فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال نهم، شماره ۱ «پیاپی ۲۹»، بهار ۱۳۹٤، صفحات ٦۲-٤۳)

بررسی اقتصادی جرم و اثرات سرریز بین استانی آن در ایران: یک رویکرد پنل فضایی[۱]

محسن مهرآرا،* احسان محمدیان نیک‌پی**

تاریخ دریافت: ۹۳/۱۲/۲٦ تاریخ پذیرش: ۹٤/۰۳/۰۳

چکیده

مقاله حاضر به بررسی اقتصادی جرم با استفاده از داده‌های استانی کشور ایران، از سال ۸۹-۱۳۷۹ با لحاظ کردن متغیرهای اقتصادی و اجتماعی می‌پردازد. به جهت بررسی جرم از حیث مکان و لحاظ اثرات سرریز در مدل، از اقتصاد سنجی فضایی استفاده شده است. یافته‌های حاصل از تحقیق حاضر دلالت بر معنادار بودن اثرات سرریز ناشی از جرم در بین استان‌های کشور دارد. بنابراین تغییر میزان جرم در یک استان از کشور علاوه بر تأثیرگذاری در استان موردنظر دارای اثرات سرریز یا سرایت بین مرزها بر استان‌های مجاور نیز می‌باشد. به علاوه نتایج نشان می‌دهند که متغیرهای اقتصادی درآمد و نرخ مشارکت و همچنین متغیرهای اجتماعی نسبت ازدواج به طلاق، نسبت شهرنشینی و افزایش جمعیت اثرات معنادار و با اهمیتی بر وقوع جرم در کشور دارند.

طبقه‌بندی JEL: A13, C23, R12

واژگان کلیدی: جرم، اثرات سرریز، اقتصادسنجی فضایی، متغیرهای اقتصادی و اجتماعی.

---

[۱] این مقاله برگرفته از پایان نامه کارشناسی ارشد احسان محمدیان نیک‌پی با راهنمایی دکتر محسن مهرآرا در دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران می‌باشد.

* استاد اقتصاد دانشگاه تهران (نویسنده‌ی مسئول)، پست الکترونیکی: mmehrara@ut.ac.ir

** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، پست الکترونیکی: mohammadian921@atu.ac.ir

۱. مقدمه

محققان علوم اجتماعی هر فعل یا ترک فعلی که نظم و آرامش اجتماعی را مختل نماید و قانون برای آن مجازات تعیین کرده باشد را جرم نامیده‌اند. از منظر اجتماعی «جرم آن دسته از رفتارها و کنش‌هایی است که از حد تحمل یک گروه اجتماعی ویژه فراتر می‌رود. جرم کنش‌هایی است که فرض می‌شود آن چنان به منافع جامعه لطمه وارد می‌آورد، که دولت تصمیم می‌گیرد نقش مستقیمی در تشخیص و برخورد با آن اتخاذ کند» (کلدی، ۱۳۸۱).

از آنجا که وقوع هر پدیده متأثر از عوامل مختلفی می‌باشد وقوع جرم نیز به عنوان یک پدیده نامطلوب از این قاعده مستثنی نبوده و شناسایی این عوامل برای درک صحیح و سیاست‌گذاری مناسب در جهت کنترل و کاهش جرم، ضروری به نظر می‌رسد. در نتیجه از جنبه‌های مختلفی همانند اجتماعی و اقتصادی می‌توان به تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر جرم پرداخت.

در بین عوامل تأثیرگذار بر جرم، مکان عاملی است که کمتر مورد توجه واقع شده است. این امر ایده اصلی مطالعات فضایی جرم را تشکیل می‌دهد که تراکم جرم بین واحدهای فضایی می‌باشد. به عبارت دیگر اگر همسایگی‌های یک منطقه، تجربه سطح فعالیت مجرمانه بالاتری را داشته باشند نرخ جرم در آن منطقه نیز تمایل به افزایش دارد. در واقع اثرات سرریز ناشی از وقوع جرم در یک واحد فضایی به واحد(های) فضایی همسایه منتقل می‌شود که این موضوع به وسیله اقتصادسنجی فضایی در تحقیق حاضر برای داده‌های ۲۸ استان ایران مورد آزمون و بررسی قرار می‌گیرد.

تحقیق حاضر بر مبنای دو فرضیه بنا شده است. فرضیه اول وجود اثرات سرریز ناشی از وقوع جرم در یک استان بر جرم در استان‌های دیگر را مورد تاکید قرار داده است و فرضیه دوم بر با اهمیت بودن تاثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر وقوع جرم، استوار است. با توجه به این فرضیات، دو هدف در نظر گرفته می‌شود: ۱) شناسایی تاثیرات هر یک از متغیرهای اقتصادی، اجتماعی و مکانی بر وقوع جرم در استان‌های ایران و ۲) افزایش آگاهی عمومی سیاست گذاران از حیث شناخت بهتر و جامع‌تر نسبت عوامل موثر بر جرم.

مقاله حاضر مشتمل بر ٦ بخش شامل مقدمه، مبانی نظری جرم، اقتصادسنجی فضایی بر اساس داده‌های پنل، داده‌های آماری مورد تخمین برای ایران، تخمین مدل و تفسیر نتایج حاصل از آن بوده و در پایان با توجه به مطالب عنوان شده ، یافته‌ها جمع بندی و خلاصه خواهند شد.

۲. مبانی نظری جرم

وقوع جرم علل اقتصادی و اجتماعی متعددی داشته و مباحث اقتصاد اجتماعی حاکی از این امر است که افزایش مشکلات اقتصادی در جوامع باعث افزایش وقوع جرم در آن‌ها می‌شود. بونقر[1](۱۹۱٦) عوامل اقتصادی را عامل اساسی برای تمامی ساختارهای اجتماعی دانسته که تأثیر قابل توجهی بر روی فعالیت‌های فردی از جمله جرم دارد.

هیچ یک از کارشناسان اجتماعی رابطه رشد جرم را با مشکلات اقتصادی و استمرار آن نادیده نمی‌گیرند. فلشر[2] با تمرکز بر نقش میزان درآمد افراد در تصمیم گیری برای انجام عمل مجرمانه، اولین کسی است که به تحلیل جرم از بعد اقتصادی پرداخت. اما به دلیل نقص‌های اساسی کار وی، بایستی بکر[3] را به عنوان پیشگام تئوریزه کردن وقوع جرم از منظر اقتصادی دانست. مدل وی که به مدل اقتصاد جرم (CEM)[4] شهرت یافته بر مبنای رفتار انسان عقلایی است. در این مدل فرد در صورتی مرتکب جرم خواهد شد که منفعت نهایی جرم بیش از هزینه نهایی آن باشد.

در کوشش‌های متنوعی که در سطوح مختلف برای شناسایی عوامل تأثیرگذار بر وقوع و استمرار جرم صورت گرفته است بیشتر بر خصوصیات فردی مجرم تأکید شده و از بررسی نقش مکان در وقوع و گسترش جرم به نواحی اطراف (همسایگی) تا حدود زیادی غفلت گردیده است. به همین جهت در سال‌های اخیر با رشد روزافزون شناخت اهمیت عامل مکان یا فضا برای بسیاری از فرآیندهای اقتصاد اجتماعی، تحلیل فضایی جرم به تدریج در صدر تحقیق‌های جرم‌شناسی قرار گرفته است (یی و وو[5]، ۲۰۱۱).

استفاده از تحلیل مکان، اگر ویژگی‌های فضایی به کار برده شده عاملی محرک برای وقوع جرم باشند، می‌تواند میزان بهینگی تلاش‌ها برای کاهش جرم را افزایش دهد و مداخله‌های صورت گرفته به وسیله مسئولان در جهت تغییر افراد مجرم یا فعالیت‌های آنها را مؤثرتر سازد. در نتیجه این که دسته بندی ارتباط میان مکان و جرم نیازمند روش‌های تحلیلی است که به طور مناسب

[1] Bonger, 1916
[2] Fleisher
[3] Becker, 1968
[4] Crime Economics Model
[5] Ye & Wu, 2011

قادر به مجزا کردن اثر مکان بر روی جرم باشند. همان گونه که نتلر (۱۹۸٤) رفتار افراد را با بررسی شرایط مکانی و اجتماعی تا حد زیادی قابل پیش‌بینی می‌دانست.

تحلیل مکانی (فضایی) جرم در شهرها به شناسایی الگوهای رفتار مجرمانه، کشف کانون‌های جرم خیز[1] و در نهایت به تغییر این شرایط و خلق فضاهای مقاوم در برابر جرم و رفع ناهنجاری‌های شهری کمک خواهد کرد. از این رو، بررسی‌های مکانی از اهمیت به سزایی در مطالعه جرم برخوردار بوده و ضرورت بررسی موضوع را دوچندان می‌نماید (احمد آبادی و همکاران، ۱۳۸۷).

به منظور دخیل کردن اثرات مکان در کنار عوامل اقتصادی تأثیرگذار بر وقوع جرم استفاده از ابزار مناسب جهت تحلیل و نتیجه‌گیری غیرقابل اجتناب بوده و منجر به افزایش اعتماد به نتایج خواهد شد. در این راستا یک ابزار مفید، اقتصادسنجی فضایی می‌باشد.

۲-۱. مروری بر مطالعات تجربی

پان[2] و همکاران (۲۰۱۲) دریافتند که در نواحی استقرار کارتل‌های قاچاق داروی مکزیک شمار جرم‌های صورت گرفته بسیار بالاست. در نهایت به این نتیجه رسیدند که متغیر GDP بر جرم تأثیر معناداری ندارد اما اثرات سرریز فضایی ناشی از قاچاق دارو معنادار است. یی و وو (۲۰۱۱) دریافتند که افزایش فقر باعث افزایش سطح قتل می‌شود. همچنین مطالعه آن‌ها لزوم بررسی تأثیرات فضایی جرم را آشکار کرد.

ایلانفلد و مایوک[3] (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۷ برای میامی امریکا دریافتند که خریداران خانه تمایل به پرداخت قیمت بیشتری برای خانه‌هایی با نرخ سرقت و تجاوز کمتر در نواحی همسایگی هستند. پورتر و پرسر[4] (۲۰۱۰) به بررسی تأثیرات نرخ ازدواج بر بی‌نظمی‌های اجتماعی در قالب اقتصادسنجی فضایی پرداختند. این دو در تخمین الگوهای فضایی نشان دادند که متغیرهای نسبت شهرنشینی، تبعیض نژادی، درآمد خانوار، نرخ بیکاری و فقر اثر معناداری بر جرم دارند. به علاوه، درجه بالایی از خودهم‌بستگی فضایی بین ایالتی در خصوص متغیر جرم یافت شد.

---

[1] Hot Spots
[2] Pan
[3] Ihlanfeldt & Mayock
[4] Porter & Purser

کاکامو[1] و همکاران (۲۰۰۸) به بررسی ۱۸ نوع جرم مختلف با استفاده از مدل پنل بیزین فضایی در ژاپن پرداختند. آن‌ها دریافتند که تعداد زیادی از انواع جرایم همبستگی منفی با درآمد و همبستگی مثبتی با بیکاری، توریسم و تعداد هتل‌ها در این کشور دارد. آلمیدا[2] و همکاران (۲۰۰۵) به بررسی الگوی فضایی جرم و جنایت در ایالت میناس گریاس برزیل پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که نرخ جرم در مناطق مختلف دارای خودهمبستگی فضایی می‌باشد. در نتیجه اثرات سرریز فضایی جرم در ایالت مورد نظر معنادار است.

بالر[3] و همکاران (۲۰۰۱) به بررسی تأثیر متغیرهای ساختاری بر نرخ جرم و تأثیرات فضایی استخراج شده از آن طی دوره زمانی ۱۹٦۰ تا ۱۹۹۰ پرداختند. یافته‌های آن‌ها بیان می‌کند که میزان قتل در فضا خوشه‌بندی شده است و تفاوت‌های ناحیه‌ای در تأثیرات این متغیرها بر نرخ قتل نیز موثر است.

تاکنون در ایران تحقیقی در زمینه بررسی اثرات فضایی ناشی از متغیر جرم بین استان‌های ایران صورت نگرفته است. با توجه به این مطالب می‌توان دو مطالعه زیر که شاید ارتباط نسبی بیشتری با مقاله حاضر دارد را عنوان کرد:

مهرگان و گرشاسبی فخر (۱۳۹۰) با استفاده از تحلیل اقتصادی جرم رابطه مثبت و معناداری بین سرقت و نحوه توزیع درآمد در ایران یافتند. همچنین به ارتباط مستقیم بین سرقت با نسبت شهرنشینی، نرخ طلاق و نرخ بیکاری نیز اشاره کردند. صادقی و همکاران (۱۳۸٤) در تحقیق خود دریافتند که نرخ بیکاری و نابرابری درآمدی دارای ارتباط مستقیم با نرخ سرقت و افزایش نرخ صنعتی شدن دارای ارتباط منفی با نرخ سرقت در ایران است.

بر این اساس، از جمله مهم‌ترین ویژگی‌ها و نوآوری‌های مقاله حاضر را می‌توان استفاده از اقتصادسنجی فضایی برای داده‌های پنل، به منظور تبیین عامل مکان در وقوع جرم و هم‌چنین واردکردن متغیرهای مهم اقتصادی و اجتماعی تبیین کننده جرم بر مبنای مطالعات پیشین و مبانی نظری برشمرد.

---

[1] Kakamu
[2] Almeida
[3] Baller

۳. اقتصادسنجی فضایی بر مبنای داده‌های پنل[۱]

تفاوت اقتصادسنجی فضایی با اقتصادسنجی متعارف را می‌توان با دو موضوع خودهمبستگی فضایی[۲] و ناهمسانی فضایی[۳] توضیح داد. وابستگی فضایی به مفهوم وجود ارتباط بین رخداد در یک نقطه از فضا با رخداد در نقطه دیگری از فضا بوده و ناهمسانی فضایی به انحراف در روابط بین مشاهدات در سطح واحدهای فضایی (مکانی) یا جغرافیایی اشاره دارد.

به منظور لحاظ کردن اثرات فضایی در مدل می‌توان از وقفه فضایی متغیر وابسته، وقفه فضایی متغیر مستقل، خودهمبستگی فضایی اجزای اخلال و یا ترکیبی از سه مورد فوق، استفاده کرد. هم‌چنین از آزمون هاسمن برای انتخاب بین مدل‌های پنل با اثرات ثابت و اثرات تصادفی استفاده می‌شود. تبیین این مدل‌ها در سه مرحله صورت می‌پذیرد.

مرحله اول، انجام آزمون فرضیه معناداری وابستگی‌های فضایی بین اجزای اخلال در مدل به وسیله ٤ آزمون تشخیصی: ۱) آماره I موران[٤] ۲) آزمون نسبت درست‌نمایی[٥] ۳) آزمون ضرایب لاگرانژ[٦] ٤) آزمون والد[۷] است. مرحله دوم تشخیص مدل مناسب برای تخمین فضایی داده‌های پنل پنل می‌باشد. بر مبنای طبقه‌بندی الهورست (۲۰۰۳) سه مدل SAR[۸]، SEM[۹] و SDM[۱۰] به صورت صورت زیر قابل کاربرد هستند[۱۱]:

---

[۱] این قسمت از مقاله عمدتا برگرفته از مقاله آقای پاول الهورست با عنوان Matlab Software for Spatial Panel در سال ۲۰۰۳ می‌باشد.

[2] Spatial Autocorrelation
[3] Spatial Heterogeneity
[4] Moran I-Statistic
[5] Likelihood Ratio Test
[6] Lagrange Multiplier Test
[7] Wald Test
[8] Spatial Autocorrelation Model
[9] Spatial Error Model
[10] Spatial Durbin Model

[۱۱] از جنبه تحلیلی تفاوت بین این مدل‌ها را می‌توان این‌گونه بیان کرد که ساختار مدل SDM حالت عمومی‌تری از دو مدل SAR و SEM است. مزیت استفاده از این روش در تبیین مدل جرم این است که ما را قادر می‌سازد علاوه بر بررسی اثرات سرریز یا غیرمستقیم وقوع جرم سایر استان‌ها بر جرم در یک استان، به بررسی اثرات سرریز متغیرهای مستقل در سایر استان‌ها بر جرم در استان مورد نظر نیز بپردازیم. در تمایز بین دو الگوی SAR و SEM نیز می‌توان این گونه عنوان کرد که در SAR اثرات سرریز بین استانی جرم قابل بررسی است اما در SEM این موضوع امکان‌پذیر نبوده و وزن‌های فضایی از طریق جملات اخلال بر مدل اثرگذارند. استفاده از هر کدام از این مدل‌ها در تبیین مدل جرم نیازمند استفاده از آزمون‌های تشخیصی است که در ادامه بیان می‌گردد.

مدل SAR:

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^{N} W_{ij} y_{jt} + \alpha + X_{it}\beta + \mu_i(\text{optional}) + \lambda_t(\text{optional}) + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

مدل SEM:

$$y_{it} = X_{it}\beta + \mu_i(optional) + \lambda_t(optional) + \phi_{it} \quad (۲)$$

$$\phi_{it} = \rho \sum_{j=1}^{N} W_{ij}\phi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

مدل SDM:

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^{N} W_{ij} y_{jt} + \alpha + X_{it}\beta + \sum_{j=1}^{N} W_{ij} X_{ijt}\,\theta + \mu_i(\text{optional}) + \lambda_t(\text{optional}) + \varepsilon_{it} \quad (٤)$$

متغیرهای هر سه مدل جدول بالا به شرح زیر است:

y_{it}، بیانگر متغیر وابسته برای واحدهای مکانی i در زمان t می‌باشد. δ ضریب خودرگرسیونی فضایی است. $\sum_j W_{ij} y_{jt}$ وقفه فضایی که اثرات سرریز سایر مناطق را بر واحد مکانی i نشان می‌دهد و در آن W_{ij} عنصر سطر i ام و ستون j ام از ماتریس وزن های فضایی[۱] نامنفی W است. α α یک پارامتر ثابت است و X_{it} برداری $1 \times K$ از متغیرهای مستقل و β بردار ثابت $K \times 1$ از ضرایب ثابت ولی نامعین است. ρ ضریب خودهمبستگی فضایی است که اثرات سرریز را در مدل خطای فضایی از کانال جمله اخلال را کنترل می کند. ε_{it} جز اخلال iid[۲] با میانگین صفر و واریانس σ^2 است. در نهایت μ_i بیانگر اثرات معین مکان و λ_t بیانگر اثرات معین زمان می‌باشد[۳].

---

[۱] ماتریس وزن فضایی بیانگر رکن اصلی مدل در لحاظ عامل مکان می‌باشد. بدین منظور رویکرد مورد استفاده در مقاله حاضر به منظور محاسبه ماتریس وزن فضایی رویکرد آقای کاستی (Casseti) موسوم به بسط فضایی (Spatial Expansion) است که در آن با توجه به مختصات طول و عرض مراکز ۲۸ استان ایران و با استفاده از کدهای مناسب در نرم افزار Matlab به ماتریس وزن فضایی نرمال برای تخمین مدل دست یافته ایم. برای اطلاعات بیشتر در این زمینه می‌توان به کتاب لیسیج و پیس (۲۰۰۹) با عنوان Introduction to Spatial Econometrics مراجعه کرد.

[2] Identically Independently Distributed

[۳] اثرات ثابت زمان و اثرات ثابت مکان بر مبنای کار بالتاجی و دیگران (۱۹۸٦ ، ۱۹۹۲ و ۲۰۰۰) در مدل وارد شده که در این روش از دو متغیر مجازی (Dummy Variables) مکان و زمان برای هر سال در هر سه مدل استفاده شده است. در واقع این اثرات در صورت معنادار بودن و حذف آن‌ها از مدل باعث تورش و خطا در پارامترهای تخمینی خواهند شد. لازم به ذکر است که به منظور استفاده از این اثرات و بررسی معناداری آنها ، بایستی آزمون تشخیصی مناسب قبل از تخمین نهایی مدل صورت گیرد. آزمون تشخیصی که بدین منظور مورد استفاده قرار می‌گیرید آزمون نسبت درست‌نمایی یا LR می‌باشد.

مرحله سوم، انتخاب مدل بهینه از بین سه مدل SAR , SEM , SDM به وسیله آزمون‌های تشخیصی LR و Wald است. فرضیه صفر این دو آزمون به صورت ۱) $\theta = 0$ و ۲) $\theta + \delta\beta = 0$ می‌باشد، که هر دو آزمون تشخیصی عنوان شده بر اساس وقفه و خطای فضایی با توجه به این فروض به کار خواهند رفت (الهورست[1]، ۲۰۰۳). فرضیه اول دلالت بر آن دارد که می‌توان مدل عمومی تر SDM را به مدل SAR ساده تبدیل کرد. فرضیه دوم نیز متضمن آن است که مدل SDM را می‌توان به مدل SEM تقلیل داد. همچنین در صورت رد هم‌زمان هر دو فرضیه مدل SDM برازش بهتری از داده‌ها خواهد داشت.

برای تبیین بهتر الگوی پنل فضایی، به ارایه دو مثال می‌پردازیم. متغیر بیکاری در منطقه j تنها تحت تاثیر عوامل درونی آن منطقه نخواهد بود، بلکه به نرخ بیکاری مناطق همسایه مرتبط است. به علاوه عوامل موثر بر بیکاری در مناطق همسایه و همچنین عواملی دیگر مانند فاصله تا شهر دیگر، تعداد راه‌های ارتباطی، سهولت دسترسی و نظایر آن که اثرات سرریز برای همسایگان ایجاد می‌کند نیز بر بیکاری در منطقه j اثرگذار خواهد بود. به عنوان مثال دوم می‌توان قیمت مسکن در مناطق مختلف یک شهر را به سه دسته گران، متوسط و ارزان قیمت تفکیک کرد. بر این اساس، توزیع قیمت مسکن در شهر مورد نظر از الگوی خوشه بندی شده خاصی تبعیت می‌کند و مناطق جنوب شهر نسبت به مرکز شهر و مناطق مرکز شهر نسبت به شمال شهر از قیمت پایین‌تری برخوردار خواهند بود. بنابراین وجود سه توزیع مجزا برای قیمت مسکن با این فرض کلاسیک که با حرکت در میان مشاهدات توزیع داده های نمونه دارای میانگین و واریانس ثابت‌اند، در تعارض است (لیسیج ۱۹۹۹). مثال اول بیانگر پدیده وابستگی فضایی و مثال دوم بیانگر پدیده ناهمسانی فضایی است که اقتصادسنجی مرسوم امکان برآورد و شناسایی این عوامل را ندارد.

٤. داده‌های آماری و بیان مدل جرم برای ایران

٤-۱. نحوه گردآوری داده‌ها

محدوده جغرافیایی مطالعه حاضر استان‌های مختلف ایران طی دوره زمانی ۸۹-۱۳۷۹ می‌باشد و داده‌های موجود از مرکز آمار ایران استخراج گردیده است. لازم به ذکر است که به دلیل تفکیک

[1] Elhorst, 2003

استان خراسان در اواسط بازه زمانی مورد تحقیق، آمار سه استان خراسان شمالی، خراسان جنوبی و خراسان رضوی به صورت تجمیع شده در یک استان لحاظ شده است.

٤-۲. بیان مدل

الگوی تجربی عوامل تأثیرگذار بر جرم بر مبنای مطالعات تجربی پیشین، مبانی نظری و محدودیت دسترسی به داده‌ها به صورت زیر ارایه می‌گردد:

$$\text{Crime} = f(\log(\text{GDP}), \text{II}, \text{IR}, \frac{\text{M}}{\text{D}}, \text{RU}, \text{UR}, \text{EPR}, \log(\text{pop})) \quad (۵)$$

به فراخور موضوع مورد تحقیق و داده‌های در دسترس، جرم را تابعی از عوامل اقتصادی و اجتماعی در نظر گرفته‌ایم که به شرح زیر می‌باشند:

شاخص جرم (Crime): شاخص جرم با متوسط گیری از ٤ جرم (قتل، سرقت، خودکشی، تشکیل شده است. قبل از تلفیق، هر یک از متغیرها به صورت زیر تبدیل شده تا به مقیاس اندازه‌گیری حساس نباشند:

$$0 \leq \frac{\text{X} - \text{X}_{\min}}{\text{X}_{\max} - \text{X}_{\min}} \leq 1 \quad (٦)$$

لگاریتم درآمد (log(GDP)): برای این متغیر GDP حقیقی هر استان با استفاده از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در نقاط شهری و روستایی محاسبه شده است[۲].

شاخص صنعتی شدن (II): از تعداد تعاونی‌های صنعتی هر استان در پایان اسفند هر سال به عنوان جانشینی از شاخص صنعتی شدن استفاده شده است.

نرخ تورم (IR): برای محاسبه این نرخ از شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی در نقاط شهری و روستایی استفاده شده است. در نهایت نرخ تورم استانی از لگاریتم طبیعی نسبت دو سال متوالی مورد محاسبه قرار گرفته است.

---

[۱] قابل ذکر است که قاچاق مواد مخدر در استان‌های ایران بر اساس میزان کیلوگرم کشف شده از انواع مواد مخدر در هر استان گزارش شده است و سه مورد دیگر بر مبنای تعداد پرونده تشکیل شده برای هر جرم در استان‌های ایران است.

[۲] لازم به ذکر است در محاسبه شاخص قیمتی نسبت جمعیت شهری و روستایی برای هر سال محاسبه گردیده و شاخص به صورت وزنی از ترکیب این دو تهیه گردیده است. همچنین به دلیل این که در محاسبه شاخص قیمت مصرف کننده برای نقاط شهری در سال ۸٦ و برای نقاط روستایی در سال ۸٤ تغییر سال پایه صورت گرفته، ملاحظات مربوط به تغییر سال پایه محاسباتی مد نظر قرار داده شده است.

نسبت ازدواج به طلاق (M/D): از متغیرهای اجتماعی تأثیرگذار بر جرم بوده و از تقسیم نرخ ازدواج بر طلاق در هر استان محاسبه شده است.

نسبت شهرنشینی (RU): از تقسیم تعداد جمعیت شهرنشین استان در هر سال بر تعداد کل جمعیت استان در همان سال حاصل شده است.

نرخ بیکاری (UR): یکی از متغیرهای اقتصادی مهم بیکاری است. این متغیر به تفکیک استان و سال در دسترس بوده و در الگو به کار رفته است.

نرخ مشارکت اقتصادی (EPR): عبارت است از جمعیت فعال (شاغل و بیکار) ۱۰ ساله و بیش‌تر به کل جمعیت ۱۰ ساله و بیش‌تر ضرب در ۱۰۰ که به تفکیک استان و سال استخراج شده و در الگو به کار رفته است[1].

لگاریتم جمعیت ((log(pop)): بیانگر لگاریتم جمعیت در بازه زمانی ۱۳۷۹ تا ۸۹ و برای هر استان (متشکل از جمعیت روستایی و شهری) می‌باشد.

۵. تخمین مدل و تفسیر نتایج

۵-۱. تخمین مدل

بر اساس جدول (۱) و نتایج حاصل از سه آزمون تشخیصی موران، والد و نسبت درست‌نمایی در سطح معناداری ۱٪ وجود همبستگی فضایی بین اجزای اخلال در مدل جرم برای ایران قویا تأیید می‌گردد. نتایج حاصل از دو آزمون LM کلاسیک و LM Robust در همین جدول، بیانگر برازش بهتر پنل فضایی نسبت به پنل معمولی از مدل جرم در ایران می‌باشد.

جدول (۲) وجود اثرات ثابت مکان و زمان را در مدل فضایی به وسیله آزمون نسبت درست‌نمایی (LR) بررسی می‌کند. بر اساس کار بالتاجی[2]، ۲۰۰۵ اثرات ثابت زمان و مکان کنترل‌کننده تمامی اثرات ثابت ناشی از این دو متغیر است، که حذف آن‌ها باعث تورش در تخمین‌های مدل خواهد شد. نتایج {٦١٨/٩٩٧ با ۲۸ درجه آزادی و p<۰/۰۱ } نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر معنادار نبودن اثرات ثابت مکان را نمی‌توان پذیرفت. به طور مشابه فرضیه

---

[1] منبع: مرکز آمار ایران

[2] Baltagi, 2005

معنادار نبودن اثرات ثابت زمان نیز با توجه به نتایج حاصل در جدول پذیرفته نخواهد شد {۲۸/۱۷۱ با ۱۱ درجه آزادی و p<۰/۰۱ }. با توجه به معناداری مشترک هر دو اثر، بر اساس کار بالتاجی مدل فضایی مورد استفاده در مقاله حاضر به مدل اثرات ثابت دو جانبه[1] موسوم خواهد بود.

جدول (۳) بیانگر نتایج آزمون‌های تشخیصی بین سه مدل وقفه، خطا و دوربین فضایی است که در سطح معناداری ٪۵ بر اساس مقادیر {((۰/۰۲۹) ۱۷/۱۱۹)، ((۰/۰۲٦) ۱۷/٤۲٤) ، ((۰/۰۳۳) ۱٦/۷۰۵) ، ((۰/۰۲۷) ۱۷/۲۸۰)} هر دو مدل وقفه و خطای فضایی به نفع مدل دوربین فضایی رد خواهند شد. اما در سطح معناداری ٪۱ نتایج برعکس خواهد بود.

۵-۲. تفسیر نتایج

بر اساس نتایج حاصل از آزمون هاسمن در جدول ۵ تحقیق حاضر {۷/۲٤۷۸ با ۱۷ درجه آزادی و p= ۰/۹۸}، تخمین با اثرات تصادفی از کارایی بیشتری برخوردار است. لی و یو[2] (۲۰۱۰) بیان کردند که اگر مدل پنل فضایی دارای هر کدام از اثرات ثابت مکان یا زمان و یا هر دو باشد در تخمین ضرایب مدل بهتر است از فرآیند تصحیح خطا[3] استفاده شود، به همین دلیل در مقاله حاضر ملاحظات مربوطه لحاظ شده است[4].

یافته‌های تحقیق حاضر حاکی از این امر است که ضرایب متغیر درآمد در اکثر تصریحات دارای اثرات مثبت و معنادار بر جرم در استان‌های ایران است. با توجه به این که مناطق بزرگ و صنعتی با درجات شهر نشینی بالاتر، برای وقوع جرم مستعدتر هستند و به علاوه سطح درآمد در این مناطق بالاتر است؛ بنابراین نتیجه یاد شده قابل انتظار می‌باشد. در مقابل زمینه وقوع جرم در شهرهای کوچک و روستاها با سطح درآمد پایین تر به مراتب کمتر است.

پرتال جامع علوم انسانی

[1] The Two-Way Fixed Effects Model
[2] Lee & Yu, 2010
[3] Bias Correction
[4] در داده‌های پنل با وجود اثرات ثابت زمان و مکان پارامترهای تخمینی با افزایش مقاطع مکانی و دوره های زمانی دچار اریب خواهند شد. به همین دلیل عموما از فرآیند تصحیح خطا برای رسیدن به تخمین‌های سازگار از پارامترها استفاده می‌شود. به این منظور از دو شیوه استفاده می‌شود: ۱) کاهش شمار مشاهدات در دسترس برای تخمین هر واحد فضایی در نمونه ۲) روش تصحیح خطا از پارامترهای تخمینی به وسیله حداکثرسازی تابع درست‌نمایی. به طور مثال می‌توان به Elhorst,2003 مراجعه کرد.

منفی بودن اثرات سرریز متغیر درآمد در مدل دوربین با اثرات تصادفی نشان می‌دهد که افزایش درآمد در یک استان باعث افزایش جرم در آن استان و کاهش میزان جرم در استان‌های همسایگی می‌شود.

افزایش شاخص صنعتی شدن هر استان باعث کاهش میزان جرم در استان مورد نظر خواهد شد. این متغیر در تمامی تصریحات دارای اثرات معنادار بر جرم است. ناچیز بودن ضرایب را می‌توان به ضعف بخش صنعت از حیث مقیاس، ظرفیت تولید و اشتغال در کشور مرتبط دانست. اما در صورت فراهم آمدن بستر مناسب برای افزایش مشارکت افراد جامعه در امر تولید کالا و خدمات بخش صنعت، می‌توان انتظار کاهش ناهنجاری‌های اجتماعی از جمله جرم را نیز داشت. همچنین اثرات سرریز این متغیر هم منفی بوده و بسیار ناچیز است.

یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که اثر تورم بر وقوع جرم در استان‌های ایران مثبت بوده، اما معنادار نمی‌باشد. به عبارت دیگر بنظر می‌رسد که تورم در دوره نمونه به آستانه‌های بحرانی خود (که به بی‌ثباتی‌های اجتماعی دامن می‌زند) نرسیده است. ضرایب این متغیر نیز بسیار کوچک و ناچیز می‌باشند.

اثرات بیکاری نیز همانند تورم بر وقوع جرم در تصریحات مختلف علامت مورد انتظار(مثبت) را دارد اما از حیث عددی بسیار ناچیز است. ضریب این متغیر (۰.۰۰۱) تنها در مدل دوربین با روش اثرات ثابت معنادار است. احتمالاً بخش زیادی از اثر این متغیر توسط شاخص صنعتی شدن کنترل می‌گردد. از طرف دیگر، بخش زیادی از اثر متغیر یاد شده از طریق سرریز جرایم بر استان‌هایی با درآمد بالا پدیدار می‌گردد.

نرخ مشارکت اقتصادی نیز در تمامی تصریحات وضعیتی مشابه دو متغیر تورم و بیکاری از حیث معناداری و مقدار ضریب داشته است. در صورت افزایش نرخ مشارکت اقتصادی هر استان که ناشی از افزایش عرضه نیروی کار یا شاغلان در استان مورد نظر است، انتظار می‌رود که میزان جرم در آن منطقه کاهش یابد. همچنین افزایش نرخ مشارکت از ویژگی شهرهای بزرگ و صنعتی با درآمد بالا است که در آنها زمینه های اجتماعی برای فعالیت‌های مجرمانه نیز بیشتر است. نکته قابل توجه در مورد مشارکت اقتصادی این می‌باشد که اثرات سرریز این متغیر منفی و معنادار است. گویا مناطقی با نرخ فعالیت بالا جرایم در استان‌های هم جوار را به سمت خود جذب می‌کنند.

نتایج تخمین عموما نشان می‌دهد که افزایش نسبت شهرنشینی باعث زیاد شدن جرم در استان‌ها خواهد شد. افزایش شهرنشینی را می‌توان به دلیل بروز تنش‌های اجتماعی و اقتصادی بیشتر در بستر شهرها ناشی از رشد نامتوازن امکانات شهری متناسب با جمعیت شهرنشین، بر افزایش جرم مؤثر دانست.

متغیر اجتماعی نسبت ازدواج به طلاق دارای علامت مثبت و اثرات معنادار در وقوع جرم استانی می‌باشد. ضریب این متغیر در تمامی تصریحات از مدل ۰/۰۰۲ می‌باشد. همچنین اثرات سرریز این متغیر منفی و ناچیز است. احتمالا بالا بودن نسبت ازدواج به طلاق دلالت بر بالا بودن نسبت جمعیت جوان در استان است که انتظار می‌رود زمینه‌های بروز جرم را در این مناطق بالاتر باشد.

متغیر جمعیت در اکثر تصریحات، دارای اثرات مثبت و معنادار بر جرم بوده است. زیرا رشد جمعیت یکی از عوامل مؤثر بر افزایش تعداد مجرمان جامعه خواهد بود. اثرات سرریز فضایی این متغیر ($W * Crime_{it}$) در اکثر تصریحات معنادار است. نکته قابل توجه در مورد این اثرات سرریز، علاوه بر معناداری، منفی بودن علامت آن است. افزایش جرم در یک استان باعث کاهش جرم موردنظر در استان‌های همسایگی خواهد شد. سرریز جرم در واقع اثرات مثبت خود بر جرم در استان مورد نظر را، از کانال متغیرهای مستقلی همانند روند شهرنشینی و شاخص صنعتی شدن در همسایه‌ها گرفته است. این امر به معنی آن است که افزایش جرم در یک استان باعث انتقال بیشتر جرایم به آن استان (مهاجرت به نقاط جرم خیز) می‌گردد.

این نتایج، با توجه به شکل (۱) در انتهای متن حاضر نیز قابل تبیین می‌باشد. در این شکل، استان‌های کشور بر مبنای شاخص جرم به چهار دسته تقسیم شده و بر اساس میزان جرایم به ترتیب از رنگ‌های روشن تا تیره طبقه بندی شده‌اند. بر این اساس، مشخص می‌گردد که جرم به صورت فضایی در ایران خوشه بندی شده است و عموما استان‌های با جمعیت بیشتر و شهرنشینی بالاتر مستعد بروز جرایم بالاتری هستند. در نتایج حاصل، چهار استان سیستان و بلوچستان، کرمان، یزد، هرمزگان از حیث جرم خیز بودن از مکان‌های به شدت جرم خیز تلقی می‌گردند که این امر عموما متاثر از قاچاق کالا در این استان‌ها می‌باشد.

٦. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مقاله حاضر درصدد شناسایی متغیرهای تأثیرگذار بر جرم در استان‌های ایران و همچنین آزمون (عدم) معناداری اثرات سرریز بین استانی جرم می‌باشد. بر این اساس، نتایج حاصل را می‌توان به صورت زیر خلاصه کرد:

عوامل اقتصادی: اثر تورم و سرریز ناشی از آن بر جرم در تمامی تخمین‌های انجام شده معنادار نمی‌باشد. این متغیر تنها در مطالعه لاریدسن[1] و همکاران (۲۰۱۳) مورد بررسی قرار گرفته که نتایجش چندان دور از انتظار نمی‌باشد.

نرخ مشارکت اقتصادی و همچنین اثرات سریز این متغیر در اکثر موارد تخمینی معنادار نبوده است. افزایش نرخ مشارکت اقتصادی در صورت فراهم بودن زمینه‌های اشتغال، باعث کاهش جرم می‌گردد. به علاوه نرخ‌های مشارکت بالا دلالت بر کاهش انگیزه برای اقدامات مجرمانه است. از طرف دیگر، افزایش نرخ مشارکت از ویژگی شهرهای بزرگ و صنعتی با درآمد بالا است که در آنها زمینه‌های اجتماعی برای فعالیت‌های مجرمانه نیز بیشتر است. بنابراین برایند اثرات یاد شده در این تحقیق معنادار نیست.

شاخص صنعتی شدن در تمامی تصریحات دارای علامت مورد انتظار و اثرات معنادار بر جرم می‌باشد؛ هر چند که ضریب آن ناچیز است. صنعتی شدن از یک طرف با افزایش فعالیت‌های صنعتی، نرخ بیکاری را کاهش می‌دهد و زمینه را برای فعالیت‌های اقتصادی در استان افزایش می‌دهد. که منجر به کاهش فعالیت‌های مجرمانه می‌شود. از طرف دیگر، صنعتی شدن به ناهنجاری‌های اجتماعی و احتمالاً فعالیت‌های مجرمانه دامن می‌زند. این نتیجه مطابق با نتایج حاصل از تحقیق صادقی و همکاران در سال ۱۳۸٤ می‌باشد.

نرخ بیکاری و اثرات سرریز آن بر جرم نیز همانند نرخ مشارکت اقتصادی در تمامی موارد تخمینی دارای علامتی مطابق انتظار بوده است. اما اندازه این ضریب ناچیز می‌باشد. نتایج با تحقیقات بریتزیک در سال ۲۰۰۸ یکسان می‌باشد. اما بر خلاف نتایج حاصل از تحقیقات پورتر و پورسر (۲۰۱۰) و پاتاچینی و ژنو (۲۰۰۸) می‌باشد.

[1] Lauridsen & Zeren & Ari, 2013

متغیر درآمد عموما معنادار و دارای اثرات مثبت بر جرم است. در واقع فعالیت‌های مجرمانه در شهرستان‌های کوچک با درآمد سرانه کمتر، پایین‌تر از شهرستان‌های بزرگ با درآمد سرانه بیشتر است. نتیجه حاصل در مورد متغیر درآمد با تحقیقات پیشین مانند پاتاچینی و ژنو (۲۰۰۸)، ایلانفلد (۲۰۰۲) و هانسن و ماچین[1] (۲۰۰۲) هم راستا بوده و تاییدکننده آنها می‌باشد.

عوامل اجتماعی: در اکثر تخمین‌های صورت گرفته متغیرهای اجتماعی نسبت ازدواج به طلاق و جمعیت دارای تأثیرات معناداری بر روی جرم بوده‌اند که علامت متغیر اول در تمامی تخمین‌ها مثبت می‌باشد که این نتیجه ناشی از رشد بیشتر مشکلات اقتصادی، اجتماعی و طلاق صورت گرفته می‌باشد. متغیر نسبت شهرنشینی عموما دارای ضرایب معنادار و تأثیر قابل توجه بر روی جرم بوده است. افزایش شهرنشینی از مجراهای اقتصادی (مانند مشکل اشتغال و ...) و ناهنجاری‌های اجتماعی مربوطه به رخدادهای مجرمانه دامن می‌زند. نتایج حاصل با تمامی مطالعات پیشین مانند لاریدسن و همکاران (۲۰۱۳)، پورتر و پورسر (۲۰۱۰) و ژنو (۲۰۰۳) سازگار می‌باشد.

عامل مکانی: اثرات معنادار سرریز برخی متغیرها همانند لگاریتم درآمد، نرخ مشارکت، لگاریتم جمعیت، نسبت شهرنشینی و جرم تأییدی دیگر بر اهمیت بررسی فضایی مقوله جرم و لحاظ کردن آن در سیاست گذاری‌های منطقه‌ای است. در نظر گرفتن این عامل در کنار توجه به خصوصیات فردی مجرم که عموما از بعد اجتماعی و اقتصادی مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد موجب تأثیرگذاری بیشتر فعالیت‌های صورت گرفته در زمینه پیشگیری و کاهش جرم در استان‌های کشور خواهد شد و باعث کاهش اثرات ثانویه وقوع جرم در یک استان (اثرات سرریز) بر سایر استان‌های کشور نیز خواهد شد.

در نهایت می‌توان چنین عنوان کرد که برای کاهش وقوع جرم در هر استانی بایستی به شرایط اقتصادی و اجتماعی در استان‌های همجوار نیز توجه شود. در نتیجه، نمی‌توان به برنامه ریزی محله‌ای و منطقه‌ای اکتفا کرد. تعاملات متغیرهای اقتصادی و اجتماعی بین مناطق مختلف بر وقوع جرم تاثیرگذار بوده و نبایست تنها متغیرهای اقتصادی و اجتماعی هر منطقه بر جرم مورد توجه سیاست‌گذار محله‌ای یا عمومی قرار گیرد.

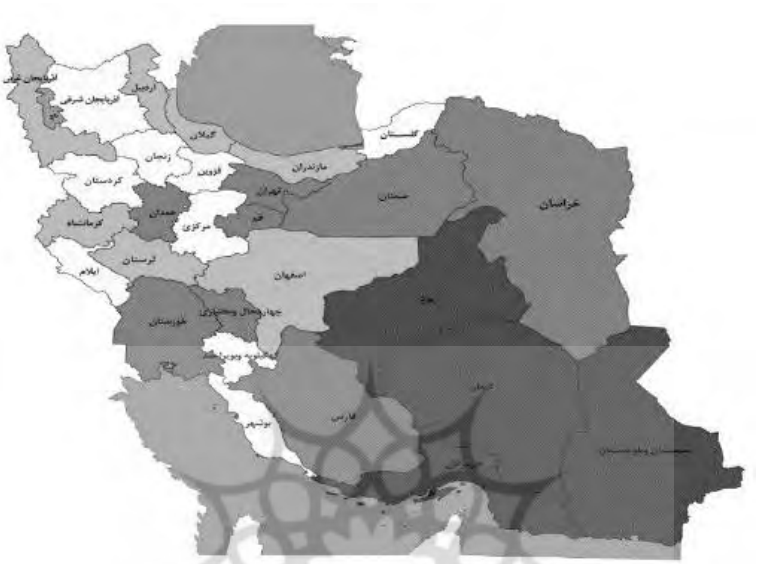
[1] Hansen and Machine, 2002

منابع

- صادقی، حسین، اصغرپور، حسین، شقاقی، وحید (۱۳۸٤). تحلیل عوامل اقتصادی اثرگذار بر جرم در ایران. *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، (٦٨): ۹۰-٦۳ .
- کلدی، علیرضا (۱۳۸۱). انحراف، جرم و پیشگیری. *فصلنامه رفاه اجتماعی*. ۲(۳): ۷۲-۵۱ .
- مهرگان، نادر، گرشاسبی فخر، سعید (۱۳۹۰). نابرابری درآمد و جرم در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۱ (٤): ۱۲۵-۱۰۹.

- Almeida, E.S & Haddad, E.A & Hewings, G.J. (2005). The spatial pattern of crime in Minas Gerais: An exploratory analysis. *Economia Aplicada*. 9(1): 39-55.
- Baller, R.D & Anselin, L & Messner, S.F & Deane, G & Hawkins, D.F. (2001). Structural covariates of us county homicide rates: incorporating spatial effects. *Criminology*. 39(3): 561-588.
- Baltagi, B & Song, S & Koh, W. (2003). Testing panel data regression models with spatial error correlation. *Journal of econometrics*.117 (1): 123-150.
- Becker, G.S. (1968). Crime and punishment: An economic approach. *Journal of Political Economy*. 76(2): 169-217.
- Elhorst, J.P. (2012). Matlab software for spatial panels. *International Regional Science Review*.
- Hansen, K & Machin, S. (2002). Spatial Crime Patterns and the Introduction of the UK Minimum Wage. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.64:677-697.
- Ihlanfeldt, K & Mayock, T. (2010). Panel data estimates of the effects of different types of crime on housing prices. *Regional Science and Urban Economic*.40 (2): 161-172.
- Kakamu, K & Polasek, W & Wago, H. (2008). Spatial interaction of crime incidents in Japan. *Mathematics and Computers in Simulation*. 78(2): 276-282.
- Lee, L.F & Yu, J. (2010). Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects. *Journal of Econometrics*. 154(2): 165-185.
- Lesage, James. (1999). Spatial Econometrics. *Department of Economics University of Toledo.*
- Nettler, G. (1984). Explaining crime. *New York McGraw-Hill*.1221.
- Pan, M & Widner, B & Enomoto, C.E. (2012). Spillover Effects of Crimes in Neighboring States of Mexico. *International Journal Of Business & Social Science*. 3(14): 14-32.
- Porter, J.R & Purser, C.W. (2010). Social disorganization, marriage, and reported crime: A spatial econometrics examination of family formation and criminal offending *Journal of Criminal Justice*. 38(5): 942-95.

شکل ۱. خوشه بندی فضایی جرم در استان‌های ایران



منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۱. آزمون تشخیصی بین پنل مرسوم و فضایی به منظور لحاظ (عدم) اثرات فضایی

آزمون	فرضیه صفر	p-value	نتایج
I-Moran	عدم وجود همبستگی فضایی بین اجزای اخلال در مدل جرم	(۰/۰۰)	-۱۱/٤۳٤***
Wald	عدم وجود همبستگی فضایی بین اجزای اخلال در مدل جرم	(۰/۰۰)	٤٤/۱۱٥***
LR	عدم وجود همبستگی فضایی بین اجزای اخلال در مدل جرم	(۰/۰۰)	۳۷/۲٤٤***
LM	عدم وجود وقفه فضایی	(۰/۰۱۲)	٦/۳۱۷***
	عدم وجود خطای فضایی	(۰/۰۰۹)	٦/۷۷۸***
	عدم وجود وقفه فضایی	(۰/۰۰)	٦۲/۲۷***
LM Robust	عدم وجود خطای فضایی	(۰/۰۰)	٦۲/۷۳۲***

***معنی‌داری ضریب در سطح ۹۹ درصد، ** معنی‌داری ضریب در سطح ۹۵ درصد و * معنی‌داری ضریب در سطح ۹۰ درصد است.

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۲. آزمون‌های بررسی اثرات فردی (اثرات زمان و مکان)

بررسی اثرات فردی	فرضیه صفر	p-value	نتایج آزمون LR	درجه آزادی
اثرات ثابت مکان	اثرات ثابت مکان مشترکا معنادار نیست	(۰/۰۰)	٦۱۸/۹۹۷***	۲۸
اثرات ثابت زمان	اثرات ثابت زمان مشترکا معنادار نیست	(۰/۰۰۳)	۲۸/۱۷۱***	۱۱
***معنی‌داری ضریب در سطح ۹۹ درصد، ** معنی‌داری ضریب در سطح ۹۵ درصد و * معنی‌داری ضریب در سطح ۹۰ درصد است.				

منبع: یافته های تحقیق

جدول ۳. آزمون‌های تشخیصی بین سه مدل وقفه، خطا و دوربین فضایی

آزمون	فرضیه صفر	p-value	نتایج آزمون تشخیصی
Wald for spatial lag	$\theta = 0$	(۰/۰۲۷)	۱۷/۲۸۰**
LR for spatial lag	$\theta = 0$	(۰/۰۳۳)	۱٦/۷۰٥**
Wald for spatial error	$\theta + \delta\beta = 0$	(۰/۰۲٦)	۱۷/٤۲٤**
LR for spatial error	$\theta + \delta\beta = 0$	(۰/۰۲۹)	۱۷/۱۱۹**
***معنی‌داری ضریب در سطح ۹۹ درصد، ** معنی‌داری ضریب در سطح ۹۵ درصد و * معنی‌داری ضریب در سطح ۹۰ درصد است.			

منبع: یافته های تحقیق

جدول ٤. مدل‌های وقفه و خطای فضایی با اثرات ثابت و تصادفی

نام متغیر	SAR (اثرات ثابت)		SAR (اثرات تصادفی)		SEM (اثرات ثابت)		SEM (اثرات تصادفی)	
	ضرایب		ضرایب		ضرایب		ضرایب	
$log(GDP_{it})$	(۰/۳٦٥)	۰/۰۸۱**	(۰/۰۸۸)	−۰/۰۱۰	(۰/۳۳۷)	۰/۰۷۷*	(۰/۰۸۰)	−۰/۰۰٦
II_{it}	(۰/۰۱۹)	−۰/۰۰۰***	(۰/۰۱۷)	−۰/۰۰۰***	(۰/۰۱۷)	−۰/۰۰۰***	(۰/۰۱۷)	−۰/۰۰۰***
IR_{it}	(۰/۰۱۱)	−۰/۰۰۰	(۰/۰۰۷)	۰/۰۰۰	(۰/۰۱۱)	−۰/۰۰۰	(۰/۰۰٦)	۰/۰۰۰
$(\frac{M}{D})_{it}$	(۰/۰٥٥)	۰/۰۰۲*	(۰/۰٦۱)	۰/۰۰۲**	(۰/۰٥۱)	۰/۰۰۲*	(۰/۰٥۹)	۰/۰۰۲**
RU_{it}	(۰/۱۰۱)	۰/۰۰٥	(۱/۲۹۹)	۰/٤٥٤***	(۰/۲٥٥)	۰/۰۷٤	(۰/۹۹۳)	۰/٤۲٤***
UR_{it}	(۰/۰۰٦)	۰/۰۰۰	(۰/۰۰۹)	۰/۰۰۰	(۰/۰۰٥)	۰/۰۰۰	(۰/۰۰۹)	۰/۰۰۰

ادامه جدول ٤. مدل‌های وقفه و خطای فضایی با اثرات ثابت و تصادفی

نام متغیر	SAR (اثرات ثابت)		SAR (اثرات تصادفی)		SEM (اثرات ثابت)		SEM (اثرات تصادفی)	
	ضرایب		ضرایب		ضرایب		ضرایب	
EPR_{it}	۰/۰۰۰	(۰/۰۱۳)	۰/۰۰۰	(۰/۰۰۹)	۰/۰۰۰	(۰/۰۰۵)	۰/۰۰۰	(۰/۰۰۸)
$log(pop_{it})$	۰/۵٤٥**	(۱/۰٥)	−۰/۰۰٥	(۰/۰۸٦)	۰/٥٥٥**	(۱/۰٦۷)	−۰/۰۰۸	(۰/۰۹۹)
$W * Crime_{it}$	−۰/۱٦٦*	(۰/٤۹)	۰/۰٤۹	(۰/۲۹٤)	-----		-----	
R^2	۰/۹٥۳۷		۰/۹٤۰۲		۰/۹٥۲۹		۰/۹٤۰۳	

*** معنی داری ضریب در سطح ۹۹ درصد، ** معنی داری ضریب در سطح ۹۵ درصد و * معنی داری ضریب در سطح ۹۰ درصد است. اعداد داخل پرانتز نشان دهنده انحراف معیار ضریب می باشند.

منبع: یافته های تحقیق

جدول ٥. مدل دوربین فضایی با اثرات ثابت و تصادفی

روش برآورد: حداکثر درست‌نمایی	متغیر وابسته: شاخص جرم			
نام متغیر	SDM (اثرات ثابت)		SDM (اثرات تصادفی)	
	ضرایب		ضرایب	
$log(GDP_{it})$	(۰/٤۱۱)	۰/۰۹۰**	(۰/٤۲٥)	۰/۰۸۸**
II_{it}	(۰/۰۱۷)	−۰/۰۰۰***	(۰/۰۱۷)	−۰/۰۰۰***
IR_{it}	(۰/۰۱٤)	−۰/۰۰۰	(۰/۰۱٤)	۰/۰۰۰
$(\frac{M}{D})_{it}$	(۰/۰٦۱)	۰/۰۰۲**	(۰/۰٥۷)	۰/۰۰۲**
RU_{it}	(۰/۱٦۹)	۰/۱۰۳	(۰/۰۹۱)	−۰/۰۰٤
UR_{it}	(۰/۰۱٤)	۰/۰۰۰**	(۰/۰۲٤)	۰/۰۰۱
EPR_{it}	(۰/۰۱۳)	−۰/۰۰۰	(۰/۰۱۲)	−۰/۰۰۰
$log(pop_{it})$	(۰/٥۸۳)	۰/٤۸۲	(۱/۲۲۳)	۰/٤۸٤***
$W * log(GDP_{it})$	(۰/۱۲۰)	−۰/۰٥۷	(۰/٤۰۹)	−۰/۱۳۱*
$W * II_{it}$	(۰/۰۱۱)	−۰/۰۰۰	(۰/۰۰۳)	−۰/۰۰۰
$W * IR_{it}$	(۰/۰۰٦)	۰/۰۰۰	(۰/۰۰۸)	۰/۰۰۰
$W * (\frac{M}{D})_{it}$	(۰/۰۷۱)	−۰/۰۰٤	(۰/۰۷۸)	−۰/۰۰٥*
$W * RU_{it}$	(۲/۱۹۸)	۲/۰۷۸***	(۰/٦۱٤)	۰/٤٤۸

ادامه جدول ۵. مدل دوربین فضایی با اثرات ثابت و تصادفی

روش برآورد: حداکثر درست‌نمایی	متغیر وابسته: شاخص جرم			
نام متغیر	SDM (اثرات ثابت)		SDM (اثرات تصادفی)	
	ضرایب		ضرایب	
$W * UR_{it}$	(۰/۰۰۵)	−۰/۰۰۱	(۰/۰۰۹)	−۰/۰۰۰
$W * EPR_{it}$	(۰/۰۹۹)	−۰/۰۰٦**	(۰/۱۱۹)	−۰/۰۰۷**
$W*log(pop_{it})$	(۰/۹۱۲)	۰/۷۳۹	(۱/۰٦۱)	۰/٤۸٤***
$W * Crime_{it}$	(۰/۵۷۵)	−۰/۱۸۹**	(۰/٤۵۱)	−۰/۱۵۲*
R^2	۰/۹۵٦۲		۰/۹۵۰۱	
$\bar{R}^2$	۰/۷۱۲۲		۰/۷۰٦۳	
آزمون هاسمن	(۰/۹۸)	۷/۲٤۸۷	-----	

*** معنی داری ضریب در سطح ۹۹ درصد، ** معنی داری ضریب در سطح ۹۵ درصد و * معنی داری ضریب در سطح ۹۰ درصد است. اعداد داخل پرانتز نشان دهنده انحراف معیار ضریب می باشند.

منبع: یافته‌های تحقیق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی