

## مطلوبیت و تابع رفاه اجتماعی در استان‌های ایران (بررسی روند تغییرات و همگرایی رفاه)

یعقوب فاطمی زردان<sup>۱</sup>، \*محمدحسن فطرس<sup>۲</sup>، حمید سپهردوست<sup>۳</sup>، محسن خضری<sup>۴</sup>

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران

۲. استاد گروه اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران

۳. دانشیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران

۴. استادیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران

(دریافت: ۱۳۹۸/۱۰/۲۸ پذیرش: ۱۳۹۹/۲/۸)

## Utility and Social Welfare Function in Iranian Provinces (Investigating the Process of Changes and Convergence of Welfare)

Yaghoob Fatemi Zardan<sup>1</sup>, \*Mohammad Hassan Fotros<sup>2</sup>, Hamid Sepehrdoust<sup>3</sup>, Mohsen Khezri<sup>4</sup>

1. Ph.D. Student in Economics, Bu Ali Sina University, Hamedan, Iran

2. Professor of Economics, Bu Ali Sina University, Hamedan, Iran

3. Associate Professor of Economics, Bu Ali Sina University, Hamedan, Iran

4. Assistant Professor of Economics, Bu Ali Sina University, Hamedan, Iran

(Received: 18/Jan/2020 Accepted: 27/April/2020)

Original Article

مقاله پژوهشی

### Abstract:

One of the most important topics in economics is the study of utility and social welfare. Therefore, the purpose of this paper is to derive the utility function and social welfare function of the provinces of Iran during 2001-2017. For this purpose, the regional utility function is used to extract the utility of the provinces. To calculate these functions, the Autoregressive Distributed Lag Panel data (pmg/ARDL) was used in Eviews 9 and Excel software. Then, the Bergson-Samuelson welfare function, which is computed as a sum of utility, was used to calculate the social welfare function. Finally, beta convergence method was used to investigate welfare convergence between provinces of the country. The results of the extraction of utility and social welfare function show that social welfare has been in steady growth in the period 2001-2007. After a slight decline in 2007, it increases again. In 2013, this growth stops and increases again in 2015 and 2016. This increase continues until 2015 and declines during the years of 2016 and 2017. Also, the results of beta convergence show that the provinces such as Chaharmahal-e-Bakhtiari, Qazvin, Lorestan and Kurdistan have the highest convergence rate, considering the Solow-Swan hypothesis, they are less welfare than other provinces and provinces such as Tehran, Isfahan, Hamedan and Markazi, which have lower convergence rates, have higher levels of welfare. While, the convergence rate for the country is -0.1718. This means that the entire provinces, on average, are moving toward an average welfare of 17.18% annually. Also, since the beta convergence coefficient for provinces and countries is between zero and negative one, the existence of convergence in provinces and countries is confirmed.

**Keywords:** Utility, Social Welfare, Convergence, Provincial Study.

**JEL:** R13, I31, P48.

### چکیده:

یکی از مباحث کلیدی در اقتصاد، بررسی مطلوبیت و رفاه اجتماعی است. هدف این مقاله، استخراج تابع مطلوبیت استان‌های کشور و تابع رفاه اجتماعی برای بازه زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۰ است. به این منظور، از تابع مطلوبیت منطقه‌ای برای استخراج مطلوبیت استان‌ها استفاده شده است؛ برای محاسبه این توابع از مدل اتورگرسیو با وقفه توزیعی پنل دیتا (pmg/ARDL) در نرم‌افزار ایویوز ۹ و نرم‌افزار اکسل کمک گرفته شد. سپس، برای محاسبه تابع رفاه اجتماعی از تابع رفاه برگسون-ساموئلسون که از تجمیع مطلوبیت‌ها حاصل می‌شود، استفاده شد. در نهایت، برای بررسی همگرایی رفاهی بین استان‌های کشور از روش همگرایی بتا بهره گرفته شد. نتایج حاصل از استخراج مطلوبیت و تابع رفاه اجتماعی نشان داد که رفاه اجتماعی در بازه زمانی ۱۳۸۶-۱۳۸۰ رشد باثبات و صعودی داشته است. با افت اندکی در سال ۱۳۸۷ مجدداً سیر صعودی به خود گرفته است. در سال ۱۳۹۲ این رشد متوقف شده، مجدداً طی سال‌های ۱۳۹۳ و ۱۳۹۴ افزایش پیدا کرده است. این افزایش تا سال ۱۳۹۴ ادامه می‌یابد و طی سال‌های ۱۳۹۵ و ۱۳۹۶ با افت روبه‌رو شده است. همچنین، نتایج حاصل از همگرایی بتا نشان داد که استان‌هایی مانند چهارمحال و بختیاری، قزوین، لرستان و کردستان که بیشترین سرعت همگرایی را دارا بودند، با توجه به فرضیه سولو-سوان، سطح رفاه کمتری نسبت به بقیه استان‌ها داشتند و استان‌هایی مانند تهران، اصفهان، همدان و مرکزی، که سرعت تعدیل پایین‌تری داشتند، سطح رفاه بیشتری را دارا بودند. سرعت همگرایی برای کشور برابر  $-0.1718$  بوده است؛ بدین معنا که کل استان‌ها در مجموع به طور متوسط سالیانه  $17.18$  درصد به سمت رفاه متوسط جامعه حرکت کرده‌اند. همچنین، با توجه به اینکه ضریب بتا برای استان‌ها و کشور بین صفر و منفی یک بوده، وجود همگرایی در رفاه استان‌ها و کشور تأیید می‌شود.

**واژه‌های کلیدی:** مطلوبیت، رفاه اجتماعی، همگرایی، مطالعه استانی.

**طبقه‌بندی JEL:** R13, I31, P48.

\* نویسنده مسئول: محمدحسن فطرس

E-mail: Fotros@basu.ac.ir

\*Corresponding Author: Mohammad Hassan Fotros

## ۱- مقدمه

مطلوبیت و رفاه اجتماعی جزء مباحث مهمی است که در اقتصاد توجه ویژه‌ای به آن می‌شود. در واقع، مصرف‌کننده برای رفع نیازهای خود، متقاضی به دست آوردن کالا و خدمات می‌باشد و از مصرف کالا و خدمات مطلوبیت کسب می‌کند. فرض اصلی در نظریه رفتار مصرف‌کننده مبتنی بر این اصل است که مصرف‌کننده با توجه به بودجه محدودی که در اختیار دارد، بتواند مطلوبیت خود را به حداکثر برساند. بررسی مطلوبیت پیشینه‌ای طولانی دارد و عموماً دو نظریه اقتصادی متفاوت در این خصوص مطرح گردیده است. نخست آنکه تحلیل رفتار مصرف‌کننده را بر پایه مطلوبیت قابل اندازه‌گیری بررسی می‌کند (کاردینالی<sup>۱</sup>) و دیگری آن را براساس مطلوبیت رتبه بندی (اوردینالی<sup>۲</sup>) تحلیل می‌کند (فرجی، ۱۳۹۲: ۸۰ و ۸۸). از مطلوبیت کاردینالی برای جمع‌آوری مطلوبیت افراد یا گروه‌ها و ایجاد تابع رفاه اجتماعی استفاده می‌شود. در حقیقت، در جامعه‌ای که متشکل از تعداد افراد یا گروه‌هایی با درآمدهای مختلف است، رفاه جامعه را می‌توان تابعی از رفاه یا مطلوبیت تک تک افراد یا گروه‌ها در نظر گرفت (ستوده نیا و همکاران، ۱۳۹۹: ۲۰). بعبارت بهتر، برای مطالعه تغییرات مطلوبیت و رفاه جامعه می‌توان یک تابع رفاه اجتماعی از نوع ساموئلسون-برگسون برای یک کشور تعریف کرد (طاهری و همکاران، ۱۳۹۸: ۴۰). در تابع ساموئلسون-برگسون، رفاه اجتماعی تابعی از رفاه (مطلوبیت) تمامی مناطق (استان‌ها) مورد بررسی است و مطلوبیت هر استان تابع درآمد سرانه (مصرف سرانه) آن استان است و هر استان اختلاف درآمد سرانه (مصرف سرانه) واضح و معناداری با استان‌های دیگر دارد. مقوله رفاه اجتماعی همواره با تعاریف متعددی روبرو بوده است. از قرن هیجدهم که جرمی بنتام و دیوید هیوم، رفاه را مترادف با بهره‌مندی یا مطلوبیت و به‌منزله خیر و خوشبختی تعریف کردند، پیگو<sup>۳</sup> آن را مقوله کمی قابل اندازه‌گیری با پول و مرتبط با آمال و آرزوهای فرد در نظر گرفت و سولر<sup>۴</sup> بر ترجیحات و تمایلات فرد تأکید نمود. جان راولز<sup>۵</sup> هم رفاه را عادلانه بودن توزیع منابع، می‌داند. فیتزپتریک<sup>۶</sup> رفاه اجتماعی را در معنایی بسیار وسیع در نظر

می‌گیرد و آن را شادکامی، تأمین ترجیحات و نیازها، رهایی و مقایسه‌های نسبی که یک فرد از نظر رفاه خود با دیگران دارد، تعریف می‌کند. در واقع، رفاه بیانگر قدرت خرید و توانایی در کسب تسهیلات و امکانات زندگی می‌باشد (فیتزپتریک، ۱۳۸۳: ۳۱-۳۵). پس می‌توان گفت که احساس رفاه علاوه بر اینکه یک نیاز برای انسان‌ها است، عامل بسیار مهمی در پیشرفت و توسعه هر کشور است. بدین ترتیب رفاه اجتماعی مفهومی بسیار پیچیده است که به عنوان مفهوم و واقعیتی اجتماعی، لایه‌های زیادی را به دور هسته اصلی خود در بر گرفته است (هزارجریبی و صفری، ۱۳۹۰: ۲). لذا رفاه علاوه بر اینکه یک ضرورت اخلاقی و انسانی می‌باشد، یک مؤلفه کلیدی برای پیشرفت و توسعه یک جامعه یا منطقه محسوب می‌شود. در واقع، بخش‌های مختلف اقتصادی، سیاسی، فرهنگی، اجتماعی و غیره یک جامعه به عنوان زمینه‌های توسعه، مستلزم احساس داشتن رفاه هستند تا انگیزه کافی برای پیشبرد اهداف را داشته باشند. بنابراین، ارتقای کیفیت زندگی و سطح رفاه اجتماعی در کنار اهدافی همچون رشد و توسعه اقتصادی، از اهداف مهم دولت‌ها از جمله کشورهای در حال توسعه مانند ایران می‌باشد. کشور ایران در طی چند دهه اخیر با چالش‌ها و مشکلات متعددی در زمینه‌های مختلف اقتصادی، اجتماعی و سیاسی مواجه بوده است که منجر به پیامدهای نامطلوبی برای جامعه شده است. وجود مسائلی نظیر افزایش شکاف طبقاتی و نابرابری بین استان‌ها<sup>۷</sup>، رشد ناپایدار و نامتوازن توسعه استان‌های کشور (فتح‌اللهی و همکاران، ۱۳۹۶: ۹۹)، مشکلات اقتصادی در نتیجه تحریم‌ها و نوسانات شاخص‌های اقتصادی مانند تورم، نرخ ارز و بیکاری و تأثیر آن بر قدرت خرید افراد (رجبی، ۱۳۹۲: ۱۶۱)، کاهش درآمد و افت اعتباردهی دولت به استان‌ها در نتیجه تحریم و کاهش فروش نفت (متین و همکاران، ۱۳۹۵: ۲۲)، کاهش رشد اقتصادی<sup>۸</sup>، وجود پدیده تورم رکودی در سطح کشور برای دوره طولانی (نعمتی و همکاران، ۱۳۹۷: ۶۳)، افت صادرات و سرمایه‌گذاری خصوصی (گرشاسبی و یوسفی<sup>۹</sup>، ۲۰۱۶: ۱۶۷)، افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده و کاهش مصرف خصوصی (همان، ۲۰۱۶: ۱۶۸) و افزایش نقدینگی و آثار سوء آن بر روی سایر شاخص‌ها مانند تورم (بخشی و همکاران، ۱۳۹۸: ۹۷) و مواردی از این قبیل باعث

۷. منبع: ضریب جینی منتشر شده در مرکز آمار ایران

۸. منبع: آمار منتشر شده توسط بانک مرکزی و مرکز آمار ایران

۹. Garshasbi & Yusefi (2006)

1. Cardinal  
2. Ordinal  
3. Pigou  
4. Suler  
5. John Rawls  
6. Fitzpatrick

اول، افرادی از جمله کالدور<sup>۲</sup> (۱۹۳۹: ۵۴۹) و هیکس<sup>۳</sup> (۱۹۴۰: ۱۰۶-۱۰۵) با معرفی برخی معیارها، الگویی برای جبران زیان آسیب‌دیدگان سیاست‌های اقتصادی از محل منافع برندگان ارائه نمودند. رهیافت دوم توسط افرادی مانند برگسون (۱۹۳۸: ۳۳۴-۳۳۰) و ساموئلسن (۱۹۴۷: ۲۴-۲۱)<sup>۴</sup> مطرح گردیده که به معرفی تابع رفاه اجتماعی با توجه به مطلوبیت افراد یا گروه‌ها پرداخته‌اند. این تابع محتوی برخی معیارهای هنجاری برای توضیح و مقایسه وضعیت‌های اجتماعی مختلف است (وفائی و همکاران، ۱۳۹۶: ۸۲ و فرجی، ۱۳۹۲: ۸۰-۹۰). در زمینه استخراج مطلوبیت تحقیقات گسترده‌ای انجام شده است و بسته به نوع مطالعه، از تابع مطلوبیت مختلفی بهره گرفته می‌شود که مصرف و درآمد پایه اصلی این توابع را تشکیل می‌دهد. ویزبرود<sup>۵</sup> (۱۹۷۲: ۴۱۰-۴۰۰) در پژوهشی تابع مطلوبیتی را برای محاسبه مطلوبیت مناطق مختلف تحت عنوان «مطلوبیت منطقه‌ای» ارائه می‌کند که در این پژوهش نیز با توجه به منطقه‌ای (استانی) بودن مطالعه، از آن استفاده خواهد شد. این تابع مطلوبیت به صورت زیر می‌باشد:

(۱)

$$U_i = (C_i^{1-e} - 1) / 1 - e$$

در معادله فوق  $C_i$  بیانگر مصرف سرانه هر منطقه و  $e$  بیانگر کشش مطلوبیت نهایی درآمد یا مصرف می‌باشد. مطلوبیت هر منطقه با افزایش مصرف سرانه هر منطقه افزایش می‌یابد، لذا رفاه هر منطقه تابعی از مصرف سرانه هر منطقه می‌باشد. مطلوبیت نهایی آمین منطقه به صورت زیر محاسبه می‌شود که مقدار مثبتی می‌باشد.

(۲)

$$MU_i = dU_i / dC_i = C_i^{-e} > 0$$

مشق دوم رابطه فوق منفی است و نزولی بودن مطلوبیت نهایی مصرف را نشان می‌دهد:

(۳)

$$d^2U_i / d^2C_i = -eC_i^{-(1+e)} < 0$$

همچنین، در این تابع کشش مطلوبیت نهایی ثابت و برابر  $e$  می‌باشد:

$$(dMU_i / dC_i) * (C_i / MU_i) = e$$

در این صورت تغییرات رفاه برای هر منطقه برابر خواهد بود با:

شده است بودجه خانوار متأثر گردد و درآمد و مصرف افراد را تغییر دهد؛ که در نتیجه این عوامل، مطلوبیت و به تبع آن رفاه اجتماعی سطح کشور با تغییراتی همراه باشد. بنابراین، همه این عوامل، ضرورت و اهمیت مطالعه مطلوبیت و تغییرات رفاهی جامعه را نشان می‌دهد تا با توجه به نتایج حاصله سیاست و برنامه مناسبی در جهت بهبود رفاه هر استان در نظر گرفته شود. لذا، در این مقاله سعی بر این است که پس از بررسی مبانی نظری و پیشینه پژوهش، ابتدا به کمک تابع مطلوبیت منطقه‌ای ویزبرود، مطلوبیت تک‌تک استان‌ها را برای سال‌های ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۶ استخراج شود و در وهله دوم به کمک تابع رفاه اجتماعی ساموئلسون-برگسون، تابع رفاه جامعه را استخراج و تغییرات این تابع را در این بازه زمانی بررسی نماید تا در مرحله نهایی، به کمک ضریب همگرایی بتا، باتوجه به مطلوبیت مستخرج شده، همگرایی و واگرایی رفاه را در مناطق مختلف تحلیل کند.

## ۲- ادبیات موضوع

### ۲-۱- مبانی نظری

ایده مطلوبیت بعنوان نیروی هدایت‌گر عملکرد بشریت، ایده تازه‌ای نیست، و در تئوری اقتصاد بین قرن ۱۷ تا ۱۸ میلادی (۱۸۰۰-۱۷۰۰ میلادی) در اروپا، خصوصاً در انگلیس به لطف اندیشمندانی نظیر آدام اسمیت، جان استوارت میل، و جرمی بنتام مطرح گردید، که بر این اعتقاد بودند که مردم بدنبال پیدا کردن لذت و دوری از درد حرکت می‌کنند. از دهه ۱۹۸۰ به بعد مطلوبیت و رفاه اجتماعی دچار تغییرات زیادی شده است و رفاه نشان‌دهنده قدرت خرید و توانایی در کسب تسهیلات و امکانات زندگی می‌باشد. در این زمینه، از اولین اقتصاددانان نظریه‌پرداز در ارتباط با توابع رفاه اجتماعی می‌توان از پیگو<sup>۱</sup> (۱۹۲۰: ۲۳-۱۱) نام برد که نظریات آن بر اساس فرض رجحان‌های اصلی و کاردینال و قابل مقایسه بنا شده است و بیانگر این است که به کارگیری سیاست‌های اقتصادی عقلانی می‌تواند باعث افزایش رفاه اجتماعی گردد. سپس نظریه رایینس در سال ۱۹۳۲، بر پایه رجحان‌های ترتیبی و نظریه کارایی پارتو مطرح گردید. این نظریه به علت عملیاتی نبودن آن مورد استقبال قرار نگرفت. سپس برای رفع مشکل غیرواقعی بودن آن، دو رهیافت علمی مطرح گردید، در رهیافت

2. Kaldor (1939)

3. Hichs (1940)

4. Bergson (1938) &amp; Samuelson (1947)

5. Weisbrod (1972)

1. Pigou (1920)

تخمین  $e$  بین ۲- و ۵- است که این مقادیر قدری بزرگ به نظر می‌رسد. علاوه بر این، محدودیت‌های داده‌ای برای محاسبه این مدل‌ها زیاد است که آنها را برای کشورهای در حال توسعه، که اطلاعات آماری در دسترس نیست، نامناسب کرده است (عبدلی و شیردل، ۱۳۸۹: ۱۵۵). روش به کار گرفته شده در این پژوهش برای محاسبه  $e$ ، قبلاً توسط آمسندن<sup>۹</sup> (۱۹۶۴: ۱۶۴-۱۶۲) و جونز<sup>۱۰</sup> (۱۹۹۹: ۱۴۹-۱۳۲) ارزیابی شده است که تا حدودی شبیه رویکرد فلنر است. مشکل مربوط به تخمین کشش قیمتی جبرانی خوراکی، با زبردستی خاصی، توسط اوآن و همکاران<sup>۱۱</sup> (۲۰۰۵: ۹۳۵-۹۳۲)، حل شده است<sup>۱۲</sup> که به صورت زیر بدست می‌آید (فلوریو<sup>۱۳</sup>، ۲۰۰۷: ۳۱۳-۳۰۸):

(۸)

$$e = b \cdot (y/r)$$

که  $b$  میل متوسط به مصرف کالای غیرخوراکی است و  $r$  کشش قیمتی نسبی کالاهای خوراکی به کالاهای غیرخوراکی و  $y$  کشش درآمدی است. با استخراج تابع مطلوبیت به راحتی می‌توان به رفاه اجتماعی دست یافت. از جمله توابع رفاه اجتماعی که بر پایه مطلوبیت استوار هستند می‌توان به تابع اجتماعی برگسون-ساموئلسون، تابع رفاه اجتماعی ارو، تابع رفاه اجتماعی فردی، تابع رفاه اجتماعی هرسانی، تابع رفاه اجتماعی اتکینسون، تابع رفاه اجتماعی مطلوبیت‌گرا، تابع رفاه اجتماعی والز و تابع رفاه اجتماعی سن را نام برد. تابع رفاه بکار برده شده در این پژوهش تابع رفاه برگسون-ساموئلسون می‌باشد که مطلوبیت جامعه را به صورت جمعی و جدایی‌پذیر محاسبه می‌کند. هدف از انتخاب این تابع به این دلیل می‌باشد که، از آنجا که برای هر سال به صورت جداگانه مطلوبیت ۳۰ استان محاسبه می‌گردد؛ از طریق تجمیع مطلوبیت ۳۰ استان، به راحتی می‌توان به تابع رفاه اجتماعی برای هر سال دست یافت. این تابع رفاه اجتماعی برابر است با:

(۹)

$$W = \sum U_i$$

مطابق با معادله فوق، تابع رفاه اجتماعی برابر مجموع تابع رفاه تک‌تک افراد یا بخش‌های اقتصادی می‌باشد.

$$dW_i = MU_i \cdot \Delta C_i = C_i^e \cdot \Delta C_i \quad (۴)$$

حال برای بدست آوردن وزن رفاهی دو منطقه نسبت به یکدیگر به صورت زیر عمل می‌کنیم:

(۵)

$$MU_L / MU_H = (C_H / C_L)^e$$

طرف راست معادله فوق وزن رفاهی منطقه  $L$  و  $H$  را نسبت به یکدیگر نشان می‌دهد.

برای محاسبه  $e$  مطالعات مختلفی صورت گرفته است. در مدل فیشر (۱۹۲۷)، فریش (۱۹۳۲) و فلنر (۱۹۶۷) که به مدل FFF معروف می‌باشد، هدف آنها برآورد نرخ تنزیل بود. برای محاسبه  $e$  از فرمول زیر استفاده کردند:

(۶)

$$E = y / \hat{p}$$

که در آن  $y$  کشش درآمد تقاضای خوراکی و  $\hat{p}$  کشش قیمتی جبرانی خوراکی بعد از حذف اثر درآمدی می‌باشد که با استفاده از فرمول زیر محاسبه می‌شود:

(۷)

$$|\hat{p}| = |p| - ay$$

که در این حالت  $p$  کشش قیمتی عادی (غیرجبرانی) و  $a$  سهم غذا در بودجه خانوار است.

شرما و همکاران<sup>۱۲</sup> (۱۹۹۱: ۹۰)، برای محاسبه  $e$  از یک تابع تقاضای لگاریتمی-خطی استفاده کردند که حاوی متغیر زمان برای حذف تغییرات سلیقه‌ای مصرف‌کننده بود و  $p = 0.171$  و  $y = 1/24$  را به دست آوردند. رویکرد دیگر برای محاسبه و استفاده از سیستم تقاضای کل، مخصوص استفاده از مدل رتردام<sup>۱۳</sup> است که توسط افرادی مانند جوهانسن<sup>۴</sup>، بیرون<sup>۵</sup>، هوا<sup>۶</sup>، بارتن<sup>۷</sup> و براون و دیتون<sup>۸</sup> استخراج گردید. در این مدل دامنه

1.a) Fellner, W. (1967) Operational utility: the theoretical background and measurement, in Ten Economic Studies in the Tradition of Irving Fisher (ed. W. Fellner), John Wiley, New York.

b) Fisher, I. (1927) A statistical method for measuring utility and justice of progressive income tax. Ten Economic Essays Contributed in Honour of J. Bates Clarke, Macmillan, London.

c) Frisch, R. (1932) The New Methods of Measuring Marginal Utility, Verlag von J.C.B. Mohr, Tübingen.

2. Sharma et al. (1991)

3. Rotterdam Model

4. Johansen

5. Byron

6. Hoa

7. Barten

8. Brown & Deaton

9. Amunsden (1964)

10. Jones (1999)

11. Evans et al. (2005)

۱۲. برگرفته شده از کتاب تحلیل هزینه-فایده و سنجش انگیزه؛ فلوریو،

۲۰۰۷: صفحات ۳۰۸ تا ۳۱۳.

13. Florio (2007)

بتا، نرخ رشد هر متغیر به عنوان متغیر وابسته و سطوح اولیه آن متغیر به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته و معادله رگرسیونی تصریح می‌شود که شیب آن بیانگر سرعت همگرایی می‌باشد. هرچه ضریب همگرایی بیشتر باشد سرعت همگرایی نیز بیشتر خواهد بود. در این زمینه همگرایی مطلوبیت استان‌های مختلف به عنوان معیاری برای ارزیابی سطح رفاه مناطق مختلف، از اهمیت بالایی برخوردار می‌باشد که براساس نتایج آن سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان می‌توانند سیاست‌های مناسبی را ارائه دهند. بر این اساس این پژوهش بر آن شد تا در کنار اندازه‌گیری میزان مطلوبیت و تابع رفاه اجتماعی استان‌ها طی دوره مورد بررسی، همگرایی مطلوبیت استان‌های مختلف را هم در این بازه زمانی بررسی کند تا شرایط رفاهی هر استان مشخص گردد.

## ۲-۲- پیشینه پژوهش

عبدلی و شیردل در پژوهشی به بررسی وزن رفاهی و کشش نهایی تابع رفاه اجتماعی برای سال ۱۳۸۵ پرداختند. نتایج نشان داد که تفاوت معنی‌داری در مصرف سرانه واقعی استان‌ها وجود داشته و در نتیجه افزایش یکسان مصرف سرانه تأثیر متفاوتی بر رفاه اجتماعی دارد. لذا وزن‌های رفاهی در ارزیابی طرح‌ها مهم هستند. کمترین وزن رفاهی به استان تهران (۰/۷۲) و بیشترین به استان سیستان و بلوچستان (۲/۵۲) اختصاص دارد (عبدلی و شیردل، ۱۳۸۹: ۱۴۹).

عبادی و همکاران در پژوهشی برای ارزیابی تغییرات رفاه در ایران از تابع رفاه پارتویی سن<sup>۲</sup> و تابع رفاه تعمیم‌یافته سن<sup>۳</sup> استفاده نمودند. یافته‌های این تحقیق بیانگر آن است که رفاه اجتماعی در ایران در طی دوره‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۱، ۱۳۸۰-۱۳۷۶ و ۱۳۷۵-۱۳۷۱ نسبت به دوره ۱۳۵۵-۱۳۵۰ به ترتیب ۴/۹، ۳/۱ و ۲/۱ درصد افزایش داشته است که بیشترین سطح بهبود رفاه اجتماعی در ایران در طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۶ بوده است (عبادی و همکاران، ۱۳۹۱: ۳).

شهیکی‌تاش و همکاران در پژوهشی به بررسی سطح رفاه کاردینالی و عوامل تأثیرگذار بر تغییرات رفاهی در ایران با استفاده از شاخص آمارتیاسن در حالت پارتویی و غیرپارتویی و مدل رگرسیون فازی حداقل مربعات<sup>۴</sup> پرداختند. نتایج تحقیق

بررسی و مطالعه رفاه می‌تواند به سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان در مدیریت وضعیت کلان اقتصادی کمک زیادی کند. در واقع، در صورتی که رفاه اقتصادی دارای واگرایی بین مناطق، افراد یا گروه‌ها باشد؛ این وضعیت بیانگر وجود نابرابری و شکاف رفاهی در جامعه می‌باشد. از طرفی دیگر در صورتی که رفاه اقتصادی دارای همگرایی در بین مناطق مختلف باشد، بیانگر وضعیت متوازن برای جامعه است و از منظر دولت‌مردان مطلوب است. بنابراین هدف برنامه‌ریزان اقتصادی، تلاش برای همگرایی رفاه در بین مناطق مختلف می‌باشد. سولو، از ارائه‌دهنده گان مدل‌های رشد، یکی از اولین افرادی است که همگرایی در نرخ رشد اقتصادی هم از لحاظ نظری و هم از نظر تجربی را بررسی کرد. وجود سطح توسعه مختلف بین مناطق و جوامع گوناگون، زمینه ایجاد معیارهای مقایسه وضع اقتصادی مناطق مختلف و در نتیجه، ارائه الگوی مناسب برنامه‌ریزی در جهت کاهش میزان تفاوت مناطق مختلف را فراهم کرد که در پی آن، الگوهای رشد نئوکلاسیک همچون مدل رشد سولو-سوان<sup>۱</sup> مطرح گردیدند (رومر، ۲۰۱۱: ۴۸-۶). موضوع همگرایی اقتصادی جوامع مختلف از نتایج این مدل‌های رشد بود. بارو و سالای-مارتین (۱۹۹۱: ۱۱۴-۱۰۸) اولین کسانی بودند که به معرفی مفهوم همگرایی پرداختند که در آن همگرایی نرخ رشد اقتصادی بین کشورهای مختلف مورد بررسی قرار گرفته بود. برنارد و دورف (۱۹۹۶: ۱۷۲ و ۱۷۱)، نشان دادند که معادلات رگرسیونی نمی‌تواند بین فرضیه‌ها همگرایی درون کشوری و همگرایی جهانی، تفاوت قائل شود. آنها در مواجهه با وضعیتی که فقط تعدادی از کشورهای موجود در نمونه به سطح یکنواخت مشترکی همگرا هستند، اثبات کرده‌اند که مدل همگرایی مقطعی برای این وضعیت مناسب نیست. زیرا فرضیه صفر در مدل مقطعی حاکی از آن است که هیچ یک از کشورهای موجود در نمونه همگرا نیستند، در حالی که فرضیه مقابل حاکی از آن است که کل کشورهای موجود در نمونه به سطح درآمد سرانه یکنواخت مشترکی همگرا می‌شوند. از این رو، این فرضیه گرایش شدیدی به رد فرضیه صفر دارد، در حالی که ممکن است، اقتصادها سطح یکنواخت بلندمدت متفاوتی داشته باشند. برای حل این مشکل به ارائه روشی به نام ضریب همگرایی بتا پرداختند (مکیان و خاتمی، ۱۳۹۳: ۱۳۶). در محاسبه همگرایی

2. SSWF  
3. G-SWF  
4. FLSR

1. Solow & Swan

ابتدا کاهش و سپس افزایش یافته است؛ تضاد بین کشورهای ثروتمند و فقیر در طول دوره مورد بررسی کماکان ادامه داشته است (اندرسون، ۲۰۰۴: ۵۳۷).

چودهوری<sup>۲</sup> در مقاله‌ای به بررسی همگرایی درآمد سرانه در بازه زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۱ در ۹ کشور آ.سه.آن با استفاده از روش OLS پرداخت. نتایج حاکی از عدم وجود همگرایی و افزایش پراکندگی درآمد در این گروه کشورها بوده است (چودهوری، ۲۰۰۵: ۴۹).

الحق و رازی<sup>۳</sup> در پژوهشی به سنجش رفاه اجتماعی کشور پاکستان با استفاده از رویکرد اردینال و کاردینال بر اساس کارایی (رشد اقتصادی) و نابرابری (الگوی توزیع درآمد) پرداختند. نتایج حاکی از آن بود که منحنی لورنز در سال‌های ۲۰۰۱-۲۰۰۲ را دارای بالاترین میزان افزایش رفاه اجتماعی است. با افزایش متوسط درآمد، رفاه اجتماعی نیز تغییر مثبت داشته است. در حالی که الگوی نابرابری در طول دوره موردنظر به جز سال‌های ۲۰۰۱-۱۹۹۸ دارای نقش منفی یا صفر بوده است (الحق و رازی، ۲۰۰۷: ۵۵).

مالکینا<sup>۴</sup> در مطالعه‌ای به ارزیابی همگرایی بین منطقه‌ای تابع رفاه اجتماعی آماریاسن از طریق ضریب تغییرات نابرابری درون منطقه‌ای ایستا و پویا برای کشور روسیه در بازه زمانی ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۴ پرداخت. نتایج حاصله نشان داد که نابرابری منطقه‌ای در رفاه طی این بازه زمانی حدود ۴۳ درصد تنزل داشته است. رویکرد وزنی این پژوهش از گرایش شدید رفاه به همگرایی در طول دوره حکایت دارد (مالکینا، ۲۰۱۷: ۵۰).

بارسنا مارتین و آیالا<sup>۵</sup> در پژوهشی به بررسی رفاه اجتماعی در کشورهای اروپایی با استفاده از شاخص‌های درآمدی می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد که بروز بحران‌های اقتصادی روی رفاه خانوارها تأثیر گذاشته و آن را کاهش داده است (بارسنا مارتین و آیالا، ۲۰۱۹: ۱).

اکثر مطالعات صورت گرفته در زمینه استخراج مطلوبیت یا تابع رفاه اجتماعی، به صورت خیلی محدود که عمدتاً کشوری یا به صورت جزئی‌تر بین مناطق شهری یا روستایی یا بین دهک‌ها انجام شده است. استخراج تابع مطلوبیت برای کل استان‌ها در بازه زمانی طولانی تاکنون در ایران بررسی نشده است که این موضوع می‌تواند به عنوان جنبه نوآوری پژوهش

نشان می‌دهد که شاخص رفاه در سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۱ حدود ۴/۸ درصد و در سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۷۶ حدود ۳/۱ درصد و در سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۷۱ حدود ۲/۷ درصد افزایش داشته است و بیشترین سطح بهبود رفاه اجتماعی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۶ بوده است (شهپیک‌تاش و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۶۵).

اسلامی در پژوهشی به بررسی شاخص رفاه اجتماعی طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۶ در مناطق شهری کشور پرداخت. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که پایین‌ترین رقم این شاخص با ۶۱/۳ واحد در سال ۱۳۶۶ و بالاترین رقم این شاخص با ۱۰۶/۵ واحد در سال ۱۳۸۶ به وقوع پیوسته است. در سال‌های پس از ۱۳۸۶، با وجود کاهش قابل ملاحظه ضریب جینی در مناطق شهری کشور به دلیل منفی شدن نرخ رشد متوسط هزینه‌های واقعی خانوارها (به جز سال ۱۳۸۹) شاخص رفاه اجتماعی طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۷ با کاهش قابل توجهی مواجه شده است (اسلامی، ۱۳۹۳: ۵).

وفائی و همکاران در مقاله‌ای، همگرایی رفاه اجتماعی استان‌های ایران از طریق ضریب جینی با استفاده از تکنیک غیرخطی استار فضایی طی دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۲ مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد بین استان‌هایی که دارای اثرات فضایی نیستند، همگرایی وجود دارد و سرعت همگرایی در بین این گروه از استان‌ها برابر با ۳/۱۲۸۹ است (وفائی و همکاران، ۱۳۹۶: ۷۹).

فلاحی و همکاران در پژوهشی به بررسی رفاه اجتماعی و همگرایی رفاه اجتماعی استان‌های کشور ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۲ پرداختند. نتایج نشان داد استان‌های کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد و مازندران به سمت متوسط رفاه استان‌ها همگرا شده و استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، بوشهر، خراسان رضوی، خراسان شمالی، سمنان، سیستان و بلوچستان، قم، گلستان، لرستان و هرمزگان از متوسط رفاه واگرا شده‌اند (فلاحی و همکاران، ۱۳۹۷: ۱).

اندرسون<sup>۱</sup> در مقاله‌ای با استفاده از تکنیک‌های سلطه تصادفی برای بررسی میزان تضاد رفاهی، رفاه و فقر ۱۰۱ کشور را در دوره ۱۹۹۵-۱۹۷۰ بررسی کرد. نتایج حاکی از آن است که، در حالی که در طول دوره مورد بررسی رفاه ابتدا افزایش یافته و سپس روند کاهشی داشته و در کنار آن فقر

2. Chowdhury (2005)

3. Ul Haq Baluch & Razi (2007)

4. Malkina (2017)

5. Barcena-Martin & Ayala (2019)

1. Anderson (2004)

(۱۳)

$$\ln D = \ln A + y \ln Y + r \ln(P^1/P^2) + k \ln(\text{oil})$$

بنابراین، برای محاسبه  $r$  و  $y$  لازم است ضرایب معادله فوق حاصل گردد. برای استخراج ضرایب معادله فوق، از مدل اتورگرسیو با وقفه توزیعی پنل دیتا<sup>۴</sup> در نرم‌افزار ایویوز استفاده خواهد شد. در نهایت با محاسبه  $y$  و  $r$  و بدست آوردن  $b$  (میل متوسط به مصرف کالای غیرخوراکی) مقدار  $e$  یا کشش مطلوبیت نهایی مصرف قابل اندازه‌گیری خواهد بود.

سپس، با توجه به داده‌های مصرف سرانه هر استان و مقدار  $e$ ، مقدار مطلوبیت هر استان در هر سال قابل اندازه‌گیری می‌باشد. با محاسبه مطلوبیت هر استان در هر سال (در مجموع ۵۱۰ تابع مطلوبیت) می‌توان تابع رفاه اجتماعی را برای هر سال بدست آورد. تابع رفاه بکار برده شده در این پژوهش تابع رفاه برگسون-ساموئلسون می‌باشد که مطلوبیت جامعه را به صورت جمعی و جدایی‌پذیر محاسبه می‌کند که برابر است با:

(۱۴)

$$W = \sum U_i$$

مطابق با معادله فوق، تابع رفاه اجتماعی برابر مجموع تابع رفاه تک‌تک افراد یا بخش‌های اقتصادی می‌باشد. پس از استخراج تابع مطلوبیت و رفاه اجتماعی لازم است به بررسی همگرایی و واگرایی رفاه استان‌ها به کمک همگرایی بتا پرداخته شود. در محاسبه همگرایی بتا، نرخ رشد هر متغیر به عنوان متغیر وابسته و سطوح اولیه آن متغیر، به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته و معادله رگرسیونی تصریح می‌شود. اصطلاحاً به این نوع همگرایی، همگرایی بتا گفته می‌شود. این فرضیه از مدل سولو-سوان توسط فرضیه زیر آزمون می‌شود:

(۱۵)

$$\text{Log}(\text{utility}_{it}/\text{utility}_{it-1}) = a + b \text{log}(\text{utility}_{it-1}) + U_{it}$$

در معادله (۱۵) حروف  $a$  و  $b$  ثابت هستند و  $b$  بین صفر و منفی یک می‌باشد. همچنین  $\text{utility}_{it}$  بیانگر مطلوبیت در دوره  $t$ ،  $\text{utility}_{it-1}$  نشان‌دهنده مطلوبیت در دوره  $t-1$  و  $U_{it}$  بیانگر جمله اخلاص است. شرط  $b$  کمتر از صفر نشان‌دهنده همگرایی می‌باشد زیرا  $\text{Log}(\text{utility}_{it}/\text{utility}_{it-1})$  به صورت معکوسی با  $\text{log}(\text{utility}_{it-1})$  در ارتباط است. هرچه قدر مطلق ضریب بتا یا  $b$  بزرگ‌تر باشد، نشان‌دهنده سرعت همگرایی بالاتر است. بر اساس فرضیه همگرایی مدل سولو-سوان، استان‌هایی با سطوح پایین‌تر مطلوبیت و رفاه، با سرعت بیشتری به سمت

باشد. همچنین، در مبحث ارزیابی همگرایی و واگرایی نیز بیشتر مطالعات به بررسی توزیع درآمد پرداخته‌اند و مطالعه همگرایی از جانب رفاهی آن هم به صورت استانی مطالعات اندکی انجام شده است.

### ۳- روش تحقیق

در بخش حاضر، ابتدا با استفاده از داده‌های آماری، مطلوبیت استان‌ها استخراج و سپس براساس آن تابع رفاه اجتماعی ارزیابی و در نهایت نابرابری موجود در مطلوبیت استان‌ها بررسی می‌گردد. تابع مطلوبیت مورد استفاده در این پژوهش، تابع مطلوبیت ویزبرود<sup>۱</sup> که به تابع مطلوبیت منطقه‌ای نیز معروف است، می‌باشد. این تابع مطلوبیت به صورت زیر نشان داده می‌شود:

(۱۰)

$$U_i = (C_i^{1-e} - 1) / 1 - e$$

در معادله فوق  $C_i$  بیانگر مصرف سرانه هر منطقه و  $e$  بیانگر کشش مطلوبیت نهایی مصرف می‌باشد. محاسبه کشش مطلوبیت نهایی مصرف توسط افراد مختلفی انجام شده است. در این پژوهش، از روشی استفاده خواهد شد که توسط آمسنسن و جونز<sup>۲</sup> مطرح گردید که به صورت رابطه زیر می‌باشد (فلوریو<sup>۳</sup>، ۲۰۰۷: ۳۱۱):

(۱۱)

$$e = b \cdot (y/r)$$

که،  $b$  میل متوسط به مصرف کالای غیرخوراکی است و  $r$  کشش قیمتی نسبی کالاهای خوراکی به کالاهای غیرخوراکی و  $y$  کشش درآمدی است. بر اساس این روش، برای محاسبه  $r$  و  $y$  از رابطه زیر استفاده می‌گردد:

(۱۲)

$$D = (A)(Y)^y (P^1/P^2)^r (\text{oil})^k$$

که  $D$  مخارج حقیقی سرانه کالای خوراکی،  $Y$  درآمد سرانه،  $P^2$  شاخص قیمت کالای غیرخوراکی،  $P^1$  شاخص قیمت کالای خوراکی،  $\text{Oil}$  درآمد نفتی،  $r$  کشش قیمتی نسبی کالای خوراکی به غیرخوراکی و  $A$  عدد ثابت را نشان می‌دهد. علت استفاده از درآمدهای نفتی در این مدل به دلیل خارج کردن تأثیرات تغییرات در سلیقه‌های مصرفی می‌باشد. این معادله در شکل لگاریتمی- لگاریتمی به صورت زیر نوشته می‌شود:

1. Weisbrod
2. Amunsden & Jevons
3. Florio (2007)

از سال ۱۳۸۰ تا سال ۱۳۹۶ می‌باشد. تجزیه و تحلیل آماری و انجام روش‌های اقتصادسنجی از مدل اتورگرسیو با وقفه توزیعی پنل دیتا (Panel ARDL) با استفاده از نرم‌افزار Eviews9 و نرم‌افزار استاتا ۱۵ (Stata 15) و Excel انجام شد.

#### ۴- نتایج برآورد مدل

##### ۴-۱- استخراج تابع مطلوبیت

با توجه به آنچه که در بخش قبلی گفته شد، برای استخراج تابع مطلوبیت لازم است در وهله اول کشش مطلوبیت نهایی مصرف حاصل شود. بنابراین، با توجه به مباحث گفته شده در روش تحقیق، لازم است قبل از تخمین مدل، ابتدا به بررسی مانایی و هم‌انباشتگی داده‌ها پرداخته شود.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل

متغیرها (مانایی و نامانایی)		کای دوی فیشر-PP		دیکی فولر تعمیم‌یافته		ایم، پسران و شین		لوین، لین و چاو	
		احتمال	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون
مصرف حقیقی سرانه کالای خوراکی (مانا در سطح)		0/000	99/7914	0/000	110/928	0/000	-4/60431	0/000	-10/4829
درآمد سرانه (مانا با یک‌بار تفاضل‌گیری)		0/000	138/906	0/000	128/085	0/000	-5/50124	0/000	-9/54645
نسبت قیمت کالای خوراکی به غیرخوراکی (مانا در سطح)		0/000	169/890	0/000	183/257	0/000	-8/73596	0/000	-9/97019
درآمد نفتی (مانا در سطح)		0/974	40/5821	0/000	118/612	0/000	-5/11467	0/000	-3/35936

مأخذ: محاسبات تحقیق

##### ۴-۱-۱- آزمون مانایی

برای تخمین مدل پژوهش، لازم است مانایی تمام متغیرهای استفاده شده در تخمین‌ها، مورد آزمون قرار گیرد. زیرا مانایی متغیرها چه در مورد داده‌های سری زمانی و چه داده‌های تابلویی باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌شود. بنابراین، لازم است حداقل یکی از پنج آزمون لوین، لین و چاو<sup>۱</sup>، آزمون ایم، پسران و شین<sup>۲</sup>، آزمون کای دوی دیکی فولر- فیشر<sup>۳</sup> (دیکی فولر تعمیم‌یافته)، آزمون کای دوی فیشر-PP<sup>۴</sup> (آزمون

فلیس و پرون (نوع فیشر)) و هادری<sup>۵</sup> برای آزمون ریشه واحد پانل مورد استفاده قرار گیرد. در این آزمون‌ها روند بررسی مانایی همگی به غیر از روش هادری به یک صورت است و با رد فرضیه صفر، نامانایی یا ریشه واحد رد می‌شود و مانایی پذیرفته می‌شود. در غیر این صورت، با یک‌بار تفاضل‌گیری یا با دو بار تفاضل‌گیری مانا می‌شود که برای تشخیص این قسمت به احتمال آن توجه می‌شود که بایستی از ۵ درصد کوچک‌تر باشد (بهرامی و پهلوانی، ۱۳۹۳: ۲۱۶). نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد متغیرهای پژوهش به صورت جدول (۱) می‌باشد. باتوجه به نتایج جدول (۱)، تمامی متغیرها به جز درآمد

1. Levin, Lin & Chu
2. Im, Pesaran & Shin
3. ADF - Fisher Chi-square
4. PP - Fisher Chi-square



قبل از تخمین داده‌ها لازم است بررسی شود که آیا داده‌ها پنبلی یا تابلوبی هستند یا به صورت تجمعی که پولینگ نیز نامگذاری می‌شوند، می‌باشند. به عبارتی، در برآورد یک مدل که داده‌های آن از نوع ترکیبی است ابتدا باید نوع الگوی برآورد مشخص شود. به عبارت دیگر، ابتدا باید بررسی شود که مدل مورد بررسی در کدام طبقه pool یا panel قرار می‌گیرد. در مورد داده‌های ترکیبی ابتدا آزمون F لیمر به منظور انتخاب شیوه تخمین مدل از بین دو راهکار Pooling و Panel انجام می‌شود. بر اساس این آزمون ابتدا مدل را به صورت نامقید و در حالت کلی با عرض از مبدأهای مشترک و شیب‌های مشترک برآورد نموده و مقدار پسماندهای رگرسیون را محاسبه می‌کند، سپس مدل را به صورت مقید و با فرض عرض از مبدأهای ناهمگن در بین مقاطع و شیب‌های مشترک تخمین می‌زند و مقادیر پسماند مقید را بدست می‌آورد. در صورتی که مقدار F محاسبه شده از F جدول با درجات آزادی مشخص شده بزرگ‌تر باشد (مقدار احتمال کمتر از ۰/۰۵ باشد) فرضیه  $H_0$  مبنی بر همگنی مقاطع و عرض از مبدأهای یکسان رد می‌شود و لذا اثرات گروه پذیرفته شده و می‌بایستی عرض از مبدأهای مختلفی را در برآورد لحاظ نمود. در نتیجه می‌توان از روش پانل جهت برآورد استفاده کرد ولی در صورتی که فرضیه  $H_0$  پذیرفته شود به معنی یکسان بودن شیب‌ها برای مقاطع مختلف بوده و قابلیت ترکیب شدن داده‌ها و استفاده مدل از داده‌های تلفیقی مورد تأیید آماری قرار می‌گیرد (فقه مجیدی و ابراهیمی، ۱۳۹۳: ۱۰۰-۹۷). برای آزمون این فرضیه از آزمون F لیمر استفاده می‌گردد که نتایج به صورت زیر می‌باشد:

#### جدول ۴. نتایج آزمون F لیمر

آزمون اثرات ثابت	آماره	d.f.	مقدار احتمال
اثرات ثابت مقطعی F	34/460381	-29/461	0/000
اثرات ثابت مقطعی کای دو	588/047381	29	0/000
اثرات ثابت زمانی F	165/314508	-16/461	0/000
اثرات ثابت زمانی کای دو	972/928685	16	0/000
اثرات ثابت مقطعی / زمانی F	120/243087	-45/461	0/000
اثرات ثابت مقطعی / زمانی کای دو	1297/71648	45	0/000

مأخذ: محاسبات تحقیق

سرانه در سطح مانا می‌باشند و متغیر درآمد سرانه با یکبار تفاضل گیری مانا خواهد شد.

#### ۴-۱-۲- آزمون هم‌انباشتگی

آزمون هم‌انباشتگی به هنگام استفاده از داده‌های پنبلی اکثراً با استفاده از روش پدرونی<sup>۱</sup> انجام می‌شود. علاوه بر این آزمون انگل-گرنجر<sup>۲</sup> بر مبنای آزمون مانا بودن باقیمانده‌های یک رگرسیون، هنگامی که متغیرهای معادله رگرسیون انباشته از درجه اول باشند، صورت می‌گیرد. همچنین کائو<sup>۳</sup> آزمون هم‌جمعی تعمیم‌یافته دیکی‌فولر را با فرض اینکه بردارهای هم‌جمعی در هر مقطع همگن باشند، ارائه می‌نماید. نتایج آزمون هم‌انباشتگی با استفاده از روش پدرونی و آزمون کائو در جداول ۲ و ۳ آمده است. فرضیه صفر این مدل بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها می‌باشد. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی برای دو گروه آماره پنل-PP<sup>۴</sup> و آماره پنل-ADF<sup>۵</sup> و همچنین آزمون کائو به صورت زیر می‌باشد. با توجه به نتایج جدول، رابطه هم‌انباشتگی قوی بین متغیرها، برقرار است.

#### جدول ۲. نتایج آزمون پدرونی

آزمون	مقدار احتمال	مقدار آماره
آماره پنل-PP	0/0015	-2/964292
آماره پنل-ADF	0/0092	-2/357288

مأخذ: محاسبات تحقیق

همچنین براساس آزمون کائو، با توجه به رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی، می‌توان وجود رابطه بلندمدت بین این متغیرها را اثبات کرد.

#### جدول ۳. نتایج آزمون کائو

آزمون	مقدار احتمال	مقدار آماره
دیکی‌فولر تعمیم یافته	0/0000	-12/20505

مأخذ: محاسبات تحقیق

#### ۴-۱-۳- آزمون تابلوبی<sup>۶</sup> یا تلفیقی<sup>۷</sup> بودن داده‌ها

1. Pedroni
2. Engle-Grange
3. Kao
4. Panel PP-Statistic
5. Panel ADF-Statistic
6. Panel
7. Pooling

ایویوز نیز این مدل وجود دارد.

#### ۴-۱-۶- تخمین ضرایب

نتایج حاصل از تخمین مدل pmg/ARDL در جدول ۷ ارائه شده است. با توجه به اینکه این پژوهش فقط به ضرایب بلندمدت نیاز دارد، از ارائه ضرایب کوتاه‌مدت در این بخش خودداری شد. با توجه به نتایج حاصل از تخمین، تمامی ضرایب بلندمدت در سطح ۰/۰۱ درصد معنادار می‌باشند.

**جدول ۷.** نتایج بلندمدت تخمین مدل اتورگرسیو با وقفه توزیعی

پنل دیتا

نام ضرایب	مقداراحتمال	آماره آزمون	مقدار ضرایب
OIL	0/000	-7/710733	-0/251068
P1/P2	0/000	-31/34805	-0/843827
Y	0/000	58/6028	0/944558

مأخذ: محاسبات تحقیق

بر این اساس، با توجه به ضرایب بدست آمده از تخمین مدل، معادله مورد بررسی، به صورت زیر خواهد بود.

(۱۶)

$$\ln D = \ln A + y \ln Y + r \ln(P^1/P^2) + k \ln(\text{oil})$$

$$\ln D = 0.944 \ln Y - 0.843 \ln(P^1/P^2) - 0.251 \ln(\text{oil})$$

بنابراین، مقدار کشش قیمتی نسبی کالاهای خوراکی به کالاهای غیرخوراکی برابر ۰/۸۴۳- و کشش درآمدی برابر ۰/۹۴۴ می‌شود.

#### ۴-۱-۷- محاسبه کشش مطلوبیت نهایی مصرف

حال می‌توان با توجه به نتایج حاصله از بخش قبلی و به کمک میل نهایی به مصرف کالای غیرخوراکی برای استان‌ها در هر سال<sup>۳</sup> میزان e یا کشش مطلوبیت نهایی مصرف را برای هر استان با توجه به معادله ۱۱ یعنی رابطه  $e = b(y/r)$  استخراج کرد؛ که b میل متوسط به مصرف کالای غیرخوراکی است و r کشش قیمتی نسبی کالاهای خوراکی به کالاهای غیرخوراکی و y کشش درآمدی است. بنابراین، کشش مطلوبیت نهایی مصرف عبارتست از:

با توجه به نتایج حاصل از تخمین، مقدار احتمال یا prob آزمون F لیمر، نشان می‌دهد که مقدار احتمال کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد و فرضیه صفر رد می‌شود. بنابراین تابلویی بودن داده‌ها تأیید می‌گردد.

#### ۴-۱-۴- آزمون تصادفی و ثابت بودن متغیرها<sup>۱</sup>

لازم است به منظور بررسی ثابت یا تصادفی بودن متغیرها آزمون هاسمن انجام پذیرد. در این آزمون فرضیه صفر بر مدل پانل دیتا با اثرات تصادفی و فرضیه مقابل بر مدل پانل دیتا با اثرات ثابت دلالت دارد. اگر آماره آزمون هاسمن بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی‌اش یا آماره احتمال آن (prob) کوچک‌تر از ۵ درصد باشد فرضیه صفر رد و فرضیه یک مبنی بر تأیید مدل اثرات ثابت پذیرفته می‌شود.

**جدول ۵.** نتایج آزمون هاسمن

آزمون	آماره کای‌دو	درجه‌آزادی	مقدار احتمال
اثرات تصادفی مقطعی	100/4960	3	0/000
اثرات تصادفی زمانی	1471/8338	3	0/000

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول فوق، مقدار آماره جدول کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد که بیانگر این موضوع می‌باشد که فرضیه صفر رد و فرضیه یک مبنی بر تأیید مدل اثرات ثابت پذیرفته می‌شود.

#### ۴-۱-۵- آزمون انتخاب ARDL تخمینی مناسب

به کمک نرم‌افزار استاتا<sup>۲</sup> ۱۵ برای یافتن بهترین مدل لازم است بین ARDL به صورت mg و pmg بهترین نوع آن انتخاب شود. نتایج حاصل از تخمین آزمون هاسمن، به صورت زیر حاصل می‌شود.

**جدول ۶.** نتایج آزمون mg و pmg هاسمن

$\chi^2(3) = (b-B)[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 2.54$
Prob>chi2 = 0.4687

مأخذ: محاسبات تحقیق

با استفاده از آزمون هاسمن در استاتا برای مدل ARDL در دو نوع pmg و mg نتایج جدول ۶ حاصل گردید. نتایج بیانگر آنست که مقدار احتمال آزمون برابر ۰/۴۶۸۷ می‌باشد که بیشتر از ۰/۰۵ است. پس pmg/ARDL مناسب‌تر است. در نرم‌افزار

۳. مقدار میل نهایی به مصرف کالای غیرخوراکی برای هر استان استخراج و در پیوست لحاظ گردید.

1. Random and Effect Test  
2. Stata 15

## جدول ۸. کشش مطلوبیت نهایی مصرف

استان	1380	1381	1382	1383	1384	1385	1386	1387	1388	1389	1390	1391	1392	1393	1394	1395	1396
آذربایجان شرقی	-0/68	-0/66	-0/76	-0/76	-0/77	-0/77	-0/79	-0/80	-0/81	-0/83	-0/76	-0/78	-0/57	-0/75	-0/73	-0/72	-0/72
آذربایجان غربی	-0/83	-0/82	-0/77	-0/81	-0/78	-0/74	-0/80	-0/79	-0/82	-0/80	-0/85	-0/77	-0/87	-0/83	-0/77	-0/76	-0/73
اردبیل	-0/99	-0/91	-0/85	-0/95	-0/92	-1/09	-1/03	-0/92	-0/87	-0/94	-0/91	-0/85	-0/82	-0/80	-0/75	-0/86	-0/80
اصفهان	-0/90	-0/91	-0/87	-0/92	-0/93	-0/91	-0/88	-0/90	-0/84	-0/90	-0/88	-0/90	-0/85	-0/92	-0/86	-0/87	-0/86
ایلام	-0/64	-0/69	-0/77	-0/77	-0/81	-0/90	-0/96	-0/91	-1/06	-0/92	-1/03	-1/11	-1/00	-1/02	-0/97	-0/94	-0/87
بوشهر	-0/96	-0/90	-0/88	-0/97	-0/85	-0/96	-1/04	-0/91	-0/79	-0/82	-0/88	-0/90	-0/81	-0/89	-0/86	-0/84	-0/78
تهران	-0/93	-0/94	-0/95	-0/97	-0/93	-0/92	-0/93	-0/91	-0/92	-0/90	-0/92	-0/89	-0/92	-0/89	-0/89	-0/93	-0/89
چهارمحال بختیاری	-0/89	-0/86	-0/95	-0/91	-0/93	-0/89	-0/86	-0/88	-0/79	-0/81	-0/78	-0/69	-0/63	-0/61	-0/63	-0/65	-0/48
خراسان جنوبی	-0/93	-0/87	-0/74	-0/60	-0/93	-0/96	-0/96	-0/78	-0/86	-0/94	-0/96	-0/80	-0/90	-0/77	-1/10	-0/93	-0/80
خراسان رضوی	-0/93	-0/87	-0/74	-0/60	-0/93	-0/84	-0/92	-0/83	-0/83	-0/88	-0/85	-0/79	-0/79	-0/74	-0/76	-0/76	-0/73
خراسان شمالی	-0/93	-0/87	-0/74	-0/59	-0/94	-0/85	-0/93	-0/95	-0/94	-1/04	-0/96	-0/83	-0/83	-0/85	-0/79	-0/81	-0/67
خوزستان	-0/82	-0/86	-0/82	-0/88	-0/88	-0/85	-0/94	-0/80	-0/88	-0/77	-0/85	-0/82	-0/83	-0/86	-0/86	-0/81	-0/79
زنجان	-0/76	-0/74	-0/86	-0/94	-0/93	-0/87	-0/83	-0/86	-0/81	-0/79	-0/83	-0/83	-0/76	-0/82	-0/74	-0/74	-0/74
سمنان	-0/96	-0/95	-0/98	-0/94	-0/78	-0/96	-0/92	-0/80	-0/88	-0/83	-0/87	-1/01	-0/83	-0/90	-0/84	-0/84	-0/74
سیستان و بلوچستان	-0/92	-0/84	-0/85	-0/83	-0/80	-0/72	-0/94	-0/80	-0/75	-0/79	-0/78	-0/75	-0/73	-0/74	-0/71	-0/73	-0/75
فارس	-1/02	-1/04	-1/03	-0/93	-0/90	-0/93	-0/96	-0/90	-0/88	-0/93	-0/89	-0/88	-0/92	-0/94	-0/90	-0/84	-0/81
قزوین	-0/93	-0/99	-0/89	-0/91	-0/98	-0/84	-1/10	-0/90	-0/97	-0/97	-0/86	-0/78	-0/82	-0/86	-0/84	-0/82	-0/75
قم	-0/84	-1/01	-0/88	-0/92	-0/90	-0/88	-0/85	-0/85	-1/01	-0/94	-1/02	-0/97	-0/99	-0/94	-1/03	-0/94	-0/84
کردستان	-0/85	-0/78	-0/97	-0/89	-0/93	-0/90	-0/91	-0/88	-0/84	-0/75	-0/76	-0/62	-0/71	-0/74	-0/76	-0/71	-0/66
کومان	-0/91	-0/91	-0/88	-0/92	-0/95	-0/97	-0/85	-0/82	-0/84	-0/92	-0/93	-0/90	-0/87	-0/89	-0/86	-0/80	-0/76
کرمانشاه	-0/95	-0/83	-0/88	-0/96	-0/93	-0/86	-0/86	-0/75	-0/84	-0/85	-0/86	-0/77	-0/77	-0/80	-0/80	-0/83	-0/76

کهگیلویه و بویر احمد	-0/75	-0/79	-0/74	-0/76	-0/91	-0/86	-0/96	-0/85	-0/93	-0/75	-0/62	-1/09	-0/96	-1/07	-0/99	-0/97	-0/93
گلستان	-0/82	-0/83	-0/80	-0/96	-0/89	-0/71	-0/82	-0/87	-0/86	-0/81	-0/88	-0/78	-0/83	-0/84	-0/81	-0/85	-0/79
گیلان	-0/84	-0/97	-0/85	-0/83	-0/77	-0/83	-0/84	-0/80	-0/86	-0/84	-0/89	-0/87	-0/84	-0/82	-0/88	-0/82	-0/76
لرستان	-0/72	-0/91	-0/83	-0/85	-0/64	-0/80	-0/76	-0/76	-0/73	-0/82	-0/75	-0/67	-0/72	-0/74	-0/69	-0/68	-0/66
مازندران	-0/86	-0/81	-0/87	-0/96	-0/85	-0/91	-0/93	-0/88	-0/88	-0/98	-0/87	-0/86	-0/73	-0/86	-0/80	-0/82	-0/71
مرکزی	-0/87	-0/86	-0/82	-0/91	-0/93	-0/90	-0/87	-0/84	-0/98	-0/85	-0/80	-0/79	-0/84	-0/86	-0/81	-0/84	-0/84
هرمزگان	-0/57	-0/80	-0/52	-0/68	-0/70	-0/75	-0/56	-0/78	-0/75	-0/64	-0/60	-0/61	-0/63	-0/73	-0/69	-0/70	-0/65
همدان	-1/00	-0/94	-0/78	-0/81	-0/80	-0/79	-0/86	-0/80	-0/76	-0/80	-0/84	-0/82	-0/83	-0/92	-0/86	-0/82	-0/78
یزد	-0/80	-0/90	-0/76	-0/85	-0/79	-0/52	-0/85	-1/01	-0/75	-0/78	-0/84	-0/70	-0/73	-0/85	-0/87	-0/74	-0/75

مأخذ: محاسبات تحقیقی

جدول ۹. مطلوبیت خانوارهای شهری در استان‌های مختلف

خراسان جنوبی	316	333	123	84	10555	16145	27614	5951	16223	65858	99855	30570	128098	46202	2744367	362963	90917
چهارمحال بختیاری	2489	2854	9859	10266	17123	14394	17788	25499	11886	18485	16343	11076	10648	9924	12749	14785	3240
تهران	6150	11762	15710	23930	22253	26630	54691	56727	75205	69616	368977	402920	999102	956205	1033847	2327080	1766400
بوشهر	5144	5807	6479	23842	9105	28420	135060	35649	12204	18587	51829	109233	61875	208923	181766	208026	121007
ایلام	444	791	1688	2710	4087	15130	31459	30798	150116	43596	258222	1028956	519413	824219	516695	400216	226564
اصفهان	2826	4862	4629	8990	13278	13905	16210	26046	20402	49726	51472	36894	116276	278456	166398	207017	204253
اردبیل	4890	2999	2875	10544	12827	67018	55527	29386	17491	40429	51472	36894	61648	46624	32365	120654	77450
آذربایجان غربی	919	1375	993	2505	2590	2123	5831	6689	9663	10469	25678	17023	75862	73956	42261	39832	36859
آذربایجان شرقی	258	306	824	1458	1878	2615	4425	9143	10558	17381	12035	21387	4459	28201	26480	24990	27559
	1380	1381	1382	1383	1384	1385	1386	1387	1388	1389	1390	1391	1392	1393	1394	1395	1396

مرکزی	2345	1824	483	1590	1237	937	2815	2451	788	1668	4593	10993	2350	5018	683	2115	316	خراسان رضوی
مازندران	2425	1746	2866	7304	1992	1278	1346	3721	764	6527	13576	15006	1444	4354	697	3492	333	خراسان شمالی
لرستان	2486	3770	2200	3986	2075	1099	3040	4118	5722	2619	6905	19801	1644	9630	3142	2934	123	خوزستان
آذربایجان	7924	13638	3437	3857	12667	2121	9243	8277	4623	4228	9495	11854	3082	8008	8764	7008	81	زنجان
اصفهان	10517	6825	696	2864	6246	13331	8451	13909	11693	6732	25880	11799	2681	3877	11424	9310	8598	سمنان
گلستان	111629	17366	3846	7059	2141	13816	6916	22668	8981	5468	8143	20234	1440	17028	8189	11523	4775	سیستان و بلوچستان
تهران	13401	26135	2692	8795	8306	73412	8153	11001	18003	9386	112033	39776	15555	12827	6876	31688	13772	فارس
چهارمحال و بختیاری	14059	23316	4003	7345	17013	23714	4485	12533	15032	8509	24498	25203	7181	8121	12381	10272	24551	قزوین
اردبیل	61081	26417	4082	19774	18085	54376	10632	15494	13945	62200	53444	23851	3931	20106	10407	26252	24690	قم
گیلان	23839	90316	9352	22257	13539	10261	17762	56624	5830	48509	88325	44749	9263	16610	11056	12512	74498	کوردستان
هرمزگان	16131	38437	6789	46356	41430	4113	26614	89875	9680	133521	42355	55512	11511	40380	24003	35775	68303	کرمان
بوشهر	28205	57603	4743	60289	24112	897920	16795	96599	3150	132363	26514	83994	10530	266324	41525	41098	28720	کرمانشاه
کهگیلویه و بویراحه	67199	23433	10819	73033	59678	486474	24168	107538	16128	252998	71592	190810	14014	62362	24904	69766	43931	کهگیلویه و بویراحه
بوشهر	121945	116897	16652	87897	66584	1994487	37166	180223	21974	190290	132702	318700	16615	221675	66650	106415	75864	گلستان
اصفهان	76476	77335	12574	174881	70627	932144	50866	147371	32189	647575	118146	224656	17604	104277	38194	144772	41799	گیلان
اصفهان	150315	105288	12234	99982	140694	990161	90856	79453	20828	281915	114515	113812	29754	107502	33266	96765	60650	لرستان
اصفهان	163428	39957	10865	67404	84781	877231	41901	55383	13804	115270	64001	110837	40909	41892	38081	88934	12990	مازندران

هرمزگان	158	1442	102	585	1040	2129	580	5904	4151	1734	1810	2146	4577	18808	16219	21431	10839
همدان	3464	3220	1393	3130	2389	4206	11521	9109	5355	11537	28641	45602	52611	241307	126484	106573	74537
یزد	718	3265	1079	3135	2662	333	8638	71305	6330	11179	28523	10744	20294	109480	200283	41589	73253

مأخذ: محاسبات تحقیق (ارقام جدول براساس هزار واحد می‌باشد).

سطح کشور متوقف گردید و تا سال ۱۳۹۶ کاهش پیدا کرد. بهتر است برای روشن تر شدن علت کاهش رفاه در سال‌های مورد بررسی، تغییرات مصرف و درآمد خانوار نیز، با توجه به آمار و ارقام تحلیل شود. نمودار ۱ بیانگر میزان مصرف و درآمد کل کشور برای بازه زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۰ می‌باشد.

جدول ۱۰. تابع رفاه اجتماعی

سال	تابع رفاه اجتماعی
1380	70297/0
1381	108221/3
1382	121170/6
1383	209574/3
1384	262698/3
1385	368412/9
1386	799516/6
1387	562823/7
1388	799006/6
1389	936712/3
1390	1710640/5
1391	3664078/3
1392	3686608/1
1393	6642008/9
1394	8043590/7
1395	6440450/5
1396	4613872/1

مأخذ: محاسبات تحقیق

#### ۴-۱-۸- تابع مطلوبیت استان‌ها

با توجه به نتایج حاصل از محاسبه کشش مطلوبیت نهایی مصرف در بخش قبلی می‌توان به کمک رابطه زیر تابع مطلوبیت استان‌ها را برای هر سال محاسبه کرد.

$$U_i = (C_i^{1-e} - 1) / 1 - e$$

در معادله فوق  $C_i$  بیانگر مصرف سرانه هر منطقه و  $e$  بیانگر کشش مطلوبیت نهایی درآمد یا مصرف می‌باشد. مطلوبیت هر منطقه با افزایش مصرف سرانه هر منطقه افزایش می‌یابد، لذا رفاه هر منطقه تابعی از مصرف سرانه هر منطقه می‌باشد. با جای گذاری مقدار  $e$  و مصرف سرانه هر استان در معادله فوق، میزان مطلوبیت استان‌ها را برای هر سال می‌توان به صورت جدول ۹ محاسبه نمود.

#### ۴-۲- تابع رفاه اجتماعی

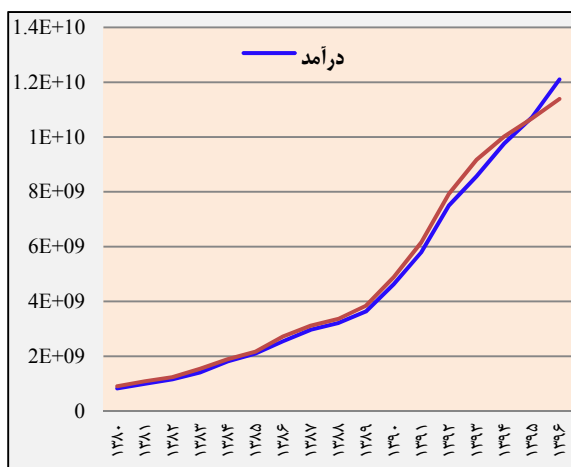
تابع رفاه بکار برده شده در این پژوهش تابع رفاه برگسون-ساموئلسون می‌باشد که مطلوبیت جامعه را به صورت جمعی و جدایی پذیر محاسبه می‌کند. بر این اساس، تابع رفاه اجتماعی برابر است با:

$$W = \sum U_i$$

مطابق با معادله فوق، تابع رفاه اجتماعی برابر مجموع تابع مطلوبیت تک‌تک افراد یا بخش‌های اقتصادی می‌باشد. بنابراین با جمع تابع مطلوبیت همه استان‌ها در هر سال میزان تابع رفاه اجتماعی به صورت جدول ۱۰ حاصل می‌گردد.

با توجه به تابع رفاه اجتماعی بدست آمده در جدول ۱۰، میزان رفاه اجتماعی کل در سال‌های ۱۳۸۰ تا سال ۱۳۸۶ رشد نسبتاً یکنواختی داشته است. اما در سال ۱۳۸۷ رفاه اجتماعی کمی افت پیدا کرد. پس از سال ۱۳۸۷ رفاه اجتماعی مجدداً سیر صعودی به خود گرفت و با شیب بالایی افزایش یافت. طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ رفاه اجتماعی رشد مناسبی را به خود گرفت. اما پس از این افزایش، رشد رفاه در سال ۱۳۹۵ در

دیویدسون (۱۹۷۸)<sup>۴</sup> این موضوع را تأیید می‌کند (استادی و شجری، ۱۳۸۱: ۶۰-۵۴). این رویداد به صورت کاملاً روشن برای بخش مصرف ایران در نمودار ۱ قابل‌رویت است. در سال ۱۳۹۵ و ۱۳۹۶ منحنی درآمد از منحنی مصرف پیش می‌گیرد؛ که این اتفاق، نشان‌دهنده افزایش پس‌انداز خانوارها می‌باشد. چه بسا علت این رخداد، علاوه بر حاکم شدن فضای ناطمینان در کشور همزمان با پیروزی دونالد ترامپ رئیس‌جمهور آمریکا و کاهش قیمت نفت در بازار جهانی در سال ۱۳۹۵ تا مرز ۴۰ دلار و انتظار شوک‌های جدید اقتصادی؛ عوامل دیگری مانند شوک‌ها و نوساناتی باشد که طی دو سه سال قبل‌تر اتفاق افتاده است و خانوار را برای پوشش و کاهش پیامدهای نامطلوب حاصل از این شوک‌ها، وادار به کاهش مصرف و افزایش پس‌انداز کرده است، باشد. بنابراین، با توجه به اینکه تابع مطلوبیت براساس میزان مصرف خانوار هر استان، رفاه را اندازه‌گیری می‌نماید، کاهش مصرف در این سال‌ها باعث کاهش مطلوبیت و در نهایت کاهش رفاه اجتماعی شده است.



نمودار ۱. مقدار مصرف و درآمد خانوارهای کشور طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۸۰

۱۳۸۰

#### مأخذ: بانک مرکزی

حال، پس از استخراج تابع مطلوبیت و رفاه اجتماعی لازم است بررسی گردد که آیا رفاه بدست آمده بین مناطق مختلف دارای همگرایی بوده یا در وضعیت واگرایی قرار داشته است و منجر به افزایش نابرابری و شکاف رفاهی شده است. برای بررسی همگرایی و واگرایی رفاه اجتماعی از ضریب بتا استفاده خواهد شد.

با توجه به نمودار ۱، منحنی درآمد و مصرف برای بازه زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ تقریباً متناسب با یکدیگر حرکت کرده‌اند که نشان‌دهنده افزایش مطلوبیت و رفاه نیز در این بازه می‌باشد. در سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۴ دو رویداد مهم در اقتصاد ایران اتفاق افتاد که باعث تغییرات مصرفی خانوارها گردید. رویداد اول مربوط به هدفمندسازی یارانه‌ها و تزریق نقدینگی به حساب خانوارها می‌باشد که در قالب این طرح برای هریک از اعضای خانواده مبلغ ۴۵۵۰۰ تومان واریز شد. در نتیجه، این عامل خود منجر به افزایش درآمد و مصرف گردید که به تبع آن رفاه و مطلوبیت خانوار نیز در این سال‌ها افزایش پیدا کرد. رویداد دوم مربوط به تحریم‌های بین‌المللی و شوک‌های اقتصادی است که در متغیرهای کلان اقتصادی رخ داد و منجر به اثرات نامطلوب کوتاه‌مدت گردید. با توجه به نظریات اقتصادی، هرگاه سطح عمومی قیمت‌ها افزایش یابد و سطح درآمد پولی ثابت باقی بماند، درآمد حقیقی کاهش یافته و نسبت مصرف به درآمد یعنی میل متوسط به مصرف افزایش می‌یابد. گرچه تغییر در میل متوسط به مصرف ناشی از تغییر در درآمد حقیقی به معنی انتقال تابع مصرف نمی‌باشد و صرفاً حرکتی روی تابع مصرف از یک نقطه به نقطه‌ای دیگر است اما چنانچه در شرایط کاهش درآمد حقیقی، مصرف‌کنندگان مایل به نگهداری مطلق سطح قبلی مصرف حقیقی خود باشند در آن صورت، تابع مصرف به طرف بالا انتقال خواهد یافت (تفضلی، ۱۳۹۵: ۱۲۲). این شرایط در اوایل دهه ۹۰ برای مصرف کشور با توجه به نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی و افزایش تورم اتفاق افتاده است و مصرف در کشور افزایش یافته و به تبع آن، مطلوبیت که تابع مستقیمی از مصرف می‌باشد نیز افزایش پیدا کرده است. اما با توجه به ادامه دار بودن نوسانات اقتصادی و ایجاد فضای عدم‌اطمینان درخصوص شرایط اقتصادی، رفته رفته افراد انتظارات خود را تعدیل کردند و دریافتند که تورم باعث کاهش قدرت خرید مصرف‌کنندگان شده و آنها را به کاهش در خرید یا صرف‌نظر کردن از خرید برخی از کالاها و خدمات وا می‌دارد. این چشم‌پوشی اجباری از مصرف را در ادبیات اقتصادی پس‌انداز اجباری نامیده‌اند. مطالعات تایرنی (۱۹۶۴)<sup>۱</sup>، تاون‌اند (۱۹۷۶)<sup>۲</sup>، دیتون (۱۹۷۷)<sup>۳</sup>،

1. Tyrmi (1964)
2. Twonend (1976)
3. Deaton (1977)

4. Davidson (1978)

## ۴-۳- آزمون همگرایی بتا

فرضیه همگرایی توسط اقتصاددانان و در قالب نظریه‌های متفاوتی پیش‌بینی شده است. یکی از این نظریه‌ها، نظریه رشد نئوکلاسیک سولو-سوان است. رابرت سولو و سوان اصلی‌ترین شکل تئوری نئوکلاسیکی رشد را به وجود آوردند. این نظریه در چارچوب فروض اساسی خود پیش‌بینی می‌کند، رشد اقتصادی در کشورهای عقب مانده از کشورهای پیشرفته پیشی خواهد گرفت؛ به طوری که به مرور زمان، نابرابری درآمد بین کشورهای مختلف محو می‌شود. حال، براساس فرض بازدهی کاهنده برای سرمایه فیزیکی، این مدل پیش‌بینی می‌کند، چون انباشت سرمایه در کشورهای غنی بیشتر از کشورهای فقیر است، بنابراین، بازدهی نهایی سرمایه در کشورهای غنی کمتر از کشورهای فقیر خواهد بود. این امر، باعث حرکت سرمایه از کشورهای غنی به سمت کشورهای فقیر و افزایش انباشت آن در کشورهای فقیر می‌شود و از این رو، یک همگرایی ایجاد خواهد شد. یکی از راه‌های محاسبه همگرایی، استفاده از روش همگرایی بتا است. این فرضیه از مدل سولو-سوان توسط فرضیه زیر آزمون می‌شود:

(۱۷)

$$\text{Log}(\text{utility}_{it}/\text{utility}_{it-1})=a+b\text{log}(\text{utility}_{it-1})+U_{it}$$

فروض همگرایی ضریب بتا به صورت زیر خواهد بود:

$$H_0: b=0, H_1: b \neq 0$$

مقدار بتا بالاتر نشان دهنده این است که همگرایی با سرعت بیشتر به سمت تعادل با ثبات حرکت می‌کند. برای اینکه همگرایی وجود داشته باشد، باید مقدار آن منفی باشد. یعنی رابطه بین وضعیت آغازین مطلوبیت استان‌ها و متوسط نرخ رشد طی دوره معکوس خواهد بود. به عبارتی دیگر استان‌هایی که وضعیت اولیه نامطلوب‌تر دارند، دارای نرخ رشد بزرگ‌تری نسبت به استان‌های با وضعیت اولیه مطلوب‌تر هستند. در نتیجه همه استان‌ها به هم نزدیک می‌شوند. بر این اساس، استان‌های با سطوح پایین‌تر مطلوبیت و رفاه، با سرعت بیشتری به سمت نقطه پایدار خود حرکت می‌کنند. به عبارت بهتر، می‌توان چنین گفت که استان‌هایی که دارای سطح کمتری از رفاه و مطلوبیت می‌باشند، رشد سریع‌تری نسبت به استان‌هایی که دارای سطوح بالاتری از مطلوبیت هستند، دارند. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت هر چه سرعت همگرایی (قدر مطلق ضریب بتا) یک استان بیشتر باشد، بیانگر اینست که در دوره مورد بررسی دارای فاصله بیشتری از حالت پایدار بوده و در این بازه زمانی رفاه کمتری را نسبت به بقیه استان‌ها برخوردار بوده است. در واقع، ضریب بتا نشان می‌دهد که هر متغیر در هر سال به چه سرعتی به سمت متوسط خود حرکت می‌کند. نتایج حاصل از تخمین سرعت تعدیل برای استان‌ها به صورت زیر می‌باشد.

جدول ۱۱. نتایج حاصل از آزمون همگرایی بتا

استان	ضریب بتا	استان	ضریب بتا	استان	ضریب بتا
آذربایجان شرقی	-0/19743	خراسان شمالی	-0/22978	کرمانشاه	-0/15144
آذربایجان غربی	-0/12042	خوزستان	-0/17325	کهگیلویه و بویر احمد	-0/2127
اردبیل	-0/25157	زنجان	-0/23376	گلستان	-0/20514
اصفهان	-0/08336	سمنان	-0/27756	گیلان	-0/15347
ایلام	-0/14849	سیستان و بلوچستان	-0/20576	لرستان	-0/50497
بوشهر	-0/29353	فارس	-0/1172	مازندران	-0/29791
تهران	-0/0494	قزوین	-0/5168	مرکزی	-0/11342
چهارمحال بختیاری	-0/52693	قم	-0/16059	هرمزگان	-0/42197
خراسان جنوبی	-0/25999	کردستان	-0/44393	همدان	-0/08475
خراسان رضوی	-0/22604	کرمان	-0/15506	یزد	-0/40354
کل کشور	-0/171898				

مأخذ: محاسبات تحقیق



تک‌تک استان‌ها در این بازه زمانی، تابع مطلوبیت نیز برای هر استان (در مجموع تعداد ۵۱۰ تابع مطلوبیت) با توجه به مصرف سرانه هر منطقه، استخراج گردید. پس از استخراج تابع مطلوبیت، تابع رفاه اجتماعی برگسون-ساموئلسون به کمک توابع مطلوبیت مستخرج شده، محاسبه شد. تابع رفاه اجتماعی در هر سال، از مجموع مطلوبیت‌های استانی ( $W = \sum U_i$ ) در آن سال بدست آمده است. نتایج حاصل از محاسبه رفاه اجتماعی نشان می‌دهد که در ابتدای دوره مورد بررسی تا سال ۱۳۸۶ رفاه اجتماعی در کشور روند روبه رشدی داشته است. اما در سال ۱۳۸۷ رفاه با مقداری کاهش مواجه می‌گردد و مجدداً در سال ۱۳۸۸ سیر صعودی به خود می‌گیرد. این افزایش رفاه طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۱ ادامه می‌یابد. در سال ۱۳۹۲ تابع رفاه اجتماعی رشد تقریباً ثابتی نسبت به سال قبل خود داشته تا اینکه در سال ۱۳۹۳ و ۱۳۹۴ مجدداً تابع رفاه، افزایش یافت. اما این افزایش در سال ۱۳۹۵ متوقف گردید. به طوری که در سال‌های ۱۳۹۵ و ۱۳۹۶ رفاه اجتماعی با افت شدیدی مواجه شد.

بررسی همگرایی رفاه استان‌ها به کمک ضریب همگرایی بتا نشان می‌دهد که همه استان‌ها دارای همگرایی در رفاه بوده‌اند. بیشترین سرعت همگرایی را به ترتیب استان‌های چهارمحال بختیاری (۰/۵۲۶۹-)، قزوین (۰/۵۱۶۸-)، لرستان (۰/۵۰۴۹-) و کردستان (۰/۴۴۳۹-) و کمترین سرعت را استان‌های تهران (۰/۰۴۹۴-)، اصفهان (۰/۰۸۳۳-)، همدان (۰/۰۸۴۷-)، مرکزی (۰/۱۱۳۴-) داشته‌اند. بر اساس فرضیه همگرایی مدل سولو-سوان، استان‌های با سطوح پائین‌تر مطلوبیت و رفاه، با سرعت بیشتری به سمت نقطه پایدار خود حرکت می‌کنند. به عبارت دیگر، استان‌هایی که دارای سطح کمتری از رفاه و مطلوبیت می‌باشند، رشد سریع‌تری نسبت به استان‌هایی که دارای سطوح بالاتری از مطلوبیت هستند، دارند. لذا استان‌هایی مانند چهارمحال بختیاری، قزوین، لرستان و کردستان که بیشترین سرعت همگرایی را دارا می‌باشند دارای سطح رفاه کمتری نسبت به بقیه استان‌ها هستند و استان‌هایی مانند تهران، اصفهان، همدان و مرکزی، سطح رفاه بیشتری را دارا بوده‌اند. بقیه استان‌ها نیز با توجه به سرعت همگرایی که دارند در بین این استان‌ها قرار می‌گیرند. همچنین، سرعت همگرایی در کشور برابر ۰/۱۷۱۸- می‌باشد که بدین معناست کل استان‌ها در مجموع و به طور متوسط، سالیانه ۱۷/۱۸ درصد

نتایج جدول ۱۱ نشان می‌دهد ضرایب بتا برای همه استان‌ها بین صفر و منفی یک می‌باشد که نشان‌دهنده همگرا بودن مطلوبیت استان‌ها می‌باشد. بیشترین سرعت همگرایی را به ترتیب استان‌های چهارمحال بختیاری (۰/۵۲۶۹-)، قزوین (۰/۵۱۶۸-)، لرستان (۰/۵۰۴۹-) و کردستان (۰/۴۴۳۹-) و کمترین سرعت را استان‌های تهران (۰/۰۴۹۴-)، اصفهان (۰/۰۸۳۳-)، همدان (۰/۰۸۴۷-)، مرکزی (۰/۱۱۳۴-) دارا می‌باشند. بنابراین استان تهران با کمترین سرعت و استان چهارمحال بختیاری با بیشترین سرعت به سمت مطلوبیت متوسط جامعه حرکت می‌کنند. لذا بر اساس فرضیه همگرایی مدل سولو-سوان، استان‌های چهارمحال بختیاری، قزوین، لرستان و کردستان که بیشترین سرعت همگرایی را دارا می‌باشند دارای سطح رفاه کمتری نسبت به بقیه استان‌ها بوده‌اند. زیرا، بالا بودن سرعت همگرایی بیانگر این نکته است که استان‌های مورد نظر در بازه زمانی مورد بررسی نسبت به بقیه استان‌ها در فاصله دورتری از حالت پایدار بوده‌اند و رفاه کمتری را داشته‌اند. از طرف دیگر، استان‌های تهران، اصفهان، همدان و مرکزی، سرعت همگرایی کمتری دارند. پایین بودن سرعت همگرایی آنها بیانگر اینست که فاصله کمتری تا رفاه متوسط دارا بوده‌اند بنابراین سطح رفاه آنها نیز بیشتر بوده است. تحلیل سطح رفاه بقیه استان‌ها نیز با توجه به سرعت تعدیل هر استان به همین صورت می‌باشد.

این در حالی است که با توجه به داده‌های پنل، سرعت همگرایی در کشور برابر ۰/۱۷۱۸- می‌باشد که بدین معناست که کل استان‌ها در مجموع و به طور متوسط، سالیانه ۱۷/۱۸ درصد به سمت متوسط رفاه جامعه حرکت می‌کنند. همچنین با توجه به اینکه این ضریب برای تمامی استان‌ها و کشور بین صفر و منفی یک می‌باشد؛ وجود همگرایی در رفاه استان‌ها و کشور را تأیید می‌کند.

## ۵- بحث و نتیجه‌گیری

این مطالعه در مرحله اول به استخراج تابع مطلوبیت در استان‌های ایران برای بازه زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۰ پرداخته است. با توجه به اینکه مطالعه به صورت منطقه‌ای و استانی است از تابع مطلوبیتی در همین زمینه با عنوان تابع مطلوبیت منطقه‌ای استفاده گردیده است که تابعی از مصرف هر منطقه یا استان می‌باشد. پس از استخراج کشش مطلوبیت نهایی مصرف برای

مطلوبیت و رفاه استان‌هایی گردد که از سطح رفاه پایین‌تری برخوردارند تا در نهایت باعث همسویی و همگرایی رفاه این استان‌ها به سمت متوسط جامعه شود. همچنین با توجه به اینکه بخش عمده درآمدهای دولت از جانب درآمدهای نفتی تامین می‌گردد؛ مسلماً هرگونه شوک نفتی باعث تغییرات در درآمدهای دولت شده که به تبع آن سایر شاخص‌ها مانند واردات، تورم، ذخایر ارزی و اعتبارات اعطایی را تغییر می‌دهد و پیامدهای ناگواری را برای کشور و استان‌ها به همراه دارد. از طرف دیگر وجود نوسانات شدید متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ ارز به دلیل تحریم‌های بین‌المللی باعث شده در سطح کشور تورم رکودی ایجاد گردد که این عامل خود علاوه بر افزایش تورم باعث بالارفتن نرخ بیکاری شده است که در نتیجه آن درآمدها کاهش یافته و به تبع آن مصرف کاهش و سطح مطلوبیت و رفاه جامعه پایین آمده است. لذا لازم است سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان تا جایی که امکان دارد بی‌ثباتی متغیرهای کلان اقتصادی را کنترل کرده تا از پیامدهای ناگوار آن جلوگیری به عمل آید، و مطلوبیت و رفاه جامعه به سطح قابل قبولی برسد.

به سمت متوسط رفاه جامعه حرکت کرده‌اند. نکته حائز اهمیت در این زمینه اینست که با توجه به اینکه ضریب بتا برای استان‌ها و کشور بین صفر و منفی یک می‌باشد؛ وجود همگرایی در رفاه استان‌ها و کشور تأیید می‌گردد. بنابراین، اگر هدف سیاست‌گذاران افزایش مطلوبیت و رفاه استان‌ها هست، با توجه به تفاوت چشمگیر سرعت تعدیل بدست آمده، لازم است به منظور افزایش رفاه متوازن تمامی استان‌ها، دولت و برنامه‌ریزان در بودجه‌بندی و ارائه اعتبارات تسهیلاتی به استان‌هایی که سطح مطلوبیت و رفاه آنها نسبت به بقیه استان‌ها کمتر است، توجه ویژه‌تری داشته باشند و آنها را در اولویت سیاست‌گذاری خود قرار دهند و برای همگون‌سازی ویژگی‌های اقتصادی استان‌ها، زمینه لازم را در جهت انتقال دانش، فناوری و اطلاعات از مناطق با بهره‌وری بالا به مناطق با بهره‌وری پایین‌تر و همچنین ایجاد صنایع اشتغال‌زا در این استان‌ها اقدام نمایند. همچنین، لازم است سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها، امکانات رفاهی و فعالیت‌های پربرازده در این مناطق افزایش پیدا کند و با توجه به شرایط هر استان از ظرفیت‌های آن استان بیشترین بهره‌برداری انجام شود تا درآمد این استان‌ها بهبود یابد و به تبع آن منجر به افزایش

## منابع

تفضلی، فریدون (۱۳۹۵). "اقتصاد کلان نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصادی". نشر نی، تهران.

رجبی، اعظم (۱۳۹۲). "تأثیر تحریم اقتصادی بر رفاه اجتماعی مردم (مطالعه شهر تهران)". پایان‌نامه مقطع کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اجتماعی دانشگاه تهران.

ستوده نیا، سلمان؛ احمدی شادمهری، محمداطهر؛ رزمی، سید محمدجواد و فهیمی فرد، سید محمد (۱۳۹۹). "بررسی اثر مالیات سبز بر مصرف انرژی و رفاه اجتماعی در ایران با استفاده از الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE)". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۱۰، شماره ۴۰، ۳۴-۱۵.

شهیکی‌تاش، محمدنی؛ مولایی، صابر و شیوایی، الهام (۱۳۹۲). "سنجش کاردینالی رفاه و ارزیابی اثر متغیرهای کلان بر تغییرات رفاه در ایران بر مبنای رگرسیون فازی". پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال ۲۱،

استادی، حسین و شجری، هوشنگ (۱۳۸۱). "اثر تورم بر رفتار مصرف- پس‌انداز". دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان، دوره ۱۴، شماره ۲، ۶۲-۴۹.

اسلامی، سیف‌الله (۱۳۹۳). "اندازه‌گیری شاخص رفاه اجتماعی طی چهار دهه گذشته در مناطق شهری کشور". مجله اقتصادی، سال ۱۴، شماره ۵ و ۶، ۸۲-۵.

بخشی دستجردی، رسول؛ طالب باغبانی، محمدرضا؛ مجاهدی مؤخر، محمدمهدی و احمدنیا، محمدصالح (۱۳۹۸). "نگرش پویایی سیستم به اثر خلق پول بانکی بر تورم در اقتصاد ایران". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، دوره ۲۷، شماره ۸۹، ۱۳۷-۹۹.

بهرامی، جابر و پهلوانی، مصیب (۱۳۹۳). "تأثیر جهانی شدن بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای منتخب MENA با استفاده از روش GMM". اقتصاد و توسعه منطقه‌ای (دانش و توسعه)، سال ۲۱، شماره ۸، ۲۲۷-۲۰۵.

- شماره ۶۵، ۱۸۲-۱۶۵.
- طاهری، احسان؛ صادقی، حسین؛ عاقلی، لطفعلی و ناصری، علیرضا (۱۳۹۸). "مدلسازی اثرات اقتصادی و رفاهی گسترش بخش سلامت و کاهش بیماری در ایران رویکرد (CGE)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۱۰، شماره ۳۷، ۵۰-۳۳.
- عبادی، جعفر؛ شهیکی تاش، محمدنبی و درویشی، باقر (۱۳۹۱). "تغییرات رفاه اجتماعی در ایران (رهیافت پارتویی و غیرپارتویی از تابع کاردینالی رفاه اجتماعی)". *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی (سیاست‌های اقتصادی-نامه مفید)*، دوره ۸، شماره ۱، ۲۴-۳.
- عبدلی، قهرمان و شیردل، رامین (۱۳۸۹). "کشش مطلوبیت نهایی تابع رفاه اجتماعی و وزن‌های رفاهی استان‌ها در ایران". *مجله رفاه اجتماعی*، دوره ۱۰، شماره ۳۶، ۱۶۵-۱۴۹.
- فتح‌اللهی، جمال؛ کفیلی، وحید و تقی‌زادگان، علیرضا (۱۳۹۶). "شکاف توسعه استان‌های ایران". *دوفصلنامه علمی تخصصی پژوهش‌های اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی*، سال ۶، شماره ۱، ۹۹-۱۱۸.
- فرجی، یوسف (۱۳۹۲). "تئوری اقتصاد خرد". *شرکت چاپ و نشر بازرگانی وابسته به مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های انسانی*، چاپ ۱۳.
- فقه مجیدی، علی و ابراهیمی، صلاح (۱۳۹۳). "اقتصادسنجی کاربردی پانل دیتا با استفاده از Eviews 8". تهران: *انتشارات نورعلم*، چاپ اول.
- فلاحی، فیروز؛ وفائی، الهام؛ محمدزاده، پرویز و اصغرپور، حسین (۱۳۹۷). "ارزیابی رفاه اجتماعی و همگرایی رفاه
- استان‌های ایران برای سنجش توسعه مناطق ایران". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، دوره ۱۲، شماره ۴۳، ۲۳-۱.
- فیتزپتریک، تونی (۱۳۸۳). "نظریه رفاه (سیاست اجتماعی چیست؟)". هرمز همایون پور، تهران، *انتشارات گام نو*، چاپ دوم.
- متین، شهاب؛ احمدی شادمهری، محمدطاهر و فلاحی، محمدعلی (۱۳۹۵). "بررسی آثار نامتقارن نوسانات قیمت نفت بر ترکیب مخارج دولت در ایران: کاربرد تعاریف مورک و همیلتون". *مجله اقتصاد پولی و مالی*، دوره ۲۲، شماره ۱۰، ۵۹-۲۲.
- مکیان، سید نظام‌الدین و خاتمی، سمانه (۱۳۹۳). "بررسی همگرایی اقتصادی کشورهای منطقه منا (۲۰۰۸-۱۹۸۰)". *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)*، جلد ۱۱، شماره ۳، ۱۵۷-۱۳۵.
- نعمتی، مرتضی؛ نظیری، محمدکاظم و شاه‌آبادی، ابوالفضل (۱۳۹۷). "نقش متغیرهای اقتصاد کلان بر وقوع تورم رکودی در اقتصاد ایران". *مجله سیاست‌گذاری اقتصادی*، دوره ۱۰، شماره ۲۰، ۷۰-۳۵.
- وفائی، الهام؛ محمدزاده، پرویز؛ فلاحی، فیروز و اصغرپور، حسین (۱۳۹۶). "بررسی همگرایی رفاه اجتماعی استان‌های ایران با استفاده از تکنیک غیرخطی استار فضایی". *مجله نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، دوره ۴، شماره ۲ (شماره پیاپی ۱۳)، ۱۰۲-۷۹.
- هزارجریبی، جعفر و صفری شالی، رضا (۱۳۹۰). "رفاه اجتماعی و عوامل مؤثر بر آن: مطالعه موردی شهر تهران". *مجله پژوهش و برنامه‌ریزی شهری*، سال ۲، شماره ۵.

Amundsen, A. (1964). "Private Consumption in Norway". in Europe's future consumption (J. Sandee, ed.) Amsterdam, North-Holland Publishing Company.

Anderson, G. (2004). "Making Inferences about the Polarization, Welfare and Poverty of Nations: A Study of 101 Countries 1970-1995". *Journal of Applied Econometrics*, 19(5), 537-550.

Barcena-Martin, E. M. & Ayala Cañon, L. (2019). "Measuring Social Welfare Gains in Social Assistance Programs: An

Application to European Countries". *Equalitas WP*, 58.

Barro, R. j. & Sala-i-Martin, X. (1991). "Convergence Across States and Regions Brookings". *Papers on Economic Activity*, 1(1), 107-182.

Bergson, A. (1938). "A Reformulation of Certain Aspects of Welfare Economics". *The Quarterly Journal of Economics*, 52(2), 310-334.

Bernard, A. B. & Durlauf, S. N. (1996). "Interpreting Tests of the Convergence

- Hypothesis". *Journal of Econometrics*, 71(1), 161-173.
- Chowdhury, K. (2005). "What is Happening to Per Capita GDP in the ASEAN Countries? An Analysis of Convergence, 1960-2001". *Applied Econometrics and International Development*, 5(3), 49-68.
- Evans, D., Kula, E. & Sezer, H. (2005). "Regional Welfare Weights for the UK: England, Scotland, Wales and Northern Ireland". *Regional Studies*, 39(7), 923-937.
- Florio, M. (2007). "Cost\_Benefit Analysis and Incentives in Evaluation: The Structural Funds of the European Union". *Edward Elgar Publishing, Business & Economics*, 352 pages.
- Garshasbi, A. & Yusefi, M. (2016). "Assessment of International Sanctions on Iranian Macroeconomic Variables". *Journal of Economic Modeling Research*, 7(25), 129-182.
- Hicks, J. (1940). "The Valuation of Social Income". *Economica*, 7(26), 105-124.
- Jones, C. (1999). "Poverty, Welfare and the Disciplinary State". *Routledge*.
- Kaldor, N. (1939). "Welfare Propositions of Economics and Interpersonal Comparisons of Utility". *Economic Journal*, 49(195), 549-552.
- Malkina, M. (2017). "Assessment of Inter-Regional Convergence in the Social Welfare Based on the Sen Function: Russian Case Study". *Journal of Economic and Social Development*, 4(1), 50-60.
- Pigou, A. C. (1920). "The Economics of Welfare". *Clark, Limited, Edinborg in great Britian*.
- Romer, D. (2011). "The Solow Growth Model". *Advanced Macroeconomics (Fourth ed.)*. New York: McGraw-Hill.
- Samuelson, P. A. (1947). "Fundamentals of Economic Analysis". Cambridge". Cambridge, MA: *Harvard University Press*.
- Seyed Hoseein Mohaqeqi, K., Rafiey, H., Sajjadi, H., Rahgozar, E., Abbasian, M. & Sharifian Sani, M. (2015). "Territorial analysis of social welfare in Iran". *Journal of International and Comparative Social Policy*, 31(3), 271-282.
- Sharma, R. A., McGregor, M. J. & Blyth, J. F. (1991). "The Social Discount Rate for Land Use Projects in India". *Journal of Agricultural Economics*, 42(1), 86-92.
- Ul Haq, B. M. & Razi, S. (2007). "Social welfar measurement in Pakistan: An Ordinal and Cardinal Approach". *Pakistan Economic and Social Review*, 45(1), 55-88.
- Weisbrod, B. A. (1972). "Deriving an Implicit Set of Governmental Weights for Income Classes". *Cost-Benefit Analysis. London: Penguin*, 395-428.

### پیوست

مقدار میل نهایی به مصرف کالاهای غیرخوراکی به صورت زیر می‌باشد.

	1380	1381	1382	1383	1384	1385	1386	1387	1388	1389	1390	1391	1392	1393	1394	1395	1396
آذربایجان شرقی	0/61	0/59	0/68	0/68	0/69	0/69	0/71	0/72	0/72	0/74	0/68	0/69	0/51	0/67	0/65	0/65	0/64
آذربایجان غربی	0/74	0/74	0/69	0/72	0/70	0/66	0/72	0/71	0/73	0/71	0/76	0/68	0/77	0/75	0/69	0/68	0/66
اردبیل	0/89	0/81	0/76	0/85	0/82	0/97	0/92	0/82	0/77	0/84	0/82	0/76	0/74	0/72	0/67	0/77	0/72

اصفهان	0/81	0/82	0/77	0/82	0/83	0/81	0/79	0/80	0/81	0/80	0/75	0/81	0/78	0/80	0/76	0/82	0/76	0/78	0/77
ایلام	0/57	0/62	0/69	0/69	0/72	0/80	0/85	0/81	0/95	0/82	0/82	0/74	0/92	0/99	0/90	0/91	0/86	0/84	0/77
بوشهر	0/86	0/80	0/79	0/87	0/76	0/86	0/93	0/81	0/71	0/82	0/81	0/78	0/80	0/80	0/73	0/80	0/77	0/75	0/70
تهران	0/83	0/84	0/85	0/86	0/83	0/82	0/83	0/82	0/82	0/70	0/82	0/81	0/82	0/79	0/82	0/80	0/79	0/83	0/79
چهارمحال بختیاری	0/80	0/77	0/85	0/81	0/83	0/79	0/77	0/78	0/70	0/72	0/72	0/70	0/62	0/56	0/55	0/56	0/58	0/43	0/43
خراسان جنوبی	0/83	0/78	0/66	0/53	0/83	0/86	0/86	0/69	0/77	0/84	0/86	0/76	0/72	0/80	0/69	0/99	0/83	0/72	0/72
خراسان رضوی	0/83	0/78	0/66	0/54	0/83	0/75	0/82	0/74	0/75	0/78	0/76	0/70	0/71	0/66	0/68	0/68	0/68	0/66	0/66
خراسان شمالی	0/83	0/78	0/66	0/53	0/84	0/76	0/83	0/85	0/84	0/93	0/85	0/74	0/74	0/76	0/70	0/73	0/73	0/60	0/60
خوزستان	0/73	0/77	0/73	0/79	0/79	0/76	0/84	0/72	0/79	0/69	0/76	0/73	0/74	0/77	0/77	0/77	0/72	0/70	0/70
زنجان	0/68	0/67	0/76	0/84	0/83	0/78	0/74	0/77	0/72	0/70	0/74	0/75	0/68	0/73	0/66	0/66	0/66	0/66	0/66
سمنان	0/86	0/85	0/88	0/84	0/70	0/86	0/82	0/72	0/79	0/74	0/78	0/90	0/74	0/80	0/75	0/75	0/75	0/66	0/66
سیستان و بلوچستان	0/82	0/75	0/76	0/74	0/71	0/64	0/84	0/71	0/67	0/70	0/70	0/67	0/66	0/66	0/64	0/66	0/66	0/67	0/67
فارس	0/91	0/93	0/92	0/83	0/80	0/83	0/86	0/81	0/78	0/83	0/80	0/79	0/82	0/84	0/81	0/75	0/75	0/73	0/73
قزوین	0/83	0/88	0/79	0/81	0/87	0/75	0/99	0/81	0/86	0/87	0/77	0/70	0/73	0/77	0/75	0/73	0/73	0/67	0/67
قم	0/75	0/90	0/79	0/82	0/81	0/79	0/76	0/76	0/90	0/84	0/91	0/86	0/88	0/84	0/92	0/84	0/84	0/75	0/75
کردستان	0/75	0/70	0/87	0/79	0/83	0/80	0/81	0/79	0/75	0/67	0/68	0/55	0/63	0/66	0/68	0/63	0/63	0/59	0/59
کرمان	0/81	0/81	0/79	0/82	0/85	0/87	0/76	0/73	0/75	0/82	0/83	0/81	0/78	0/79	0/77	0/72	0/72	0/68	0/68
کرمانشاه	0/85	0/74	0/79	0/85	0/83	0/77	0/77	0/67	0/75	0/76	0/77	0/69	0/69	0/72	0/72	0/72	0/75	0/68	0/68
کهگیلویه و بویراحمد	0/67	0/70	0/66	0/68	0/81	0/77	0/86	0/76	0/83	0/67	0/55	0/97	0/86	0/96	0/88	0/87	0/87	0/83	0/83
گلستان	0/73	0/74	0/71	0/85	0/79	0/64	0/73	0/77	0/77	0/73	0/79	0/70	0/75	0/75	0/73	0/76	0/76	0/70	0/70

گیلان	0/75	0/86	0/76	0/74	0/69	0/74	0/75	0/71	0/77	0/75	0/79	0/78	0/75	0/74	0/79	0/73	0/68
لرستان	0/65	0/81	0/74	0/76	0/58	0/71	0/68	0/68	0/65	0/73	0/67	0/60	0/64	0/66	0/62	0/61	0/59
مازندران	0/77	0/72	0/78	0/86	0/76	0/82	0/83	0/78	0/78	0/87	0/77	0/77	0/66	0/77	0/71	0/73	0/63
مرکزی	0/78	0/77	0/74	0/82	0/83	0/81	0/77	0/75	0/87	0/76	0/71	0/71	0/75	0/77	0/72	0/75	0/75
هرمزگان	0/51	0/71	0/46	0/60	0/63	0/67	0/50	0/70	0/67	0/57	0/53	0/55	0/56	0/65	0/62	0/63	0/58
همدان	0/90	0/84	0/70	0/73	0/71	0/70	0/77	0/71	0/68	0/71	0/75	0/74	0/74	0/83	0/77	0/74	0/70
یزد	0/71	0/80	0/68	0/76	0/71	0/47	0/76	0/90	0/67	0/70	0/75	0/63	0/65	0/76	0/77	0/66	0/67

مأخذ: محاسبات تحقیق

#### COPYRIGHTS



© 2021 by the authors. Licensee PNU, Tehran, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY4.0) (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>)