تأثیر هزینه‌های سازمان تأمین اجتماعی بر همگرایی توزیع درآمد در استان‌ها: رهیافت اقتصادسنجی فضایی

علی صفایی[۱]
دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران
safai56@yahoo.com
پروانه سلاطین (نویسنده مسئول)
استادیار، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران
par_salatin@yahoo.com
صالح قویدل
دانشیار، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران
Salleh_mogh@yahoo.com
مسعود صوفی مجید پور
استادیار، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران
masoodsoufi@gmail.com

نوع مقاله: علمی- پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۶/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۷/۲۶

چکیده

در این مطالعه به بررسی تأثیر هزینه‌های تأمین اجتماعی بر همگرایی توزیع درآمد در استان‌ها در دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۷ با استفاده از اقتصادسنجی فضایی پرداخته‌شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها نشان داد که هزینه‌های بلندمدت تأمین اجتماعی تأثیر معنی‌دار بر همگرایی توزیع درامد در استان‌ها دارد. سرعت همگرایی بتای شرطی برآورد شده با حضور هزینه‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تأمین اجتماعی بیشتر از حالت همگرایی مطلق می‌باشد. تورم و سرمایه انسانی تأثیر مثبت و معنی‌دار و ضریب نفوذ اینترنت تأثیر منفی و معنی‌دار بر همگرایی توزیع درآمد دارند. همچنین فرضیه کوزنتس در استان‌ها تائید گردید. بررسی اثرات سرریزها در سال ۱۳۹۷ نشان داد که هزینه‌های بلندمدت تأمین اجتماعی در یک استان بر استان‌های مجاور تأثیرگذار است و استان اصفهان به دلیل مجاورت با ۹ استان توانسته بیشترین اثر سرریز را بر سایر استان‌ها داشته باشد.

طبقه‌بندی JEL: C21، C33، D31، H55

کلیدواژه‌ها: همگرایی، توزیع درامد، اقتصادسنجی فضایی، تأمین اجتماعی

---

[۱] . مقاله مستخرج از رساله دکترای علی صفائی به راهنمایی دکتر پروانه سلاطین می باشد.

۱. مقدمه

افزایش نابرابری درآمد به‌عنوان یکی از مهم‌ترین موضوعات سیاسی در سراسر جهان است. در گزارش سال ۲۰۱۵ مجمع جهانی اقتصاد آمده که بزرگ‌ترین چالش برای دولتمردان کاهش نابرابری درآمد و رشد بیشتر اقتصادی است (چمبرز و ژونگت[1]، ۲۰۱۶). وجود نابرابری درآمد بین مناطق سبب معضلاتی مانند افزایش نرخ مهاجرت افراد متخصص یا صاحبان ثروت از مناطق محروم به مناطق برخوردار می‌شود. این موضوع نه‌تنها سبب ازدحام جمعیت، بروز مشکلات فرهنگی و در مواردی بی‌نظمی در این مناطق می‌گردد، بلکه سبب افزایش شکاف درآمدی بین مناطق نیز خواهد شد. با کاهش نابرابری درآمدی دسترسی افراد جامعه به فرصت‌های اقتصادی و بهره‌مندی آن‌ها از منافع رشد و توسعه اقتصادی بهبود می‌یابد و از این طریق شرایط لازم برای توسعه اقتصادی فراهم می‌شود (مهرآرا و محمدیان،۱۳۹۵).

گزارش مرکز آمار ایران حاکی از آن است که ضریب جینی در ایران در دوره زمانی ۱۳۵۸-۱۳۹۲ روند کاهشی‌داشته است. طبق این گزارش طی این سال‌ها فاصله طبقاتی در ایران کاهش‌یافته است؛ اما در دوره زمانی ۱۳۹۲ - ۱۳۹۷ روند افزایشی داشته و نابرابری درآمدی افزایش پیداکرده است؛ که به معنای بیشتر شدن فاصله طبقاتی است (گزارش مرکز آمار[2]، ۱۳۹۹). مقایسه ضریب جینی استان‌ها نشان می‌دهد که کمترین ضریب جینی برای استان چهارمحال و بختیاری، کردستان، یزد و قزوین با مقدار ۰,۳۱ و بیشترین ضریب جینی برای استان سیستان و بلوچستان با مقدار ۰,۴۰ هست. ازاین‌رو راهکارها و استراتژی‌های مختلفی برای کاهش نابرابری به کار گرفته‌شده‌است. یکی از مهم‌ترین این استراتژی‌ها ایجاد سازمان‌های تأمین اجتماعی است.

در نظام تأمین اجتماعی، درآمدها به دو صورت افقی و عمودی باز توزیع می‌شوند. درباز توزیع افقی درآمد که به توزیع بین نسلی معروف است، مردم مالیات‌ها یا حق بیمه‌ها را بر یک مبنای منظم و مستمر پرداخت می‌کنند و سپس این وجوه به کسانی انتقال می‌یابد که نظام تأمین اجتماعی از آن‌ها مراقبت می‌کند. به‌عبارت‌دیگر، تأمین اجتماعی وسیلهٔ بازتوزیع درآمدها از شاغلین به بیکاران، از افراد سالم به معلولان، از افراد فاقد فرزند به افراد دارای فرزند و از افراد واقع در سنین کار به افراد بازنشسته است. بدین ترتیب می‌توان

[1]. Chambers & Dhongdet

ادعا کرد که کلیه افراد جامعه در طی دوره زندگی خود، خواه‌ناخواه دریکی از حالات یادشده قرار دارند (چمبرز و ژونگت، ۲۰۱۶).

بازتوزیع عمودی به توزیع درون نسلی معروف است. این وضعیت به معنای آن است که درآمد از افراد دارای درآمد بالاتر به افراد دارای درآمد پایین‌تر انتقال پیدا می‌کند. بستن مالیات بر درآمد، کنترل قیمت‌ها، تعیین دستمزدها و نرخ سودها (که معمولاً از طرف برخی از دولت‌ها هرساله تعیین می‌شود)، ازجمله روش‌های مستقیم دستیابی به بازتوزیع عمودی است.

در مورد تأثیر هزینه‌های تأمین اجتماعی بر توزیع درامد، اقتصاددانان اتفاق‌نظر ندارند. گروهی از اقتصاددانان معتقدند، ازآنجاکه هزینه‌های تأمین اجتماعی عمومی بار مالی بیش‌ازحد بر دوش دولت می‌گذارد، برای بهبود توزیع درآمد کارا نخواهند بود. آن‌ها استدلال می‌کنند، ازآنجایی‌که در بسیاری از کشورها منبع اصلی تأمین اجتماعی، مالیات است لذا با افزایش نرخ مالیات، توزیع درآمد ناعادلانه خواهد بود (کورپی و پالمه[1]،۱۹۹۸). گروه دیگری معتقدند که بازار برای بهبود توزیع درآمد ناکافی است و دولت نقش فعالی در بهبود هزینه‌های تأمین اجتماعی و توزیع درآمد دارد. ایمرول و ریچاردسون[2] (۲۰۱۱) اظهار داشتند که در ۲۹ کشور OECD پرداخت‌های تأمین اجتماعی نسبت به سیستم مالیات در بهبود توزیع درامد کارآمدتر است. اسمدینگ[3] (۲۰۰۴) دریافت که بیمه‌های تأمین اجتماعی در سوئد، بلژیک و آلمان و کمک‌های اجتماعی در فلاند و انگلیس در کاهش فقر کارآمد هستند. بر اساس داده‌های OECD اگرچه رابطه بین هزینه‌های تأمین اجتماعی و توزیع درامد مشخص نیست، اما مشاهده می‌شود که کشورهایی که کمترین نابرابری در توزیع درامد رادارند کشورهایی هستند که برنامه جهانی تأمین اجتماعی را اجرا می‌کنند (سازمان همکاری‌های اقتصادی، ۲۰۱۳).

در اغلب کشورها تأمین اجتماعی به‌صورت مجموعه‌ای از سیاست‌ها و برنامه‌ها به‌منظور کاهش فقر، آسیب‌پذیری و نابرابری‌های اقتصادی و اجتماعی تعریف‌شده است (اسکلز[4]،۲۰۱۵). در ایران نیز با استناد به قانون اساسی، یکی از راهبردهای اساسی برای مبارزه با فقر، نابرابری اجتماعی و اقتصادی؛ گسترش عدالت توزیعی از طریق توسعه آموزش و بهداشت رایگان، توجه به توسعه روستایی، گسترش نظام اجتماعی و کمک‌های

---

1. Korpi & Palme
2. Immervoll & Richardson
3. Smeeding
4. Scholz

حمایتی دولت بوده است؛ که در این راستا سازمان تأمین اجتماعی به‌منظور اجرا و گسترش انواع بیمه‌های اجتماعی جهت برقراری عدالت توزیعی تشکیل‌شده است. سازمان تأمین اجتماعی به‌عنوان بزرگ‌ترین سازمان بیمه اجتماعی وظیفه ارائه خدمات بیمه‌ای به جامعه کارگری ایران را در عرصه بازنشستگی، بیماری، بیکاری و مرگ‌ومیر را بر عهده دارد. تعهدات سازمان تأمین اجتماعی جهت برقراری عدالت توزیعی، لزوم توجه به آثار توزیعی هزینه‌های این سازمان را ضرورت بخشیده است. ازاین‌رو با توجه به اهمیت ارزیابی آثار توزیعی هزینه‌های سازمان تأمین اجتماعی، پرسش اساسی مطالعه این است که آیا هزینه‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت سازمان تأمین اجتماعی بر همگرایی توزیع درامد در استان‌های ایران تأثیرگذار است؟

با توجه به این سؤال، فرضیه زیر تدوین‌شده است که:

هزینه‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت سازمان تأمین اجتماعی تأثیر معنی‌داری بر همگرایی توزیع درامد در استان‌های کشور دارند. برای آزمون این فرضیه از اقتصادسنجی فضایی در دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۷ استفاده‌شده است. مقاله حاضر مشتمل بر شش بخش است. بعد از مقدمه در بخش دوم مبانی نظری، در بخش سوم پیشینه تحقیق، در بخش چهارم تصریح مدل و معرفی متغیرها، در بخش پنجم برآورد مدل و ارائه نتایج و درنهایت بخش ششم نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه‌شده است.

۲. مبانی نظری

تأمین اجتماعی از طریق ۵ ابزار، اثر مثبت بر توزیع درآمد دارد. **ابزار اول مستمری بازنشستگی** است که عبارت است از عدم اشتغال به کار بیمه‌شده به سبب رسیدن به سن بازنشستگی. دولت با تعیین سن بازنشستگی هنگامی‌که یک بازنشسته واجد شرایط پس از مشارکت در یک دوره خاص، مزایایی دریافت می‌کند به توزیع درآمد کمک می‌نماید. در غیاب یک برنامه تأمین اجتماعی، افراد بیش از نیاز خودمصرف می‌کنند و نگران سال‌های آتی زندگی خود نیستند درواقع پس‌اندازی برای دوران بازنشستگی خود ذخیره نمی‌کنند حتی اگر پس‌انداز را به‌صورت پول نگهداری کنند وجود تورم منجر به کاهش ارزش پول پس‌انداز شده می‌شود که در دوران بازنشستگی به کار نخواهد آمد. طرح‌ها و بیمه‌های تأمین اجتماع افراد را به پس‌انداز اجباری تشویق می‌کنند تا به کار دوران بازنشستگی آن‌ها بیاید، نوعی باز توزیع در طول حیات را انجام می‌دهد. مؤسسات تأمین اجتماعی و مؤسسات رفاه محور با استفاده از طرح‌های بازنشستگی و کمک‌های

اجتماعی می‌توانند به‌عنوان ابزارهای سیاسی جهت حمایت از مردم برای پذیرش اصلاحات اقتصادی استفاده شوند (کمریت[1]، ۲۰۲۰). **مورد دوم، مستمری ازکارافتادگی و مستمری بازماندگان** است که شامل بیمه‌شدگانی که ازنظر پزشک معالج، غیرقابل علاج تشخیص داده شوند در صورت بروز یک واقعه یا بیماری یا مرگ، فرد یا خانواده، علیرغم سال‌ها پرداخت مالیات تأمین اجتماعی برای بقیه دوره زندگی خود مزایای بازنشستگی دریافت می‌کند. در صورت داشتن امید به زندگی بعد از بازنشستگی، فردی که تا ۱۰۰ سالگی زندگی می‌کند و احتمال ثروتمند شدن او بیشتر است، پرداخته‌ای تضمین‌شده‌ای بیش از پرداختی به سیستم خواهد داشت؛ بنابراین تأمین اجتماعی برای برخی از افراد به‌ویژه فقیرترین افراد، یک قرارداد پرسود است و در این صورت توزیع درامد تدریجی وجود دارد و در غیر این صورت توزیع درامد بازگشتی وجود خواهد داشت(چی چان و همکاران[2]،۲۰۰۴).

مورد سوم، بیمه‌های مربوط به دوره بیماری و بیمه بیکاری است که می‌تواند ناتوانی در کار به دلیل عدم سلامتی یا کاهش انگیزه در کار و کاهش درامدهای ناشی از کار را جبران نماید؛ بنابراین تأمین اجتماعی به‌عنوان یک بیمه اجباری در برابر کاهش درآمد در طول عمر عمل می‌کند. بیمه بیکاری به افراد فرصت می‌دهد تا به دنبال شغل مناسب بروند و بنابراین تعدیل نیروی کار را در صورت تغییرات ساختاری اقتصادی و بازار کار تسهیل می‌کند. برنامه‌های مراقبت از بهداشت و ایمنی کار، بهره‌وری کار فردی و جمعی را افزایش می‌دهد (رانگ و لی[3]،۲۰۲۱). **مورد چهارم، تعیین حداقل سطح دستمزد** می‌باشد. تأمین اجتماعی با وضع این قانون، هزینه‌های تعادلی کارگری را در سطوح کمتری از نبود آن تضمین می‌کند. کارفرمایان مجبور به پرداخت حداقل دستمزد هستند که به بهبود توزیع درامد کمک می‌کند. **مورد پنجم، اجباری کردن پس‌اندازاست**. در حقیقت هنگامی‌که برخی از افراد تمایل به پس‌انداز کمتر از مبلغ تعیین‌شده از طریق مالیات دارند، مداخله دولت لازم است؛ که به دلیل موارد زیر اتفاق می‌افتد:

۱- عدم ارزیابی صحیح پس‌انداز فعلی با توجه به نیازهای آینده ۲- مشکل در تصمیم‌گیری پس‌انداز در شرایط نا اطمینانی ۳- غیرمنطقی بودن تصمیمات مربوط به پس‌انداز به دلیل نزدیک‌بینی آینده (ترجیح شدید نسبت به زمان حال). در بسیاری از مدل‌های رشد

---

[1]. Cammeraat
[2].Cichon
[3]. rong & yun

اقتصادی، فرایند رشد اقتصادی نیازمند سرمایه‌گذاری و افزایش پس‌انداز است. وجود انواع بیمه‌ها موجب افزایش نرخ پس‌انداز اقتصاد می‌شود. بر اساس این رویکرد، مصرف‌کنندگان باید در مورد تخصیص بهینه بین پس‌انداز و مصرف تصمیم‌گیری کنند. درحالی‌که بیمه‌ها، در برابر زیان اقتصادی مرگ زودرس و یا ازکارافتادگی ایمنی ایجاد می‌کنند، افراد می‌توانند به کمک قراردادهای بیمه، پس‌انداز خود را افزایش دهند. بیمه باارزش نقدی، ابزار سرمایه‌گذاری است که موجب پس‌انداز و حمایت در برابر زیان افراد می‌شود. حق بیمه اولیه، منجر به پرداخت بالا در سال‌های اولیه و زمانی که هزینه مرگ‌ومیر کمتر است، می‌شود. این پرداخته‌ای مازاد، تجمیع شده و مشمول بهره می‌شوند تا برای اجرای تعهدات آتی مربوط به بیمه‌نامه‌های موجود استفاده شوند. این صندوق‌های بدهی درواقع ذخایر نامیده می‌شوند. از دید اقتصادی، ذخایر نسبت به بخشی از حق بیمه که برای پرداخت بیمه، هزینه‌های اداری و غیره صرف نشده‌اند، در سال پرداخت‌شده، قابل پرداخت هستند. مصرف کنونی مازاد بر ذخایر (قسمتی از حق بیمه که مصرف نشده است)، برای دریافت آتی حق بیمه یا درآمد بازنشستگی کنار گذاشته می‌شود. ازآنجایی‌که درآمد مصرف نشده است، به‌عنوان پس‌انداز محسوب می‌شود و ذخایر نشان‌دهنده پس‌انداز نیستند و به‌عنوان سرمایه‌گذاری در مقیاس بالا، سرمایه‌گذاری می‌شوند. شرکت‌های بیمه عمر به‌عنوان واسطه‌هایی هستند که پس‌انداز دارندگان بیمه‌نامه‌های عمر را به فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودآور تبدیل می‌کنند. به‌این‌ترتیب، بیمه عمر به‌صورت غیرمستقیم موجب افزایش پس‌انداز در اقتصاد می‌شود؛ بنابراین سیستم تأمین اجتماعی افراد را مجبور به پس‌انداز می‌کند و همین امر منجر به باز توزیع درامد می‌شود (چی چان و همکاران، ۲۰۰۴).

ازآنجاکه هدف اصلی این مطالعه بررسی میزان تأثیرگذاری هزینه‌های سازمان تأمین اجتماعی بر همگرایی توزیع درآمد در استان‌ها می‌باشد. ازاین‌رو در ادامه به تشریح مفهوم همگرایی پرداخته‌شده است. در ادبیات اقتصادی حداقل سه روش برای بررسی همگرایی وجود دارد: همگرایی بتا[1]، همگرایی سیگما[2]و همگرایی تصادفی (لی، پسران و اسمیت،۱۹۹۷). همگرایی بتا زمانی رخ می‌دهد که کشورهای (مناطق، استان‌های) فقیر با سرعت بیشتری نسبت به کشورهای (مناطق، استان‌های) ثروتمند، رشد نمایند. همگرایی سیگما نیز زمانی رخ می‌دهد که پراکندگی درآمد سرانه میان کشورهای (مناطق،

[1]. Beta convergence
[2]. Sigma convergence

استان‌های) فقیر و ثروتمند در طول زمان، کاهش یابد (بارو و سالای مارتین[1]،۱۹۹۶). همگرایی تصادفی نیز در مورد اثر شوک‌ها صحبت می‌کند.

همگرایی بتا به دو نوع همگرایی بتا شرطی و همگرایی بتا غیرشرطی (مطلق) طبقه‌بندی می‌شود. همگرایی بتا به کشورها (مناطق، استان‌ها) اجازه می‌دهد که همگرا شوند ولی نه به سمت مشترک، بلکه به سمت سطح پایدار درآمد بلندمدت خود. این نوع همگرایی شرطی است زیرابه ویژگی‌های ساختاری مناطق مانند ترجیحات، سطح پیشرفت فنی و تکنولوژی، نرخ رشد جمعیت، سیاست‌های دولتی و... بستگی دارد. تفاوت در ویژگی‌های ساختاری کشورها و مناطق نشانگر کشورها و مناطقی است با سطوح پایدار متفاوت. لذا رشد اقتصادی تابعی است از شکافی که روند رشد از سطح پایدارش جدا می‌کند؛ یعنی برای داشتن همگرایی نباید شکاف تابع روند از سطح پایدار بلندمدتش افزایش یابد. پس برای همگرایی شرطی لازم است سطح پایدار هر اقتصاد ثابت فرض شود. از دیدگاه منکیو[2] (۲۰۰۳) اگر برای بررسی همگرایی عواملی مانند نرخ پس‌انداز، نرخ رشد جمعیت، پیشرفت فنی و ... کنترل شوند در آن صورت همگرایی مشاهده شود، همگرایی از نوع مشروط خواهد بود (منکیو، ۲۰۰۳).

رویکرد همگرایی β از مدل رشد برون‌زای نئوکلاسیک سولو- سوان[3] (سالو ۱۹۵۶، سوان ۱۹۵۶) استخراج‌شده است و سیستم اقتصادی بسته، نرخ پس‌انداز برون‌زا و تابع تولید مبتنی بر بهره‌وری نزولی سرمایه و بازده ثابت نسبت به مقیاس از مفروضات آن است. بر این اساس، نویسندگانی مانند منکیو و همکارانش ۱۹۹۲ و بارو و سالا مارتین[4] ۱۹۹۲ مدل زیر را پیشنهاد نمودند:

$$\ln\left[\frac{y_{T,i}}{y_{0,i}}\right] = \mu_i + \varepsilon_i \qquad (۱)$$

که در آن $ln\left[\frac{y_{T,i}}{y_{0,i}}\right]$ نرخ رشد درامد سرانه در کل دوره ،y_t ارزش درآمد سرانه در آخرین دوره زمانی موردنظر ، y_0 ارزش درامد سرانه در اولین دوره و ε_iمقدار خطا می باشد. می‌توان جز سیستماتیک μ_i را به‌صورت رابطه ۲ تشریح نمود:

---

1. Sala-i-Martin
2. Mankiw
3. Solow–Swan
4. Barro &Sala-i-Martin

$$\mu_i = \alpha + (1 - e^{-\lambda k}) ln y_{0.i} \quad (۲)$$

پارامتر λ سرعت همگرایی می باشد که نشان می‌دهد که اقتصادها با چه سرعتی همگرا می‌شوند. یکی از فروض مدل این است که ε_i دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ^2 است. رابطه (۱) اغلب به‌صورت مستقیم به کمک روش حداقل مربعات غیرخطی برآورد می‌شود (بارو و سالا مارتین، ۱۹۹۵). می توان پارامتر β را به صورت $\beta = 1 - e^{-\lambda k}$ تعریف نمود. که در این صورت β را می توان به وسیله حداقل مربعات معمولی براورد نمود. همگرایی مطلق زمانی وجود دارد که β منفی و از نظر آماری معنی‌دار باشد. اگر فرض صفر $\beta = 0$ رد شود، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که مناطق فقیرتر با سرعت بالاتری نسبت به مناطق ثروتمند رشد می‌کنند و همگی به یک سطح درآمد سرانه همگرایی خواهند داشت. در این مطالعه برای بررسی همگرایی توزیع درامد استان‌ها به‌جای درامد سرانه از ضریب جینی به عنوان شاخص توزیع درامد استفاده‌شده است.

۳. پیشینه پژوهش

احمدی حاجی‌آبادی (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه همگرایی و آزمون علیت میان پدیده مالی سازی و نابرابری درآمدی در ایران پرداخت. نتایج نشان داد که رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورداستفاده در مدل (ضریب جینی، سهم ارزش‌افزوده بخش مالی از کل ارزش‌افزوده اقتصاد، سهم اشتغال بخش مالی از کل اشتغال اقتصاد، نسبت اندازه بازار سرمایه به‌کل تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ بیکاری و سهم تجارت از تولید ناخالص داخلی) وجود دارد و تنها یک رابطه یک‌سویه از سمت شاخص‌های مالی سازی به سمت نابرابری درآمدی وجود دارد.

معصوم زاده و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای به بررسی همگرایی هر یک از استان‌ها نسبت به متوسط ضریب جینی پرداختند. نتایج نشان داد که همگرایی و یا عدم همگرایی ضریب جینی از استانی به استان دیگر متفاوت بوده است و در بیش از نصف استان‌ها همگرایی به سمت متوسط مشاهده نمی‌شود. ضریب جینی استان بوشهر و گلستان به ترتیب دارای بالاترین و پایین‌ترین سرعت همگرایی به سمت متوسط ضریب جینی می‌باشند.

سلامی و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای به بررسی همگرایی درآمدی بین استان‌ها با استفاده از روش تحلیل خوشه‌ای پرداختند. نتایج نشان داد که همگرایی درآمدی بین

استان‌های ایران وجود ندارد. به‌طورکلی نتایج، واگرایی قوی ازنظر درامد سرانه را نشان می‌دهد.

هادیان و اسلامی اندارگلی (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات رفاهی پوشش تأمین اجتماعی در اقتصاد ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی پرداختند. برای این منظور سناریوهای مختلف افزایش در نرخ مالیات بر بخش خصوصی و تخصیص آن به تأمین اجتماعی در نرم‌افزار GAMS شبیه‌سازی‌شده است. نتایج شبیه‌سازی نشان داد سناریوی افزایش در نرخ مالیات تا سقف دو برابر نرخ موجود و گسترش پوشش تأمین اجتماعی با استفاده از منابع کسب‌شده از طریق این افزایش نرخ مالیات می‌تواند، تولید ناخالص داخلی را به‌صورت کاهنده افزایش دهد. همچنین اثر تغییرات یک‌باره نرخ‌های مالیاتی مناسب‌تر از تغییرات تدریجی آن می‌باشد.

کیمیاگری و منوچهری راد (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای به بررسی باز توزیع درامد در صندوق تأمین اجتماعی ایران و اثر تورم با استفاده از روش ارزیابی حساب‌های انفرادی بیمه‌شدگان پرداختند. نتایج نشان داد که در دهک‌های مختلف جامعه هدف، نرخ بازده داخلی سرمایه‌گذاری ۴۷ تا ۸۵ درصد با میانگین ۵۳ درصد است و نسبت منافع به هزینه‌ها، ۲,۶ تا ۱۰,۳ درصد با میانگین ۳,۷ می‌باشد. نرخ بازده سرمایه‌گذاری ۵۳ درصد است درحالی‌که بنا به برآوردهای موجود این نرخ در بلندمدت به‌طور خوش‌بینانه ۳۰ درصد است که نشان از توزیع بین نسلی است. آزمون اثر افزایش نرخ تورم بر باز توزیع درامدها حاکی از زیان بیشتر نسل‌های حال و آینده صندوق و تشدید توزیع بین نسلی است.

زارع و اسدی (۱۳۹۰) به بررسی رابطه تأمین اجتماعی با توسعه اقتصادی اجتماعی در ایران پرداختند. نتایج حاصل از برآورد مدل‌های مختلف رگرسیونی حاکی از آن است که هزینه‌های تأمین اجتماعی تاثیر مثبت بر رشد اقتصادی در ایران داشته است ولی میزان اثربخشی آن از نیروی کار و سرمایه کم‌تر است. درمجموع، اهتمام به گسترش کمی و کیفی تأمین اجتماعی باید به‌گونه‌ای انجام شود که علاوه بر توجه جدی به توسعه منابع کار و سرمایه، رویکرد سیاست‌گذاران توجه بیش‌تر به توسعه بیمه‌ها باشد.

ابونوری و خوشکار (۱۳۸۶) در مطالعه‌ای نشان دادند که هزینه‌های درمان مستقیم، اثر کاهشی و هزینه‌های درمان غیرمستقیم اثر افزایشی بر نابرابری توزیع هزینه بهداشت و درمان خانوارها داشته است. اثر نابرابرتر کل هزینه‌های درمانی تأمین اجتماعی و هزینه‌های درمان غیرمستقیم ناشی از افزایش سهم بیستک پنجم به زیان کاهش سهم

دیگر بیستک ها بوده است. در مقابل، اثر برابرتر هزینه‌های درمان مستقیم ناشی از کاهش سهم بیستک پنجم به نفع افزایش سهم دیگر بیستک ها بوده است.

مهرگان و سالاریان (۱۳۸۴) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه میان بیمه‌های اجتماعی و توزیع درامد در ایران پرداختند. نتایج نشان داد که فرضیه کوزنتس در ایران صادق نیست و بیمه‌های عمر و غیر عمر سبب کاهش نابرابری درامدها می‌شوند. تأثیر بیمه‌های اجتماعی بر نابرابری ناچیز و معنادار است. ازاین‌رو برای کاهش نابرابری درامد علاوه بر توسعه بیمه‌های اجتماعی اقدامات دیگری هم باید انجام شود.

رانگ و یان[1] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر هزینه‌های تأمین اجتماعی بر توزیع درامد و فقر در دوره زمانی ۱۹۷۸-۲۰۱۸ در کشور چین پرداختند. نتایج نشان داد که رابطه مثبت میان هزینه‌های تأمین اجتماعی و شکاف درآمدی ساکنان شهری و روستایی در بلندمدت وجود دارد، اما تأثیر آن بسیار ناچیز است. همچنین کشش فقر روستایی نسبت به هزینه‌های تأمین اجتماعی ۰,۲۲۵۵- است که نشان می‌دهد هزینه‌های تأمین اجتماعی به کاهش فقر مطلق روستایی کمک می‌نماید؛ بنابراین یکی از مهم‌ترین استراتژی‌های مبارزه با فقر افزایش هزینه‌های تأمین اجتماعی است.

کمریت (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط میان هزینه‌های تأمین اجتماعی، فقر، نابرابری درامد و رشد اقتصادی در دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۵ در ۲۲ کشور عضو اتحادیه اروپا پرداختند. هزینه‌های تأمین اجتماعی شامل هزینه‌های بازنشستگی، بیکاری، ازکارافتادگی، بیماری و مسکن می‌باشد. نتایج نشان داد رابطه میان هزینه‌های تأمین اجتماعی با فقر و نابرابری منفی و با رشد اقتصادی رابطه مثبت دارد.

بونکه[2] و همکاران (۲۰۱۹) با به‌کارگیری گزارش تأمین اجتماعی آلمان و مدل جامع شبیه‌سازی خرد به بررسی نابرابری درآمدی درون نسلی در طول زندگی و توزیع مجدد آن برای افرادی که در سال ۱۹۳۵ متولدشده‌اند، پرداختند. نتایج نشان داد که در کل دوره‌های زندگی، سیستم انتقال مالیات آلمان تصاعدی و مولد بوده و اثرات قابل‌توجه ای بر توزیع درآمد داشته است. توزیع مجدد درآمد توسط دولت، شکل U معکوس را نسبت به گروه‌های مختلف نشان می‌دهد.

دینگ[3] و همکاران (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای تأثیر سیستم تأمین اجتماعی بر مصرف را در کشور چین در دوره زمانی ۲۰۰۳- ۲۰۱۲ بررسی نمودند. در این مطالعه ابتدا مدل کینز

---

1. rong & yun
2. Bönke
3. Deng

برای آزمون فرضیه توزیع درآمد گسترش داده‌شده است. سپس از ضریب انحراف خطر مطلق و مدل دو دوره‌ای برای آزمون فرضیه نا اطمینانی استفاده گردیده است. نتایج نشان داد که کاهش نا اطمینانی درآمد می‌تواند مصرف را افزایش دهد. علاوه بر این، بیمه درمانی تأثیر مثبتی بر مصرف دارد.

بایلان[1] (۲۰۱۹) به بررسی تأثیر هزینه‌های تأمین اجتماعی بر همگرایی توزیع درامد کشور ترکیه در دوره زمانی ۱۹۷۵-۲۰۱۰ پرداخت. نتایج با استفاده از روش یوهانس جوسیلیوس نشان داد که رابطه بلندمدت میان متغیرها وجود دارد. همچنین هزینه‌های تأمین اجتماعی تأثیر منفی بر توزیع درآمد در ترکیه دارد درحالی‌که رشد اقتصادی بر آن تأثیر مثبت دارد.

بیجاکویچ و مرجاواک[2] (۲۰۱۶) به تجزیه‌وتحلیل نقش و کارایی سیستم مالیاتی و نقل و انتقالات تأمین اجتماعی در کاهش نابرابری درآمد در کرواسی پرداختند. نتایج نشان داد که سیستم نقل و انتقالات تأمین اجتماعی در کرواسی بر توزیع مجدد درآمد مؤثر بوده است اما نیاز به بهبود آن است.

با بررسی سابقه پژوهش می‌توان دریافت که در پژوهش حاضر با استفاده از هزینه‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت تأمین اجتماعی و تمایز قائل شدن بین این هزینه‌ها به بررسی تأثیر هزینه‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت بر توزیع درامد پرداخته‌شده است؛ اما در پژوهش‌های صورت گرفته میان هزینه‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت تفکیکی صورت نگرفته است ضمن این‌که این مطالعه در سطح استانی می‌باشد و تأثیر هزینه‌های تأمین اجتماعی بر توزیع درآمد را به‌صورت استانی بررسی می‌نماید. همچنین پژوهش حاضر به لحاظ روش نیز با مطالعات صورت گرفته متفاوت است. در مطالعه معصوم زاده و همکاران (۱۳۹۶) از روش ناهار و ایندر در مطالعه سلامی و همکاران (۱۳۹۵) از آزمون‌های مختلف ریشه واحد استفاده‌شده است. در پژوهش حاضر با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی به بررسی تأثیر هزینه‌های تأمین اجتماعی بر همگرایی توزیع درامد پرداخته‌شده است و اثرات سرریز هر استان بر سایر استان‌های مجاور بررسی گردیده است که نتایج به‌صورت نقشه و به‌صورت ضریب تأثیرگذاری آورده شده است.

---

1. Baylan
2. Bejaković & Mrnjavac

۴. تصریح مدل و معرفی متغیرها

در این مطالعه با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی بالاش[1] (۲۰۲۰) برای بررسی تأثیر هزینه‌های تأمین اجتماعی بر همگرایی توزیع درامد ابتدا همگرایی مطلق طبق رابطه (۳) برآورد گردید، سپس همگرایی بتای شرطی با در نظر گرفتن هزینه‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تأمین اجتماعی طبق رابطه (۴) برآورد شد.

$$\mathrm{Ln}\left(\frac{\mathrm{gini_{i,t}}}{\mathrm{gini_{i,t-1}}}\right) = \alpha + \beta \ln\left(\mathrm{gini_{i,t-1}}\right) + \rho \sum_{j=1}^{N} w_{ij} ln\left(\frac{gini_{j.t}}{gini_{j,t-1}}\right) + \varepsilon_{\mathrm{it}} \qquad (۳)$$

$$\varepsilon_{\mathrm{it}} = \gamma \sum_{j=1}^{N} w_{ij}\varepsilon_{j,t} + v_{i,t}$$

$$\mathrm{Ln}\left(\frac{\mathrm{gini_{i,t}}}{\mathrm{gini_{i,t-1}}}\right) = \alpha + \beta \ln\left(\mathrm{gini_{i,t-1}}\right) + \rho \sum_{j=1}^{N} w_{ij} ln\left(\frac{gini_{j.t}}{gini_{j,t-1}}\right) + \mathrm{DX_{i,t}} + \qquad (۴)$$

$$\varepsilon_{\mathrm{i,t}}$$

$$\varepsilon_{\mathrm{it}} = \gamma \sum_{j=1}^{N} w_{ij}\varepsilon_{j,t} + v_{i,t}$$

برای بررسی اثر هزینه‌های تأمین اجتماعی بر سرعت همگرایی مدل همگرایی شرطی رابطه (۴) را در سه حالت بدون لحاظ هزینه‌های تأمین اجتماعی و با لحاظ نمودن هزینه‌های کوتاه مدت و بلندمدت تأمین اجتماعی برآورد می‌نماییم. به طوری که در معادلات فوق، **i** نشانگر استان، t نشانگر زمان، **Gini** نشان‌دهنده ضریب جینی به‌عنوان شاخص توزیع درآمد استان‌ها، $\mathrm{Ln}\left(\frac{\mathrm{gini_{i,t}}}{\mathrm{gini_{i,t-1}}}\right)$ نشاندهنده نرخ رشد توزیع درآمد استان i در بازه زمانی t، **W** (ضریب وزن فضایی) ماتریس وزنی N*N جغرافیایی شامل اطلاعات مربوط به فاصله بین مناطق ،

$\boldsymbol{\sum_{j=1}^{N} w_{ij} ln\left(\frac{gini_{j.t}}{gini_{j,t-1}}\right)}$ اثرات متقابل درونزا میان متغیرهای وابسته مناطق می باشدکه درواقع، عبارت خودرگرسیون فضایی اثرات سرریز را مدل‌سازی می نمایدکه در بیشتر مطالعات تجربی از آن به‌عنوان متغیر وقفه (تأخیر) فضایی یاد می‌شود. $\boldsymbol{\sum_{j=1}^{N} w_{ij}\varepsilon_{j,t}}$ اثرات متقابل میان جملات اخلال واحدهای مختلف ، $\boldsymbol{\rho}$ ضریب خودهمبستگی فضایی متغیر وابسته است که نشان می‌دهد متغیر وابسته در یک استان چه میزان توسط متغیر وابسته استان‌های همسایه تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد$\boldsymbol{\gamma}$ ضریب خود

[1]. Balash

همبستگی فضایی جملات اخلال ، $\boldsymbol{\varepsilon_{it}}$ برداری از اثرات فضایی ثابت یا تصادفی $v_{i,t}$ جمله اخلال مدل های رگرسیونی و $\mathbf{X_{i,t}}$ بردار متغیرهای توضیحی است که شامل موارد زیر می باشد:

Ltamin : نشان‌دهنده لگاریتم هزینه‌های تأمین اجتماعی استان‌ها می‌باشد. در این مطالعه نیاز به داده‌های هزینه‌های بیمه‌ای سازمان تأمین اجتماعی (شامل هزینه‌های بیمه‌ای کوتاه‌مدت و بلندمدت این سازمان) به تفکیک استان‌ها می‌باشد. کل هزینه‌های بیمه‌ای سازمان تأمین اجتماعی به دو بخش تعهدات بیمه‌ای کوتاه‌مدت **Lshort** و بلندمدت**Llong** طبقه‌بندی می‌شوند. تعهدات بیمه‌ای کوتاه‌مدت مجموعه‌ای از هزینه غرامت ایام بیماری، هزینه غرامت ایام بارداری، کمک‌هزینه ازدواج، کمک‌هزینه سفر، هزینه اورتز و پروتز، کمک‌هزینه کفن‌ودفن و هزینه بیمه بیکاری می‌باشند. تعهدات بیمه‌ای بلندمدت سازمان تأمین اجتماعی نیز شامل هزینه مستمری بازنشستگی، هزینه مستمری ازکارافتادگی، هزینه بازماندگان، می‌باشند.

Linc: نشان‌دهنده لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه هر استان به‌عنوان شاخص رشد اقتصادی می‌باشد.

$\mathbf{Linc^2}$: نشان‌دهنده توان دوم لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه می‌باشد. طبق فرضیه کوزنتس، نابرابری توزیع درامد در مراحل اولیه رشد اقتصادی، افزایش می‌یابد، سپس هم‌تراز شده و سرانجام کاهش می‌یابد؛ که به فرضیه « **U** وارون» کوزنتس معروف است.

Linf: نشان دهنده لگاریتم تورم استان‌ها می‌باشد. افزایش نرخ تورم موجب کاهش قدرت خرید و متضرر شدن تمام افرادی می‌شود که نمی‌توانند درامدهای خود را متناسب با نرخ تورم تغییر دهند. درواقع، این امر نوعی انتقال دارایی از افرادی که دارای دستمزد ثابتی می‌باشند به افرادی که دارای سرمایه فیزیکی هستند به شمار می‌رود، درنتیجه تورم می‌تواند به افزایش شکاف درآمدی و بدتر شدن توزیع درامد و افزایش فقر منجر گردد (کمیجانی و محمدزاده،۱۳۹۳) گالی و واندرهورن[1] (۲۰۰۱) در مطالعه‌ای تشریح نمودند که اثر تورم بر توزیع درآمد به سطوح اولیه تورم بستگی دارد؛ در شرایطی که تورم بالاست، کاهش تورم، نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهد اما در شرایطی که تورم پایین است، کاهش بیشتر تورم می‌تواند نابرابری درآمدی را افزایش دهد (مهر آرا و محمدیان،۱۳۹۴).

[1]. Galli & vander Hoeven

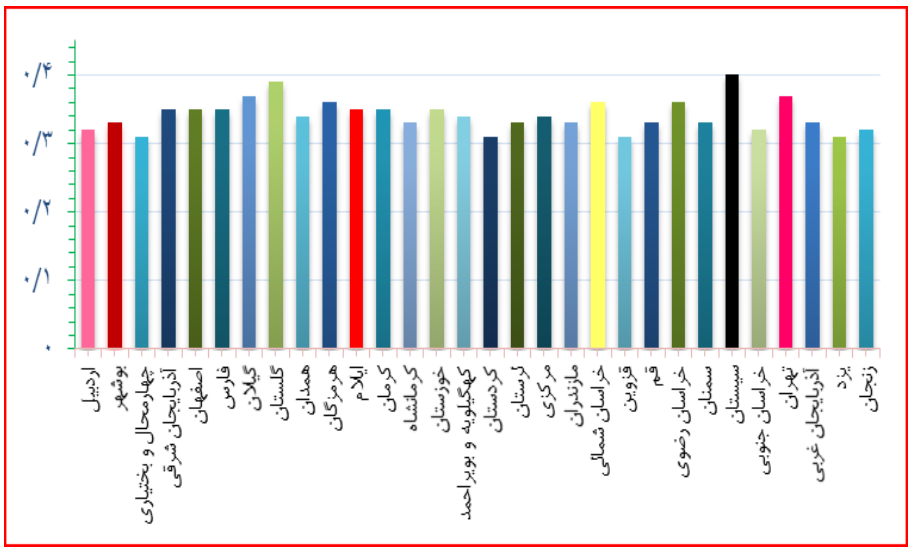
Lfao: نشان‌دهنده لگاریتم ضریب نفوذ اینترنت استان‌ها به‌عنوان شاخص فاوا هست. این شاخص به‌صورت نسبت تعداد کاربران اینترنت به جمعیت هر استان محاسبه‌شده است. دسترسی و استفاده از اطلاعات و تکنولوژی به‌طور بالقوه با افزایش قابلیت‌های اساسی، ایجاد فرصت‌های شغلی می‌تواند عاملی درجهت افزایش دستمزد و درامد باشد و به‌این‌ترتیب سبب افزایش نابرابری درامد گردد (پور فرج و عیسی زاده روشن،۱۳۸۹). فناوری اطلاعات و ارتباطات بر بهره‌وری سرمایه و نیروی کار تأثیر می‌گذارد، با افزایش بهره‌وری نیروی کار، برای سطح مشخصی از تولید نیاز به نیروی کار کمتر شده و اگر رشد کافی در تقاضای کل وجود داشته باشد با پرداخت‌های بالاتر همراه خواهد بود. از طرف دیگر تکنولوژی پیچیده‌تر نیاز به مهارت‌های بالاتری دارد که منجر به تغییرات دستمزد می‌شود و درنهایت پیامدهای نابرابری درآمدی را در پی خواهد داشت (عیسی زاده روشن و آقایی، ۱۳۹۸).

Lhum: نشان‌دهنده لگاریتم تعداد فارغ‌التحصیلان دانشگاهی به‌عنوان شاخص نشان‌دهنده سرمایه انسانی می‌باشد. توابع درآمدی، به ارتباط بین میزان سرمایه‌گذاری افراد در تحصیلات و تأثیر آن بر سطح درامد آن‌ها پرداخته‌اند. طبق این الگوها هرچه افراد سرمایه‌گذاری بیشتری در آموزش خود داشته باشند، درامد بیشتری نصیبشان خواهد شد و در مدل‌های رشد به‌طور غیرمستقیم بر توزیع درامد تأثیرگذار خواهند بود. بر اساس این مدل‌ها، افزایش دانش و مهارت کارگران سبب افزایش بهره‌وری و رشد می‌شود؛ اما نکته مهم این است که افراد ثروتمند جامعه نیز در سطح بالاتر و گسترده‌تر از کم درامدها از آموزش بهره‌مندمی شوند؛ بنابراین این موضوع که آیا آموزش و هزینه‌های صرف شده بر آن، توزیع درامد را متعادل‌تر می‌کند یا نه مورد سؤال است و در پژوهش‌های انجام‌شده نتایج متضادی به‌دست‌آمده است (کمیجانی و علمی، ۱۳۸۴).

جامعه آماری این مطالعه استان‌های ایران شامل اردبیل، اصفهان، ایلام، آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، بوشهر، تهران، 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 و دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۷ می‌باشد. داده‌های آماری هزینه کوتاه‌مدت و بلندمدت تأمین اجتماعی از مراکز تأمین اجتماعی استان‌ها، داده‌های آماری تورم، ضریب جینی، تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه و تعداد فارغ‌التحصیلان دانشگاهی به‌عنوان شاخص سرمایه انسانی هر استان از سالنامه‌های آماری و ضریب نفوذ

اینترنت به‌عنوان شاخص فاوا از اداره کل ارتباطات و فناوری اطلاعات استخراج گردیده است. در ادامه روند میانگین ضریب جینی و هزینه‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت استان‌ها در دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۷ آمده است.

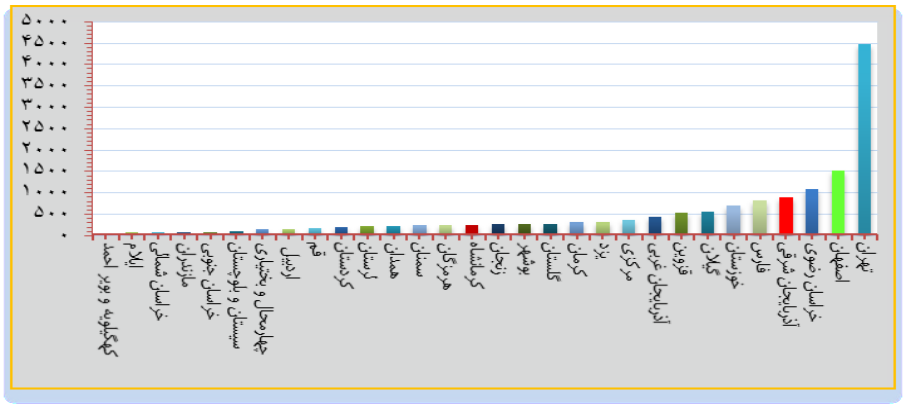
نمودار (۱): میانگین ضریب جینی استان‌ها



منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود، استان سیستان و بلوچستان دارای بیشترین نابرابری درآمدی و استان‌های قزوین، کردستان و چهارمحال و بختیاری دارای کمترین نابرابری درآمدی در استان‌ها در دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۷ می‌باشند.

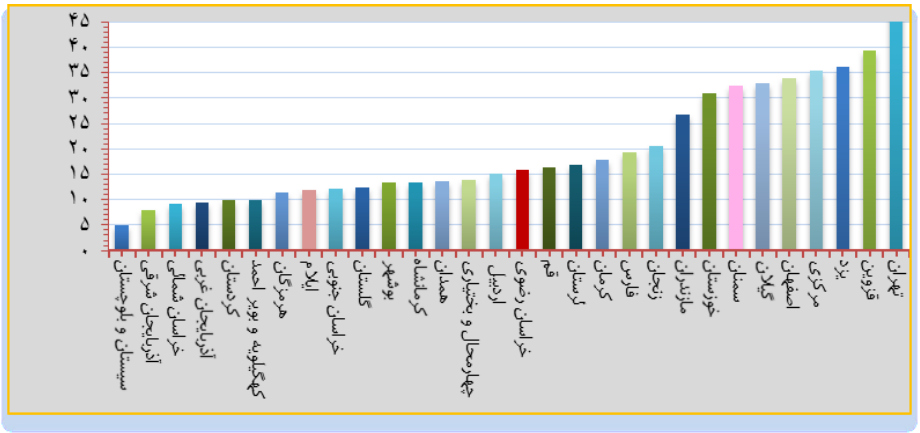
نمودار (۲): میانگین هزینه‌های کوتاه‌مدت تأمین اجتماعی استان‌ها(میلیارد ریال)



منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که از نمودار (۲) مشاهده می‌شود استان تهران دارای بیشترین مقدار هزینه‌های کوتاه‌مدت تأمین اجتماعی و استان‌های سیستان و بلوچستان، کهکیلویه و بویر احمد، ایلام و خراسان شمالی دارای کمترین مقدار هزینه‌های کوتاه‌مدت تأمین اجتماعی در دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۵ می‌باشند.

نمودار (۳): میانگین هزینه‌های بلندمدت تأمین اجتماعی استان‌ها (میلیارد ریال)



منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در نمودار (۳) مشاهده می‌شود استان تهران دارای بیشترین مقدار هزینه‌های بلندمدت تأمین اجتماعی و استان سیستان و بلوچستان دارای کمترین مقدار هزینه‌های بلندمدت تأمین اجتماعی در درو زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۵ می‌باشند.

در این مطالعه از اقتصادسنجی فضایی برای بررسی تأثیر هزینه‌های تأمین اجتماعی بر همگرایی توزیع درآمد استفاده‌شده است که روند کار مطابق بامطالعه الهورست بدین شرح می‌باشد: ۱- برآورد رگرسیون متعارف ۲- آزمون موران برای تائید وجود اثرات فضایی ۳- تعین ماتریس وزنی ۴- برآورد مدل‌های وقفه فضایی و خطای فضایی، ۵- درنهایت برآورد مدلی که به‌عنوان مناسب‌ترین مدل تائید می‌شود.۶- برآورد اثرات مستقیم و غیرمستقیم و اثرات سرریز فضایی ناشی از هر یک از متغیرها در مدل. محاسبات اثرات مستقیم و غیرمستقیم در نرم‌افزار Stata انجام‌شده است و محاسبات ضرایب سرریزهای هر استان بر استان‌های دیگر و رسم نقشه‌ها با استفاده از نرم‌افزار R و پکیج‌های Maptools,Spdep و تابع Impact برای سال ۱۳۹۷ صورت گرفته است.

۵. برآورد مدل

پیش از برآورد مدل، لازم است مانایی متغیرها مورد آزمون قرار گیرد. در این مطالعه از روش لوین، لین و چو (۲۰۰۲) برای مانایی داده‌ها استفاده‌شده است.

جدول (۱): نتایج آزمون مانایی

Variable	p-value	t-statistic
Llong	۰/۰۰۰	-۴/۱۸۷
Lshort	۰/۰۰۰	-۷/۵۲
Lfao	۰/۰۰۳	-۳/۸۲
Linc	۰/۰۰۰	-۴/۸۸
Gini	۰/۰۰۰	-۵/۸۵
Lhum	۰/۰۰۰	-۵/۰۳۹
Linf	۰/۰۰۰	-۹/۲۴

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از مانایی داده‌ها نشان می‌دهد که همه متغیرها در سطح مانا می‌باشند. قبل از برآورد مدل‌ها لازم است از آزمون موران و والد برای تشخیص وجود اثرات فضایی استفاده شود. آماره آزمون موران توان بالایی در تشخیص وجود اثرات فضایی و درنتیجه خطای تصریح مدل دارد. مطابق نتایج جدول (۲) و جدول (۳) فرضیه صفر آزمون موران مبنی بر عدم وجود اثرات فضایی به ترتیب در مدل همگرایی مطلق و مدل‌های همگرایی مشروط رد می‌شود. لذا وجود اثرات فضایی در مدل های همگرایی مطلق و مشروط تائید می‌شود. برای تشخیص نوع اثرات فضایی و این‌که چه تصریح مدلی باید مورداستفاده قرار گیرد از آزمون ضریب لاگرانژ استفاده‌شده است. آزمون Lm error عدم همبستگی فضایی در اجزای اخلال و فرضیه صفر آزمون Lm lag نشان‌دهنده عدم همبستگی فضایی در مشاهدات متغیرهای وابسته می باشد. علاوه بر انجام این دو آزمون، نیاز به اجرای آزمون‌های Lm error- robust و Lm lag Robust می‌باشد. تا نتایج با کارایی بالاتری موردبررسی قرار گیرند. در صورت رد فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی فضایی در اجزای اخلال از مدل خطای فضایی و رد فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی فضایی در متغیرهای وابسته از مدل رگرسیون فضایی استفاده می‌شود؛ اما درصورتی‌که هر دو فرضیه رد شوند از خودرگرسیون فضایی[1] (SAC) استفاده می‌شود (ابونوری، وکاشفی،۱۳۹۷). با توجه

[1]. Spatial Auto-Correlation Model(SAC)

به نتایج به‌دست‌آمده در جداول (۲) و (۳) و رد هر دو فرضیه صفر، از مدل خودرگرسیون فضایی در این مطالعه استفاده‌شده است. همچنین نتایج آزمون هاسمن فضایی نشان داد که برای براورد مدل ها باید از روش اثرات تصادفی استفاده شود.

جدول (۲): نتایج برآورد همگرایی بتای مطلق

Variable	Coef	t-statistic	p-value
Lgini-1	-۰/۰۹۴۲۸	-۴/۷۶	۰/۰۰۲
Cons	۰/۰۷۴۹	۰/۱۴۶۰	۰/۶۰۹
ρ	-۰/۰۱۱۰	-۳/۵۳	۰/۰۰۵
γ	۰/۵۵۴۸	۲/۲۴۷	۰/۰۲۵
Wald test	۱۳/۰۳	-	۰/۰۰۱۵
Θ	۰/۰۶۱	-	-
Moran test	۰/۱۲۴	-	۰/۰۰۵
Lm Error-Panle	۰/۸۶	-	(۰/۰۰)
Lm error- robust	۲۲/۱۶	-	(۰/۰۰۹)
Lm Lag Panle	۱۸/۴۵۲	-	(۰/۰۰۷)
Lm lag robust	۳۱۳/۸۷۰	-	(۰/۰۰)
F	۹/۴۰	-	(۰/۰۰)
Hasman test	۳۲/۶۷۱	-	(۰/۵۴)

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۲) برآورد همگرایی مطلق را نشان می‌دهد که ضریب متغیر وابسته منفی است بنابراین همگرایی مطلق در بین استان‌ها وجود دارد. لازم است توجه شود ضریبβ بیانگر سرعت همگرایی نیست، از این رو برای محاسبه سرعت همگرایی از رابطه (۵) استفاده می‌شود:

$$\theta = \frac{-ln(1+T\beta)}{T} \qquad (۵)$$

T طول دوره موردبررسی و β هم ضریب برآورد شده در معادله ۳ می‌باشد. با جایگذاری در رابطه (۵) سرعت همگرایی معادل ۰,۰۶۱ به دست می‌آید. به‌عبارت‌دیگر سالانه ۶,۱ درصد از شکاف بین توزیع درامد استان‌ها به حالت‌پایا برطرف می‌شود. ضریب وقفه فضایی متغیر وابسته بیانگر آن است که ضریب جینی هر استان می‌تواند تحت تأثیر تغییرات ضریب جینی مناطق مجاور قرار گیرد

جدول(۳): برآورد مدل های همگرایی شرطی

Variable	مدل۱			مدل۲			مدل۳		
	اثر کل	اثر مستقیم	اثر غیر مستقیم	اثر کل	اثر مستقیم	اثر غیر مستقیم	اثر کل	اثر مستقیم	اثر غیر مستقیم
Linf	۰/۱۳۲ (۰/۰۰) [۳/۰۳]	۰/۱۲۷ (۰/۰۰) [۲/۶۷]	۰/۰۰۵ (۰/۰۰) [۲/۱۸]	۰/۱۳۲ (۰/۰۰) [۳/۰۶]	۰/۱۲۶ (۰/۰۰) [۲/۶۸]	۰/۰۰۶ (۰/۰۰) [۲/۲۳]	۰/۱۳۲ (۰/۰۰) [۳/۰۳]	۰/۱۲۸ (۰/۰۰) [۲/۶۷]	۰/۰۰۴۰ (۰/۰۰) [۲/۱۵]
Linc	۱/۱۶۲ (۰/۰۰) [۲/۲۳]	۱/۱۱۹ (۰/۰۰) [۳/۲۱]	۰/۰۴۲ (۰/۰۰۴) [۲/۱۴]	۱/۰۸۲ (۰/۰۰۱) [۴/۲۱]	۱/۰۳۱ (۰/۰۰۲) [۲/۲۱]	۰/۰۵۱ (۰/۰۰) [۲/۱۶]	۱/۱۱۰ (۰/۰۰۲) [۴/۲۳]	۱/۰۷۶ (۰/۰۰) [۲/۲۳]	۰/۰۳۴۰ (۰/۰۰) [۳/۱۳]
Lhum	۰/۰۱۵ (۰/۰۰) [۲/۶۶]	۰/۰۱۴۶ (۰/۰۰) [۳/۶۷]	۰/۰۰۰۵ (۰/۰۰) [۲/۱۷]	۰/۰۱۶۱ (۰/۰۰) [۲/۶۹]	۰/۰۱۵۴ (۰/۰۰) [۴/۷]	۰/۰۰۰۸ (۰/۰۰) [۲/۲]	۰/۰۱۲۷ (۰/۰۰) [۲/۵۲]	۰/۰۱۲۳ (۰/۰۰) [۳/۵۳]	۰/۰۰۰۴ (۰/۰۰) [۳/۱۴]
Lfao	-۰/۰۲۴ (۰/۰۰) [-۳/۳۸]	-۰/۰۲۳۲ (۰/۰۰) [-۲/۳۸]	-۰/۰۰۰۸ (۰/۰۰) [-۳/۱۵]	-۰/۰۱۵۷ (۰/۰۰) [-۲/۲۴]	-۰/۰۱۴۹ (۰/۰۰) [-۳/۲]	-۰/۰۰۰۷ (۰/۰۰) [-۳/۱۵]	-۰/۰۲۹۹ (۰/۰۰) [-۴/۴ ۵]	-۰/۰۲۸۹ (۰/۰۰) [-۲/۴۵]	-۰/۰۰۰۹ (۰/۰۰) [-۵/۱]
Linc²	-۰/۵۹۷ (۰/۰۰) [-۳/۲۴]	-۰/۵۷۵ (۰/۰۰) [-۳/۲۴]	-۰/۰۲۱۹ (۰/۰۰۴) [-۳/۳]	-۰/۵۶ (۰/۰۰) [-۲/۲]	-۰/۵۳ (۰/۰۰) [-۲/۱]	-۰/۰۲۶۲ (۰/۰۰) [-۴/۱۶]	-۰/۵۷۴ (۰/۰۰) [-۲/۲۴]	-۰/۵۵ (۰/۰۰) [-۳/۲]	-۰/۰۱۸ (۰/۰۰) [-۳/۱۳]
Lgini-1	-۰/۱۲۷ (۰/۰۰۳) [-۲/۸۸]	-۰/۱۲۲ (۰/۰۰) [-۲/۸]	-۰/۰۰۵ (۰/۰۰) [-۳/۱۷]	-۰/۱۳۳ (۰/۰۰۳) [-۲/۹]	-۰/۱۲۷ (۰/۰۰) [-۲/۹]	-۰/۰۰۶ (۰/۰۰) [-۲/۲]	-۰/۱۱۵ (۰/۰۰) [-۲/۷۸]	-۰/۱۱۱ (۰/۰۱۰) [-۲/۷]	۰،۰۰۴ (۰/۰۰) [-۲/۱۴]
Lshort	– – –	– – –	– – –	-۰/۰۰۹۰ (۰/۴۱) [-۰/۵۲]	-۰/۰۰۸۶ (۰/۴۵) [-۰/۵۲]	-۰/۰۰۰۴۲ (۰/۸۴) [-۰/۲۰]	– – –	– – –	– – –
Llong	– – –	– – –	– – –	– – –	– – –	– – –	-۰/۰۰۸۶ (۰/۰۰۳) [-۳/۳]	-۰/۰۰۸۳ (۰/۰۰۲) [-۳/۳]	-۰/۰۰۰۳ (۰/۰۰) [-۲/۱۴]
Conts	-۰/۲۶ (۰/۰۰)			-۰/۳۵ (۰/۰۰)			-۰/۱۶ (۰/۰۰)		
θ	۰/۰۷۵			۰/۰۷۰			۰/۰۷۶		
ρ	۰/۰۵۲ (۰/۰۰۳)			۰/۰۴۳ (۰/۰۰۱)			۰/۰۶۶ (۰/۰۰)		
γ	۰/۲۰۳ (۰/۰۰)			۰/۲۱۵ (۰/۰۰)			۰/۱۷۸ (۰/۰۰)		
Wald Test	۵۱/۷۶			۵۶/۲۱			۲۱/۸۸		
Moran Test	۰/۱۲۴			۰/۹۳			۰/۰۸۳		

Lm Lag	۱۴/۴۵	۱۷/۴۵	۱۳/۱۲
Lm Errore	۱۲/۸۶	۷/۸۶	۷/۳۹
Lm Sac	۱۶۳/۸	۲۶۳/۸	۲/۱۲
F ازمون اف لیمر	**۱۰/۶۷** (۰/۰۰)	**۸/۷۶** (۰/۰۰)	**۹/۷۳** (۰/۰۰)
Hasman Test	**۱۰/۹۳** (۰/۱۸۳۳)	**۱۱/۳۲** (۰/۱۴۶۰)	**۹/۵۱** (۰/۱۶۲)

منبع: یافته‌های پژوهش

اعداد داخل پرانتز احتمال هستند.

با توجه به جدول (۳) هر متغیر توضیحی، یک اثر مستقیم، یک اثر غیرمستقیم و یک اثر کل بر متغیر وابسته (همگرایی توزیع درامد) دارد. اثر مستقیم هر متغیر بر همگرایی توزیع درامد نشان می‌دهد که اگر آن متغیر در استان **i** تغییر کند، به‌طور متوسط چه تأثیری بر همگرایی توزیع درامد در همان استان خواهد داشت. اثر غیرمستقیم (سرریز) هر متغیر بر همگرایی توزیع درامد نشان می‌دهد که اگر آن متغیر در استان **i** تغییر کند، به‌طور متوسط چه تأثیری بر همگرایی توزیع درامد سایر استان‌ها **j** خواهد داشت که به معنای سرریز فضایی آن متغیر بر همگرایی توزیع درامد سایر استان‌ها است. اثر کل هر متغیر بر همگرایی توزیع درامد نشان می‌دهد که اگر آن متغیر در استان **i** تغییر کند، به‌طور متوسط چه تأثیری بر همگرایی توزیع درامد همه استان‌ها (شامل استان **i**) خواهد داشت.

بر اساس نتایج جدول (۳) علامت وقفه ضریب جینی به‌عنوان شاخص توزیع درآمد (Lgini-1) در هر سه معادله منفی و معنادار است که همگرایی توزیع درامد استان‌ها را نشان می‌دهد. θ سرعت همگرایی را نشان می‌دهد. سرعت همگرایی مطلق ۰/۰۶۱ است و در مدل‌های شرطی مقدار آن به ترتیب ۰/۰۷۶، ۰/۰۷۰ و ۰/۰۷۵ است که نشان می‌دهد در حالت شرطی سرعت همگرایی استان‌ها بیشتر است. درواقع سرعت همگرایی مشروط نسبت به‌سرعت همگرایی مطلق افزایش‌یافته است و در حالتی که هزینه‌های بلندمدت تأمین اجتماعی وارد مدل می‌شود سرعت همگرایی از سایر مدل‌ها بیشتر است. همچنین نتایج نشان داد که تمام متغیرها به‌جز هزینه‌های کوتاه‌مدت معنی دار می‌باشند، متغیر هزینه‌های بلندمدت تأمین اجتماعی تأثیر منفی و معنی‌دار بر همگرایی توزیع درامد در استان‌ها دارد؛ بنابراین فرضیه مربوط به ارتباط معنی دار میان هزینه‌های بلندمدت تأمین اجتماعی و همگرایی توزیع درامد در استان ها را نمی‌توان رد کرد؛ به‌عبارت‌دیگر با افزایش یک‌درصدی هزینه‌های بلندمدت تأمین اجتماعی به‌طور متوسط با فرض ثابت بودن سایر

شرایط، ضریب جینی ۰,۰۰۸۶ درصد در استان هاکاهش یافته است. اثر مستقیم و غیرمستقیم هزینه‌های بلندمدت تأمین اجتماعی منفی است، به این معنا که افزایش هزینه‌های بلندمدت تأمین اجتماعی نه‌تنها همگرایی توزیع درآمد در همه استان‌ها را به بهبود می‌بخشد، بلکه اثرات سرریز آن به‌طور متوسط باعث بهتر شدن همگرایی توزیع درآمد در استان‌های مجاور نیز می‌شود. نتایج این مطالعه با نتایج مطالعات بایلان (۲۰۱۹)، کای و ماتیبستیک[1] (۲۰۱۰) همسو است.

لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه هر استان به‌عنوان شاخص رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر همگرایی توزیع درامد دارد و توان دوم آن تأثیر منفی و معنی‌دار بر همگرایی توزیع درامد در استان‌های ایران دارد؛ بنابراین فرضیه کوزنتس در ایران را نمی‌توان رد کرد. یافته‌های پژوهش با مطالعه خلخالی و همکاران (۱۳۹۰)، موسوی جهرمی و همکاران (۱۳۹۳) و مهرآرا و محمدیان (۱۳۹۴) همسو است.

تورم تأثیر مثبت و معنی‌دار بر همگرایی ضریب جینی به‌عنوان شاخص نشان‌دهنده توزیع درامد در استان ها دارد. با افزایش یک‌درصدی نرخ تورم به‌طور متوسط با فرض ثابت بودن سایر شرایط، ضریب جینی ۰/۱۳۲ درصد افزایش یافته است که نتایج این مطالعه با یافته‌های نیلی و فرح‌بخش (۱۳۷۷)، ابونوری(۱۳۷۶)، ابونوری و خوشکار(۱۳۸۵) مطابقت دارد و با یافته‌های جرجرزاده و اقبالی (۱۳۸۴) هماهنگ نمی‌باشد. اثر غیرمستقیم و اثر کل تورم نیز مثبت است به این معنا که با افزایش تورم در استان i نه‌تنها همگرایی درآمد در آن استان بدتر شده است بلکه اثرات سرریز آن به‌طور متوسط سبب بدتر شدن همگرایی توزیع درآمد در استان‌های مجاور نیز گردیده است.

لگاریتم ضریب نفوذ اینترنت استان‌ها به‌عنوان شاخص فاوا تأثیر منفی و معنی‌دار بر همگرایی ضریب جینی به‌عنوان شاخص نشان‌دهنده توزیع درامد در استان ها دارد. با افزایش یک‌درصدی ضریب نفوذ اینترنت در مدل ۳ به‌طور متوسط با فرض ثابت بودن سایر شرایط، ضریب جینی به میزان ۰/۰۲۹۹ درصد کاهش یافته است. اثر مستقیم و اثر کل ضریب نفوذ اینترنت بر همگرایی توزیع درامد نیز منفی است. به این معنا که با افزایش ضریب نفوذ اینترنت در استان i نه‌تنها همگرایی درآمد در آن استان بهتر شده است، اثرات سرریز آن به‌طور متوسط سبب بهتر شدن همگرایی توزیع درآمد در استان‌های مجاور نیز گردیده است. نتیجه به‌دست‌آمده بامطالعه زاده نصیر و توفیقی (۱۳۹۱) و عیسی زاده و چراغی (۱۳۸۹) همسو است.

[1]. Kay & Matijascic

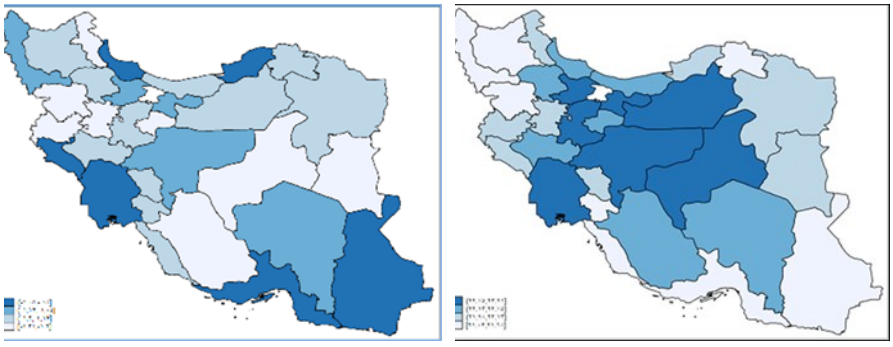
لگاریتم تعداد فارغ‌التحصیلان دانشگاهی به‌عنوان شاخص نشان‌دهنده سرمایه انسانی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر همگرایی ضریب جینی به‌عنوان شاخص نشان‌دهنده توزیع درامد دارد. با افزایش یک‌درصدی در تعداد فارغ‌التحصیلان دانشگاهی در مدل ۳ به‌طور متوسط با فرض ثابت بودن سایر شرایط، نابرابری درآمدی به میزان ۰/۰۱۲۷ افزایش یافته است. اثر مستقیم و غیرمستقیم تعداد فارغ‌التحصیلان دانشگاهی نیز مثبت است اثرات سرریز آن به‌طور متوسط باعث بدتر شدن همگرایی توزیع درآمد در استان‌های مجاور نیز می‌شود. لذا افزایش سطح آموزش در اقتصاد ایران به دلیل مشکلات ساختاری و نهادی (کیفیت تحصیلات و بازار کار) نابرابری درآمدی را افزایش داده است. افزایش سطح سواد و آموزش افراد سبب افزایش بهره‌وری می‌شود؛ اما نکته مهم این است که افراد ثروتمند جامعه نیز در سطح بالاتر و گسترده‌تر از کم درامدها از آموزش بهره‌مند می‌شوند؛ بنابراین این موضوع که آیا آموزش و هزینه‌های صرف شده بر آن، توزیع درامد را متعادل‌تر می‌کند یا نه مورد سؤال است و در پژوهش‌های انجام‌شده نتایج متضادی به‌دست‌آمده است (کمیجانی و علمی، ۱۳۸۴).

ضریب فضایی وقفه متغیر وابسته مثبت و معنی‌دار است. وجود ضریب مثبت و معنی‌دار متغیر وابستگی فضایی، نشان از تأثیر مثبت توزیع درامد استان‌های مجاور بر یکدیگر است؛ بنابراین فاصله استان‌های کشور و نزدیک یا دور بودن استان‌ها از یکدیگر بر همگرایی توزیع درآمد تأثیر مثبت دارد. ضریب فضایی جمله اخلال مثبت و معنی‌دار است. وجود اثرات فضایی در مدل خطای فضایی مبین وجود وابستگی فضایی در اجزا اخلال مدل است، به این معنی که شوک وارد بر یک مکان به‌تمامی مکان‌های دیگر نیز سرایت می‌کند (خلیلی عراقی و همکاران، ۱۳۹۶).

۵-۱. تحلیل کارتوگرافیگی تأثیر هزینه‌های بلندمدت تأمین اجتماعی بر همگرایی توزیع درامد

نقشه (۱): پراکندگی هزینه‌های بلندمدت در استان‌ها در سال ۱۳۹۷

نقشه (۲): پراکندگی ضریب جینی در استان‌ها در سال ۱۳۹۷

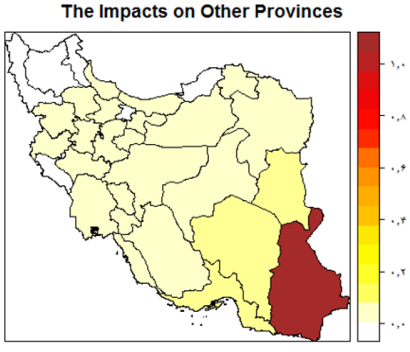


منبع: یافته‌های پژوهش

منبع: یافته‌های پژوهش

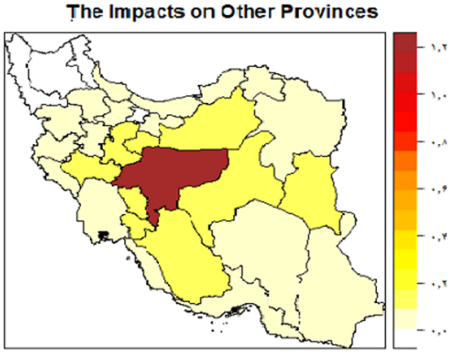
نقشه‌های ۱ و ۲ با استفاده از کد نویسی در نرم‌افزار R رسم شده‌اند. نقشه (۲) نشان‌دهنده پراکندگی ضریب جینی در استان‌ها در سال ۱۳۹۷ است. هر چه رنگ نقشه‌ها پررنگ‌تر می‌شود نشان می‌دهد که ضریب جینی افزایش می‌یابد بنابراین استان‌های سیستان و بلوچستان، هرمزگان، ایلام، خوزستان، گلستان و گیلان ازنظر توزیع درآمد در وضعیت بدتری نسبت به سایر استان‌ها قرار دارند. در این استان‌ها از هزینه‌های تأمین اجتماعی یا به‌عبارت‌دیگر خدمات تأمین اجتماعی استفاده کمتری شده است. در مقابل استان‌های اصفهان، تهران، سمنان، یزد و زنجان از خدمات تأمین اجتماعی بیشترین استفاده را کرده‌اند ازنظر توزیع درآمد نیز در وضعیت بهتری قرار دارند؛ بنابراین می‌توان دریافت که استان‌هایی که بیشترین استفاده را از این خدمات نموده اند، توانسته‌اند به لحاظ توزیع درآمد نیز در وضعیت بهتری نسبت به سایر استان‌ها باشند.

نقشه ۳: اثرات سرریز هزینه‌های بلندمدت تأمین اجتماعی استان سیستان و بلوچستان بر توزیع درآمد سایر استان‌ها در سال ۱۳۹۷



منبع: یافته‌های پژوهش

نقشه ۴: اثرات سرریز هزینه‌های بلندمدت تأمین اجتماعی استان اصفهان بر توزیع درآمد سایر استان‌ها در سال ۱۳۹۷



منبع: یافته‌های پژوهش

نقشه ۳ نشان‌دهنده اثرات سرریز توزیع درامد استان سیستان و بلوچستان بر سایر استان‌هاست و به‌عنوان استانی که نابرابرترین توزیع درامد را دارد، انتخاب‌شده است. استان سیستان و بلوچستان از خدمات بلندمدت تأمین اجتماعی کمترین استفاده را داشته است، ازنظر توزیع نابرابر درآمد در رده اول قرار دارد و اثرات منفی سرریزان بر سایر استان‌ها کاملاً مشهود است استان‌های هرمزگان و کرمان نیز توزیع درامد مناسبی ندارند.

نقشه ۴ نشان‌دهنده اثرات سرریزهای هزینه‌های بلندمدت تأمین اجتماعی استان اصفهان بر توزیع درامد سایر استان‌ها است. استان اصفهان با داشتن بیشترین مرز مشترک با سایر استان‌ها انتخاب‌شده است. همان‌طور که در نقشه مشخص است، استان اصفهان توانسته به سبب مجاورت با سایر استان‌ها بیشترین تأثیر بر توزیع درآمد را بر سایر استان‌ها داشته باشد و اکثر استان‌های هم‌جوار با استان اصفهان مانند یزد، فارس و مرکزی از توزیع درامد مناسب‌تری برخوردارند و در رده اول توزیع برابر درامد قرار دارند؛ بنابراین استفاده از هزینه‌های تأمین اجتماعی در استان اصفهان علاوه بر این‌که به بهبود توزیع درامد در این استان کمک کرده است، اثرات سرریز این خدمات بر توزیع درامد سایر استان‌های مجاور نیز تأثیر مثبت داشته است.

مقایسه اثرات سرریز هزینه‌های تأمین اجتماعی بر همگرایی توزیع درآمدنشان می‌دهد که استان اصفهان بیشترین اثر سرریز را بر سایر استان‌ها دارد، فاصله جغرافیایی استان‌ها با یکدیگر عامل مهمی در برخورداری از اثرات سرریز بین استانی هست. همان‌طور که از نقشه‌ها و جدول (۴) مشخص است اثرات سرریز بر استان‌های مجاور، بیشتر از استان‌هایی است که در فاصله دورتری قرار دارند.

جدول (۴): اثرات سرریز هزینه‌های تأمین اجتماعی هر استان بر استان دیگر در سال ۱۳۹۷

	اردبیل	اصفهان	تهران	سیستان و بلوچستان	یزد	زنجان
اردبیل	۱/۱۷۵۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۱۱۳
اصفهان	۰/۰۰۰۲	۱/۴۵۲۲	۰/۰۰۴۹	۰/۰۰۰۲	۰/۰۱۲۴	۰/۰۱۲۷
تهران	۰/۰۰۰۷	۰/۰۶۵۱	۱/۱۰۳	۰/۰۰۴۴	۰/۰۰۲۴	۰/۰۲۹
سیستان و بلوچستان	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳۲	۰/۰۰۴۴	۰/۰۴۶	۰/۰۳۹۱	۰/۰۰۰۳
یزد	۰/۰۰۰۲	۰/۱۷۸	۰/۰۰۳۴	۰/۳۹۳	۰/۰۷۳	۰/۰۰۱۲
زنجان	۰/۱۶۰۴	۰/۰۰۵۶	۰/۱۶۷	۰/۰۰۰۳۰	۰/۰۲۱۹	۱/۱۲۵

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول (۴) ضرایب اثرات سرریز برخی از استان‌ها به‌عنوان نمونه آورده شده است. همان‌طور که از داده‌های جدول پیداست ضریب اثر مستقیم هر استان بر خودش بیشترین مقدار است و بعد از آن بیشترین تأثیر را بر استان‌های مجاور دارد. به‌عنوان‌مثال استان اردبیل بیشترین تأثیر یعنی مقدار ۰،۰۱۱۳ را بر استان زنجان دارد و اثر سرریز همگرایی درآمدی ان بر استان یزد و سیستان و بلوچستان صفر است. برای سایر استان‌ها نیز ضرایب تأثیر برآورد شده به همین ترتیب است که نشان می‌دهد مجاورت و هم‌جواری استان‌ها بر همگرایی درآمدی تأثیر دارد.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

یکی از وظایف دولت‌ها اجرای سیاست‌های کاهش نابرابری درامد برای ساختن جامعه‌ای صلح‌آمیز است و تأمین اجتماعی یکی از ابزارهای است که برای این منظور مورداستفاده قرار می‌گیرد. این‌که سیاست‌ها و طرح‌های تأمین اجتماعی در قالب هزینه‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت توانسته به بهبود توزیع درامد در استان‌ها کمک نماید و تأثیر مثبت بر بهبود توزیع درامد دارد یا خیر؟ موضوعی است که در این مطالعه با استفاده از داده‌های استانی در دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۷ با استفاده از اقتصادسنجی فضایی به آن پرداخته‌شده است. نتایج حاصل از برآوردها نشان داد که هزینه‌های بلندمدت تأمین اجتماعی بر همگرایی توزیع درامد استان‌های ایران تأثیر منفی و معنی‌دار دارد؛ اما هزینه‌های کوتاه‌مدت تأمین اجتماعی بر همگرایی توزیع درامد استان‌های ایران تأثیر معنی‌داری ندارد. تورم و سرمایه انسانی تأثیر مثبت و معنی‌دار و ضریب نفوذ اینترنت تأثیر منفی و معنی‌دار بر همگرایی توزیع درامد دارند. همچنین فرضیه کوزنتس در استان‌ها تائید می‌شود.

نکته مهم در خصوص اثربخشی هزینه‌های تأمین اجتماعی بر همگرایی درامد این است که سیاست‌گذاران، با توجه به این‌که هزینه‌های بلندمدت بر همگرایی درآمدی تأثیر مثبت دارد، سیاست‌هایی مانند مستمری بازنشستگی و ازکارافتادگی و سیاست حداقل دستمزد را متناسب با نرخ تورم تعیین نمایند تا اثربخشی این سیاست‌ها بر همگرایی درآمدی بیشتر شود.

نکته مهم دیگر این است که تا زمانی که درامد سرانه در استان‌ها پایین است، امکان استفاده از هزینه‌های کوتاه‌مدت و حتی بلندمدت برای قشر ضعیف جامعه وجود نخواهد داشت. خانوارهایی که از عهده تأمین حداقل نیازهایشان هم برنمی‌آیند قطعاً نمی‌توانند از خدمات بازنشستگی و بیمه‌های عمر هم استفاده نمایند. بنابراین برای این که همه

اقشار جامعه بتوانند از خدمات تأمین اجتماعی استفاده نمایند در ابتدا باید از حداقل درامد برخوردار باشند؛ بنابراین لازم به طراحی برنامه جدیدتربه عنوان مثال پرداخت هزینه بیمه بر اساس میزان درامد و تغییر نرخ بازنشستگی بار توجه به تورم و نرخ بهره، در کنار برنامه‌ها و سیاست‌های موجود سازمان تأمین اجتماعی است تا همه اقشار جامعه بتوانند از این برنامه‌ها و سیاست‌ها استفاده کنند. همچنین با توجه به تأثیر معنی‌دار فناوری اطلاعات و ارتباطات (فاوا) بر ضریب جینی و بهبود توزیع درآمد، تهیه و تدوین برنامه‌های مدون درزمینه های مختلف از قبیل زیرساخت‌های ارتباطی، آموزشی، فرهنگی و اقتصادی جهت تأمین زیرساخت‌های فاوا و به‌کارگیری آن‌ها، افزایش بهره‌وری و درعین‌حال حمایت از رشد فعالیت شرکت‌های کوچک و متوسط حوزه فاوا توصیه می‌گردد. از سوی دیگر با توجه به تأثیر معنی‌دار تورم و رشد اقتصادی بر توزیع درآمد، اجرای سیاست‌های ضد تورمی توسط دولت‌ها ازجمله کاهش حجم نقدینگی، انضباط مالی دولت‌ها، افزایش تولید، تلاش و برنامه‌ریزی به‌منظور بهبود فضای کسب‌وکار و ایجاد شرایط لازم برای مشارکت بیشتر بخش خصوصی توصیه می‌گردد.

فهرست منابع:

ابونوری، اسمعیل (۱۳۷۶)، اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران. تحقیقات اقتصادی، ۳۲(۲):۲-۲۳.

ابونوری، اسمعیل و کاشفی، علی (۱۳۹۷). اثرات کارایی بانکی و انضباط پولی بر رشد اقتصادی استان‌های ایران. پژوهشنامه اقتصاد کلان, ۱۳(۲۵), ۱۸۰-۱۵۴.

احمدی حاجی آبادی، سید روح اله (۱۳۹۹)، ارزیابی وجود رابطه همگرایی و علیت بین پدیده مالی سازی و نابرابری درآمدی در ایران: رهیافت آزمون کرانه‌ها و آزمون تودا-یاماموتو. فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۹(۳۳): ۲۷۱-۲۵۳.

پور داود، علی (۱۳۷۸)، بررسی تأثیر تورم بر توزیع دارند در ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

پورفرج، علیرضا و عیسی زاده روشن، یوسف (۱۳۸۹)، فناوری اطلاعات و ارتباطات، نابرابری درآمد و رشد اقتصادی. فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری، ۷(۲): ۹۴-۷۵.

جرجرزاده، علیرضا و اقبالی، علیرضا (۱۳۸۴)، بررسی اثر درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد در ایران. فصلنامه رفاه اجتماعی، ۵(۱۷): ۲۲۶-۲۰۷.

خلخالی علی، مهرگان، منصور و دلیری، حسن (۱۳۹۰)، بررسی اثرات ساختار آموزش بر توزیع درآمد. فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی ۴، (۲): ۷۱-۵۷.

خلیلی عراقی، منصور و کبیری رنانی، بهار (۱۳۹۶)، بررسی عوامل مؤثر بر رشد جمعیت شهرستان‌های ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۵(۸۳): ۳۲-۷.

دهمرده، نظر و شکری، زینب (۱۳۸۹)، اثرات توسعه مالی بر توزیع درآمد در ایران. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۸(۵۴): ۱۶۴-۱۴۷.

زاده نصیر، زهرا و توفیقی، حمید (۱۳۹۱)، رابطه نابرابری درآمد و رشد اقتصادی تحت تأثیر فناوری ارتباطات و اطلاعات مطالعه بین کشوری. دومین همایش ملی راهکارهای توسعه اقتصادی با محوریت برنامه‌ریزی منطقه‌ای، دانشگاه آزاد اسلامی سنندج.

زارع، بیژن و اسدی، زاهد (۱۳۹۰)، رابطه تأمین اجتماعی با توسعه اقتصادی-اجتماعی در ایران، فصلنامه رفاه اجتماعی ۱۱(۴۲):۱۰۶-۶۷.

سامتی، مجید، خانزادی، آزاد و یزدانی، رضا (۱۳۸۸)، اثرات درآمدهای نفتی و تزریق آن به اقتصاد بر توزیع درآمد: مطالعهٔ موردی کشور ایران. فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری، ۶(۴):۷۲-۵۱.

سلامی، فریبا، فقه مجیدی، علی و محمدی، احمد (۱۳۹۵)، بررسی همگرایی درآمدی بین استان‌های ایران با تأکید بر روش تحلیل خوشه‌ای. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۴(۸۰):-۱۶۷ ۱۹۴.

صفایی، علی (۱۳۸۸)، اثر هزینه‌های تأمین اجتماعی بر توزیع درآمد در استان مازندران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه.

عیسی زاده روشن، یوسف و آقایی، مجید (۱۳۹۸)، بررسی اثر دسترسی به فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) بر توزیع درآمد در استان‌های کشور. پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)،۱۹(۴): ۱۳۱-۱۵۸.

کریمی، محمد شریف و دورباش، معصومه (۱۳۹۷)، بررسی تأثیر مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم بر توزیع درآمد با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته. فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، ۶(۲۲):۴۷-۶۸.

کمیجانی، اکبر و محمد زاده، فریدون (۱۳۹۳)، تأثیر تورم بر توزیع درآمد و عملکرد سیاست‌های جبرانی. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی،۲۲(۶۹): ۲۴-۵.

کیمیاگری، علی‌محمد و منوچهری راد، رضا (۱۳۸۹)، باز توزیع درآمد در صندوق تأمین اجتماعی ایران و اثر تورم بر آن. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۵(۴۵):۱۸۰-۱۳۹

کمیجانی، اکبر و علمی، زهرا (۱۳۸۴)، اثر سرمایه انسانی بر درآمد. اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۳(ویژه‌نامه): ۱۱۱-۹۱.

گرجی، ابراهیم (۱۳۸۷)، اثر جهانی‌شدن بر توزیع درامد، فصلنامه پژوهش ایران اقتصادی‌های،۳۴(۱۰):۱۰۰-۱۲۴.

متفکر آزاد، محمدعلی، رنج پور، رضا، کریمی، زهرا و حیدریانی غلامی، لیلا (۱۳۹۴)، بررسی همگرایی اقتصادی استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۷۹ با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پنلی. پژوهشنامه اقتصاد کلان.۱۰(۱۹): ۱۷-۱.

معصوم زاده، سارا، شیرافکن، مهدی و محمد نژادی، مجتبی (۱۳۹۶)، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی و. بررسی همگرایی توزیع درامد در استان‌های ایران. (۱۲)۴۱: ۱۷۸-۱۶۱.

موسوی جهرمی، یگانه، خداداد، کاشی، فرهاد، موسی پور و احمدی، عالمه (۱۳۹۳)، ارزیابی عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در جامعه: پژوهش‌های اقتصادی ایران ۱۱(۶۱): ۱۴۷-۱۱۷.

مهرآرا، محسن و محمدیان، مجتبی (۱۳۹۴)، بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با رویکرد اقتصادسنجی بیزینی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. ۱۱ (۴): ۸۳-۱۱۶.

مهرگان، نادرو سالاریان، محمد (۱۳۸۷)، اثر بیمه‌های اجتماعی بر نابرابری درآمد در ایران.۸(۳۱): ۲۶۳-۱۴۳.

نیلی، مسعود و فرح‌بخش، علی (۱۳۷۷)، ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درامد: نشریه برنامه‌ریزی و بودجه ۳۵(۳۵): ۱۲۱-۱۵۴.

وفایی، الهام، محمد زاده، پرویز، اصغر پور، حسین و فلاحی، فیرزو (۱۳۹۷)، ارزیابی رفاه اجتماعی و همگرایی رفاه استان‌های ایران برای سنجش توسعه مناطق ایران: فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی،۱۲(۴۳): ۱-۲۳.

هادیان، ابراهیم و اسلامی اندارگلی، مجید (۱۳۹۵)، اثرات رفاهی افزایش پوشش تأمین اجتماعی در اقتصاد ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی قابل‌محاسبه. پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار ۱۶(۲): ۱۳۵-۱۵۴.

Balash, V., Balash O., Faizliev, A. & Chistopolskaya, E. (2020), Economic Growth Patterns: Spatial Econometric Analysis for Russian Regions, Information, 11: 289.

Barro R.J. & Sala-i-Martin X. (1992), Convergence, Journal of Political Economy, 100: 223-251.

Barro R.J. & Sala-i-Martin X. (1995), Economic Growth, McGraw Hill, NewYork.

Barro R.J. & Sala-i-Martin X. (1997), Technological diffusion, convergence and growth, Journal of Economic Growth, 2: 1-16

Baylan, M. (2019), Impact of Social Security Expenditures on Income Distribution: Case of Turkey, Manas Sosyal Araştırmalar Dergisi, 8(3): 2579-2593.

Bejkovic, P. & Mrnjavac, Z. (2016), The Role of the Tax System and Social Security Transfers in Reducing Income Inequality: THE CASE OF THE REPUBLIC OF CROATIA, EKONOMSKI PREGLED, 67 (5): 399-417.

Bönke, T., Giacomo C. & Holger L. (2019), Lifetime Inequality and Redistribution in Germany, The Society for the Study of Economic Inequality (ECINEQ).

Cammeraat, E. (2020), The relationship between different social expenditure schemes and poverty, inequality and economic growth, International Social Security Review, 73 (2):101-120

Chambers, D. & Dhongde, S. (2016), Convergence in Income Distributions: Evidence from a Panel of Countries, Economic Modelling, (59) C:262-270

Cichon, M., Scholz, W., van de Meerendonk, A., Hagemejer, K., Bertranou, F. & Plamondon, P. (2004), Financing social protection (Geneva, International Labour Office and International Social Security Association).

Diamond, P.A. (1977), A framework for social security analysis, Journal of Public Economics, 8(3): 275-298

Gallin, R. & vander Hoeven, R. (2001), Is Inflation Bad FOR Income Inequality: the importance of the initial rate pf inflation, Employment Paper 29.

Giuseppe, A., Roberto, B. & Gianfranco, P. (2005), Using Spatial Panel Data in Modelling Regional Growth and Convergence, Regional Economics Application Laboratory, University of Illinois at Urbana-Champaign, USA.

ILO, International Labor Organization. (2010), World Social Protection Report,

Immervoll, H. & Richardson, L. (2011), Redistribution Policy and Inequality Reduction in OECD Countries: What Has Changed in Two Decades?, OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 122,

International Labour Organization (ILO). (2017), World social protection report 2017–19: Universal social protection to achieve the Sustainable Development Goals (Geneva).

Islam, N. (2003), What have we learnt from the convergence debate?, Journal of Economic Surveys, 17: 309-362.

Kankeo, Y. (2001), The Factors of Income Inequality and the Coordination between Income Distribution Policy and Social Security, Review of Population and Social Policy, 10: 55–80.

Kay, S. & Milko M. (2010), Brazilian social security in comparative perspective: Expenditures, redistribution and inequality, 6th International Policy and Research Conference on Social Security Emerging trends in times of instability: New challenges and opportunities for social security, Luxembourg, 29(9): 223-245.

Korpi, W. & Palme, J. (1998), The Paradox of Redistribution and Strategies of Equality: Welfare State Institutions, a Poverty in the Western Countries, American Sociological Review, 63(5): 661-687.

Kuznets, S. (1955), Economic growth and income inequality, American Economic Review, 45: 1-28.

Le-rong, Y. & Xiao-yun, L. (2021), The effects of social security expenditure on reducing income inequality and rural poverty in China, ournal of Integrative Agriculture, 20(4): 1060–1067.

LeSage, J.P. & Pac, R. (2009), Introduction to Spatial Econometrics, CRC Press, Boca Raton,FL.

Mankiw, N.G., Romer, D. & Weil, D.N. (1992), A contribution to the empirics of economic growth, Quarterly Journal of economic, 107: 407-437.

Mincer, J. (1958), Investment in human capital and personal income distribution, Journal of Political Economy, 66(4): 281-302

Moura,D., & Leandro,R., Jaime de Jesus Filho,Paulo Sérgio Braga Tafner and Ligia Helena da Cruz Ourives, (2012), Social Security Effects on Income Distribution: a Counterfactual Analysis for Brazil, Applied Economics Letters, 20(7): 631-637.

OECD. (Organisation for Economic Co-operation and Development), (2012), Social Spending After the Crisis Social expenditure (SOCX) Data Update.

Scholz, W. (2015), Financing social security out of contributions: About origins, present discussions and prospects of a success story, in International Social Security Review, 68(4): 242-234.

Scholz, W. (2017), Global social security in political and economic contexts: Historical experiences and current trends, in China International Social Security Review, 1(1): 135–152.

Smedding, T. (2004), Public Policy and Economic Inequality: The United States in Comparative Perspective, Luxembourg Income Study Working

Paper Series, Luxembourg Income Study (LIS), Working Paper No. 367: 1-44.

Solow, R.M. (1956), A contribution to the theory of economic growth, Quarterly journal of economics, 70: 65-94.

Swan, T.W. (1956), Economic growth and capital accumulation, Economic, Record, 32: 334-361.

Xiaoyu, D., Jing, T. & Rong, C. (2019), Effect of Social Security System on Consumption through Income and Uncertainty: Evidence from China, Sustainability, 11: 18-28.

Zheng, G. (2017), A proper view on the relationship between social security and economic growth, in Guangmin Daily, 25 Mar.