فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال نهم، شماره ۱ «پیاپی ۲۹»، بهار ۱۳۹٤، صفحات ٤۲-۲۵)

بررسی اثر تغییر قیمت‌ها بر توزیع درآمد و رفاه در مناطق شهری[۱]

تیمور محمدی،[*] عباس شاکری،[**] مهنوش عبداله میلانی،[+] علی شهابی[×]

تاریخ دریافت: ۹۳/۱۰/۲۳ تاریخ پذیرش: ۹٤/۰۲/۰۸

چکیده

هدف مقاله حاضر بررسی تاثیر تغییر قیمت‌ها بر توزیع درآمد و رفاه اجتماعی در مناطق شهری ایران طی دوره ۹۰-۱۳۷۰ است. بنابراین ضرایب انگل در سیستم مخارج خطی با استفاده از داده‌های بودجه خانوارهای شهری و تکنیک اقتصادسنجی سیستم معادلات به ظاهر نامرتبط برآورد می‌گردد. با استفاده از تخمین‌های قبل، شاخص درآمد معادل برای ۱۰ دهک هزینه‌ای محاسبه شده و بر اساس آن کمیت نابرابری و شاخص رفاه اجتماعی اتکینسون، محاسبه می‌شود. نتایج نشان می‌دهد نابرابری درآمد در بین دهک‌های هزینه‌ای خانوارهای شهری طی دوره‌هایی که اقتصاد تورم بالایی داشته، بیشتر شده است. در حالی که رفاه اجتماعی خانوارهای شهری روند افزایشی داشته است و در دوره‌های تورمی نرخ رشد آن کمتر بوده است. به علاوه نتایج نشان می‌دهد که بخش قابل توجهی از تغییرات رفاه اجتماعی ناشی از تغییرات رفاه خصوصی خانوارهاست.

طبقه‌بندی JEL: D31, D63, E31

واژگان کلیدی: توزیع درآمد، رفاه اجتماعی، کمیت نابرابری اتکینسون، تورم.

---

[۱] مقاله حاضر از پایان‌نامه دکتری علی شهابی با عنوان "بررسی اثر تغییر قیمت‌ها بر توزیع درآمد و رفاه اجتماعی" به راهنمایی دکتر تیمور محمدی در دانشکده اقتصاد علامه طباطبایی استخراج شده است.

[*] دانشیار اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، پست الکترونیکی: mohmmdi@atu.ac.ir

[**] استاد اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، پست الکترونیکی: shakeri@atu.ac.ir

[+] استادیار اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، پست الکترونیکی: milani@atu.ac.ir

[×] دانشجوی دکتری اقتصاد (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: ali_shahabi78@yahoo.com

Archive of SID

www.SID.ir

۱. مقدمه

طی بیست سال گذشته مجموعه‌ای از سیاست‌های اقتصادی در اقتصاد ایران به اجرا گذاشته شده که بدون تردید توزیع درآمد بین گروه‌های مختلف جمعیتی و درآمدی و در نهایت رفاه اجتماعی را تحت تاثیر قرار داده است. با توجه به این که بهبود توزیع درآمد و سطح رفاه جامعه تقریباً در تمام برنامه‌های توسعه اقتصادی و هم‌چنین سیاست‌های اقتصادی دولت مورد تاکید قرار گرفته و سطح قیمت‌ها نیز تحت تاثیر اجرای این سیاست‌ها هر ساله با تغییرات مثبت همراه بوده است، بررسی این موضوع که تغییرات قیمت‌های نسبی چه تاثیری بر توزیع درآمد و رفاه اجتماعی داشته از اهمیت خاصی برخوردار است. این مقاله سعی دارد با استفاده از مبانی اقتصاد خرد و بر اساس شاخص نابرابری اتکینسون تاثیر تغییر قیمت‌ها بر توزیع درآمد را به شکل پارامتریک بررسی نماید. هم‌چنین به این سوال پاسخ داده خواهد شد که چه میزان از تحولات رفاه اجتماعی ناشی از تغییر رفاه خصوصی خانوار و منتسب به تغییر قیمت‌هاست و چه میزان ناشی از تغییرات نابرابری است. براین اساس مقاله حاضر به صورت زیر سازمان‌دهی شده است. در قسمت دوم، مبانی نظری کمیت نابرابری و شاخص رفاه اجتماعی بر پایه تابع رفاه اجتماعی اتکینسون، بحث می‌شود. علاوه بر مرور مبانی نظری، مطالعات تجربی که در این خصوص انجام گرفته به طور مختصر بحث می‌شود. در بخش سوم داده‌های مورد استفاده در تحقیق و استراتژی تخمین بحث می‌شود. در قسمت چهارم نتایج برآوردهای انجام گرفته و روند شاخص‌های نابرابری و رفاه اجتماعی محاسبه شده، تجزیه و تحلیل می‌شود. و در قسمت پایانی جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارایه می‌شود.

۲. ادبیات موضوع

پیگو(۱۹۱۲) و دالتون (۱۹۲۰) در چارچوب مطلوبیت‌گرایی بیان می‌کنند که می‌توان نابرابری درآمد را به صورت فاصله بین توزیع موجود و توزیع برابر اندازه‌گیری کرد. این رویکرد در دهه ۱۹٦۰ در یک چارچوب کلی‌تر توسط کلم(۱۹٦۹) و اتکینسون[1] (۱۹۷۰) بسط داده شد. (اتکینسون، ۱۹۹۹)

[1] Antony B. Atkinson

Archive of SID

www.SID.ir

تحلیل توزیع درآمد و نابربری بر اساس دو دسته شاخص‌های اثباتی[1] و هنجاری[2] انجام می‌گیرد که شاخص‌های هنجاری قضاوت‌های ارزشی را به عنوان یک پارامتر در خود دارند و معمولا مبتنی بر یک تابع رفاه اجتماعی هستند. در تحلیل نابرابری با استفاده از شاخص‌های هنجاری در یک حالت کلی فرض می‌شود قیمت‌ها تغییری ندارند و سطح رفاه اجتماعی برحسب درآمدهای پولی فرد $y_i \quad i=1,\ldots,n$ تفسیر می‌شود. می‌توان فرم فردی تابع رفاه اجتماعی را در نظر گرفت،

$$W = G(U_1(y_1),\ldots,U_n(y_n)) \qquad (۱)$$

به شکلی دیگر می توان تابعی که توسط سن(۱۹۷٤) مورد بررسی قرار گرفته را در نظر گرفت.

$$W = F(y_1,\ldots y_n) \qquad (۲)$$

از یک نظر رابطه (۲) در مقایسه با رابطه (۱) محدودکننده تر است، چون اولی با فرض اکیدا شبه مقعر بودن دلالت بر آن دارد که برابری برحسب درآمد، روش بهینه توزیع یک کل ثابت است در حالی که در دومی مطلوبیت یک فرد می‌تواند به درآمد دیگران نیز وابسته باشد. اتکینسون (۱۹۷۰) گروهی از کمیت‌های نابرابری را معرفی نمود که در بر دارنده قضاوت‌های ارزشی جامعه در ارتباط با نابرابری (پارامتر اجتناب از نابرابری) است. (موئلبائر[3]، ۱۹۷٤)

مادن[4] (۱۹۹۵) از نوعی تابع رفاه اجتماعی اتکینسون برای تحلیل تاثیر تغییر قیمت‌ها بر نابرابری و رفاه اجتماعی به صورت زیر استفاده می‌نماید،

$$W = \frac{1}{H}\sum_h \frac{\left(v^h\right)^{(1-e)}}{1-e} \qquad (۳)$$

که در رابطه بالا H تعداد خانوارها و e پارامتر اجتناب از نابرابری[5] است که نشان می‌دهد انتقال درآمد از یک فرد ثروتمند به یک فرد فقیر رفاه اجتماعی را تا چه میزان تغییر خواهد داد. بدون در نظر گرفتن پارامتر اجتناب از نابرابری فرض می کنیم که مطلوبیت برای هر خانوار معادل مصرف

[1] Positive
[2] Normative
[3] Muellbauer
[4] Madden
[5] Inequality Aversion

Archive of SID

www.SID.ir

آن خانوار است، $v^h = c^h$. لحاظ کردن پارامتر اجتناب از نابرابری بدان معناست که یک تغییر در v^h یا c^h به صورت زیر، رفاه اجتماعی را تحت تاثیر قرار می‌دهد:

$$\theta^h = \frac{\partial W}{\partial c^h} = \frac{1}{H}(c^h)^{-e} \qquad (٤)$$

در نهایت کمیت نابرابری اتکینسون به صورت رابطه زیر خواهد بود،

$$A(e) = 1 - \left[\frac{\left(\frac{1}{H}\right)\sum \left(y_e^h\right)^{(1-e)}}{\bar{y}_e} \right]^{1/(1-e)} = 1 - \left[\frac{y_{ede}}{\bar{y}_e} \right] \qquad (٥)$$

فرض می‌شود $y^h = c^h = v^h$ یعنی اینکه درآمد کل خانوار با مخارج کل برابر است. این فرض با تابع رفاه اجتماعی ترکیب می‌شود و تابع رفاه اجتماعی W مبتنی بر درآمد معادل به صورت زیر به دست می‌آید:

$$W = \frac{1}{H}\sum_h \frac{\left(y_e^h\right)^{(1-e)}}{1-e} = \frac{(y_{ede})^{(1-e)}}{1-e} \qquad (٦)$$

در رابطه بالا، $y_{ede} = \bar{y}_e(1-A(e))$ و $\bar{y}_e$ به ترتیب درآمد معادل یکسان توزیع شده[1] و میانگین درآمد معادل است و $A(e)$ کمیت نابرابری اتکینسون است. y_{ede} معادل ارزشی است که اگر به صورت یکسان بین افراد جامعه توزیع شود، سطح رفاه اجتماعی به میزان سطح رفاه اجتماعی توزیع موجود ایجاد می نماید. در عمل محاسبه کمیت نابرابری به دو شکل پارامتری و ناپارامتری انجام می‌گیرد که نوع پارامتری آن مبتنی بر محاسبه شاخص ها و کمیت های رفاهی است. (لافری و ادونوقو،[2] ۲۰۱۲)

در غالب مطالعات انجام گرفته، از جمله کریدی[3] (۱۹۹۸)، کریدی و ون دی ون[4] (۱۹۹۷)، کریدی و اسلیمن[5](۲۰۰٦)، کمیت نابرابری و شاخص رفاه اجتماعی اتکینسون از طریق

[1] Equally Distributed Equivalent Income
[2] Loughrey and O'Donoghue
[3] John Creedy
[4] John Creedy and Justin Van De Ven
[5] John Creedy and Catherine Sleeman

Archive of SID

www.SID.ir

شاخص‌های رفاهی به دست آمده از سیستم مخارج خطی محاسبه شده است. در استخراج توابع تقاضا و کشش‌های گروه‌های کالایی فرض می‌شود که سیستم مخارج خطی دارای تابع مطلوبیت جمع‌پذیر از نوع استون گری[1] به صورت رابطه زیر است،

$$U = \sum_i \beta_i \log(x_i - \gamma_i) \qquad (۷)$$

که در رابطه بالا x_i مصرف کالای iام و γ_i مصرف حداقل معیشت را نشان می‌دهد و شرایط $x_i > \gamma_i$ و $0 \le \beta_i \le 1$ برقرار است. پارامترهای β_i هم نرمالایز می‌شوند به گونه‌ای که قید $\sum_i \beta_i = 1$ نیز تحمیل می‌شود. حداکثرسازی مطلوبیت با توجه به قید $\sum_i p_i x_i = y$ تابع مخارج خطی برای هر گروه کالای i را به صورت زیر نتیجه می‌دهد،

$$p_i x_i = p_i \gamma_i + \beta_i \left(y - \sum_j p_j \gamma_j \right) \qquad (۸)$$

(کریدی و جاستین ون دی ون، ۱۹۹۷)

در روابط (۵) و (٦) که به ترتیب کمیت نابرابری و شاخص رفاه اجتماعی اتکینسون را تعریف می‌کنند، مفهوم درآمد معادل و درآمد معادل یکسان توزیع شده معرفی شده و استخراج این دو نیازمند استفاده از تابع هزینه یا مخارج است. کینگ[2] (۱۹۸۱) درآمد معادل را به صورت مقدار درآمد، y_e، تعریف می‌کند که در یک مجموعه قیمت‌های مرجع، p_r، همان مطلوبیت سطح درآمد فعلی را می‌دهد. درآمد معادل y_e برحسب تابع مطلوبیت غیرمستقیم به شکل کلی رابطه زیر تعریف می‌شود،

$$y_e = F(p_r, p, y) \qquad (۹)$$

در رابطه بالا F به عنوان تابع درآمد معادل شناخته می‌شود و تابع یاد شده برای سیستم مخارج خطی با استفاده از روابط (۸) و (۹) به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$y_e = \sum_i p_i \gamma_i + \left\{ \prod_i \left(\frac{p_{ri}}{p_i} \right)^{\beta_i} \right\} \left\{ y - \sum_j p_j \gamma_j \right\} \qquad (۱۰)$$

[1] Stone - Geary
[2] King

Archive of SID

www.SID.ir

می‌توان تاثیر رفاهی تغییر در قیمت‌ها و درآمد را برحسب تغییری در درآمد معادل از y_{0e} به y_{1e} که مانند قبل اندیس‌های صفر و یک به ترتیب به مقادیر قبل و بعد از تغییر قیمت اشاره دارند، اندازه‌گیری کرد.(لافری و اودونوقو،۲۰۱۲)

مطالعات زیادی درخصوص تحلیل نابرابری و توزیع درآمد و تاثیر تغییرات قیمت بر آن صورت گرفته که در ادامه به برخی از آنها اشاره می‌شود.

نیوبری[1] (۱۹۹۵) برای اقتصاد اتریش و بریتانیا نشان می‌دهد که اثرات توزیعی تغییرات قیمت قابل اغماض است و در هر دو مورد تفاوت معناداری با صفر ندارد. کریدی و ون دی ون (۱۹۹۷) با برآورد سیستم مخارج خطی با داده های مخارج خانوارهای شهری استرالیا، اثرات رفاهی تغییرات قیمت را برای دوره ۹۵-۱۹۸۰ مورد بررسی قرار داده‌اند. این مطالعه بر اساس دو کمیت نابرابری ضریب جینی و شاخص اتکینسون نشان می‌دهد تغییرات قیمت‌ها در برخی سال‌ها بار سنگین‌تری بر دوش افراد فقیر دارد و در برخی سال ها افراد با درآمد بالاتر از تغییر قیمت‌ها متضرر می‌شوند. سون و کاکوانی[2] (۲۰۰۵) شاخص‌های اجتماعی هزینه زندگی را برای اقتصادهای تایلند و کره محاسبه می‌کنند و نشان می‌دهند تغییرات قیمت‌ها عموما تاثیر منفی بیشتری بر زندگی افراد فقیر داشته است. کریدی و اسلیمن (۲۰۰٦) اثرات رفاهی اعمال مالیات بر آلاینده ها را با به کارگیری شاخص رفاه اجتماعی اتکینسون در بین طیف‌های مختلف خانوارهای نیوزلند مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج نشان می‌دهد با مقدار اجتناب از نابرابری ۱/۲، درصد افزایش در نابرابری قبل و بعد از اعمال مالیات بر آلاینده‌ها اندک است. لافری و ادونوقو(۲۰۱۲) با برآورد سیستم مخارج خطی و محاسبه شاخص‌های درآمد معادل و شاخص اتکینسون تاثیر تغییرات قیمت در طی دوره ۱۹۹۹-۲۰۱۱ را در ایرلند مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد عمده تغییرات رفاه اجتماعی ناشی از تغییرات رفاهی خانوارها ناشی می‌شود.

ابونوری و مکلوقان،[3] (۲۰۰۳) فرمول میلانویچ[4] ۹٤ را تعدیل می‌نمایند و بر مبنای آن ضریب جینی را برای داده‌های گروه‌بندی شده مورد استفاده قرار می‌دهند. یافته‌های این مقاله نشان می‌دهد که در محاسبه ضریب جینی، فرمول میلانویچ ۹٤ و کمیتی که محققین در این مقاله ارایه کرده‌اند به ترتیب برای داده‌های گروه‌بندی نشده و گروه‌بندی شده روشی دقیق، کاربردی و ساده ارایه

[1] David M. Newbery
[2] Hyun H. Sonj and Nanak Kakwani
[3] Patrick McCloughan
[4] Milanovic

Archive of SID

www.SID.ir

می‌نماید. ابونوری، (۱۳۷٦) در مقاله‌ای به برآورد الگوی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در ایران با استفاده از اطلاعات سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۵۰ می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که در سال ۱۳٦۱ سطح نابرابری در بالاترین میزان و درسال ۱۳٦۹، در پایین‌ترین سطح در دوره مورد مطالعه بوده است.

ابونوری و تاجدین، (۱۳۸۳) به بررسی اثر تورم بر بیستک‌های مختلف و نابرابری توزیع هزینه در ایران برای سال‌های ۸۰-۱۳۵۰ به صورت ناپارامتریک می‌پردازند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد تغییر نسبی قیمت‌ها در مناطق شهری تا سال ۱۳۵۹ موجب کاهش نابرابری شده و از سال ۱۳٦۰ به بعد نابرابری را در مناطق شهری افزایش داده است. کفایی و نصیری (۱۳۸۹) با استفاده از داده‌های بودجه خانوار مرکز آمار ایران دو شاخص نابرابری ضریب جینی تک پارامتری و اتکینسون-جینی را برای خانوارهای شهری و روستایی در دوره ۸٦-۱۳۷٦ محاسبه کرده‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد شدت نابرابری درآمد خانوارهای روستایی بیشتر از خانوارهای شهری است و با لحاظ کردن بعد خانوار شدت نابرابری هر فرد روستایی از فرد شهری کمتر بوده است و تا سال ۱۳۸۲ از شدت نابرابری کاسته شده و تا سال ۱۳۸۵ نابرابری افزایش یافته است. عبادی و همکاران (۱۳۹۰) در ارزیابی تغییرات رفاه در ایران بر اساس تابع رفاه پارتویی سن و تابع رفاه تعمیم‌یافته سن نشان می‌دهند رفاه اجتماعی در ایران طی دوره‌های ۱۳۸۱-۱۳۸٦، ۱۳۷٦-۱۳۸۰ و ۱۳۷۱-۱۳۷۵ نسبت به دوره ۱۳۵۰-۱۳۵۵ به ترتیب ٤/۹، ۳/۱ و ۲/۷ درصد افزایش داشته است.

۳. روش‌شناسی

در برآوردها و محاسبات انجام گرفته در این مقاله از داده‌های آمار بودجه خانوارهای شهری برای دوره ۹۰-۱۳۷۰ استفاده شده است. جمع‌آوری آمار و اطلاعات هزینه و درآمد خانوارها تا سال ۱۳۸۳ بر اساس سیستم کدگذاری هماهنگ "طبقه‌بندی محوری محصولات"[1] صورت گرفته و از این سال به بعد بر اساس "طبقه‌بندی مصرف فردی بر حسب هدف"[2] گردآوری شده است. به منظور برخورداری از یک مجموعه داده با تواتر مناسب جهت تخمین‌های اقتصادسنجی، داده‌های مربوط به دوره زمانی قبل از سال ۱۳۸۳ با انطباق کدهای کالاها در دو طبقه‌بندی، تا سطح ۱۲ گروه کالایی تفکیک شده است. تخمین و محاسبه پارامترهای مورد نظر در مطالعه حاضر در دو

[1] Central Product Classification (CPC)
[2] Classification of Individual Consumption According to Purpose (COICOP)

Archive of SID

www.SID.ir

مرحله انجام می‌گیرد. ابتدا پارامترهای حداقل معیشت برآورد می‌شود، سپس سیستم مخارج خطی ارایه شده به شکل رابطه (۸) برآورد می‌گردد. با استفاده از برآوردهای دو قسمت قبل، درآمد معادل و شاخص رفاه اجتماعی و کمیت نابرابری اتکینسون محاسبه می‌گردد.

تخمین سیستم مخارج خطی در عمل آسان نیست چون مقادیر حداقل معیشت، γ_i، متغیرهای مشاهده نشده هستند و لازم است برآورد گردند. به علاوه کاربرد سیستم مخارج خطی در کارهای تجربی مورد نقد قرار دارد و این ایراد به این مدل‌ها وارد است که سهم‌های بودجه نهایی در این مدل‌ها ثابت فرض می‌شود. این نکته و عدم وجود انعطاف‌پذیری منحنی انگل در سیستم‌های تقاضایی که به طور معمول مورد استفاده قرار می‌گیرد، موجب شد ریمر و پاول[1](۱۹۹۲ و ۱۹۹٦) سیستم تقاضای جمع‌پذیر ضمنی[2] که در آن سهم‌های بودجه نهایی و در نتیجه کشش‌های انگل به صورت تابعی غیرخطی از مخارج هستند، را ارایه دهند. این سیستم تقاضا شکل تعمیم یافته سیستم مخارج خطی است و تا حدی ایرادات سیستم قبلی را بر طرف نموده است. هانوچ[3](۱۹۷۵) جمع پذیری ضمنی را با تابع مطلوبیت زیر تعریف می‌کند:

$$\sum_{i=1}^{n} U_i(x_i,u)=\sum_{i=1}^{n}\phi_i \ln\left(\frac{x_i-\gamma_i}{A.G(u)}\right)=1 \qquad (۱۱)$$

که در رابطه بالا $\{x_1,x_2,\ldots,x_n\}$ سبد مصرف، u سطح مطلوبیت، و U_i توابع درجه دو دارای مشتق دوم است که شروط تقعر را برآورده می‌نماید. این رابطه تفسیر سیستم مخارج خطی از γ را به عنوان سبد حداقل معیشت در خود دارد و تضمین می‌کند که وقتی سبد مصرفی $\{x\}$ در بازه (γ,∞) حرکت می‌کند، مطلوبیت به طور یک‌نواخت در فاصله $(-\infty,+\infty)$ تغییر یابد. با حداکثرسازی رابطه (۱۳) با توجه به قید $y=\sum_i p_i x_i$ تعریفی برای $\hat{x}_{ik}$ به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\hat{x}_{ik}=\gamma_i+\frac{\alpha_i+\beta_i G(u)}{1+G(u)}\left(M_k-P_k'\gamma\right)\quad \forall i,k \qquad (۱۲)$$

α_i و β_i در رابطه بالا پارامتر هستند و ادامه کار و تخمین پارامترهای مورد نظر مستلزم این است که برای $G(u)$ یک فرم تبعی در نظر گرفته شود که در کارهای اولیه ریمر و پاول(۱۹۹٦) و

[1] Maureen T. Rimmer and Alan A. Powell
[2] An Implicitly Additive Demand System(AIDADS)
[3] Hanoach

Archive of SID

www.SID.ir

کرنفیلد[1](۲۰۰۰) این رابطه به شکل $\exp(u)$ در نظر گرفته شده است. یکنواختی $G(u)$ همراه با مرزهایی که بر آن تحمیل می‌شود تضمین می‌کند که $\phi_i = \frac{\alpha_i + \beta_i \exp(u)}{1+\exp(u)}$ به صورت لجستیکی رفتار کند و همیشه در بازه $[\alpha_i, \beta_i]$ باقی بماند و این ایراد سیستم مخارج خطی و دیگر سیستم‌های تقاضا را برطرف می‌کند. در تخمین سیستم تقاضای جمع‌پذیر ضمنی از رویکرد ریمر و پاول (۱۹۹۲) و چارچوب حداکثر راست‌نمایی استفاده می‌شود و تابع لگاریتم راست‌نمایی به صورت زیر بیان می‌شود:

$$0.5\times\ln(|W|) \qquad (۱۳)$$

که در رابطه بالا W ماتریس واریانس-کواریانس و $w_{ij} = T^{-1}\sum_{k=1}^{T}\varepsilon_{ik}\varepsilon_{jk}$ جزء (i, j) ام این ماتریس است. ε_{ik} جمله خطا معادله iام در مشاهده kام است که به شکل رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$\varepsilon_{ik} = \frac{p_{ik}}{M_k}\left(\hat{x}_{ik} - x_{ik}\right) \quad \forall\ i,k \qquad (۱٤)$$

برای اندازه‌گیری[2] پارامترهای α_i و β_i، ماتریس جملات خطا با استفاده از روش تجزیه چولسکی به دو زیر ماتریس بالا مثلثی تجزیه می‌شود. تخمین‌های حداکثر راست‌نمایی α_i و β_i با اعمال قید روی پارامترهای مورد نظر به صورتی که قید $\sum_{i=1}^{n}\alpha_i = \sum_{i=1}^{n}\beta_i = 1$ برقرار باشد و نیز تعیین مقادیر اولیه[3] برای سطح مطلوبیت و پارامتر حداقل معیشت، به دست می‌آید.[4]

---

[1] John A. L. Cranfield et al.

[2] Calibration

[3] کران‌های مزبور معمولاً به صورت زیر تعریف می‌شوند و با توجه به داده‌های مختلف می‌تواند متفاوت باشند،

$$\alpha_i \in [0,0.8],\ \beta_i \in [0,0.8],\ \gamma_i \in [0,0.99\times\min_k\{x_{ik}\}],\ \hat{x}_{ik} \in [0.01,100],\ u_k \in [-12,30]$$

[4] برای مطالعه بیشتر در خصوص نحوه تخمین سیستم‌های تقاضای جمع‌پذیر ضمنی به John A. L. Cranfield et al (2000) مراجعه کنید.

Archive of SID

www.SID.ir

٤. برآوردها و تجزیه و تحلیل نتایج تجربی

بر اساس مقادیری که برای αو β به دست می‌آید می‌توان کالاها را به دو گروه تقسیم‌بندی کرد. گروه کالاهایی که برای آنها $\alpha \succ \beta$ است، جزء کالاهای ضروری محسوب می‌شوند و سهم‌های بودجه نهایی برای این گروه کالاها با افزایش مخارج کاهش می‌یابد و گروه دیگر، کالاهایی هستند سهم بودجه نهایی برای آنها با افزایش مخارج افزایش می‌یابد. (جیانوو هی و شانتونگ‌لی[1]، ۲۰۱۰)

نتایج تخمین نشان می‌دهد برای دهک‌های هزینه‌ای پایین عموماً $\alpha \prec \beta$ است و این بدان معناست که برای اغلب گروه‌های کالایی با افزایش مخارج خانوار، سهم بودجه آن گروه کالا افزایش خواهد یافت. در مورد گروه مواد خوراکی تقریبا برای همه دهک‌های هزینه‌ای مشاهده می‌شود $\alpha \prec \beta$ و همچنین برای گروه‌های مسکن، بهداشت و حمل و نقل هم تقریبا چنین الگویی در اغلب دهک‌های هزینه‌ای مشاهده می‌شود. در مورد دهک‌های هزینه‌ای هشتم، نهم و دهم برای عموم گروه‌های کالایی $\alpha \succ \beta$ است و این بدان معناست که با افزایش سطح درآمد، گروه‌های بیشتری از کالاها جنبه ضروری خواهد داشت. در این مرحله با استفاده از مقادیر برآورد شده برای پارامتر حداقل معیشت ضرایب انگل در سیستم مخارج خطی با استفاده از تکنیک رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط برآورد می‌شوند. نتایج برآورد ضرایب انگل برای ۱۲ گروه کالایی به تفکیک دهک‌های هزینه‌ای در جدول (۱) ارایه شده است.

چون تخمین‌های ضرایب انگل در جدول (۱) همگی مثبت هستند و روند کل مخارج سرانه و مخارج سرانه حداقل معیشت به گونه‌ای است که $(y - \sum_j p_j \gamma_j)$ بزرگتر از صفر است در نتیجه قیدهای منفی بودن کشش‌های خودقیمتی، مثبت بودن اثرات جایگزینی متقاطع برآورده شده است. به علاوه چون جمع مقدار برآورد شده برای ضریب انگل برابر ۱ است، در نتیجه قید جمع پذیری $\sum_i p_i x_i = y$ اعمال شده است. در مجموع می‌توان گفت سیستم مخارج خطی برآورد شده در این مطالعه شروط قاعده‌مندی تقاضا را برآورده می‌کند. (پلاک و ولز[2]، ۱۹۹۲)

[1] Jianwun He & Shantong Li
[2] Robert A. Pollak and Terence J. Wales

Archive of SID

www.SID.ir

جدول۱. نتایج تخمین ضرایب انگل به تفکیک گروه‌های کالایی

	۱	۲	۳	٤	٥	٦	۷	۸	۹	۱۰	کل
۱	۰/۱۵۹	۰/۱۹۲	۰/۱۷	۰/۱۸۱	۰/۱۳۳	۰/۱۰۷	۰/۱٤۱	۰/۱۲۲	۰/۱٤۳	۰/۱۱۲	۰/۱۱٥
۲	۰/۰۱٦	۰/۰۲۲	۰/۰۱۱	۰/۰۰۹	۰/۰۰٤	۰/۰۰٤	۰/۰۰٦	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰٤٦
۳	۰/۱۰۸	۰/۰۳۷	۰/۰۳۷	۰/۰۲٤	۰/۰۳۸	۰/۰۳٥	۰/۰٥٦	۰/۰٥۸	۰/۰٤۷	۰/۰٦	۰/۰٤۲٦
٤	۰/۲۷٦	۰/۱۹۱	۰/۲۳٥	۰/۲۲۹	۰/۱٦۱	۰/۲۳۲	۰/۱۲۹	۰/۱۹۱	۰/۲۱۸	۰/۱۱	۰/۲٦۱۹
٥	۰/۰٥٤	۰/۰٥۲	۰/۰٥	۰/۰۳٥	۰/۰۷۱	۰/۰٦٦	۰/۰۷٥	۰/۰۸۷	۰/۱۰۷	۰/۱۲۹	۰/۱۱٤۳
٦	۰/۰٦۸	۰/۰٥۱	۰/۰٤۹	۰/۰۷	۰/۱۰۱	۰/۰٤۸	۰/۰۹۲	۰/۰٦۳	۰/۰٦٦	۰/۰٥٥	۰/۰٤۹
۷	۰/۰۹۳	۰/۰۹۷	۰/۱۱۸	۰/۰٤۲	۰/۱۰۱	۰/۰۹۷	۰/۰۹٤	۰/۰٦۸	۰/۰۸٦	۰/۱٤٦	۰/۰۷۹
۸	۰/۰٤٥	۰/۰٦۸	۰/۰٦۷	۰/۰٦۸	۰/۰۷۱	۰/۰٦٤	۰/۰۷	۰/۰۹۲	۰/۰٥۸	۰/۰۸	۰/۰۳٥
۹	۰/۰۱۸	۰/۰۳۳	۰/۰۳٥	۰/۰۳۸	۰/۰٦۱	۰/۰٦۷	۰/۰۸۳	۰/۰۷	۰/۰٦٤	۰/۰٦۱	۰/۰۲۷
۱۰	۰/۰۲۳	۰/۰٤۱	۰/۰٤	۰/۰٥۸	۰/۰۱٦	۰/۰٥۷	۰/۰٤۳	۰/۰۸	۰/۰۳۱	۰/۰۷۲	۰/۰۲
۱۱	۰/۰۱۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۲۲	۰/۰۲٦	۰/۰۲۹	۰/۰۲۲	۰/۰۱٤	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۰٤
۱۲	۰/۱۲۹	۰/۲۱٤	۰/۱۸٦	۰/۲۲۳	۰/۲۱٦	۰/۱۹۳	۰/۱۸۸	۰/۱٥٥	۰/۱۷۱	۰/۱٦٥	۰/۲٤۸
منبع: یافته‌های تحقیق											

به منظور تحلیل اثرات رفاهی، کمیت درآمد معادل بر اساس رابطه (۱۳) و کمیت رفاهی تغییرات جبرانی برای تغییرات همزمان قیمت همه گروه‌های کالایی محاسبه شده که نسبت آن به مخارج کل سرانه به تفکیک دهک های هزینه‌ای در جدول (۲) ارایه شده است.

جدول ۲. نسبت تغییرات جبرانی به مخارج سرانه به تفکیک دهک‌های هزینه‌ای و کل خانوارها

	۱	۲	۳	٤	٥	٦	۷	۸	۹	۱۰	کل
۱۳۷۱	۱۹/۱	۱۹/۳	۱۷/۷	۱٦/٥	۱۷/۰	۱٦/۸	۱٦/٥	۱۸/٤	۱۷/۰	۱۳/۷	۱۹/۰
۱۳۷۲	۱٥/۳	۱۷/٤	۱٦/۱	۱٥/۷	۱٥/٥	۱٦/۲	۱٥/٦	۱٦/٦	۱٦/۲	۱۳/۷	۱۷/۱
۱۳۷۳	۲٤/۸	۲۷/٦	۲٥/۷	۲۳/٤	۲٥/۲	۲٥/٤	۲٤/۷	۲٤/۲	۲٤/۳	۲۰/۸	۲۰/٦
۱۳۷٤	۳۲/۹	۳٦/۳	۳۳/۷	۲۹/٥	۳٤/٤	۳٤/٤	۳٤/۳	۳۱/۹	۳۲/۷	۲٤/۸	۲۹/۱

Archive of SID

www.SID.ir

ادامه جدول ۲. نسبت تغییرات جبرانی به مخارج سرانه به تفکیک دهک‌های هزینه‌ای و کل خانوارها

	۱	۲	۳	٤	٥	٦	۷	۸	۹	۱۰	کل
۱۳۷٥	۱٦/٥	۱۷/۷	۱٦/٥	۱۸/۷	۱٦/٦	۱٦/٤	۱٦/٤	۱٦/۱	۱٦/۲	۱۰/۹	۱۸/۷
۱۳۷٦	۱٥/۱	۱٤/٤	۱۳/٦	۱٥/٦	۱٤/٤	۱٤/۲	۱٤/٦	۱٤/۲	۱٦/۱	۱۰/۷	۱٥/۹
۱۳۷۷	۱۷/۷	۱۷/۹	۱٦/۲	۱٤/۰	۱٤/۹	۱٤/۳	۱٤/۱	۱٥/۰	۱۳/۲	۹/۱	۱٤/۱
۱۳۷۸	۱٥/۲	۱٦/۰	۱۷/٤	۱۹/٦	۱٥/۰	۱٥/۲	۱۲/۸	۲۰/۱	۱۸/۸	۱۰/۹	۱٦/۲
۱۳۷۹	۱۱/۸	۸/۹	۹/۹	۱۲/۱	۱۰/۱	۱۰/۳	۱۰/۱	۹/۸	۱۰/۷	۸/۰	۱۱/۷
۱۳۸۰	۸/٥	۸/٦	۷/۹	۷/٤	۸/۹	۸/۱	۹/۸	۸/۱	۷/۸	٥/۷	۹/۷
۱۳۸۱	۱۲/۲	۱۲/٥	۱۱/٤	۱۰/۸	۱۰/۷	۱۰/۸	۱۰/٥	۱۱/۱	۱۰/٤	٦/٥	۱۱/٤
۱۳۸۲	۱۰/۳	۱۰/٦	۱۰/۰	۱۰/۳	۱۰/۳	۹/٥	۹/٦	۹/٦	۱۰/۱	٥/۸	۱۲/۲
۱۳۸۳	۱۱/۷	۱۱/۹	۱۱/۱	۱۰/۹	۱۰/٤	۱۰/۳	۱۰/۱	۱۰/٤	۱۰/۰	٦/٥	۱۱/٦
۱۳۸٤	۸/۹	۹/٦	۸/۸	۹/۳	۹/٥	۹/۰	۸/۸	۸/۷	۸/۷	٦/۰	۹/۳
۱۳۸٥	۱۱/۰	۱۱/۸	۱۰/٦	۱۱/۰	۱۱/٥	۱۰/۳	۱۰/۱	۱۰/۰	۹/۷	٦/۷	۱۰/٦
۱۳۸٦	۱٤/٦	۱٦/۸	۱٥/٦	۱٦/٤	۱٥/٤	۱٤/۳	۱٤/۲	۱٦/۲	۱٤/٤	۱۲/۲	۱۷/٤
۱۳۸۷	۲۰/۱	۲۰/۲	۱۸/۹	۱۹/٤	۲۲/٥	۲۰/٤	۲۰/٥	۱۸/۱	۲۰/۸	۱۱/۷	۱۷/۹
۱۳۸۸	۱۱/۲	۱۱/۸	۱۰/۸	۱۱/۸	۱۲/۰	۱۰/۸	۱۰/٦	۱۰/٦	۱۰/٥	۷/۱	۱۰/٦
۱۳۸۹	۱۱/۰	۱۲/۱	۱۱/۲	۱۰/٦	۱۱/٥	۱۰/۸	۱۰/٤	۹/۸	۹/٥	٦/٦	۸/۹
۱۳۹۰	۱۸/۹	۱۹/۷	۱۸/۷	۱۸/٦	۱۹/۱	۱۸/۰	۱۷/٦	۱٦/۷	۱۷/۲	۱۱/٦	۱٦/٥
متوسط	۱٥/۳	۱٦/۰	۱٥/۱	۱٥/۱	۱٥/۲	۱٤/۸	۱٤/٦	۱٤/۸	۱٤/۷	۱۰/٤	۱٤/۹

منبع: یافته‌های پژوهش

آمارهای ارایه شده در جدول (۲) را می‌توان به دو صورت مورد مقطعی و دوره‌ای مورد مقایسه قرار داد. در طول زمان مشاهده می‌شود، در سال‌هایی که تورم افزایش می‌یابد، افراد درون هر کدام از دهک‌های هزینه‌ای، لازم است سهم بالاتری از درآمد (هزینه) سرانه خود را جهت جبران قیمت‌ها هزینه نماید تا به سطح مطلوبیت قبل از تغییر قیمت‌ها دست یابند. مقایسه مقطعی این نسبت بین دهک‌های هزینه‌ای، اثر توزیعی تغییر قیمت‌ها را نشان می‌دهد. ملاحظه می‌شود دهک‌های هزینه‌ای پایین، در مقایسه با دهک بالای هزینه‌ای، در مواجهه با تغییر قیمت‌ها بایستی

Archive of SID

www.SID.ir

نسبت بالاتری از درآمد خود را جهت جبران تغییر قیمت‌ها برای رسیدن به سطح مطلوبیت قبل از تغییر قیمت هزینه نمایند.

به منظور تحلیل رفاه عمومی، از شاخص رفاه اجتماعی و کمیت نابرابری اتکینسون (۱۹۷۰) که در روابط (٦) و (۷) معرفی شدند به ازای دو مقدار حدی برای پارامتر اجتناب از نابرابری استفاده شده است. مقایسه شاخص‌ها و کمیت‌های مورد نظر نسبت به سال ۱۳۷۰ صورت گرفته است. بر اساس نتایج به دست آمده می‌توان گفت، در سال‌هایی که اقتصاد تورم بالایی تجربه می‌کند، کاهش قابل توجهی داشته کمیت نابرابری مقدار بالاتری دارد و شاخص رفاه اجتماعی و درآمد معادل کمترین مقدار است. نکته دیگر در خصوص سهم نابرابری و سهم رفاه خصوصی در رفاه کل این است که بخش اعظم تغییرات رفاه کل ناشی از تغییر رفاه فردی است که منبعث از تغییرات قیمتی است.

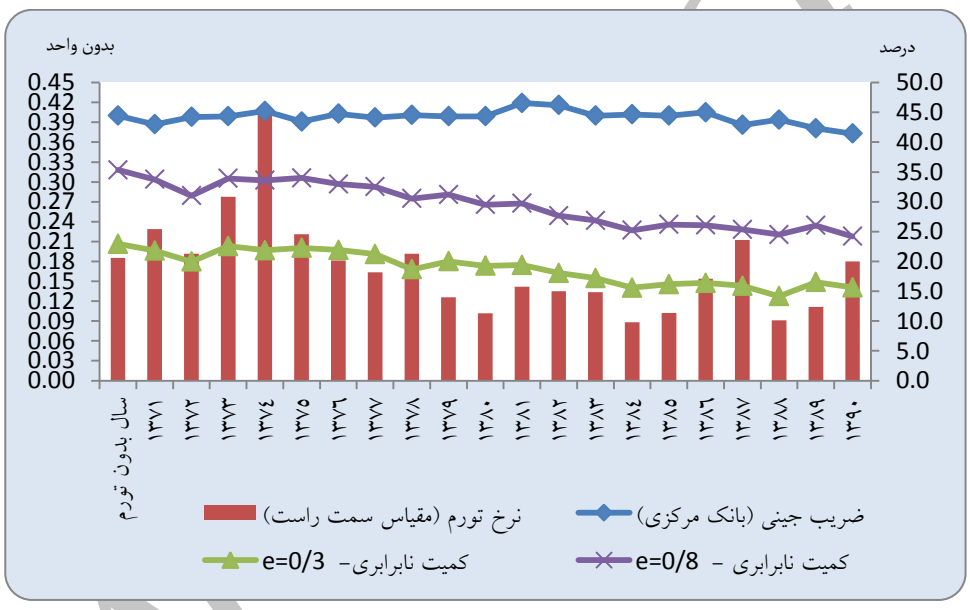
نمودار(۱) روند کمیت نابرابری اتکینسون را به ازای مقادیر در نظر گرفته شده برای پارامتر اجتناب از نابرابری، ضریب جینی و نرخ تورم بانک مرکزی را به تصویر کشیده است. طی سال‌های ۷۱-۱۳٦۸ که سیاست‌های تعدیل اقتصادی در کشور اجرا شد، نقدینگی در اقتصاد تقریبا به میزان ۱۰۰ درصد رشد کرد و در نتیجه شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی رشد قابل توجهی داشت، به استناد کمیت نابرابری اتکینسون محاسبه شده وضعیت نابرابری درآمد بدتر شده است. ملاحظه می‌شود کمیت نابرابری ضریب جینی از ۰/٤ در سال ۱۳۷۰ به ۰/٤۰۷ در سال ۱۳۷٤ رسیده و در سال ۱۳۷۵ نسبت به سال قبل از آن ۰/۰۱٦ واحد کاهش یافته است. مقدار محاسبه شده برای کمیت نابرابری اتکینسون برای مقادیر $e=0/3$ و $e=0/8$ به ترتیب از ۰/۲۰۸ و ۰/۳۲۲ در سال ۱۳۷۰ به ۰/۲۱۸ و ۰/۳۳٦ در سال ۱۳۷۵ رسید و کمیت نابرابری اتکینسون به ازای مقدار $e=0/8$ میزان نابرابری را به مقدار بیشتری نشان می‌دهد. به تبع پیگیری سیاست‌های تثبیت اقتصادی در برنامه دوم توسعه نابرابری تا حدی تقلیل یافته و در سال ۱۳۷۸ به ۰/۱۹٤ با مقدار ۰/۳ برای پارامتر اجتناب از نابرابری کاهش یافته است و تا سال ۱۳۸۰ تقریبا روند ثابتی داشته است. مجدد به دنبال اجرای سیاست یکسان سازی نرخ ارز و با تعدیل جزیی قیمت‌ها نابرابری اندکی افزایش یافته است و با کاهش سطح تورم مقدار کمیت نابرابری در سال ۱۳۸٤ با کنترل قیمتی که از ناحیه واردات صورت گرفت، کاهش یافته و به تبع تورم بالا در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸٦ مجدد افزایش یافت و با اجرای سیاست‌های کنترل نقدینگی در سال ۱۳۸۷ تورم مهار

Archive of SID

www.SID.ir

شـده و نـابرابری نیـز کـاهش یافتـه و در سـال ۱۳۸۸ بـه ۰/۱٤۷ کـاهش یافـت. بـا از سـرگیری سیاست‌های انبساطی و اجرای طرح هدف‌مندی یارانه‌ها از نیمه دوم سال ۱۳۸۹ مجدد تورم رو بـه افزایش نهاد و همزمان با افزایش تورم به ۲۰ درصد در سال ۱۳۹۰ کمیت نابرابری ازسال ۱۳۸۸ رو به افزایش نهاد و به ازای مقادیر $e=0/3$ و $e=0/8$ برای پارامتر اجتناب از نابرابری به‌ترتیب بـه ۰/۱۷۵ و ۰/۲۸۵ در سال ۱۳۸۹ رسید.

نمودار ۱. روند نرخ تورم و کمیت نابرابری اتکینسون برای مقادیر $e=0/3$ و $e=0/8$



منبع: یافته‌های پژوهش

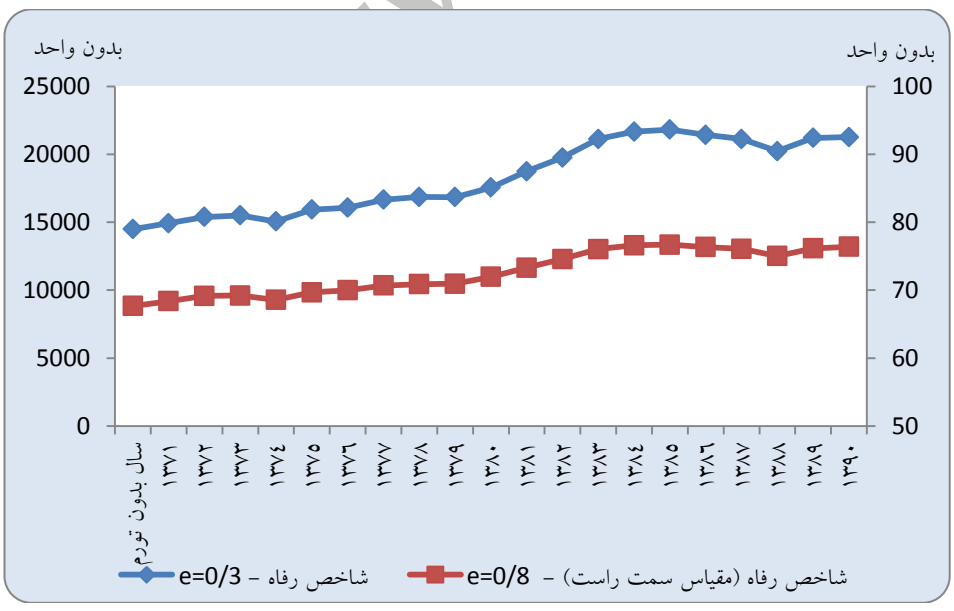
آمارهای تورم و ضریب جینی منتشر شده توسط بانک مرکزی حـاکی از آن اسـت، در دوره‌ای که اقتصاد با ثبات بوده و تورم پایینی را تجربه کرده است، نـابرابری در بـین دهـک‌هـای هزینـه‌ای افزایش یافته و با اجرای سیاست‌های انبساطی شدید که منجر به افزایش نرخ تورم تا ۲۰ درصد در سال ۱۳۸۷ شده، دو باره با کاهش شدید روبرو بوده و در سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ نابرابری باز هم کاهش یافته است. مقایسه روند کمیت نابرابری محاسبه شـده در مطالعـه حاضـر و ضـریب جینـی

www.SID.ir

بانک مرکزی حاکی از آن است که بانک مرکزی نابرابری اندازه گیری شده در دوره سیاست‌های تعدیل اقتصادی را کمتر از حد نشان می‌دهد در حالی که وقتی اقتصاد نرخ تورم پایینی را تجربه کرده، نابرابری درآمدی در بالاترین حد است. این موضوع تا حدی بر خلاف مطالعات انجام گرفته در خصوص ارتباط بین نابرابری و تورم است. کمیت نابرابری اتکینسون محاسبه شده نشان می‌دهد با کاهش تورم نابرابری نیز به طور ملایم کاهش می‌یابد.

مقدار تابع رفاه اجتماعی اتکینسون برحسب کمیت نابرابری اتکینسون و متوسط درآمد به صورت $W=\bar{y}(1-A)$ بیان می‌شود که به این ترتیب هر تغییری در نابرابری می‌تواند برحسب تابع رفاه اجتماعی تعریف شود. متناظر با مقادیری که برای کمیت نابرابری به ازای مقادیر انتخابی برای پارامتر اجتناب از نابرابری به دست آمده، مقدار تابع رفاه اجتماعی نیز محاسبه شده که روند آن در نمودار (۲) به تصویر کشیده شده است. مشاهده می‌شود طی سال‌هایی که اقتصاد تورم بالایی داشته رفاه اجتماعی نیز با سرعت کمتری رشد یافته است و طی سال‌های ۱۳۸۰- ۱۳۸٤ از یک روند نسبتا با ثبات برخوردار بوده است.

نمودار ۲. روند شاخص رفاه اجتماعی اتکینسون برای مقادیر $e=0/3$ و $e=0/8$



منبع: یافته‌های پژوهش

www.SID.ir

تجزیه کمیت نابرابری و شاخص رفاه اجتماعی اتکینسون[1] بر حسب سهمی که تغییرات رفاه خصوصی خانوار و حساسیت جامعه نسبت به نابرابری، نشان می‌دهد که عمده تحولات این دو شاخص، به طور کامل ناشی از تغییرات رفاه خصوصی خانوارهاست. بررسی سهم تغییرات قیمت در کمیت نابرابری و شاخص رفاه نشان می‌دهد عموما در همه سال‌ها تغییرات نابرابری و رفاه منتسب به تغییرات قیمت و تغییرات منتسب به نابرابری در جهت عکس حرکت کرده و سهم اصلی را تحولات ناشی از تغییر قیمت داشته است. همچنین هرچه پارامتر اجتناب از نابرابری بزرگتر باشد سهم تغییرات قیمت در تغییرات رفاه کمتر است و این به خاطر نرخ سریعتر کاهش مطلوبیت نهایی است که از طریق مقدار بالاتر پارامتر اجتناب از نابرابری اعمال می‌شود.

۵. نتایج

این مقاله تاثیر تغییر قیمت‌ها بر توزیع درآمد و رفاه اجتماعی را در بین خانوارهای شهری مورد بررسی قرار می‌دهد و تجزیه و تحلیل‌های توزیع درآمد و رفاه اجتماعی بر اساس شاخص معرفی شده توسط اتکینسون (۱۹۷۰) صورت می‌گیرد. تجزیه و تحلیل به صورت ایستای مقایسه‌ای و نسبت به سال ۱۳۷۰ به عنوان سال مبنا صورت می‌گیرد. یافته‌های مطالعه نشان می‌دهد در سال‌هایی که اقتصاد تورم بالاتری را تجربه کرده است نابرابری بیشتر بوده و شاخص رفاه اجتماعی با سرعت کمتری افزایش یافته است. در چارچوب اقتصاد ایران با توجه به نتایج به دست آمده می‌توان نتیجه‌گیری کرد که پیگیری سیاست‌های تعدیل و سیاست‌های اقتصادی که تورم بالا را به همراه دارد توزیع درآمد را نامتعادل‌تر می‌کند. یافته‌های مطالعه حاضر نشان می‌دهد تغییر قیمت‌ها گروه‌های کم درآمد را بیشتر تحت تاثیر قرار می‌دهد. به علاوه تاثیر تغییر قیمت‌ها از طریق تغییر رفاه خانوارها در مقایسه با اثرات قیمتی منتسب به نابرابری سهم بالاتری دارد. بر اساس نتایج به دست آمده توصیه می‌شود در اتخاذ سیاست‌های اقتصادی از جمله اعمال مالیات‌های غیرمستقیم و تغییر نرخ مالیات بر ارزش افزوده به آثار و تبعات رفاهی آن توجه کامل شود. با مقایسه روند ضریب جینی محاسبه و منتشر شده و کمیت نابرابری محاسبه شده در این مطالعه و این که همراهی تورم بالا و توزیع متعادل‌تر درآمد در بلندمدت در ادبیات موجود مشاهده نشده توصیه

[1] برای جزئیات بیشتر در خصوص نحوه تجزیه شاخص‌های نابرابری به کریدی (۲۰۱٤) مراجعه کنید.

Archive of SID

www.SID.ir

می‌شود در ارزیابی توزیع درآمد از شاخص‌های پارامتریک که تغییر قیمت‌ها را نسبت به یک سال پایه دربر دارد، استفاده شود.

منابع

- ابونوری، اسمعیل(١٣٧٦). اثر شاخص‌های کلان بر توزیع درآمد در ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، (٥١): ٣١-١.
- ابونوری، اسمعیل، تاجدین، علی(١٣٨٣). برآورد اثر تورم بر نابرابری در توزیع هزینه در ایران با استفاده از روش ناپارامتریکی(١٣٨٠-١٣٥٠). *مجله تحقیقات اقتصادی*، (٦٥): ١٨٤-١٦٥.
- عبادی جعفر، سایرین(١٣٩١). تغییرات رفاه اجتماعی در ایران(رهیافت پارتویی و غیرپارتویی از تابع کاردینال رفاه اجتماعی. *سیاست‌های اقتصادی(نامه مفید)*، ٨(١٨): ٢٤-٣.
- کفایی، سید محمدعلی، نصیری، حسین(١٣٨٩). معرفی و برآورد دو شاخص جدید نابرابری توزیع درآمد برای ایران: جینی تک پارامتری و اتکینسون- جینی. *پژوهشنامه اقتصادی* ١٠ (٤):١٠٥-١٣٨.
- Antony B. A. (1970). On the measurement of inequality. *Journal of Economic Theory*, 2: 244-263.
- Antony B. A. (1999). The contribution of Amartya Sen to welfare economics. Scand. J. of Economics 101(2): 173-190.
- David M. N. (1995). The distributional impact of price changes in hungary and the united kingdom. *The Economic Journal*, 105: 847-863.
- Abounoori, E., & McCloughan, P. (2003). A simple way to calculate the gini coefficient for grouped as well as ungrouped data. *Applied Economics Letters*, 10: 505-509.
- Hyun H. S. & Nanak Kakwani (2006). Measuring the impact of prices on inequality: With Applications to Thailand and Korea. *Journal of Economic Inequality* 4: 181-207.
- Loughrey, J., & Cathal O'Donoghue (2012). The impact of price changes on household welfare and inequality1999-2011. *The Economic and Social Review*, 43, (1): 31-66.
- Jianwu He & Shantong Li. (2010). Predicting expenditure patterns across provinces in china based on aidads demand system. *Development Research Center*, the State Council of China, First Draft, Prepared for Thirteenth Annual Conference on Global Economic Analysis
- John A. L. Cranfield et al. (2000). On the estimation of an implicitly additive demand system. *Applied Economics*, 32:1907-1915.

Archive of SID

www.SID.ir

- Creedy, J., & van de Ven, J. (1997). The distributional effects of inflation in Australia 1980- 1995. *The Australian Economic Review*, 30(2):125-43.
- Creedy, J., & Sleeman, C. (2006). Analysis carbon taxation, prices and welfare in New Zealand. Ecological Economics 57 , pp333– 345
- Creedy, J. (2014). Interpreting inequality measures and changes in inequality. Working Paper 11/2014
- Muellbauer, J. (1974). Inequality measures, prices and household composition. *Review of Economic Studies*.
- Rimmer, M. T., & Powell, A. A. (1996). An implicitly additive demand system. *Applied Economics*, 28: 1613- 1622.
- King, M. A. (1981). Welfare analysis of tax reforms using household data. NBER technical working paper series. No.16.
- Pollak, R. A., & Wales T.J. (1992). Demand system specification & estimation**.** New York Oxford University Press.

Archive of SID

www.SID.ir