



# تأثیر مخارج بهداشتی دولتی و خصوصی بر بهره‌وری نیروی کار در استان‌های ایران: ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳

علی‌رضا مرادی<sup>۱</sup> / فرهنگ مستشاری<sup>۲</sup>

چکیده

**مقدمه:** امروزه این باور در میان کارشناسان اقتصادی پذیرفته شده است که بهره‌وری نیروی کار، نقش انکار ناپذیری در رشد اقتصادی کشورها ایفا می‌کند. این پژوهش به بررسی چگونگی تأثیرگذاری مخارج بهداشتی دولتی و خصوصی بر بهره‌وری نیروی کار در استان‌های کشور پرداخته است.

**روش کار:** این پژوهش با بهره‌گیری از داده‌های مرکز آمار ایران، در طول دوره ۱۳۹۳-۱۳۸۴ و انتخاب جامعه آماری استان‌های کشور در قالب داده‌های تابلویی اجرا شد. بدین منظور، مدل رشد درون‌زای رومر و روش اقتصادسنجی میان‌گروهی، میان‌گروهی تلفیقی و اثرات ثابت پویا، برآورد و بر مبنای آزمون هاوسمن، الگوی مناسب شناسایی شد. سپس با اتکا بر رهیافت هم‌انباشتگی تابلویی و با استفاده از روش‌های برآورد حداقل مربعات به طور کامل اصلاح شده و حداقل مربعات پویا، روابط بلند مدت با لحاظ وابستگی مقطعی نیز استخراج شد. در نهایت آزمون علیت بر مبنای رهیافت میان‌گروهی تلفیقی اجرا شد.

**یافته‌ها:** بر اساس یافته‌های حاصل، دو متغیر مخارج بهداشتی خصوصی و دولتی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر بهره‌وری نیروی کار در استان‌های کشور دارد و میزان اثرگذاری مخارج بهداشتی دولتی بیشتر از خصوصی است. نتایج آزمون علیت میان‌گروهی تلفیقی، گویای آن بود که رابطه علیت بلندمدت از سمت مخارج بهداشتی دولتی و خصوصی، به سمت بهره‌وری نیروی کار وجود دارد.

**نتیجه‌گیری:** اهتمام هر چه بیشتر دولت در زمینه سرمایه‌گذاری در بخش سلامت و ارتقای کیفیت هزینه‌های بهداشتی، به ویژه در استان‌های کمتر برخوردار، می‌تواند بهره‌وری نیروی کار را افزایش دهد.

**واژه‌های کلیدی:** مخارج بهداشتی دولتی و خصوصی، بهره‌وری نیروی کار، تخمین‌زننده میان‌گروهی تلفیقی، رهیافت هم‌انباشتگی تابلویی، آزمون علیت

• وصول مقاله: ۹۶/۰۸/۱۹ اصلاح نهایی: ۹۶/۰۹/۳۰ پذیرش نهایی: ۹۶/۱۱/۳۰

۱. استادیار گروه علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرمانشاه، کرمانشاه، ایران

۲. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران؛ نویسنده مسئول (Farhangmostashari@gmail.com)

## مقدمه

بهره‌وری مفهومی جامع و کلی است که افزایش آن به عنوان یک ضرورت، معادل کیفیت بالاتر زندگی محسوب می‌شود. دستیابی به بهره‌وری در گرو شناخت عوامل عمده تأثیرگذار بر آن است. در اقتصاد، استفاده بهینه از عوامل تولید، بهره‌وری آنها را افزایش می‌دهد و در واقع مهمترین عامل رشد اقتصادی، ارتقای بهره‌وری عوامل تولید، از جمله نیروی کار است. سلامت به عنوان یک حق در قانون اساسی، شکلی از سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی محسوب می‌شود و عاملی مهم در بهبود بهره‌وری نیروی کار است. [۱]

امروزه با پیدایش مدل‌های رشد درون‌زا در ادبیات رشد اقتصادی، تأکید بر سرمایه انسانی و کیفیت آن از طریق متغیرهایی همچون آموزش و سلامت، در کنار سرمایه فیزیکی، قدرت توضیح دهنده این مدل‌ها را افزایش می‌دهد. [۲] برای تحقق مقوله سلامت، معمولاً دولت‌ها و بخش خصوصی در حوزه بهداشت، مخارجی صرف می‌کنند. مخارج بهداشتی دولتی، به عنوان یکی از موارد مداخله سنتی بخش دولتی در جامعه مطرح می‌شود. مخارج بهداشتی بخش خصوصی نیز با امکان تصاحب فرصت‌های کاری با درآمد بهتر و کاهش زمان غیبت در کار ناشی از بیماری و همچنین افزایش طول عمر نیروی کار، به‌طور مستقیم بهره‌وری نیروی کار را افزایش می‌دهد و موجب افزایش تولید و در نتیجه افزایش استاندارد زندگی (تولید ناخالص ملی سرانه) می‌شود. [۳]

خلاصه برخی از مهمترین مطالعات مرتبط در این حوزه در ادامه بیان می‌شود. مجتهد و جوادی‌پور در پژوهش خود با عنوان «بررسی اثر هزینه‌های بهداشتی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب» نشان دادند که در دوره ۱۹۹۰ تا ۱۹۹۸ برای ۳۳ کشور در حال توسعه، رابطه علی دو طرفه بین هزینه‌های بهداشتی و رشد اقتصادی وجود دارد و هزینه‌های بهداشتی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد. [۴] امینی و حجازی آزاد در مطالعه خود با عنوان «تحلیل و ارزیابی

نقش سلامت و بهداشت در ارتقای بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران» دریافتند که دستیابی به بهره‌وری بالاتر نیروی کار، علاوه بر ارتقای سلامت، مستلزم افزایش سرمایه فیزیکی سرانه است. [۱] مهرآرا و فضائلی در پژوهش خود با عنوان «رابطه هزینه سلامت و رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا» بیان می‌دارند که هزینه‌های سلامت و درآمد در کشورهای حوزه خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA) پایا (مانا) بوده است و کسش درآمدی سلامت کوچکتر از یک است و چسبندگی بالایی در هزینه سلامت در واکنش به شوک‌های درآمدی وجود دارد. [۵] سورانی در پژوهش خود با عنوان «تأثیر مخارج بهداشتی دولت بر بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران» نشان داد که مخارج بهداشتی دولت در استان‌های کشور محرک بهره‌وری نیروی کار است. [۶] رئیس‌پور و پژویان در مطالعه خود با عنوان «آثار مخارج بهداشتی دولت بر رشد اقتصادی و بهره‌وری در ایران: رویکرد منطقه‌ای» نتیجه گرفتند که در ۲۸ استان کشور مخارج هزینه‌ای دولت دارای اثر مثبت و مخارج سرمایه‌ای دولت در زیرساخت‌های سلامت، بر بهره‌وری عوامل بی‌تأثیر بوده است. [۳] سرلک و کیانی در پژوهش خود با عنوان «تأثیر مخارج بهداشتی بر رشد اقتصادی استان‌های کشور» به این نتیجه رسیدند که متغیرهای رشد بودجه عمرانی دولت (سرمایه فیزیکی)، رشد مخارج بهداشتی، رشد مخارج آموزشی و رشد موجودی سلامت همگی تأثیر مثبت و به شدت معنی‌داری بر رشد اقتصادی استان‌های کشور دارند. [۲] جرج‌زاده و همکاران در پژوهش خود با عنوان «رابطه بین سلامت و بهره‌وری نیروی کار در کشورهای در حال توسعه» دریافتند که در ۱۷ کشور در حال توسعه، نرخ مرگ و میرمردان بالغ تأثیر منفی و مخارج بهداشتی تأثیر مثبتی بر بهره‌وری نیروی کار داشته است. [۷] سامان پور و اسفندآبادی در پژوهش خود با عنوان «تأثیر مخارج بهداشتی و درمان بر بهره‌وری نیروی کار» نتیجه می‌گیرند که بین مخارج بهداشتی و درمان خانوارها و بهره‌وری نیروی کار در استان‌های ایران رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. [۸] بارگاو در مطالعه خود با عنوان

انکارناپذیر این متغیر در رشد اقتصادی، زمینه دستیابی به اهداف بالادستی در افق سند چشم‌انداز ایران ۱۴۰۴ و نیز زمینه رشد متوازن و پایدار فراهم آید. بر این اساس، توجه به مقوله تأثیرات هزینه‌های سلامت خصوصی و دولتی در ایران، با تأکید بر ناهمگنی‌های بین استان‌های مختلف، می‌تواند در بردارنده دلالت‌های آشکار سیاست‌گذاری برای دست‌اندرکاران مربوطه باشد. لازم به ذکر است، تاکنون هیچ مطالعه‌ای در کشور با بهره‌گیری از روش‌های اقتصادسنجی خانواده تخمین زنده میان گروهی تلفیقی (Pooled Mean Group (PMG)، در حوزه اقتصاد سلامت در کشور صورت نگرفته است.

### روش‌ها

این پژوهش از نظر هدف از نوع کاربردی و از نظر ماهیت توصیفی-تحلیلی و از نظر بعد زمانی، تابلویی است. جامعه آماری ۳۰ استان کشور (بجز استان البرز) و دوره مورد بررسی ۱۳۹۳-۱۳۸۴ بود و داده‌های مورد نیاز از سالنامه‌های آماری مرکز آمار کشور جمع‌آوری شد. لازم به ذکر است، تا زمان ار سال مقاله صرفاً داده‌ها تا سال ۱۳۹۳ در سالنامه‌های آماری گزارش شده بود. متغیرهای به کار رفته در این پژوهش شامل: لگاریتم بهره‌وری نیروی کار در هر استان (با نماد LPF)، لگاریتم مخارج بهداشتی بخش دولتی (با نماد LGoheco)، لگاریتم مخارج بهداشتی بخش خصوصی (با نماد LPrheco) بودند. تمامی داده‌ها، با استفاده از شاخص قیمتی مربوطه به قیمت ثابت ۱۳۸۲، تبدیل شده است. همچنین، برای محاسبه متغیر بهره‌وری نیروی کار، تولید ناخالص واقعی هر استان بر شاغلان بالای ۱۰ سال تقسیم شده است. لازم به ذکر است، از آنجا که اطلاعات مربوط به استان البرز از ابتدای دوره به صورت مستقل وجود ندارد؛ بنابراین، برای ایجاد هماهنگی در داده‌ها آمار مربوط به این استان از سال ۱۳۸۹ به بعد، با استان تهران جمع شده است. این پژوهش با تکیه بر مدل برگرفته از خانواده مدل‌های رشد درون‌زای رومر است که در آن میزان اثرگذاری مخارج بهداشتی بخش خصوصی و دولتی، به عنوان دو نهاد تولید، بر بهره‌وری نیروی کار ارزش‌یابی و بررسی می‌شود. [۱۷] به عبارت دیگر، در اینجا با بهره‌گیری از فرم تابع

«تحلیل تابلویی نرخ مرگ و میر نوزادان و کودکان» نشان داده که تغذیه بهتر در دوران کودکی منجر به سلامت بیشتر و بهره‌وری بالاتر نیروی کار در هندوستان شده است. [۹] اسپور در پژوهش خود با عنوان «وضعیت تغذیه و ظرفیت فیزیکی نیروی کار» بیان می‌کند که وضعیت نامناسب بهداشتی کودکان، میزان بهره‌وری کاری آنان را در بزرگسالی کاهش می‌دهد. [۱۰] بلال محمود و همکاران در پژوهش خود با عنوان «مخارج بهداشتی، سوادآموزی و رشد اقتصادی: کاربرد رهیافت میان‌گروهی تلفیقی در کشورهای آسیایی» نتیجه گرفتند که در ۲۶ کشور آسیایی، متغیرهای مخارج بهداشتی و نرخ با سواد، درآمد سرانه را افزایش می‌دهد و میزان اثرگذاری مخارج بهداشتی، بیش از نرخ با سواد است. [۱۱] یافته‌های پژوهش مشتاق حسین و همکاران با عنوان «بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین مخارج بهداشتی و رشد تولید داخلی: مطالعه موردی پاکستان» گویای این بود که دو متغیر تولید ناخالص داخلی و مخارج بهداشتی در پاکستان، پایا (مانا) بوده است و در عین حال، هیچ رابطه بلندمدتی میان آنها وجود ندارد. [۱۲] ابراهیم دوغان و همکاران در پژوهش خود با عنوان «پویایی مخارج بهداشتی دولتی: رهیافت تابلویی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی» نشان دادند در کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی تأثیر مخارج بهداشتی بر رشد اقتصادی، مثبت و معنادار بوده و بین آنها رابطه علیت وجود دارد. [۱۳] ریوارا و کواریز در پژوهش خود با عنوان «سرمایه بهداشتی عمومی و بهره‌وری در مناطق اسپانیا» وجود ارتباط آماری قوی بین مخارج بهداشتی و رشد اقتصادی را در پژوهش خود به اثبات می‌رسانند. [۱۴] بلوم و کاتینگ در پژوهش خود با عنوان «بهداشت و ثروت ملل» نشان دادند، در کشورهایی که امید به زندگی در آنها پنج سال بیش از سایرین است، نرخ رشد درآمد سرانه حقیقی ۰/۲ تا ۰/۵ بیش از سایرین است. [۱۵] تالین در پژوهش خود با عنوان «پیامدهای اقتصادی بیماری و سلامت در استونی» نشان می‌دهد که بیماری و هزینه‌های مربوط به آن اثر منفی بر بهره‌وری نیروی کار دارد. [۱۶] در این مطالعه میزان اثربخشی هزینه‌های بهداشتی دولتی و خصوصی بر بهره‌وری نیروی کار، با توجه به نقش

هم‌انباشتگی پدرونی و کائو و وسترلاند و اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، بر اساس رهیافت‌های حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS) و حداقل مربعات پویا بررسی و ارزیابی شد. [۱۹-۲۲] روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده روشی ناپارامتری است که همبستگی احتمالی بین اجزای خطای مدل را، به منظور تصحیح خودهمبستگی پیاپی محاسبه می‌کند و تخمین‌زننده حداقل مربعات معمولی را به صورت ناپارامتری تصحیح می‌کند. تخمین‌زننده حداقل مربعات پویا (DOLS) از تعدیل‌های پارامتری، برای بهبود وضعیت اجزای خطا استفاده می‌کند و مقادیر گذشته و آینده متغیرهای توضیحی تفاضلی را به عنوان متغیر اضافی در فرآیند تخمین در نظر می‌گیرد. در این مطالعه، جهت بررسی استقلال مقطعی داده‌های مورد استفاده از آزمون وابستگی مقطعی (CD) پسران بهره‌گیری می‌شود، زیرا برای داده‌های تابلویی متوازن و نامتوازن قابل اجراست و در نمونه‌های کوچک از خصوصیات مطلوبی برخوردار است. [۲۳]

هرگاه وابستگی مقطعی در داده‌های تابلویی تأیید گردد، باید آزمون‌های ریشه واحد تابلویی نسل دوم، مانند آزمون ریشه واحد تابلویی ناهمگن با وجود وابستگی مقطعی (CIPS یا CADF پسران) مورد استفاده قرار گیرد. [۲۴]

این آزمون در دو حالت با عرض از مبدا و بدون روند و با عرض از مبدا و روند، اجرا می‌شود. همچنین، برای اجرای رهیافت هم‌انباشتگی تابلویی نیز باید وابستگی مقاطع، با میانگین‌زدایی داده‌ها لحاظ گردد. در پایان نیز رابطه علیت بین متغیرهای مخارج بهداشتی دولتی و خصوصی و بهره‌وری نیروی کار، بر مبنای رهیافت میان‌گروهی تلفیقی بررسی می‌گردد. در این مطالعه کلیه برآوردها در نرم افزار STATA 14 و EViews 9 صورت گرفته است.

### یافته‌ها

در جدول شماره یک، نتایج حاصل از برآورد مدل، به سه روش میان‌گروهی تلفیقی (رهیافت تابلویی خودرگرسیون با وقفه توزیعی) (PMG(PANEL-ARDL(1,1,1))، میان‌گروهی و

تولید کاب داگلاس به شکل  $Y_{it} = A_{it}K_{it}^{\alpha_1}L_{it}^{\alpha_2}$ ، بجای نیروی کار (L) و سرمایه فیزیکی (K)، متغیرهای مخارج بهداشتی دولتی و خصوصی و به جای متغیر وابسته (Y) نیز، بهره‌وری نیروی کار، به شکل معادله  $PF_{it} = A_{it}Goheco_{it}^{\alpha_1}Prheco_{it}^{\alpha_2}$  جایگزین می‌گردد. اکنون با لگاریتم‌گیری از طرفین این رابطه، رابطه زیر حاصل خواهد شد:

$$LPf_{it} = A_{it} + \alpha_1 LGoheco_{it} + \alpha_2 LPrheco_{it}$$

رهیافت اقتصادسنجی مورد استفاده برای برآورد این مدل، تخمین‌زننده‌های میان‌گروهی تلفیقی، میان‌گروهی (Mean Group(MG)) و روش اثرات ثابت پویا (FED) هستند. [۱۸] بر مبنای رهیافت میان‌گروهی تلفیقی، اگر تابع بلندمدت مورد بررسی، دارای دو متغیر توضیحی به فرم  $x_{1t}, x_{2t}$  باشد (i) نماد مقطع و t نماد زمان است) و فرم تصریح مدل با یک وقفه برای دو متغیر توضیحی و مستقل بیان شود، رابطه زیر به دست می‌آید:

$$y_{it} = \mu_i + \delta_{10i}x_{1it} + \delta_{11i}x_{1i,t-1} + \delta_{20i}x_{2it} + \delta_{21i}x_{2i,t-1} + \lambda_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

$$\Delta y_{it} = \phi_i \underbrace{\{y_{i,t-1} - \theta_{0i} - \theta_{1i}x_{1it} - \theta_{2i}x_{2it}\}}_{LongrunCo-integrationVector} - \delta_{10i}\Delta x_{1it} - \delta_{20i}\Delta x_{2it} + \varepsilon_{it}$$

در این رابطه تصحیح خطای مقطعی، معادله بلندمدت داخل نماد دو ابرو (آکولاد) نشان داده می‌شود. ضرایب این معادله به شکل زیر تعریف می‌شوند:

$$\phi_i = (1 - \lambda_i), \theta_{0i} = \frac{\mu_i}{(1 - \lambda_i)}, \theta_{1i} = \frac{\delta_{10i} + \delta_{11i}}{(1 - \lambda_i)}, \theta_{2i} = \frac{\delta_{20i} + \delta_{21i}}{(1 - \lambda_i)}$$

به منظور انتخاب مدل بهینه بین رهیافت‌های میان‌گروهی تلفیقی، میان‌گروهی و اثرات ثابت پویا، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. در این آزمون عدم رد فرضیه صفر به این مفهوم است که تخمین‌زننده میان‌گروهی تلفیقی کاراتر از روش میان‌گروهی است و برعکس. مشابه همین روش برای مقایسه بین روش میان‌گروهی و اثرات ثابت پویا نیز به کار می‌رود. در نهایت، به منظور اطمینان از درستی نتایج کسب شده، روابط بلندمدت میان متغیرها پس از اجرای آزمون‌های

اثرات ثابت پویا و ضرایب مدل بلندمدت و کوتاه مدت مربوط به هر کدام و همچنین سرعت تعدیل این مدل‌ها به سمت تعادل بلندمدت گزارش شده است. در بخشی از این جدول، نتایج آزمون هاسمن به منظور انتخاب مدل بهینه بین رهیافت میان-گروهی تلفیقی و میان‌گروهی و همچنین بین میان‌گروهی و اثرات ثابت پویا گزارش شده که بر اساس آن، مدل میان-گروهی تلفیقی بر میان‌گروهی ارجحیت داشت و مناسب‌تر (با ۰/۲۶).

اثرات ثابت پویا و ضرایب مدل بلندمدت و کوتاه مدت مربوط به هر کدام و همچنین سرعت تعدیل این مدل‌ها به سمت تعادل بلندمدت گزارش شده است. در بخشی از این جدول، نتایج آزمون هاسمن به منظور انتخاب مدل بهینه بین رهیافت میان-گروهی تلفیقی و میان‌گروهی و همچنین بین میان‌گروهی و اثرات ثابت پویا گزارش شده که بر اساس آن، مدل میان-گروهی تلفیقی بر میان‌گروهی ارجحیت داشت و مناسب‌تر (با ۰/۲۶).

جدول ۱: نتایج برآورد مدل به روش میان‌گروهی (MG)، میان‌گروهی تلفیقی (PMG) و اثرات ثابت پویا (FED)\*

$$Lpf_{it} = A_{it} + \alpha_1 LGoheco_{it} + \alpha_2 LPrheco_{it}$$

متغیرها	مدل بلندمدت			Hausman							
	PMG	MG	FED	MG-PMG	MG-FED						
	ضریب	سطح معناداری	ضریب	سطح معناداری	سطح معناداری						
لگاریتم مخارج بهداشتی دولتی (LGoheco)	۱/۲۹۷۲	۰/۰۰۰۰	۵/۱۲۷۱	۰/۱۲۱	۰/۵۷۶۲	۰/۰۰۴	آماره آزمون $\chi^2(2)$	۰/۷	۰/۷۰۵۲	۰/۰۰	۰/۹۹۹
لگاریتم مخارج بهداشتی خصوصی (LPrheco)	۰/۳۶۱۶	۰/۰۰۰۰	۱/۵۴۲۶	۰/۱۵۴	۰/۵۳۶۱	۰/۰۰۱	سطح معناداری				
<b>مدل کوتاه مدت</b>											
تغییرات لگاریتم مخارج بهداشتی دولتی ( $\Delta LGoheco$ )	-۰/۰۰۴۵	۰/۹۵۲۲	-۰/۰۴۳۱	۰/۸۴۶	۰/۰۷۸۶	۰/۲۱۹	نتیجه آزمون: مدل میان‌گروهی تلفیقی تخمین	نتیجه آزمون: مدل میان‌گروهی تخمین کاراتری			
تغییرات لگاریتم مخارج بهداشتی خصوصی ( $\Delta LPrheco$ )	-۰/۰۰۲۶	۰/۹۴۵۵	-۰/۱۲۰۳	۰/۲۲۷	۰/۰۲۲۸	۰/۴۲۳	کاراتری نسبت به مدل میان‌گروهی	نسبت به مدل اثرات ثابت پویا	ارائه می‌کند	ارائه می‌کند	
عرض از مبدأ	-۲/۱۸۲	۰/۰۰۰۰	-۴/۱۳۱۳	۰/۰۰۵	۱/۳۱۶۷	۰/۰۰۰۰					
۳۰ تعداد مقاطع	۳۰۰ تعداد مشاهدات			۱ تعداد وقفه		PMG: ۵۵۵/۹	Loglikelihood =		$\hat{\sigma}_{it} = ۰/۰۵۳$		

\*-منبع: محاسبات پژوهشگر. نرم افزار EViews.

بجز ضریب تصحیح خطای کوتاه مدت برای استانها، بر اساس رهیافت منتخب میان‌گروهی تلفیقی گزارش شده است. بر اساس نتایج بدست آمده، تقریباً تمامی ضرایب تصحیح خطا معنی دار و از علامت و مقدار لازم برخوردار بودند

در جدول شماره دو، ضرایب تصحیح خطای کوتاه مدت برای استانها، بر اساس رهیافت منتخب میان‌گروهی تلفیقی گزارش شده است. بر اساس نتایج بدست آمده، تقریباً تمامی ضرایب تصحیح خطا معنی دار و از علامت و مقدار لازم برخوردار بودند

جدول ۲: ضرایب تصحیح خطای مقطعی مدل کوتاه مدت  $PANELARDL(1,1,1)$  \*

استان	ضریب تصحیح خطا	سطح معناداری	تغییرات لگاریتم مخارج بهداشتی دولتی $(\Delta Lgoheco)$	سطح معناداری	تغییرات لگاریتم مخارج بهداشتی خصوصی $(\Delta Lprheco)$	سطح معناداری	عرض از مبدأ	سطح معناداری
آذربایجان شرقی	-۰/۸۰۵۹	۰/۰۰۰۹	-۰/۵۲۹۳	۰/۰۰۳۲	-۰/۲۳۹	۰/۰۰۰۱	-۴/۹۱۴	۰/۰۴۵۴
آذربایجان غربی	-۰/۱۴۹۸	۰/۰۲۶۷	۰/۱۳۳	۰/۳۸۱۷	-۰/۰۲	۰/۷۳۲۳	-۰/۸۸۴۵	۰/۵۵۲۴
اردبیل	-۰/۳۲۹۵	۰/۰۰۳۵	-۰/۴۹۵۹	۰/۴۸۶۱	-۰/۰۳۳	۰/۱۲۸۴	-۱/۷۱۵	۰/۲۱۵۹
اصفهان	-۱/۴۳۶۴	۰/۰۰۰۳	-۰/۷۶۷۲	۰/۰۰۴۷	-۰/۲۷۷	۰/۰۰۷۱	-۸/۹	۰/۰۲۱۵
ایلام	-۰/۴۷۴۳	۰/۰۰۳۷	۰/۱۱۰۶	۰/۰۸۰۴	۰/۳۲۲۴	۰/۰۲۷۵	-۲/۲۸۸	۰/۱۷۵۹
بوشهر	-۰/۷۶۸۹	۰/۰۱۹۲	۰/۱۹۸۴	۰/۸۴۷۵	۰/۰۶۹۵	۰/۱۳۳۵	-۳/۶۰۵۹	۰/۳۷۷۱
تهران	-۰/۵۳۸۷	۰/۰۰۰۱	-۰/۵۳۲۸	۰/۰۰۱۶	-۰/۰۱۱۷	۰/۶۹۳۵	-۳/۷۴۵۶	۰/۰۲۰۱
چهارمحال و بختیاری	-۰/۳۷۴۵	۰/۰۰۰۴	-۰/۲۵	۰/۰۰۰۶	-۰/۰۰۱	۰/۹۳۸۱	-۱/۸۹۸۲	۰/۰۴۳۳
خراسان جنوبی	-۰/۲۷۳۷	۰/۰۲۵۲	-۰/۲۱۱۵	۰/۰۷۷۵	-۰/۰۵۴۷	۰/۰۴۹۱	-۱/۳۵۵۵	۰/۴۶۵۱
خراسان رضوی	-۰/۲۲۵۹	۰/۰۰۱۳	۰/۲۰۱۸	۰/۰۰۷۴	-۰/۰۷۱۴	۰/۶۱۷۱	-۱/۵۲۵۳	۰/۱۷۸۷
خراسان شمالی	-۰/۲۷۴۴	۰/۰۰۶۱	۰/۱۷۹۹	۰/۰۰۰۰	-۰/۰۶۱۲	۰/۰۶۱۵	-۱/۴۲۶۷	۰/۲۶۷۶
خوزستان	-۰/۶۱۲۶	۰/۰۰۲۵	۰/۱۷۴۲	۰/۶۶۲۷	۰/۳۳۶۹	۰/۰۴۷۷	-۳/۵۹۸۳	۰/۲۰۵۲
زنجان	-۰/۲۶۵۰	۰/۰۰۲۲	۰/۱۲۵۵	۰/۰۹۳۱	-۰/۰۶۷۸	۰/۰۰۰۲	-۱/۳۹۲۷	۰/۱۶۲۹
سمنان	-۰/۵۵۷۳	۰/۰۰۲۶	۰/۵۵۸۴	۰/۱۶۰۹	-۰/۳۹۸۵	۰/۰۱۰۹	-۲/۶۹۵۲	۰/۱۶۴۵
سیستان و بلوچستان	۰/۷۰۸۳	۰/۰۰۱۳	-۰/۴۷۸۳	۰/۰۴۱۸	-۰/۶۷۱۴	۰/۰۳۱۳	-۴/۱۵۶۴	۰/۱۶۰۹
فارس	-۰/۵۳۵۸	۰/۰۰۰۳	-۰/۴۲۳۷	۰/۰۰۴۶	-۰/۳۲	۰/۰۰۱۲	-۳/۳۴۱۵	۰/۰۶۳۷
قزوین	-۰/۰۵۶۰	۰/۲۷۹۴	۰/۷۵۷۶	۰/۲۱۸۹	-۰/۲۴۳	۰/۲۸۷۳	-۰/۳۰۱۶	۰/۸۲۵۲
قم	-۰/۱۲۱۱	۰/۰۰۱۵	-۰/۲۱۲۶	۰/۰۰۰۷	-۰/۰۱۵۴	۰/۰۲۳۴	-۰/۶۲۷۱	۰/۱۲۷۳
کردستان	۰/۱۶۱۵	۰/۰۰۳۶	۰/۰۴۸۱	۰/۶۳۶۹	۰/۰۱۷۳	۰/۰۸۳۲	-۰/۸۴	۰/۲۲۹۸
کرمان	-۰/۴۴۴	۰/۰۰۰۳	-۰/۵۰۵۸	۰/۰۰۱۶	-۰/۰۳۷۷	۰/۰۰۸۵	-۲/۵۵	۰/۰۴۹۲
کرمانشاه	-۰/۳۴۳۰	۰/۰۰۴۷	۰/۰۴۴۶	۰/۸۵۰۹	۰/۰۹۲۰	۰/۰۲۴۷	-۱/۹۴۳۸	۰/۲۷۴۷
کهگیلویه و بویراحمد	-۰/۵۲۸۹	۰/۰۰۴۷	-۰/۴۷۸۱	۰/۰۲۴۰	۰/۵۶۰۱	۰/۵۲۴۷	-۲/۱۲۸۸	۰/۱۵۶۵
گلستان	-۰/۴۰۴۷	۰/۰۰۱۲	۰/۲۸۹۷	۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۹۸	۰/۱۳۰۵	-۲/۳۳۲۵	۰/۱۲
گیلان	-۰/۱۰۹۴	۰/۰۰۴۵	-۰/۲۶۱	۰/۰۰۰۵	۰/۶۳۸۵	۰/۰۰۹۹	-۰/۶۱۳۹	۰/۲۸۷۲
لرستان	-۰/۳۶۳۴	۰/۰۲۳۵	-۰/۰۳۳۴	۰/۷۴۳۳	۰/۰۸۲۷	۰/۴۶۹۳	-۲/۰۲۷	۰/۵۱۱

جدول ۲: (ادامه)

استان	ضریب تصحیح خطا	تغییرات لگاریتم			تغییرات لگاریتم مخارج بهداشتی خصوصی			
		سطح معناداری	مخارج بهداشتی دولتی ( $\Delta Lgoheco$ )	سطح معناداری	مخارج بهداشتی خصوصی ( $\Delta Lprheco$ )	سطح معناداری	عرض از مبدأ	سطح معناداری
مازندران	-۰/۶۸۲۳	۰/۰۰۱	۰/۶۴۱۹	۰/۰۸۴۹	-۰/۱۳۶۲	۰/۰۰۰۲	-۴/۰۷۱	۰/۱۱۵۶
مرکزی	-۰/۲۱۴	۰/۰۰۲۱	۰/۵۰۹۴	۰/۰۲۱۹	۰/۱۴۰۷	۰/۰۰۳۵	-۱/۲	۰/۱۷۴۵
هرمزگان	-۰/۱۳۴۶	۰/۱۰۵۲	۰/۱۴۳۵	۰/۱۹۹	۰/۲۴۲۶	۰/۱۹۵۲	-۰/۶۷۷۸	۰/۷۰۰۵
همدان	-۰/۳۳۱۶	۰/۰۰۰۱	-۰/۱۳۲۴	۰/۰۰۹۲	۰/۱۳۶۰	۰/۰۰۲۷	-۱/۷۷	۰/۰۱۳۴
یزد	-۰/۲۵۶۲	۰/۰۰۴۸	۰/۸۸۴۴	۰/۰۳۳۱	-۰/۲۶۸۳	۰/۰۱۹۰	-۱/۳۹۵	۰/۲۸۰۲

\*-منبع: محاسبات پژوهشگر. نرم افزار EViews.

در ادامه برای اطمینان از درستی نتایج بدست آمده از روش میان گروهی تلفیقی، روابط بلندمدت میان متغیرها بر اساس رهیافت هم‌انباشتگی تابلویی استخراج گردید و بدین منظور در ابتدا احتمال وجود وابستگی مقطعی بررسی می‌شود. بر مبنای نتایج بدست آمده از آزمون وابستگی مقطعی پسران، سه متغیر لگاریتم بهره‌وری نیروی کار، لگاریتم مخارج بهداشتی دولتی و لگاریتم مخارج بهداشتی خصوصی، در استان‌های مختلف (مقاطع) دارای وابسته بودند.

جدول ۳: آزمون ریشه واحد تابلویی ناهمگن با وجود وابستگی مقطعی برای متغیرهای مورد بررسی در طول دوره ۱۳۹۳-۱۳۸۴\*

متغیر	آزمون با عرض از مبدأ			آزمون با عرض از مبدأ و روند		
	صفر	یک	دو	صفر	یک	دو
لگاریتم بهره‌وری نیروی کار	-۳/۳۱۱	۰/۹۲۵	۱۷/۵۷۶	-۰/۴۶۰	۱/۸۷۵	۱۳/۶۵۸
	(۰/۰۰۰)	(۰/۸۲۲)	(۱/۰۰۰)	(۰/۳۲۳)	(۰/۹۷۰)	(۱/۰۰۰)
لگاریتم مخارج بهداشتی دولتی	-۵/۰۵۵	-۴/۷۳۹	۱۷/۵۷۵	-۲/۵۲۵	-۱/۷۹	۱۳/۶۵۸
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۱/۰۰۰)	(۰/۰۰۶)	(۰/۰۳۷)	(۱/۰۰۰)
لگاریتم مخارج بهداشتی خصوصی	-۳/۳۰۹	-۰/۹۷۸	۱۷/۵۷۶	-۳/۲۹	-۱/۵۴۶	۱۳/۶۵۸
	(۰/۰۰۰)	(۰/۱۶۴)	(۱/۰۰۰)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۶۱)	(۱/۰۰۰)

\*-منبع: محاسبات پژوهشگر. نرم افزار STATA.

گام بعدی بررسی وضعیت پایایی (مانایی) متغیرها یا نبود تأثیرپذیری میانگین، واریانس و کوواریانس متغیرها از عامل زمان بود. با توجه به نتایج بدست آمده، بجز در حالت وجود عرض از مبدأ و در وقفه صفر، در سایر موارد ریشه واحد (ناپایایی) وجود دارد (جدول شماره سه). نکته مهم آن است که برای کاهش احتمال وقوع نتایج کاذب هم‌انباشتگی بر مبنای رهیافت‌های مرسوم پدرونی و کائو، می‌توان در ابتدا داده‌ها را میانگین‌زدایی کرد و پس از حذف اثرات وابستگی مقطعی، به اجرای این آزمون‌ها پرداخت. همچنین در رهیافت هم‌انباشتگی وسترلاند، وابستگی مقطعی لحاظ می‌گردد و در نتیجه نیازی به میانگین‌زدایی داده‌ها نیست. بر اساس نتایج بدست آمده از هر سه آزمون هم‌انباشتگی (کائو، پدرونی و وسترلاند)، وجود یک رابطه بلندمدت معنی‌دار میان متغیرهای تحقیق تأیید شد (نتایج مربوط به این سه آزمون نزد نویسندگان موجود است و با توجه به محدودیت فضا، از ارائه آن در متن مقاله خودداری شد). نتایج برآورد مدل بلندمدت بر مبنای رهیافت‌های حداقل مربعات اصلاح شده (FMOLS) و حداقل مربعات پویا (DOLS) گویای آن است که هر دو متغیر مخارج بهداشتی

و حداقل مربعات پویا به ترتیب (۰/۴۸ و ۰/۲۹)، بزرگتر از ضریب متغیر مخارج بهداشتی بخش خصوصی (۰/۲ و ۰/۱۶) بود و به عبارت دیگر، درستی یافته‌های مدل میان گروهی تلفیقی تأیید شد (جدول شماره چهار).

دولتی و خصوصی اثر مثبت و معنی‌دار (مخالف صفر به لحاظ آماری) بر بهره‌وری نیروی کار دارد و همچنین میزان اثرگذاری مخارج بهداشتی دولتی بر بهره‌وری بیش از مخارج بهداشتی خصوصی است، ضرایب مربوط به متغیر مخارج بهداشتی بخش دولتی در هر دو روش تخمین حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده

جدول ۴: برآورد روابط بلندمدت بین متغیرهای (میانگین‌زدایی شده) مدل\*

نام متغیر	روش حداقل مربعات پویا			روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده		
	ضریب	آماره t	سطح معناداری	ضریب	آماره t	سطح معناداری
لگاریتم مخارج بهداشتی دولتی (LGoheco)	۰/۲۹۸۶	۴/۹۸	۰/۰۰۰۰	۰/۴۸۱۱	۸/۲	۰/۰۰۰۰
لگاریتم مخارج بهداشتی خصوصی (LPrheco)	۰/۱۶۸۲	۴/۱۶	۰/۰۰۰۰	۰/۲۰۷۱	۳/۰۲	۰/۰۰۲۸
$R^2$		۰/۹۴			۰/۹۲	
$\bar{R}^2$		۰/۹۱			۰/۹۱	

\*-منبع: محاسبات پژوهشگر. نرم افزار EViews

منفی بود و هیچ کدام به لحاظ آماری معنی‌دار نبودند (به دلیل سطح معنی‌داری بزرگتر از ۰/۰۵)؛ یعنی، در کوتاه‌مدت هیچ رابطه علیت معنی‌داری بین این دو متغیر و بهره‌وری نیروی کار وجود نداشت. همچنین با توجه به نتایج برآورد معادله شماره دو، در بلندمدت مخارج بهداشتی بخش خصوصی و بهره‌وری نیروی کار، مخارج بهداشتی بخش دولتی را تحت تأثیر قرار داد و در کوتاه‌مدت، تغییر بهره‌وری نیروی کار به دلیل معنی‌داری ضریب آن در معادله شماره دو می‌تواند مخارج بهداشتی بخش دولتی را تغییر و افزایش دهد. در معادله تصحیح خطای مربوط به مخارج بهداشتی بخش خصوصی (معادله شماره سوم در جدول پنج) علاوه بر تأیید وجود رابطه علیت بلندمدت از طرف بهره‌وری نیروی کار و مخارج بهداشتی دولتی به طرف مخارج بهداشتی خصوصی (به دلیل مخالف صفر بودن ضریب تصحیح خطای این معادله از نظر آماری)، وجود رابطه علیت کوتاه‌مدت نیز از سمت بهره‌وری نیروی کار به طرف مخارج بهداشتی خصوصی تأیید شد، چون سطح احتمال ضریب آن کوچک‌تر از ۰/۰۵ بوده و به عبارت دیگر از نظر آماری مخالف صفر است.

برای اجرای آزمون علیت، از معادلات تصحیح خطای مدل، میان‌گروهی تلفیقی (معادلات شماره یک تا سه) استفاده شد. در اینجا معنی‌داری جمله تصحیح خطا (ECT) در هر معادله، گویای وجود رابطه علیت بلندمدت از طرف متغیرهای مستقل به طرف متغیر وابسته است. همچنین، علیت کوتاه‌مدت میان متغیرها نیز، با توجه به معنی‌داری آماری (مخالف صفر بودن) ضرایب برآوردی متغیرهای مستقل در هر معادله مشخص می‌شود. به عنوان مثال، با توجه به جدول شماره پنج، ضریب تصحیح خطای هر سه مدل برآوردی، به لحاظ آماری در سطح بالایی معنی‌دار (مخالف صفر) و مطابق انتظار (منفی و به لحاظ قدرمطلق، بین صفر و یک) بود. بر این اساس، وجود علیت بلندمدت از سمت مخارج بهداشتی دولتی و خصوصی بر بهره‌وری نیروی کار (ستون مربوط به برآورد ضرایب معادله شماره یک در جدول شماره پنج) تأیید شد و هر دو متغیر در بلندمدت، بهره‌وری نیروی کار را تحت تأثیر قرار داده بودند. اما تأثیر تغییرات مخارج بهداشتی دولتی و خصوصی (متغیرهای مستقل معادله شماره یک) بر بهره‌وری نیروی کار (متغیر وابسته معادله شماره یک)



$$\Delta LPFL_{it} = \beta_1 + \sum_{k=1}^p \beta_{11ik} \Delta LPFL_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{12ik} \Delta LGOHECO_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{13ik} \Delta LPRHECO_{it-k} + \lambda_1 ECT_{it} + \varepsilon_{1it} \quad (1)$$

$$\Delta LGOHECO_{it} = \beta_2 + \sum_{k=1}^p \beta_{21ik} \Delta LGOHECO_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{22ik} \Delta LPFL_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{23ik} \Delta LPRHECO_{it-k} + \lambda_2 ECT_{it} + \varepsilon_{2it} \quad (2)$$

$$\Delta LPRHECO_{it} = \beta_3 + \sum_{k=1}^p \beta_{31ik} \Delta LPRHECO_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{32ik} \Delta LGOHECO_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{33ik} \Delta LPFL_{it-k} + \lambda_3 ECT_{it} + \varepsilon_{3it} \quad (3)$$

جدول ۵: نتایج آزمون علیت بر اساس الگوی تصحیح خطای مدل میان گروهی تلفیقی\*

نتایج برآورد مدل (۱) با متغیر وابسته		نتایج برآورد مدل (۲) با متغیر وابسته		نتایج برآورد مدل (۳) با متغیر وابسته		نام متغیر
تغییر لگاریتم بهره‌وری نیروی کار	تغییر لگاریتم مخارج بهداشتی دولتی	تغییر لگاریتم مخارج بهداشتی خصوصی	تغییر لگاریتم مخارج بهداشتی دولتی	تغییر لگاریتم مخارج بهداشتی خصوصی	تغییر لگاریتم مخارج بهداشتی خصوصی	
کار (ΔLPFL)		بهداشتی دولتی (ΔLGoheco)		بخش خصوصی (ΔLPoheco)		
سطح معناداری	ضریب	سطح معناداری	ضریب	سطح معناداری	ضریب	
-----	-----	۰/۱۷۰۲	۰/۰۰۰۹	۰/۵۸۲۷	۰/۰۰۰۰	تغییر لگاریتم بهره‌وری نیروی کار (ΔLPFL)
۰/۹۴۵۵	-۰/۰۰۴۵	-----	-----	۰/۸۰	۰/۵۴۷۵	تغییر لگاریتم مخارج بهداشتی دولتی (ΔLGOHECO)
۰/۹۵۲۲	-۰/۰۰۲۶	۰/۵۰۳	-۰/۰۳۶	-----	-----	تغییر لگاریتم مخارج بهداشتی خصوصی (ΔLPRHECO)
۰/۰۰۰۰	-۰/۳۸۵۸	۰/۰۰۰۰	-۰/۷۵۴۹	-۰/۶۸۵۷	۰/۰۰۰۰	ضریب تصحیح خطا (ECT)
۰/۰۰۰۰	-۲/۱۸۲	۰/۰۰۰۰	۲/۶۲	۳/۵۵	۰/۰۰۰۰	عرض از مبدأ (C)

\*-منبع: محاسبات پژوهشگر. نرم افزار EViews.

در تحلیل علیت بلندمدت بین این متغیرها باید این نکته را مدنظر قرار داد که هر سه متغیر در بلندمدت به شدت بر هم تأثیر می‌گذارند، به گونه‌ای که تغییر در هر یک می‌تواند سبب ایجاد نوسان در سایر متغیرها گردد. در اینجا چون متغیرهای بکار رفته در مدل پایا نبودند و در عین حال رابطه هم‌انباشتگی هم داشتند، آزمون علیت رهیافت میان گروهی تلفیقی، برخلاف رهیافت گرنجری، می‌تواند نتایج مطمئنی در پی داشته باشد.

### بحث

همان‌طور که ملاحظه شد، بر مبنای نتایج الگوی میان گروهی تلفیقی، به ازای هر درصد افزایش در مخارج بهداشتی دولتی و خصوصی، بهره‌وری نیروی کار به ترتیب ۱/۳ و ۰/۳۶ درصد

افزایش می‌یابد. این نتیجه منطبق بر یافته برخی مطالعات داخلی همچون امینی و حجازی آزاد [۱]، رئیس‌پور و پژویان [۳]، سامان‌پور و اسفندآبادی [۸]، جرجزاده و همکاران [۷] و سورانی [۶] و مطالعات خارجی همچون، بارگاو [۹] و اسپور [۱۰] و تالین [۱۶] است. لازم به ذکر است، سایر مطالعاتی که در این پژوهش به آنها اشاره شده، تأثیر مخارج بهداشتی را بر رشد اقتصادی بررسی کرده‌اند. افزون بر این، بر مبنای نتایج مدل تصحیح خطای کوتاه‌مدت که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد، در هر دوره ۳۸ درصد از نبود تعادل متغیر بهره‌وری نیروی کار که ناشی از نوسانات کوتاه‌مدت متغیرهای مخارج بهداشتی دولتی و خصوصی بوده و با تفاضل این متغیرها در جدول شماره دو نشان

داده شده است، تصحیح گردیده و در واقع مدل نسبتاً به کندی به سمت مدل تعادلی بلندمدت گرایش می‌یابد. از سوی دیگر، ضرایب تصحیح خطای مقطعی مدل کوتاه‌مدت برای اکثریت قریب به اتفاق استان‌های کشور دارای علامت و مقدار مورد انتظار (علامت منفی و مقدار بین صفر و یک) بوده و به لحاظ آماری معنی‌دار است. حال هرچه مقدار قدرمطلق این ضرایب تصحیح خطا، به عدد یک نزدیک‌تر باشد سرعت تصحیح خطا بیشتر و هر چه به عدد صفر نزدیک‌تر باشد، سرعت کمتر خواهد بود. بر این اساس، استان‌های آذربایجان شرقی، بوشهر، سیستان و بلوچستان، مازندران، خوزستان، تهران، فارس و کهگیلویه و بویراحمد بالاترین سرعت تصحیح خطا به سمت رابطه بلندمدت را دارند و استان‌های قزوین، گیلان، قم، هرمزگان، آذربایجان غربی و هرمزگان، پایین‌ترین سرعت تعدیل و تصحیح را به سمت تعادل بلندمدت دارند. به عبارت دیگر، بر مبنای مدل تصحیح خطا تأثیر شوک‌های مخارج بهداشتی دولتی و خصوصی بر بهره‌وری نیروی کار، در چه استان‌هایی می‌تواند به سرعت محو شده (استان‌های با سرعت تصحیح خطای بالا) و یا از ماندگاری بیشتری برخوردار باشد (استان‌های با سرعت تصحیح خطای پایین). همچنین، میزان اثر بخشی مخارج بهداشتی دولتی بر بهره‌وری نیروی کار، بر اساس نتایج مدل برآوردی بسیار بیش از مخارج بهداشتی بخش خصوصی بود که نشان از حساسیت بالای مداخله و توجه دولت در امر بهداشت دارد و انگیزه لازم را برای سیاست‌گذاران مربوطه به منظور تأثیرگذاری بر بهره‌وری نیروی کار از این کانال ایجاد می‌کند. در ادامه پس از تأیید وجود وابستگی بین متغیرها در استان‌های مختلف که می‌تواند ناشی از آثار بازخوردی و سرریز مخارج بهداشتی بین استان‌ها باشد و حصول اطمینان از کاذب نبودن روابط بلندمدت برآوردی، بر اساس رهیافت هم‌انباشتگی، گرایش به وجود رابطه‌ی بلندمدت قوی میان متغیرها تشخیص داده شد و پس از برآورد این روابط بلندمدت با روش‌های حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده و حداقل مربعات پویا مشخص شد، هر دو متغیر مخارج بهداشتی دولتی و خصوصی دارای اثر مثبت و به شدت معنی‌داری بر بهره‌وری

نیروی کار در طول دوره مورد بررسی در تمامی استان‌های مورد مطالعه است و همچنین، میزان اثرگذاری مخارج بهداشتی بخش دولتی به دلیل بزرگتر بودن مقدار ضریب برآوردی در هر دو معادله بلندمدت بیش از بخش خصوصی است. بدین مفهوم که بر مبنای روش حداقل مربعات پویا، به ازای یک درصد تغییر در مخارج بهداشتی دولتی و خصوصی به ترتیب بهره‌وری نیروی کار معادل ۳۰ درصد و ۱۷ درصد تغییر خواهد کرد و بر مبنای روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده نیز به ازای یک درصد تغییر در مخارج بهداشتی دولتی و خصوصی، به ترتیب بهره‌وری نیروی کار معادل ۴۸ درصد و ۲۰ درصد تغییر می‌کند. همچنین، بر مبنای یافته‌ها، وجود رابطه علیت بلندمدت از سمت مخارج بهداشتی دولتی و خصوصی به سمت بهره‌وری نیروی کار بدان معناست که هرگونه افزایشی در مخارج بهداشتی دولتی و خصوصی در بلندمدت، می‌تواند به صورت معناداری علت و سبب افزایش بهره‌وری نیروی کار در تمامی استان‌ها در طول دوره گردد.

با توجه به نتایج بدست آمده از این پژوهش، روش‌های اقتصادسنجی می‌تواند سیاست‌گذاران دولتی را در حوزه سلامت، در اتمام هر چه بیشتر به سرمایه‌گذاری در این بخش و در نتیجه هدایت هزینه‌های بهداشتی به استان‌های کشور، یاری دهند و پشتوانه‌ای علمی در زمینه حمایت بیشتر از تخصیص بودجه از سوی دولت در امر بهداشت، در راستای ارتقای بهره‌وری نیروی کار گردند. به عنوان مثال، اجرای سیاست‌هایی از قبیل توسعه نظام‌های بیمه سلامت و افزایش کارایی آنان و فراهم ساختن امکان دسترسی همه اقشار جامعه، به ویژه کارگران، به خدمات بهداشتی، مهار و ریشه‌کنی بیماری‌های واگیردار، اجرای برنامه‌های بهداشتی سراسری و غیره از سوی دولت می‌تواند اقدامی بسیار راهگشا و مفید تلقی گردد و با اتکا به مفهومی اقتصادی همچون بهره‌وری نیروی کار، رشد اقتصادی و در نهایت رفاه جامعه را در راستای هدف سند چشم‌انداز ایران ۱۴۰۴ افزایش دهد. همچنین، تقبل سهم بیشتری از هزینه‌های بهداشتی (به طور مشخص خدمات بهداشتی حیاتی و پر هزینه زیرساختی) از سوی دولت، بویژه در استان‌های کمتر

## References

1. Amini AR, Hejaziazad Z. [An analysis and assessment of health contribution to increasing labor productivity]. Iranian Journal of Economic Research 2007; 9(30): 137-163 [In persian].
2. Sarlak A, Kiani Kh. [The effects of and health expenditure on economical growth in irans' provinces]. Applied Economics Studies 2015; 4 (13):171-185 [In persian]
3. Raeispour A, Pajooyan J. [The effects of government expenditure on health care on factor productivity: a regional approach]. Iranian Journal of Applied Economics 2015;18 (4):43-68 [In persian].
4. Mojtahed A, Javadipoor S. [An analysis of the effect of health expenditures on economic growth in selected developing countries]. Iranian Economic Research 2004; 6 (19):31-54 [ Persian]
5. Mehrara M, Fazaeli AA. [A study on health expenditures in relation with economics growth in middle east and north africa (Mena) countries]. Journal of Health Administration 2009; 12 (35): 49-60 [In persian]
6. Sorani S. Effect of government health expenditures on labor productivity in iranian economy [MA. Thesis].Ahvaz: Shahid Chamran, Department of Economics;2011 [In persian].
7. Jor Jor zadeh A, Khari Azad S, Basirat M. [The relation between hygiene and labor productivity Developing Countries]. Quarterly Journal of Productivity Management 2016; 10(37): 71-80 [In persian].

برخوردار و با سهم مخارج بهداشتی اندک، می‌تواند بهره‌وری نیروی کار و کیفیت تولید را در این استان‌ها به میزان زیادی بهبود ببخشد و زمینه ساز رشد بالاتر اقتصادی در میان استان‌های کشور گردد. یکی از نکات اساسی در اجرای این توصیه، شیوه تخصیص منابع در بخش بهداشت و درمان است به گونه‌ایی که سبب اتلاف هزینه‌ها و کارایی نداشتن در این حوزه نگردد؛ به بیان دیگر، دولت باید بدون افزایش نقش تصدی‌گری با افزایش اعتبارات حوزه سلامت، موجبات بهبود شرایط عمومی بهداشتی را فراهم آورد. لازم به ذکر است، از آنجا که ارتقای بهره‌وری نیروی کار در سطح استان‌ها خود دارای اثرات متقابل و سرریز/وابستگی متقابل) است. بنابراین، از این کانال زمینه رشد هم‌افزا و پایدار فراهم می‌گردد. تنها نکته اساسی در این حوزه آن است که در تخصیص بودجه‌های سلامت به استان‌های مختلف کشور، الگوی رشد متوازن مدنظر برنامه‌ریزان امر قرار گیرد. از سوی دیگر، با توجه به نقش مثبت مخارج بهداشتی بخش خصوصی بر بهره‌وری نیروی کار، می‌توان با افزایش سطح آگاهی‌های بهداشتی در میان خانوارها و ترویج سبک زندگی سالم، زمینه بهره‌وری بالاتر برای نیروی کار را فراهم آورد و به نوعی بار تأمین مالی مخارج سلامت را برای خانوارها کاهش داد و حتی از این رهگذر در مخارج بهداشتی دولتی نیز صرفه‌جویی کرد.

## تشکر و قدردانی

در اینجا بر خود واجب می‌دانیم، از پژوهشگران گرانقدری که مقالاتشان در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفت، صمیمانه تشکر نمایم. همچنین این مطالعه بدون هیچ‌گونه حمایت مالی انجام شده است و تلاش کردیم شرط امانت و صداقت را در آن مورد توجه قرار دهیم.

8. Samanpour Z, Esfandabadi As. [The impact of health expenditure on labor productivity]. In: 2nd National Conference on Environmental Health, Health and Sustainable Environment; 2015 June 11; Hamedan, Iran. Tehran:Civilica; 2015.P 1-11 [In persian].
9. Bhargava A, Yu J A. Longitudinal analysis of infant and child mortality rates in developing countries. *Indian Economic Review* 2005; 32(3): 141-51
10. Spurr GB. Nutritional status and physical work capacity. *American Journal of Physical Anthropology* 1983; 26(1):1-35.
11. Mehmood B, Raza Sh, Mureed S. Health expenditure, literacy and economic growth: PMG evidence from asian countries. *Euro-Asian Journal of Economics and Finance* 2014; 2(4): 408-417.
12. Hussain M, Mushtaq Kh, Saboor A. To investigate the long-run equilibrium relationship between health expenditure and gross domestic product: a case study of Pakistan. *Pakistan Journal of Life and Social Sciences* 2009; 7(2): 119-122.
13. Dogan I, Tuluce,N,S. Dynamics of health expenditures in OECD countries: Panel ARDL approach. *Theoretical Economics Letters, Scientific Research Publishing Inc* 2014; (4) 649-655.
14. Rivera B, Currais L. Public health capital and productivity in the spanish regions. *World Development* 2004; 32(5):871-885.
15. Bloom D, Canning D. The health and wealth of nations. *Science* 2000; 28(7): 1207-1208.
- 16.- Tallinn A. The economic consequences of ill-health in Estonia. *PRAXIS Center for Policy Studies* 2006; 33(5):304-317.
17. Mankiw G, Romer D and Weil D. Contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics and NBER Working Papers* 1992; 3541:407-437.
18. Pesaran M.-H, Shin,-Y, Smith R.-P. Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association* 1999; 94 (446): 621-634.
- 19.-- Kao C. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of econometrics North-Holland* 1999; 90(1):1-44.
20. Pedroni P. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 1999;61(1): 653-670.
21. Pedroni P. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the ppp hypothesis, *econometric theory*. Cambridge University Press 2004;20(3): 597-625.
22. Westerlund J , Persyn D. Error-correction-based cointegration tests for panel data. *The Stata Journal* 2008;8(2): 232-241.
23. Pesaran M. H. General diagnostic tests for cross-section dependence in panels, Working Paper, Trinity College, Cambridge. 2004.
24. Pesaran M. H. A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence, *Journal of Applied Econometrics* 2007; 22(2), 265-312.



# The Effects of Public and Private Health Expenses on Workerforce Efficiency in Iran (2004-2014)

Moradi AR <sup>1</sup>/Mostashari F <sup>2</sup>

---

## Abstract

---

**Introduction:** Today, it is widely accepted that workerforce efficiency plays an indelible role in the economic growth of a country. This research study investigated the effect of public and private health expenses on workerforce efficiency in provinces of Iran.

**Methods:** This research was conducted, using data provided by Iran Statistics Center in 2004-2014. The data were selected on the basis of the panel data method. To this end, Romer's indogenous growth model, MG econometrics technique, PMG, FED were evaluated and based on Hausman's test, the appropriate model was chosen. The based on cointegration panel method and through FMOLS and DOLS estimates, the long-term relationships were derived taking cross-sectional correlation. Finaly, PMG causal test was performed.

**Results:** Based on the findings, both private and public health expenditures had a positive and significant effect on workerforce efficiency in the provinces of Iran, and effectiveness of public health expenditures was higher than that of the private sector. Moreover, the results of the PMG causality test indicated that there was a long-term causal relationship between public and private health expenditures toward workerforce efficiency.

**Conclusion:** To increase the efficiency of workerforce, the government should try harder to improve its investment on health in less developed provinces.

**Keywords:** Public and Private Health Expenditure, Workerforce Efficiency, Pooled Mean Group Estimator, Panel Co-Integration, Casuality test

---

• Received: 15/April/2017 • Modified: 28/Nov/2017 • Accepted: 16/May/2018