الگوی انتقال قیمت مکانی گوشت مرغ ایران و مهمترین شریک تجاری

فروز جزقانی*[۱]، رضا مقدسی[۲]، سعید یزدانی[۳]، امیر محمدی نژاد[۴]

تاریخ دریافت: ۹۴/۰۷/۰۳ تاریخ پذیرش: ۹۴/۰۹/۲۷

چکیده

هدف از این تحقیق، بررسی ارتباط میان قیمت گوشت مرغ در ایران و مهمترین شریک تجاری ایران طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۹ است. بدین منظور مکانیزم انتقال قیمت مکانی گوشت مرغ ایران و برزیل که طبق آمار ارایه شده توسط گمرک مهمترین شریک تجاری ایران در دهه مورد مطالعه بوده است، با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری مورد بررسی قرار گرفت. سپس توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی بدست آمده مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج این مطالعه نشان داد که میان قیمت گوشت مرغ در ایران و برزیل ارتباط وجود دارد و جهت علیت از برزیل به ایران است. نوسانات افزایش قیمت در بازار برزیل بر نوسانات قیمت در بازار ایران تأثیر داشته اما نوسانات کاهش قیمت در بازار این کشور تأثیری بر نوسانات قیمت در بازار ایران نداشته. همچنین نتایج نشان داد که انتقال قیمت به صورت نامتقارن صورت می‌گیرد به عبارتی افزایش قیمت کامل‌تر و کاراتر انتقال می یابد. با توجه به تأیید وجود ارتباط بلندمدت میان قیمت‌های برزیل و ایران پیشنهاد می‌شود حتی‌المقدور سعی شود شرایط بازار جهانی به ویژه بازار محصول مورد مطالعه در کشور برزیل به طور مستمر نظارت شده و سیاست‌گزاری‌های داخلی با توجه به شرایط بازار شریک تجاری انجام شود تا از حساسیت زیاد قیمت‌های داخلی به نوسان قیمت‌های جهانی کاسته شود.

طبقه‌بندی *JEL*: *C130, Q130, Q170*

واژه‌های کلیدی: گوشت مرغ، انتقال قیمت مکانی، تابع عکس‌العمل آنی، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، ایران و برزیل.

۱- دانشجوی دکتری رشته اقتصاد کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران.
۲- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران.
۳- استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران.
۴- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران.
* نویسنده‌ی مسئول مقاله: fjezghani@gmail.com

پیشگفتار

آزادسازی تجاری در سطح داخلی کشورها یکی از ویژگی‌های غالب اصلاحات اقتصادی در بسیاری از کشورهای در حال توسعه در دو دهه گذشته بوده است و ایران نیز از این قاعده مستثنی نبوده است. پس از پیروزی انقلاب اسلامی با توجه به شرایط جنگ، صنعت گوشت کشور تحت کنترل دولت بود و تقریباً نوسانات قیمت کمتری در آن وجود داشت (بستانکی و صادقی، ۱۳۸۱). پس از اتمام جنگ، نگاه دولت به صنعت گوشت کشور تغییر نمود و در پی تعدیلات اقتصادی، کنترل دولت کاهش یافت. در سال‌های اخیر به ویژه پس از سال ۱۳۷۷ با اجرای سیاست آزادسازی برخی محصولات کشور و همچنین کاهش دخالت دولت در صنعت گوشت مرغ اجازه داده شد که قیمت این محصول توسط نیروهای عرضه و تقاضای بازار تعیین شود. در حقیقت، متغیر اقتصادی قیمت کارکرد واقعی خود را داشته باشد. اعمال چنین سیاست‌هایی منجر به افزایش نوسانات قیمتی این محصول گردید و سود تولیدکنندگان بیشتر به مخاطره افتاد و لطمه به منافع مصرف‌کنندگان افزایش یافت (سلامی و همکاران، ۱۳۸۸). همچنین چنین اقداماتی دارای اثراتی روی قیمت‌های داخل است و از نقطه نظر تجارت باعث می‌شود سهم کالای وارداتی در قیاس با سهم کالای تولیدی دستخوش تحول شود. به بیان دیگر، هرگونه اطلاعات تجاری باعث می‌شود بین کالاهای وارداتی و تولیدی داخل جانشینی صورت گیرد. همچنین نحوه تأثیرگذاری قیمت‌ها در بازارهای خارجی بر روی قیمت‌های داخلی از مباحث مهم در تجزیه و تحلیل سیاست‌های تجاری است (بخشوده، ۱۳۸۶). همان‌طور که توسط وارمدینگر (۲۰۰۴) نیز مورد تأکید قرار گرفته، از نقطه نظر هدف ثبات قیمت‌ها مهم است که بدانیم چگونه قیمت‌های داخلی از تغیرات قیمت‌ها در بازارهای مختلف و نوسانات نرخ ارز تأثیر می‌گیرند. در این خصوص مطالعات زیادی صورت گرفته است که در ادامه به تعدادی از آن‌ها اشاره می‌شود. کوان (۲۰۰۲) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط میان قیمت گوشت مرغ در آمریکا و کره طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۱ با استفاده از داده‌های ماهانه پرداخت. برای این منظور از مدل VAR و VECM استفاده کرد. نتایج بیانگر ارتباط معناداری بین قیمت این محصول در دو کشور نبود. کپس و شرول (۲۰۰۵) آزمون انتقال قیمت مکانی را برای ۷ ایالت آمریکا (آتلانتا، بوستون، شیکاگو، دالاس، هارتفورد، سیاتل و لوئیس) با داده‌های سری زمانی ماهانه از مزرعه تا خرده‌فروشی برای محصول شیر خام و شیر ۲ درصد چربی طی سال‌های ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۲ با استفاده از مدل هوک و مدل ECM مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. نتایج حاصله انتقال قیمت شیر را نامتقارن گزارش داد. همچنین کشش مربوط به افزایش قیمت سرمزرعه از کشش ناشی از کاهش قیمت سرمزرعه بزرگ‌تر بود. والدز و همکاران (۲۰۱۱) به بررسی انتقال قیمت مکانی در بازار گندم شیلی با استفاده از داده‌های سری زمانی ماهانه طی سال‌های ۱۹۸۶ تا ۲۰۰۷ پرداختند. برای این منظور از مدل VEC استفاده کردند.

نتایج نشان داد که همگرایی نسبتاً زیادی میان بازارهای آرژانتین، شیلی و آمریکا وجود داشته و آمریکا تعیین کننده (پیشرو) بازار است. همچنین، قیمت شیلی تحت تأثیر قیمت‌های آرژانتین و آمریکا قرار دارد.

حسینی و دوراندیش (۱۳۸۵) الگوی انتقال قیمت پسته ایران در بازار جهانی را طی دوره ۸۱-۱۳۶۵ مورد بررسی قرار دادند. برای این منظور از الگوی ارائه شده توسط مایر و فون‌کرامون-تاوبادل (۲۰۰۴) و ولفرام (۱۹۷۱) استفاده شد. نتایج نشان داد که انتقال قیمت‌ها از سرمزرعه به بازار صادرات و از بازار صادرات به سرمزرعه نامتقارن است و کاهش قیمت‌ها از سرمزرعه سریع‌تر و کامل‌تر از افزایش قیمت‌ها به سطح صادرات منتقل می‌شود و کشش کاهش قیمت‌ها بزرگ‌تر از کشش افزایش قیمت‌ها است. در حالی‌که افزایش قیمت‌ها سریع‌تر و کامل‌تر از کاهش قیمت‌ها از سطح صادرات به سرمزرعه منتقل می‌شود و کشش افزایش قیمت‌ها بزرگ‌تر از کشش کاهش قیمت‌هاست. حسینی‌پور و مقدسی (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای انتقال قیمت مکانی در بازار ماهی هرمزگان (به عنوان بازار مرکزی)، تهران و فارس (به عنوان بازارهای محلی) را با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۷ مورد بررسی قرار دادند. نتایج آزمون تسی نشان داد که رفتار آستانه‌ای ارتباط قیمت مکانی میان بازارهای انتخابی را توصیف می‌نماید. لذا از آزمون آستانه‌ای (TAR و M-TAR) استفاده شد. نتایج سرعت تعدیل مختلف در پاسخ به شوک‌های مثبت و منفی در هر مورد را تأیید نمود.

با توجه به آمار ارایه شده توسط بانک مرکزی در سال ۱۳۸۹ زیر گروه گوشت ۲۶/۵ درصد از متوسط هزینه‌های مواد خوراکی و آشامیدنی سالانه یک خانوار را تشکیل داده که بیشترین سهم هزینه‌ای خانوار را شامل می‌شود. در این زیر گروه، گوشت مرغ ۲۹/۴ درصد از سهم هزینه‌ای خانوار را به خود اختصاص داده است. با توجه به سهم بالای گوشت مرغ در سبد هزینه‌ای خانوارها، اطلاع از چگونگی انتقال قیمت در بازار این محصول نقش مهمی در کاهش هزینه‌ی مبادله داشته و تدوین سیاست‌های مناسب برای این محصول را به همراه خواهد داشت و از آن جا که تجزیه و تحلیل انتقال قیمت تنها به بازارهای داخلی محدود نشده و در ادبیات تجارت بین‌المللی انتقال قیمت به عنوان پل ارتباطی میان قیمت‌های جهانی و قیمت‌های داخلی یک کشور حایز اهمیت است (بولینگ، ۱۹۸۸ و موهانتی و همکاران، ۱۹۹۵) مطالعه حاضر تلاش دارد به بررسی چگونگی انتقال قیمت محصول گوشت مرغ بین ایران و مهمترین شریک تجاریش یعنی برزیل بپردازد. طبق آمار ارایه شده توسط گمرک (۱۳۸۹) در طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۷۹ بیش از ۸۰ درصد واردات گوشت مرغ از کشور برزیل انجام شده، لذا این کشور به عنوان شریک تجاری ایران در نظر گرفته شده است.

مواد و روش ها

در این تحقیق الگوی هوک مورد استفاده جهت بررسی انتقال قیمت عبارت است از:

$$\Delta LICWP_{ti} = \delta_0 + \sum_{i=0}^{K} \lambda_{1,i}^{+} \Delta LBCWP_{tb-i}^{+} + \sum_{i=0}^{L} \lambda_{1,i}^{-} \Delta LBCWP_{tb-i}^{-} + V_t \quad (۱)$$

در آن $LICWP_{ti}$ لگاریتم قیمت عمده فروشی یک کیلوگرم گوشت مرغ ایران است و $LIBWP_{ti}$ لگاریتم قیمت عمده فروشی یک کیلوگرم گوشت مرغ برزیل ، $\Delta LBCWP^{+}$ افزایش در قیمت‌ها و $\Delta LBCWP^{-}$ کاهش در قیمت‌ها است، V_t جز اخلال هم‌انباشته ، k و L طول وقفه‌ها هستند. تعداد این وقفه‌ها در هنگام برآورد الگو و با استفاده از آماره‌های آکاییک و شوارتز تعیین می شود. مطابق با فرضیه صفر این الگو، اگر مجموع ضرایب افزایش تجمعی قیمت با مجموع ضرایب کاهش تجمعی قیمت از نظر آماری برابرباشد، آنگاه فرضیه‌ی انتقال قیمت متقارن قابل پذیرش خواهد بود که این فرضیه با استفاده از آزمون والد مورد بررسی قرار می‌گیرد.

در آزمون هوک برای ارزیابی سرعت انتقال قیمت میان برزیل و ایران از رابطه زیر استفاده می‌شود (مایر و فون کرامون-تاوبادل، ۲۰۰۴):

$$\lambda_{1,1} = \lambda_{2,1},\ \lambda_{1,2} = \lambda_{2,2}, \ldots, \lambda_{1,K1} = \lambda_{2,K2} \quad (۲)$$

همچنین در آزمون هوک برای ارزیابی بزرگی انتقال قیمت میان برزیل و ایران از رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$H_0 : \sum_{i=0}^{K1} \lambda_{1,i} = \sum_{i=0}^{K2} \lambda_{2,i} \quad (۳)$$

در این رابطه فرضیه برابری مجموع ضرایب متغیر افزایش‌های قیمت عمده‌فروشی یک کیلوگرم گوشت مرغ برزیل در زمان t تا k_1 دوره قبل از آن، با مجموع ضرایب متغیر کاهش‌های قیمت عمده-فروشی یک کیلوگرم گوشت مرغ برزیل در زمان t تا k_2 دوره قبل از آن آزمون می‌شود.

در تجزیه و تحلیل داده‌های سری زمانی اولین مرحله انجام آزمون ایستایی است. جهت بررسی ایستایی سری‌های قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ ایران و برزیل طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۹ از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)، فیلیپس پرون (PP) و KPSS جهت تست مانایی سری‌های زمانی استفاده شد.

از آنجا که تغییر در سیاست‌های دولت و یا هر عامل دیگری که باعث شود رفتار قیمتی کالا تحت تأثیر قرار گیرد، موجب بروز شکست ساختاری در سری‌های قیمت شده و در نتیجه ممکن است نتایج آزمون‌ها را منحرف سازد، لذا جهت بررسی شکست ساختاری از آزمون CUSUM استفاده شد. از آزمون علیت گرنجر جهت تعیین علیت استفاده شد.

معمولاً، قیمت صادراتی کشور صادرکننده بر مبنای قیمت عمده‌فروشی تعیین می‌شود. این در حالی است که قیمت وارداتی کشور واردکننده با قیمت عمده‌فروشی آن قابل مقایسه است یانگ و همکاران

(۲۰۰۰) و کوان (۲۰۰۲). بر این اساس، در این مطالعه، قیمت عمده‌فروشی دو کشور با هم مقایسه شدند که آمار ماهانه قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ ایران از اسناد موجود در دفتر بررسی‌های اقتصادی معاونت امور تولیدات دامی وزارت جهاد کشاورزی استخراج گردید. آمار ماهانه مربوط به گوشت مرغ برزیل از طریق سایت موسسه اقتصاد کشاورزی برزیل[1] جمع‌آوری شد. در تبدیل قیمت-های برزیل به قیمت‌های ایران نیاز به آمار نرخ ارز غیررسمی ماهانه بود که از اداره آمار اقتصادی بانک مرکزی استخراج گردید. جهت زدودن اثر تورم از قیمت‌های مورد استفاده نیاز به شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) بود که این آمار نیز از اداره آمار اقتصادی بانک مرکزی استخراج گردید. دوره مورد مطالعه از ابتدای فروردین ۱۳۷۹ تا پایان اسفند ۱۳۸۹ در نظر گرفته شده است. کلیه متغیرها به صورت لگاریتمی در الگوها لحاظ شده‌اند.

نتایج و بحث

دو سری قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ ایران و برزیل بر اساس سه آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)، فیلیپس پرون (PP) و KPSS در سطح ایستا بودند. نتایج در جدول (۱) قابل مشاهده است.

نمودار (۱) نتیجه انجام آزمون CUSUM بر روی داده‌های قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ را نشان می‌دهد. همان‌گونه که در نمودار مشاهده می‌شود در الگوی مورد نظر تغییرات ساختاری مشاهده نگردید.

همان‌گونه که در جدول (۲) مشاهده می‌گردد قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ برزیل عامل گرنجری قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ ایران است که این نتیجه‌ای منطقی است. برزیل بزرگ‌ترین صادرکننده این محصول در سال‌های اخیر است و ایران طی سال ۱۳۷۹ الی ۱۳۸۹به طور متوسط ۹/۴۶ هزار تن گوشت مرغ از برزیل وارد کرده است البته این مقدار در سال‌های مختلف دارای نوساناتی بوده است.

با توجه به ایستا بودن سری‌های قیمت جهت بررسی انتقال قیمت از الگوی VAR استفاده شد. نتایج حاصل از مدل حایز اهمیت است و از آن‌ها جهت برآورد تابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی استفاده گردید.

نتایج حاصل از الگوی VAR قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ ایران و برزیل در جدول (۳) آورده شده است. آماره F در هر دو معادله از لحاظ آماری معنادار است بنابراین ضرایب دارای اختلاف

1/ www.iea.sp.gov.br

معناداری با صفر هستند. همان‌گونه که مشاهده می‌شود الگوی قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ ایران ۸۸ درصد تغییرات خود را توضیح می‌دهد و الگوی قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ برزیل ۵۰ درصد تغییرات خود را توضیح می‌دهد. قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ برزیل توسط مقادیر با وقفه خود (وقفه دو و سه) توضیح داده می‌شود در حالی که قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ ایران توسط مقدار با وقفه خود (وقفه یک) و مقادیر با وقفه قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ برزیل (وقفه دو و سه) توضیح داده می‌شود با توجه به این که ایران کشوری کوچک و برزیل بزرگترین صادرکننده این محصول در سال‌های اخیر است این نتیجه منطقی به نظر می‌رسد. این نتیجه مشابه نتایج بدست آمده توسط والدز و همکاران (۲۰۱۱)، جوردنو (۲۰۱۰) و فون کرامون-تاوبادل و لوی (۱۹۹۶) و برخلاف نتیجه به دست آمده توسط کوان (۲۰۰۲) است.

در نمودار (۲) تابع عکس‌العمل آنی قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ ارایه شده است. نمودار اول واکنش قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ ایران به قیمت خود و برزیل را نشان می‌دهد. در پاسخ به شوک خود قیمت، این قیمت دارای واکنش طولانی مدت است. تغییر مثبت در قیمت گوشت مرغ برزیل منجر به افزایش در قیمت گوشت مرغ ایران ۲ ماه بعد از شوک می‌شود.

نمودار دوم واکنش قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ برزیل به شوک قیمتی خود و ایران را نشان می‌دهد. در پاسخ به شوک قیمت خود، این قیمت در ماه سوم و چهارم افزایش خواهد یافت. در پاسخ به شوک قیمت گوشت مرغ ایران داری افزایشی در ماه دوم است که این نشان می‌دهد چنانچه رابطه همگرایی میان دو قیمت وجود داشته باشد، افزایش در قیمت ایران ممکن است قیمت برزیل را افزایش دهد.

در جدول (۴) واریانس‌های خطای پیش‌بینی (استاندارد ارور) گوشت مرغ و تجزیه آن‌ها برای دوره زمانی ۱، ۶، ۱۲، ۱۸، ۲۴، ۳۰ و ۳۶ نشان داده شده است. همانند تجزیه تابع عکس‌العمل آنی، رتبه-بندی از برزیل به ایران در نظر گرفته شد. همان‌گونه که در جدول (۴) مشاهده می‌شود قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ برزیل تا حد زیادی برون‌زا است به طوری که بیش از ۹۶ درصد FEV خودش را توضیح خواهد داد.

قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ ایران تا میان مدت (ماه دوازدهم) برون‌زا است و بیش از ۵۰ درصد FEV خود را توضیح خواهد داد و پس از آن این قیمت درون‌زا خواهد شد به طوری که در ماه‌های آخر حدود ۴۶ درصد FEV خود را توضیح خواهد داد. بعد از ماه دوازدهم به تدریج نقش قیمت برزیل در توضیح قیمت ایران افزایش خواهد یافت به طوری که در ماه‌های آخر حدود ۵۳ درصد FEV قیمت ایران را توضیح خواهد داد. این نشان می‌دهد که قیمت برزیل قیمت ایران را تحت تأثیر قرار خواهد داد.

نتایج برآوردی رهیافت هوک برای قیمت‌های عمده‌فروشی گوشت مرغ در جدول (۵) آورده شده است. برای تعیین طول وقفه، الگوهایی با وقفه‌های مختلف برآورد گردید و با توجه به آماره آکائیک (AIC) و شوارتز (SC) الگو با دو وقفه برای افزایش قیمت‌ها و بدون وقفه در کاهش‌ها انتخاب گردید. این تعریف نشان می‌دهد که تعدیلات قیمتی ایران ۲ ماه پس از ایجاد شوک‌های قیمتی در برزیل رخ می‌دهند. اما در مورد کاهش‌های قیمتی اینگونه نیست.

سپس با استفاده از آزمون والد فرضیه صفر مبنی بر متقارن بودن انتقال قیمت مورد بررسی قرار گرفت، نتیجه آزمون نشان داد که انتقال قیمت گوشت مرغ از برزیل به ایران نامتقارن است (جدول ۵). این نتیجه مشابه نتایج به دست آمده توسط پالسن (۲۰۰۷)، کپس و شرول (۲۰۰۵) و عبدولای (۲۰۰۰) است.

معنادار شدن ضریب متغیر افزایش تجمعی از نظر آماری نشان دهنده این است که نوسانات افزایش قیمت در بازار برزیل بر نوسانات قیمت در بازار ایران تأثیر دارد و معنادار نشدن ضریب متغیر کاهش تجمعی از نظر آماری نشان دهنده این است که نوسانات کاهش قیمت در بازار برزیل تأثیری بر نوسانات قیمت در بازار ایران ندارد. که این می‌تواند به دلیل تبانی بین تجار داخلی و واسطه‌ها باشد زیرا عموماً آن‌ها افزایش قیمت را سریعتر و کامل‌تر از کاهش آن انتقال می‌دهند به علاوه در اغلب اوقات افزایش قیمت‌های جهانی (شریک تجاری) سریعتر از کاهش آن گزارش می‌شود که این موضوع نیز می‌تواند منجر به انتقال کامل‌تر و سریعتر افزایش قیمت شود تا کاهش قیمت.

بر حسب کشش‌های محاسبه شده می‌توان گفت که یک درصد افزایش در قیمت برزیل در کوتاه‌مدت منجر به افزایش ۰/۰۷ درصدی در قیمت ایران می‌گردد. اما در بلندمدت یک درصد افزایش در قیمت برزیل منجر به افزایش ۰/۱۴ درصدی در قیمت ایران می‌شود. در صورتی که در کوتاه‌مدت یک درصد کاهش در قیمت برزیل منجر به ۰/۰۴ درصد کاهش در قیمت ایران می‌گردد. در نتیجه افزایش قیمت برزیل با سرعت بیشتری به ایران منتقل می‌شود، در صورتی که کاهش قیمت برزیل با سرعت کمتری نسبت به افزایش قیمت منتقل می‌شود. همچنین افزایش قیمت کامل‌تر از کاهش قیمت از برزیل به ایران منتقل می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

نتایج این مطالعه نشان داد که میان قیمت گوشت مرغ در ایران و مهمترین شریک تجاریش یعنی برزیل ارتباط معنادار وجود داشته. جهت علیت از برزیل به ایران تعیین شد. نوسانات افزایش قیمت در بازار برزیل بر نوسانات قیمت در بازار ایران تأثیر داشته اما نوسانات کاهش قیمت در بازار این

کشور تأثیری بر نوسانات قیمت در بازار ایران نداشته. انتقال قیمت به صورت نامتقارن صورت می‌گیرد به عبارتی افزایش قیمت برزیل کامل‌تر و کاراتر انتقال می‌یابد. همچنین افزایش قیمت برزیل در مقایسه با کاهش آن با سرعت بیشتری به ایران منتقل می‌گردد.

با توجه به تأیید وجود ارتباط بلندمدت میان قیمت‌های برزیل و ایران پیشنهاد می‌شود حتی‌المقدور سعی شود شرایط بازار جهانی به ویژه بازار محصول مورد مطالعه در کشور برزیل به طور مستمر نظارت شده و سیاست‌گزاری‌های داخلی با توجه به شرایط بازار شریک تجاری انجام شود تا از حساسیت زیاد قیمت‌های داخلی به نوسان قیمت‌های جهانی کاسته شود همچنین در صورت لزوم پایگاه اطلاعاتی جهت مونیتور کردن شرایط این بازارها ایجاد شود.

همچنین با توجه به تأیید وجود ارتباط میان قیمت‌های شریک تجاری و قیمت‌های داخلی گوشت مرغ و تأثیر سیاست‌های کشور صادرکننده و نوسانات قیمت‌های آن بر این محصول در داخل، در صورت امکان با ایجاد تنوع در شرکای تجاری و برقراری ارتباط تجاری با کشورهایی که نقش غالب در بازار را ندارند باعث شد تا سیاست‌های اتخاذ شده توسط شرکای تجاری و نوسانات قیمتی آن‌ها تأثیر کمتری بر قیمت‌های داخلی داشته باشد.

فهرست منابع:

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. ۱۳۸۹. دایره شاخص-بهای کالا و خدمات مصرفی.

۲. بخشوده م. ۱۳۸۶. انتقال قیمت‌های جهانی به بازارهای داخلی محصولات کشاورزی ایران. مجموعه مقالات ششمین کنفرانس دو سالانه اقتصاد کشاورزی.

۳. بستانکی م. صادقی ح. ۱۳۸۱. اندازه‌گیری آثار مداخله دولت در قیمت‌گذاری محصولات دامی: بررسی موردی گوشت مرغ. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه. ۳۷: ۸۲-۵۳.

۴. حسینی، س ص. و دوراندیش آ. ۱۳۸۵. الگوی تحلیل رفتار انتقال قیمت پسته ایران در بازار جهانی. مجله علوم کشاورزی ایران. ۱(۲): ۱۵۳-۱۴۵.

۵. سلامی ح. قهرمان‌زاده م. حسینی س. ص. و یزدانی س. ۱۳۸۸. بیمه‌ی درآمد راه‌کاری برای کاهش ریسک تولید و نوسانات قیمت در صنعت طیور کشور. مجله اقتصاد کشاورزی. ۳(۴): ۳۰-۱.

۶. گمرک جمهوری اسلامی ایران. سالنامه آماری واردات و صادرات. ۷۸-۱۳۸۹.

7. Bolling C. 1988. A Price and Exchange Rate Transmission Revisited: The Latin American Case. In Colin Carter A. and Walter H. Gardner (eds.). Elasticity in International Agricultural Trade. Westview Press.

8. Capps Jr and Sherwell P. 2005. Spatial Asymmetry in Farm-Retail Price transmission Associated with Fluid Milk Products. Selected Paper Prepared For Presentation at The American Agricultural Economica Association Annual Meeting. Providence. Rhod Island.

9. Hamilton J.D. 1994. Time Series Analysis. Princeton.

10. Hosseinipour M and Moghaddasi R. 2011. Asymmetric Price Transmission and Threshold Behavior in Iranian Fish Markets. International Conference on Applied Economics. ICOAE.

11. Johnston J and Dinardo J. 1997. Econometrics Methods. The McGraw-Hill Companies. Inc.

12. Jordanov B. 2010. The influence of international agricultural market prices on Macedonian domestic agricultural market - Tomato case. Master's thesis. Swedish University of Agricultural Sciences. Faculty of Natural Resources and Agricultural Sciences. Department of Economics.

13. Judge G G, Hill R C, Griffiths W E, Lutkepohl H and Lee T C. 1988. Intruduction to the Theory and Practice of Econometrics. John Wiley & Sons.

14. Kwon O B. 2002. Do Changes in the Chicken Prices Affect Korean Chicken Prices?. Journal of Rural Development. 25: 15-39.
15. Mohanty S, Peterson E W F and Kruse N C. 1995. Price asymmetry in the international wheat market. Canadian Journal of Agricultural Economics. 43: 355-366.
16. Valdes R, Von Cramon-Taubadel S and Diaz J. 2011. Market integration for Chilean wheat prices using Vector Error Correction Models (VECM), a cointegration analysis. Chilean journal of agricultural research. 38(1): 5-14.
17. Von Cramon-Taubadel S and Loy JP. 1996. Price Asymmetry in the International Wheat Market: Comment. Canadian Journal of Agricultural Economics. 44: 311-317.
18. Warmedinger T. 2004. Import prices and pricing-to-market effects in the euro area, ECB working paper 299.
19. Yang J, Bessler D A and Leatham D J. 2000. The Law of One Price: Developed and Developing Country Market Integration. Journal of Agricultural and Applied Economics. 32(3): 429-440.

پیوست‌ها

جدول ۱- نتایج حاصل از بررسی ایستایی متغیر گوشت مرغ

متغیر		ADF		KPSS		Phillips-Perron	
		LBCWP	LICWP	LBCWP	LICWP	LBCWP	LICWP
آماره آزمون		-۸/۹۳	-۵/۲۷	۰/۲۰	۰/۱۲	-۹/۶۶	-۵/۰۳
مقادیر بحرانی	سطح ۱٪	-۴/۰۴	-۴/۰۴	۰/۲۲	۰/۲۲	-۴/۰۴	-۴/۰۴
	سطح ۵٪	-۳/۴۵	-۳/۴۵	۰/۱۵	۰/۱۵	-۳/۴۵	-۳/۴۵
	سطح ۱۰٪	-۳/۱۵	-۳/۱۵	۰/۱۲	۰/۱۲	-۳/۱۵	-۳/۱۵

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۲- نتایج آزمون علیت گرنجر

فرضیه صفر	آماره F	احتمال
تغییر قیمت عمده فروشی گوشت مرغ ایران علت تغییر قیمت عمده فروشی گوشت برزیل نیست	۰/۴۶	۰/۸۸
تغییر قیمت عمده فروشی گوشت مرغ برزیل علت تغییر قیمت عمده فروشی گوشت ایران نیست	۶/۲۴	<۰/۰۰۰۱

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۳- نتایج الگوی خودرگرسیون برداری متغیر قیمت گوشت مرغ

LICWP	LBCWP	
۰/۵۴	۰/۲۳	LICWP(-1)
[۸/۷۷]	[۱/۴۰]	
۰/۰۸	۰/۰۷	LICWP(-2)
[۱/۰۴]	[۰/۳۷]	
۰/۰۵	-۰/۰۱	LICWP(-3)
[۰/۸۱]	[-۰/۰۹]	
۰/۰۳	۰/۱۳	LBCWP(-1)
[۰/۷۷]	[۱/۴۵]	
۰/۰۸	۰/۲۶	LBCWP(-2)
[۲/۲۷]	[۲/۸۶]	
۰/۰۸	۰/۱۹	LBCWP(-3)
[۲/۱۸]	[۲/۰۰]	
۱/۵۹	۱/۰۳	عرض از مبدا
[۵/۴۴]	[۱/۳۱]	
۰/۸۸	۰/۵۰	R^2
۰/۸۷	۰/۴۷	Adj. R^2
۱۳۴/۵۰	۱۸/۳۴	F-statistic

اعداد داخل براکت نشان دهنده آماره t است.

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۴- نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ ایران و برزیل

	دوره	خطای پیش‌بینی	LBCWP	LICWP
تجزیه واریانس قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ برزیل (LBCWP)	۱	۰/۱۱	۱۰۰/۰۰	۰/۰۰
	۶	۰/۱۷	۹۷/۷۷	۲/۲۳
	۱۲	۰/۲۰	۹۶/۷۱	۳/۲۹
	۱۸	۰/۲۱	۹۶/۳۹	۳/۶۱
	۲۴	۰/۲۱	۹۶/۲۸	۳/۷۱
	۳۰	۰/۲۱	۹۶/۲۵	۳/۷۵
	۳۶	۰/۲۱	۹۶/۲۴	۳/۷۶
تجزیه واریانس قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ ایران (LICWP)	۱	۰/۳۰	۹/۲۳	۹۰/۷۷
	۶	۰/۳۵	۳۷/۵۳	۶۲/۴۷
	۱۲	۰/۳۷	۴۹/۶۰	۵۰/۴۰
	۱۸	۰/۳۸	۵۲/۵۵	۴۷/۴۵
	۲۴	۰/۳۸	۵۳/۴۲	۴۶/۵۸
	۳۰	۰/۳۸	۵۳/۷۰	۴۶/۳۰
	۳۶	۰/۳۸	۵۳/۷۹	۴۶/۲۱

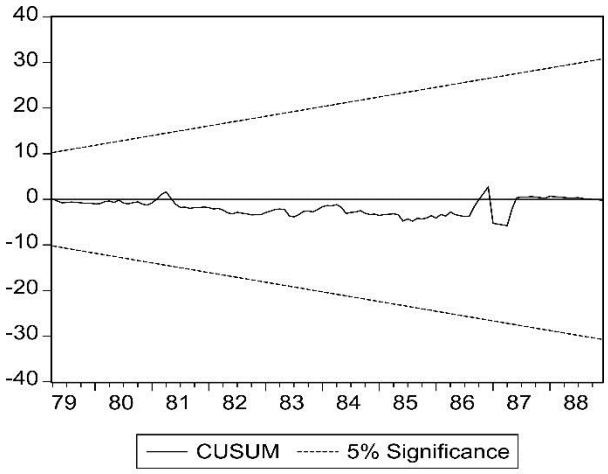
ترتیب: LBCWP ⟶ LICWP

منبع: یافته‌های تحقیق

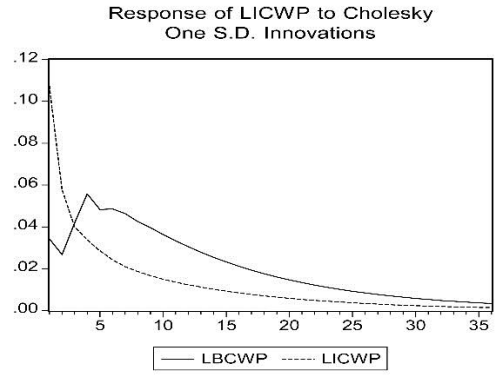
جدول ۵- نتایج برآوردی رهیافت هوک قیمت‌های عمده‌فروشی گوشت مرغ ایران

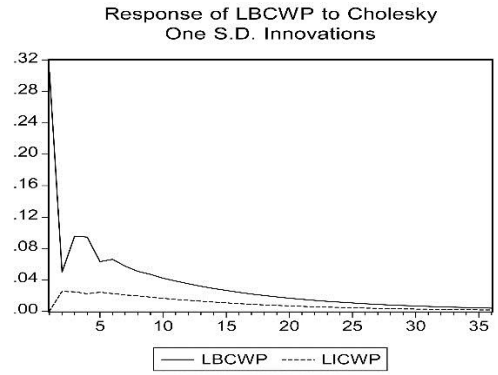
متغیر	ضریب	انحراف معیار	سطح معنی‌داری
عرض از مبدا	۹/۰۳	۰/۰۸	<۰/۰۰۰۱
$\sum\Delta BCWP^{+}$	۰/۰۷	۰/۰۲	<۰/۰۰۰۱
$\sum\Delta BCWP^{+}(-1)$	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۵۳
$\sum\Delta BCWP^{+}(-2)$	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۳
$\sum\Delta BCWP^{-}$	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۴۳
R^2	۰/۹۴		
Adj. R^2	۰/۹۴		
F-statistic	۳۰۴/۰۴		<۰/۰۰۰۱
DW	۱/۹		
Wald's F-statistic	۴۰/۵۸		<۰/۰۰۰۱

منبع: یافته‌های تحقیق



نمودار ۱- نتیجه آزمون CUSUM بر روی داده‌های قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ





نمودار ۲- تابع عکس‌العمل آنی قیمت عمده‌فروشی گوشت مرغ ایران و برزیل