

تأثیر تسهیلات خرد اعطایی بانک کشاورزی بر توسعه کشاورزی به تفکیک درجه‌ی توسعه‌یافتنگی بخش کشاورزی در استان آذربایجان غربی

غفور سلیمی^{*}^۱، مسعود منصوری^۲، بهاءالدین نجفی^۳

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۴/۲۵ تاریخ پذیرش: ۹۲/۰۶/۲۰

چکیده

هدف این تحقیق تعیین سطح توسعه‌ی بخش کشاورزی و میزان عدم توازن آن در مناطق روستایی استان آذربایجان غربی برای سطوح شهرستان در دو مقطع زمانی ۱۳۸۰ و ۱۳۸۸ است. برای نیل به این هدف ۴۸ شاخص توسعه در بخش کشاورزی تعریف شده و با به کارگیری دو روش تحلیل عاملی و تاکسونومی عددی سنجش شدند. شهرستان‌های این استان به لحاظ درجه‌ی توسعه در بخش کشاورزی رتبه‌بندی گردیدند. از سوی دیگر با استفاده از یک مدل اقتصادسنجی داده‌های تابلویی، اثر تسهیلات خرد اعطایی بانک کشاورزی بر توسعه‌ی کشاورزی استان مورد نظر در خلال سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۸۱ سنجیده شد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که سطوح توسعه‌ی کشاورزی شهرستان‌های استان آذربایجان غربی طی سال‌های مطالعه در دو مقطع ۱۳۸۰ و ۱۳۸۸ تنزل داشته است. نتایج حاصل از تخمین به روش اثرات ثابت نیز نشان می‌دهد که تسهیلات خرد اعطایی بانک کشاورزی دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر توسعه‌ی کشاورزی در این استان می‌باشد. لذا پیشنهاد می‌شود که زمینه‌ی لازم برای دسترسی تعداد بیشتری از کشاورزان به اعتبارات خرد فراهم آید.

طبقه‌بندی JEL: R11, Q14

واژه‌های کلیدی: توسعه‌ی کشاورزی، اعتبارات خرد، تاکسونومی عددی، داده‌های تابلویی، استان آذربایجان غربی.

۱- دانش آموخته‌ی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه.

۲- استادیار اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد ارومیه.

۳- استاد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت.

* نویسنده‌ی مسئول مقاله: ghafoorsalimi@gmail.com

پیشگفتار

در سال‌های اخیر اعتبارات خرد به عنوان راهکاری مناسب جهت انجام خدمات مالی در کشورهای در حال توسعه مطرح شده و برخی کشورها در این زمینه به موفقیت‌های چشمگیری دست یافته‌اند. اهمیت این شیوه به گونه‌ای بوده که سازمان ملل متحده، سال ۲۰۰۵ را به عنوان سال اعتبارات خرد نامگذاری کرد(نجفی، ۱۳۸۵). بomen در کتاب خود عبارت کوچک، کوتاه و بدون وثیقه را برای تامین مالی خرد ارائه کرده است. به عبارت دیگر تامین مالی خرد به معنای ارائه وام‌هایی با مبالغ کم و بدون دریافت وثیقه به قشر کم‌درآمد است و این قشر در مدت کوتاهی مبلغ‌های یاد شده را باز پرداخت می‌کند. ولی اعتبارات خرد تنها اعتبارات با مبلغ اندک نیست؛ بلکه گاهی ویژگی‌های دیگری نیز دارد که مورد بحث قرار خواهد گرفت. در خصوص مبلغ این اعتبارات توافق نیست و در برخی از موارد به وام‌های کوچک چند دلاری گفته می‌شود؛ ولی گاهما به وام‌های چند هزار دلاری نیز اعتبار خرد اطلاق می‌گردد(کمیسیون اروپایی^۱، ۲۰۰۳). بختیاری(۱۳۸۵) ویژگی‌هایی برای اعتبارات خرد در مقایسه با دیگر اعتبارات عنوان می‌کند که عبارت از ۱- سهل‌الوصول بودن دریافت این اعتبارات، ۲- تناسب با نیاز گیرندگان، ۳- محور قرار داشتن گروه‌های کم‌درآمد به‌ویژه فقرای روستایی، ۴- اعمال نرخ بهره‌هایی که هزینه‌ی موسسه‌ی تامین مالی خود را پوشش دهد، ۵- پایین بودن نرخ بهره در مقایسه با نرخ بازار غیر رسمی روستایی و ۶- اتکاء هرچه بیشتر به منابع مردمی تا اتکاء به منابع دولتی و یارانه‌ای، می‌باشد. ملاحظه می‌شود که اعتبارات خرد دارای ویژگی‌های متفاوتی است.

در دو دهه‌ی اخیر اعتبارات خرد به عنوان راهکاری مناسب در جهت کاهش فقر مطرح شده است. از آنجا که بیشتر فقیران در مناطق روستایی به سر می‌برند و اکثر آنها به کشاورزی و فعالیت‌های وابسته اشتغال دارند؛ بیشترین کاربرد اعتبارات خرد مربوط به مناطق روستایی و بخش کشاورزی است(سجادی، ۱۳۸۵). هر چند ارائه‌ی اعتبارات به کشاورزان کوچک از اواسط قرن نوزدهم با ایجاد شرکت‌های تعاونی اعتبار توسط فردیک رافایزن در آلمان آغاز گردیده و در برخی کشورهای در حال توسعه مانند هندوستان گسترش زیادی یافته است، این نهضت یا به گفته‌ی خانم مارگرات رابینسون "انقلاب اعتبارات خرد" با ایجاد "گرامین بانک" یا بانک دهکده در بنگلادش آغاز شده و به بسیاری از کشورهای در حال توسعه و حتی توسعه یافته نیز گسترش یافته است(نجفی، ۱۳۸۲). در مباحث توسعه‌ی روستایی و کشاورزی، یکی از راه حل‌های رفع مشکل مالی کشاورزان اعطای اعتبارات کوچک‌مقیاس است که نقش مهمی در تمرکز و جهت‌دهی به سرمایه‌های اندک

روستاییان و ایجاد روحیه مشارکت و کار گروهی دارد(اسکاپ^۱، ۱۹۹۴). داگلاس (۲۰۰۳) اعتبارات خرد را جزیی از چرخه‌ی تامین مالی توسعه‌ی روستایی می‌داند که تا حدودی با اعتبارات روستایی و اعتبارات کشاورزی دارای اشتراکاتی است(شکل ۱). اما روت (۱۹۹۷) خاطرنشان می‌کند که دسترسی به اعتبارات خرد در توسعه‌ی کشاورزی شرط ضروری و نه کافی است. لذا سایر شرایط مانند تهیه‌ی زیرساخت‌ها، سرمایه‌ی انسانی، اطلاعات، عوامل اجتماعی و فرهنگی در این امر دخیل هستند. عمدۀ اهدافی که در بخش کشاورزی برای اعتبارات خرد عنوان می‌شود، عبارت از ۱- کمک به سرمایه‌ی کشاورز جهت نیازهای فردی از قبیل خرید کود شیمیایی، تهیه‌ی سموم برای دفع آفات نباتی، تعمیرات لازم در تراکتور و پمپ آب، خرید نهاده‌های کشاورزی و از این قبیل، ۲- کمک به کشاورز در جهت عدم نیاز برای مراجعه به بخش غیر رسمی مالی و کمک به آنان در وام گرفتن از منابع اعتباری رسمی بهدلیل نداشتن وثیقه‌های لازم، ۳- دنبال کردن اهداف عدالت اجتماعی و کمک به توزیع بهتر و عادلانه‌تر درآمد بین جوامع شهری و روستایی و ۴- کمکهای کوتاه‌مدت به کشاورز برای جوابگویی به مشکلات نقدینگی که به خاطر فصلی بودن تولید و درآمد معمولاً با آن مواجه است، می‌باشد(بختیاری، ۱۳۸۵).

در ایران موسسات و سازمان‌های مختلفی اعم از رسمی و غیر رسمی در تامین مالی بخش کشاورزی ایفای نقش می‌نمایند. بانک‌های تجاری، بانک کشاورزی، سازمان‌های تعاون روستایی، اتحادیه‌ها و شرکت‌های تعاونی تولید و دیگر تشکل‌های تولیدکنندگان، صندوق‌های حمایت از بخش کشاورزی، صندوق‌های قرض‌الحسنه و شرکت‌های تعاونی عشاپری از جمله منابع رسمی تامین مالی بخش کشاورزی به‌شمار می‌روند(عرب مازار و جمشیدی، ۱۳۸۵). بانک کشاورزی جمهوری اسلامی ایران به‌عنوان یکی از بزرگ‌ترین بانک‌های تخصصی خاورمیانه، بهترین منبع تامین اعتبار و تسهیلات برای بخش کشاورزی و جامعه‌ی روستایی ایران بوده و از این‌حیث هیچ یک از منابع تامین اعتبار در بخش روستایی قابل مقایسه با آن نبوده است(کوپاهی، ۱۳۶۹). مقدار اعتبارات خرد بانک کشاورزی بین صاحب‌نظران متفاوت است. مثلاً صدر (۱۳۸۳) با پیروی از عرب‌مازار و فرزین، سه سطح مختلف برای تعیین مبلغ اعتبارات خرد بانک کشاورزی تعریف و فراوانی آنها را در قالب جدولی گزارش کرده است. این مبالغ شامل تسهیلات کمتر از پنج، ۵ و بیست میلیون ریال است. حسن‌زاده و ارشدی (۱۳۸۲) به‌منظور استخراج اعتبارات خرد اعطای شده در بانک کشاورزی از شاخص(تعداد وام/مقدار وام) بهره گرفته و ادعا کرده‌اند که بر اساس تقسیم پرداخت‌های بانک کشاورزی بر اساس عقود مختلف و نیز میزان عقود بسته شده، می‌توان اعتبارات

تاثیر تسهیلات خرد اعطایی بانک کشاورزی بر توسعه کشاورزی ...

خرد را استخراج نمود. نیز حسن‌زاده و همکاران(۱۳۸۵) از نسبت تسهیلات قرض الحسن به کل تسهیلات به عنوان شاخص اعتبارات خرد بهره جسته‌اند.

مطالعات بسیاری بر اساس اعتبارات خرد چه در داخل و چه در خارج از کشور انجام گرفته است که در این قسمت به نمونه‌هایی از آنها اشاره می‌گردد. زارع(۱۳۷۶) در تحقیقی به بررسی و ارزیابی اثرات تولیدی اعتبارات تخصیص‌یافته به بخش کشاورزی توسط هر یک از بانک‌های ملی و کشاورزی پرداخته که توابع برآورد شده نشان‌دهنده تاثیر مثبت و معنی‌دار اعتبار بر تولید کشاورزان می‌باشد. مقایسه‌ی رگرسیون وام گیرندگان از بانک ملی و کشاورزی نشان می‌دهد که تاثیر اعتبارات اعطایی دو بانک بر میزان تولیدات تفاوت معنی‌داری با یکدیگر ندارند. نجفی و یعقوبی(۱۳۸۴) در مطالعه‌ی میدانی در استان فارس، موضوع موسسه‌های مالی رسمی و غیررسمی را تبیین کردند. نتایج نشان می‌دهد که اصلی‌ترین علت دریافت اعتبار کشاورزان از منابع رسمی و غیررسمی اعتباری جهت مصارف تولیدی است. بررسی هزینه‌های پنهان دریافت اعتبار نیز نمایانگر این است که هزینه‌های جانبی دریافت اعتبار از بخش رسمی بالاتر از بخش غیررسمی است. همچنین قشرهای کم درآمد روستایی بیشترین سهم دریافت اعتبار را از بخش غیررسمی داشته و تمایل به همکاری کشاورزان با موسسه‌های مالی خرد بیشتر بوده که این آمادگی کشاورزان مناطق روستایی جهت تشکیل موسسه‌های مالی خرد را نشان می‌دهد. رکن‌الدین افتخاری و همکاران(۱۳۸۵) در مطالعه‌ای به بررسی آثار استفاده از اعتبارات خرد بانک کشاورزی در قالب پرداخت گروهی در طرح‌های تامین آب برای توسعهٔ فعالیت‌های در مناطق روستایی شهرستان خدابنده استان زنجان پرداخته‌اند. نتایج تجزیه و تحلیل متغیرها نشان داد که اعتبارات خرد بانک کشاورزی توانسته است در توسعه کشاورزی در منطقه‌ی مورد مطالعه، در سطح معناداری ۰.۰۵ نقش مهمی را ایفا کند. قبانی(۱۳۸۶) در مطالعه‌ی برآورد اثر اعتبارات بانکی و بودجه دولتی بر تولیدات بخش کشاورزی، سعی در تعیین میزان تسهیلات بانکی و میزان بودجه عمومی مورد نیاز برای بخش کشاورزی داشته است. نتایج میزان ضریب متغیر مانده تسهیلات بانکی به بخش کشاورزی ۱.۰۷، اعتبارات بخش آب ۲.۵۷، اشتغال ۱۸.۰۱ و بارندگی ۲۳.۶۶ را نشان می‌دهد. اثر تغییرات آب و هوایی بر تولیدات بخش کشاورزی عدد مثبت بزرگی بوده که این عدد نشانگر بی‌ثباتی تولیدات بخش کشاورزی نسبت به شرایط آب و هوایی کشور است. در پژوهش مطیعی و همکاران(۱۳۸۹)، با عنوان تحلیل عوامل موثر بر توسعهٔ زیربخش زراعت در استان زنجان با استفاده از یک مدل اقتصاد سنجی، ضرایب تاثیر اعتبارات عمرانی هزینه شده در زمینه‌ی مهار آب در مناطق روستایی استان و سایر عوامل مهم دیگر بر سطح توسعه زراعی برآورد گردیده است. نتایج نشان داده که اعتبارات عمرانی دولت در زمینه‌ی مهار و انتقال آب در مناطق روستایی در

استان زنجان با دو دوره وقفه‌ی زمانی، دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر سطح توسعه‌ی زراعی در این استان بوده است. بختیاری (۱۳۸۹)، در طرحی تحقیقاتی مالیه خرد راهکاری برای افزایش تولید بخش کشاورزی و کاهش فقر روستایی، ضمن بیان ناکارآمدی و عملکرد ضعیف نهادهای مالی دولتی و بازارهای مالی رسمی در جهت کمک موثر به گروههای فقیر کشورهای در حال توسعه، مالیه خرد و اعتبارات خرد را به عنوان جایگزین مناسب معرفی می‌کند. رید و بفیوس (۱۹۹۴)، برنامه‌های اعتبار خرد در چند کشور از جمله اندونزی و هندوراس را مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج تحقیق در اندونزی نشانگر توفیق در زمینه‌ی افزایش درآمد و اشتغال بوده است. در هندوراس نیز که اعتبار خرد ترکیبی از وامدهی و آموزش بوده، اثر مثبتی بر ایجاد اشتغال داشته است. خندکر (۲۰۰۳)، در پژوهشی تامین مالی خرد و فقر، اثر اعتبارات خرد بر کاهش فقر را بررسی کرد. نتایج نشان داد که مردم فقیر با تحصیلات و زمین کمتر، بیشتر از سایر گروه‌ها علاقه به شرکت در برنامه‌های اعتبارات خرد دارند. در کل، اعتبارات خرد اهدایی باعث کاهش فقر زنان شده است. سنگوپتا و اویوچان (۲۰۰۸)، در مقاله‌ای با عنوان انقلاب اعتبارات خرد، نمونه‌های موفقی از نهادهای مالی در سرتاسر جهان را ارائه می‌دهند که در زمینه‌ی مبارزه با فقر موفق بوده‌اند. البته به اعتقاد آنها از اعتبارات خرد و مالیه خرد نباید و نمی‌توان انتظار زیادی داشت و آن را حل‌حل تمام مشکلات کشورهای در حال توسعه دانستند. آنتونی (۲۰۱۰)، در پژوهشی با عنوان اعتبارات کشاورزی و رشد اقتصادی در نیجریه، اثر اعتبارات کشاورزی بر رشد تولید کشاورزی منفی و معنادار را ارزیابی نمود. نظر به اهمیت بخش کشاورزی در بالا بردن امنیت غذایی کشور و نقش فعالیت‌های کشاورزی در افزایش رفاه در مناطق روستایی و همچنین قابلیت‌های توسعه‌ی کشاورزی در استان آذربایجان غربی، مطالعه‌ی تاثیر اعتبارات خرد و سایر عوامل موثر بر ارتقاء سطح توسعه‌ی کشاورزی و اندازه‌گیری ضریب تاثیر هر یک از عوامل یک ضرورت پژوهشی مبرم برای برنامه‌ریزی توسعه‌ی کشاورزی در استان به حساب می‌آید. بر این اساس، مقاله‌ی حاضر در صدد پاسخ به دو سوال اساسی می‌باشد: الف) آیا سطح توسعه‌ی کشاورزی استان آذربایجان غربی افزایش یافته است؟ و ب) اعتبارات خرد اعطایی بانک کشاورزی بر توسعه‌ی کشاورزی چه تاثیری دارد؟ امید است نتایج تحقیق، برنامه‌ریزان اقتصادی را در مطالعات آمایش سرزمین و تخصیص منابع مالی، فیزیکی و فنی برای توسعه‌ی کشاورزی یاری نموده و همچنین زمینه‌ی لازم برای بررسی امکانات بالقوه و بالفعل تولید محصولات کشاورزی، رفع عقب‌ماندگی شهرستان‌های توسعه‌نیافته و کمتر توسعه‌یافته در بخش کشاورزی را فراهم نماید.

مواد و روش‌ها

در مقاله‌ی حاضر ابتدا درجه‌ی توسعه‌یافتگی بخش کشاورزی شهرستان‌های استان با استفاده‌ی همزمان از دو روش تاکسونومی عددی و تحلیل عاملی برای سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۸۸ اندازه‌گیری شده و سپس برای بررسی اثر اعتبارات خرد اعطایی بانک کشاورزی بر توسعه‌ی کشاورزی در خلال سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۸۱ با الهام از مدل‌های حسن‌زاده و همکاران(۱۳۸۵) و مطیعی و همکاران(۱۳۸۹) از مدل زیر استفاده می‌گردد.

$$\ln(F_{it}) = C_{it} + \beta_{1it} \ln(X_{1it}) + \beta_{2it} \ln(X_{2it}) + \beta_{3it} \ln(X_{3it}) \quad (1)$$

که در مدل بالا، i شهرستان‌های استان، t سال‌های منتخب، F درجه‌ی توسعه‌ی کشاورزی شهرستان‌های استان که از طریق روش‌های تاکسونومی عددی و تحلیل عاملی محاسبه شده، X_1 نرخ اشتغال روستایی، X_2 شاخص اعتبارات خرد که از تقسیم اعتبارات خرد کمتر از پنج میلیون تومان بر کل اعتبارات بانک کشاورزی بهدست آمده و X_3 مجموع بارندگی در فصول پاییز، زمستان و بهار می‌باشد.

تحلیل عاملی

تحلیل عاملی از فنون آماری چندمتغیره است که از یک پایه‌ی نظری قوی برخوردار است. کرلینجر در کتاب مبانی پژوهش در علوم رفتاری آن را به سبب قدرت، ظرافت و قابلیت کاربرد، ملکه‌ی روش‌های تحقیق نامیده و از آن تمجید فراوان کرده است(فطرس و بهشتیفر، ۱۳۸۸). مراحل تحلیل عاملی را به صورت زیر می‌توان خلاصه کرد(کلاین، ۱۳۸۰).

الف) تهییه ماتریس استاندارد.

ب) محاسبه ماتریس ضرایب همبستگی.

ج) استخراج عوامل.

د) چرخش عوامل(از روش واریماکس).

ه) محاسبه نمرات عاملی.

از آنجا که در چرخش عوامل از دوران واریماکس استفاده می‌شود، نمرات عاملی استخراج شده مستقل از هم و بین آنها هیچ ترکیب خطی برقرار نمی‌باشد.

تاکسونومی عددی

آنالیز تاکسونومی از پیچیده‌ترین فنون سطح‌بندی است که با تلفیق شاخص‌های متعدد، سطوح توسعه‌یافتگی را مشخص می‌کند(پوراحمد و دیگران، ۱۳۸۳). تکیک اجرای آنالیز تاکسونومی در قالب چندین مرحله به شرح زیر قابل اجراست. مراحل انجام این روش به صورت کلی در شکل (۱) تبیین شده که در آن F_i درجه‌ی توسعه‌ی کشاورزی هر مکان(منطقه‌ی i) و بین صفر و یک در

نوسان است. هر قدر به صفر نزدیک‌تر باشد، آن مکان توسعه‌یافته‌تر و هر قدر به یک نزدیک‌تر باشد، توسعه‌نیافته‌تر است (آسایش، ۱۳۷۶). به عبارت دیگر درجه‌ی توسعه‌ی به دست آمده با سطح توسعه‌یافته‌ی رابطه‌ی عکس دارد. در این تحقیق برای مقادیر F_i که متغیر وابسته‌ی مدل اصلی می‌باشد، به صورت جدول (۱) مطابق با پژوهش فطرس و بهشتی‌فر (۱۳۸۵) تصمیم‌گیری شده است. در تعیین شاخص‌ها سعی شده است تا در درجه‌ی اول به پیروی از مولایی (۱۳۸۷) آن دسته از نظریه‌های توسعه به کار گرفته شود که بیشترین آثار را بر سطح زندگی روستاییان دارند. در درجه‌ی دوم با استفاده از تحقیقات مشابه، شاخص‌هایی که دسترسی به آمار و اطلاعات آنها محدود بوده یا شاخص‌های جایگزین (مثل تعداد تراکتور به جای اسب بخار) به عنوان شاخص‌های نهایی انتخاب شده‌اند. ۴۸ شاخص مورد استفاده در این پژوهش در جدول (۲) آورده شده است.

الگوی داده‌های تابلویی

داده‌های تابلویی به مجموعه‌ای از داده‌ها گفته می‌شود که بر اساس آن مشاهدات بهوسیله‌ی تعداد زیادی از متغیرهای مقطعي (N) که اغلب به صورت تصادفي انتخاب می‌شوند؛ در طول یک دوره‌ی زمانی مشخص (T) مورد بررسی قرار گرفته باشند، $N \times T$ داده آماری را داده‌های تابلویی یا داده‌های مقطعي - سری زمانی می‌نامند (زراء نژاد و انواری، ۱۳۸۵).

چارچوب کلی داده‌های تابلویی ذیل به صورت زیر می‌باشد.

$$Y_{it} = a_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

در این رابطه، a_i نشان‌دهنده‌ی i مین واحد مقطعي و t نشان‌دهنده‌ی t مین دوره زمانی است. فرض می‌شود که حداقل N واحد مقطعي و T دوره‌ی زمانی وجود دارد.

آزمون ریشه واحد لین لین چو (LLC)

آزمون ریشه واحد سری‌های زمانی به گونه‌ای است که ایستایی یا نایستایی متغیرها را با استفاده از یک معادله بررسی می‌کند. لین، لین و چو نشان دادند که در داده‌های تابلویی، استفاده از آزمون ریشه واحد برای ترکیب داده‌ها، دارای قدرت بیشتری نسبت به استفاده از آزمون ریشه واحد برای هر مقطع به صورت جداگانه است.

آزمون ریشه واحد را به صورت زیر ارائه کرده‌اند.

$$\Delta X_{i,t} = \rho_i X_{i,t-1} + \delta t + a_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

که در آن N تعداد مقطع‌ها، T دوره زمانی، ρ_i پارامتر خود همبسته برای هر مقطع، δ اثر زمان، a_i ضریب ثابت برای هر مقطع و $\varepsilon_{i,t}$ خطای مدل که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ^2 است.

فرضیات این آزمون به صورت زیر است.

$$\begin{cases} H_0 : \rho_i = 0 \\ H_1 : \rho_i < 0 \end{cases} \quad (4)$$

آماره محاسبه شده با آماره‌های جدول سطح معناداری LLC مقایسه می‌شود. اگر مقدار محاسباتی این آماره از آماره جدول کوچک‌تر باشد، فرضیه وجود ریشه واحد برای آن متغیر قابل رد شدن نیست.

روش‌های تخمین مدل داده‌های تابلویی

تخمین مدل (۲) به فروض ما در مورد عرض از مبدأ و ضریب شیب و جمله‌ی خطای $\epsilon_{i,t}$ بستگی دارد. دو حالت کلی در تخمین رابطه‌ی (۲) عبارتند از:

الف) فرض کنیم، عرض از مبدأ و ضرایب شیب در طول زمان و در فضا (مکان) ثابت بوده و جمله‌ی خطای طول زمان و برای افراد مختلف متفاوت باشد.

ب) ضرایب شیب ثابت اما، عرض از مبدأ برای افراد، متفاوت است.

در زیر روش‌های تخمین مدل داده‌های تابلویی به صورت مختصر بیان شده است.

روش حداقل مربعات تلفیقی^۱

ساده‌ترین روش حذف ابعاد فضا (مکان) و زمان از داده‌های ترکیبی (حالت الف) است که در این حالت مدل (۲) به صورت زیر تصریح می‌شود.

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

همان‌طور که مشاهده می‌کنید، در تخمین رابطه‌ی بالا عرض از مبدأ و ضریب شیب بین تمامی مقاطع مشترک خواهد بود. تخمین رابطه‌ی (۵) که با روش حداقل مربعات معمولی صورت می‌گیرد، به روش حداقل مربعات تلفیقی معروف است (Gujarati, ۲۰۰۴).

مدل اثر ثابت (مدل حداقل مربعات با متغیر موهومی)^۲

طبق فرض (ب) جهت ملاحظه «تکی» (وجود مستقل) واحدهای مقطعی باید عرض از مبدأ برای هر یک از آنها متفاوت باشد. با فرض ثابت بودن ضرایب شیب بین مقاطع می‌توان معادله رگرسیون تابلویی را به صورت ذیل تصریح کرد.

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

1 . Pooled Least Squares (PLS)

2 . Gujarati

3 . Least Squares Dummy Variable (LSDV)

در ادبیات اقتصادستنگی مدل (۶) به مدل رگرسیون اثرات ثابت یا مدل حداقل مربعات متغیر موهومی (LSDV) معروف است.

مدل اثر تصادفی^۱

تفاوت اصلی مدل اثر ثابت و تصادفی در این است که در مدل اثر ثابت اثرات فردی (مقطعي) غیر قابل مشاهده، عواملی را در بر دارد که با متغیرهای مدل، همبستگی دارد. ولی در مدل اثر تصادفی این اثرات غیر قابل مشاهده با متغیرهای مدل ناهمبسته‌اند. در اينجا فرض می‌شود که جملات خطاب در هر یک از اجزاء هم در طی زمان و هم در طول واحدها با يكديگر همبستگي ندارند. بنابراین برای تخمين اين مدل از روش ديگري بنام REM استفاده می‌شود که به شرح زير است.

در اين مدل بهجاي استفاده از متغیرهای موهومی جهت تصريح مشكل متغیرهای توضيحی در طی زمان، از طریق جمله‌ی خطاب به حل این مشکل اقدام می‌کنند. به این دليل اين روش را روش مدل اجزای خطاب می‌نامند. اگر در مدل زير:

$$Y_{it} = \beta_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

فرض کنيم که β_i يك متغير تصادفی با ميانگين β_1 است،

$$\begin{aligned} \beta_i &= \beta_1 + u_i + v_t \\ i &= 1, 2, 3, \dots, N \\ t &= 1, 2, 3, \dots, T \end{aligned} \quad (8)$$

u_i جمله مقطعي خطاب تصادفی با ميانگين صفر و واريانس δ_u^2 است.
 v_t جزء زمانی خطاب تصادفی با ميانگين صفر و واريانس δ_v^2 است.

$$\begin{aligned} Y_{it} &= \beta_1 + \beta X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \\ \omega_{it} &= u_i + v_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

ω_{it} را جزء تابلویی می‌نامند؛ زيرا از ترکيب خطاب زمانی و مقطعي بهدست می‌آيد. u_i جزء خطاب مقطعي، v_t جزء خطاب زمانی و ε_{it} جزء خطاب مقطعي و زمانی است. چون ω_{it} از چند جزء خطاب تشکيل شده است اين مدل را مدل اجزای خطاب می‌نامند(گجراتی، ۲۰۰۴).

آزمون‌های انتخاب مدل مناسب

آزمون‌هایی جهت انتخاب بين مدل داده‌های تلفيقی، مدل اثر ثابت و مدل اثر تصادفی (REM) وجود دارد. همانند آزمون چاو^۱ و آزمون هاسمن^۲ که به معرفی مختصر اين آزمون‌ها مى‌پردازيم:

1 . Random Effect Model (REM)

آزمون چاو

چاو(۱۹۶۰) به منظور انتخاب بین مدل داده‌های تلفیقی و مدل اثر ثابت مدلی با فروض زیر معرفی می‌کند:

$$\begin{aligned} H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_{N-1} &= 0 \\ H_1 &= \text{Not } H_0 \end{aligned} \quad (10)$$

〃 ضریب متغیر موهومی در مدل اثر ثابت است قبول فرض H_0 به معنی وجود داده‌های تلفیقی و استفاده از تخمین OLS برای حل مدل است. رد فرض H_0 به معنی وجود مدل اثر ثابت و استفاده از LSDV برای حل مدل می‌باشد.

آزمون هاسمن

برای تصمیم‌گیری در مورد به کار بردن روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی در الگوی داده‌های تابلویی آزمون هاسمن به کار می‌رود که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$H = \left(\left[b_{FE} - \hat{\beta}_{RE(GLS)} \right] \right)' \Psi' \left[b_{FE} - \hat{\beta}_{RE(GLS)} \right] \quad (11)$$

این آزمون در حقیقت آزمون فرضیه ناهمبسته بودن اثرات انفرادی و متغیرهای توضیحی است، که طبق آن تخمین‌های حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) (تحت فرضیه H_0) سازگار و تحت فرضیه H_1 ناسازگار است.

$$\begin{cases} H_0 : \delta_u^2 = 0 \\ H_1 : \delta_u^2 \neq 0 \end{cases} \quad (12)$$

در صورتی که H_0 رد نشود، اثرات تصادفی به روش اثرات ثابت ترجیح داده می‌شود و به عنوان روش مناسب‌تر و کاراتر به کار برده می‌شود، در غیر این صورت، روش اثرات ثابت کارا است (گرین، ۲۰۰۲).

نتایج و بحث

اطلاعات سال ۱۳۸۰ که تعداد ۴۸ شاخص مربوط به کشاورزی می‌باشد، به تفکیک ۱۴ شهرستان استان آذربایجان غربی در روش تحلیل عاملی به کار گرفته شدند. به این ترتیب که ابتدا شاخص‌ها با استفاده از روش «تجزیه به مولفه‌های اصلی»، وارد تحلیل عاملی شدند. پس از محاسبه پارامترهای اولیه، عامل‌ها به روش «واریماکس» چرخش یافتند و بر اساس جدول^(۳)، دوازده عامل

1 . Chow Test

2 . Hausman Test

3 . Greene

که مقادیر ویژه آنها بزرگ‌تر از ۱ است، استخراج شدند. این دوازده عامل مجموعاً ۹۸.۰۴۵ درصد از واریانس داده‌های اولیه را توضیح داده و خلاصه مطلوبی از ۴۸ شاخص اولیه هستند. نمرات عاملی بر اساس این دوازده فاکتور به تفکیک شهرستان‌ها محاسبه شده و به عنوان داده‌های ورودی در روش تاکسونومی عددی به کار گرفته و ماتریس فواصل مرکب محاسبه می‌شود. به کمک این ماتریس جهت تعیین فاصله همگنی، کمترین فاصله به دست آمده برای هر شهرستان محاسبه گردیدند. مقایسه مقادیر حداقل فواصل با فاصله همگنی حاصل از آنها نشان داد که کلیه شهرستان‌ها در فاصله همگنی قرار دارند. به منظور تعیین درجه توسعه بخش کشاورزی، با استفاده از داده‌های ماتریس استاندارد، مربعات اختلاف مقادیر از مکریم محاسبه و ماتریس $\sum C_{io}$ تشکیل شده است. با توجه به فرمول مندرج در شکل (۲)، پس از محاسبه درجه توسعه (F_i)، می‌توان وضعیت توسعه‌یافته‌بخش کشاورزی در سطح شهرستان‌های استان در سال ۱۳۸۰ را به صورت جدول (۴) ارائه کرد. با توجه به جدول (۴) شهرستان‌های نقده، مهاباد، ارومیه و اشنویه به ترتیب رتبه‌های اول تا چهارم توسعه در بخش کشاورزی استان را از آن خود نموده‌اند. این شهرستان‌ها به عنوان شهرستان‌های سلاماس، خوی، پیرانشهر به ترتیب رتبه‌های پنجم تا هشتم و به عنوان شهرستان‌های نسبتاً توسعه‌یافته، ماکو، میاندواب و چالدران به ترتیب رتبه‌های هشتم تا دهم و به عنوان شهرستان‌های کمتر توسعه‌یافته و در پایان شهرستان‌های شاهیندژ، بوکان، تکاب و سردشت به ترتیب رتبه‌های یازدهم تا چهاردهم توسعه در بخش کشاورزی را به خود اختصاص داده‌اند و به عنوان شهرستان‌های توسعه‌نیافته معرفی می‌شوند. در این سال شهرستان‌های نقده و سردشت به ترتیب به عنوان توسعه‌یافته‌ترین و توسعه‌نیافته‌ترین شهرستان‌های استان آذربایجان غربی در بخش کشاورزی لقب می‌گیرند.

اکنون به بررسی بخش کشاورزی در سال ۱۳۸۸ می‌پردازیم. در اولین مرحله اطلاعات سال ۱۳۸۸ که تعداد ۴۸ شاخص مربوط به بخش کشاورزی بوده، به تفکیک چهارده شهرستان استان آذربایجان غربی، در روش تحلیل عاملی به کار گرفته شده‌اند. در جدول (۵) عوامل استخراج شده از اجرای روش مذکور را نشان می‌دهد همان‌طور که در جدول (۵) ملاحظه می‌شود، تعداد دوازده فاکتور دارای مقادیر ویژه بزرگ‌تر از یک هستند. لذا بر اساس معیار کیزر، به عنوان بهترین ترکیبات خطی شاخص‌های اولیه معرفی می‌شوند. این دوازده فاکتور مجموعاً ۹۸.۷۶۵ درصد از واریانس داده‌های اولیه را توضیح داده و خلاصه مطلوبی از ۴۸ شاخص اولیه هستند. نمرات عاملی بر اساس این دوازده فاکتور به تفکیک شهرستان‌ها محاسبه و به عنوان داده‌های ورودی در روش تاکسونومی عددی به کار گرفته شد. پس از آن ماتریس فواصل مرکب محاسبه گردید. به کمک این

ماتریس جهت تعیین فاصله همگنی، کمترین فاصله به دست آمده برای هر شهرستان محاسبه شد. مقایسه مقادیر حداقل فواصل با فاصله همگنی حاصل از آنها نشان می‌دهد که شهرستان نقده در فاصله همگنی قرار نداشته و لذا ناهمگن است. بنابراین با حذف شهرستان نقده به عنوان شهرستان ناهمگن، مراحل تاکسونومی عددی را دوباره تکرار نموده و ماتریس فواصل مرکب را محاسبه می‌نماییم. به کمک این ماتریس جهت تعیین فاصله همگنی، کمترین فاصله به دست آمده برای هر شهرستان مجدد محاسبه گردید. مقایسه مقادیر حداقل فواصل با فاصله همگنی حاصل از آنها نشان می‌دهد که تمامی شهرستان‌های موجود، در فاصله همگنی قرار داشته و همگن هستند. به منظور تعیین درجه توسعه بخش کشاورزی، با استفاده از داده‌های ماتریس استاندارد، مربعات اختلاف مقادیر از ماکریم محاسبه و ماتریس $\sum C_{io}$ تشکیل گردید. با توجه به فرمول مندرج در شکل (۱)، پس از محاسبه درجه توسعه (F_i)، می‌توان وضعیت توسعه یافته‌گی بخش کشاورزی در سطح شهرستان‌های استان در سال ۱۳۸۸ را به صورت جدول (۶) ارائه کرد. با توجه به جدول (۶) شهرستان‌های میاندواب، بوکان و ارومیه به ترتیب رتبه‌های اول تا سوم توسعه کشاورزی را در بین سیزده شهرستان همگن در سال ۱۳۸۸ از آن خود نموده‌اند. این شهرستان‌ها به عنوان شهرستان‌های توسعه‌یافته در بخش کشاورزی معرفی می‌شوند. شهرستان‌های خوی، مهاباد، اشنویه و پیرانشهر به ترتیب رتبه‌های پنجم تا هفتم و به عنوان شهرستان‌های توسعه‌یافته، سلماس، ماکو و چالدران به ترتیب رتبه‌های هشتم تا دهم و به عنوان شهرستان‌های کمتر توسعه‌یافته و در پایان شهرستان‌های تکاب، شاهین‌دژ و سردشت به ترتیب رتبه‌های یازدهم تا چهاردهم توسعه در بخش کشاورزی را به خود اختصاص داده و به عنوان شهرستان‌های توسعه‌یافته معرفی می‌شوند. در این سال شهرستان‌های میاندواب و سردشت به ترتیب به عنوان توسعه یافته‌ترین و توسعه نیافته‌ترین شهرستان‌ها در بین شهرستان‌های همگن استان آذربایجان غربی در بخش کشاورزی لقب می‌گیرند.

از مقایسه جدول (۴) با جدول (۶) می‌توان گفت شهرستان‌های میاندواب، بوکان، خوی و تکاب به رتبه‌های بالاتر صعود کرده‌اند که در این میان سیر صعودی شهرستان‌های بوکان و میاندواب به ترتیب با ده و هشت رتبه صعود رشد چشمگیری داشته‌اند. از طرف دیگر شهرستان‌های مهاباد، اشنویه، سلماس، ماکو و شاهین‌دژ به رتبه‌های پایین‌تر نزول کرده‌اند. همچنین شهرستان‌های ارومیه، پیرانشهر، چالدران و سردشت تغییری در رتبه‌بندی نداشته‌اند. شهرستان سردشت که در سال ۱۳۸۰ توسعه نیافته‌ترین شهرستان در بخش کشاورزی بوده، در سال ۱۳۸۸ نیز همچنان در این جایگاه مانده است. حال که سطح توسعه یافته‌گی شهرستان‌ها در دو مقطع زمانی مورد مطالعه مشخص شده است، می‌خواهیم بدانیم که سطح توسعه یافته‌گی در دوره زمانی مورد مطالعه چقدر

تغییر داشته است. برای نیل به این هدف میانگین جمع نمرات عاملی شهرستان‌ها در دو مقطع محاسبه و درصد تغییرات آنها مشخص گردید. جدول (۷) نتایج نشان می‌دهد که توسعه‌یافته‌ی شهرستان‌های استان آذربایجان غربی در بخش کشاورزی ۵۰ درصد کاهش یافته است.

در گام بعدی برای آزمون ایستایی متغیرهای مدل اصلی تحقیق از آماره آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو (LLC) استفاده شده است. با توجه به نتایج این آزمون که در جدول (۸) ارائه شده است، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را می‌توان رد کرد. پس تمامی متغیرهای مورد استفاده ایستا هستند. به عبارت دیگر با توجه به این نتایج همه متغیرها همانباشته از درجه صفر می‌باشند. همانطور که قبیل نیز اشاره شد، پیش از تخمین مدل مورد نظر در داده‌های تابلویی از آزمون‌هایی برای تعیین روش مناسب تخمین مدل، اعم از روش حداقل مربعات، اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی استفاده می‌گردد. نتایج حاصل از آزمون‌های چاو و هاسمن به ترتیب در جدول‌های (۹) و (۱۰) آورده شده است. با توجه به اینکه فرضیه صفر در آزمون چاو استفاده از روش حداقل مربعات و فرضیه مقابله استفاده از روش اثرات ثابت می‌باشد، نتایج آزمون چاو نشان می‌دهد که فرضیه صفر را می‌توان رد کرد. پس لزوم استفاده از روش اثرات ثابت را می‌توان پذیرفت. در گام بعدی برای انتخاب از میان دو روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی از آزمون هاسمن کمک گرفته شده است. فرضیه صفر آزمون هاسمن عدم تفاوت بین روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی و فرضیه مقابله استفاده از روش اثرات ثابت را تاکید می‌کند. نتایج حاصل از آزمون هاسمن که در جدول (۱۰) آمده، نمایانگر این است که فرضیه صفر را می‌توان رد نمود. لذا استفاده از روش اثرات ثابت تایید می‌گردد.

اکنون به تخمین مدل با استفاده از روش اثرات ثابت می‌پردازیم. نتایج حاصل از این تخمین در جدول (۱۱) آورده شده است. انتظار بر این است که افزایش نرخ اشتغال، اعتبارات خرد بانک کشاورزی و بارندگی تاثیر مثبت بر توسعه کشاورزی داشته باشند. با توجه به اینکه متغیر وابسته (توسعه کشاورزی) عددی بین صفر و یک بوده و هر چه که این عدد به صفر نزدیک‌تر باشد، بیانگر توسعه‌یافته‌ی بیشتر است. لذا باید علامت بین متغیرهای مستقل (بارندگی، اعتبارات خرد و نرخ اشتغال) و توسعه کشاورزی منفی باشند. نتایج حاصل از تخمین که در جدول (۱۱) آمده، نشان می‌دهد که نرخ اشتغال و اعتبارات خرد بانک کشاورزی و بارندگی به ترتیب در سطح یک، یک و پنج درصد معنی‌دار گردیده‌اند. علامت همه این ضرایب منفی و مطابق با انتظارات می‌باشد و بیانگر تاثیر مثبت متغیرهای حاضر در مدل بر ارتقای سطح توسعه کشاورزی در استان مورد مطالعه است. در بین عوامل موثر بر توسعه کشاورزی (متغیرهای معنی‌دار مدل)، متغیر نرخ اشتغال با ضریب ۰.۶۲۵۹ در رتبه اول اهمیت قرار دارد. همچنین بر اساس نتایج بدست آمده ضریب متغیر اعتبارات

خرد بانک کشاورزی برابر با 0.05484×0.0519 و ضریب متغیر بارندگی می‌باشد که این متغیرها را از نظر قابلیت تأثیرگذاری بر سطح توسعه کشاورزی به ترتیب در رده‌های دوم و سوم اهمیت قرار می‌دهند در ضمن خاطرنشان می‌شود که AR(1) و AR(2) به ترتیب مدل‌های خودبازگشتی^۱ درجه اول و دوم می‌باشند و به منظور رفع خودهمبستگی سریالی در مدل تحقیق آورده شده‌اند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش ابتدا با استفاده از ۴۸ شاخص بخش کشاورزی سعی می‌شود که درجه توسعه‌یافته‌ی بخش کشاورزی در شهرستان‌های یکی از استان‌های ایران (آذربایجان غربی) و در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۸۸ محاسبه شود. برای نیل به این هدف به صورت همزمان از دو روش تحلیل عاملی و تاکسونومی عددی بهره گرفته شد. بدین صورت که شاخص‌های بخش کشاورزی برای رفع مشکلات ناهمسانی واحدهای سنجش و جلوگیری از همخطی وارد تحلیل عاملی شدند که این شاخص‌ها به تعدادی عامل تقلیل یافتنند. سپس این عوامل وارد تاکسونومی عددی گردیدند تا به وسیله این روش برای هر شهرستان عددی که نمایانگر سطح توسعه هر شهرستان در بخش کشاورزی باشد بدست آید. جدول‌های (۴) و (۶) نشان می‌دهند که در خلال سال‌های مذکور برخی از شهرستان‌ها از نظر توسعه بخش کشاورزی پیشرفت داشته‌اند در نتیجه صعود از نظر رتبه و برخی دیگر نزول در رتبه و در نهایت بعضی از شهرستان‌ها جایگاهی ثابت را به خود اختصاص داده‌اند. نتایج نشان داد که سطح توسعه کشاورزی استان کاهش داشته است.

در مرحله بعد مدلی انتخاب و سعی گردید با استفاده از روش داده‌های تابلویی اثر اعتبارات خرد بانک کشاورزی بر توسعه کشاورزی شهرستان‌های استان آذربایجان غربی در خلال سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۷ سنجش شود که ابتدا به همانند مرحله قبل درجه توسعه‌یافته‌ی بخش کشاورزی برای هر شهرستان و برای هفت سال از روش‌های تحلیل عاملی و تاکسونومی عددی به دست آمده و به عنوان متغیر وابسته (توسعه کشاورزی) وارد مدل گردیدند. شاخص اعتبارات خرد بانک کشاورزی که از تقسیم اعتبارات کمتر از پنج میلیون تومان بر کل اعتبارات اهدایی بانک کشاورزی به دست آمده، به همراه متوسط بارندگی سه فصل پاییز، زمستان و بهار و نرخ اشتغال بخش روستایی به عنوان متغیرهای مستقل به کار گرفته شدند. ایستایی متغیرهای مدل با آزمون (LLC) سنجش شده که نتایج جدول (۸) پایایی تمامی متغیرها را تایید نمودند. سپس با استفاده از آزمون‌های چاو و هاسمن در پی کشف روش مناسب تخمین مدل برآمدیم. عدددهای جدول (۹) و (۱۰) حاکی از این بوده که روش اثرات ثابت مناسب‌ترین روش تخمین این مدل می‌باشد. نتایج حاصل از تخمین به روش اثرات ثابت که در جدول (۱۱) آمده، نشان می‌دهد که نرخ اشتغال و اعتبارات خرد بانک

کشاورزی و متوسط بارندگی معنی‌دار گردیده‌اند. علامت همه این ضرایب منفی و مطابق با انتظارات می‌باشد و بیانگر تاثیر مثبت متغیرهای حاضر در مدل بر ارتقای سطح توسعه کشاورزی در استان مورد مطالعه است.

نتایج تحقیق حاضر با پژوهش مطیعی و همکاران (۱۳۸۹) که تاثیر اعتبارات عمرانی دولت بر توسعه زراعت در استان زنجان را مثبت و معنادار گزارش نمودند، همچنین مطالعه‌ی رکن‌الدین افتخاری و همکاران (۱۳۸۵) که به ارزیابی آثار عملکرد اعتبارات خرد بانکی در توسعه کشاورزی پرداخته و نشان داده که این اعتبارات بر توسعه کشاورزی نقش مثبت دارد و با یافته‌های این پژوهش همسو است. در حالی که آنتونی (۲۰۱۰) نشان داد اعتبارات کشاورزی بر رشد تولید کشاورزی در نیجریه منفی و معنادار است که این با نتایج مطالعه حاضر غیرهمسو می‌باشد.

با هدف برقراری تعادل نسبی و توازن در سطح توسعه کشاورزی، پیشنهاد می‌شود در برنامه‌های میان مدت توسعه‌ای، اولویت مربوط به مناطق روستایی شهرستان‌های سردشت، شاهین‌دژ و تکاب داده شود. البته در تخصیص بودجه بهتر است وجود مزیت نسبی مناطق لحاظ شود. با توجه به نتایج این تحقیق که حکایت از تاثیر مثبت اعتبارات خرد بر توسعه کشاورزی دارد، لذا پیشنهاد می‌شود که افزایش اعتبارات خرد در دستور کار مسئولان، سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی قرار گیرد.

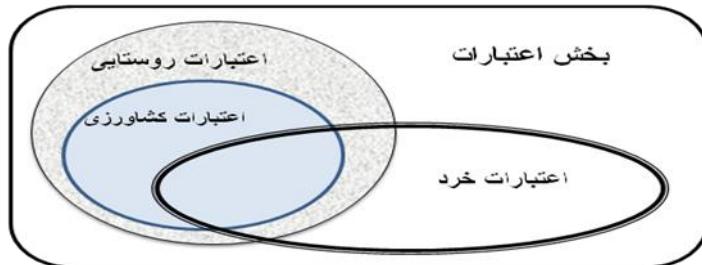
فهرست منابع

۱. بختیاری ص. ۱۳۸۹. مالیه خرد راهکاری برای افزایش تولید بخش کشاورزی و کاهش فقر روستایی، مجله‌ی دانش و توسعه، ۱۷(۳۰): ۲۱-۱.
۲. بختیاری ص. ۱۳۸۵. مفاهیم، تعاریف و سابقه اعتبارات خرد با نگاهی به عملکرد بانک کشاورزی، مجموعه مقالات (همایش اعتبارات خرد، توسعه روستایی و فقر زدایی)، مرکز تحقیقات اقتصادی بانک کشاورزی، تهران.
۳. حسن‌زاده ع، ارشدی ع. ۱۳۸۲. نقش اعتبارات خرد در توسعه روستایی، مجموعه مقالات سیزدهمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی، پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی، ۱۳۹ - ۱۸۴.
۴. حسن‌زاده ع، ازوجی ع و قویدل ص. ۱۳۸۵. بررسی آثار اعتبارات خرد در کاهش فقر و نابرابری‌های درآمدی، اقتصاد اسلامی، ۶(۴۵-۷۰): ۴۵-۷۰.
۵. رکن‌الدین افتخاری ع، عینالی ج و سجادی قیداری ح. ۱۳۸۵. ارزیابی آثار عملکرد اعتبارات خرد بانکی در توسعه کشاورزی: مطالعه موردی تعاونی‌های خودجوش روستایی شهرستان خدابنده، اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۴(۵۶): ۴۵-۷۶.
۶. زارع ا. ۱۳۷۶. بررسی و ارزیابی اثرات تولیدی اعتبارات تخصیص یافته به بخش کشاورزی توسط هر از بانک‌های ملی و کشاورزی، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس، دانشکده کشاورزی.
۷. زراء نژاد م، انواری ا. ۱۳۸۵. برآورد تابع قیمت هداییک مسکن شهر اهواز به روش داده-های ترکیبی، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۸(۲۸): ۱۶۸-۱۳۹.
۸. سجادی ف. ۱۳۸۵. نقش بانک کشاورزی در ایجاد اشتغال و کاهش فقر با بهره‌گیری از رویکرد اعتبارات خرد: مطالعه موردی استان کرمانشاه، مجموعه مقالات (همایش اعتبارات خرد، توسعه روستایی و فقر زدایی)، مرکز تحقیقات اقتصادی بانک کشاورزی، تهران.
۹. صدر، سید کاظم. (۱۳۸۵). بانکدار اسلامی و تسهیلات خرد، مجموعه مقالات (همایش اعتبارات خرد، توسعه روستایی و فقر زدایی)، مرکز تحقیقات اقتصادی بانک کشاورزی، تهران.

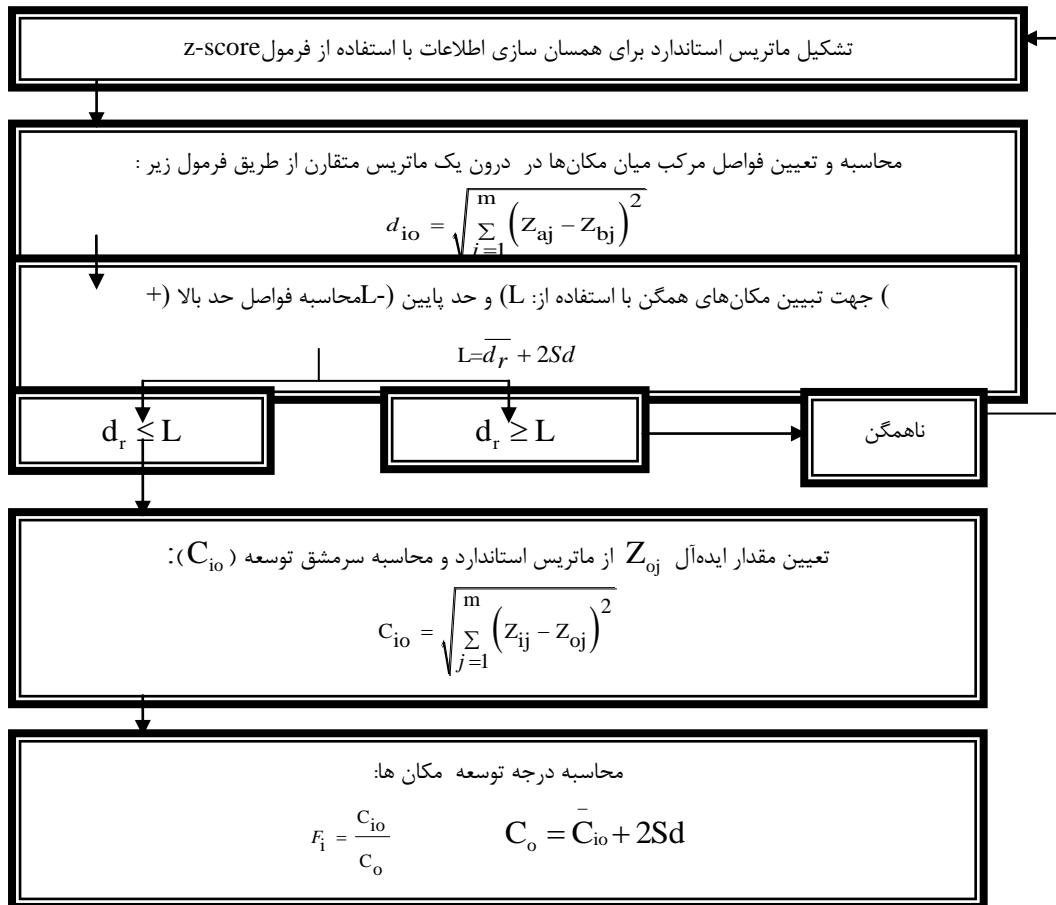
۱۰. عرب‌مازارع، جمشیدی م. ۱۳۸۵. نقش بانک کشاورزی در تأمین مالی اعتبارات خرد کشاورزی (مطالعه موردي زیربخش زراعت)، مجموعه مقالات (همایش اعتبارات خرد، توسعه روستایی و فقر زدایی)، مرکز تحقیقات اقتصادی بانک کشاورزی، تهران.
۱۱. فطرس م، بهشتی فر. م. ۱۳۸۵. تعیین سطح توسعه یافته‌گی استان‌های کشور و نابرابری بین آنها طی سال‌های ۱۳۷۳ و ۱۳۸۳، مجله نامه مفید، (۵۷): ۱۳۳-۱۰۱.
۱۲. فطرس م، بهشتی فر. م. ۱۳۸۸. مقایسه درجه توسعه یافته‌گی بخش کشاورزی استان‌های کشور در دو مقطع ۱۳۷۲ و ۱۳۸۲، مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۷ (۶۵): ۳۹-۱۷.
۱۳. قربانی ا. ۱۳۸۶. برآورد اثر اعتبارات بانکی و بودجه دولتی بر تولیدات بخش کشاورزی، ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی.
۱۴. کلاین پ. ۱۳۸۰. راهنمای آسان تحلیل عاملی، ترجمه سید جلال صدرالسادات، اصغر مینایی، انتشارات سمت، تهران.
۱۵. کوپاھی م. ۱۳۶۹. اصول اقتصاد کشاورزی، انتشارات دانشگاه تهران.
۱۶. مطیعی ن، ایروانی ه و بختیاری ص. ۱۳۸۹. تحلیل عوامل مؤثر بر توسعه زیربخش زراعت در استان زنجان (با تأکید بر اعتبارات عمرانی دولت)، مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، ۴۱ (۳): ۴۰۴-۳۹۳.
۱۷. مولایی م. ۱۳۸۷. بررسی و مقایسه درجه توسعه یافته‌گی بخش کشاورزی استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۷۳ و ۱۳۸۳، مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۶ (۶۳): ۸۸-۷۱.
۱۸. نجفی ب. ۱۳۸۲. تأمین مالی خرد: تجربه‌های جهانی و امکانات توسعه در ایران، فصلنامه‌ی پژوهشی بانک و کشاورزی، (۱) دوره جدید.
۱۹. نجفی ب. ۱۳۸۵. تجربه اعتبارات خرد در کشاورزی سنتی و دهقانی ایران، مجموعه مقالات (همایش اعتبارات خرد، توسعه روستایی و فقر زدایی)، مرکز تحقیقات اقتصادی بانک کشاورزی، تهران.
۲۰. نجفی ب، یعقوبی و. ۱۳۸۴. تأمین مالی خرد، راهکارهای نوین برای کاهش فقر در جوامع روستایی، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۳ (۴۹): ۲۶-۱.
21. Anthony, A. 2010. Agricultural Credit and Economic Growth in Nigeria: an Empirical Analysis. Business and Economics Journal.
22. Asteriou, D. 2006. Applied Econometrics, A Modern Approach Using Eviews and Microfit, Plgrave Macmillan.

23. Bouman, F. J. A. 1990. Small Short and Unsecured: Informal Rural Finance in India, Oxford University Press.
24. Douglas, P. 2003. Financial services for the rural poor, helping to improve Donor effectiveness in microfinance, Donor Brief, No. 15, October 2003, CGAP Donor Information Resource Center (DIRECT)
25. ESCAP.1994. Jakarta plan of action on human resources development in the Escap region, revised edition, New York, UN.
26. Greene, W. 2003. Econometric Analysis. Prentice-hall. Fifth Edition.
27. Gujarati, D. 2004. Basic Econometrics, McGraw-hill, Forth Edition
28. Kerlinger, Fred N. 1977. Foundation of Behavioral Research, New York, Holt, Rinehart & Winston p.4.
29. Khanker, Sh, 2003. Micro-Finance and Poverty: Evidence Using Panel Data from Bangladesh. Policy Research Working Paper 2945. World Bank, Washington, D.C.
30. Levin, Andrew, Chien-Fu Lin, Chia-Shang James Chu. 2002. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties, Journal of Econometrics no. 108, p1.
31. Reed, R. L, Befus, R. 1994. Transformation Lending: Helping Microenterprises Become Small Businesses in otero, Maria and Rhyne, Elisabeth, The New World of Microenterprise Finance, Building healthy financial institutions for the poor, IT Publications.
32. Roht, J. 1997. The limits of micro credit as a rural development intervention, Institute for Development Policy and Management, Manchester University.
33. Sengupta, R. Aubuchan, P. 2008. The Microfinance Revolution, Federal Reserve Bank of St Louis Review.
34. World Development Report . 2008., Agriculture for development, The World Bank, Washington DC.

پیوست‌ها



شکل (۱) جایگاه اعتبارات خرد در نظام اعتبارات



شکل (۲) مراحل مختلف تجزیه و تحلیل داده‌ها در آنالیز تاکسونومی عددی

جدول ۱- صورت‌های تصمیم‌گیری برای مقادیر درجه توسعه یافتنگی

$0 \leq F_i < 0.25$	$0.25 \leq F_i < 0.5$	$0.5 \leq F_i < 0.75$	$0.75 \leq F_i < 1$	درجه توسعه یافتنگی
توسعه یافته	نسبتاً توسعه یافته	کمتر توسعه یافته	توسعه نیافته	وضعیت توسعه مناطق

مأخذ: (فطروس و بهشتی فر، ۱۳۸۵)

جدول ۲- شاخص‌های مورد استفاده در تعیین سطح توسعه کشاورزی

عنوان شاخص	کد	عنوان شاخص	کد
تعداد کمباین به ازای صدهکتار کشت زراعی	X ₂₅	عملکرد در هکتار گندم آبی	X ₁
تعداد کولتیواتور به ازای صدهکتار کشت زراعی	X ₂₆	عملکرد در هکتار گندم دیم	X ₂
تعداد روتویاتور به ازای صدهکتار کشت زراعی	X ₂₇	عملکرد در هکتار جو آبی	X ₃
تعداد فاروپیر به ازای صدهکتار کشت زراعی	X ₂₈	عملکرد در هکتار جو دیم	X ₄
تعداد دیسک به ازای صدهکتار کشت زراعی	X ₂₉	عملکرد در هکتار نخود	X ₅
تعداد مرزکش به ازای صدهکتار کشت زراعی	X ₃₀	عملکرد در هکتار سیب	X ₆
تعداد نهرکن به ازای صدهکتار کشت زراعی	X ₃₁	عملکرد در هکتار گلابی	X ₇
تعداد تراکتور به ازای صدهکتار کشت زراعی	X ₃₂	عملکرد در هکتار سیب زمینی	X ₈
تعداد چغندرکن به ازای صدهکتار کشت زراعی	X ₃₃	عملکرد در هکتار پیاز	X ₉
تعداد سمپاش پشت تراکتور به ازای صدهکتار کشت زراعی	X ₃₄	عملکرد در هکتار چغندر قند	X ₁₀
تعداد الکتروپمپ به ازای صدهکتار کشت زراعی	X ₃₅	عملکرد در هکتار یونجه	X ₁₁
تعداد بذرکار آبی به ازای صدهکتار کشت زراعی	X ₃₆	عملکرد در هکتار میوه های خشک	X ₁₂
تعداد بذرکار دیم به ازای صدهکتار کشت زراعی	X ₃₇	عملکرد در هکتار میوه های هسته دار	X ₁₃
تعداد کودپاش به ازای صدهکتار کشت زراعی	X ₃₈	عملکرد در هکتار گوجه فرنگی	X ₁₄
تعداد شرکت تعاونی کشاورزی به ازای ده هزارنفر جمعیت روستایی	X ₃₉	ضریب مکانیزاسیون	X ₁₅
تعداد شرکت تعاونی روستایی به ازای ده هزارنفر جمعیت روستایی	X ₄₀	متوسط تولید هر کندوی بومی	X ₁₆
تعداد گاوآهن قلمی به ازای صدهکتار کشت زراعی	X ₄₁	متوسط تولید هر کندوی مدرن	X ₁₇
تعداد لولبه ازای صدهکتار کشت زراعی	X ₄₂	تعداد گاوآهن برگرداندار به ازای صدهکتار کشت زراعی	X ₁₈
مقدار راه آسفالت به ازای هر ده هزار جمعیت روستایی	X ₄₃	تعداد چاپر به ازای صدهکتار کشت زراعی	X ₁₉
مقدار راه شوسه به ازای هر ده هزار جمعیت روستایی	X ₄₄	تعداد سرانه دام کوچک	X ₂₀
تعداد خرمنکوب به ازای صدهکتار کشت زراعی	X ₄₅	تعداد سرانه دام بزرگ	X ₂₁
درصد روستاهای دارای برق	X ₄₆	درصد روستاهای دارای آب	X ₂₂

درصد روزتاهای دارای تلفن	X_{47}	تعداد تریلر به ازای صدهکتار کشت زراعی	X_{23}
تعداد مراکز بهداشتی درمانی به ازای هر ده هزار نفر جمعیت روستایی	X_{48}	تعداد بیلر به ازای صدهکتار کشت زراعی	X_{24}

مأخذ: (مولایی، ۱۳۸۷)، (فطرس و بهشتی‌فر، ۱۳۸۸)، (شریفی و خالدی، ۱۳۸۸) و نگارندگان

جدول ۳ - عوامل استخراج شده از روش تحلیل عاملی سال ۱۳۸۰

شماره فاکتور	مقادیر ویژه	درصد واریانس تراکمی ام K فاکتور	درصد واریانس ام K فاکتور
۱	۱۳.۱۶۹	۲۷.۴۳۵	۲۷.۴۳۵
۲	۸.۰۵۶	۴۴.۲۱۹	۱۶.۷۸۴
۳	۵.۱۲۶	۵۴.۸۹۹	۱۰.۶۷۹
۴	۱۳.۱۶۹	۶۴.۱۲۴	۹.۲۲۵
۵	۸.۰۵۶	۷۱.۸۷۱	۷.۷۴۸
۶	۵.۱۲۶	۷۷.۸۰۲	۵.۹۳۰
۷	۴.۴۲۸	۸۲.۷۲۹	۴.۹۲۷
۸	۳.۷۱۹	۸۶.۷۷۶	۴.۰۷۰
۹	۲.۸۴۶	۹۰.۰۳۱	۳.۲۳۲
۱۰	۲.۳۶۵	۹۲.۹۷۱	۲.۹۴۰
۱۱	۱.۹۵۴	۹۵.۶۷۹	۲.۷۰۸
۱۲	۱.۵۵۱	۹۸.۰۴۵	۲.۳۶۶

منبع: نتایج تحقیق

جدول ۴- رتبه‌بندی شهرستان‌های استان آذربایجان غربی

از نظر توسعه بخش کشاورزی در سال ۱۳۸۰

رتبه	فرآوانی نسبی درجه توسعه یافتنگی	درجه توسعه یافتنگی	شهرستان	وضعیت
۱	۰.۰۵۶۷۳۵	۰.۶۴۹۹۳۸	نقده	توسعه یافته
۲	۰.۱۱۹۹۴۸	۰.۷۲۴۱۵۲	مهاباد	
۳	۰.۱۸۴۱۳۴	۰.۷۳۵۲۹۶	ارومیه	
۴	۰.۲۴۹۳۴۹	۰.۷۴۷۰۸۹	اشنویه	
۵	۰.۳۱۴۸۹۱	۰.۷۵۰۸۳۷	سلماں	
۶	۰.۳۸۱۶۵۱	۰.۷۶۴۷۸۳	خوی	
۷	۰.۴۵۳۹۴۹	۰.۸۲۸۲۳۱	پیرانشهر	
۸	۰.۵۲۷۷۰۹	۰.۸۴۴۹۷۰	ماکو	توسعه یافته
۹	۰.۶۰۱۵۰۷	۰.۸۴۵۴۰۸	میاندواب	
۱۰	۰.۶۷۸۰۰۳	۰.۸۷۶۳۱۸	چالدران	
۱۱	۰.۷۵۵۴۱۰	۰.۸۸۶۷۵۱	شاهین‌دز	
۱۲	۰.۸۳۵۳۵۸	۰.۹۱۵۸۶۴	بوکان	
۱۳	۰.۹۱۶۲۸۲	۰.۹۲۷۰۴۶	تکاب	توسعه یافته
۱۴	۱	۰.۹۵۹۰۵۳	سردشت	

منبع: نتایج تحقیق

جدول ۵- عوامل استخراج شده از روش تحلیل عاملی سال ۱۳۸۸

شماره فاکتور	مقادیر ویژه	درصد واریانس امکافکتور	درصد واریانس تراکمی امکافکتور
۱	۱۱.۱۶۴	۲۳.۲۵۸	۲۳.۲۵۸
۲	۷.۶۸۸	۳۹.۲۷۴	۱۶.۰۱۶
۳	۵.۹۵۷	۵۱.۶۸۳	۱۲.۴۰۹
۴	۴.۷۱۰	۶۱.۴۹۷	۹.۸۱۳
۵	۳.۵۸۱	۶۸.۹۵۷	۷.۴۶۰
۶	۲.۷۸۴	۷۴.۷۵۷	۵.۸۰۰
۷	۲.۵۰۴	۷۹.۹۷۴	۰.۲۱۷
۸	۲.۳۸۴	۸۴.۹۴۲	۴.۹۶۷
۹	۲.۰۰۵	۸۹.۲۱۲	۴.۲۷۱
۱۰	۱.۸۰۶	۹۲.۹۷۵	۳.۷۶۳
۱۱	۱.۵۰۴	۹۶.۱۰۸	۳.۱۳۳
۱۲	۱.۲۷۶	۹۸.۷۶۵	۲.۶۵۸

منبع: نتایج تحقیق

**جدول ۶- رتبه بندی شهرستان های استان آذربایجان غربی
از نظر توسعه بخش کشاورزی در سال ۱۳۸۸**

رتبه	فراوانی نسبی درجه توسعه یافتنگی	درجه توسعه یافتنگی	شهرستان	وضعیت
۱	۰.۰۶۶۰۹۹	۰.۷۱۲۳۲۸	میاندواب	توسعه یافته
۲	۰.۱۳۳۰۱۰	۰.۷۲۱۰۸۲	بوکان	
۳	۰.۲۰۰۹۷۰	۰.۷۳۲۴۶۲	ارومیه	
۴	۰.۲۷۰۷۳۶	۰.۷۵۱۷۶۶	خوی	
۵	۰.۳۴۵۷۰۱	۰.۸۰۷۸۶۹	مهاباد	توسعه بین
۶	۰.۴۲۱۵۵۸	۰.۸۱۷۴۹۰	اشنویه	
۷	۰.۴۹۷۷۸۷	۰.۸۲۱۴۹۳	پیرانشهر	
۸	۰.۵۷۴۶۱۵	۰.۸۲۷۹۵۶	سلماں	توسعه بین
۹	۰.۶۵۳۵۵۳	۰.۸۵۰۶۸۹	ماکو	
۱۰	۰.۷۳۷۸۸۵	۰.۹۰۸۸۲۰	چالدران	
۱۱	۰.۸۲۳۲۹۵	۰.۹۲۰۴۳۳	نکاب	توسعه زیاد
۱۲	۰.۹۰۹۵۳۴	۰.۹۲۹۳۷۴	شاهیندژ	
۱۳	۱	۰.۹۷۴۹۱۷	سردشت	
	ناهمگن	نقده	ناهمگن	

منبع: نتایج تحقیق

جدول ۷- درصد توسعه یافتنگی بخش کشاورزی استان آذربایجان غربی در دو مقطع ۱۳۸۰ و ۱۳۸۸

میانگین جمع نمرات عاملی ۱۳۸۰	میانگین جمع نمرات عاملی ۱۳۸۸	درصد تغییرات توسعه
-٪۵۰	-۰.۰۰۰۰۰۴۲	-۰.۰۰۰۰۰۲۸

منبع: نتایج تحقیق

جدول ۸- آزمون ریشه واحد لوین، لین، چو (LLC)

متغیر	آماره	احتمال
Ln F	-۱۵.۶۴۶۵	(۰.۰۰۰۰)
Ln X ₁	-۳۶.۲۷۴۳	(۰.۰۰۰۰)
Ln X ₂	-۵.۱۹۲۶۹	(۰.۰۰۰۰)
Ln X ₃	-۴.۲۸۱۳۳۸	(۰.۰۰۰۰)

منبع: نتایج تحقیق

جدول ۹- آزمون چاو

خلاصه آزمون	آماره	احتمال
Cross-section F	۳.۴۳۳۱۶۷	(۰.۰۰۰۸)
Cross-section Chi-Sq	۴۴.۰۰۷۱۱۹	(۰.۰۰۰۰)

منبع: نتایج تحقیق

جدول ۱۰- آزمون هاسمن

خلاصه آزمون	Chi-Sq آماره	احتمال
Cross-section random	۲۲.۱۱۶۴۲۲	(۰.۰۰۰۱)

منبع: نتایج تحقیق

جدول ۱۱- برآورد الگوی داده‌های تابلویی

متغیر	ضریب	انحراف معیار	t آماره	احتمال
C	۲.۵۴۹۰۸۹	۱.۰۰۰۰۵۴۵	۲.۵۴۷۶۹۹	۰.۰۱۳۹
Ln X_1	-۰.۵۲۵۹۴۹	۰.۲۱۹۵۷۴	-۲.۸۵۰۷۴۴	۰.۰۰۶۳
Ln X_2	-۰.۰۵۴۸۸۴	۰.۰۰۲۸۸۰	-۱۹.۰۵۹۳۰
Ln X_3	-۰.۰۰۵۱۹۴	۰.۰۰۲۴۹۹	-۲.۰۷۸۲۰۱	۰.۰۴۲۷
AR(1)	۰.۸۶۵۵۶۸	۰.۳۳۹۴۲۴	۲.۵۵۰۱۱۳	۰.۰۱۳۸
AR(2)	-۰.۴۳۸۴۹۲	۰.۱۷۴۸۸۴	-۲.۵۰۷۳۳۱	۰.۰۱۵۴

$$R^2 = 0.984187$$

$$DW = 2.38$$

$$\text{Prob (F- statistic)} = 0.000$$

$$\bar{R}^2 = 0.978606$$

$$\text{F- statistic} = 176.3449$$

منبع: نتایج تحقیق

۹۳۸۲۳۷۳۷۱۸