مقاله پژوهشی

تحلیل فضایی تأثیر تمرکززدایی مالی بر نرخ مرگ و میر در استان‌های ایران

ابوالقاسم گل‌خندان [*1]

[1] دانش‌آموخته دکتری اقتصاد بخش عمومی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران

* **نویسنده مسؤول:** ابوالقاسم گل‌خندان
golkhandana@gmail.com

چکیده

زمینه و هدف: بسیاری از مطالعات تجربی پیشین، اجرای تمرکززدایی مالی و انتقال مدیریت منابع و انجام مخارج، از دولت مرکزی به دولت‌های محلی را یکی از عوامل بهبود برون‌داده‌های سلامت در کشورهای در حال توسعه بیان می‌کنند. بر این اساس، هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر شاخص‌های تمرکززدایی مالی بر نرخ مرگ‌ومیر (به‌عنوان یکی از شاخص‌های اندازه‌گیری سلامت)، در استان‌های ایران بود.

روش پژوهش: این مطالعه با استفاده از داده‌های آماری متغیرهای تأثیرگذار بر نرخ مرگ‌ومیر در استان‌های ایران، به بررسی تأثیر فضایی شاخص‌های تمرکززدایی مالی بر نرخ مرگ‌و میر طی دوره زمانی ۱۳۹۴- ۱۳۸۵ پرداخت. به این منظور از رویکرد اقتصادسنجی فضایی استفاده شد. همچنین، تحلیل داده‌ها و نتایج به کمک نرم‌افزار Matlab انجام گردید.

یافته‌ها: نتایج برآورد مدل نشان از وجود رابطه منفی و معنی‌دار بین شاخص‌های تمرکززدایی مالی و نرخ مرگ‌ومیر داشت، به‌طوریکه با ۱/۰۰ درصد افزایش در شاخص‌های تمرکززدایی مالی درآمد و مخارج، نرخ مرگ‌ومیر در استان‌های کشور به‌ترتیب ۰/۱۹ و ۰/۱۰ درصد کاهش می‌یابد. سایر نتایج نشان داد که تأثیر مجاورت فضایی بین استان‌های کشور بر نرخ مرگ‌ومیر مثبت و معنی‌دار بوده است.

نتیجه‌گیری: با فراهم‌کردن بسترهای لازم جهت گسترش تمرکززدایی مالی صحیح، می‌توان به ارتقای سطح سلامت در استان‌های کشور کمک کرد.

واژه‌های کلیدی: نرخ مرگ‌ومیر، تمرکززدایی مالی، استان‌های ایران، اقتصادسنجی فضایی، وابستگی فضایی

کاربرد مدیریتی: مستندسازی تأثیر تمرکززدایی مالی بر ارتقای سطح سلامت در استان‌های ایران در سطوح سیاستگذاری و تصمیم‌گیری

ارجاع: گل‌خندان ابوالقاسم. تحلیل فضایی تأثیر تمرکززدایی مالی بر نرخ مرگ و میر در استان‌های ایران. راهبردهای مدیریت در نظام سلامت ۱۳۹۸؛ ۴(۳): ۹۶-۱۸۵.

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۴/۰۱
تاریخ اصلاح نهایی: ۱۳۹۸/۰۸/۲۲
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۹/۰۲

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2024-04-25]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1398.4.3.7.5]
[DOI: 10.18502/mshsj.v4i3.2052]

مقدمه

«تمرکززدایی مالی» (fiscal decentralization) انتقال مدیریت منابع و انجام مخارج از دولت مرکزی به دولت‌های محلی است. به‌عبارت دیگر، تمرکز زدایی مالی، واگذاری اختیارات از دولت مرکزی به دولت‌های محلی، به منظور ایجاد درآمد و انجام مخارج و تصمیم‌گیری پیرامون آن‌ها برای اجرای وظایف محوله را شامل می‌شود. در تمرکز زدایی مالی این اعتقاد وجود دارد که به دولت‌های محلی قدرت وضع مالیات و مسئولیت انجام مخارج مختلف واگذار شود و به آن‌ها اجازه داده شود تا در خصوص میزان و ساختار بودجه‌های خود تصمیم‌گیری نمایند. در تمرکز زدایی مالی، منابع مالی معین برای هزینه‌شدن، به سطوح مختلف دولت‌های محلی تخصیص می‌یابد و یکی از اهداف اصلی آن، ایجاد رابطه نزدیک‌تر بین دولت و مردم در انجام وظایف اقتصادی است (۱).

در طول سال‌های اخیر بسیاری از کشورهای در حال توسعه به پیروی از کشورهای توسعه‌یافته، به سیاست تمرکززدایی مالی روی آورده و به‌نوعی تمرکززدایی مالی را اعمال نموده‌اند. توجه فزاینده به مقوله تمرکززدایی مالی را می‌توان در علل مختلفی مانند افزایش رفاه و کارایی در بخش‌های مختلف (مانند آموزش و سلامت) و در نهایت رشد اقتصادی بالاتر جستجو کرد (۲). یکی از مهمترین منافع تمرکززدایی مالی، افزایش کارایی است که بر پایه «فرضیهٔ گوناگونی» (diversification hypothesis) و یا «قضیه تمرکززدایی» بنا نهاده شده است. بر این اساس، تولید سطوح یکسان کالاها و خدمات عمومی در همه محل‌ها، به‌طور کلی ناکارا است (۳). زیرا ترجیحات مصرف‌کنندگان برای یک کالا یا خدمت معین متفاوت است. ازاین‌رو، دولت‌های محلی با توجه به نزدیکی مردم هر منطقه، نسبت به دولت مرکزی بهتر می‌توانند سلایق و خواسته‌های مصرف‌کنندگان را تشخیص داده و منافع عمومی را به‌صورت کاراتر تخصیص دهند (۴). تمرکززدایی مالی بر انتقال مسئولیت‌ها از دولت مرکزی به دولت‌های محلی همراه با پاسخ‌گویی در آن‌ها دلالت دارد؛ از این‌رو نه‌تنها برای دولت‌های محلی انگیزه‌ای ایجاد می‌شود که ترجیحات ساکنان مناطق را در نظر بگیرند، بلکه با ایجاد نوآوری‌ها و زمینه‌های خلاقیت در تولید کالاها و خدمات عمومی، هزینه‌های تولید را کاهش و کیفیت آن‌ها را افزایش می‌دهد (۵). با این وجود مطالعات پیشین نشان دادند که ضعف‌های مدیریتی، از جمله کم بودن تخصص محلی در مدیریت، پاسخ‌گویی و مشارکت ضعیف محلی، رعایت منافع شخصی و انتخاب نامناسب محلی بین عملکردهای مختلف و منابع مالی محدود، منجر به عدم کارایی در تخصیص منابع می‌شود و تأثیر تمرکززدایی مالی را بر برون‌داده‌های سلامت تضعیف می‌کند (۶).

یکی از شاخص‌های اندازه‌گیری سلامت که در این مطالعه نیز مورد توجه است، نرخ مرگ‌ومیر می‌باشد. بررسی اطلاعات و داده‌های آماری نرخ مرگ‌ومیر در خصوص کودکان زیر ۵ سال (به ازای ۱ هزار تولد زنده) طی دوره‌ی زمانی تحقیق (۱۳۹۴-۱۳۸۵)، نشان می‌دهد که مقدار این شاخص در ایران با یک روند کاملاً نزولی، از مقدار ۲۴/۴ نفر در سال ۱۳۸۵ به مقدار ۱۶/۰ نفر در سال ۱۳۹۴رسیده است (۷) که این نشان‌دهنده رشد چشم‌گیر پیشرفت‌های پزشکی طی سال‌های گذشته می‌باشد.

به‌طور کلی تمرکززدایی مالی از کانال‌های مختلفی می‌تواند وضعیت سلامت را بهبود بخشد. یکی از مهمترین مزایای تمرکززدایی این است که خدمات به استفاده‌کنندگان نزدیک‌تر خواهد شد و بر این اساس، ارائه خدمات، بهتر و دسترسی به داروها و تجهیزات به سهولت انجام می‌شود. بررسی‌ها نشان داده است که تمرکززدایی خدمات بهداشتی و درمانی باعث بهبود دسترسی سریع‌تر و ارزان‌تر به دارو شده است (۸). همچنین، تأثیر تمرکززدایی بر کارایی واحدهای بهداشتی نشان داده است که همه پارامترهای مهم ارائه خدمات بهداشتی، از جمله کیفیت خدمات افزایش یافته است (۹). نتایج حاصل از مطالعات نشان داده است که تمرکززدایی صحیح می‌تواند بر منابع انسانی نیز اثرات مثبت داشته باشد. تمرکززدایی با ایجاد نهاد تصمیم‌گیری محلی، باعث بهبود کارایی تصمیم‌گیری واحدهای بهداشتی محیطی و کاهش چشم‌گیر در غیبت کارکنان سلامتی می‌شود (۸). علاوه بر این، تمرکززدایی ممکن است به کاهش نابرابری بین مناطق کمک کند؛ زیرا مقامات محلی در عمل اطلاعات بهتری در مورد نیازهای محلی دارند و با تمرکز بر روی گروه‌های آسیب‌پذیر، بهتر می‌توانند پاسخ‌گو باشند (۱۰). یکی دیگر از تأثیرات مثبت تمرکززدایی، ایجاد نهادهای تصمیم‌گیری محلی در

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2024-04-25]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1398.4.3.7.5]
[DOI: 10.18502/mshsj.v4i3.2052]

خانه‌های بهداشت می‌باشد که باعث بهبود کارایی تصمیم‌گیری واحدهای بهداشتی محلی و همچنین منجر به بهبود پارامترهای مهم ارائه خدمات بهداشتی از جمله کیفیت شده است. علاوه بر این، باعث مشارکت فعال جامعه و نمایندگان منتخب شده است (۹،۱۱). در این راستا نتایج نشان می‌دهد، تمرکزگرایی و عدم استقلال در اداره بیمارستان‌ها، باعث تضعیف مدیریت و رهبری بیمارستان شده و مشارکت جامعه را در اداره امور بیمارستان تضعیف کرده است (۱۲).

تاکنون ادبیات گسترده‌ای به ارزیابی تأمین خدمات بهداشتی در سطح محلی متمرکز شده‌اند؛ با این حال مطالعات اندکی نتایج احتمالی تمرکززدایی مالی را بر وضعیت سلامت مورد آزمون تجربی قرار داده‌اند (۱۳). بیشتر این مطالعات نیز به تأثیر مثبت تمرکززدایی مالی بر برون‌داده‌های سلامت دست یافته‌اند و به این منظور از درصد کل هزینه‌ها و یا درآمدهای اختصاص‌یافته به دولت‌های محلی استفاده کرده‌اند (۶). حبیبی و همکاران (۲۰۰۳) با استفاده از داده‌های ترکیبی استان‌های کشور آرژانتین و ۲ شاخص تمرکززدایی مالی نشان داده‌اند که تمرکززدایی مالی، مرگ‌ومیر نوزادان را در این کشور طی دوره‌ی زمانی ۱۹۹۴-۱۹۷۰ کاهش داده است (۱۴). ربالینو و همکاران (۲۰۰۱) رابطه‌ای مشابه را با استفاده از داده‌های ترکیبی کشورهای کم درآمد و پر درآمد نشان دادند. همچنین، در این مطالعه نشان داده شده است که منافع نهایی تمرکززدایی مالی در کشورهای فقیر، به‌طور قابل‌توجهی بالاتر است (۱۵). نتایج مطالعه اسفو و همکاران (۲۰۰۷) در بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر میزان مرگ‌ومیر نوزادان روستایی در هند، بین سال‌های ۱۹۹۷-۱۹۹۰ نشان داد تأثیر تمرکززدایی مالی بر شاخص سلامت، به‌شدت با سطح تمرکززدایی سیاسی مرتبط است (۱۶). کانتارو و پاسکوال (۲۰۰۸) و خیمنز روبیو (۲۰۱۰) نیز نشان داده‌اند که تمرکززدایی مالی به‌طور معکوس با میزان مرگ‌ومیر نوزادان در مناطق کشور اسپانیا و استان‌های کشور کانادا در ارتباط است (۱۳،۱۷). نتایج مطالعه سوتو و همکاران (۲۰۱۲) در بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی مخارج سلامت بر میزان مرگ‌ومیر نوزادان در ۱۰۸۰ شهر کشور کلمبیا، بین سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۹۸ نشان داد تأثیر تمرکززدایی مالی بر نرخ مرگ‌ومیر نوزادان، منفی و معنی‌دار است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش ۱/۰۰ درصدی در تمرکززدایی مالی، نرخ مرگ‌ومیر نوزادان حدود ۰/۰۶ درصد کاهش می‌یابد (۶). رایت و همکاران (۲۰۱۴) نشان داده‌اند که اعمال تمرکززدایی مالی در کشور پاکستان، سبب بهبود زیرساخت‌های بهداشت عمومی طی سال‌های ۲۰۰۱-۱۹۸۰ شده است (۱۸). کاوالیری و فرانته (۲۰۱۶) با استفاده از داده‌های ترکیبی ۲۰ منطقه کشور ایتالیا نشان داده‌اند که اعمال سیاست تمرکززدایی مالی سبب کاهش معنی‌داری در نرخ مرگ‌ومیر نوزادان، به‌ویژه در مناطق فقیرتر شده است (۱۰).

گل‌خندان (۱۳۹۷) با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۹۳-۱۳۷۱ به بررسی رابطه بلندمدت بین شاخص های سلامت، شاخص های تمرکززدایی مالی، درآمد سرانه و سرانه پزشک پرداخته است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از برآورد مدل به روش رگرسیون هم‌جمعی کانونی (Canonical Co-integration Regression (CCR))، تمرکززدایی مالی درآمد، تمرکززدایی مالی مخارج، تمرکززدایی مالی قدرت خودگردانی، درآمد سرانه و سرانه پزشک، شاخص‌های سلامت را در بلندمدت بهبود می‌بخشند. ۱/۰۰ درصد افزایش در شاخص‌های تمرکززدایی مالی، به‌طور متوسط امید به زندگی را در بلندمدت ۰/۱۴ درصد افزایش و نرخ مرگ‌ومیر نوزادان را در بلندمدت ۰/۲۱ درصد کاهش می‌دهد (۱۹). حسنوند و همکاران (۱۳۹۷) با استفاده از مدل خودرگرسیونی برداری پانل و داده‌های آماری ۳۱ استان ایران در بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۰، به بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر کارایی و بهبود عملکرد بخش سلامت و درمان در ایران پرداخته‌اند. نتایج نشان داد، تمرکززدایی مالی رابطه علیت مثبتی با میزان تخت‌های فعال بیمارستانی و سهم هزینه‌های بهداشت عمومی از تولید ناخالص داخلی دارد. با توجه به نتایج تجزیه واریانس می توان اذعان نمود که تغییرات بخش بهداشت و سلامت به‌صورت عمده ناشی از تغییرات تمرکززدایی مالی و سهم مخارج بخش بهداشت بوده و به ترتیب ۱/۵۸ و ۰/۴۸ درصد از نوسانات را توضیح می‌دهند (۲۰). بررسی مطالعات تجربی داخلی نشان می‌دهد که تاکنون مطالعات بسیار معدود و انگشت‌شماری در زمینه رابطه تمرکززدایی مالی و شاخص‌های سلامت انجام شده است. علاوه بر این، مطالعات یادشده با فروض کلاسیک

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2024-04-25]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1398.4.3.7.5]
[DOI: 10.18502/mshsj.v4i3.2052]

انجام شده است؛ در حالیکه در صورت وابستگی فضایی بین مشاهدات و عدم لحاظ این اثرات، روش تخمین اقتصادسنجی مرسوم تورش‌دار خواهد بود و مدل دچار خطای برآورد خواهد شد. بنابراین، هدف اصلی این مطالعه در نظرگرفتن وابستگی فضایی میان مشاهدات و بررسی فضایی تأثیر تمرکززدایی مالی بر نرخ مرگ‌ومیر (به‌عنوان یکی از شاخص‌های اساسی سلامت) در تمام استان‌های کشور طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۸۵ بود.

روش پژوهش

مطالعه حاضر از نظر نوع تحقیق، کاربردی است. روش پژوهش هم توصیفی- تحلیلی بود که در قسمت توصیف از روش اسنادی و کتابخانه‌ای استفاده شد و بخش تحلیل نیز متکی بر اقتصادسنجی فضایی بود. جامعه آماری تمام استان‌های کشور بود که از این جامعه آماری، نمونه انتخابی با استفاده از روش نمونه‌گیری حذفی و با توجه به شرط وجود اطلاعات و داده‌های آماری متغیرها طی دوره‌ی زمانی تحقیق (۱۳۹۴-۱۳۸۵)، انتخاب گردید. بر این اساس و با توجه به موجود بودن اطلاعات آماری کلیه استان‌های کشور به‌صورت سری زمانی طی دوره مورد بررسی، از تمام استان‌های کشور در این مطالعه استفاده شد.

در این مطالعه به‌منظور بررسی تأثیر شاخص‌های تمرکززدایی مالی بر نرخ مرگ‌ومیر در استان‌های ایران، از مدل کلی زیر استفاده شد.

(رابطه ۱)

$$\mathrm{Ln(health)_{it}} = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{Ln(fd)_{it}} + \sum_{m=2}^{M+1} \beta_m \mathrm{Ln(Control_{m-1})_{it}} + u_{it} \quad u_{it} = \lambda u_{it} + \varepsilon_{it} \ , \ M \geq 1$$

در رابطه ۱:

Ln: لگاریتم طبیعی؛ با لگاریتم گرفتن از متغیرها، نخست، داده‌ها همگن‌تر می‌شوند و دوم آن‌که، ضرایب برآوردی مفهوم اقتصادی کشش پیدا می‌کنند؛ به این معنا که مقدار این ضرایب نشان دهنده میزان تغییر در متغیر وابسته مدل به‌ازای ۱ درصد تغییر در متغیر مستقل مدل با فرض ثبات سایر متغیرهای مدل و مستقل از واحد اندازه‌گیری می‌باشند.

health: شاخص اندازه‌گیری سلامت؛ در این مطالعه با توجه به در دسترس بودن داده‌ها از شاخص نرخ مرگ‌ومیر در هر ۱ هزار نفر جمعیت هر استان، که از این به بعد با نماد mr نشان داده می‌شود، به‌عنوان یک شاخص معکوس و اساسی از اندازه‌گیری سلامت استفاده شد.

i: مقاطع (استان‌ها)؛ به‌علت عدم وجود داده‌های آماری، ۳ استان البرز، زنجان و خراسان شمالی از بین استان‌های مورد بررسی حذف شده‌اند.

t: دوره زمانی تحقیق (۱۳۹۴-۱۳۸۵)؛ با توجه به امکان دسترسی به داده‌های آماری، در این تحقیق از اطلاعات سری زمانی هر استان طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۸۵ استفاده گردید.

β_0: عرض از مبدأ (اثر ثابت مقاطع).

fd: تمرکززدایی مالی؛ در این مطالعه به‌منظور اندازه‌گیری تمرکززدایی مالی، از ۲ شاخص: تمرکززدایی مالی درآمد (fd_{re}) و تمرکززدایی مالی مخارج (fd_{ex}) و به‌صورت زیر استفاده شد.

(رابطه ۲)

$$\mathrm{fd_{re}} = \frac{\text{درآمد استانی}}{\text{کل مخارج استانی}} \times 100$$

(رابطه ۳)

$$\mathrm{fd_{ex}} = \frac{\text{اعتبارات عمرانی هر استان}}{\text{کل بودجه عمرانی کشور}} \times 100$$

M: تعداد متغیرهای کنترل.

(control): متغیرهای کنترل مؤثر بر سلامت؛ سلامتی مفهومی چندبعدی است که در دنیای واقع تحت تأثیر طیف گسترده‌ای از تعیین‌کننده‌های محیطی، اجتماعی، زیستی و اقتصادی است که هر یک سهمی در توضیح تغییرات آن دارد. لذا تنها تمرکززدایی مالی نمی‌تواند تغییرات شاخص سلامت را توضیح دهند و به‌منظور افزایش قدرت توضیح‌دهندگی مدل و همچنین جلوگیری از تورش تصریح مدل و با توجه به اصل قلت پارامترهای توضیحی و محدودیت‌های آماری از بین شاخص‌های مختلف، متغیرهای تولید ناخالص داخلی (درآمد) سرانه (gdppc) هر استان به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ و بر حسب هزار ریال، تعداد دانشجویان دانشگاه‌ها و مراکز آموزش عالی (education) هر استان (به‌عنوان شاخص آموزش) و نرخ شهرنشینی (urbanization) (درصدی از کل جمعیت که

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

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2024-04-25]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1398.4.3.7.5]
[DOI: 10.18502/mshsj.v4i3.2052]

در شهرها زندگی می‌کنند) به‌صورت متغیرهای کنترل و دیگر متغیرهای توضیحی به مدل اضافه شد.

و u_{it} جمله خطاء تصادفی است.

بر این اساس می‌توان گفت که مدل نهایی تحقیق به‌صورت زیر می‌باشد.

(رابطه ۴)

$$Ln(mr)_{it} = \beta_0 + \beta_1 Ln(fd)_{it} + \beta_2 Ln(gdppc)_{it} + \beta_3 Ln(education)_{it} + \beta_4 Ln(urbanization)_{it} + u_{it}$$

منبع جمع‌آوری داده‌های متغیرهای پژوهش، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سالنامه آماری استان‌ها و سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور بود. با توجه به این‌که در این مطالعه از ۲ شاخص برای اندازه‌گیری متغیر تمرکززدایی مالی و ۱ شاخص برای اندازه‌گیری وضعیت سلامت استفاده شد، در مجموع ۲ معادله برآوردی (معادله I و معادله II) در این تحقیق خواهیم داشت.

برای بررسی بعد فضا و مکان در جریان تأثیرگذاری شاخص های تمرکززدایی مالی بر نرخ مرگ ومیر از روش اقتصادسنجی فضایی استفاده گردید. وجه تمایز اقتصادسنجی فضایی از اقتصادسنجی موسوم، در به‌کارگیری داده‌هایی است که از نظر مکانی به یکدیگر وابسته می‌باشند. زمانی‌که داده‌های نمونه‌ای دارای جزء مکانی می‌باشند، ۲ مسأله وابستگی فضایی (spatial dependence or partial autocorrelation) بین مشاهدات و ناهمسانی فضایی (spatial heterogeneity or spatial structure) رخ خواهد داد. اقتصادسنجی موسوم تا حد زیادی این ۲ موضوع را نادیده می‌گیرد؛ این امر ممکن است به‌دلیل نقض فروض گاوس– مارکوف (Gauss-Markov) استفاده شده در مدل‌های رگرسیونی رخ دهد. لذا برای استفاده از این روش، نیاز به آشنایی با مفاهیمی من جمله وابستگی و ناهمسانی فضایی، چگونگی تعیین مکان و وقفه‌های فضایی می‌باشد.

وابستگی فضایی در مجموعه‌ای از داده‌های نمونه‌ای، به این معنی است که مشاهدات در مکان i وابسته به مشاهدات دیگر در مکان j می‌باشند. به بیان دیگر:

(رابطه ۵)

$$Y_{it} = f(Y_{jt}), \quad i = 1,2, \quad \dots, n \quad i \neq j$$

این همبستگی می‌تواند میان مشاهدات مختلف و اجزاء اخلال وجود داشته باشد؛ به این معنا که شاخص i می‌تواند هر مقداری از $i = 1, \dots, n$ را اختیار کند. انتظار می رود اطلاعات نمونه‌ای مشاهده شده در یک نقطه از فضا، وابسته به مقادیر مشاهده شده در مکان‌های دیگر باشد. وابستگی فضایی می‌بایست با قضایای اساسی علوم منطقه‌ای مطابقت داشته باشد. به این معنا که مشاهدات نزدیک‌تر باید منعکس‌کننده درجه وابستگی فضایی بیشتری نسبت به آن‌هایی باشد که از یکدیگر دورتر هستند. به‌عبارت دیگر، وابستگی فضایی و تأثیرات آن بین مشاهدات باید با افزایش فاصله بین مشاهدات کاهش یابد. در مورد ناهمسانی فضایی می‌توان این چنین بیان کرد که اصطلاح ناهمسانی فضایی، اشاره به انحراف در روابط بین مشاهده‌ها در سطح مکان‌های جغرافیایی دارد. در اغلب موارد، انتظار بر روابط گوناگون برای هر نقطه در فضا وجود دارد. به‌عبارت دیگر، رابطه خطی به‌صورت رابطه ۶ به تصویر کشیده می‌شود (۲۱).

(رابطه ۶)

$$Y_{it} = X_{it}\beta_i + \varepsilon_{it} \qquad i = 1,2, \dots, n$$

که در آن i بیان‌گر مشاهدات به‌دست‌آمده در فضا، X_{it} نشان‌دهنده بردار $(n \times k)$ از متغیرهای توضیحی همراه با مجموعه پارامترهای β_i مربوط به آن، Y_{it} متغیر وابسته در مشاهده یا مکان i و ε_{it} بیان‌گر خطای تصادفی در رابطه مذکور است. به بیان دیگر این مفهوم به‌صورت زیر است.

(رابطه ۷)

$$Y_{it} = f(X_{it}\beta_i + \varepsilon_{it})$$

با درنظر گرفتن رابطه ۷، نمی‌توان انتظار برآورد مجموعه‌ای n پارامتری از بردار β_i با توجه به یک نمونه از مشاهدات و تخمین منحصر به فردی برای هر نقطه در فضا را داشت. به‌طور کلی ناهمسانی فضایی نیز این فرض گاوس- مارکف را که می‌گوید تنها یک رابطه خطی مشخص با واریانس ثابت بین مشاهده‌های نمونه‌ای وجود دارد، نقض می‌نماید. پیش از مطرح شدن مسائلی همچون؛ ناهمسانی فضایی و وابستگی فضایی، ابتدا می‌بایست به تعیین جنبه مکانی داده‌های نمونه‌ای پرداخت. برای ترسیم مجموعه مشاهدات فضایی می‌توان از منابعی مانند طول و عرض جغرافیایی بهره برد. این اطلاعات، افراد را قادر می‌سازند تا فاصله از هر نقطه در فضا و یا مشاهدات واقع در

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2024-04-25]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1398.4.3.7.5]
[DOI: 10.18502/mshsj.v4i3.2052]

مکانی مجزا در فضا را نسبت به مشاهدات واقع در نقاط دیگر محاسبه کند (۲۲).

انواع مدل‌های اقتصادسنجی فضایی شامل مدل خودرگرسیون فضایی مرتبه اول، مدل مختلط رگرسیون-خودرگرسیونی، مدل خطای فضایی و مدل فضایی عمومی می باشد که تفاوت اصلی آن‌ها در محل قرارگیری ماتریس وزنی فضایی برای رفع همبستگی فضایی است.

الف. مدل خود رگرسیون فضایی مرتبه اول (First Order Spatial Autoregressive Model)

این مدل کمترین کاربرد را در میان مدل‌های فضایی دارد؛ اما بیشترین کاربرد آن در شناسایی همبستگی فضایی در میان همسایه‌ها است، چرا که تنها از حاصل‌ضرب متغیر وابسته در ماتریس وزنی استاندارد شده (این ماتریس از ضرب کرونکر حاصل می‌شود) استفاده می‌نماید.

(رابطه ۸)

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^{n} W_{it}\, y_{jt} + \varepsilon_{it} = \rho W y + \varepsilon_{it},$$
$$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$$

ρ، W_{it} و ε_{it} به‌ترتیب ضریب وقفه فضایی، ماتریس وزنی استانداردشده و جزء اخلال است.

ب. مدل مختلط رگرسیون- خودرگرسیونی (Mixed Spatial Autoregressive Model)

این مدل تغییرات y را به‌صورت یک ترکیب خطی از مناطق مجاور همانند سری‌های زمانی خودرگرسیون توضیح می‌دهد و آن‌چه را که در مناطق مجاور اتفاق می‌افتد، با اهمیت تلقی می‌نماید. در این راستا روش حداکثر درست‌نمایی برای تخمین پارامترهای این مدل به‌کار می‌رود. مدل مذکور به‌صورت زیر می‌باشد.

(رابطه ۹)

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^{n} W_{it}\, y_{jt} + \sum_{k=1}^{k} \beta_k\, x_{ki} + \varepsilon_{it} = \rho W y + X\beta + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

ρ، W_{it} و ε_{it} و به ترتیب ضریب وقفه فضایی، ماتریس وزنی استانداردشده و جزء اخلال است.

ج. مدل خطای فضایی (Spatial Error Model (SEM))

در این مدل، متغیر وابسته با ایجاد شوک در مناطق مجاور و همسایه، تحت تأثیر قرار می‌گیرد و به‌صورت زیر است.

(رابطه ۱۰)

$$y_{it} = \sum_{k=1}^{k} \beta_k\, x_{ki} + \varepsilon_{it} = X\beta + u_{it}$$
$$u_{it} = \lambda W u_{it} + \varepsilon_{it} \quad , \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

د. مدل فضایی عمومی (The General Spatial Model)

این مدل دربرگیرنده هر ۲ مدل مختلط رگرسیونی-خودرگرسیونی و خطای فضایی است و به‌صورت زیر می‌باشد.

(رابطه ۱۱)

$$y_{it} = \rho W y + X\beta + u_{it}\ , u_{it} = \lambda W u_{it} + \varepsilon_{it} \quad , \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

برای تعیین همبستگی فضایی می‌بایست از آزمون‌های موران و والد با فرضیه صفر عدم همبستگی فضایی استفاده شود. همچنین، آزمون‌های ضریب لاگرانژ خطا (LM_{eror}) (Lagrange Multiplier Error) و ضریب لاگرانژ وقفه (LM_{lag}) (Lagrange Multiplier Lag) به‌ترتیب برای تشخیص عدم همبستگی فضایی در اجزا اخلال و عدم وابستگی فضایی در مشاهدات متغیرهای وابسته مورد استفاده قرار می‌گیرد. در صورت رد فرضیه صفر عدم همبستگی فضایی در اجزا اخلال، از مدل خطای فضایی و در صورت رد فرضیه صفر عدم وابستگی فضایی در مشاهدات متغیرهای وابسته، از مدل مختلط رگرسیون-خودرگرسیونی برای رفع همبستگی فضایی استفاده می‌شود؛ اما در حالتی که هر ۲ فرضیه صفر رد شوند، از مدل فضایی عمومی کمک گرفته می‌شود. به اضافه برای انتخاب یکی از مدل‌ها با داده‌های تلفیقی (pool data)، داده‌های تابلویی (panel data) با اثر ثابت یا تصادفی از آزمون‌های نسبت درست‌نمایی (Likelihood Ratio (LR)) و هاسمن استفاده می شود. فرضیه صفر آزمون نسبت درست‌نمایی ((LR(1))، مدل با داده‌های تلفیقی در مقابل فرضیه یک مدل با اثر ثابت و فرضیه صفر آزمون نسبت درست‌نمایی ((LR(2))، مدل با داده‌های تلفیقی در مقابل فرضیه یک مدل با اثر تصادفی است. به‌علاوه فرضیه صفر آزمون هاسمن، مدل با اثر تصادفی در مقابل فرضیه یک مدل با اثر ثابت است (۲۱). شایان ذکر است که در این مطالعه به‌منظور تجزیه‌وتحلیل‌های اقتصادسنجی و برآورد مدل‌ها نیز از نرم‌افزار Matlab استفاده است.

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

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2024-04-25]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1398.4.3.7.5]
[DOI: 10.18502/mshsj.v4i3.2052]

یافته‌ها

الف. آزمون‌های تشخیص همبستگی فضایی

برای بررسی و شناسایی همبستگی فضایی در اجزاء اخلال از آزمون‌های موران و والد استفاده شده که فرضیه صفر در این آزمون‌ها نشان‌دهنده عدم همبستگی فضایی است. بر اساس نتایج جدول ۱ و سطوح احتمال به‌دست‌آمده، فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی فضایی در اجزای اخلال، با استفاده از هر ۲ آزمون، در هر ۲ مدل رد می‌شود.

جدول ۱: نتایج آزمون‌های تشخیص همبستگی فضایی

مدل	مقدار آماره آزمون موران (مقدار p *)	مقدار آماره آزمون والد (مقدار p *)
I	۵/۵۵۴ (< ۰/۰۰۱)	۱۹/۱۹۹ (< ۰/۰۰۱)
II	۷/۲۱۲ (< ۰/۰۰۱)	۲۶/۱۰۸ (< ۰/۰۰۱)

* معنی دار در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۱ > p

ب. آزمون‌های ضریب لاگرانژ

گام بعدی، انجام آزمون‌های LM_{eror} و LM_{lag}، به‌منظور بررسی عدم همبستگی فضایی در اجزاء اخلال و عدم وابستگی فضایی در مشاهدات متغیرهای وابسته است. علاوه بر انجام این ۲ آزمون، نیاز به انجام آزمون‌های LM_{eror}_robust و LM_{lag}_robust نیز می‌باشد، تا از این طریق نتایج آزمون‌ها با کارآیی بالاتری مورد بررسی قرار گیرند. با توجه به نتایج جدول ۲ و سطوح احتمال به‌دست‌آمده، فرضیه صفر تمام آزمون‌های ضریب لاگرانژ، در هر ۲ مدل رد می‌شود. بر این اساس می‌بایست از مدل خطای فضایی و مختلط رگرسیون- خودرگرسیونی برای برآورد استفاده کرد. لذا برای برآورد از مدل فضایی عمومی که دربرگیرنده هر ۲ مدل است، کمک گرفته می‌شود.

ج. آزمون‌های تصریح مدل

در این قسمت از آزمون نسبت درست‌نمایی (LR) برای انتخاب بین ۳ مدل، داده‌های تلفیقی، داده‌های تابلویی با اثرات ثابت و داده‌های تابلویی با اثرات تصادفی استفاده گردید. همچنین از آزمون هاسمن، جهت گزینش یکی از ۲ مدل داده‌های تابلویی با وجود اثرات ثابت یا تصادفی کمک گرفته شد (جدول ۳).

جدول ۲: نتایج آزمون‌های ضریب لاگرانژ

مدل	مقدار آماره‌های آزمون LM			
	LM_{eror} (مقدار p *)	LM_{lag} (مقدار p *)	LM_{eror}_robust (مقدار p *)	LM_{lag}_robust (مقدار p *)
I	۳۱/۸۸۲ (< ۰/۰۰۱)	۵۵/۱۱۴ (< ۰/۰۰۱)	۲۲/۱۲۴ (< ۰/۰۰۱)	۴۰/۴۵۲ (< ۰/۰۰۱)
II	۲۵/۶۸۴ (< ۰/۰۰۱)	۴۸/۱۲۹ (< ۰/۰۰۱)	۱۹/۱۱۸ (< ۰/۰۰۱)	۳۶/۹۹۱ (< ۰/۰۰۱)

* معنی دار در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۱ > p

جدول ۳: آزمون‌های تصریح مدل

مدل	مقدار آماره‌های آزمون		
	LR(1) (مقدار p *)	LR(2) (مقدار p *)	Hausman (مقدار p *)
I	۲۵۵/۱۱۸ (< ۰/۰۰۱)	۱۶۸/۴۸۹ (< ۰/۰۰۱)	۳۲/۲۱۲ (< ۰/۰۰۱)
II	۱۸۵/۴۱۲ (< ۰/۰۰۱)	۱۳۵/۲۱۲ (< ۰/۰۰۱)	۲۲/۳۸۷ (< ۰/۰۰۱)

* معنی دار در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۱ > p

با توجه به نتایج جدول ۳ و سطوح احتمال به‌دست‌آمده، مدل داده‌های تابلویی با اثرات ثابت در هر ۲ مدل انتخاب می‌شود. چراکه فرضیه صفر آزمون LR(1)، مبتنی بر مدل با داده‌های تلفیقی در مقابل فرضیه یک مدل با اثرات ثابت و فرضیه صفر آزمون LR(2)، مبتنی بر مدل با داده‌های تلفیقی در مقابل فرضیه یک مدل با اثر تصادفی و فرضیه صفر آزمون هاسمن، مبتنی بر مدل با اثر تصادفی در مقابل فرضیه یک مدل با اثر ثابت، رد شده است.

د. برآورد مدل فضایی عمومی

نتایج برآورد مدل‌های فضایی عمومی، با توجه به شاخص‌های اندازه‌گیری دموکراسی نشان داد کلیه متغیرها در سطح اطمینان قابل قبولی معنی‌دار بوده‌اند و دارای اعتبار

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2024-04-25]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1398.4.3.7.5]
[DOI: 10.18502/mshsj.v4i3.2052]

آماری هستند. همچنین، علامت ضرایب محاسبه‌شده و ثبات آن‌ها در هر ۲ مدل، با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی، انتظار ما را در تخمین مدل و استحکام نتایج برآورده می‌کنند (جدول ۴).

جدول ۴: نتایج برآورد مدل فضایی عمومی

متغیر	مدل I		مدل II		میانگین ضرایب
	ضریب برآوردی	مقدار p *	ضریب برآوردی	مقدار p *	
Ln(gdppc)	- ۰/۴۴۱	۰/۰۱۱	- ۰/۴۱۸	۰/۰۱۸	- ۰/۴۲۹۵
Ln(education)	- ۰/۶۶۵	< ۰/۰۰۱	- ۰/۶۰۸	< ۰/۰۰۱	- ۰/۶۳۶۵
Ln(urbanization)	- ۰/۱۴۱	۰/۰۳۸	- ۰/۱۳۵	۰/۰۳۵	- ۰/۱۳۸۰
$Ln(fd_{re})$	- ۰/۱۸۸	۰/۰۰۸	-	-	- ۰/۱۴۶۰
$Ln(fd_{ex})$	-	-	- ۰/۱۰۴	۰/۰۲۱	
		ضرایب وقفه فضایی			
ρ	۰/۲۸۱	< ۰/۰۰۱	۰/۲۰۵	< ۰/۰۰۱	۰/۲۴۳۰
λ	- ۰/۹۱۲	< ۰/۰۰۱	- ۰/۸۵۵	< ۰/۰۰۱	- ۰/۸۸۳۵

* معنی دار در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ > p

بحث

نتایج مطالعه حاضر نشان داد اثر بلندمدت شاخص تمرکززدایی مالی درآمد (fd_{re}) و شاخص تمرکززدایی مالی مخارج (fd_{ex}) بر نرخ مرگ‌ومیر در استان‌های ایران، در سطح اطمینان ۹۸ درصد، منفی بود؛ به‌گونه‌ای که با افزایش ۱/۰۰ درصدی در این شاخص‌ها، در بلندمدت، نرخ مرگ‌ومیر در استان‌های ایران به‌ترتیب حدود ۰/۱۹ و ۰/۱۰ درصد کاهش می‌یابد. بر این اساس می‌توان گفت که اعمال سیاست تمرکززدایی مالی و واگذاری اختیارات بیشتر از دولت مرکزی به دولت‌های محلی و استانی، در زمینه ایجاد درآمد و انجام مخارج و تصمیم‌گیری پیرامون آن‌ها، سبب کاهش نرخ مرگ‌ومیر به‌عنوان یکی از برون‌داده‌های سلامت در ایران می‌شود. به‌گونه‌ای که با افزایش ۱/۰۰ درصدی در شاخص‌های تمرکززدایی مالی، به‌طور متوسط در بلندمدت نرخ مرگ‌ومیر حدود ۰/۱۵ درصد کاهش می‌یابد. نتیجه به‌دست آمده مبنی بر تأثیر مثبت تمرکززدایی مالی بر نرخ مرگ‌ومیر (به‌عنوان یکی از شاخص‌های سلامت) با نتایج بسیاری از مطالعات تجربی انجام‌شده در این زمینه نظیر مطالعات کاوالیری و فرانته (۲۰۱۶) برای کشور ایتالیا (۱۰)، سوتو و همکاران (۲۰۱۲) در کشور کلمبیا (۶)، کانتارو و پاسکوال (۲۰۰۸) برای کشور اسپانیا (۱۷)، خیمنز روبیو (۲۰۱۰) در کشور کانادا (۱۳)، حبیبی و همکاران (۲۰۰۳) برای کشور آرژانتین (۱۴) و گل‌خندان (۱۳۹۷) در کشور ایران (۱۹) همسو و موافق می‌باشد.

ضریب تولید ناخالص داخلی (درآمد) سرانه (gdppc) منفی و معنی‌دار بود. به‌گونه‌ای که با افزایش ۱/۰۰ درصدی در این متغیر در بلندمدت (با فرض ثبات سایر متغیرها)، نرخ مرگ‌ومیر در هر ۱ هزار نفر جمعیت، حدود ۰/۴۳ درصد در استان‌های کشور کاهش می‌یابد. نتیجه به دست آمده مطابق انتظار است. چرا که درآمد یکی از مهمترین عوامل خرد مؤثر بر سلامت بوده و معمولاً بین درآمد پایین و فقر بهداشت، همبستگی بالا و دائمی وجود دارد. آشکار است که دسترسی به درآمد کافی، خود پیش‌نیاز دسترسی به سایر عوامل تعیین کننده بهداشت مانند تغذیه و آموزش می‌باشد. افراد کم‌درآمد از استانداردهای پایین زندگی، امکانات مالی کم برای تأمین مخارج بهداشتی، تغذیه ناکافی و تحصیلات پایین برخوردار هستند که همه این موارد می‌توانند موجب کاهش سلامتی فرد شوند. نتیجه به‌دست آمده مبنی بر تأثیر مثبت درآمد بر روی وضعیت سلامت در ایران، همسویی نزدیکی با نتایج مطالعات طاهری بازخانه و همکاران (۱۳۹۴) و بهبودی و باستان (۱۳۹۱) دارد (۲۳،۲۴). البته این نتیجه مغایر با نتایج مطالعاتی نظیر احمدی و همکاران (۱۳۹۰) و حیدری و صالحیان صالحی‌نژاد (۱۳۹۳) در کشور ایران است (۲۵،۲۶). این محققان معتقدند که دلیل اصلی اثر منفی درآمد سرانه بر شاخص‌های سلامت را بایستی در تأثیر سیاست‌های معطوف به رشد اقتصادی در سال‌های اولیه

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

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2024-04-25]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1398.4.3.7.5]
[DOI: 10.18502/mshsj.v4i3.2052]

اجرای آن دانست. زیرا سیاست‌های اقتصادی در مراحل ابتدایی و اولیه، افزایش درآمد عمومی کشور را به‌دنبال دارد و به توزیع درآمدها و منابع اقتصادی و سیاست‌های اقتصادی عدالت محور و گسترش خدمات اجتماعی توجه چندانی صورت نمی‌گیرد.

ضریب متغیر تعداد دانشجویان دانشگاه‌ها و مراکز آموزش عالی (education)، به‌عنوان شاخص آموزش منفی و معنی‌دار بود؛ به‌گونه‌ای که با افزایش ۱/۰۰ درصدی در این متغیر در بلندمدت (با فرض ثبات سایر متغیرها)، نرخ مرگ‌ومیر در هر ۱ هزار نفر جمعیت، حدود ۰/۶۴ درصد در استان‌های کشور کاهش می‌یابد. کودکانی که از آموزش مناسب برخوردارند، به احتمال فراوان انتخاب‌های سالم‌تری را برای زندگی در بزرگسالی در مواردی نظیر: عادات غذایی، رعایت بهداشت فردی، استفاده از الکل و دخانیات و میزان ورزش خواهند داشت و از سوی دیگر نیز، آموزش و تحصیلات، امکان اشتغال و کسب درآمد بیشتری را برای افراد فراهم می‌کند و از این طریق می‌تواند بر سطح بهداشت اثرگذار باشد. گل‌خندان و علیزاده (۱۳۹۵) نیز در مطالعه خود نشان‌دادند که با افزایش ۱/۰۰ درصدی در تعداد دانشجویان (به‌عنوان شاخص آموزش)، نرخ مرگ‌ومیر در هر ۱ هزار نفر جمعیت، حدود ۰/۵۲ درصد در استان‌های ایران کاهش می‌یابد (۲۷).

ضریب متغیر درجه شهرنشینی (urbanization) منفی و معنی‌دار بود؛ به‌گونه‌ای که با افزایش ۱/۰۰ درصدی در این متغیر در بلندمدت (با فرض ثبات سایر متغیرها)، نرخ مرگ‌ومیر در هر ۱ هزار نفر جمعیت، حدود ۰/۱۴ درصد در استان‌های کشور کاهش می‌یابد. در مورد تأثیر شهرنشینی بر وضعیت سلامت، ۲ دیدگاه وجود دارد. بر اساس دیدگاه نخست، گسترش شهرنشینی و افزایش جمعیت ساکن در نقاط استاندارد شهری، دسترسی به مراقبت های بهداشتی و غیره را افزایش و باعث بهبود سلامت جامعه می شود. در مقابل، دیدگاه دوم معتقد است که گسترش شهرنشینی از طریق آلودگی هوا، استرس و بیماری‌های عصبی ناشی از تنش‌های شهرنشینی، تهدیدی برای سلامت می‌باشد (۲۲). نتایج این مطالعه، دیدگاه اول را تأیید می‌کند. نتیجه به‌دست آمده مبنی بر تأثیر مثبت شهرنشینی بر روی وضعیت سلامت در ایران، همسویی نزدیکی با نتایج مطالعه علیزاده و گل خندان (۱۳۹۴) دارد و با نتایج مطالعه طاهری بازخانه و همکاران (۱۳۹۴) مغایر است (۲۳،۲۷).

ضریب وقفه فضایی متغیر وابسته و ضریب وقفه فضایی جزء اخلال در هر ۲ مدل، به‌ترتیب مثبت و معنی‌دار و منفی و معنی‌دار بود. در این‌جا نکته مهم در مورد ضریب برآوردی وقفه فضایی متغیر وابسته است؛ میانگین این ضریب ۰/۲۴ برآورد شده است. این به آن معناست که با افزایش ۱/۰۰ درصدی در میانگین نرخ مرگ‌ومیر استان‌های کشور، به‌طور متوسط نرخ مرگ‌ومیر یک استان، ۰/۲۴ درصد افزایش می‌یابد. بنابراین، مجاورت استان‌های کشور، اثر مثبتی بر روی نرخ مرگ‌ومیر آن‌ها داشته است. به‌عبارت دیگر، وقتی که نرخ مرگ‌ومیر در یک استان افزایش می‌یابد، باعث افزایش نرخ مرگ‌ومیر در استان‌های همسایه (مجاور) می‌شود. برای نمونه، هنگامی که یک بیماری در یک استان اپیدمی شود، آنگاه نرخ مرگ‌ومیر آن استان بالا می‌رود و به‌دلیل وابستگی فضایی، باعث انتقال بیماری به استان‌های مجاور و در نهایت افزایش نرخ مرگ‌ومیر آن استان‌ها می‌شود. رضایی و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعه خود برای کشورهای درحال‌توسعه نشان داده‌اند که وابستگی فضایی و مجاورت کشورها با یکدیگر، باعث انتقال بیماری و افزایش مخارج سلامت می‌شود (۲۸).

در نهایت بایستی گفت که یکی از محدودیت‌هایی که در مورد پژوهش‌های انجام شده در زمینه تمرکززدایی مالی وجود دارد، آن است که داده‌ها و اطلاعات به سهولت در دسترس قرار نداشته و اصولاً آمارهای دقیق و واضحی در خصوص این مؤلفه وجود ندارد و می‌بایست با روش‌ها و محاسبات طولانی با استفاده از آمارهای دیگر به این مؤلفه دست یافت. نکته مهم دیگر آنکه، اگر داده‌های مربوط به نرخ مرگ‌ومیر به تفکیک سن، جنسیت و نیز علت مرگ‌ومیر در اختیار بود، نتایج به‌مراتب دقیق‌تر و قابل استنادتر بود؛ که متأسفانه چنین اطلاعاتی به‌ویژه در سطح استانی در دسترس نیست.

نتیجه‌گیری

با توجه به نتیجه اصلی مطالعه حاضر، مبنی بر تأثیر مثبت تمرکززدایی مالی بر شاخص سلامت، مهمترین توصیه سیاستی آن است که در جهت ارتقای وضعیت سلامت در کشور، اختیارات بیشتری به مدیران هر استان در زمینه درآمدها و مخارج، بالاخص در استان‌هایی که

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2024-04-25]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1398.4.3.7.5]
[DOI: 10.18502/mshsj.v4i3.2052]

سطح تمرکززدایی مالی بالنسبه پایین است، واگذار شود. البته بایستی توجه داشت که به‌منظور افزایش میزان تأثیرگذاری و جلوگیری از آثار منفی، اعمال این سیاست بایستی با تدوین قوانین شفاف و مشخص درآمد و مخارج برای تعریف روابط میان لایه‌های مختلف دولتی در چارچوب نظریه‌های مالیه عمومی و ایجاد انگیزه، تخصص و مسئولیت‌پذیری در لایه‌های پایین دولتی (دولت‌های استانی و محلی) توأم باشد. همچنین با توجه به سایر نتایج، اعمال و اتخاذ سیاست‌های لازم در جهت افزایش درآمد سرانه، ارتقاء سطح آموزش و سهولت در دسترسی به امکانات و تجهیزات بهداشتی در مناطق غیرشهری استان‌های کشور در جهت بهبود سلامت، ضروری و لازم می‌باشد.

سپاسگزاری

نویسنده، برخود لازم می‌دانند بدینوسیله از کمک‌ها و راهنمایی‌های ارزشمند و روشن‌گر جناب آقای مهندس مجتبی خوانساری در زمینه برآوردهای نرم‌افزاری پژوهش، صمیمانه تشکر و قدردانی نمایند.

مشارکت نویسندگان

طراحی پژوهش: الف. گ

جمع آوری داده‌ها: الف. گ

تحلیل داده‌ها: الف. گ

نگارش و اصلاح مقاله: الف. گ

سازمان حمایت کننده

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

تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافعی از سوی نویسندگان گزارش نشده است.

References

1) Golkhandan A, Mohammadian Mansoor S. Investigating the effect of fiscal decentralization on economic growth in selected developing countries: Two-step SGMM approach. Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies 2016; 4(13): 115-42. [Persian]
2) Alizadeh M, Golkhandan A. The Test of Leviathan Hypothesis for the Selected Developing Countries. Journal of Economy and Regional Development 2015; 21(8): 50-81. [Persian]
3) Oates WE. Fiscal decentralization and economic development. National Tax Journal 1993; 46(2): 237-43.
4) Martinez-Vazquez J, McNab RM. Fiscal decentralization and economic growth. World Development 2003; 31(9): 1597-1616. doi: https:// doi.org/10.1016/S0305-750X(03)00109-8.
5) Bossert T, Mitchell AD. Health sector decentralization and local decision-making: Decision space, institutional capacities and accountability in Pakistan. Soc Sci Med 2011; 72(1): 39-48. doi: 10.1016/j.socscimed.2010. 10.019.
6) Soto VE, Farfan MI, Lorant V. Fiscal decentralization and infant mortality rate: The Colombian case. Soc Sci Med 2012; 74(9): 1426-34. doi: 10.1016/j.socscimed.2011. 12.051.
7) Available from URL: https://data. worldbank. org/. Last Access: Mar 3, 2017.
8) Amoussouhoui AS, Sopoh GE, Wadagni AC, Johnson RC, Aoulou P, Agbo IE, et al. Implementation of a decentralized community-based treatment program to improve the management of Buruli ulcer in the Ouinhi district of Benin, West Africa. PLoS Negl Trop Dis 2018; 12(3): e0006291. doi: 10.1371/ journal. pntd. 0006291.
9) Panda B, Thakur HP, Zodpey SP. Does decentralization influence efficiency of health units? A study of opinion and perception of health workers in Odisha. BMC Health Serv Res 2016; 16(Suppl 6): 550. doi: 10.1186/ s12913-016-1786-7.
10) Cavalieri M, Ferrante L. Does fiscal decentralization improve health outcomes? Evidence from infant mortality in Italy. Soc Sci Med 2016; 164: 74-88. doi: 10.1016/ j.socscimed. 2016. 07.017.
11) Sumah AM, Baatiema L, Abimbola S. The impacts of decentralisation on health-related equity: A systematic review of the evidence. Health Policy 2016; 120(10): 1183-92. doi: 10.1016/j.healthpol. 2016.09.003.
12) Barasa EW, Manyara AM, Molyneux S, Tsofa B. Recentralization within decentralization: County hospital autonomy under devolution in Kenya. PloS ONE 2017; 12(8): e0182440. doi: https://doi.org/10. 1371/ journal.pone.0182440.
13) Jiménez Rubio D. The impact of decentralization of health services on health outcomes: evidence from Canada. Applied Economics 2011; 43(26): 3907-17. doi: 10.1080/00036841003742579.
14) Habibi N, Huang C, Miranda D, Murillo V, Ranis G, Sarkar M, et al. Decentralization and human development in Argentina. Journal of Human Development 2003; 4(1): 73-101. doi: 10.1080/ 1464988032000051496.
15) Robalino DA, Picazo OF, Voetberg A. Does fiscal decentralization improve health outcomes? Evidence

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

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2024-04-25]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1398.4.3.7.5]
[DOI: 10.18502/mshsj.v4i3.2052]

from a cross-country analysis. World Bank, Policy Research Working Paper: Washington, DC. 2001.
16) Asfaw A, Frohberg K, James KS, Jütting J. Fiscal Decentralization and Infant Mortality: Empirical Evidence from Rural India. Journal of Developing Areas 2007; 41(1): 17-35.
17) Cantarero-Prieto D, Pascual M. Analyzing the impact of fiscal decentralisation on health outcomes: Empirical evidence from Spain. Applied Economics Letters 2008; 15(2): 109-11. doi: 10.1080/13504850600770913.
18) Reayat N, Ahmad I, Khalil J, Rahim T. Fiscal decentralization and its effects on the health sector in Pakistan. Available from URL: https://ideas. repec.org. Last Access: April 9, 2014.
19) Golkhandan A. The Impact of Fiscal Decentralization on Health Indicators in Iran. hrjbaq 2018; 3(1): 63-71. doi: 10.29252/ hrjbaq.3. 1.63. [Persian]
20) Hasanvand A, Falahati A, Soheili K. Analyzing the impact of fiscal decentralization on efficiency, and improving the performance of health care and treatment in Iran. Yafte 2018; 20(2): 119-32. [Persian]
21) Shakibaee AR, Ahmadi Nejad MR, Kamaladdini Z, Taleghani F. The impact of urbanization and its overflows on income distribution of Iran provinces using spatial econometrics approach. Quarterly Journal of Applied Theories Economics 2015; 2(3): 1-26. [Persian]
22) LeSage J, Pace RK. Introduction to Spatial Econometrics. 1st ed. Chapman and Hall/CRC; 2009: 16-24.
23) Taheri Bazkhaneh S, Karimzadeh M, Tahsili H. Study of Socio-Economic Factors Affecting on Life Expectancy in Iran. Economic Journal 2015; 15(1 and 2): 77-94. Available from URL: http://ejip.ir/article-1-735-fa.pdf. [Persian]
24) Behboodi D, Bastan F. Impact of Social Capital on Public Health in Iran. Journal of Economic Sociology and Development 2012; 1(1): 27-46. Available from URL: https:// sociology. tabrizu. ac.ir/ article_735_ 8851081f12cfeffd29930595cf95fb9d.pdf. [Persian]
25) Ahmadi AM, Ghaffari HM, Emadi SJ. Relationship between Macroeconomic Variables with Health in Iran. Social Welfare 2011; 10(39): 7-32. PMCID: 27587564. [Persian]
26) Heidari H, Salehiyan Salehi Nejad Z. Income Inequality as a Threat for Public Health: Reinvestigation of Income Distribution and Health Nexus with a New Approach. Social Welfare 2014; 14(53): 7-36. [Persian]
27) Golkhandan A, Alizadeh M. The Effects of Trade Liberalization on the Mortality Rate in Provinces of Iran: Panel Co-Integration with Cross-Section Dependence. Journal of Economic Development Policy 2016; 4(4): 35-65. doi: 10.22051/ edp. 2018. 16572.1103. [Persian]
28) Rezaei H, Alizadeh M, Nademi Y. Examining the Spatial Spillover Effects of Misery Index on Health Care Expenditure in Selected Developing Countries. Journal of Healthcare Management 2017; 8(1): 57-67. [Persian]

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2024-04-25]
[DOR: 20.1001.1.24766879.1398.4.3.7.5]
[DOI: 10.18502/mshsj.v4i3.2052]

Research Article

Spatial Analysis over the Impact of Fiscal Decentralization on the Mortality Rate in Iranian Provinces

Abolghasem Golkhandan [1*]

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

*** Corresponding Author:** Abolghasem Golkhandan
golkhandana@gmail.com

Citation: Gholkhandan A. Spatial Analysis over the Impact of Fiscal Decentralization on the Mortality Rate in Iranian Provinces. Manage Strat Health Syst 2019; 4(3): 185-96.

Received: June 22, 2019
Revised: November 13, 2019
Accepted: November 23, 2019

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

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

A B S T R A C T

Background: Many previous empirical studies indicated appropriate implementation of the fiscal decentralization and transfer of resources and expenses from the central government to local governments was an important factor to improve health outcomes in developing countries. Accordingly, the major purpose of this study was to evaluate the impact of fiscal decentralization indicators on the mortality rate (as an indicators of health measurement) in Iranian provinces.

Methods: This study uses the statistical data of variables affecting the mortality rate in provinces of Iran to study the spatial effects of fiscal decentralization indicators on the mortality rate during 2006-2015. To this end, the spatial econometric approach was used. Furthermore, the statistical analyses were performed using the Matlab software.

Results: Findings of the model's estimation indicate that indicators of the fiscal decentralization and mortality rate had a negative and significant relationship. In this regard, 1 % increase in fiscal decentralization indicators of income and expenditure decreased the mortality rate by 0.19 % and 0.10 % in provinces of Iran, respectively. Other results showed that the spatial proximity effect between provinces of Iran had a positive and significant effect on the mortality rate.

Conclusion: By providing the necessary conditions for expansion of fiscal decentralization, the health level can be promoted in provinces of Iran.

Key words: Mortality rate, Fiscal decentralization, Iranian provinces, Spatial econometric, Spatial dependence

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2024-04-25]

[DOR: 20.1001.1.24766879.1398.4.3.7.5]
[DOI: 10.18502/mshsj.v4i3.2052]