فصلنامه اقتصاد فضا و توسعه روستایی، سال هفتم، شماره اول (پیاپی ۲۳)، بهار ۱۳۹۷
شاپای چاپی ۲۱۳۱-۲۳۲۲ شاپای الکترونیکی ۴۷۶X- ۲۵۸۸
http://serd.khu.ac.ir
صفحات ۱۴۸-۱۳۱

تحلیل فضایی عوامل اثرگذار بر فقر روستایی و ارتباط آن با تخریب محیط زیست مورد: شهرستان قائنات

هنگامه هندی‌زاده*؛ دانشجوی کارشناسی ارشد، اقتصادکشاورزی، دانشگاه تربت‌حیدریه، تربت‌حیدریه، ایران.
علیرضا کرباسی؛ عضو هیئت علمی گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.
سید حسین محمدزاده؛ دانشجوی دکتری، اقتصاد کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.

دریافت مقاله: ۱۳۹۶/۴/۱۵ پذیرش نهایی: ۱۳۹۶/۱۰/۱۳

چکیده

بررسی عوامل تأثیرگذار بر فقر در مناطق روستایی، از مهم‌ترین کانون‌های فقر، مورد توجه سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان توسعه در ایران است. فقر چرخه خاصی دارد و عامل مهمی در تخریب محیط‌زیست، به‌شمار می‌رود. با توجه به این‌که اساس کشاورزی در مناطق روستایی استوار است، توجه به وضعیت فقر در این مناطق با توجه به نگرانی‌های زیست محیطی در دهه‌های اخیر ضرروی به نظر می‌رسد. این مطالعه بر آن است تا به بررسی عوامل اثرگذار بر فقر روستایی و ارتباط آن با تخریب محیط‌زیست در شهرستان قائنات بپردازد. به‌این منظور تعداد ۱۰۰ پرسشنامه به روش نمونه‌گیری تصادفی‌ساده در منطقه مورد مطالعه تکمیل گردید. به‌منظور تعیین فقر روستایی در منطقه از شاخص فقر «سن» استفاده شد. نتایج نشان داد علاوه بر عواملی مانند تعداد افراد خانواده، تحصیلات، تخریب محیط‌زیست، وضعیت مسکن، درآمد و داشتن شغل دوم، بررسی اینکه وضعیت فقر در مناطق مجاور و همسایه به چه صورت است هم بر فقر روستایی کشاورزان مورد مطالعه اثرگذار است. با توجه به معنی‌داری آماره‌های فضایی استفاده از رگرسیون‌های کلاسیک دارای خطا است. عدد ضریب متغیر همسایگی در این مطالعه ۲/۹ به دست‌آمده است و از لحاظ آماری معنی‌دار است. این مسئله نشان می‌دهد که با افزایش یک واحد فقر در مناطق مجاور، به اندازه ۲/۹ واحد فقر افزایش پیدا می‌کند. با توجه به معنی‌داری کامل شاخص تخریب محیط‌زیست، با افزایش یک واحد در شاخص تخریب محیط زیست، میزان فقر در مناطق روستایی به اندازه ۲/۹ تشدید می‌شود. این شاخص شامل مؤلفه‌هایی همچون افت منابع آب-زیرزمینی، کشت محصولات آب‌بر، استفاده از کود شیمیایی و چرای دام است.

واژگان کلیدی: فقر، سکونتگاه روستایی، تخریب محیط زیست، شهرستان قاینات.

* hengamehendizadeh@yahoo.com

[Downloaded from serd.khu.ac.ir on 2024-04-25]

۱) مقدمه

فقر نخستین آسیب اجتماعی است که قدمتی برابر با تاریخ بشر دارد و بسیاری از مشکلات اجتماعی پیامد آن است (حمزه‌ای و همکاران، ۱۳۹۱: ۲۴۰-۲۱۱). به‌عبارت دیگر، از جنبه‌ها و اثرات مهم فقر که در سال‌های اخیر به آن توجه شده، تأثیر آن بر تخریب محیط زیست است. فقر چرخه خاصی دارد و عامل مهمی در تخریب محیط زیست، به‌شمار می‌رود. این پدیده جغرافیایی، به اشکال مختلف، مانند استفاده از منابع طبیعی مثل (هیزم، فضولات حیوانی و غیره) برای سوخت، چرای بی‌رویه دام، تغییر کاربری اراضی جنگلی و مرتعی به اراضی زراعی، استفاده بی‌رویه از کود شیمیایی برای حاصل‌خیزی زمین و برداشت بیشتر محصول، باعث نابودی بنیان‌های حیات در اکوسیستم جهانی می‌شود (فیروز آبادی و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۲۰-۹۹).

در سال‌های اخیر، هدف اصلی از سیاست‌های عمومی در بسیاری از کشورهای درحال توسعه، کاهش فقر بوده است. سهم بخش کشاورزی به دلایل بسیاری، از جمله نرخ بالای جمعیت روستایی در جمعیت کل که همان سهم بزرگ در اشتغال بخش کشاورزی است، در شکل‌گیری درآمد ملی اهمیت زیادی دارد. بخش کشاورزی اقتصاد روستایی است و در جهان بسیاری از مردم فقیر در مناطق روستایی زندگی می‌کنند و در بخش کشاورزی مشغول به کار هستند. درنتیجه رشد این بخش می‌تواند منجر به کاهش فقر روستایی گردد. برای این منظور معمولاً سعی می‌شود تا با به کارگیری و ابزارهای اجرایی گوناگون در برنامه توسعه دست یافت. در این زمینه، سیاست‌های پولی و اعتباری جایگاه ویژه‌ای دارد و اقتصاددانان توسه وجود نظام پولی و اعتباری مناسب را رمز موفقیت برنامه‌های توسعه می‌دانند. استفاده از اعتبارات خواه در سرمایه گذاری جدید و خواه در تأمین سرمایه در گردش، منجر به افزایش تولید، درآمد و رشد اقتصادی بخش کشاورزی می‌گردد. ازاین‌رو می‌تواند در کاهش فقر در این بخش تأثیر داشته باشد (Syriahadi, 2009: 109-117).

شناسایی فقرا و روش‌های فقرزدایی از مهم‌ترین مسائل پیشروی سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان است. در دهه‌های اخیر، فقر مورد توجه سازمان‌های بین المللی و جهانی قرار گرفته است، به طوری که سالانه پژوهش‌ها، برنامه‌ها و کنفرانس‌های پرشماری برای چاره اندیشی درباره آن برگزار می‌شود (Bachratch and Bartz, 1970, Nolan and Vaillan, 1996, Gilder, 2012). رویکرد اصلی و محوری در بیشتر تحلیل‌های اقتصادی اعم از اقتصاد کلاسیک و اقتصاد توسعه رویکردی مبتنی بر درآمد است.

از شاخص‌های مهم برای اندازه‌گیری فقر، شاخص فقر سن است (مجتبی سمنانی‌رهبر وهمکاران، ۱۳۸۹: ۷۲-۶۳). این شاخص به شاخص جینی منتهی می‌شود به‌شرط آنکه ضریب جینی برای افراد فقیر در نظر گرفته شود. در شاخص سن می‌توان به‌جای میزان نرمال شده فقر، این میزان را برای فقر تعدیل

[Downloaded from serd.khu.ac.ir on 2024-04-25]

یافته به‌کار برد که در آن شاخص نسبت شکاف درآمدی به‌صورت نسبتی از متوسط درآمد کل جامعه یا نسبتی از متوسط درآمد افراد فقیر تعریف می‌شود (Sen, 1976). از این‌رو، در سنجش فقر، درآمد عامل تعیین کننده سطح زندگی مادی هر فرد تلقی می‌شود (Alker and Rojuas,2008: 1078-1093 Santos,2010، محمودی و همکاران، ۱۳۸۴: ۵-۲۷).

قسمت اعظم فقرای جهان (۷۵درصد) در روستاها سکونت دارند. فقر می‌تواند بر تمام ابعاد توسعه پایدار اعم از اقتصادی، اجتماعی، مدیریتی، و زیست محیطی تأثیر بگذارد (قرنی‌آرانی، ۱۳۹۳: ۴۶۷-۴۸۸). فقر یک مفهوم پویاست و براساس وضعیت رفاهی فرد تعریف می‌شود. در مطالعه متون مربوط به فقر، تعریفی که از فقر می‌شود نقش مهم و حیاتی در اتخاذ سیاست‌های مبارزه با فقر دارد که دو تعریف کلی وجود دارد:

اول، فقر مطلق: به حداقل معاشی اطلاق می‌گردد که برای حفظ و ادامه حیات ضروری است. یعنی فقر مطلق ناتوانی در کسب حداقل استاندارد زندگی تعریف شده است. لذا این تعریف به چگونگی تعریف حداقل معاش بستگی دارد (محمودی و همکاران، ۱۳۹۱: ۳۶-۲۷)؛

دوم، فقر نسبی: به صورت ناتوانی در کسب معینی از استاندارد مطلوب زندگی در جامعه فعلی تعریف می‌شود. در این تعریف به نابرابری در توزیع درآمد و ثروت بیش از میزان مطلق درآمد توجه دارد (محمودی و همکاران، ۱۳۹۱: ۳۶-۲۷).

طبق برآورد بانک جهانی (۲۰۱۳)[1] تخریب محیط زیست کاهش ۵ تا ۱۰ درصدی تولید ناخالص داخلی را به دنبال دارد. سازمان جنگل‌ها در اواسط سال (۲۰۱۳) اعلام کرد که بیش از دو سوم خاک ایران در حدود ۱۱۸ میلیون هکتار به سرعت در حال تبدیل شدن به بیابان است که این مشکل کشور ما را تهدید می‌کند. شهرستان قائنات در شمال شرق استان خراسان جنوبی قرار گرفته است. مساحت این شهرستان بالغ بر ۷۵۰۲ کیلومتر مربع است. شهرستان قائنات، براساس آخرین تقسیمات کشوری مشتمل بر ۳ بخش و ۸ دهستان بوده و ۳۷۳ روستا و ۱۲۹۳ آبادی خالی از سکنه دارد. بر طبق سرشماری عمومی نفوس و مسکن (۱۳۹۵) جمعیت شهرستان قائنات ۴۰۵۵۵ نفر و تعداد خانوار ۱۲۲۰۶ عدد بود که از این تعداد ۱۸۰۲۷۲ نفر در مناطق شهری و ۱۶۸۲۶۳ نفر در مناطق روستایی ساکن هستند. از این تعداد ۲۰۳۰۷۴ نفر مرد و ۲۰۱۴۷۴ نفر زن هستند (نتایج سرشماری عمومی نفوس و مسکن ۱۳۹۵). این مطالعه بر آن است تا با استفاده از رویکرد الگوی فضایی به بررسی عوامل اثرگذار بر فقر روستایی و ارتباط آن با تخریب محیط زیست در شهرستان قائنات بپردازد.

[1] World Bank, 2013

[Downloaded from serd.khu.ac.ir on 2024-04-25]

۲) مبانی نظری

جوامع روستایی نه یک جامعه حاشیه‌ای در نظام اقتصادی، بلکه از ارکان مهم در توسعه کشورها تعریف شده است (Higgins and Savoie, 1997: 89)، چراکه روستا از جهات گوناگونی دارای اهمیت است و به‌گونه‌ای که اقتصاد آن جزیی از اقتصاد ملی است (رضوانی و همکاران، ۱۳۸۳: ۴۵). از این‌رو اهمیت این سکونت‌گاه‌های انسانی، در کشورهای درحال توسعه، شناسایی و پرداختن به مسائل ساختار حکومت ملی یک مسئله کلیدی است زیرا به دلیل جمعیت‌های آسیب‌پذیر در نواحی روستایی، که اغلب قادر به تأمین سرویس‌های دسترسی ارائه شده توسط سطح بالاتری از دولت نیستند، تکیه بر جوامع محلی برای تأمین نیازهای اساسی و رونق بخشیدن به ابعاد زندگی این بخش از جامعه، مقوله‌ای بنیادی است (فرهادی و زارع، ۱۳۸۹: ۴۸). با توجه به بررسی عوامل اثرگذار بر فقر روستایی و ارتباط آن با تخریب محیط زیست، شناسایی فقرا و روش‌های فقرزدایی از مهم‌ترین مسائل پیشروی سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان است. در نتیجه در منطقه روستایی مورد مطالعه الگوی کشت محوصلات کشاورزی تغییر کند که افت منابع آبهای زیرزمینی و تخریب محیط زیست کاهش یابد. که این مسئله به نوبه خود سبب کاهش فقر در منطقه خواهد شد. جلوگیری از چرای بی‌رویه دام‌ها، نظارت جهاد کشاورزی بر مصرف متعادل کودهای شیمایی و تشویق و حمایت از کشاورزان به سمت کاهش کشت محصولات آب‌بر از پیشنهادات این مطالعه جهت کاهش فقر در منطقه است.

شریفی‌نیا و همکاران (۱۳۹۰: ۶۷-۸۴) در زمینه ارتباط فقر و تخریب مراتع، تحقیقی انجام داده‌اند که نتایج نشان داده عامل فقر اقتصادی و احساس نیاز به تأمین ضروریات زندگی باعث نگه‌داری بیش از حد دام در فضای محدود مرتع و در نتیجه، موجب تخریب مراتع می‌شود. سعادت و قاسمی(۱۳۹۱: ۱۸۷-۲۰۶)، به بررسی میزان خط فقر در مناطق شهری و روستایی استان کرمانشاه و همچنین مقایسه آن با کل کشور با استفاده از سیستم مخارج خطی در دوره زمانی ۱۳۷۴-۱۳۸۶ پرداخته‌اند. کریمی و ارشدی (۱۳۹۲: ۲۳-۴۲)، در تحقیقی وضعیت فقر در مناطق شهری و روستایی ایران را مورد بررسی قرار داده‌اند. در این تحقیق خط فقر مطلق غذایی براساس تغذیه مناسب (۲۳۰۰ کالری) و خط فقر نسبی نیز از طریق ۶۶ درصد هزینه‌کل (خوراکی و غیر خوراکی) خانوار به دست آمده است. نتایج نشان می‌دهد که میزان فقر مطلق و نسبی در مناطق روستایی بالاتر از مناطق شهری بوده است، سیاست‌ها و برنامه‌های فقرزدایی در ایران بر فقر مطلق متمرکز بوده و به فقر نسبی کمتر توجه شده است، برنامه‌های تعدیل ساختاری باعث افزایش شدید فقر در مناطق روستایی شده است. تأثیر این برنامه‌ها در مناطق شهری در مقایسه با مناطق روستایی، ناچیز بوده است.

[Downloaded from serd.khu.ac.ir on 2024-04-25]

رضوانی و همکاران (۱۳۹۵: ۲۷-۴۳)، در مطالعه‌ای به شناسایی راهکارهای توسعه روستایی با استفاده از چارچوب مشارکتی SOAR پرداخته‌اند. نتایج نشان داد ذی‌نفعان به‌همراه مدیران گروه‌ها که به‌عنوان تسهیل‌گر فعالیت داشتند، در چهار مرحله به بررسی قوت‌ها، فرصت‌های پیش‌رو، آرمان‌ها و نتایجی که باعث توسعه روستا می‌گردد، پرداختند. درنهایت ذی‌نفعان نتایجی مانند مشارکت در ایجاد سردخانه‌ها جهت نگه‌داری محصولات کشاورزی، مشارکت و همکاری در تأسیس شرکت‌های تعاونی متنوع در روستا، برپا شدن بازارهای هفتگی، تشکیل کارگروه اتاق فکر در روستا و درنهایت مدرن نمودن دامداری‌های موجود را به‌عنوان راه‌کارهای اجرایی توسعه روستا شناسایی نمودند.

داودی فارسانی و همکاران (۱۳۹۵: ۶۹-۷۸)، به بررسی رابطه فقر روستایی و تخریب مراتع بخش مرکزی شهرستان فارسان پرداختند. نتایج نشان داد میزان تخریب مراتع به‌وسیله پاسخگویان فقیر، به طرز معناداری، بیشتر از پاسخگویان غیرفقیر است. بنی‌اسدی و همکاران (۲۰۱۲: ۱۸۳-۱۹۶)، عوامل اقتصادی مؤثر بر مهاجرت روستاییان در ایران را بررسی نموده‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که بهبود توزیع درآمد، کاهش شکاف دستمزد میان شهر و روستا و همچنین سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی منجر به کاهش روند مهاجرت به شهرها خواهد شد. همچنین افزایش شاخص قیمت محصولات کشاورزی، افزایش نرخ باسوادی، رشد اقتصادی و افزایش سطح زیر کشت از طریق اثرگذاری مثبت بر سرمایه‌گذاری کشاورزی، منجر به کاهش مهاجرت از روستا به شهر خواهند شد.

یاسوری و همکاران (۱۳۹۴: ۱۹-۳۷) در مطالعه‌ای به‌بررسی تحلیل محدودیت‌های تنوع بخشی اقتصاد روستایی مورد: دهستان اشکورعلیا پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که موانع زیرساختی و نهادی با ضریب تأثیر ۰/۶۳۳، عوامل محیطی با ۰/۴۴۹، عوامل اقتصادی با ۰/۱۰۶ و عوامل اجتماعی با ۰/۰۹۳ در عدم تنوع اقتصادی نواحی روستایی منطقه نقش دارند.

لی[1] و همکاران (۲۰۱۱) در تحقیق (بررسی عوامل مؤثر بر تخریب مراتع، با توجه به تغییر شرایط آب-وهوایی در مغولستان و چین) عوامل تأثیرگذار بر تخریب مراتع را ۳ عامل کلی دانستند. این عوامل شامل عوامل بیوفیزیکی (نوسانات آب‌وهوایی، شرایط بدخاک) عوامل اجتماعی (رشد جمعیت، ناآگاهی مردم) و عوامل اقتصادی (فقر، بیکاری). ذمان[2] و همکاران (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر سارمایه‌گذاری خارجی بر فقر و نابرابری در پاکستان پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری خارجی به نفع فقرا است، به‌طوری‌که افزایش یک درصد در سرمایه‌گذاری خارجی منجر به کاهش ۰/۴۴درصد در فقر روستایی خواهد شد. لاپز[3] و همکاران (۲۰۱۲)، نتایج آنها در مکزیک نشان داد خانواده‌های فقیرتر،

[1] Lee
[2] Zaman
[3] Lopez

[Downloaded from serd.khu.ac.ir on 2024-04-25]

وابستگی کمتری به استخراج مراتع دارند. احمد[1] (۲۰۱۲) نیز در تحقیق رشد اقتصادی در هند: بررسی رابطه بین فقر و تخریب محیطزیست نتیجه گرفته است افزایش فعالیت‌های اقتصادی مانند کشاورزی و تولید، باعث تهدید زمین و تخریب منابع طبیعی می‌شود. او همچنین، دلیل مهم و اصلی تخریب منابع طبیعی را فقر و ناآگاهی نسبت به محدودیت این منابع معرفی کرده و گفته است یک رابطه مثبت و معنادار، بین فقر و تخریب منابع طبیعی وجود دارد..

۳) روش تحقیق

در این مطالعه برای دستیابی به نمونه‌ای مطلوب، متناسب با اهداف مطالعه از روش نمونه‌گیری تصادفی‌ساده استفاده شد. منطقه مورد مطالعه روستاهای شهرستان قاین در استان خراسان جنوبی بوده است. برای تعیین تعداد نمونه‌ها از رابطه کوکران (۱۹۶۳)، که در زیر اشاره شده بهره گرفته شده است.

$$n = \frac{t^2 . s^2}{d^2} \quad (۱)$$

در این مطالعه s^2 : واریانس صفت مود مطالعه، d : دقت احتمالی مطلوب، n :حجم نمونه کل و t ۱/۹۶ = استفاده می‌شود. برای تعیین تعداد نمونه، یک پیش مطالعه انجام شد که در آن ۱۵ پرسشنامه تکمیل شد. به منظور بررسی پایداری درونی سوال‌های پرسشنامه، از تکنیک سنجش پایایی ضریب آلفای کرونباخ استفاده گردید:

$$\alpha = \frac{n}{n-1} \cdot (1 - \frac{\sum {s_i}^2}{{s_t}^2}) \quad (۲)$$

در این رابطه n برابر با تعداد زیر مجموعه سوال‌های پرسشنامه یا آزمون، s_i^2: واریانس سوال iام (واریانس داده‌های موجود در یک ستون ماتریس داده‌ها) و s_t^2: واریانس کل آزمون یا به عبارت دیگر واریانس ستون مجموع در ماتریس داده‌ها است. انجام کارهای تحقیقاتی در علوم منطقه‌ای به طور وسیع مبتنی بر داده‌های نمونه‌ای منطقه‌ای است که محقق با مراجعه به مکان‌ها و محل‌های مشخص شده که به صورت نقاطی در فضا تعیین مکان شده‌اند و به آنها دست می‌یابد. حال وقتی در تحقیق با داده‌هایی روبه‌رو هستیم که دارای جزء مکانی هستند دیگر به کارگیری شیوه‌های اقتصاد سنجی مرسوم چندان مناسب نیست. زمانی‌که داده‌های نمونه دارای جزء مکانی‌اند دو مسئله به وجود می‌آید: یکی وابستگی فضایی میان مشاهدات و یکی ناهمسانی فضایی در روابطی که مدل سازی می‌شود (Lesage, 1999: 85-101). بنابراین اقتصاد سنجی مرسوم این دو موضوع وابستگی و ناهمسانی‌فضایی را ندیده می‌گیرد چرا که در صورت توجه به آنها فروض کلاسیک یعنی فرض گوس- مارکوف که خصوصیات مطلوب تخمین

[1] Ahmad

[Downloaded from serd.khu.ac.ir on 2024-04-25]

زننده‌های *ols* است نقض خواهد شد. بر اساس قضیه گوس – مارکوف داده‌های نمونه‌ای رگرسیون به صورت رابطه زیر می باشد.

$$Y = xB + \varepsilon \quad (۳)$$

y نشان دهنده برداری از n مشاهده، X بیانگر یک ماتریس $n\times k$ از متغیرهای توضیحی، B بردار پارامترها و ε برداری جملات تصادفی است. فرآیند ایجاد داده‌ها به گونه‌ای است که ماتریس x و پارامترهای B ثابت‌اند و در نتیجه توزیع بردارهای نمونه y دارای ساختار واریانس- کواریانس همانند ε است. براساس این قضیه توزیع مشاهدات در y به گونه‌ای است که به‌هنگام حرکت در بین مشاهدات مقدار ثابتی را نشان خواهد داد. و در نتیجه کواریانس بین مشاهدات صفر است. در حالی که در داده‌های نمونه‌ای که دارای وابستگی و ناهمسانی‌فضایی‌اند، این پدیده وجود نخواهد داشت و در نتیجه شیوه‌های مرسوم اقتصاد سنجی کارایی لازم را نداشته و بایستی سراغ اقتصاد سنجی فضایی رفت.

آزمون‌های گوناگونی برای اندازه‌گیری و وجود خودهمبستگی و ناهمگنی (ناهمسانی) فضایی وجود دارد. جهت تست خود همبستگی فضایی آزمون‌های موران، نسبت درست‌نمایی،*Geary* و *Getis-Ords* پیشنهاد شده است. آزمون موران به‌صورت زیر تعریف می‌شود (Moran, 1950: 17-23).

$$I = \frac{N \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{(\sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} w_{ij}) \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2} \quad (۴)$$

در آن x متغیر وابسته مورد نظر، i و j شاخص‌هایی برای موقعیت‌ها یا واحدهای فضایی و n تعداد مشاهدات یا مناطق است. wij یک وزن فضایی کوچک‌تر از ۱ است که ارتباط میان واحد فضاییi و واحد فضایی j را تعریف می‌کند. wij یک عنصر از ماتریس وزن‌های فضایی w با ابعاد $n\times n$ است و به‌صورت ردیفی استاندارد شده است (مجموع عناصر هر ردیف ۱ است). این ماتریس ساختار همسایگی را نشان می‌دهد. معنی‌داری آماره موران نشان از تأیید وجود وابستگی فضایی در داده‌ها است. به‌عبارت دیگر اندازه‌های مثبت آماره I موران بیانگر وجود دسته بندی فضایی دارای اندازه‌های یکسان است. ارزش‌های منفی نیز نشان می‌دهد که اندازه‌های بالا خیلی اوقات در نزدیکی اندازه‌های پایین قرار می‌گیرد. آماره موران با ضریب همبستگی گشتاوری پیرسون یکسان است البته اندازه‌های بیش‌ترین و کم‌ترین مقدار آن لزوما در دامنه (۱و -۱) قرار نمی‌گیرد (Baily and Gatrell, 1995: 601-609; Griffith, 2003). آزمون-های قوی‌تری نیز برای تأیید وجود تصریح فضایی داده‌ها وجود دارد که شامل آزمون‌های *Geary* و *Getis-Ords* است. این آزمون‌ها که به آزمون‌های *GC* و *GO* معروف‌اند، معنی‌داری آن‌ها نشان از وجود خود همبستگی فضایی داده‌هاست.

[Downloaded from serd.khu.ac.ir on 2024-04-25]

وقتی خود همبستگی فضایی معنی‌دار وجود دارد، تأثیرات فضایی صریحا باید در تصریح مدل دخالت داده شود مدل نیز با استفاده از تکنیک‌های مناسب (حداکثر درست نمایی، روش گشتاوری تعیمیم یافته و روش و متغیرهای ابزاری) برآورد شود. در یک مدل رگرسیونی ناهمسانی فضایی اشاره به انحراف در روابط بین مشاهدات در سطح مکان‌های جغرافیایی فضا دارد. برای بررسی خودهمبستگی فضایی در داده‌ها دو مدل وقفه و خطای فضایی وجود دارد (Anselin, 2003). در مدل وقفه‌ی فضایی که در آن مشاهدات متغیر وابسته در هر نقطه به مشاهدات واقع در نقاط دیگر وابسته است، وابستگی فضایی به دلایل ذاتی (یا متأثر از تئوری) می‌باشد و زمانی رخ می‌دهد که هر کارفرمای اقتصادی تصمیمات خود را با توجه به تصمیمات دیگر کارفرمایان اتخاذ می‌کند. در واقع در این مدل متغیر وابسته y در مکان i تحت تأثیر مکان‌های i و j قرار دارد. مدل وقفه فضایی برای ارزیابی وجود و یا شدت وابستگی فضایی به‌کار می‌رود (Anselin, 2002). به‌عبارتی در مدل خطای فضایی اجزاء خطا در میان واحدهای فضایی مختلف هم بسته‌اند. برای هر دو مدل خطای فضایی و وقفه‌ی فضایی تخمین‌های حداقل مربعات معمولی (OLS) هر چند تحت شرایط معمول منجر به تخمین‌های غیراریب می‌شوند، اما این تخمین‌ها غیرکارا است. برای حل این مشکل استفاده از روش حداکثر درستنمایی (ML) بوسیله‌ی انسلین پیشنهاد شده است (Arbia, 2006).

مدل رگرسیونی وقفه‌ی فضایی(SAR) استاندارد به‌صورت زیر است:

$$Y = \rho WY + X\beta + U \qquad (۵)$$

در آن Y یک بردار $N\times 1$ از مشاهدات متغیر وابسته بوده، W ماتریس وابستگی فضایی مربوط به مشاهدات Y بوده که $N\times N$ است، همچنین X و U به ترتیب یک ماتریس $N\times K$ از مشاهدات متغیرهای توضیحی و بردار جزء خطا می‌باشند. استفاده از مدل خطای فضایی روش مرسوم دیگر در مواجه با خودهمبستگی فضایی می‌باشد. مدل خطای فضایی (SEM) به‌صورت زیر بیان می شود (Moran, 1950: 17-23).

$$Y = X\beta + U \qquad (۶)$$

از آنجا که معلوم نیست که کدام یک از دو مدل وقفه و خطای فضایی مناسب‌تر است، بنابراین ابتدا مدل با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده می‌شود. سپس آزمون‌های تشخیص انجام می‌شود. این آزمون‌ها شامل آزمون بروش پاگان و جارکوبه را برای تشخیص واریانس ناهمسانی و نرمالیتی اجزای خطا و آزمون موران یا GC و Go برای تأیید یا رد فرض خودهمبستگی فضایی داده‌ها است. اگر آزمون‌های فوق وجود وابستگی فضایی را تأیید کرد، دیگر تخمین ols قابل اعتماد نیست. به‌این منظور از

[Downloaded from serd.khu.ac.ir on 2024-04-25]

دو آزمون LM-error و LM-lag استفاده می‌شود، اگر هیچ یک از دو آزمون معنی‌دار نشد، استفاده از OLS نتایج تورش‌داری به ما نمی‌دهد. اگر فقط LM-error معنی‌دار باشد بایستی از رگرسیون خطای فضایی استفاده نمود، اگر فقط LM-lag معنی‌دار باشد بایستی از رگرسیون وقفه فضایی استفاده نمود. اگر هر دو آزمون معنی‌دار باشند و نشان‌گر وجود خودهمبستگی فضایی باشند، با استفاده از این دو آزمون نمی‌توان مدل مناسب را انتخاب نمود و بایستی از آزمون‌های قوی‌تری مانند Robust LM-error و Robust LM-lag استفاده شود و مدلی انتخاب گردد که Robust LM آن معنی‌دار شود. اگر از نظر تئوری انتخاب مدل مناسب روشن نیست، بایستی از شاخص‌های R2 و Log Liklihood استفاده کرد و مدلی را که برازش مناسب‌تری دارد. افزرون بر آماره‌های بالا آماره LM SARMA یک آماره ترکیبی است که بازگوکننده درجه بالای جایگزینی مدل برآورد شده ols و یکی از دو مدل خطا و وقفه فضایی است. اگر این آماره معنی‌دار شود برآرود ols اشکال دارد و بایستی از یکی از دو مدل خطا یا وقفه فضایی استفاده کرد. اما نمی‌تواند گزینه جایگزین را انتخاب کند (Anselin, 2005).

شهرستان قائنات در شمال شرق استان خراسان جنوبی قرار گرفته است. این شهرستان از شمال به شهرستان‌های خواف و گناباد از استان خراسان رضوی، از غرب به شهرستان سرایان، از جنوب به شهرستان بیرجند و از شرق به شهرستان زیرکوه محدود شده‌است. مساحت این شهرستان بالغ بر ۷۵۰۲ کیلومتر مربع است. شهرستان قائنات، براساس آخرین تقسیمات کشوری مشتمل بر ۳ بخش و ۸ دهستان بوده و ۳۷۳ روستا و ۱۲۹۳ آبادی خالی از سکنه دارد. مرکز این شهرستان شهر قائن که برروی دشتی به همین نام است. شهر قائن بین ۵۹ درجه و ۱۲ دقیقه تا ۵۹ درجه و ۱۴دقیقه طول شرقی و ۳۳ درجه و ۴۲ دقیقه تا ۳۳درجه و ۴۵ دقیقه عرض شمالی واقع است. قاین بر روی دشتی هموار در ارتفاع ۱۴۴۰ متر از سطح دریا قرار داشته و فاصله آن از بیرجند مرکز استان خراسان جنوبی ۱۰۵ کیلومتر است.

۴) یافته‌های تحقیق

از شاخص‌های مهم برای اندازه‌گیری فقر، شاخص فقر سن است، که با استفاده از فرمول زیر به دست آمده است:

$$I^{*}=\frac{z_2-\mu^{*}}{\mu} \qquad H=\frac{q}{n} \qquad P_1=HI$$

این شاخص عبارت است از حاصل ضرب (نسبت افراد فقیر) در (شکاف فقر به‌هنجار شده تعدیل-یافته). با توجه به فرمول بالا، q و n به‌ترتیب شمار افراد فقیر و جمعیت کل، z و μ^{*} به‌ترتیب خط فقر و میانگین درآمد افراد فقیر، I* میانگین درآمد کل جامعه است. در واقع I* بیان می‌کند که شکاف فقر نسبت به خط فقر چه نسبتی از میانگین درآمد جامعه است. جدول زیر خلاصه‌ای از متغیرهای مستقل

[Downloaded from serd.khu.ac.ir on 2024-04-25]

مورد بررسی در تحقیق را نشان می‌دهد. ابتدا به وضعیت فقر در روستاهای خراسان جنوبی و سپس عوامل مؤثر بر فقر روستایی و مدل فضایی پرداخته شده است. برای تعیین حجم نمونه از رابطه کوکران استفاده شد، نتایج نشان داد که واریانس صفت مورد مطالعه یعنی متغیر کیفی، برابر با ۰/۹۸ است. براین اساس با استفاده از رابطه کوکران (بدون داشتن حجم آماری)، و کران خطای ۴ درصد، حجم نمونه کل این مطالعه برابر با ۱۰۰ تعیین گردید. بنابراین اطلاعات لازم به‌منظور دستیابی به هدف مطالعه از ۱۰۰ نفر از کشاورزان در شهرستان خراسان جنوبی به‌طور تصادفی انتخاب، همچنین به‌منظور بررسی پایداری درونی سوال‌های پرسشنامه، از تکنیک سنجش پایایی ضریب آلفای کرونباخ در این مطالعه ($\alpha = 0.68$) محاسبه گردید که با توجه به مقدار ضریب آلفای کرونباخ (بیش از ۰/۵۷) پایایی این پرسشنامه مورد تأیید قرار گرفت.

نخستین گام در تحلیل رگرسیون فضایی برآورد رگرسیون با روش ols است. با توجه به جدول ۱، حداقل و حداکثر تأثیرگذاری هریک از متغیرها را بر فقر نشان می‌دهد. با توجه به میانگین می‌توان جهت تأثیر هریک از متغیرها بر فقر را مشخص کرد. اگر میانگین مثبت باشد، نشان دهنده تأثیر مثبت متغیر روی فقر است و اگر منفی باشد، نشان‌دهنده تأثیر منفی متغیر روی فقر است. به‌عنوان مثال دامنه متغیر تحصیلات[۱۴ و ۰] است که حداکثر و حداقل تأثیر بر میزان فقر را نشان می‌دهد. میانگین مربوط به این متغیر ۱۲- است. این نتیجه به این معنی است که با افزایش میزان تحصیلات میزان فقر در روستاها کاهش می‌یابد. همچنین دامنه متغیر شاخص تخریب محیط‌زیست [۰/۷۷ و ۰/۱۱] است که حداکثر و حداقل تأثیر بر میزان فقر نشان می‌دهد. میانگین مربوط به این متغیر ۰/۳۹ است. به این معنی که با افزایش شاخص تخریب محیط زیست، میزان فقر افزایش می‌یابد.

جدول شماره (۱): متغیرهای مستقل مورد بررسی در تحقیق

متغیرها	واحد اندازه گیری	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
تعداد افراد خانواده	نفر	۴	۰/۲۱	۱	۷
تحصیلات	سال‌های تحصیل	۱۲-	۰/۴۲	۰	۱۴
شاخص تخریب محیط زیست	تومان	۰/۳۹	۰/۴۱	۰/۱۱	۰/۷۷
وضعیت مسکن	ملکی [۱] اجاره ای ۰	۰/۶۵	۰/۵۵	۰	۱
شغل دوم	بلی / خیر	۰/۴۲-	۰/۵۱	۰	۱
میانگین درآمد	میلیون تومان	۱/۴-	۰/۳۸	۰/۸	۲/۷

مأخذ یافته‌های تحقیق ۱۳۹۶

[Downloaded from serd.khu.ac.ir on 2024-04-25]

جدول ۲ وضعیت مؤلفه‌های لازم جهت اندازه‌گیری شاخص تخریب محیط‌زیست در کشاورزی را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود چهار متغیر افت منابع آب زیرزمینی، کشت محصولات آب‌بر، استفاده از کودهای شیمیایی، چرای دام، بر تعیین شاخص تخریب محیط زیست در کشاورزی اثر گذارند. متغیر افت منابع آب زیرزمینی از شاخص‌هایی است که نقش مهمی در تخریب محیط‌زیست دارد. واحد اندازه‌گیری این متغیر عمق دسترسی به آب است. میانگین این شاخص ۴۱ متر در منطقه مورد مطالعه است. این عدد از میانگین کشور در سایر دشت‌ها و مناطق بیشتر است. با توجه به خشکی منطقه و خشکسالی‌های پی در پی، افزایش عمق دسترسی به منابع آب یکی از مؤلفه‌های مهم در تخریب محیط-زیست منطقه مورد مطالعه به‌حساب می‌آید. کشت محصولات آب‌بر یکی از دیگر شاخصه‌هایی است که افزایش آن با توجه به خشکی شهرستان می‌تواند نقش مهمی در تخریب محیط‌زیست داشته باشد. شاخص اندازه‌گیری این مهم، درصد کشت از کل سطح زیر کشت منطقه است. با توجه به میانگین ۵۳ درصدی سطح زیر کشت محصولات آب‌بر، لزوم توجه به الگوی مناسب کشت در منطقه بیشتر مورد تأکید است. با توجه به افزایش کشت محصولات آب‌بر کشاورزی در مناطق روستایی به دلیل سود بیشتر، گسترش تخلیه آب‌خوان‌ها در کوتاه مدت و گسترش فقر در بلند مدت قابل پیش بینی است (محمدزاده و کرباسی، ۱۳۹۳: ۲۰-۳۲).

حجم استفاده از کودهای شیمیایی در بخش کشاورزی مناطق روستایی و نیز چرای دام‌ها، یکی دیگر از شاخصه‌های مؤثر در تخریب محیط زیست است؛ میانگین این شاخص‌ها به‌ترتیب۴/۷ کیلوگرم در هکتار برای مصرف کودهای شیمیایی و ۱۲۱ رأس دام برای چرا در این منطقه است. افزایش چرای دام و افزایش استفاده از کودهای شیمایی می‌تواند هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت شیب ضعیف شدن و فقر خاک و پوشش گیاهی گردد که این خود سبب تخریب محیط‌زیست می‌شود.

جدول شماره (۲): مؤلفه‌های تعیین‌کننده شاخص تخریب محیط زیست در کشاورزی

متغیرها	واحد اندازه گیری	میانگین	حداقل	حداکثر
افت منابع آب زیرزمینی	عمق دسترسی آب- متر	۴۱	۱۲	۹۲
کشت محصولات آب‌بر	درصد از کل سطح زیر کشت	۵۳	۳۱	۸۸
استفاده از کود شیمیایی	حجم استفاده-کیلوگرم در هکتار	۴/۷	۲	۳۰
چرای دام	رأس دام در هکتار	۱۲۱	۸۰	۳۰۰

مأخذ یافته‌های تحقیق ۱۳۹۶

با توجه به جدول ۳، ماهیت ناهمگن بودن داده‌های جمع‌آوری شده از روستاها و پراکندگی آنها در سطح استان خراسان جنوبی، فرضیه مکان‌مند بودن داده‌ها وجود دارد. به‌این منظور بایستی با استفاده از

[Downloaded from serd.khu.ac.ir on 2024-04-25]

آزمون‌هایی، این فرضیه مورد آزمون قرار گیرد. به‌این منظور از آماره موران استفاده شد. نتایج حاکی از فضایی بودن داده‌های مورد بررسی است. نتایج سایر آزمون‌های تشبیتی مدل فضایی در جدول زیر آمده است. با توجه به سطح احتمال آماره‌های مربوط، تمامی آزمون‌ها بر تأکید از استفاده رگرسیون فضایی دلالت دارند. آماره LM SARMA درجه بالای جایگزینی یک مدل کلاسیک و فضایی را نشان می‌دهد. مقدار این آماره ۱۴/۵۱ و سطح معنی داری آن ۰/۰۵ است. بنابراین دلایل محکمی برای جایگزینی یک الگوی فضایی به جای رگرسیون کلاسیک وجود دارد.

جدول شماره (۳): نتایج آزمون‌های تشخیص فضایی

متغیر	آماره	سطح احتمال
آماره موران Moran I-statistic	-۰/۰۸	۰/۰۲
آماره ضریب لاگرانژ LM test	۴/۶۱	۰/۰۳
نسبت درستنمایی LR test	۳/۶۴	۰/۰۵
Geary GC	۱/۰۳	۰/۰۴
Getis-Ords GO	۰/۴۴	۰/۰۰
LM SARMA	۱۴/۵۱	۰/۰۵

مأخذ یافته‌های تحقیق ۱۳۹۶

با توجه به جدول ۴، معنی‌داری آماره‌های فضایی، لزوم برآورد مدل با استفاده از یک الگوی فضایی ضروری به نظر می‌رسد. در غیر این صورت نتایج تورش‌داری در مدل خواهد بود. قبل از برآورد رگرسیون باید مشخص شود که کدام نوع از مدل فضایی بهترین نتایج را به دنبال خواهد داشت. به این منظور الگوی وقفه و خطای فضایی برآورد شد. نتایج در جدول ۴ آمده است. با توجه به معنی‌داری هر دو الگوی وقفه و خطای فضایی بایستی از الگوهای استوار بهره جست. با توجه به اینکه LM Error و LM Lag هردو معنی‌دار هستند، به‌منظور انتخاب مناسب‌ترین الگو LM Error (Robust) و LM Lag (Robust) بررسی می‌کنیم. معنی داری آماره خطای فظایی استوار LM Error (Robust) حکایت از برتری مدل خطا نسبت به وقفه فضایی دارد.

جدول شماره (۴): نتایج آماره‌های وقفه و خطای فضایی

آزمون	آماره آزمون	سطح احتمال
LM Error	۱۶/۵۱	۰/۰۰۱
LM Error (Robust)	۱۱/۴۴	۰/۰۰
LM Lag	۵/۴۱	۰/۰۵
LM Lag (Robust)	۳/۹۱	۰/۱۰

مأخذ یافته‌های تحقیق ۱۳۹۶

[Downloaded from serd.khu.ac.ir on 2024-04-25]

جدول ۵ نتایج برآورد را نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که ضرایب تعداد افراد خانواده که در سطح ۱٪ معنی‌دار است و تحصیلات، شغل دوم در سطح ۵٪ معنی‌دار است. در این قسمت تحصیلات، شغل دوم، میانگین درآمد رابطه منفی با فقر دارد. همچنین وضعیت مسکن بی‌معنی است. افزایش سال‌های آموزشی و ورود آنان به مقاطع تحصیلی بالاتر، شانس فقیر شدن آنان را نسبت به افراد بی‌سواد کاهش می‌دهد. به‌عبارت دیگر تحصیل در مقاطع عالی بر خروج از فقر کمک می‌کند، این در شرایطی است که برای تمام فارغ‌التحصیلان شغل کافی وجود داشته باشد. با توجه به رابطه منفی بین تحصیلات و فقر، هرچه تحصیلات بیش‌تر باشد، فقر به میزان ۰/۷۷ کاهش می‌یابد. همچنین تعداد افراد خانواده رابطه مثبتی با میزان فقر دارد، هرچه تعداد افراد خانواده بیشتر باشند، میزان فقر به اندازه ۰/۰۶ افزایش می‌یابد علت آن را می‌توان کاهش درآمدسرانه و افزایش هزینه‌ها دانست. افزایش جمعیت باعث فقیر شدن روستاییان گردیده که این باعث می‌شود که زمین مناسبی برای کشت در دسترس نباشد و فقرا ناگریزند در حدی افزون بر توان بازتولید منابع طبیعی برای تهیه الوار و سوخت، درختان را قطع کنند و دام‌ها را در مراتع بچرانند. با توجه به معنی‌داری کامل شاخص تخریب محیط‌زیست، با افزایش یک واحد در شاخص تخریب محیط زیست، میزان فقر در مناطق روستایی به اندازه ۲/۹ تشدید می‌شود. این شاخص شامل مؤلفه‌هایی همچون افت منابع آب زیرزمینی، کشت محصولات آب‌بر، استفاده از کود شیمیایی و چرای دام است.

فقر روستایی به‌واسطه فشار بر منابع محیطی و بهره‌برداری غیر اصولی و ناپایدار از این منابع، موجب تشدید تخریب محیط‌زیست می‌شود، و بحران‌های زیست‌محیطی نیز به واسطه تحلیل و از بین بردن منابع مورد استفاده روستاییان، بر شدت فقر آنان می‌افزاید. دیگر متغیر مهم، مسکن است. مسکن یک مفهوم آماری است شامل محل زندگی و سکونت یک یا چند خانوار است. هرچند که ضریب متغیر مسکن به‌لحاظ آماری معنی‌داری نیست، اما هم‌جهت بودن آن با متغیر وابسته نشان از تأثیرگذاری‌اش بر وضعیت فقر دارد. به‌عبارت دیگر هرچه خانوار بیشتری خانه داشته باشند، درصد خانوارهای زیر خط فقر کم‌تر است، به‌طوری که با افزایش ۱٪ در متغیر وضعیت مسکن، درصد فقر به اندازه ۰/۱۲۳ واحد کاهش می‌یابد. مسکن خوب و کافی، یعنی مسکنی که تراکم بیش از حد نداشته باشد و حتی در بسیاری از موارد، مهم‌ترین عامل تأثیرگذار در میزان رضایت‌مندی فرد از سکونت خود، مسکن و شرایط محیطی آن است. از طرفی اگر خانوار مستأجر باشند وضعیت فقر تشدید می‌شود. شغل سرپرست خانوارها، متغیر دیگری است که در این مطالعه به‌صورت درصد افراد دارای شغل علاوه بر کشاورزی در نظر گرفته شده است.

با توجه به معنی‌داری ضریب موهومی شغل دوم در سطح ۹۰٪ که به صورت بلی و خیر است، اگر کشاورزان دارای شغل دیگری به‌غیر از کشاورزی باشند، میزان فقر به اندازه ۰/۲۸۹ واحد کاهش می‌یابد و

[Downloaded from serd.khu.ac.ir on 2024-04-25]

این امر گویای آن است که کشاورزی فعالیت اصلی سرپرست خانوار در مناطق روستایی نیست. با توجه به معنی‌داری کامل میانگین درآمد، با افزایش یک واحد در میانگین درآمد، میزان فقر به اندازه ۱/۶۳ واحد کاهش می‌یابد. رشد بخش صنعت و خدمات، ضمن ایجاد شکاف در درآمد و وضعیت رفاه در روستا، منجر به مهاجرت روستاییان به شهرها برای کسب درآمد بیشتر می‌گردد. به این مفهوم توزیع درآمد در نواحی روستایی غیر عادلانه است که روند مهاجرت افزایش می‌یابد. بنابراین توزیع عادلانه درآمد و ثروت می‌تواند از روند مهاجرت بی‌رویه به شهرها بکاهد. نتایج حاصل از Log Likelihood نشان‌گر نیکویی برازش رگرسیون بوده، هرچه منفی‌تر باشد معنی‌داری بهتر است. آماره F با توجه به احتمال آن نشان‌گر معنی‌داری کل رگرسیون است. R2 نشان دهنده خوبی برازش مدل است که در بازه ۰ و ۱ قرار دارد، هرچه به یک نزدیکتر باشد برازش مدل بهتر خواهد بود. همچنین آماره درست‌نمایی LR Test نشان-دهنده معنی‌داری کل رگرسیون است.

جدول شماره (۵): نتایج برآورد الگوی فضایی

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره Z	سطح معنی داری
تعداد افراد خانواده	۰/۰۶***	۰/۰۲۲	۲/۷۲	۰/۰۰۸
تحصیلات	-۰/۷۷**	۰/۳	-۲/۵	۰/۰۳
شاخص تخریب محیط زیست	۲/۹***	۰/۷۷	۳/۷۶	۰/۰۰
وضعیت مسکن	۰/۱۲۳ns	۰/۰۹۹	۱/۲۴	۰/۲۸
شغل دوم	-۰/۲۸۹**	۰/۱۵	-۱/۹۲	۰/۰۵۳
میانگین درآمد	-۱/۶۳	۰/۵۶	-۲/۹۱	۰/۰۰
متغیر همسایگی	۲/۹	۱/۳۷	۲/۱۱	۰/۰۰۱
Log Likelihood = -۶۲/۹۹				
F-Test = ۷/۱۴۲۳		P-Value > F (۹, ۷۵) = ۰/۰۹۲		
R^2= ۰/۷۶	LR Test = ۷/۴۹	P-Value > Chi2 (۱) = ۰/۰۶		

مأخذ: یافته های تحقیق،۱۳۹۶ *** معنی داری در سطح ۱ درصد ** معنی‌داری در سطح ۵ درصد * ns بی‌معنی

۵) نتیجه‌گیری

این مطالعه به بررسی عوامل اثرگذار بر فقر روستایی شهرستان قاین در استان خراسان جنوبی پرداخته است. به-این منظور جهت جمع‌آوری آمار و اطلاعات از روش نمونه‌گیری تصادفی‌ساده استفاده شد. با استفاده از رابطه کوکران تعداد ۱۰۰ پرسشنامه توسط کشاورزان تکمیل شد، به‌منظور بررسی پایایی پرسشنامه از تکنیک آلفای کرونباخ استفاده شد که ضریب به دست آمده ۰/۶۸ بوده و نشان‌دهنده پایایی پرسشنامه است. با در نظرگرفتن ارتباط مکانی میان داده‌های نمونه، عوامل اثرگذار بر فقر شناسایی شد. آماره موران نشان

[Downloaded from serd.khu.ac.ir on 2024-04-25]

داد که خودهمبستگی منفی در داده‌ها وجود دارد و این ممکن است ناشی از خصوصیات منطقه‌ای یا مکانی کشاورزان فقیر یک منطقه باشد. به‌عبارت دیگر، نه تنها عوامل درون منطقه بلکه عوامل دیگری با عنوان وابستگی فضایی که ناشی از همسایگی مناطق با یکدیگر است، می‌تواند بر فقر تأثیر داشته باشد. نتایج نشان داد علاوه بر عواملی مانند تعداد افراد خانواده، تحصیلات، تخریب محیط‌زیست، وضعیت مسکن، درآمد و داشتن شغل دوم، بررسی اینکه وضعیت فقر در مناطق مجاور و همسایه به چه صورت است هم بر متغیر وابسته یعنی فقر اثرگذار است این مسئله لزوم توجه به بحث مجاورت یا همان فضایی بودن را نشان می‌دهد. عدد ضریب متغیر همسایگی در این مطالعه ۲/۹ به دست آمده است و از لحاظ آماری معنی‌دار است. این مسئله نشان می‌دهد که با افزایش یک واحد فقر در مناطق مجاور منطقه مورد مطالعه، ۲/۹ واحد فقر افزایش پیدا می‌کند.

نتایج نشان می‌دهد که ضرایب تعداد افراد خانواده که در سطح ۱٪ معنی‌دار است و تحصیلات، شغل دوم در سطح ۵٪ معنی‌دار است. در این قسمت تحصیلات، شغل دوم، میانگین درآمد رابطه منفی با فقر دارد. همچنین وضعیت مسکن بی‌معنی است. با توجه به رابطه منفی بین تحصیلات و فقر، هرچه تحصیلات بیش‌تر باشد، فقر کاهش می‌یابد. همچنین تعداد افراد خانواده رابطه مثبتی با میزان فقر دارد، هرچه تعداد افراد خانواده بیشتر باشند، میزان فقر هم افزایش می‌یابد علت آن را می‌توان کاهش درآمدسرانه و افزایش هزینه‌ها دانست. با توجه به معنی‌داری کامل شاخص تخریب محیط‌زیست، با افزایش یک واحد در شاخص تخریب محیط زیست، میزان فقر در مناطق روستایی به اندازه ۲/۹ تشدید می‌شود. این شاخص شامل مؤلفه‌هایی همچون افت منابع آب‌زیرزمینی، کشت محصولات آب‌بر، استفاده از کود شیمیایی، و چرای دام است. هرچند که ضریب متغیر مسکن به‌لحاظ آماری معنی‌داری نیست، اما هم‌جهت بودن آن با متغیر وابسته نشان از تأثیرگذاری‌اش بر وضعیت فقر دارد.

به‌عبارت دیگر هرچه خانوار بیشتری خانه داشته باشند درصد خانوارهای زیر خط فقر کم‌تر است، به‌طوری که با افزایش ۱٪ در متغیر وضعیت مسکن، درصد فقر به اندازه ۰/۱۲۳ واحد کاهش می‌یابد. با توجه به معنی‌داری ضریب موهومی شغل دوم در سطح ۹۰٪ که به صورت بلی، خیر است، اگر کشاورزان دارای شغل دیگری به‌غیر از کشاورزی باشند، میزان فقر کاهش می‌یابد. با توجه به معنی‌داری کامل میانگین درآمد، با افزایش یک واحد در میانگین درآمد، میزان فقر کاهش می‌یابد. نتایج به‌دست‌آمده با نتایج مطالعه زیبایی و باقری (۱۳۹۱) مطابقت دارد. با عنایت به نتایج به دست آمده پیشنهاد می‌شود در منطقه روستایی مورد مطالعه الگوی کشت محوصلات کشاورزی تغییر کند که افت منابع آبهای زیرزمینی و تخریب محیط زیست کاهش یابد که این مسئله به نوبه خود سبب کاهش فقر در منطقه خواهد شد. شاخص تخریب محیط دارای بیشترین تأثیرگذاری بر وضعیت فقر در مناطق روستایی مورد مطالعه دارد.

[Downloaded from serd.khu.ac.ir on 2024-04-25]

جلوگیری از چرای بی‌رویه دام‌ها، نظارت جهاد کشاورزی بر مصرف متعادل کودهای شیمایی و تشویق و حمایت از کشاورزان به سمت کاهش کشت محصولات آب‌بر از پیشنهادات این مطالعه جهت کاهش فقر در منطقه است.

۶)منابع

- ارشدی، علی و عبدالعلی کریمی، (۱۳۹۲). **بررسی وضعیت فقر مطلق در ایران در سال‌های برنامه اول تا چهارم توسعه**. فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان. (۱): صص ۴۲-۲۳.
- افتخاری، سیدفرخ، آیت‌الله کرمی، و مهدی نوری‌پور، (۱۳۹۱). **بررسی وضعیت فقر در مناطق روستایی استان کهکیلویه و بویر احمد**، اقتصاد کشاورزی، ۶(۱): صص ۱۷۹-۲۰۴.
- حمزه‌ای، محمدرضا، ایوب شاه‌حسینی، غلامرضا برزو، و سارا موسوی مطلوب، (۱۳۹۱). **شناخت فرهنگ فقر در روستاییان شهرستان هرسین**، رفاه اجتماعی، (۲): صص۲۱۱-۲۴۰.
- خدادادکاشی، فرهاد و خلیل حیدری، (۱۳۸۸). **اندازه‌گیری شاخص‌های فقر بر اساس عملکرد تغذیه‌ایی خانوارهای ایرانی**، *پژوهشنامه اقتصادی*، ۹(۳): صص ۲۰۵-۲۳۱.
- رضوانی، محمد رضا، (۱۳۸۳) **مقدمه ای بر برنامه ریزی توسعه ی روستایی در ایران**، نشر قومس.
- رضوانی، محمدرضا، سیدعلی بدری، ذبیح‌الله ترابی و بهرام هاجری، (۱۳۹۵)، **شناسایی راهکارهای توسعه روستایی با استفاده از چارچوب مشارکتی SOAR مورد :روستای میغان**، فصلنامه اقتصاد فضا و توسعه روستایی، شماره ۱۸، صص ۴۳-۲۷.
- سازمان بانک جهانی (۲۰۱۳).
- سعادت، رحمان. و مسلم قاسمی، (۱۳۹۱). **بررسی حداقل معاش مناطق شهری و روستایی استان کرمانشاه و مقایسه با کل کشور**. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، (۲): صص ۲۰۶-۱۸۷.
- سمنانی رهبر، مجتبی و شهام انوشه، (۱۳۸۹). **ارائه شاخص‌هایی برای ارزیابی تخریب محیط زیست و کمیابی مواد و انرژی**، مجله انسان و محیط‌زیست، ۸(۴): صص ۶۳-۷۲.
- شریفی‌نیا، زهرا، سیدرحیم مشیری و افشار علی‌حسینی، (۱۳۹۰). **نقش فقر روستایی بر توسعه پایدار(تخریب محیط زیست: مرتع)**، فصلنامه جغرافیایی سرزمین،(۲): صص ۱۵-۲۹.
- عسگری، علی و نعمت‌الله اکبری، (۱۳۸۰). **روش شناسی اقتصادسنجی فضایی، ؛ مجله پژوهشی دانشگاه تبریز**، علوم انسانی. (۲): صص ۱۰۱-۱۱۸.
- عسگری، علی و نعمت‌الله اکبری، (۱۳۹۳). **روش شناسی اقتصادسنجی فضایی، تئوری وکاربرد**؛ مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان، علوم انسانی. (۱و۲): صص۱۲۲ – ۹۳.
- فارسانی، الهه و مهدی نوری‌پور، (۱۳۹۵). **بررسی رابطه فقر روستایی و تخریب مراتع بخش مرکزی شهرستان فارسان**. پژوهش‌های راهبردی امنیت و نظم اجتماعی، (۱۵): صص ۶۹-۷۸.
- فرهادی، صامت و زهره زارع، (۱۳۸۹)، **نگرشی بر مدیریّت روستایی چین با رویکرد حکمروایی** .فصلنامه مسکن و محیط روستا .شماره ۱۳۲، صص ۷۸-۶۲.

[Downloaded from serd.khu.ac.ir on 2024-04-25]

- فیروزآبادی، سیداحمد و دلارام عظیم‌زاده، (۱۳۹۱). **فقر روستایی و تخریب محیط زیست**، توسعه روستایی، (۲): صص ۹۹-۱۲۰.
- قرنی آرانی، بهروز. (۱۳۹۳). **بررسی نقش برنامه‌ریزی مشارکتی در کاهش فقر روستایی به روش کیفی، مطالعه موردی روستایلزور**. پژوهش‌های روستایی، ۵(۳): صص ۴۶۷-۴۸۸.
- محمودی، وحید و سیدقاسم صمیمی‌فر، (۱۳۸۴). **فقر قابلیتی**، مجله رفاه اجتماعی، ۴ (۱۷): صص ۵-۲۷.
- نتایج سرشماری عمومی نفوس و مسکن(۱۳۹۵).
- یاسوری، مجید و فرهان جوان، (۱۳۹۴)، **تحلیل محدودیت‌های تنوع بخشی اقتصاد روستایی- مورد: دهستان اشکورعلیا**، فصلنامه اقتصاد فضا و توسعه روستایی، شماره ۱۳، صص ۳۷-۱۹.
- Ahmad, S., Islam, M., & Mirza, S. N. (2012). **Rangeland degradation and management approaches in Balochistan, Pakistan**. Pakistan Journal of Botany, 44, 127-136.
- Alkire, S., Chatterjee, M., Conconi, A., Seth, S., & Vaz, A. (2013). **Oxford Poverty & Human Development Initiative**. Multidimensional Poverty and the Post-2015 MDGs. King's College London. Londres.
- Anselin, L. (1988). **Spatial Econometrics**: Methods and Models Kluwer Academic Publishers Dordrecht.
- Anselin, L., Le Gallo, J. & H. Jayet (2005), **Spatial Panel Econometrics**, in the Econometrics of Panel Data, Edithed by Laslo Matyas and Patrick Sevestre, Springer.
- Ansenlin, L. (2003). GeoDa 0.9 User's Guide: **Spatial Analysis Laboratory (SAL)**. Department of Agricultural and Consumer Economics, University of Illinois, Urbana-Champaign, IL.
- Bachrach, P., & Baratz, M. S. (1970). **Power and poverty**: Theory and practice. Oxford University Press.
- Baily & Gatrell,1995,Griffith,. (2003). **Optimal Strategy Formulation for Ecotourism the Sustainable Development Management System by Consolidated Benefits of Techniques SWOT ، IEM,QSPM (Case Study :Varjin Protected Area of Tehran Province, Islamic Republic of Iran)**. Advances in Environmental Biology, 8(16): 601-609.
- Baniasadi, M. ZareMehrjerdi, M.R. and Varmazyari, H. (2012), **Survey of effective economic factors on rural migration of Iran.** Journal of Agricultural Economics Research, 5(1): 183-196. (In Persian).
- Cochran, W. G. (2007). **Sampling techniques**. John Wiley & Sons.
- Gilder, G. (2012). **Wealth and poverty**: A new edition for the twenty-first century. Regnery Publishing.
- Higgins, B, D, and Savoie, J. (1997). **Regional Development,** Theoriesand Theirapplication
- Lesage, J. P. (1999) "**Spatial econometrics**. Review literature and arts of the Americas", vol 121. PP 85- 101.
- Li, S., Verburg, P. H., Lv, S., Wu, J., & Li, X. (2012). **Spatial analysis of the driving factors of grassland degradation under conditions of climate change and intensive use in Inner Mongolia, China.** Regional Environmental Change, 12(3), 461-474.
- Lopez-Feldman, A., Taylor, J. E., & Yúnez-Naude, A. (2012). **Natural resource dependence in rural Mexico**. investigación económica, 23-44.

[Downloaded from serd.khu.ac.ir on 2024-04-25]

[Downloaded from serd.khu.ac.ir on 2024-04-25]