اثر نامتقارن مالیات بر توزیع درآمد در ایران

اسمعیل ابونوری[1]
محبوبه فراهتی[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۹/۲۱، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۲/۸

چکیده

هدف اصلی این مقاله بررسی ارتباط میان مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم و نابرابری توزیع درآمد در ایران است. برای این منظور، داده‌های سری زمانی سالانه نسبت مالیات‌های مستقیم به تولید ناخالص داخلی، نسبت مالیات‌های غیرمستقیم به تولید ناخالص داخلی و ضریب جینی طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۱ به کار گرفته شده‌اند. نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد آستانه‌ای با تعدیل نامتقارن نشان می‌دهند که همه متغیرها دارای یک ریشه واحد هستند. طبق نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی آستانه‌ای، مالیات‌های مستقیم در بلندمدت اثر منفی و معنی‌داری بر نابرابری توزیع درآمد دارند. علاوه بر این، نتایج به کارگیری مدل تصحیح خطای آستانه‌ای نشان می‌دهند سرعت تعدیل انحرافات مثبت و منفی از تعادل بلندمدت متفاوت است. در مقابل، یافته‌ها نشان می‌دهند که مالیات‌های مستقیم در کوتاه مدت اثرات مثبت و معنی‌داری بر نابرابری توزیع درآمد دارند و چنین اثراتی نامتقارن هستند؛ به طوری که واکنش ضریب جینی به کاهش در سهم مالیات‌های مستقیم از تولید ناخالص داخلی بیشتر از واکنش آن به افزایش یکسان در سهم مالیات‌های مستقیم از تولید ناخالص داخلی است. با این وجود، نتایج نشان می‌دهند که مالیات‌های غیرمستقیم در هر دو افق زمانی کوتاه مدت و بلندمدت هیچ‌گونه اثر معنی‌داری بر روی نابرابری درآمدی ندارند.

واژه‌های کلیدی: مالیات، توزیع درآمد، مدل تصحیح خطای آستانه‌ای، ایران

۱. استاد اقتصادسنجی و آمار اجتماعی، بخش اقتصاد دانشگاه سمنان، esmaiel.abounoori@semnan.ac.ir
۲. استادیار بخش اقتصاد دانشگاه سمنان (نویسنده مسئول)، m.farahati@semnan.ac.ir

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-01-02]

۱- مقدمه

نابرابری توزیع درآمد می‌تواند آثار نامطلوبی بر ابعاد مختلف توسعه در یک جامعه داشته باشد. به همین دلیل، مقابله با این پدیده همواره از دغدغه‌های اصلی دولت‌مردان، سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی و اجتماعی هر کشوری بوده است. اهمیت این مسئله به حدی است که در مالیه عمومی تلاش برای توزیع مناسب و عادلانه درآمد یکی از سه وظیفه عمده دولت‌ها به شمار می‌آید. وظیفه توزیعی دولت در جهت تعادل توزیع درآمد میان طبقات مختلف درآمدی در جامعه است؛ به گونه‌ای که فاصله طبقاتی درآمد میان گروههای مختلف جامعه نامنصفانه نبوده، و بر اساس شایسته سالاری (با توجه به برابری افقی و نابرابری عمودی[۱]) باشد. دولت‌ها می‌توانند با سیاست‌گذاری مناسب در وضع مالیات‌ها به این وظیفه مهم خود جامه عمل بپوشانند. در یک دسته‌بندی کلی مالیات‌ها به دو دسته مالیات‌های مستقیم شامل مالیات بر درآمد و دارایی افراد و شرکت‌ها و مالیات‌های غیرمستقیم شامل مالیات بر واردات و صادرات و مالیات بر مصرف و فروش تقسیم می‌شوند. مالیات‌های مستقیم، با توجه به آنکه پایه آن درآمد و دارایی افراد است، از قابلیت جابه‌جایی محدود برخوردارند. معمولاً این نوع مالیات‌ها با نرخ تصاعدی (در تطابق با اصل توان پرداخت) از مؤدیان مالیات دریافت می‌گردد تا بتواند نقش متعادل کننده توزیع درآمد در جامعه را ایفاء نماید.

نتایج بررسی‌های صورت گرفته در ارتباط با ساختار مالیات و توسعه اقتصادی حاکی از آن است که در مراحل اولیه توسعه، مالیات‌های مستقیم در مقایسه با مالیات‌های غیرمستقیم سهم بیشتری از درآمدهای مالیاتی دولت را تشکیل می‌دهد. در مرحله دوم، سهم مالیات‌های غیرمستقیم از درآمدهای مالیاتی بیشتر می‌گردد و نهایتاً در مرحله سوم توسعه، سهم مالیات‌های مستقیم در مقایسه با مالیات‌های غیرمستقیم افزایش می‌یابد (کردبچه، ۱۳۷۵: ۳۱-۳۲). بنابراین می‌توان بیان نمود در کشورهای در حال توسعه سهم بالایی از درآمد مالیاتی دولت مربوط به مالیات‌های غیرمستقیم است. در مقابل، نظام مالیاتی کشورهای توسعه‌یافته به این نوع مالیات وابستگی کمتری دارد.

در جوامع مختلف ممکن است اثرات مالیات‌ها بر توزیع درآمد متفاوت باشد. این تفاوت می‌تواند ناشی از عوامل مختلفی از قبیل سطح توسعه‌یافتگی و ساختار نظام مالیاتی آن جوامع باشد. به هر حال، فهم ماهیت اثرگذاری مالیات‌ها بر توزیع درآمد می‌تواند راهنمای مفیدی برای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی جهت بهبود وضعیت نابرابری توزیع درآمد در یک جامعه باشد.

هدف اصلی این پژوهش، آزمون تجربی ارتباط میان مالیات‌ها (به تفکیک مستقیم و غیرمستقیم) بر نابرابری

۱. برابری افقی یعنی تا چه مقدار برابری درآمد در میان افراد در یک گروه شغلی (پزشکان) منصفانه است و نابرابری عمودی یعنی تا چقدر نابرابری درآمد در میان گروههای شغلی متفاوت (پزشکان و پرستاران) منصفانه است.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-01-02]

توزیع درآمد در ایران است. این مطالعه از دو جنبه حائز اهمیت است. به لحاظ موضوعی، همانگونه که اشاره شد مالیات‌ها ابزار قدرتمندی برای دولت‌ها جهت بهبود وضعیت توزیع درآمد در یک جامعه محسوب می‌شوند. همچنین، به لحاظ روش شناسی، سعی شده است از تکنیک‌های آزمون ریشه واحد آستانه‌ای، آزمون هم انباشتگی آستانه‌ای و مدل تصحیح خطای آستانه‌ای با تعدیلات نامتقارن استفاده شود.

در این راستا این مقاله در پنج بخش مجزا تدوین شده است. پس از بیان مقدمه، در بخش دوم، ادبیات تحقیق مرور شده است. بخش سوم به معرفی متغیرها و توصیف داده‌ها اختصاص یافته است. در بخش چهارم روش‌شناسی اقتصادسنجی تشریح و نتایج تجربی گزارش شده‌اند و در بخش پنجم خلاصه، نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه شده است.

۲- مرور ادبیات تحقیق

وضع مالیات در کشورهای در حال توسعه، اساساً برای رسیدن به اهداف تجهیز منابع دولتی، سیاست‌گذاری اقتصادی و کمک به بهبود روند توزیع درآمد جامعه است (کمیجانی و فهیم یحیایی، ۱۳۷۰: ۶۸). مالیات به عنوان سهم هر فرد حقیقی یا حقوقی از هزینه امکانات و کالاهای عمومی جامعه به عنوان ابزار مناسب توزیع درآمد مورد تأیید قرار گرفته و همواره به عنوان اصلی بدیهی پذیرفته شده است (شکوری و ثاقب فرد،۱۳۸۷: ۱۰۷). رویکردهای نظری موجود، جملگی بر اهمیت نقش مالیات‌ها بر توزیع درآمد تأکید دارند. در ابتدا، رویکردها بر نحوه‌ی چگونگی انتقال بار مالیاتی و پرداخت‌کننده نهایی توجه داشتند، اما به مرور زمان توجه بر نحوه چگونگی تاثیر سیاست‌های بودجه‌ای دولت در تأمین حداقل شرایط زندگی متمرکز شده‌اند. بر اساس قضیه دوم اقتصاد رفاه، دولت از طریق مالیات‌ها در توزیع مجدد ثروت‌های اولیه دخالت می‌ورزد تا پس از آن افراد در بازار رقابتی آزادانه به مبادله بپردازند. این وضعیت به صورت پاراتویی نتیجه خواهد داد و رفاه حداکثر می‌شود (دادگر، ۱۳۸۰: ۳۲). کلاسیک‌ها توزیع عادلانه بار مالیاتی را بین طبقات مختلف مطرح می‌کردند به شرطی که مالیات‌ها بتوانند وظایف دولت چون حفظ امنیت عمومی و مواردی چون بهداشت و آموزش را سامان دهند. کینزین‌ها به موارد فوق، تقویت نظام رفاه اجتماعی و افزایش وظایف دولت در حوزه‌های مختلف را نیز افزودند. واضح است که سیاست‌های توزیع درآمد برای کینزین‌ها اهمیت بیشتری نسبت به کلاسیک‌ها داشته است (رنگریز و خورشیدی، ۱۳۸۱: ۳۷).

ماسگریو (۱۹۵۹) در مفاد نظریه خود تحت عنوان «کالاهای استحقاقی»[1] با تأکید بر نقش دولت در استفاده از ابزارهای مالیات و یارانه در مقوله توزیع درآمد، مجموعه‌ای از کالاها و خدمات را که افراد باید مصرف کنند – حتی در صورت عدم کسب درآمد – معرفی می‌کند تا بر اساس شرایط هر کشور توسط دولت تهیه و به طور

1. Merit Goods

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-01-02]

رایگان بین طبقات مختلف درآمدی توزیع گردد (دادگر،۱۳۸۰: ۹۵). نظریه کالاهای استحقاقی ماسگریو تنها نظریه‌ای است که به طور صریح از نقش درآمدهای مالیاتی در بهبود توزیع درآمد و به تعبیر او رفاه اجتماعی سخن می‌راند. استفاده از متغیر نهادی به نام دولت نیز بیش از پیش تأثیر مالیات‌ها در توزیع درآمد را در دیدگاه وی روشن می‌سازد (شکوری و ثاقب‌فرد، ۱۳۸۷: ۱۱۱).

اثر مالیات بر توزیع درآمد به نوع سیستم مالیاتی اتخاذ شده در اقتصاد از لحاظ مستقیم و غیرمستقیم بودن مالیات‌ها نیز بستگی دارد. در اغلب کشورها، مالیات مستقیم شامل مالیات بر درآمد اشخاص، ثروت و شرکت‌ها است. مالیات بر درآمد اشخاص حقیقی به عنوان یکی از اقلام مالیات بر درآمد، مشمول نرخ‌های تصاعدی است که از درآمد مؤثر پس از سطوح معین معاف شده از مالیات، دریافت می‌شود. بنابراین، در این ساختار مالیاتی، صاحبان درآمد بالاتر نسبت به صاحبان درآمد پائین‌تر، مالیات بیشتری پرداخت می‌نمایند که در صورت نبود فرار مالیاتی با اصل توان پرداخت تطابق بیشتری داشته و می‌تواند منجر به تعادل توزیع درآمد در میان طبقات مختلف درآمدی شود. مالیات بر ثروت خالص به طور مستقیم بر ثروت جمع‌آوری شده اعمال گردیده و مشمول نرخ‌های تصاعدی است که می‌تواند با هدف توزیع مجدد درآمد مورد استفاده قرار گیرد. اثر مالیات بر شرکت‌ها بر توزیع درآمـد، U شکل است؛ یعنی برای شرکت‌های بزرگ و کوچک مخرب و برای شرکت‌های با اندازه متوسط موجب بهبود توزیع درآمد می‌شود (سیفی پور و رضایی، ۱۳۹۰: ۱۲۳). در مقابل، مالیات بر مصرف با هدف افزایش پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در جامعه وضع می‌گردد. با اعمال مالیات بر مصرف، با توجه به آنکه میل نهایی به مصرف در طبقات کم‌درآمد در مقایسه با طبقات پردرآمد بیشتر است، قشر کم‌درآمد متحمل فشار مالیاتی نسبتاً بیشتری می‌شوند که این امر منجر به افزایش نابرابری درآمدی می‌گردد. در کشورهای در حال توسعه بخش قابل توجهی از درآمد دولت شامل مالیات بر واردات است که این نوع مالیات می‌تواند با وضع حقوق گمرگی سنگین بر کالاهای غیرضروری و تجملی از جنبه اصل توان پرداخت مورد توجه قرار گیرد.

انتخاب بین مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم به بحث سیاسی و اکادمی طولانی‌مدت در خصوص مزایا و معایب این دو نوع مالیات کمک کرده است. انتخاب مالیات‌های مستقیم در مقابل مالیات‌های غیرمستقیم با هدف دستیابی به ساختار بهینه مالیاتی حائز اهمیت است؛ چرا که می‌تواند اثرات متفاوتی بر کارایی و برابری داشته باشد (مارتینز– وازکوئز و ویولتا، ۲۰۱۱: ۲). نظریه مالیات بهینه برخی ویژگی‌های مهم ساختارهای مالیاتی بهینه را آشکار می‌سازد که اولین و شاید مهم‌ترین آن‌ها کارایی تولید است که توسط دیاموند و مایرلس (۱۹۷۱) مطرح شده است. آن‌ها نتیجه می‌گیرند زمانی که دولت می‌تواند به صورت خطی بر تمام عوامل (نهاده‌ها و ستاده‌ها) با نرخ‌های مختلف مالیات وضع نماید، اقتصاد بایستی روی مرز کارای تولید قرار گیرد. این نتیجه دو

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-01-02]

دلالت سیاستی بسیار مهم در ارتباط با بخش عمومی دارد؛ به گونه‌ای که تصمیمات بهینه در خصوص میزان تولید در این بخش بایستی مبتنی بر قیمت‌های بازار باشند و دولت نباید از تعرفه‌ها، مالیات بر تولید یا یارانه‌ها استفاده نماید؛ زیرا آن‌ها موجب ناکارایی تولید می‌شوند. دوما، اتکینسون و استیگلیتز (۱۹۷۶) نشان می‌دهند که در اقتصادهایی که افراد تنها در توانایی کسب درآمد متفاوت از یکدیگر هستند و تابع مطلوبیت بر حسب نیروی کار (فراغت) و کالاها تفکیک‌پذیر است، دولت می‌تواند یک نوع مالیات بر درآمد به صورت غیرخطی وضع نماید. بنابراین، سیاست‌گذاری مالیات بهینه مستلزم به کارگیری مالیات غیرمستقیم نیست. اتکینسون و استیگلیز نظریه خود را با استفاده از مدل قیمت‌گذاری ثابت با جانشینی کامل بین انواع مختلف نیروی کار ارائه نمودند. ترکیب این دو نتیجه اشاره دارد که ابزارهای مالیاتی غیرمستقیم از قبیل یارانه های تولید، تعرفه‌ها یا مالیات تفاضلی بر کالاها تا حدودی مناسب هستند و بازتوزیعی صرفاً به وسیله مالیات بر درآمد مستقیم حاصل می‌شود (سائز، ۲۰۰۴: ۵۰۳-۵۰۴).

علاوه بر این، مطالعات مختلفی تأثیرگذاری انواع مالیات‌ها بر نابرابری توزیع درآمد را برای کشورهای مختلف به لحاظ تجربی آزمون نموده‌اند. علاقه‌مندی در مطالعه اثر ساختار مالیاتی بر توزیع درآمد به کار ملتزر و ریچارد (۱۹۸۱) در مورد قاعده اکثریت و مدل رأی‌دهنده میانی بر می‌گردد که پیش بینی می‌نمایند چنانچه درآمد متوسط نسبت به درآمد میانی افزایش یابد، مالیات‌ها افزایش می‌یابند و برعکس. با این وجود مدلشان تفکیکی میان مالیات‌های مختلف قائل نشده است. اگرچه احتمالاً پیش فرض مدل این است که افزایش مالیات‌ها بیشتر مربوط به مالیات‌های مستقیم می‌شود که عمدتاً توسط گروه‌هایی با درآمد بالاتر پرداخت می‌شوند که در نقطه مقابل مالیات‌های غیرمستقیم قرار می‌گیرد که به طور برابرتر میان پرداخت‌کنندگان مالیات توزیع می‌شوند.

پالم (۱۹۹۶) با در نظر گرفتن دو مقطع قبل و بعد از اصلاحات مالیاتی در سال ۱۹۹۱ در سوئد و شاخص نابرابری ضریب جینی نشان می‌دهد که اصلاحات مالیاتی منجر به متعادل شدن توزیع درآمد می‌شود.

انگل و همکاران (۱۹۹۹) اثر مستقیم مالیات‌ها و نیز تغییر ساختار مالیات‌ها بر توزیع درآمد در کشور شیلی را مورد بررسی قرار داده‌اند. با توجه به این مطالعه، ضریب جینی قبل از مالیات ۰/۴۸۸ و بعد از آن ۰/۴۹۶ بوده است. این نتیجه اشاره دارد که مالیات‌ها تأثیر محسوسی بر توزیع درآمد نداشته‌اند. همچنین، تعدیل بنیادی در ساختار مالیات‌ها از قبیل افزایش مالیات بر ارزش افزوده از ۱۸٪ به ۲۵٪ و تغییر مالیات تصاعدی درآمد به مالیات یک جای ۲۰ درصدی، منجر به تغییری بسیار اندک در توزیع درآمد شده است.

چو، داودی و گوپتا (۲۰۰۰) وضعیت توزیع درآمد کشورهای در حال توسعه طی دهه‌های اخیر را مورد بررسی قرار داده و این نتیجه حاصل شده است که به طور متوسط، توزیع درآمد قبل از مالیات در کشورهای در

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-01-02]

حال توسعه نابرابری کم تری در مقایسه با کشورهای صنعتی دارد. به هر حال، بر خلاف کشورهای صنعتی، کشورهای در حال توسعه معمولاً توانایی به کارگیری سیاست‌های انتقالی مؤثر برای کاهش نابرابری را ندارند.

برگ و راتسو (۲۰۰۴) اثر توزیعی مالیات بر مصرف و مالیات بر ثروت در یک دولت محلی در نروژ را مورد بررسی قرار داده و نشان می‌دهند که با وجود بیشتر بودن سهم مالیات بر مصرف از کل مالیات، مالیات بر ثروت از اثر توزیعی بالاتری برخوردار است.

سائز (۲۰۰۴) نشان می‌دهند که در کوتاه مدت مالیات‌های غیرمستقیم در مقایسه با مالیات‌های مستقیم می‌توانند نقش بیشتری در توزیع درآمد داشته باشند در حالی که در بلندمدت تنها مالیات‌های مستقیم می‌توانند به صورت مؤثری توزیع درآمد را بهبود دهند.

برد و زولت (۲۰۰۵) ضمن بررسی نقش مالیات بر درآمد اشخاص بر توزیع درآمد کشورهای در حال توسعه، نشان می‌دهند از آنجایی که مالیات بر درآمد ناقص و غیرتصاعدی است و هزینه‌های اجرایی و سیاسی اجرای سیستم مالیات تصاعدی بالا است؛ نمی‌تواند برای تعدیل توزیع درآمد استفاده شود. آن‌ها تقویت مالیات بر مصرف و سیاست‌های هزینه‌ای در جهت تأمین منافع فقرا را برای کاهش فقر و نابرابری معرفی می‌کنند.

والر (۲۰۰۷) با استفاده از داده‌های مقطعی برای ۲۱ کشور طی دوره ۲۰۰۲-۱۹۸۱ دریافتند که مالیات تصاعدی روی درآمد می‌تواند موجب توزیع عادلانه‌تر درآمد، درآمد بالاتر، نوسانات اقتصادی و مالی کمتر و رشد سریعتر شود.

دانکن و سایریانوا پتر (۲۰۰۸) نشان می‌دهند در حالی که تصاعدی بودن ساختاری سیستم‌های مالیات بر درآمد ملی منجر به کاهش نابرابری مشاهده شده در درآمد خالص و ناخالص می‌شود، این ساختار اثر کوچکتری روی نابرابری واقعی اندازه‌گیری شده به وسیله معیارهای ضریب جینی مبتنی بر مصرف دارد.

مارتینز- وازکوئز و همکاران (۲۰۱۱) با استفاده از داده‌های ترکیبی مربوط به ۱۱۶ کشور توسعه یافته، در حال توسعه و در حال گذار طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۷۲ و با به کارگیری رویکرد 2SLS نشان می‌دهند که اثر نسبت مالیات مستقیم به غیرمستقیم بر نابرابری درآمد بستگی به اندازه سیستم مالیاتی دارد؛ به گونه‌ای که در کشورهای دارای سیستم مالیاتی نسبتاً کوچکتر، اثر نسبت مالیاتی بر نابرابری درآمد مثبت است در حالی که برای سیستم‌های مالیاتی گسترده چنین اثری منفی است.

گورنیا (۲۰۱۲) روندهای نابرابری و تعیین کننده‌های آن را با استفاده از داده‌های آمریکای لاتین طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰ ارزیابی نمودند. نتایج حاصل از به کارگیری تکنیک‌های حداقل مربعات متغیر دامی (LSDV) و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) نشان داد که نسبت مالیات مستقیم به غیرمستقیم اثر منفی و معناداری روی نابرابری درآمدی دارد.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-01-02]

ابارتین و همکاران (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای نشان دادند کل درآمد مالیاتی، درآمد مالیات‌های مستقیم و همچنین درآمد مالیات‌های غیرمستقیم اثر معناداری بر نابرابری درآمدی در نیجریه طی دوره ۲۰۱۴-۱۹۸۱ ندارند. همچنین، برخی مطالعات تجربی تأثیر انواع مالیات‌ها بر نابرابری درآمد را برای اقتصاد ایران بررسی نموده‌اند.

پروین (۱۳۷۲) با در نظر گرفتن شاخص نابرابری ضریب جینی و سهم طبقات مختلف درآمدی قبل و بعد از مالیات نشان می‌دهد که سیاست‌های مالیاتی در ایران تقریباً از هیچ اثر تعدیل‌کنندگی بر توزیع درآمد برخوردار نیست.

گلعذاری (۱۳۷۳) ارتباط میان انواع مالیات‌ها با انواع شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد را مورد بررسی قرار داده است. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که مالیات بر درآمد و مالیات بر مصرف اثر منفی و معنی‌داری بر ضریب جینی دارند. با این وجود، مالیات بر شرکت‌ها تأثیر مثبت و معنی‌داری بر ضریب جینی دارد. همچنین، بر اساس نتایج، ضریب جینی و سهم درآمد دو دهک بالای درآمدی، ارتباط معکوسی با کل مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم دارد. علاوه بر این، سهم درآمد چهار دهک متوسط و پائین درآمدی با مالیات‌های مستقیم مثبت است.

ابونوری (۱۳۷۶) ضمن ارائه یک مدل پارامتریک به منظور برآورد شاخص نابرابری توزیع درآمد، اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد را طی سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۵۰ مورد بررسی قرار داده است. نتایج نشان می‌دهند که با یک درصد افزایش در مالیات دریافتی از هر خانوار، سطح نابرابری توزیع هزینه خانوارها در دوره زمانی بعد ۱۸ درصد افزایش مییابد.

زمانی (۱۳۸۲) اثر انواع مالیات‌ها بر روی بیستک‌های درآمدی در مناطق شهری و روستایی کشور را با استفاده از الگوی معادلات همزمان و «برآوردگر رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط»[1] (SURE) مورد بررسی قرار داده است. نتایج حاکی از آن است که مالیات‌ها در مناطق شهری و روستایی آثار بسیار ضعیفی را در جهت توزیع مجدد درآمد به دنبال داشته است.

رفعت (۱۳۸۳) تأثیر سیاست‌های مالی بر توزیع درآمد در ایران طی سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۵۸ را با استفاده از روش OLS بررسی نموده و نشان می‌دهد که افزایش نسبت مالیات‌های غیرمستقیم به GDP باعث نابرابرتر شدن توزیع درآمد می‌شود؛ در حالیکه افزایش نسبت مالیات‌های مستقیم به GDP منجر به برابر شدن توزیع درآمد می‌شود.

پروین (۱۳۸۵) نقش انواع درآمدهای مختلف بر توزیع درآمد در مناطق شهری و روستایی را با استفاده از تجزیه شاخص نابرابری به روش رائو مورد بررسی قرار داده است. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهند که مهم‌ترین

1. Seemingly Unrelated Regressions Estimator (SURE)

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-01-02]

عامل نابرابری مربوط به درآمد حاصل از مشاغل آزاد و کشاورزی، به دلیل گستردگی تنوع این فعالیت‌ها و مالیات‌گریزی این بخش از اقتصاد است. بنابراین، اعمال سیاست‌های باز توزیعی کارآمد در ارتباط با این نوع درآمدها، می‌تواند آثار قابل توجهی در تعدیل نابرابری داشته باشد. عامل مهم دیگر در نابرابری، دستمزد و حقوق در بخش دولتی به علت شرایط غیر رقابتی اشتغال در این بخش عنوان گردیده است که بیشتر از دستمزدها در بخش خصوصی در افزایش نابرابری نقش دارند، به گونه‌ای که یک درصد تعدیل دستمزد و حقوق بخش خصوصی (یا بخش دولتی) می‌تواند شاخص نابرابری درآمدی در مناطق شهری را به میزان ۹۷٪ (۳۲٪) تعدیل نماید.

اسداله زاده بالی (۱۳۸۷) به بررسی تأثیر مالیات بر توزیع درآمد برای سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۴ با استفاده از شاخص ضریب جینی و با به کارگیری روش OLS پرداخته است. نتایج حاکی از آن است که با افزایش نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی و کاهش نرخ مالیات مستقیم به مالیات غیرمستقیم، ضریب جینی کاهش می‌یابد.

سیفی پور و رضایی (۱۳۸۹) اثر عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در ایران را با تأکید بر مالیات‌ها مورد بررسی قرار داده و نشان می‌دهند که مالیات‌های مستقیم موجب بهبود توزیع درآمد شده و مالیات‌های غیرمستقیم اثر تخریبی بر توزیع درآمد دارند.

امین رشتی و رفعت میلانی (۱۳۹۲) اثر سهم مالیات بر ارزش افزوده از مالیات را بر ضریب جینی با در نظر گرفتن ده کشور با درآمد بالا و ده کشور با درآمد پایین و بر اساس روش پانل دیتا طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۵ بررسی کرده‌اند. با در نظر گرفتن ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری، نتایج نشان می‌دهند که در کشورهای کم درآمد با افزایش سهم مالیات بر ارزش افزوده از مالیات، ضریب جینی افزایش مییابد؛ در حالیکه در کشورهای پر درآمد، افزایش سهم مالیات بر ارزش افزوده از مالیات منجر به کاهش نابرابری درآمد می‌شود.

مهرآرا و اصفهانی (۱۳۹۴) با استفاده از داده‌های پانل ۱۹ کشور طی سال‌های ۲۰۱۲–۱۹۹۵ به بررسی تأثیر ساختار مالیاتی بر توزیع درآمد میپردازند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهند که با افزایش سهم مالیات بر درآمد شخصی و سهم مالیات بر شرکت‌ها از کل درآمد مالیاتی ضریب جینی کاهش خواهد یافت. با این وجود، با افزایش سهم مالیات بر کالاها و خدمات از کل درآمدهای مالیاتی، ضریب جینی افزایش خواهد یافت. همچنین، به کارگیری رگرسیون مقطع عرضی نتایج مذکور را تأیید کرده و نشان می‌دهد که افزایش مالیات بر مجموع درآمد، توزیع درآمد را بهبود میبخشد.

رضا قلی زاده و آقایی (۱۳۹۴) تأثیر اعمال مالیات‌های مستقیم بر توزیع درآمد را با به کارگیری روش اقتصادسنجی خود رگرسیون برداری با وقفه‌های گسترده طی دوره زمانی ۱۳۹۱–۱۳۵۷ بررسی کرده‌اند. نتایج

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-01-02]

به دست آمده از این پژوهش نشان می‌دهند که اعمال مالیات بر درآمد اشخاص طی دوره مورد بررسی در ایران باعث بهبود توزیع درآمد و کاهش نابرابری دهک‌های مختلف درآمدی شده است. همچنین، مالیات بر ثروت و شرکت‌ها نیز طی دوره مورد بررسی منجر به کاهش نابرابری درآمدی در کشور شده است.

روستا و همکاران (۱۳۹۵) تأثیر مالیات غیرمستقیم بر توزیع درآمد در ایران را با استفاده از الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه ارزیابی نمودند. نتایج نشان می‌دهد که مالیات های غیرمستقیم، توزیع مجدد درآمد را به ضرر خانوارهای شهری تغییر داده و همچنین باعث بهبود توزیع درآمد می‌شود. پرداخت یارانه به واردات نیز، توزیع مجدد درآمد را به ضرر خانوار روستایی تغییر داده و باعث افزایش نابرابری می‌شود.

عبداله میلانی و همکاران (۱۳۹۶) تأثیر ساختار تصاعدی مالیات بر درآمد بر نابرابری درآمد در ۳۰ استان کشور را با استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۴ ارزیابی نموده‌اند. با در نظر گرفتن نرخ متوسط مالیات بر درآمد هر یک از دهکهای درآمدی به همراه سهم ارزش افزوده بخش‌های صنعت و خدمات، نرخ رشد اقتصادی و مربع نرخ رشد اقتصادی و شاخص ضریب جینی دریافتند ساختار مالیات بر درآمد در ایران تصاعدی است اما نتوانسته است موجب کاهش نابرابری درآمد شود.

۳- معرفی متغیرها و توصیف داده‌ها

متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش سهم مالیات‌های مستقیم از تولید ناخالص داخلی، سهم مالیات‌های غیرمستقیم از تولید ناخالص داخلی و ضریب جینی هستند. اطلاعات آماری مربوط به درآمدهای مالیاتی (به تفکیک مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم) طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۱ از خلاصه تحولات اقتصادی-بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران بدست آمده است. داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی در این دوره زمانی نیز از نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران تهیه شده است. اطلاعات آماری مربوط به توزیع درآمد (هزینه) در فاصله زمانی ۱۳۶۲-۱۳۶۱ تنها به صورت گروهی با انتهای باز در دسترس است. بنابراین، ضریب جینی برای این سال‌ها با استفاده از مدل پارامتریک پیشنهادی ابونوری (۱۳۷۱) برآورد شده است. اطلاعات آماری مربوط به توزیع درآمد از سال ۱۳۶۳ به بعد در ریزداده‌های مرکز آمار ایران موجود است. بنابراین، شاخص ضریب جینی طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۶۳ با استفاده از این داده‌ها برآورد شده است. داده‌های مربوط به متغیرهای ضریب جینی (G)، سهم مالیات‌های مستقیم از تولید ناخالص داخلی (DTG) و سهم مالیات‌های غیرمستقیم از تولید ناخالص داخلی (ITG) در جدول (۱) گزارش شده است. همچنین، آماره‌های توصیفی داده‌ها مشتمل بر میانگین، انحراف معیار، مینیمم و ماکزیمم داده‌ها در جدول (۲) ارائه شده است.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-01-02]

جدول (۱)- اطلاعات آماری مربوط به متغیرهای پژوهش

سال	DTG	ITG	G
۱۳۶۱	۰/۰۲۸۳	۰/۰۳۰۵	۰/۵۴۶۶
۱۳۶۲	۰/۰۲۵۱	۰/۰۳۵۱	۰/۵۱۵۷
۱۳۶۳	۰/۰۲۸۱	۰/۰۳۴۳	۰/۴۵۱۵
۱۳۶۴	۰/۰۳۴۷	۰/۰۳۳۰	۰/۴۴۸۸
۱۳۶۵	۰/۰۳۷۵	۰/۰۲۸۸	۰/۴۶۴۲
۱۳۶۶	۰/۰۳۲۵	۰/۰۲۲۲	۰/۴۴۵۷
۱۳۶۷	۰/۰۳۰۲	۰/۰۱۵۹	۰/۴۳۷۵
۱۳۶۸	۰/۰۲۴۹	۰/۰۱۹۹	۰/۴۳۷۴
۱۳۶۹	۰/۰۲۴۸	۰/۰۲۰۷	۰/۴۴۶۹
۱۳۷۰	۰/۰۲۶۶	۰/۰۲۶۱	۰/۴۴۹۱
۱۳۷۱	۰/۰۲۸۵	۰/۰۲۵۵	۰/۴۳۴۰
۱۳۷۲	۰/۰۲۴۶	۰/۰۱۳۶	۰/۴۲۴۸
۱۳۷۳	۰/۰۲۷۳	۰/۰۱۱۶	۰/۴۲۴۲
۱۳۷۴	۰/۰۲۸۳	۰/۰۰۸۳	۰/۴۲۸۷
۱۳۷۵	۰/۰۳۳۱	۰/۰۱۳۲	۰/۴۳۱۴
۱۳۷۶	۰/۰۳۵۰	۰/۰۱۹۹	۰/۴۲۵۳
۱۳۷۷	۰/۰۳۵۹	۰/۰۳۴۶	۰/۴۳۱۵
۱۳۷۸	۰/۰۳۵۱	۰/۰۵۰۱	۰/۴۲۴۲
۱۳۷۹	۰/۰۳۱۴	۰/۰۲۷۲	۰/۴۲۴۹
۱۳۸۰	۰/۰۳۱۴	۰/۰۲۵۷	۰/۴۲۶۸
۱۳۸۱	۰/۰۲۷۷	۰/۰۲۲۲	۰/۴۱۷۸
۱۳۸۲	۰/۰۲۵۸	۰/۰۲۶۶	۰/۴۰۶۷
۱۳۸۳	۰/۰۲۶۷	۰/۰۲۷۱	۰/۴۱۶۶
۱۳۸۴	۰/۰۴۲۱	۰/۰۲۵۴	۰/۴۱۹۶
۱۳۸۵	۰/۰۴۰۶	۰/۰۲۲۴	۰/۴۲۸۹
۱۳۸۶	۰/۰۴۰۲	۰/۰۲۰۹	۰/۴۲۲۷
۱۳۸۷	۰/۰۴۴۷	۰/۰۱۹۴	۰/۴۱۲۰

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-01-02]

سال	DTG	ITG	G
۱۳۸۸	۰/۰۵۳۷	۰/۰۲۳۴	۰/۴۱۲۶
۱۳۸۹	۰/۰۳۵۶	۰/۰۲۴۴	۰/۴۱۰۳
۱۳۹۰	۰/۰۳۵۳	۰/۰۲۲۳	۰/۳۶۸۸
۱۳۹۱	۰/۰۳۵۰	۰/۰۲۰۷	۰/۳۶۱۵
۱۳۹۲	۰/۰۲۹۷	۰/۰۲۳۲	۰/۳۵۲۲
۱۳۹۳	۰/۰۳۳۲	۰/۰۳۲۴	۰/۳۶۴۷

منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مرکز آمار ایران و محاسبات پژوهشگران

جدول (۲)- آماره‌های توصیفی داده‌های پژوهش

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
G	۳۲	۰/۴۲۷۷	۰/۰۳۷۴	۰/۳۵۲۲	۰/۵۴۶۶
DTG	۳۳	۰/۰۳۲۵	۰/۰۰۶۶	۰/۰۲۴۶	۰/۰۵۳۷
ITG	۳۳	۰/۰۲۴۴	۰/۰۰۸۰	۰/۰۰۸۳	۰/۰۵۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

۴- روش شناسی و نتایج تجربی

۴-۱- آزمون‌های ریشه واحد و همجمعی آستانه ای

هدف اصلی این پژوهش، بررسی اثرات دو نوع مالیات مستقیم و غیرمستقیم بر نابرابری توزیع درآمد (اندازه‌گیری شده بر اساس ضریب جینی) در ایران است. برای این منظور، نخست با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد آستانه‌ای[1] وضعیت مانایی متغیرها بررسی می‌شود.

یک مسئله اساسی در خصوص آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر[2] و دیکی-فولر تعمیم یافته[3] (۱۹۷۹؛ ۱۹۸۱) نادیده گرفتن عدم تقارن[4] احتمالی در مکانیسم تعدیل است. بنابراین، اندرس و گرنجر (۱۹۹۸) و اندرس (۲۰۰۱) با توسعه این آزمون‌ها، آزمون‌های ریشه واحد آستانه‌ای با تعدیل نامتقارن[5] را معرفی می‌کنند که اجازه داده می‌شود سرعت تعدیل انحرافات مثبت و منفی از یک حد آستانه‌ای متفاوت باشد. نسخه اولیه آزمون ریشه واحد آستانه‌ای در خصوص فرآیند سری زمانی مبتنی بر معادله رگرسیونی زیر است:

1. Threshold Unit Root Tests
2 . Dickey-Fuller
3 . Augmented Dickey–Fuller
4 . Asymmetry
5 . Threshold Unit Root Tests with Asymmetric Adjustment

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-01-02]

$$\Delta Y_t = I_t \rho_1 Y_{t-1} + (1-I_t)\rho_2 Y_{t-1} + u_t \quad (۱)$$

که تابع شاخص هیویساید[1] می‌تواند به صورت زیر تعریف شود:

$$I_t = \begin{cases} 1 \text{ if } & Y_{t-1} \geq \tau \\ 0 \text{ if } & Y_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (۲)$$

چنانچه اجزاء خطای معادله (۱) به صورت سریالی همبسته باشند، می‌توان وقفه‌های ΔY_t را بر اساس معیارهای اطلاعاتی AIC و BIC به سمت راست معادله (۱) اضافه کرد. ترکیب معادلات (۱) و (۲) مدل خودرگرسیون آستانه‌ای[2] (TAR) را به دست می‌دهد.

در آزمون‌های وجود وابستگی پویای خطی در داده‌ها، فرضیه صفر $\rho_1=\rho_2=...=\rho_m=0$ در مقابل فرضیه $\rho_k \neq 0$ برای حداقل یک K در بازه $1 \leq k \leq m$ آزمون می‌شود. یکی از رایجترین و پرکاربردترین آماره‌ها برای آزمون رد یا عدم رد فرضیه صفر، آماره لیانگ-باکس[3] است. این آماره به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Q_{LB}(m) = T(T+2)\sum_{k=1}^{m} \frac{\hat{\rho}_k^2}{(T-k)} \quad (۳)$$

به طوری که $Q_{LB}(m)$ آماره لیانگ-باکس برای وقفه‌های یک تا mام، T حجم نمونه و $\hat{\rho}_k$ ضریب همبستگی نمونه‌ای برای وقفه Kام را نشان می دهند. به طور کلی، این آماره دارای توزیع X^2 با m درجه آزادی است.

یک مسئله بسیار مهم در خصوص این مدل، تعیین مقدار آستانه‌ای (τ) است. چان (۳۹۹۱) یک روش چند مرحله‌ای برای برآورد سازگار τ بر مبنای سری زمانی آستانه‌ای پیشنهاد می کند. برای مکانیسم تعدیل TAR، نخست، داده‌های مربوط به متغیر Y_t به صورت صعودی $Y_1^\tau < Y_2^\tau < ... < Y_T^\tau$ مرتب می‌شوند. سپس، ۱۵ درصد کوچکترین و ۱۵ درصد بزرگترین مقادیر داده‌ها حذف می‌شوند. در مرحله بعد، هر یک از مقادیر ۷۰ درصد میانی داده‌ها به τ اختصاص داده می‌شود و بر اساس آن مدل TAR برآورد می‌شود. نهایتاً، مقداری که مجموع مربعات پسماندهای حاصل از برآورد معادله رگرسیونی (۱) در مدل TAR حداقل می‌نماید به عنوان یک برآورد سازگار از مقدار آستانه‌ای شناسایی می‌شود. همانگونه که ملاحظه می‌شود، در مدل TAR، سرعت تعدیل انحرافات مثبت و منفی از τ به ترتیب معادل ρ_1 و ρ_2 بوده و اجازه داده می‌شود به‌طور متفاوت برآورد شوند. این همان مکانیسم عدم تقارن در تعدیل است.

پس از برآورد پارامترهای معادله رگرسیونی (۱)، فرضیه صفر وجود ریشه واحد $\rho_1=\rho_2=0$ در مقابل فرضیه جایگزین مانایی $-2<(\rho_1,\rho_2)<0$ آزمون می‌شود. برای این منظور، اندرس و گرنجر (۱۹۹۸) به کارگیری آماره F

1. Heaviside Indicator Function
2. Threshold Autoregressive
3. Ljung and Box

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-01-02]

که به Φ معروف است را پیشنهاد می‌کنند. در صورتی‌که فرآیند سری زمانی مانا باشد، برآوردهای حداقل مربعات معمولی[1] (OLS) برای پارامترهای ρ_1 و ρ_2 از توزیع نرمال چندمتغیره حدی تبعیت می‌کنند (تانگ، ۱۹۸۳). با این وجود، تحت فرضیه صفر وجود ریشه واحد، آماره Φ دارای توزیع آماری غیراستاندارد هستند. از این رو، اندرس و گرنجر (۱۹۹۸) و اندرس (۲۰۰۱) با استفاده از آزمایش‌های مونت کارلو مقادیر بحرانی مربوط به توزیع تجربی آماره Φ را محاسبه و گزارش می‌کنند.

چنانچه فرضیه صفر وجود ریشه واحد رد شود، در مرحله بعد می‌توان با استفاده از آماره F معمول، فرضیه صفر تقارن در مکانیسم تعدیل $\rho_1 = \rho_2$ را در مقابل فرضیه جایگزین عدم تقارن $\rho_1 \neq \rho_2$ آزمون کرد. در شرایطی که فرضیه صفر تقارن در سطح اطمینان قابل قبولی رد نشود، مدل TAR با مدل دیکی- فولر یکسان می‌شود. در صورتی‌که فرضیه صفر رد شود، عدم تقارن در تعدیلات وجود دارد و سرعت تعدیل انحرافات مثبت و منفی متفاوتند.

به منظور انجام آزمون ریشه واحد آستانه‌ای برای متغیرهای پژوهش، نخست، پارامترهای معادلات رگرسیونی (۱) و (۲) برای مقادیر سطح هریک از متغیرهای پژوهش با استفاده از روش OLS برآورد شده‌اند. سپس، آزمون لیانگ- باکس به منظور اطمینان از عدم همبستگی سریالی در اجزاء خطا به کار گرفته شده است. انتخاب m می‌تواند عملکرد این آزمون را تحت تأثیر قرار دهد. مطالعات شبیه‌سازی پیشنهاد می‌کنند که $m \approx \ln(T)$، که T معادل تعداد مشاهدات است، انتخاب مناسبی را به دست می‌دهد (تسی، ۵۰۰۲). این معیار مقدار ۴ را برای m پیشنهاد می‌کند. با این وجود، به منظور اطمینان بیشتر، آماره لیانگ- باکس برای mهای ۱ تا ۴ محاسبه و در جدول (۳) گزارش شده است.

جدول (۳)- نتایج آزمون ریشه واحد آستانه‌ای برای متغیرها در سطح

متغیر	G	DTG	ITG
$Q_{(1)}$	۱/۴۰۱۴ (۰/۲۳۶۴)	۰/۳۸۴۳ (۰/۵۳۵۳)	۰/۰۳۰۸ (۰/۸۶۰۶)
$Q_{(2)}$	۳/۳۷۵۶ (۰/۱۸۴۹)	۱/۲۷۶۷ (۰/۵۲۸۱)	۰/۰۳۶۸ (۰/۹۸۱۷)
$Q_{(3)}$	۳/۵۵۲۳ (۰/۳۱۴۰)	۱/۸۳۷۹ (۰/۶۰۶۷)	۱/۷۴۴۶ (۰/۶۲۷۰)
$Q_{(4)}$	۵/۲۶۸۱ (۰/۲۶۰۸)	۲/۱۳۲ (۰/۷۱۱۵)	۳/۱۶۵۵ (۰/۵۳۰۵)

1. Ordinary Least Squares

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-01-02]

متغیر	G	DTG	ITG
τ	۰/۴۲۴۲	۰/۰۲۸۳	۰/۰۲۰۹
$\hat{\rho}_1$	−۰/۰۱۶۳	−۰/۰۴۵۴	−۰/۰۹۲۹
$\hat{\rho}_2$	−۰/۰۱۴۵	۰/۱۲۰۹	−۰/۲۳۸۲
Φ	۲/۸۸۹۱	۲/۹۹۳۶	۳/۹۰۳۰

منبع: یافته‌های پژوهش. Q مقدار آماره لیانگ- باکس و مقادیر داخل پرانتز p-value را نشان می‌دهند.

همانطور که مشاهده می‌شود، برای همه متغیرها فرضیه صفر عدم همبستگی سریالی در پسماندها نمی‌تواند در سطح اطمینان قابل قبولی رد شود. لذا، به معادلات فوق اکتفا می‌شود. مقدار آستانه‌ای (τ) با استفاده از رویکرد چان (۱۹۹۳) تعیین شده است. $\hat{\rho}_1$ و $\hat{\rho}_2$ ترتیب برآورد سرعت تعدیل انحراف مثبت و منفی از مقدار τ را بیان می‌کنند. نتایج نشان می‌دهند که برای هریک از متغیرها مقدار آماره Φ کمتر از مقدار بحرانی مربوط به توزیع تجربی آن در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد است. بنابراین، نمی‌توان فرضیه صفر نامانایی را برای مقادیر سطح هریک از متغیرها در سطح اطمینان قابل قبولی رد کرد. لذا، آزمون ریشه واحد آستانه‌ای برای تفاضل اول متغیرهای پژوهش انجام شده و نتایج در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول (۴)- نتایج آزمون ریشه واحد آستانه‌ای برای متغیرها در تفاضل اول

متغیر	ΔG	ΔDTG	ΔITG
$Q_{(1)}$	۱/۴۱۰۱ (۰/۲۳۵۰)	۰/۰۰۰۳ (۰/۹۸۴۷)	۰/۰۱۳۸ (۰/۹۰۶۵)
$Q_{(2)}$	۳/۱۷۲۶ (۰/۲۰۴۷)	۰/۱۰۴۵ (۰/۹۴۹۰)	۰/۱۱۷۳ (۰/۹۴۳۰)
$Q_{(3)}$	۴/۳۸۷۸ (۰/۲۲۲۵)	۰/۲۲۳۶ (۰/۹۷۳۷)	۲/۲۳۰۵ (۰/۵۲۵۹)
$Q_{(4)}$	۴/۴۰۹۳ (۰/۳۵۳۴)	۰/۶۱۱۶ (۰/۹۶۱۷)	۳/۹۷۲۴ (۰/۴۰۹۷)
τ	−۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۶۶	۰/۰۰۵۴
$\hat{\rho}_1$	−۱/۶۱۶۳	−۱/۴۶۳۱	−۱/۰۶۰۱
$\hat{\rho}_2$	−۰/۶۴۰۸	−۰/۸۲۵۴	−۰/۸۴۶۵
Φ	۱۰/۴۶۳۷**	۱۹/۵۲۸۲***	۱۲/۴۴۶۱***

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-01-02]

$F_{Equality}$	۲/۲۷۶۵	۳/۰۰۵۹*	۰/۳۰۴۱

منبع: یافته‌های پژوهش. Q مقدار آماره لیانگ- باکس و مقادیر داخل پرانتز p-value را نشان می‌دهند. .

با توجه به مقدار آماره Φ، فرضیه صفر وجود ریشه واحد برای تفاضل اول متغیرها در سطح اطمینان ۹۹ یا ۹۵ درصد رد می‌شود. به عبارت دیگر، همه متغیرهای پژوهش با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. از آنجایی‌که فرضیه صفر ریشه واحد برای متغیرها رد شده است، آزمون تقارن در مکانیسم تعدیل برای هریک از آن‌ها انجام شده است.

با توجه به مقدار آماره $F_{Equality}$ در سطر آخر جدول (۴)، فرضیه صفر تقارن فقط برای یکی از متغیرها در سطح اطمینان ۹۰ درصد رد شده است.

پس از آنکه معلوم شد که متغیرهای پژوهش در سطح اطمینان قابل قبولی $I(1)$ هستند، می‌توان ارتباط هم‌انباشتگی یا بلندمدت میان متغیرها را آزمون کرد. اندرس و سیکلوس (۲۰۰۱) با اصلاح آزمون هم‌انباشتگی انگل و گرنجر (۱۹۸۷)، یک آزمون هم‌انباشتگی آستانه‌ای با تعدیل نامتقارن[1] را ارائه می‌دهند. آن‌ها پیشنهاد می‌کنند که پس از برآورد معادله رگرسیونی، فرضیه صفر وجود ریشه واحد در اجزاء خطا یا عدم هم‌انباشتگی میان متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد آستانه‌ای بررسی شود.

نتایج آزمون هم‌انباشتگی آستانه‌ای میان جفت متغیرهای ضریب جینی- سهم مالیات‌های مستقیم از تولید ناخالص داخلی و ضریب جینی- سهم مالیات‌های غیرمستقیم از تولید ناخالص داخلی در جدول (۵) گزارش شده است.

جدول (۵)- نتایج آزمون هم‌انباشتگی آستانه‌ای با تعدیل نا متقارن

پسماند	G = f (DTG)	G = f(ITG)
$Q_{(1)}$	۱/۶۹۹۰ (۰/۱۹۲۴)	۰/۱۶۵۴ (۰/۶۸۴۲)
$Q_{(2)}$	۲/۴۴۸۰ (۰/۲۹۴۰)	۰/۲۷۹۶ (۰/۸۶۹۵)
$Q_{(3)}$	۳/۱۱۱۴ (۰/۳۷۴۷)	۱/۴۲۴۶ (۰/۶۹۹۷)
$Q_{(4)}$	۳/۱۵۸۹ (۰/۵۳۱۶)	۳/۳۱۰۳ (۰/۵۰۷۳)
τ	۰/۰۱۹۷	۰/۰۲۰۲

1. Threshold Cointegration with Asymmetric Adjustment

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-01-02]

پسماند	G = f (DTG)	G = f(ITG)
$\hat{\rho}_1$	−۰/۶۵۴۲	−۰/۳۰۰۶
$\hat{\rho}_2$	۰/۱۰۵۶	۰/۰۶۸۵
Φ	۸/۱۲۹۵**	۰/۹۹۶۴
$F_{Equality}$	۱۰/۴۳۸۶***	۱/۸۷۹۱
$\hat{G}_t = ۰/۴۹۵۳ - ۲/۱۳۱۳\ DTG_t$ (۰/۰۰۰۰) (۰/۰۵۷۸)		
$\hat{G}_t = ۰/۳۸۹۳ + ۱/۵۱۵۰\ DTG_t$ (۰/۰۰۰۰) (۰/۱۵۸۰۸)		

منبع: یافته‌های پژوهش Q مقدار آماره لیانگ-باکس و مقادیر داخل پرانتز p-value را نشان می‌دهند.
* و ** و *** به ترتیب نشان دهنده معنی‌داری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است.

مقادیر آماره لیانگ- باکس نشان می‌دهند که فرضیه صفر عدم همبستگی سریالی در پسماندهای این معادلات نمی‌تواند در سطح اطمینان قابل قبولی رد شود. بنابراین، آزمون ریشه واحد متقارن بر مبنای معادلات (۱) و (۲) انجام شده است. در صورتی که سهم مالیات‌های مستقیم از تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر توضیحی در نظر گرفته شود، نتایج نشان می‌دهند که فرضیه صفر وجود ریشه واحد در پسماندها یا عدم هم‌انباشتگی بین متغیرها به لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. بنابراین، یک ارتباط تعادلی بلندمدت میان متغیرهای سهم مالیات‌های مستقیم از تولید ناخالص داخلی و ضریب جینی وجود دارد. این ارتباط به صورت معادله اول در بخش پائین جدول (۵) نشان داده شده است. همانطور که ملاحظه می‌شود، ضریب شیب به لحاظ آماری منفی و معنادار است. بنابراین، مالیات‌های مستقیم تأثیر منفی و معنی‌داری بر نابرابری توزیع درآمد داشته‌اند. سپس، تقارن در مکانیسم تعدیل با استفاده از آماره F استاندارد آزمون شده است. مقدار این آماره در جدول (۵) تحت عنوان $F_{Equality}$ گزارش شده است. مقایسه این آماره با مقادیر بحرانی جدول نشان می‌دهد که فرضیه صفر برابری سرعت تعدیل یک انحراف مثبت از مقدار آستانه‌ای با سرعت تعدیل یک انحراف منفی به لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد می‌شود. به عبارت دیگر، عدم تقارن در مکانیسم تعدیل انحرافات وجود دارد. نتایج آزمون هم‌انباشتگی آستانه‌ای میان مالیات‌های غیرمستقیم و ضریب جینی نیز در جدول (۵) گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهد که فرضیه صفر وجود ریشه واحد در پسماندها نمی‌تواند در سطح اطمینان قابل قبولی رد شود. به عبارت دیگر، ارتباط هم‌انباشتگی یا بلندمدت میان این متغیرها وجود ندارد.

۴-۲- مدل تصحیح خطای آستانه‌ای

اکنون که مشخص شد یک ارتباط تعادلی بلندمدت میان سهم مالیات‌های مستقیم از تولید ناخالص داخلی

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-01-02]

و ضریب جینی وجود دارد، در مرحله بعد می‌توان با استفاده از یک مدل تصحیح خطای آستانه‌ای به ارزیابی مکانیسم تعدیل نامتقارن انحرافات از مسیر تعادلی بلندمدت و نیز تجزیه و تحلیل اثرات نامتقارن کوتاه مدت پرداخت. برای این منظور، معادله رگرسیونی زیر برآورد می‌شود:

$$\Delta G_t=\mu+\sum_{k=1}^{p}\gamma_{1k}\ \Delta G^{+}_{t-k}+\sum_{k=1}^{p}\gamma_{2k}\ \Delta G^{-}_{t-k}+\sum_{k=1}^{p}\delta_{1k}\ \Delta DTG^{+}_{t-k}+\sum_{k=1}^{p}\delta_{2k}\Delta DTG^{-}_{t-k}+\pi_1 ECT^{+}_{t-1}+\pi_2 ECT^{-}_{t-1}+v_t \quad (۴)$$

که $ECT^{+}_{t-1}=I_t ECT_{t-1}$ و $ECT^{-}_{t-1}=(1-I_t)\ ECT_{t-1}$ هستند؛ به‌طوری که ECT_{t-1} عبارت تصحیح خطا یا وقفه اول پسماندهای حاصل از رگرس G_t بر روی DTG_t و I_t تابع شاخص هیویساید مبتنی بر متغیر آستانه‌ای ECT_{t-1} می‌باشند. همچنین، $\Delta DTG^{+}_{t-k}=D_d\Delta DTG_{t-k}$ ، $\Delta DTG^{-}_{t-k}=(1-D_d)\Delta DTG_{t-k}$ و

$$D_d=\begin{cases}1 & \text{if} \quad \Delta DTG\geq 0\\ 0 & \text{if} \quad \Delta DTG<0\end{cases} \quad (۵)$$

و $\Delta G^{+}_{t-k}=D_g\Delta G_{t-k}$ ، $\Delta G^{-}_{t-k}=(1-D_g)\Delta G_{t-k}$ و

$$D_g=\begin{cases}1 & \text{if} \quad \Delta G\geq 0\\ 0 & \text{if} \quad \Delta G<0\end{cases} \quad (۶)$$

تعداد وقفه‌ها نیز می‌تواند بر اساس معیارهای اطلاعاتی AIC و BIC تعیین شود. همانطور که مشاهده می‌شود، مزیت این مدل نسبت به مدل تصحیح خطای معمولی در این است که اجازه داده می‌شود، انحرافات مثبت و منفی از تعادل بلندمدت به صورت نامتقارن تعدیل شوند. به عبارت دیگر، سرعت تعدیل انحراف مثبت از تعادل بلندمدت (π_1) می‌تواند متفاوت از سرعت تعدیل انحراف منفی از تعادل بلندمدت (π_2) باشد. همچنین، با استفاده از متغیرهای مجازی، عدم تقارن در تعدیلات کوتاه مدت لحاظ شده‌اند. به عبارت دیگر، اجازه داده می‌شود که نحوه واکنش G به تغییرات (کوتاه‌مدت) مثبت و منفی DTG و نیز وقفه‌های خودش متفاوت باشد.

از آنجائی که ارتباط تعادلی بلندمدت میان سهم مالیات‌های غیرمستقیم از تولید ناخالص داخلی و ضریب جینی وجود ندارد، می‌توان صرفاً ارتباط کوتاه مدت میان این متغیرها را با استفاده از مدل رگرسیونی زیر تجزیه و تحلیل کرد:

$$\Delta G_t=\mu+\sum_{k=1}^{p}\gamma_{1k}\ \Delta G^{+}_{t-k}+\sum_{k=1}^{p}\gamma_{2k}\ \Delta G^{-}_{t-k}+\sum_{k=1}^{p}\delta_{1k}\ \Delta ITG^{+}_{t-k}+\sum_{k=1}^{p}\delta_{2k}\Delta ITG^{-}_{t-k}+v_t \quad (۷)$$

که $\Delta ITG^{+}_{t-k}=D_i\Delta ITG_{t-k}$ ، $\Delta ITG^{-}_{t-k}=(1-D_i)\Delta ITG_{t-k}$ و

$$D_i=\begin{cases}1 & \text{if} \quad \Delta ITG\geq 0\\ 0 & \text{if} \quad \Delta ITG<0\end{cases} \quad (۸)$$

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-01-02]

نتایج برآورد معادلات (۴) و (۷) با یک وقفه در جدول (۶) تلخیص شده است.

جدول (۶)- نتایج برآورد مدل‌های تصحیح خطای آستانه‌ای با تعدیلات نامتقارن

مدل	ΔDTG^{+}_{t-1}	ΔDTG^{-}_{t-1}	ΔITG^{+}_{t-1}	ΔITG^{-}_{t-1}	ECT^{+}_{t-1}	ECT^{-}_{t-1}
(۴)	۱/۱۳۷۳ (۰/۰۴۳۳)	۱/۷۹۲۸ (۰/۰۰۱۶)	–	–	−۰/۵۲۲۷ (۰/۰۰۰۲)	−۰/۰۶۵۰ (۰/۵۴۶۱)
(۷)	-	-	−۰/۱۷۶۳ (۰/۸۲۲۶)	−۰/۲۶۸۲ (۰/۶۹۶۰)	-	-

منبع: یافته‌های پژوهش. مقادیر داخل پرانتز p-value را نشان می‌دهند.

سطر دوم جدول نتایج برآورد مدل تصحیح خطای آستانه‌ای مربوط به متغیرهای مالیات‌های مستقیم و ضریب جینی را گزارش می‌دهد. همانطور که نشان داده شد این نوع مالیات‌ها در بلندمدت تأثیر منفی و معنی‌داری بر نابرابری توزیع درآمد دارند. نتایج مدل تصحیح خطا نیز نشان می‌دهند که سرعت تعدیل یک انحراف مثبت از تعادل بلندمدت (π_1) معادل ۰/۵۲۲۷− برآورد شده است که در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار است. این مقدار نشان می‌دهد که یک واحد انحراف مثبت از مسیر تعادلی به میزان ۵۲/۲۷ درصد در هر دوره زمانی تصحیح می‌شود. با این وجود، سرعت تعدیل انحراف منفی از تعادل بلندمدت (π_2) با آن که مطابق انتظار یک مقدار منفی برآورد شده است (۰/۰۶۵۰−) اما به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. این یافته بیانگر این است که سرعت تعدیل انحرافات مثبت و منفی از تعادل بلندمدت متفاوت بوده و بنابراین به کارگیری مدل تصحیح خطای معمولی (متقارن) منجر به نتایج گمراه کننده می‌شود. نتایج تعدیلات کوتاه مدت نیز نشان می‌دهند که یک واحد دلخواه افزایش در سهم مالیات‌های مستقیم از تولید ناخالص داخلی منجر به ۱/۱۳۷۳ واحد افزایش در ضریب جینی می‌شود. در مقابل، یک واحد کاهش در این متغیر منجر به ۱/۷۹۲۸ واحد کاهش در ضریب جینی می‌شود. به عبارت دیگر، اگرچه افزایش و کاهش مالیات‌های مستقیم در جهت یکسانی عمل کرده و به ترتیب منجر به افزایش و کاهش نابرابری توزیع درآمد می‌شوند، اما تغییرات مثبت و منفی (با مقادیر یکسان) در این نوع مالیات‌ها اثرات متفاوتی (به لحاظ قدر مطلق) بر نابرابری توزیع درآمد دارند (به عبارت دیگر، اثر مالیات‌های مستقیم بر نابرابری درآمد نامتقارن است.).

همچنین، سطر سوم جدول (۶) به ارتباط کوتاه مدت میان سهم مالیات‌های غیرمستقیم از تولید ناخالص داخلی و ضریب جینی مربوط می‌شود. همان طور که نشان داده شد، ارتباط هم‌انباشتگی یا بلندمدتی میان این متغیرها شناسایی نشده است. بنابراین، صرفاً تعدیلات کوتاه مدت آن‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرند. با توجه به نتایج جدول، اگرچه اجازه داده شده است که تغییرات مثبت و منفی در سهم مالیات‌های غیرمستقیم از تولید

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-01-02]

ناخالص داخلی اثرات نامتقارنی بر ضریب جینی داشته باشد، اما هیچکدام از این دو پارامتر به لحاظ آماری در سطح قابل قبولی معنی‌دار نیست. به عبارت دیگر، مالیات‌های غیرمستقیم در کوتاه مدت نیز هیچ‌گونه اثر معنی‌داری بر نابرابری توزیع درآمد ندارند.

۵- خلاصه، نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در مالیه عمومی، یکی از اهداف و وظایف اصلی دولت‌ها دستیابی به توزیع عادلانه درآمد در بین اقشار مختلف جوامع است. انواع مالیات‌ها از جمله ابزارهای مفید دولت‌ها جهت نیل به این هدف به شمار می‌آیند. با این وجود، مطالعات تجربی نشان می‌دهند که مالیات‌ها ممکن است منجر به بهبود وضعیت توزیع درآمد نشوند.

هدف اصلی این پژوهش تجزیه و تحلیل اثر مالیات‌ها (به تفکیک مستقیم و غیرمستقیم) بر نابرابری توزیع درآمد در ایران با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۱ است. برای این منظور، نخست، ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری توزیع درآمد برای سال‌های مختلف برآورد شده است. سپس، با استفاده از تکنیک‌های جدید اقتصادسنجی مشتمل بر آزمون ریشه واحد آستانه‌ای مبتنی بر آزمون دیکی- فولر، آزمون هم‌انباشتگی آستانه‌ای مبتنی بر رویکرد انگل-گرنجر و مدل تصحیح خطای آستانه‌ای، اثرات سهم مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم از تولید ناخالص داخلی بر این شاخص ارزیابی شده است. نتایج آزمون‌های ریشه واحد آستانه‌ای با تعدیل نامتقارن نشان می‌دهند که همه متغیرهای پژوهش نامانا بوده و با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. این ویژگی داده‌ها شرط به کارگیری آزمون‌های هم‌انباشتگی آستانه‌ای با تعدیل نامتقارن را فراهم می‌آورد. نتایج این آزمون‌ها نشان می‌دهند که یک ارتباط تعادلی بلندمدت (هم‌انباشتگی) میان سهم مالیات‌های مستقیم از تولید ناخالص داخلی و ضریب جینی وجود دارد. با توجه به بردار هم‌انباشتگی، این نوع مالیات‌ها در بلندمدت اثر منفی و معنی‌داری بر نابرابری توزیع درآمد دارند. با توجه به نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطای آستانه‌ای، عدم تقارن در مکانیسم تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت وجود دارد. به عبارت دیگر، سرعت تعدیل انحراف مثبت از تعادل بلندمدت (۰/۵۲۲۷-) متفاوت از سرعت تعدیل انحراف منفی از تعادل بلندمدت (که به لحاظ آماری معنی‌دار نیست) است. همچنین، نتایج مربوط به تعدیلات کوتاه مدت نشان می‌دهند که مالیات‌های مستقیم در کوتاه مدت اثرات مثبت و معنی‌داری بر نابرابری توزیع درآمد دارند. علاوه بر این، یافته‌ها دلالت دارند که چنین اثراتی نامتقارن هستند؛ به طوری‌که واکنش ضریب جینی به کاهش در سهم مالیات‌های مستقیم از تولید ناخالص داخلی بیشتر از واکنش‌اش به افزایش یکسان در سهم مالیات‌های مستقیم از تولید ناخالص داخلی است.

در خصوص مالیات‌های غیرمستقیم، نتایج آزمون هم‌انباشتگی آستانه‌ای نشان می‌دهند که فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی میان سهم مالیات‌های غیرمستقیم از تولید ناخالص داخلی و ضریب جینی نمی‌تواند در سطح

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-01-02]

اطمینان قابل قبولی رد شود. به عبارت دیگر، ارتباط بلندمدتی میان این نوع مالیات‌ها و نابرابری توزیع درآمد وجود ندارد. همچنین، نتایج دلالت دارند که در کوتاه مدت نیز مالیات‌های غیرمستقیم اثرات معنی‌داری بر نابرابری توزیع درآمد ندارند.

یافته‌های این مطالعه می‌تواند راهنمای مفیدی برای برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران مالی دولت جهت دستیابی به هدف کاهش شکاف درآمدی در کشور تلقی شوند. با توجه به اینکه مالیات‌های مستقیم در بلندمدت رابطه معکوسی با نابرابری توزیع درآمد دارند، افزایش این نوع مالیات‌ها به منظور کاهش نابرابری توزیع درآمد میان اقشار مختلف جامعه توصیه می‌شود. با این وجود، بایستی از پیامدهای منفی ناشی از افزایش این نوع مالیات‌ها در کوتاه مدت غافل نشده و تدابیر لازم جهت حذف یا کاهش چنین پیامدهایی اتخاذ شود.

از طرف دیگر، نتایج حاکی از آن است که مالیات‌های غیرمستقیم تأثیر معنی‌داری بر نابرابری توزیع درآمد ندارند. اگرچه یکی از اهداف مهم دولت‌ها در ارتباط با سیاست‌گذاری‌های مالیاتی، بهبود وضعیت توزیع درآمد جامعه است، اما عوامل زیادی می‌توانند مکانیسم تأثیرگذاری مالیات‌ها بر نابرابری درآمد را تحت تأثیر قرار دهند. در این مورد، برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران می‌توانند با تغییر ساختار، ترکیب و پایه‌های انواع مالیات‌های غیرمستقیم ارتباط معناداری میان این نوع مالیات‌ها و توزیع درآمد برقرار کنند. البته چنین تغییراتی بایستی مبتنی بر مطالعات و تحقیقات منسجم در خصوص شناخت ماهیت و عملکرد این نوع مالیات‌ها و نیز کنترل دیگر متغیرهای هدف باشند.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-01-02]

فهرست منابع

۱. ابونوری، اسمعیل (۱۳۷۶). «اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران»، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۵۱، ۱– ۳۱.

۲. اسداله زاده بالی، میررستم (۱۳۸۷). «اثربخشی مالیات بر نابرابری توزیع درآمد در ایران»، پژوهشنامه مالیات، جلد ۱۶، شماره ۱، ۷۳–۹۲.

۳. امین رشتی، نارسیس و مژگان رفعت میلانی (۱۳۹۲). «بررسی اثر مالیات بر ارزش افزوده بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب»، پژوهشنامه مالیات، دوره نوزدهم، شماره ۱۱، پیاپی ۵۹، ۶۳–۸۳ .

۴. اداره بررسیها و سیاست‌های اقتصادی بانک مرکزی (۱۳۹۳–۱۳۶۱). خلاصه تحولات اقتصادی کشور، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، تهران.

۵. پروین، سهیلا (۱۳۷۲). زمینه‌های اقتصادی فقر در ایران، رساله دکتری، دانشگاه تربیت مدرس، تهران.

۶. پروین، سهیلا (۱۳۸۵). «نقش انواع درآمدها در نابرابری توزیع درآمد در ایران»، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۵، ۱۱۱–۱۳۰.

۷. دادگر، یداله (۱۳۸۰). مالیه عمومی و اقتصاد دولت، نور علم، چاپ دوم، تهران.

۸. رضا قلی زاده، مهدیه، آقایی، مجید، (۱۳۹۴). بررسی تأثیر مالیات‌های مستقیم بر توزیع درآمد در ایران، فصلنامه علمی و پژوهشی مجلس و راهبرد، دوره۲۲، شماره ۸۴، ۱۲۹–۱۵۶.

۹. رفعت، راحله (۱۳۸۳). اثر سیاست‌های مالی بر توزیع درآمد در ایران طی سال‌های ۱۳۵۸–۱۳۸۱، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد، دانشگاه الزهراء.

۱۰. رنگریز، حسن و غلامحسین خورشیدی (۱۳۸۱). مالیه عمومی و تنظیم خط مشی مالی دولت، شرکت چاپ و نشر بازرگانی، تهران.

۱۱. روستا، ایمان، میرزا محمدی، سعید، مهرگان، نادر، اسکندری عطا، محمدرضا (۱۳۹۵). تأثیر مالیات غیرمستقیم بر توزیع درآمد در ایران: الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE)، فصلنامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا (س)، سال چهارم، شماره ۱۱، ۱۰۷–۱۳۲.

۱۲. زمانی، جواد (۱۳۸۲). تجزیه و تحلیل آثار مالیات‌ها بر نابرابری اقتصادی در ایران، دانشگاه مازندران: پایان نامه کارشناسی ارشد در دانشگاه مازندران.

۱۳. سیفی پور، رؤیا، رضایی، محمد قاسم (۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با تأکید بر مالیات‌ها، پژوهشنامه مالیات، دوره نوزدهم، شماره۱۰، پیاپی ۵۸، ۱۲۱–۱۴۲.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-01-02]

۱۴. شکوری، علی، ثاقب فرد، محمد (۱۳۸۷). بررسی تأثیر نظام مالیاتی بر توزیع درآمد در ایران (مطالعه موردی: برنامه اول تا سوم توسعه ۱۳۸۳-۱۳۶۸)، پژوهشنامه مالیات، جلد ۱۶، شماره ۳، ۱۰۵-۱۳۹.

۱۵. عبداله میلانی، مهنوش، پروین، سهیلا، سیدی، کوثر (۱۳۹۶). ساختار تصاعدی مالیات بر درآمد و اثر آن بر نابرابری درآمد در استان‌های کشور. پژوهشنامه اقتصادی، ۱۷ (۶۶)، ۱-۲۲.

۱۶. کردبچه، محمد (۱۳۷۵). بررسی درآمدهای مالیاتی در ایران، مجله برنامه و بودجه، شماره ۵، ۲۹-۵۱ .

۱۷. کردبچه، محمد (۱۳۷۵). بررسی درآمدهای مالیاتی در ایران، مجله برنامه و بودجه، شماره ۶، ۳۱-۷۱.

۱۸. کمیجانی، اکبر، فهیم یحیایی، فریبا (۱۳۷۰). تحلیلی بر ترکیب مالیات‌ها و برآورد ظرفیت مالیاتی ایران. مجله اقتصاد و مدیریت، ۳ (۱)، ۶۷-۸۶ .

۱۹. گوپتا، سانجیو، کیانگ، چو، داوودی، حمید (۲۰۰۰). سیاست‌های مخارج اجتماعی دولت و مالیات‌ها و توزیع درآمد در کشورهای در حال توسعه، پژوهش ها و سیاست های اقتصادی، ترجمه محسن کلانتری، شماره ۲۳، ۱۰۱-۱۵۱.

۲۰. مهرآرا، محسن، اصفهانی، پوریا (۱۳۹۴). بررسی رابطه بین توزیع درآمد و ساختار مالیاتی کشورهای منتخب، پژوهشنامه مالیات، جلد ۲۳، شماره ۲۸، ۲۲۸-۲۰۹.

۲۱. ناصری گلعذاری، رسول (۱۳۷۳). نقش مالیات در توزیع درآمد، مطالعه تجربی در خصوص ایران ۱۳۵۰-۱۳۷۰، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران.

22. Atkinson, A. B., & Stiglitz, J. E. (1976). The Design of Tax Structure: Direct versus Indirect Taxation. Journal of Public Economics, 6, 55–75.

23. Bird, R.M., & Zolt, E.M. (2005). Redistribution via Taxation: The Limited Role of the Personal Income Tax in Developing Countries. UCLA Law Review, 52(6), 1627-95.

24. Borge, L. E., & Rattso, J. (2004). Income Distribution and Tax Structure: Micro-economic Test of the Meltzer-Richard Hypothesis. European Economic Review, 48, 805-526.

25. Chan, K. S. (1993). Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model. The Annuals of Statistics, 21(1), 520-533.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-01-02]

26. Diamond, P.A., & Mirrlees, J.A. (1971). Optimal Taxation and Public Production. American Economic Review, 61, 8–27 also 261– 278.

27. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Journal of the American Statistical Association, 74, 427-431.

28. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Econometrica, 49, 1057-1072.

29. Duncan, D., & Sabirianova Peter, K. (2008). Tax Progressivity and Income Inequality, Andrew Young School of Policy Studies Research Paper Series No. 08-26.

30. Enders, W. (2001). Improved Critical Values for the Enders-Granger Unit-root Test, Applied Economics Letters, 8(4), 257-261.

31. Enders, W., & Granger, C. W. J. (1998). Unit-root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example using the Term Structure of Interest Rates. Journal of Business & Economic Statistics, 16(3), 304-311.

32. Enders, W., & Siklos, P. L. (2001). Cointegration and Threshold Adjustment. Journal of Business & Economic Statistics, 19(2), 166-176.

33. Engel, E. M., Galetovic, A., & Raddatz, C. E. (1999). Taxes and Income Distribution in Chile: Some Unpleasant Redistributive Arithmetic. Journal of Development Economics, 59(1), 155-192.

34. Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. Econometrica, 55, 251-276.

35. Gornia, G. A. (2012). Inequality Trends and their Determinants. World Institute for Development Economics Research Working Paper No. 2012/09.

36. Ilaboya, O. J., & Ohonba, N. (2013). Direct versus Indirect Taxation and Income Inequality. European Journal of Accounting Auditing and Finance Research, 1(1), 1-15.

37. Martínez-Vázquez, J., & Vulovic, V. (2011). Tax Structure in Latin America: its Impact on the Real Economy and Compliance. International Studies Program, Working

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-01-02]

Paper Series #1122.

38. Martinez-Vazquez, J., Vulovic, V., & Liu, Y. (2011). Direct versus Indirect Taxation: Trends, Theory and Economic Significance. The Elgar Guide to Tax Systems, Edward Elgar Publishing, 37-92.
39. Meltzer, A. H., & Richard, S. F. (1981). A Rational Theory of the Size of Government. Journal of political Economy, 89(5), 914-927.
40. Musgrave, R. A. (1959). The Theory of Public Finance. McGraw-Hill Book Company, Inc.
41. 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), 187-196.
42. Palme, M. (1996). Income Distribution Effects of the Swedish 1991 Tax Reform: An Analysis of a Microsimulation using Generalized Kakwani Decomposition. Journal of Policy Modeling, 18(4), 419-443.
43. Saez, E. (2004). Direct or Indirect Tax Instruments for Redistribution: Short-run versus Long-Run. Journal of Public Economics, 88, 503-518.
44. Tsay, R. S. (2005). Analysis of Financial Time Series (Vol. 543). John Wiley & Son.
45. Tong, H. (1983). Threshold Models in Non-linear Time Series Analysis, Springer Lecture Notes in Statistics 21. Springer-Verlag, New York.
46. Weller, C. E. (2007). The Benefits of Progressive Taxation in Economic Development. Review of Radical Political Economy, 39, 368-376.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-01-02]