Journal of Economics of Knowledge_based Development
فصلنامه اقتصاد توسعه دانش بنیان

جلد:۱ شماره:۳ سال ۱۴۰۳ فصل: پاییز صفحه: ۶۶-۳۵

محاسبه و بررسی وزن رفاهی استان‌های ایران طی بازه زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۰

(علمی- پژوهشی)

یعقوب فاطمی زردان
دکتری تخصصی دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی دانشگاه بوعلی سینا همدان (نویسنده مسئول)
yaghobfatemi@alumni.ut.ac.ir

احمد بخشی
دانشیار گروه علوم سیاسی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه بیرجند، ایران
bakhshi@birjand.ac.ir

مهدی محمودزاده
استادیار و دکتری مدیریت بازرگانی، گروه مدیریت، واحد بیرجند، دانشگاه آزاد اسلامی، بیرجند، ایران
Mahmoodzadeh@iaubir.ac.ir

چکیده

از آنجا که تغییر درآمد یا مصرف سرانه، تاثیر متفاوتی بر رفاه هر استان می‌گذارد، برآورد میزان اثرگذاری آن می‌تواند نقش بسزایی در سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی هر استان ایفا کند. از این رو، این پژوهش سعی دارد به محاسبه وزن رفاهی هر استان با توجه به کشش مطلوبیت نهایی مصرف در بازه زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۰ بپردازد. نتایج حاصل از تخمین، نشان داد که کشش مطلوبیت نهایی مصرف بین صفر و منفی یک است که بیانگر کم کشش بودن مطلوبیت نهایی مصرف هست. همچنین، متوسط کشش مطلوبیت نهایی مصرف، طی بازه موردنظر کاهش پیدا کرده است که نشانگر کاهش دخالت دولت و سیاست‌های اجرای آن در کاهش نابرابری و توزیع درآمد در استان‌های با درآمد کمتر می‌باشد. درنهایت، نتایج حاصل از تخمین وزن رفاهی نشان می‌دهد که استان‌های مختلف در هرسال دارای وزن رفاهی متفاوتی هستند و بطور معمول استان‌هایی که دارای درآمد سرانه پایین‌تری هستند از وزن رفاهی بیشتری برخوردار هستند. متوسط وزن رفاهی طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۸ روند باثباتی را طی کرده و از سال ۱۳۸۹ مقدار آن افزایش یافته است. بطوریکه این تغییرات تا سال‌های ۱۳۹۸ بصورت نوسانی ادامه پیدا کرده است. افزایش وزن رفاهی در سال‌های اخیر بیشتر بوده است که یکی از دلایل اصلی آن می‌تواند وجود نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی و بی‌ثباتی شرایط کشور به دلیل تشدید تحریم‌های اقتصادی باشد.

طبقه بندی JEL: C13, I31, R28.
واژگان کلیدی: وزن رفاهی، تابع رفاه اجتماعی، کشش مطلوبیت نهایی مصرف، مطالعه استانی، نابرابری.
"روش ارجاع به مقاله"
فاطمی زردان، یعقوب؛ بخشی، احمد و محمودزاده، مهدی (۱۴۰۳). محاسبه و بررسی وزن رفاهی استان‌های ایران طی بازه زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۰. فصلنامه اقتصاد توسعه دانش بنیان، دوره ۱، شماره ۳، ص ۶۶-۳۵.

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

۱- مقدمه

بررسی پیوند بین مصرف و رفاه، یکی از مباحث مهم و کاربردی در علم اقتصاد می‌باشد. دستیابی به رفاه به معنی تلاش برای تأمین نیازهای افراد، تمهیداتی برای رفع مشکلات جامعه و بسترسازی جهت تعالی و رشد افراد جامعه، همواره مورد توجه ملل مختلف بوده است. امروزه با پیشرفت تحقیقات و نظریات علمی در بررسی موضوع رفاه، علاوه بر توجه به شاخص‌ها و متغیرهای اقتصادی که در مرکز توجه قرار دارند، بررسی عواملی که از صبغه اجتماعی و رفتاری برخوردارند مانند مطلوبیت و وزن رفاهی و نظایر آن نیز مورد توجه قرار گرفته است (Ghafari & Kabiri, 2014). موضوعی که با مقوله مصرف و الگوهای برآمده از آن نیز درهم‌تنیدگی‌هایی دارد. چراکه انسان موجودی مصرف‌کننده است و لازم است دولت یا حکومتی در جهت تامین نیازهای آن اقدام به تولید و توزیع منابع نماید. حال بررسی این موضوع که آیا منابع و تولیدات یک کشور بین همه مناطق یا استان‌ها بصورت عادلانه تقسیم شده است، جای بحث دارد. از جمله ویژگی کشورهای درحال توسعه، درآمد پایین و تنوع اندک در منابع درآمدی، نوسانات زیاد در متغیرهای اقتصادی و آسیب‌پذیری بازاری داخلی، وجود نااطمینانی شدید در بین فعالان و عوامل اقتصادی و وابستگی بالا به بازارهای خارجی می‌باشد؛ که این ویژگی‌ها باعث شده تا در صورت بروز شوکی در متغیرهای اقتصادی برای این کشورها آسیب‌های بسیار بیشتری نسبت به کشورهای پیشرفته دریافت کنند. در صورتی که خانوار بتواند درآمد خود را از طریق متنوع کردن فعالیت‌های تولیدی که منجر به کاهش پیامدهای این نوسانات می‌شود، مدیریت کنند باعث می‌گردد اثرات نامطلوب زیادی دریافت نکند. ولی چنانچه نتواند از درآمد خود در برابر این نوسانات محافظت کنند موجب نتایج نامطلوبی در مخارج آن‌ها از جمله کاهش مخارج آموزشی خواهد شد (Jacoby and Skoufias, 1997).

از آنجا که در چند سال اخیر، کشور ایران بطور مکرر مورد تحریم واقع شده است و این تحریم‌ها منجر به کاهش منابع درآمدی دولت و ایجاد نوسانات و شوک‌هایی در متغیرهای اقتصادی شده؛ بدون شک سطح رفاهی خانوار در هر استان نیز تغییرات زیادی تجربه کرده است. تحقیقات نشان می‌دهد که پس از شوک‌های اقتصادی اخیر، میزان دسترسی مردم به برخی کالاها کاهش پیدا کرده و وضعیت امکانات بهداشتی و درمانی و کیفیت آن‌ها نسبت به قبل از تحریم و نوسانات متغیرهای اقتصادی بدتر شده و رفاه اجتماعی مردم کاهش یافته است (Rajabi, 2012) و این شوک‌ها می‌توانند بر بخش‌های مختلف مخارج خانوار، مخصوصا بخش مخارج آموزشی و سرمایه انسانی تاثیر بگذارند. مطابق با مطالعات اقتصادی موجود، از جمله این آثار می‌توان به نتایج زیر اشاره کرد:

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

۱. کاهش درآمد بزرگسالان، تحمل هزینه‌های مستقیم آموزش از جمله شهریه، هزینه‌های درسی، کتاب، لوازم و لباس، آموزش خصوصی را برای والدین سخت‌تر می‌کند و این احتمال وجود دارد که یا کودک از مدرسه خارج شود و یا هزینه‌های اختصاص داده شده به بخش آموزش توسط خانوار کم گردد (Kochar, 1995,1999; Jacoby and Skoufias, 1997). در واقع، منظور از مخارج آموزشی مجموعه هزینه‌هایی هست که یک فرد در طول سال صرف یادگیری، فراگیری، آموزش، اندوختن و به دست آوردن مطالب علمی به منظور افزایش دانش خود می‌کند.

۲. کاهش درآمد بزرگسالان نیز ممکن است والدین را مجبور کند تا کودکان را به کار وادار نمایند. در نتیجه، کودکی که قبل از بحران، کارگر نبوده، ممکن است کارگر شود یا اگر کودک، قبل از بحران، کودک کار بوده است، ممکن است مجبور شود ساعات طولانی‌تری کار کند. این افزایش در ساعت کار کودکان می‌تواند به پیامدهای آموزشی آسیب برساند زیرا وقت خود را صرف کار می‌کند و ساعات کمتری برای مطالعه باقی می‌گذارد (Carroll,1997).

۳. کاهش در میزان دستمزد ساعتی یا روزانه بزرگسالان ممکن است والدین را وادار به کار در ساعات طولانی‌تر کند، که به نوبه خود باعث کاهش زمانی می‌شود که والدین می‌توانند برای کمک به فرزند خود در کارهای خانه، خواندن و سایر فعالیت‌های آموزشی اختصاص دهند (Shafiq,2010; Menéndez & Gignoux, 2012).

۴. پدر و مادر ممکن است چشم انداز ضعیف بازار کار را ناشی از کیفیت کم مدرسه احساس کنند و فرزند خود را از مدرسه خارج کرده یا کمتر از تلاش‌های آموزشی کودک خود حمایت کنند (Shafiq, 2010).

۵. شوک درآمدی ممکن است نواقص اولیه در تغذیه و سلامت ایجاد کند، که به نوبه خود بر سرمایه‌گذاری‌های سرمایه انسانی، به ویژه در آموزش و پرورش تأثیر می‌گذارد (Menéndez & Gignoux, 2012).

بدون شک، هر خانوار در استان‌های مختلف بسته به شرایط گوناگون، تاثیر متفاوتی از این شرایط دریافت می‌کند. خانوارهایی که از نظر بودجه وضعیت بهتری دارند با توجه به انعطاف‌پذیری منابع درآمدی آن‌ها، در مواجه با بی‌ثباتی اقتصادی می‌توانند واکنش مناسب‌تری را نشان دهند تا از پیامدهای نامطلوب نوسانات، کمترین آسیب را ببینند (Fotros & Fatemi Zardan, 2020). این در حالی است که با وجود این شرایط و محدود شدن درآمدهای دولت، نابرابری در سطح کشور نیز افزایش می‌یابد و تفاوت درآمدی یا نابرابری بین استان‌ها و گروه‌های مختلف روند صعودی به خود می‌گیرد و دولت‌ها به ناچار به برخی از استان‌ها توجه بیشتری می‌کنند. این موضوع در پژوهش‌هایی مانند فطرس و فاطمی زردان (Fatemi Zardan et al,

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

2021)، فتح‌اللهی و همکاران (Fatholahi et al, 2018) و ابراهیم‌زاده و همکاران (Ebrahimzadeh et al, 2012) تایید شده است. به دنبال این شرایط، تغییرات درآمد و مصرف هر خانوار منجر به تغییر مطلوبیت و رفاه اجتماعی می‌شود؛ که لازم است شرایط رفاهی هر استان با توجه به تغییرات مصرف یا درآمد بصورت جداگانه مورد بررسی قرار گیرد.

یکی از راه‌حل‌هایی که می‌توان به کمک آن، میزان اثر تغییر درآمد یا مصرف سرانه را بر روی مطلوبیت نهایی و رفاه مورد بررسی قرار داد، وزن رفاهی هر استان می‌باشد. با کمک وزن رفاهی می‌توان دریافت که تغییرات مصرف یا درآمد سرانه چه تاثیری بر روی رفاه آن استان دارد. مطابق نظر اسچرینر (Schreiner, 1998) به منظور رسیدن به حداکثر رفاه بر اثر اجراي يك پروژه اجتماعي، بايستي هزينه‌ها و منافع آن طرح بر اساس مطلوبيت نهايي درآمد، توزيع شود. يعني براي افراد فقير وزن بيشتري نسبت به افراد غني داده شود، چرا كه مطلوبيت نهايي درآمد نزولي است (Abrishami et al, 2013). بنابراین، با توجه به فرض نزولی مطلوبیت نهایی درآمد و یا مصرف، بدون شک تاثیری که هر گروه یا استان از تغییرات در درآمد و یا مصرف کسب می‌کند؛ نسبت به سایر استان‌ها متفاوت است و باید این موضوع مورد توجه قرار گیرد. با وجود اهمیت بالای این مبحث، مطالعات چندانی در داخل کشور انجام نشده است و محدود مطالعاتی که توسط ابریشمی و همکاران (Abrishami et al, 2013) و عبدلی و شیردل (Abdoli & Shirdel, 2010) صورت گرفته، بیشتر بصورت کشوری و فقط برای یک سال انجام شده است و این موضوع بصورت جزئی و استانی و برای دوره چندساله بررسی نگردیده است. از این رو این پژوهش سعی دارد تا در وهله اول به محاسبه کشش مطلوبیت نهایی مصرف[1] بپردازد و سپس با کمک این متغیر، وزن رفاهی هر یک استان را طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۰ محاسبه نماید. در ادامه، ساختار مقاله به این صورت خواهد بود که؛ در بخش دوم به ادبیات تحقیق در قالب مبانی نظری و پیشینه پژوهش پرداخته می‌شود. بخش سوم به معرفی مدل و روش تحقیق اختصاص یافته است. در بخش چهارم به برآورد مدل و تحلیل نتایج پرداخته شده است. درنهایت در بخش پایانی، نتیجه‌گیری پژوهش و پیشنهادات ارائه شده است.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

ایده مطلوبیت و رفاه بعنوان نیروی هدایت‌گر عملکرد بشریت، ایده تازه‌ای نیست و در تئوری اقتصاد بین قرن ۱۷ تا ۱۸ میلادی (۱۷۰۰-۱۸۰۰ میلادی) در اروپا، خصوصا در

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

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 توابع رفاه اجتماعی می‌توان از پیگو (Pigou, 1920) 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 رابینس 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 غیر واقعی بودن آن، دو رهیافت علمی مطرح گردید. در رهیافت اول، افرادی از جمله کالدور (Kaldor, 1939) و هیکس (Hichs, 1940) با معرفی برخی معیارها، الگویی برای جبران زیان آسیب‌دیدگان سیاست‌های اقتصادی از محل منافع برندگان ارائه نمودند. رهیافت دوم توسط افرادی مانند برگسون (Bergson, 1938) و ساموئلسن (Samuelson, 1947) مطرح گردیده که به معرفی تابع رفاه اجتماعی پرداخته‌اند. این تابع محتوی برخی معیارهای هنجاری برای توضیح و مقایسه وضعیت‌های اجتماعی مختلف است و با تغییر هنجارهای مذکور، انواع مختلف توابع رفاه اجتماعی مانند تابع رفاه اجتماعی برگسون و ساموئلسون، تابع رفاه اجتماعی هرسانی و... تعریف می‌شود (Vafai et al, 2016). علاوه بر این موارد، مطالعات مختلفی در خصوص تابع رفاه اجتماعی و مطلوبیت خانوارها صورت گرفته است. 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 اتیکنسون، تابع رفاه اجتماعی مطلوبیت‌گرا، تابع رفاه اجتماعی والز و تابع رفاه اجتماعی سن اشاره کرد. با این حال، اگر فرض شود که تابع مطلوبیت هر استان از نوع تابع مطلوبیت ویزبرود (Weisbro, 1972) باشد آنگاه داریم:

$$Ui = (C_i^{1-e} - 1) / 1 - e \qquad (۱)$$

در معادله (۱) 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 مطلوبیت هر منطقه تابعی از مصرف سرانه هر منطقه می‌باشد. مطلوبیت نهایی نامین

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

منطقه بصورت زیر محاسبه می‌شود که مقدار مثبتی می‌باشد.

$$MU_i = dU_i / dC_i = C^{-e} > 0 \quad (۲)$$

مشتق دوم رابطه (۲) منفي است و نزولي بودن مطلوبيت نهايي مصرف را نشان مي‌دهد:

$$d^2U_i / d^2C_i = -eC_i^{-(1+e)} < 0 \quad (۳)$$

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

$$(dMU_i / dC_i)*(C_i / MU_i) = e \quad (۴)$$

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

$$dW_i = MU_i \times \Delta C_i = C_i^{-e} \times \Delta C_i \quad (۵)$$

بنابراین می‌توان مطلوبیت نهایی iامین استان را بصورت زیر محاسبه نمود:

$$MU_i = C_i^{-e_i} \quad (۶)$$

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

$$\frac{MU_L}{MU_H} = \frac{C_H^{-e_H}}{C_L^{-e_L}} \quad (۷)$$

طرف راست معادله فوق وزن رفاهی منطقه L و H را نسبت به یکدیگر نشان می‌دهد. کاملا مشخص است که برای هر مقدار e، اگر مصرف سرانه در منطقه L نسبت به منطقه H کمتر باشد، وزن (میزان افزایش رفاه جامعه در نتیجه افزایش مطلوبیت منطقه i) بیشتری برای افزایش رفاه ناشی از منافع خالص پروژه در منطقه L به دست می‌آید و برعکس)؛ به عبارت دیگر، در تابع رفاه اجتماعی وزن رفاهی بیشتری به منطقه L در مقایسه با منطقه H داده می‌شود. در حقیقت، اگر وزن‌های رفاه تخصیص داده شده به یک منطقه بیشتر از منطقه دیگر باشد، افزایش مصرف (درآمد) این منطقه، بر مطلوبیت کل جامعه بیشتر خواهد افزود (Abdoli & Shirdel, 2010). با این حال نیاز است برای محاسبه وزن رفاهی مقدار e محاسبه شود. برای محاسبه e مطالعات مختلفی صورت گرفته است. در مدل فیشر (Fisher, 1927)، فریش (Frisch, 1932) و فلنر (Fellner, 1967) که به مدل FFF معرف می‌باشد؛ هدف آن‌ها برآورد نرخ تنزیل بود. برای محاسبه e از فرمول زیر استفاده کردند:

$$e = \gamma / \hat{p} \quad (۸)$$

که در آن γ 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:

$$|\hat{p}| = |p| - a\gamma$$

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

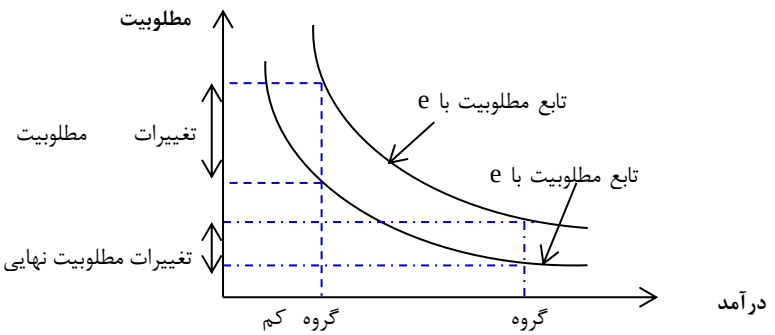
[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

شرما و همکاران (Sharma et al, 1991)، برای محاسبه e از یک تابع تقاضای لگاریتمی-خطی استفاده کردند که حاوی متغیر زمان برای حذف تغییرات سلیقه‌ای مصرف‌کننده بود و p=۰.۱۷۱ و y=۱.۲۴ را به دست آوردند. رویکرد دیگر برای محاسبه و استفاده از سیستم تقاضای کل، مخصوص استفاده از مدل رتردام (Rotterdam Model)، است. در این مدل دامنه 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 درحال‌توسعه، که اطلاعات آماری در دسترس نیست، نامناسب کرده است (Abdoli & Shirdel, 2010). روش به کار گرفته شده در این پژوهش برای تخمین، قبلا توسط آمنسدن (Amunsden, 1964) و جونز (Jones, 1993) ارزیابی شده است که تا حدودی شبیه رویکرد فلنر (Felner, 1992) است. مشکل مربوط به تخمین کشش قیمتی جبرانی خوراکی، با زبردستی خاصی، توسط اوانز و همکاران (Evans et a, 1991)، حل شده است[۲] (Flori, 2007). در این مدل، فرمول و به صورت زیر است:

$$e=b.(y/r) \qquad (۹)$$

که، b میل متوسط به مصرف کالای غیرخوراکی است و r کشش قیمت نسبی[۳] مخارج حقیقی سرانه کالای خوراکی و y کشش درآمدی است. با این حال تغییرات کشش مطلوبیت نهایی بیانگر نتایج متفاوتی است. در نمودار زیر، دو منحني مطلوبیت نهايي ارائه شده است که داراي کشش‌هاي متفاوتي مي‌باشند. همانطورکه مشاهده مي‌کنید با افزایش درآمد مطلوبیت نهايي گروه کم‌درآمد بیشتر از گروه با درآمد بالا افزایش مي‌یابد. بر این اساس، با توجه به نتایج پژوهش‌های اوانز (Evans et al, 2005)؛ کولا (Kula, 2000) و ابریشمی و همکاران (Abrishami et al, 2013) هرچه قدر کشش مطلوبیت نهايي مصرف (درآمد) بیشتر باشد، تنفر سیاست‌گذار از نابرابري بیشتر خواهد بود و دراجراي پروژه‌ها، اهمیت بیشتري به گروه‌هاي کم درآمد خواهد داد. در واقع زمانی مقدار e بالا خواهد بود که تغییرات مطلوبیت نهایی نسبت به تغییرات مصرف یا درآمد بالا باشد (هنگامی تغییرات مطلوبیت نهایی زیاد خواهد بود که افزایش درآمد بیشتر متوجه افراد کم درآمد باشد. زیرا تغییر درآمد، مطلوبیت نهایی افراد کم درآمد را بیشتر افزایش می‌دهد). لذا هنگامی که مقدار e بالاست به معنی این است که تغییرات مطلوبیت نهایی بیشتر از طرف افراد کم درآمد اتفاق افتاده و در واقع به آن‌ها توجه ویژه‌ای شده است.

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]



نمودار(۱) رابطه تغییرات مطلوبیت نهایی مصرف (درآمد) با تغییرات درآمد

ماخذ: Evans et al, 2005

بر این اساس، این نتیجه حاصل می‌شود که e=۰ به معناي عدم دخالت نابرابري و توزیع درآمد در تصمیم‌گیري سیاست‌گذار است و هر اندازه e بزرگ‌تر باشد، نشان از بیزاري سیاست‌گذار از نابرابري درآمدي جامعه است و اگر e به سمت بینهایت میل کند، سیستم اقتصادي به سمت توزیع دقیقا برابر درآمد پیش مي‌رود (Evans, 2005; Abrishami et al, 2013).

۲-۲. پیشینه پژوهش

آسپلوند (Asplund, 2017) در پژوهشی به کمک مدل چری (Chetty) به تخمین میزان کشش مطلوبیت نهایی مصرف (EMUC) در بخش تولیدات خانگی پرداخت. نتایج این پژوهش نشان داد که حد پایین کشش مطلوبیت نهایی در بخش تولیدات خانگی برابر ۰.۹ می‌باشد.

مالاکو (Malakhov, 2014) در مقاله خود به توسعه مدل استیگلر (Stigler) در توصیف رابطه ریاضی بین کشش مطلوبیت نهایی مصرف، کشش قیمتی و کشش مطلوبیت نهایی پول با توجه به افزایش قیمت‌ها پرداخت. بر اساس نتایج این پژوهش، این رابطه نه تنها در اقتصاد رفاه، بلکه در اقتصاد خرد نیز می‌تواند با افزایش قیمت، تحت تاثیر اثر وبلن (Veblen)، مصرف را به یک مولفه بد تبدیل کند و فراغت، جای آن را بگیرد.

سزر (Sezer, 2006) در پژوهشی به محاسبه وزن‌های رفاهی برای کشور ترکیه می‌پردازد و تخمین مطلوبیت نهایی، درآمد را یکی از اجزای مهم اندازه‌گیری وزن‌های رفاه منطقه‌ای می‌داند. بر اساس نتایج آن پژوهش، مقدار کشش مطلوبیت نهایی برای ترکیه ۱٫۲۵ حاصل

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

می‌شود. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که وزن‌های رفاهی اندازه‌گیری شده برای مناطق فقیر ۱۰ برابر وزن‌های رفاهی مناطق ثروتمند می‌باشد. این موضوع حکایت از تفاوت رفاهی بالا بین مناطق ثروتمند و فقیر این کشور دارد زیرا هرچه تفاوت وزن رفاهی بیشتر باشد بیانگر تفاوت در میزان رفاه دوگروه است. علاوه بر این، روش‌های مختلف در بدست آوردن وزن‌های رفاهی منطقه‌ای را برای کشور ترکیه انجام داده است و نتیجه می‌گیرد برای محاسبه وزن‌های رفاه اجتماعی باید از روشی استفاده نمود که علاوه بر درآمد سرانه، توزیع درآمد را نیز در نظر گرفت و از آن در ارزیابی پروژه‌ها استفاده نمود.

اوانز (Evans, 2005) در پژوهشی به بررسی وزن رفاهی ۲۰ کشور OECD به کمک مطلوبیت نهایی مصرف پرداخت. نتایج نشان داد که بر اساس ساختار نرخ مالیات بر درآمد شخصی، به طور متوسط، کشش مطلوبیت نهایی مصرف برای کشورهای توسعه یافته نزدیک به ۱/۴ است.

اوانز (Evans, 2004) در پژوهشی برای محاسبه نرخ تنزیل اجتماعی فرانسه، از روش نرخ رجحان زمانی استفاده کرد و با استفاده از سه مدل آموندسن، FFF و ترجیحات آشکار شده، کشش مطلوبیت نهایی مصرف را برای فرانسه بدست می‌آورد. نتایج نشان داد که با استفاده از مدل FFF، کشش مطلوبیت نهایی مصرف در فرانسه برابر ۱/۳ می‌باشد که تقریبا با نتیجه حاصل از روش آموندسن برابر می‌باشد.

فاطمی زردان و همکاران (Fatemi Zardan et al, 2021) در مقاله‌ای به بررسی مطلوبیت و رفاه اجتماعی استان‌های کشور در بازه زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۰ به کمک مدل pmg/ARDL می‌پردازند. در این مطالعه برای استخراج تابع مطلوبیت ۳۰ استان از تابع مطلوبیت ویزبرود (Weisbrod, 1972) و برای محاسبه تابع رفاه اجتماعی از تابع رفاه برگسون-ساموئلسون استفاده شده است. 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 مجددا سیر صعودی به خود گرفته است. در سال ۱۳۹۲ این رشد، متوقف شده، مجددا 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. در این مقاله علت کاهش رفاه اجتماعی را در این بازه زمانی، به رویدادهای سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۴ مرتبط می‌دانند. رودیداد اول مربوط به هدفمندسازی یارانه‌ها و تزریق نقدینگی به حساب خانوارها می‌باشد که درنتیجه آن، درآمد و مصرف خانوار و به تبع آن رفاه افزایش یافت. رویداد دوم مربوط به تحریم‌های بین‌المللی و شوک‌های اقتصادی است که در متغیرهای کلان اقتصادی رخ داد و منجر به اثرات نامطلوب کوتاه‌مدت گردید و درآمد حقیقی خانوار

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

را کاهش داد و منجر به افزایش میل‌متوسط به مصرف گردید. اما با توجه به ادامه‌دار بودن نوسانات اقتصادی، به تدریج افراد، انتظارات خود را تعدیل کردند و دریافتند که تورم باعث کاهش قدرت خرید مصرف‌کنندگان شده و مصرف و رفاه اجتماعی خانوار را کاهش داده است.

ابریشمی و همکاران (Abrishami et al, 2013) در پژوهشی به ارزیابي و محاسبه وزن‌هاي رفاهي با استفاده از مطلوبیت نهايي درآمد يا مصرف با روش حداقل مربعات معمولي پويا (DOLS) در دهک‌های مختلف پرداختند. نتایج نشان داد که از آنجا که مصرف سرانه واقعي هر يک از دهک‌ها با هم تفاوت دارند؛ لذا افزايش يکسان مصرف سرانه، تاثير متفاوتي بر رفاه اجتماعي دارد. پس در ارزيابي طرح‌ها محاسبه وزن‌هاي رفاهي مهم هستند.

عبدلی و شیردل (Abdoli & Shirdel, 2010) در مطالعه‌ای به بررسی وزن رفاهی ۲۸ استان ایران در سال ۱۳۸۵ با استفاده از مدل اقتصادسنجي و سري زماني پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که تفاوت معني‌داري در مصرف سرانه واقعي استان‌ها وجود داشته و درنتیجه افزايش يکسان مصرف سرانه تاثير متفاوتي بر رفاه اجتماعي دارد. لذا وزن‌هاي رفاهي در ارزيابي طرح‌ها مهم هستند. کشش مطلوبیت نهايي مصرف در ایران ۱/۶۵- است. کمترین وزن رفاهي به استان تهران (۰/۷۲) و بیشترین به استان سیستان (۲/۵۲) اختصاص دارد.

با توجه به پژوهش‌های فوق، مطالعات چندانی در زمینه محاسبه کشش مطلوبیت نهایی مصرف و وزن رفاهی در ایران انجام نشده است و تعداد انگشت شمار مطالعاتی که در این زمینه انجام شده‌اند به محاسبه این متغیر فقط برای یک سال و بصورت کشوری پرداخته‌اند. لذا به دلیل اهمیت موضوع کشش مطلوبیت نهایی و وزن‌های رفاهی؛ در این پژوهش به بررسی این متغیر بصورت استانی برای بازه زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۰ پرداخته می‌شود.

۳- روش تحقیق

در این پژوهش برای محاسبه کشش مطلوبیت نهایی مصرف (e)، از روشی استفاده خواهد شد که توسط آمنسدن و جونز (Amunsden and Jevons, 1993) مطرح گردید که بصورت رابطه زیر می‌باشد:

$$e=b.(y/r)$$

که، b میل متوسط به مصرف کالای غیرخوراکی است و r کشش قیمت نسبی مخارج حقیقی سرانه کالای خوراکی و y کشش در آمدی است. بر اساس این روش، برای محاسبه r و y از رابطه زیر استفاده می‌گردد:

$$D=(A)(Y)^{y}(P^{1}/P^{2})^{r}(oil)^{k} \qquad (۱۰)$$

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

که D مخارج حقیقی سرانه کالای خوراکی، Y درآمد سرانه، P^2 شاخص قیمت کالای غیرخوراکی، P^1 شاخص قیمت کالای خوراکی، Oil درآمد نفتی و A عدد ثابت را نشان می‌دهد. علت استفاده از درآمدهای نفتی در این مدل به دلیل خارج کردن تاثیرات تغییرات در سلیقه‌های مصرفی می‌باشد. این معادله در شکل لگاریتمی-لگاریتمی بصورت زیر نوشته می‌شود:

$$\ln D=\ln A+y\ln Y+r\ln(P^1/P^2)+k\ln(oil) \qquad (۱۱)$$

بنابراین، برای محاسبه r و y لازم است ضرایب معادله (۱۱) حاصل گردد. برای محاسبه مقدار بلندمدت رابطه فوق از مدل ARDL در نرم‌افزار ایویوز استفاده خواهد شد. طبق نظریه هم‌جمعي در اقتصاد سنجي مدرن، ضروري است كه از روش‌هايي در برآورد توابع هنگام بهره‌گیری از سري‌هاي زماني، استفاده شود كه به مسأله پاياپي و هم‌جمعي توجه داشته باشند. زیرا ممکن است که متغیرهای پایا از یک درجه نباشند که در این صورت روش هم جمعي يوهانسن-جوسليوس نمي‌تواند مفيد باشد. روش خود توزيع با وقفه‌هاي گسترده (ARDL) از جمله روش‌هايي است كه در آن بر خلاف روش يوهانسن-جوسليوس كه بايد همه متغيرها پايا از درجه يک باشند، لازم نيست كه درجه پاياپي متغيرها يكسان باشد و صرفاً با تعيين وقفه‌هاي مناسب براي متغيرها، مي‌توان مدل مناسب را انتخاب كرد. بنابراین با توجه به این ملاحظات، در این تحقیق از روش ARDL استفاده می‌شود.

مبناي آماري استفاده از مدل‌هاي خودتوضيح با وقفه گسترده، وجود هم‌جمعي بين متغيرهاي اقتصادي است. مدل‌هاي خودتوضيح با وقفه گسترده امكان تعيين روابط بلندمدت بين متغيرهاي درونزا را مهيا مي‌سازند. علاوه بر آن، اين مدل‌ها رفتار كوتاه‌مدت متغيرها را به مقادير تعادلي بلندمدت آن‌ها ربط مي‌دهند و نشان مي‌دهند چگونه عدم تعادل مربوط به روابط تعادلي بلندمدت متغيرها بر تغييرات پوياي كوتاه‌مدت آن‌ها تأثير مي‌گذارد. اين ويژگي‌هاي منحصر به فرد مدل‌هاي خودتوضيح با وقفه گسترده است كه آن‌ها را از ساير مدل‌هاي ساختاري و غيرساختاري اقتصادسنجي متمايز مي‌سازد و باعث شده است اين مدل‌ها در دهة ۱۹۹۰ به سرعت رشد تكاملي خود را تجربه كنند. روش ARDL الگوهاي بلندمدت و كوتاه‌مدت موجود در مدل را به طور همزمان تخمين مي‌زند و مشكلات مربوط به حذف متغيرها و خودهمبستگي را رفع مي‌كند. بنابراين، تخمين‌هاي ARDL به دليل نبود مشكلاتي مانند خودهمبستگي و درونزايي، نااريب و كارا هستند. مدل خودتوزيع با وقفه‌هاي گسترده تعميم يافته را مي‌توان به صورت زير نشان داد:

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

$$Q(L,P)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i (L,q_i) X_{it} + U_t \qquad i = 1,2,\ldots \qquad (۱۲)$$

در رابطه فوق، α_0 عرض از مبدأ، Ytمتغیر وابسته و L عامل وقفه است که به صورت زیر تعریف مي‌شود:

$$L^i Y_t = Y_{t-i} \qquad (۱۳)$$

در رابطه زیر داریم:

$$Q(L,P) = 1 - Q_1 L^1 - Q_2 L^2 - \ldots - Q_p L^p \qquad (۱۴)$$

$$\beta_i (L,q_i) = 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i2} L^2 - \ldots - \beta_{iq} L^{qi} \qquad (۱۵)$$

تعداد وقفه‌هاي بهينه براي هريک از متغيرهاي توضيحي را مي‌توان با کمک يکي از ضوابط آکائيک (AIC)، شوارتز- بيزين (SBC)، حنان- کوئين (HQC) و يا ضريب تعيين تعديل شده تعيين کرد. معمولاً در نمونه‌هاي کمتر از ۱۰۰، از معيار شوارتز- بيزين استفاده مي‌شود، تا درجه آزادي زيادي از بين نرود. اين معيار در تعيين وقفه‌ها صرفه‌جويي مي‌نمايد و در نتيجه، تخمين از درجه آزادي بيشتري برخوردار خواهد بود. براي محاسبه ضرايب بلندمدت مدل، از همان مدل پويا استفاده مي‌شود. ضرايب بلندمدت مربوط به متغيرهاي X از اين رابطه به دست مي‌آيند:

$$\Theta_i = \frac{\hat{b}_i (L,q_i)}{1 - \hat{\varnothing}(L,p)} = \frac{\hat{b}_{i0} + \hat{b}_{i1} + \ldots + \hat{b}_{iq}}{1 - \hat{\varnothing}_1 - \hat{\varnothing}_2 - \ldots - \hat{\varnothing}_p}, i = 1,2,\ldots k \qquad (۱۶)$$

از رابطه (۱۶) مقدار آماره t مربوط به ضريب محاسبه شده بلندمدت نيز قابل محاسبه است. ايندر (Inder) نشان مي‌دهد که آماره‌هاي t از اين نوع، داراي توزيع نرمال حدي معمول هستند و آزمون t بر اساس کميت‌هاي بحراني معمول از توان خوبي برخوردار است. بنابراين به کمک Θi مي‌توان آزمون‌هاي معتبري را در مورد وجود رابطه بلندمدت انجام داد. بر این اساس، به کمک مدل ARDL اثرات بلندمدت متغیرهای موردنظر محاسبه خواهد شد.

درنهايت با محاسبه y و r و بدست آوردن b (ميل متوسط به مصرف کالای غيرخوراکی) مقدار e يا کشش مطلوبيت نهايي مصرف قابل‌اندازه‌گيری خواهد بود. سپس، با توجه به داده‌های مصرف سرانه کل، مصرف سرانه هر استان و مقدار e، مقدار وزن رفاهی هر استان

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

در هر سال قابل‌اندازه‌گیری می‌باشد. برای محاسبه وزن رفاهی از رابطه زیر استفاده خواهد شد.

$$w_{it} = (\frac{C_{it}}{C_t})^{e_{it}} \qquad (۱۷)$$

بطوریکه c_{it} مصرف سرانه هر استان و c_t مقدار مصرف سرانه کل در هر سال می‌باشد. بازه زمانی پژوهش دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۰ می‌باشد[٤]. همچنین، برای استخراج داده‌ها از اطلاعات بانک مرکزی ایران، مرکز آمار ایران و سالنامه آماری استان‌ها استفاده شده است.

۴- تجزیه وتحلیل داده‌ها

۴-۱. کشش مطلوبیت نهایی مصرف

۴-۱-۱. آزمون مانایی

برای تخمین مدل پژوهش، لازم است مانايي تمام متغيرهاي استفاده شده در تخمين‌ها، مورد آزمون قرار گيرد. زيرا مانايي متغيرها چه در مورد داده‌هاي سري زماني و چه داده‌هاي تابلويي باعث بروز مشكل رگرسيون كاذب مي‌شود. بنابراين، لازم است حداقل يكي از پنج آزمون لوين، لين و چات (Levin, Lin & Chut)، آزمون ايم، پسران و شين (Im, Pesaran and Shin)، آزمون كای‌دوی ديكی‌فولر- فيشر (ديكی‌فولر تعميم‌يافته) (ADF-Fisher Chi-square))، آزمون كای‌دوی فيشر-PP (آزمون فليپس و پرون (نوع فيشر) (PP-Fisher Chi-square)) و هادری (Hadri) برای آزمون ريشه واحد پانل مورد استفاده قرار گيرد. در اين آزمون‌ها روند بررسي مانايي همگي به غير از روش هادری به يك صورت است و با رد فرضيه صفر، نامانايي يا ريشه واحد رد مي‌شود و مانايي پذيرفته مي‌شود. در غير اين‌صورت، با يك‌بار تفاضل‌گيری و يا با دو بار تفاضل‌گيری مانا مي‌شود كه براي تشخيص اين قسمت به احتمال آن توجه مي‌شود كه بايستي از ۵ درصد كوچک‌تر باشد (Bahrami & pahlavani, 2014). نتايج حاصل آزمون ريشه واحد متغيرهای پژوهش بصورت زير می‌باشد.

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

جدول (۱) نتیجه آزمون ریشه واحد

متغیر	مخارج حقیقی سرانه کالای خوراکی				درآمد سرانه			
سطح	در سطح ($I(0)$)		با تفاضل‌گیری ($I(1)$)		در سطح ($I(0)$)		با تفاضل‌گیری ($I(1)$)	
نتایج آزمون	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
لوین، لین و چات	۳.۲۶۸	۱.۰۰۰	-۳.۸۹۶	۰.۰۰۰	۱.۶۴۱	۰.۹۵۰	-۲.۰۶۸	۰.۰۱۹
ایم، پسران و شین	-۱.۰۶	۰.۱۴۳	-۸.۵۰۷	۰.۰۰۰	۰.۹۱۶	۰.۸۲۰	-۳.۲۳۰	۰.۰۰۱
دیکی‌فولر تعمیم‌یافته	۵۹.۰۱	۰.۵۱۲	۱۷۵.۶۵	۰.۰۰۰	۳۷.۸۹۰	۰.۹۸۹	۹۶.۱۳۴	۰.۰۰۲
کای دوی فیشر-PP	۲۱۶.۰	۰.۰۰۰	۵۸۴.۳۴	۰.۰۰۰	۱۸.۷۴۶	۱.۰۰۰	۱۱۶.۸۹	۰.۰۰۰
متغیر	**درآمد نفتی**				P_1/P_2			
سطح	در سطح ($I(0)$)		با تفاضل‌گیری ($I(1)$)		در سطح ($I(0)$)		با تفاضل‌گیری ($I(1)$)	
نتایج آزمون	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
لوین، لین و چات	-۹.۲۲	۰.۰۰۰	-۱۱.۶۱	۰.۰۰۰	-۷.۸۰۱	۰.۰۰۰	-۱.۱۵۲	۰.۱۲۵
ایم، پسران و شین	-۵.۹۲	۰.۰۰۰	-۸.۲۹۲	۰.۰۰۰	-۵.۵۵۱	۰.۰۰۰	-۷.۲۱۵	۰.۰۰۰
دیکی‌فولر تعمیم‌یافته	۱۳۰.۶	۰.۰۰۰	۱۷۱.۹۴	۰.۰۰۰	۱۲۸.۵۱	۰.۰۰۰	۱۵۲.۹۶	۰.۰۰۰
کای دوی فیشر-PP	۶۳.۹۵	۰.۳۴۰	۲۳۰.۱۸	۰.۰۰۰	۱۶۹.۵۱	۰.۰۰۰	۴۹۳.۲۴	۰.۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج آزمون فوق، متغیر P_1/P_2 و Oil در سطح (متغیر Oil در آزمون کای دوی فیشر-PP با یکبار تفاضلگیری مانا می‌شود) و متغیر D و Y با یکبار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند.

۲-۱-۴. آزمون هم‌انباشتگی

آزمون هم‌انباشتگي به هنگام استفاده از داده‌های پانلي اکثرا با استفاده از روش پدرونی (Pedroni) استفاده می‌شود. علاوه بر این آزمون انگل-گرنجر (Engle-Grange) بر مبنای

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

آزمون مانا بودن باقیمانده‌هاي يك رگرسيون، هنگامي كه متغيرهاي معادله رگرسيون انباشته از درجه اول باشند، صورت مي‌گيرد. همچنين كائو (kao) آزمون هم‌جمعي تعميم‌يافته ديكي‌فولر را با فرض اين كه بردارهاي هم‌جمعي در هر مقطع همگن باشند، ارائه می‌نماید. نتايج آزمون هم‌انباشتگي با استفاده از روش پدروني و آزمون كائو در جداول زير آمده است. فرضيه صفر اين مدل بيانگر عدم‌وجود هم‌انباشتگی بين متغيرها می‌باشد. نتايج آزمون هم‌انباشتگي پدروني برای دو گروه آماره پنل-PP و آماره پنل ADF و همچنين آزمون كائو بصورت زير می‌باشد. با توجه به نتايج جدول، وجود رابطه هم‌انباشتگی قوی بين متغيرها، برقرار است.

جدول(۲) نتايج آزمون پدرونی

آزمون	مقدار آماره	مقدار احتمال
آماره پنل-تتـ	-۳.۰۴۴۸۴	۰.۰۰۱۲
آماره پنل-بآ	-۵.۲۴۱۸۴	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

همچنين بر اساس آزمون كائو، با توجه به رد فرضيه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی، مي‌توان وجود رابطه بلندمدت بين اين متغيرها را اثبات كرد.

جدول(۳) نتايج آزمون كائو

مقدار احتمال	مقدار آماره
۰/۰۰۰۰	-۶.۶۳۸۶۷

منبع: یافته‌های پژوهش

۳-۱-۴. آزمون تابلویی (Panel) یا تلفیقی (Pooling) بودن داده‌ها

قبل از تخمين داده‌ها لازم است بررسی شود كه آيا داده‌ها پنلی يا تابلويی هستند يا بصورت تجميعی كه پولينگ نيز نامگذاری می‌شوند، می‌باشند. بعبارتی، در برآورد يک مدل كه داده‌های آن از نوع تركيبی هست ابتدا بايد نوع الگوی برآورد مشخص شود. به عبارت ديگر، ابتدا بايد بررسی شود كه مدل مورد بررسی در كدام طبقه pool يا panel قرار می‌گيرد. در مورد داده‌های تركيبی ابتدا آزمون F ليمر به منظور انتخاب شيوه تخمين مدل از بين دو راهكار Pooling و Panel انجام می‌شود. بر اساس اين آزمون ابتدا مدل را به صورت نامقيد و در حالت كلی با عرض از مبدأهای مشترک و شيب‌های مشترک برآورد نموده و مقدار پسماندهای رگرسيون را محاسبه می‌كند، سپس مدل را به صورت مقيد و با فرض عرض از مبدأهای ناهمگن در بين مقاطع و شيب‌های مشترک تخمين می‌زند و مقادير پسماند مقيد

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

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 از مدل از داده‌های تلفیقی مورد تأیید آماری قرار می‌گیرد (Fiqh Majidi & Ebrahimi, 2013). برای آزمون این فرضیه از آزمون F لیمر استفاده می‌گردد که نتایج بصورت زیر می‌باشد:

جدول (۴) نتایج آزمون F لیمر

آزمون اثرات ثابت	آماره	d.f.	مقدار احتمال
اثرات ثابت مقطعی F	۶.۷۷۹۵۸۶	-۲۹،۵۱۹	۰.۰۰۰۰
اثرات ثابت مقطعی کای‌دو	۱۸۳.۱۰۰۳	۲۹	۰.۰۰۰۰
اثرات ثابت زمانی F	۱۳۹.۷۸۲۹	-۱۸،۵۱۹	۰.۰۰۰۰
اثرات ثابت مقطعی کای‌دو	۱۰۰۶.۶۷۳	۱۸	۰.۰۰۰۰
اثرات ثابت مقطعی/ زمانی F	۶۱.۲۰۳۳۳	-۴۷،۵۱۹	۰.۰۰۰۰
اثرات ثابت مقطعی/ زمانی کای‌دو	۱۰۷۰.۶۴۲	۴۷	۰.۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

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 تایید می‌گردد.

۴-۱-۴. آزمون تصادفی و ثابت بودن متغیرها

لازم است به منظور بررسی ثابت یا تصادفی بودن متغیرها آزمون هاسمن تست 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 و یا آماره احتمال آن (prob) کوچک‌تر از ۵ درصد باشد؛ فرضیه صفر رد و فرضیه یک مبنی بر تایید مدل اثرات ثابت پذیرفته می‌شود.

جدول (۵) نتایج آزمون هاسمن

آزمون	آماره کای‌دو	درجه‌آزادی	مقدار احتمال
اثرات تصادفی مقطعی	۳۵.۶۸۸۲۲	۳	۰/۰۰۰
اثرات تصادفی زمانی	۱۶.۴۵۱۷۵	۳	۰.۰۰۰۹

منبع:یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

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 تایید مدل اثرات ثابت پذیرفته می‌شود.

۴-۱-۵. تخمین ضرایب

نتایج حاصل از تخمین مدل pmg/ARDL در جدول زیر 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 ۰/۱ درصد معنادار می‌باشند.

جدول ۶) نتایج بلندمدت تخمین مدل اتورگرسیو با وقفه توزیعی پنل دیتا

نام ضرایب	مقداراحتمال	آماره آزمون	مقدار ضرایب
OIL	۰/۰۹۶۲	-۱.۶۶۷۵	-۰.۳۱۰۹۱
P^1/P^2	۰/۰۰۰	-۸.۶۴۵۰	-۰.۷۹۲۶۶
Y	۰/۰۰۰	۱۰.۸۸۴	۰.۹۱۱۱۳۸

منبع:یافته‌های پژوهش

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

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

$$\ln D= 0.91\ln Y - 0.79\ln(P^1/P^2) - 0.31\ln(oil)$$

بنابراین، مقدار کشش قیمت نسبی مخارج حقیقی سرانه کالای خوراکی برابر ۰/۷۹- و کشش درآمدی برابر ۰/۹۱ می‌شود.

۴-۱-۶. محاسبه کشش مطلوبیت نهایی مصرف

حال می‌توان با توجه به نتایج حاصله از بخش قبلی و با کمک از داده‌های مربوط به میل نهایی به مصرف کالای غیرخوراکی در استان‌های مختلف برای هرسال، میزان e یا کشش مطلوبیت نهایی مصرف را برای هر استان با توجه به رابطه e=b(y/r) استخراج کرد؛ که b میل متوسط به مصرف کالای غیرخوراکی است و r کشش قیمت نسبی مخارج حقیقی سرانه کالای خوراکی و y کشش درآمدی است. بنابراین، کشش مطلوبیت نهایی مصرف عبارتست از:

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

جدول ۷) کشش مطلوبیت نهایی مصرف

سال	آذربایجان ش	آذربایجان غ	اردبیل	اصفهان	ایلام	بوشهر	تهران	چهارمحال..	خراسان ج	خراسان ر
۱۳۸۰	-۰.۷	-۰.۸۵	-۱.۰۲	-۰.۹۳	-۰.۶۶	-۰.۹۹	-۰.۹۶	-۰.۹۲	-۰.۹۵	-۰.۹۵
۱۳۸۱	-۰.۶۸	-۰.۸۴	-۰.۹۳	-۰.۹۴	-۰.۷۱	-۰.۹۳	-۰.۹۷	-۰.۸۸	-۰.۸۹	-۰.۸۹
۱۳۸۲	-۰.۷۸	-۰.۷۹	-۰.۸۷	-۰.۸۹	-۰.۷۹	-۰.۹۱	-۰.۹۷	-۰.۹۷	-۰.۷۶	-۰.۷۶
۱۳۸۳	-۰.۷۸	-۰.۸۳	-۰.۹۸	-۰.۹۴	-۰.۷۹	-۰.۹۹	-۰.۹۹	-۰.۹۳	-۰.۶۱	-۰.۶۲
۱۳۸۴	-۰.۷۹	-۰.۸	-۰.۹۵	-۰.۹۵	-۰.۸۳	-۰.۸۷	-۰.۹۶	-۰.۹۵	-۰.۹۵	-۰.۹۵
۱۳۸۵	-۰.۷۹	-۰.۷۶	-۱.۱۲	-۰.۹۳	-۰.۹۲	-۰.۹۹	-۰.۹۴	-۰.۹۱	-۰.۹۹	-۰.۸۶
۱۳۸۶	-۰.۸۱	-۰.۸۲	-۱.۰۶	-۰.۹۱	-۰.۹۸	-۱.۰۷	-۰.۹۶	-۰.۸۹	-۰.۹۸	-۰.۹۵
۱۳۸۷	-۰.۸۲	-۰.۸۱	-۰.۹۴	-۰.۹۲	-۰.۹۳	-۰.۹۳	-۰.۹۴	-۰.۹	-۰.۸	-۰.۸۵
۱۳۸۸	-۰.۸۳	-۰.۸۴	-۰.۸۹	-۰.۸۶	-۱.۰۹	-۰.۸۱	-۰.۹۵	-۰.۸۱	-۰.۸۹	-۰.۸۶
۱۳۸۹	-۰.۸۶	-۰.۸۲	-۰.۹۶	-۰.۹۳	-۰.۹۵	-۰.۸۵	-۰.۹۳	-۰.۸۳	-۰.۹۷	-۰.۹
۱۳۹۰	-۰.۷۸	-۰.۸۸	-۰.۹۴	-۰.۹	-۱.۰۶	-۰.۹	-۰.۹۴	-۰.۸	-۰.۹۹	-۰.۸۷
۱۳۹۱	-۰.۸	-۰.۷۹	-۰.۸۷	-۰.۹۲	-۱.۱۴	-۰.۹۲	-۰.۹۱	-۰.۷۱	-۰.۸۲	-۰.۸۱
۱۳۹۲	-۰.۵۸	-۰.۸۹	-۰.۸۵	-۰.۸۸	-۱.۰۳	-۰.۸۳	-۰.۹۴	-۰.۶۵	-۰.۹۲	-۰.۸۱
۱۳۹۳	-۰.۷۷	-۰.۸۶	-۰.۸۲	-۰.۹۴	-۱.۰۵	-۰.۹۲	-۰.۹۲	-۰.۶۳	-۰.۸	-۰.۷۶
۱۳۹۴	-۰.۷۵	-۰.۷۹	-۰.۷۷	-۰.۸۸	-۰.۹۹	-۰.۸۹	-۰.۹۱	-۰.۶۵	-۱.۱۳	-۰.۷۸
۱۳۹۵	-۰.۷۴	-۰.۷۸	-۰.۸۸	-۰.۹	-۰.۹۶	-۰.۸۶	-۰.۹۵	-۰.۶۶	-۰.۹۵	-۰.۷۸
۱۳۹۶	-۰.۷۴	-۰.۷۵	-۰.۸۲	-۰.۸۸	-۰.۸۹	-۰.۸	-۰.۹۱	-۰.۴۹	-۰.۸۲	-۰.۷۵
۱۳۹۷	-۰.۷۲	-۰.۷۳	-۰.۷۷	-۰.۷۹	-۰.۸۱	-۰.۷۶	-۰.۸۱	-۰.۶۳	-۰.۷۹	-۰.۷۳
۱۳۹۸	-۰.۶۶	-۰.۶۷	-۰.۷۱	-۰.۷۳	-۰.۷۵	-۰.۷	-۰.۷۵	-۰.۵۸	-۰.۷۳	-۰.۶۷
سال	خراسان ش	خوزستان	زنجان	سمنان	سیستان..	فارس	قزوین	قم	کردستان	کرمان
۱۳۸۰	-۰.۹۵	-۰.۸۴	-۰.۷۸	-۰.۹۸	-۰.۹۵	-۱.۰۵	-۰.۹۵	-۰.۸۶	-۰.۸۷	-۰.۹۳
۱۳۸۱	-۰.۸۹	-۰.۸۹	-۰.۷۶	-۰.۹۷	-۰.۸۶	-۱.۰۶	-۱.۰۱	-۱.۰۳	-۰.۸۱	-۰.۹۴
۱۳۸۲	-۰.۷۶	-۰.۸۴	-۰.۸۸	-۱.۰۱	-۰.۸۸	-۱.۰۶	-۰.۹۱	-۰.۹۱	-۱	-۰.۹
۱۳۸۳	-۰.۶۱	-۰.۹۱	-۰.۹۷	-۰.۹۷	-۰.۸۵	-۰.۹۶	-۰.۹۴	-۰.۹۵	-۰.۹۱	-۰.۹۴
۱۳۸۴	-۰.۹۷	-۰.۹۱	-۰.۹۵	-۰.۸۱	-۰.۸۲	-۰.۹۲	-۱	-۰.۹۳	-۰.۹۶	-۰.۹۸
۱۳۸۵	-۰.۸۸	-۰.۸۸	-۰.۹	-۰.۹۸	-۰.۷۴	-۰.۹۶	-۰.۸۶	-۰.۹۱	-۰.۹۲	-۱
۱۳۸۶	-۰.۹۵	-۰.۹۶	-۰.۸۵	-۰.۹۴	-۰.۹۶	-۰.۹۹	-۱.۱۳	-۰.۸۷	-۰.۹۳	-۰.۸۸
۱۳۸۷	-۰.۹۸	-۰.۸۳	-۰.۸۸	-۰.۸۲	-۰.۸۲	-۰.۹۳	-۰.۹۳	-۰.۸۷	-۰.۹۱	-۰.۸۴
۱۳۸۸	-۰.۹۶	-۰.۹۱	-۰.۸۳	-۰.۹۱	-۰.۷۷	-۰.۹	-۰.۹۹	-۱.۰۳	-۰.۸۷	-۰.۸۶
۱۳۸۹	-۱.۰۶	-۰.۸	-۰.۸۱	-۰.۸۵	-۰.۸۱	-۰.۹۵	-۱	-۰.۹۶	-۰.۷۷	-۰.۹۵
۱۳۹۰	-۰.۹۸	-۰.۸۸	-۰.۸۵	-۰.۹	-۰.۸	-۰.۹۲	-۰.۸۸	-۱.۰۴	-۰.۷۸	-۰.۹۶
۱۳۹۱	-۰.۸۵	-۰.۸۴	-۰.۸۶	-۱.۰۳	-۰.۷۷	-۰.۹۱	-۰.۸	-۰.۹۹	-۰.۶۴	-۰.۹۳
۱۳۹۲	-۰.۸۶	-۰.۸۵	-۰.۷۸	-۰.۸۵	-۰.۷۵	-۰.۹۴	-۰.۸۴	-۱.۰۱	-۰.۷۳	-۰.۹
۱۳۹۳	-۰.۸۸	-۰.۸۸	-۰.۸۴	-۰.۹۲	-۰.۷۶	-۰.۹۷	-۰.۸۸	-۰.۹۶	-۰.۷۵	-۰.۹۱

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

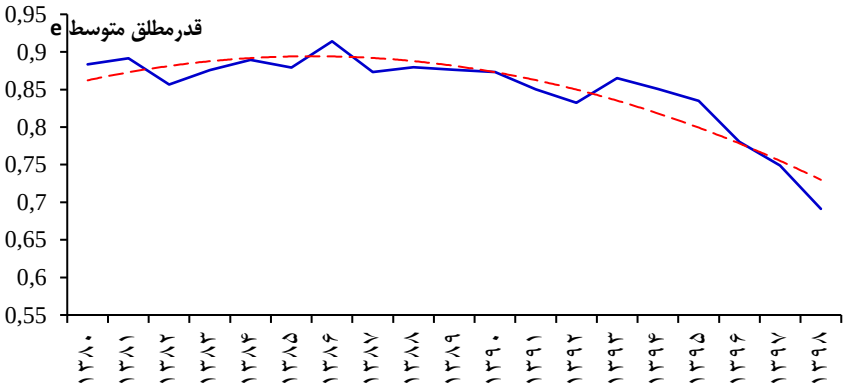
سال	کرمانشاه	کهگیلویه...	گلستان	گیلان	لرستان	مازندران	مرکزی	هرمزگان	همدان	یزد
۱۳۸۰	-۰.۹۸	-۰.۷۷	-۰.۸۴	-۰.۸۶	-۰.۷۴	-۰.۸۸	-۰.۸۹	-۰.۵۹	-۱.۰۳	-۰.۸۲
۱۳۸۱	-۰.۸۵	-۰.۸۱	-۰.۸۵	-۰.۹۹	-۰.۹۳	-۰.۸۳	-۰.۸۸	-۰.۸۲	-۰.۹۷	-۰.۹۲
۱۳۸۲	-۰.۹	-۰.۷۶	-۰.۸۲	-۰.۸۷	-۰.۸۵	-۰.۸۹	-۰.۸۵	-۰.۵۳	-۰.۸	-۰.۷۹
۱۳۸۳	-۰.۹۸	-۰.۷۸	-۰.۹۸	-۰.۸۶	-۰.۸۸	-۰.۹۹	-۰.۹۴	-۰.۶۹	-۰.۸۴	-۰.۸۸
۱۳۸۴	-۰.۹۵	-۰.۹۴	-۰.۹۱	-۰.۷۹	-۰.۶۶	-۰.۸۷	-۰.۹۶	-۰.۷۲	-۰.۸۲	-۰.۸۱
۱۳۸۵	-۰.۸۸	-۰.۸۸	-۰.۷۳	-۰.۸۵	-۰.۸۲	-۰.۹۴	-۰.۹۳	-۰.۷۷	-۰.۸۱	-۰.۵۳
۱۳۸۶	-۰.۸۸	-۰.۹۸	-۰.۸۴	-۰.۸۷	-۰.۷۸	-۰.۹۶	-۰.۸۹	-۰.۵۸	-۰.۸۸	-۰.۸۷
۱۳۸۷	-۰.۷۷	-۰.۸۸	-۰.۸۹	-۰.۸۲	-۰.۷۸	-۰.۹	-۰.۸۶	-۰.۸	-۰.۸۲	-۱.۰۴
۱۳۸۸	-۰.۸۶	-۰.۹۶	-۰.۸۸	-۰.۸۸	-۰.۷۵	-۰.۹	-۱	-۰.۷۷	-۰.۷۸	-۰.۷۷
۱۳۸۹	-۰.۸۷	-۰.۷۷	-۰.۸۳	-۰.۸۷	-۰.۸۴	-۱	-۰.۸۷	-۰.۶۵	-۰.۸۲	-۰.۸
۱۳۹۰	-۰.۸۸	-۰.۶۳	-۰.۹۱	-۰.۹۱	-۰.۷۷	-۰.۸۹	-۰.۸۲	-۰.۶۱	-۰.۸۶	-۰.۸۶
۱۳۹۱	-۰.۷۹	-۱.۱۲	-۰.۸	-۰.۹	-۰.۶۹	-۰.۸۸	-۰.۸۲	-۰.۶۳	-۰.۸۵	-۰.۷۲
۱۳۹۲	-۰.۷۹	-۰.۹۹	-۰.۸۶	-۰.۸۶	-۰.۷۳	-۰.۷۵	-۰.۸۶	-۰.۶۴	-۰.۸۵	-۰.۷۵
۱۳۹۳	-۰.۸۳	-۱.۱	-۰.۸۶	-۰.۸۵	-۰.۷۶	-۰.۸۸	-۰.۸۸	-۰.۷۵	-۰.۹۵	-۰.۸۸
۱۳۹۴	-۰.۸۲	-۱.۰۱	-۰.۸۴	-۰.۹	-۰.۷۱	-۰.۸۲	-۰.۸۳	-۰.۷۱	-۰.۸۸	-۰.۸۹
۱۳۹۵	-۰.۸۶	-۰.۹۹	-۰.۸۷	-۰.۸۴	-۰.۷	-۰.۸۴	-۰.۸۷	-۰.۷۲	-۰.۸۵	-۰.۷۶
۱۳۹۶	-۰.۷۸	-۰.۹۶	-۰.۸۱	-۰.۷۸	-۰.۶۸	-۰.۷۳	-۰.۸۶	-۰.۶۷	-۰.۸	-۰.۷۷
۱۳۹۷	-۰.۷۵	-۰.۸۳	-۰.۷۶	-۰.۷۵	-۰.۶۹	-۰.۷۴	-۰.۷۸	-۰.۶۹	-۰.۷۶	-۰.۷۳
۱۳۹۸	-۰.۷	-۰.۷۸	-۰.۷۱	-۰.۶۹	-۰.۶۳	-۰.۶۸	-۰.۷۲	-۰.۶۴	-۰.۷	-۰.۶۷

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول فوق می‌توان کشش مطلوبیت نهایی مصرف را برای هر استان در هر سال مشاهده نمود. همانطور که مشخص است این کشش حدودا بین صفر و منفی یک می‌باشد که نشان‌دهنده کم کشش بودن مطلوبیت نهایی مصرف هست. علاوه بر این، در نتایج حاصل از محاسبات؛ کشش مطلوبیت نهایی مصرف نکته قابل‌تامل دیگری وجود دارد. همانطور که اشاره شد زمانی مقدار e بالا خواهد بود که تغییرات مطلوبیت نهایی نسبت به تغییرات مصرف یا درآمد زیاد باشد (هنگامی تغییرات مطلوبیت نهایی زیاد خواهد بود که افزایش درآمد بیشتر متوجه افراد کم درآمد باشد. زیرا تغییر درآمد، مطلوبیت نهایی افراد کم درآمد را بیشتر افزایش می‌دهد). لذا هنگامی که مقدار e بالاست به معنی این است که تغییرات مطلوبت نهایی بیشتر از طرف افراد کم درآمد اتفاق افتاده و در واقع به آن‌ها توجه ویژه‌ای

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

شده است. بر این اساس، این نتیجه حاصل می‌شود که e=۰ به معناي عدم دخالت نابرابري و توزيع درآمد در تصميم‌گيري سياست‌گذار است و هر اندازه e بزرگ‌تر باشد، نشان از بيزاري سياست‌گذار از نابرابري درآمدي جامعه است و اگر e به سمت بينهايت ميل كند، سيستم اقتصادي به سمت توزيع دقيقا برابر درآمد پيش مي‌رود (Evans, 2005 & Abrishami et al, 2013). حال اگر متوسط کشش مطلوبیت نهایی مصرف استان‌های ایران را با توجه به نتایج پژوهش در بازه زمانی موردنظر رسم نماییم، نمودار زیر حاصل می‌شود.



نمودار(۲) قدرمطلق متوسط کشش مطلوبیت نهایی مصرف

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطور که از نمودار فوق مشخص هست، متوسط کشش مطلوبیت نهایی مصرف، طی بازه مورد نظر کاهش پیدا کرده است. این نتیجه را می‌توان به کمک نمودار روند (نمودار نقطه چین قرمز) نیز مشاهده نمود. بر این اساس، با گذشت زمان (مخصوصا چند سال اخیر) مقدار e کاهش پیدا کرده است که نشانگر کاهش دخالت دولت و سیاست‌های اجرای آن در کاهش نابرابری و توزیع درآمد در استان‌هایی با درآمد کمتر می‌باشد. بعبارتی در طول این دوره، توجه سياست‌گذاران به نابرابري كاهش يافته و در اجراي پروژه‌ها، كمتر به گروه‌هاي كم درآمد اهميت داده‌اند.

۲-۴. محاسبه وزن رفاهی استان‌ها

بر اساس مقدار کشش مطلوبیت نهایی مصرف محاسبه شده در بخش قبلی، میزان وزن‌های رفاهی استان‌های کشور برای دوره ۱۳۹۸-۱۳۸۰ محاسبه شده است. وزن رفاهی هر استان نشان می‌دهد که به ازای افزایش یک واحد در مصرف سرانه هر استان، مقدار رفاه آن استان به

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

چه اندازه افزایش می‌یابد. بطور مثال، اگر در سال ۱۳۹۸ یک واحد به مصرف سرانه استان‌های مازندران، تهران و سیستان بلوچستان اضافه می‌شد، مقدار رفاه اجتماعی این استان‌ها به ترتیب به اندازه ۱/۰۱، ۰/۹۱ و ۲/۶۸ افزایش پیدا می‌کرد. همانطور که مشخص است تاثیر افزایش یک واحد مصرف سرانه بر استان سیستان بلوچستان بسیار بیشتر از دو استان موردنظر هست. بر این اساس می‌توان دریافت، استان‌هایی که دارای وزن رفاهی بیشتری هستند، افزایش یک واحدی در مصرف یا درآمد سرانه آن‌ها منجر به افزایش بیشتر رفاه آن‌ها نسبت به بقیه استان‌ها می‌شود. در جدول ۸ وزن رفاهی هر استان برای هر سال قابل مشاهده است.

جدول ۸) وزن رفاهی استان‌ها

سال	آذربایجان ش	آذربایجان غ	اردبیل	اصفهان	ایلام	بوشهر	تهران	چهارمحال...	خراسان ج	خراسان ر
۱۳۸۰	۰.۸۶	۰.۸۲	۱.۳۸	۰.۶۶	۴.۱۸	۱.۷۱	۰.۲۹	۱.۴۸	۱.۴۳	۰.۷۹
۱۳۸۱	۰.۷۹	۱.۲	۱.۶۳	۰.۸	۳.۶۶	۲.۲۴	۰.۶۱	۱.۴۲	۱.۳۱	۰.۷
۱۳۸۲	۰.۸۴	۱.۱۳	۱.۴۶	۰.۸۲	۲.۵۲	۱.۷۵	۰.۴۶	۱.۷	۱.۷۸	۰.۸۵
۱۳۸۳	۰.۹۸	۱.۲۹	۱.۷	۰.۹۷	۱.۶۶	۲.۳۶	۰.۸۲	۱.۴۲	۱.۹۷	۰.۸۵
۱۳۸۴	۰.۸۱	۱.۱۵	۱.۷۵	۰.۷۷	۳.۳۸	۲.۱۷	۰.۵۱	۱.۳۸	۱.۵۷	۰.۹
۱۳۸۵	۱.۰۶	۱.۲۲	۱.۹	۰.۹۹	۲.۳۹	۲.۱۲	۰.۹۱	۱.۲۳	۱.۶۱	۰.۹
۱۳۸۶	۰.۹۴	۰.۹۸	۱.۴۱	۰.۶۵	۲.۸۷	۱.۸۸	۰.۶۲	۱.۹۳	۱.۹۷	۰.۸۵
۱۳۸۷	۰.۹۶	۱.۲	۱.۳۹	۰.۷۹	۲.۹۸	۲.۱۴	۰.۶۲	۱.۴۵	۱.۸۵	۰.۸۸
۱۳۸۸	۰.۸۵	۱.۴۶	۱.۶۵	۰.۸۲	۳.۰۵	۲.۱۵	۰.۹۱	۱.۴۴	۱.۸۴	۰.۸۲
۱۳۸۹	۰.۹۱	۱.۲	۱.۶	۰.۶۷	۳.۳۲	۲.۰۱	۰.۶۵	۱.۳۹	۲.۴	۰.۸۵
۱۳۹۰	۰.۹۹	۱.۵۴	۱.۷۲	۰.۷۲	۳.۲۳	۲	۰.۷۲	۱.۴۶	۱.۹۵	۰.۸
۱۳۹۱	۱.۱۲	۱.۴۶	۱.۹۷	۰.۹۲	۲.۴۲	۲.۵۲	۱.۰۳	۱.۵۷	۱.۸۴	۱.۰۸
۱۳۹۲	۰.۹۸	۱.۶	۱.۶۹	۰.۵۲	۲.۹۱	۱.۹۳	۰.۷۶	۱.۴۹	۱.۴۵	۰.۹۵
۱۳۹۳	۱.۰۵	۱.۴	۱.۶۵	۰.۴۹	۲.۲۲	۲.۲۳	۰.۷۵	۱.۴۸	۱.۹۲	۱
۱۳۹۴	۱.۰۸	۱.۴۹	۱.۶۸	۰.۹۱	۲.۰۵	۱.۹۹	۰.۹۹	۱.۳۳	۱.۴۶	۰.۹۹
۱۳۹۵	۰.۹۷	۱.۵۶	۱.۵۵	۰.۶۲	۲.۶۹	۲.۲	۰.۷۵	۱.۴۶	۱.۹	۰.۹۷
۱۳۹۶	۰.۹۹	۱.۴۱	۱.۵۵	۰.۴۷	۲.۷۹	۲.۳۳	۰.۷۴	۱.۶۳	۱.۴۸	۰.۹۸
۱۳۹۷	۱.۰۹	۱.۴۸	۱.۷۹	۰.۸۷	۲.۳۲	۲.۵۵	۰.۹۹	۱.۵۳	۱.۶۶	۱
۱۳۹۸	۱.۰۵	۱.۵۹	۲.۰۱	۰.۷۶	۲.۷۳	۳.۰۶	۰.۹۱	۱.۶۵	۱.۸۵	۰.۹۲
سال	خراسان ش	خوزستان	زنجان	سمنان	سیستان...	فارس	قزوین	قم	کردستان	کرمان
۱۳۸۰	۱.۷۶	۰.۹۹	۱.۵۵	۰.۹۵	۱.۴۷	۰.۸۶	۱.۲۴	۱.۱۸	۳.۰۵	۱.۰۵
۱۳۸۱	۱.۲۷	۰.۹۵	۱.۴۶	۱.۰۲	۱.۷۷	۰.۸۱	۱.۷۱	۱.۰۶	۳.۷۱	۱.۰۳
۱۳۸۲	۱.۷۴	۱.۰۲	۱.۲۷	۱.۰۵	۲.۲۱	۰.۹۶	۱.۳۷	۱.۷	۲.۹	۱.۱۲
۱۳۸۳	۱.۶۵	۱.۰۹	۰.۹۶	۱.۲۳	۲.۰۱	۰.۹۷	۱.۳۹	۱.۳۱	۳.۱۲	۱.۳۹
۱۳۸۴	۲.۰۴	۱.۱۵	۱.۱۴	۱.۳۳	۲.۷۷	۰.۸۴	۱.۲۲	۱.۳۵	۳.۰۳	۱.۳۶

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

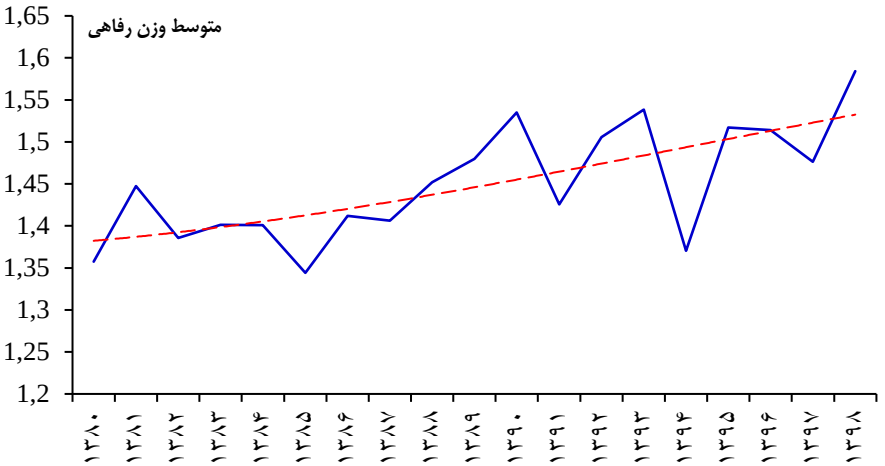
۱۳۸۵	۱.۳۳	۱.۰۴	۱.۰۷	۱.۲۲	۱.۶۴	۱.۰۱	۱.۳۳	۱.۲۹	۲.۶	۱.۰۳
۱۳۸۶	۱.۵۹	۱.۴۹	۱.۱۲	۱.۰۸	۳.۲۵	۰.۹۸	۱.۵	۱.۲۳	۲.۶۱	۱.۱۴
۱۳۸۷	۱.۲۴	۱.۲	۱.۲۲	۱.۱۱	۲.۴۱	۰.۹۱	۱.۵	۱.۴۲	۲.۴۵	۱.۳۳
۱۳۸۸	۱.۴۹	۱.۳	۱.۱۸	۱.۴۵	۲.۴۹	۰.۸۶	۱.۶۳	۱.۲۲	۲.۸۷	۱.۳۴
۱۳۸۹	۱.۵۷	۱.۲۱	۱.۳۷	۱.۱۱	۳.۸۱	۰.۹۱	۱.۵	۱.۰۷	۲.۷۹	۱.۲۲
۱۳۹۰	۱.۸	۱.۰۹	۱.۲	۱.۱۱	۴.۸۵	۰.۹۴	۱.۸۱	۱.۱۳	۲.۰۹	۱.۴۱
۱۳۹۱	۱.۳۳	۱.۰۸	۱.۱۱	۱.۱۷	۲.۰۳	۱.۰۷	۱.۷۵	۱.۰۲	۱.۹۱	۱.۲۷
۱۳۹۲	۱.۵	۱.۰۹	۱.۱۱	۱.۲۳	۴.۸۶	۰.۹۴	۱.۶۶	۱.۰۱	۱.۹	۱.۴
۱۳۹۳	۱.۷	۱.۱۲	۱.۱	۱.۲۱	۵.۲۱	۰.۹۴	۱.۴۹	۱.۰۸	۲.۶۵	۱.۴۱
۱۳۹۴	۱.۳۵	۱.۱۲	۱.۰۶	۱.۱۵	۲.۰۹	۰.۹۸	۱.۵۷	۱.۱۶	۲.۲۵	۱.۳
۱۳۹۵	۱.۸۲	۱.۱۲	۱.۱۲	۱.۲۳	۴.۸	۱	۱.۶۷	۱.۱۲	۲.۳۳	۱.۴۳
۱۳۹۶	۱.۷۸	۱.۱۱	۱.۰۴	۱.۳۳	۴.۹۸	۰.۹۶	۱.۵۶	۱.۱۱	۲.۲۸	۱.۳۹
۱۳۹۷	۱.۵	۱.۱۴	۱.۱	۱.۲۶	۲.۲۷	۰.۹۸	۱.۵۸	۱.۱۷	۲.۵۳	۱.۴۳
۱۳۹۸	۱.۶۲	۱.۱۲	۱.۰۷	۱.۲۹	۲.۶۸	۰.۹	۱.۷۲	۱.۱۷	۳.۰۳	۱.۵۲
سال	کرمانشاه	کهگیلویه...	گلستان	گیلان	لرستان	مازندران	مرکزی	هرمزگان	همدان	یزد
۱۳۸۰	۱.۸۳	۱.۵۶	۱.۱۹	۰.۷۷	۲.۰۴	۱.۵	۰.۹۲	۱.۷۱	۰.۸۶	۰.۶۸
۱۳۸۱	۱.۶	۱.۶	۱.۱۳	۱.۳۶	۳.۱۶	۱.۲۵	۰.۸۱	۱.۵۱	۰.۹۱	۰.۹۳
۱۳۸۲	۱.۱۵	۱.۱۵	۱.۱۱	۱.۲۹	۲.۶۱	۱.۱۲	۱.۰۳	۱.۷۹	۰.۹	۰.۷۷
۱۳۸۳	۱.۱۹	۱.۱۹	۱.۲۵	۱.۳۳	۲.۲۶	۰.۹۲	۱.۱۵	۱.۵۱	۱	۱.۰۹
۱۳۸۴	۱.۲۴	۱.۲	۱.۱۴	۰.۷۶	۱.۸۳	۰.۷۳	۱.۰۹	۱.۵۹	۱.۰۲	۰.۷۹
۱۳۸۵	۱.۱۴	۱.۱۴	۱.۴۹	۱.۱۹	۲.۱	۱.۰۵	۱.۰۸	۱.۳	۱.۰۹	۰.۸۶
۱۳۸۶	۱.۲۳	۱.۲	۱.۳۱	۱.۱۷	۲.۱۳	۰.۷۵	۱.۰۲	۱.۶۹	۰.۹	۰.۸۷
۱۳۸۷	۱.۱۸	۱.۱۷	۱.۱۹	۱.۲۹	۲.۱۵	۰.۶۳	۱.۱۱	۱.۹۳	۱.۱۴	۱.۳۵
۱۳۸۸	۱.۱۶	۱.۱۶	۱.۱۷	۱.۱۲	۲.۵۵	۰.۸۷	۰.۹۴	۱.۷۸	۱.۱۲	۰.۸۶
۱۳۸۹	۱.۱۹	۱.۱۷	۱.۲۵	۱.۵۲	۲.۳	۰.۷۱	۱	۱.۹۳	۱	۰.۷۵
۱۳۹۰	۱.۳	۱.۲۴	۱.۲۴	۱.۳۳	۲.۰۶	۰.۸۳	۱.۰۵	۲.۵۴	۰.۹۷	۰.۹۵
۱۳۹۱	۱.۲۸	۱.۲۸	۱.۲۸	۱.۱۶	۲.۴۲	۰.۹۶	۱.۱	۱.۶	۱.۰۶	۰.۹۶
۱۳۹۲	۱.۴۵	۱.۳۳	۱.۱۳	۱.۳	۲.۳۶	۰.۸۷	۱.۰۵	۲.۸۸	۱.۰۵	۰.۷۸
۱۳۹۳	۱.۵۶	۱.۴	۱.۱۳	۱.۳۹	۲.۴۲	۰.۶۴	۱.۰۷	۲.۳۵	۱.۱۴	۰.۹۷
۱۳۹۴	۱.۳۳	۱.۳۳	۱.۱	۱.۱۷	۲.۳۵	۱.۱۴	۱.۰۱	۱.۴۹	۱.۱۲	۱.۰۷
۱۳۹۵	۱.۳۵	۱.۲۷	۱.۲۶	۱.۲۳	۲.۰۶	۰.۹۱	۱.۰۴	۲.۱۱	۱.۱۴	۰.۸۴
۱۳۹۶	۱.۳۷	۱.۲۸	۱.۲۳	۱.۳۱	۲.۰۸	۰.۸۹	۱.۱۱	۲.۱۵	۱.۱۹	۰.۹۱
۱۳۹۷	۱.۴۲	۱.۴۲	۱.۲۴	۱.۲۷	۲.۶	۱.۰۶	۱.۰۸	۱.۷۲	۱.۲	۱.۰۸
۱۳۹۸	۱.۵	۱.۵	۱.۲۶	۱.۲۹	۳.۱۲	۱.۰۱	۱.۰۳	۱.۹۲	۱.۲	۱.۰۳

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول فوق، استان‌های مختلف در هر سال دارای وزن رفاهی متفاوتی هستند. بطور معمول استان‌هایی که دارای درآمد سرانه کمتری هستند از وزن رفاهی بیشتری برخوردارند. این موضوع که افزایش یک واحدی درآمد سرانه استان‌ها، منجر به افزایش بیشتر رفاه اجتماعی استان‌هایی می‌شود که دارای وزن رفاهی بیشتری هستند، مشابه با فرضیه سولو-سوان می‌باشد.

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

این نظریه در چارچوب فروض اساسی خود پیش‌بینی می‌کند، رشد اقتصادی در کشورهای عقب مانده از کشورهای پیشرفته پیشی خواهد گرفت و بعبارتی زمانی که شرایط برای رشد این کشورها فراهم گردد، رشد اقتصادی آن‌ها بیشتر از رشد کشورهای پیشرفته خواهد بود؛ به طوری که به مرور زمان، نابرابری درآمد بین کشورهای مختلف محو می‌شود. این موضوع را می‌توان به بحث حال حاضر نیز بسط داد. به اینصورت که، استان‌هایی با سطوح پایین‌تر رفاه، با سرعت بیشتری به سمت نقطه پایدار خود حرکت می‌کنند و دارای وزن رفاهی بیشتری هستند. به عبارت بهتر، می‌توان چنین بیان کرد که استان‌هایی که دارای سطح رفاهی بیشتری می‌باشند، رشد (افزایش در رفاه) سریع‌تری نسبت به استان‌هایی که دارای سطوح پایین‌تری از وزن رفاهی هستند، دارند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت هر چه وزن رفاهی یک استان بیشتر باشد بیانگر این است 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 می‌باشد. این نتیجه با فرضیه سولو- سوان هم‌خوانی و مطابقت دارد (Acemoglu, 2010). حال می‌توان متوسط تغییرات وزن رفاهی استان‌ها را طی دوره مورد نظر بررسی کرد. نمودار ۳ نشان‌دهنده تغییرات متوسط وزن رفاهی طی بازه زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۰ می‌باشد.



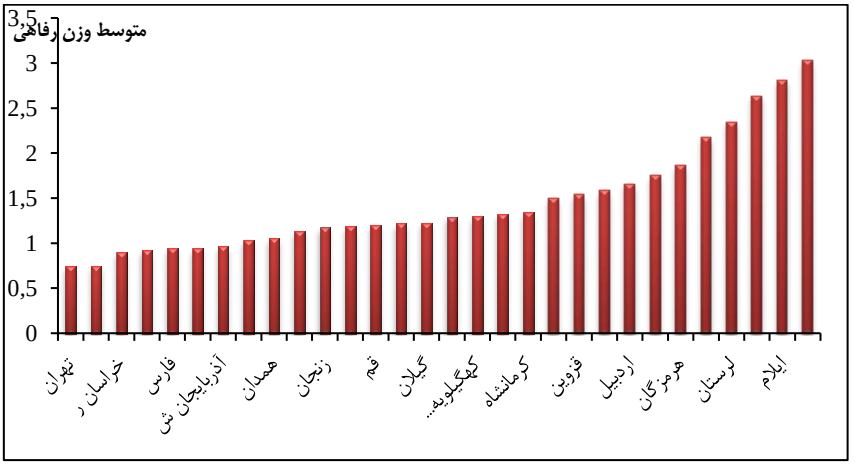
نمودار ۳) متوسط وزن رفاهی استان‌ها

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه نمودار فوق، وزن رفاهی در سال‌های مختلف دارای نوساناتی بوده است. متوسط وزن رفاهی طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۸ روند باثباتی را طی کرده است. اما از سال ۱۳۸۹

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

مقدار وزن رفاهی رشد پیدا می‌کند. این تغییرات متوسط وزن رفاهی تا سال‌های ۱۳۹۸ بصورت نوسانی ادامه پیدا کرده است. نکته قابل‌تامل در خصوص نمودار فوق این است که مقدار وزن رفاهی طی بازه زمانی پژوهش، روند افزایشی داشته و این افزایش برای سال‌های اخیر بیشتر بوده است (نمودار خط چین قرمز نشان‌دهنده روند تغییرات وزن رفاهی است). شاید یکی از دلایل اصلی این اتفاق، وجود نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی و بی‌ثباتی شرایط کشور به دلیل تحریم‌های اقتصادی باشد. حال اگر برای دوره موردنظر متوسط وزن رفاهی برای هر استان محاسبه شود، مشخص خواهد شد که طی این دوره برخی از استان‌ها نسب به سایر استان‌ها دارای متوسط وزن رفاهی بیشتری هستند. نمودار ۴ متوسط وزن رفاهی هر استان را نشان می‌دهد.



نمودار ۴) متوسط وزن رفاهی هر استان در کل دوره

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطور که از نمودار فوق مشخص است، استان‌هایی مانند سیستان و بلوچستان، ایلام، کردستان، لرستان و بوشهر بیشترین وزن رفاهی و استان‌هایی مانند تهران، اصفهان، خراسان رضوی، یزد و فارس کمترین وزن رفاهی را دارا هستند. همانطور که قبلا اشاره شد استان‌های با درآمد سرانه پایین‌تر معمولا از وزن رفاهی بیشتری برخوردار هستند. همچنین می‌توان برای هرسال، استانی که بیشترین و کمترین مقدار وزن رفاهی را دارا می‌باشد، مشخص کرد. جدول ۹ این نتایج را نشان می‌دهد.

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

جدول ۹) استان‌های دارای کمترین و بیشترین وزن رفاهی بر حسب سال

مقدار	استان با کمترین وزن رفاهی	مقدار	استان با بیشترین وزن رفاهی	سال	مقدار	استان با کمترین وزن رفاهی	مقدار	استان با بیشترین وزن رفاهی	سال
۰.۷۲	تهران	۴.۸۵	سیستان ...	۱۳۹۱	۰.۲۹	تهران	۴.۱۸	ایلام	۱۳۸۱
۰.۹۲	اصفهان	۲.۵۲	بوشهر	۱۳۹۲	۰.۶۱	تهران	۳.۷۱	کردستان	۱۳۸۲
۰.۵۲	اصفهان	۴.۸۶	سیستان ...	۱۳۹۳	۰.۴۶	تهران	۲.۹۰	کردستان	۱۳۸۳
۰.۴۹	اصفهان	۵.۲۱	سیستان ...	۱۳۹۴	۰.۸۲	تهران	۳.۱۲	کردستان	۱۳۸۴
۰.۹۱	اصفهان	۲.۳۵	لرستان	۱۳۹۵	۰.۵۱	تهران	۳.۳۸	ایلام	۱۳۸۵
۰.۶۲	اصفهان	۴.۸۰	سیستان ...	۱۳۹۶	۰.۸۶	یزد	۲.۶۰	کردستان	۱۳۸۶
۰.۴۷	اصفهان	۴.۹۸	سیستان ...	۱۳۹۷	۰.۶۲	تهران	۳.۲۵	سیستان ...	۱۳۸۷
۰.۸۷	اصفهان	۲.۶۰	لرستان	۱۳۹۸	۰.۶۲	تهران	۲.۹۸	ایلام	۱۳۸۸
۰.۷۶	اصفهان	۳.۱۲	لرستان	۱۳۹۹	۰.۸۲	اصفهان	۳.۰۵	ایلام	۱۳۸۹
					۰.۶۵	تهران	۳.۸۱	سیستان ...	۱۳۹۰

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطورکه از جدول فوق مشخص است، استان‌های تهران (۹ بار)، اصفهان (۹ بار) و یزد (۱ بار) در این بازه زمانی، اولین استان‌هایی بودند که کمترین مقدار وزن رفاهی را داشته اند و استان‌هایی مانند سیستان و بلوچستان (۷ بار)، ایلام (۴ بار)، کردستان (۴ بار)، لرستان (۳ بار) و بوشهر (۱ بار) استان‌هایی بودند که در برخی سال‌ها بیشترین وزن رفاهی را دارا بوده‌اند. رتبه‌بندی سایر استان‌ها بر اساس وزن رفاهی برای هر سال در پیوست مشخص شده است.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

هدف این پژوهش محاسبه وزن رفاهی هر استان با توجه به کشش مطلوبیت نهایی مصرف طی بازه زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۰ می‌باشد. نتایج حاصل از تخمین نشان داد که کشش مطلوبیت نهایی مصرف حدودا بین صفر و منفی یک می‌باشد که نشان‌دهنده کم کشش بودن مطلوبیت نهایی مصرف می‌باشد.

همچنین با توجه به اینکه هرچه مقدار e کمتر باشد به معناي عدم دخالت نابرابري و توزيع درآمد در تصميم‌گيري سياست‌گذار است و هر اندازه e بزرگ‌تر باشد، نشان از بيزاري سياست‌گذار از نابرابري درآمدي جامعه است؛ نتايج نشان داد كه، متوسط كشش

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

مطلوبیت نهایی مصرف، طی بازه مورد نظر کاهش پیدا کرده است که نشانگر کاهش دخالت دولت و سیاست‌های اجرای آن در کاهش نابرابری و توزیع درآمد می‌باشد. بعبارتی در طول این دوره، توجه سیاست‌گذاران به نابرابري کاهش یافته و دراجراي پروژه‌ها، کمتر به گروه‌هاي کم درآمد اهمیت داده‌اند.

همچنین، نتایج حاصل از تخمین وزن رفاهی نشان می‌دهد که استان‌های مختلف در هرسال دارای وزن رفاهی متفاوتی هستند. بطور معمول استان‌هایی که دارای درآمد سرانه کمتری هستند از وزن رفاهی بیشتری برخوردار هستند. متوسط وزن رفاهی طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۸ روند باثباتی را طی کرده و از سال ۱۳۸۹ مقدار آن افزایش یافته است. بطوریکه این تغییرات تا سال‌های ۱۳۹۸ بصورت نوسانی ادامه پیدا کرده است. نکته قابل‌تامل در خصوص وزن رفاهی محاسباتی این است که مقدار آن طی بازه زمانی پژوهش، روند افزایش داشته و این افزایش برای سال‌های اخیر بیشتر بوده است. شاید یکی از دلایل اصلی این اتفاق، وجود نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی و بی‌ثباتی شرایط کشور به دلیل تحریم‌های اقتصادی باشد. همچنین نتایج نشان داد که متوسط وزن رفاهی در بازه زمانی پژوهش، برای استان‌های مانند سیستان و بلوچستان، ایلام، کردستان، لرستان و بوشهر بیشترین و برای استان‌هایی مانند تهران، اصفهان، خراسان رضوی، یزد و فارس کمترین بوده است. نکته قابل تامل در این خصوص اینست که اگر وزن‌های رفاه مربوط به یک استان بیشتر از استان دیگر باشد، افزایش یک واحد در مصرف (درآمد) این استان، تاثیر بیشتری در افزایش رفاه آن استان خواهد داشت. بنابراین استان‌هایی که وزن رفاهی بیشتری دارند، در واقع از سطح تعادلی رفاه خود دورتر هستند و با ایجاد شرایط مناسب و یا افزایش مصرف و درآمد آن‌ها، مقدار رفاه اجتماعی در این استان‌ها بیشتر افزایش پیدا خواهد کرد و برعکس استان‌هایی که وزن رفاهی کمتری دارند، زمانی که مصرف و درآمد سرانه آن‌ها بالا رود مقدار افزایش در رفاه آن‌ها کمتر خواهد بود.

براین اساس، با توجه به نتایج، طی چندسال اخیر مقدار کشش مطلوبیت نهایی روند کاهشی داشته و بیانگر این است که دولت به مناطق و استان‌های با درآمد سرانه پایین توجه کمتری داشته است. بعبارتی در طول این دوره، توجه سیاست‌گذاران به نابرابري کاهش یافته و در اجراي پروژه‌ها، کمتر به گروه‌ها و استان‌هاي کم درآمد اهمیت داده‌اند. بنابراین، لازم است برای حرکت به سمت توسعه و تحقق اهداف بلندمدت، سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان در برنامه‌هایشان تجدیدنظر نمایند و به گروه‌ها و استان‌های با درآمد کمتر توجه بیشتری داشته باشند. برای این منظور می‌توان از نتایج حاصل از محاسبه وزن رفاهی هر استان استفاده نمود که به نوعی نمایانگر سطح رفاهی هر استان

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

هست. بر این اساس لازم است، دولت با تخصیص منابع درآمدی بالاتر به استان‌هایی که وزن رفاهی بیشتری دارند (مانند سیستان و بلوچستان، ایلام، کردستان، لرستان و بوشهر) رفاه این استان‌ها و کل جامعه را افزایش دهد تا نابرابری رفاهی در استان‌های مختلف کشور کاهش پیدا کند.

همچنین، به دلیل کاهش تولید، تقاضای جهانی برای خرید نفت نیز کاهش پیدا کرده و کشورهایی مانند ایران که درآمدهای آن‌ها وابستگی شدیدی به درآمدهای نفتی دارد با مشکلات شدیدی در این زمینه مواجه شده‌اند. بنابراین، به دلیل وجود این شرایط در کنار تحریم‌های اقتصادی که از یک طرف منجر به محدودیت منابع درآمدی دولت شده است و از طرف دیگر متغیرهای کلان اقتصادی را تحت تاثیر قرار داده و آنها را با نوساناتی مواجه ساخته است، لازم است دولت به خانوارها و استان‌های آسیب‌پذیر که وزن رفاهی بیشتری دارند توجه بیشتری نماید. بنابراین پیشنهاد می‌شود دولت با ارائه تسهیلات، یارانه‌ها و راهکارهایی از خانوارهای آسیب‌پذیرتر حمایت کند. از جمله راهکارهای حمایتی می‌توان به تمرکز بر سیاست‌های ارتقاء رشد و ارائه یارانه‌های هدفمند جغرافیائی با تاکید بر استان‌های با وزن رفاهی بالاتر، ارائه بیمه بیکاری برای خانوارهای دهک پایین و کم درآمد در استان‌های با سطح توسعه کمتر، جبران فشارهای معیشتی و رفاهی وارد بر خانوارها به کمک پرداخت‌های مستقیم یا اعطای اعتبار با پشتوانه کمک نقدی و سهام عدالت خانوارها، پرداخت کمک هزینه صیانت از اشتغال به شرکت‌های آسیب دیده، پرداخت‌های بلاعوض و اعطای خطوط اعتباری اشاره کرد.

منابع و ماخذ

- Abrishami H, Abdoli G, Keshavarzian M, Safi F. (2013). Calculating the Welfare Weight of Income Deciles of Iran. refahj; 13 (49) :115-142 [In Persian].
- Abdoli, Q. and Shirdel, R. (2010). the elasticity of marginal utility of the social welfare function and the welfare weights of the provinces in Iran, social welfare; 10(36); 149-165 [In Persian].
- Acemoglu, D. (2010). Introduction to modern economic growth. Privredna kretanja i ekonomska politika, 123, 89.
- Asplund, D. (2017). Household Production and the Elasticity of Marginal Utility of Consumption. The BE Journal of Economic Analysis & Policy, 17(4).
- Bahrami, j., & pahlavani, m. (2014). The impact of globalization on attracting foreign direct investment in selected mena countries by using gmm. Economics and regional

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

development, 21(8); 227-205 [In Persian].

- Bergson, A. (1938). A Reformulation of Certain Aspects of Welfare Economics. The Quarterly Journal of Economics, 52(2):310–334.
- Carroll, Christopher D, "Buffer-Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis," The Quarterly Journal of Economics, February 1997, 112 (1), 1–55.
- Ebrahimzadeh, I., Mousavi, M. N., & kazemizad, S. (2012). Spatial analysis of regional disparities between the central and border areas of Iran, Iranian Association of Geopolitics, 8(25): 214-235 [In Persian].
- Evans, D. J. (2005). The elasticity of marginal utility of consumption: estimates for 20 OECD countries. Fiscal studies, 26(2), 197-224.
- Evans, D. (2004). The elevated status of the elasticity of marginal utility of consumption; Applied Economics Letters, Vol.11, pp.443-7.
- Fatemi Zardan, Y., Fotros, M. H., Sepehrdost, H., & Khezri, M. (2021). Utility and Social Welfare Function in Iranian Provinces (Investigating the Process of Changes and Convergence of Welfare). Economic Growth and Development Research, 11(44), 36-15 [In Persian].
- Fatholahi, J., Kafili, V., & Tagizadegan, A. R. (2018). Development gap in Provinces of Iran, Development Economics and Planning, 6(1), pp. 118-99 [In Persian].
- Fiqh Majidi, A. & Ebrahimi, S. (2013). Applied econometrics of panel data using Eviews 8, Tehran; Noor Alam Publications, first edition [In Persian].
- Florio, Massimo. (2007). Cost_Benefit Analysis and Incentives in Evaluation: The Structural Funds of the European Union, Edward Elgar Publishing, Business & Economics - 352 pages.
- Fotros, M. H., & Fatemi Zardan, Y. (2020). Comparative Comparison of the Development Process and the Inequality of Provinces of the Country in the Periods of 1380, 1390, and 1395: The Core-Periphery Approach. Journal of Applied Economics Studies in Iran, 9(35), 63-89 [In Persian].
- Ghafari, Gh and Kabiri, N. (2014). examining the relationship between consumption patterns and mental well-being in Tehran, Economic Sociology and Development; 4(2); 105-136 [In Persian].
- Jacoby, H. G., & Skoufias, E. (1997). Risk, financial markets, and human capital in a developing country. The Review of Economic Studies, 64(3), 311-335.

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

- Kaldor. N. (1939). Welfare propositions of economics and interpersonal comparisons of utility. Economic Journal. 49(195):549–52.
- Kochar, A. (1995). Explaining household vulnerability to idiosyncratic income shocks. The American Economic Review, 85(2), 159-164.
- Kula, E. (2002). Regional welfare weights in investment appraisal-the case of India. Journal of Regional Analysis and Policy, 32(1100-2016-89723).
- Malakhov, S. (2014). Money flexibility, price elasticity, and elasticity of marginal utility of consumption.
- Menéndez, M., & Gignoux, J. (2012, June). Critical periods and the long-run effects of income shocks on education: evidence from Indonesia.
- Pigou, A C. (1920). The Economics of Welfare, BY R. & R. Clark, Limited, Edinborg in great Britian.
- Rajabi, A. (2012). The effect of economic sanctions on people's social well-being (a study of the city of Tehran), Master's thesis, School of Social Sciences, University of Tehran, registration number: RES 4673 [In Persian].
- Samuelson, P. A. (1947), Enlarged ed. 1983. Foundations of Economic Analysis, Harvard University Press. 353 pages.
- Schreiner, D. F. (1989) Agricultural Project investment analysis. Agricultural Policy Analysis Tools for Economic Development. L. Tweeten ed. Boulder: West view press.
- Sezer, H. (2006). Regional welfare weights for Turkey. Journal of Economic Studies.
- Shafiq, M. N. (2010). The effect of an economic crisis on educational outcomes: An economic framework and review of the evidence. Current Issues in Comparative Education, 12(2), 5-13.
- Vafai, A., Mohammadzadeh, P., Fallahi, F. and Asgharpour, H. (2016), Investigating the convergence of the social welfare of Iran's provinces using the non-linear spatial star technique, Quarterly Journal of Applied Theories of Economics; 4(2)-13; 79-102 [In Persian].
- Weisbrod, B. A. (1972), Deriving an implicit set of government weights for income classes, in Layard, R. (Ed.) Cost-Benefit Analysis, 395-428, Penguin. London.

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

پیوست ۱: رتبه‌بندی استان‌ها بر اساس وزن رفاهی در هر سال

رتبه /سال	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
۱۳۸۰	تهران	اصفهان	یزد	گیلان	خراسان ر	آذربایجان. غ	فارس	همدان	آذربایجان.ش	مرکزی
۱۳۸۱	تهران	خراسان ر	آذربایجان.ش	اصفهان	مرکزی	فارس	همدان	یزد	خوزستان	سمنان
۱۳۸۲	تهران	یزد	اصفهان	آذربایجان.ش	خراسان ر	همدان	فارس	خوزستان	مرکزی	سمنان
۱۳۸۳	تهران	خراسان ر	مازندران	زنجان	اصفهان	فارس	آذربایجان.ش	همدان	یزد	خوزستان
۱۳۸۴	تهران	مازندران	گیلان	اصفهان	یزد	آذربایجان.ش	فارس	خراسان ر	همدان	مرکزی
۱۳۸۵	یزد	خراسان ر	تهران	اصفهان	فارس	کرمان	خوزستان	مازندران	آذربایجان.ش	زنجان
۱۳۸۶	تهران	اصفهان	مازندران	خراسان ر	یزد	همدان	آذربایجان.ش	فارس	آذربایجان. غ	مرکزی
۱۳۸۷	تهران	مازندران	اصفهان	خراسان ر	فارس	آذربایجان.ش	مرکزی	سمنان	همدان	کهگیلویه..
۱۳۸۸	اصفهان	خراسان ر	آذربایجان.ش	فارس	یزد	مازندران	تهران	مرکزی	گیلان	همدان
۱۳۸۹	تهران	اصفهان	مازندران	یزد	خراسان ر	آذربایجان.ش	فارس	مرکزی	همدان	قم
۱۳۹۰	تهران	اصفهان	خراسان ر	مازندران	فارس	یزد	همدان	آذربایجان.ش	مرکزی	خوزستان
۱۳۹۱	اصفهان	یزد	مازندران	قم	تهران	همدان	فارس	خراسان ر	خوزستان	مرکزی
۱۳۹۲	اصفهان	تهران	یزد	مازندران	فارس	خراسان ر	آذربایجان.ش	قم	همدان	مرکزی
۱۳۹۳	اصفهان	مازندران	تهران	فارس	یزد	خراسان ر	آذربایجان.ش	مرکزی	قم	زنجان
۱۳۹۴	اصفهان	فارس	تهران	خراسان ر	مرکزی	زنجان	یزد	آذربایجان.ش	گلستان	همدان
۱۳۹۵	اصفهان	تهران	یزد	مازندران	خراسان ر	آذربایجان.ش	فارس	مرکزی	خوزستان	قم
۱۳۹۶	اصفهان	تهران	مازندران	یزد	فارس	خراسان ر	آذربایجان.ش	زنجان	مرکزی	قم
۱۳۹۷	اصفهان	فارس	تهران	خراسان ر	مازندران	مرکزی	یزد	آذربایجان.ش	زنجان	خوزستان
۱۳۹۸	اصفهان	فارس	تهران	خراسان ر	مازندران	مرکزی	یزد	آذربایجان.ش	زنجان	خوزستان
رتبه	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	۱۹	۲۰
۱۳۸۰	سمنان	خوزستان	کرمان	قم	گلستان	قزوین	اردبیل	خراسان‌ج	سیستان..	چهارمحال
۱۳۸۱	کرمان	قم	گلستان	آذربایجان. غ	مازندران	خراسان.ش	خراسان‌ج	گیلان	چهارمحال	زنجان
۱۳۸۲	گلستان	مازندران	کرمان	آذربایجان. غ	کرمانشاه	کهگیلویه..	زنجان	گیلان	قزوین	اردبیل
۱۳۸۳	مرکزی	کرمانشاه	کهگیلویه..	سمنان	گلستان	آذربایجان. غ	قم	گیلان	کرمان	قزوین
۱۳۸۴	زنجان	آذربایجان. غ	خوزستان	کهگیلویه..	قزوین	کهگیلویه..	کرمانشاه	سمنان	قم	کرمان
۱۳۸۵	مرکزی	همدان	کرمانشاه	کهگیلویه..	گیلان	آذربایجان. غ	سمنان	چهارمحال	قم	هرمزگان
۱۳۸۶	سمنان	زنجان	کرمان	گیلان	کهگیلویه..	قم	کرمانشاه	گلستان	اردبیل	خوزستان
۱۳۸۷	کرمانشاه	گلستان	خوزستان	آذربایجان. غ	زنجان	خراسان.ش	گیلان	کرمان	یزد	اردبیل
۱۳۸۸	کرمانشاه	کهگیلویه..	گلستان	زنجان	قم	خوزستان	کرمان	چهارمحال	سمنان	آذربایجان. غ
۱۳۸۹	سمنان	کهگیلویه..	کرمانشاه	آذربایجان. غ	خوزستان	کرمان	گلستان	زنجان	چهارمحال	قزوین
۱۳۹۰	سمنان	قم	زنجان	کهگیلویه..	گلستان	کرمانشاه	گیلان	کرمان	چهارمحال	آذربایجان. غ

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

رتبه /سال	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
۱۳۹۱	زنجان	آذربایجان.ش	گیلان	سمنان	کرمان	کرمانشاه	کهگیلویه..	گلستان	خراسان.ش	آذربایجان. غ
۱۳۹۲	خوزستان	زنجان	گلستان	سمنان	گیلان	کهگیلویه..	کرمان	کرمانشاه	خراسان.ج	چهارمحال
۱۳۹۳	خوزستان	گلستان	همدان	سمنان	گیلان	آذربایجان. غ	کهگیلویه..	کرمان	چهارمحال	قزوین
۱۳۹۴	خوزستان	مازندران	سمنان	قم	گیلان	کرمان	چهارمحال	کرمانشاه	کهگیلویه..	خراسان.ش
۱۳۹۵	زنجان	همدان	سمنان	گیلان	گلستان	کهگیلویه..	کرمانشاه	کرمان	چهارمحال	اردبیل
۱۳۹۶	خوزستان	همدان	گلستان	کهگیلویه..	گیلان	سمنان	کرمانشاه	کرمان	آذربایجان. غ	خراسان.ج
۱۳۹۷	قم	همدان	گلستان	سمنان	گیلان	کرمانشاه	کهگیلویه..	کرمان	آذربایجان. غ	خراسان.ش
۱۳۹۸	قم	همدان	گلستان	سمنان	گیلان	کرمانشاه	کهگیلویه..	کرمان	آذربایجان. غ	خراسان.ش
رتبه	**۲۱**	**۲۲**	**۲۳**	**۲۴**	**۲۵**	**۲۶**	**۲۷**	**۲۸**	**۲۹**	**۳۰**
۱۳۸۰	مازندران	زنجان	کهگیلویه..	هرمزگان	بوشهر	خراسان.ش	کرمانشاه	لرستان	کردستان	ایلام
۱۳۸۱	هرمزگان	کرمانشاه	کهگیلویه..	اردبیل	قزوین	سیستان..	بوشهر	لرستان	کردستان	ایلام
۱۳۸۲	چهارمحال	قم	خراسان.ش	بوشهر	خراسان.ج	هرمزگان	سیستان..	ایلام	لرستان	کردستان
۱۳۸۳	چهارمحال	هرمزگان	خراسان.ش	ایلام	اردبیل	خراسان.ج	سیستان..	لرستان	بوشهر	کردستان
۱۳۸۴	چهارمحال	خراسان.ج	هرمزگان	اردبیل	لرستان	خراسان.ش	بوشهر	سیستان..	کردستان	ایلام
۱۳۸۵	خراسان.ش	قزوین	گلستان	خراسان.ج	سیستان..	اردبیل	لرستان	بوشهر	ایلام	کردستان
۱۳۸۶	قزوین	خراسان.ش	هرمزگان	بوشهر	چهارمحال	خراسان.ج	لرستان	کردستان	ایلام	سیستان..
۱۳۸۷	قم	چهارمحال	قزوین	خراسان.ج	هرمزگان	بوشهر	لرستان	سیستان..	کردستان	ایلام
۱۳۸۸	خراسان.ش	قزوین	اردبیل	هرمزگان	خراسان.ج	بوشهر	سیستان..	لرستان	کردستان	ایلام
۱۳۸۹	گیلان	خراسان.ش	اردبیل	هرمزگان	بوشهر	لرستان	خراسان.ج	کردستان	ایلام	سیستان..
۱۳۹۰	اردبیل	خراسان.ش	قزوین	خراسان.ج	بوشهر	لرستان	کردستان	هرمزگان	ایلام	سیستان..
۱۳۹۱	چهارمحال	هرمزگان	قزوین	خراسان.ج	کردستان	اردبیل	سیستان..	لرستان	ایلام	بوشهر
۱۳۹۲	خراسان.ش	آذربایجان. غ	قزوین	اردبیل	کردستان	بوشهر	لرستان	هرمزگان	ایلام	سیستان..
۱۳۹۳	کرمانشاه	اردبیل	خراسان.ش	خراسان.ج	ایلام	بوشهر	هرمزگان	لرستان	کردستان	سیستان..
۱۳۹۴	خراسان.ج	آذربایجان. غ	هرمزگان	قزوین	اردبیل	بوشهر	ایلام	کردستان	کردستان	سیستان..
۱۳۹۵	آذربایجان. غ	قزوین	خراسان.ش	خراسان.ج	لرستان	هرمزگان	بوشهر	کردستان	ایلام	سیستان..
۱۳۹۶	اردبیل	قزوین	چهارمحال	خراسان.ش	لرستان	هرمزگان	کردستان	ایلام	بوشهر	سیستان..
۱۳۹۷	چهارمحال	قزوین	خراسان.ج	هرمزگان	اردبیل	سیستان..	ایلام	کردستان	بوشهر	لرستان
۱۳۹۸	چهارمحال	قزوین	خراسان.ج	هرمزگان	اردبیل	سیستان..	ایلام	کردستان	بوشهر	لرستان

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]

پی نوشت:

[1] The elasticity of marginal utility of consumption

[۲] برگرفته شده از کتاب تحلیل هزینه-فایده و سنجش انگیزه؛ فلوریو(Florio)، ۲۰۰۷؛ صفحات ۳۰۸ تا ۳۱۳.

[۳] منظور از قیمت نسبی مقدار نسبت قیمت کالاهای خوراکی به کالاهای غیرخوراکی می‌باشد.

[٤] آخرین آمار منتشر شده استانی توسط مرکز آمار ایران، برای سال ۱۳۹۸ می‌باشد.

[Downloaded from jud.irphe.ac.ir on 2026-07-01]