بررسی هم‌گرایی و همبستگی فضایی قیمت چغندرقند در ایران

ویدا ورهرامی[1*] و مریم حامدی نسب[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۷/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۰/۱۸

چکیده

هدف از مطالعه حاضر اندازه‌گیری همبستگی فضایی و هم‌گرایی قیمت چغندرقند برای استان‌های عمده تولیدکننده آن است. در راستای این هدف، بازار محصول چغندرقند با استفاده از داده‌های سالانه قیمت سر مزرعه استان‌های عمده تولیدکننده، بررسی شده‌و سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۷۷ بازه زمانی مورد بررسی است.این هدف با بهره‌گیری از روش اقتصادسنجی فضایی برای تعیین ضریب همبستگی بررسی شده و از مدل هم‌گرایی آستانه‌ای برای تعیین هم‌گرایی و چگونگی انتقال قیمت، استفاده شده است. براساس نتایج بدست‌آمده، همبستگی فضایی قیمت در بیش‌تر سال‌های مورد بررسی، وجود دارد. هم‌چنین، با در نظر گرفتن جهت تغییر قیمت از سایر استان‌ها به استان خراسان به‌عنوان استان اصلی که بیش‌ترین صنایع تبدیلی و تولید چغندرقند در کشور را دارد، فرضیه هم‌گرایی قیمتی، بین استان‌ها تائید می‌شود. بر اساس یافته‌های بدست‌آمده پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران به اتخاذ سیاست‌های قیمتی و غیرقیمتی در زمینه چغندرقند در استان خراسان توجهی ویژه داشته باشند چراکه در نهایت اثر این سیاست‌ها در بازار محصولات کشاورزی دیگر استان‌ها که متأثر از بازار محصولات کشاورزی خراسان هستند، نمایان خواهد شد.

طبقه‌بندی JEL: JEL:E52

واژه‌های کلیدی: قیمت، همبستگی فضایی، هم‌گرایی، چغندرقند.

[1]- استادیار داشکده اقتصاد دانشگاه شهیدبهشتی.

۲- کارشناسی ارشد اقتصاد دانشکده اقتصاد دانشگاه شهیدبهشتی.

*- نویسنده مسئول مقاله: vida.varahrami@gmail.com

پیش‌گفتار

بخش کشاورزی از جمله بخش‌هایی است که دارای روابط پسین و پیشین نسبتاً بالایی با دیگر بخش‌های اقتصادی، بویژه بخش صنعت بوده، به‌گونه‌ای‌که در مراحل اولیه تکوین، نقشی مهم و بسزا در راه‌اندازی چرخ‌های توسعه و ایجاد اشتغال به عهده داشته است. در بین محصولات کشاورزی، چغندرقند همواره به‌عنوان یکی از محصولات رابط بین بخش کشاورزی و صنعت، از راه ارتباطات پسین و پیشین، سهمی قابل‌ملاحظه را در رونق بخشیدن به قسمتی از فعالیت‌های بخش صنعتی ایفا می‌کند (نیکویی و همکاران، ۱۳۸۵). چغندرقند محصولی صنعتی است که پس از فرآوری در کارخانه‌های قند چغندری و تبدیل‌شدن به شکر به مصرف می‌رسد. در کنار شکر، از این محصول فراورده‌هایی همچون تفاله و ملاس نیز بدست می‌آید که در پرورش دام و در صنعت به مصرف می‌رسند. از نظر تولید و مصرف چغندرقند محصولی مهم است. در چرخه سمت تولید، چغندرقند در کنار نیشکر به‌عنوان یک نهاده واسطه‌ای در تولید قند و شکر مورد استفاده قرار می‌گیرد. از کل شکر تولیدی در کشور بیش از ۵۵ درصد آن از چغندرقند تأمین شده است (نیکویی و همکاران، ۱۳۸۵).

قیمت یکی از مهم‌ترین عوامل موثر در فرآیند تولید محصولات کشاورزی بشمار می‌رود، به گونه‌ای‌که افزون بر افزایش سطح زیر کشت، می‌تواند به افزایش تولید نیز منجر شود. قربانی و دهقانیان (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل قیمتی و غیر قیمتی موثر بر گسترش سطح زیر کشت چغندرقند با استفاده از الگوهای گوناگون ازجمله کاب داگلاس (لگاریتمی) و خطی پرداختند. نتایج بدست آمده از برآورد نشان دادند که عواملی مانند تحصیلات، نوع مالکیت اراضی، نوع بذر، روش کاشت، نوع سیستم آبیاری، عملکرد سال گذشته چغندرقند، عیار چغندرقند، سن کشاورزان و فاصله تا کارخانه از مهم‌ترین عوامل موثر بر گسترش کشت چغندرقند در استان خراسان می‌باشند. از مجموعه این متغیرها، دو متغیر سن چغندرکار و فاصله تا کارخانه قند با تأثیر منفی و سایر متغیرها با تأثیر مثبت بر توسعه کشت چغندرقند ارزیابی‌شده‌اند.

در راستای بیان اهمیت موضوع می توان گفت؛ سؤالی که این‌جا مطرح می‌شود، این است که آیا بین استان‌های عمده‌ی تولیدکننده‌چغندرقند همبستگی مکانی (فضایی) وجود دارد؟ پس از آن این سؤال مطرح می‌شود که آیا با وجود همبستگی فضایی دراین استان‌ها، هم‌گرایی قیمتی بین استان‌ها وجود دارد؟ پاسخ به این سؤالات مهم است چون ارتباط فضایی قیمت، یک شاخص مهم کارایی سراسر بازار است و تحلیل‌های فضایی قیمت در توضیح کارایی بازار و درجه هم‌گرایی مهم است.

لذا، هدف از این مطالعه بررسی همبستگی فضایی قیمت چغندرقند و هم‌گرایی آن بین استان‌های عمده تولیدکننده آن است. در ادامه این مقاله به بیان مبانی و پیشینه پژوهش و روش پژوهش در ارتباط با همبستگی فضایی و هم‌گرایی پرداخته‌شده است.

مبانی و پیشینه پژوهش

در مورد هم‌گرایی، انتقال قیمت و همبستگی فضایی، مطالعات متعددی در داخل و خارج از کشور انجام شده است. از مطالعات انجام‌شده در زمینه هم‌گرایی در داخل کشور می‌توان به مطالعه نیکوکار (۱۳۹۴) پیرامون چگونگی انتقال قیمت پسته در بازار خرده‌فروشی دربازه زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۶ با استفاده از الگوی آستانه‌ای، مطالعه کازرونی و همکارانش (۱۳۹۳)، در مورد هم‌گرایی سطح قیمت کالاهای قابل‌مبادله در مقایسه با خدمات با استفاده از رهیافت دوبه‌دوی قیمتی تعمیم‌یافته و مطالعه خلیق و مقدسی (۱۳۸۸) در راستای بررسی قانون قیمت واحد در بازار سه محصول جو، برنج و پنبه با استفاده از الگوهای تصحیح خطا در دوره ۱۳۸۷-۱۳۷۰ اشاره کرد. هم‌چنین، مقاله فاضلی و مقدسی (۱۳۸۶) نیز در مورد انتقال قیمت بازار پسته برای دوره زمانی ۸۵-۱۳۷۵(آمار ماهیانه) بر اساس رهیافت هوک، انجام‌گرفته است.

از مطالعات داخلی انجام‌شده در زمینه همبستگی فضایی می‌توان به مطالعه تهامی‌پور و همکاران (۱۳۹۲) اشاره کرد که به تبیین الگوی وابستگی فضایی ریسک سیستماتیک عملکرد گندم دیم در ایران پرداخته‌اند، نتایج این مقاله نشان دادند که ریسک عملکرد گندم دیم در کشور ماهیت سیستماتیک دارد و مجموعه قابل‌توجهی از شهرستان‌های تولیدکننده این محصول را دربر می‌گیرد.

بلیانی و همکاران (۱۳۹۳) به مدل‌سازی روابط مکانی-فضایی بارش سالانه استان خوزستان با رهیافتی از فن‌های تحلیل آمار فضایی پرداختند. نتایج نشان دادند که بارش سالانه در استان خوزستان از یک الگوی خوشه‌ای با تمرکز بالا پیروی می‌کند. در این مطالعه آماره موران تک متغیره به مقدارا ۰/۹۹بدست‌آمده که حاکی از یک وابستگی فضایی قوی است.

ازجمله مطالعات خارجی می‌توان به مطالعه تورس و همکاران[1] (۲۰۰۹) اشاره کرد که همبستگی مکانی میوه‌ها (انبه، انگور وخربزه) و گندم را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد که مقدار تولید و عملکرد بطور فضایی در شمال شرق برزیل خودهمبسته است و یک همبستگی فضایی مثبت بین ارزش تولید و عملکرد در شمال شرق برزیل وجود دارد.

در زمینه همبستگی فضایی مطالعه پنگ چنگ[2] و همکاران (۲۰۱۳) در زمینه هم‌گرایی،آدسولا و راهجی[3] (۲۰۱۵) با استفاده از مدل‌های راوالیون، هم انباشتگی یوهانسن و مدل تصحیح خطا و علیت گرنجری، نشان دادند که هم‌گرایی بازارهای پیاز نیجریه در کوتاه‌مدت پایین است و هم انباشتگی بلندمدت میان ایالت‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده وجود دارد.

---

[1]- Torres
[2] -Peng Cheng, et al
[3] -Adesola&. Rahji

بررسی هم‌گرایی بازارهای لوبیا در مالاوی به وسیله موتومبوکا و همکاران[1] (۲۰۱۴) با استفاده از مدل خود رگرسیون آستانه‌ای نشان داد در بلندمدت قیمت‌های لوبیا در بازارهای جداشده به گونه مکانی در مالاوی تمایل به حرکت در یک راستای مشابه دارند.

ایکودایسی و کبیر[2] (۲۰۱۲) با بکارگیری الگوی تصحیح خطای برداری، هم‌گرایی فضایی بازار ذرت نیجریه را بررسی کردند. نتایج مطالعه نشان دادند که ارتباط فضایی قیمت درون بازارهای ذرت وجود دارد و این ارتباط به کارایی جریان داده‌های قیمت وابسته است.

روجان و کومار[3] (۲۰۱۰) با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی و هم‌جمعی توسعه‌یافته یوهانسون، هم‌گرایی فضایی بازار سبزی‌ها (گوجه‌فرنگی، پیاز، سیب‌زمینی و کلم) در کشور نپال را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان دادند تقریباً تمام بازارهای سبزی در معادلات هم جمعی بلندمدت واکنش نشان داده‌اند درحالی‌که سرعت تعدیل قیمت در کوتاه‌مدت تقریباً وجود ندارد.

به عنوان جمع بندی مطالعات ذکر شده در این قسمت می توان گفت که؛ بررسی ارتباط فضایی قیمت بازارهای محصولات کشاورزی و هم‌گرایی مکانی قیمت به انتخاب دقیق‌ترسیاست‌گذاری‌ها و قیمت‌گذاری‌ها در بخش کشاورزی کمک می‌کند. بااین‌حال در اکثر بررسی‌ها توجه چندانی به هم‌گرایی و همبستگی مکانی قیمت بازار محصولات کشاورزی نشده است و بیش‌ترین توجه و تمرکز بر مباحث انتقال قیمت محصولات کشاورزی بوده است. علت مطالعه حاضر از این منظر است که تاکنون هیچ مطالعه‌ای در کشور به بررسی ارتباط قیمت چغندرقند بین استان‌های عمده‌ی تولیدکننده آن توجهی نکرده‌اند که این پژوهش به بررسی همبستگی فضایی قیمت و هم‌گرایی آن پرداخته است.

روش پژوهش

همبستگی فضایی[4]

همبستگی فضایی، در حقیقت همبستگی متغیرهای مکانی بر اساس فاصله مکانی بین آن‌هاست. هرچه مشاهدات دارای فاصله‌ای کم‌تر نسبت به یکدیگر باشند همبستگی فضایی آن‌ها بیش‌تر و هرچه فاصله آن‌ها بیش‌تر شود، مقدار همبستگی فضایی کم شده و به صفر نزدیک می‌شود. همبستگی فضایی قیمت بیانگر این است که قیمت یک رفتار سیستماتیک دارد و این بدین معناست که قیمت یک کالای مشخص در یک مکان مشخص باقیمت همان کالا در مکان دیگر ارتباط دارد.

---

[1]- Mtumbuka, et al
[2] -Ikudayisi & Kabir
[3]- Rojani & Kumar
[4]- Spatial Association

انسلین[1](۱۹۹۲) بر این باور است که مکان دارای دو نوع تأثیر فضایی همبستگی فضایی و ناهمگونی فضایی است: نخستین مورد، همان همبستگی فضایی یا پیوستگی فضایی است. در نتیجه، ارزش‌های مشابه یک متغیر تمایل دارند که در مکان‌های نزدیک به هم رخ دهند و به تجمع فضایی منجر شوند، اما نوع دوم تأثیر فضایی متعلق به تفاوت‌های منطقه‌ای یا فضایی است که از بی‌مانند بودن ذاتی هر مکان پیروی می‌کند.

همبستگی فضایی در مجموعه‌ای از داده‌های نمونه‌ای به این معناست که مشاهدات در مکان i به مشاهدات دیگر در نقاط $j \neq i$ بستگی دارد. به‌بیان‌دیگر:

$$Y_i = f(Y_j), i = 1, \dots, n \; j \neq i \qquad (۱)$$

مدل‌های گوناگونی برای بررسی همبستگی فضایی وجود دارد ازجمله آن‌ها مدل مختلط رگرسیون-خودرگرسیون[2]، خودهمبستگی فضایی مرتبه اول[3]و مدل خطای خودرگرسیون فضایی[4] هستند.

خودهمبستگی فضایی مرتبه نخست

اگر بردار قیمت محصولات کشاورزی موردنظر در مناطق گوناگون در یک مقطع زمانی مشخص با Y و ماتریس متغیرهای توضیحی با X نمایش داده شود، الگوی کلی خود رگرسیون فضایی با داده‌های مقطعی به‌صورت زیر خواهد بود:

$$Y = \rho W_1 Y + X\beta + U \qquad (۲)$$
$$u + \varepsilon U = \propto W_2$$

که در آن Y یک بردار $N*1$ از متغیر قیمت یا واریانس قیمت محصولات کشاورزی در منطقه‌ای مشخص به‌عنوان متغیر وابسته است و X یک ماتریس $n \times K$ از متغیرهای توضیحی که شامل متغیرهای موثر بر متغیر وابسته (ازجمله هزینه حمل‌ونقل، قیمت‌های جهانی، هزینه نهاده‌ها، سطح زیر کشت و...) است. W_1 و W_2 ماتریس وزنی فضایی $n \times n$ هستند که می‌توانند طبق تعاریف مجاورت فضایی، به‌منزله تابعی از فاصله ایجاد شوند. پارامتر ρ خودهمبستگی فضایی را اندازه‌گیری می‌کند. U اجزای اخلال الگو با میانگین صفر و واریانس σ^2 است که دارای ساختار فضایی بوده و $\propto$ ضریب همبستگی اجزای اخلال رگرسیون در مناطق گوناگون است. با توجه به الگوی ارائه شده دو نوع همبستگی وجود دارد: نخست همبستگی بین قیمت‌های محصول کشاورزی مورد بررسی در

[1]-Anseline
[2] -Spatial Autoregressive Model(SAR)
[3]- First-Order Spatial ARModel(FAR)
[4]-Mixed Regressive- Spatial Autoregressive Model(SEM)

مناطق گوناگون که بر اساس مجاورت در قالب ماتریس همسایگی W_1 وزن داده می‌شوند و ρکه شدت این همبستگی فضایی را اندازه‌گیری می‌کند. دوم، همبستگی بین اجزا اخلال در مکان‌های گوناگون است که ∝ شدت این همبستگی را می‌سنجد. با اعمال برخی از محدودیت‌ها در الگوی (۲) الگوی ساده‌تری به دست می‌آید. مثلاً اگر X=0 باشد و تغییرات اجزای اخلال متأثر از مناطق دیگر نباشد ($W_2 = 0$)، الگوی خود رگرسیون فضایی مرتبه اول به فرم زیر بدست می‌آید که در این حالت فقط همبستگی مکانی خود متغیر سنجیده می‌شود.

$$\begin{cases} Y = \rho W_1 Y + U \\ U \approx N(0, \delta^2 I_n) \\ I \end{cases} \quad (۳)$$

بررسی هم‌گرایی و آزمون تقارن قیمت

تجزیه و تحلیل روابط مکانی قیمت، به‌طورکلی به دنبال نشان دادن تعاملات میان بازارهای محلی و بررسی عملکرد این بازارها است. مفاهیم گوناگونی مانند آربیتراژ مکانی، هم‌گرایی بازار و کارایی بازار[1] برای توصیف ارتباط بین قیمت‌های مکانی استفاده‌شده است. هم‌گرایی قیمت بیان می‌کند که قیمت محصولات یکسان در بازارهای مکانی گوناگون در بلندمدت گرایش به یکسان شدن دارد و به مفهوم دیگر متغیر وابسته به سمت تعادل بلندمدت تمایل دارد.هم‌گرایی قیمت بین مناطق جغرافیایی متفاوت معمولاً تابعی از قیمت مناطق گوناگون در یک بازه زمانی مشخص است. هم‌گرایی مکانی قیمت‌ها اشاره به انتقال متقارن قیمت در تمام بازارهای بافاصله مکانی دارد که این مفهوم از هم‌گرایی نوسانات و تفاوت‌های قیمت گرفته‌شده است، بر اساس این دیدگاه، تفاوت‌های قیمت محصولات همگن در بازارهای گوناگون، از هزینه‌های مبادله نشاءت گرفته است، تفاوت زیاد قیمت‌ها می‌تواند ناشی از موارد متعددی ازجمله ساختار نامناسب بازار، وجود زیرساخت‌های نامناسب شبکه حمل‌ونقل، نبود اطلاعات کافی در بازار و ضعف در شبکه اطلاع‌رسانی باشد. بنسون و فامینو (۱۹۹۰)[2] اظهار داشتند که هم‌گرایی فضایی بازارهای کشاورزی به‌عنوان یک ابزار اندازه‌گیری غیرمستقیم کارایی بازار قابل‌استفاده است، آن‌ها بیان داشتند مطالعه هم‌گرایی بازار محصولات کشاورزی گوناگون اطلاعات باارزشی در مورد پویایی تعدیلات بازار را فراهم می‌آورد و وجود نقص در بازار را بررسی می‌کند، ممکن است مداخلات دولت در بازار را توجیه کند. روش‌های گوناگونی برای بررسی چگونگی رفتار قیمت در بین بازارها وجود دارد. روش‌هایی که بر پایه تجزیه‌وتحلیل سری‌های زمانی هستند مدل‌های هم‌گرایی[3] نامیده می‌شوند.

---

[1]-Market Efficiency
[2]-Benson & Faminow
[3]-Integration

آزمون هم‌گرایی انگل گرنجر

طبق نظرانگل و گرنجر[1]اگر بازارها کارا باشند در این صورت قیمت‌ها در بازارهای گوناگون باید هم‌گرا باشند. در این مطالعه از روش انگل و گرنجر، طی دو مرحله، استفاده‌شده و هم‌گرایی قیمت بین استان خراسان و دیگر استان‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد که ارتباط بین دو سری قیمت به‌صورت زیر است:

$$P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 P_{jt} + \varepsilon_t \quad (۴)$$

در این رابطه P_{it} قیمت بازار i در زمان t، P_{jt} قیمت بازار j در زمان t را نشان می‌دهد و ε_t جزء اخلال است. جملات پسماند این رابطه ازلحاظ ایستایی بررسی می‌شود. بعد از صحت ایستایی، آزمون هم‌گرایی برای دو سری قیمت که هردو هم جمع از درجه‌یک هستند، یک ترکیب خطی به‌صورت زیر معرفی می‌کند:

$$\Delta\varepsilon_t = \rho\varepsilon_t + u_t \quad (۵)$$

لذا در صورت ایستایی جملات پسماند، می‌توان گفت رابطه بلندمدت تعادلی یا هم‌گرایی وجود دارد، اما ازآن‌جا که روش انگل و گرنجر یک روش دومتغیره است برای حالت‌های با متغیرهای بیش تر کاربرد ندارد.

روش هم‌گرایی خودرگرسیون آستانه‌ای[2]

مطالعات انگل و گرنجر (۱۹۸۷) نشان دادند که در صورت وجود هم‌گرایی نامتقارن بین متغیرها، آزمون های هم‌گرایی معمول نتایج متناقضی ارائه می‌کنند:

$$\Delta\varepsilon_t = I_t\rho_1\varepsilon_{t-1} + (1 - I_t)\rho_2\varepsilon_{t-1} + \varphi \quad (۶)$$

در رابطه بالا ρ_1، ρ_2 و I_t ضریب هستند. $\Delta\varepsilon_t$ تفاضل مرتبه اول جمله اخلال رابطه (۵)، ε_{t-1} وقفه جمله اخلال رابطه (۵) و I_t شاخص هوی ساید[3]است که به صورت زیر تعریف می شود:

$$I_t = \begin{cases} 1 & if\ \varepsilon_{t-1} \geq 0 \\ 0 & if\ \varepsilon_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (۷)$$

[1]-Engle and Grange
[2]- Auto Regression Threshold
[3]-Heaviside

مقدار صفر در رابطه (۷) نشانگر نقطه بحرانی یا همان حد آستانه است. حال برای آزمون هم‌گرایی و تقارن انتقال قیمت آزمون والد[1] انجام می‌شود.

$$\begin{cases} \rho_1 = \rho_2 = 0 & \text{عدم رابطه هم‌گرایی} \\ \rho_1 = \rho_2 \neq 0 & \text{وجود رابطه هم‌گرایی} \end{cases}$$

$$\begin{cases} \rho_1 = \rho_2 & \text{انتقال متقارن} \\ \rho_1 \neq \rho_2 & \text{انتقال نامتقارن} \end{cases}$$

در این مطالعه هم‌گرایی قیمت چغندرقند، در استان‌های عمده تولیدکننده ایران با تأکید بر همبستگی فضایی قیمت‌ها موردبررسی قرار می‌گیرد. بدین منظور ابتدا وجود همبستگی فضایی قیمت بین استان‌های موردمطالعه بر اساس داده‌های سالانه ۹۳-۱۳۷۷ با استفاده از مدل خودهمبستگی فضایی مرتبه نخست (FAR) مورد آزمون قرارگرفته، دوم، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای موردمطالعه با استفاده از آزمون هم‌گرایی انگل گرنجر و مدل خود رگرسیون آستانه مورد آزمون قرار می‌گیرد و سپس برای تعیین چگونگی انتقال (متقارن یا نامتقارن) قیمت از روش هم‌گرایی آستانه‌ای استفاده می‌شود. برای برآورد هم‌گرایی مجموعه سه استان خراسان شمالی، خراسان رضوی و خراسان جنوبی در نظرگرفته شده است از آن‌جا که در این مطالعه، بازه زمانی موردنظر از سال ۱۳۷۷ تا ۱۳۹۳ است و تا پیش از سال ۱۳۸۲ خراسان یک استان بود و داده‌های مجموع آن‌ها موجود است و به‌صورت تفکیکی برای هر سه استان وجود ندارد برای کل دوره به‌صورت خراسان در نظرگرفته‌شده است.

برای برآورد الگوهای یادشده با توجه به محدودیت دسترسی به داده‌ها، از داده‌های سری زمانی به‌صورت سالانه استفاده گردید. در این بازه، داده‌های سالانه قیمت سر مزرعه محصولات منتخب از گزارش قیمت فروش محصولات و هزینه خدمات کشاورزی در مناطق روستایی از انتشارات مرکز آمار ایران استخراج شد. د اده‌های مربوط به طول و عرض جغرافیایی استان‌ها نیز از سال‌نامه آماری مرکز آمار ایران استخراج شد.

در ابتدا برای چغندرقند پایایی متغیرهای قیمت هر استان بررسی می‌شود، در این مطالعه برای سنجش پایایی از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته[2]بهره گرفته شده است. سپس، همبستگی فضایی قیمت برای تشخیص این‌که «آیا ریسک قیمت چغندرقند سیستماتیک است یا نه؟» (آیا با تغییر قیمت در یک استان، قیمت در استان‌های دیگر نیز تغییر می‌کند) بررسی شد. درنهایت، برای

[1]-Wald
[2]- Argument Dickey Fuller

بررسی هم‌گرایی قیمت چغندرقند و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد مطالعه و مدل هم‌گرایی آستانه‌ای برآورد شد. از مدل هم‌گرایی آستانه‌ای علاوه بر بررسی هم‌گرایی برای بررسی چگونگی انتقال قیمت نیز استفاده می‌گردد.

نتایج

با بررسی روند مقدارا تولید هر یک از محصولات صنعتی به مقدارا تولید کل محصولات صنعتی کشور در سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۲ ملاحظه می‌شود که به طور میانگین سهم مقدار تولید چغندرقند۶۰/۵۷درصد، پنبه۵/۰۷ درصد، کتان و کنف (در سال‌هایی که آمارشان موجود است) ۰/۰۳ درصد، توتون و تنباکو ۰/۲۷ درصد، نیشکر ۳۵/۵۳ درصد، سویا ۱/۵ درصد، کلزا ۱/۴ درصد و دیگر دانه‌های روغنی ۱/۷۵ درصد از کل مقدار تولید محصولات صنعتی است.

باتوجه به آمار ارائه شده، واضح است که در بین محصولات صنعتی، چغندرقند بیش‌ترین سهم از کل تولید را به خود اختصاص داده است. ازطرفی این محصول به عنوان منبع تولید شکر موردنیاز کشور است و از این رو اهمیت زیادی دارد.

در شکل ۱، روند قیمت ثابت چغندرقندبر اساس قیمت واقعی (تمامی قیمت‌ها بر شاخص قیمت عمده‌فروشی استانی بر اساس سال پایه ۱۳۹۰ تقسیم‌شده‌اند) در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۷۷ برای استان‌های کرمان، فارس، کرمانشاه، آذربایجان غربی، مرکزی، سمنان، قزوین، همدان، اصفهان و خراسان رسم شده است. انتخاب این استان‌ها با توجه به اولویت‌بندی استان‌های کشور بر اساس مقدارا تولید آن‌ها انتخاب‌شده‌اند.

همان‌گونه که از شکل ۱ مشخص است، روند قیمت استان‌های انتخاب‌شده مشابه هم است. این شکل نشان می‌دهد که نوسانات قیمت استان‌ها تقریباً هم‌سو است و در برخی از سال‌ها تغییرات هم‌جهت نیست بنابراین، ابتدا ایستایی متغیرهای قیمت سالانه چغندرقند در دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۷۷ برای استان‌های عمده تولیدکننده این محصول با استفاده از آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته بررسی شد (جدول ۲).

نتایج جدول ۲ نشان دادند که همه استان‌ها به‌جز فارس و کرمان در سطح پایا هستند. چون ارتباط تمامی استان‌ها با استان خراسان بررسی شده است پایایی اجزای اخلال تمامی استان‌ها در ارتباط با خراسان سنجیده شد. نتایج نشان دادند که همه اجزای اخلال در حالت سطح پایا هستند. (جدول ۳)

همبستگی فضایی-مدل FAR

معنی‌دار بودن ضریب همبستگی، سیستماتیک بودن ریسک قیمت چغندرقند در کشور را تائید می‌کند. برای بررسی وجود ارتباط بین قیمت چغندرقند در استان‌های تولیدکننده این محصول با کمک الگوی همبستگی فضایی مرتبه اول و با استفاده از نرم‌افزار متلب، همبستگی فضایی بین استان‌ها سنجیده شد. نتایج در جدول ۴ نشان می‌دهد که ریسک قیمت چغندرقند سیستماتیک است یعنی اگر قیمت در یک استان تغییر کند، قیمت در استان‌های دیگر نیز تغییر می‌کند.

ضرایب همبستگی فضایی نیز در همه‌سال‌هامعنی‌دار است که به معنی وجود همبستگی مکانی در این سال‌ها است. تنها در دو سال ۱۳۸۸ و ۱۳۹۲ همبستگی فضایی پایینی وجود دارد.

با توجه به نتایج آزمون هم‌گرایی (در مدل TAR، همانند آزمون هم‌گرایی انگل – گرنجر، رابطه بلندمدت بین قیمت چغندرقند تمام استان‌های مورد بررسی با استان خراسان تائید می‌شود. (جدول ۵) فقط این ارتباط بلندمدت بین استان‌های قزوین و سمنان در ارتباط با استان خراسان وجود ندارد. هم‌چنین، آماره F برای آزمون انتقال متقارن نشان از پذیرفته شدن فرض صفر است. لذا، می‌توان نتیجه گرفت که فرایند انتقال قیمت چغندرقند بین استان‌های نامبرده متقارن است. وجود تقارن در فرایند انتقال قیمت این محصول بین استان‌های موردنظر، حاکی از انتقال کامل تغییرات قیمت در هریک از استان‌ها (افزایش یا کاهش) به استان دیگر است. برقراری هم‌گرایی قیمت چغندرقند بین استان‌های گوناگون بیانگر برقراری قانون قیمت واحد، در استان‌هاست و این خود نشان‌دهنده کامل بودن اطلاعات در بازارهای ایران و عملکرد کامل عملیات آربیتراژ خواهد بود. از بین تمامی استان‌ها، در دو استان قزوین و سمنان در ارتباط با خراسان انتقال قیمت نامتقارن است. (جدول ۵)

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

قیمت کالا و خدمات یکی از ابزارهای مهم تصمیم‌گیری بنگاههای اقتصادی و سیاست‌گذاری دولت است هم‌چنین، یک ابزار اساسی در ارتباط بین بخش‌های گوناگون بازار است به همین علت بررسی رفتار آن اهمیت دارد. وجود هم‌گرایی مزایایی چون افزایش کارایی بازار، شفافیت بازار و افزایش رفاه تولیدکننده و مصرف‌کننده را در پی دارد. لذا، وجود هم‌گرایی در موفقیت سیاست‌های اجرایی کشاورزی موثر است.

در این پژوهش همبستگی فضایی، هم‌گرایی و انتقال قیمت چغندرقند بررسی شد. برای این منظور ابتدا همبستگی فضایی این محصول موردبررسی قرار گرفت. نتایج نشان دادند که مجموعه استان‌های بررسی‌شده در دامنه ریسک سیستماتیک قرار می‌گیرند، یعنی قیمت چغندرقند در بین آن استان‌ها دارای همبستگی فضایی (مکانی) است. معنی‌دار بودن ضریب همبستگی، رفتار سیستماتیک ریسک قیمت چغندرقند را در کشور تایید می‌کند، یعنی اگر قیمت این محصول در یک استان تغییر کند، قیمت در استان‌های دیگر هم‌تغییر می‌کند. پس از بررسی وجود همبستگی فضایی قیمت، هم‌گرایی و انتقال قیمت استان‌ها با استفاده از مدل خود رگرسیون استانه‌ای بررسی شد. وجود تقارن در بازار حاکی از انتقال کامل افزایش یا کاهش قیمت دراستان خراسان به سایر استان‌هاست. اگر انتقال به‌صورت نامتقارن صورت پذیرد، این تفاوت قیمت به سود واسطه‌ها و دلالان و زیان کشاورزان و مصرف‌کنندگان خواهد بود. نتایج حاکی از آن است که قیمت چغندرقند در استان‌های عمده تولیدکننده آن هم‌گرا هستند و ارتباط بلندمدت بین قیمت آن‌ها برقرار است و در انتقال قیمت بین خراسان و دیگر استان‌ها انتقال قیمت متقارن وجود دارد (به‌جز استان قزوین و سمنان). وقتی هم‌گرایی قیمت بین خراسان و سایر استان‌ها وجود دارد نشان‌دهنده این است که وقتی در استانی مازاد عرضه سبزی‌ها و در خراسان کمبود وجود دارد مازاد استان دیگر به خراسان منتقل خواهد شد و کمبود خراسان را جبران می‌کند. حال درصورتی‌که انتقال نامتقارن قیمت در بین دو بازار وجود داشته باشد نشان از نارسایی بازار است.

بر اساس یافته‌های به‌دست‌آمده از این مطالعه، برای کمک به مدیریت ریسک قیمت محصول نامبرده، پیشنهادهایی به شرح زیر قابل‌ارائه است:

توجه به سیاست‌های نظارتی، در بازار محصولات کشاورزی ضروری به خصوص محصول چغندر قند است و نقشی مهم در بهبود و ثبات هم‌گرایی بازارها دارد. با توجه به این‌که رابطه هم‌گرایی بین استان‌ها اثبات شد و استان خراسان به‌عنوان بازار مرکزی در نظر گرفته شد، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذران به اتخاذ سیاست‌های قیمتی و غیرقیمتی در استان خراسان توجهی ویژه داشته باشند،

چراکه درنهایت، اثر این سیاست‌ها در بازارهای محصولات کشاورزی دیگر استان‌هاکه متأثر از بازار چغندر خراسان هستند نمایان خواهد شد.

تقویت سیستم اطلاع‌رسانی بازار می‌تواند سرعت انتقال قیمت را بهبود ببخشد و به ثبات بیش‌تر هم‌گرایی کمک کند، نمونه آن شبکه تلویزیونی بازار است که هم‌اکنون در بیش‌تر شهرهای کشور نمایش داده می‌شود که باعث افزایش سرعت انتقال داده‌های بازار می‌شود.

تحلیل تقارن یا عدم تقارن انتقال قیمت می‌تواند الگوی مناسبی برای برنامه‌ریزان و سیاست‌گذران در جهت تعیین و تثبیت قیمت در زمان معین باشد. به همین جهت پیشنهاد می‌شود دولت در راستای تثبیت قیمت در دوره زمانی معینی، از الگوهای تقارن انتقال قیمت در تصمیم‌گیری‌ها، برنامه‌ریزی‌ها و سیاست‌گذاری‌ها بهره ببرد.

منابع

- بلیانی، ی، خسروانی، و، سلیمی، س، بیات، ع. (۱۳۹۳). مدل سازی روابط مکانی-فضایی بارش سالانه استان خوزستان رهیافتی از تکنیکهای تحلیل آمار فضایی، کنفرانس بین المللی توسعه پایدار، راهکارها و چالش ها با محوریت کشاورزی، منابع طبیعی، محیط‌زیست و گردشگری.

- تهامی پور، م، سلامی، ح، یزدانی، س، چیذری، ا. (۱۳۹۲). تعیین دامنه وابستگی فضایی ریسک سیستماتیک عملکرد گندم دیم در ایران: کاربرد الگوهای خودرگرسیون فضایی، مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، ۴۴، صص ۳۴۳-۳۵۶ خلیق، پ، مقدسی، ر، (۱۳۸۸)، قانون قیمتهای واحد دربازار محصولات کشاورزی ایران(مطالعه موردی: جو، برنج، پنبه)، ششمین کنفراس اقتصاد کشاورزی ایران.

- فاضلی، ف. مقدسی، ر. (۱۳۸۶). مطالعه چگونگی انتقال قیمت در بازار محصولات باغی (مطالعه موردی پسته و خرما)، ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، مشهد، انجمن اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه فردوسی مشهد.

- قربانی، م، دهقانیان، س. (۱۳۸۵). تاثیر عوامل قیمتی و غیرقیمتی برسطح زیرکشت چغندرقند در استان خراسان، مجله چغندرقند، ۲۲، صص ۱۱۳-۱۰۱.

- کازرونی، ع. اصغرپور، ح. رضایی، خ. (۱۳۹۳). مقایسه درجه هم‌گرایی سطح قیمت کالاها با خدمات بین استانهای ایران، مجله تحقیقات اقتصادی، ۴۹، صص ۵۹۹-۶۲۰

- نیکوکار، ا. (۱۳۹۴). بررسی هم‌گرایی بازار پسته ایران: کاربری از الگوی آستانه ای انتقال مکانی قیمت، مجله اقتصاد کشاورزی، (۴) ، صص ۱-۲۹.

- نیکویی، ع. باقری، ا. شیروانیان، ع. زارع، ش. نعمتی، ع. ابراهیمیان، ح. (۱۳۸۵). بررسی مقدارا اشتغال زایی چغندرقند در ایران، مجله چغندر قند، ۲۰، صص ۱۰۸-۹۳.

References

- Adesola, A, Rahji, M. A.Y, (2015). Integration among spatial onion markets in Nigeria- A Cointegration analysis, Global Journal of Human-Social Science: Economics. 15, pp. 25- 41.

- Benson, L.B, Faminow, M.D, (1990). Integration of spatial markets. American Journal of Agriculture Economics, 72, pp. 49-62.

- Engle, R.F., Granger, C.W.J, (1987). Cointegration and error correction: representation, Estimation and Testing. Econometrical, 55, pp. 251-280.

- Ikudayisi, A, Kabir Kayode, S, (2012). Spatial integration of maize market in Nigeria-A vector error correction model, International Journal of Food and Agricultural Economics, 2, pp. 71-80.

- Mtumbuka, W, Lawrwnce, M, Beston M, Mannex, M, (2014). Spatial price integration among selected bean markets in Malawi. International Food Policy Research Institute, Working Paper 7.

- Peng Cheng, Wu, Huarui, Ch, Huang, F, (2013). Analysis on market correlation during Fluctuation of Agricultural Products price. Scholarly Journals, 5, pp. 513-520.

- Rojani, M, Kumar, A, (2010). The Spatial integration of vegetable markets in Nepal. Asian Journal of Agriculture and Development, 8, pp. 10-23.

- Torres, D, Torres, M, Wagner, A, Oliveira, S, (2009). Recent spatial patterns of grains and fruits crop production in the Brazilian Northeast, International Journal of Food and Agricultural Economics, 6, pp. 96-100.11

- Study of Integration and Spatial Correlation Price of Sugar Beet in
Iran Vida Varahrami* 22, Maryam Hamedi nasab 23

پیوست‌ها

جدول ۱- متوسط و دامنه تغییرات سهم میزان تولید هریک از محصولات صنعتی به‌کل محصولات صنعتی (هزار تن- درصد)

محصول	متوسط		حداکثر		حداقل	
	میزان تولید	سهم	سال	سهم	سال	سهم
پنبه	۳۴۹/۲۴	۵/۰۷	۶۹	۱۰/۲۹	۸۹	۱/۶۵
کتان و کنف	۱/۷۳	۰/۰۳	۶۲-۶۳	۰/۰۵	۶۵- ۶۶	۰/۰۳
توتون و تنباکو	۱۹/۶۳	۰/۲۷	۶۷	۰/۴۹	۸۶	۰/۱
چغندرقند	۴۴۱۱/۴۱	۶۰/۵۷	۶۷	۸۷/۷۹	۸۷	۲۷/۰۷
نیشکر	۳۱۲۸/۲۴	۳۵/۵۳	۹۲	۶۱/۰۳	۶۷	۰/۲۲
سویا	۱۲۱/۸۹	۱/۵	۸۸	۳/۱۱	۶۵	۰/۶۲
کلزا	۱۳۸/۱۴	۱/۴	۸۶	۳/۰۶	۷۸	۰/۰۵
سایر دانه‌های روغنی	۱۲۶/۹۳	۱/۷۵	۶۸	۵/۶۵	۸۳	۰/۵۲
کل محصولات صنعتی	۷۷۵۵/۶۴	۱۰۰				

منبع: بررسی آمار سطح برداشت و میزان تولید ۳۶ ساله محصولات زراعی طی سال‌های ۱۳۵۷ لغایت ۱۳۹۲

جدول ۲-آزمون پایایی قیمت چغندرقند طی سال‌های ۹۳-۱۳۷۷

قیمت استان	در سطح	نتایج آزمون پایایی
خراسان	-۴/۱۳***	I(۰)
مرکزی	-۵/۰۷***	I(۰)
آذربایجان غربی	-۴/۰۴***	I(۰)
کرمانشاه	-۳/۶۴***	I(۰)
فارس	-۳/۰۳**	I(۱)
کرمان	-۴/۱۳**	I(۱)
اصفهان	-۵/۴۴***	I(۰)
همدان	-۲/۹۱*	I(۰)
چهارمحال	-۳/۴۶*	I(۰)
قزوین	-۳/۵۲*	I(۰)
سمنان	-۴/۱۱***	I(۰)

جدول ۳- آزمون پایایی پسماند رگرسیون قیمت چغندرقند در خراسان و قیمت آن در هریک از استان‌ها

نام متغیر	در سطح	نتایج آزمون پایایی
مرکزی	-۳/۵۲*	I(۰)
آذربایجان غربی	-۴/۸۹***	I(۰)
کرمانشاه	-۴/۲۶***	I(۰)
فارس	-۴/۲۵***	I(۰)
کرمان	-۴/۱۳***	I(۰)
اصفهان	-۴/۱۵***	I(۰)
همدان	-۴/۴۳***	I(۰)
چهارمحال	-۴/۴۹***	I(۰)
قزوین	-۲/۹۲*	I(۰)
سمنان	-۴/۷۳***	I(۰)

***، معنی‌داری در ۹۹٪، ** معنی‌داری در ۹۵٪، * معنی‌داری در ۹۰٪ منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۴- مدل FAR برای تعیین ضریب همبستگی

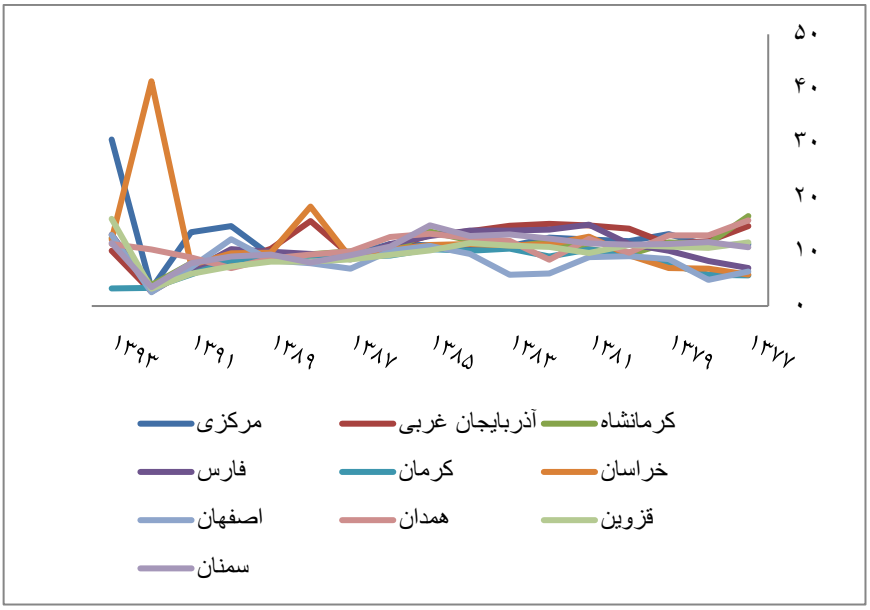
سال	آماره T	ضریب همبستگی فضایی
۱۳۷۷	۶/۱۳	۰/۸۹
۱۳۷۸	۸/۹۹	۰/۹
۱۳۷۹	۱۳/۰۷	۰/۹۳
۱۳۸۰	۷/۹۹	۰/۸۹
۱۳۸۱	۱۲/۲۹	۰/۹۲
۱۳۸۲	۷/۹۹	۰/۸۹
۱۳۸۳	۸/۷	۰/۹
۱۳۸۴	۱۵/۸	۰/۹۴
۱۳۸۵	۱۵/۸	۰/۹۴
۱۳۸۶	۲۷/۴۳	۰/۹۶
۱۳۸۷	۲۹/۲۳	۰/۹۶
۱۳۸۸	۱/۳۱	۰/۵۲
۱۳۸۹	۲۹/۲۵	۰/۹۶
۱۳۹۰	۸/۵۱	۰/۸۹
۱۳۹۱	۷/۶۷	۰/۸۸
۱۳۹۲	۰/۷	۰/۳۴
۱۳۹۳	۴/۱۶	۰/۸

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۵- آزمون والد برای بررسی همگرایی و انتقال قیمت چغندرقند در مدل TAR

استان	آزمون همگرایی قیمت چغندرقند			آزمون انتقال قیمت چغندرقند		
	مقدار آماره F	احتمال	همگرایی	مقدار آماره F	احتمال	انتقال قیمت
مرکزی- خراسان	۸/۷۴	۰/۰۰۳۹	همگرا	۰/۳۹	۰/۵۴	متقارن
آذربایجان غربی- خراسان	۸/۰۹	۰/۰۰۵۲	همگرا	۳/۵۴	۰/۰۸۲	
کرمانشاه- خراسان	۸/۶	۰/۰۰۴۲	همگرا	۰/۱۳۲	۰/۷۲	متقارن
فارس- خراسان	۸/۷۲	۰/۰۰۴	همگرا	۰/۲۸	۰/۶	متقارن
کرمان- خراسان	۸/۰۹	۰/۰۰۵۲	همگرا	۰/۱۵	۰/۶۹	متقارن
اصفهان- خراسان	۸/۳۵	۰/۰۰۴۶	همگرا	۰/۳	۰/۵۹	متقارن
همدان- خراسان	۹/۳۹	۰/۰۰۳	همگرا	۰/۲۲	۰/۶۴	متقارن
چهارمحال- خراسان	۱۰/۳۵	۰/۰۰۲	همگرا	۰/۷۷	۰/۳۹	متقارن
قزوین- خراسان	۸/۹۱	۰/۰۰۴۲	همگرا	۵/۹۶	۰/۰۳	نامتقارن
سمنان- خراسان	۸/۴۹	۰/۰۰۴۴	همگرا	۳/۷۲	۰/۰۷	نامتقارن

منبع: یافته‌های پژوهش



شکل ۱- روند قیمت چغندرقند در استان‌های عمده تولیدکننده

منبع: مرکز آمار ایران- شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی خانوارهای روستایی کشور