

تعدیلات غیرخطی قیمت‌ها در بازار گوشت گوسفند در استان آذربایجان شرقی

محمد قهرمان‌زاده^{۱*}، سمانه خلیلی ملک‌شاه^۲ و آزاده فلسفیان^۳

تاریخ دریافت: ۹۳/۲/۲۴ تاریخ پذیرش: ۹۴/۵/۵

^۱ دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

^۲ دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

^۳ استادیار گروه مدیریت، ترویج و آموزش کشاورزی، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی تبریز، ایران

*مسئول مکاتبه: Email: ghahremanzadeh@tabrizu.ac.ir

چکیده

زمینه مطالعاتی: مطالعه انتقال قیمت به دلیل کاربرد آن در بررسی کارایی بازار و نقش مهم آن در تعیین سطح رفاه تولیدکنندگان، عوامل بازاریابی و مصرف کنندگان محصولات کشاورزی دارای اهمیت زیادی می‌باشد. هدف: از این‌رو مطالعه حاضر در پی معرفی روش‌های جدید و پیشرفته به منظور مدلسازی تعدیلات غیرخطی قیمت‌ها در بازار محصولات کشاورزی به طور خاص بازار گوشت گوسفند در استان آذربایجان شرقی می‌باشد. روش کار: در این راستا سعی شده است رهیافت‌های لو و زیوت (۲۰۰۱)، هانسن و سنو (۲۰۰۲) و اخیراً سنو (۲۰۰۶) مورد بحث قرار گرفته و به بحث پیرامون آزمون‌های هم‌جمعی آستانه‌ای پرداخته شود. در ادامه با تأکید بر دو آزمون اخیر، انتقال عمودی قیمت و تعدیلات غیرخطی قیمت‌ها در بازار گوشت گوسفند در آذربایجان شرقی طی دوره زمانی ۹۱:۵۲-۱۳۸۰:۱ با داده‌های هفتگی مورد مطالعه قرار گرفته است. نتایج: نتایج آزمون‌های غیرخطی $Sup-LM$ و $Sup-Wald$ موید وجود تعدیلات غیرخطی قیمت‌ها و رفتار آستانه‌ای در بازار گوشت گوسفند می‌باشد. بعد از اثبات وجود رفتار غیرخطی تعدیلات قیمت-ها، به منظور بررسی چگونگی انتقال قیمت در این بازار مدل $TVECM$ دو رژیم هانسن و سنو (۲۰۰۲) و مدل باند- $TVECM$ برآورد گردید و در نهایت مدل دو رژیم هانسن و سنو به عنوان مدل مناسب انتخاب گردید. نتیجه‌گیری نهایی: نتایج تخمین نشان داد اختلاف معنی‌داری بین سرعت تعدیل قیمت‌ها در دو سطح مزرعه و خرده‌فروشی هم در رژیم افزایشی و هم در رژیم کاهش‌ی وجود دارد، که این امر تأیید کننده تعدیلات غیر خطی قیمت‌ها در بازار مورد مطالعه می‌باشد.

واژگان کلیدی: انتقال قیمت، آزمون سنو (۲۰۰۶)، آزمون هانسن و سنو (۲۰۰۲)، آزمون هم‌جمعی آستانه‌ای، تعدیلات غیرخطی

مقدمه

قیمت، مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده سطح درآمد کشاورزان، مبادله‌کنندگان و صادرکنندگان کالاهای کشاورزی است. همچنین چگونگی انتقال قیمت در سطوح مختلف بازار یکی از مسایل مهمی است که سطح رفاه تولیدکنندگان، عوامل بازاریابی و مصرف‌کنندگان محصولات کشاورزی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در صورت نبود تقارن در انتقال قیمت، افزایش حاشیه‌ی بازار، منافی برای عوامل بازاریابی کالا ایجاد می‌کند. به این ترتیب، چگونگی انتقال قیمت به دلیل تأثیری که بر حاشیه‌ی بازار و در نتیجه رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان می‌گذارد، برای سیاست‌گذاری اهمیت ویژه‌ای دارد (حسینی و همکاران ۱۳۸۶).

ادبیات موجود مملو از مثال‌هایی است که نشان می‌دهد تعدیلات غیرخطی قیمت در بازارهای کشاورزی وجود دارد. از مشهودترین دلایل برای تعدیلات غیرخطی قیمت‌ها می‌توان به ۱- وجود ساختار بازار رقابتی ناقص مخصوصاً برای محصولات کشاورزی (که در آن کشاورزان در ابتدا و مصرف‌کنندگان در انتهای زنجیره بازار قرار دارند)، ۲- سیاست‌های دولت، (مخصوصاً سیاست‌های حمایتی مانند قیمت کف که نسبتاً معمول است) ۳- تورم و انتظارات قیمتی، (اگر مردم به دلیل وجود نرخ‌های بالا و فزاینده تورم انتظار افزایش قیمت داشته باشند، افزایش قیمت راحت‌تر از کاهش قیمت منتقل می‌گردد) ۴- مدیریت موجودی انبار، ۵- هزینه‌های تنظیم مجدد قیمت‌ها و ۶- وجود اطلاعات نامتقارن در سطوح مختلف بازار اشاره نمود. عموماً تعدیلات غیرخطی قیمت‌ها منجر به انتقال نامتقارن قیمت‌ها می‌گردند. روش‌های مختلفی برای الگوسازی و بررسی تعدیلات غیرخطی قیمت‌ها و به تبع آن انتقال نامتقارن، ارائه شده است. چاو و متا (۲۰۰۴) مدل تصحیح خطایی را ارائه نمودند که اجازه می‌دهد قیمت‌ها به روش مختلف در رژیم‌های تعریف شده بوسیله پارامترهای آستانه تعدیل شوند. مشکل روش ایشان این

است که متغیر آستانه به صورت برون‌زا تعریف می‌گردد. برای حل این مشکل مدل‌هایی ارائه شد که اجازه می‌دهد متغیر آستانه بصورت درون‌زا تعریف گردد. متداول‌ترین این روش‌ها شامل مدل تصحیح خطای برداری مارکوسوئیچ^۱ (۲۰۰۱)، مدل خودتوضیحی آستانه‌ای^۲ (بالک و فومبی ۱۹۹۷)، و مدل تصحیح خطای برداری آستانه‌ای^۳ (لو و زیوت ۲۰۰۱) می‌باشد. مدل *MSVECM* ماهیت سری زمانی داده‌ها را در محاسبات در بر ندارد، که منجر به کاهش کارایی مدل می‌گردد. مدل *TAR*، مدل تک متغیره است اما مدل *TVECM* مدلی چند متغیره و مناسب برای الگوسازی رفتار آستانه‌ای و تعدیلات غیرخطی قیمت‌ها می‌باشد (بن کایا و گیل ۲۰۰۷).

با توجه به اهمیت موضوع تعدیلات غیرخطی قیمت‌ها و انتقال نامتقارن قیمت در سال‌های اخیر مطالعات زیادی در ادبیات صورت گرفته است. گودوین و هارپس (۲۰۰۰) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین بازارهای خرده‌فروشی، عمده‌فروشی و سر مزرعه بازار خوک با استفاده از داده‌های هفتگی برای دوره ۱۹۸۷ و ۱۹۹۸ با استفاده از مدل همجمعی آستانه‌ای نتیجه می‌گیرند انتقال قیمت نامتقارن بوده و الگوی تعدیل قیمت یک سویه می‌باشد که از سر مزرعه به عمده‌فروشی و از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی می‌باشد. میلر و ماروین (۲۰۰۱) به مطالعه انتقال قیمت در بازار خوک ایالت متحده می‌پردازند. یافته‌های تحقیق ایشان نشان می‌دهد تغییر در قیمت‌های عمده‌فروشی بطور نامتقارنی به قیمت‌های خرده‌فروشی با فرکانس پایین منتقل می‌شود در مقابل قیمت‌های عمده‌فروشی به‌طور نامتقارنی به تغییر در قیمت‌های سر مزرعه در تمام فرکانس‌ها می‌گردد. کنفوریت (۲۰۰۴) در مطالعه خود به بررسی انتقال قیمت در بازارهای کشاورزی منتخب در شش

1 - Markov Switching Vector Error Correction Model

2 - Threshold Autoregressive Model

3 - Threshold Vector Error Correction Model

کشور مکزیک، پاکستان، سنگال، تایلند، ترکیه، اوگاندا در سه سطح تولید کننده، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی با استفاده از مدل تصحیح خطا می‌پردازد. نتایج تحقیق ایشان نشان داد بازارهای آفریقایی موجود در مطالعه در مقایسه با بازارهای آمریکای لاتین و آسیا ناقص باشند. کاپس و شرول (۲۰۰۷) به بررسی انتقال قیمت نامتقارن سرمزرعه-خرده‌فروشی در بازار شیر با استفاده از روش‌های مرسوم هوک، وان کرامون تاوبادل و مدل تصحیح خطا برای داده‌های ماهانه از ژانویه ۱۹۹۴ تا اکتبر ۲۰۰۲ پرداختند. نتایج نشان داد فرآیند انتقال قیمت سرمزرعه-خرده‌فروشی در بازار شیر نامتقارن است. روجاس و همکاران (۲۰۰۸) به مطالعه واکنش خرده‌فروشان به تغییرات قیمت عمده‌فروشان در بازار گاو پرداخته و نتیجه می‌گیرند پاسخ خرده‌فروشان به تغییرات قیمت گوشت گاو در سطح عمده‌فروشی به طور قابل توجهی بزرگتر و احتمالاً سریعتر می‌باشد. ژنگ و همکاران (۲۰۰۹) به منظور اندازه‌گیری تأثیر رفاه انتقال قیمت نامتقارن گوشت گاو و گوشت خوک در آمریکا از مدل تصحیح خطا (*ECM*) استفاده نمودند. نتایج این مدل نشان دهنده انتقال نامتقارن قیمت در این دو بازار می‌باشد. علم و همکاران (۲۰۱۰) در مطالعه خود با بکارگیری روش *TVECM* نشان دادند انتقال قیمت در بازار برنج بنگلادش نامتقارن می‌باشد. فلسفیان و همکاران (۲۰۱۱) برای بررسی انتقال نامتقارن قیمت در بازار گوشت گوسفند ایران از مدل *TVECM* استفاده نمودند. نتایج نشان می‌دهد در بازار گوشت گوسفند تعدیلات غیرخطی بوده و انتقال قیمت نامتقارن می‌باشد. باکوز و همکاران (۲۰۱۲) برای بررسی عواملی که باعث انتقال قیمت نامتقارن در بخش کشاورزی و مواد غذایی می‌شوند از مدل *TVECM* استفاده نمودند. نتایج نشان داد انتقال نامتقارن در رابطه سرمزرعه-خرده‌فروشی، بعلت پراکندگی مزارع و قوانین محدود در کنترل قیمت در بخش خرده‌فروشی به احتمال بیشتر اتفاق می‌افتد.

پوزو و همکاران (۲۰۱۳) با بکارگیری مدل *TVECM* انتقال قیمت در سطوح بازار گوشت گاو آمریکا را کارآمد دانستند. در داخل کشور نیز تلاش‌هایی برای بررسی مکانیزم انتقال قیمت صورت گرفته است. از جمله این مطالعات، حسینی و قهرمان‌زاده (۱۳۸۵) با بکارگیری الگوی آستانه‌ای *TAR* و *M-TAR* انتقال قیمت در بازار گوشت قرمز ایران را نامتقارن دانستند. حسینی و همکاران (۱۳۸۶) با بررسی انتقال قیمت بین سطوح مختلف بازار گوشت مرغ ایران با استفاده از الگوی تصحیح خطا نشان دادند انتقال قیمت در تمام سطوح بازار گوشت مرغ در بلندمدت متقارن و در کوتاه‌مدت از مرغداری تا خرده‌فروشی و از مرغداری تا کشتارگاه نامتقارن است. احمدی شادمهری و احمدی (۱۳۸۸) برای بررسی رابطه بین قیمت‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده محصولات لبنی در ایران بین دو سطح تولیدکننده و مصرف‌کننده برای محصول پنیر از روش هوک و مدل تصحیح خطا و ون کرامون تاوبادل-لوی استفاده نموده و انتقال قیمت را در این بازار متقارن یافتند. حسینی و سرایی شاد (۱۳۸۸) برای بررسی انتقال قیمت در بازار قزل‌آلای پرورشی از سطح مزرعه به سطح خرده‌فروشی در استان فارس از مدل تصحیح خطای نامتقارن وان-کرامون استفاده نمودند. نتایج نشان بدست آمده نشان دهنده انتقال نامتقارن قیمت می‌باشد. حسینی و همکاران (۱۳۸۹) انتقال قیمت در بازار تخم‌مرغ ایران را با استفاده از الگوی تصحیح خطا مورد مطالعه قرار دادند. نتایج یافته‌های ایشان نشان داد انتقال قیمت در بازار تخم‌مرغ در بلندمدت متقارن اما در کوتاه‌مدت نامتقارن است. همچنین افزایش‌های قیمت نهاده‌ها و محصول سرمزرعه با سرعت بیشتری نسبت به کاهش قیمت‌ها به سطح خرده‌فروشی منتقل می‌شود. قدمی کوهستانی و همکاران (۱۳۸۹) با استفاده از الگوی آستانه‌ای به تحلیل انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ

غیرخطی معرفی شده و در ادامه برای نشان دادن کاربرد این آزمون‌ها به بررسی تعدیلات قیمت‌ها و انتقال نامتقارن قیمت‌ها در بازار گوشت گوسفند استان آذربایجان شرقی با تاکید بر آزمون‌های هانسن و سنو (۲۰۰۲) و سنو (۲۰۰۶) پرداخته شود. این مطالعه از این حیث با سایر مطالعات داخلی متمایز بوده و از این جهت به تکمیل ادبیات موضوع در داخل کمک می‌کند.

مواد و روش‌ها

به طور کلی روش‌های آزمون انتقال نامتقارن قیمت را می‌توان به دو دسته عمده الف- روش‌های آزمون انتقال نامتقارن قیمت قبل از تکنیک هم‌جمعی و ب- روش‌های آزمون انتقال نامتقارن قیمت بر مبنای تحلیل‌های هم‌جمعی مایر و وان کرامون (۲۰۰۴) تقسیم کرد. روش‌های قبل از تکنیک‌های هم‌جمعی شامل روش‌های ولفارم (۱۹۷۱)، هوک (۱۹۷۷) و وارد (۱۹۸۲) بوده، اول اینکه تنها برای داده‌های ایستا قابل کاربرد می‌باشند و دوم اینکه بحث هزینه‌های مبادله، به عبارت دیگر هزینه‌های تعدیل در طول زنجیره غذایی را وارد تحلیل نمی‌کنند. وجود هزینه مبادله مانع از تعدیلات پیوسته شده و تنها زمانی که انحراف از تعادل بلندمدت بیشتر از مقدار آستانه باشد صورت می‌گیرد. آزمون‌های انتقال نامتقارن قیمت بر مبنای تحلیل‌های هم‌جمعی مشکلات یاد شده را نداشته و اطلاعات کاربردی زیادی را فراهم می‌نمایند. این آزمون‌ها را می‌توان به دو گروه: آزمون‌های تک متغیره و آزمون‌های چند متغیره تقسیم نمود. در کنار این مطالب، بررسی‌های اخیر بیشتر به سمت سنجش و الگوسازی تعدیلات غیرخطی قیمت‌ها به ویژه در بازار محصولات کشاورزی می‌باشند. مدل تعدیلات غیرخطی (مدل هم‌جمعی آستانه‌ای)^۱ اولین بار توسط بالک و فومبی (۱۹۷۷) به شکل گسترده ارائه شد. موضوع مهم در این مدل اثبات وجود اثر آستانه‌ای (یا

ایران پرداختند. یافته‌های تحقیق نشان داد انتقال قیمت در این بازار نامتقارن بوده و افزایش قیمت‌ها در مقایسه با کاهش قیمت‌ها بیشتر و سریع‌تر از سطح مرغداری به خرده‌فروشی منتقل می‌گردد. نیکوکار و همکاران (۱۳۸۹) برای بررسی الگوی انتقال قیمت سطوح مختلف بازار گوشت گاو ایران از الگوی تصحیح خطا استفاده می‌نمایند که نتایج یافته‌های ایشان نشان می‌دهد انتقال قیمت در تمام سطوح بازار گوشت گاو در بلندمدت متقارن و در کوتاه‌مدت از گاوداری تا خرده‌فروشی و از گاوداری تا کشتارگاه نامتقارن است. همچنین افزایش‌های قیمت گاو زنده با شدت بیشتری به سطح خرده‌فروشی منتقل می‌شود در حالی که انتقال کاهش قیمت به سطوح بالاتر به کندی صورت می‌گیرد. دانشور کاخکی و همکاران (۱۳۹۰) با استفاده از مدل تصحیح خطا به مطالعه الگوی انتقال قیمت مربوط به قبل و بعد از هدمندی یارانه‌ها پرداخته و نشان دادند بعد از هدمندی یارانه‌ها، سرعت انتقال کاهش‌ها و افزایش‌های قیمت عمده‌فروشی کمتر شده است.

نکته قابل ذکر این است که در مطالعات داخل کشور بیشتر از مدل‌های $M-TAR$, TAR , ECM ، به صورت تک متغیره استفاده شده است و تکنیک‌های چند متغیره مانند $TVECM$ و به تبع آن تعدیلات غیرخطی قیمت‌ها از قبیل روش‌های لو و زیوت (۲۰۰۱)، هانسن و سنو (۲۰۰۲) و سنو (۲۰۰۶) کمتر مورد توجه قرار گرفته است. مزیت روش‌های چند متغیره این است که امکان بررسی کارآتر تعدیل پویای سری‌های قیمت را فراهم می‌سازد و همانطور که لو و زیوت (۲۰۰۱) بیان می‌کنند، روش‌های چند متغیره به دلیل اینکه ساختار کامل مدل را در نظر می‌گیرند، نسبت به روش‌های تک متغیره دارای قدرت بالاتری و مکانیزم کاملی در ادبیات می‌باشد. در این راستا، هدف از مطالعه حاضر بررسی ادبیات موضوع و تکمیل ادبیات تعدیلات قیمت‌ها در داخل کشور می‌باشد، در این خصوص در این مطالعه سعی می‌شود آزمون‌های پیشرفته در مدل‌های تعدیلات

¹ - Threshold Cointegration Models

لو و زیوت (۲۰۰۱)، برای اولین بار کاربرد روش‌های چند متغیره را در تحلیل‌های هم‌جمعی آستانه‌ای مورد توجه قرار دادند. آنها با معرفی مدل تصحیح خطای برداری (TVECM) بیان کردند که مدل تصحیح خطای برداری بهتر از مدل‌های خودتوضیح آستانه‌ای (TAR) یا خودتوضیحی آستانه‌ای-گشتاوری (M-TAR) قادر به تشخیص و الگوسازی رفتار آستانه‌ای و پویایی متغیرهای قیمت می‌باشد. برای تشریح این آزمون ابتدا یک مدل خودتوضیحی برداری آستانه‌ای (TVAR) را در نظر بگیرید. در صورتی‌که متغیر آستانه‌ای، Z_t (عبارت تصحیح خطا در رابطه تعادلی بلندمدت، RP_t که $Z_t = \beta_2 FR_t$ و FP_t به ترتیب قیمت خرده‌فروشی و سرمرزعه و β ضریب هم‌جمعی می‌باشد) باشد در آن صورت مدل TVAR را می‌توان به صورت زیر بیان نمود:

$$P_t = A_0^{(j)} + \Pi^{(j)} P_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i^{(j)} \Delta P_{t-i} + \varepsilon_t^{(j)} \quad \text{if } \lambda^{(j-1)} \leq z_{t-1} \leq \lambda^{(j)}$$

$$\varphi_i^{(j)} = -\sum_{l=1}^k A_l^{(j)}, \quad \Pi^{(j)} = \sum_{l=1}^k A_l^{(j)} - I_2 \quad [1]$$

که در آن، P_t یک بردار 2×1 شامل دو متغیر (مثلاً قیمت‌های خرده‌فروشی و سرمرزعه)، z_t نماد تعداد رژیم $j=1,2,3$ ، $-\infty = \lambda^{(0)} < \lambda^{(1)} < \lambda^{(2)} < \lambda^{(3)} = \infty$ و $\varepsilon_t^{(j)}$ جزء خطای غیرهمبسته سریالی با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس $\Sigma^{(j)}$ است. فرض می‌شود که متغیر آستانه Z_{t-1} ایستا بوده و دارای توزیع پیوسته باشد. علاوه بر این فرض می‌شود که متغیر آستانه Z_t مشخص باشد. هرچند که طول وقفه k و مقادیر آستانه $\lambda^{(1)}$ ، $\lambda^{(2)}$ بطور بالقوه نامشخص هستند. اگر در هر رژیم j ، P_t هم‌جمع از درجه ۱ باشد و بردار هم‌جمعی $\beta' = (1, -\beta_2)$ باشد، آنگاه رتبه $\Pi^{(j)} = 1$ و $\Pi^{(j)} = \gamma^{(j)} \beta' = \begin{pmatrix} \gamma_1^{(j)} \\ \gamma_2^{(j)} \end{pmatrix} (1, -\beta_2)$ حال تصریح

مدل تصحیح خطای برداری آستانه‌ای (TVECM(j))

بصورت زیر خواهد بود:

فرض صفر خطی) است. بالک و فومبی برای بررسی رفتار هم‌جمعی آستانه‌ای، رهیافت دو مرحله‌ای را پیشنهاد دادند که مساعدت بزرگی به ادبیات انتقال نامتقارن قیمت بود. در مرحله اول، فرض صفر عدم هم‌جمعی در برابر فرض مخالف هم‌جمعی خطی مورد آزمون قرار می‌گیرد. بالک و فومبی بیان کردند که اغلب آزمون‌های استاندارد هم‌جمعی بطور مثال آزمون انگل-گرنجر^۱ و آزمون جوهانسن^۲ حتی در شرایطی که خطای تعادلی از فرآیند آستانه‌ای پیروی می‌کند نیز قادر به تعیین ایستایی خطای تعادلی می‌باشند. با رد فرض صفر، در مرحله دوم فرض صفر هم‌جمعی خطی در برابر فرض مخالف هم‌جمعی آستانه‌ای، مورد بررسی قرار می‌گیرد که به آزمون غیرخطی تعدیلات قیمت معروف می‌باشد. در این مرحله به دلیل اینکه مقدار پارامتر آستانه تحت فرض صفر مشخص نمی‌باشد، لذا مشکل استنتاج غیراستاندارد پیش می‌آید که برای رفع آن، بالک و فومبی (۱۹۷۷) از رهیافت هانسن (۱۹۹۶) برای برآورد توزیع مجانبی آماره استفاده نمودند.

روش بالک و فومبی (۱۹۹۷) یک آزمون تک متغیره می‌باشد. اما اخیراً آزمون‌های چند متغیره کاربرد بسیار وسیعی در ادبیات مربوطه داشته است که عموماً از سه روش پیشنهاد شده توسط لو و زیوت (۲۰۰۱)، هانسن و سنو (۲۰۰۲) و سنو (۲۰۰۶) بهره گرفته می‌شود. هر دو رهیافت لو و زیوت (۲۰۰۱) و هانسن و سنو (۲۰۰۲) از رهیافت دو مرحله‌ای بالک و فومبی پیروی می‌نمایند. اما در روش سنو (۲۰۰۶) فرض صفر عدم هم‌جمعی خطی در یک مدل تصحیح خطای برداری آستانه‌ای (TVECM) مستقیماً طی یک مرحله مورد آزمون قرار می‌گیرد، که در ادامه با توضیحات بیشتری ارائه می‌گردند.

1- Engle and Granger

2- Johansen

بعد از لو و زیوت (۲۰۰۱)، هانسن و سنو (۲۰۰۲) از مدل دو متغیره تصحیح خطای برداری آستانه‌ای با یک آستانه و بردار همگرایی نامشخص که در درون مدل *TVECM* همزمان برآورد می‌شود، استفاده کردند. هانسن و سنو (۲۰۰۲) فرض نمودند سری‌های P_t سری‌های زمانی دو بعدی همجمع از مرتبه اول بوده (FP_t)، $P_t = (RP_t, I(RP_t))$ (لگاریتم قیمت‌های خرده فروشی و سرمزرعه) که با بردار همجمعی 2×1 همجمع می‌گردند. اگر قیمت‌ها هم جمع از مرتبه اول باشند $I(1)$ بردار همجمعی $\beta' = (1, -\beta_2)$ و مدل *TVECM* دو رژیمه بصورت زیر خواهد بود:

$$\Delta P_t = \begin{cases} A_1' X_{t-1}(\beta) + \varepsilon_t & \text{if } z_{t-1}(\beta) \leq \lambda \\ A_2' X_{t-1}(\beta) + \varepsilon_t & \text{if } z_{t-1}(\beta) > \lambda \end{cases} \quad [4]$$

که در آن:

$X_{t-1}(\beta) = [1 \ z_{t-1}(\beta) \ \Delta P_{t-1} \ \Delta P_{t-2} \ \dots \ \Delta P_{t-k}]'$ رگرسور $X_{t-1}(\beta)$ یک بردار $k \times 1$ ماتریس ضرایب با ابعاد $k \times 2$ که $k = 2L + 2$ و $z_{t-1}(\beta) = \beta' P_{t-1}$ می‌باشد. فرض می‌شود ε_t یک بردار قطری با ماتریس کوواریانس محدود $\Sigma = E(\varepsilon_t, \varepsilon_t')$ می‌باشد. عبارت‌های $X_{t-1}(\beta)$ و $z_{t-1}(\beta)$ بیانگر آن هستند که این متغیرها در مقادیر به دست آمده β ارزیابی می‌شوند. ماتریس ضرایب A_1 و A_2 پویایی در این رژیم‌ها را منعکس می‌کنند. یعنی مدل ε اجازه می‌دهد که تمامی ضرایب (بجز بردار همجمعی β) بین این دو رژیم سوئیچ گردند.

معادله ε را می‌توان بصورت زیر بازنویسی نمود:

$$\Delta P_t = A_1' X_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \lambda) + A_2' X_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \lambda) + \varepsilon_t$$

که در آن:

$$d_{1t}(\beta, \lambda) = 1(z_{t-1}(\beta) \leq \lambda),$$

$$d_{2t}(\beta, \lambda) = 1(z_{t-1}(\beta) > \lambda)$$

اثر آستانه‌ای زمانی وجود خواهد داشت که $0 < P(z_{t-1} \leq \lambda) < 1$ باشد و در غیر این صورت، مدل

$$\Delta P_t = A_0^{(j)} + \gamma^{(j)} \beta' P_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \phi_i^{(j)} \Delta P_{t-i} + \varepsilon_t^{(j)} \quad [2]$$

$$\text{if } \lambda^{(j-1)} \leq z_{t-1} \leq \lambda^{(j)}$$

جهت برآورد معادله فوق می‌بایست در ابتدا مقدار پارامترهای آستانه $(\lambda = (\lambda^{(1)}, \lambda^{(2)}))$ و بردار همجمعی (β) برآورد شود. بدین منظور، لو و زیوت (۲۰۰۱) عنوان می‌نمایند که می‌توان مقدار β را از رابطه تعادلی بلندمدت به صورت مجزا بدست آورد و سپس جهت به دست آوردن پارامترهای آستانه از یک استراتژی که ترکیب رهیافت هانسن (۱۹۹۹) برای برآورد مدل‌های تک‌متغیره *TAR* دو رژیمه و سه رژیمه و فرایند تسی (۱۹۹۸) جهت برآورد *TVECM* چندمتغیره می‌باشد، استفاده کردند.

لو و زیوت (۲۰۰۱) پس از برآورد مدل، جهت آزمون خطی بودن تعدیلات قیمت‌ها، آماره LR را به صورت زیر بیان نمودند:

$$LR = T(Ln|\hat{\Sigma}|) - Ln(\hat{\Sigma}(\hat{\beta}, \hat{\lambda})) \quad [3]$$

که در آن، T تعداد مشاهدات، $\hat{\Sigma}$ و $\hat{\Sigma}(\hat{\beta}, \hat{\lambda})$ به ترتیب ماتریس‌های کوواریانس اجزای اخلاص برآورد شده از مدل *VECM* خطی و *TVECM(j)* می‌باشند. پس از محاسبه آماره LR می‌بایستی با مقدار بحرانی جدول مقایسه گردد. از آنجا که مقدار پارامترهای آستانه تحت فرض عدم نامشخص می‌باشند، لذا مساله دیویس (۱۹۸۷) پیش می‌آید. در این حالت توزیع جانبی آزمون LR تحت تاثیر قرار گرفته و مساله استنتاج غیراستاندارد حاصل می‌شود. یعنی نمی‌توان مقادیر بحرانی LR را مانند حالت استاندارد از جدول χ^2 استخراج نمود. لذا جهت به دست آوردن مقادیر بحرانی آن، لو و زیوت (۲۰۰۱) به پیروی از هانسن (۱۹۹۶)، مقادیر بحرانی و سطوح احتمال^۱ آماره LR را از طریق روش بوت استراپ^۲ اجزای اخلاص شبیه سازی نمودند.

1 - P-Value

2 - Bootstrap

$$\hat{A}_2(\beta, \lambda) = \left(\sum_{t=1}^T X_{t-1}(\beta) X_{t-1}(\beta)' d_{2t}(\beta, \lambda) \right)^{-1} \quad [9]$$

$$\left(\sum_{t=1}^T X_{t-1}(\beta) \Delta P_t' d_{2t}(\beta, \lambda) \right) \hat{\varepsilon}_t(\beta, \lambda) = \varepsilon_t(\hat{A}_1(\beta, \lambda), \hat{A}_2(\beta, \lambda), \beta, \lambda), \quad [10]$$

$$\hat{\Sigma}(\beta, \lambda) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t(\beta, \lambda) \hat{\varepsilon}_t(\beta, \lambda)'$$

باید یادآوری نمود که روابط ۸ و ۹، رگرسیون‌های حداقل مربعات معمولی ΔP_t بر روی $X_{t-1}(\beta)$ به ترتیب برای نمونه‌هایی است که $z_{t-1}(\beta) \leq \lambda$ و $z_{t-1}(\beta) > \lambda$ باشد. می‌توان بر طبق این برآوردها تابع راستنمایی مقید را به شکل زیر نوشت:

$$L_T(\beta, \lambda) = L_T(\hat{A}_1(\beta, \lambda), \hat{A}_2(\beta, \lambda), \hat{\Sigma}(\beta, \lambda), \beta, \lambda) = [11] \\ - \frac{T}{2} \ln |\hat{\Sigma}(\beta, \lambda)| - \frac{T \times 2}{2}$$

بنابراین برآورد حداکثر راستنمایی در واقع $\ln |\hat{\Sigma}(\beta, \lambda)|$ را با توجه به محدود $\pi_0 \leq T^{-1} \sum_{t=1}^T 1(P_t' \beta \leq \lambda) \leq 1 - \pi_0$ حداقل می‌کند. برآوردهای حداکثر راستنمایی A_1 و A_2 به صورت $\hat{A}_1 = \hat{A}_1(\hat{\beta}, \hat{\lambda})$ و $\hat{A}_2 = \hat{A}_2(\hat{\beta}, \hat{\lambda})$ می‌باشند. هانسن و سنو برای تخمین β و λ روش جستجوی شبکه‌ای دوبعدی^۳ در فضای (β, λ) را پیشنهاد نمودند. برای جستجوی شبکه‌ای دو بعدی نیاز به منطقه جستجو می‌باشد که این منطقه بدین صورت بدست می‌آید: براساس $\tilde{\beta}$ به دست آمده از مدل خطی فاصله اطمینان $[\beta_l, \beta_u]$ ایجاد می‌گردد. $\tilde{z}_{t-1} = z_{t-1}(\hat{\beta})$ محاسبه می‌گردد و ناحیه جستجوی $[\lambda_l, \lambda_u]$ ایجاد می‌گردد که در آن λ_l ، درصد از π_0 درصد از \tilde{z}_{t-1} و λ_u ، درصد از $(1 - \pi_0)$ درصد از \tilde{z}_{t-1} می‌باشد. جستجوی دو بعدی برای (β, λ) در فضای $[\beta_l, \beta_u] \times [\lambda_l, \lambda_u]$ صورت می‌گیرد، سپس از بین

تبدیل به هم‌جمعی خطی می‌شود. این محدودیت با اعمال فرض زیر حاصل می‌گردد:

$$\pi_0 \leq P(z_{t-1} \leq \lambda) \leq 1 - \pi_0 \quad [6]$$

که در آن $\pi_0 > 0$ یک پارامتر کنارگذاری حاشیه^۱ بوده که معمولاً مقدار مناسب آن بین ۰/۰۵ و ۰/۱۵ می‌باشد و $P(\cdot)$ احتمال می‌باشد.

می‌توان معادله ۴ را با فرض اینکه اجزای اخلاص ε_t دارای توزیع نرمال می‌باشند، بوسیله حداکثر راستنمایی^۲ (MLE) برآورد نمود که تابع حداکثر راستنمایی بدین شکل خواهد بود:

$$L_T(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \lambda) = - \frac{T}{2} \text{Log} |\Sigma| \quad [7] \\ - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \lambda)' \Sigma^{-1} \varepsilon_t(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \lambda)$$

که در آن،

$$\varepsilon_t(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \lambda) = \Delta P_t - A_1' X_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \lambda) - A_2' X_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \lambda) \\ (\hat{A}_1, \hat{A}_2, \hat{\Sigma}, \hat{\beta}, \hat{\lambda})$$

است. برآورد حداکثر راستنمایی $(\hat{A}_1, \hat{A}_2, \hat{\Sigma}, \hat{\beta}, \hat{\lambda})$ مقادیری هستند که تابع راستنمایی فوق را حداکثر می‌نماید.

اگر مقدار (β, λ) ثابت باشند، MLE محدود به

محاسبه (A_1, A_2, Σ) خواهد بود. در آن صورت

رگرسیون OLS حاصل می‌شود که ضرایب به شکل

زیر محاسبه می‌گردد:

$$\hat{A}_1(\beta, \lambda) = \left(\sum_{t=1}^T X_{t-1}(\beta) X_{t-1}(\beta)' d_{1t}(\beta, \lambda) \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T X_{t-1}(\beta) \Delta P_t' d_{1t}(\beta, \lambda) \right) \quad [8]$$

۱- Trimming parameter

۲- Maximum Likelihood

هم‌جمعی خطی رد گردد می‌توان گفت که تعدیلات قیمت-ها به صورت غیرخطی صورت می‌گیرد.

سنو (۲۰۰۶) نشان داد استفاده از روش دو مرحله‌ای در هم‌جمعی آستانه‌ای گمراه‌کننده است، زیرا وقتی آزمون‌های هم‌جمعی استاندارد برای سنجش هم‌جمعی آستانه‌ای بکار می‌روند قدرت و اعتبار خود را از دست می‌دهند. سنو برای این منظور از آزمون والد و طی یک مرحله برای آزمون فرض صفر عدم هم‌جمعی خطی در برابر هم‌جمعی آستانه‌ای با یک بردار هم‌جمعی مشخص استفاده و یک مدل باند-*TVECM*^۲ را به شکل زیر در نظر گرفت:

$$\Phi(L)\Delta P_t = \alpha_1 z_{t-1} 1\{z_{t-1} \leq \lambda_1\} + \alpha_2 z_{t-1} 1\{z_{t-1} \geq \lambda_2\} + \mu + \varepsilon_t \quad [15]$$

که n $t=1, 2, \dots,$ $\Phi(L)$ یک چند جمله‌ای درجه q از عملگر وقفه‌ای است که بدین شکل تعریف می‌گردد:

$\Phi(L) = I - \Phi_1 L - \dots - \Phi_q L^q$ ضرایب مدل می‌باشند که می‌بایست برآورد گردند و بقیه متغیرها همان تعاریف قبلی خود را دارند. پارامتر آستانه $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2)$ و $\lambda_1 \leq \lambda_2$ که با Γ نشان داده می‌شود.

مدل ۱۵ یک مدل باند-*TVECM* است که در رژیم دوم تعدیل به سمت تعادل بلندمدت به علت وجود موانع معاملاتی و مداخلات سیاسی صورت نمی‌گیرد (قانون قیمت واحد). هانسن و سنو (۲۰۰۲)، برای آزمون فرض صفر هم‌جمعی خطی در مدل *TVECM* دو رژیم، فرض $\alpha_1 = \alpha_2$ تحت این محدودیت که هر دو به طور هم‌زمان صفر نیستند و $\lambda_1 = \lambda_2$ را آزمودند. سنو (۲۰۰۶) روشی متفاوت برای آزمون فرض صفر عدم هم‌جمعی خطی ($H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = 0$) ارائه نمود. منطق این آزمون براساس نتایج هوراث و واتسون (۱۹۹۵) می‌باشد که نشان دادند وقتی بردار هم‌جمعی مشخص می‌باشد، آزمون هم‌جمعی می‌تواند برای آزمون معنی‌داری ضرایب *ECT* انجام گردد (استیگلر ۲۰۱۰).

تمام زوج‌های (β, λ) بدست آمده متغیرهایی که $\ln \left| \sum^{\wedge} (\beta, \lambda) \right|$ را حداقل می‌نماید و بر طبق محدودیت انتخاب $\pi_0 \leq n^{-1} \sum_{t=1}^n 1(x'_t \beta \leq \lambda) \leq 1 - \pi_0$ می‌گردند.

هانسن و سنو پس از برآورد مدل اقدام به آزمون غیرخطی بودن تعدیلات قیمت‌ها نمودند و برای این منظور آزمون *LM* را به شکل زیر پیشنهاد نمودند:

$$LM(\beta, \lambda) = \text{vec}(\hat{A}_1(\beta, \lambda) - \hat{A}_2(\beta, \lambda))' (\hat{V}_1(\beta, \lambda) + \hat{V}_2(\beta, \lambda))^{-1} \cdot \text{vec}(\hat{A}_1(\beta, \lambda) - \hat{A}_2(\beta, \lambda)) \quad [12]$$

که در آن $\hat{V}_1(\beta, \lambda), \hat{V}_2(\beta, \lambda)$ برآوردگرهای ماتریس کوواریانس ایگر-وایت^۱ برای $\text{vec} \hat{A}_2(\beta, \lambda)$ و $\text{vec} \hat{A}_1(\beta, \lambda)$ می‌باشد که بصورت زیر تعریف می‌شود:

$$\hat{V}_1(\beta, \lambda) = M_1(\beta, \lambda)^{-1} \Omega_1(\beta, \lambda) M_1(\beta, \lambda)^{-1} \quad [13]$$

$$\hat{V}_2(\beta, \lambda) = M_2(\beta, \lambda)^{-1} \Omega_2(\beta, \lambda) M_2(\beta, \lambda)^{-1}$$

که $M_1(\beta, \lambda)$ و $M_2(\beta, \lambda)$ ماتریس متغیرها در مدل به ترتیب با آستانه پایین (λ_1) و آستانه بالا (λ_2) می‌باشد. در آن صورت آماره آزمون *supLM* را می‌توان بصورت معادله ۱۴ نوشت.

$$\text{sup } LM = \text{sup } LM(\tilde{\beta}, \lambda) \quad [14]$$

$$\lambda_L \leq \lambda \leq \lambda_U$$

که در آن $\tilde{\beta}$ برآورد فرض صفر β می‌باشد. پس از بدست آوردن مقدار *supLM* محاسباتی، به دلیل وجود مساله دیویس (۱۹۸۷) می‌بایست مقادیر بحرانی آن محاسبه شوند. بدین منظور مقادیر بحرانی در سطح احتمال آماره *LM* از طریق روش بوت استرپ شبیه‌سازی شده و نهایتاً با بدست آوردن مقادیر بحرانی در سطح احتمال متفاوت می‌توان نتیجه گرفت که کدامیک از مدل‌های *VECM* خطی و *TVECM(2)* برای داده‌ها مناسب می‌باشند. در صورتی که فرض صفر مبنی بر

² - Band-TVECM

¹ - Eicker-White

معادلات ۱۶ و ۱۷، مقادیر α_1, α_2, μ مقید به مقدار صفر بوده و در نهایت مقدار آماره $supW$ بوت استرپ شده ($supW^*$) از طریق معادله ۱۹ محاسبه می‌گردد:

$$supW^* = \sup_{\lambda \in [\lambda_L, \lambda_U]} \text{vec}((\hat{A}^*(\lambda))^{-1} [z_\lambda^* M_{-1} z_\lambda^*]^{-1} \otimes \hat{\Sigma}(\lambda))^{-1} \text{vec}(\hat{A}^*(\lambda)) \quad [19]$$

که در آن، * بیانگر عبارت‌های بوت استرپ شده است. سئو برای نشان دادن قدرت آزمون خود از شاخص‌های قیمت ماشین در ۲۹ منطقه مختلف ایالات متحده برای بررسی قانون قیمت واحد استفاده نمود و نتایج خود را با آزمون‌های هم‌جمعی متعارف مانند هوراث واتسن (HW) و دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) مقایسه نمود. نتایج آزمون نشان داد آزمون‌های HW و ADF در بیشتر حالات فرض صفر عدم هم‌جمعی خطی را رد نکردند در حالی‌که در آزمون $SupW$ در ۲۱ مورد از ۲۹ مورد فرض صفر رد شد.

در ادامه کار به منظور کاربردی نمودن روش‌های ارائه شده، اقدام به بررسی فرآیند تعدیلات قیمت در بازار گوشت گوسفند آذربایجان شرقی شده است. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه شامل قیمت‌های هفتگی سطوح سرمرزعه و خرده فروشی گوشت گوسفند می‌باشد که از فروردین ۱۳۸۰ تا اسفند ۱۳۹۱ از سازمان شرکت پشتیبانی امور دام کشور و سازمان جهاد کشاورزی استان آذربایجان شرقی جمع‌آوری گردیده است.

نتایج و بحث

تجزیه و تحلیل تجربی مدل با بررسی ایستایی سری-های لگاریتم قیمت خرده‌فروشی و عمده‌فروشی گوشت گوسفند آغاز می‌شود. برای این منظور و تعیین درجه جمعی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد $DF-GLS$ و لیوت و همکاران (۱۹۹۹) (ERS) استفاده گردید. نتایج

وقتی مقدار λ معلوم باشد، تخمین‌زن‌های حداقل مربعات برای ضرایب قابل کاربرد است. بنابراین:

$$\Delta P_t = \alpha_1^*(\lambda) z_{t-1} 1\{z_{t-1} \leq \lambda_1\} + \alpha_2^*(\lambda) z_{t-1} 1\{z_{t-1} > \lambda_2\} + \hat{\mu}(\lambda) + \hat{\Phi}_1(\lambda) \Delta P_{t-1} + \dots + \hat{\Phi}_q(\lambda) \Delta P_{t-q} + \hat{\varepsilon}_t(\lambda) \quad [16]$$

فرض کنید که $\hat{\Sigma}(\lambda) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t(\lambda) \hat{\varepsilon}_t(\lambda)'$ و

$\theta = (\alpha_1, \alpha_2)'$ بوده و ε و z_λ به ترتیب ماتریس‌های توده‌ای^۱ از $(z_{t-1} 1\{z_{t-1} \leq \lambda_1\}, z_{t-1} 1\{z_{t-1} > \lambda_2\})$ و ε_t' می‌باشند. M_{-1} به عنوان پروجکشن^۲ از فضای قطری از متغیرهای عرض از مبدا و عبارت‌های وقفه‌ای $\Delta P_{t-1}, \dots, \Delta P_{t-q}$ می‌باشد. در این صورت آماره آزمون والد برای سنجش فرض صفر با یک مقدار ثابت λ بصورت زیر خواهد بود:

$$W_T(\lambda) = \text{vec}(\hat{\theta}(\lambda))' \text{var}(\text{vec}(\hat{\theta}(\lambda)))^{-1} \text{vec}(\hat{\theta}(\lambda)) \quad [17]$$

$$= \text{vec}((z_\lambda' M_{-1} z_\lambda)^{-1} (z_\lambda' M_{-1} \varepsilon))'$$

$$\left[(z_\lambda' M_{-1} z_\lambda)^{-1} \otimes \hat{\Sigma}(\lambda) \right]^{-1}$$

$$\times \text{vec}((z_\lambda' M_{-1} z_\lambda)^{-1} (z_\lambda' M_{-1} \varepsilon))$$

$$= \text{tr} \left\{ \begin{array}{l} \left(z_\lambda' M_{-1} \hat{\Sigma}(\lambda)^{-\frac{1}{2}} \right) \\ \left(z_\lambda' M_{-1} z_\lambda \right)^{-1} \left(z_\lambda' M_{-1} \hat{\Sigma}(\lambda)^{-\frac{1}{2}} \right)' \end{array} \right\}$$

و آماره آزمون $supWald$ به صورت معادله ۱۸ تعریف می‌شود:

$$\sup W = \sup_{\lambda \in [\lambda_L, \lambda_U]} W_T(\lambda) \quad [18]$$

همانند آماره آزمون‌های $supLM$ و $supLR$ که قبلاً بیان شد، مقادیر بحرانی آماره آزمون $supW$ نیز از طریق بوت استرپ شبیه‌سازی می‌شوند. فرایند بوت استرپ مطابق سئو (۲۰۰۶) به صورت پارامتریک و بر پایه اجزای اخلال بوده و مشابه آن چیزی است که قبلاً بیان شده است. با این تفاوت که مراحل بوت استرپ در

^۱ - Matrices stacking

^۲ - Projection

حاصل از این آزمون‌ها در جدول ۱ ارائه شده است. نتایج هر دو آزمون نشان دهنده آن است که قیمت‌ها در سطح ایستا نبوده و با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌گردد، یعنی قیمت‌ها جمعی از مرتبه یک می‌باشد.

جدول ۱- نتایج آزمون‌های ریشه واحد در سطح و تفاضل مرتبه اول

تفاضل مرتبه اول داده‌ها		در سطح داده‌ها		سری‌های لگاریتم
ERS	DF-GLS	ERS	DF-GLS	
-۱۲/۸۶***	-۱۱/۸۶*	۰/۷۱۴	۰/۷۱۴	قیمت خرده‌فروشی (RP)
-۱۸/۸۴***	-۱۲/۸۲*	۰/۹۲۲	۰/۹۲۲	قیمت سرمرزعه (FP)

** معنی داری در سطح ۵٪ *** معنی داری در سطح ۱٪

در ادامه جهت تعیین رابطه تعادلی بلندمدت بین لگاریتم قیمت‌های خرده‌فروشی و سرمرزعه از آزمون جوهانسن استفاده شده است (تعداد وقفه بهینه با استفاده از معیار اطلاعات آکائیک دو می‌باشد). همانطور در جدول ۲ مشاهده می‌شود هر دو آماره اثر و حداکثر مقدار ویژه، وجود حداکثر یک بردار هم‌جمعی بلندمدت بین لگاریتم قیمت خرده‌فروشی و سرمرزعه را در سطح احتمال ۵ درصد می‌پذیرد. به عبارت دیگر فرض صفر عدم هم‌جمعی در برابر فرض مخالف هم‌جمعی خطی در سطح احتمال ۵ درصد رد می‌شود. بعد از اثبات وجود هم‌جمعی خطی در مرحله دوم اقدام به آزمون غیرخطی بودن تعدیلات قیمت یا به عبارت دیگر، اقدام به سنجش فرض هم‌جمعی خطی در برابر هم‌جمعی آستانه‌ای شد. در این مطالعه از دو آزمون

SupLM هانسن و سنو (۲۰۰۲) و آزمون *SupW* سنو (۲۰۰۶) بهره گرفته شد. این آزمون‌ها با تنظیم $\pi_0 = 0.15$ محاسبه گردید و تعداد وقفه بهینه براساس معیار اطلاعات آکائیک یک می‌باشد. در آزمون هانسن و سنو (۲۰۰۲) پارامتر آستانه و بردار هم‌جمعی با استفاده از روش جستجوی شبکه‌ای دو بعدی و از طریق حداقل‌سازی رابطه ۱۱ روی شبکه دو بعدی 300×300 برای (γ, β) محاسبه گردیدند. مقدار $\tilde{\gamma} = -0.2848$ و ضریب بردار هم‌جمعی برابر با 0.9623 می‌باشد که نزدیک به یک بوده و بیانگر قانون قیمت واحد می‌باشد. نمودار گرافی این روش جستجوی شبکه‌ای برای β و γ به ترتیب در شکل‌های ۱الف و ۱ب آمده است.

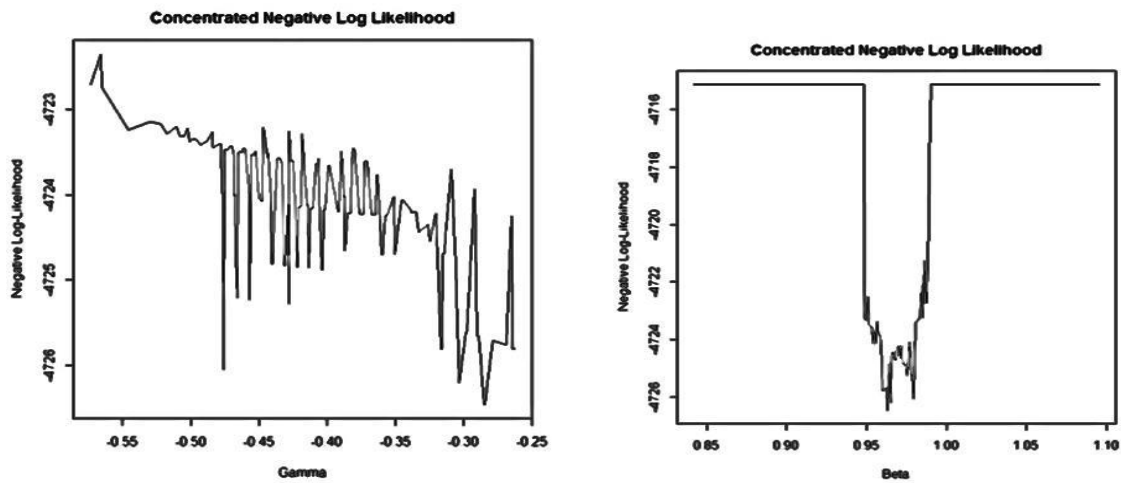
جدول ۲- نتیجه آزمون هم‌جمعی قیمت‌های خرده‌فروشی و سرمرزعه گوشت گوسفند

فرضیه صفر	آماره اثر	آماره حداکثر مقدار ویژه
عدم وجود بردار هم‌جمعی	۲۲/۰۵**	۲۱/۴۷**
وجود حداکثر یک بردار هم‌جمعی	۰/۵۸	۰/۵۸

** معنی داری در سطح ۵٪

جدول ۳- نتایج آزمون هانسن و سنو (*Sup-LM*) و سنو (*Sup-W*)

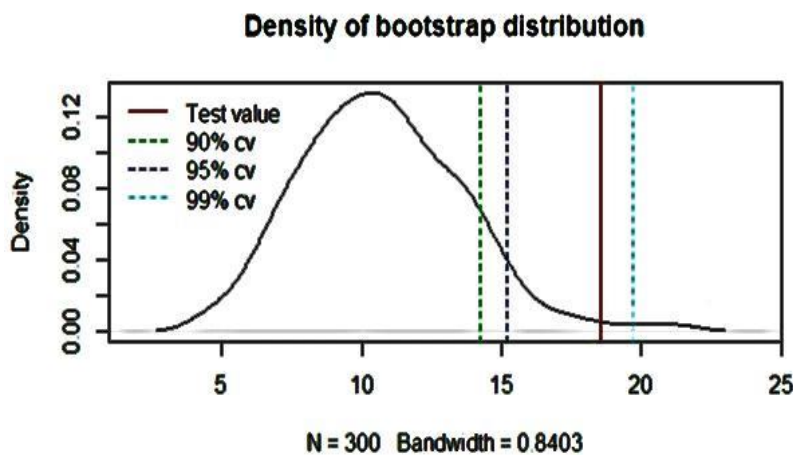
نوع آزمون	پارامترهای آستانه	آماره آزمون	مقادیر بحرانی در سطح		
			۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد
<i>Sup-LM</i>	-۰/۲۸۴	۱۸/۵۲	۱۹/۶۸	۱۵/۸۱	۱۴/۲۴
<i>Sup-W</i>	(-۰/۴۶۲، -۰/۳۹۱)	۲۰/۲۷	۲۲/۵۹	۲۰/۶۲	۱۹/۴۲



۱-ب- مقدار آستانه

۱-الف- مقدار β

شکل ۱- برآورد پارامتر آستانه و بردار هم‌جمعی از طریق جستجوی شبکه‌ای دو بعدی



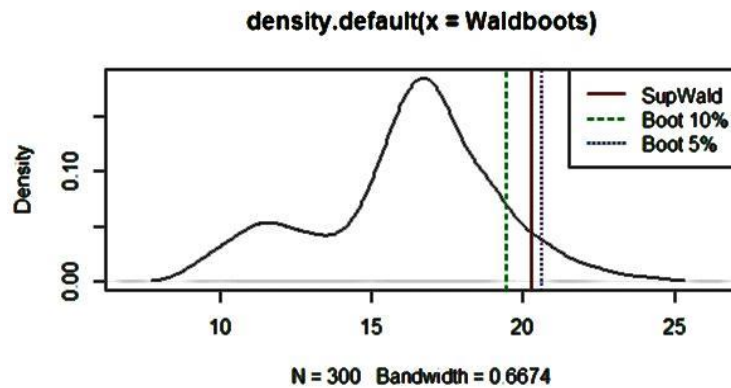
شکل ۲- نتیجه آماره آزمون $Sup-LM$ هانسن و سنو و مقادیر بحرانی شبیه‌سازی شده

گردد، به عبارت دیگر مکانیزم تعدیل قیمت گوشت گوسفند از رفتار آستانه‌ای تبعیت می‌کند. در ادامه جهت تأیید رفتار آستانه‌ای قیمت گوشت گوسفند از آزمون سنو نیز بهره گرفته شد. بدین منظور مدل باند- $TVECM$ (معادله ۱۵) برآورد گردید که مقادیر آستانه برابر با $\lambda = (-0/662, -0/391)$ بدست آمده و سپس مقدار آماره آزمون $Sup-W$ به همراه مقادیر بحرانی شبیه سازی شده محاسبه گردید که نتایج مربوطه در نمودار ۳ و جدول ۳ گزارش شده است. همانطور که از جدول ۳ و شکل ۳ می‌توان مشاهده نمود مقدار آماره آزمون برابر $20/27$ بوده که

پس از برآورد مقدار آستانه و مقدار ضریب β ، مدل $TVECM(2)$ به روش حداکثر درست‌نمایی برآورد گردید و مقدار آماره $Sup-LM$ محاسبه و مقادیر بحرانی آن شبیه‌سازی شده که نتایج مربوطه در نمودار ۲ و خلاصه آن در جدول ۳ آمده است. مطابق جدول ۳ و شکل ۲ می‌توان مشاهده نمود مقدار آماره آزمون برابر با $18/53$ بوده که از مقادیر بحرانی به دست آمده توسط شبیه سازی با ۳۰۰ تکرار در سطح احتمال ۵ درصد ($15/81$) بزرگتر می‌باشد، بنابراین فرض صفر هم‌جمعی خطی در برابر هم‌جمعی آستانه‌ای رد می-

صفر عدم هم‌جمعی در برابر هم‌جمعی آستانه‌ای رد می‌گردد و رفتار هم‌جمعی آستانه‌ای تایید می‌گردد.

از مقادیر بحرانی شبیه‌سازی با تکرار مساوی در سطح احتمال ۱۰ درصد بزرگتر می‌باشد. بنابراین فرض



شکل ۳- نتیجه آزمون *Sup-W* (سنو، ۲۰۰۶) به همراه مقادیر شبیه‌سازی شده آن

پیشنهاد سنو (۲۰۰۶) برآورد گردید. رابطه زیر نتایج حاصل از برآورد مدل باند-*TVECM* (سنو ۲۰۰۶) را برای تحلیل فرآیند انتقال قیمت در بازار گوشت استان آذربایجان شرقی را نشان می‌دهد:

نتایج آزمون هانسن و سنو (۲۰۰۲) و سنو (۲۰۰۶) نشان می‌دهد که تعدیلات قیمت‌ها در بازار گوشت گوسفند آذربایجان شرقی غیرخطی می‌باشند، لذا، در ادامه به منظور بررسی نحوه تعدیل قیمت‌ها، مدل‌های *TVECM* (هانسن و سنو ۲۰۰۱) و باند-*TVECM*

$$\Delta RP_t = 0.0046 - 0.089 Z_{t-1} (\lambda \leq -0.462) + 0.024 Z_{t-1} (\lambda \geq -0.391) - 0.025 \Delta RP_{t-1} - 0.0066 \Delta FP_{t-1}$$

(0.0014)^a (0.1697) (0.5752) (0.8917)

$$\Delta FP_t = 0.004 - 0.015 Z_{t-1} (\lambda \leq -0.462) + 0.078 Z_{t-1} (\lambda \geq -0.391) + 0.093 \Delta RP_{t-1} - 0.10 \Delta FP_{t-1}$$

(0.5411) (5.5e-07) (0.0186) (0.0174)

a: اعداد داخل پرانتز بیانگر انحراف معیار می‌باشند.

بازار خرده‌فروشی گوشت گوسفند فقط برای شوک‌های قیمتی کاهشی عکس‌العمل نشان می‌دهد و در برابر شوک‌های افزایشی بی‌تفاوت است. این در حالی است که تقریباً تمامی مطالعات خارجی و داخل کشور و همچنین براساس تئوری‌های اقتصاد بازار، عموماً بازارها به شوک‌های افزایشی بیشتر عکس‌العمل نشان می‌دهند تا شوک‌های کاهشی، حتی مطالعات داخلی (فلسفیان و همکاران ۲۰۱۱ و حسینی و همکاران ۱۳۸۹) موید آن هستند که بازار محصولات کشاورزی به شوک‌های قیمتی کاهشی خیلی کمتر عکس‌العمل نشان

این مدل نشان می‌دهد رژیم اول زمانی اتفاق می‌افتد که میزان انحراف از تعادل بلندمدت کمتر از 0.462 باشد و رژیم سوم زمانی حاصل می‌شود که میزان انحراف از تعادل بلندمدت بیشتر از 0.391 باشد. براساس نتایج این مدل باند-*TVECM* ملاحظه گردید در رابطه قیمت خرده‌فروشی گوشت گوسفند (ΔRP_t)، ضرایب تعدیل کوتاه مدت، Z_{t-1} ، فقط برای شوک‌های کاهش قیمت (-0.089) در سطح احتمال ۵ درصد معنی‌داری می‌باشد و شوک‌های افزایشی قیمت‌ها (0.024) از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. این یافته بیانگر آن است که

گردید. مطابق رهیافت هانسن و سنو، مدل $TVECM$ دو رژیم به روش ML برآورد گردید. نتایج حاصل از برآورد مدل $TVECM (2)$ در جدول ۴ منعکس شده است.

می‌دهند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که الگوی باند- $TVECM$ برآورد شده با واقعیات تجربی استان و کشور سازگاری ندارد و این مدل بیانگر مکانیزم انتقال قیمت بازار گوشت گوسفند استان نمی‌باشد. لذا در ادامه مدل $TVECM (2)$ (هانسن و سنو ۲۰۰۲) برآورد

جدول ۴- تخمین پارامترهای $TVECM (2)$ برای قیمت‌های خرده‌فروشی و سرمزرعه گوشت گوسفند

معادله قیمت خرده‌فروشی		معادله قیمت سرمزرعه		متغیر
رژیم دوم	رژیم اول	رژیم دوم	رژیم اول	
۰/۱۹۶۶**	-۰/۰۲۸۱	۰/۲۹۴۶*	۰/۰۴۹۱**	Z_{t-1}
(۰/۰۸۱)	(۰/۰۲۲۲)	(۰/۱۵۴۴)	(۰/۰۱۹۸) ^a	
۰/۰۵۰۶**	-۰/۰۰۵۸	۰/۰۸۱۵**	۰/۰۲۱۷***	عرض از مبدا
(۰/۰۲۰۴)	(۰/۰۰۸۴)	(۰/۰۴۰۳)	(۰/۰۰۷۶)	
-۰/۱۷۷۸	۰/۰۱۰۴	۰/۱۴۶۷***	۰/۰۶۶۶	ΔRP_{t-1}
(۰/۱۱۴)	(۰/۰۷۰۹)	(۰/۰۸۸۷)	(۰/۰۶۷۱)	
۰/۱۴۴۴	-۰/۰۴۷۲	-۰/۲۹۶۵**	-۰/۰۶۷۹	ΔFP_{t-1}
(۰/۱۱۴۵)	(۰/۰۵۹۶)	(۰/۱۴۲۸)	(۰/۰۹۱۱)	
ضریب هم‌جمعی برآورد شده: ۰/۹۶۳۳		برآورد آستانه: -۰/۲۸۴۸		
درصد مشاهدات در رژیم دوم: ۱۶/۲۳		درصد مشاهدات در رژیم اول: ۸۳/۷۶		
آماره آزمون والد برای برابری ضرایب پویا: $4/8798 (0/2998)^b$		آماره آزمون والد برای برابری ضرایب پویا: $7/7942 (0/202)^b$		
آماره آزمون برابری ضرایب Z_{t-1} : $4/8798 (0/2998)^b$		آماره آزمون برابری ضرایب Z_{t-1} : $7/7942 (0/202)^b$		

a: اعداد داخل پرانتز بیانگر انحراف معیار ضرایب می‌باشد، **، *** و * به ترتیب بیانگر معنی داری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشد. b: اعداد داخل پرانتز سطح احتمال را نشان می‌دهد.

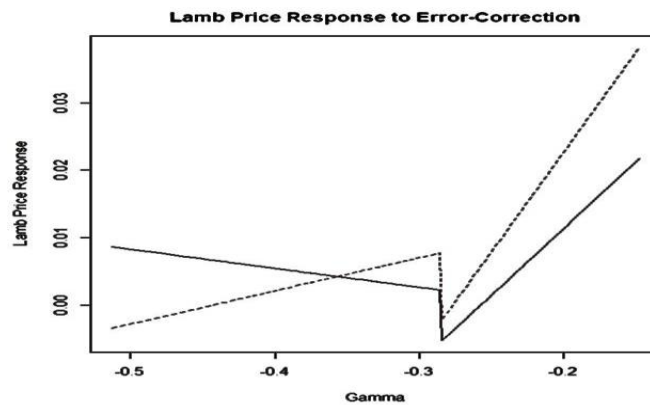
رژیم دوم نیز زمانی اتفاق می‌افتد که حاشیه بازاریابی خرده‌فروشی بیشتر از ۱۰۹۱۵ ریال بر کیلوگرم یا $RP_t > 0/9633 FP_{t-1} - 0/2848$ باشد، در اینجا نیز ۱۶/۲۳ از مشاهدات در این رژیم قرار دارند. در هر دو رژیم و در هر دو معادله (خرده‌فروشی و سرمزرعه)، پارامترهای سرعت تعدیل (ضریب Z_{t-1}) از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشند. همانطور در جدول ۴ مشاهده می‌شود، آزمون والد فرض صفر برابری

با توجه به مقدار آستانه برآورد شده و میانگین قیمت سرمزرعه، حاشیه بازاریابی خرده‌فروشی گوشت گوسفند به عنوان آستانه برابر ۱۰۹۱۵ ریال بر کیلوگرم می‌باشد. رژیم اول زمانی اتفاق می‌افتد که $RP_t \leq 0/9633 FP_{t-1} - 0/2848$ به عبارت دیگر رژیم اول زمانی حادث می‌شود که حاشیه بازاریابی خرده‌فروشی کمتر از ۱۰۹۱۵ ریال بر کیلوگرم باشد. همچنین ۸۳/۷۶ درصد از کل مشاهدات در این رژیم قرار دارند.

عکس‌العمل بازار به شوک‌های قیمتی افزایشی به مراتب بیشتر از شوک‌های کاهش‌ی بوده و این رفتار در مورد قیمت خرده‌فروشی بیشتر از قیمت سرمزرعه گوشت گوسفند می‌باشد.

در معادله خرده‌فروشی برآورد شده (جدول ۴) ملاحظه می‌گردد که ضریب سرعت تعدیل قیمت‌ها فقط در رژیم دوم یعنی رژیم شوک‌های افزایشی از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. این امر بیانگر این است که قیمت‌های خرده‌فروشی به ازای یک واحد شوک مثبت هر هفته ۱۹/۶۶ درصد از این شوک را به مصرف‌کننده منتقل می‌کنند و تقریباً بعد از ۵ هفته بطور کامل به مصرف‌کنندگان منتقل می‌کنند، اما در حالت کاهش قیمت‌ها به ازای یک واحد شوک منفی هر هفته ۲/۸ درصد از کاهش قیمت‌ها به مصرف‌کنندگان منتقل می‌گردد که از لحاظ آماری معنی‌دار نیز نیست. نتایج بدست آمده مطابق با یافته‌ها بن کابیا و همکاران (۲۰۰۷) برای بازار گوشت گوسفند اسپانیا و فلسطیان و همکاران (۲۰۱۰) برای بازار گوشت گوسفند ایران می‌باشد. با توجه معادله سرمزرعه برآورد شده ملاحظه می‌گردد ضریب تعدیل کوتاه‌مدت قیمت‌ها برای هر دو رژیم از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد هر چند که سرعت تعدیل شوک‌های افزایشی (۰/۲۹۴۶) به مراتب بیشتر از سرعت تعدیل شوک‌های کاهش‌ی (۰/۰۴۹۱) می‌باشد. نکته قابل توجه اینکه قیمت‌های سرمزرعه به هر دو شوک‌های کاهش‌ی و افزایشی قیمت‌ها عکس‌العمل نشان می‌دهد، در حالی که قیمت‌های خرده‌فروشی بیشتر به شوک‌های افزایشی عکس‌العمل نشان می‌دهد.

ضرایب پویای کوتاه‌مدت در دو رژیم را نتوانسته رد کند، بنابراین اثرات پویای کوتاه‌مدت قیمت‌های خرده‌فروشی و سرمزرعه اختلاف معنی‌داری در رژیم افزایشی و کاهش‌ی ندارند اما نتیجه آزمون والد فرض صفر برابری ضرایب Z_{t-1} (عبارت تصحیح خطا) برای هر دو معادله سرمزرعه و خرده‌فروشی را در سطح احتمال ۵ درصد رد می‌کند که نشان می‌دهد اختلاف معنی‌داری بین سرعت تعدیل قیمت‌ها در دو سطح مزرعه و خرده‌فروشی در رژیم‌های افزایشی و کاهش‌ی وجود دارد، که این مسئله تأییدکننده تعدیلات غیرخطی قیمت‌ها در این بازار می‌باشد. در رژیم اول اندازه ضریب Z_{t-1} در معادله خرده‌فروشی و سرمزرعه به ترتیب $-۰/۰۲۸$ و $۰/۰۴۹۱$ می‌باشد که نشان‌دهنده تعدیل آرام به سمت تعادل بلندمدت می‌باشد، در حالیکه سرعت تصحیح در رژیم افزایشی و در معادله خرده‌فروشی ۷ برابر و در معادله سرمزرعه ۶ برابر بیشتر از رژیم کاهش‌ی می‌باشد که به وضوح در شکل ۳ می‌توان مشاهده نمود. بنابراین هم‌جمعی به سمت تعادل بلندمدت در طول دوره مورد مطالعه یکنواخت نمی‌باشد. به عبارت دیگر سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت غیر خطی بوده و زمانی که انحراف از تعادل بیشتر از مقدار آستانه باشد سریعتر می‌باشد. شکل ۳ نشان دهنده تابع واکنش قیمت خرده‌فروشی و سرمزرعه به مقدار پارامتر تصحیح خطا می‌باشد که مقادیر برآورده شده لگاریتم قیمت سرمزرعه و خرده‌فروشی گوشت گوسفند به صورت تابعی از Z_{t-1} و با فرض ثابت بودن سایر متغیرها ترسیم شده است. مطابق این شکل،



--- خرده‌فروشی ___ سرمزرعه

شکل ۳- واکنش قیمت خرده‌فروشی و سرمزرعه گوشت گوسفند به جز تصحیح خطا

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

آزمون فرض صفر هم‌جمعی خطی را در سطح احتمال ۵ درصد رد نموده و بیان می‌کند بازار مورد مطالعه دارای رفتار آستانه‌ای در انتقال قیمت می‌باشد. بعد از آزمون هانسن و سئو از آزمون پیشرفته‌تر سئو نیز استفاده شد. نتیجه این آزمون فرض صفر عدم هم‌جمعی خطی را در برابر هم‌جمعی آستانه‌ای رد نموده و تایید کننده نتیجه آزمون هانسن و سئومی‌باشد. در نهایت نتایج برآورد مدل *TVECM* دو رژیم هانسن و سئو نشان داد که در بازار گوشت گوسفند افزایش قیمت سر مزرعه سریعتر از کاهش قیمت آن به سطح خرده فروشی منتقل می‌گردد و انتقال قیمت نامتقارن می‌باشد. در پایان استفاده از روش‌های چند متغیره و آزمون سئو برای بررسی انتقال قیمت در بازار محصولات کشاورزی به دلیل اهمیت موضوع در امر سیاست‌گذاری پیشنهاد می‌گردد. از طرف دیگر با توجه به اثبات وجود رفتار غیرخطی قیمت‌ها توصیه می‌گردد جهت تحلیل رفتار قیمت گوشت گوسفند از مدل‌های غیرخطی بهره گرفته شود.

بررسی نحوه انتقال قیمت در زنجیره عرضه مواد غذایی از تولیدکننده به مصرف‌کننده و احتمال وجود انتقال نامتقارن به دلیل تأثیری که بر رفاه تولیدکننده و مصرف‌کننده می‌گذارد اهمیت زیادی در اقتصاد دارد. مطالعات زیادی در داخل کشور انجام گرفته که به بررسی این موضوع پرداختند. اما اغلب این مطالعات از روش‌های خطی و آستانه‌ای تک متغیره استفاده نمودند. در این مطالعه سعی شد تا با معرفی مدل‌های چند متغیره و روش‌های پیشرفته آزمون‌های هم‌جمعی برای مدل‌های آستانه‌ای به تکمیل ادبیات موضوع در داخل کمک گردد و به منظور کاربردی نمودن روش‌های اقتصادسنجی معرفی شده به بررسی نحوه انتقال قیمت در بازار گوشت گوسفند در آذربایجان شرقی پرداخته شد. ابتدا با استفاده از آزمون هم‌جمعی جوهانسن نشان داده شد رابطه بلندمدت بین قیمت سرمزرعه و خرده فروشی وجود دارد، سپس برای بررسی نوع تعدیل قیمت‌ها (خطی یا غیرخطی بودن) ابتدا آزمون هانسن و سئو صورت گرفت، نتیجه این

منابع مورد استفاده

- احمدی شادمهری م و احمدی م، ۱۳۸۸. بررسی رابطه بین قیمت‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده (مطالعه موردی بخشی از محصولات لبنی در ایران)، مجله دانش و توسعه (علمی-پژوهشی)، جلد شانزدهم، شماره ۲۸، صفحه‌های ۷۷ تا ۹۴.
- حسینی س ص و قهرمانزاده م، ۱۳۸۵. تعدیل نامتقارن و انتقال قیمت در بازار گوشت قرمز ایران، مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، جلد ۱۴، شماره ۵، صفحه‌های ۱ تا ۲۲.
- حسینی س ص، سلامی ح و نیکوکار ا، ۱۳۸۶. الگوی انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران، اقتصاد و کشاورزی، جلد ۲، شماره ۱، صفحه‌های ۱ تا ۲۱.
- حسینی ص و سرایی شاد ز، ۱۳۸۸. انتقال قیمت در بازار قزل آلای پرورشی در استان فارس، مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی، جلد ۱، شماره ۴، صفحه‌های ۱۲۵ تا ۱۳۴.
- حسینی ص، نیکوکار ا و دوراندیش آ، ۱۳۸۹. الگوی انتقال قیمت در بازار تخم مرغ ایران، مجله اقتصاد کشاورزی، جلد ۴، شماره ۳، صفحه‌های ۱۳۵ تا ۱۵۲.
- دانشور کاخکی م و حیدری کمال آبادی ر، ۱۳۹۰. بررسی اثر هدفمندی یارانه‌ها بر انتقال قیمت در بازار تخم مرغ ایران، نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)، جلد ۲۵، شماره ۴، صفحه‌های ۵۱۷ تا ۵۲۶.
- قدمی کوهستانی م، نیکوکار ا و دوراندیش آ، ۱۳۸۹. الگوی آستانه‌ای انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران، نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)، جلد ۲۴، شماره ۳، صفحه‌های ۳۸۴-۳۹۲.
- نیکوکار ا، حسینی ص و دوراندیش آ، ۱۳۸۹. الگوی انتقال قیمت در صنعت گوشت گاو ایران، نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)، جلد ۲۴، شماره ۱، صفحه‌های ۲۳ تا ۳۲.
- Alam MJ, Begum IA, Buysse J, McKenzie AM, Wailes EJ and Van Huylenbroeck G, 2010. Testing asymmetric price transmission in the vertical supply chain in De-regulated rice markets in Bangladesh. Selected paper prepared for presentation at the AAEA, CAES, & WAEA Joint Conference, Denver, Colorado, USA.
- Bakucs Z, Falkowski J and FertO I, 2012. What causes asymmetric price transmission in agro-food sector? Meta-analysis perspective. Pp 16 – 18. Contributed paper prepared for presentation at the 86th annual conference of the Agricultural Economics Society, University of Warwick, United Kingdom.
- Balke NS and Fomby TS, 1997. Threshold cointegration. IER 38: 627– 645.
- Ben-Kaabia J. and Gil M, 2007. Asymmetric price transmission in the Spanish lamb sector. ERAE 34: 53-80.
- Capps O, and Sherwell P, 2007. Alternative approach in detecting asymmetry in farm-retail transmission of fluid milk. Agribusiness 23: 313-331.
- Chavas JP and Mehta A, 2004. Price dynamics in a vertical sector: the case of butter. AJAE 86: 1078– 1093.
- Conforti, P 2004. Price transmission in selected agricultural markets. FAO commodity and trade policy research working paper no. 7.
- Davies R, 1987. Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. Biometrika 74: 33–43.
- Elliot G, Rothenberg TJ and Stock JH, 1996. Efficient tests for an autoregressive unit root. Econometrica 64: 813-836.
- Falsafian A, Yazdani S, and Moghaddasi R, 2010. Analyzing vertical price transmission in the Iran Mutton Market. WASJ 10:791-796.
- Goodwin B, and Harper D, 2000. Price transmission, threshold behavior, and asymmetric adjustment in the U.S. pork sector. JAAE 32: 543-553.
- Hansen BE, 1996. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. Econometrica 64: 413–430.
- Hansen BE, 1999. Testing for linearity. J Econ Surveys 13: 551– 576.
- Hansen BE, and Seo B, 2002. Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models. JE 110: 293 – 318.
- Horvath MT, and Watson MW, 1995. Testing for cointegration when some of the cointegrating vectors are prespecified. Econometric Theory 11: 984–1014.

- Houck JP, 1977. An approach to specifying and estimating nonreversible functions. . AJAE 59: 570– 572.
- Lo C and Zivot E, 2001. Threshold cointegration and nonlinear adjustments to the law of one price. *Macroeconomic Dynamics* 5: 533– 576.
- McCorriston S, Morgan CW and Rayne AJ, 2001. Price transmission: the interaction between market power and returns to scale. *ERAE* 28: 143– 159.
- Meyer J and von Cramon-Taubadel S, 2004. Asymmetric Price Transmission: *ASJAE* 55: 581-611.
- Miller D and Marvin H, 2001. Price cycles and asymmetric price transmission in the U.S. pork market. *AJAE* 83:551-562.
- Pozo VF, Schroeder TC and Bachmeier LJ, 2013. Asymmetric price transmission in the U.S. beef market: New evidence from new data. *Proceedings of the NCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management*. St. Louis, MO. [<http://www.farmdoc.illinois.edu/nccc134>].
- Rojas c, Andino A and Purcell W, 2008. Retailers response to wholesale price changes: evidence from scanner-based quantity-weighted beef prices. *Agribusiness* 24: 1-15.
- Seo M, 2006. Bootstrap testing for the null of no cointegration in a threshold vector error correction model. *JE* 134: 129–150.
- Stigler M, 2010. Threshold cointegration: overview and implementation in R.
- Tsay R, 1998. Testing and modeling multivariate threshold models. *JASA* 93: 1188– 1202.
- Ward RW, 1982. Asymmetry in retail, wholesale and shipping point pricing for fresh vegetables. . *AJAE* 64: 205– 212.
- Ward RW, 1982. Asymmetry in retail, wholesale and shipping point pricing for fresh vegetables. . *AJAE* 64: 205– 212.
- Wolffram R, 1971. Positivistic measures of aggregate supply elasticities: some new approaches – some critical notes. . *AJAE* 53: 356– 359.
- Zheng S, Miller D and Fukuda S, 2009. Measuring the welfare Impact of asymmetric price transmission. *JFA, Kyushu University* 55: 181–189.

Nonlinear price adjustments in mutton market of East Azerbaijan Province

M Ghahramanzadeh¹, S Khalili Malakshah² and A Falsafian

Received: May 14, 2014

Accepted: July 27, 2015

¹Assistant Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran

² PhD Student, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran

³Assistant Professor, Department of Agricultural Management, Extension and Education, Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran

*Corresponding author: E mail: ghahremanzadeh@tabrizu.ac.ir

Abstract

BACKGROUND: Studying price transmission is very important because of its application to study the efficiency of the market and its important role in determining the welfare of producers, marketing agents and agricultural consumers. **OBJECTIVES:** Therefore, this study seeks to introduce new and advanced techniques to model the nonlinear price adjustments in agricultural markets especially mutton market in East Azerbaijan Province. **METHODS:** Therefore, Lo-Zivot (2001), Hansen-Seo (2002) and recently Seo (2006) approaches has been discussed and threshold cointegration tests has been studied. Then, with an emphasis on recent two tests, studied vertical price transmission and nonlinear price adjustment in mutton market of East Azerbaijan with weekly prices over 1380:1-91:52 periods. **RESULTS:** Nonlinear test results, Sup-LM and Sup-Wald, confirmed existence nonlinear price adjustment and threshold behavior in the mutton market. After proving the existence of non-linear behavior of price adjustment, in order to investigate how price transmission in this market, Hansen-Seo (2002)'s two-regime TVECM model and Seo (2006)'s Band-TVECM model were estimated and Finally Hansen-Seo's two-regime model was selected as the appropriate model. **CONCLUSIONS:** Results showed that there is significant difference between the speed of price adjustment at the farm and retail level and either in increasing regime or in decreasing regime that confirmed that price adjustment in the under study market is nonlinear.

Keywords: Price transmission, Seo test (2006), Hansen-Seo test (2002), Threshold cointegration test, Nonlinear adjustment