اثر بیمه‌های اجتماعی بر نابرابری درآمد در ایران

نادر مهرگان *، محمد سالاریان **

طرح مساله: وجود نابرابری گسترده در توزیع درآمد به بروز فقر و افزایش دامنه‌ی آن منجر می‌شود. از ابتدای قرن بیستم تا اواسط آن، توجه بیشتر اقتصاددانان کشورهای جهان به افزایش نرخ رشد اقتصادی معطوف شده بود ولی از نیمه دوم به بعد، به ویژه از دهه ۱۹۷۰ با ملاحظه افزایش شکاف درآمدی میان فقرا و ثروتمندان و هم‌چنین تحول در آگاهی عمومی بر افزایش کیفیت زندگی تأکید شده است. هدف ما در این مقاله این است که نشان دهیم آیا بیمه اجتماعی ابزار مؤثری برای کاهش نابرابری می‌باشد؟ به عبارت دیگر تغییرات در سطوح بیمه چه تغییری در توزیع درآمد ایجاد می‌کند؟

روش: با استناد به اطلاعات موجود و با برآورد مدل‌های رگرسیونی، رابطه بیمه‌های اجتماعی با نابرابری درآمد در ایران تبیین می‌شود.

یافته‌ها: در ایران فرضیه کوزنتس صادق نیست. هم‌چنین، حق بیمه دریافتی بیمه‌های عمر و غیر عمر، باعث کاهش نابرابری می‌شوند. و اثر بیمه‌های عمر بر کاهش نابرابری درآمد به مراتب بیش از اثر بیمه‌های غیر عمر است.

نتایج: نتایج مدل نشان می‌دهد که توسعه‌ی بیمه‌های اجتماعی، اعم از بیمه‌های غیر عمر و عمر، باعث کاهش نابرابری درآمدها می‌شوند. تأثیر بیمه‌های اجتماعی بر نابرابری، ناچیز ولی معنادار است. از این رو برای کاهش نابرابری درآمد، علاوه بر توسعهٔ بیمه‌های اجتماعی اقدامات دیگری هم باید انجام شود.

کلید واژه‌ها: بیمه اجتماعی، توزیع درآمد، ضریب جینی، فرضیه کوزنتس.

---

* دکتر اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا <mehregannader@yahoo.com>

** کارشناس ارشد اقتصاد

مقدمه

وجود نابرابری گسترده در توزیع درآمد به بروز فقر و افزایش دامنه آن منجر می‌شود، چرا که با فرض هر سطحی از رشد اقتصادی، نابرابری بالا در توزیع درآمد باعث ایجاد شکاف بیشتر در طبقات جامعه و گسترش فقر می‌شود. این مسأله می‌تواند به آن دلیل باشد که سهم اندکی از منابع به اقشار محروم و طبقات پایین درآمدی تخصیص می‌یابد. به علاوه سطوح بالای نابرابری درآمد، توالی رشد اقتصادی و به تبع آن فرآیند کاهش نابرابری درآمد را کند می‌کند. بدین جهت سیاست‌گذاران در کنار هدف رشد اقتصادی از برخی ابزارها هم‌چون بیمه، تعیین حداقل دستمزد، و وضع مالیات جهت مناسب نمودن توزیع درآمد استفاده می‌کنند.

از ابتدای قرن بیستم تا اواسط آن، توجه بیشتر اقتصاددانان کشورهای جهان به افزایش نرخ رشد اقتصادی معطوف شده بود ولی از نیمه دوم به بعد، به ویژه از دهه ۱۹۷۰ با ملاحظه افزایش شکاف درآمدی میان فقرا و ثروتمندان و هم‌چنین تحول در آگاهی عمومی بر افزایش کیفیت زندگی تأکید شده است. این هدف ابتدا در کشورهای ثروتمند به تغییر قوانین کار به نفع کارگران و ارائه خدمات رفاهی قابل توجه به نیروی کار، افزایش مالیات از صاحبان سرمایه و اقشار ثروتمند، و ارائه انواع بیمه‌های اجتماعی برای افراد کم درآمد منجر شد. به این ترتیب ایجاد تعادل در الگوهای توزیع درآمد به صورت یکی از اهداف دولت در سیاست‌گذاری اقتصادی درآمده است.

بیمه‌ها که شامل بیمه بیکاری، بیمه بازنشستگی، بیمه عمر و نظایر آنها می‌باشند، می‌توانند در توزیع مناسب درآمدها و امکانات نقش مؤثری داشته باشند. بیمه‌ها علاوه بر توزیع درآمد نقش مهم و حساسی در رشد اقتصادی دارند، بدین جهت بیمه امکان دسترسی همزمان به رشد اقتصادی و توزیع درآمد را فراهم می‌کند. فعالیت‌های بیمه‌ای با اوضاع اقتصادی هر کشور ارتباط متقابل دارند.

تلاش ما در این مقاله این است که با بررسی اثر بیمه اجتماعی بر توزیع درآمد طی سالهای ۱۳۴۴تا۱۳۸۴ نشان دهیم‌آیابیمه‌اجتماعی ابزارمؤثری برای کاهش نابرابری می‌باشد؟ به عبارت دیگر تغییرات در سطوح بیمه چه تغییری در توزیع درآمد ایجاد می‌کند؟

۱) پیشینه مطالعه

سرآغاز بررسی و مطالعات رابطه متغیرهای اقتصاد کلان بر توزیع درآمد، از مطالعه کوزنتس (۱۹۵۵) آغاز می‌شود. مطالعات بعدی نیز نظیر الوالیا (Ahlwalia؛ ۱۹۷۶)، سائیت (Saith؛ ۱۹۸۳)، پاپانک و کین (Papanek & Kyn؛ ۱۹۸۶)، رام (Ram؛ ۱۹۸۸)، کامپونا و سالواتوره (Campano & Salvatore؛ ۱۹۸۸)، آناد و کانبور (Anad & Kanbur؛ ۱۹۹۳) و دنینجر و اسکوئیر (Deininger & Squire؛ ۱۹۹۸) به پیروی از کوزنتس سعی در بررسی رابطه میان رشد اقتصادی و توزیع درآمد نمودند. حجم مطالعات صورت گرفته نشان‌دهنده فصل جدیدی از بررسی توزیع درآمد و ارائه طریق، برای حل مشکلات اجتماعی و اقتصادی است. این در حالی است که برخی از مطالعات، به دیگر روش بررسی، یعنی نقش توزیع درآمد و بازخورد اجتماعی آن بر رشد اقتصادی تأکید کرده‌اند. به طور مثال السینا و پروتی (Alesina & Perotti؛ ۱۹۹۶) در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که افزایش نابرابری موجب کاهش بی ثباتی سیاسی- اقتصادی سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی می‌شود (السینا و پروتی، ۱۹۹۶).

سارل (Sarel؛ ۱۹۹۷) با استفاده از داده‌های مقطعی ۵۲ کشور تأثیر متغیرهای اقتصاد کلان را بر توزیع درآمد با استفاده از ضریب جینی اندازه‌گیری کرد. نتایج وی حاکی از آن است که متغیرهای تورم، نسبت مصرف عمومی به خصوصی، وضعیت خارجی (صادرات و واردات)، نرخ ارز واقعی و نسبت قیمت کالاهای سرمایه‌ای به کالاهای مصرفی بر توزیع درآمد اثر معنی‌داری ندارد، ولی متغیرهای لگاریتم درآمد سرانه، نرخ رشد درآمد واقعی سرانه، اثر خالص تغییر در رابطه مبادله تجاری، نسبت سرمایه‌گذاری به کل جذب داخلی (که از مجموع مصرف خصوصی، مصرف عمومی و سرمایه‌گذاری به دست می‌آید) همگی بر توزیع درآمد اثر منفی دارند و در مقابل، تغییر در نرخ ارز واقعی، درصد جمعیت فعال و تغییرات سالانه جمعیت فعال تأثیر مثبت دارند.

لیونگ یو (Leung Yui؛ ۲۰۰۰) به بررسی رابطه رشد بهره‌وری، افزایش نابرابری درآمد، و بیمه اجتماعی در کشور چین پرداخت و نتیجه‌گیری کرد هنگامی که سطح بیمه

اجتماعی کاهش می‌یابد، نرخ رشد اقتصادی، بهره‌وری کل، و نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد. او نشان داده است که بیمه اجتماعی نمی‌تواند به طور مؤثری نابرابری‌ها را کاهش دهد. لیونگ یو هم‌چنین به این نتیجه می‌رسد که تغییرات بزرگ در سطح بیمه ممکن است تغییر کمی را در نابرابری درآمد ایجاد کند و لذا معتقد است که بیمه اجتماعی به خودی خود ممکن است ابزار مؤثری برای کاهش نابرابری نباشد. وب، گریس و اسکیپر (Webb & Grace & Skipper؛ ۲۰۰۲) نیز اثر بانک و بیمه را بر رشد اقتصادی بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که بیمه و بانک روی رشد اقتصادی تأثیر دارند و اثر مشترک این دو روی رشد اقتصادی بیشتر است.

ابونوری (۱۳۷۶) معتقد است که در مجموع، سه طریق مهم برای بررسی آثار شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد متصور است: (الف) تغییرات در سطح درآمد عوامل تولید به دلیل نوسانات سطح فعالیت‌های اقتصادی در سری زمانی (ب) تغییرات در سطح بیکاری، و (ج) تغییرات در سطح تورم (تغییرات نسبی قیمت‌ها). چون گروه‌های دارای درآمد بالا نسبت بیشتری از درآمد خود را از طریق سرمایه‌گذاری به دست می‌آورند، در مجموع می‌توان فرض کرد که افزایش در سهم سود در میان عوامل تولید موجب افزایش سهم این گروه‌ها در توزیع درآمد و افزایش نابرابری می‌گردد. بر اساس همین استدلال از آن‌جا که دهک‌های درآمدی پایین‌تر نسبت بیشتری از درآمد خود را از نیروی کار کسب می‌کنند، افزایش در سطح بیکاری اثر نسبی بیشتری بر این گروه داشته و باعث افزایش نابرابری می‌شود. از نظر وی اثر تورم بر توزیع درآمد بر حسب تعدادی از تغییرات نسبی قیمت‌ها متفاوت است. افزایش نسبی قیمت مواد خوراکی و کالاهای ضروری ممکن است موجب افزایش نابرابری و در مقابل، افزایش قیمت نسبی کالاهای تجمّلی می‌تواند باعث کاهش نابرابری در توزیع درآمد شود. نتایج مطالعه ابونوری نشان می‌دهد نسبت عوامل اشتغال و بهره‌وری کار، آثار کاهشی بر سطح نابرابری داشته است ولی عوامل تورم، سهم نسبی درآمد شخصی از تولید ناخالص داخلی، متوسط کل مالیات‌های دریافتی از هر خانوار و هزینه دولت برای هر خانوار، آثار افزایشی بر آن داشته‌اند (ابونوری، ۱۳۷۶).

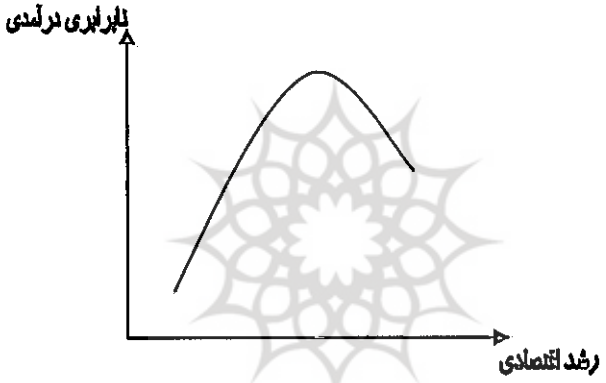
جعفری صمیمی و کارگر (۱۳۸۵) با بررسی رابطه بین توسعه بیمه با رشد اقتصادی در اقتصاد ایران در سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۳۸ وجود رابطه علّی از بیمه و بیمه‌های عمر به رشد اقتصادی را تأیید می‌کنند ولی رابطه علّی از بیمه‌های غیرعمر به رشد اقتصادی را تأیید نمی‌کنند.

۲) چارچوب نظری

کوزنتس (Kuznets؛ ۱۹۵۵) با بررسی اثر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد، پایه گذار بررسی اثرات متغیرهای اقتصاد کلان بر توزیع درآمد شد. نتایج وی حاکی از آن بود که در مسیر رشد و توسعه اقتصادی هر کشور، نابرابری درآمدی نخست افزایش یافته و پس از ثابت ماندن در سطح معینی، به تدریج کاهش می‌یابد. این الگو بعدها به نام منحنی «U وارون کوزنتس» معروف شد. این نظر بعدها از سوی بسیاری از محققان تأیید یا رد شد. توزیع درآمد و جهت‌گیری اقتصادی به منظور تقسیم عادلانه امکانات بین اقشار مختلف جامعه از جمله مواردی است که دستیابی به آن مستلزم استفاده صحیح از ابزارهای اقتصادی است که از جمله مهم‌ترین این ابزارها می‌توان از سیاست های مالی نام برد (مهرگان و محسنی، ۱۳۸۶). یکی از اهداف اقتصادی دولت بهبود توزیع درآمد است کوزنتس همچنین عنوان می‌کند که شکاف درآمدی در کشورهای درحال توسعه بیشتر از کشورهای توسعه یافته است و سهم طبقات پُر درآمد در کشورهای درحال توسعه بیش از کشورهای صنعتی است. به بیان دیگر خانوارهایی که دارای ۵ درصد بالاترین درآمد در کشورهای درحال توسعه می‌باشند، بیشتر از ۳۰ درصد از درآمد را دریافت می‌کنند، در صورتی که این نسبت در کشورهای توسعه یافته در حدود ۲۰ الی ۲۵ درصد است. هم‌چنین سهم گروه‌های متوسط در کشورهای توسعه یافته بیش از کشورهای در حال توسعه است. کوزنتس در بلندمدت مشاهده کرد پس از آنکه رشد اقتصادی به سطح مشخصی می‌رسد، نابرابری رو به کاهش می‌گذارد. وی رشد اقتصادی را فرآیند گذار از اقتصاد سنتی (روستایی) به اقتصاد نوین (شهری) می‌داند و نتیجه‌گیری می‌کند که در مراحل اولیه

رشد، توزیع درآمد رو به وخامت می‌گذارد، زیرا تعداد کمی از مردم این توانایی را دارند که به بخش نوین یا مدرن منتقل شوند و بدین روی، اختلاف سطح دستمزد بین بخش سنتی و نوین زیاد است. در مراحل بعدی رشد، توزیع درآمد رو به بهبود می‌گذارد، زیرا شمار بیشتری از مردم، جذب بخش نوین می‌شوند و به تدریج، به دلیل کمیابی نیروی کار در بخش سنتی، سطح دستمزد در این بخش نیز افزایش می‌یابد و به سطح دستمزد بخش نوین نزدیک می‌شود.

از لحاظ نموداری فرضیه کوزنتس بیانگر رابطه u معکوس بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد است که آن را می‌توان به صورت زیر نشان داد:



و شکل ریاضی منحنی کوزنتس را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$G_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 Y_t^2 + U_t \qquad (1)$$

فرضیه توزیع درآمد کوزنتس زمانی صادق است که ضرایب α_1 و α_2 معنی‌دار و علامت این ضرایب به ترتیب مثبت و منفی باشد.

در این مطالعه ما متغیر بیمه اجتماعی را به عنوان یکی دیگر از متغیرهای توضیحی اثرگذار بر توزیع درآمد در نظر می‌گیریم و وارد مدل می‌کنیم. از این طریق می‌توان نشان داد که افزایش یا کاهش سطح بیمه اجتماعی چه تأثیری روی نابرابری درآمد دارد.

۲-۱) معرفی مدل

در این مقاله بر پایه نظریه کوزنتس و مطالعات تجربی، مدل زیر برای تعیین اثر بیمه بر توزیع درآمد ارائه می‌شود:

$$Gini = f(Y_P, Y_P^2, PINT, Z) \qquad (۲)$$

که در این جا:

Gini= شاخص توزیع درآمد که با روش جینی محاسبه شده است،

Y_P= درآمد سرانه به قیمت ثابت ۱۳۷۶،

PINT= حق بیمه سرانه واقعی کل،

Z= برای سایر متغیرها از جمله متغیرهای مجازی، بیمه به تفکیک بیمه‌های عمر، غیر عمر و ... است.

داده‌های ضریب جینی و درآمد سرانه از بانک مرکزی گردآوری شده است و آمار مربوط به حق بیمه دریافتی نیز از " گزارش تحولات بیمه‌های بازرگانی از آغاز تا سال ۱۳۷۰ " دفتر مطالعات و پژوهش‌های بیمه‌ای بیمه مرکزی ایران و سالنامه آماری سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۴۷ گردآوری شده است.

۲-۲) بررسی روند متغیرها

قبل از این که به برآورد مدل بپردازیم، روند متغیرها را طی دوره زمانی مورد مطالعه (۱۳۸۴-۱۳۴۴) بررسی می‌کنیم:

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۲-۲-۱) ضریب جینی:

همان طور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود متغیر ضریب جینی در اقتصاد ایران دارای نوسانات زیادی بوده است. برای بررسی روند این متغیر، سری زمانی را به ۳ دوره تقسیم می‌کنیم:

الف) دوره اول (۱۳۵۸-۱۳۴۴): در ابتدای این دوره ضریب جینی نوسانات چندانی نداشته و از میزان۰/۴۷. در سال ۱۳۴۴ به ۰/۴۵. در سال ۱۳۴۸ رسیده است. اما در سال ۱۳۴۹ ضریب جینی به شدت افزایش پیدا کرده و به میزان ۰/۵۱. رسیده است که علت اصلی این افزایش را می‌توان شوک نفتی سال ۱۳۵۲ و دوران پر آشوب قبل از آن دانست. در سال‌های ۱۳۵۱ و ۱۳۵۲، ضریب جینی به بالاترین مقدار خود یعنی ۰/۵۲. رسیده است. تا این که در سال ۱۳۵۳ و پس از پایان شوک نفتی ضریب جینی به آرامی کاهش پیدا کرده و در سال ۱۳۵۸ به ۰/۴۴. رسیده است. در مدل، اثر شوک نفتی را با به‌کارگیری متغیر مجازی، مورد آزمون قرار می‌دهیم.

ب) دوره دوم (۱۳۶۷-۱۳۵۹): در این دوره که دوران پس از انقلاب و شروع جنگ تحمیلی بوده است ضریب جینی دارای نوساناتی بوده است. در سال های ۱۳۶۲ و ۱۳۶۳، این ضریب به ۰/۴۷. رسیده و پس از کاهش نسبی در سال‌های بعد، در سال ۱۳۶۷ (سال پایان جنگ) دوباره به ۰/۴۶. افزایش یافته است. می‌توان پرداخت یارانه در این دوره را در کاهش ضریب جینی مؤثر دانست.

ج) دوره سوم (۱۳۸۴-۱۳۶۸): در این دوره و پس از پایان جنگ، ضریب جینی تا حدودی کاهش پیدا کرده و به جز سال ۱۳۷۶ و ۱۳۸۱ که با افزایش رو به رو بوده است، در مابقی سال‌ها روند کاهشی ملایمی داشته است. هم‌چنین ضریب جینی در سال ۱۳۸۰ با ۰/۳۹. کمترین میزان خود را در طی این سری زمانی داشته است (بانک مرکزی، ۱۳۸۳).بنابراین به طور کلی ضریب جینی در ایران بین ۰/۳۹. و ۰/۵۲. در نوسان بوده است که در میان کشورهای آسیایی از بالاترین ارقام است.

نمودار (۱): روند تغییرات ضریب جینی در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۴۴ تا ۱۳۸۴

۲-۲-۲) روند عملکرد صنعت بیمه در اقتصاد ایران (۱۳۸۴-۱۳۴۴):

بیمه‌های اجتماعی به دو دسته بیمه‌های عمر و غیرعمر تقسیم می‌شوند:

الف) بیمه‌های زندگی: موضوع تعهد بیمه‌گر، عمر شخص بیمه شده است. مبلغ تعهد بیمه‌گر، با غرامت ناشی از حادثه ارتباطی ندارد و به پیشنهاد بیمه‌گذار تعیین می‌شود. در بیمه‌های عمر، تعهد بیمه‌گر بر اساس وقایع احتمالی است که برای شخص بیمه شده روی می‌دهد.

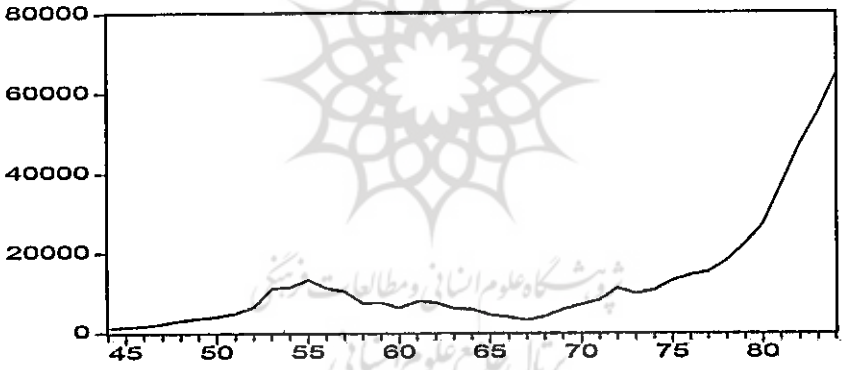
ب) بیمه‌های غیرعمر: شامل بیمه‌های آتش سوزی، باربری، حوادث، حوادث سرنشین، بدنه اتومبیل، شخص ثالث، درمان، بدنه کشتی، هواپیما، مهندسی، پول، مسئولیت، اعتبار، نفت و انرژی و نظایر اینهاست. به عنوان مثال در بیمه پول، موضوع بیمه مبلغ معینی پول است که بیمه‌گر به دلیل عدم ایفای تعهد بیمه‌گذار می‌پردازد. یا بیمه مسئولیت، بیمه‌ای است که مسئولیت مدنی بیمه‌گذار را در قبال اشخاص ثالث بیمه می‌کند.

در ادامه برای بیان عملکرد صنعت بیمه به بررسی حق بیمه دریافتی واقعی، حق بیمه

سرانه و مقدار رشد این صنعت طی سال های ۱۳۸۴-۱۳۴۴ در اقتصاد ایران می‌پردازیم:

حق بیمه دریافتی واقعی از تقسیم حق بیمه دریافتی اسمی بر شاخص قیمت کالاهای مصرفی شهری (CPI) به دست می‌آید. مطابق داده‌های سالنامه آماری و همان طور که در نمودار (۲) نشان داده شده است، حق بیمه دریافتی واقعی کل از ۱۲۳۹ میلیون ریال در سال ۱۳۴۴ به ۶۴۶۸۴ میلیون ریال در سال ۱۳۸۴ رسیده که به مقدار ۵۱۲۱ درصد رشد داشته و بیشترین میزان رشد مربوط به سال ۱۳۵۳ (۷۱/۹ درصد) و کمترین آن مربوط به سال ۱۳۵۸ (منفی ۲۸/۹ درصد) بوده است. حق بیمه دریافتی واقعی از سال ۱۳۴۴ تا سال ۱۳۵۵ روند صعودی و در سال‌های جنگ روند نزولی داشته است. بعد از خاتمه جنگ و با اجرای برنامه‌های توسعه اقتصادی حق بیمه دریافتی واقعی مجدداً روند صعودی یافته است (بانک مرکزی، ۱۳۸۴-۱۳۴۴).

نمودار (۲): روند تغییرات حق بیمه دریافتی واقعی کل در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۴۴-۱۳۸۴

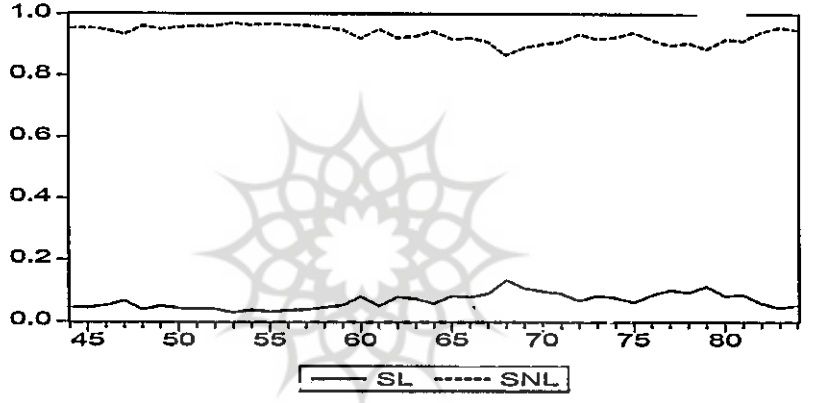


همان طور که در نمودار (۳) مشاهده می‌شود در بین بیمه‌ها، سهم بیمه‌های غیرعمر به مراتب بیش از بیمه‌های عمر است، به طوری که سهم بیمه‌های غیرعمر از کل حق بیمه دریافتی واقعی در سال ۱۳۶۸ به ۸۷ درصد می‌رسد که کمترین سهم در طی این دوره است، در حالی که در همین سال سهم بیمه‌های عمر به بالاترین مقدار خود یعنی ۱۳

درصد رسیده است.

برای بیمه‌های غیرعمر، حق بیمه دریافتی واقعی از ۱۱۸۱ میلیون ریال در سال ۱۳۴۴ به ۶۱۳۷۴ میلیون ریال در سال ۱۳۸۴ رسیده است که ۵۰۹۷ درصد رشد داشته و بیشترین رشد مربوط به سال ۱۳۵۳ (۷۳/۷ درصد) و کمترین آن مربوط به سال ۱۳۶۵ (منفی ۲۵/۷ درصد) بوده است.

نمودار (۳): سهم بیمه‌های عمر (SL) و غیرعمر (SNL) از کل حق بیمه دریافتی واقعی در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۴۴ تا ۱۳۸۴

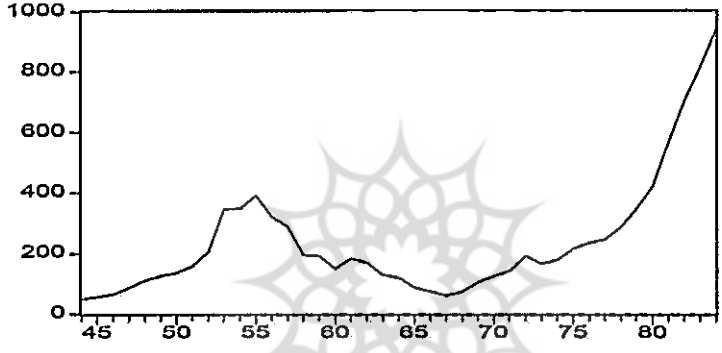


برای بیمه‌های عمر نیز، حق بیمهٔ دریافتی واقعی از ۵۸ میلیون ریال در سال ۱۳۴۴ به ۳۳۰۹ میلیون ریال در سال ۱۳۸۴ رسیده است که ۵۵۷۶ درصد رشد داشته و بیشترین رشد مربوط به سال ۱۳۶۸ (۸۵,۲ درصد) و کمترین آن مبلغ مربوط به سال ۱۳۶۳ (منفی ۲۵,۷ درصد) بوده است (بیمه مرکزی ایران، ۱۳۷۲).

حق بیمه سرانه: حق بیمه سرانه از تقسیم حق بیمه کل به جمعیت کشور به دست می‌آید. این شاخص مبلغ حق بیمه‌ای است که به طور متوسط در طول سال برای هر یک از افراد جامعه هزینه می‌شود.

مطابق نمودار (۴)، حق بیمه سرانه واقعی از ۴۹ ریال در سال ۱۳۴۴ به ۹۴۳ ریال در سال ۱۳۸۴ رسیده است که ۱۸۲۴ درصد رشد داشته و کمترین حق بیمه سرانه طی سال‌های ۱۳۴۴ تا ۱۳۸۴ مربوط به سال ۱۳۴۴ (۴۹ ریال) و بیشترین آن مربوط به سال ۱۳۸۴ (۹۴۳ ریال) بوده است.

نمودار (۴): روند تغییرات حق بیمه سرانه واقعی کل در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۴۴ تا ۱۳۸۴



منبع: مرکز آمار ایران (۱۳۸۴-۱۳۴۷).

برای بیمه‌های غیرعمر، حق بیمه سرانه واقعی از ۴۷ ریال در سال ۱۳۴۴ به ۸۹۵ ریال در سال ۱۳۸۴ رسیده است که ۱۸۰۴ درصد رشد داشته و کمترین حق بیمه سرانه مربوط به سال ۱۳۴۴ (۴۷ ریال) و بیشترین آن مربوط به سال ۱۳۸۴ (۸۹۵ ریال) بوده است.

برای بیمه‌های عمر نیز، حق بیمه سرانه واقعی از ۲ ریال در سال ۱۳۴۴ به ۴۸ ریال در سال ۱۳۸۴ رسیده است که ۲۳۰۰ درصد رشد داشته و کمترین حق بیمه سرانه مربوط به سال ۱۳۴۴ (۲ ریال) و بیشترین آن مربوط به سال ۱۳۸۴ (۴۸ ریال) بوده است.

۳) روش اجرا

با توجه به مبانی نظری و مدل ارائه شده، اکنون به یافتن پاسخی برای این سؤال می‌پردازیم که آیا بیمه اجتماعی بر نابرابری درآمد تأثیرگذار بوده است یا نه؟

پیش از برآورد ضرایب مدل، ابتدا پایایی متغیرهای معادله (جدول (۱)) ارزیابی و مشاهده شد که متغیرها از درجه I(0) و I(1) می‌باشند.

همان طور که در جدول (۱) مشاهده می‌شود نتایج آزمون ADF ریشه واحد نشان داده است که در سطح ۵٪ متغیر حق بیمه دریافتی واقعی کل پایاست و متغیرهای ضریب جینی، درآمد سرانه، و مجذور درآمد سرانه با تفاضل مرتبه اول پایا شده‌اند (خشادوریان، ۱۳۷۸).

جدول (۱): نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل

متغیر	روند	عرض از مبدأ	تعداد وقفه	آماره ADF محاسبه شده	مقدار بحرانی مککینون
D(Gini)	-	-	۰	-۹,۵۴	-۱,۹۵
$D(Y_P)$	-	-	۰	-۴,۲۷	-۱,۶۲
$D(Y_P^2)$	-	-	۰	-۴,۲۱	-۲,۹۴
INT	-	-	۱	۲,۷۲	-۱,۹۵

مقادیر بحرانی مککینون در سطح ۵٪ می‌باشد.

در عین حال آزمون هم‌جمعی (جدول (۲)) نیز بر روی متغیرهای الگو اعمال و مشاهده شد ترکیب خطی این متغیرها نیز همگراست، از این رو می‌توان انتظار داشت که رابطه بلندمدت معناداری بین متغیرها وجود داشته باشد (نوفرستی، ۱۳۷۸). نتایج آزمون ریشه واحد پسماند حاصل از آزمون هم‌جمعی انگل-گرانجر به قرار جدول زیر است:

جدول (۲): آزمون ریشه واحد پسماند حاصل از آزمون هم‌جمعی انگل-گرانجر

متغیر (جمله پسماند)	آماره ADF در حالت با عرض از مبدأ و بدون روند	آماره ADF در حالت با عرض از مبدأ و روند	مقدار بحرانی آماره مککینون در حالت با عرض از مبدأ و بدون روند	مقدار بحرانی آماره مککینون در حالت با عرض از مبدأ و روند
Resid	-۳,۱۸	-۴,۲۹	-۲,۹۴	-۳,۵۳

مقادیر بحرانی مککینون در سطح ۵٪ می‌باشد.

بنا به جدول فوق آزمون پایایی پسماند معادله (۲) نشان می‌دهد که پسماندها پایا می‌باشد.

۴) یافته‌ها

در ادامه از دو دسته متغیر واقعی (جدول (۳)) و سرانه (جدول (۴)) برای بیمه‌های اجتماعی استفاده کرده و سپس نتایج را مقایسه می‌کنیم.همان طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود ابتدا ما از متغیرهای واقعی حق بیمه دریافتی استفاده می‌کنیم و برآوردها را انجام می‌دهیم.

در ستون‌های (۱) و (۲)، فرضیه کوزنتس را آزمون و مشاهده نمودیم که در مسیر رشد ابتدا ضریب جینی ،کاهش و سپس افزایش می‌یابد. یعنی فرضیه کوزنتس در ایران همانند بسیاری از مطالعات تجربی دیگر نقض شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول (۳): نتایج تخمین مدل با استفاده از متغیرهای حق بیمه دریافتی واقعی

متغیرها	Eq۱	Eq۲	Eq۳	Eq۴	Eq۵	Eq۶	Eq۷	Eq۸
C	.۵۳ (۲۴,۹)	.۵ (۱۲,۲)	.۴۹ (۲۷,۷۹)	.۴۸ (۱۹,۸۲)	.۴۹ (۲۷,۸۸)	.۴۹ (۲۸,۰۴)	.۴۹ (۲۷,۶۹)	.۴۸ (۱۹,۲۷)
Y_P	-.۰۰۰۴۳ (-۴,۸۶)	-.۰۰۲۶۷ (-۱,۹۲)	-.۰۰۲۳۵ (-۳,۰۲)	-.۰۰۱۸۲ (-۱,۷۷)	-.۰۰۱۹۷ (-۲,۵)	-.۰۰۱۹۵ (-۲,۴۸)	-.۰۰۰۲۴ (-۳,۰۷)	-.۰۰۱۸۴ (-۱,۷۴)
Y_P^2	.۰۰۰۰۰۰۵ (۵,۵۲)	.۰۰۰۰۰۰۲ (۲,۱۳)	.۰۰۰۰۰۰۳ (۴,۲۸)	.۰۰۰۰۰۰۲۶ (۲,۷۴)	.۰۰۰۰۰۰۳ (۳,۵۴)	.۰۰۰۰۰۰۲ (۳,۴۸)	.۰۰۰۰۰۰۳ (۴,۳۴)	.۰۰۰۰۰۰۲۶ (۲,۶۹)
INT	-	-	-.۰۰۰۱۰ (-۵,۲۳)	-.۰۰۰۱۰ (-۴,۲۹)	-	-	-	-
INL	-	-	-	-	-.۰۰۱۲۶ (-۱,۸۷)	-.۰۰۱۷۵ (-۵,۶۱)	-	-
INNL	-	-	-	-	-.۰۰۰۰۳ (-۸۲)	-	-.۰۰۰۱۱ (-۵,۱۵)	-.۰۰۰۱۱ (-۴,۱۳)
AR(1)	-	.۸۳ (۷,۶۲)	-	.۲۷ (۱,۴۸)	-	-	-	.۲۹ (۱,۶۴)
D59123	.۰۷ (۷,۰۳)	.۰۴ (۴,۹۲)	.۰۶ (۷,۹۸)	.۰۵ (۶,۰۸)	.۰۶ (۷,۶۱)	.۰۶ (۷,۶)	.۰۶ (۷,۹۸)	.۰۵ (۵,۹۶)
R^2	.۷۱	.۸۲	.۸۴	.۸۵	.۸۵	.۸۵	.۸۳	.۸۴
R_a^2	.۶۹	.۸	.۸۲	.۸۲	.۸۳	.۸۳	.۸۲	.۸۲
D.W.	۱,۱	۲,۲۷	۱,۶۶	۲	۱,۸۶	۱,۹	۱,۶۴	۲,۰۱
F	۳۰,۴۹	۴۰,۷۲	۴۶,۰۳	۳۷,۴۲	۳۹,۴۲	۴۹,۵۶	۴۵,۲۵	۳۷,۰۸

در ستون (۳) و (۴) متغیر حق بیمه دریافتی کل برای مشاهده اثر آن بر ضریب جینی وارد مدل شده است. در این حالت مشاهده می‌شود که این متغیر به طور معناداری باعث کاهش ضریب جینی می‌شود، یعنی افزایش حق بیمه دریافتی کل به عنوان شاخصی از صنعت بیمه، نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد ولی ضریب آن نشان می‌دهد که بیمه اجتماعی نمی‌تواند به طور مؤثری نابرابری‌ها را کاهش دهد. ضمن این که با وارد کردن

این متغیر فرضیه کوزنتس هم‌چنان نقض می‌شود.

در ستون (۵) متغیر حق بیمه دریافتی را به تفکیک بیمه‌های عمر و غیرعمر وارد مدل نمودیم تا اثر آن را بر ضریب جینی مشخص کنیم. اما در این حالت مشاهده می‌کنیم حق بیمه دریافتی بیمه‌های غیرعمر بی‌معنا شده است که متأثر از بالا بودن ضریب همبستگی بین دو نوع بیمه است. بدین جهت در ستون های (۶)، (۷) و (۸) حق بیمه دریافتی بیمه‌های عمر و غیرعمر را به طور جداگانه آزمون کردیم که نشان داد هر یک، دارای اثر معناداری بر ضریب جینی می‌باشند، یعنی نابرابری را کاهش می‌دهند. از طرف دیگر اثر بیمه‌های عمر بر کاهش نابرابری درآمد به مراتب بیشتر از اثر بیمه‌های غیرعمر است.

جدول (۴): نتایج تخمین مدل با استفاده از متغیرهای حق بیمه سرانه واقعی

متغیرها	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸
C	.۵۳ (۲۴,۹۶)	.۵ (۱۲,۲۱)	.۵ (۲۷,۳۹)	.۴۹ (۱۷,۸۳)	.۴۹ (۲۷,۱۷)	.۴۹ (۲۷,۲۹)	.۵ (۲۷,۳۲)	.۴۹ (۱۷,۰۱)
Y_P	-.۰۰۰۴۳ (-۴,۸۶)	-.۰۰۲۶۷ (-۱,۹۲)	-.۰۰۲۵۹ (-۳,۲۳)	-.۰۰۱۹۸ (-۱,۷۲)	-.۰۰۲۰۳ (-۲,۴۵)	-.۰۰۱۹۷ (-۲,۳۹)	-.۰۰۲۶۶ (-۳,۳۱)	-.۰۰۱۹۸ (-۱,۶۶)
Y_P^2	.۰۰۰۰۰۰۵ (۵,۵۲)	.۰۰۰۰۰۰۲ (۲,۱۳)	.۰۰۰۰۰۰۳ (۴,۷۷)	.۰۰۰۰۰۰۳ (۲,۷۵)	.۰۰۰۰۰۰۳ (۳,۵۴)	.۰۰۰۰۰۰۳ (۳,۴۷)	.۰۰۰۰۰۰۳ (۴,۸۶)	.۰۰۰۰۰۰۳ (۲,۶۳)
PINT	-	-	-.۰۰۷۲۵ (-۴,۶۹)	-.۰۰۷۱۳ (-۳,۳۲)	-	-	-	-
PINL	-	-	-	-	-.۰۰۰۹۲ (-۲,۰۳)	-.۰۰۱۲۳ (-۵,۱۷)	-	-
PINNL	-	-	-	-	-.۰۰۲۴۱ (-۸)	-	-.۰۰۷۵۷ (-۴,۶)	-.۰۰۷۳۳ (-۳,۰۴)
AR(1)	-	.۸۳ (۷,۶۲)	-	.۳۶ (۱,۹۹)	-	-	-	.۴۱ (۲,۲۸)
D59123	.۰۷ (۷,۰۳)	.۰۴ (۴,۹۲)	.۰۷ (۸,۲)	.۰۵ (۵,۶۷)	.۰۶ (۷,۴۵)	.۰۶ (۷,۴۹)	.۰۷ (۸,۲)	.۰۵ (۵,۵)

متغیرها	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸
R^2	.۷۱	.۸۲	.۸۲	.۸۳	.۸۴	.۸۳	.۸۲	.۸۳
R_a^2	.۶۹	.۸۰	.۸۰	.۸۱	.۸۱	.۸۲	.۸۰	.۸۱
D.W.	۱,۱	۲,۲۷	۱,۶۶	۲,۰۷	۱,۸۴	۱,۹	۱,۶۴	۲,۱۱
F	۳۰,۴۹	۴۰,۷۲	۴۱,۳۵	۳۳,۹۷	۳۶,۱۲	۴۵,۴۳	۴۰,۶۲	۳۳,۷۷

در جدول (۴) از متغیر حق بیمه سرانه به عنوان شاخصی برای بیمه اجتماعی استفاده کرده و اثرات آن را بر توزیع درآمد با جدول (۳) مقایسه می‌کنیم.

ستون (۱) و (۲) که فرضیه کوزنتس در آن آزمون شده دقیقاً مشابه ستون (۱) و (۲) جدول (۳) می‌باشد و لذا ضرورتی برای بررسی مجدد آن نیست.

در ستون (۳) و (۴) متغیر حق بیمه سرانه کل وارد مدل شده است که در مقایسه با متغیر حق بیمه دریافتی واقعی کل دارای اثر بیشتری بر ضریب جینی است و آن را به مقدار بیشتری کاهش می‌دهد. اما همان طور که مشاهده می‌شود در تأیید فرضیه کوزنتس هیچ تأثیری نداشته و هم‌چنان این فرضیه نقض می‌شود.

در ستون (۵) متغیر حق بیمه سرانه را به تفکیک بیمه‌های عمر و غیرعمر وارد مدل نمودیم تا آن را با متغیر حق بیمه دریافتی کل مقایسه کنیم. اما در این حالت نیز مشاهده می‌شود که حق بیمه سرانه بیمه‌های غیرعمر بی‌معنا شده است که باز هم متأثر از همان بالا بودن ضریب همبستگی بین دو نوع بیمه است. با مقایسه ستون (۵) این جدول و ستون (۵) جدول (۳)، مشخص می‌شود که اثرگذاری حق بیمه دریافتی واقعی بیمه‌های عمر از حق بیمه سرانه بیمه‌های عمر بیشتر، ولی اثرگذاری حق بیمه دریافتی واقعی بیمه‌های غیرعمر از حق بیمه سرانه بیمه‌های غیرعمر کمتر است.

در ستون‌های (۶)، (۷) و (۸) نیز اثر حق بیمه سرانه بیمه‌های عمر و غیرعمر را به طور جداگانه روی ضریب جینی مورد آزمون قرار دادیم که نشان می‌دهد هر یک از این متغیرها دارای اثر معناداری بر ضریب جینی می‌باشند ولی شدت اثرگذاری آن‌ها متفاوت است. به‌گونه ای که متغیر حق بیمه سرانه بیمه‌های عمر کمتر از حق بیمه دریافتی واقعی بیمه‌های

عمر در جدول (۳) نابرابری را کاهش می‌دهد، در حالی که حق بیمه سرانه بیمه‌های غیرعمر بیش از حق بیمه دریافتی واقعی بیمه‌های غیرعمر نابرابری را کاهش خواهد داد.

متغیرهای مورد استفاده در جداول (۳) و (۴)، در جدول زیر معرفی شده‌اند:

جدول (۵): معرفی متغیرها

متغیرها	علائم اختصاری
درآمد سرانه به قیمت ثابت سال ۷۶	Y_P
مجذور درآمد سرانه به قیمت ثابت سال ۷۶	Y_P^2
حق بیمه دریافتی واقعی کل	INT
حق بیمه دریافتی بیمه‌های زندگی	INL
حق بیمه دریافتی بیمه‌های غیر زندگی	INNL
حق بیمه سرانه واقعی کل	PINT
حق بیمه سرانه بیمه‌های زندگی	PINL
حق بیمه سرانه بیمه‌های غیر زندگی	PINNL
متغیر مجازی برای سال‌های مربوط به شوک نفتی (۱۳۵۳،۱۳۵۲،۱۳۵۱) و جنگ تحمیلی (۱۳۵۹)	D59123

۵) بحث و نتیجه‌گیری

نتایج مدل نشان می‌دهد که توسعه بیمه‌های اجتماعی، اعم از بیمه‌های غیرعمر و عمر، باعث کاهش نابرابری درآمدها می‌شوند. تأثیر بیمه‌های اجتماعی روی نابرابری یک تأثیر معنادار است ولی چندان زیاد نیست. مطالعات گذشته نشان داده است که در اقتصاد ایران متغیرهای دیگری هم‌چون نرخ رشد اقتصادی، نرخ بیکاری و نرخ تورم روی نابرابری مؤثر بوده است و به نظر می‌رسد تأثیر این عوامل روی نابرابری بیش از تأثیر بیمه‌های اجتماعی باشد ولی به هر حال همین اثر ناچیز توسعه بیمه‌های اجتماعی روی کاهش

نابرابری نیز نباید نادیده گرفته شود و برای دستیابی به توزیع درآمد بهینه این تأثیر اندک نیز حایز اهمیت است. مطالعهٔ ناجی میدانی (۱۳۷۵) نیز مثل این مطالعه نادرستی فرضیه کوزنتس را در اقتصاد ایران نشان داده است.

در اقتصاد ایران با توجه به نتایج به دست آمده به نظر می‌رسد صنعت بیمه در بخش‌های غیرعمر با توجه به رشد کمتر از بیمه‌های عمر در طول این دوره و عملکرد نامناسب در پرداخت خسارت، نتوانست ثبات مالی را در بین خانوارها و جامعه ایجاد کند و این خود عاملی است که موجب می‌شود بیمه‌گذاران بالقوه تمایلی به خرید بیمه‌نامه جدید نداشته باشند. در نتیجه صنعت بیمه نتوانست پس‌اندازهای کوچک را جمع‌آوری و به تحرک آن کمک نماید. هم‌چنین در این بخش‌های بیمه‌ای، بیمه‌گران از تکنیک‌های کاهش خسارت (توصیه‌های ایمنی) به خوبی استفاده نکردند تا قادر باشند نرخ حق بیمه را کاهش دهند، لذا می‌توان گفت صنعت بیمه در بخش‌های غیرعمر با عملکرد نامناسب خود نتوانسته به توزیع درآمد کمک نماید ولی در بخش بیمه عمر که شامل بیمه‌های درمان، عمر و حوادث می‌باشند به نظر می‌رسد صنعت بیمه با پرداخت مناسب خسارت (بالاخص در بیمه درمان که دارای تعرفه مشخصی از وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی است) و بیمه عمر به بیمه‌گذاران، توانسته ثبات مالی خانوارها را حفظ کند، هم‌چنین در این خصوص بیمه نقش جانشینی و تکمیل‌کنندگی برنامه‌های تأمین اجتماعی دولت را نیز ایفا نموده است و نکته دیگر این که بیمه‌گذاران ملزم هستند درصدی از حق بیمه دریافتی بیمه‌های عمر را که ذخیره ریاضی نامیده می‌شود طبق قانون در بازار سرمایه، سرمایه‌گذاری کنند که این امر می‌تواند به تخصیص کارآمد سرمایه کمک کند. بنابراین می‌توان گفت بیمه‌گران در بخش‌های بیمه عمر توانسته‌اند عملکرد مناسبی داشته باشند و به توزیع مناسب درآمد کمک نمایند.

در مجموع به نظر می‌رسد که بیمه‌های اجتماعی به تنهایی ابزار مؤثری برای کاهش نابرابری درآمدها نیست و برای توزیع مناسب درآمدها باید علاوه بر بیمه از ابزارهای مناسب دیگری نیز استفاده کرد.

منابع

References

- ابونوری، اسماعیل. (۱۳۷۶). اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۵۱، پائیز و زمستان، ص ۳۱-۱.
- اخوی، احمد. (۱۳۷۳). بررسی تحلیلی توزیع درآمد و توسعه اقتصادی، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۸۴-۱۳۴۴). آمارهای سری زمانی سال‌های مختلف، تهران.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۸۳). گزارش حساب‌های ملی سال‌های مختلف.
- بیمه مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۷۲). تحولات بیمه‌های بازرگانی در ایران از آغاز تا سال ۱۳۷۰، دفتر مطالعات و پژوهش‌های بیمه‌ای بیمه مرکزی ایران.
- جعفری صمیمی، احمد و ابراهیم کاردگر. (۱۳۸۵). آیا توسعه بیمه، رشد اقتصادی را حمایت می‌کند؟، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال ششم، شماره دوم، تابستان ۱۳۸۵.
- خشادوریان، ادموند. (۱۳۷۸). بررسی وجود خواص مانایی در آمارهای سری زمانی اقتصادی کشور برای دوره ۷۴-۱۳۳۸، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.
- مرکز آمار ایران. (۱۳۸۴-۱۳۴۷). سالنامه آماری کشور.
- مهرگان، نادر و الهه محسنی. (۱۳۸۶). تورم و نابرابری درآمد در اقتصاد ایران، تهران، پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس (همایش دولت و عدالت اقتصادی).
- ناجی میدانی، علی اکبر. (۱۳۷۵). بررسی آثار متقابل رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران (۱۳۷۲-۱۳۴۷)، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس.
- نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸). ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

- Ahlwalia, M.S. (1976). "Inequality, Poverty, and Development". Journal of Development Economics, No.3, PP.307-342.
- Alesina, A. and P.Perotti. (1996). "Income Distribution, Political Instability and Investment". NBER,Working Paper, No.4486.
- Anand, S. and S.M.R.Kanbur. (1993). "Inequality and Development: A Critique". Journal of Development Economics, No.41, PP.19-43.
- Campano, F. and D. Salvatore. (1988). "Economic Development, Income

References

منابع

Distribution and the Kuznets Hypothesis". Journal of Policy Modeling, Vol. 10, June, PP.265-280.

- Deininger, K. and L. Squire. (1998). "New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth", Journal of Development Economics, No.57, PP.259-287.
- Papanek, G. and O. Kyn. (1986). "The Effect on Income Distribution of Development, the Growth Rate and Economic Strategy". Journal of Development Economics, No.23, PP.55-65.
- Ram, R. (1988). "Economic Development and Income Inequality: Further Evidence on the U Curve Hypothesis". World Development, Vol.16, No.11, PP.1371-1375.
- Saith, A. (1983). "Development and Distribution: A Critique of the Cross-country U-hypothesis". Journal of Development Economic, No.13, PP.15-32.
- Web, P.Ian, Grace, F. Martin and Skipper, D. Harold. (2002). "The Effect of Banking and Insurance on the Growth of Capital and Output". Center for Risk Management and Insurance Working Paper 02-1, Georgia State University.
- Yui Leung, C. (2000). "Productivity Growth, Increasing Income Inequality and Social Insurance: The Case of China?". Journal of Economic Behavior & Organization, Vol.46(2001),395-408.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی