● وصول مقاله: ۱۴۰۱/۱۲/۲۴
● اصلاح نهایی: ۱۴۰۲/۱/۲۶
● پذیرش نهایی: ۱۴۰۲/۲/۶

همگرایی مخارج سلامت در استان‌های ایران: الگوی گشتاور تعمیم‌یافته پانلی

الهام فتح‌الهی[۱]

چکیده

مقدمه: توسعه بخش اجتماعی یکی از اهداف کلیدی دولت هر کشوری به ویژه کشورهای کمتر توسعه یافته یا در حال توسعه است. اهمیت سلامت به عنوان یکی از جنبه‌های کلیدی توسعه و رفاه اقتصادی افراد و ملت‌ها به طور فزاینده‌ای در جهان شناخته می‌شود. این را می‌توان از مجموعه‌ای از اصلاحات انجام شده توسط کشورها برای افزایش سرمایه‌گذاری در سلامت به منظور دست‌یابی به اهداف توسعه هزاره سلامت مشاهده کرد. فقدان سرمایه‌گذاری در حوزه سلامت و اقداماتی برای رسیدگی به عوامل تعیین‌کننده محیطی و اجتماعی سلامت یک محدودیت جدی برای ارتقای نتایج سلامت در این کشورها است. با توجه به این که همگرایی دولت‌ها در سرانه هزینه‌های بهداشتی منجر به کاهش میزان نابرابری یا افزایش برابری در سراسر مناطق می‌شود که یک هدف بزرگ توسعه ای یک ملت یا دولت‌ها خواهد بود، این تحقیق فرآیند همگرایی را از نظر هزینه‌های بهداشتی سرانه ارزیابی می‌کند.

روش پژوهش: در این تحقیق همگرایی مخارج بهداشتی سرانه در استان‌های ایران با استفاده از روش پانل پویا مورد مطالعه قرار می گیرد. لذا بدین منظور از داده‌های مربوط به ۳۰ استان کشور طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۸ استفاده شده است. بدلیل جداسازی استان البرز از سال ۱۳۹۰ به بعد، داده‌های مربوط به این استان با استان تهران محاسبه شده است. جهت تجزیه و تحلیل روند همگرایی هزینه‌های بهداشتی سرانه استان‌ها از روش همگرایی بتا و سیگما و الگوی گشتاور تعمیم‌یافته پانلی پویا (Panel GMM) استفاده خواهد شد.

یافته‌ها: نتایج نشان داد همگرایی بتای مطلق و شرطی در سرانه مخارج بهداشتی در استان‌های ایران وجود دارد. سرعت همگرایی در مخارج سرانه دولتی بر بهداشت بالاتر از مخارج سرانه خصوصی است و همین امر در روند همگرایی کلی هزینه‌های سرانه بهداشتی هر استان اثر گذار بوده است. هم‌چنین بررسی پراکندگی هزینه‌های سرانه بهداشت هر استان حاکی از وجود همگرایی سیگما در استان‌های ایران می‌باشد.

نتیجه‌گیری: اگرچه مسیری برای همگرایی وجود دارد، اما این تحلیل نیاز به سرمایه‌گذاری بیشتر منابع در حوزه بهداشت و درمان را آشکار کرده است. در واقع، سطوح فعلی سرمایه‌گذاری‌هایی که بر بهداشت کشور صورت گرفته است برای گسترش پروژه عظیم حوزه بهداشت و سلامت، کافی نیست. همان‌طور که همگرایی سیگما در رابطه با هزینه‌های خصوصی و دولتی بر بهداشت هر فرد نشان داد پراکندگی مولفه‌های ذکر شده کاهش یافته است. این بدان معنی است که متغیری که انحراف معیار کمتری دارد (هزینه‌های بهداشتی سرانه دولتی) هزینه‌های یکدست و همگنی در بخش بهداشت ایجاد کرده است. هزینه‌های دولت به تنهایی پاسخگوی هزینه‌های بهداشت و درمان نیست و نیاز به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در این امر است. به طور کلی بخش بهداشت نیازمند هزینه‌هایی بیشتر از درآمدهای عمومی است. نتیجه این که یک مشکل در سیستم‌های بهداشت و درمان بیشتر کشورها مشاهده می‌گردد و آن فشار بر درآمدهای دولتی است. در نتیجه، از نظر توصیه‌هایی برای سیاست‌های بهداشتی، متنوع‌سازی منابع مالی برای این سطح از بهداشت، درمان و سلامت یکی از راهکارهایی است که باید در نظر گرفت.

کلید واژه‌ها: همگرایی بتا، همگرایی سیگما، هزینه‌های بهداشتی، گشتاور تعمیم‌یافته پانلی.

۱- دکتری اقتصاد و مدرس دانشگاه لرستان، لرستان، ایران، (نویسنده مسئول)، پست الکترونیک: Elham.fatholahi@yahoo.com

مقدمه

بهداشت و آموزش دو عامل کلیدی برای توسعه پایدار هر کشور، اما مستعد شکست بازار هستند که به نوبه خود بر اقشار حاشیه‌نشین تأثیر می‌گذارد و آن‌ها را بیشتر به لایه‌های پایین‌تر جامعه سوق می‌دهد. در شکستن این زنجیره باطل، نقش دولت مهم و ضروری است. کارآیی تخصیص از سوی آن، آینده ملت و مردم را رقم می زند. مخارج عمومی می‌تواند ابزار موثری برای مقابله با شکست بازار باشد. ادبیات هم‌چنین نشان می‌دهد که مالیه عمومی نقش مهمی برای دستیابی به هدف پوشش سلامت همگانی ایفا می‌کند[۱]. ابتکاراتی مانند اهداف توسعه هزاره و پوشش همگانی سلامت زمانی که دولت با افزایش مخارج عمومی برای سلامت و در نتیجه کاهش بار مالی بر جمعیت، هماهنگی لازم را انجام دهد، نتایج مثبتی به همراه خواهد داشت. بسیاری از کشورهای توسعه یافته مانند ایالات متحده (۱۷/۱٪) آلمان (۱۱/۵٪)، ژاپن (۱۰/۹٪) و غیره بخش قابل توجهی از تولید ناخالص داخلی خود را صرف سلامت عمومی می کنند. اما در کشورهای در حال توسعه و کمتر توسعه یافته، با وجود پیامدهای بد سلامت، هزینه‌های بهداشت عمومی بسیار پایین است[۲].

جدای از میزان کمتر هزینه‌های بهداشت عمومی، نگرانی برای افزایش نابرابری در هزینه‌های بهداشت عمومی در بین این کشورها و هم‌چنین در داخل یک کشور وجود دارد و نشان می‌دهد که به غیر از درآمد، پیشرفت فناوری و عوامل اجتماعی – جمعیتی، نیز مسئول هستند[۳]. سلامتی برای خوشبختی و رفاه انسان نقش اساسی دارد و نقش مهمی در پیشرفت اقتصادی هر کشور ایفا می‌کند؛ زیرا افراد با سلامت بهتر، بهره‌وری بیشتری دارند و مانند پتانسیل پس‌انداز برای هر اقتصادی هستند. بنابراین اگر این منابع انسانی به کار گرفته شوند، می‌توانند به پیشرفت کشورها کمک کنند. اما قبل از اشتغال، سلامت، آموزش و محیط مناسب برای توسعه توانمندی در آنها، نیاز است. دولت هر کشور نقش مهمی در تامین این نیازهای اساسی مردم دارد. بسیاری از مردم هر ساله به دلیل هزینه‌های بالای سلامتی که از جیب خود می گیرند، در دام فقر می افتند. هم‌چنین نابرابری گسترده نه تنها در شاخص‌های سلامت دولت‌ها، بلکه در سطح و الگوی هزینه‌های بهداشتی آن‌ها وجود دارد[۲].

دولت برای دست‌یابی به سطوح مطلوب رفاه اجتماعی در بخش‌های مختلف هزینه می‌کند. دولت کشورهای در حال توسعه با وظیفه توزیع مجدد منابع موجود به عنوان کاهش بخشی از نابرابری‌ها در حوزه های اقتصادی، اجتماعی و سیاسی روبرو هستند. با توجه به در نظر گرفتن عوامل خارجی مثبت، برای دولت نقش اصلی و مهمی در تأمین کالاهای عمومی فرض می‌کنند. مداخلات دولت، در این راستا، عمدتا دو نوع است. اول، مداخلات با هدف افزایش فرصت‌های اقتصادی و سیاسی از طریق سیستم سهمیه‌بندی در مشاغل بخش دولتی، موسسات آموزشی و غیره و دوم، تأمین مالی مستقیم و انتقال خدمات اجتماعی از قبیل مراقبت‌های بهداشتی، آموزش، تغذیه، تامین اجتماعی و سایر ملزومات رفاه اجتماعی[۴].

هزینه‌های مراقبت های بهداشتی (HCE) حداقل در سه دهه اخیر در اکثر کشورهای توسعه یافته به شدت در حال افزایش بوده است. این فرآیند توسط تلاش‌های اقتصاددانان برای شناسایی عوامل محرکی که می‌توانند به ما در درک تکامل هزینه‌های مراقبت‌های بهداشتی کمک کنند، تسهیل شده است. از زمان مقاله اصلی نیوهاوس[۵] و تا زمان مقاله اخیر هارتویگ و استورم[۶]، که عوامل تعیین کننده هزینه‌های مراقبت‌های بهداشتی را بررسی می کنند، درآمد ملی یا تولید ناخالص داخلی به عنوان مهمترین عامل تعیین کننده آن در نظر گرفته می‌شود. بر این اساس، می‌توان انتظار داشت که دو اقتصاد با سیستم‌های بهداشتی و تولید ناخالص داخلی سرانه مشابه، سطوح مشابهی از هزینه‌های سلامت را نشان دهند. با این حال، به نظر نمی‌رسد که این در عمل درست باشد، زیرا می‌توان به راحتی تفاوت‌ها را در هزینه‌های سلامت مشاهده کرد[۷].

این که یک کشور در رابطه با سایر کالاها و خدمات در اقتصاد چقدر برای مراقبت های بهداشتی هزینه می‌کند و این که چگونه در طول زمان تغییر می‌کند نه تنها به سطح هزینه‌های بهداشتی بلکه به اندازه کل اقتصاد بستگی دارد. با گذشت زمان، تغییرات در هزینه‌های بهداشتی اغلب منعکس کننده تغییرات در تولید ناخالص داخلی است، اگرچه اغلب قبل از این که تغییرات در شرایط اقتصادی در مخارج سلامت منعکس شود، تاخیر وجود دارد. تغییرات در نسبت مخارج سلامت به تولید ناخالص داخلی نتیجه اثر ترکیبی رشد در تولید ناخالص داخلی و مخارج سلامت است. مراقبت های بهداشتی بخش مهمی از اقتصاد جهانی است که در سطوح فزاینده هزینه‌های بهداشتی در سراسر جهان منعکس شده است. در نتیجه، مخارج سلامت در چندین مطالعه به یک دغدغه اصلی تبدیل شده است.

تحقیقات در این زمینه را می‌توان به دو گروه عمده طبقه‌بندی کرد. اولین گروه تحقیقاتی عوامل تعیین‌کننده مخارج سلامت یا ماهیت سلامت (تجمل یا ضرورت) را با تجزیه و تحلیل رابطه ادغام بلندمدت هزینه‌های بهداشتی سرانه و تولید ناخالص داخلی تجزیه و تحلیل می‌کنند. دومین گروه تحقیقاتی اخیراً با بررسی فرضیه همگرایی هزینه‌های بهداشتی در میان گروهی از کشورها یا در میان مناطق جداگانه در داخل یک کشور، علاقه رو به رشد به تحلیل همگرایی هزینه‌های بهداشتی را برجسته می‌کند. همگرایی مخارج سلامت پیامدهای سیاستی متعددی دارد. وجود همگرایی در مخارج عمومی می‌تواند به عنوان شاخصی از توزیع منطقی نتایج حاصل از اجرای چندین سیاست اقتصادی، چه در بین کشورها و چه در مناطق مختلف یک کشور استفاده شود[۸]. با توجه به این که وجود نابرابری در میان مناطق مختلف هر کشور و حتی بین کشورها می‌تواند منجر به ایجاد نارضایتی و تنش‌های اجتماعی و بی نظمی در جامعه گردد، بنابراین جهت رفع این مشکلات، کشورها بدنبال کاهش دادن فاصله خود از هر نظر با سطح باثبات آن و نیز با سطح کشورهای مشابه هستند. در واقع آنچه موجب شکل گیری تحقیقات پیرامون همگرایی و عوامل موثر بر آن گردیده، اهمیت کاهش فاصله و شکاف بین مناطق بوده است که لازمه این کاهش فاصله، همگرایی در عرصه های اقتصادی، سیاسی، فرهنگی و اجتماعی است[۹]. هیتیریس[۱۰] اظهار داشت که از آنجایی که هزینه‌های بهداشتی در درجه اول به سطح توسعه اقتصادی و ساختار جمعیت بستگی دارد، تنها همگرایی در عملکرد اقتصادی و استانداردهای زندگی می‌تواند در نهایت منجر به همگرایی استانداردهای هزینه‌های سلامت شود. وانگ[۱۱] استدلال کرد که مخارج بهداشتی یک جزء مهم فزاینده مصرف است زیرا این نوع هزینه در صورت همگرا شدن درآمد، نشانه هایی از همگرایی در مناطق مختلف را نشان می دهد. علاوه بر این، با توجه به این که هماهنگی سیاست بین منطقه‌ای اغلب با توزیع مجدد منابع همراه است، این سیاست هم‌چنین ممکن است در غیاب همگرایی درآمد باعث همگرایی هزینه‌های بهداشتی شود. عوامل اصلی کمک کننده که زمینه ساز همگرایی در هزینه‌های بهداشتی است، یکپارچه سازی بازارهای مراقبت‌های بهداشتی و سیاست های مشترکی است که سلامت، شرایط کاری خوب، هماهنگی تحقیقات پزشکی، پوشش بیمه و انتشار فناوری ها و محصولات مراقبت های بهداشتی را ارتقا می‌دهد[۱۲].

در نتیجه، مستندسازی فرآیند همگرایی در سیستم‌های مراقبت بهداشتی کشورها اطلاعات قابل توجهی در مورد اثربخشی سیاست‌های مراقبت بهداشتی اجرا شده توسط آنها ارائه می‌دهد. علاوه بر این، همگرایی در مراقبت های بهداشتی به معنای هماهنگی از نظر آموزش، تحقیقات پزشکی و ظرفیت‌های بهداشتی برای کاهش خطرات، مانند خطراتی که توسط بحران بهداشتی اخیر ایجاد شده، است. عدم همگرایی به سادگی نشان می‌دهد که مسائل مربوط به سلامت انسان در کشورهای مختلف به طور متفاوتی مورد توجه قرار می‌گیرد و حقوق اساسی بشر، یعنی دسترسی مردم به خدمات بهداشتی مورد نیاز، به طور کامل محقق نشده است. به عنوان مثال، در زمینه همه‌گیری کووید

۱۹، فشار متفاوتی بر سیستم‌های مراقبت بهداشتی دولت‌ها وارد شد. اگرچه نتایج سلامت در اکثر کشورها در دهه گذشته بهبود یافته است، اما ظرفیت‌های متفاوت از نظر واحدهای مراقبت‌های ویژه و نرخ‌های مرگ‌ومیر بسیار متفاوت، سؤالاتی را در مورد تشدید روند همگرایی دولت‌ها ایجاد می‌کند[۱۳]. مطالعات اخیر همگرایی از نظریه رشد برونزا استفاده می‌کند زیرا این نظریه ای است که مفهوم همگرایی از آن ناشی می‌شود. براساس مدل رشد سولو، اگر کشورهای مختلف ترجیحات و فناوری یکسانی داشته باشند، با توجه به وجود بازده حاشیه ای کاهشی در استفاده از عوامل انباشته به ویژه سرمایه، کشورهای فقیر تمایل به رشد سریعتر از کشورهای ثروتمند دارند. هر کشوری به وضعیت ثابت خود خواهد رسید، اما در این بین، تفاوت‌های آن در درآمد سرانه کاهش می‌یابد. بنابراین، این تئوری فرآیندی از رسیدن (همگرایی مشروط) را پیش‌بینی می‌کند. راه حل ممکن دیگر را می‌توان زمانی مشاهده کرد که کشورهای ثروتمند و فقیر به یک وضعیت ثابت از سطح درآمد برسند، که تعریف دقیق همگرایی (مطلق یا بدون قید و شرط) را تشکیل می‌دهد[۱۴]. مفهوم همگرایی ابتدا در مدل های رشد و برای توصیف وضعیت درآمد سرانه کشورها نسبت به همدیگر در بلندمدت، طرح گردید. اما این مفهوم، در سایر مباحث اقتصادی نیز، از جمله آموزش به کار گرفته می‌شود. همگرایی، یکی از دلالت‌های اساسی مدل رشد نئوکلاسیک سولو (۱۹۵۶) است. در ادبیات رشد اقتصادی، همگرایی به دو صورت تعریف می‌گردد: همگرایی بتا و همگرایی سیگما. همگرایی بتا زمانی رخ می‌دهد که کشورهای فقیر با سرعت بیشتری نسبت به کشورهای ثروتمند، رشد نمایند و همگرایی سیگما نیز زمانی رخ می دهد که پراکندگی درآمد سرانه میان کشورهای فقیرتر و ثروتمند در طول زمان، کاهش یابد[۱۵].

همگرایی از مدل‌های رشد نئوکلاسیک به عنوان مثال، مدل رشد سولو[۱۶] ناشی می‌شود. در این مدل‌ها، اگر کشورها فقط در سطح اولیه درآمد سرانه و سرمایه از یکدیگر متمایز شوند، به همان سطح پایدار خواهند رسید؛ زیرا بهره‌وری سرمایه در کشورهای فقیر بیشتر از بهره‌وری سرمایه در کشورهای ثروتمند است. بنابراین، کشورهای فقیر نرخ رشد بالاتری نسبت به کشورهای ثروتمند خواهند داشت. در نتیجه، شکاف نابرابری کاهش می یابد و در نهایت در طول زمان بسته می‌شود. از سوی دیگر، اگر نرخ رشد کشورهای ثروتمند بیشتر از نرخ رشد کشورهای فقیر باشد، شکاف نابرابری در طول زمان افزایش خواهد یافت. در این صورت گفته می‌شود که این کشورها از یکدیگر دور می‌شوند. بارو و سالا-مارتین[۱۷] مفهوم همگرایی را به سه دسته تقسیم کردند: همگرایی سیگما، همگرایی بتای مطلق و همگرایی بتای مشروط. همگرایی بتا و همگرایی سیگما مفاهیم اصلی هستند و دو پدیده متفاوت را می‌سنجند. همگرایی سیگما زمانی رخ می دهد که پراکندگی (بعنوان مثال درآمد سرانه یا مخارج سرانه) در طول دوره مورد مطالعه کاهش یابد. در مقابل، همگرایی بتا بررسی می‌کند که آیا کشورهای فقیر به کشورهای ثروتمند می‌رسند یا نه. همگرایی مطلق به این معنی است که کشورها به همان سطح درآمد یا مخارج سرانه اولیه همگرا می شوند، در حالی که همگرایی مشروط تفاوت های موجود در کشورها مانند آب و هوا، زیرساخت ها و غیره را در نظر می گیرد. بنابراین، بر اساس همگرایی مشروط، کشورها می‌توانند سطوح پایدار متفاوتی داشته باشند و نیازی به همگرایی به همان سطح پایدار ندارند.

بدیهی است که اگر نرخ رشد هزینه‌های بهداشتی برای کشورها در طول زمان همگرا شود، ممکن است پیامدهای مهمی برای سیاست گذاری و برنامه ریزی عمومی در رابطه با بخش سلامت داشته باشد. مخارج بهداشتی بخش بزرگی از تولید ناخالص داخلی در هر یک از کشورهای توسعه یافته را تشکیل می دهد و در چند دهه گذشته رشد قابل توجهی داشته است. مراقبت های بهداشتی نقش مهمی در توسعه اقتصادی ایفا می‌کند زیرا ممکن است به تضمین نیروی کار سالم و مولد برای اقتصاد کمک کند. بدیهی است که وقتی

کارگران از سلامت خوبی برخوردار باشند، احتمال غیبت آنها از کار به دلیل بیماری کمتر است و از این رو در تولید کالاها و خدمات، بهره‌وری بیشتری خواهند داشت. تئوری اقتصاد خرد پیشنهاد می‌کند که افزایش درآمد باعث افزایش تقاضا برای خدمات بهداشتی (از طریق درآمد و اثرات جایگزین)، به ویژه در مورد خدمات انتخابی می‌شود. این رفتار را می‌توان با مفهوم سرمایه سلامت پیشنهاد شده توسط گروسمن[۱۸] نیز توضیح داد، که نشان می دهد افراد زمانی که درآمد افزایش می یابد و سهام سلامت بهبود یافته آنها برای تولید ثروت بیشتر در آینده در دسترس باشد، تمایل دارند برای بهبود سلامت بیشتر سرمایه‌گذاری کنند. از قضا، افزایش درآمد هم‌چنین ممکن است به افزایش بیشتر در مصرف مراقبت های بهداشتی به دلیل ظهور بیماری‌های ثروت مانند چاقی، سکته مغزی و سرطان منجر شود. بررسی روند همگرایی هزینه‌های مراقبت‌های بهداشتی، به معنای حرکت به سمت یکنواختی از نظر هزینه‌های مراقبت های بهداشتی و کیفیت خدمات بهداشتی، است[۱۹].

موضوع همگرایی هزینه‌های مراقبت های بهداشتی در دولت‌ها اهمیت دو چندان دارد. بدین علت تجزیه و تحلیل همگرایی هزینه‌های مراقبت های بهداشتی که امکان ارزیابی نتایج سیاست های مشترک اجرا شده در این زمینه و به ویژه سطح هماهنگی از نظر کیفیت خدمات ارائه شده توسط سیستم های مختلف مراقبت های بهداشتی را فراهم می‌کند در ایران لازم به نظر می رسد. لذا تقیق حاضر بدنبال پاسخ به این سوال اساسی است که آیا هزینه‌های مخارج بهداشتی سرانه در استان‌های ایران همگرا است یا خیر. این سوال بدین سبب مهم است که اگر نرخ رشد هزینه‌های بهداشتی برای کشورها در طول زمان همگرا شود، این اثر ممکن است نرخ های رشدی را که ممکن است از کار اقتصاد خرد در مورد این موضوع تخمین زده و پیش بینی شود، کاهش دهد. در این راستا همبرام و هالدار (۲۰۲۰) یک مطالعه جامع در مورد همگرایی سلامت بر اساس همگرایی بتا (β)، سیگما (σ) و همگرایی باشگاهی در ۲۶ ایالت هند طی دوره ی زمانی (93–1992) و (16–2015) انجام دادند. نتایج نشان داد که ایالت ها در رابطه با شاخص سلامت در حال بهبود هستند. همگرایی β مطلق در رابطه با این شاخص و ابعاد فرعی آن وجود دارد. با این حال، از نظر همگرایی سیگما، شاخص سلامت واگراست. همگرایی باشگاهی نیز نشان داد که با گذشت زمان، ایالت‌ها به یک حالت ثابت همگرا می‌شوند[۲۰]. کلمنته و همکاران (۲۰۱۹) تکامل هزینه‌های بهداشتی ایالت های ایالات متحده را برای نمونه‌ای که سال های ۱۹۶۶–۲۰۱۴ را پوشش می دهد، مورد مطالعه قرار دادند. نتایج شواهدی را علیه وجود یک الگوی رفتاری واحد از هزینه‌های مراقبت های بهداشتی شخصی در سراسر ایالت های ایالات متحده ارائه داد. هم‌چنین می‌توان وجود دو کلوپ همگرایی از نظر آماری متفاوت را مشاهده کرد. در نتیجه، نتایج تحقیق آن ها شواهد قوی از ناهمگونی در تکامل هزینه‌های بهداشتی ایالات متحده ارائه می‌دهد[۷]. کلمنته و همکاران (۲۰۱۹) در مطالعه ای به بررسی سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی در میان مناطق اسپانیا طی سال‌های ۱۹۹۱–۲۰۱۰ پرداختند. جهت انجام این کار از روش پیشنهادی فیلیپس و سول (۲۰۰۷) به منظور تعیین این که آیا تکامل هزینه‌های بهداشت عمومی مسیر مشابهی را در سراسر مناطق اسپانیا دنبال می‌کند، استفاده کردند. نتایج رد فرضیه همگرایی، که دلالت بر عدم وجود یک الگوی رفتاری منحصر به فرد در تکامل مخارج بهداشت عمومی منطقه ای اسپانیا دارد را رد کرد. اثبات چندین باشگاه همگرایی در این مناطق، وجود الگوهای رفتاری مختلف و نابرابری های جدی در سیستم بهداشت اسپانیا را آشکار کرد[۲۱]. اودیامبو و همکاران (۲۰۱۵)، در کار خود، بررسی کردند که آیا هزینه‌های بهداشتی کشورهای جنوب صحرای آفریقا (SSA) همگرا یا واگرا شده اند. این مطالعه همگرایی هزینه‌های بهداشتی در این کشور را با استفاده از مدل پانل پویا خطی در پانلی از ۴۱ کشور برای دوره ۲۰۰۰–۲۰۱۱ آزمایش کرد. نتایج تجربی شواهدی از همگرایی مطلق

و مشروط هزینه‌های بهداشتی در جنوب صحرای آفریقا را نشان داد[۲۲]. حسینی دوست و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی پایداری سرانه مخارج سلامت در ایران طی دوره ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۶ با استفاده از روش خودرگرسیونی با وقفه های توزیعی(ARDL) و آزمون باند پرداختند یافته ها نشان داد که هزینه‌های سرانه سلامت در ایران طی دوره مورد مطالعه دارای روندی ناپایدار بوده و وجود معادله هم جمعی بلندمدت به تایید نرسید. نتایج تخمین کوتاه مدت بیان داشت که ضریب درآمد و جمعیت اثر مثبت ولی نرخ تورم تاثیری منفی بر سرانه هزینه‌های سلامت در ایران داشته است[۲۳].

رضاپور و همکاران (۱۳۹۷) یک مطالعه توصیفی تحلیلی با استفاده از داده‌های اقتصادی کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی در سال های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۴ انجام دادند. همگرایی تصادفی با استفاده از آزمون ریشه واحد داده‌های پانلی، همگرایی سیگما با استفاده از انحراف معیار مقطعی لگاریتم سرانه مخارج سلامت و پیامدهای سلامت؛ و همگرایی بتای سرانه مخارج سلامت و پیامدهای سلامت با برآورد مدل همگرایی داده‌های پانلی بررسی شد. یافته ها نشان داد همگرایی تصادفی مطلق و شرطی سرانه مخارج سلامت و همگرایی سیگما سرانه مخارج سلامت و پیامدهای سلامت در کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی تأیید نشد که نشان می‌دهد نابرابری ها در کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی افزایش یافته و سلامت کشورهای کم درآمد با نرخی بسیار پایین تر از اعضای ثروتمند سازمان بهبود یافته است[۲۴]. هادی رضایی و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل اثرگذار بر مخارج بهداشتی سرانه با استفاده از مدل فضایی طی دوره زمانی (۲۰۱۴- ۱۹۹۵) پرداخت. نتایج برآورد هر سه مدل خطای فضایی، مختلط وقفه فضایی و دوربین فضایی با در نظر گرفتن وابستگی فضایی جغرافیایی نشان داد که تاثیر درآمد سرانه و امید به زندگی بر مخارج بهداشتی سرانه مثبت و تاثیر کمک‌های خارجی و جمعیت منفی و معنی‌دار بوده است. هم‌چنین وابستگی فضایی بر مخارج بهداشتی در کشوهای مورد مطالعه تایید و مدل فضایی دوربین به عنوان مدل مناسب انتخاب شد[۲۵].

در واقع، هزینه سرانه مراقبت های بهداشتی نشان دهنده یک شاخص مشترک برای ارزیابی فرآیند همگرایی است. با این وجود، هزینه سرانه مراقبت های بهداشتی تحت تأثیر سطح توسعه اقتصادی از نوسان کمتری برخوردار است[۱۳]. لذا با توجه به این که همگرایی دولت‌ها در سرانه هزینه‌های بهداشتی منجر به کاهش میزان نابرابری یا افزایش برابری در سراسر مناطق می‌شود که یک هدف بزرگ توسعه ای یک ملت یا دولت‌ها خواهد بود و با توجه به این که تاکنون مطالعه‌ای در رابطه با بررسی روند هزینه‌های بهداشتی در استان‌های ایران صورت نگرفته است، این تحقیق فرآیند همگرایی را از نظر هزینه‌های بهداشتی سرانه ارزیابی می‌کند. به این ترتیب، می‌توان نتایج خود را بهتر با یافته های قبلی گزارش شده در ادبیات مقایسه کرد. علاوه بر این، برای به دست آوردن تصویری جهانی از فرآیند همگرایی، توصیه می‌شود از شاخص های جایگزین استفاده شود. هم‌چنین این مطالعه فرآیند همگرایی را از نظر هزینه‌های کلی مراقبت‌های بهداشتی (همه طرح‌های تامین مالی)، هزینه‌های دولتی (طرح‌های دولتی/اجباری)، و هزینه‌های سلامت بخش خصوصی (طرح‌های داوطلبانه/پرداخت‌های از جیب خانوار) مقایسه می‌کند.

روش پژوهش

در این تحقیق همگرایی مخارج بهداشتی سرانه در استان‌های ایران با استفاده از پانل پویا مورد مطالعه قرار می گیرد. که در آن اثرات غیرقابل مشاهده خاص هر بخش و تأخیرهای متغیرهای وابسته به عنوان متغیرهای توضیحی، در برآورد مدل بکار می رود. تخمین GMM توسط هانسن[۲۶] رسمیت یافت و از آن زمان به یکی از پرکاربردترین روش‌های برآورد برای مدل‌ها در اقتصاد تبدیل شده است. برآوردگر خطی GMM به سرعت به یکی از تکنیک های

محبوب اقتصاد سنجی هم در تخمین داده‌های مقطعی و هم در برآورد داده‌های تابلویی تبدیل شده است، زیرا بسیار انعطاف پذیر است و فقط به فرضیات ضعیف نیاز دارد. تعیین متغیرهای ابزاری در این رویکرد ضروری است. سازگاری برآوردگر GMM مبتنی بر اعتبار فرض عدم همبستگی سریالی بین اصطلاحات و ابزارهای خطا است. این را می‌توان با آزمون هایی انجام داد که توسط آرلانو و باند[۲۷]، آرلانو و باور[۲۸] و بلوندل و باند[۲۹] ارائه شد. اولین آزمونی که در این رویکرد ضروری است آزمون سارگان است که اعتبار ابزارهای مورد استفاده در تخمین را آزمایش می‌کند.

آزمون دوم تست آرلانو باند است. این آزمون خودهمبستگی سریال را در شرایط خطای تفاوت مرتبه اول بررسی می‌کند. در هر دو آزمون، اگر فرضیه صفر رد نشود، شواهدی برای مفروضاتی مانند اعتبار ابزارها و عدم وجود خودهمبستگی سریالی ارائه می دهد. توجه به این نکته بسیار مهم است که در این روش تعداد مقاطع (N) بیشتر از دوره زمانی (T) است[۳۰]. یک روش برای تخمین مدل GMM، روش آرلانو و باند[۲۷] است. آرلانو و باند یک رویکرد تفاوت مرتبه اول را برای تخمین مدل پیشنهاد کردند. برآوردگر GMM این امکان را برای محققان فراهم می‌کند تا مشکلات همبستگی سریال، ناهمگونی و درون زایی برخی از متغیرها را حذف کنند. در این روش از تأخیرهای متغیرهای وابسته در مدل برای در نظر گرفتن اثرات پویا استفاده می‌شود. روابط پویا با درج تاخیرهای متغیرهای وابسته به عنوان متغیرهای توضیحی در مدل مدل‌سازی می‌شوند. هنگامی که تاخیر متغیرهای وابسته در سمت راست معادله ظاهر می‌شود، برآوردگرهای OLS سازگار نیستند[۲۸]. بنابراین، برای تخمین مدل باید از روش حداقل مربعات دو مرحله ای (۲SLS) یا روش گشتاور تعمیم‌یافته (GMM) استفاده شود. ماتیاس و سوستر (۱۹۹۲) معتقد بودند که برآوردگر ۲SLS ممکن است به دلیل دشواری در انتخاب ابزار، واریانس بالایی برای ضرایب بدهد و ممکن است برآوردها از نظر آماری معنی دار نباشند[۳۱]. بنابراین، تکنیک GMM توسط آرلانو و باند[۲۷] برای حل این مشکل پیشنهاد شده است. این برآوردگر با کاهش تورش نمونه، ثبات تخمین را افزایش می‌دهد. آرلانو و باور (۱۹۹۵) برآوردگرهای GMM دو مرحله‌ای را در این شرایط پیشنهاد کردند و توضیح دادند که انحراف استاندارد مجانبی برای برآوردگرهای دو مرحله‌ای دارای یک سوگیری رو به پایین است و برآوردگرهای یک مرحله ای نسبت به برآوردگرهای دو مرحله ای به طور مجانبی ناسازگار هستند[۲۸]. حتی اگر واریانس جز خطا برابر باشد، ویندمیجر (۲۰۰۵) با استفاده از تحلیل مونت کارلو نشان داد که برآوردگر دو مرحله‌ای نسبت به تخمین‌گر یک مرحله‌ای، اریب و خطای استاندارد کمتری دارد[۳۲]. در این تحقیق از برآوردگر دو مرحله ای استفاده می‌شود زیرا کارایی بیشتری نسبت به تخمینگر یک مرحله ای دارد. مدل رگرسیون خطی زیر را در نظر بگیرید.

$$y_t = \acute{z}_t\delta_0 + \varepsilon_t \qquad ,t = 1,2,\dots,n \quad (1)$$

که در آن z_t یک بردار $1 \times L$ از متغیرهای توضیحی است، δ_0 بردار ضرایب ناشناخته و ε_t یک عبارت خطای تصادفی است. رابطه (۱) این امکان را فراهم می‌کند که برخی یا همه عناصر z_t ممکن است با عبارت خطای ε_t همبستگی داشته باشند. به عنوان مثال، $E[z_{tk}\varepsilon_t] \neq 0$ برای مقدار k. اگر $E[z_{tk}\varepsilon_i]$ $\neq 0$ باشد، z_{tk} یک متغیر درونزا نامیده می‌شود. به خوبی شناخته شده است که اگر z_t دارای متغیرهای درون زا باشد، برآوردگر حداقل مربعات δ_0 در معادله (۱) ناسازگار است. در ارتباط با رابطه (۱)، فرض می‌شود که یک بردار $1 \times K$ از متغیرهای ابزاری x_t وجود دارد که ممکن است شامل برخی یا همه عناصر z_t باشد. اگر w_t بردار عناصر یکتا و غیر ثابت $\{y_t, z_t, x_t\}$ را نشان دهد. فرض بر این است که $\{w_t\}$ یک فرآیند تصادفی ثابت و مانا است. متغیرهای ابزاری x_t مجموعه شرایط متعامد K را برآورده می کنند.

$$E[g_t(w_t, \delta_0)] = E[x_t\varepsilon_t] = E[x_t(y_t - \acute{z}_t\delta_0)] \quad (2)$$

که در آن $g_t(w_t, \delta_0) = x_t\varepsilon_t = x_t(y_t - z'_t\delta_0)$. با بسط دادن رابطه (۲)، رابطه زیر حاصل می‌شود.

$$\Sigma_{xy} = \Sigma_{xz}\delta 0 \qquad (3)$$

جایی که $\Sigma xy = E[x_t,y_t]$ و $\Sigma_{xz} = E[x_tz'_t]$. برای شناسایی δ_0، لازم است که ماتریس $K \times L$، $E[x_tz'_t] = \Sigma_{xz}$ دارای رتبه کامل L باشد. این شرط رتبه تضمین می‌کند که δ_0 راه حل منحصر به فرد برای حل معادله (۲) است. توجه داشته باشید، اگر $K = L$ باشد، Σ_{xz} معکوس است و δ_0 ممکن است با استفاده از رابطه زیر تعیین می‌شود.

$$\delta_0 = \Sigma^{-1}{}_{xz}\,\Sigma_{xy} \qquad (4)$$

شرط لازم برای شناسایی δ_0 شرط $K \geq L$ است. که به سادگی بیان می‌کند که تعداد متغیرهای ابزاری باید بیشتر یا مساوی با تعداد متغیرهای توضیحی در معادله (۱) باشد. اگر $K<L$ باشد، δ_0 قابل شناسایی نیست.

$$\text{rank}(\Sigma_{xz}) = L \qquad (5)$$

روش گشتاورها تعمیم‌یافته (GMM) برآوردگر δ در معادله (۱) را با بهره‌برداری از شرایط معادله (۲) می سازد. ایده آن این است که مجموعه ای از معادلات تخمینی برای δ را با تطبیق گشتاورهای نمونه با گشتاورهای جمعیتی تعریف شده توسط معادله (۲) ایجاد می‌کند. گشتاورهای نمونه بر اساس رابطه (۲) برای مقدار دلخواه δ بصورت زیر است.

$$g_n(\delta) = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} g(w_t,\delta) = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} x_t(y - z'_t\delta)$$
$$= \begin{pmatrix} \frac{1}{n} & \sum_{t=1}^{n} x_{1t}(y - z'_t\delta) \\ \frac{1}{n} & \sum_{t=1}^{n} x_{kt}(y - z'_t\delta) \end{pmatrix} \qquad (6)$$

این شرایط گشتاور، مجموعه ای از معادلات خطی Kدر مجهولات Lهستند. معادل سازی این گشتاورهای نمونه با گشتاور جمعیتی $E[xt\varepsilon t] = 0$، معادلات تخمینی زیر را به دست می دهد.

$$Sxy - Sxz\,\delta = 0 \qquad (7)$$

که در آن $S_{xy} = n^{-1}\sum_{t=1}^{n} x_t y_t$ و $S_{xz} = n^{-1}\sum_{t=1}^{n} x_t z'_t$ گشتاور نمونه هستند. اگر $K = L$ و Sxz معکوس باشد، برآوردگر GMM از δ بصورت زیر است.

$$\hat{\delta} = S_{xz}^{-1}S_{xy} \qquad (8)$$

که به عنوان برآوردگر حداقل مربعات غیر مستقیم نیز شناخته می‌شود. اگر $K > L$ باشد، ممکن است جوابی برای معادلات تخمینی (7) وجود نداشته باشد. در این مورد، ایده این است که سعی شود δ را طوری محاسبه کرد که $Sxy - Sxz\,\delta$را تا حد امکان به صفر نزدیک کند. برای انجام این کار، $\widehat{W}$ یک ماتریس $K \times K$ وزنی متقارن و مثبت $(p.d)$ را نشان می‌دهد، به‌طوری‌که $\widehat{W} \xrightarrow{p} W$ به صورت $n \to \infty$ با W متقارن و p.d. سپس برآوردگر GMM از δ، که $\hat{\delta}(\widehat{W})$ نشان داده می‌شود، به صورت تعریف می‌شود.

$$\hat{\delta}(\widehat{W}) = \arg min_{\delta}\ \ j(\delta,\widehat{W}) \qquad (9)$$

که در آن

$$j(\delta,\widehat{W}) = ng_n(\delta)'\widehat{W}g_n(\delta) = n(S_{xy} - S_{xz}\delta)'\widehat{W}(S_{xy} - S_{xz}\delta)$$

از آنجایی که$j(\delta,\widehat{W})$ یک شکل درجه دوم ساده در δاست، می‌توان از محاسبات ساده برای تعیین جواب تحلیلی برای $\hat{\delta}(\widehat{W})$ استفاده کرد:

$$\hat{\delta}(\widehat{W}) = (\acute{S}_{xz}\,\widehat{W}\,S_{xz})^{-1}\acute{S}_{xz}\widehat{W}S_{xy} \qquad (10)$$

لذا بدین منظور از داده‌های مربوط به ۳۰ استان کشور طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۸ استفاده شده است. بدلیل جداسازی استان البرز از سال ۱۳۹۰ به بعد، داده‌های مربوط به این استان با استان تهران محاسبه شده است. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق شامل مخارج سرانه دولتی بر بهداشت، مخارج خصوصی سرانه بر بهداشت، GDP سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت می‌باشد که از سالنامه آماری کشور و حساب های منطقه ای مرکز آمار کشور جمع آوری شده است. متغیر انتخاب شده در بخش تجربی این تحلیل، H هزینه سالانه بهداشتی بصورت سرانه است که دو عنصر کلیدی، جمعیت و بخش بهداشت را شامل می‌شود. این متغیر تمام هزینه‌ها (دولتی و خصوصی) را با اندازه سیستم‌های بهداشتی مرتبط می‌کند و اطلاعات قابل اعتمادی را در مورد تلاش‌های نسبی هر کشور برای سرمایه‌گذاری در بخش بهداشت خود نشان می‌دهد.

اگرچه تلفیق بودجه بر بخش بهداشت و سایر خدمات عمومی فشار وارد می‌کند، از سال ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۸ بطور متوسط هزینه‌های عمومی برای بهداشت در ایران به عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی افزایش یافت و از ۲/۰۹٪ به ۲/۵۴٪ رسید و هزینه‌های خصوصی برای بهداشت از ۱/۹۰٪ به ۲/۰۷٪ افزایش یافته است. رشد مخارج عمومی بصورت درصدی از تولید ناخالص داخلی بیشتر و بالاتر از رشد مخارج خصوصی بر بهداشت در ایران است. اما با این وجود در هر دو بخش دولتی و خصوصی بهداشت، روند افزایشی وجود داشته است.

بیشترین نسبت شاخص هزینه‌های صرف شده برای بهداشت و درمان در سال ۱۳۹۸ (اعم از هزینه‌های بخش خصوصی و دولتی) به تولید ناخالص داخلی (GDP)مربوط به استان کهگیلویه و بویر احمد ۷/۴۲ درصد و کمترین نسبت این شاخص مربوط به استان بوشهر ۰/۷۳ درصد بوده است. متوسط این شاخص نیز در بین استان‌های ایران در سال ۱۳۹۸ معادل 0/4/61 درصد است. بیشترین نسبت شاخص هزینه‌های عمومی صرف شده برای بخش بهداشت در سال ۱۳۹۸ به تولید ناخالص داخلی مربوط به استان کهگیلویه و بویر احمد ۴/۷۴ درصد و کمترین نسبت این شاخص مربوط به استان بوشهر ۰/۵۰ درصد بوده است.

متوسط شاخص مذکور در بین استان‌های ایران معادل ۲/۵۴ درصد است و ۱۸ استان از ۳۰ استان کشور عددی برابر یا بزرگ‌تر از عدد متوسط دارند. به عبارت دیگر، گرایش عمده استان‌های کشور برای تامین هزینه‌های مربوط به حوزه بهداشت، حضور بخش دولتی است. از لحاظ شاخص نسبت هزینه‌های بخش خصوصی برای بهداشت و درمان در سال ۱۳۹۸ به GDPنیز استان گیلان 0/3/71 درصد و استان بوشهر با 0/0/23 درصد به ترتیب بیشترین و کمترین نسبت این شاخص را دارند. در میان ۳۰ استان کشور تنها در چهار استان گیلان، ایلام، مرکزی و تهران سهم هزینه‌های بخش خصوصی بهداشت نسبت به GDP بیشتر از سهم هزینه‌های بخش دولتی است و در بقیه استان‌ها، حضور پررنگ بخش دولتی در تامین هزینه‌های این بخش مشاهده می‌شود. با این وجود روند افزایشی در مخارج بخش خصوصی در بخش بهداشت در استان‌های ایران قابل مشاهده است اما میزان افزایش در هزینه‌های دولتی بهداشت بصورت درصدی از تولید ناخالص داخلی (۰/۵۴ درصد) سه برابر بیشتر از افزایش هزینه‌های خصوصی بر بهداشت (۰/۱۷ درصد) است.

می‌توان گفت در حوزه بهداشت و سلامت، بخش خصوصی واقعی وجود ندارد. در ایران دخالت سازمان‌های رسمی در بخش بهداشت بسیار زیاد و در عوض حمایت، اندک است، در حالی که باید عکس این موضوع عمل شود؛ یعنی دخالت اندک، مستقیم و حمایت مالی و قانونی از بهداشت و درمان زیاد باشد. گرچه نظام بهداشتی ایران یک نظام متمرکز محسوب می‌شود که سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی آن توسط چند دستگاه رسمی انجام می‌گیرد، اما عمده هزینه‌های آن بـر دوش مردم است و بخش عمومی مسولیت کمی در قبال تامین هزینه‌های بهداشتی بر عهده گرفته است.

از نظر متوسط تغییرات مخارج سرانه بهداشتی در دوره مورد مطالعه که با تقسیم کل مخارج بهداشت بر جمعیت هر استان مربوطه محاسبه می‌شود، متوسط هزینه‌های سرانه بهداشتی در تمام استان‌های ایران افزایش یافته است، که بدین معناست که هزینه‌ها برای همگام شدن با افزایش جمعیت افزایش یافته است. با این حال، نابرابری بین استان‌ها همچنان ادامه دارد، تفاوت بین بیشترین و کمترین هزینه تقریباً ۲/12 برابر است (قم با هزینه بهداشتی سرانه 9/18 میلیون ریال و یزد با 19/40 میلیون ریال برای هر نفر). اختلافات بین استان‌ها به طور کلی به ترکیبات مختلف تامین مالی بهداشت (دولتی/خصوصی) مربوط می‌شود و این نیز نشان دهنده تفاوت در ساختارها و سنت های سازمانی هر استان است.

شکل ۱ رابطه بین مخارج بهداشتی به ازای هر فرد و تولید ناخالص داخلی سرانه را برای سال های مورد بررسی نشان می دهد. بین این دو متغیر همبستگی

مثبت وجود دارد و باز هم تفاوت های آشکاری بین استان‌ها وجود دارد. از یک طرف، در ربع چهارم استان‌های لرستان، سیستان و بلوچستان، قم، خراسان شمالی، خراسان رضوی، خراسان جنوبی، اردبیل، کرمان، آذربایجان غربی، آذربایجان شرقی، کردستان و خوزستان قرار دارند که هم هزینه‌های بهداشتی به ازای هر فرد و هم تولید ناخالص داخلی سرانه آن ها کمتر از میانگین کشوری است. از سوی دیگر، استان‌های اصفهان، یزد، قزوین، مازندران، سمنان و تهران واقع در ربع دوم دارای شاخص های بالاتر از میانگین کشوری هم از نظر تولید ناخالص داخلی سرانه و هم از نظر مخارج سرانه بهداشتی هستند.

در ربع سوم، استان‌های هرمزگان، مرکزی، بوشهر از نظر تولید ناخالص داخلی سرانه در سطح بالایی قرار دارند، اما سطح مخارج سرانه بهداشتی کمتر از میانگین کشوری است. این می‌تواند به دلیل رشد سریع تولید ناخالص داخلی استان‌های مورد نظر باشد که هنوز در هزینه بهداشتی هر فرد منعکس نشده است و در نهایت استان‌های واقع در ربع اول که شامل گیلان، چهارمحال و بختیاری، کهگیلویه و بویر احمد، همدان، گلستان، ایلام، کرمانشاه، زنجان و فارس می‌باشند از نظر تولید ناخالص داخلی سرانه در پایین تر از میانگین کشوری قرار دارند ولی سطح مخارج سرانه بهداشتی هر فرد بالاتر از میانگین کشوری است و بدین معناست که درصد بیشتری از تولید ناخالص داخلی سرانه این استان‌ها به بهداشت اختصاص داده شده است.

مفهوم همگرایی نقش مهمی در تامین مالی بخش بهداشت ایفا می‌کند. اگرچه در این بخش، تعریف دقیق تری از تحلیل همگرایی نئوکلاسیک ارائه خواهد شد، اما می‌توان موقتاً آن را به عنوان وجود احتمال تمایل به کاهش در طول زمان تفاوت در هزینه‌های بهداشتی هر نفر در سراسر استان‌های کشور تفسیر کرد. می‌توان گفت که در یک نمونه معین زمانی همگرایی وجود دارد، که کشورهای فقیرتر (از نظر هزینه بهداشتی برای هر فرد) تمایل دارند سریعتر از همسایگان ثروتمند خود رشد کنند، در نتیجه تفاوت هزینه به ازای هر فرد بین آن ها کاهش می یابد. وقتی الگوی مخالف مشاهده شود (یعنی زمانی که کشورهای ثروتمند سریعتر رشد می کنند) می‌توان گفت که در این نمونه واگرایی وجود دارد.

جهت تجزیه و تحلیل روند همگرایی هزینه‌های بهداشتی سرانه استان‌ها از روش همگرایی بتا و سیگما و الگوی گشتاور تعمیم‌یافته پانلی پویا استفاده خواهد شد. همگرایی بتا (همگرایی مطلق) در صورتی وجود دارد که وضعیت ناهماهنگی بین چندین استان، در یک زمان معین، به مرور کاهش یابد. بعبارت دیگر همگرایی مطلق به عنوان وضعیتی تعریف می‌شود که در آن همه استان‌های نمونه به یک حالت ثابت همگرا می شوند. برای تجزیه و تحلیل پانل پویای همگرایی β مطلق، از معادله زیر (رابطه ۱۱) استفاده شده است.

$$\ln H_{it} = \alpha + (1-\beta)\ln(H_{i,t-1}) + \mu_{it} \qquad (11)$$

که در آن H هزینه‌های سالانه بهداشتی هر فرد، i بیانگر هر استان، t سال دوره، β سرعت همگرایی که با آن یک اقتصاد نماینده به سمت حالت ثابت خود همگرا می‌شود و μ جز خطای تصادفی است. اگر در تخمین رابطه (۱۱) ضریب β مثبت باشد، نشان می دهد که یک فرایند همگرایی در هزینه‌های بهداشتی رخ داده است. که نشان دهنده رابطه منفی بین میزان رشد متغیر بین سال های $t-1$ و t و سطح اولیه آن است. به این معنا که استان‌هایی که هزینه‌های کمتری برای هر فرد دارند، هزینه‌ها را با سرعت بیشتری نسبت به استان‌های دارای سطوح بالاتر هزینه، افزایش داده اند. علاوه بر این، اندازه ضریب β نشان دهنده سرعت همگرایی است. یعنی سرعتی که میزان هزینه هر فرد برای استان‌های دارای سطح "پایین" از نظر هزینه بهداشتی به استان‌های دارای سطح "بالا" نزدیک می‌شود. با این وجود، در بسیاری از شرایط نمی‌توان همگرایی مطلق را انجام داد، زیرا شرایط ساختاری متفاوتی در بین استان‌ها وجود دارد، بنابراین آنها به یک نقطه تعادل ثابت نمی رسند. در این مورد از همگرایی که توسط سالا–مارتین[۳۳]، بارو و سالا–مارتین[۱۷]، منکیو و همکاران[۳۴] همگرایی مشروط نامیده اند، استفاده می‌شود. این آزمون همگرایی این امکان را می

دهد که برخی عوامل تعیین کننده را اضافه کرد، بنابراین آن را مشروط می‌کند. همگرایی مشروط برای عوامل زمینه‌ای که ممکن است همگرایی را شرطی کند، امکان‌پذیر است. فرمول شرط بندی همگرایی، معرفی متغیرهای توضیحی منطقه‌ای یا اضافی است که تفاوت های ساختاری هر منطقه را در نظر می گیرد. در این مورد، رگرسیون مورد برآورد عبارت است از:

$$\ln H_{it} = \alpha + (1-\beta)\ln(H_{i,t-1}) + \lambda lnGDP + \mu_{it} \quad (12)$$

که در آن H هزینه بهداشتی هر فرد، LGDP بیانگر لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه هر استان که تعیین کننده تفاوت بین استان‌های مورد مطالعه می‌باشد. در این مورد، وجود همگرایی β شرطی در صورتی تأیید می‌شود که برآورد رگرسیون بالا نتایج زیر را ارائه دهد:

۱) همه پارامترها (α، β و λ) از نظر آماری معنی دار باشند.

۲) مقدار β مثبت و از نظر عددی قابل توجه تر از هنگام در نظر گرفتن معادله رگرسیون (۱۱) است.

۳) خوبی برازش (R_2) نسبت به حالت قبل بهبود یافته باشد.

۴) علاوه بر موارد بالا اگر برآورد λ مثبت باشد، نشان می دهد که متغیر وارد شده به مدل بر هزینه مخارج سالانه سرانه در بخش بهداشت تأثیر مثبت دارند.

علاوه بر نرخ همگرایی بتا (β)، معیار بعدی ، که به عنوان معیار "نیمه عمر" همگرایی شناخته می‌شود، می‌تواند به صورت زیر محاسبه شود.

$$"half - life" = \frac{-ln0.5}{Ln(1+\beta)} \quad (۱۳)$$

این معیار به این دلیل مهم است که زمانی را که یک اقتصاد نماینده برای نصف کردن شکاف بین سطح اولیه و حالت پایدار نیاز دارد را اندازه گیری می‌کند. همگرایی سیگما یک مفهوم کلی‌تر از همگرایی است که مکمل تجزیه و تحلیل همگرایی بتا است و کاهش تغییرات مقطعی یک متغیر را در طول زمان توصیف می‌کند[۳۵]. در ادبیات همگرایی اقتصادی، مهمترین معیار تجزیه و تحلیل پراکندگی مقطعی که استفاده شده است، انحراف معیار است[۱۷]. این نوع همگرایی، که همگرایی سیگما (σ) نامیده می‌شود، وقتی رخ می دهد که پراکندگی در طول زمان کاهش می یابد و به این معناست که نابرابری هزینه سرانه بهداشت در بین استان‌ها در طول دوره کاهش می یابد. معادله مربوط به پراکندگی بصورت زیر تعریف می‌شود (رابطه ۱۴).

$$SD = \sqrt{\frac{1}{n}\sum(H_{it} - \bar{H})^2} \quad (۱۴)$$

که H مخارج سالانه بهداشتی هر فرد و $\bar{H}$ میانگین هزینه سرانه در سال t برای تعداد n استان می‌باشد. اگر متغیر بدست آمده در سراسر نمونه به میزان قابل توجهی کاهش یابد، همگرایی σ وجود خواهد داشت.

یافته‌ها

ابتدا باید همگنی یا نا همگنی مقاطع مورد بررسی قرار گیرد. در این آزمون، که به آزمون اثرات مقطعی معروف است و بوسیله آماره F بیان می‌شود، فرضیه صفر بیانگر همگن بودن مقاطع مورد بررسی و رد فرضیه صفر به معنای استفاده از روش پانل دیتا در مقابل روش حداقل مربعات تجمیع شده می‌باشد. با توجه به این که مقدار احتمال این آزمون در جدول (۱) در ناحیه بحرانی در سطح خطای ۵ درصد قرار می گیرد، بنابراین، فرضیه صفر رد می‌شود. بنابراین از مدل پانل جهت تخمین معادلات همگرایی استفاده شده است.

در این تحقیق همگرایی σ با محاسبه پراکندگی مخارج سرانه بهداشتی در استان‌های ایران بررسی می‌شود. همان‌طور که مشاهده می‌شود کاهش پراکندگی بین استان‌ها و در نتیجه همگرایی σ ایجاد شده است (شکل ۲). تفاوت های بسیار مهمی در کل دوره وجود داشته است. در مرحله اول انحراف معیار تا سال ۱۳۹۳ روند ثابتی داشته است و در سال ۱۳۹۴ به حداکثر مقدار ۰/۷۵ رسید. از سال ۹۴ به بعد کاهش در پراکندگی مشاهده شد. بدین معنی که نابرابری در هزینه‌های سرانه بهداشتی در استان‌های ایران در سال ۱۳۹۴ افزایش پیدا کرده است و به بیشترین مقدار خود رسیده است. بعبارت دیگر از سال ۱۳۸۶ تا سال ۱۳۹۴ نوسانات هزینه سرانه بهداشتی از ۰/۲۴ به ۰/۷۵

افزایش بسیار شدیدی داشته و از سال ۹۴ به بعد روند کاهشی در پراکندگی هزینه‌های بهداشتی در استان‌های ایران مشاهده شد و نابرابری در هزینه‌های سرانه بهداشتی از سال ۱۳۹۴ به بعد از ۰/۷۵ به ۰/۲۰ روند کاهشی چشم‌گیری را داشته است. در نهایت می‌توان گفت نابرابری و شکاف در هزینه‌های سرانه بهداشتی در استان‌های ایران در مجموع کاهش یافته است. این نشان می دهد که روند مخارج سرانه بهداشتی در استان‌های ایران منجر به ایجاد فرایند همگرایی σ شده است.

نتایج همگرایی β مطلق برای دوره (۱۳۹۸-۱۳۸۶) در جدول ۲ نشان داده شده است.

همان‌طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، ضریب مثبت و معنی دار بتا نشان می دهد که همگرایی بتای مطلق در مخارج بهداشتی به ازای هر فرد در بین استان‌های ایران در کل دوره وجود دارد. بعبارت دیگر مناطق و استان‌های فقیر و کمتر برخوردار از نظر هزینه‌های بهداشتی با سرعت بیشتری نسبت به مناطق و استان‌های ثروتمند، رشد می کنند و به یک تعادل بلندمدت همگرا می‌شوند. به بیان روشن تر، رابطه منفی بین رشد هزینه‌های سرانه بهداشتی و سطح هزینه‌های سرانه اولیه در استان‌های ایران تائید می‌شود و بیانگر تائید فرضیه همگرایی است. به این معنا که استان‌هایی که هزینه‌های بهداشتی کمتری برای هر فرد دارند، این هزینه‌ها را با سرعت بیشتری نسبت به استان‌های دارای سطوح بالاتر هزینه، افزایش داده اند. پارامترهای تخمین زده شده α و β از نظر آماری معنی دار هستند، هرچند که سرعت همگرایی ضعیف است (۹/۷٪). سرعت همگرایی نرخ کاهش شکاف بین مقدار فعلی متغیر و چیزی که با حالت پایدار مطابقت دارد را نشان می دهد. یعنی سرعتی که میزان هزینه بهداشتی هر فرد برای استان‌های دارای سطح «پایین» از نظر هزینه بهداشتی به استان‌های دارای سطح «بالا» نزدیک می‌شود. علاوه بر این با نرخ همگرایی ۹/۷ درصد، ۷/۵ سال طول می کشد تا نیمی از شکاف بین یک منطقه و وضعیت پایدار آن کاهش یابد.

هم‌چنین این احتمال بررسی می‌شود که همگرایی در دوره ۱۳۹۸-۱۳۸۶ تحت تأثیر ثروت ملی یا تولید ناخالص داخلی سرانه (GDPpc) قرار گرفته است یا خیر. برآورد جدیدی از مدل، شامل متغیر جدید، انجام شده است. این متغیر بین مناطق ثروتمند و فقیر تفاوت قائل می‌شود. گنجاندن GDPpc در این دوره قابل توجه است (جدول ۳)، زیرا اهمیت پارامترهای برآورد شده را بهبود داده است و خوبی تناسب (R^2) را افزایش می دهد. هم‌چنین سرعت همگرایی بسیار بالایی (۴۱/۷٪) را ایجاد کرده است. این نشان می دهد که در طول دوره، نرخ رشد هزینه‌های بهداشتی به ازای هر فرد در واقع تحت تاثیر سطح GDPpc بوده است. یعنی همگرایی مطلق به سمت یک حالت پایدار صورت نگرفته است، زیرا استان‌ها، دارای سطوح اولیه متفاوتی از ثروت بوده اند و این تفاوت‌ها روند همگرایی را «مشروط» کرده است. بعبارت دیگر شرایط ساختاری متفاوتی در بین استان‌ها وجود دارد، بنابراین آنها به یک نقطه تعادل ثابت نمی رسند. لذا در دوره مورد بررسی متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه، الگوهای بین استانی رشد هزینه‌های سرانه بهداشتی را توضیح می‌دهد. می‌توان عنوان کرد که میزان بودجه تخصیصی به بخش بهداشت کشورها، به میزان درآمد سرانه و تولید ناخالص داخلی آن کشور بستگی دارد. کشورهایی که درآمد سرانه بالاتری دارند، مبلغ بیشتری را برای وضعیت بهداشتی کشورشان هزینه می کنند. هر چه مقدار درآمد سرانه یک کشور افزایش پیدا کند، سرانه بهداشتی آن کشور نیز افزایش و با کاهش درآمد سرانه یک منطقه، سرانه بهداشتی نیز کاهش می یابد. از طرف دیگر تولید ناخالص داخلی یکی از شاخص‌های اقتصادی است که بعنوان رفاه اجتماعی مدنظر قرار گرفته می‌شود. بدین علت که بهداشت به‌عنوان یکی از مولفه‌های رفاه اجتماعی شناخته می‌شود، باید از تولید ناخالص داخلی کشور سهم داشته باشد. هرچه میزان این سهم در یک کشور بالاتر باشد، آن کشور به استانداردهای توسعه و رفاه اجتماعی نزدیک‌تر است. اما در ایران با وقوع بحران های ارزی و تحریم های

صورت گرفته، این نسبت روند کاهشی داشته و علت عدم همگرایی بتای شرطی و بی معنی شدن ضریب این متغیر نیز همین امر است. بنابراین مهم‌ترین پیامد کاهش سهم بهداشت از تولید ناخالص داخلی، تنزل کیفیت خدمات بهداشتی طبقات متوسط و فقیر جامعه است. آزمون سارگان و نیز آزمون همبستگی پسماندهای مرتبه اول AR(۱) و مرتبه دوم AR(۲) نیز صحت اعتبار نتایج مدل آزمون شده براساس روش GMM را تائید می کنند. تعداد ابزارهای مورد استفاده کمتر از تعداد کشورها است و در نهایت با توجه به مقادیرchi2 (p-Wald) می‌توان گفت که برازش مدل به خوبی صورت گرفته است. سپس یک گام دیگر به سمت درک این نکته خواهد بود که آیا فرآیند همگرایی توسط منابع خصوصی یا عمومی هدایت شده است.

این یک سوال حیاتی است، زیرا یک گرایش عمومی اخیر در بخش بهداشت در سراسر جهان، فشرده کردن منابع عمومی و افزایش مشارکت در تامین مالی بازیگران خصوصی (افراد، خانواده ها و غیره) است [36]. با توجه به این که یک فرآیند همگرایی مطلق در مخارج بهداشتی به ازای هر فرد وجود دارد، تجزیه و تحلیل انحراف معیار این دو مؤلفه (هزینه‌های خصوصی و عمومی بر بهداشت) انجام شد (شکل ۳). برای اجرای این کار، هزینه‌های بهداشتی عمومی و خصوصی به ازای هر فرد به طور جداگانه محاسبه شده است. نتایج نشان می‌دهد که کاهش پراکندگی هزینه‌های سرانه بهداشتی خصوصی و با اغماض، در هزینه‌های سرانه بهداشتی عمومی در دوره مورد بررسی رخ داده است که حاکی از وجود همگرایی سیگما مربوط به متغیرهای مورد نظر است. بدین معنی که نابرابری هزینه‌های سرانه بهداشت دولتی در استان‌های ایران کاهش یافته است، بطوری که پراکندگی این متغیر از ۰/۱۸ در سال ۱۳۸۶ به مقدار بالای ۰/۷۰ در سال ۱۳۹۴ رسیده است و از مقدار بالای ۰/۷۰ در سال ۱۳۹۴ به مقدار ۰/۲۰ کاهش چشم‌گیری داشته است. هم‌چنین افزایش ضریب تغییرات و پراکندگی با نوسانات بیشتر از مخارج سرانه دولتی برای مولفه هزینه سرانه بهداشت خصوصی از سال ۱۳۸۶ تا سال ۱۳۹۴ رخ داده است که نشان دهنده ی افزایش نابرابری در هزینه‌های سرانه بهداشت خصوصی از ۰/۴۲ به ۰/۸۵ است. ولی از سال ۱۳۹۴ به بعد روند افزایش در ضریب تغییرات این مولفه در حال کاهش و بهبودی است و نشان دهنده ی این موضوع است که تفاوت بین استان‌ها در مورد هزینه‌های بهداشتی خصوصی با سرعت تقریبا کندی در حال کاهش است، زیرا نسبت تأمین مالی خصوصی به بخش بهداشت در سراسر سیستم‌های بهداشتی استان‌های ایران متفاوت تر می‌باشد. پراکندگی مخارج خصوصی، نوسانات بیشتر و بالاتری نسبت به مخارج دولتی دارد. بدیهی است که این امر در دوره مورد بررسی به برخی از مسائل و مشکلات مربوط به بخش بهداشت و درمان و شرایطی که در کشور پیش آمده باز می‌گردد. به عبارت دیگر، ترکیب کل وجوه اختصاص یافته به بخش بهداشت در حال تغییر است و تفاوت‌های بین استان‌ها با سرعت کمی کاهش می‌یابد، زیرا نسبت تأمین مالی خصوصی به بهداشت در سراسر سیستم بهداشتی استان‌های ایران متفاوت تر می‌باشد. نتیجه این است که انحراف معیار هزینه هر فرد در بخش بهداشت نیز به دلیل نقش کمرنگ تر بخش خصوصی در تامین این هزینه‌ها در استان‌های ایران، با سرعت کمتری کاهش می یابد.. بنابراین، نتایج یک روند همگرایی سیگما در کل هزینه‌های بهداشتی هر فرد بین استان‌های ایران را تایید می‌کند. در نهایت، تجزیه و تحلیل همگرایی β مطلق و مشروط برای منابع خصوصی و دولتی بر بهداشت در جدول ۴ نشان داده شده است. در دوره مورد بررسی، همگرایی مطلق و مشروط در مخارج خصوصی بر بهداشت به ازای هر فرد در در بین استان‌های ایران وجود دارد. پارامترهای تخمین زده شده α و β برای همگرایی مطلق و مشروط از نظر آماری معنی دار هستند و مهم تر از همه، سرعت همگرایی مطلق و مشروط به ترتیب پایین (۹/۸٪) و بالا (۳۵/۳٪) است. بدین معنی که روند همگرایی در

هزینه‌های بهداشتی با سرعت پایین در حال شکل گیری و دستیابی به همگرایی مطلق در بخش خصوصی است. بعبارت دیگر، وضعیت ناهماهنگی بین استان‌های ایران از نظر هزینه‌های خصوصی بر بهداشت، در یک زمان و دوره معین، به مرور زمان کاهش می یابد و همه استان‌های نمونه به یک حالت ثابت همگرا می شوند ولی سرعت رسیدن مناطق فقیر به مناطق ثروتمند از نظر هزینه‌های خصوصی بهداشتی بسیار پایین است. هنگامی که تنها متغیر، بودجه عمومی بهداشت است، شواهد تجربی از رویکرد فرآیند همگرایی مطلق و مشروط هزینه‌های عمومی به ازای هر فرد برای کل دوره مورد بررسی، با سرعت همگرایی مطلق و بسیار بالای مشروط، به ترتیب (۱۱/۲٪) و (۴۱/۸٪) بالاتر از سرعت همگرایی منابع خصوصی و R^2 (نیکویی برازش) بالا (۰/۸۶) وجود دارد. با وجودی که همگرایی بتا به شناسایی فرآیندهای احتمالی نزدیک شدن مناطق به هم می پردازد، همگرایی سیگما به کاهش اختلافات بین مناطق در طول زمان اشاره دارد و این دو مفهوم ارتباط نزدیکی با هم دارند. به طور کلی می‌توان گفت همگرایی بتا ضروری است، اما برای انجام همگرایی سیگما کافی نیست. این امر می‌تواند به دو دلیل رخ دهد، اول این که اقتصادها می‌توانند به سمت یکدیگر همگرا شوند، اما شوک های تصادفی آنها را از هم جدا می‌کند و دوم این که در مورد همگرایی بتای مشروط، اقتصادها می‌توانند به سمت حالت‌های ثابت مختلف همگرا شوند. به دلیل وجود محدودیت های روش همگرایی بتا، برخی از اقتصاددانان را بر آن داشته است تا پیشنهاد کنند که همگرایی سیگما، واقعیت ها را بیشتر آشکار می‌سازد. زیرا مستقیماً توزیع هزینه‌ها در بین مناطق و اقتصادها را بدون تکیه بر برآورد یک مدل خاص، توصیف می‌کند.

بحث و نتیجه‌گیری

موضوع هزینه‌های مراقبت های بهداشتی در ۳۰ سال گذشته توجه بسیاری از محققین را به خود جلب کرده است. این مطالعه با بررسی همگرایی در هزینه‌های سرانه مراقبت های بهداشتی در بین ۳۰ استان کشور برای دوره۱۳۸۶ تا ۱۳۹۸ با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته ی پانلی، به ادبیات موجود کمک می‌کند. همان‌طور که بیان شد، با توجه به این که همگرایی دولت‌ها در سرانه هزینه‌های بهداشتی منجر به کاهش میزان نابرابری یا افزایش برابری در سراسر مناطق یک کشور می‌شود که یک هدف بزرگ توسعه ای یک ملت یا دولت‌ها خواهد بود و با توجه به این که تاکنون مطالعه ای در رابطه با بررسی روند هزینه‌های بهداشتی در استان‌های ایران صورت نگرفته است، این تحقیق فرآیند همگرایی را از نظر هزینه‌های بهداشتی سرانه ارزیابی می‌کند. به این ترتیب، می‌توان نتایج خود را بهتر با یافته های قبلی گزارش شده در ادبیات مقایسه کرد. هم‌چنین این مطالعه فرآیند همگرایی را از نظر هزینه‌های کلی مراقبت‌های بهداشتی (همه طرح‌های تامین مالی)، هزینه‌های دولتی (طرح‌های دولتی/اجباری)، و هزینه‌های سلامت بخش خصوصی (طرح‌های داوطلبانه/پرداخت‌های از جیب خانوار) مقایسه می‌کند. در این تحقیق همگرایی σ با محاسبه پراکندگی مخارج سرانه بهداشتی در استان‌های ایران بررسی شد. با توجه به شکل ۲ می‌توان کاهش پراکندگی بین استان‌ها و در نتیجه همگرایی σ در مخارج بهداشتی سرانه ایجاد شده را، مشاهده کرد. سپس نتایج همگرایی β مطلق برای دوره مورد مطالعه در جدول ۲ نشان داده شد. همگرایی در مخارج بهداشتی به ازای هر فرد در بین استان‌های ایران با سرعت همگرایی ضعیف (۹/۷٪) در کل دوره وجود داشت. هم‌چنین این احتمال بررسی شد که همگرایی در این دوره تحت تأثیر ثروت ملی یا تولید ناخالص داخلی سرانه (GDPpc) قرار گرفته است یا خیر. گنجاندن GDPpc در این دوره در مدل همگرایی قابل توجه بوده و می‌تواند بخش زیادی از تفاوت موجود در هزینه‌های بهداشتی بین استان‌ها را توضیح دهد. زیرا براساس نتایج جدول ۳ اهمیت پارامترهای برآورد شده را بهبود و خوبی تناسب را افزایش داده

است. هم‌چنین سرعت همگرایی بسیار بالایی (۴۱/۷٪) را ایجاد کرد. با توجه به این که یک فرآیند همگرایی مطلق در مخارج بهداشتی به ازای هر فرد وجود دارد، تجزیه و تحلیل انحراف معیار دو مؤلفه یعنی هزینه‌های بهداشتی عمومی و خصوصی به ازای هر فرد به طور جداگانه در شکل ۳ انجام شد. نتایج نشان داد که کاهش پراکندگی هزینه‌های سرانه بهداشتی عمومی و خصوصی در دوره مورد بررسی رخ داده است که حاکی از وجود همگرایی سیگما مربوط به متغیرهای مورد نظر بوده و پراکندگی مخارج خصوصی، نوسانات بیشتر و بالاتری نسبت به مخارج دولتی داشته است. در نهایت، تجزیه و تحلیل همگرایی β مطلق و مشروط برای منابع خصوصی و دولتی بر بهداشت در جدول ۴ نشان داده شد. در دوره مورد بررسی، همگرایی مطلق و مشروط در مخارج خصوصی و دولتی بر بهداشت به ازای هر فرد در در بین استان‌های ایران وجود داشت و پارامترهای تخمین زده شده α و β برای همگرایی مطلق و مشروط از نظر آماری معنی دار بوده اند. هم‌چنین سرعت همگرایی هزینه‌های عمومی سرانه بر بهداشت در هر دو حالت همگرایی مطلق و مشروط بالاتر از سرعت همگرایی مخارج خصوصی سرانه بر بهداشت بوده است، زیرا نسبت تأمین مالی خصوصی به بهداشت در سراسر سیستم بهداشتی استان‌های ایران متفاوت‌تر می‌باشد. آزمون سارگان و نیز آزمون همبستگی پسماندهای مرتبه اول AR(۱) و مرتبه دوم AR(۲) در مدل های همگرایی بتای مطلق و مشروط نیز صحت اعتبار نتایج مدل آزمون شده براساس روش GMM را تائید می کنند. تعداد ابزارهای مورد استفاده در تحقیق کمتر از تعداد کشورها است و در نهایت با توجه به مقادیر (p-Wald) chi2 می‌توان گفت که برازش مدل ها به خوبی صورت گرفته است. سپس یک گام دیگر به سمت درک این نکته خواهد بود

اگرچه مسیری برای همگرایی وجود دارد، اما این تحلیل نیاز به سرمایه‌گذاری بیشتر منابع در حوزه بهداشت و درمان را آشکار کرده است. در واقع، سطوح فعلی سرمایه‌گذاری‌هایی که بر بهداشت کشور صورت گرفته است برای گسترش پروژه عظیم حوزه بهداشت و سلامت، کافی نیست. همان‌طور که همگرایی سیگما در رابطه با هزینه‌های خصوصی و دولتی بر بهداشت هر فرد نشان داد پراکندگی مولفه های ذکر شده کاهش یافته است. این بدان معنی است که متغیری که انحراف معیار کمتری دارد (هزینه‌های بهداشتی سرانه دولتی) هزینه‌های یکدست و همگنی در بخش بهداشت ایجاد کرده است. هزینه‌های دولت به تنهایی پاسخگوی هزینه‌های بهداشت و درمان نیست و نیاز به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در این امر است.

به طور کلی بخش بهداشت نیازمند هزینه‌هایی بیشتر از درآمدهای عمومی است. نتیجه این که یک مشکل در سیستم‌های بهداشت و درمان بیشتر کشورها مشاهده می‌گردد و آن فشار بر درآمدهای دولتی است. در نتیجه، از نظر توصیه‌هایی برای سیاست‌های بهداشتی، متنوع‌سازی منابع مالی برای این سطح از بهداشت، درمان و سلامت یکی از راهکارهایی است که باید در نظر گرفت. بودجه‌هایی که دولت‌ها به‌طور سالیانه برای بخش بهداشت تعیین می‌کنند، می‌تواند به رونق این بخش و ارتقای سطح سلامت در کشورها کمک نماید. اما در این میان، مقدار هزینه‌ای که هر کشور صرف حوزه بهداشت و درمان می‌کند، متفاوت است و طبیعتا به همان اندازه هم بخش بهداشت در آن کشور پیشرفت کرده و باعث بالا رفتن سطح سلامت مردم آن منطقه می‌شود. امروزه خصوصی سازی در بخش بهداشت برای توسعه سلامت و به تبع آن توسعه همه جانبه، اهمیت زیادی یافته است. این اهمیت از یک طرف به دلیل کاهش بودجه دولتی بر بهداشت و از طرف دیگر، تقاضای اجتماعی روز افزون برای آن است. هم‌چنین خصوصی‌سازی در حوزه ی بهداشت، به عنوان سیاستی برای افزایش کارآیی، پاسخگویی بیشتر مؤسسات در قبال مخاطبان آن ها و کاهش هزینه‌های دولت در فرایندهای اصلاحات در بخش بهداشت، توجه و حمایت زیادی را به خود جلب کرده است. رشد روز افزون جمعیت و بدنبال آن رشد روزافزون نیازهای بهداشتی، کمبود شدید منابع مالی، ارتقای کیفیت،

افزایش آگاهی عمومی نسبت به منافع سلامت و غیره را می‌توان از علل تمایل به مشارکت بخش خصوصی در بهداشت بر شمرد که سبب کاهش بار مالی دولت، کارایی بیشتر در استفاده از منابع اقتصادی، توسعه فضاهای بهداشتی، برابری و عدالت جویی در ایجاد فرصت های بهداشتی خواهد شد.

به طور خلاصه، تحقیق در زمینه تأمین مالی بخش بهداشت مورد توجه سیاستگذاران است، زیرا مستلزم تحلیل تجربی و مقایسه ای جدید از فرآیند همگرایی، نه تنها در زمینه جنبه های بهداشتی، بلکه در جنبه های اقتصادی که شامل منابع دولتی و خصوصی سرمایه‌گذاری شده در موسسات بهداشتی و اثرات آن بر هزینه‌های بهداشتی هر فرد می‌باشد، است. این مطالعه انگیزه ای را برای تحقیقات بیشتر در مورد این که عوامل نهادی در توضیح همگرایی مالی بالقوه در بخش بهداشت در دهه آینده کمک می‌کند، فراهم خواهد کرد.

جدول ۱ - نتایج آزمون F لیمر

مدل	الگوی بتای مطلق	الگوی بتای شرطی	الگوی بتای منابع دولتی		الگوی بتای منابع خصوصی	
			مطلق	مشروط	مطلق	مشروط
آماره F	2/02 (0/000)	9/62 (0/000)	1/50 (0/063)	8/57 (0/000)	2/03 (0/000)	6/65 (0/000)

ماخذ: نتایج تحقیق. اعداد داخل پرانتز مربوط به آماره prob می‌باشد.

جدول ۲ - نتایج مربوط به همگرایی بتا هزینه‌های بهداشتی سرانه

متغیر	ضریب
α	۰/۳۳۰
β	۰/۰۹۷
R^2	0/86
Adjusted R^2	0/86
Wald chi^2 (P-value)	7851/95(0/000)
AR(1) (P-value)	2/53(0/012)
AR(2) (p-value)	0/49(0/59)
Sargan test-chi^2 (p-value)	29/94(1/000)
β(٪)	۹/۷

ماخذ: نتایج تحقیق. اعداد داخل پرانتز مربوط به آماره t می‌باشد.

جدول ۳ - همگرایی مشروط مخارج سرانه بهداشتی شامل تولید ناخالص داخلی سرانه

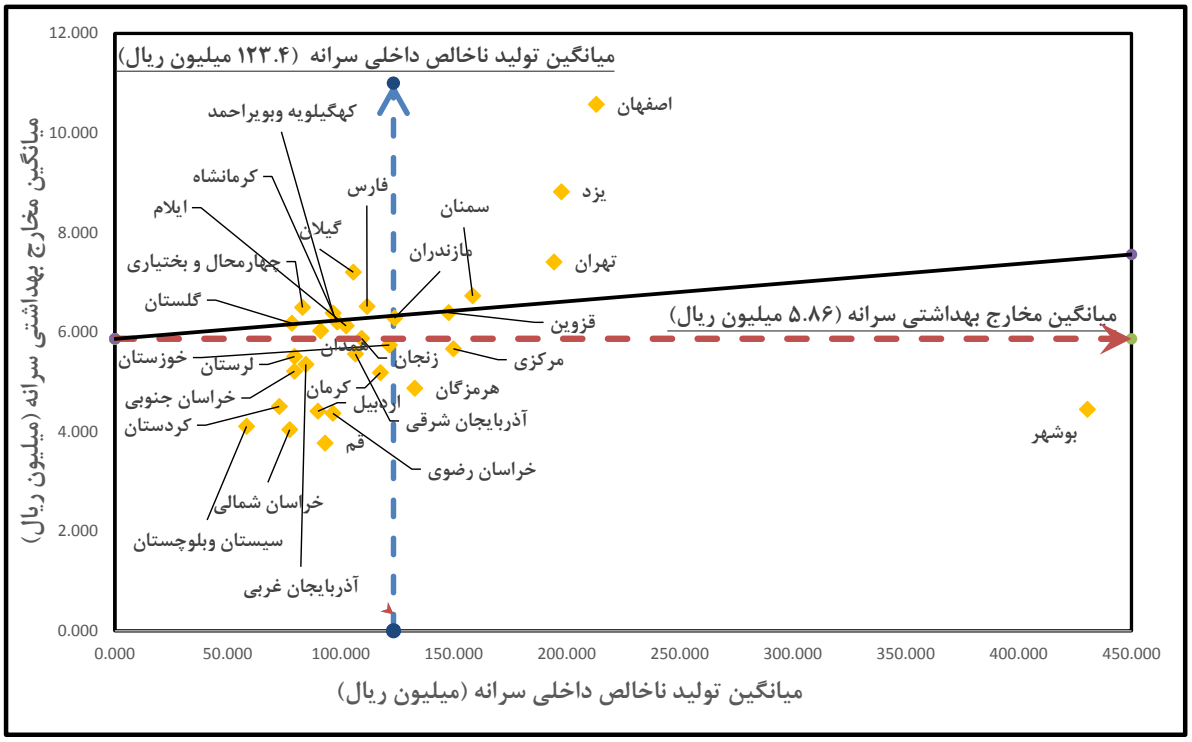
متغیر	ضریب
α	-1/051 (-9/30)
β	0/417 (19/41)
λ	0/398 (12/50)
R^2 Adjusted R^2 Wald chi^2 (P-value) AR(1) (P-value) AR(2) (p-value) Sargan test-chi^2 (p-value)	0.90 0.90 20606/58(0/000) 4/55(0/000) 0/18(0/86) 29/92(1/000)
β(٪)	41/7

ماخذ: نتایج تحقیق. اعداد داخل پرانتز مربوط به آماره t می‌باشد.

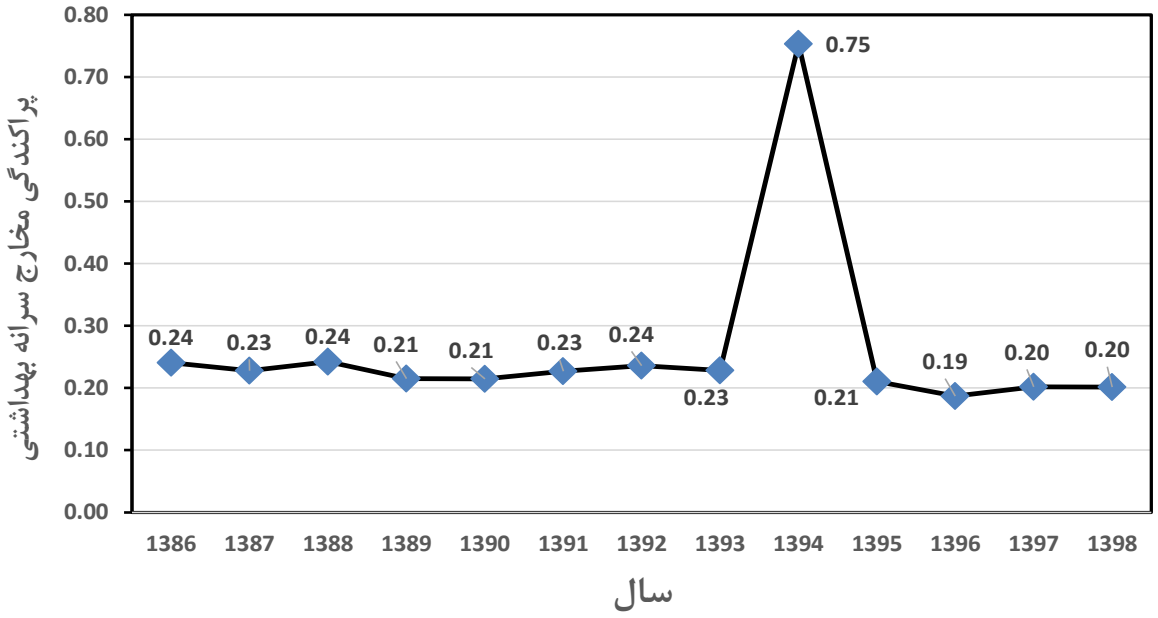
جدول ٤ - نتایج همگرایی بتا مخارج خصوصی و دولتی به ازای هر فرد در بخش بهداشت

متغیر	ضریب			
	الگوی بتای دولتی		الگوی بتای خصوصی	
	مطلق	مشروط	مطلق	مشروط
α	0/277 (۷/۴۱)	-1/226 (-9/42)	۰/253 (12/80)	-1/259 (-8/74)
β	0/112 (۶/۵۴)	0/418 (18/12)	0/۰98 (49/36)	0/358 (21/89)
λ	-	0/376 (11/67)	-	0/367 (10/58)
R^2 Adjusted R^2 Wald chi^2 (P-value) AR(1) (P-value) AR(2) (p-value) Sargan test-chi^2 (p-value)	0/82 0/81 759/97(0/000) 2/56(0/011) 0/49(0/74) 28/96(0/23)	0/86 0/86 1483/79(0/000) 3/66(0/000) 0/25(0/53) 29/97(1/000)	0/86 0/86 227/08(0/000) 2/51(0/012) 0/95(0/31) 27/85(0/74)	0/89 0/89 4703/73(0/000) 4/22(0/000) -0/98(0/29) 29/77(1/000)
β(٪)	11/2	41/8	9/8	35/8

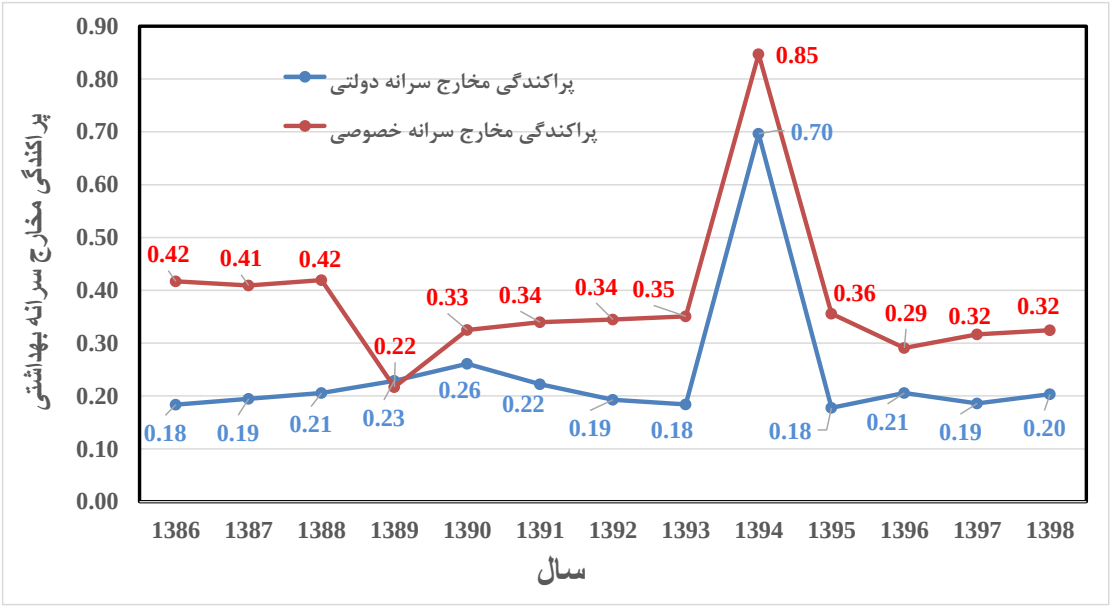
ماخذ: نتایج تحقیق. اعداد داخل پرانتز مربوط به آماره t می‌باشد.



شکل ۱ - رابطه بین مخارج بهداشتی به ازای هر فرد و تولید ناخالص داخلی سرانه (۱۳۹۸-۱۳۸۶)



شکل ۲ - نتایج همگرایی سیگما. انحراف معیار برای هزینه‌های بهداشتی هر فرد (۱۳۹۸-۱۳۸۶).



شکل ۳ - ضریب تغییرات برای هزینه‌های دولتی و خصوصی به ازای هر فرد (۱۳۹۸-۱۳۸٦).

Reference:

1- Reeves A, Gourtsoyannis Y, Basu S, McCoy D, McKee, M, Stuckler D. Financing universal health coverage—Effects of alternative tax structures on public health systems: cross-national modelling in 89 low-income and middle-income countries. The Lancet, 2015; 386(9990): 274–280.

2- Youkta K, Paramanik Rajendra N, Convergence analysis of health expenditure in Indian states: Do political factors matter? GeoJournal, 2022; 87(4): 1-10.

3- Kumar R. Lack of social or political demand for good health care in India: Impact on unfolding universal health coverage. Journal of family medicine and primary care, 2015; 4(1): 1-2.

4- Ramanjini, K. G. (2020), Is Public Education Expenditure Pro-cyclical In India? The Institute for Social and Economic Change, ISEC Working Paper; 506: 1-26.

5- Newhouse J. P. Medical-care expenditure: A crossnational survey. The Journal of Human Resources, 1977; 12(1): 115–125.

6- Hartwig J, Sturm J-E. "Robust determinants of health care expenditure growth", Applied Economics, 2014; 46(36): 4455-4474.

7- Clementea J, Lázaro-Alquézarb A, Monta˜nésa A, (2019), US state health expenditure convergence: A revisited analysis, Economic Modelling, 2019; 83(4): 1-11.

8- Fallahi F. Convergence of Total Health Expenditure as a Share of GDP: Evidence from Selected OECD Countries, MPRA Paper No, 2011; 51324: 1-14.

9- Karimi Tekanlo, Z., Salmani Bishek, M., Nabipour, A. examining the convergence of expenditure and income of households in the provinces of Iran, Research Journal of Macroeconomics, 2016; 23: 59-80.

10- Hitiris T, Posnett J. The determinants and effects of health expen- diture in developed countries. Journal of Health Economics, 1992; 11: 173-181.

11- Wang Z. The Convergence of Health care Expenditures in The US States. Health Economics, 2008; 18: 55-70.

12- Alcalde-Unzu J., Ezcurra R., Pascual P. Cross-country disparities in health-care expenditure: a factor decomposition. Health Economics, 2009; 18: 479-485.

13- Albulescu Claudiu T. Health Care Expenditure in the European Union Countries: New Insights about the Convergence Process, International Journal of Environmental Research and Public Health, 2022; 19(4): 1-16.

14- Dolores Gadea Rivas M, Sanz Villarroya I. Testing the Convergence Hypothesis for OECD Countries: A Reappraisal. Economics Discussion Papers, 2016; No 2016-45. Kiel Institute for the World Economy. http://www.economics ejournal.org/economics/discussionpapers/2016-45.

15- -Mohammadi, A., Abdul Karimi Azar, S., Feqh Majidi, A. Investigating the convergence of the consumer price index between the provinces of Iran using the cluster analysis method, Economic Research, 2018; 54(2): 369-393.

16- Solow R.M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. Quarterly Journal of Economics, 1965; 70: 65-94.

17- Barro R. J, Sala-i-Martin X. "Convergence across States and Regions," Brookings Papers on Economic Activity, Economic Studies Program, The Brookings Institution, 1991; 22(1): 107-182.

18- Grossman M. On the concept of health capital and the demand for health. J Polit Econ, 1972; 80(2): 223–

55. http://hdl.handle.net/10.1080/00036846.2014.964829.
19- Nghiem S. H, Connelly L. B. Convergence and determinants of health expenditures in OECD countries. Health Economics Review, 2017; 7(29): 1-11.
20- Hembram S, Haldar S. Is India experiencing health convergence? An empirical analysis, 2020; 53(3): 591-618.
21- Clementea J, Lázaro-Alquézarb A, Monta˜nésa A. Convergence in Spanish Public health expenditure: Has thedecentralization process generated disparities? Health Policy, 2019; 123(5): 503-507. doi: 10.1016/j.healthpol.2019.03.003.
22- Odhiambo S. A, Wambugu A, Kiriti-Nganga T. Convergence of health expenditure in Sub-Saharan Africa: Evidence from a dynamic panel. Journal of Economics and Sustainable Development, 2015; 6(6): 185–205.
23- Hosseini Dost SE, Abbasian E, Rahman Maraneh D. Examining the Sustainability of Health Expenditures in Iran: New Evidence Based on the ARDL Approach, 2017; 7(24): 35-60.
24- Rezapour A, Alipour S, Alipour V, Soleimani Movahed M. Per capita Convergence of Health Expenditures and Health Outcomes in Economic Cooperation Organization Member Countries, Health Management, 2018; 9(4): 27-40 .
25- Rezaei H, Alizadeh M and Nademi Y. Factors affecting health expenditure per capita: comparison of spatial models in a selection of developing countries, 2016; 4(2): 1-26.
26- Hansen, L.P. “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators,” Econometrica, 1982; 50: 1029-1054.
27- Arellano, M. and Bond, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations‟. The review of economic studies, 1991; 58(2): 277-297.
28- Arellano, Manuel and Bover, Olympia. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models, Journal of Econometrics, 1995; 68(1): 29-51
29- Blundell, R., & Bond, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. Journal of Econometrics, 1998; 87(1): 115-143. https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8
30- Baltagi, B. (2008). Econometric analysis of panel data (Vol. 1). John Wiley & Sons.
31- Matyas, L. and Sevestre P. (1992). The Econometric Analysis of Panel Data, Handbook of Theory and Application, Dordrech, Kluwer Academic Press.
32- Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators‟. Journal of econometrics, 2005; 126(1): 25-51.
33- Sala-i-Martin X, The Classical Approach to Convergence Analysis, 1996; 106(437): 1019-1036.
34- Mankiw N. G, Romer D, Weil D. N. A contribution to the empirics of economic growth. Quarterly Journal of Economics, 1992; 107: 407–437.
35- Mendez-Guerra Carlos. "Beta, Sigma and Distributional Convergence in Human Development? Evidence from the Metropolitan Regions of Bolivia," MPRA Paper 87627, University Library of Munich, Germany; 2018.
36- Johnstone D.B. The economics and politics of cost sharing in higher education: A comparative perspective. Economics of Education Review, 2003; 23(3): 403–10.

Received: 15 / Mar / 2023, Modified: 15 / Apr / 2023, Accepted: 26 / Apr / 2023

Health Expenditure Convergence in Iranian Provinces: A Panel Generalized Moment Model

Fatholahi E[1]

Abstract

Introduction: The development of the social sector is one of the key goals of the government of any country, especially less developed or developing countries. The importance of health as one of the key aspects of development and economic well-being of individuals and nations is increasingly recognized in the world. This can be seen from a series of reforms carried out by countries to increase investment in health in order to achieve the health Millennium Development Goals. The lack of investment in health and measures to address environmental and social determinants of health is a serious limitation to improve health outcomes in these countries. Considering that the convergence of governments in per capita health costs leads to a decrease in inequality or an increase in equality across regions, which will be a major development goal of a nation or governments, this research examines the process of convergence in terms of health costs. It evaluates per capita.

Methods: In this research, the convergence of health expenditures per capita in the provinces of Iran is studied using the dynamic panel method. Therefore, for this purpose, the data related to 30 provinces of the country during the years 2007 to 2019 have been used. Due to the separation of Alborz province since 2010, the data related to this province has been calculated with Tehran province. In order to analyze the convergence process of per capita health costs of the provinces, the beta and sigma convergence method and the dynamic panel generalized moment model (Panel GMM) will be used.

Results: The results showed that there is absolute and conditional beta convergence in health expenditure per capita in the provinces of Iran. The speed of convergence in government per capita expenditures on health is higher than private per capita expenditures, and this has been effective in the general convergence process of per capita health expenditures in each province. Also, the examination of the distribution of per capita health costs in each province indicates the existence of sigma convergence in the provinces of Iran.

Conclusion: Although there is a path for convergence, this analysis has revealed the need to invest more resources in the field of healthcare. In fact, the current levels of investments that have been made in the health of the country are not enough to expand the huge project of the health sector. As the convergence of sigma in relation to private and public spending on each person's health showed, the dispersion of the mentioned components has decreased. This means that the variable that has a lower standard deviation (state health expenditures per capita) has created uniform and homogeneous expenditures in the health sector. Government expenses alone are not responsible for healthcare expenses, and the private sector needs to invest in this matter. In general, the health sector requires more expenses than public revenues. As a result, a problem is observed in the healthcare systems of most countries, and that is the pressure on government revenues. As a result, in terms of recommendations for health policies, diversification of financial resources for this level of health, treatment and health is one of the strategies that should be considered.

Keywords: beta convergence, sigma convergence, health costs, generalized panel moment.

1- Doctor of Economics and Lecturer of Lorestan University, Lorestan, Iran, (Corresponding Author), Elham.fatholahi@yahoo.com