فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال بیست‌ویکم/ شماره ۶۷/ تابستان ۱۳۹۵/ صفحات ۲۴-۱

بررسی رابطه نابرابری درآمدی و امید به زندگی در کشورهای منتخب با خنثی‌سازی اثر تصنع آماری

ابوالقاسم مهدوی مزده[۱]

محمدحسین معماریان[۲]

مصطفی محبی مجد[۳]

تاریخ ارسال: ۱۳۹۴/۱۰/۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۴/۶

چکیده

در چهار دهه گذشته مطالعات بسیاری به بررسی و بحث پیرامون رابطه نابرابری درآمدی و امید به زندگی پرداخته‌اند. به نظر می‌رسد بسیاری از این مطالعات از یک اثر تصنع آماری متأثر شده‌اند که می‌تواند به نتیجه‌گیری اشتباه منجر شود. در این پژوهش، رابطه بین ضریب جینی (به‌عنوان معیاری از نابرابری درآمدی) و امید به زندگی (به‌عنوان معیاری از سلامت) پس از خنثی‌سازی اثر تصنع آماری بررسی شده است. بدین منظور ۱۹ کشور منتخب با درآمد سرانه نزدیک (شامل ایران)، در دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۴ با بهره‌گیری از روش داده‌های پانل با اثرات تصادفی مورد بررسی قرار گرفته‌اند. نتایج به‌دست آمده بعد از خنثی‌سازی اثر تصنع آماری حاکی از غیرمعنادار بودن اثر نابرابری درآمدی بر امید به زندگی است.

واژگان کلیدی: امید به زندگی، نابرابری درآمدی، اثر تصنع آماری، داده‌های پانل.

طبقه‌بندی JEL: *D31، I10، O15*.

۱- دانشیار، گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، پست الکترونیکی: Mahdavi@ut.ac.ir

۲- دانشجوی کارشناسی ارشد، اقتصاد انرژی، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران (نویسنده مسؤول)، پست الکترونیکی: Memarian.mh@ut.ac.ir

۳- دانشجوی کارشناسی ارشد، اقتصاد محیط زیست، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، پست الکترونیکی: Msa.mohebi@ut.ac.ir

Archive of SID

www.SID.ir

۱- مقدمه

در جهان امروز، آثار مخرب نابرابری و شکاف اجتماعی بر کسی پوشیده نیست و جوامع از ابعاد مختلف نابرابری رنج می‌برند. نابرابری در درآمد یکی از وجوه نابرابری بوده که در ادبیات اقتصادی از اهمیت بالایی برخوردار است، اما آیا آثار منفی نابرابری درآمدی تنها مختص حوزه اقتصاد جامعه است یا اینکه نابرابری درآمدی قابلیت تأثیرگذاری را در سایر حوزه‌ها نیز دارد؟ در پاسخ به این پرسش ارتباط بین نابرابری درآمدی و مؤلفه‌های غیراقتصادی مورد بررسی قرار گرفته که یکی از مهم‌ترین آنها بررسی ارتباط نابرابری درآمدی با مؤلفه سلامت جامعه است. محققان اقتصادی به این پرسش که آیا نابرابری درآمدی عاملی مؤثر بر نرخ مرگ‌ومیر یا امید به زندگی در جوامع (به‌عنوان شاخص‌هایی برای سلامت جامعه) است؟ پاسخ‌های یکسانی نداده‌اند.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

۲-۱-۱- نظریه درآمد مطلق و درآمد نسبی

درباره رابطه بین درآمد فردی (منظور از درآمد، در داده‌های خرد، درآمد قابل تصرف فرد و در داده‌های کلان، درآمد ملی سرانه است)، نابرابری درآمدی در جامعه و امید به زندگی افراد، دو نظریه اصلی در مقابل یکدیگر قرار می‌گیرند؛ نظریه درآمد مطلق و نظریه درآمد نسبی (این نظریه به نام‌های دیگری مانند نظریه محرومیت یا نظریه نابرابری درآمدی نیز شناخته می‌شود).

در سال ۱۹۷۵، پرستون[1] بیان کرد که درآمد دارای رابطه مثبت با سطح سلامت است و این رابطه به دلیل افزایش سطح سلامت با نرخ کاهنده در درآمدهای بالاتر، از یک تابع مقعر تبعیت می‌کند، اما نظریه رقیب توسط ویلکینسون[2] در سال ۱۹۹۶ ارایه شد. او معتقد

1- Preston
2- Wilkinson

Archive of SID

www.SID.ir

بود، درآمد مطلق تمام وجوه این رابطه را پوشش نمی‌دهد و این درآمد نسبی است که تأثیری به‌مراتب بیشتر از درآمد مطلق بر سلامت دارد. نتیجه‌گیری ویلکینسون براساس این فرضیه بوده که نابرابری درآمدی عاملی تأثیرگذار در انسجام و اعتماد اجتماعی است که در این صورت، افزایش نابرابری به بالا رفتن فشار و استرس افراد منجر می‌شود و نرخ مرگ‌ومیر افزایش می‌یابد (مایرهوفر[1] و همکاران، ۲۰۱۳، ص ۲).

به عبارت دیگر، می‌توان گفت، نظریه درآمد مطلق بیان می‌کند که پس از تعدیل مناسب درآمد افراد، هیچ رابطه‌ای بین نابرابری درآمدی و سلامت باقی نمی‌ماند، اما نظریه درآمد نسبی معتقد است که در سطح کلان نابرابری درآمدی دارای اثر مستقیمی بر سلامت است (لینچ[2] و همکاران، ۲۰۰۴، ص ۵).

مطالعات و تحقیقات زیادی در نقض و ابرام نظریات یادشده و همچنین بررسی رابطه بین درآمد و شاخص‌های سلامت انجام شده است. این مطالعات را می‌توان به دو دسته اصلی تقسیم کرد: دسته نخست، مطالعاتی هستند که در تحقیق خود از داده‌های خرد (مرتبط با اشخاص) استفاده کرده‌اند و دسته دوم، مطالعاتی هستند که داده‌های کلان (مرتبط با کشور، ایالت یا استان) را در فرآیند تحقیق خود به کار گرفته‌اند. به نظر می‌رسد مطالعاتی که از داده‌های کلان بهره می‌برند با مشکلی روبه‌رو می‌شوند، مشکلی که گراولا[3] (۱۹۹۸)، آن را اثر تصنع آماری نامید.

ایجاد یک رابطه آماری تصنعی در نتیجه استفاده از داده‌های کلان در فرآیند تحقیق در خصوص رابطه درآمد، نابرابری و سلامت، موضوعی بسیار ناخوشایند است، زیرا دسترسی به داده‌های خرد بیشتر به کشورهای توسعه‌یافته محدود می‌شود و در سایر کشورها، چنین داده‌هایی به‌طور معمول در اختیار نیست (مایرهوفر و همکاران، ۲۰۱۳، ص ۴). ازاین‌رو، محققان چاره‌ای جز استفاده از داده‌های کلان ندارند. در این مقاله، از روش آماری

1- Mayrhofer
2- Lynch
3- Gravelle

Archive of SID

www.SID.ir

جدیدی برای تصحیح سازوکار ارتباطی بین نابرابری و امید به زندگی استفاده شده، به‌گونه‌ای که با استفاده از ایجاد یک ضریب تصحیح سعی شده است تا امکان ایجاد رابطه تصنع آماری هنگام استفاده از داده‌های کلان به حداقل برسد. در قسمت بعدی، به توضیح چگونگی این فرآیند تصحیح می‌پردازیم. سپس، با ارایه آمار و روش تخمین در بخش سوم راه برای دستیابی به نتایج و تفسیر آنها در بخش چهارم هموار می‌شود. بخش انتهایی مقاله به نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی مربوط می‌شود.

۲-۱-۲- اثر تصنع آماری

جامعه‌ای دووضعیتی را در نظر بگیرید که نیمی از جمعیت (۵۰٪) آن دارای درآمد بالا $y\mathrm{h}$ و نیمی دیگر (۵۰٪) دارای درآمد پایین $y\mathrm{l}$ هستند ($y\mathrm{h}>y\mathrm{l}$)، در این جامعه، درآمد متوسط y خواهد بود ($y=\frac{y\mathrm{h}+y\mathrm{l}}{2}$). همچنین تابع امید به زندگی که نشان‌دهنده رابطه امید به زندگی و درآمد بوده و یک تابع مقعر است، به صورت $l=l(y)$ تعریف می‌شود. میانگین امید به زندگی برای جمعیت موجود در این جامعه به صورت زیر خواهد بود:

$$E[l(y)]=\frac{l(y\mathrm{l})+l(y\mathrm{h})}{2} \qquad (۱)$$

حال جامعه‌ای تک‌وضعیتی را در نظر بگیرید که در آن، همه افراد درآمدی یکسان برابر y را به‌دست می‌آورند. درآمد متوسط دو کشور با هم برابر است ($y=y$). در این صورت، میانگین امید به زندگی در کشور تک‌وضعیتی به صورت زیر خواهد بود:

$$E[l(y)]=\frac{l(y)+l(y)}{2}=l(y)=l\left(\frac{y\mathrm{l}+y\mathrm{h}}{2}\right)=l[E(y)] \qquad (۲)$$

در صورتی که تابع $l(y)$ مقعر باشد، متوسط امید به زندگی در کشور دوم $l[E(y)]$ در سطحی بالاتر از متوسط امید به زندگی در کشور اول $E[l(y)]$ قرار خواهد گرفت (نمودار شماره ۱).

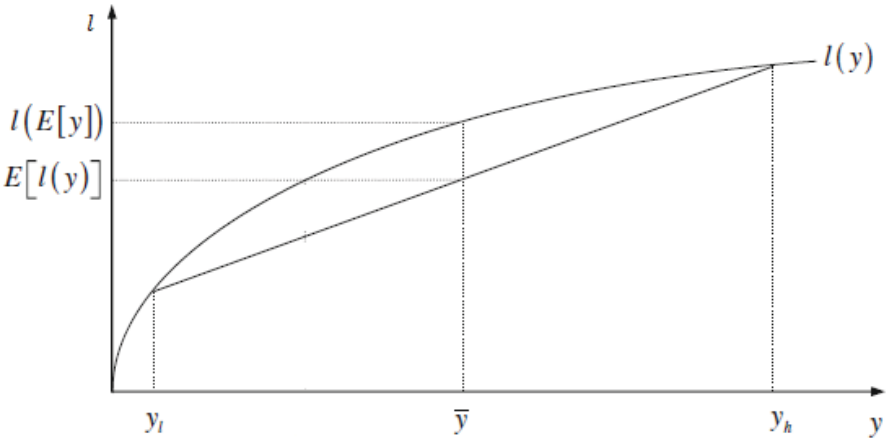
در این صورت، به دلیل متفاوت بودن توزیع درآمد در این دو کشور، حتی با میانگین درآمدی برابر نیز متوسط امید به زندگی در آنها متفاوت خواهد بود. تفاوت در میانگین امید به زندگی در دو کشور که برابر با عبارت: $l[E(y)]-E[l(y)]$ است، به‌واسطه

Archive of SID

www.SID.ir

یک اثر آماری (ناشی از استفاده داده‌های کلان) ایجاد می‌شود که می‌توان آن را اثر تصنع آماری نامید (کوول[1]، ۲۰۱۱، ص ۹). اثر تصنع آماری دارای رابطه مثبت با تغییرات نابرابری درون کشورها خواهد بود و هرچه واریانس درآمد در داخل یک کشور بیشتر باشد، این اثر بزرگ‌تر است.

با توجه به توضیحات پیشین می‌توان دریافت که این اثر به دلیل عامل اختلال و تهدید بودن نابرابری درآمد برای سلامت جامعه ایجاد نشده است، بلکه علت آن، وجود رابطه غیرخطی و منحنی‌وار بین درآمد و امید به زندگی در سطح خرد، یعنی برای افراد جامعه است.



مأخذ: مایرهوفر و همکاران، ۲۰۱۳، ص ۴.

نمودار ۱- امید به زندگی، درآمد و اثر تصنع آماری

برای تفاوت قایل شدن بین اثر مستقیم نابرابری درآمدی (به صورت عامل مخاطره سلامت در تئوری درآمد نسبی) و اثر غیرمستقیم آن (اثر تصنع آماری) هنگام استفاده از داده‌های کلان، باید یک متغیر تصحیح‌کننده به مدل اضافه شود.

1- Cowell

www.SID.ir

۲-۱-۳- معیارهای سنجش نابرابری درآمدی

- شاخص‌های نابرابری درآمدی

شاخص انحراف از میانگین نسبی معادل شاخص پیترا[1]، ینتما[2] و کوزنتس[3] است و بیان می‌کند که چند درصد از درآمد کل جامعه را باید از دارندگان درآمدهای بالاتر از میانگین درآمد جامعه دریافت کرد و به دارندگان درآمد پایین‌تر از میانگین جامعه داد، تا میانگین درآمد هر دو گروه کم‌درآمد و پردرآمد، یکی شود (کفایی، ۱۳۸۷، ص۲۲).

ضریب جینی معیاری است عددی برای سنجش نابرابری که مقادیر آن در بازه صفر (برابری کامل) تا یک (نابرابری کامل) قرار دارد. این معیار با استفاده از منحنی لرنز به‌دست می‌آید و هرچه مقدار آن بزرگ‌تر باشد، نشان‌دهنده وجود نابرابری بیشتر است.

شاخص اَتکینسون[4] یکی از مشهورترین شاخص‌های محاسبه نابرابری برپایه رفاه اجتماعی است. این شاخص به رابطه بین کارآیی و نابرابری توجه می‌کند و با استفاده از تابع رفاه اجتماعی نشان می‌دهد که جامعه تا چه اندازه حاضر به از دست دادن تولید و درآمد برای از میان برداشتن نابرابری است.

نسبت پراکندگی دهکی از تقسیم میانگین مصرف و درآمد ده درصد از ثروتمندترین افراد جامعه به ده درصد از فقیرترین افراد جامعه به‌دست می‌آید (که این درصد قابل تغییر است) (کفایی، ۱۳۸۷، ص۱۶).

در کنار شاخص‌های یادشده شاخص‌های دیگری مانند آماره تایل[5] نیز وجود دارند. در این مقاله از متداول‌ترین شاخص برای اندازه‌گیری نابرابری درآمدی، یعنی ضریب جینی استفاده می‌شود.

1- Pietra
2- Yntema
3- Kuznets
4- Atkinson
5- Theil

Archive of SID

www.SID.ir

۲-۲- پیشینه مطالعات تجربی

۲-۲-۱- مطالعات خارجی

راجرس[1] (۱۹۷۹)، با استفاده از نمونه‌ای شامل ۵۰ کشور، به بررسی رابطه بین سلامت افراد و توزیع درآمد پرداخت. نتایج تحقیقات او نشان داد که از پنج تا ده سال تفاوت بین میزان امید به زندگی کشورهای برابری‌طلب و امید به زندگی در سایر کشورها وجود دارد. البته باید اضافه کرد که راجرس هیچ تفسیر مهمی از تحقیق خود انجام نداد و می‌توان گفت، او احتمال برقراری ارتباط بین نابرابری درآمدی و سلامت را به‌واسطه دسترسی به خدمات بهداشتی و اجتماعی رد نکرد.

ولفسون[2] و همکاران (۱۹۹۹)، با استفاده از هر دو گروه داده‌های کلان و خرد برای آمریکا، به مطالعه رابطه بین درآمد مطلق و نسبی و سلامت پرداختند. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌داد که رابطه بین نابرابری درآمدی و نرخ مرگ‌ومیر در حالتی که از داده‌های کلان استفاده می‌شود، فراتر از آن است که بتوان آن را به دلیل وجود رابطه بین درآمد و نرخ مرگ‌ومیر دانست. در حقیقت، این مطالعه، اختصاص تمام سهم رابطه بین نابرابری و سلامت را به یک تصنع آماری رد کرد.

لومیر[3] و ویلکینسون (۲۰۰۰)، با استفاده از داده‌های کلان به این نتیجه دست یافتند که در بین جوانان نابرابری درآمدی بالاتر با سطح بالاتری از نرخ مرگ‌ومیر همراه بوده است، اما این رابطه برای افراد بالای شصت‌وپنج سال به صورت عکس به‌دست آمد.

همچنین در تحقیقی که اخیراً انجام گرفته است، لئون گونزالز[4] و تی سنگ[5] (۲۰۱۱)، با استفاده از داده‌های کلان و خرد به بررسی دو تئوری درآمد نسبی و مطلق پرداختند. آنها برای اجتناب از ایجاد یک رابطه تصنع آماری، ابتدا رابطه را در سطح فردی آزمایش

1- Rodgers
2- Wolfson
3- Lomayer
4- Gonzalez leon
5- Tseng

Archive of SID

www.SID.ir

کردند. نتایج حاصل از تحقیقات آنها حاکی از تحقق نظریه درآمد مطلق بود و برای درآمد نسبی شواهدی یافت نشد.

۲-۲-۲- پیشینه مطالعات داخلی

جعفر عبادی و محمدجواد صالحی (۱۳۸۹)، به بررسی رابطه بین نابرابری در سرمایه انسانی (بین زنان و مردان) و امید به زندگی پرداختند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که نابرابری در تمام اجزای سرمایه انسانی که شامل نابرابری درآمدی هم می‌شد (ضریب جینی نماینده نابرابری درآمدی در مدل بود) رابطه‌ای منفی با میزان امید به زندگی دارد.

محمد باباخانی (۱۳۸۷)، با استفاده از آزمون همبستگی پیرسون به بررسی رابطه توسعه اقتصادی، رشد اقتصادی، نابرابری درآمدی و سلامت در ایران پرداخت. نتایج حاصل از این تحقیق نشان داد که توسعه اقتصادی و نابرابری درآمدی با سلامت رابطه معناداری دارند، اما متغیر رشد اقتصادی رابطه معناداری ندارد.

ویدا واعظی و حسین زارع (۱۳۹۰)، به بررسی رابطه بین سلامت، توزیع درآمد و درآمد در ایران با استفاده از رویکرد داده‌های تابلویی پرداختند و نتیجه به‌دست آمده حاکی از توضیح‌دهندگی بیشتر توزیع درآمد (ضریب جینی) نسبت به متغیر درآمد در تغییرات سلامت (متغیر نرخ مرگ‌ومیر) بود.

علی قنبری و همکاران (۱۳۹۰)، تأثیر نابرابری درآمدی بر وضعیت سلامت در کشورهای منتخب را با رهیافت داده‌های تابلویی بررسی کردند و نتیجه به‌دست آمده، نشان‌دهنده معنادار نبودن رابطه نابرابری و سطح سلامت جامعه بود.

علاوه بر پژوهش‌های یادشده مطالعات دیگری نیز در این حوزه صورت گرفته است که از جمله می‌توان به: محمدعلی متفکر آزاد و همکاران (۱۳۹۲)، در خصوص اثر توزیع درآمد بر شاخص‌های سلامت، جمشید پژویان و ویدا واعظی (۱۳۹۰)، درباره ارتباط بین شاخص توزیع درآمد و شاخص سلامت و رویا آل عمران و سیدعلی آل عمران (۱۳۹۳)، درباره تأثیر نابرابری درآمدی بر امید به زندگی اشاره کرد.

Archive of SID

www.SID.ir

۳- روش‌شناسی تحقیق و تصریح الگو

در این قسمت در ابتدا به تصحیح اثر تصنع آماری در داده‌های کلان می‌پردازیم و الگوی مورد نظر را برای تخمین معرفی می‌کنیم و در ادامه، نحوه محاسبه ضریب تصحیح مورد نظر را شرح می‌دهیم. سپس، به‌طور اجمالی به روش‌شناسی تحقیق که مدل‌های داده‌های پانل[1] است، اشاره و الگوی تحلیلی مدل شامل تعریف مفاهیم، متغیرها، داده‌ها و الگوی نمادین تحلیلی را بیان می‌کنیم. پس از معرفی الگوی مورد بررسی و طرح فرضیه تحقیق، به انجام آزمون‌های پیش از تخمین می‌پردازیم. برای آزمون فرضیه، از الگوی داده‌های پانل استفاده می‌شود. ازاین‌رو، در ادامه، ابتدا در بخش روش‌شناسی پژوهش، دلایل انتخاب این الگو را ارایه می‌دهیم و سپس، آن را به‌اختصار بیان می‌کنیم. همان‌طور که اشاره شد، در این پژوهش، به دنبال شناسایی رابطه بین امید به زندگی و نابرابری درآمدی هستیم. در بخش‌های گذشته به مبانی نظری، اقتصادی و ادبیات موضوع پرداختیم و در ادامه، به تصریح الگو و نتایج حاصل از برآورد تجربی مدل می‌پردازیم.

۳-۱- تصحیح اثر تصنع آماری در داده‌های کلان

در این بخش ما درصددیم تا اثر تصنع آماری را که در اثر استفاده از داده‌های کلان ایجاد می‌شود، با استفاده از یک ضریب تصحیح از میان برداریم. ابتدا فرض می‌کنیم که تئوری درآمد مطلق برقرار است، سپس، با استفاده از ضریب تصحیح، اثر تصنع آماری را حذف می‌کنیم، اگر همچنان نابرابری درآمدی روی امید به زندگی تأثیرگذار بود، آنگاه تئوری درآمد نسبی پذیرفته خواهد شد.

فرض کنید، رابطه بین درآمد، نابرابری و امید به زندگی و در سطح خرد برای افراد یک جامعه به صورت زیر است:

$$l_{ik} = \alpha_0 + \alpha_1[f(y_{ik})] + \alpha_2 I_k + \varepsilon_{ik} \qquad (۳)$$

1- Panel Data

Archive of SID

www.SID.ir

در رابطه بالا l_{ik} نشان‌دهنده امید به زندگی فرد i(i=1,...n)ام در سال k(k=1,...m) است. f یک تابع مقعر از درآمد افراد جامعه (y_{ik}) بوده که در این مقاله به صورت $f(y_{ik}) = \ln(y_{ik})$ تعریف شده و I_k نشان‌دهنده اندازه نابرابری درآمدی جامعه در سال‌های مختلف k است. ε_{ik} خطای مدل است. حال اگر از مدل بالا امید بگیریم، نتیجه به‌دست آمده مدلی برای تخمین با سطح داده‌های کلان برای جامعه مورد نظر خواهد بود.

$$l_k = \alpha_0 + \alpha_1 E[f(y_{ik})] + \alpha_2 I_k \qquad (۴)$$

همان‌طور که مشاهد می‌شود، $E(l_{ik})=l_k$، متوسط امید به زندگی جامعه در سال K است. حال تخمین معادله یادشده از دو روش قابل انجام است؛ راه اول، محاسبه $E[f(y_{ik})]$ و در ادامه تخمین مدل است، راه دیگر، محاسبه یک ضریب تصحیح برای این جزء است. ضریب تصحیح عبارت است از:

$$E[f(y_{ik})] - [fE(y_{ik})] = \theta_k \qquad (۵)$$

با وارد کردن ضریب تصحیح در مدل و انجام محاسبات مربوط خواهیم داشت:

$$l_k = \alpha_0 + \alpha_1 f(\bar{y}_k) + \alpha_2 I_k + \alpha_1 \theta_k \qquad (۶)$$

که در آن، $E(y_{ik}) = \bar{y}_k$ میانگین درآمد افراد جامعه است.

به‌منظور تصریح الگوی نهایی برای تخمین، در رابطه (۶) تابع $f(y_{ik}) = \ln(y_{ik})$ را جای‌گذاری و برای مشخص شدن این الگو ضرایب را دوباره نام‌گذاری می‌کنیم. الگوی نهایی به صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$l_k = \beta_0 + \beta_1 Ln(\bar{y}_k) + \beta_2 I_k + \beta_3 \theta_k \qquad (۷)$$

۳-۲- محاسبه ضریب تصحیح (θ_k)

در صورتی که سری تیلور $E[f(y_{ik})]$ را حول $E(y_{ik})$ بسط دهیم، نتیجه به صورت زیر است:

$$\theta_k = E[f(y_{ik})] - [fE(y_{ik})] \approx \sum_{m=2}^{M} f^m\left(E(y_{ik})\right) \frac{E(y_{ik}-E(y_{ik}))^m}{m!} \qquad (۸)$$

Archive of SID

www.SID.ir

که در آن، $f^m = \frac{\partial^m f}{\partial y^m}$ است. همان‌طور که از بسط سری تیلور مشاهده می‌شود، داشتن فرض‌های متفاوتی پیرامون تابع f و توزیع y ، ضرایب تصحیح خطای متفاوتی را نتیجه می‌دهد که می‌توانند در مطالعات مورد استفاده قرار گیرند. با توجه به اینکه پیش از این تابع f به صورت لگاریتمی تعریف شده است، ازاین‌رو، ما نیازمند ایجاد یک حالت پارامتری از درآمد هستیم تا به‌واسطه آن بتوانیم θ_k را برای استفاده در مدل استخراج کنیم.

بخش عمده‌ای از ادبیات مربوط طی بحث و بررسی طولانی، فرم مناسب تابعی توزیع درآمد را لگاریتم- نرمال می‌دانند و معتقدند، در مقایسه با سایر توزیع‌های جایگزین مانند گاما[1]، فیسک[2] و پرتو[3] گزینه بهتری است (مایرهوفر و همکاران، ۲۰۱۳، ص ۱۰). به‌طور کلی تابع توزیع لگاریتم- نرمال برای جمعیت بین ده درصد تا هشتاد درصد اول مناسب است (براوون[4] (۱۹۸۱) و کول[5] (۲۰۱۱)). سهم جمعیت حاضر از درآمد در دم بالایی و پایینی بیشتر از مقدار سهم آنها در تابع لگاریتم- نرمال است و ازاین‌رو، شاید توزیع پرتو برای دم بالایی و پایینی گزینه مناسب‌تری باشد (کول ، ۲۰۱۱، ص۱۱). به هر حال، از آنجا که ما در حال بررسی اعضای یک جامعه هستیم و فرض کردیم که رابطه مقعر بین درآمد و امید به زندگی وجود دارد، اثر وجود سهم جمعیتی بیشتر در دم پایینی باید باعث خنثی‌سازی اثر جمعیت بالاتر در دم بالایی بر میزان امید به زندگی شود (زیرا هرچه این کشور نابرابرتر شود این اثر تجدید می‌شود). به همین دلیل، محاسبات ما در خصوص ضریب تصحیح‌کننده تحت فرض توزیع لگاریتم- نرمال درآمد صحیح خواهد ماند.

پینکوفسکی[6] و سالای مارتین[7] در مقاله‌ای که در سال ۲۰۰۹ منتشر کردند، در خصوص توزیع لگاریتم- نرمال به بحث پرداختند. آنها با استفاده از داده‌های ۱۹۱ کشور در بازه

1- Gamma
2- Fisk
3- Pareto
4- Brown
5- Cowell
6- Pinkovski
7- Sala-imartin

Archive of SID

www.SID.ir

زمانی ۲۰۰۶-۱۹۷۰ نشان دادند، توزیعی که با استفاده از فرض فرم تابع لگاریتم- نرمال ایجاد شده بود، از توزیع‌های گاما وسایر توزیع‌ها عملکرد بهتری دارد.

در این مقاله، برای مشخص کردن توزیع y و با توجه به اینکه مطالعات انجام شده در این حوزه توزیع لگاریتم- نرمال را برای درآمد پیشنهاد می‌کردند، از آزمون جارک- برا[1] برای مشخص کردن صحت این مطلب استفاده شده است. نتیجه به‌دست آمده به صورت زیر است:

جدول ۱- نتایج آزمون جارک- برا

معناداری	آماره جارک- برا
۰/۰۸	۴/۹۳

با توجه به prob به‌دست آمده در سطح معناداری ۵٪ می‌توان نتیجه گرفت که توزیع تابع لگاریتم y نرمال است.

در صورتی که y_{ik} دارای توزیع لگاریتم- نرمال باشد و s و m به ترتیب انحراف از معیار و میانگین توزیع لگاریتم- نرمال y_{ik} باشند، در این صورت، $\log(y_{ik})$ دارای توزیع نرمال خواهد بود. در نتیجه، می‌توان چنین نوشت:

$$E(y_{ik})=e^{m+\frac{s^2}{2}} \quad (۹)$$

$$var(y_{ik})= e^{2m+s^2}(e^{s^2}-1) \quad (۱۰)$$

بنابراین، برای فرم لگاریتمی با جای‌گذاری روابط (۹) و (۱۰) در رابطه (۸) خواهیم داشت:

$$\theta_k = E[\log(y_{ik})] - \log(E[y_{ik}]) = m - \log(e^{m+\frac{s^2}{2}}) = m - (m+\frac{s^2}{2}) = -\frac{s^2}{2} \quad (۱۱)$$

در داده‌های رسمی واریانس(s) وجود ندارد، ازاین‌رو، ما برای استخراج آن از ضریب جینی کمک می‌گیریم. برای ضریب جینی داریم: $G = 1 - 2\int_0^1 L(s)$، در حالی که $0 \le G \le 1$ و L(s) منحنی لرنز است. با فرض وجود یک توزیع لگاریتم- نرمال می‌توان

1- Jarque-Bera

Archive of SID

www.SID.ir

نشان داد که: $G=2\Phi(\frac{s}{\sqrt{2}})-1$ (چوتیکاپانچی[1] و همکاران، ۲۰۰۷، ص ۲۱). با توجه به عبارت به‌دست آمده می‌توان انحراف معیار را به صورت زیر نوشت:

$$S = \left[\sqrt{2}\phi^{-1}\left(\frac{G+1}{2}\right)\right]^2 \qquad (۱۲)$$

که در این عبارت، ϕ تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد است. برای محاسبه m نیز می‌توان از رابطه (۹) استفاده و m را بدین صورت محاسبه کرد:

$$m = \log\left(E(y_{ik})\right) - \frac{s^2}{2} \qquad (۱۳)$$

حال با جای‌گذاری مقادیر محاسبه شده m و s از روابط (۱۲) و (۱۳) در رابطه (۱۱) می‌توان ضریب تصحیح خطا را به‌دست آورد.

۳-۳- مشخصه آماری داده‌ها و روش‌شناسی پژوهش

در اثر کمبود داده‌ها، مشکلات بسیاری بر مدل‌های اقتصادسنجی عارض می‌شود. با ترکیب داده‌های سری زمانی و مقطعی بر حجم داده‌ها افزوده می‌شود و ازاین‌رو، بسیاری از ایرادهای در مدل‌های صرفاً سری زمانی با حرکت به سمت داده‌های تابلویی حل می‌شود. از جمله مهم‌ترین مزایای داده‌های تابلویی عبارت‌اند از: ۱- افزودن در حجم مشاهدات و حل مشکل درجه آزادی: کم بودن درجات آزادی هر مدل اقتصادسنجی باعث شکست نتایج تخمین‌ها می‌شود. ۲- کاهش واریانس برآوردگرها: افزودن به درجات آزادی با افزایش واریانس مشاهدات باعث کاهش واریانس برآوردگرها می‌شود. ۳- کمک به معنادار شدن نتایج: اگر متغیر توضیحی واقعاً بر متغیر وابسته معنا داشته باشد، با حجم کم نمونه و پایین بودن درجات آزادی می‌تواند به دلیل نوسانات نمونه‌گیری معناداری نتایج در عمل به‌دست نیاید. با افزایش حجم نمونه و درجات آزادی این معناداری زمینه بروز می‌یابد، به دو دلیل: الف- مقادیر جدولی با افزایش درجه آزادی به معناداری کمک می‌کند. ب- بزرگ‌تر شدن قدر مطلق توابع آزمون (آماره‌ها) به معناداری کمک می‌کند.

1- Chotikapanich

Archive of SID

www.SID.ir

۴- تخفیف مشکلات خاص نمونه در کاربردهای اقتصادسنجی: در اقتصادسنجی برخی مشکلات مربوط به جامعه است و با افزودن مشاهدات حذف نمی‌شود، مانند مشکل ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی که با تغییر روش از OLS به GLS حل می‌شود، اما برخی مشکلات مربوط به نمونه است و در نمونه دیگر، می‌توان همان مدل قبلی را با نتایج بهتری به‌دست آورد، مانند مشکل هم‌خطی که با صرف افزایش حجم نمونه قابل حل است. ازاین‌رو، مشکلات مشابه هم‌خطی که در مدل‌ها شایع است، با استفاده از داده‌های تابلویی حل می‌شود. ۵- تفکیک پدیده‌های اقتصادی از یکدیگر: این روش به ما امکان می‌دهد که پدیده‌های اقتصادی را طی زمان و بین مقاطع از یکدیگر تفکیک کنیم (تیمور محمدی، ۱۳۹۴، جزوه پانل دیتا). براساس آنچه در بخش ۳-۲، توضیح داده شد، چهارچوب نظری برای این مطالعه تجربی بردار متغیرها در این تحقیق را به صورت:

$$l_{ik} = \beta_0 + \beta_1 Ln(\bar{y}_k) + \beta_2 I_{ik} + \beta_3 \theta_{ik} + \varepsilon_{ik} \quad (۱۴)$$

تصریح می‌کند. شرح متغیرهای مدل نیز به صورت زیر است:

جدول ۲- فهرست متغیرها

فهرست متغیرهای مورد استفاده در تحلیل رگرسیون		
عنوان	متغیر مدل	متغیرهای مدل در نرم‌افزار STATA12
امید به زندگی	L_{ik}	Le
لگاریتم طبیعی درآمد ملی سرانه	$Ln(\bar{y}_k)$	Lni
ضریب جینی	I_{ik}	Gi
ضریب تصحیح	θ_{ik}	A

Archive of SID

www.SID.ir

تحلیل کاربردی با استفاده از داده‌های پانل برای ۱۹ کشور با درآمد سرانه بیشتر از متوسط (مطابق با دسته‌بندی بانک جهانی)، شامل ایران[۱] صورت گرفته است. در انتخاب این کشورها همچنین معیار در دسترس بودن اطلاعات در کنار سایر معیارها مورد توجه بوده است. داده‌های استفاده شده عبارت‌اند از: داده‌های سالانه درآمد ناخالص ملی حقیقی سرانه[۲] برای دوره زمانی ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۲، امید به زندگی[۳] برای دوره زمانی ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۲ و ضریب جینی[۴] برای بازه زمانی یادشده. داده‌ها و آمارهای مورد استفاده در مقاله از بخش آمارها و بخش شاخص‌های توسعه‌ای بانک جهانی[۵] استخراج شده‌اند. به‌منظور تخمین مدل، از نرم‌افزار STATA12 استفاده شده است. همچنین به دلیل آنکه کشورها غالباً برخی شاخص‌های اقتصادی و جمعیتی خود مانند ضریب جینی را با احتیاط بیشتر و به صورت غیرمنظم منتشر می‌کنند، ازاین‌رو، در برازش مدل اقتصادسنجی این مورد را نیز در نظر گرفته‌ایم. روش‌شناسی اقتصادسنجی که در این مقاله استفاده کردیم شامل چند بخش اساسی است؛ نخست، مشخص کردن همگن یا ناهمگن بودن مقاطع (واحدها)، مورد آزمون قرار خواهد گرفت. در مرحله دوم، با توجه به همگن بودن مقاطع برای استفاده از مدل اثرات ثابت[۶] یا تصادفی[۷]، از آزمون هاسمن[۸] استفاده می‌کنیم. در آخرین مرحله، ضمن انتخاب روش مناسب برای تخمین مدل، نتایج حاصل از برآورد را مورد بررسی و تجزیه‌وتحلیل قرار می‌دهیم.

۱- فهرست کشورهای با درآمد سرانه بیشتر از متوسط عبارت است از: بلاروس، برزیل، بلغارستان، چین، کلمبیا، جمهوری دومینیکن، اکوادور، جمهوری اسلامی ایران، قزاقستان، مکزیک، مونته‌نگرو، پاناما، پاراگوئه، پرو، رومانی، صربستان، تایلند، تونس و ترکیه.

2- GNI Peraint Capita, Atlas Method (Current US$)
3- Life Expectancy at Birth, Total (year)
4- GINI Index (World Bank Estimate)
5- World Development Indicators (WDI)
6- Fixed Effects Model
7- Random Effects Model
8- Hausman Test

Archive of SID

www.SID.ir

۳-٤- آزمون تشخیص مدل

در صورتی که مقاطع همگن باشند، به‌سادگی می‌توان از روش حداقل مربعات معمولی تجمیع شده[1] استفاده کرد. ازاین‌رو، برای انتخاب الگوی تخمین از آزمون F لیمر استفاده می‌شود. براساس این آزمون، اگر توزیع جمله خطا (ε_{it}) نرمال باشد، با استفاده از آزمون F می‌توان دریافت که الگوی درست برای داده‌ها، الگوی اثرات ثابت است یا مشترک. در نرم‌افزار STATA12 آزمون F لیمر در برآورد روش اثرات ثابت محاسبه می‌شود. با توجه به آنکه آماره F(۱۸,۱۳۴) محاسبه شده برابر با ۲۵۴/۲۰ است، ازاین‌رو، نشان‌دهنده معناداری مدل اثرات ثابت است.

۳-۵- انتخاب اثرات ثابت یا تصادفی در برآورد مدل داده‌های پانل

اگر الگوی مبنا به زبان ماتریسی به صورت زیر باشد:

$$Y_{it} = X'_{it}\beta + Z'_i a + \varepsilon_{it} \qquad (۱۵)$$

که در آن، Y بردار متغیر وابسته و X و Z بردارهای متغیرهای مستقل هستند. اگر $Z'_i a$ نه‌تنها برای کل زمان‌ها، بلکه بین مقاطع یکسان و مشترک باشد، به‌گونه‌ای که بتوان آن را در مجموع با اسکالر به شکل α نشان داد ($Z'_i a = \alpha$)، آنگاه داریم:

$$Y_{it} = \alpha X'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \qquad (۱۶)$$

گویی که مقاطع خصوصیات شخصی مختص به خود نداشته باشند. حال اگر عناصر بردار Z_i غیرقابل مشاهده[2] باشند، مانند نظام اداری حاکم بر کشور و همبسته[3] با X_{it} باشند، مانند درآمد نفتی که یک نظام اداری خاص را در کشور ایجاد می‌کند، آنگاه به‌منظور جلوگیری از حذف متغیر مهم و تبعات آن و همچنین به دلیل غیرقابل مشاهده بودن Z_i باید

1- Pooled Least Square
2- Unobservable
3- Correlated

Archive of SID

www.SID.ir

شخصیت مجزای هر مقطع را در مدل لحاظ کنیم. ازاین‌رو، $Z_i'a$ را که ضریب دو بردار است، به شکل اسکالر به صورت α_i نشان می‌دهیم و داریم:

$$Y_{it} = X_{it}'\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \qquad (۱۷)$$

در این مدل، به دلیل آنکه عرض از مبدأها طی زمان ثابت هستند، این مدل الگوی اثرات ثابت نام دارد (تیمور محمدی، ۱۳۹۴، جزوه پانل دیتا). حال اگر عناصر بردار Z_t غیرقابل مشاهده و ناهمبسته با X_{it} باشند، با رگرس کردن Y روی X به تنهایی تخمین ناااریب و سازگار از β خواهیم داشت، اما اگر عناصر Z_t واقعاً طی زمان ثابت باشند و روی T زمان هر مقطع تغییر نکند، باعث ایجاد خودهمبستگی در داده‌های هر مقطع می‌شود. برای نمایش صریح این همبستگی در الگوی مبنا با کم و اضافه کردن میانگین $Z_i'\alpha$ در معادله (۱۶) خواهیم داشت:

$$Y_{it} = X_{it}'\beta + Z_i'\alpha + \varepsilon_{it} + E(Z_i'\alpha) - E(Z_i'\alpha) \qquad (۱۸)$$

که $E(Z_i'a)$، یک عدد ثابت است و آن را با α نشان می‌دهیم و $Z_i'a - E(Z_i'a)$ یک کمیت تصادفی است و آن را با u_i نشان می‌دهیم.

$$Y_{it} = \alpha + X_{it}'\beta + (u_i + \varepsilon_{it}) \qquad (۱۹)$$

برای تشخیص اینکه الگوی مورد نظر، اثرات ثابت است یا اثرات تصادفی، هاسمن (۱۹۷۸)، پیشنهاد مقایسه $\widehat{\beta_{RE}}$ و $\widehat{\beta_{FE}}$ را که هر دوی آنها تحت فرضیه صفر مبنی‌بر اثرات تصادفی هستند، ارایه کرد.

به‌طور خلاصه آزمون هاسمن برای بررسی وجود خودهمبستگی بین جزء خطا u_{it} و متغیرهای توضیحی در مدل اثرات تصادفی به کار می‌رود که آماره آن (H) دارای توزیع کای دو با k درجه آزادی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$H = (\widehat{\beta_{FE}} - \widehat{\beta_{RE}})' \left[var - cov(\widehat{\beta_{FE}} - \widehat{\beta_{RE}})\right]^{-1} (\widehat{\beta_{FE}} - \widehat{\beta_{RE}}) \qquad (۲۱)$$

فرضیه H_0: الگوی مورد نظر، یک الگوی اثرات تصادفی (RE) است.

فرضیه H_1: الگوی مورد نظر، یک الگوی اثرات ثابت (FE) است.

Archive of SID

www.SID.ir

پس از تخمین مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی، به انجام آزمون هاسمن به‌منظور انتخاب بهترین مدل می‌پردازیم. نتایج حاصل از انجام آزمون هاسمن به صورت زیر است.

جدول ۳- نتایج حاصل از آزمون هاسمن

معناداری	درجه آزادی	کای دو
۰/۱۵۸۴	۳	۵/۱۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

با توجه به آنکه Prob برابر با ۰/۱۵۸۴ است، ازاین‌رو، روش اثرات تصادفی نسبت به روش اثرات ثابت کارآتر بوده و روش مناسب‌تری است.

٤- برآورد تجربی مدل و تفسیر نتایج

در بخش اول پژوهش مسأله مورد بررسی بیان و براساس آن چهارچوب مطالعه تعیین شد که عبارت است از: بررسی رابطه نابرابری درآمدی و امید به زندگی با در نظر گرفتن اثر تصنع آماری. سپس، ادبیات مرتبط با موضوع مورد مطالعه بیان شد و پس از آن، با انجام آزمون‌های F لیمر و هاسمن مدل اثرات تصادفی به‌عنوان چهارچوب متناسب با این پژوهش انتخاب شد. نتایج حاصل از برآورد مدل در جدول شماره ۳، ارایه شد. همان‌طور که در جدول شماره ۳، مشاهده می‌شود، نتایج حاصل از آزمون معنادار بودن معادله رگرسیون بیان‌کننده این است که فرضیه H_0 که همان بی‌معنی بودن کل مدل (صفر بودن تمام ضرایب) است، رد می‌شود و می‌توان نتیجه گرفت که کل مدل معنادار است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ٤- نتایج حاصل از تخمین مدل اثرات تصادفی

Wald chi2(3)	۵۴۶/۶۳	تعداد مشاهدات	۱۵۶	ضریب تعیین	۰/۷۰۸۴
Prob > chi2	۰/۰۰۰۰	تعداد گروه‌ها	۱۹		
le	ضرایب	انحراف استاندارد	z	P>IzI	فاصله اطمینان ۹۵ ٪
gi	-۷/۰۴۹۰۴۴	۴/۱۰۵۷۶۱	-۱/۷۲	۰/۰۸۶	-۱۵/۰۹۶۱۹ ۰/۹۹۸۰۹۹۷
a	-۳/۷۲۸۴۰۹	۲/۴۹۸۵۳۹	-۱/۴۹	۰/۱۳۶	-۸/۶۲۵۴۵۵ ۱/۱۶۸۶۳۷
lni	۲/۰۹۹۴۵۳	۰/۱۰۲۳۰۲۶	۲۰/۵۲	۰/۰۰۰	۱/۸۹۸۹۴۴ ۲/۲۹۹۹۶۲
_Cons	۵۶/۸۶۱۶۹	۱/۳۷۱۹۲۲	۴۱/۴۵	۰/۰۰۰	۵۴/۱۷۲۷۷ ۵۹/۵۵۰۶۱
sigma_u	۲/۰۰۱۹۱۹۶				
sigma_ ε	۰/۳۴۱۷۶۷۶۳				
rho	۰/۹۷۱۶۸۰۰۹				

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

براساس نتایج حاصل از تخمین مشاهده می‌شود که در سطح اطمینان ۵٪ ضریب متغیر جینی بی‌معنی است و در مقابل، در همین سطح اطمینان، ضریب لگاریتم درآمد سرانه معنادار است. همچنین مشاهده می‌شود، ضریب همبستگی بین مقاطع[1] و اجزای خطای برآوردها[2] به ترتیب برابر با ۲= $\widehat{\sigma_u}$ و ۰/۳۴= $\widehat{\sigma_\varepsilon}$ هستند.

۵- خلاصه و نتیجه‌گیری

در ابتدای مقاله به ارایه دو گروه از نظریه‌های رقیب در ارتباط با تأثیرگذاری نابرابری درآمدی بر امید به زندگی و سلامت جامعه پرداختیم. سپس، اظهار کردیم که مطابق با عقیده بسیاری از محققان استفاده از داده‌های کلان برای بررسی رابطه بین نابرابری درآمدی و امید به زندگی باعث ایجاد یک اثر تصنع آماری می‌شود که برای دستیابی به

1- $\rho = corr(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is})$

2- $\widehat{\sigma_u} = ۲ , \widehat{\sigma_\varepsilon} = ۰/۳۴$

Archive of SID

www.SID.ir

نتیجه صحیح باید این اثر خنثی شود. در ادامه با خنثی‌سازی اثر تصنع آماری در بخش دوم مقاله، ضریب تصحیح لازم را محاسبه کردیم. در بخش سوم، به بیان روش‌شناسی و علت استفاده از داده‌های پانل پرداختیم و با انجام آزمون‌های F لیمر و هاسمن مدل اثرات تصادفی به‌عنوان چهارچوب متناسب با این پژوهش انتخاب شد. در بخش چهارم، با تخمین مدل با لحاظ اثر تصنع آماری به بررسی نتایج اولیه پرداختیم. نتیجه به‌دست آمده حاکی از آن بود که تابع لگاریتمی از درآمد سرانه در کشورهای با درآمد بالاتر از میانه همواره تنها توضیح‌دهنده امید به زندگی در این کشورهاست و معناداری رابطه این تابع با امید به زندگی (همان‌گونه که از تئوری نیز انتظار می‌رفت) به‌عنوان یکی از نتایج مقاله به‌دست آمد، اما رابطه‌ای مشخص و مورد توجه بین ضریب جینی و ضریب تصحیح آماری و شاخص سطح سلامت جامعه، یعنی امید به زندگی مشاهده نشد، ازاین‌رو، می‌توان نتیجه گرفت، در این دسته از کشورها که دارای سطح درآمدی بالاتر از میانه هستند، نابرابری درآمدی یک معضل برای سلامت جامعه به شمار نمی‌رود. نتایج به‌دست آمده از این تحقیق با مطالعه توره و میرسکایلا[1] (۲۰۱۱) که در خصوص رابطه سلامت و نابرابری درآمدی در ۲۱ کشور درحال‌توسعه انجام شده بود، مطابقت دارد. نتایج این مطالعه نشان می‌داد که بین شاخص سلامت و نابرابری درآمدی در کشورهای درحال‌توسعه انتخاب شده اثر معناداری وجود ندارد. مایرهوفر و اشمیت[2] (۲۰۱۳) نیز در مطالعه خود پس از تصحیح اثر تصنع آماری، رابطه‌ای معناداری بین شاخص سلامت جامعه و نابرابری درآمدی نیافتند.

در بسیاری از پژوهش‌های انجام شده در مورد ارتباط سلامت و توزیع درآمد با کاربرد داده‌های کلان توجهی به اثر تصنع آماری نشده است که این موضوع، توانایی اتکا به نتایج به‌دست آمده از این مطالعات را زیر سؤال می‌برد. در این پژوهش، با تعریف و محاسبه ضریب تصحیح و وارد کردن آن در مدل تخمینی نتیجه به‌دست آمده تنها نشان‌دهنده

1- Torre and Myrskylä
2- Mayrhofer and Schmitz

Archive of SID

www.SID.ir

عوامل اقتصادی خواهد بود نه اثرات آماری. اخذ نتیجه این پژوهش را که با تصحیح اثر تصنع آماری حاصل شد، می‌توان این‌گونه تفسیر کرد که به دلیل نبود سطح حداقل درآمدی برای مردم در کشورهای دارای درآمد سرانه بالاتر از میانه رابطه بین سطح درآمد افراد و سلامت از اهمیت بیشتری برخوردار است. با توجه به نتایج به‌دست آمده، می‌توان به سیاستمداران توصیه کرد که ایجاد حداقل درآمد را برای عموم مردم در اولویت قرار دهند. یادآوری می‌شود، انتظار می‌رود، اگر این بررسی برای کشورهایی با درآمد بالاتر صورت گیرد، نتایج متفاوتی به‌دست آید.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

ابریشمی، حمید (۱۳۸۱)، *مبانی اقتصادسنجی*، مجلد اول، تهران، انتشارات دانشگاه تهران، چاپ سوم، ۴۲۲ صفحه، ترجمهٔ کتاب *Basic Econometrics*، تألیف D.M. Gujarati ، چاپ چهارم، ۲۰۰۲.

نوفرستی، محمد (۱۳۸۷)، *ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی*، تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ پنجم، ۱۸۸ صفحه.

آل عمران رویا و سیدعلی آل عمران (۱۳۹۳)، «بررسی اثر نابرابری درآمدی بر امید به زندگی در ایران»، *دوماهنامه پایش*، دوره ۱۳، شماره ۵، صص ۵۴۰-۵۳۳.

باباخانی، محمد (۱۳۸۷)، «توسعه اقتصادی، نابرابری درآمدی و سلامت در ایران: ۱۳۸۵-۱۳۵۵»، *فصلنامه علمی- پژوهشی رفاه اجتماعی*، سال هفتم، شماره ۲۸، بهار، صص ۲۶۲-۲۳۹.

برومند، حسینعلی (۱۳۸۹)، کتاب *تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی*، مشهد، انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد، ۴۰۴ صفحه، ترجمهٔ کتاب Time Series Analysis، تألیف Jonathan D, Cryer، ویرایش اول، ۱۹۸۶.

پژویان، جمشید و ویدا واعظی (۱۳۹۰)، «ارتباط بین شاخص توزیع درآمد و شاخص سلامت در ایران»، *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۱۱، شماره ۴۱، صص ۱۵۸-۱۳۷.

عبادی، جعفر و محمدجواد صالحی (۱۳۸۹)، «اثر سرمایه انسانی در زنان و مردان بر امید به زندگی»، پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی، *فصلنامه علمی- پژوهشی علوم اقتصادی*، سال شانزدهم، شماره۵۶، تابستان، صص ۸۹-۸۱.

قنبری، علی، انسیه نیک‌روان و مریم فتاحی (۱۳۹۰)، «تأثیر نابرابری درآمدی بر سلامت افراد در کشورهای منتخب با استفاده از داده‌های تابلویی»، *فصلنامه مدیریت سلامت*، جلد ۱۴، شماره ۴۵، پاییز، صص ۸۶-۷۷.

Archive of SID

www.SID.ir

کفایی، سیدمحمدعلی و حسین نصیری (۱۳۸۷)، «اصول حاکم بر شاخص‌های نابرابری و بررسی آنها از نظر اسلام»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد اسلامی*، سال هشتم، شماره ۳۲، صص ۱۲۲-۹۳.

محمدی، تیمور (۱۳۹۴)، *جزوه پانل دیتا*، دوره آشنایی با نرم‌افزار Eviews، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی.

متفکر آزاد، محمدعلی، حسین اصغرپور، سالار جلیل‌پور و شبنم صالح (۱۳۹۲)، «اثرات توزیع درآمد بر شاخص‌های امید به زندگی و نرخ مرگ‌ومیر کودکان زیر پنج سال در ایران»، *فصلنامه پژوهش و سلامت*، دوره ۳، شماره ۴، صص ۵۴۴-۵۳۶.

واعظی، ویدا و حسین زارع (۱۳۹۰)، «رابطه توزیع درآمد (شاخص منتخب ضریب جینی) و اقتصاد سلامت (شاخص منتخب مرگ‌ومیر و علل مرگ) در ایران»، *فصلنامه علمی - پژوهشی رفاه اجتماعی*، سال یازدهم، شماره ۴۲، پاییز، صص ۳۱۴-۲۸۱.

Chotikapanich D., Griffiths W. E. and Prasada Rao D. S. (2007), "Estimating and Combining National Income Distributions Using Limited Data", Journal of Business & *Economic Statistics*, Vol.25, No.1, pp.97-109.

Cowell, F.(2011), Measuring Inequality (LSE Perspectives in Economic Analysis), Oxford University Press.

Enders, w. (2004), "Applied Econometric Time Series", New York: Wiley Press.

Gravelle H (1998), "How Much of the Relation between Population Mortality and Unequal Distribution of Income is a Statistical Artefact?", *British Medical Journal*, Vol. 316, pp.382-385.

Hausman, J.A. (1978), "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, Vol 46, pp.1251-1271.

Leon-Gonzalez R., Tseng F. M. (2011), "Socio-Economic Determinants of Mortality in Taiwan: Combining Individual and Aggregate Data", *Health Policy*, Vol 99,pp. 23–36.

Lynch J, Smith G. D., Harper S. and Hillemeier M.(2004), "Is Income Inequality a Determinant of Population Health? Part 1 A Systematic Review" ,*Milbank Quarterly*, vol. 82,no.1 ,pp. 5–99.

Archive of SID

www.SID.ir

Mayrhofer T., Schmitz .T. (2013) , "Testing the Relationship Between Income Inequality and Life Expectancy: a Simple Correction for the Aggregation Effect When Using Aggregated Data", *Journal of Population Economics*, Vol.27, No.3, August, pp. 841-856.

Preston S. H. (1975), "The Changing Relation between Mortality and Level of Economic Development", Population Studies: A *Journal of Demography*, Vol. 29,No. 1, pp.231-248.

Pinkovski M, Sala-i-Martin X (2009), "Parametric Estimations of the World Distribution of Income", *NBER* ,Working Paper, No.15433.

Rodgers G. B. (1979), "Income and Inequality as Determinants of Mortality: An International Cross-Section Analysis", Population Studies: A Journal of Demography, Vol 33, pp. 343-351

Wilkinson, R. G. (1996), "Unhealthy Societies: the Afflictions of Inequality", London: Routledge.

Wilkinson, R. G. (2000), "Mind the Gap: An Evolutionary View of Health and Ineqality", Weidenfeld & Nicolson.

Wolfson M.; Kaplan G. (1999), "Relation between Income Inequality and Mortality: Empirical Demonstration", *British Medical Journal* (International Edition),Vol.319, pp.953–957.

http://data.worldbank.org/

Archive of SID

www.SID.ir