

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 به شمار 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 به ظاهر 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 يارانه 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، يارانه 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 راه حل‌های کوتاه‌مدت برای رفع این مشکل توصیه شود، در حالی که پدیده نابرابری توزیع درآمد بهدلیل 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 بهدبال 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 دهکده‌های 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 گوثررو (۱۹۹۰)، بالیر و گولد (۱۹۹۵)، کول و تاو (۱۹۹۶)، رومر (۱۹۹۸)، ایسترلی و فیشر (۲۰۰۰)، گالی و هون (۲۰۰۱)، فردریک نیکسون و والترز (۲۰۰۵) و از تحقیقات داخلی می‌توان به مطالعه عسگری (۱۳۷۰)، ابونوری (۱۳۷۶)، صدر منوچهری‌نائینی (۱۳۷۶)، نیلی و فرج بخش (۱۳۷۷)، پوردادود (۱۳۷۸)، پروین و زیدی (۱۳۸۰)، احمدی و مهرگان (۱۳۸۳)، ابونوری و تاجدین (۱۳۸۳)، اقبالی و جرجرززاده (۱۳۸۴)، هادی‌زنوز (۱۳۸۴)، دهمرد و همکاران (۱۳۸۸)، سیفی‌پور و

قاسمی (۱۳۹۰) و نظری و مظاہری (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 توسعه‌یافته نسبت به کشورهای توسعه‌یافته نابرابر 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 توسعه‌یافته مورد بررسی قرار داد. وی نتیجه گرفت که کاهش تورم شتابان به طور معناداری نابرابر 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 قبل توجه بی‌معنا بودن اثر تورم بر توزیع درآمد است، به طوری که در تمام معادلات ضریب به دست آمده برای تورم در سطح ۵ درصد بی‌معنا است. فردیک 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 تعاضی‌ها خصوصی‌سازی به افزایش در فقر و نابرابری می‌انجامد.

عسگری (۱۳۷۰) به منظور 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 حداقل شکاف درآمدی به عنوان شاخص‌های توزیع درآمد استفاده شده است. زمانی که از سهم ۱۰ درصد فقیرترین گروه درآمدی و حداقل 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 (۱۳۷۵-۱۳۷۶) 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 به دست 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، بی‌سواندی و افزایش رشد جمعیت موجب بدتر شدن توزیع درآمد می‌شود.

نیلی و فرج‌بخش (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 اجتماعية می‌بایست ابتدا اصلاحات ساختاری لازم را در درون خود به وجود آورد.

نظری و مظاهری (۱۳۹۰) با بهره‌گیری از داده‌های سری زمانی برای دوره (۱۳۵۳-۱۳۸۷) رابطه تورم با توزیع درآمد را مورد بررسی قرار دادند. با توجه نتایج به دست 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 بدھی دارند افزایش تورم به کاهش ارزش واقعی بدھی منجر می‌شود و به عبارت دیگر، نوعی کمک برای آنها به شمار 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 فیلیپس 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 تئوریکی 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 مناسب 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 به شمار 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 تحقیقی مذبور را به صورت زیر ارائه نموند:

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

آنها توزیع درآمد را با استفاده از چند کهک (S_i(t)) مورد مطالعه قرار داده و به عنوان 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 (۱۹۴۹ - ۱۹۷۹) 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 به دست دولت پدید می‌آید و تورم گونه‌ای پس انداز 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 بهسوی 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 مصرف کنندگان یا حمایت از تولید کنندگان دانست که هر یک آثار اقتصادی متفاوتی دارند. یارانه در جهت حمایت از مصرف کننده جنبه توزیع مجدد درآمد داشته و صرف‌نظر از دلایل خاص سیاسی از لحاظ اقتصادی به عنوان 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 عمدهاً بر اساس مطالعات انجام شده توسط بلیندر و ایزاکی (۱۹۷۸)، کول و تاو (۱۹۹۶)، ابونوری (۱۳۷۶) و سایر مطالعات صورت گرفته و مناسب 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، $SUB(t)$: یارانه کالاهای اساسی و $\varepsilon(t)$: جمله خطای باشد. به منظور تعزیز 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 نامرتبط (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 استباطه‌های اشتباہی 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 (0)) I 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 (1) I می‌نامند. ممکن است متغیرهایی نیز با ییش از یک بار تفاضل‌بری مانا شوند که در این صورت آنها را انباشته 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 اشتباہ 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 پسمندی‌های حاصل از تخمین OLS سری y_t بر X_t^t می‌باشد.

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

$$Y_t = X'_t + \epsilon_t \quad (8)$$

تابع آزمون ارائه شده توسط KPSS از نوع LM^1 می‌باشد و دارای توزیع چی‌دو می‌باشد.

$$LM = \sum_t S(t)^2 / (T^2 f_0) \quad (9)$$

$$S(t) = \sum_{i=1}^t \epsilon_i$$

که در آن ϵ_i باقیمانده معادله دیکی-فولر می‌باشد.

آزمون ERS توسط الیوت، روتبرگ و استوک ک توصیه شده است. این آزمون یک تعديل 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			
-۱/۹۰۹۰۷	-۱/۹۵۵۰۲	-۲/۶۶۰۷۲	I(0)	-۲/۵۴۱۹۹۶	U
-۱/۹۰۹۰۷	-۱/۹۵۵۰۲	-۲/۶۶۰۷۲	I(0)	-۲/۶۹۱۹۹۹	INF
-۱/۹۰۸۷۹۱۳	-۱/۹۵۵۶۸۱	-۲/۶۶۴۸۵۳	I(0)	-۰/۶۱۱۸۳۴	SBC
-۱/۹۰۹۰۷۰	-۱/۹۵۵۰۲۰	-۲/۶۶۰۷۲۰	I(0)	-۲/۲۸۱۵۷۷	S10RP
-۱/۹۰۹۰۷۰	-۱/۹۵۵۰۲۰	-۲/۶۶۰۷۲۰	I(0)	-۴/۴۰۷۷۵۶	S40P
-۲/۸۹۰۰۰۰	-۳/۱۹۰۰۰۰	-۳/۷۷۰۰۰۰	I(0)	-۴/۹۱۲۹۱۳	LTG*
-۱/۹۰۹۰۷۰	-۱/۹۵۵۰۲۰	-۲/۶۶۰۷۲۰	I(0)	-۴/۰۷۲۲۰۵	G
-۱/۹۰۹۰۷۰	-۱/۹۵۵۰۲۰	-۲/۶۶۰۷۲۰	I(0)	-۲/۳۴۴۱۲۹	S ₁
-۱/۹۰۹۰۷۰	-۱/۹۵۵۰۲۰	-۲/۶۶۰۷۲۰	I(0)	-۴/۱۴۹۱۸۲	S ₂
-۱/۹۰۹۰۷۰	-۱/۹۵۵۰۲۰	-۲/۶۶۰۷۲۰	I(0)	-۲/۴۲۱۵۴۴	S ₃
-۱/۹۰۹۰۷۰	-۱/۹۵۵۰۲۰	-۲/۶۶۰۷۲۰	I(0)	-۵/۰۲۵۴۸۴	S ₄
-۱/۹۰۹۰۷۰	-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)	۰/۱۲۲۷۱۰	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 بدست آمده است:

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

P-Value	t	مقدار آماره	ضریب	متغیر
.	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)
.	-۶/۴۰۲	-۰/۰۰۰۰۱۷		یارانه کالاهای اساسی (SBC)
.۰/۰۷۵	.۰/۱۵۹	۱/۸۸۳	(S10RP)	نسبت سهم ۱۰ درصد ثروتمند به ۱۰ درصد فقیر
.	-۶/۹۸۶	-۱/۴۹۹	(S40P)	سهم ۴۰ درصد فقیر
.	۷/۳۳۷	.۰/۳۳۸	(LTG*)	خارج کل دولت
-	-	۲/۷		آماره دوربین-واتسون
-	-	.۰/۹۶		R-Squared
-	-	۷۲/۵		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 توجیه کنندگی 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 خودهمبستگی 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 علاوه 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 بیلر و جوررو (۱۹۹۰)، نیلی و فرج‌بخش (۱۳۷۷)، ابونوری (۱۳۷۶)، نوفستی و محمدی (۱۳۸۸)، شرافت و نگین‌تاجی (۱۳۸۹)، غفاری (۱۳۸۴) و پوردادود (۱۳۷۸) مطابقت دارد و با یافته‌های جرج‌زاده و اقبالی (۱۳۸۴) مخالف است.

نرخ بیکاری (U) در سطح 95 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 وایزاکی (۱۹۷۸)، نیلی و فرج‌بخش (۱۳۷۷)، پوردادود (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 99 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 عمده‌تاً به سمت گروه پردرآمد معطوف می‌گردد.

بر اساس مطالعات تجربی چیوو گپتا (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 0.000017 و در سطح 99 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)، بیلر و جوررو (۱۹۹۰) و جرج‌زاده و اقبالی (۱۳۸۴) بنتایج به دست آمده همسو است، اما غفاری (۱۳۸۴) و مهرگان (۱۳۸۳) رابطه‌ای منفی برای آن تخمین زده‌اند.

برای نشان دادن اثر فقر بر توزیع درآمد متغیر سهم 40 درصد افراد فقیر را در مدل‌ها به کار بردیم. ضریب محاسبه شده برای سهم 40 درصد افراد فقیر برابر $1/4994$ است و این به معنای رابطه معکوس

ضریب جینی با این متغیر است، بنابراین هرچه S_{40P} افزایش یابد ضریب جینی کاهش می‌یابد. این ضریب از تمام ضرایب برآورده تأثیر پیشتری 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}) پیشتر شود نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد. به عبارتی، این دو متغیر رابطه مستقیمی با یکدیگر دارند و ضریب S_{10RP} برابر $1594/0$ در سطح ۹۰ درصد معنادار می‌باشد که با یافته‌های ورقایی (۱۳۸۶)، جعفری (۱۳۸۷) و اکبریان و فام کار (۱۳۸۹) همسو است.

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

در معادلات چندگانه مانند توابع تقاضای مجموعه‌ای از کالاهای توانی سرمایه‌گذاری تعدادی بنگاه یا توابع مصرف دهکه‌های مختلف جمله اختلال هر یک از معادلات در یک زمان مشخص-بنا بر محذوف 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 نامرتبه (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:

$$S_1(t) = \alpha + \beta_1\pi(t) + \gamma_1U(t) + \varphi_1LTG(t) + \delta_1SBC(t) + \rho_1S10RP(t) + \sigma_1S40P + \varepsilon_1(t) \quad (10)$$

$$S_2(t) = \alpha + \beta_2\pi(t) + \gamma_2U(t) + \varphi_2LTG(t) + \delta_2SBC(t) + \rho_2S10RP(t) + \sigma_2S40P + \varepsilon_2(t) \quad (11)$$

$$S_3(t) = \alpha + \beta_3\pi(t) + \gamma_3U(t) + \varphi_3LTG(t) + \delta_3SBC(t) + \rho_3S10RP(t) + \sigma_3S40P + \varepsilon_3(t) \quad (12)$$

$$S_4(t) = \alpha + \beta_4\pi(t) + \gamma_4U(t) + \varphi_4LTG(t) + \delta_4SBC(t) + \rho_4S10RP(t) + \sigma_4S40P + \varepsilon_4(t) \quad (13)$$

$$S_5(t) = \alpha + \beta_5\pi(t) + \gamma_5U(t) + \varphi_5LTG(t) + \delta_5SBC(t) + \rho_5S10RP(t) + \sigma_5S40P + \varepsilon_5(t) \quad (14)$$

محدودیت‌های اعمال شده عبارتند از:

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

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

1. Seemingly Unrelated Regression

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. بهمنظور رفع این مشکل از روش رگرسیون به‌ظاهر نامرتب نکراری (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 بهمنظور 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:

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

که در آن، T: حجم نمونه و r_{ij}^2 : مجدول ضرایب همبستگی است. تحت فرضیه صفر این آماره دارای توزیع چی‌دو با درجه آزادی $M(M-1)/2$ است. اگر آماره محاسباتی از ارزش بحرانی جدول کوچکتر باشد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همبستگی همزمان رد می‌شود و اگر آماره محاسباتی از ارزش بحرانی جدول بزرگتر 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 مجاز در معادله فوق مقدار آماره LM $46/387$ می‌باشد.

جدول ۴. ماتریس ضرایب همبستگی بین جملات اختلال معادلات مختلف

	S1	S2	S3	S5
S1	-1,00000	-0/680912	-0/563085	0/571950
S2	-0/680912	1/00000	0/159323	-0/245728
S3	-0/563085	0/159323	1/00000	-0/270441
S5	0/571950	-0/245728	-0/270441	1/00000

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 نامرتب 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 توسعی				
بیستک پنجم	بیستک سوم	بیستک دوم	بیستک اول	
63/794	7/777	-5/547	7/035	C
(6/99)	(2/06)	(-4/03)	(6/73)	
0/008	0/001	0/000015	0/0017	INF
(0/82)	(0/36)	(0/01)	(1/51)	
0/111	-0/055	0/0015	0/007	
(1/84)	(-2/22)	(0/17)	(1/07)	U
0/567	-0/102	-0/083	0/053	
(2/42)	(-1/06)	(-2/36)	(1/98)	SBC
-0/349	-0/002	0/074	-0/051	
(-1/31)	(-0/01)	(1/85)	(-1/66)	LTG
-1/353	0/526	0/859	0/063	
(-3/59)	(3/38)	15/14	(1/47)	S40P
0/118	0/039	0/141	-0/167	
(0/63)	(0/50)	(4/99)	(-7/79)	S10RP
0/77	0/78	0/95	0/97	R^2
0/70	0/71	0/94	0/96	R-squared
1/204	1/88	2/133	1/103	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 ییستک پایین درآمدی دارد و تأثیر بالاتری روی ییستک پردرآمد دارد و این نشان می‌دهد نرخ تورم بیشتر به نفع ییستک 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 ییستک سوم اثر منفی و تأثیر بیشتری روی سهم ییستک پنجم گذاشته است، به طوری که با افزایش یک واحد نرخ بیکاری سهم ییستک پنجم ۱۱۱/۰ 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 روش کالاهای اساسی یارانه پرداخت می‌کنند، اما بنا به دلایل مختلفی نمی‌توانند به این هدف برسند که از عمدترين این دلایل استفاده کمتر گروههای پایین درآمدی از این کالاهای ناهمانگی این ابزار با نظام اقتصادی-اجتماعی کشور است. همانگونه که از برآورد مشخص است یارانه کالاهای اساسی تأثیر مثبت و بسیار بالایی بر ییستک پنجم دارد، همچنین اثری منفی بر ییستک‌های 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 برآورده نشان می‌دهد که سهم ۴۰ درصد افراد پایین درآمد تأثیر منفی و بسیار بالایی بر شکاف طبقات دارد و این روش 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 مشتبه 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 تئوریکی انتظار بر آن است که ییکاری همواره رابطه مستقیمی با شاخص‌های توزیع درآمد داشته باشد. در این مطالعه نیز رابطه مستقیم نرخ ییکاری با شاخص‌های توزیع درآمد تأیید شده و نتایج به دست آمده نشان می‌هد که با افزایش نرخ ییکاری نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد.
- پرداخت‌های انتقالی را می‌توان در جهت حمایت از مصرف کنندگان یا حمایت از تولید کنندگان دانست که هر آثار اقتصادی متفاوتی دارند یارانه در جهت حمایت از مصرف کننده 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 روش ن است که هر چه سهم درآمدی افراد فقیر و محروم افزایش می‌یابد نابرابری کاهش پیدا

تأثیر تورم بر توزیع درآمد و عملکرد سیاست‌های جبرانی ۲۱

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 به کارگیری سیاست‌های افزایش تولید و عرضه به کاهش نرخ تورم اقدام نماید و از این طریق نابرابری درآمدهای 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 صورت‌گرفته در خصوص اقتصاد ایران از جمله مطالعات صورت‌گفته توسط جعفری صمیمی و قلیزاده کناری (۱۳۸۶)، کمیجانی و علوی (۱۳۷۸) و جلالی نائینی (۱۳۷۶) اثر تورم بر رشد اقتصادی در میان‌مدت 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 درپی داشته باشد.

– پرداخت یارانه یکی از عمدۀ ترین 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 کاهش 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 تدبیر مناسب از جمله توسعه سرمایه‌گذاری، نظارت دقیق بر اعتبارات اشتغال‌زاوی زمینه‌سازی برای تشویق سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، کاهش ریسک بخش خصوصی از طریق ثبات سیاست‌ها به طور کلی رفع موانع فضای کسب و کار در تعديل نرخ بیکاری و کاهش نابرابری اقدام جدی به عمل آورد.

– دولت‌ها معمولاً در تدوین سیاست‌های خود به دلایل مختلفی کاهش نابرابری درآمدهای 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، اسماعیل و علی تاجدین (۱۳۸۳)، "برآورد اثر تورم بر نابرابری در توزیع هزینه ایران با استفاده از روش ناپارامتریکی"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۵، تابستان.
- احمدی، علی‌محمد 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.
- پوردادواد، علی (۱۳۷۸)، بررسی تأثیر تورم بر توزیع درآمد در ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی، بهمن ماه.
- 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 فرج‌بخش (۱۳۷۷)، "ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد"، *مجله برنامه و بودجه*، شماره‌های ۱۱ و ۱۰، بهمن و اسفند.
- دهمرد، 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.
- صدرونوچهوری‌ناقیشی، علیرضا (۱۳۷۶)، "عوامل کلان اقتصادی بر توزیع درآمد در ایران"، *مجله اقتصاد و ملیریت دانشگاه آزاد*.
- عسگری، علی (۱۳۷۰)، "نظری اجمالی به تورم و توزیع درآمد در کشور"، *ماهنشامه بررسی‌های بازرگانی*، شماره ۵۱، مرداد.
- نظری، روح‌الله و لیلا مظاہری (۱۳۹۰)، "ارتباط تورم و توزیع درآمد در ایران"، *فصلنامه سیاسی اقتصادی*، شماره ۲۸۴، تابستان.
- هادی‌ذنوز، هروز (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 Nixson & Frederick Nixson (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. Hoeven** (2001), "Is Inflation Bad for Income Inequality: The Importance of the Initial Rate of Inflation", Employment Paper, No. 2001/29, ILO.
- Jeffry Cole & Christopher Towe** (1996), "Income Distribution and Macroeconomic Performance in the United States", IMF Working Paper.
- Kuzentes** (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.

