

تأثیر سیاست‌های مالی و تکانه‌های قیمت بنزین بر توزیع درآمد و رفاه در ایران

یدالله دادگر*، روح‌الله نظری**، فاطمه مهربانی***

طرح مسأله: ارتباط میان سیاست مالی دولت و توزیع درآمد، یکی از موضوعات مهم و بحث‌برانگیز در اقتصاد، به ویژه از منظر رفاه عمومی است. این موضوع به خصوص زمانی که هم‌چون ایران، همراه با اثر قیمت بنزین در اقتصاد باشد مناقشه‌برانگیز است. این مقاله به بررسی تأثیر سیاست مالی بر توزیع درآمد و همچنین تأثیر قیمت بنزین بر توزیع درآمد در ایران می‌پردازد.

روش: در این تحقیق از روش اقتصادسنجی و الگوی خودرگرسیون برداری بر اساس داده‌های سری زمانی دوره ۱۳۵۳-۱۳۸۴ استفاده می‌شود.

یافته‌ها: در دوره ۱۳۵۷-۱۳۵۳ ضریب جینی از ۴۹/۹۲ به ۴۳/۶۰ کاهش یافته و در دوره ۱۳۶۷-۱۳۵۷ ضریب جینی با نوسان همراه بوده که در نهایت در سال ۱۳۶۷، به ۴۰/۴۳ رسیده است. در طول برنامه اول توسعه (۱۳۶۳-۱۳۶۸)، برنامه دوم (۱۳۷۴-۱۳۷۸) و برنامه سوم (۱۳۸۳-۱۳۷۹) و سال اول برنامه چهارم تغییر چندانی در ضریب جینی رخ نداده و این ضریب همچنان نشان‌دهنده وضعیت نابرابری درآمد در اقتصاد ایران است.

نتایج: نتایج نشان می‌دهد که سیاست انبساطی مالی دولت در میان‌مدت و بلندمدت باعث افزایش نابرابری اقتصادی می‌شود؛ این در حالی است که افزایش قیمت بنزین (با فرض فراهم شدن شرایط لازم)، در میان‌مدت و بلندمدت عامل کاهش‌دهنده نابرابری است.

کلید واژه‌ها: توزیع درآمد، خودرگرسیون برداری، رشد اقتصادی، سیاست مالی، قیمت بنزین

تاریخ پذیرش: ۸۷/۶/۵

تاریخ دریافت: ۸۶/۱۰/۲۰

* دکتر اقتصاد، عضو هیأت علمی دانشگاه شهید بهشتی <ydadgar2000@yahoo.com>

** کارشناس ارشد علوم اقتصادی

*** دانشجوی دکتری اقتصاد

مقدمه

دولت در کنار نقش‌های قانونی، تخصیصی و تشبیتی، نقش توزیعی نیز به عهده دارد. در چارچوب نارسایی‌های بازار، تنها نارسایی در کارایی، تخصیص منابع و تثبیت اقتصادی مطرح نیست، بلکه مشکلات دیگری نیز وجود دارد که یکی از آن‌ها، مشکل غیرعادلانه بودن توزیع درآمد و وجود فقر و نابرابری است. معروف است که بخش خصوصی با استفاده از مکانیسم بازار می‌تواند کارایی اقتصاد را تحقق بخشد، اما انگیزه کافی برای رساندن جامعه به یک وضعیت توزیع عادلانه درآمد را ندارد. کمک‌های اختیاری ثروتمندان به فقرا، خیرات، صدقات و... نیز به گونه‌ای نیست که بتواند مشکل نابرابری و توزیع غیرعادلانه را حل کند؛ زیرا در این نوع اقدامات، بخش خصوصی و بازار خود را موظف به اقدام در راستای رساندن جامعه به یک وضع توزیع عادلانه نمی‌داند و امکان شانه خالی کردن از این موضوع برای آن‌ها وجود دارد. از سوی دیگر، غیرعادلانه بودن درآمدها و ثروت‌ها نیز یک معضل جدی است که می‌تواند در بلندمدت حتی مانع توسعه و پیشرفت اقتصادی گردد. به همین خاطر در حال حاضر عقیده گروهی از صاحب‌نظران نظام بازار آزاد نیز این است که دخالت دولت در مسأله توزیع درآمد لازم است (دادگر، ۱۳۸۶: ۲۵۶-۲۵۵). کوزنتس (Kuznets, 1955) با بررسی اثر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد، پایه‌گذار بررسی اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر توزیع درآمد شد. گسترش ادبیات موضوع، به نقش دولت نیز در این خصوص رسید. دولت در قالب هزینه‌های جاری و سرمایه‌ای می‌تواند بر اختلاف گروه‌های درآمدی دامن بزند و از سوی دیگر می‌تواند در قالب مالیات‌ها و یا پرداخت‌های انتقالی بر توزیع درآمد تأثیر بگذارد. اهمیت انرژی و نقش آن در اقتصاد یعنی اثری که بر توزیع درآمد دارد بر کسی پوشیده نیست. در کشور ما وفور منابع نفت و گاز و پایین نگه داشتن قیمت انرژی موجب گردیده تا کارایی لازم در زمینه مصرف انرژی حاصل نگردد. به عنوان نمونه، مصرف بنزین طی پنج سال گذشته به‌طور متوسط سالانه ده درصد رشد داشته که اگر همین روند ادامه یابد پیش‌بینی می‌گردد در سال ۱۳۸۷ به سطح ۷۹ میلیون لیتر در روز افزایش یابد (سازمان پالایش، ۱۳۸۴). تأمین این میزان بنزین به دلیل عدم تکافوی تولید داخلی نیازمند واردات می‌باشد که موجب

خروج ارز از کشور شده و بار مالی سنگینی را بر دوش دولت تحمیل خواهد نمود. سرانه مصرف بنزین در کشور از ۳۲۹ لیتر در سال ۱۳۸۳ به ۳۵۷ لیتر در سال ۱۳۸۴ رسید که ۲ برابر متوسط جهانی، ۳۲ برابر پاکستان، ۷ برابر ترکیه و ۸ برابر مصر است. بنابراین یکی از مسائل مهمی که در زمینه انرژی در ایران مطرح می‌شود، افزایش کارایی مصرف و اصلاح الگوی آن است. گروهی از کارشناسان معتقدند که سطح پایین بهای انرژی نسبت به میزان واقعی آن، یکی از دلایل مهم مصرف بالای آن می‌باشد. اگر چه افزایش قیمت بنزین به عنوان یکی از راهکارهای کاهش مصرف و استفاده بهینه در کشور مطرح است، اما پیامدهای رفاهی اعمال این سیاست نیز از اهمیت ویژه‌ای برخوردار می‌باشد. این مقاله با ارائه مدلی به بررسی دو بحث می‌پردازد. اول آن که «تأثیر سیاست مالی دولت در ایران بر توزیع درآمد چگونه است؟»، و دوم «تأثیر قیمت بنزین بر توزیع درآمد در چه جهتی است؟».

۱) چارچوب نظری

این بخش با توجه به عنوان مقاله، به دو دسته مطالعات تقسیم می‌شود. دسته اول شامل مطالعاتی است که به بررسی تأثیر سیاست مالی بر توزیع درآمد می‌پردازند و دسته دوم، مطالعاتی که به بررسی تأثیر قیمت بنزین (یا انرژی) بر رفاه خانوار (و توزیع درآمد) می‌پردازند. مطالعه تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر توزیع درآمد از چند دهه گذشته آغاز شده است. اولین مطالعه در سال ۱۹۵۵ توسط سیمون کوزنتس ارائه شد که بر طبق آن، نابرابری درآمدی طی اولین مراحل رشد اقتصادی رو به افزایش می‌گذارد و سپس هم‌تراز می‌شود و بالاخره طی مراحل بعدی کاهش می‌یابد. او هم‌چنین نشان داد که توزیع درآمد شخصی در کشورهای کم‌تر توسعه یافته نسبت به کشورهای توسعه یافته نابرابرتر است (Kuznets, 1955). مطالعات زیادی فرضیه کوزنتس را مورد بررسی قرار داده‌اند (برای نمونه می‌توان به مطالعات (Cysne, et al., 2005; Panizza, 2002; Deininger & Lyn, 1996; Jha, 1996, 1999; Moran, 2005) و ... مراجعه کرد). کنراد و شرودر (Conrad & Schroder, 1991) در بررسی آثار رفاهی مالیات بر بنزین در کشور آلمان به این نتیجه دست یافتند که به ازای تحمیل یک مقدار مالیات

مشخص بر انرژی، تغییر رفاه خانوارها در گروه‌های درآمدی متفاوت است. علاوه بر این، رفاه خانوارهای پردرآمد از رفاه خانوارهای کم درآمد بیش‌تر کاهش یافته است. پرسون و تابلینی (Persson & Tabellini, 1994) اثر نابرابری بر رشد اقتصادی را منفی برآورد کردند. آلسینا و پروتی (Alesina & Perotti, 1996) در مطالعه‌ای به این نتیجه رسیدند که افزایش نابرابری، بی‌ثباتی سیاسی - اجتماعی در پی خواهد داشت که این خود از طریق ایجاد ناامنی، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. دینیجر و لین (Deininger & Lyn, 1996) رابطه میان رشد اقتصادی و نابرابری را مورد تأیید قرار دادند. بارو (Barro, 2000) در بررسی ۸۴ کشور جهان، رابطه غیر معنی‌داری بین رشد و نابرابری برای کشورهای فقیر و رابطه مثبتی برای کشورهای ثروتمند به دست آورد. فوربیس (Forbes, 2000) رابطه مثبتی بین نابرابری و رشد را برای کشورهای مختلف جهان به دست آورد. چاو و همکاران (Chu, et al., 2000) برای ده کشور در حال توسعه به این نتیجه رسیدند که نسبت مالیات‌های مستقیم به مالیات‌های غیر مستقیم و نرخ ثبت‌نام دوم دبیرستانی بر نابرابری اثر منفی دارند. بدین معنا که افزایش این دو متغیر باعث کاهش نابرابری می‌شود. ولدخانی و میچل (Valadkhani & Mitchell, 2002) در بررسی افزایش قیمت نفت بر سطوح قیمت و توزیع درآمد برای اقتصاد استرالیا به این نتیجه رسیدند که افزایش قیمت نفت اثر مشخصی بر درآمد حقیقی ندارد. اما کلمنتس و همکاران (Clements, et al., 2003) در مطالعه‌ای در مورد اقتصاد اندونزی به این نتیجه رسیدند که ۲۵ درصد افزایش قیمت انرژی منجر به ۲/۵ درصد کاهش در متوسط مصرف حقیقی می‌شود. لباندیرا و همکاران (Labandeira, et al., 2004) با استفاده از مدل سیستمی تقاضای تقریباً ایده‌آل برای دوره زمانی ۱۹۷۳-۱۹۹۵ به بررسی تأثیر تغییرات قیمت انرژی بر رفاه خانوار در کشور اسپانیا پرداختند. بنیرجی و دافلو (Banerjee & Duflo, 2003) رابطه منفی بین نابرابری و رشد را در رگرسیون‌های مقطعی مورد تأیید قرار دادند. دمیلو و تیونگسون (De Mello & Tiongson, 2003) در مقاله‌ای به بررسی نابرابری درآمد و توزیع مجدد مخارج دولتی پرداختند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که رابطه بین توزیع مجدد مخارج دولت و نابرابری

درآمد یک رابطه غیر خطی است. نتایج مطالعه هسینگ (Hsing, 2005) حاکی از این بود که افزایش نابرابری (ضریب جینی) باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود. ایردیان (Iradian, 2003, 2005) به آزمون تجربی رابطه بین رشد و نابرابری و تجزیه و تحلیل اثرات رشد، نابرابری و مخارج دولت بر کاهش فقر پرداخت. نتایج تجربی وی حاکی از اثر منفی نابرابری بر رشد اقتصادی بود. مک‌دونالد و وان اسچور (McDonald & van Schoor, 2005) نشان دادند که اثر افزایش قیمت نفت باعث رشد درآمدها در آفریقای جنوبی می‌شود. لویز (Lopez, 2006) رابطه بین رشد و نابرابری را مثبت و معنی‌دار نشان داد. کپودار (Kpodar, 2006) در مقاله‌ای به بررسی اثرات توزیعی تغییرات قیمت نفت بر هزینه‌های خانوار برای اقتصاد مالی پرداخت. نتیجه مطالعه وی حاکی است که افزایش قیمت نفت، به طور واضح باعث رشد هزینه‌های خانوار در کشور مالی می‌شود.

در ایران تا کنون مطالعه‌ای تحت عنوان بررسی تأثیر سیاست مالی دولت بر توزیع درآمد با در نظر گرفتن قیمت بنزین صورت نگرفته، اگر چه مطالعاتی در زمینه تأثیر متغیرهای کلان بر توزیع درآمد صورت گرفته که آن هم سابقه‌ی اندکی داشته است. نیلی و فرح‌بخش به ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد برای دوره ۱۳۴۷-۱۳۷۵ برای اقتصاد ایران پرداختند. نتایج این مطالعه حاکی از آن بود که رشد اقتصادی و توزیع درآمد، حرکتی هم‌جهت دارند رشد اقتصادی باعث بهبود توزیع درآمدها می‌گردد. هم‌چنین نرخ تورم و بی‌کاری وضعیت توزیع درآمدها را نامطلوب‌تر می‌کند (نیلی و فرح‌بخش، ۱۳۷۷). اسحاق نجیبی در مطالعه‌ای به محاسبه معیارهای تغییر رفاه ناشی از افزایش قیمت بنزین در گروه‌های مختلف درآمدی (هزینه‌ای) می‌پردازد. وی نتیجه می‌گیرد روندی که در حرکت از گروه درآمدهای پایین به بالا برای کشش قیمتی وجود دارد دال بر آن است که بنزین برای خانوارهایی با متوسط درآمد پایین، کشش‌پذیرتر از خانوارهایی با متوسط درآمد بالاست (نجیبی، ۱۳۸۳). نتایج مطالعه زیبایی حاکی از آن است که افزایش بهره‌وری نیروی کار و بهره‌وری سرمایه باعث بهبود رفاه اجتماعی می‌گردد، در حالی که تورم و بی‌کاری اثر منفی بر رفاه اجتماعی دارد (زیبائی، ۱۳۸۴). افشاری و عزیزخانی نشان دادند که اثر شوک‌های فرار مالیاتی بر تولید

ناخالص داخلی مثبت و محرک تولید است. اما فرار مالیاتی بر توزیع درآمد تأثیر منفی دارد (افشاری و عزیزخانی، ۱۳۸۴). اقبالی و جرجرزاده به این نتیجه رسیدند که درآمدهای نفتی سبب نابرابر شدن توزیع درآمد در کل کشور و در فضای شهری می‌گردد، اما در مورد این تأثیر در فضای روستایی به صراحت نمی‌توان اظهار نظر نمود (اقبالی و جرجرزاده، ۱۳۸۴). داودی و سالم در مطالعه‌ای در جهت بررسی آثار تغییر قیمت بنزین در اقتصاد، به محاسبه تغییر رفاه مصرف‌کنندگان دهک‌های مختلف درآمدی، ناشی از افزایش ۳۰ درصدی قیمت بنزین طی دوره زمانی ۱۳۸۲-۱۳۷۵ پرداخته‌اند. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که رفاه از دست‌رفته دهک‌های پایین درآمدی از دهک‌های بالای درآمدی بیشتر است (داودی و سالم، ۱۳۸۵). دادگر و نظری در مقاله‌ای به بررسی تأثیر اندازه دولت بر توزیع درآمد در ایران طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۵۳ با استفاده از روش خودرگرسیون برداری پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها حاکی است که رشد دولت چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت باعث افزایش ضریب جینی و به عبارتی، باعث افزایش نابرابری در اقتصاد کشور می‌شود (دادگر و نظری، ۱۳۸۶).

۲) روش مطالعه

روش تحقیق این مقاله تحلیلی و از نوع اقتصادسنجی است. جهت استنباط، آمار و اطلاعات و داده‌ها از منابع مختلف بانک مرکزی، سازمان پالایش و پخش شرکت ملی نفت ایران و... جمع‌آوری شده است. برای آزمون از روش اقتصادسنجی خودرگرسیون برداری استفاده شده است. جامعه آماری این تحقیق کشور ایران، و دوره زمانی مورد بررسی ۱۳۸۴-۱۳۵۳ می‌باشد. پس از تحلیل آماری متغیرهای تحقیق، به تخمین مدل ارائه شده پرداخته شد. در این مدل، از متغیرهای ضریب جینی (معیار توزیع درآمد)، تولید ناخالص داخلی (معیار رشد اقتصادی)، شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ (معیار تورم)، مخارج کل دولت (معیاری برای سیاست مالی) و قیمت بنزین استفاده شده است.

۳ یافته‌ها

۳-۱ تحلیل آماری متغیرهای پژوهش در ایران

در این بخش متغیرهایی را که در بخش تجربی مورد استفاده قرار می‌گیرند مورد تحلیل آماری قرار می‌دهیم. جدول شماره ۱ متغیرهای مخارج کل دولت (پرداختی‌های کل دولت)، تورم (شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرف‌کننده به قیمت ثابت ۱۳۷۶)، تولید ناخالص داخلی به قیمت جاری، ضریب جینی و قیمت اسمی بنزین برای دوره ۱۳۸۴-۱۳۵۳ را نشان می‌دهد. مخارج کل دولت تا سال ۱۳۵۶ از روندی صعودی برخوردار بود، اما در فاصله زمانی ۶۷-۱۳۵۶ این روند نزولی شد و تا سال ۱۳۶۷ ادامه یافت. در دوره ۷۲-۱۳۶۸ با آغاز برنامه اول توسعه و خاتمه جنگ تحمیلی و بهبود قیمت‌های نسبی، مخارج کل دولت روند صعودی یافت. طی برنامه سوم (۱۳۸۳-۱۳۷۹) مخارج کل دولت افزایش یافته که البته رشد مخارج دولت در سال ۱۳۸۴ نسبت به سال ۱۳۸۳ قابل توجه بوده است. در کشور ما تورم پیوسته تابعی از تصمیمات سیاسی و اقتصادی دولت بوده است^۱؛ و از آن‌جا که بانک مرکزی مستقل نبوده، قادر به کنترل تورم نیست. در کشورهایی که سیاست‌های مالی دولت از انضباط کافی برخوردار باشد می‌توان انتظار کنترل تورم و کاهش آن را داشت. یکی از توصیه‌های سیاستی که از جانب بسیاری از اقتصاددانان طی چند سال گذشته برای مبارزه با تورم مطرح بوده، محدود کردن اثر عملکرد مالی دولت بر پایه پولی و تقویت ابزارهای کنترلی تورم است. اصولاً برای ایجاد یک فضای نسبتاً باثبات کلان در هر برنامه اقتصادی، تفکیک عملیات بودجه و سیاست مالی از عملیات پولی بانک مرکزی و سیاست پولی و ایجاد نهادها و ابزارهای مناسب برای این مهم، یکی از سیاست‌های کلیدی است. در ایران، هم‌چنان که قیمت نفت و میزان صادرات نفتی در حال افزایش بوده، میزان تولید ناخالص داخلی نیز روند افزایشی به خود گرفته است. با توجه به

۱. به عبارت دیگر، می‌توان گفت که تورم در ایران (با توجه به عملکرد دولت‌ها) به صورت ساختاری درآمده است.

پایان‌پذیری منابع انرژی فسیلی، دولت باید توجه خود را معطوف به توسعه تولید ناخالص داخلی بدون نفت نماید. در دوره ۱۳۵۷-۱۳۵۳ ضریب جینی از ۴۹/۹۲ به ۴۳/۶۰ کاهش یافته است. در دوره ۱۳۶۷-۱۳۵۷ ضریب جینی همراه با نوسان بوده که در نهایت در سال ۱۳۶۷، به ۴۰/۴۳ رسید. در طول برنامه اول (۱۳۶۸-۱۳۷۳)، برنامه دوم (۱۳۷۴-۱۳۷۸)، برنامه سوم (۱۳۷۹-۱۳۸۳) و سال اول برنامه چهارم توسعه تغییر چندانی در ضریب جینی رخ نداده و این ضریب همچنان نشان‌دهنده وضعیت نابرابری درآمد در اقتصاد ایران است. برای کنترل و کاهش نابرابری در توزیع درآمد، پرداخت یارانه‌های هدف‌مند بر روی اقلام ضروری خانوارها و کمک به اقشار کم‌درآمد، کنترل سطح قیمت‌ها مخصوصاً اقلام ضروری خانوار و توجه به بیمه‌های تأمین اجتماعی می‌تواند مثرتر باشد. یکی از روش‌های منطقی کردن مصرف انرژی و از جمله بنزین، قیمت‌گذاری علمی و برنامه‌ریزی شده حامل‌های انرژی است. قیمت‌های اسمی بنزین در بازار داخلی برای دوره ۱۳۸۴-۱۳۵۳ در جدول شماره ۱ آمده است. قیمت اسمی این فرآورده در سال ۱۳۵۳، ۶ ریال به ازای هر لیتر بود که تا اوایل سال ۱۳۵۶ تداوم داشت. در سال ۱۳۵۶ بنزین با نرخ ۸ ریال به ازای هر لیتر عرضه شد و در سال ۱۳۵۷ به ۱۰ ریال افزایش یافت. در سال‌های ۱۳۶۹-۱۳۵۹ قیمت این فرآورده نفتی ۳ برابر شد، به طوری که تا اواخر سال ۱۳۶۵، قیمت بنزین به میزان ۳۰ ریال برای هر لیتر تثبیت شد. البته در اواخر سال ۱۳۶۹ تا پایان سال ۱۳۷۳، با رفع کمبود این فرآورده نفتی، این قیمت به ۵۰ ریال تعدیل شد. با تصویب قانون برنامه دوم توسعه و بر اساس تبصره ۱۹ این قانون، قیمت بنزین همراه با سایر فرآورده‌های نفتی برای سال‌های برنامه دوم ۱۳۷۴-۱۳۷۸ همواره روند رو به رشدی داشته است، به طوری که در پایان برنامه قیمت بنزین ۳/۵ برابر سال اول برنامه بود. در طول برنامه سوم، رشد قیمت بنزین کم‌تر از برنامه دوم صورت گرفته، به طوری که قیمت بنزین در سال ۱۳۷۹ (سال اول برنامه) ۳۸۵ ریال و در پایان برنامه (سال ۱۳۸۳) به ۸۰۰ ریال به ازای هر لیتر رسید. قیمت بنزین در سال ۱۳۸۴ تثبیت شد.

جدول ۱: روند متغیرهای پژوهش طی سال‌های ۱۳۵۳-۱۳۸۴ در ایران

سال	مخارج کل دولت (میلیارد ریال)	تورم	تولید ناخالص داخلی (میلیارد ریال)	ضریب جینی (درصد)	قیمت اسمی بنزین (ریال)
۱۳۵۳	۱۵۱۱/۳	۱/۴۸	۲۹۶۲/۲	۴۹/۹۲	۶
۱۳۵۴	۱۷۷۵/۹	۱/۶	۳۲۶۸/۳	۵۰/۲۰	۶
۱۳۵۵	۲۰۰۶/۲	۱/۹	۴۳۹۰/۸	۴۸/۰۵	۶
۱۳۵۶	۲۴۹۲/۲	۲/۴	۵۱۱۱/۱	۴۵/۸۴	۸
۱۳۵۷	۲۲۰۷/۸	۲/۶	۴۹۸۷/۱	۴۳/۶۰	۱۰
۱۳۵۸	۲۲۲۷/۹	۲/۹	۶۰۶۸/۴	۴۶/۱۸	۱۰
۱۳۵۹	۲۲۹۸/۴	۳/۶	۶۲۹۸/۵	۳۹/۸۴	۳۰
۱۳۶۰	۲۷۰۷/۱	۴/۴	۷۶۵۶/۲	۴۱/۹۷	۳۰
۱۳۶۱	۳۱۶۷/۴	۵/۳	۱۰۰۷۷/۹	۴۴/۱۰	۳۰
۱۳۶۲	۳۶۷۲/۳	۶/۱	۱۲۴۳۷/۶	۴۵/۴۰	۳۰
۱۳۶۳	۳۳۵۳/۶	۶/۷	۱۳۵۵۸/۵	۴۰/۴۳	۳۰
۱۳۶۴	۳۳۱۳/۲	۷/۱	۱۴۴۲۳	۳۹/۱۰	۳۰
۱۳۶۵	۳۱۵۶/۸	۸/۸	۱۴۶۶۰/۸	۳۹/۴۴	۳۰
۱۳۶۶	۳۶۴۰/۶	۱۱/۳	۱۷۹۲۴/۴	۴۰/۳۸	۳۰
۱۳۶۷	۴۲۱۰/۶	۱۴/۵	۲۰۲۰۰	۴۰/۴۳	۳۰
۱۳۶۸	۴۳۱۶/۷	۱۷/۱	۲۵۰۷۹/۴	۴۰/۹۲	۳۰
۱۳۶۹	۶۰۵۱/۱	۱۸/۶	۳۴۵۰۵/۶	۳۹/۶۹	۵۰
۱۳۷۰	۸۰۹۰/۸	۲۲/۴	۴۸۴۲۷/۸	۳۹/۹۶	۵۰
۱۳۷۱	۱۰۷۵۶/۸	۲۷/۹	۶۴۵۰۱/۷	۳۸/۷۰	۵۰
۱۳۷۲	۲۰۸۸۶/۹	۳۴/۳	۱۰۰۱۲۴/۳	۳۹/۷۶	۵۰
۱۳۷۳	۲۸۹۱۲/۴	۴۶/۳	۱۳۱۷۷۱/۴	۳۹/۹۳	۵۰
۱۳۷۴	۴۱۳۳۰/۹	۶۹/۲	۱۸۸۱۸۴/۳	۴۰/۷۴	۱۰۰

ادامه جدول ۱

۱۳۰	۳۹/۱۰	۲۴۸۹۷۱/۶	۸۵/۲	۵۶۷۸۳/۱	۱۳۷۵
۱۶۰	۴۰/۲۹	۲۹۱۷۶۸/۶	۱۰۰	۶۵۴۳۸	۱۳۷۶
۲۰۰	۳۹/۶۵	۳۲۸۵۲۱/۷	۱۱۸/۱	۷۰۷۲۴/۳	۱۳۷۷
۳۵۰	۴۰/۰۹	۴۳۴۳۸۴/۶	۱۴۱/۸	۹۲۷۵۹/۶	۱۳۷۸
۳۸۵	۳۹/۹۱	۵۷۶۴۹۳/۱	۱۵۹/۷	۱۰۵۰۴۹/۲۸	۱۳۷۹
۴۵۰	۳۹/۸۵	۶۶۴۶۲۰	۱۷۷/۹	۱۲۵۲۹۷/۷	۱۳۸۰
۵۰۰	۴۱/۹۱	۹۱۷۰۳۵	۲۰۶	۲۰۲۳۲۵/۳	۱۳۸۱
۶۵۰	۴۱/۵۶	۱۰۹۵۳۰۳	۲۳۸/۲	۲۵۲۰۵۴/۹۹	۱۳۸۲
۸۰۰	۳۹/۹۶	۱۳۸۴۸۱۹	۲۷۴/۵	۳۰۴۲۲۹/۴۲	۱۳۸۳
۸۰۰	۴۰/۱۰	۱۶۹۱۸۱۴	۳۰۷/۶	۴۴۸۵۲۲/۸	۱۳۸۴

منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۸۴

۳-۲) ارائه مدل

در این قسمت به بررسی تجربی اثر سیاست‌های مالی دولت بر توزیع درآمد با تأکید بر تأثیر تکانه‌های قیمت بنزین می‌پردازیم. فرم عمومی مدل به صورت زیر می‌باشد:

$$LGINI = f(LGDP, LCPI, LG, LPG)$$

که $LGINI$ لگاریتم طبیعی ضریب جینی است و به عنوان معیار توزیع درآمد به کار برده می‌شود؛ $LGDP$ لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی (معیاری برای رشد اقتصادی) است؛ $LCPI$ لگاریتم طبیعی شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ (معیاری برای تورم) است؛ LG لگاریتم طبیعی مخارج کل دولت (معیاری برای سیاست مالی) است و LPG لگاریتم طبیعی قیمت اسمی بنزین است. رابطه فوق را بر اساس یک مدل خودرگرسیون برداری به صورت زیر می‌توان نوشت:

$$LGINI = \alpha_1 + \sum_{i=1}^n [\beta_{1,i} * LGINI(-i) + \gamma_{1,i} * LGDP(-i) + \phi_{1,i} * LCPI(-i) + \theta_{1,i} * LG(-i) + \varphi_{1,i} * LPG(-i)] + \epsilon_1$$

$$\begin{aligned}
 LGDP &= \alpha_2 + \sum_{i=1}^n [\beta_{2,i} * LGINI(-i) + \gamma_{2,i} * LGDP(-i) + \phi_{2,i} * LCPI(-i) + \theta_{2,i} * LG(-i) + \varphi_{2,i} * LPG(-i)] + e_2 \\
 LCPI &= \alpha_3 + \sum_{i=1}^n [\beta_{3,i} * LGINI(-i) + \gamma_{3,i} * LGDP(-i) + \phi_{3,i} * LCPI(-i) + \theta_{3,i} * LG(-i) + \varphi_{3,i} * LPG(-i)] + e_3 \\
 LG &= \alpha_4 + \sum_{i=1}^n [\beta_{4,i} * LGINI(-i) + \gamma_{4,i} * LGDP(-i) + \phi_{4,i} * LCPI(-i) + \theta_{4,i} * LG(-i) + \varphi_{4,i} * LPG(-i)] + e_4 \\
 LPG &= \alpha_5 + \sum_{i=1}^n [\beta_{5,i} * LGINI(-i) + \gamma_{5,i} * LGDP(-i) + \phi_{5,i} * LCPI(-i) + \theta_{5,i} * LG(-i) + \varphi_{5,i} * LPG(-i)] + e_5
 \end{aligned}$$

هر کدام از معادلات یک بردار را تشکیل می‌دهند. در تخمین مدل به نکات زیر توجه می‌شود: الف) داده‌ها سری زمانی و برای دوره ۱۳۸۴-۱۳۵۳ است؛ ب) داده‌های مربوط به متغیرهای الگو به استثنای قیمت بنزین از حساب‌های ملی و ترازنامه بانک مرکزی جمع‌آوری شده است و آمار مربوط به قیمت بنزین از ترازنامه انرژی استخراج شده است؛ ج) برای مدل آزمون وقفه بهینه انجام شده است. برای آن‌که از نظر اقتصادسنجی صحت مدل زیر سؤال نرود، حداقل درجه آزادی برای مدل در نظر گرفته شده و بعد وقفه بهینه از میان وقفه‌های ممکن با توجه به معیارهای مختلف انتخاب شده است. از آن‌جا که در مدل ارائه شده ۵ متغیر درون‌زا وجود دارد، آزمون تعداد وقفه‌های بهینه در بین وقفه‌های ۱ و ۲ صورت گرفته، که وقفه دوم انتخاب شد.

۳-۳) برآزش مدل و تفسیر نتایج

۳-۳-۱) آزمون مانایی

قبل از آزمون مدل، داده‌ها از لحاظ مانایی مورد بررسی قرار می‌گیرند. جهت تشخیص مانایی متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده شده و مشخص شد که تمام متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری مانا شدند. به عبارتی تمام متغیرها از درجه مانایی واحد $I(1)$ برخوردارند، ولی ترکیب خطی آن‌ها $U_t = I(0)$ است، لذا رگرسیون کاذب وجود ندارد.

همان‌طور که از جدول شماره ۲ پیداست، مقدار کمیت آماره محاسبه شده ADF برای تمامی متغیرها در تفاضل اول از مقادیر بحرانی ۰/۰۵ بیش تر است.

جدول ۲: نتایج آزمون مانایی دیکی - فولر تعمیم یافته

آماره ADF	مقادیر بحرانی در سطوح			تعداد وقفه بهینه	با روند	با عرض از مبدأ	متغیر
	۱۰ درصد	۵ درصد	۱ درصد				
-۵/۹۷	-۳/۲۲	-۳/۵۷	-۴/۳۲	۲	+	+	DLGINI
-۳/۸۴	-۲/۶۲	-۲/۹۶	-۳/۶۷	۰	-	+	DLGDP
-۳/۷۶	-۲/۶۲	-۲/۹۶	-۳/۶۷	۱	-	+	DLCPI
-۳/۱۶	-۲/۶۲	-۲/۹۶	-۳/۶۷	۰	-	+	DLG
-۴/۲۴	-۱/۶۲	-۱/۹۵	-۲/۶۴	۰	-	-	DLPG

منبع: محاسبات تحقیق

۲-۳-۳) تعیین بردار بهینه هم‌انباشته

با توجه به این‌که آزمون هم‌انباشتگی انگل - گرنجر وجود یک بردار هم‌انباشتگی فرض می‌شود، از ضعف اساسی برخوردار است زیرا در یک مدل، ممکن است بیش از یک بردار هم‌انباشتگی وجود داشته باشد. برای برطرف کردن ایرادات روش انگل - گرنجر از روش یوهانسن استفاده می‌شود. برای انجام هم‌انباشتگی یوهانسن، آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه مورد استفاده قرار می‌گیرد. آماره‌های آزمون اثر و آماره‌های آزمون حداکثر مقدار ویژه مبتنی بر هر یک از الگوهای پنج‌گانه مورد بررسی قرار گرفت که بر اساس وقفه ۲ برای الگوی اول و الگوی دوم می‌توان حداکثر ۳ بردار هم‌انباشته داشت که آزمون حداکثر مقدار ویژه نیز وجود ۲ بردار هم‌انباشته را تأیید می‌کند. برای الگوی سوم بر اساس آزمون اثر، ۵ بردار هم‌انباشته وجود دارد که ۳ بردار هم‌انباشته بر اساس آزمون حداکثر

مقدار در این الگو وجود دارد. برای الگوی چهارم و الگوی پنجم ۲ بردار هم‌انباشته با آزمون اثر می‌توان داشت که آزمون حداکثر مقدار ویژه نیز وجود ۲ بردار هم‌انباشته را تأیید می‌کند. نتایج این آزمون در جدول شماره ۳ آمده است.

جدول ۳: نتایج آزمون اثر برای تعیین بردارهای هم‌انباشته

مقادیر بحرانی در سطوح		آماره	مقادیر بحرانی در سطوح		آماره	فرضیه مقابل	فرضیه صفر
۰/۰۵	۰/۰۱	λ_{max}	۰/۰۵	۰/۰۱	λ_{trace}		
۳۰/۰۴	۳۵/۱۷	۵۰/۶۹	۵۹/۴۶	۶۶/۵۲	۱۱۸/۴۴	$r = 1$	$r = 0$
۲۳/۸۰	۲۸/۸۲	۴۲/۹۵	۳۹/۸۹	۴۵/۵۸	۶۷/۷۵	$r = 2$	$r \leq 1$
۱۷/۸۹	۲۲/۹۹	۱۵/۵۱	۲۴/۳۱	۲۹/۷۵	۲۴/۸۰	$r = 3$	$r \leq 2$
۱۱/۴۴	۱۵/۶۹	۹/۰۶	۱۲/۵۳	۱۶/۳۱	۹/۲۸	$r = 4$	$r \leq 3$
۳/۸۴	۶/۵۱	۰/۲۲	۳/۸۴	۶/۵۱	۰/۲۲	$r = 5$	$r \leq 4$

پس از تعیین وقفه بهینه دو، مدل را با روش خودرگرسیون برداری برای اقتصاد ایران مورد برازش قرار می‌دهیم. تأثیر سیاست مالی دولت بر توزیع درآمد در وقفه اول مثبت اما در وقفه دوم منفی است. همچنین تأثیر قیمت بنزین بر توزیع درآمد در وقفه اول منفی ولی در وقفه دوم مثبت و غیر معنی‌دار است. تأثیر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد در وقفه اول منفی و معنی‌دار است و نشان می‌دهد که رشد اقتصادی عامل کاهنده نابرابری اقتصادی است. در وقفه دوم هر چند این اثر مثبت می‌شود ولی غیر معنی‌دار است. از آنجا که بحث اثرگذاری سیاست مالی و قیمت بنزین بر توزیع درآمد در سیاست‌گذاری دولت در آینده می‌تواند بسیار با اهمیت باشد، از تحلیل شوک داده‌ها و تجزیه واریانس برای تحلیل مورد نظر استفاده کرد.

۳-۳-۳) تحلیل شوک داده‌ها و مدت استهلاك آن‌ها

معمولاً در استنتاج نتایج مربوط به یک الگوی خودرگرسیون برداری، به توابع واکنش ضربه‌ای و تجزیه واریانس توجه می‌شود. یک واکنش ضربه‌ای، مؤلفه‌های مربوط به متغیرهای درون‌زا را به شوک‌ها با جهش‌هایی که با متغیرهای خاص وارد می‌شوند تفکیک می‌کند. سپس تأثیر تغییر در جهش‌های به اندازه یک انحراف معیار، شوک‌های مقادیر جاری و آینده متغیرهای درون‌زا را مشخص می‌کند. ما تأثیر این شوک را در طی دوره ۱۰ ساله مورد بررسی قرار می‌دهیم. نتایج این بررسی در جدول شماره ۴ آمده است. نتایج نشان می‌دهد که هرگاه شوکی یا تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار به متغیر ضریب جینی اعمال گردد، اثر این شوک در ابتدای دوره باعث افزایش ضریب جینی (افزایش نابرابری) به اندازه ۰/۰۳۲ می‌شود که در سال دوم این اثر کاهش می‌یابد و به ۰/۰۱۰ می‌رسد. این اثر در سال سوم افزایش، در سال چهارم کاهش، و در سال پنجم مجدداً افزایش می‌یابد. این اثر در سال هشتم کاهش و در سال نهم افزایش می‌یابد، ولی از سال هشتم روند کاهشی داشته و نهایتاً به سمت کاهش و شرایط پایدار تمایل پیدا می‌کند. بر اساس ستون سوم، هرگاه شوکی به اندازه یک انحراف معیار به متغیر تولید ناخالص داخلی اعمال گردد، این شوک در سال اول هیچ اثری بر ضریب جینی ندارد اما در سال دوم منفی، در سال سوم مثبت، در سال چهارم منفی، و از سال پنجم تا سال هفتم اثر مثبت بر ضریب جینی دارد. اثر این تکانه در سال هشتم تا دهم منفی است. بر اساس ستون چهارم، هرگاه شوکی به اندازه یک انحراف معیار به متغیر شاخص قیمت (نماینده تورم) اعمال گردد، در سال اول هیچ اثری بر ضریب جینی ندارد اما در سال دوم، اثرش منفی و کاهنده می‌شود. در سال سوم مثبت و فزاینده می‌گردد و از سال چهارم، کاهنده و منفی شده و تا سال هشتم ادامه می‌یابد ولی از سال نهم، اثر این شوک روند مثبت و فزاینده داشته و تا سال دهم ادامه پیدا می‌کند. با توجه به ستون پنجم جدول، هرگاه شوکی به اندازه یک انحراف معیار به متغیر مخارج دولت اعمال گردد، در سال اول هیچ اثری بر ضریب جینی ندارد اما در سال دوم تا سال چهارم اثر آن مثبت و کاهنده می‌شود و در سال پنجم منفی می‌گردد.

اثر این شوک در سال ششم مثبت، در سال هفتم منفی و در سال هشتم مثبت و در سال نهم منفی و نهایتاً در سال دهم مثبت می‌شود. بر مبنای ستون ششم جدول، هر گاه شوکی به اندازه یک انحراف معیار به متغیر قیمت بنزین اعمال گردد، در سال اول هیچ اثری بر ضریب جینی نداشته، اما در سال دوم تا سال دهم اثر منفی بر ضریب جینی خواهد داشت. در مجموع در کوتاه‌مدت (سال اول) اثر تکانه یا شوک بر ضریب جینی مثبت (به میزان ۰/۰۳۳) بوده است. در میان‌مدت (سال پنجم)، متغیر تولید ناخالص داخلی اثر مثبت بر ضریب جینی داشته ولی متغیرهای تورم، مخارج کل دولت و قیمت بنزین عامل کاهش دهنده نابرابری اقتصادی هستند. اثر شوک در بلندمدت (سال دهم) از سوی دو متغیر قیمت بنزین و رشد اقتصادی عامل کاهش دهنده نابرابری است، ولی سیاست مالی (مخارج دولت) و تورم باعث رشد نابرابری می‌شود.

جدول ۴: عکس‌العمل ضریب جینی به تکانه در سایر متغیرها

دوره	LGINI	LGDP	LCPI	LG	LPG
۱	۰/۰۳۳	۰	۰	۰	۰
۲	۰/۰۱۰	-۰/۰۱۲	-۰/۰۰۷	۰/۰۱۲	-۰/۰۰۹
۳	۰/۰۱۲	۰/۰۰۵	۰/۰۰۱	۰/۰۰۵	-۰/۰۰۷
۴	۰/۰۱۰	-۲/۴۰E-۰۵	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۰۸
۵	۰/۰۱۱	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۵
۶	۰/۰۰۶	۹/۲۴E-۰۵	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۲
۷	۰/۰۱۰	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۲
۸	۰/۰۰۶	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۲
۹	۰/۰۰۵	-۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۰۳	-۰/۰۰۳
۱۰	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱۰

۴-۳-۳ تجزیه واریانس

یکی از کاربردهای مدل‌های خود رگرسیون برداری، تجزیه واریانس است که بعد از وارد آمدن شوک مطرح می‌شود. در این روش واریانس خطای پیش‌بینی به عناصری که شوک‌های هر یک از متغیرها را در بر دارد، تجزیه می‌گردد. به عبارتی، این امر نشان می‌دهد که چند درصد تغییرات متغیر دیگر توضیح داده می‌شود. لذا می‌توان گفت که تجزیه واریانس به عنوان معیاری برای عملکرد پویایی قادر است به تعیین بی‌ثباتی هر متغیر در مقابل شوک وارده بر هر یک از متغیرهای دیگر پردازد. بنابراین برای تعیین سهم بی‌ثباتی ایجاد شده در معادله توسط متغیرها، از تجزیه واریانس استفاده شده که نتایج حاصله در جدول شماره ۵ آمده است. در این جدول، ستون اول خطای پیش‌بینی متغیرهای مربوطه را طی دوره‌های مختلف (۱۰ ساله) نشان می‌دهد. به دلیل این که خطای پیش‌بینی هر سال، روی خطای پیش‌بینی سال بعد تأثیر می‌گذارد و آن را افزایش می‌دهد، طی دوره زمانی با گذشت زمان خطای پیش‌بینی در حال افزایش است. جدول شماره ۵ خطای واریانس پیش‌بینی متغیر ضریب جینی را برای ۱۰ دوره نشان می‌دهد. یعنی نشان می‌دهد که هر یک از متغیرهای توضیحی در تغییرات ضریب جینی در کوتاه‌مدت (سال اول) و میان‌مدت (سال دوم تا سال پنجم) و بلندمدت (سال پنجم تا دهم) چقدر است. نتایج دلالت بر آن دارد که در میان‌مدت مخارج دولت بیش‌ترین توضیح‌دهی نوسانات ضریب جینی، و تورم کم‌ترین توضیح‌دهی را نشان می‌دهد. در بلندمدت حداکثر ۸/۱۲ درصد نوسانات ضریب جینی به وسیله متغیر مخارج دولت توضیح داده می‌شود. همچنین ۷/۰۱ درصد نوسانات ضریب جینی از جانب متغیر قیمت بنزین بوده است. همان‌طور که از جدول پیداست، در بلندمدت همانند میان‌مدت، متغیر مخارج دولت به‌طور نسبی بیش‌ترین توضیح‌دهی نوسانات ضریب جینی در ایران را نشان می‌دهد. بر این اساس می‌توان گفت متغیر کلیدی در نوسانات میان‌مدت و بلندمدت ضریب جینی، مخارج دولت است.

جدول ۵: تجزیه واریانس برای متغیر ضریب جینی

دوره	S.E	LGINI	LGDP	LCPI	LG	LPG
۱	۰/۰۳۲۶	۱۰۰	۰	۰	۰	۰
۲	۰/۰۳۹۷	۷۴/۱۵	۸/۸۳	۳/۳۱	۸/۹۶	۴/۷۵
۳	۰/۰۴۲۶	۷۲/۵۶	۸/۸۰	۲/۹۳	۸/۹۹	۶/۷۲
۴	۰/۰۴۴۰	۷۳/۶۲	۸/۳۰	۲/۹۷	۸/۷۵	۶/۳۶
۵	۰/۰۴۵۹	۷۲/۹۸	۷/۸۴	۴/۰۳	۸/۲۷	۶/۸۷
۶	۰/۰۴۶۶	۷۲/۷۷	۷/۶۱	۴/۵۷	۸/۱۸	۶/۸۶
۷	۰/۰۴۷۸	۷۳/۳۵	۷/۲۶	۴/۳۹	۸/۲۶	۶/۷۴
۸	۰/۰۴۸۴	۷۳/۲۳	۷/۴۰	۴/۳۵	۸/۲۰	۶/۸۲
۹	۰/۰۴۸۷	۷۳/۲۰	۷/۳۲	۴/۳۸	۸/۱۰	۷
۱۰	۰/۰۴۸۸	۷۳/۰۵	۷/۳۵	۴/۴۶	۸/۱۲	۷/۰۱

۵-۳-۳) برآورد کشش‌های بلندمدت

بعد از تعیین نوع الگو و تعداد بردارهای هم‌انباشته، (الگوی اول و دو بردار هم‌انباشته)، قدم بعدی، گزارش بردار هم‌انباشته‌ای است که بتواند کشش‌های بلندمدت متغیرها را با توجه به نظریه‌های اقتصادی و علائم مورد انتظار برای متغیرها بیان کنند. در بیان این بردارها روش معمول این است که ضریب‌ها بر اساس یکی از متغیرها نرمال شوند. ما بردار را روی *LGINI* نرمال می‌کنیم. جهت تفسیر نتایج تخمین باید ضریب متغیر وابسته برابر یک باشد. ولی ضریب متغیر وابسته معادلات تخمین زده شده توسط روش یوهانسن، برابر یک، نیست. از این رو می‌توان با تقسیم تمام ضرایب متغیر وابسته و متغیرهای مستقل بر ضریب تخمینی متغیر وابسته، ضرایب تخمینی را نرمالیزه نمود. نتایج تخمین این است که متغیرها در مدل، به راستی هم‌گرا هستند و رابطه تعادلی بلندمدت با هم دارند. همچنین علامت ضرایب برآورده شده همان است که در تئوری به دست آمد. جدول شماره ۶ هر دو بردار هم‌انباشته تخمین

زده شده (که ضرایب بلندمدت را بیان می‌کند) را نشان می‌دهد. تمام ضرایب متغیرهای هر دو بردار دارای علامت مورد انتظار هستند. در این میان، علائم متغیرهای رشد اقتصادی و قیمت بنزین منفی هستند؛ بدین معنا که در بلندمدت افزایش رشد اقتصادی و افزایش قیمت بنزین باعث کاهش نابرابری اقتصادی می‌شود،^۱ که البته عامل رشد اقتصادی اثرگذاری بیش‌تری نسبت به قیمت بنزین دارد. وانگهی علائم متغیرهای تورم و مخارج دولت مثبت هستند؛ بدین معنا که تورم و مخارج دولت عامل افزایش نابرابری اقتصادی در بلندمدت هستند، اما در این میان تورم اثرگذاری بیش‌تری دارد.

جدول ۶: برآورد ضرایب کشش‌های بلندمدت مدل

<i>LPG</i>	<i>LG</i>	<i>LCPI</i>	<i>LGDP</i>	متغیر	
-۰/۰۵	۰/۴۱	۰/۵۸	-۰/۸۴	بردار اول	ضریب نرمال شده نسبت به
-۰/۲۴	۰/۱۹	۰/۸۵	-۰/۶۵	بردار دوم	<i>LGINI</i>

۴) نتیجه‌گیری

این مقاله با ارائه یک مدل اقتصادی شامل متغیرهای تولید ناخالص داخلی (نماینده رشد اقتصادی)، شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی (نماینده تورم)، مخارج کل دولت، ضریب جینی (شاخص توزیع درآمد) و قیمت بنزین، به کمک الگوی خودرگرسیون برداری روابط بین متغیرها را برای دوره ۱۳۵۳-۱۳۸۴ مورد بررسی قرار داد. در این

۱. همان‌طور که به‌طور ضمنی اشاره شد، یک پیش‌فرض مقاله ما برای افزایش قیمت حامل‌های انرژی، به‌ویژه بنزین، انجام مطالعه کارشناسی کافی، فراهم آوردن سیستم حمل و نقل کارآمد عمومی و ملاحظات کوتاه‌مدت تأمین حداقل رفاه برای اقشار کم درآمد و موارد مشابه می‌باشد. بدیهی است ممکن است صرف افزایش قیمت بنزین و دیگر فراورده‌های نفتی، بدون تأمین شرایط فوق، حداقل در کوتاه‌مدت منجر به کاهش رفاه عمومی و افزایش نابرابری گردد.

مطالعه، با استفاده از آزمون دیکی و فولر تعمیم‌یافته، مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفت، سپس وقفه بهینه ۲ با تأکید بر درجه آزادی مطلوب و با در نظر گرفتن تعداد مشاهدات انتخاب شد. آزمون تعیین بردارهای هم‌انباشته در ۵ الگو مورد بررسی قرار گرفت و الگوی اول (که حاکی از وجود دو بردار بلندمدت بین متغیرها بود) انتخاب شد. در تخمین (بر اساس خروجی خودرگرسیون برداری) مشخص شد که تأثیر سیاست مالی بر توزیع درآمد در وقفه اول مثبت ولی در وقفه دوم منفی است. همچنین اثر قیمت بنزین در وقفه اول منفی و در وقفه دوم مثبت بود. با استفاده از تحلیل شوک‌ها مشخص شد که در میان‌مدت (سال پنجم) متغیر تولید ناخالص داخلی اثر مثبت بر ضریب جینی دارد ولی متغیرهای تورم، مخارج کل دولت و قیمت بنزین عامل کاهش‌دهنده نابرابری اقتصادی هستند. اثر شوک در بلندمدت (سال دهم) از سوی دو متغیر قیمت بنزین و رشد اقتصادی عامل کاهش‌دهنده نابرابری است، ولی سیاست مالی (مخارج دولت) و تورم باعث رشد نابرابری می‌شود. از جدول تجزیه واریانس نیز به این نتیجه رسیدیم که در میان‌مدت، مخارج دولت بیش‌ترین توضیح‌دهی نوسانات ضریب جینی، و تورم کم‌ترین توضیح‌دهی را نشان می‌دهد. در بلندمدت همانند میان‌مدت متغیر مخارج دولت نسبت به سایر متغیرهای مدل بیش‌ترین توضیح‌دهی نوسانات ضریب جینی در ایران را نشان می‌دهد. بر این اساس می‌توان گفت متغیر کلیدی در نوسانات میان‌مدت و بلندمدت ضریب جینی، مخارج دولت است. به علاوه با استفاده از آزمون یوهانسن، هر دو بردار بلندمدت (که نشان‌گر کشش متغیرها است) را استخراج کردیم که بر اساس آن، در بلندمدت افزایش متغیر رشد اقتصادی و افزایش قیمت بنزین (با فرض ثبات سایر چیزها) باعث کاهش نابرابری و افزایش متغیرهای مخارج دولت، و تورم باعث افزایش نابرابری هستند.^۱

۱. بیان «فرض ثبات سایر چیزها»، نوعی تذکر احتیاطی از سوی اقتصاددانان است که پیش فرض مقاله ما نیز جهت کارآمدی تعدیل قیمت فرآورده‌های نفتی (به‌خصوص بنزین) می‌باشد.

- افشاری، غلامرضا و عزیزخانی، فاطمه. (۱۳۸۴)، «فرار مالیاتی و تأثیر آن بر تولید ناخالص داخلی و توزیع درآمد»، فصلنامه مجلس و پژوهش، شماره ۵۰-۴۹.
- اقبالی، علی‌رضا و جرجرزاده، علی‌رضا. (۱۳۸۴)، «بررسی اثر درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد در ایران»، فصلنامه علمی پژوهشی رفاه اجتماعی، شماره ۱۷.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حساب‌های ملی ایران و ترازنامه، اداره حساب‌های اقتصادی، ۱۳۸۴.
- داودی، پرویز و سالم، علی‌اصغر. (۱۳۸۵)، «اثر تغییر قیمت بنزین بر رفاه خانوارها در دهک‌های مختلف درآمدی»، پژوهشنامه اقتصادی.
- زیبایی، حسن. (۱۳۸۴)، «ارزیابی سهم عوامل تعیین‌کننده نابرابری و توزیع درآمد در ایران»، مجله برنامه و بودجه، شماره ۹۱.
- سازمان پالایش. (۱۳۸۴)، آمارنامه مصرف فرآورده‌های نفتی انرژی‌زا، مدیریت سازمان پالایش و پخش شرکت ملی نفت ایران.
- نجیبی، اسحاق. (۱۳۸۳)، بررسی اثر تغییر قیمت بنزین بر روی رفاه خانوارها در ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی.
- نظری، روح‌الله. (۱۳۸۶)، «بررسی تأثیر اندازه دولت بر توزیع درآمد در ایران»، مجموعه مقالات چهارمین همایش دو سالانه اقتصاد ایران، دانشگاه تربیت مدرس.
- نیلی، مسعود و فرح‌بخش، علی. (۱۳۷۷)، «ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران»، مجله برنامه و بودجه، شماره ۳۶ و ۳۵.
- Alesina, A. & Perotti, Roberto. (1996), "Income Distribution, Political Instability and Investment", **European Economic Review**, 40.
- Alesina, A., (1993), "Inequality and Development: A Critique", **Journal of Development Economics**, 41.
- Banerjee, A.V. & Newman, A. (1991), "Risk Bearing and the Theory of Income Distribution", **Review of Economic Studies**, 58.
- Banerjee, A. V.; & Duffo, Ester. (2003), "Inequality and Growth: What Can the Data Say?", **Journal of Economic Growth**, 8.
- Barro, R. (2000), "Inequality and Growth in a Panel of Countries", **Journal of Economic Growth**, 5.
- Chu, K.; Davoodi, H. & Gupta; S. (2000), "Income Distribution and Tax and

- Government Social Spending Policies in Developing Countries", **IMF Working Paper**, No. 00/62.
- Clements, Benedict; Hong-Sang, Jung & Gupta, Sanjeev. (2003), "Real and Distributive Effects of Petroleum Price Liberalization: The Case of Indonesia", **IMF Working Paper**, No. 03/204.
 - Cysne, R.; Maldonado, P. Wilfredo, L. Monteiro & Klinger, P. (2005), "Inflation and Income Inequality: A Shopping-time Approach", **Journal of Development Economics**, 78.
 - Deininger, K. & Lyn, S. (1996), "A New Data Set Measuring Income Inequality", **World Bank Economic Review**, 10 (3), September.
 - Deininger, k. & Lyn, S. (1998), "New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth", **Journal of Development Economics**, 57.
 - De mello, L. & Tiongson, E.R. (2003), "Income Inequality and Redistributive Government Spending", **IMF Working Paper**. WP/03/014.
 - Forbes, K. (2000), "A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth", **American Economic Review**, 90.
 - Hsing ,Yu. (2005), "Economic Growth and Income Inequality: The Case of the US", **International Journal of Social Economics**, 32(7).
 - Iradian, G. (2003), "Armenia: The Road to Sustained Rapid Growth, Cross-Country Evidence", **IMF Working Paper**, 02/103.
 - Iradian, G. (2005), "Inequality, Poverty, and Growth: Cross-Country Evidence", **IMF Working Paper**, WP/05/28, February.
 - Jha, Sailesh. K. (1996), "The Kuznets Curve: A Reassessment", **World Development**, 24.
 - Jha, S. (1999), "Fiscal Policy, Income Distribution and Growth", **Asian Development Bank Economic & Development Resource Center (EDRC)**, Report Series, no, 67-
 - Kpodar, K. (2006), "Distributional Effects of Oil Price Changes on Household Expenditures: Evidence from Mali", **IMF Working Paper**, WP/06/91, March.

- Kuznets, S. (1955), "Economic Growth and Income Inequality", **American Economic Review**, 45(1), March.
- Labandeira, X. J.; Labeaga, M. & Rodríguez, M. (2004), "Microsimulating the Effects of Household Energy Price Changes in Spain", November, available at: <<http://www.fedea.es/hojas/publicado.html>>
- Li, H.; Squire, L. & Zou, H. (1998), "Explaining International and Intertemporal Variations in Income Inequality", **Economic Journal**, 108.
- Lopez, Humberto. (2006), "Growth and Inequality: Are the 1990s Different?", **Economics Letters**, 93.
- McDonald, Scott & van Schoor, Melt. (2005), "A Computable General Equilibrium (CGE) Analysis of the Impact of an Oil Price Increase in South Africa", **PROVIDE Working Paper**, No. 1 (Elsenburg: The Western Cape Department of Agriculture).
- Moran, T. P. (2005), "Kuznets's Inverted U-Curve Hypothesis: The Rise, Demise, and Continued Relevance of a Socioeconomic Law", **Sociological Forum**, 20 (2).
- Panizza, Ugo. (2002), "Income Inequality and Economic Growth: Evidence from American Data", **Journal of Economic Growth**, 7.
- Valadkhani, A. & Mitchell, W. F. (2002), Assessing the Impact of Changes in

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
رتال جامع علوم انسانی