

فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی (سال هفتم، شماره ۳ «پیاپی ۲۳»، پاییز ۱۳۹۲، صفحات ۴۶-۳۱)

سنجش رفاه استان‌های ایران: رهیافت تابع رفاه غیرپارتویی و تجزیه پذیر نسبت به جمعیت

محمدنبی شهیکی تاش*، مجتبی شهیکی تاش**، الهام شیوایی⁺

تاریخ دریافت: ۹۱/۰۶/۲۲ تاریخ پذیرش: ۹۲/۰۵/۱۵

چکیده

در این مقاله برای ارزیابی رفاه اجتماعی در استان‌های ایران از شاخص کاردینالی سن و کشش تابع رفاه اجتماعی نسبت به برابری و کارایی استفاده شده است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که بیش‌ترین سطح رفاه در استان‌های ایران مربوط به استان تهران با ضریب رفاهی ۸۰/۹۳، استان بوشهر با ضریب رفاهی ۵۸/۱۲ و استان مرکزی با ضریب رفاهی ۴۷/۷۶ بوده و کم‌ترین سطح رفاهی مربوط به استان سیستان و بلوچستان با ضریب رفاهی ۵/۵۹ می‌باشد. همچنین تناسب معناداری بین رفاه و میزان جمعیت بین استان‌های کشور وجود ندارد. بنابراین پیشنهاد می‌شود در برخی استان‌ها از جمله استان‌های تهران، اصفهان، خوزستان و خراسان رضوی با افزایش درآمد سرانه و در برخی دیگر از جمله استان‌های یزد و همدان با کاهش سطح نابرابری درون استانی سطح رفاه بهبود یابد.

طبقه‌بندی JEL: D31, D39

واژگان کلیدی: رفاه، تابع کاردینالی، سن تعمیم یافته.

* استادیار اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان (نویسنده‌ی مسئول)، پست الکترونیکی:

ohammad_Tash@eco.usb.ac.ir

Mojtaba_Tash@yahoo.com

Elham.Shiva@yahoo.com

** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، پست الکترونیکی:

⁺ دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، پست الکترونیکی:

۱. مقدمه

ایران کشور پهناوری است که متشکل از ۳۱ استان می‌باشد. به دلیل برخی از مواهب جغرافیایی و منطقه‌ای برخی از استان‌ها به عنوان مناطق توسعه یافته‌تر شناخته می‌شوند؛ به عبارتی سرانه‌ی تولید ناخالص داخلی برخی استان‌ها بسیار زیاد و برخی اندک است. هم‌چنین توزیع جمعیت در استان‌های کشور به صورت ناهمگن می‌باشد و در برخی استان‌ها تراکم جمعیتی نسبت به مساحت استان بسیار زیاد و در برخی استان‌ها اندک است. از طرفی الگوی سیاستی و تابع رفاه اجتماعی کشور به گونه‌ای بوده که برخی استان‌ها از نظر زیرساخت‌های لازم برای رشد، بهره‌مندتر از سایر استان‌ها می‌باشند. حال سؤال این است با توجه به متفاوت بودن تولید ناخالص داخلی، سطح جمعیت، بهره‌مندی از زیرساخت‌های رشد و سایر عوامل تاثیرگذار بر عدم تعادل‌های منطقه‌ای و جغرافیایی، کدامیک از استان‌های کشور دارای درجه رفاهی بالاتری می‌باشند و کدامیک دارای سطح رفاهی کم‌تری می‌باشند؟ پاسخ علمی به این سؤال می‌تواند از نظر عملی الگوی سیاست‌گذاری مناسبی در زمینه‌ی تخصیص و توزیع منابع، امکانات و فرصت‌ها در اختیار سیاست‌گذاران بخش عمومی کشور برای رفع عدم تعادل‌های ایجاد شده قرار دهد. لذا در این مقاله برای پاسخ به این سؤال از تابع رفاه اجتماعی غیر پارتویی آمارتیاسن استفاده شده که دارای ویژگی تجزیه‌پذیر نسبت به درآمد و جمعیت می‌باشد. برای نیل به این هدف ابتدا مبانی نظری و شاخص‌های ارزیابی رفاه اجتماعی در این تحقیق معرفی شده، سپس سطح رفاهی استان‌های کشور با شاخص کاردینالی سن و "کشش رفاهی نسبت به برابری و کارایی" بررسی شده و در نهایت به یافته‌های این مقاله اشاره شده است. شایان ذکر است که تفاوت این تحقیق نسبت به سایر مطالعات انجام شده آن است که در این مقاله از تابع تجزیه‌پذیر غیرپارتویی نسبت به جمعیت، برای سنجش کاردینالی رفاه استفاده شده است در حالی که در بیشتر مطالعات بدون توجه به ناهمگن بودن مختصات دموگرافی استان‌ها، سطح رفاه سنجیده شده است.

سنجش رفاه استان‌های ایران: رهیافت تابع رفاه غیرپارتویی و تجزیه‌پذیر نسبت به جمعیت ————— ۳۳

۲. ادبیات موضوع

در ادبیات توابع رفاه اجتماعی، معیارهای متنوعی توسط اتکینسون^۱ (۱۹۷۰)، داسگوپتا، سن و استارت^۲ (۱۹۷۰)، ششینسکی^۳ (۱۹۷۲)، سن^۴ (۱۹۷۴)، یتزهاکی^۵ (۱۹۸۲)، شوروکز^۶ (۱۹۸۳) بیچ و دیویدسن^۷ (۱۹۸۳)، کاکوانی^۸ (۱۹۸۴)، بیشوپ، چاکراورتی و تیزتل^۹ (۱۹۸۹)، داگوم^{۱۰} (۱۹۹۰ و ۱۹۹۳)، مکاپدهی^{۱۱} (۲۰۰۶) و ... مطرح شده است که در جدول (۱) به مهم‌ترین توابع رفاه اجتماعی اشاره شده است.

جدول ۱. معرفی انواع توابع رفاه اجتماعی

نحوه محاسبه	تابع رفاه اجتماعی
$W = W[u_1(x_1), u_2(x_2), \dots, u_n(x_n)]$	تابع رفاه برگسون-سامونلسون
$W = f(R_1, R_2, \dots, R_n)$	تابع رفاه ارو
$W = \sum \alpha_i U_i$	تابع رفاه هارسانی
$W = \min\{U_1, U_2, \dots, U_n\}$	تابع رفاه رالز
$W(X) = \mu(1-G)$	تابع رفاه پارتویی سن
$W(X) = \mu^\beta(1-G) \quad 0 \leq \beta \leq 1$	تابع رفاه غیر پارتویی سن

اما در میان این توابع، تابع رفاه آمارتیاسن به دلیل مبانی نظری قوی و معرفی آکسیوم‌های رفاه، اهمیت زیادی دارد. آمارتیاسن تابع رفاه اجتماعی را به صورت تابعی از مطلوبیت‌های افراد تعریف می‌کند که ناشی از موقعیت‌های اجتماعی اشخاص است. آمارتیاسن با توجه به آکسیوم رفاه، شکل عمومی $W(X) = \mu(1-G)$ را برای تابع رفاه اجتماعی کاردینالی معرفی

1. Atkinson
2. Desgupta, Sen, Starett
3. Sheshinski
4. Sen
5. Yitzhaki
6. Shorrocks
7. Beach and Davidson
8. Kakwani
9. Bishop, Chakravorty and Thistle
10. Dagum
11. Mukhopadhaya

نمود که μ میانگین درآمد و G نیز ضریب جینی 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. یعنی هر چه درآمد یک فرد افزایش می‌یابد، اهمیت رفاه آن در رفاه جامعه به نسبت رتبه‌اش کاهش می‌یابد و دارای خاصیت بهینگی پارتو است. تابع تعمیم یافته رفاه سن به صورت $W(X) = \mu^\beta (1 - G)$ است که β پارامتری بین صفر و یک است. هر چه β کاهش یابد نقش کارایی نسبت به برابری کاهش می‌یابد و وقتی $\beta = 0$ است رفاه جامعه در برابری است (ششینسکی، ۱۹۷۲). در ادامه نحوه استخراج تابع تجزیه پذیر آمارتیا سن و چگونگی استخراج کشش‌ها توسط این تابع معرفی می‌گردد.

۳. روش تحقیق

در این مقاله از تجزیه‌ی تابع رفاه اجتماعی آمارتیا سن بر مبنای زیر گروه‌های جمعیت استفاده شده است. اصل تجزیه‌پذیری دلالت دارد بر این که رابطه‌ای منسجم بین رفاه کل جامعه (کشور) و رفاه در بین گروه‌های تشکیل‌دهنده‌ی آن جامعه (استان‌ها) وجود دارد. اگر معیار رفاه این اصل را برآورده سازد می‌توان براساس آن رفاه کل را به صورت تابعی از رفاه درون گروه‌های تشکیل‌دهنده‌ی آن جامعه و رفاه در بین گروه‌ها بیان نمود (مک‌آپدهی، ۲۰۰۵ و ۱۴۱). یک معیار رفاه به صورت جمع پذیر تجزیه‌پذیر است اگر به توان آن را بر حسب جمع وزنی مقادیر رفاه محاسبه شده برای گروه‌های جمعیتی به علاوه رفاه حاصل از تفاوت بین میانگین در آمد گروه‌ها نوشت. لذا برای ارزیابی دقیق سطح رفاه در کشور و تشخیص سطح رفاه در هر یک از استان‌ها نیاز است از یک شاخص تجزیه‌پذیر رفاهی استفاده نمود. در این بخش درصددیم که با توجه به شاخص کاردینالی رفاه آمارتیا سن به یک تابع تجزیه‌پذیر دست یابیم. همانطور که در رابطه رفاهی سن اشاره شد دو مولفه مهم وجود دارد که عبارتند از ضریب^۱ جینی و میانگین درآمد.

می‌دانیم که ضریب جینی را نمی‌توان به صورت متعارف به وسیله‌ی زیرگروه‌های جمعیت (بین گروه و درون گروه) تجزیه نمود اما می‌توان با استفاده از روش پودر^۲ (۱۹۹۳) به صورت

1.Podder

متمایز از روش‌های عرف تجزیه‌پذیری شاخص‌های نابرابری، این شاخص را تجزیه نمود. می‌توان از روش پودر (۱۹۹۳) استفاده نمود و توابع رفاه اجتماعی (SWF) را تجزیه نمود. در این تحقیق تابع رفاه اجتماعی کشور به صورت مجموع موزون از رفاه استان‌ها به صورت $W = \sum_{i=1}^g \Omega_i w_i$ در نظر گرفته شده است. که W_i بیانگر رفاه i امین استان و Ω_i بیانگر وزنی است که به هر یک از استان‌ها اختصاص می‌یابد و g نیز تعداد استان‌ها را نشان می‌دهد. با به کارگیری روش پودر (۱۹۹۳) ضریب جینی را می‌توان به صورت رابطه (۱) به زیرگروه‌هایی از جمعیت تجزیه نمود:

$$G = \sum_i \left\{ \frac{n_i}{n} \frac{\mu_i}{\mu} \right\} C_i \quad (1)$$

که در این رابطه C_i بیانگر ضریب تمرکز گروه i و n_i تعداد افراد در گروه i و μ_i میانگین درآمدی در گروه i ام را نشان می‌دهد. همچنین n و μ به ترتیب کل جمعیت و میانگین درآمدی همه گروه‌ها را نشان می‌دهد که در این مقاله منظور از گروه، استان‌های کشور می‌باشد. در این رابطه C_i که در ترمینولوژی پودر (۱۹۹۳) ضریب تمرکز را نشان می‌دهد به عنوان معیاری از نابرابری در زیر گروه‌ها شناخته می‌شود که دارای دو ویژگی است: ۱- بین (۱ و ۰) قرار می‌گیرد و ۲- شرط پیگو دالتون مبنی بر رعایت اصل انتقال درآمدی را رعایت می‌کند. از طرفی در ابتدای مبانی نظری، تابع رفاه اجتماعی تعمیم یافته سن را به صورت رابطه (۲) تعریف نمودیم:

$$W = \mu^\beta (1-G) = \mu^\beta \left(1 - \sum_i \frac{n_i}{n} \frac{\mu_i}{\mu} C_i\right) = \mu^\beta - \sum_i \frac{n_i}{n} \frac{\mu_i}{\mu^{1-\beta}} C_i \quad (2)$$

از آنجا که $\sum_i \frac{n_i}{n} \frac{\mu_i}{\mu} = 1$ است رابطه (۲) برابر است با:

$$\begin{aligned} W &= \sum_i \frac{n_i}{n} \frac{\mu_i}{\mu} \mu^\beta - \sum_i \frac{n_i}{n} \frac{\mu_i}{\mu^{1-\beta}} C_i = \sum_i \frac{n_i}{n} \frac{\mu_i}{\mu^{1-\beta}} (1 - C_i) \\ &= \sum_i \left[\frac{n_i}{n} \left(\frac{\mu_i}{\mu}\right)^{1-\beta} \right] \mu_i^\beta (1 - C_i) = \sum_i \Omega_i W_i \end{aligned} \quad (3)$$

که $\Omega_i = \frac{n_i}{n} (\frac{\mu_i}{\mu})^{1-\beta}$ بیانگر وزن هر یک از زیرگروه‌ها و $W_i = \mu_i^\beta (1 - C_i)$ رفاه هر یک از زیرگروه‌ها می‌باشد. در حالتی که $\beta = 1$ می‌باشد رابطه تجزیه یافته تابع تعمیم یافته به رابطه زیر تبدیل می‌شود:

$$W = \sum_i \left(\frac{n_i}{n} \right) [\mu_i (1 - C_i)] \quad (4)$$

که در واقع میانگین موزون رفاه فردی زیرگروه‌ها است. همان‌طور که در Ω_i مشاهده می‌شود وزن اختصاص یافته به تابع رفاهی به سهم جمعیت هر یک از گروه‌ها، نسبت میانگین درآمدی زیرگروه‌ها به میانگین درآمد کل و ارزش β بستگی دارد. هر چه ارزش β افزایش یابد اهمیت نسبت میانگین‌های درآمدی در Ω_i کاهش می‌یابد (مک‌پدهی، ۲۰۰۶: ۹۸). می‌توان به صورت زیر سهم نسبی رفاهی هر یک از زیرگروه‌ها را محاسبه نمود:

$$\frac{\Omega_i W_i}{W} = \frac{\left[\frac{n_i}{n} \left(\frac{\mu_i}{\mu} \right)^{1-\beta} \mu_i^\beta (1 - C_i) \right]}{\mu^\beta (1 - G)} = \left(\frac{n_i}{n} \frac{\mu_i}{\mu} \right) \frac{(1 - C_i)}{1 - G} \quad (5)$$

مشاهده می‌شود که سهم رفاهی هر یک از زیرگروه‌ها به سهم درآمدی هر یک از زیرگروه‌ها و ضریب تمرکز زیرگروه‌ها بستگی دارد و پارامتر β هیچ تأثیری ندارد. در رابطه سهم رفاهی عنصر $\frac{1-C_i}{1-G}$ به عنوان معیار «برابری نسبی در گروه» شناخته می‌شود. اگر ارزش این نسبت در گروه i بزرگ‌تر از یک باشد می‌توان نتیجه گرفت درجه نابرابری درآمد در گروه i کم‌تر از درجه نابرابری کل می‌باشد. لذا با توجه به رابطه سهم رفاهی می‌توان نتیجه گرفت سهم نسبی رفاه کل به دو دلیل زیر تغییر می‌یابد: ۱- تغییرات سهم درآمدی هر زیرگروه و ۲- تغییرات معیار برابری نسبی در هر زیرگروه.

هم‌چنین در این مقاله گکذ از کشش تابع رفاه اجتماعی (SWF) استفاده شده است. می‌توان ثابت نمود کشش تابع رفاه اجتماعی نسبت به شاخص برابری در هر یک از زیرگروه‌ها به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\eta_{1-C_i}^W = \frac{\partial W}{\partial (1-C_i)} \frac{1-C_i}{W} = \frac{n_i}{n} \frac{\mu_i}{\mu} \frac{1-C_i}{1-G} \quad (6)$$

که در این شرایط کشش تابع رفاه اجتماعی نسبت به شاخص برابری با سهم نسبی رفاهی هر یک از زیرگروه‌ها برابر می‌باشد. لذا در تابع رفاه تعمیم یافته سن "سهم نسبی رفاهی" هر یک از گروه‌ها "کشش تابع رفاه اجتماعی نسبت به برابری" هر یک از زیرگروه‌ها را نشان می‌دهد. اما آنچه که برای سیاست‌گذار اجتماعی بیشتر حایز اهمیت است آگاهی نسبت به "کشش رفاهی نسبت به تغییرات نسبی درآمد" در هر یک از زیرگروه‌ها است. لذا با توجه به متغیرهای تأثیرگذار در تابع رفاه اجتماعی بایستی بتوانیم رابطه $\eta_{\mu_i}^W = \frac{\partial W}{\partial \mu_i} \frac{\mu_i}{W}$ را محاسبه کنیم. با استفاده از تابع رفاه اجتماعی تعمیم یافته سن (SSWF) به صورت زیر می‌توان رابطه کشش را استخراج نمود:

$$\begin{aligned} W &= \mu^\beta (1-G) = \mu^\beta - \mu^\beta G \\ &= \left(\sum \frac{n_i}{n} \mu_i\right)^\beta - \left(\sum \frac{n_i}{n} \mu_i\right)^{\beta-1} \left(\sum \frac{n_i}{n} \mu_i C_i\right) \end{aligned} \quad (7)$$

از طرفی می‌دانیم که $n\mu = \sum n_i \mu_i$ و $n\mu G = \sum n_i \mu_i C_i$ می‌باشد. با استفاده از تابع رفاه

$$\text{تعمیم یافته سن (SSWF) می‌توان } \frac{\partial W}{\partial \mu_i} \text{ را به صورت زیر به دست آورد:} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial W}{\partial \mu_i} &= \beta \left(\sum \frac{n_i}{n} \mu_i\right)^{\beta-1} \frac{n_i}{n} - (\beta-1) \left(\sum \frac{n_i}{n} \mu_i\right)^{\beta-2} \frac{n_i}{n} \sum \frac{n_i}{n} \mu_i C_i - \left(\sum \frac{n_i}{n} \mu_i\right)^{\beta-1} \frac{n_i}{n} C_i \\ &= \beta \mu^{\beta-1} \frac{n_i}{n} - (\beta-1) \mu^{\beta-2} \mu G \frac{n_i}{n} - \mu^{\beta-1} \frac{n_i}{n} C_i \\ &= \frac{1}{n} \left[\beta \mu^{\beta-1} n_i - (\beta-1) \mu^{\beta-1} G n_i - \mu^{\beta-1} n_i C_i \right] \end{aligned}$$

اکنون با توجه به روابط فوق به صورت زیر می‌توان کشش تابع رفاه اجتماعی را محاسبه نمود:

(۹)

$$\begin{aligned} \eta_{\mu_i}^w &= \frac{\partial W}{\partial \mu_i} \frac{\mu_i}{W} = \frac{[\beta \mu^{\beta-1} n_i - \mu^{\beta-1} (\beta-1) G n_i - \mu^{\beta-1} n_i C_i] \mu_i}{\mu^\beta (1-G)n} = \frac{[\beta n_i - (\beta-1) G n_i - n_i C_i] \mu_i}{\mu (1-G)n} \\ &= \frac{[\beta n_i - (\beta-1) G n_i - n_i C_i + n_i - n_i] \mu_i}{\mu (1-G)n} = \frac{[(\beta-1) n_i - (\beta-1) G n_i] \mu_i + n_i (1-C_i) \mu_i}{\mu (1-G)n} \\ &= \frac{\mu_i (\beta-1) [n_i - G n_i]}{\mu (1-G)n} + \frac{n_i \mu_i (1-C_i)}{\mu (1-G)n} = \frac{\mu_i (\beta-1) n_i [1-G]}{\mu (1-G)n} + \frac{n_i \mu_i (1-C_i)}{\mu (1-G)n} \\ &= \frac{\mu_i}{\mu} \frac{n_i}{n} (\beta-1) + \frac{n_i \mu_i (1-C_i)}{\mu (1-G)n} \end{aligned}$$

رابطه کشش تابع رفاه اجتماعی نسبت به تغییرات نسبی درآمد در هر یک از زیرگروه‌ها را می‌توان به صورت زیر نیز نشان داد:

$$\begin{aligned} \eta_{\mu_i}^w &= \frac{\mu_i}{\mu} \frac{n_i}{n} (\beta-1) + \eta_{1-C_i}^w \\ \eta_{\mu}^w &= \frac{\mu_i}{\mu} \frac{n_i}{n} (\beta-1) + \frac{w_i \Omega_i}{w} \end{aligned} \quad (10)$$

۴. سنجش شاخص‌های رفاه در استان‌های ایران

در این بخش با توجه به معیارهای معرفی شده در بخش سوم مقاله درصددیم به ارزیابی سطح رفاه در استان‌های ایران بپردازیم. در جدول (۲) شاخص رفاه کاردینالی سن به ازای مقادیر β مختلف محاسبه شده است. اشاره شد که هر چه β کاهش یابد نقش "کارایی" نسبت به "برابری" کاهش می‌یابد و هنگامی که $\beta=0$ است تنها به معیار "برابری" در جامعه توجه می‌شود. نتایج یافته‌های این تحقیق بیانگر آن است که به ازای $\beta=0$ می‌توان مشاهده نمود که بیشترین سطح رفاه در استان بوشهر ($W=0/66$)، خوزستان ($W=0/65$) و کهگیلویه ($W=0/64$) بوده و کم‌ترین سطح رفاه در استان خراسان جنوبی ($W=0/55$)، اصفهان ($W=0/57$) و خراسان رضوی ($W=0/571$) است. مشاهده می‌شود که شاخص فوق رتبه‌بندی مناسبی از وضعیت رفاهی استان‌های کشور نشان نمی‌دهد و نتایج توأم با تورش است؛ زیرا به

معیار کارایی توجه نشده و به سطح درآمد سرانه استان‌ها توجه ننموده است، لذا منطقی آن است که شاخص آمارتیاسن را در شرایطی محاسبه نماییم که وزنه‌ی متناسبی به معیار "کارایی" و "برابری" داده باشد. برای در نظر گرفتن هر دو معیار ذکر شده در ادامه سطح رفاه استان‌ها را با در نظر گرفتن $\beta = 2$ محاسبه می‌کنیم به ازای این مقدار برای پارامتر β می‌توان رتبه بندی مناسبی از وضعیت رفاهی استان‌های کشور ارائه نمود.

در جدول (۲) نتایج شاخص سن تعمیم یافته به ازای $\beta = 2$ مشاهده می‌گردد. طبق این شاخص بیش‌ترین سطح رفاه در استان‌های ایران مربوط به استان تهران با ضریب رفاهی $۸۰/۹۳$ استان بوشهر با ضریب رفاهی $۵۸/۱۲$ و استان مرکزی با ضریب رفاهی $۴۷/۷۶$ بوده و کم‌ترین سطح رفاهی مربوط به استان سیستان و بلوچستان با ضریب رفاهی $۵/۵۹$ ، سپس استان کردستان با ضریب رفاهی ۸ می‌باشد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که پس از استان سیستان و بلوچستان و کردستان استان‌هایی مانند کهگیلویه و بویر احمد، لرستان، کرمانشاه، ایلام و آذربایجان غربی دارای کم‌ترین سطح رفاهی در کشور بوده‌اند به طوری که از سطح میانگین رفاهی کشور نیز به طور معناداری فاصله دارند. در جدول (۲) به مقایسه نحوه توزیع شاخص تجزیه پذیر رفاه و نحوه توزیع جمعیت در استان‌های ایران اشاره شده است. مشاهده می‌شود که تناسب معناداری بین رفاه و سطح جمعیت بین استان‌های کشور وجود ندارد. به عبارتی در شرایط توزیع عادلانه امکانات و فرصت‌ها انتظار بر آن است که ۲۰ درصد جمعیت از ۲۰ درصد منابع رفاهی جامعه بهره‌مند گردند. اما این تناسب در استان‌های ایران برقرار نبوده است. برای مثال استان تهران با دارا بودن $۱۸/۸$ درصد جمعیت کشور دارای سهم رفاهی $۳۲/۵۹$ بوده در حالی که استان ایلام با دارا بودن ۸ صدم درصد جمعیت کشور دارای سهم رفاهی $۰/۵۱$ است. بر مبنای شاخص سهم رفاهی نیز مشاهده می‌شود که بیشترین سهم رفاهی مربوط به استان تهران با ضریب $۳۲/۵۹$ درصد و استان اصفهان با ضریب $۷/۹$ درصد می‌باشد. در جدول (۲) نیز با توجه به کشش رفاه نسبت به شاخص برابری و شاخص کارایی ارزیابی نسبت به حساسیت استان‌های کشور در قبال تغییر سطح درآمد سرانه و در قبال الگوی توزیعی ارائه شده است. مشاهده می‌گردد که استان تهران، اصفهان، خوزستان و خراسان رضوی به ترتیب با داشتن کشش‌های رفاهی نسبت به درآمد (η_{μ}^W) $۰/۶۳$ ، $۰/۱۶$ ، $۰/۱۳$ و $۰/۱۲$ حساسیت بسیار زیادی به متغیر درآمدی دارند. این شاخص نشان می‌دهد که برای بهبود سطح رفاه در این استان‌ها بهترین سیاست به کارگیری

الگوی برای افزایش قدرت خرید و افزایش درآمد حقیقی است. در حالی که در استان ایلام، خراسان جنوبی، کهگیلویه و بویر احمد، اردبیل و چهارمحال و بختیاری به ترتیب با داشتن کتشی‌های در آمدی ۰/۰۱، ۰/۰۱۲، ۰/۰۱۳، ۰/۰۲ و ۰/۰۲۱ کم‌ترین حساسیت به درآمد وجود دارد. هم‌چنین بر مبنای شاخص "کتش رفاهی نسبت به برابری" مشاهده می‌شود که استان‌های یزد، همدان و هرمزگان به ترتیب با دارا بودن "کتش رفاهی نسبت به برابری" ۰/۰۳/۰۱، و ۰/۰۲ بیش‌ترین حساسیت را به الگوی توزیع درآمد دارند. به عبارت دیگر بهبود توزیع درآمد در این استان‌ها نقش معناداری در افزایش سطح رفاه استان به همراه دارد و در استان‌های آذربایجان شرقی و غربی کم‌ترین حساسیت به بهبود توزیع درآمد (به عنوان متغیری که منجر به افزایش سطح رفاه استان می‌شود) وجود دارد.

جدول ۲. سطح رفاه (W) و کتشی ($\eta_{\mu_i}^w$) در استان‌ها بر مبنای β های مختلف

$\beta = 2$			$\beta = 1$			$\beta = 0.5$			$\beta = 0$			پارامتر استان
$\eta_{\mu_i}^w$	w	Ω_i	$\eta_{\mu_i}^w$	w	Ω_i	$\eta_{\mu_i}^w$	w	Ω_i	$\eta_{\mu_i}^w$	w	Ω_i	شاخص
۰/۱	۲۷	۰/۰۵	۰/۰۵	۴/۰۶	۰/۰۵	۰/۰۳	۱/۵۷	۰/۰۵	۰/۰۸	۰/۶۱	۰/۰۵	آذربایجان شرقی
۰/۰۵	۱۱/۸۶	۰/۰۶	۰/۰۳	۲/۶۴	۰/۰۴	۰/۰۱	۱/۲۵	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۵۹	۰/۰۳	آذربایجان غربی
۰/۰۲	۱۳/۵۸	۰/۰۳	۰/۰۱	۲/۸۴	۰/۰۲	۰/۰۱	۱/۳	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۵۹	۰/۰۱	اردبیل
۰/۱۶	۴۳/۸۲	۰/۰۵	۰/۰۸	۵	۰/۰۶	۰/۰۴	۱/۶۹	۰/۰۷	۰/۱۲	۰/۵۷	۰/۰۸	اصفهان
۰/۰۱	۱۱/۳۸	۰/۰۱	۰/۰۱	۲/۶۷	۰/۰۱	۰	۱/۲۹	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۶۲	۰	ایلام
۰/۰۴	۵۸/۱۷	۰/۰۱	۰/۰۲	۶/۲	۰/۰۱	۰/۰۱	۲/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۶۶	۰/۰۲	بوشهر
۰/۶۳	۸۰/۹۳	۰/۱۲	۰/۳۳	۷/۰۸	۰/۱۹	۰/۱۷	۲/۰۹	۰/۲۴	۰/۴۸	۰/۶۲	۰/۳۱	تهران
۰/۰۲	۱۳/۴۷	۰/۰۲	۰/۰۱	۲/۹۱	۰/۰۱	۰	۱/۳۵	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۶۳	۰/۰۱	چهارمحال و بختیاری
۰/۰۱	۱۵/۲۶	۰/۰۱	۰/۰۱	۲/۹۱	۰/۰۱	۰	۱/۲۷	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۵۵	۰/۰۱	خراسان جنوبی
۰/۱۲	۱۷/۱۱	۰/۱	۰/۰۶	۳/۱۱	۰/۰۸	۰/۰۳	۱/۳۳	۰/۰۷	۰/۰۹	۰/۵۷	۰/۰۶	خراسان رضوی
۰/۰۲	۱۴/۶۳	۰/۰۲	۰/۰۱	۲/۹۵	۰/۰۱	۰	۱/۳۲	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۵۹	۰/۰۱	خراسان شمالی

ادامه جدول ۲. سطح رفاه (W) و کشش (η_i^w) در استان‌ها بر مبنای β های مختلف

پارامتر استان	$\beta = 0$		$\beta = 0.5$		$\beta = 1$		$\beta = 2$	
خوزستان	۰/۰۶	۰/۶۵	۰/۱	۰/۰۶	۱/۷۲	۰/۰۴	۰/۰۶	۴/۵۳
زنجان	۰/۰۱	۰/۶۱	۰/۰۲	۰/۰۱	۱/۴۵	۰/۰۱	۰/۰۱	۳/۴۳
سمنان	۰/۰۱	۰/۶۲	۰/۰۱	۰/۰۱	۱/۷۳	۰/۰۱	۰/۰۱	۴/۸۲
سیستان و بلوچستان	۰/۰۱	۰/۶	۰/۰۲	۰/۰۲	۱/۰۴	۰/۰۱	۰/۰۱	۱/۸۳
فارس	۰/۰۵	۰/۶۱	۰/۰۸	۰/۰۶	۱/۴۷	۰/۰۳	۰/۰۳	۳/۵۴
قزوین	۰/۰۲	۰/۶۳	۰/۰۳	۰/۰۲	۱/۶۸	۰/۰۱	۰/۰۲	۴/۵۳
قم	۰/۰۱	۰/۶۲	۰/۰۲	۰/۰۱	۱/۴۹	۰/۰۱	۰/۰۱	۳/۵۹
کردستان	۰/۰۱	۰/۶۴	۰/۰۲	۰/۰۱	۱/۲	۰/۰۱	۰/۰۱	۲/۲۶
کرمان	۰/۰۳	۰/۵۹	۰/۰۵	۰/۰۴	۱/۵۱	۰/۰۲	۰/۰۳	۳/۸۳
کرمانشاه	۰/۰۲	۰/۵۸	۰/۰۲	۰/۰۲	۱/۲۱	۰/۰۱	۰/۰۲	۲/۴۹
کهگیلویه و بویراحمد	۰/۰۱	۰/۶۴	۰/۰۱	۰/۰۱	۱/۲۷	.	۰/۰۱	۲/۵۳
گلستان	۰/۰۲	۰/۵۷	۰/۰۳	۰/۰۲	۱/۳۳	۰/۰۱	۰/۰۲	۳/۱۱
گیلان	۰/۰۳	۰/۵۹	۰/۰۴	۰/۰۳	۱/۴۳	۰/۰۱	۰/۰۳	۳/۴۳
لرستان	۰/۰۱	۰/۶۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۱/۲۵	۰/۰۱	۰/۰۱	۲/۵
مازندران	۰/۰۴	۰/۵۹	۰/۰۶	۰/۰۴	۱/۵۷	۰/۰۲	۰/۰۴	۴/۲۱
مرکزی	۰/۰۲	۰/۶	۰/۰۴	۰/۰۲	۱/۸	۰/۰۱	۰/۰۳	۵/۳۷
هرمزگان	۰/۰۲	۰/۵۹	۰/۰۴	۰/۰۲	۱/۷۳	۰/۰۱	۰/۰۲	۵/۰۷
همدان	۰/۰۲	۰/۵۸	۰/۰۳	۰/۰۲	۱/۳۲	۰/۰۱	۰/۰۲	۳/۰۱
یزد	۰/۰۲	۰/۵۸	۰/۰۲	۰/۰۱	۱/۶۳	۰/۰۱	۰/۰۱	۴/۵۷
میانگین کشور	۰/۰۲	۰/۶	۰/۰۳	۰/۰۲	۱/۴۵	۰/۰۱	۰/۰۲	۳/۵۲

منبع: یافته‌های مقاله

در جدول (۳) از معیار برابری نسبی در گروه $(\frac{1-C_i}{1-G_i})$ برای ارزیابی درجه نابرابری درآمد در استان‌های کشور استفاده شده است. مشاهده می‌گردد که استان‌های بوشهر، خوزستان، کردستان، کهگیلویه و بویراحمد با دارا بودن $\frac{1-C_i}{1-G} > 1$ دارای درجه نابرابری درآمد کم‌تری نسبت به درجه نابرابری کل در کشور می‌باشند و استان‌های خراسان جنوبی، خراسان رضوی و

گلستان با دارا بودن $\frac{1-G_i}{1-G} < 1$ دارای درجه نابرابری درآمد بیشتری نسبت به درجه نابرابری کل می‌باشند. هم‌چنین با مقایسه سطح درآمد سرانه استان‌های کشور با میانگین درآمد سرانه کل ($\frac{\mu_i}{\mu}$) مشاهده می‌شود که کم‌ترین ضریب نسبی درآمد سرانه نسبت به کشور مرتبط به استان‌های سیستان و بلوچستان (۰/۴۳)، کردستان (۰/۵۰)، کهگیلویه و بویر احمد (۰/۵۶)، لرستان (۰/۵۷) و ایلام (۰/۶) می‌باشد و بیش‌ترین ضریب نسبی درآمد سرانه نسبت به کشور مربوط به استان‌های تهران (۱/۶۲)، بوشهر (۱/۳۳)، مرکزی (۱/۲۶)، اصفهان (۱/۲۴)، هرمزگان (۱/۲۲) و یزد (۱/۱۲) می‌باشد.

جدول ۳. ارزیابی رفاهی در استان‌های کشور

استان	توزیع جمعیت در استان‌ها (درصد)	$\frac{\mu_i}{\mu}$	$\frac{1-G_i}{1-G}$	سهم رفاهی
آذربایجان شرقی	۵/۱۵	۰/۹۳	۱/۰۵	۵/۰۹
آذربایجان غربی	۴/۰۸	۰/۶۴	۱/۰۱	۲/۶۳
اردبیل	۱/۷۶	۰/۶۸	۱/۰۲	۱/۲۲
اصفهان	۶/۴۷	۱/۲۴	۰/۹۸	۷/۹
ایلام	۰/۷۸	۰/۶	۱/۰۸	۰/۵۱
بوشهر	۰/۲۶	۱/۳۳	۱/۱۴	۱/۹
تهران	۱۸/۸۸	۱/۶۲	۱/۰۷	۳۲/۵۹
چهارمحال و بختیاری	۱/۲۲	۰/۶۶	۱/۰۸	۰/۸۷
خراسان جنوبی	۰/۹	۰/۷۴	۰/۹۵	۰/۶۴
خراسان رضوی	۷/۹۳	۰/۷۸	۰/۹۷	۶/۰۲
خراسان شمالی	۱/۱۶	۰/۷	۱/۰۲	۰/۸۳
خوزستان	۶/۰۸	۰/۹۹	۱/۱۲	۶/۷۱
زنجان	۱/۳۸	۰/۷۹	۱/۰۶	۱/۱۵
سمنان	۰/۸۴	۱/۰۹	۱/۰۷	۰/۹۸
سیستان و بلوچستان	۳/۳۷	۰/۴۳	۱/۰۳	۱/۵
فارس	۶/۱۷	۰/۸۲	۱/۰۵	۵/۳۳

ادامه جدول ۳. ارزیابی رفاهی در استان‌های کشور

استان	توزیع جمعیت در استان‌ها (درصد)	$\frac{\mu_i}{\mu}$	$\frac{1-C_i}{1-G}$	سهم رفاهی
قزوین	۱/۶۲	۱/۰۳	۱/۰۸	۱/۷۹
قم	۱/۴۸	۰/۸۲	۱/۰۶	۱/۳۹
کردستان	۲/۰۶	۰/۵	۱/۱	۱/۱۴
کرمان	۳/۷۳	۰/۹۱	۱/۰۲	۳/۴۸
کرمانشاه	۲/۶۹	۰/۶	۱/۰۱	۱/۶۳
کهگیلویه و بویراحمد	۰/۹	۰/۵۶	۱/۰۹	۰/۵۶
گلستان	۲/۳	۰/۸۷	۰/۹۷	۱/۷۴
گیلان	۳/۴۴	۰/۸۲	۱/۰۲	۲/۸۸
لرستان	۲/۴۵	۰/۵۷	۱/۰۷	۱/۵
مازندران	۴/۱۶	۱/۰۲	۱/۰۱	۴/۲۷
مرکزی	۱/۹۳	۱/۲۶	۱/۰۴	۲/۵۳
هرمزگان	۱/۹۷	۱/۲۲	۱/۰۱	۲/۴۴
همدان	۲/۴۵	۰/۷۴	۱	۱/۸
یزد	۱/۴	۱/۱۲	۰/۹۹	۱/۵۶

منبع: یافته‌های مقاله

۵. نتایج و پیشنهادها

در این مقاله برای ارزیابی رفاه اجتماعی در استان‌های ایران از معیارهای رفاهی (تابع رفاه کاردینالی سن و کشش تابع رفاه اجتماعی نسبت به برابری و کارایی) استفاده شده است. از مهم‌ترین یافته‌های این تحقیق می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

- ۱- بر مبنای ضریب جینی بیشترین نابرابری درآمد در استان‌های خراسان جنوبی، خراسان رضوی، گلستان، اصفهان، یزد و همدان می‌باشد که به ترتیب دارای ضریب جینی ۰/۴۴، ۰/۴۳، ۰/۴۳، ۰/۴۲، ۰/۴۱، ۰/۴۲ می‌باشند. هم‌چنین کم‌ترین سطح نابرابری درون استانی در بوشهر، خوزستان، کردستان و کهگیلویه و بویر احمد که به ترتیب دارای ضریب جینی ۰/۳۳، ۰/۳۴ و ۰/۳۶ است، مشاهده می‌گردد.

- ۲- بر مبنای شاخص رفاه کاردینالی آمارتیاسن، بیشترین سطح رفاه در استان‌های ایران مربوط به استان تهران با ضریب رفاهی $۸۰/۹۳$ ، استان یوشهر با ضریب رفاهی $۵۸/۱۲$ و استان مرکزی با ضریب رفاهی $۴۷/۷۶$ بوده و کم‌ترین سطح رفاهی مربوط به استان سیستان و بلوچستان با ضریب رفاهی $۵/۵۹$ ، سپس استان کردستان با ضریب رفاهی ۸ می‌باشد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که پس از استان سیستان و بلوچستان و کردستان استان‌هایی مانند کهگیلویه و بویر احمد، لرستان، کرمانشاه، ایلام و آذربایجان غربی دارای کم‌ترین سطح رفاهی در کشور بوده‌اند به طوری که از سطح میانگین رفاهی کشور نیز به طور معناداری فاصله دارند.
- ۳- بر مبنای شاخص سهم رفاهی نیز مشاهده می‌شود که بیش‌ترین سهم رفاهی مربوط به استان تهران با ضریب $۳۲/۵۹$ درصد و استان اصفهان با ضریب $۷/۹$ درصد می‌باشد.
- ۴- مشاهده می‌گردد که استان تهران، اصفهان، خوزستان و خراسان رضوی به ترتیب با داشتن کشش‌های رفاهی نسبت به درآمد (η_{μ}^W) $۰/۶۳$ ، $۰/۱۶$ ، $۰/۱۳$ و $۰/۱۲$ حساسیت بسیار زیادی به متغیر درآمدی دارند. این شاخص نشان می‌دهد که برای بهبود سطح رفاه در این استان‌ها بهترین سیاست به کارگیری الگویی برای افزایش قدرت خرید و افزایش درآمد حقیقی است.
- ۵- بر مبنای شاخص "کشش رفاهی نسبت به برابری" مشاهده می‌شود که استان‌های یزد، همدان و هرمزگان به ترتیب با دارا بودن "کشش رفاهی نسبت به برابری" $۰/۰۳/۰۱$ ، $۰/۰۲$ و بیش‌ترین حساسیت را به الگوی توزیع درآمد دارند. به عبارت دیگر بهبود توزیع درآمد در این استان‌ها نقش معناداری در افزایش سطح رفاه به همراه دارد.
- ۶- هم‌چنین با مقایسه سطح درآمد سرانه استان‌های کشور با میانگین درآمد سرانه کل $(\frac{\mu^i}{\mu})$ مشاهده می‌شود که کم‌ترین ضریب نسبی درآمد سرانه نسبت به کشور مرتبط به استان‌های سیستان و بلوچستان ($۰/۴۳$)، کردستان ($۰/۵۰$)، کهگیلویه و بویر احمد ($۰/۵۶$)، لرستان ($۰/۵۷$) و ایلام ($۰/۶$) می‌باشد.

با توجه به یافته‌های این مقاله بسیاری از استان‌های کشور (سیستان و بلوچستان، کردستان، کهگیلویه و بویراحمد، لرستان، کرمانشاه، ایلام و آذربایجان غربی) نسبت به متوسط کشور از وضعیت رفاهی مطلوبی برخوردار نیستند و عدم تعادل منطقه‌ای معناداری بین استان‌های کشور مشاهده می‌گردد. راه حل‌های پیشنهادی این مقاله برای افزایش سطح رفاه در استان‌های مختلف متفاوت است، چنانچه در برخی استان‌ها (از جمله استان‌های تهران، اصفهان، خوزستان و خراسان رضوی) با افزایش درآمد سرانه و در برخی دیگر (از جمله استان‌های یزد، همدان و هرمزگان) با کاهش سطح نابرابری درون استانی می‌توان وضعیت رفاهی را بهبود بخشید. بر اساس این یافته‌ها سیاست‌گذاران کشور می‌توانند در برخی از استان‌ها بدون افزایش در سطح درآمد سرانه و صرفاً با کاهش نابرابری وضعیت رفاهی مردم آن مناطق را بهبود بخشند. از آنجا که در این مقاله در سنجش رفاه بر دو متغیر نابرابری و درآمد سرانه تأکید شده است، برای حل مساله عدم تعادل منطقه‌ای می‌توان دو دسته از سیاست‌ها را پیشنهاد نمود. یکی سیاست‌های کوتاه مدت (کاهش نابرابری بین استانی و درون استانی) و دیگری سیاست‌های بلند مدت (افزایش درآمد سرانه) است. در زمینه سیاست‌های بلندمدت نیاز به برنامه‌ریزی فضایی و منطقه‌ای الزامی است، لذا جهت متعادل و متوازن ساختن توسعه مناطق مختلف، رویکرد مبتنی بر توسعه همه جانبه بر مبنای قابلیت‌ها، مزیت‌های نسبی، توانمندی‌ها و محدودیت‌های منطقه‌ای ضروری به نظر می‌رسد. به عبارت دیگر بایستی الگوی توسعه مبتنی بر آمایش سرزمین با استناد بر توازن منطقه‌ای و افزایش استانداردهای رفاهی دنبال شود. در زمینه‌ی سیاست‌های کوتاه‌مدت، دولت می‌تواند با اتخاذ سیاست‌های بازتوزیعی مناسب، وضعیت نابرابری در درون استان‌ها و در بین استان‌های مختلف را بهبود بخشد.

منابع

- Atkinson, A. B. (1970). On the measurement of inequality. *Journal of Economic Theory*, 2: 244-63.
- Beach, C. M., & Davidson, R. (1983). Distribution free statistical inference with Lorenz curves and income shares, *Review of Economic Studies*, 50(4): 723-35.
- Bishop, J. A., & S. Chakravorty & Thistle, P. D. (1989). Asymptotically distribution free statistical inference for generalized Lorenz curves. *Review of Economics and Statistics*, 71(3): 725-77.
- Dagum, C. (1990). Relationship between income inequality measures and social welfare functions, *Journal of Econometrics*, 43(1): 91-102.
- Dagum, C. (1993). The social welfare bases of gini and other inequality measures, *Statistica*, 53: 3-30.
- Dasgupta, P., & A.K. Sen., & Starett, D. (1970). Notes on the measurement of inequality. *Journal of Economic Theory*, 6(2): 180-7.
- Kakwani, N. C. (1984). Welfare ranking in income distribution, in inequality, measurement and policy. *Advances in Econometrics*, JAI Press, Greenwich, Conn, 3(3): 253-282.
- Mukhopadhyaya, P. (2006). Trends in income disparity and equality enhancing education policies in the development stages in Singapore. *International Journal of Educational Development*, (2): 187-95.
- Sen, A. K. (1974). Information bases of alternative welfare approaches. *Journal of Public Economics*, 3(1): 387-403.
- Sen, A. K. (197۴). Real national income. *Review of Economic Studies*, 43(4): 19-39.
- Sheshinski, E. (1972). Relation between social welfare and the gini index of inequality. *Journal of Economic Theory*, 4(1): 98-100.
- Shorrocks, A. F. (1983). Ranking income distributions. *Economica*, 50(2): 3-17.
- Yitzhaki, S. (1979). Relative deprivation and the gini coefficient. *Quarterly Journal of Economics*, 93(2): 321-24.
- Yitzhaki, S. (1982). Relative deprivation and economic welfare. *European Economic Review*, 17(1): 99-113.