مقاله پژوهشی

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

صاحبه محمدیان منصور [1*]، ابوالقاسم گل‌خندان [2]

[1] استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران
[2] دکتری تخصصی اقتصاد بخش عمومی، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران

* **نویسنده مسؤول:** صاحبه محمدیان منصور
sahebemansour@pnu.ac.ir

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؛ ۸(۲): ۶۰-۱۴۴.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۲/۱۹
تاریخ اصلاح نهایی: ۱۴۰۲/۰۶/۲۱
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲ /۰۶/۲۶

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 ازجمله بخش سلامت و بالتبع اثرگذاری بر برون‌داده‌های 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 ۲۰۲۰-۱۹۸۵ پرداخته است. داده‌های مورداستفاده از پایگاه داده‌ای شاخص‌های توسعه جهانی متعلق به بانک جهانی و راهنمای ریسک بین‌المللی کشوری گردآوری شدند. هم‌چنین، برآورد مدل با استفاده از آزمون هم انباشتگی 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 نقمت تبدیل شود.

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

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2025-03-14]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1402.8.2.4.8]
[DOI: 10.18502/mshsj.v8i2.13653]

مقدمه

بهداشت و سلامت از شاخص‌های توسعه اقتصادی به حساب می‌آید و از اهمیت خاصی برای هر کشور برخوردار است. بر این اساس اقتصاددانان به‌دنبال 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. به‌طورکلی 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 قابل‌توجهی 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، اثبات‌شده است درآمدهای دولت از توضیح‌دهندگی قابل‌توجهی در بخش بهداشت و سلامت برخوردار است (۳). مطالعه علیزاده 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).

به‌طورکلی در زمینه تأثیر رانت منابع طبیعی بر برون‌دادهای سلامت ۳ گروه نظریه قابل‌طرح 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 درنتیجه بهبود سلامت می‌شود (۵). از طرفی رانت حاصل از فروش منابع طبیعی در کشورهای غنی از این منابع، یکی از منابع درآمدی مهم دولت به‌حساب 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 دارنده‌ی منابع طبیعی عملکرد خوبی ازلحاظ 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. درواقع نحوه‌ی استفاده و مدیریت این منابع عامل مهمی در نعمت یا نقمت 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

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2025-03-14]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1402.8.2.4.8]
[DOI: 10.18502/mshsj.v8i2.13653]

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، درنتیجه وجود رشوه، فساد اداری و عدم نظارت، تأثیرگذاری خود را از دست می‌دهد. به‌عبارت‌دیگر، 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، به‌تضعیف برون‌دادهای سلامت می‌انجامند (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. ازآنجایی‌که 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 (۱۳،۱۷).

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 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 خلیج‌فارس با استفاده از رویکرد (ARDL: Auto-Regressive Distributed Lags) نشان دادند هیچ‌یک از کشورهای شورای همکاری خلیج‌فارس اثر مثبت قابل‌توجهی از رانت منابع بر امید به زندگی نشان نداده‌اند و فرضیه نفرین منابع در کوتاه‌مدت و بلندمدت در همه این کشورها تأیید می‌شود. یافته‌های این مطالعه شواهد قوی از تأثیر تعدیل فساد (شاخص کیفیت نهادی) و دموکراسی بر رابطه بین امید به زندگی و رانت منابع طبیعی را نشان می‌دهد (۱۶). جعفری‌طادی و همکاران (۱۴۰۰) در بررسی اثر کیفیت نهادی فساد و وابستگی به منابع طبیعی بر سلامت در ایران طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۶۳ نشان داند که اثر وابستگی اقتصادی به منابع طبیعی بر سلامت و شاخص کیفیت نهادی فساد طی دوره موردمطالعه 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 ۱۴۰۱حدود 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 ۰/۷۸- در سال ۱۹۹۶ به ۱/۱۴ - در سال ۲۰۱۹ کاهش‌یافته است. مقدار شاخص حکمرانی خوب بین ۲ عدد ۲/۵ - و ۲/۵ + بوده که هر چه به‌سمت عدد ۲/۵ - میل کند، نشان‌دهنده ضعیف‌تر شدن این شاخص است. این‌که شاخص حکمرانی در ایران در تمام این دوره منفی بوده و با توجه به این‌که 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 کاهش‌یافته است و بیشترین کاهش را در ثبات سیاسی و نبود خشونت و تروریسم داشته است. در سال ۲۰۲۰، که آخرین سال

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences
www.mshsj.ssu.ac.ir

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2025-03-14]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1402.8.2.4.8]
[DOI: 10.18502/mshsj.v8i2.13653]

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 انجام‌شده 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 برگرفته است. مدل مورد استفاده در این پژوهش با ارائه تعدیلاتی برگرفته از مطالعه الجرالله (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)

$$health.out = f(income, oil.rent, good.gov, oil.rent * good.gov, \varepsilon)$$

در رابطه فوق متغیرها به‌اینصورت تعریف‌شده‌اند:

شاخص اندازه‌گیری برون‌داد سلامت (health.out): در این 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 ازاین‌رو، 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 استفاده‌شده 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 مطرح‌شده 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 استفاده‌شده 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 به‌دست‌آمده است. مقدار هر یک از این مؤلفه‌ها بین ۲ عدد ۰ تا ۶ می‌باشد؛ به‌جز مؤلفه آخر

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2025-03-14]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1402.8.2.4.8]
[DOI: 10.18502/mshsj.v8i2.13653]
راهبردهای مدیریت در نظام سلامت، سال هشتم، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۲، شماره پیاپی ۲۸

(کیفیت دیوان‌سالاری) که مقدار آن بین ۲ عدد ۰ تا ۴ است و بنابراین با نرمال‌سازی بین ۲ عدد ۰ تا ۶ مورداستفاده قرار می‌گیرد. بر اساس این توضیحات، مقدار شاخص حکمرانی خوب در این پژوهش بین ۲ عدد ۰ تا ۶ مورداستفاده قرار می‌گیرد که هر چه به سمت عدد ۶ میل کند، نشان‌دهنده بهبود نهادهای حکمرانی در کشور موردنظر 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 به‌شکل (۲) نشان داده می‌شود:

(۲)

$$\begin{aligned}\mathrm{Ln(health.\,out)}_t &= \beta_0 + \beta_1 \mathrm{Ln(income)}_t \\ &+ \beta_2 \mathrm{Ln(oil.\,rent)}_t + \beta_3 \mathrm{(good.\,gov)}_t \\ &+ \beta_4 [\mathrm{Ln(oil.\,rent)}_t * \mathrm{(good.\,gov)}_t] \\ &+ \varepsilon_t\end{aligned}$$

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 (WDI: World Development Index) متعلق به بانک جهانی و ICRG جمع‌آوری‌شده است. پیش از برآورد مدل، انتظار بران است که بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام‌شده در زمینه عوامل مؤثر بر امید به زندگی، علامت ضرایب برآوردی به‌صورت 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)

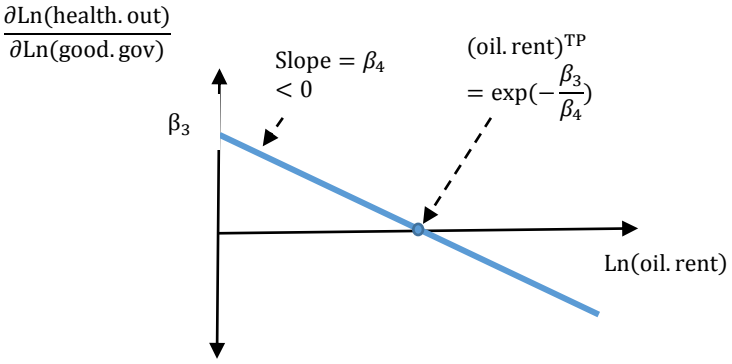
$$\frac{\partial \mathrm{Ln(health.\,out)}}{\partial \mathrm{Ln(good.\,gov)}} = \beta_3 + \beta_4 \mathrm{Ln(oil.\,rent)}_t$$

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 پس‌ازآن حتی منفی می‌شود (که به آن نقطه بازگشت (turning point) یا حد آستانه (threshold level) رانت نفت می‌گویند) را می‌توان به‌صورت (۴) محاسبه کرد:

(۴)

$$\begin{aligned}\frac{\partial \mathrm{Ln(health.\,out)}}{\partial \mathrm{Ln(good.\,gov)}} = 0 &\Leftrightarrow \mathrm{Ln(oil.\,rent)} = -\frac{\beta_3}{\beta_4} \\ &\Leftrightarrow (\mathrm{oil.\,rent})^{\mathrm{TP}} = \exp\left(-\frac{\beta_3}{\beta_4}\right)\end{aligned}$$

توصیف ساده‌ای از این توضیحات در نمودار ۱ نشان داده‌شده است:



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

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences
www.mshsj.ssu.ac.ir

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2025-03-14]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1402.8.2.4.8]
[DOI: 10.18502/mshsj.v8i2.13653]

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 ارائه‌شده (۲۳)، به‌منظور برآورد مدل استفاده گردید. این روش نسبت به سایر برآوردگرهای بردار هم‌انباشتگی مزیت‌هایی دارد. اول این‌که 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، به‌کار برد. دوم این‌که، این روش پویایی‌های کوتاه‌مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی‌کند و می‌توان با تعداد مشاهدات اندک نیز این روش را به‌صورت تجربی به‌کار برد. سوم آن‌که، استفاده از این روش حتی زمانی‌که متغیرهای توضیحی واردشده در مدل دارای ماهیت درون‌زایی هستند، ممکن می‌باشد (۲۴).

پیش از برآورد مدل به‌روش ARDL، به‌منظور 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 به‌منظور تعیین درجه مانایی متغیرها، از آزمون‌های دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF: Augmented Dicky Fuller) و فیلیس-پرون (PP: Philips and Peron) و در حالتی‌که در آن مدل دارای عرض از مبدأ و متغیر روند زمانی می‌باشد، استفاده‌شده 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 (UECM: Unrestricted Error Correction Model) زیر هستیم:

(۵)

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

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 اخلال 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 Baysian 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 به‌دست می‌آید. بنابراین فرض صفر مبنی‌بر عدم وجود هم‌انباشتگی به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

(۶)

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

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2025-03-14]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1402.8.2.4.8]
[DOI: 10.18502/mshsj.v8i2.13653]

در این روش، ۲ حد بحرانی ارائه‌شده است؛ حد بالایی برای سری‌های زمانی I(1) و حد پایینی برای سری‌های I(0)، چنانچه مقدار آماره F محاسبه‌شده 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 درصورتی‌که 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، به‌کمک روش ARDL برآورد می‌شود (۲۵). یک مدل ARDL تعمیم‌یافته را می‌توان به‌صورت (۷) نمایش داد:

(۷)

$$\varphi(L,P)y_t = \emptyset_0 + \sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,q_i)x_{it} + U_t \qquad i = 1,2,\dots,k$$

که در رابطه فوق، $\emptyset_0$ عرض از مبدأ و y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه می‌باشد که به‌صورت $L^p = y_{t-p}$ 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 تعیین‌شده از سوی پژوهشگر و k تعداد متغیرهای توضیحی به‌کار رفته‌شده 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 به‌صورت (۸) می‌باشد:

(۸)

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

که در آن $ect_t = y_t - \hat{\varphi} - \sum_{i=1}^{k}\hat{\beta}_i x_{it}$ و Δ عملگر تفاضلی مرتبه اول می‌باشد. همچنین، $\varphi(1,p)$ سرعت تعدیل را 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 درروش 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. تجزیه‌وتحلیل‌های اقتصادسنجی در این پژوهش با استفاده از نرم‌افزار $Eviews_{10}$ انجام‌شده 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 ازجمله 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 پرداخته‌شده 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 ارائه‌شده 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

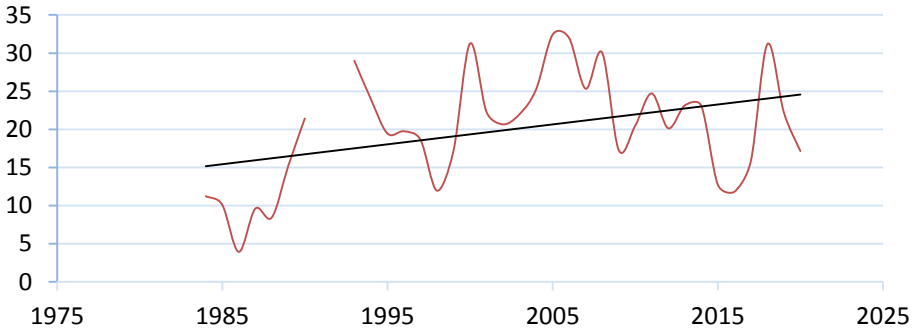
Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences
www.mshsj.ssu.ac.ir
[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2025-03-14]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1402.8.2.4.8]
[DOI: 10.18502/mshsj.v8i2.13653]

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).

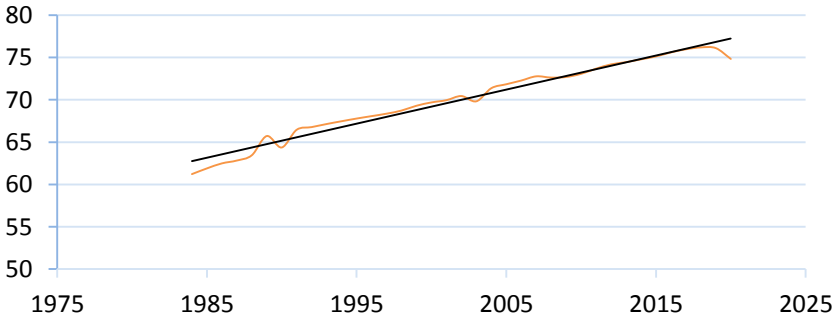
بررسی نمودار ۴ نشان می‌دهد که روند شاخص حکمرانی خوب در ایران طی ابتدای دوره موردبررسی صعودی بوده است؛ اما بعد از سال ۱۹۹۵ این روند به‌طور متوسط کاهشی بوده است. بر اساس جدول ۱ نیز متوسط، بیشترین و کمترین میزان شاخص حکمرانی خوب به ترتیب معادل حدود ۳/۳۳۲، ۴/۵۰۰ و ۱/۷۰۰ بوده است. شایان‌ذکر است که در بین زیرشاخص‌های حکمرانی خوب، کمترین مقدار ازنظر 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 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.

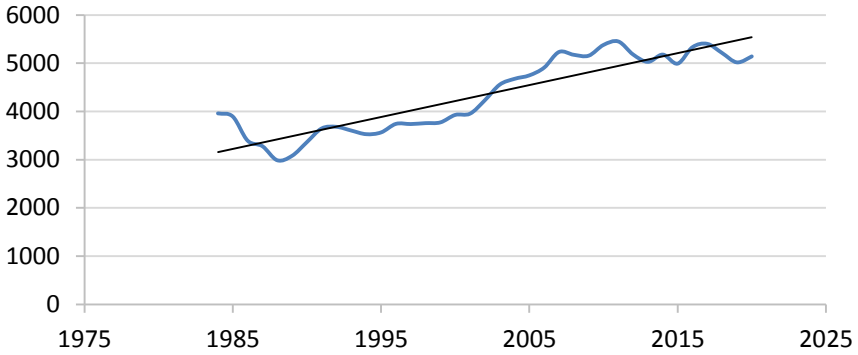


نمودار ۳: روند سهم رانت نفت از GDP در ایران (۲۰۲۰-۱۹۸۵)

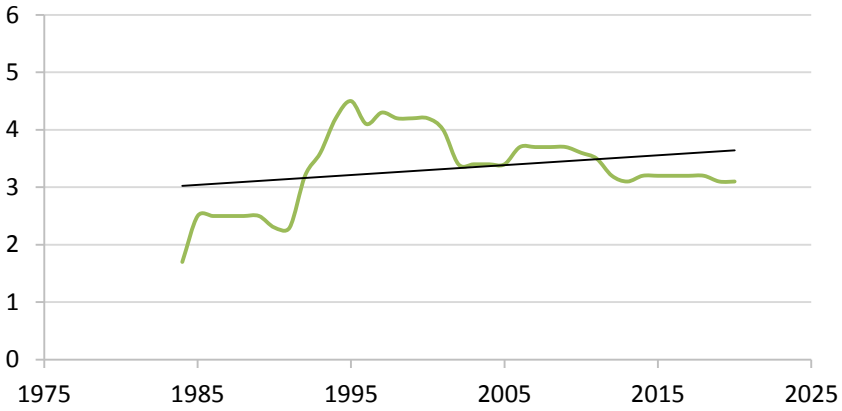


نمودار ۲: روند امید به زندگی در ایران (۲۰۲۰-۱۹۸۵)

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2025-03-14]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1402.8.2.4.8]
[DOI: 10.18502/mshsj.v8i2.13653]



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



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

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرها

شاخص آماری	متغیر			
	health.out	oil.rent	good.gov	income
	امید به زندگی (برحسب سال)	سهم رانت نفت از GDP (برحسب درصد)	میانگین ساده شاخص‌های حکمرانی خوب	درآمد سرانه (برحسب دلار و به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۵)
	مقدار شاخص آماری متغیر			
انحراف معیار ± میانگین	۶۹/۹۸۷ ± ۴/۴۱۹	۲۰/۰۲۸ ± ۷/۲۴۴	۳/۳۳۲ ± ۰/۶۵۸	۴۳۴۷/۶۳۸ ± ۷۹۱/۶۶۹
میانه	۶۹/۹۵۵	۲۰/۴۷۶	۳/۴۰۰	۴۲۳۱/۴۷۹
حداکثر	۷۶/۱۹۵	۳۲/۴۱۷	۴/۵۰۰	۵۴۵۰/۹۳۸
حداقل	۶۱/۲۲۰	۳/۹۴۳	۱/۷۰۰	۲۹۸۶/۹۹۸
چولگی	- ۰/۳۶۸	- ۰/۱۲۱	- ۰/۳۰۰	- ۰/۰۵۷
کشیدگی	۲/۰۷۵	۲/۴۱۱	۲/۶۵۳	۱/۴۶۸
نرمالیتی (مقدار p*)	۲/۱۵۴ (۰/۳۴۱)	۰/۵۹۲ (۰/۷۴۴)	۰/۷۴۲ (۰/۶۹۰)	۳/۶۳۶ (۰/۱۶۲)
تعداد مشاهدات	۳۶	۳۴	۳۶	۳۶

* معنی‌دار در سطح p <۰/۰۵

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2025-03-14]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1402.8.2.4.8]
[DOI: 10.18502/mshsj.v8i2.13653]

قبل از انجام آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها باید مطمئن شویم که متغیرهای موردبررسی، دارای درجه مانایی بیشتر از I(1) نیستند. بنابراین باید پیش از ذکر نتایج این آزمون‌ها، درجه مانایی متغیرها تعیین شود. همان‌طور که پیش‌ازاین نیز گفته شد، در این مطالعه برای تعیین درجه مانایی متغیرهای مدل، از آزمون‌های ریشه واحد ADF و PP استفاده‌شده است. نتایج این آزمون‌ها نشان داد که کلیه متغیرها به‌جز شاخص حکمرانی خوب، در سطح نامانا می‌باشند و پس از یک‌بار تفاضل گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند. بنابراین، به دلیل عدم مانایی متغیرهای مورداستفاده از یک درجه و با توجه به این‌که هیچ‌کدام از متغیرهای مدل، مانا از درجه‌ی ۲ نیستند، می‌توان از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده کرد. خلاصه‌ی نتایج آزمون‌های ریشه واحد در جدول ۲ ارائه‌شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون‌های ریشه واحد

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

* معنی‌دار در سطح p < ۰/۰۵

سپس با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران (۲۰۰۱) به بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل پرداخته شد. تعداد رگرسورها ۴ بوده و مدل فوق تنها دارای جمله ثابت است. با توجه به این موضوع مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) در سطوح معنی‌داری مختلف در بخش پائینی جدول ۳ آمده است. بر اساس مقادیر بحرانی و آماره F محاسبه‌شده در بخش بالایی جدول ۳، وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل در سطح ۵ درصد تأیید می‌شود؛ زیرا مقدار آماره F محاسبه‌شده (۴/۶۵۴)، بزرگ‌تر از حد بالایی مقدار بحرانی ارائه‌شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) در سطح ۱ درصد (۴/۳۷) است.

جدول ۳: نتایج آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها

طول وقفه بهینه مدل		آماره F مدل
(۴،۴،۴،۲،۳)		۴/۶۵۴
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

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2025-03-14]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1402.8.2.4.8]
[DOI: 10.18502/mshsj.v8i2.13653]

پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت بین تمام مدل‌ها، نوبت به برآورد این رابطه می‌رسد. در جدول ۴ نتایج برآورد رابطه بلندمدت گزارش‌شده 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 هرسال 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 با ۰/۸۸۱ است.

نتایج برآورد مدل با استفاده از ۲ برآوردگر FMOLS و CCR نیز در جدول ۵ ارائه‌شده است. نکته مهم آن است که 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. بااین‌حال 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 موردبررسی نشان داده‌شده 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. ازآنجاکه 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.

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

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

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences
www.mshsj.ssu.ac.ir

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2025-03-14]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1402.8.2.4.8]
[DOI: 10.18502/mshsj.v8i2.13653]

اثرات نهایی حکمرانی خوب در بلندمدت		
متوسط (AME)	۰/۱۰۳	$\beta_3 + \beta_4(\text{Ln(oil. rent)})^{\text{Average}} = -$ (۰/۵۱۵)۲/۹۱۵ ۱/۶۰۴
مینیمم (MinME)	-۰ /۱۸۷	$\beta_3 + \beta_4(\text{Ln(oil. rent)})^{\text{Max}} =$ ۱/۶۰۴ - (۰/۵۱۵)۳/۴۸۷
ماکسیمم (MaxME)	۰/۸۹۷	$\beta_3 + \beta_4(\text{Ln(oil. rent)})^{\text{Min}} =$ ۱/۶۰۴ - (۰/۵۱۵)۱/۳۷۲

آزمون‌های تشخیصی			
نام آزمون		مقدار آماره آزمون	مقدار p
ضریب تعیین تعدیل‌شده	R-bar-square	۰/۸۸۱	-
همبستگی سریالی	Serial correlation	۲/۵۵۱	۰/۱۸۸
فرم تبعی	Function Form	۰/۳۵۴	۰/۷۴۱
نرمال بودن	Normality	۰/۷۹۳	۰/۶۷۲
واریانس ناهمسانی	Heteroscedasticity	۲/۵۹۴	۰/۱۴۷

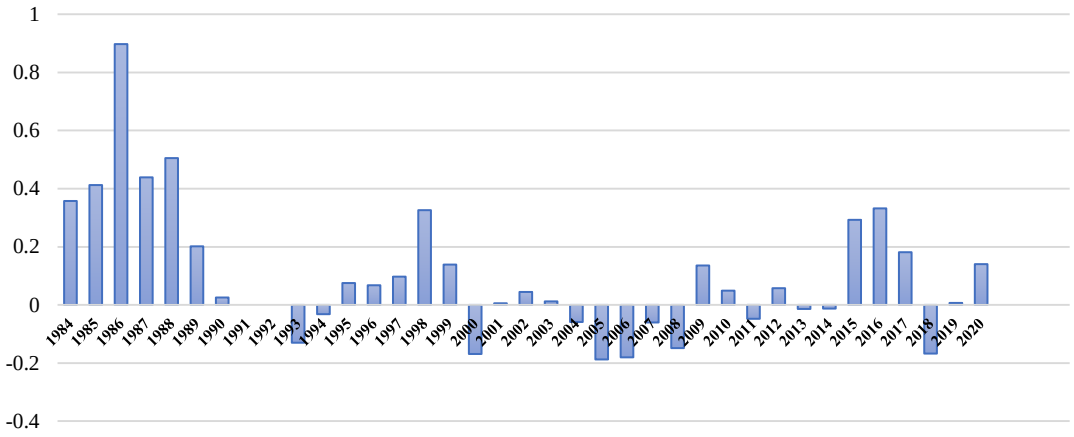
* معنی‌دار در سطح $p < ۰/۱۰$
** معنی‌دار در سطح $p < ۰/۰۵$
*** معنی‌دار در سطح $p < ۰/۰۱$

جدول ۵: نتایج برآورد رابطه تعادلی بلندمدت به‌روش‌های *FMOLS* و *CCR*

متغیر	نماد	متغیر وابسته: امید به زندگی Ln(health.out)			
		روش FMOLS		روش CCR	
		ضرایب بلندمدت	مقدار p	ضرایب بلندمدت	مقدار p
شاخص درآمد سرانه	Ln(income)	۰/۲۱۴	<۰/۰۰۱ ***	۰/۲۲۵	<۰/۰۰۱ ***
شاخص رانت نفت	Ln(oil.rent)	۰/۲۸۱	۰/۰۰۱***	۰/۳۰۱	۰/۰۰۳***
شاخص حکمرانی خوب	Ln(good.gov)	۰/۷۱۴	<۰/۰۰۱ ***	۰/۷۹۴	<۰/۰۰۱ ***
اثر تعاملی رانت نفت و حکمرانی خوب	Ln(oil.rent)*Ln(good.gov)	-۰/۲۲۱	۰/۰۰۱***	-۰/۲۵۱	۰/۰۰۲***
عرض از مبدأ	C	۱/۲۳۸	<۰/۰۰۱ ***	۱/۲۱۵	<۰/۰۰۱ ***
نقطه بازگشت سهم رانت نفت از GDP (برحسب درصد)	oil/gdp^{TP}	۲۵/۳۰۵		۲۳/۶۴۱	
ضریب تعیین تعدیل‌شده	R-bar-square	۰/۸۳۹		۰/۸۳۱	

* معنی‌دار در سطح $p < ۰/۱۰$
** معنی‌دار در سطح $p < ۰/۰۵$
*** معنی‌دار در سطح $p < ۰/۰۱$

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2025-03-14]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1402.8.2.4.8]
[DOI: 10.18502/mshsj.v8i2.13653]



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

بحث

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 ۰/۶۶۸ و ۰/۱۰۱ 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 ۰/۶۷ و ۰/۱۰ 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 ازجمله 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 لیاتو و همکاران (۲۰۲۱) هر افزایش انحراف استاندارد در رانت منابع منجر به ۶/۷۲ 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 ۰/۱۶ درصد افزایش داده است (۱۰). شایان‌ذکر است که 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 خلیج‌فارس اثر مثبت قابل‌توجهی بر امید به زندگی نداشته است و نفرین منابع در کوتاه‌مدت و بلندمدت در همه کشورهای شورای همکاری خلیج‌فارس 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 ۱/۶۰۴ و ۰/۲۲۳ 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 ۱/۶۰ و ۰/۲۲ درصد افزایش می‌یابد. نتیجه به‌دست‌آمده مطابق با انتظار بود؛ چراکه بهبود شاخص‌های حکمرانی خوب، با افزایش پاسخ‌گویی دولت و

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2025-03-14]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1402.8.2.4.8]
[DOI: 10.18502/mshsj.v8i2.13653]

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. اودرائوگو 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 ۰/۵۱۵ - و ۰/۰۸۴ - 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 ۱/۶۰۴ 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 توسط دولت و درنتیجه عدم پاسخ‌گویی به جامعه، موجب انحراف منابع و مخارج از بخش‌های محرک رشد اقتصادی نظیر سلامت و آموزش به سایر بخش‌های غیر محرک و درنتیجه تضعیف سرمایه انسانی و برون‌دادهای سلامت می‌شود. حتی می‌توان انتظار داشت باگذشت شاخص رانت نفت از نقطه آستانه که معادل ۲۲/۵۳۳ 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 موردبررسی در بلندمدت به ترتیب حدود ۰/۱۰۳، ۰/۸۹۷ و ۰/۱۸۷- برآورد شده است. بر این اساس می‌توان گفت که اگرچه طی دوره موردبررسی به‌طور متوسط اثر شاخص‌های حکمرانی خوب بر امید به زندگی مثبت و حدود ۰/۱۰۳ 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 خلیج‌فارس 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 ۰/۱۱۹ و ۰/۰۶۳ 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 ۰/۱۲ و ۰/۰۶ 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

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2025-03-14]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1402.8.2.4.8]
[DOI: 10.18502/mshsj.v8i2.13653]

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 به‌صورتی‌که 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 به نقمت 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 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 به‌جای درآمدهای نفتی با کاهش سطح فساد، افزایش شفافیت فعالیت‌های دولت، افزایش پاسخ‌گویی و مسئولیت‌پذیری دولت و به‌طورکلی تقویت شاخص‌های حکمرانی خوب به افزایش کارایی مخارج بخش عمومی و بالأخص مخارج سلامت و درنهایت 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.

سپاسگزاری

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 موردحمایت مالی قرار نگرفته است.

تعارض منافع

هیچ‌گونه تعارض منافعی از سوی نویسندگان گزارش نشده است.

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]

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2025-03-14]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1402.8.2.4.8]
[DOI: 10.18502/mshsj.v8i2.13653]

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]

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2025-03-14]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1402.8.2.4.8]
[DOI: 10.18502/mshsj.v8i2.13653]

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

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.

A B S T R A C T

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

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2025-03-14]

[DOR: 20.1001.1.24766879.1402.8.2.4.8]
[DOI: 10.18502/mshsj.v8i2.13653]