

بررسی روابط قیمتی تولیدکنندگان و مصرف کنندگان در بازار شیر ایران

- یوسف رستمی
گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران
- سید صفدر حسینی (نویسنده مسئول)
گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران.
- رضا مقدسی
گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران.

تاریخ دریافت: دی ۱۳۹۶ تاریخ پذیرش: اسفند ۱۳۹۶

شماره تماس نویسنده مسئول: ۰۸۷۳۳۱۷۱۷۵

Email: hosseini_safdar@yahoo.com

شناسه دیجیتال (DOI): 10.22092/asj.2018.120123.1611

چکیده

این مقاله روابط قیمتی بین سطوح تولیدکننده و خرده فروشی در بازار شیر ایران را بررسی می کند. در این مطالعه از مدل تصحیح خطای برداری مارکف سوئیچینگ و داده‌های ماهانه قیمت شیر از فروردین ۱۳۸۲ لغایت آذر ۱۳۹۴ استفاده شده است. الگوی فوق اجازه بررسی رابطه چند رژیمی بین قیمت تولیدکننده و قیمت خرده فروشی را می دهد. بر اساس آزمون علیت گرنجر یک رابطه علی یک طرفه از قیمت تولیدکننده به قیمت خرده فروشی تایید گردید. لذا تغییر قیمت تولیدکننده عاملی برای تغییر قیمت خرده فروشی شیر محسوب می شود. نتایج نشان می دهد در حد فاصل سال ۱۳۸۲ تا سال ۱۳۸۵ و نیز از ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۴ رابطه قیمت خرده فروشی و قیمت تولید شیر در ایران از الگوی دوم و در حدفاصل ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۱ از الگوی اول تبعیت نموده است. بنابر این نوع رابطه بین دو سری قیمتی بسته به سیاست دولت در آن دوره زمانی متفاوت است. نتایج اصلی نشان می دهد یک رابطه مثبت نامتقارن در بازار وجود دارد. در بلند مدت انتقال قیمت بصورت کامل انجام می شود ولی در کوتاه مدت تعدیل قیمت بین دو سطح بازار نامتقارن است. به عبارت دیگر خرده فروشان از هر شوکی که شرایط عرضه و تقاضا را تحت تاثیر قرار می دهد منتفع می شوند.

Animal Science Journal (Pajouhesh & Sazandegi) No 121 pp: 91-102

Producers and Consumers Price Relations Analysis in Iran Milk Market Running title: Price Relations Analysis in Iran Milk Market

By: Yousef Rostami¹, Seyed Safdar Hosseini² * and Reza Moghaddasi³

1- Ph.D. candidate, Department of Agricultural Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.

2- Professor, Department of Agricultural Economics, College of Agriculture, University of Tehran, Karaj, Iran.

3- Associate Professor, Department of Agricultural Economics Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.

Received: January 2018

Accepted: March 2018

This study investigates the price relations between producer and consumer level in the Iran fluid milk market. We applied a Markov-switching vector error correction model on the monthly price data from March 2003 to December 2015 to allow for multiple regime shifts in the relationship between farm and retail prices. A model with two regimes with three lags has finally been chosen and estimated. According Granger Causality Test there is one side causality relation from producer's price to consumer's price. Results show that second model, points to data that relates to 2003 until 2006 and also, 2013 to 2015; whereas, those following first model, refer to 2007 till end of 2012. Thus the type of relationship between two series is different depend on policy actions that government adopts during the times. Main results show existence of a positive price asymmetry in the market. In the long run price transmission is perfect, while in the short run price adjustment between two market levels is asymmetric. On the other hand, retailers benefit from any shock that affects supply or demand conditions.

Key words: Nonlinear Relation, Milk, Retail, Markov-Switching Model, Regime.

مقدمه

مختلف در سطوح یکسان بازار یعنی انتقال افقی قیمت اشاره کرد. اختلاف قیمت محصولات کشاورزی سر مزرعه با قیمت خرده فروشی یکی از مسائلی است که همواره در بازاررسانی محصولات کشاورزی مطرح است. از این تفاوت قیمت تحت عنوان حاشیه بازار یاد می شود و میزان آن در نهایت منجر به ارائه خدمات بازاررسانی محصولات کشاورزی می گردد. این امر تحت تاثیر عوامل مختلف از قبیل نوسانات قیمت قرار دارد. این نوسانات قیمت چنانچه منجر به انتقال نامتقارن گردد حائز اهمیت بسیار خواهد بود به عبارتی اگر تغییرات قیمت تولیدکننده کاملا به مصرف کننده منتقل نشود انتقال قیمت نامتقارن است که این خود منجر به افزایش حاشیه بازاریابی می گردد (مقدسی و مرب، ۱۳۸۹). قیمت محصولات کشاورزی یکی از مهمترین ابزارهای تخصیص

مطالعه و پژوهش بازاریابی محصولات کشاورزی در ادبیات اقتصاد کشاورزی و بازاریابی سابقه طولانی دارد، لذا اقتصاددانان کشاورزی با هدف بهبود عملکرد بازارهای کشاورزی و مواد غذایی و افزایش سهم کشاورزان از مخارج غذایی مصرف کنندگان، ساختار بازار، حاشیه بازاریابی و کارایی بازار مواد غذایی در سطوح مختلف را مورد بررسی و پژوهش قرار می دهند (حسینی و همکاران، ۱۳۸۹). از آنجا که قیمت به عنوان مکانیزم اصلی ارتباط بازارهای مختلف و همچنین سطوح مختلف بازار در نظر گرفته می شود، جهت شناخت و ارزیابی سطح پیشرفت و کارایی بازار می توان به دو معیار تجزیه و تحلیل حرکت قیمت در سطوح مختلف بازار اعم از تولیدکننده، عمده فروش و خرده فروش یعنی انتقال عمودی قیمت و حرکت قیمت بین مناطق

تولیدکننده، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی ابزاری رایج برای اندازه‌گیری رقابت پذیر بودن بازارهای مختلف در دهه اخیر بوده است. بدلیل مداخله گسترده دولت در تنظیم بازار شیر، نحوه رفتار قیمتی بازار برای تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان، از مسائل مهم برای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان بوده و به منظور برآورد اثرات هر گونه دخالت دولت در دو سوی بازار اهمیت زیادی پیدا کرده است. شیر و فراورده‌های لبنی از جمله بهترین منابع تامین پروتئین و کلسیم محسوب می‌شوند و در سبد کالای ایرانی، بعد از غلات بیشترین سهم را از نظر وزنی به خود اختصاص داده است، و چگونگی انتقال قیمت و روابط آن که می‌تواند کاربردهای رفاهی و سیاستی در کنترل بازار شیر داشته باشد به عنوان هدف اصلی این مطالعه با فرضیاتی چون انتقال نامتقارن قیمت در بازار شیر ایران و تغییرات قیمت مزرعه علت تغییرات قیمت خرده‌فروشی است مورد بررسی قرار گرفته است. این مقاله در قالب پنج بخش تدوین شده است. در بخش دوم مروری بر روند تولید شیر در جهان و ایران، در بخش سوم متدولوژی و روش تحقیق، در بخش چهارم تجزیه و تحلیل داده‌ها و یافته‌های تحقیق و در بخش پنجم نتیجه‌گیری مطرح خواهد شد.

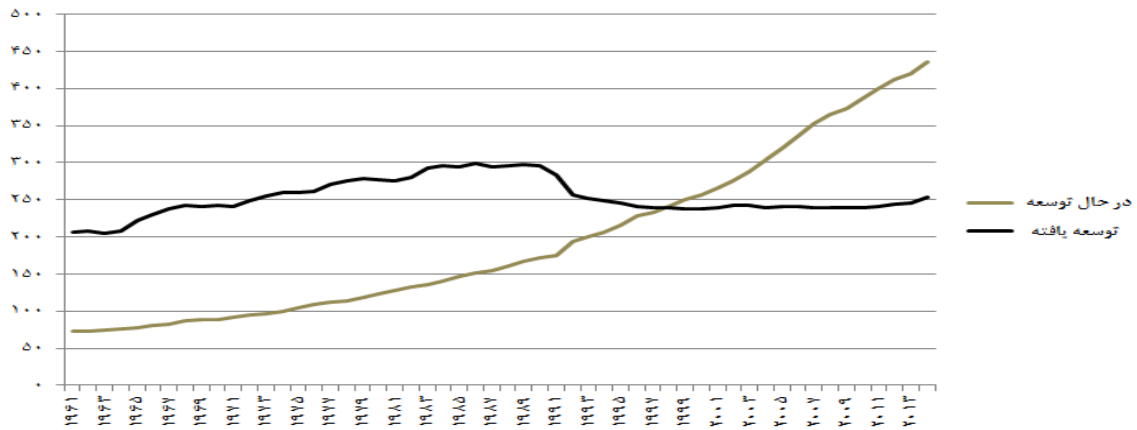
مروری بر روند تولید شیر در جهان و ایران

تولید شیر در جهان:

تولید جهانی شیر گاو در سال ۲۰۱۵ در مقایسه با سال قبل با ۲٪ افزایش به ۶۹۹ میلیون تن رسید. افزایش مذکور عمدتاً ناشی از افزایش تولید شیر در کشور چین (۱۹ درصد) آرژانتین (بیش از ۸ درصد)، برزیل و هند (مجموعاً بیش از ۳ درصد) می‌باشد. در میان صادرکنندگان عمده محصولات لبنی، تولید کشور نیوزیلند نیز ۵ درصد افزایش یافت در حالی که تولید اتحادیه اروپا و استرالیا یک درصد کاهش داشت. روند تولید جهانی شیر در نمودار یک آمده است. در این نمودار میزان تولید شیر در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه در طی چندین دهه نشان داده شده است. همانگونه که مشاهده می‌شود روند افزایشی تولید شیر در بین کشورهای در حال توسعه بصورت جهشی و با شیب تندی رو به افزایش است.

منابع در اقتصاد ملی است و نیز نقش تعیین‌کننده‌ای در اقتصاد کشاورزی کشورها دارد. بر اساس شواهد موجود قیمت محصولات کشاورزی در قیاس با سایر کالاها از نوسانات بیشتر و گاهی شدیدتر برخوردار است، این امر دلایل گوناگونی دارد، از جمله بر اثر به هم خوردن تعادل میان عرضه و تقاضا حادث شده و طبیعتاً شدت و ضعف آن به میزان تغییر عوامل موثر بر عرضه و تقاضا وابسته است (حسینی و نیکوکار، ۱۳۸۵). همچنین قیمتها، مهمترین عامل تعیین‌کننده سطح درآمد کشاورزان، مبادله‌کنندگان و صادرکنندگان کالای کشاورزی و سطح رفاه اقتصادی مصرف‌کنندگان هستند. افزون بر این، ارتباط بین قیمتها در سطوح تولیدکننده و مصرف‌کننده، شاخصی از کارایی بازار و در نتیجه رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان به دست می‌دهد که از دیدگاه سیاست‌گذاری نیز با اهمیت است. به همین دلیل تجزیه و تحلیل قیمت کالاهای کشاورزی هم از نظر اقتصادی و هم از نظر سیاستگذاری دارای اهمیت است. در این خصوص، بسیاری از اقتصاددانان کشاورزی به فرآیند انتقال قیمت در ساختار بازارهای مرتبط و از مزرعه به خرده‌فروشی توجه نشان داده‌اند (حسینی و نیکوکار، ۱۳۸۵). مطالعه روابط قیمتی در سطوح تولیدکننده، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی ابزاری رایج برای اندازه‌گیری رقابت پذیر بودن بازارهای مختلف در دهه اخیر بوده است. نحوه انتقال قیمت در سطوح مختلف بازار، چگونگی فعالیت نیروهای تاثیرگذار در بازار را نمایان می‌کند. با توجه به اهمیتی که قیمت‌گذاری شیر از نظر حمایت از تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان دارد، یافته‌های روابط قیمتی در بازار شیر ایران می‌تواند به ما این امکان را بدهد که نتیجه‌گیری‌هایی در باره رفتار عاملان اقتصادی از جمله تولیدکنندگان، مصرف‌کنندگان و واسطه‌ها در بازار داشته باشیم، پژوهش در موضوع قیمت مزرعه و خرده‌فروشی و نیز بررسی میزان حاشیه سود در صنعت شیر کاربرد فراوانی برای برنامه‌ریزان و سیاستگذاران بازار شیر دارد. یکی از مسایل مهمی که سطح رفاه تولیدکنندگان، عوامل بازاریابی و مصرف‌کنندگان شیر را تحت تاثیر قرار می‌دهد، چگونگی انتقال قیمت در سطوح مختلف بازار شیر است. مطالعه روابط قیمتی در سطوح

نمودار ۱: تولید جهانی شیر (میلیون تن)



جدول ۱: مناطق عمده تولید شیر در جهان (میلیون تن)

مناطق	۱۳۷۹	۱۳۹۲	۹۲-۱۳۷۹	مناطق	۱۳۷۹	۱۳۹۲	۹۲-۱۳۷۹
	رشد سالانه (درصد)		رشد سالانه (درصد)		رشد سالانه (درصد)		رشد سالانه (درصد)
اروپا	۴۳/۲۸۶	۶۶/۳۰۶	۵/۰	آرژانتین	۶۱/۲۱	۲۶	۶/۱
آمریکا	۳۹/۱۶۷	۲۲/۲۰۱	۶/۱	مکزیک	۵۱/۲۰	۸۵/۲۴	۶/۱
هندوستان	۹۱/۷۹	۷۷/۱۲۶	۵/۴	اوکراین	۳۴/۲۷	۶۰/۲۴	-۸/۰
چین	۲۴/۱۸	۰۶/۷۶	۴/۲۴	استرالیا	۶۳/۲۴	۱۰/۲۱	-۱/۱
روسیه	۳۲/۷۰	۲۳/۶۹	-۱/۰	کانادا	۱۸	۸۲/۱۸	۴/۰
برزیل	۸۰/۴۸	۳۹/۷۱	۶/۳	ژاپن	۷۳/۱۸	۶۷/۱۶	-۸/۰
نیوزیلند	۹۷/۲۶	۳۸/۴۳	۷/۴				

منبع: FAOSTAT (۱۳۹۶)

مناطق عمده تولید شیر در جهان

مناطق عمده تولید شیر در جهان در جدول یک نشان داده شده است. مطابق گزارش^۱ IFCN حدود ۲۳ درصد شیر جهان در جنوب آسیا عمدتاً هند و پاکستان، ۲۱ درصد در اروپا عمدتاً فرانسه و آلمان، ۱۲ درصد در آمریکای شمالی، ۱۰ درصد در کشورهای CIS عمدتاً روسیه و اوکراین، ۱۰ درصد در آمریکای

لاتین، ۸ درصد در شرق و جنوب شرق آسیا عمدتاً چین و ژاپن، ۵ درصد در آفریقا، ۴ درصد در اقیانوسیه و ۴ درصد در خاورمیانه عمدتاً ایران و ترکیه تولید می شود.

¹ International Farm Comparison Network

تولید شیر در ایران

حدود ۲/۸ میلیون تن بوده که پس از یک دهه با رشد سالانه ۴/۲۹ درصد به ۴ میلیون تن رسیده است. این روند افزایشی ادامه داشته تا اینکه میزان تولید در سال ۱۳۹۱ به حدود ۹ میلیون تن و در سال ۱۳۹۵ به ۹/۶۵۳ میلیون تن رسیده است.

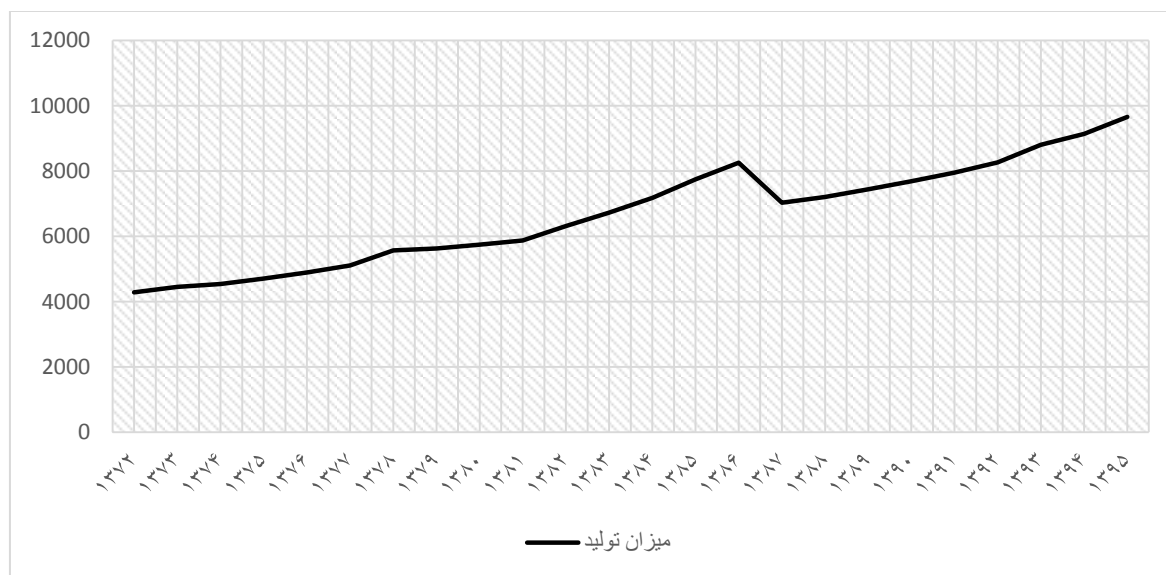
ایران یکی از تولیدکنندگان مهم شیر در خاورمیانه است. تولید سالانه شیر در ایران بصورت تقریبی حدود ده میلیون تن می‌باشد که ۹۰ درصد این میزان شیر، تولید گاو و مابقی تولید گوسفند، بز و گاومیش می‌باشد. مطابق جدول ۲ تولید شیر در سال ۱۳۶۱

جدول ۲: روند تولید شیر در ایران ۱۳۶۱-۱۳۹۵

سال	تولید (هزارتن)	رشد (درصد)
۱۳۶۱	۲۸۰۰	-
۱۳۷۱	۴۰۳۵	۴/۴۱
۱۳۸۱	۵۰۶۰	۴/۲۵
۱۳۹۱	۷۹۵۲	۲/۵۷
۱۳۹۵	۹۶۵۳	۴/۲۱

منبع: وزارت جهاد کشاورزی

روند تولید شیر در فاصله ۱۳۷۲ لغایت ۱۳۹۵ در نمودار شماره ۲ آمده است.



نمودار ۲: روند تولید شیر در ایران ۱۳۷۲-۹۵ (هزار تن)

روش تحقیق

روشهای مختلفی به منظور بررسی روابط بین قیمت سر مزرعه با قیمت خرده فروشی وجود دارد، الگوهای بکار رفته در پژوهشهای گذشته شامل الگوی هوک، الگوی تصحیح خطا و الگوی آستانه ای می باشد. امروزه الگوهای انتقال قیمت غیرخطی کاربرد گسترده ای در مطالعات تجربی دارند. در مطالعه حاضر نیز بررسی چگونگی انتقال قیمت عمودی در بازار شیر با استفاده از الگوی خود توضیح برداری مارکوف - سویچینگ انجام شده است. این مدل که توسط همیلتون (۱۹۸۹) مطرح شد و به مدل تغییر رژیم نیز شناخته می شود یکی از مشهورترین مدل‌های سری زمانی غیر خطی می باشد.

در این الگو فرض بر آن است که روابط دو متغیر در دوره های زمانی مختلف ممکن است از ساختار متفاوتی تبعیت نماید. در این شرایط هر یک از دوره های فوق تحت عنوان یک رژیم شناخته می شود. اگر تصور بر این باشد که سری زمانی مورد بررسی (y_t) در طی زمان توام با تغییرات در وضعیت (رژیم) است، در آن صورت فرض ثابت بودن پارامترها در مدل VAR موجه نبوده و از مدل های MSVAR می توان به عنوان یک جایگزین مناسب استفاده نمود (Spagnolo و دیگران، ۲۰۰۴). ایده اصلی این روش آن است که پارامترهای مدل VAR به متغیر رژیم (S_t) بستگی دارند، در عین حال S_t قابل مشاهده نبوده و فقط می توان احتمال مربوط به آن را به دست آورد. در این صورت تابع چگالی شرطی سری زمانی قابل مشاهده y_t به صورت زیر خواهد بود (فلاحی، ۱۳۸۹):

$$p(y_t | y_{t-1}, s_t) = \begin{cases} f(y_t | y_{t-1}, \theta_1) & \text{if } s_t = 1 \\ f(y_t | y_{t-1}, \theta_N) & \text{if } s_t = N \end{cases}$$

به طوری که θ_N بردار پارامترهای مدل VAR در رژیم های مختلف و y_{t-1} نشانگر مشاهدات $[y_{t-1}]_{j=1}^{\infty}$ می باشد. برای یک رژیم مشخص S_t ، y_t را می توان به وسیله مدل VAR(p) زیر

نشان داد:

$$y_t = v(\varepsilon_t) + A_1(\varepsilon_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t$$

که در آن $u_t = NID\{0, \sum(s_t)\}$ می باشد. برای تکمیل کردن فرایند ایجاد داده ها نیاز است که به نحوی تغییر در رژیم (S_t) شناخته شود، که در مدل های مارکوف-سویچینگ فرض می شود (S_t) به وسیله زنجیره مرتبه اول مارکوف به صورت زیر ایجاد می شود:

$$\Pr[S_t | \{S_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}, \{Y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}] = \Pr\{S_t | S_{t-1}, P\}$$

که در آن P برداری متشکل از پارامترهای احتمالات مربوط به رژیم هاست. براساس این فرض می توان احتمال انتقال بین رژیم های مختلف را به دست آورد:

$$p_{ij} = \Pr(S_{t+1} = j | S_t = i), \quad \sum_{i=1}^N p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \dots, N\}$$

با در کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس $N \times N$ ، ماتریس احتمال انتقالات (p) به دست می آید که هر عنصر از آن (p_{ij}) احتمال وقوع رژیم j بعد از رژیم i را نشان می دهد به طوری که $0 \leq p_{ij} \leq 1$ و $\sum_{j=1}^N p_{ij} = 1$ می باشد.

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \dots & p_{N1} \\ p_{12} & p_{22} & \dots & p_{N2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1N} & p_{2N} & \dots & p_{NN} \end{bmatrix}$$

با لحاظ کردن امکان تغییر پارامترها در رژیم های مختلف، مدل VAR خطی تبدیل به مدل MSVAR زیر می شود:

$$y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t$$

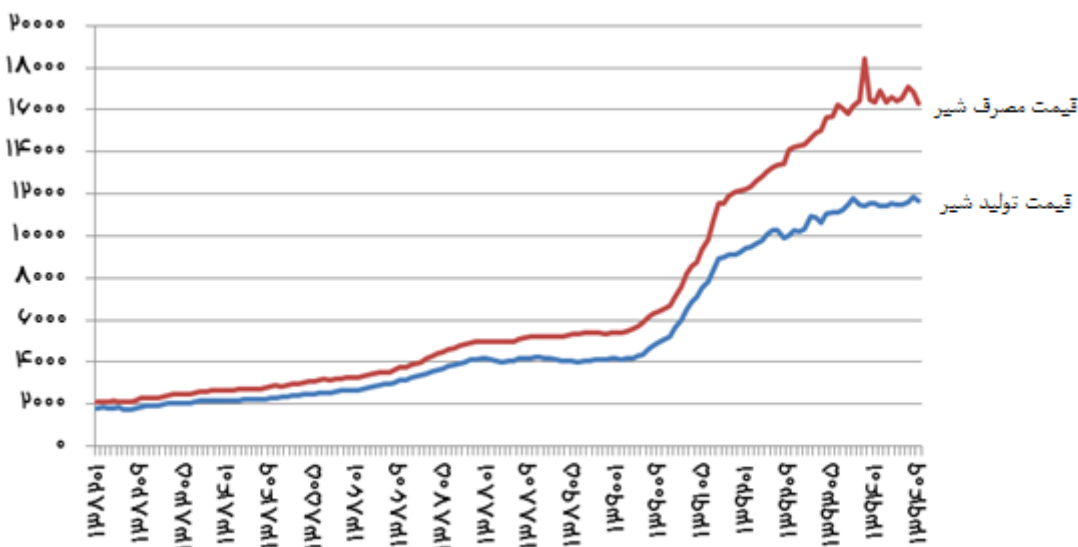
لغایت ۱۳۹۳ بوده، و از طریق اداره آمار اقتصادی بانک مرکزی، مرکز آمار ایران، شرکت پشتیبانی امور دام کشور و وزارت جهادکشاورزی جمع آوری شده، استفاده شده است. جامعه آماری در این تحقیق کلیه تولیدکنندگان و مصرف کنندگان شیر در ایران هستند.

نتایج

این بخش به بیان مهمترین یافته های تحقیق اختصاص می یابد. ابتدا مروری بر روند تغییرات قیمت تولیدکننده (تحویل درب گاوداری) و مصرف کننده (خرده فروشی) شیر و برخی آمار توصیفی آن خواهد شد و پس از آن نتایج آزمون های ایستایی، علیت، هم انباشتگی و همچنین یافته های حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطای برداری مارکوف-سوئیچینگ ارائه و مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهد گرفت.

روند تغییرات و آمار توصیفی متغیرهای تحقیق:

در این مطالعه اطلاعات ماهانه قیمت شیر در دو سطح تولیدکننده و خرده فروشی در دوره فروردین ۱۳۸۲ لغایت آذر ۱۳۹۴ مورد استفاده قرار گرفته است. نمودار ۳ روند تغییرات دو متغیر را نشان می دهد.



نمودار ۳- روند تغییرات متغیرهای تحقیق (کیلوگرم/ریال)

که در این مدل تمام پارامترها به وضعیت متغیر رژیم (s_t) وابسته هستند، بنابراین مدل فوق را می توان به شکل زیر هم نشان داد:

$$y_t = \begin{cases} v_1 + A_{11}y_{t-1} + \dots + A_{p1}y_{t-p} + \sum_1^{1/2} u_t & \text{if } s_t = 1 \\ \vdots \\ v_N + A_{1N}y_{t-1} + \dots + A_{pN}y_{t-p} + \sum_N^{1/2} u_t & \text{if } s_t = N \end{cases}$$

پس از خلاصه ای بر الگوی مارکف سوئیچینگ که ارائه شد در ادامه الگوی تجربی تحقیق معرفی می شود. الگوی غیر خطی بصورت رابطه زیر است:

$$\ln Pr_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Pf_t + u_t$$

که در آن، $\ln Pr_t$ لگاریتم قیمت خرده فروشی و $\ln Pf_t$ لگاریتم قیمت سر مزرعه بوده و α_0 عرض از مبدأ، α_1 ضریب هم انباشتگی و u_t اجزای اخلاص می باشد. در این بررسی از متغیرهایی شامل قیمت شیر بصورت خرده فروشی در سطح بازار مصرف و قیمت شیر سر مزرعه در سطح تولیدکننده، که بصورت داده های سریهای زمانی ماهانه طی دوره مورد بررسی ۱۳۸۳

بازاریابی در بازار شیر است که ناشی از افزایش سهم عوامل بازاریاب نظیر شرکت های پخش از قیمت پرداختی مصرف کننده می باشد. متوسط قیمت تولیدکننده و مصرف کننده در کل دوره به ترتیب حدود ۵۱۸۸ و ۶۸۳۴ ریال به ازاء هر کیلوگرم بوده است. آمار توصیفی متغیرها در جدول (۳) مشاهده می شود.

چنانچه ملاحظه می شود هر دو متغیر در دوره مورد بررسی روند صعودی را به ویژه در دهه ۹۰ تجربه کرده اند. افزایش بیشتر قیمت شیر در دهه مزبور موید رویکرد حمایتی قوی تر دولت از دامداران می باشد. ضمن آنکه شکاف موجود بین دو متغیر نیز در دهه فوق به تدریج افزایش یافته است. این امر به مفهوم گسترش حاشیه

جدول (۳): آمار توصیفی متغیرهای تحقیق در دوره فروردین ۱۳۸۲ لغایت آذر ۱۳۹۴ (کیلوگرم/ریال)

تعداد مشاهدات	انحراف معیار	جدافل	حداکثر	میانه	میانگین	
۱۵۳	۳۳۸۷/۱۵	۱۷۶۱	۱۱۸۲۷	۴۰۷۳	۵۱۸۸	قیمت تولیدکننده
۱۵۳	۴۹۱۱/۹۰	۲۱۱۳	۱۸۴۱۶	۴۹۸۱	۶۸۳۴	قیمت مصرف کننده

ماخذ: یافته های تحقیق

وجود رابطه هم انباشتگی میان متغیرها آزمون گردید. جهت رابطه علیت میان متغیرها به کمک آزمون گرنجر بررسی و مطابق نتایج ذکر شده در جدول ۵ علیت یک طرفه از قیمت تولیدکننده به قیمت مصرف کننده تایید شد. لازم به ذکر است که به دلیل نایستایی متغیرها از تفاضل مرتبه اول آنها در آزمون گرنجر استفاده گردید.

جدول (۴) نتایج آزمون های ایستایی متغیرهای بکار رفته در برازش الگو را نشان می دهد. به منظور سهولت در تفسیر نتایج از فرم لگاریتمی متغیرها استفاده شده است. در هر دو آزمون بکار رفته فرضیه صفر بر نایستایی و یا وجود ریشه واحد در متغیرها دلالت دارد. همانگونه که ملاحظه می شود آماره آزمون در سطح متغیرها غیر معنادار اما در تفاضل اول و در سطح ۵ درصد معنادار است. به منظور پرهیز از مواجهه با رگرسیون کاذب در مرحله بعد

جدول (۴) نتایج آزمون ایستایی متغیرها

آزمون فیلیپس- پرون			آزمون دیکی فولر تعمیم یافته			متغیر
احتمال	تصریح	آماره آزمون	احتمال	تصریح	آماره آزمون	
۰/۶۰	جزء ثابت و روند	-۱/۹۸	۰/۳۸	وقفه ۳ جزء ثابت و روند	-۲/۴۰	لگاریتم قیمت تولید کننده (LnPMP)
۱/۰۰	-	۴/۸۱	۰/۳۹	وقفه ۵ جزء ثابت و روند	-۲/۳۹	لگاریتم قیمت مصرف کننده (LnRMP)
<۰/۰۰۰۱	جزء ثابت و روند	-۹/۹۷	۰/۰۴	وقفه ۲ جزء ثابت	-۳/۴۶	تفاضل اول لگاریتم قیمت تولید کننده (ΔLnPMP)
<۰/۰۰۰۱	جزء ثابت	-۱۰/۸۲	۰/۰۴	وقفه ۴	-۳/۳۲	تفاضل اول لگاریتم قیمت مصرف کننده (ΔLnRMP)

ماخذ: یافته های تحقیق

جدول (5) نتایج آزمون علیت گرنجر

تعداد مشاهدات	احتمال	آماره آزمون	
۱۴۹	<۰/۰۰۰۱	۷/۹۶	فرضیه صفر: لگاریتم قیمت تولیدکننده علت لگاریتم قیمت مصرف کننده نیست
۱۴۹	۰/۰۶	۲/۴۶	فرضیه صفر: لگاریتم قیمت مصرف کننده علت لگاریتم قیمت تولید کننده نیست

ماخذ: یافته های تحقیق

موجب افزایش ۱/۰۹ درصد در قیمت مصرف شیر (خرده فروشی) می شود، است ضمن آنکه این انتقال قیمت به لحاظ آماری معنادار می باشد. باید در نظر داشت که ضریب فوق در واقع کشش انتقال قیمت بلندمدت در بازار شیر است.

نتایج برآورد الگوی خود توضیح برداری مارکوف - سوئیچینگ

تعداد رژیم ها و وقفه ها بر اساس آماره آکائیک تعیین و در نهایت الگوی دو رژیمه با سه وقفه انتخاب و برآورد گردید که نتایج آن در جدول (۶) گزارش شده است.

آزمون هم انباشتگی یوهانسون بر وجود یک رابطه تعادلی بلند مدت به فرم زیر دلالت داشت:

$$\text{LnRMP}_t = -0.53 + 1.09\text{LnPMP}_t + \text{stdv} \quad (0.13) \quad (0.02)$$

رابطه فوق از رگرس کردن قیمت سر مزرعه و قیمت خرده فروشی بدست آمد که جزئی ثابت آن برابر ۰.۵۳- و ضریب معادله برابر ۱.۰۹ بدست آمد. با توجه به اینکه ضریب معادله نشاندهنده حساسیت قیمت خرده فروشی به تغییرات قیمت سر مزرعه یا قیمت تولید است بر اساس این رابطه می توان ادعا نمود که در دوره مورد بررسی یک درصد افزایش در قیمت تولید شیر بطور متوسط

جدول ۶- نتایج برآورد الگوی خود توضیح برداری مارکوف - سوئیچینگ

رژیم دوم		رژیم اول		
ΔRMP_t	ΔPMP_t	ΔRMP_t	ΔPMP_t	
۰/۰۶۳	-۰/۰۱۳	۰/۰۶۳	-۰/۰۱۳	مقدار ثابت
-۰/۰۳۹ *	۰/۰۳۸	۰/۲۹۳ *	۰/۶۱۹ *	ΔPMP_{t-1}
۰/۰۴۸	۰/۴۱۰ *	-۰/۰۱۷	-۰/۲۰۸ *	ΔPMP_{t-2}
۰/۰۶۸	۰/۵۰۸ *	۰/۰۴۴	۰/۴۳۲ *	ΔPMP_{t-3}
۰/۲۳۶ *	-۰/۱۷۳	-۰/۰۳۰	-۰/۲۹۹ *	ΔRMP_{t-1}
۰/۰۹۷	-۰/۰۳۵	۰/۰۵۱ *	۰/۰۴۳	ΔRMP_{t-2}
۰/۰۰۱	-۰/۲۲۴ *	-۰/۲۲۱ *	-۰/۲۹۵ *	ΔRMP_{t-3}
-۰/۰۴۱ *	۰/۰۰۴	-۰/۰۴۱ *	۰/۰۰۸	ECT_{t-1}
۰/۰۰۵۲	۰/۰۱۷۰	۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۵۶	ϵ_t

ماخذ: یافته های تحقیق * معنادار در سطح ۵ درصد

$$LRMP_t = -0.46 + 1.04LPMP_t$$

رابطه (اول) (Stdv (0.12) (0.01)

$$LRMP_t = -0.05 + 1.09LPMP_t$$

رابطه (دوم) (Stdv (0.04) (0.004)

چنانچه ملاحظه می شود اختلاف کشش های برآوردی در دو رژیم اندک است. به منظور بررسی ثبات و پایداری رژیم ها در الگوی مارکوف - سوئیچینگ، عموماً از ماتریس احتمال انتقال استفاده می شود. این ماتریس در مطالعه حاضر به فرم زیر بدست آمده است:

جدول (۷) ماتریس احتمال انتقال در الگوی مارکوف - سوئیچینگ

رژیم اول	رژیم دوم
۰/۹۵	۰/۰۵
۰/۰۳	۰/۹۷

ماخذ: یافته های تحقیق

بحث و نتیجه گیری

مطالعه حاضر با علم به جایگاه خطیر شیر در تامین سلامت جامعه به دنبال آن بوده که نحوه واکنش قیمت خرده فروشی به هر گونه تغییر (شوگ) در قیمت تولیدکننده این کالا را الگوسازی نموده و از این طریق توصیه های سیاستی مناسب در جهت تضمین دسترسی افراد به شیر را ارائه نماید. بر این اساس موضوع روابط قیمتی بین تولیدکنندگان و مصرف کنندگان در بازار شیر ایران با بهره گیری از متد های نوین به عنوان هدف اصلی مطالعه حاضر تعریف گردید.

به منظور نیل به اهداف تحقیق داده های ماهانه قیمت شیر در دو سطح تولیدکننده و خرده فروشی برای دوره فروردین ۱۳۸۲ تا آذر ۱۳۹۴ از منابع رسمی گردآوری و تحلیل ها و الگوسازی های مورد نظر انجام شده است. بررسی روند تغییرات دو متغیر مورد مطالعه بر سیر صعودی هر دو دلالت دارد اگرچه در دهه ۱۳۹۰ این افزایش با شیب تندتری رخ داده و شکاف دو سری قیمتی نیز در

نکته قابل توجه در جدول فوق کاهش قابل ملاحظه ضریب تصحیح خطا می باشد که دلالت بر سرعت تعدیل کمتر در رابطه بلندمدت در الگوی غیر خطی است. مساله دیگر میزان افزایش انحراف معیار جزء خطا در رژیم دوم نسبت به رژیم اول است. همانطور که ملاحظه می شود این کمیت در معادله قیمت تولیدکننده با ضریب ۳/۰۴ و در معادله قیمت مصرف کننده با ضریب ۱/۵۳ افزایش یافته است. لازم به ذکر است که رابطه بلند مدت در رژیم اول مطابق رابطه (اول) و در رژیم دوم به شکل رابطه (دوم) برآورد گردید.

در ماتریس فوق اعداد ۰/۹۵ و ۰/۹۷ احتمال عدم تغییر در هر یک از دو رژیم را نشان می دهند. آشکار است که میل به عدم تغییر در دو رژیم برآوردی زیاد و البته در الگوی دوم اندکی بیشتر است. ضریب پایداری ۲ مورد انتظار دو الگو نیز به ترتیب برابر ۲۰/۵۳ و ۳۳/۱۷ ماه تخمین زده شده است. واضح است که الگوی دوم پایدارتر از الگوی اول می باشد. بر اساس نتایج رابطه قیمت خرده فروشی و قیمت تولیدی شیر در بین سالهای ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۵ و نیز بین سالهای ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۴ از رژیم اول تبعیت نموده و رژیم دوم بازگو کننده الگوی انتقال قیمت در این بازار بوده است، در حالیکه در بین سالهای ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۱ الگوی انتقال قیمت از رژیم اول تبعیت نموده است.

² Expected Duration

مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان در شرایطی که به هر علت با شوک افزایش قیمت مواجه هستیم، از جمله پرداخت مستقیم یارانه، دادن آموزش رایگان به تولیدکنندگان و افزایش دانش فنی آنها، و نیز ملزم کردن تولیدکنندگان به استفاده از مشاورین و کارشناسان کشاورزی پیشنهاد می‌گردد. این بسته می‌تواند مولفه‌هایی همچون افزایش عرضه شیر یارانه‌ای و توزیع فرآورده‌های لبنی با قیمت‌های یارانه‌ای را شامل گردد. اگرچه نظارت مستمر بر بازار نهاده‌های دامی به منظور مواجهه با ورود هر گونه شوک افزایشی به قیمت این نهاده‌ها هم به طور جدی توصیه می‌شود.

منابع

- بهرامی ج.، محمدی ت. و بزرگ ش. (۱۳۹۳). انتقال نامتقارن نرخ ارز به شاخص‌های قیمت داخلی با رویکرد SVAR. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال نوزدهم، شماره ۶۰، پاییز ۱۳۹۳، صفحات ۶۵-۳۷.
- پیش بهار ا.، فردوسی ر. و اسداله پور ف. (۱۳۹۴). بررسی انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ: به کارگیری الگوی خودتوضیح برداری مارکوف سویچینگ-MSVAR. اقتصاد کشاورزی / جلد 9 / شماره 2 / صفحه ۷۲-۵۵
- مرب، آیدا. (۱۳۸۹). مطالعه نحوه انتقال قیمت از مزرعه تا خرده‌فروشی در بازار محصولات زراعی (مطالعه موردی سیب زمینی و گوجه‌فرنگی). پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات.
- والتر، ا. (۱۳۸۶). اقتصادسنجی سریهای زمانی با رویکرد کاربردی، ترجمه مهدی صادقی و سعید شوال پور (چاپ اول)، انتشارات دانشگاه امام صادق (ع).
- حسینی، س. ص. و نیکوکار، ا. (۱۳۸۵). انتقال نامتقارن قیمت و اثر آن بر حاشیه بازار در صنعت گوشت مرغ ایران. مجله علوم کشاورزی ایران، ۲-۳۷(۱): ۹-۱.

این دوره افزایش یافته است. این امر از یک سو بر رویکرد حمایتی قوی‌تر دولت از دامداران دلالت داشته و از سوی دیگر نشان از افزایش سهم عوامل بازاریابی از قیمت پرداختی مصرف‌کننده دارد. به عبارت دیگر با متنوع شدن تعداد شرکت‌های فعال در حوزه عرضه لبنیات و مدرن‌تر شدن خدمات بازاریابی (بسته بندی، پخش و غیره) حاشیه بازاریابی در این صنعت رفته رفته بزرگتر شده است.

نتایج آزمون ایستایی متغیرها بر نایستایی آنها دلالت داشت که با توجه به بررسی‌های نموداری به عمل آمده و روند صعودی متغیرها در دوره مورد بررسی مورد انتظار بود. از آزمون علیت گرنجر جهت قضاوت در خصوص وجود یا عدم وجود رابطه علیت میان متغیرها استفاده شد. که در نتیجه آن یک رابطه علی یک طرفه از قیمت تولیدکننده به قیمت خرده‌فروشی تایید گردید. این یافته هم به لحاظ نظری و هم از جهت انطباق با مطالعاتی که پیش از این در بازار سایر محصولات انجام شده، قابل قبول می‌باشد. (مرب و مقدسی، ۱۳۸۷؛ فاضلی و مقدسی، ۱۳۸۷؛ نوروزی و مقدسی، ۱۳۹۰) ضمن آنکه نوع مکانسیم قیمت‌گذاری شیر هم به گونه ایست که پس از تصویب و ابلاغ قیمت خرید از دامداری‌ها، قیمت خرده‌فروشی شکل می‌گیرد. لذا تغییر قیمت تولیدکننده عاملی برای تغییر قیمت خرده‌فروشی شیر تلقی می‌گردد.

به منظور بررسی وجود رابطه هم‌انباشتگی (رابطه تعادلی بلندمدت) میان متغیرها از آزمون جوهانسن استفاده شد که در نتیجه آن یک رابطه شناسایی گردید. این بدان معنی است که روند حرکتی دو متغیر در بلندمدت تشابه زیادی با یکدیگر داشته و هرگونه شکاف ایجاد شده میان آنها موقتی و زودگذر خواهد بود. ضریب تصحیح خطای برآوردی نیز نشان می‌دهد که اثر هرگونه شوک وارده به معادله قیمت مصرف‌کننده به اندازه ۰/۱۴ در هر ماه تصحیح خواهد شد. لذا می‌توان انتظار داشت پس از گذشت زمانی در حدود ۷ ماه کل اثر شوک از بین رفته و حالت تعادل اولیه مجدداً برقرار گردد.

بر پایه یافته‌های حاصل، طراحی بسته‌های حمایتی مکمل برای

- Capps, Jr.O. and Sherwel, P., 2005. Spatial asymmetry in farm-retail price transmission associated with fluid milk products. Selected paper prepared for presentation at the *American Agricultural Economics Association*, 1-27.
- Falkowski, J., 2010. Price transmission and market power in a transition context: evidence from the Polish fluid milk sector. *Post-Communist Economies*, 22: 513-529.
- Frey, G. and Manera, M., 2007. Econometric models of asymmetric price transmission. *Journal of Economics Survey*, 21(2):349-415.
- Goodwin, B.K. and Holt, M.T., 1999. Price transmission and asymmetric adjustment in the U.S. Beef Sector. *American Journal of Agricultural Economics* (81):630-637.
- Hamilton J.D., 1989. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57(2): 357-384.
- Krolzig, H.M., 1997. Markov switching vector autoregressions. Modeling, statistical inference and application to business cycle analysis. Berlin: Springer.
- Krolzig, H.M., Marcellino, M. and Mizon, G.E., 2002. A Markov-switching vector equilibrium correction model of the UK labor market. *Empirical Economics* 27(2): 233-254.
- Peltzman, S., 2000. Prices rise faster than they fall. *Journal Politics and Economics*, 108(3): 466-502.
- Rezitis, N.A. and Reziti, I., 2011. Threshold cointegration in the Greek milk market. *Journal of International food Agribusiness Market*, 23(3): 231-246.
- Spagnolo, F., Psaradakis, Z. and Sola, M., 2004. On Markov error-correction models, with an application to stock prices and dividends. *Journal Applied Econometrics*, 19(1):69-88
- حسینی، س. ص. و قهرمان زاده، م. (۱۳۸۵). تعدیل نامتقارن و انتقال قیمت در بازار گوشت قرمز ایران. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، 14 (53): 1-22.
- حسینی، س. ص. ، نیکوکار ا. و دورانیش آ. (۱۳۸۹). الگوی انتقال قیمت در بازار تخم مرغ ایران. *اقتصاد کشاورزی*، جلد ۴، شماره ۴، صفحه‌های ۲۵۱-۵۳۱.
- عمرانی م.، شهیکی تاش م. و اکبری ا. (۱۳۹۶). بررسی انتقال نامتقارن قیمت و قدرت بازار با استفاده از روشی ترکیبی در صنعت فرآوری پسته ایران. *تحقیقات اقتصاد کشاورزی / جلد ۹ / شماره ۱ / بهار ۱۳۹۶ / ص ۱-۲۲*.
- فلاحی، ف و هاشمی دیزج، ع (۱۳۸۹). رابطه علیت بین GDP و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ. *فصلنامه ی مطالعات اقتصاد انرژی*، سال ۷، شماره ۲۶، ۱۳۱-۱۵۲.
- نیکوکار، افسانه. (1386). الگوی انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران. پایان نامه دکترا در رشته ی اقتصاد کشاورزی، دانشکده ی اقتصاد و توسعه ی روستایی، دانشگاه تهران.
- طاہری ف.، مقدسی ر. و موسوی، س. ن. (۱۳۸۹). ساختار بازار و انتقال قیمت در بازار جهانی ذرت. *مجله اقتصاد کشاورزی*، جلد ۴، شماره ۳، صفحات ۱۸۵-۲۰۹.
- Acosta, A. and Valdes, A., 2013. Vertical price transmission of milk prices: Are small dairy producers efficiently integrated into markets? *Agribusiness*, 30(1): 56-63.
- Aguiar, D. and Santana, J.A., 2002. Asymmetry in farm to retail price transmission: evidence for Brazil. *Agribusiness*, (18): 37-48.
- Bernard, J.C. and Willet, L.S., 1996. Asymmetric price relations in the U.S. broiler industry. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 28(2): 279-289.

♦ ♦ ♦ ♦ ♦ ♦ ♦ ♦ ♦ ♦