

اثر آموزش بر درآمد و هزینه‌های بهداشتی خانوارهای ایرانی

احمد صلاح‌منش، سید مرتضی افقه، ابراهیم انواری و زهره عراقی رستمی *

تاریخ وصول: ۱۳۹۴/۱۲/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۳/۴

چکیده:

هدف این مطالعه بررسی اثر آموزش بر درآمد و هزینه‌های بهداشتی خانوارهای ایرانی می‌باشد. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه، از نوع داده‌های مقطعی است که از طرح هزینه-درآمد خانوار مرکز آمار ایران در سال ۱۳۹۲ به دست آمده‌اند. متغیر مقطع تحصیلی سرپرست خانوار به عنوان شاخص آموزش و مجموع هزینه‌های بهداشتی و درمانی که یکی از گروه‌های هشتگانه‌ی اصلی در سبد هزینه‌ی خانوار است به اضافه‌ی هزینه‌ی تهیه‌ی بیمه‌ی بهداشت و درمان و دسترسی به آب آشامیدنی سالم (آب لوله‌کشی یا خرید آب) به عنوان متغیر هزینه‌های بهداشتی خانوار وارد الگو شد. سپس دو معادله‌ی ارائه‌شده برای درآمد و هزینه‌های بهداشتی خانوار با تشکیل سیستم معادلات هم‌زمان، به روش حداقل مربعات وزنی (WLS) و با استفاده از نرم‌افزار Eviews 8 برآورد شدند. نتایج این برآورد نشان داد که تحصیلات، تجربه‌ی کاری و مرد بودن سرپرست خانوار، شهری بودن و تعداد افراد با درآمد خانوار، درآمد خانوار را افزایش می‌دهند و نیز درآمد و شهری بودن خانوار، تحصیلات و سن سرپرست خانوار، عواملی هستند که موجب افزایش هزینه‌های بهداشتی خانوار می‌شوند.

طبقه‌بندی *JEL*: I11، I21، I25

واژه‌های کلیدی: آموزش، درآمد، هزینه‌های بهداشتی، داده‌های مقطعی، معادلات هم‌زمان.

* به ترتیب، استادیار (نویسنده مسئول)، دانشیار، استادیار اقتصاد و کارشناسی ارشد دانشگاه شهید چمران اهواز، ایران
(salahmanesh@yahoo.com.au)

۱- مقدمه

بر مبنای بررسی تجربیات کشورهای مختلف، بسیاری از صاحب‌نظران اقتصادی بر این باورند که به تدریج از نقش و اهمیت سرمایه‌ی فیزیکی کاسته شده و توجه به سرمایه‌ی انسانی افزایش یافته است. بنابراین، اهمیت روزافزون سرمایه‌ی انسانی موجب شده است که نقش کمیّت و به ویژه کیفیت نیروی کار بیش‌تر مورد توجه و بررسی قرار گیرد. آموزش، سلامت و تجربه ابعاد اصلی سرمایه‌ی انسانی به شمار می‌آیند (عمادزاده، ۱۳۸۸).

اختلاف درآمدها مسأله‌ای است که از دیرباز در میان جوامع مختلف و گروه‌های متفاوت افراد یک جامعه مشاهده می‌شود. ریشه‌یابی این مسأله و چگونگی برطرف کردن آن، از مواردی است که ذهن اقتصاددانان و بزرگان سیاست را مشغول کرده است. در دهه‌های اخیر، پیدایش شاخه‌ی جدیدی از علم اقتصاد، به نام "اقتصاد آموزش"، توجه جدیدی از وجود اختلاف درآمدها را برای جوامع مختلف پدید آورده است. در این میان، اقتصاددانان، به کمک مفهوم سرمایه‌ی انسانی، به مطالعه و تحقیق پرداخته‌اند. براساس این مفهوم، فواید اقتصادی آینده‌ی آموزش، به ویژه فواید درآمدی آن، از مهم‌ترین عوامل تصمیم‌گیری افراد برای ورود به فعالیت‌های آموزشی می‌باشند.

به اعتقاد سن^۱، آموزش علاوه بر این که بر درآمد و دستمزد اثر می‌گذارد موجب تغییر تصمیمات و رفتار مردم در جهتی مثبت می‌شود و این به نوبه‌ی خود احتمال موفقیت برای رسیدن به نیازهای اساسی، مانند بهداشت، آب و فاضلاب، و دیگر خدمات را افزایش می‌دهد (گاندر و اکسینگ^۲، ۲۰۱۲). بنابراین از دیگر فواید اقتصادی آینده‌ی آموزش می‌تواند تأثیر آن بر فعالیت‌ها یا به عبارت دیگر هزینه‌های بهداشتی باشد که می‌توان آن را مورد بحث قرار داد.

^۱ Sen

^۲ Gounder & Xing

سرمایه‌ی انسانی، از دو بُعد، قابل‌بررسی است: نقش سرمایه‌ی انسانی در رشد اقتصادی، بُعد کلان آن است و بُعد خرد آن نقش سرمایه‌ی انسانی در جنبه‌های مختلف از جمله جنبه‌ی درآمدی است. در حقیقت، توابع درآمدی ابزاری ساده و در عین حال انعطاف‌پذیر برای تحلیل سرمایه‌گذاری در آموزش و بهداشت به شمار می‌رود. برخلاف کارهای انجام‌شده توسط شولتز^۳، دنیسون^۴ و گرلیچز^۵ که نظریه‌ی سرمایه‌ی انسانی را در بهره‌وری و رشد اقتصادی به کار بردند (بُعد کلان)، افرادی نظیر ژاکوب مینسر^۶، بکر^۷ و پیروانش یک نظریه‌ی عمومی را ارائه دادند که بر ارتباط بین سرمایه‌ی انسانی و درآمد نیروی کار (بُعد خرد) تأکید داشت (صالحی، ۱۳۸۴). در این مطالعه تمرکز محققان بر بُعد خرد سرمایه‌ی انسانی است و سعی بر نشان دادن این موضوع می‌باشد که آیا آموزش می‌تواند موجب افزایش درآمد و هزینه‌های بهداشتی خانوارها گردد یا خیر. داده‌های مورد استفاده اطلاعات مربوط به بودجه‌ی خانوار ارائه‌شده توسط مرکز آمار ایران در سال ۱۳۹۲ می‌باشد. در ابتدا به طور کلی (در دو بُعد خرد و کلان)، تأثیر آموزش بر درآمد و بهداشت بررسی و پس از آن توابعی که نشان‌دهنده‌ی این روابط است معرفی می‌شود. پس از طرح مسأله، در چارچوب نظری تحقیق به تعریف مفاهیم آموزش، درآمد و بهداشت و سایر متغیرها و مطالعات تجربی انجام‌شده در این زمینه در داخل و خارج از کشور و سپس توصیف داده‌ها پرداخته می‌شود. بخش بعد مربوط به روش‌شناسی و برآورد الگوست و در پایان نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه خواهد شد.

۲- مرور برخی از مطالعات انجام گرفته

۲-۱- مطالعات خارجی

ساخاروپولوس و لیارد^۸ (۱۹۷۹)، با به کار بردن تابع دریافتی مینسر و استفاده از اطلاعات بودجه‌ی خانوار انگلستان در سال ۱۹۷۲، به ارتباط قوی بین تحصیلات با

³ Shultz

⁴ Denison

⁵ Griliches

⁶ Jacob Mincer

⁷ Becker

⁸ Psacharopoulos & Layard

درآمد افراد دست می‌یابند. همچنین، آن‌ها نتیجه می‌گیرند که بازدهی آموزش ضمن خدمت، با افزایش سال‌های آموزش، افزایش می‌یابد.

گاندو و اکسینگ (۲۰۱۲)، در مطالعه‌ی خود، اثر آموزش را بر روی فعالیت‌های بهداشتی خانوار از جمله دسترسی آن‌ها به آب سالم، تجهیزات پزشکی و درمانی و کسب بیمه‌ی عمر-حادثه بررسی می‌کنند. آن‌ها دریافته‌اند که آموزش و همچنین لگاریتم درآمد خانوار تأثیر مثبت قابل‌توجهی در گرایش مردم در فعالیت‌های پیشگیری سلامت (خرید بیمه‌ی عمر و حادثه و تجهیزات پزشکی و درمانی) دارد و سطوح تحصیلی بالاتر بر فعالیت‌های پیشگیری اثر بیشتری دارد. هاپکینز و مکدونالد^۹ (۲۰۰۰)، با استفاده از آزمون مقادیر کرانه‌ای و هم‌انباشتگی جوهانسون نشان دادند که در کشور استرالیا با وجود این‌که تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر مخارج بهداشتی دارد ولی مخارج بهداشتی بر تولید اثر معنی‌داری ندارد.

مورتی و اوکوناد^{۱۰} (۲۰۰۹)، در مطالعه‌ی خود با عنوان تعیین عوامل اصلی مؤثر بر هزینه‌های بهداشتی در کشورهای آفریقایی، با استفاده از داده‌های تلفیقی برای ۴۴ کشور آفریقایی و با استفاده از آمار و ارقام سال ۲۰۰۱ میلادی برای این کشورها با وارد کردن متغیرهایی همچون درآمد سرانه، کمک‌های خارجی دریافت‌شده توسط دولت‌ها، تعداد پزشک در هر هزار نفر و همچنین درصد افراد بالای ۶۵ سال سن نتیجه‌گیری می‌کند که درآمد سرانه به عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرها در توضیح نوسانات بهداشتی کشورهای کم‌تر توسعه‌یافته می‌باشد.

وونگ^{۱۱} (۲۰۱۱)، در مطالعه‌ی خود تحت عنوان "مخارج بهداشتی و رشد اقتصادی" به بررسی رابطه‌ی این دو متغیر در ۳۱ کشور طی سال‌های ۱۹۸۶ تا ۲۰۰۷ پرداخته و به این نتیجه رسیده است که افزایش درآمد باعث افزایش مخارج بهداشتی در این کشورها شده است.

اردیل و یتکینر^{۱۲} (۲۰۰۴)، در مطالعه‌ی خود تحت عنوان "رویکرد داده‌های پانل در جهت علیت درآمد-بهداشت" در مجموعه‌ای از کشورها با سطوح مختلف درآمد طی سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۹۰ به بررسی علیت بین مخارج بهداشتی و تولید

⁹ Hopkins & MacDonald

¹⁰ Murthy & Okunade

¹¹ Wang

¹² Erdil & Yetkiner

ناخالص داخلی پرداخته‌اند. بر اساس نتایج به‌دست آمده در کشورهای با درآمد پایین و متوسط تنها از طرف درآمد به مخارج بهداشتی، علیت وجود دارد ولی در کشورهای با درآمد بالا، مخارج بهداشتی نیز بر میزان تولید ناخالص داخلی مؤثر است.

چان^{۱۳} و دیگران (۲۰۰۰)، به برآورد تابع مینسر برای هنگ کنگ در سال‌های ۱۹۹۶ و ۱۹۹۱ و ۱۹۸۶ و ۱۹۸۱ پرداختند. این بررسی افزایش نرخ بازده و کاهش بازدهی تجربه‌ی کاری را برای سال‌های مورد بررسی نشان می‌دهد که با تئوری سرمایه‌ی انسانی سازگار است. آن‌ها در مطالعه‌ی خود اظهار می‌دارند که با توجه به تغییرات ساختاری و اصلاحات اقتصادی در دهه‌های اخیر در هنگ کنگ، مردم به‌تدریج به این نتیجه رسیده‌اند که فقط داشتن تجربه برای اطمینان آن‌ها از یک شغل خوب، کافی نیست و نقش سطوح تحصیلات افراد در سطح درآمد آن‌ها بیش‌تر نمایان می‌باشد.

۲-۲- مطالعات داخلی

صالحی (۱۳۸۴)، در مطالعه‌ی خود تحت عنوان "محاسبه‌ی بازدهی سرمایه‌ی انسانی در ایران" با استفاده از داده‌های هزینه-درآمد خانوارها در سال ۱۳۸۰ که توسط مرکز آمار ایران منتشر شده است به برآورد تأثیر چند متغیر که همگی نشان‌دهنده‌ی تأثیر سرمایه‌ی انسانی بر روی درآمد هستند، پرداخته است. علاوه بر ویژگی‌های شخصی (شامل جنسیت، مکان زندگی، محل اشتغال و ...) که در مقاله ارائه شده است، نتیجه‌ی کلی این است که تأثیر تحصیلات و تجربه بر درآمد افراد دارای تحصیلات و تجربه‌ی بیش‌تر، نسبت به افراد با تحصیلات و تجربه‌ی کمتر، به صورت فزاینده است.

علمی و دیگران (۱۳۸۵)، در مطالعه‌ی خود تحت عنوان "اثر آموزش بر درآمد افراد شهری در ایران با استفاده از روش مدل‌های چندسطحی در سال ۱۳۸۲" ابتدا با ترسیم منحنی‌های "سن-درآمد" شاغلان مناطق شهری ایران در سال ۱۳۸۲، تأثیر آموزش بر درآمد افراد در مقاطع تحصیلی مختلف را نشان داده‌اند. سپس، با کاربرد روش چند سطحی، ارتباط بین آموزش، تجربه و درآمد را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که آموزش بر درآمد حاصل از شغل شاغلان

¹³ Chan, et al.

مناطق شهری کشور دارای اثر مثبت و معنی‌داری است به طوری که هر چه سطح سواد بالاتر باشد، شکاف درآمد افراد با متغیر پایه (افراد بی‌سواد)، بیش‌تر می‌شود و همچنین سال‌های تجربه بر سطح درآمد افراد اثر مثبت دارد. جنسیت افراد شاغل نیز متغیر مهمی در بررسی تفاوت‌های درآمدی افراد است به طوری که، درآمد حاصل از شغل مردان به طور متوسط بیش‌تر از زنان است.

بهبودی و دیگران (۱۳۹۰)، در مطالعه‌ی خود تحت عنوان "بررسی رابطه‌ی بین مخارج بهداشتی سرانه و درآمد سرانه در کشورهای با درآمد پایین و متوسط" رابطه‌ی علیّی بین مخارج بهداشتی سرانه و تولید ناخالص داخلی سرانه برای کشورهای با درآمد پایین و متوسط طی دوره‌ی ۲۰۰۳-۲۰۰۷ مورد بررسی قرار داده‌اند. بدین منظور از آزمون علیّت گرنجر هشیائو (۱۹۸۱) و آزمون علیّت تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) استفاده شده است. نتایج به دست آمده حاکی از این امر است که در کشورهای با درآمد پایین و متوسط (در حال توسعه) که ایران هم جزء آنهاست، تنها از طرف درآمد سرانه به مخارج بهداشتی سرانه، علیّت وجود دارد. با توجه به وجود رابطه‌ی علیّی یک‌طرفه از سوی درآمد سرانه به مخارج بهداشتی سرانه در گروه کشورهای با درآمد سرانه متوسط و پایین، در این از گروه کشورها افزایش درآمد سرانه می‌تواند از طریق افزایش مخارج مصرفی منجر به افزایش مخارج بهداشتی سرانه شود.

رئیس‌پور و پژویان (۱۳۹۲)، در مطالعه‌ی خود تحت عنوان "آثار مخارج بهداشتی دولت بر رشد اقتصادی و بهره‌وری در ایران: رویکرد منطقه‌ای" به بررسی اثرات مخارج عمومی سلامت و تغییرات سطوح جزئی آن بر رشد اقتصادی و بهره‌وری عوامل در ایران می‌پردازند. بدین منظور از مدل تعمیم‌یافته‌ی سولو جهت توضیح نوسانات بهره‌وری استفاده و نتایج تجربی حاصل از بررسی مدل داده‌های تابلویی ۲۸ استان کشور در دوره‌ی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۷۹ به بررسی گذاشته شد. نتایج حاکی از آن بود که مخارج هزینه‌ای دولت در حوزه‌ی سلامت دارای آثار پایدار مثبت بر بهره‌وری نیروی کار می‌باشد، این در حالی است که سرمایه‌گذاری‌های دولت در زیرساخت‌های سلامت تأثیری بر بهره‌وری عوامل نداشته است. سرمایه‌گذاری‌های بهداشتی دولت در مجموع ۶/۳ درصد از کل رشد اقتصادی ناشی‌شده از بهبود بهره‌وری عوامل در این دوره را تبیین می‌نماید.

صادقی و دیگران (۱۳۹۲)، در مطالعه‌ی خود تحت عنوان "بررسی عوامل مؤثر بر هزینه‌های بهداشتی بخش خصوصی و مقایسه‌ی شدت اثر آن‌ها در سطوح مختلف درآمدی در کشورهای آسیایی" تکنیک رگرسیون داده‌های تلفیقی (پانل) برای ۴۳ کشور آسیایی و با کنترل اثرات ثابت بین کشورها در فاصله‌ی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۹۵ به کار گرفته‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که متغیر درآمد سرانه می‌تواند قسمت اعظمی از تفاوت موجود در هزینه‌های بهداشتی بین کشورها را توضیح دهد. همچنین مشاهده می‌شود که تفاوت معنی‌داری در نوع عوامل اثرگذار و همچنین شدت اثر آن‌ها در هر یک از گروه‌های مختلف درآمدی از کشورها وجود دارد.

هدف از انجام این مطالعه بررسی اثرگذاری آموزش بر درآمد خانوارها اعم از شهری و روستایی کشور در سال ۱۳۹۲ می‌باشد که در سایر مطالعات این بررسی با استفاده از داده‌های قدیمی‌تر یا صرفاً بررسی خانوارهای شهری بوده است و همچنین همان‌طور که ملاحظه گردید اکثر مطالعات داخلی انجام‌گرفته اثر آموزش بر هزینه‌های بهداشتی را در سطح کلان مورد بررسی قرار داده‌اند که در این مطالعه سعی بر نشان دادن این اثر در سطح خرد یعنی خانوارها می‌باشد.

۳- چارچوب نظری تحقیق

شولتز، آموزش را به عنوان یکی از عوامل تولید در کنار سایر عوامل قرار داده و آن را به عنوان یکی از عوامل مهم رشد اقتصادی محسوب می‌کند. شولتز از آموزش به عنوان نوعی از سرمایه‌گذاری یاد می‌کند و بیان می‌کند که کلید توسعه‌ی اقتصادی خود انسان است، نه منابع مادی. به اعتقاد وی، بهبود کیفیت نیروی کار، ناشی از سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی یا آموزش است (شولتز، ۱۹۶۱).

هم‌چنین مینسر بیان می‌کند که تفاوت‌های فردی در سرمایه‌گذاری در سرمایه‌ی انسانی منجر به تفاوت در توزیع درآمد می‌شود. سرمایه‌گذاری متفاوت در سرمایه‌ی انسانی در درجه‌ی اول اشاره به آموزش متفاوت دارد. از آنجایی که زمان صرف‌شده در آموزش به منزله‌ی تعویق درآمد به سنین بالاتر است، با فرض انتخاب عقلانی در زمان انتخاب (بین تحصیل و کار)، ارزش فعلی درآمد باید برای هر دو انتخاب برابر باشد. به گفته‌ی آدام اسمیت، این برابری به معنی پرداخت سالانه‌ی بالاتر در مشاغلی است که نیاز به آموزش بیش‌تر دارند. بنابراین در یک مدل ساده

می‌توان این‌گونه خلاصه کرد که تفاوت مطلق در طول آموزش (سال‌های آموزش) منجر به تفاوت در درآمد سالانه خواهد شد (مینسر، ۱۹۵۸).

تابع درآمدی را ابتدا مینسر به کار برد. او فرض می‌کند که درآمد مورد انتظار فرد تابعی از سرمایه‌گذاری در آموزش است. اگر درآمد فرد تابع تولید شخصی او باشد، تولید شخصی تابعی از تحصیلات کسب‌شده، تجربه‌ی کاری و سایر متغیرهای مرتبط با درآمد است. در دهه‌ی ۱۹۷۰، افزایش توجه محققان و اقتصاددانان به تحلیل ارتباط بین توزیع درآمد و سرمایه‌ی انسانی، موجب پدید آمدن آثار با ارزشی شد که از آن جمله می‌توان آثار گرلیچز و ماسون^{۱۴} (۱۹۷۲)، ولچ^{۱۵} (۱۹۷۵)، بلاگ (۱۹۷۶) و روزن^{۱۶} (۱۹۷۷) را نام برد. بیش‌تر کارهای اخیر بر تخمین تابع درآمدی تمرکز یافته‌اند که به صورت رابطه‌ی (۱) است:

$$Y_t = f(S_i, A_i, Z_i) + U_i \quad (1)$$

در رابطه‌ی (۱): Y می‌تواند دستمزد یا درآمد باشد. S تحصیلات (معمولاً سال‌های تحصیلی کامل‌شده) است. A متغیری در ارتباط با توانایی فرد است که معمولاً غیرقابل‌مشاهده است. Z مجموعه‌ای از متغیرهایی است که فرض می‌شود بر درآمد اثر دارند و برای هر فرد متفاوت است. U_i جزء اخلاص، یعنی عواملی که بر درآمد اثر دارند، اما مستقل از Z توزیع شده‌اند. i نماینده برای یک فرد مشخص در نمونه است (صالحی، ۱۳۸۴).

اکثر مطالعات صورت‌گرفته در زمینه‌ی بررسی اثر آموزش بر درآمد خانوارها، با استفاده از بسط تابع درآمدی مینسر بوده است. از جمله مطالعات انجام‌شده توسط ساخاروپولوس و لیارد^{۱۷} (۱۹۷۹)، نصیر و نازلی^{۱۸} (۲۰۰۰)، چان و دیگر همکاران (۲۰۰۰)، موک^{۱۹} و همکاران (۲۰۰۳) و گاندر^{۲۰} و اکسینگ^{۲۱} (۲۰۱۲).

^{۱۴} Masson

^{۱۵} Welch

^{۱۶} Rosen

^{۱۷} Psacharopoulos & Layard

^{۱۸} Nasir & Nazli

^{۱۹} Moock

^{۲۱} Gounder

^{۲۲} Xing

از طرفی دیگر شولتز (۱۹۶۱)، معتقد است میزان دسترسی اشخاص به درآمد، با میزان تحصیلات و سلامت جسمانی در ارتباط است. به عبارتی، تفاوت در میزان درآمد، به تفاوت در سطح تحصیلات و سلامت بدنی بر می‌گردد (شولتز، ۱۹۶۱) و هم‌چنین به اعتقاد سن (۱۹۹۹)، آموزش علاوه بر این‌که بر درآمد و دستمزد اثر می‌گذارد موجب تغییر تصمیمات و رفتار مردم در جهتی مثبت می‌شود و این به نوبه‌ی خود احتمال موفقیت برای رسیدن به نیازهای اساسی، مانند بهداشت، مسکن، آب و فاضلاب، و دیگر خدمات را افزایش می‌دهد (گاندر و اکسینگ، ۲۰۱۲).

برای اولین بار گروسمن در سال ۱۹۷۲، بهداشت را به‌عنوان جزئی مهم از سرمایه‌ی انسانی معرفی کرده و الگوی تقاضا برای بهداشت را از نظریه‌ی سرمایه‌ی انسانی استخراج می‌کند. مدل نظری سلامت گروسمن را می‌توان به صورت رابطه‌ی (۲) خلاصه کرد:

$$H = f(X) \quad (2)$$

در رابطه‌ی (۲): H یکی از معیارهای سنجش سلامت (مثل امید به زندگی یا مخارج بهداشتی) و X برداری است که انتخاب‌های فردی را به تابع تولید سلامت وارد می‌کند. عناصر این بردار مواردی نظیر مصرف مواد مغذی، درآمد، مصرف کالاهای عمومی، تحصیلات و ... را شامل می‌شود. این مدل نظری در ابتدا به منظور تجزیه و تحلیل تابع تولید سلامت در سطح خرد ارائه شد (طاهری بازخانه، کریم‌زاده و تحصیلی، ۱۳۹۴).

کارینا فارنی^{۲۲} و همکاران (۲۰۰۸)، در مطالعه‌ی خود با بررسی مدل‌های تجربی مختلف پیرامون رابطه‌ی بین آموزش و بهداشت یک مدل کلی را ارائه داده‌اند. به گفته‌ی آن‌ها در مدل‌های تجربی، کیفیت بهداشت دارای دو مفهوم است؛ اول، کیفیت واقعی سلامت است (H^*). کیفیت واقعی سلامت، یک متغیر نهفته است که نمی‌توان به‌طور مستقیم آن را مشاهده کرد. دوم، کیفیت ذهنی بهداشت است (H^S). کیفیت ذهنی را با استفاده از سؤالات خودارزیابی می‌توان اندازه‌گیری کرد. اما در اکثر مطالعات متغیر کیفیت نهان سلامت برآورد می‌شود. مدل ارائه‌ای آن‌ها به صورت رابطه‌ی (۳) است:

^{۲۲} Carina Furnée

$$H^*_{ij} = \beta_0 + \beta_1 S_{ij} + \beta_2 X_{ij} + \mu_j + \varepsilon_{ij} \quad (۳)$$

در رابطه‌ی (۳): H^*_{ij} برآورد متغیر کیفیت واقعی، S بیانگر سال‌های تحصیل، X یک بردار از متغیرهای کنترل است که ممکن است شامل درآمد باشد. β متغیر ضرایب، μ خطای تفاوت در برآوردها در مطالعات و ε جمله‌ی تصادفی توزیع نرمال استاندارد برای اثرات اندازه‌گیری نشده بر روی سلامت، می‌باشد. برخی از محاسبات آزمایشی نشان می‌دهد که نسبت هزینه و سود سرمایه‌گذاری در آموزش و پرورش بر روی سلامت دارای اثری بسیار مثبت است (فارنی و همکاران ۲۳، ۲۰۰۸).

۴- توصیف داده‌ها

در طرح هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی کشور، در سال ۱۳۹۲، تعداد خانوارهای شهری، ۱۸۶۷۸ خانوار و تعداد خانوارهای روستایی، ۱۹۲۲۸ خانوار بوده است. انتخاب این تعداد خانوار برای این طرح توسط مرکز آمار ایران، بر اساس فرمول $n = \frac{t^2 s^2}{d^2}$ محاسبه شده است که در آن s^2 واریانس صفت مورد نظر خانوارهای نمونه (هزینه‌ی کل، هزینه‌ی خوراک، هزینه‌ی غیرخوراک یا درآمد) و x در رابطه‌ی $d = h\bar{x}$ برابر میانگین صفت مورد نظر خانوارهای نمونه می‌باشد. از آن‌جا که در این مطالعه تمرکز بیشتر بر روی درآمد کل خانوار به عنوان یک متغیر کلیدی و قابل بحث است، درآمد کل به عنوان صفت مورد نظر در این فرمول استفاده شده است تا از بین ۱۸۶۷۸ خانوار شهری و ۱۹۲۲۸ خانوار روستایی نمونه‌ای انتخاب شود. تعداد نمونه‌ی انتخابی خانوارهای شهری و روستایی هر کدام در حدود ۸۰۰ خانوار به دست آمد. ۱۶۰۰ خانوار (۸۰۰ خانوار شهری و ۸۰۰ خانوار روستایی)، به روش نمونه‌گیری طبقه‌ای به نحوی انتخاب شده‌اند که خصوصیات اقتصادی و اجتماعی خانوارهای طرح هزینه و درآمد مرکز آمار ایران را به خوبی بیان می‌کنند.

قابل ذکر است که با توجه به این که ۷۰٪ جمعیت کشور را مناطق شهری و ۳۰٪ آن را مناطق روستایی تشکیل می‌دهد برای مطابقت بیشتر با جامعه‌ی اصلی یعنی چارچوب جمعیتی کشور، علاوه بر نمونه‌ی ذکر شده (۱۶۰۰ تایی) که در این مطالعه مورد استفاده قرار می‌گیرد، یک نمونه‌ی ۱۱۴۴ تایی شامل ۸۰۰ خانوار

^{۳۳} Furnée

شهری (۷۰٪ نمونه) و ۳۴۴ خانوار روستایی (۳۰٪ نمونه) نیز انتخاب شد که به نتایج تخمین حاصل از آن در قسمت یافته‌ها اشاره خواهد شد.

در این مطالعه مقاطع مختلف تحصیلی به عنوان متغیر آموزش در نظر گرفته شده است. در پرسشنامه‌ی طرح آمارگیری مرکز آمار ایران از هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی، هزینه‌های بهداشتی و درمانی یکی از گروه‌های هشتگانه‌ی اصلی در سبد هزینه‌ی خانوار است. این هزینه‌ها شامل هزینه‌هایی برای خرید محصولات، وسایل و لوازم پزشکی، خدمات طبی سرپایی، خدمات بیمارستانی و هزینه‌ی ترک اعتیاد می‌باشد. در این مطالعه، با توجه به شاخص‌های بهداشتی، هزینه‌ی تهیه‌ی بیمه‌ی بهداشت و درمان و دسترسی به آب آشامیدنی سالم (آب لوله‌کشی یا خرید آب) نیز به هزینه‌های بهداشتی و درمانی خانوارها، اضافه شده است.

از آن‌جا که در تعریف مرکز آمار ایران از درآمد، درآمد خالص آمده است؛ در این مطالعه نیز درآمد خالص خانوارها را در نظر گرفته و همچنین با توجه به تأثیر تحصیلات بر دانش و آگاهی افراد، به طور انحصاری درآمد حاصل از کار افراد را لحاظ نکرده بلکه هر درآمدی که در دسترس خانوار است، به عنوان یک درآمد کل در نظر گرفته شده است.

هم‌چنین قابل ذکر است که واحد پولی درآمد و هزینه‌های بهداشتی و درمانی در اطلاعات موجود، بر حسب ریال است که در این‌جا برای ساده‌تر و کوچک‌تر شدن اعداد، به میلیون ریال تبدیل شده‌اند.

۵- روش تحقیق

۵-۱- سیستم معادلات هم‌زمان

در بیش‌تر مطالعات کاربردی، مدل‌هایی که مورد استفاده قرار می‌گیرند، صرفاً شامل یک معادله هستند. این مدل‌ها دارای یک متغیر وابسته یا درون‌زا (Y) و یک یا چند متغیر توضیحی (X) می‌باشند که در آن‌ها، جهت علیت از X به Y می‌باشد. از طرف دیگر یکی از فروض مدل کلاسیک این است که متغیرهای توضیحی (X ها) غیرتصادفی یا برون‌زا باشند. اما در حالاتی ممکن است چنین شرایطی برقرار نباشد و یک متغیر درون‌زا تابعی از متغیر درون‌زای دیگر باشد که خود نیز نیاز به معرفی

معادله‌ی دیگری دارد. بدین ترتیب، به جای یک معادله با سیستم معادلات مواجه‌ایم (سوری ۱۳۹۱: ۳۲۱).

۵-۲- روش تخمین

برای تخمین سیستم معادلات هم‌زمان، دو روش وجود دارد: روش‌های تک‌معادله‌ای (OLS ، IV ، ILS و ..) و روش‌های سیستمی ($3SLS$ و $FIML$). علاوه بر این روش‌ها، روشی مانند روش حداقل مربعات وزنی ($Weighted Least Squares$) نیز وجود دارد که به هنگام مواجهه با مشکل ناهمسانی واریانس در معادلات الگوهای هم‌زمان می‌توان از آن استفاده کرد (شیرین‌بخش و خونساری، ۱۳۸۴: ۱۶۷).

۵-۳- مدل عطفی

مدل عطفی یا علی، نوع خاصی از سیستم معادلات هم‌زمان است که در آن رابطه‌ی دوسویه بین متغیرهای درون‌زا وجود ندارد. در واقع علیرغم آن‌که تحت عنوان معادلات هم‌زمان مطرح می‌شوند، ولی عملاً هم‌زمانی وجود نخواهد داشت. با توجه به ویژگی خاص سیستم معادلات عطفی و با این فرض که جملات خطای این معادلات همبستگی نداشته باشند، می‌توان ضرایب هر یک از معادلات آن را با روش OLS برآورد نمود.

۵-۴- آزمون‌های سیستم معادلات هم‌زمان

از آن‌جا که سیستم معادلات هم‌زمان به لحاظ ساختاری با رگرسیون تک‌معادله‌ای چندمتغیره متفاوت است، ممکن است فرض‌های کلاسیک را تأمین نکند. از این رو برای جلوگیری از ایجاد نتایج تورش‌دار و غیرواقعی، انجام آزمون اریب هم‌زمانی و مسأله‌ی تشخیص ضروری است (رضایی و دیگران، ۱۳۹۴).

۵-۴-۱- آزمون اریب هم‌زمانی

به طور کلی در انواع سیستم معادلات هم‌زمان، از آن‌جا که برخی از متغیرها درون‌زا هستند و احتمال وجود همبستگی با جمله پسماند وجود دارد، آزمون هم‌زمانی برای بررسی همبستگی متغیرهای درون‌زا و جمله‌های پسماند ضروری است. در صورت تأیید وجود هم‌زمانی باید از روش‌های دیگری به جای روش OLS استفاده کرد. در غیر این صورت استفاده از روش حداقل مربعات معمولی مجاز است

(رضایی و دیگران، ۱۳۹۴). یکی از آزمون‌هایی که برای بررسی اریب هم‌زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد، آزمون هاسمن^{۲۴} است که در سال ۱۹۸۳، توسط دیویدسون و مک کینون^{۲۵} پیشنهاد شده است. در آزمون دیویدسون و مک کینون، دو رگرسیون *OLS* برآورد می‌شود. در ابتدا متغیری که تصور می‌شود درون‌زا است بر روی همه‌ی متغیرهای برون‌زا (سایر متغیرهای مستقل تخمین اولیه) به همراه متغیرهای ابزاری، به عنوان متغیرهای توضیحی در نظر گرفته و مقادیر باقیمانده این رگرسیون استخراج می‌شود. در مرحله‌ی دوم مقادیر باقیمانده‌ی این رگرسیون به عنوان متغیر توضیحی به تخمین اولیه اضافه می‌شود. اگر ضریب این متغیر توضیحی جدید در برآورد مرحله‌ی دوم از لحاظ آماری معنی‌دار باشد، این امر به معنای وجود هم‌زمانی می‌باشد (دیویدسون و مک کینون، ۱۹۸۹).

در واقع آزمون هاسمن برای تشخیص این است که آیا متغیر توضیحی تحت تأثیر متغیر درون‌زا است یا خیر. یعنی بین این دو متغیر رابطه‌ی دو سویه برقرار می‌باشد؟ که در چنین صورتی تخمین معادلات از روش *OLS* تورش‌دار و ناسازگار خواهد بود (مجتهد و جوادی‌پور، ۱۳۸۳).

۵-۴-۲- مسأله‌ی تشخیص

به طور کلی بر اساس قابلیت شناسایی یا تشخیص، هر یک از معادلات فرم ساختاری را به صورت الف) غیرقابل شناسایی یا کم‌تر از حد مشخص یا نامشخص^{۲۶}، که در این صورت امکان برآورد ضرایب ساختاری وجود ندارد. ب) دقیقاً قابل شناسایی یا دقیقاً مشخص^{۲۷}، که در این صورت امکان برآورد ضرایب ساختاری وجود دارد و جواب منحصر به فرد برای آن‌ها به دست می‌آید و ج) بیش از حد قابل شناسایی یا بیش از حد مشخص^{۲۸}، که در این صورت امکان برآورد ضرایب ساختاری وجود دارد ولی بیش از یک جواب برای آن‌ها به دست می‌آید، تقسیم‌بندی می‌کنند (سوری، ۱۳۹۱: ۳۳۳).

^{۲۴} Hausman Test

^{۲۵} Davidson & Mackinnon

^{۲۶} Unidentification (Under- Identification)

^{۲۷} Exactly Identification

^{۲۸} Over- Identification

برای شناسایی هر یک از معادلات فرم ساختاری می‌توان از قواعدی استفاده نمود که معروف به شرط درجه‌ای^{۲۹} و شرط رتبه‌ای است.

➤ شرط درجه‌ای

برای بررسی شرط درجه‌ای^{۳۰}، ابتدا حالت کلی یک سیستم معادلات را تصور می‌کنیم که شامل موارد زیر است:

الف) دارای M معادله و M متغیر درون‌زا (Y ها)

ب) دارای K متغیر برون‌زا، شامل متغیرهای توضیحی و از قبل تعیین شده می‌باشد. حال یکی از معادلات ساختاری را در نظر بگیرید که دارای شرایط زیر است:

الف) دارای m متغیر درون‌زا است.

ب) دارای k متغیر برون‌زا می‌باشد.

بدین ترتیب برای معادله‌ی مورد، $k + (m - 1)$ ضریب ساختاری را باید برآورد کنیم^{۳۱}.

اگر $K \geq m + k - 1$ باشد، امکان تعیین ضرایب ساختاری وجود دارد و در غیر این صورت، چنین امکانی وجود نخواهد داشت. این را شرط درجه‌ای برای شناسایی معادله‌ی موردنظر می‌گویند. شرط $K - k \geq m - 1$ بیانگر آن است که «تعداد متغیرهای برون‌زای موجود در مدل ولی خارج از معادله‌ی موردنظر» بزرگ‌تر یا مساوی با تعداد «متغیرهای درون‌زای موجود در معادله منهای ۱» باشد.

بر اساس شرط درجه‌ای می‌توان تقسیم‌بندی زیر را انجام داد:

۱- اگر $K - k < m - 1$ باشد، معادله‌ی موردنظر نامشخص است.

۲- اگر $K - k = m - 1$ باشد، معادله‌ی موردنظر دقیقاً مشخص است.

۳- اگر $K - k > m - 1$ باشد، معادله‌ی موردنظر بیش از حد مشخص است

(همان، ۳۳۳-۳۳۵).

²⁹ Order Condition

³⁰ Order Condition

³¹ معادله‌ی مورد نظر دارای k ضریب برای متغیرهای برون‌زا و $m - 1$ ضریب برای متغیرهای درون‌زا است، زیرا یکی از متغیرهای درون‌زا در سمت چپ معادله است که ضریب آن برابر با ۱ است.

➤ شرط رتبه‌ای

شرط درجه‌ای مذکور، یک شرط لازم (و نه کافی) برای تشخیص می‌باشد (گجراتی ۱۳۹۱، ۸۵۶). زیرا اگر متغیر یا متغیرهای برون‌زایی که در معادله‌ی مورد نظر وجود دارند دارای ضریب صفر (از لحاظ آماری معنادار نباشند) یا دارای هرگونه ترکیب خطی بین ضرایب باشد، می‌تواند مشکل‌ساز باشد و علی‌رغم این‌که شرط درجه‌ای به ظاهر برقرار است ولی در اصل، کمکی به شناسایی معادله، نخواهد کرد (سوری ۱۳۹۱، ۳۳۶). یعنی حتی اگر این شرط تأمین شده باشد، باز ممکن است یک معادله مشخص نباشد. در این حالت نمی‌توان تناظری یک به یک را بین ضرایب ساختاری و ضرایب شکل خلاصه‌شده پیدا نمود. بنابراین برای مشخص بودن، نه تنها بررسی شرط لازم، بلکه بررسی شرط کافی نیز ضروری می‌نماید که با بررسی شرط رتبه‌ای تشخیص، تأمین می‌شود. شرط رتبه‌ای به این صورت بیان می‌شود که در یک مدل دارای M معادله و M متغیر درون‌زا؛ یک معادله مشخص خواهد بود اگر و تنها اگر بتوان حداقل یک دترمینان غیر صفر از درجه‌ی $(M - 1) \times (M - 1)$ از ضرایب متغیرهای (درون‌زا و از قبل تعیین‌شده) خارج از معادله‌ی مورد نظر اما ملحوظ در سایر معادلات مدل، به دست آورد (گجراتی ۱۳۹۱، ۸۵۶). پس در ابتدا باید تمام ماتریس‌های ممکن از درجه‌ی $M - 1$ که تنها شامل ضرایب متغیرهایی خواهند بود که در سیستم معادلات ملحوظ می‌باشند، اما در معادله‌ی تحت بررسی وارد نشده‌اند را به دست آورد. در این صورت اگر چنان‌چه بتوان حداقل یک دترمینان غیر صفر از بین ماتریس‌ها به دست آورد، آن‌گاه معادله‌ی تحت بررسی (دقیقاً یا بیش از حد) مشخص خواهد بود. در این حالت رتبه‌ی ماتریس موردنظر (در اینجا ماتریس A) دقیقاً $M - 1$ می‌باشد. در غیر این صورت اگر چنان‌چه تمام دترمینان‌های ممکن $(M - 1) \times (M - 1)$ صفر باشد در این صورت رتبه‌ی ماتریس کمتر از $M - 1$ خواهد بود و در نتیجه معادله‌ی تحت بررسی نیز مشخص نخواهد بود (همان، ۸۵۹).

به‌طور کلی، شروط درجه‌ای و رتبه‌ای را می‌توان با ارائه‌ی اصولی کلی جهت قابلیت تشخیص یک معادله‌ی ساختاری در یک سیستم M معادله‌ی هم‌زمان را به صورت زیر خلاصه نمود:

- ۱- اگر $K - k > m - 1$ و رتبه‌ی ماتریس A ، مساوی $M - 1$ باشد، در این صورت معادله‌ی تحت بررسی بیش از حد مشخص خواهد بود.
- ۲- اگر $K - k = m - 1$ و رتبه‌ی ماتریس A ، مساوی $M - 1$ باشد، در این صورت معادله‌ی موردنظر دقیقاً مشخص خواهد بود.
- ۳- اگر $K - k \geq m - 1$ و رتبه‌ی ماتریس A ، کم‌تر از $M - 1$ باشد، در این صورت معادله‌ی تحت بررسی کم‌تر از حد مشخص خواهد بود.
- ۴- اگر $K - k < m - 1$ باشد، در این صورت معادله‌ی ساختاری موردنظر نامشخص خواهد بود. رتبه‌ی ماتریس A نیز در این حالت کم‌تر از $M - 1$ می‌باشد (همان، ۸۵۹).

۶- برآورد مدل

۶-۱- معادله‌ی درآمد

مینسر (۱۹۵۸)، لگاریتم طبیعی درآمد را تابعی از سال‌های آموزش و سال‌های تجربه‌ی کار (سن منهای سال‌های تحصیل منهای سن شروع مدرسه که معمولاً عدد شش است) به صورت رابطه‌ی (۴) بیان کرد.

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 T_i + \beta_3 T_i^2 + U_i \quad (4)$$

در رابطه‌ی (۴): Y_i درآمد، S_i سال‌های تحصیل، T_i سال‌های تجربه‌ی کاری پس از تحصیل (سن منهای سال‌های تحصیل منهای سن شروع مدرسه که معمولاً عدد شش است)، β ها ضرایب رگرسیون هستند، U_i جمله‌ی خطای تصادفی برای ویژگی‌هایی است که مشاهده نشده‌اند و i نشانگر خانوار است (چیسویک، ۲۰۰۳).

در این مطالعه، برای بررسی اثر آموزش (تحصیلات) بر درآمد خانوار، از تابع درآمدی مینسر استفاده شده است. بر اساس مطالعات و مشاهدات می‌توان فرض کرد متغیرهای دیگری (به جز تحصیلات) نیز وجود دارند که می‌توانند به نوعی بر درآمد کل مؤثر باشند که با توجه به اطلاعات موجود این متغیرها انتخاب شده و وارد معادله می‌شوند. در تابع درآمدی مینسر، سال‌های تحصیل سرپرست خانوار به‌عنوان شاخص آموزشی به کار رفته است که برای بهتر نشان دادن اثر آن، متغیر تحصیلات به تفکیک مقاطع مختلف تحصیلی وارد مدل می‌شود:

$$Ldaramadsal = \alpha_0 + \alpha_1 Ebtedai + \alpha_2 Rahnamai + \alpha_3 Motevasete + \alpha_4 Kardani + \alpha_5 Karshenasi + \alpha_6 Arshad + \alpha_7 PHD + \alpha_8 Tajrobe + \alpha_9 Tajrobe^2 + \alpha_{10} Jens + \alpha_{11} Shahri + \alpha_{12} Tbadaramad \quad (5)$$

۶-۲- معادله‌ی هزینه‌های بهداشتی

گاندر و اکسینگ (۲۰۱۲)، در مطالعه‌ی خود، به دنبال بررسی اثر آموزش و درآمد بر روی فعالیت‌های بهداشتی خانوار از جمله دسترسی پیدا کردن آن‌ها به آب سالم، تجهیزات پزشکی و درمانی و کسب بیمه‌ی عمر-حادثه رابطه‌ی (۶) را ارائه کرده‌اند:

$$HlthPvt_i = b_0 + b_1 School_i + b_2 LnTHAI_i + b_3 Age_i + b_4 Female_i + b_5 Ethnicity_i + b_6 Rural_i + v_i \quad (6)$$

در رابطه‌ی (۶): $HlthPvt_i$ فعالیت‌های پیش‌گیری برای سلامت خانوار از جمله کسب بیمه عمر-حادثه، تجهیزات پزشکی و درمانی و دسترسی به آب سالم، $School_i$ سال‌های تحصیل سرپرست خانوار، $LnTHAI_i$ درآمد کل سالانه‌ی خانوار، Age_i سن سرپرست خانوار، $Female_i$ متغیر دمی که نشان می‌دهد سرپرست خانوار زن می‌باشد، $Ethnicity_i$ متغیر دمی برای تشخیص قومیت سرپرست خانوار (هندی یا فیجی)، $Rural_i$ متغیر دمی که نشان‌دهنده‌ی روستایی بودن خانوار است و v_i که جمله‌ی خطای تصادفی است.

در این مطالعه، برای بررسی اثر آموزش (تحصیلات) بر هزینه‌های بهداشتی خانوار، از تابع ارائه‌شده مربوط به فعالیت‌های بهداشتی خانوار توسط گاندر و اکسینگ (۲۰۱۲)، استفاده شده است:

$$Lhazinebehdashtsal = \beta_0 + \beta_1 Ldaramadsal + \beta_2 Ebtedai + \beta_3 Rahnamai + \beta_4 Motevasete + \beta_5 Kardani + \beta_6 Karshenasi + \beta_7 Arshad + \beta_8 PHD + \beta_9 jens + \beta_{10} Shahri + \beta_{11} Bood + \beta_{12} Sen \quad (7)$$

در روابط (۶) و (۷): $Ldaramadsal$ لگاریتم طبیعی درآمد کل سالانه‌ی خانوار، $Ebtedai$ ، $Rahnamai$ ، $Motevasete$ ، $Kardani$ ، $Karshenasi$ ، $Arshad$ و PHD به ترتیب مقاطع تحصیلی ابتدایی، راهنمایی، متوسطه، کاردانی، کارشناسی، کارشناسی ارشد و دکترا، $Tajrobe$ تجربه‌ی کاری (سن منهای سال‌های تحصیل منهای سن شروع مدرسه که معمولاً عدد شش است) سرپرست خانوار، $Tajrobe^2$ مجذور تجربه‌ی کاری، $Jens$ متغیر مجازی برای جنسیت سرپرست خانوار (مرد: ۱، زن: ۰)، $Shahri$ متغیر مجازی که نشان‌دهنده‌ی شهری یا روستایی بودن خانوار

است (شهری: ۱، روستایی: ۰)، *Tbadaramad* تعداد افراد با درآمد خانوار، *Lhazinebehdashtsal* لگاریتم طبیعی هزینه‌های بهداشتی سالانه‌ی خانوار، *Bood* بعد خانوار و *Sen* سن سرپرست خانوار، می‌باشند.

۶-۳- انجام آزمون‌ها

همان‌طور که گفته شد، مدل عطفی نوع خاصی از سیستم معادلات هم‌زمان است که در آن رابطه‌ی دوسویه بین متغیرهای درون‌زا وجود ندارد. در واقع علیرغم آن‌که تحت عنوان معادلات هم‌زمان مطرح می‌شوند، ولی عملاً هم‌زمانی وجود نخواهد داشت. با توجه به ویژگی خاص سیستم معادلات عطفی و با این فرض که جملات خطای این معادلات همبستگی نداشته باشند، می‌توان ضرایب هر یک از معادلات آن را با روش *OLS* برآورد نمود.

۶-۳-۱- آزمون اریب هم‌زمانی

از آن‌جایی که سیستم معادلات هم‌زمان مورد بررسی در این مطالعه از نوع سیستم معادلات عطفی می‌باشد؛ چنان‌چه در توضیحات مربوط به مدل عطفی گفته شد دیدیم که معادلات از این نوع دارای عدم هم‌زمانی بین متغیرهای توضیحی و جملات پسماند هستند که می‌توان این مطلب را با آزمون هاسمن نیز نشان داد.

نتیجه‌ی آزمون هم‌زمانی یا بررسی ارتباط بین متغیرهای درون‌زا و جمله‌های خطا را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

H_0 : هم‌زمانی وجود ندارد (ارتباط وجود ندارد)

H_1 : هم‌زمانی وجود دارد (ارتباط وجود دارد)

جدول ۱: نتیجه‌ی آزمون هم‌زمانی

نام متغیر	آماره t	ضریب	P-value
RES	۰/۰۴۲	۰/۳۶۷	۰/۷۱۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

انجام آزمون هاسمن برای معادلات مورد بررسی در پژوهش، فرضیه‌ی H_0 مبنی بر عدم وجود هم‌زمانی یا به عبارتی عدم درون‌زایی متغیرهای بهداشتی در معادله‌ی درآمد را تأیید می‌کند.

۶-۳-۲- مسأله‌ی تشخیص

در سیستم معادلات مورد نظر در مطالعه:

M : تعداد متغیرهای درون‌زای سیستم یعنی ۲ متغیر $Ldaramadsal$ و $Lhazinebehdashtsal$ است.

K : تعداد متغیرهای برون‌زای سیستم یعنی ۱۴ متغیر $Rahnamai$, $Ebtedai$, $Jens$, $Tajrobe^2$, $Tajrobe$, PHD , $Arshad$, $Karshenasi$, $Kardani$, $Motevasete$, $Tbadaramad$, $Shahri$ و Sen می‌باشد.

m_1 : تعداد متغیرهای درون‌زا در معادله‌ی درآمد که شامل ۱ متغیر یعنی $Ldaramadsal$ می‌باشد.

m_2 : تعداد متغیرهای درون‌زا در معادله‌ی هزینه‌های بهداشتی یعنی ۲ متغیر $Ldaramadsal$ و $Lhazinebehdashtsal$ می‌باشد.

k_1 : تعداد متغیرهای برون‌زا در معادله‌ی درآمد که شامل ۱۲ متغیر یعنی $Ebtedai$, $Rahnamai$, $Motevasete$, $Kardani$, $Karshenasi$, $Arshad$, PHD , $Tajrobe$, $Tbadaramad$ و $Shahri$ می‌باشد.

k_2 : تعداد متغیرهای برون‌زا در معادله‌ی هزینه‌های بهداشتی یعنی ۱۱ متغیر $Ebtedai$, $Rahnamai$, $Motevasete$, $Kardani$, $Karshenasi$, $Arshad$, PHD , $Jens$, $Shahri$ و Sen می‌باشد.

جدول ۴: بررسی شرط درجه‌ای معادلات

معادله	تعداد متغیرهای درون‌زای معادله منهای ۱ ($m-1$)	تعداد متغیرهای برون‌زای موجود در سیستم و خارج از معادله ($K-k$)	قابلیت تشخیص
معادله‌ی درآمد	$1-1=0$	$14-12=2$	بیش از حد مشخص
معادله‌ی هزینه‌های بهداشتی	$2-1=1$	$14-11=3$	بیش از حد مشخص

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مطابق با شرط درجه‌ای، هر دو معادله در سیستم، از نوع بیش از حد مشخص هستند.

جهت بررسی شرط رتبه‌ای در رابطه با قابلیت تشخیص، سیستم معادلات هم‌زمان به صورت جدول (۳) و (۴) بازنویسی می‌شوند:

جدول ۳: معادله‌ی درآمد

<i>Kardani</i>	<i>Motevasete</i>	<i>Rahnamai</i>	<i>Ebtedai</i>	<i>Lhazinebehdashtsal</i>	<i>Ldaramadsal</i>	<i>c</i>
$-\alpha_4$	$-\alpha_3$	$-\alpha_2$	$-\alpha_1$.	1	$-\alpha_0$
<i>Jens</i>	<i>Tajrobe</i> ²	<i>Tajrobe</i>	<i>PHD</i>	<i>Arshad</i>	<i>Karshenasi</i>	
$-\alpha_{10}$	$-\alpha_9$	$-\alpha_8$	$-\alpha_7$	$-\alpha_6$	$-\alpha_5$	
		<i>Sen</i>	<i>Bood</i>	<i>Tbadaramad</i>	<i>Shahri</i>	
		.	.	$-\alpha_{12}$	$-\alpha_{11}$	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴: معادله‌ی هزینه‌های بهداشتی

<i>Kardani</i>	<i>Motevasete</i>	<i>Rahnamai</i>	<i>Ebtedai</i>	<i>Lhazinebehdashtsal</i>	<i>Ldaramadsal</i>	<i>c</i>
$-\beta_5$	$-\beta_4$	$-\beta_3$	$-\beta_2$	۱	$-\beta_1$	$-\beta_0$
<i>Jens</i>	<i>Tajrobe</i> ²	<i>Tajrobe</i>	<i>PHD</i>	<i>Arshad</i>	<i>Karshenasi</i>	
$-\beta_9$	0	0	$-\beta_8$	$-\beta_7$	$-\beta_6$	
		<i>Sen</i>	<i>Bood</i>	<i>Tbadaramad</i>	<i>Shahri</i>	
		$-\beta_{12}$	$-\beta_{11}$	0	$-\beta_{10}$	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

از آن جا که معادله‌ی درآمد شامل متغیرهای *Sen*، *Bood* و *Lhazinebehdashtsal* نمی‌باشد، لذا یکی از دترمینان‌های ضرایب متغیرهای خارج از معادله‌ی درآمد عبارت است از:

$$A = [-\beta_{11}] \Rightarrow |A| \neq 0 \Rightarrow \text{رتبه‌ی ماتریس } A \text{ برابر } 1 = M - 1 \text{ می‌باشد}$$

معادله‌ی هزینه‌های بهداشتی شامل متغیرهای *Tajrobe*، *Tajrobe*² و *Tbadaramad* نمی‌باشد، لذا یکی از دترمینان‌های ضرایب متغیرهای خارج از آن عبارت است از:

$$A = [-\alpha_8] \Rightarrow |A| \neq 0 \Rightarrow \text{رتبه‌ی ماتریس } A \text{ برابر } 1 = M - 1 \text{ می‌باشد}$$

با توجه به، شروط درجه‌ای و رتبه‌ای جهت قابلیت تشخیص، از آن جا که برای هر دو معادله‌ی درآمد و هزینه‌های بهداشتی، $K - k > m - 1$ و رتبه‌ی ماتریس *A*، مساوی $M - 1$ می‌باشد، بنابراین مطابق بند یک هر دو معادله، بیش از حد مشخص هستند، در نتیجه امکان برآورد ضرایب ساختاری وجود دارد.

۴-۶- نتایج تخمین

در داده‌های مقطعی که شامل واحدهای گوناگون می‌باشند، ناهمسانی واریانس یک اصل است تا یک استثناء^{۳۲} (گجراتی ۱۳۹۱، ۴۷۹) و از آن‌جا که روش حداقل مربعات وزنی (*Weighted Least Squares*) به هنگام مواجهه با مشکل ناهمسانی واریانس در معادلات الگوهای هم‌زمان به کار می‌رود؛ بنابراین برای تخمین سیستم معادلات مورد نظر از روش *WLS* استفاده می‌شود. نتایج حاصل از تخمین سیستم معادلات هم‌زمان موجود در مطالعه به روش *WLS*، مطابق جدول (۵) است:

جدول ۵: نتایج برآورد سیستم به روش (*WLS*)

متغیر وابسته: لگاریتم درآمد کل سالانه‌ی خانوار					
نام متغیر	تعریف	ضریب	انحراف	آماره t	Prob
c	عرض از مبدأ	۲/۹۵۸	۰/۰۸۶	۳۴/۱۲۶	۰/۰۰۰
Ebtedai	مقطع تحصیلی ابتدایی: ۱، سایر: ۰	۰/۲۴۱	۰/۰۴۱	۵/۷۵۷	۰/۰۰۰
Rahnamai	مقطع تحصیلی راهنمایی: ۱، سایر: ۰	۰/۳۸۵	۰/۰۵۱	۷/۴۵۴	۰/۰۰۰
Motevasete	مقطع تحصیلی متوسطه: ۱، سایر: ۰	۰/۶۲۷	۰/۰۵۳	۱۱/۶۴۶	۰/۰۰۰
Kardani	مقطع تحصیلی کردانی: ۱، سایر: ۰	۰/۷۵۲	۰/۰۸۳	۸/۹۹۲	۰/۰۰۰
Karshenasi	مقطع تحصیلی کارشناسی: ۱، سایر: ۰	۰/۹۱۴	۰/۰۷۴	۱۲/۳۱۹	۰/۰۰۰
Arshad	مقطع تحصیلی کارشناسی ارشد: ۱، سایر: ۰	۱/۲۰۶	۰/۱۲۴	۹/۷۱۸	۰/۰۰۰
PHD	مقطع تحصیلی دکتری: ۱، سایر: ۰	۱/۶۱	۰/۳۶۶	۴/۳۸۹	۰/۰۰۰
Tajrobe	تجربه‌ی کاری سرپرست خانوار	۰/۰۳۴	۰/۰۰۳	۱۰/۷۴۳	۰/۰۰۰
Tajrobe ^۲	مجذور تجربه‌ی کاری	-۰/۰۰۰	۳/۶۷E-۵	-۱۰/۲۰۳	۰/۰۰۰
Jens	جنسیت سرپرست (مرد: ۱، زن: ۰)	۰/۳۷۵	۰/۰۴۱	۸/۹۴۳	۰/۰۰۰
Shahri	محل زندگی (شهر: ۱، روستا: ۰)	۰/۱۷۹	۰/۰۲۷	۶/۶۰۴	۰/۰۰۰
Tbadaramad	تعداد افراد بادرآمد خانوار	۰/۳۰۱	۰/۰۱۸	۱۶/۱۱۲	۰/۰۰۰
متغیر وابسته: لگاریتم هزینه‌های بهداشتی سالانه‌ی خانوار					
c	عرض از مبدأ	-۰/۳۷۴	۰/۱۷۷	-۲/۱۰۳	۰/۰۳۵
Ldaramadsal	لگاریتم درآمد کل خانوار	۰/۴۶۵	۰/۰۳۷	۱۲/۴۳۸	۰/۰۰۰
Ebtedai	مقطع تحصیلی ابتدایی: ۱، سایر: ۰	۰/۱۶۷	۰/۰۶۱	۲/۷۳۹	۰/۰۰۶
Rahnamai	مقطع تحصیلی راهنمایی: ۱، سایر: ۰	۰/۳۳۹	۰/۰۷۵	۳/۱۷	۰/۰۰۱
Motevasete	مقطع تحصیلی متوسطه: ۱، سایر: ۰	۰/۱۹۲	۰/۰۷۹	۲/۴۳۲	۰/۰۱۵
Kardani	مقطع تحصیلی کردانی: ۱، سایر: ۰	۰/۱۴۵	۰/۱۲۵	۱/۱۵۵	۰/۲۴۸
Karshenasi	مقطع تحصیلی کارشناسی: ۱، سایر: ۰	۰/۳۳۱	۰/۱۰۸	۳/۰۵۴	۰/۰۰۲
Arshad	مقطع تحصیلی کارشناسی ارشد: ۱، سایر: ۰	۰/۳۰۲	۰/۱۸۸	۱/۶۰۲	۰/۱۰۹
PHD	مقطع تحصیلی دکتری: ۱، سایر: ۰	۰/۳۱۳	۰/۵۶۹	۰/۵۵	۰/۵۸۲
Jens	جنسیت سرپرست (مرد: ۱، زن: ۰)	-۰/۰۲۲	۰/۰۶۹	-۰/۳۲۷	۰/۷۴۳
Shahri	محل زندگی (شهر: ۱، روستا: ۰)	۰/۲۷۷	۰/۰۴۲	۶/۴۷۷	۰/۰۰۰

^{۳۲} با تخمین معادله‌ی درآمد به‌طور جدا و با روش *OLS*، مشخص شد که این معادله دارای ناهمسانی واریانس می‌باشد اما معادله‌ی هزینه‌های بهداشتی همسانی واریانس دارد.

۰/۵۶۸	-۰/۵۷۱	۰/۰۱۵	-۰/۰۰۸	بعد خانوار	Bood
۰/۰۰۰	۳/۷۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۶	سن سرپرست خانوار	Sen
معادله‌ی درآمد:					
R ² = ۰/۳۹					
Durbin-Watson stat= ۱/۷۳					
معادله‌ی هزینه‌های بهداشتی:					
R ² = ۰/۲۰					
Durbin-Watson stat= ۱/۸۸					

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۷- یافته‌ها

نتایج حاصل از تخمین معادله‌ی درآمد، نشان می‌دهد که عرض از مبدأ، معنی‌دار و ضریب آن مثبت است. این به آن معناست که در صورت عدم دخالت متغیرهای توضیحی، خانوار، باز دارای درآمد می‌باشد. ضرایب مربوط به متغیرهای مقاطع تحصیلی، همگی معنی‌دار و مثبت هستند که این خود نشان‌دهنده‌ی اثر مثبت تحصیلات بر درآمد خانوار می‌باشد. این ضرایب از مقطع تحصیلی ابتدایی تا دکترا سیری صعودی دارند، یعنی هر چه تحصیلات سرپرستان خانوار بیشتر باشد، درآمد کل خانوار بیشتر است. ضریب متغیر تجربه‌ی کاری مثبت و معنی‌دار و در حدود ۰/۰۳ است و این نشان می‌دهد که با افزایش تجربه‌ی کاری افراد به میزان یکسال، درآمد حدود ۰/۳٪ افزایش می‌یابد. ضریب متغیر مجذور تجربه‌ی کاری که برای نشان دادن اثرات غیرخطی تجربه‌ی کاری وارد مدل شده است، معنی‌دار و منفی است و بیانگر این است که تجربه‌ی کاری بازدهی کاهشی دارد. به‌طور کلی از آن‌جا که تجربه‌ی کاری، سن منهای سال‌های تحصیل و عدد ثابت شش است می‌توان این برداشت را داشت که سرپرستان خانواری که مسن‌تر هستند (با فرض یکی بودن سال‌های تحصیل) یا سرپرستان خانواری که تحصیلات کم‌تری دارند (با فرض یکی بودن سن)، درآمد خانوار را کاهش می‌دهند. نهایتاً منفی بودن ضریب مجذور تجربه‌ی کاری نشان‌دهنده‌ی وجود رابطه‌ی U معکوس بین تجربه‌ی کاری سرپرست خانوار و درآمد خانوار است. ضریب متغیر جنسیت سرپرست خانوار معنی‌دار و مثبت و برابر ۰/۳۷ است که این نشان می‌دهد، مرد بودن سرپرست خانوار، درآمد خانوار را تا ۰/۳۷٪ افزایش می‌دهد. ضریب متغیر شهری بودن خانوار، معنی‌دار و مثبت و حدود ۰/۱۷ است و به این معنی است که شهری بودن خانوارها، درآمد

خانوار را حدود ۰/۱۷٪ بالا می‌برد و در آخر ضریب متغیر تعداد افراد با درآمد، معنی دار و مثبت و حدود ۰/۳ است و این مسلم است که با بالا رفتن تعداد افراد با درآمد خانوار، درآمد خانوار افزایش پیدا کند.

با توجه به نتایج ناشی از تخمین معادله‌ی هزینه‌های بهداشتی، مشاهده می‌کنیم که: عرض از مبدأ، معنی‌دار و منفی است. این بدان معناست که در صورت عدم دخالت متغیرهای توضیحی، هزینه‌های بهداشتی خانوار، مقداری منفی دارد. در چنین حالتی که خانوار درآمدی ندارد تا صرف این هزینه‌ها کند، دولت هزینه‌های بهداشتی و درمانی خانوارها را متحمل می‌شود (این هزینه‌ها از محلی جز درآمد خانوار تأمین می‌شوند). ضریب متغیر لگاریتم درآمد کل خانوار، معنی‌دار و مثبت و در حدود ۰/۴۶ است که این نشان‌دهنده‌ی این است که با افزایش یک درصد درآمد خانوار، هزینه‌های بهداشتی در حدود ۰/۴۶٪ افزایش می‌یابد. ضریب متغیرهای مقاطع تحصیلی ابتدایی، راهنمایی، متوسطه و کارشناسی، مثبت و تقریباً با سیری صعودی همراه است. به طوری که داشتن مدرک کارشناسی سرپرستان خانوار، تا حدود ۰/۳۳٪ هزینه‌های بهداشتی را افزایش خواهد داد و این یعنی که افراد تحصیل کرده، با هدف فراهم کردن محیطی سالم و بهداشتی برای خود و خانواده‌شان، با اقدام به فعالیت‌های بهداشتی (خرید محصولات و تجهیزات پزشکی، خرید بیمه‌ی بهداشت و درمان و دسترسی به آب آشامیدنی سالم)، هزینه‌های بهداشتی خود را افزایش می‌دهند. بی‌معنی بودن ضریب متغیرهای مربوط به مقاطع تحصیلی بالاتر (کارشناسی ارشد و دکترا) می‌تواند بیانگر این باشد که از این حیث (ترغیب به فعالیت‌های بهداشتی و سلامت)، میان سرپرستان خانواری که دارای تحصیلات دانشگاهی هستند تفاوت چندانی وجود ندارد. از آنجایی که متغیر جنسیت سرپرست خانوار بی‌معنی بوده است، این‌طور نتیجه می‌شود که جنسیت سرپرست خانوار، بر هزینه‌های بهداشتی اثر معنی‌داری ندارد. ضریب متغیر شهری بودن خانوار، معنی‌دار و مثبت و در حدود ۰/۲۷ است و این بیانگر این است که شهری بودن خانوار نسبت به روستایی بودن آن هزینه‌های بهداشتی را حدود ۰/۲۷٪ افزایش می‌دهد. ضریب متغیر بعد خانوار، بی‌معنی است که این نشان می‌دهد که بعد خانوار اثر معنی‌داری بر هزینه‌های بهداشتی خانوار ندارد. ضریب متغیر سن سرپرست خانوار، معنی‌دار و مثبت و حدود ۰/۰۰۶ است که این یعنی، با بالا رفتن سن سرپرست خانوار، هزینه‌های بهداشتی بیش‌تر می‌شود. بالا رفتن

سن علاوه بر این که می‌تواند موجب افزایش نیاز به پزشک و تجهیزات پزشکی شود به عقیده‌ی گاندر و اکسینگ (۲۰۱۲) موجب توسعه‌ی عادات پیش‌گیری بیش‌تر نسبت به سرپرستان جوان می‌شود.

می‌دانیم که R^2 به معنی این است که متغیرهای مستقل موجود در معادله تا چند درصد قدرت توضیح‌دهندگی متغیر وابسته را دارند که این رقم در معادله‌ی درآمد، در حدود ۰/۳۹ و در معادله‌ی هزینه‌های بهداشتی در حدود ۰/۲۰ است. مقدار عددی DW حاکی از نبود خود همبستگی میان متغیرهای مورد بررسی است. اما در ارتباط با R^2 یا ضریب تعیین باید گفت که اولاً در اکثر تحقیقاتی که داده‌های آن از طریق پرسشنامه به دست می‌آید، معمولاً R^2 خیلی بالا نیست و از طرف دیگر از آنجایی که داده‌های ما اطلاعات بودجه‌ی خانوار است، برخی از متغیرهای اصلی که می‌تواند به وضوح تغییرات درآمد و هزینه‌های بهداشتی خانوارها را تشریح کند، موجود و هم‌چنین قابل ساختن نبوده بنابراین در معادلات گنجانده نشده است. عوامل بسیار زیادی از جمله عوامل اجتماعی و فرهنگی؛ مثلاً در مورد هزینه‌های بهداشتی، تبلیغات و نوع آموزش می‌تواند تا حد زیادی افراد را آگاه‌تر و ترغیب به انجام چنین فعالیت‌هایی (تهیه‌ی آب سالم، بیمه کردن، خرید محصولات پزشکی و ...) کند که چون این اطلاعات در دسترس نبوده است به عوامل ذکر شده در مدل بسنده شده است.

لازم به ذکر است که در صورت جایگذاری متغیر سال‌های تحصیل به جای متغیرهای مجازی مربوط به مقاطع تحصیلی در مدل و هم‌چنین استفاده از نمونه‌ی ۱۱۴۴ تایی (۷۰٪ خانوار شهری و ۳۰٪ خانوار روستایی) که توضیح آن در قسمت توصیف داده‌ها آمد؛ نتایج مشابه نتایج به دست آمده در جدول ۵ می‌باشند.

۸- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

مدل تحقیق با استفاده از روش حداقل مربعات وزنی (WLS) تخمین زده شد. نتایج نشان می‌دهد که اثر آموزش (تحصیلات سرپرست خانوار) بر درآمد خانوار مثبت و معنی‌دار است و با افزایش تحصیلات، درآمد نیز افزایش می‌یابد. این نتیجه با مطالعات خارجی نظیر ساخاروپولوس و لیارد (۱۹۷۹)، چان و دیگر همکاران (۲۰۰۰)، گاندر و اکسینگ (۲۰۱۲) و مطالعات داخلی نظیر صالحی (۱۳۸۴)، علمی و همکاران (۱۳۸۵) که در سطح خرد یعنی خانوارها انجام شده‌اند، مطابقت دارد.

هم‌چنین نتایج نشان داد که تأثیر آموزش بر هزینه‌های بهداشتی خانوار مثبت و معنی‌دار است. این نتیجه با مطالعات تجربی خارجی و داخلی انجام‌شده در سطح خرد نظیر گاندر و اکسینگ (۲۰۱۲) مطابقت دارد.

از بین عوامل مؤثر بر هزینه‌های بهداشتی، درآمد بیش‌ترین تأثیر را داشته است ضمن این‌که مطالعات خارجی و داخلی بسیاری به اثر مثبت درآمد بر مخارج بهداشتی اشاره کرده‌اند: در سطح خرد مطالعاتی نظیر گاندر و اکسینگ (۲۰۱۲) و در سطح کلان مطالعاتی نظیر هاپکینز و مک‌دونالد (۲۰۰۰)، اردیل و یتکینر (۲۰۰۴)، مورتی و اوکوناد (۲۰۰۹)، بهبودی و همکاران (۱۳۹۰) و صادقی و همکاران (۱۳۹۲).

و به طور کلی نتایج ناشی از تخمین معادله‌ی درآمد بیانگر این است که تحصیلات (سطوح مختلف تحصیلی)، تجربه‌ی کاری، مرد بودن سرپرست خانوار و شهری بودن و تعداد افراد خانوار، موجب افزایش درآمد کل خانوار می‌شود. و نتایج ناشی از تخمین معادله‌ی هزینه‌های بهداشتی نشان می‌دهد که تحصیلات به‌طور تقریبی تا مقطع کارشناسی، سن سرپرست خانوار و لگاریتم درآمد و شهری بودن خانوار موجب افزایش هزینه‌های بهداشتی خانوار خواهد شد و عواملی چون جنسیت سرپرست خانوار و بعد خانوار بر هزینه‌های بهداشتی بی‌اثر است. از آن‌جا که با بالا رفتن مقاطع تحصیلی سرپرستان خانوار، درآمد خانوار افزایش می‌یابد، نشانگر اهمیت آموزش در سطح رفاهی خانوارها از نظر درآمدی است و چون تحصیلات خود نیز ملزوم هزینه‌هایی است، اگر افراد کم‌درآمد موفق به تحصیل نشوند، این افراد با درآمد هستند که با رفتن به مقاطع تحصیلی بالاتر به درآمد بالاتر در آینده دست می‌یابند و در نتیجه منجر به نابرابری درآمد می‌شود. بنابراین، توصیه‌های سیاستی از جمله تخصیص منابع در جهت آموزش و پرورش، به‌طوری‌که افراد کم‌درآمد جامعه نیز به راحتی بتوانند از مقاطع تحصیل ابتدایی تا مقاطع بالای دانشگاهی به تحصیل بپردازند، در جهت تحقق هدف بهبود درآمد خانوارها پیشنهاد می‌شود. علاوه بر این، همان‌طور که ضمن این مطالعه و سایر مطالعات انجام‌شده نشان داده شد، آموزش بر هزینه‌های بهداشتی خانوارها اثر مثبت دارد و این می‌تواند نویدبخش بهبود وضعیت سلامت افراد باشد. هم‌چنین متغیر درآمد به عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرها در توضیح نوسانات مشاهده‌شده در اندازه‌ی هزینه‌کرد خانوارها در زمینه‌ی بهداشت است. اگر خانواده‌ها برای سلامت خود

اهمیت قائل بوده و توانایی پرداخت هزینه‌های بهداشتی و درمانی را داشته باشند، سطح سلامت جامعه در بلندمدت بهبود و همچنین بهره‌وری نیروی کار افزایش می‌یابد. بنابراین نقش دولت در نظام آموزش و پرورش که این نظام تأثیر مستقیم بر درآمد و بهداشت خانوارها و به دنبال آن بالا بردن سطح رفاه افراد، رشد اقتصادی و نهایتاً توسعه‌ی کشور را در بر دارد، بسیار حائز اهمیت می‌باشد. لذا می‌توان پیشنهاد کرد که کیفیت نظام آموزشی بر اساس افزایش آگاهی در زمینه‌ی بهداشت و درمان افزایش یابد و منابع در جهت ارائه‌ی خدمات بهداشتی و درمانی ضروری برای توده‌های مردم به خصوص افراد کم‌درآمد جامعه (مثلاً گسترش بیمه‌ی خدمات درمانی در کشور) و مهم‌تر از همه تأمین مالی کردن این قبیل هزینه‌ها، تخصیص داده شود.

فهرست منابع:

- بهبودی، داود، فرانک باستان و مجید فشاری. (۱۳۹۰). بررسی رابطه‌ی بین مخارج بهداشتی سرانه و درآمد سرانه در کشورهای با درآمد پایین و متوسط، فصلنامه‌ی مدل‌سازی اقتصادی، ۵(۳): ۸۱-۹۶.
- رضایی، محمد، کاظم یآوری، مرتضی عزتی و منصور اعتصامی. (۱۳۹۴). بررسی اثر وفور منابع طبیعی (نفت و گاز) بر سرکوب مالی و رشد اقتصادی از کانال اثرگذاری بر توزیع درآمد. پژوهشنامه‌ی اقتصاد انرژی ایران، ۴(۱۴): ۸۹-۱۲۲.
- رئیس‌پور، علی و جمشید پژوهان. (۱۳۹۲). آثار مخارج بهداشتی دولت بر رشد اقتصادی و بهره‌وری در ایران: رویکرد منطقه‌ای. فصلنامه‌ی علمی-پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه، ۱۸(۴): ۴۳-۶۸.
- سوری، علی. (۱۳۹۱). اقتصادسنجی همراه با کاربرد *Eviews7*. تهران: نشر فرهنگ شناسی و نشر نور علم.
- شیرین‌بخش، شمس‌الله و زهرا حسن خونساری. (۱۳۸۴). کاربرد *Eviews* در اقتصادسنجی. تهران: نشر پژوهشکده‌ی امور اقتصادی.
- صادقی، سید کمال، محمدعلی متفکرآزاد و سالار جلیل‌پور. (۱۳۹۲). بررسی عوامل مؤثر بر هزینه‌های بهداشتی بخش خصوصی و مقایسه‌ی شدت اثر آن‌ها در سطوح مختلف درآمدی در کشورهای آسیایی. فصلنامه‌ی علمی-پژوهشی رفاه اجتماعی، ۱۴(۵۳): ۷۵-۵۵.
- صالحی، محمدجواد. (۱۳۸۴). محاسبه بازده سرمایه‌ی انسانی در ایران. موسسه‌ی پژوهش و برنامه‌ریزی آموزش عالی، ۱۱(۱): ۱۶۶-۱۳۹.
- طاهری بازخانه، صالح، مصطفی کریم‌زاده و حسن تحصیلی. (۱۳۹۴). بررسی عوامل اقتصادی-اجتماعی مؤثر بر امید به زندگی در ایران. مجله‌ی اقتصادی، ۱(۲): ۷۷-۹۴.
- علمی، زهرا، سعید کریمی پتانلر و کامران کسرایبی. (۱۳۸۵). اثر آموزش بر درآمد افراد شهری در ایران با استفاده از روش مدل‌های چندسطحی در سال ۱۳۸۲. مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، ۳(۷۴): ۲۴۹-۲۷۲.
- عمادزاده، مصطفی، رحیم دلالی اصفهانی، سعید صمدی و فرزانه محمدی. (۱۳۸۸). اثر کیفیت نیروی کار بر رشد اقتصادی در منتخبی از کشورها. فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، ۶(۱): ۱-۲۶.

فرح‌بخش، مصطفی و اکرم ذاکری. (۱۳۸۹). آموزش شاخص‌های سلامت ویژه‌ی پزشکان تیم‌های سلامت. دانشگاه علوم پزشکی و خدمات بهداشتی درمانی تبریز مرکز بهداشت استان.

گجراتی، دامور. (۱۳۸۹). مبانی اقتصاد سنجی. ترجمه دکتر حمید ابریشمی. تهران: انتشارات دانشگاه تهران.

لطفعلی‌پور، محمدرضا، محمدعلی فلاحی و معصومه برجی. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر شاخص‌های سلامت بر رشد اقتصادی ایران. مدیریت سلامت، ۱۳۹۰، ۱۴(۴۶): ۷۱-۵۷.

مجتهد، احمد و سعید جوادی‌پور. (۱۳۸۳). بررسی اثر مخارج بهداشتی بر رشد اقتصادی (مطالعه‌ی موردی کشورهای منتخب در حال توسعه). فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، (۱۹): ۵۴-۳۱.

مرزبان، حسین. (۱۳۸۹). نقش بهداشت و آموزش در رشد اقتصادی برخی کشورهای در حال توسعه (۲۰۰۶-۱۹۹۰). معرفت اقتصادی، (۱۱): ۴۹-۳۳.

نوذری، پوران‌دخت. (۱۳۵۱). نقش معلمین مدارس در آموزش بهداشت. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.

یوسفی دیندارلو، مجتبی و محمد نوفرستی. (۱۳۸۴). اندازه‌گیری برخورداری آموزشی سرمایه‌ی انسانی در ایران. فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۷(۲۳): ۲۱۹-۱۹۳.

Chan, T., S. Kent, S. Lam & S. Li. (2000). Estimation of the Human Capital Earning Function in Hong Kong: 1981-1996. Hong Kong University of Science & Technology. Econ 347 Hong Kong Economy, 1-14.

Chiswick, B.R. (2003). Jacob Mincer, Experience and the Distribution of Earnings. Discussion Paper 847.

Davidson, R. & J.G. MacKinnon. (1989). Testing for Consistency Using Artificial Regressions. Econometric Theory, (3): 363-384.

Erdil, E. & I. H. Yetkiner. (2004). A panel Data Approach for Income-Health Causality. The Economics of Health Reforms. Athens, Greece: Athens Institute for Education and Research, 701-724.

Furnée, C. A., W. Groot & H. Maassen van Den Brink. (2008). the Health Effects of Education: A Meta-Analysis. The European Journal of Public Health, 18(4): 417-421.

Gounder, R. & Z. Xing. (2012). Impact of Education and Health on Poverty Reduction: Monetary and Non-Monetary Evidence from Fiji. Economic Modeling, 29(3): 787-794.

Grossman, M. (2000). The Human Capital Model. *Handbook of Health Economics*, (1): 347-408.

Hopkins, S. & G. MacDonald. (2000). the Relationship between Health Expenditure and GDP in Australia: Evidence from a New Approach. Curtin University of Technology, School of Economics and Finance.

Murthy, V.NR. & A.A. Okunade. (2009). the Core Determinants of Health Expenditure in the African Context: Some Econometric Evidence for Policy. *Health Policy*, 91(1): 57-62.

Psacharopoulos, G. & R. Layard. (1979). Human Capital and Earnings: British Evidence and a Critique. *The Review of Economic Studies*, 485-503.

Schultz, T.W. (1961). Investment in Human Capital. *The American Economic Review*, (51): 1-17.

Wang, K. (2011). Health Care Expenditure and Economic Growth: Quantile Panel-Type Analysis. *Economic Modeling*, 28(4): 1536-1549.

World Health Organization, *Macroeconomic Environment and Health, with Case Studies for Countries in Greatest Need*, Geneva. WHO Press; 1993.

www.amar.org.ir.