The Journal of PLANNING & BUDGETING
Indexed In ISC | Vol. 24 | No. 3 | Autumn 2019 | PP 35-60 | ISSN: 2251-9092

An Empirical Test of the Impact of Insurance on Income Inequality in Iran

Amir Mansour Tehranchian[1] | M.tehranchian@umz.ac.ir
Shahryar Zaroki[2] | Sh.zaroki@umz.ac.ir
Nava Imani[3]

Abstract Emphasis on eliminating deprivation and poverty on the one hand and expanding insurance services on the other, confirms the fact that the concept of insurance has a key role for economic planners and policymakers in achieving the goal of reducing income inequality. The efforts made in the present study are aimed at improving the position of insurance in this field. In this regard, the impact of the insurance penetration coefficient on income inequality in 30 provinces of Iran during 2011-2015 has been calculated using the dynamic panel data in a basic model and two scenarios (based on human development index and insurance penetration coefficient). The results show that inflation has a positive effect on the Gini coefficient and consequently increases income inequality. However, per capita income index and insurance penetration coefficient have a negative effect on the Gini coefficient and lead to a decrease in income inequality. Furthermore, the effect of this factor on the Gini coefficient in provinces varies depending on the level of human development and insurance penetration coefficient level. So first, there is a significant difference in the extent of the influence of insurance penetration coefficient on the Gini coefficient in two groups of provinces in terms of human development level, so that an increase in the level of human development reinforces the effect of the insurance penetration coefficient on reducing income inequality. Second, there is a significant difference in the magnitude of the impact of insurance penetration coefficient on the Gini coefficient in the two groups of provinces in terms of insurance penetration coefficient level; Thus, by increasing the size of the insurance penetration coefficient, the influence of the insurance penetration coefficient on reducing income inequality is strengthened.

Keywords: Income Distribution, Insurance Penetration Coefficient, Panel Data, Per Capita Income, Human Development Index, Iran.

JEL Classification: D31, E21, G22.

1. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Administration Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran, (Corresponding Author).
2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Administration Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.
3. M.A. in Economics, Allameh Mohaddes Nouri University, Nūr, Iran.

آزمون تجربی تاثیر بیمه بر نابرابری درآمد در ایران

امیرمنصور طهرانچیان | m.tehranchian@umz.ac.ir
دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول).

شهریار زروکی | sh.zaroki@umz.ac.ir
استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه مازندران.

نوا ایمانی |
کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه علامه محدث نوری.

مقاله پژوهشی

دریافت: ۱۳۹۸/۱۰/۲۷ | پذیرش: ۱۳۹۹/۰۳/۱۱

چکیده: از یک‌سو، تاکید بر رفع محرومیت و فقر، و از سوی دیگر گسترش خدمات بیمه‌ای بیانگر این حقیقت است که مفهوم بیمه نقش کلیدی در رویکرد برنامه‌ریزان و سیاستگذاران اقتصادی در راستای دستیابی به هدف کاهش نابرابری درآمد دارد. تلاش صورت‌گرفته در پژوهش حاضر در جهت روشن کردن نقش و تاثیر بیمه در نابرابری درآمد استان‌های ایران است. در این راستا، تاثیر ضریب نفوذ بیمه بر نابرابری درآمد در ۳۰ استان ایران در بین سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۹۰، با استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا در قالب یک الگوی پایه و دو سناریو (بر اساس شاخص توسعه انسانی و ضریب نفوذ بیمه) مورد محاسبه قرار می‌گیرد. نتایج پژوهش حاکی از اثر مثبت تورم بر ضریب جینی و به تبع آن افزایش نابرابری درآمد است. این در حالی است که شاخص درآمد سرانه و ضریب نفوذ واجد اثری منفی بر ضریب جینی است و به کاهش نابرابری درآمد منجر می‌شود. علاوه بر این، میزان اثرگذاری این عامل بر ضریب جینی در استان‌ها بسته به سطح توسعه انسانی و سطح ضریب نفوذ بیمه متفاوت است. به‌نحوی که نخست، تفاوت معناداری در اندازه اثرگذاری ضریب نفوذ بیمه بر ضریب توسعه انسانی موجب تقویت اثرگذاری ضریب نفوذ بیمه بر کاهش نابرابری درآمد می‌گردد. دوم، تفاوت معناداری در اندازه اثرگذاری ضریب نفوذ بیمه بر ضریب جینی در دو گروه از استان‌ها برحسب سطح ضریب نفوذ بیمه وجود دارد. بدین نحو که با افزایش در اندازه ضریب نفوذ بیمه، اثرگذاری ضریب نفوذ بیمه بر کاهش نابرابری درآمد تقویت می‌شود.

کلیدواژه‌ها: توزیع درآمد، ضریب نفوذ بیمه، داده‌های تابلویی پویا، درآمد سرانه، شاخص توسعه انسانی، ایران.

طبقه‌بندی JEL: G22, E21, D31.

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | نمایه در ISC
سال بیست و چهارم | شماره ۳ | پاییز ۱۳۹۸ | ص‌ص ۶۰-۳۵

مقدمه

با توجه به اهمیتی که نااطمینانی و ریسک در میزان و شدت سرمایه‌گذاری اقتصادی دارد، و همچنین تهدید درآمد خانوارها و بنگاه‌ها بر اثر نااطمینانی نسبت به آینده، روی آوردن به صنعت بیمه هر روز فزونی می‌یابد. بنابراین، درک این موضوع که صنعت بیمه و سیاست‌های عمومی مرتبط با آن تا چه اندازه در سنجش بهزیستی اقتصادی و نابرابری در جامعه نقش دارند، مهم است. صنعت بیمه با کاهش و انتقال ریسک، نااطمینانی‌ها و خطرهایی که اقتصاد با آن مواجه است، تخفیف می‌دهد و زمینه‌ساز افزایش شتاب در رشد اقتصادی می‌شود (میرزایی و همکاران، ۱۳۹۳). در واقع، بیمه‌های اجتماعی با تحریک عرضه و تقاضا و همچنین با افزایش رشد اقتصادی بر توزیع درآمد توانا هستند. از آن‌جا که صنعت بیمه حفاظت از ثروت افراد را تضمین می‌کند، موجب می‌شود که افراد در استفاده از دارایی خود در بخش‌های مختلف اقتصادی، ریسک‌پذیری بیش‌تری داشته باشند که این امر رشد بیش‌تر در بخش‌های مختلف اقتصادی را به همراه دارد (محققزاده و همکاران، ۱۳۹۷). بنابراین، در دسترس بودن بیمه برای همگان می‌تواند باعث کارایی بخش‌های مختلف اقتصادی گردد. همچنین، معرفی بازارهای جدید برای ارائه محصولات و پوشش‌های متنوع‌تر بیمه در حوزه‌های مهمی چون بخش کشاورزی، دامپروری، و ساخت‌وساز سبب افزایش سرمایه‌گذاری در این حوزه‌ها می‌شود، و علاوه بر رشد اقتصادی با ایجاد اشتغال در این بخش‌ها، زمینه برای کاهش نابرابری درآمد فراهم می‌شود (Hemmati, 2005). علاوه بر این، با گسترش بیمه بنیانه‌ای لازم برای گسترش آموزش و بهداشت فراهم می‌گردد. افزایش سطح مهارت افراد، گستره وسیع‌تری از فرصت‌های مناسب شغلی را پیشاروی فرد قرار می‌دهد و افزایش نیروی کار ماهر و متخصص، افزایش سطح فناوری، ارتقای بهره‌وری تولید، و افزایش رشد اقتصادی را به همراه خواهد داشت. این افزایش سطح بهره‌وری ناشی از عملکرد بیمه‌ها، به افزایش سطح دستمزدها می‌انجامد (امین‌رشتی و قربانی ولیک‌چالی، ۱۳۹۲). در واقع، بیمه علاوه بر تامین امنیت فعالیت‌های اقتصادی و کاهش نااطمینانی، نقش مهمی در تحرک و پویایی بازارهای مالی و تامین وجوه برای سرمایه‌گذاری بازی می‌کند. صنعت بیمه می‌تواند توسط منابع سرشار مالی که در اختیار دارد، در بخش‌های سودآور اقتصادی سرمایه‌گذاری کند و حتی از سود حاصل از این سرمایه‌گذاری‌ها درصدی را به بیمه‌گذاران واگذار نماید (باغستانی میبدی و جعفری فشارکی، ۱۳۹۴). همچنین در برخی کشورها، به‌ویژه کشورهای درحال‌توسعه که بخش اعظمی از این صنعت در دست دولت‌هاست، درآمد حاصل از آن می‌تواند صرف خدمات عمومی یا کمک به اقشار کم‌درآمد شود (میرزایی و همکاران، ۱۳۹۳).

بر اساس این، پژوهش حاضر نخست در پی کشف کیفیت تاثیرگذاری بیمه بر نابرابری درآمد در ایران است. با بررسی پژوهش‌ها در زمینه می‌توان اظهار داشت که این پژوهش از چند منظر متفاوت از سایر پژوهش‌هاست. نخست آن‌که در برآورد الگو از روش داده‌های تابلویی پویا و تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده می‌شود تا میزان تاثیرپذیری نابرابری در استان‌ها نسبت به دوره قبل مورد بررسی قرار گیرد. دوم، با وجود آن‌که شاخص ضریب نفوذ را می‌توان به مثابه معیاری برای درک توسعه صنعت بیمه در مقایسه با کل اقتصاد کشور در نظر گرفت؛ ولی بررسی‌ها نشان می‌دهد که در پژوهش‌های مشابه با هدف بررسی رابطه صنعت بیمه با سایر شاخص‌های اقتصادی، کم‌تر از شاخص ضریب نفوذ استفاده می‌شود. سوم، سعی می‌شود که بر مبنای معیارهایی مانند اندازه شاخص توسعه انسانی و سطح ضریب نفوذ بیمه، استان‌های مورد بررسی تفکیک شوند و تحلیل و تبیین بحث بر اساس طبقه‌بندی انجام شود، و به این پرسش که آیا در استان‌های مختلف از لحاظ شاخص توسعه انسانی و ضریب نفوذ بیمه تفاوت معناداری در نوع و اندازه اثرگذاری نقش بیمه بر ضریب جینی وجود دارد یا خیر، پاسخ داده شود.

بدین منظور در راستای پاسخگویی به پرسش‌های مطرح‌شده، پژوهش حاضر در پنج بخش سازماندهی می‌شود. در بخش نخست، به مرور مبانی نظری پژوهش پرداخته می‌شود. در بخش دوم، روش پژوهش تبیین می‌شود، و در بخش سوم نتایج برآورد الگو پایه و دو سناریو منشعب از آن ارائه می‌شود. در بخش پایانی پژوهش به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها پرداخته می‌شود.

مبانی نظری پژوهش

از مفهوم نابرابری درآمد به عنوان پدیده‌ای در تضاد با عدالت اجتماعی و عاملی برای جرم، جنایت، فقر و محرومیت اجتماعی یاد می‌شود (زیبایی، ۱۳۸۶). نابرابری درآمد زمینه‌ساز تفاوت در عادات شخصی، شرایط محیط‌زیست، آموزش، و دسترسی به مراقبت‌های بهداشتی می‌شود که این عوامل به تفاوت در میزان امید به زندگی میان افراد مختلف منجر می‌گردد (Gordon & Becker, 2016). همچنین، نابرابری در توزیع درآمد می‌تواند محرکی انگیزشی برای افراد در جهت بهبود وضعیت خود از طریق کار، نوآوری یا کسب مهارت‌های جدید باشد (Eurostat, 2016)[1]. بررسی نحوه تاثیر و رابطه رشد اقتصادی و توزیع درآمد با کوزنتس[2] (۱۹۵۵) آغاز می‌شود. طبق نظریه کوزنتس (۱۹۵۵)، نابرابری درآمد در نخستین مراحل رشد اقتصادی افزایش می‌یابد، سپس همتراز می‌شود، و در مراحل

1. https://ec.europa.eu
2. Kuznets

بعدی رشد کاهش می‌یابد (نیلی و فرح‌بخش، ۱۳۷۷). الگوی توزیع درآمد کوزنتس (۱۹۵۵)، ترکیبی از دو الگوی توزیع درآمد شهری و روستایی است که در آن نابرابری درآمد در مناطق شهری بیش‌تر از روستایی است (Majumdar & Partridge, 2009). پس از فرضیه کوزنتس (۱۹۵۵)، پژوهش‌های گسترده‌ای در زمینه تاثیر رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد صورت گرفته است که با توجه به شرایط کشورهای مورد بررسی نتایج متفاوتی را در پی داشته است، برای مثال می‌توان به الیسینا و رودریک[1] (۱۹۹۴)، السینا و پروتی[2] (۱۹۹۶)، داینینجر و اسکوئر[3] (۱۹۹۸)، بارو[4] (۲۰۰۰)، بانرجی و دافلو[5] (۲۰۰۳)، و پانیزا[6] (۲۰۰۲) اشاره کرد. نتایج تمامی این پژوهش‌ها حاکی از اثر منفی و معنادار رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد است. در مقابل، پژوهش‌های روبین و سگال[7] (۲۰۱۵)، نییمبانیرا[8] (۲۰۱۷)، و امبازیا[9] (۲۰۱۷)، نشان‌دهنده اثر مثبت و معنادار رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد هستند. همچنین ماجد[10] (۲۰۱۶)، در بررسی خود عنوان می‌کند که اگرچه نابرابری اثر مثبتی بر نابرابری درآمد دارد، ولی چنین رشدی نمی‌تواند پایدار بماند، چرا که فقرا بخشی از روند رشد اقتصادی به حساب نمی‌آیند. افزایش نرخ رشد اقتصادی یک کشور در هر دقیقه می‌تواند به تغییرهای اساسی در استانداردهای زندگی بیش از یک نسل منجر شود، اما امکان بهره‌گیری از مزایای رشد اقتصادی برای همگان یکسان نیست و بخشی از جمعیت ممکن است از آن محروم شود (Eicher & Turnovsky, 2003). بنابراین، ایجاد یک نظام اجتماعی کارامد و عدالت‌محور که بتواند به توزیع بهتر درآمد منجر شود، لازمه بهره‌مندی تمام اقشار از مزایای رشد اقتصادی است.

امروزه چالش‌هایی چون نااطمینانی در سرمایه‌گذاری و حوادث غیرمترقبه‌ای که درآمد خانوارها و بنگاه‌ها را تهدید می‌کند، و افزایش نیاز به کارویژه حمایتی بیمه‌ها در راستای فائق آمدن بر این تهدیدها زمینه‌ساز اهمیت صنعت بیمه و ایجاد بسترهای لازم برای رونق بیش‌تر آن شده است. بیمه در کنار کاهش ریسک، می‌تواند به چندین روش به رشد و توسعه اقتصادی کمک کند. بیمه موجب

1. Alesina & Rodrick
2. Alesina & Perotti
3. Deininger & Squire
4. Barro
5. Banerjee & Duflo
6. Panizza
7. Rubin & Segal
8. Niyimbanira
9. Mbazia
10. Majeed

می‌شود صاحبان مشاغل با نوسان‌ها و ریسک کم‌تری کار کنند. شرکت‌های بیمه خصوصی می‌توانند جایگزین برنامه‌های حمایتی دولت شوند که این امر موجب بهبود رشد اقتصادی می‌شود. جایگزینی شرکت‌های بیمه خصوصی به‌جای برنامه‌های حمایتی دولت موجب کاهش فشار بر مالیات‌دهندگان می‌شود و انگیزه را برای سرمایه‌گذاری افزایش می‌دهد (Tanzi, 2002). توسعه صنعت بیمه تجارت و بازرگانی را تسهیل می‌کند، هدایت پس‌اندازهای ملّی و بکارگیری آن‌ها را در بخش‌هایی که نیاز به سرمایه‌گذاری دارند، به عهده می‌گیرد، و موجب کاهش تلفات و جبران خسارات می‌شود. بیمه‌گران با بکارگیری روش‌های نوآورانه و کارامدتر برای جمع‌آوری و ارزیابی اطلاعات می‌توانند به تخصیص مناسب سرمایه کمک کنند (Skipper, 1997 & Chen *et al*., 2012). بیمه علاوه بر اثری که بر رشد و توسعه اقتصادی دارد، می‌تواند منافع اقتصادی را در بخش‌های گوناگون و از راه‌های مختلف ایجاد کند، برای مثال صنعت بیمه کمک می‌کند که پس‌اندازهای بخش بزرگی از جمعیت، در قالب پرداخت حق بیمه‌های زندگی به سرمایه‌گذاری‌های مولد و بلندمدت تبدیل شود که به‌طور کلی اثر مثبتی بر ثبات اقتصادی دارد. صنعت بیمه نقش مهمی در بازار اوراق قرضه دارد. با توسعه مهارت‌های تخصصی در تجزیه‌وتحلیل ریسک و نظارت بر آن، شرکت‌های بیمه تامین مالی بخش بزرگی از وام‌گیرندگان را که به سایر سیستم‌های مالی خدمت می‌کنند، تقبل می‌کنند، همچنین صنعت بیمه به اقتصاد دولتی و محلی کمک می‌کند. با این توضیح‌ها، می‌توان گفت تمامی موارد اشاره‌شده قادرند علاوه بر افزایش رشد اقتصادی به کاهش نابرابری درآمد در یک اقتصاد یاری رسانند (Arena, 2008).

در زمینه کاهش ریسک و افزایش سرمایه‌گذاری، شرکت‌های بیمه‌گر قادرند زمانی که بانک‌ها با چشم‌انداز نامشخصی مواجه هستند، همانند موسسه‌های مالی عمل کنند و منابع مهمی را برای تامین مالی پروژه‌های بلندمدت مانند پروژه‌های زیربنایی که با ضعف در بازده یا ریسک اعتباری مواجه هستند، فراهم کنند (ESRB, 2015). لئونگ[1] (۲۰۰۱)، به این نکته اشاره دارد که مقدار هر دو اثر انتقال ریسک و ارائه خدمات در صنعت بیمه به توزیع اولیه درآمد بستگی دارد، زیرا در یک اقتصاد با یک توزیع درآمد تقریباً یکسان، وجود بازار بیمه می‌تواند تعداد فقرا را در بلندمدت از ۲۵ تا ۵۰ درصد کاهش دهد. علاوه بر این، در بخش سلامت نیز به دلیل بالا بودن هزینه‌های پزشکی، میلیون‌ها نفر در سراسر جهان در خطر فقر قرار دارند. پژوهش‌های والتر[2] (۲۰۱۰)، ژو و کلارک[3] (۲۰۱۵)، و کاستنر و

1. Leung
2. Walter
3. Zhu & Clark

لوبتسکی[1] (۲۰۱۶)، در رشد خدمات پوشش بیمه‌های بهداشتی مانند Medicare[3]، Medicaid[2]، و Obamacare[4] در ایالات متحده آمریکا نشان‌دهنده آن است که این سیاست‌ها می‌توانند با کاهش بار سنگین هزینه‌های درمان موجب افزایش سلامت و رفاه عمومی اقشار کم‌درآمد شوند و درآمد را بهبود بخشند و نابرابری را کاهش دهند. همچنین، صنعت بیمه در بریتانیا می‌تواند سرمایه‌گذاری‌هایی بیش از ۱/۶ تریلیون پوند را مدیریت کند و علاوه بر ایجاد ۱۲ میلیارد پوند درآمد مالیاتی حدود ۳۰۰/۰۰۰ موقعیت شغلی را نیز فراهم کند (ABA, 2016)[5].

در مورد ایران پژوهش‌های مهرگان و سالاریان (۱۳۸۷)، ترکمانی (۱۳۸۸)، امین‌رشتی و اصغری (۱۳۹۰)، هادیان و اسلامی اندارگلی (۱۳۹۱)، زارع و همکاران[6] (۲۰۱۴)، الماسیان‌کیا و همکاران[7] (۲۰۱۵)، موتمنی[8] (۲۰۱۵)، و باغیان و همکاران[9] (۲۰۱۷)، همگی بیانگر اثر مثبت بهبود بیمه‌های اجتماعی بر کاهش نابرابری درآمد هستند. عوامل دیگری نیز بر تغییرهای درآمد در یک اقتصاد اثرگذارند

1. Kaestner & Lubotsky

۲. یک برنامه مشترک فدرالی و ایالتی در ایالات‌متحده آمریکا وجود دارد که هزینه‌های پزشکی را برای برخی از افراد با درآمد و منابع محدود تعدیل می‌کند. Medicaid مزایایی را که به‌طور معمول توسط Medicare پوشش داده می‌شود، مانند مراقبت در منزل و خدمات مراقبت شخصی نیز ارائه می‌دهد. انجمن بیمه درمانی آمریکا از Medicaid به عنوان یک برنامه بیمه دولتی برای افراد در هر سنی که درآمد و منابع آن‌ها برای پرداخت هزینه‌ها و مراقبت‌های بهداشتی کافی نیست، حمایت می‌کند. این برنامه بزرگ‌ترین منبع بودجه برای خدمات پزشکی و بهداشتی در افرادی با درآمد کم در آمریکاست که بیمه‌های رایگان بهداشتی را به ۷۴ میلیون نفر از افراد کم‌درآمد و معلولان (تا سال ۲۰۱۷) ارائه می‌دهد.

۳. یک برنامه بیمه بهداشتی ملّی است که توسط دولت فدرال آمریکا از سال ۱۹۶۶ اجرا شده است و در حال حاضر با حدود ۵۰-۳۰ شرکت بیمه خصوصی در سراسر آمریکا تحت قرارداد است. بودجه این برنامه از طریق مالیات بر درآمد، حق بیمه، و مالیات بر ارزش‌افزوده از افراد ذی‌نفع و درآمد عمومی تامین می‌شود. این بیمه درمانی برای آمریکایی‌های ۶۵ ساله و بالاتر و همچنین، جوانانی با وضعیت نامعلوم و افراد مبتلا به بیماری کلیه End-Stage (نارسایی کلیه دائمی که نیاز به دیالیز یا پیوند دارند و گاهی اوقات ESRD نامیده می‌شود) ارائه می‌شود.

۴. قانون مراقبت از بیمار و قانون مراقبت مقرون به صرفه، که اغلب به قانون مراقبت مقرون به صرفه (ACA)، یا نام اوباماکر شناخته می‌شود.

5. Association of British Insurers
6. Zare *et al*.
7. Almasiankia *et al*.
8. Motameni
9. Baghian

که از مهم‌ترین عوامل می‌توان به شاخص تورم اشاره کرد. تورم و توزیع نابرابر درآمد از جمله عواملی هستند که باعث افزایش فساد در جامعه می‌شوند. فساد در یک اقتصاد همواره اثری منفی دارد و از عوامل کاهندهٔ سرمایه‌گذاری است (Akca *et al*., 2012). بسیاری از پژوهش‌ها مانند بولیر[1] (۲۰۰۱)، رومر و رومر[2] (۱۹۹۸)، گالی (۲۰۰۱)، لی و زو[3] (۲۰۰۲)، آلبانسی[4] (۲۰۰۷)، و هر و ساسموف[5] (۲۰۰۳)، نشان می‌دهند که افزایش تورم موجب بدتر شدن توزیع درآمد می‌شود. سیامی‌ـنمینی و هادسن[6] (۲۰۱۹)، نتیجه می‌گیرند که با افزایش تورم، نابرابری درآمد ابتدا کاهش می‌یابد، به کم‌ترین سطح می‌رسد، و سپس شروع به افزایش می‌کند. صنعت بیمه با تاثیرگذاری و تاثیرپذیری از تورم قادر است بر نحوه توزیع درآمد اثرگذار باشد. افزایش هزینه‌های مطالبه بیمه‌گر که از آن به عنوان «افزایش هزینه‌های اجتماعی» یاد می‌شود، تورم را بیش از حد افزایش می‌دهد. این افزایش هزینه‌های اجتماعی علاوه بر هزینه‌های تورم شامل اثرهای افزایش دادرسی، تغییرها در هنجارهای اجتماعی، و افزایش در هزینه‌های خدمات پزشکی می‌شود که این امر باعث نگرانی موسسه‌های‌های بیمه‌گر می‌شود. همچنین با افزایش نرخ‌های بهره، بیمه‌گران نیاز به زمان دارند تا اوراق قرضه را جایگزین کنند، به همین دلیل اوراق قرضه ارزش خود را از دست می‌دهند (Swiss, 2010). از طرفی، کاهش تورم موجب کاهش نرخ بهره می‌شود که این امر کار را برای موسسه‌های بیمه‌گر عمر با پرتفوی‌های بزرگ که با کم‌ترین نرخ بهره تولید پس‌انداز را تضمین می‌کنند، دشوار می‌کند (Swiss, 2010). برخی از پژوهشگران بر این باورند که تورم اثر منفی بر عملکرد بیمه ندارد. اگرچه تورم بالا قادر است ادعای بیمه‌گران را افزایش دهد، اما تعامل با دیگر متغیرهای اقتصادی و مالی ممکن است ارزیابی را پیچیده‌تر کند. برای مثال، با توجه به منحنی فیلیپس، زمانی که بیمه‌گر در مواجهه با تورم مطالبات خود را افزایش می‌دهد، این اثرها را می‌توان با بیکاری پایین‌تر جبران کرد.

1. Bulíř
2. Romer & Romer
3. Li & Zoo
4. Albanesi
5. Heer & Süssmuth
6. Siami-Namini & Hudson

ارائه الگو و روش پژوهش

با توجه به ادبیات موضوع و بر اساس پژوهش‌های پیشین به منظور آزمون تاثیر ضریب نفوذ بیمه بر نابرابری درآمد الگوی پژوهش به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$LnGini_{i,t} = \alpha_i + \theta LnGini_{i,t-1} + \beta_1 LnInsur_{i,t} + \beta_2 LnCpi_{i,t} + \beta_3 LnPci_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۱)$$

که در آن *Gini* متغیر وابسته است که از آن به عنوان ابزاری بـرای سنجش نابرابری توزیع درآمد استفاده می‌شود. در واقع، ضریب جینی یک واحد اندازه‌گیری پراکندگی آماری است که به‌طورمعمول برای سنجش میزان نابرابری در توزیع درآمد یا ثروت در یک جامعه آماری استفاده می‌شود. این ضریب با نسبتی تعریف می‌شود که ارزشی بین صفر و یک دارد. ضریب جینی پایین برابری بیش‌تر در توزیع درآمد یا ثروت را نشان می‌دهد، در حالی که ضریب جینی بالاتر توزیع نابرابر را مشخص می‌کند. *Insur* بیانگر ضریب نفوذ بیمه است. ضریب نفوذ بیمه یک شاخص اقتصادی کمّی است که بیانگر نسبت حق بیمه تولیدی به تولید ناخالص یک کشور است. در پژوهش حاضر ضریب نفوذ بیمه از نسبت حق بیمه بازرگانی به تولید ناخالص داخلی استان بدست آمده است. با توجه به مبانی نظری، اثر این متغیر بر ضریب جینی منفی است. *Cpi* بیانگر شاخص قیمت مصرف‌کننده است. بر طبق پژوهش‌های پیشین در رابطه با اثر تورم بر ضریب جینی، بیش‌تر آن‌ها نشان می‌دهند که تورم بر ضریب جینی اثر مثبت و معناداری دارد. *Pci* بیانگر درآمد سرانه است که به معنای میزان سهم هر شهروند از تولید ناخالص داخلی کشور است. در ادبیات اقتصادی انتظار می‌رود علامت آن منفی و از لحاظ آماری معنادار باشد. همچنین، ε جزء اخلال الگوست. t بیانگر دوره زمانی پژوهش مشتمل بر سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۹۰ است. i نیز به عنوان مقاطع شامل ۳۰ استان است: استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، اصفهان، ایلام، بوشهر، تهران[۱]، چهارمحال و بختیاری، خراسان جنوبی، خراسان رضوی، خراسان شمالی، خوزستان، زنجان، سمنان، سیستان و بلوچستان، فارس، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، گیلان، لرستان، مازندران، مرکزی، هرمزگان، همدان، و یزد. به منظور پاسخگویی به پرسش‌های پژوهش، رابطه (۱) به عنوان الگوی پایه پژوهش، در قالب دو سناریو به شرح زیر تبیین مجدد می‌شود.

سناریوی یکم: تبیین این سناریو در پی پاسخ به این پرسش است که آیا اساساً تفاوت معناداری

۱. استان البرز زیرمجموعه استان تهران در نظرگرفته شده است.

میان استان‌هایی با شاخص توسعه انسانی بالا با سایر استان‌ها به لحاظ نوع و اندازه اثرگذاری ضریب نفوذ بر ضریب جینی وجود دارد یا خیر؟ رابطه رگرسیونی برای این سناریو به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$LnGini_{i,t} = \alpha_i + \theta LnGini_{i,t-1} + \beta_1 LnInsur_{i,t} + \beta_2 LnCpi_{i,t} + \beta_3 LnPci_{i,t} + \beta_4 D_1 LnInsur_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۲)$$

که در آن D_1 به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$D_1 = \begin{cases} 0 & Hdi < 1/74 \\ 1 & Hdi > 1/74 \end{cases}$$

استان‌هایی با توسعه انسانی بالاتر از میانگین (۱/۷۴) شامل تهران، اصفهان، ایلام، بوشهر، چهارمحال و بختیاری، خراسان رضوی، خوزستان، سمنان، فارس، قزوین، قم، کرمان، گلستان، گیلان، مازندران، مرکزی، و یزد می‌شود و برای سایر استان‌ها میزان شاخص کم‌تر از میانگین است. معناداری ضریب به مفهوم وجود تفاوت معنادار در اندازه اثرگذاری ضریب نفوذ بر ضریب جینی در استان‌هایی با شاخص توسعه انسانی بالا نسبت به سایر استان‌هاست.

سناریوی دوم: تبیین این سناریو در پی پاسخ به این پرسش است که آیا اساساً تفاوت معناداری میان استان‌هایی با شاخص ضریب نفوذ بالا نسبت به سایر استان‌ها به لحاظ نوع و اندازه اثرگذاری ضریب نفوذ بر ضریب جینی وجود دارد یا خیر؟ رابطه رگرسیونی برای این سناریو به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$LnGini_{i,t} = \alpha_i + \theta LnGini_{i,t-1} + \beta_1 LnInsur_{i,t} + \beta_2 LnCpi_{i,t} + \beta_3 LnPci_{i,t} + \beta_4 D_2 LnInsur_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۳)$$

که در آن D_2 به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$D_2 = \begin{cases} 0 & Insur < 0/7 \\ 1 & Insur > 0/7 \end{cases}$$

استان‌هایی با ضریب نفوذ بالاتر از میانگین (۰/۷) شامل آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان رضوی، خراسان جنوبی، خراسان شمالی، زنجان، سیستان و بلوچستان، فارس، قم، کرمان، گلستان، گیلان، مازندران، و یزد می‌شود و برای سایر استان‌ها میزان ضریب نفوذ بیمه کم‌تر از میانگین است. معناداری ضریب β_4 به مفهوم وجود تفاوت معنادار در اندازه اثرگذاری ضریب نفوذ بر ضریب جینی در استان‌هایی با شاخص ضریب نفوذ بالا به

سایر استان‌هاست. در روابط (۱) تا (۳)، α_i جمله اثرهای مقاطع یا استان‌هاست که شامل متغیرهای مشاهده‌نشده و غیرقابل‌اندازه‌گیری اثرگذار بر ضریب جینی استان‌هاست مانند، فرهنگ، شرایط آب‌وهوایی، جمعیت، و برخورداری از فناوری که بین استان‌ها متفاوت است. با فرض آن‌که ε_{it} از الگو جزء اخلال یک‌طرفه پیروی می‌کند (به عبارتی، تنها یک عامل موجب تفاوت مقطع می‌شود و آن الگوی اثرهای ثابت است)، می‌توان نوشت:

$$\varepsilon_{i,t} = \mu_i + v_{i,t} \qquad (۴)$$

که در آن $\mu_i \approx IID(0, {\sigma_\mu}^2)$ و $v_{it} \approx IID(0, {\sigma_v}^2)$ است که در بین مقاطع و در هر مقطع مستقل از یکدیگرند. در مباحث تجربی، معادله‌های اشاره‌شده هم با داده‌های مقطعی و هم با داده‌های تابلویی برآوردپذیر است، ولی به دلیل وجود ساختار پویا در این معادله، دو ناسازگاری بالقوه در تخمین با داده‌های مقطعی وجود دارد. نخست، تورش ناشی از حذف متغیر و دوم، تورش ناشی از درون‌زایی. چون در تخمین این معادله با استفاده از داده‌های مقطعی، به‌ناچار یک عرض از مبدا تخمین زده می‌شود، از این‌رو به‌طور ضمنی جمله مستقل از متغیرهای توضیحی و جزئی از جمله خطا در نظرگرفته می‌شود. اما کسلی و همکاران[1] (۱۹۹۶)، بر اساس ساختار پویای معادله نشان می‌دهند که:

$$E(\alpha_i . Y_{i,t-1}) = E[\alpha_i . (\alpha_i + \beta_{t-1} + \gamma X_{i,t-1} + \theta Y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t-1})] \neq 0 \qquad (۵)$$

چون $E[{\alpha_i}^2] \neq 0$ است، بنابراین، حذف اثرهای ویژه کشوری در روش حداقل مربع‌های معمولی با داده‌های مقطعی یا تلفیقی به تورش ناشی از حذف متغیر مهم منجر می‌شود. اسلام[2] (۲۰۰۳)، برای حذف این ناسازگاری روش داده‌های تابلویی را پیشنهاد می‌دهد. نخستین بحث در تخمین الگو داده‌های تابلویی آن است که آیا جمله یا همان اثرهای مقاطع، ثابت است یا تصادفی. فرض اصلی در الگوی اثرهای تصادفی این است که اثرهای مقاطع، مستقل از متغیرهای توضیحی هستند. اسلام (۲۰۰۳) معتقد است به دلیل رد شدن این فرض در تخمین الگوهای پویا، استفاده از روش اثرهای تصادفی برای تخمین آن مناسب نیست. وجود ارتباط بین اثرهای مقاطع و متغیرهای توضیحی در روش اثرهای ثابت مشکل‌زا نیست، اما این روش نمی‌تواند مشکل تورش درون‌زایی متغیرهای

1. Caselli *et al*.
2. Islam

توضیحی را حل کند. از سوی دیگر، به دلیل وجود ساختار پویا در الگو، هسیائو[1] (۱۹۸۷)، و آرلانو و بوند[2] (۱۹۹۱)، اثبات می‌کنند که روش اثرهای ثابت، تخمین‌های ناسازگاری ارائه می‌دهد. چون الگوها با دو مشکل درون‌زایی متغیرهای توضیحی و وجود ساختار پویا مواجه هستند، از این‌رو بر اساس بالتاجی[3] (۲۰۰۸)، و آرلانو و بوند (۱۹۹۱)، باید به روش حداقل مربع‌های دومرحله‌ای یا به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته متوسل شد. به دلیل نوع ابزارهای مورد استفاده در روش حداقل مربع‌های دومرحله‌ای، ممکن است واریانس ضرایب تخمینی بزرگ‌تر برآورد شوند و نتایج ناسازگاری به‌دست آید. از این‌رو، مناسب‌ترین تخمین‌زن برای الگوهای پویای تابلویی، تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته[4] است. در پژوهش حاضر، از آن‌جا که متغیر ضریب جینی متغیری است که تغییر در آن به کندی انجام می‌شود و به نظر می‌رسد متغیری که مقدارش به دلایل ساختاری شکل بگیرد، چندان نسبت به متغیرهای دیگر واکنش نشان نمی‌دهد، برای تخمین الگوی پویای تابلویی از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده می‌شود تا میزان تاثیرپذیری نابرابری در استان‌ها نسبت به دوره قبل مورد بررسی قرار گیرد.

داده‌ها و برآورد الگو

در این پژوهش، کلیه داده‌های آماری و اطلاعات مورد نیاز به روش کتابخانه‌ای جمع‌آوری می‌شود. داده‌های مربوط به شاخص قیمت از سایت بانک مرکزی[5]، داده‌های مربوط به درآمد سرانه و ضریب جینی از سایت مرکز آمار ایران[6]، و داده‌های مربوط به ضریب نفوذ بیمه از سایت بیمه مرکزی جمهوری اسلامی ایران[7] جمع‌آوری می‌شوند. همچنین، میانگین شاخص توسعه انسانی برگرفته از زنگنه (۱۳۹۵) است. حدود زمانی پژوهش مربوط به سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ و قلمرو مکانی ۳۰ استان کشور است. در این بخش، برای شناخت بیش‌تر داده‌ها، میانگین متغیرها در استان‌های مورد پژوهش به تفکیک میزان توسعه انسانی و ضریب نفوذ در بین سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۹۰ محاسبه و در جدول (۱) گزارش می‌شود. همان‌طور که از داده‌های جدول (۱) مشاهده می‌شود، در تفکیک استان‌ها از حیث شاخص توسعه انسانی، در استان‌هایی با توسعه انسانی پایین، ضریب جینی ۳۱/۱ درصد است

1. Hsiao
2. Arellano & Bond
3. Baltagi
4. Generalized Method of Moments (GMM)
5. https://www.cbi.ir/simplelist/1591.aspx
6. https://ssis.sci.org.ir/
7. https://www.centinsur.ir/

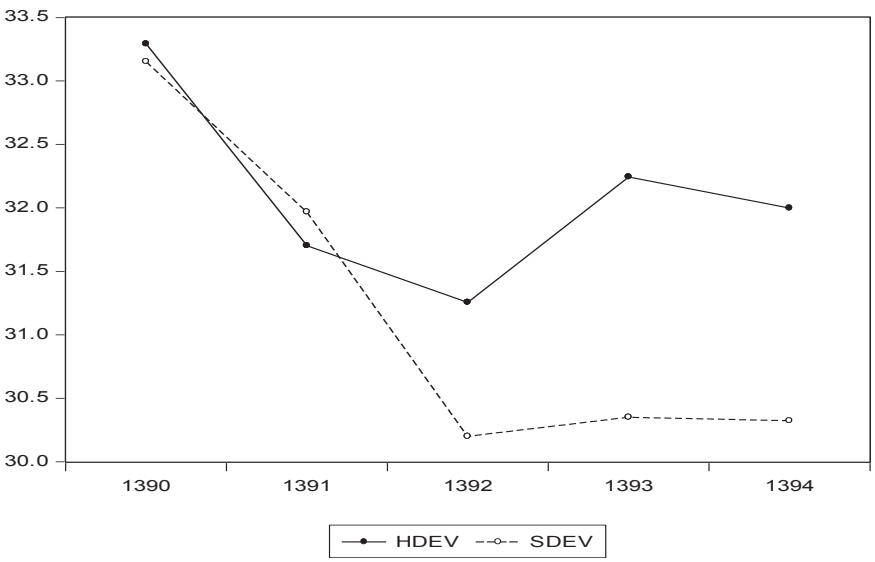
که نسبت به استان‌هایی با توسعه انسانی بالا با میانگین ضریب جینی ۳۲/۱ نابرابری درآمد کم‌تری را تجربه می‌کنند. همچنین، درآمد سرانه و ضریب نفوذ مطابق با انتظار در استان‌هایی با توسعه انسانی پایین کم‌تر از استان‌هایی با شاخص توسعه انسانی بالاست. در تقسیم‌بندی استان‌ها بر اساس سطح شاخص ضریب نفوذ می‌توان اظهار داشت که در استان‌هایی که دارای ضریب نفوذ بالا هستند، میانگین ضریب جینی برابر با ۳۲/۲ بیانگر آن است که نابرابری درآمد در آن‌ها نسبت به استان‌هایی با ضریب نفوذ پایین با میانگین ضریب جینی ۳۱/۱ بیش‌تر است. همچنین، با وجود آن‌که شاخص توسعه انسانی در استان‌هایی با ضریب نفوذ بالا بیش‌تر است، ولی درآمد سرانه در این استان‌ها در قیاس با استان‌هایی با ضریب نفوذ پایین به‌مراتب کم‌تر است که می‌توان دلیل آن را وجود استان‌هایی با منابع عظیم نفت و گاز در بین آن‌ها دانست.

جدول ۱: میانگین متغیرهای مورد بررسی استان‌ها در سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۹۰

استان‌هایی با		ضریب جینی	ضریب نفوذ (درصد)	درآمدسرانه (هزار ریال)	توسعه انسانی
تفکیک استان‌ها بر اساس شاخص توسعه انسانی	توسعه انسانی بالا	۳۲/۱	۱/۷۶	۱۵۵۵۰۰	۰/۷۳۱
	توسعه‌انسانی پایین	۳۱/۱	۱/۷۶	۸۹۵۹۱	۰/۶۵۸
تفکیک استان‌ها بر اساس ضریب نفوذ	ضریب نفوذ بالا	۳۲/۲	۲/۱۱	۸۹۴۹۳	۰/۷۰۱
	ضریب‌نفوذ پایین	۳۱/۱	۱/۲۴	۱۹۷۷۹۷	۰/۶۹۸
میانگین کل استان‌ها		۳۱/۶	۱/۷۱	۱۱۰۷۱۷۷	۰/۶۹۷

برای بررسی روند حرکتیِ ضریب نفوذ و ضریب جینی بر مبنای دو ملاک تفکیک استان‌ها (توسعه انسانی و ضریب نفوذ)، نمودارهای (۱) تا (۴) ترسیم می‌شوند. با توجه به نمودار (۱)، مشاهده می‌شود که میانگین ضریب جینی برای استان‌هایی با توسعه انسانی بالا با نوسان بسیاری همراه است. این استان‌ها در میانه سال ۱۳۹۰ بالاترین میانگین ضریب جینی را با عدد ۳۳/۵ به خود اختصاص می‌دهند. در مقابل، از میانه سال ۱۳۹۰ تا میانه سال ۱۳۹۱ این استان‌ها روندی کاهشی را از لحاظ میانگین ضریب جینی تجربه می‌کنند، به‌طوری که در سال ۱۳۹۱ میانگین ضریب جینی این استان‌ها پایین‌تر از میانگین ضریب جینی استان‌هایی با توسعه انسانی کم‌تر است. این روند کاهشی تا میانه سال ۱۳۹۲ ادامه دارد و در این سال به پایین‌ترین میانگین ضریب جینی با عددی در حدود ۳۱/۵ می‌رسد. ولی از میانه سال ۱۳۹۲ تا میانه سال ۱۳۹۳ ضریب جینی دوباره روندی افزایشی را طی

می‌کند و به رقم ۳۲/۵ می‌رسد، و از آن پس دوباره کاهش می‌یابد و در میانه سال ۱۳۹۴ به عدد ۳۲ می‌رسد. در استان‌هایی با شاخص توسعه انسانی پایین میانگین ضریب جینی از میانه سال ۱۳۹۰ که بالاترین میانگین ضریب جینی با عدد ۳۳ را دارند، با شیب به‌نسبت تندی کاهش می‌یابد که این روند تا میانه سال ۱۳۹۲ ادامه دارد. میانگین ضریب جینی در این سال به عدد ۳۰ می‌رسد که پایین‌ترین رقم در طول سال‌های مورد بررسی در هر دو گروه است، و از میانه سال ۱۳۹۲ تا سال ۱۳۹۴ نیز واجد روند تقریباً یکنواختی است و با فاصله به‌نسبت زیادی پایین‌تر از میانگین ضریب جینی استان‌هایی با توسعه انسانی بالا قرار دارد.

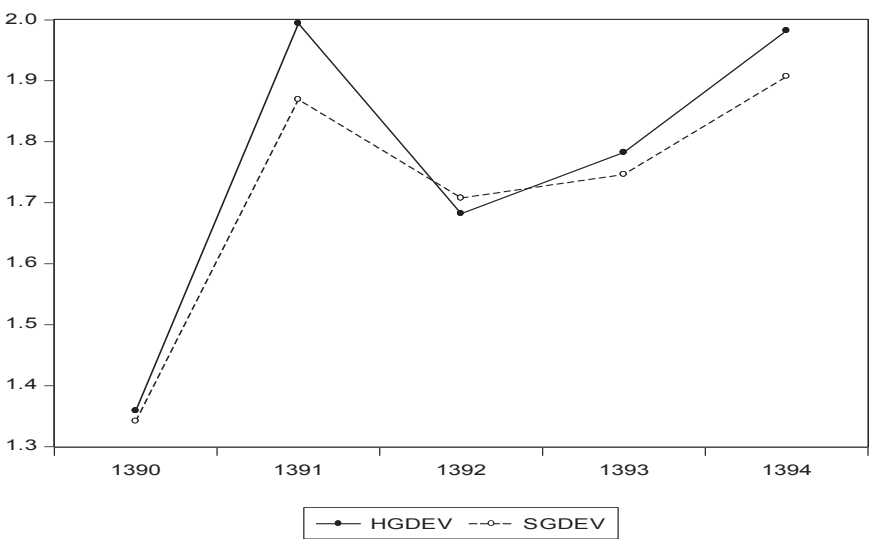


نمودار ۱: میانگین ضریب جینی بر مبنای شاخص توسعه انسانی[۱]

با مشاهده نمودار (۲)، می‌توان گفت میانگین ضریب نفوذ بیمه برای استان‌هایی با شاخص توسعه انسانی بالا در تمامی سال‌ها به‌جز سال ۱۳۹۲ بالاتر از میانگین ضریب نفوذ برای استان‌هایی با شاخص توسعه انسانی پایین قرار دارد. ضریب نفوذ در این روند از میانه سال ۱۳۹۰ که در پایین‌ترین حد خود

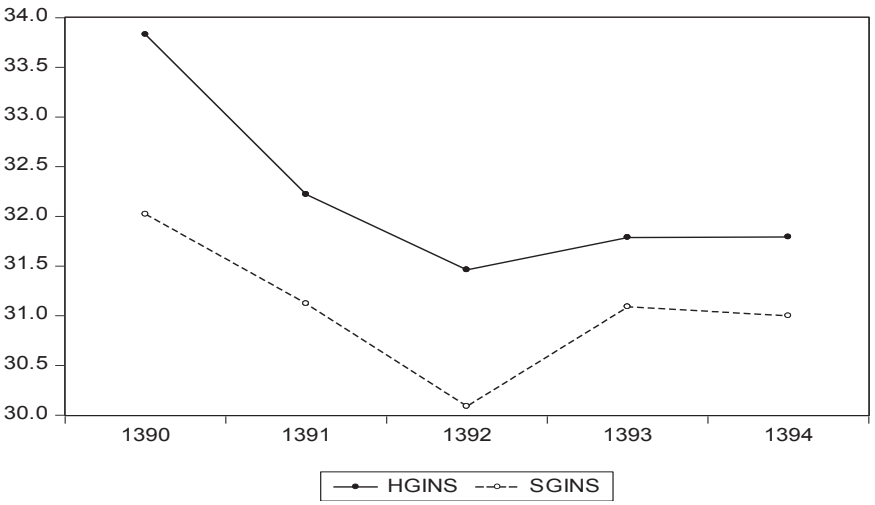
۱. در تمامی نمودارها، استان‌هایی با توسعه انسانی و ضریب نفوذ بالا توسط خط ممتد و استان‌هایی با توسعه انسانی و ضریب نفوذ پایین با خط‌چین مشخص می‌شوند.

و در عدد ۱/۳ درصد قرار دارد، تقریباً برابر با میانگین ضریب نفوذ استان‌هایی با توسعه انسانی پایین است. ولی از میانه سال ۱۳۹۰ با شیبی تند و یکنواخت رو به افزایش دارد، به‌طوری که در سال ۱۳۹۱ بالاترین حد خود را با عدد ۲ درصد تجربه می‌کند. در ادامه، این روند از میانه ۱۳۹۱ تا میانه ۱۳۹۲ کاهش می‌یابد، به‌طوری که در سال ۱۳۹۲ میانگین ضریب نفوذ استان‌هایی با شاخص توسعه انسانی بالا نسبت به استان‌هایی با شاخص توسعه انسانی پایین کاهش دارد، و از میانه ۱۳۹۲ تا میانه ۱۳۹۴ با شیب ملایم‌تری روندی افزایشی به خود می‌گیرد، و دوباره خط ممتد بالاتر از خط چین قرار می‌گیرد و تا سال ۱۳۹۴ دوباره به رقمی در حدود ۲ درصد می‌رسد. در استان‌هایی با ضریب نفوذ پایین در میانه سال ۱۳۹۱ همانند استان‌هایی با ضریب نفوذ بالا، پایین‌ترین میانگین ضریب نفوذ با عدد ۱/۳ درصد تجربه می‌شود. از میانه سال ۱۳۹۱ به بعد روندی افزایش با شیبی تند مشاهده می‌شود که در میانه سال ۱۳۹۲ به عدد ۲ درصد می‌رسد، و بالاترین میانگین ضریب نفوذ برای این استان‌ها در طول سال‌های مورد بررسی است. اما در ادامه، دوباره با شیب تندی کاهش می‌یابد، به‌طوری که در میانه ۱۳۹۲ به ۱/۷ می‌رسد و در ادامه تا میانه سال ۱۳۹۴ روندی افزایشی دارد و دوباره به عدد ۲ درصد می‌رسد.



نمودار ۲: میانگین ضریب نفوذ بر مبنای شاخص توسعه انسانی

در نمودار (۳)، میانگین ضریب جینی استان‌هایی که بر مبنای شاخص ضریب نفوذ در رده بالاتری هستند، در طول سال‌های مورد بررسی همواره بالاتر از میانگین ضریب جینی استان‌هایی است که در ردهٔ پایین‌تری از لحاظ شاخص ضریب نفوذ قرار دارند. این استان‌ها در میانه سال ۱۳۹۰ بالاترین حد میانگین ضریب جینی را با عدد ۳۴ تجربه می‌کنند. ولی روند آن‌ها از میانه ۱۳۹۰ تا میانه ۱۳۹۲ کاهشی است، به‌طوری که در سال ۱۳۹۲ پایین‌ترین میزان ضریب جینی را با عددی در حدود ۳۱/۵ به‌دست می‌آورند. ولی از میانه سال ۱۳۹۲ تا میانه سال ۱۳۹۳ با شیب بسیار ملایمی افزایش می‌یابد و به عدد ۳۲ می‌رسد و تا میانه سال ۱۳۹۴ روند یکنواختی را حفظ می‌کند.



نمودار ۳: میانگین ضریب جینی بر مبنای شاخص ضریب نفوذ

میانگین ضریب جینی استان‌هایی که بر مبنای شاخص ضریب نفوذ پایین قرار دارند، در میانه سال ۱۳۹۰ بالاترین میانگین ضریب جینی را با عدد ۳۲ تجربه می‌کند. ولی روند آن‌ها از میانه سال ۱۳۹۰ تا میانه ۱۳۹۲ با شیب به‌نسبت تندی کاهشی است، به‌طوری که در میانه سال ۱۳۹۲ پایین‌ترین میزان میانگین ضریب جینی را با عددی در حدود ۳۰ به‌دست می‌آورند. ولی میانگین ضریب جینی آن‌ها از میانه ۱۳۹۲ تا میانه ۱۳۹۳ دوباره افزایش می‌یابد و به عدد ۳۱ می‌رسد، و پس از آن تا میانه سال ۱۳۹۴ روند تقریباً یکنواخت خود را حفظ می‌کند.

نمودار (۴)، نشان می‌دهد که میانگین ضریب نفوذ برای استان‌هایی با شاخص ضریب نفوذ بالا در طول سال‌های مورد بررسی همواره بالاتر از میانگین ضریب نفوذ استان‌هایی با ضریب نفوذ پایین قرار دارد. میانگین ضریب نفوذ در این استان‌ها در میانه سال ۱۳۹۰ در پایین‌ترین سطح به میزان ۱/۶ درصد قرار دارد که با روندی افزایشی این مقدار در سال ۱۳۹۱ به عدد ۲/۲ درصد می‌رسد. ولی دوباره روند کاهشی به خود می‌گیرد و از میانه سال ۱۳۹۲ به بعد با شیب بسیار کمی افزایش می‌یابد، و در میانه سال ۱۳۹۴ به بالاترین میزان خود ۲/۴ درصد می‌رسد. در حالت کلی، میانگین ضریب نفوذ در این استان‌ها با فاصله زیادی نسبت به میانگین ضریب نفوذ استان‌هایی با ضریب نفوذ پایین قرار دارد. در استان‌هایی با ضریب نفوذ پایین، کم‌ترین میزان در میانه سال ۱۳۹۰ با عددی در حدود ۰/۸ است که با روندی افزایشی در میانه سال ۱۳۹۱ به عدد ۱/۶ درصد می‌رسد، و بعد از آن روند کاهشی خود را تا میانه سال ۱۳۹۲ ادامه می‌دهد و به عدد ۱/۲ درصد می‌رسد. ولی از میانه سال ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۴ با شیب بسیار ملایمی افزایش می‌یابد تا در میانه سال ۱۳۹۴ به میانگین ۱/۴ درصد می‌رسد.

نمودار ۴: میانگین ضریب نفوذ بر مبنای شاخص ضریب نفوذ

برآورد الگو و ارائه نتایج[1]

نتایج آزمون آرلانو-باند در جدول (۲)، بیانگر پذیرفته نشدن فرضیه صفر در مرتبه یکم و پذیرش آن در مرتبه دوم در تمامی برآوردهاست. بنابراین، نبود خودهمبستگی جمله‌های اخلال در برآوردها تایید می‌شود. بر اساس این و با توجه به نتایج آزمون سارگان (گزارش‌شده در جداول ۳، ۴، و ۵)، اعتبار الگو در سه برآورد صورت‌گرفته تایید می‌گردد.

جدول ۲: نتایج آزمون خودهمبستگی آرلانو-باند در برآوردها

		الگوی پایه	سناریوی یکم	سناریوی دوم
مرتبه یکم	آماره آزمون	-۳/۶۱	-۲/۵۴	-۲/۸۳
	سطح احتمال	۰/۰۰۰۳	۰/۰۱۱	۰/۰۰۴
مرتبه دوم	آماره آزمون	۷۸/۱-	-۱/۱۶	-۱/۶۵
	سطح احتمال	۰/۰۷۵	۰/۲۴۲	۰/۰۹۱

نتایج نهایی برآورد الگوهای مورد نظر با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته در جداول (۳)، (۴)، و (۵) گزارش می‌شود. بر اساس نتایج جدول (۳)، با توجه به برآورد صورت‌گرفته از الگوی پایه، متغیر باوقفه ضریب جینی ارتباط مثبت و معناداری با ضریب جینی در دوره جاری دارد. این نتیجه نشان‌دهنده پویایی ضریب جینی در طول زمان است و در دو برآورد دیگر نیز حاصل می‌شود. ضریب نفوذ بیمه مطابق با انتظار اثری منفی بر ضریب جینی دارد و افزایش آن به کاهش نابرابری منجر می‌شود. به‌نحوی که با افزایش یک درصدی در ضریب نفوذ بیمه، ضریب جینی به میزان ۰/۴ درصد کاهش می‌یابد. این برآورد با نتیجه پژوهش‌های زارع و همکاران (۲۰۱۴)، الماسیان‌کیا و همکاران (۲۰۱۵)، و باغیان و همکاران (۲۰۱۷) سازگار است. بدیهی است که به واسطه افزایش ضریب نفوذ بیمه بسیاری از مشکلات اقتصادی ناشی از عواملی مانند مرگ‌ومیر، کهولت، معلولیت، و از کارافتادگی تا حدودی تعدیل می‌گردد. همان‌گونه که در بخش ادبیات موضوع به آن اشاره شد، افزایش در ضریب نفوذ با کاهش ریسک در سرمایه‌گذاری و مبادله‌های تجاری به افزایش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی منجر می‌گردد که کاهش نابرابری درآمد یکی از پیامدهای اصلی آن است. از سویی دیگر، صنعت بیمه با

۱. در پژوهش حاضر، کلیه الگوها با استفاده از نرم‌افزار ایویوز ۹ (Eviews-9) برآورد می‌شوند.

توجه به سهم چشمگیر خود از درآمد جامعه، قادر است با استفاده از منابع مالی سرشار به‌دست‌آمده، خدمات متعددی به افراد جامعه ارائه دهد و همچنین، این امکان را دارد که به عنوان سرمایه‌گذار در اجرای طرح‌های مختلف عمرانی و زیربنایی منشا خدمات شوند. بدین ترتیب، هرچقدر شرکت‌های بیمه در جمع‌آوری منابع مالی و تجهیز و تخصیص این منابع با کارایی بیش‌تری عمل کنند، به رشد هرچه بیش‌تر صنعت بیمه و در نهایت کل اقتصاد منجر می‌شود.

شاخص قیمت مصرف‌کننده نیز مطابق با انتظار اثری مثبت بر ضریب جینی و به تبع آن اثر منفی بر نابرابری درآمد دارد. به‌نحوی که بروز تورمی یک درصدی، به افزایش ۰/۰۶ درصدی در ضریب جینی (افزایش نابرابری درآمد) می‌انجامد. از آن‌جا که تورم عاملی است که هزینه‌ها را افزایش می‌دهد و قدرت خرید را کم می‌کند، بدیهی است که می‌توان انتظار داشت افزایش آن به افزایش نابرابری درآمدی منجر شود. ضریب درآمد سرانه به میزان ۰/۰۸- نشان‌دهنده اثر منفی این عامل بر ضریب جینی است. به‌نحوی که افزایش یک درصدی در درآمد سرانه، ضریب جینی به میزان ۰/۰۸ درصد کاهش می‌یابد. این نتیجه نیز توسط بیش‌تر پژوهش‌های تجربی تایید می‌گردد. شکی وجود ندارد که بالا رفتن درآمد سرانه در بهبود شرایط زندگی موثر است، زیرا در اقتصادهایی با درآمد سرانه بالا، در صورت داشتن توزیع مناسب آن می‌توان نظام‌های آموزشی بهتری فراهم شود یا در زمینه سلامت بهتر عمل نمود، که این موارد موجب کاهش نابرابری درآمد می‌شود.

جدول ۳: نتایج برآورد الگوی پایه به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته

متغیر وابسته: ضریب جینی			
متغیرهای توضیحی	**ضریب**	**آماره t**	**سطح احتمال**
لگاریتم متغیر ضریب جینی باوقفه	۰/۴۱۵	۶۸/۵	۰/۰۰۰
لگاریتم ضریب نفوذ بیمه	-۰/۰۴۲	-۳/۱۸	۰/۰۰۱
لگاریتم درآمد سرانه	-۰/۰۸۶	-۴/۱۶	۰/۰۰۰
لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده	۰/۰۶۶	۴/۰۶	۰/۰۰۱
آزمون سارگان	مقدار آماره آزمون ۲۲/۴		سطح احتمال ۰/۱۶۹

در جدول (۴)، نتایج برآورد سناریوی یکم گزارش می‌شود. در سناریوی یکم، نتایج اثرگذاری

ضریب نفوذ بیمه، شاخص قیمت مصرف‌کننده، و درآمد سرانه به مانند برآورد الگوی پایه است. همان‌طور که پیش‌تر توضیح داده شد، در سناریوی نخست متغیر مجازی با هدف تبیین تفاوت در اثرگذاری متغیر ضریب نفوذ بر ضریب جینی در استان‌هایی با شاخص توسعه انسانی بالا نسبت به سایر استان‌ها لحاظ می‌شود. ضریب برآوردی متغیر مجازی معنادار است و نشان می‌دهد که تفاوت معناداری در اندازه اثرگذاری ضریب نفوذ بیمه بر ضریب جینی در دو گروه از استان‌ها وجود دارد. به‌نحوی که برای استان‌هایی با توسعه انسانی بالاتر از میانگین، ضریب نفوذ بیمه با اندازه‌ای برابر با ۰/۶۰- بر ضریب جینی موثر است. بر اساس این، در این استان‌ها با افزایش یک درصدی در ضریب نفوذ بیمه، ضریب جینی به میزان ۰/۶۰ درصد کاهش می‌یابد. این در حالی است که در سایر استان‌ها یعنی استان‌هایی که شاخص توسعه انسانی در آن‌ها کم‌تر از میانگین است، با افزایش یک درصدی در ضریب نفوذ بیمه، ضریب جینی به میزان ۰/۲۴ درصد کاهش می‌یابد. شاخص توسعه انسانی دربرگیرنده سه شاخص درآمد سرانه، امید به زندگی، و سطح تحصیلات است. به هر میزان که افراد از درآمد بالاتری برخوردار باشند، حاضرند مبلغ بیش‌تری برای برخورداری از خدمات متنوع بیمه پرداخت کنند که این خود به رونق صنعت بیمه و افزایش ضریب نفوذ بیمه می‌انجامد. از طرفی، با توجه به مخاطرات موجود در سرمایه‌گذاری و انواع فعالیت‌های اقتصادی، فراهم کردن بسترهای مناسب برای حمایت از سرمایه‌گذاران به منظور تامین امنیت اقتصادی باعث رونق بیش‌تر فعالیت‌های اقتصادی می‌شود. از سویی دیگر، افزایش امید به زندگی زمینه‌ساز آینده‌نگری و توجه افراد به تامین آتیه فرزندان است. بنابراین، آن‌ها تلاش می‌کنند که با اندیشیدن تمهیداتی در کاهش خطرهای احتمالی و ساخت آینده‌ای روشن بکوشند. سطح تحصیلات نیز نقش مستقیمی بر افزایش بهره‌گیری از خدمات بیمه دارد، این بدان معناست که هر اندازه یک فرد در ارتباط با اهمیت و جایگاه بیمه در دنیای امروز و خدماتی که بیمه‌ها قادر به ارائه آن‌ها هستند، اطلاعات دقیق‌تری داشته باشد بیش‌تر و بهتر می‌تواند از خدمات بیمه بهره‌مند شود. علاوه بر این، افزایش سطح دانش و تحصیلات باعث گسترش شرکت‌های دانش‌بنیان و توسعه شرکت‌های نوآفرین (استارت‌آپ) می‌شود که علاوه بر ایجاد موقعیت‌های شغلی فراوان از جهت ارائه خدمات و محصولات بیمه، افزایش سطح آگاهی مردم و سنجش رضایتمندی آن‌ها از خدمات بیمه بسیار مهم هستند. با این توضیح‌ها، می‌توان اظهار داشت که افزایش در سطح توسعه انسانی به افزایش ضریب نفوذ بیمه منجر می‌شود که خود موجب کاهش نابرابری درآمد می‌گردد.

جدول ۴: نتایج برآورد سناریوی یکم به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته

متغیر وابسته: لگاریتم ضریب جینی				
متغیرهای توضیحی		**ضریب**	**آماره t**	**سطح احتمال**
لگاریتم متغیر ضریب جینی باوقفه		۰/۹۷۴	۱۱/۷	۰/۰۰۰
لگاریتم ضریب نفوذ بیمه		-۰/۲۴۱	-۲/۰۵	۰/۰۴۱
لگاریتم درآمد سرانه		-۰/۸۵۲	-۱۱/۹	۰/۰۰۰
لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده		۰/۷۵۷	۱۰/۴	۰/۰۰۰
متغیر مجازی یکم بر اساس شاخص توسعه انسانی	لگاریتم ضریب نفوذ	-۰/۳۶۲	-۲/۲۶	۰/۰۲۵
آزمون سارگان		مقدار آماره آزمون ۲۵/۱		سطح احتمال ۰/۱۲۱

در جدول (۵)، نتایج برآورد سناریوی دوم گزارش می‌شود. در سناریوی دوم، نتایج اثرگذاری ضریب نفوذ بیمه، شاخص قیمت مصرف‌کننده، و درآمد سرانه مشابه با برآورد الگوی پایه و سناریوی یکم است.

جدول ۵: نتایج برآورد سناریوی دوم به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته

متغیر وابسته: ضریب جینی				
متغیرهای توضیحی		**ضریب**	**آماره t**	**سطح احتمال**
لگاریتم متغیر ضریب جینی باوقفه		۰/۹۴۹	۱۲/۹	۰/۰۰۰
لگاریتم ضریب نفوذ بیمه		-۰/۲۹۹	-۵/۹۳	۰/۰۰۰
لگاریتم درآمد سرانه		-۰/۶۴۷	-۷/۱	۰/۰۰۰
لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده		۰/۵۸۴	۷/۲	۰/۰۰۰
متغیر مجازی دوم بر اساس ضریب نفوذ	لگاریتم ضریب نفوذ	-۰/۰۶۹	-۴/۴۵	۰/۰۰۱
آزمون سارگان		آماره آزمون ۲۱/۸		سطح احتمال ۰/۲۳۱

همان‌طور که پیش‌تر توضیح داده شد، در سناریوی دوم متغیر مجازی با هدف تبیین تفاوت در اثرگذاری متغیر ضریب نفوذ بر ضریب جینی در استان‌هایی با ضریب نفوذ بالا نسبت به سایر استان‌ها

لحاظ می‌شود. ضریب برآوردی این متغیر مجازی نیز معنادار است و نشان می‌دهد که تفاوت معناداری در اندازه اثرگذاری ضریب نفوذ بیمه بر ضریب جینی در دو گروه از استان‌ها وجود دارد. به‌نحوی که برای استان‌هایی با ضریب نفوذ بالاتر از میانگین، ضریب نفوذ بیمه با اندازه‌ای برابر با ۰/۶۰- بر ضریب جینی موثر است. بر اساس این، در این استان‌ها با افزایش یک درصدی در ضریب نفوذ بیمه، ضریب جینی به میزان ۰/۳۵ درصد کاهش می‌یابد. این در حالی است که در سایر استان‌ها یعنی استان‌هایی که شاخص توسعه انسانی در آن‌ها کم‌تر از میانگین است، با افزایش یک درصدی در ضریب نفوذ بیمه، ضریب جینی به میزان ۰/۲۹ درصد کاهش می‌یابد. با توجه به این‌که صنعت بیمه یکی از عمده‌ترین نهادهای اقتصادی در حمایت از امنیت اقتصادی موسسه‌های اقتصادی، اجتماعی، و همچنین خانوارهاست، و به عنوان ابزاری برای تامین خسارت و انتقال ریسک زمینه‌ساز رشد حجم مبادله‌های تجاری و سرمایه‌گذاری، به‌ویژه در مواقع بحرانی مانند دوران رکود و تورم شناخته می‌شود، بر اساس این، افزایش ضریب نفوذ بیمه با کاهش میزان ریسک، موجب رونق فعالیت‌های اقتصادی، افزایش سطح اشتغال، و به تبع آن سبب کاهش نابرابری درآمد می‌شود. همچنین، نهادهای بیمه‌گذار با دستیابی بر بخشی از درآمد جامعه می‌توانند در نقش نهاد سرمایه‌گذاری عمل کنند و با تخصیص بهینه این درآمدها موجب افزایش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی شوند. با این توضیح، می‌توان اظهار داشت که افزایش در اندازه ضریب نفوذ بیمه، به تقویت اثرگذاری ضریب نفوذ بیمه بر کاهش نابرابری درآمد منجر می‌شود.

بحث و نتیجه‌گیری

اگرچه بخش‌های قابل‌توجهی از پژوهش‌های اقتصادی به مطالعه و شناسایی تعیین‌کننده‌های رشد اقتصادی اختصاص دارد، ولی توزیع درآمد حاصل از رشد اقتصادی نیز از اهمیت زیادی برخوردار است. مصرف سرانه، رفاه اقتصادی، آموزش، و بهداشت از جمله متغیرهایی هستند که به چگونگی توزیع درآمد بستگی دارند. در یک رویکرد نظری، واسطه‌های مالی می‌توانند از مسیر تخصیص منابع مالی، تحرک پس‌انداز، تاثیر بر بازار اوراق قرضه، و افزایش سرمایه‌گذاری بر توزیع درآمد موثر باشند. با وجود این، شواهد تجربی نشان می‌دهد که تاثیر بانک، بورس، و بیمه بر اندازه نابرابری درآمدی، به گستردگی نقش تورم و رشد اقتصادی نیست. با این حال، صنعت بیمه در دنیای امروز با توجه به تاثیری که بر متغیرهای خرد و کلان اقتصادی دارد، به‌ویژه در ایران با توجه به سیاست‌های اقتصاد مقاومتی که تاکید آن بر تولید داخلی کشور و تلاش در جهت خودکفایی است، و همچنین برنامه ششم توسعه اقتصادی، اجتماعی، و فرهنگی کشور که از بیمه و فقر به عنوان یکی از پنج محور اصلی این برنامه نام برده می‌شود، به عنوان یک نیاز اساسی نقش مهمی دارد.

در این پژوهش، تاثیر بیمه بر نابرابری درآمد در ایران مورد آزمون تجربی قرار می‌گیرد. برای این منظور، از داده‌های تابلویی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۹۰ و تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده می‌شود. در پژوهش حاضر، به بررسی میزان اثرگذاری ضریب نفوذ بیمه بر نابرابری پرداخته می‌شود. نتایج پژوهش بر مبنای برآورد یک الگوی پایه و دو سناریو نشان می‌دهد که تورم مطابق با انتظار اثری مثبت بر ضریب جینی و به تبع آن، به افزایش در نابرابری درآمد منجر می‌شود. این در حالی است که درآمد سرانه مطابق با انتظار با اثری منفی بر ضریب جینی همراه است و به کاهش در نابرابری درآمد منجر می‌شود. ضریب نفوذ بیمه نیز مطابق با انتظار اثری منفی بر ضریب جینی دارد و افزایش آن به کاهش نابرابری می‌انجامد. اندازه اثرگذاری این عامل بر ضریب جینی در استان‌ها بسته به سطح توسعه انسانی و سطح ضریب نفوذ بیمه متفاوت است. به‌نحوی که نخست، تفاوت معناداری در اندازه اثرگذاری ضریب نفوذ بیمه بر ضریب جینی در دو گروه از استان‌ها برحسب سطح توسعه انسانی وجود دارد. با این توضیح که با افزایش در سطح توسعه انسانی اثرگذاری ضریب نفوذ بیمه در کاهش نابرابری درآمد تقویت می‌شود. دوم، تفاوت معناداری در اندازه اثرگذاری ضریب نفوذ بیمه بر ضریب جینی در دو گروه از استان‌ها برحسب سطح ضریب نفوذ بیمه وجود دارد. بدین مفهوم که افزایش در اندازه ضریب نفوذ بیمه، به تقویت اثرگذاری ضریب نفوذ بیمه بر کاهش نابرابری درآمد منجر می‌گردد.

آنچه در رابطه با پژوهش حاضر نیاز به اشاره است برآورد الگو به روش داده‌های تابلویی پویا و تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته است تا میزان تاثیرپذیری نابرابری در استان‌ها نسبت به دوره قبل نیز مورد بررسی قرار گیرد. همچنین، استان‌های مورد بررسی به منظور تحلیلی جامع‌تر بر مبنای معیارهای اندازه شاخص توسعه انسانی و سطح ضریب نفوذ بیمه، تفکیک می‌شوند. سوم، بهره‌گیری از شاخص ضریب نفوذ بیمه به عنوان معیاری برای درک توسعه صنعت بیمه در مقایسه با کل اقتصاد کشور که در پژوهش‌های مشابه کم‌تر مورد استفاده قرار گرفته است.

با توجه به یافته‌های پژوهش، مبنی بر تاثیر ضریب نفوذ در بهبود توزیع درآمد شایسته است که سیاستگذاری‌ها و راهکارهای مناسبی برای گسترش ضریب نفوذ بیمه اتخاذ شود. توسعه بیمه‌های اعتباری، تنوع در پرتفوی صنعت بیمه، گسترش شبکه فروش و بازاریابی، و ارائه طرح‌های حمایتی از بیمه‌گذاران به عنوان روش‌هایی که به افزایش ضریب نفوذ بیمه منجر می‌شود، یک پیشنهاد سیاستی محسوب می‌شود. همچنین، در مقایسه با سیاست‌های انبساطی تقاضای کل، سیاست‌های تحریک عرضه که بتواند به دوره‌های رونق توام با کاهش تورم منجر شود، توصیه سیاستی دیگری برای سیاستگذارانی است که کاهش نابرابری درآمدی را از جمله اهداف برنامه‌ریزی خود قرار می‌دهند.

منابع

الف) فارسی

امین‌رشتی، نارسیس، و اصغری، لیلا (۱۳۹۰). بررسی نقش هزینه‌های سلامت بر توزیع درآمد در ایران. *مجله اقتصاد مالی*، ۵(۱۶)، ۱۵۹-۱۳۵.

امین‌رشتی، نارسیس، و قربانی ولیک‌چالی، عاطفه (۱۳۹۲). نقش نظام تامین اجتماعی بر توسعه انسانی در ایران. *اقتصاد مالی و توسعه*، ۷(۲۳)، ۱۱۰-۸۳.

باغستانی میبدی، مسعود، و جعفری فشارکی، نگار (۱۳۹۴). نقش صنعت بیمه در بهبود فضای کسب‌وکار در ایران. *مجله اقتصادی*، ۱۵(۲-۱)، ۱۱۲-۹۵.

ترکمانی، جواد (۱۳۸۸). بررسی اثرات بیمه محصولات کشاورزی در کاهش ریسک و نابرابری درآمدی بهره‌برداران: مطالعه موردی در استان فارس. *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۱(۱)، ۳۵-۱۷.

زنگنه، مهدی (۱۳۹۵). ارزیابی و تحلیل شاخص‌های توسعه انسانی در مناطق شهری کشور. *مجله جغرافیا و توسعه فضای شهری*، ۳(۱)، ۱۶۰-۱۴۹.

زیبایی، حسن (۱۳۸۶). چشم‌انداز آینده‌بخش توزیع درآمد و سیاست‌های لازم برای بهبود آن. *نشریه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۱۲(۳)،۳۰-۳.

محقق‌زاده، فاطمه؛ شیرین‌بخش، شمس‌الله؛ نجفی‌زاده، عباس، و دقیقی‌اصلی، علیرضا (۱۳۹۷). واکاوی اثرات متقابل بیمه و رشد اقتصادی ایران با بهره‌گیری از روش VAR بیزین. *اقتصادکاربردی*، ۸(۲۵)، ۳۲-۱۶.

مهرگان، نادر، و سالاریان، محمد (۱۳۸۷). اثر بیمه‌های اجتماعی بر نابرابری درآمد در ایران. *مجله رفاه اجتماعی*، ۸ (۳۱-۳۰)، ۲۶۳-۲۴۳ .

میرزایی، امیر؛ حسنی، محمد، و نورالدینی، سیدصدرالدین (۱۳۹۳). اثر شاخص‌های مهم بیمه‌ای بر رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک با استفاده از مدل پانل پویا به روش GMM. *نشریه پژوهشنامه بیمه*، ۲۹(۱)، ۲۲-۱.

نیلی، مسعود، و فرح‌بخش، علی (۱۳۷۷). ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد. *نشریه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۳(۱۰ و ۱۱)، ۱۵۴-۱۲۱.

هادیان، ابراهیم، و اسلامی اندارگلی، مجید (۱۳۹۱). اثرات رفاهی افزایش پوشش تامین اجتماعی در اقتصاد ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی قابل‌محاسبه. *نشریه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۶(۲)، ۱۵۴-۱۳۵.

ب) انگلیسی

Akca, H., Ata, A. Y., & Karaca, C. (2012). Inflation and Corruption Relationship: Evidence from Panel Data in Developed and Developing Countries. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 2(3), 281-295.

Albanesi, S. (2007). Inflation and Inequality. *Journal of Monetary Economics*, 54(4), 1088-1114.

Alesina, A., & Perotti, R. (1996). Income Distribution, Political Instability, and Investment. *European Economic Review*, 40(6), 1203-1228.

Alesina, A., & Rodrick, D. (1994). Distribution Policies and Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics, Publisher: The MIT Press*, 109(2), 465-490.

Almasiankia, A., Kavosi, Z., Keshtkaran, A., Jafari, A., & Goodarzi, S. (2015). Equity in Health Care Financing Among Iranian Households. *Shiraz E-Medical Journal*, 16 (11-12), 1-7.

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.

Arena, M. (2008). Does Insurance Market Activity Promote Economic Growth? A Cross-Country Study for Industrialized and Developing Countries. *Journal of Risk and Insurance*, 75(4), 921-946.

Association of British Insurers (ABA). (2016). UK Insurance and Long-Term Savings Key Facts, abi.org.uk.

Baghian, N., Tayefi, E., Ranjbar, M., & Eftekhari, A. (2017). Socioeconomic Inequality in Health Care Utilization: A Study of Service Utilization in Yazd, Iran. *Evidence Based Health Policy, Management and Economics*, 1(1), 2-8.

Baltagi, B. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data*: John Wiley & Sons.

Banerjee, A. V., & Duflo, E. (2003). Inequality and Growth: What Can the Data Say? *Journal of Economic Growth*, 8(3), 267-299.

Barro, R. J. (2000). Inequality and Growth in a Panel of Countries. *Journal of Economic Growth*, 5(1), 5–32.

Bulíř, A. (2001). Income Inequality: Does Inflation Matter? *IMF Staff Papers*, 48(1), 139-159.

Caselli, F., Esquivel, G., & Lefort, F. (1996). Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics. *Journal of Economic Growth*, 1(3), 363-389.

Chen, P. F., Lee, C. C., & Lee, C. F. (2012). How Does the Development of the Life Insurance Market Affect Economic Growth? Some International Evidence. *Journal of International Development*, 24(7), 865-893.

Deininger, K., & Squire, L. (1998). New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth. *Journal of Development Economics*, 57(2), 259-287.

Eicher, T. S., & Turnovsky, S. J. (2003). *Inequality and Growth: Theory and Policy Implications* (Vol. 1): Mit Press.

European Systemic Risk Board (ESRB). (2015). Role of the Insurance Sector in the Economy. Report on Systemic Risks in The EU Insurance Sector, 1-20.

Eurostat (2019). Income Poverty Statistics. Statistic explained
Galli, R. (2001). *Is Inflation Bad for Income Inequality: The Importance of the Initial Rate of Inflation?* Employment Paper.
Gordon, J., & Becker, I. (2016). The Causes of Rising Income Inequality. *The National Bureau of Economic Research (NBER)*.
Heer, B., & Süssmuth, B. (2007). Effects of Inflation on Wealth Distribution: Do Stock Market Participation Fees and Capital Income Taxation Matter? *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31(1), 277-303.
Hemmati, A. (2005). Insurance Market Cycles: Insurers and Carriers Looking to New Manners. *Sanaat-E- Bimeh*, 3(3), 191-201.
Hsiao, Mei-chu, W. (1987). Tests of Causality and Exogeneity between Exports and Economic Growth: The Case of Asian NICs. *Journal of Economic Development*, 12(2), 143-159.
Islam, N. (2003). What Have We Learnt from the Convergence Debate? *Journal of Economic Surveys*, 17(3), 309-362.
Kaestner, R., & Lubotsky, D. (2016). Health Insurance and Income Inequality. *Journal of Economic Perspectives*, 30(2), 53-78.
Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1-28.
Leung, C. K. Y. (2001). Productivity Growth, Increasing Income Inequality and Social Insurance: The Case of China? *Journal of Economic Behavior & Organization*, 46(4), 395-408.
Li, H., & Zou, H.-f. (2002). Inflation, Growth, and Income Distribution: A Cross-Country Study. *Annals of Economics and Finance*, 3(1), 85-101.
Majeed, M. T. (2016). Economic Growth and Income Inequality Nexus: An Empirical Analysis for Pakistan. *Kashmir Economic Review*, 25(1), 1-11.
Majumdar, S., & Partridge, M. (2009). Impact of Economic Growth on Income Inequality: A Regional Perspective. *Ag Econ search. Research in Agricultural and Applied Economics Association (AAEA)*.
Mbazia, N. (2017). Inequality and Growth in Tunisia: Empirical Evidence on the Role of Macroeconomic Factors. *Theoretical and Practical Research in Economic Fields (TPREF), 8(16)*, 153-160.
Motameni, M. (2015). Private Insurance and Income Inequality in Iran. *Asian Economic and Financial Review*, 5(3), 418-425.
Niyimbanira, F. (2017). Analysis of the Impact of Economic Growth on Income Inequality and Poverty in South Africa: The Case of Mpumalanga Province. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(4), 254-261.
Panizza, U. (2002). Income Inequality and Economic Growth: Evidence from American Data. *Journal of Economic Growth*, 7(1), 25-41.
Romer, C. D., & Romer, D. H. (1998). *Monetary Policy and the Well-Being of the Poor. The National Bureau of Economic Research (NBER). NO. 6793*.
Rubin, A., & Segal, D. (2015). The Effects of Economic Growth on Income Inequality in the US. *Journal of Macroeconomics*, 45(1), 258-273.
Siami-Namini, S., & Hudson, D. (2019). Inflation and Income Inequality in Developed and

Developing Countries. *Journal of Economic Studies*, 46(3), 611-632.
Skipper, H. D. (1997). *Foreign Insurers in Emerging Markets: Issues and Concerns* (Vol. 1): International Insurance Foundation Washington, DC.
Swiss, R. (2010). The Impact of Inflation on Insurers. *Sigma Technical Report*.
Tanzi, V. (2002). Globalization and the Future of Social Protection. *Scottish Journal of Political Economy*, 49(1), 116-127.
Walter, S. (2010). Globalization and the Welfare State: Testing the Microfoundations of the Compensation Hypothesis. *International Studies Quarterly*, 54(2), 403-426.
Zare, H., Trujillo, A. J., Driessen, J., Ghasemi, M., & Gallego, G. (2014). Health Inequalities and Development Plans in Iran; An Analysis of the Past Three Decades (1984-2010). *International Journal for Equity in Health*, 13(42), 1-12.
Zhu, L., & Clark, J. H. (2015). Inequality in Health Care Persists at the State Level, Especially in Red States with Diverse Populations. *USApp-American Politics and Policy Blog*, 15(2), 239-262.