

اثر تعاملی حکمرانی خوب و رانت نفت بر امید به زندگی در ایران

صاحبه محمدیان منصور^{۱*}، ابوالقاسم گل خندان^۲^۱ استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران^۲ دکتری تخصصی اقتصاد بخش عمومی، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران

* نویسنده مسؤؤل: صاحبه محمدیان منصور

sahebemansour@pnu.ac.ir

چکیده

زمینه و هدف: درآمدهای نفتی به‌عنوان بخش مهمی از درآمدهای دولت در اقتصاد وابسته به نفت ایران، نقش قابل‌توجهی در تأمین مخارج بخش عمومی از جمله بخش سلامت و بالتبع اثرگذاری بر برون‌دادهای سلامت دارد. از طرفی، چگونگی استفاده و مدیریت درآمدهای نفتی عامل مهمی در نحوه این اثرگذاری می‌باشد. بر این اساس، هدف اصلی این مطالعه بررسی اثر تعاملی حکمرانی خوب و رانت نفت بر امید به زندگی در ایران بود.

روش پژوهش: مطالعه توصیفی-تحلیلی حاضر با استفاده از داده‌های سری زمانی کشور ایران به بررسی رابطه تعادلی کوتاه‌مدت و بلندمدت بین شاخص برون‌داد سلامت، درآمد سرانه، رانت نفت، شاخص حکمرانی خوب و اثر متقاطع (تعاملی) حکمرانی خوب و رانت نفت طی دوره‌ی زمانی ۱۹۸۵-۲۰۲۰ پرداخته است. داده‌های مورد استفاده از پایگاه داده‌های شاخص‌های توسعه جهانی متعلق به بانک جهانی و راهنمای ریسک بین‌المللی کشوری گردآوری شدند. هم‌چنین، برآورد مدل با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها و روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی و تحلیل داده‌ها به کمک نرم‌افزار Eviews 10 انجام شد.

یافته‌ها: نتایج نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت افزایش رانت نفت، شاخص برون‌داد سلامت را در کشور بهبود می‌بخشد. ۱ درصد افزایش در سهم رانت نفت از تولید ناخالص داخلی، در بلندمدت و کوتاه‌مدت، امید به زندگی را در کشور، به ترتیب حدود ۰/۱۰۱ و ۰/۶۶۸ درصد افزایش می‌دهد. اما اثر تعاملی رانت نفت و شاخص حکمرانی خوب در کوتاه‌مدت و بلندمدت با ضرایب ۰/۰۸۴- و ۰/۵۱۵-، منفی و معنی‌دار است؛ که نشان می‌دهد رانت نفت از طریق تضعیف شاخص‌های حکمرانی خوب به کاهش امید به زندگی منجر می‌شود.

نتیجه‌گیری: بر اساس یافته‌های این مطالعه می‌توان گفت رانت نفت در ذات خود برای ارتقای سلامت در کشور مفید است؛ اما نحوه‌ی استفاده و مدیریت نادرست آن باعث می‌شود که بخش سلامت به‌خوبی از این نعمت بهره‌مند نشود و حتی این نعمت به نعمت تبدیل شود.

واژه‌های کلیدی: امید به زندگی، رانت نفت، حکمرانی خوب، اثر تعاملی، خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی

ارجاع: محمدیان منصور صاحبه، گل‌خندان ابوالقاسم. اثر تعاملی حکمرانی خوب و رانت نفت بر امید به زندگی در ایران. راهبردهای مدیریت در نظام سلامت ۱۴۰۲؛ ۲(۲۸): ۶۰-۱۴۴.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۲/۱۹

تاریخ اصلاح نهایی: ۱۴۰۲/۰۶/۲۱

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۶/۲۶



مقدمه

بهداشت و سلامت از شاخص‌های توسعه اقتصادی به حساب می‌آید و از اهمیت خاصی برای هر کشور برخوردار است. بر این اساس اقتصاددانان به دنبال یافتن روش بهینه برای ارتقاء سطح سلامت جامعه هستند. به این منظور، شناسایی ماهیت سلامتی و عوامل اصلی تأثیرگذار بر آن بسیار با اهمیت است (۱). سلامت و بهداشت فرد و جامعه از عوامل متعددی ناشی می‌شود. به‌طور کلی عوامل مؤثر بر سلامتی را می‌توان در ۲ دسته خرد و کلان دسته‌بندی کرد. عوامل خرد نظیر جنس، سن، وراثت، رژیم غذایی، مصرف دخانیات و الکل بر سلامت فردی تأکید و فقط به خصوصیات فردی و سبک زندگی افراد بستگی دارند. در مقابل، عوامل کلان بر خصوصیات کلان جامعه متمرکز می‌باشند، تحت کنترل افراد جامعه نیستند و از عوامل مختلف اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و غیره تأثیر می‌پذیرند (۲).

در این راستا، نحوه اثرگذاری رانت انواع منابع طبیعی مانند نفت، گاز طبیعی و مواد معدنی بر برون‌دادهای سلامت توجه پژوهشگران را به خود جلب کرده است. درآمدهای حاصل از منابع طبیعی مانند نفت بخش قابل توجهی از درآمدهای دولت را در یک اقتصاد نفتی مانند ایران تشکیل می‌دهد و به‌عنوان متغیری مستقل از تأثیرگذاری مهمی بر مخارج سلامت برخوردار است. چراکه، اثبات شده است درآمدهای دولت از توضیح‌دهندگی قابل توجهی در بخش بهداشت و سلامت برخوردار است (۳). مطالعه عزیززاده و گل‌خندان (۱۳۹۵) در باب تعیین‌کنندگان قوی هزینه‌های بخش سلامت در ایران، نشان داد که سرانه هزینه‌های عمومی در بخش سلامت، در بین ۲۲ متغیر توضیح‌دهنده مخارج این بخش، اثر قوی و غیرشکننده دارد و از مهم‌ترین تعیین‌کنندگان مخارج سلامت می‌باشد (۴).

به‌طور کلی در زمینه تأثیر رانت منابع طبیعی بر برون‌دادهای سلامت ۳ گروه نظریه قابل طرح است. گروه اول معتقدند که رانت منابع طبیعی به‌واسطه افزایش رشد اقتصادی سبب ارتقاء استانداردهای زندگی، کیفیت محیط‌زیست و بهبود وضعیت درمانی با فناوری‌های پیشرفته و در نتیجه بهبود سلامت می‌شود (۵). از طرفی رانت حاصل از فروش منابع طبیعی در کشورهای غنی از این منابع، یکی از منابع درآمدی مهم دولت به حساب می‌آید، به‌طور مستقیم منجر به افزایش مخارج عمومی سلامت می‌شود و به بهبود برون‌دادهای سلامت کمک می‌کند (۶). گروه

دوم با تأکید بر فرضیه نفرین منابع (resource curse) معتقدند که وابستگی به درآمدهای منابع طبیعی منجر به کاهش رشد اقتصادی و تأثیر منفی بر برون‌دادهای سلامت می‌شود (۷). البته نفرین منابع یک فرضیه است و به این معنا نیست که تمام کشورهای دارنده منابع طبیعی عملکرد خوبی از لحاظ رشد و پیشرفت اقتصادی ندارند؛ بلکه در بین کشورهای بهره‌مند از منابع طبیعی کشورهایی هم‌چون نروژ، ایالات‌متحده، مالزی و بوتسوانا وجود دارند که نه‌تنها منابع طبیعی نقش بازدارنده در اقتصاد آن‌ها نداشته، بلکه با مدیریت صحیح منابع و جریان ورودی درآمدهای حاصل از منابع طبیعی توانسته‌اند پیشرفت‌های اقتصادی قابل‌ملاحظه‌ای داشته باشند (۸). طرفداران فرضیه نفرین منابع طبیعی معتقدند که رانت منابع طبیعی از کانال‌های متعددی نظیر تنزل در بخش‌های تولید و کشاورزی به‌دلیل افزایش نرخ ارز (بیماری هلندی (dutch disease))، تضعیف نهادها به دلیل افزایش رانت‌جویی و فساد و همچنین، انباشت بدهی ناشی از استقراض افراطی دولت به اعتبار منابع طبیعی، منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود (۷، ۹). از سویی دیگر این امکان وجود دارد که چنین کشورهایی منابع طبیعی را به‌عنوان یک دارایی مهم جهت رشد اقتصادی تلقی کرده و دیگر به سرمایه انسانی سلامت به‌عنوان یکی از عوامل مهم بر رشد توجهی نداشته باشند (۱۰). مطالعه فرا تحلیلی هاورانک و همکاران (۲۰۱۶) نشان داد که تقریباً ۴۰ درصد از مقالات تجربی، ارتباط منفی، ۴۰ درصد هیچ‌گونه ارتباطی و ۲۰ درصد ارتباط مثبت بین منابع طبیعی و رشد اقتصادی را شناسایی کرده‌اند (۱۱).

گروه سوم معتقدند که منابع طبیعی در ذات خود نعمت خدادادی بوده و برای کشورها می‌تواند راهگشا باشد. در واقع نحوه‌ی استفاده و مدیریت این منابع عامل مهمی در نعمت یا نعمت بودن منابع طبیعی برای کشورها است. بر این اساس مفهوم کیفیت نهادی یا همان حکمرانی خوب (good governance) مطرح می‌شود. بر طبق تعریف بانک جهانی، حکمرانی خوب در اتخاذ سیاست‌های پیش‌بینی‌شده، آشکار و صریح دولت (که نشان‌دهنده شفافیت فعالیت‌های دولت است)، بوروکراسی شفاف، پاسخ‌گویی دستگاه‌های اجرایی در قبال فعالیت‌های خود، مشارکت فعال مردم در امور اجتماعی و

پیامدهای سلامت است (۱۵). ال-شبول و الرواشده (۲۰۲۲) در بررسی اثر کیفیت نهادی و وابستگی به منابع طبیعی بر شاخص سلامت در کشورهای شورای همکاری خلیج فارس با استفاده از رویکرد (ARDL: Auto-Regressive Distributed Lags) نشان دادند هیچ یک از کشورهای شورای همکاری خلیج فارس اثر مثبت قابل توجهی از رانت منابع بر امید به زندگی نشان نداده‌اند و فرضیه نفرین منابع در کوتاه مدت و بلندمدت در همه این کشورها تأیید می‌شود. یافته‌های این مطالعه خواهد قوی از تأثیر تعدیل فساد (شاخص کیفیت نهادی) و دموکراسی بر رابطه بین امید به زندگی و رانت منابع طبیعی را نشان می‌دهد (۱۶). جعفری طادی و همکاران (۱۴۰۰) در بررسی اثر کیفیت نهادی فساد و وابستگی به منابع طبیعی بر سلامت در ایران طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۶۳ نشان دادند که اثر وابستگی اقتصادی به منابع طبیعی بر سلامت و شاخص کیفیت نهادی فساد طی دوره مورد مطالعه به ترتیب به شکل U معکوس و خطی (و مثبت) بوده است (۱۸).

درآمدهای ناشی از فروش نفت یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر اقتصاد ایران و مخارج بودجه عمومی می‌باشد؛ چراکه سهم بالایی از تولید ناخالص داخلی و بودجه‌های سالیانه را به خود اختصاص داده است. طبق آمارهای بانک مرکزی در سال ۱۴۰۱ حدود ۹۰ درصد از ارزش صادرات و بیش از نیمی از درآمدهای سالیانه دولت را عواید ناشی از تولید و صدور نفت تشکیل می‌دهد (۱۹). بررسی تغییرات در شاخص حکمرانی ایران نیز نشان می‌دهد در طول سال‌های گذشته روند کلی حکمرانی به‌طور کل نزولی بوده است و نمره ایران از ۷۸/۰- در سال ۱۹۹۶ به ۱۱۴/۱- در سال ۲۰۱۹ کاهش یافته است. مقدار شاخص حکمرانی خوب بین ۲ عدد ۲/۵- و ۲/۵+ بوده که هر چه به سمت عدد ۲/۵- میل کند، نشان‌دهنده ضعیف‌تر شدن این شاخص است. این که شاخص حکمرانی در ایران در تمام این دوره منفی بوده و با توجه به این که میانگین جهانی شاخص حکمرانی در کل این سال‌ها عددی مثبت بوده است، خود نشان‌گر آن است که وضعیت حکمرانی در کشور ایران مناسب نیست. کیفیت حکمرانی ایران بین سال‌های ۲۰۱۸ تا ۲۰۱۹ کاهش یافته است و بیشترین کاهش را در ثبات سیاسی و نبود خشونت و تروریسم داشته است. در سال ۲۰۲۰، که آخرین سال

سیاسی و نیز برابری همه افراد در برابر قانون و مقررات، تبلور می‌یابد (۱۲). بدون شک، بسیاری از هزینه‌های دولت که در راستای بهبود سرمایه انسانی (مانند آموزش و بهداشت) انجام می‌گیرد، در نتیجه وجود رشوه، فساد اداری و عدم نظارت، تأثیرگذاری خود را از دست می‌دهد. به عبارت دیگر، مخارج عمومی در صورت پایین بودن شاخص‌های حکمرانی کارایی لازم را نخواهند داشت (۱۳، ۱۴، ۱۵). در زمینه تأثیر تعاملی نهادها و منابع طبیعی بر برون‌دادهای سلامت می‌توان گفت که نهادهای ضعیف استفاده از رانت منابع طبیعی را به انحراف می‌کشند و این انحرافات و استفاده نادرست و رانت‌جویانه از وفور منابع طبیعی به همراه عدم پاسخ‌گویی مناسب دولت، به تضعیف برون‌دادهای سلامت می‌انجامد (۱۶). از طرفی ممکن است که وفور منابع طبیعی به کیفیت نهادی آسیب برساند و موجب کاهش سطح سلامت در جامعه شود. به این صورت که منابع طبیعی در بعضی از کشورها باعث تضعیف بنیان‌های مردم‌سالاری می‌شود و سیاست‌مداران را به جهت تأمین منابع شخصی و گروهی سوق می‌دهد. از آنجایی که دولت‌های برخوردار از رانت منابع طبیعی در جهت باقی‌ماندن بر مسند قدرت، دسترسی به منابع مالی کافی بدون نیاز به درآمدهای مالیاتی را دارند، بدون نگرانی بابت پاسخ‌گویی به جامعه، در انباشت سرمایه انسانی (سلامت و آموزش) کوتاهی کرده و مخارج کمتری صرف مخارج اجتماعی مانند سلامت می‌کنند (۱۷، ۱۳).

اودرائوگو و همکاران (۲۰۲۰) در بررسی رابطه کیفیت نهادی و برون‌دادهای سلامت در ۴۵ کشور جنوب صحرای آفریقا با استفاده از روش حداقل مربعات دومرحله‌ای (2SLS: Two-Stage Least Squares) به این نتیجه رسیدند که طی سال‌های ۲۰۱۸-۱۹۹۶، مرتبط‌ترین ابعاد نهادی که برون‌دادهای سلامت را در این منطقه بهبود می‌بخشد، به ترتیب عبارتند از: حاکمیت قانون، کنترل فساد، اثربخشی دولت، حق اظهارنظر و پاسخ‌گویی و ثبات سیاسی و عدم خشونت (۱۴). شارما و همکاران (۲۰۲۲) با استفاده از داده‌های بانک جهانی و مؤسسه فریزر و با استفاده از روش‌های اثرات ثابت (FE: Fixed Effects) و تصادفی (RE: Random Effects) در داده‌های پانل، رابطه بین کیفیت نهادی و برون‌دادهای سلامت را برای کشورهای عضو اتحادیه اروپا طی سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸ بررسی کردند. نتایج حاکی از ارتباط مثبت بین کیفیت نهادها و



مطالعه از امید به زندگی (life expectancy) در بدو تولد به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری برون‌داد سلامت استفاده شد. امید به زندگی یک شاخص آماری است که نشان می‌دهد متوسط طول عمر در یک جامعه چقدر است. این شاخص یکی از مهم‌ترین شاخص‌های سلامت و برآیند عوامل مختلف اقتصادی، اجتماعی، زیست‌محیطی و سایر عوامل مؤثر است. هرچه شاخص‌های بهداشتی و درمانی بهبود یابند، امید به زندگی افزایش خواهد یافت و از این‌رو، این شاخص یکی از شاخص‌های سنجش پیشرفت و عقب‌ماندگی کشورهاست (۲۱).

شاخص اندازه‌گیری درآمد سرانه (income): در این مطالعه از تولید ناخالص داخلی (GDP: Gross Domestic Product) سرانه بدون نفت (به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۵ و برحسب دلار آمریکا) به‌عنوان شاخص درآمد سرانه استفاده شد.

شاخص اندازه‌گیری رانت نفت (oil.rent): در این مطالعه از نسبت رانت ناشی از فروش نفت به GDP (برحسب درصد) به‌عنوان شاخص رانت نفت استفاده شده است. بر اساس تعریف بانک جهانی، رانت نفت از تفاضل ارزش تولید نفت خام به قیمت‌های جهانی با کل هزینه‌های تولید آن به‌دست می‌آید (۲۲).

شاخص اندازه‌گیری حکمرانی خوب (کیفیت نهادی) (good.gov): تعاریف مختلفی از حکمرانی خوب مطرح شده است و منابع متعددی نظیر شاخص‌های حاکمیت جهانی (WGI: Worldwide Governance Indicators)، راهنمای ریسک بین‌المللی کشوری (ICRG: International Country Risk Guide) و ارزیابی نهادی و سیاست کشوری کل متعلق به بانک جهانی (CPIA: World Bank's Country Policy and Institutional Assessment)، اقدام به ارائه آمارهایی در زمینه اندازه‌گیری شاخص‌های حکمرانی خوب کرده‌اند. در این مطالعه به دلیل پوشش آماری گسترده‌تر، از داده‌های ICRG برای اندازه‌گیری شاخص حکمرانی خوب استفاده شده است. این شاخص به روش میانگین حسابی ساده از ۵ مؤلفه فساد، دخالت نظامیان در سیاست، حاکمیت نظم و قانون، پاسخ‌گویی حکومت در برابر مردم و کیفیت دیوان‌سالاری به‌دست آمده است. مقدار هر یک از این مؤلفه‌ها بین ۲ عدد ۰ تا ۶ می‌باشد؛ به‌جز مؤلفه آخر

موردبررسی شاخص حکمرانی در این پژوهش است، رتبه ایران در میان ۲۰۲ کشور ۱۸۱ بوده است (۲۰). با توجه به این نکات بررسی اثر درآمدهای نفتی و شاخص‌های حکمرانی خوب بر برون‌دادهای سلامت در ایران از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. تاکنون مطالعات داخلی محدودی در این زمینه انجام شده است؛ اما هنوز نیاز به انجام مطالعات جدیدتری در این راستا حس می‌شود. از طرفی تاکنون در هیچ‌یک از مطالعات تجربی داخلی، اثر تعاملی حکمرانی خوب و درآمدهای نفتی که به نحوه‌ی استفاده و مدیریت درآمدهای نفتی اشاره دارد، بر برون‌دادهای سلامت مورد آزمون قرار نگرفته است. بر این اساس، هدف اصلی این پژوهش بررسی اثر تعاملی حکمرانی خوب و رانت نفت بر شاخص برون‌داد سلامت در ایران طی سال‌های ۲۰۲۰-۱۹۸۵ بوده است.

روش پژوهش

پژوهش حاضر از نوع توصیفی-تحلیلی بود که در قسمت توصیفی از روش اسنادی و کتابخانه‌ای استفاده شد و بخش تحلیلی متکی بر الگوهای اقتصادسنجی بوده است. دوره زمانی این تحقیق با توجه به وجود اطلاعات و داده‌های آماری، سال‌های ۱۹۸۵ تا ۲۰۲۰ را در بر گرفته است. مدل مورد استفاده در این پژوهش با ارائه تعدیلاتی برگرفته از مطالعه الجرائله (۲۰۱۹) است (۱۰). این تعدیلات عبارتند از اضافه‌کردن اثر تعاملی (ضربدری) شاخص حکمرانی خوب و رانت نفت با توجه به اثرگذاری احتمالی رانت نفت از طریق حکمرانی خوب بر برون‌دادهای سلامت بر اساس تئوری‌های اقتصادی (اثرگذاری نحوه‌ی استفاده و مدیریت درآمدهای نفتی بر برون‌دادهای سلامت) و هم‌چنین استفاده از شاخص ترکیبی حکمرانی خوب به‌جای ۲ زیرشاخص فساد و قانون و نظم عمومی بود. با توجه به جامعیت این شاخص در اندازه‌گیری کیفیت نهادی در قیاس با ۲ زیرشاخص نام برده شد. بر این اساس، مدل نهایی این پژوهش به فرم تبعی (۱) است.

(۱)

$$\text{health.out} = f(\text{income, oil.rent, good.gov, oil.rent} * \text{good.gov, } \epsilon)$$

در رابطه فوق متغیرها به‌اینصورت تعریف شده‌اند:
شاخص اندازه‌گیری برون‌داد سلامت (health.out): در این

(WDI: World Development Index) متعلق به بانک جهانی و ICRG جمع‌آوری شده است. پیش از برآورد مدل، انتظار بر آن است که بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام شده در زمینه عوامل مؤثر بر امید به زندگی، علامت ضرایب برآوردی به صورت زیر باشد:

$$\beta_1, \beta_2, \beta_3 > 0, \beta_4 < 0$$

بر اساس معادله رگرسیونی رابطه (۲) می‌توان گفت که تأثیر حکمرانی خوب بر امید به زندگی، غیرخطی و به میزان رانت نفت، وابسته است:

(۳)

$$\frac{\partial \text{Ln}(\text{health. out})}{\partial \text{Ln}(\text{good. gov})} = \beta_3 + \beta_4 \text{Ln}(\text{oil. rent})_t$$

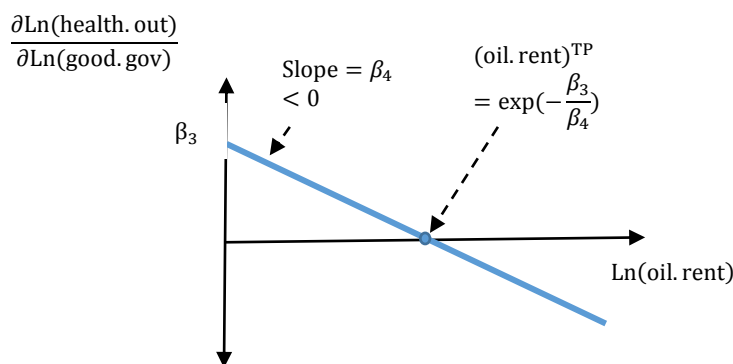
اگر رانت نفت منجر به تضعیف شاخص‌های حکمرانی شود، $\beta_4 < 0$ و در این حالت اثر مثبت حکمرانی خوب بر امید به زندگی با افزایش رانت نفت، کاهش می‌یابد. بر این اساس نقطه‌ای که در آن تأثیر حکمرانی خوب بر امید به زندگی بی‌اثر و پس‌از آن حتی منفی می‌شود (که به آن نقطه بازگشت (turning point) یا حد آستانه (threshold level) رانت نفت می‌گویند) را می‌توان به صورت (۴) محاسبه کرد:

(۴)

$$\frac{\partial \text{Ln}(\text{health. out})}{\partial \text{Ln}(\text{good. gov})} = 0 \Leftrightarrow \text{Ln}(\text{oil. rent}) = -\frac{\beta_3}{\beta_4}$$

$$\Leftrightarrow (\text{oil. rent})^{TP} = \exp\left(-\frac{\beta_3}{\beta_4}\right)$$

توصیف ساده‌ای از این توضیحات در نمودار ۱ نشان داده شده است:



نمودار ۱: اثر فرضی حکمرانی خوب بر برون‌داد سلامت با توجه به سطح رانت نفت

(کیفیت دیوان‌سالاری) که مقدار آن بین ۲ عدد ۰ تا ۴ است و بنابراین با نرمال‌سازی بین ۲ عدد ۰ تا ۶ مورد استفاده قرار می‌گیرد. بر اساس این توضیحات، مقدار شاخص حکمرانی خوب در این پژوهش بین ۲ عدد ۰ تا ۶ مورد استفاده قرار می‌گیرد که هر چه به سمت عدد ۶ میل کند، نشان‌دهنده بهبود نهادهای حکمرانی در کشور مورد نظر است (۲۰). اثر تعاملی (ضربدری) شاخص رانت نفت و شاخص حکمرانی خوب (oil.rent*good.gov): این متغیر نحوه‌ی استفاده و مدیریت درآمدهای نفتی را بر برون‌داد سلامت نشان می‌دهد.

و (ε) نشان‌دهنده‌ی جزء اخلال است.

مدل فوق در حالت لگاریتمی و خطی به شکل (۲) نشان داده

می‌شود:

(۲)

$$\text{Ln}(\text{health. out})_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Ln}(\text{income})_t + \beta_2 \text{Ln}(\text{oil. rent})_t + \beta_3 (\text{good. gov})_t + \beta_4 [\text{Ln}(\text{oil. rent})_t * (\text{good. gov})_t] + \varepsilon_t$$

دلیل اصلی لگاریتم گرفتن از متغیرها آن است که میزان پراکندگی بین داده‌های متغیرهای تحقیق تعدیل شود. در ضمن، با این اقدام، ضرایب مفهوم اقتصادی کشش (elasticity) پیدا می‌کنند؛ به این معنی که مقدار این ضرایب نشان‌دهنده میزان درصد تغییر در متغیر وابسته به ازای ۱ درصد تغییر در متغیر مستقل با فرض ثبات سایر متغیرها است و مستقل از واحد اندازه‌گیری می‌باشند. اطلاعات مربوط به داده‌های متغیرها از ۲ منبع آماری شاخص‌های توسعه جهانی

(۵)

$$\begin{aligned}
 \Delta \text{Ln}(\text{health. out})_t &= \beta_0 + \sum_{i=1}^p a_i \Delta \text{Ln}(\text{health. out})_{t-i} \\
 &+ \sum_{i=1}^{q_1} b_i \Delta \text{Ln}(\text{income})_{t-i} \\
 &+ \sum_{i=1}^{q_2} c_i \Delta \text{Ln}(\text{oil. rent})_{t-i} \\
 &+ \sum_{i=1}^{q_3} d_i \Delta \text{Ln}(\text{good. gov})_{t-i} \\
 &+ \sum_{i=1}^{q_4} e_i \Delta [\text{Ln}(\text{oil. rent})_{t-i} \\
 &+ \text{Ln}(\text{good. gov})_{t-i}] \\
 &+ \omega_1 \text{Ln}(\text{health. out})_{t-1} \\
 &+ \omega_2 \text{Ln}(\text{income})_{t-1} \\
 &+ \omega_3 \text{Ln}(\text{oil. rent})_{t-1} \\
 &+ \omega_4 \text{Ln}(\text{good. gov})_{t-1} \\
 &+ \omega_5 [\text{Ln}(\text{oil. rent})_{t-1} \\
 &+ \text{Ln}(\text{good. gov})_{t-1}] + \mu_t
 \end{aligned}$$

که در رابطه فوق، ω_1 ، ω_2 ، ω_3 ، ω_4 و ω_5 ضرایب بلندمدت، β_0 عرض از مبدأ، Δ عملگر تفاضل، μ_t جمله اخلاص و p ، q_1 ، q_2 و q_3 و q_4 تعداد وقفه‌های بهینه است که به کمک ضوابطی مانند: آکائیک (AIC: Akaike Information Criterion)، شوارتز - بیزین (SBC: Schwartz Bayesian Criterion) و حنان - کوئین (HQC: Hannan Quinn Criterion) تعیین می‌شود. مقادیر با وقفه متغیر وابسته و مقادیر با وقفه و جاری متغیرهای مستقل نیز، پویایی‌های کوتاه‌مدت را نشان می‌دهند. فرآیند آزمون کرانه‌ها برای عدم وجود ارتباط سطحی بین متغیر مستقل و متغیرهای وابسته از طریق صفر قرار دادن ضرایب سطوح با وقفه متغیرهای مذکور در معادله فوق به دست می‌آید. بنابراین فرض صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی به صورت زیر تعریف می‌شوند:

(۶)

$$H_0 = \omega_1 = \omega_2 = \omega_3 = \omega_4 = \omega_5 = 0$$

در این پژوهش از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها (Bounds Testing to Cointegration) و روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) معرفی و ارائه شده (۲۳)، به منظور برآورد مدل استفاده گردید. این روش نسبت به سایر برآوردگرهای بردار هم‌انباشتگی مزیت‌هایی دارد. اول این که می‌توان این آزمون را برای مدل‌هایی که در آن‌ها متغیرها مانا از درجه ۱ و درجه ۰ و یا ترکیبی از هر ۲ حالت باشند، به کار برد. دوم این که، این روش پویایی‌های کوتاه‌مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی‌کند و می‌توان با تعداد مشاهدات اندک نیز این روش را به صورت تجربی به کار برد. سوم آن که، استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی وارد شده در مدل دارای ماهیت درون‌زایی هستند، ممکن می‌باشد (۲۴).

پیش از برآورد مدل به روش ARDL، به منظور جلوگیری از رگرسیون کاذب، بایستی درجه مانایی متغیرها تعیین و وجود هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت) بین آن‌ها اثبات شود. هم‌چنین، در صورت وجود متغیرهای مانا از درجه بزرگ‌تر از ۱، امکان استفاده از روش ARDL وجود ندارد. در این پژوهش به منظور تعیین درجه مانایی متغیرها، از آزمون‌های دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF: Augmented Dicky Fuller) و فیلیس-پرون (PP: Philips and Peron) و در حالی که در آن مدل دارای عرض از مبدأ و متغیر روند زمانی می‌باشد، استفاده شده است. در این آزمون‌ها، فرضیه صفر نشان‌دهنده نامانایی متغیر (وجود ریشه واحد) و فرضیه مقابل نشان‌دهنده مانایی متغیر (عدم وجود ریشه واحد) است (۲۱). اولین گام در برآورد مدل به روش آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های ARDL، اثبات هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل است. به این منظور نیازمند برآورد مدل تصحیح خطای نامقید زیر (UECM: Unrestricted Error Correction Model) هستیم:

هستیم:

نشان می‌دهد. به‌منظور بررسی وجود مرتبه همگرایی یکسان بین متغیرها، منفی و معنی‌دار بودن ضریب ect_{t-1} در تخمین ضرایب کوتاه‌مدت، بیان‌گر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها خواهد بود (۲۴). شایان‌ذکر است که در این مقاله به‌منظور بررسی استحکام نتایج نسبت به تغییر در روش برآوردی، مدل تحقیق با استفاده از ۲ برآوردگر بردارهای هم‌انباشتگی به نام‌های حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده (FMOLS: Full Modified Ordinary Least Square) و رگرسیون هم‌جمعی کانونی (CCR: Canonical Cointegration Regression) نیز برآورد شده است. تجزیه و تحلیل‌های اقتصادسنجی در این پژوهش با استفاده از نرم‌افزار Eviews₁₀ انجام شده است. در این مطالعه چون از داده‌های ثانویه استفاده شد و در ارتباط مستقیم با انسان نبود، نیازی به رضایت آگاهانه و دریافت کد اخلاق وجود نداشت. اما تمامی ملاحظات اخلاقی از جمله شرط امانت، صداقت و عدم سرقت ادبی، رعایت و در نظر گرفته شد.

یافته‌ها

پیش از برآورد مدل و انجام آزمون‌های اقتصادسنجی لازم، به بررسی روند حرکتی و توصیف آماری متغیرهای تحقیق پرداخته شده است. در نمودارهای ۲ تا ۵ به ترتیب روند امید به زندگی، سهم رانت نفت از GDP (برحسب درصد)، شاخص حکمرانی خوب و درآمد سرانه و در جدول ۱، آمار توصیفی کلیه متغیرها شامل میانگین، میانه، حداکثر، حداقل، چولگی، کشیدگی و نرمال بودن طی سال‌های ۲۰۲۰ - ۱۹۸۵ ارائه شده است.

بررسی نمودار ۲ نشان داد که روند امید به زندگی در ایران طی دوره موردبررسی صعودی بوده است. به‌گونه‌ای که امید به زندگی در ایران با نرخ رشد متوسط سالیانه حدود ۰/۵۶ درصد ازرقمی معادل ۶۱/۲۲ در سال ۱۹۸۵ به رقمی معادل ۷۴/۸۳۲ در سال ۲۰۲۰ رسیده است که این نشان‌دهنده ارتقای سطح بهداشت عمومی و واکسیناسیون طی دهه‌های گذشته می‌باشد. میانگین امید به زندگی در ایران نیز بر اساس جدول ۱، طی دوره موردبررسی حدود ۷۰ سال بوده است.

نمودار ۳ گویای آن است که روند سهم رانت نفت از GDP طی دوره موردبررسی نامنظم و از نوسان بالایی برخوردار بوده است. بر اساس جدول ۱ نیز بیشترین میزان سهم رانت نفت از GDP معادل ۳۲/۴۱۷ درصد بوده که مربوط به سال ۲۰۰۵ و

در این روش، ۲ حد بحرانی ارائه شده است؛ حد بالایی برای سری‌های زمانی $I(1)$ و حد پایینی برای سری‌های $I(0)$ ، چنانچه مقدار آماره F محاسبه شده از مقدار حد بالایی بیشتر باشد، فرض صفر عدم هم‌انباشتگی رد می‌شود؛ و چنانچه مقدار F کمتر از حد پایینی باشد، فرض صفر رد نمی‌شود و در صورتی که آماره F درون محدوده‌ها قرار گیرد، نمی‌توان نتیجه‌ای گرفت مگر اینکه، درجه انباشتگی متغیرها را بدانیم (۲۳).

اگر وجود روابط تعادلی بلندمدت اثبات شد، در مرحله دوم، ضرایب بلندمدت و الگوی تصحیح خطا (ECM: Error Correction Model) متناظر با آن، به کمک روش ARDL برآورد می‌شود (۲۵). یک مدل ARDL تعمیم‌یافته را می‌توان به صورت (۷) نمایش داد:

$$\varphi(L, P)y_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)x_{it} + U_t \quad i = 1, 2, \dots, k$$

که در رابطه فوق، φ_0 عرض از مبدأ و y_t متغیر وابسته و $L^p = y_{t-p}$ تعریف می‌شود. این معادله با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمامی مقادیر به تعداد $(d+1)^{k+1}$ مدل مختلف ARDL برآورد می‌شود که در آن d حداکثر وقفه تعیین شده از سوی پژوهشگر و k تعداد متغیرهای توضیحی به کار رفته شده در مدل است. در مرحله‌ی بعد با یکی از معیارهای اطلاعات وقفه‌های بهینه تعیین و یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موردبررسی برآورد می‌شود. هر رابطه بلندمدت، یک ECM کوتاه‌مدت دارد که دستیابی به آن تعادل را تضمین می‌کند و برعکس. وقتی الگوی تعادلی بلندمدت مرتبط با مدل ARDL استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن را نیز ارائه می‌شود. فرم کلی معادله تصحیح خطای ARDL به صورت (۸) می‌باشد:

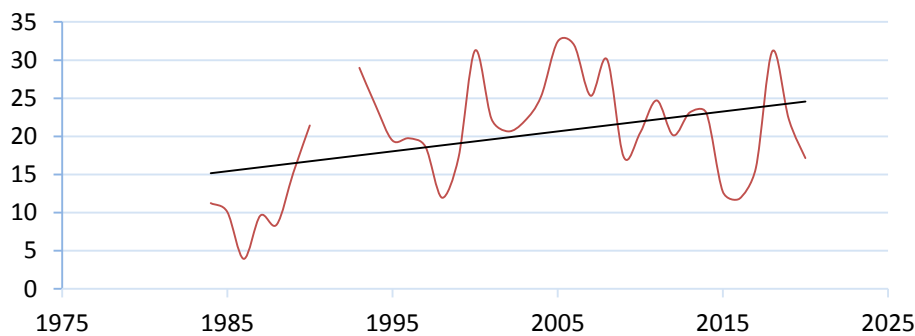
$$\Delta y_t = \Delta \varphi_0 - \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{i0} \Delta x_{it} - \sum_{i=1}^k \sum_{j=2}^q \beta_{i,t-j} \Delta x_{i,t-j} - \varphi(1, p)ect_{t-1}$$

که در آن $ect_t = y_t - \hat{\varphi} - \sum_{i=1}^k \hat{\beta}_i x_{it}$ عملگر تفاضلی مرتبه اول می‌باشد. همچنین، $\varphi(1, p)$ سرعت تعدیل را

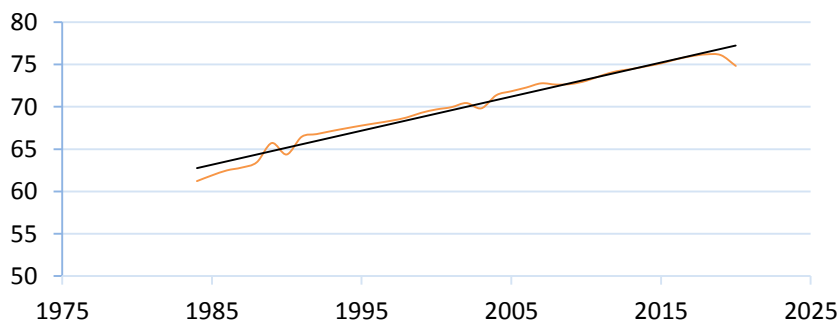


نمودار ۵ گویای آن است که روند درآمد سرانه در ایران طی دوره موردبررسی به‌طورکلی با شیب ملایم، صعودی بوده است. بر اساس جدول ۱ نیز متوسط، بیشترین و کمترین میزان درآمد سرانه به ترتیب معادل حدود ۴۳۴۷/۶۳۸، ۵۴۵۰/۹۳۸ و ۲۹۸۶/۹۹۸ دلار بوده است. این متغیر دارای بیشترین پراکندگی در بین متغیرهای تحقیق بوده است که البته چون کلیه متغیرها به‌صورت لگاریتم طبیعی وارد مدل می‌شوند، پراکندگی این مدل تا حد قابل‌ملاحظه‌ای کاهش می‌یابد. طبق جدول ۱ و بر اساس سطح احتمال شاخص آماری نرمالیتی می‌توان گفت که تمام متغیرهای موردبررسی از توزیع نرمال برخوردار بودند؛ چراکه سطح احتمال فرضیه صفر این آزمون که نشان‌دهنده نرمال بودن متغیر موردبررسی است، از مقدار ۰/۱ بزرگ‌تر می‌باشد؛ که به معنای پذیرش فرضیه صفر است.

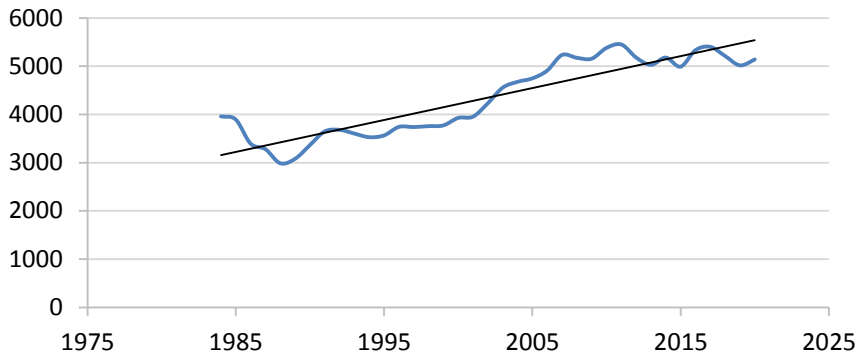
اوج‌گیری قیمت نفت است. کمترین مقدار این متغیر نیز معادل ۳/۹۴۳ و متعلق به سال ۱۹۸۶ می‌باشد (داده‌های سهم رانت نفت از GDP برای سال‌های ۱۹۹۱ و ۱۹۹۲ گزارش نشده است). بررسی نمودار ۴ نشان می‌دهد که روند شاخص حکمرانی خوب در ایران طی ابتدای دوره موردبررسی صعودی بوده است؛ اما بعد از سال ۱۹۹۵ این روند به‌طور متوسط کاهشی بوده است. بر اساس جدول ۱ نیز متوسط، بیشترین و کمترین میزان شاخص حکمرانی خوب به ترتیب معادل حدود ۳/۳۳۲، ۴/۵۰۰ و ۱/۷۰۰ بوده است. شایان‌ذکر است که در بین زیرشاخص‌های حکمرانی خوب، کمترین مقدار از نظر میانگین طی دوره موردبررسی با مقداری معادل ۲/۵۴۰ متعلق به شاخص فساد و بیشترین مقدار در حدود ۴/۵۸۱ مربوط به شاخص دخالت نظامیان در سیاست بوده است.



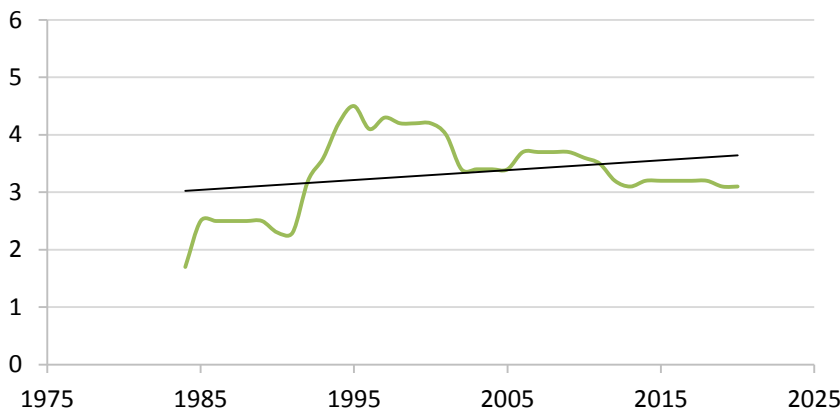
نمودار ۳: روند سهم رانت نفت از GDP در ایران (۱۹۸۵-۲۰۲۰)



نمودار ۲: روند امید به زندگی در ایران (۱۹۸۵-۲۰۲۰)



نمودار ۵: روند درآمد سرانه در ایران (۱۹۸۵-۲۰۲۰)



نمودار ۴: روند شاخص حکمرانی خوب در ایران (۱۹۸۵-۲۰۲۰)

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرها

متغیر				شاخص آماری
income	good.gov	oil.rent	health.out	
درآمد سرانه (برحسب دلار و به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۵)	میانگین ساده شاخص‌های حکمرانی خوب	سهم رانت نفت از GDP (برحسب درصد)	امید به زندگی (برحسب سال)	
مقدار شاخص آماری متغیر				
۴۳۴۷/۶۳۸ ± ۷۹۱/۶۶۹	۳/۳۳۲ ± ۰/۶۵۸	۲۰/۰۲۸ ± ۷/۳۴۴	۶۹/۹۸۷ ± ۴/۴۱۹	انحراف معیار ± میانگین
۴۲۳۱/۴۷۹	۳/۴۰۰	۲۰/۴۷۶	۶۹/۹۵۵	میانه
۵۴۵۰/۹۳۸	۴/۵۰۰	۳۲/۴۱۷	۷۶/۱۹۵	حداکثر
۲۹۸۶/۹۹۸	۱/۷۰۰	۳/۹۴۳	۶۱/۲۲۰	حداقل
- ۰/۰۵۷	- ۰/۳۰۰	- ۰/۱۲۱	- ۰/۳۶۸	چولگی
۱/۴۶۸	۲/۶۵۳	۲/۴۱۱	۲/۰۷۵	کشیدگی
۳/۶۳۶ (۰/۱۶۲)	۰/۷۴۲ (۰/۱۶۰)	۰/۵۹۲ (۰/۷۴۴)	۲/۱۵۴ (۰/۳۴۱)	نرمالیتی (مقدار * p)
۳۶	۳۶	۳۶	۳۶	تعداد مشاهدات

* معنی‌دار در سطح $p < 0.05$

خوب، در سطح نامانا می‌باشند و پس از یک‌بار تفاضل گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند. بنابراین، به دلیل عدم مانایی متغیرهای مورد استفاده از یک درجه و با توجه به این که هیچ‌کدام از متغیرهای مدل، مانا از درجه ۲ نیستند، می‌توان از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده کرد. خلاصه‌ی نتایج آزمون‌های ریشه واحد در جدول ۲ ارائه شده است.

قبل از انجام آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها باید مطمئن شویم که متغیرهای مورد بررسی، دارای درجه مانایی بیشتر از $I(1)$ نیستند. بنابراین باید پیش از ذکر نتایج این آزمون‌ها، درجه مانایی متغیرها تعیین شود. همان‌طور که پیش‌ازین نیز گفته شد، در این مطالعه برای تعیین درجه مانایی متغیرهای مدل، از آزمون‌های ریشه واحد ADF و PP استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها نشان داد که کلیه متغیرها به‌جز شاخص حکمرانی

جدول ۲: نتایج آزمون‌های ریشه واحد

درجه مانایی	نام آزمون		متغیر با یک تفاضل	نام آزمون		متغیر در سطح
	PP (مقدار p)	ADF (مقدار p)		PP (مقدار p)	ADF (مقدار p)	
I(1)	- ۱۰/۳۲۴ ($< ۰/۰۰۱$)*	- ۱۰/۰۵۶ ($< ۰/۰۰۱$)*	$\Delta \text{Ln}(\text{health.out})$	- ۲/۱۱۱ (۰/۵۲۲)	- ۲/۱۱۱ (۰/۵۲۲)	Ln(health.out)
I(1)	- ۳/۹۶۱ (۰/۰۱۹)*	- ۴/۱۴۴ (۰/۰۱۳)*	$\Delta \text{Ln}(\text{income})$	- ۲/۷۹۹ (۰/۲۰۷)	- ۲/۷۱۱ (۰/۲۳۹)	Ln(income)
I(1)	- ۱۱/۲۰۱ ($< ۰/۰۰۱$)*	- ۶/۴۴۳ ($< ۰/۰۰۱$)*	$\Delta \text{Ln}(\text{oil.rent})$	- ۳/۰۲۲ (۰/۱۴۲)	- ۲/۶۳۱ (۰/۲۷۱)	Ln(oil.rent)
I(0)	-	-	$\Delta \text{Ln}(\text{good.gov})$	- ۶/۱۱۱ ($< ۰/۰۰۱$)*	- ۶/۲۱۴ ($< ۰/۰۰۱$)*	Ln(good.gov)
I(1)	- ۲۰/۳۶۰ ($< ۰/۰۰۱$)*	- ۷/۵۷۷ ($< ۰/۰۰۱$)*	$\Delta(\text{Ln}(\text{oil.rent}) * \text{Ln}(\text{good.gov}))$	- ۲/۱۹۲ (۰/۴۷۸)	- ۲/۲۷۷ (۰/۴۳۴)	Ln(oil.rent) * Ln(good.gov)

* معنی‌دار در سطح $p < ۰/۰۵$

اساس مقادیر بحرانی و آماره F محاسبه شده در بخش بالایی جدول ۳، وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل در سطح ۵ درصد تأیید می‌شود؛ زیرا مقدار آماره F محاسبه شده (۴/۶۵۴)، بزرگ‌تر از حد بالایی مقدار بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) در سطح ۱ درصد (۴/۳۷) است.

سپس با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران (۲۰۰۱) به بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل پرداخته شد. تعداد رگرورها ۴ بوده و مدل فوق تنها دارای جمله ثابت است. با توجه به این موضوع مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) در سطوح معنی‌داری مختلف در بخش پائینی جدول ۳ آمده است. بر

جدول ۳: نتایج آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها

آماره F مدل	طول وقفه بهینه مدل	
۴/۶۵۴	(۴،۴،۴،۲،۳)	
مقادیر بحرانی آزمون پسران و همکاران (۲۳)		
مقدار p	کرانه پایین I(0)	کرانه بالا I(1)
۱۰ درصد	۲/۲۰	۳/۰۹
۵ درصد	۲/۵۶	۳/۴۹
۱ درصد	۳/۲۹	۴/۳۷

علامت ضرایب کلیه متغیرهای مدل در هر ۳ روش (ARDL، FMOLS و CCR) از ثبات برخوردار بوده است. این نتایج نشان می‌دهد که علامت به‌دست‌آمده برای ضرایب متغیرهای مدل به نوع روش برآورد حساسیتی نداشته است؛ که این صحت و ثبات نتایج به‌دست‌آمده را نشان می‌دهد. باین‌حال تمرکز تحلیل نتایج بر روی نتایج کوتاه‌مدت و بلندمدت برآورد شده به‌وسیله آزمون کرانه‌ها و روش ARDL می‌باشد. بر اساس این برآوردگر، در نمودار ۶، اثر نهایی حکمرانی خوب بر امید به زندگی در سال‌های مختلف مورد بررسی نشان داده شده است. مطابق این نمودار بیشترین میزان اثر حکمرانی خوب بر امید به زندگی در ایران با مقدار ۰/۸۹۷ برای سال ۱۹۸۶ و کم‌ترین میزان آن با مقدار ۰/۱۸۷ - برای سال ۲۰۰۵ بوده است. دلیل این نتیجه‌گیری نیز واضح است؛ چراکه همان‌طور که در قسمت پیشین تشریح شد، اقتصاد ایران در سال‌های ۱۹۸۶ و ۲۰۰۵ به ترتیب کم‌ترین و بیشترین میزان سهم رانت نفت از GDP را تجربه کرده است. از آنجاکه رانت نفت از طریق تضعیف شاخص‌های حکمرانی خوب، اثر این شاخص‌ها را بر برون‌دادهای سلامت کاهش می‌دهد، هر چه میزان سهم رانت نفت از GDP بیشتر باشد، اثر حکمرانی خوب بر امید به زندگی کمتر است.

پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت بین تمام مدل‌ها، نوبت به برآورد این رابطه می‌رسد. در جدول ۴ نتایج برآورد رابطه بلندمدت گزارش شده است. البته علاوه بر رابطه بلندمدت، نتایج رابطه کوتاه‌مدت، اثرات نهایی حکمرانی خوب در بلندمدت و آزمون‌های تشخیصی نیز در این جدول آمده‌اند. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده کلیه ضرایب برآوردی در کوتاه‌مدت و بلندمدت از معنی‌داری لازم برخوردارند. ضریب برآوردی جزء تصحیح خطا (CointEq(-1)) نیز مطابق انتظار منفی و در سطح بالایی معنی‌دار است. این ضریب برابر با مقداری حدود ۰/۷۷ - است؛ که نشان می‌دهد در هر سال ۰/۷۷ درصد از عدم تعادل یک دوره (یک سال) در امید به زندگی، در دوره بعد تعدیل می‌شود. بنابراین تعدیل به سمت تعادل بلندمدت با سرعت نسبتاً بالایی صورت می‌گیرد. بر اساس آزمون‌های تشخیصی موجود در جدول ۴، فرضیه‌های صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی سریالی، وجود فرم تبعی مناسب، توزیع نرمال و همسانی واریانس را نمی‌توان رد کرد، که این امر اعتبار نتایج را نشان می‌دهد. همچنین، بر اساس ضرایب تعیین تعدیل‌شده، قدرت توضیح‌دهندگی مدل برآوردی در سطح قابل قبولی و معادل ۰/۸۸۱ است.

نتایج برآورد مدل با استفاده از ۲ برآوردگر FMOLS و CCR نیز در جدول ۵ ارائه شده است. نکته مهم آن است که

جدول ۴: نتایج برآورد رابطه تعادلی بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌روش ARDL

ضرایب برآوردی				نماد	متغیر
متغیر وابسته: امید به زندگی Ln(health.out)		ضرایب بلندمدت			
مقدار p	ضرایب کوتاه‌مدت	مقدار p	ضرایب بلندمدت		
۰/۰۹۸*	۰/۰۶۳	۰/۰۶۶*	۰/۱۱۹	Ln(income)	شاخص درآمد سرانه
۰/۰۱۳**	۰/۱۰۱	۰/۰۰۵***	۰/۶۶۸	Ln(oil.rent)	شاخص رانت نفت
۰/۰۴۸**	۰/۲۲۳	<۰/۰۰۱***	۱/۶۰۴	Ln(good.gov)	شاخص حکمرانی خوب
۰/۰۱۲**	- ۰/۰۸۴	۰/۰۰۳***	- ۰/۵۱۵	Ln(oil.rent)*Ln(good.gov)	اثر تعاملی رانت نفت و حکمرانی خوب
-	-	۰/۰۰۲***	۱/۵۴۵	C	عرض از مبدأ
مقدار p < ۰/۰۰۱***		ضریب برآوردی - ۰/۷۷۱		CointEq(-1)	جزء تصحیح خطا
$\exp\left(-\frac{\beta_3}{\beta_4}\right) = \exp(۳/۱۱۴)$		۲۲/۵۳۳		oil/gdp ^{TP}	نقطه بازگشت سهم رانت نفت از GDP (برحسب درصد)

اثرات نهایی حکمرانی خوب در بلندمدت

$\beta_3 + \beta_4 (\text{Ln}(\text{oil. rent}))^{\text{Average}} = - (0/515)2/915$	0/103	متوسط (AME)
$\beta_3 + \beta_4 (\text{Ln}(\text{oil. rent}))^{\text{Max}} = 1/604 - (0/515)3/487$	-0/187	مینیم (MinME)
$\beta_3 + \beta_4 (\text{Ln}(\text{oil. rent}))^{\text{Min}} = 1/604 - (0/515)1/372$	0/897	ماکسیم (MaxME)

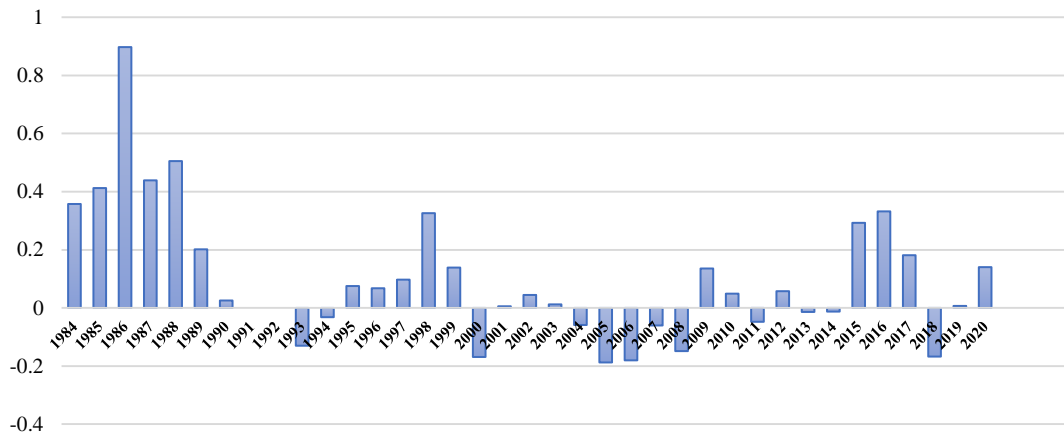
آزمون‌های تشخیصی		
نام آزمون	مقدار آماره آزمون	مقدار p
ضریب تعیین تعدیل شده	R-bar-square	0/881
همبستگی سریالی	Serial correlation	0/188
فرم تبعی	Function Form	0/741
نرمال بودن	Normality	0/672
واریانس ناهمسانی	Heteroscedasticity	0/147

* معنی‌دار در سطح $p < 0/10$
 ** معنی‌دار در سطح $p < 0/05$
 *** معنی‌دار در سطح $p < 0/01$

جدول ۵: نتایج برآورد رابطه تعادلی بلندمدت به روش‌های FMOLS و CCR

متغیر	نماد	متغیر وابسته: امید به زندگی Ln(health.out)	
		روش CCR	روش FMOLS
		ضرایب بلندمدت	ضرایب بلندمدت
		مقدار p	مقدار p
شاخص درآمد سرانه	Ln(income)	0/225	0/214
شاخص رانت نفت	Ln(oil.rent)	0/301	0/281
شاخص حکمرانی خوب	Ln(good.gov)	0/794	0/714
اثر تعاملی رانت نفت و حکمرانی خوب	Ln(oil.rent)*Ln(good.gov)	-0/251	-0/221
عرض از مبدأ	C	1/215	1/238
نقطه بازگشت سهم رانت نفت از GDP (برحسب درصد)	oil/gdp ^{TP}	23/641	25/305
ضریب تعیین تعدیل شده	R-bar-square	0/831	0/839

* معنی‌دار در سطح $p < 0/10$
 ** معنی‌دار در سطح $p < 0/05$
 *** معنی‌دار در سطح $p < 0/01$



نمودار ۶: اثر نهایی حکمرانی خوب بر امید به زندگی در ایران (۱۹۸۵-۲۰۲۰)

بحث

برای اندازه‌گیری شاخص سرمایه انسانی از متغیرهای مختلفی مانند آموزش و امید به زندگی استفاده می‌شود که قابلیت جایگزینی دارند. نتایج این مطالعات هم‌سو با نتایج پژوهش حاضر است. در مقابل، ال-شبول و الرواشده (۲۰۲۲) نشان داده‌اند رانت منابع طبیعی در هیچ‌یک از کشورهای شورای همکاری خلیج فارس اثر مثبت قابل توجهی بر امید به زندگی نداشته است و نفرین منابع در کوتاه‌مدت و بلندمدت در همه کشورهای شورای همکاری خلیج فارس وجود دارد (۱۶). الجرالله (۲۰۲۰) در مطالعه دیگری نشان داد وابستگی به منابع طبیعی باعث کاهش سرمایه انسانی در ۳ کشور کویت، امارات و عربستان سعودی شده است (۲۶). خضری و محمدی (۱۴۰۰) نشان دادند وابستگی به منابع طبیعی، اثر منفی بر بعد سلامت سرمایه انسانی در اقتصاد ایران داشته است (۲۷). نتایج این مطالعات غیر هم‌سو با نتایج پژوهش حاضر است.

اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت شاخص حکمرانی خوب بر شاخص سلامت در ایران، مثبت و معنی‌دار بود. ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت شاخص حکمرانی خوب به ترتیب $1/604$ و $0/223$ برآورد شده است. به این معنی که با افزایش ۱ درصدی در این شاخص، در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب، امید به زندگی در ایران حدود $1/60$ و $0/22$ درصد افزایش می‌یابد. نتیجه به‌دست‌آمده مطابق با انتظار بود؛ چراکه بهبود شاخص‌های حکمرانی خوب، با افزایش پاسخ‌گویی دولت و

اثرات مستقیم بلندمدت و کوتاه‌مدت شاخص رانت نفت بر شاخص سلامت در ایران، مثبت و معنی‌دار بود. ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت شاخص رانت نفت به ترتیب $0/668$ و $0/101$ برآورد شده است. به این معنا که با افزایش ۱ درصدی در این شاخص، در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب، امید به زندگی در ایران حدود $0/67$ و $0/10$ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه نشان می‌دهد که رانت نفت در ذات خود برای کشور ایران موهبت می‌باشد و منجر به افزایش امید به زندگی می‌شود و از اثرات سوء آن بر برون‌داد سلامت به‌صورت مستقیم خبری نیست. رانت حاصل از فروش نفت در ایران، یکی از منابع درآمدی مهم دولت به‌حساب می‌آید و افزایش رانت حاصل از آن منجر به افزایش مخارج عمومی در بخش‌های مختلف از جمله سلامت می‌شود و به بهبود برون‌دادهای سلامت کمک می‌کند. مطالعه اسد زاده و همکاران (۱۳۹۳) نشان می‌دهد تکانه‌های مثبت نفتی می‌تواند برای یک دوره نسبتاً طولانی به افزایش مخارج بهداشتی در ایران منجر شود (۳). در مطالعه لیا تو و همکاران (۲۰۲۱) هر افزایش انحراف استاندارد در رانت منابع منجر به $6/72$ درصد افزایش در امید به زندگی در کشورهای جنوب صحرای آفریقا شده است (۷). الجرالله (۲۰۱۹) نشان داد ۱ درصد افزایش در رانت منابع طبیعی، سرمایه انسانی (متوسط سال‌های تحصیل) را در کشور امارات حدود $0/16$ درصد افزایش داده است (۱۰). شایان‌ذکر است که

توسط دولت و در نتیجه عدم پاسخ‌گویی به جامعه، موجب انحراف منابع و مخارج از بخش‌های محرک رشد اقتصادی نظیر سلامت و آموزش به سایر بخش‌های غیر محرک و در نتیجه تضعیف سرمایه انسانی و برون‌دادهای سلامت می‌شود. حتی می‌توان انتظار داشت باگذشت شاخص رانت نفت از نقطه آستانه که معادل $22/533$ درصد از GDP محاسبه گردید، تأثیر حکمرانی خوب بر امید به زندگی در ایران منفی شود. همچنین متوسط، ماکسیمم و مینیمم اثر نهایی حکمرانی خوب بر امید به زندگی در ایران طی دوره مورد بررسی در بلندمدت به ترتیب حدود $0/103$ ، $0/197$ و $-0/187$ برآورد شده است. بر این اساس می‌توان گفت که اگرچه طی دوره مورد بررسی به‌طور متوسط اثر شاخص‌های حکمرانی خوب بر امید به زندگی مثبت و حدود $0/103$ بوده است؛ اما رانت نفت قسمت عمده‌ای از اثرگذاری مثبت حکمرانی خوب بر برون‌داد سلامت در ایران را خنثی کرده است. نتایج مطالعه ال-شبول و الرواشده (۲۰۲۲) در این زمینه برای کشورهای شورای همکاری خلیج فارس نشان داد کاهش فساد و ارتقاء سطح دموکراسی به‌عنوان شاخص‌های کیفیت نهادی اثر مثبتی بر رابطه بین امید به زندگی و رانت منابع طبیعی دارد (۱۶).

اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت شاخص درآمد سرانه بر امید به زندگی مثبت و معنی‌دار بود. ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت شاخص درآمد سرانه به ترتیب $0/119$ و $0/063$ برآورد شده است. به این معنی که با افزایش ۱ درصدی در این شاخص، در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب، امید به زندگی در ایران حدود $0/12$ و $0/06$ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه بر اساس انتظارات تئوریک می‌باشد. چراکه درآمد یکی از مهم‌ترین عوامل خرد مؤثر بر سلامت بوده و معمولاً بین درآمد پائین و فقر بهداشت، همبستگی بالا و دائمی وجود دارد. آشکار است که دسترسی به درآمد کافی، خود پیش‌نیاز دسترسی به سایر عوامل تعیین‌کننده بهداشت مانند تغذیه و آموزش می‌باشد. افراد کم‌درآمد از استانداردهای پایین زندگی، امکانات مالی کم برای تأمین مخارج بهداشتی، تغذیه ناکافی و تحصیلات پایین برخوردار هستند که همه این موارد می‌توانند موجب کاهش سلامتی فرد شوند. نتایج مطالعه گل‌خندان (۱۳۹۸) در استان‌های کشور نشان داد افزایش درآمد سرانه باعث کاهش نرخ مرگ‌ومیر می‌شود (۲). علیزاده و گل‌خندان (۱۳۹۵) نیز در

اولویت‌بندی مخارج رفاه اجتماعی (نظیر مخارج عمومی سلامت و آموزش) به ارتقاء سطح سرمایه انسانی و امید به زندگی در کشور می‌انجامد. در مقابل با تضعیف شاخص‌های حکمرانی خوب و به دنبال آن گسترش فساد، عدم نظارت صحیح و پاسخ‌گویی مناسب، مخارج دولت به انحراف کشیده می‌شوند و این امر به کاهش سهم مخارج عمومی سلامت در بودجه دولت و بالتبع کاهش برون‌دادهای سلامت می‌انجامد. به‌عبارت دیگر مخارج بخش عمومی در صورت پایین بودن شاخص‌های حکمرانی کارایی لازم را نخواهند داشت. اودراتوگو و همکاران (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای که برای ۴۵ کشور جنوب صحرای آفریقا انجام دادند به این نتیجه رسیدند که ابعاد کیفیت نهادی شامل حاکمیت قانون، کنترل فساد، اثربخشی دولت، حق اظهارنظر و پاسخ‌گویی و ثبات سیاسی و عدم خشونت بر برون‌دادهای سلامت تأثیر مثبت دارند (۱۴). نتایج مطالعه شارما و همکاران (۲۰۲۲) نیز نشان داد بهبود کیفیت نهادهای اقتصادی منجر به بهبود برون‌دادهای سلامت در کشورهای عضو اتحادیه اروپا می‌شود (۱۵). شهرکی و قادری (۱۴۰۰) نشان دادند بهبود شاخص‌های حکمرانی خوب منجر به افزایش کارایی مخارج سلامت عمومی و بهبود وضعیت سلامت کودکان در کشورهای با درآمد متوسط به بالا می‌شود (۲۸). نتایج این مطالعات هم‌سو با نتایج پژوهش حاضر است.

اثرات تعاملی شاخص رانت نفت و حکمرانی خوب که نشان‌دهنده‌ی نحوه‌ی مدیریت و استفاده از رانت حاصل از فروش نفت می‌باشد، به‌عنوان اصلی‌ترین موضوع این پژوهش، در بلندمدت و کوتاه‌مدت بر شاخص برون‌داد سلامت (امید به زندگی) در ایران، منفی و معنی‌دار بود. ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت اثرات تعاملی شاخص رانت نفت و حکمرانی خوب به ترتیب $0/515$ - و $-0/084$ - برآورد شده است. این نتیجه نشان می‌دهد که رانت نفت از طریق تضعیف شاخص‌های حکمرانی خوب، به‌طور غیرمستقیم به برون‌دادهای سلامت آسیب می‌زند. در غیاب رانت نفت، اثر حکمرانی خوب بر برون‌داد سلامت (امید به زندگی) مثبت و معادل $1/604$ بود؛ اما با افزایش رانت نفت میزان اثرگذاری مثبت حکمرانی خوب بر امید به زندگی کاهش یافت. به‌عبارت دیگر، رانت نفت با تضعیف حکمرانی خوب از کانال‌های متعددی نظیر تضعیف بنیان‌های مردم‌سالاری، گسترش فساد، عدم نیاز به درآمدهای مالیاتی

مستقیم در بودجه دولت وارد شود، می‌توان از آن برای اصلاحات نهادی بلندمدت و ایجاد سایر اشکال دارایی‌های مولد استفاده کرد. همچنین، دولت می‌تواند از طریق اتخاذ سیاست‌گذاری جهت مالیات‌گیری صحیح و جایگزین نمودن درآمدهای مالیاتی به جای درآمدهای نفتی با کاهش سطح فساد، افزایش شفافیت فعالیت‌های دولت، افزایش پاسخ‌گویی و مسئولیت‌پذیری دولت و به‌طور کلی تقویت شاخص‌های حکمرانی خوب به افزایش کارایی مخارج بخش عمومی و بالأخص مخارج سلامت و در نهایت بهبود برون‌دادهای سلامت در کشور کمک کند. البته بایستی در این راستا به‌نظام سلامت و مشکلات ساختاری آن نیز توجه کرد. ممکن است درآمدهای نفت به‌خوبی در بخش سلامت توزیع نشده باشد یا اگر به‌خوبی به بخش سلامت تخصیص داده‌شده باشد کارایی تخصیص در آن وجود نداشته باشد.

سیاسگزاری

نویسندگان بر خود لازم می‌دانند از کلیه افرادی که در فرآیند انجام تحقیق همکاری و مشارکت داشتند، سپاس‌گزاری نمایند.

مشارکت نویسندگان

طراحی پژوهش: ص. م. م
جمع‌آوری داده‌ها: ص. م. م، الف. گ
تحلیل داده‌ها: الف. گ
نگارش و اصلاح مقاله: ص. م. م، الف. گ

سازمان حمایت‌کننده

این مطالعه از سوی هیچ سازمانی مورد حمایت مالی قرار نگرفته است.

تعارض منافع

هیچ‌گونه تعارض منافی از سوی نویسندگان گزارش نشده است.

مطالعه‌ای که برای کشور ایران انجام دادند به این نتیجه رسیدند که درآمد سرانه با ضریب برآوردی مثبت، مهم‌ترین تعیین‌کننده هزینه‌های بخش سلامت است (۴). نتایج این مطالعات هم‌سو با نتایج پژوهش حاضر است. بررسی نقش حکمرانی خوب در رابطه رانت نفت و برون‌دادهای سلامت به‌صورتی که اثر تعاملی شاخص حکمرانی خوب و رانت نفت بر امید به زندگی با استفاده از داده‌های سری زمانی سنجیده شود، تاکنون انجام نشده که این می‌تواند از نقاط قوت مطالعه حاضر باشد. باید اشاره کرد که فقدان داده‌های حکمرانی خوب برای یک بازه‌ی زمانی طولانی‌تر، امکان استفاده از متغیرهای توضیحی بیشتر در مدل را نمی‌داد که از محدودیت‌های این مطالعه بود و ممکن است تا حدودی نتایج را تحت تأثیر قرار دهد.

نتیجه‌گیری

بر اساس یافته‌های این مطالعه می‌توان گفت رانت نفت به‌طور مستقیم منجر به افزایش امید به زندگی در کشور می‌شود که نشان می‌دهد رانت نفت در ذات خود برای ارتقا و بهبود برون‌دادهای سلامت در کشور مفید است. اما رانت نفت به‌طور غیرمستقیم به شاخص‌های حکمرانی خوب آسیب می‌رساند و منجر به تضعیف آن‌ها می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، نحوه‌ی استفاده و مدیریت نادرست رانت نفت از طریق کاهش پاسخ‌گویی و شفافیت، چرخش مداوم سیاست‌های اقتصادی، گسترش رانت‌جویی، فساد و اقتدارگرایی و تأخیر در نیل به رشد اقتصادی باعث می‌شود که بخش سلامت به‌خوبی از این نعمت بهره‌مند نشود و حتی این نعمت به‌نقمت تبدیل شود. بر این اساس استفاده و مدیریت صحیح رانت نفت در جهت تقویت شاخص‌های حکمرانی خوب می‌تواند به بهبود برون‌دادهای سلامت کمک کند. در این راستا با تشکیل صندوقی کارا و منضبط به‌جای این‌که درآمدهای حاصل از صادرات نفت به‌طور

References

- 1) Amjad A, Khalil A. The impact of socio-economic factors on life expectancy for sultanate of Oman: an empirical analysis. Middle-East Journal of Scientific Research 2014; 22(2): 218-24. doi: 10.5829/idosi.mejsr.2014.22.02.21847.
- 2) Golkhandan A. The impact of fiscal decentralization on health indicators in Iran. Health Research Journal 2018; 3(1): 63-71. doi: 10.29252/hrjbaq.3.1.63. [Persian]
- 3) Assadzadeh A, Salmani Bishak MR, Parishani M, Mansouri B. The effects of oil revenue shocks on health expenditures in Iran. Health Information Management 2015; 11(7): 880-8. [Persian]
- 4) Alizadeh M, Golkhandan A. Robust determinants of health sector costs in Iran: Bayesian model averaging approach. Journal of healthcare management 2016; 7(2): 47-61. [Persian]

- 5) Madreimov T, Li L. Natural-resource dependence and life expectancy: a nonlinear relationship. *Sustainable Development* 2019; 27(4): 681-91. doi: 10.1002/sd.1932.
- 6) El Anshasy AA, Katsaiti MS. Are natural resources bad for health?. *Health Place* 2015; 32: 29-42. doi: 10.1016/j.healthplace.2014.12.011.
- 7) Lyatuu I, Loss G, Farnham A, Winkler S, Fink G. Short-term effects of national-level natural resource rents on life expectancy: a cross-country panel data analysis. *PLoS One* 2021; 16(5): e0252336. doi: 10.1371/journal.pone.0252336.
- 8) Shahabadi A, Sadeghi H. Comparative study of natural resource abundance on economic growth in Iran and Norway. *Economical Modeling* 2013; 7(22): 21-43. [Persian]
- 9) Shao S, Yang L. Natural resource dependence, human capital accumulation, and economic growth: a combined explanation for the resource curse and the resource blessing. *Energy Policy* 2014; 74: 632-42. doi: 10.1016/j.enpol.2014.07.007.
- 10) Aljarallah RA. Impact of natural resource rents and institutional quality on human capital: a case study of the United Arab Emirates. *Resources* 2019; 8(3): 152. doi: 10.3390/resources8030152.
- 11) Havranek T, Horvath R, Zeynalov A. Natural resources and economic growth: a meta-analysis. *World Development* 2016; 88(c): 134-51. doi: 10.1016/j.worlddev.2016.07.016.
- 12) Andrews M. The good governance agenda: beyond indicators without theory. *Oxford Development Studies* 2008; 36(4): 379-407. doi: 10.1080/13600810802455120.
- 13) Jafari Tadi M, Rajab M, Hafezi B. The impact of natural resources economic's dependence and institutional quality on health in Iran (a comparison between several developed and developing oil exporting countries). *Journal of Applied Economics Studies in Iran* 2021; 10(39): 215-45. doi: 10.22084/aes.2021.22960.3195. [Persian]
- 14) Ouedraogo D, Dianda I, Adeyele IT. Institutional quality and health outcomes in Sub-Saharan Africa. *Research in Applied Economics* 2020; 12(4): 22-45. doi: 10.5296/rae.v12i4.18103.
- 15) Sharma A, Sharma V, Tokas S. Institutional quality and health outcomes: evidence from the EU countries. *Economics and Business Letters* 2022; 11(2): 70-8. doi: 10.17811/ebl.11.2.2022.70-78.
- 16) Al-Shboul M, Al Rawashdeh R. The impact of institutional quality and resources rent on health: the case of GCC. *Resources Policy* 2022; 78(C). doi: 10.1016/j.resourpol.2022.102804.
- 17) Safdar S, Khan A, Andlib Z. Impact of good governance and natural resource rent on economic and environmental sustainability: an empirical analysis for South Asian economies. *Environ Sci Pollut Res Int* 2022; 29(55): 82948-65. doi: 10.1007/s11356-022-21401-9.
- 18) Jafari Tadi M, Rajabi M, Hafezi B. The effect of quality of institutional corruption and natural resources dependence on health in Iran. *JHA* 2021; 24(2): 94-103. [Persian]
- 19) Cbi. A vailable from URL: <https://www.cbi.ir>. Last access: Augu 16, 2022.
- 20) Worldbank. A vailable from URL: <https://info.worldbank.org/governance/wgi>. Last access: Augu 16, 2022.
- 21) Golkhandan A. Long-Term impact of economic misery on the life expectancy in Iran. *Health Research Journal* 2019; 4(2): 104-11. doi: 10.29252/hrjbaq.4.2.104. [Persian]
- 22) Worldbank. A vailable from URL: <https://www.worldbank.org/en/home>. Last access: Aug 16, 2022.
- 23) Pesaran MH, Shin Y, Smith RJ. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *J Appl Econometr* 2001; 16(3): 289-326. doi: 10.1002/jae.616.
- 24) Matuka A, Asafo S. Effects of services on economic growth in Albania: an ARDL approach. *The Journal of International Trade & Economic Development* 2021; 30(6): 865-81. doi: 10.1080/09638199.2021.1910723.
- 25) Narayan PK, Narayan S. Estimating income and price elasticities of imports for Fiji in a cointegration framework. *Econ Model* 2005; 22(3): 423-38. doi: 10.1016/j.econmod.2004.06.004.
- 26) Aljarallah RA. Natural resource dependency, institutional quality and human capital development in Gulf countries. *Heliyon* 2020; 6(7): e04290. doi: 10.1016/j.heliyon.2020.e04290.
- 27) Khezri M, Mohammadi P. Dependence on natural resources and its effects on health indicator in Iran economy. *QJERP* 2021; 29(98): 389-416. [Persian]
- 28) Shahraki M, Ghaderi S. The interaction effects of good governance and public health expenditure on children's health status: quantile regression for upper-middle income countries. *SJSPH* 2021; 19(1): 53-68. [Persian]



Research Article

The Interactive Effect of Good Governance and Oil Rent on Life Expectancy in Iran

Sahebe Mohamadian Mansour ^{1*}, Abolghasem Golkhandan ²

¹ Assistants Professor, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran

² Ph.D. of Public Sector Economics, School of Economics and Administrative Sciences, Lorestan University, Khoram Abad, Iran

* **Corresponding Author:** Sahebe Mohamadian Mansour
sahebemansour@pnu.ac.ir

ABSTRACT

Citation: Mohamadian Mansour S, Golkhandan A. The Interactive Effect of Good Governance and Oil Rent on Life Expectancy in Iran. *Manage Strat Health Syst* 2023; 8(2): 144-60.

Received: May 09, 2023

Revised: September 12, 2023

Accepted: September 17, 2023

Funding: The authors have no support or funding to report.

Competing Interests: The authors have declared that no competing interest exist.

Background: Oil revenues, as an important part of the government's revenues in Iran's oil-dependent economy, play an important role in providing public sector expenditures, including the health sector and consequently have an impact on health outputs. On the other hand, the way of using and managing oil revenues is an important factor in the way of this effect. Therefore, the main purpose of this study was to investigate the interactive effect of good governance and oil rent on life expectancy in Iran.

Methods: The present descriptive-analytical study investigated the short-term and long-term equilibrium relationship between health output index, per capita income, oil rent, good governance index, and the cross (interactive) effect of good governance and oil rent from 1985 to 2020 using the time series data of Iran. The data used were collected from World Bank global development indicators database and international country risk guide. Also, model estimation was conducted using and autoregressive distributed lag and data analysis was performed using Eviews 10 software.

Results: The results show that in the short and long term, the increase in oil rent improves the health output index in the country. One percent increase in the share of oil rent from gross domestic product (GDP), in the long and short term, increases the life expectancy in the country by about 0.101 and 0.668 percent, respectively. However, the interactive effect of oil rent and good governance index in the short and long term is negative and significant with coefficients of - 0.084 and - 0.515; which shows that oil rent leads to a decrease in life expectancy by weakening good governance indicators.

Conclusions: Based on the findings of this study, it can be said that oil rent is inherently useful in promoting health in the country; but its improper use and management causes the health sector to not benefit from it and even become a loss.

Key words: Life expectancy, Oil rent, Good governance, Interactive effect, Auto-regressive Distributed Lag