تحلیل تجربی تأثیر مالیات‌های مستقیم بر توزیع درآمد در ایران: کاربرد مدل خودرگرسیون برداری عامل افزوده[1]

سید کمال صادقی[2]
محمدباقر بهشتی[3]
رضا رنج‌پور[4]
سعید ابراهیمی[5]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۹/۱۶، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۷/۱۲

چکیده

پیامدهای نامطلوب اجتماعی و اقتصادی افزایش نابرابری درآمدی در جامعه، دولت‌ها را بر آن داشته تا بهبود توزیع درآمد را در صدر اولویت‌های خود قرار دهند و در قالب سیاست توزیع مجدد درآمد، تخصیص بهینه منابع و تثبیت شاخص‌های اقتصاد کلان، برنامه‌های کاهش نابرابری را پیگیری نمایند. مالیات علاوه بر آن‌که از مهمترین منابع درآمدی دولت‌هاست، یکی از ابزارهای سیاستی مؤثر در بهبود توزیع درآمد است. در این مقاله با به‌کارگیری روش نوین خودرگرسیون برداری عامل‌افزوده (FAVAR) و داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۶۹ برای ۹۹ متغیر اقتصاد کلان، تأثیر مالیات‌های مستقیم بر ضریب جینی به‌عنوان شاخص توزیع درآمد، بررسی شده است. توابع واکنش آنی حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که یک شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار در مالیات‌های مستقیم، منجر به کاهش پایدار ضریب جینی و بهبود توزیع درآمد می‌شود. همچنین نتایج تجزیه واریانس نشان می‌دهد که شوک‌های مالیاتی بعد از فصل چهارم بیشترین سهم از تغییرات مربوط به ضریب جینی را به‌خود اختصاص داده است که این امر اهمیت موضوع مالیات‌ها در توزیع درآمد جامعه را نشان می‌دهد. مطالعه حاضر همچنین فرضیه کوزنتس برای ایران را مورد تأیید قرار نمی‌دهد.

واژه‌های کلیدی: مالیات‌های مستقیم، توزیع درآمد، خودرگرسیون برداری عامل‌افزوده (FAVAR)

---

۱. این مقاله از پایان‌نامه دکتری سعید ابراهیمی به راهنمایی سیدکمال صادقی استخراج شده است.

۲. دانشیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)، sadeghiseyedkamal@gmail.com
۳. استاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز، beheshti@tabrizu.ac.ir
۴. دانشیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز، reza.ranjpour@gmail.com
۵. دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز، ebrahimi.ut@gmail.com

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

۱- مقدمه

امروزه اهمیت توزیع عادلانه درآمد در جامعه به‌حدی است که اقتصاددانان یکی از اهداف عمده دولت‌ها یعنی صرف‌نظر از جهت‌گیری کلی نظام اقتصادی را تنظیم الگوی مناسب توزیع درآمد و تلاش در مسیر کاهش نابرابری درآمدی ذکر می‌کنند (دی‌ملو و تیانگسون، ۲۰۰۳: ۳). نابرابری در توزیع درآمد بین اقشار مختلف جامعه به‌معنی محرومیت نسبی قشرهایی از مردم در مقایسه با دیگر اقشار جامعه می‌باشد. وجود نابرابری‌های گسترده در توزیع درآمد به بروز فقر و افزایش داخلی آن و ایجاد شکاف بیشتر در طبقات جامعه منجر می‌شود. از سوی دیگر توزیع عادلانه درآمد پیامدهایی بر افزایش رفاه اجتماعی و کاهش فقر دارد. از بعد اجتماعی افزایش رفاه موجب کاهش جرائم، افزایش اعتماد به‌نفس و همبستگی اجتماعی شده و از بعد اقتصادی کاهش فقر با تأثیری که بر بهبود سلامت، بهداشت، تغذیه و آموزش دارد، باعث افزایش بهره‌وری اقتصادی و توسعه می‌شود (رحیمی بدر، ۱۳۹۲: ۹۶).

مسئله توزیع درآمد به دو دلیل همواره برای دولت‌ها حائز اهمیت بوده است. نخست اینکه توزیع درآمد، بعد مهمی از عدالت را تشکیل می‌دهد. دوم اینکه بر روی متغیرهای اقتصادی، اجتماعی، سیاسی و ... تاثیرگذار است، همین امر موجب گردیده تا اثر سیاست‌های مالی، مالیاتی و سیاست‌های انتقالی به‌عنوان ابزار دولت‌ها در توزیع مجدد درآمد مورد توجه و مطالعه قرار گیرد. در این زمینه، درآمدهای مالیاتی مهم‌ترین ابزار دولت در توزیع درآمد است (شکوری و ثاقب‌فرد، ۱۳۸۷: ۱۰۶).

در دنیای مدرن، دولت‌ها مالیات را نه به‌عنوان ابزاری برای افزایش درآمد خود بلکه به‌صورت ابزاری برای کاهش نابرابری میان شهروندان خود می‌نگرند (بیسواس و همکاران، ۲۰۱۵: ۱). بر اساس قانون واگنر کشورهایی با سطح توسعه یافتگی بالا تمایل دارند محدوده فعالیت دولت را افزایش دهند بنابراین سطح بالایی از نرخ های مالیات را اعمال می‌کنند (میلس، ۲۰۰۰ : ۱۶۱). سیستم مالیاتی مناسب با تجهیز منابع مالی کافی برای تولید کالای عمومی و هزینه‌های عمومی هدفمند با بهبود دسترسی به خدمات عمومی مانند بهداشت و آموزش می‌تواند منجر به بهبود توزیع درآمد شود (بنابئو، ۲۰۰۰ ، مونلو- گالو و ساگالس، ۲۰۱۱ و چویک و کروا-کارو، ۲۰۱۵ : ۱۰).

در حالی که بر اهمیت و نقش نظام مالیاتی در گسترش حوزه‌های رفاهی کمتر تردیدی وجود دارد، لیکن ناکامی ایران در این زمینه سئوالات متعددی در مورد کمیت و کیفیت نظام مالیاتی ایجاد می‌کند. پایین بودن نسبت درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی، حاکمیت ضعیف دولت، گسترده بودن فرار مالیاتی، رجحان مالیات‌های غیرمستقیم بر مستقیم و محدود بودن اقلام مالیات بر سرمایه و ثروت (اسداله‌زاده بالی،

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

۱۳۸۷: ۷۴) و از طرفی اضافه شدن درآمدهای نفتی به بودجه دولت‌ها و گسترش وظایف این نهاد، موجب شده تا کارکرد نظام مالیاتی در اقتصاد کمتر مورد توجه قرار گیرد.

در ایران علاوه بر تدوین و اجرای برنامه‌های توسعه پنج‌ساله، اقدامات حمایتی دیگری نیز برای مقابله با نابرابری درآمدی و فقر به‌طور ویژه طراحی شده و به اجرا درآمده است[۱]. با این وجود به نظر می‌رسد که عوامل متعددی مانند رکود اقتصادی، بیکاری شدید، تغییرات جمعیتی و سایر عوامل اجتماعی، اقتصادی همراه با اتخاذ روش‌های معمولی تأمین نیازهای مردم به شکل یارانه‌های عام و غیرهدفمند سبب گردیده تا همچنان با معضل فقر و عواقب ناشی از آن در سطح کشور درگیر باشیم. بنابراین شناخت عوامل مؤثر بر توزیع درآمد و طراحی و اجرای سیاست‌های اقتصادی مناسب جهت کاهش نابرابری درآمد ضروری به نظر می‌رسد.

این مطالعه می‌کوشد تا با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۹، تأثیر مالیات‌های مستقیم بر توزیع درآمد در ایران را به‌طور تجربی و با به‌کارگیری روش خودرگرسیون برداری عامل افزوده[۲] مورد بررسی قرار دهد. البته به‌دلیل ماهیت سیاست مالی که دارای وقفه‌های تشخیص، تصمیم‌گیری، اجرا و تأثیرگذاری است و نیز ویژگی‌ها و شرایط اقتصادی خاص حاکم بر یک کشور، نمی‌توان بدون در نظر گرفتن خصوصیات کلیدی فضای کلان یک کشور اثربخشی سیاست‌های مالی را مطالعه نمود. به همین دلیل در این تحقیق ویژگی‌های اقتصادی ایران نظیر وابستگی به درآمدهای نفتی برای بررسی تأثیر سیاست مالی بر توزیع درآمد در نظر گرفته می‌شود. در ادامه، این مطالعه به‌صورت زیر سازمان‌دهی می‌شود: ابتدا مبانی نظری بیان و سپس به برخی مطالعات انجام شده در این زمینه اشاره می‌شود. مدل و داده‌های مورد استفاده در بخش بعدی معرفی و نتایج تجربی استخراج می‌شوند. در نهایت نیز نتایج به‌دست آمده مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته و پیشنهادات سیاستی ارائه می‌شوند.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

کوزنتس (۱۹۵۵) با بررسی اثر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد، پایه‌گذار بررسی اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر توزیع درآمد شد. گسترش ادبیات موضوع، به نقش دولت در این زمینه رسید. فلاکی‌گر و زرین‌نژادان (۱۹۹۴: ۲۶) ادعا می‌کنند با اینکه توزیع درآمد به‌طور سنتی در مباحث اقتصاد خرد بررسی شده، اما با مرور زمان، توزیع درآمد به‌طور گسترده‌ای در مباحث اقتصاد کلان جای گرفته است. با گسترش دانش

۱. مانند طرح سهمیه‌بندی و کوپن، مسکن مهر، سبد کالا، کمیته‌امداد، پرداخت‌های مستقیم دولت

2. Factor-Augmented Vector Auto Regression (FAVAR)

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

اقتصادی جوامع، مقایسه نسبت کاربرد واژه برابری[1] و عدالت در مقابل واژه‌ای مانند کارایی[2] در مطالعات علمی جالب توجه است. در حالی که این نسبت در دهه ۱۹۷۰ تقریبا یک به شانزده بوده است، در دهه ۱۹۸۰ این نسبت یک به نه و در دهه ۱۹۹۰ این نسبت تقریبا یک به ۴/۴ است. طی سال‌های اخیر این نسبت تقریباً دو به یک است (کونو، ۲۰۰۳: ۱۱۸۸).

بررسی آثار متغیرهای کلان و سیاست‌های اقتصادی بر توزیع درآمد از چند دهه گذشته آغاز شده است. همانگونه که کاسا (۲۰۰۳: ۱۲) اشاره دارد، این عوامل را می‌توان در پنج گروه رشد و توسعه اقتصادی، عوامل جمعیت‌شناسی، عوامل سیاسی، عوامل تاریخی، فرهنگی و طبیعی و عوامل سیاست‌های اقتصاد کلان تقسیم‌بندی نمود. به‌کارگیری درست ابزار سیاست مالی، به‌عنوان بازوی اقتصادی دولت، می‌تواند نقش مهمی در تشکیل سرمایه، تجهیز منابع، رشد و ثبات اقتصادی، ایجاد اشتغال، ایجاد عدالت در توزیع و تخصیص منابع داشته باشد. دولت در قالب هزینه‌های جاری و سرمایه‌ای می‌تواند بر اختلاف گروه‌های درآمدی دامن بزند و از سوی دیگر در قالب مالیات‌ها و یا پرداخت‌های انتقالی بر توزیع درآمد مؤثر باشد (دادگر، نظری و مهربانی،۱۳۸۷: ۱۳۰). رویکردهای نظری موجود در زمینه تأثیر مالیات‌ها بر توزیع درآمد، طی زمان از نحوه چگونگی انتقال بار مالیاتی و پرداخت‌کننده نهایی به نحوه چگونگی 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 می‌کند تا پس از آن افراد در بازار رقابتی آزادانه به مبادله بپردازند (دادگر، ۱۳۸۳: ۳۲).

پیکتی (۲۰۱۴) استدلال می‌کند که نرخ بازگشت سرمایه در کشورهای توسعه‌یافته بیش از نرخ رشد اقتصادی است و این باعث نابرابری در ثروت در آینده می‌شود. این رابطه نشان می‌دهد که چگونه نظام سرمایه‌داری در قرن ۲۱ به‌سمت سرمایه‌داری موروثی قرن‌های ۱۸ و ۱۹ در حال حرکت است. وی بیان می‌کند با اینکه ۳۰ درصد تولید ملی عاید سرمایه‌داران می‌شود، اما سهم این عده از جمعیت بسیار اندک است و ۷۰ درصد تولید ملی به نیروی‌کاری تخصیص می‌یابد که سهم جمعیتی حدود ۹۰ درصد و بالاتر دارند. در نتیجه این تخصیص‌ها، به‌تدریج نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد. به‌طوری‌که در سال ۲۰۱۰ حدود یک‌سوم از ثروت آمریکا و یک‌چهارم ثروت اروپا در اختیار فقط یک درصد جمعیت آن‌ها بوده است.

پیکتی بیان می‌کند که راه‌حل کاهش نابرابری یک راه‌حل سیاسی است و باید در دستور کار دولت‌ها قرار گیرد. او برای مواجهه با این مشکل، پیشنهاد می‌کند یک مالیات جهانی (فراتر از مرزهای یک کشور) بر

1. Equality
2. Efficiency

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

ثروت و ارث اعمال شود. پیکتی با مطرح کردن حکومت اجتماعی[1] تلویحاً حکومتی توزیع‌گرا و عدالت‌خواه و مسئله حل‌کن را برای آینده سرمایه‌داری ترویج می‌کند.

مالیات به‌عنوان منبع دائمی و قابل پیش‌بینی، همواره مورد توجه دولت‌مردان بوده است. اعمال مالیات چه به‌جهت کسب درآمد و چه به‌منظور ابزاری جهت سیاست‌گذاری، آثار متفاوتی را بر اقتصاد، تحمیل می‌کند. مالیات‌ها از یک‌سو، با توجه به اصابت مالیاتی بر شرایط توزیعی جامعه تأثیرگذار هستند و از سوی دیگر با جابه‌جایی منابع از بازاری به بازار دیگر، آثار تخصیصی را به همراه دارند. از طریق سیستم مالیاتی است که دولت می‌تواند بخشی از درآمد افراد را برای انجام خدمات عمومی، کمک به گروه‌های با درآمد پایین یا پرداخت مستقیم به فقرا، دریافت کند. در واقع تأثیر مالیات بر درآمد از طریق انتقال درآمد از بازار به دولت و از دولت به کل جامعه اعمال می‌شود. در کل مقدار مالیات منتقل شده از بازار به دولت، بستگی به کشش منحنی‌های عرضه و تقاضا دارد. از طریق مالیات، دولت می‌تواند در بازار دخالت کرده، هزینه‌های خود را تأمین نموده و توزیع درآمد را متأثر سازد.

در میان انواع مالیات‌ها، مالیات‌های مستقیم (مالیات بر درآمد شخصی، مالیات بر سود شرکت‌ها و مالیات بر ثروت) نقش مهمی را به‌عنوان یک ابزار کنترلی دارند، زیرا از آنجا که اشخاص پرداخت‌کننده این نوع مالیات نمی‌توانند آن‌را به دیگری منتقل سازند، این نوع مالیات مانع از تمرکز ثروت خواهد بود و به‌همین جهت فاصله طبقاتی را ترمیم و یا تعدیل می‌کند. به‌طورکلی، مالیات–های مستقیم به‌دلیل تصاعدی بودن اجازه بازتوزیع بیشتری را می‌دهد (مهرآرا و اصفهانی، ۱۳۹۴: ۲۱۲) و می‌توانند سبب جذب بخش بزرگی از درآمد و دارایی طبقات غنی و مرفه به‌نفع گروه‌های کم درآمد شوند. لذا هر میزان در یک نظام مالیاتی سهم مالیات‌های مستقیم از کل درآمدهای مالیاتی بیشتر باشد، نظام مربوطه کارآمدتر در نظر گرفته می‌شود. بنابراین مالیات‌های مستقیم که بیشتر برای رأی‌دهندگان قابل مشاهده است تمایل به فزونی دارد. این امر معمولاً منجر به افزایش در نرخ‌های مالیات بر درآمد شخصی بالا خواهد شد. در حالی که سیاست‌گذاران نمی‌توانند به‌طور مستقیم بار مالیاتی را تعدیل کنند، اما می‌توانند عناصر قانونی سیستم مالیاتی را اصلاح و در نهایت نرخ‌های مالیاتی متوسط و نهایی را تعیین کنند (تورس، ملبی و بریس، ۲۰۱۲: ۱).

مارتینز وازکوئز، ولوویچ و دادسون (۲۰۱۲: ۱۰۷) نتیجه می‌گیرند که اگر کشوری مالیات‌های مستقیم را بر غیرمستقیم ترجیح دهد توزیع درآمد به تدریج طی زمان بهبود خواهد یافت. در صورت نبود فرار مالیاتی و اعمال مالیات به‌صورت نرخ‌های تصاعدی[2] می‌توان انتظار داشت که اعمال مالیات‌های مستقیم منجر

1. Social State
2. Progressive Rates

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

به بهبود توزیع درآمد می‌شود (هیگینز و پریرا ،۲۰۱۴: ۳۴۸). همچنین کرودو (۲۰۱۵: ۴۹) نشان می‌دهد مالیات‌های مستقیم در مقایسه با مالیات غیرمستقیم تأثیر بیشتری بر توزیع درآمد دارد. همچنین بسته به اینکه دولت بیشتر از کدام پایه مالیاتی استفاده کرده باشد اثر مالیات بر نابرابری توزیع درآمد متفاوت است. چنانچه مبنای مالیات درآمد واقعی افراد در کنار درآمد جاری آن‌ها باشد، در این صورت این مالیات به‌خوبی می‌تواند نقش تثبیت‌کننده و تأثیر مثبت بر توزیع درآمد داشته باشد (دهمرده، صمدی و شهیکی‌تاش، ۱۳۸۹: ۳۴). در مقابل برخی محققان ادعا می‌کنند مالیات‌های غیرمستقیم اثرات مخربی بر توزیع درآمد دارد (مارتینز وازکوئز، ولوویچ و دادسون،۲۰۱۲ : ۱۱۰)، زیرا در ساده ترین شکل آن، نرخ واحد برای تمامی معاملات مشمول مالیات در نظر گرفته می‌شود و از آنجایی که میل نهایی افراد کم درآمد به مصرف کالاها و خدمات بیشتر از افراد پردرآمد است، سبب بدتر شدن توزیع درآمد خواهد شد.

۲-۲- عملکرد مالیاتی در ایران

مالیات از مهم‌ترین منابع تأمین مالی دولت است و سیاست‌های مالیاتی نیز یکی از مؤثرترین خط-مشی‌ها در بخش عمومی هستند (روزن، ۲۰۰۵). پرداخت مالیات، مشارکت مردم در تأمین بخشی از هزینه‌های عمومی و مهترین ابزار سازمان‌دهی اقتصاد هر کشور به‌خصوص در مورد توزیع عادلانه درآمد و ثروت است (رضاقلی‌زاده و آقایی، ۱۳۹۴: ۱۳۶). در بسیاری از کشورهای توسعه یافته و حتی در حال توسعه حدود ۹۰ درصد پرداخت‌های جاری دولت از طریق مالیات‌ها تأمین می‌شود در حالی که سهم مالیات در بودجه دولت ایران طی چند سال اخیر معمولاً کمتر از ۳۳ درصد بوده است[۱]. سیستم مالیاتی در ایران شامل مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم است. مالیات مستقیم شامل مالیات بر ثروت، مالیات بر سود شرکت‌ها و مالیات بر درآمد افراد و مالیات غیرمستقیم شامل مالیات بر واردات و مالیات ارزش افزوده می‌باشد.

آمارها نشان می‌دهد که درآمدهای مالیاتی کشور در سال ۱۳۹۳ نسبت به سال ۱۳۹۰، ۷۳ درصد افزایش[۲] و سهمی حدود ۳۱ درصد از کل درآمدهای دولت را تشکیل داده است. در حالی که در سال ۱۳۹۰، ۵۵ درصد از درآمد مالیاتی شامل مالیات مستقیم و ۴۵ درصد مالیات غیرمستقیم بوده‌است، در سال ۱۳۹۳ این نسبت به‌ترتیب برابر ۵۱ و ۴۹[۳] است؛ که نشان‌دهنده تغییر در ترکیب درآمدهای مالیاتی به نفع مالیات‌های غیرمستقیم است[۴].

۱. آمارهای منتشره بانک مرکزی و مرکز آمار ایران.

۲. به‌صورت اسمی

۳. دلیل افزایش سهم مالیات‌های غیرمستقیم، از یک طرف ایجاد رکود و کاهش توان مالیات‌دهی فعالان اقتصادی و از طرف دیگر افزایش نرخ مالیات بر ارزش افزوده، می‌تواند باشد.

۴. سالنامه آماری کشور ۱۳۹۳، مرکز آمار ایران.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

جدول (۱)- نسبت مالیاتی ایران (به درصد)

سال	نسبت مالیاتی	سال	نسبت مالیاتی	سال	نسبت مالیاتی	سال	نسبت مالیاتی
۱۳۶۸	۴/۶	۱۳۷۵	۵/۱	۱۳۸۲	۵/۷	۱۳۸۹	۷/۳
۱۳۶۹	۴/۷	۱۳۷۶	۵/۹	۱۳۸۳	۵/۷	۱۳۹۰	۶/۴
۱۳۷۰	۵/۵	۱۳۷۷	۷/۵	۱۳۸۴	۷/۳	۱۳۹۱	۶/۱
۱۳۷۱	۵/۷	۱۳۷۸	۹/۲	۱۳۸۵	۶/۸	۱۳۹۲	۵/۶
۱۳۷۲	۴/۱	۱۳۷۹	۶/۳	۱۳۸۶	۶/۷	۱۳۹۳	۶/۲
۱۳۷۳	۴/۲	۱۳۸۰	۶/۲	۱۳۸۷	۷/۱		
۱۳۷۴	۳/۹	۱۳۸۱	۵/۵	۱۳۸۸	۸/۳		

منبع : مرکز آمار ایران

در جدول (۱) نسبت درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی[۱] در ایران (نسبت مالیاتی) طی دوره ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۳ ارائه شده است. آمارها نشان می‌دهد که با وجود اقدامات مهم انجام شده در طول برنامه‌های اول تا پنجم توسعه در راستای اصلاح نظام مالیاتی در ابعاد مختلف آن نظیر اصلاح نرخ‌ها و معافیت‌های مالیاتی و اصلاحات گسترده اداری در فرآیند تشخیص تا وصول مالیات، تغییرات نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی که به‌عنوان شاخص قابل قبول برای سنجش عملکرد نظام مالیاتی کشورها مورد استفاده قرار می‌گیرد (شکیبایی و خراسانی، ۱۳۹۱: ۱۸۳) در کشورمان چندان قابل توجه نیست و تناسبی با افزایش هزینه‌های دولتی ندارد. لذا نظام مالیاتی فاقد شرایط استاندارد به‌عنوان ابزار تأمین مالی هزینه‌های دولتی بوده و عملکرد ضعیف آن همواره یکی از معضلات جدی اقتصاد ایران محسوب شده است. به‌طوری‌که بخش اعظم درآمدهای دولتی وابسته به درآمدهای پرنوسان نفتی بوده و کمتر به درآمدهای پایدار مالیاتی اتکا داشته است و همین مسئله موجب آسیب‌پذیری زیاد بودجه دولت‌ها شده‌است.

جدول (۲) عملکرد مالیاتی را به‌طور موردی در شش کشور نشان می‌دهد. نتایج حاکی از نقش مهم مالیات در اقتصاد این کشورها است. مقایسه این آمار با عملکرد مالیاتی ایران نشان‌دهنده ضعف ساختاری عملکرد مالیاتی در ایران است. این امر لزوم اصلاح سیستم مالیاتی و بهبود عملکرد مالیاتی در ایران را

۱. به علت نبود معیار دیگری برای اندازه‌گیری ارزش پایه مالیاتی، در سطح کلان از GDP به‌عنوان جانشین مناسبی برای اندازه‌گیری ارزش پایه مالیاتی استفاده می‌گردد (قطمیری و اسلاملوئیان، ۱۳۸۷ : ۷).

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

بیش از پیش نمایان می‌سازد.

جدول (۲)- نسبت مالیاتی در کشورهای منتخب (به درصد)

سال/ کشور	ترکیه	فرانسه	انگستان	استرالیا	نروژ	اتریش
۲۰۰۸	۱۸/۵	۲۲	۲۷/۸	۲۴/۲	۲۷/۹	۲۵/۹
۲۰۰۹	۱۹/۲	۲۰/۷	۲۴/۹	۲۲	۲۵/۹	۲۵
۲۰۱۰	۲۰/۵	۲۱/۹	۲۵/۷	۲۰/۶	۲۶/۸	۲۵
۲۰۱۱	۲۰/۲	۲۱/۹	۲۶/۲	۲۰/۴	۲۷/۷	۲۵/۲
۲۰۱۲	۲۰/۴	۲۲/۶	۲۵/۵	۲۱/۳	۲۶/۹	۲۵/۷
۲۰۱۳	۲۱/۴	۲۳/۳	۲۵/۴	۲۲/۲	۲۵/۲	۲۶/۲
۲۰۱۴	۲۱/۲	۲۳/۴	۲۵	۲۲/۲	۲۳/۸	۲۶/۴

منبع: بانک جهانی

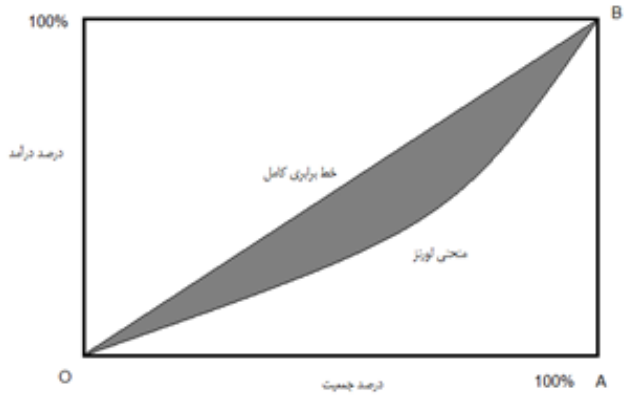
۲-۳- ضریب جینی و روند آن در ایران

ضریب جینی مشهورترین و متداول‌ترین شاخص نابرابری توزیع درآمد است. به‌لحاظ آماری ضریب جینی نسبت اندازه نابرابری توزیع درآمد در جامعه به حداکثر نابرابری درآمدی ممکن در یک توزیع کاملاً ناعادلانه است. از نظر ترسیمی ضریب جینی از نسبت سطح بین منحنی لورنز و خط برابری کامل (۴۵ درجه) به کل سطح بین خط برابری کامل و محور افقی بدست می‌آید. منحنی لورنز سهم درصدهای مختلف جمعیت را از درآمد نشان می‌دهد. درصدهای جمعیت بر روی محور افقی و درصدهای درآمد متناظر با آن‌ها روی محور عمودی درج و با اتصال نقاط دارای این مختصات، منحنی مربوطه بدست می‌آید.

در نمودار (۱) ضریب جینی نسبت مساحت قسمت هاشور خورده به مساحت مثلث OAB است. ضریب جینی بین حدود (۰ و ۱) قرار دارد. اگر منحنی لورنز منطبق بر خط ۴۵ درجه باشد ضریب معادل صفر و بیانگر برابری کامل است و اگر ضریب معادل یک باشد نابرابری کامل در توزیع درآمد وجود دارد.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

نمودار (۱) – منحنی لورنز



ضریب جینی یک عدد مطلق است و در مقایسه با سایر سال‌ها، امکان بررسی آن وجود دارد. روند شاخص جینی سال‌های ۱۳۹۳– ۱۳۸۰ در سه منطقه شهری، روستایی و کل کشور در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول (۳) – روند ضریب جینی در ایران

سال	کل کشور	شهری	روستایی
۱۳۸۰	۰/۴۳۰۴	۰/۴۱۹۹	۰/۳۸۶۴
۱۳۸۱	۰/۴۲۸۷	۰/۴۱۹۵	۰/۳۸۴۲
۱۳۸۲	۰/۴۲۴۱	۰/۳۹۹۶	۰/۳۷۳۶
۱۳۸۳	۰/۴۲۴۰	۰/۴۰۵۵	۰/۳۸۸۳
۱۳۸۴	۰/۴۲۴۸	۰/۴۰۵۸	۰/۳۸۸۹
۱۳۸۵	۰/۴۳۵۶	۰/۴۱۵۶	۰/۳۹۹۷
۱۳۸۶	۰/۴۳۳۷	۰/۴۱۳۶	۰/۳۹۱۴
۱۳۸۷	۰/۴۱۲۲	۰/۳۸۶۷	۰/۳۷۸۹
۱۳۸۸	۰/۴۱۱۱	۰/۳۸۹۳	۰/۳۸۲۴
۱۳۸۹	۰/۴۰۹۹	۰/۳۸۴۱	۰/۳۸۰۹
۱۳۹۰	۰/۳۷۰۰	۰/۳۵۶۸	۰/۳۳۹۴
۱۳۹۱	۰/۳۶۵۹	۰/۳۵۴۲	۰/۳۳۴۷

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

۱۳۹۲	۰/۳۶۵۰	۰/۳۵۱۲	۰/۳۲۴۳
۱۳۹۳	۰/۳۷۸۸	۰/۳۶۰۹	۰/۳۴۰۱

منبع: مرکز آمار ایران

ضریب جینی در دوره زمانی مذکور در مناطق شهری و روستایی و به‌طبع آن در کل کشور نوساناتی داشته‌است. در کل کشور و مناطق روستایی، بالاترین مقدار مربوط به سال ۱۳۸۵و در مناطق شهری مربوط به سال ۱۳۸۰ است. مقدار ضریب جینی از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ با روندی آرام کاهش یافته است به‌طوری‌که کمترین مقدار ضریب جینی در هر سه حوزه مربوط به سال ۱۳۹۲ است[۱]. داده‌ها نشان می‌دهد که در هر سه منطقه شهری و روستایی و کل کشور ضریب جینی سال ۱۳۹۳ افزایش داشته است. افزایش ضریب جینی در سال ۱۳۹۳ می‌تواند یکی از پیامدهای تورم بالا، رکود عمیق و افزایش نرخ ارز و تحریم‌های ظالمانه علیه کشور که از سال‌های قبل آغاز شده، باشد.

۳- مطالعات تجربی

بررسی ادبیات اقتصادی دلالت بر این دارد که توزیع درآمد به‌دلیل تعامل با سایر متغیرهای کلان اقتصادی ادبیات گسترده‌ای را به خود اختصاص داده و یکی از محورهای اصلی نظریات و مباحث اقتصاددانان و سیاست‌گذاران بوده است. مطالعات زیادی در مورد توزیع درآمد، عوامل مؤثر بر آن و نیز تأثیر توزیع درآمد بر سایر متغیرهای اقتصادی انجام گرفته است. از آنجایی که هدف این مطالعه بررسی تأثیر مالیات‌ها بر توزیع درآمد است در ادامه به برخی از مطالعات نزدیک به این موضوع اشاره می‌شود.

صمدی، زاهدمهر و فرامرزی (۱۳۸۷) این ادعا را که اگر توزیع درآمد به‌درستی انجام شود و از افراد ثروتمند مالیات گرفته شود و به افراد کم‌درآمد پرداخت شود، هم به توزیع درآمد و عدالت اجتماعی کمک شده و هم باعث رشد اقتصادی می‌شود، با استفاده از مدل رگرسیونی ARMA و داده‌های سری‌زمانی ۱۳۸۶-۱۳۳۸ آزمون می‌کنند. نتایج بدست آمده عکس ادعای فوق برای ایران را بدست می‌دهد. به‌این معنی که در ایران بیشتر درآمدهای دولت از افراد کم‌درآمد جامعه و بیشتر هزینه‌های دولت برای افراد ثروتمند جامعه بوده است، که این امر باعث نابرابری اجتماعی و همچنین کند شدن رشد اقتصادی طی دوره مورد بررسی شده است.

سیفی‌پور و رضایی (۱۳۹۰) با استفاده از روش همجمعی جوهانسون و جوسیلیوس به ارزیابی اثر سیستم مالیاتی بر نابرابری درآمد ایران در دوره ۱۳۸۸- ۱۳۵۳ پرداخته و نشان دادند که با افزایش مالیات مستقیم و سطح حداقل دستمزد، کاهش مالیات غیرمستقیم و نرخ بیکاری، توزیع درآمد بهبود می‌یابد.

۱. البته یکی از دلایل کاهش ضریب جینی می‌تواند فقیرتر شدن طبقه متوسط و ملحق شدن این طبقه به گروه‌های با درآمد پایین و لذا کاهش فاصله طبقاتی باشد. چون ضریب جینی صرفاً توزیع درآمد را اندازه می‌گیرد نه میزان درآمد و رفاه جوامع را، بنابراین پایین بودن این شاخص الزاماً دلیل افزایش رفاه جامعه نیست.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

امین‌رشتی و رفعت‌میلانی (۱۳۹۰) اثر مالیات بر ارزش افزوده بر توزیع درآمد را در ۲۰ کشور منتخب طی دوره ۲۰۰۵–۲۰۰۰ با به‌کارگیری مدل‌های مبتنی بر داده‌های تلفیقی بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در کشورهای کم‌درآمد، با افز ایش سهم مالیات برارزش افزوده از کل مالیات‌ها، ضریب جینی افزایش می‌یابد و در نتیجه نابرابری در آمد بیشتر می‌شود. اما در کشورهای پردرآمد، با افزایش سهم مالیات بر ارزش افزوده ازکل مالیات‌ها، ضریب جینی کاهش یافته و در نتیجه نابرابری در آمد کمتر می‌شود.

رضاقلی‌زاده و آقایی (۱۳۹۴) در مطالعه خود تأثیر مالیات‌های مستقیم بر توزیع درآمد را با به‌کارگیری روش خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی، طی دوره ۱۳۹۱–۱۳۵۷ برای ایران را مورد آزمون قرار می‌دهند. نتایج تجربی حاصل از تحقیق ایشان حاکی از آن است که اعمال مالیات بر درآمد اشخاص موجب بهبود توزیع درآمد و کاهش نابرابری دهک‌های مختلف درآمدی شده است.

سپهردوست و زمانی (۱۳۹۴) به بررسی اثر کارآمدی انواع مالیات بر مصرف و درآمد بر بهبود پاره‌توبی توزیع درآمد کشور، با استفاده از تجزیه تحلیل رگرسیون حداقل مربعات معمولی برای سال‌های ۱۳۹۱–۱۳۵۱ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که طی سال‌های مورد بررسی متغیر مالیات بر درآمد، مالیات بر درآمد با یک وقفه، مالیات بر مصرف و مالیات بر مصرف با یک وقفه، اثرمعناداری بر ضریب جینی داشته و باعث بهبود وضعیت توزیع درآمد شده‌اند. همچنین مطالعه ایشان فرضیه کوزنتس را مورد تأیید قرار می‌دهد.

ادیب‌پور و محمدی‌ویایی (۱۳۹۵)، نابرابری درآمدی در دو گروه کشورهای با درآمد بالا و درآمد متوسط را بررسی نمودند. نتایج الگوی داده‌های تلفیقی نشان می‌دهد که رشد اقتصادی، افزایش سهم درآمدهای مالیاتی و بهبود وضعیت اشتغال موجب کاهش شکاف طبقاتی و توزیع بهتر و عادلانه‌تر درآمدها و ثروت خواهد شد.

راغفر و همکاران (۱۳۹۵) در قالب الگوی تعادل عمومی نسل‌های همپوش، اثرات رفاهی ناشی از اصلاحات مالیاتی بر نسل‌های فعلی و آینده در اقتصاد ایران را مطالعه کرده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که تغییر پایه مالیاتی از مالیات بر درآمد سرمایه به مالیات بر مصرف، رفاه افراد را حدود شش درصد افزایش می‌دهد. همچنین انتقال از پایه مالیاتی، مالیات بر درآمد نیروی کار به مالیات بر مصرف، ده دصد رفاه را افزایش خواهد داد.

داموری و پردانا (۲۰۰۳) اثر سیاست مالی بر توزیع درآمد و فقر در اندونزی را با به‌کارگیری روش تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE) و ماتریس حسابداری اجتماعی ۱۹۹۵بررسی نموده و نتیجه گرفته‌اند که

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

سیاست مالی انبساطی تأثیر معناداری بر توزیع درآمدها دارد. اما این سیاست نه به نفع خانوارهای شهری و نه به نفع خانوارهای روستایی است.

دفینا و تاناوالا (۲۰۰۴) با بررسی اثر مالیات و پرداخت‌های انتقالی بر فقر در ۱۷ کشور عضو OECD طی دهه ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ دریافتند که مالیات و پرداخت انتقالی مستقیم، شدت فقر را در کشورهای بلژیک، دانمارک، فنلاند، فرانسه و ایرلند ۹۰ درصد و در امریکا ۴۸ درصد کاهش داده است.

بائر و فیالهو (۲۰۰۸) به مطالعه‌ای تحت عنوان بار مالیاتی، مخارج دولت و توزیع درآمد در برزیل پرداختند. در این مقاله تناقض ظاهری در یک کشور با بار مالیاتی بالا و توزیع درآمد متمرکز توضیح داده شده و با استفاده از یک مدل رگرسیون ساختاری تاثیر توزیع مخارج دولت روی ضریب جینی نشان داده می‌شود. به منظور تجزیه و تحلیل این تأثیر، از داده‌های شهرداری‌ها برای سال ۲۰۰۰ استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که یکی از ابزارهای مهم برای توزیع درآمد در برزیل این است که نه‌تنها ساختار مالیات بلکه مخارج دولت به سرعت تغییر کند و ناکارآمدی مخارج دولت سبب افزایش نابرابری می‌شود.

مارتینز وازکوئز، ولوویچ و دادسون (۲۰۱۲) با به‌کارگیری روش پانل‌دیتا تأثیر سیاست‌های مالیاتی و مخارج عمومی بر توزیع درآمد را در بیش از ۱۵۰ کشور طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۷۰ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که مالیات تصاعدی بر درآمد شخصی و مالیات بر درآمد شرکت‌ها نابرابری را کاهش می‌دهد. همچنین مالیات‌های غیرمستقیم مانند مالیات بر مصرف و تعرفه‌های گمرکی تأثیر منفی بر توزیع درآمد دارد. علاوه بر آن سهم بالای مخارج عمومی از GDP مانند سهم آموزش و بهداشت، تأثیر مثبت بر توزیع درآمد دارد.

لوستیگ، پسینو و اسکات (۲۰۱۴) با یک مطالعه مقایسه‌ای، تأثیر مالیات‌ها و مخارج عمومی را بر نابرابری و فقر در برخی کشورهای امریکای لاتین بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد مالیات‌های مستقیم و پرداخت‌های انتقالی نقدی، نابرابری و فقر را در آرژانتین، برزیل و اروگوئه کاهش می‌دهد. پرداخت‌های انتقالی به‌صورت مخارج عمومی در آموزش و بهداشت ، نابرابری و فقر را در همه کشورهای مورد مطالعه بیشتر از پرداخت‌های نقدی کاهش می‌دهد.

چویک و کورا-کارو (۲۰۱۵) عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در چین و ۳۳ کشور (شامل کشورهای BRICS) را طی دوره ۲۰۱۳-۱۹۸۰ با استفاده از تکنیک متغیر ابزاری مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج بررسی آن‌ها حاکی از تأیید فرضیه کوزنتس در کشورهای مورد بررسی است. هزینه‌های دولت و مالیات‌ها اثر متضادی بر توزیع درآمد در چین دارند. در حالی که هزینه‌های دولت اثر منفی بر توزیع درآمد دارد، مالیات‌ها توزیع

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

درآمد را بهبود می‌دهند. همچنین اثرات بازتوزیعی سیاست‌های مالی در چین قوی‌تر از سایر کشورهای مورد بررسی است.

۴- روش شناسی

۴-۱- معرفی الگو

در این بخش مدل‌های موسوم به مدل خود رگرسیونی برداری عامل افزوده (FAVAR)[1] به‌طور خلاصه معرفی می‌گردد. طی دهه‌های اخیر بعد از معرفی الگوی VAR توسط سیمز (۱۹۹۲) و برنانکی و بلایندر (۱۹۹۲) این مدل جهت ارزیابی سیاست‌های پولی و مالی در ادبیات اقتصادی مطرح گشته و کاربرد گسترده‌ای در زمینه تجزیه و تحلیل تأثیر شوک‌های اقتصادی بر متغیرهای مختلف داشته است. اما یکی از اصلی‌ترین نقاط ضعف این مدل‌ها این است که نمی‌توان تعداد زیادی از متغیرها را در آن به کار گرفت، زیرا افزایش تعداد متغیرها در این الگو به سرعت از درجه آزادی آن می کاهد، زیرا در هر معادله متغیر وابسته بر روی وقفه خودش و وقفه‌های سایر متغیرها برآورد می‌شود و لذا امکان به‌کارگیری تعداد زیادی از متغیرها در این الگو وجود ندارد (برنانکی، بویوین و الیاز، ۲۰۰۵: ۳۸۸؛ بلیز، ۲۰۰۹: ۲).

تعداد کم متغیرها در الگوی VAR پژوهش‌گر را به سمت گزینش از بین متغیرهای مختلف سوق می‌دهد که پیامد آن، استفاده ناکارآمد از اطلاعات موجود در آمارهای اقتصادی است. برای مثال تولید ناخالص داخلی به‌عنوان منعکس‌کننده تمام فعالیت‌های اقتصادی در نظر گرفته می‌شود که فرض محدودکننده‌ای است، ضمن این‌که استفاده گزینشی و محدود از متغیرها، ارزیابی جامع و کاملی از اثر شوک‌ها بر اقتصاد بدست نمی‌دهد. از طرف دیگر، انتخاب متغیرها بر اساس سلیقه و گزینش محققان صورت می‌گیرد. به‌عنوان مثال، برای مفهوم سطح عمومی قیمت‌ها می‌توان از متغیرهایی مانند شاخص قیمت مصرف‌کننده، شاخص قیمت عمده‌فروشی، شاخص قیمت کالاهای وارداتی، شاخص قیمت دارایی‌ها و مانند این ها استفاده نمود که هر یک نشانگر سطح قیمت‌ها در بخشی از اقتصاد هستند. علاوه بر آن عدم دقت کافی و گاهی بدست دادن نتایج متناقض اثر شوک‌های اقتصادی در مدل‌های سنتی VAR، بدلیل تورش ناشی از حذف متغیر مهم، توجه محققان را برای ابداع روش‌هایی که ساختار و محتوای آن‌ها دربرگیرنده اطلاعات وسیعی از شرایط اقتصادی باشد معطوف داشت.

این فرایند از راه تکامل و توسعه مدل‌های سنتی VAR و با استفاده از یک یا چند عامل[2] که اطلاعات متغیرهای سریزمانی متعددی را به‌طور بهینه در خود جای داده‌اند و معرفی مدل خود رگرسیونی برداری

1. Factor-Augmented VAR
2. Factor

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

عامل افزوده (FAVAR) که توسط برنانکی و همکاران[1] (۲۰۰۵) ارائه گردیده، امکان‌پذیر شده است. برنانکی و همکاران بر اساس کاربرد الگوهای عامل پویا در اقتصاد، به ارائه یک روش اقتصادسنجی برای رفع کاستی‌های الگوی VAR در این زمینه پرداختند. الگوی FAVAR این امکان را فراهم می‌آورد تا همه سری‌های زمانی اقتصاد کلان مرتبط، در الگو وارد شوند. هدف استفاده از این روش ایجاد تطابق میان مجموعه اطلاعات به‌کار رفته در تحلیل‌های تجربی و اطلاعات در دسترس سیاست‌گذاران اقتصادی است. افزون بر آن مشکل انتخاب این‌که چه متغیری بایستی در الگو لحاظ شود را مرتفع می‌کند.

مدل اقتصادسنجی به‌کار رفته در این تحقیق بر کار اولیه برنانکی و همکاران (۲۰۰۵) استوار است که برای ارزیابی تأثیر سیاست‌های مالی بر توزیع درآمد، تعدیلاتی در آن صورت گرفته است. فرض می‌شود که Yt یک بردار M×۱ از متغیرهای ایستای مشاهده شده‌ای[2] است که تأثیر فراگیری بر شرایط اقتصادی دارند، که می‌تواند شامل ابزارهای سیاست مالی نیز باشد. بر خلاف مدل‌های سنتی VAR که اطلاعات اضافی را وارد مدل نمی‌کنند، در این الگو یک بردار K×۱ از عامل‌های مشاهده نشده[3]، Ft، وارد مدل می‌شود که K کوچک است. این عامل‌های مشاهده نشده، شرایط عمومی اقتصادی را منعکس می‌کنند که به‌راحتی توسط یک یا دو سری‌زمانی قابل ارائه نیست ولی می‌تواند توسط طیف وسیعی از متغیرهای اقتصادی توضیح داده شود. پویایی‌های میان(Yt و Ft) به‌وسیله رابطه ۱ بیان می‌شود:

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \emptyset(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} \vartheta_t \qquad (۱)$$

که در آن $\emptyset(L)$ عمل‌گر وقفه[4] با مرتبه محدود است. جزء خطا ϑ_t نوفه سفید با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس Ω است. اگر هیچ عاملی در الگو نباشد یا به‌عبارتی اگر همه اجزای $\emptyset(L)$ که Yt را به F_{t-1} مرتبط می‌سازند، صفر باشد، الگوی تصریح شده به مدل VAR سنتی که صرفاً شامل متغیرهای مشاهده شده است، تبدیل می‌شود. حال اگر مدل صحیح FAVAR باشد ولی الگو اقتصادی به‌روش VAR سنتی و صرفاً مبتنی بر Yt برآورد شود، نتایج بدست آمده به‌دلیل حذف اطلاعات دچار تورش شده و قابل اتکا نخواهد بود. افزون بر این با توجه به این‌که الگوی VAR در الگوی FAVAR نهفته[5] است، مقایسه این دو الگو آسان می‌شود.

1. Bernanke et al
2. Observable Variables
3. Unobserved Factors
4. Lag Operator
5. Nested

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

اگر X_t یک بردار N×۱ از سری‌های زمانی ایستای مشاهده شده که حاوی اطلاعات است[۱]، {در حالی که N بزرگ است ($N >> K+M$)} باشد و بیشتر اطلاعات موجود در X_t بتواند به‌صورت مؤثری در تعداد اندکی عوامل غیرقابل مشاهده خلاصه شود، رابطه میان X_t و بردارهای Y_t و F_t به‌صورت رابطه ۲ تصریح می‌شود:

$$X_t=\Lambda^f F_t+\Lambda^y Y_t+e_t \qquad (۲)$$

در این رابطه Λ^f یک بردار N×K و Λ^y یک بردار N×M از بارهای عاملی[۲] و e_t بردار N×1 جزء خطا با نوفه سفید می‌باشد. برنانکی و همکاران (۲۰۰۵) معادله (۱) را به‌عنوان الگوی FAVAR معرفی می‌کنند.

به‌دلیل این‌که Ft قابل مشاهده نیست، برآورد معادله (۱) به‌طور مستقیم غیرممکن است. برنانکی و همکاران (۲۰۰۵) برای برآورد مدل FAVAR یک رویکرد ناپارامتریک[۳] دو مرحله‌ای تحلیل عامل اصلی[۴] (PCA) با استفاده از روش استوک و واتسون (۲۰۰۲)، را معرفی می‌کنند.

تحلیل عامل اصلی یکی از انواع روش‌های تحلیل داده‌های چند متغیره است که برای ترکیب متغیرهای با همبستگی بالا به‌کار می‌رود و هدف اصلی آن تقلیل بعد مسأله مورد مطالعه است. با استفاده از تحلیل عامل اصلی می‌توان تعداد زیادی متغیر توضیحی (متغیر مستقل) همبسته را با تعداد محدودی متغیر توضیحی جدید که مؤلفه‌های اصلی نامیده می‌شوند و ناهمبسته‌اند، جایگزین نمود. بدین ترتیب نه‌تنها بعد مسأله تقلیل می‌یابد بلکه مسأله چند هم‌خطی نیز پیش نمی‌آید. از کاربردهای مهم تحلیل عامل اصلی استفاده در مدل‌های رگرسیونی چندگانه جهت برطرف نمودن مسأله هم‌خطی و نیز کاربرد آن در تحلیل عاملی و معادلات ساختاری است. الگوهای عامل می‌توانند از عهده پوشش بسیاری از متغیرها برآیند بدون آن‌که خود دچار مشکل درجه آزادی اندک که بیشتر در تحلیل‌های رگرسیون رخ می‌دهد، شوند. به‌کارگرفتن اطلاعات بسیار می‌تواند به پیش‌بینی‌ها و تحلیل‌های کلان دقیق‌تری بیانجامد.

---

۱. زیر مجموعه‌ای از X است.

2. Factor Loadings

بار عاملی بیانگر میزان همبستگی بین متغیرهای مشاهده شده و عامل‌هاست. به‌عبارت دیگر، بار عاملی ترکیب وزن یافته متغیرهایی است که به بهترین صورت واریانس را تبیین می‌کند. بنابراین، هر بار عاملی در یک متغیر نشان می‌دهد که آن متغیر چقدر با عامل مربوطه همبستگی دارد.

۳. در رگرسیون پارامتری نوع ارتباط بین متغیرهای وابسته و مستقل شناخته شده است. در این روش نوعاً یک تعداد کم از پارامترها وجود دارد و هدف اصلی رگرسیون برآورد مقادیر پارامتری باشد. اما تحلیل رگرسیون ناپارامتری، رگرسیون بدون فرض خطی می باشد. هدف رگرسیو ن ناپارامتری پهنه وسیعی از هموارسازی می باشد که ارتباط بین دو متغیر در نمودار پراکنش، تحلیل رگرسیون چندگانه و مدل های رگرسیونی کلی را دربر دارد.

4. Principal Component Analysis

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

۴-۲- داده‌ها

همانگونه که گفته شد، الگوی FAVAR این امکان را فراهم می‌کند تا همه سری‌های زمانی اقتصاد کلان مرتبط، وارد مدل شوند. از این‌رو داده‌های به‌کار رفته در این تحقیق در ۷ گروه طبقه‌بندی می‌شوند[۱]. گروه‌ها شامل وضعیت مالی دولت؛ انرژی؛ تولید، صنعت و معدن؛ بخش خارجی؛ خانوار؛ شاخص‌های قیمت؛ متغیرهای پولی و اعتباری می‌باشد. هرگروه خود شامل چندین سری زمانی است[۲] که از بانک اطلاعات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مرکز آمار ایران و سایر بانک‌های اطلاعاتی برای دوره فصل اول ۱۳۶۹ تا فصل آخر ۱۳۹۳[۳] استخراج می‌شوند. این متغیرها حاوی اطلاعات مفیدی در رابطه با وضعیت اقتصاد هستند و در تشخیص بهتر اثر شوک‌های مالی ما را یاری می‌کنند. بعد از گردآوری اطلاعات و داده‌ها با بکارگیری روش FAVAR تاثیر مالیات‌های مستقیم بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با کمک نرم‌افزارهای اقتصادی بررسی خواهد شد.

لازم به‌ذکر است که مزیت روش استفاده شده در این تحقیق، جدید بودن آن است (این روش در سال ۲۰۰۵ توسط برنانکی و همکاران معرفی شده است). طی دو سه سال اخیر این روش در مطالعات خارجی مورد توجه محققان قرار گرفته است. در مطالعات داخلی غیر از چند مورد که آن هم محدود به تاثیر سیاست‌های پولی بر یک متغیر اقتصادی است، مورد استفاده قرار نگرفته است. لذا مقاله حاضر اولین مطالعه جدی با استفاده از روش FAVAR است که به بررسی تاثیر سیاست‌های مالی بر متغیرهای اقتصادی ایران می‌پردازد.

۵- برآورد مدل

با توجه به نبود داده‌های فصلی برای همه متغیرهای اقتصادی ایران، از روش دنتون تناسبی[۴] برای تبدیل فصلی متغیرها استفاده می‌شود. لازمه تخمین عوامل با استفاده از مؤلفه‌های اصلی، ایستا بودن متغیرهاست، لذا بعد از حذف عناصر فصلی از سری‌های زمانی[۵] و انجام آزمون ریشه واحد [۶]، در صورت لزوم تعدیلاتی مانند تفاضل‌گیری یا تبدیل لگاریتمی جهت ایستایی متغیرها صورت می‌گیرد. از آنجایی که تحلیل مؤلفه‌های اصلی به مقیاس متغیرها حساس است لذا برای حل موضوع متفاوت بودن مقیاس

۱. گروه‌بندی انجام‌شده بر اساس دسته‌بندی بانک مرکزی جمهوری اسلامی، صورت گرفته است.

۲. به‌دلیل حجم زیاد داده‌ها (۹۹ متغیر به‌صورت فصلی) از گزارش اسامی آن‌ها خودداری شده است. بدیهی است در صورت درخواست قابل ارائه است.

۳. دوره زمانی بر اساس در دسترس بودن حداکثری داده‌ها انتخاب شده است.

4. Proportional Denton

۵. برای تعدیل فصلی از روش ARIMA X-۱۲ استفاده شده است.

۶. از آزمون‌های دیکی- فولر و آزمون ریشه واحد با لحاظ شکست ساختاری استفاده شده است. به‌دلیل حجم زیاد داده‌ها از ارائه گزارش نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد خودداری می‌شود.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

متغیرهای استفاده شده، همه متغیرها به‌فرم استاندارد با میانگین صفر و واریانس یک تبدیل می‌شوند. در مرحله اول با استفاده از تحلیل مؤلفه اصلی (PCA) و با استفاده از متغیرهای بردار X_t عامل[1]های مشترک را استخراج کرده $(\bar{F})$ و در مرحله دوم این عوامل تخمین زده شده را در الگوی VAR استاندارد وارد می‌کنیم. سپس اثر مالیات‌های مستقیم بر توزیع درآمد توسط توابع واکنش آنی بررسی می‌شود. به‌کارگیری این روش فروض توزیعی کمی به‌دنبال دارد و اجازه درجه همبستگی مقطعی در جمله اخلال e_t را می‌دهد.

۵-۱- تحلیل مؤلفه‌های اصلی

با توجه به مطالب گفته شده تعداد ۹۹ متغیر اقتصادی مانای استاندارد شده برای تحلیل عاملی و محاسبه عوامل به‌کارگرفته می‌شود. با توجه به مقدار آماره آزمون بارتلت [2](با توزیع کای‌دو) که برابر (۰,۰۰۰) ۲۰۳۴۷/۵ و معنی‌دار است، فرض صفر مبنی بر برابری ماتریس همبستگی (که زیربنای تحلیل عاملی قرار می‌گیرد) با ماتریس واحد، رد شده و می‌توان انتظار داشت که با استفاده از تحلیل عاملی به ترکیب مناسبی از عوامل دست یافت.

تعداد مؤلفه‌های استخراج شده در هر مدل برابر است با تعداد متغیرهایی که بررسی می‌شوند. اما باید تعداد مشخصی از این عامل‌ها را انتخاب نمود. معیارهایی برای تعیین تعداد مؤلفه‌های لازم مورد توجه قرار می‌گیرد. یکی از این معیارها «معیار ارزش ویژه» است. بر اساس آن عامل‌هایی که مقادیر ویژه آن‌ها بزرگتر از یک است در نظر گرفته و از سایر مؤلفه‌ها صرف‌نظر می‌کنیم. مقدار ویژه برای هر عامل، نسبتی از واریانس کل متغیرهاست که آن عامل تبیین می‌کند. به بیان دیگر مقدار ویژه عبارت است از سهم نسبی هر عامل از کل واریانس تمامی متغیرهای تحقیق. مقدار ویژه از طریق مجموع مجذورات بارهای عاملی مربوط به تمامی متغیرهای آن عامل محاسبه می‌شود.

در جدول (۴)، تعداد ۱۰ مؤلفه اصلی با مقادیر ویژه بزرگتر از یک به‌همراه درصدی از واریانس کل که توسط این مؤلفه‌ها توضیح داده می‌شود، آورده شده است. مشاهده می‌شود که عامل اول حدود ۱۴ درصد از کل واریانس مربوط به متغیرها را توضیح می‌دهد. همچنین ۱۰ مؤلفه اول حدود ۶۳ درصد از کل واریانس مربوط به متغیرها را توضیح می‌دهد.لازم به ذکر است که در تحلیل‌های اقتصادی به‌دلیل تعداد زیاد متغیرهای مورد استفاده، درصدی از واریانس کل که توسط عامل‌ها توضیح داده می‌شود به‌مراتب کمتر از سایر علوم است و معمولاً توضیح ۴۰ درصد از واریانس کل توسط عامل‌ها به‌عنوان یک برازش قابل قبول در نظر گرفته می‌شود (بریتانگ و ایکمیر، ۲۰۰۵ :۵).

1. Component
2. Bartlett's Test

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

جدول (۴) - درصد واریانس توضیح داده شده توسط عامل‌ها

	عامل‌ها									
	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
مقادیر ویژه[1]	۱۳/۶۲	۱۳/۰۸	۸/۹۰	۵/۷۲	۴/۹۶	۴/۱۴	۳/۷۸	۳/۴۹	۲/۸۸	۲/۸۴
درصد واریانس[2] متناظر با هر عامل	۱۳/۶۲	۱۳/۰۸	۸/۹۱	۵/۷۳	۴/۹۶	۴/۱۴	۳/۷۸	۳/۴۹	۲/۸۸	۲/۸۵
درصد تجمعی واریانس[3]	۱۳/۶۲	۲۶/۷۰	۳۵/۶۱	۴۱/۳۴	۴۶/۳۰	۵۰/۴۴	۵۴/۲۲	۵۷/۷۲	۶۰/۶۰	۶۳/۴۵

1. Eigen Value
2. Variance Proportion
3. Cumulative Variance

منبع: یافته‌های تحقیق

معیار دیگری برای تعیین تعداد عامل‌ها از متغیرهای ماتریس X_t توسط بای و ان‌جی (۲۰۰۲) پیشنهاد شده است. ولی این معیار، پاسخ دقیقی برای این پرسش که چه تعداد عامل باید وارد سیستم FAVAR شوند، ارایه نمی‌کند (برنانکی و همکاران، ۲۰۰۵: ۱۷). از این‌رو با توجه به جدول (۴) ابتدا چهار عامل (با قدرت توضیح‌دهندگی بالای ۴۰ درصد) جهت برآورد مدل FAVAR انتخاب می‌شود و سپس با اضافه کردن عامل‌های بعدی به مدل و بررسی معناداری نتایج آن‌ها، در مورد تعداد عامل‌ها تصمیم‌گیری خواهد شد.

۵-۲- برآورد مدل FAVAR

پس از استخراج عامل‌ها، در ادامه ایستایی سری‌های زمانی مورد نظر با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد بررسی و نتایج در جدول (۵) گزارش شده‌اند.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

جدول (۵) - نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر آماره	درآمدهای نفتی (oil)	مخارج دولتی (gov)	مالیات‌های مستقیم (dirtax)	تولید ناخالص داخلی (gdp)	لگاریتم شاخص قیمت (p)	ضریب جینی (gini)
ADF سطح متغیر	-۳/۲۳(۰/۰۲۱)	-۳/۱۲(۰/۱)	-۳/۵۵(۰/۰۳)	۲/۵۳(۰/۹۹)	-۲/۱۷(۰/۰۲)	-۲/۲۶(۰/۱۸)
ADF تفاضل مرتبه اول				-۴/۴۲(۰/۰۰)		
ADF با شکست ساختاری - سطح متغیر		-۸/۳۳(۰/۰۱)		-۲/۸۹(۰/۹۳)		-۴/۴۸(۰/۰۴)
نتیجه	I(۰)	I(۰)	I(۰)	I(۱)	I(۰)	I(۰)

منبع: محاسبات تحقیق

همانطور که نتایج نشان می‌دهد تمام متغیرها (بجز gdp که با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شود) در سطح مانا هستند. با توجه به وجود ریشه واحد در متغیرهای gov و gini مجدداً آزمون ریشه واحد با شکست ساختاری در مورد این متغیرها اعمال شد که نتایج حاکی از مانا بودن این متغیرها با لحاظ کردن شکست ساختاری است .

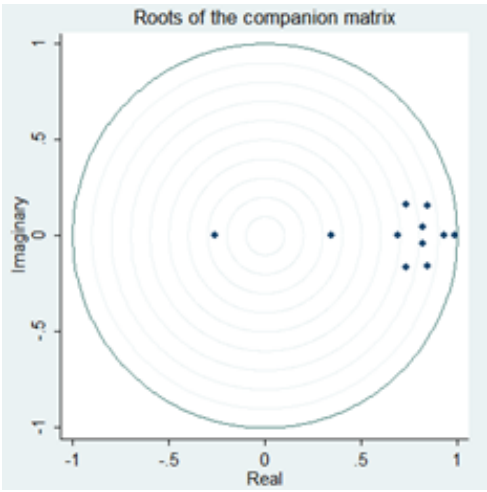
با توجه به بررسی نتایج برآورد مدل در نهایت تعداد ۵ عامل مشترک (استخراج شده از بردار X_t) به همراه متغیرهای ایستای gini، p ،Δgdp، dirtax، gov، oil وارد الگوی موردنظر می‌شوند. البته از آنجایی که متغیرهای الگو حاوی روند هستند، لذا متغیر روند نیز در الگوی VAR لحاظ می‌گردد. قدم بعدی تعیین وقفه بهینه برای مدل FAVAR است. بر اساس معیار شوارتز[1] یک وقفه، به‌عنوان وقفه بهینه برای مدل انتخاب می‌شود[2].

۱. ایوانو و کیلیان (۲۰۰۵) نشان می‌دهند که برای الگوهای VAR فصلی با حجم نمونه کمتر از ۱۲۰ مناسب‌ترین معیار انتخاب وقفه بهینه، معیار اطلاعات شوارتز (SIC) است.

۲. با توجه به فصلی بودن داده‌ها حداکثر وقفه ۴ انتخاب می‌شود.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

نمودار (۲) - قدرمطلق ریشه‌های مشخصه



منبع: محاسبات تحقیق

به‌منظور اطمینان از وجود ثبات در معادله برآوردی، باید ریشه‌های مشخصه چندجمله‌ای وقفه در معادله VAR کوچکتر از واحد و در داخل دایره‌ای به شعاع یک واقع شود. در غیر این‌صورت معادله برآوردی شرایط ثبات را نخواهد داشت و نتایج عکس‌العمل تکانه خطای استاندارد ارزشی نخواهد داشت (پیش‌بهار، قهرمان‌زاده و فرهادی، ۱۳۹۴: ۳۳). طبق نمودار (۲) تمامی ریشه‌های مشخصه داخل دایره واحد قرار گرفته‌اند که نشان از ثبات سیستم برآوردی دارد و می‌توان به نتایج ناشی از عکس‌العمل تکانه‌ها اعتماد کرد.

۵-۲-۱- توابع عکس‌العمل آنی[1]

نکته‌ای که در تفسیر نتایج باید به آن توجه کرد این است که در تخمین مدل‌های VAR ضرایب و درصد توضیح‌دهندگی پارامترهای الگو اهمیت چندانی ندارد و بر این اساس از توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس برای تحلیل نتایج استفاده می‌شود. توابع واکنش آنی رفتار پویای متغیرهای دستگاه را در طول زمان به‌هنگام بروز یک شوک به اندازه یک انحراف معیار نشان می‌دهد. به‌عبارت دیگر این تکنیک به‌گونه‌ای طراحی شده است که چگونگی پاسخ یا عکس‌العمل هر متغیر در طول زمان در برابر شوک ایجاد شده در سایر متغیرها را مورد بررسی قرار می‌دهد. بر همین اساس در این مرحله جهت تحلیل آثار شوک مالیات‌های مستقیم بر ضریب جینی و توزیع درآمد، از توابع واکنش آنی حاصل از مدل برآوردی استفاده می‌شود.

مسأله مهم در تحلیل VAR تشخیص شوک‌های هر معادله از درون پسماندهای فرم خلاصه شده است. به

1. Impulse Response Function (IRF)

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

بیان دیگر اگر قرار باشد که پسماند یک معادله را، شوک وارد بر متغیر وابسته در آن متغیر ، تفسیر کنیم باید قبل از آن از درست بودن تصریح شوک موردنظر اطمینان حاصل نماییم (حیدری، ۱۳۹۰: ۱۴۵). تجزیه چولسکی به‌عنوان روش شناسایی تکانه‌های ساختاری در مدل‌های خودتوضیح برداری به ترتیب قرار گرفتن متغیرهای دستگاه حساس می‌باشد. در واقع تجزیه چولسکی نوعی ساختار بازگشتی ویژه را به الگو تحمیل می‌کند، به‌علاوه ترتیب قرار گرفتن متغیرها بر اساس دیدگاه‌های مختلف اقتصادی معمولاً متفاوت است. با توجه به انتقاد مذکور، در مقاله حاضر از توابع واکنش عمومی[1] پسران و شین (۱۹۹۸) برای شناسایی تکانه‌های ساختاری و تصریح توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس استفاده می‌شود. نتایج روش مذکور به ترتیب متغیرها حساسیت ندارد (حیدری و احمدزاده،۱۳۹۴: ۱۶). این روش جهت تصریح شوک مربوط به معادله jام، در راستای تعامل با شوک‌های حاصل از سایر معادله‌ها، از عامل تجزیه چولسکی برای آن معادله استفاده می‌شود (پیش‌بهار، قهرمان‌زاده و جعفری‌ثانی، ۱۳۹۲: ۳۲۴)؛ یعنی برای تصریح شوک در هر معادله، از یک ماتریس ضرایب چولسکی استفاده می‌شود که در آن، متغیر مربوط به آن معادله در ترتیب متغیرها در ابتدا قرار گرفته است.

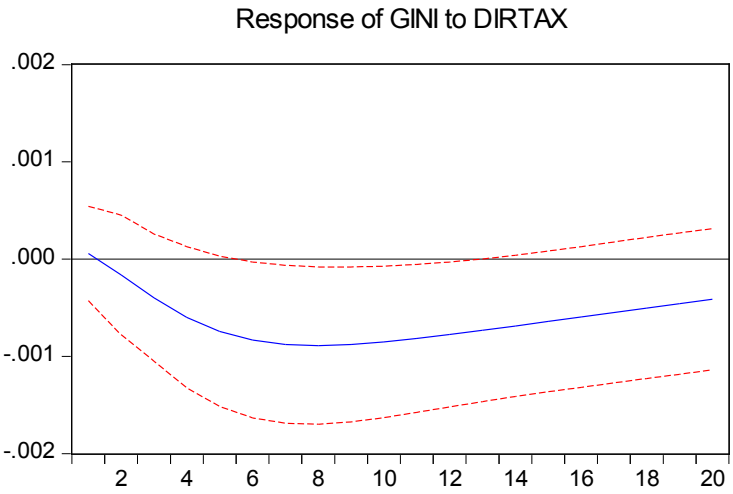
محورهای عمودی در نمودارهای موجود در این بخش نشان‌دهنده میزان واکنش متغیر شاخص جینی نسبت به شوک ناشی از مالیات‌های مستقیم و محور افقی نشان‌دهنده تعداد فصولی است که طی می‌شود تا تأثیر شوک وارده بر ضریب جینی اعمال شود.

نمودار (۳) عکس‌العمل شاخص ضریب جینی را به شوک مالیات‌های مستقیم نشان می‌دهد. همانطور که مشاهده می‌شود شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار در مالیات‌های مستقیم و افزایش مالیات‌های مستقیم (مالیات بر درآمد، مالیات بر ثروت و مالیات بر سود شرکت‌ها) ضریب جینی را کاهش می‌دهد و موجب بهبود پایدار توزیع درآمد می‌شود. این نتیجه با یافته‌های مطالعات رضاقلی‌زاده و آقایی (۱۳۹۴) و سیفی‌پور و رضایی (۱۳۹۰)، هیگینز و پریرا (۲۰۱۴) و همچنین کرودو (۲۰۱۵) سازگار است.

1. Generalized Response Function

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

نمودار (۳) - تابع واکنش آنی حاصل از مدل FAVAR



منبع: محاسبات تحقیق

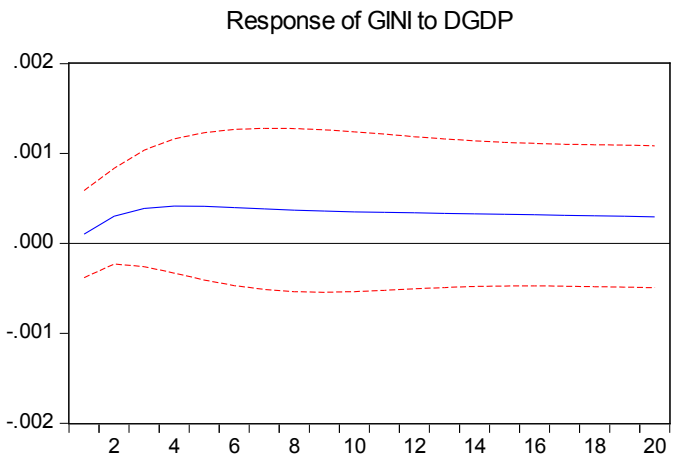
اثر مالیات‌های مستقیم از فصل پنجم تا فصل دوازدهم معنی‌دار است. افزایش درآمدهای مالیاتی دولت به‌دلیل وجود وقفه در مورد جمع‌آوری مالیات‌ها، چگونگی باز توزیع آن و در نهایت منتفع شدن جامعه از مزایای آن بعد از سپری شدن یک سال، اثر معناداری بر کاهش نابرابری درآمدی به‌جا می‌گذارد. شاخص توزیع درآمد در دوره هشتم به حداقل خود می‌رسد. اثر مثبت افزایش مالیات‌های مستقیم بر بهبود توزیع درآمد به تدریج کاسته شده و بعد از پنج سال توزیع درآمد به روند بلندمدت خود تمایل پیدا می‌کند. اثرات بازتوزیعی مالیات‌ها به‌دلیل سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها و امکان افزایش مخارج دولتی در خدماتی مانند بهداشت و آموزش عمومی می‌تواند اثرات ماندگاری در زمینه بهبود توزیع درآمد داشته باشد.

اجزای مالیات‌های مستقیم یعنی مالیات بر درآمد، مالیات بر ثروت و مالیات بر شرکت‌ها که اغلب ماهیت تصاعدی دارند و لذا بیشتر بار مالیات بر دوش افراد پردرآمد سنگینی می‌کند، می‌تواند نقش مؤثری در کاهش نابرابری توزیع درآمد داشته باشد. پرداخت‌کنندگان مالیات‌های مستقیم نمی‌توانند آن‌را به دیگران منتقل کنند، لذا اثرات توزیعی این نوع مالیات‌ها مانع از تمرکز ثروت خواهد بود و به‌همین جهت می‌تواند به‌صورت پایداری فاصله طبقاتی را ترمیم و توزیع درآمد را بهبود بخشد. مالیات بر درآمد به‌خصوص به‌صورت تصاعدی امکان بیشتری برای توزیع مجدد دارد، زیرا افراد با درآمدهای بالاتر باید مالیات بیشتری پرداخت کنند. همچنین افرادی که ثروت بیشتری دارند، با بالا رفتن نرخ‌های مالیات بخش بیشتری از ثروت و سرمایه آن‌ها در فرآیند تولید جامعه قرار می‌گیرد و با رشد اقتصادی منافع حاصل از آن

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

در جامعه توزیع خواهد شد. نیز مالیات بر سود شرکت‌ها، اگر شرکت‌ها فرصت فرار مالیاتی و انتقال آن به مصرف‌کننده را نداشته باشند، با توزیع مجدد آن در دهک‌های پایین‌تر درآمدی، می‌تواند منجر به بهبود وضع معیشتی گروه‌های هدف شود. لذا هر میزان در یک نظام مالیاتی سهم مالیات‌های مستقیم از کل درآمدهای مالیاتی بیشتر باشد، نظام مربوطه به لحاظ اثرات توزیع مجدد، کارآمدتر در نظر گرفته می‌شود. واکنش ضریب جینی در مقابل تغییرات تولید ناخالص داخلی در نمودار (۴) آورده شده است.

نمودار (۴)- تابع واکنش آنی حاصل از مدل FAVAR



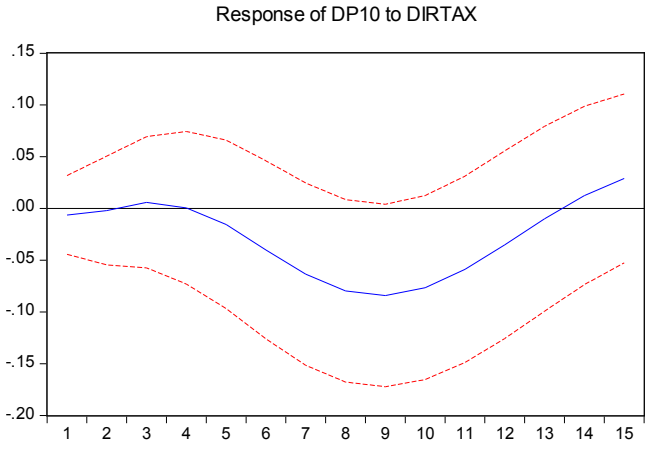
منبع: محاسبات تحقیق

طبق نمودار (۴) می‌توان گفت یک شوک مثبت در تولید ناخالص داخلی، منجر به افزایش ضریب جینی می‌شود. بیشترین میزان افزایش ضریب جینی در فصل چهارم اتفاق می‌افتد. از طرفی تولید ناخالص داخلی اثر معنی‌داری بر ضریب جینی ندارد، لذا فرضیه کوزنتس برای اقتصاد ایران مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. این نتیجه با نتایج مطالعه مهرآرا و اصفهانی (۱۳۹۴) مطابقت دارد. می‌توان گفت فرضیه کوزنتس برای کشورهای توسعه یافته مصداق دارد ولی در مورد کشورهای در حال توسعه این فرضیه مورد تأیید قرار نگرفته است و نمی‌توان آن را به‌عنوان یک قانون در نظر گرفت (آجم‌اغلو و رابینسون، ۲۰۰۲).

جهت بررسی استحکام نتایج، تأثیر مالیات‌های مستقیم بر شاخص ده درصد ثروتمندترین به ده درصد فقیرترین جمعیت (P۱۰)- به عنوان شاخصی دیگر جهت نابرابری درآمدی- آزمون می‌شود.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

نمودار (۵)- تابع واکنش آنی حاصل از مدل FAVAR



منبع: محاسبات تحقیق

همانطور که در نمودار ۵ مشاهده می‌شود، تابع واکنش آنی حاصل از شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار در مالیات‌های مستقیم، موجب کاهش شاخص P۱۰ از فصل سوم به بعد می‌شود که به معنای کاهش نابرابری است. پویایی متغیر P۱۰ هرچند از نظر آماری معنادار نیست ولی از فصل سوم تا سیزدهم رفتاری مشابه ضریب جینی در مواجهه با شوک‌های مالیات مستقیم دارد.

۵-۲-۲- تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی[1]

در حالی که توابع عکس‌العمل آنی اثر تکانه وارد بر یک متغیر درون‌زا را روی دیگر متغیرهای مدل نشان می‌دهد، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم تکانه‌های وارد شده بر متغیرهای مختلف الگو در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر را در طول زمان مشخص می‌کند. به‌عبارتی با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، می‌توانیم بررسی کنیم که تغییرات یک متغیر تا چه اندازه متأثر از اجزاء اخلال خود متغیر و تا چه اندازه متأثر از اجزای اخلال دیگر متغیرهای دورن مدل است. لذا برای تعیین اهمیت هریک از متغیرهای مدل بر شاخص ضریب جینی از تجزیه واریانس استفاده می‌کنیم. در این روش، واریانس خطای پیش‌بینی، به عناصری که شوک‌های هریک از متغیرها را در بردارند تجزیه می‌گردد. نتایج تجزیه واریانس برای شاخص ضریب جینی در جدول (۶) مشاهده می‌شود.

1. Forecast Error Variance Decomposition

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

جدول (۶) - تجزیه واریانس شاخص ضریب جینی

متغیر دوره	oil	gov	dirtax	gdp	p	F۱	F۲	F۳	F۴	F۵	gini
۱	۰/۹	۰/۱۲	۰/۰۵	۰/۱۸	۱/۳۷	۰/۹۲	۰/۰۹	۳/۷۵	۰/۰۹۸	۰/۰۹۷	۹۲/۳۸
۴	۱/۱۱	۰/۲۵	۲/۷۸	۲/۱۶	۱/۵۸	۰/۴۸	۶/۷۹	۱/۶۱	۰/۰۹۲	۰/۲۱	۸۲/۹
۸	۲/۱۹	۰/۱۶	۱۰/۴۱	۳/۲۱	۱/۱۵	۰/۳۰	۱۳/۹۶	۱/۵۳	۰/۰۸	۰/۲۶	۶۶/۷۱
۱۲	۴/۲۱	۰/۳۱	۱۵/۴۶	۳/۸۴	۲/۶۲	۰/۴۱	۱۳/۷۳	۲/۹۵	۰/۳	۰/۲۷	۵۵/۸۶
۱۶	۵/۳۷	۰/۵۷	۱۷/۰۵	۴/۲۱	۵/۲۲	۰/۹۳	۱۱/۸۵	۴/۹۷	۱/۶۲	۰/۲۶	۴۷/۹
۲۰	۵/۸۲	۰/۶۳	۱۶/۷۴	۴/۳۹	۷/۰۹	۱/۳۴	۱۰/۴۸	۶/۸۴	۳/۷۲	۰/۲۳	۴۲/۶۵

منبع: محاسبات تحقیق

همانطور که مشاهده می‌شود در دوره اول شاخص ضریب جینی حدود ۹۳ درصد از تغییرات خود را توضیح می‌دهد که این میزان بعد از بیست دوره کاهش و به حدود ۴۳ درصد می‌رسد. علاوه بر متغیر شاخص جینی که بیشترین تغییرات مربوط به خودش را توضیح می‌دهد، سهم مالیات‌های مستقیم، مخارج دولت، شاخص قیمت‌ها و درآمدهای نفتی از توضیح تغییرات شاخص جینی طی زمان افزایشی بوده‌است. شوک‌های مالیاتی بعد از فصل چهارم (پایان سال اول) بیشترین سهم از تغییرات مربوط به ضریب جینی را به‌خود اختصاص داده است، به‌طوری‌که از ۰/۰۵ درصد در فصل اول به حدود ۱۷ درصد در پایان دوره بیستم رسیده است که اهمیت موضوع مالیات‌ها در توضیح تغییرات توزیع درآمد جامعه را نشان می‌دهد. اثر تغییرات شاخص قیمت بر توزیع درآمد که با وقفه ظاهر می‌شود نیز قابل توجه است.

پیامدهای نامطلوب اجتماعی و اقتصادی افزایش نابرابری درآمدی در جامعه، دولت‌ها را بر آن داشته تا بهبود توزیع درآمد را در صدر اولویت‌های خود قرار دهند و در قالب سیاست توزیع مجدد درآمد و تخصیص بهینه منابع و تثبیت شاخص‌های اقتصاد کلان، برنامه‌های کاهش نابرابری را پیگیری نمایند. با توجه به نقش مالیات‌ها در توزیع مجدد درآمد، در این مقاله با به‌کارگیری داده‌های سری-زمانی برای فصل اول سال ۱۳۶۹ تا فصل آخر ۱۳۹۳ و نیز روش جدید خودرگرسیون برداری عامل افزوده (FAVAR) به بررسی تأثیر مالیات‌های مستقیم بر متغیر ضریب جینی به‌عنوان متداول‌ترین شاخص توزیع درآمد در ایران پرداخته شده است.

با توجه به ایرادات مدل خودرگرسیون برداری (VAR) مانند تعداد محدود و گزینشی بودن متغیرها، از

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

روش توسعه یافته توسط برنانکه و همکاران (۲۰۰۵) برای برآورد مدل استفاده شد. با به‌کارگیری تکنیک تحلیل مؤلفه‌های اصلی و طیف وسیعی از متغیرهای اقتصاد کلان (۹۹ متغیر) تعداد ۵ عامل مشترک که نشان‌دهنده شرایط اقتصادی کشور هستند استخراج می‌شود. سپس این عوامل به‌همراه متغیرهایی که تأثیر فراگیری بر اقتصاد ایران دارند وارد مدل VAR شده و پس از آزمون‌های مربوط به ایستایی و ثبات مدل، توابع واکنش آنی و نیز تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای شاخص ضریب جینی بدست آمد.

نتایج توابع واکنش آنی نشان می‌دهد که شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار در مالیات‌های مستقیم ضریب جینی را کاهش می‌دهد و موجب بهبود پایدار توزیع درآمد می‌شود. از آنجایی‌که پرداخت‌کنندگان مالیات‌های مستقیم نمی‌توانند آن‌را به دیگران منتقل کنند، لذا اثرات توزیعی این نوع مالیات‌ها مانع از تمرکز ثروت خواهد بود و به‌همین جهت می‌تواند به‌صورت پایداری فاصله طبقاتی را ترمیم و توزیع درآمد را بهبود بخشد. با وضع مالیات‌های مستقیم، صاحبان درآمدهای بالاتر باید مالیات بیشتری پرداخت نمایند (و بر افراد با درآمدهای پایین‌تر مالیات کمتری تحمیل می‌شود) به این ترتیب نوع مالیات‌ها اثرات توزیعی بهتری دارند و در کاهش نابرابری مؤثرند. نتایج بررسی استحکام نتایج نیز نشان می‌دهد که متغیر ده درصد ثروتمندترین به ده درصد فقیرترین جمعیت، رفتاری مشابه ضریب جینی در مواجهه با شوک‌های مالیات مستقیم دارد. از طرفی شوک مثبت تولید ناخالص داخلی به اندازه یک انحراف معیار طی دوره مورد بررسی، باعث افزایش نابرابری می‌شود، در نتیجه فرضیه کوزنتس برای اقتصاد ایران تأیید نمی‌شود. می‌توان گفت فرضیه کوزنتس برای کشورهای توسعه یافته مصداق دارد ولی در مورد کشورهای در حال توسعه این فرضیه مورد تأیید قرار نگرفته است و نمی‌توان آن را به عنوان یک قانون در نظر گرفت.

نتایج تجزیه واریانس نیز نشان می‌دهد که جدا از شاخص ضریب جینی که بیشترین تغییرات خود را توضیح می‌دهد، سهم مالیات‌های مستقیم، در توضیح تغییرات ضریب جینی طی زمان افزایش می‌یابد که این مسأله اهمیت مالیات‌های مستقیم در تعیین چگونگی توزیع درآمد جامعه را به‌خوبی نشان می‌دهد.

با توجه به نتایج مطالعه و تأثیر مثبت و پایدار مالیات‌های مستقیم بر توزیع درآمد، پیشنهادات زیر جهت بهبود توزیع درآمد ارائه می‌شود:

– ایجاد بانک شفاف اطلاعاتی برای شناسایی مؤدیان مالیاتی و سطح درآمدهای واقعی آن–ها برای افزایش درآمدهای مستقیم مالیاتی و جلوگیری از فرار مالیاتی.

– شناسایی فعالیت‌های اقتصاد زیرزمینی جهت افزایش درآمدهای مالیاتی با هدف بهبود ملاک توزیع درآمد.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

– جلوگیری از معافیت‌های غیرضروری و پذیرش این اصل که هر صاحب درآمدی فارغ از منبع کسب درآمدش مشمول مالیات شود.

– سیستم مالیاتی به‌صورت تصاعدی طراحی شود تا افراد با درآمدهای بالاتر ملزم به پرداخت بخش بیشتری از مالیات شوند و برعکس.

– ساختار تصاعدی نرخ‌های مالیات به‌گونه‌ای تنظیم شود که طیف وسیع‌تری از افراد کم درآمد با نرخ‌های پایین‌تر مشمول مالیات شوند و برعکس.

– مصرف درآمدهای ناشی از مالیات‌ها در زمینه‌های زیرساختی مانند بهداشت، آموزش، حمل و نقل و پرداخت‌های انتقالی برای گروه‌های هدف و ... که موجب افزایش رفاه عمومی به‌خصوص اقشار کم‌درآمد جامعه می‌شود.

به‌طور خلاصه می‌توان گفت با توجه به اینکه با وضع مالیات‌های مستقیم، صاحبان درآمدهای بالاتر باید مالیات بیشتری پرداخت نمایند (و لذا بر افراد با درآمدهای پایین‌تر مالیات کمتری تحمیل می‌شود)، این نوع مالیات‌ها اثرات توزیعی بهتری دارند و در ایجاد برابری درآمدی و کاهش نابرابری مؤثرند.

دولت با اعمال سیستم مالیات‌های مستقیم و شناسایی مؤدیان و درآمدهای واقعی ایشان، می‌تواند در دستیابی به توزیع عادلانه درآمد و در نتیجه کاهش فقر توفیق یابد. در نتیجه می‌توان شاهد ارتقای سطح کارآمدی در این بخش از سیاست‌های مالی با هدف بهبود توزیع درآمد درکشور بود.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

فهرست منابع

۱. ادیب‌پور، مهدی، محمدی‌ویایی، آزاده (۱۳۹۵). اثر فساد اقتصادی بر نابرابری توزیع درآمد، فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان، سال چهارم، شماره ۱۴، صص ۱۵۳-۱۶۸.

۲. اسداله زاده بالی، میررستم (۱۳۸۷). اثربخشی مالیات بر نابرابری و توزیع درآمد در ایران، فصلنامه مالیات، دوره جدید، شماره اول (مسلسل ۴۹)، صص ۷۳- ۹۲.

۳. امین‌رشتی، نارسیس، رفعت‌میلانی، مژگان (۱۳۹۰). بررسی اثر مالیات بر ارزش افزوده بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب، پژوهشنامه مالیات، شماره ۵۹، صص ۶۳- ۸۴.

۴. پیش‌بهار، اسماعیل، قهرمان‌زاده، محمد و مریم جعفری‌ثانی (۱۳۹۲). تأثیر شوک‌های نقدینگی بر قیمت مواد غذایی در ایران: رهیافت مدل خودرگرسیون برداری عامل افزوده، اقتصاد توسعه و کشاورزی، جلد ۲۷، شماره ۴، صص ۳۱۹-۳۲۷.

۵. پیش‌بهار، اسماعیل، قهرمان‌زاده، محمد و علی فرهادی (۱۳۹۴). بررسی اثرات تورم بر تولید و رشد بخش‌های اقتصاد ایران با تأکید بر بخش کشاورزی، اقتصاد کشاورزی، جلد نهم، شماره ۱، صص ۱۹-۴۱.

۶. پیکتی، توماس (۲۰۱۴). سرمایه در قرن بیست‌ویکم، ترجمه اصلان قودجانی، انتشارات نقد فرهنگ، تهران، ۱۳۹۳.

۷. حیدری، حسن (۱۳۹۰). ارزیابی تأثیر شوک‌های پولی بر قیمت و سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن با استفاده از یک الگوی FAVAR، فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، شماره ۶، صص ۱۲۹-۱۵۳.

۸. حیدری، حسن، احمدزاده، عزیز (۱۳۹۴). تغییرات نرخ ارز و اثر آن بر زنجیره قیمت‌ها در ایران، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۷۴، صص ۱-۲۸.

۹. دادگر، یداله (۱۳۸۳)، مالیه عمومی و اقتصاد دولت، دانشگاه تربیت مدرس، پژوهشکده اقتصاد، تهران

۱۰. دادگر، یدالله، نظری، روح الله و فاطمه مهربانی (۱۳۸۷)، تأثیر سیاست‌های مالی و تکانه‌های قیمت بنزین بر توزیع درآمد و رفاه در ایران، رفاه اجتماعی، دوره ۷ ، شماره ۲۸ ، صص ۱۰۶- ۱۲۹.

۱۱. دهمرده، نظر، صفدری، مهدی و مهیم شهیکی‌تاش (۱۳۸۹). تأثیر شاخص‌های کلان بر توزیع درآمد در ایران ۱۳۵۳- ۱۳۸۶، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، دوره ۱۴، شماره ۵۴، صص ۲۵- ۵۵.

۱۲. راغفر، حسین، موسوی، میرحسین، کلاردهی، الهه‌افروز و معصومه فولادی (۱۳۹۵). بررسی سیاست‌های مالیاتی بر رفاه مصرف‌کننده در قالب الگوی تعادل نسل‌های همپوش (OLG)، پژوهشنامه مالیات،

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

شماره سی‌ویکم (مسلسل ۷۹)، صص ۳۱-۵۸.
۱۳. رحیمی بدر، بیتا (۱۳۹۲). برآورد الگوی توزیع درآمد مناطق شهری و روستایی ایران با استفاده از اشکال مختلف تابعی تصریح شده (پارامتریک) برای منحنی لورنز، فصلنامه راهبرد اقتصادی، سال دوم، شماره ۴، صص ۹۵ – ۱۲۰.
۱۴. رضا قلی‌زاده، مهدیه، آقایی، مجید (۱۳۹۴). بررسی تأثیر مالیات‌های مستقیم بر توزیع درآمد در ایران، فصلنامه مجلس و راهبرد، دوره ۲۲، شماره ۸۴، صص ۱۲۹-۱۵۶.
۱۵. سیفی پور، رویا، رضایی، محمدقاسم (۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با تأکید بر مالیات‌ها، پژوهشنامه مالیات، سال نوزدهم، شماره ۱۰، صص ۱۲۱- ۱۴۲.
۱۶. سپهردوست، حمید، زمانی، صابر (۱۳۹۴). بهبود پارتویی توزیع درآمد و سیاست گذاری مالیاتی، فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان، سال سوم، شماره ۱۰، صص ۱۰۷- ۱۲۷.
۱۷. شکوری، عای، ثاقب‌فرد، محمد (۱۳۸۷). بررسی تأثیر نظام مالیاتی بر توزیع درآمد در ایران، فصلنامه مالیات، دوره جدید، شماره سوم (مسلسل ۵۱)، صص ۱۰۵-۱۳۹.
۱۸. شکیبایی، علیرضا، خراسانی، محمود (۱۳۹۱). بررسی تأثیر عوامل مؤثر بر عملکرد مالیاتی ایران با استفاده از داده‌های استانی، فصلنامه راهبرد اقتصادی، سال اول، شماره دوم، صص ۱۸۱- ۲۰۰.
۱۹. صمدی، سعید، زاهدمهر، امین و ایوب فرامرزی (۱۳۸۷). بررسی اثرسیاست‌های مالی دولت بر توزیع درآمد و رشد اقتصادی در ایران، پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۴۹، صص ۹۹-۱۱۹.
۲۰. قطمیری، محمدعلی، اسلاملوئیان، کریم (۱۳۸۷). برآورد تلاش مالیاتی در ایران و مقایسه آن با کشورهای در حال توسعه منتخب، تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۳ شماره ۸۳، صص ۱۶۳- ۱۸۶.
۲۱. مهرآرا، محسن، اصفهانی، پویا (۱۳۹۴). بررسی رابطه بین توزیع درآمد و ساختار مالیاتی کشورهای منتخب، پژوهشنامه مالیات، شماره بیست و هشتم (مسلسل ۷۶). صص ۲۰۹-۲۲۸.
22. Acemoglu, D., Robinson, J. A. (2002). The Political Economy of the Kuznets Curve, Review of Development Economics, Vol. 6, No. 2, pp. 183-203.
23. Baer, W., Fialho, A. (2008). Tax Burden, Government Expenditures and Income Distribution in Brazil, The Quarterly Review of Economics and Finance, Vol. 48, No. 2, pp. 345–358.
24. Bai, J., Ng, S. (2002). Determining the Number of Factor in Approximate Factor

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

Models, Economica, Vol. 70, No. 1, pp. 191-221.

25. Benabou, R. (2000). Unequal Societies: Income Distribution and the Social Contract, American Economic Review , Vol. 90, No. 2, pp. 96-129.

26. Bernanke, B., Boivin, J., Eliasz, P. (2005). Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach, The Quarterly Journal of Economics, Vol. 120, No. 1, pp. 387–422.

27. Biswas, S., Chakraborty, I., Hai., R. (2015). Income Inequality, Tax Policy, and Economic Growth, Conf. Paper, National Tax Association Annual Meetings, University of Chicago.

28. Blaes, B (2009). Money and monetary policy transmission in the Euro Area: Evidence from FAVAR and VAR approaches, Deutsche Bundesbank Discussion Paper, No. 18.

29. Breitung, J., Eickmeier, S. (2005). Dynamic Factor Model, Deutsche Bundes Bank Discussion Paper, Economic Studies, No. 38.

30. Cevik, S., Correa-Caro, C. (2015). Growing (un)equal: Fiscal Policy and Income Inequality in China and BRIC+, IMF Working Paper, No. 15/68.

31. Crudu, R (2015). The Influence of Fiscal Policy on Income Inequality in European Union's Member States, Business Systems and Economics, Vol. 5, No. 1, pp. 46-60.

32. Damuri, Y. R., Perdana, A. (2003). The Impact of Fiscal Policy on Income Distribution and Poverty: A Commutable General Equilibrium Approach for Indonesia, CSLS Economics Working Paper, No. 68.

33. DeFina, R., Kishor Thanawala, K. (2004) International Evidence on the Impact of Transfers and Taxes on Alternative Poverty Indexes, Social Science Research, Vol. 33, No. 1, pp. 322–338.

34. De Mello, L., Tiongson, E. (2003) Income Inequality and Redistributive Government Spending, IMF Working Paper, No. 03/14.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

35. Fluckiger,Y., Zarin-Nejadan, M. (1994). The Effect of Macroeconomic Variables on the Distribution of Income: The Case of Switzerland, Journal of Income Distribution, Vol. 4, No. 1, PP. 25-39.

36. Higgins, S., Pereira, C. (2014). The Effects of Brazil's Taxation and Social Spending on the Distribution of Household Income, Public Finance Review, vol. 42, No. 3, pp. 346-367

37. Ivanov, V., Kilian, L. (2005). A Practitioner's Guide to Lag Order Selection for VAR Impulse Response Analysis, Studies in Non-linear Dynamics & Econometrics, Vol. 9, No.1, pp. 1-34.

38. Kaasa, A. (2003). Factors Influencing Income Inequality in Transition Economics, The M.A Lecturer, University of Tartu, Faculty of Economics and Business Administration.

39. Konow, J. (2003). Which is fairest one of all? A Positive Analysis of Justice Theories, Journal of Economic Literature, Vol. 41, No. 1, pp. 1188-1238.

40. Lustig, N., Pessino, C., Scott, J. (2014). The Impact of Taxes and Social Spending on Inequality and Poverty in Argentina, Bolivia, Brazil, Mexico, Peru, and Uruguay: Introduction to the Special Issue, Public Finance Review, Vol. 42, No. 3, pp. 287-303.

41. 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, Vol. 200, No. 1, pp. 95- 130.

42. Muinelo-Gallo, L., Roca-Sagales, O. (2011). Economic Growth and Inequality: the Role of Fiscal Policies, Australian Economic Papers, Vol. 50, No. 2, pp. 74–97.

43. Myles, G. (2000). Taxation and Economic Growth, Fiscal Study, Vol. 21, No 1, pp. 141-168.

44. Pesaran, M. H., Shin, Y. (1998). Impulse Response Analysis in Linear Multivar-

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]

iate Models, Economics Letters, Vol. 58, pp. 17-29.

45. Rosen, H. S (2005), Public Finance, 7th ed., New York, Mc Graw-Hill Irwin.

46. Stock, J., Watson, M.W. (2002). Macroeconomic Forecasting using Diffusion Indexes, Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 20, No. 2, pp. 147–162.

47. Torres, C., Mellbye, K., Brys, B. (2012). Trends in Personal Income Tax and Employee Social Security Contribution Schedules, OECD Taxation Working Papers, No. 12, OECD Publishing.

[Downloaded from taxjournal.ir on 2026-11-12]