فصلنامه روند، سال بیست و سوم، شماره ۷۵، پاییز ۱۳۹۵، صفحات ۶۶-۴۵

بررسی و تحلیل تغییرات نابرابری در توزیع درآمد و تأثیر آن بر نرخ تورم در ایران

محسن جلالی*

چکیده

تورم و توزیع درآمد دو متغیر با اهمیت در اقتصاد محسوب شده و به منظور بررسی ارتباط بین این متغیرها مطالعات بسیاری انجام شده است. در این پژوهش تلاش شده است ارتباطی ذاتی بین نرخ تورم و توزیع درآمد از طریق یک تابع رفاه اجتماعی برقرار شود. تابع رفاه اجتماعی که در محاسبه نرخ تورم به کار می‌رود نسبت به توزیع درآمد خنثی است. در این مقاله، با استفاده از دو تابع رفاه اجتماعی که نسبت به توزیع درآمد خنثی نیست، به بررسی تورم پرداخته می‌شود. نخستین تابع مورد بررسی تابع رفاه اتکینسون است. شاخص بهای مردمگرا و ثروت‌گرا دو حالت خاص از این تابع هستند. تابع دیگری که در اینجا مورد بررسی قرار می‌گیرد، تابع رفاه وابسته است که توسط کاکوانی پیشنهاد شده است. بر اساس این روش به تحلیل اثر توزیع درآمد بر تورم پرداخته می‌شود. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که در دوره زمانی پیش از سال ۱۳۹۰ گروه‌های فقیر در مقایسه با گروه‌های غیرفقیر فشار تورمی بیشتری را متحمل شده‌اند؛ این در حالی است که این نتایج برای دوره پس از سال ۱۳۹۰، مشاهده نشده است.

واژگان کلیدی: توزیع درآمد، تورم، تابع رفاه اجتماعی.

طبقه‌بندی JEL: C43, D63.

* معاون اداره تحقیقات و مطالعات آماری بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران jalali52m@gmail.com

۱. مقدمه

موضوع تورم و مسأله توزیع درآمد در سطح جامعه موضوع‌هایی هستند که نه تنها مورد توجه اقتصاددانان قرار می‌گیرند، بلکه از جمله مباحث و شاخص‌هایی هستند که در علوم انسانی و اجتماعی دیگر نیز مطرح می‌شوند. شاید بتوان اهمیت این موضوع را در تأثیر این متغیرها بر سطح رفاه افراد و پی‌آمدهای ناشی از آن دانست. بنابراین، تلاش در جهت بهبود توزیع درآمد و کنترل سطح قیمت‌ها از جمله وظایفی است که در بسیاری از کشورها مورد توجه سیاستمداران و دولتمردان قرار می‌گیرد. مسأله ارتباط بین این دو متغیر از دیگاه نظری و هم از منظر تجربی مورد توجه بسیاری از کارشناسان و اقتصاددانان قرار گرفته است. این مسأله به‌ویژه در اقتصاد ایران که در برخی مواقع با نرخ‌های تورم بالا مواجه بوده، موضوعی قابل تامل است. بدیهی است که وجود و بروز تورم پدیده‌ای ناخوشایند است، اما تحلیل این مسأله در زمانی که گروه‌های آسیب‌پذیر جامعه را تحت فشار بیشتری قرار می‌دهد، از اهمیت بالاتری برخوردار می‌شود. از سوی دیگر، اصلاح وضعیت توزیع درآمد و بهبود وضعیت معیشتی اقشار و گروه‌های آسیب‌پذیر در جامعه از اهداف اصلی و کلان در کشور بوده و همواره مورد توجه دولتمردان بوده است. هدف اصلی این پژوهش، محاسبه نرخ تورم از طریق بررسی شاخص بهای کالاها و خدمات به‌صورت پارامتریک است. بر این اساس، تلاش می‌شود تا با استفاده از توابع رفاه اجتماعی نرخ تورمی محاسبه‌شود که نسبت به توزیع درآمد خنثی نباشد. همچنین، به این پرسش پاسخ داده می‌شود که آیا تغییرات در توزیع درآمد موجب فشار تورمی بالاتری بر اقشار محروم می‌شود یا خیر.

این مقاله در پنج بخش ساماندهی شده است؛ در بخش دوم به‌طور خلاصه مروری بر تجربیات و مقالات تهیه‌شده در این زمینه در سطح بین‌المللی و پژوهش‌های انجام‌شده در داخل کشور خواهدشد. روش‌شناسی پژوهش و روابط مورد استفاده در بخش سوم ارائه‌شده و در بخش چهارم به انجام محاسبات با داده‌های سری زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۴ پرداخته می‌شود. در پایان، جمع‌بندی و خلاصه بررسی در بخش پنجم ارائه خواهد شد.

۲. مروری بر تجربیات و پژوهش‌های کاربردی

در خصوص بررسی ارتباط بین تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها و توزیع درآمد مطالعات گسترده و جامعی انجام شده، هر چند که این پژوهش‌ها به نتایج یکسانی منتهی نشده است. به‌عنوان نمونه شولتز[1] (۱۹۶۹) در مطالعه خود بروز تورم و افزایش قیمت‌ها را به‌عنوان عاملی در جهت افزایش نابرابری قلمداد می‌کند. ملبور[2] (۱۹۷۴) با استفاده از اطلاعات کشور انگلستان به این مسأله اشاره کرده است که نرخ تورم می‌تواند عاملی در جهت افزایش نابرابری در توزیع درآمدها باشد. سارل[3] (۱۹۹۷) در مطالعه این موضوع، به عدم تأثیرگذاری تورم بر تغییرات ضریب جینی اشاره کرده است. مطالعه گالی و هون[4] (۲۰۰۱) در این خصوص نشان می‌دهد که نرخ بالفعل تورم در تعیین علامت این تأثیرگذاری عامل مهمی محسوب می‌شود. به بیان دیگر، در جوامعی که نرخ تورم بالایی را تجربه می‌کنند، کاهش تورم عاملی در جهت بهبود توزیع درآمد به شمار می‌آید. از سوی دیگر، این نتیجه در کشورهایی که دارای نرخ پایین تورم هستند، می‌تواند معکوس باشد. در این زمینه، نتیجه مشابه دیگری توسط بولر[5] (۲۰۰۱) به دست آمده است. بر اساس یافته‌های وی، کاهش تورم در کشورهایی که نرخ تورم بالایی دارند میزان نابرابری توزیع درآمد را کاهش می‌دهد، در حالی که در کشورهایی با نرخ تورم پایین، این مسأله چندان مشهود نیست. در پژوهشی که توسط مونین[6] (۲۰۱۴) بر روی کشورهای OECD انجام شده، وجود ارتباطی U شکل بین تورم و نابرابری در توزیع درآمد به‌دست آمده است، به این معنی که در نرخ‌های پایین تورم این ارتباط معکوس و در نرخ‌های بالای تورم این ارتباط مستقیم است. در این زمینه و همان‌طور که پریس[7] (۱۹۵۸) اشاره کرده است در بطن محاسبه نرخ تورم از تابع رفاه اجتماعی که نسبت به توزیع درآمد خنثی است، استفاده می‌شود. در این

1. Schultz
2. Mellbauer
3. Sarel
4. Galli and Hoeven
5. Bulir
6. Monnin
7. Prais

خصوص، فیشر[1] (۲۰۰۵) بر این نکته تأکید دارد که چگونگی محاسبه ضرایب CPI در واقع مبتنی بر قضاوت و نگرشی است که توسط سیاستگذار به چگونگی تأثیر توزیع درآمد بر CPI داشته و رویکردی را که در آن به وضعیت توزیع درآمد توجه می‌شود، توصیه می‌کند. کروسلی و پنداکور[2](۲۰۰۶) استفاده از رویکردی که در آن در محاسبات CPI از توابع رفاه اجتماعی استفاده می‌شود، تأکید دارند. براین اساس، وزن اقلام سبد CPI بر اساس نگرشی محاسبه می‌شوند که در آن اهمیت دامنه‌های غنی و فقیر جامعه یکسان فرض نمی‌شوند. لیبراتی[3](۲۰۱۲) روشی را پیشنهاد کرده است که در آن ویژگی‌های توزیعی در محاسبه شاخص CPI مورد توجه قرار می‌گیرد. بر این اساس، ضریب اهمیت هر قلم بر اساس ترکیبی از سهم هزینه و نیز چگونگی توزیع آن، محاسبه می‌شود. در اینجا شاخص متعارف CPI حالتی خاص بوده که جنبه‌های توزیعی اقلام به‌عنوان ملاکی در تعیین ضرایب اهمیت اقلام مورد توجه قرار نمی‌گیرد. مقاله کاکوانی و سان[4](۲۰۰۶) به کاربرد و استفاده از توابع رفاه اجتماعی که نسبت به توزیع درآمد خنثی نیستند در محاسبه ضریب اهمیت اقلام تأکید داشته و رویکردی پارامتریک که در آن محاسبه ضرایب اهمیت می‌تواند جنبه‌هایی از چگونگی توزیع را حفظ نماید، ارائه کرده است. در واقع، در این نگرش با تعیین مقادیر مختلف برای پارامتر، سیاستگذار می‌تواند برای دامنه‌های فقیر جامعه وزن و اهمیت بیشتری در محاسبات درنظر بگیرد.

در زمینه ارتباط بین نابرابری در توزیع درآمد و تورم در اقتصاد ایران پژوهش‌ها و مطالعات متعددی انجام شده است. مطالعه مهربانی (۱۳۸۹) با تلفیق داده‌های استانی در دوره ۱۳۸۲-۱۳۸۰ تأثیر مخرب افزایش نرخ تورم بر توزیع درآمد را نشان می‌دهد. بر این اساس، تورم را به عنوان عاملی مهم در بروز شکاف طبقاتی ارزیابی می‌کند. مطالعه ابونوری و تاجدین (۱۳۸۳) اثر تورم بر نابرابری توزیع درآمد را به صورت مطلق و یک سویه ارزیابی نمی‌کند. نتایج بررسی انجام شده نشان می‌دهد که تغییرات قیمت‌ها تا سال ۱۳۶۰ عاملی در جهت افزایش نابرابری توزیع درآمد نیست، ولی پس از سال ۱۳۶۰ موجب افزایش نابرابری می‌شود. بررسی کمیجانی و غیاثوند (۱۳۸۸) در دوره ۱۳۸۵-۱۳۶۹ نیز

1. Fisher
2. Crossly and Pendakur
3. Liberati
4. Kakwani, Son

نشان می‌دهد که تورم صرف نظر از سال‌های ۱۳۷۳ و ۱۳۷۴ در مقایسه با اقشار مرفه جامعه بـه ضـرر افراد فقیر بوده است. به بیان دیگر، بجز این دوسال نرخ تورمی که خانوارهای کم درآمـد بـا آن مواجـه شده‌اند، از نرخ تورم گروه‌های غنی جامعه بیشتر بوده است. مطالعه شـهید اول (۱۳۸۲) بـا اسـتفاده از اطلاعات دوره ۱۳۷۹-۱۳۵۱ نشان‌دهنده وجود یک ارتباط بین تورم و ضریب جینی به‌صورت U شکل است. بر این اساس، به‌ازای مقادیر پایین تورم، با افزایش تورم از سطح نابرابری در توزیع درآمد کاسـته شده و از سطحی به بالا آن را افزایش می‌دهد؛ این درحالی است که مقاله نظـری و مظـاهری (۱۳۹۰) در دوره ۱۳۸۷-۱۳۵۳ فرضیه U شکل بودن رابطه بین تورم و توزیع درآمد را تأیید نمی‌کنـد. در ایـن خصوص بررسی انجام شده توسط شاکری و دیگران (۱۳۹۲) نشان‌دهنده یـک ارتبـاط غیرخطـی بـین تورم و توزیع درآمد است. همچنین، مطالعه محمدی و دیگران (۱۳۹۴) نشان می‌دهد که در دوره‌هایی که اقتصاد شاهد تورم بالاتری است، شکاف بین دهک‌ها و بـه دنبـال آن، نـابرابری در توزیـع درآمـدها بیشتر شده است. در این مقوله و در برخی از پژوهش‌های انجام شده وجود ارتباط معناداری بین تـورم و توزیع درآمد به‌دست نیامده است که در این خصوص می‌توان به اختصار به مقاله عسگری (۱۳۷۰) و کفایی و درستکار (۱۳۸۶) اشاره کرد.

با نگاهی به نتایج بررسی‌های انجام شده می‌توان استنباط کرد که دست‌کم از بعد تجربـی توافـق مشخصی در مورد تأثیر تورم بر نابرابری توزیـع درآمـدها وجـود نـدارد، هرچنـد کـه در بیشـتر مطالعـات نشانه‌هایی از تأثیر مخرب و متقابل تورم و توزیع درآمد می‌توان یافـت. گفتنـی‌اسـت کـه در بیشـتر ایـن پژوهش‌ها از داده‌های سری زمانی و یا تلفیق داده‌های مقطعـی و سـری زمـانی اسـتفاده شـده و بـر نـرخ متداول تورم و شاخص‌هایی به‌منظور سنجش نابرابری توزیع درآمد، استوار اسـت. رویکـرد اصـلی در ایـن مقاله، استفاده از یک تابع رفاه اجتماعی پارامتریک در محاسبه نرخ تورم است. در واقع، در اینجا با تعیـین مقادیر مختلف این پارامتر همراه با قضاوت در خصوص چگونگی توزیع درآمد در محاسبات مرتبط با نـرخ تورم، وضعیت توزیع درآمد نیز مورد توجه و ارزیابی قرار می‌گیرد؛ به بیان دیگـر، بـا اسـتفاده از ایـن تـابع رفاه اجتماعی، محاسبات نرخ تورم نسبت به توزیع درآمد خنثـی نیسـت. بـر اسـاس ایـن رویکـرد، نتـایج

شاخص‌ها در دوره‌های زمانی معین (به‌عنوان مثال در پایان هر سال) قابل محاسبه بوده، بنابراین، می‌توان به ارزیابی شرایط جاری در اقتصاد و نیز پیگیری سیاست‌های اجرا شده پرداخت.

۳. مروری بر روش‌شناسی پژوهش

شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (CPI) از مهم‌ترین شاخص‌های قیمت و از کلیدی‌ترین متغیرهای اقتصادی هر کشوری محسوب می‌شود. این شاخص معیار سنجش تغییرات قیمت تعداد ثابت و معینی از کالاها و خدماتی است که توسط خانوارها به مصرف رسیده و ابزاری در جهت سنجش عمومی سطح قیمت‌ها در بازار خرده فروشی به شمار می‌آید. از این شاخص در محاسبه نرخ تورم استفاده می‌شود، نرخی که از آن به عنوان افزایش عمومی سطح قیمت‌ها می‌توان یاد کرد. افزون بر این، برای ارزیابی سیاست‌های اقتصادی، مطالعات علمی، مقایسه‌های داخلی و بین‌المللی، برنامه‌ریزی‌های رفاهی، تعدیل حقوق و قراردادهای کار و بسیاری موارد دیگر استفاده می‌شود. نخستین گام در محاسبه این شاخص، تعیین و استفاده از فرمول محاسبه آن است. به این منظور سبدی از اقلام تهیه و وزن یا درجه اهمیت آنها متناسب با الگوی مصرفی خانوار سنجیده می‌شود. گفتنی‌است در بررسی شاخص‌های قیمت، مقدار واحد یا ۱۰۰ برای دوره مرجع در نظر گرفته شده و در دوره‌های آتی متناسب با تغییرات قیمت‌ها به‌هنگام می‌شود. در بررسی ادبیات گسترده و غنی اعداد شاخص، روش‌ها و فرمول‌های محاسباتی متعددی ارائه شده است. شاید بتوان نخستین بررسی‌های علمی در این خصوص را در خانواده شاخص لو[1] (۱۸۲۳) جستجو کرد. در این شاخص با فرض یک مقدار مصرفی مشخص تغییرات در سطح هزینه‌های کل سنجیده می‌شود. این شاخص به صورت زیر بیان می‌شود:

$$I_{lowe} = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^b} \qquad (۱)$$

نماد صفر و نماد b در این شاخص به ترتیب اشاره به دوره مرجع قیمت و مقدار داشته، به طوری که $0 \leq b \leq t$ قابل تعریف است. در دو حالت حدی $b = 0$ و $b = t$ به ترتیب دو شاخص مشهور لاسپیرز[2] و پاشه[3] به صورت زیر به دست می‌آید:

1. Lowe
2. Laspeyres
3. Passche

$$I_{Laspeyres} = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^0}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0} \quad (۲)$$

$$I_{Passche} = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^t}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^t} \quad (۳)$$

همان‌طور ملاحظه می‌شود، در شاخص لاسپیرز از مقدار مصرفی دوره پایه و در شاخص پاشه از مقدار مصرفی دوره جاری استفاده شده است. شاخص فیشر به صورت میانگین هندسی دو شاخص لاسپیرز و پاشه به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$I_{Fisher} = \sqrt{I_{Laspeyres} \times I_{Passche}} \quad (۴)$$

شایان ذکر است که شاخص فیشر از جمله شاخص‌های ایده‌ال است. در این میان، استفاده از شاخص لاسپیرز به دلیل استفاده از ضرایب کالاها و اقلام در سال پایه از کاربردی عام برخوردار است. می‌توان نشان داد که در یک شرایط نرمال، زمانی که شیب منحنی تقاضا منفی است، شاخص لاسپیرز از شاخص پاشه برتر است. به بیان دیگر، در این شرایط رابطه $I_{Laspeyres} \geq I_{Fisher} \geq I_{Passche}$ برقرار است.

همان‌طور که بیان شد، در محاسبه شاخص‌های قیمت مصرف‌کننده به‌طور کلی از شاخص قیمت لاسپیرز استفاده می‌شود. تابع رفاه اجتماعی که به طور ضمنی در بطن این شاخص قرار دارد نسبت به توزیع درآمد خنثی بوده و متأثر از تغییرات نابرابری در جامعه نمی‌شود. برای بررسی این موضوع و برقراری ارتباطی ذاتی بین شاخص بهای مصرف‌کننده و چگونگی توزیع درآمد در جامعه از توابع رفاه اجتماعی که نسبت به نابرابری در توزیع هزینه‌ها خنثی نیست، استفاده می‌شود.

فرض کنیم W تابع رفاه اجتماعی جامعه، حاصل جمع سطوح مطلوبیت افراد در جامعه باشد، در این صورت، این تابع را می‌توان به صورت زیر تعریف کرد:

$$W = \int u(x)\, f(x) dx \quad (۵)$$

بر مبنای این رویکرد اتکینسون[1] (۱۹۷۰) به ارائه شاخص نابرابری توزیع درآمد مبتنی بر ملاحظه یک تابع رفاه اجتماعی پرداخته است. تابع مطلوبیت پیشنهادی که در شاخص اتکینسون استفاده شده است، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$U(x) = \frac{x_i^{1-\epsilon}-1}{1-\epsilon} \qquad (۶)$$

که در آن، ϵ کمیتی نامنفی بوده و پارامتر گریز از نابرابری است. این تابع مطلوبیت نسبت به افزایش درآمدها غیرکاهشی بوده و اکیداً مقعر است؛ به این معنی که هر مقدار درآمد فردی بیشتر باشد وزن یا اهمیت منتسب به آن فرد در محاسبه کاهش می‌یابد. اتکینسون با ارائه مفهوم "معادل درآمد یکسان توزیع شده"[2] یا x_e به ارائه شاخص نابرابری زیر پرداخته است:[3]

$$A_\epsilon = 1 - \frac{x_e}{\bar{x}} = 1 - \left(\int \left(\frac{x}{\bar{x}}\right)^{1-\epsilon} f(x)dx\right)^{\frac{1}{1-\epsilon}} \qquad (۷)$$

گفتنی‌است که x_e برابر چنان سطحی از درآمد است که اگر توسط افراد جامعه دریافت شود، میزان رفاه حاصل شده برابر با میزان بالفعل رفاه موجود در جامعه است. در این رابطه، پارامتر ϵ نشان‌دهنده درجه تقعر منحنی مطلوبیت است. در حالت خاص $\epsilon = 0$ تابع رفاه اجتماعی نسبت به توزیع درآمد خنثی است. با استفاده از تابع رفاه اجتماعی اتکینسون رابطه زیر به دست می‌آید:

$$\eta(\epsilon) = \frac{\int_0^\infty s_i(x)x^{1-\epsilon}f(x)dx}{\int_0^\infty x^{1-\epsilon}f(x)dx} \qquad (۸)$$

و بر این اساس شاخص هزینه زندگی لاسپرز به صورت زیر محاسبه می‌شود:[4]

$$L(\epsilon) = \sum_{i=1}^{n} \frac{p_i^*}{p_i}\eta_i(\epsilon) \qquad (۹)$$

حالت خاصی از این رابطه به ازای $\epsilon = 0$ به صورت زیر بیان می‌شود:

---

1. Atkinston
2. Equally- Distributed Equivalent

۳. رجوع شود به: Atkinson. (1970)

۴. رجوع شود به: Son and Kakwani. (2006)

$$L(0) = \sum \frac{p_i^*}{p_i} \bar{s}_i \qquad (۱۰)$$

به طوری که:

$$\bar{s}_i = \frac{\int s_i(x) x f(x) dx}{\int x f(x) dx} \qquad (۱۱)$$

برابر سهم بودجه‌ای کالای i ام است. مشاهده می‌شود که این رابطه برابر با شاخص لاسپیرز متداول است که در آمارهای رسمی، نرخ تورم بر مبنای آن محاسبه می‌شود. همان‌طور که پیشتر نیز بیان شد در محاسبه ضرایب این شاخص (و به دنبال آن نرخ تورم) افراد غنی‌جامعه از درجه اهمیت بالاتری در مقایسه با افراد فقیر برخوردارند. با توجه به این موضوع پریس (۱۹۵۸) از شاخص متداول لاسپیرز با عنوان شاخص ثروت‌گرا[1] یاد می‌کند. نکته دیگری که در اینجا قابل ملاحظه است، آن است که این شاخص نسبت به تغییرات توزیع درآمد خنثی است و نمی‌توان بر مبنای آن در خصوص این موضوع به قضاوت پرداخت. بر مبنای این نگرش، ملبور (۱۹۷۴) در بررسی CPI کشور انگلستان نشان داد که این شاخص در واقع مبتنی بر ضرایب دهک هفتم است. این وضعیت با توجه به محاسبه دیتون[2] (۱۹۹۸) برای کشور آمریکا بر روی صدک ۷۵ به دست آمده است. بنابراین، با توجه به تفسیر پیش‌گفته از نرخ تورم، این محاسبات در دامنه بالایی توزیع درآمد قرار دارند. وضعیت مشابهی نیز در اقتصاد ایران با توجه به نتایج بررسی هزینه خانوار و ضرایب شاخص CPI می‌توان مشاهده کرد. این موضوع در مطالعه کمیجانی و غیاثوند (۱۳۸۸) نیز اشاره شده است.

در حالت خاص دیگری در محاسبه این خانواده از شاخص‌های لاسپیرز به ازای $\epsilon = 1$ به دست می‌آید.

$$L(1) = \sum \frac{p_i^*}{p_i} \tilde{s}_i \qquad (۱۲)$$

به‌طوری که $\tilde{s}_i = \int s_i(x) f(x) dx$ با میانگین سهم هزینه‌ای افراد جامعه برابر است. بنابراین، هر فرد مستقل از میزان درآمد خود وزن یکسانی در محاسبه ضرایب هر قلم به خود اختصاص داده و از این رو

1. Plutocraric
2. Deiton

به آن شاخص مردم‌گرایانه[1] شاخص هزینه زندگی گفته می‌شود. بنابراین، می‌توان استنباط کرد که در محاسبه شاخص مردم‌گرایانه نرخ تورم، از تابع رفاه اجتماعی که نسبت به نابرابری توزیع درآمد خنثی نیست، استفاده می‌شود. در این دیدگاه، محاسبه ضرایب CPI بر اساس رابطه $S_i^D = N^{-1}\sum S_{ij} = \bar{S}$ به‌دست آمده و شاخص لاسپیرز به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$CPI^D = \sum S_i^D I_i \qquad (۱۳)$$

که در آن، $I_i = P_{it}/P_{i0}$ با شاخص مقدماتی قلم iام برابر است.

همان‌طور که لی[2] (۲۰۰۲) نشان داده است، شکاف بین این دو شاخص را می‌توان بر اساس رابطه زیر تحلیل کرد:

$$G = \bar{x}\zeta N\sigma(\beta, I) \qquad (۱۴)$$

در این رابطه، ζ شاخصی از خانواده نابرابری آنتروپی عمومی بوده و برابر با مربع ضریب تغییرات است $\zeta = \left(\sigma/\bar{x}\right)^2$ و β نیز از رابطه رگرسیونی زیر قابل استخراج است:

$$\left(S_{ij} - S_i^D\right) = \beta_i\left(x_j - \bar{x}\right) + \epsilon_{ij} \qquad (۱۵)$$

بنابراین، تفاضل بین شاخص CPI مردم‌گرا و ثروت‌گرا (شاخص متداول) تابع سه عامل متوسط درآمد، نابرابری در توزیع درآمدها و ارتباط ذاتی بین سهم کالای iام و هزینه کل خانوار است. نتیجه مثبت این شکاف به معنای آن است که قیمت کالاهای لوکس با نرخی بالاتر از نرخ متوسط تورم افزایش پیدا کرده و کالاهای ضروری با نرخی کمتر از آن و به نحو مشابه کوواریانس منفی حاکی از افزایش قیمت بیشتر از نرخ متوسط تورم برای اقلام ضروری است. بدیهی است که عامل توزیع درآمدها می‌تواند نقش تکاثری در ایجاد این شکاف داشته باشد.

نکته قابل توجه دیگری که می‌توان در این مبحث به آن اشاره کرد، محاسبه کشش درآمدی اقلام است. بنا به رویه پیشنهاد شده توسط اولکین و ایزاکی[3] (۱۹۹۲) خواهیم داشت:

---

1. Democratic
2. Ley
3. Olkin and Yitzaki

$$\hat{\beta}_i = \frac{\bar{s}_i}{\bar{x}}(\eta_i - 1) \quad (۱۶)$$

که در آن، η_i کشش درآمدی قلم iام است. بنابراین، $\widehat{\beta_i} > 0$ نشان‌دهنده $\widehat{\eta_i} > 1$ است. گفتنی‌است که $\widehat{\eta_i}$ بیشتر (کمتر) از یک نشانه لوکس (ضروری) بودن کالا است. بنابراین، می‌توان رابطه زیر را بر مبنای تفاضل بین سهم گروه‌ها در شاخص مردم‌گرا با سهم‌های مشابه در شاخص ثروت‌گرا به صورت زیر به دست آورد:

$$\frac{s_i^p - s_i^D}{s_i^D} = \zeta(\eta_i - 1) \quad (۱۷)$$

در ادامه رویکردی از توابع رفاه اجتماعی بررسی می‌شود که در آن، مطلوبیت افراد مستقل از یکدیگر نیست. به بیان دیگر، مطلوبیت نه تنها به سطح درآمد یا مصرف هر فرد، بلکه به سطح درآمد افراد دیگر جامعه نیز بستگی دارد. در واقع، در اینجا از یک تابع رفاه اجتماعی استفاده کرده که به سطح محرومیت نسبی که افراد جامعه با توجه به جایگاه درآمدی خود حس می‌کنند، وابسته است. سن[1] (۱۹۷۴) تابع رفاه اجتماعی را پیشنهاد کرد که در آن محرومیت نسبی افراد سنجیده می‌شوند. این تابع توسط کاکوانی (۱۹۸۰) تعمیم داده شده است. بر اساس این تابع تعمیم‌یافته، پارامتر قضاوت k درباره گریز از نابرابری پیشنهاد می‌شود. در نتیجه، تابع رفاه اجتماعی به صورت زیر تعریف می‌شود:[2]

$$c(w,p) = (k+1)\int_0^\infty c(u,p)[1-F(x)]^k f(x)dx \quad (۱۸)$$

که در آن، $F(x)$ تابع توزیع تجمعی افراد جامعه بوده، به طوری که درصد افرادی را که با درآمد کمتر یا مساوی x باشند، مشخص می‌کند. کشش تابع رفاه اجتماعی $c(w,p)$ نسبت به سطح قیمت‌های p_i به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\eta_i(k) = \frac{\int_0^\infty s_i(x)x[1-F(x)]^k f(x)dx}{\int_0^\infty x[1-F(x)]^k f(x)dx} \quad (۱۹)$$

---

1. Sen

۲. رجوع شود به: Kakwani ,(1980)

بنابراین، خانواده‌ای از شاخص‌های هزینه زندگی لاسپیرز به صورت زیر قابل تعریف است:[۱]

$$L(k) = \sum \frac{p_i^*}{p_i} \eta_i(k) \qquad (۲۰)$$

پارامتر k در این رابطه درجه گریز از نابرابری باشد. شایان ذکر است هر مقدار k بزرگتر فرض شود نشان‌دهنده درجه اهمیت بیشتر نسبت به دامنه فقیرتر توزیع درآمد است. می‌توان ملاحظه کرد چنانچه $k = 0$ باشد تابع رفاه اجتماعی متضمن نگاهی خنثی نسبت به نابرابری توزیع درآمد است.

یادآوری می‌شود که براساس تابع رفاه اجتماعی پیش‌گفته به ازای $k = 1$ ضریب جینی متداول به دست می‌آید. بدین‌روی، می‌توان نشان داد که:

$$L(1) = L(0) - \frac{1}{1-G} \sum \frac{p^*}{p_i} \bar{s}_i E_i \qquad (۲۱)$$

که در آن، E_i کشش ضریب جینی بوده و برابر با $E_i = C_i - G$ است. C_i نیز به صورت زیر تعریف شده و برابر شاخص تمرکز[۲] کالای i ام است:

$$C_i = \frac{2}{\bar{x}_i} \int (x_i - \bar{x}_i)\big(1 - F(x)\big) f(x) dx \qquad (۲۲)$$

در این خصوص این نکته قابل ذکر است که E_i بزرگتر (کوچکتر) از صفر نشان‌دهنده لوکس (ضروری) بودن کالای iام است. علامت منفی جمله دوم عبارت بالا می‌تواند نشانه‌ای از تأثیر منفی افزایش قیمت‌ها بر وضعیت افراد فقیر داشته باشد.

۴. بررسی شاخص‌های قیمت در ایران

همان‌طور که در بخش پیشین به‌صورت کوتاه بیان شد، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی متغیری با اهمیت در اقتصاد هر کشوری است، پیشینه محاسبه این شاخص در ایران به سال ۱۳۱۵ باز می‌گردد. در ایران هم مانند بسیاری از کشورهای دیگر در آمارهای رسمی کشور از رابطه لاسپیرز برای محاسبه این شاخص استفاده می‌شود. در جدول زیر نرخ تورم بر اساس شاخص لاسپیرز، پاشه و فیشر محاسبه شده است.

---

۱. رجوع شود به: Son and Kakwani. (2006)

2. Concentration Index

جدول ۱. درصد تغییرات (نرخ تورم) اعداد شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی

سال	شاخص لاسپیزر	شاخص پاشه	شاخص فیشر
۱۳۸۴	۱۰/۴	۱۰/۲	۱۰/۲
۱۳۸۵	۱۱/۹	۱۱/۶	۱۱/۷
۱۳۸۶	۱۸/۴	۱۸/۰	۱۸/۱
۱۳۸۷	۲۵/۴	۲۴/۴	۲۴/۷
۱۳۸۸	۱۰/۸	۱۰/۱	۱۰/۴
۱۳۸۹	۱۲/۴	۱۱/۶	۱۲/۰
۱۳۹۰	۲۱/۵	۱۹/۹	۲۰/۸
۱۳۹۱	۳۰/۵	۲۹/۰	۳۰/۰
۱۳۹۲	۳۴/۸	۳۰/۸	۳۳/۰
۱۳۹۳	۱۵/۵	۱۵/۹	۱۵/۳

مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

موضوع محوری این مقاله که در بخش پیشین به آن اشاره شد، نبود رویکردی خنثی به توزیع درآمد در محاسبه شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی است. در بخش پیشین با اشاره به روش‌های متداول محاسبه شاخص دو تابع رفاه اجتماعی به‌منظور ارزیابی تأثیر تغییرات نابرابری در توزیع درآمدها بر شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی مطرح شد. در این بخش با توجه به مباحث نظری بیان‌شده به انجام محاسبات و گزارش نتایج آن در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۹۴-۱۳۸۳پرداخته می‌شود. گفتنی‌است که در این دوره زمانی دو سال پایه ۱۰۰=۱۳۸۳ و ۱۰۰=۱۳۹۰ مورد ارزیابی قرار گرفته است. بدیهی است که در مقاطع تجدید نظر و تغییر سال پایه در آمارهای رسمی، سبد اقلام و نیز ضرایب اهمیت مورد بازنگری قرار می‌گیرد.

در رویکرد نخست از تابع رفاه اتکینستون استفاده و نرخ تورم بر اساس آن محاسبه شده است. نتایج این بررسی در جدول ۲ به‌ازای پارامترهای صفر، ۰/۵، ۱ و ۲ گزارش شده است.

جدول ۲.تورم سالانه بر اساس تابع رفاه اتکینستون

سال	پارامتر			
	ε=0	ε=0.5	ε=1	ε=2
۱۳۸۴	۱۰/۰	۱۰/۳	۱۰/۴	۱۰/۰
۱۳۸۵	۱۱/۷	۱۲/۰	۱۲/۲	۱۲/۷
۱۳۸۶	۱۸/۲	۱۸/۴	۱۸/۵	۱۸/۹
۱۳۸۷	۲۵/۰	۲۵/۳	۲۵/۵	۲۵/۱
۱۳۸۸	۱۰/۸	۱۰/۹	۱۱/۰	۱۱/۰
۱۳۸۹	۱۲/۳	۱۲/۷	۱۳/۰	۱۴/۲
۱۳۹۰	۲۰/۹	۲۱/۷	۲۲/۷	۲۷/۱
۱۳۹۱	۳۰/۳	۳۰/۰	۲۹/۵	۲۸/۱
۱۳۹۲	۳۴/۹	۳۴/۶	۳۴/۳	۳۳/۲
۱۳۹۳	۱۵/۴	۱۵/۲	۱۵/۰	۱۴/۷
۱۳۹۴	۱۱/۵	۱۱/۵	۱۱/۵	۱۱/۵

مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

ستون اول این جدول دوره زمانی و ستون‌های بعد نرخ تورم محاسبه شده با استفاده از تابع رفاه اتکینستون است. همان‌طور که بیان شد، به‌ازای پارامترهای بزرگتر سهم و اهمیت گروه‌های کم‌درآمد جامعه بیشتر شده و به‌ازای ε=۰ تابع رفاه اجتماعی نسبت به توزیع درآمد خنثی شده و نتایج محاسباتی نرخ تورم با اعداد آمارهای متداول یکسان می‌شود. بر اساس یافته‌های این بررسی در این دوره زمانی دو رفتار متفاوت قابل مشاهده است؛ به‌طوری که در سال‌های پیش از ۱۳۹۰ تغییرات نرخ قیمت‌ها در گروه‌های آسیب‌پذیر جامعه در مقایسه با گروه‌های ثروتمند، بیشتر است. رفتاری که در سال‌های بعد از ۱۳۹۰ قابل مشاهده نیست.

موضوع مرتبط دیگر با این تابع رفاه رویکرد مردم‌گرایانه نسبت به محاسبه شاخص بهای مصرف‌کننده در مقایسه با شاخص متداول است که از آن با عنوان شاخص ثروت‌گرا یاد می‌شود. همان‌طور که بیان شد، این شاخص به‌ازای پارامتر ε=1 برابر با شاخص مردم‌گرا است. بر این اساس، در جدول ۳، شکاف تورمی گزارش شده است.

جدول۳. شکاف تورم

سال	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴
شکاف	-۰/۴	-۰/۰۵	-۰/۳	-۰/۵	-۰/۲	-۰/۷	-۱/۸	۰/۸	۰/۶	۰/۴	۰/۰

مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، این شکاف در سال‌های اخیر تغییر علامت داده است. بنـابراین، مشهود است که شکاف در سال‌های پیش از ۱۳۹۰ منفی و پس از آن کمیتی نامنفی دارد.

ذکر این نکته ضروری است که در دوره زمـانی سـال پایـه ۱۳۹۰ شـاهد اجـرای قـانون هدفمنـدی یارانه‌ها در اقتصاد ایران هستیم. در راستای اجرای این سیاست، پرداخت‌های نقـدی بـه خانوارهـا بـه‌صـورت ماهانه انجام می‌شود. از نتایج این سیاست کاهش ضریب جینی و بهبود وضعیت توزیع درآمـد اسـت، کـه بـر اساس نتایج بررسی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران این کاهش برابر شش درصد است. گفتنی‌است کـه شاخص ζ که از آن در محاسبه نرخ تورم دمکراتیـک اسـتفاده مـی‌شـود نیـز از۷۵۱۳ /۰به ۰/۶۶۷۴کـاهش داشته است. نکته مهم دیگری که از دیدگاه سیاستگذاری قابل توجه بـوده، نـرخ کاهشـی در شـکاف تـورمی است که سرانجام به عدد صفر در سال ۱۳۹۴ رسیده است.

به منظور بررسی بیشتر این موضوع و تحلیل آن از منظری دیگر به بررسی نتایج تجزیه نـرخ تـورم و توجه به اجزای تشکیل‌دهنده آن پرداخته می‌شود. نتایج این بررسی در جدول ۴، گزارش شده است.

جدول ۴. کشش‌درآمدی و سهم هرگروه در تورم

گروه هزینه	کشش درآمدی *		سهم هر گروه هزینه در تورم **									
	۱۳۸۳	۱۳۹۰	۸۵	۸۶	۸۷	۸۸	۸۹	۹۰	۹۱	۹۲	۹۳	۹۴
۱۱	۰/۸۷	۰/۸۹	۳۱/۹	۳۴/۴	۳۵/۷	۲۸/۸	۴۰/۶	۳۸/۸	۴۰/۷	۳۷/۱	۱۸/۹	۲۶/۷
۱۲	۰/۶۳	۰/۶۲	۰/۴	۰/۶۰	۰/۳۸	۱/۳	۰/۱	۰/۱۵	۰/۹۴	۰/۶۵	-۰/۲	-۰/۱۱
۱۳	۱/۰۶	۱/۱۳	۴/۳	۴/۶	۴/۷	۵/۲	۵/۱	۵/۵۶	۸/۰۷	۸/۱۵	۷/۶۶	۵/۷۸
۱۴	۰/۸۷	۰/۸۹	۳۲/۷	۳۳/۷	۳۳/۰	۳۴/۹	۱۸/۲	۲۵/۲	۱۳/۷	۱۶/۱	۲۶/۶	۲۵/۸
۱۵	۱/۱۰	۱/۲۶	۶/۲	۵/۶	۵/۹	۲/۵	۳/۴	۴/۸۸	۸/۶۸	۹/۱۷	۴/۶۶	۳/۱۳
۱۶	۱/۰۴	۱/۰۷	۶/۹	۵/۵	۵/۵	۱۰/۳	۱۰/۱	۵/۳۶	۵/۶۹	۷/۴۴	۱۴/۱	۱۵/۷
۱۷	۱/۷۰	۱/۳۹	۶/۲	۷/۷	۷/۰	۵/۲	۱۰/۸	۱۱/۹	۹/۳۹	۹/۵۱	۱۴/۸	۹/۵۸
۱۸	۱/۰۱	۰/۹۴	-۰/۱	۰/۰	-۰/۰۱	۰/۰۳	-۰/۰۱	۰/۰۵	۰/۵۵	۰/۳۸	۱/۰۲	۰/۴۲
۱۹	۱/۱۶	۱/۲۴	۱/۷	۱/۵	۱/۲۴	۲/۲	۲/۵	۱/۷۶	۳/۸۵	۳/۱۳	۴/۳۹	۴/۱۱
۲۰	۱/۳۶	۱/۲۲	۴/۰	۱/۹	۱/۴	۳/۲	۲/۴	۱/۴۹	۱/۰۴	۰/۷۱	۱/۳۴	۲/۲۰
۲۱	۱/۳۱	۱/۴۱	۱/۷	۱/۶	۲/۰	۲/۶	۲/۵	۱/۶۲	۲/۴۰	۲/۲۷	۲/۵۱	۲/۸۹
۲۲	۱/۰۱	۱/۰۹	۴/۱	۲/۹	۳/۱	۳/۸	۳/۴	۳/۳۶	۵/۰۴	۵/۴۰	۴/۲۳	۳/۸۸

مأخذ: * یافته‌های این پژوهش.

** بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

گروه‌های هزینه‌ای بالا بر مبنای طبقه‌بندی COICOP[1] بوده و به‌شرح زیر هستند:

گروه ۱۱: خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها،

گروه ۱۲: دخانیات،

گروه ۱۳: پوشاک و کفش،

گروه ۱۴: مسکن، آب، برق و گاز،

گروه ۱۵: اثاث و لوازم منزل،

گروه ۱۶: بهداشت و درمان،

گروه ۱۷: حمل و نقل،

گروه ۱۸: ارتباطات،

گروه ۱۹: تفریح و امور فرهنگی،

گروه ۲۰: تحصیل،

گروه ۲۱: رستوران و هتل،

گروه ۲۲: کالاها و خدمات متفرقه.

بر اساس یافته‌ها و محاسبات انجام شده در این جدول می‌توان ملاحظه کرد که تورم در گروه‌ها و اقلام ضروری در دوره پیش از سال ۱۳۹۰ به‌طور متوسط بیش از ۶۵ درصد از تورم را تشکیل می‌دهد؛ این در حالی است که این سهم برای دوره پس از سال ۱۳۹۰ به رقمی در حدود ۵۳ درصد رسیده است.

رویکرد دیگر در تحلیل تغییرات نابرابری در توزیع درآمد و تأثیر آن بر شاخص CPI، استفاده از تابع رفاه وابسته است که توسط کاکوانی پیشنهاد شده است. نتایج این بررسی به‌ازای پارامتر۳ و ۲ و۱ و۰=k در جدول ۵، ارائه شده است. گفتنی‌است که نتایج این رویکرد به ازای پارامتر ۰ =k برابر با شاخص متداول است.

1. The Classification of Individual Consumption by Purpose

جدول ۵. تورم سالانه بر اساس تابع رفاه کاکوانی

سال	پارامتر			
	k=0	k=1	K=2	k=3
۱۳۸۴	۱۰/۰	۱۰/۵	۱۰/۵	۱۰/۷
۱۳۸۵	۱۱/۷	۱۲/۳	۱۲/۳	۱۲/۶
۱۳۸۶	۱۸/۲	۱۸/۶	۱۸/۶	۱۸/۸
۱۳۸۷	۲۵/۰	۲۵/۷	۲۵/۷	۲۵/۸
۱۳۸۸	۱۰/۸	۱۱/۱	۱۱/۱	۱۱/۱
۱۳۸۹	۱۲/۳	۱۳/۰	۱۳/۰	۱۳/۴
۱۳۹۰	۲۰/۹	۲۲/۷	۲۲/۷	۲۴/۲
۱۳۹۱	۳۰/۳	۲۹/۵	۲۸/۹	۲۸/۵
۱۳۹۲	۳۴/۹	۳۴/۲	۳۳/۷	۳۳/۴
۱۳۹۳	۱۵/۴	۱۴/۹	۱۴/۷	۱۴/۷
۱۳۹۴	۱۱/۵	۱۱/۵	۱۱/۵	۱۱/۵

مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، نتایج به‌دست آمده نشان‌دهنده تغییر جهت نرخ‌های تورم محاسبه شده است، که این مشابه نتایج تابع رفاه اتکینستون است.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

نرخ تورم و توزیع درآمد دو موضوع با اهمیت در اقتصاد کشور هستند. این دو متغیر بر روی یکدیگر مؤثر بوده و می‌توانند تأثیرات نامطلوب یکدیگر را تشدید نمایند. بدیهی است مطالعه در خصوص شناسایی ارتباط بین این متغیرها می‌تواند در ارائه راهکارها و سیاستگذاری‌های اقتصادی با اهمیت باشد. این موضوع مبحثی است که در این مقاله به آن پرداخته شد. بر این اساس با مروری بر مطالعات و تجربیات درباره ارتباط بین توزیع درآمد و نرخ تورم، با استفاده از توابع رفاه اجتماعی نرخ تورم در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۹۴-۱۳۸۳ محاسبه شد. در این دوره در محاسبات نرخ تورم دو سال پایه ۱۰۰=۱۳۸۳ و ۱۰۰=۱۳۹۰ مشاهده می‌شود؛ این به‌معنای دو سبد متفاوت از اقلام مصرفی و ضرایب اهمیت آنها بوده

که مورد استفاده خانوارها هستند. در این خصوص این نکته قابل ذکر است که اقتصاد ایران در این دوره شاهد اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها بوده که در واقع پرداخت‌های نقدی ماهانه به خانوارها صورت می‌گیرد. بر اساس بررسی‌های انجام شده در بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در سال ۱۳۹۰ کاهش در شاخص ضریب جینی مشاهده می‌شود. بدیهی است این کاهش به معنای بهبود در توزیع درآمدها است. گفتنی‌است که موضوع بهبود در توزیع درآمد در این مقطع زمانی در شاخص نابرابری ζ که از آن در محاسبه نرخ تورم دمکراتیک استفاده می‌شود، نیز قابل مشاهده است. بر اساس نتایج به‌دست آمده می‌توان پذیرفت که نرخ تورم از نابرابری در توزیع درآمدها متأثر است، به‌طوری که افزایش بهای کالاها و خدمات مصرفی در دوره پیش از سال ۱۳۹۰ موجب فشار بیشتری بر اقشار کم‌درآمد جامعه شده است. به بیان دیگر، این موضوع حاکی از فشار تورمی بیشتر بر اقشار کم درآمد و آسیب‌پذیرجامعه در این دوره زمانی است؛ این در حالی است که این روند در دوره پس از سال ۱۳۹۰ مشاهده نمی‌شود. این مطلب می‌تواند ناشی از کاهش در شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد و تأثیر آن بر ضرایب اهمیت سبد سال پایه ۱۳۹۰ و نیز کاهش سهم گروه‌ها و اقلام کم کشش و ضروری در نرخ تورم دانست. در این زمینه، این نکته قابل ذکر است که نرخ شکاف تورم در این دوره هر چند نامنفی است، اما با روندی نزولی به سمت صفر میل کرده، که این مطلب می‌تواند از منظر سیاستگذاری محل تأمل باشد. در این زمینه و به‌منظور ارتقا و غنای بیشتر در محاسبات نرخ تورم، اجرای رویکردی پارامتریک به‌عنوان ابزاری در جهت رهگیری تأثیر متقابل شکاف درآمدی، در کنار محاسبات رسمی توصیه می‌شود. در واقع، انجام و اجرای این رویکرد، نشأت گرفته از نگرشی غیرخنثی نسبت به توزیع درآمد در محاسبه نرخ تورم است که بستری مناسب و گسترده‌ای را به‌منظور رهگیری و ارزیابی شرایط اقتصادی و سیاست‌های اعمال شده، فراهم می‌آورد. افزون بر این، صرف نظر از کمیت نرخ تورم که خود شاخصی بسیار با اهمیت است، توجه به اجزای تشکیل‌دهنده نرخ تورم از منظر سیاستگذاری و تحلیل پی‌آمدهای آن نیز مهم است. در این خصوص، بدیهی است که تلاش دولت در جهت بهبود و کنترل بهای اقلام ضروری و توجه به شکاف تورمی با حمایت از گروه‌های آسیب‌پذیر جامعه، عامل مؤثری در جهت بهبود و ترمیم شکاف درآمدی و ارتقای عدالت اجتماعی محسوب می‌شود.

منابع

- ابونوری، اسماعیل و تاجدین، علی. (۱۳۸۳). برآورد اثر تورم بر نابرابری در توزیع هزینه ایران با استفاده از روش ناپارامتریکی. تحقیقات اقتصادی. صص ۱۸۴-۱۶۵
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. گزارش سالانه بودجه خانوار. ۱۳۹۴-۱۳۸۳.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.گزارش ماهانه شاخص بهای مصرف‌کننده. ۱۳۹۴-۱۳۸۳.
- شاکری، عباس؛ جهانگرد، اسفندیار و اقلامی، سمیه. (۱۳۹۲). اثر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد در ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار). شماره ۴. صص۵۳-۳۷.
- شهید اول، مجید .(۱۳۸۲). ارزیابی و بررسی تورم و نابرابری درآمد در ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه تهران.
- عسگری، علی. (۱۳۷۰). نظری اجمالی بر تورم و توزیع درآمد در کشور. ماهنامه بررسی‌های بازرگانی. شماره ۵۱.
- کفایی، سید محمد علی و درستکار، عزت اله. (۱۳۸۶). تأثیر آموزش رسمی بر توزیع درآمد ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. شماره۳۰. صص ۷۶-۵۳.
- کمیجانی، اکبر و غیاثوند، ابوالفضل .(۱۳۸۸). بررسی شکاف تورمی میان خانوارهای مناطق شهری ایران. مجله تحقیقات اقتصادی. شماره۴۴. صص۱۹۱-۱۶۵.
- کمیجانی، اکبر و محمد زاده، فریدون. (۱۳۹۳). تأثیر تورم بر توزیع درآمد و عملکرد سیاست‌های جبرانی. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی. شماره ۶۹ . صص ۲۴-۵.
- محمدی، تیمور؛ شاکری، عباس؛ میلانی، مهنوش و شهابی، علی. (۱۳۹۴). بررسی اثر تغییر قیمت‌ها بر توزیع درآمد و رفاه در مناطق شهری. فصلنامه مدلسازی اقتصادی. شماره ۱. صص ۴۲-۲۵.
- نظری،روح‌اله و مظاهری، لیلا. (۱۳۹۰). ارتباط تورم و توزیع درآمد در ایران. فصلنامه اقتصاد سیاسی. شماره ۲۸۴.

– مهربانی، وحید. (۱۳۸۹). تأثیرپذیری طبقات اجتماعی از تورم در ایران. مجله تحقیقات اقتصادی. شماره ۹۰. صص ۲۲۷-۲۰۷.

-Arrar,A and Duclos,J. (2007). Poverty and Inequality Component: a Micro Framework. cahier de recherché.CIRPEE

- Atkinson,A. (1970). On the Measurement of Inequality. Journal of Economic Theory 2. PP 244-263.

- Bulir,A .(2001). The Impact of Macroeconomic Policies on the Distribution of Income. Annuals of Public and Cooperative Economics. Vol 72. No2. PP. 253-270.

- Bulir,A. (2001). Income Inequality: Does Inflation Matter?. IMF Working Paper. Vol 48. No 1.

- Cowell,F. (2011). Measuring Inequality. OXFORD University Press. New York

- Creedy, J and van de Ven, J. (1997). The Distributional Effects of Inflation in Australia 1980- 1995. The Australian Economic Review, 30(2): PP.125-43.

-Crossly,Thomas and Pendakur,Krishna. (2006). The Social Cost of Living Welfare Foundations and Estimation. IFS.WP06/10.

-Deuton, A .(1998). Getting Prices Right: What Should Be Done? Journal of Economic Perspectives. No 12. PP. 37-76.

-Fisher,M. (2005). Price Index Aggregation: Plutocratic Weights ,Democratic Weights and Value Judgements. Annales d'Économie et de Statistique. No. 79/80. PP. 749-757.

-Gupta,K. (2002). Fundamentals of Applied Statistics. Sultan Chand. New Delhi

-Izquierdo, M and Ley,E and Castillo, J. (2003). The Plutocratic Gap in CPI:Evidence from Spain.IMF.Vo, l50.

-Kakwani,N. (1980a). Income Inequality and Poverty: Methods of Estimation and Policy Applications. OXFORD University Press. New York.

- Kakwani,N .(1980). On a Class of Poverty Measures. Econometrica. No 48. PP. 437-46.

- Ley, Edvardo. (2005). Whose Inflation? A Characterization of the CPI Plutocratic Gap. Oxford Economic Papers. Vo, l57. PP. 634.

-Liberati,Paolo. (2012). Democratic, Plutocratic and Social Weight in Price Index. Theoretical Economics Letters. PP. 450-454.

-Kokoski, M. (2003). Alternative Consumer Price Index: Plutocratic and Democratic Approaches. BLS.370.

-Muellbauer, J. (1974). Recent UK Experience of Price and Inequality: An Application of Cost of Living and Real Income Indeces. Economic Journal. No 84. PP. 32-55.

- Oklin, I and Yitzhaki, S.(1992). Gini Regression Analysis. International Statistical Review. 66(2). PP. 185-196.

- Prais,S .(1658). Whose Cost of Living?. Review of Economic Studies.No 26. PP. 126-134.

- Sarel, Michael .(1997). How Macroeconomic Factors Affect Income Distribution: The Cross-country Evidence. IMF Working Paper .WP/97/152.

-Schultz, Paul. (1969). Secular Terends and Cyclical Behavior of Income Distribution in United State: 1944-1965. NBER. PP. 75-106.

-Sen. (1974). International Buses of Alternative Welfare Approaches: Aggregation and Income Distribution. Journal of Public Economics. No 4. PP. 387-403.

-Son, H. and Kakwani, N. (2006). Measuring the Impact of Prices on Inequality: with Application to Thailand and Korea. The Journal of Economic Inequality. Agust 2006. Vo, l4. PP. 181-207.