

## انتقال قیمت عمودی در بازار محصولات سیب زمینی و پیاز (مطالعه موردی: استان کردستان)

اسماعیل پیش بهار<sup>۱\*</sup> و پریسا علیزاده<sup>۲</sup>

۱، استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

۲، دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز

(تاریخ دریافت: ۹۲/۷/۲۲ - تاریخ تصویب: ۹۳/۱۱/۱۲)

### چکیده

در این مطالعه فرآیند انتقال قیمت محصولات سیب زمینی و پیاز بین دو سطح عمده فروشی و خرده فروشی مورد بررسی قرار گرفت. از داده‌های ماهانه قیمت‌های عمده فروشی و خرده فروشی ۱۲: ۱۳۸۶ تا ۰۳: ۱۳۹۲ این دو محصول در استان کردستان استفاده شد. نتایج آزمون ریشه واحد ADF نشان داد که سری‌های قیمت خرده‌فروشی و عمده‌فروشی هر دو محصول انباشته از درجه یک می‌باشند و نتایج آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن نیز بیانگر هم‌انباشته بودن دو سری قیمت برای این محصولات بود. برای بررسی رابطه علی قیمت بین دو سطح خرده‌فروشی و عمده‌فروشی محصولات از آزمون علیت استفاده گردید و نتایج بیانگر وجود رابطه علی یک‌طرفه از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی برای محصولات سیب‌زمینی و پیاز بود. آزمون غیرخطی بودن فرآیند تعدیلات قیمت انجام شد که نتایج آن وجود رابطه هم‌انباشتگی غیرخطی برای هر دو محصول را تایید نمود. لذا، الگوهای تک متغیره M-TAR و LSTAR به کار برده شد. نتایج الگوی LSTAR<sub>3,1</sub> برای محصول سیب زمینی نشان داد که برای انحرافات کمتر از آستانه، وقفه سوم آن و برای انحرافات بزرگ‌تر از آستانه وقفه اول آن در سطح ۵ درصد معنی‌دار می‌باشد. برای محصول پیاز نتایج الگوی LSTAR<sub>4,1</sub> نشان داد که برای انحرافات کمتر از آستانه، وقفه اول آن در سطح ۵ درصد معنی‌دار می‌باشد، ولی برای انحرافات بزرگ‌تر از آستانه وقفه آن معنی‌دار نیست. بنابراین، انتقال قیمت در بازار محصولات سیب زمینی و پیاز در دو سطح خرده فروشی و عمده‌فروشی به صورت نامتقارن انجام می‌شود. لذا، ایجاد بانک اطلاعات بازاریابی با هدف جمع‌آوری و تحلیل اطلاعات قیمت نهاده‌ها و محصولات کشاورزی و انتقال به‌هنگام این اطلاعات به عوامل بازار، ایجاد تسهیلات و خدمات زیربنایی از جمله سردخانه و انبارهای مناسب برای نگهداری این محصولات پیشنهاد گردید.

**واژه‌های کلیدی:** انتقال قیمت، تعدیلات غیرخطی، الگوی خود توضیحی آستانه‌ای، قیمت خرده‌فروشی، قیمت عمده‌فروشی، استان کردستان.

### مقدمه

سطح درآمد کشاورزان، مبادله‌کنندگان و صادرکنندگان کالاهای کشاورزی و سطح رفاه اقتصادی مصرف‌کنندگان هستند. افزون بر این، ارتباط بین

نظریه قیمت، یکی از پایه‌های اصلی اقتصاد نئوکلاسیک است. قیمت‌ها، مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده

سازمان جهاد کشاورزی نشان می‌دهد که در سال ۱۳۹۰ حاشیه خرده فروشی هر کیلوگرم سیب‌زمینی و پیاز به ترتیب ۱۶۲۵ و ۱۰۸۳ ریال بوده است که با توجه به سهم بالای این محصولات در سبد مصرفی مصرف-کنندگان رفاه آن‌ها را کاهش داده و موجب نارضایتی آنان می‌گردد (Department of Jihad Agriculture of Kurdistan Province, 2013).

به نظر می‌رسد که یکی از دلایل عدم انگیزه کشاورزان برای تولید بیشتر این محصولات، نوسان قیمت آن‌ها، انتقال نامتقارن قیمت و وجود حاشیه بازاریابی بالا و در نتیجه کاهش قیمت تولیدکننده باشد. در زمینه انتقال قیمت محصولات کشاورزی تاکنون

بررسی‌های متعددی صورت گرفته است به عنوان مثال، Goodwin & Piggott (2001) با استفاده از الگوهای خود توضیحی آستانه‌ای و الگوهای هم‌انباشتگی، چگونگی انتقال قیمت برای بازارهای به هم مرتبط، چهار واریته ذرت و سویا در ایالت کارولینای شمالی، آمریکا را بررسی کردند. نتایج بیانگر متقارن بودن انتقال قیمت در بین بازارهای بهم مرتبط این ایالت بود. Sherwell

& Capps (2005) آزمون تقارن قیمت عمودی را برای ۷ ایالت آمریکا بین دو سطح سر مزرعه و خرده فروشی برای محصول شیر مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. الگوی هوک و الگوی تصحیح خطا برای آزمون انتقال قیمت به کار رفت و نتایج نشان داد که انتقال قیمت شیر از سر مزرعه به خرده فروشی نامتقارن است. به-طورکلی، در طول سه دهه اخیر مطالعات زیادی در خارج کشور برای آزمون چگونگی انتقال قیمت خصوصاً در مورد کالاهای کشاورزی انجام گرفته است. در اکثر مطالعات از روش هوک، و اخیراً از روش‌های تصحیح خطا و آستانه‌ای برای بررسی انتقال قیمت در سطوح مختلف بازار استفاده شده است. Hosseini et al. (2009) به بررسی انتقال قیمت در بازار تخم‌مرغ ایران پرداختند. برای بررسی چگونگی انتقال قیمت، از رهیافت تصحیح خطا (ECM) استفاده شد. نتایج نشان داد که در بازار تخم مرغ ایران، سرعت انتقال قیمت‌ها از مرغداری به خرده فروشی نامتقارن است. Taheri et al. (2010) الگوی انتقال قیمت میان بازار جهانی و بازار داخل ذرت را تحلیل کردند. ایشان آزمون‌های

قیمت‌ها در سطوح تولیدکننده و مصرف‌کننده، شاخصی از کارایی بازار و در نتیجه، رفاه تولیدکنندگان و مصرف-کنندگان ایجاد می‌کند که از دیدگاه سیاست‌گذاری نیز اهمیت دارد. به‌همین دلیل، تجزیه و تحلیل قیمت کالاهای کشاورزی از نظر اقتصادی دارای اهمیت است (Hoseini et al., 2007).

سیاست‌های حمایتی متعددی در ارتباط با محصولات کشاورزی اعمال می‌گردد، این سیاست‌ها غالباً با هدف رشد عرضه و افزایش سطح درآمد تولیدکنندگان کشاورزی و رفاه آنان و نیز به‌منظور کمک به مصرف‌کنندگان مواد غذایی صورت می‌پذیرد. انتقال قیمت نامتقارن، سود ایجاد شده ناشی از افزایش قیمت را به‌جای تولیدکنندگان نصیب واسطه‌ها می‌کند، منجر به افزایش حاشیه بازاریابی و قیمت‌های خرده‌فروشی شده و باعث می‌شود فشار بیشتری به مصرف‌کنندگان وارد گردد (Hoseini et al., 2007).

بررسی‌های صورت گرفته در زمینه انتقال قیمت در بازارهای کشاورزی نشان می‌دهد که حتی برای فرآورده‌های فسادپذیر مانند شیر، گوشت، میوه‌ها و سبزیجات تازه نیز وقفه‌های زمانی ماهانه در انتقال قیمت وجود دارد و افزایش قیمت سر مزرعه سریع‌تر از کاهش قیمت سر مزرعه به سطح خرده‌فروشی انتقال می‌یابد (Tomek & Rabinson, 2003).

در سال زراعی ۸۹-۱۳۸۸ سهم سطح زیر کشت محصولات سیب زمینی و پیاز استان کردستان نسبت به سطح این محصولات در کل کشور به ترتیب ۶/۶ و ۰/۰۱ درصد و سهم تولید این محصولات نسبت به تولید آن‌ها در کل کشور به ترتیب ۷/۵ و ۰/۰۰۷ درصد بوده است. همچنین، استان کردستان در تولید محصولات سیب زمینی و پیاز به ترتیب رتبه پنجم و شانزدهم را در سطح کشور دارا می‌باشد. (Ministry of Agriculture, 2012). بنابراین، مشاهده می‌شود که سهم سطح زیرکشت و تولید این محصولات در استان کردستان نسبت به دیگر مناطق کشور پایین می‌باشد که به دلیل کمبود عرضه، منجر به نوسان بیشتر قیمت این محصولات در این استان می‌گردد. قیمت عمده فروشی و خرده‌فروشی این محصولات در استان کردستان طی سال‌های اخیر دارای نوسانات شدیدی می‌باشد. آمار

Fomby & معادله (۱) به عنوان معادله هم انباشتگی در نظر گرفته می‌شود:

$$y_t = aX_t + Z_t, \quad Z_t = \rho^i Z_{t-1} + \varepsilon_t$$

(۱)

که در آن  $X_t$  و  $Y_t$  متغیرهای الگوی هم انباشتگی،  $Z_t$  خطای تعادلی و  $Z_{t-1}$  وقفه اول خطای تعادلی الگوی هم انباشتگی می‌باشند.

سپس، متغیر  $Z_{t-1}$  به عنوان متغیر آستانه مدنظر قرار می‌گیرد و بر طبق آن می‌توان الگوی خود توضیحی  $Z_t$  را که در معادله (۲) بیان گردیده است به صورت الگوی خود توضیحی آستانه‌ای (TAR) به شکل معادله (۲) نشان داد:

$$\begin{cases} \rho^i = 1 & , & \text{if } |Z_{t-1}| \leq \theta \\ \rho^i = \rho & , & |\rho| < 1 & \text{if } |Z_{t-1}| > \theta \end{cases}$$

(۲)

در معادله (۲) متغیر  $\theta$  نشان دهنده آستانه بحرانی است. در رژیم اول  $Z_t$  مانند یک سری دارای ریشه واحد عمل می‌کند، به این ترتیب تمایلی برای بازگشت سیستم به رابطه تعادلی وجود ندارد. در رژیم دوم  $Z_t$  مانند سری مانا عمل کرده و سیستم گرایش به بازگشت به یک میانگین ثابت را دارد. می‌توان الگوی TAR بیان شده در معادله (۲) را با قرار دادن عرض از مبدأ غیر صفر و آستانه‌های نامتقارن به شکل زیر بازنویسی کرد:

$$z_t = \begin{cases} \mu^{(1)} + \rho^{(1)}(l)Z_{t-1} + \varepsilon_t^{(1)}, & Z_{t-d} < \theta^{(1)} \\ \mu^{(2)} + \rho^{(2)}(l)Z_{t-1} + \varepsilon_t^{(2)}, & \theta^{(1)} \leq Z_{t-d} \leq \theta^{(2)} \\ \vdots & , & \theta^{(m-1)} \leq Z_{t-d} \leq \theta^{(m)} \\ \mu^{(m)} + \rho^{(m)}(l)Z_{t-1} + \varepsilon_t^{(m)}, & Z_{t-d} \geq \theta^{(m-1)} \end{cases}$$

(۳)

که در آن  $\rho^{(i)}(l)$  چند جمله ای وقفه،  $m$  تعداد رژیم،  $\mu^{(i)}$  عرض از مبدأ و  $\varepsilon_t^{(i)}$  اجزای اخلال تصادفی با میانگین صفر و انحراف معیار  $\sigma^{(i)}$  است. عدد صحیح  $d$  تأخیر در فرآیند تصحیح خطا را نشان می‌دهد و بیانگر این حقیقت است که مسئولان اقتصادی ممکن است با تأخیر به انحرافات از تعادل بلندمدت واکنش نشان دهند (Balk & Fomby, 1997).

هم‌انباشتگی انگل-گرنجر، هم‌انباشتگی آستانه‌ای و آستانه‌ای-گشتاوری را انجام دادند و نیز الگوی تصحیح خطا را برای آزمون انتقال قیمت به کار گرفتند. نتایج نشان داد که میان قیمت جهانی و قیمت داخلی رابطه بلندمدت وجود دارد، انتقال قیمت از بازار جهانی به بازار داخل در بلندمدت متقارن اما در کوتاه مدت نامتقارن است. با وجود این که مطالعات متعددی در زمینه انتقال قیمت در داخل کشور صورت گرفته، در خصوص انتقال قیمت سبزیجات در داخل کشور مطالعات اندکی انجام شده است. به دلیل مصرف زیاد سیب زمینی و پیاز و به-طور کلی، گروه سبزی‌ها در بین خانوارهای ایرانی و اهمیت بسیار بالایی که این گروه در سبد غذایی دارد، توجه به قیمت و بازار این محصولات بیش از پیش نمایان می‌شود. از این‌رو، در این پژوهش با استفاده از روش آستانه‌ای تک متغیره به بررسی فرآیند انتقال قیمت محصولات سیب زمینی و پیاز استان کردستان پرداخته شده است.

## مواد و روش‌ها

برای تشخیص چگونگی انتقال قیمت در بازار یک کالا، سه رهیافت هوک، تصحیح خطا و روش آستانه‌ای وجود دارد. در میان این سه رهیافت، رهیافت‌های هوک و تصحیح خطا بیشترین کاربرد را داشته‌اند (Von Cramon- Taubadel & Meyer, 2001). در دو رهیافت اخیر فرض می‌شود تعدیل به سمت تعادل بلندمدت در سراسر دوره زمانی و به صورت آنی اتفاق می‌افتد. درحالی‌که وجود هزینه‌های مبادله و دیگر عوامل نقص بازار ممکن است مانع تعدیلات آنی گردد لذا تنها زمانی تعدیل صورت می‌گیرد که انحرافات بیش‌تر از هزینه مبادله باشد (Stigler, 2012).

Balk & Fomby (1997) به این مسئله که خطاهای تعادل می‌توانند رفتار آستانه‌ای داشته باشند، توجه نمودند. در الگوی آن‌ها خطای تعادل از فرآیند خود توضیحی آستانه‌ای که یک فرآیند «میانگین بازگشتی در خارج از باند»<sup>۱</sup> و فرآیند «ریشه واحد در داخل باند» است، پیروی می‌کند. در روش Balk (1997)

1. Mean reverting outside of the boundaries

می‌دهند، وجود دارد. Honsen (1999) برای این منظور روشی بر پایه «فرضیه‌های آشیانه‌ای»<sup>۱</sup> معرفی نمود. در روش Honsen (1999) معادله TAR(m) به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$z_t = \delta^{(j)} + \rho^{(j)} z_{t-1} + \eta_t^{(j)}, \quad (j = 1, \dots, m) \quad (۵)$$

سپس، یک الگوی خود توضیحی خطی TAR(1) به-عنوان یک الگوی مقید معادله فوق با اعمال محدودیت‌های  $\delta^{(j)} = \delta$  و  $\rho^{(j)} = \rho$  در نظر گرفته می‌شود. پس از برآورد هر دو الگو، مجموع مربعات پسماندهای آن‌ها محاسبه می‌گردد. پس از آن آزمون غیر خطی بودن با فرض صفر TAR(1) در برابر فرضیه مقابل TAR(m) سنجیده می‌شود. برای این منظور Honsen (1999) آزمون sup-F را به صورت زیر تعریف نمود:

$$\text{sup-} F_{1,m} = T \left[ \frac{RSS_1 - RSS_m}{RSS_m} \right] \quad (۶)$$

که در آن  $RSS_1$  و  $RSS_m$  مجموع مربعات پسماندهای حاصل از تخمین الگوهای TAR(1) و TAR(m) بوده و T تعداد مشاهدات می‌باشد. از آنجایی که متغیرهای آستانه تحت فرض صفر مبنی بر خطی بودن الگو تعریف نشده‌اند، توزیع‌های مجانبی آزمون‌های sup-F استاندارد نیستند. لذا، نمی‌توان از جدول استاندارد F به عنوان مقادیر بحرانی آن استفاده نمود و بایستی مقادیر بحرانی آزمون sup-F را شبیه سازی نمود. Honsen (1999) برای حل این مشکل که به آن «مسئله دیویس»<sup>۲</sup> می‌گویند، استفاده از «الگوریتم خودرانداز»<sup>۳</sup> را برای استخراج «سطوح احتمال»<sup>۴</sup> پیشنهاد نمود. در نهایت، پس از شبیه‌سازی مقادیر بحرانی و مقایسه آن با مقدار آماره sup-F محاسبه شده، چنانچه فرضیه عدم از لحاظ آماری رد شود، می‌توان نتیجه گرفت مکانیزم انتقال قیمت به صورت غیر خطی رفتار می‌کند. به عبارت دیگر، وجود رفتار

همچنین، Enders & Siklos (2001) الگوی خود توضیحی آستانه‌ای-گشتاوری (M-TAR) را معرفی نمودند که در آن متغیر آستانه به جای  $Z_{t-d}$  از بین تغییرات آن یعنی  $\Delta Z_{t-d}$  انتخاب می‌شود. در واقع نام گشتاوری از تعریف مالی گشتاور که نرخ شتاب قیمت‌ها را نشان می‌دهد، انتخاب شده است. می‌توان الگوی M-TAR را به صورت زیر نشان داد:

$$Z_t = \begin{cases} \mu^{(1)} + \rho^{(1)}(l)Z_{t-1} + \varepsilon_t^{(1)}, & \Delta Z_{t-d} < \theta^{(1)} \\ \mu^{(2)} + \rho^{(2)}(l)Z_{t-1} + \varepsilon_t^{(2)}, & \theta^{(1)} \leq \Delta Z_{t-d} \leq \theta^{(2)} \\ \vdots, & \theta^{(2)} \leq \Delta Z_{t-d} \leq \theta^{(m-1)} \\ \mu^{(m)} + \rho^{(m)}(l)Z_{t-1} + \varepsilon_t^{(m)}, & \Delta Z_{t-d} \geq \theta^{(m-1)} \end{cases} \quad (۴)$$

که در آن  $\rho^{(i)}(l)$  چند جمله ای وقفه، m تعداد رژیم،  $\mu^{(i)}$  عرض از مبدأ و  $\varepsilon_t^{(i)}$  اجزای اخلال تصادفی با میانگین صفر و انحراف معیار  $\sigma^{(i)}$  است. Enders & Siklos (2001) نشان دادند این الگو زمانی که تعدیلات نامتقارن بوده و سرعت تعدیلات در یک رژیم بیش‌تر از سرعت در رژیم دیگر باشد مناسب است (Chang, 2003).

**آزمون غیر خطی بودن:** فرض ضمنی در به-کارگیری الگوهای TAR و M-TAR آن است که رابطه هم انباشتگی متغیرهای مورد نظر از رفتار آستانه ای پیروی می‌کنند یعنی با فرض هم انباشتگی آستانه‌ای قیمت‌ها، می‌توان الگوهای TAR و M-TAR را جهت الگوسازی سازوکار انتقال نامتقارن قیمت‌ها به کار گرفت. اما در عمل می‌بایست وجود رابطه هم انباشتگی آستانه‌ای یا به عبارت دیگر، رفتار آستانه‌ای انتقال قیمت‌ها مورد سنجش قرار گیرد. Balk & Fomby (1997) یک رهیافت دو مرحله‌ای برای این منظور پیشنهاد کردند. در این رهیافت ابتدا وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای قیمت مورد نظر از طریق روش‌های انگل-گرنجر یا جوهانسن آزمون می‌شود. در این مرحله، فرضیه صفر عدم وجود هم‌انباشتگی در مقابل وجود هم انباشتگی خطی سنجیده می‌شود. پس از تأیید وجود هم‌انباشتگی خطی بین سری‌های قیمت مورد نظر، وجود رفتار آستانه‌ای آزمون می‌شود. چندین روش برای آزمون این که آیا تعدیلات به تعادل بلندمدت خطی بوده و یا رفتار غیر خطی و آستانه‌ای از خود نشان

1. Nested Hypothesis
2. Davis Problem
3. Bootstrap
4. P-value

برای هر مقدار  $y_{t-d}$  است. اگر  $y_t, y_{t-d} < c$  با الگوی خطی زیر توضیح داده می‌شود:

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (t=1, \dots, T) \quad (10)$$

اگر  $y_t, y_{t-d} > c$  را می‌توان با الگوی زیر توضیح داد:

$$(11)$$

$$y_t = (\alpha + \beta) y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (t=1, \dots, T)$$

لذا، رابطه (۱۰) رژیم اول و رابطه (۱۱) رژیم دوم را نشان می‌دهد (Pascalau, 2007).

**ب) الگوی خود توضیحی آستانه‌ای انتقال هموار لاجستیک (LSTAR): Chan & Tong**

(1986) در ادبیات سری زمانی الگوی خود توضیحی تک متغیره LSTAR را معرفی نمودند. یک الگوی LSTAR از درجه یک، غیر متقارن بودن رفتار فرآیندهایی که مشخصات پویای متفاوتی دارند توصیف می‌کند، برای مثال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر در طول زمان ملایم است. با قرار دادن معادله (۹) در (۸) الگوی LSTAR به دست می‌آید:

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \beta y_{t-1} [1 + \exp(-\theta(y_{t-d} - c))]^{-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

با تبعیت از Kapetanios et al. (2003) می‌توان نوشت:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \beta y_{t-1} [1 + \exp(-\theta(y_{t-d} - c))]^{-1} + \varepsilon_t$$

$$\delta = \alpha - 1 \quad (13)$$

هرگاه  $\theta = 0$ ، تابع انتقال  $G(\theta; y_{t-d}; c) \equiv \frac{1}{2}$  به طوری که الگوی LSTAR آشیانه‌ای در الگوی خطی است، برعکس وقتی  $\theta \rightarrow \infty$  الگوی LSTAR به یک تغییر رژیم با دو رژیم مشخص نزدیک می‌شود.

**آزمون مانایی الگوهای غیر خطی (KS):** زمانی که با الگوهای غیرخطی سروکار داریم، لازم است آزمون مانایی به صورت غیرخطی نیز انجام پذیرد. یکی از مشهورترین آزمون‌های مانایی غیرخطی در این زمینه آزمون KS است. Kapetanios et al. (2003) یک الگوی سه رژیمه با ریشه واحد در درون رژیم میانی را به کار بردند و معادله آزمون ADF را به صورت زیر در نظر گرفتند:

آستانه‌ای در تعدیلات قیمت‌ها تأیید می‌گردد (Chang, 2003) پس از رد شدن فرض خطی بودن در مقابل وجود رفتار آستانه‌ای، می‌بایستی نوع فرم تابعی یا به عبارتی تعداد رژیم مناسب در الگو تعیین گردد. برای این منظور نیز می‌توان از روش Honsen (1999) بر مبنای فرضیه‌های آشیانه‌ای، استفاده نمود. عموماً تعداد رژیم در الگوهای آستانه‌ای از سه عدد بیشتر تجاوز نمی‌کند. به همین دلیل برای تعیین تعداد رژیم در الگوی TAR با استفاده از آماره sup-F، الگوی مقید TAR(2) در مقابل الگوی TAR(3) به شکل زیر آزمون می‌شود:

$$\text{sup-} F_{2,3} = T \left[ \frac{RSS_2 - RSS_3}{RSS_3} \right] \quad (7)$$

که در آن  $RSS_2$  و  $RSS_3$  مجموع مربعات پسماندهای الگوهای TAR(2) و TAR(3) می‌باشند. مقادیر بحرانی آماره  $\text{sup-} F_{2,3}$  نیز دارای مقادیر استاندارد نبوده و باید از «روش خودراه‌انداز» شبیه‌سازی گردند (Chang, 2003).

لازم به ذکر است که در الگوهای TAR و M-TAR انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر به سرعت صورت می‌پذیرد. در ادامه، الگوهای انتقال ملایم که تغییرات رژیم در آن‌ها به صورت تدریجی رخ می‌دهد شرح داده می‌شوند.

**الف) الگوی خود توضیحی آستانه‌ای هموار (STAR):** به طور کلی، یک الگوی خود توضیحی تک متغیره STAR از درجه یک به صورت زیر بیان می‌شود:

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \beta y_{t-1} G(\theta; y_{t-d}; c) + \varepsilon_t \quad (t=1, \dots, T) \quad (8)$$

$$\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$$

که در آن جزء اخلاص  $\varepsilon_t$  دارای میانگین صفر و واریانس ثابت است و  $\alpha$  و  $\beta$  پارامترهای الگو می‌باشند. اگر تابع انتقال به فرم لاجستیک باشد به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$G(\theta; y_{t-d}) = [1 + \exp(-\theta(y_{t-d} - c))]^{-1} \quad (9)$$

فرض می‌شود  $\theta > 0$  پارامتر شیب،  $d \geq 1$  پارامتر تأخیر و  $c$  پارامتر موقعیت (مانند آستانه) باشد. تابع انتقال  $G(\theta; y_{t-d}; c)$ ، یک تابع کران‌دار و پیوسته

سازمان جهاد کشاورزی، اداره تنظیم بازار استان کردستان جمع‌آوری شده است.

### نتایج و بحث

با توجه به اینکه اطلاعات این پژوهش به صورت سری زمانی می‌باشند. لذا، در گام اول مانایی متغیرها از طریق آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) بررسی شد که نتایج آن برای محصولات مورد نظر در زیر آمده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد، نتایج نشان داده شده در جدول (۱) بیانگر وجود ریشه واحد برای هر دو محصول در هر دو سطح بازار است و لذا، همه متغیرها در تفاضل مرتبه اول مانا هستند. در این آزمون وقفه بهینه هر متغیر نیز بر اساس آماره آکائیک تعیین شده است.

برای اطمینان از وجود رابطه تعادلی بلند مدت، بین سری‌های قیمت خرده‌فروشی و عمده‌فروشی محصولات، از آزمون جوهانسن استفاده شده که نتایج آن در جدول (۲) آمده است، طول وقفه بهینه بر اساس معیار آکائیک تعیین شده است.

نتایج آماره آزمون اثر ( $\lambda_{trace}$ ) برای محصولات سیب زمینی و پیاز بیانگر وجود یک بردار هم‌انباشتگی بین سری‌های قیمت می‌باشد. بنابراین، می‌توان گفت یک رابطه بلندمدت خطی بین لگاریتم قیمت‌های عمده فروشی و خرده فروشی وجود دارد و می‌توان وجود فرآیند تعدیلات غیر خطی قیمت‌ها را نیز آزمون کرد.

$$\Delta \ln y_t = u_t + \begin{cases} \mu_L + \rho_L \ln y_{t-1} + \sum \gamma_L \Delta \ln y_{t-i} & \text{if } \ln y_{t-1} \leq -\theta \\ \mu_M + \rho_M \ln y_{t-1} + \sum \gamma_M \Delta \ln y_{t-i} & \text{if } -\theta \leq \ln y_{t-1} \leq \theta \\ \mu_H + \rho_H \ln y_{t-1} + \sum \gamma_H \Delta \ln y_{t-i} & \text{if } \ln y_{t-1} > \theta \end{cases} \quad (14)$$

فرض صفر وجود ریشه واحد عبارتست از:  $H_0: \rho_L = \rho_H = 0$  فرض آلترناتیو:  $H_1: \rho_L < 1, \rho_H < 0$ . در این آزمون چون ضرایب رژیم میانی نیاز به تخمین ندارد؛ لذا، آزمون قدرت بیش‌تری دارد. همچنین، Kapetanios et al. (2003) امکان اضافه کردن وقفه‌های مشترکی را به همه رژیم‌ها نشان دادند. آماره‌های این آزمون  $\exp$ -sup-Wald و  $\text{ave-Wald}$  می‌باشد (Stigler, 2012).

با توجه به مطالبی که بیان شد در این مطالعه، ابتدا مانایی و هم‌انباشتگی متغیرهای قیمت، مورد بررسی قرار گرفته، جهت علیت بین سطوح بازار مشخص می‌شود و پس از آزمون غیرخطی بودن تعدیلات قیمت، رهیافت آستانه‌ای برای بررسی تقارن یا عدم تقارن انتقال قیمت محصولات به کار می‌رود.

در این پژوهش، منطقه مورد مطالعه استان کردستان و جامعه آماری، مجموعه عمده فروشان و خرده‌فروشان محصولات سیب زمینی و پیاز این استان می‌باشد. داده‌های این پژوهش شامل قیمت‌های ماهانه عمده فروشی و خرده فروشی محصولات سیب زمینی و پیاز طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۲ می‌باشد که از

جدول ۱: نتایج آزمون دیکی- فولر در سطح و تفاضل مرتبه اول برای لگاریتم قیمت‌ها

محصول	متغیر	قیمت عمده فروشی		قیمت خرده فروشی	
		سطح داده‌ها	تفاضل مرتبه اول	سطح داده‌ها	تفاضل مرتبه اول
سیب زمینی	طول وقفه	۱	۱	۱	۱
	آماره محاسباتی	-۲/۱۶۹	***-۴/۰۵۶	-۲/۳۹۳	***-۴/۰۹۲
	سطح احتمال	۰/۵۰	۰/۰۱	۰/۴۱	۰/۰۱
پیاز	طول وقفه	۱۰	۱	۱۰	۱
	آماره محاسباتی	-۱/۲۱۹	***-۴/۹۹۱	-۱/۶۶۲	***-۵/۱۷۸
	سطح احتمال	۰/۸۹	۰/۰۱	۰/۷۱	۰/۰۱

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲: نتایج آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن برای لگاریتم قیمت‌ها

محصول	فروض صفر	آماره اثر $\lambda_{trace}$	مقادیر بحرانی در ۰/۰۵
سیب زمینی	عدم وجود بردار هم‌انباشتگی	۴۷/۱۲	۲۵/۳۲
	وجود حداکثر یک بردار هم‌انباشتگی	**۹/۹۰	۱۲/۲۵
پیاز	عدم وجود بردار هم‌انباشتگی	۲۶/۶۵	۲۴/۶۰
	وجود حداکثر یک بردار هم‌انباشتگی	*۱۱/۴۰	۱۲/۹۷

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳: نتایج آزمون علیت تودا-یاماموتو برای لگاریتم قیمت‌ها

رد یا پذیرش فرض صفر	درجه آزادی	نتیجه آزمون والد		رابطه علیت	محصول
		آماره $\chi^2$	سطح احتمال		
رد فرض صفر	۲	۹/۷۳***	۰/۰۰۷	قیمت عمده فروشی علیت گرنجری قیمت خرده فروشی نیست	سیب زمینی
نمی‌توان فرض صفر را رد کرد	۲	۲/۱۶	۰/۳۴	قیمت خرده فروشی علیت گرنجری قیمت عمده فروشی نیست	
رد فرض صفر	۲	۹/۲۳***	۰/۰۰۹	قیمت عمده فروشی علیت گرنجری قیمت خرده فروشی نیست	پیاز
نمی‌توان فرض صفر را رد کرد	۲	۰/۲۹	۰/۸۶	قیمت خرده فروشی علیت گرنجری قیمت عمده فروشی نیست	

ا. ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۴: نتایج آزمون غیرخطی بودن تعدیلات قیمت

Sup-F <sub>1,2</sub>	Sup-F <sub>1,3</sub>	Sup-F <sub>2,3</sub>	محصول
۱۶/۵۴۸**	۲۰/۰۴۳	۲/۷۵۸	سیب زمینی
۰/۰۴	۰/۳۰	۰/۹۳	
۱۴/۰۱۷۲*	۲۵/۰۵۷۶	۹/۰۰۴۶	پیاز
۰/۰۹	۰/۲۶	۰/۵۴	

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵: نتایج آزمون ریشه واحد (KS)

ExpAve-wald	Ave-wald	Sup-wald	آماره	محصول
۲/۸۵۹۸	۲/۰۴۸۰	۳/۰۴۷۴	سطح	سیب زمینی
۴۵/۲۴۹۷**	۷/۵۱۰۸*	۸/۳۹۶۴*	تفاضل اول	
۱/۳۹۶۶	۰/۶۶۳۰	۱/۰۰۸۰	سطح	پیاز
۲۵/۶۷۶۲**	۶/۰۷۲۰*	۷/۷۹۴۰*	تفاضل اول	
۲۳۷/۴۶	۴۲/۳۰	۴۲/۳۰	۱٪	مقادیر بحرانی
۲۰/۱۸	۱۰/۹۴	۱۰/۹۴	۵٪	
۷/۴۹	۶/۰۱	۶/۰۱	۱۰٪	

ماخذ: یافته‌های پژوهش

گرنجر است. نتایج آزمون علیت تودا-یاماموتو برای محصولات مورد بررسی در جدول (۳) گزارش شده است، وقفه بهینه بر اساس آماره آکائیک تعیین شده است. نتایج بیانگر وجود رابطه علی یک‌طرفه از عمده فروشی به خرده فروشی برای محصولات سیب زمینی و پیاز است. لذا، بایستی از الگوهای تک متغیره برای بررسی فرآیند انتقال قیمت این محصولات بهره گرفت.

**نتایج آزمون علیت تودا-یاماموتو:** از آنجایی که نتایج آزمون مانایی نشان داد که متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق  $I(1)$  هستند؛ از این‌رو، نمی‌توان از آزمون استاندارد علیت گرنجر استفاده کرد. یکی از روش‌هایی که برای رفع این مشکل پیشنهاد می‌گردد استفاده از آزمون علیت تودا-یاماموتو است که این آزمون در واقع یک نسخه اصلاح شده آزمون علیت

خطی، آزمون ریشه واحد الگوهای غیر خطی (KS) نیز انجام شد که نتایج آن در جدول (۵) آمده است. نتایج آزمون (KS) بیانگر وجود ریشه واحد در اجزای اخلاص الگوی هم‌انباشتگی در سطح داده‌ها می‌باشد و الگو در تفاضل مرتبه اول مانا می‌باشد که این مسئله، خود دلیلی بر غیر خطی بودن رفتار سری‌های قیمت این محصولات می‌باشد.

در نهایت، الگوهای TAR و M-TAR و LSTAR دو رژیمه برای محصول سیب زمینی و الگوهای TAR و LSTAR برای محصول پیاز برآورد شد. جدول‌های (۶)، (۷) و (۸) به ترتیب نتایج برآورد الگوهای M-TAR و LSTAR برای محصول سیب زمینی و جدول‌های (۹) و (۱۰) به ترتیب نتایج برآورد الگوهای TAR و LSTAR برای محصول پیاز را نشان می‌دهند. طول وقفه مناسب برای این الگوها به وسیله آماره آکائیک انتخاب شده است.

در ادامه آزمون غیرخطی بودن تعدیلات قیمت برای الگوهای TAR دو و سه رژیمه از طریق آزمون sup-F Honsen (1999) انجام گرفت. همان‌طور که در جدول (۴) نشان داده شده است مقدار آماره Sup-F<sub>1,2</sub> برای الگوی TAR(2) و آماره Sup-F<sub>1,3</sub> برای الگوی TAR(3) و آماره Sup-F<sub>2,3</sub> با شبیه سازی ۵۰۰ تکرار گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهد که آماره Sup-F<sub>1,2</sub> برای محصولات سیب زمینی و پیاز به ترتیب در سطح ۵ و ۱۰ درصد معنی دار می‌باشد. لذا، فرضیه خطی بودن در مقابل فرضیه الگوی دو رژیمه رد می‌گردد. همچنین، دو آماره Sup-F<sub>1,3</sub> و Sup-F<sub>2,3</sub> معنی دار نشده‌اند. بنابراین، فرض خطی بودن در برابر الگوی سه رژیمه و فرض الگوی دو رژیمه در برابر الگوی سه رژیمه رد نمی‌گردد. لذا، انتقال قیمت در بازار سیب زمینی و پیاز استان کردستان از الگوی خود توضیحی آستانه‌ای دو رژیمه پیروی می‌کند. پس از اثبات غیر خطی بودن تعدیلات قیمت، برای اطمینان از مانایی الگوهای غیر

جدول ۶: نتایج برآورد الگوی TAR<sub>1,1</sub> برای لگاریتم قیمت‌ها (محصول سیب زمینی)

رژیم‌ها	درصد مشاهدات	ضرایب	تخمین	آماره t
اول	۸۲/۲۶	const	۰/۰۰۴	۰/۵۶۴
		$\rho_1$	۰/۸۳۹	۷/۹۶۳
دوم	۱۷/۷۴	const	-۰/۰۰۷	-۰/۳۹۹
		$\rho_1$	۰/۴۸۵	۲/۷۸۵
آستانه			۰/۰۵۷۵	
آماره AIC			-۳۷۵	

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۷: نتایج برآورد الگوی M-TAR<sub>4,1</sub> برای لگاریتم قیمت‌ها (سیب زمینی)

رژیم‌ها	درصد مشاهدات	ضرایب	تخمین	آماره t
اول	۷۱/۶۷	const	-۰/۰۰۱	-۰/۱۸۳
		$\rho_1$	۰/۹۰۸	۷/۰۹۷
		$\rho_2$	-۰/۰۰۲	-۰/۰۱۴
		$\rho_3$	-۰/۰۷۱	-۰/۳۰۵
		$\rho_4$	۰/۰۵۹	۰/۳۰۹
دوم	۲۸/۳۳	const	۰/۰۱۰	۰/۸۵۲
		$\rho_1$	۰/۱۳۶	۰/۹۵۷
آستانه			۰	
آماره AIC			-۳۸۴	

ماخذ: یافته‌های پژوهش



جدول ۸: نتایج برآورد الگوی  $LSTAR_{3,1}$  برای لگاریتم قیمت‌ها (سیب زمینی)

آماره t	تخمین	ضرایب	رژیم‌ها
-۰/۹۱۴	-۰/۰۴۰	const	اول
۰/۸۱۵	۰/۲۳۹	$\rho_1$	
۰/۶۷۰	۰/۰۹۹	$\rho_2$	
-۲/۸۶۹	-۰/۲۳۶	$\rho_3$	
۰/۹۲۲	۰/۰۴۱	const	دوم
۲/۱۸۱	۰/۶۸۹	$\rho_1$	
	-۰/۱۲۲		آستانه
	-۴۲۶		آماره AIC

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۹: نتایج برآورد الگوی  $TAR_{1,1}$  برای لگاریتم قیمت‌ها

(پیاز)			رژیم‌ها	درصد مشاهدات
آماره t	تخمین	ضرایب		
۱/۰۵۲	۰/۰۱۳	const	اول	۲۰/۹۷
۳/۹۸۳	۰/۸۶۷	$\rho_1$		
۰/۰۵۲	۰/۰۰۰۲	const	دوم	۷۹/۰۳
۵/۷۳۵	۰/۶۵۲	$\rho_1$		
	-۰/۰۳۱۷		آستانه	
	-۴۲۴		آماره AIC	

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۰: نتایج برآورد الگوی  $LSTAR_{3,1}$  برای لگاریتم

قیمت‌ها (پیاز)			رژیم‌ها
آماره t	تخمین	ضرایب	
۰/۵۸۱	۰/۰۰۳	const	اول
۴/۵۶۰	۰/۹۷۲	$\rho_1$	
-۰/۹۵۷	-۰/۳۰۴	$\rho_2$	
۱/۳۹۷	۰/۱۷۰	$\rho_3$	
۰/۰۱۳	۰/۳۷۴	const	دوم
-۰/۵۳۸	-۱/۸۴۰	$\rho_1$	
	۰/۰۴۵		آستانه
	-۴۲۸		آماره AIC

ماخذ: یافته‌های پژوهش

الگوی TAR برآورد شده (جدول ۶) برای محصول سیب‌زمینی نشان می‌دهد که در انحرافات کوچک‌تر و بزرگ‌تر از آستانه، تنها یک وقفه (یک ماه) طول می‌کشد تا الگو به رابطه تعادلی بلند مدت باز گردد، در الگوی M-TAR (جدول ۷) برای انحرافات کمتر از آستانه چهار وقفه برآورد گردیده که تنها وقفه اول آن معنی‌دار می‌باشد؛ ولی برای انحرافات بزرگ‌تر از آستانه یک وقفه به‌دست آمده که آن هم معنی‌دار نمی‌باشد. اما از آنجا که مقدار آماره آکائیک برای الگوی  $LSTAR$  (جدول ۸) کمتر از مقدار این آماره برای الگوهای TAR و M-TAR می‌باشد؛ می‌توان نتیجه گرفت که الگوی  $LSTAR$  برای این پژوهش مناسب‌تر است و تفسیر نتایج ما بر اساس این الگو خواهد بود.

نتایج حاصل از الگوی  $LSTAR$  (جدول ۸) نشان می‌دهد که وقتی انحراف از تعادل بلندمدت کمتر از مقدار آستانه باشد سه وقفه طول می‌کشد تا این انحراف تعدیل شود. در حالی که وقتی این انحراف بزرگ‌تر از آستانه باشد، تنها یک وقفه طول می‌کشد تا تعدیل انحرافات صورت گیرد. که بیانگر انتقال نامتقارن قیمت از جنبه سرعت در بازار سیب زمینی استان کردستان در دو سطح عمده فروشی و خرده فروشی می‌باشد.

LSTAR دو رژیمه برای محصول سیب زمینی و الگوهای TAR و LSTAR دو رژیمه برای محصول پیاز برآورد گردید. تفاوت تعداد وقفه‌ها در رژیم اول و دوم الگوهای LSTAR برآورد شده برای محصولات سیب زمینی و پیاز حاکی از انتقال نامتقارن قیمت در زنجیره بازار این کالاها است. به عبارت دیگر، هنگامی که قیمت‌های عمده‌فروشی افزایش می‌یابد خرده‌فروشان سریع‌تر قیمت‌های خود را افزایش می‌دهند و به هنگام کاهش قیمت‌های عمده‌فروشی دیرتر اقدام به کاهش قیمت‌های خود می‌کنند.

با توجه به نامتقارن بودن فرآیند انتقال قیمت، جهت کاهش نوسان‌های قیمت و حاشیه بازاریابی ایجاد تسهیلات و خدمات زیربنایی از جمله سردخانه و انبارهای مناسب برای نگهداری محصولات، جلوگیری از ضایعات و تشکیل شرکت‌های تعاونی برای جلوگیری از احتکار محصولات و توزیع آن‌ها به هنگام نیاز، ضروری به نظر می‌رسد. هم‌چنین با توجه به افزایش قیمتی که متوجه مصرف‌کننده می‌شود و افزایش سود انحصاری ناشی از حاشیه بازار برای واسطه‌ها، دولت در سیاست قیمت‌گذاری بایستی به این موارد توجه نماید. به دلیل اینکه ضعیف بودن نظام اطلاع‌رسانی بازار مورد یکی از عوامل اصلی عدم تقارن در انتقال قیمت می‌باشد. لذا، ایجاد بانک اطلاعات بازاریابی با هدف جمع‌آوری و تحلیل اطلاعات قیمت نهاده‌ها و محصولات کشاورزی و انتقال به‌هنگام این اطلاعات به عوامل بازار پیشنهاد می‌گردد.

نتایج الگوی TAR برای محصول پیاز (جدول ۹) نشان می‌دهد که در انحرافات کوچک‌تر و بزرگ‌تر از آستانه، تنها یک وقفه (یک ماه) طول می‌کشد تا الگو به رابطه تعادلی بلندمدت باز گردد. اما از آنجا که مقدار آماره آکائیک الگوی LSTAR (جدول ۱۰) کمتر از مقدار این آماره برای الگوی TAR می‌باشد، می‌توان نتیجه گرفت که الگوی LSTAR برای این پژوهش مناسب‌تر است و تفسیر نتایج ما بر اساس این الگو خواهد بود. با توجه به اینکه در الگوی LSTAR در سطح ۵ درصد فقط وقفه اول در رژیم اول معنی‌دار می‌باشد، نشان می‌دهد که وقتی انحراف از تعادل بلندمدت کمتر از مقدار آستانه باشد یک وقفه طول می‌کشد تا این انحراف تعدیل شود. در حالی که وقتی این انحراف بیشتر از آستانه باشد، بدون وقفه تعدیل انحرافات قیمت صورت می‌گیرد که بیانگر انتقال نامتقارن قیمت از جنبه سرعت در بازار پیاز استان کردستان در دو سطح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی می‌باشد.

#### جمع‌بندی و پیشنهادها

ناکارآمد بودن نظام بازاررسانی محصولات کشاورزی یکی از چالش‌های اساسی بخش کشاورزی و از موانع مهم توسعه کشاورزی و امنیت غذایی در کشور محسوب می‌شود. با توجه به این که یکی از عوامل ناکارایی بازار محصولات کشاورزی، مسئله انتقال نامتقارن قیمت می‌باشد؛ در این مطالعه به بررسی چگونگی انتقال قیمت در بازار محصولات سیب زمینی و پیاز استان کردستان پرداخته شد. بدین منظور الگوهای TAR و M-TAR و

## REFERENCES

1. Department of Jihad Agriculture of Kurdistan Province. (2013). *Market Regulatory Authority, Agricultural product prices*, Department of Planning and Economic Affairs. Retrieved from: <http://www.kurdistan.agri-jahad.ir> (In Farsi)
2. Balk, N. S. & Fomby, T. B. (1997). Threshold Cointegration. *International Economic Review*, 38, 45-627.
3. Capps, J. O. & Sherwell, 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 Annual Meeting*, Providence, Rhode Island, July 24-27.
4. Chan, K. S. & Tong, H. (1986). *On estimating thresholds in autoregressive models*. 1 Time series Anal, 7, 179-90.
5. Chang, P. J. (2003). Threshold Cointegration and threshold dynamics, *PhD dissertation*, Iowa State University of US.

6. Enders, W. & Siklos, P. L. (2001). *Cointegration and threshold adjustment*, Department of Economics. Working paper: Iowa State University, Mimeo.
7. Goodwin B. K. & Piggott, N. E. (2001). Spatial market integration in the presence of threshold effects. *American Journal of Agricultural Economics*, (83), 170- 302.
8. Hansen, B. (1999). Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference, *Journal of Econometrics*, 39, 345-368.
9. Hoseini S., Salami, H. & Nikoukar, A. (2007). Price transmission of chicken meat structure in Iran. *Journal of Agricultural Economics*, 2(1), 1-21.
10. Hoseini, S., Nikoukar, A. & Doorandish, A. (2009). Price transmission in the beef industry in Iran. *Journal of Economics and Agricultural Development*, 24(1), 23-32. (In Farsi)
11. Kapetanios, G., Shin, Y. & Snell, A. (2003). *Testing for Cointegration in Nonlinear STAR Error Correction Models*, School of Economics, and University of Edinburgh.
12. Ministry of Agriculture. (2012). *Agricultural statistics*, 1: crops, different years. (In Farsi)
13. Pascalau, R. (2007). *Testing for a Unit Root the Asymmetric Nonlinear Smooth Transition Framework*, Department of Econometrics, Finance and Legal Studies, University of Alabama.
14. Stigler, M. (2012). Threshold Cointegration: Overview and implementation in R, Revision4.
15. Taheri, F., Moghaddasi, R. & Mousavi, N. (2010). Market structure and price transmission on corn world market. *Journal of Agricultural Economics*, 4 (3), 185-209.
16. Toda, H. Y. & Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressive with Possibly Integrated Process , *Journal of Econometrics*. 66, 225-250.
17. Tomek, W. G. & Rabinson, K. L. (2003). Marketing margins for farm products in agricultural product prices, 6, 107-127.
18. Von Cramon- Taubadel, S. & Meyer, J. (2001). Asymmetric price transmission: fact or artifact?, *Paper prepared for 71th EAAE seminar The Food Consumer in the early 21st century in Zaragoza*, Spain, April 19- 20.
19. Yavari, F. (2012). Vertical price transmission and non-linear price adjustments in the beef market of East Azerbaijan province, *Master's thesis*, University of Tabriz. (In Farsi)