اقتصاد کشاورزی/ جلد 6/ شماره‌ي 1/ صفحه‌هاي 23-1

تعیین عوامل موثر بر فقر در استان فارس: کاربرد روش اقتصاد سنجی فضایی

منصور زیبایی و مهرداد باقری[1]

تاریخ دریافت: 1390/09/28 تاریخ پذیرش: 1391/6/16

چکیده

هدف این مطالعه بررسی عوامل موثر بر فقر و تعیین نقشه‌ي فقر در مناطق شهري استان فارس با استفاده از ره‌یافت اقتصادسنجی فضایی است. اطلاعات مورد استفاده در این مطالعه شامل 320 خانوار شهری شرکت‌کننده در طرح آمارگیری هزینه و درآمد از خانوارهاي 22 شهرستان استان فارس در سال 1384 است. آماره‌ي I موران براي فقر 0/2125- به دست آمد، که بیان‌گر خودهم‌بستگی فضایی منفی است. نمودار پراکنش موران نشان داد که بیش‌تر شهرستان‌ها و همسایگان آن‌ها در زیر گروه‌هایی با فقر بالا- پایین و پایین- بالا قرار دارد. نتایج برآورد روش‌هاي OLS، وقفه‌ي فضایی و خطای فضایی نشان داد که متغیرهای میانگین اندازه‌ي خانوار، جنسیت سرپرست خانوار، درصد خانوارهای دارای مسکن، و نوع شغل در سطح کم‌تر از 1% در شناسایی افراد تنگ‌دست اهمیت آماری دارد، اما کاربرد هر دو روش وقفه و خطای فضایی، نتایج مناسب‌تري نسبت به روش OLS نشان داد.

طبقه بندي JEL : I32, C21

واژه‌هاى كليدى: فقر، اقتصادسنجی فضایی، استان فارس

[1] به ترتیب دانشیار و دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز

Email:zibaei@shirazu.ac.ir

مقدمه

فقر یکی از مسایل مهم در حوزه‌ي اجتماعی است که ابعاد مکانی و فضایی دارد. بر اساس خط فقر نیاز به 2300 کالری در روز، درصد خانوارهاي تنگ‌دست شهري و روستایی در سال 85 به ترتیب 12/6 و 11/4% بوده است (باقری و همکاران، 1386). وجود فقر گسترده در ایران تاکیدی بر حمایت از گروه‌های کم‌درآمد و آسیب‌پذیر دارد. اما در این راستا محدودیت جدي و بحث‌انگیز، محدود بودن بودجه‌ي دولت برای حمایت است. لازم است ابتدا گروه‌هاي هدف شناسایی و سپس یارانه‌هاي هدفمند به آن‌ها پرداخت گردد. از جمله‌ي روندهاي مطرح در تدوین برنامه‌هاي مبارزه با فقر، شناخت جزیی ویژگی‌هاي گروه‌هاي تنگ‌دست و یافتن تدبیرهاي کاهش فقر هم‌راه با سوگیری منطقه‌یی یا استانی است. استان‌هاي مختلف از دید مجموع شرایط اقتصادی حاکم تفاوت‌هایی با یک‌دیگر دارند. این امر لزوم بررسی جزیی‌تر در میان استان‌ها و به ویژه استان‌هاي پرجمعیت و داراي شرایط اقتصادی ویژه را نشان می‌دهد. استان فارس از مناطقی است که از دید شرایط اقتصادی و گستردگی اندازه تفاوت‌هاي بارزي با دیگر مناطق دارد، از نظر جمعیتی نیز این مساله اهمیت دارد، به‌طوري که از نظر گستردگی با 122608 کیلومتر مربع مساحت در رتبه‌ي پنجم پس از استان‌هاي کرمان، سیستان و بلوچستان، یزد و خراسان رضوی (وزارت کشور، 1389)، و از نظر جمعیت با 4،471،487 نفر در رتبه‌ي چهارم پس از استان‌هاي تهران، خراسان رضوي و اصفهان (مرکز آمار ایران، 1387) جاي دارد. در این استان از نظر سطح مصرف و رفاه خانوارها، میان مناطق شهری مختلف تفاوت‌هایی به چشم می‌خورد (موسوی و همکاران، 1384). با وجود این تفاوت‌ها، لازم است که شرایط زندگی خانوارها و به‌ویژه خانوارهاي شهري با دقت بیش‌تر و با در نظر گرفتن ابعاد مکانی بررسی شود. در داده‌هاي نمونه‌یِ دارای بعد مکان، وقوع دو مساله‌ي وابستگی فضایی و ناهم‌سانی فضایی دور از انتظار نیست. رهیافت اقتصادسنجی فضایی در مقایسه با اقتصادسنجی مرسوم (کلاسیک)، این دو مساله را در نظر می‌گیرد. در حالی‌که اقتصادسنجی دورهیک این دو موضوع، یعنی وابستگی فضایی و ناهم‌سانی فضایی را نادیده می‌گیرد (Cliff and Ord, 1973). بنابراین

استفاده از رهیافت اقتصادسنجی فضایی، این مطالعه را از دیگر مطالعات در زمینه‌ي فقر متمایز می‌نماید.

مطالعات وسیعی در زمینه‌ي تعیین عوامل مؤثر بر فقر با استفاده از داده‌های استانی در ایران و کشورهای مختلف انجام شده است. از جمله‌ي این مطالعات می‌توان به طرازکار و زیبایی (1383)، موسوی و همکاران (1384)، فرج‌زاده (1382)، موسوي و طاهري (1384)، جعفری ثانی (1385)، موکرجی و بنسون (2003)، دت و راوالیون (1998) و فریدمن و لشتر (1998) اشاره نمود. یکی از مهم‌ترین اشکال‌ها در این بررسی‌ها عدم توجه به امکان وجود همبستگی فضایی در داده‌ها است. با در نظر گرفتن این مساله، مطالعات زیادی با استفاده از اقتصادسنجی فضایی به بررسی عوامل مؤثر بر فقر پرداخته اند (پالمر-جونز و سن 2006، جالان و راوالیان 2002، بنسون و همکاران 2005، ووس و همکاران 2006، فارو و همکاران 2005). البته در ایران به کمک اقتصادسنجی فضایی مطالعاتی در زمینه‌ي تعیین قیمت مسکن (اکبری و همکاران، 1383)، بررسی تاثیر اعتماد بر رشد اقتصادی (رحمانی، 1386) و تجزیه و تحلیل نابرابری عوارض شهرداري‌ها (بیدرام و همکاران، 1386) انجام شده است. بنابراین، در سال‌هاي اخیر توجه زیادی به مساله‌ي فقر و کاربرد مدل‌هاي فضایی در کشورهای دیگر شده است، اما در کشور ما تاکنون هیچ بررسی آماری خاصی در خصوص توزیع فضایی فقر با استفاده از مدل‌هاي اقتصادسنجی فضایی انجام نگرفته است. این مطالعه با هدف بررسی عوامل موثر بر فقر و تعیین نقشه‌ي فقر در مناطق شهري استان فارس با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی فضایی انجام گرفته است.

روش تحقیق

هنگامی که داده‌هاي نمونه‌یی بعد مکان دارد، یکی از مسایل وابستگی فضایی است. اجزاي اخلال در رگرسیون دورهیک در داده‌هایی که وابستگی فضایی دارند ممکن است مستقل نباشد. شکل (1) توزیع تقریبا نایک‌نواختی از فقر در استان را نشان می‌دهد، که می‌تواند

دلیلی بر وجود وابستگی فضایی باشد. بنابراین پیش‌بینی می‌شود اجزای اخلال در تحلیل رگرسیون دورهیک مستقل نباشد. وقتی که در تحلیل رگرسیون از داده‌هاي کلی حاصل از مناطق جغرافیایی مختلف مانند استان‌ها یا شهرستان‌ها استفاده می‌کنیم، وجود خودهم‌بستگی فضایی در اجزای اخلال طبیعی است. هر چند ممکن است خودهم‌بستگی در اجزاي اخلال همیشگی نباشد، اما معمولا در تحلیل‌های رگرسیون استاندارد که اندازه‌هاي متغیر وابسته با یک‌دیگر خودهم‌بسته اند متداول است. شکل (1) نشان می‌دهد که فقر در سطح استان چونین متغیری است. بنابراین، در این مطالعه تمرکز عمده بر خودهم‌بستگی فضایی در اجزای اخلال مدل‌هاي رگرسیونی قرار گرفته است.

خودهم‌بستگی فضایی می‌تواند ناشی از مکانیزم‌های زیر باشد (Wrigley, et al., 1996):

1- بازخورد[1]، در مورد بیش‌تر فرآیندهای اجتماعی، اشخاص و خانواده‌ها است که با یک‌دیگر عمل متقابل دارند و از این راه بر هم تاثیر دارند.

2- فشارهای گروهی[2]، گاه اشخاص و خانواده‌هاي دارای مشخصات مشترک برای کنار هم بودن دسته‌یی را درست می‌کنند.این امر می‌تواند با انتخاب خود آن‌ها و یا از روی جبر ناشی از نیروهای اجتماعی، اقتصادی یا سیاسی باشد.

3 - پاسخ‌هاي گروهی[3]، ممکن است اشخاص یا خانواده‌هایی که دارای یک ویژگی مشترک یا مجموعه‌یی از مشخصات مشترک هستند به نیروهای بیرونی یک‌سان پاسخ دهند.

4- خودهم‌بستگی مزاحم[4]، این پدیده معمولا وقتی اتفاق می‌افتد که گستردگی دسته‌یی که فرآیند فضایی ایجاد می‌کند خیلی بزرگ‌تر از واحدهای‌ی است که توسط تحلیل‌گر انتخاب می‌شود. هنگامی که واحدهای تحلیلی بسیار کوچک‌تر از مناطقی است که یک ویژگی مشترک مانند فقر دارند، خودهم‌بستگی فضایی در مشاهده‌ها گریزناپذیر است.

---

[1] - Feedback
[2] - Grouping forces
[3] - Grouping responses
[4] - Nuisance autocorrelation

خودهم‌بسته بودن اجزاي اخلال در مدل‌هاي رگرسیون، فرض استقلال جملات خطا در مدل رگرسیون چند متغیری خطی کلاسیک را (که یک فرض مسلم در قضیه‌ي **گوس**-مارکوف است) **نقض** می‌کند (فاکس، 1997؛ گرین، 2000). **در قضیه‌ي گوس**- مارکوف فرض بر این است که متغیرهای توضیحی در نمونه**گیري‌هاي** تکراری ثابت **است**، ولی وجود وابستگی فضایی در میان نمونه‌ها این فرض را نقض می‌کند. **ناهم**سانی فضایی نیز **فرض گوس**- مارکف را که یک رابطه‌ي خطی مشخص میان مشاهده**هاي نمونه**یی وجود دارد نقض می‌کند. چرا که با فرض وجود وابستگی فضایی میان داده**ها**، با حرکت میان داده**هاي نمونه‌ي** فضایی رابطه تغییر خواهد کرد، **و ضرایب** تابع خطی بر حسب متغیر وابسته نخواهد بود. **اجزاي اخلال خودهم‌بسته‌ي** فضایی **نشان** می‌دهد که خطاها مستقل نیست، **و برآورد عواملی** رگرسیون دیگر BLUE (بهترین برآوردکننده‌ي **خطی**) نااریب نیست، **و استنباط‌هاي آماری به دلیل** اریب و ناسازگار بودن عوامل و خطاهای استاندارد قابل اعتماد نخواهد بود. بنابراین شیوه‌های اقتصادسنجی مرسوم کاربرد نخواهد دا**شت**، و روش مناسب اقتصادسنجی فضایی و روش**هاي مختلف آن است**. از چندین دهه‌ي گذشته که خودهم‌بستگی فضایی **شناخته شده**، ابزارهای مختلفی برای اندازه‌گیری آن داده **شده است**. **معمول‌ترین آن‌ها آماره‌ي I موران است** (Cliff and Ord, 1981; Moran, 1950) که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$I = \left(\frac{n}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \right) \left(\frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})} \right) \qquad (1)$$

در آن x متغیر وابسته‌ي **مورد نظر**، i **و** j **شاخص‌هایی براي موقعیت**‌ها یا واحدهای فضایی و n **تعداد مشاهدها** یا مناطق است. w_{ij} یک وزن فضایی کوچک**تر از** 1 **است** که ارتباط میان واحد فضایی i و واحد فضایی j **را** تعریف می‌کند. w_{ij} یک عنصر از ماتریس **وزن**‌های فضایی W، **با ابعاد** n × n **است**، و بیش**تر به صورت** ردیفی **استاندارد شده است**

(مجموع عناصر هر ردیف واحد است). این ماتریس ساختار همسایگی را نشان می‌دهد، و اعتقاد بر این است که وابستگی فضایی وجود دارد.

اندازه‌هاي مثبت آماره‌ي I موران بیان‌گر وجود دسته‌بندی فضایی داراي اندازه‌هاي یک‌سان است. ارزش‌هاي منفی نیز نشان می‌دهد که اندازه‌های بالا خیلی اوقات در نزدیکی اندازه‌های پایین قرار می‌گیرد. آماره‌ي I، یک‌سان با ضریب هم‌بستگی گشتاوری پیرسون است، البته اندازه‌های بیش‌ترین و کم‌ترین ممکن برای این آماره لزوما در دامنه‌ي (1و 1-) قرار نمی‌گیرد (Bailey and Gatrell, 1995, Griffith, 2003).

وقتی که خودهم‌بستگی فضایی معنی‌دار وجود دارد، تاثیرات فضایی باید صریحا در تصریح مدل دخالت داده شود، و مدل نیز باید با استفاده از تکنیک‌های تخمین مناسب (ماکزیمم درست‌نمایی یا روش تعمیم یافته‌ي گشتاوری متغیر ابزاری) برآورد شود. یک رویافت معقول و جا افتاده برای تخمین وجود دارد (Anselin, 2000, 2001a,b; Anselin and Bera, 1998; Kelejian, and Prucha, 1997):

1- یک روش OLS استاندارد را براي داده‌ها برازش، و آزمون‌هاي تشخیص[1] رگرسیون را بررسی کنیم. این آزمون‌هاي تشخیص شامل تشخیص هم‌خطی، آزمون نرمال بودن توزیع اجزای اخلال، آزمون تشخیص واریانس ناهم‌سانی و سپس آزمون وابستگی فضایی به کمک آزمون I موران و ضریب لاگرانژ قوی[2]، است.

2- سپس با استناد به برخی از نظریه‌هاي پذیرفته شده در خصوص خودهم‌بستگی و استفاده از راهنمای تشخیصی رگرسیون OLS، یک مدل رگرسیون فضایی مناسب برازش کنیم.

---

[1] - Diagnostics Tests
[2] - Robust LM(error)

3- اگر رگرسیون فضایی خودهم‌بستگی را نشان داد، ممکن است لازم باشد به مرحله‌ي اول برگردیم و برای رفع نوسان‌هاي بالای فضایی ترمیم بیش‌تري انجام دهیم، و این گام‌ها را دوباره تکرار کنیم.

همان گونه که پیش‌تر در مورد عواقب وابستگی فضایی گفته شد، به طور کلی در ادبیات اقتصادسنجی فضایی دو نوع وابستگی فضایی در داده‌ها وجود دارد:

1- وابستگی خطای فضایی، که اجزای خطا در میان واحدهای فضایی مختلف هم‌بسته هستند.

2- وابستگی وقفه‌ي فضایی، که متغیر وابسته‌ي Y در مکان i زیر تاثیر متغیرهای مستقل مکان‌هاي i و j قرار می‌گیرد.

بنابراین، بر همین اساس در ادبیات اقتصادسنجی فضایی دو نوع مدل برای بررسی خودهمبستگی فضایی در داده‌ها طرح شده است. بازگویش ماتریسی این مدل‌ها در زیر داده شده است. رابطه‌ي (2) مدل خطای فضایی است:

$$y = X\beta + u \qquad (2)$$

$$u = \lambda Wu + \varepsilon \qquad (3)$$

و رابطه‌ي (4) مدل رگرسیونی وقفه‌ی فضایی استاندارد است:

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \qquad (4)$$

که در آن‌ها y یک بردار (n×1) از مشاهده‌هاي متغیر وابسته است، W ماتریس وابستگی فضایی مربوط به مشاهده‌هاي y (n × n) است، و X و u به‌ترتیب یک ماتریس (n×k) و بردار (n×1) از مشاهده‌های متغیرهای توضیحی و بردار خطا است. Wu یک بردار n×1 از وقفه‌هاي فضایی جزء خطای u، λ یک عامل خطای فضایی و ρ عامل وقفه‌ي فضایی است که باید برآورد شود. با این تصریح، عناصر بردار Wy میانگین وزنی متغیر وابسته را برای موقعیت‌هاي همسایگی نشان می‌دهد. در این تصریح فرض بر این است که میان همسایگان

تعامل ساختار یافته وجود دارد، **جوري** که اندازه‌های متغیر وابسته در یک منطقه مستقیم**انه با** یک تابع که به وسی**لهي** ρW تعریف می**شود**، به متغیر وابسته در مناطق همسایه وابسته می**شود**. در هر دو تصریح خطا و وقفه‌ی فضایی، $X\beta$ یک بردار (nx1) است که میانگین شرطی متغیر تصادفی y **است** و تاثیرات مستقیم بردار متغیرهای X **بر** y را در یک منطقه **نشان می‌دهد**. یعنی x **و** y **اندازه**‌های متعلق به یک منطقه **است**. این دو مدل فضایی با روش بیش‌ترین درست‌نمایی (ML) **برآورد می‌شود**.

همان‌گونه که در بالا **گفته شد**، ماتریس W **با ابعاد** nxn ماتریس وابستگی فضایی مناطق **مختلف را با عناصر 0 و 1 نشان می‌دهد**. **روش‌هاي** مختلفی مانند روش مجاورت رخ مانند، ملکه‌یی، فیل‌مانند، خطی دوطرفه و غیره برای تعریف ماتریس وابستگی فضایی وجود دارد، اما معمولا از ماتریس همسایگی **رخ**مانند و ملکه‌یی **درجه**‌ی اول استفاده می**شود**. **مجاورت رخ‌مانند** $w_{ij} = 1$ برای مناطقی تعریف می‌شود که یک طرف مشترک با ناحیه**ي** بررسی دارند و مجاورت ملکه‌مانند برای مناطقی که یک طرف یا راس مشترک با ناحیه**ي** بررسی **دارند** $w_{ij} = 1$ تعریف می**شود**. این ماتریس سپس با توجه به ردیف‌ها استاندارد می**شود (هر** عنصر هر ردیف را بر جمع مقدار عناصر هر ردیف تقسیم می‌کنند، تا مجموع عناصر هر ردیف این ماتریس برابر با عدد **1 شود)** (عسگری و اکبری، 1380).

مدل تحقیق با توجه به مبانی نظری بالا و هدف مطالعه داده شده است. **رابطه‌ي (5) عوامل موثر بر فقر را نشان می‌دهد**:

$$y = \alpha + \beta_1 x_1 + \ldots + \beta_n x_n + u \qquad (3)$$

که در این رابطه متغیر وابسته (y) نرخ فقر و متغیرهای مستقل (x) **ویژگی‌هاي سرپرست خانوار شامل جنسیت (درصد مردان)**، سن، وضعیت سواد **(درصد باسوادي)**، **شغل (درصد** شغل کشاورزی)، **تعداد سال‌هاي آموزش**، مالکیت خانه (درصد مالکان خانه) **و مجموعه** متغیرهای ویژگی خانوار شامل تعداد اعضا**ي خانوار، تعداد افراد شاغل، تعداد دانش‌آموزان و** نرخ بیکاری هر شهرستان است.

برای دست‌یابی به هدف‌های مطالعه، ابتدا رابطه‌ی (5) به روش OLS برآورد و سپس آزمون‌های تشخیص[1] انجام می‌شود. آزمون‌های تشخیص شامل آزمون بروچ- پاگان[2] و جارکو – به‌را[3] برای بررسی واریانس هم‌سانی و نرمال بودن اجزای اخلال و آزمون خود هم‌بستگی فضایی با محاسبه‌ی آماره‌ی I موران است. مهم‌ترین آزمونی که باید مورد توجه قرار گیرد آزمون خودهم‌بستگی فضایی است. اگر آماره‌ی I موران وجود خودهم‌بستگی فضایی را تایید کرد، نتایج رگرسیون استاندارد تخمینی با OLS دیگر اعتمادکردنی نیست، بنابراین باید مشکل خودهم‌بستگی فضایی رفع گردد. بدین منظور می‌توان دو مدل وقفه و خطای فضایی را به‌کار برد. اما این که کدام مدل از دیگری بهتر است، بستگی به آماره‌ی آزمون‌های تشخیصی LM و Robust LM برای هر دو مدل دارد. معنی‌داری آماره‌ی LM(lag) و LM(error) نشان‌دهنده‌ی وجود وابستگی فضایی و تفاوت معنی‌دار آن مدل‌ها با برآورد روش OLS است. آماره‌های Robust LM(lag) و Robust LM (error) کمک می‌کند که دانسته شود چه نوع وابستگی فضایی وجود دارد، و کدام مدل فضایی باید به‌کار گرفته شود. به‌طور کلی اگر هیچ‌یک از آماره‌های LM(lag) و LM(error) معنی‌دار نشد، یعنی تفاوت معنی‌داری با OLS ندارد، و برآورد OLS مشکلی ندارد. اما اگر یکی از آن آماره ها معنی‌دار شد، باید مدلی که LM آن معنی‌دار شده را برآورد کرد و کار را با آن ادامه داد. اگر LM هر دو مدل معنی‌دار شد، سپس باید به سراغ آماره‌های Robust LM رفت و مدلی را انتخاب کرد که Robust LM آن معنی‌دار است. اگر نه باید به آماره‌های دیگر مانند R^2، Log likelihood و AIC نگاه کرد. در واقع این پرسش که کدام مدل بهتر است، یک پرسش باز است، و مانند دستور آشپزی با ریزه‌کاری‌های خاص خود، تا حدودی بستگی به تجربه دارد. در مرحله‌ی اول نگاه کردن به تئوری برای آگاهی از گزینه است. اگر ماهیت واقعی و قوی برای یک مدل به‌جای مدل دیگر وجود داشت

[1] Diagnostics Test
[2] - Breusch-Pagan
[3] - Jarque-Bera

باید آن را پذیرفت، اما اگر گزینه از نظر تئوري روشن نیست، عمل‌کرد عوامل دیگر مدل مانند R^2 و Log likelihood را باید با هم مقایسه کرد (Anselin, 2005). افزون بر آماره‌هاي بالا، آماره‌ي LM-SARMA نیز یک آماره‌ي ترکیبی است، که بازگو کننده‌ي درجه‌ي بالاي جاي‌گزینی یک مدل برآورد شده OLS با یکی از هر دو مدل خطا و وقفه‌ی فضایی است. این آماره تنها یک آماره‌ي کامل کننده است و در عمل سودمند نیست. این آماره فقط هنگامی که هر یک از دو مدل خطا یا وقفه‌ی فضایی گزینه‌ي مناسبی برای جای‌گزینی باشد معنی دار خواهد شد. به عبارت دیگر اگر این آماره معنی دار باشد، برآورد OLS دارای اشکال است و باید با یکی از دو مدل فضایی جای‌گزین شود، اما نمی‌تواند گزینه‌ي جاي‌گزین را انتخاب کند (Anselin, 2005). بنابراین با تایید وجود خود همبستگی فضایی، رابطه‌ي (5) پس از انتخاب مدل جاي‌گزینی مناسب، با روابط (6) و (7) به ترتیب براي برآورد مدل خطا و وقفه‌ی فضایی جاي‌گزین‌شدنی است.

$$y = \alpha + \lambda e_w + \beta_1 x_1 + ... + \beta_n x_n + u \qquad (6)$$

$$y = \alpha + \rho y_w + \beta_1 x_1 + ... + \beta_n x_n + u \qquad (7)$$

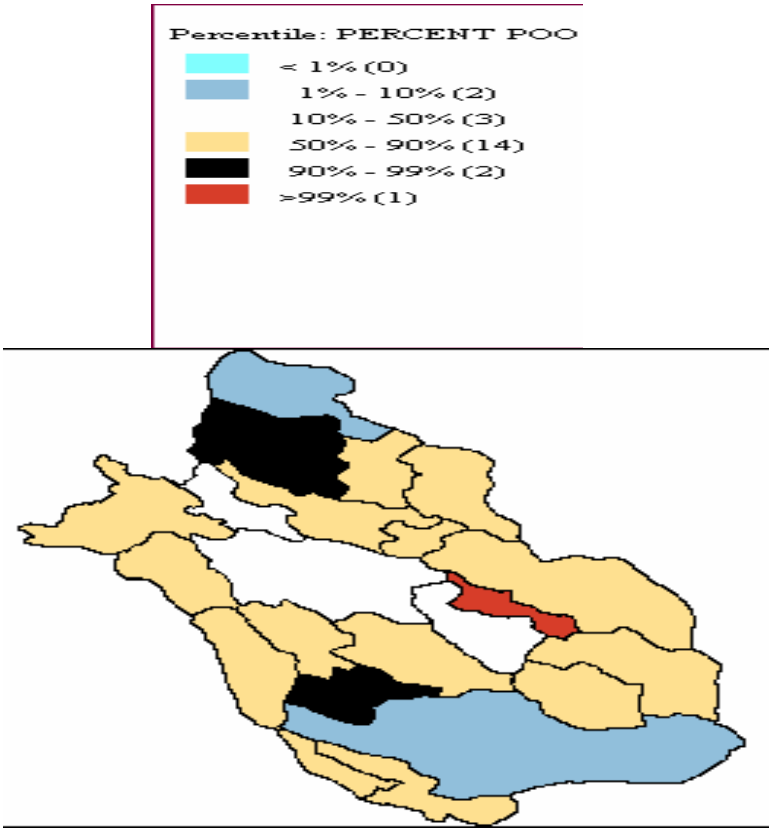
در روابط (6) و (7)، y و x همان متغیرهای وابسته و مستقل تعریف شده در رابطه‌ي (5) است. e_w خطای وزنی خودهمبستگی فضایی یا همان Wu، y_w متغیر وابسته‌ي وزنی وقفه‌ی فضایی یا همان Wy، و λ و ρ ضرایب خودهمبستگی فضایی است.

اطلاعات مورد استفاده در این مطالعه مربوط به 320 خانوار شهری شرکت‌کننده در طرح آمارگیری هزینه و درآمد از خانوارهاي 22 شهرستان استان فارس در سال 1384 است. در این مطالعه براي محاسبه‌ي نرخ فقر ابتدا تعداد اعضای هر خانوار بر اساس معادل غذایی یک فرد بالغ مشخص شد، و سپس هزینه‌های کل سرانه‌ي هر فرد با تقسیم هزینه‌های کل خانوار (هزینه‌های کالاهای خوراکی و دخانی، پوشاک، مسکن، بهداشت و درمان، حمل‌ونقل و ارتباطات، سرگرمی و خدمات فرهنگی، لوازم و وسایل و خدمات خانوار و هزینه کالاها و

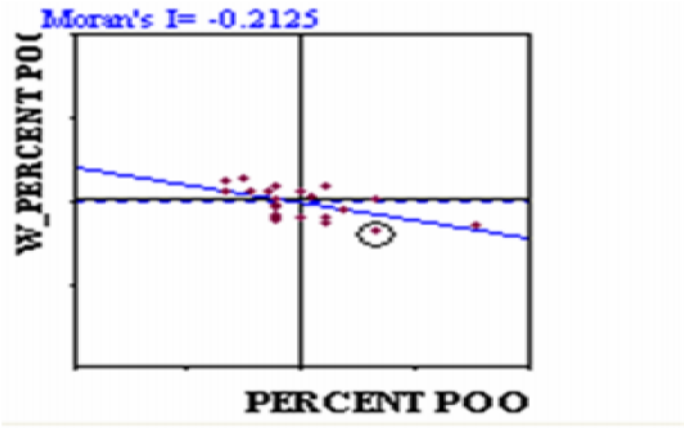
خدمات متفرقه) به تعداد اعضاي معادل بالغ هر خانوار به‌دست آمد. نصف میانگین هزینه‌هاي سرانه خط فقر (جعفری ثانی، 1385) دانسته شد، و با مقایسه‌ي آن با هزینه‌هاي سرانه‌ي هر خانوار، خانوار تنگ‌دست مشخص گردید. نرخ فقر در هر شهرستان با درصد تعداد خانوارهاي تنگ‌دست تعیین گردید. برخی از متغیرهای مستقل نیز به صورت درصد، و برخی به صورت میانگین برای هر شهرستان به‌کار گرفته شد. به عنوان نمونه، متغیرهای داشتن مسکن، جنسیت، شغل، نرخ بیکاری و وضعیت آموزش به صورت درصد و متغیرهای تعداد اعضاي خانوار، افراد شاغل، و دانش‌آموزان به صورت میانگین استفاده شد. براي تحلیل نتایج تحقیق از نرم‌افزارهاي GEODA095i و برای رسم نقشه استان فارس به تفکیک شهرستان و برآورد مدل‌ها از ArcGIS استفاده شده است.

نتایج و بحث

ابتدا به وضعیت توزیع فقر در شهرستان‌هاي استان و سپس عوامل موثر بر فقر و مدل‌هاي فضایی پرداخته شده است. شکل (1) با توجه به درصد توزیع فقر در شهرستان‌هاي استان نشان می‌دهد که بالاترین درصد فقر مربوط به کوچک‌ترین شهرستان استان (استهبان) واقع در شرق و مرکز استان و کم‌ترین آن مربوط به دو شهرستان لار (بزرگ‌ترین شهرستان) در جنوب و آباده در شمال استان است. درصد فقر بیش‌ترین تعداد شهرستان‌ها (14شهرستان) که در شرق و غرب استان از شمال تا جنوب پراکنده شده اند در دامنه‌ي 50 تا 90% بود. نرخ تنگ‌دستی سه شهرستان شیراز (مرکز استان)، سپیدان در شمال و فسا در مرکز استان و جنوب شهرستان شیراز، میان 10 تا 50% بود. نتایج بالا حاکی از توزیع غیریک‌نواخت فقر در مناطق شهري استان فارس است. بنابراین، به عنوان فرضیه، وجود خودهمبستگی فضایی دور از انتظار نیست.

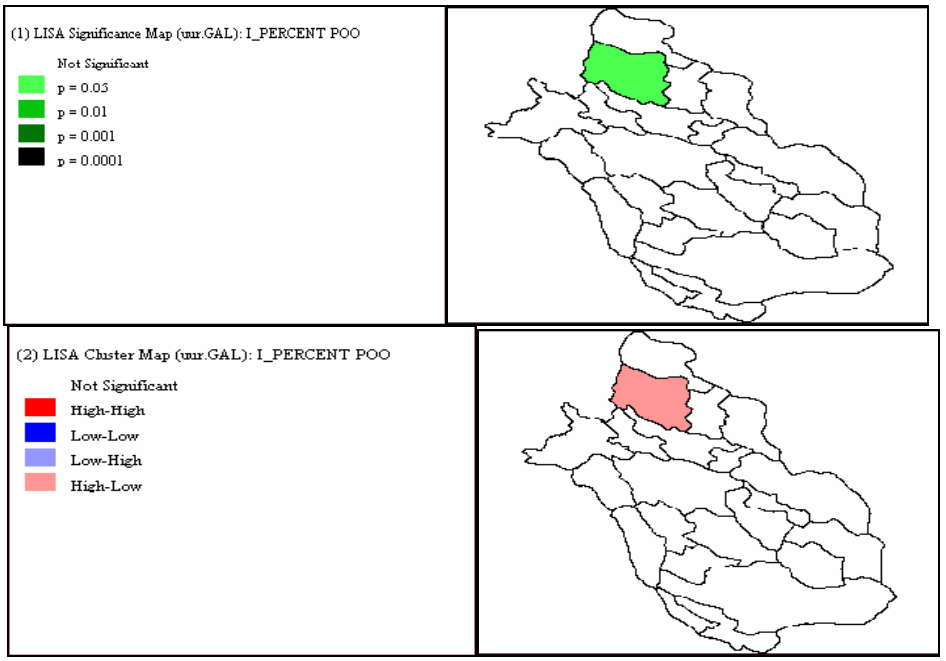


شکل(1). **درصد** توزیع فقر در مناطق شهری شهرستان**هاي** استان **فارس**



شکل(2). نمودار پراکنش موران

شکل (2) نمودار پراکنش موران را نشان می‌دهد. متغیر وابسته در این نمودار درصد فقر است. محور افقی مقدار استاندارد شده‌ي فقر را برای یک شهرستان، و محور عمودی مقدار استاندارد شده‌ي فقر را براي شهرستان‌هاي همسایه که به‌وسیله‌ي ماتریس وزن‌ها تعریف شده است، نشان می‌دهد. همسایه‌ها در ماتریس وزن‌ها به روش رخ‌مانند مرتبه-اول تعریف شده است، به این معنی که همسایه‌هاي شهرستان معین A شامل شهرستان‌هایی است که یک ضلع مشترك با ناحیه‌ي بررسی دارد. ربع سمت راست بالایی نمودار پراکندگی موران، شهرستان‌هاي داراي فقر بالا را نشان می‌دهد، که در برخی متغیرها با شهرستان‌هاي دارای فقر بالا همسایه اند. ربع سمت چپ پایین، شهرستان‌هاي با فقر پایین و نیز همسایه‌هایی با فقر پایین را نشان می‌دهد (کم - کم). ربع سمت راست پایین، شهرستان‌هاي با فقر بالا را با شهرستان‌هاي با فقر در پیرامون آن‌ها نشان می‌دهد (بالا - پایین)، و ربع سمت راست بالا شرایط برعکس را دارد (پایین - بالا). انسلین (1996) نشان داد که شیب خط رگرسیون گذرنده از میان این نقاط مقدار آماره‌ي I موران را نشان می‌دهد، که در این نمودار برای فقر 0/2125- است. این آماره منفی است، و گویای آن است که خودهم‌بستگی فضایی منفی وجود دارد. بیش‌تر شهرستان‌ها و همسایگان آن‌ها در زیر گروه‌هایی با فقر بالا- پایین و پایین- بالا قرار می‌گیرند. در نمودار پراکنش موران، شهرستانی که با دایره مشخص شده اقلید است، که در ربع پایینی سمت چپ قرار گرفته است، و نشان می‌دهد که دارای فقر بالا است، در حالی‌که همسایگان آن شهرستان‌هاي آباده (10%)، خرمبید (20%)، مرودشت (20%) و سپیدان (15%) دارای فقر نسبی پایینی هستند.



شکل(3). نقشه‌ي پراکنش محلی آماره‌ي موران (دسته‌بندی لیزا (LISA)) برای متغیر فقر

نقشه‌ي محلی از آماره‌ي موران برای متغیر فقر، نقشه‌ي لیزا (LISA) است که با نمایش همان اطلاعات به روشی دیگر امکان پراکنش محلی را برای فهمیدن نمودار پراکنش موران فراهم می‌کنند (شکل 3). نقشه‌هاي لیزا، توزیع جغرافیایی ترکیبات مختلف را نشان می‌دهد. در شکل (3) تنها خوشه‌ي بالا–پایین (مربوط به شهرستان اقلید) در سطح 5% معنی‌دار است. آماره‌ي محلی موران براي شهرستان‌های دیگری که روی نقشه سایه دار نیستند معنی‌دار نیست (در سطح 0/05).

همان گونه که گفته شد، با فرض این که هیچ وابستگی فضایی وجود ندارد و یا به لحاظ فضایی تفاوتی میان مشاهده‌ها وجود ندارد، نخستین گام در تحلیل رگرسیون فضایی برآورد

یک رگرسیون با روش OLS استاندارد و انجام آزمون‌هاي تشخیص[1] رگرسیون است. ستون دوم جدول (1) نتایج برآورد OLS را نشان می‌دهد. متغیرهای جنسیت سرپرست خانوار و درصد خانوارهای دارای مسکن به ترتیب در سطح 5 و 1% معنی‌دار است و با درصد فقر رابطه‌ي منفی دارد. متغیرهای دیگر معنی‌دار نشده است.

براساس آزمون‌هاي بروچ- پاگان[2] و جارکو – به‌را[3] فرضیات واریانس هم‌سانی و نرمال بودن اجزای اخلال تایید می‌شود. اما آماره‌ي I موران 0/2433 به دست آمده (شکل 4) که در سطح 1% معنی‌دار، و نشان‌دهنده‌ي وجود خودهم‌بستگی فضایی است. آماره‌ي LM-SARMA نیز 13/84 و معنی‌دار به‌دست آمد. بنابراین بازگو کننده‌ي جاي‌گزینی مدل‌هاي فضایی با برآورد OLS است. در ستون دوم جدول (1) دیده می‌شود که آماره‌ي LM(lag) معنی‌دار نیست، و LM(error) در سطح 5% معنی‌دار است. این بدین معنی است که تفاوت معنی‌دار میان روش OLS و خطای فضایی وجود دارد. بنابراین اگر از مدل خطای فضایی استفاده شود وابستگی فضایی کم‌تر خواهد شد و یا به کلی از میان خواهد رفت. در اینجا دیگر نیازی به مقایسه‌ي دو آماره‌ي Robust LM(lag) و Robust LM (error) نیست. بنابراین مدل خطای فضایی مدل برتر برگزیده می‌شود.

در ادامه دو مدل وقفه و خطای فضایی برآورد و با هم مقایسه شد. جدول (1)نتایج برآورد این مدل‌ها را نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که معنی‌داری متغیرها در مدل وقفه تفاوتی با مدل OLS ندارد، اما معنی‌داری متغیرها در مدل خطا وضعیت بهتری دارد، به‌گونه‌یی که ضریب متغیرهای میانگین اندازه‌ي خانوار (+)، جنسیت سرپرست خانوار (-) و درصد خانوارهای دارای مسکن (-) در سطح کم‌تر از 1% و نوع شغل (+) در سطح 5% داراي اثر معنی‌دار است. R^2 مدل خطا 84% است که در مقایسه با مدل OLS و وقفه بیش‌ترین مقدار

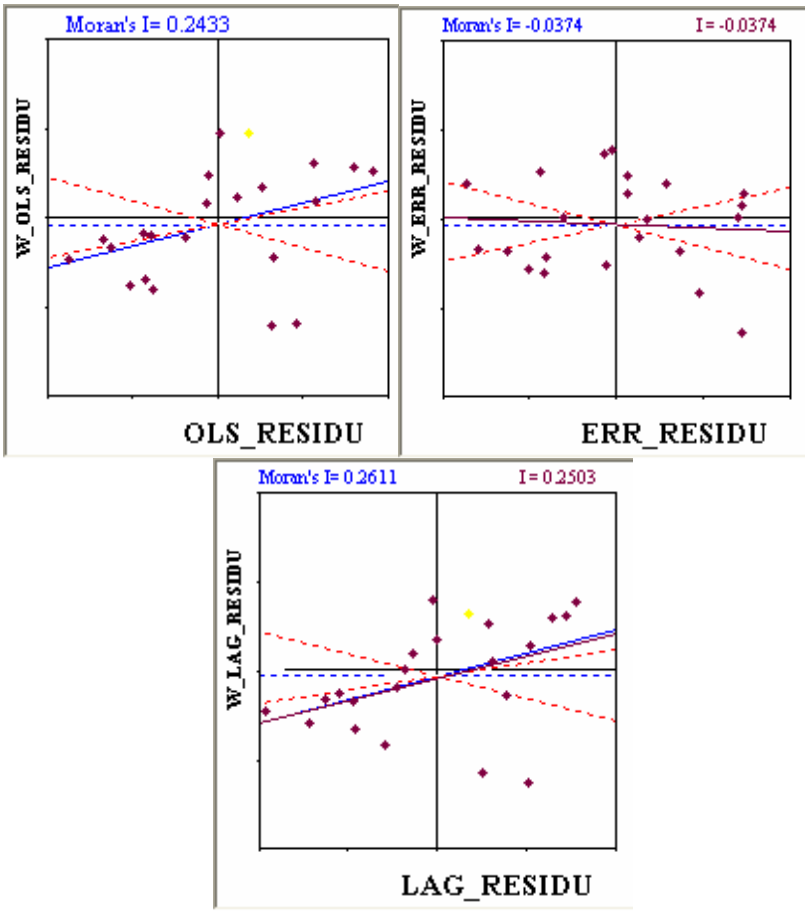
[1] Diagnostics Test
[2] - Breusch-Pagan
[3] - Jarque-Bera

است. از طرفی Log likelihood مدل خطا بیش‌تر از مدل‌هاي دیگر است (65/69-). آماره‌ي بروچ- پاگان نشان می‌دهد که در هر دو مدل هیچ واریانس ناهم‌سانی وجود ندارد. به طور کلی، با کاربرد مدل‌هاي فضایی نسبت به مدل OLS بهبودی در نتایج ایجاد شده است. اما با مقایسه‌ي دو مدل وقفه و خطا دیده می‌شود که کنترل وابستگی فضایی با مدل خطای فضایی بهتر صورت گرفته است. در نهایت می‌توان گفت که در این مطالعه مدل خطا نسبت به مدل وقفه برتری نسبی دارد. بنابراین مدل خطا ترجیح داده می‌شود.

جدول (1). نتایج برآورد روش‌هاي OLS، خطاي فضایی، و وقفه‌ي فضایی

روش تخمین	OLS	ML (spatial error)	ML (spatial lag)
عرض از مبدا	91/79***	85/65***	94/59***
نرخ بی‌کاری	0/05	0/212	0/058
میانگین اندازه‌ي خانوار	2/06	4/08***	0/359
جنسیت سرپرست	-0/62**	-0/62***	-0/416**
سن سرپرست	0/047	-0/022	0/125
درصد باسوادي سرپرست	-0/108	-0/044	-0/131
تعداد سال‌هاي آموزش سرپرست	-0/396	-0/682	-0/497
درصد خانوارهای دارای مسکن	-0/435***	-0/487***	-0/396***
نوع شغل	3/87	5/65**	3/65
اثر خطای فضایی (λ)	-	0/723***	-
اثر وقفه‌ي فضایی (ρ)	-	-	-0/64***
R^2	0/73	0/84	0/79
Log likelihood	-69/54	-65/69	-67/5
Breusch-Pagan test	4/23NS	5/76 NS	3/57NS
Moran's I (error)	0/2433***	-0/0374NS	0/2611***
Lagrange Multiplier (lag)	1/54 NS	-	-
Robust LM(lag)	11/07***	-	-
Lagrange Multiplier(error)	2/77**	-	-
Robust LM (error)	12/29***	-	-
Lagrange Multiplier (SARMA)	13/84***	-	-
Likelihood Ratio Test	-	7/68***	3/99**

مأخذ: یافته‌هاي تحقیق *و ** و*** به ترتیب نمایانگر معنی‌دار بودن در سطح 10، 5 و 1% است.



شکل(4). نمودار پراکنش موران اجزای اخلال- به‌ترتیب از چپ به راست مدل‌هاي OLS، خطای فضایی و وقفه

شکل (4) نمودارهای پراکنش موران اجزای اخلال برای هر سه مدل OLS، خطا و وقفه را نشان می‌دهد. مدل خطای فضایی با کم‌ترین مقدار آماره‌ي I موران براي جمله‌ي اخلال بهترین برآورد را دارد. به‌طوري که خودهم‌بستگی فضایی کاملا حذف شده است.

با توجه به نتایج بالا مبنی بر انتخاب مدل خطای فضایی به عنوان مدل برتر، در ادامه عوامل موثر بر فقر براساس نتایج حاصل از برآورد این مدل بررسی و تحلیل شد. متغیرهای میانگین اندازه‌ي خانوار (+)، جنسیت سرپرست خانوار (-) و درصد خانوارهای دارای مسکن (-) در سطح کم‌تر از 1%، و نوع شغل (+) در سطح 5% اثر معنی داري بر درصد فقر دارد (جدول 1). در مورد میانگین اندازه‌ي خانوار می‌توان گفت که با فرض ثابت بودن دیگر عوامل، درصد قرار گرفتن خانوارهای جدید در گروه خانوارهای تنگ‌دست با افزایش اندازه‌ي خانوار افزایش می‌یابد (حدود 4%). علت آن را می‌توان کاهش درآمد سرانه و افزایش هزینه‌ها دانست.

با افزایش تعداد خانوارهاي به‌سرپرستی مردان، درصد این که خانواری که در زیر خط فقر جا دارد به بالاي خط فقر جابه‌جا شود 0/62% است. به عبارت دیگر، هرچه درصد خانوارهاي با سرپرستی مردان افزایش یابد، درصد خانوارهاي تنگ‌دست کاهش می‌یابد. با توجه به کم‌بودن تعداد مشاهده‌هاي به‌سرپرستی زنان، باید با این دستاورد رگرسیون با احتیاط برخورد شود.

شغل سرپرست خانوارها متغیر دیگری است که در این مطالعه به صورت درصد افراد دارای شغل کشاورزی در نظر گرفته شده است. این متغیر نیز تاثیر مثبتی به اندازه‌ي 5/6% بر درصد خانوارهاي تنگ‌دست دارد. به عبارت دیگر اگر سرپرست خانواری شغل کشاورزی داشته باشد، درصد جا گرفتن آن‌ها در گروه خانوارهاي تنگ‌دست بیش‌تر است. بنابراین هرچه تعداد این خانوارها بیش‌تر باشد% فقر نیز بیش‌تر است. این امر گویای آن است که کشاورزی فعالیت اصلی سرپرست خانوارها در مناطق شهری نیست. متغیر دیگر درصد خانوارهاي داراي مسکن است که تاثیر منفی بر درصد خانوارهاي تنگ‌دست دارد. به عبارت دیگر هرچه خانوارهای بیش‌تري خانه داشته باشند درصد خانوارهای زیر خط فقر کم‌تر است، به‌طوري که با 1% افزایش در متغیر مالکیت مسکن، درصد فقر حدود 0/49% کاهش می‌یابد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

از آن‌جا که تاکنون با کاربرد اقتصادسنجی دورهیک در مطالعات فقر منطقه‌یی به مشکلاتی مانند خودهم‌بستگی فضایی توجهی نشده است، ره‌یافت اقتصادسنجی فضایی در این تحقیق به‌کار گرفته شد. با در نظر گرفتن ارتباط مکانی میان داده‌هاي نمونه، عوامل موثر بر فقر شناسایی و نقشه‌ي فقر مناطق شهري استان فارس تهیه شد. براي دست‌یابی به این هدف تابع فقر با روش OLS برآورد شد و نتایج آن نشان داد که از میان متغیرهای موجود در مدل، متغیر جنسیت سرپرست خانوار و درصد خانوارهای دارای مسکن اثر معنی‌دار و منفی بر نرخ فقر دارد. آماره‌ي I موران نشان داد که خودهم‌بستگی فضایی منفی در داده‌ها وجود دارد، و این ممکن است ناشی از خصوصیات منطقه‌یی یا مکانی همسایگان بر فقر یک منطقه باشد. به عبارت دیگر، نه تنها عوامل درون یک منطقه بل‌که عوامل دیگری با عنوان وابستگی فضایی که ناشی از همسایگی این منطقه با دیگر مناطق است، و نیز دوري این منطقه با مناطق دیگر بر پدیده‌ي فقر این منطقه اثر می‌گذارد. بنابراین نتایج اقتصادسنجی مرسوم قابل اعتماد نبود و مدل‌هاي خطا و وقفه‌ي فضایی به‌کار گرفته شد. با کاربرد دو مدل وقفه و خطا، در نتایج نسبت به مدل OLS بهبودی ایجاد شد. در مقایسه‌ي میان مدل‌هاي وقفه و خطای فضایی، با استفاده از آماره‌های مربوط، مدل خطای فضایی مناسب‌تر تشخیص داده شد.

بنابراین ما بر اساس مبانی نظري و آماره های تشخیصی روش OLS پذیرفتیم که در الگوی فقر، مدل خطای فضایی یک جای‌گزین مناسب براي روش‌هاي رگرسیون استاندارد است. خودهم‌بستگی فضایی قوی (I=0/2433) در اجزاي اخلال روش OLS این جای‌گزینی را تاکید می‌کند. در این تخمین متغیرهای اندازه‌ي خانوار و نوع شغل علاوه بر متغیرهای جنسیت سرپرست خانوار و درصد خانوارهای دارای مسکن که در تخمین‌هاي OLS و وقفه‌ي فضایی معنی‌دار بود، نیز اثر معنی‌داري بر فقر دارند. به علت بسیار کوچک بودن اندازه‌ي اجزاي اخلال مدل خطای فضایی (شکل 4) در مقایسه با اجزای اخلال مدل‌هاي دیگر، خودهم‌بستگی فضایی در این مدل حذف شده است (I=0/074). ایجاد بهبود آشکار در برازش مدل خطاي

فضایی با مقایسه‌ي اندازه‌هاي log-likelihood، AIC و R^2 با مدل‌هاي دیگر نیز تایید می‌گردد. از دیدگاه مبانی نظری این نتیجه مبتنی بر انتظار است، چرا که اگر فقر در منطقه‌یی ناشی از فرآیند فضایی مربوط به بازخورد باشد، که به معنی وجود فرآیند وقفه‌ي فضایی است، آن‌گاه به سختی می‌توان از شباهت‌هاي همسایگی در فقر منطقه‌یی دفاع کرد. همان‌طور که پیش‌تر در مورد فرآیند بازخورد به عنوان یک عامل ایجاد خودهم‌بستگی فضایی در جملات اخلال گفته شد، فقر یک موقعیت اجتماعی ناشی از تقلید از همسایگان نیست. بل‌که بیش‌تر ترکیب پیچیده‌یی از عوامل اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی به نظر می‌رسد، که فقط تعداد کمی از آن‌ها را می‌توان در فرآیند مدل آماری دخالت داد. بنابراین بسیاری از این عوامل در جمله‌ي خطاي مدل باقی می‌مانند، و بدین ترتیب تصریح وقفه‌ی فضایی برای این داده‌هاي خاص یک مدل غیر محتمل به نظر می‌رسد.

نتایج نشان داد که هرچه درصد شغل کشاورزی و درصد نداشتن مسکن بیش‌تر باشد درصد خانوارهاي تنگ‌دست بیش‌تر است. بنابراین پیشنهاد می‌گردد دولت با گزینش سیاست‌هایی برای حمایت از کشاورزان به ویژه در خشک‌سالی‌هاي اخیر برآید، و براي فرصت‌هاي اشتغال غیرکشاورزی و زمینه‌هاي اشتغال متناسب با ترکیب جمعیت بی‌کار مناطق مختلف سرمایه‌گذاری نماید. هم‌چونین با آسان‌تر کردن قانون‌هاي تسهیلات مسکن و هموار نمودن راه صاحب خانه شدن و افزایش مسکن زمینه را برای کاهش تعداد خانوارهاي تنگ‌دست ایجاد نماید. بنابراین اگر زمینه‌ي مسکن‌دار شدن خانوارهاي بی‌مسکن فراهم گردد، هزینه‌های خانوارها کاهش می‌یابد و درصد خارج شدنش آنان از زیر خط فقر افزایش می‌یابد. متغیرهای اندازه‌ي خانوار و جنس سرپرست خانوار (مرد بودن) به ترتیب اثر مثبت و منفی بر درصد فقر دارد. بنابراین اجراي برنامه‌هایی برای کاهش بعد خانوار به ویژه به شیوه‌ی آگاهی دادن و تبلیغات دولتی ضروري به نظر می‌رسد. هم‌چونین دولت با اجرای برنامه‌هایی برای شناسایی خانوارهایی که سرپرستی آن‌ها با زنان خانه‌دار و یا مردان سال‌خورده و تهی‌دست است، به حمایت از آن‌ها برآید. از آن‌جا که فقر

علاوه بر عوامل اقتصادی و اجتماعی به مسایل فرهنگی نیز وابسته است، برای گسترش فرهنگی این مناطق نیز گام‌های لازم برداشته شود.

به طور کلی این مطالعه را می‌توان یک نمونه آموزشی از شیوه‌ی بررسی فرآیند اقتصادی- اجتماعی در شرایط همراه با تاثیرات خارجی فضایی دانست. با آمدن روش‌های جدید لازم است این مطالعات دوباره بررسی شود. این مطالعه آغازی برای مطالعات بیش‌تر در حوزه‌ی فقر و ادبیات و رشد اقتصادسنجی فضایی است.

منابع

اکبری، ن.، عمادزاده، م. و رضوی، ع. (1383). بررسی عوامل موثر بر قیمت مسکن در شهر مشهد: رهیافت اقتصادسنجی فضایی در روش هدانیک. فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، 11و 12: 117-97.

باقری، ف.، دانش پرور، ن.، و کاوند، ح. (1386). روند خط فقر و شاخص‌های فقر در ایران در سال‌های 1375-1385. گزیده‌ی مطالب آماری، سال 18، شماره 2: 82-71.

بیدرام، ر.، اکبری، ن. و نصراصفهانی، ر. (1386). تجزیه و تحلیل نابرابری عوارض شهرداری‌ها در مناطق ده‌گانه‌ی اصفهان: رهیافت اقتصادسنجی فضایی. فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، سال هفتم، 1: 105-95.

جعفری ثانی، م. (1385). بررسی توزیع زمانی و مکانی فقر و ناامنی غذایی در ایران. پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشکده‌ی کشاورزی، دانشگاه شیراز.

رحمانی، ت. و امیری، م. (1386). بررسی تاثیر اعتماد بر رشد اقتصادی دراستان های ایران با روش اقتصادسنجی فضایی. مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، 78: 57-23.

عسگری، ع. و اکبری، ن. (1380). روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی، تئوری و کاربرد. مجله‌ی پژوهشی دانشگاه اصفهان، علوم انسانی، (1و2): 122-93.

فرج‌زاده، ز. (1382). هدفمند کردن یارانه‌ها و کاهش فقر. پایان‌نامه‌ي کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشکده‌ي کشاورزی، دانشگاه شیراز.

طرازکار، م. ح. و زیبایی، م. (1383). بررسی معیارهای رفاه اجتماعی و توزیع درآمد و فقر در جوامع روستایی و شهری. فصل‌نامه‌ي اقتصاد کشاورزی و توسعه، 48: 154-137.

سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، (1384). مرکز آمار ایران، طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوار، تهران.

مرکز آمار ایران، (1387) نتایج سرشماری عمومی نفوس و مسکن 1385.

موسوي، ن.، فرج زاده، ز.، شفیعی، ح. و شاوردي، ع. (1384). بررسی عوامل تعیین کننده‌ي فقر در میان خانوارهای شهری استان فارس. فصل‌نامه‌ي بانک و کشاورزی، شماره 8.

وزارت کشور، (1388). جدول عناصر و واحدهای تقسیمات کشوری. وزارت کشور، ایران.

Anselin, L. (2000). GIS, spatial econometrics and social science research, Journal of Geographical Systems, 2: 11–15.

Anselin, L. (2001a). Spatial econometrics, In Baltagi (Ed.), Companion to econometrics, Oxford, England: Basil Blackwell.

Anselin, L. (2001b). Spatial effects in econometric practice in environmental and resource economics, American Journal of Agricultural Economics, 83(3): 705–710.

Anselin, L. (2005). Exploring spatial data with GeoDaTM: A Workbook, University of Illinois, Urbana-Champaign Urbana, IL 61801.

Anselin, L. and Bera, A. K. (1998). Spatial dependence linear in regression models with an introduction to spatial econometrics, In A. Ullah, and D. A. Giles (Eds.), Handbook of applied economic statistics (pp. 237–289). New York: Marcel Dekker.

Bailey, T. C. and Gatrell, A. C. (1995). Interactive spatial data analysis, Harlow, England: Addison Wesley Longman Limited.

Benson, T., Chamberlin, J. and Rhinehart, I. (2005). An investigation of the spatial determinants of the local prevalence of poverty in rural Malawi, Food Policy, 30: 532-550.

Cliff, A. D. and Ord, J. K. (1973). Spatial autocorrelation, London, England: Pion Limited.

Cliff, A. D. and Ord, J. K. (1981). Spatial processes: Models and applications. London, England: Pion Limited.

Datt, G. and Ravallion, M. (1998). Why have some Indian states done better than others at reducing rural poverty, Economica, 65: 17–38.

Farrow, A., Larrea, C., Hyman, G. and Lema, G. (2005). Exploring the spatial variation of food poverty in Ecuador, Food Policy, 30: 510–531.

Fox, J. (1997). Applied regression analysis, linear models, and related methods, Thousand Oaks, CA: Sage Publications.

Friedman, S. and Lichter, D.T. (1998). Spatial inequality and poverty among American children, Population Research and Policy Review, 17: 91–109.

Greene, W. H. (2000). Econometric analysis, 4th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.

Griffith, D. A. (1996). Some guidelines for specifying the geographic weights matrix contained in spatial statistical models. In S. L. Arlinghaus (Ed.), Practical handbook of spatial statistics (pp. 65–82). Boca Raton, FL: CRC Press.

Jalan, J. and Ravallion, M. (2002) Geographic poverty traps? A micro model of consumption growth in rural China, Journal Applied Economics, 17(4): 329–346.

Kelejian, H. H. and Prucha, I.R. (1997). Estimation of spatial regression models with autoregressive errors by two-stage least squares procedures: A serious problem, International Regional Science Review, 20: 103–111.

Moran, P. A. P. (1950). Notes on continuous stochastic phenomena, Biometrika, 37: 17–23.

Mukherjee, S. and Benson, T. (2003). The determinants of poverty in Malawi, 1998, World Development, 31(2): 339–358.

Palmer-Jones, R. and Sen, K. (2006). It is where you are that matters: the spatial determinants of rural poverty in India, Agricultural Economics, 34 (3): 229–242.

Voss, P. R., Long, D., Hammer, R. B. and Friedman. S. (2006). County child poverty rates in the US: a spatial regression approach, Population Research Policy Review, 25:369–391

Wrigley N., Holt T., Steel, D. and Tranmer, M. (1996). Analysing, modelling, and resolving theecological fallacy, In P. Longley, and M. Batty (Eds.), Spatial analysis:Modelling in a GIS environment (pp. 23–40). Cambridge, England: GeoInformation International.