



## تعیین مناطق هم‌ریسک عملکرد سیب زمینی از لحاظ ریسک سرمازدگی در ایران: کاربردی از اقتصادسنجی فضایی

مرتضی تهامی پور<sup>۱</sup> و حبیب الله سلامی<sup>۲</sup>

استادیار اقتصاد کشاورزی، عضو هیات علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی  
استاد اقتصاد کشاورزی، عضو هیات علمی دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی دانشگاه تهران

### 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 این گونه 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 سیب زمینی در کشور و تعیین مناطق هم-ریسک 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 سیب زمینی در کشور، فقط در مورد مناطق کشت پاییزه (که حدود ۷۲ درصد سطح زیرکشت سیب زمینی را به خود اختصاص می‌دهد)، ریسک عملکرد ماهیت سیستماتیک دارد. در مورد مناطق کشت پاییزه، شدت همبستگی فضایی بین مناطق هم ریسک 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 بدست آمده و تقسیم بندی‌های اقلیمی و همسایگی‌های مشخص شده در این مطالعه، امکان تعیین پرتفوی بهینه بیمه‌ای برای محصول سیب زمینی که ضامن کاهش ریسک مالی صندوق بیمه و ریسک عملکرد محصول باشد، وجود دارد.

**واژه های کلیدی:** سیب زمینی، سرمازدگی، ریسک سیستماتیک، الگوهای خودرگرسیون فضایی، ایران.



## 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 گلوبر، 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 سبب زمینی به درجه حرارت و ریزش‌های جوی باعث می‌شود تا تغییرات آب و هوایی آثار تعیین کننده‌ای 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 سبب 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 ماتوز 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 هم ریسک می باشد.

### روش شناسی

بر اساس قانون اول تابلر<sup>۱</sup>، همبستگی بین مشاهدات جمع آوری 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 سیب زمینی را می توان در قالب الگوهای خودرگرسیون فضایی<sup>۲</sup> اندازه گیری نمود. اگر بردار مقدار عملکرد سیب زمینی در مناطق مختلف تولید با  $Y$  نشان داده شود و ماتریس متغیرهای توضیح دهنده عملکرد با  $X$  بیان گردد، آنگاه الگوی کلی خودرگرسیون فضایی<sup>۳</sup> با داده های مقطعی که توسط انسلین (۱۹۸۸) ارائه شده است، بصورت زیر می باشد:

$$\begin{aligned} Y &= \rho W_1 Y + X\beta + U \\ U &= \lambda W_2 U + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

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

که در آن  $Y$  یک بردار  $n \times 1$  از متغیر عملکرد سیب زمینی 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 می توانند بر اساس تعاریف همسایگی فضایی بر اساس مجاورت و یا به عنوان تابعی از فاصله ایجاد شوند. پارامتر  $\rho$  خودهمبستگی فضایی را اندازه گیری می نماید.  $U$  اجزاء اخلاص الگو با میانگین صفر و واریانس  $\sigma^2$  می باشد که فرض شده است دارای ساختار فضایی است و  $\lambda$  ضریب همبستگی اجزاء اخلاص یا خطاهای رگرسیون در مناطق مختلف است (Lesage, 1999).

الگوی فوق نشان می دهد که بین مناطق مختلف تولید سیب زمینی، دو نوع همبستگی می تواند مطرح باشد؛ نوع اول همبستگی بین عملکرد سیب زمینی در مناطق مختلف است که بر اساس همسایگی در قالب ماتریس همسایگی  $W_1$  وزن داده می شوند و  $\rho$  شدت این همبستگی فضایی را اندازه گیری می نماید. نوع دوم همبستگی بین جزء خطا یا اجزاء اخلاص در مکانهای مختلف است که شدت این همبستگی توسط  $\lambda$  در رابطه فوق اندازه گیری می شود.

با اعمال برخی محدودیت ها در الگوی کلی (۱)، الگوهای ساده تری بدست می آید. مثلاً اگر  $X = 0$  و  $W_2 = 0$

<sup>1</sup> Tobler's First Law

<sup>2</sup> Spatial Autoregressive models

<sup>3</sup> General Autoregressive model



باشد، الگوی خودرگرسیون فضایی مرتبه اول<sup>۴</sup> به فرم زیر بدست می آید:

$$Y = \rho W_1 Y + \varepsilon$$
$$\varepsilon \approx N(0, \sigma^2 I_n) \quad (۲)$$

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 می شود و نیازی به 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 می شود. حال اگر صرفاً  $W_2 = 0$  باشد، الگوی مختلط رگرسیون-خودرگرسیون فضایی حاصل می شود که بصورت زیر نشان داده می شود:

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon$$
$$\varepsilon \approx N(0, \sigma^2 I_n) \quad (۳)$$

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 می آورد که الگوی رگرسیون فضایی در اجزاء اخلاص<sup>۵</sup> نامیده می شود و با فرض  $W_1 = 0$  در الگوی کلی (۱) بدست می آید که بصورت زیر نشان داده می شود:

$$Y = X\beta + U$$
$$U = \lambda W_2 U + \varepsilon$$
$$\varepsilon \approx N(0, \sigma^2 I_n) \quad (۴)$$

که در آن  $W_2$  ماتریس وزنی فضایی و  $\lambda$  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<sup>۶</sup>، آزمون نسبت درستنمایی و آزمون ضریب لاگرانژ می باشند. قبل از برآورد الگوهای خودرگرسیون فضایی لازم است ماتریس همسایگی<sup>۷</sup> یا ماتریس وزنهاى فضایی ایجاد گردد.

برای ایجاد ماتریس وزنهاى فضایی روشهای مختلفی مطرح شده است که مهمترین آنها تعریف ماتریس وزنهاى

<sup>4</sup> The First-order spatial Autoregressive model

<sup>5</sup> The spatial errors model

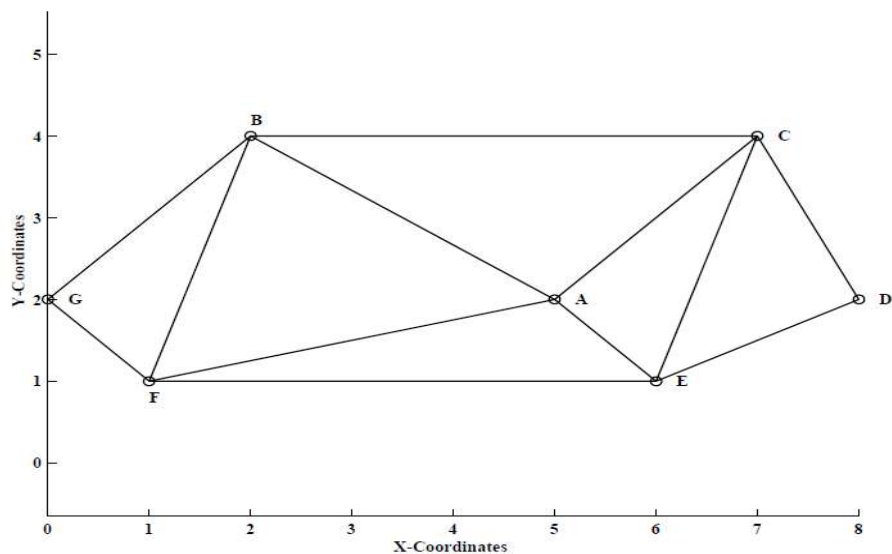
<sup>6</sup> Moran's I-statistic

<sup>7</sup> Neighbouring matrix



فضایی بر اساس مجاورت<sup>۸</sup> و تعریف ماتریس به عنوان تابعی از فاصله<sup>۹</sup> می باشند (Lesage, 2004). به عنوان مثال، همسایگی بر اساس مجاورت خطی اینگونه تعریف می شود که تمام مناطقی که یک لبه<sup>۱۰</sup> مشترک با منطقه A 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<sup>۱۱</sup> استفاده می شود (Lesage, 2004). برای نشان دادن این روش، 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 وزنه های فضایی عبارت از نقاط C, B, E, F و 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 C, B, E, F و 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

<sup>8</sup> Contiguity

<sup>9</sup> Distance

<sup>10</sup> Edge

<sup>11</sup> Delaunay triangularization



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 مورد نظر 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 می شوند. برای تعیین ماتریس همسایگی لازم است مناطق تولید از دیدگاه اثرگذاری متغیر اقلیمی سرما پهنه بندی گردند. از آنجا که ریسک غالب سیب زمینی مربوط به سرمازدگی زمان کاشت می باشد، کاهش دما به زیر آستانه تحمل گیاه در زمان کاشت، مبنای پهنه بندی 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 می شود، لذا همین دامنه دمایی در ماه یاد شده، مبنای پهنه بندی 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 می گیرد. برای برآورد الگوهای خودرگرسیون و تعریف ماتریس همسایگی از توابع نرم افزار MATLAB استفاده می شود.

با استناد به مطالعات انجام شده و نظرات کارشناسان فنی و با توجه به دوره زمانی کاشت، جوانه زنی، گلدهی، میوه دهی و برداشت سیب زمینی آبی و ریسک های اقلیمی که این محصول را در هر یک از مراحل کاشت تا برداشت تهدید می نماید، 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)<sup>۱۲</sup> ماهانه می باشند. با توجه به اینکه کشت سیب زمینی در کشور عمدتاً به صورت پاییزه و ریسک عمده آن سرمازدگی می باشد، انتظار بر این است که کاهش دما و همچنین نوسانات شدید

<sup>۱۲</sup> فاکتور بارندگی (Rain Factor) از تقسیم بارندگی بر حسب میلی متر بر درجه حرارت بر حسب سانتی گراد بدست می آید. (Gracianin (1950).



آن در آذر و اوایل دی ماه 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، می تواند اثر مثبت بر عملکرد سیب زمینی بگذارد. علاوه بر این، کاهش خشکی هوا در تیر ماه که زمان میوه دهی سیب زمینی است، باعث افزایش عملکرد می گردد ولی در مقابل افزایش بارش ها در شهریور ماه به دلیل اینکه زمان برداشت سیب زمینی می باشد، می تواند اثر منفی بر عملکرد داشته است. بنابراین، مهمترین متغیرهای اقلیمی موثر بر عملکرد سیب زمینی، شامل فاکتور بارندگی آذر (rfazr)، 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 می گیرد. داده های عملکرد سیب زمینی 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.

### تجزیه و تحلیل داده ها

محصول سیب زمینی آبی به صورت چهار فصل در کشور کاشت می شود و شهرستان های زیادی را در بر می گیرد. طبق اطلاعات وزارت جهاد کشاورزی در سال ۹۰-۱۳۸۹، حدود ۱۶۱ هزار هکتار سیب زمینی 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 سیب زمینی 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 شهرستان هایی 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**

اقليم	سال / مناطق کشت بهاره		مناطق کشت تابستانه		مناطق کشت پاییزه		مناطق کشت زمستانه	
	rho	t آماره	rho	t آماره	rho	t آماره	rho	t آماره
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

\*\* - 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 سیب زمینی در هیچ سالی ضریب همبستگی فضایی معنی‌دار نیست. در مورد مناطق کشت تابستانه نیز که حدود ۱۴ درصد سطح زیر کشت سیب زمینی کشور را به خود اختصاص می‌دهد، فقط در سال ۱۳۸۷، ضریب خودهمبستگی فضایی معنی‌دار است. در حالیکه در مناطق کشت پاییزه که غالب سطح زیر کشت سیب‌زمینی را در کشور پوشش می‌دهد و تنها کشتی است که سیب زمینی 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 سیب-زمینی مربوط به سرمازدگی است و عمدتاً کشت پاییزه را (که حدود ۷۲ درصد کل سطح زیر کشت 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 سیب زمینی 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 دی ماه 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 خودرگسیون فضایی مرتبه اول را برای شهرستان‌های تولیدکننده سیب زمینی آبی در هر پهنه نشان می‌دهد.

**جدول ۲- نتایج برآورد الگوی خودرگسیون فضایی مرتبه اول پهنه های اقلیمی تولید سیب زمینی آبی در کشور**

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

\*- معنی دار در سطح ۵ درصد.

جدول فوق نشان می‌دهد که ضریب همبستگی فضایی (rho) بین مناطق تولید سیب زمینی در پهنه سرد در سال ۱۳۸۸ در سطح ۵ درصد معنی دار است و برای بقیه سال‌ها معنی دار نیست. بنابراین مثبت بودن ضریب همبستگی فضایی برای سال یاد شده بیانگر آن است که عملکرد سیب زمینی در شهرستان‌های اقلیم سرد کشور با هم همبسته‌اند و در نتیجه ریسک عملکرد سیب زمینی آبی ناشی از سرمازدگی در این مناطق ماهیت سیستماتیک دارد. این نتیجه برای شهرستان‌های پهنه غیر سرد که شامل ۵۳ شهرستان اراک، اردبیل، اسفراین، اصفهان، آباده، 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 معنی دار و در عین حال مثبت نیست<sup>۱۲</sup>. به عبارت دیگر، در شهرستان‌های این پهنه، عامل بروز ریسک یعنی سرمازدگی به گونه‌ای 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 سیب زمینی در اقلیم سرد، همسایه‌های هر

<sup>13</sup> بر طبق ادبیات موضوع، ضریب همبستگی منفی به معنی عدم وجود همبستگی است.



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 می دهد که ضریب همبستگی بین هر مجموعه از همسایگی ها متفاوت بوده و بسته به شدت تغییرات دما از ۰/۳۷ تا ۰/۷۲ در نوسان می باشد.

**جدول ۳- همسایه های هر شهرستان در ماتریس وزنهای فضایی سیب زمینی در بهنه سرد**

ردیف	شهرستان	همسایه های شهرستان مورد بررسی					
۱	ابهر	بیجار	تکاب	خدابنده	سراب	نیر	۰/۵۲
۲	ارومیه	آذرشهر	چالدران	ماکو	نقده		۰/۶۰
۳	ازنا	الیگودرز	بهار	دیواندره	شازند	شهرکرد	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	بویین زهرا	تفرش	خدابنده	ساجبلاغ	کبودرآهنگ		۰/۴۶
۹	بیجار	ابهر	تکاب	خدابنده	دیواندره	قروه	۰/۵۳
۱۰	تفرش	الیگودرز	بویین زهرا	ساجبلاغ	شازند	فریدن	۰/۶۸
۱۱	تکاب	ابهر	بیجار	دیواندره	سراب	سقز	۰/۶۳
۱۲	چالدران	ارومیه	آذرشهر	سراب	فریمان	ماکو	۰/۶۹
۱۳	خدابنده	ابهر	بویین زهرا	بیجار	ساجبلاغ	قروه	۰/۷۲
۱۴	دامغان	بروجن	زنجان	فریمان	فیروزکوه		۰/۵۱
۱۵	دیواندره	ازنا	بیجار	تکاب	سقز	شهرکرد	۰/۶۲
۱۶	زنجان	دامغان	ساجبلاغ	فریمان	فیروزکوه	نیر	۰/۵۶
۱۷	ساجبلاغ	بویین زهرا	تفرش	خدابنده	زنجان	فیروزکوه	۰/۵۹
۱۸	سراب	ابهر	آذرشهر	تکاب	چالدران	میاندوآب	۰/۶۰
۱۹	سقز	تکاب	دیواندره	میاندوآب	نقده		۰/۵۱
۲۰	شازند	ازنا	الیگودرز	بهار	تفرش	کبودرآهنگ	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	ساجبلاغ	۰/۶۳
۲۵	قروه	ازنا	بهار	بیجار	خدابنده	دیواندره	۰/۶۱
۲۶	کبودرآهنگ	بویین زهرا	تفرش	خدابنده	شازند	همدان	۰/۵۴
۲۷	ماکو	ارومیه	چالدران				۰/۳۷



۰/۵۹			نقده	سقز	سراب	تکاب	آذرشهر	میان‌دوآب	۲۸
۰/۵۵				میان‌دوآب	سقز	آذرشهر	ارومیه	نقده	۲۹
۰/۶۴	فریمان	سراب	ساجبلاغ	زنجان	خدابنده	چالدران	ابهر	نیر	۳۰
۰/۵۵			کبودرآهنگ	قروه	شازند	خدابنده	بهار	همدان	۳۱

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

شرح متغیرها		الگوی کلی خودرگرسیون		الگوی مختلط رگرسیون- الگوی رگرسیون فضایی در فضایی		اجزاء اخلاص	
نام متغیر	علامت	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
ضریب ثابت	const	۱۲۹۰۹/۹	۱/۵۸°	۱۲۶۵۱/۱	۲/۸۵°	۲۵۸۸۹/۰۲	۱۳/۲۳°
فاکتور بارندگی آذر	rfazr	۲۳۳/۸	۳/۸۰°	۲۳۷/۹۸	۳/۹۵°	۲۴۴/۵۶	۳/۷۳°
فاکتور بارندگی تیر	rftir	۷۴۶۶/۸	۳/۷۲°	۷۷۵۰/۶۶	۳/۷۸°	۷۱۰۳/۲۵	۳/۴۲°
فاکتور بارندگی شهریور	rfsshr	-۳۶۳۵/۲	-۲/۲۱°	-۳۸۱۹/۴	-۲/۲۹°	-۳۲۵۰/۸۶	-۱/۸۹°
ضریب همبستگی فضایی	rho	۰/۵۱	۱/۶۱°	۰/۵۳	۳/۲۱°	--	--
ضریب همبستگی اجزاء اخلاص	lambda	۰/۱۳	۰/۲۶	--	--	۰/۳۴	۱/۴۲
ضریب تعیین		۰/۵۶		۰/۴۹		۰/۴۹	
لگاریتم درستمایی		-۲۹۸		-۲۹۸		-۲۹۹	

\*\* - معنی دار حداقل در سطح ۵ درصد. \* - معنی دار در سطح ۱۰ درصد.

جدول فوق نشان می‌دهد که ضریب همبستگی فضایی (rho) بین وقفه‌های مکانی متغیر وابسته (عملکرد سیب زمینی آبی در مکانهای مختلف)، در الگوی کلی خودرگرسیون فضایی و الگوی مختلط رگرسیون- خودرگرسیون فضایی معنی دار 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 (lambda)، مثبت است ولی از لحاظ آماری معنی دار نمی‌باشد. برای تأیید عدم وجود همبستگی فضایی در اجزاء اخلاص از آزمون-های آماره I موران، ضریب لاگرانژ و نسبت درستمایی استفاده گردید که جدول (۵) نتایج آنها را نشان می‌دهد.



### جدول ۵- نتایج آزمون آماره های مختلف برای بررسی خودهمبستگی فضایی در اجزاء اخلاص

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

طبق نتایج جدول (۵)، هیچکدام از آماره‌ها معنی دار 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، معنی دار بودن ضریب همبستگی فضایی در وقفه‌های متغیر وابسته، سیستماتیک بودن رفتار ریسک سرمایه‌گذاری عملکرد سبب زمینی آبی در کشور در پهنه سرد را تأیید می‌کند. همچنین در الگوی مختلط رگرسیون- خودرگرسیون فضایی برآورد شده، ضریب فاکتور بارندگی ماه‌های آذر و تیر ماه مثبت و معنی دار 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 سبب زمینی است، باعث افزایش عملکرد به میزان ۲۳۷ کیلوگرم می‌گردد. همچنین بارندگی شهریور ماه به دلیل اینکه زمان برداشت سبب زمینی می‌باشد، اثر منفی بر عملکرد داشته است.

### جدول ۶- نتایج برآورد الگوی خودرگرسیون دورین فضایی سبب زمینی در اقلیم سرد سال ۱۳۸۸

نام متغیر	علامت	ضریب	آماره t
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	rfsfr	-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*rfsfr	-۷۳۲۲/۴	-۱/۴۱
ضریب همبستگی فضایی	rho	۰/۳۸	۱/۷۰*
ضریب تعیین	R-squared	۰/۵۱	
لگاریتم در ستنمایی	Log-likelihood	-۲۹۷	

\*\*- معنی دار حداقل در سطح ۵ درصد. \*- معنی دار در سطح ۱۰ درصد.

۱ 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 سیب زمینی، الگوی دوربین فضایی مورد برآزش قرار گرفت. جدول (۶) نتایج برآورد این الگو را نشان می‌دهد. نتایج جدول فوق بیانگر آن است که وقفه‌های فضایی متغیرهای توضیحی معنی دار نیست. همچنین فرضیه صفر بودن همزمان ضرایب وقفه‌های فضایی متغیرهای توضیحی با آزمون نسبت درستمایی مورد پذیرش قرار گرفت.

### بحث و نتیجه گیری

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 سرمزدگی سیب زمینی پاییزه در پهنه اقلیمی غیر سرد تأیید نشده است. با توجه به اینکه ریسک عملکرد سیب زمینی ناشی از سرمزدگی 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 سرمزدگی 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 همسایگی‌های 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

۱. احمدیان، ج.، شبانی، 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.
۲. صندوق بیمه کشاورزی ۸۸-۱۳۶۳. گزارشات آماری و گزارش عملکرد صندوق بیمه کشاورزی، تهران.
۳. عزیزی، ق. و یاراحمدی، د. ۱۳۸۲. بررسی پارامترهای اقلیمی و عملکرد گندم دیم با استفاده از مدل رگرسیونی، مطالعه موردی دشت سیلاخور. پژوهش‌های جغرافیایی، شماره ۴۴، صص ۲۹-۲۳.



۴. 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، ص ۲۵۶-۲۲۷.
۵. وزارت جهاد کشاورزی (۸۸-۱۳۷۰). دفتر آمار و فن آوری اطلاعات، گزارش آمارنامه کشاورزی، تهران.
6. Anselin, L. 1988. Spatial econometrics; methods and models, (Dord Drecht: Kluwer Academic Publishers).
7. Bazzaz, F.A. and 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.
8. Goodwin, B. 2001. Problems with market insurance in agriculture, American Journal of Agricultural Economics, 83: 643-649.
9. Gracanin, M. 1950. Monthly rain-factors and their significance in pedological investigations. Journal of Poljop. Znan. Smot., 12, 51-67.
10. Lesage, J. 1999. Spatial econometrics, department of economic university of Toledo.
11. Lesage, J. 2004. Maximum likelihood estimation of spatial regression models, <http://www.spatial-econometrics.com>
12. Liangzhi, Y., Mark, W., Cheng, F., and Stanly, W. 2005. Impact of global warming on Chinese Wheat productivity, International Food Policy Research Institute, Ept Discussion paper, 143-158.
13. Matthews, R. B., Kropff, M. J. Horie, T. and Bachelet, D. 1997. Simulating the impact of climate change on rice production in Asia and evaluating options for adaptation. Journal of Science, 143-156.
14. 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.
15. Miller, H. J. 2004. Tobler's first law and spatial analysis. Annals of the Association of American Geographers. 94, 284-295.
16. Miranda, M.J. and Glauber, J.W. 1997. Systemic risk, reinsurance, and failure of crop insurance markets. American Journal of Agricultural Economics, N,79: 206-215.
17. 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.
18. Wang, H. and Zhang, H. 2003. On the possibility of a private crop insurance market: a spatial statistics approach, Journal of Risk and Insurance, 70: 111-124.
19. Zhu Y., Ghosh S. K. and 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.