فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی
دانشگاه شهید بهشتی، پاییز و زمستان ۱۳۹۰

Quarterly Journal of Economics and Modelling
Shahid Beheshti University

ارزیابی رابطه بلند مدت یارانه مواد غذایی و کالری دریافتی خانوارهای مناطق شهری در ایران:۱۳۶۳-۱۳۸۷

دکتر فرهاد خداداد کاشی*
سینا هشترخانی**

چکیده

هدف این مقاله بررسی تأثیر تغییرات درآمد سرانه، قیمت مواد غذایی و یارانهٔ غذایی بر کالری دریافتی افراد در مناطق شهری ایران طی سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۷ است و به این منظور از تکنیک‌های اقتصادسنجی و مدل خودرگرسیون برداری (VAR) و رهیافت هم‌انباشتگی استفاده شده است.

طبق یافته‌های این پژوهش، رابطهٔ بلند مدت بین متغیرهای مدل وجود دارد و شوک‌هایی که موجب کاهش درآمد خانوارهای شهری و کاهش یا حذف یارانهٔ غذایی شوند، آثار منفی شدیدی بر میزان کالری دریافتی خانوارها خواهد داشت.

طبقه بندی JEL : *I 19*
کلید واژه‌ها: *امنیت غذایی، کالری دریافتی، خود رگرسیون برداری، یارانهٔ غذایی، VAR، هم‌انباشتگی، توابع عکس‌العمل آنی، تحلیل واریانس، مدل تصحیح خطای برداری*

* عضو هیئت علمی، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور
** کارشناس ارشد اقتصاد
تاریخ دریافت
۹۰/۱۱/۱۷

khfarhad2001@yahoo.com
hashtarkhani@gmail.com
تاریخ پذیرش
۹۱/۹/۲۹

۱. مقدمه

طی چند دهه اخیر، کشورهای مختلف در نشست‌های جهانی و کنفرانس‌های بین‌المللی اعلامیه‌های مشترکی منتشر کرده‌اند و در جهت افزایش امنیت غذایی و کاهش فقر متعهد شده‌اند. به‌رغم این تلاش‌ها و تعهدات، اکثر اهداف این اعلامیه‌ها در عمل تحقق نیافته است وهنوز بخش قابل توجهی از جمعیت جهان دچار فقر، گرسنگی و ناامنی غذایی هستند. در نشست جهانی غذا[1] در سال۱۹۹۶اعلام شد که ۸۴۰ میلیون نفر از جمعیت جهان به حداقل کالری مورد نیاز دسترسی ندارند و ۹۶ درصد افرادی که دچار ناامنی غذایی هستند از کمبود دسترسی به کالری به صورت مزمن و پایدار در رنج هستند و ۴ درصد دیگر به‌دلیل حوادث مختلف دچار ناامنی غذایی هستند (FAO, 2002). منشأ فکری بحث امنیت غذایی به عنوان یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌های امنیت ملی، به بحران غذا در اوایل دههٔ ۱۹۷۰ در جهان برمی‌گردد. مفهوم امنیت غذایی بسیار گسترده است و بر اساس تعامل دامنه‌ای از عوامل زیست‌شناختی، اقتصادی، اجتماعی، کشاورزی و فیزیکی تعیین می‌شود.

امنیت غذایی مستلزم عرضهٔ کافی مواد غذایی در سطح کلان و توزیع عادلانه به منظور دستیابی همه به آن است و مؤلفه‌های مشخص آن عبارت است از موجودی مواد غذایی، دسترسی به مواد غذایی و مصرف صحیح مواد غذایی که به آگاهی و دانش افراد وابسته است.

تأمین امنیت غذایی جامعه به عنوان یکی از شرط‌های تحقق امنیت ملی، از وظایف اساسی دولت‌ها در هر کشوری است. در ایران نیز پس از انقلاب اسلامی، در تمام برنامه‌های توسعهٔ میان‌مدت، تأمین امنیت غذایی از وظایف دولت به‌شمار آمده است. در سند چشم‌انداز بیست سالهٔ کشور، جامعهٔ ایرانی دارای ویژگی برخورداری از سلامت، رفاه، امنیت غذایی، تأمین اجتماعی، فرصت‌های برابر، توزیع مناسب درآمد و نهاد مستحکم خانواده به دور از فقر، تبعیض و بهره مند از محیط زیست مطلوب تصویر شده است. با این حال طبق آمار و داده‌های موجود، همواره بخشی از خانوارهای شهری ایران قادر به تأمین کالری مورد نیاز خود نیستند و با کمبود غذا روبه‌رو هستند (خداداد و حیدری، ۱۳۸۳). عملکرد تغذیه‌ای خانوارهای ایرانی دارای پیچیدگی خاصی است. طی سالیان متمادی،

1. World Food Summit

به‌ویژه پس از انقلاب، نظام حمایتی به صورت عرضهٔ کالاهای اساسی و موادغذایی یارانه‌ای نقش قاطعی در تأمین نیازهای غذایی خانوارها به عهده داشته است؛ البته ترکیب کالایی و محتوای سبد حمایتی عمدتاً ناظر به تأمین کالری مورد نیاز خانوارها بوده است و تقریبا تمامی خانوارها مستقل از سطح درآمدشان به این اقلام یارانه‌ای دسترس داشته‌اند. مطالعات قبلی مؤید آن است که دهک‌های پایین درآمدی در مناطق شهری و روستایی ایران در تأمین حداقل کالری توصیه شده توسط مراجع علم تغذیه کاملاً به نظام حمایتی وابسته هستند، لذا انتظار می‌رود با حذف و کاهش مخارج حمایتی دولت، میزان کالری دریافتی خانوارها کاهش خواهد یافت. اهمیت این مسئله هنگامی بیشتر مشخص می‌شود که دهک‌های پایین درآمدی تمامی کالری دریافتی را از مصرف اقلام موجود در سبد حمایتی دریافت کرده‌اند و علاوه بر این مطالعات قبلی مؤید آن است که دهک اول درآمدی و بعضی سال‌ها دهک دوم درآمدی نتوانسته‌اند حداقل کالری را دریافت کنند (مؤسسهٔ مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، ۱۳۷۹).

یکی از عناصر مهم در امنیت غذایی، دسترسی فیزیکی و اقتصادی به مواد غذایی است. دسترسی فیزیکی به تولید موادغذایی و عرضهٔ مکفی آن با هم مرتبط هستند، در حالی‌که عرضهٔ اقتصادی به وجود بازار، قیمت و درآمد وابسته است. علاوه بر این آگاهی و سواد عمومی جامعه نسبت به الگوی غذایی متنوع و سالم نیز از عناصر تأثیرگذار بر امنیت غذایی است. در این مقاله عوامل مؤثر بر دسترسی اقتصادی در مناطق شهری ایران بررسی می‌شود. در حوزهٔ دسترسی اقتصادی، درآمد، قیمت مواد غذایی و یارانه‌های مواد خوراکی نقش اساسی ایفا می‌کنند. سابقهٔ پرداخت یارانه در ایران به سال‌های ۱۳۴۰ مربوط می‌باشد. میزان این یارانه تا پیش از افزایش قیمت جهانی نفت در سال ۱۹۷۳اندک بود برای مثال کل پرداختی‌های یارانه توسط دولت تا سال ۱۳۵۱، تنها ۱۶۶۸ میلیون ریال بود که این میزان تنها ۱/۴ درصد یارانه‌های پرداختی سال ۱۳۵۴ را شامل می‌شد. پس از پیروزی انقلاب اسلامی، ایران به دلیل تحریم اقتصادی و جنگ تحمیلی، عرضهٔ کالا و خدمات در کشور دچار نوسانات و مشکلات عمده‌ای شد که دولت برای مبارزه با این نوسانات، نظام قیمت‌گذاری کالاها را از سال ۱۳۶۰ به مرحلهٔ اجرا گذاشت، به طور کلی،

در چهار دههٔ اخیر نرخ رشد یارانه‌های غذایی، سالانه ۳۲ درصد بوده است، طوری که در سال ۱۳۸۴، ۳۱۹۰۱/۷ ریال به یارانهٔ غذایی اختصاص یافته بود.

در مقالهٔ حاضر رابطهٔ بلند مدت بین میزان کالری دریافتی افراد و سه عامل اقتصادی ذکر شده بررسی می‌شود. و به این پرسش پاسخ داده می‌شود که آیا تغییرات درآمد، قیمت و یارانهٔ غذایی، تأثیر معناداری بر کالری دریافتی خانوارهای ایرانی دارد و آیا رابطهٔ بلند مدت و معناداری بین قیمت مواد غذایی و درآمد خانوارها با کالری دریافتی خانوارها وجود دارد. برای پاسخ به این پرسش‌ها از الگوی غیرساختاری (VAR) و آزمون‌های سنجی مرتبط با آن استفاده شده است.

به منظور دسترسی به اهداف مورد نظر، این مقاله در پنج بخش سازماندهی شده است. پس از این مقدمه، در بخش دوم، مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش ارائه خواهد شد و در بخش سوم الگوی انتخابی برای تحلیل داده‌ها معرفی می‌شود. بخش چهارم به معرفی داده‌ها اختصاص دارد. در بخش پنجم نتایج و یافته‌های ناشی از تخمین مدل و در بخش ششم جمعبندی ارائه می‌شود.

۲. پیشینهٔ پژوهش و مبانی نظری

در چند دههٔ اخیر تعاریف متعددی برای امنیت غذایی ارائه شده است. پیش از دههٔ ۸۰ میلادی امنیت غذایی در سطح جهان و در سطح کشورها مطرح بوده و بر اساس کفایت تولید و عرضهٔ غذایی تعریف می‌شد. در حال حاضر امنیت غذایی در تمام سطوح بین‌المللی، کشوری تا خانواده و فرد را شامل می‌شود. بنا بر تعریف، هنگامی امنیت غذایی برقرار است که تمامی مردم برای تأمین نیازهای روزانهٔ خود به مواد غذایی و داشتن زندگی سالم و فعال، در تمامی زمان‌ها به غذای مکفی، سالم و مغذی دسترسی فیزیکی و اقتصادی داشته باشند (FAO, 1996).

ناامنی غذایی پدیدهٔ پیچیده‌ای است که به عوامل مختلفی نسبت داداه می‌شود. اهمیت این عوامل با توجه مناطق و کشورهای و گروه‌های مختلف می‌تواند متفاوت باشد و همچنین بعضی عوامل طی زمان نقش پررنگ‌تری در ناامنی غذایی ایفا می‌کنند. این عوامل

را در چهار گروه می‌توان طبقه‌بندی کرد: ۱. محیط اجتماعی، سیاسی و اقتصادی؛ ۲. عملکرد اقتصاد در تولید و تجارت مواد غذایی؛ ۳. اقدامات مراقبتی و فرهنگی؛ ۴. اقدامات بهداشتی و سلامت (FAO, 2002). عامل اول ناامنی غذایی یعنی محیط اجتماعی، سیاسی و اقتصادی در سطح ملی مشتمل بر عناصری همچون جمعیت، آموزش، سیاست‌های کلان اقتصادی، میزان مواهب اولیه و شرایط بازار می‌باشد. در لایهٔ پایین‌تر از سطح ملی، ویژگی‌های اجتماعی و اقتصادی خانوارها، نهادهای اجتماعی و الگوهای فرهنگی بر ناامنی غذایی تأثیرگذارند. عامل دوم یعنی میزان دسترسی به غذا یا به عبارت دیگر عملکرد اقتصاد در حوزهٔ تولید و تجارت غذا جنبه‌های مختلفی را دربرمی‌گیرد مانند صادرات و واردات غذا، چگونگی استفاده از مواد غذایی و ذخیره سازی. علاوه بر این عملکرد اقتصاد در زمینهٔ پایداری عرضه و دسترسی به غذا از عوامل تأثیرگذار در امنیت یا ناامنی غذایی است. در بُعد اقتصاد غذا، نباید نقش انکار پذیر وجود بازار و درآمد و قیمت را فراموش کرد. عامل سوم در امنیت غذایی به اقدامات مراقبتی و فرهنگی مربوط است مانند مراقبت صحیح از کودکان و نحوهٔ تغذیهٔ آنها و آگاهی از رژیم غذایی مناسب و رعایت اصل تنوع و چگونگی توزیع غذا در سطح خانوار. برخورداری جامعه از شرایط بهداشتی مناسب مانند دسترسی به آب آشامیدنی سالم، وجود سامانه‌های بهداشتی دفع پسماند و فاضلاب به همراه سایر عوامل مجموعاً بر وضعیت امنیت غذایی در سطح خانوار و سطح ملی مؤثر می‌باشد.

برای اندازه گیری ناامنی غذایی شاخص‌های متعددی به ادبیات معرفی شده است و استفاده از این شاخص‌ها مورد تأیید فائو می‌باشد برای مثال درصد افرادی که کالری دریافتی روزانهٔ آنها کمتر از حد تعیین شده توسط کارشناسان تغذیه است و همچنین میزان کالری که افراد روزانه دریافت می‌کنند از شاخص‌های ساده‌ای است که بین پژوهشگران از محبوبیت بالایی برخوردار است. در این مطالعه کالری دریافتی خانوارها و عوامل مؤثر بر آن مورد توجه است. عرضهٔ سرانهٔ کالری نیز یکی دیگر از شاخص‌هایی است که پژوهشگران برای ارزیابی ناامنی غذایی استفاده می‌کنند. فائو استفاده از این شاخص‌ها را در بحث پیرامون ناامنی غذایی استفاده و توصیه می‌کند (Naiken, 2003). در روش دیگر با استفاده از داده‌های طرح‌های آماری مخارج و درآمد خانوار بررسی می‌شود که چه

میزان کالری دریافتی خانوارها به تفکیک گروه‌های درآمدی است. شاخص تولید و عرضه اقلام غذایی و به‌ویژه اقلام استراتژیک از جمله شاخص‌های مورد استفاده در مطالعه و ارزیابی ناامنی غذایی می‌باشد. برای ارزیابی وضعیت ناامنی غذایی از شاخص‌هایی کیفی جهت تعیین واکنش خانوارها در قبال ناامنی غذایی می‌توان استفاده کرد. تن سنجی نیز یکی از روش‌های پیشنهادی برای تشخیص ناامنی غذایی است. در این روش از شاخص‌هایی مانند رشد نوزادان یا کودکان زیر پنج سال، قد بر حسب سن، وزن بر حسب قد و شاخص BMI استفاده می‌شود(FAO, 2003).

سان (۱۹۸۸) روشی را برای ارزیابی تأثیر قیمت و درآمد بر میزان انرژی مصرفی خانوارها در سری لانکا ارائه کرد که به کمک آن می‌توان این تأثیر بر گروه‌های مختلف جمعیتی ارزیابی کرد. وی در مطالعهٔ خود با استفاده از داده‌های بودجهٔ خانوار دریافت که قیمت و درآمد با توجه به خصوصیات اجتماعی و اقتصادی خانوارها تأثیر متفاوتی بر میزان کالری دریافتی خانوارها دارد. کش و ساندینگ[1] ارتباط چاقی را با متغیرهای اقتصادی از جمله قیمت و درآمد بررسی کردند. آنها دریافتند که در بسیاری از مطالعات قبلی، پژوهشگران، قیمت و درآمد را به عنوان عامل مهم و تأثیرگذار بر چاقی معرفی کرده‌اند.

چاقی در جوامع غربی و به‌ویژه آمریکا به عنوان یک معضل در شیوع بیماری‌های قلبی و دیابتی مطرح است و بر این اساس به منظور مبارزه با آن از جنبه‌های مختلف بررسی شده است. بر همین اساس در بعضی از کشورهای غربی از قبیل کانادا، آمریکا و انگلستان بر مواد غذایی پرکالری مالیات وبر مصرف میوه و سبزیجات یارانه وضع شده است تا مردم از مصرف این مواد غذایی منصرف شده و به مصرف غذاهای سالم گرایش پیدا کنند. این مسئله با واکنش پژوهشگران، سیاستمدارها و گروه‌های ذینفع مواجه شد به‌طوری‌که برخی از پژوهشگران معتقدند اعمال مالیات بر اقلام پرکالری به مثابه مالیات تنازلی عمل می‌کند و موجب کاهش رفاه گروه‌های کم‌درآمد می‌شود.آنها استدلال می‌کنند که بخش چشمگیری از مخارج خوراکی خانوارهای کم‌درآمد صرف مواد غذایی پرکالری و ارزان‌قیمت می‌شود.

1. Cash-Sunding

دیتون[1] (۲۰۰۳) دریافت که درآمد نقش مؤثری بر چاقی افراد دارد. در کشورهای پردرآمد، خانوارهای کم درآمد مایل به استفاده از مواد غذایی کم کیفیت با کالری زیاد هستند. بر این اساس، دیتون به مطالعهٔ دقیق پیرامون نقش متفاوت درآمد در بروز چاقی تأکید کرده است. آلدرمن[2] (۱۹۸۶) با مرور مطالعات قبلی پیرامون تأثیر تغییر درآمد و قیمت بر کالری مصرفی ضمن تأکید بر بعضی ملاحظات اقتصاد سنجی، نقش سیاست‌های اقتصادی را در تغییر قیمت و درآمد خانوارها مطالعه کرد. وی با تخمین کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای انرژی، تأثیر این سیاست‌ها را بر تغییر انرژی مصرفی خانوارهای کم درآمد بررسی کرد. سینها[3] (۲۰۰۵)با استفاده از روش رگرسیون چندکی[4]، تقاضای کالری را در مناطق روستایی هندوستان مورد مطالعه قرارداد.این روش در مقایسه با روش حداقل مربعات از این مزیت برخوردار است که تأثیر قیمت بر سطوح متفاوت تقاضای انرژی (متغیر وابسته) را یکسان برآورد نمی‌کند. یافته‌های وی دلالت بر آن داشت که کالری دریافتی به عنوان متغیر وابسته نسبت به تغییر درآمد و قیمت مواد غذایی در سطوح مختلف مصرف انرژی(کالری) حساسیت‌های متفاوتی را نشان می‌دهد.

دسترسی به غذا محور اساسی بحث پیرامون امنیت غذایی است، اما هنگام ارزیابی کفایت غذایی، واحد سنجش کالری است و عملاً به مواد مغذی دیگر مانند پروتئین و ریزمغذی‌ها (ویتأمین و املاح) کمتر توجه می‌شود، زیرا که پژوهشگران اکثراً بر این عقیده‌اند که چنانچه کالری لازم تأمین شود سایر نیازها خودبه‌خود تأمین خواهد بود (قاسمی، ۱۳۷۳). کارشناسان تغذیهٔ کشور، متوسط نیاز کالری هر فرد را با توجه به هرم سنی و جنسی جمعیت کشور، ۲۳۰۰ کالری در روز برآورد نموده‌اند که کمترین متوسط میزان دریافتی در سال ۱۳۶۶ برابر ۲۲۶۲ کالری برای یک فرد شهری بوده است و متوسط کالری دریافتی در مناطق شهری طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۶۳ برابر ۲۸۲۴ کالری در روز می‌باشد. اگر چه خانوارهای شهری به‌طور متوسط کالری مورد نیاز را تأمین نموده‌اند، اما طبق مطالعات انجام شده در کشور، در سال‌های اخیر از هر ده نفر، یک نفر کمبود دریافت

1. Deaton
2. Aldeman
3. Sinha
4. Quantile Regression Approach

کالری دارد، چهار نفر پر مصرف هستند و فقط پنج نفر در سطح مطلوب غذا می‌خورند. این نتایج دلالت بر آن دارد که ده درصد خانوارهای شهری کمتر از حداقل مورد نیاز، انرژی دریافت کرده‌اند و به عبارت دیگر دسترسی فیزیکی یا اقتصادی آنها به مواد غذایی در حد کفایت نبوده است. در جدول ۱ میزان انرژی دریافتی افراد در مناطق شهری ایران به تفکیک دهک‌های درآمدی برای سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۷ ارائه شده است.

جدول ۱. انرژی دریافتی افراد در مناطق شهری ایران بر حسب کالری به تفکیک دهک‌های درآمدی

سال	متوسط	دهک اول	دهک دوم	دهک سوم	دهک چهارم	دهک پنجم	دهک ششم	دهک هفتم	دهک هشتم	دهک نهم	دهک دهم
۱۳۷۸	۳۰۴۸	۲۱۵۹	۲۴۲۶	۲۵۳۰	۲۸۹۴	۲۸۷۳	۲۹۵۷	۳۲۲۰	۳۴۸۳	۳۶۸۲	۴۵۵۵
۱۳۷۹	۳۰۰۸	۲۱۵۲	۲۳۷۹	۲۵۹۰	۲۷۲۰	۲۸۰۰	۲۹۴۵	۳۱۸۳	۳۳۹۰	۳۶۱۱	۴۳۱۵
۱۳۸۰	۳۰۷۹	۲۲۷۱	۲۵۴۹	۲۶۸۲	۲۸۷۱	۲۹۵۳	۳۱۴۳	۳۲۴۲	۳۵۶۳	۳۶۹۸	۳۸۱۳
۱۳۸۱	۳۱۷۴	۲۲۲۲	۲۵۶۷	۲۷۱۰	۲۸۸۲	۳۰۳۹	۳۲۰۷	۳۴۲۴	۳۶۰۳	۳۷۸۲	۴۳۰۶
۱۳۸۲	۳۱۹۴	۲۲۶۸	۲۵۶۷	۲۷۰۳	۳۱۳۶	۲۹۸۳	۳۲۵۵	۳۴۰۷	۳۴۷۷	۳۸۴۱	۴۳۰۶
۱۳۸۳	۲۹۶۰	۲۱۸۱	۲۴۵۱	۲۵۷۶	۲۷۱۸	۲۸۵۰	۲۹۹۷	۳۱۲۸	۳۳۱۸	۳۴۶۹	۳۹۱۰
۱۳۸۴	۲۹۳۷	۲۱۷۳	۲۴۸۰	۲۵۶۱	۲۶۹۴	۲۷۹۲	۲۹۲۸	۳۱۳۷	۳۲۴۲	۳۵۳۸	۳۸۲۵
۱۳۸۵	۳۰۱۹	۲۱۶۸	۲۴۹۰	۲۶۱۵	۲۷۷۷	۲۹۵۴	۳۰۱۸	۳۲۳۴	۳۴۴۰	۳۵۲۴	۳۹۷۲
۱۳۸۶	۳۰۶۶	۲۱۸۴	۲۵۳۹	۲۷۱۷	۲۸۰۸	۲۹۳۱	۳۰۸۱	۳۲۴۰	۳۴۲۲	۳۷۰۸	۴۰۳۰
۱۳۸۷	۲۸۶۲	۱۹۶۰	۲۳۵۳	۲۵۳۶	۲۵۷۲	۲۷۳۰	۲۸۹۵	۳۰۶۳	۳۱۵۹	۳۴۰۱	۳۹۴۵

منبع: پایگاه داده‌های FAO

در سال‌های اخیر بحث امنیت غذایی و بررسی عوامل تأثیرگذار بر کالری دریافتی موضوعی چالش بر انگیز بین پژوهشگران بوده است و در واقع نظریه‌ای که مورد توافق عموم باشد که بتوان بر اساس آن عوامل مؤثر بر امنیت غذایی را فرمولبندی کرد وجود ندارد. بر این اساس در این مقاله رابطه بلند مدت بین قیمت مواد غذایی، یارانهٔ غذایی، درآمد سرانه و کالری دریافتی افراد ساکن در مناطق شهری ایران با استفاده از روش الگوی اتورگرسیو برداری بررسی می‌شود.

۳. معرفی الگوی انتخابی

در این زمینه مطالعات مختلفی در کشورهای دیگر انجام شده است. برای نمونه بایوس[1] (۱۹۹۰)، تقاضای کالری برای مناطق شهری و روستایی فیلیپین را برآورد کرد و با وارد کردن سه خصوصیت حجم، تنوع و سلیقه در تابع تقاضا چارچوب مؤثری را برای درک واکنش مصرف کنندگان شهری و روستایی فیلیپین به تغییرات قیمت‌ها و درآمد ارائه کرده است. بهرمان و دیگران[2] (۱۹۹۷)، برای پاکستان با استفاده از پانل دیتا، کشش کالری–مزد را حدود ۰/۶۱ تخمین زده اند. امانوئل[3] (۲۰۰۳)، حساسیت کشش درآمدی کالری را برای تغییرات قیمت در کشور اندونزی بررسی کرده‌اند و داوسون و تیفن[4] (۱۹۹۸)، برای کشور هند؛ تیفن و داوسون (۲۰۰۲)، برای کشور زیمبابوه تقاضای کالری را با تکنیک اتورگرسیون برداری برآورد کرده اند. در نهایت اِکر و قائم[5] (۲۰۰۸)، درجهٔ شیوع کمبود تغذیه‌ای و برآورد کشش درآمدی و قیمتی برای کالری و ۱۲ درشت مغذی ریز مغذی را برای مالاوی تحلیل کرده‌اند.

در مطالعهٔ حاضر با استفاده از تکنیک خودرگرسیون برداری[6] (VAR) و رهیافت هم‌انباشتگی رابطهٔ بلندمدت درآمد سرانه، قیمت مواد غذایی و یارانهٔ پرداختی به مواد غذایی و کالری دریافتی افراد در مناطق شهری ایران بررسی می‌گردد. مدل خود رگرسیون برداری مورد استفاده در این مقاله به شکل زیر تبیین می‌شود.

$$\begin{bmatrix} C_t \\ I_t \\ P_t \\ S_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \\ \mu_4 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k} \begin{bmatrix} a_{k,11} & a_{k,12} & a_{k,13} & a_{k,14} \\ a_{k,21} & a_{k,22} & a_{k,23} & a_{k,24} \\ a_{k,31} & a_{k,32} & a_{k,33} & a_{k,34} \\ a_{k,41} & a_{k,42} & a_{k,43} & a_{k,44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} C_{t-i} \\ I_{t-i} \\ P_{t-i} \\ S_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \end{bmatrix} \quad (۱)$$

که C_t میزان کالری دریافتی فرد، I_t درآمد سرانه، P_t شاخص قیمت خوراکی‌ها، S_t یارانهٔ مواد غذایی، k تعداد وقفه‌های مدل، μ و $a_{k,i,j}$ نیز پارامترها هستند.

در مدل فوق نخست باید مانایی متغیرها بررسی شود، سپس با استفاده از تکنیک‌های

1. Bouis
2. Behrman et al.
3. Emmanuel
4. Dawson & Tiffin
5. Ecker & Qaim
6. Vector Autoregression Model

اقتصادسنجی روابط بین متغیرها را برآورد کرد و با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون می‌توان تعداد بردارهای هم انباشته بین متغیرهای مورد نظر را مشخص نمود. در ادامه مقاله پس از معرفی داده‌ها نسبت به تخمین مدل فوق و تعیین تعداد بردارهای هم انباشته اقدام می‌شود.

۴. معرفی داده‌ها

در این مقاله به داده‌های متغیرهایی مثل درآمد سرانه، قیمت مواد غذایی،یارانه مواد غذایی و کالری دریافتی افراد مناطق شهری ایران برای دوره زمانی ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۷ نیاز می‌باشد. اطلاعات مربوط به قیمت از سری زمانی شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی برای گروه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها و دخانیات در مناطق شهری ایران بر اساس سال پایه ۱۳۶۹ که توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران محاسبه می‌شود اخذ شد. برای درآمد سرانه از سری زمانی متوسط درآمد ناخالص سالانهٔ یک خانوار شهری و متوسط تعداد افراد خانوارهای شهری که سالانه توسط بانک مرکزی محاسبه و با عنوان نتایج بررسی بودجهٔ خانوار در مناطق شهری ایران منتشر می‌شود، استفاده شده است. کالری دریافتی سرانه در مناطق شهری نیز از پایگاه داده‌های FAO دریافت شد و در خصوص یارانه از داده‌های تهیه شده توسط سازمان حمایت مصرف کنندگان و تولید کنندگان استفاده شد. البته این داده‌ها اساس شاخص قیمت خرده فروشی خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها و سپس مورد استفاده قرار گرفت.

۵. تجزیه و تحلیل و نتایج

در این بخش رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای کالری دریافتی، درآمد سرانه، قیمت مواد غذایی و یارانهٔ مواد غذایی مورد آزمون قرار می‌گیرد و بررسی می‌شود که آیا رابطهٔ بلندمدت مثبت و معناداری بین درآمد سرانه و کالری دریافتی وجود داردو همچنین آیا بین قیمت مواد غذایی و کالری دریافتی رابطهٔ معکوس برقرار می‌باشد و علاوه بر این آیا با افزایش یارانه‌های پرداختی تقاضای کالری افزایش می‌یابد.

۱.۵. آزمون مانایی و نامانایی متغیرها

به‌کارگیری روش‌های سنتی و معمول اقتصاد سنجی در برآورد ضرایب الگو با استفاده از داده‌های سری زمانی بر این فرض استوار است که متغیرهای مدل مانا باشند. در این مطالعه از سه آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[1](ADF)، فیلیپس پرون[2](PP) و آزمون KPSS[3] برای تشخیص مانایی یا نامانایی متغیرها استفاده شده است. متغیرهای درآمد سرانه و قیمت مواد غذایی در سطح و تفاضل مرتبهٔ اول نامانا تشخیص داده شد و مقایسهٔ آزمون‌های مختلف نتایج مبهمی را ارائه می‌کرد، بنابراین سری‌های زمانی معرفی شده به شکل لگاریتمی تبدیل شدند و سپس آزمون‌های مانایی در مورد آنها انجام شد. در جدول ۲ نتایج حاصل از سه آزمون خلاصه شده است. هر سه آزمون نتایج تقریباً مشابه‌ای را ارائه می‌کند و دلالت بر آن دارند که هر چهار متغیر لگاریتم کالری دریافتی و لگاریتم درآمد سرانه و لگاریتم قیمت مواد غذایی و لگاریتم یارانهٔ مواد غذایی، در سطح نامانا می‌باشند. بنابراین تفاضل مرتبهٔ اول این متغیرهامورد آزمون قرار گرفت و مشخص شد که تفاضل اول تمام متغیرها در سطح اطمینان ۹۵٪ به بالامانا می‌باشد، بنابراین تمام متغیرها I(1) هستند.

۲.۵. آزمون هم‌انباشتگی

برای انجام آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون، تمام متغیرها بدون تفاضل ودر سطح وارد مدل می‌شود و فرض بر آن است که مدل تخمین زده شده دارای عرض از مبدأ و بدون روند در معادله هم انباشته می‌باشد. در جدول‌های ۳ و ۴ نتیجهٔ آزمون هم‌انباشتگی مشاهده می‌شود. طبق هر دو آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه، فرضیهٔ عدم وجود رابطهٔ بلندمدت در مدل رد می‌شود، همچنین فرض بعدی مبنی بر وجود حداکثر یک رابطهٔ همگرایی نیز رد می‌شود، زیرا مقدار آماره محاسبه شده توسط آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه، از ارزش بحرانی آنها کمتر است، اما فرض وجود حداکثر دو رابطهٔ همگرایی و فرض وجود حداکثر سه رابطهٔ همگرایی را نمی‌توان رد کرد. پس می‌توان نتیجه گرفت که در سطح معناداری ۵ درصد، دو رابطهٔ همگرا (رابطهٔ بلندمدت) وجود دارد.

1. Augmented Dickey-Fuller test (1979)
2. Phillips-Perron test (1988)
3. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin (1992)

جدول ۲. نتایج آزمون‌های مانایی بر سطح و تفاضل اول متغیرها

متغیرها	علامت اختصاری	میزان آماره ADF (بدون روند)	میزان آماره ADF (با روند)	میزان آماره PP (بدون روند)	میزان آماره PP (با روند)	نتیجه آزمون KPSS در سطح اطمینان ۹۵٪ بدون روند	نتیجه آزمون KPSS در سطح اطمینان ۹۵٪ با روند
لگاریتم کالری دریافتی	LOGCAL	-۲/۸*	-۱/۸	-۲/۴۸	-۲/۴۲	نامانا	نامانا
لگاریتم درآمد سرانه	LOGI	-۲/۴۶	-۲/۱۶	-۱/۹۳	-۱/۶۲	نامانا	نامانا
لگاریتم قیمت مواد غذایی	LOGP	-۲/۵۰	-۲/۴۹	-۲/۷۱*	-۲/۶۵	نامانا	نامانا
لگاریتم یارانه پرداختی مواد غذایی	LOGS	-۰/۱۸	-۲/۲۷	-۰/۷۹	-۱/۵۴	نامانا	نامانا
تفاضل اول لگاریتم کالری دریافتی	D(LOGCAL)	-۴/۴۸***	-۵/۰۱***	-۴/۶۵***	-۴/۶۵***	مانا	مانا
تفاضل اول لگاریتم درآمد سرانه	D(LOGI)	-۳/۲۰**	-۵/۶۷***	-۴/۷۱***	-۴/۷۶***	مانا	مانا
تفاضل اول لگاریتم قیمت مواد غذایی	D(LOGP)	-۳/۶۳***	-۳/۶۲**	-۴/۰۰***	-۴/۰۰**	مانا	مانا
تفاضل اول لگاریتم یارانه مواد غذایی	D(LOGS)	-۳/۶۵***	-۳/۵۷**	-۳/۶۳***	-۳/۵۵**	مانا	مانا

علامت‌های *، ** و *** به ترتیب نشان دهنده مانایی در سطوح اطمینان ۹۰، ۹۵و ۹۹ درصد برای آزمون‌های ریشه واحد ADF و PP می‌باشند.

جدول۳. نتایج آزمون هم‌انباشتگی بر اساس آزمون اثر

فرضیه صفر	آماره آزمون	ارزش بحرانی
عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی	۶۵/۹۰	۴۷/۸۵
وجود حداکثر یک رابطه هم‌انباشتگی	۳۴/۲۸	۲۹/۷۹
وجود حداکثر دو رابطه هم‌انباشتگی	۱۲/۳۶	۱۵/۴۹
وجود حداکثر دو رابطه هم‌انباشتگی	۰/۵۳	۳/۸۴

جدول ۴. نتایج آزمون هم‌انباشتگی بر اساس آزمون حداکثر مقادیر ویژه

فرضیه صفر	آماره آزمون	ارزش بحرانی
عدم وجود رابطهٔ هم‌انباشتگی	۳۱/۶۱	۲۷/۵۸
وجود حداکثر یک رابطهٔ هم‌انباشتگی	۲۱/۹۲	۲۱/۱۳
وجود حداکثر دو رابطه هم‌انباشتگی	۱۱/۸۳	۱۴/۲۶
وجود حداکثر دو رابطه هم‌انباشتگی	۰/۵۳	۳/۸۴

۳.۵. برآورد الگوی پژوهش به روش OLS

در مدل VAR، به پرسش‌هایی از قبیل معنادار بودن متغیرها و وجود رابطهٔ مستقیم یا عکس متغیرهای توضیحی با متغیر وابسته نمی‌توان پاسخ داد. بنابر این مدل کلاسیک حداقل مربعات معمولی(OLS) را تخمین می‌زنیم و نکتهٔ دیگر اینکه از آنجا که متغیرها به‌صورت لگاریتمی وارد مدل می‌شوند، ضرایبی که الگوی OLS برآورد می‌کند همان کشش عوامل است. نتایج تخمین مدل به روش OLS پس از انجام آزمون‌های مفروض مدل کلاسیک در جدول ۵ آمده است.

جدول ۵. نتایج تخمین مدل به روش OLS

متغیرهای توضیحی	لگاریتم درآمد	لگاریتم قیمت	لگاریتم یارانه	عرض از مبدا
مقادیر ضریب برآورد شده	۰/۳۷***	-۰/۱۲***	۰/۰۲۹***	۷/۱۳***
انحراف معیار	۰/۰۸۵	۰/۰۵	۰/۰۰۲	۰/۰۳
D.W=1.93	R^2=۰/۷۶			

علامت *** نماد معناداری متغیرهای مدل در سطح ۹۹ درصد بر اساس آماره t است.

علامت ضرایب برآورد شده برای متغیرهای توضیحی، مطابق فرضیه‌هاست و تماماً از لحاظ آماره t در سطح ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. متغیرهای درآمد سرانه و یارانهٔ مواد غذایی اثر مستقیم بر میزان کالری دریافتی دارند چرا که علامت ضرایب برآورد شده برای این متغیرها مثبت است و متغیر قیمت مواد غذایی همان‌طور که انتظار می‌رفت رابطهٔ معکوس با متغیر کالری دریافتی دارد.

برای اطمینان به برآوردهای انجام شده، آزمون‌های نقض فروض مدل‌های کلاسیک انجام شد که در ادامه به آنها می‌پردازیم. فرض صفر بودن میانگین پسماندهای مدل مورد آزمون قرار گرفت و فرضیهٔ صفر مبنی بر صفر بودن میانگین پسماندها رد نشد. برای آزمون واریانس ناهمسانی از آزمون گلجسر[1] استفاده شد و بر اساس آماره‌های F و چی-دو فرضیهٔ صفر مبنی بر عدم وجود واریانس ناهمسانی رد نشد، بنابراین مدل تخمین زده شده مشکل واریانس ناهمسانی ندارند.

بر اساس آزمون بروش– گاد فری[2]، پسماندهای مدل مورد آزمون خودهمبستگی قرار گرفت که طبق آماره F که برابر ۰/۳۶ است و احتمال این آماره که ۰/۵۴ می‌باشد فرض صفر مبنی بر عدم وجود خود همبستگی را نمی‌توان رد کرد و با اطمینان می‌توان گفت که مدل OLS برآورد شده مشکل خودهمبستگی در پسماندها را ندارد.

۴.۵. تعیین طول وقفهٔ بهینه در مدل VAR

یکی از مراحل اصلی در تخمین مدل‌های VAR، انتخاب درجهٔ بهینهٔ مدل VAR است که نقش مهمی در تجزیه و تحلیل‌های این مدل دارد. برای این منظور آزمون انتخاب مقادیر بهینه وقفه برای مدل‌های VAR در نرم‌افزار EViews انجام می‌شود. آزمون‌های مختلف معمولا نتایج یکسانی را ارائه نمی‌دهند و باید بین تعداد وقفه بیشتر و از دست دادن درجه آزادی مصالحه‌ای انجام می‌گیرد. آماره‌های حنان–کوئین(HQ) و اکائیک (AIC) تعداد شش وقفه را به عنوان وقفهٔ بهینه انتخاب می‌کنند و آمارهٔ شوارتز (SC)، دو وقفه را به عنوان وقفهٔ بهینهٔ وقفه انتخاب می‌کند، از آنجایی که آماره شوارتز محاسبات دقیق‌تر در داده‌های محدود ارائه می‌کند، دو وقفه به عنوان وقفهٔ بهینه مدل VAR انتخاب می‌شود.میزان آماره‌های مختلف برای تعیین وقفه بهینه را در جدول ۶ برای ۸ وقفه ارائه شده است.

1. Glejser Heteroskedasticity Test
2. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

جدول ۶. نتایج آزمون‌های مختلف برای تعیین تعداد وقفه بهینه

تعداد وقفه	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	NA	۵/۴۳e-۱۰	-۷/۶۸	-۷/۵۶	-۷/۶۳
۱	۸۷۲/۲۴	۲/۱۳e-۱۳	-۱۷/۸۲	-۱۷/۲۶	-۱۷/۵۹
۲	۲۳۶/۶۸	۱/۵۴e-۱۴	-۲۰/۴۵	-۱۹/۴۴*	-۲۰/۰۴
۳	۸/۴۰	۱/۹۹e-۱۴	-۲۰/۲۰	-۱۸/۷۴	-۱۹/۶۱
۴	۱۸/۲۲	۲/۲۴e-۱۴	-۲۰/۰۹	-۱۸/۱۸	-۱۹/۳۲
۵	۷۸/۳۸	۱/۰۲e-۱۴	-۲۰/۹۰	-۱۸/۵۴	-۱۹/۹۵
۶	۵۶/۵۸*	۶/۱۲e-۱۵*	-۲۱/۴۴*	-۱۸/۶۲	-۲۰/۳۰*
۷	۶/۰۳	۸/۲۵e-۱۵	-۲۱/۱۷	-۱۷/۹۱	-۱۹/۸۶
۸	۱۰/۱۱	۱/۰۴e-۱۴	-۲۰/۹۹	-۱۷/۲۸	-۱۹/۵۰

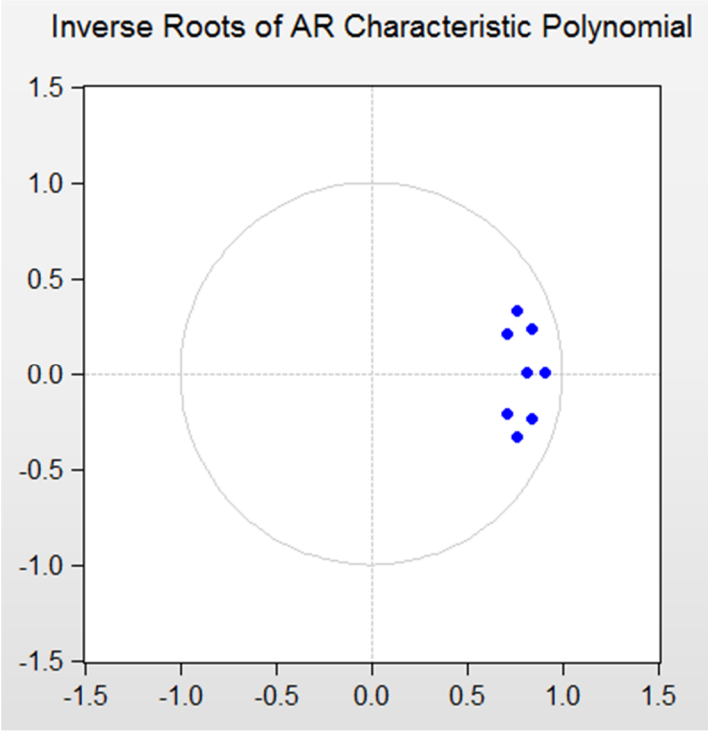
علامت * نماد وقفه بهینه انتخاب شده توسط معیار مربوطه است.

۵.۵. برآورد مدل VAR

پس از تعیین دو وقفه به عنوان وقفهٔ بهینهٔ مدل، نوبت به تخمین مدل به روش الگوی خود رگرسیون برداریVAR می‌رسد. در این الگو تمام متغیرها به غیر از متغیر عرض از مبدأ درونزا هستند و رفتار یک متغیر بر اساس مقادیر گذشتهٔ آن متغیر و متغیرهای دیگر به‌صورت همزمان توضیح داده می‌شود. از آنجایی‌که دو وقفه به عنوان وقفهٔ بهینهٔ مدل انتخاب شده هر یک از متغیرهای لگاریتم کالری دریافتی، لگاریتم درآمد سرانه، لگاریتم قیمت مواد غذایی و لگاریتم یارانه، توسط وقفهٔ اول و دوم خود و وقفهٔ اول و دوم سایر متغیرهای الگو توضیح داده می‌شوند.

۶.۵. آزمون ثبات و آزمون‌های نقض فروض مدل VAR

برای اینکه بتوانیم به نتایج حاصل از تخمین مدل VAR اطمینان کنیم، باید ثبات مدل را با استفاده از آزمون ARroot بررسی کنیم. نتایج این آزمون به‌صورت نمودار آمده است و مشاهده می‌شود که تمام ریشه‌ها داخل دایرهٔ واحد قرار دارند. بنابراین مدل VAR برآورد شده دارای ثبات است.



شکل ۱. آزمون ثبات مدل VAR

در ادامه سه فرض عدم وجود خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس و توزیع نرمال پسماندهای مدل بررسی می‌شود.

آزمون ضریب لاگرانژ (LM) برای بررسی خودهمبستگی پسماندهای مدل VAR برای ۴ وقفه ارائه شده است که ضرایب لاگرانژ و احتمال‌ها در جدول ۷ مشاهده می‌شود. فرض صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی، با توجه به ارزش‌های احتمال بالای موجود در جدول نتایج، رد نمی‌شود. بنابراین مدل برآورد شده مشکل خودهمبستگی در پسماندها را ندارد و نتیجه می‌شود که ترتیب ورود متغیرها در برازش مدل VAR، تغییری در نتایج مدل به‌وجود نمی‌آورد.

جدول ۷. آزمون خودهمبستگی پسماندهای مدل VAR

وقفه	ضریب لاگرانژ	احتمال
۱	۹/۰۳	۰/۹۱
۲	۷/۴۶	۰/۹۶
۳	۸/۴۴	۰/۹۳
۴	۱۳۲/۳۶	۰/۰۰

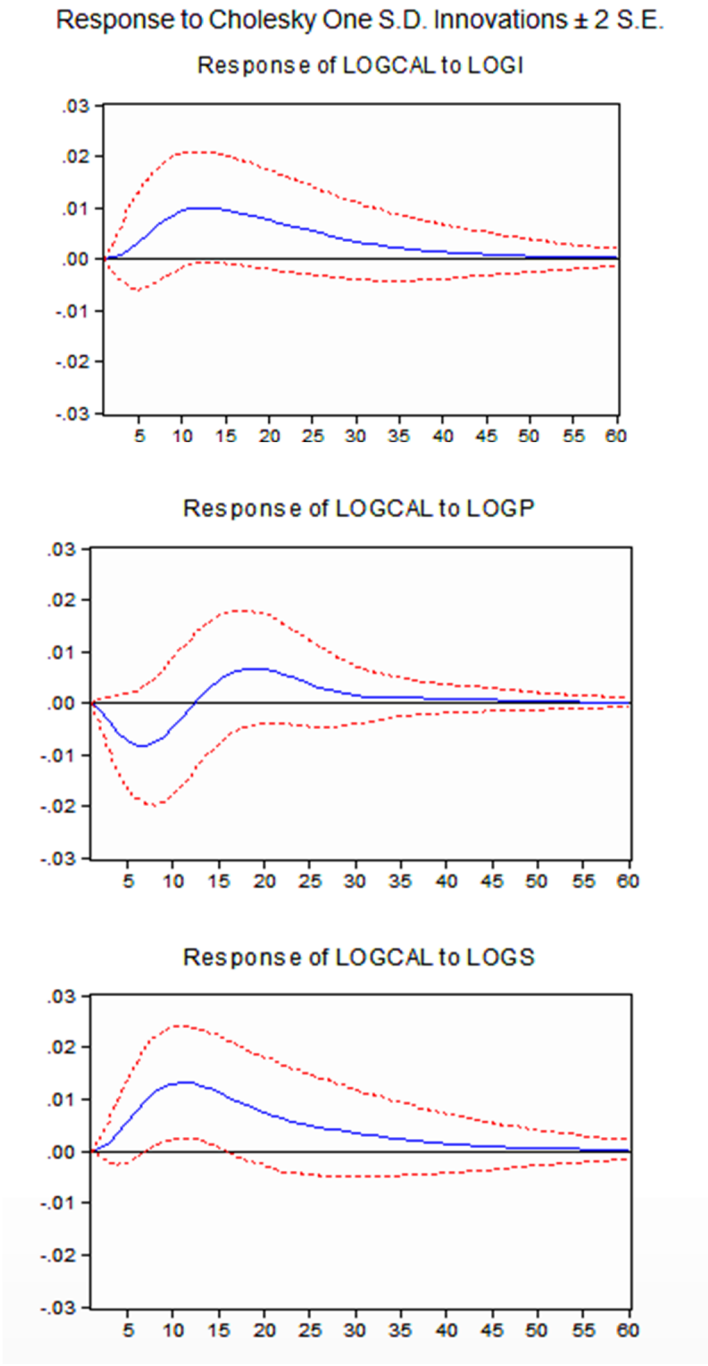
آزمون بررسی واریانس ناهمسانی دارای دو بخش است. در قسمت بالای جدول نتیجه آزمون چی-دو روی پسماندهای کل سیستم مشاهده می‌شود که با وجود احتمال ۳۶ درصد (که بیشتر از ۵ درصد می‌باشد) فرض صفر مبنی بر عدم وجود واریانس ناهمسانی را نمی‌توان رد کرد. در قسمت پایین جدول نتایج آزمون واریانس ناهمسانی پسمان‌های چهار معادله تخمین زده شده نیز به‌صورت دو به دو مشاهده می‌شود.(خروجی نرم افزار در پیوست)

به منظور آزمون نرمال بودن جملات خطا، آزمون نرمالیتی جارک-برا[1] انجام می‌شود. بر اساس احتمال‌های آماره جارک-برا، فرض صفر در هیچ یک از حالت‌ها رد نمی‌شود، بنابراین پسماندهای کل سیستم معادلات و پسماندهای تک تک معادلات تخمین زده شده دارای توزیع نرمال می‌باشند.

۷.۵. واکنش متغیر وابستهٔ کالری دریافتی در برابر تغییرات درآمد، قیمت مواد غذایی و یارانهٔ پرداختی به مواد غذایی

نمودار اول در شکل ۲،نمودار واکنش متغیر کالری دریافتی را در برابر شوک‌های مثبت درآمد سرانهٔ افراد، نمودار دوم اثر شوک قیمتی را بر کالری دریافتی و نمودار سوم اثر شوک افزایشی یارانهٔ پرداختی به اندازهٔ دو انحراف معیار را بر کالری دریافتی نشان می‌دهند که به نمودارهای توابع عکس‌العمل آنی مشهور هستند. واکنش‌های تحریک برای ۶۰ دوره نشان داده شده اند. در شوک درآمدی پس از حدود ۴۹ دوره، در شوک قیمتی پس از ۵۳ دوره و در شوک یارانه‌ای پس از تقریباً ۵۵ دوره، روند کالری دریافتی به مسیر

1. Jarque-Bera



شکل ۲. نمودارهای واکنش کالری دریافتی به شوک‌های درآمد، قیمت و یارانه

اولیه بر می‌گردد و اثر شوک خنثی می‌شود. نمودارهای توابع عکس‌العمل آنی نشان می‌دهند که روند متغیر کالری دریافتی میرا هست و با اینکه در صورت بروز شوک‌های ناگهانی در متغیرهای دیگر از مسیر ثابت خود منحرف می‌شود، پس از گذشت چند دوره به همان مسیر روند اولیه خود باز می‌گردد و در هیچ یک از حالت‌ها، روند واگرایی از متغیر وابسته مشاهده نمی‌شود.

۸.۵. تجزیه و تحلیل واریانس

این روش برای توصیف پویایی یک مدل به کار می‌رود و نشان دهندهٔ درصد توضیح دهندگی هر یک از متغیرها از تغییرات متغیر وابسته طی زمان است. به عبارت دیگر، گویای این نکته است که طی زمان، چند درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط هر یک از متغیرهای موجود در مدل توضیح داده می‌شوند.

در صفحهٔ بعد جدول و نمودارهای تجزیهٔ واریانس متغیر کالری دریافتی مشاهده می‌شود. ستون SE خطای پیش بینی متغیرهای مربوط را طی دوره‌های مختلف نشان می‌دهد. از آنجایی که این خطا در هر فصل بر اساس خطای فصل قبل محاسبه می‌شود، طی دوره زمان افزایش می‌یابد. بر اساس این اطلاعات در شروع دورهٔ مورد بررسی ۱۰۰ درصد تغییرات متغیر کالری دریافتی توسط خود آن متغیر توضیح داده می‌شود.

در دوره پنجم (پس از یک سال)، توضیح دهندگی این متغیر به ۹۳ درصد و در فاصلهٔ دورهٔ پنجم تا بیستم (پنج سال)، این مقدار به ۴۸ درصد کاهش می‌یابد و از آن به بعد تا دورهٔ شصت‌ام با کاهش ملایم تا ۴۳ درصد روبه‌روست. در دورهٔ پنجم تقریباً حدود ۹۳ درصد از تغییرات کالری دریافتی توسط خود متغیر، ۰/۵۶ درصد توسط متغیر درآمد سرانه، ۳/۸ درصد توسط متغیر قیمت و ۰/۰۲ درصد توسط متغیر یارانه توضیح داده می‌شود.

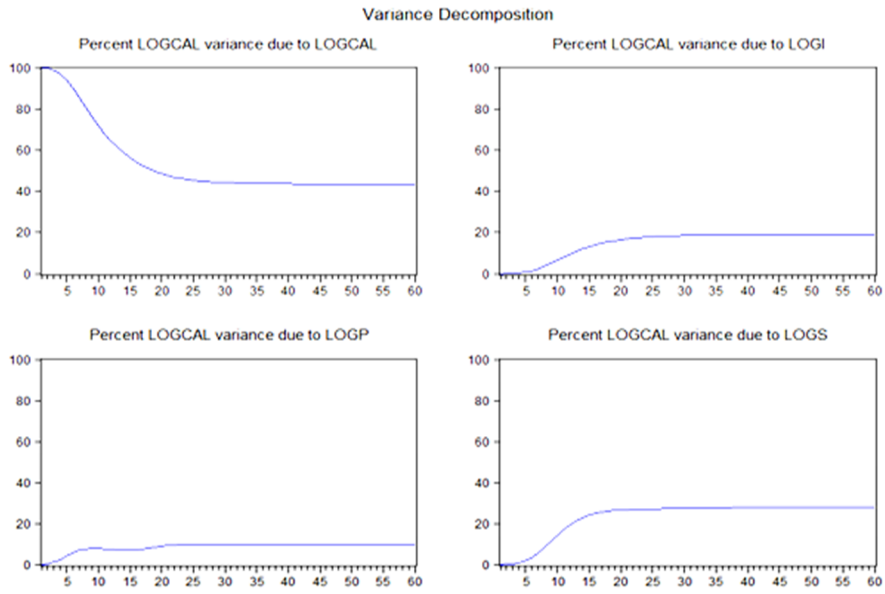
در دورهٔ بیستم حدود ۴۸ درصد توسط خود متغیر کالری دریافتی، ۱۶ درصد توسط درآمد سرانه،۸/۷ درصد توسط قیمت و ۲۶ درصد توسط یارانه توضیح داده می‌شود،

دوره‌های بعدی نیز به همین ترتیب تفسیر می‌شوند.

بر اساس جدول تجزیهٔ واریانس، تغییرات کالری دریافتی از ۱۰۰ درصد در دورهٔ اول به ۴۳/۴۹ درصد در دورهٔ شصت‌ام رسیده است و به طور کلی طی زمان متغیر یارانهٔ مواد غذایی بیشترین توضیح دهندگی را نسبت به تغییرات کالری دریافتی دارد و پس آن درآمد سرانه و سپس قیمت مواد غذایی به‌ترتیب تغییرات کالری دریافتی را توضیح می‌دهند، تغییرات کالری دریافتی پس از شصت دوره، ۴۳ درصد به کالری دریافتی،۲۷/۶۷ درصد به یارانهٔ مواد غذایی، ۱۸/۹۳ درصد به درآمد سرانه و۹/۸۸ درصد به قیمت مواد غذایی مربوط می‌شود.

جدول ۸. تجزیه واریانس متغیر کالری دریافتی

دوره (فصل)	S.E	کالری دریافتی	درآمد سرانه	قیمت خوراکی	یارانه مواد غذایی
۱	۰/۰۱۵	۱۰۰/۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۲	۰/۰۲۸	۹۹/۶۶	۰/۰۰۴	۰/۳۰	۰/۰۲۳
۳	۰/۰۳۸	۹۸/۶۷	۰/۰۵۰	۱/۰۸۹	۰/۱۸
۴	۰/۰۴۶	۹۶/۸۰	۰/۲۰	۲/۳۱	۰/۶۷
۵	۰/۰۵۲	۹۳/۹۳	۰/۵۶	۳/۸۳	۱/۶۶
۹	۰/۰۶۵	۷۶/۰۴	۴/۸۴	۷/۹۲	۱۱/۱۸
۱۳	۰/۰۷۳	۶۱/۱۵	۱۰/۸۱	۶/۸۲	۲۱/۲۰
۱۷	۰/۷۹/	۵۲/۳۶	۱۴/۷۲	۷/۳۶	۲۵/۵۴
۲۰	۰/۰۸۲	۴۸/۴۴	۱۶/۳۵	۸/۷۱	۲۶/۴۷
۳۰	۰/۰۸۶	۴۴/۲۰	۱۸/۵۵	۹/۸۷	۲۷/۳۵
۴۰	۰/۰۸۷	۴۳/۶۰	۱۸/۸۸	۹/۸۶	۲۷/۶۴
۵۰	۰/۰۸۷	۴۳/۵۰	۱۸/۹۳	۹/۸۸	۲۷/۶۷
۶۰	۰/۰۸۷	۴۳/۴۹	۱۸/۹۳	۹/۸۸	۲۷/۶۷



شکل ۳ . نمودارهای تجزیه واریانس متغیر کالری دریافتی

۹.۵. تحلیل پویایی‌های کوتاه‌مدت از طریق مدل تصحیح خطای برداری[1] (VECM)

وجود همجمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. دلیل شهرت الگوهای تصحیح خطا (ECM) آن است که نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند. همان‌طور که پیشتر عنوان شد وقتی دو متغیر همجمع‌اند یک رابطهٔ تعادلی بلند مدت بین آنها وجود دارد، البته در کوتاه مدت ممکن است عدم تعادل‌هایی وجود داشته باشد.

ECM چگونگی تعدیل متغیرهای سیستم را در کوتاه مدت نسبت به عدم تعادل برای حصول به رابطهٔ تعادلی بلندمدت نشان می‌دهد. نتایج تخمین مدل VECMدر جدول ۹ آمده است.

ضریب جملهٔ تصحیح- خطا نشان می‌دهد، در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته به سمت رابطهٔ بلندمدت تعدیل می‌شود. ضریب ECM در این تخمین ۰/۱۵- برآورد شده است که این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره (فصل)، ۱۵ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت کالری دریافتی برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

1. Vector Error Correction Model

جدول ۹. ضرایب تخمین مدل VECM

تصحیح خطا	D(LOGCAL)	D(LOGI)	D(LOGP)	D(LOGS)
ضریب ECM	−۰/۱۵***	−۰/۰۳۵**	۰/۰۱۵	۰/۰۵
D(LOGCAL(-1))	۰/۶۴***	−۰/۰۰۵	۰/۰۰۰۵	۰/۰۲۷
D(LOGCAL(-2))	−۰/۰۸	۰/۰۹۷*	۰/۰۲۷	۰/۰۹۰
D(LOGI(-1))	−۰/۱۰	۰/۷۴***	−۰/۰۹	−۰/۱۹
D(LOGI(-2))	۰/۰۸۵	۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۵۲
D(LOGP(-1))	−۰/۰۳	−۰/۰۴۵	۰/۷۸***	−۰/۱۲
D(LOGP(-2))	−۰/۲۷**	۰/۰۰۳	۰/۰۲۹	۰/۰۸۵
D(LOGS(-1))	−۰/۰۱۵	−۰/۰۰۱	−۰/۰۱۱	۰/۷۵***
D(LOGS(-2))	۰/۰۰۶	۰/۰۰۶	۰/۰۱	۰/۰۰۴
عرض از مبدأ	۰/۰۱۸***	۰/۰۱۱***	۰/۰۱۰*	۰/۰۰۲

علامت‌های *، **و *** به ترتیب نماد معناداری ضرایب برآورد شده در سطوح معناداری ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد بر اساس آماره t است.

۶. نتیجه

تأمین امنیت غذایی خانوارهای ایرانی همواره مورد توجه دولتمردان بوده و در تمامی برنامه‌های توسعه و همچنین سند چشم انداز بیست سالهٔ کشور، تأمین از وظایف دولت محسوب شده است. با این حال آمارها بیان می‌کند که در مناطق شهری ایران از هر ده نفر، یک نفر کمتر از حد استاندارد، کالری دریافت می‌کند. بنابراین به نظر می‌رسدکه کاهش درآمد یا افزایش قیمت مواد غذایی، امنیت غذایی خانوارهای ایرانی را به‌شدت تحت تأثیر قرار خواهد داد. بررسی این موضوع دغدغهٔ بسیاری از کشورهای در حال توسعه از جمله هندوستان، زیمبابوه، فیلیپین، پاکستان، اندونزی و مالاوی بوده است. لذا این مطالعه نیز با استفاده از رهیافت مدل‌های خودرگرسیون برداری و هم‌انباشتگی جوهانسون، تأثیر تغییرات درآمد سرانه، قیمت مواد غذایی و یارانهٔ مواد غذایی را بر کالری دریافتی

خانوارهای شهری ایران طی سالهای ۱۳۸۷-۱۳۶۳، به‌صورت فصلی مورد بررسی قرار داده است.

نتایج حاصل از تخمین مدل خودرگرسیون برداری (VAR) و تحلیل هم‌انباشتگی جوهانسون نشان می‌دهد که کالری دریافتی خانوارهای شهری تحت تأثیر عوامل اقتصادی است و وجود روابط بلند مدت بین متغیرهای مدل تأئید می‌شود.

براساس توابع واکنش آنی (IRF)، شوک‌های درآمدی تأثیر مثبت و معناداری بر کالری دریافتی خانوارهای شهری دارند و بیشترین تأثیر شوک در دورهٔ دوازدهم صورت می‌گیرد، بیشترین انحراف کالری دریافتی از روند بلندمدت در مقابل شوک یارانه‌ای می‌باشد و در کل واکنش متغیر کالری دریافتی به شوک‌های درآمدی، قیمتی و یارانه‌ای میراست و اثر شوک‌ها پس از چند دوره خنثی می‌شود. همچنین تجزیهٔ واریانس که نحوه توضیح دهندگی متغیرها از تغییرات متغیر کالری دریافتی را محاسبه می‌کند، نشان می‌دهد که در بلند مدت، سه متغیر درآمد سرانه، قیمت مواد غذایی و یارانهٔ مواد غذایی به‌ترتیب ۱۸/۹ درصد، ۹/۹ درصد و ۲۷/۷ درصد از تغییرات کالری دریافتی خانوارهای شهری را توضیح می‌دهند.

بر اساس یافته‌های این پژوهش سیاست‌هایی که موجب کاهش درآمد حقیقی خانوارهای شهری می‌شوند، آثار منفی شدیدی بر میزان کالری دریافتی خانوارها خواهد داشت و سیاست کاهش یا حذف یارانه‌ها هم به‌صورت مستقیم و هم از به‌طور غیرمستقیم از طریق تأثیر بر قیمت مواد غذایی، موجب کاهش میزان کالری دریافتی افراد شهری خواهد شد.با این حال متغیرهای درآمد، قیمت و یارانه که سه عامل اقتصادی مهم هستند تمام تغییرات کالری دریافتی را توضیح نمی‌دهند و می‌توان گفت که عوامل غیر اقتصادی از جمله میزان آگاهی تغذیه‌ای افراد و میزان تحصیلات آنان، می‌تواند نقش بسزایی در بهبود امنیت غذایی خانوارهای ایرانی داشته باشد.

۷. پیوست

پیوست - خروجی نرم افزار کامپیوتریE-Views

خروجی نرم افزار EViews : نتیجه آزمون هم انباشتگی جوهانسون

Johansen Cointegration Test

Date: 09/20/11 Time: 12:17
Sample (adjusted): 1364Q3 1387Q4
Included observations: 94 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LOGCAL LOGI LOGP LOGS
Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.285634	65.90087	47.85613	0.0004
At most 1 *	0.207998	34.28304	29.79707	0.0142
At most 2	0.118271	12.36304	15.49471	0.1403
At most 3	0.005635	0.531188	3.841466	0.4661

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.285634	31.61783	27.58434	0.0143
At most 1 *	0.207998	21.92000	21.13162	0.0387
At most 2	0.118271	11.83185	14.26460	0.1171
At most 3	0.005635	0.531188	3.841466	0.4661

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

مدل OLS برآورد شده

Dependent Variable: LOGCAL
Method: Least Squares
Date: 09/20/11 Time: 10:45
Sample (adjusted): 1363Q4 1387Q4
Included observations: 97 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.136270	0.032496	219.6038	0.0000
LOGI	0.373402	0.085351	4.374917	0.0000
LOGP	-0.129132	0.058237	-2.217356	0.0290
LOGS	0.029606	0.002568	11.52824	0.0000

R-squared	0.767405	Mean dependent var	7.613291
Adjusted R-squared	0.759902	S.D. dependent var	0.092335
S.E. of regression	0.045244	Akaike info criterion	-3.313138
Sum squared resid	0.190371	Schwarz criterion	-3.206965
Log likelihood	164.6872	Hannan-Quinn criter.	-3.270207
F-statistic	102.2789	Durbin-Watson stat	0.256031
Prob(F-statistic)	0.000000		

آزمون بررسی میانگین پسماندهای مدل کلاسیک

Hypothesis Testing for RES1
Date: 09/20/11 Time: 10:52
Sample (adjusted): 1363Q4 1387Q4
Included observations: 97 after adjustments
Test of Hypothesis: Mean = 0.000000

Sample Mean = 5.79e-16
Sample Std. Dev. = 0.044531

Method	Value	Probability
t-statistic	1.28E-13	1.0000

آزمون بررسی واریانس ناهمسانی مدل کلاسیک

Heteroskedasticity Test: Glejser

F-statistic	1.556892	Prob. F(3,93)	0.2051
Obs*R-squared	4.638605	Prob. Chi-Square(3)	0.2003
Scaled explained SS	4.180718	Prob. Chi-Square(3)	0.2426

Test Equation:
Dependent Variable: ARESID
Method: Least Squares
Date: 09/20/11 Time: 10:48
Sample: 1363Q4 1387Q4
Included observations: 97

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.055897	0.018533	3.016074	0.0033
LOGI	-0.072415	0.048677	-1.487663	0.1402
LOGP	-0.006674	0.033213	-0.200928	0.8412
LOGS	-0.000305	0.001465	-0.208271	0.8355

R-squared	0.047821	Mean dependent var	0.035947
Adjusted R-squared	0.017105	S.D. dependent var	0.026027
S.E. of regression	0.025803	Akaike info criterion	-4.436265
Sum squared resid	0.061920	Schwarz criterion	-4.330091
Log likelihood	219.1589	Hannan-Quinn criter.	-4.393334
F-statistic	1.556892	Durbin-Watson stat	0.679852
Prob(F-statistic)	0.205138		

آزمون بررسی وجود خودهمبستگی در پسماندهای مدل کلاسیک

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.369866	Prob. F(2,91)	0.5446
Obs*R-squared	0.397616	Prob. Chi-Square(2)	0.5283

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 09/20/11 Time: 11:01
Sample: 1363Q4 1387Q4
Included observations: 97
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004648	0.013849	0.335608	0.7379
LOGI	0.013657	0.036263	0.376607	0.7073
LOGP	-0.008133	0.024743	-0.328721	0.7431
LOGS	-0.000409	0.001094	-0.374235	0.7091
RESID(-1)	1.388346	0.086050	16.13410	0.0000
RESID(-2)	-0.605466	0.088667	-6.828559	0.0000

R-squared	0.823423	Mean dependent var	5.79E-16
Adjusted R-squared	0.813721	S.D. dependent var	0.044531
S.E. of regression	0.019220	Akaike info criterion	-5.005898
Sum squared resid	0.033615	Schwarz criterion	-4.846638
Log likelihood	248.7861	Hannan-Quinn criter.	-4.941501
F-statistic	84.87102	Durbin-Watson stat	1.937457
Prob(F-statistic)	0.000000		