاوه اثر ناشی از متغیرهای تعاملی به میزان ۰/۰۰۳- در تعامل با FDI، ۰/۱۳۶- در تعامل با WGI و ۰/۰۰۴- در تعامل با GCF می‌باشد. با ضرب کردن ضرایب تعاملی در مقدار میانگین این متغیرها و جمع کردن آن با اثر مستقیم، اثر کل منابع طبیعی به دست می‌آید. با توجه به جدول ۱۳ (پیوست)، یک درصد افزایش در متغیر منابع طبیعی همراه با مقدار میانگین FDI، WGI و GCF موجب افزایش ۰/۰۱۳٪ در نرخ رشد اقتصادی خواهد شد. اثر کل برآورد شده برای FDI برابر با اثر مستقیم (۰/۰۸۲)، به علاوه اثر ناشی از متغیر تعاملی FDINR به اندازه ۰/۰۰۳- است، که با ضرب کردن در مقدار میانگین منابع طبیعی برابر با ۰/۰۳۸ می‌باشد، یعنی با یک درصد افزایش در FDI، نرخ رشد سالانه GDP سرانه به میزان ۰/۰۳۸٪ افزایش می‌یابد. اثر کل شاخص حکمرانی بر رشد اقتصادی شامل اثر مستقیم (۳/۷)، به علاوه اثر ناشی از متغیر تعاملی WGINR به میزان ۰/۱۳۶- در تعامل با NR می‌باشد. با در نظر گرفتن مقدار میانگین برای منابع طبیعی و ضرب آن در ضریب تعاملی (۰/۱۳۶-) و جمع آن با اثر مستقیم WGI (۳/۷) اثر کل این متغیر به دست می‌آید؛ بنابراین یک واحد افزایش در شاخص حکمرانی به همراه وجود مقدار میانگینی از منابع طبیعی در اقتصاد، افزایش ۱/۷۱٪ در نرخ رشد GDP سرانه را به همراه خواهد داشت. بزرگ بودن ضریب شاخص حکمرانی حاکی از آن است که وجود امنیت اقتصادی که از امنیت اجتماعی و قوانین درست نشأت می‌گیرد، تأثیر چشمگیری

بر رشد و توسعه اقتصادی کشورها دارد. با محاسبه به روش پیش گفته می‌توان اثر کل متغیر GCF را به دست آورد. افزایش یک درصدی در تشکیل سرمایه داخلی با وجود مقدار میانگین منابع طبیعی، موجب افزایش ۰/۱۹۳٪ در نرخ رشد GDP سرانه خواهد شد. پس از تخمین مدل باید نرمال بودن اجزای اخلال مدل مورد بررسی قرار گیرد، از این رو تخمین چگالی کرنل^۱ اجزای اخلال مدل در برابر توزیع نرمال در شکل ۱ (پیوست) ارائه شده است. توزیع نه به‌طور کامل ولی تقریباً نزدیک به نرمال است. از سویی طبق نظر بالتاجی (۲۰۰۵)، فرض نرمال بودن اجزای اخلال ممکن است نامناسب باشد. بلانچارد و ماتیاس^۲ (۱۹۹۶) شبیه‌سازی مونت کارلو را برای بررسی مقاومت چندین آزمون برای اثرات فردی با وجود اجزای اخلال غیر نرمال اجرا کرده‌اند. توزیع‌های جایگزین دیگری نیز در این مطالعه در نظر گرفته شده است. مهم‌ترین یافته آن‌ها این بوده که آزمون F در برابر غیر نرمال بودن اجزای اخلال مقاوم است (بالتاجی، ۲۰۰۵). نرمال بودن تخمین‌زن‌های OLS به‌شدت به نرمال بودن اجزای اخلال جامعه وابسته است، در صورتی که اجزای اخلال تصادفی از توزیع‌های دیگری غیر از نرمال پیروی کنند، ضرایب تخمینی دارای توزیع نرمال نخواهند بود. به این معنی که آماره‌ی t از توزیع t و آماره‌ی F از توزیع F پیروی نخواهد کرد. این مسئله به‌طور بالقوه مشکل جدی است زیرا استنباط ما وابسته به کسب مقادیر بحرانی و ارزش‌های احتمال از توزیع‌های t و F می‌باشد از سویی می‌دانیم که نرمال بودن نقش مهمی در ناریبی OLS ندارد و نتایج اینکه OLS بهترین تخمین‌زننده ناریب خطی تحت فروض گوس-مارکوف است را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد؛ اما استنباط دقیق بر اساس آماره‌های t و F مستلزم توزیع نرمال اجزای اخلال می‌باشد، آیا این بدین معنی است که ما باید برای تعیین معناداری آماری متغیرها، آماره‌های t را رها کنیم؟ خوشبختانه جواب این سؤال نه است. حتی اگر متغیر وابسته از یک توزیع نرمال نباشد می‌توان با استفاده از قضیه حد مرکزی نتیجه گرفت که تخمین‌زن‌های OLS نرمال بودن تقریبی را برآورده کرده و بدین معنی است که آن‌ها در نمونه‌های به‌اندازه کافی بزرگ، تقریباً به‌طور نرمال توزیع شده‌اند (وولدریج، ۲۰۱۶). با توجه به مطالب فوق و بزرگ بودن اندازه نمونه در مطالعه حاضر (۱۵۸۰ مشاهده برای هر متغیر) می‌توان امیدوار بود که نتایج به‌دست آمده در ارتباط با معناداری متغیرها تحت الشعاع قرار نمی‌گیرد. هم‌چنین در صورتی که

1. Kernel Density Estimate
2. Blanchard and Matyas

توزیع اجزای اخلاص از حالت نرمال پیروی نکند، بهترین راه حل استفاده از سطح خطای محتاطانه (۱٪ به جای ۵٪) برای آزمون‌های معنی‌داری و ساخت فواصل اطمینان می‌باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مطالعه حاضر با هدف بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی با در نظر گرفتن نقش منابع طبیعی و با استفاده از مدل رگرسیونی حد آستانه پانل برای ۸۳ کشور منتخب از بانک جهانی برای دوره ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۵ انجام شده است. پس از انتخاب متغیرها بر اساس مطالعات مشابه، آمار توصیفی مربوط به آن‌ها ارائه شده است. مدل تحقیق بر اساس روش هانسن (۱۹۹۹) برای رگرسیون آستانه پانل و تخمین آن با روش پیشنهادی وانگ (۲۰۱۵) و به صورت اثرات ثابت با استفاده از نرم‌افزار Stata انجام شده است. پس از معنادار شدن وجود حد آستانه در مدل، مدل رگرسیون حد آستانه تکی برآورد و نتایج تخمین مدل حد آستانه نشان می‌دهد که متغیرهای منابع طبیعی، تشکیل سرمایه داخلی، نرخ رشد جمعیت و شاخص حکمرانی تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی دارند. اثر متغیرهای صادرات منابع طبیعی، تشکیل سرمایه ناخالص داخلی و شاخص حکمرانی بر رشد، مثبت و نرخ رشد جمعیت منفی است. متغیرهای نرخ تورم و حجم تجارت بر رشد اقتصادی تأثیر گذار نمی‌باشد. حد آستانه برآورد شده برای متغیر منابع طبیعی برابر ۲۸/۵۸ می‌باشد که متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بالاتر و پایین‌تر از این حد آستانه اثرات متفاوتی بر رشد اقتصادی دارد. متغیر FDI به دلیل متفاوت بودن علامت ضرایب برآورد شده، اثرات متفاوتی در رژیم‌های مختلف بر روی نرخ رشد GDP دارد. در رژیم اول و در شرایطی که منابع طبیعی کمتر از حد آستانه باشد، جریان خالص ورودی FDI نرخ رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد، ولی در رژیم دوم، یعنی در شرایطی که منابع طبیعی بیشتر از حد آستانه است، جریان FDI موجب کاهش ۰/۱۶ درصدی در نرخ رشد GDP خواهد شد. (آسیدو، ۲۰۰۵) بیان می‌کند که افزایش FDI لزوماً به معنی افزایش رشد اقتصادی نیست و ارتباط بین رشد اقتصادی و FDI مشخص نمی‌باشد، اما یافته ما مشابه نتایج حیات و کاهلیک (۲۰۱۷) می‌باشد که FDI در رژیم‌های مختلف اثر متفاوتی بر رشد دارد و با افزایش صادرات منابع طبیعی به بیش از حد آستانه، با افزایش FDI میزان رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. همچنین مطابق با مطالعه یابوری و همکاران (۱۳۹۰) می‌باشد که وفور منابع طبیعی

تأثیر منفی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک دارد. بر این اساس مسئله «نفرین منابع» مطرح شده توسط آتی (۱۹۹۳) که بیان می‌کند صادرات منابع طبیعی منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود مورد تأیید قرار می‌گیرد. در حمایت از یافته‌های مطالعه باید عنوان کرد که مطالعه رضایی و همکاران (۱۳۹۴) نشان می‌دهد که وفور منابع طبیعی در دوره ۱۳۸۹-۱۳۵۲ در ایران بر رشد اقتصادی اثر منفی دارد. مهرآرا و همکاران (۱۳۹۰)، نشان می‌دهند که درآمدهای نفتی (شاخصی برای منابع طبیعی) بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک دارای تأثیر مثبت است، ولی افزایش منابع طبیعی و عبور از یک حد آستانه موجب اثرگذاری منفی بر رشد کشورهای مورد بررسی می‌شود. در بررسی تأثیر متغیرهای تعاملی بر رشد اقتصادی، متغیرهای تعاملی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با منابع طبیعی، شاخص حکمرانی با منابع طبیعی و تشکیل سرمایه داخلی ناخالص با منابع طبیعی وارد مدل شده است. با توجه به معنادار نبودن مدل رگرسیون آستانه با حضور متغیرهای تعاملی و پس از انجام آزمون‌های مورد نیاز تخمین مدل با روش اثرات ثابت انجام شده است. نتایج این مدل نشان می‌دهد که متغیرهای نرخ تورم، نرخ رشد جمعیت، حجم تجارت و اثرات تعاملی منابع طبیعی با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه ندارند. متغیرهای تعاملی شاخص حکمرانی با منابع طبیعی و تشکیل سرمایه داخلی ناخالص با منابع طبیعی بر رشد اقتصادی مؤثر می‌باشند. بدین معنی که افزایش یکی از متغیرهای تعاملی با حضور توأم متغیر دیگر موجب افزایش رشد اقتصادی خواهد شد؛ یعنی منابع طبیعی در کشور به همراه حکمرانی مناسب و یا تشکیل سرمایه مناسب داخلی به صورت مکمل عمل کرده و موجب رشد اقتصادی آن کشور می‌شوند. با توجه به یافته‌های حاصل از مطالعه پیشنهادهایی برای سیاست‌گذاری اقتصادی ارائه می‌شود.

بر اساس یافته‌های مطالعه حاضر، جذب FDI در کشورهایی با منابع کمتر موجب رشد اقتصادی می‌شود و در کشورهایی با منابع طبیعی بیشتر رشد را محدود می‌کند. همانند مطالعه الحداد (۲۰۱۶) که نشان می‌دهد سرمایه‌گذاری جذب شده در بخش منابع طبیعی اثر منفی و معنادار بر رشد اقتصادی داشته، ولی در بخش‌های غیر از منابع اثر مثبت و بی‌معنی دارد؛ یعنی در کشورهای مورد مطالعه که همه آن‌ها نفتی و غنی از منابع می‌باشند، FDI جذب شده در بخش منابع طبیعی رشد اقتصادی را محدود کرده است؛ بنابراین بر اساس یافته‌های ما پیشنهاد می‌شود که سرمایه‌های خارجی در کشور فقیر از نظر منابع در بخش منابع طبیعی (که بخش‌های معدنی و کشاورزی هم جزو آن

هستند) جذب شود تا موجبات رشد بیشتر را فراهم کند، ولی در کشورهایی با منابع فراوان که FDI رشد را محدود می‌کند از ظرفیت‌های سایر بخش‌های اقتصادی برای جذب FDI استفاده شود.

هم‌چنین با توجه به اینکه FDI در کشورهای با منابع طبیعی کمتر، رشد اقتصادی را تحریک می‌کند، پیشنهاد می‌شود این کشورها در برنامه‌های جذب سرمایه‌گذاری خارجی به منابع کمیاب خود بیشتر توجه کنند، زیرا ممکن است این کشورها منابع با ارزش خود را با بهره‌برداری غیراصولی فدای رشد در کوتاه‌مدت نمایند. این کشورها می‌توانند با اتخاذ سیاست‌هایی تنوع بخش صادرات را افزایش دهند و از اتکای صرف بر صادرات منابع طبیعی جلوگیری کنند.

طبق یافته‌ها در کشورهای دارای منابع طبیعی بیشتر، FDI تأثیر منفی بر رشد دارد که احتمالاً سرمایه‌گذاری‌های انجام شده در این کشورها در بخش تولید و فروش مواد خام طبیعی صورت گرفته است و نتوانسته رشد پایدار ایجاد کند و به نوعی موجب بروز بیماری هلندی شده است؛ بنابراین پیشنهاد می‌شود با اتخاذ سیاست‌هایی بازار ارز را مدیریت و سرمایه‌گذاری‌های جذب شده را در مسیر درست هدایت کرد. هم‌چنین می‌توان بر تشکیل و ایجاد صندوق‌هایی برای منابع صادراتی همانند نفت تأکید نمود تا درآمدهای حاصل در آن ذخیره شده و با جلوگیری از تزریق یکباره به اقتصاد با مدیریت درست، آن‌ها را هزینه کرد.

با توجه به نتایج مطالعه حاضر، دلایل محدودیت رشد در کشورهای با منابع فراوان با وجود جذب FDI را می‌توان در زیرساخت‌های نهادی، مدیریتی و سیاست‌های این کشورها جستجو کرد؛ زیرا کواسی و سولمانا (۲۰۱۰) بیان می‌کنند که دسترسی به منابع طبیعی و توانایی آن در جذب FDI، توسعه اقتصادی را تضمین نمی‌کند. بنابر این جذب FDI در کشورهای دارای منابع بیشتر لزوماً موجب رشد اقتصادی نخواهد شد. ایجاد نهادها، مکانیزم‌ها و سیاست‌های مناسب، استفاده مؤثر از درآمدهای نفتی برای رشد اقتصادی پایدار را تضمین می‌کند. هم‌چنین گایل فیسون و زوگا (۲۰۰۱) در بررسی رشد و منابع با تأکید بر نقش سرمایه‌گذاری نتیجه می‌گیرند که رشد اقتصادی ارتباط معکوسی با فراوانی منابع طبیعی دارد. آن‌ها بیان می‌کنند که ممکن است با ایجاد محیط نهادی در جهت کمک به پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بتوان رشد اقتصادی و افزایش رفاه با وجود فراوانی منابع را تضمین کرد. با توجه به مثبت بودن ضریب تعاملی بین منابع طبیعی و شاخص حکمرانی در مطالعه حاضر مشخص شده است که افزایش

شاخص حکمرانی به همراه وجود مقدار میانگینی از منابع طبیعی در اقتصاد، موجبات افزایش رشد اقتصادی در کشورهای مورد مطالعه را فراهم می‌کند؛ بنابراین با توجه به تأکید مطالعات قبلی بر نقش نهادها و کیفیت آن‌ها و همچنین مثبت بودن اثر شاخص حکمرانی بر رشد، در این مطالعه پیشنهاد می‌شود با اصلاح و بهبود شش شاخص زیر مجموعه شاخص حکمرانی که شامل «برقراری قانون»، «کیفیت قوانین»، «کارایی حکومت»، «ثبات سیاسی و فقدان خشونت»، «صدا و پاسخگویی» و «کنترل فساد» می‌باشند، در جهت افزایش کیفیت نهادی در این کشورها گام برداشت. می‌توان با اصلاح و بهبود قوانین کسب و کار، مقابله و کاهش فساد اقتصادی و مالی در جامعه و همچنین مقابله با رانت جوئی در این راستا اقدام کرد، زیرا در علل نفرین منابع برخی بر نقش نهادها و برخی بر مسائل حاکمیتی تأکید می‌کنند.

پیوست

جدول ۱. آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مورد بررسی

| انحراف معیار | میانگین | حداکثر | حداقل | نماد متغیر | نام متغیر |
|--------------|----------|-----------|--------|-------------------|---|
| ۱۵/۳۰ | ۱۴/۵۷ | ۹۵/۶۸ | ۰/۰۰۰۴ | NR | صادرات منابع طبیعی به صادرات کل کالاها |
| ۵/۵ | ۳/۸۹ | ۸۷/۴۴ | -۱۶/۰۷ | FDI | جریان خالص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به GDP |
| ۶/۹۶ | ۲۳/۴ | ۵۵/۳۶ | ۰/۲۹ | GCF | تشکیل سرمایه داخلی ناخالص به GDP |
| ۱۹۶۸۲/۱۳ | ۱۵۷۴۲/۱۶ | ۹۱۵۹۴/۱۷ | ۲۰۹/۸۶ | GDP _{co} | تولید ناخالص داخلی (به قیمت ثابت) |
| ۳/۹۹ | ۲/۲۵ | ۵۰/۱۲ | -۳۴/۸۹ | GDP _{pg} | نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه |
| ۲۶/۳۱ | ۷/۷۶ | ۹۵۸/۶۴ | -۲۷/۲ | In | نرخ تورم |
| ۱/۵۷ | ۱/۵۴ | ۱۶/۳۳ | -۳/۸۲ | Pop | نرخ رشد جمعیت |
| ۴۶/۸۴ | ۷۸/۹۸ | ۴۴۱/۶ | ۰/۰۲ | Tr | تجارت (مجموع صادرات و واردات) به GDP |
| ۹۶۷۰۱۵۲۵ | ۳۱۴۳۷۳۲۳ | ۸۰۰۳۵۸۰۷۵ | ۷۳۲۲۲ | La | نیروی انسانی |
| ۰/۸۹ | ۰/۱۱ | ۱/۹ | -۱/۸۹ | WGI | شاخص حکمرانی |

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد Levin-Lin-Chu در بررسی ایستایی متغیرها

| نام متغیر | نماد متغیر | ارزش احتمال | آماره |
|-----------------------------------|-------------------|-------------|-------------|
| منابع طبیعی | NR | ۰/۰۰۰۸ | -۳/۱۴۷۱*** |
| سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی | FDI | ۰/۰۰۰۰ | -۸/۲۸۵۲*** |
| تشکیل سرمایه ناخالص داخلی | GCF | ۰/۰۰۰۰ | -۷/۹۱۹۳*** |
| تولید ناخالص داخلی (به قیمت ثابت) | GDP _{co} | ۰/۹۸۵۲ | ۲/۱۷۵۸ |
| تولید ناخالص داخلی سرانه | GDP _{pg} | ۰/۰۰۰۰ | -۱۱/۳۳۹۷*** |
| نرخ تورم | In | ۰/۰۰۰۰ | -۲/۲*** |
| نرخ رشد جمعیت | Pop | ۰/۰۰۰۰ | -۱۲/۷۱۶۴*** |
| تجارت | Tr | ۰/۰۰۰۶ | -۳/۲۳۰۱*** |
| نیروی انسانی | La | ۱/۰۰ | ۴/۲۲۹۵ |
| شاخص حکمرانی | WGI | ۰/۰۰۰۲ | -۳/۴۹۷۲*** |

منبع: یافته‌های تحقیق

*، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ می‌باشد.

جدول ۳. نتایج آزمون وولدریج (۲۰۰۲) برای بررسی خودهمبستگی، مدل بدون متغیرهای

متعامل

| آماره‌ی F | ارزش احتمال |
|---|-------------|
| ۱/۳۶۵ | ۰/۲۴ |
| فرض صفر: خودهمبستگی مرتبه اول وجود ندارد. | |

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۴. نتایج آزمون اثر آستانه‌ای در رگرسیون بدون متغیرهای متعامل

| حد آستانه | آماره‌ی F | ارزش احتمال |
|-----------|-----------|-------------|
| تکی | ۱۸/۰۸ | ۰/۰۳*** |
| دوتایی | ۱/۶ | ۰/۹۸ |
| سه‌تایی | ۵ | ۰/۴۹ |

منبع: یافته‌های تحقیق

*، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ می‌باشد.

جدول ۵. نتایج آزمون ریشه واحد Levin-Lin-Chu در بررسی ایستایی متغیرها

| نام متغیر | نماد متغیر | ارزش احتمال | آماره |
|--|------------|-------------|------------|
| اثر تعاملی منابع طبیعی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی | FDINR | ۰/۰۰۰۰ | -۷/۵۳۲۵*** |
| اثر تعاملی منابع طبیعی و شاخص حکمرانی | WGINR | ۰/۰۰۰۰ | -۴/۳۲۲۹*** |
| اثر تعاملی منابع طبیعی و تشکیل سرمایه داخلی ناخالص | GCFNR | ۰/۰۰۰۲ | -۳/۴۹۵۴*** |

منبع: یافته‌های تحقیق

*، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ می‌باشد.

جدول ۶. نتایج آزمون اثر آستانه‌ای در رگرسیون با متغیرهای تعاملی

| حد آستانه | آماره‌ی F | ارزش احتمال |
|-----------|-----------|-------------|
| تکی | ۶/۲۴ | ۰/۴۵ |
| دوتایی | ۴/۵ | ۰/۵۶ |
| سه‌تایی | ۲/۳۱ | ۰/۹۲ |

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۷. نتایج آزمون F لیمر

| آماره‌ی F | ارزش احتمال |
|------------------------|-------------|
| ۲/۵۳*** | ۰/۰۰۰۰ |
| فرض صفر: مدل (Pooling) | |
| فرض مقابل: مدل (Panel) | |

منبع: یافته‌های تحقیق

*، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ می‌باشد.

جدول ۸. نتایج آزمون هاسمن

| آماره‌ی χ^2 | ارزش احتمال |
|---------------------------|-------------|
| ۸۷/۵۸*** | ۰/۰۰۰۰ |
| فرض صفر: مدل اثرات تصادفی | |
| فرض مقابل: مدل اثرات ثابت | |

منبع: یافته‌های تحقیق

*، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ می‌باشد.

جدول ۹. نتایج آزمون وولدریج (۲۰۰۲) برای بررسی خودهمبستگی در مدل با متغیرهای تعاملی

| آماره‌ی F | ارزش احتمال |
|---|-------------|
| ۲/۷۲ | ۰/۱۰۳۱ |
| فرض صفر: خودهمبستگی مرتبه اول وجود ندارد. | |

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۰. نتایج آزمون والد تعدیل شده برای ناهمسانی واریانس

| آماره‌ی χ^2 | ارزش احتمال |
|-----------------------------|-------------|
| ۶۲۶۵/۷۶*** | ۰/۰۰۰۰ |
| فرض صفر: واریانس همسانی | |
| فرض مقابل: واریانس ناهمسانی | |

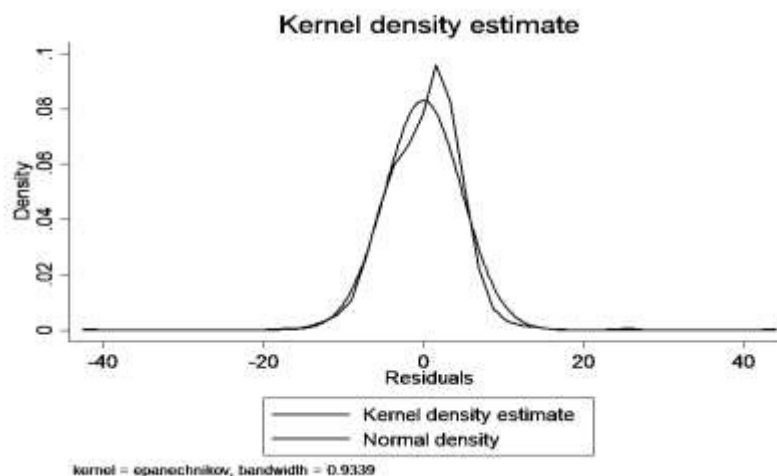
منبع: یافته‌های تحقیق

***، ** و * به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۰/۱۰، ۰/۰۵ و ۰/۰۱ می‌باشد.

جدول ۱۱. محاسبه میزان تأثیر متغیرهای تعاملی در مدل

| | مجموع اثر اصلی و تعاملی (اثر کل) بر رشد اقتصادی | میانگین متغیرها | اثر تعاملی با NR بر رشد | اثر مستقیم بر رشد |
|-----|--|-----------------|-------------------------|-------------------|
| NR | $۰/۱۳۴ + (۳/۸۹ \times -۰/۰۰۳) + (۰/۱۱ \times -۰/۱۳۶) + (۲۳/۴ \times -۰/۰۰۴) = ۰/۰۱۳$ | ۱۴/۵۷ | - | ۰/۱۳۴ |
| FDI | $۰/۰۸۲ + (۱۴/۵۷ \times -۰/۰۰۳) = ۰/۰۳۸$ | ۳/۸۹ | -۰/۰۰۳ | ۰/۰۸۲ |
| WGI | $۳/۷ + (۱۴/۵۷ \times -۰/۱۳۶) = ۱/۷۱$ | ۰/۱۱ | -۰/۱۳۶ | ۳/۷ |
| GCF | $۰/۲۵۲ + (۱۴/۵۷ \times -۰/۰۰۴) = ۰/۱۹۳$ | ۲۳/۴ | -۰/۰۰۴ | ۰/۲۵۲ |

منبع: یافته‌های تحقیق



شکل ۱. تابع توزیع کرنل اجزای اخلاص مدل در برابر توزیع نرمال

منبع: یافته‌های تحقیق

منابع

۱. حیدری، حسن و علی‌نژاد، رقیه (۱۳۹۳). بررسی تأثیر متغیر نهادی حاکمیت قانون بر رشد اقتصادی در هشت کشور بزرگ اسلامی. دو فصلنامه‌ی دانشنامه حقوق اقتصادی. سال ۲۱، ش ۵: ۹۸-۱۲۰.
۲. دژپسند، فرهاد و نصرافهانی، مصطفی (۱۳۹۱). بررسی تطبیقی اثر اندازه دولت بر رشد اقتصادی در دو حوزه کشورهای اوپک و OECD به روش رگرسیون پنل آستانه‌ای. فصلنامه‌ی اقتصاد و الگوسازی. سال ۳، ش ۹: ۶۸-۹۲.
۳. رضایی، محمد، یآوری، کاظم، عزتی، مرتضی و اعتصامی، منصور (۱۳۹۴). بررسی اثر وفور منابع طبیعی (نفت و گاز) بر سرکوب مالی و رشد اقتصادی از کانال اثرگذاری بر توزیع درآمد. پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران. سال ۴، ش ۱۴: ۱۲۲-۸۹.
۴. عبادی، جعفر و نیکونسبتی، علی (۱۳۹۱). منابع طبیعی، نهادها، رشد اقتصادی. فصلنامه‌ی علمی پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه. سال ۱۷، ش ۴: ۱۴۴-۱۲۷.

۵. گجراتی، دامودار (۱۳۸۵). مبانی اقتصادسنجی، ترجمه، ابریشمی، حمید، چاپ چهارم، تهران: انتشارات دانشگاه تهران، ۱۶۷ ص.
۶. مومنی، مانی و زروکی، شهریار (۱۳۹۱). تحلیل علیت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی با تأکید بر ناهمسانی رفتار در داده‌های تابلویی. فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق). دوره ۹، ش ۴: ۴۵-۶۵.
۷. مهرآرا، محسن، ابریشمی، حمید و زمانزاده نصرآبادی، حمید (۱۳۹۰). تفسیری از فرضیه نفرین منابع در کشورهای صادرکننده نفت: تکانه‌های مثبت نفتی، از چه سطح آستانه‌ای برای رشد اقتصادی مضر است؟ فصلنامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی. سال ۸، ش ۲۸: ۱۳۴-۱۱۹.
۸. مهرآرا، محسن و زارعی، محمود (۱۳۹۰). اثرات غیرخطی مصرف انرژی بر رشد اقتصادی مبتنی بر رویکرد حد آستانه‌ای. پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی. سال ۲، ش ۵: ۴۳-۱۱.
۹. یاوری، کاظم، رضاقلی‌زاده، مهدیه و آقایی، مجید (۱۳۹۰). بررسی رشد اقتصادی در کشورهای وابسته به منابع طبیعی (با تأکید بر منابع نفتی). فصلنامه‌ی علمی پژوهشی مدل‌سازی اقتصادی. سال ۵، ش ۳: ۴۶-۲۵.
10. Aseidu, E. (2005). Foreign Direct Investment in Africa: The Role of Natural Resources, Market Size, Government Policy, Institutions and Political Instability. World Institute for Development Economic Research, Working Paper No. 2005/24.
11. Aseidu, E. (2013). Foreign Direct Investment, Natural Resources and Institutions. International Growth Centre, Working Paper.
12. Aseidu, E., & Lien, D. (2011). Democracy, Foreign Direct Investment and Natural Resources. *Journal of International Economics*, 84(1), 99-111.
13. Auty, Richard M. (1993). *Sustaining Development in Mineral Economies: The Resource Curse Thesis*, London Routledge.
14. Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*, Third Edition, John Wiley & Sons Ltd. 302 pages.
15. Drukker, D. M. (2003). Testing for serial correlation in linear panel-data models. *The Stata Journal*, Number 2, 168-177.
16. Elheddad, M. M. (2016). FDI and economic growth: Does the natural resource curse exist? Empirical study on Gulf Cooperation Council Countries (GCC).
17. Gylfason, T., & Zoega, G. (2001). Natural Resources and Economic Growth: The Role of Investment. EPRU Working Paper Series 01-02,

Economic Policy Research Unit (EPRU), University of Copenhagen. Department of Economics.

18. Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics* 93: 345–368.
19. Hayat, A., & Cahlik, T. (2017). FDI and Economic Growth: A Changing Relationship across Country and Overtime. MPRA Paper 78240, University Library of Munich, Germany.
20. Hoechle, D. (2007). Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. *The Stata Journal*, Number 3, pp. 281-312.
21. Jafari Samimi, A., Nademi, Y., & Zobeiri, H. (2010). Government Size & Economic Growth: A Threshold Regression Approach in Selected Islamic Countries. *Australian Journal of Basic and Applied Sciences*, 1-3.
22. Kwasi, D. F., & Sulemana, K. M. (2010). The contribution of oil to the economic development of Ghana: The Role of Foreign Direct Investment (FDI) and government policies. Master thesis in International Business, Department of Economics and Informatics, University West. Spring term.
23. Levin, A., Lin, C.F., & Chu, C. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties. *Journal of Econometrics*, 108, 1–24.
24. Nguyen, T. Q., & Kim To, N. (2016). Threshold Effect in the Relationship Between Foreign Direct Investment and Economic Growth: Evidence from ASEAN Countries. Third Asia Pacific Conference on Advanced Research (APCAR, Melbourne, July, 2016). 32-45.
25. Sachs, J. D., & Warner, A. M. (2001). Natural Resources and Economic Development The curse of natural resources. *European Economic Review*, 45, 827-838.
26. Simionescu, M. (2016). The relation between economic growth and foreign direct investment during the economic crisis in the European Union. *Zb. rad. Ekon. fak. Rij.* vol. 34, No.1: 187-213.
27. Wang, Q. (2015). Fixed-Effect Panel Threshold model using Stata. *The Stata Journal*, 15(1), 121-134.
28. Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press.
29. Wooldridge, J. M. (2016). *Introductory Econometrics, A Modern Approach*, Cengage Learning, 789 pages.