

# تأثیر متغیرهای آب و هوایی بر تخصیص زمین بین گروه‌های گیاهان سالانه زراعی ایران: کاربرد مدل لاجیت چندگانه کسری فضایی

خدیدجه الفی، قادر دشتی، محمد قهرمان زاده<sup>۱</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۵/۰۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۴/۱۴

## چکیده

این پژوهش با هدف بررسی نقش عوامل آب و هوایی در تخصیص زمین بین انواع گیاهان سالانه زراعی غلات، حبوبات، سبزی‌ها، صنعتی، جالیزی و علوفه‌ای در سطح شهرستان‌های ایران انجام شد. برای این منظور از اطلاعات زراعی سال‌های ۹۲-۱۳۹۱ و اطلاعات هواشناسی سال ۱۳۹۱ استفاده شد. برای برآورد مدل لاجیت چندگانه کسری فضایی اطلاعات زراعی و هواشناسی بر اطلاعات جغرافیایی شهرستان‌ها منطبق و با توجه به داده‌های موجود ۳۳۶ شهرستان مورد بررسی قرار گرفت. بنابر نتایج به دست آمده، سهم سطح زیرکشت گیاهان صنعتی در شهرستان‌ها با یکدیگر همبستگی فضایی مثبت داشته و افزایش سهم زمین تخصیص یافته به گیاهان صنعتی در یک شهرستان افزایش تخصیص زمین به گیاهان صنعتی در شهرستان‌های مجاور را به دنبال دارد. با توجه به اثرهای نهایی محاسبه شده، افزایش یک درجه‌ای میانگین دما سهم سطح زیر کشت غلات، سبزی‌ها و گیاهان جالیزی را به ترتیب به میزان ۱، ۰/۱ و ۰/۲ درصد افزایش و سهم سطح زیر کشت حبوبات را به میزان ۰/۳ درصد کاهش داده و افزایش بارش سالانه به میزان یک میلی‌متر، سهم سطح زیر کشت سبزی‌ها را به میزان ۰/۰۸ درصد کاهش می‌دهد. به این ترتیب ادامه روند تغییرپذیری‌های آب و هوایی و به ویژه افزایش دما، افزایش سهم سطح زیر کشت غلات، سبزی‌ها و گیاهان جالیزی و کاهش سهم سطح زیر کشت حبوبات در سال‌های آتی را به دنبال خواهد داشت. از این رو توصیه می‌شود به منظور تأمین بخشی از نیازهای غذایی جمعیت آینده کشور، راهکارهای تطبیقی برای تولید حبوبات بیش از دیگر انواع گیاهان سالانه زراعی مدنظر قرار گیرد.

طبقه‌بندی JEL: Q15, R14.

واژگان کلیدی: تخصیص زمین، تغییرپذیری‌های آب و هوا، گیاهان سالانه زراعی، مدل لاجیت چندگانه کسری فضایی

<sup>۱</sup> به ترتیب دانش آموخته دکتری، استاد (نویسنده مسئول) و دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

## مقدمه

امروزه بخش کشاورزی جهان با دو چالش مهم تأمین امنیت غذایی و رویارویی با تغییرپذیری‌های آب و هوایی روبه‌رو است. این بخش از یک سو برای تأمین امنیت غذایی جمعیت ۹/۱ میلیاردی پیش‌بینی شده در سال ۲۰۵۰ و بهبود درآمد و معیشت آنان برای دسترسی به غذا، نیاز به ارتقای نظام‌های تولیدی خود دارد (مان و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۰۹). از سوی دیگر تولیدات آن تحت تأثیر تغییرپذیری‌های آب و هوا قرار دارد (ریدسما و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۱۰). در حال حاضر تغییرپذیری‌های آب و هوا، بخش کشاورزی را در بسیاری از کشورها تحت تأثیر داده است. این امر بیشتر در کشورهای کم درآمد که امکانات کمتری برای سازگاری با تغییرپذیری‌های آب و هوایی دارند رخ داده است (آپاتا و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۱۰). در آینده نیز کشورهای در حال توسعه و کم درآمد سهم بیشتری از اثرگذاری‌های تغییرپذیری‌های آب و هوایی را خواهند داشت. در این کشورها تغییرپذیری‌های آب و هوایی یک تهدید جدی بوده و به دلیل اینکه به طور معمول افراد تهیدست وابستگی بیشتری به بوم نظام (اکوسیستم) دارند، تهدیدستی آنان افزایش خواهد یافت. این امر ضرورت به‌کارگیری راهکارهای تطبیقی با تغییرپذیری‌های آب و هوایی را به ویژه در کشورهای وابسته به بخش کشاورزی نشان می‌دهد (رامیرز و همکاران<sup>۴</sup>، ۲۰۱۳).

کشاورزان به عنوان مدیران بخش کشاورزی پیشینه طولانی در اتخاذ راهکارهای تطبیق با تغییرپذیری‌های آب و هوایی دارند (سازمان همکاری اقتصادی و توسعه<sup>۵</sup>، ۲۰۱۲). بسیاری از این راهکارها بازنگری در نحوه مدیریت منابع طبیعی در بخش کشاورزی را به دنبال دارند. از جمله این منابع، زمین می‌باشد که به طور کلی در همه‌ی فعالیت‌های کشاورزی مورد استفاده قرار می‌گیرد. امروزه زمین‌های کشاورزی و مراتع بیش از ۴۰ درصد سطح زمین را پوشانده‌اند (استرلینگ و همکاران<sup>۶</sup>، ۲۰۰۷). نقش زمین به عنوان یک عامل تولید مهم در بخش کشاورزی موجب شده تا پژوهشگران با به‌کارگیری روش‌های مختلف، اثرگذاری‌های تغییرپذیری‌های آب و هوایی بر مدیریت زمین را مورد بررسی و ارزیابی قرار دهند. با توجه به اینکه فعالیت‌های

---

<sup>۱</sup> Mann et al.

<sup>۲</sup> Reidsma et al.

<sup>۳</sup> Apata et al.

<sup>۴</sup> Ramírez et al.

<sup>۵</sup> The Organization for Economic Co-operation and Development (OECD)

<sup>۶</sup> Easterling et al.

## تأثیر متغیر های آب و هوایی... ۲۳

اقتصادی و به ویژه فعالیت‌های کشاورزی در گستره زمین صورت می‌گیرد، ضرورت در نظر گرفتن اثرگذاری‌های فضا در این روش‌ها مشخص می‌شود (پینک و اسلاید<sup>۱</sup>، ۱۹۹۸).  
ون تانن<sup>۲</sup> (۱۷۸۳-۱۸۵۰) پایه‌ریز فرضیه مکان کشاورزی، نخستین اقتصاددانی بود که به صورت گسترده به اهمیت فضا در اقتصاد کشاورزی اشاره کرد. با ثابت در نظر گرفتن مکان کشتزارها، فرضیه مکان کشاورزی نحوه سازماندهی بهینه فعالیت‌های کشاورزی بر پایه عامل-های محیطی را مورد بررسی قرار می‌دهد. بنابر نظر ون تانن، فرضیه مکان به طور عمده روی ناهمگنی فضایی، شامل تفاوت‌های فضایی عامل‌های تولید متمرکز می‌شود (پینک و اسلاید، ۱۹۹۸). به این ترتیب به کارگیری روش و فن‌های اقتصادسنجی فضایی می‌تواند با لحاظ کردن اثرگذاری فضا، نحوه تأثیر عامل‌های مؤثر بر سهم سطح زیر کشت انواع کاربری‌های زمین و از جمله اثرگذاری تغییرپذیری‌های آب و هوایی را به درستی تبیین کند. افزون بر لحاظ کردن اثرگذاری فضا، لیسج و پیس<sup>۳</sup> (۲۰۰۹) اهمیت به کارگیری روش‌های اقتصادسنجی فضایی را در شرایطی که متغیرهای حذف شده، ناهمگنی فضایی، اثرگذاری‌های جانبی و تورش تصریح وجود داشته باشند بیان کرده‌اند. با توجه به اینکه این مشکلات در بیشتر برآوردها وجود دارند، می‌توان سودمندی‌های به کارگیری روش‌های اقتصادسنجی فضایی را بهتر درک کرد. از این رو استفاده از روش‌های اقتصادسنجی فضایی در سال‌های اخیر مدنظر قرار گرفته و هر روزه مدل‌های فضایی جدیدتری معرفی می‌شود. در ادامه به معرفی نتایج برخی بررسی‌های صورت گرفته در زمینه تخصیص زمین اشاره می‌شود.

مو و مککارل<sup>۴</sup> (۲۰۱۱) تغییرپذیری‌های تخصیص زمین بین فعالیت‌های زراعی و دامپروری در جهت تطبیق با تغییرپذیری‌های آب و هوایی در کشور ایالات متحده را مورد بررسی قرار دادند. برآورد مدل لاجیت چندگانه کسری با استفاده از اطلاعات زراعی و هواشناسی سال‌های ۱۹۷۸، ۱۹۹۲، ۱۹۹۷، ۲۰۰۲ و ۲۰۰۷ نشان داد که افزایش دما و بارش سهم زمین تخصیص یافته به فعالیت‌های زراعی را کاهش و سهم زمین تخصیص یافته به فعالیت‌های دامی را افزایش می‌دهد. آلن<sup>۵</sup> (۲۰۱۲) عامل‌های مؤثر بر تخصیص زمین کشاورزی بین گیاهان پنبه، ذرت، ذرت خوشه‌ای، جو و گیاهان ثانویه را در کشور مالی<sup>۶</sup> مورد بررسی و ارزیابی قرار داد. ایشان

<sup>۱</sup> Pinkse & Slade

<sup>۲</sup> Von Thünen

<sup>۳</sup> LeSage and Pace

<sup>۴</sup> Mu & McCarl

<sup>۵</sup> Allen

<sup>۶</sup> Mali

برای شناسایی عامل‌های مؤثر بر تخصیص زمین بین انواع محصولات کشاورزی، در آغاز یک شکل کاهش یافته از مدل خانوار کشاورزی را برآورد کرد. آن گاه با وارد کردن عامل‌های مؤثر شناسایی شده به عنوان متغیرهای توضیحی، به برآورد مدل لاجیت چندگانه کسری اقدام کرد. بنابر نتایج به دست آمده، روستاهایی که دسترسی بیشتری به بازار دارند سهم بیشتری در تولید محصولات ثانویه و سهم کمتری در تولید پنبه دارند. کامینسکی و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۱۳) تخصیص زمین به همراه تغییرپذیری‌های فناورانه در ۵۴ منطقه طبیعی کشور اسرائیل<sup>۲</sup> را مورد بررسی قرار داده و از نوعی مدل ساختاری استفاده کردند. در این راستا برای هر معادله ساختاری، یک مدل لاجیت چندگانه کسری برای انواع محصولات با انواع فن‌آوری‌ها (شامل سبزی‌های گلخانه‌ای، سبزی‌های فضای آزاد آبی، سبزی‌های فضای آزاد دیم، گیاهان زراعی آبی، گیاهان زراعی دیم، تولیدات گل گلخانه‌ای، تولیدات گل فضای آزاد، باغ مرکبات، باغ میوه-های سردسیری، باغ درختان استوایی، دیگر باغ‌های آبی و دیگر باغ‌های دیم) برآورد کردند. بنابر یافته‌ها با افزایش دما عملکرد کاهش خواهد یافت، از این رو کاشت گیاهان مقاوم به گرما و به کارگیری فناوری‌های مناسب برای دمای بالا توصیه می‌گردد. لی و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۳) به معرفی مدل لاجیت چندگانه کسری فضایی و روش برآورد آن اقدام نمودند. آنها با استفاده از اطلاعات کشاورزی، اقتصادی، جغرافیایی و آب و هوایی سال‌های ۱۹۸۸، ۱۹۹۵، ۲۰۰۰ و ۲۰۰۵ کشور چین، عامل‌های مؤثر بر تغییرپذیری‌های سهم انواع کاربری‌های زمین (کشاورزی، جنگل، مرتع، آب، شهری و بدون استفاده) را مورد بررسی قرار دادند. بنابر یافته‌ها، افزایش ارزش زمین‌های شهری از جمله عامل‌های مؤثر بر توسعه زمین‌های زراعی بوده است؛ در حالی که افزایش درآمد روستایی موجب تبدیل زمین‌های کشاورزی به جنگل و مرتع شده است. چو و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۱۴) با به کارگیری مدل لاجیت چندگانه کسری، عامل‌های آب و هوایی و اقتصادی مؤثر بر تخصیص زمین بین محصولات جو، ذرت، پنبه، برنج، ذرت خوشه‌ای، سویا، گندم زمستانه، گندم دوروم و گندم بهاره در ۲۸۸۶ شهرستان ۴۰ ایالت آمریکا را مورد بررسی و ارزیابی قرار دادند. بنا بر یافته‌های پژوهش افزایش دما سهم سطح زیرکشت پنبه، برنج، ذرت خوشه‌ای، سویا و گندم زمستانه را افزایش و سهم سطح زیرکشت جو، ذرت، گندم بهاره و گندم دوروم را کاهش می‌دهد. چو و همکاران (۲۰۱۵) با استفاده از مدل لاجیت چندگانه کسری

<sup>۱</sup> Kaminski et al.

<sup>۲</sup> Israel

<sup>۳</sup> Li et al.

<sup>۴</sup> Cho et al.

## تأثیر متغیر های آب و هوایی... ۲۵

فضایی به تبیین نقش عامل‌های اقتصادی اجتماعی، محیطی و جغرافیایی و آب و هوایی در تغییرپذیری‌های انواع کاربری‌های زمین (شامل کشاورزی، جنگل، مرتع، شهری، زمین‌های زیر آب و دیگر موارد) ۴۸ ایالت کشور آمریکا پرداختند. برای این منظور، آنان زمین‌های ایالات را به قطعه‌هایی در اندازه‌های ۱۰ کیلومتر مربع تقسیم‌بندی و آنگاه اطلاعات مربوط به سهم هر نوع کاربری از کل زمین‌ها و همچنین اطلاعات اقتصادی اجتماعی، محیطی و جغرافیایی مربوط به این قطعه‌ها را برای سال‌های ۲۰۰۲، ۲۰۰۷ و ۲۰۱۲ گردآوری کردند. یافته‌ها مؤید تأثیر فراوان عامل‌های آب و هوایی بر تغییرپذیری‌های انواع کاربری‌های زمین بوده که این امر در زمینه کاربری کشاورزی محسوس‌تر می‌باشد.

با مرور نتایج بررسی‌های بالا مشخص می‌شود که بیشتر تحقیقات از مدل‌های اقتصادسنجی با متغیر وابسته محدود و به طور مشخص از مدل لاجیت چندگانه کسری بهره گرفته‌اند. همچنین لی و همکاران (۲۰۱۳) و چو همکاران (۲۰۱۵) مدل لاجیت چندگانه کسری را به شکل فضایی مدنظر قرار داده و از روش اقتصادسنجی فضایی بهره گرفته‌اند. نتایج بررسی‌های بالا نشان می‌دهند که تغییرپذیری‌های آب و هوایی، نحوه مدیریت زمین و الگوی تخصیص آن به فعالیت‌های مختلف را تحت تأثیر قرار می‌دهند. این امر درمورد فعالیت‌های کشاورزی محسوس‌تر می‌باشد.

در ایران حدود ۱۶ میلیون هکتار به اراضی کشاورزی اختصاص یافته است (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۵). این مورد گویای نقش مهم زمین در فعالیت‌های کشاورزی کشور می‌باشد. با این وجود به دلیل محدودیت عرضه زمین امکان به کارگیری زمین‌های بیشتر در جهت گسترش اراضی کشاورزی در سال‌های آتی وجود ندارد. این امر کشاورزان را ملزم به تخصیص زمین محدود بین فعالیت‌های رقیب می‌کند. گزینش نوع فعالیت‌ها در راستای دستیابی به هدف‌های بخش کشاورزی و همسو با شرایط منطقه کشت صورت می‌گیرد. از جمله این شرایط عامل‌های آب و هوایی می‌باشند. این عامل‌ها با تغییر عملکرد محصولات، سودآوری آنها را تغییر داده و از این طریق تصمیم‌گیری کشاورزان در ارتباط با تخصیص زمین را کنترل می‌کنند. از آنجایی که مناطق مجاور شرایط آب و هوایی مشابه دارند، انتظار بر این است که انتخاب محصولات تولیدی توسط کشاورزان مناطق مجاور مشابه بوده و با یکدیگر همبستگی فضایی داشته باشند که این مسئله لزوم به کارگیری مدل‌های اقتصادسنجی فضایی را نشان می‌دهد. در سال‌های اخیر تغییرپذیری‌های اقلیم موجب دگرگونی متغیرهای آب و هوایی مناطق گوناگون شده که

این امر ضرورت بررسی نحوه اثرگذاری آنها بر مدیریت زمین کشاورزی را بیش از پیش نمایان می‌سازد.

ایران به دلیل گستره وسیع جغرافیایی از تنوع آب و هوایی بالایی برخوردار بوده و متغیرهای آب و هوایی مناطق مختلف آن تغییرپذیری بالایی دارند. این امر موجب کشت گیاهان زراعی و باغی متنوعی در این مناطق شده است. تنوع بالای آب و هوایی و در پی آن تنوع فعالیت‌های کشاورزی صورت گرفته در این نواحی می‌تواند زمینه مناسبی را برای بررسی نحوه اثرگذاری متغیرهای آب و هوایی بر تخصیص زمین بین این فعالیت‌ها فراهم سازد. با این وجود بررسی‌های بسیار اندکی در این زمینه صورت گرفته است که این امر ضرورت توجه به این موضوع در بررسی‌های آتی را نشان می‌دهد. لذا این پژوهش با هدف بررسی تأثیر متغیرهای آب و هوایی در تخصیص زمین بین گروه‌های گیاهان سالانه زراعی (شامل غلات، حبوبات، سبزی‌ها، صنعتی، علوفه‌ای و جالیزی) صورت می‌گیرد. انتخاب این گروه از گیاهان به دلیل اهمیت بالای آنها در بخش‌های عرضه و تقاضا می‌باشد. این گیاهان حدود ۱۲ میلیون هکتار از اراضی کشاورزی و قسمت عمده‌ای از تولیدات این بخش را به خود اختصاص داده‌اند (وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۹۵). از سوی دیگر مصرف خام یا فراوری شده محصولات آنها حدود ۷/۲ درصد از هزینه‌های سبد خانوارهای شهری را شامل می‌شوند (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۹۳). بدین ترتیب اهمیت بررسی نقش متغیرهای آب و هوایی در تخصیص زمین بین انواع گیاهان سالانه زراعی کشاورزی بیش از پیش نمایان می‌شود.

### روش تحقیق

این پژوهش برای بررسی نحوه تخصیص زمین برای تولید انواع گیاهان سالانه زراعی، مدل ارائه شده توسط لی و همکاران (۲۰۱۳) را مبنا قرار داده است. فرض پایه‌ای مدل بالا این است که تخصیص زمین بین کاربری‌های گوناگون بر پایه بیشینه‌سازی ارزش حال جریان‌های سود موردانتظار ( $\pi$ ) در آینده صورت می‌گیرد. در این صورت قطعه زمین  $i$  در زمان  $t$  به کاربری  $j$  تعلق می‌گیرد، اگر و تنها اگر رابطه  $\pi_{ijt} > \pi_{ikt}$  به ازای  $k \neq j$  برقرار باشد. در ادبیات تخصیص زمین سود به طور معمول به دو جزء قطعی ( $\bar{\pi}_{ijt}$ ) و تصادفی ( $\varepsilon_{ijt}$ ) تجزیه می‌شود:

$$\pi_{ijt} = \bar{\pi}_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

## تأثیر متغیر های آب و هوایی... ۲۷

جزء قطعی  $\bar{\pi}_{ijt}$  میانگین سود خالص مورد انتظار از تخصیص قطعه زمین  $i$  به کاربری  $j$  در زمان  $t$  را نشان می‌دهد. جزء تصادفی  $\varepsilon_{ijt}$  انحراف از میانگین سود خالص را نشان داده و معمولاً فرض می‌شود توزیع نرمال<sup>۱</sup> یا توزیع مقدار حدی نوع اول<sup>۲</sup> دارد. اگر برای جزء تصادفی  $\varepsilon_{ijt}$  توزیع مقدار حدی نوع اول در نظر گرفته شود، در آن صورت مدل لاجیت چندگانه استاندارد تخصیص زمین استخراج می‌شود. ایراد اساسی مدل لاجیت چندگانه نبود توجه به اثرهای متقابل فضایی تخصیص زمین بین قطعه‌های همجوار می‌باشد که در صورت وجود می‌تواند با ایجاد اجزای اخلاص دارای واریانس ناهمسانی، برآوردها را تورش‌دار (یا ناسازگار) کند. به این ترتیب با در نظر گرفتن اثرهای فضا می‌توان رابطه (۱) را به شکل رابطه (۲) بازنویسی کرد (لی و همکاران، ۲۰۱۳):

$$\pi_{ijt} = \sum_{i \neq m} \rho_{jt} w_{im} \pi_{ijt} + \bar{\pi}_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

که در آن  $\rho_{jt}$  فراسنجه (پارامتر) خودرگرسیو فضایی می‌باشد ( $|\rho_{jt}| < 1$ ) و درجه گرایش تخصیص زمین‌های همجوار به تولید محصول  $j$  را نشان می‌دهد.  $w_{im}$  عنصرهای ماتریس مجاورت فضایی ( $W$ ) بوده و رابطه فضایی بین زمین‌های  $i$  و  $m$  را نشان می‌دهند. تصریح رابطه (۲) به شکل ماتریسی می‌تواند به صورت رابطه (۳) نوشته شود:

$$\Pi_{jt} = \rho_{jt} W \Pi_{jt} + X_{t-1} \chi_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (3)$$

در رابطه (۳)  $\Pi_{jt} = (\pi_{1jt}, \dots, \pi_{Njt})'$ ،  $X_{t-1} = (x_{1t-1}, \dots, x_{Nt-1})'$  و  $\varepsilon_{jt} = (\varepsilon_{1jt}, \dots, \varepsilon_{Njt})'$  می‌باشند. شکل کاهش یافته رابطه (۳) می‌تواند به صورت  $\Pi_{jt} = (I_N - \rho_{jt} W)^{-1} X_{t-1} \chi_{jt} + (I_N - \rho_{jt} W)^{-1} \varepsilon_{jt}$  نوشته شود که در آن  $I_N$  ماتریس واحد  $N$  بعدی را نشان می‌دهد. با بسط دادن عبارت  $(I_N - \rho_{jt} W)^{-1}$  رابطه بالا می‌تواند به صورت  $\Pi_{jt} = X_{t-1} \chi_{jt} + \rho_{jt} W X_{t-1} \chi_{jt} + \rho_{jt}^2 W^2 X_{t-1} \chi_{jt} + \dots$  اگر عبارت  $\psi_{jt}$  به شکل  $\psi_{jt} \equiv I_N - \rho_{jt} W$  تعریف شود، ماتریس واریانس کوواریانس  $\Pi_{jt}$  متناسب با  $[(\psi_{jt})'(\psi_{jt})]^{-1}$  خواهد بود. در صورتی که  $\sigma_{ijt}^2$  عنصرهای قطری ماتریس  $[(\psi_{jt})'(\psi_{jt})]^{-1}$  بوده و رابطه‌های جدیدی به شکل  $x_{ijt-1}^* = x_{it-1} \sigma_{ijt}^{-1}$  و  $X_{jt-1}^{**} = (\psi_{jt})^{-1} X_{jt-1}^*$  تعریف شوند و همچنین جزء تصادفی  $\varepsilon_{ijt}$  توزیعی مشابه با توزیع

<sup>1</sup> Normal Distribution

<sup>2</sup> Type-I Extreme Value Distribution

جزء تصادفی  $\varepsilon_{ijt}$  در مدل لاجیت چندگانه استاندارد داشته باشد، کسر یا سهم زمین پیش‌بینی شده برای تخصیص به محصول  $j$  در منطقه  $i$  در زمان  $t$  ( $p_{ijt}$ ) می‌تواند به صورت رابطه (۴) بیان شود (لی و همکاران، ۲۰۱۳):

$$p_{ijt} = E(s_{ijt} | x_{ijt-1}^{**}) = \frac{\exp(x_{ijt-1}^{**} \chi_{jt})}{\sum_j \exp(x_{ijt-1}^{**} \chi_{jt})} \quad (4)$$

رابطه (۴) در واقع مدل لاجیت چندگانه کسری فضایی را نشان می‌دهد. لی و همکاران (۲۰۱۳) برای برآورد مدل لاجیت چندگانه فضایی از روشی دومرحله‌ای که برای نخستین بار توسط کلیر و مک‌میلن<sup>۱</sup> (۲۰۰۸) برای برآورد مدل لاجیت دوجمله‌ای فضایی معرفی شده است، استفاده کردند. در این روش در آغاز با به کارگیری روش حداکثر راستنمایی مدل لاجیت چندگانه کسری برآورد شده و آن گاه با استفاده از روش تعمیم یافته گشتاورها<sup>۲</sup> (GMM) فراسنجه‌های مدل لاجیت چندگانه کسری فضایی حاصل می‌شود. با توجه به رابطه (۴) شیب فراسنجه‌ها را می‌توان به صورت رابطه‌های (۵) و (۶) استخراج کرد (لی و همکاران، ۲۰۱۳):

$$\frac{\partial p_{ijt}}{\partial \chi_{kt}} = [\delta(k=j) - p_{ijt}] p_{ikt} x_{ijt-1}^{**} \quad (5)$$

$$\frac{\partial p_{ijt}}{\partial \rho_{kt}} = [\delta(k=j) - p_{ijt}] p_{ikt} [(H_{kt})_i \chi_{kt} - \frac{x_{ijt-1}^{**} \chi_{kt}}{\sigma_{ikt}^2} (\Lambda_{kt})_{ii}] \quad (6)$$

در رابطه‌های (۵) و (۶) عبارت  $\delta(k=j)$  تابع شاخص بوده که در صورت  $k=j$  برابر با یک و در غیراین صورت برابر با صفر خواهد بود. همچنین  $H_{kt} = (I_N - \rho_{kt} W)^{-1} W X_{kt-1}^{**}$  و  $\Lambda_{kt} = (I_N - \rho_{kt} W)^{-1} W (I_N - \rho_{kt} W)^{-1} (I_N - \rho_{kt} W')^{-1}$  می‌باشند. با توجه به رابطه‌های بیان شده زمانی که  $\rho_{kt} = 0$  باشد در آن صورت  $\Lambda_{kt} = W$  خواهد بود. در این صورت به دلیل اینکه  $w_{ii} = 0$  می‌باشد،  $(\Lambda_{kt})_{ii} = 0$  خواهد بود. به این ترتیب زمانی که  $\rho_{kt} = 0$  به ازای همه  $k, t$  برقرار باشد شیب فراسنجه‌ها در روابط (۵) و (۶) به ترتیب به صورت رابطه‌های (۷) و (۸) تعریف می‌گردند:

<sup>1</sup> Klier & McMillen  
<sup>2</sup> Generalized Method of Moments



## تأثیر متغیر های آب و هوایی... ۲۹

$$\frac{\partial p_{ijt}}{\partial \chi_{kt}} = [\delta(k = j) - p_{ijt}] p_{ikt} x_{it-1} \quad (۷)$$

$$\frac{\partial p_{ijt}}{\partial \rho_{kt}} = [\delta(k = j) - p_{ijt}] p_{ikt} (WX_{t-1})_n \chi_{kt} \quad (۸)$$

حال اگر رابطه‌ای به شکل  $\theta_t = (\chi_t, \rho_t)'$  تعریف شود که در آن  $\chi_t = (\chi'_{1t}, \dots, \chi'_{J-1t})$  و  $\rho_t = (\rho'_{1t}, \dots, \rho'_{J-1t})$  باشد، در این صورت شیب فراسنجه‌ها می‌تواند به صورت  $g_{ijt} = \partial p_{ijt} / \partial \theta_t$  تعریف شود. اجزای اخلاص نیز به صورت رابطه (۹) به دست خواهند آمد:

$$u_{ijt} = s_{ijt} - p_{ijt} \quad (۹)$$

با خطی‌سازی معادله اجزای اخلاص تعمیم یافته پیرامون برآوردهای اولیه  $\theta_t^0 = (\chi_t^0, \rho_t^0)'$  می‌توان عبارت  $u_{ijt} \approx u_{ijt}^0 - g_{ijt}(\theta_t - \theta_t^0)$  را به دست آورد که معادل عبارت رابطه (۱۰) می‌باشد:

$$u_{ijt}^0 + g_{ijt} \theta_t^0 \approx g_{ijt} \theta_t + u_{ijt} \quad (۱۰)$$

به این ترتیب مدل لاجیت چندگانه فضایی را می‌توان با به کارگیری رابطه‌های (۷) الی (۱۰) برآورد کرد. برای این منظور در آغاز رگرسیون رابطه (۴) با فرض  $\rho_t = 0$  (مدل لاجیت چندگانه استاندارد) و با به کارگیری روش حداکثر راستنمایی برآورد می‌شود. با به کارگیری فراسنجه‌های برآورد شده مدل لاجیت چندگانه استاندارد  $(\hat{\chi}_t^0)$  برآوردهای ابتدایی ماتریس  $\theta_t^0$  به صورت  $\theta_t^0 = (\hat{\chi}_t^0, 0)'$  استخراج می‌شوند. در ادامه با استفاده از رابطه‌های (۷) الی (۹) مقادیر شیب  $(g_{ijt})$  و اجزای اخلاص تعمیم یافته  $(u_{ijt}^0)$  و مقادیر  $u_{ijt}^0 + g_{ijt} \theta_t^0$  محاسبه می‌شوند. در مرحله دوم، متغیرهای  $G_{jt} = (g'_{1jt}, \dots, g'_{Njt})'$  روی متغیرهای ایزاری  $(X_{t-1}, WX_{t-1}, \dots, W^5 X_{t-1})$  برازش شده و مقادیر پیش‌بینی شده به صورت  $\hat{G}_{jt}$  محاسبه می‌شوند. در نهایت متغیرهای  $[(u_{11t}^0 + g_{11t} \theta_t^0), \dots, (u_{NJ-1t}^0 + g_{NJ-1t} \theta_t^0)]'$  روی متغیرهای  $(\hat{G}'_{1t}, \dots, \hat{G}'_{J-1t})'$  برازش می‌شوند. در این مرحله ضریب‌های برآورد شده همان فراسنجه‌های  $\theta_t$  (فراسنجه‌های مدل لاجیت چندگانه کسری فضایی) می‌باشند که به صورت  $\hat{\theta}_t = (\hat{\chi}_t, \hat{\rho}_t)'$  بیان می‌شوند. پس از برآورد مدل، اثرهای نهایی متغیرهای توضیحی  $x_{it-1}$  بر سهم زمین تخصیصی موردانتظار برای کاربری‌های گوناگون می‌توانند با رابطه (۱۱) به دست

آیند که در آن عملگر  $\circ$  ضرب هادامار<sup>۱</sup> (ضرب درایه‌ای) را نشان می‌دهد (چو و همکاران، ۲۰۱۵).

$$\frac{\partial p_{ijt}}{\partial x_{it-1}} = p_{ijt} (\chi_{jt} / \sigma_{ijt} \circ (I_N - \rho_{jt} W)^{-1} - \sum_K \chi_{kt} \rho_{ikt} / \sigma_{ikt} \circ (I_N - \rho_{kt} W)^{-1}) \quad (11)$$

در این پژوهش برای برآورد مدل لاجیت چندگانه کسری فضایی اطلاعات زراعی کل شهرستان‌های کشور از وزارت جهاد کشاورزی و اطلاعات هواشناسی آنها از سازمان هواشناسی کل کشور دریافت شد. با توجه به اینکه برآورد مدل لاجیت چندگانه کسری فضایی نیاز به تعیین ماتریس مجاورت فضایی دارد، برای این منظور از سامانه اطلاعاتی جغرافیایی<sup>۲</sup> (GIS) استفاده و اطلاعات زراعی و هواشناسی شهرستان‌ها بر اطلاعات جغرافیایی آنها منطبق شد. از آنجایی که برخلاف اطلاعات زراعی، داده‌های هواشناسی بر حسب شهرستان نبوده و بر اساس ایستگاه‌های هواشناسی همدید (سینوپتیک) گردآوری می‌شود، این اطلاعات برای هر شهرستان بسته به موقعیت جغرافیایی ایستگاه‌های هواشناسی استخراج و در مواردی که برخی از شهرستان‌ها ایستگاه هواشناسی نداشتند، از روش‌های درون‌یابی برای به دست آوردن اطلاعات هواشناسی آنها استفاده شد.

با توجه به اطلاعات موجود ۳۳۶ شهرستان به عنوان جامعه آماری در نظر گرفته شد و اطلاعات زراعی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۹۲ و اطلاعات هواشناسی سال ۱۳۹۱ مورد استفاده قرار گرفت. اطلاعات زراعی مربوط به سطح زیرکشت انواع گیاهان سالانه زراعی شامل غلات، حبوبات، سبزی‌ها، گیاهان صنعتی، گیاهان جالیزی و گیاهان علوفه‌ای (بر حسب هکتار) و اطلاعات هواشناسی نیز شامل میانگین دمای ماهانه (بر حسب درجه سلسیوس)، مجموع بارش ماهانه (بر حسب میلی‌متر)، میزان رطوبت ماهانه (بر حسب درصد) و میانگین سرعت باد ماهانه (متر بر ثانیه) بوده‌اند که با مراجعه حضوری به سازمان‌های ذیربط دریافت شدند.

## نتایج و بحث

از آنجایی که در برآورد مدل‌های کسری نیاز به متغیرهای وابسته کسری می‌باشد این متغیرها با تقسیم سطح زیرکشت هر گروه از گیاهان سالانه زراعی بر کل سطح زیرکشت گیاهان سالانه زراعی به دست آمدند. در ادامه با توجه به ماهانه بودن اطلاعات هواشناسی، این اطلاعات به

<sup>1</sup> Hadamard product

<sup>2</sup> Geographic Information System

### تأثیر متغیر های آب و هوایی... ۳۱

صورت سالانه و فصلی استخراج شدند تا امکان برآورد مدل با متغیرهای توضیحی آب و هوایی فصلی و سالانه و در نهایت گزینش بهترین مدل فراهم شود. با توجه به اینکه برآورد مدل اولیه یا همان مدل لاجیت چندگانه کسری با استفاده از برآوردگر شبه حداکثر راستنمایی صورت می‌گیرد، لذا برای مقایسه مدل‌های اولیه از معیار اطلاعاتی آکائیک<sup>۱</sup> ( $AIC$ ) و معیار اطلاعاتی بیزین<sup>۲</sup> ( $BIC$ ) استفاده و در نهایت مدل لاجیت چندگانه کسری فضایی با متغیرهای توضیحی آب و هوایی سالانه به عنوان بهترین مدل انتخاب و در مرحله بعد برآورد آن به شکل فضایی مدنظر قرار گرفت. برای برآورد مدل به شکل فضایی، از بین انواع ماتریس‌های مجاورت فضایی دو نوع آنها شامل ماتریس مجاورت فضایی ملکه مانند<sup>۳</sup> و ماتریس مجاورت فضایی معکوس فاصله‌ای<sup>۴</sup> مدنظر قرار گرفت. انتخاب ماتریس مجاورت فضایی ملکه مانند به دلیل پرکاربرد بودن و انتخاب ماتریس مجاورت فضایی معکوس فاصله‌ای به دلیل منحصر بفرد بودن روش استخراج آن در مقایسه با سایر ماتریس‌های مجاورت فضایی بوده است. لازم به یادآوری است که هر دو نوع ماتریس مجاورت فضایی به شکل نرمال شده ردیفی<sup>۵</sup> استفاده شدند. نتایج به دست آمده در جدول (۱) آورده شد.

جدول (۱) مدل لاجیت چندگانه کسری فضایی برآورد شده

ماتریس مجاورت فضایی فاصله‌ای		ماتریس مجاورت فضایی ملکه مانند		متغیر توضیحی	گروه گیاهان سالانه زراعی
خطای معیار	ضریب رگرسیون	خطای معیار	ضریب رگرسیون		
۰/۰۳	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۴	میانگین دمای سال ۹۱	
۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱*	مجموع بارش سال ۹۱	سبزی‌ها
۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۲*	میانگین رطوبت سال ۹۱	
۰/۲۳	-۰/۴۰*	۰/۲۱	-۰/۳۵*	میانگین سرعت باد سال ۹۱	
۱/۸۳	۵/۹۳***	۱/۲۸	۱۰/۴۴***	سهم سطح زیر کشت غلات سال ۹۱	
۳/۸۱	۴/۸۱	۳/۴۹	۱۰/۴۳***	سهم سطح زیر کشت حبوبات سال ۹۱	
۲/۴۳	۸/۰۶***	۱/۹۳	۱۴/۶۳***	سهم سطح زیر کشت سبزی‌ها سال ۹۱	
۳/۰۲	۴/۵۴	۲/۴۱	۷/۳۵***	سهم سطح زیر کشت گیاهان صنعتی سال ۹۱	

<sup>۱</sup> Akaike Information Criterion:

<sup>۲</sup> Bayesian Information Criterion

<sup>۳</sup> Queen Contiguity Matrix

<sup>۴</sup> Inverse-Distance Matrix

<sup>۵</sup> Row Normalized

ادامه جدول (۱) مدل لاجیت چندگانه کسری فضایی برآورد شده

۳/۰۸	۸/۱۹***	۲/۳۶	۱۲/۲۲***	سهم سطح زیر کشت گیاهان جالیزی سال ۹۱	ادامه
۲/۱۱	۵/۵۰***	۱/۵۳	۱۰/۰۱***	سهم سطح زیر کشت گیاهان علوفه‌ای سال ۹۱	سبزی‌ها
۲/۱۸	-۷/۷۴***	۱/۷۹	-۱۲/۲۰***	عرض از مبدأ	
۱/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۰۶	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۳	فراسنجه خودرگرسو فضایی	
۰/۰۰۴	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۴	-۰/۰۰۳	میانگین دمای سال ۹۱	
۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۲*	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۶	مجموع بارش سال ۹۱	گیاهان
۰/۰۰۲	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۷	میانگین رطوبت سال ۹۱	صنعتی
۰/۲۶	۰/۱۶	۰/۲۴	۰/۳۰	میانگین سرعت باد سال ۹۱	
۱/۶۰	۴/۵۰***	۱/۳۸	۵/۲۱***	سهم سطح زیر کشت غلات سال ۹۱	
۴/۴۹	۶/۱۲	۴/۳۲	۸/۰۸*	سهم سطح زیر کشت حبوبات سال ۹۱	
۲/۵۹	۴/۳۳*	۲/۴۰	۸/۹۸***	سهم سطح زیر کشت سبزی‌ها سال ۹۱	
۳/۰۳	۲/۴۶	۲/۵۰	۳/۴۵	سهم سطح زیر کشت گیاهان صنعتی سال ۹۱	
۳/۲۲	۴/۲۶	۲/۹۰	۲/۴۰	سهم سطح زیر کشت گیاهان جالیزی سال ۹۱	
۲/۲۵	۳/۸۰*	۲/۰۴	۴/۶۷**	سهم سطح زیر کشت گیاهان علوفه‌ای سال ۹۱	
۲/۱۲	-۳/۲۴	۱/۹۶	-۳/۷۸*	عرض از مبدأ	
۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۰۷***	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۷***	فراسنجه خودرگرسو فضایی	
۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	میانگین دمای سال ۹۱	
۰/۰۰۰۰۶	۰/۰۰۱*	۰/۰۰۰۰۶	۰/۰۰۰۰۴	مجموع بارش سال ۹۱	غلات
۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۲	میانگین رطوبت سال ۹۱	
۰/۱۲	-۰/۱۱	۰/۱۲	۰/۰۰۱	میانگین سرعت باد سال ۹۱	
۰/۹۵	۳/۷۳	۰/۷۴	۵/۳۰***	سهم سطح زیر کشت غلات سال ۹۱	
۱/۹۸	۲/۵۲	۱/۸۸	۵/۵۲***	سهم سطح زیر کشت حبوبات سال ۹۱	
۱/۲۲	۱/۷۹	۱/۰۴	۳/۹۳***	سهم سطح زیر کشت سبزی‌ها سال ۹۱	
۲/۲۱	۳/۴۹	۱/۸۷	۴/۰۹**	سهم سطح زیر کشت گیاهان صنعتی سال ۹۱	
۱/۷۳	۲/۷۱	۱/۵۲	۲/۱۴	سهم سطح زیر کشت گیاهان جالیزی سال ۹۱	
۰/۹۴	۱/۵۱	۰/۷۳	۲/۸۵***	سهم سطح زیر کشت گیاهان علوفه‌ای سال ۹۱	
۱/۳۲	-۲/۲۶***	۱/۱۷	-۳/۸۶***	عرض از مبدأ	
۰/۰۰۰۰۰۰۲	-۰/۰۰۰۰۰۰۳	۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۰۴	فراسنجه خودرگرسو فضایی	
۰/۰۰۶	-۰/۰۰۸	۰/۰۰۷	-۰/۱۸***	میانگین دمای سال ۹۱	
۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۰۰۲	مجموع بارش سال ۹۱	حبوبات
۰/۰۰۱	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۲	میانگین رطوبت سال ۹۱	
۰/۲۱	-۰/۲۹	۰/۲۰	-۰/۰۰۸	میانگین سرعت باد سال ۹۱	
۶/۰۷	۳/۳۳	۴/۹۱	۸/۵۷*	سهم سطح زیر کشت غلات سال ۹۱	

### تأثیر متغیر های آب و هوایی... ۳۳

ادامه جدول (۱) مدل لاجیت چندگانه کسری فضایی برآورد شده					
۶/۳۶	۳/۴۷	۵/۲۸	۱۱/۱۲**	سهام سطح زیر کشت حبوبات سال ۹۱	ادامه
۷/۱۸	-۱/۳۱	۶/۱۸	-۲/۰۵	سهام سطح زیر کشت سبزی‌ها سال ۹۱	حبوبات
۷/۵۵	۸/۸۰	۶/۱۸	۷/۵۰	سهام سطح زیر کشت گیاهان صنعتی سال ۹۱	
۸/۷۷	-۸/۵۰	۷/۳۴	-۷/۵۲	سهام سطح زیر کشت گیاهان جالیزی سال ۹۱	
۶/۳۸	۰/۹۳	۵/۱۶	۳/۸۷	سهام سطح زیر کشت گیاهان علوفه‌ای سال ۹۱	
۶/۲۸	-۱/۳۴	۵/۱۱	-۴/۲۷	عرض از مبدأ	
۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	فراسنجه خودرگرسیو فضایی	
۰/۰۰۴	۰/۰۰۷*	۰/۰۰۴	۰/۰۰۶	میانگین دمای سال ۹۱	
۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۲**	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۵	مجموع بارش سال ۹۱	گیاهان
۰/۰۰۲	-۰/۰۰۹	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	میانگین رطوبت سال ۹۱	جالیزی
۰/۰۲۲	-۰/۰۰۹	۰/۰۲۱	۰/۰۰۱	میانگین سرعت باد سال ۹۱	
۳/۹۱	۲/۱۳	۳/۴۰	۷/۱۵**	سهام سطح زیر کشت غلات سال ۹۱	
۴/۵۵	۲/۲۵	۴/۲۹	۹/۴۹**	سهام سطح زیر کشت حبوبات سال ۹۱	
۴/۰۱	۱/۷۵	۳/۵۲	۸/۴۳**	سهام سطح زیر کشت سبزی‌ها سال ۹۱	
۴/۸۶	۲/۱۰	۴/۲۰	۷/۴۶*	سهام سطح زیر کشت گیاهان صنعتی سال ۹۱	
۵/۰۱	۶/۹۳	۴/۵۷	۱۲/۱۹***	سهام سطح زیر کشت گیاهان جالیزی سال ۹۱	
۴/۲۲	۲/۸۹	۳/۶۵	۸/۴۴**	سهام سطح زیر کشت گیاهان علوفه‌ای سال ۹۱	
۳/۹۷	-۴/۲۷	۳/۶۲	-۹/۴۰***	عرض از مبدأ	
۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۲*	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	فراسنجه خودرگرسیو فضایی	

منبع: یافته‌های تحقیق (\* و \*\*، \*\*\* به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

با توجه به جدول (۱) می‌توان دریافت که هر دو نوع مدل از لحاظ معنی‌داری ضریب‌ها در سطح قابل قبولی قرار دارند. این امر در زمینه مدل لاجیت چندگانه کسری فضایی با ماتریس مجاورت فضایی ملکه مانند محسوس تر می‌باشد. ملاحظه می‌شود که مقادیر سالانه متغیرهای هواشناسی و سهم سطح زیرکشت انواع گیاهان سالانه زراعی در سال زراعی ۱۳۹۱ به عنوان متغیرهای توضیح دهنده سهم سطح زیرکشت انواع گیاهان سالانه زراعی شهرستان‌ها در سال ۱۳۹۲ وارد مدل شده‌اند. این امر با توجه به نحوه شکل‌گیری تصمیم‌گیری‌های کشاورزان

صورت گرفته است. بنابر ادبیات موضوع، تصمیم‌گیری‌های کشاورزان در مورد کاشت انواع گیاهان تحت تأثیر انتظارات آنها از آب و هوای آینده که بر مبنای مشاهده‌های دوره گذشته شکل می‌گیرد، قرار دارد. فاصله زمانی بین دوره پیش و دوره کنونی بر پایه امکانات جایگزینی کاربردها صورت می‌گیرد که در این پژوهش به دلیل انتخاب گیاهان زراعی سالانه و فراهم بودن امکانات جانشینی سالانه بین این نوع کاربری‌ها، فاصله زمانی دوره پیش (سال ۹۱) و دوره کنونی (۹۲) یکسال انتخاب شد. از سوی دیگر این تصمیم‌گیری‌ها تحت تأثیر الگوهای کشت رایج در هر منطقه قرار دارد. لذا وارد کردن مقادیر سهم سطح زیرکشت انواع گیاهان در دوره پیش می‌تواند تأثیر این الگوها در تصمیم‌گیری‌های کشاورزان را نشان دهد. وارد کردن سهم همه‌ی انواع گیاهان سالانه به عنوان متغیرهای توضیحی در کل معادله‌ها نیز به این دلیل بوده است که در مدل لاجیت چندگانه کسری فضایی، متغیرهای توضیحی همه‌ی معادله‌ها با یکدیگر یکسان می‌باشند. با توجه به مدل برآورد شده می‌توان دریافت که تنها ضریب خودهمبستگی فضایی گروه گیاهان صنعتی از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. مثبت بودن ضریب بالا نشان می‌دهد که افزایش سهم سطح زیر کشت گیاهان صنعتی در یک شهرستان افزایش سهم سطح زیرکشت این گیاهان در شهرستان‌های مجاور را به دنبال دارد. مدل لاجیت چندگانه کسری فضایی یک مدل غیرخطی می‌باشد و بین معادله‌های آن اثرهای متقابل وجود دارد. لذا تفسیر مستقیمی از ضریب‌ها وجود ندارد. در این راستا باید به برآورد اثرهای نهایی تغییرات هر کدام از متغیرهای توضیحی بر سهم گروه‌های مختلف پرداخته شود. اثرهای نهایی تغییرات متغیرهای توضیحی بر انواع سهم‌ها محاسبه و در جدول (۲) آورده شده است. لازم به یادآوری است که همه‌ی اثرهای نهایی در سطح میانگین مقادیر متغیرهای توضیحی محاسبه شدند.

جدول (۲) اثرهای نهایی متغیرهای توضیحی بر سهم سطح زیر کشت انواع گیاهان سالانه زراعی

گروه گیاهان سالانه زراعی	متغیر توضیحی	ماتریس مجاورت فضایی ملکه		ماتریس مجاورت فضایی فاصله‌ای	
		اثرات نهایی	خطای معیار	اثرات نهایی	خطای معیار
سبزی‌ها	میانگین دمای سال ۹۱	۰/۰۰۱**	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۳*	۰/۰۰۱
	مجموع بارش سال ۹۱	-۰/۰۰۰۰۸***	۰/۰۰۰۰۲	-۰/۰۰۰۰۳	۰/۰۰۰۰۶
	میانگین رطوبت سال ۹۱	۰/۰۰۱***	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۸

### تأثیر متغیر های آب و هوایی... ۳۵

ادامه جدول (۲) اثرهای نهایی متغیرهای توضیحی بر سهم سطح زیر کشت انواع گیاهان سالانه

#### زراعی

۰/۰۱	-۰/۰۱	۰/۰۰۵	-۰/۰۱***	میانگین سرعت باد سال ۹۱	
۰/۰۹	۰/۲۹***	۰/۰۳	۰/۲۲***	سهم سطح زیر کشت غلات سال ۹۱	
۰/۲۳	۰/۲۸	۰/۱۰	۰/۱۷	سهم سطح زیر کشت حبوبات سال ۹۱	
۰/۱۳	۰/۵۳***	۰/۰۵	۰/۳۳***	سهم سطح زیر کشت سبزی‌ها سال ۹۱	ادامه
۰/۱۲	۰/۱۸	۰/۰۵	۰/۱۵***	سهم سطح زیر کشت گیاهان صنعتی سال ۹۱	سبزی‌ها
۰/۱۷	۰/۵۰***	۰/۰۶	۰/۳۴***	سهم سطح زیر کشت گیاهان جالیزی سال ۹۱	
۰/۱۳	۰/۳۰***	۰/۰۵	۰/۲۳***	سهم سطح زیر کشت گیاهان علوفه‌ای سال ۹۱	
۰/۰۰۶	-۰/۰۰۳	۰/۰۱	-۰/۰۱	میانگین دمای سال ۹۱	گیاهان
۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۰۹	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۲	مجموع بارش سال ۹۱	صنعتی
۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۰/۰۰۶	-۰/۰۰۳	میانگین رطوبت سال ۹۱	
۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۸	۰/۱۳	میانگین سرعت باد سال ۹۱	
۰/۲۶	۰/۲۳*	۰/۵۳	۱/۰۷*	سهم سطح زیر کشت غلات سال ۹۱	
۰/۷۲	۰/۲۹	۱/۶۰	۲/۱۹	سهم سطح زیر کشت حبوبات سال ۹۱	
۰/۴۱	۰/۴۶***	۰/۹۰	۲/۸۹***	سهم سطح زیر کشت سبزی‌ها سال ۹۱	
۰/۳۹	۰/۳۸	۰/۸۳	۰/۵۶	سهم سطح زیر کشت گیاهان صنعتی سال ۹۱	
۰/۴۹	۰/۲۰	۱/۰۵	۰/۴۰	سهم سطح زیر کشت گیاهان جالیزی سال ۹۱	
۰/۳۹	۰/۳۶	۰/۸۱	۱/۲۴	سهم سطح زیر کشت گیاهان علوفه‌ای سال ۹۱	
۰/۰۰۹	۰/۰۱	۰/۰۰۶	۰/۰۱**	میانگین دمای سال ۹۱	غلات
۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۴*	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۸	مجموع بارش سال ۹۱	
۰/۰۰۳	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	میانگین رطوبت سال ۹۱	
۰/۰۴	-۰/۰۱	۰/۰۳	-۰/۰۳	میانگین سرعت باد سال ۹۱	
۰/۳۳	۱/۳۷***	۰/۲۴	۱/۰۸***	سهم سطح زیر کشت غلات در سال ۹۱	
۰/۶۶	۰/۵۱	۰/۵۶	۰/۶۸	سهم سطح زیر کشت حبوبات سال ۹۱	
۰/۴۲	۰/۵۳	۰/۳۳	-۰/۰۰۱	سهم سطح زیر کشت سبزی‌ها سال ۹۱	
۰/۷۰	۱/۲۵	۰/۴۹	۰/۸۹	سهم سطح زیر کشت گیاهان صنعتی سال ۹۱	
۰/۶۰	۰/۶۴	۰/۴۴	۰/۲۹	سهم سطح زیر کشت گیاهان جالیزی سال ۹۱	
۰/۳۵	۰/۳۰	۰/۳۰	۰/۲۰	سهم سطح زیر کشت گیاهان علوفه‌ای سال ۹۱	
۰/۰۰۳	-۰/۰۰۶*	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۳***	میانگین دمای سال ۹۱	حبوبات
۰/۰۰۰۰۴	۰/۰۰۰۰۵	۰/۰۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۰۱	مجموع بارش سال ۹۱	
۰/۰۰۰۹	-۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۳	-۰/۰۰۰۴	میانگین رطوبت سال ۹۱	
۰/۰۰۹	-۰/۰۱	۰/۰۰۳	-۰/۰۰۴	میانگین سرعت باد سال ۹۱	
۰/۳۷	-۰/۱۶	۰/۰۹	۰/۰۷	سهم سطح زیر کشت غلات در سال ۹۱	
۰/۳۷	-۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۰۹	سهم سطح زیر کشت حبوبات سال ۹۱	
۰/۴۳	-۰/۳۲	۰/۱۱	-۰/۱۵	سهم سطح زیر کشت سبزی‌ها سال ۹۱	
۰/۴۳	۰/۱۹	۰/۱۱	۰/۰۸	سهم سطح زیر کشت گیاهان صنعتی سال ۹۱	

ادامه جدول (۲) اثرهای نهایی متغیرهای توضیحی بر سهم سطح زیر کشت انواع گیاهان سالانه

زراعی

۰/۵۴	-۰/۵۹	۰/۱۳	-۰/۱۹	سهم سطح زیر کشت گیاهان جالیزی سال ۹۱	ادامه
۰/۳۹	-۰/۲۰	۰/۱۰	۰/۰۰۷	سهم سطح زیر کشت گیاهان علوفه‌ای سال ۹۱	حبوبات
۰/۰۰۱	۰/۰۰۱*	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲**	میانگین دمای سال ۹۱	گیاهان
۰/۰۰۰۰۲	۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۲	۰/۰۰۰۰۱	مجموع بارش سال ۹۱	جالیزی
۰/۰۰۰۰۵	-۰/۰۰۱***	۰/۰۰۰۰۶	-۰/۰۰۰۰۵	میانگین رطوبت سال ۹۱	
۰/۰۰۰۰۵	-۰/۰۰۰۰۲	۰/۰۰۰۰۶	-۰/۰۰۰۰۲	میانگین سرعت باد سال ۹۱	
۰/۱۲	۰/۰۰۵	۰/۱۳	۰/۱۰	سهم سطح زیر کشت غلات سال ۹۱	
۰/۱۳	۰/۰۰۹	۰/۱۵	۰/۱۵	سهم سطح زیر کشت حبوبات سال ۹۱	
۰/۱۲	۰/۰۰۷	۰/۱۳	۰/۱۱	سهم سطح زیر کشت سبزی‌ها سال ۹۱	
۰/۱۳	۰/۰۰۶	۰/۱۴	۰/۱۷	سهم سطح زیر کشت گیاهان صنعتی سال ۹۱	
۰/۱۵	۰/۳۴***	۰/۱۷	۰/۳۹***	سهم سطح زیر کشت گیاهان جالیزی سال ۹۱	
۰/۱۳	۰/۱۴	۰/۱۴	۰/۲۰	سهم سطح زیر کشت گیاهان علوفه‌ای سال ۹۱	

منبع: یافته‌های تحقیق (\* و \*\* و \*\*\* به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد) انحراف معیارها با استفاده از تکنیک دلتا<sup>۱</sup> محاسبه شده‌اند.

مطابق جدول (۲) اثرهای نهایی به دست آمده برای هر دو مدل تا حدود زیادی مشابه یکدیگر می‌باشند. همان گونه که ملاحظه می‌شود برای تأمین اعتبار لازم برای استناد به مقادیر اثرهای نهایی، سطوح معنی‌داری آماری آنها نیز گزارش شده است. بنابر یافته‌ها اثرهای نهایی محاسبه شده مدل لاجیت چندگانه کسری فضایی با ماتریس مجاورت فضایی ملکه مانند در مقایسه با اثرات نهایی مدل لاجیت چندگانه کسری فضایی با ماتریس مجاورت معکوس فاصله‌ای در سطح معنی‌داری بهتری قرار دارد. با توجه به جدول (۲) می‌توان دریافت که متغیر دما به عنوان مهم‌ترین متغیر آب و هوایی نقش زیادی در تعیین سهم سطح زیر کشت انواع گیاهان سالانه زراعی دارد. به طوری که افزایش آن بر سهم سطح زیر کشت سبزی‌ها، غلات و گیاهان جالیزی تأثیر مثبت و بر سهم سطح زیر کشت حبوبات تأثیر منفی دارد و بر سهم سطح زیر کشت گیاهان صنعتی از لحاظ آماری بی‌تأثیر می‌باشد. به گونه‌ای که با مبنا قرار دادن مدل لاجیت چندگانه کسری فضایی با ماتریس مجاورت فضایی ملکه مانند می‌توان بیان نمود که با افزایش یک درجه‌ای دما سهم سطح زیر کشت سبزی‌ها، غلات و گیاهان جالیزی به ترتیب به میزان ۰/۱، ۱ و ۰/۲ درصد افزایش پیدا می‌کنند. همچنین سهم سطح زیر کشت حبوبات به میزان ۰/۳ درصد کاهش پیدا می‌کند. نتایج اثرهای نهایی متغیر بارش نشان می‌دهد که تأثیر

<sup>1</sup> Delta Method



### تأثیر متغیر های آب و هوایی... ۳۷

تغییرپذیری‌های بارش از لحاظ آماری تنها بر سهم سطح زیرکشت سبزی‌ها معنی‌دار می‌باشد و افزایش مجموع بارش سالانه به میزان یک میلی‌متر سهم سطح زیر کشت سبزی‌ها را به میزان ۰/۰۰۸ درصد کاهش می‌دهد. رطوبت تأثیر معنی‌داری بر سهم سطح زیرکشت سبزی‌ها و گیاهان جالیزی دارد، به طوری که با افزایش یک درصدی رطوبت سهم سطح زیر کشت سبزی‌ها افزایش و سهم سطح زیر کشت گیاهان جالیزی کاهش پیدا می‌کند. مقدار اثر نهایی سرعت باد بیانگر آن است که با افزایش هر متر در ثانیه میانگین سرعت باد سالانه سهم سطح زیرکشت سبزی‌ها به میزان یک درصد کاهش می‌یابد. برابر مقادیر جدول (۲) افزون بر متغیرهای آب و هوایی، سهم سطح زیرکشت انواع گیاهان سالانه زراعی در دوره پیش نیز بر سهم سطح زیر کشت کنونی آنها مؤثر می‌باشد. با در نظر گرفتن معنی‌داری آماری و با توجه به اثرهای نهایی گزارش شده افزایش سهم سطح زیرکشت غلات، سبزی‌ها، گیاهان صنعتی، گیاهان جالیزی و گیاهان علوفه‌ای در دوره پیش بر سهم سطح زیرکشت سبزی‌ها در دوره کنونی تأثیر مثبت دارد. افزایش سهم سطح زیرکشت غلات و سبزی‌ها در دوره پیش بر سهم سطح زیرکشت گیاهان صنعتی در سال بعد تأثیر مثبت دارد. سهم سطح زیرکشت غلات در دوره پیش به میزان زیادی بر سهم سطح زیرکشت آنها در دوره بعد مؤثر بوده و با افزایش سهم سطح زیرکشت آنها در دوره پیش سهم سطح زیر کشت غلات در دوره کنونی افزایش می‌یابد. سهم سطح زیرکشت گیاهان جالیزی در دوره پیش نیز بر سهم سطح زیرکشت آن در دوره کنونی تأثیر مثبت دارد.

### نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این پژوهش با هدف بررسی عامل‌های مؤثر بر تخصیص زمین بین انواع گیاهان سالانه زراعی در شهرستان‌های ایران و با استفاده از مدل لاجیت چندگانه کسری فضایی صورت گرفت. برای وارد کردن اثرهای فضا در مدل از دو نوع ماتریس مجاورت فضایی ملکه مانند و ماتریس مجاورت فضایی معکوس فاصله‌ای استفاده شد. بنابر نتایج، فراسنجه‌های مدل لاجیت چندگانه کسری فضایی که با به‌کارگیری ماتریس مجاورت فضایی ملکه مانند برآورد شده است، از لحاظ معنی‌داری آماری در سطح بالاتری قرار دارند. به همین دلیل این مدل پایه تحلیل‌های این پژوهش را فراهم کرده است.

بررسی ضریب‌های همبستگی فضایی برای گروه‌های مختلف گیاهان سالانه زراعی نشان دهنده نبود معنی‌داری آماری ضریب‌های همبستگی فضایی برای همه‌ی انواع این گیاهان به غیر از گیاهان صنعتی می‌باشد. این امر بیانگر نبود تأثیر همجواری شهرستان‌های مختلف در تولید همه‌ی انواع گیاهان سالانه زراعی به غیر از گیاهان صنعتی می‌باشد. سهم سطح زیرکشت گیاهان صنعتی شهرستان‌ها با یکدیگر همبستگی فضایی مثبت داشته و احتمال تولید گیاهان صنعتی در شهرستان‌های مجاور بالا می‌باشد. این نتایج می‌توانند به ویژگی منحصر بفرد گیاهان صنعتی در مقایسه با دیگر گیاهان اشاره داشته باشند. چراکه برخلاف دیگر محصولات، تولید محصولات صنعتی با هدف‌های تجاری صرف و به طور معمول برای فرآوری در کارخانه‌های صنایع تبدیلی صورت می‌گیرد. این امر موجب تمرکز تولید این محصولات در شهرستان‌های اطراف این کارخانه‌ها شده و همبستگی فضایی مثبت شهرستان‌های همجوار در تولید محصولات صنعتی را به دنبال داشته است.

با توجه به اثرهای نهایی محاسبه شده و معنی‌داری آماری آنها سهم سطح زیرکشت همه‌ی انواع گیاهان سالانه زراعی به غیر از گیاهان صنعتی تحت تأثیر دما قرار می‌گیرد، به طوری که با افزایش دما سهم سطح زیرکشت سبزی‌ها، غلات و گیاهان جالیزی افزایش و سهم سطح زیرکشت حبوبات کاهش می‌باشد. این امر می‌تواند به دلیل سهم بالای کشت دیم در مقایسه با کشت آبی حبوبات باشد که آسیب‌پذیری این گیاهان از تغییرپذیری‌های آب و هوایی را افزایش می‌دهد. بدین ترتیب با ادامه روند تغییرپذیری‌های آب و هوایی و پیش‌بینی‌های صورت گرفته در زمینه افزایش دما انتظار بر این است که سهم سطح زیرکشت سبزی‌ها، غلات و گیاهان جالیزی افزایش و سهم سطح زیرکشت حبوبات کاهش یابد. کاهش سهم سطح زیر کشت حبوبات، کاهش تولید حبوبات را به دنبال خواهد داشت که این امر با توجه به جایگاه مهم حبوبات در تأمین پروتئین ارزان در مقایسه با فرآورده‌های گوشتی می‌تواند پیامدهایی را به دنبال داشته باشد.

با لحاظ اینکه تغییرپذیری‌های آب و هوایی در جهان در حال رخ دادن می‌باشد و کشور ایران نیز از این امر مستثنی نمی‌باشد، لازم است با اتخاذ تدابیر مناسب آسیب‌پذیری بخش کشاورزی و تولیدات آن از این تغییرپذیری‌ها به کمترین میزان برسد. در این راستا لازم است حجم جمعیت و نیاز غذایی مختلف آنها در آینده پیش‌بینی شود. این امر می‌تواند تعیین کننده مقدار تولید موردنیاز محصولات گوناگون بوده و بستر لازم برای تولید آنها را با به‌کارگیری راهکارهای

### تأثیر متغیر های آب و هوایی... ۳۹

تطبیقی با تغییرپذیری های آب و هوایی فراهم کند. در چارچوب یافته های این پژوهش با افزایش دما سهم سطح زیر کشت حبوبات در کشور کاهش خواهد یافت. از این رو برای جلوگیری از کاهش سطح زیر کشت حبوبات و تولید آنها توصیه می شود مؤسسه های پژوهشی تولید رقم های مقاوم به گرمای حبوبات را مدنظر قرار داده و وزارت جهاد کشاورزی تلاش مضاعفی برای ترویج این رقم ها داشته باشد. در این پژوهش تخصیص زمین بین گروه های گیاهان سالانه زراعی مدنظر قرار گرفت. در حالی که بخش کشاورزی تولید کننده دیگر انواع محصولات زراعی، باغی و دامی نیز می باشد. لذا پیشنهاد می شود بررسی های آتی تخصیص زمین در این زیربخش ها را نیز مدنظر قرار دهند.

### منابع

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۹۳) نتایج بررسی بودجه خانوار در مناطق شهری ایران، مدیریت کل آمارهای اقتصادی، اداره آمار اقتصادی، دایره بررسی بودجه خانوار. سازمان هواشناسی کل کشور. (۱۳۹۴) دفتر فناوری اطلاعات و ارتباطات هواشناسی، گروه پایگاه داده و آمار هواشناسی. مرکز آمار ایران. (۱۳۹۵) <<http://www.amar.org.ir>>. وزارت جهاد کشاورزی. (۱۳۹۴) معاونت برنامه ریزی و اقتصادی، مرکز فناوری اطلاعات و ارتباطات.

- Allen IV J. E. (2012) Determinants of land allocation in a multi-crop farming system: an application of the fractional multinomial logit model to agricultural households in Mali, Doctoral dissertation, Michigan State University.
- Apata, T. G., Ogunyinka, A., Sanusi, R. A. and Ogunwande, S. (2010) Effects of global climate change on Nigerian agriculture: an empirical analysis, *CBN Journal of Applied Statistics*, 2(1): 31-50.
- Cho, S. J., McCarl, B. A., & Wu, X. (2015) Climate change adaptation via US land use transitions: a spatial econometric analysis, Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting, Atlanta, Georgia.
- Easterling, W., Aggarwal, P., Batima, P., Brander, K., Bruinsma, J., Erda, L., Howden, M., Tubiello, F., Antle, J., Baethgen, W. and Barlow, C., (2007) Food, fibre, and forest, products 3.
- Kaminski, J., Kan I. and Fleischer A. (2013) A structural land-use analysis of agricultural adaptation to climate change: a proactive approach, *American Journal of Agricultural Economics*, 95(1): 70-93.

- Klier, T. and McMillen, D. P. (2008) Clustering of auto supplier plants in the United States: generalized method of moments spatial logit for large samples, *Journal of Business and Economic Statistics*, 26(4): 460-471.
- LeSage, J. P. and Pace, R. K. (2009) Introduction to spatial econometrics, CRC Press, Taylor & Francis Group, Boca Raton.
- Li, M., Wu, J. and Deng, X. (2013) Identifying drivers of land use change in china: a spatial multinomial logit model analysis, *Land Economics* 89(4):632-654.
- Mann, W., Lipper, L., Tennigkeit, T., McCarthy, N., Branca, G. and Paustian, K. (2009) Food security and agricultural mitigation in developing countries: options for capturing synergies, Rome: FAO.
- Mu, J. H. and McCarl, B. A. (2011) Adaptation to climate change: land use and livestock management change in the USA, Department of Agricultural Economics, Texas A&M University.
- OECD. (2012) Farmer behaviour, agricultural management and climate change, OECD Publishing. <<http://dx.doi.org/10.1787/9789264167650-en>>.
- Pinkse, J. and Slade, M. E. (1998) Contracting in space: an application of spatial statistics to discrete-choice models, *Journal of Econometrics*, 85(1): 125-154.
- Ramirez, D., Ordaz, J. L., Mora, J., Acosta, A. and Braulio, S. H. (2013) Belize: effects of climate change on agriculture.
- Reidsma, P., Ewert F., Lansink, A. O. and Leemans, R. (2010) Adaptation to climate change and climate variability in European agriculture: the importance of farm level responses, *European journal of agronomy*, 32(1): 91-102.