

تأثیر تورم بر توزیع درآمد و عملکرد سیاست‌های جبرانی

اکبر کمیجانی

استاد اقتصاد دانشگاه تهران

komijani@ut.ac.ir

فریدون محمدزاده

کارشناس ارشد علوم اقتصادی (نویسنده مسئول)

mohammadzadeh_f@ut.ac.ir

بحث توزیع درآمد یکی از مهم‌ترین مباحث اقتصادی به‌شمار می‌رود و در این زمینه تحقیقات بسیاری در تمام کشورها صورت گرفته است. هدف اصلی در این تحقیق بررسی تأثیر نرخ تورم بر توزیع درآمد و عملکرد سیاست‌های جبرانی دولت می‌باشد. در این خصوص از الگوهای عوامل مؤثر بر ضریب جینی و سهم بیستک‌های درآمدی استفاده شد، الگوی ضریب جینی با استفاده از روش حداقل مربعات (OLS) و الگوی عوامل مؤثر بر بیستک‌ها با استفاده از روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتب (SUR) برآورد شدند. نتایج حاصل از برآورد مدل شاخص جینی نشان داد متغیرهای تورم، بیکاری، مخارج دولت و نسبت سهم ۱۰ درصد گروه درآمدی بالا به ۱۰ درصد فقیر روی نابرابری تأثیر منفی داشته و با افزایش یارانه کالاهای اساسی و سهم ۴۰ درصد فقیر نابرابری بهبود می‌یابد. به‌منظور تجزیه و تحلیل دقیق‌تر تأثیر متغیرها بر نابرابری از الگوی عوامل مؤثر بر بیستک‌ها استفاده شده است. نتایج حاصل از این الگو نشان داد که افزایش نرخ تورم، نرخ بیکاری، یارانه کالاهای اساسی و نسبت سهم ۱۰ درصد ثروتمند به ۱۰ درصد فقیر به نفع بیستک‌های با درآمد بالا بوده و به افزایش نابرابری منجر می‌شود و افزایش در سهم ۴۰ درصد فقیر به نفع بیستک‌های با درآمد پایین بوده و به کاهش نابرابری می‌انجامد.

طبقه‌بندی JEL: D33, E25, E31, O15.

واژه‌های کلیدی: توزیع درآمد، تورم، شاخص جینی، دهک‌های درآمدی، سیاست‌های جبرانی.

۱. مقدمه

وضعیت توزیع درآمد در جوامع مختلف تنها از لحاظ اقتصادی اهمیت ندارد، بلکه در ابعاد سیاسی و اجتماعی نیز حائز اهمیت است. تجربه‌های گذشته و متنوع رشد و توسعه نیز این واقعیت را بیان می‌کند که موفقیت اقدامات بلندمدت و پایدار حکومت‌ها در زمینه رشد و توسعه اقتصادی جامعه مشروط به لحاظ نمودن آثار و پیامدهای توزیعی سیاست‌ها از جمله توزیع عادلانه درآمد در جامعه می‌باشد. مشکل توزیع درآمد اغلب از دید مسائل عدالت اجتماعی و فقر مورد توجه قرار می‌گیرد و این امر موجب شد تا راه‌حل‌های کوتاه‌مدت برای رفع این مشکل توصیه شود، در حالی که پدیده نابرابری توزیع درآمد به دلیل مقاومت نیروهای درونی از خود پایداری نشان می‌دهد و اجرای سیاست‌های کوتاه‌مدت و بدون شناخت عوامل تأثیرگذار پیامدهای نامطلوبی بر توزیع درآمد و رشد اقتصادی به دنبال دارد، بنابراین برای مقابله با مشکل توزیع ناعادلانه درآمد می‌بایست عوامل مؤثر بر آن را شناخت و با توجه به تأثیر آنها بر توزیع درآمد به اتخاذ سیاست‌های مناسب در راستای بهبود نابرابری در سطوح و دهک‌های مختلف جامعه اقدام نمود.

در این تحقیق همزمان با بررسی تأثیر تورم بر توزیع درآمد عملکرد سیاست‌های جبرانی دولت سیاست‌های یارانه‌ای و مخارج دولت نیز مورد مطالعه قرار می‌گیرد، بنابراین در این خصوص فرضیه‌های افزایش تورم موجب گسترش نابرابری و عدم توازن در الگوی توزیع درآمد می‌شود و افزایش یارانه کالاهای اساسی و مخارج دولت بر الگوی توزیع درآمد تأثیر مثبت داشته و موجب کاهش نابرابری می‌شود مورد آزمون قرار می‌گیرند.

۲. پیشینه تحقیق

در این بخش به بررسی مطالعات صورت گرفته توسط محققان داخلی و خارجی می‌پردازیم. تعدادی از تحقیقات خارجی که در این زمینه صورت گرفته عبارتند از مطالعه سیمون کوزنتس (۱۹۵۵)، بلیندر و ایزاکی (۱۹۷۸)، بلنک و بلیندر (۱۹۸۶)، آلس بولر (۱۹۸۸)، نولان (۱۹۸۸)، بلیجر و گوئرو (۱۹۹۰)، بالیر و گولد (۱۹۹۵)، کول و تاو (۱۹۹۶)، رومر (۱۹۹۸)، ایسترتلی و فیشر (۲۰۰۰)، گالی و هوون (۲۰۰۱)، فردریک نیکسون و والترز (۲۰۰۵) و از تحقیقات داخلی می‌توان به مطالعه عسگری (۱۳۷۰)، ابونوری (۱۳۷۶)، صدر منوچهری نائینی (۱۳۷۶)، نیلی و فرح بخش (۱۳۷۷)، پورداد (۱۳۷۸)، پروین و زیدی (۱۳۸۰)، احمدی و مهرگان (۱۳۸۳)، ابونوری و تاجدین (۱۳۸۳)، اقبالی و جرجرزاده (۱۳۸۴)، هادی‌زنوز (۱۳۸۴)، دهمرده و همکاران (۱۳۸۸)، سیفی‌پور و

قاسمی (۱۳۹۰) و نظری و مظاهری (۱۳۹۰) اشاره نمود که در این مقاله چکیده‌ای از شاخص‌ترین مطالعات صورت گرفته مورد بررسی قرار می‌گیرد.

سیمون کوزنتس (۱۹۹۵) برای نخستین بار نظریه‌ای ارائه نمود که بر اساس آن نابرابری درآمدی در نخستین مراحل رشد اقتصادی رو به افزایش می‌گذارد، سپس هم‌تراز می‌شود و سرانجام در مراحل بعدی کاهش می‌یابد. همچنین نشان داد که توزیع درآمد شخصی در کشورهای کمتر توسعه یافته نسبت به کشورهای توسعه یافته نابرابرتر است.

آلس بولر (۱۹۸۸) رابطه بین نابرابری توزیع درآمد و تورم را با استفاده از پایگاه اطلاعاتی شامل آمار و اطلاعات ۷۵ کشور در حال توسعه و توسعه یافته مورد بررسی قرار داد. وی نتیجه گرفت که کاهش تورم شتابان به‌طور معناداری نابرابری توزیع درآمد را کاهش می‌دهد، اما با این حال کاهش تورم به زیر سطحی خاص موجب بدتر شدن مجدد نابرابری می‌شود. کول و تاو (۱۹۹۶) روند توزیع درآمد و اثر متغیرهای کلان را مورد بررسی قرار دادند. نتیجه قابل توجه بی‌معنا بودن اثر تورم بر توزیع درآمد است، به طوری که در تمام معادلات ضریب به‌دست آمده برای تورم در سطح ۵ درصد بی‌معنا است. فردریک نیکسون و والترز (۲۰۰۵) به بررسی آثار خصوصی‌سازی بر فقر و نابرابری در اقتصادهایی که در حال انتقال از بخش دولتی به بخش خصوصی هستند در ناحیه آسیای مرکزی پرداخته‌اند. آنها نشان دادند که بدون در نظر گرفتن همکاری تعاونی‌ها خصوصی‌سازی به افزایش در فقر و نابرابری می‌انجامد.

عسگری (۱۳۷۰) به‌منظور بررسی رابطه تورم و توزیع درآمد از یک مدل رگرسیون ساده دو متغیره استفاده نموده است. در این مدل از ضریب جینی سهم گروه‌های مختلف و حداکثر شکاف درآمدی به‌عنوان شاخص‌های توزیع درآمد استفاده شده است. زمانی که از سهم ۱۰ درصد فقیرترین گروه درآمدی و حداکثر شکاف درآمدی استفاده می‌شود نتایج مدل حاکی از اثر نامطلوب تورم بر توزیع درآمد است، در حالی که رابطه معناداری بین تورم و ضریب جینی ملاحظه نمی‌شود. صدر منوچهری‌نائینی (۱۳۷۶-۱۳۷۵) با ارائه چارچوب نظری مدل‌های تجربی برای آزمون فرضیه کوزنتس اقدام به بررسی اثر رشد اقتصادی، بی‌سوادی، رشد جمعیت، مالیات بر ثروت، سهم کشاورزی و خدمات در تولید ناخالص ملی و نسبت درآمدهای نفتی به سایر درآمدها بر توزیع درآمد می‌کند. نتایج به‌دست آمده فرضیه کوزنتس را برای ایران تأیید می‌کند. در دوره مورد بررسی افزایش رشد اقتصادی، افزایش مالیات بر ثروت، افزایش سهم

خدمات و کشاورزی در GNP و افزایش درآمدهای نفتی موجب بهبود در توزیع درآمد، بی‌سوادی و افزایش رشد جمعیت موجب بدتر شدن توزیع درآمد می‌شود.

نیلی و فرح‌بخش (۱۳۷۷) به بررسی ارتباط متقابل بین این دو پدیده می‌پردازند. در مدل مورد استفاده از دو شاخص ضریب جینی و سهم ۴۰ درصد فقیر استفاده شده است. نتایج حاصل نشان داد که رابطه بین نرخ رشد اقتصادی، نرخ بیکاری و تورم بر توزیع درآمد به ترتیب غیرمستقیم، مستقیم و مستقیم است.

هادی‌زنوز (۱۳۸۴) به ارزیابی سیاست‌های دولت در زمینه مبارزه با نابرابری و فقر اجتماعی در ایران و سنجش ظرفیت‌های نهادی موجود در کشور برای اجرای برنامه فقرزدایی در آینده پرداخته است. از نتایج این تحقیق این است که دولت برای اتخاذ و اجرای سیاست‌های رشد اقتصادی و عدالت اجتماعی می‌بایست ابتدا اصلاحات ساختاری لازم را در درون خود به‌وجود آورد.

نظری و مظاهری (۱۳۹۰) با بهره‌گیری از داده‌های سری زمانی برای دوره (۱۳۸۷-۱۳۵۳) رابطه تورم با توزیع درآمد را مورد بررسی قرار دادند. با توجه نتایج به‌دست آمده فرضیه U شکل بودن رابطه تورم و توزیع درآمد تأیید نمی‌شود، همچنین بر پایه مطالعه صورت گرفته رشد تولید ناخالص داخلی نابرابری در توزیع درآمد را کاهش و تورم، بیکاری و یارانه‌های دولتی نابرابری را افزایش می‌دهند.

۳. تدوین مدل

برخی اقتصاددانان معتقدند یک تورم ملایم در سیستم اقتصادی آثاری مثبت بر اوضاع اقتصادی دارد و اینگونه استدلال می‌شود با توجه به اینکه گروه کم‌درآمد جامعه معمولاً بدهی دارند افزایش تورم به کاهش ارزش واقعی بدهی منجر می‌شود و به عبارت دیگر، نوعی کمک برای آنها به‌شمار می‌آید. البته این نکته قابل توجه است که این مطلب در شرایطی صحیح است که افراد کم درآمد به منابع مالی گسترده و سیستم بانکی جهت دریافت تسهیلات دسترسی داشته باشند. دیگر اینکه با توجه به مدل فیلیس رابطه میان تورم و بیکاری رابطه‌ای معکوس است و با افزایش تورم نرخ بیکاری کاهش می‌یابد و بالعکس هر چه میزان مشارکت نیروی کار فعال در فعالیت‌های اقتصادی کمتر باشد میزان شدت فقر و نابرابری در جامعه افزایش خواهد یافت، همچنین با افزایش تقاضا برای کار و کاهش بیکاری که در نهایت به افزایش درآمدها منجر می‌شود وضعیت زندگی مردم بهتر و از میزان و شدت فقر و نابرابری در جامعه کاسته می‌شود. بنابراین از لحاظ تنویرکی انتظار بر آن است که بیکاری همواره رابطه مستقیمی با

شاخص‌های توزیع درآمد داشته باشد، بنابراین با افزایش تورم نرخ بیکاری کاهش یافته و با افزایش اشتغال، فقر و نابرابری کاهش می‌یابد که البته این فرضیه با توجه به شواهد تجربی رد شده است. اغلب اقتصاددانان به وجود رابطه معکوس بین نرخ تورم و توزیع درآمد معتقدند، به گونه‌ای که افزایش نرخ تورم موجب کاهش قدرت خرید درآمدها و متضرر شدن تمام افرادی می‌شود که نمی‌توانند درآمدهای خود را متناسب با نرخ تورم تغییر دهند. در واقع، این امر نوعی انتقال دارایی از افرادی که دارای دستمزد ثابتی می‌باشند به افرادی که دارای سرمایه فیزیکی هستند به‌شمار می‌رود، در نتیجه تورم می‌تواند به افزایش شکاف درآمدی و بدتر شدن توزیع درآمد و افزایش فقر منجر گردد.

بلیندر و ایزاکی (۱۹۷۸) در مطالعه‌ای تحت عنوان "عملکرد اقتصاد کلان و توزیع درآمد پس از جنگ جهانی در آمریکا" جهت برآورد الگوی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد ضریب جینی را تابع عوامل مختلفی مانند تورم و نرخ بیکاری قرار دادند و الگوی تحقیق مزبور را به صورت زیر ارائه نمودند:

$$S_i(t) = \alpha_i + \beta_i v(t) + \gamma_i \pi(t) + \delta_i T(t) + \delta' D(t) + \varepsilon_i(t) \quad (1)$$

آنها توزیع درآمد را با استفاده از چندک‌ها ($S_i(t)$) مورد مطالعه قرار داده و به‌عنوان متغیر وابسته استفاده نموده و به این نتیجه دست یافتند که مهم‌ترین عوامل مؤثر بر توزیع درآمد، بیکاری (u) و تورم (π) است. نولان (۱۹۸۸) نیز در مطالعه‌ای مشابه با استفاده از اطلاعات سری زمانی توزیع درآمد نرخ تورم و یک روند خطی زمانی به بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در انگلستان در دوره (۱۹۷۹-۱۹۴۹) پرداخت و به همان نتایج بلیندر و ایزاکی دست یافت. ابونوری (۱۳۷۶) نیز در برآورد عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در ایران شاخص نابرابری (ضریب جینی) را تابعی از شاخص‌های اقتصاد کلان از جمله تورم قرار داد. نتایج حاصل نشان داد که افزایش بهره‌وری نیروی کار سطح نابرابری را کاهش می‌دهد و عوامل تورم سهم درآمدهای شخصی از تولید ناخالص داخلی و کل درآمدهای مالیاتی دریافتی از هر خانوار با یک وقفه زمانی اثر افزایشی بر سطح نابرابری دارند.

در کشورهایی مانند ایران که دولت نقش مهمی در اقتصاد دارد دگرگونی‌های بزرگ در حجم نقدینگی به‌دست دولت پدید می‌آید و تورم گونه‌ای پس‌انداز اجباری شمرده می‌شود که به تملک دولت درمی‌آید. در واقع، دولت با افزایش حجم نقدینگی و ایجاد تورم از شهروندان

از طریق افزایش قیمت مالیات می‌گیرد و گونه‌ای از جریان انتقال ثروت از کسانی که درآمدهای ثابت دارند به سوی کسانی که افزایش حجم نقدینگی به آنها تعلق می‌گیرد پدید می‌آید. یکی از سیاست‌های جبرانی دولت پرداخت یارانه است که در یک دید کلی در سطح کلان اهداف افزایش تولید، تنظیم بازار و توزیع مجدد درآمدها را تعقیب می‌کند و می‌تواند در راستای تأمین اهداف سیاسی و اجتماعی نیز مؤثر واقع گردد. پرداختی‌های انتقالی را می‌توان در جهت حمایت از مصرف‌کنندگان یا حمایت از تولیدکنندگان دانست که هر یک آثار اقتصادی متفاوتی دارند. یارانه در جهت حمایت از مصرف‌کننده جنبه توزیع مجدد درآمد داشته و صرف نظر از دلایل خاص سیاسی از لحاظ اقتصادی به‌عنوان عامل مهمی در تعدیل درآمد جامعه نقش دارد و می‌توان از آن در جهت کاهش فاصله طبقاتی در جوامع شهری و روستایی نیز استفاده نمود. هزینه‌های دولت نیز یکی دیگر از سیاست‌های جبرانی است که به دلایل مختلفی مانند روش تأمین مالی هزینه‌های دولتی، ترکیب آنها و توزیع این مخارج بین بخش‌ها آثار مساعد یا نامساعدی بر توزیع درآمد داشته باشد، اما باور اصلی بر آن است که در جهت کاهش نابرابری باشد.

مدل انتخابی در این تحقیق عمدتاً بر اساس مطالعات انجام شده توسط پلیندر و ایزاکی (۱۹۷۸)، کول و تاو (۱۹۹۶)، ابونوری (۱۳۷۶) و سایر مطالعات صورت گرفته و متناسب با ساختار توزیع درآمد و شرایط اقتصادی ایران انتخاب شده است:

$$G(t) = \alpha + \beta\pi(t) + \gamma U(t) + \varphi LTG(t) + \delta SUB(t) + \varepsilon(t) \quad (2)$$

که در آن، $G(t)$: ضریب جینی هزینه خانوار، $\pi(t)$: نرخ تورم، $U(t)$: نرخ بیکاری، $LTG(t)$: مخارج کل دولت، $\delta SUB(t)$: یارانه کالاهای اساسی و $\varepsilon(t)$: جمله خطا می‌باشد. به‌منظور تجزیه شاخص‌های نابرابری اقتصادی تحلیل آثار متغیرها بر نابرابری و همچنین بررسی تأثیر متغیرهای مدل بر بیستک‌های درآمدی $S_i(t)$ از مدل دستگاه معادلات به ظاهر نامرتب (SURE) استفاده شده است:

$$S_1(t) = \alpha + \beta_1\pi(t) + \gamma_1 U(t) + \varphi_1 LTG(t) + \delta_1 SUB(t) + \varepsilon_1(t) \quad (3)$$

$$S_2(t) = \alpha + \beta_2\pi(t) + \gamma_2 U(t) + \varphi_2 LTG(t) + \delta_2 SUB(t) + \varepsilon_2(t) \quad (4)$$

$$S_3(t) = \alpha + \beta_3\pi(t) + \gamma_3 U(t) + \varphi_3 LTG(t) + \delta_3 SUB(t) + \varepsilon_3(t) \quad (5)$$

$$S_4(t) = \alpha + \beta_4\pi(t) + \gamma_4 U(t) + \varphi_4 LTG(t) + \delta_4 SUB(t) + \varepsilon_4(t) \quad (6)$$

$$S_5(t) = \alpha + \beta_5\pi(t) + \gamma_5 U(t) + \varphi_5 LTG(t) + \delta_5 SUB(t) + \varepsilon_5(t) \quad (7)$$

۳-۱. بررسی ایستایی متغیرها

پیش از برآورد مدل داده‌های مورد مطالعه را از لحاظ ایستایی بررسی می‌کنیم. به کارگیری روش‌های سنتی و معمول اقتصادسنجی در برآورد الگو با استفاده از داده‌های سری زمانی بر این فرض استوار است که متغیرهای مدل مانا هستند، در صورتی که اگر در تخمین معادلات اقتصادسنجی از داده‌های نامانا استفاده شود. چنانچه میانگین، واریانس و کواریانس متغیرها مستقل از زمان نباشند آزمون‌های t و F و همچنین استنتاج آماری معتبر نخواهد بود و چنانچه متغیرهای سری زمانی نامانا در برآورد ضرایب الگویی مورد استفاده قرار گیرند ممکن است نتیجه به یک رگرسیون کاذب بینجامد. در این رگرسیون‌ها در عین حال که ممکن است هیچ رابطه با مفهومی بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد ضریب تعیین (R^2) به دست آمده آن ممکن است بسیار بالا باشد و موجب شود محقق استنباط‌های اشتباهی در مورد میزان ارتباط بین متغیرها انجام دهد، بنابراین نخستین گام برای تحلیل‌های اقتصادسنجی تعیین درجه هم‌انباشتگی (تعداد ریشه‌های واحد) است. برخی متغیرها ممکن است مانا یا مانا در روند (یعنی $I(0)$ پس از کنترل اثر روند قطعی) باشند. متغیرهایی که نامانا بوده و پس از یک بار تفاضل‌گیری تبدیل به متغیر مانا می‌شوند را انباشت از درجه یک یا $I(1)$ می‌نامند. ممکن است متغیرهایی نیز با بیش از یک بار تفاضل‌گیری مانا شوند که در این صورت آنها را انباشت از درجه d یا $I(d)$ می‌گویند.

به منظور بررسی ایستایی متغیرها روش‌های متعددی وجود دارد که روش دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF)^۱ از عمومیت بیشتری نسبت به روش‌های دیگر برخوردار است، اما در خصوص آن ذکر این نکته ضروری است که این آزمون توان اندکی دارد، به این معنا که ممکن است یک سری زمانی مانا باشد اما این آزمون نتواند این موضوع را کشف نماید. همچنین در مواردی که شکست ساختاری در فرایند داده‌ها وجود دارد ممکن است آزمون ADF با ارائه نتیجه اشتباه سری مانا را نامانا جلوه دهد. از این رو، به منظور افزایش دقت نتایج تحقیق از روش (ERS) ^۲ و $(KPSS)$ ^۳ برای آزمون ایستایی متغیرها بهره خواهیم جست که در ادامه به بررسی مختصر آنها خواهیم پرداخت.

در آزمون $KPSS$ به منظور افزایش توان آزمون نسبت به آزمون ریشه واحد دیکی- فولر فرضیه H_0 به صورت مانایی سری زمانی در نظر گرفته می‌شود. در واقع، این روش مبتنی بر رگرسیون پسماندهای حاصل از تخمین OLS سری y_t بر x'_t می‌باشد.

1. Augmented Dicky-Fuller
2. Elliot, Rothenberg and Stock
3. Kwiatkowski-Phillips-Schmit-Shin

$$Y_t = X_t' \beta + \varepsilon_t \quad (8)$$

تابع آزمون ارائه شده توسط KPSS از نوع LM^۱ می‌باشد و دارای توزیع چپ دو می‌باشد.

$$LM = \sum_t S(t)^2 / (T^2 f_0)$$

$$S(t) = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad (9)$$

که در آن ε_i باقیمانده معادله دیکی- فولر می‌باشد.

آزمون ERS توسط الیوت، روتنبرگ و استوک توصیه شده است. این آزمون یک تعدیل ساده از آزمون t دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) است، به گونه‌ای که این آزمون تغییر روند حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) را پیش از اجرای رگرسیون آزمون ADF به کار می‌گیرد. در مقایسه با آزمون ADF این آزمون عملکرد کلی تری را بر حسب اندازه و قدرت نمونه دارد، در واقع قدرت نمونه را زمانی که میانگین ناشناخته‌ای با یک روند وجود دارد بهبود می‌بخشد. با توجه به مباحث مطرح شده اکنون به بررسی ایستایی متغیرهای مدل با استفاده از دو روش فوق می‌پردازیم:

جدول ۱. ایستایی سری‌های زمانی - آزمون ERS

مقادیر بحرانی (درصد)			I(d)	ERS	متغیر
۱۰	۵	۱			
-۱/۶۰۹۰۷	-۱/۹۵۵۰۲	-۲/۶۶۰۷۲	I(0)	-۲/۵۴۱۹۹۶	U
-۱/۶۰۹۰۷	-۱/۹۵۵۰۲	-۲/۶۶۰۷۲	I(0)	-۲/۶۹۱۹۹۹	INF
-۱/۶۰۸۷۹۳	-۱/۹۵۵۶۸۱	-۲/۶۶۴۸۵۳	I(0)	-۰/۶۱۱۸۳۴	SBC
-۱/۶۰۹۰۷۰	-۱/۹۵۵۰۲۰	-۲/۶۶۰۷۲۰	I(0)	-۲/۲۸۱۵۷۷	S10RP
-۱/۶۰۹۰۷۰	-۱/۹۵۵۰۲۰	-۲/۶۶۰۷۲۰	I(0)	-۴/۴۰۷۷۵۶	S40P
-۲/۸۹۰۰۰۰	-۳/۱۹۰۰۰۰	-۳/۷۷۰۰۰۰	I(0)	-۴/۹۱۲۹۱۳	LTG*
-۱/۶۰۹۰۷۰	-۱/۹۵۵۰۲۰	-۲/۶۶۰۷۲۰	I(0)	-۴/۰۷۲۲۰۵	G
-۱/۶۰۹۰۷۰	-۱/۹۵۵۰۲۰	-۲/۶۶۰۷۲۰	I(0)	-۲/۳۴۴۱۲۹	S ₁
-۱/۶۰۹۰۷۰	-۱/۹۵۵۰۲۰	-۲/۶۶۰۷۲۰	I(0)	-۴/۱۴۹۱۸۲	S ₂
-۱/۶۰۹۰۷۰	-۱/۹۵۵۰۲۰	-۲/۶۶۰۷۲۰	I(0)	-۲/۴۲۱۵۴۴	S ₃
-۱/۶۰۹۰۷۰	-۱/۹۵۵۰۲۰	-۲/۶۶۰۷۲۰	I(0)	-۵/۰۲۵۴۸۴	S ₄
-۱/۶۰۹۰۷۰	-۱/۹۵۵۰۲۰	-۲/۶۶۰۷۲۰	I(0)	-۳/۲۴۶۰۵۵	S ₅

* با روند.

فرضیه H_0 : متغیر ریشه واحد دارد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

1. Lagrange Multiplier

جدول ۲. ایستایی سری‌های زمانی - آزمون KPSS

مقادیر بحرانی (درصد)			I(d)	KPSS	متغیر
۱۰	۵	۱			
۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	I(0)	۰/۱۳۲۷۱۰	U
۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	I(0)	۰/۱۸۲۶۰۴	INF
۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	I(0)	۰/۵۹۱۹۱۶	SBC*
۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	I(0)	۰/۶۷۶۵۰۳	S10RP
۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	I(0)	۰/۱۷۹۰۸۵	S40P
۰/۱۱۹	۰/۱۴۶	۰/۲۱۶	I(0)	۰/۰۷۳۳۰۲	LTG*
۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	I(0)	۰/۰۹۱۵۹۴	G
۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	I(0)	۰/۶۱۸۷۶۹	S1
۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	I(0)	۰/۳۳۴۴۷۰	S2
۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	I(0)	۰/۴۸۵۲۵۶	S3
۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	I(0)	۰/۲۸۰۰۲۱	S4
۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	I(0)	۰/۳۳۶۶۱۵	S5

فرضیه صفر: متغیر مانا است.

* با روند.

مأخذ: نتایج تحقیق.

نتایج آزمون ایستایی بر متغیرهای فوق با استفاده از دو روش برای تمام متغیرها بجز SBC یکسان است. همانگونه که از دو جدول فوق پیداست تمام متغیرها در سطح مانا هستند و تنها SBC است که در روش ERS مانا نیست، اما در روش KPSS تمام متغیرها مانا هستند و به دلیل توان بالای این آزمون مانا بودن متغیر SBC را در نظر گرفته شد. شایان ذکر است که در تخمین معادله به دلیل مقیاس دیگر متغیرها بجای مقدار متغیر TG از لگاریتم آن استفاده شد.

۴. تخمین مدل‌ها و تفسیر نتایج

پس از بررسی ایستایی متغیرها در این بخش به تخمین مدل‌های تحقیق پرداخته و پس از آن رابطه بلندمدت بین متغیرها را بررسی و ضرایب را تفسیر می‌کنیم.

۴-۱. تخمین مدل شاخص جینی با استفاده از روش OLS

نتایج حاصل از تخمین الگو به صورت زیر به دست آمده است:

جدول ۳. نتایج تخمین مدل شاخص جینی با استفاده از روش OLS

P-Value	مقدار آماره t	ضریب	متغیر
۰	۱۱/۶۹۳	۵۶/۶۱۶	عرض از مبدأ (C)
۰/۰۲۵	۲/۴۲۳	۰/۰۷	نرخ بیکاری (U)
۰/۰۹۸۷	۱/۷۳۶	۰/۰۰۶۲	نرخ تورم (INF)
۰	-۶/۴۰۲	-۰/۰۰۰۰۱۷	یارانه کالاهای اساسی (SBC)
۰/۰۷۵	۰/۱۵۹	۱/۸۸۳	نسبت سهم ۱۰ درصد ثروتمند به ۱۰ درصد فقیر (S10RP)
۰	-۶/۹۸۶	-۱/۴۹۹	سهم ۴۰ درصد فقیر (S40P)
۰	۷/۳۳۷	۰/۳۳۸	مخارج کل دولت (LTG*)
-	-	۲/۷	آماره دوربین-واتسون
-	-	۰/۹۶	آماره R-Squared
-	-	۷۲/۵	آماره F-Statistic
-	-	۰/۲۱۵۶	آزمون رمزی (Ramsey's RESET Test)

مأخذ: نتایج تحقیق.

همانطور که مشاهده می‌کنیم تمام متغیرها در سطح ۹۰ درصد معنادارند و با توجه به آماره F الگوی انتخابی از اعتبار بالایی برخوردار است. ضریب تشخیص به دست آمده نشان می‌دهد که قدرت توجیه‌کنندگی رگرسیون چقدر است یا به عبارتی چند درصد از تغییرات ضریب جینی به متغیرهای انتخابی بستگی دارد که در این مدل بیش از ۹۵ درصد از تغییرات شاخص جینی به وسیله متغیرهای انتخابی توضیح داده می‌شود. آزمون رمزی RESET صحت تصریح الگو را نشان می‌دهد. آماره دوربین-واتسون بالا خود همبستگی منفی را نشان می‌دهد. که برای در نظر گرفتن آن در برآورد مدل از ضریب ماتریس واریانس-کواریانس^۱ وایت^۲ استفاده کردیم.

۴-۲. تفسیر ضرایب

همچنانکه در تخمین مدل مشاهده می‌شود تمام متغیرها معنادار بوده و علایم آنها مطابق انتظار می‌باشد، به گونه‌ای که متغیر نرخ تورم (INF) در سطح ۹۰ درصد معنادار بوده و علامت آن مثبت می‌باشد. به عبارت دیگر، با افزایش

1. Coefficient Covariance Matrix
2. White

یک واحد نرخ تورم ضریب جینی معادل $0/0062$ واحد افزایش می‌یابد و این به معنای بدتر شدن توزیع درآمد با افزایش نرخ تورم است که با یافته‌های مطالعات بلیر و جوررو (۱۹۹۰)، نیلی و فرح‌بخش (۱۳۷۷)، ابونوری (۱۳۷۶)، نوفرستی و محمدی (۱۳۸۸)، شرافت و نگین‌تاجی (۱۳۸۹)، غفاری (۱۳۸۴) و پورداود (۱۳۷۸) مطابقت دارد و با یافته‌های جرجرزاده و اقبالی (۱۳۸۴) مخالف است.

نرخ بیکاری (U) در سطح ۹۵ درصد معنادار بوده و رابطه مستقیمی با ضریب جینی دارد، به این معنا که با افزایش آن نابرابری نیز افزایش می‌یابد، در صورتی که یک واحد نرخ بیکاری افزایش می‌یابد شاخص جینی $0/07$ واحد افزایش می‌یابد و این با مطالعات بلیندر و ایزاکی (۱۹۷۸)، نیلی و فرح‌بخش (۱۳۷۷)، پورداود (۱۳۷۸) و احمدی و مهرگان (۱۳۸۳) همسو است.

دولت‌ها به منظورهای مختلف از تخصیص یارانه به کالاهای اساسی استفاده می‌کنند که از مهم‌ترین این اهداف کاهش شکاف طبقاتی است. در مدل برآورد شده یارانه کالاهای اساسی در سطح ۹۹ درصد معنادار و رابطه‌ای منفی با ضریب جینی دارد. با افزایش یک واحد یارانه کالاهای اساسی شاخص جینی $0/000017$ واحد کاهش می‌یابد که نشان می‌دهد این متغیر تأثیر بسیار اندکی بر ضریب جینی دارد، بنابراین از این طریق دولت با استفاده از این سیاست نتوانسته است که کاهش قابل توجهی در شکاف طبقاتی ایجاد کند و با توجه به اینکه هر ساله درصد بالایی از بودجه سالانه به یارانه کالاهای اساسی تخصیص داده شده است نشان می‌دهد که منافع این سیاست عمدتاً به سمت گروه پردرآمد معطوف می‌گردد.

بر اساس مطالعات تجربی چیوو گاپتا (۲۰۰۰)، بلیجر و جوررو (۱۹۹۰) و ابونوری (۱۳۷۶) هزینه‌های دولت به دلایل مختلفی مانند روش تأمین مالی هزینه‌های دولتی، ترکیب هزینه‌های دولتی و توزیع این مخارج بین بخش‌ها آثار مساعد یا نامساعدی بر توزیع درآمد داشته باشد، اما باور اصلی بر آن است که در جهت کاهش نابرابری باشد. با توجه به تخمین مدل ضریب مخارج کل دولت بیشترین تأثیر مستقیم را دارد و برابر است با $0/3386$ و در سطح ۹۹ درصد معنادار است. این متغیر رابطه مستقیمی با ضریب جینی دارد و نشان می‌دهد که ترکیب و توزیع مخارج دولت به گونه‌ای است که توزیع درآمد را با ضریب بالایی نامساعدتر می‌کند. مطالعات ابونوری (۱۳۷۶)، بلیر و جوررو (۱۹۹۰) و جرجرزاده و اقبالی (۱۳۸۴) با نتایج به دست آمده همسو است، اما غفاری (۱۳۸۴) و احمدی و مهرگان (۱۳۸۳) رابطه‌ای منفی برای آن تخمین زده‌اند.

برای نشان دادن اثر فقر بر توزیع درآمد متغیر سهم ۴۰ درصد افراد فقیر را در مدل‌ها به کار بردیم. ضریب محاسبه شده برای سهم ۴۰ درصد افراد فقیر برابر $1/4994$ - است و این به معنای رابطه معکوس

ضرب‌جینی با این متغیر است، بنابراین هرچه S_{40P} افزایش یابد ضرب‌جینی کاهش می‌یابد. این ضریب از تمام ضرایب برآوردی تأثیر بیشتری روی شاخص جینی دارد و در سطح ۹۹ درصد معنادار است. با توجه به تخمین مدل هرچه نسبت سهم ۱۰ درصد افراد ثروتمند به ۱۰ درصد افراد فقیر (S_{10RP}) بیشتر شود نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد. به عبارتی، این دو متغیر رابطه مستقیمی با یکدیگر دارند و ضریب S_{10RP} برابر ۰/۱۵۹۴ و در سطح ۹۰ درصد معنادار می‌باشد که با یافته‌های ورقایی (۱۳۸۶)، جعفری (۱۳۸۷) و اکبری‌ان و فام‌کار (۱۳۸۹) همسو است.

۳-۴. تخمین دستگاه معادلات به ظاهر نامرتبط (SUR)^۱

در معادلات چندگانه مانند توابع تقاضای مجموعه‌ای از کالاها، توابع سرمایه‌گذاری تعدادی بنگاه یا توابع مصرف دهک‌های مختلف جمله اختلال هر یک از معادلات در یک زمان مشخص - بنا بر محدودیت ماندن برخی عوامل یا غیرقابل اندازه‌گیری بودن آنها - می‌تواند با سایر جملات اختلال همبسته باشد. به دلیل وجود این همبستگی بین جملات اختلال در یک زمان مشخص استفاده از روش تخمین رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) کارایی مدل را افزایش می‌دهد (عباسی‌نژاد و تشکینی، ۱۳۸۹). استفاده از این روش شامل تخمین یک سیستم معادلات است که در آن اثر متغیرهای مذکور بر سهم درآمدی گروه‌های مختلف بررسی می‌شود و فرم آن به صورت زیر است:

$$S_1(t) = \alpha + \beta_1 \pi(t) + \gamma_1 U(t) + \phi_1 LTG(t) + \delta_1 SBC(t) + \rho_1 S10RP(t) + \sigma_1 S40P + \varepsilon_1(t) \quad (10)$$

$$S_1(t) = \alpha + \beta_1 \pi(t) + \gamma_1 U(t) + \phi_1 LTG(t) + \delta_1 SBC(t) + \rho_1 S10RP(t) + \sigma_2 S40P + \varepsilon_2(t) \quad (11)$$

$$S_1(t) = \alpha + \beta_1 \pi(t) + \gamma_1 U(t) + \phi_1 LTG(t) + \delta_1 SBC(t) + \rho_1 S10RP(t) + \sigma_3 S40P + \varepsilon_3(t) \quad (12)$$

$$S_1(t) = \alpha + \beta_1 \pi(t) + \gamma_1 U(t) + \phi_1 LTG(t) + \delta_1 SBC(t) + \rho_1 S10RP(t) + \sigma_4 S40P + \varepsilon_4(t) \quad (13)$$

$$S_1(t) = \alpha + \beta_1 \pi(t) + \gamma_1 U(t) + \phi_1 LTG(t) + \delta_1 SBC(t) + \rho_1 S10RP(t) + \sigma_5 S40P + \varepsilon_5(t) \quad (14)$$

محدودیت‌های اعمال شده عبارتند از:

$$\sum_{i=1}^5 \alpha_i(t) = 1 \quad (15)$$

$$\sum_{i=1}^5 \varepsilon_i(t) = \sum_{i=1}^5 \beta_i(t) = \sum_{i=1}^5 \gamma_i(t) = \sum_{i=1}^5 \delta_i(t) = \sum_{i=1}^5 \phi_i(t) = \sum_{i=1}^5 \rho_i(t) = \sum_{i=1}^5 \sigma_i(t) = 0$$

هر یک از معادلات را می‌توان به صورت جداگانه و به روش OLS برآورد نمود، اما از آنجایی که مجموع سهم درآمدها (هزینه‌ها) برابر واحد است مجموع جملات اختلال معادلات برابر صفر می‌شود و روش OLS این ارتباط بین جملات اختلال را نادیده می‌گیرد و این منجر به برآورد ضریبی ناکارا می‌شود. به منظور رفع این مشکل از روش رگرسیون به ظاهر نامرتب تکراری (ISUR) استفاده می‌کنیم. نکته مهم دیگری که می‌بایست به آن توجه نمود این است که در مورد برآورد این معادلات که متغیر وابسته آنها به صورت گروهی می‌باشد این است که چون در این سیستم‌ها حاصل جمع متغیرهای وابسته در هر زمان مساوی با یک می‌باشد، بنابراین در اینجا ماتریس واریانس-کواریانس جملات اختلال ویژه (دترمینان آن برابر صفر است) می‌شود، بنابراین به منظور اجتناب از این مشکل در برآورد مدل معادله S4 از سیستم معادلات حذف کرده و بقیه را مورد برآورد قرار می‌دهیم.

۴-۳-۱. آزمون وجود همبستگی همزمان

در صورتی که همبستگی همزمان وجود نداشته باشد به کارگیری روش SUR مزیتی نسبت به روش OLS نخواهد داشت. به عبارتی دیگر، اگر ماتریس واریانس-کواریانس غیرقطری باشد، به کارگیری روش SUR منجر به افزایش کارایی خواهد شد، بنابراین نیاز است تا فرضیه غیرقطری بودن ماتریس واریانس-کواریانس (وجود همبستگی همزمان) آزمون شود. آماره آزمون مناسب برای بررسی وجود یا عدم وجود همبستگی همزمان آماره ضریب لاگرانژ^۱ است که توسط بریوش و پاگان^۲ (۱۹۸۰) ارائه شده است. در فرم عمومی (شامل M معادله) آماره آزمون به صورت می‌باشد:

$$LM = T \sum_{i=2}^m \sum_{j=1}^{i-1} \frac{1}{T} \epsilon_{ij}^2 \approx X^2_{M(M-1)/2} \quad (16)$$

که در آن، T: حجم نمونه و ϵ_{ij}^2 : مجذور ضرایب همبستگی است. تحت فرضیه صفر این آماره دارای توزیع چی دو با درجه آزادی $M(M-1)/2$ است. اگر آماره محاسباتی از ارزش بحرانی جدول بزرگتر باشد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همبستگی همزمان رد می‌شود و اگر آماره محاسباتی از ارزش بحرانی جدول کوچکتر باشد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همبستگی همزمان را نمی‌توان رد کرد، بنابراین برای محاسبه آماره آزمون ابتدا ماتریس ضرایب همبستگی بین جملات اختلال معادلات

1. Lagrange Multiplier
2. Breush & Pagan

را به صورت زیر محاسبه می‌کنیم و با جایگذاری مجذور ضرایب در معادله فوق مقدار آماره LM ۴۶/۳۸۷ می‌باشد.

جدول ۴. ماتریس ضرایب همبستگی بین جملات اختلال معادلات مختلف

	S1	S2	S3	S5
S1	-۱٫۰۰۰۰۰۰	-۰٫۶۸۰۹۱۲	-۰٫۵۶۳۰۸۵	۰٫۵۷۱۹۵۰
S2	-۰٫۶۸۰۹۱۲	۱٫۰۰۰۰۰۰	۰٫۱۵۹۳۲۳	-۰٫۲۴۵۷۲۸
S3	-۰٫۵۶۳۰۸۵	۰٫۱۵۹۳۲۳	۱٫۰۰۰۰۰۰	-۰٫۷۷۰۴۴۱
S5	۰٫۵۷۱۹۵۰	-۰٫۲۴۵۷۲۸	-۰٫۷۷۰۴۴۱	۱٫۰۰۰۰۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق.

بنابراین با توجه به اینکه مقدار بحرانی جدول توزیع چی-دو در سطح خطای ۵ درصد با درجه آزادی ۶ برابر با ۱۴/۴۴ می‌باشد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همبستگی همزمان رد و فرضیه وجود آن پذیرفته می‌شود، در نتیجه استفاده از روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتبط منجر به افزایش کارایی نسبت به روش OLS خواهد شد. با توجه به این مباحث نتایج حاصل از تخمین الگو به صورت زیر به دست آمده است:

جدول ۵. برآورد مدل سهم بیستک‌ها

متغیرهای وابسته				متغیرهای توضیحی
بیستک اول	بیستک دوم	بیستک سوم	بیستک پنجم	
۷/۰۳۵ (۶/۷۳)	-۵/۵۴۷ (-۴/۰۳)	۷/۷۷۷ (۲/۰۶)	۶۳/۷۹۴ (۶/۹۹)	C
۰/۰۰۱۷ (۱/۵۱)	۰/۰۰۰۰۱۵ (۰/۰۱)	۰/۰۰۱ (۰/۳۶)	۰/۰۰۸ (۰/۸۲)	INF
۰/۰۰۷ (۱/۰۷)	۰/۰۰۱۵ (۰/۱۷)	-۰/۰۵۵ (-۲/۲۲)	۰/۱۱۱ (۱/۸۴)	U
۰/۰۵۳ (۱/۹۸)	-۰/۰۸۳ (-۲/۳۶)	-۰/۱۰۲ (-۱/۰۶)	۰/۵۶۷ (۲/۴۲)	SBC
-۰/۰۵۱ (-۱/۶۶)	۰/۰۷۴ (۱/۸۵)	-۰/۰۰۲ (-۰/۰۱)	-۰/۳۴۹ (-۱/۳۱)	LTG
۰/۰۶۳ (۱/۴۷)	۰/۸۵۹ (۱۵/۱۴)	۰/۵۲۶ (۳/۳۸)	-۱/۳۵۳ (-۳/۵۹)	S40P
-۰/۱۶۷ (-۷/۷۹)	۰/۱۴۱ (۴/۹۹)	۰/۰۳۹ (۰/۵۰)	۰/۱۱۸ (۰/۶۳)	S10RP
۰/۹۷	۰/۹۵	۰/۷۸	۰/۷۷	R ²
۰/۹۶	۰/۹۴	۰/۷۱	۰/۷۰	R-squared
۱/۱۰۳	۲/۳۳	۱/۸۸	۱/۲۰۴	D-W

اعداد داخل پرانتز آماره t هستند.

مأخذ: نتایج تحقیق.

۴-۳-۲. تفسیر ضرایب

برآورد مدل نتایج قابل توجهی را نشان می‌دهد. نرخ تورم تأثیر بسیار اندکی بر سه بیستک پایین درآمدی دارد و تأثیر بالاتری روی بیستک پردرآمد دارد و این نشان می‌دهد نرخ تورم بیشتر به نفع بیستک پردرآمد جامعه عمل کرده و به شکاف بیشتر طبقات منجر شده است که با نتیجه به دست آمده از مدل ضریب جینی همسو می‌باشد، همچنین نرخ بیکاری تأثیری مشابه نرخ تورم دارد با این تفاوت که روی بیستک سوم اثر منفی و تأثیر بیشتری روی سهم بیستک پنجم گذاشته است، به طوری که با افزایش یک واحد نرخ بیکاری سهم بیستک پنجم ۰/۱۱۱ واحد افزایش می‌یابد. این نشان می‌دهد که با افزایش بیکاری درآمد متعلق به گروه کم‌درآمد جامعه به گروه پردرآمد انتقال می‌یابد.

دولت‌ها با هدف حمایت از قشر محروم و مبارزه با افزایش شکاف طبقاتی روی کالاهای اساسی یارانه پرداخت می‌کنند، اما بنا به دلایل مختلفی نمی‌توانند به این هدف برسند که از عمده‌ترین این دلایل استفاده کمتر گروه‌های پایین درآمدی از این کالاها و ناهماهنگی این ابزار با نظام اقتصادی-اجتماعی کشور است. همانگونه که از برآورد مشخص است یارانه کالاهای اساسی تأثیر مثبت و بسیار بالایی بر بیستک پنجم دارد، همچنین اثری منفی بر بیستک‌های دوم و سوم دارد، بنابراین این ابزار نتوانسته در جهت کاهش نابرابری به صورت مؤثری عمل نماید. ابزار دیگری که دولت‌ها در اختیار دارند مخارج دولت است که عمدتاً انتظار بر آن است آن را در جهت کاهش نابرابری به کار گیرند، اما با توجه به نتایج به دست آمده مخارج دولت در جهت کاهش نابرابری هدف مشخصی نداشته است و بر اساس نتایج مدل اول که تأثیر این متغیر را بر ضریب جینی نشان داد می‌توان گفت که این ابزار در جهت افزایش شکاف طبقات عمل نموده است.

نتایج برآوردی نشان می‌دهد که سهم ۴۰ درصد افراد پایین درآمد تأثیر منفی و بسیار بالایی بر شکاف طبقات دارد و این روشن است که هر چه سهم درآمدی افراد فقیر و محروم افزایش یابد نابرابری کاهش می‌یابد. در مقابل آن، سهم ۱۰ درصد افراد ثروتمند به افراد فقیر تأثیر مثبت و بسیار بالایی بر افزایش شکاف طبقاتی دارد، به این معنا که هر قدر این نسبت افزایش یابد نابرابری بیشتر می‌شود، بنابراین می‌بایست سیاست‌های حمایتی در جهتی باشند که سهم دهک‌های پایین درآمدی افزایش پیدا کند و سهم دهک‌های بالا درآمدی کاهش یابد.

۵. نتیجه‌گیری

این مطالعه با هدف بررسی تأثیر برخی متغیرهای اقتصادی با تأکید بر نرخ تورم و نیز عملکرد سیاست‌های کلان اقتصادی (مخارج دولت و یارانه کالاهای اساسی) بر نابرابری درآمدی در ایران طی سال‌های (۱۳۸۸-۱۳۶۳) صورت گرفت و نتایج حاصل از آن به صورت زیر می‌باشد:

— از لحاظ نظری انتظار بر این است که نرخ تورم رابطه مستقیمی با شاخص نابرابری داشته باشد. در این تحقیق نیز رابطه مثبتی برای آن به دست آمده و این نتیجه از طریق هر دو مدل OLS و SUR تأیید شده است، بنابراین افزایش نرخ تورم به افزایش شکاف طبقاتی منجر می‌گردد.

— عدم وجود فرصت‌های مناسب برای عرضه نیروی کار می‌تواند تأثیر بسزایی در کشاندن افراد به ورطه فقر و محرومیت و گسترش نابرابری داشته باشد، بنابراین از لحاظ تئوریک انتظار بر آن است که بیکاری همواره رابطه مستقیمی با شاخص‌های توزیع درآمد داشته باشد. در این مطالعه نیز رابطه مستقیم نرخ بیکاری با شاخص‌های توزیع درآمد تأیید شده و نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که با افزایش نرخ بیکاری نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد.

— پرداخت‌های انتقالی را می‌توان در جهت حمایت از مصرف‌کنندگان یا حمایت از تولیدکنندگان دانست که هر آثار اقتصادی متفاوتی دارند یارانه در جهت حمایت از مصرف‌کننده جنبه توزیع مجدد درآمد داشته و می‌توان از آن در جهت کاهش فاصله طبقاتی در جوامع شهری و روستایی استفاده نمود. با توجه به نتایج به دست آمده یارانه کالاهای اساسی تأثیر بسیار ضعیفی در کاهش شکاف درآمدی دارد که این نشان می‌دهد یارانه پرداختی به صورت هدفمند نبوده و بیشتر به نفع گروه پردرآمد جامعه بوده است.

— مخارج دولت به دلایل مختلفی مانند روش تأمین مالی هزینه‌های دولتی، ترکیب هزینه‌های دولتی و توزیع این مخارج بین بخش‌ها آثار مساعد یا نامساعدی بر توزیع درآمد داشته باشد. هزینه‌های دولت از طریق افزایش ظرفیت درآمدی اشخاص و خانوارها می‌تواند به کاهش نابرابری کمک کند (ابونوری و خوشکار، ۱۳۷۶). بنابراین باور اصلی بر آن است که در جهت کاهش نابرابری باشد، در حالی که نتایج به دست آمده عکس آن را نشان می‌دهد، به طوری که با افزایش مخارج دولت نابرابری و شکاف درآمدی افزایش می‌یابد.

— سهم ۴۰ درصد افراد پایین درآمد تأثیر منفی و بسیار بالایی بر شکاف طبقات را نشان می‌دهد و این روشن است که هر چه سهم درآمدی افراد فقیر و محروم افزایش می‌یابد نابرابری کاهش پیدا

می‌کند. در مقابل، سهم ۱۰ درصد افراد ثروتمند به افراد فقیر تأثیر مثبت و بالایی بر افزایش شکاف طبقاتی دارد، به این معنا که هر قدر این نسبت افزایش یابد نابرابری بیشتر می‌شود.

۶. ارائه پیشنهادات

با توجه به یافته‌های این مطالعه توصیه‌های سیاستی زیر ارائه می‌شود:

— دولت می‌تواند با محدود نمودن حیطه تصدی خود در امور اقتصادی، کاهش و کنترل نرخ رشد نقدینگی، ثبات بخشیدن به درآمدهای نفتی از طریق صندوق ذخیره مازاد ارز نفت و به‌کارگیری سیاست‌های افزایش تولید و عرضه به کاهش نرخ تورم اقدام نماید و از این طریق نابرابری درآمدی کاهش یابد. پرسشی که ممکن است مطرح شود این است که آیا کنترل و کاهش تورم به رکود اقتصادی منجر می‌شود یا خیر؟ با توجه به مطالعات صورت گرفته در خصوص اقتصاد ایران از جمله مطالعات صورت گرفته توسط جعفری صمیمی و قلی‌زاده کناری (۱۳۸۶)، کمیجانی و علوی (۱۳۷۸) و جلالی نائینی (۱۳۷۶) اثر تورم بر رشد اقتصادی در میان مدت و بلندمدت منفی یا بی‌تأثیر است، بنابراین کاهش تورم می‌تواند زمینه‌ساز رشد اقتصادی و افزایش تولید شود و از این طریق کاهش شکاف طبقاتی را در پی داشته باشد.

— پرداخت یارانه یکی از عمده‌ترین ابزارهایی است که دولت می‌تواند از طریق آن تأثیر بسزایی بر کاهش نابرابری داشته باشد. دولت می‌تواند یارانه‌های پرداختی را به سمت دهک‌های کم‌درآمد جامعه هدایت کند و انتظار بر آن است که دولت به وسیله بسته اقتصادی خود تمهیدات خاصی را جهت شدت آثار نامطلوب تورمی پرداخت نقدی یارانه‌ها در پیش بگیرد تا در راستای اهداف اولیه خود نقش سازنده‌ای را در اقتصاد ایفا نماید.

— انتظار می‌رود دولت با اتخاذ تدابیر مناسب از جمله توسعه سرمایه‌گذاری، نظارت دقیق بر اعتبارات اشتغال‌زایی زمینه‌سازی برای تشویق سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، کاهش ریسک بخش خصوصی از طریق ثبات سیاست‌ها به‌طور کلی رفع موانع فضای کسب و کار در تعدیل نرخ بیکاری و کاهش نابرابری اقدام جدی به‌عمل آورد.

— دولت‌ها معمولاً در تدوین سیاست‌های خود به دلایل مختلفی کاهش نابرابری درآمدی را می‌گنجانند. بر این اساس، انتظار کلی بر آن است که مخارج دولت منجر به کاهش نابرابری گردد توصیه می‌شود سیاست‌های مخارج دولت با تکیه بر افزایش مخارج عمرانی نسبت به مخارج مصرفی، رشد اقتصادی، افزایش تولید، افزایش اشتغال و بهبود توزیع درآمد صورت گیرد.

منابع

- ابونوری اسماعیل (۱۳۷۶)، "اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۵۱، پاییز و زمستان.
- ابونوری، اسمعیل و علی تاجدین (۱۳۸۳)، "برآورد اثر تورم بر نابرابری در توزیع هزینه ایران با استفاده از روش ناپارامتریکی"، شماره ۶۵، تابستان.
- احمدی، علی محمد و نادر مهرگان (۱۳۷۸)، "تأثیر سیاست‌های تعدیل اقتصادی بر توزیع درآمد در ایران"، پروین، سهیلا و راضیه زیدی (۱۳۸۰)، "اثر سیاست‌های تعدیل بر فقر و توزیع درآمد"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۵۸، بهار و تابستان.
- پورداود، علی (۱۳۷۸)، *بررسی تأثیر تورم بر توزیع درآمد در ایران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی، بهمن‌ماه.
- جرجزاده، علیرضا و علیرضا اقبالی (۱۳۸۴)، "بررسی اثر درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد در ایران"، *فصلنامه علمی پژوهشی رفاه اجتماعی*، شماره ۱۷، مرداد.
- حسن‌زاده نیلی، مسعود و علی فرح‌بخش (۱۳۷۷)، "ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد"، *مجله برنامه و بودجه*، شماره‌های ۱۱ و ۱۰، بهمن و اسفند.
- دهمده، نظر و همکاران (۱۳۸۹)، "تأثیر شاخص‌های کلان بر توزیع درآمد در ایران"، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۵۴، بهار.
- سیفی‌پور، رویا و محمدقاسم رضایی (۱۳۹۰)، "بررسی عوامل بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با تأکید بر مالیات‌ها"، *پژوهشنامه مالیات*، شماره ۱۰، بهار و تابستان.
- صدرمنوچهری‌نائینی، علیرضا (۱۳۷۶)، "عوامل کلان اقتصادی بر توزیع درآمد در ایران"، *مجله اقتصاد و مدیریت دانشگاه آزاد*.
- عسگری، علی (۱۳۷۰)، "نظری اجمالی به تورم و توزیع درآمد در کشور"، *ماهنامه بررسی‌های بازرگانی*، شماره ۵۱، مرداد.
- نظری، روح‌الله و لیلا مظاهری (۱۳۹۰)، "ارتباط تورم و توزیع درآمد در ایران"، *فصلنامه سیاسی اقتصادی*، شماره ۲۸۴، تابستان.
- هادی‌زنوز، بهروز (۱۳۸۹)، "فقر و نابرابری درآمد در ایران"، *فصلنامه رفاه اجتماعی*، شماره ۱۷، تابستان.
- Alan Blinder & Moward Esaki (1978), "Macroeconomic Activity and Income Distribution in the Postwar United States", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 60, November.
- Ales, Bulir (1988), "Income Inequality: Does Inflation Matter?", IMF Working Paper.
- Frederick Nixon & Frederick Nixon (2005), "Privatization, Income Distribution and Poverty: the Mongolian Experience", University of Manchester, January.
- Blejer, M. I. & I. Guerrero (1990), "The Impact of Macroeconomic Policies on Income Distribution: An Empirical Study of the Philippines", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, No. 3, PP. 414-23.
- Blank, R. M. & A. S. Blinder (1986), *Macroeconomics, Income Distribution and Poverty*, In S. Danziger & D. Weinberg (eds) *Fighting Poverty*, Harvard University Press, Cambridge.

Bulir, A. & A. M. Gulde (1995), "Inflation and Income Distribution – Further Evidence on Empirical Links", IMF Working Papers, No. 95/86, Washington, International Monetary Fund.

Easterly, W. & S. Fischer (2000), "Inflation and the Poor", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 33, No. 2.

Galli, R. & R. Hoveen (2001), "Is Inflation Bad for Income Inequality: The Importance of the Initial Rate of Inflation", Employment Paper, No. 2001/29, ILO.

Jeffrey Cole & Christopher Towe (1996), "Income Distribution and Macroeconomic Performance in the United States", IMF Working Paper.

Kuznetes (1995), "Economic Growth and Income Inequality", *American Economic Review*, Vol. 45, May.

Nolan, B. (1988), "Macroeconomic Conditions and the Size Distribution of Income: Evidence from the United Kingdom", *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 11, No. 2, PP. 196–221.

Romer, C. D. & D. H. Romer (1998), "Monetary Policy and the Well-Being of the Poor", NBER Working Paper, No. 6793, Cambridge, National Bureau of Economic Research.

Archive of SID