فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال هشتم/ شماره 2/ تابستان 1400/ صفحات 238-207

بررسی اثر عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در مناطق شهری استان-های ایران: رویکرد پانل کوانتایل[1]

سعید جمال شرق
دانشجوی دکتری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، s.jamalsharq@gmail.com
علی اکبر خسروی نژاد*
استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، khosravinejad@gmail.com
غلامرضا گرائی نژاد
استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، r_geraei@yahoo.com
محمدرضا میرزائی نژاد
استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، mirzaei4633@gmail.com

تاریخ دریافت: 1400/01/18 تاریخ پذیرش: 1400/05/09

چکیده

هدف این مطالعه بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در مناطق شهری 30 استان ایران در بازه زمانی 1385-1398 می‌باشد. برای محاسبه شاخص توزیع درآمد از سه شاخص ضریب جینی، ضریب جینی تعمیم‌یافته با تأکید بر نقش فقرا و ضریب جینی تعمیم‌یافته با تأکید بر نقش ثروتمندان استفاده‌شده است. همچنین به‌منظور بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد دو مدل در نظر گرفته‌شده است. در مدل اول اثر نسبت درآمدهای مالیاتی و هزینه‌های دولت به تولید ناخالص داخلی، درآمد سرانه و مربع آن و شاخص توسعه مالی بر توزیع درآمد برآورد شده است. در مدل دوم نیز در کنار سایر متغیرها به بررسی اثر نسبت مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم به تولید ناخالص داخلی و نسبت هزینه‌های جاری و عمرانی به GDP بر توزیع درآمد پرداخته‌شده است. وجه تمایز کار فوق در کنار بررسی جامع عوامل مؤثر بر توزیع درآمد، استفاده از شاخص‌های مختلف توزیع درآمد می‌باشد که به سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا سیاست‌های توزیع درآمد را بر اساس اهداف و اولویت‌های خود نسبت به فقرا و ثروتمندان تنظیم کنند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد، افزایش نسبت مالیات به GDP با تأکید بر مالیات‌های غیرمستقیم در مناطق شهری استان‌های کشور باعث بهبود توزیع درآمد گردیده و افزایش نسبت هزینه‌های جاری دولت به GDP، موجب وخامت توزیع درآمد در مناطق شهری استان‌های ایران به‌خصوص در بین ثروتمندان شده است. همچنین تفکیک اثرات هزینه‌های جاری و عمرانی دولت نشان می‌دهد، علی‌رغم اثر نامطلوب هزینه‌های جاری بر توزیع درآمد در مناطق شهری، هزینه‌های عمرانی به بهبود توزیع درآمد در اغلب دهک‌های توزیع درآمـدی کمک می‌کند. در نهایت نتایج این مطالعه فرضیه کوزنتس در مناطق شهری ایران را تایید نکرد. همچنین افزایش درآمد سرانه بر توزیع مناسب درآمد اثر مثبت داشته و توسعه مالـی منجر به بهبود توزیع مناسب درآمد در میان دهک‌ها خواهد شد.

واژه‌های کلیدی: توزیع درآمد، استان‌های ایران، مالیات، هزینه‌های دولت، شاخص توسعه مالی، پانل کوانتایل.

طبقه‌بندی JEL: H23،E24، O15.

---

[1] این مقاله مستخرج از رساله دکترای نویسنده اول است.

* نویسنده مسئول مکاتبات

1-مقدمه

توزیع درآمد در اقتصاد، چگونگی تقسیم و توزیع درآمد جامعه بین گروه‌ها و طبقات اجتماعی درنتیجه عملکرد نظام اقتصادی را بیان می‌کند (تودارو[1]، 1384). ازاین‌رو، وضعیت توزیع درآمد در یک جامعه نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی و یا درآمد ملی به چه صورت بین مردم کشور توزیع‌شده است. توزیع نابرابر درآمد نشان‌دهنده بی-عدالتی اقتصادی و فرصت‌های نابرابراست که بی‌ثباتی اجتماعی، بی‌ثباتی سیاسی و بحران-های مالی را به دنبال دارد (نورلت[2]، 1995؛ سالت[3]، 2008؛ 2015؛ استیگلیتز[4]، 2009 و 2015).

در دو دهه گذشته وضعیت توزیع درآمد در اغلب کشورهای جهان در وضعیت مناسبی قرار نداشته و بحران مالی سال 2009 به آن دامن زده است. در این میان اقتصاد ایران نیز از این روند مستثنا نبوده و مجموع تحولات مختلف اقتصادی، اجتماعی و سیاسی بر روند افزایش شکاف درآمدی در ایران اثرگذار بوده است؛ بنابراین برقراری توزیع درآمد مناسب در جامعه به‌عنوان یک عامل مهم برای افزایش رفاه اجتماعی و بالا بردن بهره‌وری در کشور ضروری است. برای حل مشکلات اقتصادی مانند نابرابری درآمد در هر جامعه‌ای ابتدا لازم است به برآورد نابرابری درآمد و سپس به شناسایی عوامل مؤثر بر آن پرداخته شود. در مطالعات تجربی انجام‌شده در حوزه نابرابری درآمد در ایران عموماً از شاخص ضریب جینی برای محاسبه نابرابری درآمد استفاده‌شده است.

با عنایت به اینکه بررسی آثار و عملکرد شاخص‌های اقتصاد کلان و سیاست‌های اقتصادی بر توزیع درآمد در بین خانوارهای فقیر و ثروتمند می‌تواند متفاوت باشد لذا در این مقاله به‌صورت کاربردی، ضمن استخراج وضعیت توزیع درآمد در قالب سه شاخص؛ ضریب جینی، ضریب جینی تعمیم‌یافته با تأکید بر نقش ثروتمندان و ضریب جینی تعمیم‌یافته با تأکید بر نقش فقرا، اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر نابرابری درآمد در مناطق شهری استان‌های کشور با استفاده از رویکرد پانل کوانتایل مورد مطالعه قرار می‌گیرد. از آنجایی-که متغیر وابسته در این تحقیق شاخص‌های نابرابری می‌باشند که ازلحاظ بنیادی با ناهمگنی‌هایی همراه است به نظر می‌رسد رگرسیون کوانتایل قادر باشد اطلاعات مفیدتری

---

[1] Todaro
[2] Nollert
[3] Solt
[4] Stiglitz

نسبت به روش حداقل مربعات فراهم نماید. برای انجام این تحقیق از داده‌های 30 استان ایران[1] در بازه زمانی 1398-1385 استفاده خواهد شد.

این مقاله به‌صورت زیر سازمان‌دهی شده است در بخش دوم به بیان ادبیات موضوع تحقیق پرداخته می‌شود. بخش سوم به چگونگی نحوه محاسبه ضریب جینی و ضریب جینی تعمیم‌یافته اختصاص دارد. بخش چهارم به معرفی مدل و متغیرهای تحقیق پرداخته می‌شود. بخش پنجم به بیان یافته‌های تحقیق اختصاص دارد. در انتها بخش ششم نتیجه-گیری بیان خواهد شد.

2- ادبیات موضوع

2-1- اثر سیاست‌های مالی بر توزیع درآمد

سیاست مالی اولین ابزار دولت برای اثرگذاری بر توزیع درآمد (صندوق بین‌المللی پول[2]، 2014)، یکی از مهم‌ترین ابزارهای دولت برای توزیع درآمد می‌باشد. ماسگریو[3] (1959) با تأکید بر نقش دولت در استفاده از ابزارهای مالیاتی و یارانه برای کنترل توزیع درآمد، به معرفی مجموعه‌ای از کالاها و خدمات پرداخت که افراد باید حتی بدون کسب درآمد مصرف کنند. این کالاها بر اساس شرایط کشور، توسط دولت تهیه و به رایگان بین طبقات مختلف درآمدی توزیع می‌گردد (دادگر[4]، 1380). براساس فرضیه ملتزر و ریچارد[5] (1981) هنگامی‌که درآمد متوسط نسبت به درآمد میانی افزایش یابد، مالیات‌های افزایش می‌یابند و برعکس (ابونوری و فراهتی[6]، 1397).

مالیات بسته به نوع ساختار مالیاتی اتخاذ شده می‌تواند اثرات متفاوتی بر توزیع درآمد داشته باشد. به عنوان مثال اثر مالیات بر شرکت‌ها بر توزیع درآمد به‌صورت U است. بدین معنا که برای شرکت‌های بزرگ و کوچک اثر منفی بر توزیع درآمد دارد و برای شرکت‌هایی با اندازه متوسط شرایط برای بهبود توزیع درآمد فراهم می‌شود (سیفی‌پور و رضایی[7]، 1390). به‌طورکلی، مالیات‌ها به دودسته مالیات مستقیم (مالیات بر درآمد شخصی،

---

[1] با توجه به بازه مورد بررسی داده‌های استان البرز و استان تهران تجمیع شده است.

[2] International Monetary Fund

[3] Musgrave

[4] Dadgar (2001)

[5] Meltzer & Richard

[6] Abonouri & Ferahati (2018)

[7] Syfipour & Rezaee (2011)

مالیات بر درآمد شرکت‌ها و سایر مالیات بر درآمد و سرمایه) و مالیات غیرمستقیم (مالیات بر ارزش‌افزوده، مالیات بر مصرف و سایر مالیات‌هایی که بر تولید و محصولات وضع می-شود) تقسیم می‌شوند. از ویژگی‌های مالیات مستقیم این است که به دلیل امکان برقرار نمودن مالیات تصاعدی اجازه باز توزیع بیشتری را می‌دهد. این موضوع بدین معناست که در صورت نبود فرار مالیاتی افراد با درآمدهای بالاتر باید مالیات بیشتری پرداخت کنند. این در حالی است که در مالیات غیرمستقیم امکان برقرار نمودن مالیات تصاعدی غیرعملی است (ماسگریو و تین[1]، 1948)؛ بنابراین دولت‌ها از طریق سیستم مالیاتی می‌توانند بر بازار دخالت نموده هزینه‌های خود را تأمین کرده و بر ارتقا شاخص توزیع درآمد اثرگذار باشند. از سوی دیگر، بسیاری از پرداخت‌کنندگان اولیه مالیات، بار واقعی مالیات را انتقال داده و درنهایت فردی این بار را تحمل می‌کند که مدنظر سیاست‌گذار نیست. در این راستا هربرگر[2] (2006) نشان داد که سیاست‌های مالی کارایی لازم برای کاهش نابرابری درآمد را ندارند.

یکی دیگر از سیاست‌های مالی اجراشده تغییر هزینه‌های دولت است. هزینه‌های دولت از طریق ایجاد زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی می‌توانند اثرات متفاوتی بر توزیع درآمد داشته باشد؛ به‌عبارت‌دیگر، پتانسیل توزیع مجدد هر کشور به میزان و ترکیب بودجه و نحوه تأمین هزینه‌های دولت بستگی دارد (اینچاست و لاستیگ[3]، 2017)؛ به‌عبارت دیگر، مخارج دولت بسته به نوع منابع تأمین مالی، اثرات متفاوتی بر توزیع درآمد دارد (چاترجی و تورنوسکی[4]، 2012).

در ادامه به بررسی تحقیقات خارجی و داخلی پیرامون اثرگذاری سیاست‌های مالی بر توزیع درآمد پرداخته‌شده است.

بلیجر و گایرریو[5] (1990) به بررسی ابعاد توزیع درآمد و سیاست‌های کلان اقتصادی پرداختند. برای این منظور از داده‌های سری زمانی فیلیپین در سال‌های 1970 تا 1986 استفاده نمودند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که هزینه‌های دولتی در پروژه‌های صنعتی برای ثروتمندان یک منبع درآمدی پرسود ایجاد کرده و چون فقرا از نظام خدمات اجتماعی بهره‌مند نشده‌اند، توزیع درآمد را نابرابرتر کرده‌اند.

---

[1] Musgrave & Thin
[2] Harberger
[3] Inchauste & Lustig
[4] Chatterjee & Turnovsky
[5] Blejer & Guerrero

چو و همکاران[1] (2000) در مقاله‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در 20 کشور درحال‌توسعه برای دهه 80 و 90 میلادی پرداختند. برای این منظور از متغیرهای ضریب جینی، نسبت مالیات غیرمستقیم، نسبت مالیات مستقیم به GDP، نرخ ثبت‌نام مدارس متوسطه و شهرنشینی استفاده‌شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد، هزینه‌های دولتی در کشورهای مذکور باعث افزایش نابرابری درآمدی گردیده است.

کامینادا و گودوارد[2] (2001) نشان دادند که در بریتانیا و هلند کاهش هزینه‌های دولت در برنامه‌های اجتماعی، سیستم رفاهی این کشورها را تحت تأثیر قرار داده و افزایش شدید نابرابری درآمدی را به همراه داشته است.

ولز[3] (2006) به بررسی اثر آموزش‌وپرورش و برخی متغیرهای اقتصادی بر نابرابری درآمد پرداخت. برای این منظور روش مقطعی و سال‌های 1980، 1990 و 2000 در نظر گرفته‌شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اثر هزینه آموزش‌وپرورش بر نابرابری درآمد تحت تأثیر سطح آزادی اقتصادی در یک کشور قرار دارد.

والر[4] (2007) در تحقیق خود به بررسی اثر انواع مالیات بر توزیع درآمد در 21 کشور در بازه زمانی 1981-2002 پرداخت. نتایج تحقیق وی با استفاده از رویکرد پانل نشان می‌دهد که وضع مالیات تصاعدی بر درآمد موجب توزیع مناسب درآمد می‌شود. همچنین نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که مالیات بر ارزش‌افزوده نتایج بهتری را پیرامون توزیع درآمد ارائه نمی‌دهد.

مارتینز و همکاران[5] (2012) در مقاله‌ای به بررسی اثر مالیات‌ها و هزینه‌های دولت بر توزیع درآمد در 150 کشور در بازه زمانی 1974-2009 پرداختند. برای این منظور از روش پانل پویا استفاده‌شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اثر مالیات بر درآمد شخصی و مالیات بر شرکت‌ها منجر به کاهش نابرابری درآمد می‌شود. همچنین مالیات بر مصرف، مالیات غیرمستقیم و تعرفه‌های گمرکی اثر منفی بر توزیع درآمد دارد. همچنین آن-ها نشان دادند که هزینه‌های آموزش‌وپرورش، سلامت و مسکن دولتی اثر مثبتی بر توزیع درآمد دارد.

---

[1] Chu et al.
[2] Caminada & Goudwaard
[3] Wells
[4] Weller
[5] Martinezet al.

اوبراتین و همکاران[1] (2017) در تحقیق خود به بررسی اثر مالیات بر توزیع درآمد در نیجریه در بازه زمانی 1981-2014 پرداختند. برای این منظور از رویکرد حداقل مربعات معمولی استفاده نمودند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که مالیات ابزار استانداردی برای توزیع مجدد درآمد در نیجریه نیست.

مانولوا[2] (2017) به بررسی عوامل مؤثر بر نابرابری در بلغارستان با استفاده از مدل رگرسیون در بازه زمانی 1990 تا 2015 پرداخت. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که هزینه‌های دولت، حمایت‌های اجتماعی باعث کاهش نابرابری درآمد گردیده و سرمایه‌گذاری خارجی، هزینه‌های آموزشی و تورم فاقد اثر معنی‌دار بر متغیر موردنظر بوده‌اند.

خانزادی و همکاران[3] (1394) در تحقیق خود با استفاده از روش خود رگرسیون با وقفه توزیعی نشان دادند که در بازه زمانی 1350-1391 افزایش سهم درآمدهای مالیات مستقیم و کاهش سهم درآمدهای غیرمستقیم به GDP موجب تشدید نابرابری درآمد در ایران می‌شود.

میلانی و همکاران[4] (1395) در تحقیق خود به ارزیابی اثر تصاعدی مالیات بر درآمد بر توزیع درآمد در 30 استان کشور در بازه زمانی 1392-1384 پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که ساختار مالیات بر درآمد در ایران تصاعدی است، اما نتوانسته موجب کاهش نابرابری درآمد شود.

قربانی و همکاران[5] (1396) نیز با استفاده از اطلاعات سری زمانی کشور ایران در سال‌های 1365 تا 1394 نشان می‌دهند، مخارج دولت اثر منفی و درآمدهای مالیاتی و هزینه‌های مربوط به هدفمند کردن یارانه‌ها اثر مثبتی بر توزیع درآمد دارد.

کریمی و دورباش[6] (1397) نیز در تحقیقی به بررسی تأثیر مالیات‌های مستقیم غیرمستقیم بر توزیع درآمد در 27 استان در بازه زمانی 1394-1385 پرداختند. برای این منظور از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی استفاده‌شده است. نتایج تحقیق

---

[1] Obaretin et al.
[2] Manoleva
[3] Khanzadi et al. (2015)
[4] Milani et al. (2016)
[5] Ghorbani et al. (2017)
[6] Karimi & Dorbash (2018)

نشان می‌دهد که مالیات مستقیم اثر مثبت و مالیات غیرمستقیم اثر منفی بر ضریب جینی دارد.

2-2- اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد

توسعه مالی از طریق دو کانال رشد اقتصادی و دسترسی به تسهیلات و خدمات مالی بر توزیع درآمد اثرگذار است. به‌طورکلی می‌توان اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد را در قالب چهار فرضیه طبقه‌بندی نمود. اولین فرضیه، فرضیه گسترش نابرابری[1] است بر اساس این فرضیه توسعه مالی بیشتر از آنکه برای فقرا سودآور باشد برای ثروتمندان منفعت به همراه دارد؛ بنابراین با افزایش توسعه مالی نابرابری درآمد افزایش می‌یابد (راجان و زینگلاس[2]، 2003؛ سروات و جری[3]، 2015 و جاج و واتسکا[4]، 2016). فرضیه دوم تحت عنوان محدودیت نابرابری درآمد[5] شناخته می‌شود. این فرضیه برخلاف فرضیه اول بیان می‌کند که توسعه مالی به افراد فقیر کمک می‌کند تا به‌سادگی به منابع مالی خارجی دسترسی پیدا کنند و از طریق سرمایه‌گذاری بیشتر درآمد کسب نماید از این‌رو افزایش توسعه مالی موجب بهبود نابرابری درآمد می‌شود (گالر و زیرا[6]، 1993؛ راوالین[7]،2003؛ کلارک و همکاران[8]، 2006؛ بک و همکاران[9] 2007 و ون‌اهریک و سیدل[10]، 2015).

فرضیه سوم فرضیه کوزنتس مالی[11] است. براساس این فرضیه رابطه U معکوس بین توسعه مالی و نابرابری درآمد وجود دارد. در ابتدا توسعه مالی، ثروتمندان می‌توانند با استفاده از توسعه بخش مالی مزایای بیشتری نسبت به فقرا کسب نمایند که این امر منجر به افزایش نابرابری درآمد تا سطح مشخصی از توسعه مالی شود و سپس فقرا می‌توانند به سرمایه-گذاری از طریق توسعه بخش مالی دسترسی راحت‌تری پیدا کنند و ازاین‌رو نابرابری

---

[1] Inequality-Widening Hypothesis
[2] Rajan & Zingales
[3] Sehrawat & Giri
[4] Jauch & Watzka
[5] The Inequality-Narrowing Hypothesis
[6] Galor & Zeira
[7] Ravallion
[8] Clarke et al.
[9] Beck et al.
[10] Von Ehrlich & Seidel
[11] The Financial Kuznets Curvehypothesis

کاهش یابد (کیم و لین[1]، 2011 و شهباز و همکاران[2]، 2015). فرضیه چهارم بیان می‌کند که رابطه U شکل بین توسعه مالی و نابرابری درآمد وجود دارد. بر این اساس، در مرحله اولیه توسعه مالی، عمق مالی می‌تواند مشکل نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد اما پس از رسیدن به سطح بالاتری از توسعه مالی نابرابری درآمد افزایش می‌یابد (تان و لو[3]، 2012). بر اساس چهار فرضیه فوق نمی‌توان به‌طور دقیق مشخص نمود که رابطه بین توسعه مالی و نابرابری درآمد چگونه است. به‌طورکلی اگر توسعه مالی با حمایت بهتر از حقوق مالکیت همراه باشد می‌تواند از خسارت درآمد فقرا جلوگیری نماید و از این‌رو به بهبود توزیع درآمد کمک نماید (گرداستین[4]، 2007). کیم و لین[5] (2011) به بررسی رابطه بین توسعه مالی و توزیع درآمد در 72 کشور در بازه زمانی 2005-1996 پرداختند. برای این منظور از مدل PSTR استفاده‌شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که این رابطه به‌شدت به مراحل توسعه مالی کشورها وابسته است و هنگامی حداقل سطح توسعه مالی در کشورها فراهم شده باشد، افزایش توسعه مالی منجر به بهبود توزیع درآمد می‌شود. چیو و لی[6] (2019) به بررسی اثرات غیرخطی توسعه مالی و نابرابری درآمد در 59 کشور در بازه زمانی 2015-1985 پرداختند. برای این منظور از PSTAR7 استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که ارتباط بین نابرابری درآمد و توسعه مالی تحت درجات مختلف ریسک کشورها قرار دارد.

شاکری بستان‌آبادی و جلیلی[7] (1399) در تحقیق خود به بررسی متغیرهای اثرگذار بر توزیع درآمد در استان‌های ایران در دوره زمانی 1384-1394 پرداختند. به این منظور از روش پانل پروبیت کسری استفاده می‌شود. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که متغیرهای توسعه مالی اثر منفی و معنی‌داری بر ضریب جینی دارد. در مطالعات مختلف از شاخص‌های مختلفی به‌منظور ارائه توسعه مالی استفاده شده است که با توجه به اطلاعات موجود در این مطالعه از نسبت مانده تسهیلات کل به تولید ناخالص داخلی در سطح استان‌های کشور به‌عنوان شاخص توسعه مالی استفاده گردیده است.

---

[1] Kim & Lin
[2] Shahbaz et al.
[3] Tan & Law
[4] Gradstein
[5] Kim & Lin
[6] Chiu & Lee
[7] Shakeri & Jalili (2021)

علوی راد و همکاران[1] (1399) در تحقیق خود به بررسی اثرات توسعه بانکی، ساختار اجتماعی، اقتصادی و نابرابری درآمدی در استانهای کشوردر دوره زمانی 1395-1385 با بکارگیری مدل گشتاور تعمیم یافته آرلانو و باند (GMM) و (2SLS) پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد، افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه، سهم کل نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی، تولید و ساخت و ساز و همچنین افزایش رقابت و تعداد شعب بانکی (به عنوان یکی از شاخص های توسعه مالی)، توزیع درآمد در استان های کشور را بهتر می کند.

3-2- اثر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد

یکی از مهم‌ترین اهداف رشد اقتصادی بهبود توسعه اقتصادی و کاهش فقر است. دیدگاه مختلفی پیرامون اثرگذاری رشد اقتصادی بر توزیع درآمد وجود دارد. گروهی از پژوهشگران بر این عقیده هستند که افزایش رشد اقتصادی مستلزم نادیده گرفتن موضوع توزیع درآمد عادلانه است. بر این اساس اجرای سیاست‌های باز توزیعی در جهت کاهش نابرابری زمانی که جامعه دارای سطح پایینی از درآمد است منجر به کاهش سطح پس‌انداز شده و از این طریق نرخ رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد.[2] بر این اساس افزایش نابرابری، درآمد بیشتری را در اختیار افراد ثروتمند جامعه قرار داده و از آنجایی‌که میل نهایی به پس‌انداز این گروه بیشتر است باعث می‌شود تا پس‌انداز در جامعه افزایش یافته و درنتیجه رشد اقتصادی افزایش یابد. به‌عبارت دیگر، بر اساس مدل کالدور[3] (1956 و 1957) هر چه توزیع درآمد به نفع صاحبان سرمایه تغییر کند، میزان بیشتری از درآمد به سرمایه‌گذاری اختصاص‌یافته و به تبع آن رشد اقتصادی سریع‌تر خواهد بود. وو و همکاران[4] (2019) به بررسی ارتباط علی و پویا بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی پرداختند. برای این منظور از آمار 158 کشور که 86 کشور آن در حیطه کشورهایی با درآمد متوسط قرار دارد در بازه زمانی 1960-2014 استفاده شده است. روش تحقیق در این مطالعه آزمون علیت گرنجر و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته می‌باشد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که علیت از رشد اقتصادی به نابرابری درآمد و برعکس دیده می‌شود.

---

[1] Alavirad et al. (2021)

[2] برای مطالعه بیشتر می‌توان به مقاله آگنور (2004) مراجعه کنید.

[3] Kaldor

[4] Vo et al.

در مقابل برخی از نظریه‌پردازان و اقتصاددانان توسعه، این نظریه را مردود می‌دانند و معتقدند برابری بیشتر در کشورهای درحال‌توسعه درواقع شرط رسیدن به رشد اقتصادی پایدار می‌باشد. استدلال آن‌ها بدین‌صورت است که گروه‌های پردرآمد در کشورهای درحال‌توسعه پس‌انداز خود را صرفا سرمایه‌گذاری نمی‌کنند و ترجیح می‌دهند آن را به مصرف کالاهای لوکس وارداتی و مسافرت خارج از کشور اختصاص دهند. در این زمینه می‌توان به مقاله ایرادین[1] (2005) اشاره نمود. برای توجیه این دیدگاه می‌توان از نظریات اقتصادی سیاسی بهره گرفت. بر اساس تئوری‌های اقتصاد سیاسی از آنجایی‌که رأی‌دهندگان میانه جز گروه‌های فقیر جامعه قرار می‌گیرند افزایش نابرابری درآمد منجر به سیاست‌های ناکارآمد مالیاتی شده و عموما سیاست‌گذاران برای جلب آرای طبقه میانه و فقرا سیاست‌های باز توزیع درآمد را به‌جای سیاست‌های کارآمد اقتصادی دنبال می‌کنند (ایرادین، 2005).

اهمیت نابرابری درآمد در فرآیند توسعه در منحنی کوزنتس (1955) ریشه دارد. فرضیه U معکوس کوزنتس نشان می‌دهد که در مراحل اولیه توسعه اقتصادی، رشد باعث بدتر شدن توزیع درآمد می‌شود و پس از یک دوره مشخص در روند توسعه انتظار می‌رود نابرابری درآمد رشد اقتصادی را کاهش دهد. الگوی U معکوس نشان می‌دهد که کشورها باید بتوانند اقتصاد خود را از کشاورزی به اقتصاد صنعتی انتقال دهند تا بهره‌وری افزایش یابد. کشورهایی که تحت این نوع فرآیند، رشد می‌کنند ممکن است در سال‌های اولیه نابرابری درآمد در آن‌ها افزایش یابد؛ اما توسعه بخش مدرن می‌تواند در آینده منجر به کاهش توزیع نابرابر درآمد شود. دیشاپریا[2] (2017) با استفاده از روش پانل GMM و داده‌های 33 کشور آسیایی برای دوره 1990 تا 2013 نشان می‌دهد، نظریه کوزنتس برای کشورهای مذکور تائید می‌شود. دهقانی و همکاران[3] (1396) در مطالعه خود به بررسی اثر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد در بازه زمانی 1350 تا 1393 پرداختند. برای این منظور از روش انتقال ملایم خود رگرسیون لوجستیکی استفاده نمودند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که رشد اقتصادی موجب کاهش نابرابری درآمدی می‌شود.

مرور مبانی نظری و پیشینه‌های تحقیق نشان می‌دهد که اگرچه تحقیقات مختلفی در حوزه نابرابری در ایران انجام‌شده است اما در بیشتر تحقیقات از شاخص ضریب جینی

---

[1] Iradian
[2] Deyshappriya
[3] Dehghani et al. (2016)

برای محاسبه نابرابری درآمد استفاده‌شده است. در تحقیق حاضر در کنار محاسبه ضریب جینی از ضریب جینی تعمیم‌یافته نیز استفاده‌شده است. این نوع ضریب جینی می‌تواند به تفکیک اثر سیاست‌های دولت بر اقشار ثروتمند و فقیر جامعه که در تحقیقات داخلی کمتر موردتوجه بوده است، کمک کند. استفاده از روش پانل کوانتایل یکی دیگر از مزایای تحقیق حاضر است که می‌تواند به تفکیک اثر سیاست‌های دولت در دهک‌های مختلف توزیع درآمد در مناطق شهری استان‌های ایران بیانجامد.

3- محاسبه ضریب جینی و ضریب جینی تعمیم‌یافته

در ادبیات اقتصادی ویژگی‌های خاصی برای یک شاخص توزیع درآمد و نابرابری درآمد در نظر گرفته می‌شود. بر اساس دیدگاه چمبرنون شاخص نابرابری منحصربه‌فرد که از همه نظر بهتر از سایر شاخص‌های نابرابری باشد وجود ندارد؛ زیرا بسیاری از شاخص‌ها دارای تمام ویژگی‌های مناسب یک شاخص توزیع درآمد نیستند؛ اما هر چه یک شاخص ملاک‌ها و اصول بیشتری را رعایت کند شاخص مناسب‌تری می‌باشد (کفایی و نصیری[1]، 1388). یکی از پرکاربردترین شاخص‌های اندازه‌گیری نابرابری درآمد، شاخص ضریب جینی است که در سال ۱۹۱۲ توسط یک ایتالیایی به نام کورادو جینی[2] تعریف شده است.

ازنظر آماری ضریب جینی عبارت است از اندازه نابرابری توزیع درآمد مورد بررسی به حداکثر نابرابری ممکن در یک توزیع کاملا نامناسب. ضـریب جینی عددی بین صفر و یک می‌باشد که صفر نشان‌دهنده توزیـع کاملاً برابر درآمد یا ثروت و یک به معنای نابرابری کامل در توزیع است. شایان ذکر است مهم‌ترین ضعف ضریب جینی به‌عنوان معیار اندازه‌گیری نابرابری ناتوانی آن در تمایز بین انواع نابرابری‌هاست (مائو[3]، 2007). از این‌رو، ضریب جینی به ثروتمندترین خانوارها و فقیرترین خانوارها وزن یکسان می‌دهد و به تغییرات درآمدی صرفه نظر از این‌که این تغییرات در بین خانوارهای ثروتمند، متوسط یا فقیر انفاق افتاده است واکنش نشان نمی‌دهد که در این مطالعه برای رفع نقاط ضعف ذکرشده از ضریب جینی تعمیم‌یافته استفاده خواهد شد.

---

[1] Kafaee & Nasiri (2009)
[2] Corrado Gini
[3] Maio

تابع توزیع $\pi = F(x)$ به ازای درآمد x و $\eta = F_1(x)$ تابع توزیع گشتاور اول می‌باشد. ارتباط بین π و η برای $0 \leq x < \infty$ به‌وسیله منحنی لورنز[1] به‌صورت $\eta = L(\pi)$ تعریف می‌شود. ضریب جینی دو برابر منطقه بین خط 45 درجه و منحنی لورنز بوده و می‌توان نوشت:

$$G = 1 - 2\int_0^1 L(\pi)d\pi \qquad (1)$$

این رابطه را می‌توان به‌صورت رابطه (2) نیز نوشت (لامبرت[2]، 1992):

$$G = -1 + \frac{2}{\mu_x}\int_0^\infty xF(x)f(x)dx = \frac{2}{\mu_x}cov\{x, F(x)\} \qquad (2)$$

جاییکه $\mu_x = E(x)$ متوسط درآمد و $f(x) = \frac{dF(x)}{dx}$ تابع چگالی برای درآمد است. برای برآورد ضریب جینی عموماً از معادلات جبری گسسته (1) و (2) استفاده می‌شود. فرض کنید که داده‌های درآمد در M گروه طبقه‌بندی می‌شود. برآوردگرهایی که در ادامه معرفی می‌شود می‌تواند با داده‌های گروه‌بندی‌شده و یا به صورت فردی مورداستفاده قرار گیرند. در مورد مشاهدات فردی، M در حقیقت تعداد مشاهدات است و در هر گروه یک مشاهده وجود دارد بنابراین سهم مشاهدات در هر گروه به‌صورت $p_i = \frac{1}{M}$ در نظر گرفته می‌شود. در این حالت با فرض دسترسی به اطلاعات برای گروه iام:

x_i میانگین درآمد؛ p_i سهم مشاهدات؛ $\pi_i = p_1 + p_2 + \cdots + p_i$ مجموع سهم هر مشاهده؛ $\phi_i = p_i x_i / \sum_{j=1}^{M} p_j x_j$ سهم درآمد؛ $\eta_i = \phi_1 + \phi_2 + \cdots + \phi_i$ مجموع سهم درآمدی و $\bar{x} = \sum_{i=1}^{M} p_i x_i$ نشان‌دهنده میانگین درآمد نمونه‌هاست. لرمن و یتزاکی (1989) فرم گسسته معادله (2) را به‌صورت زیر تعریف می‌کند:

$$\widehat{G}_1 = \frac{2}{\bar{x}}\sum_{i=1}^{M} p_i(x_i - \bar{x})(\hat{\pi}_i - \bar{\pi}) \qquad (3)$$

در این حالت $\hat{\pi}_i = (\pi_{i-1} + \pi_i)/2$ و $\bar{\pi} = \sum_{i=1}^{M} p_i \hat{\pi}_i$ می‌باشد. ضریب جینی تعمیم‌یافته[3] نخستین بار به‌وسیله یتژاکی[4] (1983) معرفی شد تا بتواند جنبه‌های مختلف محاسبه شاخص نابرابری درآمد را پوشش دهد. ضریب جینی تعمیم‌یافته به‌صورت رابطه (4) نوشته می‌شود:

$$G(v) = 1 - v(v-1)\int_0^1 (1-\pi)^{v-2} L(\pi)d\pi$$
$$= 1 - \frac{v}{\mu_x}\int_0^\infty x(1-F(x))^{v-1} f(x)dx = -\frac{v}{\mu_x}\mathrm{cov}\{x, (1-F(x))^{v-1}\} \qquad (4)$$

---

[1] Lorenz curve
[2] Lambert
[3] Extended Gini Coefficient
[4] Yitzhaki

در این حالت v پارامتر نابرابری است که توسط پژوهشگر و یا سیاست‌گذار تعیین می‌شود. ضریب جینی تعمیم‌یافته $G(v)$ برای v>1 تعریف می‌شود و هنگامی‌که v=2 باشد آنگاه ضریب جینی تعمیم‌یافته و ضریب جینی برابر می‌شوند. به ازای مقادیر V > 2 وزن بیشتری به افراد فقیر داده می‌شود و در مقابل اگر V <2 باشد وزن بیشتری به افراد ثروتمند داده می‌شود (بلو و لیبراتی[1]، 2006). برای برآورد فرمول کوواریانس می‌توان از شکل گسسته معادله (4) به‌صورت معادله (5) استفاده نمود:

$$\hat{G}_1(v) = -\frac{v}{\bar{x}}\sum_{i=1}^{M} p_i(x_i - \bar{x})[(1-\hat{\pi}_i)^{v-1} - m] \qquad (5)$$

در این حالت $m = \sum_{i=1}^{M} p_i(1-\hat{\pi}_i)^{v-1}$ می‌باشد. برای به دست آوردن یک برآوردگر جایگزین با تقریب منحنی لورنز می‌توان معادله (4) را با یک بخش خطی از نقطه $\mathrm{jh}(\pi_i,\eta_i)(\pi_{i-1},\eta_{i-1})$ به‌عنوان خط مستقیم $\eta = c_i\pi + d_i$ که $c_i = \frac{\phi_i}{p_i}$ و $d_i = \frac{\pi_i\eta_{i-1}-\pi_{i-1}\eta_i}{p_i}$ بازنویسی نمود. چوتیکاپانیچ و گریفیتس[2] (2000) تقریب خطی منحنی لورنز را به‌وسیله سری خطی معرفی نمودند. لذا تقریب خطی G(v) به‌صورت معادله (6) نوشته می‌شود:

$$\hat{G}_2(v) = -v(v-1)\sum_{i=1}^{M}\int_{\pi_{i-1}}^{\pi_i}(1-\hat{\pi}_i)^{v-2}(c_i\pi + d_i)d\pi \qquad (6)$$

فرم خلاصه‌شده این تقریب به صورت رابطه (7) تعریف می‌شود:

$$\hat{G}_2(v) = 1 + \sum_{i=1}^{M}(\frac{\phi_i}{p_i})\ [(1-\pi_i)^v(1-\pi_{i-1})^v] \qquad (7)$$

محاسبه رابطه فوق نسبتا ساده است. در این معادلات به ازای v=2 $\hat{G}_1(v) = \hat{G}_2(v)$ می‌باشد اما به‌صورت کلی این دو برآوردگر یکسان نیستند.

4-معرفی مدل و متغیرهای تحقیق

با توجه به‌مرور ادبیات نظری و پیشینه‌ها در این تحقیق به‌منظور بررسی اثر سیاست‌های مالی، رشد اقتصادی و شاخص توسعه مالی از دو مدل به‌صورت زیر استفاده می‌شود:

$$\mathrm{inequlity_{it}} = \mathrm{a_0} + \mathrm{a_1 tax_{it}} + \mathrm{a_2 gog_{it}} + \mathrm{a_3 y_{it}} + \mathrm{a_4 y_{it}^2} + \mathrm{a_5 fd_{it}} + \varepsilon_{it} \qquad (8)$$

$$\mathrm{inequlity_{it}} = \mathrm{a_0} + \mathrm{a_1 Dtax_{it}} + \mathrm{a_2 Itax_{it}} + \mathrm{a_3}C\mathrm{gog_{it}} + \mathrm{a_4}O\mathrm{gog_{it}} + \mathrm{a_5 y_{it}} + \mathrm{a_6 y_{it}^2} + \mathrm{a_7 fd_{it}} + \varepsilon_{it} \qquad (9)$$

---

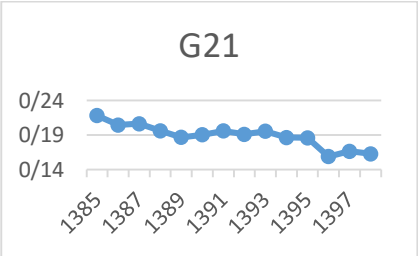
[1] Bellù & Liberati
[2] Chotikapanich & Griffiths

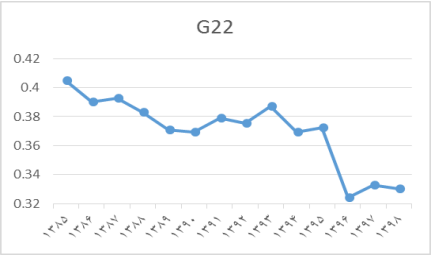
در این روابط متغیر $inequlity_{it}$ شاخص توزیع درآمد را نشان می‌دهد که در این تحقیق از شاخص ضریب جینی و ضریب جینی تعمیم‌یافته استفاده شده است. در مدل (1) متغیر tax_{it}، نسبت مالیات. به GDP در استان iام در دوره زمانی t را نشان می‌دهد.

gog_{it} نسبت مجموع هزینه‌های جاری و عمرانی دولت به GDP، y_{it} درآمد سرانه و y_{it}^2 مربع درآمد سرانه را در استان iام و در دوره زمانی t نشان می‌دهد. همچنین fd_{it} نسبت مانده تسهیلات کل بانکی به GDP را بیان می‌کند که در این تحقیق به عنوانی شاخصی برای توسعه مالی در نظر گرفته می‌شود. در مدل دوم نیز دو متغیر $Dtax_{it}$ و $Itax_{it}$ به ترتیب نسبت مالیات‌های مستقیم به GDP و نسبت مالیات‌های غیرمستقیم به GDP و دو متغیر $Cgog_{it}$ و $Ogog_{it}$ به ترتیب نسبت هزینه‌های جاری به GDP و نسبت هزینه‌های عمرانی به GDP را در استان iام و در دوره زمانی t نشان می‌دهد.

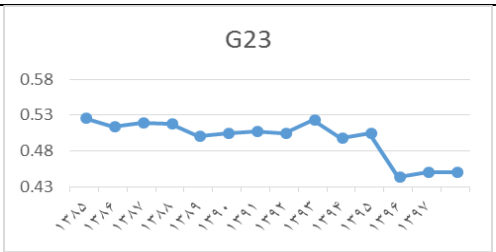
در این پژوهش با استفاده از اطلاعات درآمد-هزینه خانوار ضریب جینی و ضریب جینی تعمیم‌یافته در بازه زمانی 1398-1385 برای مناطق شهری استان‌های ایران با مبنا قرار دادن مطالعه چوتیکاپانیچ و گریفیتس[1] (2001) و با استفاده از رابطه (7) محاسبه می‌شود. با توجه به متغیر بودن عامل (v) در این معادله و با توجه به مطالعات قبلی، ضریب جینی تعمیم‌یافته برای مقادیر v برابر با 1/33، 2 و 3 محاسبه‌شده است. لازم به ذکر است با قرار دادن مقدار v=2 مقدار ضریب جینی محاسبه می‌شود. مقادیر v کمتر از 2 وزن بیشتری به ثروتمندان و مقادیر v بزرگ‌تر از 2 وزن بیشتری به فقرا می‌دهد.

نمودار (1) شاخص نابرابری را در بازه زمانی 1398-1385 نشان می‌دهد. بر این اساس مقدار نابرابری درآمد در هر سه ضریب جینی تا سال 1396 روند کاهشی داشته است؛ به‌عبارت‌دیگر، در بازه موردبررسی هرچند ضریب جینی و ضریب جینی تعمیم‌یافته با نوسانات زیادی همراه بوده اما روند آن تا سال 1396 کاهشی بوده است. این موضوع نشان می‌دهد که در مناطق شهری کشور توزیع درآمد بهبودیافته است.





[1] Chotikapanich & Griffiths



نمودار (1): متوسط روند شاخص نابرابری مناطق شهری استان‌های کشور در بازه زمانی 1398-1385

منبع: محاسبات تحقیق

5- برآورد مدل

هدف از مقاله فوق بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در مناطق شهری استان‌های ایران طی بازه زمانی 1385-1398 می‌باشد. برای این منظور از روش پانل کوانتایل استفاده می‌شود. رگرسیون کوانتایل به محقق اطلاعات کامل‌تری پیرامون اثر متغیرهای توضیحی بر میانه و سایر چندک‌های متغیر وابسته می‌دهد. توجه هم‌زمان به مجموع توابع چندکی برآورد شده، موجب می‌شود تحلیل بهتری نسبت به اثر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته انجام شود. نتایج حاصل از تخمین مدل (1) و مدل (2) در ادامه بیان خواهد شد.

شایان ذکر است نتایج حاصل از تخمین دو مدل اقتصادسنجی چند متغیره (1) و (2)، به منظور سهولت ارائه تفسیر نتایج هر یک از متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته یعنی ضرایب جینی تعمیم‌یافته متفاوت (v=1.33, v=2, v=3) و دهک‌های مختلف در مدل کوانتایل، برای هر متغیر مستقل یک جدول جداگانه آمده است.

5-1- تحلیل یافته‌های مدل (1)

در جدول (1) برآورد ضرایب مدل (1) برای متغیر نسبت مالیات به GDP ارائه‌شده است. بر این اساس اثر نسبت مالیات به GDP بر توزیع درآمد (ضریب جینی (v=2)) در دهک‌ها دوم، سوم و چهارم منفی و در سطح اطمینان 90 درصد معنادار است. این موضوع نشان می‌دهد که هنگامی‌که توزیع درآمد مناسب‌تر است افزایش نسبت مالیات به GDP می‌تواند به بهبود توزیع درآمد کمک کند.

همچنین اثر نسبت مالیات بر ضریب جینی تعمیم‌یافته (v=3) در دهک‌های اول تا میانه منفی و معنادار است. این نتیجه نشان می‌دهد که افزایش نرخ مالیات هنگامی‌که نابرابری کمتر از میانگین است باعث کاهش ضریب جینی و ضریب جینی تعمیم‌یافته v=3 می‌شود؛

به عبارت‌دیگر افزایش نرخ مالیات در سطوح پایین ضریب جینی هنگامی‌که توزیع درآمد در وضعیت مناسب‌تری قرار دارد (دهک اول تا میانه) موجب بهبود توزیع درآمد می‌شود. همچنین با توجه به اینکه شاخص ضریب جینی تعمیم‌یافته v =3 به نفع فقرا عمل می‌کند بنابراین افزایش نرخ مالیات موجب بهبود توزیع درآمد در بین فقرا در مناطق شهری می‌گردد؛ بنابراین هنگامی‌که برای سیاست‌گذار فقرا در اولویت هستند می‌توان از این سیاست استفاده نمود. همچنین نتایج جدول (1) نشان می‌دهد، هنگامی‌که سیاست‌گذار سیاست‌های خود را با تأکید بر اولویت دادن به ثروتمندان تنظیم می‌کند، نرخ مالیات اثر معنی‌داری بر توزیع درآمد نخواهد داشت.

جدول (1): نتایج برآورد مدل (1) برای متغیر tax در جامعه شهری استان‌های ایران

V	1/33	2	3
0/1	-0/0006	-0/0007	-0/004***
0/2	-0/0009	-0/002*	-0/002*
0/3	-0/001	-0/002*	-0/003**
0/4	-0/0001	-0/001*	-0/002*
0/5	0/0002	-0/001	-0/002**
0/6	0/0003	0/00001	-0/001
0/7	0/002	-0/001	-0/0002
0/8	-0/0002	-0/003	-0/0004
0/9	-0/006	-0/001	-0/001

منبع: یافته‌های تحقیق

*، **، *** به ترتیب سطح معناداری 10، 5 و 1 درصد

جدول (2) به بیان نتایج برآورد مدل (1) برای متغیر نسبت هزینه‌های دولت (مجموع هزینه‌های جاری و عمرانی) به GDP می‌پردازد. بر این اساس در دهک اول و دوم شاخص توزیع درآمد که توزیع مذکور از وضعیت مناسبی برخوردار است، افزایش هزینه‌های دولت اثر منفی و در سطح اطمینان 95 و 99 درصد معناداری بر هر سه ضریب جینی دارد؛ به‌عبارت‌دیگر افزایش هزینه‌های دولت باعث کاهش ضریب جینی در این حالت می‌شود. در مقابل هنگامی‌که توزیع درآمد نامناسب است (دهک‌های 5 تا 9) افزایش نسبت هزینه-های دولت به GDP اثر مثبت و معناداری بر ضریب جینی دارد. بدین معنا که افزایش نسبت هزینه‌های دولت به GDP موجب افزایش ضریب جینی شده و توزیع درآمد را بدتر می‌کند.

جدول (2): نتایج برآورد مدل (1) برای متغیر gog در جامعه شهری استان‌های ایران

3	2	1/33	V
-0/005***	-0/003***	-0/002***	0/1
-0/005***	-0/002**	-0/0014**	0/2
-0/0007	-0/0005	0/0001	0/3
-0/0006	0/0008	0/0006	0/4
0/001	0/002**	0/001**	0/5
0/0008	0/001**	0/002***	0/6
0/002**	0/003**	0/002***	0/7
0/002*	0/003**	0/003***	0/8
0/001	0/003**	0/002**	0/9

منبع: یافته‌های تحقیق

*، **، *** به ترتیب سطح معناداری 10، 5 و 1 درصد

جدول(3) نتایج برآورد مدل (1) برای بررسی اثر گذاری متغیر درآمد سرانه بر شاخص‌های توزیع درآمد را نشان می‌دهد. بر این اساس در کلیه دهک‌های شاخص توزیع درآمدی، درآمد سرانه اثر منفی و معناداری بر شاخص‌های مختلف ضریب جینی دارد؛ به‌عبارت‌دیگر، افزایش درآمد سرانه موجب کاهش ضریب جینی و ضریب جینی تعمیم‌یافته شده و توزیع درآمد را در کلیه سطوح توزیع درآمد در استان‌های کشور بهبود می‌بخشد. کریمی و دورباش (1397) نیز نشان دادند که تولید سرانه اثر منفی و معناداری بر ضریب جینی دارد.

جدول (3): نتایج برآورد مدل (1) برای متغیر y در جامعه شهری استان‌های ایران

3	2	1/33	V
-0/0004***	-0/003***	-0/0001***	0/1
-0/0002***	-0/0002***	-0/0001***	0/2
-0/0002***	-0/0002***	-0/0001***	0/3
-0/0002***	-0/0002***	-0/0001***	0/4
-0/0002***	-0/0002***	-0/0001***	0/5
-0/0003***	-0/0002**	-0/0001***	0/6
-0/0002***	-0/0001**	-0/0001***	0/7
-0/0001***	-0/0001**	-0/0001**	0/8

0/9	-0/0001**	-0/0001**	-0/0001***

منبع: یافته‌های تحقیق

*، **، *** به ترتیب سطح معناداری 10، 5 و 1 درصد

جدول (4) نتایج حاصل از برآورد مدل (1) برای متغیر مربع درآمد سرانه را نشان می‌دهد. با توجه به اثرات مثبت و معنادار متغیر فوق در کلیه دهک‌ها می‌توان چنین نتیجه گرفت که فرضیه کوزنتس در مناطق شهری استان‌های ایران تائید نمی‌شود. فرضیه کوزنتس در استان‌های ایران در مطالعه شاکری بستان‌آبادی و جلیلی (1399) نیز تائید نشده است.

جدول (4): نتایج برآورد مدل (1) برای متغیر مربع y در جامعه شهری استان‌های ایران

V	1/33	2	3
0/1	0/008***	0/01***	0/02***
0/2	0/006***	0/01***	0/01***
0/3	0/007***	0/01***	0/01***
0/4	0/009***	0/01***	0/015***
0/5	0/008***	0/01***	0/015***
0/6	0/008***	0/01***	0/017***
0/7	0/006***	0/01***	0/013***
0/8	0/003	0/006*	0/01***
0/9	0/007***	0/007*	0/01***

منبع: یافته‌های تحقیق

*، **، *** به ترتیب سطح معناداری 10، 5 و 1 درصد

در پایان در این بخش به بررسی اثر شاخص توسعه مالی بر توزیع درآمد پرداخته می‌شود. بر اساس نتایج مدل (1) در جدول (5) در مناطق شهری در دهک چهارم تا ششم، شاخص توسعه مالی اثر منفی و معناداری بر ضریب جینی و ضریب جینی تعمیم‌یافته (v=1.33) دارد. این موضوع نشان می‌دهد که افزایش توسعه مالی در مناطق شهری در حالتی که وضعیت نسبی از توزیع مناسب درآمد وجود داشته باشد، می‌تواند به بهبود توزیع درآمد کمک کند. شاکری بستان آباد و جلیلی (1399) نیز در تحقیق خود به رابطه منفی بین توسعه مالی و ضریب جینی اشاره نمودند.

جدول (5): نتایج برآورد مدل (1) برای متغیر fd در جامعه شهری استان‌های ایران

V	1/33	2	3
0/1	0/002	0/001	-0/001

0/2	-0/005	-0/005	0/016
0/3	0/015***	-0/002	-0/002
0/4	-0/018***	-0/015*	-0/0005
0/5	-0/018***	-0/015*	-0/001
0/6	-0/01*	-0/012*	-0/009
0/7	-0/005	-0/002	0/005
0/8	-0/007	-0/003	0/002
0/9	-0/01	-0/007	-0/002

منبع: یافته‌های تحقیق

*، **، *** به ترتیب سطح معناداری 10، 5 و 1 درصد

2-5- تحلیل یافته‌های مدل (2)

مدل (2) در کنار بررسی اثر متغیرهای درآمد سرانه، مربع درآمد سرانه و شاخص توسعه مالی به بررسی اثر درآمدهای مالیاتی در قالب درآمدهای مالیاتی مستقیم و درآمدهای مالیاتی غیرمستقیم و نیز به تفکیک هزینه‌های دولت در قالب هزینه‌های عمرانی و جاری می‌پردازد. جدول (6) نتایج برآورد مدل (2) برای متغیر نسبت مالیات‌های مستقیم به GDP را نشان می‌دهد. در دهک هشتم یعنی زمانی که توزیع درآمد در وضعیت مناسبی قرار ندارد، متغیر نسبت درآمد مالیاتی مستقیم به GDP اثر منفی و در سطح اطمینان 90 درصد معناداری بر ضریب جینی دارد. بدین معنا که افزایش مالیات‌های مستقیم باعث کاهش ضریب جینی شده و توزیع درآمد در مناطق شهری استان‌های ایران بهتر می‌شود. در سایر دهک‌ها ضرایب برآورد شده ازنظر آماری معنادار نیست.

جدول (6): نتایج برآورد مدل (2) برای متغیر dtax در جامعه شهری استان‌های ایران

V	1/33	2	3
0/1	-0/001	-0/003	-0/003
0/2	0/0001	-0/001	0/004
0/3	0/001	0/001	0/00004
0/4	-0/0003	0/0003	-0/0001
0/5	0/0004	0/0004	-0/0008
0/6	0/0004	-0/001	-0/003
0/7	-0/0014	-0/004	-0/004
0/8	-0/0025	-0/007*	-0/01**

0/9	0/001	-0/004	0-/01*

منبع: یافته‌های تحقیق

*، **، *** به ترتیب سطح معناداری 10، 5 و 1 درصد

جدول (7) نتایج برآورد مدل (2) برای متغیر نسبت درآمدهای مالیاتی غیرمستقیم به GDP را برای مناطق شهری استان‌های ایران نشان می‌دهد. بر این اساس در مناطق شهری از دهک اول تا دهک پنجم (میانه) توزیع درآمد مناسب‌تر است، نبست مالیات‌های غیرمستقیم به GDP اثر منفی و معناداری بر وضعیت ضریب جینی و ضریب جینی تعمیم‌یافته دارد؛ به‌عبارت‌دیگر متغیر نسبت مالیات‌های غیرمستقیم به GDP در مناطق شهری موجب بهبود توزیع درآمد می‌شود. این نتیجه پژوهش کریمی و دورباش (1397) هم‌راستا است.

جدول (7): نتایج برآورد مدل (2) برای متغیر itax در جامعه شهری استان‌های ایران

V	1/33	2	3
0/1	-0/01***	-0/01***	-0/01*
0/2	0/0001	-0/01***	-0/02***
0/3	-0/01*	-0/01***	-0/01***
0/4	-0/004*	-0/01***	-0/0001
0/5	-0/004**	-0/01***	-0/01*
0/6	-0/003	-0/006*	-0/004
0/7	-0/004	-0/003	-0/004
0/8	-0/005	-0/005	-0/004
0/9	-0/012**	-0/009	-0/004

منبع: یافته‌های تحقیق

*، **، *** به ترتیب سطح معناداری 10، 5 و 1 درصد

در ادامه به تفکیک اثر هزینه‌های دولت در غالب دو هزینه جاری و عمرانی بر ضریب جینی و ضریب جینی تعمیم‌یافته پرداخته می‌شود. جدول (8) نتایج برآورد مدل (2) برای متغیر نسبت هزینه‌های جاری به GDP را نشان می‌دهد. بر این اساس متغیر فوق در دهک 2 تا 8 اثر مثبت و معناداری بر ضریب جینی تعمیم‌یافته (v=1.33) داشته است. همچنین متغیر مذکور اثر مثبت و معناداری بر ضریب جینی در دهک‌های دوم و سوم دارد. این نتیجه نشان می‌دهد که افزایش نسبت هزینه‌های جاری به GDP موجب افزایش ضریب جینی و ضریب جینی با تأکید بر نقش ثروتمندان شده است؛ بنابراین می‌توان

گفت افزایش هزینه‌های جاری دولت موجب بدتر شدن توزیع درآمد در مناطق شهری استان‌های ایران به‌خصوص در بین ثروتمندان شده است.

جدول (8): نتایج برآورد مدل (2) برای متغیر cgog در جامعه شهری استان‌های ایران

3	2	1/33	V
-0/002	-0/002	-0/0002	0/1
0/003	0/004**	0/003***	0/2
0/003	0/003**	0/003**	0/3
-0/0001	0/002	0/003***	0/4
-0/0005	0/002	0/003**	0/5
-0/0008	0/001	0/003**	0/6
-0/0018	0/001	0/003*	0/7
-0/0019	0/001	0/003*	0/8
-0/002	0/0002	0/003	0/9

منبع: یافته‌های تحقیق

*، **، *** به ترتیب سطح معناداری 10، 5 و 1 درصد

بر اساس جدول (9) نسبت هزینه‌های عمرانی به GDP در مناطق شهری در دهک اول تا چهارم هنگامی‌که توزیع درآمد مناسب‌تر است، اثر منفی و معناداری بر شاخص ضریب جینی و ضریب جینی تعمیم‌یافته دارد. این نتیجه نشان می‌دهد هنگامی‌که نابرابری درآمد کم است، افزایش هزینه‌های عمرانی به بهبود توزیع درآمد در همه سطوح کمک می‌کند. همچنین نتایج تحقیق نشان می‌دهد که نسبت هزینه‌های عمرانی به GDP در دهک 7 و 9 بر ضریب جینی و ضریب جینی تعمیم‌یافته اثر مثبت و معناداری دارد؛ به‌عبارت‌دیگر هنگامی‌که نابرابری در جامعه بیشتر باشد، افزایش نسبت هزینه‌های عمرانی به GDP موجب بدتر شدن وضعیت توزیع درآمد در جامعه می‌شود.

جدول (9): نتایج برآورد مدل (2) برای متغیر ogog در جامعه شهری استان‌های ایران

3	2	1/33	V
-0/01***	-0/008***	-0/004***	0/1
-0/009***	-0/009***	-0/005***	0/2
-0/004	-0/007***	-0/005***	0/3
0/001	-0/0001	-0/002*	0/4
0/003	0/0002	-0/00004	0/5

0/6	0/0007	0/003**	0/003
0/7	0/002*	0/005**	0/005**
0/8	0/002	0/004	0/005*
0/9	0/003	0/007*	0/007*

منبع: یافته‌های تحقیق

*، **، *** به ترتیب سطح معناداری 10، 5 و 1 درصد

جدول (10) نتایج اثرگذاری متغیر درآمد سرانه بر توزیع درآمد در مناطق شهری استان-های ایران را نشان می‌دهد. بر این اساس در مناطق شهری در بیشتر دهک‌ها متغیر درآمد سرانه اثر منفی و معناداری بر ضریب جینی و ضریب جینی تعمیم‌یافته دارد. این رابطه نشان می‌دهد که با افزایش درآمد سرانه ضریب جینی کاهش‌یافته و توزیع درآمد بر اساس هر سه شاخص بهبود می‌یابد. این نتیجه با پژوهش شاکری بستان‌آبادی و جلیلی (1399) هم‌راستا است.

جدول (10): نتایج برآورد مدل (2) برای متغیر y در جامعه شهری استان‌های ایران

V	1/33	2	3
0/1	-0/0002***	-0/0003***	-0/0004***
0/2	-0/0001***	-0/0002***	-0/0003***
0/3	-0/0001***	-0/0002***	-0/0002***
0/4	-0/0001***	-0/0002***	-0/0002***
0/5	-0/0001***	-0/0002***	-0/0002***
0/6	-0/0001***	-0/0002***	-0/0003***
0/7	-0/0001***	-0/0002***	-0/0002***
0/8	-0/0001***	-0/0001	-0/0002***
0/9	-0/0001	-0/0001**	-0/0001**

منبع: یافته‌های تحقیق

*، **، *** به ترتیب سطح معناداری 10، 5 و 1 درصد

به‌منظور بررسی فرضیه کوزنتس در مناطق شهری استان‌های ایران از متغیر مربع درآمد سرانه استفاده می‌شود. نتایج حاصل از برآورد مدل (2) پیرامون متغیر مربع درآمد سرانه در جدول (11) نشان داده شده است. بر اساس جدول مذکور متغیر مربع درآمد سرانه در مناطق شهری در دهک‌های مختلف اثر مثبت و معناداری بر کلیه شاخص‌های مورد بررسی پیرامون توزیع درآمد دارد. این نتیجه نشان می‌دهد که فرضیه کوزنتس در مناطق

شهری استان‌های ایران تائید نمی‌شود. شاکری بستان‌آبادی و جلیلی (1399) نیز در مطالعه خود نشان دادند که فرضیه کوزنتس در استان-های ایران تائید نمی‌شود.

جدول (11): نتایج برآورد مدل (2) برای متغیر مربع y در جامعه شهری استان‌های ایران

V	1/33	2	3
0/1	0/014***	0/016***	0/019***
0/2	0/013***	0/010***	0/012***
0/3	0/012***	0/010***	0/010***
0/4	0/012***	0/012***	0/015***
0/5	0/01***	0/01***	0/014***
0/6	0/01***	0/01***	0/016***
0/7	0/01***	0/009***	0/012***
0/8	0/004	0/006**	0/01**
0/9	0/02***	0/005	0/004

منبع: یافته‌های تحقیق

*، **، *** به ترتیب سطح معناداری 10، 5 و 1 درصد

در پایان به بررسی اثر شاخص توسعه مالی بر توزیع درآمد در مدل (2) پرداخته می‌شود. نتایج بررسی اثر شاخص توسعه مالی بر توزیع درآمد در جدول (12) گزارش‌شده است. بر این اساس در دهک‌های 7، 8 و 9 اثر شاخص توسعه مالی بر ضریب جینی (v=1.33) که در آن بر نقش ثروتمندان در محاسبه ضریب جینی تأکید شده است منفی و معنادار است. این موضوع نشان می‌دهد که افزایش شاخص توسعه مالی هنگامی‌که توزیع درآمد نامناسب است موجب بهبود توزیع درآمد در ثروتمندان می‌شود. همچنین اثر شاخص فوق بر ضریب جینی در دهک‌های 2، 5 و 6 نیز منفی و معنادار است. اثرگذاری منفی شاخص توسعه مالی بر ضریب جینی در مقاله شاکری بستان‌آباد و جلیلی (1399) نیز تائید شده است.

جدول (12): نتایج برآورد مدل (2) برای متغیر fd در جامعه شهری استان‌های ایران

V	1/33	2	3
0/1	-0/0068	0/004	0/02
0/2	-0/013	-0/018*	-0/000006
0/3	-0/016	-0/016	0/001
0/4	-0/017	-0/011	0/005

0/5	-0/014	-0/019**	0/002
0/6	-0/011	-0/02**	-0/002
0/7	-0/004**	-0/001	-0/006
0/8	-0/007***	-0/004	0/0003
0/9	-0/01***	-0/006	-0/004

منبع: یافته‌های تحقیق

*، **، *** به ترتیب سطح معناداری 10، 5 و 1 درصد

6-نتیجه‌گیری و پیشنهادها

توزیع درآمد مناسب یکی از مهم‌ترین عوامل برقراری رفاه در جوامع مختلف می‌باشد ازاین‌رو چگونگی وضعیت توزیع درآمد از اهمیت بسزایی در سیاست‌گذاری اقتصادی کشور برخوردار بوده و توزیع نابرابر درآمد و شدت آن با واکنش‌های اجتماعی همراه است. هدف از این مطالعه بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در مناطق شهری استان‌های ایران می‌باشد. برای این منظور از داده‌های 30 استان کشور در بازه زمانی 1398-1385 استفاده‌شده است. همچنین به‌منظور محاسبه شاخص نابرابری درآمد و با استفاده از داده-های هزینه و درآمد خانوار شاخص‌های ضریب جینی تعمیم یافته با تأکید بر نقش ثروتمندان، شاخص ضریب جینی، شاخص ضریب جینی با تأکید بر نقش فقرا محاسبه شده است.

به منظور بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد از دو مدل استفاده‌شده است. در مدل اول متغیرهای نسبت درآمدهای مالیاتی به GDP، نسبت هزینه‌های دولت به GDP، درآمد سرانه، مربع درآمد سرانه و شاخص توسعه مالی به‌عنوان متغیرهای مستقل در نظر گرفته می‌شوند. مدل دوم نیز در کنار متغیر درآمد سرانه، مربع درآمد سرانه، شاخص توسعه مالی به بررسی اثر متغیرهای نسبت مالیات مستقیم به درآمد مالیاتی، نسبت مالیات غیرمستقیم به درآمدهای مالیاتی، نسبت هزینه‌های جاری به GDP و نسبت هزینه‌های عمرانی به GDP بر توزیع درآمد در مناطق شهری و روستایی استان‌های ایران پرداخته‌شده است.

نتایج تحقیق در مدل (1) و (2) نشان می‌دهد که:

افزایش نسبت مالیات در مناطق شهری در سطوح پایین ضریب جینی هنگامی‌که توزیع درآمد در وضعیت بهتری قرار داشته و وضعیت فقرا مد نظر سیاست‌گذار اقتصادی باشد،

موجب بهبود توزیع درآمد می‌شود. همچنین بر اساس مدل (2) و با تفکیک اثرات مالیات-های مستقیم و غیرمستقیم مشخص گردید؛ مالیات‌های غیرمستقیم هنگامی‌که توزیع درآمد در وضعیت مناسبی قرار دارد موجب بهبود توزیع درآمد می‌شود. این نتیجه با پژوهش کرمی و دورباش (1399) مطابقت دارد. همچنین نتایج برآورد مدل (2) برای مالیات مستقیم ازلحاظ آماری در بیشتر دهک‌ها معنادار نیست. این نتیجه نشان می‌دهد که دولت به منظور کاهش نابرابری درآمد در جامعه بهتر است از انواع مالیات‌های غیرمستقیم استفاده نماید.

افزایش هزینه‌های دولت (نسبت مجموع هزینه‌های جاری و عمرانی به GDP) در دهک اول و دوم موجب کاهش نابرابری، و در دهک 5 تا 9 موجب افزایش نابرابری می‌شود. این موضوع در کلیه ضرایب برآورد شده صادق است. بنابراین هنگامی‌که توزیع درآمد مناسب‌تر است، افزایش هزینه‌های دولت به بهبود توزیع درآمد کمک می‌کند. رضایی و همکاران[1] (1392) و نادمی و حسنوند[2] (1394) نشان دادند که نسبت مخارج عمومی دولت به GDP موجب افزایش نابرابری درآمد در ایران شده است. تفکیک دو اثر نسبت هزینه‌های دولت در قالب دو هزینه جاری و عمرانی در مدل (2) نشان می‌دهد که با افزایش نسبت هزینه‌های جاری به GDP، موجب بدتر شدن توزیع درآمد در مناطق شهری استان‌های ایران به‌خصوص در بین ثروتمندان شده است. اثر نسبت هزینه‌های عمرانی به GDP بر توزیع درآمد در مناطق شهری در دهک‌های ابتدایی اثر منفی و معناداری و در دهک‌های انتهایی اثر مثبت و معناداری بر ضریب جینی و ضریب جینی تعمیم‌یافته دارد. این موضوع نشان می‌دهد هنگامی‌که توزیع درآمد در وضعیت نامناسبی قرار دارد و نابرابری بیشتر است افزایش هزینه‌های عمرانی نابرابری را تشدید می‌کند. از این‌رو به دولت توصیه می-شود در اجرای اصل 44 قانون اساسی مبنی بر واگذاری شرکت‌های دولتی به بخش خصوصی تسریع شده و شرایط برای بهبود خصوصی‌سازی منطبق با قوانین بالادستی کشور فراهم شود. همچنین دولت می‌تواند با بهبود فضای کسب‌وکار شرایط لازم برای تشویق فعالیت بخش خصوصی در کشور فراهم نماید.

---

[1] Rezaee et al. (2013)

[2] Nademi & Hassanvand (2015)

بررسی اثرگذاری متغیر درآمد سرانه در هر دو مدل (1) و (2) نشان می‌دهد که در بیشتر دهک‌ها اثر درآمد سرانه بر ضریب جینی و ضریب جینی تعمیم‌یافته منفی و معنادار است. همچنین اثر مربع درآمد سرانه در بیشتر دهک‌های موردبررسی بر ضریب جینی و ضریب جینی تعمیم‌یافته مثبت و معنادار است. این موضوع نشان می‌دهد که با افزایش درآمد سرانه در کلیه دهک‌ها توزیع درآمد بهبود می‌یابد و فرضیه کوزنتس در این مطالعه تائید نمی‌شود. در مطالعات مختلفی در ایران مانند شاکری بستان‌آبادی و جلیلی (1399) و کریمی و دورباش (1397) نیز نشان دادند که تولید سرانه اثر منفی و معناداری بر ضریب جینی دارد و فرضیه کوزنتس در استان‌های ایران صادق نیست.

در مدل (1) شاخص توسعه مالی در دهک چهارم تا ششم ، اثر منفی و معناداری بر ضریب جینی و ضریب جینی تعمیم‌یافته (v=1.33) دارد. همچنین در مدل (2) در دهک‌های 7 تا 9 اثر منفی و معنادار بر ضریب جینی تعمیم‌یافته (v=1.33) و در دهک‌های 2، 5 و 6 اثر منفی و معناداری بر ضریب جینی دارد. اثرگذاری منفی شاخص توسعه مالی بر ضریب جینی در مقاله شاکری بستان‌آبادی و جلیلی (1399) نیز تائید شده است. با توجه به اثر توسعه مالی بر بهبود توزیع درآمد پیشنهاد می‌شود که دولت در راستای بهبود توزیع درآمد به ایجاد فضای رقابتی سالم بین بانک‌های کشور و توسعه واسطه‌های مالی توجه نموده تا بانک‌ها بتوانند با پرداخت تسهیلات به بخش‌های مختلف اقتصادی به بهبود توزیع درآمد در استان‌های کشور کمک کنند.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

فهرست منابع

1. ابونوری، اسمعیل وفراهتی، محبوبه (1397). اثر نامتقارن مالیات بر توزیع درآمد در ایران. *پژوهشنامه مالیات*، 39، 158-135.
2. تودارو، مایکل (1384). توسعه اقتصادی در جهان سوم. ترجمه غلامعلی فرجادی، نشر کوهسار، چاپ چهاردهم.
3. خانزادی، آزاد، حیدریان، مریم و مرادی، سارا (1394). بررسی و تحلیل نقش و اثرات درآمدهای مالیات بر توزیع درآمد و توسعه انسانی (مطالعه موردی کشور ایران). *فصلنامه اقتصاد مقداری*، 11(4)، 158-135.
4. رضایی، اسداله، حسین‌زاده، جواد، فرامرزی، ایوب و یزدان‌خواه، منصوره (1392). تأثیر اندازه دولت بر توزیع درآمد. *فصلنامه سیاست-های راهبردی و کلان*، 4، 36-21.
5. قربانی، حسین، غفاری، هادی، نوری، عباس و تقوایی، الهام (1396). تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر توزیع درآمد در ایران (با تأکید بر هدفمندی یارانه‌ها). *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، 18، 158-143.
6. دهقانی، علی، حسینی، سید محمدحسن، فتاحی، محمد و حکمتی فرید، صمد (1396). بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران طی دوره زمانی 1350-1393، رهیافت رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم. *فصلنامه مطالعات اقتصاد کاربردی ایران*، 6(21)، 236-213.
7. دادگر، یدالله (1380). مالیه عمومی و تنظیم خط‌مشی مالی دولت. موسسه فرهنگی هنری بشیر علم و ادب.
8. سیفی‌پور، رویا و رضایی، محمدقاسم (1390). بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با تأکید بر مالیات‌ها. *پژوهشنامه مالیات*، 19(10)، 142-121.

9. شاکری بستان‌آبادی، رضا و جلیلی، زهرا (1399). عوامل مؤثر بر نابرابری توزیع درآمد استانی در ایران: رهیافت پانل پروبیت کسری. *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، 4، 228-205.

10. کریمی، محمد شریف و دورباش، معصومه (1397). بررسی تأثیر مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم بر توزیع درآمد با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته. *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، 22، ۶۸-۴۷

11. میلانی، مهنوش، پروین، سهیلا و سیدی، کوثر (1395). ساختار تصاعدی مالیات بر درآمد و اثر آن بر نابرابری درآمد در استان‌های کشور. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، 17(66)، 22-1.

12. وکیلی زارچ، محمد حسن، علوی راد، عباس، توتونچی، جلیل و دهقان تفتی، محمد علی (1399). توسعه بانکی، ساختار اجتماعی، اقتصادی و نابرابری درآمدی. *فصلنامه نظریه های کاربردی اقتصاد*، 7(4)، 136-139.

1- Abu Nouri, E., & Farahati, M. (2018). Asymmetric effect of taxation on income distribution in Iran. *Journal of Taxation*, 39, 158-135 (in Persian).

2- Bratoeva-Manoleva, S. (2017). *Macroeconomic Determinants of Income Inequality in Bulgaria* (No. bep-2017-07). St Kliment Ohridski University of Sofia, Faculty of Economics and Business Administration/Center for Economic Theories and Policies.

3- Blejer, M. I., & Guerrero, I. (1990). The impact of macroeconomic policies on income distribution: an empirical study of the Philippines. *The Review of Economics and Statistics*, 414-423.

4- Berg, K., & Hebous, S. (2021). *Does the Wealth Tax Improve Equality of Opportunity? Evidence from Norway* (No. 2021/085). International Monetary Fund.

5- Bellù, G. L., & Liberati, P. (2006). Policy Impacts on Inequality Decomposition of Income Inequality by Income Sources. *FAO Report. Available at www. fao. org/tc/easypol*.

6- Borge, L. E., & Rattsø, J. (2001). Income distribution and tax structure: microeconomic test of the Meltzer-Richard hypothesis. *Available at SSRN 280877*.

7- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2007). Finance, inequality and the poor. *Journal of economic growth*, *12*(1), 27-49.

8- Caminada, K., & Goudswaard, K. (2001). International trends in income inequality and social policy. *International Tax and Public Finance*, *8*(4), 395-415.

9- Clarke, G. R., Xu, L. C., & Zou, H. F. (2006). Finance and income inequality: what do the data tell us?. *Southern economic journal*, 578-596.

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

11- Chatterjee, S., & Turnovsky, S. J. (2012). Infrastructure and inequality. *European Economic Review*, *56*(8), 1730-1745.

12- Champernowne, D. G. (1974). A comparison of measures of inequality of income distribution. *The Economic Journal*, *84*(336), 787-816.

13- Chu, K. Y., Davoodi, H., & Gupta, S. (2000). Income distribution and tax, and government social spending policies in developing countries.

14- Chotikapanich, D., & Griffiths, W. (2001). On calculation of the extended Gini coefficient. *Review of Income and Wealth*, *47*(4), 541-547.

15- Dadgar, Y. (2001). Public finances and regulation of government fiscal policy. Bashir Cultural and Artistic Institute of Science and Literature (in Persian).

16- Dehghani, A., Hosseini, S. M. H., Fattahi, M., & Hekmati Farid, S. (2017). Investigating the Relationship between Economic Growth and Income Distribution in Iran during the Period 1393-1350, Nonlinear Regression Mild Transition Approach. *Iranian Journal of Applied Economics Studies*, 6 (21), 236-213 (in Persian).

17- Deyshappriya, N. P. (2017). Impact of macroeconomic factors on income inequality and income distribution in Asian countries.

18- Jauch, S., & Watzka, S. (2016). Financial development and income inequality: a panel data approach. *Empirical Economics*, *51*(1), 291-314.

19- Galor, O., & Zeira, J. (1993). Income distribution and macroeconomics. *The review of economic studies*, *60*(1), 35-52.

20- Ghorbani, H., Ghaffari, H., Nouri, A., & Taghvaei, E. (2017). The effect of macroeconomic variables on income distribution in Iran (with emphasis on targeted subsidies). *Quarterly Journal of Strategic and Macro Policies*, 18, 158-143 (in Persian).

21- Gradstein, M. (2007). Inequality, democracy and the protection of property rights. *The Economic Journal*, *117*(516), 252-269.

22- Kaldor, N. (1955). Alternative theories of distribution. *The review of economic studies*, *23*(2), 83-100.

23- Karimi, M. Sh., & Dorbash, M. (2018). Investigating the effect of direct and indirect taxes on income distribution using the generalized torque method. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, 22, 47-68 (in Persian).

Khanzadi, A., Heidarian, M., & Moradi, S. (2015). Investigating the role and effects of tax revenues on income distribution and human development (Case study of Iran). *Quantitative Economics Quarterly*, 11(4), 158-135 (in Persian).

24- Kim, D. H., & Lin, S. C. (2011). Nonlinearity in the financial development–income inequality nexus. *Journal of Comparative Economics*, *39*(3), 310-325.

25- Harberger, A. C. (2006). Taxation and income distribution: Myths and realities. *The challenges of tax reform in a global economy*, 13-37.

26- Iradian, G. (2005). Inequality, poverty, and growth: cross-country evidence.

27- Inchauste, G., & Lustig, N. (Eds.). (2017). *The Distributional Impact of Taxes and Transfers: Evidence From Eight Developing Countries*. World Bank Publications.

28- Jackson, P. M. (Ed.). (1992). *Current issues in public sector economics*. Macmillan International Higher Education.

29- Lerman, R. I., & Yitzhaki, S. (1989). Improving the accuracy of estimates of Gini coefficients. *Journal of econometrics*, *42*(1), 43-47.

30- Martinez-Vazquez, J., Moreno-Dodson, B., & Vulovic, V. (2012). The impact of tax and expenditure policies on income distribution: Evidence from a large panel of countries. *Andrew Young School of Policy Studies Research Paper Series*, (12-30).

31- Meltzer, A. H., & Richard, S. F. (1981). A rational theory of the size of government. *Journal of political Economy*, *89*(5), 914-927.

32- Milani, M., Parvin, S., & Seydi, K. (2015). The exponential structure of income tax and its effect on income inequality in the provinces of the country. *Journal of Economic Research*, 17(66), 22-1 (in Persian).

33- Musgrave, R. A. (1959). *The theory of public finance; a study in public economy*. Kogakusha Co.

34- Musgrave, R. A., & Thin, T. (1948). Income tax progression, 1929-48. *Journal of political Economy*, *56*(6), 498-514.

35- Nollert, M. (1995). Neocorporatism and political protest in the western democracies: a cross-national analysis. In *The Politics of Social Protest* (pp. 74-87). Routledge.

36- Obaretin, O., Akhor, S. O., & Oseghale, O. E. (2017). Taxation an effective tool for income re-distribution in Nigeria. *Mediterranean Journal of Social Sciences*, *8*(4), 187-187.

37- Rajan, R. G., & Zingales, L. (2004). *Saving capitalism from the capitalists: Unleashing the power of financial markets to create wealth and spread opportunity*. Princeton University Press.

38- Ravallion, M. (2003). The debate on globalization, poverty and inequality: why measurement matters. *International affairs*, *79*(4), 739-753.

39- Rezaei, A., Hosseinzadeh, J., Faramarzi, A., & Yazdankhah, M. (2013). The effect of government size on income distribution. *Quarterly Journal of Strategic and Macro-Policies*, 4, 36-21 (in Persian).

40- Shahbaz, M., Loganathan, N., Tiwari, A. K., & Sherafatian-Jahromi, R. (2015). Financial development and income inequality: Is there any financial Kuznets curve in Iran?. *Social Indicators Research*, *124*(2), 357-382.

41- Shakeri Bostanabadi, R., & Jalili, Z. (2021). Factors Affecting Inequality in Provincial Income Distribution in Iran: A Deficit Probit Panel Approach. *Quarterly Journal of Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 4, 228-205 (in Persian).

42- Seifipour, R., & Rezaei, M. GH. (2011). Investigating the Factors Affecting Income Distribution in Iran's Economy with Emphasis on Taxes. *Journal of Taxation*, 19(10), 142-121 (in Persian).

43- Solt, F. (2008). Economic inequality and democratic political engagement. *American Journal of Political Science*, *52*(1), 48-60.

44- Solt, F. (2015). Economic inequality and nonviolent protest. *Social Science Quarterly*, *96*(5), 1314-1327.

45- Stiglitz, J. (2009). Joseph Stiglitz and why inequality is at the root of the recession. *Next left website*, *9*.

46- Stiglitz, J. E. (2015). The origins of inequality, and policies to contain it. *National tax journal*, *68*(2), 425-448.

47- Sehrawat, M., & Giri, A. K. (2015). Financial development and income inequality in India: an application of ARDL approach. *International Journal of Social Economics*.

48- Tan, H. B., & Law, S. H. (2012). Nonlinear dynamics of the finance-inequality nexus in developing countries. *The Journal of Economic Inequality*, *10*(4), 551-563.

49- Todaro, M. (2005). Economic development in the Third World. Translated by Gholam Ali Farjadi, Kuhsar Publishing, 14th edition (in Persian).

50- von Ehrlich, M., & Seidel, T. (2015). Regional implications of financial market development: Industry location and income inequality. *European economic review*, *73*, 85-102.

51- 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.

52- Wells, R. (2006). Education's effect on income inequality: an economic globalisation perspective. *Globalisation, Societies and Education*, *4*(3), 371-391.

53- Weller, C. E. (2007). The benefits of progressive taxation in economic development. *Review of Radical Political Economics*, *39*(3), 368-376.

54- Yitzhaki, S. (1983). On an extension of the Gini inequality index. *International economic review*, 617-628.