اندازه‌گیری تنوع زراعی محصولات کشاورزی استان فارس و عوامل موثر بر آن با استفاده از شاخص های تنوع

ابوذر روستا*[۱]، بهاءالدین نجفی[۱]، سیدنعمت الله موسوی[۱]

تاریخ دریافت:۹۳/۰۴/۰۵ تاریخ پذیرش:۹۳/۰۶/۲۹

چکیده

از مسائل مهم در کشاورزی ریسک بالای این فعالیت نسبت به دیگر فعالیت‌ها می‌باشد. ایجاد تنوع در محصولات کشاورزی از راه‌های مقابله با این مساله می‌باشد. برای محاسبه‌ی تنوع در استان فارس در این پژوهش از شاخص آنتروپی استفاده شده و همچنین عوامل موثر بر تنوع بررسی گردید. در این مطالعه از داده‌های پنج محصول عمده‌ی شهرستان‌های استان فارس شامل گندم، جو، برنج، پنبه و چغندر قند استفاده گردید. به‌منظور تعیین اثر عوامل تعیین کننده تنوع شامل قیمت، هزینه‌ی تولید سالانه، بیمه، میزان صادرات و واردات و متوسط درآمد کشاورزی و غیر کشاورزی از داده‌های دوره‌ی ۱۳۸۸-۱۳۷۴ استفاده گردید. این داده‌ها برای شهرستان‌های مختلف استان به‌صورت داده‌های ترکیبی استفاده گردید. نتایج نشان داد که تنوع زراعی محصولات با قیمت محصولات زراعی رابطه‌ی مستقیم و با هزینه‌ی تولید رابطه‌ی معکوس دارد. همچنین با افزایش متوسط درآمدهای کشاورزی و غیر کشاورزی، تنوع محصولات افزایش می‌یابد. افزون بر این بیمه محصولات کشاورزی با شاخص آنتروپی رابطه‌ی مثبت و معناداری نشان داد. رابطه‌ی میان میزان صادرات و تنوع محصولات مثبت و رابطه‌ی میان میزان واردات و تنوع منفی به‌دست آمد.

طبقه‌بندی *JEL*: *C22, C52, C53, B23*

واژه‌های کلیدی: تنوع زراعی، شاخص آنتروپی، داده‌های ترکیبی.

۱-به ترتیب دانش آموخته کارشناسی ارشد، استاد و دانشیار اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت.

* نویسنده‌ی مسئول مقاله: rostaabozar@gmail.com

پیشگفتار

ماهیت ریسکی فعالیت‌های کشاوری در نواحی مختلف، کشاورزان را وادار می‌کند تا با کاربرد و آزمون شیوه‌های مدیریتی گوناگون، اثرات نامطلوب عوامل ریسکی طبیعی و اقتصادی را به نوسانات عملکرد درآمد، اداره و مهار کنند. یکی از قدیمی‌ترین و رایج‌ترین راهکارهای مدیریتی استفاده از تنوع به‌ویژه در کشت محصولات کشاورزی است که در آن کشاورزان نوسانات درآمدی خود را فقط بر پایه‌ی ارتباط میان محصولات مختلف و منابع و نهاده‌های در دسترس به کمترین اندازه می‌رسانند. در پیش گرفتن این شیوه‌ی مدیریتی ریسک به‌وسیله‌ی کشاورزان افزون بر تغییر الگوی کشت در سطح مزرعه، می‌تواند الگوی کشت در یک منطقه را نیز در پاسخ به عوامل ریسکی تحت تاثیر قرار دهد و همچنین در سیاست‌گذاری‌های بخش کشاورزی دارای اهمیت است(آینه بند، ۱۳۸۴). کشاورزی ایران شامل مجموعه‌ای از فعالیت‌های مختلف است که در گستره‌ای وسیع انجام می‌شود. تنوع و گستردگی اقلیمی و آب و هوایی، از دیگر خصوصیات این فعالیت است. تنوع اقلیمی، آب و هوایی و شرایط مناسب خاک و همچنین امکان بالقوه‌ی دسترسی به آب مورد نیاز، بستری را فراهم نموده است که در صورت برنامه‌ریزی علمی و سازماندهی مناسب و فراهم آوردن شرایط مناسب برای سرمایه‌گذاری می‌توان بخشی از مشکل بیکاری جامعه را حل نموده و همچنین با افزایش بهره‌وری و ایجاد یک ثبات درآمدی، میزان تولید و درآمد کشاورزان را افزایش داد(حسینی،۱۳۸۴). در حال حاضر بیش از ۲۳٪ اشتغال، ۱۳/۸٪ تولید ناخالص ملی، ۸۵٪ نیازهای غذایی، ۹۰٪ مواد اولیه صنایع تبدیلی کشاورزی و ۲۰٪ صادرات غیرنفتی کشور از طریق این بخش تامین می‌شود. این بخش با دارا بودن ۲۵٪ سهم صادرات غیر نفتی و درصد بالایی از اشتغال کشور نقش تعیین‌کننده‌ای در اقتصاد دارد(وزارت جهادکشاورزی، ۱۳۸۷). در طراحی الگوی کشت متنوع، فرض بر آن است که کشاورز از دانش تکنیکی برای توسعه‌ی الگوی کشت خود برخوردار بوده و نیز با در نظر گرفتن یک سطح درآمد معین سعی دارد تا واریانس درآمد مزرعه‌ی خود را که ناشی از تاثیر عوامل ریسکی است، به کمترین میزان رساند. بنابراین شدت و درجه‌ی تمایلات ریسکی کشاورزان می‌تواند تنوع طرح زراعی انتخابی را تحت تاثیر قرار دهد. به‌طورکلی طبق نظر آندرسون و همکاران(۱۹۷۷) و آمی هود و لیو(۱۹۸۱) کشاورزانی که ریسک گریزتر هستند، تمایل بیشتری به طرح‌های زراعی متنوع‌تر دارند. از طرفی عوامل مختلفی مانند شرایط اقلیمی، پارامترهای مالی مزرعه مانند نسبت بدهی به دارایی، ویژگی‌های فردی و مهارت‌های مدیریتی کشاورز، شرایط اقتصادی و نیز سیاست‌های اجرایی از سوی دولت، تنوع طرح‌های زراعی را تحت تاثیر خود قرار می‌دهد. با توجه به این که هریک از عوامل یاد شده تمایلات ریسکی کشارزان را تحت تاثیر خود قرار می‌دهد.

تنوع محصولات کشاورزی، ابزار موثری برای ایجاد سیاست‌های توسعه‌ی بخش کشاورزی، منطقه‌ای کردن کشت و ترکیب کشت مطلوب، گسترش روش‌های نوین زراعی و دامی، به زراعی، جلوگیری از مهاجرت بی‌رویه‌ی روستاییان به شهرها و در نهایت، رسیدن به هدف‌های توسعه‌ی بخش کشاورزی است. تنوع به‌عنوان رهیافتی برای از بین بردن آسیب‌پذیری روستاییان که یکی از ابعاد محرومیت جامعه‌ی روستایی است، نقش مهمی را ایفا می‌کند. تنوع سرمایه‌گذاری استراتژی است که کشاورزان توسط آن خود را در مقابل خطر بیمه می‌کنند. از لحاظ تاریخی و سرمایه‌گذاری، تنوع و گوناگونی یکی از ویژگی‌های مهم کشاورزی آمریکا می‌باشد. تنوع برای مزارع معشیتی و یا حتی مزارع تجاری نیز مطلوب می‌باشد(کاستلی، بکر و نلسون، ۱۹۸۷).

مروری بر مطالعات گذشته

آینه‌بند(۱۳۸۴) به بررسی اثر الگوی تک کشتی و توالی گیاهان زراعی بر تنوع جوامع علف‌های هرز پرداخت. وی برای تعیین از تناوب بر فاکتورهای تنوع جوامع علف‌های هرز از شاخص شانون استفاده کرد.

میشرا و همکاران(۲۰۰۴) در تحقیقی به بررسی عوامل موثر بر تنوع زراعی پرداختند. در این مطالعه با به‌کارگیری شاخص آنتروپی، مقدار تنوع را اندازه‌گیری کرده و سپس به تحلیل نقش عوامل موثر بر شاخص یاد شده پرداختند. بر اساس نتایج به‌دست آمده، عوامل تاثیرگذار بر تنوع زراعی، سن و سطح سواد کشاورز، نسبت سرمایه به بدهی و قیمت محصولات کشاوری معرفی شد.

کوچکی و همکاران(۱۳۸۳) به ارزیابی تنوع نظام‌های زراعی ایران پرداختند. در این مطالعه با استفاده از شاخص تنوع زراعی به ارزیابی پرداخته شده است. نتایج نشان داد که تنوع بر مبنای شاخص شانون در مورد تمامی محصولات زراعی کشور پایین است.

کرباسی و فلسفی زاده(۱۳۸۹) در مطالعه‌ای با عنوان عوامل موثر بر تنوع زراعی محصولات کشاورزی با استفاده از شاخص تنوع آنتروپی به این نتیجه رسیدند که شش استان مورد بررسی در تمام سال‌ها دارای تنوع زراعی بوده‌اند.

میشرا و ای-استا(۲۰۰۲) به مطالعه‌ی ریسک از طریق تنوع سازمانی پرداختند. نتایج نشان داد که مزارع بزرگ‌تر تخصصی‌تر هستند و همچنین کشاورزانی که درآمد خارج از مزرعه دارند و به نقاط شهری نزدیک‌تر هستند، تنوع کمتری دارند و یک رابطه‌ی مثبت بین تنوع و مزرعه/ بیمه‌ی محصول و مالکیت شخصی دیده شده و همچنین مشخص شد مزارعی که پرداخت‌های دولتی دریافت می‌نمایند، نسبت به همتایان خود تنوع بیشتری دارند.

پاتانایاک و نایاک(۲۰۰۶) به مطالعه‌ی تنوع محصول در اوراسیا پرداختند. در این مطالعه اندازه‌گیری تنوع از شاخص آنتروپی و هرفیندال استفاده کردند. نتایج نشان داد که بیشتر منطقه

در حال وقوع تخصص، محصول است. آنها پیشنهاد کردند که محصولات مورد مصرف مردم باید متنوع باشد و همچنین برای سرعت به روند تنوع کشاورزی کالاهای با ارزش بالا، به مجموعه‌ای از اقدامات و اصلاحات نهادی نیاز است.

پالانیسامی و همکاران(۲۰۰۹) به مطالعه‌ی تحلیل تنوع کشاورزی در منطقه‌ی تامیل نادو و اسپاتیو و تمپورال پرداختند. در این مطالعه با به‌کارگیری شاخص آنتروپی و هرفیندال، مقدار تنوع اندازه‌گیری شد. نتایج نشان داد که به‌طور گسترده‌ای اختلاف در تنوع محصولات کشاورزی وجود دارد. همچنین عنوان کردند که شاخص تنوع محصولی برای رتبه‌بندی مناطق مختلف بهینه شود.

جها و همکاران(۲۰۰۹) به مطالعه‌ی الگوی تنوع کشاورزی هند پرداختند. نتایج نشان داد که اگرچه سهم کشاورزی در اقتصاد کلی کاهش یافته، اما سهم دام و شیلات در بخش کشاورزی افزایش داشته است که با تغییرات مهم ساختاری توام بوده است. درصد سهم پیشرو تولید برای بسیاری از محصولات کشاورزی در طول دوره‌ی(۱۹۸۳، ۲۰۰۳ و ۲۰۰۶-۰۷) افزایش یافته است. این نشان‌دهنده‌ی افزایش تخصص در تولید محصولات کشاورزی است. درصد تغییرات مساحت ناخالص نیز نشان داد که حرکت به سمت تخصص می‌باشد. در منطقه میوه‌ها و سبزیجات افزایش قابل توجهی در سطح زیرکشت دارند. بر این حساب، تهدیدی برای سطح زیر کشت غلات می‌باشد. با این حال تنوع محصول در ایالاتی مثل هارایان، لزوما روند تنوع موجود غلات، نیاز به حمایت دارد.

منافع تنوع در کوتاه مدت عبارتند از کوتاه مدت تغییر الگوی مصرف، در بهبود امنیت غذایی، افزایش درآمد، با ثبات درآمد بیش از فصول، اشتغال مولد فرصت‌ها، در کاهش فقر بهبود بهره‌وری (مثل آب)، ترویج صادرات و بهبود محیط زیست از طریق حفاظت و بهبود منابع طبیعی(ویاس ۱۹۹۶، دلگادو و سیموالا ۱۹۹۹، جها ۱۹۹۶).

استان فارس در تولید اغلب عمده محصولات کشاورزی اعم از زراعی، باغی و دامی رتبه‌های اول تا سوم در کشور را به‌خود اختصاص داده است. بخش کشاورزی استان فارس نقش اساسی در تولید، اشتغال و امنیت غذایی کشور دارد و همچنین سهم عمده‌ای از تولید ناخالص ملی را به خود اختصاص می‌دهد. به‌طوری که ۹/۸٪ ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی کشور(مقام اول) مربوط به استان فارس است و ۲۳٪ از شاغلین این استان در بخش کشاورزی فعالیت دارند. استان فارس دارای ۷۱۱ هزار هکتار سطح زیرکشت محصولات سالانه و ۳۵۴ هزار هکتار سطح زیرکشت محصولات دائمی بین استان‌های کشور قرار دارد و حدود ۲۰۴ میلیون تن تولیدات باغی، بالغ بر ۴۰۹ میلیون تن تولیدات زراعی و حدود ۰/۸ میلیون تن تولیدات دامی و ۵۰۵ هزار تن تولیدات شیلات است. با توجه به اهمیت کشاورزی در استان فارس و همچنین تغییرات گسترده در تولید

به‌ویژه در سال‌های اخیر در این تحقیق به میزان تنوع موجود درکشاورزی استان و عوامل موثر بر آن پرداخته شده است.

روش تحقیق

به‌طور کلی برای محاسبه‌ی تنوع طرح‌های زراعی بهینه تعیین شده، صرف نظر از تعاریف مختلفی که برای تنوع کشت ارایه می‌شود، می‌توان با توجه به دو معیار سطح زیرکشت و درآمد ناخالص، میزان آن را محاسبه کرد. شاخص‌های متعددی برای اندازه‌گیری تنوع یک طرح زراعی وجود دارد که از جمله می‌توان به شاخص تنوع سیمپسون، شاخص تنوع شانون- وینر، شاخص تنوع هرفیندال، شاخص تنوع آنتروپی و شاخص تمرکز اصلاح شده، غنای مارگلف، منهینک و بری اشاره کرد.

نوع را می‌توان به‌وسیله‌ی شاخصی بنام شاخص آنتروپی اندازه‌گیری کرد که نشان‌دهنده‌ی ترکیب کالاهای مختلف و مبین اهمیت نسبی هر کالاست.

مزرعه‌ای را در نظر بگیرید که فعالیت‌هایش ترکیبی از N محصول قابل تولید است. در این صورت شاخص ساده آنتروپی که نشان‌دهنده‌ی میزان تنوع رشته فعالیتی است را می‌توان به‌صورت‌کلی زیر نمایش داد(چانک و میشرا،۲۰۰۸).

$$E = \sum_{j=1}^{N} P_j \ln \frac{1}{P_j} \qquad (۱)$$

که در آن P_j نشان‌دهنده‌ی سهم رشته فعالیت j ام در کل درآمد واحد کشاورزی است. چنانچه سهم یک محصول در درآمد مزرعه ۱۰۰٪ باشد، یعنی فقط یک محصول در مزرعه کاشت شود؛ شاخص آنتروپی برابر با صفر خواهد بود که نشان‌دهنده‌ی نبود تنوع در سطح مزرعه می‌باشد. لازم به یادآوری است که شاخص آنتروپی زمانی که فعالیت‌های مزرعه زیاد شود، افزایش خواهد یافت و دامنه میان صفر و یک می‌باشد.

در این مطالعه، چون هدف بررسی عوامل موثر بر تنوع زراعی است، از الگوی زیر استفاده شده است.

$$y_{it} = \mu + \sum_{k=1}^{k} \beta_k X_{kit} + \alpha_i^* + u_{it} \qquad (۲)$$

که در آن $\alpha_{\circ}^{*} = \mu + \alpha_{\circ}$است. μ عرض از مبداء میانگین[1] و αi اختلاف واحدهای قطعی مختلف از عرض از مبداء میانگین است. اگر αi ثابت باشد، معروف به الگوی اثرات ثابت[2] است. الگوی

1- Mean Intercept
2- Fixed Effects Model (FEM)

اثرات ثابت به این معناست که اثرات غیر قابل مشاهده در جمله ثابت رگرسیون وارد شده و این الگو را با روش رگرسیون حداقل(کمینه) مربعات یا متغیرهای مجازی[۱] یا روش تفاضل‌گیری برآورد می‌کنند. اصطلاح اثرات ثابت ناشی از این حقیقت است که با وجود تفاوت عرض از مبدا در هر واحد قطعی که در این مطالعه کل کشور در نظر گرفته شده است، اما این جزو طی زمان در هر واحد ثابت باقی می‌ماند. اما اگر اثرات غیر قابل مشاهده تصادفی باشد، با الگوی مرسوم به الگوی اثرات تصادفی[۲] روبرو هستیم که به آن الگوی جز خطا[۳] نیز گفته شده و با روش حداقل کمینه مربعات تعمیم یافته[۴] برآورد می‌شود(گجراتی،۲۰۰۳).

اگر فرض شود αiها و xها همبستگی دارند، الگوی اجزای خطا مناسب است. درحالی‌که با وجود این همبستگی اگوی اثرات ثابت مناسب است. البته نکته‌ی مهم و مفروض ضروری این است که αiهای انتخابی تصادفی متعلق به یک جامعه‌ی بزرگ‌تر است و اگر چنین نباشد، الگو دچار تورش خواهد بود که برای پرهیز باید از الگوی اثرات ثابت استفاده شود. رایج‌ترین آزمون‌های الگوی رگرسیون داده‌های ترکیبی آزمون F، LM است(گجراتی، ۲۰۰۳).

که در این رابطه، i نشان‌دهنده‌ی iمین واحد مقطعی(در اینجا شهرستان‌های استان فارس) و t نشان‌دهنده‌ی tمین دوره‌ی زمانی(در اینجا سال) است. در مدل فوق تمامی مشاهدات(مقطعی و سری زمانی) ترکیب[۵] شده‌اند و رگرسیون مورد نظر یک رگرسیون ترکیبی است. در این مدل فرض می‌شود که مقادیر عرض از مبدا و ضرایب شیب متغیرهای توضیحی برای همه‌ی شهرستان‌ها یکسان هستند. بدیهی است که اینها فرض بسیار محدودکننده‌ای هستند. بنابراین رگرسیون ترکیبی مذکور با وجود سادگی، ممکن است تصویر حقیقی رابطه میان متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی را به شکل نادرستی نشان داده و تحریف نماید و از آنجایی که ما سعی داریم ماهیت خاص و منحصر به‌فرد هر یک از شهرستان‌ها را بررسی کنیم، رگرسیون ترکیبی کنار گذاشته می‌شود.

در این مطالعه از داده‌های ترکیبی استفاده شده است. از مزایای استفاده از داده‌های ترکیبی می‌توان به افزایش حجم نمونه، کاهش همخطی، افزایش کارایی، کاهش تورش تخمین، محدود شدن ناهمسانی واریانس و امکان‌پذیری تفکیک اثرات اقتصادی و ... اشاره کرد(هسیائو، ۲۰۰۳).

1-Least Squares Dummy Variables (LSDV)
2-Random Effects Model (REM)
3-Erorr Component Model (ECM)
4-Generalized Least Squares (GLS)
5- Pooled

قبل از برآورد مدل‌ها از روش تخمین داده‌های تلفیقی یا پانل، باید اطمینان حاصل کرد که امکان تخمین به‌صورت جمعی وجود ندارد. به‌عبارت دیگر باید بررسی شود که آیا مقاطع منتخب همگن هستند یا خیر. در صورتی که شهرستان‌ها همگن باشند، استفاده از روش پانل ضروری است. در این آزمون تفاوت ضرایب برآورد شده برای تک‌تک شهرستان‌ها با ضرایب برآورد شده‌ی حاصل از داده‌های جمعی از طریق آماره‌ی زیر بررسی می‌شود. فرضیه‌ی صفر این آزمون آن است که تفاوتی میان ضرایب برآورد شده برای تک‌تک مقاطع و ضرایب برآورد شده‌ی رگرسیون جمعی وجود ندارد. به‌عبارت دیگر از لحاظ آزمون آماری خواهیم داشت(گجراتی، ۲۰۰۳).

$$Yi= Zi\acute{o} + Ui \quad (۳)$$

مدل مقید

$$Yi= Zi\acute{o}i + Ui \quad (۴)$$

مدل غیر مقید

$i= 1,2,3,\ldots$

فرضیه‌ی صفر پانل بودن را مورد بررسی قرار می‌دهد. آماره‌ی آزمون فوق، آماره‌ی $\boldsymbol{F}$ با درجه‌ی آزادی $(N-1)\ ,\ NT-(N+K)$ است. آماره‌ی مورد استفاده برای انجام آزمون به‌صورت زیر است.

$$F(n-1\ ,nt-n-k) = \frac{(R_u^2 - R_p^2)(n-1)}{(1-R_u^2)(nt-n-k)} \quad (۵)$$

که در این تابع n تعداد شهرستان‌ها، t طول دوره‌ی مورد نظر و k تعداد پارامترها است. R_u^2 ضریب تعیین در مدل غیر مقید(اثرات ثابت) و R_R^2 ضریب تعیین در مدل مقید(اثرات مشترک) (علامت u نشان‌دهنده‌ی مدل محدود نشده و علامت R نشان‌دهنده‌ی مدل ترکیبی است)(جبل عامل و بیریا، ۱۳۸۵). اگر ارزش آماره‌ی F محاسبه شده از آماره‌ی F جدول بیشتر باشد، در سطح معنی‌داری تعیین شده، فرضیه‌ی H_0 رد شده و اثر معنی‌داری برای مقاطع وجود خواهد داشت.

به‌منظور اینکه مشخص گردد کدام روش(اثرات ثابت و یا اثر تصادفی) جهت برآورد مناسب‌تر است، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. فرضیه‌ی صفر در آزمون هاسمن بدین صورت می‌باشد.

$$H_0 : \alpha = \alpha_S$$
$$H_1 : \alpha \neq \alpha_S \quad (۶)$$

فرضیه‌ی صفر به این معنی است که ارتباطی بین جزء اخلال مربوط به عرض از مبدا و متغیرهای توضیحی وجود نداشته و از یکدیگر مستقل هستند. درحالی‌که فرضیه مقابل به این معنی است که بین جزء اخلال مورد نظر و متغیر توضیحی همبستگی وجود دارد و چون به‌هنگام وجود همبستگی بین جزء اخلال و متغیر توضیحی با مشکل تورش و ناسازگاری مواجه می‌شویم، بنابراین بهتر است در صورت پذیرفته شدن H_1 (رد H_0) از روش اثرات ثابت استفاده کنیم. تحت فرض H_0 ، اثرات

ثابت و اثرات تصادفی هر دو سازگار هستند. ولی روش اثرات ثابت ناکارا است. یعنی در صورت رد شدن فرضیه‌ی H_0 ، روش اثرات ثابت سازگار و روش اثرات تصادفی ناسازگار است و باید از روش اثرات ثابت استفاده کنیم.

یکی دیگر از آزمون‌های پایایی متغیرها در حالت استفاده از داده‌های ترکیبی، آزمون ایم، پسران و شین *(IPS)* است. در فرضیه‌ی H_1 آزمون IPS ضرایب ρ_iها دارای ارزش‌های متفاوت به این صورت است:

$$\begin{cases} H_0 : \rho_i = 0 & i = 1,2,\dots,N \\ H_1 : \rho_i < 0 & i = 1.2,\dots,N_1 \\ \rho_i = 0 & i = N_1 + i,\dots,N \qquad 0<N_1<N \end{cases} \tag{۷}$$

بر اساس این فرضیات، بعضی از مقطع‌ها می‌تواند دارای ریشه واحد باشد. بنابراین آزمون ریشه واحد به‌صورت جداگانه برای هر مقطع انجام شده و سپس میانگین این آماره‌ها به‌صورت $\bar{t}_{NT}$ محاسبه می‌گردد.

آماره‌ی این آزمون به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\gamma_t = \frac{\sqrt{N}\,[\bar{t}_{NT} - \mu]}{\sqrt{v}} \rightarrow N(1,0) \tag{۸}$$

که در رابطه‌ی فوق γ_t آماره آزمون ریشه واحد IPS است. اگر $\bar{t}_{iT}(\pi_i , B_i)$ نشان‌دهنده‌ی آماره‌ی t برای آزمون ریشه واحد iامین مقطع، با وقفه πi و ضرایب B_i باشد، آماره‌ی استاندارد $\bar{t}_{NT}$ به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\bar{t}_{NT} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \bar{t}_{iT}(\pi_i , B_i) \tag{۹}$$

که مقدار آن با گرایش N و T به سوی بی‌نهایت به سمت توزیع نرمال استاندارد میل می‌کند. بنابراین آزمون ریشه واحد به‌صورت جداگانه برای هر مقطع انجام شده و سپس میانگین این آماره‌ها به‌صورت $\bar{t}_{NT}$ محاسبه می‌گردد.

آماره‌ی این آزمون به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\gamma_t = \frac{\sqrt{N}\,[\bar{t}_{NT} - \mu]}{\sqrt{v}} \rightarrow N(1,0) \tag{۱۰}$$

که در رابطه‌ی فوق γ_t آماره آزمون ریشه واحد IPS است. اگر $\bar{t}_{iT}(\pi_i\ ,B_i)$ نشان‌دهنده‌ی آماره‌ی t برای آزمون ریشه واحد iمین مقطع، با وقفه‌ی πi و ضرایب B_i باشد، آماره‌ی استاندارد $\bar{t}_{NT}$ به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\bar{t}_{NT} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \bar{t}_{iT}(\pi_i\ ,B_i) \qquad (۱۱)$$

که مقدار آن با گرایش N و T به سوی بی‌نهایت به سمت توزیع نرمال استاندارد میل می‌کند.
اگر مقدار آماره‌ی محاسبه شده‌ی فوق از آماره‌ی جدول کوچک‌تر باشد، فرضیه‌ی ریشه واحد رد نمی‌شود. علاوه بر آماره‌ی t استاندارد، می‌توان از آماره‌ی $\overline{LM}$ نیز استفاده کرد:

$$\overline{LM}_{NT} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} LM_{iT} \qquad (۱۲)$$

که در آن LM_{iT} عبارت از آماره‌ی LM ریشه واحد انفرادی برای آزمون $\rho_i = 0$ در برابر $\rho_i < 0$ است. مقادیر بحرانی $\overline{LM}$ نیز در جدول محاسبه شده است. در اینجا نیز می‌توان از $\overline{LM}$ استاندارد شده استفاده کرد.

نتایج

شاخص آنتروپی

نخست تنوع زراعی با استفاده از شاخص آنتروپی با استفاده از داده‌های سطح زیرکشت محصولات استراتژیک طی ۱۵ سال در استان فارس محاسبه شده است. همان‌طور نتایج در جدول (۱) نشان می‌دهد، استان فارس در پنج محصول انتخابی مورد مطالعه در کشور طی ۱۵ سال زراعی دارای تنوع زراعی بوده‌اند. شاخص آنتروپی در سال‌های ۷۴ و ۷۶ و ۷۷ و ۸۰ به‌ترتیب با ۰/۴۴ ، ۰/۴۶ ، ۰/۴۳ و ۰/۴۵ نسبت به سایر سال‌ها از مقادیر بیشتری برخوردارند و تغییرات از سال ۷۴ تا سال ۸۵ بین ۰/۳ تا ۰/۴ می‌باشد و در سال ۸۶ با اندازه‌ی ۰/۲۷ به مقدار قابل توجهی کاهش می‌یابد و به کمترین مقدار می‌رسد که در سال ۷۴ با ۰/۴۴، سال ۷۵ با ۰/۳۵، سال ۷۶ با ۰/۴۶، سال ۷۷ با ۰/۴۳، سال ۷۸ با ۰/۳۶، سال ۷۹ با ۰/۳۵، سال ۸۰ با ۰/۴۵، سال ۸۱ با ۰/۳۷، سال ۸۲ با ۰/۳۹، سال ۸۳ با ۰/۳۸، سال ۸۴ با ۰/۳۸، سال ۸۵ با ۰/۳۵، سال ۸۶ با ۰/۲۷، سال ۸۷ با ۰/۲۹، سال ۸۸ با ۰/۳۶ دارای تنوع زراعی هستند. همچنین با بررسی تنوع در طول ۱۵ سال مورد بررسی می‌توان گفت که به‌طورکلی تنوع زراعی به‌صورت سالانه نیز موجود بوده است. با توجه به اینکه شاخص بین صفر و یک می‌باشد، تنوع زراعی وجود داشته ولی در سطح بالایی نبوده است. در تصریح تعیین عوامل موثر بر تنوع از داده‌های ترکیبی استفاده شده است. لذا شاخص تنوع زراعی در شهرستان‌های استان محاسبه گردید. مقادیر این شاخص در شهرستان‌های استان در جدول (۲)

آمده است. نتایج به‌دست آمده از محاسبه‌ی شاخص آنتروپی برای پنج محصول گندم، برنج، چغندر قند، جو و پنبه عمده و مشترک تولیدی در سطح هجده استان در جدول زیر آمده است. میانگین سال‌های بررسی شده بین ۰/۲۵ تا ۰/۳۳ می‌باشد که سال ۸۷ بیشترین مقدار و سال ۸۶ کمترین مقدار در بین شهرستان‌ها را دارا می‌باشند. همچنین در بین شهرستان‌ها، شاخص آنتروپی به‌ترتیب در شهرستان فیروزآباد، مرودشت، سپیدان و ممسنی از سایر شهرستان‌ها بیشتر و شهرستان‌های ارسنجان، فسا، بوانات از سایر شهرستان‌ها کمتر می‌باشد. با بررسی تنوع در طول ۱۰ سال مورد بررسی می‌توان گفت که تنوع زراعی به‌صورت سالیانه موجود بوده است، ولی در سطح بالایی نبوده است.

نتایج تصریح عوامل موثر بر تنوع

بیش از برآورد معادله‌ی مربوط به عوامل موثر آزمون‌هایی صورت گرفت که نتایج آنها ارایه شده است.

آزمون اول معنی دار بودن گروه

همان‌طور که گفته شد، به‌منظور حصول اطمینان از معنی‌دار بودن شهرستان‌ها از این آزمون استفاده می‌شود. مقدار F محاسبه شده برای این آزمون برابر است با:

$$F\frac{(0.96-\ 0.72)/\ 17}{(1-0.96)\ /\ 155}=70$$

لذا F محاسبه شده از F جدول(۲/۱۰) بزرگ‌تر است. در نتیجه فرضیه‌ی H_0 پذیرفته نمی‌شود. به این معنی که اثرات گروه پذیرفته می‌شود و بایستی عرض از مبداهای مختلفی را در برآورد لحاظ نمود. در نتیجه می‌توان از روش پانل جهت برآورد استفاده نمود.

نتایج آزمون هاسمن

نتایج آزمون هاسمن جهت انتخاب از میان اثرات ثابت و یا اثر تصادفی به‌صورت زیر است:

مقدار آماره‌ی محاسباتی ۱۶/۱ به‌دست آمد. از مقایسه‌ی مقدار یاد شده با مقدار جدول(۷/۸۱) می‌توان گفت که فرض صفر پذیرفته نمی‌شود و لذا از روش اثرات ثابت استفاده می‌شود. با توجه به اینکه $P\text{-}Value=0$ است، فرضیه‌ی صفر به نفع فرضیه‌ی مقابل رد می‌شود. بنابراین روشی که برای تخمین تابع مورد نظر انتخاب می‌شود، روش FE می‌باشد.

نتایج آزمون ایستایی

نکته بعدی که باید لحاظ شود، آزمون ریشه واحد است. در جدول (۳) نتایج آزمون ایستایی نشان‌دهنده‌ی ایستا بودن تمام متغیرها در مقدار ثابت و مقدار ثابت و روند می‌باشد.

ضریب $R2=0.96$ تعیین بیان‌کننده‌ی قدرت توضیح‌دهندگی بالای مدل است و مقدار F برابر ۷۷ تاییدی بر معنی‌داری رگرسیون برآورد شده است. مقدار آماره‌ی آزمون دوربین - واتسون $d=1.72$ است. بنابراین فرضیه‌ی عدم خودهمبستگی مثبت با منفی بین جملات اخلال رد نمی‌شود. به‌عبارت دیگر بین جملات اخلال همبستگی پیاپی وجود ندارد. با توجه به نتایج به‌دست آمده از آزمون هاسمن، مدل رگرسیونی اثرات ثابت برای تخمین عوامل موثر بر شاخص تنوع(آنتروپی) انتخاب شد.

نتایج حاصل از برآورد مدل در جدول (۴) آمده است. نتایج به‌دست آمده از رگرسیون تخمینی و رابطه‌ی بین قیمت محصولات و شاخص تنوع آنتروپی همان‌طور که در نتایج به‌دست آمده، دیده می‌شود. تنوع زراعی به‌وجود آمده با قیمت محصولات زراعی رابطه‌ی مثبت و مستقیم داشته و در سطح ۱ درصد معنی‌دار شده است. یعنی با افزایش قیمت محصولات کشاورزی تنوع زراعی افزایش می‌یابد و افزایش یک درصدی در قیمت به میزان ۲درصد در تنوع سطح زیرکشت را افزایش خواهد داد. رابطه‌ی بین هزینه‌ی تولید سالیانه‌ی محصولات و شاخص تنوع آنتروپی همان‌طور که در نتایج به‌دست آمده دیده می‌شود، رابطه‌ی منفی و وارونه دارد و در سطح ۱درصد معنی‌دار شده است. یعنی با افزایش هزینه‌ی تولید محصولات کشاورزی تنوع زراعی کاهش یافته و با افزایش یک درصدی هزینه‌ی تولید محصولات کشاورزی، تنوع سطح زیرکشت به میزان ۰/۰۹ کاهش می‌یابد. نتایج به‌دست آمده از رگرسیون تخمینی و رابطه‌ی بین بیمه محصولات کشاورزی با شاخص آنتروپی رابطه‌ی مثبت و معناداری را نشان داد و در سطح ۱درصد معنی‌دار شده است. یعنی با افزایش بیمه‌ی محصولات کشاورزی تنوع زراعی افزایش می‌یابد و کشاورزان به سمت تولید محصولات بیشتری می‌روند و با افزایش یک درصدی در بیمه تنوع سطح زیرکشت به میزان ۰/۲۲ درصد افزایش می‌یابد. بر اساس نتایج به‌دست آمده از رگرسیون تخمینی در دو متغیر درآمد کشاورزی و غیر کشاورزی رابطه‌ی مستقیم و مثبت دارد و به‌ترتیب در سطح ۱ و ۵ درصد معنی‌دار شده‌اند. یعنی با افزایش متوسط درآمدهای کشاورزی و غیر کشاورزی در خانوارهای روستایی، تنوع محصولات بیشتر خواهد شد و با افزایش یک درصدی درآمد کشاورزی و غیر کشاورزی به‌ترتیب تنوع سطح زیرکشت ۰/۹۸ و ۰/۰۱ درصد افزایش خواهد یافت. بر اساس نتایج به‌دست آمده، دیده شد که در طی این سال‌ها میزان صادرات با شاخص تنوع، رابطه‌ی مثبت و معناداری دارد و در سطح ۱درصد معنی‌دار شده است. به این معنا که هرچه میزان صادرات در طی سال‌های مختلف بیشتر شده، میزان تنوع محصولات کشاورزی افزایش یافته است و با افزایش یک درصدی صادرات تنوع سطح زیرکشت به میزان ۰/۸۹ درصد افزایش می‌یابد و برخلاف آن، رابطه‌ی بین میزان واردات و تنوع محصولات رابطه‌ی منفی و معکوس را نشان داد و در سطح ۵٪ معنی‌دار شده است.

به این معنا که هرچه میزان واردات در طی سال‌های مختلف بیشتر باشد، میزان تنوع محصولات کشاورزی کاهش می‌یابد و افزایش یک درصدی در واردات تنوع سطح زیرکشت به میزان ۰/۰۱٪ کاهش می‌یابد.

ضریب عرض از مبدا مشترک

جدول (۵) نشان می‌دهد که در مدل برآورد شده، مقدار عرض از مبدا مشترک برابر ۶/۵۰۴ است. مقادیر عرض از مبدا ۱۸ شهرستان استان فارس از لحاظ آماری متفاوت است. جدول زیر انحراف عرض از مبدا شهرستان‌ها را از عرض از مبدا مشترک نشان می‌دهد. همچنین بیشترین انحراف مثبت مربوط به استهبان و برابر با ۱/۰۴ است. همچنین بیشترین انحراف منفی در حدود ۰/۲ مربوط به شهرستان لارستان است.

خلاصه و نتیجه‌گیری

در این مطالعه ابتدا سطح شاخص تنوع شامل آنتروپی در دوره‌ی ۱۳۸۸-۱۳۷۴ محاسبه گردید و تحلیل نقش عوامل موثر بر تنوع که شامل قیمت، هزینه‌ی تولید، بیمه، درآمد کشاورزی و غیر کشاورزی و صادارات و واردات، مورد بررسی قرار گرفت. داده‌های مورد استفاده به‌صورت ترکیبی می‌باشد که طی آن مقادیر متغیرهای یاد شده برای شهرستان‌های مختلف استان استفاده شد. تنوع زراعی به‌وجود آمده در تمام محصولات با قیمت محصولات زراعی رابطه‌ی مستقیم داشته است، یعنی با افزایش قیمت محصولات کشاورزی تنوع زراعی افزایش می‌یابد و کشاورزان به سمت تولید محصولات بیشتری می‌روند. همان‌طور که در نتایج به‌دست آمده نشان داد، رابطه‌ی تنوع زراعی با هزینه‌ی تولید گندم، جو، برنج، پنبه و چغندر قند منفی می‌باشد که در همه‌ی محصولات با هزینه تولید معکوس دارد. یعنی با افزایش هزینه تولید محصولات کشاورزی تنوع زراعی کاهش می‌یابد. همچنین نتایج نشان داد که افزایش متوسط درآمدهای کشاورزی و غیر کشاورزی در خانوارهای روستایی، تنوع محصولات افزایش خواهد یافت. همچنین بیمه‌ی محصولات کشاورزی با شاخص آنتروپی رابطه‌ی مثبت و معناداری نشان داد. میان صادرات و شاخص تنوع، رابطه‌ی مثبت و معناداری مشاهده شد. به این معنا که با افزایش صادرات در طی سال‌های مختلف، میزان تنوع محصولات کشاورزی افزایش یافته است. برخلاف آن، رابطه بین میزان واردات و تنوع محصولات رابطه‌ی منفی به‌دست آمد. به این معنا که هرچه میزان واردات در طی سال‌های مختلف بیشتر باشد، میزان تنوع محصولات کشاورزی کاهش می‌یابد.

پیشنهادات

۱- با توجه به رابطه‌ی مثبت قیمت با تنوع زراعی، اتخاذ سیاست‌های مثبت قیمت‌گذاری توصیه می‌شود.

۲- با توجه رابطه‌ی منفی میان هزینه تولید با تنوع زراعی در بیشتر مناطق استان افزایش کارایی از طریق معرفی تکنولوژی جدید به‌منظور کاهش هزینه‌های تولید پیشنهاد می‌شود.

۳- با توجه به رابطه‌ی مثبت بیمه محصولات با تنوع زراعی گسترش بیمه توصیه می‌شود.

۴- میان صادرات و تنوع زراعی رابطه‌ی مثبت مشاهده شد. لذا سیاست‌های تشویقی در جهت افزایش صادرات و تنوع بخشی به بازارهای هدف برای صادرات محصولات کشاورزی پیشنهاد می‌شود.

با توجه به رابطه‌ی مثبت درآمدهای کشاورزی و غیر کشاورزی با تنوع زراعی، پیشنهاد می‌گردد که با توجه به رابطه‌ی مثبت درآمدهای کشاورزی و غیر کشاورزی با تنوع زراعی، پیشنهاد می‌گردد که صنایع کشاورزی با توجه به مواد اولیه‌ی موجود در روستا به‌نحوی برنامه‌ریزی گردد که مانع از مهاجرت افراد روستایی به شهرهای اطراف گردد.

منابع

۱. آینه بند، ا. (۱۳۸۴) . اثر الگوهای تک کشتی و توالی گیاهان زراعی بر تنوع جوامع علف های هرز. مجله ی علمی کشاورزی ، ۲۸ (۱): ۲۳۶-۲۲۳.

۲. حسینی، م.ع. ۱۳۸۴. سیاست تجاری کشاورزی ایران و تعیین معادل های تعرفه ای در قالب ضوابط سازمان جهانی تجارت WTO. انتشارات موسسه مطالعات و پژوهش های بازرگانی، تهران، چاپ اول، ص ۵۱.

۳. کرباسی،ع. اسد فلسفی زاده، ن. عوامل موثر بر تنوع زراعی محصولات کشاورزی. مجله اقتصاد کشاورزی ، ۴(۱) : ۱۱۴-۱۰۱

۴. کوچکی ،ع.، نصیری محلاتی ،م.، زارع فیض آبادی، ا. و جهان بین، م. (۱۳۸۳) . ارزیابی تنوع نظام های زراعی . پژوهش و سازندگی ، ۶۳ : ۸۳-۷۰.

۵. گجراتی، دامودار (۱۳۷۸)، مبانی اقتصاد سنجی، ترجمه حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران، چاپ دوم، تهران.

۶. نیکویی، ع.ر. و ترکمانی، ج. ۱۳۸۳. تأثیر بیمه کشاورزی بر افزایش تولید محصولات زراعی: مطالعه موردی در استان فارس. بیمه و کشاورزی. ۱: ۵۷-۳۷.

7. Amihud, Y., and Lev, B., 1981. Risk reduction as a managerial motive for conglomerate mergers, Bell Journal of Economics, (12): 605-617
8. Andderson,j. R., Dillon, J.L. and Hardaker, J. B. 1977. Agricultural Decision Analysis. Iowa State University Press,Ames.
9. Chang. H.H., and Mishra, .A. 2008. Impact of off-farm labor supply on food expenditures of the farm household.Journal of Food Policy, 41:512-520
10. Delgado, C.L., and Siamwalla, A. 1999. Rural economy and farm income diversification in developing countries, 126-143.
11. Gujarati, D. 2003. Basic Econometrics.Mc Graw-hill.
12. Hardaker, J.B., Pandey, S. and Patten, L.H. 1991. Farm planning under uncertainty. Review of Marketing and Agricultural Economics. 59: 9-22.
13. Hardeaker, J.B., R.B.M. Huirne, J.R. Anderson and G. 2004. Lien coping with risk in Agriculture CABI

14. Jha, D. 1996. Rapporteur.s report on diversification of agriculture and food security in the context of new economic policy. Indian journal of Agricultural Economics, 51(4): 829-832.
15. Jha, B,. Kumar, N. and Mohanty, B. 2009. Pattern of agricultural diversification in india. Institute of Economic, 302-358.
16. Kegan, T. (2004). Specialization and diversification in agricultural transformation: The case of West Punjab, 1903-92. American Journal of Agriculture Economics, 85:372-386.
17. Mishra, A.k., El-Osta, H. S. and Sandretto, C.L. 2004. Factors affectin farm enterprise diversification .Agriculture Finance Review, Fall,2004.
18. Palanisami, K., Ranganathan, C.R,. Senthilnathan, S. and Tamil Nadu, C. 2000. Diversification of Agriculture in Coastal Districts of Tamil Nadu– a Spatio- Temporal Analysis. Institute for Humanity and Nature, Kyoto, Japan.
19. Pattanayak, M. and Nayak, B. 2006. Diversification of Agriculture in Coastal Districts of Tamil Nadu– a Spatio-Temporal Analysis.
20. Vyas, V.S. 1996. Diversification in agriculture: concept, rationale and approaches. Indian Journal of Agricultural Economics 51(4): 636-643.

پیوست‌ها

جدول ۱- شاخص آنتروپی محصولات زراعی در استان فارس ۱۳۸۸-۱۳۷۴.

سال	۷۴	۷۵	۷۶	۷۷	۷۸	۷۹	۸۰	۸۱	۸۲	۸۳	۸۴	۸۵	۸۶	۸۷	۸۸
شاخص	۰.۴۳۶۴	۰.۳۴۹۱	۰.۴۵۹۱	۰.۴۲۹۵	۰.۳۵۵۸	۰.۳۵۲۱	۰.۴۴۸۷	۰.۳۶۶	۰.۳۹۱	۰.۳۸۳۸	۰.۳۸۴۱	۰.۳۵۳۳	۰.۲۷۱۵	۰.۲۹۰۱	۰.۳۶۰۳

*ماخذ:یافته های تحقیق

جدول ۲- شاخص آنتروپی محصولات زراعی در شهرستان های استان فارس ۱۳۸۸-۱۳۷۴.

سال / شهرستان	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸
آباده	0.35	0.24	0.29	0.27	0.31	0.35	0.28	0.27	0.36	0.30
ارسنجان	0.15	0.21	0.19	0.22	0.19	0.18	0.25	0.16	0.28	0.17
استهبان	0.35	0.22	0.25	0.31	0.32	0.36	0.27	0.20	0.37	0.29
اقلید	0.29	۷0.1	0.18	0.20	0.29	0.31	0.2191	0.15	0.30	0.27
بوانات	0.21	0.20	0.18	0.18	0.21	0.24	0.26	0.18	0.27	0.21
جهرم	0.31	0.26	0.29	0.29	0.21	0.34	0.28	0.23	0.35	0.28
خرم بید	0.28	0.23	0.11	0.2	0.17	0.31	0.28	0.19	0.32	0.30
داراب	0.22	0.24	0.23	0.31	0.23	0.24	0.27	0.21	0.33	0.22
زرین دشت	0.29	0.38	0.31	0.32	0.34	0.33	0.38	0.31	0.3	0.34
سپیدان	0.38	0.35	0.34	0.36	0.37	0.39	0.37	0.31	0.40	0.34
شیراز	0.21	0.27	0.21	0.32	0.29	0.24	0.29	0.20	0.37	0.27
فسا	0.15	0.23	0.20	0.21	0.19	0.19	0.23	0.20	0.24	0.20
فیروزاباد	0.41	0.44	0.42	0.41	0.38	0.43	0.43	0.41	0.45	0.41
کازرون	0.25	0.24	0.23	0.20	0.26	0.27	0.28	0.21	0.29	0.28
لارستان	0.13	0.37	0.34	0.14	0.28	۷0.1	0.29	0.29	0.29	0.20
مرودشت	0.39	0.33	0.37	0.39	0.41	0.42	0.39	0.36	0.43	0.40
ممسنی	0.35	0.34	0.37	0.34	0.32	0.38	0.37	0.35	0.39	0.34
نی ریز	۷0.2	0.36	0.32	0.31	0.28	0.29	0.31	0.29	0.32	0.27

*ماخذ: نتایج تحقیق

جدول ۳- نتایج آزمون ایستایی داده های ترکیبی.

نام متغیر	قیمت		صادرات		واردات		درآمد کشاورزی	
	مقدار ثابت	مقدار ثابت و روند	مقدار ثابت	مقدار ثابت و روند	مقدار ثابت	مقدار ثابت و روند	مقدار ثابت	مقدار ثابت و روند
IPS	-4.24	-4.61	-3.52	-3.81	-3.83	-3.62	-2.69	-3.12
p-value	0/0000*	0/0000*	0/0000*	0/0000*	0/0012*	0/0000*	0/0000*	0/0000*

نام متغیر	درآمد کشاورزی		درآمد غیرکشاورزی		بیمه		هزینه تولید	
	مقدار ثابت	مقدار ثابت و روند	مقدار ثابت	مقدار ثابت و روند	مقدار ثابت	مقدار ثابت و روند	مقدار ثابت	مقدار ثابت و روند
IPS	-2.69	-3.12	-2.79	-2.95	-2.44	-2.92	-1.25	-1.89
p-value	0/0000*	0/0000*	0/0000*	0/0000*	0/0000*	0/0000*	0/0000*	0/0000*

جدول ۴- نتایج حاصل از تخمین مدل اثرات ثابت.

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
عرض از مبدا	۶.۵۰***	۰.۵۲	۱۲.۴۲
قیمت	۲.۳۱***	۰.۳۵	۶.۵۳
هزینه تولید	-۰.۰۹۲***	۰.۰۱	-۴.۶۹
بیمه	۰.۲۲***	۰.۰۳	۶.۴۳
صادرات	۰.۸۹***	۰.۴۳	۲.۴۴
واردات	-۰.۰۱۸*	۰.۰۰۹	-۲.۰۶
درآمد کشاورزی	۰.۹۸***	۰.۱۹	۵.۰۷
درآمد غیر کشاورزی	۰.۰۱**	۰.۰۰۹	۱.۹۹
R^2= 0.96	D.W = 1.72	F=77	

*** و ** و * به ترتیب معنی داری در سطح ۱ و ۵ و ۱۰ درصد

ماخذ یافته های تحقیق

جدول ۴- ضرایب عرض از مبدا (اثرات ثابت).

شهرستان	اثرات ثابت	شهرستان	اثرات ثابت
آباده	۰.۲۳۳۸۶۵	خرم بید	۰.۱۰۰۸۳۱
ارسنجان	-۰.۰۳۵۸۴	جهرم	۰.۳۳۷۷۸۲
زرین دشت	۰.۱۸۰۱۹	داراب	۰.۲۰۸۰۲۷
سپیدان	۰.۰۲۴۵۳۲۰۶	فیروزآباد	۰.۸۲۲۱۵۶
اقلید	-۰.۱۴۴۶۷۳	کازرون	۰.۰۲۰۸۵۲
شیراز	۰.۲۰۵۱۹۲	لارستان	-۰.۲۰۰۵۲۴
استهبان	۱.۰۴۰۷۱۱	مرودشت	۰.۲۴۵۲۰۶
فسا	-۰.۰۴۳۵۹۳۸	ممسنی	۰.۱۴۴۹۳۲
بوانات	۰.۱۴۴۹۳۲	نی ریز	۰.۱۸۳۱۰۱

*ماخذ: نتایج تحقیق