

مطالعه رابطه وفور منابع – حکمرانی – رشد اقتصادی با تأکید بر نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات^۱

زهرا جلیلی

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز، *Jalili_zahra@ymail.com*

محمدرضا سلمانی بیشک*

استادیار اقتصاد دانشگاه تبریز، *mrsalmani_2005@yahoo.com*

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۹/۰۴ تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۲/۲۴

چکیده

نقش و تأثیر وفور منابع طبیعی بر رشد اقتصادی به عنوان معمایی در اقتصاد مطرح است. به منظور بررسی این موضوع، با در نظر گیری نقش کیفیت حکمرانی و توسعه فناوری ارتباطات و اطلاعات به عنوان تسهیل کننده برقراری حکمرانی خوب، از داده‌های ۳۱ کشور غنی از نفت (پروکسی منابع طبیعی) در طول سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۵ و روش اثرات همبسته مشترک پویای پانل دیتا استفاده شده است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد نقش منابع طبیعی در رشد اقتصادی به کیفیت حکمرانی در کشورها بستگی دارد. منابع طبیعی در کشورهایی با کیفیت حکمرانی بالا، به عنوان عاملی مهم و ضروری برای رشد اقتصادی بدل شده اما در کشورهایی با حکمرانی ضعیف، منابع طبیعی بازدارنده رشد اقتصادی بوده است. به تعبیری وفور منابع زمانی سبب رونق فعالیت‌های اقتصادی می‌شود که حکمرانی خوب حاکم باشد و در صورت ضعف در حکمرانی، وفور منابع سبب کند شدن رشد اقتصادی می‌شود. همچنین بررسی موضوع حاکی از آن است که انتشار فناوری اطلاعات و ارتباطات از طریق شفافیت بازار، افزایش آگاهی مردم به واسطه دسترسی عموم به اطلاعات بیشتر و در نتیجه پاسخگویی بیشتر دولت در قبال مردم، سبب می‌شود وفور منابع سبب بهبود رشد اقتصادی در گروه کشورهایی که سطح فناوری اطلاعات و ارتباطات پایین است، شود.

واژه‌های کلیدی: رشد اقتصادی، منابع طبیعی، حکمرانی، فناوری اطلاعات و ارتباطات، روش پویای پانل دیتا (DCCE).

طبقه‌بندی JEL: C61، O13، O43.

^۱ این مقاله مستخرج از رساله دکتری نویسنده اول در دانشگاه تبریز است.

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱- مقدمه

یکی از معماهای اقتصاد، نقش و تأثیر وفور منابع و ثروت‌های طبیعی در رسیدن به رشد اقتصادی است. فرض غالب دهه‌های ۱۹۴۰ و ۱۹۵۰ میلادی حاکی از آن بود که کشورهای صاحب منابع، به واسطه منابع خود می‌توانند بر مشکل کمبود پس‌انداز و سرمایه‌گذاری ناکافی فائق آیند. اما از اواخر دهه ۱۹۸۰ میلادی، مطالعات فراوانی این درک سنتی را به چالش کشیدند. ساچز و وارنر^۱ (۱۹۹۵) با بررسی تجربیات مجموعه‌ای از کشورهای دارای منابع طبیعی در دهه‌های ۷۰ و ۸۰ میلادی، دریافتند فراوانی منابع طبیعی یک همبستگی منفی با رشد اقتصادی دارد و با عنوان پدیده نفرین منابع در ادبیات اقتصادی معروف شد. عملکرد اقتصادی ضعیف کشورهای برخوردار از منابع طبیعی منجر شد همواره دو پرسش مهم درباره کندی رشد اقتصادی در کشورهای صاحب منابع طبیعی مطرح است: آیا پدیده نفرین منابع واقعیت دارد؟ و اگر چنین است، چگونه؟ (یاوری و سلمانی^۲، ۱۳۸۴).

بررسی جامع از ادبیات پیشین مرتبط با وفور منابع و رشد اقتصادی دو جنبه مهم را در بردارد. اول؛ وفور منابع سبب تقویت رشد اقتصادی می‌شود (الکسیو و کنراد^۳، ۲۰۰۹؛ کاوالکانتی و همکاران^۴، ۲۰۱۱a و b؛ و اسمیت^۵، ۲۰۱۵). دوم؛ وفور منابع بازدارنده رشد اقتصادی است (ساچز و وارنر، ۱۹۹۵ و ۲۰۰۱؛ گیلفاسون^۶، ۲۰۰۱؛ آرزکی و ون‌درپلگ^۷، ۲۰۰۷ و ون‌درپلگ^۸، ۲۰۱۱). اما این مطالعات و حتی تئوری‌های رشد برون‌زا و درون‌زا با وجود ارائه برخی دیدگاه‌های قوی در خصوص رشد اقتصادی، پاسخ قابل قبولی برای توجیه پدیده نفرین منابع ندارند و حتی کشورهایی که از سرمایه‌های عظیم منابع طبیعی برخوردار هستند عملکرد ضعیفی در رشد اقتصادی داشتند. نورث^۹ (۱۹۹۰) استدلال می‌کند تفاوت رشد اقتصادی مابین کشورها به تفاوت در حکمرانی یا نهادهای کشورها مربوط بوده و رابطه بین وفور منابع و رشد اقتصادی به وضعیت حکمرانی و کیفیت نهادها

¹ Sachs and Warner

² Yavari and Salmani (2005)

³ Alexeev and Conrad

⁴ Cavalcanti et al.

⁵ Smith

⁶ Gylfason

⁷ Arezki and Van der Ploeg

⁸ Van der Ploeg

⁹ North

بستگی دارد (ون‌درپلگ، ۲۰۱۱). به تعبیری وفور منابع زمانی سبب رونق فعالیت‌های اقتصادی می‌شود که نهادهای خوب حاکم باشند و در صورت ضعف نهادهای حاکم، وفور منابع سبب کند شدن رشد اقتصادی می‌شود (باتاچاریا و هودلر^۱، ۲۰۱۰). از دیدگاه اقتصاد سیاسی، ثروت منابع طبیعی، بذر تضاد را بین ذینفعان همچون؛ سیاستمداران، قبایل محلی و شهروندان می‌پاشد و ذینفعان را در دنبال نمودن رانت‌های منابع طبیعی تحریک می‌کند. در چنین مواقعی، حکمرانی، در برقراری ارتباط بین برخورداری از منابع و رونق اقتصادی نقش کلیدی پیدا می‌کند (پورکاظمی محمدی^۲، ۱۳۹۰).

نکته قابل توجه آن است که در دوره حاضر به واسطه رونق فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT^۳) سیاست‌های دولت، عملکرد آن و اطلاعات به سهولت در اختیار عموم قرار می‌گیرد و از این رو میزان فساد و رانت‌جویی به سبب افزایش آگاهی مردم، کاهش می‌یابد. ICT با گسترش اطلاعات و آگاهی‌های مردم، مطالبات افراد را دگرگون کرده و با ابهام‌زدایی از آنها، امکان القا کردن ایده‌آل‌های نخبگان مرجعیت و اقتدار را به عنوان مطالبات حقیقی افراد کاهش داده است (کمالی‌زاده^۴، ۱۳۹۳). با توسعه ICT، اطلاعات بسیاری در اختیار افراد قرار می‌گیرد و شفافیت بیشتر بازار در اقتصاد مطرح خواهد شد (اینسکو^۵، ۲۰۱۳). در نتیجه شفافیت حاصله، افراد انگیزه کمتری برای فساد خواهند داشت و بهبود کیفیت نهادی در نتیجه توسعه ICT به دست خواهد آمد. در واقع این مهم در مقابل پدیده نفرین منابع در جوامعی با کیفیت نهادی ضعیف است که رانت حاصل از منابع، سبب فساد در جامعه شده و منافع حاصل از منابع برای گروهی خاص رقم می‌خورد. از این رو با شفافیت اقتصادی حاصل از توسعه ICT و در نتیجه بهبود کیفیت نهادی، توزیع مجدد منابع و منافع حاصل از منابع برای بهره‌مندی همه سطوح افراد جامعه برقرار خواهد شد و رشد اقتصادی بیشتری را موجب می‌شود (المامون و همکاران^۶، ۲۰۱۷).

بررسی ادبیات این حوزه نشان داد از روش اقتصادسنجی درستی برای مطالعه این رابطه بهره گرفته نشده است چرا که در بررسی رابطه رشد اقتصادی و منابع، با وجود به کارگیری داده‌های سری زمانی طولانی، از تجزیه و تحلیل مدل‌ها با رویکرد اقتصادسنجی ایستا

¹ Bhattacharyya and Hodler

² Pour Kazemi Mohammadi (2012)

³ Information and communication technologies

⁴ Kamalizadeh (2015)

⁵ Ionescu

⁶ Al Mamun et al.

استفاده شده است (مطالعاتی نظیر مورلی و رونر^۱، ۲۰۱۵ و اسمیت، ۲۰۱۵). از سویی دیگر، در نظر گرفتن مسئله بین زمانی در چارچوب رویکرد اقتصادسنجی ایستا امکان پذیر نیست چرا که کشف منابع طبیعی تمام شدنی، به عنوان یک شوک اقتصادی در چرخه اقتصاد کلان مطرح بوده و باید به صورت پویا مطالعه شود و در تجزیه و تحلیل ایستا، امکان بررسی پویایی منابع در توضیح رشد اقتصادی وجود ندارد. همچنین ایده نهادها یا حکمرانی یک مفهوم پویاست و نیازمند مطالعه در چارچوب مدل‌های پویا می‌باشند. در ادبیات و مطالعات پیش از این، در مورد اثر واسطه‌ای ICT بحث نشده است. به این منظور مطالعه حاضر سعی دارد با وارد ساختن متغیرهای مهم و اثرگذار و روش تحقیق مناسب بر این مشکلات فایق آید.

در ادامه مبانی نظری و پیشینه پژوهش ارائه شده و سپس نگاهی به روش‌شناسی پژوهش خواهیم داشت. نتایج از حاصل از برآورد مدل ارائه و به تفسیر نتایج پرداخته می‌شود. نتیجه‌گیری نیز آخرین بحث ارائه شده می‌باشد.

۲- مبانی نظری

ارتباط کیفیت حکمرانی با رشد اقتصادی یک رابطه پیچیده است (آیدت و همکاران^۲، ۲۰۰۸) و مطالعات مختلفی به اهمیت آن در دستیابی به توسعه پایدار اقتصادی و اجتماعی تأکید دارند (دمتریادس و هوک لاو^۳، ۲۰۰۶). استدلال می‌شود نادیده گرفتن نقش حیاتی کیفیت حکمرانی در رشد اقتصادی، برای اقتصادهای غنی از منابع طبیعی و نفت بسیار حائز اهمیت است زیرا منابع طبیعی ممکن است از طریق توزیع ناکارآمدی به رشد اقتصادی ضربه وارد نماید. به عنوان مثال، زمانی که برخی از شرکت‌های خصوصی صاحب نفوذ در دولت، اجازه دریافت می‌کنند تا منابع طبیعی را مدیریت کنند، این امر سبب می‌شود گردش منابع در دست چند نفر قرار گیرد و بخش اعظم جامعه از سهم خود از منافع منابع طبیعی محروم شوند (المامون و همکاران، ۲۰۱۷). آگاهی مردم و نهادهای مردمی از مکانیسم‌های توزیع منافع توسط دولت، از انحراف در توزیع آنها می‌کاهد و پاسخگویی و مسئولیت‌پذیری دولت در مقابل مردم را افزایش می‌دهد. در نتیجه، دولت نیز در صدد برقراری حکمرانی با کیفیت بالاتر خواهد بود. فناوری اطلاعات و ارتباطات به عنوان یکی از ابزارهای در دسترس برای آگاه‌سازی مردم و جامعه از سیاست‌ها و عملکرد

¹ Morelli and Rohner

² Aidt et al.

³ Demetriades and Hook Law

دولت بوده و یکی از پارامترهای مؤثر و یک نیاز برای رشد اقتصادی و توسعه شرایط اجتماعی جوامع به شمار می‌رود (آوگرو^۱، ۲۰۰۳).

در عصر ارتباطات، تأثیر حکمرانی بر رشد اقتصادی می‌تواند تا حد زیادی به توانایی شهروندان در تصمیم‌گیری‌ها و قضاوت‌های آگاهانه درباره اقدامات دولت مرتبط باشد. از این رو دولت‌ها نمی‌توانند به طور کامل مردم را تحت کنترل داشته باشند. علاوه بر این، انتشار تکنولوژی اطلاعات و ارتباطات موج جدیدی از رشد اقتصادی - اجتماعی را به ارمغان آورده است (کوردنا و همکاران^۲، ۲۰۱۳). توسعه ICT سبب بهبود جریان اطلاعات و افزایش سرعت انتقال اطلاعات می‌شود (گورگول و لاج^۳، ۲۰۱۴). همچنین با کاهش هزینه تولید، درجه ناکارآمدی و ناطمینانی را کاهش می‌دهد، بر محدودیت زمانی و مکانی غلبه کرده و فرآیند تولید از حریم ملی می‌گذرد و سطح تولیدات را افزایش می‌دهد. همچنین توسعه ICT باعث شفافیت بیشتر بازار شده و قدرت افراد را در دسترسی به اطلاعات تقویت می‌کند و از این رو کیفیت تصمیم‌گیری عاملین اقتصادی را بهبود می‌بخشد (داس و همکاران^۴، ۲۰۱۶). همچنین رشد سریع تولید ICT، از طریق افزایش بهره‌وری نیروی کار و بهره‌وری کل سبب افزایش رشد اقتصادی خواهد شد (صلاح‌الدین و عالم^۵، ۲۰۱۶). تأثیر مهم دیگر گسترش ICT، کاهش قابل توجه فساد از طریق ایجاد دولت الکترونیک است (اینسکو، ۲۰۱۳). چرا که با ایجاد فرآیندهای قانونی الکترونیکی که قابل مشاهده و پیگیری از سوی افراد جامعه است، امکان تخلف و فساد را کاهش داده و یا از بین می‌برد (لیو و همکاران^۶، ۲۰۱۱). علاوه بر این، گسترش استفاده و بهره‌گیری از ICT موجب بهبود رفتار شهروندی افراد و مسئولان در کشورهایی که منابع طبیعی به درستی توزیع نمی‌شوند، می‌گردد. چرا که رفتار آنان به سهولت قابل پیگیری از سوی مردم است. در کشورهایی غنی از منابع که احتمال انحراف در توزیع آن‌ها همواره وجود دارد، پیگیری مردم از مسئولین در خصوص ثروت‌های منابع طبیعی با استفاده از فناوری‌ها و امکانات حاصل از گسترش ICT در جامعه فراهم شده و برقراری حکمرانی

¹ Avgerou

² Cardona et al.

³ Gurgul and Lach

⁴ Das et al.

⁵ Salahuddin and Alam

⁶ Lio et al.

بهتر را در راستای تحقق اهداف رشد و توسعه اقتصادی فراهم می‌سازد (المامون و همکاران، ۲۰۱۷).

۳- پیشینه پژوهش

مطالعاتی نظیر مطالعات ساچز و وارنر در سال‌های ۱۹۹۵ و ۲۰۰۱، بولت و همکاران^۱ (۲۰۰۵)، ایمی و اوچیما^۲ (۲۰۰۵)، ویلیامز^۳ (۲۰۱۱)، اثر رونق و وفور منابع طبیعی را بر رشد اقتصادی مورد مطالعه قرار دادند و به این نتیجه دست یافتند که در حالت کلی منابع طبیعی سبب کند شدن رشد اقتصادی در کشورهای مورد مطالعه، شده است. مهلوم و همکاران^۴ (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای به بررسی نهادها و نفرین منابع پرداختند. نتیجه مطالعه حاکی از آن بود که کیفیت نهادها تعیین‌کننده رخداد نفرین منابع هستند. کشورهای غنی از منابع طبیعی هم بازندگان و هم برندگان رشد اقتصادی هستند و دلیل آن تفاوت در کیفیت نهادهاست. به گونه‌ای که با وجود نهادهای ضعیف، منابع طبیعی بر درآمد کل به سمت پایین فشار وارد می‌کند و چنانچه نهادها دارای کیفیت بالایی باشند منابع بیشتر، سبب افزایش درآمد می‌شوند. کواکانتی و همکاران (b و ۲۰۱۱a)، به این نتیجه دست یافتند که وفور منابع در کوتاه‌مدت سبب افزایش رشد اقتصادی شده و اثر مثبتی بر سطح درآمدی داشته است. نتایج مطالعات ون‌درپلگ (۲۰۱۱)، محدث و پسران^۵ (۲۰۱۳) و المامون و همکاران (۲۰۱۷) تاییدکننده نتیجه مطالعات مهلوم و همکاران (۲۰۰۶) و کواکانتی و همکاران (b و ۲۰۱۱a) بوده و نشان دادند مدیریت صحیح درآمدهای نفتی با حکمرانی خوب، آنها را به یک برکت و رحمت تبدیل کرده و در عدم حضور حکمرانی خوب، پدیده نفرین منابع رخ می‌دهد.

یاوری و سلمانی (۱۳۸۴) و بهبودی و همکاران^۶ (۱۳۹۱) با مطالعه تأثیر وفور منابع طبیعی بر رشد اقتصادی، به این نتیجه دست یافتند که پدیده نفرین منابع در کشورهای مورد مطالعه صادق است. نتیجه بررسی شاه‌آبادی و صادقی^۷ (۱۳۹۴) نشان داد در گروه کشورهای مورد بررسی در تحقیق وفور منابع طبیعی اثر مثبت و معناداری بر تولید

¹ Bulte et al.

² Iimi and Ojima

³ Williams

⁴ Mehlum et al.

⁵ Mohaddes and Pesaran

⁶ Behboudi et al. (2012)

⁷ Shahabadi and Sadeghi (2015)

ناخالص داخلی سرانه داشته است. نتایج مطالعات مهرآرا و کیخا^۱ (۱۳۸۷)، غیاثوند و صبوری^۲ (۱۳۹۰)، عبادی و نیکونسبتی^۳ (۱۳۹۱) و متفکرآزاد و ممی‌پور^۴ (۱۳۹۳) نشان دادند در کشورهایی با نهادهای خوب، درآمدهای نفتی یک موهبت بوده است، ولی در کشورهایی با نهادهای ضعیف این منابع تبدیل به نفرین شده و منجر به کاهش رشد اقتصادی این کشورها می‌شود. در حقیقت، نتایج بیانگر آن بودند که کشورهای برخوردار از منابع غنی فی‌النفسه و به واسطه دارا بودن منابع طبیعی با پدیده نفرین منابع مواجه نمی‌گردند بلکه ساختار نهادی آنها نعمت یا بلا بودن آن را رقم می‌زند. نتایج مطالعات پیشین بیان می‌کنند اثر حکمرانی نقش غالبی بر رشد اقتصادی داشته و نعمت یا نعمت بودن منابع باید با بررسی نقش حکمرانی همراه باشد. همچنین نتایج مطالعات به روش‌های اقتصادسنجی مورد استفاده بسیار حساس بوده و از این رو نظر قطعی مگر با مطالعه موردی نمی‌توان صادر کرد.

۴- روش‌شناسی پژوهش

الگوی موردنظر تحقیق به صورت یک معادله پانلی است. در اقتصادسنجی داده‌های پانل، در حالت کلی فرض بر آن است که داده‌های مورد استفاده، استقلال مقطعی دارند (گل‌خندان^۵، ۱۳۹۴). اما براساس نظریه‌های اقتصادی ممکن است نحوه رفتار عاملان اقتصادی منجر به یک نوع وابستگی بین آنها شود (هشیائو^۶، ۲۰۰۳). بنابراین نخستین مرحله در اقتصادسنجی داده‌های پانلی پیش از انجام هر آزمونی، تشخیص وابستگی یا استقلال مقطعی است. آزمون‌های متعددی جهت تشخیص وابستگی مقطعی ارائه شده‌اند که آزمون CD^y پسران^۸ (۲۰۰۴) توضیح داده شده است. این آزمون برای پانل‌های متوازن و نامتوازن قابل اجرا بوده و برای ابعاد مقطعی^۹ (N) بزرگ و ابعاد زمانی^{۱۰} (T) کوچک نتایج قابل اعتمادی ارائه می‌نماید و نسبت به وقوع یک یا چند شکست ساختاری در ضرایب

¹ Mehrara and Keikha (2009)

² Ghiasvand and Saboori (2011)

³ Ebadi and Nikoonesbati (2013)

⁴ Motafakker Azad and Mamipour (2014)

⁵ Golkhandan (2015)

⁶ Hsiao

⁷ Cross-sectional Dependence (CD) test

⁸ Pesaran

⁹ Cross-section dimension

¹⁰ Time dimension

رگرسیون هر واحد مقطعی مقاوم^۱ می‌باشد. آماره این آزمون برای رگرسیون هر واحد مقطعی زیر، براساس میانگین وزنی ضرایب همبستگی بین هر جفت از جملات اخلاص ارائه می‌شود:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (۱)$$

که در آن i نشان‌دهنده بعد مقطعی و t نشان‌دهنده بعد زمانی داده‌های پانل، x_{it} بردار $k \times 1$ بعدی از متغیرهای توضیحی است که می‌تواند شامل وقفه‌های متغیرهای برونزا y_{it} نیز باشد. برآورد ساده‌ای از میزان همبستگی بین جملات اخلاص α_i م و زام در زمان t انجام گرفته و بر این اساس، آماره CD پسران برای بررسی وجود وابستگی مقطعی به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$CD = \sqrt{2T/N(N-1)} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \rightarrow N(0,1) \quad (۲)$$

فرض صفر آزمون دلالت بر عدم وابستگی مقطعی دارد. چنانچه قدر مطلق آماره محاسباتی CD از ۱/۹۶ بیشتر باشد، فرض صفر آزمون رد شده و وجود وابستگی مقطعی در داده‌های مورد مطالعه نمی‌تواند رد شود (پسران، ۲۰۰۴).

هرگاه وابستگی مقطعی در داده‌های پانل تأیید گردد، استفاده از روش‌های مرسوم ریشه واحد پانلی نظیر آزمون لوین، لین و چو^۲ (LLC)، ایم، پسران و شین^۳ (IPS) و ... احتمال وقوع نتایج ریشه واحد کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل آزمون‌های ریشه واحد پانلی متعددی با وجود وابستگی مقطعی پیشنهاد شده است که آزمون ریشه واحد CIPS^۴ از آن جمله است. پسران (۲۰۰۷) با تبدیل آزمون‌های IPS و ADF^۵ با در نظر گرفتن وابستگی مقطعی، آماره آزمون برای بررسی وجود یا فقدان ریشه واحد پیشنهاد داده است که به آزمون CIPS پسران معروف است. آماره این آزمون به صورت زیر است:

$$CIPS(N, T) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tau_i(N, T) \quad (۳)$$

که در آن τ_i آماره الگوی CADF^۶ (آماره آزمون ریشه واحد ADF تعمیم‌یافته به صورت مقطعی) برای هر مقطع انفرادی در پانل می‌باشد. مقدار آماره (۳) با مقادیر بحرانی

^۱ Robust

^۲ Levin, Lin and Chu (LLC)

^۳ Im, Pesaran and Shin (IPS)

^۴ Cross-sectional augmented IPS test

^۵ Augmented Dickey-Fuller

^۶ Cross-sectionally Augmented Dickey-Fuller (CADF)

محاسبه شده توسط پسران مقایسه و در صورت بزرگ‌تر بودن این آماره از مقادیر بحرانی، فرضیه صفر (نامانا بودن متغیر) رد و مانایی متغیر مورد پذیرش قرار خواهد گرفت. برای انتخاب بهترین روش تخمینی برای برآورد مدل، لازم است فروض روش‌های تخمینی مورد بررسی قرار گیرد که از جمله این شروط ناهمگنی پانل و وابستگی بین مقاطع است. عدم بررسی فروض سبب استفاده از روش‌های نامناسب شده و در نتیجه نتایج تورش‌دار یا ناسازگاری ارائه خواهند شد که اعتبار لازم برای تفسیر را ندارند. شرطی که در ابتدا برای تخمین مدل باید مدنظر باشد، ناهمگنی پانل است یعنی ضرایب شیب یکسان نیستند. برای برآورد مدل با فرض ناهمگنی ضرایب، پسران و اسمیت^۱ (۱۹۹۵) برآوردگر میانگین گروهی (MG^2) را پیشنهاد دادند. در این روش، مدل به طور جداگانه برای هر گروه برازش شده و میانگین حسابی ساده‌ای از ضرایب محاسبه شود. با این برآوردگر، عرض از مبدأها، ضرایب شیب و واریانس‌ها امکان تغییر در همه گروه‌ها را دارند. آنها نشان دادند که تخمین‌زن‌های میانگین گروهی به صورت مجانبی برای N و T بزرگ، نرمال، سازگار و بدون تورش هستند. پسران و همکاران^۳ (۱۹۹۹) علاوه بر روش میانگین گروهی، برآوردگر میانگین گروهی ادغام شده یا تلفیقی (PMG^4) را نیز ارائه دادند. برآوردگر میانگین گروهی انباشته اجازه تغییر عرض از مبدأ، ضرایب کوتاه‌مدت و واریانس خطاها در میان گروه‌ها را می‌دهد (همانند برآوردگر میانگین گروهی (MG)) اما قیدی را بر ضرایب بلندمدت اعمال می‌کند که در بین گروه‌ها یکسان باشند (مانند برآوردگر اثرات ثابت). در یک نتیجه‌گیری می‌توان گفت، در نظرگیری ناهمگنی در شیب ضرایب میان واحدهای پانلی سبب گسترش روش‌های MG و PMG شد اما این تخمین‌زن‌ها در صورت وجود وابستگی مقطعی در داده‌ها که با عنوان عوامل یا شوک مشترک شناخته شده است، ناسازگار هستند. عوامل مشترک مشاهده نشده در داده‌های پانلی نیز می‌تواند منجر به همبستگی در باقیمانده‌های واحدهای پانلی و همچنین همبستگی میان باقیمانده‌ها و رگرورها شود. فارغ از عدم همبستگی، می‌تواند سبب تورش در ضرایب و استنتاجات نامعتبری شود (نال^۵، ۲۰۱۵).

¹ Pesaran and Smith

² Mean Group (MG)

³ Pesaran et al.

⁴ Pooled Mean Group (PMG)

⁵ Neal

در ادامه، بحث دوم در خصوص فروض مهم برای انتخاب بهترین روش برای برآورد مدل، فرض وابستگی مقاطع است. برای $N > 1$ روش استاندارد پانل دیتا با وجود وابستگی مقاطع، معادلات به ظاهر نامرتب (SURE¹) بوده که اجازه می‌دهد کوواریانس خطاها به طور همزمان تخمین زده شوند و برای نمونه‌هایی با حجم مقاطع کم ($N < 10$) و بعد زمانی زیاد کاربرد دارد (پسران، ۲۰۰۶). اما زمانی که N دارای اندازه‌ای برابر با T باشد، استفاده از این روش عملی نیست و همچنین این روش تغییرات زمانی را در مدل مورد ملاحظه قرار نمی‌دهد. نکته‌ای دیگر در مورد این روش که باید مدنظر باشد عدم در نظرگیری فرض ناهمگنی پانلی در این روش تخمینی است.

وجود دو مشکل وابستگی مقاطع و ناهمگنی پانلی سبب گسترش برآوردگرهای پانلی دیگر جهت رفع آنها شد از جمله می‌توان به برآوردگرهای اثرات همبسته مشترک (CCE²)، اثرات همبسته مشترک ادغام شده یا تلفیقی (CCEP³)، اثرات همبسته مشترک میانگین گروهی (CCEMG⁴) اشاره کرد. روش اثرات همبسته مشترک (CCE) و سایر روش‌های تخمینی برای مدل‌های ایستای پانلی با رگرسورهای برونزای اکید کاربرد دارند. چودیک و پسران⁵ (۲۰۱۵) براساس روش ارائه شده پسران (۲۰۰۶)، مدل پانلی ناهمگن پویایی را با ویژگی‌های حضور وقفه‌ای از متغیر وابسته، وجود رگرسورهای برونزای ضعیف و اجازه تغییر شیب ضرایب در میان مقاطع مدل‌های خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی پانلی، گسترش دادند. در این روش، اثرات بلندمدت براساس تخمینی از ضرایب کوتاه‌مدت به دست می‌آیند، صرف نظر از اینکه رگرسورها اکیداً برونزا بوده و متغیرها ایستا از درجه یک یا صفر باشند، تخمین‌های بلندمدت سازگار می‌باشند. برای توضیح روش، ابتدا معادله‌ای با ضرایب ناهمگن براساس روش CCE پسران (۲۰۰۶) در نظر گرفته می‌شود:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i x_{i,t} + u_{i,t} \quad , \quad u_{i,t} = \gamma_i f_t + e_{i,t} \quad (4)$$

در معادله حاضر $y_{i,t}$ متغیر وابسته، $x_{i,t}$ برداری $1 \times k$ بعدی از متغیرهای توضیحی، $u_{i,t}$ جزء خطای idiosyncratic، f_t عوامل مشترک غیرقابل مشاهده، γ_i بار عاملی⁶ ناهمگن، i

¹ *Seemingly Unrelated Regression Equations (SURE)*

² *Common Correlated Effects (CCE)*

³ *Pooled common correlated effects (CCEP)*

⁴ *Mean group common correlated effects (CCEMG)*

⁵ *Chudik and Pesaran*

⁶ *Factor loading*

نشان‌دهنده بعد مقطعی و t نشان‌دهنده بعد زمانی داده‌های پانل می‌باشند. پسران (۲۰۰۶) بیان می‌کند روش CCE قادر به برآورد مدل با ضرایب سازگار با میانگین مقطعی \bar{x}_t و با فرض برونزای اکید بودن x_{it} است. این روش تخمین، برآوردهای سازگاری برای مدل‌های ایستا ارائه می‌کند (چودیک و پسران، ۲۰۱۵). برای بررسی پویایی، معادله به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \lambda_i y_{i,t-1} + \beta_i x_{i,t} + u_{i,t} \quad (5)$$

در معادله حاضر $y_{i,t-1}$ وقفه متغیر وابسته می‌باشد. با حضور وقفه‌ای از متغیر وابسته به عنوان متغیر توضیحی، فرض وابستگی مقطعی ضعیف برای $u_{i,t}$ و همچنین اکیداً برونزا نبودن وقفه‌های متغیر وابسته، برآوردها ناسازگار خواهند بود. از این رو برای دستیابی به برآوردهای سازگار، تعداد $\sqrt[3]{T}$ وقفه از میانگین‌های واحدهای مقطعی به معادله (۵) اضافه می‌شود و معادله زیر را خواهیم داشت:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \lambda_i y_{i,t-1} + \beta_i x_{i,t} + \sum_{l=0}^{PT} \delta_{i,l} \bar{z}_{t-1} + e_{i,t} \quad (6)$$

تعداد وقفه‌ها با PT معرفی شده و \bar{x}_t و \bar{y}_{t-1} میانگین واحدهای مقطعی برای x و y بوده و در معادله (۶) با $\bar{z}_t = (\bar{y}_{t-1}, \bar{x}_t)$ نشان داده شده‌اند. با تعریف λ_i و β_i (ضرایب مدل) به صورت $\pi_i = (\lambda_i, \beta_i)$ ، برآوردها میانگین گروهی به صورت $\hat{\pi}_{MG} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\pi}_i$ تعریف می‌شود. تحت شرایطی نظیر $\infty \Rightarrow (N, T, PT)$ و رتبه کامل بارهای عاملی، $\hat{\pi}_{MG}$ و $\hat{\pi}_i$ سازگار هستند. برآوردها میانگین گروهی ادغام شده یا تلفیقی (PMG) با در نظرگیری همگنی بلندمدت و ناهمگنی در کوتاه‌مدت قابل تخمین است. از این رو مدل به صورت مدل تصحیح خطا به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\Delta y_{i,t} = \phi_i (y_{i,t-1} + \theta_{1,i} x_{i,t}) + \delta_{0,i} + \delta_{1,i} \Delta x_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (7)$$

در معادله حاضر ϕ_i سرعت تصحیح خطا، θ و δ نیز به ترتیب نشان‌دهنده ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت هستند و برآوردها میانگین گروهی کوتاه‌مدت به صورت $\hat{\delta}_{MG} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\delta}_i$ تعریف می‌شود. قابل ذکر است، برآوردهای محاسبه شده به شیوه MG و PMG زمانی که ابعاد N و T بزرگ باشند، سازگار بوده و مشکل تورش ممکن است فقط در نمونه‌های کوچک در پانل‌های ناهمگن پویا رخ دهد. برای حل این مشکل نیز، چودیک

و پسران (۲۰۱۶) از تعدیل میانگین بازگشتی^۱ و برآوردگر جک‌نایف نیمه پانل^۲ استفاده می‌کنند. برآوردگرهای میانگین گروهی تحت این شرایط به صورت زیر ارائه می‌شوند:

$$\hat{\pi}_{MG} = 2\hat{\pi}_{MG} - \frac{1}{2}(\hat{\pi}_{MG}^a + \hat{\pi}_{MG}^b) \quad \tilde{\omega}_{it} = \omega_{it} - \frac{1}{t-1} \sum_{s=1}^{t-1} \omega_{is} \quad (۸)$$

جائیکه $\omega_{it} = (y_{it}, x_{it})$ است و $\hat{\pi}_{MG}^a$ و $\hat{\pi}_{MG}^b$ اشاره به تخمین میانگین گروهی از نیمه اول و دوم پانل دارد.

ویژگی‌ها و مزیت‌های این روش به این صورت قابل خلاصه می‌باشد: (۱) این روش نسبت به ریشه واحدهای ممکن در رگرسورها و/یا عوامل، مقاوم است؛ (۲) صرف نظر از اینکه ضرایب کوتاه‌مدت و/یا بلندمدت همگن یا ناهمگن باشند، قابل کاربرد است؛ (۳) به درجه دلخواه از همبستگی سریالی ε_{it} و f_t مقاوم است؛ (۴) نیازی به دانستن تعداد عوامل مشترک مشاهده نشده وجود ندارد؛ (۵) نتایج تحت وابستگی مقطعی ضعیف در اجزای اخلال idiosyncratic معتبر است؛ (۶) نیازی به تصریح مرتبه‌های وقفه فردی P_{xi} و P_{yi} نیست و (۷) به شکست‌های ممکن در اجزا اخلال نیز مقاوم است (چودیک و پسران، ۲۰۱۵). (ARDL^۳)

۵- مدل و نتایج برآورد

۵-۱- مدل برآوردی

برای توضیح ارتباط منابع طبیعی (نفت) و کیفیت حکمرانی و فناوری اطلاعات و ارتباطات با رشد اقتصادی، مدل رشد اقتصادی سولو تحت چارچوب نئوکلاسیک و تابع تولید کاب داگلاس مدنظر بوده است^۴. بر طبق روش معرفی شده DCCE در بخش قبل، مدل‌های ذیل جهت بررسی سه فرضیه و رابطه بین منابع طبیعی و رشد اقتصادی، حکمرانی و رشد اقتصادی و فناوری اطلاعات و ارتباطات با رشد اقتصادی ارائه می‌شوند:

^۱ Recursive mean rdjustment

^۲ Half-panel jackknife

^۳ Autoregressive distributed lag

^۴ برای مطالعه بیشتر مراجعه شود به (Demetriades and Hook Law (2004)؛ Cavalcanti et al (2011a and b)؛ Al Mamun et al (2017).

$$\begin{aligned}
\Delta \ln \text{GDPC}_{i,t} = & \mu_i + \varphi_i \ln \text{GDPC}_{i,t-1} + \lambda_1 \text{FCF}_{i,t-1} + \lambda_2 \text{GOV}_{i,t-1} \\
& + \lambda_3 \text{PG}_{i,t-1} + \lambda_4 \text{OilRent}_{i,t-1} \\
& + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j^i (\Delta \ln \text{GDPC}_i)_{t-j} \\
& + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{1j}^i \Delta \text{FCF}_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{2j}^i \Delta \text{GOV}_{i,t-j} \\
& + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{3j}^i \Delta \text{PG}_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{4j}^i \Delta \text{OilRent}_{i,t-j} \\
& + \varepsilon_{i,t}
\end{aligned} \tag{۱۱}$$

$$\begin{aligned}
\Delta \ln \text{GDPC}_{i,t} = & \mu_i + \varphi_i \ln \text{GDPC}_{i,t-1} + \lambda_1 \text{FCF}_{i,t-1} + \lambda_2 \text{GOV}_{i,t-1} \\
& + \lambda_3 \text{PG}_{i,t-1} + \lambda_4 \text{OilRent}_{i,t-1} + \lambda_5 \text{QOG}_{i,t-1} \\
& + \lambda_6 (\text{OilRent}_{i,t-1} * \text{QOG}_{i,t-1}) \\
& + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j^i (\Delta \ln \text{GDPC}_i)_{t-j} \\
& + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{1j}^i \Delta \text{FCF}_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{2j}^i \Delta \text{GOV}_{i,t-j} \\
& + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{3j}^i \Delta \text{PG}_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{4j}^i \Delta \text{OilRent}_{i,t-j} \\
& + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{5j}^i \Delta \text{QOG}_{i,t-1} \\
& + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{6j}^i \Delta (\text{OilRent}_{i,t-1} * \text{QOG}_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t}
\end{aligned} \tag{۱۲}$$

$$\begin{aligned}
\Delta \ln \text{GDPC}_{i,t} = & \mu_i + \varphi_i \ln \text{GDPC}_{i,t-1} + \lambda_1 \text{FCF}_{i,t-1} + \lambda_2 \text{GOV}_{i,t-1} \\
& + \lambda_3 \text{PG}_{i,t-1} + \lambda_4 \text{OilRent}_{i,t-1} + \lambda_5 \text{ICT}_{i,t-1} \\
& + \lambda_6 (\text{OilRent}_{i,t-1} * \text{ICT}_{i,t-1}) \\
& + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j^i (\Delta \ln \text{GDPC}_i)_{t-j} \\
& + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{1j}^i \Delta \text{FCF}_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{2j}^i \Delta \text{GOV}_{i,t-j} \\
& + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{3j}^i \Delta \text{PG}_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{4j}^i \Delta \text{OilRent}_{i,t-j} \\
& + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{5j}^i \Delta \text{ICT}_{i,t-1} \\
& + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{6j}^i \Delta (\text{OilRent}_{i,t-1} * \text{ICT}_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t}
\end{aligned} \tag{۱۳}$$

مدل تحقیقی پانل دیتا شامل متغیرهای زیر است: لگاریتم متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت پایه سال ۲۰۰۵ به دلار آمریکا، به عنوان متغیر وابسته (LGDP) ^۱ و متغیرهای هزینه‌های دولت به عنوان درصدی از GDP (GOV)، تشکیل سرمایه ثابت به عنوان درصدی از GDP (FCF)، درآمد نفتی به عنوان درصدی از GDP (Oil Rent)، کیفیت حکمرانی (QOG)، رشد جمعیت (PG) و شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات (ترکیب متغیرهای کاربران اینترنت و مشترکین تلفن همراه) (ICT)، متغیرهای توضیحی در مدل هستند. همچنین ضریب تعاملی ^۲ یا ضریب اثرات متقابل که به عنوان یک متغیر توضیحی در مدل‌ها برای سنجش اثر متقابل عواملی مانند کیفیت نهادی و فناوری اطلاعات و ارتباطات بر اثر منابع طبیعی و به تبع آن بر رشد اقتصادی استفاده می‌شوند. این ضریب از سوی ملهوم و دیگران (۲۰۰۶) و کولستاد ^۳ (۲۰۰۹) مورد استفاده قرار گرفته است.

متغیر کیفیت حکمرانی شامل سه شاخص فساد^۴، قانون و نظم^۵ و کیفیت اداری^۶ است (چارون و همکاران^۷، ۲۰۱۰). بنابراین کیفیت حکمرانی به ویژگی‌های اصلی از کیفیت حکومت نظیر کیفیت اداری و فساد اداری و همچنین اقدامات وسیع‌تر نظیر حاکمیت قانون اشاره دارد. اندازه این متغیر نیز از صفر تا ۱ می‌باشد بدین صورت که ۱ بالاترین مقدار کیفیت نهادی مطلوب و صفر حداقل امتیاز و نشان‌دهنده بدترین کیفیت نهادی است.

روند تغییرات متغیرهای مورد مطالعه در نمونه مورد بررسی در نمودارهای زیر ارائه می‌گردد.

^۱ مقالاتی نظیر Cavalcanti et al (2011a and b) و Al Mamun et al (2017) از این متغیر به عنوان پروکسی مناسب برای رشد اقتصادی استفاده کرده‌اند.

^۲ Interaction Term

^۳ Kolstad

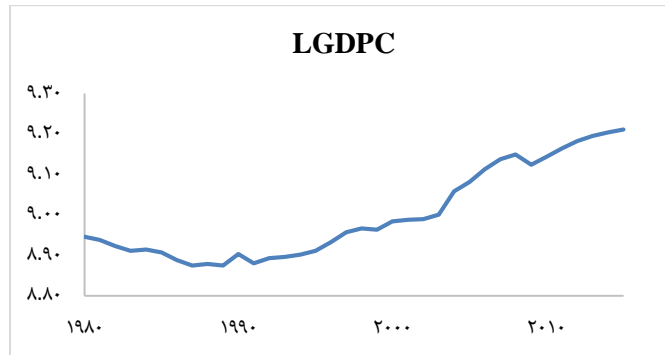
توضیحات: کشورهایی که با a مشخص شده‌اند، عضو سازمان کشورهای صادرکننده نفت (اوپک) می‌باشند.

^۴ Corruption

^۵ Law and Order

^۶ Bureaucracy Quality

^۷ Charron et al.

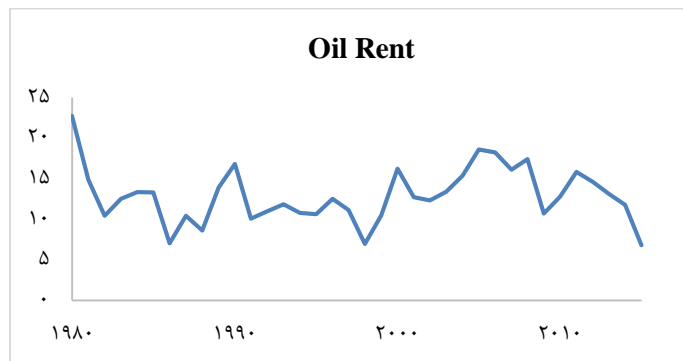


نمودار (۱): روند تغییرات لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه در بازه زمانی ۲۰۱۵-۱۹۸۰

۱۹۸۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

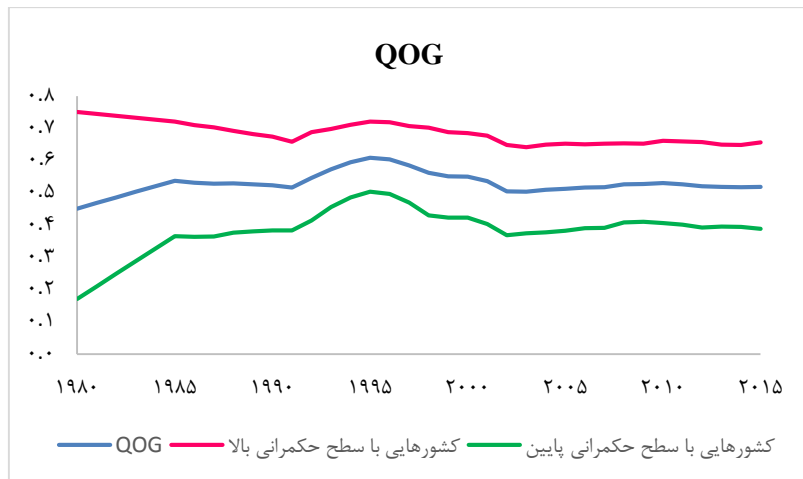
نمودار ۱، حاکی از روند نزولی تغییرات لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه در دهه ۱۹۸۰ میلادی برای نمونه کشورهای مورد مطالعه بوده و روند این متغیر از دهه ۱۹۹۰ به بعد افزایشی بوده است.



نمودار (۲): روند تغییرات درآمد نفتی در بازه زمانی ۲۰۱۵-۱۹۸۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

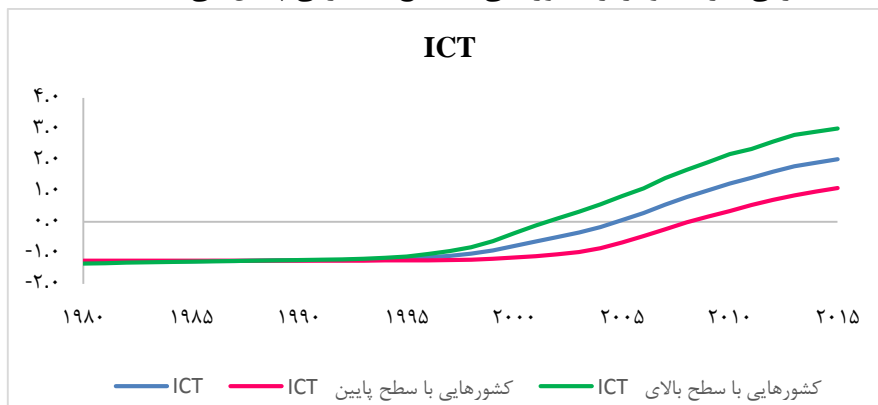
نمودار ۲، روند درآمدهای نفتی به عنوان درصدی از GDP را نشان می‌دهد. نمودار فوق روندی از افزایش و کاهش در درآمدهای نفتی را نشان می‌دهد که به دلایل مختلف همچون تغییر در میزان عرضه و تقاضای نفت، قیمت آن و دلایل دیگر صورت گرفته است.



نمودار (۳): روند تغییرات کیفیت حکمرانی در بازه زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۵

منبع: یافته‌های پژوهش.

تغییرات سطح کیفیت حکمرانی برای کشورهای نمونه مورد بررسی، کشورهای با سطح بالا و پایین کیفیت حکمرانی در نمودار ۳ به تصویر کشیده شده است. نکته جالب توجه آن است که از اختلاف فاحش بین کیفیت حکمرانی بین دو گروه کشوری یعنی کشورهای با حکمرانی ضعیف و قوی در ابتدای دوره مورد بررسی یعنی سال ۱۹۸۰ به تدریج کاسته شده و در پایان دوره مورد بررسی شاخص کیفیت حکمرانی برای کشورهای با کیفیت بالای حکمرانی تقریباً دو برابر کشورهای با سطح حکمرانی پایین می‌باشد.



نمودار (۴): روند تغییرات ICT در بازه زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۵

منبع: یافته‌های پژوهش.

نمودار ۴ روند تغییرات میانگین انتشار فناوری اطلاعات و ارتباطات را نشان می‌دهد. آنچه از نمودار و تغییرات داده‌ها قابل رویت می‌باشد آن است که شروع تغییرات این متغیر از

اواسط دهه ۱۹۹۰ میلادی بوده و روند رو به رشد آن در کشورهای با سطح بالای ICT تقریباً بیش از دو برابر کشورهای با سطح پایین ICT در نمونه مورد بررسی می‌باشد. نمونه آماری شامل ۳۱ کشور، الجزایر^۱، اکوادور^۱، نیجریه^۱، انگلیس، آرژانتین، مصر، نروژ، آمریکا، بحرین، گابون، عمان، عراق^۱، بولیوی، اندونزی^۱، قطر^۱، روسیه، برونی، ایران^۱، عربستان سعودی^۱، کامرون، ونزوئلا^۱، سوریه، کانادا، کویت^۱، ترینیداد و توباگو، کلمبیا، مالزی، تونس، کنگو، مکزیک و امارات متحده عربی^۱، به عنوان کشورهای غنی از منابع نفت می‌باشند. داده‌ها برای بازه زمانی ۲۰۱۵-۱۹۸۰ انتخاب شده‌اند و به غیر از داده مربوط به کیفیت حکمرانی که از سایت ICRG^۱ بهره گرفته شده است، از سایت بانک جهانی^۲ می‌باشند.

۵-۲- نتایج برآوردی

در ابتدای کار و برای تشخیص وابستگی یا استقلال مقطعی بین داده‌های مورد استفاده از آزمون پسران استفاده شده که نتایج در جدول (۱) گزارش شده‌اند. آماره محاسباتی، بیانگر رد فرضیه صفر بوده و نشان می‌دهد مشکل وابستگی مقاطع وجود دارد. با توجه به اثبات وجود وابستگی مقطعی، از آزمون CIPS برای تشخیص وجود یا عدم وجود ریشه واحد استفاده می‌شود. نتایج به دست آمده، نشان می‌دهند به غیر از لگاریتم متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه که با یک‌بار تفاضل‌گیری ماناست، سایر متغیرها در سطح مانا می‌باشند. از این رو و براساس نتایج آزمون ریشه واحد و آزمون وابستگی مقطعی از روش تخمینی DCCE به منظور رفع این مشکلات و برآورد مدل‌ها انتخاب شود.

جدول (۱): آماره آزمون وابستگی مقطعی CD و آزمون ریشه واحد CIPS

آزمون ریشه واحد CIPS		آزمون وابستگی مقطعی CD		متغیرها
CIPS (1 st Difference)	CIPS (Level)	ρ	CD- test	
-۷/۵۲۲ ^a	-۰/۴۸۲	۰/۵۹۳	۳۲/۸۲ ^a	LGDP
-۱۲/۲۱۰ ^a	-۲/۹۵۹ ^a	۰/۳۴۹	۷/۷۱ ^a	GOV
-۱۲۳/۴۳۶ ^a	-۳/۳۵۵ ^a	۰/۳۱۲	۱۲/۸۶ ^a	FCF
-۱۵/۵۱۸ ^a	-۳/۲۷۷ ^a	۰/۴۷۰	۵۲/۸۳ ^a	OIL RENT
-۱۶/۰۳۴ ^a	-۹/۱۹۴ ^a	۰/۵۰۸	۲۸/۴۳ ^a	POPG
-۱۰/۵۳۲ ^a	-۲/۴۰۰ ^a	۰/۴۵۳	۱۱/۷۹ ^a	QOG
-۲/۸۹۶ ^a	-۳/۲۶۷ ^a	۰/۹۴۷	۱۲۲/۵۷ ^a	ICT

- علامت a نشانگر معناداری در سطوح ۱٪ می‌باشد.

منبع: یافته‌های پژوهش

¹ International Country Risk Guide (ICRG) (www.prsgroup.com)

² World Development Indicators / World Data bank / <http://databank.worldbank.org/>

نتایج برآوردها مدل‌ها در جداول ۲ و ۳ گزارش شده‌اند. با توجه به فرضیات مطرح شده در مقاله، در اولین گام به بررسی این موضوع پرداخته می‌شود که آیا منابع طبیعی، به ویژه نفت با رشد اقتصادی رابطه‌ای مثبت دارد یا منفی. نتایج ارائه شده در جدول ۲ و نتایج برآوردی حاصل از مدل اصلی نشان می‌دهد که درآمدهای نفت با رشد اقتصادی رابطه مثبت و معناداری دارد و در کشورهای مورد مطالعه و دوره زمانی مورد بررسی، مطالعه رابطه منابع طبیعی و رشد اقتصادی صرف نظر از ورود سایر متغیرهای تأثیرگذار (نظیر حکمرانی و فناوری ارتباطات و اطلاعات) فی‌المنفسه مثبت بوده و پدیده نفرین منابع مشاهده نمی‌شود. این یافته با نتایج برخی از مطالعات برجسته نظیر الکسیو و کنراد، (۲۰۰۹)، کاولکانتی و همکاران (b و ۲۰۱۱a) و اسمیت (۲۰۱۵) همخوانی دارد که نشان می‌دهد فراوانی منابع رشد اقتصادی را تقویت می‌کند.

مدل بعدی به بررسی اثر منابع طبیعی با وارد ساختن متغیر کیفیت حکمرانی بر رشد اقتصادی می‌پردازد. برآوردها نشان می‌دهند کیفیت حکمرانی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی خواهد داشت. ضریب کیفیت حکومت در بلندمدت و کوتاه‌مدت مثبت و معنادار می‌باشد. نگاهی دقیق‌تر به ضرایب نشان می‌دهد که کیفیت حکمرانی، مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی برای کشورهای نمونه هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت است. این نتیجه با نتایج مطالعات پیشین مانند دمتریادس و لاو (۲۰۰۶)، کاولکانتی و همکاران (b و ۲۰۱۱a) و المامون و همکاران (۲۰۱۷) همخوانی دارد. برای بررسی دقیق‌تر موضوع، نمونه کشورها به دو گروه کشوری با حکمرانی ضعیف و قوی تقسیم‌بندی می‌شوند. بر طبق مقاله المامون و همکاران (۲۰۱۷)، تقسیم‌بندی کشورها، براساس مقایسه میانگین داده متغیر حکمرانی یک کشور برای دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۸۰ با میانگین آن متغیر برای کل کشورها در دوره زمانی مذکور انجام می‌پذیرد. کشوری که میانگین داده حکمرانی آن بالاتر از میانگین داده حکمرانی برای کل کشورهای نمونه در دوره زمانی مدنظر باشد، در گروه کشورهایی با سطح بالاتر حکمرانی دسته‌بندی گردیده و در غیر اینصورت در زیرگروه کشورهایی با حکمرانی پایین قرار گرفته است. در جدول (۱) پیوست مقاله، طبقه‌بندی کشورها به زیرگروه‌های حکمرانی بالا و پایین گزارش شده است. یافته‌های گزارش شده در جدول ۲ و برای گروه کشورهایی با حکمرانی ضعیف و قوی به وضوح نشان می‌دهند در بلندمدت ضریب درآمدهای نفت در کشورهایی با حکمرانی ضعیف منفی و به لحاظ آماری معنادار و در کشورهایی با حکمرانی قوی، ضریب

این متغیر مثبت و به لحاظ آماری معنادار است. در واقع رابطه منابع و رشد اقتصادی از طریق وضعیت حکمرانی بر رشد اقتصادی موثر است و این نتیجه مطابق با نتایج مطالعات مهلوم و همکاران (۲۰۰۶) و ون در پلگ (۲۰۱۱) است.

جدول (۲): نتایج برآورد مدل پایه و مدل با در نظر گیری متغیر حکمرانی در مدل

متغیرها	Main Model (Oil Rent)		Oil Rent and Governance		Low Governance		High Governance	
	کوتاه‌مدت	بلندمدت	کوتاه‌مدت	بلندمدت	کوتاه‌مدت	بلندمدت	کوتاه‌مدت	بلندمدت
LGDP	۰/۴۷۲ ^a	-۰/۲۵۶ ^a	۰/۱۸۹ ^b	-۰/۰۸۵ ^a	۰/۲۰۸ ^b	-۰/۰۳۹ ^a	۰/۲۴۱ ^a	-۰/۰۳۹ ^a
FCF	۰/۰۰۴ ^c	۰/۰۰۴ ^c	۰/۰۰۵ ^a	-۰/۰۱۸ ^b	۰/۰۰۵ ^a	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۴ ^b	-۰/۰۰۳
GOV	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۵ ^a	-۰/۰۲۷ ^b	-۰/۰۰۵ ^b	-۰/۰۱۷	-۰/۰۰۷ ^a	-۰/۰۱۷
PG	-۰/۰۱۳ ^c	۰/۰۴۲	۰/۰۴۷	-۰/۰۱۶	-۰/۰۰۹	-۰/۲۴۱ ^a	۰/۰۱۴	-۰/۲۴۱ ^a
OILRENT	۰/۰۰۶ ^c	-۰/۰۰۱	-۰/۰۲۱	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۱	۰/۰۲۱ ^c	۰/۰۰۲	۰/۰۲۱ ^c
QOG		۰/۷۴۲ ^a	۰/۳۲۳ ^c					
OILRENT*			۰/۰۲۸					
QOG								
Constant	-۰/۱۰۵	-۰/۶۰۱			۰/۷۱۵ ^a	۰/۴۱۸ ^a		
تعداد مشاهدات	۹۶۱	۹۶۱	۹۶۱	۹۶۱	۵۴۴	۴۹۸	۴۹۸	۴۹۸
تعداد کشورها	۳۱	۳۱	۳۱	۳۱	۱۶	۱۵	۱۵	۱۵
CD Test	-۰/۳۱	۱/۵۶	۱/۵۶	۱/۵۶	۱/۸۷	-۰/۸۷	-۰/۸۷	-۰/۸۷
P-Value	۰/۷۵۸	۰/۱۱۹	۰/۱۱۹	۰/۱۱۹	۰/۰۶۱	۰/۳۸۲	۰/۳۸۲	۰/۳۸۲

علامت‌های a, b و c به ترتیب نشانگر معناداری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشند.

منبع: یافته‌های پژوهش

همچنین برآوردها نشان می‌دهد متغیر کنترل تشکیل سرمایه ثابت، در بلندمدت دارای ضریب مثبت و به لحاظ آماری معنادار است. استدلال اقتصادی این نتیجه چنین است که تشکیل سرمایه ثابت منجر به ترکیب مطلوب کار و سرمایه شده که به نوبه خود باعث افزایش بهره‌وری نیروی کار می‌شود و افزایش در تشکیل سرمایه ثابت به طور طبیعی منجر به رشد اقتصادی بیشتری خواهد شد (آرکاند و همکاران^۱، ۲۰۱۳). نتایج حاصل از برآورد مدل برای کشورهای با سطح حکمرانی ضعیف نشان می‌دهد به جهت عدم بهره‌گیری کشورها از سیستم مالی کارآمد و عدم تخصیص بهینه منابع به بخش خصوصی به سبب حکمرانی ضعیف که مانع از شکل‌گیری سیستم کارآمد در بلندمدت می‌شود، تشکیل سرمایه ثابت در راستای افزایش رشد اقتصادی نمی‌تواند کمک‌کننده باشد. نتیجه به دست آمده با مطالعات قبلی متعددی از جمله لوآیزا و رانسیر^۲ (۲۰۰۶) و سمرقندی و همکاران^۳ (۲۰۱۵) همخوانی دارد. ضریب برآورد شده برای متغیر تشکیل سرمایه ثابت

¹ Arcand et al.

² Loayza and Ranciere

³ Samargandi et al.

نیز در کوتاه‌مدت علامت مورد انتظار را داراست و این به جهت ورود مستقیم متغیر تشکیل سرمایه ثابت در تابع تولید بوده و تأثیر مثبت آن فوراً در معادله رشد احساس می‌شود. تأثیر منفی و معنادار هزینه‌های دولت در بلندمدت و در کوتاه‌مدت نتیجه دیگری است که در برآوردها گزارش شده است. ضریب منفی این متغیر به سبب آن است که هزینه‌های بالاتر دولتی به عنوان نمادی برای فضای کم برای رشد بخش خصوصی و نیز فساد بالاتر بوده (مونتینولا و جکمن^۱، ۲۰۰۲) و همین امر منجر به کاهش تولیدات اقتصادی می‌شود (لوآیزا و رانسیر، ۲۰۰۶). همچنین هزینه‌های بالاتر دولتی به معنی افزایش بار مالیاتی بوده که به معنی کاهش هزینه‌های سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است که در نتیجه، ممکن است سبب کاهش رشد اقتصادی کشورها شود. همچنین نتایج برآورد شده برای رشد جمعیت تأثیر منفی آن در بلندمدت را نشان می‌دهد که حاکی از بار اضافی رشد جمعیت بالاتر بر اقتصاد کشورهاست.

در بحث نظری، استدلال شد فناوری اطلاعات و ارتباطات به طور مستقیم نقش مهمی در رشد اقتصادی دارد و به طور غیرمستقیم با کاهش فساد و افزایش پاسخگویی و شفافیت دولت نقش مهمی در رشد اقتصادی ایفا می‌کند. علاوه بر این، فناوری اطلاعات و ارتباطات از طریق فرآیند شفافیت اطلاعات بازار بهره‌وری را افزایش و حساسیت‌های بازار را کاهش می‌دهد. شاخص متغیر فناوری اطلاعات و ارتباطات از ترکیب متغیرهای کاربران اینترنت و مشترکین تلفن همراه تعریف شده‌اند و اندازه‌گیری انتشار فناوری اطلاعات و ارتباطات، با این شاخص چشم‌انداز دقیق‌تری از گسترش فناوری اطلاعات و ارتباطات را به دست می‌دهد. نتایج ارائه شده در جدول ۳ نشان می‌دهد که تأثیر مستقیم ICT در بلندمدت مثبت و قابل توجه است.

برای تحلیل دقیق‌تر، نمونه اولیه به دو گروه کشورهای با سطح بالا و پایین ICT تقسیم‌بندی شدند. بر طبق مقاله المامون و همکاران (۲۰۱۷)، تقسیم‌بندی کشورها، براساس مقایسه میانگین داده متغیر ICT برای یک کشور در دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۸۰ با میانگین آن متغیر برای کل کشورها در دوره زمانی مذکور انجام پذیرفت. کشوری که میانگین داده ICT آن از میانگین داده ICT برای کل کشورهای نمونه در دوره زمانی مدنظر بالاتر باشد، در گروه کشورهایی با سطح ICT بالاتر دسته‌بندی شده و در غیر این صورت در زیرگروه کشورهایی با سطح پایین‌تر ICT قرار گرفته است. لیست کشورهایی

¹ Montinola and Jackman

با سطح ICT بالا و پایین در جدول (۲) پیوست درج شده است. یافته‌ها برای نمونه کشورها با سطح پایین ICT نشان می‌دهد که درآمدهای نفتی تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی این نمونه از کشورها دارد و حاکی از آن است که منابع نفتی به عنوان نعمت در این کشورها بوده و این کشورها با پدیده نفرین منابع مواجه نیستند. ضریب این متغیر در کشورهایی با سطح بالای انتشار فناوری اطلاعات و ارتباطات، مثبت بوده اما به لحاظ آماری معنادار نیست. این نتایج با نتیجه مطالعه المامون و همکاران (۲۰۱۷) همخوانی دارد.

جدول (۳): نتایج برآورد مدل با در نظرگیری متغیر انتشار فناوری اطلاعات و ارتباطات

High ICT		Low ICT		Oil Rent and ICT		متغیرها
کوتاه‌مدت	بلندمدت	کوتاه‌مدت	بلندمدت	کوتاه‌مدت	بلندمدت	
۰/۳۰۲ ^b	-۰/۰۴۱ ^a	۰/۱۶۱ ^a	-۰/۰۶۷ ^a	۰/۱۷۴ ^a	-۰/۴۴۳ ^a	LGDP
۰/۰۰۴ ^b	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۶ ^a	۰/۰۰۷	۰/۰۰۴ ^a	۰/۰۰۵ ^a	FCF
-۰/۰۰۶ ^a	-۰/۰۲۱	-۰/۰۰۵ ^c	۰/۰۰۴	-۰/۰۰۵ ^a	۰/۰۰۴	GOV
۰/۱۵۸	-۰/۰۹۳ ^c	-۰/۰۸۴	-۰/۲۶۷ ^b	-۰/۰۶۳	-۰/۰۱۳	PG
۰/۰۰۴ ^b	۰/۰۰۵	۰/۰۰۳ ^a	۰/۰۰۳ ^c	۰/۰۰۳	-۰/۰۰۰۳	OILRENT
				۰/۰۷۱	۰/۰۸۰ ^b	ICT
				۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۲	OILRENT*ICT
-۰/۸۴۷		۰/۱۴۳		۴/۰۳۰ ^a		Constant
۴۹۸		۵۱۱		۱۰۵۴		تعداد مشاهدات
۱۵		۱۶		۳۱		تعداد کشورها
-۱/۲۸		-۰/۲۲		۱/۴۲		CD Test
۰/۲۰۰		۰/۸۲۳		۰/۱۵۶		P-Value

علامت‌های a, b و c به ترتیب نشانگر معناداری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشند. منبع: یافته‌های پژوهش. در تخمین‌های گزارش شده در جدول ۳، متغیرهای تشکیل سرمایه ثابت اثر مثبت و معنادار در بلندمدت و کوتاه‌مدت را نشان داده و متغیر هزینه‌های دولت در کوتاه‌مدت دارای ضریب منفی و معناداری است. همچنین رشد جمعیت تأثیر منفی بر رشد اقتصادی کشورها را نشان می‌دهد. تفسیر نتایج، همانند تفسیر نتایج برآوردی جدول ۲ می‌باشد.

۶- نتیجه‌گیری

دیدگاه متداول در مورد نقش منابع طبیعی در رشد اقتصادی آن بود که منابع و ثروت‌های طبیعی در فرآیند رشد اقتصادی به جهت کمک برای مقابله با هرگونه کمبود سرمایه، نقش مهمی را ایفا می‌کنند. این دیدگاه در دهه ۱۹۹۰ میلادی توسط ساچز و وارنز (۱۹۹۵) و به واسطه مطالعه تجربی و یافتن رابطه‌ای منفی بین ثروت منابع طبیعی و رشد اقتصادی در کشورهای غنی از نفت به نقد کشیده شد. مطالعات مختلفی در رابطه با این موضوع انجام گرفت و در این میان برخی از محققین با افزودن متغیرهای مهم به مطالعه

به رابطه مثبت مابین وفور منابع و رشد اقتصادی دست یافتند. ادعای محققین حاضر بر آن بود که کیفیت نهادی و حکمرانی در یک کشور بر رابطه مورد مطالعه مؤثر می باشد چرا که درآمدهای نفتی از زیرنظام اقتصادی یک کشور وارد جریانات اقتصادی شده و نوع حکمرانی بر آن مؤثر است.

مطالعه حاضر رابطه وفور منابع و رشد اقتصادی با در نظرگیری کیفیت حکمرانی و نقش واسطه‌ای انتشار فناوری اطلاعات و ارتباطات را با نمونه‌ای متشکل از ۳۱ کشور غنی از نفت و دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۸۰ مورد بررسی قرار می‌دهد. همچنین برای مطالعه از روش اثرات همبسته مشترک پویای پانل دیتا استفاده شده است. این روش رفع مشکلاتی همچون وابستگی مقطعی، ناهمگنی پانل و درونزایی متغیرها را در نظر دارد چرا که وجود این مشکلات بر نتایج و تفسیر نتایج تأثیرگذار خواهد بود.

نتایج حاصل از مطالعه نشان می‌دهد در صورت مطالعه نقش منابع طبیعی و رشد اقتصادی بدون وارد ساختن سایر متغیرهای اثرگذار بر مدل، نعمت و برکت بودن منابع طبیعی برای کشورهای مورد مطالعه به اثبات می‌رسد. بررسی این رابطه با حضور متغیر حکمرانی در مدل حاکی از آن است که منابع طبیعی در کشورهایی با کیفیت بالای حکمرانی، به عنوان عاملی کمک‌کننده برای رشد اقتصادی بوده اما در کشورهایی با حکمرانی ضعیف، منابع طبیعی بازدارنده رشد اقتصادی بوده است. به تعبیری اثرگذار ثروت منابع طبیعی از کانال کیفیت حکمرانی بوده و کیفیت نهادی تعیین‌کننده نعمت یا نعمت بودن آن است. همچنین بررسی موضوع برای انتشار فناوری اطلاعات و ارتباطات نشان می‌دهد با انتشار این فناوری شفافیت بیشتر بازار حاصل شده و اطلاعات بیشتری در اختیار مردم در ارتباط با سیاست‌های اجرایی دولت قرار می‌گیرد و به واسطه افزایش آگاهی مردم، دولت پاسخگویی بیشتری در قبال مردم دارد و ثروت و منافع حاصل از منابع طبیعی به شیوه بهتری در جامعه توزیع می‌شود. از این رو افزایش سطح فناوری اطلاعات و ارتباطات در گروه کشورهایی که سطح ICT پایین است، به بهبود و افزایش رشد اقتصادی کمک می‌نماید.

نتایج حاصل از مطالعه، توصیه‌هایی را به همراه دارد. اول، نقش مثبت و معنادار کیفیت حکمرانی بر رشد اقتصادی نشان می‌دهد که دولت‌ها در این کشورها باید در اصلاحات نهادی جامع تلاش کنند تا کیفیت نهادی و محیط سازمانی را به طور قابل توجهی بهبود بخشند تا پاسخگویی و شفافیت بیشتر در مدیریت اقتصاد را افزایش دهد. چنین اصلاحاتی

کشورها را قادر می‌سازد تا از منابع فراوان نفت خود سود بیشتری کسب کنند. دوم، نقش درآمدهای نفتی است که با توجه به نتایج استدلال می‌شود که کشورها باید با ایجاد سرمایه‌گذاری از درآمدهای نفتی و ثروت منابع طبیعی به منظور ایجاد ظرفیت‌های پایدار استفاده نمایند تا منافع حاصل از منابع طبیعی را به یک دوره طولانی‌تر گسترش دهند. سوم، با در نظرگیری انتشار فناوری اطلاعات و ارتباطات به عنوان عوامل واسطه در رابطه حکمرانی و رشد اقتصادی و مطالعه اثر منابع طبیعی بر رشد اقتصادی، کشورهای نمونه با استفاده از پتانسیل فناوری ارتباطات و اطلاعات، زمینه و شرایط لازم را برای حضور مردم در صحنه اقتصاد از طریق تجارت و دولت الکترونیک فراهم آورده و سرعت اصلاحات را برای به حداکثر رساندن رشد اقتصادی، بالا ببرند.

فهرست منابع

۱. بهبودی، داوود، اصغرپور، حسین، و محمدلو، نویده (۱۳۹۱). نقش کیفیت نهادی بر رابطه وفور منابع طبیعی و رشد اقتصادی: مورد اقتصادهای نفتی. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰(۶۲)، ۹۵-۱۱۶.
 ۲. پورکاظمی محمدی، سید مهدی (۱۳۹۰). بررسی تاثیر حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی و توسعه انسانی کشورهای دارای منابع طبیعی فراوان. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تربیت مدرس.
 ۳. شاه‌آبادی، ابوالفضل، و صادقی، حامد (۱۳۹۴). وفور منابع طبیعی و تولید ناخالص داخلی سرانه در کشورهای نفتی با تأکید بر آزادی اقتصادی. *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی (علمی - پژوهشی)*، ۵(۲۰)، ۷۹-۹۸.
 ۴. عبادی، جعفر، و نیکونستی، علی (۱۳۹۱). منابع طبیعی، نهادها، رشد اقتصادی. *فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه*، ۱۷(۴)، ۱۲۷-۱۴۴.
 ۵. غیاثوند، ابوالفضل، و صبوری، فاطمه (۱۳۹۰). رابطه حکمرانی منابع و رشد اقتصادی در کشورهای دارای منابع معدنی. *فصلنامه اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)*، ۵(۱۶)، ۱۱۳-۱۳۴.
 ۶. کمالی‌زاده، محمد (۱۳۹۳). تأثیر جهانی شدن بر کارکرد توزیعی دولت رانتیر. *دو فصلنامه علمی - پژوهشی پژوهش سیاست نظری*، ۱۶، ۱-۱۹.
 ۷. گل‌خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۴). جهانی شدن و اندازه دولت: آزمون فرضیه رودریک. *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۳(۱۰)، ۳۹-۶۲.
 ۸. متفکرآزاد، محمدعلی، و ممی‌پور، سیاب (۱۳۹۳). تحلیل اقتصادی - سیاسی موانع تأثیرگذاری وفور منابع طبیعی بر رشد اقتصادی. *فصلنامه علمی - پژوهشی نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۱(۱)، ۹۷-۱۲۴.
 ۹. مهرآرا، محسن، و کیخا، علیرضا (۱۳۸۷). نهادها، نفت و رشد اقتصادی در کشورهای متکی به نفت طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۷۵: روش پانل هم‌انباشتگی. *فصلنامه اقتصاد مقداری (فصلنامه بررسی‌های اقتصادی)*، ۵(۴)، ۵۵-۷۹.
 ۱۰. یاور، کاظم، و سلمانی، بهزاد (۱۳۸۴). رشد اقتصادی در کشورهای دارای منابع طبیعی: مورد کشورهای صادرکننده نفت. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، ۹(۳۷)، ۱-۲۴.
- Aidt, T., Dutta, J., & Sena, V. (2008). Governance regimes, corruption and growth: Theory and evidence. *Journal of Comparative Economics*, 36(2), 195-220.
- Alexeev, M., & Conrad, R. (2009). The elusive curse of oil. *The Review of Economics and Statistics*, 91(3), 586-598.

- Al Mamun, M., Sohag, K., & Hassan, M. K. (2017). Governance, resources and growth. *Economic Modelling*, 63, 238-261.
- Arcand, J. L., Berkes, E., & Panizza, U. (2013). Finance and economic development in a model with credit rationing. *The Social Value of the Financial Sector: Too Big to Fail or Just Too Big?*, 29, 67-80.
- Arezki, R., & Van der Ploeg, R. (2007). Can the natural resource curse be turned into a blessing? The role of trade policies and institutions. *IMF, Working Papers*, 1-34.
- Auty, R. (1994). The Resource Curse Thesis: Minerals in Bolivian Development, 1970-90. *Singapore Journal of Tropical Geography*, 15(2), 95-111.
- Avgerou, C. (2003). The link between ICT and economic growth in the discourse of development. *Organizational information systems in the context of globalization* (pp. 373-386). Springer, Boston, MA.
- Behboudi, D., Asgharpour, H., & Mohammadlou, N. (2012). The role of institutional quality on relationship between resource abundance and economic growth in oil economies. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 20(62), 95-116. (In Persian).
- Bhattacharyya, S., & Hodler, R. (2010). Natural resources, democracy and corruption. *European Economic Review*, 54, 608-621.
- Bulte, E. H., Damania, R., & Deacon, R. T. (2005). Resource intensity, institutions, and development. *World development*, 33(7), 1029-1044.
- Cardona, M., Kretschmer, T., & Strobel, T. (2013). ICT and productivity: conclusions from the empirical literature. *Information Economics and Policy*, 25(3), 109-125.
- Cavalcanti, T. V. D. V., Mohaddes, K., & Raissi, M. (2011a). Growth, development and natural resources: New evidence using a heterogeneous panel analysis. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 51(4), 305-318.
- Cavalcanti, T. V. D. V., Mohaddes, K., & Raissi, M. (2011b). Does oil abundance harm growth?. *Applied Economics Letters*, 18(12), 1181-1184.
- Chudik, A., & Pesaran, M. H. (2015). Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors. *Journal of Econometrics*, 188, 393-420.
- Chudik, A., Mohaddes, K., Pesaran, M. H., & Raissi, M. (2016). Long-run effects in large heterogeneous panel data models with cross-sectionally correlated errors. In *Essays in Honor of man Ullah* (pp. 85-135). *Emerald Group Publishing Limited*.
- Das, A., Khan, S., & Chowdhury, M. (2016). Effects of ICT development on economic growth in emerging Asian countries. In *ICTs in Developing Countries* (pp. 141-159). *Palgrave Macmillan UK*.
- Demetriades, P., & Hook Law, S. (2006). Finance, institutions and economic development. *International journal of finance & economics*, 11(3), 245-260.

- Ebadi, J., & Nikoonesbati, A. (2013). Natural Resources, Institutions, Economic Development. *Journal of Planning and Budgeting*, 17(4), 127-144. (In Persian).
- Ghiasvand, A., & Saboori, F. (2011). The relationship between resources, governance and economic growth in countries with abundance natural resources. *Quarterly Journal of Management System (Financial Economics and Development)*, 5(16), 113-134 (In Persian).
- Golkhandan, A. (2015). Globalization and government size: Rodrik hypothesis testing. *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies*, 3(10), 39-62 (In Persian).
- Gurgul, H., & Lach, L. (2014). Globalization and economic growth: Evidence from two decades of transition in CEE. *Economic Modelling*, 36, 99-107.
- Gylfason, T. (2001). Natural resources, education, and economic development. *European Economic Review*, 45(4), 847-859.
- Hsiao, C. (2003). *Analysis of panel data*. Cambridge university press.
- Iimi, A., & Ojima, Y. (2005). Natural resources, economic growth and good governance: An empirical note. *JBIC*, Working paper (No.21).
- Ionescu, L. (2013). The impact that e-government can have on reducing corruption and enhancing transparency. *Economics, Management, and Financial Markets*, 8(2), 210-215.
- Jorgenson, D. W., & Vu, K. M. (2016). The ICT revolution, world economic growth, and policy issues. *Telecommunications Policy*, 40(5), 383-397.
- Kamalizadeh, M. (2015). The impact of globalization on distributional function of renter' state. *Semi-Annually Research in Theoretical Politics*, 16, 1-19 (In Persian).
- Kolstad, I. (2009). The resource curse: Which institution matter?. *Applied Economics*, 16, 439-442.
- Lio, M. C., Liu, M. C., & Ou, Y. P. (2011). Can the internet reduce corruption? A cross-country study based on dynamic panel data models. *Government Information Quarterly*, 28(1), 47-53.
- Loayza, N. V., & Ranciere, R. (2006). Financial development, financial fragility, and growth. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1051-1076.
- Mehlum, H., Moene, K., and Torvik, R. (2006). Institutions and the Resource Curse. *The Economic Journal*, 116(508), 1-20.
- Mehrara, M., & Keykha, A. (2009). Institutional quality, economic growth and oil revenues in oil dependent countries during the period 1975-2005: A panel cointegration approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (Quarterly Journal of Economics Review)*, 5(4), 55-79 (In Persian).
- Mohaddes, K., & Pesaran, M. H. (2013). One Hundred Years of Oil Income and the Iranian Economy: A Curse or a Blessing?. Faculty of Economics, *University of Cambridge*, Working Paper, No. 1302.
- Montinola, G. R., & Jackman, R. W. (2002). Sources of corruption: A cross-country study. *British Journal of Political Science*, 32(1), 147-170.

- Morelli, M., & Rohner, D. (2015). Resource Concentration and Civil Wars. *Journal of Development Economics*, 117, 32–47.
- Motafakker Azad, M. A., & Mamipour, S. (2014). Economical - Political analysis of barriers of natural resources abundance effect on economic growth. *Applied Theories Economics*, 1(1), 97-124 (In Persian).
- Neal, T. (2015). Estimating heterogeneous coefficients in panel data models with endogenous regressors and common factors. Working Paper.
- North, D. (1990). Institutions, institutional change, and economic performance. *Cambridge University Press*, Cambridge, MA.
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. In: Cambridge Working Papers in Economics No. 435. *University of Cambridge*, and CESifo Working Paper Series No. 1229.
- Pesaran, M. H. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica*, 74, 967-1012.
- 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.
- Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68, 79-113.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621-634.
- Pour Kazemi MOhammad, M. S. (2012). Investigating the effect of good governance on economic growth and human development in rich natural resources countries. M.A. Thesis, Economic and management faculty, *Tarbiat Modares University* (In Persian).
- Sachs, J. D., & Warner, A. M. (1995). Natural resource abundance and economic growth. *NBER*, working paper.
- Sachs, J. D., & Warner, A. M. (2001). The curse of natural resources. *European Economic Review*, 45(4), 827-838.
- Salahuddin, M., & Alam, K. (2016). Information and communication technology, electricity consumption and economic growth in OECD countries: A panel data analysis. *International Journal of Electrical Power & Energy Systems*, 76, 185-193.
- Samargandi, N., Fidrmuc, J., & Ghosh, S. (2015). Is the relationship between financial development and economic growth monotonic? Evidence from a sample of middle-income countries. *World Development*, 68, 66-81.
- Shahabadi, A., & Sadeghi, H. (2015). Natural resource abundance and GDP per capita in oil countries, with emphasis on the economic freedom. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 5(20), 79-98 (In Persian).
- Smith, B. (2015). The resource curse exorcised: Evidence from a panel of countries. *Journal of Development Economics*, 116, 57-73.
- Van der Ploeg, F. (2011). Natural resources: Curse or blessing?. *Journal of Economic Literature*, 49(2), 366–420.

Williams, A. (2011). Shining a light on the resource curse: An empirical analysis of the relationship between natural resources, transparency, and economic growth. *World Development*, 39(4), 490-505.

Yavari, K., & Salmani, B. (2005). Economic growth in countries with natural resource: Oil exporting countries. *Quarterly Iranian Journal of Trade Studies (IJTS)*, 9(37). 1-24 (In Persian).

پیوست

جدول (۱): تقسیم‌بندی کشورهای نمونه براساس شاخص کیفیت حکمرانی در دوره

۱۹۸۰-۲۰۱۵ به دو گروه کشورها با سطح حکمرانی بالا و پایین

گروه کشورها با سطح حکمرانی بالا			
انگلیس	آمریکا	عربستان سعودی	امارات متحده عربی
نروژ	کانادا	برونئی	ترینیداد و توباگو
بحرین	عمان	کویت	تونس
روسیه	آرژانتین	مالزی	
گروه کشورها با سطح حکمرانی پایین			
الجزایر	نیجریه	ایران	سوریه
مصر	کنگو	قطر	اندونزی
کامرون	گابون	عراق	اکوادور
مکزیک	ونزوئلا	کلمبیا	بولیوی

جدول (۲): تقسیم‌بندی کشورهای نمونه براساس شاخص ICT در دوره ۱۹۸۰-۲۰۱۵

به دو گروه کشورها با سطح ICT بالا و پایین

گروه کشورها با سطح ICT بالا			
انگلیس	آمریکا	عربستان سعودی	امارات متحده عربی
نروژ	کانادا	برونئی	ترینیداد و توباگو
بحرین	عمان	کویت	تونس
روسیه	آرژانتین	مالزی	
گروه کشورها با سطح ICT پایین			
الجزایر	نیجریه	ایران	سوریه
مصر	کنگو	قطر	اندونزی
کامرون	گابون	عراق	اکوادور
مکزیک	ونزوئلا	کلمبیا	بولیوی