

ارزیابی اثر افزایش سطح قیمت‌ها بر تغییرات رفاهی خانوارهای شهری:

رویکرد تغییرات جبرانی و تابع ترجیحات

غلامرضا زمانیان*

الهام شیوایی**

تاریخ پذیرش
۱۳۹۵/۸/۲۰

تاریخ دریافت
۱۳۹۵/۲/۲۸

چکیده

در اقتصاد ایران دولت هر ساله میلیاردها ریال صرف یارانه کالاهای اساسی به منظور حفظ یا افزایش رفاه مصرف‌کنندگان می‌نماید. در مقابل افزایش نرخ تورم، رفاه را کاهش می‌دهد. در این صورت دولت نیازمند معیاری برای سنجش شدت تأثیرپذیری مصرف‌کنندگان از تورم است. هدف این مقاله استخراج و محاسبه شاخص رفاهی تغییرات جبرانی مبتنی بر تابع مخارج AIDS و ارزیابی اثر رفاهی منفی ناشی از افزایش نرخ تورم بر رفاه مصرف‌کنندگان است. از این‌رو در این مقاله با برآورد سیستم معادلات تقاضای AIDS به روش رگرسیون‌های به ظاهر غیرمرتبط تکراری در دوره ۱۳۹۲-۱۳۵۴، هزینه رفاهی ناشی از افزایش قیمت‌ها در اقتصاد ایران محاسبه شده است. نتایج نشان می‌دهد که بر اساس معیار تغییرات جبرانی در طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۵۴، برای جبران آثار رفاهی تورم یک خانوار با بعد ۴/۵ نفر، باید سالیانه بطور متوسط ۱۳ درصد مخارج کل به خانوارها پرداخت می‌گردید تا در سطح مطلوبیت اولیه باقی می‌ماندند. محاسبه ضریب همبستگی معیار تغییرات جبرانی با نرخ تورم سالیانه گروه‌های مختلف کالایی نشان می‌دهد که گروه‌های کالایی مسکن، خوراک و بهداشت و درمان به ترتیب با ضرایب همبستگی ۰٫۹۶، ۰٫۶۱ و ۰٫۶۷ در صد، بیشترین اثر رفاهی منفی را بر مصرف‌کنندگان شهری داشته‌اند.

کلید واژه‌ها: تغییرات رفاهی، تغییرات جبرانی، تابع مخارج، تابع ترجیحات PIGLOG، خانوارهای شهری.

طبقه بندی JEL: C43، D12، H22، H24.

* استادیار گروه اقتصاد دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان، zamanian@eco.usb.ac.ir

** کارشناس ارشد علوم اقتصادی گروه اقتصاد دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان، elham.shiva@yahoo.com

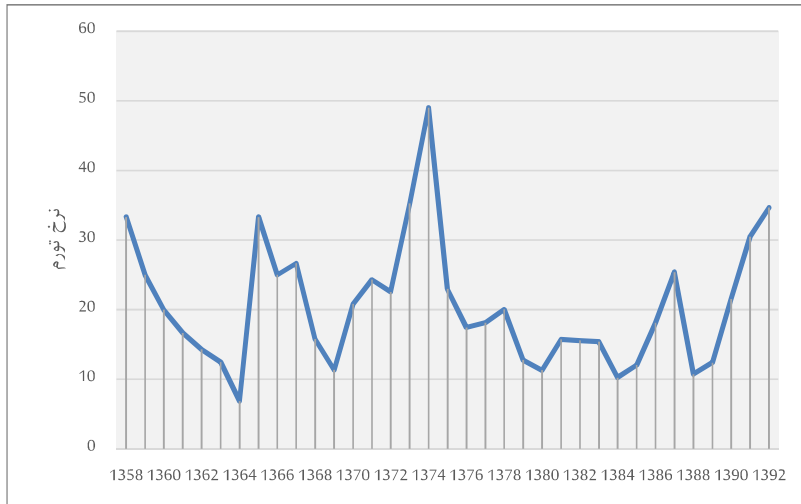
۱- مقدمه

اندازه‌گیری رفاه، اساس تحلیل سیاست عمومی را تشکیل می‌دهد. یک بررسی جامع در مورد مالیات‌ها، یارانه‌ها، برنامه‌های انتقالی، اصلاح مراقبت‌های بهداشتی، سیاست‌های زیست محیطی، سیستم تامین اجتماعی و اصلاحات آموزشی می‌بایست در نهایت در پی پاسخ به این پرسش باشد که این سیاست‌ها چگونه بر رفاه افراد در جامعه تاثیر می‌گذارند. از اینرو در این مطالعات بررسی این گونه سیاست‌ها و اثرات رفاهی مرتبط با آن ضروری به نظر می‌رسد تا بتوان با شاخص‌های رفاهی، پاسخ مناسب و علمی از چگونگی اثرگذاری سیاست‌های دولت بر روی رفاه اجتماعی ارائه نمود.

هدف محوری این پژوهش سنجش هزینه رفاهی ناشی از افزایش سطح قیمت‌ها در اقتصاد ایران است. مطالعه علمی این مساله از آنجا حایز اهمیت است که اقتصاد ایران در سه دهه اخیر همواره با تورم دو رقمی مواجهه بوده است. همانگونه که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود اقتصاد ایران در اکثر سال‌ها با تورم بیش از ۱۰ درصد مواجه بوده و در سال ۱۳۷۴ تورم ۴۹ درصدی را تجربه نموده و در سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۲ بطور متوسط میانگین هندسی نرخ تورم در حدود ۱۸ درصد بوده است.

از این رو اقتصاد ایران همواره با این مشکل ساختاری مواجهه بوده و این مساله به عنوان یک مالیات منفی منجر به استهلاک قدرت خرید خانوارهای ایرانی شده و پیامدهای منفی بر قدرت خرید خانوارها به همراه داشته است. بر این اساس سنجش میزان استهلاک قدرت خرید خانوارها و ارزیابی تغییرات رفاهی خانوارها بدلیل تورم حایز اهمیت است. از اینرو این مطالعه در پی ارزیابی هزینه رفاهی ناشی از تورم در اقتصاد ایران است. بر این اساس در این مقاله هدف محوری پاسخ دادن به سوالات زیر است: ۱- وضعیت رفاهی خانوارهای شهری در طی زمان چگونه بوده است؟ ۲- تغییرات جبرانی (CV)^۱ ناشی از تورم در سه دهه اخیر چه میزان است؟

۱. Compensating Variation(CV)



نمودار ۱- روند نرخ تورم در اقتصاد ایران

منبع: بانک مرکزی

در راستای پاسخ به سوالات مطرح شده پنج بخش تدوین شده است. در بخش دوم مقاله به پیشینه پژوهش و مطالعات انجام شده در داخل و خارج از کشور اشاره می‌شود. در بخش سوم مقاله به مبانی نظری پژوهش و چگونگی استخراج تابع تغییرات جبرانی از تابع تقاضای تقریباً ایده آل (AIDS)^۱ اشاره می‌گردد. در بخش چهارم به نتایج پارامترهای برآوردی سیستم معادلات AIDS و مقادیر محاسباتی شاخص رفاهی تغییرات جبرانی (CV) اشاره شده است و در انتها در بخش پایانی به مهمترین نتایج پژوهش و پیشنهادهای سیاستی متناسب با یافته‌های پژوهش اشاره می‌گردد.

^۱. Almost Ideal Demand System(AIDS)

۲- پیشینه پژوهش

مطالعات متنوعی در زمینه سنجش هزینه رفاهی تورم انجام شده است. برخی از این مطالعات از تکنیک‌های تعادل عمومی و برخی از تکنیک‌های تعادل جزئی بهره جسته اند. از مهمترین مطالعات این حوزه می‌توان به مطالعه‌های کانه و همکاران^۱ (۲۰۱۵)، بهاتاچاری^۲ (۲۰۱۵)، پاشاردس و همکاران^۳ (۲۰۱۴)، فریرا و همکاران^۴ (۲۰۱۳)، خلیلی و برخوردار^۵ (۲۰۱۲)، ازام و رتاب^۶ (۲۰۱۲)، شیملز^۷ (۲۰۱۱)، لین و جیانگ^۸ (۲۰۱۰)، ابولینین و همکاران^۹ (۲۰۰۹)، یاکوبسن^{۱۰} (۲۰۰۹) و تایزی^{۱۱} (۲۰۰۵) اشاره نمود.

شیملز (۲۰۱۱)، در مطالعه‌ای به اندازه‌گیری تغییر رفاه ناشی از شوک قیمت‌های نسبی برای ۱۳ کالای پر مصرف قاره آفریقا با استفاده از سیستم مخارج خطی پرداخت. وی به این نتیجه رسیده است که افزایش در قیمت مواد غذایی در مقایسه با انرژی و سایر کالاها، موجب از دست دادن رفاه بیشتری می‌شود.

لین و جیانگ (۲۰۱۰)، با استفاده از الگوی تعادل عمومی به این نتیجه رسیده اند که حذف یارانه انرژی، سبب کاهش بیشتر در تقاضای انرژی شده و دارای تاثیر منفی روی متغیرهای کلان اقتصاد بوده است.

ابولینین و همکاران (۲۰۰۹)، اثرات حذف یارانه بنزین بر تولید انرژی در مصر را برای

^۱. Kane and et.al.

^۲. Bhattacharya

^۳. Pashardes and et.al.

^۴. Ferreira and et.al.

^۵. Khalili and Barkhordari

^۶. Azzam and Rettab

^۷. Shimeles

^۸. Lin and Jiang

^۹. Abouleinein et al.

^{۱۰}. Jacobsen

^{۱۱}. Tiezzi

دوره کوتاه مدت و بلند مدت با استفاده از روش تعادل عمومی (CGE)^۱ و برآورد ماتریس حسابداری اجتماعی بررسی کردند. یافته‌های این پژوهش موید آن است که افزایش قیمت بنزین تاثیر بیشتری بر دهک‌های بالا درآمدی داشته است.

باکو بسن (۲۰۰۹) به بررسی آثار افزایش قیمت گاز بر تولید و مصرف کشور مالزی پرداخت. بر اساس نتایج الگوی داده-ستانده، افزایش قیمت گاز تا ۲۰۰ درصد (که بیشتر خوراک نیروگاه‌های تولید برق مالزی است) سطح عمومی قیمت‌ها را به میزان ۰/۹۴ افزایش می‌دهد.

تایزی (۲۰۰۵)، اثرات رفاهی و توزیعی مالیات بر کربن بر خانوارهای ایتالیایی را مورد بررسی قرار داد. وی هزینه رفاهی را با استفاده از شاخص هزینه درست زندگی^۲ و تغییرات جبرانی محاسبه نمود. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که با وضع مالیات، از دست رفتن رفاه خانوارها قابل چشم پوشی نیست.

خسروی نژاد و همکاران (۱۳۹۲) به ارزیابی اثرات افزایش قیمت مواد غذایی مورد مطالعه (نان، گوشت قرمز، گوشت سفید، لبنیات و تخم مرغ) بر رفاه خانوارهای شهری ایران پرداختند. برای این منظور، از نظریه تقاضا و به طور خاص از روش AIDS در برآورد معادلات تقاضا و سپس معیار تغییر جبرانی جهت ارزیابی تغییر رفاه مصرف کنندگان استفاده شده است. تخمین سیستم تقاضا براساس داده‌های بودجه خانوارهای شهری ایران و برای دوره زمانی ۱۳۷۵-۱۳۸۹ با استفاده از روش پانل دیتا انجام شده است. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که کاهش رفاه ناشی از افزایش قیمت مواد غذایی در دهک‌های پایین هزینه‌ای بیشتر از دهک‌های میانی و دهک‌های بالا است. نتایج به دست آمده براساس قانون انگل که بیان می‌دارد سهم مخارج غذا در خانوارهای کم درآمد بیشتر از خانوارهای پردرآمد است و در نتیجه افزایش قیمت مواد غذایی،

^۱. Computable General Equilibrium.

^۲. The True Cost of Living Index.

مستقیماً مخارج غذایی این خانوارها را متاثر نموده و کاهش رفاه در این خانوارها بیش از سایر خانوارهای دیگر است مطابقت دارد.

میرزایی و خسروی نژاد (۱۳۹۰)، به دنبال پاسخ به این سؤال بودند که معادل پولی یارانه برای جلوگیری از کاهش رفاه خانوارهای شهری و روستایی در هنگام حذف یارانه هریک از کالاهای نان، قند و شکر و روغن نباتی چقدر است. و آیا معادل پولی یارانه برای جلوگیری از کاهش رفاه در هنگام تعدیل قیمت برای خانوارهای مختلف تفاوت است؟ از اینرو در این مقاله خانوارهای شهری و روستایی به پنج گروه طبقه‌بندی شده اند و برای هریک از طبقات، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آلی برآورد شده و شاخص‌های رفاهی تعدیل قیمت برای طبقات مختلف محاسبه شده است. براساس نتایج چنانچه دولت یارانه نان را کاهش دهد، قیمت نان دو برابر می‌شود و شاخص هزینه زندگی برای کم‌درآمدترین گروه، ۸۶/۱۱ درصد افزایش خواهد یافت و هزینه مالی دولت برای حفظ سطح رفاهی خانوارهای این طبقه به ازای هر خانوار (تغییر جبرانی) برابر ۲۰۸۳ هزار ریال است. در جدول (۱) به مهمترین مطالعات در این حوزه اشاره شده است.

جدول ۱- مروری بر مهمترین مطالعات در حوزه هزینه رفاهی تورم

مطالعات خارج از کشور			
محقق (سال)	حوزه مطالعاتی	رویکرد سنجش رفاه	نتیجه
کانه و همکاران (۲۰۱۵)	تاثیر نوسانات قیمت بر رفاه خانوار	تغییر معادل محاسبه شده براساس تابع تقاضای تقریباً ایده آل درجه دوم (QUAIDS)	خانوارهای فقیر بیشترین زیان رفاهی را بدلیل نوسانات قیمت متحمل می‌شوند.
بهاتاچاری (۲۰۱۵)	ارزیابی ناپارامتریک رفاه براساس انتخاب‌های گسسته	«تغییر معادل» و «تغییر جبرانی»	اثر نوسانات قیمتی بر ترجیحات ناهمگن افراد براساس تغییر معادل و تغییر جبرانی در شرایطی که ساختار توزیع و ابعاد ترجیحات ناهمگن، یک سان باشد تقریباً نزدیک به یکدیگر

مطالعات خارج از کشور			
محقق (سال)	حوزه مطالعاتی	رویکرد سنجش رفاه	نتیجه
			است.
پاشاردس و همکاران (۲۰۱۴)	اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر رفاه خانوارها در شرایط ترجیحات ناهمگن	تغییر جبرانی	اثرات توزیعی ناشی از افزایش قیمت در شرایط ترجیحات ناهمگن بررسی شده است. براساس این پژوهش افزایش قیمت‌های حامل‌های انرژی بیشترین تأثیرات رفاهی را بر خانوارهای فقیر شهری به همراه دارد.
فریرا و همکاران (۲۰۱۳)	افزایش قیمت‌ها و تأثیر آن بر رفاه خانوارها	معیارهای نابرابری مانند جینی، اتکینسون	اثر افزایش قیمت‌ها بر ساختار هزینه مناطق روستایی بیش از مناطق شهری است.
خلیلی و برخوردار (۲۰۱۲)	اثرات رفاهی ناشی از کاهش یارانه حامل‌های انرژی	«تغییر جبرانی»	کاهش یارانه و افزایش قیمت حامل‌های انرژی منجر به کاهش مصرف انرژی شده و رفاه در سطوحی از افزایش قیمت‌ها، افزایش و در برخی سطوح کاهش یافته است.
ازام و رتاب (۲۰۱۲)	اثر افزایش قیمت مواد غذایی و تأثیرات رفاهی آن	«تغییر جبرانی»	اثر افزایش قیمت محصولات غذایی وارداتی تأثیر ناچیزی بر رفاه فقرا دارد.
شیملز (۲۰۱۱)	اندازه‌گیری تغییر رفاه ناشی از شوک‌های قیمت‌های نسبی	«تغییر جبرانی»	افزایش در قیمت مواد غذایی در مقایسه با انرژی و سایر کالاها، بیشتر موجب از دست دادن رفاه می‌شود.
لین و جیانگ (۲۰۱۰)	اثر رفاهی افزایش قیمت حامل‌های انرژی	استفاده از الگوی تعادل عمومی	حذف یارانه انرژی، سبب کاهش بیشتر در تقاضای انرژی شده و دارای تأثیر منفی روی متغیرهای کلان اقتصاد بوده است.
ابولینین و همکاران (۲۰۰۹)	ثرات حذف یارانه بنزین بر تولید انرژی در مصر را برای دوره کوتاه مدت و بلند مدت	تعادل عمومی CGE	واقعی کردن قیمت (افزایش قیمت) بنزین تأثیر بیشتری روی گروه با درآمد بالاتر داشته است.
یاکوبسن (۲۰۰۹)	افزایش قیمت گاز بر روی تولید و مصرف	الگوی داده-سنجانه	افزایش قیمت گاز تا ۲۰۰ درصد (که بیشتر خوراک نیروگاه‌های تولید برق مالزی است) سطح عمومی قیمت‌ها را

مطالعات خارج از کشور			
محقق (سال)	حوزه مطالعاتی	رویکرد سنجش رفاه	نتیجه
			به میزان ۰/۹۴ افزایش می‌دهد.
اکبای (۲۰۰۷)	اثرات افزایش قیمت مواد غذایی	«تغییر جبرانی»	افزایش قیمت مواد غذایی سطح رفاه دهک‌های پایین را کاهش داده است.
تایزی (۲۰۰۵)	اثر رفاهی و توزیعی مالیات بر کربن	شاخص هزینه درست زندگی	با وضع مالیات، از دست رفتن رفاه خانوارها قابل چشم پوشی نیست.
مطالعات داخل کشور			
محقق (سال)	حوزه مطالعاتی	رویکرد سنجش رفاه	نتیجه
صادقی و همکاران (۱۳۹۱)	بررسی اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر رفاه مصرف کنندگان بخش خانگی	«تغییر معادل» و «تغییر جبرانی»	افزایش ۵ درصدی قیمت‌ها رفاه را به میزان بیشتری کاهش می‌دهد.
میرزایی و خسروی نژاد (۱۳۹۰)	اثرات تعدیل قیمت کالاهای اساسی: نان، برنج، روغن نباتی و قند و شکر بر سطح رفاه خانوار شهری	«تغییر جبرانی» و شاخص هزینه درست زندگی	بدلیل کاهش قیمت شاخص هزینه زندگی طبقه اول روستایی (کم درآمدترین گروه)، ۱۵/۶۳ درصد افزایش می‌یابد و تغییر جبرانی این طبقه برای حفظ سطح رفاه اولیه برابر ۲۷۴۵ هزار ریال خواهد بود.
زور و برمکی (۱۳۹۰)	بررسی تاثیر افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر هزینه انواع خدمات حمل و نقل آبی، هوایی، جاده‌ای و راه آهن در ایران	الگوی داده - ستانده (IO) و ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM)	میزان افزایش هزینه خدمات حمل و نقل بسیار در خور توجه است. هزینه استفاده از خودروی شخصی ۱۹۵ درصد و هزینه تولید خدمات حمل و نقل عمومی در شهرها ۴۸/۶ درصد افزایش خواهد یافت. از این رو خانوارها بیش از گذشته از وسائط نقلیه عمومی استفاده می‌کنند و در دراز مدت خودروهای کم مصرف جایگزین خودروهای پرمصرف خواهد شد.
شاهمرادی و همکاران (۱۳۸۹)	اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر قیمت کالاها و خدمات	الگوی داده - ستانده (IO)	افزایش ۱۰۰ درصدی قیمت تمامی حامل‌های انرژی باعث افزایش ۸ درصدی در شاخص بهای مصرف کنندگان شده و آزادسازی کامل قیمت حامل‌ها باعث افزایش ۱۰۸ درصدی

مطالعات خارج از کشور			
نتیجه	رویکرد سنجش رفاه	حوزه مطالعاتی	محقق (سال)
در شاخص بهای مصرف کننده می‌شود.			
خالص رفاه از دست رفته از سمت گروه‌های فقیر به سمت گروه‌های ثروتمند در حال افزایش است.	الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) و «تغییر جبرانی»	تاثیر افزایش قیمت انرژی برق بر خالص رفاه گروه‌های مختلف در ایران	جعفری و همکاران (۱۳۸۷)
افزایش قیمت در گروه‌هایی نظیر بهداشت و در مان، حمل و نقل و ارتباطات و تحصیل و آموزش به افراد غیر فقیر بیشتر از افراد فقیر آسیب رسانده است	کشش تابع رفاه اجتماعی آتکینسون	ارزیابی یارانه‌ها و مالیات‌های غیر مستقیم از جنبه رفاه اجتماعی	پیرائی و شهسوار (۱۳۸۷)
افزایش ۳۰ درصدی قیمت بنزین منجر به کاهش رفاه با نسبت کمتر شده است.	«تغییر معادل» و «تغییر جبرانی»	اثر تغییر قیمت بنزین بر رفاه خانوارها در دهک‌های مختلف درآمدی	داوودی و سالم (۱۳۸۵)
نتایج مطالعات وی نشان می‌دهد که روند رفاهی مناطق شهری و روستایی کشور مثبت ارزیابی شده ولی نابرابری این دو منطقه در این دوره تشدید شده است.	معیارهای لورنز و لورنز تعمیم یافته	بررسی تغییرات سطح رفاه اجتماعی مناطق شهری و روستایی	یوسفی شیخ رباط (۱۳۸۴)

شایان ذکر است که تفاوت این مقاله با مطالعات انجام شده در ایران آن است که در مطالعات داخل کشور بیشتر از جدول داده- ستاده و ماتریس حسابداری اجتماعی برای سنجش اثرات رفاهی استفاده شده است ولیکن در این پژوهش از شاخص‌های رفاهی استخراج شده از تابع AIDS استفاده شده است. همچنین تفاوت دیگر این پژوهش با مطالعات انجام شده، استفاده از تابع ترجیحات PIGLOG برای سنجش شاخص تغییرات جبرانی (CV) است، در حالی که در بیشتر مطالعات از تابع ترجیحات LES استفاده شده است.

۳- مبانی نظری الگو و شاخص رفاهی

در این پژوهش از سیستم معادلات غیردیفرانسیلی AIDS برای تحلیل رفتار مصرفی خانوارهای شهری در ایران استفاده شده است. در سیستم تقاضای AIDS که توسط دیتون و مولبایر (۱۹۸۰) ارائه گردیده، برای استخراج معادلات تقاضا از تابع مخارج مصرف کننده به شکل PIGLOG استفاده می‌شود. فرم این تابع بصورت زیر است:

$$\log c(u, p) = (1-u) \log \{a(p)\} + u \log \{b(p)\} \quad (1)$$

در این رابطه فرض بر آن است که $0 < u < 1$ است، که عدد صفر بیانگر زندگی در شرایط حداقل معیشت و یک، بیانگر حد اعلا رفاه است. (دیتون و مولبایر، ۱۹۸۰)

$$\log a(P) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j \quad (2)$$

$$\log b(P) = \log a(P) + \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k}$$

از این رو تابع هزینه AIDS به این صورت خواهد بود:

$$\log c(u, p) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j + u \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (3)$$

که در آن α_i و β_i و γ_{ij}^* پارامتر هستند. با توجه به رابطه (۳) تابع تقاضا بر اساس لم شفارد به دست می‌آید.

$$q_i = \frac{\partial c(u, p)}{\partial p_i} \quad (4)$$

با ضرب طرفین در $\frac{p_i}{c(u, p)}$ عبارت زیر به دست می‌آید:

$$w_i = \frac{p_i q_i}{c(u, p)} = \frac{\partial \log c(u, p)}{\partial \log p_i} \quad (5)$$

که w_i سهم بودجه تخصیص یافته به کالای i ام است. با استفاده از رابطه (۵) می‌توان سهم بودجه‌ای را به صورت تابعی از قیمت‌ها و مطلوبیت نشان داد:

$$w_i = \alpha_i u \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} + \beta_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j \quad (6)$$

که در آن $\frac{1}{2} (\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*) = \gamma_{ij}$ است. با استفاده از رابطه (۳) و استخراج u از این رابطه و جایگذاری آن در رابطه (۶)، تابع تقاضای تقریباً ایده آل (AIDS) بدست می‌آید.

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_j \log \left(\frac{x}{p} \right) \quad (7)$$

که در رابطه (۷) متغیر p شاخص قیمت است و از فرمول زیر به دست می‌آید:

$$\log p = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \gamma_{ij} \log p_k \log p_j \quad (8)$$

بنابراین، معادله سهم بودجه‌ای به این صورت تبدیل می‌شود^۱ (دیتون و مولبایر، ۱۹۸۰):

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_j \log \left(\frac{x}{p^*} \right) \quad (9)$$

بیان شد که در این پژوهش برای اندازه‌گیری آثار رفاهی منفی ناشی از افزایش قیمت‌ها، معیار تغییرات جبرانی (CV) به کار گرفته می‌شود. در ادامه این معیار بر اساس تابع تقاضای AIDS استخراج می‌گردد. بر اساس مباحث اقتصاد خرد، معیار CV به صورت زیر تعریف می‌گردد. (خسروی نژاد، ۱۳۸۸)

$$cv = e(u^0, p^1) - e(u^0, p^0) \quad (10)$$

به همین دلیل برای محاسبه این معیار، باید هزینه کسب مطلوبیت اولیه u^0 را در دو سطح قیمت اولیه و ثانویه (p^1 و p^0) بدست می‌آید. با توجه به تابع مخارج سیستم تقاضای AIDS و سطوح مطلوبیت، می‌توان نوشت:

$$\begin{aligned} Lne(u^0, p_0) = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i Lnp_i^0 + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} Lnp_i^0 Lnp_j^0 + \\ & u^0 \beta_0 \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i} \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} Lne(u^0, p_1) = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i Lnp_i^1 + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} Lnp_i^1 Lnp_j^1 + \\ & u^0 \beta_0 \prod_{i=1}^n p_i^{1\beta_i} \end{aligned} \quad (12)$$

با توجه به روابط ۱۱ و ۱۲، روابط زیر حاصل می‌شود:

$$u^0 = \frac{1}{\beta_0 \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i}} [Lne(u^0, p_0) - \alpha_0 - \sum_{i=1}^n \alpha_i Lnp_i^0 -$$

^۱ همچنین در این پژوهش به منظور سازه‌گاری توابع تقاضای استخراج شده با نظریه تقاضا و همچنین معتبر بودن بیان ترجیحات، تعدادی محدودیت باید منظور گردد. در چارچوب الگوی AIDS این قیود عبارتند از: قید بودجه (قید جمع پذیری)، قید همگنی، قید تقارن و قید منفی بودن.

$$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} Lnp_i^\circ \quad Lnp_j^\circ \quad (13)$$

$$u^\circ = \frac{1}{\beta \cdot \prod_{i=1}^n p^{1\beta_i}} [Lne(u^\circ, p_1) - \alpha_\circ - \sum_{i=1}^n \alpha_i Lnp_i^1 - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} Lnp_i^1 \quad Lnp_j^1] \quad (14)$$

با برابر قرار دادن طرف چپ روابط فوق رابطه ۱۳ و ۱۴ رابطه زیر به دست می‌آید:

$$K_0 Lne(u^\circ, p_0) - K_0 A_0 = K_1 Lne(u^\circ, p_1) - K_1 A_1 \quad (15)$$

که در رابطه فوق ساده سازی زیر انجام شده است:

$$K_0 = \frac{1}{\beta \cdot \prod_{i=1}^n p^{\beta_i}} \text{ و } K_1 = \frac{1}{\beta \cdot \prod_{i=1}^n p^{1\beta_i}} \quad (16)$$

$$A_0 = \alpha_\circ + \sum_{i=1}^n \alpha_i Lnp_i^\circ + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} Lnp_i^\circ \quad Lnp_j^\circ \quad (17)$$

$$A_1 = \alpha_\circ + \sum_{i=1}^n \alpha_i Lnp_i^1 + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} Lnp_i^1 \quad Lnp_j^1 \quad (18)$$

با توجه به رابطه اخیر می‌توان نوشت:

$$K_1 Lne(u^\circ, p_1) - K_0 Lne(u^\circ, p_0) = K_1 A_1 - K_0 A_0 \quad (19)$$

با کم نمودن جزء $K_1 Lne(u^\circ, p_0)$ از دو طرف رابطه ۱۹ و ساده نمودن رابطه

۲۰ بدست می‌آید.

$$K_1 [Lne(u^\circ, p_1) - Lne(u^\circ, p_0)] = K_0 [Lne(u^\circ, p_0) - A_0] + K_1 [A_1 - Lne(u^\circ, p_0)]$$

$$\frac{e(u^\circ, p_1)}{e(u^\circ, p_0)} = \exp \left[\frac{K_0}{K_1} [Lne(u^\circ, p_0) - A_0] + [A_1 - Lne(u^\circ, p_0)] \right] \quad (20)$$

با تفریق عبارت $\frac{e(u^\circ, p_0)}{e(u^\circ, p_0)}$ از دو طرف رابطه ۲۰ می‌توان نوشت:

$$\frac{e(u^\circ, p_1) - e(u^\circ, p_0)}{e(u^\circ, p_0)} = \exp \left[\frac{K_0}{K_1} [Lne(u^\circ, p_0) - A_0] + [A_1 - Lne(u^\circ, p_0)] \right] - 1$$

$$\frac{e(u^\circ, p_1) - e(u^\circ, p_0)}{e(u^\circ, p_0)} = \exp \left[A_1 + \frac{K_0}{K_1} [Lne(u^\circ, p_0) - A_0] \right] \cdot \exp(-Lne(u^\circ, p_0)) - 1$$

$$e(u^\circ, p_1) - e(u^\circ, p_0) = \exp \left[A_1 + \frac{K_0}{K_1} [Lne(u^\circ, p_0) - A_0] \right] - e(u^\circ, p_0)$$

$$CV = \exp \left[A_1 + \frac{K_0}{K_1} [Lne(u^0, p_0) - A_0] \right] - e(u^0, p_0) \quad (21)$$

۴- داده‌ها و برآوردهای پژوهش

در این پژوهش برای برآورد الگوی AIDS از داده‌های سالانه مربوط به متوسط مخارج مصرفی خانوارهای شهری و شاخص‌های قیمت مربوطه، در طی سال‌های ۱۳۵۴-۱۳۹۲ استفاده شده است. داده‌های اولیه جمع‌آوری شده، شامل هشت گروه کالا و خدمات است که عبارتند از: ۱- گروه خوراکی، آشامیدنی‌ها و دخانیات (گروه خوراک) ۲- گروه مسکن و سوخت (مسکن) ۳- گروه پوشاک و کفش ۴- گروه لوازم و اثاثیه ۵- گروه بهداشت و درمان ۶- گروه حمل و نقل و ارتباطات ۷- گروه تفریحات و خدمات فرهنگی ۸- گروه کالاهای متفرقه. در برآورد الگو، دو گروه آخر تحت عنوان سایر کالاها در نظر گرفته شده است. از این رو گروه‌های مخارج مورد استفاده در این پژوهش عبارتند از: ۱- گروه خوراکی، آشامیدنی‌ها و دخانیات (گروه خوراک) ۲- گروه مسکن و سوخت (مسکن) ۳- گروه پوشاک و کفش (پوشاک) ۴- گروه لوازم و اثاثیه (مبلمان) ۵- گروه بهداشت و درمان ۶- گروه حمل و نقل و ارتباطات ۷- سایر کالاها.

با بررسی جدول (۲) مشاهده می‌شود گروه خوراک در طی سال‌های ۱۳۵۴ تا ۱۳۹۲ بیشترین سهم در بودجه خانوارها را داشته، به گونه‌ای که طی دوره مذکور بطور متوسط ۳۱/۱۹ درصد مخارج مصرفی صرف اقلام مصرفی این گروه کالایی شده است. همچنین سهم مسکن طی این دوره بطور متوسط ۳۰ درصد و سهم سایر کالاها بطور متوسط برابر با ۳۸ درصد بوده است. نکته حایز اهمیت در جدول (۲) آن است که سهم هزینه‌های غیرخوراکی در سبد خانوار در طی سال‌های ۱۳۵۴ تا ۱۳۹۲ افزایش یافته است. به گونه‌ای که متوسط هزینه‌ای اقلام غیرخوراکی از چهارده هزار و دویست و هفتاد تومان به بیش از ۱۵ میلیون تومان رسیده است. این در حالی است که سهم مخارج غیرخوراکی از کل هزینه خانوار از ۶۰ درصد به بیش از ۷۳ درصد افزایش یافته است.

شایان ذکر است دلیل کاهش معنا دار هزینه‌های خوراکی در سبد خانوار، افزایش قابل توجه هزینه مسکن در طی زمان بوده که منجر به جانشینی هزینه خوراکی و مسکن در سبد خانوار شده است.

لازم بذکر است که براساس یافته‌های طرح هزینه-درآمد خانوار که هر ساله توسط مرکز آمار ایران منتشر می‌شود، متوسط هزینه سالانه خانوار شهری در مقایسه با رقم مشابه در سال ۱۳۹۱، در حدود ۲۵،۴ درصد افزایش یافته است. هزینه‌های خوراکی و دخانی خانوار در سال ۱۳۹۲ نسبت به سال ۱۳۹۱ معادل ۲۳،۳ درصد و هزینه‌های غیرخوراکی معادل ۲۶،۲ درصد افزایش یافته است. در سال ۱۳۹۲ متوسط هزینه خوراکی و دخانی یک خانوار شهری، برابر ۵۴۹۵۳ هزار ریال بوده است که در مقایسه با سال ۱۳۹۱ به میزان ۲۳،۳ درصد افزایش نشان می‌دهد. در سال ۱۳۹۲، متوسط هزینه‌های غیر خوراکی یک خانوار شهری برابر ۱۵۱۰۲۹ هزار ریال بوده است که در مقایسه با سال قبل، افزایشی برابر با ۲۶،۲ درصد نشان می‌دهد. هزینه «مسکن» با سهمی معادل ۴۵،۳ درصد از کل هزینه‌های غیر خوراکی، بیشترین سهم را دارا بوده است. هزینه‌های «حمل و نقل و ارتباطات» با ۱۴،۳ درصد، «بهداشت و درمان» با ۱۲،۵ درصد، «کالاها و خدمات متفرقه» با ۱۱،۴ درصد و «پوشاک و کفش» با ۶،۳ درصد در مراتب بعدی قرار دارند. در سال ۱۳۹۲، «لوازم، اثاث و خدمات» ۴۱،۲ درصد، هزینه‌های «بهداشت و درمان» ۳۳،۲ درصد، «پوشاک و کفش» ۲۹،۳ درصد، «کالاها و خدمات متفرقه» با ۲۴،۷ درصد نسبت به سال قبل افزایش داشته است. شایان ذکر است که آمار مربوط به مخارج مصرفی خانوار شهری در این پژوهش از نتایج تفصیلی آمارگیری از هزینه و درآمد خانوار شهری جمع‌آوری شده است که هر ساله توسط مرکز آمار ایران منتشر می‌شود. همچنین شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی از آمارهای منتشر شده توسط بانک مرکزی استخراج شده است.^۱

۱. در سال‌های ۱۳۵۵، ۱۳۵۷ و ۱۳۶۰ اطلاعات مربوط به بودجه خانوار توسط مرکز آمار ایران استخراج نشده است.

جدول ۲- اطلاعات متوسط هزینه کل، بعد خانوار و تعداد خانوارهای نمونه شهری پژوهش

سال	متوسط هزینه کل	بعد خانوار	تعداد خانوار نمونه شهری	متوسط هزینه خوراکی	متوسط هزینه غیر خوراکی
۱۳۵۴	۳۳۸۷۵۵	-	۷۸۸۰	۱۳۸۳۲۳	۲۰۰۴۳۲
۱۳۵۵	-	-	-	-	-
۱۳۵۶	۴۳۸۲۰۹	-	۱۳۵۸۸	۱۴۵۷۰۹	۲۹۲۵۰۰
۱۳۵۷	-	-	-	-	-
۱۳۵۸	۵۲۸۲۰۶	-	۹۴۲۹	۲۰۴۷۲۵	۳۲۳۴۸۱
۱۳۵۹	۵۴۵۵۴۳	-	۱۲۸۹۴	۲۰۷۴۷۱	۳۳۸۰۷۲
۱۳۶۰	-	-	-	-	-
۱۳۶۱	۸۸۳۴۶۹	-	۱۴۶۱۷	۳۵۵۰۷۳	۵۲۸۳۹۶
۱۳۶۲	۱۱۱۳۱۱۵	-	۱۴۷۴۷	۴۳۵۹۶۸	۶۷۷۱۴۷
۱۳۶۳	۱۲۴۰۴۸۹	۴/۸	۱۴۷۲۸	۴۸۰۱۵۴	۷۶۰۳۳۵
۱۳۶۴	۱۲۷۹۹۵۸	۴/۸	۱۳۹۷۶	۴۹۹۹۳۶	۷۸۰۰۲۲
۱۳۶۵	۱۳۱۴۵۷۶	۴/۸	۲۷۴۵	۵۴۶۶۶۶	۷۶۷۹۱۰
۱۳۶۶	۱۴۸۸۷۸۴	۴/۹	۲۷۴۸	۶۳۴۴۹۸	۸۵۴۲۸۶
۱۳۶۷	۱۸۰۰۳۲۸	۵	۳۹۸۷	۸۰۲۹۴۵	۹۹۷۳۸۳
۱۳۶۸	۲۰۸۶۱۳۸	۴/۹	۵۴۹۲	۹۱۶۱۳۹	۱۱۶۹۹۹۹
۱۳۶۹	۲۲۹۳۷۷۹	۵/۱	۹۰۹۵	۷۴۸۳۹۸	۱۵۴۵۳۸۱
۱۳۷۰	۳۰۵۸۶۹۱	۵/۱	۹۱۶۸	۹۵۸۹۸۵	۲۰۹۹۷۰۶
۱۳۷۱	۳۷۹۵۷۵۲	۴/۹	۹۲۵۰	۱۱۷۱۹۵۳	۲۶۲۳۷۹۹
۱۳۷۲	۴۶۱۲۷۳۶	۴/۹	۶۷۷۵	۱۴۴۰۵۸۰	۳۱۷۲۱۵۶
۱۳۷۳	۶۲۴۲۴۶۰	۵	۱۳۱۱۶	۲۰۴۳۲۰۷	۴۱۹۹۲۵۳
۱۳۷۴	۸۸۷۹۶۳۸	۴/۹۹	۲۰۱۹۶	۳۰۵۰۳۲۹	۵۸۲۹۳۰۹
۱۳۷۵	۱۱۰۶۰۶۷۵	۴/۸۰	۱۰۹۷۷	۳۴۰۷۶۶۶	۷۶۵۳۰۰۹

و در برآوردهای رگرسیونی بجای این سه دوره میانگین اطلاعات دوره قبل و بعد جایگذاری شده است.

سال	متوسط هزینه کل	بعد خانوار	تعداد خانوار نمونه شهری	متوسط هزینه خوراکی	متوسط هزینه غیر خوراکی
۱۳۷۶	۱۳۳۴۵۸۶۳	۴/۷۵	۱۰۹۶۸	۳۹۶۱۶۱۶	۹۳۸۴۲۴۷
۱۳۷۷	۱۶۶۶۹۶۴۳	۴/۷۲	۸۲۸۵	۵۱۷۵۶۵۰	۱۱۴۹۳۹۹۳
۱۳۷۸	۲۰۷۰۲۸۸۶	۴/۷۶	۱۲۷۳۱	۶۱۸۳۸۴۷	۱۴۵۱۹۰۳۹
۱۳۷۹	۲۴۱۷۵۳۱۳	۴/۵۲	۱۲۳۲۰	۶۸۱۰۲۲۳	۱۷۳۶۵۰۹۰
۱۳۸۰	۲۸۰۲۰۳۵۰	۴/۴۷	۱۲۳۳۷	۷۱۶۶۳۸۶	۲۰۸۵۳۹۶۴
۱۳۸۱	۳۴۹۷۰۶۶۱	۴/۴۱	۱۵۱۱۴	۸۸۷۹۸۹۷	۲۶۰۹۰۷۶۴
۱۳۸۲	۴۰۹۸۹۲۸۳	۴/۴۰	۱۰۹۵۹	۱۰۶۴۲۴۴۱	۳۰۳۴۶۸۴۲
۱۳۸۳	۵۱۴۷۸۹۲۱	۴/۲۹	۱۱۶۱۹	۱۳۱۹۷۵۶۴	۳۸۲۸۱۳۵۷
۱۳۸۴	۵۹۲۴۲۴۲۶	۴/۰۷	۱۲۹۲۵	۱۴۲۵۴۳۷۲	۴۴۹۸۸۰۵۴
۱۳۸۵	۶۷۲۸۶۰۲۱	۳/۹۸	۱۴۱۷۵	۱۵۱۸۸۴۰۷	۵۲۰۹۷۶۱۴
۱۳۸۶	۸۱۲۸۹۱۳۹	۳/۸۷	۱۵۰۱۸	۱۸۲۰۲۲۴۴	۶۳۰۸۶۸۹۵
۱۳۸۷	۹۴۲۱۴۱۰۷	۳/۸۳	۱۹۳۸۱	۲۱۳۶۰۱۶۴	۷۲۸۵۳۹۴۲
۱۳۸۸	۹۹۱۹۱۳۳۰	۳/۷۸	۱۸۶۶۵	۲۲۰۵۰۸۰۹۰۱	۷۶۶۸۲۴۲۸
۱۳۸۹	۱۱۳۶۷۷۵۰۴	۳/۶۹	۱۸۷۰۱	۲۶۰۱۵۷۰۴۲۶	۸۷۵۲۰۰۷۸
۱۳۹۰	۱۳۲۷۱۶۰۹۶	۳/۶۶	۱۸۷۲۷	۳۲۰۷۵۱۰۵۴۳	۹۹۹۶۴۵۵۳
۱۳۹۱	۱۶۴۲۸۰۶۲۱	۳/۶۱	۱۸۵۳۵	۴۴۰۵۶۹۰۷۵۹	۱۱۹۷۱۰۸۶۲
۱۳۹۲	۲۰۵۰۹۸۲۰۴۲ ۴	۳/۴۸	۱۸۸۸۰	۵۴۰۹۵۳۰۴۲۲	۱۵۱۰۲۹۰۰۲

منبع: مرکز آمار ایران

اکنون با توجه به اطلاعات گروه‌های کالایی و شاخص‌های قیمتی می‌توان سیستم

معادلات زیر را برآورد نمود.

$$w_i = \alpha_i^* + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left(\frac{x}{p^*} \right)$$

$$\log P^* = \sum_i w_{it} \log p_i$$

$$\begin{bmatrix} w_{cloth} \\ w_{eat} \\ w_{fur} \\ w_{health} \\ w_{house} \\ w_{trans} \end{bmatrix} =$$

$$\begin{bmatrix} c(1)c(11)c(12)c(13)c(14)c(15)c(16)c(111) \\ c(2)c(21)c(22)c(23)c(24)c(25)c(26)c(211) \\ c(3)c(31)c(32)c(33)c(34)c(35)c(36)c(311) \\ c(4)c(41)c(42)c(43)c(44)c(45)c(46)c(411) \\ c(5)c(51)c(52)c(53)c(54)c(55)c(56)c(511) \\ c(6)c(61)c(62)c(63)c(64)c(65)c(66)c(611) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ \log p_{cloth} \\ \log p_{eat} \\ \log p_{fur} \\ \log p_{health} \\ \log p_{house} \\ \log p_{trans} \\ \log(m-p) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \\ u_4 \\ u_5 \\ u_6 \end{bmatrix}$$

شایان ذکر است که در این پژوهش از الگوی خطی AIDS برای برآورد پارامترها استفاده شده است. برای خطی کردن الگوی AIDS به جای شاخص قیمت حقیقی P از شاخص‌های قیمت استفاده می‌گردد که با $P^* = \sum_i w_{it} \log p_i$ نمایش داده می‌شود. برای خطی کردن AIDS در این پژوهش از شاخص قیمت استون $\log P^* = \sum_i w_{it} \log p_i$ استفاده شده است. دیتون و مولبایر^۱ (۱۹۸۰) اشاره می‌کنند در شرایطی که بین قیمت کالاهاى مختلف همخطی بالایی وجود داشته باشد الگوی LAIDS تقریب بسیار خوبی برای الگوی AIDS غیر خطی است و نتایج تجربی این موضوع را تأیید می‌نماید. در این شرایط می‌توان p را به صورت نسبتی از شاخص‌های ذکر شده تقریب زد. معادله LAIDS با به کار گیری داده‌های آماری مربوط به دوره ۱۳۵۴ تا ۱۳۹۲ و با استفاده از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبب تکراری (ISUR)^۲ برآورد شده و نتایج حاصل از الگوی LAIDS پس از رفع نقض فرض کلاسیک در جدول ۳ ذکر شده است.

^۱. Deaton and Muellbeauer

^۲. Iterative Seemingly Unrelated Regression

جدول ۳- برآورد سیستم معادلات LAIDS غیرمقیدبروش ISURE

t-Statistic	Std. Error	ضرایب	ضرایب	t-Statistic	Std. Error	ضرایب	ضرایب
گروه مسکن				گروه خوراک			
۳/۳۲	۰/۸۴۱	۲/۸۱	عرض از مبدا	۰/۴۲	۰/۰۵۱	۰/۰۲۳	عرض از مبدا
-۱/۷۶	۰/۰۲۷	-۰/۰۴۹	ضریب قیمتی خوراک	۲/۱۳	۰/۰۵۸	۰/۱۲۴	ضریب قیمتی خوراک
۱/۱۱	۰/۱۷۰	۰/۱۸۹	ضریب قیمتی حمل و نقل	-۳/۰۷	۰/۰۶۳	-۰/۱۹۵	ضریب قیمتی حمل و نقل
-۲/۳۱	۰/۰۴۸	-۰/۱۰۷	ضریب قیمتی بهداشت	۱/۶۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	ضریب قیمتی بهداشت
-۳/۰۴	۰/۰۸۰	-۰/۲۴۶	ضریب قیمتی مبلمان	۳/۹۶	۰/۰۲۸	۰/۱۱۲	ضریب قیمتی مبلمان
۰/۹۳	۰/۱۰۶	۰/۰۹۹	ضریب قیمتی پوشاک	-۱/۹۳	۰/۰۱۱	-۰/۰۲۳	ضریب قیمتی پوشاک
۴/۰۳	۰/۰۲۷	۰/۱۰۹	ضریب قیمتی مسکن	-۱/۸۴	۰/۰۳۰	-۰/۰۵۶	ضریب قیمتی مسکن
-۲/۸۵	۰/۰۳۴	-۰/۰۹۹	ضریب درآمدی	-۲/۰۳	۰/۰۵۴	-۰/۱۱۱	ضریب درآمدی
گروه پوشاک				گروه حمل و نقل			
-۲/۳۸	۰/۱۰۷	-۰/۲۵۵	عرض از مبدا	-۰/۰۸	۰/۲۵۱	-۰/۲۰۴	عرض از مبدا
-۱/۷۶	۰/۰۲۷	-۰/۰۴۹	ضریب قیمتی خوراک	۰/۱۱	۰/۰۰۹	۰/۰۰۱	ضریب قیمتی خوراک
۱/۰۸	۰/۰۱۶	۰/۰۱۸	ضریب قیمتی حمل و نقل	-۳/۱۱	۰/۰۱۵	-۰/۰۴۷	ضریب قیمتی حمل و نقل
-۲/۰۵	۰/۰۱۳	-۰/۰۲۷	ضریب قیمتی بهداشت	۰/۷۸	۰/۰۵۰	۰/۰۳۹	ضریب قیمتی بهداشت

t-Statistic	Std. Error	ضرایب	ضرایب	t-Statistic	Std. Error	ضرایب	ضرایب
۰/۸۴	۰/۱۱۷	۰/۰۹۹	ضریب قیمتی مبلمان	۲/۱۱	۰/۰۲۲	۰/۰۴۸	ضریب قیمتی مبلمان
۳/۷۶	۰/۰۱۲	۰/۰۴۶	ضریب قیمتی پوشاک	-۱/۳۷	۰/۰۲۸	-۰/۰۳۹	ضریب قیمتی پوشاک
-۱/۴۸	۰/۰۰۷	-۰/۰۱۱	ضریب قیمتی مسکن	۲/۱۴	۰/۰۴۳	۰/۰۹۴	ضریب قیمتی مسکن
۱/۸۹	۰/۰۱۷	۰/۰۳۴	ضریب درآمدی	۳/۴۲	۰/۰۱۱	۰/۰۳۸	ضریب درآمدی
گروه مبلمان و اثاثیه				گروه بهداشت و درمان			
-۱/۹۸	۰/۱۳۵	-۰/۲۶۸	عرض از مبدا	-۰/۱۴	۰/۱۷۵	-۰/۱۰۵	عرض از مبدا
-۹/۴۳	۰/۰۱۰	-۰/۱۰۱	ضریب قیمتی خوراک	۲/۰۹	۰/۰۰۹	۰/۰۱۹	ضریب قیمتی خوراک
۳/۰۵	۰/۰۰۶	۰/۰۱۹	ضریب قیمتی حمل و نقل	۱/۹۰	۰/۰۰۴	۰/۰۰۹	ضریب قیمتی حمل و نقل
۱/۰۱	۰/۰۴۸	۰/۰۴۹	ضریب قیمتی بهداشت	-۱/۵۶	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۴	ضریب قیمتی بهداشت
۲/۴۴	۰/۰۱۵	۰/۰۳۸	ضریب قیمتی مبلمان	-۰/۴۹	۰/۰۱۰	-۰/۰۰۵	ضریب قیمتی مبلمان
-۰/۰۳	۰/۱۶۶	-۰/۰۰۵	ضریب قیمتی پوشاک	-۲/۹۸	۰/۰۰۹	-۰/۰۱۹	ضریب قیمتی پوشاک
-۳/۱۲	۰/۰۰۷۸	-۰/۰۲۸	ضریب قیمتی مسکن	-۰/۳۸	۰/۰۰۵	-۰/۰۰۲	ضریب قیمتی مسکن
۱/۳۶	۰/۰۱۹	۰/۰۲۶	ضریب درآمدی	۲/۴۹	۰/۰۰۴	۰/۰۱۲	ضریب درآمدی

منبع: یافته‌های پژوهش

در الگوی AIDS به صورت مستقیم نمی‌توان تفسیری در مورد پارامترهای برآوردی ارائه نمود و می‌بایست از کشش‌های قیمتی هیکس^۱ (HPE) و کشش مخارج کل (TEE)^۲ استفاده نمود. هر یک از شاخص‌های اقتصادی ذکر شده، معیار مناسبی برای شناخت واقع بینانه‌تر رفتار مصرف‌کنندگان جامعه ارائه می‌نمایند. در این پژوهش پس از برآورد ضرایب درآمدی و ضرایب قیمتی الگوی AIDS، با توجه به متوسط سهم مصرفی کالای i و کشش‌های قیمتی و درآمدی محاسبه شده است. نتایج مربوط به کشش قیمتی هیکس (HPE) شاخص کالفانت^۳ (۱۹۸۷) در جدول ۴ آمده است. این کشش مکمل و جانشینی هیکس-آلن را نشان می‌دهد. در جدول ۴ عناصر قطر اصلی بیانگر کشش‌های خود قیمتی هیکس هستند و عناصر قطری کشش‌های متقاطع هیکسی را نشان می‌دهند. نتایج به دست آمده بیانگر آن است که مقدار این کشش برای تمام گروه‌های کالایی منفی است. از این رو بر مبنای این کشش می‌توان نتیجه گرفت که قانون تقاضا برای تمام گروه‌های کالایی ذکر شده در این پژوهش صادق است. نتایج محاسبات نشان می‌دهد که خوراک با گروه کالایی مبلمان و اثاثیه مکمل هیکس-آلن است و با سایر گروه‌های کالایی جانشین-هیکس آلن است. می‌دانیم که هر کالایی باید یک جانشین از نوع هیکس آلن داشته باشد ولی می‌تواند هیچ گونه مکملی نداشته باشد (منسر، ۱۹۷۶). در جدول (۴) در گروه‌های کالایی خوراک، حمل و نقل و بهداشت این قاعده مشاهده می‌شود. همچنین بر اساس معادله اسلاتسکی این امکان وجود دارد که یک یا دو کالا که جانشین هیکس-آلن هستند، مکمل ناخالص یکدیگر باشند. برای مثال خوراک و بهداشت، جانشین هیکس-آلن ($\epsilon_{ij} = 0.017$) و مکمل ناخالص ($\epsilon_{ij} = -0.0016$) یکدیگر هستند.

^۱. Hicksian Price Elasticity (HPE)

^۲. Total Expenditure Elasticity (TEE)

^۳. Chalfant

جدول ۴- کسش هیکس کالفنت برای گروه‌های کالایی سیستم معادلات تقاضا LAIDS با

اعمال قید تقارن اسلاتسکی

مسکن	پوشاک	مبلمان و اثاثیه	بهداشت و درمان	حمل و نقل	خوراک	HPE
۰/۲۸۴	۰/۰۲۷	-۰/۰۲۴	۰/۰۱۷	۰/۰۳۷	-۰/۳۲۷	خوراک
۰/۷۰۱	-۰/۱۱۸	۰/۳۷۲	۰/۳۶۲	-۱/۰۲۴	---	حمل و نقل
۰/۱۹۳	-۰/۹۶۱	۰/۵۲۱	-۰/۵۱۳	---	---	بهداشت و درمان
-۰/۱۶۹	۰/۲۸۲	-۱/۰۱۲	---	---	---	مبلمان و اثاثیه
۰/۲۸۱۷	-۰/۰۹۱	---	---	---	---	پوشاک
-۰/۴۲۳	---	---	---	---	---	مسکن

منبع: یافته‌های پژوهش

همچنین کسش مخارج کل نیز یکی دیگر از شاخص‌های ارزیابی پارامترهای سیستم معادلات تقریباً ایده آل (AIDS) است. این کسش با فرض ثابت بودن قیمت‌ها بیان گر مقدار حساسیت یک گروه کالایی نسبت به درآمد حقیقی است. نتایج بیانگر آن است که بیشترین کسش مخارج کل مربوط به گروه کالایی حمل و نقل و پس از آن گروه مبلمان و اثاثیه منزل است و کمترین کسش مخارج کل مربوط دو گروه کالایی مسکن و خوراک است. بر اساس نتایج به دست آمده می‌توان گفت که با افزایش ده درصدی در درآمد حقیقی (مخارج واقعی کل) با فرض ثبات سایر شرایط، مخارج گروه کالایی خوراک به میزان ۰/۴۹ درصد افزایش می‌یابد. بر اساس پژوهش دیتون و مولبایر (۱۹۸۰) طبقه بندی کالاهای ضروری و لوکس در الگوی AIDS بر اساس ضریب مخارج صورت می‌گیرد. به عبارت دیگر مثبت یا منفی بودن ضریب مخارج به ترتیب بیانگر لوکس یا ضروری بودن گروه‌های کالایی است. همان طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود بر

اساس بحث فوق، گروه‌های کالایی خوراک و مسکن بعنوان دو گروه کالایی ضروری و گروه‌های پوشاک، مبلمان و اثاثیه، بهداشت و درمان و حمل و نقل گروه‌های کالایی لوکس هستند.

اکنون با توجه به اطلاعات جداول قبل، در این بخش هزینه رفاهی ناشی از تورم برای خانوارهای شهری با استفاده از تغییرات جبرانی (CV) محاسبه می‌گردد. برای محاسبه معیار رفاهی CV، بجای مقادیر P^0 و P^1 شاخص قیمت گروه‌های کالایی و بجای β_i از نتایج تخمین به دست آمده از الگوی LAIDS استفاده شده که مقادیر β_i برای گروه‌های مختلف کالایی در جدول شماره ۳ ذکر شده است.

جدول ۵- میانگین هندسی تورم در گروه‌های کالایی

تورم سایر کالاها	تورم گروه خوراک	تورم گروه مبلمان و اثاثیه	تورم گروه بهداشت و درمان	تورم گروه مسکن	تورم گروه پوشاک	تورم گروه حمل و نقل	دوره زمانی
POTHER	PEAT	PFUR	PHEALTH	PHOUSE	PCLOTH	PTRANS	
۸/۹۲	۱۴/۴۷	۱۰/۷۸	۱۲/۷۰	۱۱/۵۷	۱۴/۶۴	۱۴/۷۰	۱۳۵۸-۱۳۵۴
۱۹/۵۶	۱۷/۱۲	۲۱/۹۵	۴/۵۹	۱۰/۴۰	۱۶/۹۳	۲۳/۴۰	۱۳۶۳-۱۳۵۹
۱۸/۸۲	۱۷/۳۶	۲۱/۹۶	۶/۴۷	۱۷/۵۱	۸/۹۴	۱۶/۹۸	۱۳۶۸-۱۳۶۴
۱۵/۷۷	۱۹/۰۳	۱۰/۸۵	۳۳/۵۸	۱۷/۱۳	۱۹/۵۰	۲۷/۴۳	۱۳۷۳-۱۳۶۹
۱۸/۷۶	۲۳/۳۹	۱۴/۴۱	۲۷/۷۱	۲۶/۰۲	۱۶/۸۹	۲۱/۰۲	۱۳۷۸-۱۳۷۴
۱۴/۶۵	۱۲/۳۱	۸/۱۲	۱۷/۲۳	۱۸/۷۱	۶/۵۸	۱۰/۰۷	۱۳۸۳-۱۳۷۹
۱۵/۱۴	۱۵/۶۴	۱۱/۵	۱۷/۴۶	۱۶/۲۱	۱۱/۷۵	۸/۱۳	۱۳۸۸-۱۳۸۴
۲۸/۱۱	۲۹/۷	۲۵/۶	۲۱/۳	۱۲/۲	۲۷/۷	۲۴/۴	۱۳۹۲-۱۳۸۹

منبع: بانک مرکزی و یافته‌های پژوهش

جدول ۶- میانگین هندسی شاخص تورم

دوره زمانی	شاخص تورم	کمترین میزان تورم	بیشترین میزان تورم
	INF	MIN	MAX
۱۳۵۸-۱۳۵۴	۱۶/۷۱	۱۰/۱۲	۲۷/۳۴
۱۳۶۳-۱۳۵۹	۱۷/۳۸	۱۰/۴۳	۲۳/۳۶
۱۳۶۸-۱۳۶۴	۱۷/۱۴	۶/۸۹	۴۳/۹۸
۱۳۷۳-۱۳۶۹	۲۰/۵۲	۸/۹۷	۳۵/۲۰
۱۳۷۸-۱۳۷۴	۲۳/۵۴	۱۷/۲۸	۴۹/۳۷
۱۳۸۳-۱۳۷۹	۱۴/۰۴	۱۱/۳۳	۱۵/۷۴
۱۳۸۸-۱۳۸۴	۱۴/۳۶	۱۰/۲۴	۲۵/۴۲
۱۳۹۲-۱۳۸۹	۲۳/۰۸	۱۲/۴۳	۳۴/۷

منبع: بانک مرکزی و یافته‌های پژوهش

با توجه به نکات ذکر شده اکنون می‌توان به بررسی تغییرات رفاهی مصرف کنندگان به دلیل تورم در ایران پرداخت. نتایج به دست آمده برای معیار رفاهی CV که براساس روابط بخش سوم مقاله محاسبه شده اند در جدول ۷ ذکر شده است.

جدول ۷- محاسبه هزینه رفاهی تورم در ایران با استفاده از شاخص تغییرات جبرانی (CV)

سیستم تقاضای AIDS

دوره زمانی	مجموع تغییرات جبرانی (CV) در هر دوره (ریال)	متوسط تغییرات جبرانی (CV) در هر دوره (ریال)	میانگین هندسی نسبت تغییرات جبرانی به مخارج کل (درصد) (CV/M ₀)
۱۳۵۸-۱۳۵۴	۲۲۶۶۱۱	۴۵۳۲۲	۱۰/۴۱
۱۳۶۳-۱۳۵۹	۶۶۱۰۷۷	۱۳۲۲۱۵	۱۴/۷۱
۱۳۶۸-۱۳۶۴	۱۰۴۵۶۳۶	۲۰۹۱۲۷	۱۳/۱۲
۱۳۷۳-۱۳۶۹	۳۴۶۰۵۹۱	۶۹۲۱۱۸	۱۷/۳۱
۱۳۷۸-۱۳۷۴	۱۳۵۶۶۴۷۱	۲۷۱۳۲۹۴	۱۹/۲۰
۱۳۸۳-۱۳۷۹	۱۶۷۰۶۰۱۱	۳۳۴۱۲۰۲	۹/۳۳
۱۳۸۸-۱۳۸۴	۴۱۷۲۷۱۹۴	۸۳۴۵۴۳۹	۱۰/۴۶
۱۳۹۲-۱۳۸۹	۱۰۰۵۱۵۰۳۳	۲۵۱۲۸۷۵۸	۱۶/۳۷

منبع: یافته‌های پژوهش

مقادیر به دست آمده برای CV نشان می‌دهد که در دوره ۵۸-۱۳۵۴ برای خنثی نمودن آثار رفاهی منفی ناشی از تورم، می‌باید مبلغ ۲۲۶۶۱۱ ریال، یعنی به طور متوسط سالیانه مبلغ ۴۵۳۲۲ ریال پرداخت می‌گردید تا هزینه رفاهی تورم جبران می‌شد. همچنین در دوره‌های بعدی تا سال ۱۳۷۹ نرخ تورم و معیار CV روندی صعودی را نشان می‌دهند. به طوریکه در دوره‌های ۶۸-۱۳۶۴ و ۷۸-۱۳۷۴ مقادیر CV به ترتیب حدود ۱۳/۱۲ و ۱۹/۲۰ درصد مخارج کل یک خانوار شهری است. یعنی برای جبران آثار رفاهی منفی ناشی از تورم می‌بایست در طی این دوره‌ها به میزان ۱۳/۱۲ و ۱۹/۲۰ درصد مخارج سالیانه خانوارها به آنها پرداخت انتقالی صورت می‌گرفت. اما در دوره ۸۳-۱۳۷۹ نسبت به دوره قبل، با کاهش نرخ تورم، مقدار CV نیز به ۹/۳۳ درصد مخارج کل کاهش یافته است. نتایج محاسبات پژوهش نشان می‌دهد که بر اساس معیار CV، در طی دوره ۹۲-۱۳۵۴، برای جبران آثار رفاهی تورم یک خانوار با بعد ۴/۵، می‌بایست سالیانه به طور متوسط ۱۳ درصد مخارج کل به خانوارها پرداخت می‌گردید تا در سطح مطلوبیت اولیه باقی می‌ماندند.

حال سوال آن است که کدامیک از گروه‌های کالایی بیشترین هزینه رفاهی ناشی از تورم را ایجاد نموده‌اند. برای پاسخ به این سوال از ضریب همبستگی بین تغییرات جبرانی (CV) و نرخ تورم گروه‌های کالایی استفاده شده است. محاسبه ضریب همبستگی معیار CV با نرخ تورم سالیانه گروه‌های مختلف کالایی نشان می‌دهد که گروه‌های کالایی مسکن، خوراک و بهداشت و درمان به ترتیب با ضرایب همبستگی ۹۶، ۶۱ و ۶۷ درصد، بیشترین اثر رفاهی منفی را بر مصرف کنندگان شهری داشته‌اند. براساس جدول (۸) در بین گروه‌های کالایی مختلف، گروه کالایی مسکن بیشترین اثر رفاهی منفی را بوجود آورده است.

جدول ۸- ضریب همبستگی بین تغییرات جبرانی (CV) و تورم گروههای کالایی

تورم گروه حمل و نقل	تورم سایر کالاها	تورم گروه مسکن	تورم گروه بهداشت و درمان	تورم گروه مبلمان واثاثیه	تورم گروه خوراک	تورم گروه پوشاک	تغییرات جبرانی	ضریب همبستگی
PTRANS	POTHER	PHOUSE	PHEALTH	PFUR	PEAT	PCLOTH	CV	
۱/۰۰	-	-	-	-	-	-	-	تورم گروه حمل و نقل
۰/۴۸	۱/۰۰	-	-	-	-	-	-	تورم سایر کالاها
۰/۰۸	۰/۲۷	۱/۰۰	-	-	-	-	-	تورم گروه مسکن
۰/۳۲	-۰/۱۱	۰/۶۶	۱/۰۰	-	-	-	-	تورم گروه بهداشت و درمان
۰/۲۱	۰/۶۸	-۰/۰۹	-۰/۶۴	۱/۰۰	-	-	-	تورم گروه مبلمان واثاثیه
۰/۶۸	۰/۴۵	۰/۶۶	۰/۵۱	۰/۱۹	۱/۰۰	-	-	تورم گروه خوراک
۰/۸۳	۰/۰۹	-۰/۰۶	۰/۴۳	-۰/۱	۰/۶۳	۱/۰۰	-	تورم گروه پوشاک
۰/۰۹	۰/۲۷	۰/۹۶	۰/۶۷	-۰/۳۱	۰/۶۱	۰/۰۹	۱/۰۰	تغییرات جبرانی

منبع: یافته‌های پژوهش

۵- جمع‌بندی و پیشنهادهای سیاستی

در این مقاله هزینه رفاهی ناشی از تورم در اقتصاد ایران محاسبه شده است. مطالعه علمی این مساله از آنجا حایز اهمیت است که اقتصاد ایران در سه دهه اخیر همواره با پدیده تورم دو رقمی مواجهه بوده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که:

۱- گروه خوراک در طی سال‌های ۱۳۵۴ تا ۱۳۹۲ بیشترین سهم در بودجه خانوارها

را داشته، به گونه‌ای که طی دوره مذکور به طور متوسط ۳۱/۱۹ درصد مخارج مصرفی صرف اقلام مصرفی این گروه کالایی شده است. همچنین سهم مسکن طی این دوره به طور متوسط ۳۰ درصد و سهم سایر کالاها به طور متوسط برابر با ۳۸ درصد بوده است. ۲- سهم هزینه‌های غیرخوراکی در سبد خانوار در طی سال‌های ۱۳۵۴ تا ۱۳۹۲ افزایش یافته است. به گونه‌ای که متوسط هزینه‌های اقلام غیرخوراکی از چهارده هزار و دویست و هفتاد تومان به بیش از ۱۵ میلیون تومان رسیده است. این در حالی است که سهم مخارج غیرخوراکی از کل هزینه خانوار از ۶۰ درصد به بیش از ۷۳ درصد افزایش یافته است. شایان ذکر است دلیل کاهش معنا دار هزینه‌های خوراکی در سبد خانوار، افزایش قابل توجه هزینه مسکن در طی زمان بوده که منجر به جانشینی هزینه خوراکی و مسکن در سبد خانوار شده است.

۳- در سال ۱۳۹۲ متوسط هزینه خوراکی و دخانی یک خانوار شهری، برابر ۵۴۹۵۳ هزار ریال بوده است که در مقایسه با سال ۱۳۹۱ به میزان ۲۳,۳ درصد افزایش نشان می‌دهد. در سال ۱۳۹۲، متوسط هزینه‌های غیر خوراکی یک خانوار شهری برابر ۱۵۱۰۲۹ هزار ریال بوده است که در مقایسه با سال قبل، افزایشی برابر با ۲۶,۲ درصد نشان می‌دهد. هزینه «مسکن» با سهمی معادل ۴۵,۳ درصد از کل هزینه‌های غیر خوراکی، بیشترین سهم را دارا بوده است. هزینه‌های «حمل و نقل و ارتباطات» با ۱۴,۳ درصد، «بهداشت و درمان» با ۱۲,۵ درصد، «کالاها و خدمات متفرقه» با ۱۱,۴ درصد و «پوشاک و کفش» با ۶,۳ درصد در مراتب بعدی قرار دارند. در سال ۱۳۹۲، «لوازم، اثاث و خدمات» ۴۱,۲ درصد، هزینه‌های «بهداشت و درمان» ۳۳,۲ درصد، «پوشاک و کفش» ۲۹,۳ درصد، «کالاها و خدمات متفرقه» با ۲۴,۷ درصد نسبت به سال قبل افزایش داشته است.

۴- مقادیر به دست آمده برای CV نشان می‌دهد که در دوره ۵۸-۱۳۵۴ برای خنثی نمودن آثار رفاهی منفی ناشی از تورم، می‌باید مبلغ ۲۲۶۶۱۱ ریال، یعنی به طور

متوسط سالیانه مبلغ ۴۵۳۲۲ ریال پرداخت می‌گردید تا هزینه رفاهی تورم جبران می‌شد. همچنین در دوره‌های بعدی تا سال ۱۳۷۹ نرخ تورم و معیار CV روندی صعودی را نشان می‌دهند. به طوریکه در دوره‌های ۶۸-۱۳۶۴ و ۷۸-۱۳۷۴ مقادیر CV به ترتیب حدود ۱۳/۱۲ و ۱۹/۲۰ درصد مخارج کل یک خانوار شهری است. یعنی برای جبران آثار رفاهی منفی ناشی از تورم می‌بایست در طی این دوره‌ها به میزان ۱۳/۱۲ و ۱۹/۲۰ درصد مخارج سالیانه خانوارها به آنها پرداخت انتقالی صورت می‌گرفت. ۱- ضریب همبستگی معیار CV با نرخ تورم سالیانه گروه‌های مختلف کالایی نشان می‌دهد که گروه‌های کالایی مسکن، خوراک و بهداشت و درمان به ترتیب با ضرایب همبستگی ۹۶، ۶۱ و ۶۷ درصد، بیشترین اثر رفاهی منفی را بر مصرف کنندگان شهری داشته‌اند.

با توجه به یافته‌های پژوهش می‌توان پیشنهادهای زیر را ارائه نمود:

- ۱- یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که بر اساس معیار CV، در طی دوره ۹۲-۱۳۵۴، برای جبران آثار رفاهی تورم یک خانوار با بعد ۴/۵، می‌بایست سالیانه بطور متوسط ۱۳ درصد مخارج کل به خانوارهای شهری پرداخت می‌گردید تا در سطح مطلوبیت اولیه باقی می‌ماندند. این عدد نشان دهنده متوسط حجم استهلاک قدرت خرید خانوارهای شهری در هر سال است که جبران نشده است. از اینرو لازم است که متناسب با شاخص رفاهی CV، قدرت خرید خانوارهای شهری جبران شود تا خانوارها بتوانند به همان سطح سبب مصرفی اولیه خود دست یابند. بر این اساس باید پذیرفت برای افزایش سطح رفاه در ایران باید نرخ تورم کاهش یابد و این امر میسر نیست، مگر آن که مقامات پولی کشور سیاست‌های انقباضی پولی در راستای کنترل حجم نقدینگی را دنبال نمایند.
- ۲- یافته‌های پژوهش بیانگر آن است که در بین گروه‌های کالایی مختلف، مسکن بیشترین هزینه رفاهی را ایجاد نموده است. از اینرو کنترل نوسانات قیمت مسکن با ابزارهای سیاستی مانند مالیات بر عایدی سرمایه، مالیات مضاعف بر خانه‌های خالی و

مالیات بر زمان خرید و فروش خانه‌ها می‌باید در اولویت قرار گیرد.

منابع

- Abouleinein, S., El-Laithy, H., & Kheir-El-Din, H. (2009). The Impact of Phasing out Subsidies Petroleum Energy Products in Egypt. The Egyptian Centre for Economic Studies.
- Akbay, C., Boz, I., Chern., & W.S.(2007). Household Food Consumption in Turkey. *European Review of Agriculture Economics*, 34, 209-231.
- Azzam, A., & Belaid, R. (2012). A Welfare Measure of Consumer Vulnerability to Rising Prices of Food Imports in the UAE. *Food Policy*, 37(5)0, 554-560.
- Bhattacharya, D. (2015). Nonparametric Welfare Analysis for Discrete Choice. *Econometrica*, 83(2), 617-649.
- Chalfant, A. (1987). A Globally Flexible, Almost Ideal Demand System. *Journal of Business & Economic Statistics*, 5(2), 233-242.
- Davoudi, P., Salem, AA. (2006), The Effect of Changes in Gasoline Prices on Household Welfare in The Various Income Deciles. *Economic Journal*, 6(4), 15-45, (In Persian).
- Deaton, A., & Muellbauer, J. (1980). An Almost Ideal Demand System. *The American Economic Review*, 70(3), 312-326.
- Ferreira, F.H.G., Fruttero, A., Leite, P.G., & Lucchetti, L.R. (2013). Rising Food Prices and Household Welfare: Evidence from Brazil, *Journal of Agricultural Economics*, 64(1), 151-176.
- Jacobsen, H. (2009). Energy Intensities and The Impact of High Energy Prices on Producing and Consuming Sectors in Malaysia Environment. *Development and Sustainability*, 11(1), 137-160.
- Jafari, A., and Hossein, M.R. (2011), Estimated Assessment of The Trend Iranian Economic Welfare with Using Composite Index CIEWB. *Journal of Iranian economic*, 42, 101-126, (In Persian).
- Kane, G.Q., Gwladu, L.M.T., Jean, J.A., Isabelle, P.L., & Fondo, S. (2015). The Impact of Food Price Volatility on Consumer Welfare in Cameroon. WIDER Working Paper 2015/013.
- Khalili Araghi, M., & Barkhordari, S. (2012). An Evaluation of The

- Welfare Effects of Reducing Energy Subsidies in Iran. *Energy Policy*, 47(1), 398–404.
- Khosravinezhad, A.A. (2009), Measure the Welfare Effects of Subsidy Removal on Basic Goods in Urban Households Iran. *Journal of Commerce*, 13(50), 1-31, (In Persian).
 - Khosravinezhad, A.A., Khodadad, Kashi, F., & Sohbaty, Z. (2013), Evaluation of High Food Prices on The Welfare of Urban Households Iran. *Journal of Economic Strategy*, 4(1), 73-93, (In Persian).
 - Lin, B., & Jiang, Z. (2010). Designation and Influence of Household Increasing Block Electricity Tariffs in China. *Energy Policy*, 42(1), 164–173.
 - Manser, M. (1976). Elasticities of Demand for Food: An Analysis Using No Additive Utility Function Allowing for Habit Formation. *Southern Economic Journal*, 43(1), 879-891.
 - Murzaei, H., & Khosravinezhad, A.A. (2011), The Effect of Moderating Prices of Basic Goods, Bread, Rice, Vegetable Oil and Sugar on The Welfare of Rural and Urban Households. *Journal of Commerce*, 60, 35-55, (In Persian).
 - Pashardes, P., Nicoletta, P., & Theodoros, Z. (2014). Estimating Welfare Aspects of Changes in Energy Prices from Preference Heterogeneity. *Energy Economics*, 42, 58-66.
 - Piraei, K., & Akbari Moghaddam, B.A. (2005). The Effect of Reducing Subsidies to Agricultural Sector (Agriculture) and Changes in Tax Rates Leisure over Work On Production and Welfare of Urban and Rural Households in Iran. *Iran Journal of Economic Research*, 20, 30-1, (In Persian).
 - Sadeghi, H., & Asari, A. (2010). A New Approach to Welfare Index in Iran Using Fuzzy Logic. *Journal of Economic Research (Sustainable Growth and Development Research)*, 4, 143-168, (In Persian).
 - Shahmoradi, A., Mehrara, M., & Fayyaz, N. (2011). Liberalization of Energy Prices and Its Impact on Household Welfare and The State Budget Using the Input-Output Method. *Iranian Economic Research*, 42, 1-25, (In Persian).
 - Shahsavar, M., & Piraei, K. (2008), Evaluating Subsidies and Indirect Taxes in Terms of Social Welfare in Iran. *Economic Letters*, 4(1), 119-148, (In Persian).
 - Shimeles, A. (2011). Welfare Analysis Using Data from the

International Comparison Program for Africa. *African Development Review*, 23(2), 147–160.

- Tiezzi, S. (2005). The Welfare Effects and The Distributive Impact of Carbon Taxation on Italian Households. *Energy Policy*, 33(5), 1597–1612.

- Yousefi Sheikh Rabat, M. (2005). Study the Changes the Level of Social Welfare in Urban and Rural Areas (Case Study of Iran During The Years 1368 to 1378). *Economic Letters*, 1(1), 3-18, (In Persian).

- Zenouz, BH., & Barmaki, A. (2011). Assessing The Impact of Increasing Energy Prices on The Costs of Transportation and Welfare Urban Households in Iran. *Journal of Civil Engineering Sharif*, 3, 3-30, (In Persian).