بررسی تأثیر مجاورت بر انتقال قیمت گوشت مرغ دراستان‌های منتخب کاربردی از الگوی رگرسیون فضایی

آرش دوراندیش[۱]، بهزاد فکاری سردهایی[*۲]، علی صیامی[۳]
۱- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد
۲*- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد
۳- کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی
ایمیل نویسنده مسئول: jfakari@gmail.com

چکیده

انتقال قیمت سودمندی‌هایی برای عوامل بازاریابی کالا ایجاد می‌کند و بر رفاه تولیدکنندگان و مصرف کنندگان اثر می‌گذارد. به دلیل اهمیت گوشت مرغ در تأمین نیاز غذایی خانوار و شمار قابل توجه تولیدکنندگان این فرآورده در داخل کشور و تأثیر آن از دیدگاه سیاست گذاران و برنامه ریزان بخش کشاورزی، در این مطالعه تلاش می شود، نحوه انتقال قیمت از استان‌های هدف را بررسی نموده و با استفاده از رگرسیون فضایی به بررسی اثرات مجاورت روی انتقال قیمت پرداخته می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که قیمت‌های استان‌های مجاور رو یگدیگر اثرات معنی داری دارند. بنابراین دولت با اجرای سیاست تنظیم بازار و رفتار عوامل بازاریابی می‌تواند نوسانات قیمت مرغ را کاهش داده و رفاه مصرف کنندگان را افزایش دهد.

واژه‌های کلیدی: گوشت مرغ، خطای فضایی، وقفه فضایی.

مقدمه

در تأمین جیره غذایی، پروتئین حیوانی نقش و سهم خاص خود را داراست. کارشناسان علوم تغذیه بر این باورند که هر فرد به طور متوسط روزانه به ۲۹ گرم پروتئین حیوانی نیاز دارد که باید در جیره غذایی روزانه وی منظور گردد (جانجان، ۱۳۸۰). به نظر می‌رسد که همراه با رشد و توسعه کشورهای در حال توسعه، به دلیل بهبود سطح بهداشت فردی، گرایش نهایی به مصرف پروتئین افزایش می‌یابد. این امر از یک سو به جبران کمبودهای پیشین در مصرف پروتئین و از سوی دیگر به سهل‌الهضم بودن پروتئین حیوانی و مزیت‌های دیگر آن بر می‌گردد. بنابراین انتظار می‌رود که رشد تقاضا برای این کالا بیش از رشد اقتصادی این کشورها باشد. طی چند سال اخیر، به علت مشکلات مربوط به بیماری جنون گاوی شاهد نوعی انتقال تقاضا در سطح جهانی از مصرف گوشت قرمز به گوشت سفید بوده که در گروه گوشت سفید، گوشت مرغ نیز دارای سهم اصلی می‌باشد (فطرس و سلگی، ۱۳۷۹).

گوشت مرغ به دلیل دارا بودن منابع پروتئینی فراوان، در رژیم غذایی خانوارهای ایرانی به کالایی راهبردی تبدیل شده است، به طوری که سال‌های پیاپی در شمار کالاهای یارانه‌ای ارزان قیمت میان تمامی جمعیت توزیع می‌شد. به این ترتیب بخشی از منابع ارزی کشور صرف واردات کالاهای واسطه‌ای (خوراک دام، فناوری و...) و واردات کالای نهایی (گوشت مرغ) می‌گردید (محمدی‌نژاد و همکاران، ۱۳۹۱).

قیمت‌های محصولات کشاورزی همواره دچار تغییرات زیادی می‌شوند چرا که تولید و مصرف متغیر هستند. اقتصاددانان تغییرپذیری‌ها را بصورت جزء قابل پیش‌بینی و جزء غیرقابل پیش‌بینی تقسیم‌بندی می‌کنند که جزء غیر قابل پیش‌بینی تحت عنوان شوک معرفی می‌شود. شوک‌های تولید و مصرف موجب تغییرات قیمت می‌شوند. تغییرات تولیدی می‌تواند بعلت نوسانات در سطح زیرکشت یا بعلت نوسانات عملکرد یا نوعاً وابسته به آب و هوا باشد. مصرف هم بعلت تغییرات در درآمد، تغییرات در قیمت‌های کالاهای جانشین و تغییر سلیقه تغییر می‌یابد. معمولا بیان می‌شود که مهمترین منبع نوسانات قیمت در کشاورزی شوک‌های آب و هوایی است که روی عملکرد محصول تاثیر دارد. با این وجود شوک‌های تقاضا، شوک‌های درآمدی و شوک‌های سیاستی نیز نقش مهمی را ایفا می‌کنند (Gilbert, 2010).

یکی از تحولات و پیشرفت‌های ایجاد شده در بکارگیری روش‌های کمی و مقداری در علوم رفتاری به ویژه اقتصاد، تکامل شاخه اقتصادسنجی به اقتصا دسنجی فضایی[1] است. این زمینه از اقتصاد سنجی در یک دهۀ اخیر توانسته است در علوم منطقه‌ای، یا به عبارت بهتر اطلاعات و داده‌هایی که مکان و طول و عرض جغرافیایی در آن دخالت دارند، گسترش قابل توجهی پیدا نمایند (عسگری و اکبری، ۱۳۸۷).

[1] Spatial Regression

پیشینه تحقیق

قهرمان‌زاده و عارف عشقی (۱۳۹۲) به الگوسازی نوسانات نامتقارن قیمت‌ها در بتزتر گوشت مرغ استان تهران پرداخته‌اند. در این مطالعه الگوهای خانواده ARCH و با بکارگیری داده‌های هفتگی برای دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ قیمت مرغ زنده، کنجاله سویا و جوجه یکروزه گوشتی استفاده شده است. نتایج این بررسی نشان می‌دهد که در هر سه سری قیمت اثرات اهرمی وجود دارد یعنی شوک‌های مثبت و منفی اثرات متفاوتی بر روی نوسانات قیمت دارند و اخبار بد اثر بزرگتری نسبت به اخبارخوب بر نوسانات قیمت‌ها دارند.

سوری و منیری جاوید (۱۳۹۰) به تعیین مدل قیمت مسکن، با استفاده از روش رگرسیون موزون جغرافیایی پرداخته‌اند. در این مطالعه با استفاده رگرسیون فضایی به تعیین قیمت مسکن در منطقه هشت شهر تهران پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که استفاده از رگرسیون فضایی نتایج بهتری نسبت به الگوی کلاسیک داشته است.

زیبایی و باقری (۱۳۹۱) با استفاده از رگرسیون فضایی به تعیین عوامل مؤثر بر فقر در استان فارس پرداخته‌اند. اطلاعات مورد استفاده در این مطالعه شامل ۳۲۰ خانوار شهری شرکت کننده در طرح آمارگیری هزینه و درآمد از خانوارهای ۲۲ شهرستان استان فارس در سال ۱۳۸۴ است. آماره‌ی I موران برای فقر ۰/۲۱۲۵- به دست آمد، که بیانگر خودهمبستگی فضایی منفی است. نمودار پراکنش موران نشان داد که بیشتر شهرستان‌ها و همسایگان آنها در زیر گروه‌هایی با فقر بالا- پایین و پایین- بالا قرار دارد. نتایج برآورد روش‌های OLS، وقفه‌ی فضایی و خطای فضایی نشان داد که متغیرهای میانگین اندازه‌ی خانوار، جنسیت سرپرست خانوار، درصد خانوارهای دارای مسکن، و نوع شغل در سطح کمتر از ۱٪ در شناسایی افراد تنگدست اهمیت آماری دارد، اما کاربرد هر دو روش وقفه و خطای فضایی، نتایج مناسب‌تری نسبت به روش OLS نشان داد.

لانگینتو و مکوریا (۲۰۰۸) به بررسی اثرات همسایگی روی تطبیق تکنولوزی کشاورزی در مسیر توسعه کشاورزی پرداخته‌اند. در این مطالعه با استفاده از پرسشنامه که از ۳۰۰ کشاورز موزامبیکی در سال ۲۰۰۳ تکمیل گردیده بود اقدام به برازش رگرسیون فضایی شد. نتایج نشان می‌دهد که همسانی فضایی دربین کشاورزان موزامبیکی وجود ندارد و مجاورت اثرات معنی‌داری در ترویج انواع واریته‌های ذرت دارد.

لامبرت و دبوئر (۲۰۰۳) اثرات مجاورت را روی تولید محصولات کشاورزی آرژانتین بررسی نموده‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که روش تحلیل روند فضایی و روش جغرافیای آماری از روش‌های همسانی فضایی و رگرسیون کلاسیک تخمین‌های بهتری داشته‌اند.

سوال‌های تحقیق

آیا مجاوردت فضایی در انتقال قیمت بین استان‌های منخب اثرمعنی‌داری دارد.

روش‌شناسی

اقتصاد سنجی فضایی

انجام کارهای تحقیقاتی در علوم منطقه‌ای بطور وسیع مبتنی بر داده های نمونه ای است، که محقق با مراجعه به مکان‌ها و محلهای مشخص شده که بصورت نقاطی در فضا تعیین مکان شده‌اند، به آنها دست می‌یابد. حال وقتی درتحقیق با داده‌هایی روبرو هستیم که دارای جزء مکانی هستند، دیگر به کارگیری شیوه‌های اقتصادسنجی مرسوم چندان مناسب نمی‌باشد. تفاوت اقتصادسنجی فضایی از اقتصادسنجی مرسوم در توانایی و کاربرد تکنیک اقتصادسنجی در استفاده از داده‌های نمونه‌ای است که دارای جزء مکانی هستند. زمانیکه داده‌های نمونه‌ای دارای جزء مکانی‌اند دو مسئله رخ خواهد داد (Lesage، ۱۹۹۹).

وابستگی فضایی[۲] میان مشاهدات وجود خواهد داشت، ناهمسانی فضایی[۳] در روابطی که ما مدلسازی می‌کنیم، رخ خواهد داد. بنابراین اقتصادسنجی فضایی با دو ویژگی مشخص می‌گردد. الف: وابستگی فضایی بین مشاهدات داده‌ای نمونه در نقاط مختلف ب: ناهمسانی فضایی که ناشی از روابط یا پارامترهای مدل است که با حرکت بر روی صفحه مختصات همراه با دادهٔ نمونه‌ای تغییر می‌یابد.

بنابراین اقتصادسنجی مرسوم، این دو موضوع، یعنی وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی را نادیده می‌گیرد، چرا که در صورت توجه به آنها فروض مورد استفاده در اقتصادسنجی مرسوم، یعنی فروض گاس- مارکف[۴] که خصوصیات مطلوب تخمین زننده‌های حداقل مربعات معمولی است نقض خواهد شد. در قضیهٔ گاس مارکف فرض بر این است که متغیرهای توضیحی در نمونه گیری‌های تکراری ثابت‌اند، ولی وجود وابستگی فضایی در میان نمونه‌ها این فرض را نقض می‌کند؛ همچنین ناهمسانی فضایی، فرض گاس- مارکف را که یک رابطهٔ خطی مشخص بین مشاهدات نمونه‌ای وجود دارد نقض می‌کند. چرا که با فرض وجود وابستگی فضایی میان داده‌ها با حرکت بین داده‌های نمونهٔ فضایی رابطه تغییر خواهد کرد و ضرائب، تابع خطی بر حسب متغیر وابسته نخواهد بود و در نتیجه شیوه‌های اقتصادسنجی مرسوم، کاربرد نخواهد داشت و روش مناسب، اقتصادسنجی فضایی و روش‌های مختلف آن است.

بر اساس قضیهٔ گاس- مارکف داده‌های نمونه‌ای رگرسیون، به صورت رابطهٔ (۱) می باشند:

[2] Spatial Dependence
[3] Spatial Heterogeneity
[4] Gauss Markow

$$Y=X\beta+\varepsilon \quad (۱)$$

که Y نشان دهنده برداری از n مشاهده، x بیانگر یک ماتریس n×k از متغیرهای توضیحی، β بردار K پارامترها و ε برداری از n خمله خطای تصادفی است. فرآیند ایجاد داده‌ها بگونه‌ای است که ماتریس x و پارامترهای صحیح β، ثابت‌اند و در نتیجه توزیع بردارهای نمونه Y دارای ساختار واریانس کوواریانس همانند ε است. بر اساس قضیه گاس مارکف، توزیع مشاهدات در Y به گونه‌ای است که به هنگام حرکت در در بین مشاهدات مقدار ثابتی را نشان خواهد داد و در نتیجه کوواریانس بین مشاهدات صفر است. در حالیکه در داده‌های نمونه‌ای که دارای وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی هستند، این پدیده وجود نخواهد داشت. اولین بار در سال ۱۹۸۸ پروفسور انسلین چهارچوب کاملی از واقعیت‌های اقتصادسنجی فضایی در کتابی بنام اقتصادسنجی فضایی؛ روش‌ها و مدل‌ها ارائه نمود. سپس در ادامه کارهای انسلین موضوع اقتصادسنجی مورد استقبال بسیاری از متخصصین اقتصاد، جغرافیا، جامعه شناسی و بطور کلی علوم منطقه‌ای قرار گرفت.

وابستگی فضایی

مسئله وابستگی فضایی، پدیده‌ای است که در داده‌های نمونه‌ای دارای عنصر مکانی روی می‌دهد. به طوریکه وقتی مشاهده‌ای مربوط به یک محل مانند i وجود داشته باشد، این مشاهده به مشاهدات دیگر در مکان‌های $i\neq j$ وابسته است. وابستگی می‌تواند بین چندین مشاهده رخ دهد به طوریکه i می‌تواند هر مقداری از $i=1,\ldots,n$ را اختیار کند، چرا که انتظار می‌رود داده‌های نمونه‌ای مشاهده شده در یک نقطه از فضا به مقادیر مشاهده شده در مکان‌های دیگر وابسته باشد. بر اساس فرمول زیر داریم:

$$Yi=f(yi) \qquad ,i=1,\ldots,n \qquad ,j\neq i \quad (۲)$$

بطور مثال پدیده بیکاری درمکانی مانند i تحت تأثیر صرفاً عوامل درون همان منطقه i نیست، بلکه عوامل دیگری تحت عنوان وابستگی فضایی که ناشی از مجاورت این منطقه با دیگر مناطق است و همچنین بعد فاصله این منطقه با سایر مناطق بر پدیدهٔ بیکاری در منطقه i دخالت دارند، که اقتصادسنجی مرسوم امکان برآورد و شناسایی اینگونه عوامل را نخواهد داشت.

ناهمسانی فضایی

اصطلاح ناهمسانی فضایی اشاره به انحراف در روابط بین مشاهدات در سطح مکان‌های جغرافیایی فضا دارد. فرض کنیم دارای یک رابطهٔ خطی بصورت زیر هستیم:

$$Y_i=X_i\beta_i+\varepsilon_i \quad (۳)$$

i بیانگر مشاهدات بدست آمده در $i=1,\ldots,n$ نقطه در فضا، Xi نشانگر بردار (k+۱) از متغیرهای توضیحی همراه با مجموعه پارامترهای β_i مربوط به آن، متغیر وابسته در مشاهده یا مکان i، ε_i بیانگر خطای تصادفی در رابطهٔ

مذکور است. با توجه به رابطهٔ مذکور هنگام حرکت در بین مشاهدات توزیع داده‌های نمونه‌ای نشانگر میانگین و واریانس ثابتی نخواهند بود.

چگونگی تعیین مکان در مدل‌های سنجی فضایی

در کارهای تحقیقاتی، معمولاً با داده‌هایی روبرو هستیم که جنبه‌های مکانی در آنها مطرح است. پیش از مطرح شدن مسئله وابستگی و ناهمسانی فضایی باید به تعیین کمیت و مقدار عددی جنبه‌های مکانی پرداخت. برای انجام این موضوع دو منبع اطلاعاتی در اختیار است. یکی موقعیت در صفحهٔ مختصات که از طریق طول و عرض جغرافیایی نشان داده می‌شود و بر این اساس می‌توان فاصلهٔ هر نقطه در فضا را یا فاصله هر مشاهده قرار گرفته در هر نقطه را نسبت به نقاط یا مشاهدات ثابت یا مرکزی محاسبه نمود. بنابراین مشاهداتی که به هم نزدیکترند نسبت به آنهایی که از هم دورترند، باید منعکس کننده وابستگی فضایی، بالاتر باشند. بعبارت دیگر وابستگی فضایی و تاثیرات آن بین مشاهدات باید با افزایش فاصله بین مشاهدات، کاهش یابد.

دومین منبع اطلاعات مکانی، مجاورت و همسایگی است که منعکس کننده موقعیت نسبی در فضای یک واحد منطقه‌ای مشاهده، نسبت به واحدهای دیگری از آن قبیل می‌باشد. معیار نزدیکی و مجاورت بر اطلاعات بدست آمده از روی نقشهٔ جامعه مورد مطالعهٔ مبتنی خواهد بود و بر اساس این اطلاعات می‌توان تعیین نمود که کدام مناطق با هم، همسایه یا مجاور هستند، یعنی دارای مرزهایی هستند که به هم می‌رسند. بنابراین با در نظر گرفتن وابستگی فضایی واحدهایی که دارای رابطهٔ همسایگی یا مجاورت هستند نسبت به محل‌ها یا واحدهایی که دورتر هستند باید درجه وابستگی فضایی بالاتری را نشان دهند. باید متذکر گردید که این دو منبع اطلاعات ایجاد موقعیت مکانی، لزوماً متفاوت نیستند و می‌تواند به جای هم استفاده شوند (عسگری و اکبری، ۱۳۸۷).

رگرسیون موزون فضایی

ناهمگنی فضائی عبارتی است که بیانگر این حقیقت است که در هر منطقه رابطه ای متفاوت بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل وجود دارد. از اینرو است که اگر این ناهمگنی در نظر گرفته نشود و رابطه‌ای یکسان برای تمامی مناطق برآورد گردد، تخمینی غیردقیق از روابط منطق‌های خواهد بود. بنابراین به نظر می‌رسد که اگر اطلاعات آماری به اندازه کافی وجود داشته باشد و مرزبندی بین مناطق نیز روشن باشد، مناسب باشد که برای هر منطقه مدلی جداگانه برآورد شود و در برآورد مدل هر منطقه تنها از مشاهدات آن منطقه استفاده شود. به زبان دیگر هنگامی که مدلی برای منطقه a برآورد می‌شود وزنی معادل ۱ و برای مشاهدات دیگر مناطق وزن صفر در نظر گرفته شود. اما توجه داریم که a برای تمامی مشاهدات منطقه جدا از واریانس زیاد متغیرها درون هر منطقه، مرزبندی مناطق نیز بیش از آنکه حاصل خواست بازار باشد نتیجه ملاحظات اداری و اجرائی است. به عنوان مثال محله‌ای مسکونی را در نظر بگیرید که نیمی از آن در منطقه a و نیمی دیگر در منطقه b قرار گرفته است اما از دید

فعالین بازار- عرضه‌کنندگان و متقاضیان – واحدهای مسکونی این محله یکسان هستند فارغ از اینکه در کدام منطقه قرار گرفته‌اند. علاوه بر این انتظار می‌رود که تغییر پارامترهای مدل به ازای تغییر در مکان، پیوسته و به آرامی صورت بگیرد در حالی که برآورد مدل‌های جداگانه برای هر منطقه روندی گسسته برای تغییر در پارامترهای مدل در نظر می‌گیرد. مشکل اول را می توان با در نظر گرفتن پنجره‌ای متحرک حول هر نقطه و استفاده از تمامی مشاهدات درون پنجره برای برآورد مدل مناسب آن نقطه تا حدی حل کرد اما همچنان مشکل ناپیوستگی پارامترهای برآورد شده بر جا است. روش رگرسیون موزون جغرافیایی بر این ایده استوار است که پارامترهای مدل را می‌توان در هر نقطه‌ای از فضای مورد مطالعه برآورد کرد. در این روش برای برآورد پارامترهای مدل در هر نقطه از مشاهدات اطراف آن نقطه استفاده می‌شود اما به مشاهدات نزدیک وزن بیشتر و به مشاهدات دور وزن کمتری داده می‌شود. روش رگرسیون فضایی موزون شده به دو صورت هسته فضایی ثابت[5] و هسته فضایی تطبیقی[6] مورد استفاده قرار می‌گیرد (سوری و جاوید، ۱۳۹۰).

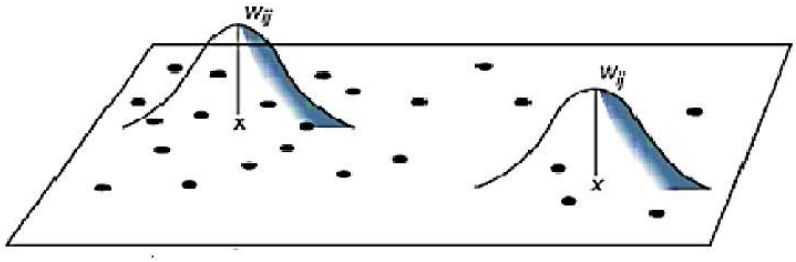
در روش رگرسیون موزون جغرافیایی با هسته فضائی ثابت دامنه‌ای (پهنای باند[7]) در اطراف هر نقطه مرجع[8] در نظر گرفته می‌شود و مشاهداتی که در آن دامنه قرار می‌گیرند بر اساس فاصله‌شان از نقطه مرجع وزن‌دهی می‌شوند. این فرایند برای همه نقاط مرجع تکرار می‌شود و به مشاهداتی که به نقطه مرجع نزدیک تر هستند نسبت به نقاط دورتر، وزن بیشتری اختصاص داده می‌شود. این فرآیند در نمودار (۱) به خوبی نشان داده شده است. در این نمودار کلیه مشاهدات در صفحه‌ای که بیانگر گستره جغرافیایی است توزیع شده‌اند و دو نقطه مرجع با علامت × مشخص شده اند. دو منحنی Wij که به صورت زنگوله‌ای حول نقاط مرجع ترسیم شده‌اند معرف توابع یکسانی هستند که به مشاهدات اطراف نقطه مرجع وزن می‌دهند. همانگونه که ملاحظه می‌شود وزن یک مشاهده هنگامی‌که در مکان مشترکی با نقطه مرجع باشد در بالاترین مقدار است و اگر فاصله بین مشاهده و نقطه مرجع افزایش یابد این وزن به طور پیوسته کاهش می‌یابد. در عمل نتیجه رگرسیون فضایی موزون شده به پهنای باند انتخابی حساس خواهد بود. بنابراین انتخاب پهنای باند بهینه، بخش لازمی از روش رگرسیون فضایی موزون شده است. مشکل مدل‌های رگرسیون موزون جغرافیایی هسته فضایی ثابت هنگامی عیان می‌شود که توزیع مشاهدات حول نقاط مرجع در گستره جغرافیایی مورد مطالعه

یکسان نباشد. در این صورت اگر تابعی یکسان برای موزون کردن مشاهدات اطراف نقاط مرجع به کار گرفته شود این احتمال وجود دارد که برای نقطه ای از اطلاعاتی کمتر استفاده شود و بنابراین مدلی غیر دقیق برآورد شود و بالعکس برای نقطه‌ای دیگر که تجمع مشاهدات حول آن بیشتر است از اطلاعات زیاد و نامرتبط استفاده شود و مجدداً از دقت مدل کاسته شود. برای مقابله با این احتمال در روش رگرسیون موزون جغرافیایی با

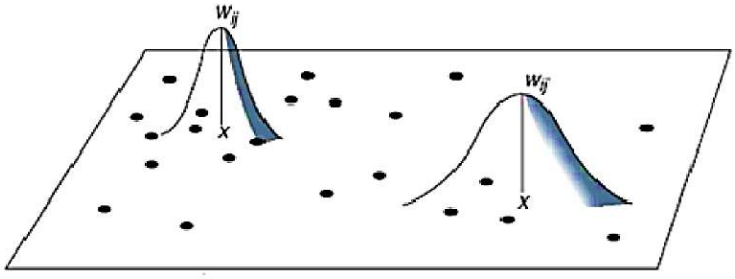
[5] Fixed Spatial Kernels
[6] Adaptive Spatial Kernels
[7] Bandwidth
[8] Regression Point

هسته جغرافیایی تطبیقی، پهنای باند تابع وزن‌دهی، Wij، با پراکندگی مشاهدات حول نقطه مرجع تطبیق داده می‌شود. به طوریکه زمانی که مشاهدات پراکنده هستند، پهنای باند بیشتری در نظر گرفته می‌شود و زمانی که مشاهدات حول نقطه مرجع متراکم باشند پهنای باند کمتری انتخاب می‌شود. در نمودار (۲) فرآیند وزن‌دهی در رگرسیون فضایی موزون شده با هسته فضایی تطبیقی نشان داده شده است.

نمودار ۱: رگرسیون فضایی موزون شده با هسته‌های فضایی ثابت



نمودار۲: رگرسیون فضایی موزون شده با هسته‌های فضایی تطبیقی



مدل رگرسیون موزون جغرافیایی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_k \beta_k(u_i, v_i) X_{ik} + \varepsilon_i \qquad (۴)$$

در این رابطه (u_i, v_i)مختصات i امین نقطه در فضا و $\beta_k(u_i, v_i)$قداری تحقق یافته از تابع پیوسته $\beta_k(u, v)$ در نقطه i می‌باشد. قابل ذکر است که اگر پارامترها در تمامی نقاط ثابت در نظر گرفته شوند معادله رگرسیون موزون جغرافیایی همان فرم معادله رگرسیون معمولی خواهد بود. این روش وجود تغییر در پارامترها و در مکان‌های مختلف را می‌پذیرد و روشی را برای برآورد آنها ارائه می‌دهد. روش رگرسیون موزون جغرافیایی همان روش حداقل مربعات وزنی است با این تفاوت که به مشاهدات بر اساس مکان‌شان نسبت به نقطه مرجع i وزن داده می‌شود. وزن‌دهی مشاهدات در فرایند تخمین ثابت نیست و با توجه به مکان مشاهده از نقطه i تغییر می‌کند.

مشاهده نزدیک به نقطه i وزن بیشتری نسبت به مشاهدات دورتر از نقطه، i دریافت می‌کند. برآوردگر رگرسیون موزون جغرافیایی به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$\widehat{\beta}(u_i, v_i) = (X^T W(u_i, v_i) X)^{-1} X^T W(u_i, v_i) y \quad (۵)$$

در رابطه بالا $\widehat{\beta}(u_i, v_i)$ برداری حاوی برآورد پارامترهای $\beta_j(u_i, v_i) \quad j = 0,1, \dots, k$ است و $W(u_i, v_i)$ ماتریسی n×n است، که عناصر خارج از قطر اصلی آن صفر هستند و عناصر قطر اصلی وزن‌های جغرافیائی n مشاهده برای نقطه مرجع i را نشان می‌دهند:

$$W(u_i, v_i) = \begin{bmatrix} W_1(u_i, v_i) & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & W_n(u_i, v_i) \end{bmatrix} \quad (۶)$$

$W_n(u_i, v_i)$ وزن داده شده به مشاهده n در تخمین مدل برای نقطه مرجع i است. به عبارت دیگر برآوردگر رگرسیون فضایی موزون شده، برآوردگر حداقل مربعات وزنی است با این تفاوت که بجای داشتن ماتریس وزنی ثابت، وزن‌ها با توجه به مکان نقطه i تغییر می‌کنند. برای تعیین وزن‌ها از یک الگوی وزن‌دهی استفاده می‌شود. الگوی متداول در مدل با هسته فضائی ثابت عبارتست از:

$$W_i(u_i, v_i) = e^{-0.5\left(\frac{d_i(u_i, v_i)}{h}\right)^2} \quad (۷)$$

و در الگوی با هسته فضائی تطبیقی:

$$W_i(u_i, v_i) = \left(1 - \left(\frac{d_i(u_i, v_i)}{h}\right)^2\right)^2 \quad (۸)$$

در روابط فوق $d_i(u_i, v_i)$ معیاری از فاصله بین مشاهده i و مکان نقطه مرجع (u_i, v_i) است و h نیز مقدار پهنای باند است.

تجزیه تحلیل داده‌ها

در این مطالعه با استفاده از داده‌های استان‌های کشور به بررسی اثرگذاری قیمت مرغ زنده، جوجه گوشتی یکروزه و کنجاله‌ها روی قیمت مزغ کشتار روز پرداخته شده است. اطلاعات این مطالعه از مرکز خبری و اطلاع رسانی صنعت مرغداری و دامپروری کشور جمع‌آوری گردیده است. اطلاعات مربوط به سال ۱۳۹۲ می‌باشد. اطلاعات جمع‌آوری شده شامل اطلاعات ۳۰ استان کشور می‌باشد.

ابتدا به بررسی نتایج رگرسیون کلاسیک پرداخته می‌شود.

جدول یک نشان دهنده نتایج الگوی رگرسیون خطی می‌باشد که در آن بحث فضایی انتقال قیمت مطرح نمی‌باشد.

جدول ۱– نتایج الگوی رگرسیون خطی (متغیر وابسته: قیمت مرغ کشتار روز)

متغیر	ضریب	معنی‌داری
عرض از مبدأ	۸۸/۰۲	۰/۰۰
قیمت مرغ زنده (کیلوگرم)	۱/۴۴	۰/۰۰
قیمت جوجه گوشتی یکروزه (قطعه)	۰/۰۴	۰/۰۹
قیمت کنجاله سویا (کیلوگرم)	۰/۴	۰/۰۵
قیمت ذرت (کیلوگرم)	۰/۷	۰/۰۷
R^2= ۰/۹۲	DW= ۱/۶۵	

با توجه به نتایج جدول یک مشخص می‌شود که الگو از واریانس ناهسانی رنج می‌برد اما دارای برازش خوبی می‌باشد. قیمت مرغ کشتار روز از قیمت مرغ زنده، جوجه گوشتی یکروزه، قیمت کنجاله سویا و ذرت اثرات معنی‌داری می‌پذیرد.

در ادامه به برازش رگرسیون وقفه فضایی پرداخته می‌شود.

جدول ۲– نتایج الگوی رگرسیون خطای فضایی (متغیر وابسته: قیمت مرغ کشتار روز)

متغیر	ضریب	معنی‌داری
عرض از مبدأ	۹۰/۰۱	۰/۰۰
قیمت مرغ زنده (کیلوگرم)	۱/۰۲	۰/۰۴
قیمت جوجه گوشتی یکروزه (قطعه)	۰/۰۳	۰/۰۹
قیمت کنجاله سویا (کیلوگرم)	۰/۳۵	۰/۰۵
قیمت ذرت (کیلوگرم)	۰/۶۵	۰/۰۷
اثر خطای فضایی (مجاورت)	۰/۷۵	۰/۰۰
موران I: ۰/۳٤٤	DW= ۱/۸۵	R^2= ۰/۷۶

با توجه به نتایج جدول دو مشخص می‌شود که قیمت مرغ کشتار روز از قیمت مرغ زنده، جوجه گوشتی یکروزه، قیمت کنجاله سویا و ذرت اثرات معنی‌داری می‌پذیرد. نکته قابل توجه اینکه اثر خطای فضایی معنی‌دار شده که این مسئله نشان می‌دهد که استفاده از رگرسیون خطی دچار ایراد می‌باشد و باید بحث مجاورت فضایی مورد توجه قرار گیرد. در ادامه رگرسیون وقفه فضایی براورد می‌شود.

جدول ۳– نتایج الگوی رگرسیون وقفه فضایی (متغیر وابسته: قیمت مرغ کشتار روز)

متغیر	ضریب	معنی‌داری

عرض از مبدأ	۷۸/۸۹	۰/۰۰
قیمت مرغ زنده (کیلوگرم)	۱/۵	۰/۰۵
قیمت جوجه گوشتی یکروزه (قطعه)	۰/۰۴	۰/۱۱
قیمت کنجاله سویا (کیلوگرم)	۰/۳	۰/۰۴
قیمت ذرت (کیلوگرم)	۰/۷۵	۰/۰۳
اثر وقفه فضایی (مجاورت)	۰/۸۳	۰/۰۰
موران I: ۰/۳٦٦	DW= ۱/۹۲	R^2= ۰/۸۳

با توجه به نتایج جدول سه مشخص می‌شود که قیمت مرغ کشتار روز از قیمت مرغ زنده، جوجه گوشتی یکروزه، قیمت کنجاله سویا و ذرت اثرات معنی‌داری می‌پذیرد. نکته قابل توجه اینکه اثر وقفه فضایی معنی‌دار شده که این مسئله نشان می‌دهد که استفاده از رگرسیون خطی دچار ایراد می‌باشد و باید بحث مجاورت فضایی مورد توجه قرار گیرد. بنابراین باید از رگرسیون فضایی در بحث انتقال قیمت فضایی استفاده شود. با توجه به مقداره آماره موران، چون موران I رگرسیون خطای فضایی مقدار کمتری دارد بنابراین بین دو الگوی رگرسیون خطای فضایی و وقفه فضایی، الگوی خطای فضایی انتخاب می‌شود.

بحث و نتیجه‌گیری

بحث انتقال قیمت مکانی با توجه به حمل ونقل آسان گوشت مرغ دارای اهمیت می‌باشد. بنابراین امکان اینکه با افزایش قیمت در یک منطقه باعث انتقال مرغ کشتار روز به آن منطقه بشود افزایش می‌یابد. بنابراین مطالعه اثرگذاری مجاورت فضایی دارای اهمیت می‌باشد. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که رگرسیون خطی کارایی لازم برای تخمین الگو را ندارد بنابراین با توجه به معنی‌داری اثر وقفه فضایی و خطای فضایی باید از الگوی رگسیون فضایی استفاده شود.

نتایج مطالعه نشان می‌دهد که قیمت مزغ کشتار روز اثرات قابل توجهی از قیمت مرغ زنده داشته و بعد از این عامل قیمت درت و کنجاله سویا دارای اهمیت می‌باشند. قیمت جوجه گوشتی یکروزه نیز معنی‌دار بوده اما دارای اثر کمتری نسبت به دیگر متغیرها می‌باشد.

با توجه به نتایج مطالعه پیشنهاد می‌شود برای انجام مطالعاتی که گستره مکانی داشته به بحث مجاورت توجه شده و اثرات اتقتل مکانی محصولات در نظر گرفته شود. قیمت مرغ اثرات معنی‌دار زیادی از قیمت مرغ زنده دارد. بنابراین می توان با کنترل قیمت نهاده این محصول به کنترل قیمت مرغ کشتار روز پرداخت و از تغییرات ناگهانی قیمت این محصول اجتناب نمود.

منابع

۱- عسگری، ع. و اکبری، ن. (۱۳۸۷). روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی؛ تئوری و کاربرد.

۲- سوری، ع. و منیری‌جاوید، س. (۱۳۹۰) مدل تعیین قیمت مسکن، کاربردی از روش رگرسیون موزون جغرافیایی. مدیریت شهری، سال نهم، ۲۷: ۷-۲۸.

۳- جانجان، الف. (۱۳۸۰). تعیین انرژی متابولیسمی و مقایسه اثرات غلات (گندم و جو) مناطق گرمسیر و سردسیر بر رشد، ویسکوزیته و تولید مرغ‌های تخم‌گذار، پایان نامه کارشناسی ارشد رشته زراعت، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد کرج.

۴- فطرس، م، ح.، و سلگی، م. (۱۳۷۹). اندازهگیری کارایی و بازدهی نسبت به مقیاس واحد های پرورش، جوجه گوشتی، مطالعه موردی استان همدان. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسع ، ه شماره ۳۸ ، جلد ۱۳ صفحات: ۴۸- ۴۹.

۵- محمدی‌نزاد، الف.، مقدسی، ر. و عموئی، م. (۱۳۹۱). پیش‌بینی قیمت جوجه یک روزه گوشتی در ایران با استفاده از شبکه عصبی مصنوعی و مدل‌های سری زمانی. پژوهش‌های ترویج و آموزش کشاورزی، سال۵، شماره۱: ۸۵-۹۹.

۶- قهرمان‌زاده، م. و عارف عشقی. (۱۳۹۲). الگوسازی نوسانات نامتقارن قیمت ها در بازار گوشت مرغ استان تهران. نشریه اقتصاد توسعه کشاورزی، ۲۷(۲): ۱۳۴-۱۴۳.

۷- زیبایی، م. و باقری، م. (۱۳۹۱). تعیین عوامل موثر بر فقر در استان فارس: کاربرد روش اقتصاد سنجی فضایی. اقتصاد کشاورزی، ۶ (۱): ۱-۲۳.

8- Lesage, James. 1999. “Spatial Econometrics”. Department of Economics University of Toledo.

9- Anselin, L. (1999). Spatial Econometrics: Methods and Models. Dordrecht: Kluwer Academic.

10- Gilbert C.L., and Morgan C.W. 2010. Food price volatility, philosophical transactions of the royal pociety, Biological science, 365:3023–3034.

11- Langyintuo, A. and Mekuria, M. (2008). Assessing the influence of neighborhood effects on the adoption of improved agricultural technologies in developing agriculture. AfJARE Vol 2 No 2: 151-169.

12- Lambert, M.D and DeBoer, L.J. (2003). Spatial Regression Models For Yield Monitor Data: A Case Study From Argentina. Paper prepared for presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Montreal, Canada, July 27-30.