تحقیقات مدلسازی اقتصادی/ دوره ۱۲، شماره ۴۳، صفحه ۹۷- ۴۷

«مقاله پژوهشی»

اندازه‌گیری شاخص نابرابری چندبعدی به تفکیک مناطق شهری و روستایی ایران طی دوره ۱۳۹۷-۱۳۶۳

عادل حنیفی[1]، فرهاد خدادادکاشی[2]، یگانه موسوی جهرمی[3]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۷/۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۱/۲۹

چکیده

هدف محوری این مقاله اندازه‌گیری شاخص نابرابری چندبعدی است. برای تحقق هدف مذکور و پاسخ به این سوال که نابرابری چه روندی را در طول دوره مورد مطالعه طی کرده است با استفاده از داده های طرح هزینه-درآمد خانوار مرکز آمار ایران و همچنین با استفاده از شاخص بورگنیان، نابرابری به صورت چند بعدی برای دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۶۳ اندازه گیری شد . علاوه بر این لازم به ذکر است در این تحقیق در ابتدا مخارج خانوار بر اساس ترکیب سنی و تعداد اعضای خانوار با محاسبه مقیاس معادل مورد تعدیل قرار گرفت که این تعدیل با تخمین سهم مخارج گروه‌های مختلف کالایی با در نظر گرفتن شکل تابعی آن در سیستم تقاضای تقریباً ایده آل درجه دوم میسر گردید. سپس با استفاده از تکنیک‌های داده کاوی و مولفه های اصلی نسبت به محاسبه وزن ابعاد مورد مطالعه در تحلیل (درآمد، آموزش و سلامت) اقدام شد و در ضمن به هنگام اندازه گیری نابرابری، درجه اجتناب از نابرابری در قالب دو سناریو صفر و یک مورد توجه قرار گرفت. نتایج این تحقیق دلالت بر آن دارد که اندازه نابرابری چندبعدی به ازای مقدار صفر برای هر دو پارامتر اجتناب از نابرابری و پارامتر جانشینی بر اساس شاخص بورگنیان بین مقادیر ۰/۲۸ و ۰/۴۱ در مناطق شهری و بین مقادیر ۰/۲۶ و ۰/۴۱ در مناطق روستایی است. همچنین بازه مقادیر محاسبه شده و نوسانات شاخص بورگنیان و ضریب جینی درآمدی محاسبه شده توسط مراکز رسمی آمار نیز الزاماً مشابه و

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، مرکز تحصیلات تکمیلی دانشگاه پیام نور Email: hanifi_adel@yahoo.com

۲. استاد گروه علوم اقتصادی، مرکز تحصیلات تکمیلی دانشگاه پیام نور، (نویسنده مسئول) Email: khodadad@pnu.ac.ir

۳. استاد گروه علوم اقتصادی، مرکز تحصیلات تکمیلی دانشگاه پیام نور Email: yeganehmj@gmail.com

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]

[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

همسو نبوده است. یافته های این تحقیق نشان داد که اندازه نابرابری چند بعدی در مناطق روستایی نسبت به مناطق شهری در اکثر سال‌های مورد مطالعه کمتر است و البته مشابهت تقریبی بین روند آن در مناطق شهری و روستایی وجود دارد. نابرابری در دهه ۸۰ نسبت به سایر دوره‌ها (علیرغم میزان درآمد بیشتر نفتی نسبت به دوره‌های قبل و بعد از آن و واگذاری بیشتر سهام دولتی نسبت به دوره‌های قبل از آن) مقادیر بیشتری به خود اختصاص داده است و در ابتدای سال‌های دهه ۹۰ کاهش نسبی و سپس مجدداً افزایش یافته است. در نهایت یافته‌های تحقیق نشان از عدم موفقیت در اهداف برابری خواهانه برنامه‌های توسعه دارد.

طبقه‌بندی JEL: D31, D63

واژه‌های کلیدی: نابرابری چندبعدی، شاخص بورگنیان، وزن ابعاد، مقیاس معادل تعمیم‌یافته دقیق(GESE)، آنالیز مولفه‌های اصلی(PSA).

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]

[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

۱. مقدمه

زمان و انرژی بسیاری برای شناخت ابعاد نابرابری و بسط این مفهوم و عوامل دخیل در شکل‌گیری آن توسط محققان علوم اجتماعی و اقتصادی صرف شده است که البته با پیچیده‌تر شدن فرایند تولید، تجارت و توزیع کالاها و خدمات و همچنین شکل‌گیری انواع جدید مناسبت‌های گروه‌های مختلف اجتماعی در طول زمان، لزوم شناخت و مطالعه نابرابری بیشتر نیز شده است. محققین سعی بر معرفی شاخص‌هایی دارند که نشانگر سنجش سطح عمیق‌تری از این مفهوم باشد تا ضمن ترسیم نمایی دقیق‌تر از وضعیت فعلی و روند این متغیر در طول زمان و تعیین نقش عوامل تاثیرگذار و متغیرهای تاثیرپذیر، امکان ارزیابی نتایج سیاست‌های اجرا شده را فراهم و در نتیجه راهنمای سیاست‌گذاری‌های آتی را نیز تبیین نمایند. صرفنظر از دیدگاه‌های موجود در خصوص تحقق برابری ، مطالعه نابرابری از حیث تاثیرگذاری بر بسیاری از متغیرهای اجتماعی، اقتصادی و سیاسی نیز حائز اهمیت است. نابرابری نه تنها زندگی طبقات پایین توزیع، بلکه زندگی طبقات بالایی توزیع و در نتیجه تمامی افراد جامعه را متاثر خواهد ساخت. شکل‌گیری تنشهای سیاسی و اقتصادی، تضعیف امنیت و ثبات اجتماعی، عدم شکل‌گیری قابلیت‌ها و انباشت سرمایه انسانی از طریق شکل‌گیری قدرت‌های غیررسمی، بروز فشارهایی جهت توزیع مجدد و بنابراین دخالت در بازار و انحرافات اقتصادی، پدید آمدن معضلات اجتماعی- روانی و ایجاد رانت و ... تنها بخشی از مواردی است که نابرابری به همراه خواهد داشت.

از طرفی علاوه بر اثرگذاری‌های مذکور، نابرابری و راه‌های مقابله با آن در ایران به دلیل نوع نگاهی که عمدتا روشنفکران و سیاستگذاران نسبت به مسائل اجتماعی داشته اند، همواره درکانون توجه بوده است. بعد از انقلاب اسلامی نیز تحقق عدالت وکاهش نابرابری از اهداف اصلی کشور قرار گرفته و در برنامه های پنج ساله و همچنین قانون اساسی نیز این تاکید نمایان است که برای نمونه می‌توان به اصول ۲۹، ۳۰، ۳۱ و ۴۳ قانون اساسی و همینطور مواد ۹۰، ۹۵، ۹۶ و ۱۰۲ برنامه چهارم توسعه، مواد ۱۹، ۳۴، ۱۲۴، ۱۸۰، ۲۳۴ برنامه پنجم توسعه و مواد ۲، ۳۰، ۳۹، ۷۸ و ۸۱ برنامه ششم توسعه اشاره کرد. قوانین و برنامه‌های مذکور عمدتاً ارتقاء عدالت توزیعی در دسترسی مردم به خدمات بهداشتی و درمانی، نظام تأمین اجتماعی و خدمات آموزشی، کاهش نابرابری های اقتصادی از طریق یارانه های

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

پرداختی و ساماندهی سازمان‌های حمایتی و توسعه بخش تعاون را در دستور کار قرار داده‌اند. همچنین تاکید بر کاهش نابرابری بین مناطق مختلف کشور نیز در قانون اساسی و برنامه‌های پنج ساله نمایان است که در این زمینه نیز می‌توان به تاکید بر در اختیار گذاشتن سرمایه و امکانات لازم در تمامی مناطق کشور مطابق با نیازهای آن منطقه در اصل ۴۸ قانون اساسی و کاهش نابرابری منطقه ای مندرج در تبصره ۶ برنامه اول، توسعه محرومیت زدایی و گسترش آموزش منطقه ای در تبصره ۱۱ برنامه دوم و یا مواد ۷۵ و ۹۵ برنامه چهارم، ۱۹۴،۱۸۴ برنامه پنجم و ماده ۲۷ برنامه ششم توسعه در زمینه کاهش نابرابری‌های منطقه ای اشاره کرد.

بنابراین تاثیرگذاری نابرابری بر سایر متغیرهای اقتصادی-اجتماعی و همچنین تاکیدات اقتصادی-سیاسی و ایدئولوژیک موجود، لزوم مطالعه نابرابری را مشخص می‌سازد که البته از الزامات مطالعه نابرابری، اندازه‌گیری آن است. اما در بحث در خصوص نابرابری یک ارتباط سه گانه موضوعیت دارد. در ابتدا باید مشخصه ای وجود داشته باشد که نابرابری بر اساس آن سنجیده می‌شود و در مرحله بعد باید مشخص شود که نابرابری و یا برابری بین چه افرادی یا اشیائی مورد نظر است. اندازه‌گیری شاخص نابرابری علاوه بر یاری رساندن بر شناخت نابرابری از آن جهت مهم است که می‌توان شاخص را به عنوان ابزاری در جهت ارزیابی و امکان‌سنجی سیاست‌ها و برنامه‌های کلان اقتصادی و سیاسی و راهنمایی جهت سیاستگذاری‌های آتی در نظر گرفت. شناخت رفاه اجتماعی و مقایسه وضعیت‌های مختلف در کشور، امکان مقایسه جوامع مختلف و استفاده از تجربیات کشورهای پیشرو در جهت بهبود برابری و امکان وارد نمودن نابرابری در مدل‌های مختلف اقتصادی نیز از دیگر اهدافی خواهد بود که با محاسبه شاخص نابرابری نیل به آن‌ها میسر خواهد شد. یکی از شناخته شده‌ترین شاخص‌ها جهت اندازه‌گیری نابرابری، ضریب جینی است. طبق آمار رسمی منتشر شده توسط بانک جهانی و همچنین بانک مرکزی ایران، در مجموع ضریب جینی روند مشخصی (چه در جهت کاهش و چه افزایش) در سال های گذشته در ایران نداشته و طبق گزارش بانک جهانی در دودهه گذشته، ضریب جینی در ایران در دامنه ۰/۳۸ تا ۰/۴۴ مقدار اختیار کرده است.برای مقایسه وضعیت نابرابری درآمدی در کشور می‌توان به کشورهای موجود در سند چشم انداز نظیر مصر و ارمنستان اشاره کرد که به

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

ترتیب بیشترین مقدار ضریب جینی گزارش شده توسط بانک جهانی در تاریخ مورد اشاره برای این دو کشور برابر با ۰/۳۱ و ۰/۳۲ بوده است.

اما وقتی صحبت از نابرابری به میان می‌آید منظور صرفاً بعد درآمدی نیست. درآمد به افراد، توانایی و اجازه خرید کالاها و خدمات در بازار جهت تامین نیازهای آنان را می‌دهد و همین امر درآمد را به عنوان جانشین معناداری از کیفیت زندگی افراد معرفی می‌کند. اما مطالعه نیازهای انسانی مشخص نموده است که شاخص‌های تک بعدی نابرابری ابزار مناسبی برای تشخیص و درک واقعی نابرابری نمی باشند. در دهه‌های اخیر، اجماعی بر روی نامناسب بودن معیار درآمد ناخالص ملی سرانه و یا درآمد فرد(خانوار) به عنوان تنها مولفه ارزیابی رفاه و برابری بین افراد یک جامعه شکل گرفته است و باید اشاره کرد که درآمد سرانه مناسب و یا حتی برابری بیشتر درآمدی لزوماً به معنای وجود برابری بیشتر در حوزه‌های آموزش و سلامت نیست. آموزش و سلامت بر مبنای نظریه قابلیت سن[1] از مهمترین معیارهای قابلیت‌های شخصی به شمار می‌روند و سطح در آمد دوره زندگی[2] شخص را بدلیل افزایش درآمد او در آینده ارتقا خواهند داد. از طرفی آموزش و سلامت در سطح جامعه موجب انباشت منابع مادی و سرمایه در یک کشور خواهند شد که این نیز به خودی خود رشد و توسعه را در کنار رشد فردی بدنبال خواهد داشت. همچنین باید توجه داشت که آموزش از مهمترین عوامل تحرک اجتماعی بین طبقات مختلف است. نابرابری در ابعاد آموزش و سلامت نه تنها به نابرابری در سطح رفاهی و کیفیت زندگی منجر خواهد شد بلکه نابرابری درآمدی را نیز تشدید خواهد کرد. بنابراین برای اندازه‌گیری نابرابری در کنار درآمد، باید به سایر ابعاد از قبیل سلامت و آموزش نیز توجه داشت.

در خصوص وضعیت نابرابری در بعد آموزش و سلامت، باید اشاره کرد که با مقایسه اطلاعات مخارج درمانی-آموزشی شهری و روستایی و همچنین سرانه خدمات بهداشتی، درمانی و آموزشی در مناطق مختلف کشور می‌توان به اختلاف معنی دار این مخارج پی برد. از طرفی بسیاری از نقاط در استان‌های دور از مرکز نظیر سیستان و بلوچستان از نبود

1. Capability Approach
2. Lifetime Income

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

مراکز درمانی، اقلام بهداشتی فردی، دارو و همچنین فقدان تجهیزات و منابع آموزشی رنج می‌برند و حتی از دسترسی به آب بهداشتی و کلاس‌های درس نیز در ابتدایی‌ترین شکل خود محرومند. حتی در مناطق توسعه یافته‌تر نیز اختلاف زیادی در خصوص بهره‌مندی از کمیت و کیفیت امکانات آموزشی و بهداشتی با چند شهر بزرگ کشور وجود دارد و درآمد یکسان در دو منطقه مختلف، لزوماً به معنای بهره‌مندی یکسان از خدمات آموزشی و وبهداشتی نخواهد بود.

شروع تحقیقات بر روی نابرابری چندبعدی با پیشگامی محققانی چون کلم[1](۱۹۷۷)، بورگنیان[2] و اتکینسون[3](۱۹۸۲) در حوزه علم اقتصاد میسر گردید(ویمارک[4]، ۲۰۰۶). البته باید اشاره کرد که رویکرد رفاه ذهنی[5] و قابلیت‌های فردی در دهه ۱۹۸۰، رویکرد طرد اجتماعی(محرومیت اجتماعی)[6] و نهادگرایی[7] در دهه ۱۹۹۰ نیز در طول دهه‌های گذشته بر تقویت ادبیات نابرابری چندبعدی نقش بسزایی داشته اند و معیار نابرابری را به سطحی فراتر از مولفه درآمدی ارتقا داده اند. تحقیقات حاصل نه تنها از جهت مطالعات دانشگاهی و علمی، بلکه از حیث کاربرد آن‌ها در دنیای سیاست نیز مورد توجه بسیار قرار گرفته و همین مسئله منجر به ارائه شاخص‌های چندبعدی توسط محققان و نهادهای بین المللی شده است. لازم به ذکر است برای اندازه‌گیری نابرابری باید ابعاد مورد نظر قابل اندازه‌گیری[8] و قابل مقایسه[9] باشند. بنابراین باید در انتخاب ابعاد به این امر دقت نمود. بسیاری از مطالعات مطرح در این حوزه که در ادامه به آن‌ها اشاره خواهد شد سه بعد درآمد، آموزش و سلامت را برای محاسبه شاخص در نظر می‌گیرند که در عین جامع بودن، قابل اندازه‌گیری و قابل مقایسه نیز باشند. متاسفانه مطالعه در خصوص نابرابری چندبعدی و اندازه‌گیری آن، علیرغم توجه فراوان در سطح جهانی، در داخل کشور مورد غفلت واقع شده است. با توجه به موارد پیش گفته هدف این مطالعه اندازه‌گیری شاخص نابرابری چندبعدی است و به در

1. Kolm
2. Bourguignon
3. Atkinson
4. Weymark
5. Subjective Well-being
6. Social-Exclusion Approach
7. Institutionalism
8. Measursble
9. Comparable

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

پی پاسخ به این سوال هستیم که در طول دوره مورد مطالعه، نـابرابری چندبعـدی در منـاطق شهری و روستایی چگونه تغییر کرده است؟

بخش‌های مختلف مطالعه حاضر به این صورت است. در بخـش بعـدی بـه اختصـار بـه مبانی نظری در خصوص معرفی شاخص‌های مطرح در زمینه نـابرابری چندبعـدی، تکنیـک آنالیز مولفه‌های اصلی و در بخش سوم نیز به پیشینه تحقیـق و مطالعـات صـورت گرفتـه در این حوزه خواهیم پرداخت. در بخش چهارم الگو و روش تجزیـه و تحلیـل داده هـا، نحـوه محاسبه مقیاس معادل و محاسبه شاخص را بیان خواهیم کرد و در نهایت نیز به تفسیر نتـایج و پیشنهادات خواهیم پرداخت.

۲. مبانی نظری

نابرابری واژه ای اسـت در مقابـل واژه برابـری. بـرای ورود بـه بحـث نـابرابری و اینکـه نابرابری چیست، بهتر است ابتدا تعریفی از برابـری ارائـه شـود. بـه عقیـده وسـتن[1] (۱۹۹۰)، برابری[2] دلالت بر تطابق و همانندی حـداقل یـک مشخصـه، بـین گروهـی از اشـیاء، افـراد، فرایندها، موقعیت‌هـا و پیشـامدها دارد. تاکیـد بـر واژه حـداقل، تمـایز مفهـوم برابـری را از همانندی[3] و تشابه[4] متمایز خواهـد سـاخت(یانگ[5]، ۲۰۰۱). در واقـع فـرض تفـاوت بـین دو هویت قابل مقایسه، قضاوت در خصوص برابری را میسر می‌سازد و بنـابراین برابـری مطلـق تنها به عنوان یک مفهوم مرزی قابل قبول خواهد بود. اما اولین سوالی کـه در برابـر مفهـوم برابری شکل می‌گیرد اینست: برابری نسبت به چه چیزی(راء[6]، ۱۹۸۱)؟ بنابراین برابری ذاتـاً نشانگر یک ارتباط سه‌گانه بین دو هویت و یک یا چند مشخصه است. از طرفی در مقابـل، نابرابری بیانگر فاصله و انحراف وضعیت فعلی از مفهوم برابری است.دانشنامه اینوسـتوپدیا[7] نابرابری را چگونگی توزیع غیریکنواخت(نابرابر)[8] مشخصه مورد نظـر بـین تعـداد جمعیـت مورد نظر تعریف می‌کند. هر چقدر توزیع مشخصه مـورد نظـر غیریکنواخـت تر(نـابرابرتر)

1. Westen
2. Equality
3. Identity
4. Similarity
5. Young, I. M.
6. Rae
7. Investopedia
8. Unevenly

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

باشد، نابرابری نیز بزرگتر خواهد بود. جمعیت نیز به شیوه‌های مختلفی قابل تفکیک است بطور مثال تفکیک جمعیت از نظر جنسی و یا نژادی. واژه نابرابری به تنهایی گویای وضعیت نامناسبی است که اکثرا با مشکلات اقتصادی و اجتماعی دیگری همراه می‌شود[۱] که میزان نامناسب بودن این واژه به تعلیمات و پیش‌انگاره‌های ذهنی افراد مختلف بستگی خواهد داشت(کاول[۲]، ۲۰۱۵). با توجه به موارد پیش گفته، شاخص نابرابری نیز یک اسکالر[۳] می‌باشد که نشاندهنده تفاوت(انحراف از وضعیت برابری کامل) در مشخصه(حالت تک بعدی برای مثال درآمد) و یا مشخصه‌های (حالت چندبعدی) مورد نظر بین جمعیت مفروض می‌باشد(همان منبع).

اما همانطور که اشاره گردید اندازه‌گیری نابرابری، فارغ از نوع دیدگاه موجود در جامعه نسبت به عدالت و برابری، امکان ارزیابی سیاست‌های جاری و همچنین سیاست‌گذاری در آینده را از حیث توجه به بحث توزیع فراهم خواهد ساخت. همچنان که اتکینسون (۱۹۷۰) در مقاله معروف خود به این موضوع اشاره می‌کند که اندازه‌گیری نابرابری پاسخ به طیف گسترده‌ای از سؤالات را ممکن می‌کند. از جمله اینکه آیا توزیع درآمد در حال حاضر نسبت به گذشته عادلانه‌تر است؟آیا کشورهای در حال توسعه نابرابری بیشتری نسبت به کشورهای توسعه یافته دارند؟ آیا مالیات به برابری در توزیع درآمد و یا ثروت منجر خواهد شد؟ اولین قدم برای جواب دادن به سوالاتی مشابه سوالاتی که اتکینسون مطرح می‌سازد اندازه‌گیری نابرابری است. معیارهای مختلفی برای اندازه‌گیری نابرابری درآمدی مورد استفاده قرار گرفته‌اند که از شناخته‌شده‌ترین آن‌ها می‌توان به معیارهای دامنه[۴]، انحراف میانگین نسبی[۵]، واریانس[۶]، ضریب تغییرات[۷]، انحراف معیار لگاریتمی[۸]، ضریب جینی[۹]، معیار آنتروپی تایل[۱۰]، اشاره کرد. اتکینسون با استناد به

۱. برای نمونه می توان به مطالعات داخلی هراتی و دیگران(۱۳۹۴) و همایی راد و دیگران(۱۳۹۲) اشاره نمود.

2. Cowell
3. Scalar
4. The Range
5. Relative mean deviation
6. Variance
7. Coefficient of Variation
8. Logarithmic Standard Deviation
9. Gini Index
10. Theils Entropy Measure

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

مطالعات ینتما[1] و رانادیو[2] نتیجه می‌گیرد که معیارهای مختلف اغلب نتایج متفاوتی را در بر خواهند داشت و بنابراین انتخاب معیار مناسب بسیار حائز اهمیت است.

اما همانطور که در مقدمه شرح آن رفت، محاسبه تک بعدی نابرابری و توجه صرف به بعد درآمدی، مسلماً مقایسه پذیری و درک مطلوب از نابرابری موجود در جامعه را با تورش همراه می‌سازد. بنابراین باید ابعاد دیگر نیز در محاسبه نابرابری لحاظ گردند. باید در نظر داشت که ابعاد مختلف تحلیل، براحتی با هم قابل مقایسه و یا قابل جایگزینی نیستند و اطلاعات حاصل از هر بعد در حالت عادی فقط امکان تحلیل درون-بعدی[3] و نه بین-بعدی[4] را برای ما فراهم خواهد ساخت(اموتوسو[5]، ۲۰۲۱). اما روش‌هایی با تحلیل مورد-به مورد ابعاد[6] علیرغم سادگی استفاده، بدلیل واگرایی روند ابعاد و عدم مشابهت آنها قادر به تبیین نابرابری و اندازه‌گیری شاخصی جامع نخواهند بود. بنابراین مسئله اصلی چگونگی انتخاب و خلاصه‌سازی ابعاد رفاهی افراد خواهد بود که به مسئله شاخص‌سازی[7] شهرت دارد(راولز[8]، ۱۹۷۱). تفاوت اصلی بین روش‌های مختلف اندازه‌گیری نابرابری چندبعدی، ناشی از اختلاف بر سر بررسی مجزای ابعاد و یا ترکیب ابعاد و همچنین نحوه این ترکیب و ایجاد یک شاخص منحصر و دربرگیرنده داده‌های نهفته در هر بعد می‌باشد(برندولینی[9]،۲۰۰۸). همانطور که در ادامه روشن خواهد شد برای اندازه‌گیری شاخص نابرابری چندبعدی به شکل تابع رفاه اجتماعی، پارامتر جانشینی بین ابعاد، وزن ابعاد در شاخص و حساسیت انتقال[10](پارامتر اجتناب از نابرابری[11]) نیاز خواهیم داشت.

دو نحوه محاسبه شاخص نابرابری چندبعدی در ادبیات جهانی اقتصاد شهرت دارد. شیوه اول تصریح شاخص مرکب رفاه برای هر واحد(فرد، خانوار و ...) و محاسبه شاخص

1. Yntema
2 . Ranadive
3. Inside-Dimensional
4. Between-Dimensional
5. Omotoso

۶. برای مثال به فاهی (۲۰۰۵) رجوع شود.

7. Indexing Problem
8. Rawls
9. Brandolini
10. Transfer Sensitivity
11. Aversion to Inequality

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

نابرابری چندبعدی با استفاده از تعمیم شاخص اتکینسون می‌باشد(معصومی[1]، ۱۹۸۶) و شیوه دوم اقتباس شاخص‌های چندبعدی با بردار ویژگی‌های مفروض و تامین کننده ویژگیهای مطلوب می‌باشد(بورگنیان[2]، ۱۹۹۹ و زوئی[3]، ۱۹۹۵). در ادامه بطور مختصر به هر دو روش پرداخته خواهد شد.

معصومی در سال ۱۹۸۶ در مقاله معروف خود که بعد از آن راهنمای بسیاری از مطالعات در حوزه نابرابری قرار گرفته است شاخص نابرابری چندبعدی را در دو مرحله تبیین کرده است. وی ابتدا تابع رفاهی را معرفی می‌کند که دربرگیرنده ابعاد مختلف مربوط به هر واحد مورد مطالعه است. سپس مقدار این تابع را به عنوان یک متغیر در تابع آنتروپی جایگزین و مقدار تابع آنتروپی را محاسبه می‌کند. در حقیقت در مرحله دوم، همانند حالت تک‌متغیره به محاسبه شاخص نابرابری می‌پردازد با این تفاوت که تابع رفاهی هر فرد، جایگزین مقدار درآمد و یا هر بعد دیگر خواهد شد. معصومی در هر دو مرحله از نظریه اطلاعات[4] بهره می‌گیرد. در روش معصومی، واحدهای مورد مطالعه با توابع مطلوبیت واقعی که دربرگیرنده ابعاد مختلف(ابعاد رفاهی) است، در نظر گرفته خواهند شد. تعداد معینی از واحدهای مورد مطالعه (افراد، خانوارها، مناطق، کشورها و ...) را بصورت مجموعه $N = \{1و2و ... و n\}$ و با فرض $n \geq 2$ و ابعاد مورد مطالعه(درآمد،سلامت، آموزش و ...) را بصورت مجموعه $K = \{1و2و ... و k\}$ نشان خواهیم داد. توزیع ابعاد بین واحدهای مورد مطالعه، ماتریسی $n \times k$ با مؤلفه‌های حقیقی خواهد بود که ازین پس آن را با X نمایش خواهیم داد. مولفه سطر i ام و ستون j ام، x_{ij}، نشاندهنده بعد j ام متعلق به واحد i ام می‌باشد (بطور مثال میزان درآمد یا سطح آموزش متعلق به یکی از افراد مورد مطالعه). مؤلفه‌های ماتریس مذکور اعداد حقیقی مثبت را می‌پذیرند. ($x_{ij} \in R_+$) سطر i ام ماتریس X، $\underline{x}_i = \{x_{i1} و x_{i2} و ... و x_{ik}\}$، بردار ابعاد مختلف واحد i ام(بطور مثال میزان درآمد، سطح آموزش و سطح سلامت فرد i ام) و $x^j = \{x_{1j}, x_{2j}, ... x_{Nj}\}$، بردار ستونی است که اندازه بعد j ام را برای تمام واحدها نشان می‌دهد. حال مسئله پیدا

1. Maasoumi
2. Bourguignon
3. Tsui
4. Information Theory

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

کردن شاخص مناسب برای تخصیص اعداد حقیقی به اختلاف بین بردار ابعاد واحدهای مختلف می‌باشد. در قدم اول، معصومی تابع مرکب رفاه فردی[1] را بصورت میانگین وزنی ابعاد مورد مطالعه از مرتبه β نشان می‌دهد. تابع مرکب مناسب باید در حد امکان توزیعی نزدیک به توزیع X^jها داشته باشد و این یعنی فاصله[2] و واگرایی[3] شاخص معرفی‌شده با توزیع X^jها باید در حداقل مقدار ممکن باشد. این تابع از حداقل سازی معیار واگرایی کولبک-لیبلر[4] حاصل می‌شود[5].

$$S_i = \left[\sum_{j=1}^{k} w_j X_{ij}^{\beta}\right]^{1/\beta} \qquad (۱)$$

w_j وزن ابعاد مورد مطالعه و پارامتر β معرف پارامتر جانشینی بین ابعاد[6] می‌باشد. β کوچکتر به معنای جانشینی کمتر بین مشخصه‌ها است. به عبارت دیگر مقدار بیشتری از یک مشخصه باید جایگزین مشخصه دیگر گردد تا سطح رفاه فردی همچنان ثابت باقی بماند. جمع وزنی ابعاد نیز برابر با یک خواهد بود. بعد از تعریف تابع مرکب رفاه فردی، معصومی شاخص نابرابری را بر اساس تابع آنتروپی تعمیم یافته بر روی بردار S_i به صورت زیر معرفی می‌کند:

$$I_\gamma = 1 - \left[\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left(\frac{S_i}{\bar{S}}\right)^{1-\gamma}\right]^{1/1-\gamma} \qquad (۲)$$

که در این رابطه، $\bar{S} = \frac{\sum_{i=1}^{N} S_i}{N}$، میانگین توابع مرکب رفاه فردی و γ پارامتر اجتناب از نابرابری می‌باشد. در مطالعات تجربی پارامتر اجتناب از نابرابری را بر مبنای اشتیاق جامعه به پرداخت مبلغی در ازای نابرابری کمتر در جامعه ارزیابی می‌کنند[7]. میزان اجتناب از

1. Composite Well-being Function
2. Distance
3. Divergance
4. Kullback-leibler Divergence

۵. برای اطلاع بیشتر به معصومی (۱۹۸۶) رجوع شود.

6. Degree of Substitutability

۷. برای اطلاع از جزییات محاسبات و نحوه اندازه گیری به کاول و آمیل (۱۹۹۲) رجوع شود.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

نابرابری برای هر فردی متفاوت می‌باشد و تابعی است از انصاف[1] فرد، باور فرد در خصوص فرصت تحرک‌پذیری درآمد در جامعه[2]، موقعیت فرد در تابع توزیع و ناهمگونی در سلیقه‌ها[3]. با در نظر گرفتن مقادیر صفر و یک برای پارامتر اجتناب از نابرابری رابطه (۲) بصورت زیر قابل نمایش خواهد بود.

$$\gamma = 0 \qquad , \qquad I_\gamma = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} log\left[\frac{\bar{S}}{S_i}\right] \tag{۳}$$

$$\gamma = 1 \qquad , \qquad I_\gamma = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \frac{S_i}{\bar{S}} log\left[\frac{S_i}{\bar{S}}\right] \tag{۴}$$

لوگو[4] (۲۰۰۵) نشان داد که معیار معصومی بسیاری از ویژگی‌های مطلوب از جمله پیوستگی[5]، گمنامی(بی‌طرفی)[6]، نرمال‌سازی[7]، عدم حساسیت نسبت به تکرار توابع توزیع(تکرار جمعیت) [8]، تجزیه‌پذیری جمعیت[9]، جمع‌پذیری[10] و جدایی‌پذیری[11] را داراست ولی برخی از ویژگی‌های مطلوب را در تمام شرایط دارا نیست[12]. برای مثال عدم حساسیت نسبت به مقیاس[13] برای حالتی که مقدار پارامتر اجتناب از نابرابری برابر با یک باشد، صادق نیست. همچنین تجزیه‌پذیری ابعاد[14] فقط در شرایطی که پارامتر اجتناب از نابرابری برابر با β و تابع رفاه اجتماعی، فردگرا[15] و مصرح[16] بر مبنای مشخصه‌ها باشد ، برقرار است. همچنین بورگنیان (۱۹۹۹)دراظهارنظری که در خصوص مقاله معصومی داشت اشاره کرد که وابستگی[17] بین مشخصه‌ها در حالتی که پارامتر جانشینی بین

1. Fairness
2. Opportunities of Income Mobility
3. Heterogeneity In Tastes
4. Lugo
5. Continuity
6. Anonymity
7. Normalization
8. Replication Invariance
9. Docomposability by Population
10. Additivity
11. Separability
۱۲. برای اطلاع در خصوص ویژگی های مطلوب و همچنین تعریف آن‌ها به لوگو(۲۰۰۵) رجوع شود.
13. Scale Invariance
14. Decomposibility by Attributes
15. Individualistic
16. Specific
17. Correlation

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

مشخصه‌ها برابر با صفر و اجتناب از نابرابری برابر با ۰ و یا ۱- باشد، به افزایش شاخص منجر خواهد شد.

زوئی(۱۹۹۵) بر خلاف معصومی از طریق یک رویکرد آکسیوماتیک[1] بدنبال معرفی شاخصی چندبعدی است. وی ابتدا اصول بدیهی مورد نظر را معرفی کرد و سپس تابعی رفاهی را معرفی کرد که در برگیرنده این اصول بودند. او سعی می‌کند از اصولی استفاده نماید که مشابه ای در حالت تک‌بعدی داشته و همچنین اجماع قوی‌تری بر روی آنها وجود داشته باشد. شاخص زوئی، اصول پیوستگی، بی طرفی، نرمال سازی، تجزیه پذیری و عدم حساسیت شاخص نسبت به تکرار را تامین می‌کند. زوئی با در نظر گرفتن این اصول، تابع رفاه اجتماعی را تابعی جمع‌پذیر از توابع مقعر و اکیدا فزاینده مطلوبیت فردی در نظر گرفته و شاخص چندبعدی خود را معرفی می‌کند: تابع رفاه اجتماعی $W: M_{++} \longrightarrow R$، شروط مورد نظر را تامین می‌کند اگر و تنها اگر $W(X)$ معادل با $\sum_i U(X_i)$ و $U(.): R^K_{++} \longrightarrow R$ صعودی و اکیداً مقعر و به شکل زیر باشد:

$$U(X_i) = a + b\prod_{j=1}^{K} x_k^{rk} \qquad (۵)$$

a ثابت دلخواه و پارامترهای b و r_k نیز باید تامین کننده شرط صعودی و اکیداً مقعر بودن تابع می‌باشند. در نهایت زوئی با استفاده از شاخص نابرابری نسبی کلم[2]، شاخص خود را بصورت زیر معرفی می‌کند.

$$I_T = 1 - \left[\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{n}\prod_{j=1}^{k}\left(\frac{x_{ij}}{\mu_j}\right)^{rj}\right]^{1/\sum rj} \qquad (۶)$$

اصول برتری یکنواخت[3] و اصل انتقال پیگو دالتون نیز در صورتی تامین می‌شود که تابع مورد نظر محدب باشد به عبارت دیگر ماتریس هشین[4] نیمه معین مثبت[5] باشد. ایراد اصلی که به شاخص زوئی وارد است اینست که پارامترهای تصریح شده در مدل معانی

1. Axiomatic Approach
2. Kolm Relative Inequality Index
3. Uniform Majorization
4. Hessian Matrix
5. Positive Semidefinite

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

روشنی ندارند و تفکیک آن‌ها به عنوان وزن، پارمترهای جانشینی و اجتناب از نابرابری قدری دشوار است. برای بطرف نمودن مشکل مذکور، بورگنیان(۱۹۹۹) شاخصی را معرفی کرده است که علیرغم شباهت بسیار زیاد آن با شاخص معصومی، تفاوت‌های معناداری نیز با آن دارد و در عین حال بسیاری از ویژگی‌های مطلوب شاخص زوئی را نیز دارا خواهد بود. او به دنبال ایجاد ارتباط بیشتر بین توابع رفاه اجتماعی و برتری تصادفی چندبعدی[1] است[2]. بورگنیان تابع رفاه فرد[3] را به شکل تابع CES با دو مشخصه(بعد) بصورت زیر در نظر می‌گیرد:

$$U(X_1, X_2) = (\alpha_1 X_1^{-\beta} + \alpha_2 X_2^{-\beta})^{-(1+\gamma)/\beta} = [S(X_1, X_2)]^{(1+\gamma)} \quad (۷)$$

تابع رفاه اجتماعی نیز مجموع توابع رفاه فردی خواهد بود. تابع $U(.)$ شبه مقعر و حداکثر رفاه اجتماعی با اختصاص مقدار میانگین ابعاد به هر فرد حاصل خواهد شد. بورگنیان با استفاده از بسط معیار دالتون برای حالت تک بعدی، شاخص نابرابری چندبعدی را بصورت زیر نشان می‌دهد:

$$I_D = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{n}(\alpha_1 X_{1i}^{-\beta} + \alpha_2 X_{2i}^{-\beta})^{-(1+\gamma)/\beta}}{n.(\alpha_1 \mu_1^{-\beta} + \alpha_2 \mu_2^{-\beta})^{-(1+\gamma)/\beta}} \quad (۸)$$

در رابطه فوق، μ_j میانگین مشخصه jام است. همچنین باید توجه داشت که بورگنیان فرض می‌کند که علامت γ منفی است و در واقع $-\gamma$ را درجه اجتناب از نابرابری در نظر می‌گیرد. تفاوت این معیار با معیار معرفی‌شده توسط معصومی، به نرمال‌سازی رفاه فردی برمی‌گردد. در معیار معصومی، توابع رفاه فردی، توسط میانگین رفاه افراد($\bar{S}$ در رابطه (۲)) نرمال‌سازی می‌شوند و شاخص نابرابری به صورت میانگین توانی این مقادیر نشان داده می‌شود. اما در مسئله حاضر، نرمال‌سازی توسط تابع رفاه فردی که مقدار میانگین از مشخصه‌ها(μ_1 و μ_2 در رابطه (۸)) را داراست، صورت می‌پذیرد. تفاوت دو شاخص توسط تبدیل خطی ساده نسبت میانگین تابع رفاه فردی به تابع جمع‌پذیر میانگین مشخصه‌ها قابل بیان است:

1. Multidimensional Stochastic Dominance

۲. برای اطلاع بیشتر به اتکینسون و بورگنیان (۱۹۸۲) رجوع شود.

3. Individual Welfare Function

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

$$R = \frac{\sum_{i=1}^{n}(\alpha_1 X_{1i}^{-\beta} + \alpha_2 X_{2i}^{-\beta})^{-1/\beta}}{n(\alpha_1 \mu_1^{-\beta} + \alpha_2 \mu_2^{-\beta})^{-1/\beta}} \quad (۹)$$

بورگنیان اضافه می‌کند که این مقدار در حقیقت خود معیاری جهت اندازه‌گیری نابرابری است و معیار معصومی دچار نوعی خطای شمارش مضاعف[1] است. سپس بورگنیان ویژگی‌های شاخص معرفی‌شده را بر می‌شمرد. این شاخص پیوسته است و در صورتی که ابعاد مورد نظر برای تمامی افراد برابر باشند، مقدار شاخص برابر صفر خواهد شد و همچنین اصل گمنامی نیز برقرار است. همچنین اصل انتقال پیگو-دالتون و تجزیه پذیری بر حسب گروه‌های مختلف[2] نیز مشابه شاخص معصومی صادق است. بورگنیان اضافه می‌کند که اصل عدم حساسیت شاخص نسبت به تکرار برقرار نیست. مقیاس‌بندی مجدد مشخصه X_1 نسبت به مشخصه X_2 اثر یکسانی با تغییر وزن نسبی دو مشخصه در تابع مطلوبیت نسبت به هم دارد. از نظر او، تاثیر نابرابری سلامت بر شاخص نابرابری چند بعدی حتما متاثر از نابرابری در مقدار مطلق درآمد است و این ویژگی از نظر بورگنیان بر خلاف حالت تک متغیره بسیار مطلوب و الزامی است. از طرفی در حالتی که، $\beta + 1 + \gamma > 0$، مشتق متقاطع[3] U_{12} مثبت خواهد شد و وابستگی[4] بیشتر بین ابعاد به کاهش شاخص منجر خواهد گردید. مثبت بودن مشتق متقاطع U_{12} نیز به این معنی است که دو مشخصه مورد نظر مکمل هستند. شبه مقعر بودن تابع $U(0)$ حکم می‌کند که $\beta > -1$ و $\gamma < 0$. این به این معنی است که وابستگی بیشتر بین مشخصه‌ها منجر به نابرابری کمتر می‌شود تنها اگر که کشش جانشینی بین مشخصه‌ها ($\frac{1}{1+\beta}$) در سطحی باشد که با افزایش مقدار پارامتر اجتناب از نابرابری افزایش یابد. همانطور که بورگنیان اضافه می‌نماید در شاخص معصومی این ویژگی نمایان نیست. در شاخص معصومی، وابستگی بیشتر بین مشخصه‌ها در هنگامی که $\beta = 0$ و $\beta = -1$ یا $\gamma = 0$، منجر به افزایش نابرابری می‌شود. لوگو برای مقادیر ۰ و ۱ برای اجتناب از نابرابری شاخص نابرابری بورگنیان رو بصورت زیر نمایش

1. Double Counting
2. Group-Decomposable
3. Cross Derivative
4. Correlation

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

می‌دهد. ما نیز در این مطالعه به تبعیت از بسیاری از مطالعات شناخت شده در این حوزه از شاخص بورگنیان استفاده خواهیم کرد.

$$\gamma = 0 \qquad I_B = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} log\left(\frac{\sum_{j=1}^{k} w_j \mu_j^{\beta}}{\sum_{j=1}^{k} w_j x_{ij}^{\beta}}\right)^{1/\beta} \tag{۱۰}$$

$$\gamma = 1 \qquad I_B = 1 - \frac{1}{n}\frac{\sum_i \left[\sum_{j=1}^{k}\left(w_j x_{ij}^{\beta}\right)\right]^{\gamma/\beta}}{\left[\sum_{j=1}^{k}\left(w_j \mu_j^{\beta}\right)\right]^{\gamma/\beta}} \tag{۱۱}$$

از طرفی تعیین وزن ابعاد در محاسبه شاخص نابرابری چندبعدی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. همانطور که راولز(۱۹۷۱) اشاره می‌نماید نقش اساسی را در مسئله شاخص‌سازی[1]، وزن نسبی ابعاد تعریف‌شده در آن شاخص بازی می‌کنند. وزن‌ها، تعیین‌کننده نسبت جانشینی بین ابعاد و همچنین نشاندهنده اهمیت هر کدام از ابعاد هستند. همچنین می‌توانند اولویت‌های ما را از ابعاد مورد مطالعه بهبود بخشند(دکانگ و لوگو،۲۰۱۰). در ادبیات اقتصاد نابرابری سه روش برای تعیین وزن ابعاد معرفی شده است. روش‌های مبتنی بر داده‌های آماری[2]، روش‌های مبتنی بر معیارهای ارزشی[3] و روش‌های ترکیبی[4]. در روش مبتنی بر داده‌های آماری، بدون توجه به قضاوت‌های ارزشی، وزنه‌ها به صورت تابعی از مقادیری واقعی ابعاد مورد نظر تعریف می‌شوند. در مقابل وزنه‌های بدست‌آمده از روش‌های مبتنی بر معیارهای ارزشی تنها بر قضاوت‌های ارزشی استوار هستند و در خوشبینانه‌ترین حالت، سیاست‌مداران آن‌ها را با توجه به مؤلفه‌های حاکم بر هر جامعه تعیین خواهند کرد. در واقع انتخاب بین این دو روش، نوع نگاه به "آنچه که هست" و" آنچه که باید باشد" را مشخص می‌کند[5]. وزن‌های بدست‌آمده از روش‌های ترکیبی نیز با استفاده از پرسشنامه و تحقیق میدانی، هر دو روش اول و دوم را توامان در محاسبات

1. Index Problem
2. Data-Driven
3. Normative
4. Hybrid

۵. برای مطالعه بیشتر به آثار هیوم (۱۷۴۰) و پوپر(۱۹۴۸) مراجعه شود.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

لحاظ خواهند کرد. برای رهایی از مشکلات ناشی از محاسبات بر مبنای تحقیق میدانی و ارزشگذاری ابعاد بر مبنای دید شخصی از روش آماری استفاده خواهیم کرد.

یکی از شناخته‌ترین تکنیک‌ها برای محاسبه وزن با استفاده از روش آماری، تکنیک آنالیز مؤلفه‌های اصلی[1] است. در بسیاری از تحقیقات تجربی، همبستگی بالایی بین ابعاد مختلف شاخص چندبعدی نابرابری ملاحظه شده است[2].در واقع باید در نظر گرفت در عین حال که محققین نگران از دست دادن مشاهدات مربوط به متغیرهای مورد مطالعه هستند، تعداد متغیرهای موجود در مدل نیز می‌تواند برای آن‌ها دردسرساز باشد. تعداد زیاد متغیرها، امکان مقایسه وضعیت‌های مختلف را سخت‌تر می‌کند و در عین حال ممکن است محققین را با مشکلاتی همچون هم خطی و نامعتبر بودن مدل نیز روبرو سازد. در حقیقت روش آنالیز مولفه‌های اصلی به دنبال‌یافتن الگوی داده‌ها از طریق انتخاب کمترین تعداد متغیرهای معنی دار در مدل است که به این عمل کاهش ابعاد[3]متغیرهای موجود در مدل می‌گویند. اما از این روش علاوه بر یافتن الگوی داده‌ها برای محاسبه وزن نیز می‌توان بهره گرفت. در این روش بردار ویژه[4] و مقادیر ویژه[5] ماتریس واریانس کواریانس مقادیر استانداردشده توزیع ابعاد بین واحدهای مورد مطالعه (R) را با استفاده از روش ژاکوبی[6] استخراج می‌کنیم و با استفاده از محاسبه، $|\mathrm{R}-\lambda \mathrm{I}_{\mathrm{K}}|=0$، k مقدار ویژه $\lambda_1, \lambda_2 \ldots, \lambda_k$ و k بردار ویژه منحصربه فرد $A_j=(A_{j1}, A_{j2}, \ldots, A_{jk})^T$ که $j=1,2, \ldots, k$ است را بدست می‌آوریم. مولفه‌های بردار ویژه را با a_{jk} نشان خواهیم داد. سپس با توجه به هدف تحلیل، ابعاد را به ترتیب اهمیت و نسبت هر مقدار ویژه از مجموع مقادیر ویژه[7] انتخاب خواهیم کرد. باید توجه داشت که با کاهش واریانس مؤلفه‌های اصلی، میزان اطلاعات مفید نیز کاهش خواهد یافت. بنابراین در این روش لزومی به انتخاب تمامی مؤلفه‌های تحلیل نیست اما برای محاسبه وزن و از آنجا که ما مایل به از دست دادن اطلاعات موجود در ابعاد تحلیل نیستیم، تمامی مولفه‌های تحقیق را حفظ

1. Principal Component Analysis
۲. برای نمونه می‌توان به مطالعات سرینیواسان (۱۹۹۴)، نوربخش (۱۹۹۸) و کلاسن (۲۰۰۰) اشاره کرد.
3. Dimensionality Reduction
4. Eigenvectors
5. Eigenvalues
6. Jacobi Method
7. Contribution Rate

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

خواهیم کرد. این روش به ما اجازه این را خواهد داد که تعداد زیاد متغیرها را به تعداد کمتری از متغیرهای متعامد[1](عامل[2] ها) تبدیل کنیم که در عین حال قادر به توضیح مقدار زیادی از پراکندگی داده‌های اصلی باشند. آنالیز مولفه‌های اصلی بدنبال ساختن یک شاخص ایده آل وزنی از طریق توضیح پراکندگی مولفه‌های هر شاخص است. عامل‌ها در واقع ابعادی هستند که ارتباط بین متغیرها را بصورت خلاصه و توسط بارهای عاملی [3]به ما نشان می‌دهند(رویز[4]، ۱۹۶۳). منظور از بارهای عاملی نیز ضرایب همبستگی بین هر عامل و مولفه‌ها است. سهم هر مقدار ویژه از مجموع مقادیر ویژه بصورت زیر تعیین خواهد شد.

$$\theta_j = {\lambda_j}\Big/{\sum_{j=1}^{k} \lambda_k} \qquad (۱۲)$$

مقادیر بیشتر این نرخ، نشاندهنده توضیح دهندگی بیشتر متغیرهای اصلی است. ماتریس عاملی[5]مؤلفه‌های اصلی را با استفاده از بردارهای ویژه و بارهای عاملی بدست‌آمده، بصورت زیر در نظر خواهیم گرفت:

$$\begin{aligned} F_1 &= a_{11}X_1 + a_{12}X_2 + \cdots + a_{1k}X_k \\ F_2 &= a_{21}X_1 + a_{22}X_2 + \cdots a_{2k}X_k \\ &\cdots \\ F_k &= a_{j1}X_1 + a_{j2}X_2 + \cdots + a_{jk}X_k \end{aligned} \qquad (۱۳)$$

محاسبه وزن از طریق ضرب سهم هر مقدار ویژه و ماتریس عاملی میسر خواهد شد:

$$Y = \sum_{j=1}^{k} (F_j\theta_j \Big/ \sum_{j=1}^{k} \theta_j) \qquad (۱۴)$$

و یا اگر بر حسب ابعاد نشان دهیم:

$$Y = W_1X_1 + W_2X_2 + W_3X_3 + \cdots W_kX_K \qquad (۱۵)$$

که W_K وزن بعد kام است.[6]

1. Orthogonal variables
2 Factor
3. Factor Loadings
4. Royce
5. loading Matrix

۶. برای نحوه اطلاع از استخراج دقیق روابط به چن و بای (۲۰۱۳) رجوع شود.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

در قسمت اندازه‌گیری نابرابری چندبعدی، به محاسبه شاخص نابرابری چندبعدی بورگنیان و همچنین تخصیص وزن به ابعاد مورد مطالعه مطابق روش‌های توضیح داده شده در سطور قبلی خواهیم پرداخت.

۳. پیشینه تحقیق

مطالعات زیادی در خصوص نابرابری درآمدی و متغیرهای تاثیرپذیر از آن و همچنین اندازه‌گیری شاخص‌های نابرابری درآمدی در داخل و خارج کشور صورت پذیرفته است. مطالعات علی با موضوع نابرابری معمولاً از شاخص‌های محاسبه شده نابرابری درآمدی توسط مرکز آمار ایران و بانک مرکزی استفاده کرده اند و مطالعات در زمینه اندازه‌گیری شاخص نابرابری درآمدی نیز با استفاده از داده‌های طرح هزینه درآمد خانوار مرکز آمار ایران، ضرایب جینی، تایل و اتکینسون را محاسبه کرده اند. لازم به ذکر است در اکثر موارد داده‌ها در سطح خانوار است و تعدیلی در خصوص امکان مقایسه سطوح مخارج و درآمد خانوارها صورت نپذیرفته است. آنچه در این مطالعه مدنظر است اندازه‌گیری شاخص نابرابری چندبعدی است. همانطور که اشاره گردید بعد از مطالعات صورت‌گرفته توسط کلم (۱۹۷۷) و بورگنیان-اتکینسون(۱۹۸۲) ، در خارج از کشور مطالعات بسیاری در خصوص موضوع مذکور صورت پذیرفته است که در زمینه معرفی شاخص از مهمترین آن‌ها می‌توان به آثار معصومی (۱۹۸۶)، زوئی(۱۹۹۵)، بورگنیان(۱۹۹۹) و در زمینه اندازه‌گیری نیز به آثار لوگو(۲۰۰۵)، آریستی و براکالنت(۲۰۱۱)، دکانگ (۲۰۱۶) و پاینار (۲۰۱۹) اشاره کرد. در اکثر مطالعات خارجی در خصوص اندازه‌گیری شاخص از داده‌های مربوط به امید به زندگی و مقطع تحصیلی افراد برای محاسبه نابرابری در ابعاد سلامت و آموزش استفاده شده است. در داخل کشور تا کنون یک مطالعه توسط راغفر، صفرزاده، علی اکبری و همکاران (۱۳۹۷) در زمینه اندازه‌گیری شاخص نابرابری چندبعدی و یک مطالعه نیز توسط کریمی و براتی(۱۳۹۶) با موضوع نابرابری منطقه ای با استفاده از شاخص ترکیبی چندبعدی انجام شده است که در ادامه به آن‌ها اشاره خواهد شد.

راغفر، صفرزاده، علی اکبری، سلامی(۱۳۹۷) در مقاله‌ای به اندازه‌گیری نابرابری چندبعدی مناطق شهری کشور طی دوره های۱۳۷۶-۱۳۶۸،۱۳۸۴-۱۳۷۶ و ۱۳۹۲-۱۳۸۴

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

(منطبق با سه دوره ریاست جمهوری) پرداخته‌اند. ابعاد مورد بررسی درآمد، سلامت و آموزش است. در این مطالعه بر خلاف مطالعه حاضر، واحد مورد مطالعه استان و وزن ابعاد نیز مساوی در نظر گرفته شده است و همچنین مقیاس معادل نیز محاسبه نشده است. شاخص بعد سلامت امید به زندگی است که به تفکیک استانی در محاسبات لحاظ شده است و در بعد آموزش نیز از داده‌های مربوط به متوسط سال‌های تحصیل استفاده شده است. در مطالعه مذکور، ابتدا نابرابری تک بعدی برای سال‌های ابتدایی و انتهایی هر دوره و سپس نابرابری چندبعدی برای سال‌های ابتدایی و انتهایی هر دوره اندازه‌گیری شده است. نتیجه تحقیق نشان می‌دهد که وضعیت در دوره دوم نسبت به دو دوره دیگر بدتر شده است.

کریمی و براتی(۱۳۹۶) با روش تحلیل مولفه‌های اصلی که ما در ادامه برای تعیین وزن به کار خواهیم گرفت، به سنجش سطح توسعه منطقه ای پرداخته اند. در مطالعه مذکور با توجه به اطلاعات مربوط به دو سال ۱۳۸۰ و ۱۳۹۲ برای نماگرهای انتخابی نتیجه گرفته شده است که نابرابری منطقه ای در سال دوم نسبت به سال اول کاهش یافته است. همچنین طبق یافته‌های تحقیق مورد اشاره، استان‌های تهران، یزد و سمنان بالاترین سطح توسعه و استان سیستان و بلوچستان پایینترین سطح توسعه را دارا بوده است.

در یکی از مطرح‌ترین مطالعات صورت گرفته، لوگو(۲۰۰۵)[1] به اندازه‌گیری شاخص نابرابری چندبعدی در کشور آرژانتین در فاصله زمانی سال های ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۱ میلادی با استفاده از شاخص‌های معصومی، و بورگنیان می‌پردازد. در سه بعد درآمدی، سلامت و آموزش به ترتیب متغیرهای درآمد سرانه خانوار، امید به زندگی و سال‌های تحصیل را در محاسبات خود لحاظ می‌کند و مقادیر {۱و۰و۱-و۲-و۵-} برای پارامتر جانشینی و مقادیر {۳و۲/۵و۲و۱/۵و۱و۰/۵و۰و۱-و۲-} برای پارامتر اجتناب از نابرابری را در نظر می‌گیرد. در مطالعه مذکور تحلیلی بر روی وزن ابعاد و همچنین سایر پارامترهای موجود صورت نپذیرفته است اما تحلیل نسبتا جامعی نسبت به ویژگی‌های هر شاخص صورت پذیرفته است. نتایج تحقیق حاکی از کاهش نابرابری چندبعدی در اکثر مقادیر انتخابی برای پارامترهای مذکور در دوره مورد نظر دارد.

1. Lugo

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

آریستی و براکالنت[1] (۲۰۱۱) با استفاده از داده‌های سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۰۸، شاخص نابرابری چندبعدی زوئی را برای مناطق مختلف ایتالیا بر مبنای داده‌های (IT-SILC) محاسبه کرده‌اند که نشان از کاهش نابرابری در بازه مورد مطالعه دارد. این مطالعه به نابرابری منطقه ای بین مناطق مختلف ایتالیا نیز می‌پردازد. متغیرهای درآمد قابل تصرف، وضعیت سلامت فرد و سال های تحصیل در محاسبه سه بعد درآمدی، سلامت و آموزش مورد استفاده قرار گرفته‌اند و در این مطالعه نیز همانند مطالعه قبلی وزن ابعاد بطور مساوی و برای پارامترهای موجود نیز بازه مقادیر در نظر گرفته شده است.

جانگ، کیم و آئن،[2] (۲۰۱۴) محدودیت‌های اندازه‌گیری روش تک بعدی شاخص نابرابری را تشریح و سپس مزایای استفاده از شاخص نابرابری چندبعدی را در کره جنوبی مطرح کردند. آن‌ها نه بعد را در نابرابری مطرح می‌کند: درآمد، سلامت، تحصیل، اشتغال، سرمایه اجتماعی، فراغت، ساعات کار، مسکن و امنیت اجتماعی. و سپس شاخص چندبعدی را برمبنای این ابعاد اندازه‌گیری می‌کنند.

دکانگ(۲۰۱۶) با بهره‌گیری از شاخص زندگی بهتر [3]به مطالعه نابرابری چندبعدی در کشورهای عضو OECD می‌پردازد. داده‌ها از طریق نظرسنجی‌های موسسه گالوپ استخراج شده است. متغیرهای زیادی در این شاخص لحاظ می شوند که عبارتند از: درآمد و ثروت، شغل، مسکن، سلامت، ساعات کاری، تحصیل، ارتباطات اجتماعی، مشارکت مدنی، کیفیت محیطی، امنیت شخصی و رفاه ذهنی. با درنظر گرفتن توزیع این متغیرها، شاخص نابرابری چندبعدی با استفاده از شاخص زندگی بهتر تعریف و سپس برای کشورهای عضو اندازه‌گیری می‌شود.

پاینار[4] (۲۰۱۹) با استفاده از شاخص زندگی بهتر، نابرابری چندبعدی را در مناطق مختلف اروپا طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۴ با لحاظ مقادیر متفاوت برای پارامتر جانشینی بین ابعاد اندازه‌گیری کرده است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که شاخص نابرابری چندبعدی در صورتی که ابعاد مکمل باشند بیشتر از حالت جانشینی بین ابعاد است.

1. Aristei,D.Bracalente,B
2. Jung,H.,Kim,S.Ahn,S
3. Better Life Index
4. Pinar

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

اموتوسو[1]، آدسینا [2]و آداول[3](۲۰۲۱) به بررسی فقر و نابرابری چندبعدی به تفکیک جنسیت افراد در آفریقای جنوبی بعد از رژیم آپارتاید توسط شاخص فقر آلکایر فوستر[4] پرداخته اند. نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از این مطلب است که علاوه بر بزرگتر بودن اندازه این شاخص برای زنان نسبت به مردان، میزان پایداری این شاخص نیز در زنان بیشتر از مردان است. به عبارت دیگر فقر و نابرابری در بین زنان آهسته‌تر از مردان به سمت برابری در حال تغییر است.

٤. روش اندازه‌گیری نابرابری چندبعدی

هدف محوری این مقاله اندازه‌گیری شاخص نابرابری چندبعدی است. داده‌های این مطالعه مبتنی بر اطلاعات حاصل از طرح هزینه و درآمد خانوار است که توسط مرکز آمار ایران بطور سالانه جمع‌آوری می‌گردد. با توجه به عدم وجود داده‌های آماری مجزا و مناسب اندازه‌گیری نابرابری در ابعاد درآمدی، آموزشی و سلامت، ناگزیر به استفاده از داده‌های جایگزینی هستیم که تا حد امکان تخمینی دقیقتری از موضوع مورد بحث به ما ارائه دهد. در بسیاری از تحقیقات انجام شده در داخل کشور، در بعد درآمدی، از مخارج ناخالص به جای درآمد استفاده شده است. دلیل آن نیز می‌تواند در دسترس نبودن اطلاعات آماری مربوط به درآمد خانوارها در بسیاری از سال‌ها و غیر قابل اعتماد بودن اطلاعات موجود در این حوزه باشد[5]. در این تحقیق نیز برای محاسبه نابرابری در بعد درآمد از داده‌های مربوط به مخارج بهره خواهیم برد. امید به زندگی و شاخص‌های نشان‌دهنده وضعیت عمومی سلامت افراد متغیرهایی هستند که معمولا برای اندازه‌گیری نابرابری در بعد سلامت مورد استفاده قرار می‌گیرند[6]. با توجه به موجود نبودن آمارهای مربوط به امید زندگی و وضعیت سلامت افراد در بخش‌های مختلف طرح هزینه-درآمد خانوار، ناچار به استفاده از داده‌های جایگزین هستیم. استفاده از امکانات بهداشتی و در

1. Omotoso
2. Adesina
3. Adewole
4. Alkire-Foster

۵. برای نمونه می‌توان به راغفر(۱۳۹۷) و سالم(۱۳۹۷) اشاره کرد

۶. برای نمونه می‌توان به دکانگ و لوگو(2012) اشاره کرد.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

دسترس بودن برخی از اقلام که در پرسش‌نامه‌های طرح مذکور گردآوری شده است نیز نمی‌تواند داده‌های مدنظر ما باشد چرا که اقلام گنجانده شده همچون دسترسی به آب لوله‌کشی و حمام و ...نیز نمی‌تواند گویای وضعیت نابرابری در حوزه سلامت بین افراد یک جامعه باشد. بنابراین از مخارج بهداشتی-درمانی خانوار در بعد سلامت جهت اندازه‌گیری شاخص نابرابری چندبعدی استفاده خواهیم کرد و لازم به ذکر است که استفاده از داده‌های مخارج در بعد سلامت، مشکلات ناشی از یکسان‌سازی نوع داده‌ها را برطرف خواهد کرد. در بعد آموزش نیز استفاده از داده‌های سال‌های تحصیل افراد و مخارج آموزشی رایج است.[۱] بدلیل همجنسی داده‌ها و همچنین پرهیز از نرمال کردن نوع داده‌ها و البته با توجه به درنظر گرفتن بعد خانوار برای تحلیل، در بخش آموزش نیز از مخارج مربوط به امور آموزشی استفاده خواهیم کرد. عدم توجه به مخارج آموزشی و بهداشتی دولتی که عمدتاً دهک‌های پایین درآمدی را هدف قرار داده‌اند، موجب تورش شاخص نابرابری خواهد شد. واضح است که در بسیاری از مناطق، امکانات آموزشی، کمک آموزشی و بهداشتی به دهک‌های پایین درآمدی تعلق می‌گیرد که بدلیل پراکندگی و عدم وجود داده‌های مختص هر خانوار امکان استخراج دقیق اطلاعات وجود نخواهد داشت ولی جهت جلوگیری از تورش شاخص، مخارج عمومی آموزشی و بهداشتی صورت گرفته توسط دولت را بین هفت دهک پایین درآمدی بصورت سرانه در محاسبات خود وارد خواهیم کرد. هر چند باید خاطر نشان ساخت که گروه‌های هدف این مخارج بطور دقیق در برنامه‌های دولت مشخص نیست.

داده‌های خام خانوار جهت استفاده نیاز به طی فرایند داده‌کاوی از قبیل یکپارچه‌سازی و تجمیع داده‌ها[۲]، نرمال‌سازی داده‌ها[۳]، کاهش ابعاد داده‌ها[۴]، تحلیل همبستگی داده‌ها[۵]، ایجاد فیلد محاسباتی جدید[۶]، تصمیم‌گیری درباره داده‌های خارج از محدوده یا دارای اختلال[۷] و...دارند که در این مطالعه توسط نرم‌افزارهای EVIEWS، SQL، ACCESS و

۱. برای نمونه می‌توان به بنابدلی و دیگران (۲۰۱۲) و ایبوریک (۲۰۱۳) اشاره کرد.

2. Data Integration
3. Normalization
4. Dimension Reduction
5. Correlation Analysis
6. Pre-Calculated Field
7. Outlier Detection and Noise Reduction

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

EXCEL انجام خواهد پذیرفت. بنابراین بخش مهم این مطالعه داده‌کاوی طرح مذکور است که باید بدقت تمامی اطلاعات مربوط به خانوارها در سال‌های مختلف مورد بازبینی قرار گرفته و مراحل پیش‌گفته در مورد آن‌ها اجرا گردد[۱]. نرمال سازی داده‌ها و حذف داده‌های خارج از محدوده با استفاده از معیار Z[۲]، کاهش ابعاد داده‌ها با استفاده از تکنیک آنالیز مولفه‌های اصلی، یکپارچه‌سازی و تجمیع داده‌ها و ایجاد فیلدهای محاسباتی جدید و همچنین استخراج داده‌های مربوط به هر کد خانوار نیز توسط نرم افزار SQL صورت خواهد پذیرفت.

باید توجه داشت که داده‌های مخارج و درآمد خانوارها بعد از طی مراحل پیش گفته هنوز برای ارزیابی و مقایسه مناسب نخواهند بود. در حقیقت ما احتیاج به داده‌هایی داریم که امکان مقایسه بین خانوارها را برای محاسبه شاخص نابرابری فراهم سازد(دونالدسون[۳] و پنداکور[۴]، ۲۰۰۳). مقیاس معادل ابزاری است برای تعدیل متغیرها به ترتیبی که مقدار آنها بین خانوارهای مختلف قابلیت مقایسه داشته باشند. اگرچه رفاه خانوارها به مخارج صرف شده برروی کالاها و خدمات مختلف وابسته است اما دو عنصر ترکیب سنی و بعد خانوار در اثر بخشی مخارج بسیار موثرند و بنابراین مخارج برای اینکه در تابع مطلوبیت خانوار به مطلوبیت و رفاه تبدیل شوند می‌باید برحسب ترکیب سنی و بعد خانوار استاندارد شود تا مخارج خانوارهای مختلف قابل مقایسه شوند. باید در نظر گرفت که بسیاری از کالاهای مورد استفاده در خانوار به نوعی عمومی تلقی می‌گردد و تمامی اعضای خانوار امکان استفاده همزمان از آن را دارند. بنابراین با افزایش تعداد اعضای خانوار، لزوماً نیازی به افزایش متناسب مخارج برای رسیدن به سطح معینی از رفاه نیست. بنابراین مقیاس معادل به مشخصات جمعیتی[۵] هر خانوار بستگی خواهد داشت.

---

۱. لازم به ذکر است ذکر جزئیات داده‌کاوی در مقاله بدلیل گستردگی و همچنین استفاده از نرم‌افزارهای مختلف امکان پذیر نیست. نویسندگان خود را موظف می‌دانند که در صورت درخواست خوانندگان‌محترم این مقالهٔ، اطلاعات کافی را در اختیار آنان قرار دهند.

2. Z-Score
3. Donaldson
4. pendakur
5. Household Characteristics

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

روش‌های مختلفی برای اندازه‌گیری مقیاس معادل توسط محققین بکار گرفته شده است که بطور کلی می‌توان آن‌ها را در دو دسته روش‌های ذهنی[1] و روش‌های عینی[2] جای داد. دسته اول به کلیه روش‌هایی اطلاق می‌گردد که مقیاس معادل را بر مبنای اطلاعات ذهنی در خصوص وزن هر کدام از اعضای خانوار تعریف می‌نمایند که شامل روش‌های پارامتریک[3]، روش مبتنی بر پرسشنامه[4] و یا روش‌های مبتنی بر درآمد متناظر با حداقل معاش[5] است. دسته دوم نیز به روش‌هایی اطلاق می‌گردند که رفتار مصرفی مصرف‌کنندگان و متغیرهای تابع مطلوبیت آنان را در نظر می‌گیرند و معمولا مبتنی بر روش‌های اقتصادسنجی هستند. استفاده از هر کدام از این روش‌ها مزایا و معایبی دارند که بررسی تمامی آن‌ها خارج از اهداف این مطالعه است. در این مطالعه از روشی که توسط دونالدسون و پنداکور معرفی گردید استفاده می‌شود و تغییراتی جهت بالا بردن دقت محاسبات در آن اعمال خواهد شد که ذکر خواهد گردید. مزیت استفاده از این روش در اینست که مقیاس معادل را بر خلاف سایر روش‌های مطرح تابعی از سطح مخارج خانوار در نظر می‌گیرد. روش مقیاس معادل تعمیم یافته دقیق(GESE [6])با استفاده از سیستم تقاضای تقریبا ایده آل درجه دوم (QAIDS[7]) و فرم درجه دوم لگاریتم طبیعی برای توابع مخارج، فرایند تخمین دومرحله ای مقیاس معادل را با استفاده از داده‌های مقطعی مخارج مصرفی خانوارها ارائه می‌دهد. دونالدسون و پنداکور با برابر قرار دادن توابع مطلوبیت غیر مستقیم خانوارها با استفاده از شکل تابع سیستم تقاضای تقریبا ایده آل درجه دوم در گروه‌های مختلف جمعیتی و خانوار مرجع، رابطه زیر را معرفی می‌کنند که در واقع رابطه اصلی برای محاسبه مقیاس معادل است[8].

$$\ln S(p,x,z) = \frac{(K(p,z)-1)\ln x + \ln G(p,z)}{K(p,z)} \qquad (۱۶)$$

1. Subjective Methods
2. Objective Methods
3. Parametric Methods
4. Questionnaire Methods
5. Subsistence Income-Based Approaches
6. Generalized Equivalence-Scale Exactness (GESE)
7. Quadratic Almost Ideal Demand System

۸. برای اطلاع از چگونگی استخراج رابطه فوق به مقاله مذکور رجوع شود.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

این برابری از تعریف مخارج معادل[1] بدست می‌آید. مخارج معادل خانوار با مشخصه تعریف‌شده z که آن را با x^e نشان می‌دهیم، بیانگر میزان مخارجی است که سطح مطلوبیت معین و مشابه هر عضو از خانوار z را برای خانوار مرجع فراهم می‌آورد. مقیاس معادل، S، نیز با توجه به تابع مخارج معادل عبارت خواهد بود از :

$$S = S(p, x, z) = \frac{x}{x^e(p, x, z)} \tag{۱۷}$$

در رابطه فوق، X مخارج خانوار و S نسبت به بردار (p, x) همگن از درجه صفر خواهد بود. در رابطه (۱۶)، $K(P, Z) = 1/k(p, z)$ و $G(p, z) = 1/\gamma(p, z)^{1/k(p,z)}$ است و اگر $K(p, z) > 1$ باشد، تابع S نسبت به x (سطح مخارج خانوارها) صعودی خواهد بود. k کشش مخارج تابع مخارج معادل[2] است و فرض می‌شود که مقدار آن مثبت و تابعی از قیمت و ویژگی جمعیتی خانوار خواهد بود.

$$dx^e/x^e = k(p, z)\, dx/x \tag{۱۸}$$

کشش مخارج تابع مخارج معادل به این معنی است که یک درصد افزایش در سطح مخارج خانوارها، مخارج معادل را به چه نسبتی تغییر خواهد داد. همچنین مخارج معادل نسبت به مخارج خانوار نیز با ضریب γ افزایش خواهد یافت که آن نیز مثبت و تابعی از قیمت و سطح ویژگی خانوار خواهد بود. به عبارت دیگر،

$$x^e = \gamma(p, z)x^{k(p,z)} \tag{۱۹}$$

مشخص است که مقیاس معادل خانوار مرجع برابر با یک خواهد بود. برای محاسبه مقیاس معادل ناگزیر به تخمین مقادیر K و $\ln G$ می‌باشیم. به تبعیت از دونالدسون و پنداکور ، تخمین مقادیر مذکور را توسط تخمین معادلات مربوط به سهم مخارج خانوار(قرار گرفته در گروه jام) از کالای iام انجام می‌دهیم که در زیر سهم مخارج خانوار با استفاده از اتحاد روی[3] نمایش داده شده است.

1. Equivalent Expenditure
2. Expenditure Elasticity of Equivalent Expenditure
3. Roys identity

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

$$w_i^j(p,x,z) = K(p,z)W_i^r\left(p,\frac{lnx - lnG^j(p,z)}{K^j(p,z)}\right) + \frac{\partial K^j(p,z)}{\partial lnp_i}\left(\frac{lnx - lnG^j(p,z)}{K^j(p,z)}\right) + \frac{\partial lnG^j(p,z)}{\partial lnp_i} \quad (۲۰)$$

با در نظر گرفتن داده‌های مخارج خانوار، خانوارها را با توجه به تعداد نفرات به گروه‌های مختلف تقسیم می‌کنیم. خانوار مرجع، خانوار با مشخصه یک نفر بزرگسال بدون فرزند در نظر گرفته خواهد شد و گروه‌های دیگر شامل خانوارهای دو نفر بزرگسال بدون فرزند، دو نفر بزرگسال و یک فرزند، دو نفر بزرگسال و دو فرزند، دو نفر بزرگسال و سه فرزند، دو نفر بزرگسال و چهار فرزند و .. خواهد بود. ۱۳ گروه کالایی مختلف نیز در نظر گرفته خواهد شد که شامل «هزینه‌های خوراکی خانوار»، «هزینه‌های نوشیدنی‌ها، دخانیات و سایر مواد دخانی خانوار»، «هزینه‌های پوشاک و کفش خانوار»، «هزینه‌های مسکن، آب، فاضلاب، سوخت و روشنایی خانوار»، «هزینه‌های مبلمان، لوازم خانگی و نگهداری معمول آنها»، «هزینه‌های بهداشتی و درمانی خانوار»، «هزینه‌های حمل و نقل خانوار»، «هزینه‌های ارتباطات خانوار»، «هزینه‌های مربوط به خدمات فرهنگی و تفریحات خانوار»، «هزینه‌های آموزش و تحصیل خانوار»، «هزینه‌های غذاهای آماده، هتل و رستوران خانوار»، «هزینه‌های کالاها و خدمات متفرقه خانوار»، «هزینه‌های کالاهای بادوام منزل و سایر هزینه‌های خانوار» می‌باشند. در این مطالعه بر خلاف مطالعه دونالدسون و پنداکور فرض خواهیم کرد که مقیاس معادل برای سال‌های متفاوت مقادیر متفاوتی را از آن خود خواهد کرد زیرا مقادیر مصرفی و الگوی مصرفی به مرور زمان تغییر خواهد کرد. بنابراین قیمت را در طول یکسال ثابت در نظر خواهیم گرفت. حال می‌توانیم با تخمین ضرایب معادله سهم مخارج برای هر خانوار شهری و روستایی در هر گروه کالایی در هر سال بصورت جداگانه با استفاده از نرم افزار EVIEWS مقیاس معادل را برای هر خانوار در هرسال بدست آوریم[۱]. برای سادگی ابتدا ضرایب معادله سهم مخارج خانوار از معادله زیر

۱. در محاسبات مقیاس معادل، مخارج کل هر خانوار مبنای محاسبات قرار گرفته است در نتیجه مقیاس معادل برای هر خانوار با توجه به مشخصه جمعیتی و مخارج و سال محاسبه متفاوت خواهد بود. بنابراین با توجه به حجم زیاد معادلات و تخمین‌های مربوط، امکان درج تمامی نتایج تخمین در مقاله میسر نبوده و صرفاً تخمین های مربوط به سال ۱۳۹۷ در قسمت پیوست آورده شده است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

برآورد و سپس مقادیر $K(p,z)$ و $\ln G(p,z)$ از ضرایب تخمینی معادله سهم مخارج خانوار استخراج شده اند[1]. در قسمت پیوست تخمین ضرایب مربوط به سهم مخارج در سال ۱۳۹۷ برای خانوارهای شهری و روستایی برای نمونه آورده شده است. لازم به ذکر است در سیستم تقاضای تقریبا ایده آل درجه دوم، سهم مخارج گروه‌های کالایی تابعی از لگاریتم طبیعی سطح مخارج در نظر گرفته می‌شوند(بانک[2] و همکاران، ۱۹۹۷)

$$w_i^j(p,x,z) = a_i^j + b_i^j \ln x^j + c_i^j \ln(x^j)^2 + \varepsilon_{ih}^j \qquad (۲۱)$$

در صفحات پیش رو محاسبات مربوط به سال ۱۳۹۷ برای نمونه آورده شده است و می‌توان با استفاده از ضرایب تخمین‌زده شده مرحله قبل، $K(p,z)$ و $\ln G(p,z)$ را برای خانوارهای مختلف تخمین زد.

جدول ۱. مقادیر تخمینی برای $K(p,z)$ و $\ln G(p,z)$

تخمین	$\widehat{K}^3$	$\ln\widehat{G}^3$	$\widehat{K}^4$	$\ln\widehat{G}^4$	$\widehat{K}^5$	$\ln\widehat{G}^5$	$\widehat{K}^6$	$\ln\widehat{G}^6$
خانوارهای شهری	۰/۶۳۶۳	۶/۸۰۲۳	۰/۶۵۱۴	۶/۵۹۵۶	۰/۶۶۸۵	۶/۳۴۰۴	۰/۶۷۲۵	۶/۲۸۹۹
	۰/۰۲۰۲	۰/۰۲۳۱	۰/۰۳۳۰	۰/۰۱۲۳	۰/۰۲۷۴	۰/۰۴۲۱	۰/۰۰۳۳	۰/۰۲۵۴
خانوارهای روستایی	۰/۷۹۹۲	۳/۷۵۸۳	۰/۸۲۰۱	۳/۵۳۵۲	۰/۸۵۶۴	۳/۰۰۹۱	۰/۸۷۵۲	۲/۷۷۹۶
	۰/۰۰۲	۰/۰۴۲۱	۰/۰۰۱	۰/۰۲۵۵	۰/۰۴۴۶	۰/۰۲۳۱۰	۰/۰۴۵۶	۰/۰۴۴۱

ماخذ: یافته‌های پژوهش

با حاصل شدن K^J و $\ln G^J$ می‌توانیم مقیاس معادل را برای هر نوع از خانوار بدست آوریم. در جدول زیر، مقیاس معادل خانوار برای سال ۱۳۹۷ بطور نمونه نشان داده شده است. بعد از محاسبه مقیاس معادل، مخارج خانوارها با توجه به مشخصه جمعیتی و سطح مخارج آن‌ها تعدیل خواهیم کرد.

۱. بدلیل طولانی بودن اثبات مراحل استخراج مقادیر $K(p,z)$ و $\ln G(p,z)$ از ضرایب تخمینی معادله سهم مخارج گروه های کالایی خانوار از آوردن مراحل مذکور در این مطالعه اجتناب شده است و خوانندگان محترم جهت اطلاع می توانند به منبع اصلی(دونالدسون و پنداکور، ۲۰۰۳) رجوع کنند.

2. Bank

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

جدول ۲. محاسبه مقیاس معادل به ازای داده‌های سال ۱۳۹۷

نوع خانوار	یک نفره (یک نفر بزرگسال)	دو نفره (دو نفر بزرگسال)	سه نفره (دو نفر بزرگسال +یک کودک)	چهار نفره (دو نفر بزرگسال +دو کودک)	پنج نفره (دو نفر بزرگسال +سه کودک)	شش نفره (دو نفر بزرگسال +چهار کودک)
مقیاس معادل(شهری)	۱	۱/۷	۲/۱۵	۲/۳۵	۲/۴۵	۲/۵۲
مقیاس معادل(روستایی)	۱	۱/۴	۱/۶۲	۱/۷۵	۱/۸۳	۱/۹

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از براورد مقیاس معادل توسط روش GESE حاکی از آن است که افزایش مخارج در سطح خانوارها با مشخصه جمعیتی یکسان، موجب کاهش مقیاس معادل خواهد شد. به عبارت دیگر مقیاس معادل تابعی از سطح مخارج خواهد بود و بنابراین برای هر خانوار با توجه به سطح مخارج کل و مشخصه جمعیتی خاص، متفاوت از خانوار دیگر خواهد بود. در نهایت برای محاسبه وزن مشخصه‌های مختلف از تکنیک آنالیز مؤلفه‌های اصلی استفاده می‌کنیم. آنالیز مولفه‌های اصلی و ایجاد ماتریس تصمیم‌گیری برای داده‌های سال ۱۳۹۷ توسط نرم افزار EVIEWS محاسبه و برای نمونه نشان داده شده است. باید توجه داشت که ممکن است وزن ابعاد در سال‌های مورد مطالعه تغییر کرده باشند. این امر منطقی است چرا که بنظر می‌رسد به مرور زمان بنا به دلایل فرهنگی و نوع نگاه مردم به امور مربوط به سلامت و آموزش، این ابعاد نقش پررنگ‌تری را در مخارج خانوارها ایفا کنند. بنابراین در این مطالعه وزن در هرسال بطور جداگانه محاسبه شده‌اند.

جدول ۳. آنالیز مولفه‌های اصلی

مولفه ها	مقادیر ویژه	تفاضل	سهم	مقادیر ویژه تجمعی	سهم تجمعی
F_1	۱/۴۲۵۳۷۸	۰/۵۳۰۷۵۹	۰/۴۷۵۱	۱/۴۲۵۳۷۸	۰/۴۷۵۱
F_2	۰/۸۹۴۶۱۹	۰/۲۱۴۶۱۷	۰/۲۹۸۲	۲/۳۱۹۹۹۸	۰/۷۷۳۳
F_3	۰/۶۸۰۰۰۲	-	۰/۲۲۶۷	۳	۱

ماخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

و ماتریس عاملی به همراه بار عاملی ابعاد عبارت خواهد بود:

جدول ٤. ماتریس عاملی

متغیرها	F_1	F_2	F_3
مخارج مصرفی($conex$)	۰/۶۵۴۱۱۲	−۰/۰۷۰۹۲۵	−۰/۷۵۳۰۶۵
مخارج آموزشی($aduex$)	۰/۵۶۶۳۵۸	−۰/۶۱۴	۰/۵۴۹۷۶۶
مخارج بهداشتی($healex$)	۰/۵۰۱۳۷۵	۰/۷۸۶۱۱۳	۰/۳۶۱۴۵۶

ماخذ: یافته‌های پژوهش

دستگاه معادلات مربوط به مولفه‌های اصلی را بصورت زیر نمایش می‌دهیم.

$$\begin{aligned} F_1 &= 0/6541conex + 0/5663aduex + 0/5013healex \\ F_2 &= -0/0709conex - 0/6140aduex + 0/7861healex \\ F_3 &= -0/7530conex + 0/5497aduex + 0/3614healex \end{aligned} \quad (۲۱)$$

در نتیجه عدد[1] مربوط به مولفه‌های اصلی عبارت خواهد بود:

$$Y = F_1\,\theta_1 \Big/ \sum_{j=1}^{3} \theta_j + F_2\,\theta_2 \Big/ \sum_{j=2}^{3} \theta_j + F_3\,\theta_3 \Big/ \sum_{j=3}^{3} \theta_j \quad (۲۲)$$

با جایگزنی مقادیر محاسبات،

$$Y = 0/4751F_1 + 0/2985F_2 + 0/2267F_3 \quad (۲۳)$$

با نرمال سازی ضرایب، وزن هر بعد معین خواهد شد.

$$Y = 0/1345conex + 0/2379aduex + 0/6275healex \quad (۲۴)$$

به همین شیوه وزن را برای هر سال بطور جداگانه محاسبه خواهیم کرد.

همچنین اندازه‌گیری پارامترهای اجتناب از نابرابری و جانشینی بین مشخصه‌ها مستلزم تحقیقات میدانی است[2] که با توجه به در دسترس نبودن نمونه آماری مورد مطالعه از آن اجتناب خواهیم کرد و در عوض به تبعیت از مطالعات شناخته شده این حوزه[3]، بازه ای برای پارامترهای اجتناب از نابرابری و جانشینی بین مشخصه‌ها در نظر خواهیم گرفت و به ازای هر مقدار، شاخص نابرابری چندبعدی را بطور جداگانه محاسبه خواهیم کرد. در این

1. Score

۲. برای اطلاع از جزییات محاسبات و نحوه اندازه گیری به امیل و کاول (۱۹۹۲) رجوع شود.

۳. به معصومی(۱۹۸۶)، دکانگ و لوگو (۲۰۰۹)، پارنته(۲۰۱۹)، پاینار (۲۰۱۹) رجوع شود.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

بخش، نابرابری چندبعدی با استفاده از شاخص بورگنیان و به ازای مقادیر {۱و۰و۱-و۲-و۵-} برای β و مقادیر {۳و۲/۵و۲و۱/۵و۱و۰/۵و۰و۱-و۲-} برای γ و با جایگذاری مقادیر محاسبه شده برای وزن ابعاد و همینطور تعدیل مخارج خانوارها با مقیاس معادل مختص هر خانوار ، محاسبه خواهد شد. با توجه به حجم زیاد محاسبات و همچنین نتیجه‌گیری بهتر، در ادامه مقادیر محاسبه شده شاخص بورگنیان به ازای مقادیر متداول ۰ و ۱ برای γ و مقدار ۰ برای β نشان داده شده است.

لازم به ذکر است با محاسبه مقادیر متفاوت شاخص مشخص گردید که به ازای هر مقدار ثابت برای پارامتر اجتناب از نابرابری، با افزایش پارامتر جانشینی، مقدار شاخص نیز کاهش خواهد یافت. به عبارت دیگر با افزایش پارامتر جانشینی، نابرابری در یک بعد تا حدودی توسط ابعاد دیگر جبران خواهد شد و بنابراین ما شاخص کمتری خواهیم داشت. مقدار صفر برای پارامتر جانشینی به معنای کشش جانشینی یک بین ابعاد است و معمولا در محاسبات مختلف به عنوان یک مقدار متعادل برای پارامتر جانشینی منظور می‌شود. از طرفی مقادیر بزرگتر برای پارامتر اجتناب از نابرابری به معنای حساسیت بیشتر در قسمت پایین توزیع است. پارامتر اجتناب از نابرابری در دیدگاه بنتامی(مطلوبیت‌گرایان)[1] برابر با صفر است. در واقع در این حالت آنچه که مهم است افزایش رفاه جامعه است صرفنظر از اینکه این افزایش رفاه حاصل افزایش درآمد فرد فقیر است یا ثروتمند. در حالت حدی مقابل، حالت روالزی، رفاه جامعه تنها در صورتی افزایش می‌یابد که رفاه فقیرترین فرد جامعه افزایش یابد. در این حالت پارامتر اجتناب از نابرابری به سمت بی نهایت میل خواهد کرد. بنابراین با افزایش مقادیر پارامتر اجتناب از نابرابری و با حرکت از حالت حدی مطلوبیت گرایان به سمت حالت حدی راولزی، حساسیت جامعه نسبت به نابرابری موجود در جامعه شدیدتر خواهد بود. در جدول (۵) شاخص بورگنیان را در مناطق شهری مشاهده می‌کنیم.

1. Benthamian(Utilitarian) View

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

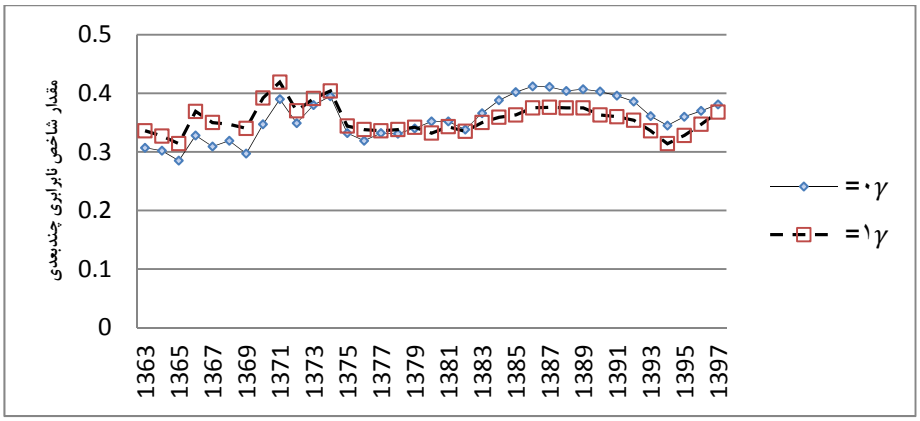
[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

جدول ۵. شاخص نابرابری چندبعدی در مناطق شهری به ازای مقدار ۰ برای β و مقادیر ۰ و ۱ برای γ

سال	مقدار شاخص		سال	مقدار شاخص		سال	مقدار شاخص		سال	مقدار شاخص		سال	مقدار شاخص	
	$\gamma = 0$	$\gamma = 1$		$\gamma = 0$	$\gamma = 1$		$\gamma = 0$	$\gamma = 1$		$\gamma = 0$	$\gamma = 1$		$\gamma = 0$	$\gamma = 1$
۱۳۶۳	۰/۳۰۷	۰/۳۳۶	۱۳۷۰	۰/۳۴۷	۰/۳۹۲	۱۳۷۷	۰/۳۳۲	۰/۳۳۶	۱۳۸٤	۰/۳۸۸	۰/۳۵۹	۱۳۹۱	۰/۳۹۶	۰/۳۶۰
۱۳٦٤	۰/۳۰۲	۰/۳۲۷	۱۳۷۱	۰/۳۹۰	۰/۴۱۹	۱۳۷۸	۰/۳۳۱	۰/۳۳۸	۱۳۸۵	۰/۴۰۲	۰/۳۶۳	۱۳۹۲	۰/۳۸۶	۰/۳۵۴
۱۳٦۵	۰/۲۸۵	۰/۳۱۴	۱۳۷۲	۰/۳۴۹	۰/۳۷۰	۱۳۷۹	۰/۳۴۰	۰/۳۴۲	۱۳۸٦	۰/۴۱۲	۰/۳۷۵	۱۳۹۳	۰/۳۶۱	۰/۳۳۶
۱۳٦٦	۰/۳۲۸	۰/۳۶۹	۱۳۷۳	۰/۳۸۰	۰/۳۹۱	۱۳۸۰	۰/۳۵۲	۰/۳۳۲	۱۳۸۷	۰/۴۱۱	۰/۳۷۶	۱۳۹٤	۰/۳۴۵	۰/۳۱۴
۱۳٦۷	۰/۳۰۹	۰/۳۵۰	۱۳۷٤	۰/۳۹۵	۰/۴۰۴	۱۳۸۱	۰/۳۵۲	۰/۳۴۳	۱۳۸۸	۰/۴۰۴	۰/۳۷۵	۱۳۹۵	۰/۳۶۰	۰/۳۲۸
۱۳٦۸	۰/۳۱۹	۰/۳۴۷	۱۳۷۵	۰/۳۳۲	۰/۳۴۴	۱۳۸۲	۰/۳۳۸	۰/۳۳۵	۱۳۸۹	۰/۴۰۷	۰/۳۷۵	۱۳۹٦	۰/۳۷۰	۰/۳۴۷
۱۳٦۹	۰/۲۹۷	۰/۳۴۰	۱۳۷٦	۰/۳۱۹	۰/۳۳۸	۱۳۸۳	۰/۳۶۶	۰/۳۵۰	۱۳۹۰	۰/۴۰۳	۰/۳۶۳	۱۳۹۷	۰/۳۸۱	۰/۳۶۸

ماخذ: یافته‌های پژوهش

یافته‌های تحقیق نشانگر این مطلب است که شاخص نابرابری چندبعدی در طول دوره مورد مطالعه دچار نوسان است و نمی توان روند یکنواختی را برای کل دوره شاهد بود. باید شاره کرد که بیشترین مقدار شاخص در محدوده انتخابی پارامترها در منطقه شهری و روستایی برای زمانی است که پارامتر جانشینی در پایینترین مقدار خود یعنی ۵- باشد. هر چقدر جانشینی بین ابعاد کمتر باشد، شاخص نابرابری نیز مقدار بیشتری را نشان خواهد داد. همانطور که از جدول پیداست بیشترین مقدار شاخص در مناطق شهری به ازای مقدار صفر برای γ ، مربوط به سال ۱۳۸۶ و به ازای مقدار یک برای γ مربوط به سال ۱۳۷۱ است. برای نشان دادن روند شاخص از نمودار یک بهره خواهیم برد.



نمودار ۱. شاخص نابرابری چندبعدی در مناطق شهری

ماخذ: یافته‌های پژوهش

می‌توان گفت که تقریبا روند شاخص نابرابری چندبعدی در مناطق شهری به ازای مقادیر ۰ و ۱ برای γ یکسان است. بدترین وضعیت را شاخص در دوره‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۷۵ و همچنین دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۳ و سال ۱۳۹۵ به بعد داراست که در این سال‌ها به ازای $\gamma = 0$ مقدار شاخص از ۰/۳۵ فراتر می‌رود. نکته جالب توجه این است که در دو دوره اول ذکر شده، درآمدهای نفتی دولت‌ها بر حسب دلار از سایر دوره‌ها بیشتر بوده است. درآمد سرانه نیز در دهه ۸۰ نسبت به سال‌های قبل افزایش و با شروع دهه ۹۰ کاهش داشته است. از طرفی افزایش نابرابری در دوره سوم را علاوه بر ضعف‌های مدیریتی، می‌توان تا حدودی به تحریم‌های بین المللی نسبت داد که کسب و کار خرد اکثریت مردم را شدیدتر از هر دوره دیگری متاثر ساخته اند. تحریم‌ها با توجه به جامعه هدف، می‌توانند تاثیرات متفاوتی بر نابرابری داشته باشند. اگر تحریم‌ها، گروه‌های اقتصادی قدرتمند و بهره‌مند از رانت‌های دولتی را متاثر سازند، می‌توانند به بهبود برابری حداقل در کوتاه مدت کمک کنند اما در صورتیکه اکثریت مردم را هدف قرار دهند، نابرابری تشدید خواهد گردید. همچنین در فاصله سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۷۹، شاخص نابرابری چندبعدی به ازای $\gamma = ۱$ بیشتر از مقدار شاخص به ازای $\gamma = 0$ بوده است و بعد از ۱۳۷۹ عکس این مورد اتفاق افتاده است. در ادامه مقادیر محاسبه شده شاخص بورگنیان به ازای مقادیر ۰ و ۱ برای γ و مقدار ۰ برای β در مناطق روستایی نشان داده شده است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

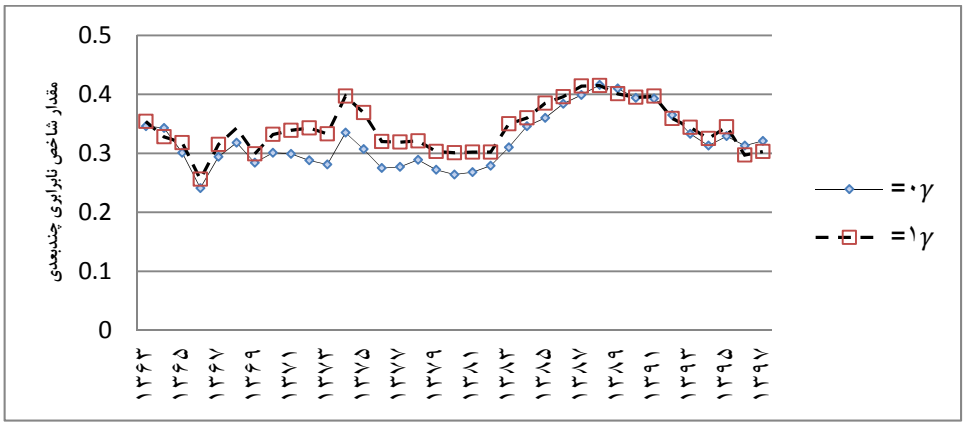
[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

جدول ٦. شاخص نابرابری چندبعدی در مناطق روستایی به ازای مقدار ۰ برای β و مقادیر ۰ و ۱ برای γ

سال	مقدار شاخص		سال	مقدار شاخص		سال	مقدار شاخص		سال	مقدار شاخص		سال	مقدار شاخص	
	$\gamma = 0$	$\gamma = 1$		$\gamma = 0$	$\gamma = 1$		$\gamma = 0$	$\gamma = 1$		$\gamma = 0$	$\gamma = 1$		$\gamma = 0$	$\gamma = 1$
۱۳٦۳	۰/۳۴۶	۰/۳۵۴	**۱۳۷۰**	۰/۳۰۱	۰/۳۳۲	**۱۳۷۷**	۰/۲۷۷	۰/۳۱۹	**۱۳۸٤**	۰/۳۴۶	۰/۳۶۰	**۱۳۹۱**	۰/۳۹۳	۰/۳۹۷
۱۳٦٤	۰/۳۴۳	۰/۳۲۸	**۱۳۷۱**	۰/۲۹۹	۰/۳۳۹	**۱۳۷۸**	۰/۲۸۹	۰/۳۲۱	**۱۳۸۵**	۰/۳۶۰	۰/۳۸۵	**۱۳۹۲**	۰/۳۶۵	۰/۳۵۹
۱۳٦۵	۰/۳۰۱	۰/۳۱۸	**۱۳۷۲**	۰/۲۸۸	۰/۳۴۳	**۱۳۷۹**	۰/۲۷۲	۰/۳۰۳	**۱۳۸٦**	۰/۳۸۴	۰/۳۹۶	**۱۳۹۳**	۰/۳۳۳	۰/۳۴۴
۱۳٦٦	۰/۲۴۱	۰/۲۵۶	**۱۳۷۳**	۰/۲۸۱	۰/۳۳۳	**۱۳۸۰**	۰/۲۶۴	۰/۳۰۱	**۱۳۸۷**	۰/۳۹۹	۰/۴۱۴	**۱۳۹٤**	۰/۳۱۳	۰/۳۲۵
۱۳٦۷	۰/۲۹۴	۰/۳۱۵	**۱۳۷٤**	۰/۳۳۵	۰/۳۹۷	**۱۳۸۱**	۰/۲۶۸	۰/۳۰۲	**۱۳۸۸**	۰/۴۱۶	۰/۴۱۵	**۱۳۹۵**	۰/۳۲۹	۰/۳۴۵
۱۳٦۸	۰/۳۱۸	۰/۳۴۳	**۱۳۷۵**	۰/۳۰۷	۰/۳۶۹	**۱۳۸۲**	۰/۲۷۹	۰/۳۰۲	**۱۳۸۹**	۰/۴۱۲	۰/۴۱۳	**۱۳۹٦**	۰/۳۱۳	۰/۲۹۷
۱۳٦۹	۰/۲۸۴	۰/۲۹۹	**۱۳۷٦**	۰/۲۷۵	۰/۳۲۰	**۱۳۸۳**	۰/۳۱۰	۰/۳۵۰	**۱۳۹۰**	۰/۳۹۴	۰/۳۹۵	**۱۳۹۷**	۰/۳۲۱	۰/۳۰۳

ماخذ: یافته‌های پژوهش

مطابق جدول ۶، شاخص نابرابری چندبعدی روستایی نیز در طول دوره مورد مطالعه دچار نوسان است و تقریبا نمی توان روند یکنواختی را برای آن شاهد بود. همانطور که از جدول پیداست بیشترین مقدار شاخص به ازای مقدار صفر برای γ، مربوط به سال ۱۳۸۸ و به ازای مقدار یک برای γ نیز متعلق به همان سال است. برای نشان دادن روند شاخص در مناطق از نمودار ۲ بهره خواهیم برد.



نمودار ۲. شاخص نابرابری چندبعدی در مناطق روستایی

ماخذ : یافته‌های پژوهش

می توان گفت که تقریبا روند شاخص نابرابری چندبعدی در مناطق روستایی به ازای مقادیر ۰ و ۱ برای γ یکسان است. بدترین وضعیت را شاخص در دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ داراست که در این سال‌ها به ازای $\gamma = 0$ مقدار شاخص از ۰/۳۵ فراتر می‌رود. از طرفی بطور کل مقدار شاخص نابرابری چندبعدی به استثنای سال‌های ۱۳۶۴، ۱۳۸۸، ۱۳۹۲و ۱۳۹۶ و ۱۳۹۷ به ازای $\gamma = ۱$ بیشتر از مقدار شاخص به ازای $\gamma = 0$ بوده است. نکته دیگر مشابهت تقریبی روند شاخص در مناطق شهری و روستایی است. افزایش شاخص در سال‌های ابتدایی دهه ۷۰ و کاهش نسبی آن در سال‌هایی انتهایی دهه ۷۰ و همچنین افزایش مجدد شاخص در دهه ۸۰ تقریبا در مناطق شهری و روستایی مشابه است. باید اضافه کرد که هم در مناطق شهری و هم در مناطق روستایی، نابرابری در دهه ۸۰ از سایر دوره‌ها در مجموع بالاتر بوده است که علاوه بر بالا بودن درآمد نفتی دولت در آن دهه و همچنین بالاتر بودن تولید ناخالص سرانه، ارزش واگذاری سهام و دارائی‌های بنگاه‌های مشول واگذاری توسط سازمان خصوصی سازی نیز در مجموع از سال‌های دیگر دوره مورد مطالعه بیشتر بوده است که البته درصد قابل توجهی از این واگذاری بصورت انتقال منابع حاصل از فروش و یا انتقال سهام یا دارائی به اشخاص حقیقی و یا حقوقی طلبکار از دولت(رد دیون) بوده است. علیرغم این موضوع که یکی از اهداف خصوصی‌سازی،

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

گسترش مالکیت عمومی و ارتقای سطح عدالت توزیعی بوده است. همچنین روند شاخص بورگنیان برای مناطق شهری و روستایی الزاماً مشابهتی با روند ضریب جینی درآمدی اعلام شده توسط مراجع رسمی آمار در ایران ندارد. به عبارت دیگر همانطور که انتظار می‌رفت شاخص‌های نابرابری درآمدی گویای وضعیت نابرابری در کل جامعه نیستند. برای مثال ضریب جینی درآمدی، در دهه ۸۰ افزایشی را نسبت به سایر دوره‌ها بر خلاف شاخص بورگنیان تجربه نکرده است و در مجموع می‌توان گفت ضریب جینی نوسان کمتری را نسبت به شاخص بورگنیان داشته است.

۵. نتیجه‌گیری

در این مقاله قصد اندازه گیری شاخص نابرابری چند بعدی را داشتیم و درصدد بودیم به این سوال پاسخ دهیم که در طول دوره مورد مطالعه، نابرابری چندبعدی در مناطق شهری و روستایی چگونه تغییر کرده است؟ و آیا نابرابری چندبعدی با توجه به تاکیدات فراوان در قانون اساسی و برنامه‌های توسعه و سند چشم انداز در طول دوره مورد مطالعه بطور یکنواخت کاهش یافته است یا خیر. برای امکان پذیر بودن مقایسه مخارج خانوارها، داده‌های مخارج با توجه به مقیاس معادل محاسبه شده توسط روش مقیاس معادل تعمیم‌یافته دقیق(GESE) تعدیل شد و محاسبه وزن ابعاد نیز با استفاده از تکنیک آنالیز مولفه‌های اصلی(PCA) در هر سال بطور جداگانه صورت پذیرفت. در نهایت نیز شاخص نابرابری چندبعدی بورگنیان با توجه به مقادیر مختلف مفروض برای پارامترهای اجتناب از نابرابری و جانشینی بین ابعاد محاسبه گردید. همانطور که مشاهده شد مقادیر محاسبه شده شاخص بورگنیان نشان از نوسان در روند شاخص در مناطق شهری و روستایی دارد و نابرابری کاهش مستمری را تجربه نکرده و حتی در برخی سالها نسبت به ابتدای دوره بیشتر نیز شده است. همچنین روند شاخص بورگنیان برای مناطق شهری و روستایی الزاماً مشابهتی با روند ضریب جینی درآمدی اعلام شده توسط مراجع رسمی آمار در ایران ندارد. به عبارت دیگر همانطور که انتظار می‌رفت شاخص‌های نابرابری درآمدی گویای وضعیت نابرابری در کل جامعه نیستند.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

بنابراین نتایج تحقیق حاکی از عملی نشدن اهداف برنامه‌های توسعه و سند چشم انداز در راستای کاهش نابرابری دارد. بنظر می‌رسد نتایج این تحقیق با واقعیت اقتصاد ایران نیز سازگار است و نابرابری علیرغم تاکیدات فراوان کاهش نیافته است. شواهد عینی و بررسی روند متغیرهای تاثیرگذار بر نابرابری نیز گویای این امر است. در مجموع باید گفت تحقیقات مختلف نشان از تاثیرپذیری ابعاد نابرابری از متغیرهای بسیاری از جمله متغیرهای اقتصادی نظیر وضعیت کسب و کار، کارآفرینی، رشد اقتصادی، نرخ تورم، نرخ اشتغال، بهره‌وری نیروی کار، مخارج عمومی دولت، میزان درآمدهای نفتی و تحریم‌های اقتصادی و سیاسی و ... دارد که خود این متغیرها نیز حاصل شرایط اقتصادی کشور هستند و نوسان و همچنین اندازه شاخص محاسبه شده در مناطق شهری و روستایی گویای این مطلب است که در طول دوره مورد مطالعه، ثبات اقتصادی وجود نداشته است و در مجموع موارد پیش‌گفته، لزوماً در راستای کاهش نابرابری حرکت نکرده‌اند. طبیعی است که برای فهم میزان و نحوه تاثیرگذاری هر کدام باید تحقیقات مستقلی صورت پذیرد اما با توجه به نتایج حاصل ذکر چند مورد ضروری است.

شواهد آماری گویای این موضوع است که تولید ناخالص داخلی سرانه علیرغم بازتعریف مداوم نیازهای رفاهی انسان در طول زمان، افزایش مستمر و مشخصی را نداشته در حالیکه تورم بالا در تمام سال‌های گذشته منجر به فاصله گرفتن هر چه بیشتر قیمت مسکن و سایر اقلام مورد نیاز یک زندگی از درآمد متوسط جامعه و بیشتر شدن اختلاف دهک‌های بالای درآمدی نسبت به دهک‌های پایین درآمدی شده است. از طرفی وضعیت کسب و کار، کارآفرینی و نرخ اشتغال نیز که به نوعی نشاندهنده امکان کسب درآمد افراد مختلف در جامعه هستند، بهبودی نداشته است. در کنار این موارد باید به افزایش نرخ مهاجرت از روستاها به شهرها در طول سالیان گذشته بدلایل مشکلات متعدد اقتصادی و اجتماعی نیز اشاره کرد که در مراحل اولیه توسعه جمعیت مهاجر در مشاغل با درآمدهای پایین شهری مشغول به کار خواهند شد و همین موضوع اختلاف طبقاتی بیشتری را در جامعه رقم خواهد زد. همچنین سیستم مالیاتی نیز در طول سالیان گذشته قادر به دریافت مالیات متناسب از ثروتمندان نبوده است و فرار مالیاتی واسطه‌های معاملاتی که به نوعی بیشترین بهره را از تورم و تحریم و سیستم ناکارآمد دولتی می‌برند نیز بر کسی پوشیده نبوده و همواره معضل پیش‌روی تصمیم‌گیران اقتصادی کشور بوده است. اختلاف درآمدی بوجود آمده ناشی از ضعف در سیستم مالیاتی و

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

سایر متغیرهای تاثیرگذار بر نابرابری درآمدی که به برخی از آن‌ها اشاره گردید نیز به مرور زمان منجر به نابرابری آموزشی و بهداشتی شده است و بسیاری از سرپرستان خانوار فقط سعی در تامین حداقل معیشت خانوارهای خود داشته و از تهیه سایر خدمات آموزشی و بهداشتی با کیفیت ناتوان بوده اند. بیشتر شدن اختلاف سطح کمی و کیفی مراکز درمانی و آموزشی در مناطق مختلف کشور نیز شاهدی بر وجود نابرابری در این حوزه است.

علاوه بر مقادیر شاخص نابرابری چندبعدی، نوسانات زیاد این شاخص در طول زمان نیز باید مورد توجه قرار گیرد. با مقایسه شاخص نابرابری چندبعدی محاسبه شده در این مطالعه و ضریب جینی درآمدی محاسبه شده توسط مراکز ارائه دهنده آمار، به این نتیجه خواهیم رسید که دامنه نوسانات شاخص نابرابری چندبعدی بزرگتر از ضریب جینی درآمدی می‌باشد. بطوریکه در دوره مورد مطالعه طبق گزارشات مرکز آمار، ضریب جینی درآمدی شهری در ایران در دامنه ۰/۳۵۱ تا ۰/۴۳۵ و ضریب جینی درآمدی روستایی در دامنه ۰/۳۲۴ و ۰/۴۱۸ مقدار اختیار کرده اند. در حالیکه با در نظر گرفتن مقدار صفر برای پارامتر اجتناب از نابرابری، شاخص نابرابری چندبعدی در مناطق شهری در ایران در دامنه ۰/۲۸۵ تا ۰/۴۱۲ و در مناطق روستایی در دامنه ۰/۲۴۱ تا ۰/۴۱۶ قرار گرفته اند. بنابراین صرفنظر از مقایسه اعداد (بدلیل اختلاف در روش محاسبه دو شاخص)، می‌توان دامنه بزرگتر نوسانات در شاخص نابرابری چندبعدی را به نوسانات بیشتر در دو حوزه نابرابری آموزشی و بهداشتی نسبت به نابرابری در حوزه درآمدی نسبت داد. بخش قابل توجهی از این نوسانات نیز بدلیل تصمیمات ناهماهنگ و متناقض دولت‌ها در زمینه‌های مختلف(از جمله سطح، چگونگی تحقق و جامعه هدف مخارج عمومی دولت در حوزه‌های آموزشی و بهداشتی) است. طبق مطالعات و تجربیات سایر کشورها یکی از عوامل موثر بر نابرابری در حوزه‌های آموزشی و بهداشتی، مخارج عمومی دولت در این حوزه‌ها است. هر چند باید اشاره کرد که جهت اثرگذاری بیشتر این مخارج بر تمامی ابعاد نابرابری، این افزایش باید مستمر و با مطالعه دقیق نحوه تحقق مخارج و شناسایی جامعه هدف مناسب باشد تا علاوه بر کوتاه مدت، در بلندت مدت نیز بر تمامی ابعاد نابرابری اثر گذار باشد. برای مثال در سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۴ که سهم مخارج آموزشی و بهداشتی از مخارج عمومی دولت افزایش مستمر داشته است، نابرابری چندبعدی نیز در طول این سال‌ها کاهش یافته است. اما افزایش هزینه‌ها در یکسال مفروض و کاهش این هزینه‌ها در سال‌های بعدی، به اتلاف بخش قابل توجهی از مخارج قبلی منجر خواهد گردید. بنابراین بهتر است

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

دولت‌ها به جای تصمیمات شتابزده و به دور از تبلیغات عوام فریبانه، برنامه‌های علمی و مشخصی را جهت کاهش نابرابری بطور مستمر دنبال نمایند.

در این خصوص لازم به ذکر است که مقایسه میانگین سهم مخارج عمومی در حوزه‌های آموزشی و بهداشتی توسط دولت با کشورهای توسعه یافته از قبیل ژاپن، آلمان، اتریش و انگلستان و ...که دارای نابرابری چندبعدی کمتری نسبت به سایر کشورها هستند نیز نشاندهنده این موضوع است که کشورهای مذکور دارای سهم(نسبت)مخارج عمومی بیشتری در حوزه‌های آموزش، بهداشت و حمایت‌های اجتماعی نسبت به کل مخارج صورت گرفته دولتی هستند. از طرفی سهم مخارج عمومی دولت در حوزه‌های آموزش و بهداشت و درمان از کل هزینه‌های دولت در ایران نیز در طول دوره مورد مطالعه دچار نوسان زیادی بوده و روند یکنواختی نداشته است. بنابراین یکی از عوامل موثر بر اندازه و همچنین نوسانات شاخص چندبعدی را می‌توان اندازه و نوسانات مخارج عمومی دولت دانست.

بنظر می‌رسد که بعد از انقلاب اسلامی علیرغم تاکید فراوان بر لزوم کاهش نابرابری و انجام اقداماتی از قبیل تخصیص یارانه و کمک‌های حمایتی به اقشار محروم و کم‌درآمد، به دلایل اقتصادی پدیدآورنده و تشدیدکننده نابرابری و همچنین نظریات روز اقتصادی کمتر توجه شده است. در جایگاه کنونی کشور، موانع نهادی بسیاری بر مسیر توسعه و تولید ثروت قرار گرفته و سیاست‌مداران به جای برطرف کردن موانع مذکور، با عدم شناخت علمی و بینش کافی نسبت به موقعیت موجود و نظریات اقتصادی، غالباً تن به سیاست های کوتاه مدت توزیع درآمد، تخصیص منابع، توزیع فرصت‌های شغلی، دستکاری قیمت کالا و خدمات و تخصیص سهمیه‌های آموزشی داده اند که علاوه بر بر هم زدن نظام توزیع توسط بازار، کاهش بهره وری سرمایه و نیروی کار، کاهش رشد اقتصادی، تضعیف وضعیت کسب و کار و اتلاف سرمایه‌های ملی را موجب شده اند. از طرفی بدلایل متعددی از جمله میسرنبودن شناخت دقیق گروه‌های هدف، نیاز به منابع مالی گسترده و پایدار جهت تامین نیازهای این گروه‌ها و چالش نوسان قیمت و مقدار فروش نفت و امکان ناپذیری پیش بینی درآمدهای مالی دولت ، حتی در کوتاه مدت نیز این سیاست‌ها موفق نبوده اند. تاثیر سهمیه‌های آموزشی و فرصت‌های شغلی نیز در برخی موارد افراد ناکارآمد را جایگزین افراد توانمند در نهادهای دولتی و عمومی‌ای کرده است که باید طلایه دار توسعه در مراحل اولیه تشکیل نهادهای توسعه محور در کشور باشند. البته همانطور که در سطور قبلی اشاره شد، نمی‌توان نقش مخارج دولت در زمینه‌های آموزش

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

و بهداشت در تشکیل سرمایه انسانی و توسعه را نادیده گرفت. اما حتی بسیاری از این هزینه‌ها نیز صرفنظر از تبعیض منطقه ای صورت گرفته، کمک چندانی به ارتقای سطح کیفی آموزش و بهداشت در بلندمدت نکرده اند.

نگاهی دقیقتر به نتایج گواه این موضوع است که حتی در شرایطی که دولت‌ها منابع مالی بیشتری جهت سرمایه گذاری در امور زیربنایی، آموزشی، بهداشتی و ایجاد شغل در راستای برنامه‌های فوق الذکر و در جهت کاهش نابرابری داشته اند، نابرابری چندبعدی از سایر دوره‌ها بیشتر بوده است. بطور مثال همانگونه که ذکر گردید نابرابری در دهه ۸۰ نسبت به سال‌های قبل از آن بیشتر بوده در حالیکه در این دوره درآمدهای نفتی دولت‌ها بر حسب دلار از دوره‌های مشابه قبل و بعد از آن دوره بیشتر بوده است. همچنین در این دوره، ارزش واگذاری سهام و دارائی‌های بنگاه‌های مشول واگذاری توسط سازمان خصوصی سازی نیز در مجموع از سال‌های دیگر دوره مورد مطالعه بیشتر بوده است. بنابراین به نظر نمی رسد مشکل اصلی در کمبود منابع باشد بلکه سیستم توزیع دولتی و نهادهای شبه دولتی در امر توزیع و همچنین افزایش برابری در جامعه ناکارآمد هستند. تجربه چندین ساله ایران و سایر کشورها نیز نشان می‌دهد که دولت و نهادهای شبه دولتی قادر به تخصیص عادلانه منابع و فرصت‌ها نیستند و حتی موجبات تشدید نابرابری را نیز در بلندمدت بدلیل کاهش تولیدات ملی، بسته‌تر بودن فضای اقتصاد و در نتیجه کاهش کارآفرینی و اشتغال فراهم کرده اند. همچنین عدم توجه کافی به خدمات آموزشی و بهداشتی در مناطق مختلف کشور و توزیع نامتقارن منابع در این بخش‌ها، علاوه بر عدم کاهش نابرابری در ابعاد آموزش و سلامت، موجب عدم بهره‌مندی نیروی کار از مهارت‌های لازمه بازار کار و مشارکت نامتقارن در بخش‌های مختلف اقتصادی و در نتیجه افزایش نابرابری درآمدی در نقاط مختلف کشور شده است. این عدم دسترسی مناسب و فراگیر به امکانات حوزه آموزش و سلامت، نابرابری در قابلیت‌ها و کارکردهای اجتماعی را موجب شده که چه بسا تاثیرات منفی بیشتری از نابرابری درآمدی به همراه داشته است.

یافته‌های تحقیق لزوم توجه به عوامل تاثیرگذار و ایجادکننده نابرابری و راهکارهای علمی را بیشتر نمایان می‌سازد. پیشنهاد می‌گردد راهکارهایی همچون ارتقا کیفی و کمی مولفه‌های سهولت انجام کسب و کار، تشکیل نهادهای قضایی کارا و بی‌طرف و تعریف قوانین الزام آور در زمینه صیانت از حقوق مالکیت، کاهش اندازه دولت ، جلوگیری از اتلاف منابع و افزایش

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

سطح رقابت‌پذیری اقتصاد با توجه به شرایط اقتصاد ایران، مورد مطالعه قرار گرفته و به جای تمرکز و صرف هزینه‌های بسیار بر تدوین و اجرای برنامه‌های دولتی با هدف دخالت در بازار و بهبود وضعیت برابری درآمدی، کارآفرینی و شرایط کسب و کار در محیطی برابر تسهیل گردد که تمامی مردم امکان کسب درآمد و بهره‌مندی از آن را داشته باشند.همچنین با توجه به اهمیت اخذ مالیات توسط دولت در بازتوزیع درآمدها و منابع، باید متذکر شد که مطابق آمار موجود، میانگین سهم مالیات‌ها از کل درآمد دولت نیز در کشورهای توسعه یافته بسیار بیشتر از ایران می‌باشد. دولت می‌تواند با شناسایی دقیق ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی و وضع مالیات مبتنی بر راهکارهای علمی بر آن‌ها و جلوگیری از فرار مالیاتی واسطه‌های معاملاتی در بازار، منابع مالی بیشتری را صرف مخارج عمومی در حوزه‌های آموزشی و بهداشتی نماید. البته نقش و وظیفه دولت در حوزه‌های آموزش و بهداشت باید به دقت و بطور کاملا علمی با بهره‌گیری از تجربیات کشورهای موفق، در راستای کاهش نابرابری‌های اقتصادی و اجتماعی، مورد بازبینی قرار گرفته و در قالب اهداف لازم الاجرا تدوین و عملی گردد. در راستای کاهش نابرابری درآمدی نیز پیشنهاد می‌گردد مطالعاتی در خصوص متغیرهای تاثیرگذار بر نابرابری و بطور خاص تاثیر نهادهای بازار بصورت یک مدل جامع صورت پذیرد.

تشکر و قدردانی

در پایان از دست اندرکاران محترم فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی و داوران گرانقدر که نکاتی ارزشمند جهت اصلاح مقاله بیان فرمودند؛ سپاسگزاری می‌شود.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

منابع و مآخذ

- Harati J, dehghani A, taghizadeh H, amin.i T.(2016) The Effects of Economic and Political Inequality on Quality of Environment in Selected Countries: GMM Panel Analysis Journal of Economic Modeling Research, 6 (23) ,197-232((in persian)
- Homaie Rad, E. (2013). Comparing the socioeconomic determinants of infant mortality rate in Iran and MENA countries. Journal of Economic Modeling Research, 3(12), 135-151. (in persian)
- Karimi Moughari, Z., & Barati, J. (2017). Determining the Level of Regional Inequality in Provinces of Iran: Analysis of Multidimensional Composite Index. Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 7(26), 49-70. (in persian)
- Raghfar, H., Safarzadeh, E., & Aliakbari Salami, F. (2018). The Measurement of the Multidimensional Inequality Index in Urban Areas of Iran. The Economic Research, 18(1), 127-154. (in persian)
- Salem, A. A., Abounoori, E., & Yarmohamadi, J. A. (2018). Multidimensional Approach to Measuring Poverty: Theoretical Concepts and Empirical Evidence from the Iranian Economy from 1370 to 1392 Persian Calendar. Social Welfare Quarterly, 18(68), 9-41. (in persian)
- Alesina, A., & Perotti, R. (1996). Income distribution, political instability, and investment. European economic review, 40(6), 1203-1228.
- Alesina, A., & Rodrik, D. (1994). Distributive politics and economic growth. The quarterly journal of economics, 109(2), 465-490.
- Aristei, D., & Bracalente, B. (2011). Measuring multidimensional inequality and well-being: methods and an empirical application to Italian. Statistica, 71(2), 239-266.
- Atkinson, A. B. (1970). On the measurement of inequality. Journal of economic theory, 2(3), 244-263.
- Atkinson, A. B., & Bourguignon, F. (1982). The comparison of multi-dimensioned distributions of economic status. The Review of Economic Studies, 49(2), 183-201.
- Banks, J., Marmot, M., Oldfield, Z., & Smith, J. P. (2007). Social And Economic Dimensions Of An Aging Population.
- Banks, J., Blundell, R., & Lewbel, A. (1997). Quadratic Engel curves and consumer demand. Review of Economics and statistics, 79(4), 527-539.
- Barro, R. J. (2000). Inequality and Growth in a Panel of Countries. Journal of economic growth, 5(1), 5-32.
- Belle, D., & Doucet, J. (2003). Poverty, inequality, and discrimination as sources of depression among US women. Psychology of Women Quarterly, 27(2), 101-113.
- Benaabdelaali, W., Hanchane, S., & Kamal, A. (2012). Chapter 13 Educational Inequality in the World, 1950–2010: Estimates from a New Dataset. Inequality, Mobility and Segregation: Essays in Honor of

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]

[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

Jacques Silber (Research on Economic Inequality, Volume 20. Emerald Group Publishing Limited.
- Blackorby, C., & Donaldson, D. (1991). Equivalence scales and the costs of children (No. 91a14). Universite Aix-Marseille III.
- Bourguignon, F. (1999), "Comment to 'Multidimensioned Approaches to Welfare Analysis' by Maasoumi, E." in Handbook of income inequality measurement., ed. J.
- Silber, Boston, Dordrecht and London: Kluwer Academic, pp. 477-484.
- Brandolini, A. (2008). On applying synthetic indices of multidimensional well-being: Health and income inequalities in selected EU countries. Bank of Italy Temi di Discussione (Working Paper) No, 668.
-
- Caruso, R., & Schneider, F. (2011). The socio-economic determinants of terrorism and political violence in Western Europe (1994–2007). European Journal of Political Economy, 27, S37-S49.
-
- Chakravarty, S. R. (2009). Inequality, polarization and poverty. Advances in distributional analysis. New York.
-
- Cheli, B., & Lemmi, A. (1995). A'totally'fuzzy and relative approach to the multidimensional analysis of poverty.
-
- Chen, H. J., & Bai, J. F. (2013). Weight determination method based on principal component analysis coking. In Advanced Materials Research (Vol. 712, pp. 2469-2473). Trans Tech Publications Ltd.
-
- Cherchye, L., Moesen, W., Rogge, N., & Van Puyenbroeck, T. (2007). An introduction to 'benefit of the doubt'composite indicators. Social indicators research, 82(1), 111-145.
-
- Cowell, F. (2011). Measuring inequality. Oxford University Press.
- Decancq, K. (2017). Measuring multidimensional inequality in the OECD member countries with a distribution-sensitive Better Life Index. Social Indicators Research, 131(3), 1057-1086.
- Donaldson, D., & Pendakur, K. (2004). Equivalent-expenditure functions and expenditure-dependent equivalence scales. Journal of Public Economics, 88(1-2), 175-208.
- Decancq, K., & Lugo, M. A. (2012). Inequality of wellbeing: A multidimensional approach. Economica, 79(316), 721-746.
- Despotis, D. K. (2005a). Measuring human development via data envelopment analysis: the case of Asia and the Pacific. Omega, 33(5), 385-390.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

- Despotis, D. K. (2005b). A reassessment of the human development index via data envelopment analysis. Journal of the operational research society, 56(8), 969-980.
- Desai, M., & Shah, A. (1988). An econometric approach to the measurement of poverty. Oxford Economic Papers, 40(3), 505-522.
- Fleurbaey, M. (2009). Beyond GDP: The quest for a measure of social welfare. Journal of Economic literature, 47(4), 1029-75.
- Helliwell, J. F., & Putnam, R. D. (2004). The social context of well–being. Philosophical Transactions of the Royal Society of London. Series B: Biological Sciences, 359(1449), 1435-1446.
- Hume, D. (1998). Selected essays. OUP Oxford.
- Ibourk, A., & Amaghouss, J. (2012). Measuring Education Inequalities: Concentration and Dispersion-Based Approach. Lessons from Kuznets Curve in MENA Region. World Journal of Education, 2(6), 51-65.
- John, R. (1971). A theory of justice.
- Jung, H. S., Kim, S. W., & Ahn, S. H. (2014). Multidimensional inequality in South Korea: An empirical analysis. Asian Social Work and Policy Review, 8(2), 170-191.
- Krishnakumar, J., & Nagar, A. L. (2008). On exact statistical properties of multidimensional indices based on principal components, factor analysis, MIMIC and structural equation models. Social Indicators Research, 86(3), 481-496.
- Klasen, S. (2000). Measuring poverty and deprivation in South Africa. Review of income and wealth, 46(1), 33-58.
- Lugo, M. A. (2007). Comparing multidimensional indices of inequality: Methods and application. Research on Economic Inequality, 14, 213-236.
- Maasoumi, E. (1986). The measurement and decomposition of multi-dimensional inequality. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 991-997.
- Mahlberg, B., & Obersteiner, M. (2001). Remeasuring the HDI by data envelopement analysis. Available at SSRN 1999372.
- Mascherini, M., & Hoskins, B. (2008). Retrieving expert opinion on weights for the Active Citizenship Composite Indicator. European Commission–Institute for the protection and security of the citizen–EUR JRC46303 EN, 288.
- Mayer, S. E., & Jencks, C. (1989). Poverty and the distribution of material hardship. Journal of Human resources, 88-114.
- Nardo, M., Saisana, M., Saltelli, A., & Tarantola, S. (2005). Tools for composite indicators building. European Comission, Ispra, 15(1), 19-20.
- Noorbakhsh, F. (1998). The human development index: some technical issues and alternative indices. Journal of International Development: The Journal of the Development Studies Association, 10(5), 589-605.
- Omotoso, K. O., Adesina, J., & Adewole, O. G. (2021). Profiling gendered multidimensional poverty and inequality in post-apartheid

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]

[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

South Africa. African Journal of Science, Technology, Innovation and Development, 1-13.
- Parente, F. (2019). A multidimensional analysis of the EU regional inequalities. Social Indicators Research, 143(3), 1017-1044.
- Pinar, M. (2019). Multidimensional Well-Being and Inequality Across the European Regions with Alternative Interactions Between the Well-Being Dimensions. Social Indicators Research, 144(1), 31-72.
- Popper, K. R., Kneale, W. C., & Ayer, A. J. (1948). Symposium: What Can Logic Do for Philosophy?. Proceedings of the Aristotelian Society, Supplementary Volumes, 22, 141-178.
- Rae, D. W., Rae, D. W. R., Yates, D., Hochschild, J., Morone, J., & Fessler, C. (1981). equalities. Harvard University Press.
- Rohde, N., & Guest, R. (2018). Multidimensional Inequality Across Three Developed Countries. Review of Income and Wealth, 64(3), 576-591.
- Schokkaert, E. (2007). Capabilities and satisfaction with life. Journal of Human development, 8(3), 415-430.
- Srinivasan, T. N. (1994). Human development: a new paradigm or reinvention of the wheel?. The American Economic Review, 84(2), 238-243.
- Stiglitz, J. E., Sen, A., & Fitoussi, J. P. (2010). Mismeasuring our lives: Why GDP doesn't add up. The New Press.
- Shughart II, W. F., Tollison, R. D., & Yan, Z. (2003). Rent seeking into the income distribution. Kyklos, 56(4), 441-456.
- Tsui, K. Y. (1999). Multidimensional inequality and multidimensional generalized entropy measures: An axiomatic derivation. Social Choice and Welfare, 16(1), 145-157.
- Tsui, K. Y. (1995). Multidimensional generalizations of the relative and absolute inequality indices: the Atkinson-Kolm-Sen approach. Journal of Economic Theory, 67(1), 251-265.
- Weymark, J. A. (2006). The normative approach to the measurement of multidimensional inequality. Inequality and economic integration, 303-328.
- Westen, P. (1990). Speaking of Equality. An Analysis of the Rhetorical Force of" Equality. Moral and Legal Discourse, 270.
- Wilkinson, R. G., Pickett, K. E., & De Vogli, R. (2010). Equality, sustainability, and quality of life. Bmj, 341.
- B. Williams, Problems of the Self, Cambridge: Cambridge University Press, pp. 230-249, reprinted in L. Pojman & R. Westmoreland (eds.),
- Young, I. M. (2011). Justice and the Politics of Difference. Princeton University Press.
- Zagorski, K., Evans, M. D., Kelley, J., & Piotrowska, K. (2014). Does national income inequality affect individuals' quality of life in Europe? Inequality, happiness, finances, and health. Social Indicators Research, 117(3).1089-1110

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

پیوست‌ها

جدول پیوست ۱. تخمین ضرایب معادله سهم مخارج برای هر خانوار شهری در سال ۱۳۹۷

	خانوار یک نفره			خانوار دو نفره			خانوار سه نفره			خانوار چهار نفره			خانوار پنج نفره			خانوار شش نفره		
	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j
هزینه‌های خوراکی خانوار	−۰.۱۳۶۱	۰.۰۴۳۸	−۰.۰۰۱۵	۰.۶۶۶۵	−۰.۰۵۴۱	۰.۰۰۱۵	۰.۹۴۵۵	−۰.۰۸۵۸	۰.۰۰۲۴	۰.۸۶۵۲	−۰.۰۷۵۸	۰.۰۰۲۱	۱.۰۲۹۵	−۰.۰۹۴۹	۰.۰۰۲۶	۱.۴۵۳۱	−۰.۱۴۵۶	۰.۰۰۴۱
	۹۱۰۱۰.	۰.۰۱۹۶	۰.۰۰۰۶	۲۰۸۰۰.	۰.۰۱۴۳	۰.۰۰۰۴	۱۸۷۰۰.	۰.۰۱۳۸	۰.۰۰۰۴	۱۴۰۰۰.	۰.۰۱۳۲	۰.۰۰۰۴	۴۴۰۳۰.	۰.۰۲۰۲	۰.۰۰۰۶	۶۸۰۲۰.	۰.۰۴۱۵	۰.۰۰۱۲
هزینه‌های نوشیدنی‌ها، دخانیهات و سایر مواد دخانی خانوار	۰.۱۲۹۳	−۰.۰۱۳۹	۰.۰۰۰۴	۰.۰۰۰۵	۰.۰۰۵۰	−۰.۰۰۰۳	−۰.۱۶۰۶	۰.۰۲۳۹	−۰.۰۰۰۸	۰.۲۵۲۰	−۰.۰۲۲۶	۰.۰۰۰۵	−۰.۱۸۱۰	۰.۰۲۶۵	−۰.۰۰۰۹	−۰.۱۲۵۹	۰.۰۲۱۱	−۰.۰۰۰۸
	۴۵۰۴۰.	۰.۰۲۲۷	۰.۰۰۰۷	۵۸۰۱۰.	۰.۰۲۰۹	۰.۰۰۰۶	۳۹۰۲۰.	۰.۰۱۸۰	۰.۰۰۰۵	۸۲۰۱۰.	۰.۰۱۷۲	۰.۰۰۰۵	۰۷۰۳۰.	۰.۰۲۹۱	۰.۰۰۰۸	۲۶۰۱۰.	۸۴۲۰.۰	۰.۰۰۱۷
هزینه‌های پوشاک و کفش خانوار	−۰.۰۲۷۲	۰.۰۰۸۸	−۰.۰۰۰۳	۰.۱۳۳۳	−۰.۰۱۰۸	۰.۰۰۰۳	۰.۱۸۹۱	−۰.۰۱۷۲	۰.۰۰۰۵	۰.۱۷۳۰	−۰.۰۱۵۲	۰.۰۰۰۴	۰.۲۰۵۹	−۰.۰۱۹۰	۰.۰۰۰۵	۰.۲۹۰۶	−۰.۰۲۹۱	۰.۰۰۰۸
	۰.۰۳۱۸	۰.۰۰۳۹	۰.۰۰۰۱	۰.۰۲۴۲	۰.۰۰۲۹	۰.۰۰۰۱	۰.۰۲۳۷	۰.۰۰۲۸	۰.۰۰۰۱	۰.۰۲۲۸	۰.۰۰۲۶	۰.۰۰۰۱	۰.۰۳۴۹	۰.۰۰۴۰	۰.۰۰۰۱	۱۴۱۰.۰	۰.۰۰۸۳	۰.۰۰۰۲
هزینه‌های مسکن، آب، فاضلاب، سوخت و روشنایی خانوار	−۰.۲۰۴۱	۰.۰۶۵۸	−۰.۰۰۲۲	۰.۹۹۹۸	−۰.۰۸۱۱	۰.۰۰۲۲	۱.۴۱۸۳	−۰.۱۲۸۷	۰.۰۰۳۶	۱.۲۹۷۷	−۰.۱۱۳۷	۰.۰۰۳۱	۱.۵۴۴۲	−۰.۱۴۲۳	۰.۰۰۳۹	۲.۱۷۹۶	−۰.۲۱۸۴	۰.۰۰۶۲
	۳۸۶۰۰.	۰.۰۲۹۴	۰.۰۰۰۹	۱۱۰۱۰.	۰.۰۲۱۵	۰.۰۰۰۶	۸۰۰۱۰.	۰.۰۲۰۸	۰.۰۰۰۶	۱۰۰۱۰.	۰.۰۱۹۹	۰.۰۰۰۶	۱۶۰۳۰.	۰.۰۳۰۴	۰.۰۰۰۹	۳۵۲۰۰.	۰.۰۶۲۲	۰.۰۰۱۸
هزینه‌های مبلمان، لوازم خانگی و نگهداری معمول آنها	−۰.۰۱۳۶	۰.۰۰۴۴	−۰.۰۰۰۲	۰.۰۶۶۷	−۰.۰۰۵۴	۰.۰۰۰۱	۰.۰۹۴۶	−۰.۰۰۸۶	۰.۰۰۰۲	۰.۰۸۶۵	−۰.۰۰۷۶	۰.۰۰۰۲	۰.۱۰۲۹	−۰.۰۰۹۵	۰.۰۰۰۳	۰.۱۴۵۳	−۰.۰۱۴۶	۰.۰۰۰۴
	۰.۰۱۵۹	۰.۰۰۲۰	۰.۰۰۰۱	۰.۰۱۲۱	۰.۰۰۱۴	۰.۰۰۰۰	۰.۰۱۱۹	۰.۰۰۱۴	۰.۰۰۰۰	۰.۰۱۱۴	۰.۰۰۱۳	۰.۰۰۰۰	۰.۰۱۷۴	۰.۰۰۲۰	۰.۰۰۰۱	۰.۰۳۵۷	۰.۰۰۴۱	۰.۰۰۰۱

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

جدول پیوست ۱. تخمین ضرایب معادله سهم مخارج برای هر خانوار شهری در سال ۱۳۹۷

	خانوار یک نفره			خانوار دو نفره			خانوار سه نفره			خانوار چهار نفره			خانوار پنج نفره			خانوار شش نفره		
	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j
هزینه‌های بهداشتی و درمانی خانوار	−۰.۰۱۳۶	۰.۰۰۴۴	−۰.۰۰۰۲	۰.۰۶۶۷	−۰.۰۰۵۴	۰.۰۰۰۱	۰.۰۹۴۶	−۰.۰۰۸۶	۰.۰۰۰۲	۰.۰۸۶۵	−۰.۰۰۷۶	۰.۰۰۰۲	۲۹۰۱۰.	−۰.۰۰۹۵	۰.۰۰۰۳	۴۵۳۰۰.	−۰.۰۱۴۶	۰.۰۰۰۴
	۰.۰۱۵۹	۰.۰۰۲۰	۰.۰۰۰۱	۰.۰۱۲۱	۰.۰۰۱۴	۰.۰۰۰۰	۰.۰۱۱۹	۰.۰۰۱۴	۰.۰۰۰۰	۰.۰۱۱۴	۰.۰۰۱۳	۰.۰۰۰۰	۰.۰۱۷۴	۰.۰۰۲۰	۰.۰۰۰۱	۰.۰۳۵۷	۰.۰۰۴۱	۰.۰۰۰۱
هزینه‌های حمل و نقل خانوار	−۰.۰۴۰۸	۰.۰۱۳۲	−۰.۰۰۰۴	۰.۲۰۰۰	−۰.۰۱۶۲	۰.۰۰۰۴	۰.۲۸۳۷	−۰.۰۲۵۷	۰.۰۰۰۷	۰.۲۵۹۵	−۰.۰۲۲۸	۰.۰۰۰۶	۰.۳۰۸۸	−۰.۰۲۸۵	۰.۰۰۰۸	۰.۴۳۵۹	−۰.۰۴۳۷	۰.۰۰۱۲
	۰.۰۴۷۷	۰.۰۰۵۹	۰.۰۰۰۲	۰.۰۳۶۲	۰.۰۰۴۳	۰.۰۰۰۱	۰.۰۳۵۶	۰.۰۰۴۲	۰.۰۰۰۱	۰.۰۳۴۲	۰.۰۰۴۰	۰.۰۰۰۱	۲۳۲۰.۰	۰.۰۰۶۱	۰.۰۰۰۲	۷۰۰۱۰.	۰.۰۱۲۴	۰.۰۰۰۴
هزینه‌های ارتباطات خانوار	−۰.۰۰۶۸	۰.۰۰۲۲	−۰.۰۰۰۱	۰.۰۳۳۳	−۰.۰۰۲۷	۰.۰۰۰۱	۰.۰۴۷۳	−۰.۰۰۴۳	۰.۰۰۰۱	۰.۰۴۳۳	−۰.۰۰۳۸	۰.۰۰۰۱	۰.۰۵۱۵	−۰.۰۰۴۷	۰.۰۰۰۱	۰.۰۷۲۷	−۰.۰۰۷۳	۰.۰۰۰۲
	۰.۰۰۸۰	۰.۰۰۱۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۶۰	۰.۰۰۰۷	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۵۹	۰.۰۰۰۷	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۵۷	۰.۰۰۰۷	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۸۷	۰.۰۰۱۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۱۷۸	۰.۰۰۲۱	۰.۰۰۰۱
هزینه‌های مربوط به خدمات فرهنگی و تفریحات خانوار،	−۰.۰۶۸۰	۰.۰۲۱۹	−۰.۰۰۰۷	۰.۳۳۳۳	−۰.۰۲۷۰	۰.۰۰۰۷	۰.۴۷۲۸	−۰.۰۴۲۹	۰.۰۰۱۲	۰.۴۳۲۶	−۰.۰۳۷۹	۰.۰۰۱۰	۰.۵۱۴۷	−۰.۰۴۷۴	۰.۰۰۱۳	۰.۷۲۶۵	−۰.۰۷۲۸	۰.۰۰۲۱
	۹۵۳۰.۰	۰.۰۰۹۸	۰.۰۰۰۳	۰۴۲۰.۰	۰.۰۰۷۲	۰.۰۰۰۲	۹۳۱۰.۰	۰.۰۰۶۹	۰.۰۰۰۲	۷۰۲۰.۰	۰.۰۰۶۶	۰.۰۰۰۲	۷۲۳۰.۰	۰.۰۱۰۱	۰.۰۰۰۳	۸۴۰۱۰.	۰.۰۲۰۷	۰.۰۰۰۶
هزینه‌های آموزش و تحصیل خانوار،	−۰.۰۰۶۸	۰.۰۰۲۲	−۰.۰۰۰۱	۰.۰۳۳۳	−۰.۰۰۲۷	۰.۰۰۰۱	۰.۰۴۷۳	−۰.۰۰۴۳	۰.۰۰۰۱	۰.۰۴۳۳	−۰.۰۰۳۸	۰.۰۰۰۱	۰.۰۵۱۵	−۰.۰۰۴۷	۰.۰۰۰۱	۰.۰۷۲۷	−۰.۰۰۷۳	۰.۰۰۰۲
	۰.۰۰۸۰	۰.۰۰۱۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۶۰	۰.۰۰۰۷	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۵۹	۰.۰۰۰۷	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۵۷	۰.۰۰۰۷	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۸۷	۰.۰۰۱۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۱۷۸	۰.۰۰۲۱	۰.۰۰۰۱
هزینه‌های	−۰.۰۱۳۶	۰.۰۰۴۴	−۰.۰۰۰۲	۰.۰۶۶۷	−۰.۰۰۵۴	۰.۰۰۰۱	۰.۰۹۴۶	−۰.۰۰۸۶	۰.۰۰۰۲	۰.۰۸۶۵	−۰.۰۰۷۶	۰.۰۰۰۲	۰.۱۰۲۹	−۰.۰۰۹۵	۰.۰۰۰۳	۰.۱۴۵۳	−۰.۰۱۴۶	۰.۰۰۰۴

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]

[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

جدول پیوست ۱. تخمین ضرایب معادله سهم مخارج برای هر خانوار شهری در سال ۱۳۹۷

	خانوار یک نفره			خانوار دو نفره			خانوار سه نفره			خانوار چهار نفره			خانوار پنج نفره			خانوار شش نفره		
	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j
غذاهای آماده، هتل و رستوران خانوار،	۰.۰۱۵۹	۰.۰۰۲۰	۰.۰۰۰۱	۰.۰۱۲۱	۰.۰۰۱۴	۰.۰۰۰۰	۰.۰۱۱۹	۰.۰۰۱۴	۰.۰۰۰۰	۰.۰۱۱۴	۰.۰۰۱۳	۰.۰۰۰۰	۰.۰۱۷۴	۰.۰۰۲۰	۰.۰۰۰۱	۰.۰۳۵۷	۰.۰۰۴۱	۰.۰۰۰۱
هزینه‌های کالاها و خدمات متفرقه خانوار	۰.۰۴۴۳	−۰.۰۰۶۴	۰.۰۰۰۲	−۰.۲۰۹۴	۰.۰۲۳۷	−۰.۰۰۰۷	−۰.۷۰۳۸	۰.۰۷۹۵	−۰.۰۰۲۲	−۰.۷۵۴۹	۰.۰۸۳۶	−۰.۰۰۲۳	−۰.۹۹۵۱	۰.۱۱۱۲	−۰.۰۰۳۰	−۰.۷۹۶۵	۰.۰۸۹۰	−۰.۰۰۲۴
	۴۰۳۰.۰	۰.۰۱۱۶	۰.۰۰۰۴	۰۸۰۱۰.	۰.۰۱۵۵	۰.۰۰۰۵	۱۱۰۲۰.	۰.۰۱۸۸	۰.۰۰۰۵	۳۴۰۳۰.	۰.۰۲۰۱	۰.۰۰۰۶	۳۱۰۴۰.	۰.۰۳۵۲	۰.۰۰۱۰	۵۶۰۲۰.	۴۶۴۰.۰	۰.۰۰۱۹
مخارج مصرفی	−۰.۶۸۰۳	۰.۲۱۹۲	−۰.۰۰۷۵	۳.۳۳۲۷	−۰.۲۷۰۵	۰.۰۰۷۴	۴.۷۲۷۷	−۰.۴۲۹۱	۰.۰۱۲۰	۴.۳۲۵۸	−۰.۳۷۹۲	۰.۰۱۰۴	۵.۱۴۷۴	−۰.۴۷۴۴	۰.۰۱۳۲	۷.۲۶۵۳	−۰.۷۲۷۹	۰.۰۲۰۷
	۵۳۰۳۰.	۷۹۲۰.۰	۰.۰۰۳۰	۳۸۰۱۰.	۱۶۴۰.۰	۰.۰۰۲۱	۳۳۰۱۰.	۹۲۴۰.۰	۰.۰۰۲۰	۰۲۰۰.	۶۲۳۰.۰	۰.۰۰۱۹	۲۱۰۲۰.	۰۱۲۰۰.	۰.۰۰۲۹	۰,۰۰۱۲۳	۰۷۴۰۰.	۰.۰۰۶۰
مخارج آموزشی	۰.۰۴۴۳	−۰.۰۰۶۴	۰.۰۰۰۲	−۰.۲۰۹۴	۰.۰۲۳۷	−۰.۰۰۰۷	−۰.۷۰۳۸	۰.۰۷۹۵	−۰.۰۰۲۲	−۰.۷۵۴۹	۰.۰۸۳۶	−۰.۰۰۲۳	−۰.۹۹۵۱	۰.۱۱۱۲	−۰.۰۰۳۰	−۰.۷۹۶۵	۰.۰۸۹۰	−۰.۰۰۲۴
	۴۰۲۰.۰	۰.۰۱۱۶	۰.۰۰۰۴	۳۰۸۰۰.	۰.۰۱۵۵	۰.۰۰۰۵	۱۱۰۴۰.	۰.۰۱۸۸	۰.۰۰۰۵	۳۴۰۲۰.	۰.۰۲۰۱	۰.۰۰۰۶	۳۱۰۳۰.	۰.۰۳۵۲	۰.۰۰۱۰	۵۶۰۲۰.	۰.۰۶۴۶	۰.۰۰۱۹
مخارج بهداشتی	۱.۶۳۶۰	−۰.۲۱۲۸	۰.۰۰۷۳	−۲.۱۲۳۳	۰.۲۴۶۷	−۰.۰۰۶۸	−۳.۰۲۳۹	۰.۳۴۹۶	−۰.۰۰۹۸	−۲.۵۷۰۸	۰.۲۹۵۵	−۰.۰۰۸۲	−۳.۱۵۲۳	۰.۳۶۳۱	−۰.۰۱۰۱	−۵.۴۶۸۸	۰.۶۳۸۹	−۰.۰۱۸۳
	۵۰۰۱۰.	۷۸۳۰.۰	۰.۰۰۳۰	۴۷۰۴۰.	۰۶۳۰.۰	۰.۰۰۲۱	۸۵۰۲۰.	۷۵۳۰.۰	۰.۰۰۲۰	۲۲۰۱۰.	۴۱۳۰.۰	۰.۰۰۱۹	۲۷۰۲۰.	۶۷۱۰.۰	۰.۰۰۲۸	۰,۰۰۱۴	۰۲۲۰۰.	۰.۰۰۵۹

جدول پیوست ۲. تخمین ضرایب معادله سهم مخارج برای هر خانوار روستایی در سال ۱۳۹۷

	خانوار یک نفره			خانوار دو نفره			خانوار سه نفره			خانوار چهار نفره			خانوار پنج نفره			خانوار شش نفره		
	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j
هزینه‌های خوراکی خانوار	−۶.۷۶۵۳	۰.۹۳۶۷	−۰.۰۳۰۶	−۵.۴۴۳۸	۰.۷۹۱۴	−۰.۰۲۶۶	−۰.۲۷۰۳	۰.۱۷۸۱	−۰.۰۰۸۴	۰.۷۱۳۱	۰.۰۶۱۳	−۰.۰۰۴۹	۰.۸۵۹۲	۰.۰۴۹۹	−۰.۰۰۴۷	۲.۷۶۲۴	−۰.۱۶۴۰	۰.۰۰۱۴
	۴۰۰۱۰.	۱۷۷۰۰.	۰.۰۰۳۸	۱۶۰۴۰.	۰۴۱۰۰.	۰.۰۰۳۲	۴۶۴۰۰.	۱۳۵۰۰.	۰.۰۰۳۴	۴۸۰۳۰.	۰۴۲۰۰.	۰.۰۰۳۱	۵۲۰۱.۰	۳۷۲۰۰.	۰.۰۰۴۱	۰۷۹۰.۰	۱۳۱۰۰.	۰.۰۰۶۳
هزینه‌های نوشیدنی‌ها، دخانیات و سایر مواد دخانی خانوار	−۰.۴۰۷۸	۰.۰۵۲۱	−۰.۰۰۱۶	−۰.۹۳۲۶	۰.۱۱۵۸	−۰.۰۰۳۵	−۰.۸۹۲۷	۰.۱۱۲۵	−۰.۰۰۳۵	−۰.۴۹۶۹	۰.۰۶۶۸	−۰.۰۰۲۲	−۰.۴۶۹۷	۰.۰۶۳۰	−۰.۰۰۲۰	−۱.۵۵۳۶	۰.۱۸۶۱	−۰.۰۰۵۵
	۴۷۶۰۰.	۰.۰۳۱۹	۰.۰۰۱۰	۴۵۱۰۰.	۰.۰۳۰۰	۰.۰۰۰۹	۷۶۰۱۰.	۰.۰۳۴۵	۰.۰۰۱۰	۰۵۶۰۰.	۰.۰۳۶۴	۰.۰۰۱۱	۰۹۱۰۰.	۰.۰۴۸۶	۰.۰۰۱۴	۲۴۰۳۰.	۹۸۴۰.۰	۰.۰۰۲۱
هزینه‌های پوشاک و کفش خانوار	−۰.۱۹۷۶	۰.۰۱۹۱	−۰.۰۰۰۳	−۰.۲۷۵۶	۰.۰۲۳۸	−۰.۰۰۰۳	−۱.۷۹۰۵	۰.۲۰۱۸	−۰.۰۰۵۵	−۲.۱۶۰۳	۰.۲۴۳۰	−۰.۰۰۶۶	−۳.۲۷۷۳	۰.۳۷۳۹	−۰.۰۱۰۵	−۲.۱۱۸۴	۰.۲۳۵۲	−۰.۰۰۶۳
	۳۶۰۳۰.	۰.۰۳۵۲	۰.۰۰۱۱	۱۲۷۰۰.	۰.۰۳۸۲	۰.۰۰۱۲	۳۹۸۰۰.	۰.۰۵۲۷	۰.۰۰۱۶	۰۹۰۳۰.	۶۱۴۰.۰	۰.۰۰۱۷	۵۸۰۲۰.	۹۱۳۰.۰	۰.۰۰۲۳	۵۹۰۱.۰	۱۵۰۳۰.	۰.۰۰۳۹
هزینه‌های مسکن، آب، فاضلاب، سوخت و روشنایی خانوار	۴.۲۵۶۵	−۰.۴۰۳۸	۰.۰۰۹۷	۲.۴۷۵۸	−۰.۱۸۶۰	۰.۰۰۲۹	−۰.۰۶۶۳	۰.۱۰۰۴	−۰.۰۰۵۱	۰.۷۴۸۲	۰.۰۰۳۳	−۰.۰۰۲۳	۱.۷۵۳۷	−۰.۱۲۲۵	۰.۰۰۱۶	۱.۱۴۲۳	−۰.۰۵۴۵	−۰.۰۰۰۳
	۵۰۰۲۰.	۱۷۸۰۰.	۰.۰۰۳۸	۱۹۰۲۰.	۰۹۴۰.۰	۰.۰۰۲۵	۱۰۰۳۰.	۲۹۲۰.۰	۰.۰۰۲۵	۰۴۴۰۰.	۲۰۳۰.۰	۰.۰۰۲۱	۵۶۰۱۰.	۲۱۱۰.۰	۰.۰۰۲۷	۳۹۰۰.۰	۳۴۲۰۰.	۰.۰۰۴۰
هزینه‌های مبلمان، لوازم خانگی و نگهداری معمول آنها	−۰.۵۲۴۹	۰.۰۷۱۳	−۰.۰۰۲۳	−۰.۱۷۶۱	۰.۰۲۸۰	−۰.۰۰۱۰	۰.۸۹۵۷	−۰.۱۰۳۳	۰.۰۰۳۱	۰.۲۳۴۱	−۰.۰۲۱۴	۰.۰۰۰۵	۲.۴۷۹۹	−۰.۲۹۰۸	۰.۰۰۸۶	۱.۳۲۱۸	−۰.۱۴۶۴	۰.۰۰۴۱
	۴۵۱۰۰.	۰.۰۱۸۷	۰.۰۰۰۶	۹۸۰۳۰.	۰.۰۱۹۵	۰.۰۰۰۶	۴۴۴۰۰.	۰.۰۲۹۳	۰.۰۰۰۹	۰۳۶۰۰.	۰.۰۲۴۲	۰.۰۰۰۷	۰۴۹۰۰.	۰.۰۳۶۲	۰.۰۰۱۱	۸۸۰۱۰.	۰.۰۴۷۰	۰.۰۰۱۴

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47] [DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6] [Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

جدول پیوست ۲. تخمین ضرایب معادله سهم مخارج برای هر خانوار روستایی در سال ۱۳۹۷

	خانوار یک نفره			خانوار دو نفره			خانوار سه نفره			خانوار چهار نفره			خانوار پنج نفره			خانوار شش نفره		
	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j
هزینه‌های بهداشتی و درمانی خانوار	-۱.۹۰۷۵	۰.۲۳۰۱	-۰.۰۰۶۶	-۲.۲۳۲۷	۰.۲۶۱۲	-۰.۰۰۷۴	-۱.۰۷۸۶	۰.۱۲۰۷	-۰.۰۰۳۲	-۱.۰۱۲۹	۰.۱۱۲۷	-۰.۰۰۳۰	-۰.۱۸۹۱	۰.۰۱۳۱	۰.۰۰۰۰	۲.۷۳۳۶	-۰.۳۴۴۰	۰.۰۱۰۹
	۳۶۸۰۰.	۹۱۴۰.۰	۰.۰۰۲۲	۲۳۰۳۰.	۸۷۴۰.۰	۰.۰۰۲۱	۳۱۰۲۰.	۸۷۳۰.۰	۰.۰۰۲۱	۱۲۰۱۰.	۰۹۲۰.۰	۰.۰۰۱۸	۰۰۳۰۰.	۳۲۲۰.۰	۰.۰۰۲۵	۹۶۰۱.۰	۴۰۲۰۰.	۰.۰۰۴۱
هزینه‌های حمل و نقل خانوار	-۰۸۶۰۳	۰.۱۱۰۱	-۰.۰۰۳۴	-۱.۹۴۱۳	۰.۲۴۲۶	-۰.۰۰۷۴	-۲.۷۴۶۱	۰.۳۴۰۹	-۰.۰۱۰۴	-۲.۰۹۷۱	۰.۲۶۰۹	-۰.۰۰۷۹	-۲.۷۱۱۵	۰.۳۳۳۲	-۰.۰۱۰۰	-۳.۷۵۷۵	۰.۴۵۴۸	-۰.۰۱۳۵
	۰۲۰.	۰.۰۲۳۲	۰.۰۰۰۷	۳۵۹۰۰.	۰.۰۲۸۸	۰.۰۰۰۹	۰۷۵۰۰.	۰.۰۳۶۹	۰.۰۰۱۱	۰۷۶۰۰.	۰.۰۳۶۶	۰.۰۰۱۱	۹۹۰۲۰.	۰.۰۴۶۳	۰.۰۰۱۴	۳۸۰۲۰.	۰۶۱۰.۰	۰.۰۰۲۴
هزینه‌های ارتباطات خانوار	-۰.۴۹۳۶	۰.۰۶۳۸	-۰.۰۰۲۰	-۰.۵۹۹۷	۰.۰۷۹۵	-۰.۰۰۲۵	-۰.۴۹۳۶	۰.۰۶۷۹	-۰.۰۰۲۲	-۰.۶۶۹۵	۰.۰۸۸۰	-۰.۰۰۲۸	-۰.۹۷۲۰	۰.۱۲۲۵	-۰.۰۰۳۸	-۱.۰۳۰۸	۰.۱۲۷۵	-۰.۰۰۳۹
	۹۰۲۰.۰	۰.۰۱۱۵	۰.۰۰۰۴	۱۳۳۰.۰	۰.۰۱۱۲	۰.۰۰۰۳	۰۵۲۰۰.	۰.۰۱۲۶	۰.۰۰۰۴	۰۵۴۰۰.	۰.۰۱۲۶	۰.۰۰۰۴	۶۲۰۱۰.	۰.۰۱۸۵	۰.۰۰۰۶	۴۸۴۰۰.	۰.۰۲۹۳	۰.۰۰۰۹
هزینه‌های مربوط به خدمات فرهنگی و تفریحات خانوار،	۰.۰۲۰۴	-۰.۰۰۲۹	۰.۰۰۰۱	۰.۰۱۷۴	-۰.۰۰۲۶	۰.۰۰۰۱	-۰.۲۸۷۸	۰.۰۳۳۹	-۰.۰۰۱۰	-۰.۱۲۱۲	۰.۰۱۴۲	-۰.۰۰۰۴	-۰.۲۵۱۱	۰.۰۳۰۳	-۰.۰۰۰۹	-۰.۰۳۱۳	۰.۰۰۵۶	-۰.۰۰۰۲
	۰.۰۱۵۴	۰.۰۰۲۰	۰.۰۰۰۱	۰.۰۳۰۹	۰.۰۰۳۸	۰.۰۰۰۱	۰.۰۳۵۵	۰.۰۱۰۳	۰.۰۰۰۳	۰.۰۰۵۰	۰.۰۱۲۵	۰.۰۰۰۴	۰.۰۴۶۸	۰.۰۱۷۴	۰.۰۰۰۵	۲۰۱۰۰.	۰.۰۲۵۹	۰.۰۰۰۸
هزینه‌های آموزش و تحصیل خانوار،	۱.۷۴۸۱	-۰.۲۳۲۷	۰.۰۰۷۷	۰.۱۹۵۶	-۰.۰۲۶۰	۰.۰۰۰۹	۰.۶۵۵۲	-۰.۰۸۱۴	۰.۰۰۲۵	۰.۴۰۴۶	-۰.۰۵۱۳	۰.۰۰۱۶	۰.۱۵۹۳	-۰.۰۲۱۸	۰.۰۰۰۸	-۰.۰۰۰۹	-۰.۰۰۲۵	۰.۰۰۰۲
	۰.۰۲۶۰	۰.۰۲۱۴	۰.۰۰۰۷	۰.۰۱۰۳	۰.۰۱۳۵	۰.۰۰۰۴	۰.۰۱۷۳	۰.۰۲۰۱	۰.۰۰۰۶	۳۹۹۰۰.	۰.۰۱۶۷	۰.۰۰۰۵	۶۸۰۱۰.	۰.۰۲۲۲	۰.۰۰۰۷	۵۰۰۲۰.	۰.۰۴۴۲	۰.۰۰۱۳
هزینه‌های غذاهای آماده، هتل و رستوران خانوار،	۱.۷۴۸۱	-۰.۲۳۲۷	۰.۰۰۷۷	-۰.۱۰۰۹	۰.۰۱۸۴	-۰.۰۰۰۷	۰.۴۷۳۹	-۰.۰۴۶۹	۰.۰۰۱۲	-۰.۳۴۶۱	۰.۰۵۲۸	-۰.۰۰۱۸	-۱.۰۷۶۸	۰.۱۳۷۸	-۰.۰۰۴۳	-۰.۷۲۲۷	۰.۰۹۵۹	-۰.۰۰۳۰
	۶۰۰۲۰.	۰.۰۲۱۴	۰.۰۰۰۷	۴۲۹۰۰.	۰.۰۱۷۵	۰.۰۰۰۵	۲۵۶۰۰.	۰.۰۲۷۱	۰.۰۰۰۸	۶۳۰۱۰.	۰.۰۱۹۸	۰.۰۰۰۶	۱۲۱۰۰.	۰.۰۲۵۲	۰.۰۰۰۷	۰۸۰۴۰.	۰.۰۴۱۴	۰.۰۰۱۲

جدول پیوست ۲. تخمین ضرایب معادله سهم مخارج برای هر خانوار روستایی در سال ۱۳۹۷

	خانوار یک نفره			خانوار دو نفره			خانوار سه نفره			خانوار چهار نفره			خانوار پنج نفره			خانوار شش نفره		
	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j	a_i^j	b_i^j	c_i^j
هزینه‌های کالاها و خدمات متفرقه خانوار	−۰.۰۰۴۷	۰.۰۰۰۶	۰.۰۰۰۰	۰.۰۵۴۱	−۰.۰۰۶۱	۰.۰۰۰۲	−۰.۱۴۹۹	۰.۰۱۷۷	−۰.۰۰۰۵	−۰.۱۶۵۷	۰.۰۲۰۵	−۰.۰۰۰۶	−۰.۳۲۵۰	۰.۰۴۰۰	−۰.۰۰۱۲	−۰.۰۳۲۶	۰.۰۰۳۶	−۰.۰۰۰۱
	۰.۰۱۲۷	۰.۰۰۱۶	۰.۰۰۰۱	۰.۰۷۱۰	۰.۰۰۸۷	۰.۰۰۰۳	۱۹۹۰۰.	۰.۰۱۴۴	۰.۰۰۰۴	۴۰۰۰۰.	۰.۰۱۶۷	۰.۰۰۰۵	۰۵۲۰۰.	۰.۰۲۴۴	۰.۰۰۰۷	۰۶۳۰۰.	۰.۰۳۶۱	۰.۰۰۱۱
مخارج مصرفی	۰.۰۹۵۵	۰.۱۳۴۶	−۰.۰۰۵۳	۲.۸۰۱۵	−۰.۱۹۹۷	۰.۰۰۵۱	۳.۰۴۱۸	−۰.۲۳۱۲	۰.۰۰۶۲	۳.۵۶۷۸	−۰.۲۹۲۳	۰.۰۰۸۰	۳.۸۶۵۹	−۰.۳۳۰۰	۰.۰۰۹۲	۰.۷۱۰۴	۰.۰۵۷۷	−۰.۰۰۲۷
	۶۰۰۲۰.	۵۸۱۰.۰	۰.۰۰۲۸	۲۶۰۰۰.	۸۷۳۰.۰	۰.۰۰۲۷	۴۸۲۰۰.	۹۷۳۰.۰	۰.۰۰۲۷	۰۲۰۲۰.	۲۲۳۰.۰	۰.۰۰۲۴	۱۴۲۰۰.	۰۸۶۰۰.	۰.۰۰۳۲	۹۶۰۱.۰	۶۲۰۲۰.	۰.۰۰۵۵
مخارج آموزشی	−۰.۰۰۴۷	۰.۰۰۰۶	۰.۰۰۰۰	۰.۰۵۴۱	−۰.۰۰۶۱	۰.۰۰۰۲	−۰.۱۴۹۹	۰.۰۱۷۷	−۰.۰۰۰۵	−۰.۱۶۵۷	۰.۰۲۰۵	−۰.۰۰۰۶	−۰.۳۲۵۰	۰.۰۴۰۰	−۰.۰۰۱۲	−۰.۰۳۲۶	۰.۰۰۳۶	−۰.۰۰۰۱
	۰.۰۱۲۷	۰.۰۰۱۶	۰.۰۰۰۱	۱۰۱۰.۰	۰.۰۰۸۷	۰.۰۰۰۳	۱۹۹۰۰.	۰.۰۱۴۴	۰.۰۰۰۴	۴۰۰۰۰.	۰.۰۱۶۷	۰.۰۰۰۵	۰۵۲۰۰.	۰.۰۲۴۴	۰.۰۰۰۷	۰۶۳۰۰.	۰.۰۳۶۱	۰.۰۰۱۱
مخارج بهداشتی	۰.۹۰۹۲	−۰.۱۳۵۱	۰.۰۰۵۳	−۱.۸۵۵۶	۰.۲۰۵۸	−۰.۰۰۵۲	−۱.۸۹۱۹	۰.۲۱۳۵	−۰.۰۰۵۷	−۲.۴۰۲۱	۰.۲۷۱۸	−۰.۰۰۷۴	−۲.۵۴۰۹	۰.۲۹۰۰	−۰.۰۰۸۰	۰.۳۲۲۲	−۰.۰۶۱۴	۰.۰۰۲۸
	۰.۰۳۶۲	۰.۰۴۵۸	۰.۰۰۲۸	۰.۰۲۴۲	۰.۰۱۸۵	۰.۰۰۲۷	۴۰۰۰۰.	۸۷۲۰.۰	۰.۰۰۲۷	۹۲۰۱۰.	۰۹۳۰.۰	۰.۰۰۲۴	۶۳۰۲۰.	۰۶۴۰۰.	۰.۰۰۳۲	۳۲۰۳.۰	۳۱۰۲۰.	۰.۰۰۵۴

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]

[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]

The Measurement of the Multidimensional Inequality Index in Urban and rural Areas of Iran during the period 1984-2018

Adel Hanifi[1], Farhad Khodadadkashi[2], Yeganeh Mousavi Jahromi[3]

Received: 2020/09/25 Accepted: 2021/02/17

Abstract

The main purpose of this paper is to measure the multidimensional inequality index. To achieve this goal and answer of what trend inequality has gone through during the study period, using the data of the household expenditure income plan of the statistical center of Iran and also using the Bourguignon index, inequality was measured in several dimensions for the period 1984-2018. In addition, it should be noted that in this study, household expenditures were initially adjusted based on age composition and number of household members by calculating the equivalence scale. This adjustment was made possible by estimating the share of expenditures of different commodity groups by considering its functional form in the the quadratic almost ideal demand system (QUAIDS). Then, using data mining techniques and Principal Component Analysis(PCA), the weight of the studied dimensions in the analysis (income, education and health) was calculated and when measuring inequality, the degree of social aversion of inequality was considered in the form of two scenarios, zero and one. the results of this study indicate that the magnitude of multidimensional inequality per zero value for both the degree of social aversion of inequality parameter and the degree of substitution parameter based on the Bourguignon, index is between 0.28 and 0.41 in urban areas and between 0.26 and 0.41 in rural areas. fluctuations in the Bourguignon index and the Gini index of income have not necessarily been similar. The findings of this study also showed that the size of multidimensional inequality in rural areas is lower than urban areas in most of the years studied. There is an approximate similarity between its trend in urban and rural areas. Inequality in the 1980s was higher than in other periods (despite higher oil revenues than in the previous and subsequent periods and more government shares transferred than in previous periods), in the early 1390s, declined, and then increased again. Finally, the research findings indicate the failure of the

1. Ph.D Student, Department of Economics, Graduate Center, Payame Noor University
Email:hanifi_adel@yahoo.com
2. Professor, Department of Economics, Graduate Center, Payame Noor University, (Corresponding Author) Email: khodadad@pnu.ac.ir
3. Professor, Department of Economics, Graduate Center, Payame Noor University
Email: yeganehmj@gmail.com

egalitarian goals of development programs and thus emphasize the need for a fundamental review of the forthcoming programs with more attention to distribution by the market institution rather than the government.

Keywords: multidimensional inequality, Bourguignon index, dimensions weight, Generalized Equivalence Scale Exactness (GESE), Principal Component Analysis (PCA).
JEL Classification: D31, D63.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.4.6]

[DOI: 10.52547/jemr.12.43.47]