فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیست و دوم، شماره ۶۹، بهار ۱۳۹۳، صفحات ۲۴-۵

تأثیر تورم بر توزیع درآمد و عملکرد سیاست‌های جبرانی

اکبر کمیجانی
استاد اقتصاد دانشگاه تهران
komijani@ut.acir

فریدون محمدزاده
کارشناس‌ارشد 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 ضریب‌جینی و سهم بیستک‌های درآمدی استفاده شد، الگوی ضریب‌جینی با استفاده از روش حداقل مربعات (OLS) و الگوی عوامل مؤثر بر بیستک‌ها با استفاده از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (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 تجزیه‌وتحلیل 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 به‌نفع 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.*

[*] **تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۴/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۲/۲۶**

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

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 حالی‌که 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 به‌دنبال 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 مخاج 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 صورت‌گرفته 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 هوون (۲۰۰۱)، فردریک نیکسون و والترز (۲۰۰۵) و از تحقیقات داخلی می‌توان به مطالعه عسگری (۱۳۷۰)، ابونوری (۱۳۷۶)، صدر منوچهری‌نائینی (۱۳۷۶)، نیلی و فرح بخش (۱۳۷۷)، پورداود (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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

قاسمی (۱۳۹۰) و نظری و مظاهری (۱۳۹۰) اشاره نمود که در این مقاله چکیده‌ای از شاخص‌ترین مطالعات صورت‌گرفته 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 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 توسعه‌یافته 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 طوری‌که 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 ضریب‌جینی سهم گروه‌های مختلف و حداکثر شکاف درآمدی به‌عنوان شاخص‌های توزیع درآمد استفاده شده است. زمانی‌که 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 حالی‌که رابطه معناداری بین تورم و ضریب‌جینی 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

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 ضریب‌جینی 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 به‌ترتیب 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 صورت‌گرفته رشد تولید ناخالص داخلی نابرابری در توزیع درآمد را کاهش و تورم، بیکای 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 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

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 ضریب‌جینی را تابع عوامل مختلفی مانند تورم و نرخ بیکاری قرار دادند و الگوی تحقیق مزبور را به‌صورت زیر ارائه نمودند:

$$S_i(t) = \alpha_i+\beta_i\upsilon(t)+\gamma_i\pi(t)+\delta_i T(t)+\delta' D(t)+\varepsilon_i(t) \qquad (۱)$$

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 (ضریب‌جینی) 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

از طریق افزایش قیمت مالیات می‌گیرد و گونه‌ای از جریان انتقال ثروت از کسانی‌که 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 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 صرف‌نظر 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 بلیندر و ایزاکی (۱۹۷۸)، کول و تاو (۱۹۹۶)، ابونوری (۱۳۷۶) و سایر مطالعات صورت‌گرفته و متناسب با ساختار توزیع درآمد و شرایط اقتصادی ایران انتخاب شده است:.

$$G(t) = \alpha+\beta\pi(t)+\gamma U(t)+\varphi LTG(t)+\delta SUB(t)+\varepsilon(t) \qquad (۲)$$

که در آن، G(t): ضریب‌جینی هزینه خانوار، π(t): نرخ تورم، U(t): نرخ بیکاری، LTG(t): مخارج کل دولت، δSUB(t): یارانه کالاهای اساسی و ε(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 نامرتبط (SURE) استفاده شده است:

$$S_1(t) = \alpha+\beta_1\pi(t)+\gamma_1 U(t)+\varphi_1 LTG(t)+\delta_1 SUB(t)+\varepsilon_1(t) \qquad (۳)$$

$$S_2(t) = \alpha+\beta_2\pi(t)+\gamma_2 U(t)+\varphi_2 LTG(t)+\delta_2 SUB(t)+\varepsilon_2(t) \qquad (۴)$$

$$S_3(t) = \alpha+\beta_3\pi(t)+\gamma_3 U(t)+\varphi_3 LTG(t)+\delta_3 SUB(t)+\varepsilon_3(t) \qquad (۵)$$

$$S_4(t) = \alpha+\beta_4\pi(t)+\gamma_4 U(t)+\varphi_4 LTG(t)+\delta_4 SUB(t)+\varepsilon_4(t) \qquad (۶)$$

$$S_5(t) = \alpha+\beta_5\pi(t)+\gamma_5 U(t)+\varphi_5 LTG(t)+\delta_5 SUB(t)+\varepsilon_5(t) \qquad (۷)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

۳-۱. بررسی ایستایی متغیرها

پیش از برآورد مدل داده‌های مورد مطالعه را از لحاظ ایستایی بررسی می‌کنیم. به‌کارگیری 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 صورتی‌که 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) به‌دست 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 تفاضل‌یری مانا شوند که در این صورت آنها را انباشته از درجه d یا I(d) می‌گویند.

به‌منظور بررسی ایستایی متغیرها روش‌های متعددی وجود دارد که روش دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF)[1] 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، به‌منظور افزایش دقت نتایج تحقیق از روش (ERS)[2] و (KPSS)[3] برای آزمون ایستایی متغیرها بهره خواهیم جست که در ادامه به بررسی مختصر آنها خواهیم پرداخت.

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

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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

$$Y_t=X'_t+\varepsilon_t \qquad (۸)$$

تابع آزمون ارائه‌شده توسط KPSS از نوع LM[1] می‌باشد و دارای توزیع چی‌دو می‌باشد.

$$LM=\sum_t S(t)^2 / (T^2 f_0)$$
$$S(t)=\sum_{i=1}^{t} e_i \qquad (۹)$$

که در آن e_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 تعمیم‌یافته (ADF) است، به گونه‌ای که این آزمون تغییر روند حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) را پیش از اجرای رگرسیون آزمون ADF به‌کار می‌گیرد. در مقایسه با آزمون ADF این آزمون عملکرد کلی‌تری را بر حسب اندازه و قدرت نمونه دارد، در واقع قدرت نمونه را زمانی‌که میانگین ناشناخته‌ای با یک روند وجود دارد بهبود می‌بخشد. با توجه به مباحث مطرح‌شده اکنون به بررسی ایستایی متغیرهای مدل با استفاده از دو روش فوق می‌پردازیم:

جدول ۱. ایستایی سری‌های زمانی- آزمون ERS

متغیر	ERS	I(d)	مقادیر بحرانی (درصد)		
			۱	۵	۱۰
U	-۲/۵۴۱۹۹۶	I(0)	-۲/۶۶۰۷۲	-۱/۹۵۵۰۲	-۱/۶۰۹۰۷
INF	-۲/۶۹۱۹۹۹	I(0)	-۲/۶۶۰۷۲	-۱/۹۵۵۰۲	-۱/۶۰۹۰۷
SBC	-۰/۶۱۱۸۳۴	I(0)	-۲/۶۶۴۸۵۳	-۱/۹۵۵۶۸۱	-۱/۶۰۸۷۹۳
S10RP	-۲/۲۸۱۵۷۷	I(0)	-۲/۶۶۰۷۲۰	-۱/۹۵۵۰۲۰	-۱/۶۰۹۰۷۰
S40P	-۴/۴۰۷۷۵۶	I(0)	-۲/۶۶۰۷۲۰	-۱/۹۵۵۰۲۰	-۱/۶۰۹۰۷۰
LTG*	-۴/۹۱۲۹۱۳	I(0)	-۳/۷۷۰۰۰۰	-۳/۱۹۰۰۰۰	-۲/۸۹۰۰۰۰
G	-۴/۰۷۲۲۰۵	I(0)	-۲/۶۶۰۷۲۰	-۱/۹۵۵۰۲۰	-۱/۶۰۹۰۷۰
S_1	-۲/۳۴۴۱۲۹	I(0)	-۲/۶۶۰۷۲۰	-۱/۹۵۵۰۲۰	-۱/۶۰۹۰۷۰
S_2	-۴/۱۴۹۱۸۲	I(0)	-۲/۶۶۰۷۲۰	-۱/۹۵۵۰۲۰	-۱/۶۰۹۰۷۰
S_3	-۲/۴۲۱۵۴۴	I(0)	-۲/۶۶۰۷۲۰	-۱/۹۵۵۰۲۰	-۱/۶۰۹۰۷۰
S_4	-۵/۰۲۵۴۸۴	I(0)	-۲/۶۶۰۷۲۰	-۱/۹۵۵۰۲۰	-۱/۶۰۹۰۷۰
S_5	-۳/۲۴۶۰۵۵	I(0)	-۲/۶۶۰۷۲۰	-۱/۹۵۵۰۲۰	-۱/۶۰۹۰۷۰

* با روند.

فرضیه H_0: متغیر ریشه واحد دارد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

1. Lagrange Multiplier

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

جدول ۲. ایستایی سری‌های زمانی- آزمون KPSS

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

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 به‌دلیل توان بالای این آزمون مانا بودن متغیر SBC را در نظر گرفته شد. شایان ذکر است که در تخمین معادله به‌دلیل مقیاس دیگر متغیرها بجای مقدار متغیر TG از لگاریتم آن استفاده شد.

٤. 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.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

٤-١. تخمین مدل شاخص جینی با استفاده از روش OLS

نتایج حاصل از تخمین الگو به‌صورت زیر به‌دست آمده است:

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

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

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 به‌دست آمده نشان می‌دهد که قدرت توجیه‌کنندگی رگرسیون چقدر است یا به‌عبارتی چند درصد از تغییرات ضریب‌جینی به متغیرهای انتخابی بستگی دارد که در این مدل بیش از ۹۵ درصد از تغییرات شاخص جینی به‌وسیله 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[1] وایت[2] استفاده کردیم.

٤-٢. 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

یک واحد نرخ تورم ضریب‌جینی معادل ۰/۰۰۶۲ واحد افزایش می‌یابد و این به‌معنای 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 ضریب‌جینی دارد، به این معنا که با فزایش آن نابرابری نیز افزایش می‌یابد، در صورتی‌که یک واحد نرخ بیکاری افزایش می‌یابد شاخص جینی ۰/۰۷ واحد افزایش می‌یابد و این با مطالعات بلیندر وایزاکی (۱۹۷۸)، نیلی و فرح‌بخش (۱۳۷۷)، پورداود (۱۳۷۸) و احمدی و مهرگان (۱۳۸۳) همسو است.

دولت‌ها به‌منظورهای 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 ضریب‌جینی دارد. با افزایش یک واحد یارانه کالاهای اساسی شاخص جینی ۰/۰۰۰۰۱۷ واحد کاهش می‌یابد که نشان می‌دهد این متغیر تأثیر بسیار اندکی بر ضریب‌جینی دارد، بنابراین از این طریق دولت با استفاده از این سیاست نتوانسته است که کاهش قابل‌توجهی 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 ۰/۳۳۸۶ و در سطح ۹۹ درصد معنادار است. این متغیر رابطه مستقیمی با ضریب‌جینی 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 به‌دست 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 به‌کار بردیم. ضریب محاسبه شده برای سهم ۴۰ درصد افراد فقیر برابر ۱/۴۹۹۴- است و این به‌معنای رابطه معکوس

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

ضریب‌جینی با این متغیر است، بنابراین هرچه S_{40P} افزایش یابد ضریب‌جینی 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. به‌عبارتی، 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.

٤-۳. تخمین دستگاه معادلات به ظاهر نامرتبط (SUR)[1]

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 محذوف ماندن برخی عوامل یا غیرقابل اندازه‌گیر بودن آنها- می‌تواند با سایر جملات اختلال همبسته باشد. به‌دلیل 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 به‌صورت زیر است:

$$S_1(t)=\alpha+\beta_1\pi(t)+\gamma_1U(t)+\varphi_1LTG(t)+\delta_1SBC(t)+\rho_1S10RP(t)+\sigma_1S40P+\varepsilon_1(t) \quad (۱۰)$$

$$S_1(t)=\alpha+\beta_1\pi(t)+\gamma_1U(t)+\varphi_1LTG(t)+\delta_1SBC(t)+\rho_1S10RP(t)+\sigma_2S40P+\varepsilon_2(t) \quad (۱۱)$$

$$S_1(t)=\alpha+\beta_1\pi(t)+\gamma_1U(t)+\varphi_1LTG(t)+\delta_1SBC(t)+\rho_1S10RP(t)+\sigma_3S40P+\varepsilon_3(t) \quad (۱۲)$$

$$S_1(t)=\alpha+\beta_1\pi(t)+\gamma_1U(t)+\varphi_1LTG(t)+\delta_1SBC(t)+\rho_1S10RP(t)+\sigma_4S40P+\varepsilon_4(t) \quad (۱۳)$$

$$S_1(t)=\alpha+\beta_1\pi(t)+\gamma_1U(t)+\varphi_1LTG(t)+\delta_1SBC(t)+\rho_1S10RP(t)+\sigma_5S40P+\varepsilon_5(t) \quad (۱۴)$$

محدودیت‌های اعمال شده عبارتند از:

$$\sum_{i=1}^{5}\alpha_i(t)=1 \quad (۱۵)$$

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

1. Seemingly Unrelated Regression

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

هر یک از معادلات را می‌توان به‌صورت جداگانه و به روش OLS برآورد نمود، اما از آنجایی‌که 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 نامرتبط 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 به‌صورت گروهی می‌باشد این است که چون در این سیستم‌ها حاصل‌جمع 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.

٤-۳-۱. آزمون وجود همبستگی همزمان

در صورتی‌که همبستگی همزمان وجود نداشته باشد به‌کارگیری روش SUR مزیتی نسبت به روش OLS نخواهد داشت. به‌عبارتی دیگر، اگر ماتریس واریانس-کواریانس غیرقطری باشد، به‌کارگیری 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[1] است که توسط بریوش و پاگان[2] (۱۹۸۰) ارائه شده است. در فرم عمومی (شامل M معادله) آماره آزمون به‌صورت می‌باشد:

$$LM=T\sum_{i=2}^{m}\sum_{j=1}^{i-1}r_{ij}^{2}\approx X^{2}_{M(M-1)/2} \qquad (۱۶)$$

که در آن، T: حجم نمونه و r^2_{ij}: مجذور 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 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

را به‌صورت 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 به‌صورت زیر به‌دست آمده است:

جدول ۵. برآورد مدل سهم بیستک‌ها

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

اعداد داخل پرانتز آماره t هستند.

مأخذ: نتایج تحقیق.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

٤-۳-۲. تفسیر ضرایب

برآورد مدل نتایج قابل توجهی را نشان می‌دهد. نرخ تورم تأثیر بسیار اندکی‌بر سه بیستک پایین درآمدی دارد و تأثیر بالاتری روی بیستک پردرآمد دارد و این نشان می‌دهد نرخ تورم بیشتر به‌نفع بیستک پردرآمد جامعه عمل کرده و به شکاف بیشتر طبقات منجر شده است که با نتیجه به‌دست آمده از مدل ضریب‌جینی 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 طوری‌که 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 به‌صورت 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 به‌کار گیرند، اما با توجه به نتایج به‌دست آمده مخارج دولت در جهت کاهش نابرابری هدف مشخصی نداشته است و بر اساس نتایج مدل اول که تأثیر این متغیر را بر ضریب‌جینی 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 باشندکه سهم دهک‌های پایین درآمدی افزایش پیدا کند و سهم دهک‌های بالا درآمدی کاهش یابد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

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 به‌صورت 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 به‌دست 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 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 به‌دست آمده نشان می‌هد 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 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 به‌دست آمده یارانه کالاهای اساسی تأثیر بسیار ضعیفی در کاهش شکاف درآمدی دارد که این نشان می‌دهد یارانه پرداختی به‌صورت هدفمند نبوده و بیشتر به‌نفع 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 حالی‌که نتایج به‌دست آمده عکس آن را نشان می‌دهد، به طوری‌که 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

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.

٦. 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 صورت‌گرفته در خصوص اقتصاد ایران از جمله مطالعات صورت‌گرفته توسط جعفری‌صمیمی و قلی‌زاده‌کناری (۱۳۸۶)، کمیجانی و علوی (۱۳۷۸) و جلالی‌نائینی (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 عمده‌ترین ابزارهایی است که دولت می‌تواند از طریق آن تأثیر بسزایی بر کاهش نابرابری داشته باشد. دولت می‌تواند یارانه‌های پرداختی را به‌سمت دهک‌های کم‌درآمد جامعه هدایت کند و انتظار بر آن است که دولت به‌وسیله 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 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.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

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، 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.

پورداود، علی (۱۳۷۸)، *بررسی تأثیر تورم بر توزیع درآمد در ایران*، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه شهید بهشتی، بهمن ماه.

جرجرزاده، 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 ۱۰و۱۱، بهمن و اسفند.

دهمرده، نظر و همکاران(۱۳۸۹)، "تاثیر 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 تاکید 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 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.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

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.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]