تحقیقات اقتصادی / دوره ۵۲، شمارهٔ ۱، بهار ۹۶/ ص ۱۳۸-۱۱۷

تحلیل فضایی تأثیر عوامل اقتصادی- اجتماعی بر وقوع جرائم در استان‌های ایران با تأکید بر مهاجرت (۹۰ - ۱۳۸۵)

شکوفه فرهمند*[۱]، بابک صفاری[۲]، وجیهه موسوی[۳]

۱. استادیار، دانشکده‌ی علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، sh.farahmand@ase.ui.ac.ir

۲. استادیار، دانشکده‌ی علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، babak.saffari@gmail.com

۳. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه اصفهان، v.mousavi125@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۳/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۸/۰۴

چکیده

مسأله احساس امنیت همواره مورد توجه جوامع بوده است، به همین دلیل، به اشکال مختلف به دنبال تأمین این نیاز خود رفته‌اند. این پژوهش به دنبال بررسی ارتباط بین عوامل اقتصادی- اجتماعی و ارتکاب جرم با تأکید بر مهاجرت است. عوامل گوناگونی بر میزان جرائم مؤثرند که با کنترل آن‌ها می‌توان وقوع جرائم را کاهش داد. در این پژوهش به‌دلیل داشتن بعد مکانی در داده‌ها، از تکنیک اقتصادسنجی فضایی استفاده شده است. مدل در قالب مدل داده‌های پانل دوربین فضایی، تصریح و با دو متغیر سرقت و قتل عمد به‌عنوان پراکسی جرم شهری برای ۳۰ استان ایران طی سال‌های ۹۰-۱۳۸۵ برآورد شده است. اثرات فضایی از طریق تصریح فضایی مدل و نیز وقفه‌ی فضایی مهاجرت مورد بررسی قرار می‌گیرد.

در مدل I متغیرهای بیکاری، نرخ شهرنشینی و درآمد سرانه اثر مثبت و معنی‌داری بر سرقت دارند و متغیرهای صنعتی شدن و ضریب جینی رابطه‌ی عکسی با نرخ سرقت داشته‌اند. در مدل دوم، نرخ رشد اقتصادی رابطه‌ی مستقیم و درآمد سرانه تأثیر معکوس و معنی‌داری بر نرخ قتل عمد داشته‌اند. ضریب متغیر دوربین فضایی در مدل‌ها معنی‌دار نیست. همچنین ضرایب وقفه و خطای فضایی مثبت و معنی‌دار به‌دست آمده است که این نتیجه با آزمون‌های وابستگی فضایی تأیید شده و تأثیرپذیری مثبت جرم از استان‌های مجاور را نشان می‌دهد.

طبقه‌بندی JEL : C23, C33, J69

کلید واژه‌ها: تحلیل فضایی، جرم، داده‌های پانل فضایی، دوربین فضایی، مهاجرت

---

*. نویسنده مسئول، ۰۹۱۳۱۰۵۹۹۷۹

۱. مقدمه

یکی از نیازهای اولیه‌ی هر انسانی نیاز به امنیت است. امروزه در زندگی اجتماعی هر فردی سه نوع امنیت سیاسی، اجتماعی و اقتصادی مورد توجه قرار دارد. وقوع هر یک از جرائم نوعی از این امنیت‌ها را با مخاطره رو به رو می‌کند. وقوع جرم به‌عنوان یک پدیده‌ی نامطلوب اجتماعی، علل اقتصادی و اجتماعی گوناگونی داشته و با توجه به اهمیت موضوع جرم در کشورهای مختلف مطالعات گسترده‌ای برای شناسایی و تبیین علل وقوع آن انجام شده است. مطالعات نشان می‌دهند که عوامل اقتصادی، عامل تأثیرگذاری بر ساختارهای اجتماعی بوده و تأثیرات قابل توجهی نیز روی فعالیت‌های فردی از جمله جرم دارند، به‌ویژه اگر این عوامل اقتصادی سطح فقر، نابرابری و هزینه‌های فرصت اقتصادی باشند (بونگر[1]، ۱۹۱۶).

مهاجرت یکی از ابعاد مهم فرآیند توسعه اقتصادی - اجتماعی به حساب می‌آید. مهاجرت بی‌رویه یک بیماری اجتماعی و عامل بسیاری از نابسامانی‌های سیاسی، اجتماعی، فرهنگی و اقتصادی است. مهاجرت به صورت مهاجرت از روستا به شهر، از شهر به روستا، از روستا به روستا، از شهرهای کوچک به شهرهای بزرگ در جامعه اتفاق می‌افتد. در کشورهای در حال توسعه مانند ایران که با مازاد نیروی کار روستایی مواجه‌اند، مهاجرت‌های بی‌رویه‌ای از مناطق روستایی به سمت مناطق شهری صورت می‌گیرد. این مهاجران هم در مبدأ و هم در مقصد مسائل و مشکلاتی را به وجود می‌آورند. (اوبرای، ۱۳۷۰: ۸۲).

با توجه به آثار مهاجرت بر شهر، افراد زیادی با شرایط سخت به خصوص در حاشیه‌ی شهرها زندگی می‌کنند و به دنبال این رویداد هزینه‌ی ورود به جرائم کاهش یافته و ورود به آن تسهیل می‌شود. حال سوال این است که آیا در استان‌های ایران مهاجرت در وقوع جرائم اقتصادی اثر داشته یا خیر. از آن جا که این مطالعه یک مطالعه منطقه‌ای است، یعنی مورد مطالعه، استان‌های ایران بوده است و متغیرها بعد مکان دارند، مشخص است که باید اثر مکان در پاسخ به سوال پژوهش لحاظ شود. به عبارت دیگر مسأله اصلی پژوهش در قالب تحلیل فضایی مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

در بخش دوم، پیشینه‌ی پژوهش شامل مبانی نظری و مطالعات داخلی و خارجی بیان شده است. بخش سوم، به روش پژوهش پرداخته است. در بخش چهارم مدل

---

1. Bonger

استفاده شده در پژوهش تصریح می‌شود و بخش پنجم، تجزیه و تحلیل نتایج حاصل از برآورد را نشان می‌دهد. در آخر خلاصه و جمع‌بندی ارایه شده است.

۲. پیشینه پژوهش

۱.۲. مبانی نظری

اقتصاد جرم یکی از موضوعات بین رشته‌ای است که اولین بار توسط شخصی به نام ادوین چادویک[1](۱۸۲۹) مورد مطالعه قرار گرفته است. پس از آن افرادی چون فلیشر[2] (۱۹۶۳)، بکر[3] (۱۹۶۸)، استیگلر[4] (۱۹۷۰) و ارلیک[5] (۱۹۷۳) مطالعات اولیه را کامل‌تر کرده‌اند. بکر، ادبیات اقتصادی جرم را با نشان دادن این که چگونه بازار برای جرم می‌تواند مثل هر بازار دیگری با استفاده از تئوری‌های اقتصادی مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد، آغاز کرده است. ادبیات با تمرکز بر عرضه‌ی تخلفات جرم صریح فرض می‌کند که نرخ جرم به احتمال و شدت مجازات برای جرم، سود انتظاری ناشی از فعالیت جنایی و درآمد فعالیت‌های قانونی منتخب و یا سایر عوامل اقتصادی و اجتماعی بستگی دارد. در حقیقت بکر و سایر اقتصاددانانی که اقتصاد جرم و سایر فعالیت‌های غیرقانونی را مطالعه می‌کنند یادآوری کرده‌اند که مجرمان مطابق با اصول اقتصادی رفتار کرده و به تحلیل هزینه‌های نهایی و سودهای نهایی چنین فعالیت‌هایی توجه می‌کنند. مجرمان به عنوان عوامل اقتصادی، احتمال دستگیری، محکومیت و مجازات شدن را به عنوان هزینه‌ی پروسه‌ی فعالیت‌های جنایی درنظر می‌گیرند. این اشخاص منطقی اغلب در می‌یابند که این احتمالات حداقل در بسیاری از کشورها خیلی کم است و در نتیجه جرم اتفاق می‌افتد. این مسئله که نرخ جرم به ریسک‌ها و فایده‌های جرم حساس است، فرضیه "بازدارندگی" نامیده می‌شود که کاربردی از قانون تقاضا است. فرضیه ادعا می‌کند که مردم به‌طور قابل توجهی به انگیزه‌های ایجاد شده توسط سیستم دادگستری جنایی پاسخ می‌دهند. بنابراین، افزایش در منابعی که جامعه صرف دستگیری، محکومیت و جریمه‌ی مجرمان می‌کند، منجر به کاهش مقدار و هزینه‌ی اجتماعی جرم می‌شود، چرا که یک هدف مجازات به عقیده بکر جبران کردن هزینه‌های اجتماعی ای است که جامعه در قبال ارتکاب جرم متحمل شده است.

---

1. Edwin Chadwick
2. Fleisher
3. Becker
4. Stigler
5. Ehrlich

کار تئوریک بکر توسط ارلیک (۱۹۷۳) گسترش یافته است. در ادبیات مدل اقتصادی جرم (EMC[1]) ایجاد شده توسط این دو اقتصاددان، یک مجرم بالقوه به‌عنوان کسی که قصد حداکثر کردن مطلوبیت انتظاریش را دارد، زمانش را بین فعالیت‌های رقیب – قانونی و غیرقانونی- با نتایج نامشخص تخصیص می‌دهد. به یاد داشتن این که فرض می‌شود مردم سلیقه‌ی یکسانی برای جرم ندارند و نسبت به این مسئله نگرش‌های اخلاقی متفاوتی دارند، بسیار بااهمیت است. آستانه‌ی آسیب‌پذیری هر کس به‌طور مثبت به وسیله‌ی اخلاقیات وی یا به‌طور منفی به‌وسیله‌ی تمایل وی برای ارتکاب جرم مشخص می‌شود، بنابراین اشخاص به محرک‌ها پاسخ می‌دهند. برخلاف بیش‌ترین مطالعات جرم شناسانه‌ای که سعی در توضیح رفتار مجرمان براساس مصائب اجتماعی و یا عوامل جرم (روانشناسانه و یا فیزیولوژیکی) دارند، روش اقتصادی، سلیقه‌های افراد را به عنوان فرض درنظر گرفته و بر نقش فرصت‌های قانونی و غیرقانونی رقیب در تصمیم‌گیری‌های مجرم تأکید می‌کند.

تئوری بیان می‌کند که چنانچه درآمد نهایی ناشی از جرم فراتر از درآمد نهایی ناشی از مشاغل قانونی باشد، یک فرد با عقلانیت اقتصادی مبادرت به انجام بعضی فعالیت‌های غیرقانونی خواهد کرد. وقتی که ارزش انتظاری جریمه و نیز احتمال بازداشت افزایش می‌یابد، مقدار زمانی که صرف فعالیت‌های غیرقانونی می‌شود، به روشنی کاهش می‌یابد. چون تغییر در ثروت اولیه و یا شدت یافتن مجازات بر تصمیمات افراد تأثیر می‌گذارد، تصمیم‌گیری آن‌ها بسته به شیوه برخورد آن‌ها با ریسک می‌باشد (صادقی، نجفی، وفایی یگانه، و محمد غفاری، ۱۳۸۹).

۲.۲. مروری بر مطالعات

در این قسمت ابتدا به تعدادی از مطالعات انجام گرفته در زمینه‌ی پژوهش در ایران اشاره می‌شود و سپس مروری بر چند مطالعه‌ی خارجی انجام می‌گیرد.

شماعی، موحد و ویسی (۱۳۹۴) در مقاله‌ای با عنوان "بررسی و تحلیل فضایی جرایم مواد مخدر در کلان شهر تهران"، به بررسی تأثیر تراکم جمعیت و کاربری اراضی بر وقوع جرایم پرداخته‌اند. در این پژوهش با روش ضریب همبستگی اسپیرمن رابطه‌ی معناداری بین کاربری و تراکم جمعیت به‌دست آمده است؛ یعنی هر چه تراکم نسبی جمعیت بیش‌تر باشد، میزان وقوع جرایم مربوط به مواد مخدر بیش‌تر می‌شود. در بین

---

1. Economic Model of Crime

کاربری‌ها میدان‌ها، بزرگراه‌ها - معابر- تقاطع‌ها، ایستگاه‌های مترو و پایانه‌ها، محدوده‌های مسکونی- تجاری- اداری و کاربری‌های تفریحی نیز، کاربری مسکونی بیش‌ترین سهم را در وقوع جرایم به خود اختصاص داده است.

برتاو، حاجی نژاد، عسگری و گلی (۱۳۹۲) نیزدر مطالعه‌ی "بررسی الگوهای سرقت مسکونی با به کارگیری رویکرد تحلیل اکتشافی داده‌های فضایی (مورد مطالعه: شهر زاهدان)" رابطه‌ی تعداد سرقت‌های مسکونی با عوامل اقتصادی- اجتماعی را با روش ESDA مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از آماره‌ی موران حاکی از آن است که در بین عوامل بعد خانوار، مهاجر، مجردها، بیکاری و جمعیت، مهاجر و پس از آن مجردها بیش‌ترین تأثیر را بر سرقت‌های مسکونی داشته‌اند. از دیگر یافته‌های این مطالعه آن است که مجرمان با فاکتورهای عقلایی اقدام به انتخاب محل سرقت مسکونی می‌کنند.

عیسی‌زاده، مهرانفر و مهرانفر (۱۳۹۱)، در مقاله‌ای به بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر وقوع جرم در ایران پرداخته و با در نظر گرفتن فقر، بیکاری و تورم به عنوان متغیر توضیحی با استفاده از یک روش علیت گرنجر و آزمون هم انباشتگی به بررسی رابطه‌ی میان عوامل یاد شده و میزان جرم در ایران طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۴۵ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که بیکاری، فقر و تورم همگی علیت گرنجر جرم بوده و سیاست هایی که موجب رکود اقتصادی در جامعه می‌شوند می‌توانند بر میزان وقوع جرائم مؤثر باشند.

فطرس، دلائی میلان و قربان سرشت (۱۳۹۱)، در مطالعه‌ای تلاش کرده‌اند با استفاده از داده‌های ترکیبی برای ۳۰ استان ایران برای دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۷ و با به‌کارگیری روش اقتصادسنجی پانلی، تأثیر برخی از عوامل نظیر فقر، بیکاری و شهرنشینی بر جرائمی مانند صدور چک بلامحل، سرقت اختلاس و ارتشاء نخست به صورت مجزا و سپس در قالب شاخصی ترکیبی از میانگین این سه به‌عنوان نماینده‌ی جرائم اموال و مالکیت مورد بررسی قرار دهند. نتایج نشان می‌دهند که تاثیر هر سه متغیر توضیحی فقر، بیکاری و شهرنشینی بر متغیر وابسته جرائم علیه اموال در ایران، معنادار و مثبت می‌باشند.

مهرگان و گرشاسبی فخر (۱۳۹۰)، در مقاله‌ای به تحلیل اثرات نابرابری درآمدی و اثرات آن بر روی جرائم پرداخته‌اند. متغیرهای مورد استفاده در این مقاله شامل متوسط درآمد متوسط خانواده‌های شهری، نرخ طلاق، نرخ بیکاری و نسبت شهرنشینی بوده است. آن‌ها به رابطه‌ی مثبت میان سرقت و نابرابری درآمدی، نرخ طلاق، نرخ بیکاری و

نسبت شهرنشینی تأکید کرده‌اند. رابطه‌ی منفی جرائم با درآمد خانوارهای شهری از دیگر نتایج این مطالعه است.

گرشاسبی فخر (۱۳۸۹)، در مقاله‌ای با عنوان "رابطه‌ی نرخ بیکاری و سرقت" با استفاده از داده‌های مربوط به نرخ بیکاری و سرقت در طی سال‌های ۱۳۶۳-۱۳۸۵، به تخمین مدل سنجی به روش OLS پرداخته است. در این پژوهش رابطه‌ی مثبت بین نرخ بیکاری و سرقت و همچنین رابطه‌ی مثبت بین نرخ طلاق و نسبت شهرنشینی با جرم سرقت و رابطه‌ی منفی بین درآمد ماهانه‌ی خانوار و سرقت حاصل شده است.

صادقی، شقاقی شهری و اصغرپور (۱۳۸۴)، با استفاده از داده‌های ترکیبی مقطعی - سری‌زمانی ۵ ساله برای ۲۶ استان ایران و با بهره‌گیری از ابزار اقتصادسنجی پانل دیتا به بررسی عوامل اقتصادی جرم (قتل و سرقت) پرداخته‌اند. مطابق نتایج، رابطه‌ی بین متغیرهای صنعتی شدن، نابرابری درآمدی و نرخ بیکاری با سرقت معنادار است و افزایش نرخ بیکاری و نابرابری درآمدی موجب افزایش سرقت شده، در حالی که افزایش نرخ صنعتی شدن، نرخ سرقت را کاهش داده است. از عوامل اقتصادی تأثیرگذار بر قتل عمد، نرخ بیکاری، فقر نسبی و نابرابری درآمدی را می‌توان نام برد که به جز شاخص فقر نسبی بقیه ضرایب معنادار بوده است و با کاهش آن‌ها می‌توان قتل عمد را کاهش داد.

اکچوماک و ویل[1] (۲۰۱۲)، به بررسی اثر سرمایه‌ی اجتماعی بر جرائم در ۱۴۲ شهرداری با بیش از ۳۰ هزار نفر جمعیت در کشور هلند پرداخته‌اند. مطابق نتایج، جوامعی که دارای سرمایه‌ی اجتماعی بالاتری هستند، نرخ جرم کم‌تری دارند.

سلز، نانلی و زیتز[2] (۲۰۱۱)، در مقاله‌ای به بررسی شرایط اقتصادی بر روی جرائم با استناد به نرخ تورم، نرخ بیکاری و نرخ رشد بازار سهام در طی سال‌های ۱۹۴۸-۲۰۰۹ بر روی انواع سرقت پرداخته‌اند. نکته‌ی قابل توجه در این مطالعه آن است که اگر چه برای هر سه متغیر استفاده شده ضرایب آماری معنادار یافت شده است، اما نرخ تورم علاوه بر دوره مورد مطالعه، در دوره‌های بعد نیز اثرات اجتماعی خواهد داشت. یعنی اثرات بلند مدت آن هم تأیید شده است.

اوسی و کوبرین[3] (۲۰۰۹)، طی پژوهشی رابطه‌ی مهاجرت و نرخ جرائم سخت از جمله قتل، سرقت، ضرب و شتم و تجاوز به عنف را طی سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۰۰ برای

---

1. Akçomak & Weel
2. Nunley & Seals & Zietz
3. Ousey & Kubrin

شهرهای بالای ۱۰۰ هزار نفر جمعیت در آمریکا مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاکی از آن است که شاخص مهاجرت، رابطه‌ی منفی و معناداری با نرخ جرم دارد. به علاوه، بی ثباتی مسکونی، بی‌ثباتی در خانواده و محدودیت‌های ایجاد شده در بازار دارو اثر مثبت و معناداری بر میزان نرخ جرم دارند. نتایج دیگر این پژوهش نشان می‌دهد که تغییر در هر یک از متغیرهای جمعیت شهری، درصد مردان ۱۵ تا ۳۴ سال، درصد افراد زیر خط فقر، نرخ بیکاری، درصد صنعتی و تخصصی شدن بر نرخ جرم تأثیر معناداری ندارد.

اگرچه مدل مورد استفاده در این مطالعه مبتنی بر مطالعات مطرح شده در این قسمت تصریح شده می‌باشد، ماهیت تصریح پانل فضایی وجه تمایز این مطالعه با سایر مطالعات و در حقیقت نقطه‌ی قوت آن است.

۳. روش پژوهش

در این پژوهش از مدل داده‌های پانل فضایی برای بررسی اثر عوامل اقتصادی بر جرائم در ۳۰ استان ایران طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ استفاده شده است. مدل داده‌های پانل به دو صورت مدل اثرات ثابت و مدل اثرات تصادفی درنظر گرفته می‌شود. برای آزمون فرض عدم‌همبستگی بین اثرات تصادفی μ_i و متغیرهای توضیحی از آزمون تشخیصی هاسمن استفاده می‌شود (بالتاجی، ۲۰۰۵). اگر در این آزمون فرضیه‌ی $H0: \varphi=0$ رد شود، باید مدل اثرات تصادفی به نفع مدل اثرات ثابت کنار گذاشته شده و مدل به صورت مدل داده‌های پانل اثرات ثابت برآورد می‌شود.

زمانی که داده‌ها دارای جزء مکان هستند، دیگر تصریح متعارف مدل و برآورد آن به شیوه‌های مرسوم می‌تواند نامناسب باشد و پاسخ درستی برای پژوهشگر ایجاد نکند، چرا که در این حال دو مسأله می‌تواند رخ دهد: ۱) وابستگی فضایی[1] ۲) ناهمسانی فضایی[2]. در این صورت می‌توان از تکنیک اقتصادسنجی فضایی بهره گرفت. اقتصاد سنجی فضایی با دو ویژگی مشخص می‌شود: الف) وابستگی فضایی بین مشاهدات نمونه در نقاط مختلف، ب) ناهمسانی فضایی که ناشی از روابط یا پارامترهای الگو است و با حرکت بر روی صفحه مختصات همراه با داده نمونه‌ای تغییر می‌یابد (لی سیج[3]، ۱۹۹۹).

---

1. Spatial Dependence
2. Spatial Heterogeneity
3. LeSage

اولین مسأله در مدل‌های فضایی ورود اثر مکان در مدل اقتصادسنجی است. برای انجام این موضوع دو منبع اطلاعاتی در اختیار است. یکی موقعیت در صفحه‌ی مختصات که از طریق طول و عرض جغرافیایی نشان داده می‌شود و بر این اساس می‌توان فاصله‌ی هر نقطه در فضا یا فاصله هر مشاهده قرار گرفته در هر نقطه را نسبت به نقاط یا مشاهدات ثابت یا مرکزی محاسبه کرد. مشاهداتی که به هم نزدیک‌ترند، نسبت به آن هایی که از هم دورترند، باید منعکس کننده‌ی وابستگی بالاتر باشند. دومین منبع اطلاعات مکانی، مجاورت و همسایگی است که منعکس کننده‌ی موقعیت نسبی در فضای یک واحد منطقه‌ای مشاهده نسبت به واحدهای دیگری از آن قبیل می‌باشد. معیار نزدیکی و مجاورت مبتنی بر اطلاعات به دست آمده از روی نقشه‌ی جامعه مورد مطالعه خواهد بود. مشاهدات مجاور وابستگی فضایی بالاتری را نشان می‌دهند. لازم به یادآوری است که این دو منبع اطلاعات ایجاد موقعیت مکانی، لزوماً متفاوت نیستند و می‌توانند به جای هم استفاده شوند (اکبری، ۱۳۸۴).

در بیش‌تر الگوها، شاخصی برای تشخیص مجاورت فضایی یک منطقه با سایر مناطق وجود دارد که به صورت یک ماتریس مربع متقارن R×R نشان داده می‌شود و R تعداد مناطق است. عناصر این ماتریس می‌توانند یک یا صفر باشند. درایه‌ی ij برابر یک خواهد بود، اگر منطقه i و منطقه j با یکدیگر همسایه باشند و صفر خواهد بود اگر هیچ همسایگی بین این مناطق وجود نداشته باشد. طبق قرارداد، عناصر قطر اصلی این ماتریس برابر صفر خواهد بود. برای تعیین مجاورت روش‌های متفاوتی وجود دارد که در این مطالعه از روش مجاورت ملکه مانند استفاده شده است: دو منطقه با یکدیگر همسایه‌اند، اگر یک رأس یا یک مرز مشترک با یکدیگر داشته باشند. این ماتریس برحسب سطر استاندارد می‌شود.

در مطالعه‌ی وابستگی فضایی، حاصل‌ضرب این ماتریس در بردار یک متغیر با عنوان وقفه‌ی فضایی آن متغیر، در مدل وارد می‌شود. مطابق با ابزار موجود در اقتصادسنجی فضایی، در صورت وجود وابستگی فضایی، تصریح مدل به چهار شیوه می‌تواند صورت گیرد: الف) مدل دوربین فضایی (SDM)[1] که در آن وقفه‌ی فضایی متغیرهای مستقل در مدل وارد می‌شود؛ ب) مدل وقفه‌ی فضایی (SAR)[2] که در آن وقفه‌ی فضایی متغیر وابسته به عنوان یک متغیر مستقل در مدل وارد می‌شود؛ ج) مدل

1. Spatial Durbin model
2. Spatial Lag Model

خطای فضایی (SEM)[1] که رابطه‌ی فضایی را با این فرض که اثرات فضایی وجود دارند ولی متغیر اثرگذار آن‌ها شناسایی نشده است، در جملات خطا درنظر می‌گیرد؛ و د) مدل عمومی فضایی (GSM)[2] که مدل عمومی فضایی و در حقیقت تلفیقی از مدل‌های فوق است و در بعضی از منابع اقتصادسنجی فضایی با عنوان مدل SARMA بیان می‌شود.

نکته قابل ذکر در این جا آن است که در صورت معنی‌دار بودن اثرات فضایی، به جز مدل اول، بقیه مدل‌ها از طریق حداقل مربعات (OLS)[3] قابل برآورد نیستند، چرا که فروض گاس- مارکف برای آن‌ها نقض خواهد شد و برآورد به شیوه‌ی حداکثر درستنمایی (ML)[4] صورت می‌گیرد. حال زمانی که داده‌ها به صورت پانل باشند، در صورت وجود اثرات فضایی باید مدل به صورت مدل داده‌های پانل فضایی تصریح و برآورد شود. مدل داده‌های فضایی، هر کدام از چهار تصریح گفته شده را می‌تواند داشته باشد. لازم به ذکر است که مطابق ادبیات اقتصادسنجی فضایی برای تشخیص نوع تصریح فضایی مدل می‌توان از آزمون مورآن I یا ضریب لاگرانژ بهره گرفت (انسلین[5]، ۱۹۸۸). مدل پانل فضایی می‌تواند به صورت اثرات ثابت یا تصادفی برآورد شود که نوع مدل بر اساس آزمون هاسمن صورت می‌گیرد.

- **مدل وقفه‌ی فضایی اثرات ثابت**[6]: مدل داده‌های پانل با وجود اثرات ثابت وقفه‌ی فضایی می‌تواند به شکل زیر تصریح شود:

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^{N} w_{ij} y_{jt} + x_{it}\beta + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

w_{ij} عنصر سطر i و ستون j از ماتریس وزنی فضایی است. طبق گفته انسلین (۲۰۰۶)، بسط مدل اثرات ثابت با یک متغیر وابسته وقفه‌ی فضایی سبب ایجاد این دو مسأله می‌شود؛ ۱) درون‌زا بودن $\sum_j w_{ij} y_{it}$، فرض $E\left[\left(\sum_j w_{ij} y_{jt}\right)\varepsilon_{it}\right] = 0$ را در تخمین مدل مرسوم مختل می‌کند. ۲) وابستگی فضایی بین مشاهدات در هر نقطه از زمان ممکن است بر تخمین اثرات ثابت اثرگذار باشد.

در این مدل برای محاسبه‌ی $\sum_j w_{ij} y_{it}$ درون‌زا، از تخمین زننده ML استفاده می‌شود. تابع لگاریتم لاگرانژ در مدل (۱) اگر اثرات ثابت فضایی درنظر گرفته شود، به صورت معادله (۲) خواهد بود:

---

1. Spatial Error Model
2. General Spatial Model
3. Ordinary Least Squares
4. Maximum Likelihood
5. Anselin
6. Fixed Effects Spatial Lag Model

$$\log L = -\frac{NT}{2}\log(2\pi\sigma^2) + T\log|I_N - \delta W| - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left(y_{it} - \delta\sum_{j=1}^{N} w_{ij}y_{it} - x_{it}\beta - \mu_i\right)^2 \quad (۲)$$

دومین عبارت از سمت راست، عبارت ژاکوبین را در تغییر ε به y نشان می‌دهد که در محاسبه‌ی $\sum_j w_{ij}y_{it}$ لحاظ شده است (انسلین[1]، ۱۹۸۸، ص ۶۳).

با مشتق‌گیری جزئی از تابع لگاریتم لاگرانژ نسبت به μi داریم:

$$\frac{\partial \log L}{\partial \mu_i} = \frac{1}{\sigma^2}\sum_{t=1}^{T}\left(y_{it} - \delta\sum_{j=1}^{N} w_{ij}y_{jt} - x_{it}\beta - \mu_i\right) = 0, i = 1, \dots, N \quad (۳)$$

با حل معادله‌ی (۳)، μ_i از طریق فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$\mu_i = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(y_{it} - \delta\sum_{j=1}^{N} w_{ij}y_{jt} - x_{it}\beta\right), i = 1, \dots, N \quad (۴)$$

با جای‌گذاری μ_i در تابع لگاریتم لاگرانژ و مرتب کردن جملات، تابع لگاریتم لاگرانژ تعدیل شده نسبت به β، σ^2 و δ به شکل زیر حاصل می‌شود:

$$\log L = -\frac{NT}{2}\log(2\pi\sigma^2) + T\log|I_N - \delta W| - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left(y_{it}^* - \delta\sum_{j=1}^{N} w_{ij}y_{it} - x_{it}^*\beta\right)^2 \quad (۵)$$

انسلین و هوداک[2] (۱۹۹۲)، پی برده‌اند که چگونه برای تخمین پارامترهای β، δ و σ^2 در مدل وقفه‌ی فضایی داده‌های مقطعی از روش ML استفاده کنند. این روش برآورد، می‌تواند برای حداکثرسازی تابع لگاریتم لاگرانژ تعدیل یافته (۶) نیز استفاده شود. تنها یک تفاوت در تعمیم مدل مقطعی با N مشاهده به مدل پانل با NT مشاهده وجود دارد. این روش برآورد دارای مراحل زیر است:

اول آن که با ترکیب مشاهدات مقاطع متوالی و زمان $t = 1,\dots,T$، یک بردار $NT\times 1$ برای Y^* و $(I_T \otimes W)Y^*$ و یک ماتریس $NT\times K$ برای متغیرهای رفتاری X^* به‌دست می‌آید. توجه داشته باشید که این محاسبات باید یکبار اجرا شود و ماتریس قطری $(I_T \otimes W)$ $NT\times NT$ لازم نیست ذخیره شود. این امر منجر به کاهش محاسبات تخمین زننده ML برای مجموعه داده‌های بزرگ می‌شود.

---

1. Anselin
2. Hudak

دوم آن که b_1 و b_0، تخمین زننده‌های OLS در رگرسیون Y^* و $(I_T \otimes W)Y^*$ بر روی X^* است و e_1^* و e_0^* به طور مشابه پسماندهای این رگرسیون را مشخص می‌کند. پس تخمین‌زننده ML پارامتر δ، با حداکثرسازی تابع لگاریتم لاگرانژ تعدیل یافته به‌دست می‌آید.

$$\log L = C - \frac{NT}{2}\log[(e_0^* - \delta e_1^*)^T(e_0^* - \delta e_1^*)] + T\log|I_N - \delta W| \qquad (۶)$$

در این رابطه‌ی C یک جزء ثابت و مستقل از δ است.

سوم آن که با محاسبه‌ی عددی δ، تخمین زننده‌های β و σ^2 به‌دست می‌آیند:

$$\beta = b_0 - \delta b_1 = (X^{*T}X^*)^{-1}X^{*T}[Y^* - \delta(I_T \otimes W)Y^*] \qquad (۷)$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{NT}(e_0^* - \delta e_1^*)^T(e_0^* - \delta e_1^*) \qquad (۸)$$

- **مدل وقفه‌ی فضایی اثرات تصادفی**[1]: تابع لگاریتم لاگرانژ در معادله‌ی (۱) اگر اثرات فضایی به‌صورت تصادفی درنظر گرفته شود به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\ln K < - \frac{MS}{1}\ln\left(1 \lrcorner \sigma^1\right) * S\ln\left|H_M - \delta V\right| * \frac{M}{1}\ln \Phi^1 \qquad (۹)$$

$$- \frac{0}{1\sigma^1}\sum_{h<0}^{M}\sum_{s<0}^{S}\left(x_{hs}^{\bullet} - \delta\left[\sum_{i<0}^{M} v_{hi} x_{hs}\right]^{\bullet} - w_{hs}^{\bullet}\beta\right)^1$$

با Φ معین، این تابع با تابع (۳) در مدل وقفه‌ی فضایی اثرات ثابت برابر است. این موضوع اشاره می‌کند که می‌توان روش مشابهی برای تعریف β، δ و σ^2 مانند معادلات (۷) ارائه کرد. البته باید علامت * با • جایگزین شود. با استفاده از β، δ و σ^2 معین، می‌توان Φ را با حداکثرسازی تابع لگاریتم لاگرانژ نسبت به Φ تخمین زد:

$$\log L = -\frac{NT}{2}\log[e(\Phi)^T e(\Phi)] + \frac{N}{2}\log \Phi^2 \qquad (۱۰)$$

در این رابطه‌ی $e(\Phi)$ عبارت است از:

$$e(\Phi)_{it} = y_{it} - (1 - \Phi)\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} y_{it} \qquad (۱۱)$$

$$-\delta\left[\sum_{j=1}^{N} w_{ij}y_{jt} - (1-\Phi)\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\sum_{j=1}^{N} w_{ij}y_{jt}\right] - \left[x_{it} - (1-\Phi)\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} x_{it}\right]$$

دوباره تخمین تا جایی تکرار می‌شود که پارامترهای β، δ و σ^2 با $\emptyset$ همگرا شوند. این روش، ترکیبی از تخمین پارامترهای مدل وقفه‌ی فضایی اثرات ثابت با مدل اثرات تصادفی غیرفضایی است.

---

1. Random Effects Spatial Lag Model

۳. تصریح مدل پژوهش

با توجه به مبانی نظری و الگوی اقتصاد سنجی فضایی، الگوی تصریح شده در این پژوهش، مدل ترکیبی SAR، و SEM با SDM می‌باشد:

$$\begin{aligned} Crime_{it} &= \alpha + \beta_1 . IM_{it} + \beta_2 . UN_{it} + \beta_3 . UR_{it} + \beta_4 . IND_{it} \\ &+ \beta_5 . INF_{it} * \beta_5 - F_{it} * \beta_6 - KF\,CO_{it} * \beta_7 - XN_{it} * \beta_8 - F_{it} \quad (۱۷) \\ &+ \rho . \sum_j w_{ij} . Crime_{it} (or\ \lambda . \sum_j w_{ij} . \varepsilon_{it}) + \gamma . \sum_j w_{ij} . IM_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

در این مدل i نماینده‌ی مقاطع و t نماینده زمان است. α نشان دهنده عرض از مبدأ می‌باشد و β ضرایب متغیرهای توضیحی (ضرایب شیب) را نشان می‌دهد. تعریف متغیرهای مورد استفاده در این رابطه به شرح زیر است:

Crime: نرخ جرائم (جرائم علیه اشخاص و جرائم علیه اموال): متغیرهای استفاده شده برای جرایم، سرقت عادی به ازای هر ۱۰۰ نفر جمعیت و قتل عمد به ازای هر ۱۰۰۰ نفر جمعیت در استان‌ها می‌باشند. سرقت به عنوان یک متغیر نشان دهنده جرائم اقتصادی و قتل عمد به عنوان یک متغیر نشان دهنده جرائم غیراقتصادی در مدل درنظر گرفته شده است. لازم به ذکر است که انتخاب این متغیرها با توجه به داده‌های دردسترس برای جرم انجام شده است.

IM (خالص نرخ مهاجرت): متغیر نشان‌دهنده‌ی مهاجرت است و از مجموع جمعیت استان و تعداد متوفی‌های سال t منهای مجموع جمعیت سال t-1 و متولدین سال t به‌دست می‌آید. مقادیر بر جمعیت هر استان تقسیم شده است تا نرخ مهاجرت به‌دست آید.

UN (نرخ بیکاری): برابر است با نسبت جمعیت بیکار به جمعیت فعال ۱۰ ساله و بیش‌تر.

UR (نرخ شهرنشینی): عبارت است از نسبت جمعیت ساکن در نقاط شهری به جمعیت کل.

IND (نرخ صنعتی شدن): عبارت است از نسبت ارزش افزوده‌ی بخش صنعت به کل تولید ناخالص داخلی هر استان.

INF (نرخ تورم): نرخ رشد شاخص قیمت مصرف کننده.

G (نرخ رشد اقتصادی):

LGDP (لگاریتم درآمد سرانه‌ی استانی (GDP)).

YO (نسبت جوانان): عبارت است از نسبت جمعیت ۱۵-۳۴ سال به جمعیت کل استان.

GINI (ضریب جینی استانی (توزیع درآمد): شاخص‌های سنجش نابرابری درآمد جامعه.

لازم به ذکر است که مدل به صورت مجزا برای دو متغیر درنظر گرفته شده برای جرائم با استفاده از نرم افزار R برآورد شده است. جدول زیر متغیرهای به کار رفته در این پژوهش را از لحاظ آمار توصیفی مورد بررسی قرار می‌دهد.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای به کار رفته در مدل پژوهش

	Crime	Crime1	IM	UN	UR	IND	INF	G	LGDP	YO	GINI
میانگین	۰/۳۱۵	۰/۰۲۸	-۰/۰۰۱	۰/۱۴۶	۰/۶۴۲	۰/۱۳۳	۰/۱۷۲	۰/۰۴۳	۱۱/۶۸۵	۰/۴۱۷	۰/۳۲۹
انحراف معیار	۰/۲۲۸	۰/۰۱۳	۰/۰۰۷	۰/۰۶۰	۰/۱۲۰	۰/۰۸۲	۰/۱۲۹	۰/۱۵۰	۰/۸۹۷	۰/۰۴۰	۰/۰۵۳
کم‌ترین	۰/۰۴۹	۰/۰۰۳	-۰/۰۱۸	۰/۰۶۷	۰/۴۷۱	۰/۰۰۵	-۰/۰۴۶	-۱/۰۵۰	۱۰/۱۳۵	۰/۱۳۲	۰/۰۴۵
بیش‌ترین	۱/۲۸۹	۰/۰۷۷	۰/۰۲۶	۰/۳۱۵	۰/۹۵۲	۰/۳۸۰	۰/۵۸۱	۰/۸۳۶	۱۴/۵۴۱	۰/۴۶۶	۰۰/۴۳۴

منبع: یافته‌های پژوهش

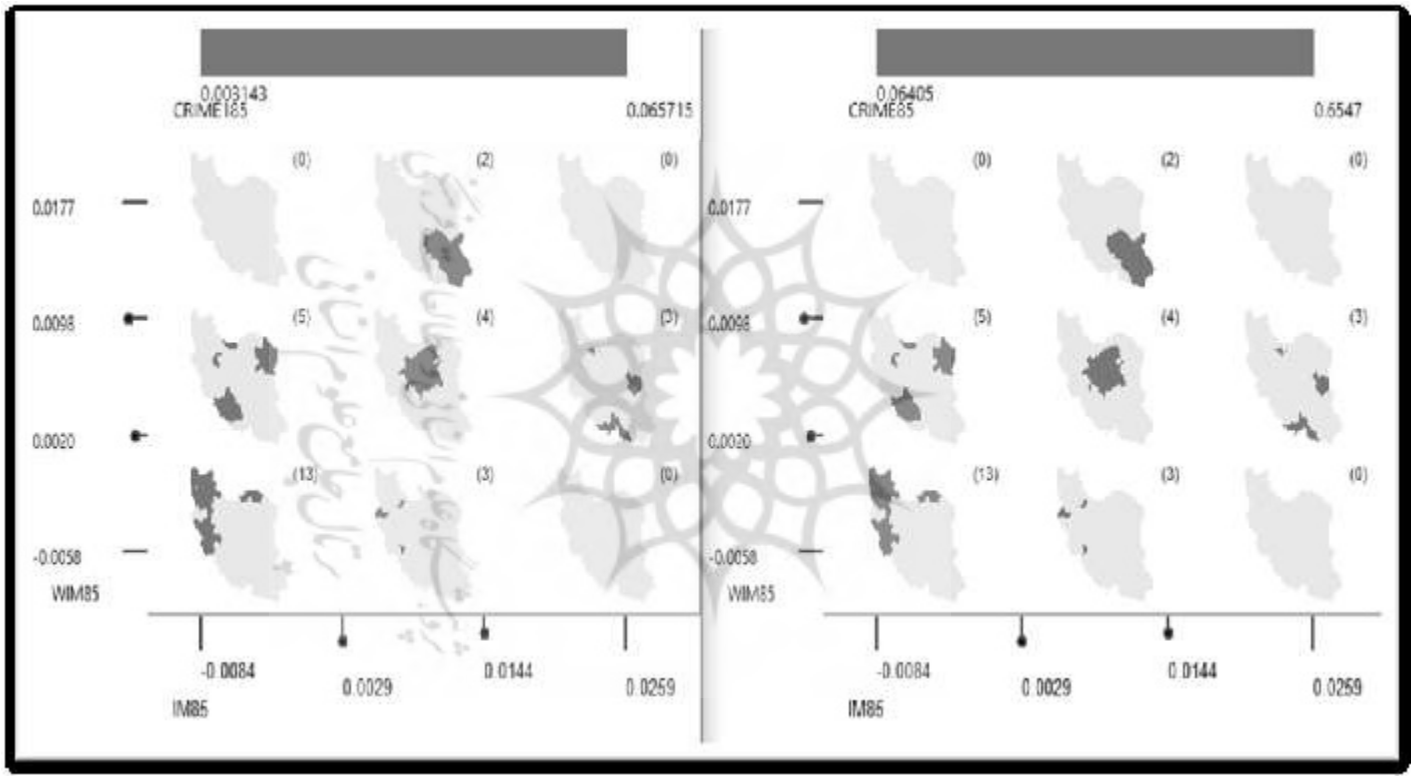
با توجه به نتایج فوق ملاحظه می‌شود که میانگین نرخ سرقت (Crime) ۰/۳۱۵ با انحراف معیار ۰/۲۳ است که انحراف بسیار زیاد و پراکندگی شدید این متغیر در استان‌های کشور را نشان می‌دهد، به گونه‌ای که دامنه‌ی تغییر آن از ۰/۰۴۹ در استان آذربایجان شرقی تا ۱/۲۹ در استان سمنان بوده است. نرخ قتل عمد (Crime1) از پراکندگی کم‌تری نسبت به نرخ سرقت برخوردار است، به طوری که دارای میانگین ۰/۰۲۸ با انحراف معیار ۰/۰۱ می‌باشد، که در دامنه‌ی تغییر ۰/۰۰۳ در استان اردبیل تا ۰/۰۷۷ در استان سیتان و بلوچستان قرار دارد. خالص مهاجرت نیز دارای میانگین ۰/۰۰۱- و کم‌ترین مقدار این متغیر ۰/۰۱۸- است که مربوط به استان سیستان و بلوچستان می‌باشد، یعنی مهاجرت از این استان بیش‌تر از مهاجرت به استان می‌باشد. بیش‌ترین مقدار این متغیر مستقل برای استان هرمزگان و برابر ۰/۰۲۶ است.

برای نمـایش پراکنـدگی جـرائم و مهـاجرت، از نقشـه‌ی پراکنـدگی شـرطی[1] ایـن استفاده شده است. این نقشه‌هـا دارای دو محـور عمـودی و افقـی (بـه ترتیـب) وقفـه‌ی فضایی مهاجرت و خالص مهاجرت می‌باشد و نرخ جرائم با طیف رنگـی در شـمال نقشـه مشخص می‌شود. با حرکت از رنگ آبی به سمت رنگ قرمز میزان جرائم بیش‌تر می‌شود. شکل (۱)، رابطه‌ی بین مهاجرت و وقفه‌ی فضایی مهاجرت با نرخ جـرائم سـرقت و قتـل عمد در سال ۸۵ را نشان می‌دهد. مطابق این نقشه‌ها، در نرخ مهاجرت پـایین و وقفـه‌ی فضایی مهاجرت پایین و متوسط، استان‌های جرم خیـز بـیش‌تـری وجـود دارد. تنهـا در فاصله‌ی نرخ مهاجرت (۰/۰۰۸-، ۰/۰۰۳)، ۱۸ استان جرم خیز با نرخ جرم‌های متفـاوت قرار دارد. نکته‌ی قابل توجه این است کـه پراکنـدگی اسـتان‌هـا از لحـاظ نـوع جـرم بـا یکدیگر یکسان است، یعنی قرار گرفتن استان در هر طیـف، بـرای انـواع جـرائم یکسـان می‌باشد.

در شکل (۲) رابطه‌ی بین مهاجرت و وقفه‌ی فضایی مهاجرت با نرخ جرائم سرقت و قتل عمد در سال ۹۰ نشان داده شده است. این شکل نشان می‌دهد که بیش‌تر استان‌های جرم خیز در نرخ‌های متوسط مهاجرت و وقفه‌ی فضایی مهاجرت قرار دارند. زمانی که در نرخ پایین و بالای مهاجرت و وقفه‌ی فضایی مهاجرت قرار می‌گیرد، تعداد استان‌های جرم خیز کاهش می‌یابد. برای مثال، در مرکز نقشه که مهاجرت و وقفه‌ی فضایی مهاجرت در ردیف متوسط قرار دارند، ۷ استان جرم خیز با نرخ جرم متوسط رو به پایین وجود دارد. همچنین در نرخ مهاجرت و وقفه فضایی بالا که در سال ۸۵ هیچ استان جرم‌خیزی وجود نداشته است، در سال ۹۰، دو استان تهران و قم در این طیف قرار می‌گیرند.

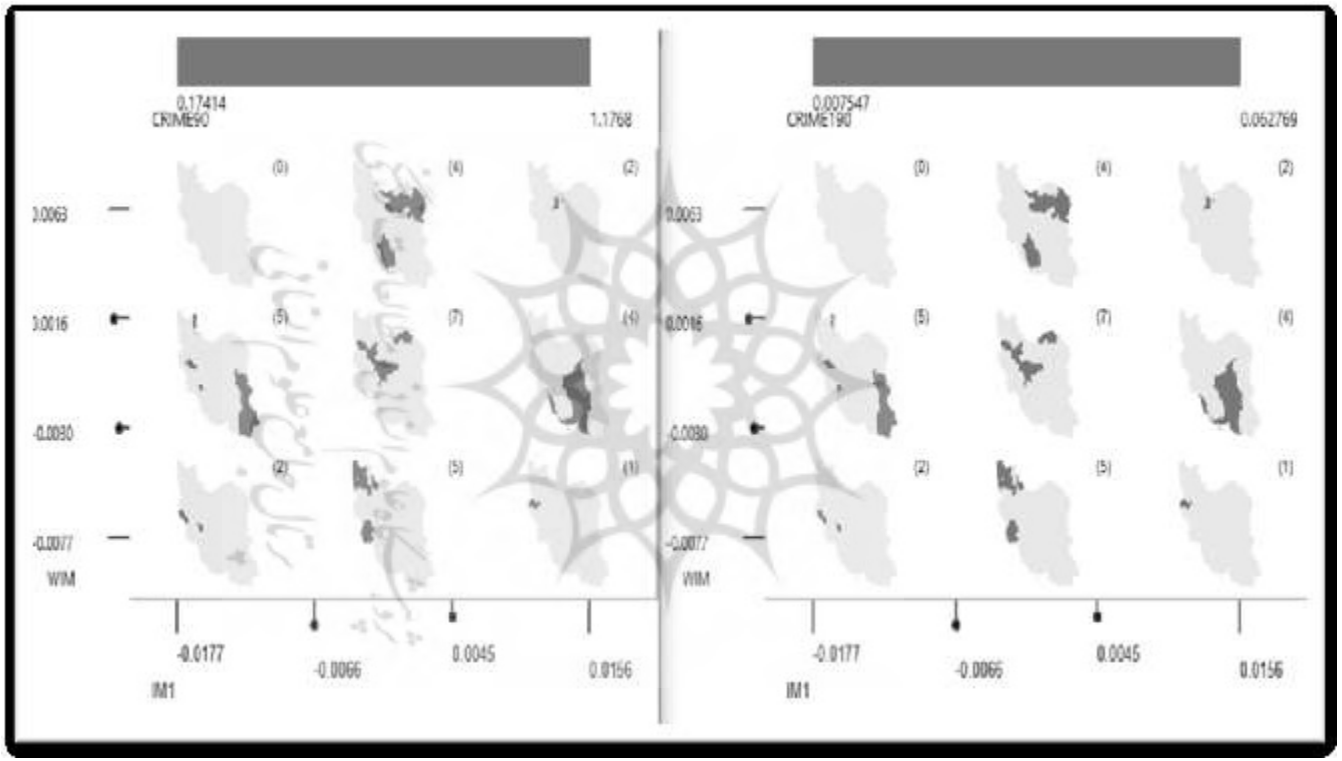
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Conditional map



شکل ۱. نقشه‌های شرطی جرائم و مهاجرت استان‌های ایران (۱۳۸۵)

مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل۲. نقشه‌های شرطی جرائم و مهاجرت استان‌های ایران (۱۳۹۰)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

تجزیه و تحلیل نتایج حاصل از برآورد مدل

پیش از برآورد مدل داده‌های پانل فضایی تصریح شده در رابطه‌ی (۱۷)، لازم است ابتدا مشخص شود که آیا وابستگی فضایی در مشاهدات وجود دارد یا خیر همچنین، مدل داده‌های پانل به صورت اثرات ثابت است یا تصادفی. همانگونه که قبلاً بیان شد، برای آزمون وابستگی فضایی از آزمون موران I و ضریب لاگرانژ استفاده می‌شود که نتایج آن در جدول (۲) ارایه شده است. مطابق نتایج ارایه شده بر اساس هر دو آماره در هر دو مدل، وابستگی فضایی وجود دارد و مدل باید به صورت فضایی تصریح شود. آماره‌های آزمون تصریح، دو حالت وقفه و خطای فضایی را تأیید می‌کنند.

جدول ۲. آزمون‌های تشخیص وجود همبستگی فضایی در متغیرهای جرایم

	سرقت (Crime)		قتل عمد (Crime1)	
نوع آزمون	**آماره‌ی**	**احتمال**	**آماره‌ی آزمون**	**احتمال**
موران I	۳/۴۴۴	۰/۰۰۰	۰/۸۳۳	۰/۰۰۵
ضریب لاگرانژ (وقفه)	۶/۷۱۸	۰/۰۰۹	۳/۸۲۵	۰/۰۵
ضریب لاگرانژ (خطا)	۶/۷۳۳	۰/۰۰۹	۴/۲۲۹	۰/۰۳۹

منبع: یافته‌های پژوهش

از نظر نوع مدل داده‌های پانل، از آن جا که تعداد مقاطع این پژوهش بیش‌تر از سال‌های آن است، بهتر است از روش اثرات ثابت استفاده شود، ولی برای اطمینان در انتخاب روش، آزمون هاسمن به منظور تعیین روش مناسب انجام شده است. با توجه به احتمال به‌دست آمده در این آزمون در جدول (۳)، فرض H0 رد می‌شود؛ بنابراین، اثرات تصادفی پذیرفته نمی‌شود و اثرات ثابت برآورد خواهد شد.

جدول ۳. آزمون هاسمن جهت تعیین اثرات ثابت یا تصادفی

	سرقت (Crime)		قتل عمد (Crime1)	
نوع آزمون	**آماره‌ی کای دو**	**احتمال**	**آماره‌ی کای دو**	**احتمال**
آزمون هاسمن	۱۲۰	۰/۰۰۰	۱۷/۸	۰/۰۵۸

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از برآورد مدل در جدول (۴) ارایه شده است. با توجه به ضرایب ارایه شده در جدول (۲)، مدل به دو صورت وقفه و خطای فضایی تصریح و برآورد شده است که حدود اثرگذاری و جهت آن در دو حالت بسیار شبیه هم است. در مدل I، متغیر وابسته نرخ سرقت به عنوان پراکسی جرائم اقتصادی و در مدل II، متغیر وابسته نرخ قتل عمد به عنوان پراکسی جرائم غیراقتصادی لحاظ شده است. در برآورد مدل اول، ضرایب متغیرهای خالص مهاجرت، نسبت جوانان، نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم و ضریب دوربین مهاجرت از نظر آماری معنی‌دار نمی‌باشند و بر نرخ سرقت در استان‌های ایران تأثیر گذار نبوده‌اند. ضریب برآوردی متغیر بیکاری مثبت و معنی‌دار است، یعنی با افزایش بیکاری، سرقت افزایش می‌یابد و ضریب آن نشان می‌دهد که نسبت به سایر متغیرهای اثرگذار بیش‌ترین اثر مستقیم را نرخ بیکاری بر سرقت داشته است. ارتباط مثبت این دو متغیر اقتصادی منطبق با مبانی و قابل قبول است. مطابق ضریب برآوردی نرخ صنعتی شدن تأثیر منفی بر نرخ سرقت استان‌ها دارد. این متغیر بیش‌ترین تأثیر منفی را بر سرقت داشته است. درآمد سرانه تأثیر معنی‌دار و مثبت بر سرقت دارد. متغیر ضریب جینی نیز با ضریب منفی رابطه‌ی عکسی با نرخ سرقت دارد. اثر نرخ شهرنشینی بر جرم نیز مثبت و معنی‌دار است.

در کل، می‌توان گفت که مهاجرت بر سرقت به عنوان یک متغیر اقتصادی-اجتماعی تأثیر معنی‌داری نداشته و اثرات فضایی آن نیز بی‌معنی بوده است. ضرایب متغیر وقفه و خطای فضایی سرقت مثبت و معنی‌دار است که نشان می‌دهد افزایش سرقت یا عواملی دیگر در استان‌های مجاور سبب افزایش نرخ سرقت در هر استان می‌شود.

در مدل II، نتایج کمی متفاوت است. ضرایب برآوردی متغیرهای خالص مهاجرت، نرخ شهرنشینی، نرخ بیکاری، نرخ صنعتی شدن، نسبت جوانان، نرخ تورم، ضریب جینی و وقفه‌ی فضایی مهاجرت به لحاظ آماری بی‌معنی هستند. تنها ضرایب برآوردی متغیرهای درآمد سرانه و نرخ رشد معنی دارند. درآمد سرانه اثر منفی و نرخ رشد اثر مثبت بر وقوع قتل عمد در ایران داشته‌اند، اگرچه هردو ضریب بسیار کوچک می‌باشند. همانگونه که قابل پیش‌بینی است متغیرهای اقتصادی کم‌تری بر وقوع قتل عمد نسبت به سرقت (به عنوان یک متغیر اقتصادی) اثرگذارند. لازم به ذکر است معنی‌داری ضرایب فضایی مانند مدل I است. البته، در مدل قتل‌عمد، اثرات فضایی نسبت به اثر سایر متغیرهای لحاظ شده در مدل قوی‌تر به دست آمده است. در هر دو مدل I و II، ضریب

برآوردی λ نشان می‌دهد که عواملی در استان‌های مجاور وجود دارند که وقـوع جـرم در هر استان را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

جدول ۴. برآورد مدل پانل فضایی با اثرات ثابت جرم در استان‌های ایران

	تصریح وقفه‌ی فضایی		تصریح خطای فضایی	
متغیر	مدل I	مدل II	مدل I	مدل II
IM	۰/۹۳۵ (۰/۶۴۹)	۰/۱۱۶ (۰/۴۵۶)	۲/۵۱ (۰/۸۱۷)	۰/۰۹۵ (۰/۵۵۶)
UN	۲/۵۲*** (۰/۰۰۰)	-۰/۰۴۸ (۰/۲۶)	۲/۴۴۱*** (۰/۰۰۰)	-۰/۰۵ (۰/۲۴۷)
UR	۲/۱۳۲** (۰/۰۰۶)	۰/۰۷۲ (۰/۱۶۶)	۱/۸۲۲* (۰/۰۱۴)	۰/۰۷۳ (۰/۱۵۲)
IND	-۱/۶۰۲*** (۰/۰۰۰)	-۰/۰۳۱ (۰/۲۰۷)	-۱/۷۰۲*** (۰/۰۰۰)	-۰/۰۳۹ (۰/۱۱۵)
LGDP	۰/۱۸۴* (۰/۰۳)	-۰/۰۱۷** (۰/۰۰۲)	۰/۱۸۵* (۰/۰۱۵)	-۰/۰۱۸** (۰/۰۰۱)
YO	۰/۵۵۴ (۰/۱۴۴)	۰/۰۰۰ (۰/۹۸۶)	۰/۵۶۷ (۰/۱۳۵)	-۰/۰۰۰ (۰/۹۹۶)
G	-۰/۰۵ (۰/۲۹۶)	۰/۰۱۴*** (۰/۰۰۰)	-۰/۰۴۱ (۰/۴۱۹)	۰/۰۱۴*** (۰/۰۰۰)
INF	۰/۰۵۴ (۰/۴)	-۰/۰۰۵ (۰/۲۷۳)	۰/۰۱۸ (۰/۷۶)	-۰/۰۰۴ (۰/۴۰۱)
GINI	-۰/۶۳۷*** (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۳ (۰/۸۱۵)	-۰/۵۳۲** (۰/۰۰۴)	-۰/۰۰۰ (۰/۹۵۵)
W.IM	-۴/۲۸۹ (۰/۳۳۸)	-۰/۰۲۷ (۰/۹۳)	-۱/۶۳۵ (۰/۶۹۲)	-۰/۰۸۵ (۰/۷۷۷)
Rho	۰/۶۳*** (۰/۰۰۰)	۰/۲۶۷** (۰/۰۰۶)	-	-
Lambda	-	-	۰/۵۱*** (۰/۰۰۰)	۰/۲۴۵** (۰/۰۰۹)

*** معنی‌داری در سطح خطای کم‌تر از یک درصد ** معنی‌داری در خطای یک درصد

* معنی‌داری در سطح خطای پنج درصد منبع: یافته‌های پژوهش

۴. خلاصه و جمع بندی

معضل وقوع جرم کم و بیش در تمام کشورها وجود دارد، مانند وجود بیماری و مریضی که هیچ اجتماع بشری در طول تاریخ بدون آن نبوده است. عوامل اقتصادی و اجتماعی گوناگونی از جمله مهاجرت می‌توانند بر جرم اثرگذار باشند. مهاجرت سبب ایجاد مشکلاتی در مبدأ و مقصد می‌شود. عدم تأمین اقتصادی و اجتماعی از قبیل نداشتن مسکن مناسب و تغذیه درست و امکانات درمانی، کاهش کنترل خانواده‌ها بر فرزندان، تغییر ارزش‌های انسانی مهاجر، عدم صمیمیت و صداقت، حاشیه نشینی و عواقب آن به ضعف روابط انسانی منجر می‌شود و ضعف روابط انسانی هم به نوبه‌ی خود به تجاوز و بی‌توجهی نسبت به دیگر افراد جامعه منجر شده و می‌تواند وقوع جرم را سبب شود.

در این پژوهش به دلیل داشتن جزء مکانی، برای بررسی عوامل مؤثر بر جرم از تکنیک‌های اقتصاد سنجی فضایی استفاده شده است. نتایج حاصل از پژوهش مؤید اثرگذاری عوامل اقتصادی از جمله درآمد سرانه و نرخ رشد اقتصادی بر نرخ قتل عمد به عنوان یک جرم غیراقتصادی است. همچنین نرخ صنعتی شدن، درآمد سرانه، نرخ بیکاری، نرخ شهرنشینی و ضریب جینی بر میزان نرخ سرقت که جرمی اقتصادی است مؤثر می‌باشد. در ارتباط با اثرات فضایی در کل می‌توان گفت که وابستگی فضایی در قالب هر دو اثر وقفه و خطای فضایی در هر دو مدل مورد استفاده در این پژوهش نیز معنی‌دار است. یعنی وقوع جرم تحت تأثیر فضا و شرایط استان‌های مجاور هر استان قرار دارد. نکته قابل تأمل دیگر در نتایج این مطالعه، بی تأثیر بودن مهاجرت (هم اثر مستقیم و هم فضایی) بر وقوع جرم در ایران است.

منابع

۱. اکبری، نعمت الله (۱۳۸۴). مفهوم فضا و چگونگی اندازه‌گیری آن در مطالعات منطقه ای، *فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران*، (۲۳)۷.

۲. اوبرای، امار جیت سینگ (۱۳۷۰). مهاجرت، شهرنشینی *و توسعه*. ترجمه‌ی فرهنگ ارشاد، تهران: مؤسسه‌ی کار و تأمین اجتماعی.

۳. برتاو، عیسی، حاجی نژاد، علی، عسگری، علی و گلی، علی (۱۳۹۲). بررسی الگوهای سرقت مسکونی با به کارگیری رویکرد تحلیل اکتشافی داده‌های فضایی (مورد

مطالعه: شهر زاهدان)، پژوهش‌های راهبردی امنیت و نظم اجتماعی، سال دوم، ۶(۲)، ۲۳-۱.

۴. حسینی‌نژاد، مرتضی (۱۳۸۴). بررسی علل اقتصادی جرم در ایران با استفاده از یک مدل داده‌های تلفیقی، مجله‌ی برنامه و بودجه، ۹۵، ۳۵-۸۱ .

۵. دانش، تاج زمان (۱۳۷۶). مجرم کیست؟ جرم شناسی چیست؟، تهران: مؤسسه‌ی کیهان.

۶. سینجر، پل (۱۳۵۸). اقتصاد شهر نشینی، ترجمه‌ی مهدی کاظمی بیدهندی و فرخ حسامیان.

۷. شماعی، علی، موحد، علی و ویسی، رضا (۱۳۹۴). بررسی و تحلیل فضایی جرایم مواد مخدر در کلان شهر تهران، بررسی مسائل اجتماعی ایران، ۵(۲)، ۲۷۲-۲۴۳.

۸. صادقی، حسین، شقاقی شهری، وحید و اصغرپور، حسین، (۱۳۸۴). تحلیل عوامل اقتصادی اثرگذار بر جرم در ایران، تحقیقات اقتصادی، ۶۳، ۶۳-۹۰.

۹. عیسی‌زاده، سعید، مهرانفر، جهانبخش و مهرانفر، مهدی (۱۳۹۱). بررسی ارتباط میان جرم و شاخص‌های کلیدی اقتصاد کلان در ایران، نشریه‌ی راهبرد توسعه، ۲۹.

۱۰. فطرس، محمدحسن، دلائی میلان، علی و قربان سرشت، مرتضی (۱۳۹۱). اثرات فقر، بیکاری و شهرنشینی بر جرائم علیه اموال در استان‌های ایران، فصلنامه‌ی علمی- پژوهشی رفاه اجتماعی، ۱۲ (۴۶).

۱۱. گرشاسبی فخر، سعید (۱۳۸۹). ارتباط بین بیکاری و سرقت، فصلنامه‌ی علمی پژوهشی رفاه اجتماعی، ۱۱(۴۰)، ۴۲۳-۴۰۱.

۱۲. مهرگان، نادر و گرشاسبی فخر، سعید (۱۳۹۰). نابرابری درآمد و جرم در ایران، فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، ۴(۱۱)، ۱۲۵-۱۰۹.

۱۳. نصرالهی، زهرا، لطفی، عزت الله و هنردوست، عطیه (۱۳۹۲). عوامل اقتصادی- اجتماعی مؤثر بر اقدام به خودکشی در زنان شهرنشین کشور طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۸، نشریه زن در توسعه و سیاست، ۱۱(۳)، ۳۷۷-۳۹۲.

14. Akçomak, S., & Weel, B. (2012). The impact of social capital on crime: Evidence from the Netherland, *Journal of Regional Science & Urban Economics*, 42, 323–340.
15. Anselin, L., & Hudak, S. (1992). Spatial econometrics in practice: a review of software options, Regional Science & Urban Economics, 22(3), 509–536.
16. Anselin L. (1988). *Spatial econometrics: Methods & models*. Kluwer, Dordrecht.

17. Baltagi, B. H. (2005). *Econometric analysis of panel data*. (3rd Eds.). New York: John Wiley & Sons Inc. USA., 258- 263.
18. *Becker, G.S. (1968). Crime & Punishment: An Economic Approach, Journal of Political Economy, 76(2), 169-217.*
19. Bjerk, D. (2006). *Theory & Evidence Regarding the Effects of Segregation on Crime Rates*, mimeo, Claremont McKenna College.
20. Bonger, W. (1916). *Crimiality & economic condition*, Boston : Little, Brown.
21. *Chadwick, E. (1829). Preventive police, London Review, I, 252- 308.*
22. *Ehrlich, I. (1973). Participation in illegitimate activities: a theoretical & empirical investigation, Journal of Political Economy, 3, 521– 565 .*
23. Fleisher, B. (1963) The Effect of Unemployment on Juvenile Delinquency, *Journal of Political Economy*, 71(6), 543-555.
24. LeSage, James P. (1999). *The Theory & practice of SpatialEconometrics,* University of Toledo.
25. Nettler, G. (1984). *Explaning Crime*, New York : McGraw-Hil.
26. Nunley, J. M., Seals Jr., R. A., & Zietz, J. (2011), The Impact of Macroeconomic condition on property Crime, Auburn *Economics Working Paper Series auwp 2011-06*, Department of Economics, Auburn University.
27. Ousey Graham C., & Kubrin, Charis E. (2009). Exploring the Connection between Immigration & Violent Crime Rates in U.S. Cities, 1980–2000, *Social Problems*, 56 (3), 447-473.
28. Viton, Philip A. (2010). Notes on Spatial Econometric Models*, City & Regional Planning,* 870.03.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی