فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیست و یکم، شماره ۶۵، بهار ۱۳۹۲، صفحات ۱۸۲- ۱۶۵

سنجش کاردینالی رفاه و ارزیابی اثر متغیرهای کلان بر تغییرات رفاه در ایران بر مبنای رگرسیون فازی

محمدنبی شهیکی‌تاش
استادیار اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان (نویسنده مسئول)
mohammad_tash@eco.usb.ac.ir

صابر مولایی
دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه اصفهان
saber.molai@yahoo.com

الهام شیوایی
دانشجوی کارشناس‌ارشد اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان
elham.shiva@yahoo.com

در این مقاله سطح رفاه کاردینالی و عوامل تأثیرگذار بر تغییرات رفاهی در ایران بررسی شده است. برای ارزیابی سطح رفاه از شاخص آمارتیاسن در حالت پارتویی و غیرپارتویی استفاده شده و برای ارزیابی تأثیر متغیرهای کلان بر تغییرات رفاهی از مدل رگرسیون فازی حداقل مربعات (FLSR) استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که شاخص رفاه در سال‌های (۱۳۸۶-۱۳۸۱) حدود ۴/۸ درصد و در سال‌های (۱۳۸۰-۱۳۷۶) حدود ۳/۱ درصد و در سال‌های (۱۳۷۵-۱۳۷۱) حدود ۲/۷ درصد افزایش داشته است و بیشترین سطح بهبود رفاه اجتماعی در ایران طی سال‌های (۱۳۷۶-۱۳۸۶) بوده است. همچنین، با توجه به نتایج برآورد شده با استفاده از رگرسیون فازی می‌توان نتیجه گرفت که بیکاری، تورم و ضریب‌جینی رابطه معکوسی با رفاه کاردینالی هم در حالت پارتویی و هم غیرپارتویی داشته‌اند و نرخ باسوادی و سهم مخارج دولت ارتباط مثبتی با رفاه در ایران داشته‌اند. نتایج این بررسی مؤید آن است که ارتباط بین رشد اقتصادی و سطح رفاه در ایران مثبت بوده است، یعنی جریان رشد اقتصادی تأثیرات مثبتی بر افزایش رفاه در ایران به‌همراه داشته است.

طبقه‌بندی JEL: *D31, D39*.
واژه‌های کلیدی: *رفاه، آمارتیاسن، متغیرهای کلان، رگرسیون فازی.*

* **تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۵/۱۵** **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/٤/۱۵**

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

۱. مقدمه

در مباحث اقتصاد بخش عمومی بر اساس توابع رفاه اجتماعی چگونگی تخصیص بهینه منابع تعیین می‌گردد. در چنین نگرشی تابع رفاه اجتماعی به‌عنوان ابزاری برای بیان تفاوت مطلوبیت بین مصرف‌کنندگان استفاده می‌شود. سه رویکرد تفسیری در شرایط فعلی وجود دارد که هر یک کاربرد متفاوتی از تابع رفاه اجتماعی را نشان می‌دهند.

نخستین مفهوم تابع رفاه اجتماعی از ترجیحات توزیعی[1] برنامه‌ریز مرکزی اقتباس شده است. چنین تفسیری از تابع رفاه اجتماعی بیانگر برداشت برنامه‌ریز مرکزی از مطلوبیت هر مصرف‌کننده با استفاده از سطوح مصرف است. این رویکرد، تفسیر سازگاری از تابع رفاه اجتماعی ارائه می‌نماید، اما مشکلاتی در این رویکرد وجود دارد. برای اینکه به این مشکل اشاره نماییم لازم است به جعبه اج ورث و منحنی قرارداد که بر مبنای ترجیحات واقعی مصرف‌کنندگان تعریف شده است برگردیم. می‌توان نشان داد که در برخی موارد عدم سازگاری بین ترجیحات مصرف‌کنندگان و ترجیحات برنامه‌ریز مرکزی وجود دارد. در این شرایط به‌منظور ارزیابی مطلوبیت می‌بایست بتوانیم ارزش اجتماعی افزایش در مطلوبیت یک فرد در قبال کاهش مطلوبیت فرد دیگر را مشخص نماییم. در این شرایط می‌بایست مطلوبیت یک فرد در قبال کاهش مطلوبیت فرد دیگر را مشخص نماییم و این شرایط زمانی امکان‌پذیر است که مطلوبیت بین مصرف‌کنندگان قابل مقایسه باشند.

دومین مفهوم تابع رفاه اجتماعی از یک مفهوم اخلاقی اقتباس شده است. در این رویکرد، تابع رفاه اجتماعی با توجه به اهداف جامعه تعیین می‌گردد. در این رویکرد دو دیدگاه غالب وجود دارد. یکی دیدگاه مطلوبیت‌گرایان[2] است که دستیابی به بیشترین کالا برای جامعه را به‌عنوان تابع هدف در نظر می‌گیرند. در این رویکرد تنها مجموع کل مطلوبیت‌ها محاسبه می‌شود و مهم نیست که مطلوبیت چگونه بین مصرف‌کنندگان در جامعه توزیع شده است. دیدگاه رقیب مبتنی بر دیدگاه رالزی[3] می‌باشد. در این نگرش زمانی سطح رفاه اجتماعی ماکزیمم می‌شود که سطح رفاه فقیرترین فرد در جامعه افزایش یابد. در این دیدگاه توزیع مطلوبیت بین افراد جامعه بسیار اهمیت دارد. در رویکرد مطلوبیت‌گرایان نیاز است که مطلوبیت‌های مصرف‌کنندگان با یکدیگر جمع شده تا بتوانیم به تابع رفاه اجتماعی برسیم، در حالی‌که در رویکرد رالزی لازم است که سطوح مطلوبیت با یکدیگر مقایسه شود تا سطح مطلوبیت فقیرترین فرد در جامعه مشخص گردد.

1. Distributive Preference
2. Utilitarian
3. Rawlsian Philosophy

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

سومین رویکرد، استخراج کاردینالی تابع رفاه اجتماعی به‌وسیله ترجیحات مصرف‌کنندگان انفرادی است و مبتنی بر این فرض است که یک تناظر یک به یک میان ترجیحات انفرادی و اجتماعی[1] وجود دارد. به‌عنوان مثال، اگر تمام مصرف‌کنندگان یک وضعیت را بر دیگری ترجیح دهند می‌بایست تابع رفاه اجتماعی نیز ارجحیت این وضعیت در مقایسه با وضعیت رقیب را نشان دهد. در این نگرش ساختار تابع رفاه اجتماعی با استفاده از ترجیحات انفرادی با توجه به مجموعه‌ای از اصول موضوعه به‌دست می‌آید. به‌عنوان مثال، اگر از قاعده اکثریت آرا برای تصمیم ترجیحات انفرادی به ترجیحات اجتماعی استفاده نماییم می‌بایست اقلیت ترجیحات اکثریت را بپذیرند. نتایج ناشی از طراحی یک تابع رفاه اجتماعی با توجه به ترجیحات مصرف‌کنندگان مسأله بسیار مهمی در ادبیات اقتصاد رفاه است. در واقع، در این رویکرد به‌طور مستقیم از قضیه عدم امکان آرو استفاده می‌شود.

در این مقاله هدف ارزیابی سطح رفاه در اقتصاد ایران مبتنی بر رویکرد دوم است. بر این اساس، در بخش دوم مقاله به بررسی مبانی نظری تابع رفاه اجتماعی طبق رویکرد دوم اشاره می‌شود و در بخش سوم به سطح رفاه کاردینالی در اقتصاد ایران بر مبنای رویکرد پارتویی و غیرپارتویی اشاره می‌گردد. در بخش‌های چهارم و پنجم نیز به تکنیک تحقیق و میزان تأثیر متغیرهای کلان بر تغییرات رفاه کاردینالی با توجه به رگرسیون فازی پرداخته می‌شود. در نهایت، به جمع‌بندی و ارائه توصیه‌های سیاستی اشاره شده است.

۲. مبانی نظری تابع رفاه اجتماعی

در ادبیات مربوط به توابع رفاه اجتماعی معیارهای متنوعی توسط داسگوپتا، سن و استارت (۱۹۷۰)، ششینسکی (۱۹۷۲)، سن (۱۹۷۴)، یتزهاکی (۱۹۷۹)، شوروکز (۱۹۸۳)، کاکوانی (۱۹۸۴)، داگوم (۱۹۹۰و۱۹۹۳)، مکاپدهی (۲۰۰۱، ۲۰۰۳ و ۲۰۰۴) و... مطرح شده است، اما تابع رفاه آمارتیاسن به‌دلیل مبانی نظری قوی و معرفی آکسیوم‌های رفاه اهمیت بسیاری دارد. آمارتیاسن تابع رفاه اجتماعی را به‌صورت تابعی از مطلوبیت‌های افراد تعریف می‌کند که ناشی از موقعیت‌های اجتماعی اشخاص است.

$$s(x) = s(U(x_1), U(x_2), ..., U(x_n)) \qquad (۱)$$

1. Social Preference

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

که تابع s متقارن و اکیداً مقعر و U مقعر است. این تابع بسیار شبیه تابع رفاه اجتماعی برگسون - ساموئلسون است. اگر تابع مطلوبیت تمام افراد یکسان باشد تابع رفاه اجتماعی برابر است با مجموع مطلوبیت افراد موجود در جامعه که به‌صورت زیر است:

$$w(x) = \int s(x)f(x)dx \qquad (۲)$$

فرم غیرمطلوبیتی از تابع رفاه اجتماعی ساموئلسون - برگسون را می‌توان به‌صورت زیر تعریف نمود:

$$w = w(s,\theta)$$
$$\{\forall x_i \in s \mid \theta = \theta(x_1, x_2, ..., x_n)\} \qquad (۳)$$

که در اینجا s کل درآمد و بیانگر بخش کارایی است و θ بیانگر نحوه توزیع درآمد بین افراد جامعه است و به‌عنوان معیار نابرابری شناخته می‌شود. حال سیاستگذار اجتماعی می‌بایست با الگوهای سیاستی خود ترکیب بهینه θ و s را به‌گونه‌ای تعیین نماید که تابع رفاه اجتماعی حداکثر گردد. در تابع رفاه اجتماعی فوق $\frac{\partial w}{\partial s} > 0$ و $\frac{\partial w}{\partial \theta} < 0$ است و بیانگر آن است که با افزایش درآمد کل رفاه اجتماعی افزایش و با افزایش درجه نابرابری توزیع درآمد رفاه اجتماعی کاهش می‌یابد. توابع رفاه اجتماعی مختلفی را می‌توان در نظر گرفت که به بررسی ارتباط بین θ و s و w پرداخته باشند، اما از لحاظ علمی می‌بایست تابع رفاهی طراحی نمود که مبتنی بر آکسیوم‌های رفاه و نابرابری باشد. سن (۱۹۷۴) تابع رفاه اجتماعی که تصریح خاصی از تابع رفاه ساموئلسون –برگسون بود ارائه نمود. ویژگی تابع رفاه اجتماعی سن آن بود که ارتباط بین θ و s و w را به‌خوبی با توجه به آکسیوم‌های رفاه استخراج نموده بود. فرم تبعی تابع رفاه اجتماعی سن به‌صورت $w = \mu(1-G)$ است. ویژگی تابع رفاه اجتماعی سن آن است که می‌توان تغییرات رفاهی را طی زمان بررسی نمود. اگر θ و s در طول زمان تغییر یابند آنگاه کل تغییرات w طی زمان به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$w = w(s,\theta)$$
$$\frac{\partial w}{\partial t} = \frac{\partial w}{\partial s}\frac{\partial s}{\partial t} + \frac{\partial w}{\partial \theta} \qquad (۴)$$

بیان شد که در رابطه $w = \mu(1-G)$ متغیر s بیانگر وضعیت μ و متغیر $1-G$ بیانگر وضعیت θ است، بنابراین:

$$\frac{\partial w}{\partial t} = (1-G)\frac{\partial \mu}{\partial t} - \mu\frac{\partial G}{\partial t} \qquad (۵)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

با توجه به رابطه اخیر می‌توان تغییرات رفاهی ناشی از تغییرات کارایی و تغییرات برابری در جامعه را محاسبه نمود. به‌عبارتی، $(1-G)\Delta\mu$ بیانگر تغییرات کارایی $\mu\Delta G$ بیانگر تغییرات برابری در جامعه است. یکی از مهم‌ترین ویژگی‌های این تابع آن است که هر چه درآمد فرد بالاتر باشد به نسبت رتبه‌اش در رفاه اجتماعی اهمیت کمتری خواهد داشت و دارای خاصیت بهینگی پارتو است. از سویی فرض دیگر در تابع SSWF آن است که:

$$\{\forall x_i \in s \mid \frac{\partial w}{\partial x_i} > 0 \text{or} \frac{\partial[\mu(1-G)]}{\partial x_i} > 0\} \qquad (۶)$$

این موضوع بیانگر آن است که هر افزایش در درآمد یک فرد در شرایطی که سطح درآمدی سایر افراد تغییر نیابد منجر به افزایش رفاه اجتماعی می‌شود، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت تابع SSWF مبتنی بر پیشرفت پارتویی و اصول پارتویی رفاه اجتماعی می‌باشد (مکاپدهی، ۲۰۰۳).

نات در انتقاد به بهینه پارتو بیان نمود طبق اصل پارتویی اگر الگوی سیاستگذار اجتماعی منجر به بهبود سطح درآمد ثروتمندان در جامعه شود و سطح درآمدی فقرا تغییر نکند رفاه اجتماعی افزایش می‌یابد. سن در الگوی فوق به این مسأله توجه نمود و بیان می‌کند در این شرایط درجه نابرابری توزیع درآمد θ افزایش می‌یابد، اما به‌طور کلی اگر درآمد فرد i ام یعنی x_i تغییر نماید رفاه اجتماعی در صورتی افزایش می‌یابد که افزایش رفاه ناشی از افزایش در درآمد کل بزرگتر از کاهش رفاه به‌دلیل افزایش نابرابری باشد. بر این اساس، پس از انتقادات مطرح شده به توابع پارتویی محققین تلاش نمودند که توابع رفاهی غیرپارتویی استخراج نمایند. یکی از توابع رفاه غیرپارتویی تابع رفاه تعمیم‌یافته سن (G-SWF) می‌باشد که در ادامه معرفی می‌شود. تابع رفاه اجتماعی سن را می‌توان به یک شاخص رفاهی انعطاف‌پذیر تبدیل نمود که مجموعه‌ای از شاخص‌های رفاهی را شامل می‌شود.

$$w = \mu^{\beta}(1-G) \qquad 0 \le \beta \le 1 \qquad (۷)$$

توان β در تابع SSWF دارای مزیت مهمی است، به‌عبارتی با توجه به β می‌توان درجه اهمیتی که سیاستگذار اجتماعی برای کارایی و برابری قائل است را در الگوی رفاهی لحاظ نمود. به‌عنوان مثال، اگر مقدار عددی بزرگی برای β (عددی نزدیک یک) انتخاب نماییم بیانگر آن است که به مسأله کارایی بیشتر توجه شده و اگر مقدار β نزدیک به صفر انتخاب شود بیانگر آن است که مسأله برابری و کاهش نابرابری توزیع درآمد حائز اهمیت است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

بیان شد که SSWF یک تابع رفاه اجتماعی پارتویی است اگر $\frac{\partial w}{\partial x_i} = \frac{\partial[\mu(1-G)]}{\partial x_i} > 0$ باشد. در تابع رفاه اجتماعی تعمیم‌یافته سن $(G-SWF)$ نیز اگر $\frac{\partial w}{\partial x_i} = \frac{\partial[\mu^{\beta}(1-G)]}{\partial x_i} > 0$ برقرار باشد مبتنی بر بهینه پارتو است. می‌توان ثابت نمود در شرایطی که $\beta < 1$ باشد این رابطه نقض می‌شود و بیانگر عدم وجود شرط پارتویی می‌باشد و تنها زمانی $\beta > 1$ که باشد شرط پارتویی صادق است. با داشتن آگاهی از سطح نابرابری در جامعه با تغییر دادن مقدار β سیاستگذار اجتماعی به‌راحتی می‌تواند تغییرات رفاهی ناشی از افزایش درآمد اضافی بین افرادی که دارای سطح بالای درآمدی می‌باشند را تشخیص دهد (در شرایطی که سطح درآمدی سایر افراد جامعه ثابت باشد)، همچنین به‌وسیله تابع SSWF تعمیم‌یافته می‌توان تغییرات رفاهی را به‌صورت زیر محاسبه نمود:

$$\frac{\partial w}{\partial t} = \beta\mu^{\beta-1}(1-G)\frac{\partial \mu}{\partial t} - \mu^{\beta}\frac{\partial G}{\partial t} \qquad (۸)$$

۳. ارزیابی سطح رفاه در ایران

در بخش دوم مقاله مبانی نظری مرتبط با شاخص‌های رفاه کمی‌پذیر SSWF و $G-SWF$ ارائه شد. در این بخش محاسبات و روند تغییرات شاخص‌های رفاهی برای دوره (۱۳۸۶- ۱۳۶۴) در ایران مورد بررسی قرار گرفته است. برای محاسبه این شاخص‌ها از اطلاعات آماری هزینه- درآمد خانوار و آمار حساب‌های ملی که هر ساله توسط مرکز آمار ایران و بانک مرکزی انتشار می‌یابد، استفاده شده است. قابل ذکر است برای محاسبه شاخص درآمد سرانه در این مقاله از تقسیم نمودن درآمد حقیقی (نسبت به سال پایه ۱۳۷۶) به جمعیت استفاده شده است و برای محاسبه ضریب جینی به‌عنوان معیار نابرابری از داده‌های هزینه (جمع هزینه‌های خوراکی و غیرخوراکی) در دهک‌های هزینه‌ای استفاده شده است.

جدول (۱) مقادیر محاسبه‌شده برای شاخص رفاه کاردینالی سن $(SSWF)$ و مؤلفه‌های مرتبط با آن را نشان می‌دهد. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که طی دوره مورد بررسی درآمد سرانه حقیقی به‌طور متوسط ۳/۹ درصد و درآمد سرانه اسمی به‌طور متوسط ۲۴ درصد افزایش یافته است. همچنین، طی این دوره شاخص رفاهی آمارتیاسن به‌طور متوسط ۴ درصد رشد داشته است و میزان نابرابری در توزیع درآمد ۰/۳۳ درصد کاهش داشته است.

یافته‌های این تحقیق بیانگر آن است که در سال‌های (۱۳۶۵-۱۳۶۱) نسبت به دوره (۱۳۶۰-۱۳۵۶) رفاه اجتماعی ۱۷ درصد و در سال‌های (۱۳۷۰-۱۳۶۶) نسبت به دوره قبل (۱۳۶۵-۱۳۶۱) به میزان ۱۹ درصد کاهش یافته است. همچنین، سیاست‌های ارتقاء رفاه اجتماعی طی دوره (۱۳۷۵-۱۳۷۱) و پس از آن در

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

سال‌های (۱۳۸۶-۱۳۸۱) بسیار مؤثر بوده است، به‌گونه‌ای‌که نرخ رشد رفاه اجتماعی طی این دوره‌ها به‌ترتیب ۶۱ و ۴۱ درصد افزایش یافته است. همچنین، با بررسی تغییرات رفاه اجتماعی در ایران نسبت به دوره (۱۳۵۵-۱۳۵۰) مشاهده می‌شود که شاخص رفاه در سال‌های (۱۳۸۶-۱۳۸۱) حدود ۴/۸ درصد و در سال‌های (۱۳۸۰-۱۳۷۶) حدود ۳/۱ درصد و در سال‌های (۱۳۷۵-۱۳۷۱) حدود ۲/۷ درصد افزایش داشته است و بیشترین سطح بهبود رفاه اجتماعی در ایران طی سال‌های (۱۳۸۶-۱۳۷۶) بوده است.

جدول (۱) رفاه اجتماعی شاخص تعمیم‌یافته آمارتیاسن را به ازای مقادیر متفاوت β را نشان می‌دهد. بررسی روند این شاخص نشان می‌دهد به ازای تمام مقادیر $\beta > 0.5$ می‌توان نتیجه گرفت که در سال‌های (۱۳۷۰ - ۱۳۶۴) روند نزولی در رفاه اجتماعی وجود داشته است، اما در سال‌های (۱۳۸۶-۱۳۷۱) رفاه روند صعودی داشته است. همچنین، روند این شاخص بر مبنای مقادیر مختلف $\beta < 0.5$ بیانگر آن است که در سال‌های (۱۳۸۶ -۱۳۶۴) روند رشد رفاه اجتماعی در ایران صعودی بوده است، اما نکته‌ای که می‌بایست به آن توجه نمود آن است زمانی‌که $\beta \to 0$ در شاخص مدنظر به معیار برابری بیشترین ضریب اهمیت داده می‌شود و مشاهده می‌شود که مقادیر محاسباتی شاخص رفاه اجتماعی زمانی‌که β کاهش یافته است. به‌عنوان مثال، سطح رفاه اجتماعی به ازای مقادیر $\beta = 1, \beta = 0, \beta = 0.5$ به‌ترتیب برابر با ۳۹۱۳۷۱، ۴۴۵ و ۰/۶۲ تومان بوده است که این یافته مؤید این مطلب است که اگر در ارزیابی رفاه اجتماعی در الگو به معیار برابری نسبت به معیار کارایی وزن بیشتری دهیم سطح رفاه اجتماعی محاسباتی کمتر خواهد شد، بنابراین تعیین سطح بهینه کارایی و برابری برای ارتقاء سطح رفاه اجتماعی مقوله مهمی است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

جدول ۱. شاخص رفاه تعمیم‌یافته سن (G-SWF) در ایران در سال‌های (۱۳۸۶-۱۳۶۴)

سال	W(β =1)	W(β =0.5)	W(β =0.1)	W(β =0.05)	W(β =0.01)	W(β =0)
۱۳۶۴	۱۸۴۵۵۱/۲۲	۳۰۴/۲۵	۱/۸۱	۰/۹۵	۰/۵۷	۰/۵۰
۱۳۶۵	۱۵۰۴۷۰/۹۸	۲۸۴/۷۹	۱/۸۹	۱/۰۱	۰/۶۱	۰/۵۴
۱۳۶۶	۱۳۲۹۷۶/۴۳	۲۵۸/۰۳	۱/۷۵	۰/۹۳	۰/۵۷	۰/۵۰
۱۳۶۷	۱۱۹۸۶۰/۲۰	۲۵۰/۹۵	۱/۸۰	۰/۹۷	۰/۵۹	۰/۵۳
۱۳۶۸	۱۱۹۵۸۳/۱۵	۲۴۶/۴۲	۱/۷۵	۰/۹۴	۰/۵۷	۰/۵۱
۱۳۶۹	۱۶۹۲۵۹/۶۶	۳۱۵/۵۶	۲/۰۷	۱/۱۰	۰/۶۷	۰/۵۹
۱۳۷۰	۱۸۷۰۴۷/۸۵	۳۲۵/۶۶	۲/۰۲	۱/۰۷	۰/۶۴	۰/۵۷
۱۳۷۱	۲۰۴۲۰۸/۱۱	۳۴۶/۶۶	۲/۱۱	۱/۱۱	۰/۶۷	۰/۵۹
۱۳۷۲	۲۵۹۲۶۹/۰۶	۳۹۴/۰۵	۲/۱۹	۱/۱۵	۰/۶۸	۰/۶۰
۱۳۷۳	۲۴۳۹۲۹/۳۳	۳۸۲/۸۲	۲/۱۹	۱/۱۵	۰/۶۸	۰/۶۰
۱۳۷۴	۲۲۶۴۹۶/۲۸	۳۶۵/۳۴	۲/۱۳	۱/۱۲	۰/۶۷	۰/۵۹
۱۳۷۵	۲۴۲۴۳۶/۷۹	۳۸۰/۷۶	۲/۱۸	۱/۱۴	۰/۶۸	۰/۶۰
۱۳۷۶	۲۴۲۳۱۱/۸۴	۳۸۲/۴۴	۲/۱۹	۱/۱۵	۰/۶۹	۰/۶۰
۱۳۷۷	۲۲۶۵۶۴/۹۴	۳۶۸/۰۵	۲/۱۶	۱/۱۴	۰/۶۸	۰/۶۰
۱۳۷۸	۲۵۱۵۲۷/۹۲	۳۸۸/۹۷	۲/۱۹	۱/۱۵	۰/۶۸	۰/۶۰
۱۳۷۹	۲۹۳۴۸۹/۱۴	۴۱۸/۴۱	۲/۲۱	۱/۱۵	۰/۶۸	۰/۶۰
۱۳۸۰	۳۰۲۸۳۲/۴۵	۴۲۵/۶۲	۲/۲۲	۱/۱۵	۰/۶۸	۰/۶۰
۱۳۸۱	۳۵۱۲۵۶/۶۸	۴۶۰/۴۲	۲/۲۸	۱/۱۷	۰/۶۹	۰/۶۰
۱۳۸۲	۳۷۰۵۰۷/۰۲	۴۷۹/۵۲	۲/۳۵	۱/۲۱	۰/۷۱	۰/۶۲
۱۳۸۶	۳۹۴۹۲۳/۹۱	۴۸۹/۸۹	۲/۳۲	۱/۱۹	۰/۶۹	۰/۶۱
۱۳۸۴	۲۷۹۷۰۳/۴۰	۴۱۲/۴۷	۲/۲۶	۱/۱۸	۰/۷۰	۰/۶۲
۱۳۸۵	۲۸۲۶۷۱/۴۰	۴۱۶/۱۷	۲/۲۸	۱/۱۹	۰/۷۱	۰/۶۲
۱۳۸۶	۲۸۵۶۳۹/۴۱	۴۱۹/۸۶	۲/۳۰	۱/۲۰	۰/۷۱	۰/۶۳

مأخذ: نتایج تحقیق.

تاکنون به بررسی روند تغییرات رفاه اجتماعی در ایران اشاره شد. اکنون سؤال آن است که متغیرهای کلان اقتصادی چه تأثیری در روند این تغییرات داشته‌اند. برای پاسخ به این پرسش از رگرسیون فازی استفاده خواهد شد. از این رو، در ادامه ابتدا به اجمال مبانی نظری این تکنیک اشاره خواهد شد و پس از آن به بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر روند تغییرات رفاهی در ایران خواهیم پرداخت.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

٤. مبانی نظری رگرسیون فازی

رگرسیون فازی نخستین‌بار توسط تاناکا (۱۹۸۲) مورد بررسی قرار گرفت. مدل‌های مختلفی از رگرسیون فازی وجود دارند که به دو دسته برنامه‌ریزی خطی و روش حداقل مربعات فازی طبقه‌بندی می‌شوند. مدل رگرسیون فازی را با توجه به متغیرهای ورودی، خروجی و پارامترها می‌توان در سه گروه طبقه‌بندی نمود: متغیرهای ورودی، متغیر خروجی و پارامترها هر سه فازی باشند، متغیر خروجی و پارامترها فازی و ورودی‌های غیرفازی باشند و متغیر خروجی و متغیرهای ورودی فازی پارامترهای غیرفازی باشند.

در اکثر مدل‌های رگرسیون فازی متغیر وابسته و پارامترها فازی در نظرگرفته می‌شوند و متغیرهای مستقل غیرفازی است. در این پژوهش متغیرهای ورودی غیرفازی و پارامترها و خروجی‌ها فازی استفاده شده است. فازی بودن متغیر خروجی ممکن است ناشی از عدم دقت در اندازه‌گیری پدیده‌ها، ابهام متغیر خروجی یا زبانی بودن متغیر خروجی (به‌عنوان مثال، بسیار فقیر و نسبتاً فقیر) می‌تواند ناشی از رتبه‌ای بودن متغیر خروجی باشد (کوپی، ۲۰۰۶).

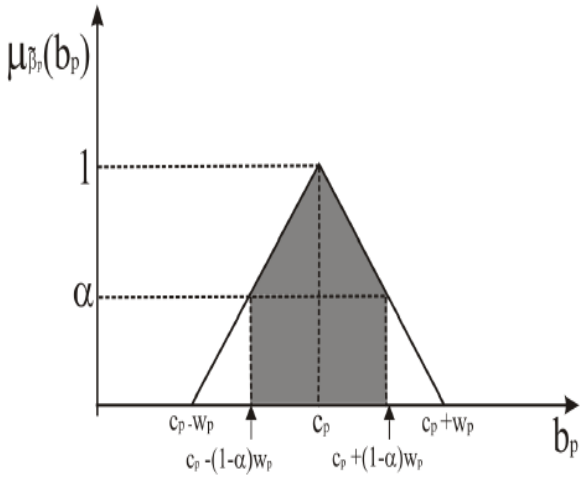
رگرسیون فازی دارای مزایای قابل‌توجهی در مقایسه با رگرسیون‌های خطی کلاسیک است. از مهم‌ترین ایرادات رگرسیون خطی می‌توان به موارد زیر اشاره نمود: نیازمند تعداد مشاهدات کافی است، وابسته بودن به فرض در مورد توزیع جز اخلال است، از آنجا که ارتباط بسیاری از متغیرهای اقتصادی دارای رفتار غیرخطی هستند با تورش تصریح ناشی از خطی فرض‌گرفتن ارتباط متغیرها مواجه هستیم. از این رو، برای تحلیل دقیق‌تر ارتباط بین متغیرهای اقتصادی از رگرسیون فازی استفاده شده است. فرض کنید کل متغیرهای ورودی و خروجی رگرسیون به‌صورت (x_i, y_i) باشد که x ماتریس ورودی‌های مدل و y بردار متغیر وابسته است. حال مدل ورودی غیرفازی و خروجی فازی به‌صورت $(x_i, \hat{y}_i)$ است. بر این اساس، مدل رگرسیون فازی به‌صورت زیر است:

$$\hat{y}_i = \sum_{i=0}^{k} \hat{\beta}_j x_{ij} \quad i = 1,2,...,n \qquad (۹)$$

که در مدل فوق k تعداد متغیرهای ورودی رگرسیون، n تعداد مشاهدات، β پارامترهای فازی و $\hat{y}_i$ خروجی فازی است. در واقع، $\hat{\alpha} = (c_j, l_j, w_j)$ و c_j, l_j, w_j به‌ترتیب پهنای سمت راست، پهنای سمت چپ و مرکز β هستند و β یک عدد فازی مثلثی نامیده می‌شود. اگر $l = w$ باشد عدد فازی مثلثی β را متقارن می‌گویند در غیر اینصورت عدد فازی نامتقارن است و $\hat{y} = (y_j, l_{y_j}, w_{y_j})$ مقادیر خروجی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

فازی است. در عدد فازی مثلثی متقارن ضرایب فازی به‌صورت با تابع عضویت زیر نشان داده می‌شوند که برای $c_j - w_j \le c_j + w_j$ ، $\mu_{\beta_j}(a_j) = 1 - \frac{(|c_j - w_j|)}{w_j}$ و در غیر اینصورت $\mu_{\beta_j}(a_j) = 0$.



نمودار ۱. تابع عضویت مثلثی رگرسیون فازی

در نتیجه رگرسیون فازی با تابع عضویت فوق را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$\hat{y}_i = (c_1, w_1) + (c_2, w_2) + \ldots + (c_k, w_k)x_k \qquad (۱۰)$$

در این مقاله از روش رگرسیون فازی حداقل مربعات (FLSR)[1] استفاده شده است. مدل رگرسیون فازی حداقل مربعات نخستین بار توسط دیاموند (۱۹۸۸) ارائه شد. ساز و کار این روش بر اساس اندازه‌گیری فاصله پهنای باند سمت چپ، سمت راست و مرکز این دو عدد استوار است. تابع هدف در این مدل به‌صورت زیر است:

$$\text{Min} \sum_{j=0}^{k} d\left[\hat{y}_j, \sum_{j=0}^{k} \hat{\beta} x_{ij}\right]^2 \qquad (۱۱)$$

1. Fuzzy Least Squares Regression

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

$$d = \left(c_0 + c_0 x_{n1} + ... + {w_0}^R + ... + {w_k}^R x_{nk} - y_n + w_{y_n}\right)^2 +$$
$$\left(c_0 + c_0 x_{n1} + ... + w_0 + ... + w_k x_{nk} - y_n\right)^2$$
$$\left(c_0 + c_0 x_{n1} + ... + {w_0}^C - ... - {w_k}^C x_{nk} - y_n + L_{y_n}\right)^2$$

در معادله فوق، c مرکز پارامتر فازی، ${w_0}^R$ پهنای سمت راست پارامتر فازی، ${w_0}^C$ پهنای سمت چپ پارامتر فازی، L_{y_n} پهنای سمت چپ متغیر وابسته فازی، w_{y_n} پهنای سمت راست متغیر وابسته فازی است. در این روش متغیرهای مستقل غیرفازی هستند و متغیر وابسته نیز اعداد فازی مثلثی است. یعنی به‌صورت $\hat{y} = \left(y_j, l_{y_j}, w_{y_j}\right)$ بوده که w_{y_j}, l_{y_j}, y_j به‌ترتیب مرکز، پهنای باند سمت چپ و پهنای باند سمت راست هستند. پارامترها نیز دارای سه مقدار مرکزی، مقدار سمت چپ و سمت راست هستند.

۵. برآورد رگرسیون فازی FLSR

در این بخش از مقاله هدف آن است که تأثیر سیاست‌های دولت بر تغییر رفاه در ایران بررسی شود. از این رو، در ادامه به اثر متغیرهای عملکردی (مانند نرخ تورم، نرخ بیکاری، ضریب جینی، سهم هزینه‌های تأمین اجتماعی و بهزیستی نسبت به بودجه دولت، نرخ باسوادی و رشد اقتصادی) بر تغییرات رفاه اجتماعی در ایران طی سال‌های (۱۳۸۶ – ۱۳۶۴) اشاره شده است. اطلاعات آماری مربوط به شاخص قیمت‌ها، ضریب جینی و سهم هزینه‌های تأمین اجتماعی و بهزیستی و مخارج دولت از بانک مرکزی ایران و اطلاعات مربوط به نرخ بیکاری از آمارنامه‌های مرکز آمار ایران و داده‌های رفاه بر اساس محاسبات تحقیق جاری استخراج شده است. برای بررسی اثر رشد اقتصادی بر رفاه در ایران فرم تبعی زیر در نظر گرفته شده است:

$$d\tilde{w} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 Gini + \hat{\beta}_2 SSG + \hat{\beta}_3 U + \hat{\beta}_4 Inf + \hat{\beta}_5 Y + \hat{\beta}_6 Lit$$
$$w = \mu^{\beta}(1-G) \qquad 0 \le \beta \le 1$$
$$Gini = \frac{1}{2\mu}\frac{1}{n^2}\sum_{i=0}^{n}\sum_{j=0}^{n}\left|x_i - x_j\right| \qquad (۱۲)$$
$$\frac{\partial w}{\partial t} = \beta\mu^{\beta-1}(1-G)\frac{\partial \mu}{\partial t} - \mu^{\beta}\frac{\partial G}{\partial t}$$

که در آن، Gini ضریب نابرابری، SSG سهم هزینه‌های تأمین اجتماعی و بهزیستی نسبت به بودجه دولت، U نرخ بیکاری، Inf نرخ تورم، y بیانگر رشد اقتصادی و Lit نرخ باسوادی است. متغیر وابسته در

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

اینجا شاخص کاردینالی رفاه در دو حالت پارتویی $(\beta = 1)$ و غیرپارتویی $(\beta = 0.5)$می‌باشد. بر این اساس، مدل رگرسیون فازی زیر را داریم:

$$d\left[\mu^{\beta}(1-G)\right] = \beta_0 + \beta_1 gini + \beta_2 SSG + \beta_3 U + \beta_4 Inf + \beta_5 Y + \beta_6 Lit + \varepsilon \qquad (۱۳)$$

در جدول (۲) نحوه محاسبه متغیرهای مدل، مقیاس داده‌ها و علامت انتظاری تئوریکی بین متغیرهای مدل و رفاه ذکر گردیده است.

جدول ۲. ارتباط تئوریکی بین متغیرهای کلان و رفاه

متغیر	تعریف	علامت انتظاری از نظر تئوریکی	شاخص‌ها	مقیاس داده
W	تغییرات شاخص کاردینالی رفاه	---	$dw(x) = d\left[\mu^{\beta}(1-G)\right]$	درصد
Inf	تورم	$COV(W, Inf) < 0$	$Inf = \frac{(CPI_t - CPI_{t-1})}{CPI_{t-1}} 100$	درصد
SSCG	سهم هزینه تأمین اجتماعی و بهزیستی به بودجه	$COV(W, SSC)$ مبهم	$SSCG = \frac{SSC}{G} 100$	درصد
Gini	توزیع درآمد	$COV(W, Gini)$ مبهم	$Gini = \frac{1}{2\mu}\frac{1}{n^2}\sum_{i=0}^{n}\sum_{j=0}^{n}\left\|x_i - x_j\right\|$	درصد
G	رشد درآمد سرانه	$COV(W, G)$ مبهم	$YD = \frac{(YYD_t - YYD_{t-1})}{YYD_{t-1}} 100$	درصد
UN	نرخ بیکاری	$COV(W, UN) < 0$	$UN = \frac{(PU_t - PU_{t-1})}{PU_{t-1}} 100$	درصد
Lit	نرخ باسوادی	$COV(W, Lit) > 0$	$Lit = \frac{(Lit_t - Lit_{t-1})}{Lit_{t-1}} 100$	درصد

مأخذ: نتایج تحقیق.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

در جداول (۳) و (۴) حد پایین، مرکز و بالای مدل رگرسیون فازی حداقل مربعات (FLSR) برای متغیر رفاه بر اساس دو حالت پارتویی $(\beta = 1)$ و غیرپارتویی $(\beta = 0.5)$ برآورد شده است.

جدول ۳. نتایج تخمین پارامترها در مدل حداقل مربعات فازی (FLSR) به ازای $\beta = 1$

متغیر	حد پایین (l_j)	مرکز (c_j)	حدبالا (r_j)
عرض از مبدأ	-۶۵/۸۳	-۶۴/۵۸	-۶۳/۳۳
بیکاری	-۰/۱۹۴	-۰/۱۹۸	-۰/۲۱۱
تورم	-۰/۳۲	-۰/۳۵	-۰/۳۸
ضریب جینی	-۱/۶	-۱/۷	-۱/۷۱
رشد تولید ناخالص داخلی	۱/۲۲۱	۱/۲۲	۱/۲۲۲
نرخ باسوادی	۰/۹۴۳	۰/۹۴۴	۰/۹۴۵
سهم مخارج دولت	۴/۸۹۱	۴/۸۹۳	۴/۸۹۵

مأخذ: نتایج تحقیق.

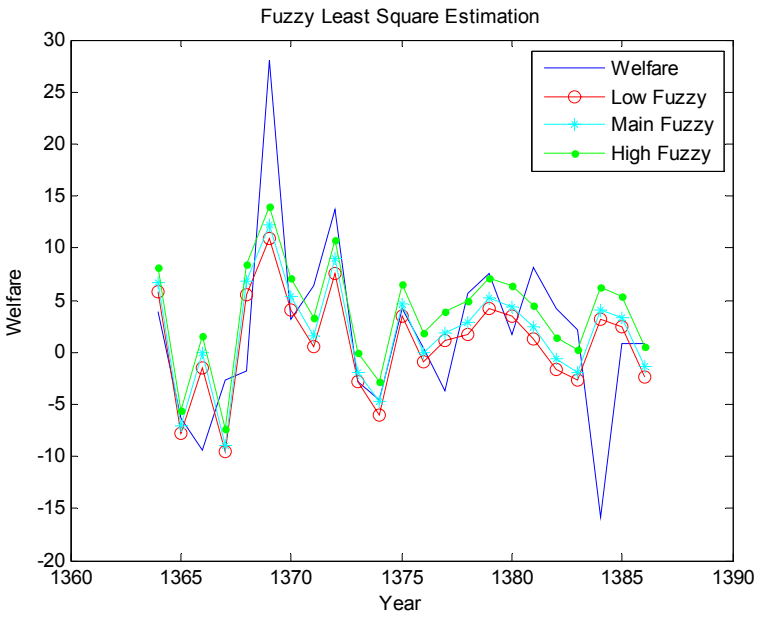
جدول ۴. نتایج تخمین پارامترها در مدل حداقل مربعات فازی (FLSR) به ازای $\beta = 0.5$

متغیر	حد پایین (l_j)	مرکز (c_j)	حدبالا (r_j)
عرض از مبدأ	-۲۴/۹	-۲۳/۶۵	-۲۲/۴
بیکاری	-۰/۱۵۱	-۰/۱۵۲	-۰/۱۵۲
تورم	-۰/۲۶۳	-۰/۲۶۴	-۰/۲۶۵
ضریب جینی	-۱/۱۶۱	-۱/۱۶۳	-۱/۱۶۵
رشد تولید ناخالص داخلی	-۰/۵۹۴	-۰/۵۹۴	-۰/۵۹۶
نرخ باسوادی	۰/۴۹۷	۰/۴۹۷	۰/۴۹۸
سهم مخارج دولت	۲/۸۱۲	۲/۸۱۶	۲/۸۱۷

مأخذ: نتایج تحقیق.

همچنین، در نمودار دو حد پایین و بالا و مقادیر مرکزی برآورد شده متغیر وابسته (تغییرات رفاه) با استفاده از رگرسیون فازی ارائه شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]



نمودار ۲. حد پایین و بالا برازش شده تغییرات رفاه با استفاده از رگرسیون فازی

با توجه به نتایج برآورد شده در جداول (۳) و (۴) و نمودار(۲) می‌توان نتیجه گرفت که بیکاری، تورم و ضریب جینی رابطه معکوسی با رفاه کاردینالی هم در حالت پارتویی و هم غیرپارتویی داشته‌اند و نرخ باسوادی و سهم مخارج دولت ارتباط مثبتی با رفاه در ایران دارند. به‌عنوان مثال، در حالت تابع رفاه اجتماعی پارتویی نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در بیکاری به‌طور متوسط ۰/۱۹ درصد تغییرات رفاه در سطح ملی را کاهش می‌دهد یا یک درصد افزایش در هزینه‌های تأمین اجتماعی و بهزیستی منجر به ۵ درصد تغییرات رفاهی در شاخص پارتویی می‌گردد. پرسش مهمی که وجود دارد این است که آیا رشد اقتصادی منجر به افزایش رفاه در ایران گردیده است یا خیر؟ این موضوع که رشد چگونه روی رفاه تأثیر می‌گذارد بستگی به این دارد که درآمد اضافی ناشی از رشد چگونه در داخل کشور توزیع می‌شود. به‌عبارت دیگر، اگر رشد اقتصادی همراه با افزایش درآمد فقیرترین افراد باشد رشد درآمدهای مردم فقیر سریع‌تر از درآمد افراد متوسط خواهد بود. به این ترتیب، اگر رشد اقتصادی همراه با کاهش سهم درآمدی فقیرترین خانوارها باشد رشد درآمدهای مردم فقیر کمتر از رشد درآمد متوسط کشور خواهد بود. به‌عبارت دیگر، از نظر تئوریکی هرگاه توزیع درآمد متعادل‌تر باشد با یک نرخ رشد اقتصادی معین رفاه بیشتر از رشد درآمد متوسط کشور خواهد بود. نتایج این بررسی بر مبنای رگرسیون فازی مؤید آن است که ارتباط بین

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

رشد اقتصادی و سطح رفاه در ایران مثبت بوده است، یعنی جریان رشد اقتصادی تأثیرات مثبتی بر افزایش رفاه در ایران به‌همراه داشته است.

٦. جمع‌بندی و ارائه توصیه‌های سیاستی

در این تحقیق برای ارزیابی تغییرات رفاهی در ایران از تابع رفاه پارتویی سن (SSWF) و تابع رفاه تعمیم‌یافته سن که در حالت کلی دارای ویژگی غیرپارتویی و کاردینالی می‌باشد استفاده شده است. همچنین، برای بررسی ارزیابی تأثیر متغیرهای کلان (تورم، توزیع درآمد، بیکاری، رشد اقتصادی و نرخ باسوادی) بر تغییرات رفاهی از رگرسیون فازی حداقل مربعات (FLSR) استفاده شده است. نتایج این تحقیق بیانگر آن است که:

– طی دوره (۱۳۸۶–۱۳۵۰) درآمد سرانه حقیقی به‌طور متوسط ۳/۹ درصد و درآمد سرانه اسمی به‌طور متوسط ۲۴ درصد افزایش یافته است. همچنین، طی این دوره شاخص رفاهی سن به‌طور متوسط چهار درصد رشد داشته است و میزان نابرابری در توزیع درآمد ۰/۳۳ درصد کاهش داشته است.

– یافته‌های این تحقیق بیانگر آن است که در سال‌های (۱۳۷۰–۱۳۶۴) نسبت به دوره قبل (۱۳۶۵–۱۳۶۱) به میزان ۱۹ درصد کاهش یافته است. همچنین، سیاست‌های ارتقاء رفاه اجتماعی طی دوره (۱۳۷۱–۱۳۷۵) و پس از آن در سال‌های (۱۳۸۶–۱۳۸۱) بسیار مؤثر بوده است. به گونه‌ای که نرخ رشد رفاه اجتماعی طی این دوره‌ها به‌ترتیب ۶۱ و ۴۱ درصد افزایش یافته است. همچنین، با بررسی تغییرات رفاه اجتماعی در ایران نسبت به دوره (۱۳۵۵–۱۳۵۰) مشاهده می‌شود که شاخص رفاه در سال‌های (۱۳۸۶–۱۳۸۱) حدود ۴/۸ درصد و در سال‌های (۱۳۸۰–۱۳۷۶) حدود ۳/۱ درصد و در سال‌های (۱۳۷۵–۱۳۷۱) حدود ۲/۷ درصد افزایش داشته است و بیشترین سطح بهبود رفاه اجتماعی در ایران طی سال‌های (۱۳۸۶–۱۳۷۶) بوده است.

– با توجه به نتایج برآورد شده با استفاده از رگرسیون فازی می‌توان نتیجه گرفت که تورم رابطه معکوسی با رفاه کاردینالی هم در حالت پارتویی و هم غیرپارتویی داشته است. بر این اساس، باید پذیرفت برای افزایش سطح رفاه در ایران می‌بایست نرخ تورم کاهش یابد و این امر میسر نمی‌باشد مگر آنکه مقامات پولی کشور سیاست‌های انقباضی پولی در راستای کنترل حجم نقدینگی را دنبال نمایند.

– یافته‌های این تحقیق بیانگر آن است که بیکاری تأثیر معناداری در کاهش رفاه جامعه داشته است. همانطور که در تئوری‌های اقتصاد کلان بیان می‌شود عملکرد مطلوب بازار کار نقش بسیار مهمی در یک اقتصاد ایفا می‌کند، در حالی‌که واقعیت اقتصاد ایران مؤید عدم تعادل در بخش عرضه و تقاضا این بازار بوده به گونه‌ای که اقتصاد نتوانسته از ظرفیت‌های بالقوه خود استفاده نماید و عملکرد نامطلوب این بازار منجر به کاهش رفاه در ایران شده است. بر این اساس، پیشنهاد می‌شود که دولت و بانک مرکزی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

برای ایجاد تعادل و رساندن اقتصاد به سطح نرخ بیکاری طبیعی، سیاست‌های پولی و مالی هماهنگ در راستای اشتغالزایی دنبال نمایند. علاوه بر این، برای افزایش رفاه از طریق بازار کار می‌بایست به گروه‌های آسیب‌پذیر (به‌ویژه اشتغال زنان و جوانان) بیشتر توجه شود و سعی شود اولویت‌های حمایتی و گروه‌های هدف در این بازار تعیین شود.

– نتایج این بررسی مؤید آن است که ارتباط بین رشد اقتصادی و سطح رفاه در ایران مثبت بوده است، یعنی جریان رشد اقتصادی تأثیرات مثبتی بر افزایش رفاه در ایران به‌همراه داشته است. نکته‌ای که می‌بایست مدنظر سیاستگذاران اقتصادی کشور قرار گیرد آن است که تلاش شود برای افزایش رفاه به این متغیر توجه ویژه شود و تلاش شود استراتژی‌های رشد محور مورد توجه قرار گیرد و با شناسایی متغیرهای تأثیرگذار بر رشد بستر مناسبی برای افزایش سطح رشد اقتصادی در ایران فراهم شود و نهادهای کاراتری برای منتفع نمودن فقرا برای بهره‌مندشدن از منافع و عایدات ناشی از رشد طراحی گردد. به‌عبارت دیگر، دولت در راستای اجرای یکی از وظایف کلاسیکی خود که همان توزیع عادلانه درآمد ، فرصت‌ها و امکانات در جامعه می‌باشد می‌بایست یک الگوی تخصیص بهینه منابع را طراحی نماید و با سیاست‌های بازتوزیع درآمد بستر مناسبی برای انتقال کاراتر سرریزهای رشد برای اقشار آسیب‌پذیر جامعه و مناطق کمتر توسعه‌یافته در کشور را فراهم آورد.

– نتایج این مطالعه حاکی از آن است که سهم مخارج تأمین اجتماعی و بهزیستی در بودجه دولت نقش معناداری در افزایش رفاه در ایران داشته است. شواهد تجربی بیانگر آن است که مخارج دولت می‌تواند منجر به افزایش نابرابری و فقر در جامعه یا افزایش رفاه گردد. مسأله مهم ترکیب مخارج دولت می‌باشد. اگر مخارج دولت در راستای ایجاد فرصت‌ها و امکانات در جامعه صرف شود می‌تواند در میان‌مدت و بلندمدت منجر به افزایش رفاه در جامعه شود. این امر بدان معنا است که اعتبارات دولت در بخش‌های مختلف اقتصادی، مخارج دولت در فراهم آوردن بستر مناسب برای گسترش زیرساخت‌های رشد مانند جاده‌ها، بیمارستان‌ها، مدارس، راه‌آهن و به‌طور کلی کالاهای عمومی و ایجاد بستر مناسب برای دسترسی مناطق غیربرخوردار از حداقل امکانات معیشتی مانند دسترسی به آب آشامیدنی سالم، برق، خدمات ارتباطی، خدمات بهداشتی و... و همچنین ارائه الگوی مناسب برای پرداخت‌های انتقالی و هدفمند نمودن پرداخت یارانه‌ها به گروه‌های فقیر می‌تواند زمینه افزایش رفاه در جامعه را فراهم آورد. بر این اساس پیشنهاد می‌شود دولت ترکیب مناسبی برای تخصیص اعتبارات و توزیع منابع با هدف افزایش رشد اقتصادی و افزایش رفاه طراحی نماید.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

منابع

خداداد کاشی، فرهاد و همکاران (۱۳۸۱)، *اندازه گیری شاخص های فقر در ایران*، پژوهشکده آمار.

خداداد کاشی، فرهاد (۱۳۸۹)، "تأثیر متغیرهای کلان بر فقر در ایران (رویکرد بوت استرپ در تحلیل استنتاج آماری)"، *مجله سیاست های اقتصادی*، شماره ۶۷.

سامتی، مرتضی و محمدرضا حسینی (۱۳۸۰)، "برآورد تابع مطلوبیت دولت و اندازه گیری شاخص رفاه در ایران"، *مجله پژوهشی علوم انسانی دانشگاه اصفهان*، سال ۱۲، صص ۳۵-۵۴.

صادقی، حسین و همکاران (۱۳۸۹)، "رویکردی نو در سنجش شاخص رفاه در ایران"، *فصلنامه پژوهش های اقتصادی*، سال ۱۰، صص ۱۴۳-۱۴۶.

صیادزاده، علی و سیدمحمدمهدی احمدی (۱۳۸۵)، "بررسی تابع رفاه اجتماعی آمارتیاسن در ایران: یک تحلیل نظری و تجربی"، *مجله نامه مفید*، صص ۱۲۳-۱۳۸.

موسی خانی، غلامرضا (۱۳۸۲)، "توابع رفاه اجتماعی"، *مجله رفاه اجتماعی*، صص ۲۴- ۱۵.

یوسفی شیخ رباط، محمدرضا (۱۳۸۴)، "بررسی تغییرات سطح رفاه اجتماعی مناطق شهری و روستایی (مطالعه موردی ایران)"، *مجله نامه مفید*، صص ۱۸-۳.

Arrow, Kenneth J. (1951, 2nd ed., 1963), *Social Choice and Individual Values*, Yale University Press, New Haven.

Atkinson, A. B. (1970), "On the Measurement of Inequality", *Journal of Economic Theory*, Vol. 2, PP. 244-63.

Beach, C. M. & R. Davidson (1983), "Distribution free Statistical Inference with Lorenz Curves and Income Shares", *Review of Economic Studies*, Vol. 50, PP. 723-35.

Bishop, J. A., Chakravorty, S. & P. D. Thistle (1989), "Asymptotically Distribution Free Statistical Inference for Generalized Lorenz Curves", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 71, PP. 725-77.

Dagum, C. (1990), "Relationship between Income Inequality Measures and Social Welfare Functions", *Journal of Econometrics,* Vol. 43, PP. 91-102.

Dagum, C. (1993), "The Social Welfare Bases of Gini and Other Inequality Measures", *Statistica,* Vol. 53, PP. 3-30.

Dasgupta, P., Sen, A. K. & D. Starett (1970), "Notes on the Measurement Of Inequality", *Journal of Economic Theory*, Vol. 6, PP. 180-7.

Gottschalk, P. & M. Joyce (1992), "Is Earning Inequality also Increases in other Industrialized Countries?", LIS/CEPS Working Paper No. 66, October.

Haresanyi, J. C. (1995), "Cardinal Welfare, Individual Ethics and Interpersonal Comparisons of Utility", *Journal of Political Economy,* Vol. 63, PP. 309-321.

Kakwani, N. C. (1980), *Income Inequality and Poverty: Methods of Estimation and Policy Application*, World Bank Researcg Publication, Oxford University Press.

Kakwani, N. C. (1984), "Welfare Ranking in Income Distribution, in Inequality, Measurement and Policy", Advances in Econometrics, JAI Press, Greenwich, Conn., Vol. 3, PP. 253-282.

Mukhopadhaya, P. (2003), "Trends in Income Disparity and Equality Enhancing Education Policies in the Development Stages in Singapore", *International Journal of Educational Development*.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]

Mukhopadhaya, P. & V. V. B. Rao (2001), *Income Inequality*, In Singapore Economy in 21st Century, McGraw Hill, Singapore.
Ng, Y. K. (1975), "Bentham or Bergson? Finite Sensibility, Utility Functions and Social Welfare Functions", *Review of Economic Studies,* Vol. 42, PP. 545-569.
Sen, A. K. (1974), "Information Bases of Alternative Welfare Approaches", *Journal of Public Economics,* Vol. 3, PP. 387-403.
Sen, A. K. (1976), "Real National Income", *Review of Economic Studies*, Vol. 43, PP. 19-39.
Sheshinski, E. (1972), "Relation between Social Welfare and the Gini Index of Inequality", *Journal of Economic Theory*, Vol. 4, PP. 98-100.
Shorrocks, A. F. (1983), "Ranking Income Distributions", *Economica*, Vol. 50, PP. 3-17.
Yitzhaki, S. (1979), "Relative Deprivation and the Gini Coefficient", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 93, PP. 321-24.
Yitzhaki, S. (1982), "Relative Deprivation and Economic Welfare", *European Economic Review*, Vol. 17, PP. 99-113.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-27]