فصلنامه علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال هشتم، شماره‌ی ۳۱، پاییز ۱۳۹۸
صفحات: ۲۷۵-۲۵۵
DOI: 10.22084/aes.2019.17608.2748

بررسی اثر درآمدهای مالیاتی و نفتی بر هزینه‌های سلامت در ایران

صبا ندری[۱]
اکبر خدابخشی[۲*]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۷/۱۴

چکیده

سلامت از شاخص‌های اصلی توسعه‌یافتگی محسوب می‌شود و سرمایه‌گذاری در این بخش تأثیر مستقیم بر رفاه و رشد اقتصادی دارد. تأثیر افزایش هزینه‌های سلامت بر عملکرد اقتصادی و اجتماعی افراد جامعه و به ویژه اهمیت آن در تأمین و تضمین توسعه پایدار در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته از گذشته تاکنون مورد توجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران بوده است. سلامت یکی از شاخص‌های سرمایه انسانی است که باعث افزایش بهره‌وری نیروی کار و در نتیجه افزایش رشد و توسعه اقتصادی می‌شود. بدین منظور، الگوهای زیادی تلاش نمودند تا بتوانند عوامل مؤثر بر رشد هزینه‌های سلامت را شناسایی و نحوه اثرگذاری آن‌ها را توضیح دهند، که کمبود یا نارسایی در ارائه خدمات بهداشت و درمان در هر کشور به منزله یکی از نقاط ضعف دولت‌ها محسوب می‌شود. از چالش‌های حوزه سلامت شناسایی عوامل تعیین‌کننده مقدار منابعی است که کشور برای مراقبت‌های سلامت اختصاص می‌دهد که درآمدهای مالیاتی و نفتی از این عوامل اثرگذار می‌باشند. هدف از پژوهش حاضر، بررسی اثر درآمدهای مالیاتی و نفتی بر هزینه‌های سلامت در ایران است که در این مطالعه به روش سری زمانی ARDL و با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره ۱۳۹۴- ۱۳۶۴ انجام شده است و در انجام محاسبات، از نرم‌افزار Eviews10 بهره گرفته شده است. نتایج تخمین نشان می-دهد که بین درآمدهای مالیاتی و نفتی و هزینه‌های سلامت رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. هم‌چنین براساس نتایج تخمین، ضریب متغیرهای نرخ شهرنشینی و تولید ناخالص داخلی سرانه اثر مثبت و معنادار و ضریب متغیرهای نابرابری درآمدی و آموزش اثر منفی و معناداری بر هزینه‌های سلامت در ایران دارند.

کلیدواژه‌ها: هزینه سلامت، درآمد مالیاتی، درآمد نفتی.

طبقه‌بندی JEL: D72، O15، C32.

۱.دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه بوعلی سینا
۲.استادیار گروه اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا (*نویسنده مسئول)
Email: snadri95@gmail.com
Email:akbarkh2006@gmail.com

۱. مقدمه

بهداشت و سلامت همواره به‌عنوان ضرورتی جهت تحقق رشد و توسعه اقتصادی پایدار، ارتقاءسطح زندگی و رفاه افراد جامعه مورد توجه صاحب نظران اقتصادی قرار گرفته است. زیرا ارتقای بهداشت سبب بهبود سرمایه انسانی و رشد و توسعه اقتصادی می‌گردد (فتاحی و همکاران ۱۳۹۰: ۳۸ و شهرکی و قادری، ۱۳۹۴: ۱۱۵). هزینه‌های سلامت در طول چند دهه‌ی گذشته همراه با رشد استاندارد و رفاه زندگی در جوامع گوناگون، از افزایش قابل توجهی برخوردار بوده است. یکی از مهم‌ترین موضوعات برای سیاست‌گذاران سلامت در همه کشورها این است که تعیین کنند چه مقدار از منابع یک کشور صرف مراقبت‌های سلامت شده است. در دهه‌های اخیر هزینه مراقبت‌های سلامت در همه کشورها افزایش یافته است و نگرانی در مورد افزایش این هزینه‌ها توجه سیاستگذاران و مدیران سلامت را به خود جلب کرده است. نگاهی بر روند و اندازه‌ی این افزایش‌ها مشخص می‌سازد که در عین حالی که اندازه این هزینه‌ها در بین کشورهای مختلف به شدت با یکدیگر ناهمگون می‌باشند، روند این افزایش نیز برای کشورها از تفاوت چشمگیری برخوردار بوده است. نظام سلامت ایران همچون سایر نظام‌های سلامت با افزایش شدید هزینه‌های سلامت مواجه بوده است. براساس گزارشات ارائه شده توسط بانک جهانی در سال ۱۹۹۵ در حدود ۳/۷۴ درصد از تولید ناخالص داخلی (GDP) ایران به بخش سلامت اختصاص یافته است، در حالی که این مقدار در سال ۲۰۱۴ به حدود ۶/۸۹ درصد رسیده است؛ بنابراین رشد چشمگیر این شاخص، نشان از اهمیت و ضرورت توجه بیشتر به حوزه بهداشت و سلامت توسط دولت‌ها ازجمله ایران دارد. افزایش چشمگیر هزینه‌های سلامت در بیشتر کشورهای جهان چالشی بزرگ پیشروی دولت‌ها و خانوارها برای تأمین منابع مالی این هزینه‌ها بوده است (مهرآرا و همکاران،۱۳۹۰: ۸۸-۷۹). به همین دلیل بسیاری از پژوهش‌ها در دهه گذشته به بررسی عوامل تعیین کننده هزینه‌ها در بخش سلامت پرداخته‌اند. یکی از اساسی‌ترین موضوعات حوزه سلامت و بهداشت، تأمین مالی نظام سلامت می باشد. نظام‌های سلامت شامل بیمه‌ها و ارائه دهندگان و دریافت کنندگان خدمات درمانی هستند.انواع منابع تأمین مالی هزینه‌های سلامت شامل پرداخت مستقیم از جیب مصرف کنندگان، مشارکت بیمه‌های تأمین اجتماعی، پرداخت از محل درآمدهای عمومی دولت، مالیات‌ها و بیمه‌های خصوصی است (فلیپ ماسگرو[1] و همکاران، ۱۳۸۳: ۷۸-۴۱). همه کشورها تلاش می‌کنند با تخصیص منابع درآمدی پایدار و مشخص به بخش بهداشت و سلامت، این حوزه را از گزند بی ثباتی‌های احتمالی در بخش های بودجه‌ای و مالی مصون نگه دارند. تجربه نشان داده است تخصیص بخشی از درآمدهای مالیاتی بهترین شیوه برای تأمین منابع درآمدی پایدار مورد نیاز بخش بهداشت و درمان است. مالیات علاوه‌بر اینکه منبعی پایدار و بادوام برای تأمین هزینه خدمات عمومی است، مزایای زیادی نیز برای توسعه

1. Flip Masgrave

خدمات درمانی و بهداشتی ازجمله استوار کردن نظام بهداشت و درمان کـه تضـمین‌کننـده دسترسـی برابر و عادلانه همه اقشار جامعه به این خدمات است به همراه دارد. با توجه به اینکـه اقتصـاد ایـران وابستگی شدید به درآمدهای نفتی داشته و در زمان تهدیدهای اقتصادی ازجمله تحریم‌ها، اقتصـاد در بخش‌های مختلف دچار اختلال می‌شود؛ بنابراین، سیاستگذاران اقتصادی به‌دنبـال ایجـاد روش‌هـای درآمدی پایدار و دائمی مانند مالیات‌ها می‌باشند. هر چند که اجرای مالیات‌ها ناکارایی اقتصـادی را بـه همراه دارند.

در میان مطالعات انجام شده بر تعیین کننده‌های هزینه‌های سلامت، نقش درآمدهای مالیاتی و نفتی بر هزینه سلامت کمتر مورد توجه قرار گرفته است ؛ به طوری که تاکنون در داخل کشور هیچ مطالعه‌ای در خصوص درآمدهای مالیاتی و نفتی و تأثیرات آن‌ها بر شاخص‌های سلامت انجام نگرفته است. به همین دلیل، مطالعه حاضر به بررسی ارتباط بین درآمدهای مالیاتی و نفتی و هزینه‌های سلامت در ایران طی دوره ۱۳۶۴-۱۳۹۴ پرداخته است. این مطالعه در پی پاسخ به این پرسش است که آیا درآمدهای مالیاتی و نفتی تأثیر مثبتی بر هزینه های سلامت دارد؟ بنابراین در ادامه، ادبیات نظری تحقیق و مروری بر مطالعات انجام شده در خصوص هزینه‌های سلامت بیان شده و سپس معادله و تجزیه‌وتحلیل نتایج تخمین بیان می‌شود. در پایان نیز به جمع‌بندی و ارائه پیشنهادهایی کاربردی برای ارتقای بخش سلامت پرداخته شده است.

۲. ادبیات نظری تحقیق

نخستین انقلاب بهداشت عمومی باعث شد تا اواسط دهه ۱۹۵۰، بسیاری از بیماری‌های عفونی مهار شوند. دومین انقلاب از سال ۱۹۷۴ با هدف پیشگیری از بیماری‌ها و ارتقاء سلامت آغاز شد. در واقع انقلاب دوم، پاسخی به مسائل حل نشده بهداشتی و هزینه‌های سرسام‌آور خدمات پزشکی و درمانی بود (حاتمی، ۱۳۸۵: ۲۲۰). دهه ۱۹۸۰ را می توان دوره تأمین مالی خدمات بهداشتی نامید. در حقیقت می‌توان گفت دلیل اصلی پیدایش تفکر اقتصادی در بخش بهداشت و درمان، رشد بسیار شدید هزینه‌های بهداشتی در بین کشورها بود (حق‌پرست و معینی، ۱۳۸۳: ۴۸-۳۳). ارائه خدمات سلامتی از مهم‌ترین وظایف دولت‌ها تلقی می‌شود و سازمان جهانی بهداشت در آغاز هزاره سوم، سلامت را دریچه ورود به رفاه و توسعه اجتماعی و اقتصادی قلمداد می‌کند. افزایش مصارف سلامتی نه‌تنها در کشورهای درحال‌توسعه نگران کننده است، بلکه در کشورهای ثروتمند نیز بخش بزرگی از درآمد جامعه را به خود اختصاص می‌دهد (پل والاس[1]، ۱۳۸۳، ۱۴۸-۱۱۱). هزینه سرانه سلامت بیان می‌کند برای هر فرد یک کشور چه میزان پول در نظام سلامت آن کشور به چرخش در می‌آید و هزینه می‌شود؛ بنابراین افزایش هزینه‌های نظام سلامت انگیزه‌ای را برای سیاست‌گذاران و

1. Paul Wallace

برنامه‌ریزان بخش سلامت ایجاد کرده است که به بررسی عوامل مؤثر بر هزینه‌های بخش سلامت و تعیین میزان تأثیر هر کدام از این عوامل بپردازند. شناسایی عوامل و فاکتورهای تأثیرگذار بر هزینه‌های سلامت می‌تواند در تعیین بهترین سیاست‌ها برای کنترل و مدیریت هزینه سلامت مفید و مؤثر باشد (علیزاده و گل خندان، ۱۳۹۵: ۴۷-۶۱). همچنین شناخت این متغیرهای اثرگذار می‌تواند در زمینـه‌هایی همچـون تعیین اندازه بهینه هزینه‌های بهداشتی در یک جامعه و ماهیت و اندازه‌ی پوشش بیمه‌ای افراد جامعه از سوی بیمه گذار خصوصی یا دولتی مورد توجه ویژه قرار گیرد (صادقی و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۴-۷). عوامل متعددی بر هزینه‌های سلامت تأثیرگذار است. ازجمله می‌توان به عواملی همچون تولید ناخالص داخلی سرانه، آموزش، نرخ شهرنشینی، نابرابری درآمدی اشاره کرد. در کنار این عوامل، بارو[1] (۱۹۹۶ میلادی) تأکید می‌کند که درآمدهای دولت نسبت به دیگر متغیرها از توضیح دهندگی بیشتری در بخش بهداشت و سلامت برخوردار است. مالیات بهترین منبع درآمدی است که می‌تواند هزینه‌های دولت که صرف کالاها و خدمات می‌شود را تأمین نماید، که یکی از این هزینه‌ها، توسعه خدمات و امکانات درمانی است. وجود نظام مالیاتی کارا منجر به توزیع مناسب درآمد و برقراری عدالت شده و نابرابری را در جامعه کاهش می‌دهد. سیاست‌های مالیاتی مناسب می‌تواند به توزیع مناسب درآمد بین اقشار جامعه منجر شوند. کلاسیک‌ها توزیع عادلانه بار مالیاتی را بین طبقات مختلف مطرح می کردند به شرطی که مالیات‌ها بتوانند وظایف دولت چون حفظ امنیت عمومی و مواردی چون بهداشت و آموزش را سامان دهند. کینزین‌ها به موارد فوق، تقویت نظام رفاه اجتماعی و افزایش وظایف دولت در حوزه‌های مختلف را نیز افزودند. واضح است که سیاست‌های توزیع درآمد برای کینزین ها اهمیت بیشتری نسبت به کلاسیک‌ها داشته است (رنگریز و خورشیدی، ۱۳۸۳).

پنج مجرای عمده برای تأثیر درآمد بر مخارج بهداشتی وجود دارد:

۱. تأثیر بر بازدهی انتظاری سرمایه‌گذاری‌های بهداشتی: به این لحاظ می‌توان گفت که جدا شدن از شرایطی که در آن اقتصاد دچار کمبودهای فراوان است و حرکت به سمت رشد اقتصادی، منجر به افزایش بازدهی‌های انتظاری سرمایه‌گذاری منابع در بهداشت و دیگر سرمایه‌گذاری انسانی و افزایش بهره‌وری خواهد شد.

۲. کاهش نرخ تنزیل: کاهش نرخ تنزیل منجر به ایجاد اطمینان بیشتر در مورد بازدهی همه انواع سرمایه‌گذاری‌ها و نیز سرمایه‌گذاری در بهداشت خواهد شد.

۳. افزایش درآمد جاری: سومین اثر مهم رشد و تولید بر بهداشت از طریق افزایش درآمد جاری و تقاضا برای بهداشت، مصرف کالاها و ایجاد ظرفیت جهت تأمین مالی خودکار سرمایه‌گذاری در بهداشت صورت می‌گیرد. این اثر هزینه نهایی سرمایه‌گذاری در بهداشت را کاهش و سطح تعادلی سرمایه‌گذاری در بهداشت را افزایش خواهد داد.

1. Baro

٤. توسعه هم‌زمان انواع مختلف بازارها: از آن‌جا که توسعه بازار محصول منجر به افزایش بازده انتظاری سرمایه‌گذاری در بهداشت می‌شود، می‌توان انتظار داشت که سطح تعادلی سرمایه‌گذاری در بهداشت افزایش می‌یابد.

۵. افزایش تسلط دولت بر منابع مرتبط با تولید ناخالص داخلی: میزان تأثیر درآمد بر مخارج بهداشتی بستگی به میزان منابعی دارد که به بخش بهداشت تخصیص داده می‌شود و هرچه این تخصیص کاراتر باشد، احتمال تأثیر تولید و رشد اقتصادی بر بهداشت و هزینه‌های بهداشتی بیشتر خواهد بود (بهبودی و همکاران، ۱۳۹۰).

آموزش نیز به‌عنوان یکی دیگر از مؤلفه‌های مهم و تأثیرگذار ممکن است اثر مثبت یا منفی بر هزینه‌های سلامت داشته باشد. گروسمن[1] (۲۰۰۰) همبستگی مثبت بین آموزش و سلامت فردی را مورد تأیید قرار داده است. افزایش تحصیلات منجر به آگاهی بهتر افراد نسبت به استفاده از امکانات و تسهیلات بهداشتی موجود و بهبود وضعیت سلامت شده و با افزایش جمعیت تحصیل کرده، مراقبت‌های شخصی بهبود یافته و هزینه‌های سلامت کاهش می‌یابد (سیدی کوی و همکاران، ۱۹۹۵). سن و روت (۲۰۰۷) نیز معتقد است یک فرد تحصیل کرده نسبت به یک فرد بی‌سواد سهم بیشتری از درآمد خود را صرف سلامت می کند.

شهرنشینی تأثیر مبهمی بر هزینه‌های سلامت دارد و در جوامع مختلف متفاوت بوده و ممکن است اثر مثبت یا منفی بر مخارج سلامت داشته باشد. عباس و هیمنز (۲۰۱۱) تأثیر منفی شهرنشینی را بر هزینه‌های سلامت به این صورت بیان می‌کند که شهرنشینی منجر به در دسترس بودن بیشتر خدمات بهداشتی شده و تقاضا برای هزینه‌های سلامت را جبران می‌کند. یکی از دلایلی که این ارتباط منفی را ممکن می‌سازد، در دسترس بودن کم‌هزینه پزشکان خصوصی است که مجوز قانونی ندارند و نیز زیرساخت های شهری نسبت به مناطق روستایی بخوبی توسعه یافته است (مانند حمل و نقل عمومی در مناطق شهری) که باعث تسهیل خدمت‌رسانی و کاهش هزینه‌های سلامت می‌شود.

نابرابری درآمد نیز بر سلامت و مخارج سلامت تأثیر بسزایی دارد. نابرابری درآمدی باعث نابرابری مخارج سلامت و پرداخت از جیب خانوارهای مناطق شهری و روستایی می‌شود (چو و وانگ[2]، ۲۰۰۶). نابرابری درآمد باعث ایجاد شکاف بین دهک‌های مختلف جامعه می‌شود. پرداخت مستقیم برای هزینه های سلامت در خانوارهای فقیر به نسبت افراد ثروتمند بیشتر است. نابرابری پرداخت از جیب به میزان پوشش بیمه‌ای مردم در انواع طرح‌های بیمه‌ای بستگی دارد. گروه‌های بالای درآمدی غالباً تحت پوش بیمه‌های خصوصی هستند و مشارکت مالی کمی به‌هنگام دریافت خدمات مراقبت سلامت دارند. افراد ثروتمندتر از احتمال بیشتری برای دستیابی به مراقبت‌های سلامت برخوردارند و

1. Grossman
2. Chou & Wang

به طور متناسب با توجه به درآمدشان بیشتر از افراد کم‌بضاعت برای استفاده از خدمات مراقبت سلامت هزینه می‌پردازند (راغفر و همکاران، ۱۳۹۲: ۹۷-۸۹).

۳. مروری بر مطالعات انجام شده

مرور مطالعات تجربی گویای این مطلب است که مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده هزینه‌های سلامت، درآمد سرانه و تولید ناخالص داخلی است. در بین مطالعات انجام گرفته، علاوه‌بر عوامل اقتصادی، شاخص‌های اجتماعی مختلفی از قبیل آموزش، نرخ شهرنشینی و نابرابری درآمدی نیز به چشم می‌خورد که بیانگر اهمیت کیفیت زندگی اجتماعی افراد است. درآمدهای مالیاتی و نفتی که از جمله مهم‌ترین درآمدهای دولت هستند، بدون تردید تأثیر بسزایی در مکانیسم اقتصادی و عملکرد نظام سلامت دارند و اثربخشی درآمدهای مالیاتی و نفتی بر مخارج سلامت امری اجتناب‌ناپذیر است. با وجود این اهمیت، تاکنون هیچ مطالعه‌ای ارتباط بین این دو را به‌طور جامع مورد بررسی قرار نداده است و به این جهت اهمیت مطالعه حاضر چشمگیر خواهد بود.

مایای[1] (۲۰۱۶)، به بررسی رابطه بین هزینه های بهداشت عمومی و اثر بخشی دولت در ارائه خدمات بهداشت عمومی ده ایالت سودان جنوبی طی ۲۰۱۰-۲۰۰۶ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد، کشورهایی که دچار ضعف نهادی و فساد هستند افزایش هزینه‌های بهداشت عمومی باعث بهبود سطح بهداشت و سلامت نمی‌شود، زیرا صرف افزایش هزینه های بهداشت عمومی در یک کشور ملاک نیست بلکه مدیریت و درست هزینه کردن این هزینه‌ها ملاک است. بنابراین، بهبود کیفیت نهاده‌ها و اجرای نظارت و پاسخ‌گویی نقش بسیار مهمی بر بهبود سطح بهداشت و سلامت از کانال افزایش هزینه‌های بهداشت عمومی دارد.

آل آنشسی و کتسیتی[2] (۲۰۱۵)، با استفاده از داده‌های پانل ۱۱۸ کشور با منابع طبیعی مختلف طی دوره ۲۰۰۰-۱۹۹۰ به بررسی این که "آیا منابع طبیعی برای سلامت مضر است یا نه؟" پرداختند. با ثابت در نظر گرفتن شرایط تاریخی و جغرافیای، فساد، رژیم‌های استبدادی، سطح درآمد و وضعیت سلامت اولیه کشورها بیان می‌دارند. هیچ شواهد قانع کننده‌ای برای حمایت از وجود رابطه منفی بین فراوانی منابع طبیعی و هزینه‌های بهداشت عمومی وجود ندارد. در مقابل، وابستگی منابع طبیعی باعث کاهش هزینه‌های بهداشتی می‌شود.

کوکس و فرانکن[3] (۲۰۱۴)، به بررسی تأثیر وابستگی فراوانی منابع طبیعی بر هزینه‌های بهداشت عمومی کشورهای مختلف آسیایی و آفریقایی طی دوره‌ی ۲۰۰۹-۱۹۹۵ پرداختند. در پرتو این فرضیه که در دسترس بودن منابع طبیعی به‌عنوان یک منبع درآمد ناخواسته دولت موجب افزایش استقلال و

1. Maya
2. Al Ansci and Ketsity
3. Cox and Franken

بی‌مسئولیتی دولت شده و بر سیاست‌های بهبود توسعه انسانی توجه ویژه‌ای نمی‌شود، بیان می‌دارند که رابطه معکوس و معناداری بین وابستگی منابع طبیعی و هزینه‌های بهداشت عمومی نسبت به تولید ناخالص داخلی وجود دارد.

عاصم اوغلو و همکاران (۲۰۱۳)، به بررسی رابطه درآمد و هزینه‌های سلامت در ایالات متحده طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۶۰ پرداخته و بیان می‌دارد که افزایش درآمد نقش مهمی در افزایش نسبت هزینه‌های سلامت به تولید ناخالص داخلی داشته اما محرک اصلی افزایش سهم هزینه‌های سلامت از تولید ناخالص داخلی پیشرفت سریع در فناوری پزشکی است. همچنین تجزیه و تحلیل این مطالعه به طور غیر مستقیم نشان می‌دهد که بعید است افزایش درآمد متحرک اصلی و عمده نوآوری‌های پزشکی باشد.

اووی و اونافوورا[1] (۲۰۰۶)، در بررسی خود با عنوان رابطه بین درآمدهای مالیاتی و مخارج دولت به بررسی رابطه درآمد دولت و مخارج دولت (در بخش‌های مختلف) در اتحادیه اروپا و تعدادی از کشورهای منتخب پرداخته‌اند. آنان در این مطالعه درآمدهای مالیاتی را به‌عنوان نماینده‌ای برای درآمدهای دولت در نظر گرفته و با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری به بررسی این رابطه پرداخته‌اند. مطالعات آنان نشان می‌دهد که مخارج دولت در بخش‌های مختلف تأثیر مثبتی از افزایش در درآمدهای مالیاتی می‌پذیرد.

رضایی و همکاران (۱۳۹۶)، به بررسی عوامل مؤثر بر مخارج بهداشتی سرانه با مقایسه مدل‌های فضایی در منتخبی از کشورهای در حال توسعه می پردازد. از این روی مطالعه حاضر برای شناسایی مناسب‌ترین مدل فضایی که بتواند آثار عوامل اثرگذار بر مخارج بهداشتی سرانه را بیان کند، به مقایسه مدل‌های خطای فضایی، مختلط وقفه فضایی و دوربین فضایی با در نظر گرفتن وابستگی فضایی جغرافیایی آنها طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۵ می پردازد. نتایج برآورد هر سه مدل نشان می دهد که تأثیر درآمد سرانه و امید به زندگی بر مخارج بهداشتی سرانه مثبت و تأثیر کمک‌های خارجی و جمعیت منفی و معنی دار بوده است.

سلاطین، پروانه، محمدی، سمانه (۱۳۹۴)، هدف اصلی این مقاله بررسی میزان تأثیرگذاری عوامل مؤثر بر مخارج بهداشتی و درمانی به‌عنوان شاخص سلامت در استان‌های ایران با استفاده از داده‌های پانل است.

اسدزاده و همکاران (۱۳۹۳)، در این مطالعه به شناسایی اثرات پویای شوک‌های نفتی بر مخارج بخش سلامت دولت ایران، طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۵۸ خورشیدی پرداخته شده است. آزمون Granger-Engel فرضیه وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین درآمدهای نفتی و مخارج بهداشتی را مورد تأیید قرار داد.

1. Ovy and Anaphoura

٤. متدولوژی و تصریح مدل

متغیرهای مؤثر بر هزینه‌های سلامت معمولاً با تأخیر عمل می‌کنند، بنابراین باید مدلی برای برآورد استفاده شود که پویایی‌های کوتاه‌مدت را به بلندمدت مرتبط سازد. برای این منظور استفاده از مدل ARDL مناسب است. همچنین به‌دلیل ناپایا بودن برخی سری‌های زمانی در این مطالعه و با تردیدی که در اقتصادسنجی به کارایی آزمون‌های ریشه واحد برای تشخیص پایایی یا ناپایایی متغیرهای اقتصادی وجود دارد، در این تحقیق از تکنیک خود رگرسیون با وقفه‌های (ARDL) توزیع شونده استفاده شده است که در این روش بدون توجه به ناپایایی متغیرها می‌توان الگوی مناسب را برآورد نمود. مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\begin{aligned} &Q(L,S)Y_t = \sum_{i=1}^{k} \theta_i(L,n_t)X_{it} + \delta W_t + u_t \\ &Q(L,S) = 1 - \alpha_1 L - \cdots - \alpha_s L^s \\ &\theta_t(L,n_t) = \theta_{i0} + \theta_{i1}L + \theta_{i2}L^2 + \cdots + \theta_{in_t}{L_i}^{n_t} \end{aligned} \qquad (۱)$$

در این رابطه، L عملگر تأخیر زمانی مرتبه‌ی اول $X_t(L^J = X_{t-j})$، Y_t متغیر وابسته موجود در مدل، X_{it} بردار متغیرهای توضیحی، K تعداد متغیرهای توضیحی به‌کار گرفته شده در مدل، $n_1, n_2, \dots, n_t$ تعداد وقفه‌ی بهینه‌ی مربوط به متغیر وابسته مدل، W_t بردار متغیرهای قطعی مانند عرض از مبدأ، متغیرهای فصلی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زا با وقفه‌های معین. معادله‌ی یاد شده با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمامی ارزش های: $S = 0,1,2,\dots,d$ و $n_t = 1,2,\dots,d$ و $i = 0,1,2,\dots,k$ یعنی به تعداد $(d+1)^{k+1}$ مدل مختلف ARDL تخمین‌زده می شود. تعداد حداکثر وقفه‌ها یعنی d در ابتدا از سوی پژوهشگر تعیین می‌شود و تمام مدل‌ها در دوره‌ی $t=d+1, \dots, n$ تخمین‌زده می‌شوند. در مرحله بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکائیک (AIC)، شوارتز- بیزین (SBC)، حنان-کوئین (HQC) یا ضریب تعدیل شده $\overline{R^2}$ وقفه‌های بهینه تعیین می‌شود. از آنجا که معمولاً در داده‌های اقتصادی و مالی تفسیر ضرایب خودهمبستگی و ضرایب خودهمبستگی جزئی برای تعیین مرتبه مدل کار دشواری است، می‌توان در عمل از معیار اطلاعات، که دو عامل مجموع مربعات پسماند و زیان ناشی از کاهش درجه آزادی را در بر می‌گیرد، استفاده نمود. در این بررسی از معیار شوارتز به منظور تعیین بهینه وقفه‌های مدل استفاده شده است. این معیار در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند و در نتیجه تخمین از درجه آزادی بیشتری برخوردار خواهد بود. وقتی جملات خطا دارای خودهمبستگی شوند، دیگر نمی‌توان از آزمون دیکی- فولر برای مانایی استفاده کرد، زیرا در این حالت دیگر توزیع حدی و کمیت‌های بحرانی به‌دست آمده توسط دیکی- فولر صادق نیست. به‌طوری‌که در آزمون فیلیپس- پرون وقتی شرط عدم وجود خودهمبستگی بین جملات اخلال نقض می‌شود می‌تواند برای آزمون پایایی مورد استفاده قرار گیرد. اما خود دیکی - فولر (۱۹۸۱) نشان دادند که وقتی جملات خطا خودهمبسته هستند، درصورتی‌که الگوی تعمیم یافته

دیکی – فولر مورد استفاده قرار گیرد، توزیع حدی و کمیت‌های بحرانی به‌دست آمده توسط آنها باز هم صادق است. با فرض جمله خطای مربوط به رگرسیون $\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + U_t$ که دارای یک فرآیند خود توضیح مانا از مرتبه P به‌صورت زیر است:

$$U_t = \theta_1 U_{t-1} \theta_2 U_{t-2} + \cdots + \theta_p U_{t-p} + \varepsilon_t \quad (۲)$$

که در آن ε_t به صورت همانند و مستقل از یکدیگر توزیع نشده‌اند. حال اگر رابطه فوق را در رابطه اخیر جانشین کنیم، خواهیم داشت:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \theta_1 U_{t-1} + \theta_2 U_{t-2} + \cdots + \theta_p U_{t-p} + \varepsilon_t \quad (۳)$$

اگر فرضیه صفر صادق باشد، می‌توان نوشت که:

$$U_t = Y_t - Y_{t-1} \quad (۴)$$

و به این ترتیب خواهیم داشت:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \theta_1 (Y_{t-1} - Y_{t-2}) + \cdots + \theta_p (Y_{t-p} - Y_{t-p-1}) + \varepsilon_t \quad (۵)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \theta_1 \Delta Y_{t-1} + \cdots + \theta_p \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (۶)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (۷)$$

به‌طورکلی، پس از بررسی مانایی متغیرها اگر متغیرها در سطح مانا شوند می‌توان از آزمون OLS استفاده کرد. اگر متغیرها دارای روند همسو باشند از آزمون‌های هم‌انباشتگی[1] استفاده می‌شود و اگر متغیرهای مدل I(0) یا I(1) باشند، روش ARDL قابل کاربرد است. بنابراین؛ از آن‌جایی‌که در این پژوهش متغیرهای ما از جنس نوع سوم هستند یعنی در سطح I(0) و با تفاضل‌گیری مرتبه اول I(1) مانا شدند به تشریح مدل ARDL می‌پردازیم.

از آن‌جایی که متغیرهای مدل ترکیبی از سری‌های I(0) و I(1) هستند، مناسب‌ترین روش برای برآورد مدل، روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) می‌باشد (ابریشمی، ۱۳۸۸). انتخاب این روش بدان جهت صورت گرفته است که روش ARDL با در نظر گرفتن این که متغیرهای مدل I(0) یا I(1) می‌باشند قابل‌کاربرد است.

براساس روش ARDL ابتدا برآورد مدل پویای کوتاه‌مدت ارائه شده، سپس از دو روش برای بررسی رابطه بلندمدت استفاده می‌شود. روش اول با استفاده از آزمون همگرایی ارئه شده توسط

1. Coagulation tests

بنرجی و دولادو و مستر[1] (۱۹۹۲) بر مبنای آماره t، وجود رابطه بلند مدت بررسی می‌شود. در روش دوم که توسط پسران و همکاران (۱۹۹۶) ارئه شده است، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی به وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معنی‌داری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد آزمایش قرار می‌گیرد. به‌منظور بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو می‌توان از روش‌های هم‌جمعی مانند انگل–گرنجر و مدل تصحیح خطا (ECM) استفاده کرد. با این‌حال، به علت محدودیت‌های موجود در این مدل‌ها، از جمله وجود اریب در نمونه‌های کوچک و نبود توانایی در انجام آزمون فرضیات آماری، روش‌های مناسب‌تری برای تحلیل روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها پیشنهاد شده است. در این پژوهش در راستای برآورد روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرها از الگوی پویای خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است. الگوی مزبور از این مزیت برخوردار است که لازم نیست کلیه متغیرها از یک درجه‌ی تجمعی یکسان برخوردار باشند. همچنین، الگوهای کوتاه‌مدت و بلندمدت موجود در مدل را به‌طور همزمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خودهمبستگی را رفع می‌کند. علاوه‌بر این، الگوی تصحیح خطا را به منظور بررسی چگونگی تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت ارائه می دهد. در تحقیق حاضر از رهیافت اتورگرسیون توزیعی با وقفه (ARDL) پسران و همکاران، به‌منظور بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها بهره گیری خواهد شد. رهیافت ARDL ارائه شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱)، در مقایسه با رهیافت‌های هم‌انباشتگی دیگر مانند انگل گرنجر (۱۹۸۷)، جوهانسون و جوسیلیوس (۱۹۹۰) دارای چندین مزیت است: ۱) پارامترهای کوتاه‌مدت و بلندمدت به طور همزمان برآورد می‌شوند؛ ۲) برخی از تکنیک‌های هم‌انباشتگی به حجم نمونه حساس هستند، اما برای نمونه‌های کوچک می‌توان از رهیافت ARDL بهره‌گیری کرد؛ ۳) عدم توانایی آزمون فرضیه برای ضرایب برآورد شده در درازمدت که در زمان استفاده از روش انگل گرنجر وجود دارد رفع می‌شود و ۴) رهیافت ARDL بدون در نظر گرفتن این که آیا متغیرها I(۰) یا I(۱) هستند می‌تواند برآورد را انجام دهد.

در روش دوم که توسط پسران و همکاران ارئه شده است، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی به وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معنی‌داری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد آزمایش قرار می‌گیرد. نکته مهم آن است که توزیع F مذکور غیر استاندارد است. پسران و همکاران، مقادیر بحرانی مناسب را متناظر با تعداد رگرسورها و این که مدل شامل عرض از مبدأ است یا خیر، محاسبه کردند. اگر F محاسباتی در خارج این مرز قرار گیرد، یک تصمیم قطعی بدون نیاز به دانستن این که متغیرها I(0) یا I(1) باشند، گرفته می‌شود. اگر F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی قرار گیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم‌وجود رابطه بلندمدت رد شده و اگر پایین‌تر از محدوده پایینی قرار

1. Banerjee & Dolado & Mestre

گیرد، فرضیه صفر مذکور پذیرفته می‌شود. اگر هم F محاسباتی در بین دو محدوده قرار گیرد، نتایج استنباط غیر قطعی و وابسته به این است که متغیرها I(0) یا I(1) باشند (تشکینی، ۱۳۹۳).

الگوی تصحیح خطا متناسب با الگوی ARDL به‌صورت زیر می‌باشد، در الگوی زیر ΔY_{it}، Δx_{it} و Δw_t به‌ترتیب نشان‌دهنده متغیرهای وابسته، توضیحی و بردار متغیرهای قطعی و θ^*_{ij} و Q^* نشان‌دهنده‌ی ضرایب مربوط به الگوی تصحیح خطا است.

$$\Delta y_i = -Q(L,\hat{s})ECM_{-1} + \sum_{i=1}^{K}\theta_{i0}\Delta X_{it} + \delta\Delta W_t - \sum_{i=1}^{s-1}Q^*\Delta y_{t-i} - \sum_{i=1}^{K}\sum_{j=1}^{\hat{n}_1-1}\theta^*\Delta X_{t,i-j} + u_t$$

الگوی تصحیح خطای مزبور به‌منظور بررسی ارتباط نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها به تعادل بلندمدت آن‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. جمله‌ی تصحیح خطا ECM(-1)، همان جمله‌ی خطای حاصل از برآورد رابطه‌ی بلندمدت به روش ARDL است که با یک وقفه‌ی زمانی در الگو در نظر گرفته می شود و ضرایب الگو منعکس کننده‌ی رابطه کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل است.

ضریب تصحیح خطا (۱-) ECM، نشان‌دهنده‌ی سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است. انتظار می‌رود علامت این متغیر منفی و مقدار آن از منفی یک تا صفر تغییر کند (مهرگان و قربانی، ۱۳۸۸: ۳۷۰). تعیین و تصریح مدل‌ها با استفاده از روش های سری زمانی و آزمون‌های استاندارد اقتصادسنجی انجام خواهد گرفت. براساس روش ARDL ابتدا برآورد مدل پویای کوتاه‌مدت ارائه شده، سپس از دو روش برای بررسی رابطه بلندمدت استفاده می‌شود. روش اول با استفاده از آزمون همگرایی ارائه شده توسط بنرجی و دولادو و مستر (۱۹۹۲) بر مبنای آماره t، وجود رابطه بلندمدت بررسی می‌شود. در روش دوم که توسط پسران و همکاران (۱۹۹۶) ارائه شده است، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی به وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معنی‌داری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد آزمایش قرار می گیرد.

در این تحقیق با الهام از مباحث نظری و مطالعات تجربی انجام شده در زمینه هزینه‌های سلامت توسط وو و همکاران (۲۰۱۴)، چو و وانگ (۲۰۰۹) و راغفر و همکاران (۱۳۹۲)، فتاحی و همکاران (۲۰۱۳)، سن و روت (۲۰۰۷) و سیدی کوی و همکاران (۱۹۹۵) مدل برآوردی و متغیرهای مورد استفاده در الگوی اقتصادسنجی مورد بررسی به شرح زیر است:

$$HPCE = F\ (TAX, OIL, UR, GDP, EDU, II) \qquad (۸)$$

در این پژوهش HPCE بیانگر هزینه‌های سلامت سرانه به‌عنوان متغیر وابسته، متغیرهای TAX درآمد مالیاتی و OIL درآمد نفتی به‌عنوان متغیرهای مستقل، متغیرهای UR نرخ شهرنشینی، GDP تولید یا درآمد ناخالص داخلی سرانه، EDU آموزش و II نابرابری درآمدی نیز به‌عنوان متغیرهای کنترل در نظر گرفته شده‌اند.

در ادامه معادله (۹) برآورد می‌شود که این مدل، لگاریتمی بوده و حرف L قبل از متغیرها بیانگر لگاریتم است:

$$\text{LHPC}= B_0 + B_1 Ltax_t + B_2 LOil_t + B_3 LUR_t + B_4 LGDP_t + B_5 LEdu_t + B_6 LII_t \quad (۹)$$

در برآورد معادله از نرخ باسوادی به‌عنوان معیار آموزش، از نسبت جمعیت شهری به کل جمعیت به‌عنوان نرخ شهرنشینی و از ضریب جینی به‌عنوان شاخص نابرابری استفاده شده است. منبع آماری داده‌های مورد استفاده، بانک مرکزی و مرکز آمار ایران و قانون بودجه بوده است. داده‌های مربوط به هزینه‌های عمومی سلامت از قانون بودجه، هزینه‌های خصوصی و پرداخت از جیب خانوار از مرکز آمار ایران و سایر متغیرها نیز از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده‌اند. مطالعه حاضر، پژوهش در اقتصاد ایران است، لذا به منظور آزمون فرضیه و بررسی اثر درآمدهای مالیاتی و نفتی بر هزینه‌های سلامت از نرم‌افزار Eviews10 و روش‌های متداول اقتصادسنجی بهره گرفته شده است.
در این مطالعه با تصریح الگوی خود توضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL)، مدل مورد آزمون قرار می گیرد. دوره زمانی مورد مطالعه ۱۳۹۴-۱۳۶۴ بوده و آمارهای مورد نیاز به‌صورت سری زمانی و به قیمت ثابت سال پایه ۱۳۹۰ است.

۵. نتایج برآورد مدل

پس از بررسی وضعیت پایایی متغیرهای پژوهش، ابتدا مطابق با روش مرسوم در تبیین اثر درآمدهای مالیاتی و نفتی بر هزینه‌های سلامت، الگوی خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی ARDL برآورد می شود. پیش از تخمین الگو، لازم است پایایی متغیرهای مورد نظر در معادله (۹) مورد آزمون قرار گیرد.

۵-۱. آزمون ریشه واحد

آزمون ریشه واحد از رایج‌ترین آزمون‌هایی است که امروزه برای تشخیص مانایی یک فرآیند سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. برای این منظور ضروری است که ابتدا متغیرهای مدل، به لحاظ مانایی و نامانایی آزمون شوند. آزمون مانایی (پایایی) را در سری‌های زمانی و یا در داده‌های ترکیبی به منظور جلوگیری از رگرسیون‌های کاذب و یافتن روابط تعادلی بین متغیرها انجام می‌دهیم. ابتدا از کلیه متغیرها لگاریتم می گیریم. تحلیل خود را با آزمون‌های ریشه واحد سری‌های زمانی مورد

استفاده در این الگوها آغاز می‌کنیم. برای انجام این کار از آزمون دیکی–فولر تعمیم‌یافته (ADF) با استفاده از نرم افزارEviews10 استفاده می‌کنیم. در این آزمون، فرضیه صفر ریشه واحد (نامانایی) را در مقابل مانایی متغیر موردنظر، آزمون قرار می دهد. در صورتی که قدر مطلق آماره آزمون (t محاسباتی) بزرگ‌تر از قدر مطلق مقادیر بحرانی t باشد، فرضیه H0 رد می‌شود و سری زمانی ایستا خواهد بود. نتایج این آزمون مطابق جدول(۱) آمده است:

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته

نام متغیر	آماره ADF	مقادیر مک کینون			وضعیت در سطح
		۰/۰۱	۰/۰۵	۰/۱۰	
LHPCE	-۱۰/۳۴۳	-۴/۴۱۶	-۳/۶۲۲	-۳/۲۴۸	I(0)
LTAX	-۴/۳۳۲	-۳/۶۷۹	-۲/۹۶۷	-۲/۶۲۲	I(1)
LOIL	-۷/۹۱۱	-۴/۳۰۹	-۳/۵۷۴	-۳/۲۲۱	I(1)
LII	-۶/۹۹۳	-۴/۳۰۹	-۳/۵۷۴	-۳/۲۲۱	I(1)
LUR	-۴/۴۲۹	-۴/۲۹۶	-۳/۵۶۸	-۳/۲۱۸	I(0)
LGDP	-۴/۵۸۵	-۴/۳۰۹	-۳/۵۷۴	-۳/۲۲۱	I(1)
LEDU	-۵/۳۶۸	-۴/۲۹۶	-۳/۵۶۸	-۳/۲۱۸	I(0)

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به این که متغیرهای سری زمانی مورد نظر در مدل مورد تخمین، در سطوح مختلف مانا شده‌اند، و متغیرهای مدل ترکیبی از سری‌های I(0) و I(1) هستند، مناسب‌ترین روش برای برآورد مدل، روش خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) می‌باشد (ابریشمی، ۱۳۸۸). با انجام این روش می‌توان تحلیل‌های اقتصادی را در دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت انجام داد.

٤-۲. تخمین مدل الگوی پویای کوتاه‌مدت

براساس روش ARDL ابتدا به برآورد مدل کوتاه‌مدت می‌پردازیم. برای بررسی رابطه کوتاه‌مدت میان متغیرها، پس از این که از مانا بودن متغیرها اطمینان حاصل شد، وقفه بهینه مدل مورد نظر را براساس ماهیت مدل و معیارهای ضریب تعدیل شده آکائیک، شوارتز–بیزین انتخاب می‌شود. که ماکزیمم وقفه در این الگوها برای داده‌های سالانه ۱ یا ۲ در نظر گرفته می‌شود. از آن‌جا که دوره مورد بررسی در این تحقیق ۳۰ سال است، پس در این نمونه‌ها معمولاً از معیار شوارتز–بیزین استفاده می‌شود. در این مدل اگر هر یک از متغیرهای موجود در مدل دارای احتمال کوچک‌تر از ۵ درصد باشند، رابطه کوتاه‌مدت میان آن متغیر و متغیر وابسته وجود دارد. نتایج حاصل از تخمین معادله کوتاه‌مدت در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲: نتایج حاصل از مدل کوتاه‌مدت (۱و۰و۲و۰و۰و۲)

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
HPCE (-1)	۰/۲۹	۳/۳۱	۰/۰۰۴
HPCE(-2)	−۰/۲۳	−۳/۱۸	۰/۰۰۵
TAX	۰/۱۵	۲/۱۲	۰/۰۴
OIL	۰/۲۷	۵/۰۰۷	۰/۰۰
UR	۷/۳۶	۱۰/۵۴	۰/۰۰
II	−۱/۱۸	−۳/۶۳	۰/۰۰
II(-1)	۱/۸۲	۴/۴۰	۰/۰۰
II(-2)	−۰/۸۶	−۳/۲۱	۰/۰۰
GDP	۳/۳۷	۳/۴۴	۰/۰۰
EDU	−۲/۳۳	−۰/۸۵	۰/۴۰
EDU(-1)	−۹/۲۸	−۳/۰۳	۰/۰۰
C	−۱۷/۰۳	−۳/۸۵	۰/۰۰
R^2	۰/۹۸	−	−
D-W	۲/۴۲	−	−

منبع: محاسبات تحقیق

در مدل کوتاه‌مدت ضریب تعیین R^2 قدرت توضیح دهندگی را نشان می‌دهد که مقدار آن بین صفر و یک است. که ضرب تعیین در این تخمین ۰/۹۸ می‌باشد یعنی متغیرهای توضیحی حدود ۰/۹۸ درصد از تغییرات در متغیر وابسته را توضیح می‌دهند، که حاکی از قدرت توضیح‌دهندگی بالای مدل است. نتایج مدل پویای کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که همه ضرایب در سطح خطای ۵ و۱۰ درصد معنادار هستند. در این مدل نشان داده می‌شود که هزینه‌های سلامت با متغیرهای دیگر در ارتباط است. پس از تخمین معادله پویا با استفاده از ضرایب کوتاه‌مدت الگو، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها آزمون می‌شود.

٤-۳. تخمین مدل بلندمدت

برای بررسی وجود رابطه بلندمدت از آزمون کرانه‌ای پسران (Bounds Test) استفاده می‌شود. فرض صفر این آزمون عدم‌وجود رابطه بلندمدت در بین متغیرهای مدل است که با استفاده از آماره F به‌دست‌آمده از این آزمون نسبت به تأیید یا رد فرضیه فوق اقدام می‌شود. نتایج این آزمون در جدول ۳ گزارش شده است.

جدول۳: آزمون کرانه‌های پسران

$I_1 = Bound$	$I_0 = Bound$	سطح معناداری
۲/۹۴	۱/۹۹	۰/۱۰
۳/۲۸	۲/۲۷	۰/۰۵
۳/۶۱	۲/۵۵	۰/.۲/۵
۳/۹۹	۲/۸۸	۰/۰۱

منبع: محاسبات تحقیق

در خصوص معنادار بودن کلی خط رگرسیون تخمین زده شده که فرضیه $R^2 = 0$ را رد کنیم یعنی فرضیه این که تمام ضرایب جزئی به‌طور همزمان برابر صفر هستند را رد می‌کنیم. که با توجه به تخمین مذکور F محاسباتی برابر ۳۹/۲۱ می‌باشد، که فراتر از محدوده بالایی قرار گرفته و فرضیه صفر رد شده و رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود دارد. نتایج حاصل از تعیین رابطه بلندمدت حاکی از وجود رابطه مثبت و معنادار بین متغیرهای درآمد مالیاتی، نفتی، تولید ناخالص داخلی سرانه، نرخ شهرنشینی با هزینه‌های سلامت و رابطه منفی و معنادار بین متغیرهای نابرابری درآمد، آموزش می-باشد. در ادامه برای بررسی این که تعدیل عدم‌تعادل کوتاه‌مدت در هزینه‌های سلامت به چه صورت انجام می‌پذیرد، از مدل تصحیح خطا استفاده می‌شود.

٤-٤. آزمون نقض فروض کلاسیک

مجموعه آزمون‌های تشخیص صورت گرفته نیز گویای آن است که معادله به‌درستی تصریح شده و جملات اخلال دارای توزیع نرمال هستند. هم‌چنین براساس آزمون وایت، معادله برآورد شده مشکل ناهمسانی واریانس ندارد. بعد از انجام آزمون‌های تشخیص برای برآورد صحیح معادله، به تجزیه و تحلیل نتایج تخمین می‌پردازیم: نقض فروض کلاسیک موجب استنباط‌های نادرست آماری می‌شود. فروض کلاسیک شامل ناهمسانی واریانس (آزمون وایت)، خطای تصریح (آزمون رمزی)، آزمون نرمال بودن باقی‌مانده‌ها (جارک-برا) و خودهمبستگی (گادفری) می‌باشد.

جدول ٤: نتایج آزمون تشخیص

نوع آزمون	احتمال	مقدار آماره	فرضیه صفر
آزمون ناهمسانی واریانس	۰/۷۷	F=۰,۶۳	عدم وجود ناهمسانی واریانس
آزمون تصریح خطا	۰/۲۲	F=۶,۴۱	فرم تبعی صحیح
آزمون نرمال بودن پسماندها	۰/۸۹	J-B=۰,۲۲	نرما بودن پسماندها
آزمون خود هبستگی	۰/۲۳	F=۱,۵۹	عدم وجود خود همبستگی

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج به‌دست‌آمده از آزمون‌ها حاکی از عدم‌نقض فروض اساسی کلاسیک می‌باشد. با توجه به مقدار آماره‌های هر آزمون و سطوح احتمال محاسبه شده، فرضیه صفر که نشان‌دهنده عدم‌نقض فروض کلاسیک در مورد هر آزمون است، تأیید می‌شود.

٤-٥. آزمون تصحیح خطا (ECM) برای مدل برازش شده به روش ARDL

وجود هم‌انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند. الگوی تصحیح خطا در واقع نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد. ضریب تصحیح خطا نشان می‌دهد که طی هر دوره چند درصد از عدم تعادل

کوتاه‌مدت به‌منظور رسیدن به مقادیر بلندمدت تعدیل می‌گردد. ضریب تصحیح خطا دارای علامت منفی بوده و در محدوده ۰>ECM>۱- قرار دارد و نیز از نظر آماری معنادار باشد.

جدول ۵: نتایج حاصل از معادله تصحیح خطا

متغیر	ضریب	آماره t
D(HPCE(-1))	۰/۲۳	۴/۶۹
D(II)	-۱/۸	-۶/۰۶
D(II(-1))	۰/۸۶	۴/۴۰
D(EDU)	-۲/۳۳	-۱/۷۵
ECM(-1)	-۰/۹۳	-۲۱/۰۴

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که مشاهده می‌شود ضریب تصحیح خطا در این مدل در کوتاه‌مدت ۰/۹۳- به‌دست‌آمده که از نظر آماری کاملاً معنادار بوده و بر طبق انتظار منفی است، که نشان می‌دهد در هر دوره در حدود ۹۳ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت هزینه‌های سلامت تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت نزدیک می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در زمینه تأثیر درآمدهای مالیاتی و نفتی مطالعات چندانی صورت نگرفته است اما همان‌طور که قبلاً به آن اشاره شد، بررسی نتایج تحقیقات مشابه نشان می‌دهد که مخارج دولت در بخش‌های مختلف به‌طور معناداری تحت تأثیر درآمدهای دولت مانند مالیات و نفت می‌باشد. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از این پژوهش که در ایران افزایش مخارج بهداشتی متأثر از درآمد نفتی کشور است، به‌طوری‌که درآمدهای نفتی می‌تواند برای یک دوره نسبتاً طولانی به افزایش مخارج بهداشتی منجر شود؛ بنابراین، نگاه سیاست‌گذاران اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و مخصوصاً ایران به مخارج بهداشت و رفاه عمومی، به‌سوی نوعی سرمایه‌گذاری معطوف شود که این امر، زمینه‌ساز رشد و توسعه اقتصادی باشد. متغیر درآمد نفتی با توجه به ضریب بیشتری که نسبت به متغیر درآمد مالیاتی در رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت دارد، نشان از وابستگی شدید و تأثیر بیشتر آن بر اقتصاد ایران است.

نتایج به‌دست‌آمده از برآورد مدل مبتنی بر اینکه آیا درآمدهای مالیاتی و نفتی تأثیر مثبت و معناداری بر هزینه‌های سلامت دارند نشان می‌دهد که درآمدهای مالیاتی و نفتی تأثیر مثبت و معناداری بر هزینه‌های سلامت در ایران دارد، بر این اساس فرضیه اصلی پژوهش تأیید می‌گردد.

براساس نتایج تخمین، رابطه مثبت و معناداری بین تولید ناخالص داخلی سرانه و هزینه‌های سلامت وجود دارد که این امر با نتایج مطالعات تجربی سازگار است. درآمد سرانه بالا به منزله رفاه بیشتر بوده و در چنین جوامعی، دولت و خانوار به بخش سلامت و بهداشت اهتمام زیادتری می‌ورزند.

نابرابری درآمد نیز تأثیر منفی و معناداری بر هزینه‌های سلامت دارد؛ زیرا با کاهش نابرابری درآمد در جامعه امکان سرمایه‌گذاری در آموزش، بهداشت، اشتغال و... برای افراد بیشتری فراهم می‌شود، بنابراین شاهد افزایش هزینه‌های سرانه سلامت توسط دولت و خانوارها و بهبود شاخص های سلامت خواهیم بود. نتایج مطالعات چو و وانگ (۲۰۰۹) و راغفر و همکاران (۱۳۹۲) نیز مؤید تأثیر نابرابری درآمد بر هزینه‌های سلامت است.

نتایج برآورد معادله نشان‌دهنده ارتباط مثبت و معنادار نرخ شهرنشینی و هزینه‌های سلامت است. گسترش نرخ شهرنشینی باعث تغییر رفتارهای اجتماعی افراد و تجددگرایی آن‌ها در زمینه‌های مختلف اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و... می‌شود. توجه و اهتمام بیشتر به حوزه بهداشت و سلامت یکی از علایم بهبود رفتارهای اجتماعی افراد در قالب شهرنشینی است که دسترسی بیشتر و بهتر به امکانات، تجهیزات و مراقبت‌های بهداشتی در شهرها این مسیر را برای افراد هموار می‌سازد. نتایج مطالعات سن و روت (۲۰۰۷) و فتاحی و همکاران (۲۰۱۳) نیز مؤید ارتباط مثبت نرخ شهرنشینی با هزینه‌های سلامت است.

همچنین براساس نتایج تخمین، متغیر آموزش دارای ضریب منفی و از جنبه آماری نیز معنادار است؛ زیرا افزایش سطح تحصیلات و آموزش منجر به افزایش دانش و آگاهی افراد در حوزه بهداشت و سلامت، شناخت روش‌های بهتر مراقبت‌های بهداشتی، شناخت انواع بیماری‌ها و روش‌های پیشگیری از ابتلا به آن‌ها می‌شود و در نتیجه چالش‌ها و هزینه‌های حوزه سلامت کاهش می‌یابد. نتایج مطالعات سیدی کوی و همکاران (۱۹۹۵) و فتاحی و همکاران (۲۰۱۳) نیز ارتباط منفی آموزش با هزینه‌های سرانه سلامت خانوارها را تأیید می‌کند.

طبق پژوهش‌های انجام شده توسط ونگ و فاسانو (۲۰۰۲)، آیسا و پویو (۲۰۰۶)، اووی و اونافوورا (۲۰۰۶)، کریستی و ریوجا (۲۰۱۲)، کوکس و فرانکن (۲۰۱۴)، قنبری و باسخا (۱۳۸۷)، اسدزاده و همکاران (۱۳۹۳)، رابطه درآمدهای مالیاتی، نفتی و هزینه‌های سلامت مثبت است. همچنین طبق پژوهش‌های انجام شده توسط صادقی، متفکرآزاد و جلیل‌پور (۱۳۹۴)، فتاحی و همکاران (۱۳۹۲)، عاصم اوغلو و همکاران (۲۰۱۳) و سن و روت (۲۰۰۷)، درآمد تأثیر مثبت و معناداری بر هزینه‌های سلامت دارند. به این ترتیب هر چه درآمدهای مالیاتی و نفتی بهبود و درآمد افزایش یابد، هزینه‌های سلامت افزایش می‌یابد.

با توجه به نتایج به دست آمده از تخمین مدل در کوتاه‌مدت و بلندمدت که بین درآمدهای مالیاتی و نفتی و هزینه‌های سلامت در ایران ارتباط مستقیمی وجود دارد و فرضیه‌های تحقیق مبنی بر این که درآمدهای مالیاتی و نفتی بر هزینه‌های سلامت اثر مثبت و معناداری دارد، تأیید می‌شود.

در این مطالعه تأثیر درآمدهای مالیاتی و نفتی بر هزینه‌های سلامت طی دوره ۱۳۶۴-۱۳۹۴ در ایران با استفاده از الگوهای سری زمانی ARDL مورد مطالعه قرار گرفت. نتایج حاصل نشان داد طی

دوره مورد بررسی، نابرابری درآمدی و آموزش تأثیر منفی و معنادار و درآمد مالیاتی، درآمد نفتی، نرخ شهرنشینی و درآمد سرانه تأثیر مثبت و معنادار بر هزینه‌های سلامت داشته است. تأثیر مثبت و معنادار درآمدهای مالیاتی و نفتی بر مخارج سلامت نشان‌دهنده اهمیت این شاخص در حوزه سلامت است.

با توجه به شرایط امروز کشور که منابع نفتی کشور زمینه‌ساز حوادث بوده و تغییرات قیمت و مقدار فروش آن همیشه اتفاق می‌افتد، به‌منظور بهبود وضعیت درآمدهای مالیاتی و نفتی و هزینه‌های سلامت پیشنهاد می‌شود که دولت از طریق دریافت مالیات عادلانه و هزینه آن برای ایجاد زیر ساخت‌ها با پیاده‌سازی طرح جامع مالیاتی و رفع موانع در مسیر آن نسبت به گسترش پایه‌های مالیاتی و کاهش فرارهای مالیاتی و شناسایی علل آن اقدام نماید. با گسترش فرهنگ پرداخت مالیات در سطح جامعه و شناخت اهمیت آن در توزیع درآمد، ایجاد عدالت اجتماعی و از بین بردن فاصله‌های طبقاتی، آن را جایگزین اقتصاد متکی بر نفت کرده و بسترهایی به وجود آید تا مالیات‌دهی جزو وظایف و تکالیف مهم آحاد جامعه تلقی گردد. با توجه به نتایج به دست آمده از این مطالعه و با در نظر گرفتن این نکته که درآمدهای نفتی در ذات خود برای رشد هزینه‌های سلامت عامل بازدارنده نیست، بلکه با مدیریت صحیح این منابع اثر مثبتی بر هزینه‌های بهداشت خواهد داشت، لذا به منظور افزایش هزینه‌های سلامت در کشورهای سرشار از منابع نفتی پیشنهاد می‌شود همواره بر بهبود مدیریت فراوانی ثروت نفتی تأکید و تمرکز کنند تا بتوانند از اثرات مثبت این منابع بهره‌مند شوند.

منابع

اسدزاده، احمد؛ سلمانی بی شک، محمدرضا؛ پریشانی، محمد و منصوری، بهزاد. (۱۳۹۳). «اثر تکانه‌های نفتی بر مخارج سلامت در ایران»، *مدیریت اطلاعات سلامت*، ۱۱(۷)، ۸۸-۸۸۸.

بهبودی، داوود؛ باستان، فرانک و افشاری، مجید. (۱۳۹۰). «بررسی رابطه بین مخارج بهداشتی سرانه و درآمد سرانه در کشورهای با درآمد پایین و متوسط (رهیافت علی در داده‌های تابلویی)»، *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۵(۳)، ۸۱-۹۶.

تشکینی، احمد. (۱۳۹۳). *اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit*، تهران: مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران، چاپ اول.

حاتمی، حسین. (۱۳۸۵). *کتاب جامع بهداشت عمومی*، تهران: انتشارات ارجمند، چاپ دوم. ص ۲۲۰.

حق‌پرست، حسن و معینی، اسفندیار. (۱۳۸۳)."اقتصاد بهداشت ودرمان: دیدگاه‌ها و نظریه‌ها"، مجله تأمین اجتماعی، (۱۶)، ۴۸-۳۳.

خورشیدی، غلامرضا و رنگریز، حسن. (۱۳۸۳). *مالیه عمومی و تنظیم خط مشی مالی دولت*، تهران: نشر مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

راغفر، حسین؛ زرگر، نیلوفر و سنگری مهذب، کبری. (۱۳۹۲). «اندازه‌گیری نابرابری در هزینه‌های سلامت: در ایران»، *مجله علمی- پژوهشی حکیم*، ۱۶(۲)، ۹۷-۸۹.

رضایی، هادی؛ محمد، علیزاده و نادمی، یونس. (۱۳۹۶). «عوامل مؤثر بر مخارج بهداشتی»، *فصلنامه نظریه کاربردی اقتصادی*، ۴(۲)، ۲۶-۱.

سلاطین، پروانه و محمدی، سمانه. (۱۳۹۴). «بررسی عوامل مؤثر بر سلامت در استان‌های ایران: رهیافت داده-های پنل»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۰(۶۴)، ۱۷۷-۲۰۷.

شهرکی، مهدی و قادری، سیمین. (۱۳۹۴). «تأثیر زیر ساخت های آموزش و سلامت بر رشد اقتصادی ایران». *فصلنامه علمی- پژوهشی رشد و توسعه اقتصادی*، ۵(۱۹)، ۱۳۶-۱۱۵.

صادقی، سیدکمال و محمدی، رباب. (۱۳۹۳). «بررسی تأثیر مخارج سلامت بر شاخص‌های سلامت کشورهایی با سطح درآمد متوسط: مطالعه موردی»، *نشریه پایش*، ۱۴(۱)، ۱۴-۷.

علیزاده، محمد و گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۳۹۵). «رویکرد متوسط‌گیری مدل بیزی»، *فصلنامه مدیریت بهداشت و درمان*، ۷(۲)، ۶۱-۴۷.

فتاحی، شهرام؛ سهیلی، کیومرث؛ رشادت، سهیلا و کریمی، پرستو. (۱۳۹۰). «رابطه سرمایه انسانی بهداشت و رشد اقتصادی در کشورهای اوپک (opec)»، *مجله مدیریت بهداشت و درمان*، ۳(۳ و ۴)، ۵۲-۳۷.

مهرآرا، محسن؛ شرزه‌ای، غلامعلی و محقق، محسن. (۱۳۹۰). «بررسی رابطه کیفیت محیط زیست و هزینه‌های بخش سلامت در کشورهای در حال توسعه»، *مجله مدیریت سلامت*، ۱۴(۴۶)، ۸۸-۷۹.

مهرآرا، محسن و فضائلی، علی‌اکبر. (۱۳۸۸). «رابطه هزینه‌های سلامت و رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا (منا)»، *فصلنامه علمی پژوهشی مدیریت سلامت*، دوره ۱۲، شماره ۳۵، ۴۹-۵۹.

Acemoglu, D., Finkelstein, A. and Notowidigdo, M. (2013). "Income and health spending: Evidence from oil price shocks", *The Review of Economics and Statistics*, 95(4), 1079-1095.

Barro, R. J. (1996). *Health, Human Capital and Economic Growth. Pan American Health Organization Regional office of the World Health Organization*.

Chou, W. L. & Wang, Z. (2009). "Regional inequality in china s health care expinditures". *Health Economics*, 18(2), 146-137.

Cockx, L. and Francken, N. (2014). "Extending the concept of resource curse: Natural resources and public spending on health", *Eclogical Economics*, (108), 136-149.

El Anshasy, A.A., Katsaiti, M.S. (2015). "Are natural Ressources bad For health?", *Health place*, 32(1), 29-420.

Fasano-Filho, U., Wang, Q. (2002). "Testing the relationship between government spending and revenue: Evidence from GCC countries". *International Monetary Fund*, 2, 1-8.

Grossman, M. (2000). "Chapter 7 The Human Capital Model". *Hand Book of Health Economics*, 1(A), 347-408.

Sachs, J. D. & Warner, A. M. (1997). *Natural Resource Abundance and Economic Growth*. Working Paper, Institute for International Development, Harvard University.

Wallace, P. (2004). "Review of Health Care Financing (Translation: Hasanzadeh, Ali, Alizadeh, Saeed)". *Social Security Quarterly*, 6(19), 111-148.

Wu, P., Liu, Sh. & Pan, Sh. (2014). "Does misery index matter for the persistence of health spending?", *Evidence from OECD countries*, 118(2), 893-910.

Applied Economics Studies, Iran (AESI) 275

Volume 8, Number 31, Full 2019

Investigation of the Tax Income and Oil Revenues on Health Expenditure in Iran

Nadri, S.[1], Khodabakhshi, A.[2*]

Abstract

Health is one of the main development indicators and investment in this sector has direct impact on welfare and economic growth. The impact of health expenditures on the economic and social performance of the community and its importance in provision of sustainable development has been a matter for economists and policy makers. The most important factors affecting economic growth are labor, physical capital, and human capital. Health is one of the indicators of human capital that boosts labor productivity and as a result boosts economic growth and development. So many models and research have tried to identify the factors cause to increase health expenditure and explain how they are effective. Lack of inadequacy in providing health care services in each country is considered as weaknesses of the governments. One of the important health Challenges in Iran usually has been Identifying the budget determinants. Tax and oil revenues are two main determinant factors for health expenditures in Iran. The purpose of the research is to investigate the effect of tax and oil revenues on health expenditures in Iran. The research was performed ARDL method using annual data from 1364 to 1394, in calculating, Eviews10 software was used. The results of the estimation show that there is a positive and significant relationship between tax and oil revenues with health expenditures. Also, based on the estimated results, the coefficient of estimation of the variables of urban rate and per capita income has a positive and significant effect and income inequality variables and education have a negative and significant effect on health expenditures in Iran.

Keywords: Health expenditure, tax income, Oil revenues

JEL Classification: D72, O15, C32

1. Master of Economics, Economics Department, Bu Ali Sina Uiversity **Email:** snadri95@gmail.com

2. Assistant Professor, Economics Department, Bu Ali Sina University **Email:**akbarkh2006@gmail.com