Quarterly Journal of Social Development and Welfare Planning
Volume 16, Issue 64, Autumn 2025, P. 1-30
qjsd.atu.ac.ir
DOI: doi.org/10.22054/qjsd.2025.75030.2510

ATU PRESS

Original Reserch Accepted: 9/3/2025 Review: 5/9/2024 Received: 25/8/2023 ISSN: 2345-492X eISSN: 2476-6429

Measuring the Social Welfare Index and the Impact of the Added Value of the Agricultural Sector on Welfare in Iran

Mohammad Hossein Karim — Full Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran.

Hossein Amiri * — Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran.

Mahdi Saravani — Assistant Professor, Department of Economies, Zabol branch Islamic Azad University, Zabol, Iran.

1. Introduction

Today, one of the appropriate criteria for measuring the conditions of any country is the assessment of its social and welfare status and improving the welfare status of any society should be considered as one of the macro-economic goals. A study of the Iranian economy shows that the country's policy model and social welfare function are such that some provinces are more advantaged than others in terms of the infrastructure necessary for growth.

Now the question is, given the differences in GDP, population level, access to growth infrastructure, and other factors affecting regional and geographical imbalances, which of the country's provinces has a higher level of welfare and which has a lower level of welfare?

2. Literature Review

Siami- Namini and Hudson (2019) studied the impact of growth in different sectors of the economy of developing countries on income inequality. González and Resosudarmo (2019) conducted a study examining the relationship between economic growth in the agricultural, mining, and service sectors and income

* Corresponding Author: h.amiri@khu.ac.ir

How to Cite: Karim, M. H; Amiri, H; Saravani, M. (2025). Measuring the Social Welfare Index and the Impact of the Added Value of the Agricultural Sector on Welfare in Iran, *Journal of Social Development and Welfare Planning*,16(64), 1-30.

inequality. Hadijah Che Mata et al (2020) conducted a study to examine the effect of non-agricultural income on poverty and income inequality among rural Malaysians. Mohamad et al (2021) conducted a study to examine the effectiveness of entrepreneurship in reducing income inequality in 47 developing countries for the period 2009 to 2017.

Rauf Mehr et al. (1401) proposed a new composite index called SWI to assess sustainable well-being. Shirmohammadi et al. (1403) examined the nature and concept of welfare, as well as the strengths and weaknesses of the index in different socio-economic schools and methods of measuring the welfare index.

3. Methodology

In this study, using Amartyasen's Social Welfare Index and the Gini coefficient, the relationship between social welfare and income inequality with added value in the agricultural sector for the provinces of Iran during the period 2010-2019 is examined. The data and information used in this study, which includes gross domestic product, value added of the agricultural, industrial, and service sectors, and the Gini coefficient in 31 provinces of the country, were collected from the Statistical Center and the Central Bank of the Islamic Republic of Iran and were used to estimate the panel regression model and analyze and make statistical inferences using Eviews software.

4. Conclusion

The results show that while the Gini coefficient in the country as a whole has been decreasing in 2012 and 2013, 10 provinces of the country have been facing increasing inequality. Also, in 2013, the average Gini coefficient in rural areas was 0.3243, in urban areas 0.3512, and in the country was 0.3650. In addition, the share of the richest 10 percent of the population in the poorest 10 percent of the population in the country as a whole has decreased from 15.97 percent in 2009 to 10.68 percent in 2013, which is an explanation for the decrease in inequality in the country. The Gini coefficient has also increased in the provinces of West Azerbaijan, Isfahan, Tehran, Khorasan Razavi, North Khorasan, Gilan, Hamedan, Hormozgan, Khuzestan, Sistan and Baluchestan, Fars, Qom, Kerman, and Golestan. This shows that inequality has increased in most of the country's densely populated provinces, which also have a relatively higher level of development (except for Sistan and Baluchestan province). Also, the decrease in the Gini coefficient in 2019 compared

to 2018 by 0.0101 seems to be the two factors explaining this trend: higher inflation in the wealthy declines and the subsistence subsidy.

Also, the results of the estimation of the panel model with fixed effects and the results of the positive or negative effects of the agricultural sector's value added on the level of welfare show that in terms of the position of the agricultural sector in the provinces' GDP, Ardabil, Golestan, and Kerman provinces ranked first to third, respectively. The results also show that, given that the leading sectors in the provinces of Ardabil, Ilam, Razavi and South Khorasan, Semnan, Sistan and Baluchestan, Fars, Qazvin, Qom, Kurdistan, Kerman, Kermanshah, Golestan, Gilan, Lorestan, Mazandaran, Markazi, Hamadan, and Yazd are the agricultural and service sectors.

In these provinces, given the positive impact of the agricultural sector's added value on social welfare, the agricultural and service sectors of these provinces have been more successful in increasing the level of welfare than the industry and mining sectors, and for other provinces, this trend has been the opposite; that is, the industry and service sectors have had a better impact on their welfare.

Therefore, it is suggested that researchers and scholars should conduct further research to complete the components used in this study, although for the present study and of course for the implementation of the aforementioned suggestions, the poor availability of information and the high dispersion of resources were among the obstacles that can make the useful assessment of the welfare index at the national level difficult and sometimes optimistic.

Keywords: Added Value of the Agricultural Sector, Social Welfare, Inequality, Provinces of Iran.

فصلنامه علمی برنامه‌ریزی رفاه و توسعه اجتماعی
دوره شانزدهم، شماره ۶۴، پاییز ۱۴۰۴، ص ۱-۳۰
qjsd.atu.ac.ir
DOI: doi.org/10.22054/qjsd.2025.75030.2510

مقاله پژوهشی
تاریخ دریافت: ۴/۵/۱۴۰۲
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۶/۱۵
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۱/۲۰
ISSN: 2345-492X
eISSN: 2476-6429

سنجش شاخص رفاه اجتماعی و تأثیر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی بر رفاه در ایران

محمدحسین کریم — استاد تمام، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.

حسین امیری * — دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.

مهدی سراوانی — استادیار، گروه اقتصاد واحد زابل، دانشگاه آزاد اسلامی زابل، زابل، ایران

چکیده

یکی از اهداف اصلی توسعه و پیشرفت اقتصادی، دستیابی به سطح رفاهی بالاتر است. رفاه اجتماعی می‌تواند به‌عنوان یکی از اهداف برنامه‌ریزی، معیاری برای سنجش شرایط توسعه کشور قلمداد شود. در این مقاله با استفاده از شاخص رفاه اجتماعی آمارتیاسن و ضریب جینی اقدام به بررسی نابرابری و رفاه اجتماعی بر سهم ارزش‌افزوده بخش کشاورزی برای استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ شده است. متغیرهای تحقیق شامل تولید ناخالص داخلی، ارزش‌افزوده بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات و ضریب جینی است. نتایج نشان می‌دهد که استان‌های ایلام، بوشهر، تهران، خوزستان، سمنان، قزوین، کهگیلویه و بویراحمد، مرکزی و یزد تغییرات رفاهی بالاتری نسبت به میانگین کل استان‌ها داشته‌اند و استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، اصفهان، البرز، چهارمحال و بختیاری، خراسان شمالی، خراسان رضوی، خراسان جنوبی، زنجان، سیستان و بلوچستان، فارس، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، گلستان، گیلان، لرستان، مازندران، هرمزگان و همدان تغییرات رفاهی پایین‌تری نسبت به میانگین استان‌ها داشته‌اند. همچنین در استان‌های اردبیل، ایلام، خراسان‌های رضوی و جنوبی، سمنان، سیستان بلوچستان، فارس، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، گلستان، گیلان، لرستان، مازندران، مرکزی، همدان و یزد با توجه به تأثیر مثبت ارزش‌افزوده بخش کشاورزی بر رفاه اجتماعی، حوزه کشاورزی و خدمات این استان‌ها در افزایش سطح رفاه موفق‌تر از بخش صنعت بوده است.

واژه‌های کلیدی: ارزش‌افزوده بخش کشاورزی، رفاه اجتماعی، نابرابری، استان‌های ایران.

* نویسنده مسئول: h.amiri@khu.ac.ir

۱- مقدمه

امروزه یکی از معیارهای مناسب برای سنجش شرایط هر کشوری، ارزیابی وضعیت اجتماعی و رفاهی آن کشور است و بایستی بهبود وضعیت رفاهی هر جامعه‌ای به‌عنوان یکی از اهداف کلان اقتصادی مدنظر قرار گیرد، چرا که برای اعمال سیاست‌های درست ارزیابی شرایط رفاهی افراد ضروری است (وفایی و همکاران، ۱۳۹۶: ۸۵ و وفایی و همکاران، ۱۳۹۷: ۵). رفاه نشان‌دهنده قدرت خرید و توانایی در کسب تسهیلات و امکانات زندگی است که جزء اساسی‌ترین نیازهای اجتماعی است که افراد جامعه باید از آن برخوردار باشند (Fitzpatrick, 2001: 105). لذا عوامل مؤثر بر رفاه افراد همچون کاهش شکاف رشد اقتصادی، توزیع برابر درآمد و ... مورد توجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران بوده و برنامه‌های توسعه اقتصادی از برنامه‌ریزی بخشی به سمت برنامه‌ریزی منطقه‌ای گرایش پیدا کرده است.

امروزه مسئله توزیع عادلانه‌تر امکانات رفاهی در هر کشوری در کنار رفاه از اهداف اساسی اقتصاد هر کشور تلقی شده و لزوم توجه به این دو جنبه از عملکرد اقتصاد ایران طی دوره‌های گذشته اهمیت بیشتری پیدا نموده است. ایران کشور پهناوری متشکل از ۳۱ استان است. به دلیل برخی مواهب جغرافیایی و منطقه‌ای برخی از استان‌ها به‌عنوان مناطق توسعه‌یافته‌تر شناخته می‌شوند؛ به عبارتی سرانه تولید ناخالص داخلی برخی استان‌ها بسیار زیاد و برخی اندک است. هم‌چنین توزیع جمعیت در استان‌های کشور به‌صورت ناهمگن است و در برخی استان‌ها تراکم جمعیتی نسبت به مساحت استان بسیار زیاد و در برخی استان‌ها اندک است.

آمارها نشان می‌دهند در سال ۱۳۹۸ بیش از ۷۰ درصد محصول ناخالص داخلی در استان‌های تهران، خوزستان، اصفهان، بوشهر، خراسان رضوی، فارس، آذربایجان شرقی، مازندران، البرز و کرمان تولیدشده است. به‌طور دقیق‌تر، بیش از یک‌سوم تولید در استان‌های تهران و خوزستان حاصل‌شده است. استان تهران با ثبت تولید ناخالص داخلی

۷۴۰ هزار میلیارد تومانی، بیشترین سهم را از تولید کل داشته است (معادل ۱/۲۲ درصد). در واقع بیش از یک‌پنجم تولید ناخالص داخلی کشور، در پرجمعیت‌ترین استان کشور حاصل می‌شود. خوزستان دومین اقتصاد بزرگ در بین استان‌ها محسوب می‌شود. این استان سهم ۱۴/۸درصدی از تولید ناخالص داشته است. البته سهم خوزستان از اقتصاد، در سال ۱۳۹۸ نسبت به سال ۱۳۹۷ با کاهش ۶/۱ درصدی همراه شده است؛ چرا که سهم نفت از اقتصاد ایران در طول دو سال اخیر به‌واسطه تحریم‌ها با کاهش همراه بوده است. در استان خوزستان نیز نفت، بار اصلی تولید را به دوش می‌کشد. سومین استان بزرگ اقتصادی استان بوشهر با تولید ناخالص داخلی معادل ۲۰۲هزار میلیارد تومان در سال ۱۳۹۷ بوده است (بیش از یک‌چهارم استان تهران). استان‌های اصفهان و خراسان رضوی، در رتبه‌های چهارم و پنجم بزرگ‌ترین اقتصادهای کشور قرار دارند. در مورد خراسان رضوی، سهم بخش کشاورزی در تولید ناخالص داخلی پررنگ بوده است.

بررسی وضعیت کشاورزی کشور نشان می‌دهد بخش کشاورزی در اقتصاد ایران با داشتن سهم ۳/۸ درصدی، کوچک‌ترین بخش از تولید ناخالص داخلی را طی ۲۰ سال گذشته به خود اختصاص داده است. به‌طورمعمول همگام با توسعه اقتصادی کشورها و رشد بخش‌های صنعتی و خدمات، روند تغییر سهم بخش کشاورزی از کل اقتصاد برای اکثر کشورها، کاهنده بوده است، اما در ایران سهم این بخش از تولید ناخالص داخلی دو روند متفاوت را طی کرده است. از سال ۱۳۷۶ تا سال ۱۳۹۰ سهم بخش کشاورزی از تولید ناخالص داخلی از ۹/۸ درصد به ۹/۵ درصد کاهش‌یافته و بعدازآن سهم این بخش از تولید ناخالص داخلی روند فزاینده‌ای را تجربه کرده است. به‌طوری‌که سهم این بخش در سال ۱۳۹۵ به ۱۰/۷ درصد رسیده است. علت افزایش سهم، بیشتر تحت تأثیر کاهش رشد سایر بخش‌ها، ازجمله بخش نفت و صنعت بوده است.

بررسی اجزای ارزش‌افزوده بخش کشاورزی در سال ۱۳۹۴ نشان می‌دهد، ۳/۵ درصد از رشد ۴/۶ درصدی ارزش‌افزوده کشاورزی متعلق به رشد ارزش‌افزوده بخش زراعت بوده است. همچنین بخش‌های دامپروری و شکار، ماهیگیری، خدمات کشاورزی و

جنگلداری به ترتیب سهم‌های ۰/۸، ۰/۱- ، ۰/۲ و ۰/۲ درصد از رشد ۴/۶ درصدی ارزش‌افزوده بخش کشاورزی را داشته است.دو بخش زراعت و دامپروری و شکار بخش عمده‌ای از ارزش‌افزوده بخش کشاورزی را تشکیل می‌دهند.

در سال ۱۳۹۵ ارزش‌افزوده بخش کشاورزی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰ به میزان ۴۴ هزار میلیارد تومان برآورد شده است که نسبت به دوره مشابه سال قبل ۲/۴ درصد افزایش داشته است. این بخش در سال ۱۳۹۵ سهمی در حدود ۳/۰ درصد از رشد ۵/۱۲ درصدی تولید ناخالص داخلی را داشته است. متوسط رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی در دوره ۱۳۸۴-۱۳۹۵ حدود ۵۴/۲ درصد بوده است.همچنین روند رشد ارزش‌افزوده این بخش تقریباً باثبات بوده است، به‌غیراز سال ۱۳۸۷که به علت خشکسالی، بیش از ۲۰ درصد کاهش می‌یابد. همچنین بیش از ۵۰ درصد از شاغلان روستایی، در بخش کشاورزی مشغول به فعالیت هستند.سهم این بخش از شاغلان روستایی طی سال‌های اخیر روند نزولی را طی کرده است، به‌گونه‌ای که سهم بخش کشاورزی از شاغلان روستایی در سال ۱۳۸۴ حدود ۵/۵۷ درصد بوده که در سال ۱۳۹۵ به ۳/۵۰ درصد کاهش‌یافته است. بنابراین بخش کشاورزی در مناطق روستایی، از مزیت نسبی درخور توجهی برای اشتغال‌زایی موقت برخوردار است (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۸).

دقت در آمار ارائه‌شده به‌وضوح نشان می‌دهد که الگوی سیاستی و تابع رفاه اجتماعی کشور به‌گونه‌ای بوده که برخی استان‌ها ازنظر زیرساخت‌های لازم برای رشد، بهره‌مندتر از سایر استان‌ها است. حال سؤال این است با توجه به متفاوت بودن تولید ناخالص داخلی، سطح جمعیت، بهره‌مندی از زیرساخت‌های رشد و سایر عوامل تأثیرگذار بر عدم تعادل‌های منطقه‌ای و جغرافیایی، کدام‌یک از استان‌های کشور دارای درجه رفاهی بالاتر و کدام‌یک دارای سطح رفاهی کم‌تری است؟ پاسخ علمی به این سؤال می‌تواند ازنظر عملی الگوی سیاست‌گذاری مناسبی در زمینه تخصیص و توزیع منابع، امکانات و فرصت‌ها در اختیار سیاست‌گذاران بخش عمومی کشور برای رفع عدم تعادل‌های ایجادشده قرار دهد.

بر این اساس فروض تحقیق به شرح زیر است:

– استان‌هایی که سهم بیشتری در تولید ناخالص داخلی دارند ضریب جینی کمتری دارند.

– بین سطح رفاه با متغیرهایی چون نابرابری توزیع درآمد، تولید ناخالص داخلی و نیز سهم ارزش‌افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی ارتباط وجود دارد.

همچنین سؤالات تحقیق شامل دو مورد زیر است:

– آیا استان‌هایی که سهم بالاتری در تولید ناخالص داخلی دارند لزوماً توزیع درآمد عادلانه‌تری دارند؟

– آیا با بهبود ارزش‌افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی، سطح رفاه جامعه افزایش خواهد یافت؟

در ادامه در بخش دوم به ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق پرداخته می‌شود. در بخش سوم روش پژوهش و در بخش چهارم بحث و نتیجه‌گیری آورده شده است. بخش آخر نیز به خلاصه، نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای سیاستی اختصاص دارد.

۲- ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

دستیابی به رفاه بالاتر اقتصادی یکی از دغدغه‌های اقتصاددانان و دولتمردان است. اگرچه عوامل متعددی هستند که رفاه اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهند، اما سطح درآمدها و نابرابری توزیع آنها از مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر رفاه اجتماعی به‌حساب می‌آیند، به‌نحوی‌که تقریباً نمی‌توان بدون درآمد انتظار افزایش رفاه در سطح کلان را داشت. همچنین در کنار اهدافی همچون رشد و توسعه اقتصادی، افزایش کیفیت زندگی و رفاه اجتماعی از اهداف مهم کلان اقتصادی دولت‌ها در کشورهای درحال‌توسعه به‌حساب می‌آید (پیرایی و اکبری مقدم، ۱۳۸۴: ۹).

هرچند اقتصاددانان بر این باورند که افزایش درآمدها شرط کافی نیست، ولی برای دستیابی به رفاه شرط لازم محسوب می‌شود؛ به‌طوری‌که از میان درآمدهای ایجادشده در بخش‌های مختلف اقتصاد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی به دلیل افزایش پیوسته تقاضا برای

مواد غذایی، رشد تولید و ایجاد اشتغال از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. لذا هر تلاشی برای افزایش درآمد در بخش کشاورزی ضمن ایجاد فرصت‌های شغلی بیشتر مانع از مهاجرت شده و سطح رفاه را نیز افزایش خواهد داد. در اقتصاد ایران به دلیل عدم بیان واقعیت از سوی مردم در خصوص میزان درآمدهایشان و نیز تفاوت‌هایی که در میزان و منابع کسب درآمدهایشان وجود دارد، محاسبه رفاه اقتصادی را قدری با مشکل مواجه می‌کند (اشرفی و گلی، ۱۳۸۷: ۴۶).

در زمینه رفاه و ارتباط آن با نحوه توزیع درآمدها این نتیجه حاصل می‌شود که تغییرات رفاه وابستگی خاصی با سطوح درآمدی دارد، به‌نحوی‌که شاخص‌های ارائه‌شده برای رفاه اجتماعی عمدتاً از شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد تبعیت کرده و سبب شده که رفاه اجتماعی نه‌تنها به میزان مطلق درآمد جامعه، بلکه به نحوه استفاده و توزیع آن وابسته باشد (Cowell & Gardiner, 1999: 7).

معیارهای نظری و شواهد تجربی بسیاری وجود دارند که درآمدهای ایجادشده در بخش‌های مختلف یک اقتصاد و اثر آن بر رفاه اجتماعی را نشان می‌دهند، به‌طوری‌که درآمدهای ایجادشده علاوه بر اینکه منجر به رشد تولید و اشتغال می‌شوند، با توجه به ارتباط پیشین و پسینی که با سایر بخش‌های اقتصادی دارند به رشد تولید و اشتغال آن بخش‌ها نیز کمک می‌کنند. از سوی دیگر با توجه به اهمیت بخش کشاورزی و با توجه به اینکه بیشتر فعالیت‌های کشاورزی در مناطق روستایی انجام می‌شود و نیز به دلیل پایین بودن درآمد کشاورزان هر تلاشی جهت افزایش سطح درآمد در بخش کشاورزی در ایجاد فرصت‌های شغلی بیشتر در مناطق روستایی، مهاجرت معکوس و نیز رفاه ساکنین این مناطق تأثیر بسزایی خواهد داشت (خالدی و همکاران، ۱۳۹۷: ۲۵۱).

مکاپدهی[1] (۲۰۰۳) در مقاله‌ای به ارزیابی سطح رفاه طی سال‌های ۱۹۹۹- ۱۹۸۹ در کشور استرالیا پرداخت و با استفاده از معیار رفاه اجتماعی آمارتیاسن نشان داد که تابع رفاه اجتماعی تعمیم‌یافته تحت شرایط خاص به‌صورت غیر پارتو می‌تواند باشد. همچنین نتایج

1. Mukhopadhaya

نشان داد که ایالت‌های ویکتوریا و کوئینزلند[1] در استرالیا دارای حداکثر سهم درآمد کل و نیز ۷۰ درصد رفاه کل جامعه استرالیا را دارا است. همچنین نتایج نشان داد که کاهش در نسبت سهم رفاه اجتماعی به درآمد در ایالات شرقی و مرکزی استرالیا و همچنین افزایش در نسبت سهم رفاه اجتماعی به درآمد در تاسمانیا[2] و برخی ایالات شمالی به وجود آمده است.

آرندت و همکاران[3] (۲۰۱۰) در بررسی وضعیت دو کشور ویتنام و موزامبیک به این نتیجه رسیدند که کاهش فقر لزوماً به رشد اقتصادی نمی‌انجامد. همچنین نشان دادند که اثر سیاست‌های توسعه و گسترش بخش کشاورزی بر کاهش فقر در موزامبیک به‌مراتب از ویتنام کمتر است که این تفاوت را در ساختار این دو کشور می‌دانند و آن را مورد تأکید قرار می‌دهند.

کامل و همکاران[4] (۲۰۱۵) به بررسی رفاه اجتماعی استان‌های ایران پرداختند. نتایج نشان داد که بهترین عملکرد مربوط به استان یزد و بالاترین عملکرد رفاه اجتماعی مربوط به استان سیستان و بلوچستان است.

آدامز و همکاران[5] (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی اثر تغییرات جریان سرمایه بر توزیع درآمد در ۲۱ کشور آفریقایی و آفریقای جنوبی برای دوره ۱۹۸۴-۲۰۱۳ پرداختند. نتایج تجربه‌ها نشان می‌دهد FDI تأثیر مثبتی بر روی نابرابری درآمدی دارد، که بیانگر تأثیر مثبت FDI بر نابرابری درآمد در کوتاه‌مدت و بلندمدت است. بااین‌حال، پرداخت‌های مالی، بدهی‌ها و جریان‌های کمک خارجی تأثیری بر نابرابری درآمد ندارند. علاوه بر این، یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد علیت یک‌طرفه از FDI به نابرابری درآمد در کوتاه‌مدت و زمانی که نابرابری محاسبه می‌شود وجود دارد.

1. Victoria and Queensland
2. Tasmania
3. Arndt et al
4. Kamal et al
5. Adams et al

سیامی-نامینی و هادسون[1] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر رشد بخش‌های مختلف اقتصاد کشورهای درحال‌توسعه بر نابرابری درآمدی پرداختند. در این مطالعه از داده‌های پانل متوازن ۹۲کشور درحال‌توسعه برای دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۴ استفاده شد. نتایج این مطالعه نشان داد ابتدا رشد کشاورزی و سپس رشد صنعت تأثیر عمده‌ای در کاهش نابرابری درآمد در نمونه موردمطالعه دارد. اما، رشد بخش خدمات تأثیرات مثبتی دارد.

گنزالس گوردون و ریسوسودارمو[2] (۲۰۱۹)، در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین رشد اقتصادی در بخش‌های کشاورزی، معدن و خدمات با نابرابری درآمدی پرداختند. نتایج این مطالعه که در آن از داده‌های پانل برای مناطق و شهرهای اندونزی در دوره ۲۰۰۰تا ۲۰۱۰ استفاده‌شده است، سهم بخش کشاورزی در تولید ناخالص داخلی، تأثیر منفی قابل‌توجهی بر نابرابری درآمد دارد.

هادیجاه چماتا و همکاران[3] (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای به بررسی اثر درآمد غیرکشاورزی بر فقر و نابرابری درآمد میان روستاییان مالزی پرداختند. نتایج نشان داد ورود درآمد غیرکشاورزی به درآمد خانواده‌های کشاورزی باعث کاهش سطح، عمق و شدت فقر می‌شود. اما از سوی دیگر، درآمد غیرکشاورزی، نابرابری درآمد را در میان خانوارهای کشاورزی افزایش می‌دهد.

محمد و همکاران[4] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی اثربخشی کارآفرینی بر کاهش نابرابری درآمدی در ۴۷ کشور درحال‌توسعه برای دوره ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۷ پرداختند. نتایج این مطالعه که در آن از روش GMM استفاده شد نشان داد افزایش سطح کارآفرینی سطح نابرابری درآمدی را در کشورهای درحال‌توسعه کاهش می‌دهد.

1. Siami- Namini and Hudson
2. González and Resosudarmo
3. Hadijah Che Mata et al
4. Mohamad et al

صیاد زاده و احمدی (۱۳۸۵) به ارزیابی سطح رفاه در ایران با استفاده از تابع رفاه اجتماعی سن و بر اساس داده‌های سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۷۰ و در نظر گرفتن سه سناریو ۰/۲۵، ۰/۵ و ۰/۷۵ برای β پرداختند. نتایج این تحقیق نشان داد که در هیچ‌یک از سال‌های موردبررسی در ایران شرایط بهینه پارتو برقرار نیست، اما رفاه اجتماعی در دوره موردبررسی افزایش‌یافته است.

اشرفی و گلی (۱۳۸۷) اقدام به بررسی وضعیت توزیع درآمد با استفاده از محاسبه ضریب جینی و شاخص رفاه اقتصادی کردند. نتایج نشان داد که در ایران موضوع رفاه اقتصادی به دلیل عدم بیان حقیقت توسط مردم نسبت به سطح درآمدهایشان و تفاوت‌هایی که در میزان دریافت‌های درآمدی آنها وجود دارد کار آسانی نیست.

عاملی (۱۳۹۰) اقدام به مدل‌سازی تابع رفاه اجتماعی در ایران نمود. در این تحقیق با مدل‌سازی توابع رفاه اجتماعی، نحوه توزیع یارانه انرژی بین دهک‌های هزینه‌ای بررسی و از دو رویکرد برای مدل‌سازی توابع رفاه اجتماعی استفاده شد. رویکرد اول برخورداری برابر دهک‌های هزینه‌ای از پرداخت‌های انتقالی و رویکرد دوم در نظر گرفتن تفاوت بین دهک‌های هزینه‌ای در دریافت یارانه انرژی بود. ارزیابی پارامترهای بهینه و واقعی برای دو رویکرد و در دو سطح شهری و روستایی نشان داد، در رویکرد اول اختلاف مقادیر واقعی و بهینه در توزیع پرداخت‌های انتقالی کمتر بوده و در این حالت مقدار رفاه اجتماعی در جامعه شهری نسبت به جامعه روستایی وضعیت بهتری دارد.

عبادی و همکاران (۱۳۹۱) اقدام به بررسی تغییرات رفاه اجتماعی در ایران کرده‌اند. در این تحقیق برای ارزیابی تغییرات رفاه در ایران از تابع رفاه پارتویی سن (SSWF) و تابع رفاه تعمیم‌یافته سن (G-SWF) استفاده و برای ارزیابی رفاه در ایران از نرخ جانشینی بین کارایی و نابرابری، نرخ نهایی جانشینی بین رفاه اجتماعی و درآمد (MRS) و کشش تابع رفاه اجتماعی نسبت به نابرابری استفاده‌شده است. یافته‌های تحقیق نشان داد که رفاه اجتماعی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۱، ۱۳۷۶-۱۳۸۰ و ۱۳۷۵-۱۳۷۱ نسبت به دوره ۱۳۵۵-۱۳۵۰ به ترتیب ۴/۹، ۳/۱ و ۲/۷ درصد افزایش داشته است؛ به‌طوری‌که بیشترین

سطح بهبود رفاه اجتماعی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۶- ۱۳۷۶ بوده است. همچنین نتایج نشان داد که در اکثر دوره‌ها از سال ۱۳۵۰ تا سال ۱۳۸۶ (به‌جز دوره ۱۳۶۵- ۱۳۵۶) تغییرات رفاه اجتماعی ناشی از رشد درآمد سرانه بیشتر از تغییرات رفاهی ناشی از کاهش نابرابری بوده است. همچنین نرخ نهایی جانشینی بین کارایی و نابرابری در یک سطح رفاه مشخص (MRS) نشان داد که افزایش درآمد منجر به نابرابری معنی‌داری در ایران نشده است.

رئوف مهر و همکاران (۱۴۰۱) یک شاخص ترکیبی جدید به نام SWI[1] برای ارزیابی رفاه پایدار پیشنهاد دادند، به‌طوری‌که اثر آستانه‌ای سه زیر شاخص SWI بر شاخص کل با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) موردبررسی و ارزیابی قرار گرفت که بر این اساس تأیید شد زیر شاخص "هزینه اجتماعی" از طریق تغییرات "زیان‌های رفاهی ناشی از نابرابری توزیع درآمد" دارای اثر آستانه بر SWI است.

شیرمحمدی و همکاران (۱۴۰۳) به بررسی ماهیت و مفهوم رفاه و همچنین نقاط قوت و ضعف شاخص در مکاتب مختلف اقتصادی- اجتماعی و روش‌های اندازه‌گیری شاخص رفاه پرداختند. نتایج نشان داد که شاخص رفاه لگاتوم بیشترین مؤلفه را در بین شاخص‌های مورد مقایسه داراست و آموزش، بهداشت، بیکاری، توزیع درآمد، بدهی خارجی و آلودگی از مؤلفه‌های پرتکرار در بین شاخص‌های ترکیبی بوده‌اند و استانداردهای تعریف شده برای شاخص‌های رفاه دچار کاستی‌هایی بوده و همچنین دارای پیش‌داوری‌های ارزشی ذهنی است.

با توجه به اینکه ارزش‌افزوده بخش کشاورزی به‌عنوان یک عامل مؤثر در ایجاد درآمد، اشتغال و جلوگیری از مهاجرت از روستاها به شهرها شناخته می‌شود؛ ازاین‌رو بررسی ارتباط بین ارزش‌افزوده بخش کشاورزی با سطح رفاه اجتماعی در استان‌های ایران از اهمیت بالایی برخوردار است. در این مطالعه هدف آن است که با استفاده از شاخص رفاه اجتماعی آمارتیاسن و ضریب جینی، رابطه میان رفاه اجتماعی و نابرابری درآمد با

1. Sustainable Welfare Index

ارزش‌افزوده بخش کشاورزی برای استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۸- ۱۳۸۹ مورد بررسی قرار گیرد. داده‌ها و اطلاعات مورداستفاده در این تحقیق که شامل تولید ناخالص داخلی، ارزش‌افزوده بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات و ضریب جینی در ۳۱ استان کشور است که از مرکز آمار و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری شده است و با استفاده از نرم‌افزار Eviews برای برآورد مدل رگرسیونی پانل و تجزیه‌وتحلیل و استنباط آماری استفاده شده است.

۳- روش پژوهش

رابینسون[1] (۱۹۷۵) در مقاله‌ای با عنوان توزیع درآمد و تابع رفاه اجتماعی، به بررسی تابع رفاه اجتماعی با استفاده از رویکردهای سنتی به توزیع درآمد و الگوی بهینه پارتو، باهدف آزمون کردن اینکه توزیع درآمد تا چه حد بر رفاه اجتماعی اثرگذار است، پرداخت.وی در ابتدا مطلوبیت هر فرد را تابعی از درآمدش در نظر گرفت و میزان درآمد را به‌صورت فزاینده فرض کرد که مطلوبیت نیز به همین صورت افزایش می‌یابد و در تابع رفاه اجتماعی عاملی را به‌عنوان آماره توزیع وارد نمود تا تأثیر توزیع درآمد بر رفاه اجتماعی بررسی شود. تابع مطلوبیت در رابطه ۱نشان داده‌شده است:

$$\mathrm{u}_i(y_i)y_i > 0\ , \frac{\partial u_i}{\partial y_i} > 0, i = 1,2, \ldots\ldots, n \qquad (۱)$$

که در این رابطه u سطح مطلوبیت هر فرد و Y نشان‌دهنده درآمد هر فرد است و تابع رفاه اجتماعی به‌صورت رابطه ۲ است:

$$w = w(u_1, u_2, \ldots., u_n, D) \text{ و } \quad D = D(y_1, y_2, \ldots. y_n) \qquad (۲)$$

که در این رابطه D آماره توزیع که به درآمد افراد جامعه بستگی دارد و W نشان‌دهنده رفاه اجتماعی است.

$$dw = \sum_{i=1}^{n} \frac{\partial w}{\partial u_i} du_i + \frac{\partial w}{\partial D} dD \qquad (۳)$$

1. Robinson

$$dw = \sum_{i=1}^{n} \frac{\partial w}{\partial u_i} \frac{\partial u_i}{\partial y_i} dy_i + \frac{\partial w}{\partial D} dD \quad \text{و} \quad dD = \sum_{i=1}^{n} \frac{\partial D}{\partial y_i} dy_i$$

وی با استفاده از این معیارها بهینه پارتو را در سطح درآمد و مطلوبیت افراد جامعه بررسی و به این نتیجه رسید که با افزایش سطح مطلوبیت افراد نسبت به درآمد، مطلوبیت نهایی حاصل از افزایش درآمد نزولی است و توزیع درآمد با استفاده از الگوی بهینه پارتو منجر به افزایش رفاه اجتماعی خواهد شد.

در ادبیات مربوط به توابع رفاه اجتماعی معیارهای متنوعی توسط داسگوپتا و همکاران[1] (۱۹۷۳)، سن[2] (۱۹۷۴)، کولا[3] (۲۰۰۲)، شوروکز[4] (۱۹۸۳)، مکاپدهی (۲۰۰۱)، ششنسکی[5] (۱۹۷۲)و ...مطرح‌شده است؛ لیکن تابع رفاه اجتماعی که توسط سن (۱۹۷۶) معرفی شد به دلیل مبانی نظری قوی و معرفی آکسیوم‌های رفاه از اهمیت بیشتری برخوردار است.به‌طوری‌که آمارتیاسن تابع رفاه اجتماعی را به‌صورت تابعی از مطلوبیت افراد تعریف کرد که این خود می‌تواند ناشی از موقعیت اجتماعی اشخاص به‌صورت رابطه ۴ باشد:

$$s(x) = s(u(x_1), u(x_2), \dots, u(x_n)) \qquad (۴)$$

در تابع رفاه اجتماعی[6] (SWF)، تابع sمتقارن و اکیداً مقعر و u مقعر است، به‌طوری‌که این تابع بسیار شبیه تابع رفاه اجتماعی برگسون – ساموئلسون است که به‌صورت رابطه ۵ است:

$$w = w(s, \theta) \frac{\partial w}{\partial \theta} < 0 \ , \ \frac{\partial w}{\partial s} > 0 \quad \{\forall x_i \in s | \theta = \theta(x_1, x_2, \dots, x_n)\} \quad (۵)$$

که در آن s کل درآمد و θ نشان‌دهنده نحوه توزیع درآمد بین افراد جامعه است. حال باید به نحوی ترکیب بهینه s و θ تعیین شود تا رفاه اجتماعی حداکثر شود. همچنین بر

1. Dasgupta et al
2. Sen
3. Kula
4. Shorrocks
5. Sheshinski
6. Social welfare Function (SWF)

اساس رابطه فوق با افزایش درآمد کل رفاه اجتماعی افزایش و با افزایش میزان نابرابری در توزیع درآمد رفاه اجتماعی کاهش می‌یابد.چنانچه تابع مطلوبیت تمام افراد یکسان باشد، تابع رفاه اجتماعی با مجموع مطلوبیت افراد جامعه که به‌صورت رابطه ۶ است:

$$w(x) = \int s(x)f(x)dx \qquad (۶)$$

توابع رفاه اجتماعی مختلفی وجود دارند که به بررسی رابطه میان رفاه اجتماعی، درآمد و نحوه توزیع درآمد (W,S,θ) می‌پردازند، ولی باید ازنظر علمی تابع رفاهی ارائه نمود که مبتنی بر آکسیوم‌های رفاه و نابرابری باشد. بدین منظور در سال ۱۹۷۴ تصریح خاصی از تابع رفاه اجتماعی برگسون –ساموئلسون توسط آمارتیاسن به‌صورت رابطه $w = \mu(1-G)$ ارائه شد که در این رابطه μ بیانگر s و $(1-G)$ بیانگر θ است. حال چنانچه s و θ در طول زمان تغییر کنند آنگاه کل تغییرات w در طول زمان به‌صورت رابطه ۷ محاسبه می‌شود:

$$w = w(s,\theta)\ \frac{\partial w}{\partial t} = \frac{\partial w}{\partial s}\frac{\partial s}{\partial t} + \frac{\partial w}{\partial \theta} \quad or \quad \frac{\partial w}{\partial t} = \frac{(1-G)\partial \mu}{\partial t} - \mu\, {\partial G}/{\partial t} \qquad (۷)$$

رابطه فوق نشان می‌دهد که می‌توان تغییرات رفاهی ناشی از تغییرات کارایی و تغییرات برابری در جامعه را محاسبه نمود؛به‌طوری‌که بر اساس این رابطه $(1-G)\Delta\mu$ بیانگر تغییرات کارایی و $\mu\Delta G$ بیانگر تغییرات برابری در جامعه است. همچنین یکی از مهم‌ترین ویژگی‌های این تابع این است که هر چه فرد درآمد بیشتری داشته باشد، به نسبت رتبه‌اش در رفاه اجتماعی اهمیت کمتری خواهد داشت یا به‌بیان‌دیگر دارای خاصیت بهینگی پارتو است. همچنین یکی از فروض تابع رفاه اجتماعی با عنوان کمی‌پذیری در رابطه ۸ نشان داده شده است (مکاپدهی، ۲۰۰۱):

$$\left\{\forall x_i \in S \middle| \frac{\partial w}{\partial x_i} > 0 or \frac{\partial[\mu(1-G)]}{\partial x_i} > 0\right\} \qquad (۸)$$

به‌عبارت‌دیگر رابطه فوق بیانگر آن است که هر افزایش در درآمد فرد در شرایطی که درآمد سایر افراد تغییر نکند، منجر به افزایش رفاه اجتماعی می‌شود؛ لذا می‌توان نتیجه گرفت تابع رفاه اجتماعی کمی‌پذیر سن (SSWF) مبتنی بر پیشرفت پارتویی و اصول پارتویی رفاه اجتماعی هستند، مشروط به اینکه $\frac{\partial w}{\partial x_i} = \frac{\partial[\mu(1-G)]}{\partial x_i} > 0$ باشد (مکاپدهی، ۲۰۰۱). در تابع رفاه اجتماعی تعمیم‌یافته آمارتیاسن نیز اگر $\frac{\partial w}{\partial x_i} = \frac{\partial[\mu^{\beta}(1-G)]}{\partial x_i} > 0$ برقرار باشد و چنانچه $\beta > 1$ باشد، مبتنی بر بهینه پارتو است ولیکن اگر $\beta < 1$ باشد بیانگر عدم وجود شرایط پارتویی است.تابع رفاه اجتماعی سن (۱۹۷۴) را می‌توان به یک شاخص رفاهی انعطاف‌پذیر تبدیل نمود که مجموعه‌ای از شاخص‌های رفاهی را به‌صورت رابطه ۹ شامل می‌شود:

$$w(x) = \mu^{\beta}(1-G) \text{ و } 0 \leq \beta \leq 1 \qquad (۹)$$

در این رابطه μ میانگین درآمد و G ضریب جینی توزیع درآمد است.چنانچه مقدار عددی بزرگ‌تری نزدیک به یک برای β انتخاب شود، نشان می‌دهد که به مسئله کارایی بیشتر توجه شده و چنانچه عدد کوچکی نزدیک به صفر برای آن انتخاب شود نشان می‌دهد که مسئله برابری و کاهش نابرابری توزیع درآمد حائز اهمیت است (ویتژاکی[1]، ۱۹۸۲). به‌بیان‌دیگر چنانچه محقق بخواهد اهمیت بیشتری به نابرابری در مقابل درآمد بدهد، مقدار کمتری برای β انتخاب می‌کند و برعکس مقادیر بالای β اهمیت بیشتری به μ می‌دهد. بدیهی است که به ازای $\beta = 1$ تابع رفاه سن به دست می‌آید و به ازای $\beta = 0$ تابع رفاه تنها مبتنی بر نابرابری توزیع درآمد بوده و مستقل از میانگین است.با دیفرانسیل‌گیری از رابطه ۹ می‌توان به‌تقریب رابطه ۱۰ رسید که تغییرات رفاهی را به‌صورت گسسته در طول زمان نشان می‌دهد:

$$\Delta w \cong \beta\mu^{\beta-1}(1-G)\Delta\mu - \mu^{\beta}\Delta G \qquad (۱۰)$$

از طرفی فرم تصریح ضریب جینی در رابطه ۱۰ می‌تواند به‌صورت رابطه ۱۱ باشد:

1. Yitzhaki

$$G = \frac{\sum_i (2i-n-1)x_i}{n^2\bar{x}} \qquad (۱۱)$$

با استفاده از این رابطه به مطالعه تغییرات رفاه برحسب تغییرات G و μ طی دوره موردبررسی، پرداخته‌شده است.عبارت اول تأثیر تغییرات μ بر رفاه را سنجیده و عبارت دوم تغییرات در نابرابری توزیع درآمد را بیان می‌کند؛ به‌طوری‌که اگر شاهد افزایش در نابرابری توزیع درآمد باشیم از تأثیر افزایشی μ کاسته می‌شود.همچنین به کمک تابع رفاه اجتماعی کمی‌پذیر تعمیم‌یافته می‌توان تغییرات رفاهی را به کمک رابطه ۱۲ محاسبه نمود (شهیکی تاش و همکاران، ۱۳۹۲):

$$\frac{\partial \mathrm{w}}{\partial \mathrm{t}} = \beta\mu^{\beta-1}(1-G)\frac{\partial \mu}{\partial t} - \mu^{\beta}\frac{\partial \mathrm{G}}{\partial \mathrm{t}} \qquad (۱۲)$$

۴- بحث و نتیجه‌گیری

۴-۱- ضریب جینی استان‌ها

نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد درحالی‌که ضریب جینی در کل کشور در سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ روند کاهشی داشته است، اما ۱۰ استان کشور با افزایش نابرابری روبه‌رو بوده‌اند. همچنین در سال ۱۳۹۲ متوسط ضریب جینی در مناطق روستایی ۰/۳۲۴۳، در مناطق شهری ۰/۳۵۱۲ و در کل کشور ۰/۳۶۵۰ بوده است. به‌علاوه سهم ۱۰ درصد ثروتمندترین جمعیت به ۱۰ درصد فقیرترین جمعیت در کل کشور از ۱۵/۹۷ درصد در سال ۱۳۸۸ به ۱۰/۶۸ درصد در سال ۱۳۹۲ رسیده است که این کاهش، توضیحی برای کاهش نابرابری در کل کشور است.

بر اساس نتایج جدول ۱ بیشترین کاهش ضریب جینی در سال ۱۳۹۲ نسبت به سال ۱۳۹۰ نیز در مناطق شهری استان خراسان جنوبی و کمترین کاهش در مناطق شهری استان مازندران مشاهده می‌شود. در مناطق روستایی نیز در ۱۰ استان، ضریب جینی در سال ۱۳۹۲ نسبت به ضریب جینی در سال ۱۳۹۰ افزایش‌یافته است. آذربایجان غربی، اردبیل، تهران، خراسان شمالی، سمنان، قزوین، قم، گلستان، لرستان و همدان استان‌هایی هستند که میزان

نابرابری در مناطق روستایی آنها افزایش نشان می‌دهد. بر این اساس، بیشترین کاهش ضریب جینی در مناطق روستایی استان‌ها در سال ۱۳۹۲ نسبت به سال ۱۳۹۰ در استان بوشهر و کمترین کاهش در استان مازندران مشاهده شده است.

بالاترین ضریب جینی مناطق شهری سال ۱۳۹۸ در استان سیستان و بلوچستان (۰/۴۴۷۹) و پایین‌ترین ضریب جینی در استان مرکزی (۰/۲۶۱۵) وجود دارد. در مناطق روستایی هم در سال ۱۳۹۸ بالاترین ضریب جینی در استان همدان (۰/۳۶۹۸) و پایین‌ترین ضریب جینی در استان کردستان (۰/۲۵۱۷) مشاهده می‌شود. درصورتی‌که روند تغییرات ضریب جینی هر استان را در سال ۱۳۸۹تا سال ۱۳۹۸بررسی کنیم، مشخص می‌شود که ضریب جینی در مناطق شهری در ۱۴ استان افزایش‌یافته است. بر این اساس، ضریب جینی در استان‌های آذربایجان غربی، اصفهان، تهران، خراسان رضوی، خراسان شمالی، گیلان، همدان، هرمزگان، خوزستان، سیستان و بلوچستان، فارس، قم، کرمان، گلستان با افزایش روبه‌رو بوده است.

این موضوع نشان می‌دهد در بیشتر استان‌های پرجمعیت کشور که به نسبت از سطح توسعه‌یافتگی بالاتری نیز برخوردار هستند (به‌جز استان سیستان و بلوچستان)، نابرابری افزایش داشته است. همچنین کاهش ضریب جینی در سال ۱۳۹۸ نسبت به سال ۱۳۹۷ به میزان ۰/۰۱۰۱ به نظر می‌رسد که تورم بالاتر دهک‌های برخوردار و یارانه معیشتی دو عامل توضیح‌دهنده این روند باشند. همچنین پرداخت‌های انتقالی دولت به اقتصاد به میزان ۳۱ هزار میلیارد تومان افزایش یافت که می‌تواند فاکتور مهمی در توضیح افت ضریب جینی سال ۱۳۹۸ نسبت به سال ۱۳۹۷ باشد. اگرچه به‌رغم کاهش اندک ضریب جینی در سال ۱۳۹۸ گویی درواقع وضعیت نابرابری در توزیع درآمد به وضعیتی که سال ۱۳۹۶ در اقتصاد ایران حاکم بوده نزدیک شده است.

جدول۱- مقایسه متوسط ضریب جینی هر استان با متوسط ضریب جینی کل کشور

استان	متوسط ضریب جینی طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸	مقایسه ضریب جینی نسبت به میانگین کل کشور	استان	متوسط ضریب جینی طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸	مقایسه ضریب جینی نسبت به میانگین کل کشور
آذربایجان شرقی	۰/۳۳۸۵	+	فارس	۰/۳۴۳۶	+
آذربایجان غربی	۰/۳۱۶۰	-	قزوین	۰/۲۸۵۸	-
اردبیل	۰/۳۱۰۷	-	قم	۰/۳۲۵۹	+
اصفهان	۰/۳۴۱۴	+	کردستان	۰/۲۹۶۳	-
البرز	۰/۲۹۱۹	-	کرمان	۰/۳۲۹۰	+
ایلام	۰/۳۱۶۸	-	کرمانشاه	۰/۳۱۶۵	-
بوشهر	۰/۳۱۶۵	-	گلستان	۰/۳۷۹۸	+
تهران	۰/۳۷۶۳	+	گیلان	۰/۳۳۳۱	+
چهارمحال‌وبختیاری	۰/۳۱۵۳	-	لرستان	۰/۳۲۰۱	-
خراسان جنوبی	۰/۳۰۵۷	-	مازندران	۰/۳۰۷۶	-
خراسان رضوی	۰/۳۴۳۹	+	مرکزی	۰/۳۱۱۸	-
خراسان شمالی	۰/۳۴۴۵	+	هرمزگان	۰/۳۴۲۹	+
خوزستان	۰/۳۴۶۱	+	همدان	۰/۳۳۸۰	+
زنجان	۰/۲۹۳۲	-	یزد	۰/۲۹۹۱	-
کهگیلویه و بویراحمد	۰/۲۸۹۷	-	سمنان	۰/۳۰۸۴	-
سیستان و بلوچستان	۰/۳۹۶۰	+			

منبع: یافته‌های تحقیق

۲-۴- تحلیلی از GDP و سطح رفاه با استفاده از شاخص آمارتیاسن

با استفاده از شاخص آمارتیاسن $w(x) = \mu^{\beta}(1 - G)$ و در سه حالت β=۰/۵ ، β=۰/۷۵ و β =۱ رفاه برای استان‌ها محاسبه شده است. سپس میانگین هندسی کل استان‌ها برای β =۱ محاسبه و مقدار آن ۱۱۷/۱۲۹ به‌دست‌آمده است. ستون آخر جدول ۲ مقایسه

بین میانگین هندسی کل استان‌ها و میزان شاخص رفاه برای هر استان در حالت β =۱ و به‌صورت $w_{\beta i} - \overline{w}_{\beta i}$ نشان داده شده است. بر اساس شاخص رفاهی آمارتیاسن β =۱، بالاترین مقدار سطح رفاه مربوط به استان‌های ایلام، بوشهر، تهران، خوزستان، سمنان، کهگیلویه و بویراحمد، مرکزی و یزد بوده که به ترتیب معادل ۱۸۹/۷۲۳، ۴۷۰/۵۶۲، ۱۴۸/۵۲۸، ۳۰۷/۶۸۲، ۱۲۲/۲۴۱، ۳۲۲/۸۸۳، ۱۲۷/۸۸۹ و ۱۵۵/۷۸۱ به‌دست آمده است.

جدول ۲- تحلیلی از سطح رفاه با استفاده از شاخص آمارتیاسن

				مقایسه با β =۱
	β = ۱	β =۰/۷۵	β = ۰/۵	
آذربایجان شرقی	۸۱/۲۹۳	۲٤/٤۱٥	۷/۳۳۳	-
آذربایجان غربی	٥۸/۹٤٤	۱۹/۳٤٥	٦/۳٤۹	-
اردبیل	۷٤/۸۲٦	۲۳/۱۷۸	۷/۱۸۱	-
اصفهان	۱۰۳/٤۱۸	۲۹/۲۱٤	۸/۲٥۲	-
البرز	۱۰۱/٥۲۷	۲۹/۳٤۰	۸/٤۷۸	-
ایلام	۱۸۹/۷۲۳	٤٦/٤۷٥	۱۱/۳۸٥	+
بوشهر	٤۷۰/٥٦۲	۹۱/۸٦۳	۱۷/۹۳۳	+
تهران	۱٤۸/٥۲۸	۳۷/۸۰۹	۹/٦۲٤	+
چهارمحال‌وبختیاری	٦٤/۸۲۳	۲۰/۷۸۰	٦/٦٦۱	-
خراسان جنوبی	٦۲/٥۹۳	۲۰/۳۱۲	٦/٥۹۱	-
خراسان رضوی	۷۲/۹٤۲	۲۲/٤٦۳	٦/۹۱۷	-
خراسان شمالی	٥٦/۷۳٥	۱۸/٦۰۰	٦/۰۹۸	-
خوزستان	۳۰۷/٦۸۲	٦٦/۰٦۱	۱٤/۱۸۳	+
زنجان	۹۱/٥۱۲	۲۷/۱۲۸	۸/۰٤۲	-
سمنان	۱۲۲/۲٤۱	۳۳/٥۲٥	۹/۱۹٤	+
سیستان و بلوچستان	٤۱/٦٤۳	۱٤/٤٥۱	٥/۰۱٤	-
فارس	۹۰/٦۲۷	۲٦/٤۳۷	۷/۷۱۲	-
قزوین	۱۲۰/۷۲٦	۳۳/٤۸۰	۹/۲۸٥	+
قم	۷۱/۰٦۸	۲۲/۱۷۸	٦/۹۲۱	-

کردستان	٥٦/٦٧٧	١٨/٩١٩	٦/٣١٥	-
کرمان	٨٩/٣٤٣	٢٦/٣٠٠	٧/٧٤٢	-
کرمانشاه	٧٥/٠٦٨	٢٣/١٨٧	٧/١٦٢	-
کهگیلویه و بویراحمد	٣٢٢/٨٨٣	٦٩/٩٢٥	١٥/١٤٣	+
گلستان	٥٤/٨٦٣	١٧/٨٨٩	٥/٨٣٢	-
گیلان	٨١/٩٦٥	٢٤/٦١٧	٧/٣٩٣	-
لرستان	٦٢/٧٩٨	٢٠/٢٥٦	٦/٥٣٤	-
مازندران	٩٨/٣٦٥	٢٨/٤٩١	٨/٢٥٢	-
مرکزی	١٢٧/٨٨٩	٣٤/٦٣٨	٩/٣٨١	+
هرمزگان	١٠٥/٣٩٢	٢٩/٦١٤	٨/٣٢١	-
همدان	٦٨/٥٥٧	٢١/٤٩٠	٦/٧٣٦	-
یزد	١٥٥/٧٨١	٤٠/٣٤٥	١٠/٤٤٨	+

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول ۲ استان‌های ایلام، بوشهر، تهران، خوزستان، سمنان، قزوین، کهگیلویه و بویراحمد، مرکزی و یزد تغییرات رفاهی بالاتری نسبت به میانگین کل استان‌ها داشته‌اند. از سوی دیگر استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، اصفهان، البرز، چهارمحال و بختیاری، خراسان شمالی، خراسان رضوی، خراسان جنوبی، زنجان، سیستان و بلوچستان، فارس، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، گلستان، گیلان، لرستان، مازندران، هرمزگان و همدان تغییرات رفاهی پایین‌تری نسبت به میانگین استان‌ها داشته‌اند. نتایج مذکور حاکی از آن است که در سال ۱۳۹۸ بیش از ۷۰ درصد محصول ناخالص داخلی در استان‌های تهران، خوزستان، اصفهان، بوشهر، خراسان رضوی، فارس، آذربایجان شرقی، مازندران، البرز و کرمان تولید شده است.

به‌طور دقیق‌تر، بیش از یک‌سوم تولید در استان‌های تهران و خوزستان حاصل‌شده است. خوزستان دومین اقتصاد بزرگ در بین استان‌ها محسوب می‌شود. این استان سهم ۱۴/۸درصدی از تولید ناخالص داشته است. البته سهم خوزستان از اقتصاد، در سال ۱۳۹۸ نسبت به سال ۱۳۹۷ با کاهش ۶/۱ درصدی همراه شده است، چرا که سهم نفت از اقتصاد

ایران در طول دو سال اخیر به‌واسطه تحریم‌ها با کاهش همراه بوده است. در استان خوزستان نیز نفت، بار اصلی تولید را به دوش می‌کشد. سومین استان بزرگ اقتصادی استان بوشهر با تولید ناخالص داخلی معادل ۲۰۲هزار میلیارد تومان در سال ۱۳۹۸ بوده است (بیش از یک‌چهارم استان تهران). استان‌های اصفهان و خراسان رضوی، در رتبه‌های چهارم و پنجم بزرگ‌ترین اقتصادهای کشور قرار دارند. بااینکه خراسان رضوی نقش پررنگی در اقتصاد ایران دارد، اما مجموعه سهم خراسان‌های شمالی و جنوبی در GDP کشور معادل یک درصد بوده است.

۳-۴- نتایج برآورد مدل

با توجه به اینکه به لحاظ تئوری انتظار بر این است که بین سطح رفاه با متغیرهایی چون نابرابری توزیع درآمد، تولید ناخالص داخلی و نیز سهم ارزش‌افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی (کشاورزی، صنعت و خدمات) ارتباط وجود داشته باشد، لذا در این بخش با برآورد مدل رگرسیونی تأثیر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی، خدمات و صنعت بر سطح رفاه در استان‌های مختلف کشور طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۹ موردبررسی قرار می‌گیرد. ازاین‌رو در ابتدا آزمون f لیمر برای انتخاب مدل‌های پولینگ یا پانل و تخمین مدل مناسب استفاده می‌شود.با توجه به اینکه مقدار f محاسباتی (۴/۳۵۲) بیشتر از f بحرانی است، لذا مدل پانل برای برآورد مدل رگرسیونی انتخاب می‌شود. همچنین آزمون هاسمن برای انتخاب بین اثرات تصادفی و ثابت در مدل پانل نشان می‌دهد که مدل اثرات ثابت با سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود.نتایج حاصل از برآورد مدل پانل با اثرات ثابت و همچنین نتایج حاصل از تأثیرات مثبت یا منفی ارزش‌افزوده بخش کشاورزی بر سطح رفاه در جدول ۳ نشان داده شده است.

جدول ۳- نتایج برآورد مدل پانل با اثرات ثابت

سهم بخش کشاورزی استان‌ها	ضریب	تأثیر بخش کشاورزی استان‌ها بر رفاه	سهم بخش کشاورزی استان‌ها	ضریب	تأثیر بخش کشاورزی استان‌ها بر رفاه
آذربایجان شرقی	-۰/۰۸۷۲۵۴ (۲/۰۲۵۴۶۲)	-	قم	۰/۰۰۵۲۳۴ (۱/۶۲۲۹۸۵)	+
آذربایجان غربی	-۰/۱۷۲۴۵۱ (۰/۹۵۶۶۵۳)	-	کردستان	۰/۰۹۶۳۲۵ (۲/۲۵۶۸۴۵)	+
اردبیل	۰/۰۴۱۳۶۵۶ (۱/۱۵۵۲۶۴)	+	کرمان	۰/۱۰۵۴۸۲ (۱/۲۲۴۱۲۴)	+
اصفهان	-۰/۰۸۳۶۵۹ (۰/۷۰۲۱۵۴)	-	کرمانشاه	۰/۰۰۶۵۲۴ (۰/۸۸۶۸۵۷)	+
البرز	-۰/۱۱۳۵۲۶ (۲/۲۲۳۵۶۹)	-	کهگیلویه و بویراحمد	-۰/۹۶۵۸۳۴ (۱/۳۵۲۶۸۵)	-
ایلام	۰/۱۲۸۴۳۵ (۲/۳۲۵۵۲۱)	+	گلستان	۰/۱۲۷۴۵۱ (۲/۶۸۵۸۴۷)	+
بوشهر	-۰/۰۹۵۶۴۸ (۰/۹۸۶۵۸۴)	-	گیلان	۰/۰۴۴۰۲۵ (۱/۲۲۳۵۴۷)	+
تهران	-۰/۱۰۳۵۲۹ (۰/۱۳۵۸۶۷)	-	لرستان	۰/۰۵۵۲۴۶ (۱/۹۸۸۵۷۴)	+
چهارمحال‌وبختیاری	-۰/۱۲۳۴۲۵ (۱/۲۰۳۵۲۱)	-	مازندران	۰/۱۵۲۸۸۷ (۱/۷۶۶۵۸۴)	+
خراسان جنوبی	۰/۰۷۳۵۵۹ (۱/۳۲۵۵۴۷)	+	مرکزی	۰/۱۹۶۸۵۷ (۱/۷۵۸۴۷۱)	+
خراسان رضوی	۰/۰۹۸۹۶۸ (۰/۹۸۶۵۴۷)	+	هرمزگان	-۰/۰۳۵۴۸۶ (۰/۸۷۳۱۲۶)	-
خراسان شمالی	-۰/۰۴۷۸۷۴ (۱/۱۲۵۴۶۶)	-	همدان	۰/۱۴۴۴۲۵ (۳/۹۶۵۱۰۲)	+
خوزستان	-۰/۱۳۲۵۴۸ (۰/۹۹۵۸۷۶)	-	یزد	۰/۱۳۶۹۸۶ (۲/۸۶۵۳۲۴)	+

سهم بخش کشاورزی استان‌ها	ضریب	تأثیر بخش کشاورزی استان‌ها بر رفاه	سهم بخش کشاورزی استان‌ها	ضریب	تأثیر بخش کشاورزی استان‌ها بر رفاه
زنجان	-۰/۰۷۵۴۸۲ (۰/۸۵۴۷۷۵)	-	تولید ناخالص داخلی	۶/۵۸۲۴۶۸ (۴/۷۵۲۵۵۴)	
سمنان	۰/۱۱۶۸۷۵ (۱/۵۵۴۵۴۷)	+	سهم بخش صنعت از GDP	۰/۰۴۲۲۳۱ (۲/۳۵۱۸۴۷)	
سیستان وبلوچستان	۰/۰۰۸۵۳۲ (۰/۰۴۲۵۱۴)	+	سهم بخش خدمات از GDP	۰/۱۲۵۶۶۴ (۲/۵۵۸۴۷۲)	
فارس	۰/۰۲۴۵۷۸ (۱/۹۶۶۶۳۵)	+	ضریب جینی	-۰/۱۱۱۴۷۲ (۱۱/۲۵۴۶۹۸)	
قزوین	۰/۰۸۶۵۹۸ (۱/۵۴۴۱۱۴)	+	متوسط سهم ارزش‌افزوده کشاورزی استان‌ها	۰/۰۶۵۳۹۸	

منبع: یافته‌های تحقیق (مقادیر داخل پرانتز آماره t ضرایب است)

نتایج حاصل از برآورد مدل خطی رگرسیونی پانل نشان می‌دهد که ضریب جینی، سهم ارزش‌افزوده بخش کشاورزی، سهم ارزش‌افزوده بخش صنعت، سهم ارزش‌افزوده بخش خدمات و نیز سهم نسبت تولید ناخالص داخلی سرانه به ترتیب معادل ۰/۱۱۱۴۷۲-، ۰/۰۶۵۳۹۸، ۰/۰۴۲۲۳۱، ۰/۱۲۵۶۶۴ و ۶/۵۸۲۴۶۸ بر رفاه تأثیر دارد. نتایج نشان می‌دهد که ازلحاظ جایگاه بخش کشاورزی در تولید ناخالص داخلی استان‌ها به ترتیب استان‌های اردبیل، گلستان، کرمان رتبه‌های اول تا سوم را به خود اختصاص دادند.

همچنین نتایج نشان می‌دهد که با توجه به اینکه بخش پیشرو در استان‌های اردبیل، ایلام، خراسان‌های رضوی و جنوبی، سمنان، سیستان و بلوچستان، فارس، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، گلستان، گیلان، لرستان، مازندران، مرکزی، همدان و یزد بخش‌های کشاورزی و خدمات است، در این استان‌ها با توجه به تأثیر مثبت ارزش‌افزوده بخش کشاورزی بر رفاه اجتماعی، حوزه کشاورزی و خدمات این استان‌ها در افزایش

سطح رفاه موفق‌تر از بخش صنعت و معدن بوده و برای سایر استان‌ها این روند برعکس بوده است، یعنی بخش‌های صنعت و خدمات تأثیر بهتری بر رفاه آنها داشته‌اند.

۵- خلاصه، نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای سیاستی

نابرابری درآمدی یکی از مهم‌ترین مسائلی است که به سبب تأثیر آن بر جنبه‌های مختلف رفاه اقتصادی، تأمین امنیت غذایی و مسائلی که متعاقباً ایجاد خواهد شد موردتوجه جدی سیاست‌گذاران اقتصادی است. در این تحقیق بر اساس شاخص رفاه آمارتیاسن، تغییرات رفاهی در استان‌های ایران محاسبه‌شده است. نتایج مذکور حاکی از آن است که در سال ۱۳۹۸ بیش از ۷۰ درصد محصول ناخالص داخلی در استان‌های تهران، خوزستان، اصفهان، بوشهر، خراسان رضوی، فارس، آذربایجان شرقی، مازندران، البرز و کرمان تولیدشده است. به‌طور دقیق‌تر، بیش از یک‌سوم تولید در استان‌های تهران و خوزستان حاصل‌شده است که این موضوع با یافته‌های صیاد زاده و احمدی (۱۳۸۵) مطابقت دارد.

از سوی دیگر نتایج نشان می‌دهد درحالی‌که ضریب جینی در کل کشور در سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ روند کاهشی داشته، اما ۱۰ استان کشور با افزایش نابرابری روبه‌رو بوده‌اند. همچنین در سال ۱۳۹۲ متوسط ضریب جینی در مناطق روستایی ۰/۳۲۴۳ در مناطق شهری ۰/۳۵۱۲ و در کل کشور ۰/۳۶۵۰ بوده است. بعلاوه سهم ۱۰ درصد ثروتمندترین جمعیت به ۱۰ درصد فقیرترین جمعیت در کل کشور از ۱۵/۹۷ درصد در سال ۱۳۸۸ به ۱۰/۶۸ درصد در سال ۱۳۹۲ رسیده است که این کاهش، توضیحی برای کاهش نابرابری در کل کشور است. همچنین ضریب جینی در استان‌های آذربایجان غربی، اصفهان، تهران، خراسان رضوی، خراسان شمالی، گیلان، همدان، هرمزگان، خوزستان، سیستان و بلوچستان، فارس، قم، کرمان، گلستان با افزایش روبه‌رو بوده است. این موضوع نشان می‌دهد در بیشتر استان‌های پرجمعیت کشور که به نسبت از سطح توسعه‌یافتگی بالاتری نیز برخوردار هستند (به‌جز استان سیستان و بلوچستان)، نابرابری افزایش داشته است. همچنین کاهش ضریب جینی در سال ۱۳۹۸ نسبت به سال ۱۳۹۷ به میزان ۰/۰۱۰۱ به نظر می‌رسد

که تورم بالاتر دهک‌های برخوردار و یارانه معیشتی دو عامل توضیح‌دهنده این روند باشند که این موضوع با یافته‌های رئوف مهر و همکاران (۱۴۰۱) تا حد زیادی هم‌پوشانی دارد.

همچنین نتایج حاصل از برآورد مدل پانل با اثرات ثابت و همچنین نتایج حاصل از تأثیرات مثبت یا منفی ارزش‌افزوده بخش کشاورزی بر سطح رفاه نشان می‌دهد که ازلحاظ جایگاه بخش کشاورزی در تولید ناخالص داخلی استان‌ها به ترتیب استان‌های اردبیل، گلستان، کرمان رتبه‌های اول تا سوم را به خود اختصاص دادند. همچنین نتایج نشان می‌دهد که با توجه به اینکه بخش پیشرو در استان‌های اردبیل، ایلام، خراسان‌های رضوی و جنوبی، سمنان، سیستان و بلوچستان، فارس، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، گلستان، گیلان، لرستان، مازندران، مرکزی، همدان و یزد بخش‌های کشاورزی و خدمات هستند. در این استان‌ها با توجه به تأثیر مثبت ارزش‌افزوده بخش کشاورزی بر رفاه اجتماعی، حوزه کشاورزی و خدمات این استان‌ها در افزایش سطح رفاه موفق‌تر از بخش صنعت و معدن بوده و برای سایر استان‌ها این روند برعکس بوده؛ یعنی بخش‌های صنعت و خدمات تأثیری بهتری بر رفاه آنها داشته‌اند.

بنابراین پیشنهاد می‌شود محققان و دانش‌پژوهان با انجام تحقیقات بیشتر نسبت به تکمیل اجزای به کار گرفته‌شده در این تحقیق اقدام نمایند، هرچند برای انجام تحقیق حاضر و البته برای عملی کردن پیشنهادهای مورداشاره در دسترس بودن ضعیف اطلاعات و پراکندگی زیاد منابع ازجمله موانعی بودند که می‌توانند ارزیابی مفید شاخص رفاه در سطح ملی را دچار مشکل و گاهی خوش‌بینانه کنند. ازاین‌رو تلاش دولت‌ها برای رفع این نواقص از طریق مرجعیت دادن به نهادهایی چون بانک مرکزی و مرکز آمار ایران در جمع‌آوری و پردازش این آمار اثرگذار باشد.

تعارض منافع

همه نویسندگان به‌طور مساوی در این کار سهیم بوده‌اند و هیچ‌گونه تضاد منافعی درباره این پژوهش نداشتند.

ORCID
Mohammad Hossein Karim https://orcid.org/0000-0002-7114-8702
Hossein Amiri https://orcid.org/0000-0001-6876-0370
Mahdi Saravani https://orcid.org/0000-0002-4577-2237

منابع

- اشرفی، یکتا و گلی، زینت. (۱۳۸۷)، "بررسی وضعیت توزیع درآمد با استفاده از محاسبه ضریب جینی و شاخص رفاه اقتصادی"، *ماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی*، شماره‌های ۷۸ و ۵۲:۸۸-۳۷.
- پیرائی، خسرو و اکبری مقدم، بیت‌الله. (۱۳۸۴)، "اثر کاهش یارانه بخش کشاورزی (زراعت) و تغییر در نرخ مالیات بر کار بر تولید بخشی و رفاه خانوار شهری و روستایی در ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۲: ۳۰- ۱.
- خالدی، کوهسار ؛ کاظمی، حسن و شاهمرادی فرد، منوچهر. (۱۳۹۷)،″ تبیین جایگاه واقعی بخش کشاورزی ایران در اقتصاد ملی با تمرکز بر ارزش افزودهٔ کسب‌وکار کشاورزی″ ، اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۱۰۴. ۲۶۸- ۲۳۹.
- شهیکی تاش، محمد نبی؛ مولایی، صابر و شیوایی، الهام. (۱۳۹۲)، "سنجش کاردینالی رفاه و ارزیابی اثر متغیرهای کلان بر تغییرات رفاه در ایران بر مبنای رگرسیون فازی"، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال بیست و یکم، شماره ۶۵: ۱۸۲-۱۶۵.
- شیرمحمدی، فاطمه؛عربی، سید هادی و عادلی، امید علی. (۱۴۰۳)،"مقایسه تطبیقی روش‌های اندازه‌گیری شاخص رفاه"، *جستارهای اقتصادی با رویکرد اسلامی*،شماره ۲۳: ۷۸-۶۳.
- صیاد زاده، علی و احمدی، محمدمهدی. (۱۳۸۵)، "بررسی تابع رفاه اجتماعی آمارتیاسن در ایران (یک تحلیل نظری و تجربی)"، *ماهنامه اقتصادی*، جلد ۲، شماره ۲: ۱۳۸-۱۲۳.
- رئوف مهر، مجید؛صادقی، زین‌العابدین و جلایی، سید عبدالمجید. (۱۴۰۱)،″ ارزیابی شاخص رفاه پایدار (SWI) برای ایران و بررسی اثرات آستانه‌ای عوامل مؤثر بر آن با استفاده از الگوی رگرسیون انتقال ملای‌م″ ، پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، دوره ۲۲ شماره ۲. ۸۸-۵۷.

- عاملی، احمد. (۱۳۹۰)، "مدل‌سازی توابع رفاه اجتماعی (مطالعه موردی توزیع یارانه انرژی)"، *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، (۳)۲: ۲۱۶-۱۹۱.
- عبادی، جعفر ؛ شهیکی تاش، محمد نبی و درویشی، باقر. (۱۳۹۱)، "تغییرات رفاه اجتماعی در ایران (رهیافت پارتویی و غیر پارتویی از تابع کاردینالی رفاه اجتماعی)"، *مجله سیاست‌های اقتصادی*، جلد ۸، شماره ۱: ۲۴- ۳.
- مرکز آمار ایران (۱۳۹۸)، سالنامه آماری.
- وفایی، الهام ؛ محمد زاده، پرویز ؛ فلاحی، فیروز و اصغرپور، حسین. (۱۳۹۶)، "بررسی همگرایی رفاه اجتماعی استان‌های ایران با استفاده از تکنیک غیرخطی استار فضایی"، *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۲: ۱۰۲- ۷۹.
- وفایی، الهام ؛ محمد زاده، پرویز؛ اصغرپور، حسین و فلاحی، فیروز. (۱۳۹۷)، "ارزیابی رفاه اجتماعی و همگرایی رفاه استان‌های ایران برای سنجش توسعه مناطق ایران"، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۳: ۲۳- ۱.

- Adams, Samuel, and Edem Kwame Mensah, Klobodu. (2017). "Capital flows and the distribution of income in sub-Saharan Africa." *Economic Analysis and Policy*, 55: 169-178.
- Arndt, Channing, Andres, Garcia, Finn, Tarp, and James, Thurlow. (2012). "Poverty reduction and economic structure: Comparative path analysis for Mozambique and Vietnam." *Review of Income and Wealth,* 58(4): 742-763.
- Cowell, Frank. A, and Karen, Gardiner. (1999). "Welfare Weights", *STICERD, London School of Economics*, 1-47, *http://www. oft. gov. uk/shared_oft/reports/consumer_protection/oft282. pdf*.
- Dasgupta, Partha, Amartya, Sen, and David, Starrett. (1973). "Notes on the measurement of inequality." *Journal of economic theory*, 6(2): 180-187.
- Fitzpatrick, Tony. (2001). *Welfare theory: An introduction*, Palgrave Macmillan.
- Gordón, Iván González, and Budy P., Resosudarmo. (2019). "A sectoral growth-income inequality nexus in Indonesia." *Regional Science Policy & Practice*, 11(1): 123-140.
- Hadijah Che Mata, Siti, Ahmad Zafarullah Abdul, Jalil, and Mukaramah, Harun. (2020). "Does Non-Farm Income Improve Poverty and Income Inequality Among Agricultural Household in Rural Kedah?." *arXiv e-prints*, arXiv-2001.
- Kamal, Seyed Hossein Mohaqeqi, Hassan, Rafiey, Homeira, Sajjadi,Mehdi, Rahgozar,Ezatollah, Abbasian, andMaryam, Sharifian Sani. (2015). "Territorial analysis of social welfare in Iran." *Journal of International and Comparative Social Policy,* 31(3): 271-282.

- Kula, Erhun. (2002). "Regional welfare weights in investment appraisal-the case of India." *Journal of Regional Analysis and Policy,* 32(1).
- Mohamad, Nurul Muna, Tajul Ariffin, Masron, and Haslindar, Ibrahim. (2021). "The role of entrepreneurship on income inequality in developing countries." *Journal of Poverty,* 25(6): 520-542.
- Mukhopadhaya, Pundarik. (2003). "Trends in income disparity and equality enhancing (?) education policies in the development stages of Singapore." *International Journal of Educational Development,* 23(1): 37-56.
- Mukhopadhaya, Pundarik. (2001). "Changes in social welfare in Singapore: 1982-1999." *National University of Singapore*.
- Mukhopadhaya, Pundarik. (2001). "A Generalized social welfare function, Its decomposition and application." *Department of Economics, Macquarie University*, *119*, 1-17.
- Robinson, Sherman. (1975). *Income distribution and the social welfare function*. Research Program in Economic Development, Woodrow Wilson School, Princeton University.
- Sen, Amartya. (1974). "Informational bases of alternative welfare approaches: aggregation and income distribution." *Journal of Public Economics*, 3(4): 387-403.
- Sen, Amartya. (1976). "Real national income". *The Review of Economic Studies*, *43*(1), 19-39.
- Sheshinski, Eytan. (1972). "Relation between a social welfare function and the Gini index of income inequality." *Journal of Economic Theory*, 4(1): 98-100.
- Shorrocks, Anthony F. (1983). "Ranking income distributions." *Economica*, *50*(197), 3-17.
- Siami-Namini, Sima, and Darren Hudson. (2019). "Inflation and income inequality in developed and developing countries." *Journal of Economic Studies*, *46*(3), 611-632.
- Yitzhaki, Shlomo. (1982). "Relative deprivation and economic welfare." *European Economic Review*, *17*(1), 99-113.

استناد به این مقاله: کریم، محمدحسن؛ امیری، حسین و سراوانی، مهدی. (۱۴۰۴). سنجش شاخص رفاه اجتماعی و تاثیر ارزش افزوده بخش کشاورزی بر رفاه در ایران. *فصلنامه برنامه ریزی رفاه و توسعه اجتماعی*، ۱۶(۶۴)، ۱-۳۰.

Social Development and Welfare Planning Journal is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.