مقاله پژوهشی

برآورد سهم و کشش جانشینی مخارج سلامت خصوصی و عمومی در ایران

مهدی شهرکی *[1]، سیمین قادری [1]

[1] استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و علوم انسانی، دانشگاه دریانوردی و علوم دریایی چابهار، چابهار، ایران

* **نویسنده مسؤول:** مهدی شهرکی
shahraki@cmu.ac.ir

ارجاع: شهرکی مهدی، قادری سیمین. برآورد سهم و کشش جانشینی مخارج سلامت خصوصی و عمومی در ایران. راهبردهای مدیریت در نظام سلامت ۱۳۹۹؛ ۵ (۱): ۲۲-۱۱.

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۰/۱۸
تاریخ اصلاح نهایی: ۱۳۹۹/۰۲/۱۰
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۲/۲۸

چکیده

زمینه و هدف: یکی از عواملی که می‌تواند تأثیر متفاوت مخارج سلامت خصوصی و عمومی را بر وضعیت سلامت و امید به زندگی بیان کند، نرخ جانشینی مخارج خصوصی و عمومی سلامت است؛ لذا هدف این مطالعه برآورد بازدهی نسبت به مقیاس، سهم و کشش جانشینی مخارج سلامت خصوصی و عمومی در ایران است.

روش پژوهش: مطالعه حاضر از نوع توصیفی-تحلیلی و کاربردی است که با استفاده از روش‌های حداقل مربعات خطی و غیرخطی، سهم و کشش جانشینی مخارج سلامت خصوصی و عمومی در سطح ملی را طی سال‌های ۱۷-۲۰۰۰ بررسی می‌کند. داده‌های مطالعه از نوع سری زمانی سالانه است و از وب سایت بانک جهانی استخراج شدند. جهت تخمین مدل اقتصادی از نرم‌افزار Stata 14 استفاده شده است.

یافته‌ها: نتایج نشان داد که در مدل‌های غیرخطی و خطی تابع سلامت ایران، کشش جانشینی مخارج سلامت عمومی و خصوصی به ترتیب برابر با ۰/۳۰ و ۰/۱۷ است. بازدهی نسبت به مقیاس در مدل‌های غیرخطی و خطی به ترتیب برابر با ۰/۰۷و ۰/۱۵ برآورد شد. سهم مخارج سلامت عمومی بر امید به زندگی در مدل غیرخطی ۵۴ درصد، در مدل خطی برابر با ۵۳ درصد و سهم مخارج سلامت خصوصی در این مدل‌ها نیز به ترتیب برابر با ۴۶ و ۴۷ درصد برآورد شدند.

نتیجه‌گیری: مخارج سلامت عمومی و خصوصی در ایران جانشین ضعیف یکدیگر هستند و افزایش توأم این مخارج سلامت منجر به افزایش امید به زندگی در جامعه می‌شود. بازدهی کاهنده نسبت به مقیاس در افزایش مخارج سلامت عمومی و خصوصی بر امید به زندگی در ایران وجود دارد. همچنین سهم مخارج سلامت عمومی در افزایش امید به زندگی بیشتر از سهم مخارج سلامت خصوصی در ایران است.

واژه‌های کلیدی: مخارج سلامت عمومی وخصوصی، کشش جانشینی، امید به زندگی

کاربرد مدیریتی: تعیین سهم و کشش جانشینی مخارج سلامت عمومی و خصوصی جهت سیاستگذاری سلامت

مقدمه

امید به زندگی یکی از مهمترین شاخص‌های سلامت است که برآیند عوامل مختلف اقتصادی، اجتماعی، زیست‌محیطی است (۱). عوامل متعددی بر سلامتی و امید به زندگی تأثیرگذار هستند که اساس و پایه همه مطالعات انجام‌شده نظریه گروسمن است (۲). مهمترین عوامل تأثیرگذار بر سلامت، درآمد، آموزش، تورم، مخارج سلامت و عوامل زیست‌محیطی است (۱۱-۱). اما آنچه در سال‌های اخیر توجه سیاستمداران و برنامه‌ریزان را بیشتر به خود جلب کرده است تأثیر مخارج سلامت بر وضعیت سلامت و امید به زندگی است (۱۸-۱۲،۱۰،۷) به‌خصوص تفکیک مخارج سلامت به مخارج سلامت خصوصی و عمومی بر اهمیت موضوع افزوده است.

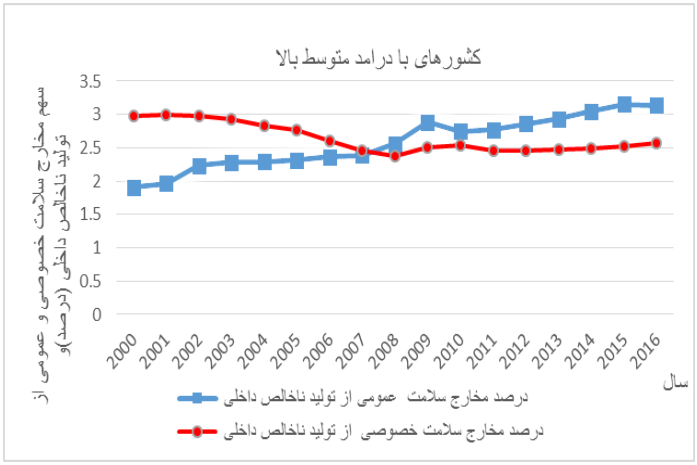
روند مخارج سلامت خصوصی و عمومی نیز در کشورهای مختلف متفاوت بوده است. در کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه، سهم مخارج سلامت عمومی از تولید ناخالص داخلی (GDP) Gross Domestic Product همواره در دوره مورد بررسی بیشتر از سهم مخارج سلامت خصوصی از GDP بوده است (۱۹). طبق نمودار ۱ سهم مخارج سلامت خصوصی از GDP در کشورهای با درآمد متوسط به بالا تا سال ۲۰۰۷ بیشتر از سهم مخارج سلامت عمومی از GDP بوده است اما بعد از این سال، سهم مخارج سلامت عمومی نسبت به مخارج خصوصی از GDP بیشتر شده است (۱۹).

بررسی سهم مخارج سلامت خصوصی و عمومی از GDP برای کشور ایران نیز نشان داد (نمودار ۲) که تا سال ۲۰۱۴ سهم مخارج سلامت خصوصی بیشتر از سهم مخارج سلامت عمومی از GDP بوده است اما از این سال به بعد این روند برعکس می‌شود همچنین مخارج سلامت خصوصی سرانه نیز تا سال ۲۰۱۴ بیشتر از مخارج سلامت عمومی سرانه است اما بعد از این سال کمتر می‌شود. مشاهده می‌شود که تغییر ترکیب مخارج سلامت برای ایران از سال ۲۰۱۴ و برای کشورهای با درآمد متوسط به بالا که ایران نیز جزئی از آن‌هاست، از سال ۲۰۰۷ شروع شده است؛ بنابراین این تغییر ترکیب مخارج سلامت، لزوم بررسی تأثیر انواع مخارج سلامت و جانشینی بین آن‌ها بر وضعیت سلامت افراد جامعه را بیشتر نمایان می‌کند. همچنین با توجه به اینکه دولت‌ها حجم زیادی از بودجه خود را صرف کالاها و خدمات مرتبط با سلامت مردم می‌کنند که حتی ممکن است این خدمات توسط بخش خصوصی تولید شده باشد و این امر می‌تواند تابع مطلوبیت مصرف‌کنندگان را تحت تأثیر قرار دهد، لذا برای تصمیم‌گیری در جهت اجرای سیاست‌های مناسب، توجه به نوع رابطه میان مخارج سلامت عمومی و خصوصی ضروری می‌باشد.

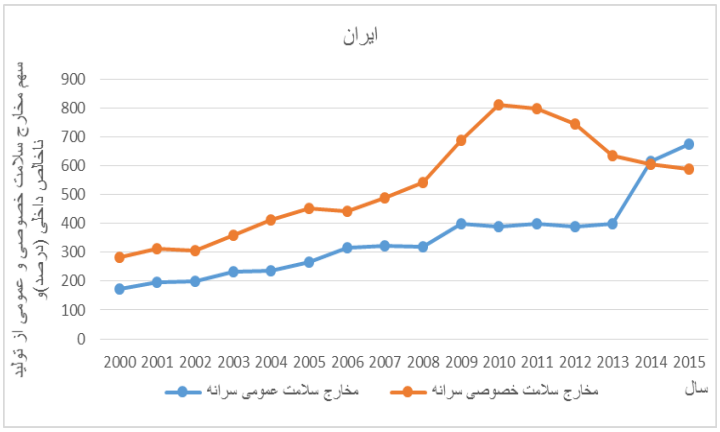
در مطالعات پیشین نقش مخارج سلامت خصوصی و عمومی به‌صورت تکی و توأم با یکدیگر بر وضعیت سلامت افراد جامعه بررسی شده است. گروهی از مطالعات بیان کردند که مخارج سلامت عمومی تأثیر مثبت بر امید به زندگی (۲،۵،۷،۱۰،۱۴،۱۵،۲۰) و گروه دیگر بیان کردند مخارج سلامت خصوصی تأثیر مثبت بر امید به زندگی دارد (۷،۱۴،۲۱) اما گروه دیگری از مطالعات وجود دارد که تأثیرات متفاوتی از مخارج سلامت خصوصی و عمومی بر امید به زندگی به‌دست آورده‌اند (۵،۹،۱۴،۲۱). یکی از عواملی که می‌تواند تأثیر و سهم متفاوت مخارج سلامت خصوصی و عمومی را بر وضعیت سلامت و امید به زندگی افراد جامعه بیان کند، نرخ جانشینی مخارج خصوصی و عمومی سلامت است (۲۶-۲۲) یعنی نرخ و کشش جانشینی بین مخارج خصوصی و عمومی سلامت می‌تواند میزان تأثیرگذاری آن‌ها را بر امید به زندگی مشخص کند. مطالعات پیشین این موضوع را برای کشورهای مختلف به صورت انفرادی یا به صورت گروهی بررسی کردند (۲۶-۲۲) اما این موضوع در ایران بررسی نشده است که مطالعه حاضر درصدد بررسی این موضوع در ایران است.

بنابراین با توجه تغییر ترکیب مخارج سلامت عمومی و خصوصی از سال ۲۰۱۴ در ایران و همچنین اهمیت تأثیر سهم و کشش جانشینی مخارج سلامت خصوصی و عمومی بر وضعیت سلامت و امید به زندگی، هدف کلی مطالعه، برآورد بازدهی نسبت به مقیاس، سهم و کشش جانشینی مخارج سلامت عمومی و خصوصی در قالب تابع تولید سلامت با کشش جانشینی ثابت (CES) Elasticity of Constant Substitution در ایران برای سال‌های ۱۷-۲۰۰۰ است و درصدد پاسخگویی به این سؤالات است که بازدهی نسبت به مقیاس، سهم و کشش جانشینی مخارج سلامت عمومی و خصوصی بر امید به زندگی چقدر است؟ و

مخارج سلامت عمومی و خصوصی در ایران مکمل یا جانشین یکدیگر هستند؟ نتایج این مطالعه می‌تواند ابهام موجود در تأثیر مخارج سلامت عمومی و خصوصی بر وضعیت سلامت جامعه را برطرف کند. همچنین میزان کشش مخارج سلامت عمومی و خصوصی و تأثیرگذاری آن‌ها را بر سلامت جامعه برآورد می‌کند که می‌تواند به برنامه ریزان و سیاست‌گذاران کمک کند تا ترکیب بهینه از مخارج سلامت خصوصی و عمومی انتخاب کنند و این ترکیب بهینه منجر به کارایی بیشتر مخارج سلامت و بهبود وضعیت سلامت افراد جامعه گردد.



نمودار ۱ : درصد مخارج سلامت خصوصی و عمومی از تولید ناخالص داخلی برای کشورهای با درآمد متوسط به بالا (بانک جهانی سال ۲۰۱۹)



نمودار ۲ : درصد مخارج سلامت خصوصی و عمومی از تولید ناخالص داخلی ایران (بانک جهانی سال ۲۰۱۹)

روش پژوهش

مطالعه حاضر از نوع توصیفی-تحلیلی و کاربردی است که با استفاده از روش‌های حداقل مربعات خطی و غیرخطی، سهم و کشش جانشینی مخارج سلامت خصوصی و عمومی در سطح ملی ایران را طی سال‌های ۱۷-۲۰۰۰ بررسی کرده است. داده‌های مطالعه از نوع سری زمانی سالانه است و از وب سایت بانک جهانی (۱۹) استخراج شدند. جهت تخمین مدل اقتصادی از نرم‌افزار Stata [14] استفاده شد. در این مطالعه برای برآورد کشش جانشینی و تأثیر مخارج عمومی و خصوصی سلامت بر وضعیت سلامت جامعه از مدل‌های خطی و غیرخطی توابع CES استفاده گردید. انتخاب تابع با کشش جانشینی ثابت از این‌جهت اهمیت دارد که بر اساس آن می‌توان به‌طور هم‌زمان نوع بازدهی نسبت به مقیاس و کشش جانشینی مخارج عمومی و خصوصی سلامت را به‌دست آورد.

تابع CES در مطالعات بسیاری مورد استفاده قرارگرفته است (۲۳،۲۴،۲۷). با استفاده از فرم کلی این تابع که برای ترکیب نهاده‌های تولید برای دستیابی به سطح محصول یکسان در نظر گرفته می‌شود (۲۸)، می‌توان این تابع را برای

تولید سلامت به‌صورت زیر تبدیل کرد که مخارج سلامت عمومی و خصوصی به عنوان نهاده‌های تولید و امید به زندگی به عنوان تولید سلامت جامعه است و سایر عوامل مؤثر بر سلامت ثابت فرض می‌شوند.

(۱)

$$A>0, \alpha \in (0,1)$$

$$H = A[\alpha P^{-\rho} + (1-\alpha)R^{-\rho}]^{-\nu/\rho}$$

H: بیانگر وضعیت سلامت جامعه است که با شاخص امید به زندگی در بدو تولد سنجیده می‌شود، P مخارج عمومی سلامت سرانه، R مخارج خصوصی سلامت سرانه، A متغیر کارایی است. α، ρ و ν نیز پارامترهای تابع هستند. α بیانگر سهم و تأثیر مخارج عمومی سلامت و $1-\alpha$ بیانگر سهم و تأثیر مخارج خصوصی سلامت بر وضعیت سلامت جامعه است. اگر α بزرگ‌تر از $1-\alpha$ باشد یعنی تأثیر مخارج سلامت عمومی بر وضعیت سلامت جامعه بیشتر از تأثیر مخارج سلامت خصوصی است. ρ و ν نیز به ترتیب بیانگر میزان جانشینی و بازدهی نسبت به مقیاس است.

کشش جانشینی در این تابع برابر با $\sigma = \frac{1}{1+\rho}$ است که ارتباط بسیار نزدیکی با پارامتر ρ دارد. اگر ρ به سمت بی‌نهایت میل کند کشش جانشینی به سمت صفر میل می‌کند که در این حالت منحنی‌های سلامت یکسان به‌صورت زاویه قائمه خواهند بود و اگر ρ برابر با صفر شود، کشش جانشینی برابر با واحد می‌شود که در این حالت تابع مذکور تبدیل به تابع کاب‌داگلاس و منحنی‌های سلامت یکسان هذلولی خواهند شد و نهایتاً اگر کشش جانشینی بی‌نهایت شود، در این صورت عوامل تولید کاملاً جانشین یکدیگر هستند و منحنی‌های سلامت یکسان تبدیل به خط با شیب یکسان می‌شوند (۲۸). طبق فرمول کشش جانشینی برای عوامل تولید (۲۸)، کشش جانشینی برای مخارج عمومی و خصوصی سلامت برای دستیابی به سطح یکسانی از سلامت (امید به زندگی) به شرح زیر خواهد بود.

(۲)

$$\sigma = \frac{\partial \ln(\frac{P}{R})}{\partial \ln(RTS_{RP})} = \frac{\partial \ln(\frac{P}{R})}{\partial \ln(\frac{f_R}{f_P})} = \frac{\partial(\frac{P}{R})}{\partial(\frac{f_R}{f_P})} \times \frac{(\frac{f_R}{f_P})}{(\frac{P}{R})}, f_R = \frac{\partial H}{\partial R}, f_P = \frac{\partial H}{\partial P}$$

RTS_{RP} نرخ فنی جانشینی بین مخارج عمومی و خصوصی سلامت است و f_R و f_P به ترتیب تولید نهایی مخارج خصوصی و عمومی سلامت است. کشش جانشینی بیان می‌کند که اگر نرخ فنی جانشینی بین مخارج عمومی و خصوصی سلامت ۱ درصد افزایش یابد، نسبت مخارج عمومی و خصوصی سلامت به چه میزان افزایش خواهد یافت. اگر کشش جانشینی بین مخارج عمومی و خصوصی سلامت زیاد باشد یعنی این ۲ نوع مخارج سلامت جانشین قوی یکدیگر هستند و با افزایش یکی از این مخارج سلامت، مخارج سلامت دیگر به میزان بیشتری کاهش می‌یابد و اگر این کشش جانشینی خیلی کم باشد یعنی افزایش یکی از مخارج سلامت منجر به کاهش بسیار ناچیز در مخارج سلامت دیگر می‌شود.

تابع CES بالا (تابع ۱) یک تابع غیرخطی در پارامتر است زیرا شرایط مرتبه اول برای حداقل‌سازی مجموع مجذورات پسماندها غیرخطی است (۲۹) بنابراین برای به‌دست آوردن ضرایب این تابع باید از روش‌های غیرخطی استفاده کرد که در این مطالعه از روش حداقل مربعات غیرخطی استفاده شده است. در این روش مجموع مجذورات پسماندها با استفاده از بسط تیلور تقریب زده می‌شود و سپس پارامترها بر اساس حداقل‌سازی این تقریب به‌دست خواهند آمد. برای برآورد پارامترهای این تابع با لگاریتم گیری از معادله (۱)، مدل غیرخطی تحقیق به‌صورت زیر بازنویسی می‌شود.

(۳)

$$\log H = \log A - \frac{\nu}{\rho}\log[\alpha P^{-\rho} + (1-\alpha)R^{-\rho}]$$

$\log H$ متغیر وابسته است که با لگاریتم امید به زندگی در بدو تولد اندازه‌گیری شده است و P و R نیز متغیرهای مستقل هستند که به ترتیب با مخارج عمومی و خصوصی سلامت سرانه بیان شده است. روش دیگر برای برآورد ضرایب توابع غیرخطی، استفاده از روش‌های بسط و تبدیل این توابع به توابع خطی است. برای این منظور از روش کمنتا استفاده شد. این روش بر بسط لگاریتم تابع CES بر اساس سری‌های تیلور پیرامون یک مقدار اولیه ρ استوار است. لگاریتم تابع CES که در معادله (۳) بیان‌شده است بر اساس بسط سری تیلور پیرامون $\rho = 0$ به‌صورت زیر خواهد بود.

(۴)

$$\log H = \log A + \nu\alpha \log P + \nu(1-\alpha)\log R - \frac{1}{2}\rho\nu\alpha(1-\alpha)[\log P - \log R]^2$$

تابع CES غیرخطی (۱) به مدل خطی (۴) تبدیل شده است که می‌توان ضرایب آن را بر اساس روش حداقل مربعات معمولی برآورد کرد. در این مدل، $\log H$ متغیر وابسته است

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

که با لگاریتم امید به زندگی در بدو تولد اندازه‌گیری شده است و $\log P$ و $\log R$ نیز متغیرهای مستقل مدل هستند که به ترتیب لگاریتم مخارج سلامت عمومی سرانه و مخارج سلامت خصوصی سرانه هستند. متغیر $[\log P - \log R]^2$ نیز یک ترکیب از ۲ متغیر مستقل مدل است. داده‌های این مطالعه از مرکز آمار ایران تهیه شده و به‌صورت پرسشنامه‌ای و ارتباط مستقیم با انسان نبوده است اما تمامی ملاحظات اخلاقی از جمله شرط امانت و صداقت در نگارش مطالعه، رعایت شده است.

یافته‌ها

نتایج آمار توصیفی نشان داد که میانگین امید به زندگی طی سال‌های ۲۰۱۷-۲۰۰۰ برابر با ۱/۹۹ ± ۷۳/۲۹ سال است و میانگین لگاریتم طبیعی امید به زندگی، مخارج سلامت خصوصی سرانه و مخارج سلامت عمومی سرانه به ترتیب ۴/۲۹ سال، ۲/۷۲ و ۲/۵۳ دلار است.

برای برآورد مدل CES تحقیق از ۲ مدل خطی (معادله ۴) و غیرخطی (معادله ۳) استفاده شد که مدل غیرخطی با روش اقتصادسنجی حداقل مربعات غیرخطی و مدل خطی با روش اقتصادسنجی حداقل مربعات معمولی برآورد شد. نتایج برآورد مدل حداقل مربعات غیرخطی (معادله ۳) در جدول ۱ ارائه شده است. با توجه به اینکه شرایط مرتبه اول حداقل‌سازی مجموع مجذورات پسماندهای معادله ۳، غیرخطی است بنابراین برای براورد معادله ۳ روش غیرخطی استفاده شد (۲۹)، بنابراین از روش غیرخطی استفاده شد. همان‌طور که مشاهده می‌شود مقدار پارامتر α برابر با ۰/۵۴ است که بیان می‌کند سهم مخارج سلامت عمومی سرانه در افزایش امید به زندگی ۵۴ درصد است و $1-\alpha$ سهم مخارج سلامت خصوصی سرانه در افزایش امید به زندگی برابر با ۴۶ درصد است. بنابراین سهم و تأثیر مخارج سلامت عمومی سرانه بیشتر از سهم مخارج سلامت خصوصی سرانه در امید به زندگی است، اگرچه این اختلاف زیاد نیست.

جدول ۱: نتایج مدل غیرخطی CES با روش حداقل مربعات غیرخطی

پارامتر	logA	α	ν	ρ	کشش
ضریب	۳/۸۷۵ ***	۰/۵۴ *	۰/۰۷ ***	۲/۳ **	۰/۳۰ **
انحراف معیار	۰/۰۲۷	۰/۲۷۵	۰/۰۰۴	۲/۷۰	۰/۳۳۷

* معنی‌دار در سطح ۰/۱، ** معنی‌دار در سطح ۰/۰۵، *** معنی‌دار در سطح ۰/۰۱

مقدار پارامتر ρ که عامل اصلی برای محاسبه کشش جانشینی مخارج سلامت عمومی و خصوصی سرانه است در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ برابر با ۲/۳۰ است که طبق فرمول $\sigma = \frac{1}{1+\rho}$ میزان کشش جانشینی برابر با ۰/۳۰ است. یعنی اگر نرخ جانشینی مخارج خصوصی سلامت به‌جای مخارج عمومی سلامت ۱ درصد افزایش یابد، نسبت سهم مخارج عمومی به خصوصی سلامت به میزان ۰/۳۰ درصد افزایش می‌یابد. افزایش نرخ جانشینی مخارج سلامت خصوصی به جای مخارج سلامت عمومی می‌تواند به دلیل افزایش تولید نهایی مخارج خصوصی نسبت به مخارج عمومی سلامت باشد. به بیان دیگر اگر تولید نهایی مخارج خصوصی نسبت به مخارج عمومی سلامت ۱ درصد افزایش یابد، یعنی آخرین دلار هزینه شده در بخش خصوصی نسبت به بخش عمومی ۱ درصد افزایش یابد، در این حالت مخارج عمومی به خصوصی سلامت به میزان ۰/۳۰ درصد افزایش می‌یابد. همچنین برعکس، اگر نرخ جانشینی مخارج خصوصی سلامت به‌جای مخارج عمومی سلامت ۱ درصد کاهش یابد، نسبت سهم مخارج عمومی به خصوصی سلامت به میزان ۰/۳۰ درصد کاهش می‌یابد. به‌عبارت‌دیگر این میزان جانشینی مخارج سلامت عمومی و خصوصی سرانه برای دستیابی به سطح یکسانی از امید به زندگی بسیار کم است.

طبق نتایج جدول ۱، ضریب پارامتر ν در سطح معنی‌داری ۰/۰۱ برابر با ۰/۰۷ است که بیانگر مثبت بودن تأثیر افزایش مخارج سلامت عمومی و خصوصی سرانه بر امید به زندگی است. این ضریب که بیانگر بازدهی نسبت به مقیاس نیز است بیان می‌کند که اگر مخارج سلامت عمومی و خصوصی سرانه به میزان ۱ درصد افزایش یابد، میزان امید به زندگی کمتر از ۱ درصد افزایش خواهد یافت. اگرچه تأثیر افزایش مخارج سلامت عمومی و خصوصی سرانه بر امید به زندگی مثبت است اما درصد افزایش امید به زندگی به همان

نسبت افزایش مخارج سلامت عمومی و خصوصی سرانه نیست یعنی بازدهی کاهنده نسبت به مقیاس وجود دارد.

برای استحکام و بررسی صحت نتایج به‌دست آمده از روش غیرخطی، مدل CES طبق معادله (۴) بر اساس روش حداقل مربعات خطی نیز برآورد شد که نتایج حاصل از برآورد در جدول ۲ گزارش شده است. قابل ذکر است که متغیرهای امید به زندگی و مخارج سلامت خصوصی و عمومی سرانه در سطح ناپایا و تفاضل مرتبه اول آن‌ها، پایا بود یعنی هم انباشته از درجه ۱ بودند ولی اجزای اخلال معادله در سطح پایا بودند، بنابراین رگرسیون کاذب وجود نداشته و نتایج قابل اطمینان است. با استفاده از ضرایب به‌دست آمده می‌توان پارامترهای α، ν، ρ و σ را محاسبه کرد به این ترتیب که اگر ضرایب به‌دست آمده معادله خطی در جدول ۲ با معادل آن‌ها در معادله خطی (۴) نظیر شود می‌توان پارامترهای مذکور را به‌دست آورد. در این حالت ۳ معادله با ۳ مجهول به شرح زیر وجود دارد که حل آن‌ها مقادیر پارامترهای مذکور را نتیجه می‌دهد.

$$\begin{cases} \nu\alpha = 0.08 \\ \nu(1-\alpha) = 0.07 \\ -\frac{1}{2}\rho\nu\alpha(1-\alpha) = -0.09 \end{cases} \Rightarrow \alpha = 0.53, \rho = 4.81, \nu = 0.15, \sigma = 0.17$$

جدول ۲: نتایج مدل خطی CES با روش حداقل مربعات معمولی

پارامتر	logA	LogP	LogR	$[\log P - \log R]^2$
ضریب	۳/۸۷۴ ***	۰/۰۸ **	۰/۰۷ *	- ۰/۰۹ **
انحراف معیار	۰/۰۲۷	۰/۰۳۸	۰/۰۴۲	۰/۱۳

* معنی‌دار در سطح ۰/۱ ** معنی‌دار در سطح ۰/۰۵، *** معنی‌دار در سطح ۰/۰۱

طبق نتایج مدل خطی در جدول ۲، α برابر با ۰/۵۳ است یعنی سهم مخارج سلامت عمومی سرانه در افزایش امید به زندگی نسبت به سهم مخارج سلامت خصوصی برابر با ۰/۵۳ است که این مقدار با مقدار محاسبه شده در مدل غیرخطی بسیار نزدیک به هم هستند. مقدار پارامتر ρ برابر با ۴/۸۱ و به‌تبع آن کشش جانشینی برابر با ۰/۱۷ است. این مقدار کشش جانشینی بیان می‌کند بر اثر افزایش نرخ جانشینی مخارج سلامت خصوصی و عمومی، نسبت مخارج سلامت عمومی به خصوصی به میزان ۰/۱۷ درصد افزایش می‌یابد که نرخ بسیار پایینی برای جانشینی است. مقدار ضریب ν یا همان بازدهی نسبت به مقیاس در مدل خطی برابر با ۰/۱۵ است که نشان از بازدهی کاهنده نسبت به مقیاس دارد به‌طوریکه اگر هر کدام از مخارج سلامت عمومی و خصوصی به میزان ۱ درصد افزایش یابد، میزان امید به زندگی کمتر از ۱ درصد افزایش خواهد یافت.

جهت اطمینان از صحت نتایج برآورد شده بعد از تخمین مدل خطی با روش حداقل مربعات معمولی (معادله ۴)، باید آزمون‌های تشخیص و پایداری مدل انجام شود که نتایج آزمون‌ها در جدول ۳ ارایه شده است. مقدار ضریب تعیین مدل ۰/۹۶ است که بیان می‌کند نتایج تخمین ۹۶ درصد منطبق بر مقادیر واقعی است که نشان از خوبی برازش مدل دارد. آزمون ناهمسانی واریانس اجزای اخلال با آزمون بریوش-پاگان انجام شد که فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس‌ها در سطح ۰/۰۵ رد نشد (تایید فرض کلاسیک‌ها). آزمون رمزی با مقدار آماره F و احتمال محاسبه شده نشان داد که خطای تصریح در مدل وجود ندارد. همچنین نرمال بودن اجزای اخلال، با آزمون‌های کشیدگی، چولگی و شاپیرو انجام شد. نتایج نشان داد که اجزای اخلال مدل نرمال هستند. همچنین آزمون شکست چاو نشان داد که شکست ساختاری وجود ندارد و نمودارهای جمع تجمعی و مربعات جمع تجمعی هم در ناحیه بحرانی قرار داشتند که حاکی از پایداری مدل است. بنابراین مجموع نتایج آزمون‌های تشخیص و پایداری بیان کردند که فروض کلاسیک مدل‌های خطی صادق است و نتایج قابل استنباط است.

جدول ۳: نتایج آزمون‌های تشخیص و پایداری مدل خطی

آزمون‌ها	مقدار آماره آزمون	نتیجه
ضریب تعیین	R-squared = 0.9608	خوبی برازش
معنی‌داری کل متغیرهای رگرسیون	F(3, 14) = 114.26 Prob > F = 0.000	همه ضرایب مدل اختلاف معنی‌داری از صفر دارند.
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg	chi2(1) = 0.39 Prob > chi2 = 0.530	واریانس‌ها همسان هستند.
آزمون Ramsey	F(3, 11) = 0.76 Prob > F = 0.538	در مدل خطای تصریح وجود ندارد.
آزمون کشیدگی و چولگی برای نرمال بودن اجزای اخلال	chi2 = 3.84 Prob > chi2 = 0.1468	اجزای اخلال به لحاظ کشیدگی و چولگی نرمال هستند.
آزمون Shapiro-Francia W	z = 0.06 Prob > z = 0.46806	اجزای اخلال نرمال هستند.
آزمون هم‌خطی VIF	Mean VIF = 2.47	هم‌خطی وجود ندارد.
آزمون شکست چاو	F = 1.25 , Prob = 0.30	شکست ساختاری وجود ندارد.

VIF: Variance Inflation Factor

بحث

نتایج نشان داد که در مدل غیرخطی و خطی تابع CES سلامت ایران، ضریب کشش جانشینی مخارج سلامت عمومی و خصوصی به ترتیب برابر با ۰/۳۰ و ۰/۱۷ است. با توجه به پایین بودن مقدار کشش جانشینی مخارج سلامت عمومی و خصوصی در هر ۲ مدل خطی و غیرخطی می‌توان بیان کرد مخارج سلامت عمومی و خصوصی در ایران جانشین بسیار ضعیف یکدیگر هستند، به‌عبارت‌دیگر افزایش در یکی از این مخارج سلامت جهت داشتن سطح سلامت یکسان، منجر به کاهش بسیار ناچیز در مخارج سلامت دیگر می‌شود. بنابراین جهت بهبود وضعیت سلامت و امید به زندگی در جامعه افزایش توأم هر ۲ مخارج سلامت عمومی و خصوصی ضروری است. ساگلام (۲۰۱۷) این ضریب را برای مدل غیرخطی در کشورهای با درآمد متوسط به بالا معادل ۱/۱۲ و برای کشورهای با درآمد بالا ۰/۳۱ و برای کشورهای با درآمد پایین برابر با ۳/۲۳، برآورد کرد (۲۲).

کشش جانشینی مخارج سلامت عمومی و خصوصی محاسبه شده برای ایران به کشش جانشینی کشورهای با درآمد بالا نزدیک است. البته آنچه مهم است کوچک و نزدیک بودن این کشش‌ها به یکدیگر نسبت به کشش جانشینی مخارج سلامت عمومی و خصوصی برای کشورهای با درآمد پایین است. با توجه به کوچک بودن کشش جانشینی مخارج سلامت عمومی و خصوصی در ایران می‌توان بیان کرد که مخارج سلامت عمومی و خصوصی جانشین بسیار ضعیف یکدیگر هستند. این نتیجه با مطالعات پروپر (۲۰۰۰) برای انگلستان (۳۰) و ساگلام (۲۰۱۷) برای کشورهای با درآمد بالا (۲۲) منطبق است. همچنین منطبق با مطالعات باتچاریا و چائو (۲۰۰۷) (۲۳)، وروریگوس و زکریا (۲۰۱۳) (۲۴) و گاملات و لاهیری (۲۰۱۸) (۲۵) است که بیان کردند در کشورهای توسعه‌یافته که افراد درآمد و ثروت بیشتری دارند، مخارج سلامت خصوصی و عمومی با شدت بیشتری مکمل یکدیگر هستند.

پرووا‌توراو (۲۰۰۷) نیز برای کشورهای در حال گذار بیان کرد که جانشینی بین مخارج سلامت عمومی و خصوصی کمتر از ۱ است و این جانشینی برای کشورهای با درآمد بالا و پایین زیاد نیست. همچنین جانشینی بین این مخارج برای کشورهای در حال گذار معنی‌دار نیست (۳۱). گیسن و ارنز (۲۰۰۳) برای کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه بیان کردند که نرخ جانشینی کمتر از ۱ است، به‌عبارت‌دیگر مخارج سلامت عمومی و خصوصی جانشین کامل یکدیگر نیستند و با کاهش مخارج عمومی سلامت، مخارج خصوصی سلامت به همان میزان افزایش نمی‌یابد (۳۲) که با نتایج این مطالعه نیز هم‌خوانی دارد.

بنابراین طبق نتایج مطالعه حاضر و سایر مطالعات می‌توان بیان کرد که در کشورهای با درآمد متوسط به بالا کشش جانشینی بین مخارج سلامت عمومی و خصوصی کم است و این کشش برای کشورهای با درآمد پایین، بسیار بالا است. از این‌رو در کشورهای با درآمد پایین افزایش مخارج سلامت خصوصی منجر به کاهش مخارج عمومی شده

است. فیلمر و همکاران (۲۰۰۰) بیان کردند امکانات بسیار اندک و کیفیت پایین و ناکافی در بخش عمومی، مردم در کشورهای با درآمد پایین و متوسط را مجبور به استفاده از خدمات خصوصی می‌کند، درنتیجه افزایش مخارج سلامت خصوصی منجر به کاهش مخارج عمومی در این کشورها شده است (۳۳).

پارامتر ν یا همان بازدهی نسبت به مقیاس در مدل غیرخطی و خطی تابع CES به ترتیب برابر با ۰/۰۷ و ۰/۱۵ برآورد شد. با توجه به اینکه بازدهی نسبت به مقیاس در هر ۲ مدل خطی و غیرخطی کمتر از واحد است می‌توان بیان کرد بازدهی کاهنده نسبت به مقیاس در افزایش مخارج سلامت عمومی و خصوصی بر امید به زندگی در ایران وجود دارد یعنی افزایش مخارج سلامت عمومی و خصوصی به میزان ۱ درصد منجر به افزایش امید به زندگی کمتر از ۱ درصد خواهد شد که این نتیجه با مطالعات ساگلام (۲۰۱۷) برای کشورهای با درآمد متوسط به بالا (۲۲) و گالاما و همکاران برای ایالات متحده امریکا (۲۰۱۲) (۳۴) نیز همخوانی دارد. ساگلام (۲۰۱۷) برای کشورهای با درآمد متوسط به بالا این ضریب را ۰/۰۴۳ برآورد کرد (۲۲) که ایران نیز عضوی از این کشورها است و بسیار نزدیک با مقدار محاسبه‌شده در این تحقیق برای ایران است. گالاما و همکاران (۲۰۱۲) نیز بیان کردند فرض کاهنده بودن نسبت به مقیاس یک فرض واقعی در تولید سلامت جهان است (۳۴).

سهم و تأثیر مخارج سلامت عمومی و خصوصی سرانه به ترتیب با پارامتر α و $(1-\alpha)$ در هر ۲ مدل خطی و غیرخطی بیان شد. مقدار پارامتر α در مدل غیرخطی و خطی به ترتیب برابر با ۰/۵۴ و ۰/۵۳درصد است که بیان می‌کند سهم و تأثیر مخارج سلامت عمومی در امید به زندگی در مدل غیرخطی ۵۴ درصد و در مدل خطی برابر با ۵۳ درصد است که نشان از نزدیک بودن نتایج به یکدیگر، استحکام و قابلیت اطمینان نتایج دارد. سهم و تأثیر مخارج سلامت خصوصی در این مدل‌ها نیز به ترتیب برابر با ۴۶ و ۴۷ درصد است. بنابراین در هر ۲ مدل خطی و غیرخطی سهم و تأثیر مخارج سلامت عمومی نزدیک به یکدیگر و بزرگتر از ۵۰ درصد است که نشان می‌دهد سهم و تأثیر مخارج سلامت عمومی در افزایش امید به زندگی در ایران بیشتر از سهم و تأثیر مخارج سلامت خصوصی است، اگرچه این اختلاف زیاد نیست. سهم مخارج سلامت عمومی در افزایش امید به زندگی برای کشورهای با درآمد متوسط به بالا ۷۱ درصد و برای کشورهای با درآمد پایین ۵۹ درصد است (۲۲) که تأییدی بر نتیجه این مطالعه است.

با توجه به این‌که ایران عضو کشورهای با درآمد متوسط به بالاست، انتظار این است که سهم مخارج سلامت عمومی ایران در تولید سلامت و افزایش امید به زندگی نزدیک به کشورهای با درآمد متوسط به بالا باشد اما این سهم در ایران اختلاف زیادی با آن کشورها دارد. علت می‌تواند کاهش مخارج و سرمایه‌گذاری‌های عمومی سلامت در ایران نسبت به سایر کشورهای با درآمد بالا باشد. همچنین علت دیگر پایین بودن سهم مخارج سلامت عمومی در افزایش امید به زندگی در ایران نسبت به سایر کشورهای با درآمد متوسط به بالا را می‌توان در بررسی روند مخارج سلامت عمومی و خصوصی سرانه یافت به‌طوریکه در ایران تا سال ۲۰۱۴ مخارج سلامت خصوصی سرانه از مخارج سلامت عمومی سرانه بزرگتر است اما از این سال به بعد روند برعکس می‌شود و مخارج سلامت عمومی سرانه بیشتر می‌شود (۱۹) درحالیکه این تغییر برای کشورهای با درآمد بالا از سال ۲۰۰۷ شروع شده است یعنی از سال ۲۰۰۷ به بعد، مخارج سلامت عمومی بزرگتر از مخارج سلامت خصوصی است (۱۹).

با توجه به اینکه روند افزایش مخارج سلامت عمومی نسبت به مخارج سلامت خصوصی در قیاس با کشورهای درآمد متوسط به بالا در سال‌های بعد اتفاق افتاده است، پایین بودن سهم مخارج سلامت عمومی در افزایش امید به زندگی قابل توجیه است. همچنین این روند گویای این نتیجه است که کشورهای با درآمد بالا برای دستیابی به وضعیت سلامت بهتر، مخارج بخش عمومی به خصوصی را به نسبت بیشتری افزایش دادند (از سال ۲۰۰۷ به بعد) که در واقع به معنی پرداخت بیشتر هزینه‌ها و مخارج سلامت توسط بخش عمومی و کاهش پرداخت از جیب است به‌طوریکه مکیان و همکاران (۱۳۹۵) در بررسی رابطه هزینه‌های سلامت و امید به زندگی بیان کردند مخارج عمومی سلامت تأثیر بیشتری بر امید به زندگی در کشورهای با درآمد بالا نسبت به کشورهای با درآمد پایین دارد (۹). البته تأثیر مخارج سلامت بر وضعیت سلامت به نظام سلامت کشورها نیز مرتبط است به گونه‌ای‌که در

کشورهایی با نظام ملی سلامت، تاثیر مخارج سلامت بر وضعیت سلامت بیشتر از سایر نظام‌های سلامت است (۳۵).

از نقات قوت مطالعه حاضر، می‌توان به موضوع مطالعه اشاره کرد که تا کنون در ایران بررسی نشده بود. همچنین در این مطالعه میزان سهم و کشش جانشینی مخارج سلامت عمومی و خصوصی بر امید به زندگی ایران برآورد گردیده است که می‌تواند راهگشای سیاستگذارن و برنامه‌ریزان جهت مقایسه با سایر کشورها و اتخاذ تصمیمات مناسب در خصوص مخارج سلامت عمومی و خصوصی برای دستیابی به سطح سلامت بالاتر گردد. از جمله محدودیت‌های مطالعه حاضر می‌توان به تعداد محدود متغیرهای توضیحی مدل CES اشاره کرد. اگرچه علاوه بر مخارج سلامت عمومی و خصوصی، متغیرهای دیگری بر امید به زندگی تاثیر گذار هستند اما در این مدل فقط می‌توان ۲ متغیر توضیحی وارد کرد و سایر عوامل در مدل لحاظ نشده است.

نتیجه‌گیری

هدف کلی مطالعه برآورد بازدهی نسبت به مقیاس، سهم و کشش جانشینی مخارج سلامت عمومی و خصوصی در قالب تابع سلامت CES در ایران برای سال‌های ۲۰۱۷-۲۰۰۰ است که از روش‌های اقتصادسنجی حداقل مربعات خطی و غیرخطی استفاده شد. نتایج نشان داد که با توجه به پایین بودن مقدار کشش جانشینی مخارج سلامت عمومی و خصوصی در هر ۲ مدل خطی و غیرخطی، مخارج سلامت عمومی و خصوصی در ایران جانشین بسیار ضعیف یکدیگر هستند. به‌عبارت‌دیگر افزایش توأم این مخارج سلامت منجر به افزایش امید به زندگی در جامعه می‌شود. بنابراین جهت بهبود وضعیت سلامت و امید به زندگی در جامعه افزایش توأم هر ۲ مخارج سلامت عمومی و خصوصی پیشنهاد می‌شود. همچنین بازدهی کاهنده نسبت به مقیاس در افزایش مخارج سلامت عمومی و خصوصی بر امید به زندگی در ایران وجود دارد بنابراین برای افزایش امید به زندگی در جامعه، فقط افزایش مخارج سلامت عمومی و خصوصی سرانه کفایت نمی‌کند و عوامل دیگر نیز تأثیرگذار هستند.

در هر ۲ مدل خطی و غیرخطی، سهم و تأثیر مخارج سلامت عمومی نزدیک به یکدیگر و بزرگتر از ۵۰ درصد است که نشان می‌دهد سهم و تأثیر مخارج سلامت عمومی در افزایش امید به زندگی، بیشتر از سهم و تأثیر مخارج سلامت خصوصی در ایران است؛ اما این سهم کمتر از کشورهای با درآمد متوسط به بالا است که احتمالاً در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری‌های عمومی سلامت در ایران است. لذا توصیه شود برای دستیابی به سطح سلامت بهتر و کاهش شکاف سطح سلامت با کشورهای با درآمد متوسط به بالا، مخارج دولت در سلامت افزایش یابد و با توجه به جانشینی بسیار کم بین مخارج سلامت خصوصی و عمومی، نگرانی از کاهش مخارج سلامت خصوصی وجود نخواهد داشت.

سپاسگزاری

بدین‌وسیله از همه کسانی‌که در انجام این پژوهش همکاری داشتند، تقدیر و سپاسگزاری می‌گردد.

مشارکت نویسندگان

طراحی پژوهش: م. ش

جمع‌آوری داده‌ها: م. ش، س. ق

تحلیل داده‌ها: م. ش، س. ق

نگارش و اصلاح مقاله: م. ش، س. ق

سازمان حمایت‌کننده

این مطالعه ازسوی هیچ سازمانی، مورد حمایت مالی قرار نگرفته است.

تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافعی از سوی نویسندگان گزارش نشده است.

References

1) Taheri Bazkhaneh S, Karimzadeh M, Tahsili H. The study of socioeconomic factors affecting 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]
2) Shahraki M, Ghaderi S. Investigating the Causal Relationship between Public Health Expenditure and Health Status; Panel Vector Auto-Regression Model. hrjbaq 2019; 4(4): 220-6. doi: 10.29252/hrjbaq. 4.4.220. [Persian]
3) Fayissa B, Gutema P. Estimating a health production function for Sub-Saharan Africa (SSA). Applied Economics 2005; 37(2): 155-64. doi: https://doi.org/10.1080/ 00036840412331313521.
4) Samadpoor N, Emadzade M, Rangbar H, Azizi F. The Impact of Education on Health in Iran: A

Production Function Approach. jemr 2014; 4(15): 147-78. [Persian]
5) Asgari H, Badpa B. The effects of public and private health care expenditure on health status in Iran. sjimu 2015; 23(5): 36-46. [Persian]
6) Jahangard E, Alizadeh N. The Estimation of Effective Socio-Economic Factors on Health Production Function in Provinces of Iran. Nameh-Ye-Mofid 2010;15(75): 85-106. [Persian]
7) Shahraki M. Public and private health expenditure and life expectancy in Iran. Payesh 2019; 18(3): 221-30. [Persian]
8) Shahraki M, Ghaderi S. The Effect of Socioeconomic Factors on Household Health Expenditures: Heckman Two-Step Method. Payavard 2019; 13(2): 160-71. Available from URL: http://payavard. tums. ac. ir/ article- 1- 6761- fa. pdf. [Persian]
9) Makiyan SN, Taherpour E, Zangiabadi P. Health Expenditure & Life-expectancy in Islamic Countries: A Panel Data Approach. Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies 2016; 4(13): 25-40. Available from URL: http://www. jmsp. ir/ article_ 15248_ 21fcb891b3f35d2dcd5d22b88054c9be. pdf. [Persian]
10) Motaghi S. The determinants of life expectancy in Islamic Countries (Based on homogeneous income groups). Economics Research 2015; 14(55): 185-205. [Persian]
11) Shahraki M, Ghaderi S. The Impact of medical Insurances on out-of-pocket payments among urban households in Iran: A Double-Sample selection Model. jha 2019; 22(2): 42-54. [Persian]
12) Jaba E, Balan ChB, Robu IB. The Relationship between Life Expectancy at Birth and Health Expenditures Estimated by a Cross-country and Time-series Analysis. Procedia Economics and Finance 2014; 15: 108-14. doi: https://doi.org/10. 1016/S2212-5671(14)00454-7.
13) Ranabhat CL, Atkinson J, Park MB, Kim CB, Jakovljevic M. The Influence of Universal Health Coverage on Life Expectancy at Birth (LEAB) and Healthy Life Expectancy (HALE): A Multi-Country Cross-Sectional Study. Front Pharmacol 2018; 9: 960. doi: 10.3389/ fphar.2018.00960.
14) Rahman MM, Khanam R, Rahman M. Health care expenditure and health outcome nexus: new evidence from the SAARC-ASEAN region. Globalization and Health 2018; 14(1): 113. doi: https:// doi. org/10.1186/s12992-018-0430-1.
15) Rana RH, Alam K, Gow J. Development of a richer measure of health outcomes incorporating the impacts of income inequality, ethnic diversity, and ICT development on health. Globalization and health 2018; 14(1): 72. doi: https://doi. org/10. 1186/ s12992-018-0385-2.
16) Baltagi BH, Moscone F, Tosetti E. Medical technology and the production of health care. Empi Econ 2012; 42(2): 395-411. doi: 10.1007/s00181-011-0472-1.
17) Schoder J, Zweifel P. Flat-of-the-curve medicine: a new perspective on the production of health. Health Econ Rev 2011; 1: 1-10. doi: 10.1186/2191-1991-1-2.
18) Bayati M, Akbarian R, Kavosi Z, Sadraei Javaheri A, Amini Rarani M, Delavari S. Socioeconomic Determinants of Health in Western Pacific Region: A Panel Data Analysis. Social Welfare 2013; 12(47): 111-30. [Persian]
19) World Bank. Available from: https://data. worldbank.org/. Last Access: mar 10, 2019.
20) Imoughele L, Ismaila M. Determinants of public healthcare expenditure in Nigeria: an error correction mechanism approach. Internat J Bus Soc Sci 2013; 4(13): 220-33.
21) Sadeghi SK, Mohammadi Khaneghahi R. The impact of health care expenditure on health indicators: an empirical analysis in middle income countries. Payesh 2015; 14(1): 7-14. [Persian]
22) Sağlam BB. Private Health Care Versus Public Health Care: Complements or Substitutes. 18th annual Meeting of the Association for Public Economic Theory; 2017 Jul 10-13; Paris. 2017.
23) Bhattacharya J, Qiao X. Public and private expenditures on health in a growth model. Journal of Economic Dynamics and Control 2007; 31(8): 2519-35. doi: https:// doi.org/ 10.1016/j. jedc. 2006.07.007.
24) Varvarigos D, Zanariah Zakaria I. Endogenous Fertility in a Growth Model with Public and Private Health Expenditures. J Popul Econ 2013; 26(1): 67-85. doi: 10.1007/s00148-012-0412-1.
25) Gamlath S, Lahiri R. Health Expenditures and Inequality: A Political Economy Perspective. Journal of Economic Studies 2019; 49(4): 942-64. doi: https://doi.org/10. 1108/ JES-05-2018-0178.
26) Li SM, Moslehi S, Yew SL. Public–private mix of health expenditure: A political economy and quantitative analysis. Canadian Journal of Economics Revue canadienne d'économique 2016; 49(2): 834-66. doi: https://doi.org/10.1111/ caje. 12216.
27) Meran G. Thermodynamic constraints and the use of energy-dependent CES-production functions A cautionary comment. Energy Economics 2019; 81: 63-9. doi: https://doi.org/10.1016/j. eneco. 2019. 03.009.
28) Henderson JM, Quandt RE. Microeconomic theory; a Mathematical Approach. New York: McGraw-Hill; 1971.
29) Keshavarz Haddad Gh. Microeconometric data analysis and policy assessment. Tehran: Ney Publications; 2015. [Persian]
30) Propper C. The demand for private health care in the UK. Journal of Health Economics 2000; 19(6): 855-76. doi: https://doi.org/10.1016/ S0167-6296(00) 00045- X.

31) Provotorov V. Substitution of Private for Public Expenditure on Health Care Services: the Case of Countries in Transition [Master Thesis]. National University “Kyiv-Mohyla Academy”; 2007.
32) Guisan MC, Arranz M. Econometric Models of Private and Public Health Expenditure in OECD countries, 1970-96. Applied Econometrics and International Development 2003; 3(3): 49-60.
33) Filmer D, Hammer JS, Pritchett LH. Weak Links in the Chain: A Diagnosis of Health Policy in Poor Countries. World Bank Research Observer 2000; 15(2): 199-224.
34) Galama TJ, Hullegie P, Meijer E, Outcault S. Is there empirical evidence for decreasing returns to scale in a health capital model?. Health Econ 2012; 21(9): 1080-100. doi: https://doi.org/10.1002/ hec. 2843.
35) Raeesi P, Harati-Khalilabad T, Rezapour A, Azari S, Javan-Noughabi J. Effects of private and public health expenditure on health outcomes among countries with different health care systems: 2000 and 2014. Med J Islam Repub Iran 2018; 32: 35. doi: 10.14196/mjiri.32.35.

Research Article

Estimating the Share and Elasticity of Substitution for Public and Private Health Expenditures in Iran

Mahdi Shahraki [1*], Simin Ghaderi [1]

[1] Assistant professor, Department of Economics, School of Management and Human Science, Chabahar Maritime University, Chabahar, Iran

* **Corresponding Author:** Mahdi Shahraki
shahraki@cmu.ac.ir

Citation: Shahraki M, Ghaderi S. Estimating the Share and Elasticity of Substitution for Public and Private Health Expenditures in Iran. Manage Strat Health Syst 2020; 5(1): 11-22.

Received: January 08, 2020
Revised: April 29, 2020
Accepted: May 17, 2020

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

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

A B S T R A C T

Background: The rate of substitution for private and public health expenditures is one of the factors that can explain the different effects of public and private health expenditures on health and life expectancy. Therefore, the purpose of this study was to estimate the return to scale, share, and elasticity of the substitution for public and private health expenditures in Iran.

Methods: In this descriptive-analytical study, linear and nonlinear least squares methods were applied to study the share and elasticity in substitution of private and public health expenditures at national level in Iran during 2000-17. The study data included the annual time series data extracted from the World Bank website. The Stata $_{14}$ software was used to estimate the economic model.

Results: In the nonlinear and linear models of Elasticity of Substitution Constant (CES) health function in Iran, elasticity of substitution for public and private health expenditures were 0.30 and 0.17, respectively. The return to scale in nonlinear and linear models was 0.07 and 0.15, respectively. The share of public health expenditures on life expectancy in the nonlinear and linear model was 54 and 53 % and the share of private health expenditures in these models was 46 and 47 %, respectively.

Conclusion: Public and private health expenditures are poor substitutes of each other in Iran and increase of these health expenditures leads to an increase in life expectancy. A decreasing return exists to scale in public and private health expenditures on life expectancy in Iran. The share of public health expenditures is higher than the share of private health expenditures on life expectancy in Iran.

Key words: Public & private health expenditures, Elasticity of substitution, Life expectancy