فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال سیزدهم، شماره ۱ «پیاپی ٤٥» بهار ۱۳۹۸، صفحه‌های ۱۵۷-۱۳۷)

# شناسایی مکانیزم انتقال قیمت در بازار میگوی ایران (کاربرد مدل گارچ دومتغیره)

**علی‌اکبر باغستانی*، رضا رحیمی****

تاریخ دریافت: ۹٦/۰۸/۰۹ تاریخ پذیرش: ۹۷/۱۰/۲٤

**چکیده**

هدف این مقاله بررسی مکانیزم انتقال قیمت در بازار میگو با استفاده از مدل گارچ دو متغیره طی دوره زمانی ماهیانه ۱۳۹۱:٤-۱۳۸۰:۱ است. نتایج نشان داد نرخ تغییر قیمت‌های خرده‌فروشی، به طور جزئی، باعث تغییر قیمت‌های عمده‌فروشی می‌شود؛ به طوری که یک واحد افزایش در شاخص قیمت خرده‌فروشی، به میزان کمتر از یک واحد (۰/۲ واحد) شاخص قیمت عمده‌فروشی را افزایش می‌دهد؛ بنابراین، انتقال قیمت بازار میگو به صورت ناقص انجام می‌گیرد. نتایج آزمون هوک نشان داد انتقال قیمت در بازار میگو نامتقارن است و سرعت انتقال افزایش قیمت، بیش‌تر از سرعت انتقال کاهش آن است. در راستای سیاست اصلاح نظام ناقص بازار میگو توصیه می‌شود دولت اجرای سیاست‌های حمایتی غیرقیمتی را مدنظر قرار دهد.

**طبقه‌بندی JEL**: Q13-Q22-E30.

**واژگان کلیدی**: انتقال قیمت، میگو، بازار، روش هوک (H.M)، گارچ دومتغیره (BGARCH).

---

*عضو هیات علمی موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: a.baghestany@agri-peri.ac.ir

**استادیار گروه اقتصاد نظری، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، پست الکترونیکی: rezarahimi1341@gmail.com

**۱. مقدمه**

قیمت محصولات کشاورزی یکی از مهم‌ترین ابزارهای تخصیص منابع در اقتصاد ملی است و نیز نقش تعیین‌کننده‌ای در اقتصاد کشاورزی کشورها دارد (حسینی و نیکوکار، ۱۳۸۵). بر پایه شواهد موجود، قیمت محصولات کشاورزی در مقایسه با سایر کالاها از نوسانات بیش‌تر و گاه شدیدتری برخوردار است (اردی بازار و مقدسی، ۱۳۸۸).

چنانچه نوسانات قیمت محصولات کشاورزی منجربه انتقال نامتقارن گردد، بسیار حائز اهمیت خواهد بود. به عبارت دیگر، اگر تغییرات قیمت کاملاً بین سطوح بازار منتقل نشود، انتقال قیمت نامتقارن رخ داده است که این امر به سهم خود منجر به افزایش حاشیه بازاریابی می‌گردد (نوروزی و مقدسی، ۱۳۸۹).

عدم تقارن در انتقال قیمت از یک سطح بازار به سطح دیگر آن، با تاثیر بر حاشیه بازار، سود قابل توجهی را نصیب واسطه‌های بازاریابی می‌کند و با کاهش رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان، بر کارایی بازاریابی اثر منفی می‌گذارد؛ بنابراین، آگاهی از ارتباط بین قیمت‌های تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان، هم از نظر اقتصادی و هم از لحاظ سیاستی مهم است. انتقال نامتقارن قیمت، نه تنها به این دلیل اهمیت دارد که ممکن است بر شکاف موجود در نظریه‌های اقتصادی دلالت کند؛ بلکه وجود آن به عنوان شاهدی از نارسایی بازار، در اهداف سیاستی مورد توجه قرار می‌گیرد (حسینی و قهرمان‌زاده، ۱۳۸۵).

میگو در بین محصولات دریایی از ارزش غذایی ویژه و مطلوبیت زیادی در سراسر جهان برخوردار است. تقاضای روز افزون برای خرید آن در سطح جهانی و محدودیت ذخایر طبیعی آن در جهان باعث گردیده، صنعت پرورش میگو از اهمیت ویژه‌ای برخوردار شود. میگو با ارزش تجاری بیش از ۱۵ میلیارد دلار در سال، مهم‌ترین محصول شیلاتی در تجارت جهانی آبزیان است (زنگنه سروش، صدرالاشرافی و کاظم نژاد، ۱۳۸٤)

محصول میگو پس از خاویار دومین کالای قابل صدور و ارزآور بین محصولات شیلاتی ایران است (اردکانی، یزدانی و گیلان‌پور، ۱۳۸۹). وجود امکانات بالقوه صید و پرورش انواع آبزیان در بخش شیلات باعث گردیده تا این بخش از ظرفیت بالقوه بالایی جهت تولید و صادرات برخوردار باشد. میگو از جمله آبزیانی است که بیش از نیم قرن سابقه صید در کشور دارد.

در نواحی ساحلی جنوب کشور حدود یک‌صد هزار هکتار زمین مساعد و فوق‌العاده جهت

پرورش میگو موجود است که این خود دو برابر سطح زیرکشت میگوی پرورشی در تایلند به عنوان بزرگ‌ترین تولیدکننده میگوی پرورشی در جهان است (جعفری گلویک و همکاران، ۱۳۹۰).

الگوسازی فرایند انتقال قیمت دارای اهمیت بسیاری است؛ زیرا، در صورت وجود عدم تقارن قیمتی، این یافته می‌تواند نشان‌دهنده قدرت بازاری[1] بنگاه‌های بازاریابی باشد. صنایع فرآوری مواد غذایی، به طور معمول، همه شرایط بازار رقابت کامل مانند تعداد زیاد تولیدکنندگان و عدم تمرکز در صنعت را تامین نمی‌کنند.

از این‌رو، در این مقاله، باتوجه به نوسانات قیمتی و حاشیه بازار، فرایند انتقال قیمت میگو الگوسازی و ضمن شناسایی رابطه میان قیمت میگو در سطوح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی، وضعیت تقارن قیمتی در این سطوح بررسی شود. آگاهی از چگونگی انتقال قیمت در حلقه‌های گوناگون زنجیره بازاریابی و شناسایی تنگناهای موجود در سیستم بازاررسانی فرآورده، نقش مهمی در کاهش هزینه مبادله و تدوین سیاست‌های مناسب در این صنعت دارد. به منظور بررسی چگونگی وضعیت انتقال قیمت از روش هوک[2] (H.M) و برای سنجش فرضیه تقارن یا عدم تقارن انتقال قیمت در بازار میگو طی دوره زمانی فروردین ۱۳۸۰ تا تیرماه ۱۳۹۱ از مدل گارچ دو متغیره[3] (BGARCH) استفاده شده است.

برای دست‌یابی به این هدف، مقاله در شش بخش سازماندهی شده است: در ادامه، بعد از مقدمه، ادبیات تحقیق مرور می‌شود؛ بخش سوم، روش تحقیق را بررسی می‌کند؛ بخش چهارم به یافته‌های پژوهش اختصاص دارد و در نهایت و بخش پنجم، نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی ارائه می‌شود.

## ۲. مروری بر ادبیات

انتقال نامتقارن قیمت به این معناست که قیمت‌های مصرف‌کننده در مقابل افزایش و کاهش قیمت‌های تولیدکننده به گونه‌ای متفاوت پاسخ می‌دهد و از طرف دیگر، عکس‌العمل قیمت‌های تولیدکننده نسبت به افزایش و کاهش قیمت در شاخص مصرف‌کننده متفاوت است.

چگونگی انتقال قیمت از دو راه بررسی می‌شود: چگونگی انتقال قیمت از سطح تولیدکننده به

---

[1] Market Power
[2] Houk Method
[3] Bivariate GARCH

خرده فروشی و یا بر عکس، یک انتقال عمودی قیمت است؛ در حالی که چگونگی انتقال قیمت یک محصول از یک بازار به یک بازار دیگر یک انتقال افقی است. دلایل متعددی برای وجود عدم تقارن در انتقال قیمت وجود دارد. این دلایل تشریح می‌شود.

**وجود بازارهای غیررقابتی:**[۱] در کشاورزی تولیدکنندگان در آغاز زنجیره بازار و مصرف‌کنندگان در انتهای آن، اغلب بر این باورند که در بازارهایی که رقابت کمتری در آنها جریان دارد، واسطه‌ها در سطوح مختلف به راحتی از قدرت بازار در جهت منافع خود استفاده کرده و قادرند سود خود را با انتقال فوری افزایش قیمت و اجتناب یا تاخیر در انتقال کاهش قیمت، افزایش دهند.

**وجود هزینه‌های تعادلی:** [۲] اگر بنگاه‌ها اقدام به افزایش میزان محصول خود کرده و یا قیمت آن را کاهش دهند؛ هزینه‌های بنگاه یاد شده، افزایش یافته و منجر به عدم تقارن در انتقال قیمت خواهد شد.

**سیاست‌های دولت:**[۳] در کشاورزی، حمایت قیمتی، اغلب از نوع قیمت کف، نسبتا معمول است. چنین دخالت‌های دولتی می‌تواند منجر به تعدیل قیمت، به صورت نامتقارن گردد.

**سیستم اطلاعات ناکارا:**[٤] کاهش‌های قیمتی به سرعت افزایش‌های قیمتی گزارش نمی‌شوند.

**انتظارات قیمتی:**[٥] اگر مردم به دلیل وجود نرخ‌های بالا و فزاینده تورم، انتظار افزایش قیمت‌ها را داشته باشند؛ افزایش قیمت راحت‌تر از کاهش قیمت منتقل می‌شود.

**مدیریت موجودی دارایی‌ها:** [٦] روش‌های حسابداری از قبیل فایفو[۷] (FIFO) [۸] می‌تواند منجر به انتقال نامتقارن قیمت شود. همچنین در دوره‌هایی که سطح تقاضا پایین است؛ بنگاه‌ها به جای کاهش قیمت ستانده خود، اقدام به افزایش میزان موجودی خود می‌کنند که این امر، در نهایت عدم تقارن در انتقال قیمت را به دنبال خواهد داشت.

**ویژگی‌های کالا:** [۹] برای محصولات فسادپذیر، واسطه‌ها به دلیل ترس از کاهش فروش، قدرت

---

[1] Noncompetitive Market
[2] Adjustment And Menu Cost
[3] Government Policies
[4] Imperfect Information System
[5] Price Expectation
[6] Asset Inventory Management

[۷] اقلام مصرف شده یا فروخته شده را به قیمت کالایی که ابتدا خریداری شده به حساب می‌آورند و کالاهای موجود را به قیمت کالایی که اخیرا خریداری شده، محاسبه می‌کنند.

[8] First In First Out
[9] Commodity Feature

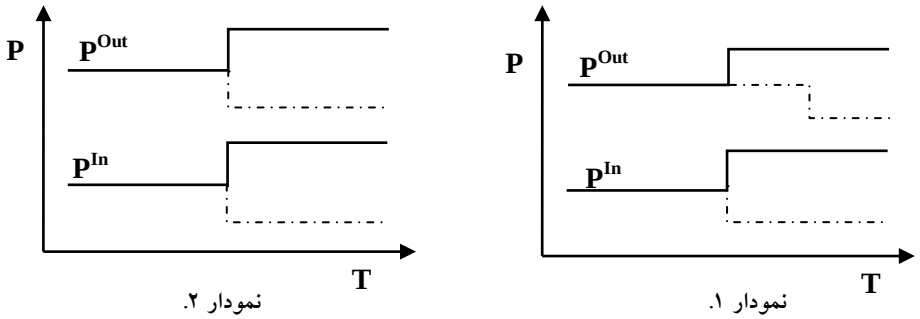
کم‌تری برای اعمال افزایش‌های قیمت دارند و برعکس، ناگزیر از انتقال کاهش‌های قیمت هستند (میبر و ون کرامن،[1] ۲۰۰٤).

در ادامه، مبانی نظری اشکال عدم تقارن قیمتی بررسی می‌شود. عدم تقارن در انتقال قیمت از ٤ دیدگاه قابل بررسی است:

**۱. افقی و عمودی:**[2] حرکت قیمت در سطوح مختلف بازار اعم از سرمزرعه، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی بیانگر انتقال قیمت عمودی است؛ این در حالی است که حرکت آن بین مناطق مختلف در سطوح یکسان اشاره به انتقال قیمت افقی خواهد داشت.

**۲. مثبت و منفی:**[3] با فرض قیمت ستانده[4] یک بنگاه و قیمت نهاده[5]، اگر قیمت ستانده کامل‌تر و سریع‌تر به افزایش در قیمت نهاده واکنش نشان دهد تا کاهش آن، عدم تقارن از نوع مثبت خواهد بود و عدم تقارن منفی نشانگر موقعیتی است که در آن، قیمت ستانده کامل‌تر و سریع‌تر به کاهش‌های قیمتی نهاده عکس‌العمل نشان می‌دهد.

**۳. اندازه و سرعت نامتقارن:**[6] این مفهوم در انتقال قیمت، بدان معناست که اندازه و سرعت انتقال طی فرآیند انتقال قیمت نامتقارن به چه میزان است. این امر، به ترتیب، در نمودارهای (۱) و (۲) ترسیم شده است.




نمودار ۱.　　نمودار ۲.

**اندازه و سرعت انتقال طی فرآیند انتقال قیمت نامتقارن**

منبع: یافته‌های پژوهش

[1] Meyer and Von Cramon-Taubadel
[2] Horizontal and Vertical
[3] Positive and Negative
[4] Output Price (P Out)
[5] Input Price (P In)
[6] Magnitude and Speed

**٤. کوتاه‌مدت و بلندمدت:**[1] مییر و ون کرامن (۲۰۰٤) دو نوع انتقال نامتقارن؛ یعنی، «انتقال نامتقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت» را معرفی کرده‌اند. «عدم تقارن کوتاه‌مدت» زمانی اتفاق می‌افتد که میزان اثر فوری افزایش یا کاهش قیمت تولیدکننده برای قیمت خرده‌فروشی یکسان نباشد؛ اما اثر بلندمدت آن یکسان باشد. «عدم تقارن بلندمدت» زمانی روی می‌دهد که افزایش در قیمت تولیدکننده در کوتاه‌مدت نسبت به کاهش قیمت در بلندمدت (پس از دوره تعدیل کامل) اثر متفاوتی داشته باشد. تفاوت عمده میان این دو مفهوم مربوط به اثر نسبی آن‌ها بر حاشیه بازار است. عدم تقارن بلندمدت، یعنی این که واسطه‌ها، حاشیه خود را به طور پایدار افزایش می‌دهند؛ در حالی که عدم تقارن کوتاه‌مدت، یک اثر موقت بر حاشیه بازار را منعکس می‌کند.

در ادبیات انتقال قیمت، دلایل متعددی برای انتقال نامتقارن یاد شده است که سه مورد اهمیت بیش‌تری دارند. «هزینه‌های تعدیل مقدار تولید و تنظیم دوباره قیمت فرآورده‌ها در خرده‌فروشی‌ها» و «مدیریت موجودی انبار» دو عامل مهم در انتقال نامتقارن قیمت‌ها هستند. سومین و مشاهده‌پذیرترین دلیل برای انتقال نامتقارن قیمت، «وجود قدرت بازار در بنگاه‌های بازاریابی» است. اگر این بنگاه‌ها دارای قدرت بازاری باشند و از این قدرت خود استفاده کنند؛ می‌توانند بر قیمت‌های پرداختی برای کالاهای مورد معامله از تولیدکننده اولیه و قیمت‌های فروش فرآورده به مصرف‌کنندگان، تأثیر بگذارند (همان).

مطالعات متعددی در خصوص نحوه انتقال قیمت در بازار محصولات کشاورزی انجام شده است که در ادامه، به برخی از اهمّ آنها اشاره می‌شود.

شعبان‌زاده، محمودی و اسفنجاری کناری (۱۳۹٤) در پژوهش خود به بررسی انتقال قیمت‌های جهانی به بازارهای داخلی برای محصولات خاص بخش کشاورزی ایران طی دوره ۹۱-۱۳٦۰ پرداخته‌اند. برای دست‌یابی به این هدف، کشش آرمینگتون[2] و ارزی مربوط به ۱۰ قلم گروه کالای منتخب بخش کشاورزی ایران با استفاده از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده[3] (ARDL) برآورد شد. نتایج نشان داد نوسان قیمت‌های جهانی طی دوره بلندمدت بیش‌تر از دوره کوتاه‌مدت به بازار داخلی محصولات انتقال می‌یابد. همچنین، چنانچه محصول

[1] Short Run and Long Run
[2] Armington Elasticity
[3] Autoregressive Distributed Lag Model

تولیدی با شکاف تقاضای داخل مواجه باشد و یا تعداد جانشین‌های آن در بازار داخلی اندک باشد؛ بیش‌تر از قیمت‌های جهانی متاثر خواهد شد. نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطا نیز بیانگر آن است که سرعت تعدیل، به سمت تعادل بلندمدت، برای اکثر محصولات، به کندی صورت می‌گیرد؛ به طوری که اگر چنانچه به بازار هر یک از محصولات تحت بررسی شوکی وارد شود، جهت تصحیح عدم تعادل کوتاه‌مدت و بازگشت مدل به تعادل بلندمدت به زمان نسبتا زیادی نیاز خواهد بود.

محمودی و افراسیابی (۱۳۹۳) در مطالعه خود نشان داده‌اند، انتقال قیمت زعفران در بلندمدت بین استان‌های خراسان رضوی، جنوبی و شمالی متقارن است. همچنین، با به‌کارگیری مدل‌های تصحیح خطا بر پایه تکنیک‌های تصحیح خطای آستانه‌ای، تعدیلات کوتاه‌مدت بازار زعفران در بین این سه استان، تجزیه و تحلیل شد.

مقدسی و رحیمی (۱۳۹۲) نحوه انتقال (متقارن یا نامتقارن) قیمت را در بازار شیر مورد بررسی قرار داده‌اند. در این مطالعه از روش هم‌گرایی آستانه‌ای و داده‌های سری زمانی قیمت شیر در سطح کشور و برای دوره ۸۹-۱۳۶۱ استفاده شد. ایشان با به‌کارگیری مدل‌های تصحیح خطای نامتقارن، تعدیلات کوتاه‌مدت این بازار را تجزیه و تحلیل کرده‌اند. یافته‌ها نشان داد انتقال قیمت بین سطح تولیدکننده و خرده فروشی شیر نامتقارن است که نشان می‌دهد، افزایش قیمت تولیدکننده، نسبت به کاهش قیمت‌های تولیدکننده، خیلی سریع‌تر به قیمت‌های خرده‌فروشی منتقل می‌گردد.

احمدی شادمهری و احمدی (۱۳۸۹) انتقال عمودی قیمت (بین دو سطح تولیدکننده و مصرف‌کننده) برای محصول شیر در ایران را بررسی کرده‌اند. از روش هم‌انباشتگی یوهانسن – جوسیلیوس و رابطه علیت گرنجری برای آزمون وجود رابطه بین دو شاخص و تعیین جهت علیت استفاده کرده‌اند. نتایج نشان داد رابطه بلندمدت بین قیمت‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده وجود دارد. در بلندمدت یک رابطه علیت دو سویه بین قیمت مصرف‌کننده و قیمت تولیدکننده وجود دارد. نتایج تقارن در انتقال قیمت از تولیدکننده به مصرف‌کننده در دوره بلندمدت پذیرفته نشد؛ اما، در دوره کوتاه‌مدت پذیرفته شد.

رحمانی و اسماعیلی (۱۳۸۹) انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ در استان فارس را مورد تحلیل قرار داده‌اند. در دوره مورد بررسی وجود یک رفتار قیمتی متقارن در کوتاه‌مدت و

بلندمدت تائید شده است.

نیکوکار، حسینی و دوراندیش (۱۳۸۹) الگوی تعیین قیمت در صنعت گوشت گاو ایران را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد انتقال قیمت در تمام سطوح بازار گوشت گاو ایران در بلندمدت متقارن و در کوتاه‌مدت از گاوداری تا خرده‌فروشی و از گاوداری تا کشتارگاه نامتقارن است. کشش‌های انتقال قیمت نشان داده‌اند که افزایش قیمت گاو زنده در گاوداری با شدت بیش‌تری به سطح خرده‌فروشی منتقل می‌شوند؛ در حالی که کاهش قیمت، به کندی به سطوح بالاتر انتقال می‌یابند.

قدمی کوهستانی، نیکوکار و دوراندیش (۱۳۸۹) در پژوهشی الگوی آستانه‌ای انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ در ایران را بررسی کرده‌اند. این مطالعه با استفاده ازآمار هفتگی قیمت‌های مرغ در مرغ‌داری و خرده‌فروشی در سال‌های ۸۸-۱۳۸۱ و الگوی آستانه‌ای، تحلیل قیمت انجام شده است. نتایج نشان داد انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران نامتقارن است.

صفدرحسینی و سرایی‌نژاد (۱۳۸۸) انتقال قیمت در بازار قزل‌آلای پرورشی در استان فارس را بررسی کرده‌اند. این مطالعه با استفاده از داده‌های هفتگی سال‌های ۸۷-۱۳۸۵ آزمون انتقال قیمت از سطح مزرعه به سطح خرده‌فروشی را با استفاده از مدل تصحیح خطای نامتقارن وان-کرامون[1] انجام داده است. آزمون علیت هشیائو[2]، رابطه یک‌سویه از قیمت‌های سرمزرعه به سمت قیمت‌های خرده‌فروشی را نشان می‌دهد.

حسینی، سلامی و نیکوکار (۱۳۸۷) در پژوهش خود با استفاده از آمار هفتگی قیمت‌ها در مرغ‌داری، کشتارگاه و خرده‌فروشی گوشت مرغ در سال‌های ۱۳۸۱-۸٤ و به کارگیری الگوی تصحیح خطا، چگونگی انتقال قیمت گوشت مرغ از مرغ‌داری تا کشتارگاه، از کشتارگاه تا خرده‌فروشی و از مرغداری تا خرده فروشی را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد انتقال قیمت در تمام سطوح بازار گوشت مرغ کشور در بلندمدت، متقارن و در کوتاه‌مدت از مرغ‌داری تا خرده‌فروشی و از مرغ‌داری تا کشتارگاه، نامتقارن است.

در ادامه، گفتنی است انتقال قیمت در سطوح گوناگون بازاریابی موضوع بسیاری از

[1] Von Cramon
[2] Hsiao casualty

مطالعات است (بیلی و برورسن[۱]، ۱۹۸۹؛ ماشامیت و ماهولوا [۲]، ۲۰۰۵؛ کپس و شرول[۳]، ۲۰۰۵؛ بکاس و فرتو[۴]، ۲۰۰۶ و ۲۰۰۷).

بروسینگ، گلوبن، گاتز، ویتزل و بایانر[۵] (۲۰۱۱) با استفاده از روش آزمون تصحیح خطای آستانه‌ای به تحلیل انتقال قیمت بازار گندم در ۸ استان ترکیه پرداخته‌اند. نتیجه نشان داد تنها در برخی استان‌ها شرط پیوستگی بازار و تقارن قیمت وجود دارد که از نظر آنها، این مسئله به اندازه بازار هر منطقه بستگی دارد.

گیلن و فرانکوزا[۶] (۲۰۰۷) در مطالعه خود به تحلیل انتقال قیمت ۱۲ گونه ماهی مصرفی در بازار اسپانیا پرداخته‌اند. نتایج نشان داد کشش قیمت انتقالی بین دو بازار نزدیک محل صید و عمده‌فروشی نسبت به دیگر بازارها بزرگ‌تر است. ضمن اینکه کشش‌های کوتاه‌مدت، کوچک‌تر از کشش‌های بلندمدت قیمت‌های انتقالی است. تحلیل تقارن قیمت در این مطالعه، بیانگر عدم تقارن قیمت در ۸ گونه از ماهیان مصرفی است.

بکاس و فرتو[۷] ( ۲۰۰۶) انتقال قیمت در بازارهای گوشت گاو و گوشت خوک مجارستان را بررسی کرده و نشان داده‌اند بازار گوشت گاو در کوتاه‌مدت و بلندمدت، متقارن است؛ در حالی که بازار گوشت خوک در کوتاه‌مدت، نامتقارن می‌باشد و عمده‌فروشی و خرده‌فروشی ممکن است با تغییرات قیمت، سود موقت به دست بیاورند.

گیراپانتاک، ونسیکل و رنویک[۸] (۲۰۰۳) در مطالعه‌ای ارتباط قیمت‌گذاری بین سطوح تولیدکننده، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی در بازار گوجه‌فرنگی در ایالات متحده را تجزیه و تحلیل کرده‌اند. بدین منظور، از مدل تویتن و کوانس[۹] (۱۹۶۹) (که توسط ولفرام[۱۰] (۱۹۷۱) و هوک[۱۱] (۱۹۷۷) استفاده کردند. آن‌ها دریافته‌اند قیمت‌ها از تولیدکننده به عمده‌فروشی و سپس،

---

[1] Bailey & Brorsen
[2] Mashamaite & Moholwa
[3] Capps & Sherwell
[4] Bakucs & Ferto
[5] Brosig, S., & Glauben, T., & Gotz, L., & Weitzel, E-B. & Bayaner, A.
[6] Guillen & Franquesa
[7] Bakucs & Ferto
[8] Girapunthong, N., & Vansickle J., & Renwick, A.
[9] Tweeten & Quance
[10] Wolffram
[11] Houck

خرده‌فروشی منتقل می‌شوند و قیمت‌های عمده‌فروشی به کاهش قیمت‌های سرمزرعه نسبت به افزایش آن بیش‌تر پاسخ می‌دهد. یعنی، قیمت‌های عمده‌فروشی نسبت به کاهش قیمت، سریع‌تر تعدیل می‌شوند و در سطح خرده‌فروشی، عکس این حالت اتفاق می‌افتد؛ یعنی، قیمت‌های خرده‌فروشی نسبت به افزایش قیمت‌ها سریع‌تر تعدیل می‌شوند.

### ۳. روش تحقیق

برای شناسایی مکانیزم انتقال قیمت میگو بین سطوح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی از شاخص قیمت ماهانه میگو در سطح عمده‌فروشی (WP) و شاخص قیمت میگو در سطح خرده‌فروشی (CP) استفاده شد. آمار و ارقام مربوط به ماه‌های سال ۱۳۹۱:٤-۱۳۸۰:۱ به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ می‌باشند. در این مقاله برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و برآورد مدل، از نرم‌افزارهای JMulTi4 و Eviews 9 استفاده شد.

در این مقاله، برای دست‌یابی به هدف، از مدل گارچ دو متغیره[1] (BGARCH) استفاده شد. توسعه مدل‌های آرچ[2] (ARCH) و گارچ[3] (GARCH) منجر به در نظرگرفتن و توجه به پدیده واریانس ناهمسانی در جمله خطای معادلات رگرسیونی مالی و قیمتی می‌شود. مدل آرچ به وسیله انگل[4](۱۹۸۲) و تعمیم‌یافته آن؛ یعنی، مدل گارچ توسط بولرسلیو[5] (۱۹۸٦) معرفی شد. مدل‌های آرچ و گارچ به دلیل ناهمسانی واریانس شرطی، به صورت گسترده استفاده شده‌اند؛ ولی، اثرات متقابل آنها کم‌تر مورد توجه قرار گرفته است. بدین منظور، مدل‌های گارچ دو و چند متغیر بسط داده شده‌اند. یک مدل گارچ دو متغیره به شکل زیر صورت‌بندی می‌شود:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t N(0, H_t) \tag{۱}$$

$$Vech(H_t) = M + \sum_{j=1}^{q} A_j \, vech(\varepsilon_{t-j})^2 + \sum_{j=1}^{p} B_j \, vech(H_{t-j}) \tag{۲}$$

که در آن، $y_t = (cp_t, pp_t)$ یک بردار $(2\times1)$ شامل متغیرهای وابسته، $\mu$ عرض از مبداهای

[1] Bivariate GARCH
[2] Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
[3] Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
[4] Engle
[5] Bollerslev

میانگین شرطی[1]، $H_t$ ماتریس کوواریانس شرطی، $M$ بردار $(3\times1)$ مقادیر ثابت و $Vech(0)$ عمل‌گری است که ستون‌های بخش پائین مثلثی یک ماتریس دلخواه را سازمان‌دهی می‌کند.

بولرسیلو، انگل و وولدریج[2] (۱۹۸۸) اظهار کرده‌اند می‌توان محدودیت‌های مختلفی را نسبت به پارامترهای مدل یاد شده اعمال کرد که تخمین رگرسیونی آن ساده‌تر شود. با اعمال محدودیت قطری به پارامترهای ماتریس گارچ دومتغیره، که در آن، هر درایه ماتریس واریانس- کوواریانس به مقادیر گذشته خود وابسته است؛ به بیان دیگر، با اعمال این قید که ماتریس‌های $A_j$ و $B_j$ قطری هستند؛ مدل بردار مشخصه (قطری)[3] حاصل می‌شود. معادلات (۳) مربوط به معادلات واریانس شرطی یک مدل گارچ دومتغیره، بردار مشخصه (قطری) می‌باشد:

$$\begin{aligned} H_{11,t} &= M_{11} + A_{11}(\varepsilon_{1,t-1})^2 + B_{11}(H_{11,t-1}) \\ H_{22,t} &= M_{21} + A_{22}(\varepsilon_{2,t-1})^2 + B_{22}(H_{22,t-1}) \\ H_{12,t} &= M_{12} + A_{12}(\varepsilon_{1,t-1})(\varepsilon_{2,t-1}) + B_{12}(H_{12,t-1}) \end{aligned} \qquad (۳)$$

سیستم گارچ دو متغیره (۳) شامل ۹ پارامتر واریانس شرطی است. برای دست‌یابی به واریانس‌های شرطی مثبت مقادیر $M, A_{11}, A_{22}, B_1, B$ باید مثبت باشند. $A_{11}$ و $A_{22}$ نشان‌دهنده فرایند آرچ در باقی‌مانده‌های معادلات $CP$ و $WP$ است. $A_{12}$ و $B_{12}$ نشان‌دهنده پارامتر کوواریانس گارچ بین دوسطح بازار است (حیدری و ملابهرامی، ۱۳۸۹).

کلاس دیگری از مدل بالا توسط بولرسیلو(۱۹۹۰) معرفی شد که فرض کرده بود ماتریس هم‌بستگی شرطی، مستقل از زمان است و در طول زمان، ثابت می‌ماند که به مدل هم‌بستگی شرطی ثابت (CCC)[4] معروف شد. در این مقاله از روش گارچ دومتغیره هم‌بستگی شرطی ثابت استفاده می‌شود. نهایتا، برای بررسی چگونگی انتقال نوسان‌های قیمت از عمده‌فروشی تا خرده فروشی از مدل هوک (۱۹۹۷) استفاده می‌گردد:

---

[1] Conditional Mean Intercepts
[2] Bollerslev T., & Engle, R. F., & Wooldridge, J. M.
[3] Diagonal VECH
[4] Constant Conditional Correlation

$$\mathrm{Pr}_t - \mathrm{Pr}_0 = \alpha_0 \tau + \alpha_1 \sum_{i=0}^{M_1} \Delta Pf^{+} t-i + \alpha_2 \sum_{i=1}^{M_2} \Delta Pf^{-} t-i + e_1 \qquad (٤)$$

که در آن متغیر وابسته، شاخص بهای عمده‌فروشی، متغیر مستقل، شاخص بهای خرده فروشی و $\Delta Pf^{+}$ افزایش در قیمت‌های خرده‌فروشی، $\Delta Pf^{-}$ کاهش در قیمت‌های خرده‌فروشی می‌باشند. این معادله با روش حداقل مربعات معمولی قابل برآورد است و طول وقفه‌ها نیز با آزمون آکائیک به دست می‌آید. اگر مجموع ضرایب افزایش تجمعی قیمت با مجموع ضرایب کاهش تجمعی قیمت از نظر آماری برابر باشد؛ آن گاه فرضیه «انتقال قیمت متقارن» قابل پذیرش خواهد بود. با استفاده از آزمون والد این فرضیه مورد بررسی قرار می‌گیرد.

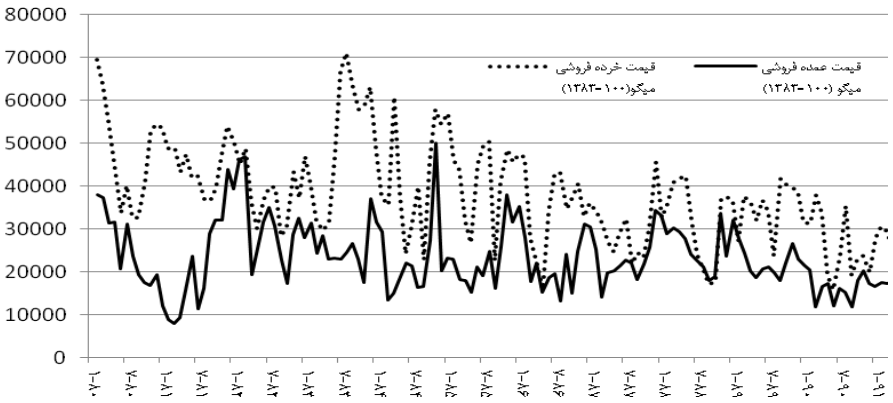
$$H_0 : \sum_{i=0}^{M_1} \alpha_{1i} = \sum_{i=0}^{M_2} \alpha_{2i} \qquad (٥)$$

## ٤. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

پیش از برآورد مدل، روند قیمت‌های خرده‌فروشی و عمده‌فروشی ماهانه میگو از اردیبهشت‌ماه ۱۳۸۰ تا شهریورماه ۱۳۹۱، به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ بررسی می‌شود.

بررسی تغییرات قیمت عمده‌فروشی و خرده‌فروشی میگو، از اردیبهشت‌ماه ۱۳۸۰ تا شهریورماه ۱۳۹۱، به قیمت‌های ثابت (که در نمودار (۳) آمده است) نشان می‌دهد، روند این متغیرها دارای نوسانات بسیاری بوده است. روند کلی قیمت‌ها صعودی بوده و طی دوره مورد بررسی، همواره قیمت خرده‌فروشی از قیمت عمده‌فروشی بالاتر بوده است. اگرچه، در برخی مقاطع، نظیر مردادماه سال ۱۳۹۰، این قیمت‌ها به یکدیگر نزدیک شده‌اند.

همان طور که در نمودار (۳) آمده است، قیمت‌های خرده‌فروشی و عمده‌فروشی میگو به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳، نوسانات بسیاری داشته است. همچنین، نوسانات مثبت بیش‌تری را در مقابل نوسانات منفی تجربه کرده است. روند کلی قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ در سطح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی میگو نیز طی دوره مورد بررسی کاهشی؛ اما، با شیب بسیار کم همراه بوده است.




**نمودار ۳. روند قیمت ماهانه خرده‌فروشی و عمده‌فروشی میگو به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳**

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به تمرکز نسبتا زیاد عامل‌های فرآوری و بازاریابی صنعت میگو در ایران و محدود بودن تعداد آنها، پژوهش در خصوص انتقال نامتقارن قیمت در این صنعت می‌تواند اطلاعات مفیدی ارائه دهد. از آنجا که آمار مورد استفاده در این مقاله به صورت ماهانه است؛ لذا در گام اول، بررسی ایستایی متغیرها حائز اهمیت است. با اجرای روش دیکی فولر تعمیم‌یافته، مشخص شد که سری‌های زمانی شاخص بهای عمده فروشی (WP) و شاخص بهای خرده‌فروشی (CP) طی دوره ۱۳۹۱:٤-۱۳۸۰:۱ در سطح ایستا می‌باشند (جدول (۱)).

**جدول ۱. نتایج آزمون ایستایی دیکی فولر**

| نام متغیر | آماره t محاسباتی | مقادیر بحرانی در سطوح یک درصد |
|---|---|---|
| قیمت خرده‌فروشی | -۵ | -۳/٤ |
| قیمت عمده‌فروشی | -٦ | -۳/۵ |

منبع: یافته‌های تحقیق

برای اطمینان از وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین شاخص بهای عمده‌فروشی و

خرده‌فروشی از روش جوهانسن[1] (۱۹۹۱) نیز استفاده شد که نتایج آن در قالب جدول (۲) گزارش شده است. نتایج آماره آزمون اثر، وجود دو بردار هم انباشته را نشان می‌دهد.

**جدول ۲. نتایج آزمون هم انباشتگی جوهانسن**

| فرضیه | مقدار ویژه | آماره اثر | مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد |
|---|---|---|---|
| نبودن بردار هم‌جمعی | ۰/۰۹ | ۲۲/۳ | ۱۵/۳ |
| وجود حداقل یک بردار هم‌جمعی | ۰/۰۷ | ۹/٦ | ۳/۹٦ |

منبع: یافته‌های پژوهش

برای تعیین میزان انتقال بین قیمت سطوح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی محصول میگو از مدل گارچ دو متغیره به روش هم‌بستگی شرطی ثابت استفاده شد. نتایج برآورد معادلات (٦)، در جدول (۳) ارائه شده است. ضرایب معادلات زیر در جدول (۳) گزارش شده است.

$$
\begin{aligned}
wp_t &= a_0 + \sum_i a_{1i}\ wp_{t-i} + \sum_i a_{2i} cp_{t-i} + \varepsilon wp_t \\
cp_t &= c_0 + \sum_i c_{1i}\ cp_{t-i} + \sum_i c_{2i} wp_{t-i} + \varepsilon cp_t \\
GARCH_1 &= M_1 + A_{11} \times resid_1(-1)^2 + B_{11} \times garch_1(-1) \\
GARCH_2 &= M_2 + A_{12} \times resid_2(-1)^2 + B_{12} \times garch_2(-1) \\
COV_{12} &= R_{12} garch_1 garch_2
\end{aligned}
\qquad (٦)
$$

**جدول ۳. نتایج تخمین مدل گارچ دو متغیره**

| پارامتر | مقدار ضریب | انحراف معیار |
|---|---|---|
| $a_0$ | ٦٥/٦۳ | ۲۱/۹ |
| $a_{11}$ | ۰/۵* | ۰/۱ |
| $a_{12}$ | ۰/۰٦ | ۰/۰۷ |

[1] Johansen

| پارامتر | مقدار ضریب | انحراف معیار |
|---|---|---|
| $a_{21}$ | ۰/۰۵ | ۰/۰٤ |
| $c_0$ | ۱۱۳/۸ | ۳۲/۵ |
| $c_{11}$ | ۰/۷* | ۰/۰۷ |
| $c_{21}$ | -۰/۰٦ | ۰/۱ |
| ضرایب معادلات واریانس | | |
| $M_1$ | ۱۳۰٦ | ٤۱٦ |
| $M_2$ | ٤٦۱ | ٥٤٥ |
| $A_{11}$ | ۰/٤٦* | ۰/۱٦ |
| $A_{12}$ | ۰/۰۵ | ۰/۰٦ |
| $B_{11}$ | ۰/۳* | ۰/۱ |
| $B_{12}$ | ۰/۸* | ۰/۱ |
| $R_{12}$ | ۰/۳* | ۰/۱ |
| $wp_t = a_0 + \sum_i a_{1i}\ wp_{t-i} + \sum_i a_{2i} cp_{t-i} + \varepsilon wp_t$ | | |
| $R^2$ | ۰/٤ | |
| D.W | ۲ | |
| $cp_t = c_0 + \sum_i c_{1i} cp_{t-i} + \sum_i c_{2i} wp_{t-i} + \varepsilon cp_t$ | | |
| $R^2$ | ۰/۵ | |
| D.W | ۲ | |

منبع: یافته‌های تحقیق (* نشان‌دهنده ضرایب معنادار است)

مقادیر ضریب تعیین و دوربین واتسون، در هر دو معادله جدول (۳)، نشان‌دهنده برازش خوب سیستم است. بر اساس معادلات واریانس شرطی، شاخص بهای عمده‌فروشی و خرده‌فروشی میگو (ضرایب $A_{11}$ و $B_{11}$) نوسان را در شاخص بهای عمده‌فروشی (خرده‌فروشی) نشان می‌دهند. مقدار ضریب $A_{11}$ مثبت و معنادار می‌باشد که نشان می‌دهد، نوسانات شاخص

بهای عمده‌فروشی با یک وقفه، تاثیر مثبت و معناداری بر نوسانات جاری خود این متغیر دارد.

همان گونه که نتایج نشان می‌دهند ضریب جمله کوواریانس ($R_{12}$) از لحاظ آماری مثبت و معنادار است که سرریز نوسانات بین دو سطح بازار را نشان می‌دهد. وجود سرریز نوسانات، بیانگر عدم حتمیت قیمتی در بازار خرده‌فروشی و عمده‌فروشی است.

از آنجا که مجموع ضرایب $A_{11}+B_{11}=0.7$ و نیز مجموع ضرایب $A_{12}+B_{12}=0.9$ کم‌تر از یک است؛ حقیقی بودن و صحت (غیرکاذب بودن) رگرسیون گارچ دو متغیره ثابت می‌شود.

در این مقاله، میزان انتقال قیمت بین سطوح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی میگو مطابق با مطالعه رزیت[1] (۲۰۰۳) تعیین شد که نتایج آن در جدول (٤) آمده است.

**جدول ٤. نتایج انتقال قیمت مطابق با مطالعه رزیت (۲۰۰۳)**

| نتایج بررسی وضعیت انتقال قیمت | مقدار |
|---|---|
| انتقال قیمت از شاخص قیمت عمده‌فروشی به شاخص قیمت خرده‌فروشی $\frac{\sum a_{2i}}{1-\sum a_{1i}} = (a_{21}) / (1-a_{11}-a_{12})$ | ۰/۱ |
| انتقال قیمت از شاخص قیمت خرده‌فروشی به شاخص قیمت عمده‌فروشی $\frac{\sum c_{2i}}{1-\sum c_{1i}} = (c_{21}) / (1-c_{11})$ | ۰/۲ |

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (٤) نشان می‌دهد نرخ تغییر در قیمت‌های خرده‌فروشی (عمده‌فروشی) به طور جزیی باعث تغییر در قیمت‌های عمده‌فروشی (خرده‌فروشی) می‌شود؛ به عبارت دیگر، در بازار میگو انتقال قیمت به صورت ناقص انجام می‌گیرد؛ به طوری که یک واحد افزایش در شاخص بهای خرده‌فروشی به میزان کم‌تر از یک واحد (۰/۲ واحد) شاخص بهای عمده‌فروشی را افزایش می‌دهد

به منظور بررسی این فرضیه که "شاخص بهای عمده‌فروشی تحت تاثیر شاخص بهای

[1] Rezitis, A.

خرده‌فروشی است" از آزمون علیت گرنجر[1] استفاده شده است.

نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر نشان داد، با اطمینان ۹۵ درصد، این فرضیه که «شاخص بهای خرده‌فروشی سببی برای شاخص بهای عمده‌فروشی نیست»، رد می‌شود (آماره F= ۵/۱۶)؛ پس، می‌توان نتیجه گرفت شاخص بهای خرده‌فروشی سببی برای شاخص بهای عمده‌فروشی است؛ یعنی، قیمت عمده‌فروشی تابعی از قیمت خرده‌فروشی است؛ بنابراین، طبق نتایج آزمون علیت گرنجری در بازار میگو رابطه سببی از سمت خرده‌فروشی به عمده‌فروشی است؛ به بیان دیگر، انتقال قیمت نیز از سطح خرده‌فروش به سطح عمده‌فروش است و این انتقال به میزان ۰/۲ و جزیی و ناقص است. در نتیجه، انتقال ناقص قیمت، مصرف‌کنندگان، قیمتی بیش از هزینه تمام شده محصول پرداخته و عوامل بازاریابی از نوسانات قیمت سود کسب می‌کنند.

در نهایت، چون داده‌ها در خصوص میگو در سطح ایستا هستند؛ جهت تعیین تقارن یا عدم‌تقارن قیمت از سطح خرده‌فروشی به سطح عمده‌فروشی از مدل هوک استفاده شد. نتایج برآورد انتقال قیمت میگو به روش هوک در جدول (۵) ارائه شده است.

**جدول ۵. نتایج انتقال قیمت به روش هوک**

| نام متغیر | نماد متغیر | مقدار ضریب | انحراف معیار متغیر |
|---|---|---|---|
| عرض از مبدا | c | ۲۲۲/۶ | ۱۵/۳ |
| افزایش‌های قیمت خرده‌فروشی | $cp^{+}$ | ۰/۱۹* | ۰/۱ |
| وقفه افزایش‌های قیمت خرده‌فروشی | $cp^{+}_{-1}$ | ۰/۲۲* | ۰/۰۶ |
| کاهش‌های قیمت خرده‌فروشی | $cp^{-}$ | ۰/۱ | ۰/۱ |
| متغیر خودرگرسیون با وقفه اول | $AR(1)$ | ۰/۶۸* | ۰/۰۶ |

منبع: یافته‌های تحقیق (* نشان‌دهنده ضرایب معنادار است)

سپس با استفاده از آزمون والد، فرضیه صفر( $\sum_{i=0}^{1} a_{1i} = a_2$ ) مورد بررسی قرار گرفت. نتیجه آزمون والد (F=2.7) نشان داد فرضیه صفر نمی‌تواند مورد پذیرش قرار گیرد؛ بنابراین، فرضیه

[1] Granger Causality Test

مقابل پذیرفته می‌شود؛ یعنی مجموع ضرایب افزایش‌های قیمت با ضریب کاهش قیمت برابر نمی‌باشند؛ به عبارت دیگر، انتقال قیمت، نامتقارن است. چنان که متغیرهای برآوردی الگو نشان می‌دهند، سرعت انتقال افزایش قیمت‌ها بیش‌تر از سرعت انتقال کاهش قیمت‌هاست.

## ۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف این مقاله بررسی نحوه انتقال قیمت میان شاخص بهای خرده‌فروشی و شاخص بهای عمده‌فروشی محصول میگو در ایران بود. بدین منظور، با استفاده از مدل گارچ دو متغیره با هم‌بستگی شرطی ثابت، نحوه و میزان انتقال قیمت طی ماه‌های سال ۱۳۹۱:٤-۱۳۸۰:۱ بررسی شد.

نتایج آزمون علیت گرنجری نشان داد شاخص قیمت خرده‌فروشی سببی برای شاخص قیمت عمده‌فروشی است؛ یعنی، قیمت عمده‌فروشی تابعی از قیمت خرده‌فروشی است. نتایج انتقال قیمت نشان داد نرخ تغییر در قیمت‌های خرده‌فروشی، به طور جزیی، باعث تغییر در قیمت‌های عمده می‌شود؛ به عبارت دیگر، در بازار میگو، انتقال قیمت به صورت ناقص انجام می‌شود؛ به طوری که یک واحد افزایش در شاخص قیمت خرده‌فروشی، به میزان کم‌تر از یک واحد (۰/۲ واحد) شاخص قیمت عمده‌فروشی را افزایش می‌دهد.

با توجه به این که انتقال قیمت در بازار میگو به صورت ناقص انجام می‌گیرد؛ لذا فرصت‌هایی برای افزایش حاشیه بازار و کسب سود به وسیله واسطه‌ها وجود دارد. با توجه به این مطلب می‌توان چنین استنباط کرد که ساختار بازار غیررقابتی است. از جمله مواردی که می‌تواند در غیررقابتی بودن ساختار بازار نقش ایفا کند، تمرکز صنعت پرورش میگو در استان‌های شمالی و جنوبی کشور است که می‌تواند زمینه‌ساز تبانی باشد. به منظور بیش‌تر رقابتی شدن بازار این محصول و کاهش نوسانات قیمتی و حاشیه بازار، کاهش مداخلات دولتی نیاز است.

برآورد الگوی انتقال قیمت هوک نشان داد انتقال قیمت در بازار میگو، نامتقارن است و قیمت در سطح عمده‌فروشی بیش‌تر متاثر از افزایش قیمت در سطح خرده‌فروشی است تا کاهش قیمت. بنابراین، انتقال ناقص قیمت این فرصت را برای واسطه‌ها برای کسب سود اضافی فراهم می‌کند. این سود اضافی یا رانت، حاشیه بازار را افزایش می‌دهد.

تشکیل تعاونی‌های بازاریابی باعث ارتباط بیش‌تر صیادان و تولیدکنندگان با عمده‌فروشان و

خرده‌فروشان می‌گردد؛ در نتیجه، واسطه‌های غیرضروری حذف و صیادان و تولیدکنندگان سهم مناسب‌تری از قیمت نهایی به دست خواهند آورد. پیشنهاد می‌گردد دولت با اعمال سیاست‌های حمایتی (گفتنی است، به دلیل انتقال ناقص و نامتقارن قیمت، سیاست‌های قیمتی مناسب نیستند؛ زیرا سود حاصل از آن نصیب واسطه‌ها می‌شود) و اعطای تسهیلات بیش‌تر به صیادان و تولیدکنندگان، ضمن ایجاد انگیزه تولید و عرضه آبزیان با قیمت مناسب، به افزایش رفاه تولیدکنندگان، صیادان و مصرف‌کنندگان کمک کند.

## منابع


- اردکانی، زهرا، یزدانی، سعید، گیلان‌پور، امید (۱۳۸۹). تاثیر مقررات فنی و بهداشتی بر صادرات میگوی ایران. *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۲(٤): ۱۰-۱.
- اردی بازار، هانیه، مقدسی، رضا (۱۳۸۸). تحلیل هارمونیک نوسانات قیمت محصولات کشاورزی: مطالعه موردی پیاز و سیب زمینی. *پژوهش‌نامه بازرگانی*، (۱۲): ۲۰۵-۲۳۳.
- احمدی شادمهری، محمدطاهر، احمدی، محمد (۱۳۸۹). انتقال نامتقارن عمودی قیمت در بازار شیر ایران. *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۷ (۳): ۱۵٦-۱۳۳.
- جعفری گلویک، وحید، فیروزآبادی، مرتضی، عبدلی‌زاده، سعید، طاهری‌نژاد، محمد، حیدری، حسن، دست‌گزین، محسن و ... (۱۳۹۰). گزارش تحلیلی چالش‌های صنعت پرورش میگو و راه‌کارهای برون‌رفت از آن. شبکه تحلیل‌گران تکنولوژی ایران. اندیشکده توسعه منطقه‌ای هرمزگان.
- حسینی، سید صفدر، سرایی شاد، زینب (۱۳۸۸). انتقال قیمت در بازار قزل‌آلای پرورشی در استان فارس. *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۱(٤): ۱۳٤-۱۲۵.
- حسینی، سید صفدر، قهرمان‌زاده، محمد (۱۳۸۵). تعدیل نامتقارن و انتقال قیمت در بازار گوشت قرمز ایران. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، (۵۳): ۲۲-۱.
- حسینی، سید صفدر و نیکوکار، افسانه (۱۳۸۵). بررسی چگونگی انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران و اثر آن بر حاشیه بازار. *مجله علوم کشاورزی ایران*، (۲): ۳۷-۲.
- حسینی، سید صفدر، سلامی، حبیب‌اله، نیکوکار، افسانه (۱۳۸۷). الگوی انتقال قیمت در ساختار بازار گوشت مرغ ایران. *مجله اقتصاد کشاورزی*، ۲ (۱): ۱-۲۱.

- حیدری، حسن، ملابهرامی، احمد (۱۳۸۹). بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری سهام بر اساس مدل‌های چندمتغیره گارچ: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۱۲ (۳۰): ٥٦-۳٥.
- رحمانی، رهام، اسماعیلی، عبدالکریم (۱۳۸۹). بررسی انتقال قیمت در بازار مرغ استان فارس. *مجله تحقیقات اقتصادی و توسعه کشاورزی*، (٤۱): ۲۸٦-۲۷٥.
- زنگنه سروش، ماندانا، صدرالاشرافی، مهریار، کاظم‌نژاد، مهدی (۱۳۸٤). بررسی مزیت نسبی تولید میگو استان سیستان و بلوچستان (شهرستان چابهار). پنجمین کنفرانس دوسالانه اقتصاد کشاورزی ایران. دانشگاه سیستان و بلوچستان.
- شعبان‌زاده، مهدی، محمودی، ابوالفضل، اسفنجاری کناری، رضا (۱۳۹٤). بررسی اثر انتقال قیمت‌های جهانی به بازارهای داخلی برای محصولات خاص بخش کشاورزی ایران. *پژوهش‌های اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۲۹ (۱): ٦۷-٥٥.
- قدمی کوهستانی، مرضیه، نیکوکار، افسانه، دوراندیش، آرش (۱۳۸۱). الگوی آستانه‌ای انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران. *نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۳ (۲٤): ۳۹۲-۳۸٤.
- محمودی، هاشم، افراسیابی، سمیرا (۱۳۹۳). تحلیل انتقال قیمت در بازار زعفران مورد مطالعه: استان‌های خراسان رضوی شمالی و جنوبی. *نشریه زراعت و فناوری زعفران*، ۲( ۲): ۱٦٤-۱٥٥.
- مقدسی، رضا، رحیمی، رضا (۱۳۹۲). بررسی نحوه انتقال قیمت در بازار شیر. *فصلنامه اقتصاد مالی*، ۷ (۲۲): ۲٦-۹.
- نیکوکار، افسانه، حسینی، سیدصفدر، دوراندیش، آرش (۱۳۸۹). الگوی انتقال قیمت در صنعت گوشت گاو ایران. *مجله اقتصاد و توسعه کشاورزی*، (۲۱): ۳۲-۲۳.
- نوروزی، قاسم، مقدسی، رضا (۱۳۸۹). بررسی انتقال قیمت در بازار گوشت مازندران. *پژوهش‌نامه بازرگانی*، (٥٦): ۱۹٤-۱۷۷.

- Bailey D., & Brorsen, B.W. (1989). Price asymmetry in spatial fed cattle markets. *Western journal of agricultural economics*, 14(2): 246-252.
- Bakucs L.Z., & Ferto, I. (2006). Marketing margins and price transmission on the Hungarian beef market. *Food* Economics - Acta Agricultural Scandinavica, 3:151 - 160.
- Bakucs L.Z., & Ferto, I. (2007). Price transmission in the Hungarian vegetable sector. *Studies Agricultural Economics*, 106: 23-40.
- Bakucs, L.Z., & Fertő, I.(2006). Marketing margins and price transmission on the Hungarian beef market. *Acta Agriculturae Scand Section*, 3:151-160.

- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, *Journal of Econometrics, Elsevier*, 31(3): 307-327.
- Bollerslev T., & Engle, R. F., & Wooldridge, J. M. (1988). A capital asset pricing model with time-varying covariance's. *The Journal of Political Economy*. 96:116-131.
- Brosig, S., & Glauben, Th., & Götz, L., & Weitzel, Enno-B., & Bayaner, A. (2011). The Turkish wheat market: spatial price transmission and the impact of transaction costs. EconStor Open Access Articles, ZBW - Leibniz Information Centre for Economics, pages 147-161.
- Capps, J. O., & Sherwell, P. (2005). Spatial asymmetry in farm-retail price transmission associated with fluid milk products. Selected paper for presentation at the American agricultural economics association annual meeting, Island.
- Chavas J.P., & Mehta, A. (2004). Price dynamics in a vertical sector: The case of butter. *American journal of Agricultural Economics*, 86(4):1078- 1093.
- Cramon, T. V. (1998). Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: An application to the German Pork Market. *European Review of Agricultural Economics*, 25(1): 1-18.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, Econometric Society, 50(4): 987-1007.
- Girapunthong, N., Vansickle J., & Renwick, A. (2003). Price asymmetry in the United States fresh tomato market. J. Food Dist. Res. 34: 51-59.
- Guillen, J., & Franquesa, R. (2007). Analysis of the price transmission along the Spanish market chain for different seafood products. www.eafe-fish.eu.
- Houck J. P. (1977). An approach to specifying and estimating non-reversible function. *American Journal of Agricultural Economics*, 59: 21-30.
- Johansen, Søren (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*. 59 (6): 1551–1580
- Mashamaite P. and Moholwa B. (2005). Price Asymmetry in South African. Futures Markets for Agricultural Commodities, Agrekon, Vol 44(3): 423-433.
- Meyer J., & Von Cramon-Taubadel, S.(2004). Asymmetric price transmission: A survey. *Journal of Agricultural Economics*. 55(3): 581-611.
- Rezitis A. (2003). Mean and volatility spillover effects in Greek producer-consumer meat prices. Applied economics letters. 10: 381-384.
- Tweeten, L.G., & Quance, C.L. (1969). Positivistic measures of aggregate supply elasticities: Some new approaches. *American Journal of Agricultural Economics*, 51(2): 342–352.
- Wolffram, R. (1971). Positivistic measures of aggregate supply elasticities: Some new approaches: Some critical Notes. *American Journal of Agricultural Economics*, 53(2): 356 – 359.