فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ـ سال بیستم ـ شماره چهارم ـ زمستان ۱۳۹۹ ـ صفحات ۲۲۸-۲۰۵

عوامل مؤثر بر نابرابری توزیع درآمد استانی در ایران: رهیافت پانل پروبیت کسری

رضا شاکری بستان آباد[۱]
زهرا جلیلی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۲/۶ **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۶/۱۲**

چکیده

اهمیت توزیع منابع و امکانات در اقتصاد منطقه‌ای، عدالت اجتماعی، کاهش فقر و رشد و توسعه اقتصادی موجب شده است که توزیع مناسب درآمد، یکی از مهمترین دغدغه‌های سیاستگذاران و پژوهشگران اقتصادی باشد و عوامل مؤثر بر آن، همواره در مطالعات تجربی مورد بررسی قرار بگیرد. اما با توجه به اینکه شاخص توزیع درآمد (ضریب جینی) در بازه بین صفر و یک محدود شده است، امکان دارد، استفاده از مدل‌های خطی استاندارد، تصویری دقیق از اثر سایر متغیرها بر آن را ارائه ندهند. از این رو در این مطالعه، سعی شده است متغیرهای اثرگذار بر توزیع درآمد در استان‌های ایران در بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۴ و با استفاده از روش پانل پروبیت کسری شناسایی شود. این رهیافت، امکان تخمین متوسط اثرات جزئی برای متغیرهای وابسته با داده‌های کسری بازه صفر و یک را فراهم می‌کند. نتایج مطالعه نشان داد که رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد، فرضیه کوزنتس را تأیید نمی‌کند همچنین متغیرهای مخارج دولتی سرانه، توسعه مالی و تورم، اثر منفی و معنی‌دار بر متغیر ضریب جینی داشتند. براساس نتایج به دست آمده، پیشنهاد می‌شود که دولت به اجرای سیاست‌هایی در راستای توسعه مالی و افزایش کارآیی ابزارهای مالی، اقدام نماید و همچنین سرمایه‌گذاری مخارج دولتی برای امور آموزشی، بهداشتی را به منظور بهره‌مندی همه اقشار جامعه، در دستور کار خود قرار دهد.

واژه‌های کلیدی: پانل پروبیت کسری، متغیرهای واکنشی کسری در بازه صفر و یک، ضریب جینی، اقتصاد منطقه‌ای

طبقه‌بندی JEL: C33، D31، O15.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران، (نویسنده مسؤول) reza.shakeri@ut.ac.ir
۲. دکترای علوم اقتصادی، دانشگاه تبریز jalili_zahra@ymail.com

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-27]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.4.7.4]

مقدمه

یکی از دغدغه‌های اصلی برنامه‌ریزان و سیاستگذاران در برنامه‌های توسعه اقتصادی، کاهش فقر و نابرابری درآمدی است. از این رو، همواره حساسیت پیرامون ریشه‌ها و راهکارهای مواجهه با فقر و نابرابری درآمدی در برنامه‌ریزی‌های اقتصادی، مورد توجه ویژه قرار گرفته است؛ به‌گونه‌ای که امروزه یکی از اهداف مهم سیاست‌های اقتصادی دولت‌ها، از میان برداشتن نابرابری در توزیع درآمدها می-باشد (اکبری و همکاران، ۱۳۹۰). از سوی دیگر، نابرابری درآمدی بین استان‌های کشور، موضوعی مهم سیاستمداران، اقتصاددانان و جغرافی‌دانان بوده و باعث عدم تعادل‌های بعدی در استقرار جمعیت، سرمایه‌گذاری، مشکلات اجتماعی و سیاسی و تشدید بحران‌های زیست محیطی می‌شود، لذا یکی از مباحث مهم در اقتصاد منطقه‌ای، چگونگی توزیع منابع و امکانات کشور در بعد فضایی و جغرافیایی می‌باشد، به گونه‌ای که به عدم تعادل منطقه‌ای منجر نگردد (بهشتی و همکاران، ۱۳۹۸).

برای ارائه تصویری از وضعیت نابرابری درآمدی در استان‌های کشور، ضریب جینی استان‌های کشور در سال ۱۳۷۹ و ۱۳۹۴ در نمودار (۱) ارائه شده است. ضریب جینی، یکی از روش‌های سنجش وضعیت توزیع درآمد به‌شمار می‌رود که مهم‌ترین و اصلی‌ترین روش محاسبه میزان نابرابری به‌وسیله منحنی لورنز است. مقدار این ضریب بین صفر و یک می‌باشد که هر چه شدت نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد، مقدار این ضریب به سمت یک میل می‌کند.

بررسی ضریب جینی استان‌های کشور در سال ۱۳۷۹ نشان می‌دهد که استان ایلام در این سال، با ضریب جینی ۰/۵۷ و استان کردستان با ضریب ۰/۳۹ به ترتیب، نابرابرترین و برابرترین توزیع درآمد را در بین استان‌های کشور دارند. مقایسه ضریب جینی استان‌های کشور در سال ۱۳۷۹ با سال ۱۳۹۴ نشان می‌دهد که وضعیت توزیع درآمد تمام استان‌ها در طول دوره ۱۳۹۴-۱۳۷۹ بهتر شده، اما میزان کاهش ضریب جینی در استان‌ها مختلف بسیار متفاوت بوده، به‌طوری که میزان تغییر ضریب جینی از ۵۴ درصد در استان ایلام تا ۱۳ درصد در استان هرمزگان در نوسان است (نمودار ۱).

حال این سؤال مطرح می‌شود که در ایران، چه عواملی بر توزیع درآمد منطقه‌ای مؤثر است؟ کدام عوامل، بیشترین تأثیر را در بهبود وضعیت برابری درآمد دارند؟ پاسخ به این سؤالات در راستای برنامه‌ریزی منطقه‌ای، می‌تواند راهنمایی در جهت اعمال سیاست‌های اقتصادی خردمندانه به منظور متعادل نمودن توزیع درآمد منطقه‌ای باشد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-27]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.4.7.4]

نمودار ۱. مقایسه ضریب جینی استان‌های کشور در سال ۱۳۷۹ با سال ۱۳۹۴

به دلیل اهمیت توزیع درآمد، به عنوان نمادی از عدالت اجتماعی و ارتباط متقابل آن با رشد و توسعه اقتصادی، مطالعات تجربی بسیاری در داخل کشور، این موضوع را در سطح ملی و منطقه‌ای مورد بررسی قرار داده‌اند. در زمینه مطالعات در سطح کشور، می‌توان به مطالعات داوودی و براتی (۱۳۸۶)، سامتی و همکاران (۱۳۸۸)، سیفی‌پور و رضائی (۱۳۹۰) و مهرآرا و محمدیان (۱۳۹۳) و در زمینه مطالعات منطقه‌ای، به ابونوری و خوشکار (۱۳۸۵)، رفعت و جزی‌زاده (۱۳۹۵)، رحمانی فضلی و عرب مازار (۱۳۹۵) و بهشتی و همکاران (۱۳۹۸) اشاره کرد.

نوآوری مطالعه حاضر، استفاده از روش برآورد پانل پروبیت با متغیر وابسته کسری در بازه صفر و یک است.

پاپک و همکار (Papke & Wooldridge, 1996) بیان می‌کنند که متغیرهایی نظیر ضریب جینی که در بازه صفر تا یک قرار دارند، به عنوان "متغیرهای واکنشی کسری در بازه صفر و یک" شناخته می‌شوند که امکان تخمین اثرات جزئی[1] برای متغیرهای وابسته با داده‌های کسری بازه صفر و یک را می‌دهد. در این روش برآوردی، امکان تخمین متغیر وابسته قابل محاسبه است که دو حد گوشه‌ای صفر و یک را نیز می‌پذیرد.

با توجه به مطالب فوق، هدف مطالعه حاضر، بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در استان‌های کشور با استفاده از رهیافت پانل پروبیت کسری است. در این راستا، ابتدا مبانی نظری و تجربی در

1. Partial Effect

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-27]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.4.7.4]

زمینه عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی تشریح می‌شود. سپس الگوی بین استانی توزیع درآمد در ایران، داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز معرفی، و رهیافت اقتصادسنجی مطالعه (پانل پروبیت کسری) شرح می‌گردد. تجزیه و تحلیل نتایج تجربی مطالعه در قالب الگوی تحقیق ارائه شده و آثار متغیرهای مختلف بر نابرابری درآمد در استان‌های کشور، همچنین جمع‌بندی و پیشنهادها، پایان‌بخش مقاله خواهد بود.

مبانی نظری

بر اساس تجربه کشورهای مختلف و مطالعات صورت گرفته، عوامل بسیاری در توزیع درآمد مؤثر است. کاسا (Kaasa, 2003) بیان می‌کند، این عوامل را می‌توان در پنج گروه رشد و توسعه اقتصادی، عوامل جمعیت شناختی، عوامل سیاسی، عوامل تاریخی، فرهنگی و طبیعی و عوامل اقتصاد کلان تقسیم‌بندی کرد.

اولین مطالعه انجام شده در زمینه عوامل تأثیرگذار بر توزیع درآمد، در ارتباط با تأثیر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد بوده، و بحث در این زمینه، با فرضیه U برعکس کوزنتس آغاز شده، و کوزنتس، رشد مدرن اقتصادی را به صورت افزایش مداوم درآمد سرانه یا تولید سرانه کارگر که غالباً با افزایش در جمعیت و تغییرات ساختاری گسترده همراه بوده، تعریف کرده است. بر اساس نظر وی، افزایش مداوم عرضه کالا و خدمات، پیشرفت تکنولوژی و تطابق به‌کارگیری تکنولوژی جدید و توسعه داخلی آن با شرایط ایدئولوژیک، اقتصادی و اجتماعی کشور، لازمه رشد اقتصادی می‌باشد. کوزنتس بیان می‌کند که در مسیر توسعه اقتصادی هر کشور، نابرابری درآمد، نخست افزایش یافته، سپس هم‌تراز شده و به تدریج کاهش می‌یابد. این فرضیه در مطالعات بسیاری مورد آزمون قرار گرفته، که در بخشی از آنها تأیید، و در مواردی، رد شده است.

براساس نظر عجم اوغلو و رابینسون (Acemoglu & Robinson, 2002) اگر چه به لحاظ تجربی، فرضیه کوزنتس برای کشورهای صنعتی غرب تأیید می‌شود، اما با تجربه کشورهای در حال توسعه، سازگار نیست و نمی‌توان آن را یک قانونی عمومی در نظر گرفت.

علاوه بر رشد اقتصادی، نقش دولت‌ها در تأثیرگذاری بر نابرابری منطقه‌ای، همواره مورد توجه اقتصاددانان و پژوهشگران بوده است. نهادهای سیاسی که منابع قدرت سیاسی و مالی را بین دولت-های مرکزی، منطقه‌ای و استانی توزیع می‌کنند، نقش مهمی در ایجاد و یا بهبود نابرابری منطقه‌ای دارند (Kim, 2008).

مخارج عمومی دولت در زیرساخت‌ها، از طریق مکانیسم‌های مختلف رقابت‌پذیری، رشد اقتصادی، نابرابری درآمد، تولید، بهره‌وری نیروی‌کار و رفاه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابر بر عقیده هولتز

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-27]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.4.7.4]

(Holtz-Eakin, 1996)، زیرساخت‌ها موجب کاهش هزینه عوامل اولیه در فرایند تولید می‌شوند و در نتیجه، بنگاه‌های تولیدی به تولید فزون‌تر و ایجاد بنگاه‌های تولیدی بیشتر تشویق می‌شوند که به نوبه خود، باعث افزایش تولید بنگاه‌ها می‌گردد. افزایش تعداد بنگاه‌های تولیدی، بازدهی خارجی مثبت ایجاد می‌کند و در نتیجه، بهره‌وری در تولید افزایش پیدا می‌کند. با افزایش سرمایه عمومی به دلیل افزایش بهره‌وری سرمایه خصوصی، بنگاه‌ها برای سرمایه‌گذاری بیشتر (اشتغال بالاتر)، تولید بیشتر و متعاقباً افزایش مقیاس تولید و ایجاد صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس، تشویق می‌شوند و در نهایت، رشداقتصادی پایدار همراه با کاهش نابرابری به وجود می‌آید (Mamatzakis، 2008).

سیاست‌های اجرایی دولت‌ها، تأثیرات متفاوتی بر درآمد سرانه مناطق مختلف کشور دارند و ممکن است، نتیجه اجرای سیاست‌های ناهماهنگ، باعث نابرابری در درآمد سرانه استان‌ها شود. عموماً ابزارهای معمول دولت، علاوه بر اعمال قوانین مختلف، سیاست‌های پولی و مالی می‌باشند. اعمال این سیاست‌های مختلف، ممکن است تأثیرات متفاوتی بر نابرابری بین مناطق مختلف کشور بگذارد (بهشتی و همکاران، ۱۳۹۸).

مطالعات نظری، نشان می‌دهد که ارتباط میان توزیع مجدد مخارج دولت و نابرابری درآمدی منطقه‌ای، به برخی از عوامل اقتصادسیاسی نظیر انگیزه برای فعالیت‌های رانت‌جویانه و ارتباطات سیاسی بستگی دارد. این مطالعات، نشان می‌دهند که به سبب وجود فعالیت‌های رانت‌جویانه و تأثیرات سیاسی، میان نابرابری درآمدی منطقه‌ای با توزیع مجدد مخارج دولت، ارتباط منفی وجود دارد.

در این زمینه رودریگز (Rodriguez, 1999) استدلال می‌کند که افزایش نابرابری درآمدی به معنای افزایش تعلق سهم بیشتری از منابع عمومی به دسته‌ای از افراد است که بر مقامات سیاسی تأثیرگذارند؛ در واقع براساس نظریه‌های رشد اقتصاد سیاسی، در جوامع با نابرابری درآمدی بالا، افراد خاص و سازمان یافته، اهداف و علایق خود را از راه‌های نامتعارف دنبال می‌کنند.

تورم، عامل دیگری است که تأثیر آن بر توزیع درآمد در مطالعات تجربی بسیاری مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. تورم یک پدیده نامطلوب اقتصادی محسوب می شود؛ زیرا مطلوبیت ناشی از خرج یک مقدار درآمد پولی ثابت را کاهش می‌دهد. اثر تورم بر توزیع درآمد، برحسب تغییرات نسبی قیمت‌ها متفاوت است. افزایش نسبی قیمت مواد خوراکی و کالاهای ضروری، ممکن است، موجب افزایش نابرابری، و در مقابل، افزایش نسبی قیمت کالاهای تجملی، می‌تواند باعث کاهش نابرابری در توزیع درآمد شود.

گالی و همکار (Galli & Van der Hoeven, 2001) بیان می‌کنند که ممکن است، اثر تورم بر نابرابری به میزان اولیه تورم بستگی داشته باشد؛ یعنی در شرایطی که سطح تورم بالا است، کاهش

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-27]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.4.7.4]

تورم، نابرابری را کاهش می‌دهد؛ اما در سطوح تورم پایین، کاهش بیشتر تورم، می‌تواند اثر مخربی بر نابرابری داشته باشد.

بر اساس نظر بولیر (Bulir, 2001)، ارتباط بین تورم و نابرابری درآمدی، از دیدگاه نظری شفاف نیست؛ زیرا با وجود تورم، ابتدا درآمد نسبی کارگرانی که از درآمدشان در برابر تغییر سطح قیمت‌ها محافظت می‌کنند (کارگران درونی) نسبت به گروهی که از درآمدهایشان محافظت نمی‌کنند (کارگران بیرونی) افزایش می‌یابد. بر این اساس، توزیع درآمد، نابرابرتر می‌شود. اما به هر حال، درآمد هر دو گروه، به صورت مطلق کاهش می‌یابد. از طرفی، در زمانی‌که سیاست‌های دولتی به جهت کاهش فقر در گروه کارگران بیرونی اعمال می‌شود (برای مثال گرفتن مالیات از ثروتمندان و انتقال آن به فقرا)، این سیاست‌ها عموماً برای جلوگیری از شکاف توزیع درآمد ناشی از تورم، نارسا هستند. دلیل این امر، آن است که معمولاً تعداد دریافت‌کنندگان پرداخت‌های انتقالی (کارگران بیرونی) بیشتر از تعداد پرداخت‌کنندگان مالیات (کارگران درونی‌ها) است. بر این پایه، می‌توان انتظار داشت که اثر برابرگرهای مالی در زمانی‌که تورم، تغییری در نابرابری درآمد ایجاد می‌کند، بسیار ضعیف یا حتی منفی باشد.

در ادبیات توزیع درآمد، توسعه بخش مالی و گسترش ابزارها و واسطه‌های مالی، از مهم‌ترین عوامل مطرح شده در زمینه اثرگذاری بر نابرابری درآمد است. توسعه مالی با کنترل تمرکز ثروت، امکانات بیشتری را در اختیار افراد کمتر برخوردار قرار می‌دهد تا آنها نیز بتوانند سهم خویش را از تولید ملی افزایش دهند (سالم و عرب یارمحمدی، ۱۳۹۰).

توسعه بخش مالی به طور مستقیم و غیرمستقیم بر کاهش نابرابری درآمدی مؤثر است؛ توسعه می‌تواند به رشد اقتصادی منجر شود و از طریق رشد، به طور غیرمستقیم بر شکاف درآمدی مؤثر باشد؛ اما به‌طور مستقیم نیز از چند راه می‌تواند نابرابری درآمدی را کاهش دهد. توسعه مالی از طریق معکوس کردن دلایل شکست بازارهای مالی نظیر ایجاد تقارن اطلاعات بین گروه‌های مختلف اجتماعی، کاهش هزینه‌های ثابت دادن وام به وام‌گیرندگان کوچک، بهبود خدمات ضمانت بیمه، تقویت دارایی‌های کارای فقرا، کاهش نرخ بهره، افزایش دسترسی به خدمات پس‌انداز، افزایش نقدینگی خانوارها، افزایش سرعت برخورداری از خدمات مالی، می‌تواند زمینه مناسب را برای دسترسی به مالیه رسمی فراهم کند (دل‌انگیزان و سنجری، ۱۳۹۲).

اعمال مالیات‌ها یکی دیگر از سیاست‌های مالی دولت است که در اقتصاد، می‌تواند کارکردهای متفاوتی داشته باشد؛ از یک طرف، منبع درآمد دولت و از طرف دیگر، سیاستی جهت تصحیح خطای بازار است و کارکرد سوم، ابزاری جهت بهبود توزیع درآمد است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-27]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.4.7.4]

ماسگریو (Musgrave, 1959)، بیان می‌کند که مالیات در اقتصاد، نقش‌های متفاوتی ایفا می‌کند: تثبیت، تخصیص و توزیع درآمد؛ تثبیت به وظیفه دولت در تحریک فعالیت‌های اقتصادی و مصرف؛ و تخصیص به ایجاد کالاها و خدمات عمومی و توزیع درآمد از طریق انتقال درآمد از افراد ثروتمند به فقیر برای داشتن جامعه برابرتر اشاره می‌کند.

اثر مالیات بر توزیع درآمد، به نوع سیستم مالیاتی اتخاذ شده در اقتصاد از لحاظ مستقیم و غیرمستقیم بودن مالیات‌ها بستگی دارد. در اغلب کشورها، مالیات مستقیم شامل مالیات بر درآمد اشخاص، ثروت و شرکت‌ها است. مالیات بر درآمد اشخاص حقیقی، به صورت نرخ‌های تصاعدی بر درآمد مؤثر، پس از سطوح معاف شده معین اعمال می‌شود. در صورت نبود فرار مالیاتی، این نوع مالیات در جهت هدف توزیع مجدد درآمد است و با اصل توان پرداخت مطابقت دارد.

مالیات بر ثروت نسبت به ثروت تجمعی افراد اعمال می‌شود و وجه تصاعدی مالیات‌ها را بویژه در گروه‌های درآمدی بالا، افزایش می‌دهد. لذا مالیات بر ثروت خالص همراه با مالیات بر درآمد، موجب توزیع بهتر مالیات‌ها با توجه به توان پرداخت افراد می‌شود. علاوه بر این، مالیات بر ثروت خالص، از طریق توزیع مجدد ثروت، جلوگیری از تصاعدی شدن آن و تشویق استفاده مؤثر از دارایی‌ها، می‌تواند به صورت ابزار مفیدی با هدف انجام اصلاحات اقتصادی و اجتماعی به‌کار رود.

اثر مالیات برشرکت‌ها بر توزیع درآمد، U شکل است؛ یعنی برای شرکت‌های بزرگ و کوچک، مخرب و برای شرکت‌های با اندازه متوسط، موجب بهبود توزیع درآمد می‌شود. در مقابل، مالیات‌های غیرمستقیم، اثرات مخربی بر توزیع درآمد دارد؛ زیرا در ساده‌ترین شکل آن، نرخ واحد برای تمامی معاملات مشمول مالیات در نظر گرفته می‌شود و از آنجایی که میل نهایی افراد کم درآمد به مصرف کالاها و خدمات، بیشتر از افراد پردرآمد است، سبب بدتر شدن توزیع درآمد خواهد شد. از نقطه نظر توزیع درآمد، یک راه ساده برای افزایش کارآیی مالیات‌های غیرمستقیم، آن است که نرخ‌های متفاوت مالیات بر روی کالاهای مورد مصرف افراد کم درآمد و پردرآمد تعیین شود. به عنوان مثال، در سیستم مالیات بر ارزش افزوده، می‌توان نرخ مالیات کالاهایی را که بخش بزرگی از درآمد خانوارهای کم درآمد را به خود اختصاص می‌دهد، مثل مواد غذایی را حذف کرد و یا کاهش داد و نرخ مالیات کالاهای لوکس که بیشتر توسط افراد پردرآمد مصرف می‌شود را افزایش داد (سیفی‌پور و رضائی، ۱۳۹۰).

پیشینه تحقیق

اهمیت توزیع درآمد و عوامل مؤثر بر آن در ادبیات اقتصادی، موجب شده است که پژوهشگران زیادی در داخل و خارج کشور، به بررسی این موضوع بپردازند که در ادامه، به برخی از آنها اشاره می‌شود.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-27]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.4.7.4]

ابونوری و خوشکار (۱۳۸۵) در یک مطالعه بین استانی، اثر شاخص‌های عمده کلان اقتصادی بر توزیع درآمد در ایران را با استفاده معادلات همزمان به ظاهر نامرتبط (SURE)، مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان داد، کاهش نابرابری ناشی از افزایش درآمد سرانه، در اثر کاهش سهم بیستک پنجم، به نفع افزایش سهم دیگر بیستک‌ها بویژه بیستک اول بوده، و در مقابل، افزایش نابرابری ناشی از افزایش درآمدهای مالیاتی به محصول ناخالص استانی، تورم، هزینه‌های دولتی، به علت کاهش سهم چهار بیستک اول، به نفع افزایش سهم بیستک پنجم بوده است.

سیفی‌پور و رضایی (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای، به بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با تأکید بر مالیات‌ها پرداختند. نتایج تحقیق، حاکی از آن بود که با افزایش مالیات‌های مستقیم و سطح حداقل دستمزد، کاهش مالیات‌های غیرمستقیم و نرخ بیکاری، توزیع درآمد بهبود می‌یابد.

تابلی و کوچک‌زاده (۱۳۹۲)، با بهره‌گیری از رهیافت داده‌های تابلویی، اثر سهم درآمد مالیاتی از تولید ناخالص داخلی، سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی، درآمد سرانه و تورم بر ضریب جینی کشورهای اسلامی منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج، نشان داد که نمی‌توان فرضیه کوزنتس برای کشورهای اسلامی را رد کرد و هر افزایش در رشد اقتصادی و درآمد سرانه در این کشورها، ابتدا موجب کاهش توزیع عادلانه درآمد و افزایش نابرابری می‌شود. همچنین نتایج، نشان‌دهنده تأثیر منفی مخارج دولت و تأثیر مثبت مالیات‌ها بر ضریب جینی بوده است.

مهرآرا و محمدیان (۱۳۹۳)، با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی بیزینی، به بررسی تأثیر طیف وسیعی از متغیرهای مؤثر بر توزیع درآمد ایران پرداختند. نتایج این مطالعه، نشان داد که نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، مهم‌ترین متغیر تأثیرگذار بر ضریب جینی در اقتصاد ایران است. علاوه بر این، متغیرهای نسبت هزینه‌های جاری دولت و نسبت درآمدهای نفتی به GDP، از متغیرهای مؤثر بر توزیع درآمد می‌باشند.

رفعت و جزی‌زاده (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای، با استفاده از رهیافت داده‌های تابلویی، به بررسی اثر توسعه مالی استانی بر توزیع درآمد استانی در ایران پرداختند. نتایج به دست آمده، حاکی از آن است که گسترش هرچه بیشتر واسطه‌های مالی (توسعه مالی)، تأثیر منفی و معناداری بر ضریب جینی استان‌های کشور گذاشته و موجب کاهش نابرابری درآمدی در این استان‌ها شده، همچنین رشد اقتصادی و تورم نیز تأثیر منفی و معناداری بر ضریب جینی استان‌ها داشته است.

رحمانی فضلی و عرب مازار (۱۳۹۵)، تأثیر شکاف بودجه استانی بر شکاف درآمد منطقه‌ای استان‌های ایران را با استفاده مدل PVAR مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه، نشان داد که شوک شکاف بودجه، اثر مثبت بر شکاف درآمد سرانه دارد و تعدیل اثر این شوک بر شکاف درآمد سرانه

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-27]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.4.7.4]

حدود شش دوره زمانی به طول می‌انجامد. نتایج تجزیه واریانس شوک‌ها نشان داد، شکاف استانی بودجه کل و شکاف استانی بودجه عمرانی هم بخش زیادی از تغییرات شکاف درآمد سرانه استانی را توضیح می‌دهد.

دیزجی و آهنگری گرگری (۱۳۹۴)، تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه را با استفاده از روش‌های حداقل مربعات تعمیم‌یافته و گشتاورهای تعمیم‌یافته در دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۰ مورد مطالعه قرار دادند. نتایج مطالعه، حاکی از آن بود که افزایش نهادها و مؤسسات مالی و به تعبیری، توسعه مالی، موجب کاهش نابرابری درآمدی خواهد شد.

احمدی و همکاران (۱۳۹۵)، به بررسی اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد در گروه کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه یافته در دوره زمانی ۲۰۱۰-۲۰۰۰، با استفاده از روش پانل پویای گشتاورهای تعمیم‌یافته پرداختند. یافته‌های حاصل از مطالعه نشان داد، توسعه مالی در کشورهای در حال توسعه، ابتدا، سبب افزایش نابرابری درآمدی شده و سپس، با افزایش متوسط درآمد خانوارها و دسترسی آنان به خدمات مالی بیشتر، نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد؛ اما در کشورهای توسعه یافته، یک رابطه منفی خطی بین توسعه مالی و نابرابری درآمدی وجود دارد که نشان از کاهش نابرابری درآمدی به واسطه توسعه بازارها و واسطه‌های مالی است. همچنین افزایش سطح متغیرهای درآمد سرانه، تورم و نیز مقدار با وقفه ضریب جینی در هر دو گروه کشورهای منتخب، باعث توزیع بهتر درآمدی در این کشورها شده است.

حسین‌زاده (۱۳۹۶)، تأثیر رشد اقتصادی بر توزیع درآمدی را با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی برای کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا در دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۴ مطالعه کرد. نتیجه این مطالعه، نشان داد که در گروه کشورهای «منا»، فرضیه کوزنتس برقرار بوده و همچنین متغیر سرمایه انسانی دارای ضریب مثبت بوده که باعث شده، نابرابری درآمدی کاهش یابد و متغیر تراکم جمعیت نیز نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد.

مرادی و سلمان‌پور (۱۳۹۶)، تأثیر حکمرانی خوب بر توزیع درآمد کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی را با استفاده از روش اثرات ثابت در دوره ۲۰۱۳-۲۰۰۰ مورد مطالعه قرار دادند. نتیجه مطالعه نشان داد، همه شاخص‌های حکمرانی خوب بجز شاخص کنترل فساد به همراه متغیرهای مخارج مصرفی دولت و سهم صادرات از تولید ناخالص داخلی، اثر منفی و معناداری بر ضریب جینی در گروه کشوری منتخب دارد؛ بدین معنی که افزایش در هر یک از این متغیرها، سبب کاهش ضریب جینی و بهبود توزیع درآمدی شده است. شاخص کنترل فساد، متغیرهای درآمدهای مالیاتی دولت، نرخ تورم و بیکاری، اثر مثبت و معنی‌داری بر نابرابری توزیع درآمد این کشورها دارند.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-27]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.4.7.4]

به این صورت که افزایش هر یک از این متغیرها، سبب افزایش ضریب جینی و در نتیجه، وخیم‌تر شدن توزیع درآمدی می‌شود.

دهقانی و همکاران (۱۳۹۶)، به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران در بازه زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۳ با استفاده از رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم پرداختند. نتایجی که از مطالعه به دست آمد، نشان داد که رابطه مستقیم و غیرخطی بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد در بخش خطی و غیرخطی مدل‌های مورد بررسی وجود دارد که اثر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد نیز مثبت بوده است.

بهشتی و همکاران (۱۳۹۸)، عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در بین استان‌های ایران را با استفاده از روش داده‌های تابلویی، مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه، نشان داد که بین شاخص‌های مزیت نسبی در صادرات کالاهای صنعتی، ضریب پراکندگی بودجه سرانه دولت، ضریب تمرکز فعالیت‌های صنعتی، اختلاف در میزان سرمایه انسانی و مزیت نسبی در صنعت هتلداری، با شاخص نابرابری درآمدی، رابطه مثبت برقرار است.

هاپکینز (Hopkins, 2004)، در مطالعه‌ای، به بررسی عوامل تعیین‌کننده نابرابری درآمدی با استفاده از رویکرد بیزین در ۱۶ کشور عضو OECD پرداخت. مطابق نتایج مطالعه، تعداد سال‌های آموزش‌عالی، متغیر تأثیرگذاری بر روی ضریب‌جینی نیست؛ اما تعداد سال‌های آموزش‌ابتدایی می‌تواند بر روی توزیع درآمد مؤثر باشد. همچنین افزایش سهم تجارت در اقتصاد، زمانی‌که درآمد سرانه افزایش یابد، با یک نرخ کاهشی، سبب افزایش نابرابری می‌شود.

بک و همکاران (Beck et al., 2004)، رابطه بین توسعه مالی و تغییرات در توزیع درآمد را براساس الگوهای حداقل مربعات معمولی و رگرسیون متغیر ابزاری بررسی کرده و به این نتیجه رسیده اند که در کشورهایی که از سطوح بالاتر توسعه مالی برخوردار هستند، نابرابری درآمدی با سرعت بیشتری کاهش می‌یابد.

هائو و همکار (Hao & Wei, 2010) عوامل اساسی نابرابری درآمدی بین مناطق داخلی و ساحلی چین بعد از اصلاحات را با استفاده از رهیافت داده‌های تابلویی، مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه، نشان داد که عواملی همچون جهانی شدن، تمرکززدایی و حرکت به سمت اقتصاد بازار، باعث شکاف‌های درآمدی بین مناطق داخلی و ساحلی شرق و جنوب‌شرقی چین شده است.

لی و همکاران (Lee *et al.*, 2013)، به شناسایی عوامل تعیین‌کننده نابرابری درآمدی در کشور کره‌جنوبی طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۸۰ پرداختند. آنها در مطالعه خود، به این نتیجه دست یافتند که رابطه U شکل معکوس بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی وجود ندارد و فرضیه کوزنتس، رد می‌شود.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-27]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.4.7.4]

وو و همکاران (Vo *et al.*, 2019)، عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد و رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد متوسط را با رهیافت علیت گرنجر و GMM مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های این مطالعه، نشان داد که علیت از رشد اقتصادی به نابرابری درآمد و برعکس، در نمونه ۸۶ کشور با درآمد متوسط و مجموعه ۱۵۸ کشور مورد مطالعه، یافت می‌شود. این مطالعه، همچنین نشان داد که نابرابری درآمدی در کشورهای با درآمد متوسط، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد.

چیو و لی (Chiu & Lee, 2019)، به بررسی اثرات غیرخطی توسعه مالی و ریسک کشورها بر نابرابری درآمدی در هنگام تغییر ریسک کشورها در ۵۹ کشور در طی دوره ۱۹۸۵-۲۰۱۵ پرداخته‌اند. آنها در مجموعه کامل کشورها، شواهدی از فرضیه گسترش نابرابری در محیط‌های اقتصادی ناپایدار اقتصادی، فضای مالی و سیاسی پایدار را نشان دادند. همچنین بر اساس نتایج در محیط‌های اقتصادی و مالی پایدار، نابرابری درآمدی کشورهای پردرآمد از طریق توسعه مالی، قابل بهبود است. علاوه بر این، بین توسعه اقتصادی و نابرابری درآمدی برای کشورهای کم درآمد نیز رابطه مثبت نشان داده شد.

مرور مطالعات صورت گرفته، حاکی از آن است که به‌رغم انجام مطالعاتی در زمینه عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی منطقه‌ای ایران، تاکنون از رهیافت پانل پروبیت کسری استفاده نشده است. با توجه به اینکه ضریب جینی در بازه بین صفر و یک محدود شده است، بر اساس نظر پاپک و همکار (Papke & Wooldridge, 2008)، استفاده از مدل‌های خطی استاندارد، ممکن است، تصویری دقیق از اثر سایر متغیرها بر آن را ارائه ندهند. به عبارتی، اگر رابطه برآوردی محدود نشود، امکان دارد ضریب جینی، بیش از یک پیش‌بینی شود. اکثر مطالعات در زمینه عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی، از روش‌های مرسوم داده‌های تابلویی بهره گرفته‌اند و لیکن این رهیافت‌ها به دلیل عدم اعمال محدودیت در مدل برآوردی جهت بررسی ضریب جینی مناسب نیست.

در سال‌های اخیر، مطالعات تجربی در زمینه استفاده از مدل‌های کسری برای متغیرهای محدود نظیر نرخ مشارکت در برنامه بازنشستگی، سهم بخش‌های اقتصادی، امتیازدهی شبکه‌های تلویزیونی، سهم زمین‌های کشاورزی، نرخ قبولی در آزمون‌های تحصیلی و نرخ مشارکت اقتصادی گسترش یافته است. این امر، به دلیل توجه فزاینده پژوهشگران به فرم‌های کسری و ضعف روش‌های مرسوم در پیش‌بینی متغیرهای محدود شده است (Papke & Wooldridge، 2008).

نوآوری مطالعه حاضر نسبت به سایر مطالعات صورت گرفته در زمینه عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی، بهره‌گیری از رهیافت پانل پروبیت کسری است تا بتوان بدین طریق، تصویری درست و قابل اعتماد از این عوامل در سطح منطقه‌ای ارائه کرد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-27]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.4.7.4]

مواد و روش‌ها

هدف اصلی این پژوهش، بررسی تأثیر عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در استان‌های ایران با استفاده از رهیافت پانل پروبیت کسری است. برای این منظور، الگوی تجربی زیر تصریح شده است که در آن GI، Gdpc، Inf، Taxc، Govc و Fd به ترتیب، نشان‌دهنده ضریب جینی کل استان (با در نظر گرفتن مناطق شهری و روستایی)، تولید ناخالص داخلی سرانه، تورم (رشد شاخص قیمت‌های شهری)، مالیات سرانه، مخارج دولتی سرانه (مجموع عملکرد اعتبارات هزینه‌ای (جاری) دستگاه‌های اجرایی از محل درآمد عمومی و عملکرد تملک دارایی‌هایی سرمایه‌ای (عمرانی) استان‌ها از محل درآمد عمومی) و شاخص توسعه مالی (نسبت اعتبارات داده شده بخش بانکی به شرکت‌ها و مؤسسات خصوصی به GDP) است.

حضور همزمان تولید ناخالص داخلی سرانه و مجذور آن، بیانگر فرضیه کوزنتس می‌باشد و طبق این فرضیه، انتظار می‌رود که علامت آنها، به ترتیب، مثبت و منفی باشد. با توجه به در دسترس بودن اطلاعات، داده‌های مورد نیاز پژوهش از سالنامه‌های آماری مرکز آمار و بانک مرکزی ایران در بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۵ برای تمام استان‌های کشور (۳۱ استان) جمع آوری شده است.

$$GI_{it} = \beta_0 + \beta_1 Gdpc_{it} + \beta_2 Gdpc_{it}^2 + \beta_3 Inf_{it} + \beta Taxc_{it} + \beta_5 Govc_{it} + \beta_6 Fd_{it} \quad (1)$$

زمانی که متغیرهای مستقل و جمله خطا، نامحدود و متغیر وابسته کراندار است، احتیاط بیشتری در برآورد الگو نیاز دارد؛ به این دلیل که با پیش فرض خطی بودن، امکان خروج از محدوده مجاز وجود دارد. بر این اساس و با توجه به اینکه متغیر وابسته مطالعه (ضریب جینی) در بازه صفر و یک قرار دارد، برای بررسی عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی از مدل داده‌های تابلویی با متغیر وابسته کسری بازه صفر و یک استفاده می‌شود؛ که مهم‌ترین تفاوت مطالعه حاضر با سایر پژوهش‌های صورت گرفته در این زمینه می‌باشد.

شباهت‌های مهمی بین تکنیک‌های اقتصادسنجی داده‌های تابلویی با متغیر وابسته کسری بازه صفر و یک و روش داده‌های تابلویی متعارف وجود دارد. داده‌های تابلویی، تلفیقی از داده‌های مقطعی و سری زمانی است. در مدل مورد استفاده این مطالعه، استان‌ها، نقش مقاطع و سال‌های مورد بررسی، نقش سری زمانی را ایفا می‌کنند و کران‌دار بودن متغیر وابسته، باعث تمایز این مدل با روش داده‌های تابلویی رایج می‌شود. تفاوت این متغیرها از نظر اقتصادسنجی، این است که نه تنها آنها دارای پیامد احتمالی هستند، بلکه آنها هر دو پیامد راه حل گوشه‌ای و پیامد پیوسته در بازه صفر و یک را شامل می‌شوند. روش‌های آماری توسعه‌یافته برای تجزیه و تحلیل این نوع داده‌ها، مدل‌های لاجیت و پروبیت کسری است (شلمانی و همکاران، ۱۳۹۷).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-27]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.4.7.4]

در برآورد مدل پانل پروبیت کسری معادله (۲) مفروض است که در آن Y_{it} متغیر وابسته و X بردار متغیرهای اثرگذار بر متغیر وابسته، β بردار پارامترها و u_{it} جزء خطا است. مقدار متغیر وابسته به صورت $0 \le Y_{it} \le 1$ در نظر گرفته می‌شود.

$$Y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta + u_{it} \qquad (۲)$$

فرض برآن است که $E(Y_{it} \mid X_{it} c_i) = \Phi(X_{it}\beta + c_i)$. در این رابطه، E نشانگر امید ریاضی، X_{it} یک بردار $K \times 1$ برای مجموعه‌ای از متغیرهای برونزا، c_i اثرات مشاهده نشده و $\Phi(\bullet)$ تابع توزیع تجمعی است (که می‌تواند توزیع لوجستیک یا نرمال استاندارد باشد) (Papke & Wooldridge، 2008).

در برخی از مطالعات تجربی، با بهره‌گیری از لگاریتم‌گیری، روش مورد استفاده به صورت فرم خطی از متغیرها خواهد بود.

$$E\left(\log\left(\frac{Y_{it}}{1-Y_{it}}\right) \mid X_{it}\right) = \Phi(X_{it}\beta + c_i) \qquad (۳)$$

این ویژگی، نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن تابع توزیع لوجستیک، میانگین شرطی متغیر وابسته به صورت رابطه (۴) است.

$$E(Y_{it} \mid X_{it}, u_{it}) = \frac{e^{\Phi(X_{it}\beta + c_i) + u_{it}}}{1 + e^{\Phi(X_{it}\beta + c_i) + u_{it}}} \qquad (۴)$$

که در آن:

$$u_{it} = \log\left(\frac{Y_{it}}{1-Y_{it}}\right) - E\left(\log\left(\frac{Y_{it}}{1-Y_{it}}\right) \mid X_{it}\right) \qquad (۵)$$

بنابراین، بازیابی میانگین شرطی متغیر وابسته، نیاز به محاسبه انتگرال معادله (۶) دارد.

$$E(Y_{it} \mid X_{it}) = \int \frac{e^{\Phi X_{it} + z}}{1 + e^{\Phi X_{it} + z}} f(z)\, dz \qquad (۶)$$

$f(\bullet)$ یک تابع چگالی احتمال از u است. این انتگرال، می‌تواند با استفاده از برآورد تابع چگالی محاسبه گردد (Papke & Wooldridge, 1996)؛ اما در کارهای تجربی، محققانی که با استفاده از لگاریتم‌گیری، نسبت شانس متغیر را وارد مدل می‌کنند، انتگرال (۶) را محاسبه نمی‌کنند، بلکه با

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-27]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.4.7.4]

لگاریتم‌گیری، متغیر وابسته را به صورت $\log\left(\frac{Y_{it}}{1-Y_{it}}\right)$ محاسبه می‌نمایند و بدین ترتیب یک مدل خطی، از یک مدل غیر خطی استخراج می‌شود که این یک مزیت در برآورد است. از طرف دیگر، این کار، می‌تواند مشکلاتی به همراه داشته باشد. در مرحله اول، زمانی که از متغیر وابسته تغییر شکل یافته بهره گرفته می‌شود، لگاریتم صفر و یک تعریف شده نیست، و در مرحله بعد، برآورد متغیرهایی که تفاوت زمانی دارند، اما بین مقاطع متقاوت نیستند، امکان‌پذیر نمی‌باشد (علمی و روستایی شلمانی، ۱۳۹۳).

برای حل این مشکل، پاپک و همکار (Papke & Wooldridge, 2008)، مدل پروبیت پانلی کسری بازه صفر و یک را معرفی کردند که امکان تخمین متوسط اثرات جزئی برای متغیرهای وابسته با داده‌های کسری بازه صفر و یک را می‌دهد. در این مدل، تخمین متغیر وابسته، امکان‌پذیر است که دو حد گوشه‌ای صفر و یک را نیز می‌پذیرد (Kölling, 2012).

مدل خطی با ناهمگنی جمع‌پذیر برای مقاطع i و دوره‌های t، به صورت رابطه (۷) است.

$$y_{it}=x_{it}\beta+c_i+u_{it} \quad t=1,\cdots,T$$
$$E\left(u_{it}\mid x_{i1},\cdots,x_{iT},c_i\right)=0 \qquad (۷)$$

با توجه به نمونه تصادفی متوازن، فرض میانگین شرطی صفر، شرط کافی برای سازگاری روش اثر ثابت (FE)۱ می‌باشد. برای بررسی پانل نامتوازن برای هر i، یک دنباله‌ای از شاخص‌های انتخاب $\{s_{it},....,s_{iT}\}$ فرض می‌شود، اگر و فقط اگر، مشاهده (i,t) برای برآورد استفاده شود، در آن $s_{it}=1$ و در غیر این صورت $s_{it}=0$ خواهد بود. تعداد دوره‌های زمانی در دسترس برای واحد i برابر با $T_i=\sum_{r=1}^{T}s_{ir}$ می‌باشد. روش مناسب برای مشخص کردن برآوردگر FE در پانل نامتوازن، ضرب معادله (۷) در شاخص انتخابی و سپس میانگین‌گیری از دوره T برای هر مقطع i است که نهایتاً معادلات (۸) و (۹) به دست می‌آید.

$$\bar{y}_i=T_i^{-1}\sum_{r=1}^{T}s_{ir}y_{ir} \qquad (۸)$$

$$\bar{x}_i=T_i^{-1}\sum_{r=1}^{T}s_{ir}x_{ir} \qquad (۹)$$

که می‌توان آنها را به صورت روابط (۱۰) و (۱۱) نوشت:

1. Fixed Effect

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-27]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.4.7.4]

$$\ddot{y}_{1t} = \bar{y}_{1t} - T_i^{-1}\sum_{r=1}^{T} s_{ir} y_{ir} \quad (۱۰)$$

$$\ddot{x}_{1t} = \bar{y}_{1t} - T_i^{-1}\sum_{r=1}^{T} s_{ir} x_{ir} \quad (۱۱)$$

در این صورت، برآورد گر FE به صورت:

$\widehat{\beta}_{FE} = \left(N^{-1}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T} s_{it}\ddot{x}'_{it}\ddot{x}_{it} \right)^{-1}\left(N^{-1}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T} s_{it}\ddot{x}'_{it}\ddot{y}_{it} \right)$ خواهد بود. شرط کافی برای سازگاری FE در پانل نامتوازن، وجود فرض $E\left((u_{it})\,|\,x_i, s_i, c_i\right) = 0$ است که در آن ci ناهمگونی مشاهده نشده در مدل است. در اینجا متغیرهای کمکی و شاخص انتخاب، هر دو مشروط به ci برونزا می‌باشد. این شرط برای هر زوج مرتب (r,t)، اگر $\text{cov}(s_{ir}, u_{it}) \neq 0$ نقض می‌شود (علمی و روستایی شلمانی، ۱۳۹۳). برآوردگر اثرات تصادفی ۱(RE) از یک رفتار شبه زمانی (θ) برای هر واحد مقطع i به دست می‌آید که می‌توان آن را به فرم معادله (۱۲) نوشت.

$$\theta_i = 1 - \left\{ \frac{1}{1 + T_i\left(\hat{\sigma}_c^2 / \hat{\sigma}_u^2\right)} \right\}^{1/2} \quad (۱۲)$$

بنابراین، با استفاده از داده‌هایی که در آن $s_{it} = 1$ است، RE یک برآورد POLS[2] از برآورد $\hat{y}_{it}$ بر $\hat{x}_{it}$ است. در معادله پانلی نامتوازن، برآوردگرها باهم برابر خواهند بود (معادله ۱۳). در اینجا باید توجه کرد که $\bar{x}_i$ تنها دوره‌هایی را شامل می‌شود که تمام متغیرها مشاهده شده است ($s_{it} = 1$). بنابراین، $\hat{\beta}_{POLS} = \hat{\beta}_{RE} = \hat{\beta}_{FE}$ و به‌طورکلی، $\hat{\xi}_{POLS} \neq \hat{\xi}_{RE}$ می‌باشد. این نتیجه‌گیری قابل تعمیم به پانل متوازن می‌باشد (Wooldridge, 2011).

$$\bar{y}_{it} = \alpha + x_{it}\beta + \bar{x}_{it}\xi + v_{it} \quad (۱۳)$$

نتایج و بحث

آمار توصیفی متغیرهای مورد بررسی در جدول (۱) به صورت خلاصه، نشان داده شده است. همان‌گونه که در این جدول مشاهده می‌شود، میانگین ضریب جینی استان‌های کشور بین سال‌های ۱۳۹۴-

1. Random Effect
2. Pooled Ordinary Least Squares

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-27]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.4.7.4]

۱۳۸۵ برابر با ۰/۳۶۸ بوده است که کمترین میزان آن، ۰/۲۳ (استان ایلام در سال ۱۳۹۱) و بیشترین میزان آن، ۰/۵۰۳ (استان کرمان در سال ۱۳۸۸) می‌باشد. میانگین تولید ناخالص داخلی سرانه استان‌های کشور برابر با ۸۵/۴۴ میلیون ریال بر نفر است که کمترین میزان آن برابر با ۹/۶۱ (استان سیستان و بلوچستان در سال ۱۳۸۵) و بیشترین میزان آن برابر با ۶۶۱/۸ میلیون ریال بر نفر (استان بوشهر در سال ۱۳۹۲) می‌باشد.

به همین صورت، میانگین نرخ تورم، مالیات سرانه، مخارج دولتی سرانه و شاخص توسعه مالی، به ترتیب، برابر است با ۰/۱۹۶، ۰/۰۰۰۵، ۲۳/۵۲ و ۰/۴۴. همچنین بررسی وضعیت روند ضریب جینی شش استان پرجمعیت کشور (نمودار ۲)، حاکی از آن است که استان‌های پرجمعیت کشور از نظر توزیع درآمد، تقریباً وضعیت مشابه‌ای داشته‌اند و میانگین ضریب جینی آن از ۰/۴۳۲ در سال ۱۳۸۵ به ۰/۳۵۲ در سال ۱۳۹۴ رسیده است (۱۸/۵ درصد کاهش).

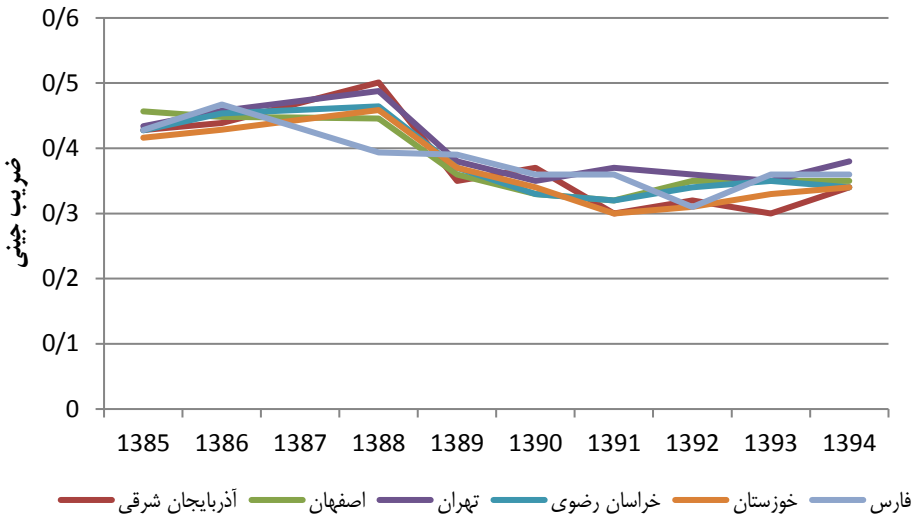
جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای مورد مطالعه در بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۵

متغیر	میانگین	انحراف معیار	کمترین	بیشترین
GI	۰/۳۶۸	۰/۰۶۵	۰/۲۳	۰/۵۰۳
Gdpc (میلیون ریال بر نفر)	۸۵/۴۴	۸۸/۹۵	۹/۶۱	۶۶۱/۸
Inf	۰/۱۹۶	۰/۱۰۵	۰/۰۲۴	۰/۶۸۵
Taxc (میلیارد ریال بر نفر)	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۳
Govc (میلیون ریال بر نفر)	۲۳/۵۲	۳۰۰/۳۱	۰/۲۳۵	۵۰۹۹/۳
Fd	۰/۴۴	۰/۲۳	۰/۰۴۵	۱/۵۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-27]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.4.7.4]



نمودار ۲. روند ضریب جینی شش استان پر جمعیت کشور در بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از برآورد مدل تحقیق در معادله (۱)، به منظور بررسی تأثیر عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در استان‌های ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۵[۱] با استفاده از دو رهیافت POLS و پانل پروبیت کسری در جدول (۲) گزارش شده است. با توجه به نتایج به دست آمده، می‌توان نتیجه گرفت که نتایج برآوردی با استفاده از روش POLS دارای معناداری پایین‌تری نسبت روش پانل پروبیت کسری است. به سبب اینکه رهیافت پانل پروبیت کسری، این قابلیت را دارد که در متغیرهایی وابسته‌ای را که داده‌های آنها بین صفر و یک هستند، به‌کار آید، انتخاب این روش به عنوان رهیافت نهایی برای برآورد مدل و تفسیر نتایج، با توجه به ویژگی متغیر وابسته، در مطالعه حاضر می‌تواند مناسب باشد. از این رو، انتخاب روش مناسب برای برآورد مدل‌ها و به دست آوردن نتایج معتبر، یکی از مواردی است که باید در اقتصادسنجی بدان توجه ویژه‌ای شود.

با توجه به نتایج به دست آمده، با استفاده از رهیافت پانل پروبیت کسری، متغیر درآمد سرانه، دارای علامت منفی و معنادار و متغیر مجذور درآمد، سرانه دارای علامت مثبت و معنادار است. علامات ضرایب متغیرهای درآمد سرانه و مجذور آن، بیان می‌دارد که فرضیه کوزنتس در زمینه رابطه بین

۱. با توجه به اینکه دوره زمانی مورد مطالعه، کوتاه می‌باشد، نیازی به بررسی آزمون مانایی متغیرها نمی‌باشد (Baltagi, 2008).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-27]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.4.7.4]

درآمد سرانه و نابرابری درآمدی، وجود ندارد. به عبارتی، طی دوره مورد بررسی، در ابتدا و در طی مسیر توسعه اقتصادی، با افزایش درآمد سرانه، از میزان نابرابری‌های درآمدی کاسته شده و به تدریج و با افزایش درآمد سرانه، بر میزان نابرابری درآمدی افزوده می‌شود. در بین ضرایب، متغیر تورم، دارای ضریب با علامت منفی و به لحاظ آماری معنادار است.

انتظار بر آن است که با افزایش یک درصد تورم، ضریب جینی به اندازه ۰/۰۴۸۰ درصد کاهش یابد. مالیات سرانه، متغیری با ضریب مثبت در برآورد به دست آمده که نشان می‌دهد، با افزایش یک درصدی در آن، ضریب جینی به اندازه ۰/۰۲۷۷ درصد افزایش می‌یابد. اثر مثبت مالیات بر ضریب جینی، نشان از عدم توزیع مناسب مالیات در جامعه بوده و اینکه میل نهایی افراد کم درآمد به مصرف کالاها و خدمات، از افراد پردرآمد، بیشتر است؛ اگرچه ضریب این متغیر به لحاظ آماری نیز معنادار نمی‌باشد. علامت ضریب مخارج دولتی سرانه که از عملکرد اعتبارات هزینه‌ای (جاری) و تملک دارایی‌هایی سرمایه‌ای (عمرانی) استان‌ها از محل درآمد عمومی به دست می‌آید، در جدول منفی گزارش شده، و علامت منفی ضریب این متغیر، این معنی را دارد که با افزایش میزان مخارج دولتی سرانه، ضریب جینی کاهش یافته، که به معنی کم شدن نابرابری درآمدی است.

با توجه به اثر نهایی به دست آمده و گزارش شده برای این متغیر در جدول، با افزایش یک درصدی در میزان مخارج دولتی سرانه، ۰/۰۰۰۶ درصد از میزان ضریب جینی، کاسته خواهد شد. علامت ضریب متغیر توسعه مالی بر ضریب جینی، منفی بوده که به لحاظ آماری نیز معنادار می‌باشد. علامت منفی توسعه مالی، نشان می‌دهد، با افزایش دسترسی به ابزارهای مالی، امکانات مالی بیشتری در اختیار افراد قرار می‌گیرد که این امر، به توسعه سطح تولید ملی کمک می‌کند و نیز به کاهش نابرابری درآمدی منجر می‌شود. همچنین اثر نهایی این متغیر، نشان می‌دهد که با افزایش یک درصدی در متغیر توسعه مالی، به میزان ۰/۰۹۵۰ درصد از میزان ضریب جینی کاسته می‌شود.

در بین ضرایب، اثر نهایی متغیرهای درآمد سرانه و توسعه مالی، بیشترین ضریب را دارا بوده و نشان می‌دهد که این متغیرها، بیش از سایر متغیرها، می‌توانند بر توزیع درآمد اثرگذار باشند.

جدول ۲. برآورد مدل عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در استان‌های ایران

برآورد مدل با رهیافت POLS				برآورد مدل با رهیافت پانل پروبیت کسری					
متغیرها	ضریب	آماره t	P-Value	ضریب	آماره Z	P-Value	اثر نهایی	آماره Z	P-Value
Gdpc	-۰/۰۰۰۸	-۵/۹۴	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۱۷	-۵/۹۶	۰/۰۰۰	-۰/۴۰۳۵	-۵/۷۰	۰/۰۰۰
$Gdpc^2$	۱/۲۳-e۰۶	۶/۱۶	۰/۰۰۰	۲/۱۰-e۰۶	۵/۶۴	۰/۰۰۰	۰/۰۹۱۴	۵/۳۸	۰/۰۰۰
Inf	-۰/۱۲۴۴	-۴/۳۵	۰/۰۰۰	-۰/۰۸۸۶	-۳/۹۳	۰/۰۰۰	-۰/۰۴۸۰	-۳/۸۴	۰/۰۰۰
Taxc	-۱۳/۲۲	-۰/۹۱	۰/۳۶	۱۸/۱۱۳۶	۰/۶۵	۰/۵۱۷	۰/۰۲۷۷	۰/۶۵	۰/۵۱۶
Govc	-۶/۳۳-e۰۶	-۰/۶۳	۰/۵۳	-۹/۲۵-e۰۶	-۷/۳۵	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۰۶	-۷/۲۶	۰/۰۰۰

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-27]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.4.7.4]

برآورد مدل با رهیافت POLS				برآورد مدل با رهیافت پانل پروبیت کسری					
Fd	۰/۰۱	۰/۷۲	۰/۴۷۵	-۰/۰۷۷	-۳/۰۲	۰/۰۰۳	-۰/۰۹۵۰	-۲/۹۲	۰/۰۰۳
عرض از مبدأ	۰/۴۴۶	۳۴/۷۷	۰/۰۰۰	۰/۵۲۰۴	۳۲/۴۴	۰/۰۰۰	-----	-----	-----
F	۲۸/۳۱			Wald	۲۲۵/۱۸				
Prob F	۰/۰۰۰			Prob Wald	۰/۰۰۰				

مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از خروجی نرم‌افزار استاتا ۱۴.

نتیجه‌گیری

مواجهه با فقر، یکی از اهداف مهم توسعه پایدار است که توسط برنامه‌ریزان و سیاستگذاران کشورها دنبال می‌شود. در این راستا، برنامه‌ریزان به دنبال کاهش نابرابری درآمدی برآمدند تا از این طریق، شکاف بین فقرا و اغنیا کاهش یابد. به این منظور، در این مطالعه، سعی در بررسی و مطالعه متغیرهای کلان اثرگذار بر ضریب جینی، طی بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۵ در سطح استان‌های ایران با استفاده از روش پانل پروبیت کسری بوده، زیرا بررسی مطالعات تجربی انجام گرفته در ایران در خصوص موضوع حاضر، نشان از آن دارد که تاکنون از رهیافت پانل پروبیت کسری برای مطالعه در این باب استفاده نشده است و همین امر، به عنوان نوآوری مقاله حاضر می‌باشد؛ چرا که ضریب جینی در بازه بین صفر و یک، محدود شده و در صورت استفاده از مدل‌های خطی استاندارد، ممکن است، تصویری دقیق از اثر سایر متغیرها بر آن ارائه نشود. به عبارتی، اگر رابطه برآوردی محدود نشود، امکان دارد، ضریب جینی بیش از یک، پیش‌بینی شود. از این رو، رابطه با استفاده از روش پانل پروبیت کسری برآورد می‌گردد.

نتایج مطالعه نشان می‌دهد، رابطه بین درآمد سرانه و ضریب جینی، فرضیه کوزنتس را تأیید نمی‌کند. نتایج نشان می‌دهد، در ابتدای دوره و با افزایش درآمد سرانه، از میزان نابرابری‌های درآمدی کاسته شده و به تدریج و با افزایش درآمد سرانه، بر میزان نابرابری‌های درآمدی افزوده می‌شود. در این راستا، نتایج پژوهش‌های نیلی و فرح بخش (۱۳۷۷) و ابونوری و خوشکار (۱۳۸۵) نیز حاکی از رد فرضیه کوزنتس در ایران و هم‌جهت با نتایج این پژوهش است.

ابونوری و خوشکار (۱۳۸۵) در این زمینه، عنوان می‌کنند که باید توجه داشت که در اکثر کشورهای جهان، رشد اقتصادی و افزایش درآمد سرانه، ناشی از افزایش پس‌انداز و سرمایه‌گذاری است، درحالی‌که در ایران، به علت ساختار متفاوت اقتصادی، افزایش درآمد سرانه و رشد اقتصادی، ناشی از افزایش درآمد نفتی است. به همین دلیل، تغییرات منفی توزیع درآمد ناشی از تغییرات درآمد سرانه در ایران مشهود نیست.

این نتیجه، گویای آن است که توزیع درآمد در سطوح بالاتر، با سیاست‌های بهتر توزیعی از سوی دولت انجام نگرفته و دهک‌های بالای درآمدی، بیشترین بهره را از افزایش میزان درآمد سرانه در

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-27]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.4.7.4]

جامعه داشته‌اند. به عبارتی، رشد اقتصادی حامی فقرا نبوده و این نتیجه، مشابه مطالعه لی و همکاران (Lee *et al.*, 2013)، به دست آمده است.

در برآورد، علامت متغیر تورم به صورت منفی به دست آمده و نشان از آن دارد که افزایش تورم، به کاهش نابرابری منجر گردیده است. با توجه به اینکه احتمالاً افزایش قیمت، بیشتر در بخش‌هایی با کالاهای لوکس و غیرضروری اتفاق افتاده و سهم دهک‌های بالای درآمدی از این کالاها، بیشتر از دهک‌های پایین درآمدی می‌باشد، انتظار بر این است که افزایش تورم در این بخش از کالاها، به کاهش نابرابری درآمدی منجر شده و به برابری درآمدی بین افراد جامعه کمک نموده است. نتیجه به دست آمده نیز مطابق با نتایج مطالعه رفعت و جزی‌زاده (۱۳۹۵) می‌باشد.

اگرچه متغیر مالیات سرانه به لحاظ آماری معنادار نیست، اما می‌توان در تفسیر نتایج، اینگونه بیان داشت که طبق تئوری‌های اقتصادی، مالیات به دو بخش مالیات مستقیم و غیرمستقیم تقسیم می‌شود. مالیات مستقیم در صورت نبود فرار مالیاتی، در جهت هدف توزیع مجدد درآمدی عمل می‌کند و درمقابل، مالیات‌های غیرمستقیم، اثرات مخربی بر توزیع درآمد دارد. به سبب طبیعت تنازلی مالیات‌های غیرمستقیم، بار آن، بیشتر بر دوش اقشار کم درآمد بوده و از این رو افزایش آن، سبب بدتر شدن وضعیت برابری درآمدی افراد در جامعه می‌شود. بدین صورت که چون میل نهایی افراد کم درآمد به مصرف کالاها و خدمات، از افراد پردرآمد بیشتر است، باعث بدتر شدن توزیع درآمد می‌شود. چون مالیات سرانه، در برآورد، متغیری با ضریب مثبت به دست آمده است، این نتیجه نشان می‌دهد که اثر مالیات غیرمستقیم بر مالیات مستقیم و اثر تخریبی آن بر توزیع درآمد فائق آمده و از این رو، باعث افزایش ضریب جینی و بدتر شدن توزیع درآمد در این دوره زمانی، در استان‌های کشور شده است.

از طرفی، براساس سالنامه آماری ۱۳۹۸ مرکز آمار، رقم مالیات غیرمستقیم برابر با ۱۰۵۷۸۹۴ میلیارد ریال بوده که حدود ۶۰ درصد درآمد مالیاتی کشور را شامل می‌شود. سهم مالیات غیر مستقیم از کل مالیات‌ها در سال‌های ۱۳۹۷، ۱۳۹۶ و ۱۳۹۵ نیز به ترتیب، برابر با ۵۶، ۵۴ و ۵۲ درصد بوده است. از این رو، با توجه به تأثیر منفی مالیات‌های غیرمستقیم بر توزیع درآمد و سهم بالای آن در درآمدهای مالیاتی کشور، به‌نظر می‌رسد، نتایج الگوی برآورد شده، قابل انتظار باشد. لازم به ذکر است سیفی‌پور و رضایی (۱۳۹۲) و تابلی و کوچک‌زاده (۱۳۹۲) نیز در مطالعات خود، به نتیجه مشابهی دست یافته بودند.

همچنین ضریب منفی به دست آمده برای متغیر مخارج دولتی سرانه، نشان از آن دارد که با افزایش میزان مخارج دولتی سرانه، از میزان ضریب جینی کاسته شده و به بهتر شدن وضعیت برابری درآمدی افراد کمک می‌نماید. نتیجه به دست آمده، از این جهت قابل تفسیر است که افزایش بودجه

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-27]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.4.7.4]

در اختیار هر استان می‌تواند برای سرمایه‌گذاری در پروژه‌ها و طرح‌های سرمایه‌گذاری عمومی به‌کار گرفته شده و ازجمله، به‌کارگیری بودجه در بخش‌هایی چون آموزش و پرورش و بهداشت و خدمات درمانی به سود افراد و طبقات کم درآمد جامعه بوده و با ارتقاء سطح ارائه کالاها و خدمات عمومی به مردم، امکان ارتقاء سطح تولید، رشد اقتصادی و اشتغال به وجود آمده و همین امر، می‌تواند از میزان ضریب جینی کاسته و به بهتر شدن وضعیت برابری درآمدی افراد کمک نماید. این نتیجه هم‌راستای نتیجه مطالعات تابلی و کوچک‌زاده (۱۳۹۲) و مهرآرا و محمدیان (۱۳۹۳) به دست آمده است.

در خصوص توسعه مالی نیز با افزایش دسترسی بیشتر و بهتر افراد، شرکت‌ها و بنگاه‌ها به ابزارها و امکانات مالی بیشتر، امکان بهبود و ارتقاء عملکرد و سطح تولید ملی فراهم می‌آید و این امر، می‌تواند به کاهش نابرابری درآمدی کمک نماید. این نتیجه، همسو با نتایج مطالعات دیزجی و آهنگری گرگری (۱۳۹۴)، احمدی و همکاران (۱۳۹۵)، رفعت و جزی‌زاده (۱۳۹۵)، (Beck *et al.*, 2004) و چیو و لی (Chiu & Lee, 2019) می‌باشد.

در راستای نتایج به دست آمده و با توجه به رد فرضیه کوزنتس بین رشد اقتصادی و ضریب جینی، توزیع نامتعادل درآمد بین دهک‌های درآمدی بالا و پایین و احتمال شکل‌گیری سیاست‌های دولتی در راستای اهداف دهک‌های بالای درآمدی، پیشنهاد می‌شود که نظام توزیع درآمد از سوی دولت با اجرای سیاست‌هایی در راستای سرمایه‌گذاری در ارائه امکانات و کالاهای عمومی و امور زیربنایی (جاده‌سازی، ارتباطات، آبرسانی و برق‌رسانی) و ... برای همه مردم در جای جای کشور فراهم آید تا ساختار جمعیتی و توزیع جمعیت در مناطق مختلف برهم نخورد و از این رو، با افزایش میزان درآمد سرانه و امکانات عمومی بیشتر، توزیع درآمد متوازن‌تر شده و به کاهش نابرابری‌ها هم کمک نماید.

در راستای پیشنهاد قبلی و با اثر مخارج دولت در جهت کاهش نابرابری، چنانچه دولت افزایش هزینه‌های دولتی و مخارج سرمایه‌ای را به صورت افزایش هزینه‌های بهداشتی و آموزش و پرورش تبدیل نماید، به واسطه اثرگذاری آنها بر بهره‌وری نیروی کار و سرمایه‌گذاری در امور عمرانی، می‌تواند بر وضعیت توزیع درآمد، اثر مثبتی داشته باشد.

با توجه به تأثیر توسعه مالی بر کاهش نابرابری‌های درآمدی، توسعه واسطه‌ها و بازارهای مالی و افزایش کیفیت و کارآیی نهادهای مالی موجود، از ضروریات اصلی در اقتصاد ایران می‌باشد. با توجه به تأثیر مستقیم توسعه مالی بر بهبود توزیع درآمد، برای تأثیر بیشتر و بهتر توسعه مالی بر آن، بهتر است با ایجاد فضای رقابتی سالم در سیستم بانکی و کارآمد کردن تسهیلات پرداختی، تسهیلات و اعتبارات اعطایی به بخش‌های اقتصادی و تولیدی هدایت شده و از سوی دیگر، از روش‌های نوین مالی در بازارهای مالی و سرمایه‌ای بهره گرفته شود.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-27]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.4.7.4]

منابع و مآخذ

ابونوری، اسمعیل و خوشکار، آرش (۱۳۸۵). اثر شاخص‌های اقتصادکلان بر توزیع درآمد در ایران: مطالعه بین استانی. *تحقیقات اقتصادی*، ۴۱(۶): ۹۵-۶۵.

احمدی، علی اکبر؛ رستمی‌نیا، محمد اسماعیل و غیبی، علیرضا (۱۳۹۵). اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب در حال توسعه و کشورهای توسعه یافته با روش گشتاورهای تعمیم یافته GMM. *اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)*، دوره ۱۰، شماره ۳۶: ۳۲-۱۵.

اکبری، نعمت الله؛ فرهمند، شکوفه و جمالی، سمیه (۱۳۹۰). تحلیل فضایی تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر نابرابری درآمد در ایران با رهیافت رگرسیون وزنی جغرافیایی (GWR). *مجله علمی-پژوهشی اقتصاد مقداری*، ۸(۳): ۲۵-۱.

بهشتی، محمدباقر؛ محمدزاده، پرویز و قاسملو، خلیل (۱۳۹۸). عوامل اساسی مؤثر بر نابرابری درآمدی در بین استان‌های ایران. *پژوهش‌های برنامه و توسعه*، ۱(۱): ۴۶-۱۳.

تابلی، حمید و کوچک‌زاده، اسما (۱۳۹۲). بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در کشورهای اسلامی منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی. *دوفصلنامه علمی-پژوهشی مطالعات اقتصاد اسلامی*، سال ششم، شماره اول، پیاپی ۱۱: ۱۰۶-۹۱.

حسین‌زاده، هدایت (۱۳۹۶). تأثیر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا: رهیافت اقتصادسنجی فضایی. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۸۲، سال بیست و پنجم: ۲۶۰-۲۳۳.

داودی، پرویز و براتی، محمد علی (۱۳۸۶). بررسی آثار سیاست‌های اقتصادی بر توزیع درآمد در ایران. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۴۳: ۳۲۲-۲۸۳.

دل‌انگیزان، سهراب و سنجری، فرهاد (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین فقر و توسعه مالی در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۲. *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)*: ۱، ۸۹-۶۵.

دهقانی، علی؛ حسینی، سیدمحمدحسن؛ فتاحی، محمد و حکمتی فرید، صمد (۱۳۹۶). بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران، دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۳، رهیافت رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم. *فصلنامه علمی-پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران*، سال ششم، شماره ۱۲: ۲۳۶-۲۱۳.

دیزجی، منیره و آهنگری گرگری، محدثه (۱۳۹۴). تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه. *اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)*، دوره ۹، شماره ۳۳: ۱۰۳-۷۵.

رحمانی فضلی، هادی و عرب مازار، عباس (۱۳۹۵). تأثیر شکاف بودجه استانی بر شکاف درآمد منطقه‌ای استان‌های ایران با استفاده از مدل PVAR. *فصلنامه علمی-پژوهشی مدلسازی اقتصادی*، ۱۰(۳۴): ۹۳-۷۳.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-27]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.4.7.4]

رفعت، بتول و جزی‌زاده، الهه (۱۳۹۵). بررسی اثر توسعه مالی استانی بر توزیع درآمد استانی در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال شانزدهم، شماره ۳: ۴۶-۲۹.

روستایی شلمانی، خیزران؛ علمی، زهرا (میلا) و کریمی پتانلار، سعید (۱۳۹۷). تخمین کشش تقاضای نیروی کار بنگاه‌های صنعتی کوچک و متوسط مقیاس با رویکرد پانل پروبیت کسری. دو فصلنامه علمی مطالعات و سیاست‌های اقتصادی، ۱۴(۱): ۴۸-۲۳.

سالم، علی اصغر و عرب یارمحمدی، جواد (۱۳۹۰). بررسی رابطه توسعه مالی و توزیع درآمد در ایران. *فصلنامه روند پژوهش‌های اقتصادی*، سال ۱۹، شماره ۵۸: ۱۵۱-۱۲۷.

سامتی، مرتضی؛ خانزادی، آزاد و یزدانی، مهدی (۱۳۸۸). اثرات درآمدهای نفتی و تزریق آن به اقتصاد بر توزیع درآمد: مطالعه موردی کشور ایران. *مجله علمی-پژوهشی اقتصاد مقداری*، ۶(۴): ۷۲-۵۱.

سیفی‌پور رویا و رضایی، محمدقاسم (۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با تأکید بر مالیات‌ها. *پژوهشنامه مالیات (نشریه علمی)*، ۱۹(۱۰): ۱۴۲-۱۲۱.

علمی، زهرا (میلا) و روستائی شلمانی، خیزران (۱۳۹۳). اثر توسعه بر مشارکت اقتصادی زنان کشورهای منا با استفاده از روش پانل پروبیت کسری. *فصلنامه علمی-پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۴(۱۴): ۲۸-۱۱.

مرادی، مهدی و سلمان‌پور، علی (۱۳۹۶). تأثیر حکمرانی خوب بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی. *جامعه‌شناسی نهادهای اجتماعی*، ۴(۱۰): ۵۹-۳۳.

مهرآرا، محسن و محمدیان، مجتبی (۱۳۹۳). بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با رویکرد اقتصادسنجی بیزینی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۹(۶۱): ۱۱۶-۸۳.

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

Acemoglu, D., & Robinson, J. A. (2002). The political economy of the Kuznets curve. *Review of development economics*, *6*(2): 183-203.

Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons.

Beck, T.; Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2004). Finance, inequality, and poverty: Cross-country evidence. The World Bank.

Bulir, A. (2001). Income Inequality: Does Inflation Matter?. IMF Staff Papers, Vol. 8, No. 1: 139-59.

Chiu, Y. B., & Lee, C. C. (2019). Financial development, income inequality, and country risk. *Journal of International Money and Finance*, 93: 1-18.

Galli, R., & Van der Hoeven, R. (2001). Is Inflation Bad for Income Inequality: The Importance of the Initial Rate of Inflation. Employment Paper. 2001/29. International Labor Organization.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-27]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.4.7.4]

Hao, R., & Wei, Z. (2010). Fundamental causes of inland-coastal income inequality in post-reform China. *The annals of regional science*, 45(1): 181-206.

Holtz-Eakin, D. (1996). Fundamental tax reform and state and local governments. *National Tax Journal*, 49(3):475-486.

Hopkins, M. (2004). The determinants of income inequality: A Bayesian approach to model uncertainty. Unpublished manuscript, Department of Economics, Gettysburg College, Gettysburg, PA, 76.

Kaasa, A. (2003). Factors influencing income inequality in transition economies. University of Tartu Economics and Business Administration Working Paper Series, (18).

Kim, S. (2008). Spatial inequality and economic development: Theories, facts, and policies. *Urbanization and growth*, :133-166. http://faculty.haas.berkeley.edu/jaffee/Papers/117ebookWorldBank.pdf

Kölling, A. (2012). Firm size and employment dynamics: Estimations of labor demand elasticities using a fractional panel probit model. *Labour*, 26(2): 174-207.

Lee, K.; Pesaran, M., & Smith, R. (2013). Growth and convergence in multi country empirical stochastic Solow model. *Journal of Applied Econometrics*, 12(1): 357-392.

Mamatzakis, E. C. (2008). Economic performance and public infrastructure: An application to Greek manufacturing. *Bulletin of Economic Research*, 60(3): 307-326.

Musgrave, R. A. (1959). Theory of public finance; A study in public economy. New York : McGraw-Hill,

Papke, L. E., & Wooldridge, J. M. (2008). Panel data methods for fractional response variables with an application to test pass rates. *Journal of econometrics*, 145(1-2): 121-133.

Papke, L. E., & Wooldridge, J. M. (1996). Econometric methods for fractional response variables with an application to 401(k) plan participation rates. *Journal of Applied Econometrics*, 11: 619-63.

Rodriguez, F. (1999). Inequality, redistribution and rent-seeking. Department of Economics, University of Maryland, 1999b.(Working Paper).

Vo, D. H.; Nguyen, T. C., & Tran, N. P. (2019). What factors affect income inequality and economic growth in middle-income countries?. *Journal of Risk and Financial Management*, 12(1): 40.

Wooldridge, J. M. (2011). Fractional response models with endogeneous explanatory variables and heterogeneity. In CHI11 Stata Conference (No. 12). Stata Users Group.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-27]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.4.7.4]