اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۲۹، شمارهٔ ۱۱۳، بهار ۱۴۰۰

DOI: 10.30490/AEAD.2021.343162.1237

مقاله پژوهشی

تحلیل ساختار بازاررسانی محصول سیب‌زمینی استان همدان؛ ترکیب انحصار عمده‌فروشی و پدیدهٔ تارعنکبوتی

سمیه اژدری[۱]، سیدابوالقاسم مرتضوی[۲]، محمدحسن وکیل‌پور[۳]، صادق خلیلیان[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۳/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۶/۲

چکیده

استان همدان قطب تولید سیب‌زمینی در کشور شناخته می‌شود؛ اما با وجود شرایط مناسب تولید، شرایط بازار این محصول مطلوبیست و تفاوت میان دریافتی کشاورزان با پرداخت نهایی مصرف‌کنندگان سیب‌زمینی از چالش‌های موجود در بازار این محصول در استان همدان است. با این توصیف، هدف مطالعهٔ حاضر تحلیل و ارزیابی ساختار بازار سیب‌زمینی در استان همدان بود. بدین

۱- دانشجوی دکتری رشته اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران

۲- نویسندهٔ مسئول و استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
(samortazavi@modares.ac.ir)

۳- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.

۴- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.

منظور، آمار سری زمانی ماهانهٔ قیمت‌ها در بازه زمانی فروردین ۱۳۸۵ تا فروردین ۱۳۹۸ در سطوح مختلف بازار ارزیابی شد، که حاکی از شکاف شدید و رو به رشد در حاشیه بازار این محصول بود. سپس، سازوکار انتقال قیمت و چگونگی سرایت نوسان‌های قیمتی نیز با استفاده از مدل واریانس ناهمسانی شرطی چندمتغیره مورد ارزیابی و تحلیل قرار گرفت، که نتایج همگی گویای وجود ساختاری ناکارآدر این بازار بود، به‌گونه‌ای که کشاورزان را در موضع عمل تارعنکبوتی و عمده‌فروشان را در موضع انحصار تثبیت کرده است. بر پایهٔ یافته‌ها و نتایج میدانی پژوهش حاضر، چهار ویژگی خاص بازار سیب‌زمینی (شامل کم‌کشش بودن محصول، فسادپذیری محصول، ظرفیت اندک انبارداری و هزینه‌های بالای احداث سردخانه و نیز عدم وجود برنامه‌ای مدون برای صادرات محصول) از عوامل ایجاد این ساختار ناکارآست که در سیاست‌گذاری‌های آتی، باید به‌ویژه بدان توجه شود.

کلیدواژه‌ها: *انتقال قیمت، حاشیه بازار، فسادپذیری، مدل واریانس ناهمسانی شرطی چندمتغیره.*

طبقه‌بندی JEL : L11, C22

مقدمه

سیب‌زمینی یکی از محصولات کشاورزی غذایی بسیار محبوب در سراسر جهان و البته ایران است که نسبت به سایر مواد غذایی قادر به تولید مقادیر بالای ریزمغذی‌ها در هر دو واحد سطح و زمان است (Kumar et al., 2005). قیمت پایین، ارزش غذایی بالا و قابلیت کشت در اقلیم‌های متفاوت آب و هوایی سه عامل اصلی رواج کشت و مصرف سیب‌زمینی در ایران و سایر نقاط جهان است. در حال حاضر، این محصول بخشی جدایی‌ناپذیر نظام جهانی غذاست و به‌عنوان غذای آینده نیز شناخته می‌شود(FAO, 2018). ارزش سیب‌زمینی در رژیم غذایی و در تغذیهٔ گرسنگان آنقدر برجسته است که سازمان ملل متحد سال ۲۰۰۸ را به نام سال سیب‌زمینی نام‌گذاری کرده است. با این حال، تولید و مصرف جهانی این محصول در دهه‌های اخیر دستخوش تغییرات عمده شده است. تا اوایل دههٔ ۱۹۹۰، سیب‌زمینی عمدتاً در اروپا، شمال آمریکا و کشورهای اتحاد جماهیر شوروی سابق تولید و مصرف است؛ این در حالی است که

تولید سیب‌زمینی در آسیا، آفریقا و آمریکای لاتین با افزایش چشمگیر مواجه شده، به‌گونه‌ای که از سی میلیون تن در اوایل دهۀ ۱۹۶۰ به حدود دویست میلیون تن در سال‌های اخیر افزایش یافته است (FAO, 2018).

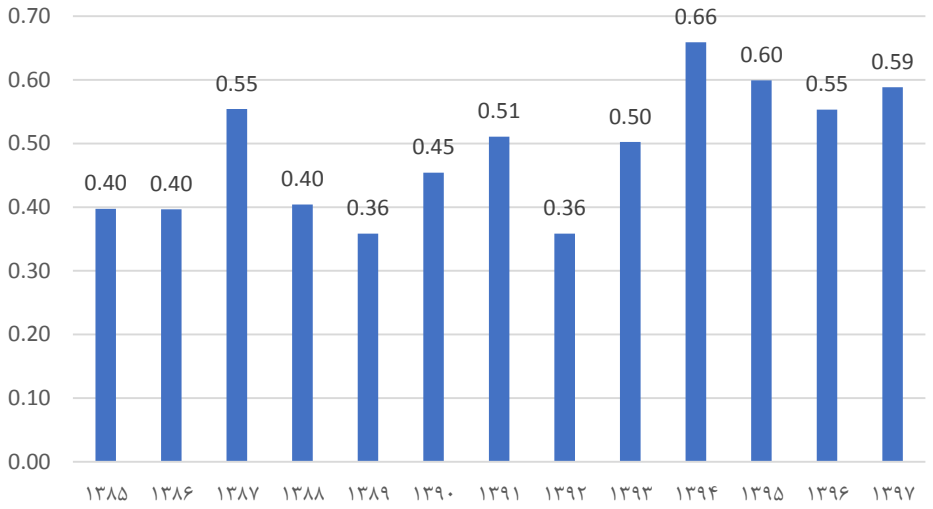
تولید و مصرف سیب‌زمینی در کشورهای در حال توسعه به‌شدت در حال گسترش است. هم‌اکنون، بزرگ‌ترین تولیدکنندۀ سیب‌زمینی در دنیا کشور چین است و حدود یک‌سوم از تولید جهانی این محصول به کشورهای چین و هند اختصاص دارد. طبق آمار سازمان خواربار و کشاورزی، رتبۀ دوازدهم جهانی در تولید سیب‌زمینی مربوط به ایران است. ایران، بعد از چین و هند، سومین کشور بزرگ تولیدکنندۀ سیب‌زمینی در آسیا به‌شمار می‌رود و از سال ۱۹۶۱، میزان تولید این محصول در ایران پانزده برابر شده است. همچنین، در سال زراعی ۱۳۹۸-۱۳۹۷، میزان تولید سیب‌زمینی در کشور حدود ۵/۱ میلیون تن برآورد شده، که معادل ۶/۷۳ درصد از کل تولیدات زراعی و ۳۰/۸ درصد از تولید سبزیجات است. در سال ۱۳۸۵ نیز رکورد تولید ۵/۲۴ میلیون تن سیب‌زمینی برای ایران ثبت شده است (FAO, 2018). افزون بر این، در سال زراعی ۱۳۹۶-۱۳۹۵، سطح برداشت سیب‌زمینی کشور حدود ۱۴۶/۵ هزار هکتار برآورد شده، که معادل ۲۶/۷ درصد از کل سطح برداشت سبزیجات است. حدود ۹۹/۶۵ درصد سیب‌زمینی تولیدشده در ایران به کشت آبی و بقیه به کشت دیم اختصاص داشته است. از بعد مصرف، این محصول جایگاهی ممتاز در سبد مصرفی خانوارهای ایرانی دارد. مصرف سرانۀ این محصول حدود شصت کیلوگرم در سال (معادل ۱۶۵ گرم مصرف روزانه) است. این مقدار مصرف تأمین‌کنندۀ ۵۷ کیلوکالری انرژی، ۱/۷ گرم پروتئین، ۱/۳ میکروگرم ویتامین آ، ۰/۰۲ میلی‌گرم ریبوفلاوین، ۰/۲۵ میلی‌گرم آهن و ۵/۰۴ میلی‌گرم کلسیم مورد نیاز روزانۀ هر فرد است.

استان همدان، با حدود ۱۶/۵ درصد سطح برداشت سیب‌زمینی، مقام نخست کشوری تولید این محصول را داراست (Iranian Ministry of agriculture, 2017). استان‌های اردبیل با ۱۳/۴، اصفهان با ۱۰/۲، آذربایجان شرقی با ۶/۲ و لرستان با ۵/۶ درصد از کل سطح برداشت

سیب‌زمینی، به‌ترتیب، مقام‌های دوم تا پنجم کشور را به خود اختصاص داده‌اند. همچنین، در بعد کل تولید، روندی مشابه دیده می‌شود، به‌گونه‌ای که استان همدان، با تولید ۱۹/۴ درصد از کل تولید سیب‌زمینیِ کشور، مقام نخست تولید این محصول را به خود اختصاص داده است و استان‌های اردبیل با ۱۴/۶، اصفهان با ۹/۱، آذربایجان شرقی با ۶/۲ و لرستان با ۵/۶ درصد از کل تولید سیب‌زمینیِ کشور، به‌ترتیب، در رتبه‌های دوم تا پنجم قرار دارند (Iranian Ministry of agriculture, 2017). با این حال، علی‌رغم توان مطلوب تولید سیب‌زمینی در استان همدان، وضعیت قیمت‌ها و بازار این محصول در استان مطلوب نیست و این مسئله زمانی بیشتر اهمیت می‌یابد که آب‌بر بودن این محصول در استان همدان با اتکای بیشتر کشت آن به منابع آب زیرزمینی نیز در نظر گرفته شود (Soltani and Mosavi, 2017; Mosavi, 2018).

قیمت دریافتی توسط کشاورزان از کلیدی‌ترین عوامل مؤثر بر تصمیم‌گیری‌های آنها محسوب می‌شود، چراکه قیمت مبادله سیب‌زمینی، به‌عنوان یک مؤلفه اصلی، پل ارتباطی میان بخش‌های مختلف بازار به‌شمار می‌رود و باعث ایجاد علائمی برای تصمیم‌سازی تولیدکنندگان برای تخصیص منابع محدود آن‌ها به تولید این محصول می‌شود (Alipour et al., 2018). شکل ۱ نشان‌دهندهٔ نمودار ضریب هزینهٔ بازاریابی محصول سیب‌زمینی استان همدان بر پایهٔ داده‌های ماهانه قیمتی از فروردین ۱۳۸۵ تا فروردین ۱۳۹۸ در سه سطح خرده‌فروشی[1]، عمده‌فروشی[2] و سرمزرعه[3] است. بر اساس این نمودار، همواره شکافی عمیق بین قیمت دریافتی کشاورز و قیمت پرداخت‌شده توسط مصرف کنندگان نهایی این محصول وجود دارد. برای نمونه، در سال ۱۳۹۷، قیمت خرده‌فروشی سیب‌زمینی به‌طور متوسط ۵۹ درصد بیش از قیمت سر مزرعه بوده و همچنین، این شکاف در سال‌های اخیر نه‌تنها کاهش نیافته بلکه روندی افزایشی داشته است.

1. retail price
2. wholesale price
3. farm gate price



مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۱- نمودار ضریب هزینهٔ بازاریابی سالانهٔ محصول سیب‌زمینی استان همدان

بنابراین، علی‌رغم وجود میزان مناسب تولید، چالشی قابل تأمل در بازار و سودآوری محصول سیب‌زمینی برای کشاورزان مشاهده می‌شود که افزون بر تأثیر بر سودآوری، می‌تواند بر ارتباط بخش تولید و بازار نیز تأثیرگذار باشد. به دیگر سخن، دو سؤال اصلی پژوهش عبارت‌اند از: «آیا افزایش تقاضا و در پی آن، افزایش قیمت در افزایش حاشیهٔ بازار متجلی می‌شود و یا به بخش تولید و مزرعه منتقل خواهد شد؟» و «کاهش قیمت‌ها و نوسان‌های قیمتی چگونه در بازار بروز و ظهور خواهند یافت؟». در مجموع، یافته‌های مطالعات پیشین وجود ارتباط معنی‌دار بین قیمت در سطوح مختلف بازار محصولات مختلف کشاورزی در کوتاه‌مدت و بلندمدت را تأیید می‌کند؛ و افزون بر این، تأثیرپذیری قیمت محصولات کشاورزی در سطوح مختلف بازار از تغییرات و نوسان‌های متقابل تأیید شده است (Zingbagba et al., 2020; Mosavi and Alipour, 2019; Elleby and Jensen, 2019; Alipour et al., 2018; Pishbahar and Alizadeh, 2016; Sharafatmand and Baghestani, 2016; Layani et al., 2015; Baquedano and Liefert, 2014; Burke and Myers, 2014; Yousefi-Motaghed and Moghaddasi, 2013; Kim and Ward, 2013; Xu et al., 2012;

Ahumada et al., 2012; Rahmani and Esmaeili, 2010; Ahumada and Villalobos, 2009; Christopher, 2005; Chopra and Meindl, 2003; Chang and Lee, 2001).

تردیدی نیست که ایجاد تغییر و نوسان در قیمت سر مزرعه بر سود و میزان عرضه کشاورزان تأثیر می‌گذارد و در نهایت، بر تعادل بازار محصول تأثیر خواهد گذاشت. از سوی دیگر، تأثیرات متقابل قیمت سر مزرعه بر قیمت‌های خرده‌فروشی و عمده‌فروشی و اثرگذاری آن بر تعادل عرضه و تقاضا در بازار نیز بسیار حائز اهمیت است (Pishbahar and Alizadeh, 2016; Alipour et al., 2018). علاوه بر این، ارتباط میان قیمت‌ها در سطوح مختلف بازار محصولات کشاورزی شاخصی از کارآیی سازوکار عرضه و تقاضا در بازار است و در نتیجه، رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان از آن تأثیر خواهد پذیرفت. با این توصیف، تحلیل رفتار قیمت‌ها در سطوح مختلف بازار محصولات کشاورزی و از جمله محصول سیب‌زمینی در قطب تولید آن مساعدتی در راستای سیاست‌گذاری‌های بخش کشاورزی خواهد بود. با این توضیح، مطالعهٔ حاضر بر بررسی و شناسایی روابط قیمتی در ساختار بازار محصول سیب‌زمینی استان همدان در سه سطح خرده‌فروشی، عمده‌فروشی و سر مزرعه متمرکز شده است. کشف روابط قیمتی موجود در بازار، تعیین مسیر تغییرات قیمت‌ها و نیز تحلیل نوسان‌های قیمتی از دیگر اهداف مورد نظر در پژوهش حاضر به‌شمار می‌روند. بدین منظور، ابتدا رفتار پویای کوتاه‌مدت و بلندمدت و اثرگذاری متقابل و انتقال قیمت‌های سر مزرعه، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی محصول سیب‌زمینی استان همدان شناسایی و تحلیل می‌شود و در ادامه، کشف و بررسی سرایت نوسان قیمت‌های سر مزرعه، خرده‌فروشی و عمده‌فروشی بر یکدیگر صورت می‌گیرد.

روش تحقیق

در اکثر مطالعات انجام‌شده در مورد مبحث انتقال قیمت محصولات کشاورزی که البته به تعدادی از آنها در بخش قبل نیز اشاره شد، سه رهیافت کلی هوک[1]، تصحیح خطا[2] و روش آستانه‌ای[3] به‌کار گرفته شده است که از آن میان، دو روش هوک و تصحیح خطا از بیشترین اقبال در بین محققان برخوردار بوده و از این‌رو، بیش از روش آستانه‌ای مورد استفاده قرار گرفته‌اند (Cramon and Meyer, 2000). از مهم‌ترین انواع مدل‌های تصحیح خطا می‌توان به مدل تصحیح خطای برداری[4] اشاره کرد. مبنای آماری استفاده از مدل تصحیح خطای برداری که از مدل‌های پویا به‌شمار می‌رود، وجود هم‌جمعی[5] میان متغیرهای اقتصادی است. مدل‌های پویای تصحیح خطای برداری امکان تعیین روابط بلندمدت بین متغیرهای درون‌زا را ایجاد می‌کنند. شکل کلی مدل تصحیح خطای برداری به صورت رابطه (۱) است (Nasrolahi et al., 2011, Alipour et al., 2018):

$$Z_t = \theta + \alpha_1 \Delta Z_{t-1} + \alpha_2 \Delta Z_{t-2} + \cdots + \alpha_{p-1} \Delta Z_{t-(\rho-1)} + \varphi Z_{t-\rho} + \omega_t \qquad (۱)$$

که در آن، $\alpha_1, \alpha_2, \ldots, \alpha_{t-p}$ ماتریس‌های $N \times N$ ضرایب ΔZ است. عبارت ΔZ بردارهای $N \times 1$ تفاضل مرتبه اول متغیرهای مورد نظر شامل قیمت‌های سر مزرعه، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی سیب‌زمینی است. در این رابطه، ρ بیانگر تعداد وقفه‌ها برای هر سری، θ بردار جزء ثابت مدل و ω_t بیانگر بردار اجزای اخلال مدل است. همچنین، عبارت $\varphi Z_{t-\rho}$ بیانگر بردار جمله تصحیح خطای مدل است. نخست، به‌منظور برآورد مدل تصحیح خطای برداری بین متغیرهای یادشده، باید رابطه هم‌جمعی بین متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. ایستا بودن همه متغیرهای درون‌زای الگو از درجه یک، اساس نظریه هم‌جمعی است. پس از بررسی ایستایی

1. Hoc method
2. error correction method
3. threshold method
4. Vector Error Correction Model (VECM)
5. cointegration

متغیرهای قیمت در بازار سیب‌زمینی استان همدان، آزمون یوهانسون[1] به‌منظور تأیید وجود یا عدم وجود رابطه هم‌جمعی میان قیمت‌ها در سطوح سه‌گانهٔ بازار انجام شد. دلیل استفاده از آزمون هم‌جمعی یوهانسون نسبت به سایر آزمون‌های هم‌جمعی این است که این آزمون وجود بیش از یک بردار هم‌جمعی بین متغیرهای مدل را در نظر گرفته و در صورت استفاده از این روش، تخمین‌زننده‌ها دارای کارآیی مجانبی[2] خواهند بود (Cramon and Meyer, 2000). سپس، باید وجود رابطه علیت بین متغیرهای مدل نیز بررسی شود و اثرگذاری و اثرپذیری قیمت‌ها در این بازار نسبت به یکدیگر به اثبات برسد. بدین منظور، از روش آزمون علیت گرنجر[3] استفاده شد. پس از انجام آزمون‌های یادشده و برآورد مدل تصحیح خطای برداری، امکان بررسی رابطه پویای کوتاه‌مدت انتقال قیمت در سطوح مختلف بازار وجود خواهد داشت. بروز نوسان یا واریانس ناهمسانی شرطی در طول زمان از جمله ویژگی‌های قیمت بازار محسوب می‌شود. منظور از نوسان، میزان تغییرات قیمت است که معمولاً به‌صورت واریانس یا انحراف معیار بیان می‌شود. بنابراین، از مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی چندمتغیره می‌توان برای تعیین سرایت نوسان قیمت در بازار استفاده کرد. سرایت نوسان بدین معنی است که ارتباطی بین نوسان‌ها در سطوح مختلف بازار وجود داشته باشد، به‌گونه‌ای که نوسان‌های موجود بتواند از یک سطح قیمت در بازار به سطح دیگر آن در بازار منتقل شود (Cramon and Meyer, 2000). یکی از فروض زیربنایی در تخمین الگوهای اقتصادسنجی ثابت بودن واریانس جزء اخلال در کل نمونه است؛ با این حال، به‌طور معمول، بسیاری از فعالیت‌های اقتصادی برخی از دوره‌ها را با نوسان‌های زیاد و دوره‌هایی را با تغییرات اندک پشت سر می‌گذارند. از این‌رو، بر اساس این شرایط، فرض وجود واریانس ثابت و همسان ممکن است از اعتبار لازم برخوردار نباشد (Tsay, 2010). این مسئله اولین بار توسط انگل (Engle, 1982) مورد بحث قرار گرفت. انگل نشان داد که می‌توان به‌طور هم‌زمان میانگین شرطی و واریانس شرطی سری‌های زمانی را مدل‌سازی

1. Johansen cointegration test
2. asymptotic efficiency
3. Granger causality test

کرد و مورد بررسی قرار داد. این الگوها به الگوهای واریانس ناهمسانی شرطی خود توضیح[1] شهرت یافتند که اساس آنها لحاظ کردن واریانس ناهمسانی در الگوهای مورد بررسی است. یکی از دلایل استفاده از الگوهای واریانس ناهمسانی شرطی خودتوضیح (خودبازگشت) وجود خطاهای پیش‌بینی کوچک و بزرگ در خوشه‌های مختلف یک مجموعه است (Tsay, 2010). این حرکت خوشه‌ای می‌تواند بیانگر این مطلب باشد که برای نمونه، تغییرات قیمت دوره بعدی با تغییرات قیمت دوره جاری مرتبط است. به دیگر سخن، هر تغییر بزرگ در قیمت‌ها اغلب موجب تغییر بزرگ‌تری در دوره بعد خواهد شد و تغییرات کوچک نیز اغلب تمایل به ایجاد تغییر کوچک در دروه بعد دارند، و از این‌رو، ممکن است مجموعهٔ یادشده طی دوره‌های مختلف رفتارهایی متفاوت از خود بروز دهد. با این توصیف، مزیت اصلی الگوهای واریانس ناهمسانی شرطی خودبازگشت توضیح روند واریانس شرطی با توجه به اطلاعات گذشته خود است (Engle and Kroner, 1995). در حالت کلی، فرآیند مرتبه qام ARCH و تابع حداکثر درست‌نمایی[2] آن به‌صورت روابط (۲) و (۳) قابل بیان است (Engle, 1982; Tsay, 2010):

$$\boldsymbol{\omega_t|\pi_{t-1}N(0,h_t)} \quad (۲)$$

$$\boldsymbol{\varepsilon^2_{t+1|t} = h_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{q} \beta_i \hat{\omega}^2_{t-1} + v_i} \quad (۳)$$

الگوی واریانس ناهمسانی شرطی خودبازگشت در سال ۱۹۸۶ توسط بولرسلو (Bollerslev, 1986) با عنوان واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم‌یافته[3] بسط داده شد. اگر ε_t برداری از یک فرآیند تصادفی با اعداد حقیقی و به‌صورت محدود باشد و π_t بردار مجموعه اطلاعات موجود طی زمان باشد، در این صورت، الگوی GARCH به‌صورت روابط (۴) و (۵) مطرح می‌شود (Chang and Lee, 2001; Tsay, 2010):

$$\boldsymbol{\varepsilon_t|\pi_{t-1}N(0,h_t)} \quad (۴)$$

1. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH)
2. maximum likelihood
3. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)

$$\mathbf{h_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{q} \beta_i \hat{\omega}_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^{\rho} \mu_i h_{t-i} + v_i} \quad (۵)$$

مدل واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم‌یافته (GARCH)، نه‌تنها تابعی از مربع پسماندهای گذشتهٔ خود، بلکه تابع واریانس شرطی تأخیری آنهاست. در این مدل، هم اجزای خودهمبسته و هم اجزای میانگین متحرک در معادله واریانس ظاهر می‌شوند. در روابط (۴) و (۵)، h_t بردار واریانس در دوره t، ω_t بردار جزء خطا در دوره t، β_i بردار معرف اثر سرایت شوک و μ_i بردار معرف اثر سرایت نوسان است. یکی از انواع مدل‌های GARCH از نوع چندمتغیره[1] مدل «بابا، انگل، کرافت و کرونر[2]» است که اولین بار توسط انگل و کرونر (Engle and Kroner, 1995) در قالب رابطهٔ (۶) معرفی شد و قابلیت بررسی هم‌زمان ارتباطات بین نوسان‌ها و شوک‌های چند مجموعه از متغیرها را دارد (Mishra et al , 2007).

$$\mathbf{H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}A + B'H_{t-1}B} \quad (۶)$$

این روش دارای یک سازگاری نظری مناسب با ماهیت مسئلهٔ تحقیق حاضر بوده و از این‌رو، برای بررسی و تحلیل سرایت نوسان در سطوح مختلف بازار سیب‌زمینی استان همدان مورد استفاده قرار گرفته است. بدین منظور، باید ابتدا وجود اثر واریانس ناهمسانی برای متغیرهای مورد استفاده تأیید شود (Engle and Kroner, 1995; Alipour et al., 2018). با توجه به متغیرهای قیمتی در سه سطح مختلف بازار سیب‌زمینی مشتمل بر قیمت سر مزرعه، قیمت عمده‌فروشی و قیمت خرده‌فروشی، در مطالعهٔ حاضر، H_t عبارت است از ماتریس واریانس کوواریانس شرطی 3×3 در زمان t. ماتریس A توان دوم ماتریس ضرایب و میزان وابستگی واریانس شرطی به مجذور خطاهای گذشته را محاسبه می‌کند. ماتریس B نیز توان دوم ماتریس ضرایب و میزان وابستگی سطح جاری واریانس شرطی به مقادیر گذشته واریانس را اندازه‌گیری می‌کند. همچنین، ماتریس C معرف عرض از مبدأ مدل مورد نظر است. در مطالعهٔ حاضر، به‌منظور تحلیل سرایت نوسان قیمت در بازار محصول سیب‌زمینی از متغیر عایدی

1. Multi Variety GARCH (MVGARCH)
2. Baba, Engle, Kraft and Kroner (BEKK)

به شکل رابطهٔ $Ln(Z_t/Z_{t-1})$ استفاده شد. متغیر عایدی تغییر نسبی در میزان قیمت را نشان می‌دهد و به‌طور معمول، در تجزیه‌وتحلیل‌های مرتبط با تغییر نوسان متغیرهای مالی مورد استفاده قرار می‌گیرد (Tsay, 2010).

اطلاعات مورد نیاز مطالعهٔ حاضر شامل اطلاعات سری زمانی ماهانه قیمت سر مزرعه، قیمت عمده‌فروشی و قیمت خرده‌فروشی سیب‌زمینی است که برای دوره زمانی فروردین سال ۱۳۸۵ تا فروردین ۱۳۹۸ با مراجعه به آمارنامه‌های سازمان جهاد کشاورزی استان همدان جمع‌آوری شد. همچنین، برای انجام آزمون‌های مورد نیاز و برآورد مدل تصحیح خطا، از نرم‌افزار EVIEW10 و برای برآورد مدل MVGARCH، از نرم‌افزار RATS استفاده شد.

نتایج و بحث

نخست، به منظور کنکاش در روابط قیمتی و سری‌های زمانی موجود، ایستایی روند قیمت‌ها در طول زمان ارزیابی شده، که نتایج آزمون ایستایی سه متغیر مورد بررسی (یعنی، قیمت‌های سر مزرعه، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی) در جدول ۱ آمده است. مطابق یافته‌های مطالعه، فرضیه صفر آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته در مورد متغیرهای قیمت در بازار سیب‌زمینی همدان را نمی‌توان رد کرد و در نتیجه، متغیرهای قیمت در هر سه سطح سر مزرعه، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی در سطح ایستا نیستند. با این حال، ایستایی سری‌های مورد بررسی پس از یک مرتبه تفاضل‌گیری تأیید شد.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد ADF سری‌های زمانی قیمتی

متغیر	آماره آزمون (در سطح)	آماره آزمون (با یک تفاضل)	ارزش بحرانی*	
لگاریتم قیمت سر مزرعه سیب‌زمینی (LF)	-۲/۲۵	-۱۰/۷۷	-۳/۴۷	I(1)
لگاریتم قیمت عمده‌فروشی سیب‌زمینی (LW)	-۲/۴۵	-۹/۴۹	-۳/۴۵	I(1)
لگاریتم قیمت خرده‌فروشی سیب‌زمینی (LR)	-۱/۶۶	-۹/۹۳	-۳/۴۷	I(1)

*. در سطح یک درصد مأخذ: یافته‌های پژوهش

همچنین، برای بررسی وجود روابط بلندمدت و نیز وجود هر نوع همگرایی در روابط قیمتی موجود در بازار سیب‌زمینی، آزمون هم‌جمعی یوهانسون بر اساس آماره‌های آزمون اثر[1] و آزمون حداکثر مقدار ویژه[2] انجام شده، که نتایج آزمون در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲- نتایج آزمون هم‌جمعی قیمت‌ها در بازار سیب‌زمینی به روش یوهانسون

آزمون حداکثر مقدار ویژه		آزمون اثر			
مقدار بحرانی	آماره آزمون	مقدار بحرانی	آماره آزمون	فرضیه H_1	فرضیه H_0
۲۲/۲۹	۲۴/۶۹	۳۵/۱۹	۳۷/۵۷	$r = 1$	$r = 0$
۱۵/۸۹	۱۶/۳۶	۲۰/۲۶	۲۵/۸۸	$r = 2$	$r \leq 1$
۹/۱۶	۳/۵۱	۹/۱۶	۳/۵۱	$r = 3$	$r \leq 2$

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس یافته‌های مطالعه، در سطح بحرانی پنج درصد، حداکثر دو بردار هم‌جمعی بین متغیرهای قیمت در بازار سیب‌زمینی همدان قابل مشاهده است. بر این اساس، بردار هم‌جمعی نرمال شده و یا همان رابطه تعادلی بلندمدت نسبت به قیمت سر مزرعه سیب‌زمینی برای متغیرهای یادشده به‌صورت رابطه (۷) قابل ارائه خواهد بود:

$$LF_t = \underbrace{۱/۱۲ * LR_t}_{(۰/۲۴)} + \underbrace{۲/۱۶ * LW_t}_{(۰/۲۲)} \qquad (۷)$$

این رابطه، پویایی بلندمدت قیمتی را در بازار محصول سیب‌زمینی استان همدان ارائه می‌دهد. به دیگر سخن، هنگامی که تمامی تعدیلات مورد انتظار در بازار این محصول اتفاق افتد، در بلندمدت، متغیرهای قیمت در سه سطح بازار متناسب با یکدیگر تغییر می‌کنند. بررسی مسیر اثرگذاری و نیز روابط علیت قیمتی در سطوح مختلف بازار نیز از طریق آزمون علیت گرنجر انجام شده، که نتایج آن در جدول ۳ آمده است. بر اساس این نتایج، علیت دوطرفه‌ای بین قیمت‌ها در کلیه‌ی سطوح بازار وجود دارد. برای نمونه، قیمت سر مزرعه سیب‌زمینی عامل شکل‌گیری قیمت در سطوح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی تشخیص داده شد و این در حالی

1. trace test
2. maximum eigenvalue test

است که خود قیمت سر مزرعه نیز متأثر از قیمت‌های عمده‌فروشی و خرده‌فروشی است. در مورد قیمت‌های عمده‌فروشی و خرده‌فروشی و نیز روابط علی و معلولی آن با سایر سطوح بازار نیز همهٔ روابط دوطرفه کشف و به لحاظ آماری تأیید شد.

جدول ۳- نتایج آزمون علیت گرنجر در میان سطوح مختلف قیمت در بازار سیب‌زمینی

فرضیه صفر	آماره والد
قیمت سر مزرعه سیب‌زمینی:	
قیمت خرده‌فروشی علت گرنجری قیمت سر مزرعه سیب‌زمینی نیست.	۷/۱۴ ***
قیمت عمده‌فروشی علت گرنجری قیمت سر مزرعه سیب‌زمینی نیست.	۸/۳۰ ***
قیمت عمده‌فروشی سیب‌زمینی:	
قیمت سر مزرعه علت گرنجری قیمت عمده‌فروشی سیب‌زمینی نیست.	۳/۷۶ **
قیمت خرده‌فروشی علت گرنجری قیمت عمده‌فروشی سیب‌زمینی نیست.	۳/۵۱ **
قیمت خرده‌فروشی سیب‌زمینی:	
قیمت سر مزرعه علت گرنجری قیمت خرده‌فروشی سیب‌زمینی نیست.	۷/۴۸ ***
قیمت عمده‌فروشی علت گرنجری قیمت خرده‌فروشی سیب‌زمینی نیست.	۳/۷۷ ***

** معنی‌دار در سطح پنج درصد *** معنی‌دار در سطح یک درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه، ارزیابی و برآورد روابط کوتاه‌مدت قیمتی با استفاده از مدل VECM صورت گرفته، که نتایج آن در جدول ۴ آمده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، ضریب تصحیح خطا (ECM) برای قیمت‌ها در هر سه بخش زنجیرهٔ بازار سیب‌زمینی معنی‌دار است. مطابق تعریف، در صورتی که ضریب ECM منفی و قدر مطلق آن کوچک‌تر از یک باشد، سیستم در کوتاه‌مدت به سمت تعادل پیش می‌رود. با این توصیف، ضریب ECM برای بررسی تعادل کوتاه‌مدت در شرایط وقوع تکانه‌ای (شوک) بر بازار قابل کاربرد و تحلیل است. همچنین، اگر تکانه‌ای به قیمت‌های سر مزرعه وارد شود، پس از گذشت مدت‌زمان ۵/۵ ماه، عدم تعادل ایجادشده به سمت تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. افزون بر این، در صورت رخداد شوکی در

دو سطح بازاری عمده‌فروشی و خرده‌فروشی نیز به‌ترتیب، پس از طی مدت زمان ۲/۱ و ۶/۷ ماه، این عدم تعادل‌ها به سمت تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

جدول ۴- نتایج برآورد رابطه کوتاه‌مدت مدل VECM میان قیمت‌ها در بازار سیب‌زمینی

متغیر	ΔLF_t	ΔLW_t	ΔLR_t
ECM	−۰/۱۸ **	−۰/۴۷ ***	−۰/۱۵ **
ΔLF_{t-1}	−۰/۳۸ *	۰/۰۸ *	۰/۱۶*
ΔLW_{t-1}	۰/۶۳ *	۰/۲۳ **	۰/۲۲ *
ΔLR_{t-1}	۰/۰۲	۰/۰۷ *	۰/۲۴ **
μ	۰/۰۰۶	۰/۰۰۷	۰/۰۰۶

*. معنی‌دار در سطح ده درصد ** معنی‌دار در سطح پنج درصد *** معنی‌دار در سطح یک درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج ارائه‌شده در جدول ۴، همچنین، ناظر بر این واقعیت است که در کوتاه‌مدت، متغیر با وقفه تغییرات قیمت سر مزرعه موجب کاهش قیمت در بازار سر مزرعه این محصول خواهد شد. بنابراین، در کوتاه‌مدت، با افزایش قیمت سر مزرعه سیب‌زمینی در یک دوره، در دوره بعدی، قیمت آن کاهش می‌یابد. همچنین، افزایش قیمت سر مزرعه سیب‌زمینی در یک دوره نیز تأثیر مثبت و معنی‌دار بر قیمت عمده‌فروشی آن خواهد داشت. علاوه بر این، افزایش قیمت سر مزرعه سیب‌زمینی در یک دوره در کوتاه‌مدت باعث افزایش قیمت خرده‌فروشی این محصول در دوره بعدی می‌شود. نتایج به‌دست‌آمده به‌خوبی دو نتیجه را در زمینهٔ بازار سیب‌زمینی استان همدان بازتاب می‌دهد: یکی آنکه رفتار تولیدی کشاورزان بازتابی از الگوی عرضهٔ تارعنکبوتی است، چراکه افزایش قیمت سر مزرعه در یک دوره (که خود می‌تواند ناشی از افت تولید باشد) موجب افزایش تولید و عرضه و در نهایت، کاهش قیمت در دورهٔ بعدی می‌شود. وجود پدیدهٔ تارعنکبوتی در تولید نشانگر توسعه‌نیافتگی شبکهٔ بازاری و زنجیرهٔ تأمین این محصول است، چراکه در صورت وجود انبار و سردخانه در حد نیاز و نیز وجود برنامهٔ مشخصی برای صادرات این محصول، مازاد به‌دست‌آمده در دوران افزایش عرضه کاهش قیمت را

حاصل نمی‌کند. این مطلب پیش‌تر نیز تأیید شده است (Mosavi-Bahar, 2018)؛ و دیگر آنکه به نظر می‌رسد که تقاضای سیب‌زمینی در کوتاه‌مدت کم‌کشش است و با افزایش قیمت سر مزرعه‌ی این محصول در یک دوره، تقاضای کلی آن در دوره بعد چندان کاهش نمی‌یابد و درنهایت، تعدیل قیمت عمده‌فروشی و خرده‌فروشی هم افزایشی خواهد بود. البته این نتایج بیانگر برخورداری کشاورزان سیب‌زمینی‌کار از قدرت کافی برای اثرگذاری مثبت بر قیمت‌های بازار این محصول نیست، چراکه اگر چنین بود، در تولید از رفتار تارعنکبوتی تبعیت نمی‌کردند. با این حال، کم‌کشش بودن این محصول بیانگر وجود قدرت تغییر قیمت در سایر عناصر بازار مشتمل بر عمده‌فروشان و خرده فروشان این محصول است. می‌توان تحلیلی متفاوت پیرامون قیمت عمده‌فروشی سیب‌زمینیارائه کرد. مطابق با نتایج به‌دست‌آمده، تقاضای سیب‌زمینی از عمده‌فروشان این محصول نیز کم‌کشش است؛ چراکه با افزایش قیمت عمده‌فروشی در کوتاه‌مدت، قیمت عمده‌فروشی در دوره بعد افزایش می‌یابد و بر قیمت خرده‌فروشی آن نیز تأثیر خواهد گذاشت. ازاین‌رو، به‌نظر می‌رسد که سکان راهبری قیمت‌ها در بازار سیب‌زمینی همدان در دست همین بخش از بازار (یعنی، بخش عمده‌فروشی و عمده‌فروشان) باشد. بدون تردید، باید کم‌کشش بودن تقاضای عمده‌فروشی و سر مزرعه این محصول را در عدم وجود محصولات رقیب و از این‌رو، ضروری بودن آن در سبد مصرفی خانوار ارزیابی کرد که البته در سال‌های اخیر، به‌علت افزایش قیمت مواد غذایی در بازار ضرورت استفاده از محصول سیب‌زمینی برای تأمین مواد غذایی مورد نیاز خانوار اهمیت بیشتری نیز یافته است. یافته‌های مطالعات دیگر در این زمینه نیز تأمؤید کم‌کشش بودن تقاضای محصول سیب‌زمینی است، که البته همراستا با مطالعات پیشین در همین زمینه است (Fakhfouri, 2019).

همچنین، نتایج بیانگر این واقعیت است که افزایش قیمت خرده‌فروشی سیب‌زمینی در یک دوره موجب کاهش تقاضا و از این‌رو، کاهش قیمت آن در دورهٔ بعد نخواهد شد، که بار دیگرا کم‌کشش بودن تقاضای مصرفی این محصول را تداعی می‌کند. علاوه بر این، افزایش

قیمت خرده‌فروشی تأثیری معنی‌دار بر قیمت سر مزرعه آن نخواهد داشت؛ ولی به‌صورت مستقیم، باعث افزایش قیمت عمده‌فروشی این محصول می‌شود. با این توصیف، هر عاملی که باعث افزایش قیمت خرده‌فروشی سیب‌زمینی شود، نخست، قیمت عمده‌فروشی را افزایش داده و از این مسیر، قیمت سر مزرعه اندکی قابل تعدیل خواهد بود. بنابراین، افزایش قیمت سیب‌زمینی در سطح خرده‌فروشی به‌صورت مستقیم عایدی معنی‌داری برای کشاورزان تولیدکننده این محصول در پی نخواهد داشت و از این‌رو، افزایش درآمد تولیدکنندگان صرفاً از طریق افزایش قیمت عمده‌فروشی این محصول قابل تصور خواهد بود.

در ادامه، تحلیل انتقال قیمت در زنجیرهٔ بازار سیب‌زمینی از سر مزرعه تا خرده‌فروشی (جدول ۵) با استفاده از روش یوهانسون و جوسیلیوس ارائه شده است (Johansen and Juselius, 1994).

جدول ۵- انتقال قیمت در بازار سیب‌زمینی

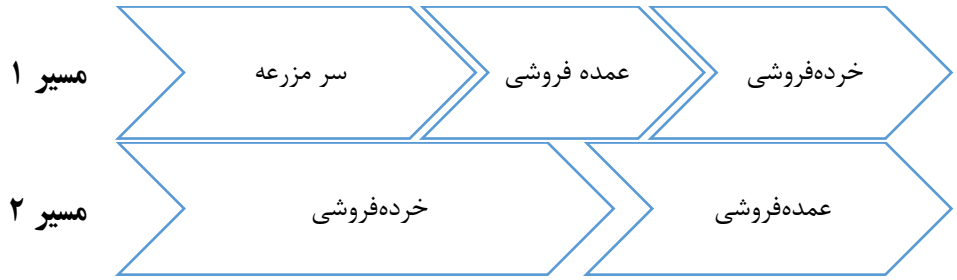
فرضیه صفر	تأثیر نهایی	آماره والد
قیمت سر مزرعه سیب‌زمینی:		
تغییرات قیمت خرده‌فروشی به قیمت سر مزرعه سیب‌زمینی منتقل می‌شود.	۰/۰۱	۰/۰۱
تغییرات قیمت عمده‌فروشی به قیمت سر مزرعه سیب‌زمینی منتقل می‌شود.	۰/۳۵	۱/۰۷
قیمت عمده‌فروشی سیب‌زمینی:		
تغییرات قیمت سر مزرعه به قیمت عمده‌فروشی سیب‌زمینی منتقل می‌شود.	۰/۴۵	۶/۳۷ ***
تغییرات قیمت خرده‌فروشی به قیمت عمده‌فروشی سیب‌زمینی منتقل می‌شود.	-۰/۹	۲/۱ **
قیمت خرده‌فروشی سیب‌زمینی:		
تغییرات قیمت سر مزرعه به قیمت خرده‌فروشی سیب‌زمینی منتقل می‌شود.	۰/۱۲	۰/۱۶
تغییرات قیمت عمده‌فروشی به قیمت خرده‌فروشی سیب‌زمینی منتقل می‌شود.	۰/۱۷	۲/۷۹ **

. معنی‌دار در سطح پنج درصد * معنی‌دار در سطح ده درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مطابق با یافته‌های تحلیل، انتقال قیمت در بازار سیب‌زمینی از دو مسیر اصلی در حال وقوع است؛ یک مسیر با شروع از سر مزرعه و یک مسیر با مبدأ خرده‌فروشی قابل مشاهده است. سازوکار انتقال قیمت از سر مزرعه بدین صورت است که ابتدا تغییرات قیمت سر مزرعه موجب

تغییر قیمت عمده‌فروشی می‌شود و سپس، این عمده‌فروشی است که بر قیمت خرده‌فروشی تأثیر می‌گذارد و از این‌رو، مسیر انتقال قیمت از مبدأ سر مزرعه، عبور تکانه‌های قیمتی از بازار عمده‌فروشی است. مسیرهای انتقال قیمت در شکل ۲ به تصویر کشیده شده است. مسیر دیگر انتقال تکانه‌های قیمتی در بازار سیب‌زمینی استان همدان انتقال قیمت با مبدأ خرده‌فروشی است؛ سازوکار عمل هم این‌گونه است که شوک (تکانه) وارده به بازار خرده‌فروشی که خود از طرف تقاضای نهایی محصول است، صرفاً بر بازار عمده‌فروشی تأثیر می‌گذارد و بازار سر مزرعه تأثیر معنی‌دار نمی‌پذیرد. به دیگرسخن، در هر دو ساختار انتقال قیمت مشاهده‌شده (انتقال با مبدأ سر مزرعه و یا خرده‌فروشی)، این بازار عمده‌فروشی و عمده‌فروشان هستند که ناقل قیمت در سطوح بازار و از این‌رو، تأثیرگذار اصلی در جریان بازار به‌شمار می‌روند.



شکل ۲- مسیرهای انتقال قیمت در بازار سیب‌زمینی استان همدان

به بیان دیگر، در زنجیرهٔ بازاررسانی محصول سیب‌زمینی، مسیر انتقال قیمت از مزرعه به سطوح بالاتر است و تکانه‌های افزایشی قیمت از مبدأ خرده‌فروشی و نیز عمده‌فروشی به کشاورزان انتقال پیدا نمی‌کنند. با این توصیف، کشاورزان از عواید افزایش قیمت برخوردار نمی‌شوند. بار دیگر، این نوع انتقال قیمت جایگاه منحصربه‌فرد و سودآور عمده‌فروشان محصول را یادآوری می‌کند، چراکه عمده‌فروشان به‌راحتی افزایش قیمت سر مزرعه را به بخش خرده‌فروشی و مصرف‌کنندگان نهایی منتقل می‌کنند، ولی در صورت افزایش قیمت در بخش خرده‌فروشی، همچنان طالب پایین نگه داشتن قیمت خرید خود از کشاورز هستند. علت اصلی آن نیز بدون شک، در همان واقعیتی است که پیش‌تر نیز تشریح شد و آن کم‌کشش بودن تقاضای

محصول سیب‌زمینی است. افزون بر این، فسادپذیر بودن این محصول نیز عامل دیگری است که در سازوکار بازاررسانی این محصول دست بالا و ابتکار عمل را در اختیار عمده‌فروشان که خود اکثراً سردخانه‌داران نیز هستند، قرار می‌دهد. این یافته پیش‌تر در خصوص محصولات فسادپذیر توسط سایر محققان نیز تأیید شده است (Ahumada and Villalobos, 2012).

تعیین سرایت نوسان قیمت در این بازار نیز از دیگر اهداف مطالعهٔ حاضر است. بدین منظور و البته مطابق با شرح روش تحقیق، از مدل MVGARCH و روش تخمین BEKK بهره گرفته شد. از آنجا که مدل BEKK جزو خانواده مدل‌های واریانس شرطی تعمیم‌یافته به‌شمار می‌آید، باید وجود اثر واریانس ناهمسان برای متغیرهای مورد استفاده تأیید شود.

جدول ۶- نتایج آزمون لیونگ باکس برای عایدی قیمت در بازار سیب‌زمینی

وقفه	قیمت سر مزرعه		قیمت عمده‌فروشی		قیمت خرده‌فروشی	
	آماره Q	P-Value	آماره Q	P-Value	آماره Q	P-Value
۱	۱۲۱/۳۵	۰/۰۰۰	۱۲۴/۶۱	۰/۰۰۰	۱۲۸/۷۳	۰/۰۰۰
۲	۲۲۲/۲۱	۰/۰۰۰	۲۲۸/۷۵	۰/۰۰۰	۲۴۳/۳۹	۰/۰۰۰
۳	۳۰۰/۶۹	۰/۰۰۰	۳۱۴/۲۷	۰/۰۰۰	۳۴۴/۸۴	۰/۰۰۰
۴	۳۵۹/۹۶	۰/۰۰۰	۳۸۲/۹	۰/۰۰۰	۴۳۲/۴۶	۰/۰۰۰
۵	۴۰۵/۲۸	۰/۰۰۰	۴۳۸/۷۹	۰/۰۰۰	۵۰۸/۶۷	۰/۰۰۰
۶	۴۴۱/۰۴	۰/۰۰۰	۴۸۵/۷۳	۰/۰۰۰	۵۷۶/۵۱	۰/۰۰۰
۷	۴۶۹/۴۷	۰/۰۰۰	۵۲۵/۳۹	۰/۰۰۰	۶۳۶/۶۶	۰/۰۰۰
۸	۴۹۲/۹۲	۰/۰۰۰	۵۵۹/۲۵	۰/۰۰۰	۶۹۱/۷۴	۰/۰۰۰
۹	۵۱۴/۲	۰/۰۰۰	۵۸۹/۴۶	۰/۰۰۰	۷۴۳/۲۹	۰/۰۰۰
۱۰	۵۳۴/۱۱	۰/۰۰۰	۶۱۸/۵۴	۰/۰۰۰	۷۹۲/۱۵	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

به همین منظور، در مطالعهٔ حاضر، آزمون عدم خودهمبستگی لیونگ باکس با ۳۶ وقفه انجام پذیرفته، که نتایج آن با رعایت اختصار برای ده وقفه در جدول ۶ آمده است. فرض صفر این آزمون نبود خودهمبستگی است؛ نتایج حاکی از وجود ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی میان قیمت‌ها در سه سطح مورد ارزیابی بود. بنابراین، در ادامه‌ی بحث، نتایج مربوط به سرایت

نوسان قیمت در سطوح مختلف بازار سیب‌زمینی استان همدان محاسبه و گزارش شده است. برای توضیح و تعبیر نتایج ارائه‌شده در جدول ۷، اشاره به چند نکته ضروری به‌نظر می‌رسد. ابتدا در خصوص ضرایب Cکه معرف عرض از مبدأ مدل است، باید گفت که معنی‌داری یا عدم معنی‌داری آنها به لحاظ اقتصادی تعبیری مشخص ندارد. این ارقام صرفاً بیانگر مقادیر متوسط داده‌ها در مدل تخمینی است.

جدول ۷- سرایت نوسان قیمت در سطوح مختلف بازار سیب‌زمینی همدان

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	P-Value
C(R,R)	۰/۰۸	۰/۰۰۹	۹/۲۵	۰/۰۰۰
C(W,R)	۰/۰۸	۰/۰۰۸	۹/۱۹	۰/۰۰۰
C(W,W)	۰/۰۲	۰/۰۰۳	۵/۲۷	۰/۰۰۰
C(F,R)	۰/۰۵	۰/۰۰۷	۶/۶۰	۰/۰۰۰
C(F,W)	۰/۰۱	۰/۰۰۷	۱/۳۵	۰/۱۷۸
C(F,F)	۰/۰۴	۰/۰۰۳	۱۳/۰۹	۰/۰۰۰
A(R,R)	۰/۴۵	۰/۱۳۶	۳/۲۹	۰/۰۰۱
A(R,W)	۰/۴۳-	۰/۱۲۰	۳/۶۱-	۰/۰۰۰
A(R,F)	۰/۳۶-	۰/۰۹۲	۰/۹۳-	۰/۴۲۰
A(W,R)	۱/۱۱-	۰/۲۴۰	۴/۶۰-	۰/۰۰۰
A(W,W)	۰/۴۲	۰/۲۱۷	۱/۹۵	۰/۰۵۲
A(W,F)	۰/۰۸	۰/۱۶۶	۰/۵۰	۰/۶۲۰
A(F,R)	۰/۳۲	۰/۲۹۵	۱/۰۸	۰/۲۷۹
A(F,W)	۰/۳۰-	۰/۲۷۱	۱/۱۲-	۰/۲۶۳
A(F,F)	۰/۱۴	۰/۱۹۴	۰/۷۰	۰/۴۸۱
B(R,R)	۰/۱۷-	۰/۱۶۱	۱/۰۴-	۰/۳۰۰
B(R,W)	۰/۱۳-	۰/۱۴۱	۰/۹۵-	۰/۳۴۱
B(R,F)	۰/۱۰-	۰/۱۴۱	۰/۶۸-	۰/۴۹۹
B(W,R)	۰/۰۲	۰/۹۰۳	۰/۰۲	۰/۹۸۵
B(W,W)	۰/۰۲-	۰/۸۲۱	۰/۰۳-	۰/۹۷۹
B(W,F)	۰/۰۳	۰/۸۳۴	۰/۰۳	۰/۹۷۳

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	P-Value
B(F,R)	۰/۲۹	۱/۱۲۷	۰/۲۶	۰/۷۹۷
B(F,W)	۰/۲۸	۱/۰۳۱	۰/۲۷	۰/۷۸۷
B(F,F)	۰/۱۰	۱/۰۴۸	۰/۰۹	۰/۹۲۶
D(R,R)	۰/۴۱-	۰/۲۶۹	۱/۵۱-	۰/۱۳۲
D(R,W)	۰/۴۳-	۰/۲۳۴	۱/۸۲-	۰/۰۶۹
D(R,F)	۰/۳۲-	۰/۱۸۸	۰/۷۲-	۰/۳۸۶
D(W,R)	۱/۵۱-	۰/۴۴۳	۳/۴۱-	۰/۰۰۱
D(W,W)	۱/۲۴-	۰/۳۶۷	۳/۳۹-	۰/۰۰۱
D(W,F)	۰/۵۴-	۰/۲۶۷	۲/۰۳-	۰/۰۴۲
D(F,R)	۲/۰۴	۰/۴۴۸	۴/۵۵	۰/۰۰۰
D(F,W)	۱/۵۶	۰/۴۲۴	۳/۶۷	۰/۰۰۰
D(F,F)	۰/۷۰	۰/۳۰۴	۲/۳۰	۰/۰۲۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در جدول ۷، علاوه بر ضرایب موجود در ماتریس C، سه ماتریس دیگر نیز مشاهده می‌شود که به اختصار ضرایب موجود در هر کدام تشریح خواهند شد. در همهٔ ماتریس‌های ضرایب، عناصر قطری نشان‌دهندهٔ اثر خودی و عناصر غیرقطری نشان‌دهندهٔ اثر سایر قیمت‌ها و معنی‌داری ضرایب معرف اثر سرایت نوسان است. برای نمونه، معنی‌داری ضرایب A(R, W) و A(W, R) نشان می‌دهند که تکانه‌های وارده بر بازار خرده‌فروشی در دوره قبل بر نوسان‌های جاری بازار عمده‌فروشی اثرگذار است و بر عکس. به دیگر سخن، اثر سرایت تکانه از بازار خرده‌فروشی به بازار عمده‌فروشی سیب‌زمینی و برعکس وجود دارد و نوسان‌های زمان حال در این دو حلقه از بازار سیب‌زمینی از تکانهٔ گذشتهٔ خود به شکل متقابل تأثیر می‌پذیرند. این ارتباط در خصوص نوسان‌های جاری قیمت سر مزرعه از قیمت خرده‌فروشی قابل تأیید نیست، چراکه معنی‌داری ضریب A(R, F) تأیید نشد. با این توضیح، تکانه‌های دورهٔ قبل بازار خرده‌فروشی قابل سرایت به سر مزرعه نیست و نوسان‌های جاری این حلقه از بازار تحت تأثیر تکانه‌های دورهٔ گذشتهٔ بازار خرده‌فروشی نخواهد بود. بقیهٔ عناصر موجود در ماتریس A نیز به

طریق مشابه قابل تبیین خواهند بود. با مقایسه نتایج ارائه‌شده در جداول (۵) و (۷)، مشاهده می‌شود که ارتباطی مستقیم میان عدم انتقال قیمت و عدم سرایت تکانه در سطوح مختلف بازار وجود دارد. به دیگر سخن، نتایج مطالعهٔ حاضر نشان می‌دهد که در هر دو سطحی از بازار این محصول که انتقال قیمت رخ ندهد، افزایش نوسان در همان دو سطح نیز دور از انتظار خواهد بود. ضرایب موجود در ماتریس B اثر نوسان‌های گذشتهٔ یک حلقه از بازار بر نوسان جاری حلقهٔ دیگر را ارائه می‌کند. برای نمونه،، عدم معنی‌داری ضریب B(R, W) نشان می‌دهد که نوسان‌های بازار خرده‌فروشی در گذشته، نوسان‌های جاری بازار عمده‌فروشی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد؛ به بیان دیگر، اثر سرایت نوسان‌ها از بازار خرده‌فروشی به بازار عمده‌فروشی وجود ندارد و نوسان‌های جاری بازار عمده‌فروشی از نوسان‌های گذشتهٔ بازار خرده‌فروشی اثر نمی‌پذیرد. چنانچه مشاهده می‌شود، ضرایب ماتریس B، در مجموع، عدم انتقال نوسان قیمت را بین سطوح سه‌گانهٔ بازار سیب‌زمینی ارائه کرده است.

ماتریس D اثر تقارن تأثیر تکانه‌ها را تحلیل می‌کند. به بیان ساده‌تر، معمولاً نوسان‌ها پس از یک شوک (تکانه) منفی می‌تواند نسبت به نوسان‌ها به همان اندازه پس از یک شوک مثبت متفاوت باشد. با این توصیف، ماتریس D برای نشان دادن اثرات نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی در مدل لحاظ شد. برای نمونه،، معنی‌داری ضریب D(R,W) نشان می‌دهد که اثرپذیری نوسان‌های جاری بازار عمده‌فروشی از شوک‌های گذشته بازار خرده‌فروشی (یعنی، آنچه در ماتریس A تشریح شد،) به‌صورت نامتقارن است و اثرپذیری از شوک‌های مثبت و منفی به یک اندازه نیست. در مورد سایر اثرگذاری‌های شوک بر نوسان نیز عدم تقارن و یکسان نبودن اثر شوک‌های مثبت و منفی بر نوسان چه در بازار خودی و چه بین بازارها قابل مشاهده است. این مورد از معنی‌داری تقریباً در اکثر ضرایب ماتریس D قابل استنباط است. به بیان دیگر، شوک‌های وارده بر حلقه‌های مختلف بازار سیب‌زمینی استان همدان به سایر بازارها و البته به‌صورت نامتقارن قابل انتقال است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مطالعهٔ حاضر با هدف تحلیل و بررسی سرایت نوسان و انتقال قیمت در زنجیرهٔ بازاری محصول سیب‌زمینی استان همدان طرح‌ریزی و انجام شد. بدین منظور، از اطلاعات و آمار سری زمانی ماهانه بلندمدت قیمت‌های سر مزرعه، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی استفاده شد. نتایج گواه بر این مدعاست که یک تعادل بلندمدت میان قیمت‌ها در سطوح مختلف زنجیرهٔ بازار وجود دارد و قیمت‌ها در سطوح سه‌گانهٔ بازار در بلندمدت متناسب با یکدیگر تغییر می‌کنند. در همین حال، مسیر انتقال قیمت در بلندمدت از سر مزرعه به سایر سطوح است و کلیهٔ تغییرات قیمتی سر مزرعه به‌صورت نامتقارن به سطوح بالاتر قابل انتقال است. به بیان دیگر، در صورت افزایش قیمت سر مزرعه، این افزایش از مسیر عمده‌فروشی به حلقهٔ خرده‌فروشی و از این‌رو، به مصرف‌کنندهٔ نهایی قابل انتقال است، ولی در مورد کاهش قیمت، این انتقال مشاهده و تأیید نشد. همچنین، مسیر دیگر انتقال قیمت از خرده‌فروشی به عمده‌فروشی است و از این‌رو، در این بازار، ارتباط کشاورزان و تولید کنندگان سیب‌زمینی با حلقهٔ خرده‌فروشی توسط حلقهٔ عمده‌فروشی مسدود شده است. بنابراین، بر پایهٔ یافته‌های پژوهش حاضر، بازار سیب‌زمینی استان همدان زیر پوشش و کنترل کامل حلقهٔ عمده‌فروشی و عمده‌فروشانی است که خود اکثراً انبارداران وسردخانه‌داران نیز هستند. به بیان ساده‌تر، افزایش تقاضا و از این‌رو، افزایش قیمت در افزایش حاشیهٔ بازار متجلی و مصرف‌کننده متضرر می‌شود و کاهش قیمت نیز سهم تولیدکننده خواهد بود. مشاهدات میدانی و نتایج پژوهش حاضر چهار ویژگی را به‌عنوان عوامل ایجاد این ساختار در بازار سیب‌زمینی ارائه کرده است: ویژگی اول، ماهیت محصول سیب‌زمینی که محصولی ضروری و دارای کشش تقاضای پایین است. بدون تردید، همواره در بازار ابتکار عمل و قدرت بازار با فروشندهٔ کالای ضروری است و نه خریدار آن؛ همین مسئله موجب می‌شود که سکان راهبری قیمت‌ها در بازار سیب‌زمینی همدان در دست بخش عمده‌فروشی و عمده‌فروشان باشد. ویژگی دوم، فسادپذیری محصول سیب‌زمینی است که باعث ایجاد ساختار قدرت در بخش عمده‌فروشی می‌شود و همین مسئله نیز ابتکار عمل را در

اختیار عمده‌فروشان مالک انبار و سردخانه قرار می‌دهد. عامل زیربنایی و ویژگی سوم، بالا بودن هزینهٔ احداث انبار و سردخانه و از این‌رو، ظرفیت کالبدی اندک برای نگهداری محصول سیب‌زمینی است که خود زیربنای ایجاد انحصار در این بخش است. مطالعات و بررسی‌های میدانی نشان از این واقعیت دارد که ۳۸ سردخانه و انبار سرد با داشتن ظرفیتی نزدیک به ۱۰۱۸۵۰ تن در استان همدان کار ذخیره و انبارداری محصول سیب‌زمینی را بر عهده دارند. این سطح فعالیت کمتر از میزانی است که جواب‌گوی نیاز تولید استان باشد. بدون تردید، با افزایش تعداد سردخانه‌ها و انبارهای سرد تخصیص‌یافته به محصول سیب‌زمینی امکان کاهش قدرت انحصاری این گروه و از این‌رو، افزایش کارآیی بازار وجود خواهد داشت. عامل یا ویژگی چهارم در ایجاد ناکارآیینجیرهٔ بازار محصول سیب‌زمینی، عدم وجود برنامه‌ای مدون و مشخص برای صادرات است که کشاورزان را در موضع عمل تارعنکبوتی و عمده‌فروشان را در موضع انحصار تثبیت کرده است؛ هرچند، صادرات از این استان به کشورهای مختلف از جمله عراق و روسیه و حتی افغانستان انجام می‌پذیرد، ولی این صادرات در حجم و سطحی نیست که بتواند ساختار بازار را به سمت کاهش انحصار عمده‌فروشی سوق دهد.

لحاظ کردن عوامل چهارگانهٔ یادشده در سیاست‌گذاری‌های آتی می‌تواند موجب بهبود وضعیت سودآوری تولید سیب‌زمینی باشد، چراکه تولید این محصول در استان همدان همراه با استفاده از منابع آبی فرآوان است و از این‌رو، اتخاذ سیاست مناسب در این زمینه موجب می‌شود که منبعی ارزشند و غیر قابل جایگزینی همانند آب در یک زنجیرهٔ ناکارآبه سود انحصاری مبدل نشود.

منابع

1. Ahumada, O. and Villalobos, J.R. (2009). Application of planning models in the agri-food supply chain: a review. *European Journal of Operational Research*, 195: 1-20.

2. Ahumada, O., Villalobos, J.R. and Mason, A.N. (2012). Tactical planning of the production and distribution of fresh agricultural products under uncertainty. *Agric. Syst.*, 117: 17-26.
3. Alipour, A., Mosavi, S.H. and Rahmani, Z. (2018). Analysis of fluctuation transmission and price transfer in the Iranian rice market (case study: Camphirozi cultivar). Agricultural Economics, 12(2): 45-67. (Persian)
4. Baquedano, F. and Liefert, W. (2014). Market integration and price transmission in consumer markets of developing countries. *Food Policy*, 44: 103-114. .
5. Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3): 307-327.
6. Burke, W. and Myers, R. (2014). Spatial equilibrium and price transmission between Southern African maize markets connected by informal trade. *Food Policy*, 49(1): 59-70.
7. Chang, N. and Lee, C. (2001). Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 41: 477-490.
8. Chopra, S. and Meindl, P. (2003). Supply chain management: strategy, planning and operation. New Jersey: Pearson Education Inc., Upper Saddle River.
9. Christopher, M. (2005). Logistics and supply chain management. London: Prentice Hall.
10. Cramon, S. and Meyer, J. (2000) Asymmetric price transmission: fact or artefact? Working Paper, University Göttingen, Institut for Agricultural Economy.
11. Elleby, C. and Jensen, F. (2019). food price transmission and economic development. *The Journal of Development Studies*, 55(8): 1708-1725.
12. Engle, R.F. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50: 987-1007.
13. Engle, R.F. and Kroner, K.F. (1995). Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric Theory*, 11(1):122-150.
14. Fakhfouri, H. (2019). The effect of subsidy payment on food security of households in Golestan province. Master Thesis, Tarbiat Modares University, Tehran. (Persian)
15. FAOSTAT. (2018). http://www.FAO.org.
16. Johansen, S. and Juselius, K. (1994). Identification of the long-run and short-run structure: an application to the IS-LM model. *Journal of Econometrics*, 63: 7-36.

17. Kim, H. and Ward, R. (2013). Policy reforms and asymmetric price transmission in the Zambian and Tanzanian coffee markets. *Economic Modelling*, 35: 786-795.
18. Kumar, N.R., Singh, B.P., Khurana, S.M.P. and Pandey, N.K. (2005). Impact of WTO on potato export from India. *Agricultural Economics Research Review*, 18: 291-304.
19. Layani, Gh, Ghorbanian, A. and Bakhshoodeh, M. (2015). Transfer of world prices of cereals to domestic markets of these products. *Economics and Agricultural Development*, 29(4): 334-344. (Persian)
20. Mishra, A.K., Swain, N. and Malhorta, D.K. (2007). Volatility spillover between stock and foreign exchange markets: Indian evidence. *International Journal of Business*, 12(3): 343-359.
21. Mosavi, S.H. (2018). Management of potato warehouse and storehouse in Hamedan province. Master Thesis, Tarbiat Modares University, Tehran. (Persian)
22. Mosavi, S.H. and Alipour, A. (2019). Price transmission and its volatility in rice marketing chain in Iran: a case study of Kamfirozian variety. Journal of Agricultural Science and Technology, 21(7): 1737-1751.
23. Nasrollahi, Z., Nasrollahi, Kh. and Mirzababaei, S. (2011). Investigating the relationship between macroeconomic variables and stock price index in Iran (vector error correction model approach). *Quantitative Economics*, 8(3): 89-103.
24. Statical yearbook of the Iranian Ministry of Agriculture, vol 1: 2016-2017
25. Pishbahar, A. and Alizadeh, P. (2016). Vertical price transmission in the potato and onion markets (the case study: Kurdistan province). *Iranian Agricultural Economics and Development Research*, 47(3): 533-543. (Persian)
26. Rahmani, R. and Esmaeili, A. (2010). Price transfer analysis in the chicken meat market in Fars province. *Iranian Agricultural Economics and Development Research*, 41(2): 275-286. (Persian)
27. Sharafatmand, H. and Baghestani, A. (2016). Identifying the price transmission mechanism in the Iranian date market (application of bivariate GARCH model). *Journal of Agricultural Economics and Development*, 30(1): 70-79. (Persian)
28. Soltani, Sh. and Mosavi, S.H. (2017). Assessing the potential impacts of climate change on groundwater resources in the Hamedan-Bahar Plain. *Agricultural Economics Research*, 8(30): 95-112. (Persian).
29. Tsay, R.. (2010). Analysis of financial time series. Third Edition. Hoboken, new Jersey: John Wiley and Sons, Inc..

30. Xu, S. Li, Z., Cui, L., Dong, X., Kong, F. and Li, G. (2012). Price transmission in China's swine industry with an application of MCM. *Journal of Integrative Agriculture*, 11(12): 2097-2106.
31. Yousefi-Motaghed, H. and Moghaddasi, R. (2013). Investigating the transfer of world prices to the domestic market of some agricultural products (wheat, barley and rice): application of entropy maximization method. *Agricultural Economics Research*, 5(1): 81-99. (Persian)
32. Zingbagba, M.; Nunes, R. and Fadairo, M. (2020). The impact of diesel price on upstream and downstream food prices: evidence from São Paulo. *Energy Economics*, 85, 104531.