

اثر ترکیب مالیاتی بر توزیع درآمد در ایران: رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)

محبوبه فراهتی

استادیار اقتصاد دانشگاه سمنان، m.farahati@semnan.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۶/۱۰ تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۷/۰۸

چکیده

هدف اصلی این مطالعه بررسی اثر تغییر در ترکیب مالیاتی بر توزیع درآمد در ایران با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۶۱-۱۳۹۵ است. برای این منظور، یک مدل تجربی برای تجزیه و تحلیل اثرات جایگزینی اقلام مختلف مالیاتی مشتمل بر مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر ثروت، مالیات بر کالا و خدمات و مالیات بر واردات بر نابرابری درآمد (ضریب جینی) پیشنهاد شده است. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی مبتنی بر رویکرد خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) نشان می‌دهند که (۱) جایگزینی مالیات بر درآمد برای هر یک از اقلام مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر ثروت و مالیات بر کالا و خدمات منجر به کاهش نابرابری درآمد می‌شود. (۲) جایگزینی مالیات بر شرکت‌ها برای مالیات بر ثروت نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد. (۳) جایگزینی مالیات بر کالا و خدمات برای مالیات بر ثروت نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد؛ در صورتیکه جایگزینی این نوع مالیات برای مالیات بر شرکت‌ها هیچ تأثیر معناداری بر نابرابری درآمد ندارد. (۴) جایگزینی مالیات بر واردات برای هر یک از اقلام مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر ثروت و مالیات بر کالا و خدمات وضعیت توزیع درآمد را بهبود می‌بخشد. این نتایج راهنمای مفیدی برای سیاست‌گذاران جهت دستیابی به ترکیب بهینه مالیات‌ها با هدف کاهش نابرابری درآمدی فراهم می‌کنند.

واژه‌های کلیدی: ضریب جینی، ترکیب مالیاتی، ایران.

طبقه‌بندی JEL: H21, O15, O53.

۱- مقدمه

موضوع توزیع درآمد به دو دلیل از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. نخست اینکه بخش مهمی از عدالت را تشکیل می‌دهد و دوم اینکه بر روی سایر متغیرهای اقتصادی و اجتماعی نیز تأثیرگذار است (ابونوری و خوشکار^۱، ۱۳۸۵). سیاستگذاری مالی در زمینه مالیات یعنی تغییر آگاهانه در اندازه، ترکیب و زمان‌بندی درآمدهای مالیاتی می‌تواند به عنوان ابزارهای مهم دخالت دولت به منظور تحقق اهداف توسعه‌ای از جمله کاهش نابرابری و توزیع مناسب‌تر درآمد مورد استفاده قرار گیرد (صمدی^۲ و همکاران، ۱۳۸۷). مالیات‌ها به لحاظ دارا بودن نقش تعدیل‌کنندگی در اقتصاد، از ابزارهای مهم سیاست‌گذاری دولت جهت بهبود توزیع درآمد به شمار می‌روند. دلیل آن است که انواع مالیات‌ها دارای اثر درآمندی بوده و به نحوی در چگونگی توزیع درآمد تأثیرگذارند. البته میزان و نوع اثرگذاری بر حسب نوع مالیات، پایه‌های مالیاتی و نرخ‌های مالیاتی ممکن است متغیر باشد (صباحی^۳ و همکاران، ۱۳۸۹). در یک دسته‌بندی کلی، مالیات‌ها به دو دسته مالیات‌های مستقیم و مالیات‌های غیرمستقیم تقسیم‌بندی می‌شوند. از آنجائیکه اشخاص پرداخت‌کننده مالیات‌های مستقیم نمی‌توانند آن را به دیگری منتقل سازند، اگر این نوع مالیات‌ها بر اساس درآمد وضع شوند، می‌توانند شکاف‌های عمیق طبقاتی را کاهش دهند. از طرف دیگر، مالیات‌های غیرمستقیم نقش کمتری در بهبود توزیع درآمد دارند؛ چراکه این نوع مالیات‌ها اغلب طبیعت تنازلی دارند و بار بیشتر آنها بر دوش افراد کم درآمد سنگینی می‌کند. بنابراین، چنین مالیات‌هایی ممکن است اثر نامطلوبی بر توزیع درآمد داشته باشند (جعفری صمیمی^۴، ۱۳۹۱). نظام مالیاتی کارا امکان رشد هماهنگ بخش‌ها و توسعه اقتصادی را فراهم می‌آورد. بطور کلی، سیاست مالیاتی را می‌توان سیاستی در جهت افزایش تحرک، پویایی و حرکت جامعه به سوی توسعه‌یافتگی تلقی کرد (کمیحانی و فهیم یحیایی^۵، ۱۳۷۰).

ساختار مالیاتی یکی از مباحث مالیاتی است که می‌تواند بر توزیع درآمد اثرگذار باشد. منظور از ساختار یا ترکیب مالیاتی آنست که در مجموع درآمدهای مالیاتی یک کشور

¹ Abounoori & Khoshkar (2006)

² Samadi (2009)

³ Sabahi (2011)

⁴ Jafari Samimi (2013)

⁵ Komijani & Fahim Yahyaei (1991)

سهم هر کدام از انواع مالیات‌ها به چه میزان است (مهر آرا و اصفهانی^۱، ۱۳۹۴). نتایج بررسی‌های صورت گرفته در ارتباط با ساختار مالیاتی و توسعه اقتصادی حاکی از آن است که در مراحل اولیه توسعه، مالیات‌های مستقیم در مقایسه با مالیات‌های غیرمستقیم سهم بیشتری از درآمدهای مالیاتی را به خود اختصاص می‌دهند. در مرحله دوم، مالیات‌های غیرمستقیم سهم بیشتری از درآمدهای مالیاتی را دارا می‌باشند و در نهایت در مرحله سوم توسعه، سهم مالیات‌های مستقیم در مقایسه با مالیات‌های غیرمستقیم افزایش می‌یابد (کردبچه^۲، ۱۳۷۵). بنابراین، می‌توان استدلال نمود که در کشورهای در حال توسعه سهم بالایی از مالیات‌ها مربوط به مالیات‌های غیرمستقیم است. در مقابل، سیستم مالیاتی کشورهای توسعه یافته به این نوع مالیات وابستگی کمتری دارد.

در مجموع، تغییر نرخ هر یک از مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم می‌تواند بر وضعیت توزیع درآمد اثرگذار باشد. در فرآیندهای تصمیم‌گیری سیاسی تغییر نرخ یک نوع مالیات معمولاً با تغییر در نرخ دیگر انواع مالیات‌ها همراه است که این به معنای تغییر بالقوه در ترکیب مالیات‌ها است. اگرچه تغییر در ترکیب مالیات‌ها از عوامل مؤثر بر وضعیت توزیع درآمد محسوب می‌شود، این موضوع در ادبیات تجربی تا حدودی نادیده گرفته شده است. در این مطالعه با در نظر گرفتن سهم هر یک از اقلام مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم از کل درآمدهای مالیاتی دولت، اثر ترکیب مالیات بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گرفته است. بر این اساس، این مقاله شامل پنج بخش است. در بخش دوم، ادبیات موجود در زمینه مطالعات ساختار مالیات و توزیع درآمد به اختصار بیان گردیده است. بخش سوم به تصریح مدل تجربی و جمع‌آوری، سازمان‌دهی و توصیف داده‌ها اختصاص یافته است. در بخش چهارم، نتایج تجربی ارائه شده‌اند. سرانجام بخش پنجم به نتیجه‌گیری و پیشنهادات اختصاص یافته است.

۲- ادبیات تحقیق

تجهیز منابع دولتی، سیاست‌گذاری اقتصادی و کمک به بهبود روند توزیع درآمد جامعه انگیزه‌های اصلی وضع مالیات در کشورهای در حال توسعه هستند (کميجانی و فهیم یحیایی، ۱۳۷۰). در این راستا، انتخاب بین مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم یکی از قدیمی‌ترین موضوعات در عرصه سیاست‌گذاری مالیاتی است (اتکینسون^۳، ۱۹۷۷). در

¹ Mehrara & Esfahani (2016)

² Kordbacheh (1996)

³ Atkinson

اکثر کشورها، مالیات مستقیم شامل مالیات بر درآمد اشخاص، مالیات بر شرکت‌ها و مالیات بر ثروت است. مالیات بر درآمد اشخاص حقیقی، به عنوان یکی از اقلام مالیات بر درآمد، مشمول نرخ‌های تصاعدی است که از درآمد مؤثر مازاد بر سطوح معین معافیت مالیاتی 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 جامعه شود. مالیات بر ثروت خالص به طور مستقیم بر ثروت انباشت شده اعمال گردیده و مشمول نرخ‌های تصاعدی است که می‌تواند با هدف توزیع مجدد درآمد مورد استفاده قرار گیرد. مالیات بر مصرف با هدف افزایش پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در جامعه اعمال 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 کم درآمد متحمل فشار مالیاتی نسبتاً بیشتری می‌شود که این به نوبه‌ی خود منجر به افزایش نابرابری درآمدی می‌شود. در کشورهای در حال توسعه، بخش قابل توجهی از درآمد دولت شامل مالیات بر واردات است که این نوع مالیات می‌تواند با وضع حقوق گمرکی سنگین بر کالاهای غیرضروری و تجملی از جنبه اصل توان پرداخت مورد توجه قرار گیرد.

از آنجائیکه اثرگذاری انواع مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم بر نابرابری درآمدی متفاوت است، ساختار مالیاتی در هر اقتصاد، از عوامل تأثیرگذار بر توزیع درآمد تلقی می‌شود. در اقتصاد سیاسی، اثر ساختار مالیات بر توزیع درآمد اغلب به صورت نظری مورد توجه قرار گرفته است. در این ارتباط اولین بار ماسگریو^۱ (۱۹۵۹) مفهوم تعلق مالیاتی تفاضلی^۲ را مطرح نمود که اشاره به این موضوع دارد که چگونه جایگزینی یک نوع مالیات با نوع دیگری از مالیات‌ها، یا به عبارتی ترکیب مالیاتی^۳، بر توزیع درآمد و رفاه جامعه تأثیر خواهد داشت. هاربرگر^۴ (۱۹۶۲) بحث می‌کند که مالیات بر سرمایه بایستی در یک چارچوب عمومی تجزیه و تحلیل شود و اثرات جانبی این نوع مالیات بر دیگر تصمیم‌گیری‌های سیاسی و نیز دیگر انواع مالیات‌ها مورد توجه قرار گیرد. وی نشان می‌دهد که در یک اقتصاد باز با دو بخش کاملاً رقابتی و تحرک کامل عوامل تولید، وضع مالیات بر

^۱ Musgrave

^۲ Differential tax incidence

^۳ tax mix

^۴ Harberger

سرمایه در یک بخش موجب می‌شود سرمایه از بخشی که مالیات بر آن وضع شده است به بخش دیگر منتقل شود که این منجر به تخصیص مجدد نیروی کار میان دو بخش و بنابراین تغییر در قیمت عوامل تولید و محصولات می‌شود. هاربرگر بر اساس انعطاف-پذیری‌های معمول در اقتصاد آمریکا دریافت که سرمایه به طور کامل بار مالیاتی شرکت‌ها را متحمل می‌شود. اولین مدل رسمی اقتصادی در خصوص ترکیب مالیاتی به اتکینسون و استیگلیتز^۱ (۱۹۷۶) مربوط می‌شود که نشان دادند توزیع درآمد عادلانه‌تر تنها از طریق مالیات بر درآمد حاصل می‌شود و لزومی به اعمال مالیات بر مصرف نیست. برخی از مطالعات نظری خلاف این تئوری را پیشنهاد داده‌اند و از همه مهم‌تر مطالعه انجام شده توسط کرامر^۲ و همکاران (۲۰۰۱) است که ترکیب مالیاتی بین مالیات بر درآمد و مالیات بر مصرف را مورد توجه قرار داده و نشان می‌دهند که مزیت اصلی مالیات بر مصرف ماهیت بازتوزیعی آن است. با وجود آنکه ادبیات نسبتاً گسترده‌ای در ارتباط با تعلق مالیاتی وجود دارد، مطالعات تجربی در این حوزه محدود بوده و اکثر آنها به اثرات توزیعی مالیات‌های مختلف در غیاب سایر مالیات‌ها (در مدل) پرداخته‌اند. در ادامه، مطالعات انجام شده داخلی و خارجی در خصوص تأثیر انواع مالیات‌ها و نیز ساختار مالیاتی بر نابرابری توزیع درآمد مرور می‌شوند.

مهران^۳ (۱۹۷۵) با استفاده از اطلاعات آماری مربوط به هزینه خانوار در سال ۱۳۵۱ و سهم دهک‌ها، نشان می‌دهند که حداکثر بار مالیاتی به دهک‌های اول، دوم، نهم و دهم تعلق دارد در حالیکه دهک‌های چهارم تا هفتم از کمترین بار مالیاتی برخوردارند. چنین نتایجی نشان دهنده عدم تأثیر متعادل‌کننده مالیات بر توزیع درآمد در ایران است. پالم^۴ (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.

جها^۵ (۱۹۹۹) اثر سیاست مالی بر توزیع درآمد و رشد اقتصادی را با استفاده از داده‌های سری زمانی دو کشور هند و چین بررسی نموده و نشان می‌دهند که افزایش مالیات‌ها و پرداخت‌های انتقالی موجب کاهش نابرابری توزیع درآمد و رشد اقتصادی می‌گردد.

¹ Stiglitz

² Cremer

³ Mehran

⁴ Palme

⁵ Jha

انگل^۱ و همکاران (۱۹۹۹) اثر مستقیم مالیات‌ها و نیز تغییر ساختار مالیاتی بر توزیع درآمد در کشور شیلی را مورد مطالعه قرار داده‌اند. طبق نتایج، با توجه به آنکه ضریب جینی قبل از وضع مالیات معادل ۴۸/۸٪ و بعد از وضع مالیات معادل ۴۹/۶٪ بوده است، مالیات‌ها اثر چندانی 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 یکجای ۲۰ درصدی، منجر به تغییر ناچیزی در توزیع درآمد شده است. چو، داودی و گوپتا^۲ (۲۰۰۰) وضعیت توزیع درآمد کشورهای در حال توسعه طی دهه‌های اخیر را مورد بررسی قرار داده و نتیجه می‌گیرند که بطور متوسط، توزیع درآمد قبل از وضع مالیات در کشورهای در حال توسعه نابرابری کم‌تری در مقایسه با کشورهای صنعتی دارد. به هر حال، برخلاف کشورهای صنعتی، کشورهای در حال توسعه معمولاً توانایی بکارگیری سیاست‌های انتقالی مؤثر برای کاهش نابرابری را ندارند.

داموری و پرانا^۳ (۲۰۰۳) ضمن بررسی اثر سیاست مالی بر توزیع درآمد و فقر در اندونزی نشان می‌دهند که سیاست مالی انبساطی اثر معناداری بر نابرابری درآمدی دارد.

برگ و راستو^۴ (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.

برد و زولت^۵ (۲۰۰۵) ضمن بررسی نقش مالیات بر درآمد اشخاص بر توزیع درآمد کشورهای در حال توسعه، نشان می‌دهند که از آنجاییکه مالیات بر درآمد ناقص و غیرتصادفی 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^۶ (۲۰۰۷) با استفاده از داده‌های ترکیبی برای کشورهای مختلف در بازه زمانی ۱۹۸۱-۲۰۰۲ نشان می‌دهد که وضع مالیات تصاعدی منجر به کاهش نابرابری درآمدی می‌شود.

¹ Engel

² Chu, Davoodi & Gupta

³ Damuri & perdana

⁴ Borge & Rattso

⁵ Bird

⁶ Weller

گارسیا-پنالوسا و ترنوسکی^۱ (۲۰۱۱) اثر تغییر در ترکیب سیاست‌های مالیاتی بر توزیع درآمد را در قالب مدل رمزی یک بخشی ارزیابی نموده و نشان می‌دهند سیاست‌هایی که منجر به کاهش عرضه نیروی کار می‌شوند (مانند افزایش مالیات بر درآمد نسبت به مالیات بر مصرف) اگرچه با تولید پایین‌تری همراه‌اند ولی منجر به توزیع برابرتر درآمد پس از مالیات می‌شوند.

مارتینز - وازکوئز^۲ و همکاران (۲۰۱۲) با استفاده از داده‌های ترکیبی برای ۱۵۰ کشور طی دوره زمانی ۱۹۷۰-۲۰۰۹ دریافتند که مالیات تصاعدی بر درآمد شخصی و مالیات بر شرکت‌ها منجر به کاهش و در مقابل مالیات بر مصرف، مالیات بر ارزش افزوده و مالیات بر عوارض گمرکی موجب افزایش نابرابری توزیع درآمد می‌شود.

ایلابویا و اهنبا^۳ (۲۰۱۳) رابطه میان مالیات و نابرابری درآمدی را در نیجریه با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری طی دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۱ بررسی نمودند. نتایج نشان می‌دهند، افزایش کل درآمد مالیاتی و همچنین افزایش نسبت کل درآمد مالیاتی به GDP منجر به کاهش نابرابری درآمد می‌شود.

ابارتین^۴ 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 ۱۹۸۱-۲۰۱۴ ندارند.

لوسیفیدی و مایلونیدیس^۵ (۲۰۱۷) تأثیر ساختار مالیات بر توزیع درآمد را با در نظر گرفتن مالیات بر نیروی کار، مالیات بر سرمایه و مالیات بر مصرف، برای کشورهای عضو OECD بررسی نموده و نشان می‌دهند که افزایش نسبت مالیات بر نیروی کار به مالیات بر سرمایه و همچنین افزایش نسبت مالیات بر مصرف به مالیات بر سرمایه منجر به افزایش نابرابری درآمدی می‌شود. در مقابل، افزایش نسبت مالیات بر نیروی کار به مالیات بر مصرف نابرابری توزیع درآمد را کاهش خواهد داد.

الوویوتانکی^۶ و همکاران (۲۰۱۸) با به کارگیری مدل‌های رگرسیونی اثرات ثابت کشوری و تجزیه و تحلیل متغیر ابزاری نشان می‌دهند در کشورهایی که نابرابری بر اساس درآمد

¹ García-Peñalosa & Turnovsky

² Martínez-Vázquez

³ Ilaboya & Ohonba

⁴ Obaretin

⁵ Iosifidi & Mylonidis

⁶ Alavuotunki

قابل تصرف اندازه‌گیری می‌شود، افزایش مالیات بر ارزش افزوده منجر به افزایش نابرابری می‌شود؛ در حالیکه در کشورهایی که مبنای اندازه‌گیری نابرابری میزان مصرف است، افزایش مالیات بر ارزش افزوده منجر به افزایش نابرابری نمی‌شود.

گل‌عزاری^۱ (۱۳۷۳) ارتباط انواع مالیات‌ها با انواع شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد را مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج حاکی از آن است که مالیات بر درآمد و مالیات بر مصرف اثرات معکوسی بر ضریب جینی دارند، در حالیکه مالیات بر اشخاص حقوقی اثر مستقیمی بر ضریب جینی دارد. بر اساس نتایج، ضریب جینی و سهم ۲۰ درصد خانوارهای با درآمد بالا ارتباط معکوسی با کل مالیات مستقیم و غیرمستقیم دارند. از طرف دیگر، سهم ۴۰٪ خانوارهای با درآمد متوسط و پایین ارتباط مثبتی با مالیات‌های مستقیم دارد.

ابونوری^۲ (۱۳۷۶) ضمن ارائه یک مدل پارامتریک جهت برآورد شاخص نابرابری توزیع درآمد، اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد را طی سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۷۰ مورد بررسی قرار داده است. نتایج حاکی از آن است که با یک درصد افزایش مالیات دریافتی از هر خانوار، ۱۸٪ به سطح نابرابری توزیع هزینه خانوارها در دوره بعد افزوده می‌شود.

زمانی^۳ (۱۳۸۲) اثر انواع مالیات‌ها بر بیستک‌های درآمدی در مناطق شهری و روستایی کشور را با استفاده از الگوی معادلات همزمان به ظاهر نامرتبط (SURE) مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهند که مالیات‌ها در مناطق شهری و روستایی آثار بسیار ضعیفی در جهت توزیع مجدد درآمد به دنبال داشته‌اند.

احمدی و مهرگان^۴ (۱۳۸۴) به بررسی تحولات ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری درآمد در اقتصاد ایران با استفاده از مدل اقتصادسنجی و روش MLE، یوهانسون-یوسیلیوس برای سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۴۸ پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آنست که نسبت مالیات بر مشاغل و ثروت به GDP، مخارج اجتماعی دولت به GDP و نرخ ارز حقیقی و نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی زمینه تعدیل ساختار توزیع را فراهم می‌نماید.

اسداله زاده بالی^۵ (۱۳۸۷) به بررسی تأثیر مالیات بر توزیع درآمد برای سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۴، با استفاده از شاخص ضریب جینی و بکارگیری روش OLS پرداخته است.

¹ Naseri Golozari (1996)

² Abounoori (1998)

³ Zamani (2011)

⁴ Ahmadi & Mehregan (2006)

⁵ Asadollahzadeh Bali (2008)

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. دادگر و غفاری^۱ (۱۳۸۷) به بررسی آثار توزیعی نظام مالیات بر حقوق در ایران با استفاده از آزمون مدل‌های EGR پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهند مالیات بر درآمد حقوق به آن جهت که مقداری از قدرت خرید اقشار پردرآمد جامعه را جذب نموده و امکان تأمین مالی برخی خدمات و تسهیلات دولتی را فراهم می‌سازد که گروه‌های پایین درآمدی می‌توانند از آن بهره‌مند شوند، دارای اثر توزیعی مثبتی است. رهبر و سرگلزایی^۲ (۱۳۸۹) با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۶۳ تأثیر سیاست مالی بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهند که تأثیر مخارج مصرفی دولت و درآمدهای مالیاتی بر توزیع درآمد فقط در کوتاه‌مدت معنادار بوده و در بلندمدت دارای اثرات معنی‌داری نیست. صباحی و همکاران (۱۳۸۹) اثر عوامل اقتصادی شامل رشد اقتصادی، رشد بهره‌وری نیروی کار، نرخ تورم، درآمد مالیاتی دولت و مخارج مصرفی دولت بر توزیع درآمد را با استفاده از شاخص ضریب جینی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاکی از آنست که، درآمد مالیاتی و مخارج مصرفی دولت توزیع درآمد را برابرتر می‌کنند. سیفی پور و رضایی^۳ (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 می‌شوند و مالیات‌های غیرمستقیم اثرات تخریبی بر توزیع درآمد دارند. امین رشتی و رفعت میلانی^۴ (۱۳۹۲) اثر سهم مالیات بر ارزش افزوده از مالیات را بر ضریب جینی در ده کشور با درآمد بالا و ده کشور با درآمد پایین طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۵ بررسی کرده‌اند. طبق نتایج در کشورهای کم درآمد با افزایش سهم مالیات بر ارزش افزوده از مالیات ضریب جینی افزایش می‌یابد؛ در حالی که در کشورهای پردرآمد افزایش سهم مالیات بر ارزش افزوده از مالیات موجب کاهش نابرابری درآمد می‌شود. مهرآرا و اصفهانی (۱۳۹۴) با استفاده از داده‌های تابلویی ۱۹ کشور طی سال‌های ۱۹۹۵-۲۰۱۲ به بررسی تأثیر ساختار مالیاتی بر توزیع درآمد پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهند

¹ Dadgar & ghafari (2008)

² Rahbar & Sargolzai (2012)

³ Seifeepour & Rezaee (2011)

⁴ Aminrashti & Raf'atmilani (2012)

که با افزایش سهم مالیات بر درآمد شخصی و سهم مالیات بر اشخاص حقوقی 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، بکارگیری رگرسیون مقطع عرضی نتایج مذکور را تأیید کرده و نشان می‌دهد که افزایش مالیات بر مجموع درآمد، توزیع درآمد را بهبود می‌بخشد.

عبداله میلانی^۱ و همکاران (۱۳۹۶) تأثیر ساختار تصاعدی مالیات بر درآمد بر نابرابری درآمد در ۳۰ استان کشور را با استفاده از روش GMM داده‌های تابلویی پویا طی سالهای ۱۳۸۴-۱۳۹۲ 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- روش تحقیق

۳-۱- تصریح مدل

می‌توان کل درآمد مالیاتی را در پنج گروه شامل مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر ثروت، مالیات بر کالا و خدمات و مالیات بر واردات در نظر گرفت. به طوری که؛

$$RT + ST + WT + CT + IT = 100\% \quad (1)$$

که در آن RT ، ST ، WT ، CT و IT به ترتیب سهم مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر ثروت، مالیات بر کالا و خدمات و مالیات بر واردات از کل درآمد مالیاتی است. مسئله اصلی پژوهش حاضر این است که جایگزینی دو به دوی این نوع مالیات‌ها (و بنابراین تغییر در ترکیب مالیات‌ها) چه تأثیری بر نابرابری توزیع درآمد در ایران دارد. به عبارت دیگر، افزایش یک واحدی سهم یک نوع مالیات و متقابلاً کاهش یک واحدی در سهم هر یک از چهار نوع مالیات دیگر به صورت مجزا (با ثابت در نظر گرفتن سهم سه نوع مالیات دیگر) چه تأثیری بر توزیع درآمد دارد. برای این منظور، پنج معادله رگرسیونی در یک فرم ماتریسی به شکل زیر مد نظر است:

$$\begin{bmatrix} G_t \\ G_t \\ G_t \\ G_t \\ G_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & \alpha_2 & \alpha_3 & \alpha_4 & \alpha_5 \\ \beta_1 & 0 & \beta_3 & \beta_4 & \beta_5 \\ \lambda_1 & \lambda_2 & 0 & \lambda_4 & \lambda_5 \\ \delta_1 & \delta_2 & \delta_3 & 0 & \delta_5 \\ \theta_1 & \theta_2 & \theta_3 & \theta_4 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} RT_t \\ ST_t \\ WT_t \\ CT_t \\ IT_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \\ u_{5t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

¹ Abdollah Milani (2008)

همانطور که مشاهده می‌شود، در هر یک از معادلات رگرسیونی، قید صفر بر ضریب یکی از پنج نوع مالیات تحمیل می‌شود (یعنی، متغیر مورد نظر از معادله رگرسیونی مربوطه حذف می‌شود). در این صورت، با توجه به اینکه مجموع سهم پنج نوع مالیات از کل درآمدهای مالیاتی برای هر دوره زمانی مقدار ثابتی بوده (معادل ۱ یا ۱۰۰٪)، می‌توان اثر جایگزینی این نوع مالیات حذف شده با هر یک از چهار نوع مالیات حاضر در مدل را بر ضریب جینی (G) به عنوان شاخص نابرابری درآمد بررسی کرد. همچنین، به منظور اجتناب از تورش تصریح، می‌توان بر مبنای ادبیات نظری نابرابری درآمد و نیز مطالعات تجربی انجام شده در این حوزه، برخی از متغیرهای مهم که به صورت بالقوه می‌توانند تغییرات نابرابری درآمد را توضیح دهند به سمت راست معادلات اضافه کرد. بنابراین، با افزودن یک عبارت عرض از مبدأ و سایر متغیرهای توضیحی به معادلات رگرسیونی فوق، می‌توان تصریح نهایی این معادلات را به صورت مجزا نوشت:

$$G_t = \alpha_0 + \alpha_2 ST_t + \alpha_3 WT_t + \alpha_4 CT_t + \alpha_5 IT_t + \gamma Z_t + u_{1t} \quad (۳)$$

$$G_t = \beta_0 + \beta_1 RT_t + \beta_3 WT_t + \beta_4 CT_t + \beta_5 IT_t + \gamma Z_t + u_{2t} \quad (۴)$$

$$G_t = \lambda_0 + \lambda_1 RT_t + \lambda_2 ST_t + \lambda_4 CT_t + \lambda_5 IT_t + \gamma Z_t + u_{3t} \quad (۵)$$

$$G_t = \delta_0 + \delta_1 RT_t + \delta_2 ST_t + \delta_3 WT_t + \delta_5 IT_t + \gamma Z_t + u_{4t} \quad (۶)$$

$$G_t = \theta_0 + \theta_1 RT_t + \theta_2 ST_t + \theta_3 WT_t + \theta_4 CT_t + \gamma Z_t + u_{5t} \quad (۷)$$

به طوریکه Z_t یک بردار ستونی از دیگر متغیرهای توضیح‌دهنده ضریب جینی است و γ یک بردار سطری از ضرایب مربوطه است.^۱ متغیرهای مهم اقتصادی در نظر گرفته شده عبارتند از: سرانه تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ (GDP)، نرخ تورم بر مبنای شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ (INF) و نسبت هزینه‌های عمرانی به هزینه‌های جاری دولت (PE). علاوه بر این، با توجه به فرضیه کوزنتس^۲ که بیان می‌کند ارتباط بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد به صورت $-U$ معکوس شکل است مربع GDP نیز به این متغیرها افزوده شده است. بنابراین، $Z_t = (GDP_t \quad GDP_t^2 \quad INF_t \quad PE_t)'$ و $\gamma = (\gamma_1 \quad \gamma_2 \quad \gamma_3 \quad \gamma_4)$.

همانطور که ملاحظه می‌شود، با توجه به اهداف مطالعه، قید صفر بر پارامترهای α_1 ، β_2 ، λ_3 و δ_4 و θ_5 تحمیل شده است. با توجه به اینکه مجموع سهم پنج نوع مالیات از کل درآمدهای مالیاتی برای هر دوره زمانی مقدار ثابتی بوده (معادل ۱ یا ۱۰۰٪) و اینکه

^۱ لازم به ذکر است که هیچ‌گونه همزمانی در این معادلات رگرسیونی وجود ندارد و به صورت مجزا برآورد می‌شوند.

^۲ Kuznets

تصریح بخش غیرمالیاتی در همه معادلات رگرسیونی یکسان است، ضرایب متغیرهای غیرمالیاتی در هر یک از معادلات ($\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ و γ_4) مقادیر برآوردی یکسانی را به خود اختصاص می‌دهند. همچنین، برای همین دلیل، ضریب برآوردی هر یک از متغیرهای مالیاتی حاضر در معادله i ام ($i=1, \dots, 5$) برابر است با قرینه ضریب برآوردی متغیر حذفی معادله i ام در معادله‌ای که آن متغیر حذف شده است. به عنوان مثال، ضریب متغیر ST در معادله اول برابر است با قرینه ضریب متغیر حذفی معادله اول (RT) در معادله‌ای که متغیر ST حذف شده است. بنابراین، داریم:

$$\begin{aligned} \alpha_2 &= -\beta_1, & \alpha_3 &= -\lambda_1, & \alpha_4 &= -\delta_1, & \alpha_5 &= -\theta_1 \\ \beta_3 &= -\lambda_2, & \beta_4 &= -\delta_2, & \beta_5 &= -\theta_2 \\ \lambda_4 &= -\delta_3, & \lambda_5 &= -\theta_3 \\ \delta_5 &= -\theta_4 \end{aligned} \quad (۸)$$

لازم به ذکر است که وقتی اثر جایگزینی دو نوع مالیات بررسی می‌شود، یکی از این دو نتیجه حاصل می‌شود: (۱) دو نوع مالیات اثر یکسانی بر نابرابری درآمد خواهند داشت. در این صورت، افزایش یک نوع مالیات و کاهش هم‌اندازه دیگری هیچ تغییری در ضریب جینی ایجاد نمی‌کند و بنابراین ضرایب این دو نوع مالیات در دو معادله رگرسیونی متقابل به لحاظ آماری معنی‌دار نخواهند شد. (۲) افزایش یک نوع مالیات و کاهش متقابل دیگری ضریب جینی را کاهش خواهد داد. در این صورت، ضریب اولی در معادله مربوطه منفی و معنی‌دار و ضریب دومی در معادله مربوطه مثبت و معنی‌دار خواهد شد. در این مورد، منطقی است که قدر مطلق ضرایب دو نوع مالیات مقادیر یکسانی باشند. بنابراین، چنین نتیجه‌ای می‌تواند راهنمای مناسبی برای تغییر ترکیب مالیات‌ها (جایگزین کردن مالیات‌ها) در جهت بهبود وضعیت توزیع درآمد باشد.

۲-۲- جمع‌آوری، سازمان‌دهی و توصیف داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش عبارتند از: ضریب جینی، سهم مالیات هر یک از اقلام مالیات‌های مستقیم و غیر مستقیم از کل درآمد مالیاتی دولت، سرانه تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم و نسبت هزینه‌های عمرانی به هزینه‌های جاری دولت طی سال‌های ۱۳۶۱-۱۳۹۵. داده‌های مربوط به هر یک از اقلام مالیاتی مورد نظر از اطلاعات موجود در خلاصه تحولات اقتصادی کشور به دست آمده است. برای بررسی توزیع درآمد و اندازه‌گیری نابرابری درآمد، شاخص‌ها و ضرایب گوناگونی مطرح شده است. با توجه به ویژگی این شاخص‌ها، هفت شاخص اساسی نابرابری، از بین ضرایب پراکندگی، انحراف از میانگین

نسبی، انحراف از میانه نسبی، واریانس لگاریتم درآمدها، ضریب جینی، شاخص تایل و شاخص اتکینسن با استفاده از ریزداده‌های هزینه‌ی خانوارهای موجود و در دسترس مرکز آمار ایران قابل برآورد است. در تحقیق حاضر به دلیل این که در میان این شاخص‌ها، تنها ضریب جینی دارای تمام ویژگی‌های مطلوب است (ابونوری و اسناوندی^۱، ۱۳۸۴)، از این شاخص برای اندازه‌گیری نابرابری توزیع درآمد استفاده می‌شود.

داده‌های توزیع درآمد (هزینه) برای کل کشور در فاصله سال‌های ۱۳۶۱-۱۳۶۲ تنها بصورت گروهی (با انتهای باز) در دسترس است. بنابراین، ضریب جینی این سال‌ها با استفاده از مدل پارامتریکی پیشنهادی ابونوری (۱۳۷۱) برآورد شده است. از آنجاییکه داده‌های توزیع درآمد (هزینه) از سال ۱۳۶۳ برای کل کشور بصورت ریز داده موجود است، شاخص ضریب جینی در فاصله سال‌های ۱۳۶۳-۱۳۹۵ با استفاده از ریز داده‌ها برآورد شده است. منبع آماری مورد استفاده برای سایر متغیرها نیز نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است. برخی از آماره‌های توصیفی مربوط به داده‌ها در جدول (۱) گزارش شده است:

جدول (۱): آماره‌های توصیفی داده‌های مربوط به متغیرها

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
G	۳۵	۰/۴۲۷۵۸۹	۰/۰۴۱۳۳۴	۰/۳۵۲۲۰۰	۰/۵۴۶۶۰۰
RT	۳۵	۱۵/۹۰۲۶۹	۳/۴۱۵۶۳۷	۱۱/۳۰۸۰۰	۲۵/۵۵۹۹۶
ST	۳۵	۳۶/۹۵۴۴۰	۷/۹۰۱۴۱۴	۲۴/۹۵۵۲۳	۵۵/۷۶۰۰۴
WT	۳۵	۴/۵۱۸۱۸۳	۱/۴۵۷۶۷۶	۲/۶۰۰۳۲۶	۸/۲۹۱۹۴۱
CT	۳۵	۱۷/۱۵۳۲۷	۸/۹۵۷۵۶۲	۵/۲۱۷۲۷۴	۴۴/۰۹۹۰۷
IT	۳۵	۲۵/۴۷۱۴۵	۷/۴۷۱۳۵۲	۱۴/۵۹۰۶۸	۴۳/۴۷۷۷۲
GDP	۳۵	۲۱/۲۴۱۷۰	۴/۲۵۰۹۶۴	۱۴/۳۵۸۹۲	۲۸/۷۱۵۱۴
INF	۳۵	۱۹/۲۲۰۲۱	۸/۹۳۹۳۴۵	۸/۳۳۳۳۳	۴۹/۱۱۲۴۳
PE	۳۵	۰/۳۴۰۰۱۹	۰/۰۹۶۱۴۷	۰/۱۵۹۳۵۳	۰/۵۲۹۶۴۹

منبع: بانک مرکزی و مرکز آمار جمهوری اسلامی ایران

۴- برآورد مدل و تفسیر نتایج

به منظور برآورد معادلات (۳) تا (۷)، ابتدا وضعیت مانایی سری‌های زمانی با استفاده از آزمون فیلیپس و پرون بررسی می‌شود. مزیت بارز آزمون فیلیپس-پرون این است که

^۱ Abounoori & Snavandi (2006)

شکست‌های ساختاری را در نظر می‌گیرد. نتایج این آزمون با عرض از مبدا و روند زمانی در جدول (۲) گزارش شده است.

جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس-پرون برای متغیرهای مدل

تفاضل اول				سطح			
آماره PP	متغیر	آماره PP	متغیر	آماره PP	متغیر	آماره PP	متغیر
-۵/۶۵۴۰	ΔIT	-۴/۳۸۴۴	ΔG	-۲/۷۷۷۹	IT	-۴/۳۰۹۴	G
-۴/۷۱۷۱	ΔGDP	-۸/۶۱۵۲	ΔRT	-۲/۴۹۹۲	GDP	-۲/۲۲۴۲	RT
-۴/۷۵۴۹	ΔGDP^2	-۵/۷۰۰۰	ΔST	-۲/۳۵۲۳	GDP^2	-۲/۲۷۹۰	ST
-۹/۷۸۴۷	ΔINF	-۷/۶۴۹۱	ΔWT	-۲/۴۷۳۱	INF	-۲/۴۹۹۴	WT
-۶/۷۴۲۵	ΔPE	-۴/۹۰۲۸	ΔCT	-۲/۶۴۶۲	PE	-۲/۰۳۲۵	CT
مقادیر بحرانی مک کینون				مقادیر بحرانی مک کینون			
۱۰٪	۵٪	۱٪	سطح معنی‌داری	۱۰٪	۵٪	۱٪	سطح معنی‌داری
-۳/۲۰۹۶	-۳/۵۵۲۹	-۴/۲۶۲۷	مقدار آماره	-۳/۲۰۷۰	-۳/۵۴۸۴	-۴/۲۵۲۸	مقدار آماره

منبع. یافته‌های پژوهش

با مقایسه آماره آزمون فیلیپس-پرون با مقادیر بحرانی مک کینون این نتیجه حاصل می‌شود که تنها متغیر ضریب جینی در سطح مانا می‌باشد و سایر متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند.

از آنجائیکه متغیرها در معادلات (۳) تا (۷) ترکیبی از $I(0)$ و $I(1)$ هستند، رویکرد هم-انباشتگی مبتنی بر مدل خودرگرسیون با وقفه توزیعی^۱ (ARDL) گزینه مناسبی برای تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی میان متغیرها در هر یک از مدل‌های رگرسیونی است. علاوه بر این، دیگر مزیت مهم رویکرد ARDL این است که برای دوره‌های زمانی کوچک نتایج قابل قبولی ارائه می‌دهد. در این رویکرد، نخست، بایستی تعداد وقفه‌های بهینه متغیرهای توضیحی در یک مدل $ARDL(p,q)$ به فرم زیر را تعیین کرد.

$$y_t = \alpha + \sum_{j=1}^p \phi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^q \theta_j' x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (9)$$

که x_t یک بردار $k \times 1$ از رگرسورهای چندگانه و θ یک بردار $k \times 1$ از ضرایب وقفه‌های توزیعی است. برای این منظور، می‌توان از معیارهای اطلاعاتی استاندارد AIC و SBIC استفاده کرد. همچنین، می‌توان بنا بر تشخیص، عرض از مبدا را از مدل فوق حذف کرد یا یک روند زمانی یا متغیرهای مجازی را به آن افزود. ضمناً، در این مدل فرض شده است

^۱ Autoregressive distributed lag

که تعداد وقفه‌های رگرسورها (\mathbf{x}_t) یکسان و معادل q است. با این وجود، می‌توان اجازه داد این رگرسورها بتوانند تعداد وقفه‌های متفاوتی را به خود اختصاص دهند. گام بعدی بکارگیری آزمون باند^۱ جهت تشخیص وجود یا عدم وجود ارتباط بلندمدت یا هم‌انباشتگی میان متغیرها است. برای این منظور، نخست، مدل رگرسیونی (۹) در یک فرم تصحیح خطا^۲ به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \theta' \mathbf{x}_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \phi_j' \Delta \mathbf{x}_{t-j} + \varepsilon_t = \rho ECT_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \phi_j' \Delta \mathbf{x}_{t-j} + \varepsilon_t \quad (10)$$

که $\phi_0 = \theta$ ، $\theta = \sum_{j=0}^q \theta_j$ ، $j = 1, \dots, p-1$ برای $\gamma_j = -\sum_{i=j+1}^p \phi_i$ ، $\rho = \sum_{j=1}^p \phi_j - 1$ و $\theta_0 = -\sum_{i=j+1}^q \theta_j$ برای $\phi_j = -\sum_{i=j+1}^q \theta_j$ ، $j = 1, \dots, q-1$ پس فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی میان متغیرها ($\rho = 0$ and $\theta = \mathbf{0}$) آزمون می‌شود. چنانچه این فرضیه به لحاظ آماری رد شود ارتباط هم‌انباشتگی میان متغیرهای مدل وجود دارد. برای بررسی این فرضیه آزمون والد به کار گرفته می‌شود. در این آزمون، مقدار محاسبه شده آماره F با مقادیر بحرانی باند که توسط پسران و دیگران (۲۰۰۱) گزارش شده‌اند، مقایسه می‌شود. چنانچه مقدار آماره آزمون بزرگتر از مقدار باند بالا باشد، فرضیه صفر عدم وجود هم‌انباشتگی در سطح معنی‌داری مورد نظر رد می‌شود و بنابراین یک ارتباط هم‌انباشتگی یا بلندمدت میان متغیرها وجود دارد. ECT_t در مدل (۱۰) عبارت تصحیح خطا و ضریب آن (ρ) سرعت تعدیل^۳ نامیده می‌شود. این ضریب بیان می‌کند که در هر دوره زمانی چه سهمی از انحراف (مثبت یا منفی) از مسیر تعادلی بلندمدت تصحیح می‌شود.

در این مطالعه، مدل ARDL با عرض از مبدأ و روند زمانی نامقید برای هر یک از تصریح‌های مورد نظر برآورد و تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از مدل‌های ARDL با استفاده از معیار AIC تعیین شده است (متغیرهایی که ضرایبشان قرینه است مقید به برابری تعداد وقفه‌ها شده‌اند). یک مسئله بسیار مهم در خصوص مدل‌های ARDL، تصریح دقیق تعداد وقفه‌های متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی است. برای این منظور، پس از برآورد ضرایب مدل، نرمال بودن توزیع پسماندهای مستخرج از آن را آزمون می‌کنند. طبق نتایج در جدول (۳) که برای همه مدل‌ها یکسان است، بر اساس آماره جارکو-برا^۴ (JB) فرضیه

¹ Bound test

² Error Correction

³ Speed of adjustment

⁴ Jarque-Bera

صفر نرمال بودن نمی‌تواند در سطح اطمینان قابل قبولی رد شود. بنابراین، این آزمون تشخیصی دلالت بر درستی تصریح مدل‌های ARDL دارد. علاوه بر این، نتایج بکارگیری آزمون والد مبتنی بر آماره F استاندارد نشان می‌دهد که کل مدل به لحاظ آماری معنی‌دار است. همچنین، با توجه به نتایج آزمون‌های LM، ARCH و نیز مقدار آماره دوربین واتسون^۱ (DW) فرضیه‌های صفر دال بر عدم حضور خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس نمی‌توانند در سطح اطمینان قابل قبولی رد شوند.

در مرحله بعد، رویکرد باند جهت تشخیص ارتباط هم‌انباشتگی میان متغیرهای پژوهش به کار گرفته شده است. با توجه به اینکه متغیر وابسته و متغیرهای غیرمالیاتی برای همه معادلات یکسان هستند و نیز با توجه به شرایطی که بر متغیرهای مالیاتی حاکم است، نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی مربوط به پنج مدل مورد بررسی یکسان است. با توجه نتایج جدول (۳)، مقدار آماره F در سطح اطمینان ۹۰ درصد بزرگتر از باند (مقدار بحرانی) بالا است. بنابراین، یک ارتباط تعادلی بلندمدت میان متغیرهای پژوهش وجود دارد.

یک موضوع مهم دیگر در خصوص رویکرد ARDL، ثبات و پایداری پارامترهای مدل در طول زمان است. چنانچه پارامترهای مدل در طول دوره مطالعه باثبات نباشند، نتایج برآورد این پارامترها و استنباط‌های آماری در خصوص آنها از اعتبار کافی برخوردار نیستند. تکنیک‌های رایج حاصل جمع تجمعی^۲ (CUSUM) و حاصل جمع تجمعی مجذورات^۳ (CUSUMSQ) که توسط براون^۴ و دیگران (۱۹۷۵) پیشنهاد شده است، جهت بررسی پایداری مدل‌های برآورد شده استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها (که برای مدل‌های مختلف یکسان است) در نمودارهای (۲) و (۳) ارائه شده است.

همانطور که ملاحظه می‌شود، آماره آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ برای دوره‌های مختلف در بین خطوط بحرانی قرار می‌گیرد. بنابراین فرضیه صفر پایداری مدل نمی‌تواند در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد شود و پارامترهای مدل از ثبات لازم برخوردارند.

¹ Durbin-Watson

² Cumulative Sum

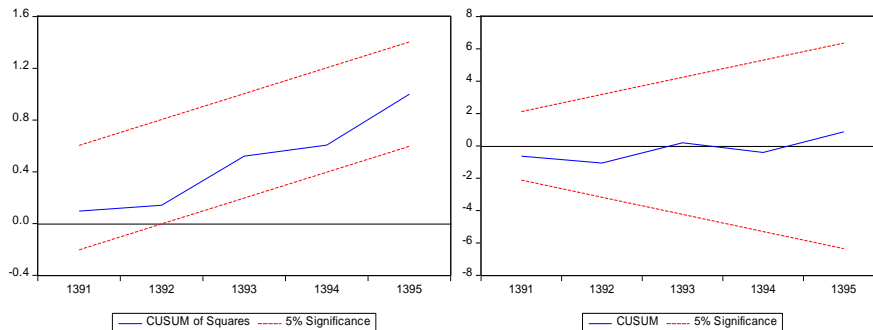
³ Cumulative Sums of Squares

⁴ Brown

جدول (۳): نتایج برآورد ضرایب بلندمدت (بردارهای هم‌انباشتگی)

آزمون‌های تشخیصی							
(p-value) ARCH		(p-value) LM Test		(p-value) JB آماره		(p-value) F آماره	
۱/۷۰۸۴۵۱ (۰/۲۰۱۱)		۳/۰۵۴۶۸۷ (۰/۱۸۹۰)		۱/۰۴۸۹۴۶ (۰/۵۹۱۸۶۷)		۹/۹۸۶۸۱۸ (۰/۰۰۸۷۴۴)	
R ²				DW – statistic			
۰/۹۸۱۷۹۵				۲/۶۷۲۹۴۳			
آزمون باند (تشخیص ارتباط هم‌انباشتگی)							
مقادیر بحرانی				سطح معنی‌داری		آماره آزمون (F)	
باند بالا		باند پایین					
۳/۳۴		۲/۲۶		٪۱۰		۳/۴۳۷۴۶۴	
۳/۶۸		۲/۵۵		٪۵			
۴/۰۲		۲/۸۲		٪۲/۵			
۴/۴۳		۳/۱۵		٪۱			
بردار هم‌انباشتگی (ارتباط بلندمدت)							
مدل دوم				مدل اول			
سطح احتمال	انحراف معیار	ضریب	رگرسور	سطح احتمال	انحراف معیار	ضریب	رگرسور
۰/۰۱۹۹	۰/۰۰۰۵۳۶	-۰/۰۰۱۸۰۷	RT _t	۰/۰۱۹۹	۰/۰۰۰۵۳۶	۰/۰۰۱۸۰۷	ST _t
۰/۰۰۶۲	۰/۰۰۰۳۲۰۴	-۰/۰۱۴۵۳۰	WT _t	۰/۰۰۴۰	۰/۰۰۰۳۲۴۸	۰/۰۱۶۳۳۸	WT _t
۰/۵۲۵۰	۰/۰۰۰۴۴۲	-۰/۰۰۰۳۰۲	CT _t	۰/۰۸۵۳	۰/۰۰۰۷۰۳	۰/۰۰۱۵۰۶	CT _t
۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۳۹۶	-۰/۰۰۰۳۶۲۲	IT _t	۰/۰۱۷۶	۰/۰۰۰۵۲۱	-۰/۰۰۱۸۱۴	IT _t
۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۰۷۷۷۴	۰/۰۴۵۹۳۷	GDP _t	۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۰۷۷۷۴	۰/۰۴۵۹۳۷	GDP _t
۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۱۳۱	-۰/۰۰۰۸۸۶	GDP _t ²	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۱۳۱	-۰/۰۰۰۸۸۶	GDP _t ²
۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۰۳۷۴	-۰/۰۰۰۲۵۹۱	INF _t	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۰۳۷۴	-۰/۰۰۰۲۵۹۱	INF _t
۰/۰۱۳۱	۰/۰۳۶۷۷۵	۰/۱۳۸۴۱۲	PE _t	۰/۰۱۳۱	۰/۰۳۶۷۷۵	۰/۱۳۸۴۱۲	PE _t
مدل چهارم				مدل سوم			
سطح احتمال	انحراف معیار	ضریب	رگرسور	سطح احتمال	انحراف معیار	ضریب	رگرسور
۰/۰۸۵۳	۰/۰۰۰۷۰۳	-۰/۰۰۱۵۰۶	RT _t	۰/۰۰۴۰	۰/۰۰۰۳۲۴۸	-۰/۰۱۶۳۳۸	RT _t
۰/۵۲۵۰	۰/۰۰۰۴۴۲	۰/۰۰۰۳۰۲	ST _t	۰/۰۰۶۲	۰/۰۰۰۳۲۰۴	-۰/۰۱۴۵۳۰	ST _t
۰/۰۰۳۸	۰/۰۰۰۲۹۱۹	۰/۰۱۴۸۳۲	WT _t	۰/۰۰۳۸	۰/۰۰۰۲۹۱۹	-۰/۰۱۴۸۳۲	CT _t
۰/۰۰۶۱	۰/۰۰۰۷۲۹	-۰/۰۰۰۳۳۲۰	IT _t	۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۰۳۴۸۵	-۰/۰۱۸۱۵۲	IT _t
۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۰۷۷۷۴	۰/۰۴۵۹۳۷	GDP _t	۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۰۷۷۷۴	۰/۰۴۵۹۳۷	GDP _t
۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۱۳۱	-۰/۰۰۰۸۸۶	GDP _t ²	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۱۳۱	-۰/۰۰۰۸۸۶	GDP _t ²
۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۰۳۷۴	-۰/۰۰۰۲۵۹۱	INF _t	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۰۳۷۴	-۰/۰۰۰۲۵۹۱	INF _t
۰/۰۱۳۱	۰/۰۳۶۷۷۵	۰/۱۳۸۴۱۲	PE _t	۰/۰۱۳۱	۰/۰۳۶۷۷۵	۰/۱۳۸۴۱۲	PE _t
مدل پنجم							
۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۰۷۷۷۴	۰/۰۴۵۹۳۷	GDP _t	۰/۰۱۷۶	۰/۰۰۰۵۲۱	۰/۰۰۱۸۱۴	RT _t
۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۱۳۱	-۰/۰۰۰۸۸۶	GDP _t ²	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۳۹۶	۰/۰۰۳۶۲۲	ST _t
۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۰۳۷۴	-۰/۰۰۰۲۵۹۱	INF _t	۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۰۳۴۸۵	۰/۰۱۸۱۵۲	WT _t
۰/۰۱۳۱	۰/۰۳۶۷۷۵	۰/۱۳۸۴۱۲	PE _t	۰/۰۰۶۱	۰/۰۰۰۷۲۹	-۰/۰۰۰۳۳۲۰	CT _t
سرعت تعدیل							
p-value		آماره t		انحراف معیار		β̂	
۰/۰۰۰۳		-۱/۹۶۸۶۴۹		۰/۱۸۸۰۱۹		-۱/۶۸۶۲۸۰	

منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار (۳): آزمون پایداری CUSUMSQ

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۲): آزمون پایداری CUSUM

منبع: یافته‌های پژوهش

از آنجایی که آزمون‌های هم‌انباشتگی دلالت بر وجود ارتباط تعادلی بلندمدت میان متغیرها دارند، می‌توان ضرایب بلندمدت را برآورد و تفسیر نمود. این اطلاعات در جدول (۳) گزارش شده‌اند. همانطور که قبلاً بحث شد، با توجه به شرایط و ارتباط این مدل‌ها، ضرایب متغیرهای غیرمالیاتی و نیز نتایج آزمون فرضیه در خصوص معناداری آنها برای همه مدل‌ها یکسان است. نتایج نشان می‌دهند که افزایش نسبت هزینه‌های عمرانی به هزینه‌های جاری دولت و کاهش تورم منجر به افزایش ضریب جینی و نابرابرتر شدن وضعیت توزیع درآمد می‌شود. در خصوص متغیر سرانه تولید ناخالص داخلی، نتایج نشان می‌دهند که ضریب این متغیر مثبت و به لحاظ آماری معنادار است ولی ضریب مربع آن منفی و معنادار است. بنابراین، با افزایش سرانه تولید ناخالص داخلی نابرابری درآمدی بهبود می‌یابد. به عبارت دیگر یک ارتباط U معکوس شکل بین سرانه تولید ناخالص داخلی و ضریب جینی وجود دارد. چنین نتیجه‌ای فرضیه کوزنتس را تأیید می‌کند. البته بایستی توزیع مقادیر GDP را در نظر گرفت. مشتق اول G نسبت به GDP در نقطه $25/9238$ $GDP^* =$ برابر صفر است. به عبارت دیگر، در مراحل اولیه افزایش GDP ضریب جینی نیز افزایش می‌یابد اما پس از این نقطه، با افزایش GDP ضریب جینی کاهش می‌یابد. حال بایستی بررسی کرد که موقعیت مشاهدات واقعی GDP نسبت به این نقطه ماکزیمم‌کننده ضریب جینی چگونه است. با توجه به آنکه درصد قابل ملاحظه‌ای از مشاهدات واقعی GDP بزرگتر از GDP^* است ارتباط معکوس شکل میان سرانه تولید ناخالص داخلی و ضریب جینی تأیید می‌شود.

تمرکز اصلی این مطالعه بر روی ضرایب متغیرهای مالیاتی (به عنوان سهم هر یک از انواع مالیات‌ها از کل درآمد مالیاتی) و معناداری آماری آنها است. در مدل اول، متغیر RT (سهم مالیات بر درآمد از کل درآمدهای مالیاتی) حذف شده است. بنابراین، ضریب هر یک از متغیرهای مالیاتی حاضر در مدل (ST، WT، CT و IT) نشان می‌دهند که اگر تغییری در آن متغیر ایجاد شود و در مقابل تغییر معادل و معکوسی در متغیر حذف شده صورت گیرد چه تغییری در ضریب جینی یا نابرابری درآمد به وجود می‌آید. در این مدل، ضریب متغیر ST (سهم مالیات بر شرکت‌ها از کل درآمدهای مالیاتی) معادل $0/001807$ برآورد شده است و از نظر آماری معنادار است. این نشان می‌دهد که یک واحد افزایش (کاهش) در ST و در مقابل همان اندازه کاهش (افزایش) در RT منجر به افزایشی (کاهش) معادل $0/001807$ در ضریب جینی می‌شود. از طرف دیگر، به طور منطقی، ضریب متغیر RT در مدل دوم که متغیر ST در آن حضور ندارد معادل $-0/001807$ (یعنی قرینه ضریب ST) برآورد شده است. بنابراین، جایگزینی مالیات بر درآمد برای مالیات بر شرکت‌ها منجر به کاهش ضریب جینی و بهبود وضعیت توزیع درآمد می‌شود. نتیجه دوم این است که ضریب WT (سهم مالیات بر ثروت از کل درآمد مالیاتی) در معادله اول معادل $0/016338$ و ضریب RT در معادله سوم معادل $-0/016338$ برآورد شده‌اند و به لحاظ آماری معنادار هستند. با توجه به این نتیجه، یک واحد افزایش (کاهش) در سهم مالیات بر شرکت‌ها از کل درآمدهای مالیاتی و در مقابل یک واحد کاهش (افزایش) در سهم مالیات بر درآمد از کل درآمدهای مالیاتی منجر به افزایشی (کاهش) معادل $0/016338$ در ضریب جینی می‌شود. به عبارت دیگر، جایگزینی مالیات بر درآمد برای مالیات بر شرکت‌ها منجر به کاهش ضریب جینی و بهبود توزیع درآمد در جامعه می‌شود. نتیجه سوم این است که ضریب CT (سهم مالیات بر کالا و خدمات از کل درآمدهای مالیاتی) در مدل اول معادل $0/001506$ و ضریب RT در مدل چهارم معادل $-0/001506$ برآورد شده است. این نتیجه بیان‌گر آن است که یک واحد افزایش (کاهش) در سهم مالیات بر کالا و خدمات و یک واحد کاهش (افزایش) متقابل در سهم مالیات بر درآمد موجب می‌شود ضریب جینی به اندازه $0/001506$ افزایش (کاهش) یابد. به عبارت دیگر، جایگزینی مالیات بر درآمد برای مالیات بر کالا و خدمات منجر به بهبود توزیع درآمد می‌شود. علاوه بر این، ضریب IT (سهم مالیات بر واردات از کل درآمدهای مالیاتی) در مدل اول معادل $-0/001814$ و ضریب RT در مدل پنجم معادل $0/001814$ برآورد

شده‌اند و از نظر آماری معنادار هستند. بر اساس این نتیجه، یک واحد افزایش (کاهش) در سهم مالیات بر واردات و در مقابل یک واحد کاهش (افزایش) در سهم مالیات بر درآمد موجب می‌شود ضریب جینی به میزان $0/001814$ کاهش (افزایش) یابد. به عبارت دیگر، جایگزینی مالیات بر واردات برای مالیات بر درآمد منجر به بهبود توزیع درآمد می‌شود. با توجه به نتایج برآورد مدل دوم، یک واحد افزایش (کاهش) در سهم مالیات بر ثروت (WT) و یک واحد کاهش (افزایش) همزمان در سهم مالیات بر شرکت‌ها (ST) به عنوان متغیر حذف شده در این مدل موجب می‌شود ضریب جینی به اندازه $0/014530$ افزایش (کاهش) یابد. به عبارت دیگر، جایگزینی مالیات بر شرکت‌ها برای مالیات بر ثروت منجر به کاهش ضریب جینی و بهبود توزیع درآمد می‌شود. همانطور که مشاهده می‌شود، ضریب متغیر سهم مالیات بر کالا و خدمات (CT) در این مدل معادل $0/00302$ - برآورد شده است اما به لحاظ آماری معنادار نیست. این نشان می‌دهد که افزایش (کاهش) در سهم مالیات بر کالا و خدمات و در مقابل همان میزان کاهش (افزایش) در سهم مالیات بر شرکت‌ها هیچ اثر معناداری بر ضریب جینی ندارد. به عبارت دیگر، این دو نوع مالیات نقش یکسانی در توزیع درآمد دارند و جایگزینی آنها برای همدیگر هیچ تأثیری بر وضعیت توزیع درآمد ندارد. ضریب متغیر IT (سهم مالیات بر واردات) در این مدل معادل $0/003622$ - برآورد شده است و به لحاظ آماری معنادار است. بنابراین، جایگزینی مالیات بر واردات برای مالیات بر اشخاص حقوقی منجر به بهبود وضعیت توزیع درآمد می‌شود. در مدل سوم، متغیر WT (سهم مالیات بر ثروت) حذف شده است. با توجه به نتایج حاصل از برآورد این مدل، ضریب CT معادل $0/014832$ - برآورد شده است و به لحاظ آماری معنی‌دار است. این بیان می‌کند که جایگزینی مالیات بر کالا و خدمات برای مالیات بر ثروت منجر به کاهش نابرابری توزیع درآمد می‌شود. همچنین، ضریب IT (سهم مالیات بر واردات) معادل $0/018152$ - برآورد شده است و از نظر آماری معنادار است. این دلالت دارد که جایگزینی مالیات بر واردات برای مالیات بر ثروت منجر به بهبود وضعیت توزیع درآمد می‌شود.

در مدل چهارم، متغیر CT (سهم مالیات بر کالا و خدمات) حذف شده است. در این مدل، ضریب متغیر IT (سهم مالیات بر واردات) معادل $0/00302$ - برآورد شده است و از لحاظ آماری معنادار است. این ضریب حاکی از آن است که یک واحد افزایش (کاهش) در مالیات بر واردات و یک واحد کاهش (افزایش) در مالیات بر کالا و خدمات منجر به کاهشی

(افزایشی) معادل $0/000302$ در ضریب جینی می‌شود. بنابراین، جایگزینی مالیات بر واردات برای مالیات بر کالا و خدمات منجر کاهش نابرابری توزیع درآمد می‌شود. نهایتاً، در مدل پنجم، متغیر IT (سهم مالیات بر واردات) حذف شده است. بنابراین، با استفاده از نتایج مربوط به برآورد این مدل می‌توان تأثیر جایگزینی این نوع مالیات با مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر ثروت و مالیات بر کالا و خدمات را بررسی کرد. با توجه به اینکه ضرایب مربوطه به ترتیب در مدل‌های اول، دوم، سوم و چهارم ظاهر شده‌اند، این مدل هیچ اطلاعات اضافی ارائه نمی‌دهد.

نتایج تغییر در ترکیب انواع مالیات‌ها بر ضریب جینی در جدول (۴) ارائه شده‌اند. این جدول نشان می‌دهد که یک واحد افزایش در متغیرهای ستون اول و در مقابل یک واحد کاهش در متغیرهای ستون دوم چه تغییری در ضریب جینی (ستون سوم) ایجاد می‌کند. همانطور که ملاحظه می‌شود، در همه موارد (بجز یک مورد که ارتباط به لحاظ آماری معنادار نیست) جایگزینی مالیات مربوط به ستون اول برای مالیات مربوط به ستون دوم منجر به کاهش ضریب جینی و بهبود توزیع درآمد می‌شود.

جدول (۴): اثر تغییر در ترکیب مالیات‌ها بر ضریب جینی

یک واحد افزایش در:	یک واحد کاهش در:	تغییر در ضریب جینی (ΔG)
سهم مالیات بر درآمد (RT)	سهم مالیات بر شرکت‌ها (ST)	-۰/۰۰۱۸۰۷
سهم مالیات بر درآمد (RT)	سهم مالیات بر ثروت (WT)	-۰/۰۱۶۳۳۸
سهم مالیات بر درآمد (RT)	سهم مالیات بر کالا و خدمات (CT)	-۰/۰۰۱۵۰۶
سهم مالیات بر شرکت‌ها (ST)	سهم مالیات بر ثروت (WT)	-۰/۰۱۴۵۳۰
سهم مالیات بر کالا و خدمات (CT)	سهم مالیات بر شرکت‌ها (ST)	۰
سهم مالیات بر واردات (IT)	سهم مالیات بر درآمد (RT)	-۰/۰۰۱۸۱۴
سهم مالیات بر واردات (IT)	سهم مالیات بر شرکت‌ها (ST)	-۰/۰۰۳۶۲۲
سهم مالیات بر کالا و خدمات (CT)	سهم مالیات بر ثروت (WT)	-۰/۰۱۴۸۳۲
سهم مالیات بر واردات (IT)	سهم مالیات بر ثروت (WT)	-۰/۰۱۸۱۵۲
سهم مالیات بر واردات (IT)	سهم مالیات بر کالا و خدمات (CT)	-۰/۰۰۳۳۲۰

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از آزمون هم‌انباشتگی و استخراج بردارهای هم‌انباشتگی (بردارهای بلندمدت)، لازم است مکانیسم تعدیل انحرافات از مسیر تعادلی بلندمدت بررسی شود. همانطور که قبلاً اشاره شد، ضریب ρ در مدل تصحیح خطای (۱۰) سرعت تعدیل نامیده می‌شود. معمولاً این ضریب بین ۰ و -۱ قرار می‌گیرد. با این وجود، در عمل، آن می‌تواند مقادیر بین -۱ تا -۲ را نیز به خود اختصاص دهد. نتایج برآورد سرعت تعدیل و آزمون معناداری مربوطه

به صورت مشترک برای مدل‌های پنج‌گانه در پایان جدول (۳) گزارش شده است. مقدار برآورد شده سرعت تعدیل معادل $\hat{\rho} = ۱,۶۸۶۳-$ است و در سطح معنی‌داری یک درصد از نظر آماری معنادار است. منفی بودن این ضریب بیانگر آن است که هر انحراف مثبت یا منفی از مسیر تعادلی بلندمدت در طول زمان تعدیل می‌شود. با توجه به اینکه مقدار ضریب بین ۱- و ۲- است، الگوی تصحیح خطا (به جای همگرایی یکنواخت و مستقیم) به صورت نوسانات کاهشی یا میرا^۱ در ضریب جینی حول مسیر تعادلی بلندمدت است (نارایان و اسمیس^۲، ۲۰۰۶).

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مالیات‌ها از جمله مهم‌ترین منابع درآمدی دولت‌ها برای تحقق اهداف اقتصادی‌شان به شمار می‌آیند. بنابراین، شیوه‌های مناسب اخذ مالیات‌ها به لحاظ درآمدی و اثرات توزیع درآمدی از اهمیت بسزایی برخوردارند. تاکنون مطالعات زیادی در خصوص اثرگذاری مالیات‌ها بر متغیرهای کلان اقتصادی بویژه توزیع درآمد انجام شده است. با این وجود، این مطالعات بر مکانیسم اثرگذاری کل درآمدهای مالیاتی و یا اقلام مختلف آن تمرکز داشته‌اند و ترکیب مالیات‌ها مورد غفلت واقع شده است.

بنابراین، هدف از پژوهش حاضر بررسی اثر تغییر در ترکیب انواع مالیات‌ها بر نابرابری درآمد در ایران طی سال‌های ۱۳۶۱-۱۳۹۵ است. به بیان دیگر، این مطالعه اثر جاننشینی اقلام مختلف مالیاتی بر توزیع درآمد را تجزیه و تحلیل می‌کند. در این خصوص، پنج نوع مالیات مشتمل بر مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها و مالیات بر ثروت (به عنوان اقلام مالیات‌های مستقیم) و مالیات بر کالا و خدمات و مالیات بر واردات (به عنوان مالیات‌های غیر مستقیم) بررسی شده‌اند. برای این منظور، با استفاده از رویکرد ARDL پنج معادله رگرسیونی برآورد شده است. در هر یک از این معادلات رگرسیونی، ضریب جینی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است. متغیرهای توضیحی نیز عبارتند از سهم هر یک از اقلام مالیاتی فوق از کل درآمدهای مالیاتی و نیز دیگر متغیرهای توضیح‌دهنده نابرابری درآمد (سرانه تولید ناخالص داخلی، مربع سرانه تولید ناخالص داخلی، نسبت هزینه‌های عمرانی به هزینه‌های جاری و نرخ تورم). با توجه به اهداف مطالعه، برای هر یک از مدل‌های رگرسیونی یکی از سهم‌های مالیاتی از مدل حذف شده است. بنابراین، ضرایب هر

^۱ Dampened fluctuations

^۲ Narayan & Smyth

یک از سهم‌های مالیاتی حاضر در مدل نشان می‌دهد که اگر یک واحد تغییر در آن نوع سهم مالیاتی ایجاد شود و در مقابل یک واحد تغییر معکوس در سهم مالیات حذف شده از مدل صورت گیرد چه تغییری در ضریب جینی به وجود می‌آید.

به طور خلاصه نتایج نشان می‌دهند که (۱) جایگزینی مالیات بر درآمد برای هر یک از اقلام مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر ثروت و مالیات بر کالا و خدمات نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد. (۲) جایگزینی مالیات بر شرکت‌ها برای مالیات بر ثروت نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد. (۳) جایگزینی مالیات بر کالا و خدمات برای مالیات بر ثروت نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد؛ در صورتیکه جایگزینی این نوع مالیات برای مالیات بر شرکت‌ها هیچ تأثیر معناداری بر نابرابری درآمد ندارد و (۴) جایگزینی مالیات بر واردات برای هر یک از اقلام مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر ثروت و مالیات بر کالا و خدمات نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد. بنابراین، این اطلاعات می‌توانند راهنمای مناسبی برای دولتمردان جهت تغییر ترکیب مالیات‌ها (انتخاب ترکیب بهینه) با هدف کاهش نابرابری درآمدی در جامعه باشند.

نتایج مربوط به سایر متغیرهای توضیحی نیز نشان می‌دهند که (۱) یک ارتباط U-وارونه شکل میان GDP و ضریب جینی وجود دارد. این نتیجه فرضیه کوزنتس را تأیید می‌کند. (۲) افزایش تورم منجر به کاهش نابرابری درآمد می‌شود. اگرچه این نتیجه در تناقض با دیدگاه رایج در خصوص ارتباط بین تورم و توزیع درآمد است، اما برخی استدلال‌ها دلالت دارند که تورم می‌تواند از طریق کاهش ارزش بدهی افراد بدهکار و نیز از طریق کانال بیکاری وضعیت توزیع درآمد را بهبود دهد و (۳) افزایش نسبت هزینه‌های عمرانی به هزینه‌های جاری دولت نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد. چنین استدلال می‌شود که هزینه‌های جاری دولت از طریق افزایش در تورم منجر به افزایش نابرابری درآمد می‌شوند و بنابراین افزایش نسبت هزینه‌های عمرانی منجر به کاهش نابرابری درآمد می‌شود. همانطور که نشان داده شد، تورم تأثیر منفی و معنی‌داری بر نابرابری درآمد دارد، بنابراین افزایش نسبت هزینه‌های عمرانی به هزینه‌های جاری دولت می‌تواند از طریق کاهش تورم موجب افزایش نابرابری درآمدی شود. حتی اگر فرض شود که کاهش تورم منجر به کاهش نابرابری درآمد شود، مسئله این است که درصد بالایی از طرح‌های عمرانی در ایران از نوع طرح‌های نیمه‌تمام هستند و افزایش نسبت هزینه‌های عمرانی به هزینه‌های جاری به معنای اجرای طرح‌های عمرانی تکمیل شده و بنابراین کاهش تورم نیست.

فهرست منابع

۱. ابونوری، اسمعیل (۱۳۷۶). اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۳۲(۲)، ۱-۳۱.
۲. ابونوری، اسمعیل، و اسناوندی، اسماعیل (۱۳۸۴). برآورد و ارزیابی سازگاری شاخص‌های نابرابری اقتصادی با استفاده از ریزداده‌ها در ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۰(۴)، ۱۷۱-۲۰۹.
۳. ابونوری، اسمعیل، و خوشکار، آرش (۱۳۸۵). اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران: مطالعه بین استانی. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۱(۶)، ۶۵-۹۵.
۴. احمدی، علی محمد، و مهرگان، نادر (۱۳۸۴). تاثیر سیاست‌های تعدیل اقتصادی بر توزیع درآمد در ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۴۰(۳)، ۲۰۹-۲۳۲.
۵. اسداله زاده بالی، میررستم (۱۳۸۷). اثربخشی مالیات بر نابرابری توزیع درآمد در ایران. *پژوهشنامه مالیات*، ۱۶(۱)، ۷۳-۹۲.
۶. امین رشتی، ناریس، و رفعت میلانی، مژگان (۱۳۸۹). بررسی اثر مالیات بر ارزش افزوده بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب. *پژوهشنامه مالیات*، ۱۹(۱۱)، ۶۳-۸۴.
۷. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، خلاصه تحولات اقتصادی کشور، سالهای مختلف.
۸. جعفری صمیمی، احمد (۱۳۹۱). *اقتصاد بخش عمومی (۱)*. انتشارات سمت، چاپ دوازدهم، تهران، ایران.
۹. دادگر، یداله، و غفاری، علی اکبر (۱۳۸۷). بررسی اثر مالیات حقوق بر توزیع درآمد در ایران. *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۸(۳)، ۷۳-۹۷.
۱۰. رهبر، فرهاد، و سرگلزایی، مصطفی (۱۳۸۹). بررسی آثار سیاست‌های مالی بر رشد اقتصادی و فقر طی دوره ۱۳۶۳-۱۳۸۶. *تحقیقات اقتصادی*، ۴۶(۳)، ۸۹-۱۱۰.
۱۱. زمانی، جواد (۱۳۸۲). تجزیه و تحلیل آثار مالیات‌ها بر نابرابری اقتصادی در ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران.
۱۲. سیفی پور، رویا و رضایی، محمد قاسم (۱۳۹۰). بررسی عوامل موثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با تاکید بر مالیات‌ها. *پژوهشنامه مالیات*، ۱۹(۱۰)، ۱۲۱-۱۴۲.
۱۳. صباحی، احمد، دهقان شبانی، زهرا، و شهنازی، روح اله (۱۳۸۹). تاثیر بهره وری نیروی کار بر توزیع درآمد (مطالعه موردی در کشورهای منتخب). *دانش و توسعه*، ۱۷(۳۱)، ۱۱۵-۱۳۸.
۱۴. صمدی، سعید، زاهد مهر، امین، و فرامرزی، ایوب (۱۳۸۷). بررسی اثر سیاست‌های مالی دولت بر توزیع درآمد و رشد اقتصادی در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی*، ۱۳(۴۹)، ۹۹-۱۱۹.

۱۵. عبدالله میلانی، مهنوش، پروین، سهیلا، و 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*، ۱(۵)، ۲۹-۵۱.
۱۷. کمیجانی، اکبر، و فهیم یحیایی، فریبا (۱۳۷۰). تحلیلی بر ترکیب مالیاتها و برآورد ظرفیت مالیاتی ایران. *مجله اقتصاد و مدیریت*، ۳(۱)، ۶۷-۸۶.
۱۸. مهرآرا، محسن، و اصفهانی، پوریا (۱۳۹۴). بررسی رابطه بین توزیع درآمد و ساختار مالیاتی کشورهای منتخب. *پژوهشنامه مالیات*، ۲۳(۲۸)، ۲۲۸-۲۰۹.
۱۹. ناصری گلعداری، رسول (۱۳۷۴). نقش مالیات در توزیع درآمد، مطالعه تجربی در خصوص ایران ۱۳۷۰-۱۳۵۰. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران.

1. Abdollah Milani, M., Parvin, S., & Seyedi, K. (2017). Progressive income tax structure and its effect on income inequality in Iranian provinces. *Economics Research*, 17(66), 1-22 (In Persian).
2. Abounoori, E. (1998). The effects of macroeconomic indicators on the income distribution in Iran. *Journal of Economic Research (Tahghihat-E-Eghtesadi)*, 2(32), 1-31 (In Persian).
3. Abounoori, E., & Khoshkar, A. (2006). Effect of macroeconomic indicators on distribution of income in Iran: A Cross- Province Study. *Journal of Economic Research (Tahghihat-E-Eghtesadi)*, 41(6), 65-95 (In Persian).
4. Abounoori, E., & Snavandi, E. (2006). Estimation and evaluation of consistency of economic inequality indices using microdata in Iran. *Journal of Economic Research (Tahghihat-E-Eghtesadi)*, 40(4), 171-209 (In Persian).
5. Ahmadi, A., & Mehregan, N. (2006). Variations of income distribution and the economic adjustment in Iranian economy. *Journal of Economic Research (Tahghihat-E-Eghtesadi)*, 40(3), 206-232 (In Persian).
6. Alavuotunki, K., Haapanen, M., & Pirttilä, J. (2018). The effects of the value-added tax on revenue and inequality. *The Journal of Development Studies*, 1-19.
7. Aminrashti, N., & Raf'atmilani, N. (2012). The effect of the value added taxation (VAT) on income distribution in selected countries. *Journal of Tax Research*, 19(11), 63-84 (In Persian).
8. Asadollahzadeh Bali, M. (2008). The impacts of taxes on inequality and income distribution in Iran. *Journal of Tax Research*, 16(1), 73-92 (In Persian).
9. Atkinson, A.B. (1977). Optimal taxation and the direct versus indirect tax controversy. *Canadian Journal of Economics*, 10(4), 590-606.

10. Atkinson, A.B., & Stiglitz, J.E. (1976). The design of tax structure: Direct versus indirect taxation. *Journal of Public Economics*, 6, 55–75.
11. 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.
12. Borge, L. E., & Rattsø, J. (2004). Income distribution and tax structure: Microeconomic test of the Meltzer-Richard hypothesis. *European Economic Review*, 48, 805-526.
13. Central Bank of the Islamic Republic of Iran (CBI), Economic report & Balance Sheet. https://www.cbi.ir/category/EconomicReport_en.aspx
14. Chu, K., Davoodi, H., & Gupta, S. (2000). Income distribution and tax and government social spending policies in developing countries. Working Paper, *Fiscal affairs Department, International Monetary Fund (IMF)*. Available at: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2000/wp0062.pdf>.
15. Cremer, H., Pestieau, P., & Rochet, J.C. (2001). Direct versus indirect taxation: The design of the tax structure revisited. *International Economic Review*, 42, 781–99.
16. Dadgar, Y., & Ghafari, A. A. (2008). The analysis of the impact of income tax on income distribution in Iran. *The Economic Research*, 8(3), 73-97 (In Persian).
17. Damuri, Y. R., & Perdana, A. A. (2003). The impact of fiscal policy on income distribution and poverty: A computable general equilibrium approach for Indonesia. Economics Working Paper No. WPE068, *Center for Strategic and International Studies, Jakarta, Indonesia*.
18. 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.
19. García-Peñalosa, C., & Turnovsky, S.J. (2011). Taxation and income distribution dynamics in a neoclassical growth model. *Journal of Money, Credit and Banking*, 43, 1543–77.
20. Harberger, A.C. (1962). The incidence of corporation income tax. *Journal of Political Economy*, 70, 215–40.
21. 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.
22. Iosifidi, M., & Mylonidis, N. (2017). Relative effective taxation and income inequality: Evidence from OECD countries. *Journal of European Social Policy*, 27(1), 57-76.
23. Jafari Samimi, A. (2013). *Public sector economics (1)*. Samt Publication Co. 12th edition, Tehran, Iran (In Persian).
24. Jha, S.k. (1999). Fiscal policy, income distribution and growth. *Asian Development Bank Economic & Development Resource Center (EDRC)*, Report Series, no, 67.

25. Komijani, A., & Fahim Yahyaei, F. (1991). Analysis of the composition of taxes and tax capacity of Iran. *Journal of Economics and Management*, 3(1), 67-86 (In Persian).
26. Kordbacheh, M. (1996). Tax revenues in Iran. *The Journal of Planning and Budgeting*, 1(5), 29-51 (In Persian).
27. Martínez-Vázquez, J., Vulovic, V., & Moreno-Dodson, B. (2012). The impact of tax and expenditure policies on income distribution: evidence from a large panel of countries. *Hacienda Publica Espanola*, 200(1): 95-130.
28. Mehran, F. (1975). Tax and income distribution of tax burdens in Iran. *ILO working paper*, WEP 2-23/ WP 33.
29. Mehrara, M., & Esfahani, P. (2016). The relationship between income distribution and tax structure in the selected Countries. *Journal of Tax Research*, 23(28), 209-228 (In Persian).
30. Musgrave, R.A. (1959). *Theory of Public Finance*. New York: McGraw-Hill Book Co.
31. Narayan, P. K., & Smyth, R. (2006). What determines migration flows from low-income to high-income countries? An empirical investigation of fiji–Us migration 1972–2001. *Contemporary Economic Policy*, 24(2), 332-342.
32. Naseri Golozari, R. (1996). The role of tax in income distribution: An empirical study for Iran 1972-1992. *Master's thesis, University of Mazandaran, Mazandaran, Iran* (In Persian).
33. 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.
34. 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.
35. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
36. Rahbar, F., & Sargolzai, M. (2012). Effects of fiscal policy on economy growth and poverty during the period 1386-1363 in Iran. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi)*, 46(3), 89-110 (In Persian).
37. Sabahi, A., Dehghan Shabani, Z., & Shahnazi, R. (2011). The Impact of labor force productivity on income (distribution for selected countries). *Knowledge and Development*, 17(31), 115-138 (In Persian).
38. Samadi, S., Zahed Mehr, A., & Faramarzi, A. (2009). The Impacts of fiscal policy on income distribution and economic growth in Iran. *Iranian Journal of Trade Studies (IJTS)*, 13(49), 99-119 (In Persian).

39. Seifeepour, R., & Rezaee, M. (2011). An analysis of the effective factors on income distribution in Iran with the emphasis on taxes. *Journal of Tax Research*, 19(10), 121-142 (In Persian).
40. Weller, C. E. (2007). The benefits of progressive taxation in economic development. *Review of Radical Political Economics*, 39(3), 368-376.
41. Zamani, J. (2011). An analysis of the effects of taxes on economic inequality in Iran. *Master's thesis, University of Mazandaran, Mazandaran, Iran* (In Persian).