

مجله اقتصادی

شماره‌های ۱ و ۲، فروردین و اردیبهشت ۱۳۹۷، صفحات ۶۹-۹۴

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

پریسا پاکروح

دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

parisa.pakrooh@tabrizu.ac.ir

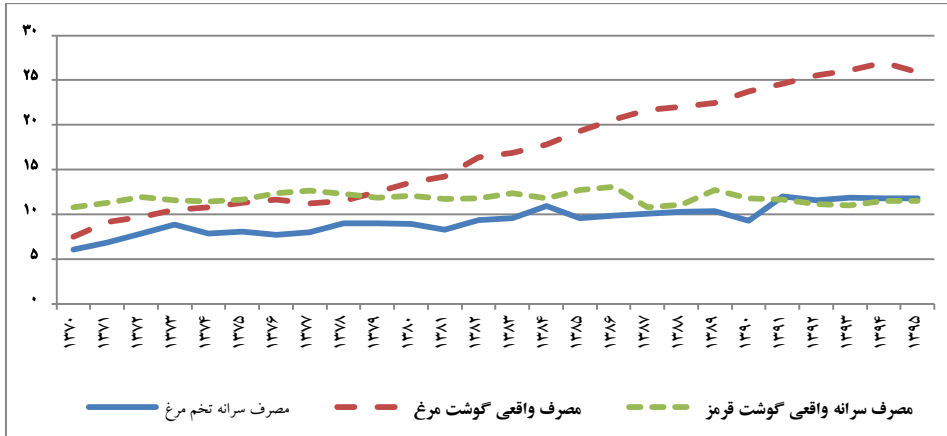
فرآورده‌های پروتئینی به خصوص گوشت قرمز، گوشت مرغ و تخم‌مرغ از ضروری‌ترین کالاها در سبد غذایی خانوارهای ایرانی است. سال‌های اخیر قیمت، مقدار مصرف و عرضه فرآورده‌های پروتئینی دچار تغییراتی شده است که رفاه مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان را تحت تأثیر قرار داده است. از این رو مطالعه حاضر با هدف تحلیل و بررسی آثار تغییرات قیمت فرآورده‌های پروتئینی بر رفاه مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان در ایران انجام شده است. بدین منظور توابع عرضه و تقاضای گوشت قرمز، گوشت مرغ و تخم‌مرغ با روش ARDL برآورد شد و با آزمون ARDL Bound یا آزمون کرانه رابطه بلندمدت بین متغیرهای توابع آزمون گردید. در نهایت تغییرات رفاهی مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان در سه سناریو مختلف ۵٪، ۱۰٪ و ۲۰٪ قیمت محصولات مورد مطالعه محاسبه شدند. نتایج نشان داد که گوشت قرمز، گوشت مرغ و تخم‌مرغ در سبد غذایی خانوارها جزء کالاهای ضروری محسوب شده که بر نتایج کشش‌ها حساسیت برای گوشت قرمز در این میان بیشتر از سایر کالاها است. نتایج تغییرات رفاهی نشان داد که کاهش رفاه مصرف‌کنندگان در برخی سال‌ها بیشتر از افزایش رفاه تولیدکنندگان بوده و رفاه جامعه کاهش پیدا کرده است.

واژگان کلیدی: تخم‌مرغ، رفاه، قیمت، گوشت، یارانه.

۱. مقدمه

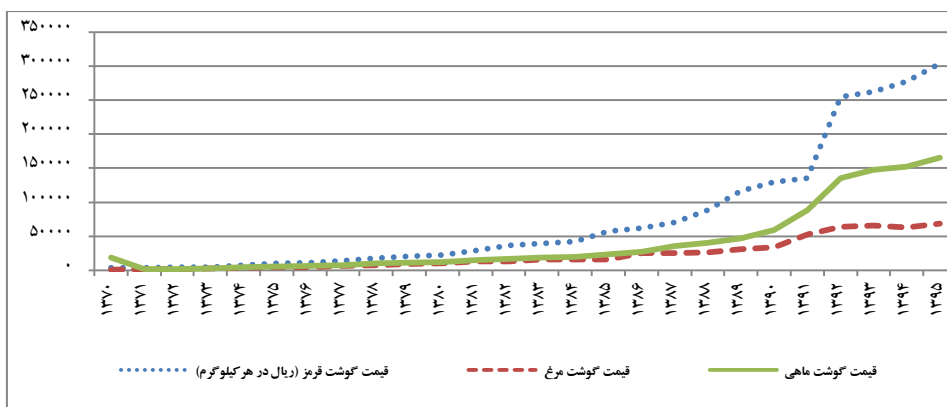
اهمیت غذایی فرآورده‌های پروتئینی اعم از انواع گوشت و تخم‌مرغ در تأمین مواد ضروری غذایی افراد مورد تأکید است. کمبود پروتئین به سیستم دفاعی بدن آسیب می‌رساند و بدن را مستعد ابتلا به بیماری می‌کند. با بررسی سهم گروه‌های مختلف غذایی در تأمین مواد مغذی مورد نیاز خانوارهای ایرانی می‌توان دریافت که بیشترین انرژی کسب شده از طریق نانوغلات است، به گونه‌ای که ۵/۵۱ درصد انرژی از این گروه کسب شده است. همچنین بیشترین پروتئین کسب شده نیز از راه نانوغلات برابر ۵۲/۷ درصد است. سهم گوشت در تأمین پروتئین کمتر از ۱۰/۵ درصد است. این ارقام بیانگر آن است که بیشتر پروتئین دریافتی از نوع گیاهی است، در حالی که مطابق استاندارد درصد مصرف پروتئین بر مبنای ۵۵ درصد پروتئین حیوانی و ۴۵ درصد پروتئین گیاهی است (صفوی، ۱۳۸۰).

اهمیت مصرف پروتئین حیوانی به طور اعم انواع گوشت و تخم‌مرغ به طور اخص در رژیم غذایی انسان به ویژه کودکان، نوجوانان و جوانان که گروه‌های پرخطر در مقابل کمبود پروتئین هستند بیشتر است (محمدی‌نژاد و کریمائی، ۱۳۸۷). نمودار زیر روند مصرف سرانه انواع فرآورده‌های پروتئینی را در ایران طی ۲۵ سال اخیر (از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۵) نشان می‌دهد. به طور نمونه سرانه مصرف تخم‌مرغ در ایران حدود ۸ الی ۹ کیلوگرم در سال بوده است که در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته (به طور میانگین ۱۵ کیلوگرم) بسیار کمتر است. این در حالی است که پروتئین موجود در تخم‌مرغ دارای بالاترین ارزش بیولوژیک بوده و از این رو به‌عنوان یکی از مهم‌ترین منابع تأمین پروتئین حیوانی شمرده می‌شود. همچنین در نمودار (۱) مصرف سرانه گوشت مرغ در ایران در سال‌های اخیر نزدیک به ۲۵ کیلوگرم است، در حالی که این رقم در جهان به حدود ۱۵ کیلوگرم می‌رسد و در مقابل مصرف سرانه گوشت قرمز در ایران نزدیک به ۱۱ کیلوگرم شده است که این مقدار در دنیا حداقل ۱۵ کیلوگرم است.



نمودار ۱. روند مصرف سرانه گوشت قرمز، گوشت مرغ و تخم‌مرغ در ایران برحسب کیلو (۱۳۷۰ تا ۱۳۹۵)

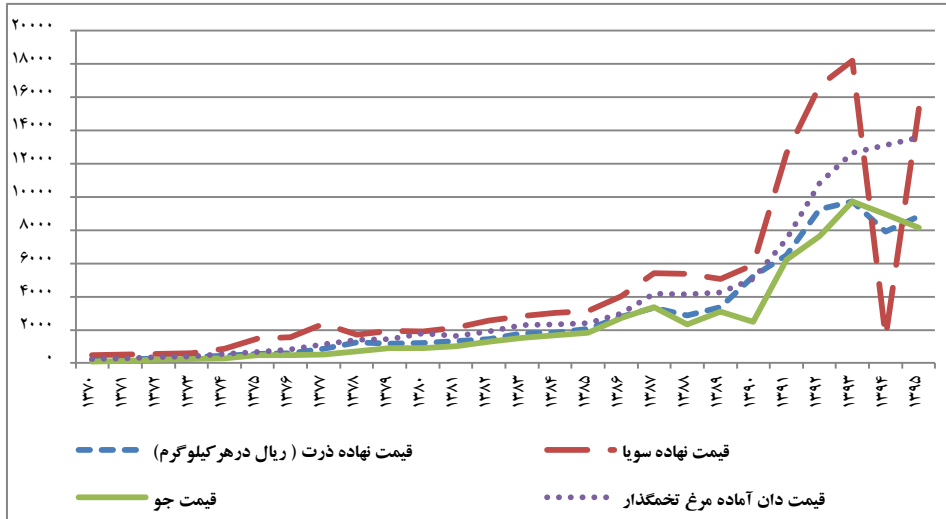
گزارش‌های رسمی بانک مرکزی نشان می‌دهد در سال ۱۳۹۳ که شاخص گروه اصلی خوراکی‌ها در ایران نسبت به سال ۱۳۹۰ در حدود ۱۲۷ درصد و در سال ۱۳۹۵ معادل ۱۴۶ درصد رشد داشته است و در این میان گوشت که یکی از منابع مهم پروتئینی است حدود ۲۵ درصد از سبد هزینه‌ای خانوارها را در ایران به خود اختصاص داده است. قیمت انواع گوشت در سال‌های اخیر افزایش قابل توجهی داشته است و در نمودار (۲) وضعیت قیمت اقلام گوشت قرمز و مرغ و گزارش شده است که قیمت گوشت قرمز افزایش بیشتری نسبت به سایر گوشت‌ها داشته است (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۹۵).



نمودار ۲. روند قیمت گوشت قرمز، گوشت مرغ و ماهی در ایران برحسب ریال در هر کیلو (۱۳۷۰ تا ۱۳۹۵)

تغییرات قیمتی در وضعیت مصرف مواد خوراکی در شهرها و کلان‌شهرهای کشور تأثیری بسزا دارد و به گفته کارشناسان اقتصاد سلامت این وضعیت منجر به تغییر الگوی مصرف مواد غذایی در بین مردم و روی برگرداندن از گوشت و پروتئین و روی آوردن به مواد چرب و قندی ارزان‌تر شده است و بررسی‌ها نیز نشان می‌دهند که فرآورده‌های حاوی پروتئین به‌ویژه فرآورده‌های دامی و طیور، سهمی اندک در سبد غذایی خانوار ایرانی دارد (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۹۰). بنابراین با دریافت اهمیت وجود فرآورده‌های پروتئینی در سبد مصرفی خانوار چه از نظر مصرفی و چه از نظر هزینه‌ها، ضرورت تنظیم بازار آن به‌خوبی نمایان می‌گردد (شاه‌آبادی و تشکری، ۱۳۹۱).

در ایران نیز مانند بسیاری دیگر از کشورها، بخش کشاورزی و محصولات آن مورد حمایت سیاست‌های دولت قرار گرفته‌اند. این سیاست‌ها طیفی گسترده از انواع گوناگون مداخلات را در بر می‌گیرد که سیاست‌های مداخله دولت در قیمت‌گذاری کالاها از جمله این سیاست‌ها به شمار می‌روند. پرداخت یارانه بر نهاده‌های تولید، وضع موانع تعرفه‌ای و محدودیت‌های کمی بر واردات کالاها، رقیب و تثبیت و کنترل قیمت‌های مصرف‌کننده و تولیدکننده را می‌توان در زمره این سیاست‌ها عنوان کرد (کرباسی و زندی، ۱۳۹۵). از طرف دیگر با توجه به فعل و انفعالات بازار جهانی، افزایش تقاضا به دلیل افزایش جمعیت، بروز پدیده‌های مختلف نظیر خشک‌سالی در اکثر مناطق جهان، کاهش تولیدات جهانی منابع غذایی، افزایش کم‌سابقه قیمت محصولات، کالاها و نهاده‌های بخش دام و طیور نظیر ذرت و سویا در بخش کشاورزی دو صنعت مهم و راهبردی دام‌پروری و طیور با چالش‌ها، آسیب‌ها و تهدیدات جدی مواجه است، به طوری که قیمت نهاده‌های دو صنعت مذکور با نوسان همراه بوده و تولید این بخش را دچار نوسان می‌کند. این روند همچنین منجر به بروز آسیب‌های جدی اقتصادی و اجتماعی در دو سوی تولیدکننده و مصرف‌کننده شده و درنهایت موجب نارضایتی عموم و کاهش رفاه در سطح جامعه می‌شود. نمودار (۳) روند قیمت نهاده‌های ذرت، سویا، جو و دان مرغ تخم‌گذار را نشان می‌دهد که در سال‌های اخیر دچار نوسانات زیادی بوده است، به طوری که قیمت سویا از ۵۹۰۹ ریال در هر کیلوگرم در سال ۱۳۹۰ به ۱۵۳۱۲ ریال در سال ۱۳۹۲ در هر کیلوگرم رسیده است.



نمودار ۳. روند قیمت نهاده‌های صنعت دام و طیور برحسب ریال در هر کیلوگرم (۱۳۷۰ تا ۱۳۹۵)

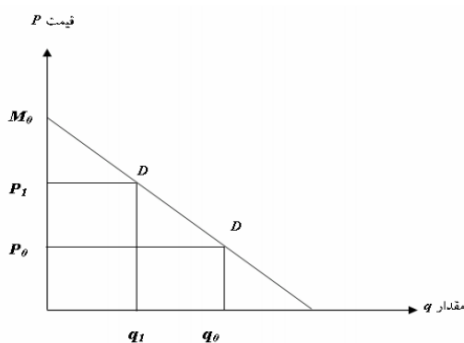
طبق گزارش انجمن صنفی تولیدکنندگان جوجه یک‌روزه در خصوص تحلیل وضعیت صنعت طیور در سال ۱۳۹۴ ذکر شده با توجه به کاهش جهانی قیمت ذرت و کنجاله سویا، شاهد افت قیمت این کالاها نسبت به مدت مشابه در سال ۱۳۹۳ بوده‌اند. اما از طرف دیگر بروز وقایعی از جمله آنفلوآنزا در کشور باعث تلاطم در بازار جوجه یک‌روزه و قیمت مرغ زنده شد، به طوری که نسبت به مدت مشابه در سال ۱۳۹۳ شاهد نوسان ۲ درصدی در قیمت جوجه یک‌روزه و نوسان ۵/۵ درصدی در قیمت مرغ زنده بوده‌اند که در میزان عرضه اقلام تولیدی مؤثر بوده است. بنابراین اگر واقع‌گرایی، تفکر اقتصادی، برنامه‌ریزی‌های بلندمدت و کلان‌نگر و برقراری عدالت در سیاست‌گذاری‌ها و اقدامات چرخه تولیدکننده، دولت و مصرف‌کننده حاکم نشود، روند معیوب فعلی آشفتگی موجود در بازار تولید و مصرف را تداوم خواهد بخشید (شاه‌آبادی و تشکری، ۱۳۹۱).

در این مقاله پس از بیان مسئله موجود و ضرورت انجام مطالعه چارچوب نظری کار بررسی و در ادامه پیشینه کار ذکر خواهد شد و در ادامه آن روش کار، متغیرهای مورد استفاده، مدل تجربی منتخب برای فرآورده‌ها بسط داده شده است. در انتها نتایج برآورد مدل، آزمون کرانه و همچنین تغییرات رفاه دو گروه تولیدکننده و مصرف‌کننده ارائه شده و تحلیل می‌گردد.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

رفاه یک جامعه در حالت کلی به سطوح رضایت مصرف‌کنندگان بستگی دارد. به هر حال تقریباً هر سیاست رفاه اقتصادی که از سوی اقتصاددانان مورد بررسی قرار می‌گیرد یا هرگونه تغییر در قیمت کالاها در زندگی گروهی از افراد جامعه نقش مثبت و بر زندگی گروهی دیگر از مردم نقش منفی خواهد داشت. از آنجا که در هر سیستم اقتصادی منافع جامعه از طریق کارگزاران اقتصادی یعنی دولت، مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان صورت می‌گیرد و منافع تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان با تغییر مازاد رفاه آن‌ها اندازه‌گیری می‌شود، بنابراین در این مطالعه به بررسی اثرات تغییر قیمت فرآورده‌های پروتئینی بر رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان محصولات گوشت قرمز، گوشت مرغ و تخم‌مرغ می‌پردازیم. آنچه مسلم است افزایش قیمت این محصولات موجب تغییر رفاه مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان می‌شود که در اینجا پس از تعیین توابع عرضه و تقاضای کالاهای مذکور، میزان تغییر رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان در اثر افزایش قیمت مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

بعد از شناسایی و معرفی اجزای معادلات عرضه و تقاضای کالای مذکور زمانی که تغییر قیمتی در بازار تولید یا مصرف باشد وضعیت متفاوت خواهد بود و رفاه (مازاد مصرف‌کننده و تولیدکننده) مطرح خواهد شد. مصرف‌کنندگانی که مایل به پرداخت قیمت بیشتری از قیمت بازار باشند، در واقع از اینکه قیمت فعلی بازار از نظر آن‌ها پایین‌تر است منفعتی را کسب می‌کنند که اصطلاحاً به این منفعت مازاد مصرف‌کننده می‌گویند و تحت مفروضات اقتصادی معینی مازاد مصرف‌کننده به وسیله سطح زیر منحنی تقاضا و بالای خط قیمت نمایش داد می‌شود. شکل (۱) نحوه اندازه‌گیری این مقدار را به خوبی نشان می‌دهد.

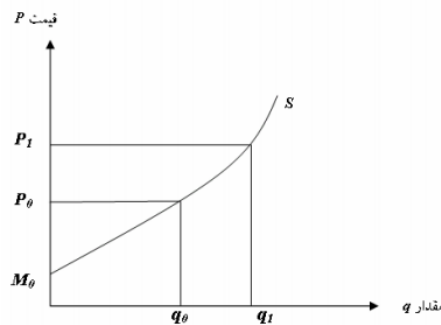


شکل ۱. نحوه اندازه‌گیری مازاد مصرف‌کننده

این مساحت از سوی مارشال به عنوان مازاد مصرف کننده معرفی شده و به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\Delta CS = CS_1 - CS_0 = \int_{p_1}^{M_0} g(p).d(p) - \int_{p_0}^{M_0} g(p).d(p) \quad (1)$$

در رابطه (۱)، $g(q)$ تابع تقاضا است که با توجه به رابطه، تغییرات مازاد مصرف کننده در دو وضعیت اولیه و ثانویه (بعد از تغییر قیمت) به دست آمد. علامت منفی در این رابطه نشان می‌دهد با افزایش قیمت از p_0 به p_1 مازاد مصرف کننده کاهش می‌یابد. لذا هنگامی که سطح قیمت کاهش می‌یابد، رابطه فوق با علامت مثبت و وقتی افزایش می‌یابد با علامت منفی ظاهر می‌گردد. هر کالا و خدماتی برای خود تابع عرضه مشخصی دارد و این تابع نشانگر مقادیر مختلفی از کالا است که در قیمت‌های گوناگون عرضه می‌شود. مازاد تولید کنندگان (مازاد عرضه) زمانی وجود دارد که قیمت بازار برای کالای تولیدی بیشتر از حداقل قیمتی است که جهت عرضه شدن آن کالای تولیدی لازم است. در شکل (۲) نحوه اندازه‌گیری آن مشخص شده است.



شکل ۲. نحوه اندازه‌گیری مازاد تولید کننده

از نظر ریاضی سطح بین قیمت و منحنی عرضه، یعنی مازاد تولید کننده به صورت زیر است:

$$\Delta PS = PS_1 - PS_0 = \int_{M_0}^{p_1} g(p).d(p) - \int_{M_0}^{p_0} g(p).d(p) \quad (2)$$

پس تغییر مازاد تولید (منافع تولیدکننده) سطح حدفاصل بین دو خط اولیه و ثانویه و بالای منحنی عرضه است. این سطح در هنگام افزایش قیمت با علامت مثبت و در هنگام کاهش قیمت با علامت منفی نشان داده می‌شود (دانشور کاخکی و همکاران، ۱۳۸۶).

تاکنون در داخل و خارج مطالعات متعددی در زمینه فرآورده‌های پروتئینی نظیر گوشت قرمز، گوشت مرغ و تخم مرغ صورت گرفته است که بسته به اهداف محقق از جنبه‌های مختلف بررسی شده است. اغلب مطالعات معادلات عرضه و یا تقاضا را به صورت منفرد برآورد و تحلیل کردند که از نمونه مطالعات می‌توان زراءنژاد و سعادت‌مهر (۱۳۸۶)، شاه‌آبادی و تشکری (۱۳۹۱)، رحیمی بدر (۱۳۹۵)، کرباسی و زندی (۱۳۹۵) را نام برد که معادلات عرضه و تقاضا را به صورت منفرد شناسایی و در برخی آثار رفاهی تغییر قیمت نیز بررسی شده است اما عزیزی (۱۳۸۵) فقط جنبه عرضه انواع گوشت را در ایران تحلیل کرده است. هرچند در این میان مطالعاتی نیز وجود دارند که از روش‌های دیگر هدف مشترکی را دنبال کردند؛ به عنوان نمونه صفوی (۱۳۸۰)، فلسفیان و قهرمان‌زاده (۱۳۹۰)، قهرمان‌زاده و همکاران (۱۳۹۲)، سلهو و همکاران (۲۰۰۹)، وود و نلسون (۲۰۱۰)، باساریر (۲۰۱۳)، مگانگا و همکاران (۲۰۱۴)، وونگ و همکاران (۲۰۱۵) و لاسک و تنور (۲۰۱۵) با استفاده از سیستم‌های تقاضا به بررسی جنبه‌های تقاضا انواع گوشت پرداخته‌اند و در برخی تحلیل آثار رفاهی نیز صورت گرفته است.

فرآورده‌های پروتئینی از جنبه تأمین پروتئین مورد نیاز و امنیت غذایی جمعیت رو به رشد کشور اهمیت زیادی دارند. بنابراین با دریافت اهمیت وجود فرآورده‌های پروتئینی در سبد مصرفی خانوار چه از نظر مصرفی، رفاه و چه از نظر هزینه‌ها، ضرورت تنظیم بازار آن به خوبی نمایان می‌گردد. با توجه به مطالب ذکرشده در این مطالعه افزون بر بررسی معادله‌های عرضه و تقاضا به بررسی آثار رفاهی تغییر قیمت فرآورده‌های پروتئینی پرداخته شده است. اگرچه تحقیقات مختلفی در مورد تخمین تابع تقاضای گوشت قرمز در ایران انجام شده است، اما تحقیق حاضر از جهاتی با تحقیقات گذشته متفاوت است. در خصوص تخم مرغ و آثار رفاهی تغییرات قیمت مطالعه‌ای دیده نشد و همچنین برخی از تحقیقات حداقل مربوط به ۶ سال گذشته است. بنابراین با توجه به اهمیت موضوع، بررسی رفتار مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان و تغییر رفاه این دو گروه از طریق تخمین توابع تقاضا و عرضه بسیار مفید است و در تحقیق حاضر همانند برخی مطالعات از روش خود توزیع

با وقفه‌های گسترده ARDL استفاده می‌شود که در آن برآورد با لحاظ پایایی و ناپایایی متغیرها انجام می‌گیرد که روش این کار در ادامه توضیح داده شده است.

۳. مواد و روش‌ها

در ابتدا پیش از انجام کاری لازم است پایایی متغیرهای مدنظر بررسی شود تا از بروز رگرسیون کاذب جلوگیری شود. هرچند در روش ARDL هیچ محدودیتی برای درجه انباشتگی متغیرها وجود ندارد، اما وجود متغیرهایی با درجه انباشتگی بزرگ تر 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 آزمون‌های مانایی دیک‌ی فولر^۱، فیلپس پرون^۲، کوایت کاوسکی^۳ و زیویت اندروز^۴ استفاده می‌شود که آزمون کوایت کاوسکی مکمل بر سایر آزمون‌ها است. سپس از روش خودتوزیع با وقفه‌های گسترده^۵ که توسط پسران و پسران^۶ (۱۹۹۷)، پسران و اسمیت^۷ (۱۹۹۸)، پسران و شین^۸ (۱۹۹۹) و پسران و همکاران^۹ (۲۰۰۱) بسط داده شده است، استفاده شد.

رویکرد هم‌انباشتگی ARDL دارای مزایای متعددی در مقایسه با دیگر روش‌های هم‌انباشتگی از قبیل انگل و گرنجر^{۱۰}، جوهانسون و جوهانسون جوسلیوس^{۱۱} است که به اختصار به تعدادی از آن مزایا اشاره می‌شود: الف) وجود درجه انباشتگی یکسان بین متغیرها ضروری نیست. ب) حتی در صورت وجود نمونه کوچک و درون‌زا بودن تعدادی از متغیرها این رویکرد دارای تخمین‌زنده‌های سازگار است. ج) متغیرها می‌توانند دارای وقفه‌های بهینه مختلف باشند. د) در این روش می‌توان از یک معادله فرم خلاصه‌شده استفاده کرد و به صورت رابطه (۳) است (اوزتورک و آجاراوجی، ۲۰۱۰).

1. Dickey and Fuller, 1979
2. Phillips and Perron, 1988
3. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-shin, 1992
4. Zivot Andrews
5. Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)
6. Pesaran and Pesaran
7. Pesaran and Smith
8. Pesaran and Shin
9. Pesaran et al
10. Engle and Granger
11. Johansen Juselius

$$Q(L, p)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)X_{it} + U_t \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (3)$$

در رابطه فوق α_0 عرض از مبدأ، Y_t متغیر وابسته، X متغیر وابسته، L عامل وقفه و U جز اخلال است.

تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرها را می‌توان به کمک ضابطه‌های آکائیک^۱، بیزین^۲ تعیین کرد (زرانژاد و سعادت‌مهر، ۱۳۸۶). با توجه به معادله (۳) رابطه بلندمدت را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$Y = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i x_i + v_i \quad (4)$$

$$v_i = \frac{(U_t)}{\alpha(L, P)}, \alpha = \frac{(\alpha_0)}{\alpha(L, P)}, \beta_i = \frac{\beta_i(l, p)}{\alpha(L, P)}$$

با توجه به ضرایب به دست آمده از معادله بلندمدت، معادله تصحیح خطا به صورت زیر خواهد بود:

$$\Delta y_t = \Delta \alpha_0 - \sum_{j=2}^p \alpha_j \Delta y_{t-j} + \sum_{i=1}^q \beta_{i0} \Delta x_{it} - \sum_{i=1}^q \sum_{j=2}^p \beta_{i,t-j} \Delta x_{i,t-j} - \alpha(l, p) ECM_{t-1} + u_t \quad (5)$$

$$ECM_t = y_t - \alpha - \sum_{i=1}^p \beta_i x_{it}$$

در معادله‌های بالا Δ بیانگر تفاضل درجه نخست و ضرایب وارد شده در الگو نیز ضرایبی هستند که از معادله اصلی به دست آمده‌اند. ضریب متغیر ECM نشان‌دهنده سرعت تعدیل خواهد بود. برای برآورد رابطه بلندمدت در مرحله نخست لازم است وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را بر اساس تئوری اقتصادی موجود جستجو کرد. اگر در این ارتباط تئوری مشخص اقتصادی وجود نداشته باشد، می‌توان از آزمون‌های کارآمد اقتصادسنجی استفاده کرد. در مرحله دوم ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از معادله‌های بالا و بر اساس رابطه‌ای که از مرحله نخست نتیجه می‌شود به دست خواهند آمد.

1. Akaike
2. Schwarz Bayesian

قضاوت در مورد وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در این روش از اهمیت زیادی برخوردار است. اگر فرض شود که بنا بر تئوری، رابطه بلندمدتی بین متغیرهای X و Y پیش‌بینی می‌شود، آنچه اهمیت دارد جهت رابطه بلندمدت بین متغیرهاست. برای تعیین رابطه بین متغیرها از رگرسیون‌های تصحیح خطا با فرض اینکه هر یک از متغیرها می‌توانند متغیر وابسته باشند، با استفاده از آزمون‌های F که پسران و پسران (۱۹۹۷) مقادیر بحرانی برای سطوح معنی داری ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد و به تفکیک همگرا بودن متغیر از درجه یک و از درجه صفر و با در نظر گرفتن جزء ثابت و روند در معادله محاسبه می‌شوند، استفاده می‌شود (کرباسی و زندی، ۱۳۹۵).

با توجه به اینکه تغییر رفاه مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان بر اثر تغییر قیمت از اهداف این مطالعه هستند، بنابراین ابتدا معادلات تقاضا و عرضه منفرد فرآورده‌ها با استناد به مطالعات پیشین نظیر زراء نژاد و سعادت مهر (۱۳۸۶)، شاه‌آبادی و تشکری (۱۳۹۱)، رحیمی بدر (۱۳۹۵) و کرباسی و زندی (۱۳۹۵) با روش ARDL برآورد شده و در نهایت مازاد مصرف‌کننده و تولیدکننده محاسبه شدند. به عنوان نمونه معادلات عرضه و تقاضا برای کالای گوشت قرمز به صورت زیر هستند.

$$LnC_{red\ meat}^d = \alpha_0 + \alpha_1 LnPr + \alpha_2 LnPh + \alpha_3 Lntc + \alpha_4 Lnfm + \varepsilon \quad (۶)$$

$$LnPr_{red\ meat}^s = \beta_0 + \beta_1 LnPr_w + \beta_2 LnPa + \beta_3 LnPa + v \quad (۷)$$

رابطه (۶)، معادله تقاضای گوشت قرمز برای خانوارهای ایرانی است که در آن، $LnC_{red\ meat}^d$ مقدار مصرف سرانه گوشت قرمز، α_0 عرض از مبدأ، $LnPr$ متوسط قیمت گوشت قرمز در سطح خرده‌فروشی، $LnPh$ قیمت مرغ آماده طبخ در سطح خرده‌فروشی، $Lntc$ هزینه مصرفی خانوارها برای اقلام خوراکی، $Lnfm$ بعد خانوارها و ε اجزای اخلال است. همچنین در ادامه رابطه (۷)، معادله عرضه گوشت قرمز برای خانوارهای ایرانی است که در آن، $LnPr_{red\ meat}^s$ مقدار تولید گوشت قرمز، β_0 عرض از مبدأ، $LnPr_w$ متوسط قیمت گوشت قرمز در سطح عمده‌فروشی، $LnPa$ قیمت نهاده جو در سطح عمده‌فروشی، $LnPa$ قیمت نهاده یونجه در سطح عمده‌فروشی خانوارها و v اجزای اخلال هستند. برای رعایت شدن قانون تقاضا و عرضه باید مقدار ضریب α_1 منفی و β_1 مثبت باشد.

معادلات عرضه و تقاضا برای کالای گوشت مرغ و تخم‌مرغ نیز به صورت زیر هستند.

$$LnC_{whitemeat}^d = \delta_0 + \delta_1 LnPh + \delta_2 LnPr + \delta_3 LnPf + \delta_4 Lntc + \delta_5 Lnfm + \nu \quad (8)$$

$$LnPr_{whitemeat}^s = \gamma_0 + \gamma_1 LnPw_w + \gamma_2 LnPc + \gamma_3 LnPs + \omega \quad (9)$$

$$LnC_{egg}^d = \phi_0 + \phi_1 LnPe + \phi_2 Lntc + \phi_3 Lnfm + \theta \quad (10)$$

$$LnPr_{egg}^s = \varphi_0 + \varphi_1 LnPe_w + \varphi_2 LnPd + \eta \quad (11)$$

رابطه (۸)، معادله تقاضای گوشت مرغ برای خانوارهای ایرانی است که در آن، $LnC_{whitemeat}^d$ مقدار مصرف سرانه گوشت مرغ، δ_0 عرض از مبدأ، $LnPh$ متوسط قیمت گوشت مرغ آماده طبخ در سطح خرده‌فروشی، $LnPr$ قیمت گوشت قرمز در سطح خرده‌فروشی، $LnPf$ قیمت گوشت ماهی، $Lntc$ هزینه مصرفی خانوارها برای اقلام خوراکی، $Lnfm$ بعد خانوارها و ν اجزای اخلال است. همچنین اجزای رابطه (۹) که معادله عرضه گوشت مرغ برای خانوارهای ایرانی است. $LnPr_{whitemeat}^s$ مقدار تولید گوشت مرغ، γ_0 عرض از مبدأ، $LnPw_w$ متوسط قیمت گوشت مرغ در سطح عمده‌فروشی، $LnPc$ قیمت نهاده ذرت در سطح عمده‌فروشی، $LnPs$ قیمت نهاده سویا در سطح عمده‌فروشی و ω اجزای اخلال می‌باشند. برای رعایت شدن قانون تقاضا و عرضه باید مقدار ضریب δ_1 منفی و γ_1 مثبت باشد. در ادامه معادلات، رابطه (۱۰)، معادله تقاضای تخم مرغ برای خانوارهای ایرانی است که در آن، LnC_{egg}^d مقدار مصرف سرانه تخم مرغ، ϕ_0 عرض از مبدأ، $LnPe$ متوسط قیمت تخم مرغ در سطح خرده‌فروشی، $Lntc$ هزینه مصرفی خانوارها برای اقلام خوراکی، $Lnfm$ بعد خانوارها و θ اجزای اخلال است. رابطه (۱۱) معادله عرضه تخم مرغ خانوارهای ایرانی است که $LnPr_{egg}^s$ مقدار تولید تخم مرغ، φ_0 عرض از مبدأ، $LnPe_w$ متوسط قیمت گوشت مرغ در سطح عمده‌فروشی، $LnPd$ قیمت نهاده دان در سطح عمده‌فروشی و η اجزای اخلال است. برای رعایت شدن قانون تقاضا و عرضه باید مقدار ضریب φ_1 منفی و η مثبت باشد.

برای تبیین رابطه بلندمدت بین متغیرهای توابع برآوردی مدل ARDL از آزمون کرانه^۱ که توسط پسران و همکاران^۲ در سال ۲۰۰۱ معرفی شده استفاده می‌شود. در این آزمون فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تابع برآورد شده با استفاده از آماره F این آزمون بررسی

1 ARDL Bound Test

2 Pesaran et al.

می‌شوند که اگر مقدار آماره F محاسباتی بیشتر از حد مقادیر محاسبه شده توسط آزمون کرانه باشد فرض صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تابع تأیید می‌شود. مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های سال‌های ۹۵-۱۳۷۰ و متغیرهای مصرف سرانه گوشت قرمز، گوشت مرغ و تخم‌مرغ برحسب کیلوگرم، قیمت عمده‌فروشی و خرده‌فروشی گوشت قرمز، گوشت مرغ و تخم‌مرغ برحسب ریال، قیمت عمده‌فروشی نهاده‌های ذرت، سویا، جو، یونجه و دان مرغ برحسب ریال در هر کیلوگرم، مقدار تولید گوشت قرمز، گوشت مرغ و تخم‌مرغ برحسب هزار تن، هزینه مصرف خوراکی خانوارها برحسب میلیون ریال، شاخص عمده‌فروشی تولیدکننده و خرده‌فروشی اقلام خوراکی مصرف‌کننده (جهت واقعی‌سازی قیمت‌ها) و بعد خانوارها برحسب نفر تحلیل شده است. داده‌های مذکور از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مرکز آمار ایران، وزارت جهاد کشاورزی و شرکت پشتیبانی امور دام جمع‌آوری شده است.

۴. نتایج و بحث

جهت بررسی مانایی یا نامانایی متغیرهای عنوان شده، از آزمون‌های دیکی فولر، فیلیپس-پرون و کوایت کاوسکی و برای تعیین نقاط شکست زیویت اندروز استفاده گردید. همچنین برای تعیین وقفه‌های بهینه از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده شده است که نتایج مطابق جدول (۱) گزارش شده است. طبق جدول (۱) تمامی متغیرها در سطح مانا نبوده و در مرتبه اول و دوم مانا شدند.

جدول ۲. نتایج آزمون مانایی متغیرهای مورد مطالعه برای سال‌های ۹۵-۱۳۷۰.

| متغیرها (لگاریتمی) | آماره دیکی فولر | آماره فیلیس پرون | دیکی فولر - تعمیم یافته - وقفه بهینه (آکائیک) | دیکی فولر - تعمیم یافته - وقفه بهینه (بیزین) | آماره کوایت کاوسکی | آماره زیویت اندروز (سال شکست) |
|---------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---|--|--------------------|-------------------------------|
| مصرف سرانه گوشت قرمز | I(2) (-۵/۳۰۷) ^{***} | I(2) (-۵/۳۴۹) ^{***} | ۷ | ۲ | I(2) ۰/۱ | ۱۳۷۹ |
| مصرف سرانه گوشت مرغ | I(1) (-۵/۲۵۸) ^{***} | I(1) (-۵/۲۲۷) ^{***} | ۱ | ۱ | I(1) ۰/۱ | ۱۳۷۹ |
| مصرف سرانه تخم مرغ | I(1) (-۶/۴۸۱) ^{***} | I(1) (-۶/۸۵۴) ^{***} | ۱ | ۱ | I(1) ۰/۰۴ | ۱۳۹۱ |
| قیمت خرده‌فروشی گوشت قرمز | I(1) (-۶/۱۵۷) ^{***} | I(1) (-۶/۸۴۲) ^{***} | ۴ | ۳ | I(1) ۰/۰۳ | ۱۳۸۹ |
| قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ | I(1) (-۴/۹۴۴) ^{***} | I(1) (-۴/۹۶۳) ^{***} | ۱ | ۱ | I(1) ۰/۰۳ | ۱۳۸۶ |
| قیمت گوشت ماهی | I(1) (-۶/۰۰۰) ^{***} | I(1) (-۳/۸۷۰) ^{***} | ۲ | ۵ | I(0) ۰/۱ | ۱۳۹۱ |
| قیمت خرده‌فروشی تخم مرغ | I(1) (-۵/۹۷۵) ^{***} | I(1) (-۶/۱۷۷) ^{***} | ۴ | ۱ | I(1) ۰/۰۵ | ۱۳۹۰ |
| قیمت عمده‌فروشی گوشت قرمز | I(1) (-۷/۵۰۸) ^{***} | I(1) (-۹/۲۹۴) ^{***} | ۱ | ۲ | I(1) ۰/۱ | ۱۳۸۷ |
| قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ | I(1) (-۵/۳۹۳) ^{***} | I(1) (-۵/۴۱۸) ^{***} | ۴ | ۱ | I(1) ۰/۰۴ | ۱۳۸۶ |
| قیمت عمده‌فروشی تخم مرغ | I(1) (-۵/۸۷۰) ^{***} | I(1) (-۵/۹۳۵) ^{***} | ۱ | ۱ | I(1) ۰/۰۴ | ۱۳۹۰ |
| مقدار تولید گوشت قرمز | I(1) (-۵/۷۴۶) ^{***} | I(1) (-۶/۵۴۸) ^{***} | ۲ | ۳ | I(1) ۰/۰۲ | ۱۳۸۷ |
| مقدار تولید گوشت مرغ | I(1) (-۴/۸۵۴) ^{***} | I(1) (-۴/۸۴۲) ^{***} | ۲ | ۱ | I(1) ۰/۱ | ۱۳۷۹ |
| مقدار تولید تخم مرغ | I(1) (-۶/۴۶۴) ^{***} | I(1) (-۶/۸۳۱) ^{***} | ۱ | ۳ | I(1) ۰/۰۳ | ۱۳۹۱ |
| قیمت نهاده جو | I(1) (-۵/۲۱) ^{***} | I(1) (-۶/۰۰۳) ^{***} | ۱ | ۲ | I(1) ۰/۰۳ | ۱۳۹۱ |
| قیمت نهاده یونجه | I(1) (-۴/۲۱۴) ^{***} | I(1) (-۴/۱۳۳) ^{***} | ۳ | ۱ | I(1) ۰/۰۷ | ۱۳۷۷ |
| قیمت نهاده ذرت | I(1) (-۴/۳۴۹) ^{***} | I(1) (-۴/۳۱۶) ^{***} | ۱ | ۱ | I(1) ۰/۰۵ | ۱۳۷۹ |
| قیمت نهاده سویا | I(1) (-۷/۵۴۱) ^{***} | I(1) (-۷/۸۱۵) ^{***} | ۶ | ۸ | I(0) ۰/۰۵ | ۱۳۷۹ |
| قیمت نهاده دان مرغ | I(1) (-۳/۸۰۰) ^{***} | I(1) (-۳/۷۵۰) ^{***} | ۴ | ۱ | I(1) ۰/۰۸ | ۱۳۷۹ |
| بعد خانوارها | I(1) (-۳/۸۰۳) ^{***} | I(1) (-۳/۶۸۶) ^{***} | ۲ | ۲ | I(1) ۰/۰۶ | ۱۳۸۸ |
| هزینه مصرفی خانوارها | I(1) (-۳/۴۴۷) ^{***} | I(1) (-۳/۴۱۵) ^{***} | ۸ | ۱ | I(1) ۰/۰۶ | ۱۳۸۹ |

مأخذ: محاسبات پژوهش

*** معنی داری در سطح ۱٪، ** در سطح ۵٪ و * معنی داری را در سطح ۱۰٪ نشان می‌دهد.

با توجه به اینکه تمامی متغیرها در یک سطح مشخصی مانا نیستند، از الگوی خودتوزیع با وقفه‌های گسترده برای برآورد توابع عرضه و تقاضا استفاده شده است. در این بخش از نتایج با استفاده از وقفه‌های بهینه آکائیک و بیزین مدل‌های عرضه و تقاضا به صورت لگاریتمی-لگاریتمی برآورد شده است. در جدول (۲)، (۳) و (۴) ضریب تصحیح خطا و ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت معادلات عرضه و تقاضای کالای گوشت قرمز، گوشت مرغ و تخم‌مرغ گزارش شده است.

جدول ۲. نتیجه مدل لگاریتمی-لگاریتمی ARDL عرضه و تقاضای گوشت قرمز برای سال‌های ۹۵-۱۳۷۰.

| نوع معادله | نوع دوره | متغیر | ضریب (یا کشش) | مقدار آماره t |
|-----------------------------|-----------|---------------------------------|-----------------|---------------|
| تقاضا $\bar{R}^2 = 0.80$ | بلندمدت | قیمت خرده‌فروشی گوشت قرمز | $(-0.75)^{***}$ | -۳/۳۰ |
| | | قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ | $(0.5)^{**}$ | ۲/۴۰ |
| | | قیمت گوشت ماهی | (0.01) | ۰/۵۲ |
| | | هزینه مواد غذایی خانوارها | $(-0.1)^{***}$ | -۱/۸۹ |
| | | بعد خانوارها | $(1/1)^{***}$ | ۳/۵۳ |
| | | مقدار مصرف دوره گذشته گوشت قرمز | (0.06) | ۰/۲۸ |
| کوتاه‌مدت | کوتاه‌مدت | قیمت خرده‌فروشی گوشت قرمز | $(-0.58)^{**}$ | -۲/۹۷ |
| | | قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ | $(0.79)^{***}$ | ۳/۲۷ |
| | | قیمت گوشت ماهی | (0.01) | ۰/۲۲ |
| | | هزینه مواد غذایی خانوارها | $(-0.24)^*$ | -۱/۹۰ |
| | | بعد خانوارها | (0.99) | ۱/۵۴ |
| | | متغیر دامی سال ۱۳۷۹ (جنون گاوی) | $(-0.1)^*$ | -۲/۰۴ |
| عرضه $\bar{R}^2 = 0.66$ | بلندمدت | ضریب تعدیل | $(-0.98)^{***}$ | -۴/۳۵ |
| | | قیمت عمده‌فروشی گوشت قرمز | $(0.53)^{***}$ | ۲/۸۷ |
| | | قیمت نهاده یونجه | $(-0.3)^*$ | -۱/۸۳ |
| | | قیمت نهاده جو | $(-0.2)^*$ | -۱/۹۴ |
| | | عرضه دوره قبل گوشت قرمز | (0.005) | ۰/۰۳ |
| | | قیمت عمده‌فروشی گوشت قرمز | $(0.31)^{***}$ | ۲/۸۹ |
| کوتاه‌مدت | کوتاه‌مدت | قیمت نهاده یونجه | $(-0.2)^*$ | -۱/۸۹ |
| | | قیمت نهاده جو | $(-0.18)^{***}$ | -۳/۲۶ |
| | | متغیر دامی | (-0.05) | -۱/۳۸ |
| | | ضریب تعدیل | $(0.82)^{***}$ | -۴/۰۹ |
| | | مقدار آماره آکائیک | -۷۹/۰۴ | |
| | | مقدار آماره آکائیک | -۱۰۱/۲۸ | |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

*** معنی داری در سطح ۱٪، ** معنی داری در سطح ۵٪ و * معنی داری در سطح ۱۰٪ را نشان می‌دهد.

از جدول (۲) استنباط می‌شود که قیمت گوشت قرمز در هر دو دوره رابطه معکوسی با مقدار مصرف سرانه آن دارد، به طوری که با افزایش یک درصدی قیمت خرده‌فروشی گوشت قرمز، مقدار مصرف سرانه آن در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب برابر با ۰/۷۵ و ۰/۵۸ درصد کاهش یافته که این همان وجود قانون تقاضا و رابطه معکوس بین قیمت و مقدار است. از آنجا که معادلات برآورد شده به صورت لگاریتمی - لگاریتمی است و ضرایب برآورد شده همان کشش‌ها هستند، بنابراین ضرایب قیمت خرده‌فروشی گوشت قرمز در هر دوره نمایانگر باکشش بودن قیمت کالای گوشت قرمز است، اما در بلندمدت حساسیت و کشش‌پذیری بیشتر از کوتاه‌مدت است و مصرف‌کننده در بلندمدت عکس‌العمل متفاوتی نسبت به دوره کوتاه‌مدت خواهد داشت. از طرفی وجود یک رابطه جانشینی قوی بین گوشت قرمز و مرغ در هر دو دوره وجود داشته و با افزایش یک درصدی قیمت گوشت مرغ، تقاضا برای گوشت قرمز در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب برابر با ۰/۵ و ۰/۷۹ درصد افزایش یافته است، اما ارتباط جانشینی‌ای بین گوشت ماهی و قرمز دیده نشد. متغیر هزینه مصرفی اقلام خوراکی خانوارها نیز در هر دو دوره معنی‌دار بوده و با افزایش یک درصدی هزینه‌ها مقدار مصرف گوشت قرمز به اندازه ۰/۱ درصد در دوره بلندمدت و ۰/۲۴ درصد در دوره کوتاه‌مدت کاهش یافته است. همچنین متغیر بعد خانوار تقاضای گوشت قرمز را در بلندمدت تحت تأثیر قرار داده و افزایش می‌دهد و در کوتاه‌مدت بی‌تأثیر بوده است. متغیر دامی چون گاوی سال ۱۳۷۹ مصرف سرانه گوشت قرمز در سال ۱۳۷۹ از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و در مقدار مصرف سرانه گوشت قرمز اثر داشته و مصرف هر سال نسبت به سال قبل را کاهش داده است. همچنین ضریب تعدیل معادله تقاضا برابر با ۰/۹۸- بوده و این نشان می‌دهد در هر سال ۹۸٪ از نبود تعادل موجود در یک دوره در دوره بعدی تعدیل شده است.

در ادامه جدول (۲) نتایج برآورد عرضه گوشت قرمز گزارش شده است. قیمت عمده‌فروشی گوشت قرمز در کوتاه‌مدت و بلندمدت از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و برابر با ۰/۵۳ و ۰/۳۱ است که مشابه معادله تقاضا، ضرایب برآوردی معادله عرضه نیز برابر با کشش است که نشان‌دهنده حساسیت بیشتر عرضه گوشت قرمز در بلندمدت است. قیمت نهاده‌های یونجه و جو نیز در هر دو دوره یادشده از لحاظ آماری معنی‌دار و دارای اثر منفی بر مقدار عرضه گوشت قرمز است. به طوری که در بلندمدت با افزایش یک درصدی قیمت نهاده یونجه و جو مقدار عرضه گوشت قرمز

برابر با ۰/۳ و ۰/۲ درصد کاهش یافته که این مقدار در دوره کوتاه مدت کمتر بوده و برابر با ۰/۲ و ۰/۱۸ است. بنابراین هرگونه نوسان و تغییر در قیمت نهاده‌ها عرضه را تحت تأثیر قرار خواهد داد. متغیر دامی شکست ساختاری سال ۱۳۸۷ از لحاظ آماری معنی‌دار نبوده و ضریب تعدیل معادله عرضه برابر با ۰/۸۲- بوده که در هر سال ۸۲٪ از نبود تعادل در دوره بعدی تعدیل شده است.

نتایج برآورد توابع عرضه و تقاضای گوشت مرغ در جدول (۳) ارائه شده است. بر طبق نتایج با افزایش یک درصد قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ، مقدار مصرف سرانه این کالا در بلندمدت ۰/۳۲ و در کوتاه‌مدت ۰/۲۸ درصد کاهش می‌یابد. در مقایسه با کشش‌های خودقیمتی گوشت قرمز، کشش قیمتی گوشت مرغ کم‌تر بوده و حساسیت کمتری در قبال تغییرات قیمت دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد بین گوشت مرغ با قرمز و گوشت مرغ با ماهی یک رابطه جانشینی وجود دارد و با یک درصد افزایش مشابه در قیمت گوشت قرمز و ماهی در بلندمدت مقدار مصرف سرانه گوشت مرغ به ترتیب برابر با ۰/۳۷ و ۰/۰۶ درصد افزایش یافته است، اما در کوتاه‌مدت مقادیر فوق‌برابر با ۰/۲۷ و ۰/۱ درصد است. از طرفی با افزایش هزینه مواد غذایی مصرفی خانوارها مقدار مصرف سرانه گوشت مرغ را به اندازه ۰/۱۵ و ۰/۴ درصد در بلندمدت و کوتاه‌مدت کاهش یافته است که در مقایسه با گوشت قرمز، گوشت مرغ از حساسیت بالایی برخوردار است. بعد خانوارها نیز در هر دو دوره با افزایش هر نفر مقدار مصرف گوشت مرغ را افزایش داده است. ضریب تعدیل این معادله نشان می‌دهد در هر دوره ۹۰ درصد عدم تعادل در دوره بعد تعدیل شده است.

جدول ۳. نتیجه مدل لگاریتمی- لگاریتمی ARDL عرضه و تقاضای گوشت مرغ برای سال‌های ۹۵-۱۳۷۰

| مقدار آماره t | ضریب (یا کشش) | متغیر | نوع دوره | نوع معادله | | |
|---------------|---------------|--------------------------------|-----------|-----------------------------|----------|--------------------|
| -۲/۰۳ | (-۰/۳۲)* | قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ | بلندمدت | تقاضا $\bar{R}^2 = ۰/۶۸$ | | |
| ۲/۹۸ | (۰/۳۷)*** | قیمت خرده‌فروشی گوشت قرمز | | | | |
| ۱/۸۸ | (۰/۰۶)* | قیمت گوشت ماهی | | | | |
| -۲/۸۷ | (-۰/۱۵)** | هزینه خانوارها | | | | |
| ۵/۸۰ | (۱/۶۲)*** | بعد خانوارها | | | | |
| -۱/۸۵ | (-۰/۲۸)*** | قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ | کوتاه‌مدت | | | |
| ۲/۵۹ | (۰/۲۷)** | قیمت خرده‌فروشی گوشت قرمز | | | | |
| ۱/۸۱ | (۰/۱)* | قیمت گوشت ماهی | | | | |
| -۲/۳۸ | (-۰/۴)** | هزینه خانوارها | | | | |
| ۲/۴۳ | (۲/۴۱)** | بعد خانوارها | | | | |
| ۰/۴۹ | (۰/۰۲) | متغیر دامی ۱۳۷۹ (جنون گاوی) | | | | |
| -۲/۷۵ | (-۰/۹۰)** | ضریب تعدیل | -۱۰۱/۸۱ | مقدار آماره آکائیک | | |
| ۳/۲۴ | (۰/۶۱)* | قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ | بلندمدت | عرضه $\bar{R}^2 = ۰/۹۷$ | | |
| -۱/۸۷ | (-۰/۵)* | قیمت نهاده ذرت | | | | |
| -۲/۳۳ | (-۰/۲۲)* | قیمت نهاده سویا | | | | |
| ۱/۴۴ | (۰/۱۱) | مقدار عرضه دوره گذشته گوشت مرغ | | | | |
| ۵/۰۶ | (۰/۳۵)** | قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ | | | | |
| -۱/۸۹ | (-۰/۱۵)* | قیمت نهاده ذرت | کوتاه‌مدت | | | |
| -۴/۱۲ | (-۰/۱)** | قیمت نهاده سویا | | | | |
| ۱/۱۲ | (۰/۰۱) | متغیر دامی | | | | |
| -۴/۰۹ | (۰/۸۲)*** | ضریب تعدیل | | | -۱۶۲/۲۱۲ | مقدار آماره آکائیک |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

*** معنی داری در سطح ۰/۱، ** معنی داری در سطح ۰/۰۵ و * معنی داری در سطح ۰/۱۰ را نشان می‌دهد.

معادله عرضه گوشت مرغ نشان می‌دهد قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ در هر دو دوره معنی‌دار بوده و با افزایش یک درصد در قیمت، مقدار عرضه این کالا به اندازه ۰/۶۱ در بلندمدت و ۰/۳۵ در کوتاه‌مدت افزایش داده است؛ اما قیمت نهاده‌های ذرت و سویا یک رابطه منفی با مقدار تولید این کالا دارد. به طوری که با افزایش یک درصدی در قیمت نهاده‌ها به طور مشابه در هر دو دوره مقدار عرضه گوشت مرغ را کاهش خواهند داد که در این میان نسبت به نهاده ذرت حساسیت بیشتری وجود دارد و در بلندمدت به اندازه ۰/۵ درصد و در کوتاه‌مدت ۰/۱۵ درصد مقدار عرضه را تحت تأثیر قرار داده است. ضریب تعدیل این معادله نیز برابر با ۰/۸۲- بوده که می‌دهد در هر دوره ۸۲ درصد عدم تعادل در دوره بعد تعدیل شده است.

جدول (۴) نتایج برآورد توابع عرضه و تقاضا کالای تخم مرغ را برای یک دوره ۲۵ ساله به صورت بلندمدت و کوتاه‌مدت نشان می‌دهد. در معادله تقاضا این کالا قیمت خرده‌فروشی اثر منفی و معنی‌داری در هر دو دوره دارد و با یک درصد افزایش در قیمت خرده‌فروشی تخم مرغ مقدار مصرف سرانه را به اندازه ۰/۵۸ و ۰/۴۷ در هر دو دوره کاهش داده است. بعد خانوار در کوتاه‌مدت معنی‌دار بوده و به ازای افزایش هر نفر مقدار مصرف این کالا افزایش می‌یابد. تخم مرغ در سبد غذایی خانوارها دارای کشش هزینه قابل توجهی است که این مقدار نشان می‌دهد خانوارها به ازای هر یک درصد افزایش در هزینه‌ها، ۰/۷ درصد مقدار مصرف تخم مرغ خود را کاهش خواهند داد که این مقدار در کوتاه‌مدت برابر با ۰/۴ درصد بوده است. ضریب تعدیل معادله تقاضا تخم مرغ نشان‌دهنده تعدیل ۸۸ درصدی هر دوره نسبت به دوره قبل است.

جدول ۴. نتیجه مدل لگاریتمی- لگاریتمی ARDL عرضه و تقاضای تخم مرغ برای سال‌های ۹۵-۱۳۷۰

| نوع معادله | نوع دوره | متغیر | ضریب (یا کشش) | مقدار آماره t |
|-----------------------------|-----------|-------------------------|-----------------|---------------|
| تقاضا $\bar{R}^2 = 70\%$ | بلندمدت | قیمت خرده‌فروشی تخم مرغ | $(-0/58)^{**}$ | -۲/۳۲ |
| | | هزینه خانوارها | $(-0/7)^{**}$ | -۲/۳۲ |
| | | بعد خانوارها | $(0/2)$ | ۰/۲۸ |
| | کوتاه‌مدت | قیمت خرده‌فروشی تخم مرغ | $(-0/47)^{***}$ | -۲/۹۵ |
| | | هزینه خانوارها | $(-0/4)^*$ | -۲/۰۸ |
| | | بعد خانوارها | $(2/1)^*$ | ۱/۷۸ |
| | | متغیر دامی | $(0/02)$ | ۰/۴۹ |
| مقدار آماره آکائیک | -۶۵/۹۲ | ضریب تعدیل | $(-0/88)^{***}$ | -۳/۷۸ |
| عرضه $\bar{R}^2 = 70\%$ | بلندمدت | قیمت عمده‌فروشی تخم مرغ | $(0/38)^{**}$ | ۲/۵۱ |
| | | قیمت نهاده دان مرغ | $(-0/4)^*$ | -۱/۸۲ |
| | | قیمت عمده‌فروشی تخم مرغ | $(0/46)^{***}$ | ۳/۹۷ |
| | کوتاه‌مدت | قیمت نهاده دان مرغ | $(-0/2)^*$ | -۱/۸۷ |
| | | متغیر دامی | $(-0/01)$ | -۰/۲۹ |
| | | ضریب تعدیل | $(0/95)^{***}$ | -۲/۷۹ |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

*** معنی داری در سطح ۱٪، ** معنی داری در سطح ۵٪ و * معنی داری در سطح ۱۰٪ را نشان می‌دهد.

معادله عرضه تخم مرغ در بلندمدت تحت تأثیر قیمت عمده‌فروشی این کالا و قیمت نهاده دان مرغ است که با افزایش یک درصدی هر یک از متغیرهای مذکور مقدار عرضه تخم مرغ به اندازه ۰/۳۸ درصد افزایش و ۰/۴ درصد کاهش می‌یابد. مشابه همین روند اما با حساسیت کمتر در دوره کوتاه‌مدت قابل مشاهده است که با افزایش یک درصدی قیمت عمده‌فروشی تخم مرغ و نهاده دان مقدار عرضه این کالا ۰/۴۶ درصد افزایش و ۰/۲ درصد کاهش یافته است. ضریب تعدیل این معادله نیز بیانگر تعدیل ۹۵ درصد از عدم وجود تعادل در دوره بعدی است.

بعد از برآورد معادلات عرضه و تقاضای کالاهای مورد نظر لازم است وجود یا عدم وجود روابط بلندمدت بین متغیرهای توابع عرضه و تقاضا تأیید گردد که از آزمون کرانه برای این منظور استفاده شد و نتایج هر یک از معادلات به صورت جدول (۵) است. نتایج نشان می‌دهد تمامی معادلات عرضه و تقاضای برآورد شده با متغیرهای تابع دارای رابطه بلندمدت است.

جدول ۵. نتیجه آزمون کرانه برای توابع عرضه و تقاضای فرآورده‌های پروتئینی

| نوع کالا | نوع تابع | مقدار آماره F محاسباتی | مقدار کرانه آزمون |
|-----------|----------|------------------------|-------------------|
| گوشت قرمز | تقاضا | (۵/۷۹)** | [۲/۶۲-۳/۷۹] |
| | عرضه | (۷/۶۰)** | [۳/۲۳-۴/۳۵] |
| گوشت مرغ | تقاضا | (۳/۹۹)** | [۲/۶۲-۳/۷۹] |
| | عرضه | (۵/۷۵)** | [۳/۲۳-۴/۳۵] |
| تخم مرغ | تقاضا | (۵/۲۲)** | [۲/۶۲-۳/۷۹] |
| | عرضه | (۶/۱۱)** | [۳/۷۹-۴/۸۵] |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

** معنی داری در سطح ۵٪ را نشان می‌دهد.

همان طور که قبلاً گفته شد، یکی از اهداف اصلی این مطالعه بررسی و تحلیل تغییرات رفاهی مصرف کنندگان و تولید کنندگان فرآورده‌های پروتئینی (گوشت قرمز، گوشت مرغ و تخم مرغ) است. بنابراین پس از برآورد معادلات عرضه و تقاضا هر گروه کالایی مربوطه، تغییرات رفاهی مازاد مصرف کننده و تولید کننده در سه سناریوی افزایش قیمت ۵٪، ۱۰٪ و ۲۰٪ برای تمامی سال‌ها محاسبه و در جدول (۶) برای دوره زمانی ۹۵-۱۳۹۰ گزارش شده است. همان طور که مشاهده می‌شود، مازاد مصرف کننده همواره در تمامی سال‌ها با افزایش قیمت مقدار منفی داشته و رو به افزایش است و این وضعیت در گوشت قرمز بیشتر به چشم می‌خورد. با بررسی وضعیت مازاد تولید کنندگان می‌توان نتیجه گرفت در برخی سال‌ها افزایش رفاه تولید کنندگان با افزایش قیمت بیشتر از کاهش رفاه مصرف کنندگان بوده است و این نشان می‌دهد رفاه جامعه در کل افزایش یافته است؛ اما در برخی کالاها (از سال ۱۳۹۲ برای گوشت قرمز) رفاه جامعه کاهش یافته است.

با بررسی جدول (۶) مشاهده می‌شود مازاد مصرف کننده با افزایش ۱۰ درصدی قیمت گوشت قرمز در سال ۱۳۹۱، ۲۹۰۴۱۹۲ میلیون ریال کاهش یافته و همین مقدار افزایش قیمت در سال ۱۳۹۲ مازاد مصرف کننده را ۵۲۵۳۲۴۸ میلیون ریال کاهش داده است. با افزایش ۲۰ درصدی در قیمت گوشت مرغ مازاد مصرف کننده در سال ۱۳۹۱، ۱۹۹۱۰۶۱ میلیون ریال و همان مقدار افزایش قیمت در سال ۱۳۹۲ مازاد مصرف کننده را ۲۵۰۶۲۰۲ میلیون ریال کاهش می‌دهد. با توجه به افزایش ۵ درصدی در قیمت تخم مرغ در سال ۱۳۹۱ مازاد مصرف کننده را ۵۸۴۹۹۷ میلیون ریال و در سال

۱۳۹۲ ۷۵۹۱۹۹ میلیون ریال کاهش داده است. با افزایش ۵ درصدی قیمت گوشت قرمز در سال ۱۳۹۳، مازاد تولید کننده ۴۹۷۴۹۱۰ میلیون ریال و در سال ۱۳۹۴، ۵۷۲۱۴۸۷ میلیون ریال افزایش داشته است. همچنین با افزایش ۱۰ درصدی قیمت گوشت مرغ مازاد تولید کننده در سال ۱۳۹۱، ۳۲۷۶۲۴۰ و در سال ۱۳۹۲، ۴۱۵۹۳۱۱ میلیون ریال افزایش داشته است. از طرفی با افزایش ۲۰ درصدی قیمت تخم مرغ مازاد تولید کننده در سال ۱۳۹۴، ۲۸۰۰۸۶۱ میلیون ریال و در سال ۱۳۹۵، ۵۴۷۶۰۶۴ میلیون ریال افزایش داده است.

جدول ۶. وضعیت نتایج اندازه‌گیری تغییرات رفاه مصرف کنندگان و تولید کنندگان فرآورده‌های پروتئینی برای سال‌های ۹۵-۱۳۷۰ بر حسب میلیون ریال

| کالا | رفاه | افزایش قیمت | سال ۱۳۹۰ | سال ۱۳۹۱ | سال ۱۳۹۲ | سال ۱۳۹۳ | سال ۱۳۹۴ | سال ۱۳۹۵ |
|-----------|-------------|-------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| گوشت قرمز | مازاد | %۵ | -۲۷۴۳۸۶۸ | -۲۸۲۵۷۰۰ | -۵۱۱۱۲۶۸ | -۵۱۹۰۸۰۰ | -۵۷۶۳۱۵۴ | -۶۲۶۵۸۶۸ |
| | مصرف کننده | %۱۰ | -۲۸۲۰۰۸۶ | -۲۹۰۴۱۹۲ | -۵۲۵۳۲۴۸ | -۵۳۳۴۹۸۹ | -۵۹۲۳۲۴۱ | -۶۴۳۹۹۱۹ |
| | | %۲۰ | -۲۹۷۲۵۲۳ | -۳۰۶۱۱۷۵ | -۵۵۳۷۲۰۷ | -۵۶۲۳۳۶۷ | -۶۲۴۳۴۱۶ | -۶۷۸۸۰۲۳ |
| گوشت مرغ | مازاد | %۵ | ۴۱۲۳۸۶۸ | ۳۷۰۵۰۳۱ | ۴۹۰۰۵۱۷ | ۴۹۷۴۹۱۰ | ۵۷۲۱۴۸۷ | ۵۹۱۵۰۱۵ |
| | تولید کننده | %۱۰ | ۴۵۲۰۳۹۳ | ۴۰۶۱۲۸۴ | ۵۳۷۱۷۲۰ | ۵۴۵۳۲۶۷ | ۶۲۷۱۶۳۰ | ۶۴۸۳۷۶۶ |
| | | %۲۰ | ۹۵۱۶۵۳۰ | ۸۵۴۹۹۸۴ | ۱۱۳۰۸۸۰۰ | ۱۱۴۸۰۴۷۷ | ۱۳۲۰۳۳۴۱ | ۱۳۶۴۹۹۴۳ |
| تخم مرغ | مازاد | %۵ | -۱۱۰۷۸۵۰ | -۱۷۹۴۵۷۴ | -۲۲۵۸۹۷۰ | -۲۳۷۵۰۵۵ | -۲۲۷۵۲۷۱ | -۲۵۲۲۹۶۳ |
| | مصرف کننده | %۱۰ | -۱۱۴۸۲۸۳ | -۱۸۶۰۰۷۰ | -۲۳۴۱۴۱۴ | -۲۴۶۱۷۳۶ | -۲۳۵۸۳۱۰ | -۲۶۱۵۰۴۲ |
| | | %۲۰ | -۱۲۲۹۱۴۸ | -۱۹۹۱۰۶۱ | -۲۵۰۶۳۰۲ | -۲۶۳۵۰۹۸ | -۲۵۲۴۳۸۸ | -۲۷۹۹۲۰۰ |
| تخم مرغ | مازاد | %۵ | ۱۷۴۸۴۵۹ | ۲۹۴۱۹۳۰ | ۳۷۳۴۸۹۲ | ۳۵۵۲۶۷۵ | ۳۹۹۰۶۵۳ | ۴۱۷۴۱۳۰ |
| | تولید کننده | %۱۰ | ۱۹۴۷۱۴۸ | ۳۲۷۶۲۴۰ | ۴۱۵۹۳۱۱ | ۳۹۵۶۳۸۸ | ۴۴۴۴۱۳۷ | ۴۶۴۸۴۶۴ |
| | | %۲۰ | ۷۲۷۷۸۴۹ | ۱۱۷۲۰۸۴۲ | ۱۴۹۸۴۲۹۱ | ۱۶۰۸۱۱۱۱ | ۱۵۹۶۲۳۰۳ | ۱۷۱۲۶۲۷۱ |
| تخم مرغ | مازاد | %۵ | -۴۲۳۵۳۱ | -۵۸۴۹۹۷ | -۷۵۹۱۹۹ | -۷۸۳۳۶۹ | -۸۰۵۷۴۲ | -۱۳۲۲۹۲۷ |
| | مصرف کننده | %۱۰ | -۴۳۶۵۲۲ | -۶۰۲۹۴۲ | -۷۸۲۴۸۷ | -۸۰۷۳۹۹ | -۸۳۰۴۵۸ | -۱۳۶۳۵۰۷ |
| | | %۲۰ | -۴۶۲۵۰۶ | -۶۳۸۸۳۱ | -۸۲۹۰۶۴ | -۸۵۵۴۵۸ | -۸۷۹۸۹۰ | -۱۴۴۴۶۶۹ |
| تخم مرغ | مازاد | %۵ | ۱۴۰۷۰۶۷ | ۱۹۷۴۹۸۳ | ۲۵۷۰۳۰۶ | ۲۷۰۰۰۶۴ | ۲۸۰۰۸۶۱ | ۵۴۷۶۰۶۴ |
| | تولید کننده | %۱۰ | ۱۵۰۴۷۰۰ | ۲۱۱۱۴۳۱ | ۲۷۴۹۴۹۱ | ۲۸۸۱۷۵۰ | ۲۹۹۵۵۵۶ | ۵۸۰۰۲۳۸ |
| | | %۲۰ | ۲۳۴۳۱۸۰ | ۳۲۷۴۷۴۸ | ۴۳۰۰۴۳۸ | ۴۴۹۰۰۶۱ | ۴۶۷۲۶۸۹ | ۷۷۸۰۱۵۴ |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف مطالعه حاضر بررسی تغییرات رفاهی مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان فرآورده‌های پروتئینی (گوشت قرمز، گوشت مرغ و تخم مرغ) برای سال‌های ۹۵-۱۳۷۰ است. برای این هدف ابتدا وضعیت مانایی متغیرها بررسی و وقفه‌های بهینه تعیین شدند و سپس با مشاهده سطوح مانایی مختلف از روش ARDL جهت برآورد معادلات عرضه و تقاضای کالاهای مذکور استفاده شد. پس از برآورد معادلات، رابطه بلندمدت بین متغیرهای توابع برآورد شده با آزمون کرانه تبیین گردید و در نهایت مازاد مصرف‌کننده و تولیدکننده برای کالاهای فوق در سه سناریوی مختلف افزایش قیمتی ۵، ۱۰ و ۲۰ درصدی محاسبه شدند. نتایج برآورد توابع تقاضا نشان دادند که گوشت قرمز، گوشت مرغ و تخم مرغ در دو دوره جزء کالاهای کم‌کشش بوده اما در این میان حساسیت گوشت قرمز نسبت به تغییرات قیمت خود کالا و کالای جانشین (گوشت مرغ) از سایر اقلام بیشتر است و در نقطه مقابل گوشت مرغ حساسیت کمی به تغییرات قیمتی خود کالا و کالای جانشین (گوشت قرمز) دارد. در معادلات عرضه برآوردشده، گوشت مرغ نسبت به نهاده ذرت و تخم مرغ نسبت به نهاده دان حساسیت نسبتاً زیادی دارد که باید در برنامه‌ریزی‌های آتی مورد توجه بیشتری قرار گیرد. همچنین نتایج بخش رفاه نشان داد که مازاد مصرف‌کنندگان در سال‌های مذکور برای تمامی کالاهای روند کاهشی داشته و از سال‌های ۱۳۹۲ این روند برای گوشت قرمز با رشد بیشتر مشاهده شد که به نظر می‌رسد می‌تواند به دلیل حساسیت قیمتی نسبتاً بالای این کالا نسبت به قیمت‌ها و طرح هدفمندی یارانه‌ها و اجرای آن در سال ۱۳۹۲ باشد که نه تنها وضعیت مصرف‌کنندگان را بهبود بخشیده، بلکه به کاهش هرچه بیشتر رفاه منجر شده است. اما از طرفی عدم افزایش در قیمت‌ها مازادی برای تولیدکننده نخواهد بود و امکان تولید را از تولیدکننده خواهد گرفت. بنابراین افزایش قیمت جهت حمایت از تولیدکنندگان لازم است. نتایج مطالعه حاضر با نتایج مطالعات متعددی از جمله کرباسی و زندی (۱۳۹۵)، رحیمی بدر (۱۳۹۵)، ونگ و همکاران (۲۰۱۵) و لاسک و تانسور (۲۰۱۶) تطابق دارد. به طوری که در فرآورده‌های پروتئینی رفاه مصرف‌کنندگان کاهش و تولیدکنندگان افزایش یافته است.

با توجه به اینکه گروه فرآورده‌های پروتئینی ضروری‌ترین گروه کالایی است، به دلیل تأثیرگذاری افزایش قیمت این گروه کالایی بر رفاه عمومی بهتر است در میان اتخاذ سیاست‌ها برای

دو گروه مصرف کننده و تولید کننده اولاً تفکیک صورت بگیرد و سیاست‌های متفاوتی در ارتباط با هر جزء آن اتخاذ شود و ثانیاً در اتخاذ سیاست‌ها دقت کافی صورت بگیرد که این کار با برآورد و تحلیل دقیق تر توابع تقاضا و عرضه زیرگروه‌های کالایی می‌تواند صورت بگیرد. به عنوان نمونه هرچند در حال حاضر دولت برنامه هدفمندی یارانه‌ها را دنبال می‌کند، اما این هدفمندی خود موجب افزایش قیمت‌ها شده و به دنبال آن این افزایش قیمت‌ها مطابق نتایج مطالعه باعث از دست رفتن رفاه مصرف کنندگان شده است. از طرفی، دولت سعی دارد این زیان رفاهی خانوارها را از طریق پرداخت مستقیم (از سال ۱۳۹۲ به طور رسمی) جبران کند. از این رو توصیه می‌شود که میزان رفاه ازدست‌رفته خانوارها محاسبه شود تا با به دست آوردن مقدار واقعی زیان رفاهی مصرف کنندگان مبلغ مناسبی در برنامه‌ریزی‌های دولت به منظور حمایت از خانوارها برآورد شود. همچنین در شرایط تورمی فعلی کشور طبیعی به نظر می‌رسد که افراد با دهک‌های درآمدی پایین نسبت به افراد دهک‌های درآمدی بالا به سبب افزایش قیمت مواد غذایی رفاه بیشتری از دست می‌دهند و بنابراین توصیه می‌شود دولت سیاست‌گذاری‌های خود را متناسب با دهک‌های درآمدی خانوارهای ایرانی و حساسیت کالاها در قبال تغییرات قیمتی انجام دهد.

منابع

- آمارنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۹۱.
- بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۹۵.
- **بریم نژاد، ولی؛ شوشتریان، آشان** (۱۳۸۷). «بررسی عرضه و تقاضای گوشت قرمز در ایران: نگرش سیستمی». *مجله اقتصاد کشاورزی*. جلد ۲. شماره ۹۷.
- **جعفری صمیمی، احمد؛ محمدی خیاره، محسن** (۱۳۹۱). «رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین انتشار دی‌اکسید کربن، مصرف انرژی و رشد اقتصادی: شواهد جدید در ایران». *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال چهاردهم، شماره دوم.
- **دانشور کاخکی، محمود؛ سروریف، علی اکبر؛ صدرالاشرفی، سید مهریار؛ هاتف، حکیمه** (۱۳۸۶). «تعیین اثرات تغییر قیمت شیر بر رفاه تولیدکنندگان و مصرف کنندگان و پیش‌بینی آن». *اقتصاد کشاورزی*. دوره ۱. شماره ۲.

- رحیمی بدر، بیتا (۱۳۹۵). «برآورد توابع تقاضای بلندمدت فرآورده‌های پروتئینی در ایران»، *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*. جلد ۸، شماره ۳.
- زراء نژاد، منصور؛ سعادت مهر، مسعود (۱۳۸۶). «تخمین تابع تقاضا برای گوشت قرمز در ایران»، *پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی*. سال هفتم. شماره ۲۶.
- صفوی، راشد (۱۳۸۰). «برآورد تابع تقاضای محصولات پروتئینی در ایران». پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشکده اقتصاد. دانشگاه علامه طباطبائی. تهران.
- شاه آبادی، ابوالفضل؛ تشکری، زهرا (۱۳۹۱). «تعیین کننده عرضه و تقاضای گوشت قرمز در ایران». *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*. جلد ۴، شماره ۴.
- عزیزى، جعفر (۱۳۸۵). «تحلیل تابع عرضه انواع گوشت در ایران با استفاده از مدل بازار چندگانه». *مجله امور دام و آبزیان*، شماره ۷۶.
- فلسفیان، آزاده؛ قهرمان زاده، محمد (۱۳۹۰). «انتخاب سیستم تابعی مناسب جهت تحلیل تقاضای انواع گوشت در ایران». *نشریه پژوهش‌های صنایع غذایی*. جلد ۲۲، شماره ۲.
- قهرمان زاده، محمد؛ انصاری، فاطمه؛ فلسفیان، آزاده؛ فردوسی، رؤیا (۱۳۹۱). «اندازه‌گیری آثار رفاهی افزایش قیمت انواع گوشت بر خانوارهای شهری ایرانی». *تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران*. دوره ۴۴، شماره ۲.
- کرباسی، علیرضا؛ زندی عربی، بهاره (۱۳۹۵). «بررسی آثار تغییر قیمت گوشت قرمز بر رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان ایران». *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*. جلد ۸، شماره ۴.
- محمدی نژاد، امیر؛ کریمائی، محمدرضا (۱۳۸۷). «بررسی اقتصادی عملکرد تولید تخم مرغ خوراکی ایران طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۸۵». *مجله ترویج و اقتصاد کشاورزی*. سال اول. شماره ۱.

- Antonova, M. and Zeller, M. (2007). "A Time Series Analysis of the Beef Supply Response in Russia: Implications for Agricultural Sector Development Policies". Paper prepared for presentation at the joint IAAE-104th EAAE Seminar Agricultural Economics and Transition. Corvinus University of Budapest (CUB). September 6-8, 2007.
- Basarir, A. (2013). "An Almost Ideal Demand System Analysis of meat Demand in UAE". *Bulgarian Journal of Agricultural Science*, Vol. 19, No. 1, PP. 32-39.

- **Coelho, A. Aguiar, D and Eales, J.** (2009). "Food Demand in Brazil: An Application of shonkwiler and Yen Two-Step Estimation Method". *Est. econ.*, São Paulo, Vol. 40(1), PP. 185-211.
- **Lusk, J and Tonsor, G.** (2016). "How Meat Demand Elasticities Vary with Price, Income, and Product Category". *Applied Economic Perspectives and Policy*, Vol. 38, No. 1, PP. 1-39.
- **Maganga, A. R. Phiri, M. A. Mapemba, L. Gebremariam, G and Dzanja, J.** (2013). "A Food Demand System Estimation for Rural Malawi: Estimates Using Third Integrated Household Survey Data". Selected Paper presented at the Agricultural and Applied Economics Association annual meetings in Minneapolis, MN, July 28-30, 2014.
- **Ozturk, I and Acaravci, A.** (2010). "Co2 emission, Energy Consumption and Economic Growth in Turkey". *Renewable and sustainable Energy Reviews*, Vol. 14, PP. 3220-3225.
- **Pesaran, M. H. and Pesaran, B.** (1997). *Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis*. Oxford University Press, Oxford.
- **Pesaran M. H and Shin, Y.** (1999). *An Autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis*. In: *Strom, S. (Ed.), Econometrics and Economic Theory in 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge University Press, Cambridge Chapter 11.
- **Pesaran, M. H., & Smith, R. P.** (1998). "Structural analysis of cointegrating VARs". *Journal of Economic Survey*, Vol. 12, PP. 471-505.
- **Pesaran, M. H., & Shin, Y., & Smith, R.J.** (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships". *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, PP. 289-326.
- **Wong, L. Selvanathan, E and selvanathan, S.** (2015). "Modelling the Meat Consumption Patterns in Australia". *Economic Modelling*, Vol. 49 , PP. 1-10.
- **Wood, B.; C. Nelson, & L. Nogueira.** (2010). "Measuring the Welfare Impact of Food Price Increases on Mexican Households". University of Illinois at Urbana Champaign.