

بررسی آثار تغییر قیمت گوشت قرمز بر رفاه تولیدکنندگان و

مصرف کنندگان ایران

علیرضا کرباسی^{1*} و بهاره زندی دره غریبی²

تاریخ دریافت: 95/6/15 تاریخ پذیرش: 95/9/1

چکیده

ضروری بودن انواع گوشت در سبد مصرفی و از سوی دیگر، کاهش مخارج (درآمد) واقعی خانوار که به دلیل افزایش شدید شاخص قیمت می‌باشد؛ لزوم توجه خاص به صنعت دامپروری و توسعه آن را مشخص می‌کند. بنابراین، لازم است که دولت با شناخت عوامل مؤثر بر توابع اصلی بازار گوشت و اتخاذ سیاست‌های مناسب تنظیم بازار از تولیدکنندگان و مصرف کنندگان حمایت کند. در این مطالعه توابع عرضه و تقاضا گوشت قرمز برای دوره زمانی 1390-1360 با استفاده از الگوی خود توزیعی با وقفه‌های گسترده برآورد شد و مقدار تغییرات رفاه تولیدکنندگان و مصرف کنندگان در اثر افزایش قیمت 5٪، 10٪ و 20٪ برای دوره زمانی 1390-1380 مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج نشان دادند که بر اثر افزایش 5٪ قیمت، رفاه مصرف کننده و تولید کننده در سال 1380 به ترتیب 444247 و 503305 میلیون ریال کاهش یافته که این مقدار در سال 1390 به 2826653 و 3056330 میلیون ریال رسیده است. بنابراین، پیشنهاد می‌شود با تخصیص یارانه نهاده‌های تولیدی بویژه یارانه خوراک دام برای دامداران از افزایش بیش از اندازه قیمت گوشت قرمز جلوگیری کرد.

طبقه‌بندی JEL: D12, D60, Q11

واژه‌های کلیدی: گوشت قرمز، عرضه، تقاضا، تغییرات رفاه.

1- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد، استاد مدعو دانشگاه تربت حیدریه.

2- دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربت حیدریه.

*- نویسنده مسئول مقاله : ARkarbasi2002@yahoo.com

پیشگفتار

گوشت یکی از مهم‌ترین منابع پروتئینی بشمار می‌آید. غنی بودن گوشت از پروتئین‌های ارزشمند حاوی اسیدهای آمینه ضروری برای بدن، مواد معدنی مانند آهن و روی، انواع ویتامین‌ها و انرژی کافی سبب می‌شود تا آن را در زمره‌ی بهترین و کامل‌ترین مواد غذایی طبقه‌بندی کنند (دهقان دهنوی و همکاران، 1384). در راستای ایجاد شرایط لازم برای توسعه صنعت دامپروری ضروری است ارتباط بین متغیرهای تأثیرگذار در سیستم عرضه و تقاضا چه در درون سیستم و چه در بیرون آن مورد توجه واقع شود تا سیاست‌گذار از این راه بتواند راهی را نشان دهد که صنعت بتواند به سمت هدف‌های توسعه‌ای خود حرکت کند (بریم نژاد و شوشتریان، 1387).

در ایران نیز مانند بسیاری دیگر از کشورها، بخش کشاورزی و محصولات آن مورد سیاست‌های حمایتی دولت قرار گرفته‌اند. این سیاست‌ها طیفی گسترده از انواع گوناگون مداخلات را در برمی‌گیرد که سیاست‌های مداخله دولت در قیمت گذاری کالاها از جمله این سیاست‌ها بشمار می‌روند. پرداخت یارانه بر نهاده‌های تولید، وضع موانع تعرفه‌ای و محدودیت‌های کمی بر واردات کالاهای رقیب و تثبیت و کنترل قیمت‌های مصرف کننده و تولید کننده را می‌توان در زمره این سیاست‌ها مورد اشاره قرار داد. بررسی پیشینه موجود نشان می‌دهد که این سیاست‌ها از یک سو حمایت از تولیدکنندگان و افزایش تولید و با هدف خود بسندگی - که اصولاً جز از راه تعیین معقول و سودآور قیمت امکان پذیر نیست - و از سوی دیگر، بر مبنای حمایت از مصرف کنندگان و کاهش هزینه‌های خوراکی آن‌ها - که با سطح پایین قیمت می‌تواند تحقق یابد - قرار داشته‌اند (بستاکی، 1385).

مقدار تولید گوشت قرمز در سال 1390، معادل 740/8 هزار تن بوده که نسبت به سال پیش از آن (1389)، 0/45 درصد افزایش داشته است. بررسی تولید گوشت قرمز در طی مدت مورد بررسی (1360 تا 1390) نشان می‌دهد صرف نظر از تولید در سال‌های 1365، 1378، 1381 و 1387 که به ترتیب معادل 3/9، 3/5، 0/1 و 20/3 درصد نسبت به سال پیش از آن کاهش یافته در دیگر سال‌ها تولید از روند افزایشی برخوردار بوده است. بیش‌ترین مقدار تولید گوشت معادل 866 هزار تن در سال 1386 و کم‌ترین مقدار تولید متعلق به سال 1360 با 420 هزار تن می‌باشد. بر اساس آمار معاونت امور دام جهاد کشاورزی مصرف سرانه گوشت قرمز هر نفر از 10/17 کیلوگرم در سال 1387 به 11/70 کیلوگرم در سال 1390 افزایش یافته است (وزارت جهاد کشاورزی، 1393). در جدول 1 میانگین قیمت گوشت قرمز در بازار آزاد برای سال‌های 1383 تا 1390 آورده شده است.

همان گونه که نمودار 2 نشان می‌دهد روند قیمت خرده فروشی گوشت گاو و گوسفند در ایران همواره صعودی می‌باشد. به گونه‌ای که میانگین قیمت خرده فروشی گوشت گاو از 39990 ریال در سال 1383 به 113246 ریال در سال 1390 افزایش یافته است.

افزایش قیمت گوشت قرمز ناشی از افزایش قیمت نهادهای دامی از جمله علوفه و انواع خوراک دام، داروهای دامی، بالابودن هزینه‌های بسته بندی، حمل و نقل، معضل مربوط به یارانه نهادهای دامی، نیروی کار و در کل تورم بوده است که تا حدودی نیز موجب کاهش مصرف گوشت بویژه در میان اقشار کم درآمد جامعه به دلیل عدم توان خرید با توجه به قیمت بالای آن شده است (چراغی و قلی‌پور، 1389).

بر اساس نتایج بررسی بودجه خانوار در مناطق شهری ایران در سال 1390، میانگین هزینه ناخالص سالیانه یک خانوار شهری حدود 173926 هزار ریال می‌باشد که از کل این مبلغ 24/9 درصد سهم گروه هزینه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها می‌باشد. در بین اقلام گروه هزینه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها بیشترین سهم از کل هزینه ناخالص (معادل 6/2 درصد) متعلق به هزینه انواع گوشت می‌باشد که از این مقدار (3/6 درصد) سهم گوشت دام می‌باشد (بانک مرکزی، 1390).

چراغی و قلی‌پور در سال 1389 در مطالعه خود بر اساس داده‌های مرکز آمار ایران مصرف سرانه گوشت قرمز در خانوارهای شهری و روستایی در سال‌های 1380 تا 1385 را به صورت جدولی ارائه کرده‌اند (جدول 2).

با بررسی سهم گوشت قرمز از هزینه خوراکی در جوامع شهری و روستایی می‌توان ادعان داشت که در فاصله سال‌های 1381 تا 1385 به طور میانگین دهک نخست و دهم شهری به ترتیب 1/5 و 1/3 برابر دهک نخست و دهم روستایی در مورد گوشت قرمز هزینه کرده‌اند. به بیان دیگر، وزنه اهمیتی گوشت قرمز در میان شهرنشینان بیش‌تر از روستانشینان است. این موضوع بیش‌تر مربوط به الگوی تغذیه، درآمد و قیمت گوشت قرمز در مناطق شهری و روستایی کشور است. در هر حال، در مناطق روستایی الگوی مصرف خانوارها بیش‌تر متکی به محصولات تولیدی خودشان است و با توجه به کم‌تر بودن میانگین درآمد خانوارهای روستایی نسبت به شهری و در نهایت، با توجه به رشد بالای قیمت انواع گوشت قرمز، خانوارهای روستایی به طور میانگین مقدار کم‌تری گوشت قرمز نسبت به خانوارهای شهری مصرف کرده‌اند (چراغی و قلی‌پور، 1389).

مطالعات اقتصادی توابع عرضه و تقاضای فرآورده‌های پروتئینی کمک می‌کند که با محاسبه کَشش‌های 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 (بریم نژاد و شوشتریان، 1387).

از آنجا 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 مدت زمان معینی سپری شود. هرچند می‌توان با بکارگیری فناوری‌های پیشرفته تولید، مقدار آن را تغییر داد، اما به هر حال نمی‌توان به گونه کامل آن را کنترل کرد. به همین دلیل، عرضه این محصولات در دوره‌های کوتاه مدت برای مثال، در طول یک سال انعطاف پذیری کافی برای پاسخ گویی به نوسان‌های تقاضا را ندارد. این واقعیت موجب بروز نوسان‌های گوناگون در بازار این محصولات می‌شود. روشن است این نوسان‌ها، برنامه‌ریزی تولید، بازار و همچنین، رفاه مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از این رو، بیش‌تر دولت‌ها به روش‌های گوناگون برای حل این مشکلات و با هدف کاهش یا تعدیل این نوسان‌ها، در بازار دخالت می‌کنند (گیلان‌پور و همکاران، 1389). نکته مهم این است که سیاست‌های دولت برای رسیدن به اهداف موردنظر، باید به گونه‌ای برنامه‌ریزی شوند تا با دخالت به موقع در خرید یا فروش محصولات و نهاده‌های دامی مانع نوسان بیش از حد قیمت و مقدار تعادلی بازار شوند (آماده، 1385).

با توجه به شرایط بوم شناختی و ساختار روستایی و سنتی دامداری کشور، دام سبک (گوسفند) اصلی‌ترین منبع تامین گوشت قرمز بشمار می‌آید و هنوز بخش عمده‌ای از مصرف کنندگان این فرآورده مصرف آن را به گوشت دام سنگین (گاو) ترجیح می‌دهند، اما در طول برنامه‌های توسعه، گسترش دامداری‌های صنعتی و نیمه صنعتی و جایگزینی دام‌های سنگین به جای دام سبک مورد توجه قرار گرفته است، به گونه‌ای که هر ساله سهم تولید دام سبک در تولید شیر و گوشت قرمز روند نزولی یافته، ضمن این‌که ذائقه و سلیقه مصرف کنندگان، بویژه در شهرهای بزرگ نیز به مصرف گوشت گاو متمایل شده است (وزارت جهاد کشاورزی، 1386). در بخش کشاورزی، زیر بخش‌های پرورش دام و تولید محصولات زراعی و باغی وجود دارد. این امر سبب می‌شود که هر کدام از این زیر بخش‌ها سیاست‌هایی جداگانه و ویژه خود را طلب کند. در زیر بخش دام یکی از عامل‌هایی که سیاست‌گذاران به آن نیاز دارند، واکنش دامداران و مصرف کنندگان به تغییرات اقتصادی و غیر اقتصادی بخش صنعت است. یک سیاست‌گذار باید آثار چندین متغیر هدف تأثیرگذار در یکدیگر مانند تولید، مصرف، واردات و غیره را بداند (عزیزی و ترکمانی، 1380).

تاکنون در داخل و خارج از کشور مطالعاتی در زمینه گوشت قرمز انجام شده است که بیش‌تر مطالعات انجام گرفته در این صنعت در کشور ما به بررسی معادله‌های عرضه و تقاضای گوشت به گونه جداگانه می‌پردازند (غلامی و کوپاهی، 1368 و قرشی ابهری، 1371). از سویی دیدگاه هم‌زمانی و سیستمی در چارچوب توابع تقاضای تقریباً ایده‌آل در چند مطالعه در مورد تابع تقاضای

گوشت بررسی شده است (بریم نژاد، 1387؛ نورالله زاده، 1378؛ بخشوده، 1375؛ عزیزی، 1380). البته، در بحث سیستم عرضه و تقاضای گوشت به دلیل دخالت دولت در بازار گوشت، از راه پرداخت یارانه، واردات قابل توجه در طول دوره به عنوان یک ابزار سیاستی و برقراری نظام سهمیه بندی و گه گاه قیمت‌های تضمینی گوشت، عموماً هم‌زمانی معادله‌های عرضه و تقاضا که لازمه آن تعیین قیمت‌ها به صورت درون‌زا در سیستم می‌باشد، امکان شکل‌گیری کامل نیافته است (قنبری، 1372).

دانشور کاخکی و همکاران (1386) در مطالعه‌ای مقدار تغییرات رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان شیر را برای دوره زمانی 82 - 1338 را مورد بررسی قرار دادند. هم‌چنین، مقدار تغییرات رفاه در اثر تغییرات 5، 10 و 20 درصدی قیمت شیر مورد ارزیابی قرار گرفت. سپس این تغییرات رفاه به کمک چند روش پیش‌بینی برای دوره 1383-1390 مورد پیش‌بینی قرار گرفت. نتایج نشان داد ندکه در اثر افزایش قیمت شیر رفاه تولیدکنندگان افزایش و رفاه مصرف‌کنندگان کاهش می‌یابد.

زراء نژاد و سعادت مهر (1386) در مطالعه‌ای به برآورد تابع تقاضا برای گوشت قرمز در ایران با استفاده از مدل خود توزیع با وقفه‌های گسترده (ARDL) پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان دادند که گوشت قرمز در کوتاه‌مدت نسبت به تغییرات قیمت، کالایی باکشش و در بلندمدت کالایی کم‌کشش است. ضریب کشش درآمدی گوشت قرمز بیان‌کننده آن است که گوشت قرمز هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت یک کالای ضروری است، اما تقاضا برای آن در بلندمدت نسبت به تغییر درآمد از حساسیتی بیش‌تر برخوردار است. ضریب کشش متقاطع گوشت قرمز و گوشت سفید (مرغ و ماهی) از جانشین بودن این دو کالا حکایت دارد.

شوشتریان و بخشوده (1386)، در مطالعه‌ای اثر آزادسازی بازار گندم ایران بر رفاه اجتماعی را با استفاده از یک مدل تعادل جزئی برای بازار گندم و بکارگیری روش برآورد هم‌جمعی مدل‌های خود توزیع گسترده (ARDL)، بررسی کردند. نتایج نشان دادند که هر چند آزادسازی بازار گندم ایران مخارج دولت، هزینه‌های اجتماعی و هزینه‌های مبادلاتی را کاهش می‌دهد، اما هزینه‌های اجتماعی کل را افزایش می‌دهد. در کل انتظار می‌رود آزادسازی بازار گندم ایران سود اجتماعی را عاید جامعه کند.

آماده (1386) در مطالعه‌ای با استفاده از الگوی ARDL و بر اساس الگوی تصحیح خطا به بررسی ساختار تغییرات قیمتی گوشت مرغ و ارتباط بلندمدت قیمت‌های عمده فروشی و خرده‌فروشی آن پرداخته است. نتایج بدست آمده نشان داد که قیمت خرده‌فروشی به تغییرات

قیمت عمده فروشی واکنش شایان توجهی هم در زمان افزایش و هم در زمان کاهش قیمت نشان می‌دهد.

فاطمی و یزدانی (1381) در مطالعه‌ای اثرات آزادسازی تجارت محصولات دامی بر رفاه اقتصادی در ایران را با استفاده از چارچوب تعادل جزئی از راه محاسبه مازاد مصرف کننده، مازاد تولیدکننده و تغییر در دریافت‌های دولت با روش بکار گرفته شده به وسیله ویلیامز برای دو محصول مرغ و تخم مرغ مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج نشان داد که پس از آزادسازی با افزایش قیمت‌ها، مازاد تولید کنندگان افزایش، مازاد مصرف کنندگان کاهش و مخارج دولت کاهش می‌یابد و در نهایت، رفاه کل جامعه افزایش می‌یابد.

در بخش مطالعات خارجی رزیتیس و استاورپولوز (2009) بمنظور برآورد تابع واکنش در بازار گوشت خوک یونان، اقدام به برآورد قیمت انتظاری و نوسان قیمت در سطوح نهاده‌های تولیدی، تولیدکننده و خرده فروشی نمودند. برای این منظور از مدل‌های متفاوت متقارن، نامتقارن و غیر خطی GARCH استفاده کردند. نتایج نشان دادند که مقدار نوسان قیمت تولیدکننده به عنوان یکی از عوامل ریسکی مهم و قیمت نهاده‌های تولیدی به عنوان یک عامل هزینه‌ای مهم در تابع واکنش قلم داد می‌شود.

آنتنوا و زلر (2007) به بررسی واکنش عرضه گوشت گاو در روسیه پرداختند. هدف این مطالعه بررسی کاهش شایان توجهی در بخش دام در روسیه در طول بیست سال گذشته بوده است. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داده است که سه عامل، اول، واردات ارزان قیمت از اتحادیه اروپا و سایر کشورها که قیمت سر مزرعه را کاهش داده است. دوم، بخش گوشت گاو در روسیه به شدت تحت حکومت سوسیالیستی یارانه شد، و تغییرات قیمت در طول دوره گذار به اختلاف قیمت در حال رشد بین محصولات صنعتی و کشاورزی در نهاده‌های عمومی و کشاورزی و تولید به گونه خاص منجر شده است. سوم، به دلیل تغییر در تقاضا و تولید، گوشت مرغ در مقایسه با گوشت گاو رقابتی تر شده است که باعث کاهش تولید گوشت گاو شده است.

فیدان و کلاسرا (2005) به بررسی اثر فصلی تقاضا برای گوشت قرمز و ماهی در آنکارا پرداخته‌اند. نتایج نشان دادند که مصرف گوشت در آنکارا در فصل‌های گوناگون تغییر می‌کند؛ بویژه برای مسلمانان در عید قربان به شدت افزایش می‌یابد. این پژوهش هم‌چنین، نشان داد که گوشت قرمز کالایی بی‌کشش، اما تقاضا برای ماهی نسبت به تغییرات قیمت با کشش است.

میرن و آکجانگور (2005) به برآورد تابع تقاضای گوشت گاو در ایالت ازمیر ترکیه پرداخته‌اند. در این مطالعه تقاضا برای گوشت گاو تابعی از قیمت گوشت گاو، گوشت گوسفند، گوشت مرغ و درآمد مصرف کننده در نظر گرفته شده است. این پژوهش که با استفاده از داده‌های ماهیانه و برای

دوره زمانی 1995-1997 به روش OLS انجام شده است، نشان داد که کشش قیمتی تقاضا برای گوشت گاو در ایالت ازمیر بزرگ تر از یک و از این رو، یک کالای با کشش است. هم‌چنین، نتایج پژوهش نشان دادند که گوشت گوسفند، جانشین گوشت گاو است، ولی بین گوشت گاو و گوشت مرغ رابطه جانشینی وجود ندارد. کشش درآمدی گوشت گاو بزرگ تر از یک و حاکی از تجملی بودن این کالا در مناطق مورد مطالعه است.

آلستون و همکاران (1999) با در نظر گرفتن تمامی گروههای متاثر از یارانه، یعنی مصرف‌کنندگان، تولیدکنندگان و مالیات دهندگان، اثر تغییر در مقدار یارانه‌ها را به روش تعقیب تغییرات در رفاه هر یک از این گروهها مورد بررسی قرار داده‌اند.

گوشت قرمز چه از جنبه تأمین پروتئین مورد نیاز و امنیت غذایی جمعیت رو به رشد کشور و چه از جنبه سهم آن در ارزش افزوده ی بخش کشاورزی، جایگاهی ویژه دارد (زرار نژاد و سعادت مهر، 1386). بنابراین، با دریافت اهمیت وجود گوشت در سبد مصرفی خانوار چه از نظر مصرفی و چه از نظر هزینه‌ها، ضرورت تنظیم بازار آن به خوبی نمایان می‌گردد. با توجه به مطالب ذکر شده در این مطالعه افزون بر بررسی معادله‌های عرضه و تقاضا به بررسی آثار رفاهی تغییر قیمت گوشت قرمز پرداخته شده است.

روش پژوهش

استفاده از روش‌های سنتی در اقتصادسنجی برای مطالعات تجربی، مبتنی بر فرض پایایی متغیرها است. روش خود توزیع با وقفه‌های گسترده (ARDL) از جمله روش‌هایی است که در آن برخلاف روش یوهانسن - جوسیلیوس که باید همه متغیرهای پایا از درجه یک باشند، لازم نیست که درجه پایایی متغیرها یکسان باشد و صرفاً با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها، می‌توان مدل مناسب را انتخاب کرد. بنابراین، با توجه به این ملاحظات، در این پژوهش از روش ARDL استفاده می‌شود.

پسران و پسران (1997)، پسران و شین (1998) و پسران و همکاران (2001) مدل خود توزیع با وقفه‌های گسترده تعمیم یافته (ARDL) را به صورت زیر ارایه کرده‌اند:

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

در رابطه بالا α_0 عرض از مبدأ، Y_t متغیر وابسته، L عامل وقفه و p درجه بهینه وقفه است (تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرها را می‌توان به کمک ضابطه‌های آکاییک، شوارز - بیزین و حنان - کویین تعیین کرد).

با توجه به معادله 1 معادله بلندمدت را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$Y = \alpha + \sum_{i=1} \beta_i x_i + v_t, \dots \quad (2)$$

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

الگوی ARDL و با توجه به ضرایب بدست آمده از معادله بلندمدت، معادله تصحیح خطا عبارت خواهد بود از:

$$\Delta y_t = \Delta \alpha_0 - \sum_{j=2}^p \alpha_j \Delta y_{t-j} + \sum_{i=1}^q \beta_{i0} \Delta x_{it} - \sum_{i=1}^q \sum_{j=2}^p \beta_{i,t-j} \Delta x_{i,t-j} - \alpha(1, p) ECM_{t-1} + u_t \quad (3)$$

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

در معادله‌های بالا Δ بیانگر تفاضل درجه نخست و ضرایب وارد شده در الگو نیز ضرایبی هستند که از معادله اصلی بدست آمده‌اند. ضریب متغیر ECM_t نشان دهنده 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، بدست خواهند آمد.

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 به صورت زیر و با فرض این‌که هر یک از متغیرها می‌توانند متغیر وابسته باشند، استفاده می‌شود.

$$\Delta y_t = \alpha_{0y} + \sum_{j=1}^n b_{iy} \Delta y_{t-j} + \sum_{i=1}^n c_{iy} \Delta x_{t-i} + y_{1y} y_{t-1} + y_{2y} x_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta x_t = \alpha_{0x} + \sum_{i=1}^n b_{ix} \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^n c_{ix} \Delta x_{t-i} + y_{1x} y_{t-1} + y_{2x} x_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

با توجه به معادله‌های بالا برای آزمون وجود رابطه بلندمدت از آزمون F استفاده می‌شود. فرض صفر برای آزمون رابطه بلندمدت برای مثال در معادله اولی عبارت خواهد بود از:

$$H_0 = \gamma_{1y} = \gamma_{0y} = 0 \quad (5)$$

اما برای آزمون بالا، آزمون F معمول دارای توزیع غیراستاندارد خواهد بود. در نتیجه، برای انجام آزمون‌های F ، پسران و پسران (1997) مقادیر بحرانی آزمون را ارائه کرده‌اند. این مقادیر بحرانی

برای سطوح معنی‌داری 90، 95 و 99 درصد و به تفکیک همگرا بودن متغیر از درجه یک و از درجه صفر و نیز در نظر گرفتن جزء ثابت و متغیر روند در معادله محاسبه و آرایه شده‌اند. روش نتیجه‌گیری بدین صورت است که چنانچه مقدار F محاسبه شده بزرگ‌تر از F جدول (مقدار بحرانی) باشد، بدون اطلاع از درجه همگرایی متغیر یا سری زمانی می‌توان قضاوت کرد که رابطه بلندمدت بین متغیرها بر اساس معادله تشکیل شده وجود دارد.

هدف‌های مهمی که در این مطالعه بررسی می‌شوند عبارت است از: تعیین مازاد تولیدکننده، مازاد مصرف‌کننده و رفاه اجتماعی. بمنظور محاسبه مازاد مصرف‌کننده و تولیدکننده ضروری است که توابع و متغیرهای اصلی بازار شناسایی گردد. توابع بازار شامل عرضه و تقاضا بوده که از تعادل آن‌ها مقدار و قیمت محصول که متغیرهای اصلی بازار می‌باشند، بدست می‌آید. لذا، با الهام از مطالعه شاه‌آبادی و تشکری (1391) معادله عرضه و تقاضای گوشت قرمز به صورت زیر معرفی شده است:

$$LMDPI_t = \beta_1 LHI_t + \beta_2 MPG3_t + \beta_3 LWLK_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

که در آن، $MDPI_t$ عرضه گوشت قرمز، LHI_t قیمت جو (شاخص هزینه نهاده‌های تولید)، $MPG3_t$ شاخص قیمت دام زنده، WLK_t وزن لاشه دام کشتار شده (شاخص فناوری (بهبود تغذیه دام)) و ε_t جزء اخلاص مدل است.

باتوجه به الگوی بالا انتظار می‌رود که علامت ضرایب متغیرها به صورت زیر باشد:

$$\frac{\delta LMDPI}{\delta LHI} = \beta_1 < 0, \frac{\delta LMDPI}{\delta LMPG3} = \beta_2 > 0, \frac{\delta LMDPI}{\delta LWLK} = \beta_3 > 0 \quad (7)$$

تابع تقاضای گوشت قرمز به فرم لگاریتمی نیز به شکل زیر تعریف می‌شود.

$$LMCI_t = \beta_1 LMPI_t + \beta_2 LYPI_t + \beta_3 LHP_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

که در آن MCI_t مصرف سرانه گوشت قرمز، MPI_t شاخص قیمت خرده فروشی گوشت قرمز، HP_t شاخص قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ¹ (کالای جانشین گوشت قرمز)، YP_t درآمد سرانه و ε_t جزء اخلاص مدل است.

با توجه به الگوی بالا انتظار می‌رود که علامت ضرایب متغیرها به صورت زیر باشد:

$$\frac{\delta LMCI}{\delta LMPI} = \beta_1 < 0, \frac{\delta LMCI}{\delta LYP} = \beta_2 > 0, \frac{\delta LMCI}{\delta LHP} = \beta_3 > 0 \quad (9)$$

1- با مراجعه به سالنامه‌های آماری جهاد کشاورزی مصرف سرانه گوشت مرغ نسبت به مصرف سرانه محصولات دریایی رشدی بیش‌تر داشته است و به همین دلیل در این مطالعه گوشت مرغ را جانشین گوشت قرمز در نظر گرفته ایم.

همان گونه که گفته شد برای بررسی آثار تغییرات قیمت بر رفاه تولیدکنندگان و مصرف کنندگان باید به محاسبه مازاد مصرف کننده و تولیدکننده پرداخت. مازاد مصرف کننده زمانی وجود دارد که فرد مجبور به پرداختن قیمتی برای تهیه یک کالا می شود و این قیمت کم تر از قیمتی است که وی آمادگی پرداخت آن را دارد. به همین ترتیب، مازاد تولیدکنندگان (مازاد عرضه) زمانی وجود دارد که قیمت بازار برای کالای تولیدی بیش تر از کم ترین قیمتی است که جهت عرضه شدن آن کالای تولیدی لازم است (فاطمی و یزدانی، 1387).

در شکل 1، منحنی های D ، S_1 به ترتیب نشان دهنده منحنی های تقاضا و عرضه ی کالا می باشند.

فرض کنیم قیمت گوشت در بازار از P_0 به P_1 افزایش یابد که این خود باعث کاهش تقاضای مصرف کننده (Q_1) و افزایش عرضه تولید کننده (Q_2) خواهد شد که در شکل نشان داده شده است. با مفروضات اقتصادی معینی، مازاد مصرف کننده به وسیله سطح زیر منحنی تقاضا و بالای خط قیمت نمایش داد می شود. این مساحت از سوی مارشال به عنوان مازاد مصرف کننده معرفی شده است. تغییرات مازاد مصرف کننده در دو وضعیت اولیه و ثانویه (پس از تغییر قیمت) به صورت زیر محاسبه می گردد (دانشور و همکاران، 1386).

$$\begin{aligned} \Delta C.S &= CS_1 - CS_0 = \int_{P_1}^{M_0} g(p).d(p) - \int_{P_0}^{M_0} g(p).d(p) \\ &= \int_{P_1}^{M_0} g(p).d(p) - \int_{P_1}^{M_0} g(p).d(p) - \int_{P_0}^{P_1} g(p).d(p) = \int_{P_0}^{P_1} g(p).d(p) \end{aligned} \quad (10)$$

که در آن M_0 مقدار P است هنگامی که $q=0$ باشد، یعنی محل تقاطع تابع تقاضا با محور p هاست و $q=g(p)$ تابع تقاضا بر حسب قیمت می باشد.

علامت منفی در این رابطه نشان می دهد با افزایش قیمت از P_0 به P_1 مازاد مصرف کننده کاهش می یابد. بنابراین، هنگامی که سطح قیمت کاهش می یابد رابطه بالا با علامت مثبت ظاهر می گردد.

هم چنین، از نظر ریاضی سطح بین قیمت و منحنی عرضه مازاد تولیدکننده می باشد. تغییرات مازاد تولیدکننده از راه افزایش قیمت از p_0 به p_1 به صورت زیر بدست می آید (دانشور و همکاران، 1386).

$$\Delta P.S = PS1 - PS0 = \int_{N0}^{P1} g(p).d(p) - \int_{N0}^{P0} g(p).d(p) \quad (11)$$

$$= \int_{N0}^{P0} g(p).d(P) + \int_{p0}^{P1} g(p).d(p) - \int_{N0}^{P0} g(p).d(p) = \int_{p0}^{P1} g(p).d(p)$$

که در آن $q=g(p)$ تابع عرضه بر حسب قیمت می‌باشد، N مقداری از P است که متناظر با $q=0$ می‌باشد، یعنی N_0 محل تلاقی تابع عرضه با محور P هاست.

بنابراین، تغییر مازاد تولیدکننده در هنگام افزایش قیمت با علامت مثبت و در هنگام کاهش قیمت با علامت منفی نشان داده می‌شود (رحمانی و سلطانی، 1375).

این مطالعه با استفاده از داده‌های سری زمانی 1360-1390 انجام شده است. آمار و داده‌های مربوط به مقدار تولید گوشت قرمز و درآمد سرانه از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، قیمت جو و وزن لاشه دام کشتار شده از مرکز آمار ایران، قیمت دام زنده و قیمت خرده فروشی گوشت قرمز و قیمت خرده فروشی گوشت مرغ از سالنامه‌های آماری وزارت جهاد کشاورزی، مصرف سرانه گوشت قرمز از معاونت امور تولیدات دامی گردآوری شده است.

نتایج و بحث

در این مطالعه بمنظور بررسی مانایی و نامانایی متغیرهای مورد بررسی در توابع عرضه و تقاضا از دو آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس - پرون استفاده شد. نتایج این آزمون در جدول 3 آمده است. همان گونه که از جدول 3 مشخص است، متغیرهای وزن لاشه، قیمت عمده فروشی گوشت قرمز و مصرف سرانه گوشت قرمز در سطح مانا هستند و تفاضل مرتبه نخست دیگر متغیرها ایستا می‌باشد. همچنین، نتایج آزمون فیلیپس - پرون در جدول 4 ارایه شده است. نتایج بدست آمده از هر دو آزمون ریشه واحد بیانگر این است که مرتبه انباشتگی متغیرها یکسان نمی‌باشد که این خود یکی از دلایل استفاده از روش خود بازگشتی با وقفه‌های توضیحی برای برآورد توابع عرضه و تقاضا در این مطالعه می‌باشد.

برای برآورد رابطه کوتاه مدت میان متغیرها با توجه به این که معیار شوارتز بیزین (SBC) نسبت به سایر معیارها امکان برآورد ضرایب را با کمترین وقفه فراهم می‌آورد، از این معیار برای تعیین وقفه‌های بهینه مدل استفاده شد. نتایج برآورد کوتاه مدت عرضه و تقاضا گوشت قرمز در جدول 5 و 6 آمده است. با توجه به جدول 5 نتایج نشان می‌دهد که عرضه گوشت قرمز رابطه‌ای مثبت و معنادار با مقدار عرضه آن در دوره گذشته دارد. همچنین، نتایج بیانگر رابطه معکوسی بین عرضه گوشت قرمز با قیمت جو (به عنوان شاخص قیمت نهاده‌های تولید) می‌باشد. به بیان دیگر، یک

درصد افزایش در قیمت نهاده‌های تولید، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، مقدار عرضه گوشت قرمز را به مقدار 0/094 درصد کاهش می‌دهد. همچنین، رابطه‌ای مثبت و معنادار بین متغیرهای قیمت دام زنده و وزن لاشه کشتار شده بر عرضه گوشت قرمز وجود دارد.

بر اساس نتایج بدست آمده از جدول 6 تقاضا برای گوشت قرمز در یک دوره رابطه مثبت و معناداری با مقدار مصرف آن در دوره پیش و همچنین، رابطه معکوسی با قیمت آن دارد. به گونه‌ای که یک درصد افزایش در قیمت گوشت قرمز، در صورت ثابت بودن سایر شرایط، به طور میانگین مقدار تقاضا برای آن را به مقدار 0/22 درصد در دوره جاری کاهش می‌دهد و بیانگر کم‌کشش بودن تقاضا در کوتاه‌مدت است. همچنین، نتایج نشان دهنده رابطه مثبت و معنادار قیمت گوشت مرغ و درآمد سرانه بر تقاضای گوشت قرمز می‌باشد.

پس از برآورد معادله کوتاه‌مدت عرضه و تقاضای گوشت قرمز، برای بررسی وجود یا نبود رابطه بلندمدت از روش پسران و همکاران (آزمون کرانه) استفاده می‌شود. بدین ترتیب، شکل کلی مدل عرضه به صورت فرم زیر تصریح می‌شود:

$$\begin{aligned} DLM D P I_t = & \sum_{i=1}^1 b_i D M D P I_{t-i} + \sum_{i=1}^1 d_i D L W L K_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^1 e_i D L M P G 3_{t-1} + \sum_{i=1}^1 f_i D L H 1_{t-i} + \delta_1 L M D P I_{t-1} + \\ & \delta_2 L W L K_{t-1} + \delta_3 L M P G 3_{t-1} + \delta_4 L H I_{t-1} + V_t \end{aligned} \quad (12)$$

شکل کلی مدل تقاضا نیز به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\begin{aligned} D L M C I_t = & \sum_{i=1}^2 b_i D L M C I_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^2 d_i D L M P I_{t-i} + \sum_{i=1}^2 e_i D L Y P 1_{t-i} + \sum_{i=1}^2 f_i D L H P_{t-i} + \\ & \delta_1 L M C I_{t-1} + \delta_2 L M P I_{t-1} + \delta_3 L Y P 1_{t-1} + \delta_4 L H P_{t-1} + V_t \end{aligned} \quad (13)$$

در اینجا فرضیه H_0 (نبود رابطه بلند مدت) در مقابل فرضیه H_1 به صورت زیر تعریف و آزمون می‌شود:

$$\begin{aligned} H_0 = & \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0 \\ H_1 = & \delta_1 \neq 0, \delta_2 \neq 0, \delta_3 \neq 0, \delta_4 \neq 0 \end{aligned} \quad (14)$$

آماره F محاسباتی و مقادیر بحرانی آرایه شده به وسیله پسران و همکاران در جدول 7 نشان داده شده است. نتایج نشان می‌دهند که آماره F محاسباتی در حالت‌های زیر از حد بالای مقادیر بحرانی در سطح 99 درصد تجاوز می‌کند و در نتیجه، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تابع عرضه تایید می‌گردد.

$$\begin{aligned} &FLMPG3_t(LMPG3_t \cdot LWLK_t, LMDPI_t, LH1_t) \\ &FLH1_t(LH1_t \cdot LWLK_t, LMPG3_t, LMDPI_t) \end{aligned} \quad (15)$$

هم‌چنین، در مورد تابع تقاضا نیز نتایج نشان می‌دهند که آماره F محاسباتی در حالت زیر از حد بالای مقادیر بحرانی در سطح 99 درصد تجاوز می‌کند و در نتیجه، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تابع تقاضا نیز تأیید می‌گردد.

$$FLMPI_t(LMPI_t \cdot LMCI_t, LYP1_t, LHP_t) \quad (16)$$

با توجه به این که اثر بلندمدت متغیرها روی عرضه و تقاضای گوشت قرمز (به دلیل وجود مقادیر با وقفه متغیرهای وابسته و برخی متغیرهای توضیحی) از روی برآورد کوتاه‌مدت مدل امکان‌پذیر نیست بنابراین، برای بررسی اثر متغیرها در بلند مدت باید از برآوردهای بلند مدت استفاده کنیم. نتایج برآورد بلند مدت ضرایب توابع عرضه و تقاضا در جدول 8 آمده است.

جدول 8 نشان می‌دهند قیمت جو که به عنوان شاخص قیمت نهاده‌های تولید می‌باشد تأثیر منفی بر عرضه گوشت قرمز دارد و از لحاظ آماری نیز معنادار می‌باشد. هم‌چنین، قیمت گوشت قرمز تأثیری مثبت و معنادار با عرضه آن دارد و با توجه به این‌که متغیرها به صورت لگاریتم می‌باشند، ضرایب نشان دهنده کشش هستند. بنابراین، کشش قیمتی عرضه در بلندمدت 0/28 می‌باشد که با توجه به کوچک‌تر بودن آن از یک نشان دهنده کم‌کشش بودن عرضه گوشت نسبت به قیمت آن در بلند مدت می‌باشد. هم‌چنین، ضریب وزن لاشه نیز مثبت و معنادار است.

هم‌چنین، ضرایب بلند مدت تابع تقاضا نشان دهنده رابطه معکوس تقاضا گوشت قرمز با قیمت آن دارد به گونه ای که یک درصد افزایش در قیمت گوشت قرمز 0/32 درصد تقاضا برای آن را کاهش می‌دهد. قیمت گوشت قرمز و درآمد سرانه تأثیری مثبت و معنادار بر تقاضای آن دارند.

وجود رابطه بلند مدت بین متغیرها، مبنای استفاده از الگوی تصحیح خطا را (ارتباط دهنده نوسان‌های کوتاه مدت به مقادیر تعادلی و بلند مدت) فراهم می‌آورد. ضریب ECM نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل کوتاه مدت بمنظور رسیدن به بلندمدت تعدیل می‌گردد. مدل تصحیح خطای مرتبط با رابطه تعادلی بلندمدت که از روش ARDL برآورد شد. ضریب تعدیل یا ضریب تصحیح خطا معادله عرضه برابر 0/38- و معنی دار برآورد شد و این به معنی این است که در هر سال 39٪ از نبود تعادل‌های موجود در یک دوره در رابطه یاد شده در دوره بعد تعدیل می‌شود. ضریب تعدیل یا ضریب تصحیح خطا معادله تقاضا برابر 0/57 و معنی دار برآورد شده است و نشان می‌دهد که در هر سال 57٪ از نبود تعادل موجود در یک دوره در رابطه یاد شده در دوره بعد تعدیل می‌شود.

با توجه به مباحث گذشته پیرامون چگونگی برآورد تغییرات مزاد مصرف کننده و تولیدکننده در اثر تغییرات قیمت، با توجه به معادله‌های عرضه و تقاضای بدست آمده مقدار تغییرات در رفاه مصرف کننده و تولیدکننده در اثر 5٪، 10٪ و 20٪ تغییر قیمت گوشت در اثر کاهش یارانه خوراک دام برای دوره زمانی 1380-1390 برآورد شد که نتایج آن در جدول 6 آمده است.

بر اساس نتایج جدول 9 همان گونه که انتظار می‌رود، تغییرات رفاه مصرف کنندگان در اثر افزایش قیمت گوشت منفی است. به بیان دیگر، در اثر افزایش قیمت گوشت رفاه مصرف کننده کاهش می‌یابد. برای مثال، بر اثر افزایش 5٪ قیمت رفاه مصرف کننده در سال 1380 به مقدار 444247 میلیون ریال کاهش یافته که این مقدار در سال 1390 به 2826653 رسیده است. همچنین، افزایش قیمت گوشت رفاه تولیدکنندگان را افزایش خواهد داد. در این جا نیز در اثر افزایش قیمت، تغییرات رفاه تولیدکنندگان مثبت بدست آمده است. برای مثال، افزایش 5٪ قیمت رفاه تولید کننده در سال 1380 به مقدار 503305 میلیون ریال افزایش یافته که این مقدار در سال 1390 به مقدار 3056330 بوده است.

بنابراین، بر اساس نتایج بدست آمده با افزایش قیمت‌ها افزایش رفاه تولیدکنندگان بیش تر از کاهش رفاه مصرف کنندگان می‌باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به نتایج بدست آمده با افزایش قیمت گوشت همواره افزایش رفاه تولیدکنندگان بیش تر از کاهش رفاه مصرف کنندگان است. بنابراین، در مجموع رفاه جامعه افزایش خواهد یافت و یک افزایش مداوم و آرام قیمت افزون بر کمک به عرضه بیش تر گوشت امکان خرید را از مصرف کنندگان نخواهد گرفت، اما افزایش ندادن قیمت آن امکان تولید را از تولیدکنندگان خواهد گرفت. همچنین، افزایش قیمت با وجود آن که باعث افزایش رفاه تولیدکنندگان می‌شود، اما افزایش بیش از حد قیمت‌ها کاهش شدید در رفاه مصرف کنندگان را در بر خواهد داشت که در بلندمدت بر مقدار مصرف آن‌ها تأثیر منفی خواهد داشت. بنابراین، با توجه به بالا بودن هزینه‌های تولید گوشت قرمز در داخل و بمنظور حمایت از بخش تولید گوشت و انواع فرآورده‌های غذایی آن، پیشنهاد می‌شود دولت با پرداخت یارانه به صورت مناسب به نهاده‌های دامی که مهم‌ترین آن خوراک دام مصرفی می‌باشد، از این بخش حمایتی جدی تر شود.

خرید تضمینی گوشت قرمز یکی دیگر از راهکارهای تضمین فعالیت دامداران و تولیدکنندگان در مقابل نوسان‌های بازار است که دولت می‌تواند با خرید به موقع دام و گوشت از دامداران در قبال تحویل خوراک دام یارانه‌ای از آن‌ها حمایت‌های لازم را انجام دهد.

هم‌چنین، دولت می‌تواند از راه تخصیص وام‌هایی با کارمزد کم‌تر به واحدهای دامداری و دامپروری و حتی مرتعداران (برای حمایت از تولید خوراک دام داخل) انگیزه سرمایه‌گذاری در صنعت دامپروری را افزایش دهد.

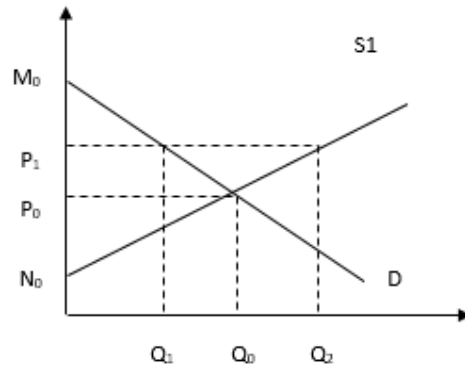
منابع

- آماده، ح. (1386) تحلیل تغییرات قیمتی گوشت مرغ با کاربرد الگوی ARDL: مطالعه موردی استان تهران. پژوهشنامه اقتصادی. سال 10. شماره 2. 295-325.
- بریم نژاد، و. و شوشتریان، آ. (1387) بررسی عرضه و تقاضای گوشت قرمز در ایران: نگرش سیستمی. اقتصاد کشاورزی. جلد 2. شماره 1. 89-97.
- بخشوده، م. (1375) بررسی تقاضای انواع گوشت در ایران. اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران. جلد دوم. صفحه 565-588.
- بستاک، م. (1385) بررسی آثار سیاست‌های حمایتی در بخش کشاورزی (مطالعه‌ی موردی - زیربخش دام و طیور). پژوهش و سازندگی در امور دام و آبزیان، شماره 73. 11-20.
- چراغی، د. و قلی‌پور، س. (1389) مروری بر عمده‌ترین چالش‌های گوشت قرمز در ایران، بررسی‌های بازرگانی. شماره 41. 89-110.
- دهقان دهنوی، م.ع. کهزادی، ن و خلیلیان، صادق (1384) بررسی تغییر ساختاری تقاضای گوشت از طریق آزمون ناپارامتری ترجیحات آشکار شده. پنجمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی. دانشگاه سیستان و بلوچستان.
- دانشور کاخکی، م. سروری، ع.ا. صدراشرافی، س.م. و هاتف، ح. (1386) تعیین اثرات تغییر قیمت شیر بر رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان و پیش‌بینی آن. اقتصاد کشاورزی. دوره 1. شماره 2.
- رحمانی، ر. و سلطانی، غ. (1375) اثرات آزادسازی بازرگانی محصولات کشاورزی بر رفاه اقتصادی در ایران. مطالعه موردی: خرما و برنج. پایان‌نامه کارشناسی ارشد شیراز.
- زراء نژاد، م. و سعادت‌مهر، م. (1386) برآورد تابع تقاضا برای گوشت قرمز در ایران. پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی. سال 7. شماره 26. 63-82.
- شوشتریان، ا. و بخشوده، م. (1386) بررسی اثر آزادسازی بازار گندم بر روی رفاه اجتماعی. مجله علمی کشاورزی. 1:30. 1-13.
- عزیزی، ج. و ترکمانی، ج. (1380) برآورد توابع تقاضای انواع گوشت در ایران. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه. شماره 34. 17-35.

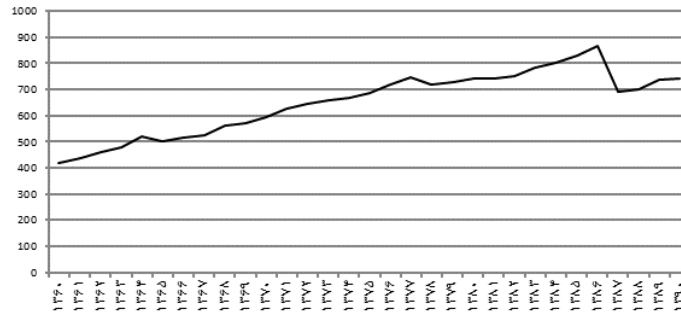
- عزیزی، ج. (1380) برآورد توابع تقاضای انواع گوشت در ایران. فصلنامه اقتصادکشاورزی و توسعه. 34: 217-237.
- غلامی، م. و کوپاهی، م. (1368) تابع عرضه گوشت قرمز در ایران، گزارش اقتصادکشاورزی. سازمان تحقیقات کشاورزی و روستایی. وزارت کشاورزی، تهران.
- فاطمی، م. و یزدانی، س. (1381) اثرات آزادسازی تجارت محصولات دامی بر رفاه اقتصادی در ایران: مطالعه موردی مرغ و تخم مرغ. پایان نامه کارشناسی ارشد زابل.
- قریشی ابهری، ج. (1371) توابع تابع تقاضا و پیش بینی نیاز آتی گوشت. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه شیراز.
- قنبری، ع. (1372) مدل عرضه و تقاضای گوشت در ایران. پایان نامه دکتری. دانشگاه تربیت مدرس. دانشکده علوم انسانی. تهران.
- کرباسی، ع. و کاتب، م. (1389) بررسی آثار رفاهی حذف یارانه ی کود شیمیایی بر محصولات گندم و جو. اقتصاد کشاورزی. جلد 5. شماره 2. 58-72.
- گیلان پور، ا. کهنسال، م.ح. و پرمه، ز. و اسماعیلی پور، ا. (1389). فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره 63. 137-168.
- نورالله زاده، ا. (1378) سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده آل (AIDS). سه مرحله ای برای بخش خوراک و گوشت در مناطق شهری ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه آزاد اسلامی. واحد علوم و تحقیقات. تهران.
- وزارت جهاد کشاورزی. معاونت امور دام اداره کل طیور. گزارش های داخلی سال های مختلف.
- Alston, J. M., Smith, V. H., Acquaye, A. and Hosseini, S. (1999) Least-Cost Cheap Food Policies: Some Implications of International Food Aid. *Agricultural Economics*, 20: 191-201.
- 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.
- Fidan, H. and Klasra, A.M. (2005) Seasonality in Household Demand for Meat and Fish: Evidence from an Urban Area, *Turk J. Vet Anim. Sci.*, 29: 1217-24.
- Miran, B. and Akgungor, S. (2005) The Effect of Mad Cow (BSE) Scare on Beef Demand and Sales Loss: The Case of Izmir, *Turk J.*
- Pesaran, M. H., Shin Y. and Smith R. I. (2001) Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16: 289-326.

- Pesaran, M. and Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis. In: Strom S, editor, Econometrics and economic theory in the 20th century: The Ragnar Frisch centennial symposium. Cambridge: Cambridge University Press.
- Pesaran, H.M. and Pesaran, B. (1997) *Microfit 4.0*. Oxford University Press. England.
- Reztis, A. and Stardpoulos, K. (2009) Greek Meat Supply Response and Price Volatility in a Rational Expectations Framework: Amultivariate GARCH Approach, Paper Prepared for Presentation at the 113 EAAE seminar.
- Skaggs, R.K. and Falk, C.L. (1998) Market and Welfare Effects of Livestock Feed Subsidies in Southeastern New Mexico, *Journal of Agricultural and Resource Economics*. 23(2):545-557.

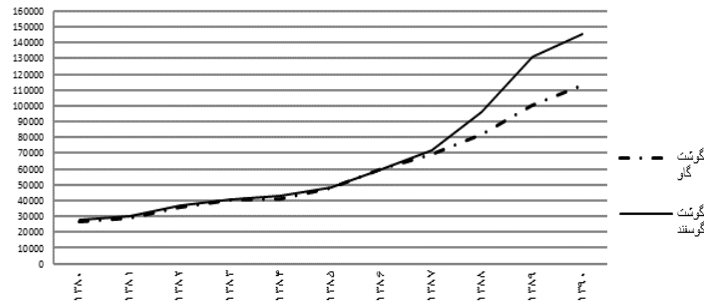
پیوست‌ها



شکل 1- اثر افزایش قیمت گوشت قرمز بر رفاه تولید کنندگان و مصرف کنندگان.



نمودار ۱- تولید گوشت قرمز طی سالهای ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۰



نمودار ۲- میانگین قیمت خرده فروشی گوشت قرمز طی سالهای ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۰

جدول ۱- میانگین قیمت خرده فروشی گوشت قرمز (بازار آزاد) در سالهای ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۰ بر

حسب ریال در کیلوگرم

سال	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰
گوشت گاو	39990	41450	47769	59813	68961	81765/1	100571	113246
گوشت گوسفند	40737	43148	48114	59339	72062	95945/5	131329	145412

مأخذ: سالنامه‌های آماری وزارت جهاد کشاورزی

جدول 2- مصارف سرانه گوشت قرمز در خانوارهای شهری در سال های 1380 تا 1385 کیلوگرم (برگرفته از چراغی و قلی پور، 1389)

سال	میانگین/دهک	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
80	10/10	2/86	5/18	6/36	7/44	8/64	10/10	11/42	12/88	15/64	20/52
81	9/52	2/24	4/07	5/47	6/67	7/99	9/13	11/16	12/57	15/25	20/68
82	8/82	2/01	3/93	5/12	6/14	7/36	8/53	9/85	11/70	13/50	20/05
83	9/65	2/22	4/15	5/59	7/25	7/93	9/84	11/09	13/74	14/97	20/01
84	9/48	2/47	4/30	6/15	6/80	8/04	9/56	10/35	12/26	14/69	20/14
85	9/12	1/96	3/93	5/43	6/70	7/41	8/84	10/13	12/28	14/36	20/13

جدول 3- نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته. (برگرفته از چراغی و قلی پور، 1389)

80	6/85	1/38	2/78	3/49	4/60	6/03	6/30	7/65	8/72	11/30	16/26
81	6/58	0/99	2/38	3/32	4/07	4/86	6/20	7/14	8/77	11/16	16/93
82	5/91	0/94	2/27	3/05	4/09	4/94	5/70	6/79	7/59	9/67	14/08
83	6/44	1/29	2/64	3/56	4/27	5/30	6/26	7/38	8/39	10/50	14/86
84	7/07	1/36	2/81	3/73	4/77	5/77	6/78	7/38	9/21	11/48	17/42
85	6/72	1/12	2/48	3/28	4/24	5/17	6/01	7/45	8/52	11/15	17/82

جدول 3- نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته.

متغیرهای تابع عرضه گوشت قرمز						
نام متغیر	طول وقفه	آماره محاسبه شده	کمیت بحرانی جدول	تابع بکار رفته برای آزمون ریشه واحد	نتیجه	درجه ایستایی
DLMPFI	0	-6/7289	-3/0299	عرض از مبدأ	مثبت	I(1)
DLHI	0	-4/0724	-3/6736	عرض از مبدأ	مثبت	I(1)
LWLK	1	-5/7685	-3/6027	عرض از مبدأ و روند	مثبت	I(0)
LMPGI	1	-4/3845	-3/6027	عرض از مبدأ و روند	مثبت	I(0)
متغیرهای تابع تقاضا گوشت قرمز						
DLHF	1	-4/4187	-3/0299	عرض از مبدأ و روند	مثبت	I(1)
LMCI	0	-3/2858	-2/9907	عرض از مبدأ و روند	مثبت	I(0)
DLMPFI	1	-4/2659	-3/0521	عرض از مبدأ	مثبت	I(1)
DLYFI	0	-6/04879	-3/6027	عرض از مبدأ	مثبت	I(1)

مأخذ: یافته های پژوهش علامت D نشان دهنده تفاضل مرتبه نخست متغیرهاست.

جدول 4- نتایج آزمون فیلیپس پرون.

متغیرهای معادله عرضه گوشت قرمز								
متغیر	طول وقفه	آماره محاسبه شده	کمیت بحرانی جدول			تابع مورد استفاده برای آزمون ریشه واحد روند	نتیجه	درجه ایستایی
			%1	%5	%10			
DLMDPI	0	-6/7289	-2/6551	3/02997	-3/8315	عرض از مبدأ	مانا	I(1)
DLHI	0	-3/5330	-2/6551	-3/0299	-3/8315	عرض از مبدأ	مانا	I(1)
DLWLK	0	-4/0461	-2/6551	-3/0299	-3/8315	عرض از مبدأ و روند	مانا	I(1)
LMPGS	0	-4/4499	-2/6551	-3/0299	-3/8315	عرض از مبدأ و روند	مانا	I(0)
متغیرهای معادله تقاضا گوشت قرمز								
DLHF	0	-4/5674	-3/8315	-3/0299	-2/6551	عرض از مبدأ	مانا	I(1)
DLHCI	0	-4/8008	-3/8315	-3/0299	-2/6551	عرض از مبدأ	مانا	I(1)
DLMPFI	0	-4/0152	-2/6551	-3/0299	-3/8315	عرض از مبدأ	مانا	I(1)
DLYFI	0	-7/2355	-3/2869	-3/6908	-4/5715	عرض از مبدأ و روند	مانا	I(1)

مأخذ: یافته های پژوهش علامت D نشان دهنده تفاضل مرتبه نخست متغیرهاست.

جدول 5- برآورد مدل کوتاه مدت تابع عرضه.

متغیر	ضریب متغیر	آماره t و سطح احتمال	معنی داری
LMDPI(-1)	0/72	3/43 [0/004]	معنی دار
LHI	-0/094	-3/15 [0/008]	معنی دار
LMPGS	0/078	3/28 [0/006]	معنی دار
LWLK	0/18	3/95 [0/002]	معنی دار
LWLK(-1)	-0/07	1/96 [0/071]	معنی دار

$$\bar{R}^2 = 0/78$$

مأخذ: یافته های پژوهش

جدول 6- برآورد مدل کوتاه مدت تابع تقاضا.

متغیر	ضریب متغیر	آماره t و سطح احتمال	معنی داری
$LMCI(-1)$	0/42	3/85 [0/024]	معنی دار
$LMP1$	-0/22	3/23 [0/008]	معنی دار
LYF	0/19	2/28 [0/026]	معنی دار
$LVP(-1)$	0/18	2/45 [0/018]	معنی دار
LHP	0/07	1/96 [0/282]	غیر معنی دار
$LHP(-1)$	0/14	3/013 [0/035]	معنی دار

$$\bar{R}^2 = 0/80$$

جدول 7- نتایج آزمون کرانه توابع عرضه و تقاضای گوشت قرمز.

رابطه بین متغیرها	مقدار آماره F محاسباتی	محدوده مقادیر بحرانی در سطح			
		I(0)		I(1)	
		97/5%	99%	97/5%	99%
$FLMDF1_t(LMDF1_t \sim LWLK_t, LMPFG3_t, LH1_t)$	1/87	2/901	3/372	4/161	4/797
$FLWLK_t(LLWLK_t \sim LMDFI_t, LMPFG3_t, LH1_t)$	3/58	2/901	3/372	4/161	4/797
$FLMPFG3_t(LMPFG3_t \sim LWLK_t, LMDFI_t, LH1_t)$	6/74	2/901	3/372	4/161	4/797
$FLH1_t(LH1_t \sim LWLK_t, LMPFG3_t, LMDFI_t)$	13/58	2/901	3/372	4/161	4/797

رابطه بین متغیرها	مقدار آماره F محاسباتی	محدوده مقادیر بحرانی در سطح			
		95%	99%	95%	99%
$FLMCI_t(LMCI_t \sim LMP1_t, LYF1_t, LHP_t)$	1/21	2/549	3/372	3/625	4/797
$FLMP1_t(LMP1_t \sim LMCI_t, LYF1_t, LHP_t)$	6/85	2/549	3/372	3/625	4/797
$FLYP1_t(LYP1_t \sim LMP1_t, LMCI_t, LHP_t)$	2/21	2/549	3/372	3/625	4/797
$FLHR_t(LHR_t \sim LMP1_t, LYF1_t, LMCI_t)$	3/68	2/549	3/372	3/625	4/797

مأخذ: یافته‌های پژوهش (مقادیر بحرانی بدون عرض از مبدأ و روند)

