اقتصاد کشاورزی / جلد ۹/ شماره ۳/ صفحه‌های ۱۰۶-۸۵

# آزمون قانون قیمت واحد و تعدیل‌های غیرخطی قیمت‌ها در بازار گوشت‌مرغ در استان‌های شمال‌غرب کشور

فاطمه فریادی شاهگلی، محمد قهرمان‌زاده و قادر دشتی[1]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۴/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۷/۱۱

## چکیده

با توجه به اهمیت بررسی پیوستگی بازارها و قانون قیمت واحد در ادبیات موضوع و سهم قابل توجه گوشت‌مرغ در سبد غذایی خانوارهای ایرانی، آیا بازار این محصول بین استان‌های شمال‌غرب کشور دارای پیوستگی مکانی است؟ به همین منظور در این پژوهش قانون قیمت واحد (LOP) بین بازارهای گوشت‌مرغ در استان‌های شمال‌غرب با استفاده از داده‌های روزانه قیمت خرده‌فروشی گوشت‌مرغ در سال‌های ۹۲-۱۳۸۵ مورد آزمون قرار گرفت. در سال‌های اخیر بسیاری از بررسی‌های دوره‌های زمانی اقتصادی، شواهدی مبنی بر وجود ویژگی‌های غیرخطی در دوره‌های زمانی را نشان می‌دهند. با توجه به اینکه رابطه‌های قیمت‌های مکانی به دلیل هزینه‌های مبادله‌ای ممکن است غیرخطی باشد، در این پژوهش، در آغاز برای اطمینان از غیرخطی بودن مجموعه (سری) قیمت‌ها از آزمون‌های لوکنن وهمکاران (۱۹۸۸) و BDS بهره گرفته شد. نتیجه هر دو آزمون مؤید وجود رابطه غیرخطی بین مجموعه‌های مورد بررسی بود. در نتیجه از رهیافت پیشنهادی امنوئیلیدس و فوسکیس (۲۰۱۲) که یک رگرسیون کمکی برای الگوی ESTAR است برای آزمون قانون قیمت واحد (LOP) در بازارهای گوشت مرغ استان‌های یاد شده استفاده شد. بنابر نتایج به دست آمده این بازارها بخوبی پیوسته بوده و LOP در همه‌ی جفت‌های بازار برقرار است. بر این پایه دولت می‌تواند قیمت گوشت‌مرغ را در یک بازار کلیدی و مرکزی با ثبات کرده و با تکیه بر جنبه‌های تجاری یک نتیجه همسان در دیگر استان‌ها به وجود بیاورد. این مسئله هزینه با ثبات کردن قیمت‌ها در بازار گوشت‌مرغ را به طور قابل ملاحظه‌ای کاهش می‌دهد.

**طبقه‌بندی JEL:** $C_{22}$, L11, Q13

واژه‌های کلیدی: پیوستگی مکانی بازار، قانون قیمت واحد، رفتار غیرخطی قیمت‌ها، گوشت‌مرغ.

[1] دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی تبریز و دانشیاران گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز.
Email: Ghahremanzadeh@Tabrizu.ac.ir

## مقدمه

پیوستگی مکانی بازار، به حرکت درآمدن با هم قیمت‌ها و یا ارتباط بلندمدت آنها برمی‌گردد و به صورت انتقال آرام و روان نشانه‌های قیمت و اطلاعات بین بازارهای جدا از هم تعریف می‌شود (مشتاق و همکاران، ۲۰۰۸). درجه مقاومت یک منطقه در برابر تکانه‌های اقتصادی (به‌ویژه تکانه‌های عرضه حاصل از تغییرپذیری‌های آب‌وهوا ) به رابطه تجاری آن منطقه با دیگر مناطق بستگی دارد. میزان پیوستگی بازار در طراحی سیاست‌های ثبات قیمت محصولات کشاورزی بسیار مهم است. همچنین در مناطقی که پیوستگی بسیار ضعیفی دارند ممکن است سیاست‌های ذخیره‌سازی و انبارکردن به روش غیرمتمرکز اجرا شود (فکلر و گودوین،۲۰۰۱).

پیوستگی بازار یک راه دیگری برای با ثبات سازی قیمت‌ها، تخصیص منابع و تصحیح نواقص بازار مانند انحصار فروش یا انحصار خرید غیر قابل تغییر، انتقال اطلاعات ناکافی و پرهزینه است. اصلاح نواقص بازار، راه رسیدن به کارایی بازار را هموار می‌کند که درپی آن دسترسی به توسعه کشاورزی و توزیع برابر قیمت‌ها آسان می‌گردد. چنانچه بازارها بخوبی پیوسته باشند، دولت می‌تواند در یک بازار کلیدی قیمت را با ثبات کند و با تکیه بر جنبه‌های تجارتی، یک نتیجه همسان در دیگر بازارها بوجود بیاید. این مسئله هزینه با ثبات کردن را به طور قابل ملاحظه کاهش می‌دهد و افزون برآن، کشاورزان محدود به شرایط تقاضای محلی نخواهند بود (مشتاق و همکاران،۲۰۰۸). آگاهی در مورد اینکه کدام بازارها پیوسته مکانی هستند، برای ارزیابی شدت سیاست‌های آزادسازی بازار سودمند است که در پی آن برای راهنمایی دخالت‌های بعدی که با هدف بهبود عملکرد بازارها صورت می‌گیرند نیز سودمند خواهد بود (جتنت، ۲۰۰۷). از سویی اگر بازار محصولات کشاورزی از نظر مکانی پیوسته باشند، مصرف-کنندگان و تولیدکنندگان از سودهای ناشی از آزادسازی آگاه خواهند شد، نشانه‌های قیمتی بهینه از راه مسیرهای بازاریابی منتقل خواهد شد و کشاورزان خواهند توانست برابر برتری‌های رقابت بلندمدت فعالیت اختصاصی خود را تعیین کنند و سودناشی از دادوستدها افزایش خواهد یافت (گاش، ۲۰۱۰). پیوستگی بازارها می‌تواند دلالت مهمی برای کشف قیمت و عملکرد[1] بازار داشته باشند، از این رو پایداری انحرافات از پیوستگی ممکن است که به مفهوم فرصت‌های کسب سود برای تاجرانی که مکانی تجارت می‌کنند، باشد (گودوین و پیگوت، ۲۰۰۱). گوشت مرغ به عنوان یک منبع غذایی پروتئینی در سال‌های اخیر به طور بسیار گسترده‌ای مورد توجه

[1] Operation

و استفاده قرار گرفته است. دوره تولید و فرآوری کوتاه‌تر، نیاز به عرصه کمتر برای ایجاد یک مرغداری و میزان تولید بالاتر در واحد سطح و در نهایت قیمت پایین‌تر تولید این نوع گوشت در کشور باعث شد در سال‌های بعد از جنگ حمایت دولت از سرمایه‌گذاران در این بخش افزایش یافته و به نوعی الگوی مصرف خانوارهای ایرانی نیز تحت تأثیر همین سیاست از سمت گوشت‌قرمز به سمت گوشت‌مرغ کشیده شود (وزارت بازرگانی، ۱۳۸۹). بنابر آمار وزارت جهاد کشاورزی (۱۳۹۲) حدود ۱۶/۵ درصد از کل تولید گوشت مرغ کشور در سال ۱۳۹۲ در پنج استان آذربایجان‌شرقی، آذربایجان‌غربی، اردبیل، زنجان و تهران،صورت گرفته است. از جنبه واحدهای پرورش دهنده مرغ نیز حدود ۱۴درصد از کل واحدهای مرغ گوشتی در سال ۱۳۹۲در این پنج استان مشغول به فعالیت بوده‌اند. با توجه به اهمیت مصرف گوشت‌مرغ درسبد غذایی خانوارهای ایرانی و همچنین سهم بالای استان‌های نامبرده در تولید این محصول، این تحقیق در نظر دارد پس از بررسی رفتار خطی یا غیرخطی مجموعه‌های قیمت گوشت‌مرغ در استان‌های گزینش شده شمال‌غرب کشور شامل استان‌های آذربایجان‌شرقی، آذربایجان‌غربی، اردبیل، زنجان و تهران، بودن یا نبودن قانون قیمت واحد[1] در بازارهای این محصول و در بین این استان‌ها را مورد بررسی قرار دهد. استان‌های آذربایجان‌شرقی، آذربایجان‌غربی، زنجان و اردبیل واقع در شمال‌غرب کشور از جمله قطب‌های تولید و مصرف گوشت‌مرغ در کشور بوده و درمجاورت همدیگر واقع شده‌اند. استان تهران از این لحاظ در نظر گرفته می‌شود که این استان نقش بازار مرکزی در تعیین قیمت و مبادله‌های اطلاعاتی قیمتی در کشور دارا بوده و در شکل گیری قیمت‌ها در دیگر استان‌ها می‌تواند اثر گذار باشد (قهرمان زاده و محمودی، ۱۳۹۲). این مسئله در بحث LOP و پیوستگی بازار بسیار بااهمیت است. حال پرسش مطرح شده این است که آیا قانون قیمت واحد بین بازار گوشت‌مرغ استان‌های مورد بررسی برقرار خواهد بود؟

تاکنون بررسی‌های پرشماری در زمینه پیوستگی بازار و قانون قیمت واحد انجام شده است. در زمینه پیوستگی مکانی بازار، نخستین روش عمومی برای بررسی تعادل رقابتی مکانی[2] توسط تاکایاما و جاج (۱۹۶۴) توسعه داده شده است. در دو دهه متوالی، این رهیافت در ابعاد مختلفی از بررسی‌های تجربی، همچون محاسبه موقعیت‌های مکانی بهینه، آزمون مرز مکانی بین بازارها

[1] Law of one price
[2] spatial competitive equilibrium

و آزمون کارایی مکانی بازار، توسعه داده شد. آزمون پیوستگی بازار یا کارایی بازار، به عنوان توسعه بعدی از الگوی موقعیت-نقطه‌ای[1] تاکایاما و جاج، از دهه ۱۹۸۰ آغاز به جلب توجه محققان کرد. بررسی‌های اولیه پیوستگی بازار را با بررسی همبستگی بین قیمت‌های بازارهای جدا از هم مکانی بررسی می‌کردند (ژائو و همکاران، ۲۰۱۲). راوالیون (۱۹۸۶) یک روش آزمون قوی‌تری را پیشنهاد داد که استدلال وی از خطرهای نتیجه‌گیری‌های ناشی از شیوه‌هایی که از همبستگی قیمت ایستا استفاده می‌کردند، پرهیز می‌کند. این روش جدید، با ملاحظه پیوستگی بلندمدت و پیوستگی کوتاه‌مدت، یک رابطه پویا برای قیمت‌های بازار از نواحی مختلف فراهم می‌کند (ژائو و همکاران، ۲۰۱۲). پالاسکاس و هریس-وایت (۱۹۹۳) و الکساندر و ویث (۱۹۹۴) الگوی راوالیون را با کاربرد روش‌های حداقل مربعات معمولی همجمعی و علیت گرنجر بسط دادند. مک‌نیو (۱۹۹۶)، راوالیون(۱۹۸۶)، الکساندر و ویث(۱۹۹۴) برای سری‌های پایا، تست علیت گرنجر را به کار برده‌اند.

گودوین و پیگوت (۲۰۰۱) از الگوهای خود رگرسیون آستانه[2] استفاده کردند و نشان دادند که پیوستگی قیمت و قانون قیمت (LOP) بین بازارهای ذرت و سویا در شمال کارولینا برقرار است. اش و همکاران (۲۰۰۴) پیوستگی قیمت و قانون قیمت واحد (LOP) را در بازارهای ماهی سفید فرانسه مورد آزمون قرار دادند و رابطه علیت و همجمعی را در آزمون LOP بررسی کرده و نشان دادند که با داده‌های ناایستا، روش علیت، وجود LOP را رد می‌کند در حالی که الگوی همجمعی پیوستگی خوب بازارهای ماهی را نشان می‌دهند. سوسانتو و همکاران (۲۰۰۸) همجمعی قیمت و پیوستگی بازار را در بازارهای پیاز آمریکای شمالی و با به کارگیری روش آزمون ریشه واحد داده‌های ترکیبی[3] بررسی کردند. نتایج تجربی گویای وجود همجمعی بین بازارهای گونه‌های مختلف پیاز بودند. سرا و همکاران (۲۰۱۱) با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری انتقال هموار[4] به بررسی رابطه‌ای قیمت در صنعت اتانول (الکل معمولی) ایالات متحده پرداختند. نتایج نشان می‌داد که رابطه‌های بلندمدت بین چهار دسته قیمت‌های تحلیل شده وجود دارد و نیز ارتباط قوی بین قیمت‌های غذا و انرژی تشخیص داده شد. امنوئیلیدس و فوسکیس (۲۰۱۲) یک روش برای آزمون درستی وجود LOP تحت رابطه‌های غیرخطی و تمایز

---

[1] Point-location model
[2] Threshold Autoregression
[3] Panel data unit root test
[4] Smooth transition (ESTVECM)

بین شکل قوی و ضعیف آنرا گسترش دادند. آنان این روش را برای چهار بازار اصلی گوشت خوک در اتحادیه اروپا (آلمان، دانمارک، اسپانیا، و فرانسه) به کارگرفتند. نتایج تجربی نشان می‌داد که بازارها بخوبی پیوسته هستند و LOP برای همه‌ی جفت‌های بازار معتبر است. با توجه به مرور بررسی‌ای خارجی صورت گرفته ملاحظه می‌شود که در سال‌های اخیر بر رفتار غیرخطی قیمتها بیشتر تاکید شده و روش‌های استفاده شده در این زمینه به سمت روش‌های غیرخطی گرایش دارند.

در داخل کشور نیز شاه ولی و بخشوده (۱۳۸۴) پیوستگی بین بازارهای عمده شیلات ایران، بازارهای جنوب، شمال و شیراز را به کمک رهیافت همجمعی بررسی و ارتباط بلندمدت بین بازارها را با استفاده از آزمون انگل-گرنجر ارزیابی کردند و نتیجه گرفتند که با وجود ارتباط بلندمدت بین بازارها در کوتاه مدت بین این بازارها پیوستگی وجود ندارد. فلسفیان و زیبایی (۱۳۸۴) شرط پیوستگی بازار و قانون قیمت واحد را برای دو محصول گوشت گوسفند و گوشت گوساله در پنج استان گزینش شده کشور با استفاده از دو روش خودرگرسیون برداری (VAR) نامقید و روش همجمعی VAR مورد بررسی قرار دادند. نتایج مؤید آن بود که در رابطه با گوشت گوساله، استان‌های کرمان-خوزستان، خراسان-اصفهان و آذربایجان شرقی-خراسان دارای بازار یکسان هستند و قانون قیمت واحد در بلندمدت برای هیچ کدام از محصولات و در هیچ یک از استان‌ها برقرار نیست. مقدسی و همکاران(۱۳۹۰) به بررسی قانون قیمت‌های واحد در بازار محصولات کشاورزی ایران با استفاده از روش‌های همجمعی و الگوهای تصحیح خطا پرداختند. نتایج موید وجود ارتباط بلندمدت میان قیمت های داخلی و جهانی جو و برنج بود، در حالی که این ارتباط در بازار محصول پنبه تایید نشد.

چنانکه از مرور بررسی‌های انجام شده بر می آید تاکنون در زمینه پیوستگی بازار و قانون قیمت واحد بررسی‌های زیادی در خارج از کشور انجام شده است ولی شمار اینگونه پژوهش ها در داخل کشور محدود است. از سویی، در بررسی‌ای صورت گرفته در داخل کشور به رفتار غیرخطی بودن رابطه‌های بین قیمت‌ها توجه چندانی نشده است و این درحالی است که دراین اواخر ادبیات تحلیل قیمت‌ها، به سبب اینکه روابط قیمت مکانی به دلیل هزینه‌های مبادله به احتمال غیرخطی هستند، به سمت و سوی رابطه‌های غیرخطی حرکت می‌کند. لذا با توجه به اهمیت موضوع و همچنین در راستای مطالب بیان شده، این پژوهش سعی برآن دارد که پیوستگی مکانی و قانون قیمت واحد را با بهره‌گیری از روش‌های پیشرفته اقتصاد سنجی برای

بازار گوشت‌مرغ در استان‌های آذربایجان‌شرقی، آذربایجان‌غربی، اردبیل، زنجان و تهران بررسی کند.

## روش تحقیق

برای بررسی پیوستگی مکانی بازار می‌توان از قانون قیمت واحد (LOP) استفاده کرد. این قانون بیان می‌کند که برای یک محصول خاص یک قیمت داخلی واحد وجود دارد، صرف نظر از اینکه کجای کشور به فروش می‌رسد (نانانگ، ۲۰۰۰). در قالب چنین بازاری و هنگامی که کالاها و اطلاعات بین بازارها آزادانه در جریان‌اند، فعالیت‌های فرصت پوششی (آربیتراژ) تضمین خواهند کرد که تفاوت قیمت یک کالای مشخص در دو بازار جدا از هم دست کم برابر با هزینه‌های ترابری و هزینه‌های مبادله است که این به معنی برقراری LOP است (امنوئیلیدس و فوسکیس، ۲۰۱۲). بنابراین یک تغییر قیمتی در یک بازار با تغییر قیمتی همسان در دیگر بازارها دنبال خواهد شد (ویلیامز و بولی، ۱۹۹۳).

بررسی تجربی وابستگی متقابل قیمت‌ها توسط روش‌های چندی پیگیری شده است؛ پیش از اینکه تنگناهای آماری ناشی از ناایستایی قیمت‌ها اهمیت یابند، LOP توسط رگرسیون زیر مورد آزمون قرار می‌گرفت (اش و همکاران،۱۹۹۹):

$$\ln p_{jt} = \beta + \alpha \ln p_{it} + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که این یک آزمون برای نسبت ثابت قیمت‌ها و LOP بود. جزء ثابت $\beta$، لگاریتم یک ضریب متناسب[1] است. در بیشتر موارد، جزء ثابت غیرصفر به عنوان هزینه‌های مبادله در رابطه با تجارت مکانی یا تفاوت‌های کیفیتی تفسیر می‌شود که ثابت فرض شده است (اش و همکاران،۲۰۰۴). هزینه‌هایی مانند ترابری، پاداش ریسک[2]، پسماندها، گردآوری اطلاعات، بیمه، قرارداد، صدور پروانه، قانونی و به احتمال حق بیمه خطر خواهند بود. همچنین در مورد کالاهای غیرهمگن، پارامتر $\beta$ بیان کننده اضافه ارزش قیمت[3] برای کیفیت بالا است (امنوئیلیدس و فوسکیس، ۲۰۱۲ و گودوین و همکاران، ۲۰۱۰). فرض صفر $\alpha = 1$ آزمونی

[1] Logarithm of a proportionality coefficient
[2] Risk premia
[3] Price premium

است که برای قیمت‌های نسبی ثابت و برقراری LOP به کار گرفته می‌شود(اش و همکاران،۲۰۰۴).

بنابر حالت اکید یا مطلق LOP، قیمت یک کالا در دو بازار مختلف برابر است و حرکت باهم آنها کامل است و تغییرپذیری‌های قیمت در بازار صادر کننده به بازار وارد کننده بر پایه یک-برای-یک منتقل خواهد شد. اما حالت ضعیف LOP بیان می‌کند که قیمت‌ها یک رابطه نسبی دارند و سطوح آنها به دلیل عامل‌ایی مانند هزینه‌های مبادله متفاوت است (گاش، ۲۰۱۰). پیوستگی کامل بازار دلالت بر شکل قوی LOP دارد و در پی آن بر شکل ضعیف LOP نیز اشاره دارد:

پیوستگی کامل بازار ⟸ شکل قوی LOP ⟸ شکل ضعیف LOP (فکلر و گودوین، ۲۰۰۱).

در اوایل دهه ۱۹۸۰، متخصصان چندی بیان کردند که تعدیل داده‌ها می‌تواند هزینه‌بر و درنتیجه زمان‌بر باشد. برای لحاظ این موضوع، الگوهایی که بتواند تفاوت بین اثرگذاری‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت را مشخص کنند، معرفی شدند. یک الگو ساده برای محاسبه تعدیل‌های پویا برای پیوستگی بازار الگو علیت گرنجر بود که با آن مشخص می‌شد، آیا $p_t^2$ علیت $p_t^1$ است یا نه و برعکس (اش و همکاران،۲۰۰۴). برای حالتی که بیش از دو متغیر وجود دارد و نیز بررسی همزمان رابطه بین استان‌های مورد بررسی مدنظر بود الگو VAR نامقید مورد استفاده قرار می‌گرفت. در طول دهه ۱۹۸۰، اقتصاددانان تشخیص دادند که بیشتر سری‌های زمانی اقتصادی ناایستا هستند. دریافتن اینکه بیشتر سیری‌های قیمت روندهای تصادفی از نوع گام تصادفی را نمایش می‌دهند، تحلیل همجمعی را به عنوان معمول‌ترین روش برای ارزیابی رابطه‌های متقابل قیمت‌ها ارائه شد که از دو رهیافت عمومی برای آزمون همجمعی شامل بر آزمون انگل و گرنجر (۱۹۸۷) و آزمون جوهانسن (۱۹۸۸،۱۹۹۱) استفاده می‌شود (فوسکیس و کلوناریس،۲۰۰۲ و اش و همکاران،۲۰۰۴). رهیافت همجمعی، پیشنهاد شده توسط جوهانسن (۱۹۸۸)، به محقق اجازه برآورد و اجرای آزمون های آماری روی رابطه‌های بلندمدت قیمت‌ها، طبقه‌بندی قیمت‌ها در برونزایی ضعیف و درونزایی و بررسی پویایی قیمت کوتاه‌مدت را می‌دهد (فوسکیس و کلوناریس،۲۰۰۲).

در سال‌های اخیر، در بسیاری از بررسی‌های سری‌های زمانی اقتصادی، شواهدی وجود دارند مبنی بر اینکه بیشتر مجموعه‌های زمانی ویژگی‌های غیرخطی را نشان می‌دهند. برای حصول چنین ویژگی‌های غیرخطی، لازم است که مدل‌های پویای غیرخطی به کار گرفته شوند. لذا در آغاز لازم است بررسی شود که آیا قیمت تفاضلی یعنی تفاضل قیمت گوشت‌مرغ در بین دو

استان غیرخطی است یا نه. این مسئله می‌تواند با آزمون‌های غیرخطی مانند لوکنن و همکاران (۱۹۸۸) و BDS صورت گیرد که در ادامه توضیح داده می‌شوند.

اگر $p_{it}$ و $p_{jt}$ را به ترتیب لگارتیم قیمت‌ها گوشت‌مرغ در بازارهای $i$ و $j$ جدا از هم از نظر جغرافیایی مانند استان آذربایجان‌شرقی و اردبیل در زمان $t$ تصور شود، برای اینکه حالت قوی LOP برقرار باشد بایستی قیمت تفاضلی $p_{ijt} = p_{it} - p_{jt}$ میانگین-صفر ایستا[1] باشد. در نتیجه تمرکز اصلی این بررسی بر روی قیمت‌های تفاضلی خواهد بود. لذا آغاز لازم است که بودن یا نبودن رفتار غیرخطی سری‌های قیمت تفاضلی مورد بررسی قرار گیرد. در همین راستا نخستین آزمون خطی بودن، آزمونی است که توسط لوکنن و همکاران (۱۹۸۸) ارائه شده است. این آزمون با برآورد رابطه (۲) صورت می‌گیرد (زیوت و وانگ،۲۰۰۶).

$$p_{ijt} = \varphi_0 + \sum_{k=1}^{\rho} (\varphi_{1k}\, p_{ij,t-k} + \varphi_{2k} p_{ij,t-k} p_{ij,t-d} + \varphi_{3k} p_{ij,t-k} p_{ij,t-d}^2) + \varphi_4 p_{ij,t-d}^3 + u_{ijt} \qquad (۲)$$

که در آن $p_{ijt}$ قیمت تفاضلی مورد نظر در زمان $t$، k طول وقفه خودرگرسیون[2]، d طول وقفه تاخیر[3] و $u_{ij}$ جزء خطا نوفه سفید است. فرضیه صفر که فرض خطی بودن ($\varphi_{2k} = \varphi_{3k} = 0$ برای همه‌ی kها) است که در مقابل فرض غیرخطی بودن با استفاده از آماره آزمون نوع LM مورد سنجش قرار می‌گیرد. البته به خاطر مسئله دیویس (۱۹۷۷،۱۹۸۷) مقادیر بحرانی LM حالت استاندارد نداشته و باید همانندسازی گردند (چانگ و همکاران،۲۰۰۸). طول وقفه بهینه خودرگرسیون (k) و طول وقفه تأخیر (d) برپایه داده‌های نمونه می‌تواند از مجموعه $k, d \in \{۱،۲،۳،۴،۵،۶\}$ گزینش شود (چانگ و همکاران،۲۰۰۸).

آزمون بعدی که توسط براک و همکاران (۱۹۸۷) توسعه داده شده است آزمون BDS است که رایج‌ترین آزمون برای سنجش رفتارغیرخطی بودن است. این آزمون در اصل برای آزمون فرض صفر مبنی بر بودن توزیع با توان معین و مستقل[4] (iid) با هدف کشف حرکت‌های آشوبناک غیرتصادفی[5] طراحی شده بود. با این حال بیشتر بررسی‌ها نشان داده‌اند، آزمون BDS توان بالایی در مقابل دامنه گسترده‌ای از فرض‌های مقابل خطی و غیرخطی دارد. افزون بر این

[1] Zero-mean stationary
[2] Autoregressive lag length
[3] Delay lag length
[4] Ientically and Independently Distributed
[5] Non-random chaotic dynamics

آزمون هنگامی که روی پسماندهای یک الگو مناسب برآورد شده به کار گرفته می‌شود، می‌تواند به عنوان یک آزمون مرکب[1] یا آزمون خطای تصریح استفاده شود (زیوت و وانگ،۲۰۰۶). شکل ریاضی آزمون BDS به صورت رابطه(۳)است.

$$BDS_{\varepsilon,m} = \frac{\sqrt{T}}{\sqrt{V_{\varepsilon,m}}}(C_{\varepsilon,m} - (C_{\varepsilon,1})^m) \quad (۳)$$

که T شمار مشاهده‌ها ، $C_{\varepsilon,m}$ انتگرال همبستگی[2] با m بعد محاط[3] و سطح تحمل[4] (یا فاصله ابعادی[5]) $\varepsilon$ و $V_{\varepsilon,m}$ واریانس مجانبی[6] از $C_{\varepsilon,m}$ است. آماره BDS به طور مجانبی از توزیع نرمال استاندارد پیروی می‌کند و آزمونی دوسویه است. فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن، هنگامی که سری به طور خطی به شکل نوفه سفید باشد، برای مقادیر مطلق بزرگ از آماره آزمون رد می‌شود. یک مسئله مهم در محاسبه BDS گزینش فاصله ابعادی($\varepsilon$) است. از آنجایی که این مسئله کار آسانی نیست اینجا یک دامنه از $\varepsilon$ بکار گرفته می‌شود: چهار مقدار هم فاصله از $0.5\sigma$ تا $2\sigma$ که $\sigma$ انحراف معیار داده‌ها است (امنوئیلیدس و فوسکیس،۲۰۱۲).

درصورت وجود پویایی غیرخطی در ساز و کار توصیف بازارها، آزمون‌های ریشه واحد خطی ممکن است استنباط های گمراه کننده‌ای را نتیجه بدهند. یک خانواده از الگوهای غیرخطی مدل خودتوضیحی انتقال هموار[7](STAR) است. کاپتانیوس و همکاران (۲۰۰۳) روی یک نوع خاص از پویایی غیرخطی که با الگوی ESTAR[8] به دست می‌آید، تمرکز کردند و یک آزمون با فرضیه صفر مبنی بر یک فرایند ریشه واحد غیرخطی در برابر فرضیه مقابل یک فرایند ESTAR سراسر ایستا غیرخطی طراحی کردند. برای قیمت‌های تفاضلی یعنی $p_{ijt} = p_{it} - p_{jt}$ مدل ESTAR از مرتبه ۱ و پارامتر تاخیر ۱ از یک قیمت تفاضلی ($p_{ijt}$) ممکن است به صورت رابطه (۴) نوشته شود.

$$p_{ij,t} = \delta_{ij}p_{ij,t-1} + \pi_{ij}p_{ij,t-1}\left(1 - \exp\left(-\theta_{ij}p_{ij,t-1}^2\right)\right) + \varepsilon_{ij,t} \quad (۴)$$

و یا با استفاده از بازنویسی مناسب به صورت رابطه (۵) نوشته شود:

$$\Delta p_{ij,t} = \rho_{ij}p_{ij,t-1} + \pi_{ij}p_{ij,t-1}\left(1 - \exp\left(-\theta_{ij}p_{ij,t-1}^2\right)\right) + \varepsilon_{ij,t} \quad (۵)$$

---

[1] Portmanteau test
[2] Correlation integral
[3] Embedding dimension
[4] Tolerance level
[5] Dimensional distance
[6] Asymptotic
[7] Smooth transition autoregressive (STAR)
[8] Exponential STAR

که در آن، $\rho_{ij} = \delta_{ij} - 1$ است و $\theta_{ij}$ (مثبت) به طورموثری سرعت برگشت به میانگین را معین می کند، $\rho_{ij}$ می تواند مثبت، منفی یا صفر باشد ولی برقراری شرایط $\pi_{ij} < 0$ و $\rho_{ij} + \pi_{ij} < 0$ برای سراسر ایستایی لازم است. فرایند ESTAR در مجاورت یک مجذوب‌کننده (نقطه تعادل) اجازه برای ناایستایی/بی‌ثباتی بالقوه در سامانه (سیستم) را می‌دهد و یک رفتار تعدیل‌کننده به سوی مجذوب‌کننده هنگامی که به اندازه کافی از آن دور است، خواهد بود.

با وارد کردن قید $\rho_{ij} = 0$ در رابطه (۵) که منعکس‌کننده این است که $p_{ij}$، در محل مجذوب‌کننده، یک فرایند ریشه واحد است، کاپتانیوس و همکاران (۲۰۰۳) یک آزمون برای وجود ریشه واحد غیرخطی در مقابل یک فرایند ESTAR غیرخطی ولی سراسر ایستا بر پایه ارزش پارامتر $\theta_{ij}$ پیشنهاد دادند که در فرضیه صفر آن، این پارامتر صفر و در فرضیه مقابل به طور قطع مثبت خواهد بود. ولی تا هنگامی که پارامتر $\pi_{ij}$ تحت فرض صفرنتواند شناخته شود، فرایند (پروسه) آزمون حقیقی به صورت رگرسیون کمکی رابطه (۶) خواهد بود (امنوئیلیدس و فوسکیس،۲۰۱۲).

$$\Delta p_{ij,t} = \beta_{ij} p_{ij,t-1}^3 + \sum_{l=1}^{L} \gamma_l \Delta p_{ij,t-l} + \varepsilon_{ij,t} \qquad (۶)$$

رابطه (۶) از یک تقریب مرتبه اول تیلور از تابع انتقالی مدل ESTAR و تحت فرضیه $H_0: \theta_{ij} = 0$ مشتق شده است. وجود ریشه واحد غیرخطی در قیمت تفاضلی با قید $\beta_{ij} = 0$ سازگار است، درحالی که غیرخطی بودن و سراسر ایستا بودن با قید$\beta_{ij} < 0$ سازگار خواهد بود. معنی‌داری آماری $\beta_{ij}$ می‌تواند با یک آماره از نوع t آزمون شود. مدل ESTAR در رابطه (۴) فرض می‌کند که مجذوب‌کننده صفر است. بنابراین رد فرضیه صفر در رگرسیون کمکی به این معنی است که برای دو مجموعه قیمت $p_{it}$ و $p_{jt}$ شکل قوی LOP برقرار است. همان طور که چانگ و همکاران (۲۰۰۸) نشان دادند رگرسیون کمکی رابطه (۶) می‌تواند اصلاح شود تا مؤلفه‌های قطعی ($\mu_{ijt}$) را نیز در بر گیرد و اجازه آزمون شکل ضعیف LOP را بدهد. از اینرو رگرسیون کمکی به صورت رابطه (۷) قابل بیان است.

$$\Delta p_{ij,t} = \mu_{ij,t} + \beta_{ij} p_{ij,t-1}^3 + \sum_{l=1}^{L} \gamma_l \Delta p_{ij,t-l} + \varepsilon_{ij,t} \qquad (۷)$$

در این مورد، رد فرضیه صفر $\beta_{ij} = 0$ اشاره به این خواهد داشت که قیمت تفاضلی در سطح ایستا است. به این معنی که قیمت تفاضلی حول مجذوب‌کننده $\mu_{ijt}$ می‌چرخند (یا معادل آن این است که برای دو مجموعه قیمت $p_{it}$ و $p_{jt}$ شکل ضعیف LOP برقرار است). اینجا نیز

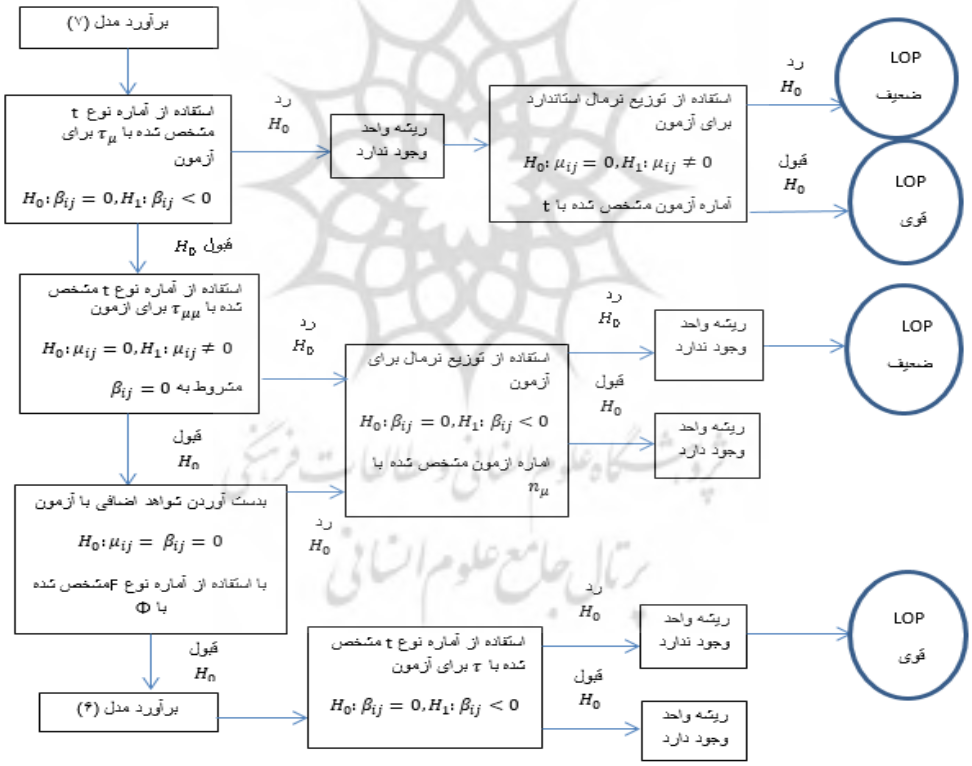
معنی‌داری پارامتر $\beta_{ij}$ در رابطه (۷) می‌تواند توسط آماره‌ای از نوع t آزمون شود (امنوئیلیدس و فوسکیس،۲۰۱۲).

یک مسئله مهم (و همزمان به طور معمول چشمپوشی شده) در این آزمون ریشه واحد آن است که چنین آزمون‌هایی مشروط به وجود رگرس‌کننده‌های قطعی[1] هستند و آزمون‌هایی برای وجود رگرس‌کننده‌های قطعی مشروط به وجود ریشه‌های واحد هستند. برای حل این مشکل می‌توان از رهیافت امنوئیلیدس و فوسکیس(۲۰۱۲) بهره گرفت. این محققان از روش پیشنهادی اندرس(۱۹۹۵) که برای سری‌های خطی ارائه شده است، استفاده کرده و با بسط و توسعه آن یک آزمون مناسب پیشنهاد کرده‌اند. فرایند کار به این ترتیب است که در آغاز رابطه (۷) برآورد می‌شود. آن‌گاه فرض صفر $H_0: \beta_{ij} = 0$ در برابر فرض $H_1: \beta_{ij} < 0$ مورد آزمون قرار می‌گیرد. برای این منظور از آماره نوع t مشخص شده با $\tau_\mu$ استفاده می‌شود. در صورت رد فرض صفر که بیان‌کننده نبودن ریشه واحد است، پارامتر $\mu_{ij}$ در رابطه (۷) با فرض صفر $H_0: \mu_{ij} = 0$ در مقابل فرض $H_1: \mu_{ij} \neq 0$ و با استفاده از توزیع نرمال استاندارد آزمون می‌شود که آماره آزمون با t معین شده است. در این مرحله رد فرض صفر مؤید برقراری LOP ضعیف بین دو استان مورد بررسی (به عنوان مثال استان تهران و زنجان) است و چنانچه نتوان فرض صفر را رد کرد نتیجه گرفته می‌شود که LOP قوی بین دو استان مورد بررسی برقرار می‌باشد. ولی در صورتی که فرض $H_0: \beta_{ij} = 0$ در مرحله اول رد نشود می‌بایست فرض $H_0: \mu_{ij} = 0$ در برابر فرض $H_1: \mu_{ij} \neq 0$ مورد آزمون قرار گیرد مشروط به اینکه $\beta_{ij} = 0$ در نظر گرفته شود که دراین قسمت نیز آماره آزمون با $\tau_{\mu\mu}$ مشخص می‌شود. اگر فرض صفر $H_0: \mu_{ij} = 0$ رد شود از توزیع نرمال برای آزمون فرض $H_0: \beta_{ij} = 0$ در مقابل $H_1: \beta_{ij} < 0$ بهره گرفته می‌شود. آماره آزمون مربوطه با $n_\mu$ مشخص شده است. در شرایطی که این فرض صفر رد شود (که بیان کننده نبود ریشه واحد است) برقراری LOP ضعیف بین دو استان تأیید می‌شود. ولی در صورتی که نتوان فرض صفر را رد کرد نتیجه گرفته می‌شود که ریشه واح د وجود دارد و بین این دو استان LOP برقرار نیست.

حال اگر فرض صفر آزمون شده با آماره $\tau_{\mu\mu}$ رد نشود، لازم خواهد بود که شواهد اضافی با آزمون فرض صفر $H_0: \mu_{ij} = \beta_{ij} = 0$ به دست آید. برای این منظور از آماره نوع F استفاده می‌شود که با $\Phi$ نشان داده شده است. در صورتی که فرض صفر رد شود به مرحله پیش و

[1] Deterministic regressors

آزمون $n_\mu$ بازگشته ولی اگر فرض صفر رد نشود الگوی (۶) برآورد می‌شود. سپس فرض صفر $H_0: \beta_{ij} = 0$ در مقابل فرض $H_1: \beta_{ij} < 0$ مورد آزمون قرار می‌گیرد. در این قسمت نیز آماره آزمون با نماد $\tau$ مشخص شده است. چنانچه فرض صفر مطرح شده رد شود، نتیجه گرفته می‌شود که ریشه واحد وجود ندارد و LOP قوی بین دو استان مورد بررسی برقرار است ولی نبود رد فرض صفر مبین وجود ریشه واحد و نبود برقراری LOP خواهد بود. فرایند کار برپایه این رهیافت به صورت نموداری در شکل ۱ آمده است که این شکل به طور خلاصه در برگیرنده مراحل کار در این بررسی است. در این شکل مراحل مورد بحث و نیز آزمون های مربوطه در هر مرحله نشان داده شده است. مقادیر بحرانی مربوط به آماره‌های آزمون t ($\tau, \tau_\mu, \tau_{\mu\mu}$) و F ($\Phi$) در بررسی امنوئیلیدس و فوسکیس(۲۰۱۲) برای سطوح متفاوت دنباله احتمالاتی و برای اندازه‌های مختلف نمونه آورده شده است.




**شکل (۱) فرایند آزمون شکل قوی و ضعیف LOP با یک قیمت تفاضلی غیرخطی(امنوئیلیدس و فوسکیس،۲۰۱۲)**

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش شامل داده‌های روزانه قیمت خرده‌فروشی گوشت‌مرغ در سال‌های ۹۲-۱۳۸۵ مربوط به استان‌های شمال‌غرب کشور شامل بر: آذربایجان شرقی، آذربایجان‌غربی، اردبیل، زنجان و تهران بوده که از بانک اطلاعاتی شرکت پشتیبانی امور دام کشور گردآوری شد. دلیل گزینش این استان‌ها شرایط آب و هوایی همسان و فناوری تولید به نسبت همانند در واحدهای مرغداری گوشتی آنها بوده و نیز همجوار بودن این استان‌ها امکان تجارت بین آنها را آسانگری کرده و اطلاعات قیمتی از یکدیگر دریافت می‌کنند که این دو مورد آخر از دلایل ادغام بازارها بوده است. ضمن اینکه به دلیل تغییرپذیری‌های قیمت گوشت‌مرغ و حجم مبادله این محصول و همچنین نهاده‌های تولیدی آنها پیش‌بینی می‌شود که تغییرپذیریهای قیمتی این محصول و نهاده‌ها در تهران که بزرگترین تولیدکننده و مصرف‌کننده در کشور است اثرگذاری‌های زیادی در روند تغییرپذیری‌های قیمت‌ها و تولید در استان‌های شمال‌غرب داشته باشد زیرا بیشتر اطلاعات قیمتی شهرستان‌ها از طریق تهران کسب می‌شود و این اطلاعات قیمتی بر جریان شکل‌گیری قیمت‌ها اثر می‌گذارد. لذا با در نظر گرفتن این ملاحظه‌ها استان تهران نیز در بررسی وارد شد.

## نتایج و بحث

با توجه به اینکه اطلاعات این پژوهش به صورت دوره زمانی بوده‌اند، لذا در گام نخست ایستایی متغیرها با آزمون ریشه واحد DF-GLS بررسی شد که نتایج آن در جدول ۱ آمده است. فرایند آزمون‌ها بر پایه تفاضل‌های قیمت دوجانبه صورت گرفته است. برای جلوگیری از خطاهای بالقوه موجود در گرینش بازار انفرادی به عنوان بازار مرکزی و برای ارزیابی توان نتایج تجربی، آزمون‌های خطی بودن و آزمون بررسی LOP با همه‌ی بازارهای مرکزی جایگزین ممکن انجام شده است به طوری که یک بار تهران برای کل استان‌ها و در مرتبه دوم استان آذربایجان‌شرقی برای استان‌های شمال غرب به عنوان بازار مرکزی در نظر گرفته شدند. تفاضل‌های قیمت مورد نظر به صورت $p_{ijt} = p_{it} - p_{jt}$ بوده‌اند که اندیس نخست یعنی $i$ مشخص کننده بازار مرکزی و اندیس $j$ استان پیرو است. وقفه بهینه برپایه آماره آکائیک (AIC) مشروط به نوفه سفید بودن اجزای اخلال تعیین شده است.

بنابر جدول (۱) ملاحظه می‌شود همه‌ی قیمت‌های تفاضلی گوشت‌مرغ در بازارهای مورد نظر در سطح داده‌ها ایستا بوده و جمعی از درجه صفر I(0) بوده‌اند به عنوان مثال ملاحظه می‌شود هنگامی که استان تهران به عنوان بازار مرکزی و استان آذربایجان‌غربی به عنوان بازار پیرو در

نظر گرفته می‌شود، مقدار آماره DF-GLS برای این قیمت تفاضلی برابر با ۴/۷۷- است که در مقایسه با مقدار بحرانی آن در سطح ۵ درصد (۲/۸۴-) از لحاظ آماری معنی دار است و لذا قیمت تفاضلی تهران-آذربایجان‌غربی برای گوشت‌مرغ در سطح داده‌ها ایستا خواهد بود. این مسئله برای دیگر قیمت‌های تفاضلی گوشت‌مرغ نیز صادق است. در نتیجه همه‌ی قیمت‌های تفاضلی مورد بررسی در بازارهای مورد نظرجمعی از درجه صفر I(0) خواهند بود.

**جدول (۱) نتایج آزمون DF-GLS برای قیمت تفاضلی گوشت‌مرغ در استان‌های مورد نظر**

| مجموعه قیمت | متغیر | آماره DF-GLS | مقادیر بحرانی ٪۱ | ٪۵ | ٪۱۰ | وقفه بهینه |
|---|---|---|---|---|---|---|
| بازار مرکزی: تهران | | | | | | |
| آذربایجان‌شرقی | $P_{ch.Te-As}$ | -۶/۹۶ | -۳/۴۸ | -۲/۸۴ | -۲/۵۵ | ۴ |
| آذربایجان‌غربی | $P_{ch.Te-Ag}$ | -۴/۷۷ | -۳/۴۸ | -۲/۸۴ | -۲/۵۵ | ۴ |
| اردبیل | $P_{ch.Te-Ar}$ | -۶/۱۷ | -۳/۴۸ | -۲/۸۴ | -۲/۵۵ | ۴ |
| زنجان | $P_{ch.Te-Za}$ | -۷/۶۵ | -۳/۴۸ | -۲/۸۴ | -۲/۵۵ | ۳ |
| بازار مرکزی: آذربایجان‌شرقی | | | | | | |
| آذربایجان‌غربی | $P_{ch.As-Ag}$ | -۶/۲۰ | -۳/۴۸ | -۲/۸۴ | -۲/۵۵ | ۴ |
| اردبیل | $P_{ch.As-Ar}$ | -۸/۳۸ | -۳/۴۸ | -۲/۸۴ | -۲/۵۵ | ۴ |
| زنجان | $P_{ch.As-Za}$ | -۵/۱۸ | -۳/۴۸ | -۲/۸۴ | -۲/۵۵ | ۴ |

در آزمون خطی بودن لوکنن و همکاران (۱۹۸۸) طول وقفه بهینه خودرگرسیون (k) و طول وقفه تأخیر (d) برپایه داده‌های نمونه از مجموعه $k,d \in \{۱،۲،۳،۴،۵،۶\}$ گزینش شد و آماره آزمون F محاسبه شد که نتایج مربوطه در جدول ۲ آمده است. با توجه به جدول (۲) ملاحظه می‌شود که به عنوان مثال هنگامی که استان تهران به عنوان بازار مرکزی برای استان اردبیل در نظر گرفته می‌شود مقدار آماره F برای این قیمت تفاضلی برابر با ۱۳/۷۸ است که در سطح احتمالی یک درصد معنی دار بوده، در نتیجه فرض صفر خطی بودن قیمت تفاضلی تهران-اردبیل برای گوشت‌مرغ رد می‌شود. به همین ترتیب فرض صفر خطی بودن برای همه‌ی قیمت‌های تفاضلی مربوط به گوشت‌مرغ برپایه این آزمون به شدت رد می‌شود و لذا قیمت‌های تفاضلی مورد نظر از رفتار غیرخطی پیروی می‌کنند.

**جدول (۲) نتایج آزمون خطی بودن لوکنن و همکاران(۱۹۸۸) برای گوشت‌مرغ**

| مجموعه قیمت | متغیر | d | آمارهF | P-value |
|---|---|---|---|---|
| بازار مرکزی: تهران | | | | |
| آذربایجان‌شرقی | $P_{ch.Te-As}$ | ۱ | ۷/۲۵ | ۰/۰۰۱ |
| آذربایجان‌غربی | $P_{ch.Te-Ag}$ | ۱ | ۹/۲۲ | ۰/۰۰۱ |
| اردبیل | $P_{ch.Te-Ar}$ | ۱ | ۱۳/۷۸ | ۰/۰۰۱ |
| زنجان | $P_{ch.Te-Za}$ | ۱ | ۱۷/۴۴ | ۰/۰۰۱ |
| بازار مرکزی: آذربایجان‌شرقی | | | | |
| آذربایجان‌غربی | $P_{ch.As-Ag}$ | ۲ | ۶/۳۲ | ۰/۰۰۱ |
| اردبیل | $P_{ch.As-Ar}$ | ۲ | ۲۱/۳۵ | ۰/۰۰۱ |
| زنجان | $P_{ch.As-Za}$ | ۲ | ۷/۰۵ | ۰/۰۰۱ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

آزمون BDS می‌تواند برای بر روی یک مجموعه از پسماندهای برآورد شده اعمال شد. در این پژوهش نیز این آزمون روی پسماندهای یک الگو ARIMA[1] انجام شد تا بودن یا عدم نبودن هرگونه وابستگی غیرخطی پس از برآورد مدل ARIMA بررسی شود. در همین راستا در آغاز مدل مناسب ARIMA برای هرسری قیمت تفاضلی گوشت‌مرغ در استان‌های مورد نظر برآورد شد.

**جدول (۳) نتایج مربوط به مدل نهایی ARIMA برای گوشت‌مرغ**

| مجموعه قیمت تفاضلی | مدل انتخابی |
|---|---|
| $P_{ch.Te-As}$ | ARMA(5,0,0) |
| $P_{ch.Te-Ag}$ | ARMA(8,0,0) |
| $P_{ch.Te-Ar}$ | ARMA(5,0,0) |
| $P_{ch.Te-Za}$ | ARMA(5,0,0) |
| $P_{ch.As-Ag}$ | ARMA(5,0,0) |
| $P_{ch.As-Ar}$ | ARMA(7,0,0) |
| $P_{ch.As-Za}$ | ARMA(5,0,0) |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

[1] Autoregressive integrated moving average

جدول (۳) منعکس کننده نتایج خواهد بود. پس از برآورد مدل ARIMA برای هریک از سری-ها و گزینش مدل مناسب، آزمون BDS بر روی پسماندهای هریک از این مدل‌ها انجام شد. در این پژوهش آزمون BDS با بعد محاط (m) ۲ تا ۸ و چهار مقدار فاصله ابعادی ۰/۵ الی ۲ برابر انحراف معیار داده‌ها ($\sigma$) انجام شد ولی برای پرهیز از بدرازا کشیدن این نوشتار تنها فاصله ۲ برابر انحراف معیار ($\varepsilon = 2$) گزارش شده است. نتایج مربوط به این آزمون در جدول (۴) آمده است.

جدول (۴) نشان می‌دهد که به عنوان مثال در قیمت تفاضلی تهران-اردبیل مقدار آماره آزمون BDS برای بعد محاط کننده m=2 و برای $2 =$ معادل با ۱۲/۶۵ بوده و در سطح احتمالی ۱ درصد معنی دار بوده، در نتیجه فرض توزیع معین و مستقل در مشاهده‌ها رد می‌شود و وجود رابطه غیرخطی در این مجموعه تفاضلی تأیید می‌شود. همین نتیجه برای همه‌ی سری‌های قیمت تفاضلی گوشت‌مرغ قابل مشاهده است. در نهایت برای همه‌ی سری‌ها، آزمونBDS در سطوح ۱٪ ، ۵٪ و ۱۰٪ معنی‌دار است ولذا فرض صفر توزیع یکسان و مستقل در مشاهده‌ها رد شده و وجود رابطه غیرخطی در سری‌ها تایید می‌شود.

**جدول (۴) آماره آزمون BDS (با بعد محاط ۲-۸) بر روی قیمت‌های تفاضلی گوشت‌مرغ**

| | $P_{ch.Te-As}$ | | $P_{ch.Te-Ag}$ | | $P_{ch.Te-Ar}$ | | $P_{ch.Te-Za}$ | | $P_{ch.As-Ag}$ | | $P_{ch.As-Ar}$ | | $P_{ch.As-Za}$ | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| m \ $\varepsilon$ | 2σ | p- | 2σ | p- | 2σ | p- | 2σ | p- | 2σ | p- | 2σ | p- | 2σ | p- |
| ۲ | /۸۵ | ۰۰۰ | /۳۲ | ۰۰۰ | /۶۵ | ۰۰۰ | /۱۵ | ۰۰۰ | /۳۵ | ۰۰۰ | /۷۲ | ۰۰۰ | /۷۵ | ۰۰۰ |
| ۳ | /۰۴ | ۰۰۰ | /۴۹ | ۰۰۰ | /۴ | ۰۰۰ | /۴۱ | ۰۰۰ | /۷۵ | ۰۰۰ | /۹۲ | ۰۰۰ | /۰۵ | ۰۰۰ |
| ۴ | /۱۵ | ۰۰۰ | /۶۲ | ۰۰۰ | /۰۱ | ۰۰۰ | /۱۱ | ۰۰۰ | /۵۷ | ۰۰۰ | /۶۷ | ۰۰۰ | /۷۹ | ۰۰۰ |
| ۵ | /۴۹ | ۰۰۰ | /۵۲ | ۰۰۰ | /۴۵ | ۰۰۰ | /۰۴ | ۰۰۰ | /۵۵ | ۰۰۰ | /۳۳ | ۰۰۰ | /۰۳ | ۰۰۰ |
| ۶ | /۶۲ | ۰۰۰ | /۴۶ | ۰۰۰ | /۹۸ | ۰۰۰ | /۰۳ | ۰۰۰ | /۷۲ | ۰۰۰ | /۹ | ۰۰۰ | /۴۳ | ۰۰۰ |
| ۷ | /۷۷ | ۰۰۰ | /۵۴ | ۰۰۰ | /۸۵ | ۰۰۰ | /۱ | ۰۰۰ | /۷۴ | ۰۰۰ | /۴۶ | ۰۰۰ | /۸ | ۰۰۰ |
| ۸ | /۸۷ | ۰۰۰ | /۶۱ | ۰۰۰ | /۶۸ | ۰۰۰ | /۱۵ | ۰۰۰ | /۸۶ | ۰۰۰ | /۱۳ | ۰۰۰ | /۰۹ | ۰۰۰ |

منبع: یافته‌های تحقیق

### - نتایج آزمون‌های ریشه واحد غیرخطی و LOP

بنابر نتایج بدست آمده از آزمون‌های خطی بودن، بود یا نبودن LOP در سری‌های مورد بررسی با آزمون ریشه واحد غیرخطی تعیین خواهد شد. مراحل انجام این آزمون بنابر فرایند مطرح شده در شکل ۱صورت گرفته است. مقادیر بحرانی مربوط به آماره‌های آزمون t ($\tau, \tau_\mu, \tau_{\mu\mu}$) و F ($\Phi$) در مقاله امنوئیلیدس و فوسکیس (۲۰۱۲) برای سطوح متفاوت دنباله احتمالاتی و برای

اندازه‌های مختلف نمونه آمده است. جدول ۵ نتایج بدست آمده از آزمون LOP برای گوشت‌مرغ را ارائه می‌دهد. با توجه به نتایج گزارش شده در این جدول به جز قیمت تفاضلی آذربایجان‌شرقی-اردبیل در گوشت‌مرغ، در همه‌ی سری‌ها، فرض صفر ریشه واحد غیرخطی در اولین گام از فرایند آزمون در سطح معنی داری ۱ درصد رد شد. در ادامه برای جفت‌های قیمتی تهران-آذربایجان‌شرقی، تهران-آذربایجان‌غربی، تهران-اردبیل، تهران-زنجان، آذربایجان‌شرقی-آذربایجان‌غربی، آذربایجان‌شرقی-زنجان آزمون t انجام شد که برای جفت‌های تهران-آذربایجان‌شرقی، تهران-اردبیل، تهران-زنجان و آذربایجان‌شرقی-زنجان مقدار این آماره به ترتیب برابر با ۰/۳۸، ۰/۵۷، ۰/۴۲ و ۰/۰۷ است و هیچ یک از این قیمت‌های تفاضلی از لحاظ آماری معنی دار نیستند. در نتیجه بین جفت بازارهای یاد شده LOP قوی برقرار است ولی برای بازارهای تهران-آذربایجان‌غربی و آذربایجان‌شرقی-آذربایجان‌غربی مقدار این آماره به ترتیب ۴/۱۱ و ۲/۵ به دست آمده که این مقادیر به ترتیب در سطوح معنی داری ۱و۵ درصد معنی دار هستند و در نتیجه بین بازارهای یاد شده LOP ضعیف حاکم است.

**جدول (۵) نتایج آزمون LOP برای محصول گوشت‌مرغ در استان‌های مورد نظر**

| مجموعه قیمت تفاضلی | L | آماره $\tau_{\mu}$ | آماره $t$ | آماره $\tau_{\mu\mu}$ | آماره | آماره | نتایج |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| بازار مرکزی: تهران | | | | | | | |
| تهران-آذربایجان‌شرقی | ۷ | -۵/۸۰*** | ۰/۳۸ | - | - | - | LOP قوی |
| تهران-آذربایجان‌غربی | ۴ | -۸/۸۶*** | ۴/۱۱*** | - | - | - | LOP ضعیف |
| تهران-اردبیل | ۴ | -۶/۵۶*** | ۰/۵۷ | - | - | - | LOP قوی |
| تهران-زنجان | ۴ | -۴/۱۲*** | ۰/۴۲ | - | - | - | LOP قوی |
| بازار مرکزی: اذربایجان‌شرقی | | | | | | | |
| آذربایجان‌شرقی-آذربایجان- | ۴ | -۶/۳۱*** | ۲/۵۰** | - | - | - | LOP ضعیف |
| آذربایجان‌شرقی-اردبیل | ۶ | -۲/۴۴ | - | -۰/۰۴ | ۳/۱۲ | -۲/۴۳** | LOP قوی |
| آذربایجان‌شرقی-زنجان | ۴ | -۴/۷*** | ۰/۰۷ | - | - | - | LOP قوی |

منبع: یافته‌های تحقیق *** ، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱٪ ، ۵٪ و ۱۰٪.

در ادامه برای سری قیمت تفاضلی آذربایجان‌شرقی-اردبیل آزمون $\tau_{\mu\mu}$ ($H_0: \mu_{ij} = 0$) بر روی الگوی رابطه ۷ با شرط $\beta_{ij} = 0$ انجام گرفت که مقدار این آماره برابر با ۰/۰۴- است که در مقایسه با مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد در جدول مربوطه (۳/۱۶-) از لحاظ آماری معنی دار نبوده و فرض صفر رد نشد. لذا در مرحله بعد آزمون $\Phi$ ($H_0: \mu_{ij} = \beta_{ij} = 0$) صورت گرفت.

در اینجا نیز مقدار این آماره برابر با ۳/۱۲ است که در مقایسه با مقدار بحرانی در سطح حتمال ۱ درصد در جدول مربوطه (۶/۵۷) از لحاظ آماری معنی دار نبوده و فرض صفر رد نشد. در نتیجه بنابر فرایند شکل ۱، مدل ۶ برآورد شد و آزمون τ ($H_0: \beta_{ij} = 0$) انجام شد که مقدار آماره محاسباتی برابر با ۲/۴۳- است و در مقایسه با مقدار بحرانی همین آماره در سطح ۵ درصد در جدول مربوطه (۲/۲۱-) فرض صفر رد گردید و وجود LOP قوی بین دو استان آذربایجان‌شرقی و اردبیل تایید شد. بر این پایه نتیجه گرفته می‌شود، هنگامی که استان تهران به عنوان بازار مرکزی در نظر گرفته می‌شود، برای محصول گوشت مرغ بین استان‌های تهران-آذربایجان‌شرقی، تهران-اردبیل، تهران-زنجان LOP قوی و برای دو استان تهران-آذربایجان‌غربی LOP ضعیف برقرار است. همچنین هنگامی که استان آذربایجان‌شرقی به عنوان بازار مرکزی برای استان‌های شمال‌غرب کشور گزینش شود برای محصول گوشت‌مرغ بین استان‌های آذربایجان‌شرقی-اردبیل، آذربایجان‌شرقی-زنجان LOP قوی و بین دو استان آذربایجان‌شرقی-آذربایجان‌غربی LOP ضعیف برقرار خواهد بود.

## نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش با در نظر گرفتن اینکه رابطه‌های قیمت‌های مکانی به دلیل وجود هزینه‌های ترابری و دیگر هزینه‌های مبادله‌ای به احتمال غیرخطی بوده‌اند، برقراری قانون قیمت واحد (LOP) در بازارهای گوشت‌مرغ استان‌های گزینش شده شامل بر پنج استان آذربایجان‌شرقی، آذربایجان‌غربی، اردبیل، تهران و زنجان تحت روابط غیرخطی مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گرفت. بنابر نتایج به دست آمده بازارهای یاد شده برای محصول گوشت‌مرغ بخوبی پیوسته هستند و LOP در همه‌ی جفت‌های بازار برقرار است. برای محصول مورد بحث بین استان‌های تهران-آذربایجان‌شرقی، تهران-اردبیل، تهران-زنجان، آذربایجان‌شرقی-اردبیل، آذربایجان‌شرقی-زنجان LOP قوی و بین استان‌های تهران-آذربایجان‌غربی و آذربایجان‌شرقی-آذربایجان‌غربی LOP ضعیف برقرار می‌باشد.

هنگامی که LOP قوی برقرار است مجموعه قیمت‌های $p_{it}$ و $p_{jt}$ با بردار همجمعی $(1, 0, -1)$ همجمع خواهد بود در صورتی که هنگام برقراری LOP ضعیف دو مجموعه قیمت با بردار همجمعی $(1, -\mu_{ij}, -1)$ همجمع هستند. در هر دو حالت LOP قوی و LOP ضعیف در بلندمدت، انتقال کامل تکانه‌ها از یک بازار مکانی به دیگر بازارها صورت می‌گیرد. در واقع وجود LOP قوی یعنی اینکه قیمت گوشت‌مرغ در دو استان مختلف نزدیک به برابراست و

حرکت توام قیمت‌ها در این دو بازار کامل است. به عبارت دیگر بیشتر تغییرپذیری‌هایی که در بازار یکی از استان‌ها مانند بازار گوشت‌مرغ استان آذربایجان‌شرقی رخ بدهد، وضعیت بازار گوشت‌مرغ استان اردبیل را تحت تاثیر قرار خواهد داد. این وضعیت در بازارهای گوشت‌مرغ بین استان‌های تهران-آذربایجان‌شرقی، تهران-اردبیل، تهران-زنجان، آذربایجان‌شرقی-زنجان که در آنها LOP قوی برقرار هست حاکم خواهد بود. اما در حالت وجود LOP ضعیف به طور عموم یک رابطه نسبی بین قیمت‌های دو استان حاکم است و سطوح قیمت گوشت‌مرغ در آنها به دلایلی مثل هزینه‌های ترابری و دیگر هزینه‌های مبادله و یا تفاوت‌های کیفیتی متفاوت است. این وضعیت در بازار گوشت‌مرغ بین استان‌های تهران-آذربایجان‌غربی و آذربایجان‌شرقی-آذربایجان‌غربی قابل مشاهده است. به این معنی که هزینه‌های مبادله و ترابری و یا تفاوت‌های کیفیتی در قیمت‌های نسبی گوشت‌مرغ بین هر دو جفت استان یاد شده اثرگذار است. در هر دو حالت LOP قوی و LOP ضعیف در بلندمدت، انتقال کامل تکانه‌ها از یک بازار مکانی به دیگر بازارها صورت می‌گیرد. مفهوم نتایج این است که اگر در بلندمدت در قیمت روزانه خرده-فروشی هر یک از بازارهای گوشت‌مرغ ۱ درصد تغییر رخ دهد موجب ۱ درصد تغییر در قیمت روزانه خرده‌فروشی دیگر بازارها خواهد شد. در ادبیات پیوستگی بازار به عامل‌های بسیاری که سبب تفاوت قیمت حتی در بلندمدت می‌شوند اشاره شده است. در سطح خرد هزینه‌های ترابری و توزیع ممکن است بین استان‌ها متفاوت باشد.

به طور کلی نتایج به دست آمده از آزمون‌های LOP برای استان‌های مورد بررسی نشان می‌دهد که انتقال کامل تکانه‌ها بین استان‌های گزینش شده مورد بررسی صورت می‌گیرد و بیانگر این نکته است که پیوستگی کامل مکانی بین هرپنج استان و برای محصول گوشت‌مرغ وجود دارد. به این مفهوم که فعالیت‌های فرصت پوششی به طور سودآوری از فرصت‌های موجود استفاده می‌کند و کارایی اقتصادی را افزایش می‌دهد. لذا هرگونه مداخله یا شکست بازار در هریک از استان‌ها، وضعیت عرضه و تقاضای بازار استان‌های دیگر را تحت تاثیر قرار می‌دهد. در نتیجه با در نظر گرفتن این که بازار محصول گوشت‌مرغ در بین پنج استان مورد بررسی پیوسته بوده و قانون قیمت واحد نیز در آن جاری است، این استان‌ها به عنوان یک بازار تلقی شده و بازارها از لحاظ کارایی در سطح مطلوبی قرار دارند. بنابراین دولت هرگونه سیاستی را در هریک از این استان‌ها اجرا کند تاثیرگذاری این سیاست به‌طور کامل به استان‌های دیگر نیز منتقل شده و رفاه تولید کنندگان و مصرف کنندگان این استان‌ها را تحت تاثیر قرار می‌دهد. لذا توصیه

می‌شود سیاستگذاران و برنامه‌ریزان یک نگاه کلی به قضیه داشته باشند و با توجه به پیوستگی بازارها و انتقال‌های قیمتی بین این بازارها برنامه خود را به صورت منطقه‌ای اعمال کنند. به عنوان مثال اگر برنامه کنترل تولید گوشت‌مرغ در یکی از استان‌ها در نظر گرفته شود اثرگذاری‌های قیمتی آن، بازار دیگر استان‌های همجوار در شمال‌غرب کشور را تحت تاثیر قرار خواهد داد. به همین دلیل توصیه می‌شود که سیاست‌های قیمتی یا غیرقیمتی به صورت منطقه‌ای لحاظ شود.

بنابر آزمون LOP ملاحظه می‌شود که در استان‌های شمال‌غرب کشور به تقریب قانون قیمت واحد قوی حاکم است که نشان از پیوستگی بالا بین این استان‌ها دارد. این امر نشان می‌دهد که در این استان‌ها برای محصول گوشت‌مرغ در سطح خرده فروشی نظام بازار آزاد حاکم است. به هر میزان که نظام بازار آزادتر باشد، بازارها پیوسته‌تر خواهند بود و هر چه پیوستگی بازارها بالاتر باشد به سود تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان خواهد بود. به این ترتیب که هرچه بازارها آزادتر و پیوسته تر باشند نشانه‌های قیمتی درستی از راه مسیرهای بازاریابی منتقل خواهد شد و درنتیجه تولیدکنندگان بنابر سودمندی‌هایی که از شرایط رقابتی خود به دست می‌آورند تخصص بیشتری خواهند یافت. در نهایت نتیجه گیری کلی این است که بازار گوشت‌مرغ در استان‌های آذربایجان‌شرقی، آذربایجان‌غربی، اردبیل، تهران و زنجان یکپارچه بوده و تغییرپذیری‌های سیاستی و یا تغییرپذیری‌های عامل‌های عرضه و تقاضا در یکی از این استان‌ها بر قیمت گوشت‌مرغ در دیگر استان‌ها اثرگذار خواهد بود، لذا به مدیران و سیاست‌گذاران مربوطه توصیه می‌شود که در اتخاذ سیاست‌های قیمت‌گذاری و مدیریت بازار این محصول در این استان‌ها جانب احتیاط بیشتری را رعایت نمایند چرا که قیمت گوشت‌مرغ در این استان‌ها پیوسته به هم بوده و اثرگذاری‌های این سیاست‌ها تولید کنندگان و مصرف کنندگان این محصول در دیگر استان‌ها (استان‌های پیوسته) را تحت تاثیر قرار می‌دهد و شرایط عرضه و تقاضا در دیگر استان‌ها را نیز تغییر می‌دهد.

## منابع

شاه ولی، ا. و بخشوده، م.(۱۳۸۴) بررسی پیوستگی بازارهای آبزیان ایران. *فصل نامه پژوهش های اقتصادی،(۱): ۸۵-۶۹.*

فلسفیان، آ. و زیبایی، م.(۱۳۸۶) یکپارچگی بازار و قانون قیمت واحد ( بازار گوشت گوسفند و گوساله در استان‌های منتخب). *مجله علوم و صنایع کشاورزی، جلد ۱۹، (۱): ۱۷۹-۱۷۳.*

مقدسی، ر. ، خلیق، پ. و قلمباز، ف.(۱۳۹۰) قانون قیمت های واحد در بازار محصولات کشاورزی ایران (بررسی موردی: جو، برنج و پنبه). *مجله پژوهش های ترویج و آموزش کشاورزی، سال چهارم، (۱)* ۴۱-۵۱.

وزارت بازرگانی.(۱۳۸۹) وضعیت گوشت مرغ. *اداره کل روابط عمومی وزارت بازرگانی، رصد اخبار رسانه ها(۱۶).*

Asche, F., Bremnes, H., Wessels, C.(1999) Product aggregation, market integration, and relationships between prices: An application to world salmon markets. Am. *J. Agric. Econ*.81: 568˚581.

Asche, F., Gordon, D.V., Hannesson, R. (2004) Tests for market integration and the Law of One Price: the market for whitefish in France. *Marine resource economics*, 19: 195˚210.

Chong, T., Hinich, M., Liew Khim-Sen, V., Lim, K.P. (2008) Time series test of non-linear convergence and transitional dynamics. *Econ. Lett*. 100:.337˚ 339.

Emmanouilides, C.J., Fousekis, P. (2012) Testing for the LOP under nonlinearity: an application to four major EU pork markets. *Agricultural Economics* 43:715-723.

Fackler, P.L., Goodwin, B.K.(2001) Spatial price analysis. In: Rauser, G., Gardner, B. (Eds.), handbook of agricultural economics. *Elsevier Publishing, Amsterdam*, NL. 971˚1024.

Fousekis, P., Klonaris, S., 2002. Spatial price relationships in the olive oil market of the Mediterranean. *Agricultural Economics Review*, Vol.3, No2. Pp. 23-35.

Ghosh, M. (2010) Spatial price linkages in regional food grain markets in India. *The Journal of Applied Economic Research*, 4:495-516.

Goodwin, B., Piggott, N. (2001) Spatial market integration in the presence of threshold effects. Am. *J. Agric. Econ*. 83:302˚317.

Goodwin, B.K., Holt, M.T., Prestemon, J.P. (2010) North American oriented strand board markets, arbitrage activity, and market price dynamics: A smooth transition approach. Department of Economics, *Finance, and Legal Studies, University of Alabama*

Kapetanios, G., Shin, Y., Snell, A.(2003) Testing for a unit root in the non- linear STAR framework. *J. Econ*. 112:359˚379.

Luukkonen, R., Saikkonen, P. & Ter¨asvirta, T. (1988). Testing linearity against smoothtransition autoregressive models, *Biometrika* 75:491˚499.

Mushtaq, kh., Gafoor, A., Dad, M. (2008) Apple market integration: Implications for sustainable agricultural development.*The Lahore Journal of Economics*.129-138.

Nanang, D.M., (2000) A multivariate cointegration test of the law of one price for Canadian softwood lumber markets. *Forest Policy and Economics* 1: 347-355.

Serra, T., Zilberman, D., Gil, J.M., Goodwin, B.K. (2011). Nonlinearities in the U.S. corn-ethanol-oil-gasoline price system. *Agricultural Economics*, 42:35˚45.

Sexton, R.J., Kling, C. L., Carman, H. F. (1991) Market Integration, Efficiency of Arbitrage, and Imperfect Competition: Methodology and Application to U.S. Celery. *American Agricultural Economics Association*. 568-580.

Susanto, D., Rosson, C., Adcock, F.J.,(2008) Market integration and convergence to the Law of One Price in the North American onion markets. *Agribusiness*, 24:177˚191.

Takayama, T., and G.G. Judge. (1964). Spatial equilibrium and quadratic programming. *Journal of Farm Economics*. 46:349-365.

Williams C. H., R. A. Bewely, R. A. (1993) Price Arbitrage between Queensland Cattle Auction. *Australian Journal of Agricultural Economics*, 37:33-55.

Zhao, J., Goodwin, B., Pelletier, D.,(2012) A New Approach to Investigate Market Integration: a Markov-Switching Autoregressive Model with Time-Varying Transition Probabilities. *Department of Economics North Carolina State University.*

Zivot, E., Wang, J. (2006) Modeling financial time series with S-PLUS. *www.springer.com*

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی