مجله اقتصادی
شماره‌های ۵ و ٦، مرداد و شهریور ۱۳۹۸، صفحات ٤٩-۲۷

تحلیل آثار تغییرات قیمت فرآورده‌های لبنی بر رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان در ایران

مینا علی‌پور
کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز
alipourmina69@gmail.com

فراورده‌های لبنی، از ضروری‌ترین کالاها در سبد غذایی خانوارهای ایرانی است. به دلیل اهمیت آن در تغذیه و امنیت غذایی جامعه و همچنین اهمیت ایجاد اشتغال و درآمد برای تولیدکنندگان آن، محصولی است که همواره مورد حمایت دولت است. تغییر قیمت محصول از طرفی موجب تغییر میزان تولید و رفاه تولیدکنندگان و از طرف دیگر موجب تغییر میزان مصرف و رفاه مصرف‌کنندگان می‌شود. در سال‌های اخیر، قیمت، مقدار مصرف و عرضه فرآورده‌های لبنی دچار تغییراتی شده است که رفاه مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان را تحت تأثیر قرار داده است. تغییرات قیمت یکی از عوامل تأثیرگذار بر رفاه اقتصادی جامعه است. مطالعه حاضر با هدف تحلیل و بررسی آثار تغییرات قیمت فراورده‌های لبنی بر رفاه مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان برای دوره ۹٦-۱۳۷۰ در ایران انجام شده است. بدین منظور پس از تخمین توابع عرضه و تقاضای لبنیات با استفاده از روش VECM، تغییرات رفاهی مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان در سه سناریو مختلف ۵٪، ۱۰٪ و ۲۰٪ قیمت محصول مورد مطالعه بررسی شدند. نتایج نشان داد که فراورده‌های لبنی جزء کالاهای ضروری در بین خانوارها محسوب می‌شوند. نتایج تغییرات رفاهی نشان داد که کاهش رفاه مصرف‌کنندگان در برخی از سال‌ها بیشتر از افزایش رفاه تولیدکنندگان بوده و رفاه جامعه کاهش پیدا کرده است.

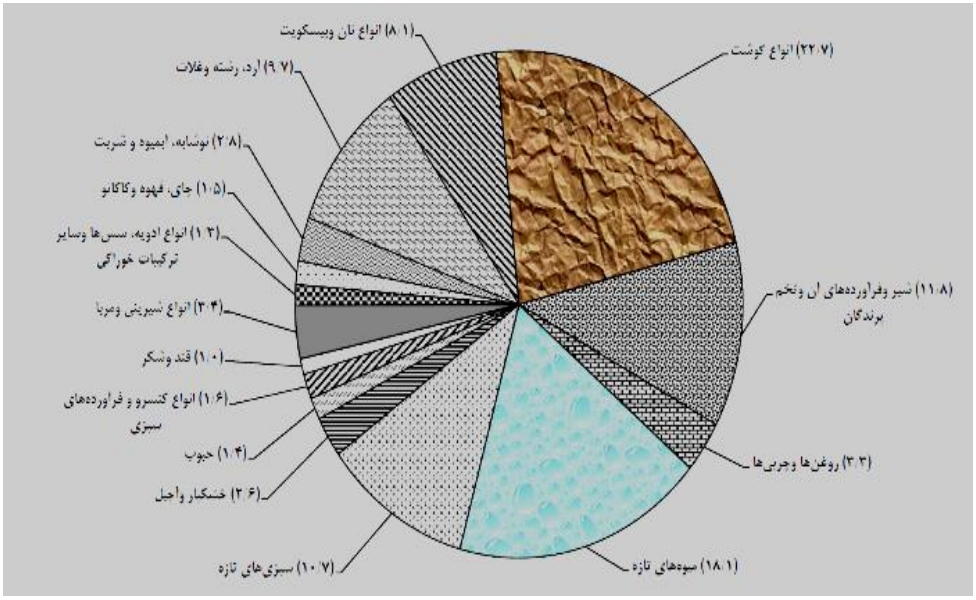
واژگان کلیدی: فراورده‌های لبنی، رفاه، قیمت، VECM.

[Downloaded from ejip.ir on 2025-09-04]

۱. مقدمه

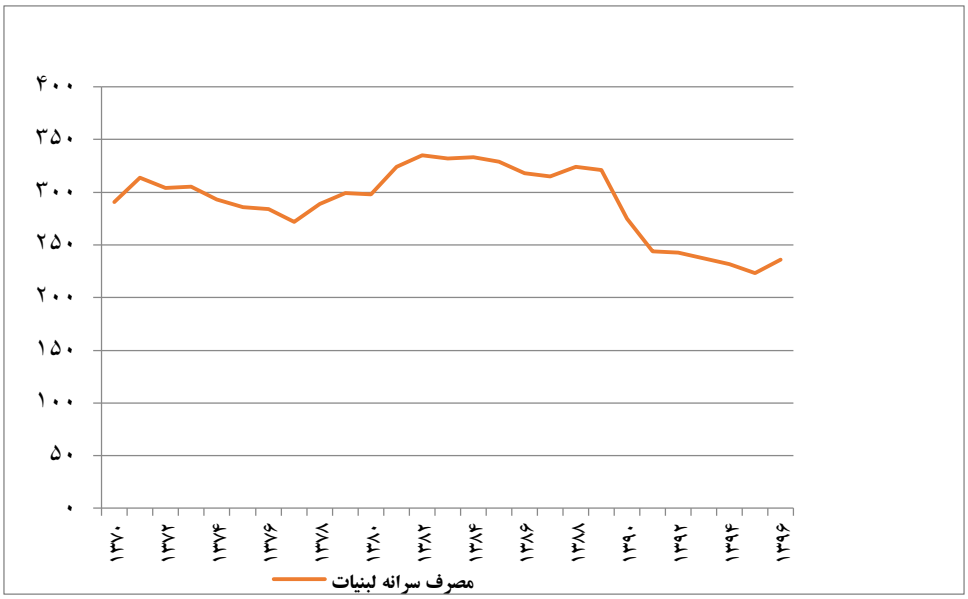
فرآورده‌های لبنی علاوه بر اینکه منبع غنی پروتئین منشأ حیوانی محسوب می‌شوند، از نظر انرژی‌زایی نیز بسیار با ارزش بوده و ارزش غذایی- زیستی بسیار بالایی را برای انسان داراست. این فرآورده‌ها سرشار از ویتامین‌های محلول در آب هستند که تقریباً تمام این دسته از ویتامین‌های مورد نیاز بدن را تأمین می‌کنند. شیر حاوی کلیه ویتامین‌های محلول در چربی و مواد معدنی (به‌ویژه کلسیم) در حد مناسب نیز بوده، به عنوان بهترین منبع کلسیم در میان مواد غذایی محسوب می‌شود، به نحوی که در کشورهای توسعه‌یافته تا ۸۵ درصد از کلسیم مورد نیاز بدن افراد از طریق شیر و غذاهای لبنی تأمین می‌شود (پیشنمازززاده، ۱۳۹۴). صنعت لبنیات سهم عمده‌ای در ارزش افزوده و اشتغال در بخش کشاورزی دارد. هرچند که تاریخ شروع روش‌های سنتی فرآوری شیر را نمی‌توان به طور دقیق روشن کرد ولی تاریخ استفاده بشر از شیر به عنوان غذا به چندین هزار سال پیش برمی‌شود (جامه‌بزرگ و همکاران، ۱۳۸۶). بررسی وضعیت تولید، صادرات و واردات شیر، ماست و پنیر در ایران و مقایسه آن با کشورهای پیشرفته بیانگر این مطلب است که کشور ما با وجود پیشرفت‌های فراوان در زمینه تکنولوژی تولید صنعت لبنیات، همچنان با کشورهای اروپایی و آمریکایی فاصله زیادی دارد. مصرف سالانه محصولات لبنی در ایران حدود ۲۹۱ کیلوگرم و مصرف سرانه آن ۹۰ کیلوگرم در سال است در حالی که در کشورهای توسعه‌یافته ۵ برابر این میزان است (وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۹۴). نمودار (۱) به ترتیب سهم زیرگروه‌های خوراکی را نسبت به کل هزینه‌های گروه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌های یک خانوار در سال ۱۳۹۴ و نمودار (۲) مصرف سالانه لبنیات را طی سال‌های ۹۶-۱۳۷۰ نشان می‌دهد. همان‌طور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود، شیر و فرآورده‌های آن پس از انواع گوشت و میوه‌ها با ۱۱/۸ درصد در رتبه سوم از نظر سهم هزینه‌ها در این زیرگروه کالایی قرار دارد که این مسئله خود حکایت از اهمیت بالای این زیرگروه کالایی برای خانوارهای ایران دارد. مصرف سرانه لبنیات طی سال‌های ذکر شده پرنوسان بوده به طوری که طی سال‌های ۸۸-۱۳۷۶ روند صعودی داشته و پس از آن روند نزولی را طی کرده است.

[Downloaded from ejip.ir on 2025-09-04]



مأخذ: بانک مرکزی، ۱۳۹۴

نمودار ۱. سهم زیرگروه‌های کالایی نسبت به کل هزینه‌های خوراکی‌ها و آشامیدنی‌های یک خانوار ایران در سال ۱۳۹٤



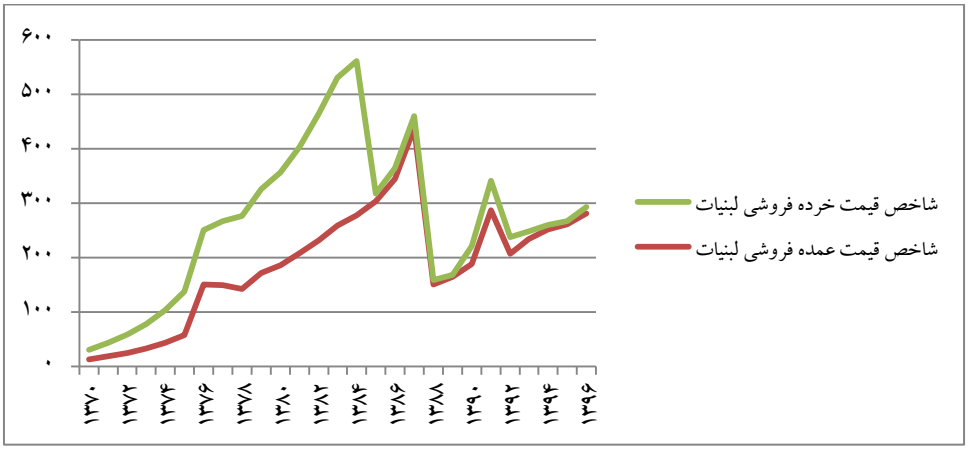
مأخذ: بانک مرکزی، ۱۳۹۴

نمودار ۲. روند مصرف سالانه لبنیات در ایران بر حسب گرم (۹۶-۱۳۷۰)

از مسائل اصلی تولید شیر و فراورده‌های لبنی در سال‌های گذشته ازجمله سال ۱۳۸۷ و سال ۱۳۹۰ افزایش قیمت خوراک دام و همچنین کمبود سرمایه در گردش واحدهای لبنی بوده است.

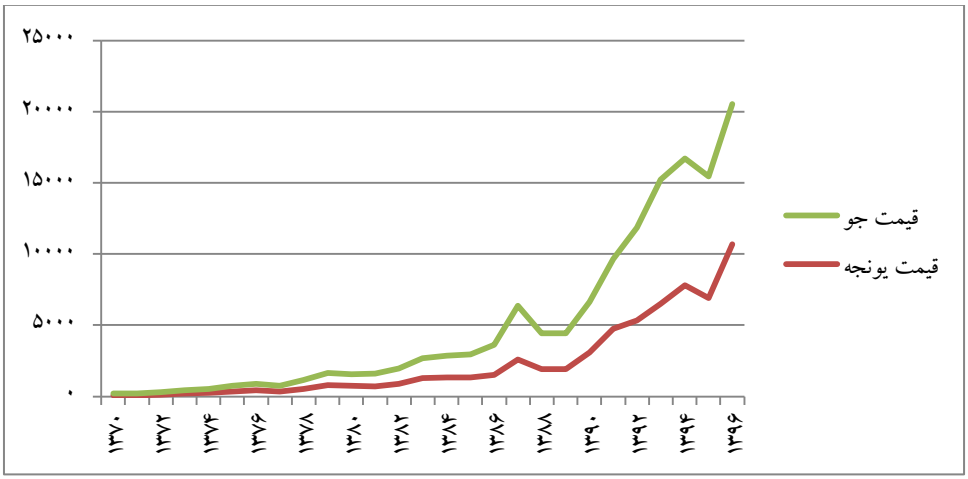
[Downloaded from ejip.ir on 2025-09-04]

علل افزایش قیمت شیر خام عبارت‌اند از: کاهش تولید جو به علت خشک‌سالی و عدم واردات به موقع آن در سال‌های ۱۳۸۶ و ۱۳۸۷ به جهت افزایش شدید قیمت‌های جهانی در بین استان‌های کشور ازجمله تهران، خراسان رضوی، اصفهان، مازندران، آذربایجان شرقی و ۵۰ درصد از شیر کشور در این مناطق تولید می‌شود (مرتضایی و فاطمی امین، ۱۳۹۲). نمودار (۴) روند افزایش قیمت نهاده جو و یونجه را نشان می‌دهد به طوری که طی سال‌های ۹۲-۱۳۸۸ روند بسیار صعودی را داشته است و نمودار (۳)، شاخص قیمت خرده‌فروشی و عمده‌فروشی لبنیات را نشان می‌دهد که تقریباً هردو روند هم‌سویی را داشته‌اند و در سال‌های اخیر روند افزایشی را طی کرده‌اند.



مأخذ: بانک مرکزی، ۱۳۹۶

نمودار ۳. روند شاخص قیمت خرده‌فروشی و عمده‌فروشی لبنیات (۹٦-۱۳۷۰)



مأخذ: بانک مرکزی، ۱۳۹۶

نمودار ٤. روند قیمت نهاده‌های جو و یونجه بر حسب ریال بر کیلوگرم (۹٦-۱۳۷۰)

[Downloaded from ejip.ir on 2025-09-04]

از آنجـــا که تولید در بازار محصولات کشاورزی زمان‌بر است، بدون دخالت دولت نوسان قیمت و مقدار محصول مبادله شده در بازار امری طبیعی است. به بیان دیگر، برخلاف محصولات صنعتی که می‌توان مدت فرایند تولیدشان را تغییر داد، برای تکمیل فرایند تولید محصولات کشاورزی باید مـــــدت زمان معینی سپری شود. هرچند می‌توان با به‌کارگیری فناوری‌های پیشرفته تولید، مقدار آن را تغییـر داد اما به هرحال نمـی‌تـوان به گونه کامل آن را کنترل کرد. به همین دلیل، عرضه این، محصولات در دوره‌های کوتاه‌مدت برای مثال، در طول یک سال انعطاف‌پذیری کافی برای پاسخ‌گویی به نوسان‌های تقاضا را ندارد. این واقعیت موجب بروز نوسان‌های گوناگون در بازار این محصولات می‌شود. روشن است این نوسان برنامه‌ریزی تولید، بازار و همچنـــین، رفاه مصرف‌کنندگان و تولیدکننـــدگان را تحت تأثیر قرار مـی‌دهـد. از این رو، بیشـتر دولت‌ها به روش‌های گوناگون برای حل این مشکلات و با هدف کاهش یا تعدیل این نوسان در بازار دخالت می‌کنند (گـیلان‌پـور و همکـاران، ۱۳۸۹). نکتـه مهم این است که سیاست‌های دولت برای رسیدن به اهداف مورد نظر، باید به گونه‌ای برنامه‌ریزی شود تا با دخالت به موقع در خرید یا فروش محصولات و نهاده‌های دامی مانع نوسان بیش از حد قیمت و مقدار تعـادلی بـازار شوند (آماده، ۱۳۸۵).

رفاه یک جامعه در حالت کلی به سطوح رضایت مصرف‌کنندگان بستگی دارد. به هر حال تقریباً هـر سیاست رفاه اقتصادی که از سوی اقتصاددانان مورد بررسی قـرار مـی‌گیـرد. لـذا هرگونـه تغییـر در قیمـت کالاها در زندگی گروهی از افراد جامعه نقـش مثبـت و بـر زنـدگی گروهـی دیگـر از مـردم نقـش منفـی خواهد داشت. از آنجا که در هر سیستم اقتصادی منافع جامعه از طریق کارگزاران اقتصادی یعنـی دولـت، مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان صورت مـی‌گیـرد و منـافع تولیدکننـدگان و مصـرف‌کننـدگان بـا تغییـر مازاد رفاه آن‌ها اندازه‌گیری می‌شود (پـاکروح، ۱۳۹۷)؛ بنـابراین مطالعات اقتصادی توابع عرضه و تقاضای فرآورده‌های لبنـــی کمک می‌کند که با محاسبه کشش‌های تقاضا، برنامه‌ریزان اقتصادی در پاسخگویی به پرسش‌های موجود در گزینش سیاست‌های اقتصادی، از قبیل پرداخت یا حذف یارانه و ایجاد رفاه اجتماعی موفق بوده و با توجه به شناخت موجود برنامه‌ریزی دقیق‌تر داشته باشند. از این رو در ایـن مطالعـه به بررسی، اثرات تغییر قیمت فرآورده‌هـای لبنـی بـر رفـاه تولیدکننـدگان و مصـرف‌کننـدگان لبنیـات مـی پردازیم. پس از بیان مسئله موجود و ضرورت انجام مطالعه چارچوب نظری کار بررسی و در ادامـه پیشـینه کـار ذکـر خواهـد شـد و پـس از آن روش کـار، متغیرهـای مـورد اسـتفاده، مـدل تجربـی منتخـب بـرای

[Downloaded from ejip.ir on 2025-09-04]

فرآورده‌ها بسط داده شده است. در انتها نتایج برآورد مدل، آزمون مانایی و همچنین تغییرات رفاه دو گروه تولیدکننده و مصرف‌کننده ارائه شده و تحلیل می‌شود.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

با فرض اینکه منافع تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان با تغییر مازاد آن‌ها و منافع دولت با تغییر درآمدهای آن اندازه‌گیری شود، چگونگی تغییر منافع آن‌ها را بررسی می‌کنیم. مازاد مصرف‌کننده زمانی وجود دارد که فرد مجبور به پرداختن قیمتی برای تهیه یک کالا می‌شود و این قیمت کمتر از قیمتی است که وی آمادگی پرداخت آن را دارد. به همین ترتیب مازاد تولیدکنندگان (مازاد عرضه) زمانی وجود دارد که قیمت بازار برای کالاهای تولیدی بیشتر از حداقل قیمتی است که جهت عرضه شدن آن کالای تولیدی لازم است.

از دیدگاه تئوری علم اقتصاد تابع تقاضای مصرف‌کنندگان اگر قیمت برابر با Y_0 و تقاضای متناظر با آن در بازار X_0 باشد، در این صورت مصرف‌کنندگانی که مایل به پرداخت قیمت بیشتری از قیمت بازار باشند، در واقع از اینکه قیمت فعلی بازار آن‌ها پایین‌تر است منفعتی را کسب می‌کنند که اصطلاحاً به این منفعت «مازاد مصرف‌کننده» گویند.

هر کالا و خدمتی برای خود تابع عرضه مشخصی دارد و این تابع نشانگر مقادیر مختلفی از کالا است که در قیمت‌های گوناگون عرضه می‌شود. مازاد تولیدکنندگان (مازاد عرضه) زمانی وجود دارد که قیمت بازار برای کالای تولیدی بیشتر از حداقل قیمتی است که جهت عرضه شدن آن کالای تولید لازم است (دانشور کاخکی و همکاران، ۱۳۸۶).

تاکنون در داخل و خارج مطالعات متعددی در زمینه فرآورده‌های لبنی نظیر شیر، ماست و ... صورت گرفته است که بسته به اهداف محقق از جنبه‌های مختلف بررسی شده است. دانشور کاخکی و همکاران (۱۳۸۶)، تغییرات رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان را در اثر تغییر قیمت شیر با استفاده از برآورد تابع عرضه و تقاضا بررسی کردند و تغییرات رفاه را برای دوره آینده با استفاده از روش‌های ARIMA، Brown و Holt پیش‌بینی کردند. نتایج نشان داد که در اثر افزایش قیمت شیر رفاه تولیدکنندگان افزایش و رفاه مصرف‌کنندگان کاهش می‌یابد.

خسروی‌نژاد و همکاران (۱۳۹۲)، در مقاله‌ای با عنوان اثرات رفاهی قیمت‌های مواد غذایی در خانوارهای شهری ایرانی با استفاده از سیستم تقاضای درجه دوم تقریباً ایدئال (AIDS) تحلیل و

[Downloaded from ejip.ir on 2025-09-04]

بررسی کردند، نتایج نشان داد که همه خانوارهای شهری به دلیل رفاه از دست رفته ناشی از افـزایش قیمت مواد غذایی رنج می‌برند.

مرتضـــوی و همکـــاران (۱۳۹۲)، مطالعه‌ای باهـــدف بررسی تأثیر افزایش قیمت شیر بر رفاه گروه‌های مختلف درآمدی شهری بـــا استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)، انجام دادند. نتایج نشان داد تغییرات جبران و رفاه مصرف‌کننده، روند نزولی را طی می‌کنند.

میرن و آکجانگور[1] (۲۰۰۵)، به برآورد تابع تقاضای گوشت گاو در ایالت ازمیر ترکیه با استفاده از روش OLS[2] پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان داد که گوشت گوسفند، جانشین گوشت گاو است، ولی بین گوشت گاو و گوشت مرغ رابطه جانشینی وجود ندارد. کشش درآمدی گوشت گاو بزرگ‌تر از یک و حاکی از تجملی بودن این کالا در مناطق مورد مطالعه است.

کارمن و همکاران[3] (۲۰۰۷)، با استفاده از رویکرد اسلاتسکی، نشان داده‌اند که تغییرات قیمت مواد غذایـی بـر رفاه گروه‌های مختلف درآمدی متفاوت است؛ اگرچه به طور متوسط از دست دادن رفاه در حدود ۲/۶ درصد، تأثیر بالاتری برای گروه‌های کم‌درآمد خواهد گذاشت.

گادزوری و همکاران[4] (۲۰۱۰)، با استفاده از روش OLS نشان دادند که اثر افزایش قیمت مـواد غذایی بر رفاه مصرف‌کننده در کشور غنا نسبتاً متفاوت است.

کیمبرو و اسیردیوپولوس[5] (۲۰۱۴)، در مطالعه‌ای با عنوان هزینه رفاهی تورم در یونان بـا اسـتفاده از روش OLS و OLS پویا[6]، کشـش تقاضـای پـول نسـبت بـه نـرخ بهـره را در الگـوی لگـاریتمی و نیمه‌لگاریتمی برآورد و با کاربرد روش تعادل جزئی، هزینه رفاهی تورم را اندازه‌گیری کردند. نتایج برآورد بیانگر آن است که هزینه رفاهی ۱۰ درصد نرخ تورم، بیش از ۵۹ درصد تا ۹۱ درصـد GDP است.

تحقیقات زیادی در مورد تخمین تابع عرضه و تقاضای شیر و فـراورده‌هـای آن صـورت گرفتـه است، اما مطالعه‌ای که مختص گروه لبنیات و تحلیـل آثـار رفـاهی آن بـوده و بـا اسـتفاده از الگـوی روش تصحیح خطای برداری انجام گرفته باشـد، بسـیار انـدک اسـت؛ بنـابراین بـا توجـه بـه مطالـب

1. Miran & Akgungor
2. Ordinary least squares
3. Carmen, Het al
4. Gadsway C. et al
5. Kimbrough & Spyridopoulos
6. Dynamic ordinary least squares

[Downloaded from ejip.ir on 2025-09-04]

ذکرشده و اهمیت موضوع، در این مطالعه افزون بر تخمین توابع عرضه و تقاضا، به تحلیل آثار رفاهی تغییر قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده فراورده‌های لبنی پرداخته شده است که در ابتدا مانایی متغیرها بررسی و سپس توابع عرضه و تقاضای لبنیات با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری برآورد شده و درنهایت همانند برخی مطالعات با استفاده از این روش به تحلیل آثار رفاهی تغییر قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده لبنیات پرداخته شده است که روش این کار در ادامه توضیح داده شده است.

۳. مواد و روش‌ها

در راستای دسترسی به هدف پژوهش، ابتدا پیش از انجام کاری لازم است پایایی متغیرهای مد نظر بررسی شود تا از بروز رگرسیون کاذب جلوگیری شود، وجود متغیرهای با درجه انباشتگی بزرگ‌تر از ۲ می‌تواند منجر به بروز اختلال در نتایج شود. به همین دلیل ابتدا متغیرها از لحاظ مانایی و همچنین شکست ساختاری مورد آزمون قرار می‌گیرند (شاه‌آبادی و تشکری، ۱۳۹۱). برای این منظور از آزمون‌های مانایی دیکی‌فولر[1]، فیلیپس پرون[2] و زیویت اندروز[3] استفاده می‌شود. در این مطالعه برای برآورد توابع عرضه و تقاضا از روش تصحیح خطای برداری (VECM)[4] استفاده شده است. علت این انتخاب امکان بررسی تغییرات قیمت بر میزان عرضه و تقاضای یک کالا در طول زمان است و از سویی به دلیل آنکه دیگر متغیرهای مؤثر بر رفاه ممکن است با وقفه زمانی تأثیرگذار باشند، استفاده از الگوهای سری زمانی چند متغیره برای تعیین عامل‌های مؤثر بر رفاه مناسب به نظر می‌رسد زیرا در این الگوها فرض بر این است که یک متغیر نمی‌تواند تنها به وسیله گذشته خود توضیح داده شود و داده‌های دیگری نیز وجود دارند که در توضیح رفتار متغیر مورد نظر مؤثرند. به طور کلی الگوهای چند متغیره سری زمانی به گونه عموم شامل سه الگوی خودتوضیح با وقفه توزیعی (ARDL)[5]، الگوی خودتوضیح برداری (VAR)[6] و الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) است. در الگوی ARDL فرض بر آن است که متغیرهای مستقل معادله هیچ نوع

1. Dickey and Fuller,1979
2. Phillips and Perron,1988
3. Ziovit Andrews
4. Vector Error Corrction Model
5. Autoregressive Distributed Lag
6. Vector Autoregressive Model

[Downloaded from ejip.ir on 2025-09-04]

تأثیرپذیری از متغیر وابسته ندارند، الگـــوی VAR بر این فرض استوار است که هر متغیر تحت تأثیر گذشته خود متغیر و حال و گذشته دیگر متغیرهای الگـو اسـت (کریچگاسـنر و والتـرز[1]، ۲۰۰۷). در الگـــوی VECM، تغییرات یک متغیر به تغییرات دوره گذشته تمامی متغیرهای موجود در الگو و به انحراف‌های آن متغیر از مقادیر تعادلی بلندمدت آن وابسته است. بر همین اساس، در این الگو واکنش کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیر وابسته نسبت به متغیرهـای مسـتقل و پیونـد رابطـه‌هـای کوتـاه‌مـدت بـه بلندمـدت قابـل بررسـی اسـت. مبنای آماری استفاده از این الگو وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهـا است. به بیان دیگر، از نظر آماری متغیرها می‌بایست همگرا باشند (لاتکیپول[2]، ۲۰۰۵). از سوی دیگر وجود هم‌جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرها مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطای بـرداری را فراهم می‌آورد. مفهوم اقتصادی هم‌جمعی آن است کـه وقتـی دو یـا چنـد متغیـر سـری زمـانی بـر اساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده می‌شوند تا یک رابطـه تعـادلی بلندمـدت را شـکل دهنـد، هرچند ممکن است خود این سری‌های زمانی دارای روندی تصادفی بوده باشند، امـا در طـول زمـان یکدیگر را به خوبی دنبال می‌کنند به گونه‌ای که تفاضل بین آن‌هـا بـا ثبـات اسـت؛ بنـابراین مفهـوم هم‌جمعی تداعی کننده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کند. وجود هماهنگی در حرکت بین سری‌های زمانی ایده اساسـی هـم‌جمعـی است. این هماهنگی مبیّن آن است که احتمالاً یک رابطـه تعـادلی بلندمـدت بـین آن‌هـا وجـود دارد (صادقی شریف و خلیلی، ۱۳۹۲).

در راستای بررسی و تعیین روابط تعادلی بلندمـدت بـین چنـد متغیـر اقتصـادی سـری زمـانی، از روش جوهانسن (۱۹۹۸) که مبتنی بر روش بـرآورد حـداکثر درسـت‌نمـایی (MLE) اسـت، اسـتفاده می‌شود. در عمل وقتی k متغیر در یک الگو وجـود داشـته باشـند، مـی‌توانـد بـه تعـداد $K-1$ بـردار هم‌جمعی مستقل خطی وجود داشته باشد. روش حداکثرنمایی جوهانسن برای تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی به این صورت است که ابتدا به کمک رگرسـیون رتبـه تقلیـل یافتـه[3]، k تعـداد ریشـه‌هـای مشخصـه مـاتریس ضـرایب الگـو خـودتوضـیح بـرداری ($\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \cdots \hat{\lambda}_k$) را بـرآورد کـرده و بردارهای مشخصه مرتبط با آن $\hat{c_k}$(,...,$\hat{c_1}$)= $\hat{C}$ را به دست می‌آوریم. مقدار r عدد از ایـن بردارهـا

1. Kirchgassner & Wolters
2. Lütkepohl
3. Reduced rank regression

[Downloaded from ejip.ir on 2025-09-04]

چنان ترکیبات خطی‌ای هستند که روابط پایائی را ارائه می‌کنند. $K-1$ عدد دیگر روابط ناپایا هستند. از آنجا که λ_i هایی که در ارتباط با روابط ناپایا قرار می‌گیرند برابر صفرند، آزمون فرضیه صفر در رابطه با اینکه حداکثر r بردار هم‌جمعی وجود دارد، منجر به آزمون در مورد λ_i ها بر اساس $\widehat{\lambda_i}$ های برآورد شده به صورت زیر است:

$$H_0: \lambda_i = 0 \qquad r+1, \dots, k$$

این فرضیه عنوان می‌کند که تنها r مقدار ویژه[1] اولیه مخالف صفر است و بقیه برابر صفرند. اکنون می‌توان این قید را برای مقادیر مختلف $r = 0,1, \dots, k-1$ بر الگو اعمال کرد؛ ونگاه نسبت لگاریتم تابع حداکثر درست‌نمایی الگوی مقید به الگوی غیرمقید را محاسبه کرد تا آماره آزمون نسبت درست‌نمایی[2] (که در این حالت غیراستاندارد است) به دست آید. این آماره آزمون که به آماره آزمون اثر[3] شهرت یافته به صورت زیر است (صادقی‌شریف و خلیلی، ۱۳۹۲):

$$\lambda_{trac} = -2\log(Q) = -n\sum_{i=r+1}^{k}\log(1-\lambda_i) \qquad r = 0,1,2,\dots k-1$$

که در آن Q عبارت است از نسبت تابع حداکثر درست‌نمایی مقید به تابع حداکثر درست‌نمایی غیرمقید.

آماره آزمون اثر (λ_{trac}) به گونه‌ای تنظیم شده است که وقتی هیچ بردار هم‌جمعی در بین متغیرهای الگو وجود ندارد کمیت صفر را ارائه کند. هنگامی H_0 پذیرفته می‌شود که کمیت آماره آزمون λ_{trac} از مقدار بحرانی ارائه شده توسط جوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰) کمتر باشد.

آزمون دیگری که وجود دارد، بر این اساس است که بزرگ‌ترین کمیتی از که از نظر آماری معنادار است را پیدا کنیم. آماره این آزمون که به آماره حداکثر مقدار ویژه[4] معروف است، به صورت زیر است (نوفرستی، ۱۳۷۸):

$$\lambda_{max} = -nlog(1-\hat{\lambda}_{r+1}) \qquad k-1$$

آماره فوق وجود r بردار هم‌جمعی را در برابر فرضیه مقابل وجود $r+1$ بردار هم‌جمعی مورد آزمون قرار می‌دهد. اگر کمیت محاسبه شده λ_{max} از مقدار بحرانی آن بیشتر باشد، فرضیه صفر

1. Eigenvalue
2. Likelihood Ratio test
3. Trace
4. Maximal eigenvalue

[Downloaded from ejip.ir on 2025-09-04]

وجود r بردار هم‌جمعی در برابر فرضیه مقابل وجود $r+1$ بردار هم‌جمعی رد می‌شود. هنگامی وجود r بردار هم‌جمعی پذیرفته می‌شود که کمیت آمارآمارهون از مقدار بحرانی آن کوچک‌تر باشد (نوفرستی، ۱۳۷۸).

٤. مدل تصحیح خطای برداری

وجود هم‌جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم آورد. این الگوها در کارهای تجربی از شهرت فزاینده‌ای برخوردار است. عمده‌ترین دلیل شهرت الگوهای تصحیح خطا (ECM) آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهند. از آنچه تاکنون بحث شد روشن است که وقتی دو متغیر Xt و Yt هم‌جمع‌اند یک رابطه تعادلی بلندمدت بین آن‌ها وجود دارد. البته در کوتاه‌مدت ممکن است عدم تعادل‌هایی وجود داشته باشد، در این صورت می‌توان جمله خطای رابطه زیر را به عنوان «خطای تعادل» تلقی کرد.

$$Y_t = \beta X_t + u_t$$
$$u_t = y_t - \beta x_t$$

اکنون می‌توان این خطا را برای پیوند دادن رفتار کوتاه‌مدت y_t با مقدار تعادلی بلندمدت آن مورد استفاده قرار داد. برای این منظور می‌توان الگویی به صورت زیر تنظیم کرد:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \qquad ,\sigma^2)$$

که در آن $\hat{u}_{t-1}$ جمله خطای برآورد رگرسیون $Y_t = \beta X_t + u_t$ با یک دوره زمانی است. یک چنین الگویی به الگوی تصحیح خطا (ECM) معروف است، که در آن تغییرات در Y_t به خطای تعادل دوره قبل ارتباط داده شده است. وقتی Y_t و X_t که هردو جمعی از مرتبه یک I(1) هستند (یعنی با یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند) هم‌جمع باشند، $\hat{u}_t$ در رابطه با $Y_t = \beta X_t + u_t$ جمعی از مرتبه صفر I(0) یعنی پایا خواهد بود. از آنجا که Δy_t و Δx_t هم پایا هستند، متغیرهای الگوی ECM رابطه فوق همگی I(0) هستند. در نتیجه این الگو را می‌توان بدون هراس از به دست آوردن یک رگرسیون کاذب به روش OLS برآورد کرد و از آماره‌های t و F در آزمون الگو بهره جست (صادقی‌شریف و خلیلی، ۱۳۹۲).

مطالب فوق بر یک استراتژی مدل‌سازی دو مرحله‌ای به صورت زیر دلالت دارد:

[Downloaded from ejip.ir on 2025-09-04]

مرحله اول: ابتدا پارامترهای مربوط به الگوی بلندمدت را با استفاده از آمار مربوط به سطح متغیرها برآورد کرده و سپس فرضیه صفر مبنی برعدم وجود هم‌جمعی بین متغیرهای الگو آزمون می‌شود. به این ترتیب مجموعه‌ای از متغیرها که با هم هم‌جمع هستند، به دست خواهد آمد و درنتیجه یک رابطه تعادلی بلندمدت را ارائه می‌کنند.

مرحله دوم: جمله تصحیح خطا (ECT) که همان جمله خطای رگرسیون الگوی ایستای بلندمدت ($\hat{u}_t$) است را به عنوان یک متغیر توضیح‌دهنده در الگوی ECM مورد استفاده قرار داده و مقدار آن برآورد می‌شود. سپس با انجام آزمون‌های لازم ساختار پویایی کوتاه‌مدت آن مشخص می‌شود. ضریب ECT سرعت تعدیل به سمت تعادل را نشان می‌دهد و انتظار می‌رود که از نظر علامتی منفی باشد (نوفرستی، ۱۳۷۸).

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، این روش بسیار ساده و کم‌هزینه است؛ اما در عین حال اشکالاتی هم دارد. هرچند برآوردکننده‌های OLS رگرسیون هم‌جمعی فوق سازگارند، اما این توزیع‌ها نرمال نیستند و شدیداً به سایر الگوهای پارامترها وابسته‌اند. به علاوه تورش برآورده کننده‌ها در نمونه‌های کوچک می‌تواند قابل توجه باشد؛ بنابراین ممکن است استنتاج‌های آماری گمراه‌کننده باشند و درنتیجه در مورد متغیرهایی که باید در الگو وارد شوند و قیدهایی که باید اعمال شوند، تصمیم‌گیری غلطی انجام گیرد. در مرحله دوم نیز تورش برآوردکننده‌ها ممکن است به جمله تصحیح خطا انتقال یابد و پارامترهای الگوی کوتاه‌مدت را تحت تأثیر قرار دهد (صادقی شریف و خلیلی، ۱۳۹۲).

الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) به صورت زیر است:

$$\Delta Y_t = \beta_1 \Delta Y_{t-1} + \beta_2 \Delta Y_{t-2} + \cdots + \beta_{p-1} \Delta Y_{t-p-1} + \Pi Y_{t-p} + u_t$$

که در آن:

$$\beta_i = -(I - A_1 - A_2 - \cdots - A_i) \qquad 2, p-1$$
$$\Pi = -(I - A_1 - A_2 - \cdots - A_p)$$

ماتریس Π حاوی اطلاعات مربوط به روابط تعادلی بلندمدت است. در واقع $\Pi = \alpha\beta'$ است که در آن α ضرایب تعدیل عدم تعادل و نشان‌دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت و β ماتریس ضرایب روابط تعادلی بلندمدت است. جمله $\beta' Y_{t-p}$ ملحوظ در رابطه تصحیح خطای

[Downloaded from ejip.ir on 2025-09-04]

برداری معادل جمله تصحیح خطا (ECT) در الگوی تک معادله‌ای $u_t = y_t - \beta x_t$ است با این تفاوت که حداکثر دارای k-1 بردار مستقل است.

نکته‌ای که وجود دارد این است که اگر مثلاً تعداد وقفه‌های الگو را یک در نظر بگیریم، در سمت راست معادلات سیستم تنها می‌تواند جزء جملات تصحیح خطا وجود داشته باشد و وقفه تفاضل مرتبه اول متغیرها ظاهر نخواهند شد. نکته دیگر اینکه در مورد تعداد رابطه تعادلی بلندمدت باید تعداد هم‌جمعی در بین k متغیر درون‌زای یک الگو مورد بررسی قرار بگیرد. در مورد تعداد وقفه‌ها، به منظور انتخاب تعداد مناسب وقفه‌ها، با توجه به تعداد سال‌های مورد بررسی می‌توان از شاخص‌های اطلاعات آکائیک (AIC) ،شوارتز بیزین (SBC) و حنان کوئین (HQC) بهره جست (بروکس[1]، ۲۰۰۸).

به منظور استفاده از شاخص‌های اطلاعات در هر یک از معادلات عرضه و تقاضا و همچنین معرفی روابط و ضرایب آن‌ها، معادلات فوق به صورت زیر نشان داده شده است:

$$\alpha_3 LnTR_t + \alpha_4 LnPS_t + U_1 + LnQ_t^d = \alpha_1 + \alpha_2 LnPR_t$$

$$LnQ_t^s = \beta_1 + \beta_2 LnPW_t + \beta_3 LnPJ_t + \beta_4 LnPY_t + U_2$$

معادله (۱۰) و (۱۱) به ترتیب معادله عرضه و تقاضا را نشان می‌دهد که به صورت لگاریتمی است. در این معادله تقاضا TR_t درآمد سرانه جاری افراد در سال t، PR_t، قیمت خرده‌فروشی لبنیات در سال t، PS_t قیمت خرده‌فروشی نوشابه در سال t، است. در معادله عرضه PW قیمت عمده فروشی لبنیات در سال t، PJ_t قیمت نهاده جو در سال t و PY_t قیمت نهاده یونجه در سال t است. α_1 و β_1 در هریک از معادلات عرض از مبدأ و U اجزای اخلال را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه معادلات به صورت لگاریتمی برآورد شده است، در معادله تقاضا ضرایب α_2، α_3 و α_4 به ترتیب ضریب زاویه تابع تقاضا نسبت به قیمت لبنیات، درآمد سرانه و قیمت نوشابه را نشان می‌دهد. همچنین در تابع عرضه ضرایب β_2، β_3 و β_4 به ترتیب نشان‌دهنده ضریب زاویه عرضه نسبت به قیمت لبنیات و قیمت نهاده‌های مصرفی جو و یونجه است. هر دو معادله عرضه و تقاضا با استفاده از روش VECM برآورد شده است و درنهایت در سه سناریو افزایش قیمت ۵، ۱۰ و ۲۰ درصدی تغییرات رفاه تولیدکننده و مصرف‌کننده بررسی شده است.

1. Brooks

[Downloaded from ejip.ir on 2025-09-04]

۵. داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز

مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های ۹۶-۱۳۷۰ و متغیرهای مصرف سرانه لبنیات بر حسب کیلوگرم، قیمت عمده‌فروشی و خرده‌فروشی لبنیات و قیمت خرده‌فروشی نوشابه بر حسب ریال در هر کیلوگرم، قیمت عمده‌فروشی نهاده‌های یونجه و جو بر حسب ریال، مقدار تولید لبنیات بر حسب هزار تن و قیمت لبنیات بر اساس شاخص قیمت خرده‌فروشی و شاخص قیمت عمده‌فروشی (جهت واقعی‌سازی قیمت‌ها) تحلیل شده است. داده‌های مذکور از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مرکز آمار ایران و وزارت جهاد کشاورزی جمع‌آوری شده است.

۶. نتایج و بحث

جهت بررسی مانایی متغیرهای عنوان شده، از آزمون دیکی فولر و KPSS در حالت با روند و بدون روند و برای تعیین شکست ساختاری از آزمون شکست زیویت اندروز استفاده شد؛ که نتایج مطابق جدول (۱) گزارش شده است. طبق جدول (۱)، متغیرها در سطح مانا نبوده و با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند.

جدول ۱. نتایج آزمون مانایی متغیرهای مورد مطالعه برای سال‌های ۹۶-۱۳۷۰

متغیرها (لگاریتمی)	آماره دیکی فولر	آماره فیلیپس پرون	دیکی فولر تعمیم‌یافته- وقفه بهینه (بیزین)	آماره زیویت اندورز (سال شکست)
مصرف سرانه شیر	I(1) (-۳/۷۵۱)***	I(1) (-۳/۶۹۸)***	۱	۱۳۹۰
مقدار تولید شیر	I(1) (-۴/۷۲۴)***	I(1) (-۲۳/۱۱)***	۱	۱۳۸۷
قیمت عمده‌فروشی شیر	I(1) (-۴/۹۸۴)***	I(1) (-۴/۵۹۵)***	۱	۱۳۸۸
قیمت خرده‌فروشی شیر	I(1) (-۴/۸۵۶)***	I(1) (-۴/۹۷۰)***	۱	۱۳۸۵
درآمد خانوار	I(1) (-۱۲/۷۴۳)***	I(1) (-۳/۰۳۹)***	۱	۱۳۷۹
قیمت عمده‌فروشی نوشابه	I(1) (-۴/۹۹۰)***	I(1) (-۴/۵۹۸)***	۷	۱۳۸۶
قیمت نهاده یونجه	I(1) (-۵/۳۴۸)***	I(1) (-۲۳/۱۱)***	۱	۱۳۷۴
قیمت نهاده جو	I(1) (-۵/۳۸۵)***	I(1) (-۵/۵۷۰)***	۱	۱۳۸۸

مأخذ: محاسبات پژوهش

*** معنی‌داری در سطح ۵٪ را نشان می‌دهد.

[Downloaded from ejip.ir on 2025-09-04]

با توجه به اینکه تمامی متغیرها نامانا در سطح هستند، پیش‌شرط استفاده از آزمون هم‌جمعی و نهایتاً برآورد تابع عرضه و تقاضا با استفاده از روش VECM را دارند، بنابراین در ادامه ابتدا جهت انجام آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن به تعیین وقفه بهینه با استفاده از آماره حنان- کوئین و شوارتز- بیزین در هریک از معادلات تقاضا و عرضه به ترتیب در جداول (۲) و (۳) پرداخته شده است.

جدول ۲. تعیین تعداد وقفه بهینه تقاضای لبنیات در الگوی VAR

lag	LL	LR	P	FPE	AIC	HQIC	SBIC
۰	-۵۵/۵۸۳۵	-	-	۰/۰۰۲۰۹۱	۵/۱۸۱۱۸	۵/۲۲۰۸۴	۵/۳۷۸۶۵
۱	۷۷/۹۶۵۶	۱/۲۶۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۷۸	-۵/۰۴۰۴۹	-۴/۷۹۲۱۶	-۴/۰۵۳۱
۲	۱۰۱/۳۱	۴۶/۶۸۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۴۸	-۵/۶۷۹۱	-۵/۲۳۲۱۱	-۳/۹۰۱۸
۳	۱۱۷/۱۴۴	۳۱/۶۹۹	۰/۰۱۱	۰/۰۰۰۰۷۴	-۵/۶۶۴۷۱	-۵/۰۱۹۰۷	-۳/۰۹۷۵۱
۴	۱۷۱/۵۷۹	۱۰۸/۸۷*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۷۷*	-۹/۰۰۶۸۷*	-۸/۱۶۲۵۷*	-۵/۶۴۹۷۶*

مأخذ: محاسبات پژوهش

جدول ۳. تعیین تعداد وقفه بهینه عرضه لبنیات در الگوی VAR

lag	LL	LR	P	FPE	AIC	HQIC	SBIC
۰	۵۵/۴۴۶۸	-	-	۰/۰۰۰۰۱	-۰/۱۱۲۵۸۰۹	-۰/۰۷۶۱۴۴	۰/۷۱۶۶۸
۱	۷۷/۷۶۳۸	۱۴۴/۶۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۸۸	-۵/۰۲۲۹۴	-۴/۷۷۴۶۱	-۴/۰۳۵۵۵
۲	۹۵/۰۳۰۲	۳۴/۵۳۳	۰/۰۰۵	۰/۰۰۰۸۳	-۵/۱۳۳۰۶	-۴/۶۸۶۰۷	-۳/۳۵۵۷۶
۳	۱۲۵/۹۳۴	۶۱/۸۰۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۰۳۵	-۶/۴۲۹۰۱	-۵/۷۸۳۳۷	-۳/۸۶۱۸۱
۴	۱۷۵/۷۶۹	۹۹/۶۷*	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۵۳*	-۹/۳۷۱۲*	-۸/۵۲۶۸۹*	-۶/۰۱۴۰۸*

مأخذ: محاسبات پژوهش

همان‌طور که مشاهده می‌شود، وقفه چهارم به عنوان وقفه بهینه عرضه و تقاضای لبنیات با توجه به معیارهای AIC، HQIC و SBIC انتخاب شده و مقایسه نتایج هریک از معادله‌ها، با استفاده از معیارهای همچون آماره F و آزمون‌های خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس، تورش تصریح و نرمال بودن توزیع جملات اخلال، انتخاب وقفه چهارم را جهت برآورد مدل تأیید می‌کند. پس از تعیین وقفه بهینه، گام بعدی به منظور برآورد توابع عرضه و تقاضا با استفاده از روش VECM، نیاز به تعیین درجه هم‌جمعی با استفاده از دو آماره ماتریس اثر و بیشترین مقادیر ویژه است که نتایج حاصل برای هردو توابع تقاضا و عرضه لبنیات به ترتیب در جداول (۴) تا (۷) نشان داده شده است.

[Downloaded from ejip.ir on 2025-09-04]

جدول ٤. آزمون هم‌جمعی تقاضای لبنیات بر اساس ماتریس اثر (λ-trace)

فرضیه صفر (H_0)	فرضیه مقابل (H_1)	مقدار آماره	مقدار بحرانی
r=۰	$r \geq ۱$	۱۵۰/۸۲۲۷	۵۴/۶۴
r≤۱	$r \geq ۲$	۶۹/۸۵۶۱	۳۴/۵۵
r≤۲	$r \geq ۳$	۲۳/۳۶۸۲	۱۸/۱۷
r≤۳*	$r \geq ۴$	۳/۳۰۰۹	۳/۷۴
r≤۴	$r \geq ۵$	–	–

مأخذ: یافته‌های پژوهش

* معنی‌داری در سطح ۵٪

جدول ۵. آزمون هم‌جمعی تقاضای لبنیات بر اساس ماتریس اثر (λ-Max)

فرضیه صفر (H_0)	فرضیه مقابل (H_1)	مقدار آماره	مقدار بحرانی
r=۰	$r = ۱$	۸۰/۹۶۶۵	۳۰/۳۳
r≤۱	$r = ۲$	۴۶/۴۸۷۹	۲۳/۷۸
r≤۲	$r = ۳$	۲۰/۰۶۷۳	۱۶/۸۷
r≤۳*	$r = ۴$	۳/۳۰۰۹	۳/۷۴
r≤۴	$r = ۵$	–	–

مأخذ: یافته‌های پژوهش

* معنی‌داری در سطح ۵٪

جدول ٦. آزمون هم‌جمعی عرضه لبنیات بر اساس ماتریس اثر (λ-trace)

فرضیه صفر (H_0)	فرضیه مقابل (H_1)	مقدار آماره	مقدار بحرانی
r=۰	$r = ۱$	۱۳۵/۸۶۸۲	۴۷/۲۱
r≤۱	$r = ۲$	۷۳/۸۹۷۴	۲۹/۶۸
r≤۲	$r = ۳$	۱۶/۸۱۵۶	۱۵/۴۱
r≤۳*	$r = ۴$	۰/۰۱۱۹	۳/۷۶
r≤۴	$r = ۵$	–	–

مأخذ: یافته‌های پژوهش

* معنی‌داری در سطح ۵٪

[Downloaded from ejip.ir on 2025-09-04]

جدول ۷. آزمون هم‌جمعی عرضه لبنیات بر اساس ماتریس اثر (λ-Max)

فرضیه صفر (H_0)	فرضیه مقابل (H_1)	مقدار آماره	مقدار بحرانی
r=۰	$r=۱$	۶۱/۹۷۰۸	۲۷/۰۷
r≤۱	$r=۲$	۵۷/۰۸۱۸	۲۰/۹۷
r≤۲	$r=۳$	۱۶/۸۰۳۷	۱۴/۰۷
r≤۳*	$r=۴$	۰/۰۱۱۹	۳/۷۶
r≤۴	$r=۵$	-	-

مأخذ: یافته‌های پژوهش

* معنی‌داری در سطح ۵٪

همان‌طور که مشاهده می‌شود، در تابع تقاضا و عرضه لبنیات، ماتریس اثر و ماتریس ویژه در سطح اطمینان ۵ درصد وجود ۳ بردار هم‌جمعی بین متغیرها را تأیید می‌کنند؛ بنابراین، پس از به دست آوردن وقفه و بردار هم‌جمعی برای هردو توابع تقاضا و عرضه، هر دو تابع با استفاده از مدل VECM بر حسب معیارهای اطلاعات گزارش شده با انتخاب بهترین مدل با بردار هم‌جمعی ۱ و وقفه ۴ برآورد شده و در ادامه به صورت جداول (۸) و (۹) گزارش شده است.

جدول ۸. نتایج برآورد تابع تقاضای لبنیات نرمال شده با الگوی VECM

متغیر	ضرایب	آماره Z
lnQ_t^d	۱	-
$lnPR_t$	-۰/۲۲۵۹۶	-۴/۷۹
$lnTR_t$	۰/۳۹۸۶۲	۶/۳۳
$lnPS_t$	۰/۱۹۰۵	۷/۳۸
$AIC=$ -۶/۶۹۵۷ C= -۵/۹۱۳۵ C=-۳/۵۸۵۴ ECM=-۴۸/۱۶		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

* معنی‌داری در سطح ۵٪

[Downloaded from ejip.ir on 2025-09-04]

جدول ۹. نتایج برآورد تابع عرضه لبنیات نرمال‌شده با الگوی VECM

متغیر	ضرایب	آماره Z
LnQ_t^s	۱	-
$LnPW_t$	۰/۰۷۱۳	-۴/۰۷
$LnPJ_t$	-۱/۹۵۸۰	-۱۴/۰۳
$LnPY_t$	۱/۷۶۶۰	۱۲/۴۳
AIC = -۶/۹۴۸۰ C= -۶/۲۰۸۳ C=-۴/۰۲۸۰ ECM=-۶۶/۷۴		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

* معنی‌داری در سطح ۵٪

بر اساس جدول (۸)، با توجه به اینکه معادله به صورت لگاریتمی- لگاریتمی برآورد شده است، ضرایب متغیرها نشان‌دهنده کشش هستند. بر همین اساس در این معادله ضریب قیمت خرده‌فروشی منفی است که بر اساس قانون تقاضا بیانگر تأثیر عکس بین قیمت و تقاضای لبنیات است. ضریب درآمد سرانه در این معادله مثبت به دست آمده است، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت لبنیات به عنوان کالای ضروری (کشش درآمدی بین ۰ و ۱) برای مصرف‌کننده است که با افزایش درآمد، تقاضا برای آن افزایش می‌یابد. ضریب قیمت نوشابه مثبت است و بیانگر این نکته است که با افزایش قیمت نوشابه تقاضا برای لبنیات افزایش می‌یابد، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت لبنیات و نوشابه نسبت به هم دو کالای جانشین هستند. در رابطه فوق ضریب مدل تصحیح خطا برابر ۴۸/۱۶- است، بنابراین می‌توان بیان کرد سرعت تعدیل به سمت مقدار تعادلی و بلندمدت نسبتاً بیشتر بوده، به طوری که هرسال حدود ۴۸/۱۶ خطای عدم تعادل تعدیل شده و مقدار کوتاه‌مدت تقاضای لبنیات به سمت مقدار تعادلی و بلندمدت خود میل می‌کند.

بر طبق جدول (۹)، ضریب قیمت عمده‌فروشی لبنیات مثبت است یعنی جهت تغییر تولید لبنیات با جهت تغییر قیمت عمده‌فروشی همسو است که این پدیده با قانون عرضه مطابقت دارد. ضرایب نهاده‌های جو منفی و یونجه مثبت است که می‌توان نتیجه گرفت این نهاده یونجه به عنوان نهاده ضروری در تولید لبنیات به شمار می‌روند و بر این اساس تولیدکننده در ناحیه دو یا سه تولید است.

[Downloaded from ejip.ir on 2025-09-04]

با توجه به ضریب مدل تصحیح خطا، هرسال حدود ۶۶/۷۴ درصد خطای عدم تعادل تعدیل شده و و مقدار کوتاه‌مدت عرضه لبنیات به سمت مقدار تعادلی و بلندمدت خود میل می‌کند.

همان‌طور که قبلاً گفته شد، هدف اصلی مطالعه بررسی و تحلیل تغییرات رفاهی تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان لبنیات است؛ بنابراین با توجه به مباحث ذکر شده پیرامون چگونگی تخمین تغییرات مازاد مصرف‌کننده و تولیدکننده در اثر تغییرات قیمت، بر اساس معادلات عرضه و تقاضای به دست آمده میزان تغییرات در رفاه مصرف‌کننده و تولیدکننده در سه سناریو ۵٪، ۱۰٪ و ۲۰٪ تغییر قیمت لبنیات برای تمامی سال‌ها با استفاده از الگوی VECM محاسبه و در جداول (۱۰) و (۱۱) برای دوره زمانی ۹۶-۱۳۷۰ گزارش شده است. با مشاهده جدول (۱۰)، مازاد رفاه مصرف‌کننده همواره در تمامی سال‌ها با افزایش قیمت مقدار منفی را داشته و با افزایش قیمت‌ها این روند رو به افزایش است به عنوان مثال در سال ۱۳۹۵ با افزایش ۵ درصدی قیمت، تغییرات مازاد رفاه مصرف‌کننده به میزان ۱۵۶۴۹۶۴- میلیون ریال کاهش پیدا کرده و همین مقدار افزایش قیمت در سال ۱۳۹۶ مازاد رفاه مصرف‌کننده را ۳۶۷۳۷۴۴- میلیون ریال کاهش می‌دهد. همچنین با مشاهده جدول (۱۱)، مازاد رفاه تولیدکننده با افزایش قیمت‌ها مقدار مثبت را داشته و رو به افزایش است. در سال ۱۳۹۵ با افزایش ۵ درصدی قیمت، تغییرات مازاد رفاه تولیدکننده به میزان ۲۴۶۵۸۴۵ میلیون ریال افزایش یافته و همین مقدار افزایش قیمت در سال ۱۳۹۶ مازاد رفاه تولیدکننده را به میزان ۲۸۰۱۷۴۶ میلیون ریال افزایش می‌دهد. با بررسی وضعیت مازاد رفاه تولیدکننده و مصرف‌کننده می‌توان نتیجه گرفت، در برخی از سال‌ها با افزایش قیمت افزایش رفاه تولیدکنندگان بیشتر از کاهش رفاه مصرف‌کنندگان است که این نشان می‌دهد رفاه جامعه در کل افزایش یافته است؛ اما در برخی از سال‌ها (مانند سال ۱۳۹۶) رفاه جامعه کاهش یافته است.

[Downloaded from ejip.ir on 2025-09-04]

جدول ۱۰. مقادیر تغییر رفاه مصرف‌کننده در اثر تغییر قیمت

سال	کاهش رفاه مصرف‌کنندگان در اثر افزایش قیمت‌ها (میلیون ریال)		
	٪۲۰ $\Delta C.S_3$	٪۱۰ $\Delta C.S_2$٪۰	٪۵ $\Delta C.S_1$
۱۳۷۰	-۷۳۴۳۷۲۱	-۶۸۲۸۷۱۹	-۶۵۷۱۲۱۸
۱۳۷۵	-۳۲۲۹۹۷۰	-۳۰۰۳۴۵۸	-۲۸۹۰۲۰۲
۱۳۸۰	-۷۲۴۵۱۶۰	-۶۷۳۷۰۷۰	-۶۴۸۳۰۲۵
۱۳۸۵	-۶۴۲۷۲۲۹	-۵۹۷۶۴۹۹	-۵۷۵۱۱۳۴
۱۳۹۰	-۱۳۲۱۵۰۸	-۱۲۲۸۸۳۳	-۱۱۸۲۴۹۵
۱۳۹۵	-۱۷۴۸۹۳۹	-۱۶۲۶۲۸۹	-۱۵۶۴۹۶۴
۱۳۹۶	-۴۱۰۵۶۲۴	-۳۸۱۷۷۰۴	-۳۶۷۳۷۴۴

مأخذ: محاسبات پژوهش

جدول ۱۱. مقادیر تغییر رفاه تولیدکننده در اثر تغییر قیمت

سال	کاهش رفاه تولیدکنندگان در اثر افزایش قیمت‌ها (میلیون ریال)		
	٪۲۰ $\Delta P.S_3$	٪۱۰ $\Delta P.S_2$٪۰	٪۵ $\Delta P.S_1$
۱۳۷۰	۵۹۶۶۱۳۸	۵۴۳۷۵۵۳	۵۱۷۳۲۶۱
۱۳۷۵	۳۰۶۷۳۶۴	۲۷۹۵۶۰۳	۲۶۵۹۷۲۲
۱۳۸۰	۱۲۰۳۴۸۰	۱۰۹۶۸۵۵	۱۰۴۳۵۴۲
۱۳۸۵	۲۶۵۴۹۹۶	۲۴۱۹۷۷۰	۲۳۰۲۱۵۷
۱۳۹۰	۱۶۲۸۹۸۸	۱۴۸۴۶۶۴	۱۴۱۲۵۰۱
۱۳۹۵	۳۰۲۲۷۲۵	۲۵۹۱۸۲۱	۲۴۶۵۸۴۵
۱۳۹۶	۳۲۳۱۱۵۴	۲۹۴۴۸۸۲	۲۸۰۱۷۴۶

مأخذ: محاسبات پژوهش

۷. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

صنعت لبنیات با تأمین ارزان‌ترین منابع پروتئینی کشور، سهم قابل توجهی در سبد مصرفی خانوارها دارد از همین رو تغییرات قیمت این منبع غنی پروتئینی می‌تواند بر مقدار مصرف و تولید و درنهایت رفاه آن تأثیر بگذارد. هدف مطالعه حاضر بررسی تغییرات رفاهی مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان لبنیات برای سال‌های ۹۶-۱۳۷۰ است. بر این اساس ابتدا با استفاده از روش VECM معادلات عرضه و تقاضای لبنیات برآورد شدند، در انتها مازاد رفاه مصرف‌کننده و تولیدکننده برای کالای فوق در

[Downloaded from ejip.ir on 2025-09-04]

سه سناریو مختلف افزایش قیمت ۵، ۱۰ و ۲۰ درصدی محاسبه شدند. نتایج برآورد تابع تقاضا نشان داد که لبنیات جز کالاهای کم‌کشش بوده و حساسیت کمتری نسبت به تغییرات قیمت خود کالا و قیمت کالای جانشین از خود نشان می‌دهد و با توجه به مثبت بودن علامت ضریب درآمد (بین ۰ و ۱)، لبنیات به عنوان کالای ضروری برای مصرف‌کننده است و همچنین کشش درآمدی نیز کم‌کشش است. در معادله عرضه، حساسیت عرضه به قیمت نهاده‌های جو و یونجه بیشتر و بزرگ‌تر از یک و همچنین به قیمت لبنیات کمتر بوده و کوچک‌تر از یک است. با توجه به مثبت بودن علامت کشش نهاده یونجه با افزایش قیمت این نهاده، تولید افزایش یافت، بنابراین نهاده‌های یونجه جز نهاده‌های ضروری تولید است که باید در سیاست‌گذاری‌های آتی توجه بیشتری به آن شود. همچنین نتایج رفاه نشان داد که مازاد رفاه مصرف‌کننده در سال‌های مذکور روند کاهشی و مازاد رفاه تولیدکننده روند افزایشی را داشته است. افزایش قیمت‌ها در بیشتر سال‌های مذکور، افزایش در مازاد رفاه تولیدکننده را بیشتر از کاهش در مازاد رفاه مصرف‌کننده افزایش داده است که باعث می‌شود رفاه کل جامعه افزایش یابد؛ اما در سال ۱۳۹۰ مازاد رفاه تولیدکننده کاهش یافته است که علت آن می‌تواند تورم و عدم ثبات قیمت‌ها باشد که این شرایط به کاهش هرچه بیشتر رفاه شده است. عدم افزایش قیمت‌ها مازادی برای تولیدکننده نخواهد بود و امکان تولید را از تولیدکننده خواهد گرفت؛ بنابراین یک افزایش مداوم و آرام قیمت‌ها علاوه بر کمک به تولید بیشتر و بهتر لبنیات، امکان خرید را نیز از مصرف‌کنندگان نخواهد گرفت اما عدم افزایش قیمت منجر به کاهش تولید و در نتیجه رفاه کل جامعه می‌شود.

با توجه به اینکه لبنیات در سبد غذایی خانوارها پراهمیت و ضروری است، به دلیل تأثیرگذاری افزایش قیمت بر رفاه عمومی بهتر است در میان اتخاذ سیاست‌ها برای دو گروه مصرف‌کننده و تولیدکننده تفکیک صورت بگیرد و سیاست‌های متفاوتی در ارتباط با هر جزء آن اتخاذ شود و افزایش قیمت با وجود به آنکه باعث افزایش رفاه تولیدکنندگان می‌شود، اما این افزایش اگر زیاد باشد باعث کاهش شدید در رفاه مصرف‌کنندگان خواهد شد که در مصرف بلندمدت بر روی میزان مصرف آن‌ها تأثیر منفی خواهد داشت بنابراین پیشنهاد می‌شود با توجه به آنکه بیشترین اثرات منفی رفاهی ناشی از افزایش قیمت در دهک‌های پایین درآمدی است، لذا در طراحی سیاست‌ها اقتصادی باید به نحوی آثار منفی رفاهی گروه‌های کم‌درآمد با بررسی دقیق زیان رفاهی، از طریق پرداخت مستقیم جبران شود.

[Downloaded from ejip.ir on 2025-09-04]

منابع

- آمارنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۹۴.
- **آماده، حمید** (۱۳۸۶). «تحلیل تغییرات قیمتی گوشت مرغ با الگوی کاربردی ARDL: مطالعه موردی استان تهران». *پژوهشنامه اقتصادی*. سال ۱۰. شماره ۲.صص ۲۵۹-۳۹۵.
- آمارنامه سازمان جهاد کشاورزی استان آذربایجان شرقی. ۱۳۹۴.
- **پاکروح، پریسا** (۱۳۹۷). «تحلیل آثار تغییرات قیمت فرآورده‌های پروتئینی بر رفاه تولید-کنندگان و مصرف‌کنندگان در ایران». *مجله اقتصادی*. شماره ۱ و ۲، صص ۶۹-۷۴.
- **پیشنماززاده، میرکاظم** (۱۳۹۴). «اهمیت و نقش شیر از نظر امنیت غذایی. معاونت امور تولیدات دامی». *وزارت جهاد کشاورزی*.
- **جامه‌بزرگ، تقی؛ فلاحت‌پیشه، یوسف و سید ذبیح‌الله پسته‌ای** (۱۳۸۶). «وضعیت صنایع لبنی کشور». *وزارت صنایع و معادن*. گروه صنایع غذایی غیرکشاورزی.
- **خسروی‌نژاد، علی‌اکبر؛ خدادادکاشی، فرهاد و زهرا صحبتی** (۱۳۹۲). «ارزیابی افزایش قیمت مواد غذایی بر خانوارهای شهری ایرانی». *نشریه راهبرد اقتصادی*. دوره ۲. شماره ۴.صص ۷۳-۹۳.
- **دانشور کاخکی، محمود؛ سروریف، علی‌اکبر؛ صدرالاشرافی، سید مهریار و حکیمه هاتف** (۱۳۸۶). «تعیین اثرات تغییر قیمت شیر بر رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان و پیش‌بینی آن». *اقتصاد کشاورزی*. دوره ۱. شماره ۲.
- **شاه‌آبادی، ابوالفضل و زهرا تشکری** (۱۳۹۱). «تعیین‌کننده عرضه و تقاضای گوشت قرمز در ایران». *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*. جلد ۴. شماره ۴.
- **صادقی شریف، سید جلال و فاطمه خلیلی** (۱۳۹۲). «بررسی دقت مدل تصحیح خطای برداری در پیش‌بینی بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران». چشم‌انداز مدیریت مالی. شماره ۱۰. صص ۴۵-۲۹.
- **کرمانی، محمدصادق** (۱۳۸۸). «پوکی استخوان، پیشگیری و درمان». *انتشارات یاس زهرا*.

[Downloaded from ejip.ir on 2025-09-04]

- **گیلان‌پور، امید؛ کهنسال، محمدرضا؛ پرمه، زورار و الهام اسماعیلی‌پور** (۱۳۸۹). «بررسی تأثیر مداخلات دولت در بازار گوشت مرغ». *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*. شماره ۶۳. صص ۱۳۷-۱۶۸.
- **مرتضایی، اشرف و سید رضا فاطمی امین** (۱۳۹۲). «برنامه راهبردی زنجیره تأمین فراورده‌های غذایی». *جهاد دانشگاهی تهران*. واحد شهید بهشتی.
- **مرتضوی، سید ابوالقاسم؛ پیرو، رزا و رحیم محمودگردی** (۱۳۹۲). «تأثیر افزایش قیمت شیر بر خالص رفاه گروه‌های مختلف درآمدی شهر ایران». *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*. سال یازدهم. شماره سوم. صص ۲۳-۳۷.
- **نوفرستی، محمد** (۱۳۷۸). ریشه واحد و هم جمعی در اقتصادسنجی. دانشگاه شهید بهشتی. *انتشارات رسا*.

- **Carmen, H. Kenneth, J. and Thomson** (2007) "Romania's accession to the Eu:Shortterm welfare effects on food consumers"; *Food policy*, Vol. 32(1), PP. 128-140.
- **Cudjoe, G. Breisinger, C. and Diao, X** (2010) "Local impacts of a global crisis: Food price transmission, consumer welfare and poverty in Ghana"; *Food policy*, Vol. 35(4), PP. 294-302.
- **Kimbrough, K. and I. Spyridopoulos** (2012), "The Welfare Cost of Inflation in Greecee", *South-Eastern Europe Journal of Economics*, No. 1, pp. 41-52.
- **Kirchgassner, G. & Wolters, J** (2007). *Introduction to Modern Time Series Analysis*, Springer Publication, New York
- **Lütkepohl, H**. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, New York
- **Miran, B. and Akgungor, S.** (2005) "The Effect of Mad Cow (BSE) Scare on Beef Demand and Sales Loss: The Case of Izmir", *Turk Journal*.

[Downloaded from ejip.ir on 2025-09-04]