

تعیین مناطق هم‌ریسک عملکرد سیب‌زمینی از لحاظ ریسک سرمازدگی در ایران: کاربرد اقتصادسنجی فضایی

مرتضی تهمامی‌پور و حبیب‌اله سلامی^۱

چکیده

ماهیت برخی از ریسک‌های اقلیمی مانند خشکسالی و سرمازدگی به نحوی است که در زمان وقوع آنها، مناطق وسیعی تحت تاثیر قرار می‌گیرند. شناخت گستره مکانی تاثیر این‌گونه ریسک‌ها برای پیشگیری و مقابله با آثار زیان‌بار آنها اهمیت زیادی دارد. از این رو، هدف مطالعه حاضر آزمون وجود وابستگی فضایی بین مناطق تولید سیب‌زمینی در کشور و تعیین مناطق هم‌ریسک از لحاظ ریسک سرمازدگی می‌باشد. برای دستیابی به این هدف، از الگوهای خودرگرسیون فضایی استفاده گردید. نتایج نشان داد در بین انواع کشت بهاره، تابستانه، پاییزه و زمستانه سیب‌زمینی در کشور، فقط در مورد مناطق کشت پاییزه (که حدود ۷۲ درصد سطح زیرکشت سیب‌زمینی را به خود اختصاص می‌دهد)، ریسک عملکرد ماهیت سیستماتیک دارد. در مورد مناطق کشت پاییزه، شدت همبستگی فضایی بین مناطق هم‌ریسک تعیین شده بصورت همسایه متفاوت بوده و از ۰/۳۷ تا ۰/۷۲ در نوسان می‌باشد. در این ارتباط تغییرات بارندگی در طول سال در ایجاد این همبستگی نقش موثری دارند. بر اساس نتایج به‌دست آمده و تقسیم‌بندی‌های اقلیمی و همسایگی‌های مشخص شده در این مطالعه، امکان تعیین پرتفوی بهینه بیمه‌ای برای محصول سیب‌زمینی که ضامن کاهش ریسک مالی صندوق بیمه و ریسک عملکرد محصول باشد، وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: سیب‌زمینی، سرمازدگی، ریسک سیستماتیک، الگوهای خودرگرسیون فضایی، ایران.

^۱ به ترتیب: استادیار اقتصاد کشاورزی دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی و استاد اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران.

مقدمه

شرایط آب و هوایی، کیفیت نهاده‌های تولید، زمان و مقدار مناسب استفاده از نهاده‌ها، تغییرات تکنولوژی و مدیریت از جمله عواملی هستند که روی تولید محصولات کشاورزی اثر گذاشته و باعث نوسانات عملکرد آنها می‌شوند. در این میان نقش متغیرهای اقلیمی حائز اهمیت است. از آنجا که حساسیت گیاهان و آستانه تحمل آنها در مقابل تغییرات دما و رطوبت در دوره‌های جوانه‌زنی، گلدهی و میوه‌دهی متفاوت است، لذا تغییرات نامطلوب متغیرهای اقلیمی می‌تواند اثرات مخربی بر عملکرد این محصولات بگذارد. به عنوان مثال اگرچه درجه حرارت محیط می‌تواند زمینه ساز رشد رویشی گیاهان باشد ولی بسته به شرایط زمانی دوره رشد هر محصول، این دما می‌تواند در ماه‌هایی از سال اثر منفی بر عملکرد داشته باشد و منجر به خطرات اقلیمی مانند سرمازدگی گردد.

در این ارتباط مطالعات تجربی (مانند زو و همکاران، ۲۰۰۹ و گودوین، ۲۰۰۱) نشان می‌دهند که پارامترهای اقلیمی دارای دامنه فراگیر بوده و ایجاد ریسک سیستماتیک می‌کنند و از این طریق تولید را در مناطق مختلف به هم همبسته می‌سازند. اما برخی دیگر از مطالعات در این زمینه از جمله وانگ و زانگ (۲۰۰۳) نشان می‌دهند که وسعت دامنه ریسک سیستماتیک نامحدود نیست و می‌توان دامنه اثرگذاری این ریسک‌های اقلیمی را تعیین کرد. از طرفی، یکی از دلایل مهم شکست بازار بیمه محصولات کشاورزی مربوط به سیستماتیک بودن ریسک عملکرد در این بازار است (میراندا و گلوبز، ۱۹۹۷). سیستماتیک بودن ریسک عملکرد باعث تضعیف توانایی بیمه‌گر در توزیع ریسک بین مناطق مختلف شده و همین موضوع باعث می‌شود بیمه‌گران خصوصی رغبت کمتری به وارد شدن به بیمه کشاورزی داشته باشند.

وابستگی سیب زمینی به درجه حرارت و ریزش‌های جوی باعث می‌شود تا تغییرات آب و هوایی آثار تعیین‌کننده‌ای بر بروز خسارت در این محصول داشته باشند به نحوی که طبق اطلاعات صندوق بیمه کشاورزی، سرمازدگی مهمترین ریسک اقلیمی مربوط به تولید این محصول در کشور بوده و بطور متوسط حدود ۹۰ درصد سطح خسارت دیده این محصول را در سالهای مختلف به خود اختصاص داده است. از این رو، تعیین ماهیت سیستماتیک ریسک عملکرد محصولی مانند سیب زمینی که در قسمت زیادی از کشور تولید می‌شود، می‌تواند اطلاعات مفیدی را برای تعیین چگونگی توسعه مناسب بیمه عملکرد این محصول فراهم نماید.

در مورد ارتباط عملکرد محصولات زراعی با متغیرهای اقلیمی، مطالعات مختلفی در داخل و خارج کشور انجام شده که همگی بر این ارتباط صحه گذاشته‌اند. از جمله این مطالعات در داخل کشور می‌توان به سلامی و همکاران (۲۰۰۹)، عزیزی و یاراحمدی (۱۳۸۲) و فرج زاده اصل و همکاران (۱۳۸۸) اشاره کرد. همچنین از مطالعات خارجی در این زمینه می‌توان مطالعه لیانگچی و همکاران (۲۰۰۵) و ماتپوز و همکاران (۱۹۹۷) را نام برد. نتایج مطالعات انجام شده بیانگر اثر پارامترهای اقلیمی دما و باران بر عملکرد محصولات زراعی است. از این رو، شناخت میزان این اثرات (شدت) و دامنه و نحوه وقوع آنها (ماهیت سیستماتیک)، برای مدیریت ریسک ناشی از این تغییرات ضروری است. بنابراین هدف مطالعه حاضر بررسی ماهیت سیستماتیک ریسک سرمازدگی سیب زمینی در مناطق مختلف کشور، تعیین دامنه اثرگذاری آن و مشخص نمودن مناطق هم‌ریسک می‌باشد.

روش تحقیق

بر اساس قانون اول تابلر^۱، همبستگی بین مشاهدات جمع‌آوری شده از مناطق نزدیک به هم، بالاتر از همبستگی بین مشاهدات مکان‌هایی است که از هم فاصله دارند (میلر، ۲۰۰۴). شدت این همبستگی در بین متغیری مانند عملکرد سیب‌زمینی را می‌توان در قالب الگوهای خودرگرسیون فضایی^۲ اندازه‌گیری نمود. اگر بردار مقدار عملکرد سیب‌زمینی در مناطق مختلف تولید با Y نشان داده شود و ماتریس متغیرهای توضیح دهنده عملکرد با X بیان گردد، آنگاه الگوی کلی خودرگرسیون فضایی^۳ با داده‌های مقطعی که توسط انسلین (۱۹۸۸) ارائه شده است، بصورت زیر می‌باشد:

$$\begin{aligned} Y &= \rho W_1 Y + X\beta + U \\ U &= \lambda W_2 U + \varepsilon \\ \varepsilon &\approx N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad (1)$$

که در آن Y یک بردار $n \times 1$ از متغیر عملکرد سیب‌زمینی به عنوان متغیر وابسته و X یک ماتریس $n \times k$ از متغیرهای توضیحی مانند متغیرهای دما و میزان بارش است. W_1 و W_2 ماتریس‌های وزنی فضایی $n \times n$ هستند که می‌توانند بر اساس تعاریف همسایگی فضایی بر اساس مجاورت و یا به عنوان تابعی از فاصله ایجاد شوند. پارامتر ρ خودهمبستگی فضایی را اندازه‌گیری می‌نماید. U اجزاء اخلاص الگو با میانگین صفر و واریانس σ^2 می‌باشد که فرض شده است دارای ساختار فضایی است و λ ضریب همبستگی اجزاء اخلاص یا خطاهای رگرسیون در مناطق مختلف است (Lesage, 1999).

الگوی فوق نشان می‌دهد که بین مناطق مختلف تولید سیب‌زمینی، دو نوع همبستگی می‌تواند مطرح باشد؛ نوع اول همبستگی بین عملکرد سیب‌زمینی در مناطق مختلف است که بر اساس همسایگی در قالب ماتریس همسایگی W_1 وزن داده می‌شوند و ρ شدت این همبستگی فضایی را اندازه‌گیری می‌نماید. نوع دوم همبستگی بین جزء خطا یا اجزاء اخلاص در مکان‌های مختلف است که شدت این همبستگی توسط λ در رابطه فوق اندازه‌گیری می‌شود.

با اعمال برخی محدودیت‌ها در الگوی کلی (۱)، الگوهای ساده تری بدست می‌آید. مثلاً اگر $X = 0$ و $W_2 = 0$ باشد، الگوی خودرگرسیون فضایی مرتبه اول^۴ به فرم زیر بدست می‌آید:

$$\begin{aligned} Y &= \rho W_1 Y + \varepsilon \\ \varepsilon &\approx N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad (2)$$

در این الگو که مشابه الگوی خودرگرسیونی معمولی مرتبه اول در تحلیل سری زمانی است، تغییر در تولید در هر یک از مناطق (Y)، بصورت یک ترکیب خطی از تغییر در تولید واحدهای همسایه حاصل می‌شود و نیازی به

¹ Tobler's First Law

² Spatial Autoregressive models

³ General Autoregressive model

⁴ The First-order spatial Autoregressive model

اطلاعات دیگری برای توضیح متغیر وابسته نیست. از آنجا که این الگو فاقد عرض از مبدا می باشد، در عمل متغیر وابسته بصورت انحراف از میانگین وارد الگو می‌شود. حال اگر صرفاً $W_2 = 0$ باشد، الگوی مختلط رگرسیون-خودرگرسیون فضایی حاصل می‌شود که بصورت زیر نشان داده می‌شود:

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon \quad (3)$$

$$\varepsilon \approx N(0, \sigma^2 I_n)$$

در واقع این الگو یک الگوی رگرسیونی استاندارد است که یک متغیر که وقفه فضایی متغیر وابسته است به آن افزوده شده است. معمولاً در تجزیه و تحلیل رگرسیون کلاسیک فرض بر این است که اجزاء اخلاص الگو مستقل هستند، اما در مورد داده های فضایی اجزاء اخلاص ممکن است همبسته باشند و ساختار همبستگی آنها تابعی از موقعیت قرار گرفتن مشاهدات در فضای مورد مطالعه باشد. این حالت نوع دیگری از الگوهای خودرگرسیون فضایی را بوجود می‌آورد که الگوی رگرسیون فضایی در اجزاء اخلاص^۱ نامیده می‌شود و با فرض $W_1 = 0$ در الگوی کلی (۱) بدست می‌آید که بصورت زیر نشان داده می‌شود:

$$Y = X\beta + U$$

$$U = \lambda W_2 U + \varepsilon \quad (4)$$

$$\varepsilon \approx N(0, \sigma^2 I_n)$$

که در آن W_2 ماتریس وزنی فضایی و λ ضریب همبستگی خطاهای فضایی است. بقیه متغیرها، تعاریف قبلی خود را دارند. در ادبیات اقتصادسنجی فضایی چندین آزمون آماری نیز برای آزمون وجود همبستگی فضایی در اجزاء اخلاص وجود دارد که مهمترین آنها آماره I موران^۲، آزمون نسبت درستنمایی و آزمون ضریب لاگرانژ می باشند. قبل از برآورد الگوهای خودرگرسیون فضایی لازم است ماتریس همسایگی^۳ یا ماتریس وزنه های فضایی ایجاد گردد. برای ایجاد ماتریس وزنه های فضایی روشهای مختلفی مطرح شده است که مهمترین آنها تعریف ماتریس وزنه های فضایی بر اساس مجاورت^۴ و تعریف ماتریس به عنوان تابعی از فاصله^۵ می باشند (Lesage, 2004). به عنوان مثال، همسایگی بر اساس مجاورت خطی اینگونه تعریف می‌شود که تمام مناطقی که یک لبه^۶ مشترک با منطقه i دارند، همسایه این منطقه محسوب می شوند. انواع دیگر از این مجاورتها که بر اساس حرکت مهره های شطرنج نامگذاری شده اند، شامل مجاورت «رخ مانند»، مجاورت «فیل مانند» و مجاورت «ملکه مانند» می باشند. برای زمانی که تعداد نمونه ها (مکانها) زیاد است، جهت تعیین نزدیک ترین مشاهدات و شکل دهی ماتریس همسایگی، استفاده از روش مثلث بندی دلانی^۷ استفاده می شود (Lesage, 2004). برای نشان دادن این روش،

¹ The spatial errors model

² Moran's I-statistic

³ Neighbouring matrix

⁴ Contiguity

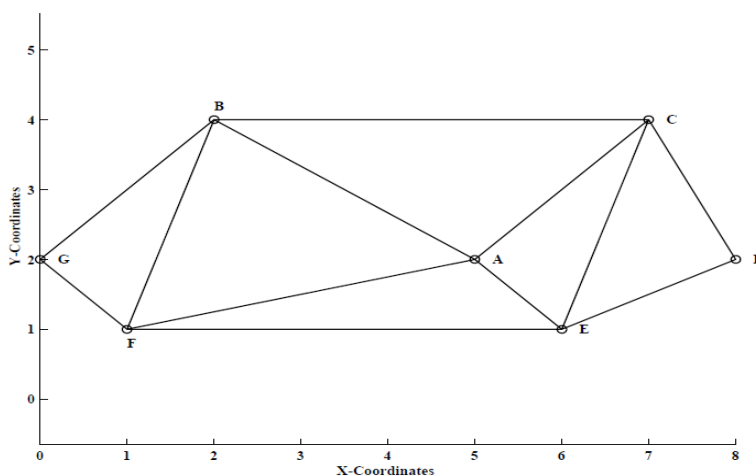
⁵ Distance

⁶ Edge

⁷ Delaunay triangularization

تعیین مناطق هم‌ریسک عملکرد سیب‌زمینی... ۵۹

فرض کنید موقعیت ۷ منطقه تولید سیب زمینی در کشور به صورت شکل ۱ باشد. در این شکل موقعیت مناطق بوسیله طول و عرض جغرافیایی آنها نشان داده شده است و مثلث بندی دلانی بر اساس تمرکز روی نقطه A صورت گرفته است. در این روش فضا به مثلث هایی تقسیم شده است که دارای این خصوصیت هستند که هیچ نقطه ای در فضای محاط شده بوسیله دایره ای که از سه ضلع مثلث می گذرد، قرار نمی گیرد. طبق تعریف مجاورت دلانی، همسایه ها به عنوان دو نقطه ای تعریف می شوند که در راس یک مثلث مشترک قرار می گیرند. بنابراین مشاهدات همسایه برای نقطه A در شکل ۱ برای ایجاد ماتریس وزنه‌های فضایی عبارت از نقاط E، C، B و F می



باشند (Lesage, 2004)

شکل (۱) نمایش شیوه مثلث بندی دلانی در تعریف ماتریس وزن های فضایی بر اساس مجاورت

برای تعریف ماتریس همسایگی، ستون‌های متناظر مربوط به نقاط E، C، B و F در سطر مربوط به نقطه A عدد یک می گیرند و برای بقیه نقاط سطر A، صفر قرار داده می شود. روش دیگر در تعریف ماتریس همسایگی فضایی استفاده از معیار فاصله بین نقاط برای تعیین نزدیک ترین مشاهدات به نقطه مورد بررسی می باشد. به عبارت دیگر همسایگی بر اساس فاصله بدین شکل است که مناطقی که نزدیک ترین فاصله با منطقه موردنظر را دارند به عنوان همسایه آن تلقی می گردند. بنابراین، در شکل ۱، نزدیک ترین همسایه به نقطه A طبق معیار فاصله، نقطه E می باشد. نزدیک ترین همسایه دوم C و نزدیک ترین همسایه سوم نقطه D است و به همین ترتیب می توان ادامه داده و K همسایه برای نقطه A تعیین نمود (Lesage, 2004).

ماتریس W یا ماتریس وزنه‌های فضایی، یک ماتریس مربعی است که تعداد سطر و ستون آن برابر با تعداد مکانها یا مناطق تولید محصول (سیب زمینی دیم) می باشد. مولفه W_{ij} در این ماتریس نشاندهنده ارتباط بین مکان i و j است و چنانچه مکان i با مکان j همسایه باشد مولفه مدنظر ارزش یک و در غیر اینصورت ارزش صفر می گیرد. در مطالعه حاضر الگوی همبستگی فضایی عملکرد سیب زمینی در سطح شهرستانهای کشور مورد بررسی قرار می گیرد. به عبارت دیگر مجموعه شهرستانهایی که در دامنه ریسک سیستماتیک قرار می گیرند، یعنی عملکرد

محصول سیب زمینی در آنها دارای همبستگی است، مشخص می‌شوند. برای تعیین ماتریس همسایگی لازم است مناطق تولید از دیدگاه اثرگذاری متغیر اقلیمی سرما پهنه بندی گردند. از آنجا که ریسک غالب سیب‌زمینی مربوط به سرمازدگی زمان کاشت می‌باشد، کاهش دما به زیر آستانه تحمل گیاه در زمان کاشت، مبنای پهنه‌بندی اقلیمی شهرستانهای تولیدکننده این محصول در کشور قرار گرفت. طبق نظرات کارشناسی، درجه حرارت های کمتر از ۲ درجه سانتی گراد در ماه آذر منجر به وقوع ریسک سرمازدگی می‌شود، لذا همین دامنه دمایی در ماه یاد شده، مبنای پهنه‌بندی اقلیمی شهرستانهای تولیدکننده سیب زمینی پاییزه قرار گرفت. همچنین با توجه به تعداد زیاد شهرستانهای تولید سیب زمینی در کشور، تعریف ماتریس همسایگی فضایی بر اساس روش مجاورت مثلث بندی دلانی و با استفاده از طول و عرض جغرافیایی شهرستانهای مختلف صورت می‌گیرد. برای برآورد الگوهای خودرگرسیون و تعریف ماتریس همسایگی از توابع نرم افزار MATLAB استفاده می‌شود.

با استناد به مطالعات انجام شده و نظرات کارشناسان فنی و با توجه به دوره زمانی کاشت، جوانه‌زنی، گلدهی، میوه‌دهی و برداشت سیب زمینی آبی و ریسک‌های اقلیمی که این محصول را در هر یک از مراحل کاشت تا برداشت تهدید می‌نماید، متغیرهای اقلیمی مختلفی قابل تعریف است که مهمترین آنها عبارت از میزان بارندگی ماهانه، فصلی و سالانه، ارتفاع از سطح دریا، متوسط درجه حرارت ماهانه و سالانه، متوسط اختلاف حداکثر و حداقل دمای ماهانه و سالانه و فاکتور بارندگی (RF)^۱ ماهانه می‌باشند. با توجه به اینکه کشت سیب زمینی در کشور عمدتاً به صورت پاییزه و ریسک عمده آن سرمازدگی می‌باشد، انتظار بر این است که کاهش دما و همچنین نوسانات شدید آن در آذر و اوایل دی‌ماه که زمان کاشت سیب زمینی در مناطق مختلف است، اثر منفی بر عملکرد سیب زمینی داشته باشد. افزایش بارندگی و کاهش خشکی در اسفند و فروردین ماه و بطور کلی باران فصل بهار که زمان رشد رویشی گیاه در مرحله جوانه زنی است، می‌تواند اثر مثبت بر عملکرد سیب زمینی بگذارد. علاوه بر این، کاهش خشکی هوا در تیر ماه که زمان میوه‌دهی سیب زمینی است، باعث افزایش عملکرد می‌گردد ولی در مقابل افزایش بارش‌ها در شهریور ماه به دلیل اینکه زمان برداشت سیب زمینی می‌باشد، می‌تواند اثر منفی بر عملکرد داشته است. بنابراین، مهمترین متغیرهای اقلیمی موثر بر عملکرد سیب زمینی، شامل فاکتور بارندگی آذر (Ifazr)، متوسط درجه حرارت آذر (atazr)، اختلاف حداکثر و حداقل دمای آذر (dtazr)، فاکتور بارندگی اسفند (rfesf)، فاکتور بارندگی فروردین (rffar)، فاکتور بارندگی تیر (rftir)، فاکتور بارندگی مرداد (rfmor)، فاکتور بارندگی شهریور (rfshr) و مجموع بارش فصل بهار (tbarsp) هستند. برای تعیین الگوی نهایی با متغیرهای نامبرده، معیارهایی همچون وجود همخطی بین متغیرهای توضیحی، معنی داری آماری ضرایب و انطباق نتایج با نظرات کارشناسان فنی مدنظر قرار می‌گیرد.

داده‌های عملکرد سیب‌زمینی در سطح شهرستان‌های کشور برای سال‌های ۸۸-۱۳۷۹ از دفتر آمار و فن آوری اطلاعات وزارت جهاد کشاورزی و اطلاعات ایستگاه‌های هواشناسی از سازمان هواشناسی (ایستگاه‌های سینوپتیک و کلیماتولوژی) و وزارت نیرو (ایستگاه‌های تبخیرسنجی) گرفته شده است.

^۱ فاکتور بارندگی (Rain Factor) از تقسیم بارندگی بر حسب میلی متر بر درجه حرارت بر حسب سانتی گراد بدست می‌آید. (Gracanian, 1950).

تعیین مناطق هم‌ریسک عملکرد سیب‌زمینی... ۶۱

تجزیه و تحلیل داده‌ها

محصول سیب‌زمینی آبی به صورت چهار فصل در کشور کاشت می‌شود و شهرستان‌های زیادی را در بر می‌گیرد. طبق اطلاعات وزارت جهاد کشاورزی در سال ۹۰-۱۳۸۹، حدود ۱۶۱ هزار هکتار سیب‌زمینی آبی در کشور کاشته شده است که از این میزان ۷۲ درصد به صورت کشت پاییزه، ۱۴ درصد به صورت کشت تابستانه، ۱۰ درصد به صورت کشت بهاره و ۴ درصد در قالب طرح استمرار کشت سیب‌زمینی به صورت کشت زمستانه در مناطق جنوبی کشور بوده است. بنابراین با توجه به متفاوت بودن مراحل کاشت تا برداشت گیاه در این چهار نوع کشت در مناطق مختلف کشور، ابتدا با استفاده از الگوی خودرگرسیون فضایی مرتبه اول برای سال‌های ۸۸-۱۳۷۹، وجود همبستگی فضایی بین مجموعه شهرستان‌هایی که به هر یک از این چهار نوع کشت مبادرت دارند، مورد بررسی قرار گرفت که نتایج آن در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول (۱) نتایج برآورد الگوی خودرگرسیون فضایی مرتبه اول سیب‌زمینی بهاره، تابستانه، پاییزه و زمستانه

سال / اقلیم	مناطق کشت بهاره		مناطق کشت تابستانه		مناطق کشت پاییزه		مناطق کشت زمستانه	
	rho	t	rho	t	rho	t	rho	t
۱۳۷۹	-۰/۴۸	-۰/۸۴	-۰/۱۸	-۰/۴۴	-۰/۰۶	-۰/۲۳	۰/۲۸	۰/۵۵
۱۳۸۰	-۱/۰۵	-۱/۰۳	-۰/۲۹	-۰/۷۰	۰/۱۳	۰/۵۳	-۰/۶۵	-۱/۰۱
۱۳۸۱	-۰/۴۰	-۰/۷۰	۰/۲۱	۰/۵۹	۰/۳۸	۱/۸۳*	-۰/۵۵	-۰/۸۵
۱۳۸۲	-۰/۳۲	-۰/۵۷	-۰/۱۷	-۰/۴۲	-۰/۲۷	-۱/۰۰	-۰/۳۴	-۰/۵۳
۱۳۸۳	-۰/۳۵	-۰/۶۲	۰/۳۶	۱/۱۳	۰/۳۴	۱/۵۸	-۰/۱۵	-۰/۲۵
۱۳۸۴	-۰/۹۰	-۱/۶۴	۰/۳۲	۰/۹۹	۰/۴۵	۲/۲۸*	-۰/۵۲	-۰/۸۱
۱۳۸۵	-۰/۳۶	-۰/۶۳	۰/۳۴	۱/۰۴	۰/۵۰	۲/۶۸*	-۰/۸۹	-۱/۴۲
۱۳۸۶	-۰/۲۶	-۰/۴۶	۰/۲۳	۰/۶۶	۰/۲۳	۰/۹۹	-۰/۸۱	-۱/۲۷
۱۳۸۷	۰/۳۶	۰/۸۴	۰/۶۲	۲/۷۰**	۰/۴۷	۲/۵۴*	۰/۳۵	۰/۷۶
۱۳۸۸	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۹	۰/۲۳	۰/۳۶	۱/۷۱*	۰/۰۷	۰/۱۲

مأخذ: محاسبات تحقیق. **- معنی دار حداقل در سطح ۵ درصد. *- معنی دار در سطح ۱۰ درصد.

نتایج جدول (۱) حاکی از آن است که در مناطق کشت بهاره و مناطق کشت زمستانه (طرح استمرار) تولید سیب‌زمینی در هیچ سالی ضریب همبستگی فضایی معنی‌دار نیست. در مورد مناطق کشت تابستانه نیز که حدود ۱۴ درصد سطح زیرکشت سیب‌زمینی کشور را به خود اختصاص می‌دهد، فقط در سال ۱۳۸۷، ضریب خودهمبستگی فضایی معنی‌دار است. درحالی‌که در مناطق کشت پاییزه که غالب سطح زیرکشت سیب‌زمینی را در کشور پوشش می‌دهد و تنها کشتی است که سیب‌زمینی آن قابلیت انبارداری دارد، در اکثر سال‌ها ضریب همبستگی فضایی معنی‌دار است. با توجه به نتایج جدول (۱) و از آنجا که طبق آمار صندوق بیمه کشاورزی، مهمترین ریسک اقلیمی سیب‌زمینی مربوط به سرمازدگی است و عمدتاً کشت پاییزه را (که حدود ۷۲ درصد کل سطح زیرکشت سیب‌زمینی

را در بر می‌گیرد) تهدید می‌نماید، در این مطالعه برای بررسی ماهیت سیستماتیک ریسک عملکرد سیب‌زمینی، فقط کشت پاییزه آن مورد توجه قرار گرفت. برای این منظور ابتدا ۸۴ شهرستان مشترک تولیدکننده سیب‌زمینی پاییزه در کشور در طول سال‌های ۸۸-۱۳۷۹ انتخاب گردید. نظرات کارشناسان فنی بر این است که سرمازدگی در این نوع کشت زمانی اتفاق می‌افتد که دمای محیط در زمان جوانه‌زدن غده سیب‌زمینی به کمتر از ۲ درجه سانتی‌گراد، کاهش یابد، بنابراین، ۸۴ شهرستان مورد بررسی بر اساس وقوع این حد سرمایی در اواسط آذر تا اواسط دی‌ماه پهنه‌بندی گردیدند. به این ترتیب که شهرستان‌هایی که این سرما را در سال‌های متوالی تجربه کرده‌اند به عنوان پهنه سرد و بقیه شهرستان‌ها به عنوان پهنه غیرسرد در نظر گرفته شدند که تعداد آنها به ترتیب ۳۱ و ۵۳ شهرستان می‌باشد. جدول (۲) نتایج برآورد الگوی خودرگرسیون فضایی مرتبه اول را برای شهرستان‌های تولیدکننده سیب‌زمینی آبی در هر پهنه نشان می‌دهد.

جدول (۲) نتایج برآورد الگوی خودرگرسیون فضایی مرتبه اول پهنه‌های اقلیمی تولید سیب‌زمینی آبی در کشور

پهنه اقلیمی غیر سرد		پهنه اقلیمی سرد		سال / اقلیم
ضریب همبستگی (rho)	آماره t	ضریب همبستگی (rho)	آماره t	
-۰/۰۸	-۰/۲۴	-۰/۴۳	-۰/۹۹	۱۳۷۹
-۰/۱۷	-۰/۵۳	-۰/۲۵	-۰/۶۰	۱۳۸۰
۰/۱۴	۰/۴۷	۰/۲۹	۰/۸۴	۱۳۸۱
-۰/۶۱	-۱/۷۵	۰/۱۷	۰/۴۵	۱۳۸۲
۰/۰۵	۰/۱۷	۰/۰۵	۰/۱۳	۱۳۸۳
۰/۲۷	۰/۹۶	۰/۳۶	۱/۰۸	۱۳۸۴
۰/۲۹	۱/۰۵	۰/۲۴	۰/۶۹	۱۳۸۵
۰/۱۶	۰/۵۵	۰/۲۷	۰/۷۷	۱۳۸۶
۰/۲۸	۱/۰۲	۰/۲۳	۰/۶۴	۱۳۸۷
۰/۰۵	۰/۱۸	۰/۵۸	۲/۳۶*	۱۳۸۸

مأخذ: محاسبات تحقیق. * - معنی دار در سطح ۵ درصد.

جدول فوق نشان می‌دهد که ضریب همبستگی فضایی (rho) بین مناطق تولید سیب‌زمینی در پهنه سرد در سال ۱۳۸۸ در سطح ۵ درصد معنی‌دار است و برای بقیه سال‌ها معنی‌دار نیست. بنابراین مثبت بودن ضریب همبستگی فضایی برای سال یاد شده بیانگر آن است که عملکرد سیب‌زمینی در شهرستان‌های اقلیم سرد کشور با هم همبسته‌اند و در نتیجه ریسک عملکرد سیب‌زمینی آبی ناشی از سرمازدگی در این مناطق ماهیت سیستماتیک دارد. این نتیجه برای شهرستان‌های پهنه غیرسرد که شامل ۵۳ شهرستان اراک، اردبیل، اسفراین، اصفهان، آباد، آمل، بافت، بافق، بانه، بردسیر، بستان‌آباد، بناب، بوانات، بوکان، بیرجند، تاکستان، تایباد، تبریز، تربت جام، تربت حیدریه، تفت، تیران و کرون، چناران، خرم‌آباد، خرمدره، خمین، داراب، رامسر، راور، ساوه، سمنان، سیرجان، شاهرود، شیراز، فلاورجان، قاینات، قزوین، قم، قوچان، کازرون، کاشان، کاشمر، کامیاران، کرمان، گرگان، گلپایگان، ماه‌نشان، مریوان، مشهد، ملایر، نمین، نور و نیشابور می‌باشد، در هیچ کدام از سال‌های دوره ۸۸-۱۳۷۹ معنی‌دار و در عین حال مثبت نیست^۱. به عبارت دیگر، در شهرستان‌های این پهنه، عامل بروز ریسک یعنی سرمازدگی به گونه‌ای

^۱ بر طبق ادبیات موضوع، ضریب همبستگی منفی به معنی عدم وجود همبستگی است.

تعیین مناطق هم‌ریسک عملکرد سیب‌زمینی... ۶۳

نیست که در یک زمان شهرستان‌های متعددی را درگیر کند و به آنها خسارت بزند. با توجه به ماتریس همسایگی و الگوهای برآورد شده برای سیب‌زمینی در اقلیم سرد، همسایه‌های هر شهرستان تعیین و ضریب همبستگی فضایی بین هر مجموعه همسایگی محاسبه گردید که نتایج آن در جدول (۳) ارائه شده است. نتایج این جدول نشان می‌دهد که ضریب همبستگی بین هر مجموعه از همسایگی‌ها متفاوت بوده و بسته به شدت تغییرات دما از ۰/۳۷ تا ۰/۷۲ در نوسان می‌باشد.

جدول (۳) همسایه‌های هر شهرستان در ماتریس وزن‌های فضایی سیب‌زمینی در پهنه سرد

ردیف	همسایه‌های شهرستان مورد بررسی								شهرستان	rho
۱	ایهر	بیجار	تکاب	خدابنده	سراب	نیر				۰/۵۲
۲	ارومیه	آذرشهر	چالدران	ماکو	نقده					۰/۶۰
۳	ازنا	الیگودرز	بهار	دیواندره	شازند	شهرکرد	قروه			۰/۶۲
۴	الیگودرز	ازنا	تفرش	شازند	شهرکرد	فریدن				۰/۵۴
۵	آذرشهر	ارومیه	چالدران	سراب	میاندوآب	نقده				۰/۵۹
۶	بروجن	دامغان	شهرکرد	فریدن	فریمان	فیروزکوه				۰/۵۹
۷	بهار	ازنا	شازند	قروه	همدان					۰/۴۹
۸	بویین‌زهره	تفرش	خدابنده	ساوجبلاغ	کیودرآهنگ					۰/۴۶
۹	بیجار	ایهر	تکاب	خدابنده	دیواندره	قروه				۰/۵۳
۱۰	تفرش	الیگودرز	بویین‌زهره	ساوجبلاغ	شازند	فریدن	فیروزکوه	کیودرآهنگ		۰/۶۸
۱۱	تکاب	ایهر	بیجار	دیواندره	سراب	سقز	میاندوآب			۰/۶۳
۱۲	چالدران	ارومیه	آذرشهر	سراب	فریمان	ماکو	نیر			۰/۶۹
۱۳	خدابنده	ایهر	بویین‌زهره	بیجار	ساوجبلاغ	قروه	کیودرآهنگ	نیر	همدان	۰/۷۲
۱۴	دامغان	بروجن	زنجان	فریمان	فیروزکوه					۰/۵۱
۱۵	دیواندره	ازنا	بیجار	تکاب	سقز	شهرکرد	قروه			۰/۶۲
۱۶	زنجان	دامغان	ساوجبلاغ	فریمان	فیروزکوه	نیر				۰/۵۶
۱۷	ساوجبلاغ	بویین‌زهره	تفرش	خدابنده	زنجان	فیروزکوه	نیر			۰/۵۹
۱۸	سراب	ایهر	آذرشهر	تکاب	چالدران	میاندوآب	نیر			۰/۶۰
۱۹	سقز	تکاب	دیواندره	میاندوآب	نقده					۰/۵۱
۲۰	شازند	ازنا	الیگودرز	بهار	تفرش	کیودرآهنگ	همدان			۰/۶۳
۲۱	شهرکرد	ازنا	الیگودرز	بروجن	دیواندره	فریدن				۰/۵۶
۲۲	فریدن	الیگودرز	بروجن	تفرش	شهرکرد	فیروزکوه				۰/۵۵
۲۳	فریمان	بروجن	چالدران	دامغان	زنجان	نیر				۰/۵۷
۲۴	فیروزکوه	بروجن	تفرش	دامغان	زنجان	ساوجبلاغ	فریدن			۰/۶۳
۲۵	قروه	ازنا	بهار	بیجار	خدابنده	دیواندره	همدان			۰/۶۱
۲۶	کیودرآهنگ	بویین‌زهره	تفرش	خدابنده	شازند	همدان				۰/۵۴
۲۷	ماکو	ارومیه	چالدران							۰/۳۷
۲۸	میاندوآب	آذرشهر	تکاب	سراب	سقز	نقده				۰/۵۹
۲۹	نقده	ارومیه	آذرشهر	سقز	میاندوآب					۰/۵۵
۳۰	نیر	ایهر	چالدران	خدابنده	زنجان	ساوجبلاغ	سراب	فریمان		۰/۶۴
۳۱	همدان	بهار	خدابنده	شازند	قروه	کیودرآهنگ				۰/۵۵

منبع: محاسبات تحقیق.

در ادامه برای تعیین اثر دما و باران در ماه‌ها و فصل‌های مختلف سال بر شدت همبستگی فضایی بین مناطق پهنه سرد، الگوهای خودرگرسیون فضایی برای شهرستان‌های پهنه سرد در سال ۱۳۸۸ برازش گردید که نتایج آن در

جدول (۴) ارائه شده است. لازم به ذکر است که آزمون همخطی نشان داد که بین فاکتور بارندگی ماه‌های تیر و مرداد همخطی وجود دارد. بنابراین متغیر فاکتور بارندگی مرداد از الگو کنار گذاشته شد.

جدول (۴) نتایج برآورد الگوهای خودرگرسیون مقطعی فضایی سیب زمینی آبی در اقلیم سرد سال ۱۳۸۸

الگوی رگرسیون فضایی در اجزاء اخلاص		الگوی مختلط رگرسیون - خودرگرسیون فضایی		الگوی کلی خودرگرسیون فضایی		شرح متغیرها	
ضریب	t آماره	ضریب	t آماره	ضریب	t آماره	علامت	نام متغیر
۲۵۸۸۹/۰۲	۱۳/۲۳**	۱۲۶۵۱/۱	۲/۸۵**	۱۲۹۰۹/۹	۱/۵۸*	const	ضریب ثابت
۲۴۴/۵۶	۳/۷۳**	۲۳۷/۹۸	۳/۹۵**	۲۳۳/۸	۳/۸۰**	rfazr	فاکتور بارندگی آذر
۷۱۰۳/۲۵	۳/۴۲**	۷۷۵۰/۶۶	۳/۷۸**	۷۴۶۶/۸	۳/۷۲**	rftir	فاکتور بارندگی تیر
-	-۱/۸۹*	-	-۲/۲۹**	-۳۶۳۵/۲	-	rfshr	فاکتور بارندگی شهریور
۳۲۵۰/۸۶	--	۳۸۱۹/۴	۳/۲۱**	۲/۲۱**	۰/۵۱	rho	ضریب همبستگی فضایی
۰/۳۴	۱/۴۲	--	--	۰/۱۳	۰/۲۶	lambda	ضریب همبستگی اجزاء اخلاص
۰/۴۹		۰/۴۹		۰/۵۶			ضریب تعیین
-۲۹۹		-۲۹۸		-۲۹۸			لگاریتم درستنمایی

مأخذ: محاسبات تحقیق. ***- معنی دار حداقل در سطح ۵ درصد. *- معنی دار در سطح ۱۰ درصد.

جدول فوق نشان می‌دهد که ضریب همبستگی فضایی (ρ) بین وقفه‌های مکانی متغیر وابسته (عملکرد سیب زمینی آبی در مکان‌های مختلف)، در الگوی کلی خودرگرسیون فضایی و الگوی مختلط رگرسیون - خودرگرسیون فضایی معنی‌دار و مثبت بوده و مقدار آن به ترتیب ۰/۵۱ و ۰/۵۳ می‌باشد. اما همانطور که قبلاً اشاره شد، علاوه بر همبستگی فضایی بین عملکرد سیب زمینی آبی در مناطق مختلف، اجزاء اخلاص الگو نیز ممکن است همبسته باشند. الگوی رگرسیون فضایی در اجزاء اخلاص در دو ستون آخر نشان می‌دهد که ضریب همبستگی اجزاء اخلاص (λ)، مثبت است ولی از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. برای تأیید عدم وجود همبستگی فضایی در اجزاء اخلاص از آزمون‌های آماره I موران، ضریب لاگرانژ و نسبت درستنمایی استفاده گردید که جدول (۵) نتایج آنها را نشان می‌دهد.

تعیین مناطق هم‌ریسک عملکرد سیب‌زمینی... ۶۵

جدول (۵) نتایج آزمون آماره‌های مختلف برای بررسی خودهمبستگی فضایی در اجزاء اخلاص

توصیف متغیر	مقدار آماره	سطح احتمال نهایی
Moran I-statistic آماره آی موران	۱/۱۳	۰/۲۵۷
LM test آماره ضریب لاگرانژ	۰/۴۴	۰/۵۰۸
LR test آماره نسبت درستنمایی	۰/۸۱	۰/۳۶۸

مأخذ: محاسبات تحقیق.

طبق نتایج جدول (۵)، هیچکدام از آماره‌ها معنی‌دار نبوده و بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همبستگی فضایی در اجزاء اخلاص تایید می‌شود. با توجه به عدم وجود همبستگی فضایی در اجزاء اخلاص، نیازی به برآورد الگوی کلی خودرگرسیون فضایی نیست و الگوی مختلط رگرسیون - خودرگرسیون فضایی ارائه شده در جدول (۴) به عنوان الگوی نهایی تلقی می‌گردد. طبق نتایج این الگو، معنی‌دار بودن ضریب همبستگی فضایی در وقفه‌های متغیر وابسته، سیستماتیک بودن رفتار ریسک سرمایه‌گذاری عملکرد سیب‌زمینی آبی در کشور در پهنه سرد را تایید می‌کند. همچنین در الگوی مختلط رگرسیون - خودرگرسیون فضایی برآورد شده، ضریب فاکتور بارندگی ماه‌های آذر و تیر ماه مثبت و معنی‌دار است که مطابق انتظار قبلی می‌باشد. به عنوان مثال ضریب فاکتور بارندگی آذرماه بیانگر آن است که یک واحد افزایش نسبت بارندگی به درجه حرارت در این ماه که زمان کاشت سیب‌زمینی است، باعث افزایش عملکرد به میزان ۲۳۷ کیلوگرم می‌گردد. همچنین بارندگی شهریور ماه به دلیل اینکه زمان برداشت سیب‌زمینی می‌باشد، اثر منفی بر عملکرد داشته است.

برای آزمون وجود ساختار فضایی در متغیرهای توضیحی و یا به عبارت دیگر بررسی اثر وقفه‌های فضایی متغیرهای دما و باران بر شدت همبستگی فضایی عملکرد بین مناطق قرار گرفته در پهنه سرد برای سیب‌زمینی، الگوی دوربین فضایی مورد برآزش قرار گرفت. جدول (۶) نتایج برآورد این الگو را نشان می‌دهد.

جدول (۶) نتایج برآورد الگوی خودرگرسیون دوربین فضایی سیب‌زمینی در اقلیم سرد سال ۱۳۸۸

نام متغیر	علامت	ضریب	آماره
ضریب ثابت	const	۲۰۵۲۶/۴	۲/۸۶**
فاکتور بارندگی آذر	rfazr	۲۵۴/۲	۴/۰۱**
فاکتور بارندگی تیر	rftir	۹۸۵۵/۳	۳/۹۷**
فاکتور بارندگی شهریور	rfshr	-۵۰۷۹/۹	-۲/۶۹**
وقفه‌های فضایی فاکتور بارندگی آذر	w*rfazr	۳۷/۳	۰/۲۳
وقفه‌های فضایی فاکتور بارندگی تیر	w*rftir	۸۵۶۷/۱	۱/۴۲
وقفه‌های فضایی فاکتور بارندگی شهریور	w*rfshr	-۷۳۲۲/۴	-۱/۴۱
ضریب همبستگی فضایی	rho	۰/۳۸	۱/۷۰*
ضریب تعیین	R-squared	۰/۵۱	
لگاریتم درستنمایی	Log-likelihood	-۲۹۷	

مأخذ: محاسبات تحقیق. **- معنی‌دار حداقل در سطح ۵ درصد. *- معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد.

نتایج جدول فوق بیانگر آن است که وقفه‌های فضایی متغیرهای توضیحی معنی‌دار نیست. همچنین فرضیه صفر بودن همزمان ضرایب وقفه‌های فضایی متغیرهای توضیحی با آزمون نسبت درستنمایی مورد پذیرش قرار گرفت.

بحث و نتیجه‌گیری

نتایج بررسی ماهیت فضایی ریسک عملکرد سیب زمینی نشان داد که ضریب همبستگی فضایی بین مجموعه شهرستان‌های قرار گرفته در اقلیم سرد در سال ۱۳۸۸، ۰/۵۸ است. ولی این ضریب بین هر مجموعه از شهرستان‌های همسایه در ماتریس همسایگی فضایی پهنه سرد، متفاوت بوده و از ۰/۳۷ تا ۰/۷۲ در نوسان می‌باشد. ضمن اینکه ماهیت سیستماتیک ریسک سرمازدگی سیب زمینی پاییزه در پهنه اقلیمی غیر سرد تأیید نشده است. با توجه به اینکه ریسک عملکرد سیب زمینی ناشی از سرمازدگی ماهیت سیستماتیک دارد و تعداد قابل توجهی از مناطق تولید قرار گرفته در پهنه اقلیمی مشخص شده به عنوان پهنه سرد را در برمی‌گیرد، بنابراین برای مدیریت ریسک عملکرد این محصول می‌توان شهرستان‌ها را بر اساس پهنه‌های اقلیمی تقسیم و جداگانه مدیریت کرد. به عبارت دیگر مهمترین عامل ایجاد ریسک سیستماتیک سرمازدگی در سیب زمینی پاییزه، سرمای زمان کاشت در ماه‌های آذر و اوایل دی می‌باشد و کاهش دما در این دوره، شدت ضریب همبستگی فضایی را افزایش می‌دهد. بنابراین این امکان وجود دارد که بر اساس پیش‌بینی احتمال وقوع سرما در مناطق مختلف در دوره نامبرده، مناطق امن دمایی برای سیب زمینی مشخص گردد و البته این پیش‌بینی می‌تواند در محاسبه احتمال کاهش عملکرد و بروز خسارت و در نتیجه تعیین حق بیمه سیب زمینی نیز مورد استفاده قرار گیرد.

بر اساس نتایج بدست آمده از مطالعه، امکان تعیین پرتفوی بهینه بیمه‌ای برای محصول سیب زمینی که ضامن کاهش ریسک مالی صندوق بیمه و کاهش ریسک عملکرد نیز باشد بر مبنای تقسیم بندی‌های اقلیمی و همسایگی - های مشخص شده در این مطالعه، وجود دارد. البته در این پرتفوی شهرستان‌های اقلیم غیر سرد که ریسک عملکرد در آنها سیستماتیک نیست، باید سهم قابل توجهی داشته باشند تا جلوی زیان بیمه‌گر کشاورزی گرفته شود.

منابع

احمدیان، ج، شیبانی، د، عراقی، ح، شیرمحمدی، ر. و مجرد، م. (۱۳۸۱). طبقه بندی اقلیمی کشاورزی در جهت مدیریت منابع آب در توسعه پایدار کشور. مجموعه مقالات یازدهمین همایش کمیته ملی آبیاری و زهکشی ایران.

صندوق بیمه کشاورزی (۸۸-۱۳۶۳). گزارشات آماری و گزارش عملکرد صندوق بیمه کشاورزی، تهران. عزیزی، ق. و یاراحمدی، د. (۱۳۸۲). بررسی پارامترهای اقلیمی و عملکرد گندم دیم با استفاده از مدل رگرسیون، مطالعه موردی دشت سیلاخور. پژوهش‌های جغرافیایی، شماره ۴۴، صص ۲۹-۲۳.

فرج زاده اصل، م. کاشکی، ع. و شایان، س. (۱۳۸۸). تحلیل تغییرپذیری عملکرد محصول گندم دیم با رویکرد تغییرات اقلیمی (استان خراسان رضوی). فصلنامه مدرس علوم انسانی، دوره ۱۳، شماره ۱۳، صص ۲۵۶-۲۲۷. وزارت جهاد کشاورزی (۸۸-۱۳۷۰). دفتر آمار و فن آوری اطلاعات، گزارش آمارنامه کشاورزی، تهران.

تعیین مناطق هم‌ریسک عملکرد سیب‌زمینی... ۶۷

- Anselin, L. (1988), spatial econometrics; methods and models, (Dord Drecht: Kluwer Academic Publishers).
- Bazzaz, F. A. & Sombroek, W.G. (2002). Effects of global climate change on agricultural production. Translated by Mehdi Nasiri Mahallati, Ali Reza Kocheiki and Parviz Rezvani Moghaddam. Ferdowsi University of Mashhad.
- Goodwin, B., (2001). Problems with Market Insurance in Agriculture, *American Journal of Agricultural Economics*, 83: 643-649.
- Gracanin, M. (1950), Monthly rain-factors and their significance in pedological investigations, *Jornal of Poljop. Znan. Smot.* , 12, 51-67.
- Lesage, J. (1999). Spatial econometrics, department of economic university of Toledo.
- Lesage, J. (2004). Maximum likelihood estimation of spatial regression models, <http://www.spatial-econometrics.com>
- Liangzhi, Y., Mark, W. Cheng, F. & Stanly, W. (2005). Impact of global warming on Chinese Wheat productivity, International Food Policy Research Institute, Ept Discussion paper, 143-158.
- Matthews, R. B., Kropff, M. J. Horie, T. & Bachelet, D. (1997). Simulating the impact of climate change on rice production in Asia and evaluating options for adaptation *Journal of Science*, 143-156.
- Mckee, T. B., Doesken, N. J., Kleist, J., (1993). Drought monitoring with multiple timescales. Preprints, Eighth Conf. on Applied Climatology, Anaheim, CA, *American Meteorological Society*, 179-184.
- Miller, H. J., (2004). Tobler's first law and spatial analysis. *Annals of the Association of American Geographers*. 94, 284-295.
- Miranda, M.J. & Glauber, J.W. (1997). Systemic Risk, Reinsurance, and Failure of Crop Insurance Markets. *American Journal of Agricultural Economics*, N,79: 206-215.
- Salami, H., Shahnooshi, N. and Thomson, K.J. (2009) the economic impacts of drought on the economy of Iran: An integration of linear programming and macro econometric modeling approaches, *Ecological Economics*, 68: 1032-1039.
- Wang, H. & Zhang, H. (2003). On the Possibility of a Private Crop Insurance Market: a Spatial Statistics Approach, *Journal of Risk and Insurance*, 70: 111-124.
- Zhu Y., Ghosh S. K. & Goodwin B. K. (2009). Directional Spatial Dependence and Its Implications for Modeling Systemic Yield Risk, Agricultural & Applied Economics Association, Milwaukee, Wisconsin, July 26-29, 2009.