فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال یازدهم، شماره ۳ «پیاپی ۳۹» پاییز ۱۳۹۶، صفحه‌های ۹۸- ۷۵)

سیاست‌های مالی و توزیع درآمد در ایران: رهیافت FAVAR[1]

سیدکمال صادقی[*]، محمدباقر بهشتی[**]، رضا رنج‌پور[+]، سعید ابراهیمی[×]

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۳/۲۹ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۷/۰۲

چکیده

هدف این مقاله بررسی تاثیر سیاست‌های مالی دولت بر توزیع درآمد است. برای این منظور از روش نوین خودرگرسیون برداری عامل افزوده (FAVAR) و داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۶۹ برای ۹۹ متغیر اقتصاد کلان استفاده شده است. توابع واکنش آنی حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد یک شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار در مخارج جاری دولت ضریب جینی را افزایش داده و موجب بدتر شدن توزیع درآمد می‌شود؛ در حالی که شوک مخارج عمرانی دولت، شوک مالیات‌های مستقیم و شوک مالیات‌های غیرمستقیم با کاهش ضریب جینی باعث بهبود توزیع درآمد می‌گردند. با توجه به نتایج، دولت می‌تواند با کاهش هزینه‌های جاری غیرمولد، افزایش هزینه‌های عمرانی هدفمند و نیز تقویت سیستم مالیاتی، الگوی توزیع درآمد جامعه را به سمت برابری بیشتر سوق دهد.

طبقه‌بندی JEL: H5, H2, I38.

واژگان کلیدی: توزیع درآمد، سیاست مالی، روش FAVAR، توابع واکنش آنی.

---

[1] مقاله مستخرج از رساله دکتری سعید ابراهیمی به راهنمایی دکتر سیدکمال صادقی در دانشگاه تبریز است.

[*] دانشیار اقتصاد دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: sadeghiseyedkamal@gmail.com

[**] استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تبریز، پست الکترونیکی: beheshti@tabrizu.ac.ir

[+] دانشیار اقتصاد دانشگاه تبریز، پست الکترونیکی: reza.ranjpour@gmail.com

[×] دانشجوی دکتری اقتصاد مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز، پست الکترونیکی: ebrahimi.ut@gmail.com

۱. مقدمه

در سال‌های اخیر حضور دولت چه از نظر کمی (حجم فعالیت) و چه از نظر کیفی (عمق و پیچیدگی وظایف) در زمینه مسائل اجتماعی و اقتصادی به صورت مداوم افزایش یافته است. نقش توزیعی دولت به دلیل گستردگی آن و ارتباط مستقیم با آحاد مردم از اهمیت خاصی برخوردار است[۱]؛ به طوری که توزیع عادلانه درآمد یکی از اهداف مهم برنامه‌ریزی‌های اقتصادی کشورها بشمار می‌رود (دی‌ملو و تیانگسون[۲]، ۲۰۰۳: ۳). نابرابری می‌تواند انسجام اجتماعی را تضعیف کند، موجب کاهش تحرک درآمدی بین نسلی شود و چالش‌هایی مانند نارضایتی‌های اجتماعی و بی‌ثباتی سیاسی را ایجاد کند (شالتگر و ودر[۳]، ۲۰۱٤: ۱).

وجود نابرابری‌های گسترده در توزیع درآمد به بروز فقر و افزایش داخلی آن و ایجاد شکاف بیشتر در طبقات جامعه منجر می‌شود. از بعد اقتصادی، افزایش فقر با تاثیری که بر سطح سلامت، بهداشت، تغذیه و آموزش افراد جامعه دارد، باعث کاهش بهره‌وری اقتصادی و کاهش رشد اقتصادی و تولید و درآمد ملی شده و در یک دور باطل مجددا منجر به تشدید فقر می‌شود.

در ایران علی‌رغم تدوین و اجرای سیاست‌های مختلف[٤] به نظر می‌رسد عواملی نظیر رکود اقتصادی، تورم بالا، بیکاری شدید، تغییرات جمعیتی و یارانه‌های عام و غیرهدفمند سبب گردیده تا همچنان با معضل فقر و عواقب ناشی از آن در سطح کشور درگیر باشیم؛ بنابراین شناخت عوامل موثر بر توزیع درآمد و طراحی و اجرای سیاست‌های اقتصادی مناسب جهت کاهش نابرابری درآمد ضروری به نظر می‌رسد.

این مطالعه می‌کوشد با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳٦۹، تاثیر سیاست‌های مالی بر توزیع درآمد در ایران را به طور تجربی و با به کارگیری روش خودرگرسیون برداری عامل افزوده[۵] مورد بررسی قرار دهد. در ادامه، این مقاله به صورت زیر سازمان‌دهی می‌شود: در بخش ادبیات موضوع، ابتدا مبانی نظری بیان شده و روند برخی

---

[۱] اقتصاد بخش عمومی به طور معمول ۵ وظیفه – قانون‌گذاری، ثبات بخشی، تخصیصی، توزیعی و هدایت‌گری – را برای دولت قایل می‌شود (توکلی، ۱۳۹۲: ٦۱).

[2] De Mello and Tiongson

[3] Schaltegger and Weder

[٤] مانند طرح سهمیه‌بندی و کوپن، مسکن مهر، سبد کالا، کمیته امداد، پرداخت‌های مستقیم دولت.

[5] Factor-Augmented Vector Auto Regression (FAVAR)

متغیرهای مهم بررسی 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، نتایج مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته و پیشنهادها سیاستی ارائه می‌شوند.

۲. مروری بر ادبیات

دولت با اعمال سیاست مالی مناسب می‌تواند بستر لازم برای نیل به سمت برابری درآمدی دهک‌های مختلف جمعیتی را ایجاد کرده و به توزیع مجدد درآمدها دست بزند. سیاست مالی بخشی از سیاست‌های مدیریت تقاضا است که از سوی دولت اجرا می‌شود. جریان پرداخت‌ها و دریافت‌های دولت که در قالب بودجه دولت آشکار می‌شود، متغیرهای اصلی سیاست مالی دولت را تشکیل می‌دهند (ابونوری و همکاران، ۱۳۸۹: ۱۱۸). به کارگیری درست ابزار سیاست مالی، به عنوان 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.

ترکیب مخارج دولت به صورت مستقیم و غیرمستقیم بر نابرابری درآمدی تاثیر دارد. در حالی که یارانه‌ها و مالیات‌ها به صورت مستقیم نابرابری را متاثر می‌سازند، مخارج صورت گرفته جهت خدمات عمومی مانند آموزش و بهداشت از کانال تقویت توانایی‌های افراد می‌تواند به صورت غیرمستقیم بر توزیع درآمد موثر باشد (ویگاس و ریبیرو[1]، ۲۰۱۳: ۱٤٦).

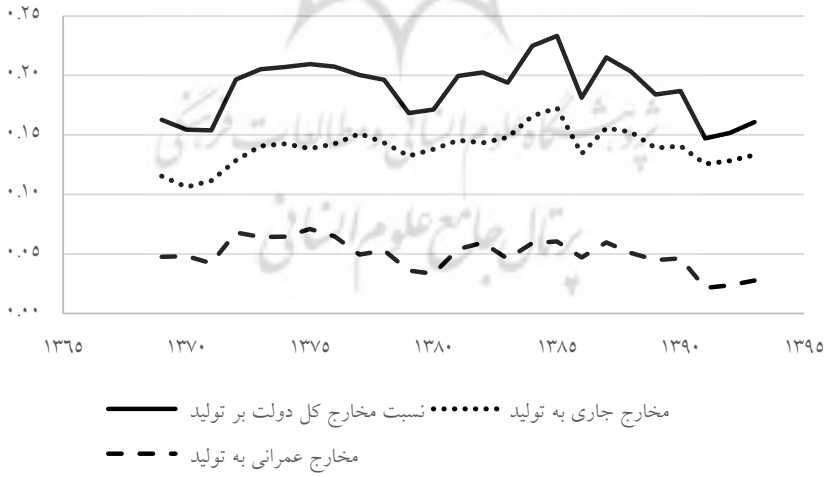
هزینه‌های دولت از طریق بهبود توانمندی نیروی کار و ایجاد زیرساخت‌های اجتماعی و اقتصادی می‌تواند اثرات تعیین‌کننده‌ای بر الگوی توزیع درآمد داشته باشد (لوستیگ و همکاران[2]، ۲۰۱٤: ۲۹۲). با افزایش مخارج عمرانی دولت، سازوکارهای فزاینده درآمد فعال و قدرت خرید جامعه افزایش می‌یابد. در نتیجه، با افزایش تقاضا برای کالا و خدمات ایجاد شده، سرمایه‌گذاری مجددا بیشتر خواهد شد. تداوم این چرخه منجر به ایجاد اشتغال و درآمد پایدار و بنابراین، بهبود توزیع درآمد جامعه خواهد شد. اما مخارج جاری دولت که اثر غیرتولیدی دارد معمولا متوجه گروه‌های پردرآمد جامعه می‌شود و امکان بهره‌مند شدن اقشار کم‌درآمد را فراهم نمی‌کند (اکبری و همکاران، ۱۳۹۰: ۲).

[1] Viegas and Ribeiro
[2] Lustig et al.

مالیات به عنوان منبع دائمی و قابل پیش‌بینی، همواره مورد توجه دولت‌مردان بوده است. اعمال مالیات چه به جهت کسب درآمد و چه به منظور 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 جابجایی 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 فقیران، دریافت کند. در واقع، تاثیر مالیات بر درآمد از طریق انتقال درآمد از بازار به دولت و از دولت به کل جامعه اعمال می‌شود. از طریق مالیات، دولت می‌تواند در بازار دخالت کرده، هزینه‌های خود را تامین نموده و توزیع درآمد را متاثر سازد.

۲-۱. روند ابزارهای سیاست مالی و توزیع درآمد در ایران

نمودار (۱) نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی را طی سال‌های اخیر نشان می‌دهد.



نمودار ۱. نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی

منبع : نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی

همان طور که مشاهده می‌شود مخارج دولت سهمی حدود ۲۰ درصد از تولید ناخالص

داخلی را به خود اختصاص می‌دهد؛ در حالی که مخارج جاری دولت بخش بیشتر مخارج دولت را تشکیل می‌دهد، سهم مخارج عمرانی دولت، در این مدت، تقریبا مقدار ثابتی بوده است. از این‌رو، در این بازه زمانی، هزینه‌های دولت در بخش جاری غیرمولد صورت گرفته و بنابراین، نمی‌توان اثرات حقیقی ملموسی از مخارج دولتی انتظار داشت.

در نمودار (۲) نسبت درآمد مالیاتی به تولید ناخالص داخلی (نسبت مالیاتی) طی دوره ۱۳٦۸ تا ۱۳۹۳ برای ایران ارائه شده است. این نسبت در کشورهای توسعه یافته به دلایلی مانند بالابودن کارایی سیستم مالیاتی و فرهنگ مالیاتی بیشتر از سایر کشورهاست. نسبت مالیاتی در دهه اول هزاره جدید در کشورهای اتحادیه اروپا به طور متوسط، حدود ۲۰ درصد، در کشورهای با درآمد بالا حدود ۱۵ درصد و متوسط جهانی آن نیز حدود ١٤ درصد است (بانک جهانی[1]، ۲۰۱٦)؛ در حالی که این نسبت برای ایران در این دوره زمانی معمولا کمتر از ۸ درصد بوده که فاصله زیادی حتی با متوسط جهانی داشته و تناسبی با افزایش هزینه‌های دولتی ندارد.

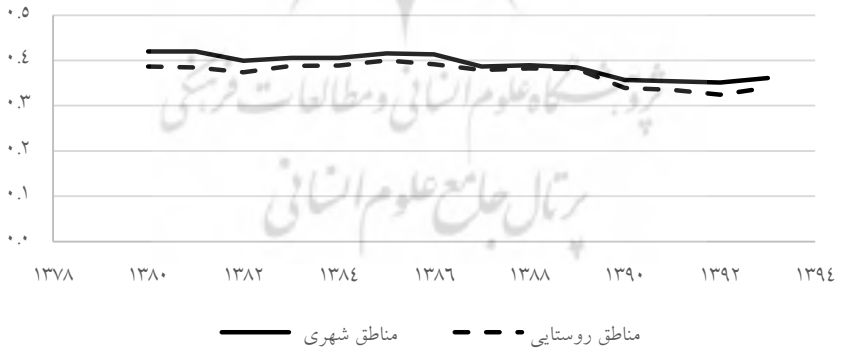
نمودار ۲. نسبت مالیاتی

منبع : نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی

ضریب جینی مشهورترین شاخص نابرابری توزیع درآمد و متداول‌ترین آن‌ها از نظر استفاده در بررسی‌های توزیع درآمد است. به لحاظ آماری، ضریب جینی نسبت اندازه نابرابری توزیع درآمد در جامعه به حداکثر نابرابری درآمدی ممکن در یک توزیع کاملا ناعادلانه است. ضریب

[1] Word Development Indicator (WDI)

جینی یک عدد مطلق است و در مقایسه با سایر سال‌ها، امکان بررسی آن وجود دارد. این شاخص به واحد اندازه‌گیری داده‌ها بستگی ندارد، همچنین قابلیت به کارگیری برای داده‌های منفی را دارد. مقدار ضریب جینی در محدوده (۰ و ۱) قرار دارد که صفر بیانگر برابری کامل و یک نشان‌دهنده نابرابری کامل در توزیع درآمد است (اصل بهنجارسازی). ضریب جینی به تغییر تمام درآمدها به یک اندازه مشخص حساسیت نشان می‌دهد (اصل حساسیت به تغییر برابر کلیه درآمدها) به این معنا که با اضافه یا کم شدن مقدار معینی از درآمدها، اندازه شاخص جینی کاهش یا افزایش می‌یابد؛ اما در صورتی که درآمد تمامی افراد جامعه به یک نسبت تغییر کند، ضریب جینی هیچ‌گونه تغییری نمی‌کند (اصل عدم حساسیت به تغییر متناسب همه درآمدها). از طرفی ضریب جینی مستقل از میانگین بوده و متقارن می‌باشد؛ به این معنا که اگر افراد درآمدهای خودشان را دو به دو معاوضه کنند، تغییری در ضریب جینی حاصل نمی‌شود (ابونوری و اسناوندی، ۱۳۸٤: ۱۸۵). روند شاخص ضریب جینی طی سال‌های ۱۳۸۰– ۱۳۹۳ در نمودار (۳) ارائه شده است.



نمودار ۳. ضریب جینی

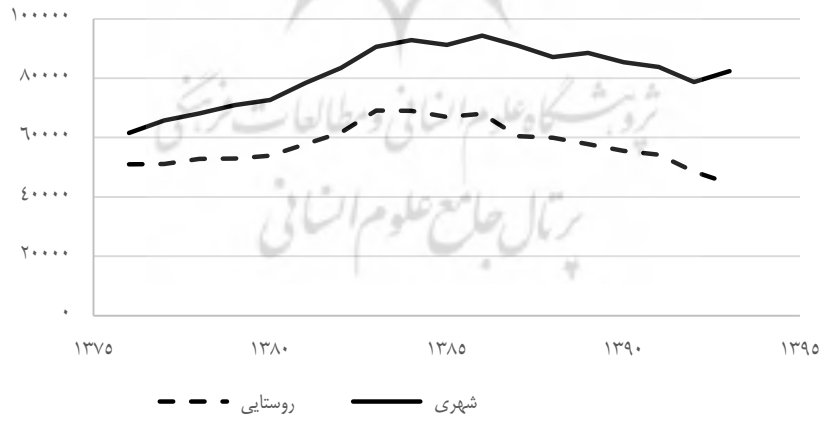
منبع: مرکز آمار ایران

ضریب جینی در دوره زمانی یاد شده در مناطق شهری و روستایی نوساناتی داشته است. ولی کاهش آن طی دوره موردنظر کاملا ملموس است؛ به طوری که کمترین مقدار ضریب جینی در هر دو جامعه مربوط به سال ۱۳۹۲ به ترتیب با مقدار ۰/۳۵۱۲ برای مناطق شهری و ۰/۳۲٤۳

برای مناطق روستایی است. داده‌ها نشان می‌دهد در هر دو منطقه شهری و روستایی ضریب جینی سال ۱۳۹۳ افزایش داشته است که می‌تواند یکی از پیامدهای تورم بالا، رکود عمیق و افزایش نرخ ارز و تحریم‌های ظالمانه علیه کشور که از سال‌های قبل آغاز شده بود، باشد.

جهت بررسی تغییرات رفاه اجتماعی می‌توان از شاخص‌های اندازه‌گیری مربوط به آن استفاده کرد. یکی از توابع پرکاربرد در این زمینه تابع رفاه اجتماعی سن[1] می‌باشد (جمشیدی و سلیمی‌فر، ۱۳۹۲: ۲۵٦) که روند تغییرات آن در نمودار (٤) مشاهده می‌شود.

در محاسبه این شاخص به‌جای متغیر درآمد سرانه از متوسط هزینه ناخالص سرانه (به قیمت ثابت ۱۳۹۰) استفاده شده است[2]. با توجه به کمتر بودن هزینه سرانه در مناطق روستایی نسبت به مناطق شهری، شاخص رفاه اجتماعی در این مناطق همواره کمتر از مناطق شهری است. این شاخص در مناطق شهری تا سال ۱۳۸٦ روند صعودی داشته و در این سال به بیشترین مقدار خود رسیده است. در مناطق روستایی نیز بیشترین مقدار در سال ۱۳۸۳ به وقوع پیوسته است.



نمودار ٤. شاخص رفاه سن

منبع: یافته‌های تحقیق

[1] Sen, 1977: 1548

[2] از آنجا که آمارهای مربوط به درآمد معمولاً دچار فروبرآوردی است، در محاسبه شاخص‌ها از آمار هزینه به‌جای آن استفاده می‌شود (کفائی و نصیری، ۱۳۸۸: ۱۰۷).

از سال ۱۳۸٦ به بعد هم در مناطق شهری و هم در مناطق روستایی با وجود کاهش ضریب جینی (نمودار ۳)، شاخص رفاه اجتماعی با کاهش قابل توجهی مواجه شده است. مقدار این شاخص در سال ۱۳۹۲ کمتر از رقم شاخص در سال ۱۳۸۱ است. این نتایج نشان می‌دهد، در این دوره به دلیل تغییرات شاخص، بهای کالا و خدمات شهری و روستایی و رشد منفی متوسط هزینه‌های خانوار[1]، توزیع برابرتر درآمد منجر به افزایش رفاه نشده است. لذا شاخص‌های نابرابری بدلیل فقیرتر شدن طبقه متوسط و ملحق شدن این طبقه به گروه‌های با درآمد کم، عدد پایینی را نشان می‌دهند.

۲-۲. مطالعات تجربی

فطرس و معبودی (۱۳۹۵) با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نتیجه گرفتند که تکانه‌های مثبت، پایه پولی و مخارج دولت، نابرابری درآمدی را افزایش داده است. رضاقلی‌زاده و آقایی(۱۳۹٤) نشان دادند اعمال مالیات بر درآمد اشخاص موجب بهبود توزیع درآمد و کاهش نابرابری دهک‌های مختلف درآمدی شده است.

رضایی و همکاران (۱۳۹۲) با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری نتیجه گرفتند که افزایش اندازه دولت، نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی باعث بدتر شدن توزیع درآمد در ایران می‌شود. اکبری و همکاران (۱۳۹۰) دریافتند افزایش مخارج جاری سرانه با افزایش نابرابری و افزایش مخارج عمرانی سرانه با بهبود توزیع درآمد همراه بوده است.

صادقی شاهدانی و همکاران (۱۳۸۸) نشان دادند افزایش اندازه دولت در بعد تصدی‌گری باعث بدتر شدن توزیع درآمد و افزایش اندازه دولت در بعد حاکمیتی منجر به بهبود برابری درآمدی شده است. صمدی و همکاران (۱۳۸۷) نتیجه گرفتند که در ایران بیشتر درآمدهای دولت از افراد کم‌درآمد جامعه تامین شده و بیشتر هزینه‌های دولت برای افراد ثروتمند جامعه بوده است که این امر، باعث نابرابری اجتماعی طی دوره مورد بررسی شده است.

نتایج مطالعه کابرا و همکاران[2] (۲۰۱۵) نشان می‌دهد سیاست‌های مالی تاثیر ناچیزی بر نابرابری و فقر در نمونه مورد بررسی دارد. باتی و همکاران[3] (۲۰۱۵) نتیجه گرفتند که

---

[1] طرح هزینه درآمد خانوار سال‌های مختلف، مرکز آمار ایران

[2] Cabrera, et al.

[3] Bhatti, et al.

ابزارهای سیاست مالی تاثیر معناداری بر بهبود توزیع درآمد پاکستان داشته است؛ به طوری که ترکیبی از مالیات بر فروش، مالیات بر درآمد و هزینه‌های دولتی می‌تواند بدون بدتر کردن کسری بوجه دولت، نابرابری درآمدی را کاهش دهد.

مارتینز وازکوئز و همکاران[1] (۲۰۱۲) دریافتند 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 تاثیر منفی بر توزیع درآمد دارد. علاوه بر آن، سهم بالای مخارج عمومی از GDP مانند سهم آموزش و بهداشت، تاثیر مثبت بر توزیع درآمد دارد.

نتایج مطالعه سانگ و پارک[2] (۲۰۱۱) نشان می‌دهد مالیات‌های مستقیم و تامین اجتماعی ضریب جینی را کاهش می‌دهد. همچنین، مصرف درآمدهای مالیاتی در زیرساخت‌های آموزشی و بهبود زندگی گروه‌های هدف، اثرات بازتوزیعی معناداری در کره جنوبی به همراه دارد. آفونسو و همکاران[3] (۲۰۱۰) نتیجه گرفتند که مخارج عمومی هدفمند و دسترسی به امکانات آموزشی بهتر منجر به برابری بیشتر درآمدی برای کشورهای OECD طی دوره ۱۹۸۰– ۲۰۰۰ شده است. دفینا و تاناوالا[4] (۲۰۰٤) دریافتند که مالیات و پرداخت انتقالی مستقیم، شدت فقر را در کشورهای بلژیک، دانمارک، فنلاند، فرانسه و ایرلند ۹۰ درصد و در امریکا ٤۸ درصد کاهش داده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۳. روش تحقیق

۳-۱. معرفی الگو

یکی از اصلی‌ترین نقاط ضعف مدل‌های VAR این است که نمی‌توان تعداد زیادی از متغیرها را در آن به کار گرفت، زیرا افزایش تعداد متغیرها به سرعت از درجه آزادی آن می‌کاهد (بلیز[5]، ۲۰۰۹: ۲). این مسئله پژوهش‌گر را به سمت گزینش از بین متغیرهای مختلف بر اساس سلیقه محققان سوق می‌دهد که پیامد آن، استفاده ناکارآمد از اطلاعات موجود و دست نیافتن به یک

[1] Martínez-Vázquez, et al.
[2] Sung and Park
[3] Afonso, et al.
[4] DeFina and Thanawala
[5] Blaes

ارزیابی جامع و کامل از اثر شوک‌ها بر اقتصاد است. همچنین در مدل‌های استاندارد VAR توابع واکنش آنی صرفا برای متغیرهای محدود موجود در مدل قابل ارائه است؛ در حالی که برای بررسی دقیق‌تر اثر شوک‌های اقتصادی نیاز است که اثر این شوک‌ها بر سایر متغیرهای موثر اقتصادی مدل‌سازی شود. نقاط ضعف مدل‌های خودرگرسیون سنتی، توجه محققان را برای ابداع روش‌هایی که ساختار و محتوای آن‌ها دربرگیرنده اطلاعات وسیعی از شرایط اقتصادی باشد معطوف داشت.

برنانکی و همکاران[1] (۲۰۰۵) با استفاده از یک یا چند عامل[2] که اطلاعات متغیرهای سری زمانی متعددی را به طور بهینه در خود جای داده‌اند، مدل خودرگرسیونی برداری عامل افزوده (FAVAR)[3] را معرفی کردند. ایشان بر اساس کاربرد الگوهای عامل پویا در اقتصاد، به ارائه یک روش اقتصادسنجی برای رفع کاستی‌های الگوی VAR 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.

فرض می‌شود که Y_t یک بردار $M \times 1$ از متغیرهای ایستای مشاهده شده‌ای[4] است که تاثیر 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 $K \times 1$ از عامل‌های مشاهده نشده[5]، F_t، وارد مدل می‌شود که K کوچک است. این عامل‌های 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 (Y_t و F_t) به وسیله رابطه (۱) بیان می‌شود:

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

[1] Bernanke, et al.
[2] Factor
[3] Factor-Augmented VAR
[4] Observable Variables
[5] Unobserved Factors

که در آن $\emptyset(L)$ عمل‌گر وقفه[1] 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 Y_t را به F_{t-1} مرتبط می‌سازند، صفر باشد، الگوی تصریح شده به مدل VAR سنتی که صرفا شامل متغیرهای مشاهده شده است تبدیل می‌شود. حال اگر مدل صحیح FAVAR باشد ولی الگو اقتصادی به روش VAR سنتی و صرفا مبتنی بر Y_t برآورد شود، نتایج به دست آمده به دلیل حذف اطلاعات دچار تورش شده و قابل اتکا نخواهد بود.

اگر X_t یک بردار $N \times 1$ از سری‌های زمانی ایستای مشاهده شده که حاوی اطلاعات است[2]، {در حالی که N بزرگ است (N >> K+M)} باشد و بیشتر اطلاعات موجود در X_t بتواند به صورت موثری در تعداد اندکی عوامل غیرقابل مشاهده خلاصه شود، رابطه میان X_t و بردارهای Y_t و F_t به صورت 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 $N \times K$ و Λ^y یک بردار $N \times M$ از بارهای عاملی[3] و e_t بردار $N \times 1$ جزء خطا با نوفه سفید می‌باشد. برنانکی و همکاران (۲۰۰۵) معادله (۱) را به عنوان الگوی FAVAR معرفی می‌کنند.

به دلیل این که F_t قابل مشاهده نیست، برآورد معادله (۱) به طور مستقیم غیرممکن است. از این‌رو، برای برآورد مدل FAVAR از یک رویکرد ناپارامتریک دو مرحله‌ای تحلیل عامل اصلی[4] (PCA) استفاده می‌شود. 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 مساله 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 مولفه‌های

---

[1] Lag Operator

[2] Y زیر مجموعه‌ای از X است.

[3] Factor Loadings

بار عاملی بیان‌گر میزان همبستگی بین متغیرهای مشاهده شده و عامل‌هاست. به عبارت 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.

[4] Principal Component Analysis

اصلی نامیده می‌شوند و ناهمبسته‌اند، جایگزین نمود. بدین ترتیب نه‌تنها بعد مساله تقلیل می‌یابد بلکه مساله چند همخطی نیز پیش نمی‌آید.

۳-۲. داده‌ها

همان گونه که گفته شد، الگوی FAVAR این امکان را فراهم می‌کند تا همه سری‌های زمانی اقتصاد کلان مرتبط، وارد مدل شوند. ازاین‌رو، ۹۹ متغیر اقتصاد کلان به کار رفته در این تحقیق در ۷ گروه طبقه‌بندی می‌شوند. گروه‌ها شامل وضعیت مالی دولت؛ انرژی؛ تولید و صنعت؛ بخش خارجی؛ امور اجتماعی و خانوار؛ شاخص‌های قیمت؛ متغیرهای پولی و اعتباری می‌باشد. هرگروه خود شامل چندین سری زمانی است[۱] که از بانک اطلاعات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مرکز آمار ایران و سایر بانک‌های اطلاعاتی برای دوره فصل اول ۱۳٦۹ تا فصل آخر ۱۳۹۳[۲] استخراج می‌شوند. این متغیرها حاوی اطلاعات مفیدی در رابطه با وضعیت اقتصاد هستند و در تشخیص بهتر اثر شوک‌های مالی ما را یاری می‌کنند.

٤. برآورد مدل

در مرحله اول با توجه به در دسترس نبودن داده‌های فصلی برای همه متغیرهای سری زمانی، از روش دنتون تناسبی[۳] برای تبدیل داده‌های سالانه به داده‌های فصلی استفاده می‌شود. از طرفی، لازمه تخمین عوامل با استفاده از مولفه‌های اصلی، ایستا بودن متغیرهاست؛ لذا بعد از تعدیل فصلی سری‌های زمانی[٤] و انجام آزمون ریشه واحد[٥]، در صورت لزوم تعدیلاتی مانند تفاضل‌گیری یا تبدیل لگاریتمی جهت ایستایی متغیرها صورت می‌گیرد. از آنجا که تحلیل مولفه‌های اصلی به مقیاس متغیرها حساس است، لذا برای حل موضوع متفاوت بودن مقیاس متغیرهای استفاده شده، همه متغیرها به فرم استاندارد با میانگین صفر و واریانس یک تبدیل

---

[۱] به دلیل حجم زیاد داده‌ها (۹۹ متغیر به صورت فصلی) از گزارش اسامی آن‌ها خودداری شده است. در صورت درخواست قابل ارائه است.

[۲] دوره زمانی بر اساس در دسترس بودن حداکثری داده‌ها انتخاب شده است.

[3] Proportional Denton

[٤] برای تعدیل فصلی از روش ARIMA X-12 استفاده شده است.

[٥] از آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم یافته و آزمون ریشه واحد با لحاظ شکست ساختاری استفاده شده است. به دلیل حجم زیاد داده‌ها از ارائه گزارش نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد خودداری می‌شود.

می‌شوند. در ادامه با استفاده از تحلیل مولفه اصلی (PCA) و با استفاده از متغیرهای بردار X_t عامل[1]های مشترک را استخراج کرده ($\hat{F}$) و در مرحله بعدی این عوامل تخمین زده شده را درالگوی VAR استاندارد وارد می‌کنیم. سپس اثر سیاست‌های مالی بر توزیع درآمد ایران توسط توابع واکنش آنی بررسی می‌شود. به کارگیری این روش، فروض توزیعی کمی به دنبال دارد و اجازه درجه همبستگی مقطعی در جمله اخلال e_t را می‌دهد. برای بررسی اثر سیاست‌های مالی بر توزیع درآمد، چهار مدل به صورت زیر برآورد می‌شود: ۱- اثر مخارج جاری دولت بر توزیع درآمد؛ ۲- اثر مخارج عمرانی دولت بر توزیع درآمد؛ ۳- اثر مالیات‌های مستقیم بر توزیع درآمد؛ ٤- اثر مالیات‌های غیرمستقیم بر توزیع درآمد. این تقسیم‌بندی جهت تفکیک و ارزیابی دقیق‌تر اثرات ابزارهای سیاست مالی بر چگونگی توزیع درآمد صورت گرفته است.

٤-۱. برآورد عامل‌ها

ابتدا لازم است از مناسب بودن داده‌ها از نظر تعداد و انسجام برای انجام تحلیل عاملی اطمینان حاصل شود. برای این منظور از آماره آزمون KMO [2] برای اطمینان از کفایت تعداد داده‌ها و از آزمون بارتلت[3] برای اطمینان از مناسب بودن داده‌ها برای تحلیل عاملی استفاده می‌شود. مقدار آماره KMO همواره بین ۰ و ۱ است؛ در صورتی که مقدار آن بزرگ‌تر از ۰/۷ باشد، داده‌ها از نظر تعداد برای تحلیل عاملی مناسب خواهند بود. مقصود از اجرای آزمون بارتلت، رد فرضیه صفر مبنی بر برابری ماتریس ضرایب همبستگی با ماتریس واحد است. برای آن که یک الگوی تحلیل عاملی مفید و دارای معنا باشد، لازم است متغیرها همبسته باشند. در غیر این صورت، دلیلی برای تحلیل عاملی وجود ندارد. این آزمون با توزیع کای دو قضاوت می‌شود. در جدول (۱) مقادیر آماره آزمون KMO و بارتلت برای هر چهار مدل معرفی شده نشان می‌دهد که داده‌ها از نظر تعداد برای تحلیل عاملی مناسب هستند.

جهت بررسی قدرت توضیح‌دهندگی عامل‌های به دست آمده، در جدول (۲) تعداد ۵ مولفه اصلی با مقادیر ویژه بزرگ‌تر از یک[٤]، به‌همراه درصد تجمعی واریانس کل که توسط این مولفه‌ها توضیح داده می‌شود آورده شده است.

---

[1] Component
[2] Kaiser-Meyer- Olkin Test
[3] Bartlett's Test
[٤] مقدار ویژه (Eigenvalue) اندازه‌ای است که تعیین می‌کند چه مقدار واریانس در کل داده‌ها به وسیله یک عامل تبیین می‌شود. طبق معیار کیزر (۱۹٦۰) تنها عامل‌های دارای مقدار ویژه بیشتر از ۱ از اهمیت آماری برخوردارند.

جدول۱. مقادیر آزمون تحلیل عاملی

آماره	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم	مدل چهارم
بارتلت	۱۹۹۲۷/٤٦ (۰/۰۰۰)	۲۰۱۰٤/۲۱ (۰/۰۰۰)	۱۹۰۱۲/۱۳ (۰/۰۰۰)	۱۹۱۳۹/۷۵ (۰/۰۰۰)
KMO	۰/۸۷۹	۰/۸۷٦	۰/۸۷٦	۰/۸۷۹

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۲. قدرت توضیح‌دهندگی عامل‌ها

	عامل‌ها				
	۱	۲	۳	٤	۵
مدل اول	۱۳/۷۸	۲٦/۳۳	۳۵/۳۷	٤۰/۸۹	٤۵/۹۹
مدل دوم	۱۳/۸۸	۲۵/۹۸	۳٤/۹۰	٤۰/۱۱	٤۵/۲٦
مدل سوم	۱٤/٤۰	۲٦/۲۸	۳۵/۵۰	٤۰/۸۷	٤٦/۱۰
مدل چهارم	۱٤/۳۹	۲٦/۵۲	۳۵/۷۹	٤۱/۳۱	٤٦/٦٤

منبع: یافته‌های تحقیق

معمولا توضیح چهل درصد از واریانس کل توسط عامل‌ها به عنوان یک برازش قابل قبول در نظر گرفته می‌شود (بریتانگ و ایکمیر[1]، ۲۰۰۵: ۵). لذا با توجه به نتایج جدول (۲) حداکثر تعداد ٤ عامل برای برآورد مدل FAVAR درنظر گرفته می‌شود.

بای و انجی[2] (۲۰۰۲) معیارهایی را جهت تعیین تعداد عامل‌ها از متغیرهای X_t پیشنهاد داده‌اند. دو معیاری که به طور وسیع در شبیه‌سازهای چنین الگویی‌هایی مورد استفاده قرار می‌گیرد از روابط زیر به دست می‌آیند:

$$IC_{p1}(k) = Ln\left(v\left(k,\hat{F}^k\right)\right) + k\left(\frac{N+T}{NT}\right)Ln\left(\frac{NT}{N+T}\right) \quad (۳)$$

$$IC_{p2}(k) = Ln\left(v\left(k,\hat{F}^k\right)\right) + k\left(\frac{N+T}{NT}\right)Ln(C_{NT}^2) \quad (٤)$$

[1] Breitung and Eickmeier
[2] Bai and Ng

به طوری که در معادلات فوق N، T، k به ترتیب تعداد متغیرها، تعداد مشاهدات و تعداد عامل‌ها می‌باشد. $v(k,\hat{F}^k)$ میانگین مجذور خطا را نشان می‌دهد. در معیار دوم $C_{NT}^2 = \min\{N,T\}$ می‌باشد. در جدول (۳) تعداد عامل‌های بهینه بر اساس آماره‌های بای و انجی برای چهار مدل مورد نظر آورده شده است. بنابراین، بر اساس نتایج، جدل (۲) و جدول (۳) در نهایت برای هر چهار مدل موردنظر، ٤ عامل جهت برآورد مدل FAVAR وارد پروسه تخمین خواهند شد.

جدول ۳. آماره بای و انجی

	IC_{p1}	IC_{p2}
مدل اول	٤	۳
مدل دوم	٤	۳
مدل سوم	٤	۳
مدل چهارم	٤	٤

منبع: یافته‌های تحقیق

٤-۲. تخمین مدل FAVAR

الگوی FAVAR انتخاب شده در این مقاله شامل ابزار سیاست مالی، درآمدهای نفتی[۱] و تعداد ٤ عامل مشترک است. بر اساس معیار شوارتز[۲] یک وقفه، به عنوان وقفه بهینه برای هر چهار مدل انتخاب می‌شود. برای شناسایی شوک‌های مالی از تجزیه چولسکی استفاده می‌شود. به این صورت که فرض می‌شود عامل‌های مشترک و متغیرهای الگوی VAR استاندارد نمی‌توانند به طور همزمان به شوک غیرمنتظره مالی پاسخ دهند؛ درحالی که متغیرهای سیاست مالی می‌تواند به هر تغییری در عامل‌ها و متغیرها پاسخ دهند. البته در هر حال، در دوره‌های بعد از شوک مالی، قیدی بر واکنش عامل‌ها و متغیرهای هدف وضع نمی‌شود. مانایی متغیرهای به کار رفته

[۱] با توجه به اینکه درآمدهای نفتی تاثیر فراگیری بر اقتصاد ایران دارد، لذا به طور مجزا وارد مدل می‌شود (با توجه به ویژگی مدل FAVAR).

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

در مدل FAVAR در جدول (٤) بررسی شده است.

جدول ٤. نتایج آزمون ریشه واحد

نام متغیر	آزمون ADF	آزمون ADF با شکست ساختاری	نتیجه آزمون
درآمدهای نفتی	-۳/۰۳ (۰/۱۲)	-۸/۵۲ (< ۰/۰۱)	I(0)
هزینه‌های جاری دولت	-۱۱/۳۷ (۰/۰۰۰)	-	I(0)
هزینه‌های عمرانی دولت	-۲/۲٦ (۰/۱۸)	-۱۰/۳۵ (< ۰/۰۱)	I(0)
مالیات‌های مستقیم	-۸/۷۲ (۰/۰۰۰)	-	I(0)
مالیات‌های غیرمستقیم	-۱۲/٦۹ (۰/۰۰۰)	-	I(0)

منبع: یافته‌های تحقیق. مقادیر داخل پارانتز p-value هستند.

نتایج آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد که همه متغیرهای به کار رفته در مدل FAVAR مانا می‌باشند. با توجه به وجود ریشه واحد در متغیرهای درآمدهای نفتی و هزینه‌های عمرانی دولت، مجددا 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[1].

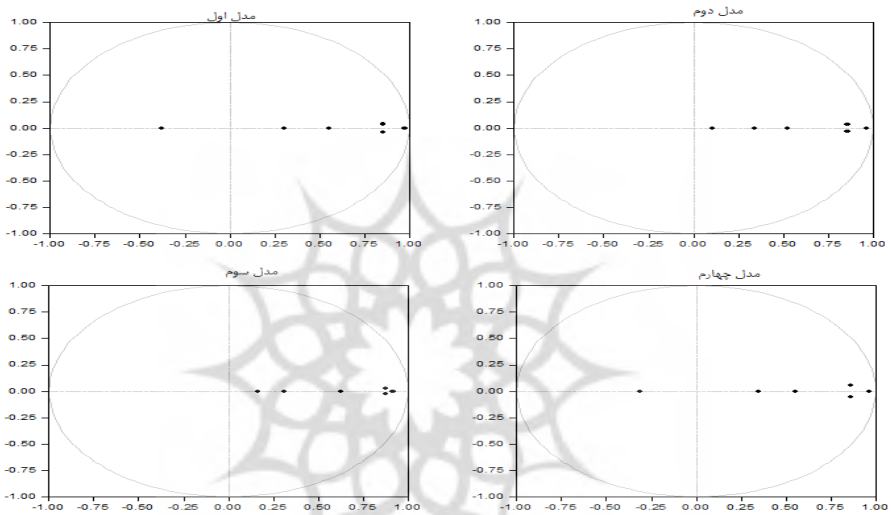
٤-۲-۱. توابع واکنش آنی[2]

توابع واکنش آنی رفتار پویای متغیرهای دستگاه را در طول زمان به هنگام بروز یک شوک به اندازه یک انحراف معیار نشان می‌دهند. بر همین اساس، در این مرحله جهت تحلیل آثار

[1] از آنجا که عامل‌ها در هر ٤ مدل از متغیرهای ایستای بردار X_t به دست می‌آیند لذا خود آن‌ها نیز ایستا بوده و نیازی به بررسی مانایی آن‌ها نیست. از این‌رو، جهت پرهیز از اطاله کلام نتایج مربوط به آن‌ها گزارش نشده است.

[2] Impulse Response Function (IRF)

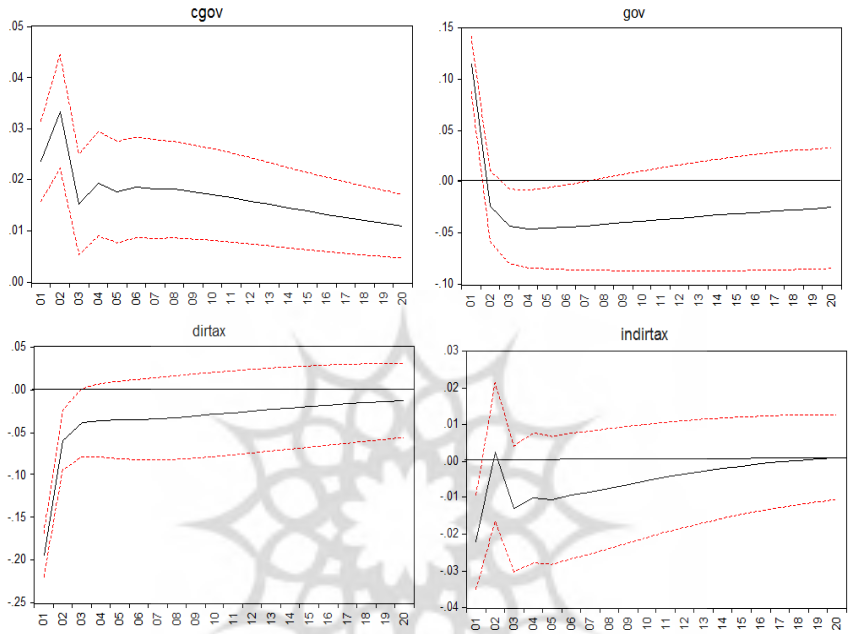
سیاست مالی بر ضریب جینی و توزیع درآمد از توابع واکنش آنی حاصل از مدل برآوردی استفاده می‌شود.



شکل ۱. ریشه‌های مشخصه

منبع: یافته‌های تحقیق

قبل از آن باید از پایداری سیستم اطمینان حاصل شود. در شکل (۱) مشاهده می‌شود که تمامی ریشه‌های مشخصه داخل دایره واحد قرار گرفته‌اند که نشان از ثبات سیستم برآوردی دارد و لذا می‌توان به نتایج ناشی از عکس‌العمل تکانه‌ها اعتماد کرد (پیش‌بهار و همکاران ۱۳۹٤: ۳۳). نمودار (۵) عکس‌العمل شاخص ضریب جینی را به شوک ابزارهای سیاست مالی نشان می‌دهد. محورهای عمودی در این نمودارها نشان‌دهنده میزان واکنش متغیر شاخص جینی نسبت به شوک ناشی از ابزار سیاست مالی دولت و محور افقی نشان‌دهنده تعداد فصولی است که طی می‌شود تا تاثیر شوک وارده بر ضریب جینی اعمال شود.



نمودار ۵. توابع واکنش آنی

منبع: یافته‌های تحقیق

همان طور که مشاهده می‌شود شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار در مخارج جاری دولت (cgov) ضریب جینی را افزایش می‌دهد و موجب بدتر شدن توزیع درآمد در جامعه می‌شود. این تاثیر در دوره دوم به حداکثر خود رسیده و از آن به بعد تضعیف شده و بعد از دوره بیستم شاخص ضریب جینی به مقدار بلندمدت خود تمایل پیدا می‌کند. در توجیه این فرایند می‌توان گفت چون مخارج جاری دولت معمولا اثر غیرتولیدی دارد بیشتر متوجه گروه‌های پردرآمد جامعه شده و امکان بهره‌مند شدن اقشار کم‌درآمد را فراهم نمی‌کند. این نتیجه‌گیری با یافته‌های مطالعاتی نظیر اکبری و همکاران (۱۳۹۰)، علی و احمد (۲۰۱۰) و مونلو گالو و ساگالس (۲۰۱٤) مطابقت دارد.

شوک مخارج عمرانی دولت (gov) از فصل دوم به بعد ضریب جینی را کاهش و موجب بهبود پایدار توزیع درآمد می‌شود. افزایش مخارج عمرانی دولت با ایجاد فرصت های تولیدی و اشتغال برای افراد که افزایش درآمد آنها را به همراه دارد و نیز بهبود دسترسی به امکانات

بهداشتی و آموزشی که به نفع اقشار کم‌درآمد است، موجب کاهش ضریب جینی و افزایش برابری درآمدی می‌شود. این تاثیرگذاری تا فصل هشتم معنادار است. نتیجه به دست آمده با یافته‌های مطالعاتی نظیر آفونسو و همکاران (۲۰۱۰)، لوستیگ و همکاران، (۲۰۱٤) و ابونوری و همکاران (۱۳۸۷) سازگار است.

شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار در مالیات‌های مستقیم[1] ضریب جینی را کاهش داده و موجب بهبود پایدار توزیع درآمد می‌شود. این تاثیر مثبت بر الگوی توزیع درآمد که برای سه فصل معنادار است، طی زمان به تدریج تضعیف شده و از حدود فصل بیستم به بعد اثرات آن از میان رفته و شاخص ضریب جینی به مقدار بلندمدت خود گرایش پیدا می‌کند. این نتیجه با یافته‌های مطالعات مهرآرا و اصفهانی (۱۳۹٤)، هیگینز و پریرا[2] (۲۰۱٤) و همچنین کرودو[3] (۲۰۱۵) سازگار است. پرداخت‌کنندگان مالیات‌های مستقیم نمی‌توانند آن را به دیگران منتقل کنند؛ لذا اثرات توزیعی این نوع مالیات‌ها مانع از تمرکز ثروت خواهد بود و به همین جهت می‌تواند به صورت پایداری فاصله طبقاتی را ترمیم و توزیع درآمد را بهبود بخشد.

شوک مالیات‌های غیرمستقیم[4] نیز موجب کاهش ضریب جینی و بهبود توزیع درآمد می‌شود. هرچند که این تاثیر صرفا برای یک دوره به لحاظ آماری معنادار است. این نتیجه‌گیری با مطالعه سپهردوست و زمانی (۱۳۹٤) سازگار است. مالیات‌های غیرمستقیم (مالیات بر واردات و مالیات بر کالا) بیشتر بر نوع انتخاب و نوع مصرف تاثیر می‌گذارد و کمتر منجر به کاهش مصرف می‌شود. یعنی مصرف‌کننده از دوره‌ای به بعد از کالایی که بر آن مالیات وضع شده کمتر مصرف نموده و در مقابل، مصرف خود از کالای جانشین را افزایش می‌دهد. از طرفی این نوع مالیات بیشتر بر کالاهای لوکس که مورد مصرف گروه‌های پردرآمد است وضع می‌شود و نه بر کالاهای اساسی. لذا می‌توان از منافع حاصل از آن جهت بهبود الگوی توزیع درآمد به نفع گروه‌های کم‌درآمد استفاده کرد.

٤-۲-۲. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی[5]

برای تعیین اهمیت هریک از متغیرهای مدل بر شاخص ضریب جینی، از تجزیه واریانس

[1] Direct Tax
[2] Higgins and Pereira
[3] Crudu
[4] Indirect Tax
[5] Forecast Error Variance Decomposition

استفاده می‌کنیم. در این روش، واریانس خطای پیش‌بینی، به عناصری که شوک‌های هریک از متغیرها را در بردارند تجزیه می‌گردد. نتایج تجزیه واریانس شاخص ضریب جینی برای هر ٤ مدل در جدول (۵) مشاهده می‌شود. علاوه بر ضریب جینی که بیشترین تغییرات مربوط به خود را توضیح می‌دهد[۱]، نتایج نشان می‌دهد که مالیات‌های مستقیم و مخارج عمرانی دولت بیشترین سهم از تغییرات مربوط به ضریب جینی را دارا هستند که این امر اهمیت این دو متغیر در تعیین الگوی توزیع درآمد جامعه را نشان می‌دهد.

جدول ۵. تجزیه واریانس

دوره	هزینه‌های جاری دولت	هزینه‌های عمرانی دولت	مالیات‌های مستقیم	مالیات‌های غیرمستقیم
۱	۱/۱٤	۰/٦٦	۰/٤٤	۰/۵۵
٤	۲/۰۵	۳/٦۲	۲/۹۳	۰/٤٤
۸	۱/۸	٤/۳۷	٤/۷٦	۰/۲۵
۱۲	۱/٦۷	٤/۸۱	۵/۵۹	۰/۲۷
۱٦	۱/۵۹	۵/۱۸	٦/۰۱	۰/۳۸
۲۰	۱/۵۳	۵/٤۸	٦/۱۹	۰/۵۱

منبع: یافته‌های تحقیق

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله با به کارگیری داده‌های سری زمانی برای فصل اول سال ۱۳٦۹ تا فصل آخر ۱۳۹۳ و نیز روش جدید خودرگرسیون برداری عامل افزوده (FAVAR)، به بررسی تاثیر ابزارهای سیاست مالی بر متغیر ضریب جینی به عنوان متداول‌ترین شاخص توزیع درآمد در ایران پرداخته شده است. از مخارج جاری و عمرانی دولت و نیز مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم به‌عنوان چهار ابزار سیاست مالی استفاده شده است.

نتایج توابع واکنش آنی نشان می‌دهد شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار در مخارج

[۱] به دلیل رعایت اختصار، نتایج مربوط به آن گزارش نشده است.

جاری دولت ضریب جینی را افزایش و موجب بدتر شدن توزیع درآمد در جامعه می‌شود. مخارج جاری دولت به طور مستقیم اثری بر قدرت تولید جامعه ندارد؛ بلکه صرفا برای عده‌ای درآمد ایجاد کرده و و امکان بهره‌مند شدن اقشار کم‌درآمد را فراهم نمی‌کند. شوک مخارج عمرانی دولت موجب بهبود پایدار توزیع درآمد می‌شود. افزایش مخارج عمرانی دولت با ایجاد فرصت‌های تولیدی و اشتغال و با افزایش درآمد افراد و نیز بهبود دسترسی به امکانات بهداشتی و آموزشی باعث افزایش برابری درآمدی می‌شود.

شوک مثبت مالیات های مستقیم ضریب جینی را کاهش می‌دهد. مالیات بر درآمد 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 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 نوع مالیات‌ها اثرات توزیعی بهتری دارند و در کاهش نابرابری موثرند.

از آنجا که مالیات‌های غیرمستقیم (مالیات بر واردات و مالیات بر کالا) بیشتر بر نوع انتخاب و نوع مصرف تاثیر می‌گذارد و کمتر منجر به کاهش مصرف می‌شود این نوع مالیات بیشتر بر کالاهای لوکس که مورد مصرف گروه‌های پردرآمد است، وضع می‌شود و نه بر کالاهای اساسی؛ لذا می‌توان از منافع حاصل از آن جهت بهبود الگوی توزیع درآمد به نفع گروه‌های کم‌درآمد استفاده کرد. لذا شوک مالیات‌های غیرمستقیم نیز موجب کاهش ضریب جینی و بهبود توزیع درآمد می‌شود.

دولت می‌تواند با کاهش هزینه‌های جاری از طریق چابک‌سازی و انضباط مالی بیشتر و افزایش هزینه‌های عمرانی هدفمند در زمینه فراهم نمودن بسترهای ساختاری افزایش تولید و اشتغال و زیرساخت‌های بهداشتی و آموزشی، توزیع درآمد در کشور را بهبود بخشد. همچنین تقویت سیستم مالیاتی از طریق ایجاد بانک شفاف اطلاعاتی برای شناسایی مودیان، شناسایی فعالیت‌های اقتصاد زیرزمینی و قاچاق و اعمال مالیات بالاتر برای کالاهای لوکس و هزینه‌کرد درآمدهای حاصل از آن‌ها در امور اجتماعی می‌تواند به نفع گروه‌های کم‌درآمد جامعه باشد.

منابع

- .ابونوری، اسماعیل، کریمی پتانلار، سعید، محمدرضا مردانی (۱۳۸۹). اثر سیاست مالی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران: رهیافتی از روش خود رگرسیون برداری. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۰(۳):۱٤۳– ۱۱۷.
- .ابونوری، اسماعیل، خوشکار، آرش و پدرام داوودی (۱۳۸۷). شاخص‌های اقتصادی و توزیع درآمد در میان کشورهای اسلامی. همایش اقتصاد سلامی و توسعه، تهران.
- .ابونوری، اسماعیل، اسناوندی، اسماعیل (۱۳۸٤). برآورد و ارزیابی سازگاری شاخص‌های نابرابری اقتصادی با استفاده از ریزداده‌ها در ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، (۷۱):۲۱۰–۱۷۱.
- .اکبری، نعمت‌الله، فرهمند، شکوفه، سمیه جمالی(۱۳۹۰). تحلیل فضایی تاثیر سیاست‌های مالی دولت بر نابرابری درآمد در ایران با رهیافت رگرسیون وزنی جغرافیایی. *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۸ (۳):۲۵– ۱.
- .پیش‌بهار، اسماعیل، قهرمان‌زاده، محمد، علی فرهادی (۱۳۹٤). بررسی اثرات تورم بر تولید و رشد بخش‌های اقتصاد ایران با تاکید بر بخش کشاورزی. *اقتصاد کشاورزی*، ۹(۱):٤۱–۱۹.
- .توکلی، احمد(۱۳۹۲). مالیه عمومی. انتشارات سمت، چاپ هجدهم، تهران.
- .جمشیدی، رضا، سلیمی‌فر، مصطفی (۱۳۹۲). بررسی و مقایسه توزیع درآمد خانوارهای شهری و روستایی استان خراسان رضوی و کشور طی سال‌های ۱۳۸۵–۹۰. اقتصاد و توسعه کشاورزی، ۲۷ (۳):۲٦٦–۲۵۳.
- .رضاقلی‌زاده، مهدیه و آقایی، مجید(۱۳۹٤). بررسی تأثیر مالیات‌های مستقیم بر توزیع درآمد در ایران. *فصلنامه مجلس و راهبرد*، ۲۲(۸٤):۱۵٦–۱۲۹.
- .رضایی، اسعداله، حسین‌زاده، جواد، فرامرزی، ایوب، منصوره یزدان‌خواه(۱۳۹۲). تاثیر اندازه دولت بر توزیع درآمد در ایران. *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۱(٤):۳٦–۲۱.
- .سپهردوست، حمید و زمانی، صابر(۱۳۹٤). بهبود پارتویی توزیع درآمد و سیاست گذاری مالیاتی. *سیاست‌های راهبردی و کلان*،۳(۱۰):۱۲۷– ۱۰۷.

- .صادقی‌شاهدانی، مهدی، ندری، کامران، وهاب قلیچ(۱۳۸۸). اثرات نقش حاکمیتی و تصدی‌گری دولت در اقتصاد بر توزیع درآمد به روش ARDL : مطالعه موردی ایران. *فصلنامه اقتصاد مقداری*،٦(٤):۱۰۰-۷۳.

- .صمدی، سعید، زاهدمهر، امین، ایوب فرامرزی(۱۳۸۷). بررسی اثرسیاست‌های مالی دولت بر توزیع درآمد و رشد اقتصادی در ایران. *پژوهشنامه بازرگانی*، (٤۹):۱۱۹-۹۹.

- .فطرس، محمدحسن، معبودی، رضا(۱۳۹۵). اثر تکانه‌های پولی و مالی بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران: رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۵(۱۹):۸۲-۵۹.

- .کفائی، سیدمحمدعلی، نصیری، حسین(۱۳۸۸). معرفی و برآورد دو شاخص جدید نابرابری توزیع درآمد برای ایران: جینی تک پارامتری و آتکینسون- جینی. *پژوهشنامه اقتصادی*،۱۰(٤):۱۳۸- ۱۰۵.

- .مهرآرا، محسن، اصفهانی، پویا(۱۳۹٤). بررسی رابطه بین توزیع درآمد و ساختار مالیاتی کشورهای منتخب. *پژوهشنامه مالیات*، (۲۸):۲۲۸-۲۰۹.

-. Afonso, A., Schuknecht., L., Tanazi, V. (2010). Income distribution determinants and public spending efficiency. *Journal of Economic Inequality*, 8: 367–389.

-. Bai, J., Ng, S .(2002). Determining the number of factor in approximate factor models. *Economica*, 70(1): 191-221.

-. 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*, 120(1): 387–422.

-. Bhatti, A.A., Batool, Z., Naqvi, H.A. (2015). Fiscal policy and its role in reducing income inequality: A CGE analysis for Pakistan. *The Pakistan Development Review*, 54(4): 843-864.

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

-. Breitung, J., Eickmeier, S. (2005). Dynamic factor model. Deutsche Bundes bank Discussion paper, *Economic Studies*, No 38.

-. Cabrera, M., Lustig, N., Moran, H. (2015). Fiscal policy, inequality, and the ethnic divide in Guatemala. *World Development*, 76: 263–279.

-. Cevik, S,. Correa-Caro, C. (2015). Growing (un)equal: fiscal policy and income inequality in China and BRIC+. *IMF Working Paper*, No. 15/68.

-. Crudu, R .(2015). The influence of fiscal policy on income inequality in European nn oon's sttte s. *Business Systems and Economics*, 5(1): 46-60.

-. DeFina, R., Kishor Thanawala, K. (2004). International evidence on the impact of transfers and taxes on alternative poverty indexes. *Social Science Research*, 33(1): 322–338.

-. De Mello. L., Tiongson. E. (2003). Income inequality and redistributive rovernment spending. *IMF Working Paper*, No. 03/14.

-. Higgins, S., Pereira,C. (2014). The effecss of Brzz''s xxxtt oon and soaaal spending on the distribution of household income. *Public Finance Review*, 42(3): 346-367.

-. Ivanov, V., Kilian, L. (2005). A Prcciiiioner's uu ide ooLag rr der oeoeoooo for VAR Impulse Response Analysis. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 9(1): 1-34.

-. Kaiser. H.F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20: 141-151.

-. Konow, J. (2003). Which is fairest one of all? A positive analysis of justice theories. *Journal of Economic Literature*, 41(1): 1188-1238.

-. 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*, 42(3): 287-303.

-. 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.

-. Schaltegger, C., Weder, M. (2014). Austerity, inequality and politics. *European Journal of Political Economy*, 5: 1-22.

-. Sen, A. (1977). On weights and measures: In formation constraints in social welfare analysis. *Econometrical Journal*, 7: 1539 -1572.

-. Sung, M.J., Park, K.B. (2011). Effects of taxes and benefits on income distribution in Korea. *Review of Income and Wealth*, 57(2): 345-363.

-. Viegas, M., Ribeiro, A.P. (2013). Welfare-improving government behavior and inequality in a heterogeneous ggent's model. *Journal of Macroeconomics*, 37: 146-16.