

بررسی ارتباط رشد اقتصادی و ضریب رفاه اجتماعی در ایران بر اساس رهیافت بیزین

Examining the Relationship between Economic Growth and Coefficient of Social Welfare under the Bayesian Approach in Iran

Mohammad Nabi Shahiki Tash*,
Saber Molaee**, Khadijeh Dinarzehi***

محمدنابی شهیکیش تاش*، صابر مولایی**،
خدیدجه دینارزه‌هی***

Received: 14/Oct/2013 Accepted: 11/March/2014

دریافت: ۱۳۹۲/۷/۲۲ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۲/۲۰

چکیده:

Abstract:

The main objective of this paper is to examine the impact of economic growth on coefficient of cardinal welfare in Iran's economy. Hence, we employ the Bayesian approach and the estimation of forward and backward density functions in order to measure the effect of economic growth spillovers on the social welfare. The paper has applied the Gibbs sampling algorithm which is a rigorous tool for forward simulation so as the results rising from this simulation indicate that there is a positive relationship between economic growth and welfare variables in Iran. It means that the flow of economic growth has had a positive impact on the rise of welfare in the country, such that the average of Bayesian coefficient is near to 0.17 per cent for the change of welfare during the period 1985-2011. Accordingly, it is recommended that: 1- the policy makers should follow the growth-based strategies 2- the respective officials should identify the effective variables on growth in order to increase growth rate for the economy and eventually, 3- design more efficient institutions for the poor so as they enjoy greater gaining from the growth.

هدف محوری این مقاله بررسی تأثیر رشد اقتصادی بر ضریب کاردینالی رفاه در اقتصاد ایران می‌باشد. از این‌رو برای سنجش اثر سرریز رشد اقتصادی بر رفاه اجتماعی، از رهیافت بیزین و برآورد توابع چگالی پسین و پیشین و متوسط ضرایب بیزی استفاده شده است. در این مقاله از الگوریتم نمونه‌گیری گیبس که ابزاری قدرتمند به منظور شبیه‌سازی توزیع پسین است، استفاده شده است. نتایج این بررسی مؤید آن است که ارتباط میان تغییرات رشد اقتصادی و رفاه در ایران مثبت بوده است. یعنی جریان رشد اقتصادی تأثیرات مثبتی بر افزایش رفاه در ایران به همراه داشته است، به گونه‌ای که متوسط ضریب بیزی استخراج شده در حدود هفده صدم درصد منجر به تغییر رفاه در طی سال‌های ۱۳۶۴ تا ۱۳۹۰ شده است. از این‌رو نکته‌ای که می‌بایست مدنظر سیاست‌گذاران اقتصادی کشور قرار گیرد آن است که 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 در راستای بهره‌مند شدن از منافع و عایدات ناشی از رشد طراحی گردد.

Keywords: Economic Growth, Welfare Coefficient, Bayesian Approach, Prior Distribution, Posterior Distribution.

JEL: D31, D39, C11.

کلمات کلیدی: رشد اقتصادی، ضریب رفاه، رهیافت بیزین، تابع توزیع پیشین، تابع توزیع پسین.
طبقه‌بندی JEL: D31, D39, C11.

* Assistant Professor of Economics, Economics Department, University of Sistan and Baluchestan, Iran (Corresponding Author).

** Ph.D. Student in Economics, Isfahan University, Isfahan, Iran.

*** M.A. Student in Economics, University of Sistan and Baluchestan, Iran.

* استادیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان (نویسنده مسئول)

Email: mohammad_tash@eco.usb.ac.ir

** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه اصفهان

Email: saber.molai@yahoo.com

*** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان

Email: khadijeh.dinarzehi@gmail.com

۱- مقدمه

عنوان شد به الگوی رشد آن کشور و نحوه تخصیص و سرریز آن در جامعه بستگی دارد.

بر این اساس هدف محوری این تحقیق پاسخ به این پرسش می‌باشد که آیا الگوی رشد اقتصادی در ایران رفاه محور می‌باشد یا پیامد آن به دلیل افزایش نابرابری درآمدی، فقر محور بوده است. در راستای پاسخ به این سؤال شش بخش تدوین شده است. در بخش دوم به پیشینه تحقیق اشاره شده و در بخش سوم و چهارم به بررسی مبانی نظری شاخص کاردینالی رفاه و مبانی نظری تکنیک بیزین اشاره شده است. در بخش پنجم به برآورد مدل بیزی مرتبط با رشد اقتصادی و رفاه پرداخته شده است و در انتها مهم‌ترین نتایج و توصیه‌های سیاستی مرتبط با آن مورد توجه قرار گرفته است.

۲- پیشینه تحقیق

زوهیر و ایمن^۱ در مقاله‌ای با عنوان «رفاه، توزیع درآمد و رشد اقتصادی» به بررسی اثر متغیرهای کلان بر رشد پرداختند. محققان این مقاله معتقدند که رشد اقتصادی به عنوان یکی از روش‌های کارا برای افزایش رفاه بوده است (زوهیر و ایمن، ۲۰۱۲: ۱۵۴-۱۴۲).

فلیشر و همکاران^۲ با استفاده از یک مدل رگرسیونی به بررسی نتایج توزیع متفاوت سرمایه انسانی و رشد اقتصادی بر رفاه خانوارها و ارتباط آن با وضعیت فقر می‌پردازند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که وجود محدودیت‌های مالی و نقدینگی و پائین بودن بهره‌وری تحصیلات می‌تواند افراد را محکوم به زندگی در دام فقر نماید (فلیشر و همکاران، ۲۰۱۱: ۲۳۱-۲۱۵).

اشنایدر و وینکلر^۳ چندین عامل را برای توضیح تغییرات رفاه به کار بردند. در بین متغیرهایی که ایشان برای تبیین رفاه استفاده نمودند، مشاهده کردند که تغییرات سیکلی متغیرهای کلان مانند رشد اقتصادی، سطح بیکاری و تورم تأثیر معنی‌داری بر رفاه داشته است. همچنین ایشان نتیجه گرفتند که

شرایط اقتصادی مناسب در یک جامعه عمدتاً به عنوان یکی از عوامل مؤثر در بهبود وضعیت اقتصادی خانوارها شناخته می‌شود، چرا که وجود چنین شرایطی می‌تواند به عنوان یکی از عوامل انگیزش در جامعه جهت افزایش تولیدات و درآمدها محسوب گردد. داشتن اطمینان از نتیجه، بر تمایلات و آرزوها اثر می‌گذارد و به صورت انگیزه‌ای برای کسب رفاه بیشتر عمل می‌نماید. اگر کسی اطمینان داشته باشد که درآمد بیشتری به دست خواهد آورد، آن‌گاه برای او تلاش مضاعف برای کسب درآمد از اهمیت بیشتری برخوردار خواهد بود. در حالت عکس وجود شرایط نامساعد باعث کاهش اطمینان افراد از نتایج تلاش‌ها و فعالیت‌های اقتصادی آنان خواهد گردید و در نتیجه این مسئله از طریق تأثیرگذاری بر تمایلات و آرزوهای آنان باعث کاهش انگیزه‌های آنان برای کسب درآمدهای بیشتر و بهبود اوضاع اقتصادی می‌گردد. از طرف دیگر باید عنوان گردد که رشد اقتصادی بالا و برخورداری از شرایط اقتصادی مناسب‌تر، می‌تواند فرصت‌های بیشتری را برای افزایش درآمدهای جامعه از طریق گسترش بازارها، فرصت‌ها و محرک‌های لازم برای افزایش درآمد همه گروه‌های کم درآمد جامعه ایجاد نماید. در این وضعیت تولیدکنندگان در پاسخ به فرصت‌های جدید ایجاد شده در بازارها، نیروی کار بیشتری را تقاضا می‌نمایند که این مسئله از طریق جذب کار مازاد و حتی افزایش دستمزدها می‌تواند نقش قابل توجهی در افزایش رفاه جامعه به همراه داشته باشد.

برای سیاست‌گذاران اقتصادی همواره این مسئله اهمیت دارد که آیا برای تسریع در رشد اقتصادی باید سطحی از نابرابری درآمد و کاهش رفاه در جامعه را پذیرفت و آیا برای بهبود در توزیع درآمد و افزایش رفاه باید به کند شدن رشد اقتصادی تن داد؟ شاید بتوان مدعی شد که از بین بردن فقر و کاهش نابرابری درآمد، هنگامی که با رشد اقتصادی در نظر گرفته شود، دشوارترین وظیفه سیاست‌گذاران اقتصادی است. از این‌رو اثرات رشد و توسعه اقتصادی بر رفاه اجتماعی، تا حد زیادی بستگی به الگوی رشد دارد. لذا تعیین اثر رشد اقتصادی بر رفاه کاردینالی مشخص نیست و همان‌طور که

1. Zouhair & Imen (2012)

2. Fleisher et al. (2011)

3. Schneider & Winkler (2010)

شده و شاخص‌های نابرابری نیز بهبود یافته‌اند و از سال ۱۳۷۲ به ۱۳۷۶ به دلیل افزایش بیش از حد قیمت‌ها مقادیر واقعی رفاه کاهش یافته و نابرابری در این دوره افزایش یافته است (موسی‌خانی، ۱۳۸۲: ۲۴-۱۵).

سامتی و حسینی در مقاله‌ای با عنوان "برآورد تابع مطلوبیت دولت و اندازه‌گیری شاخص رفاه" به ارزیابی سطح رفاه در کشور ایران پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که جهت‌گیری درآمدهای مالیاتی و سایر منابع درآمدی دولت به سمت مخارج جاری و جهت‌گیری درآمد نفت و گاز به سمت مخارج عمرانی بوده است. سپس با استفاده از مفهوم مطلوبیت نهایی چنین نتیجه‌گیری شده است که مخارج عمرانی از مطلوبیت بالاتری نسبت به مخارج جاری برای دولت برخوردار بوده و این به معنی آن است که سطح رفاه بالاتری را برای جامعه فراهم آورده است. همچنین افزایش مالیات‌ها برای تأمین مخارج جاری و مخارج عمرانی در نهایت منجر به افزایش رفاه اجتماعی می‌شود، در حالی که افزایش استقراض داخلی تنها در صورتی موجب افزایش رفاه اجتماعی می‌شود که به مصرف مخارج عمرانی برسد (سامتی و حسینی، ۱۳۸۰: ۳۵-۵۴).

۳- تابع رفاه اجتماعی

در ادبیات مربوط به توابع رفاه اجتماعی، معیارهای متنوعی توسط داسگوپتا و همکاران^۲ (۱۹۷۰: ۱۸۷-۱۸۰)، ششینسکی^۳ (۱۹۷۲: ۱۰۰-۹۸)، سن^۴ (۱۹۷۴: ۴۰۳-۳۸۷)، ییتزهاکی^۵ (۱۹۷۹: ۳۲۴-۳۲۱)، شوروکز^۶ (۱۹۸۳: ۱۷-۳)، کاکوانی^۷ (۱۹۸۴: ۲۸۲-۲۵۳)، داگوم^۸ (۱۹۹۰: ۱۰۲-۹۱) و ۱۹۹۳: ۳۰-۳) مکاپدهی و راثو (۲۰۰۱: ۷۹-۶۰) و مکاپدهی^۹ (۲۰۰۳: ۳۴-۲۰) و ... مطرح شده است. اما تابع رفاه آماریاسن به دلیل مبانی نظری قوی و معرفی آکسیوم‌های رفاه، اهمیت زیادی دارد. آماریاسن تابع

متغیرهای سیاستی مانند مخارج دولت بر کالاها، خدمات و به خصوص برنامه‌های مرتبط با پرداخت‌های انتقالی بر کاهش فقر، افزایش رفاه، افزایش ضریب سلامت و طول زندگی افراد تأثیر داشته است (اشنایدر و وینکلر، ۲۰۱۰: ۱۳۷-۱۱۰).

بالک و اسلاتج^۱ به بررسی تأثیر تغییرات رشد اقتصادی بر سطح نابرابری درآمد و رفاه در چارچوب یک مدل چند متغیره پرداختند. این دو در مطالعه خود بین اثر متغیرهای کلان و سیاست‌گذاری تمایز قائل شدند. یافته‌های این مطالعه مؤید آن است که تورم بر توزیع مجدد درآمد در اقتصادهایی که دارای نرخ بیکاری فزاینده بوده، تأثیری نداشته است. همچنین این دو نتیجه گرفتند که رشد اقتصادی تأثیر معنی‌داری بر تغییرات رفاه نداشته است (بالک و اسلاتج، ۱۹۹۳: ۱۲۲-۱۱۷).

نیلی در مقاله‌ای با عنوان "رشد اقتصادی، توزیع درآمد و رفاه اجتماعی در سال‌های ۱۳۷۲-۱۳۶۱" به ارزیابی سطح رفاه در کشور ایران پرداخت. در این تحقیق بررسی متقابل بین اهداف رشد اقتصادی و توزیع درآمد و سطح رفاه مد نظر بود. وی در این تحقیق از معیارهای درآمد سرانه واقعی، شاخص رشد اقتصادی و سهم هزینه‌ای ۴۰ درصد افراد کم درآمد جامعه به عنوان شاخص توزیع درآمد و معیار آماریاسن برای سنجش رفاه اجتماعی استفاده نمود. نتایج مطالعات وی نشان می‌دهد که روند توزیع درآمد طی سال‌های ۱۳۶۲-۱۳۷۲ رو به بهبود بوده است. اگر شاخص سن را مبنای ارزیابی قرار دهیم، اقتصاد کشور از نظر رفاه اجتماعی بهترین وضعیت را در سال ۱۳۶۲ و بدترین وضعیت را در سال ۱۳۶۷ تجربه نموده است و سطح رفاه اجتماعی از سال ۱۳۶۷ به بعد پیوسته بهبود یافته است (نیلی، ۱۳۷۵: ۶۲-۴۷).

موسی‌خانی در مقاله‌ای با عنوان "تجزیه و تحلیل رفاه اجتماعی در ایران و اثر پذیری آن از نابرابری درآمدی" به بررسی وضعیت رفاهی کشور ایران پرداخت. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که از سال ۱۳۶۳ به سال ۱۳۶۸ شاخص‌های واقعی رفاه، افزایش کمی نشان داده و شاخص‌های نابرابری کاهش یافته‌اند. از سال ۱۳۶۸ به سال ۱۳۷۲ برای شاخص‌های رفاه بالاترین درصد افزایش با مقادیر اسمی و واقعی مشاهده

2. Dasgupta et al. (1970)
3. Sheshinski (1972)
4. Sen (1974)
5. Yitzhaki (1979)
6. Shorrocks (1983)
7. Kakwani (1984)
8. Dagum (1990)
9. Mukhopadhaya (2003)

1. Balke & Slottje (1993)



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 طرفی فرض دیگر در تابع SSWF آن است که:

$$\left\{ \forall x_i \in S \left| \frac{\partial w}{\partial x_i} > 0 \text{ or } \frac{\partial [\mu(1-G)]}{\partial x_i} > 0 \right. \right\} \text{ for all } i$$

یکی از توابع رفاه غیرپارتویی، تابع رفاه تعمیم یافته سن (-G) (SWF) می‌باشد که در ادامه معرفی می‌شود. تابع رفاه اجتماعی سن (۱۹۷۴) را می‌توان به یک شاخص رفاهی انعطاف‌پذیر تبدیل نمود که مجموعه‌ای از شاخص‌های رفاهی را شامل می‌شود.

$$W(X) = \mu^\beta (1-G) \quad 0 \leq \beta \leq 1$$

توان β در تابع SSWF دارای یک مزیت مهم است، به عبارتی با توجه به β می‌توان درجه اهمیتی که سیاست‌گذار اجتماعی برای کارایی و برابری قائل است را در الگوی رفاهی لحاظ نمود. برای مثال اگر مقدار عددی بزرگی برای β (عددی نزدیک یک) انتخاب نمائیم بیانگر آن است که به مسئله کارایی بیشتر توجه شده و اگر مقدار β نزدیک به صفر انتخاب شود بیانگر آن است که مسئله برابری و کاهش نابرابری توزیع درآمد حائز اهمیت است. همچنین به وسیله تابع SSWF تعمیم یافته می‌توان تغییرات رفاهی را به صورت زیر محاسبه نمود:

$$\frac{dW}{dt} = \beta \mu^{\beta-1} (1-G) \frac{d\mu}{dt} - \mu^\beta \frac{dG}{dt}$$

در این مقاله برای سنجش ضریب رفاهی از شاخص کاردینالی رفاه آمارتیا سن استفاده شده است. برای محاسبه این شاخص 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 که در این مقاله شاخص درآمد سرانه از تقسیم نمودن درآمد حقیقی به جمعیت به‌دست آمده است و برای محاسبه ضریب جینی، بعنوان معیار نابرابری از داده‌های هزینه (جمع هزینه‌های خوراکی و غیرخوراکی) در دهک‌های هزینه‌ای استفاده شده است.

نتایج محاسبات این تحقیق نشان می‌دهد که در طی دوره

رفاه اجتماعی را به صورت تابعی از مطلوبیت‌های افراد تعریف می‌کند که ناشی از موقعیت‌های اجتماعی اشخاص است. این تابع بر اساس فرم غیرمطلوبیتی از تابع رفاه اجتماعی ساموئلسون - برگسون به صورت زیر استخراج شد:

$$W = W(S, \theta) \\ \{ \forall x_i \in S \mid \theta = \theta(x_1, x_2, \dots, x_n) \}$$

که در این جا S کل درآمد است و θ بیانگر نحوه‌ی توزیع درآمد بین افراد جامعه است و به عنوان معیار نابرابری شناخته می‌شود. حال سیاست‌گذار اجتماعی بایستی با الگوهای سیاستی خود ترکیب بهینه θ و S را به گونه‌ای 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. می‌توان توابع رفاه اجتماعی مختلفی را در نظر گرفت که به بررسی ارتباط بین θ و S و پرداخته باشند. اما از نظر علمی بایستی 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 (SSWF) آن بود که ارتباط بین θ و S و W را به خوبی با توجه به آکسیوم‌های رفاه استخراج نموده بود. فرم تبعی تابع رفاه اجتماعی سن به صورت $W(X) = \mu(1-G)$ بود. ویژگی تابع رفاه اجتماعی سن (SSWF) آن است که می‌توان تغییرات رفاهی را در طی زمان بررسی نمود. اگر θ و S در طول زمان تغییر یابند آنگاه کل تغییرات W در طی زمان به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$W = W(S, \theta)$$

$$\frac{dW}{dt} = \frac{\partial W}{\partial S} \frac{dS}{dt} + \frac{\partial W}{\partial \theta} \frac{d\theta}{dt}$$

بیان شد که در رابطه $W = \mu(1-G)$ ، متغیر S بیانگر وضعیت μ و متغیر $1-G$ بیانگر وضعیت θ است. لذا با توجه به رابطه اخیر می‌توان تغییرات رفاهی ناشی از تغییرات کارایی و تغییرات برابری در جامعه را محاسبه نمود. به عبارتی $(1-G)\Delta\mu$ بیانگر تغییرات کارایی و $\mu\Delta G$ بیانگر تغییرات برابری در جامعه است. یکی از مهم‌ترین ویژگی‌های این تابع

بر اساس قانون بیز که اساس اقتصادسنجی بیزین است، داریم:

(۲)

$$P(B|A) = \frac{P(A|B)P(B)}{P(A)}$$

هرگاه y یک بردار یا یک ماتریس از داده‌ها باشد و β نیز برداری یا ماتریسی از ضرایب باشد و هر دو تصادفی باشند آنگاه بر اساس قانون بیز خواهیم داشت:

(۳)

$$P(\beta|y) = \frac{P(y|\beta)P(\beta)}{P(y)}$$

بنابراین برخلاف اقتصادسنجی کلاسیک که پارامترها تصادفی نیست، در رویکرد اقتصادسنجی بیزین پارامترها تصادفی هستند. چون در معادله (۳) $P(y)$ دربرگیرنده پارامتر β نیست، پس از معادله حذف می‌شود.

$$P(\beta|y) \propto P(y|\beta)P(\beta) \quad (۴)$$

عبارت $P(\beta|y)$ چگالی پسین^۲، $P(y|\beta)$ تابع راستنمایی^۳ و $P(\beta)$ نیز چگالی پیشین^۴ است. توزیع پیشین شامل اطلاعاتی است که از داده‌ها استخراج نشده است یا شامل اطلاعات غیر داده‌ای^۵ است و به داده‌ها بستگی ندارد بنابراین محقق قبل از مشاهده داده‌ها، اطلاعاتی در مورد پارامترها دارد.

در مدل‌های خطی معمولاً فرض می‌شود که تابع راستنمایی $P(y|\beta)$ دارای چگالی نرمال است. در اقتصادسنجی بیزین کانون توجه، محاسبه چگالی پسین است. در واقع چگالی پسین خلاصه‌ای از اطلاعات را به محقق در مورد پارامترها بعد از دیدن داده‌ها ارائه می‌کند. بنابراین چگالی پسین ترکیبی از اطلاعات داده‌ای و غیر داده‌ای است. الگوریتم نمونه‌گیری گیبس^۶ ابزاری قدرتمند به منظور شبیه‌سازی توزیع پسین است. به منظور محاسبه توزیع پسین برای ضرایب رگرسیون خطی با استفاده از الگوریتم گیبس مراحل زیر لازم است که انجام شود. گام نخست: در این مرحله باید توزیع پیشین ضرایب تعیین شود، در واقع باید میانگین پیشین ضرایب و واریانس پیشین ضرایب تعیین شود.

$$p(\beta) \sim N(\mu_\beta, \sigma_\beta^2) \quad (۵)$$

مورد بررسی، درآمد سرانه حقیقی به‌طور متوسط $2/8$ درصد و درآمد سرانه اسمی به‌طور متوسط 27 درصد افزایش یافته است. همچنین در طی این دوره شاخص رفاهی آمارتیاسن به‌طور متوسط چهار درصد رشد داشته است و میزان نابرابری در توزیع درآمد $0/33$ درصد کاهش داشته است. یافته‌های این تحقیق بیانگر آن است که در سال‌های $1365-1361$ نسبت به دوره $1360-1356$ رفاه اجتماعی 17 درصد و در سال‌های $1370-1366$ نسبت به دوره قبل $1365-1361$ به میزان 19 درصد کاهش یافته است. همچنین سیاست‌های ارتقا رفاه اجتماعی در طی دوره $1375-1371$ و پس از آن در سال‌های $1381-1386$ بسیار مؤثر بوده است به‌گونه‌ای که نرخ رشد رفاه اجتماعی در طی این دوره‌ها به ترتیب 61 و 41 درصد افزایش یافته است. همچنین با بررسی تغییرات رفاه اجتماعی در ایران نسبت به دوره $1355-1350$ مشاهده می‌شود که شاخص رفاه در سال‌های $1390-1381$ در حدود $3/7$ درصد و در سال‌های $1380-1376$ در حدود $3/1$ درصد و در سال‌های $1375-1371$ در حدود $2/7$ درصد افزایش داشته است که بیشترین سطح بهبود رفاه اجتماعی در ایران در طی سال‌های $1386-1376$ بوده است.

تاکنون به بررسی روند تغییرات رفاه اجتماعی در ایران اشاره شد. اکنون سؤال آن است که رشد اقتصادی چه تأثیری در روند این تغییرات داشته است. برای پاسخ به این سؤال، از رگرسیون بیزین استفاده خواهد شد. از این‌رو در ادامه ابتدا به اجمال مبانی نظری این رویکرد اشاره خواهد شد و پس از آن به بررسی اثر رشد اقتصادی بر روند تغییرات رفاهی در ایران خواهیم پرداخت.

۴- مبانی نظری رگرسیون بیزین

یکی از مزایای اقتصادسنجی بیزین^۱ این است که بر اساس چندین قانون ساده احتمال بنیاد نهاده شده است. برای مثال هرگاه A و B دو متغیر تصادفی باشند، بر اساس قانون احتمالات می‌دانیم که رابطه (۱) برقرار است.

$$P(A, B) = P(A|B)P(B) = P(B|A)P(A) \quad (۱)$$

1. Bayesian Econometrics

2. Posterior Density
3. Likelihood Function
4. Prior Density
5. Non-Data Information
6. Gibbs sampling algorithm



مختصات اقتصاد ایران و با توجه به بررسی پیشینه تحقیق، مشاهده می‌شود که متغیرهای کلان مانند تورم، بیکاری و ضریب باسوادی جزء مهم‌ترین متغیرهایی هستند که نقش بسزایی در تغییرات رفاهی جامعه داشته‌اند. از این‌رو در این مقاله بردار Z بر اساس متغیر نرخ تورم (INF)، نرخ بیکاری (UN) و نرخ باسوادی (LIT) تعریف شده است. بر این اساس اگر بردار $Z = [INF, UN, LIT]$ به صورت Z تعریف شود آنگاه خواهیم داشت:

$$dW = \frac{\partial w}{\partial CPI} dINF + \frac{\partial w}{\partial L} dLIT + \frac{\partial w}{\partial U} dUN + \frac{\partial w}{\partial \mu} d\mu$$

$$dW = \beta_1 dINF + \beta_2 dLIT + \beta_3 dUN + \beta_4 d\mu$$

که در این رابطه:

$$\beta_1 = \frac{\partial w}{\partial INF}, \beta_2 = \frac{\partial w}{\partial LIT}, \beta_3 = \frac{\partial w}{\partial UN}, \beta_4 = \frac{\partial w}{\partial \mu}$$

ضرایب مدل تجربی تحقیق می‌باشند و از آن‌جا که سطح رفاه

در این مقاله به صورت $W(X) = \mu^\beta (1 - G)$ تعریف

شده، آنگاه تغییرات رفاهی $\frac{dW}{dt} = \beta \mu^{\beta-1} (1 - G) \frac{d\mu}{dt} - \mu^\beta \frac{dG}{dt}$

می‌باشد. از این‌رو در ادامه به اثر متغیرهای عملکردی

(مانند نرخ تورم، نرخ بیکاری، نرخ باسواد و رشد اقتصادی)

بر تغییرات رفاه اجتماعی در ایران در طی سال‌های ۱۳۹۰-

۱۳۶۴ اشاره شده است. اطلاعات آماری مربوط به شاخص

قیمت‌ها از بانک مرکزی ایران و اطلاعات مربوط به نرخ

بیکاری و نرخ باسواد 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:

$$d\bar{W} = \bar{\beta}_0 + \bar{\beta}_1 dINF + \bar{\beta}_2 dLIT + \bar{\beta}_3 dUN + \bar{\beta}_4 d\mu + \varepsilon$$

متغیر وابسته در این‌جا، شاخص کاردینالی رفاه در حالت

پارتنویی ($\beta=1$) می‌باشد. در جدول (۱) نحوه محاسبه

متغیرهای مدل، مقیاس داده‌ها و علامت انتظاری تئوریک بین

متغیرهای مدل و رفاه ذکر گردیده است.

در این مرحله به منظور شروع الگوریتم لازم است مقادیر اولیه ضرایب و واریانس اولیه آنها تعیین شود.

گام دوم: در این مرحله با استفاده از داده‌های متغیرهای مستقل و متغیر وابسته، تابع راستنمایی تعیین می‌گردد.

(۶)

$$l(\beta, \sigma^2) = (2\pi\sigma^2)^{-\frac{T}{2}} e^{-\frac{(y_t - \beta x_t)'(y_t - \beta x_t)}{2\sigma^2}}$$

گام سوم: در این مرحله با استفاده از ترکیب اطلاعات پیشین و اطلاعات تابع راستنمایی، توزیع پسین به دست می‌آید.

(۷)

$$H(\beta, \sigma^2 | y_t) \propto l(y_t | \beta, \sigma^2) \times p(\beta, \sigma^2)$$

از آن‌جایی که حاصل ضرب دو توزیع نرمال، نرمال است پس توزیع پسین نیز دارای توزیع نرمال است.

(۸)

$$H(\beta, \sigma^2 | y_t) \sim N(M, \Sigma)$$

که M میانگین و Σ نیز واریانس است.

(۹)

$$M = \left(\Sigma_0^{-1} + \frac{1}{\sigma^2} x_t' x_t \right)^{-1} \left(\Sigma_0^{-1} \beta_0 + \frac{1}{\sigma^2} x_t' y_t \right)$$

(۱۰)

$$\Sigma = \left(\Sigma_0^{-1} + \frac{1}{\sigma^2} x_t' x_t \right)^{-1}$$

در نهایت ضرایب به صورت زیر تعیین می‌گردد.

(۱۱)

$$\beta = M + (\text{rand} * \text{chol}(\Sigma))$$

که chol فاکتورگیری چولسکی و rand نیز برداری از اعداد

تصادفی است. گام سوم n بار تکرار می‌گردد تا توزیع ضرایب

به دست آمده در کل تکرارها تعیین شود.

۵- برآورد مدل بیزین

در این بخش از مقاله، هدف آن است که تأثیر رشد اقتصادی

بر تغییر رفاه در ایران بررسی شود. برای بررسی اثر رشد

اقتصادی بر رفاه اجتماعی از تابع رفاه متریک $W = W(\mu, Z)$

استفاده شده است. که در این رابطه μ درآمد ناخالص ملی و

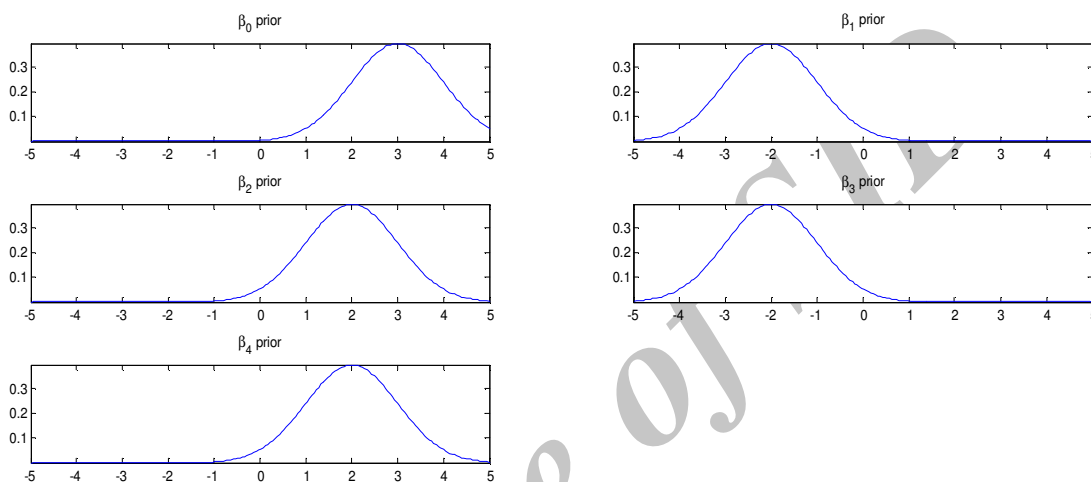
بردار Z شامل سایر متغیرهای کنترل اثرگذار بر رفاه می‌باشد.

برای بررسی تغییرات رفاه می‌توان از تابع اخیر دیفرانسیل کامل

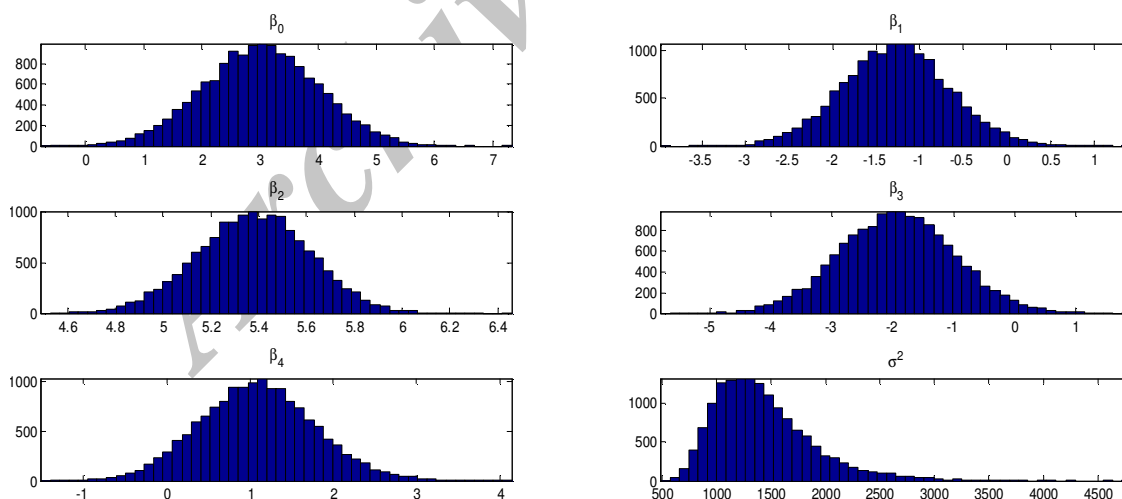
گرفت. به عبارتی $dW = \frac{\partial w}{\partial \mu} d\mu + \frac{\partial w}{\partial z} dz$. با توجه به

جدول (۱): ارتباط تئوریک بین متغیرهای کلان و رفاه

متغیر	تعریف	علامت انتظاری از نظر تئوریک	شاخص‌ها	مقیاس داده
W	تغییرات شاخص کاردینالی رفاه	---	$dW(X) = d[\mu^\beta(1-G)]$	درصد
INF	تورم	$COV(W, INF) < 0$	$INF = \frac{CPI_t - CPI_{t-1}}{CPI_{t-1}} \cdot 100$	درصد
μ	رشد درآمد سرانه	مبهم $COV(W, G)$	$\mu = \frac{YYD - YYD(-1)}{YYD(-1)} \cdot 100$	درصد
UN	نرخ بیکاری	$COV(W, UN) < 0$	-	درصد
Lit	نرخ باسوادی	$COV(W, Lit) > 0$	$UN = \frac{PU_t - PU_{t-1}}{PU_{t-1}} \cdot 100$	درصد



نمودار (۱): توزیع پیشین ضرایب مدل رگرسیونی



نمودار (۲): توزیع پسین ضرایب مدل ۱

تعیین نماید. در مورد توزیع پیشین عرض از مبدأ (β_0)، مقدار این ضریب تصادفی در بازه -۵ تا ۵ در نظر گرفته شد. فرض شد که این ضریب تصادفی دارای توزیع نرمال با میانگین ۳ و واریانس ۱ است. همچنین توزیع پیشین تورم با این فرض تعیین شد که تورم تأثیر منفی بر رفاه دارد.

در نمودار ۱ توزیع پیشین ضرایب مشاهده می‌گردد. با استفاده از اطلاعات توابع چگالی پیشین می‌توان اطلاعاتی در مورد توزیع پسین استخراج نمود. در رویکرد بی‌زین، محقق می‌تواند با استفاده از اطلاعات پیشین مربوط به متغیرهای مدل، ضرایب هر یک از متغیرها و توزیع پسین را به صورت دقیق

برآوردی مدل بیزین نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در بیکاری به‌طور متوسط ۱/۹ درصد تغییر رفاه در سطح ملی را کاهش می‌دهد و یا یک درصد افزایش در نرخ باسوادی منجر به ۵/۳۷ درصد تغییرات رفاهی در شاخص پارتویی رفاه می‌گردد. سؤال مهمی که وجود دارد آن 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. در اصل اگر رشد اقتصادی همراه با افزایش درآمد فقیرترین افراد باشد، رشد درآمدهای مردم فقیر سریع‌تر از درآمد افراد متوسط خواهد بود. به همین ترتیب، اگر رشد اقتصادی همراه با کاهش سهم درآمدی فقیرترین خانوارها باشد، رشد درآمدهای مردم فقیر کمتر از رشد درآمد متوسط کشور خواهد بود. به عبارت دیگر از نظر تئوریک 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 بیزین، 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 به همراه داشته است.

به منظور درک بهتر اهمیت اطلاعات پیشین، نتایج دوباره در شرایطی در نظر گرفته می‌شود که ضرایب دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس سه است و بازه ضرایب ۵- تا ۵ است. در این حالت احتمال منفی یا مثبت بودن ضرایب برابر بوده، بنابراین در این حالت فقط توزیع و بازه تعیین شده و در مورد مثبت یا منفی بودن ضرایب، اطلاعاتی به مدل داده نشده است. نتایج در جدول ۴ مشاهده می‌شود.

همان‌طور که مشاهده می‌گردد، متغیر نرخ بیکاری اگر چه تأثیر منفی بر رفاه دارد اما این متغیر در سطح ۵ درصد معنی‌دار نمی‌باشد. از این رو هرچه اطلاعات پیشین دقیق‌تر باشد نتایج به دست آمده نیز قابل اتکاتر خواهد بود. بر این اساس هنگامی که محقق اطلاعات کمی در مورد ضرایب دارد و توزیع پیشین کمتر شناخته شده باشد، لازم است واریانس توزیع پیشین افزایش یابد تا مقدار اریب ضرایب به دست آمده کم شود. اما

همان‌طور که از نمودار مربوط به پارامتر β_1 مشاهده می‌شود، این ضریب تصادفی نیز دارای توزیع نرمال با میانگین ۲- و واریانس ۱ بوده و مقدار ضریب تورم در بازه ۵- تا ۵ در نظر گرفته شد. در جدول (۲) اطلاعات مربوط به توزیع پیشین مشاهده می‌شود.

جدول (۲): توزیع پیشین ضرایب مدل ۱

ضریب	میانگین	واریانس	بازه	توزیع
عرض از مبدأ	۳	۱	۵-، ۵	نرمال
dINF	-۲	۱	۵-، ۵	نرمال
dLIT	۲	۱	۵-، ۵	نرمال
dUN	-۲	۱	۵-، ۵	نرمال
d μ	۲	۱	۵-، ۵	نرمال

مأخذ: یافته تحقیق

در نمودار (۲) توزیع پسین ضرایب مدل رگرسیونی بر اساس الگوریتم نمونه‌گیری گیبس ارائه شده است. همان‌گونه که بیان شد، الگوریتم گیبس ابزاری قدرتمند به منظور شبیه‌سازی توزیع پسین است. توزیع پسین تمامی ضرایب نرمال بوده و به عنوان مثال در مورد β_0 فراوانی این ضریب حول عدد ۳/۰۸ بوده، در مورد متغیر تورم نیز، ضریب این متغیر حول عدد ۱-/۲۷- بیشترین فراوانی را داراست و دارای توزیع نرمال می‌باشد.

اکنون با استفاده از توابع توزیع پسین می‌توان متوسط ضرایب بیزی مدل رگرسیونی رفاه را استخراج نمود.

جدول (۳): میانگین و انحراف معیار ضرایب مدل رفاه بر اساس رهیافت

بیزین

متغیر	پارامتر	متوسط ضریب بیزی	انحراف معیار	آماره t	P_value
عرض از مبدأ	β_0	۳/۰۱	۰/۹۹	۳/۰۳	۰/۰۰۳
dINF	β_1	-۱/۲۷	۰/۶۱	-۲/۶۲	۰/۰۲۷
dLIT	β_2	۵/۳۷	۰/۳۳	۲۲/۴۸	۰/۰
dUN	β_3	-۱/۹۳	۰/۹۴	-۲/۰۴۱	۰/۰۲۸
d μ	β_4	۱/۰۸	۰/۶۹	۱/۵۷	۰/۰۶۶

مأخذ: یافته تحقیق

با توجه به نتایج برآورد شده در جدول (۳) و نمودارهای (۱) و (۲) می‌توان نتیجه گرفت که تغییرات بیکاری و تورم رابطه معکوس با رفاه کاردینالی داشته‌اند و نرخ باسواد و رشد اقتصادی رابطه مثبت با رفاه در ایران دارند. نتایج

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 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 (به ویژه اشتغال زنان و جوانان) بیشتر توجه شود و سعی شود اولویت‌های حمایتی و گروه‌های هدف در این بازار تعیین شود.

۳. 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 به همراه داشته است. نکته‌ای که می‌بایست مدنظر سیاست‌گذاران اقتصادی کشور قرار گیرد آن است که تلاش گردد 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 رفاه اقتصادی در ایران فراهم شود و نهادهای کاراتری برای منتفع نمودن فقرا برای بهره‌مند شدن از منافع و عایدات ناشی از رشد طراحی گردد. به عبارت 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 باز توزیع درآمد بستر مناسبی برای انتقال کاراتر سرریزهای رشد برای اقشار آسیب‌پذیر جامعه و مناطق کمتر توسعه‌یافته در کشور را فراهم آورد.

در این حالت نیز معمولاً مدل با مشکل افزایش انحراف معیار ضرایب رو به رو خواهد شد که بر معنی‌داری ضرایب مؤثر است.

جدول (۴): میانگین و انحراف معیار ضرایب مدل رفاه بر اساس رهیافت

بیزین

متغیر	پارامتر	متوسط ضریب بیزی	انحراف معیار	آماره t	P_value
عرض از مبدأ	β_0	-۰/۰۱۸	۱/۷۳	-۰/۰۱۱	۰/۴۹
dINF	β_1	-۱/۰۳	۰/۷۶	-۱/۳۶	۰/۰۹۴
dLIT	β_2	۰/۲۶	۰/۳۳	۱۵/۷۴	۰/۰
dUN	β_3	-۰/۹۶	۱/۵۳	-۰/۶۲	۰/۲۶
d μ	β_4	۰/۳۴	۰/۸۳	۰/۱۳	۰/۳۴

مأخذ: یافته تحقیق

۶- بحث و نتیجه‌گیری

هدف محوری این مقاله بررسی تأثیر رشد اقتصادی بر تغییرات رفاه کاردینالی در اقتصاد ایران می‌باشد. در این تحقیق برای ارزیابی تغییرات رفاهی در ایران از تابع رفاه پارتویی سن استفاده شده است. نتایج این تحقیق بیانگر آن است که:

۱. با توجه به نتایج برآوردی با استفاده از رگرسیون بیزین می‌توان نتیجه گرفت که تورم رابطه معکوس با ضریب رفاه داشته است. بر این اساس، باید پذیرفت برای افزایش سطح رفاه در ایران، 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.

۲. 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

منابع

سامتی، مرتضی و حسینی، محمدرضا (۱۳۸۰)، "برآورد تابع مطلوبیت دولت و اندازه‌گیری شاخص رفاه در ایران"، فصلنامه جامعه‌شناسی کاربردی، شماره ۱۲، ۵۴-۳۵.

صادقی، حسین؛ عصارآرانی، عباس و شقاقی‌شهری، وحید (۱۳۸۹)، "رویکردی نو در سنجش شاخص رفاه در ایران"،

بختیاری، صادق؛ رنجبر، همایون و قربانی، سمیه (۱۳۹۱)، "شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی و اندازه‌گیری آن برای منتخبی از کشورهای در حال توسعه"، فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال سوم، شماره ۹، ۵۸-۴۱.



- فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال سوم، شماره ۱۰، ۱۰۶-۹۳.
- موسی‌خانی، غلامرضا (۱۳۸۲)، "توابع رفاه اجتماعی"، *مجله رفاه اجتماعی*، شماره ۸، ۲۴-۱۵.
- نیلی، فرهاد (۱۳۷۵)، "رشد اقتصادی، توزیع درآمد و رفاه اجتماعی در سال‌های ۱۳۷۲-۱۳۶۱"، *برنامه و بودجه*، شماره اول، ۶۲-۴۷.
- یوسفی شیخ‌رباط، محمدرضا (۱۳۸۴)، "بررسی تغییرات سطح رفاه اجتماعی مناطق شهری و روستایی (مطالعه موردی ایران)"، *مجله نامه مفید (نامه اقتصادی)*، شماره ۴۸، 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*, 2, 44-63.
- Balke, N. & Slottje, D. (1993), "Poverty and Change in the Macroeconomics: A Dynamic Macro Econometric Model", *The Review of Economics and Statistics*, 75(1), 117-122.
- Beach, C. M. & Davidson, R. (1983), "Distribution Free Statistical Inference with Lorenz Curves and Income Shares", *Review of Economic Studies*, 50(7), 23-35.
- Bishop, J. A., Chakravorty, S. & Thistle, P. D. (1989), "Asymptotically Distribution Free Statistical Inference for Generalized Lorenz Curves", *Review of Economics and Statistics*, 71, 725-727.
- Dagum, C. (1990), "Relationship between Income Inequality Measures and Social Welfare Functions", *Journal of Econometrics*, 43, 91-102.
- Dagum, C. (1993), "The Social Welfare Bases of Gini and Other Inequality Measures", *Statistica*, 53, 3-30.
- Dasgupta, P., Sen, A. K., & Starett, D. (1970), "Notes on the Measurement Of Inequality", *Journal of Economic Theory*, 6, 180-187.
- Fleisher, B., Li, H., & Zhao, M. Q. (2011), "Human Capital, Economic Growth, and Regional Inequality in China", *Journal of Development Economics*, 92 (2), 215-231.
- Gottschalk, P. & Joyce, M. (1992), "Is Earning
- فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۱۰، ۱۶۶-۱۴۳.
- صیادزاده، علی و احمدی، سید محمد مهدی (۱۳۸۵)، "بررسی تابع رفاه اجتماعی آمارتیاسن در ایران: یک تحلیل نظری و تجربی"، *مجله نامه مفید (نامه اقتصادی)*، شماره ۵۷، ۱۳۸-۱۲۳.
- فتح‌اله، تارلی؛ شیرجیان، محمد؛ مهرآرا، محسن و امیری، حسین (۱۳۹۲)، "هزینه‌های بهداشتی خصوصی و عمومی و اثرات آنها بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در بلندمدت: رویکرد میانگین‌گیری مدل بیزین (BMA)"،
- Inequality also Increases in Other Industrialized Countries?", *LIS/CEPS Working Paper*, No. 66.
- Haresanyi, J. C. (1995), "Cardinal Welfare, Individual Ethics and Interpersonal Comparisons of Utility", *Journal of Political Economy*, 63, 309-321.
- Kakwani, N. C. (1980), "Income Inequality and Poverty: Methods of Estimation and Policy Application", *World Bank Research Publication*, Oxford University Press.
- Kakwani, N. C. (1984), "Welfare Ranking in Income Distribution, in Inequality, Measurement and Policy", *Advances in Econometrics*, JAI Press, Gleenwitch, Conn, 3, 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*, 12, 20-34.
- Mukhopadhaya, P. & Rao, V. V. B. (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*, 42(4), 545-569.
- Schneider, M. T. & Winkler, R. (2010), "Growth and Welfare under Endogenous Lifetime", *CER-ETH Economics Working Paper Series*, 110-137.
- Sen, A. K. (1974), "Information Bases of Alternative Welfare Approaches", *Journal of Public Economics*, 3, 387-403.



Sen, A. K. (1976), "Real National Income", *Review of Economic Studies*, 43, 19-39.

Sheshinski, E. (1972), "Relation between Social Welfare and the Gini Index of Inequality", *Journal of Economic Theory*, 4, 98-100.

Shorrocks, A. F. (1983), "Ranking Income Distributions", *Economica*, 50, 3-17.

Yitzhaki, S. (1979), "Relative Deprivation and the Gini Coefficient", *Quarterly Journal of*

Economics, 93, 321-324.

Yitzhaki, S. (1982), "Relative Deprivation and Economic Welfare", *European Economic Review*, 17, 99-113.

Zouhair, A. & Imen, M. (2012), "Economic Growth and Income Inequality: Empirical Evidence from North African Countries", *Asian Economic and Financial Review*, 2(1), 142-154.

پیوست

خروجی مربوط به جدول‌های ۲ و ۳

```

===== Prior Distribution for Regression Coefficients =====
Number of Observations :      27      Date:      01/16/14
country: IRAN
Prior Distribution : Normal
Dependent Variable: Welfare
By: S.M

COEFFICIENT      MEAN      VARIANCE      RANGE
-----
beta0      3.0000      1.0000      -5.000      5.000
beta1      -2.0000      1.0000      -5.000      5.000
beta2      2.0000      1.0000      -5.000      5.000
beta3      -2.0000      1.0000      -5.000      5.000
beta4      2.0000      1.0000      -5.000      5.000
===== Bayesian Regression Results =====
Number of Observations :      27      Date:      01/16/14
Residual Sum of Squares:      43510.5121      Fbar-squared :      0.7358
Std Error of Estimate:      47.8542      F-statistic:      9.4821
Number of Iteration:      30000      pvalue of f_statistics:      0.0002
country: IRAN
Dependent Variable: Welfare
By: S.M

VARIABLE      COEFFICIENT      STD ERROR      T-STATISTICS      P-VALUE
-----
CON      3.0156      0.9938      3.034      0.003
INF      -1.2755      0.6186      -2.062      0.027
LIT      5.3788      0.2393      22.480      0.000
UNE      -1.9366      0.9488      -2.041      0.028
GDP      1.0876      0.6915      1.573      0.066

```

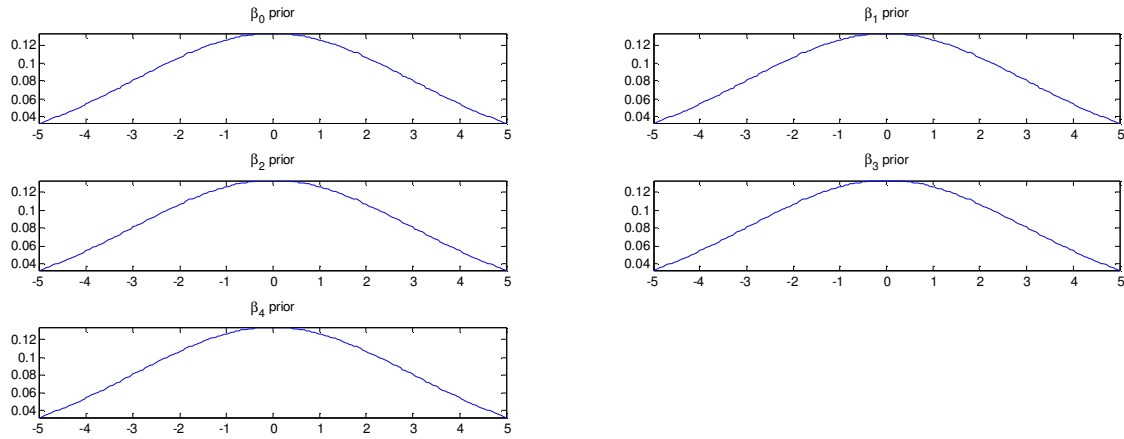
خروجی‌ها در حالتی که واریانس برابر با سه

```

===== Prior Distribution for Regression Coefficients =====
Number of Observations :      27      Date:      01/16/14
country: IRAN
Prior Distribution : Normal
Dependent Variable: Welfare
By: S.M

COEFFICIENT      MEAN      VARIANCE      RANGE
-----
beta0      0.0000      3.0000      -5.000      5.000
beta1      0.0000      3.0000      -5.000      5.000
beta2      0.0000      3.0000      -5.000      5.000
beta3      0.0000      3.0000      -5.000      5.000
beta4      0.0000      3.0000      -5.000      5.000

```



خروجی مربوط به جدول ۴

```

===== Bayesian Regression Results =====
Number of Observations :      27      Date:      01/16/14
Residual Sum of Squares:    46162.8627      Rbar-squared :      0.7197
Std Error of Estimate:      49.2912      F-statistic:      8.6644
Number of Iteration:        30000      pvalue of f_statistics:      0.0004
country: IRAN
Dependent Variable: Welfare
By: S.M
    
```

VARIABLE	COEFFICIENT	STD ERROR	T-STATISTICS	P-VALUE
CON	-0.0188	1.7339	-0.011	0.496
INF	-1.0391	0.7612	-1.365	0.094
LIT	5.2614	0.3342	15.744	0.000
UNE	-0.9684	1.5395	-0.629	0.268
GDP	0.3421	0.8385	0.408	0.344

