

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

شکوفه فرهمند<sup>۱</sup>، بابک صفاری<sup>۲</sup>، وجیهه موسوی<sup>۳</sup>

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

مسئله 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 به عنوان پراکسی جرم شهری برای ۳۰ استان ایران طی سال‌های ۱۳۸۵-۹۰ برآورده 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

## 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 به عنوان یک پدیده‌ی نامطلوب اجتماعی، علل اقتصادی و اجتماعی گوناگونی داشته و با توجه به اهمیت موضوع جرم در کشورهای مختلف مطالعات گسترهای 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<sup>۱</sup>، 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، مهاجرات‌های 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 مسئله 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

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<sup>۱</sup> (۱۸۲۹) مورد مطالعه قرار گرفته است. پس از آن افرادی چون فلیشر<sup>۲</sup> (۱۹۶۳)، بکر<sup>۳</sup> (۱۹۶۸)، استیگلر<sup>۴</sup> (۱۹۷۰) و ارلیک<sup>۵</sup> (۱۹۷۳) مطالعات اولیه را کامل تر 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 پرسه‌ی 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 به طور 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 تغوریک بکر توسط ارلیک (۱۹۷۳) گسترش یافته است. در ادبیات مدل اقتصادی جرم (EMC<sup>۱</sup>) ایجاد شده توسط این دو اقتصاددان، یک مجرم بالقوه به عنوان 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 بالهمیت است. آستانه‌ی آسیب‌پذیری هر کس به طور مثبت به وسیله‌ی اخلاقیات وی یا به طور منفی به وسیله‌ی تمایل وی برای ارتکاب جرم مشخص می‌شود، بنابراین اشخاص به محرك‌ها 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 جرمیه و نیز احتمال بازداشت افزایش می‌یابد، مقدار زمانی که صرف فعالیت‌های غیرقانونی می‌شود، به روشی 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 به دست آمده است؛ یعنی هر چه تراکم نسبی جمعیت بیشتر باشد، میزان وقوع جرایم مربوط به مواد مخدر بیشتر می‌شود. در بین

کاربری‌ها میدان‌ها، بزرگراه‌ها - معاابر - 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) نیز در مطالعه "بررسی الگوهای سرقت مسکونی با به کارگیری رویکرد تحلیل اکتشافی داده‌های فضایی (مورد مطالعه: شهر زاهدان)" رابطه‌ی تعداد سرقات‌های 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، مجردات، بیکاری و جمعیت، مهاجر و پس از آن مجردها بیشترین تأثیر را بر سرقات‌های 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 سیاست‌هایی 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 به کارگیری روش اقتصادسنجی پانلی، تأثیر برخی از عوامل نظیر فقر، بیکاری و شهرنشینی بر جرائمی مانند صدور چک بلا محل، سرقت اختلاس و ارتشاء نخست به صورت مجزا و سپس در قالب شاخصی ترکیبی از میانگین این سه به عنوان نماینده‌ی جرائم اموال و مالکیت مورد بررسی قرار دهند. نتایج نشان می‌دهند که تأثیر هر سه متغیر توضیحی فقر، بیکاری و شهرنشینی بر متغیر وابسته جرائم علیه اموال در ایران، معنادار و مثبت می‌باشدند.

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 ۱۳۸۵-۱۳۶۳، 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، شاقی شهری و اصغرپور (۱۳۸۴)، با استفاده از داده‌های ترکیبی مقطوعی - سری زمانی ۵ ساله برای ۲۶ استان ایران و با بهره‌گیری از ابزار اقتصادستجو 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 عمده، 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 عمده را کاهش داد.

اکچوماک و ویل<sup>۱</sup> (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<sup>۲</sup> (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 ۲۰۰۹-۱۹۴۸ 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.

اوی و کوبیرین<sup>۳</sup> (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، بی ثباتی 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  $\alpha_{it}$  و متغیرهای توضیحی از آزمون تشخیصی هاسمن استفاده می‌شود (التاجی، ۲۰۰۵). اگر در این آزمون فرضیه‌ی  $H_0: \phi = 0$  رد شود، باید مدل اثرات تصادفی به نفع مدل اثرات ثابت کنار گذاشته شده و مدل به صورت مدل داده‌های پانل اثرات ثابت برآورده شود.

زمانی که داده‌ها دارای جزء مکان هستند، دیگر تصریح متعارف مدل و برآورده آن به شیوه‌های مرسوم می‌تواند نامناسب باشد و پاسخ درستی برای پژوهشگر ایجاد نکند، چرا که در این حال دو مسئله می‌تواند رخ دهد: (۱) وابستگی فضایی<sup>۱</sup> (۲) ناهمسانی فضایی<sup>۲</sup>. 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 می‌باید (لی سیج، 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 فاصله‌ی هر مشاهده قرار گرفته در هر نقطه را نسبت به نقاطی 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 الگوهای شاخصی برای تشخیص مجاورت فضایی یک منطقه با سایر مناطق وجود دارد که به صورت یک ماتریس مربع متقارن  $R \times R$  نشان داده می‌شود و  $R$  تعداد مناطق است. عناصر این ماتریس می‌توانند یک یا صفر باشند. درایه‌ی  $z_j$  برابر یک خواهد بود، اگر منطقه  $j$  و منطقه  $i$  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 بر حسب سطر استاندارد می‌شود.

در مطالعه‌ی وابستگی فضایی، حاصل ضرب این ماتریس در بردار یک متغیر با عنوان وقهی 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)<sup>۱</sup> که در آن وقهی فضایی متغیرهای مستقل در مدل وارد می‌شود؛ ب) مدل وقهی فضایی (SAR)<sup>۲</sup> که در آن وقهی 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)<sup>۱</sup> 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 (d) مدل عمومی فضایی (GSM)<sup>۲</sup> 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)<sup>۳</sup> قابل برآورد نیستند، چرا که فروض گاس-مارکف برای آن‌ها نقض خواهد شد و برآورد به شیوه‌ی حداقل درستنمایی (ML)<sup>۴</sup> 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 (Anselin<sup>۵</sup>، ۱۹۸۸). مدل پانل فضایی می‌تواند به صورت اثرات ثابت یا تصادفی برآورد شود که نوع مدل بر اساس آزمون هاسمن صورت می‌گیرد.

**- مدل وقهی فضایی اثرات ثابت<sup>۶</sup>؟** مدل داده‌های پانل با وجود اثرات ثابت وقهی فضایی می‌تواند به شکل زیر تصریح شود:

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

$w_{ij}$  عنصر سطر  $i$  و ستون  $j$  از ماتریس وزنی فضایی است. طبق گفته انسلین (۲۰۰۶)، بسط مدل اثرات ثابت با یک متغیر وابسته وقهی فضایی سبب ایجاد این دو مسئله می‌شود؛ ۱) درون‌زا بودن  $\sum_j w_{ij} y_{jt}$ ، فرض  $E[\sum_j w_{ij} y_{jt}] = \varepsilon_{it}$  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  $\sum_j w_{ij} y_{it}$  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

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

دومین عبارت از سمت راست، عبارت ژاکوبین را در تغییر  $\epsilon$  به  $y$  نشان می‌دهد که در محاسبه‌ی  $\sum_j w_{ij} y_{jt}$  لحاظ شده است (انسلین، ۱۹۸۸، ص ۶۳). با مشتق‌گیری جزئی ازتابع لگاریتم لاگرانژ نسبت به  $\mu_i$  داریم:

$$\frac{\partial \log L}{\partial \mu_i} = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{t=1}^T (y_{it} - \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} - x_{it} \beta - \mu_i) = 0, i = 1, \dots, N \quad (3)$$

با حل معادله‌ی (۳)،  $\mu_i$  از طریق فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$\mu_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_{it} - \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} - x_{it} \beta), i = 1, \dots, N \quad (4)$$

با جای‌گذاری  $\mu_i$  در تابع لگاریتم لاگرانژ و مرتب کردن جملات، تابع لگاریتم لاگرانژ تعدیل شده نسبت به  $\beta$ ،  $\sigma^2$  و  $\delta$  به شکل زیر حاصل می‌شود:

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log |I_N - \delta W| \quad (5)$$

$$-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it}^* - \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} - x_{it}^* \beta)^2$$

انسلین و هوداک<sup>۲</sup> (۱۹۹۲)، پی برده‌اند که چگونه برای تخمین پارامترهای  $\beta$  و  $\sigma^2$  در مدل وقهی فضایی داده‌های مقطعی از روش ML استفاده کنند. این روش برآورده، می‌تواند برای حداقل‌سازی تابع لگاریتم لاگرانژ تعدیل یافته (۶) نیز استفاده شود. تنها یک تفاوت در تعمیم مدل مقطعی با  $N$  مشاهده به مدل پانل با  $N \times T$  مشاهده وجود دارد. این روش برآورده دارای مراحل زیر است:

اول آن که با ترکیب مشاهدات مقاطع متوالی و زمان  $T = 1, \dots, t = NT \times 1$ ، یک بردار برای  $Y^*$  و  $Y^* \otimes W$  (یک ماتریس  $NT \times K$  برای متغیرهای رفتاری  $X^*$  به دست 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 تخمین زننده ML پارامتر  $\delta$ ، با حداکثرسازیتابع لگاریتم لاگرانژ تعديل یافته به دست می‌آید.

$$\log L = C - \frac{NT}{2} \log[(e_0^* - \delta e_1^*)^T (e_0^* - \delta e_1^*)] + T \log |I_N - \delta W| \quad (6)$$

در این رابطه  $C$  یک جزء ثابت و مستقل از  $\delta$  است.

سوم آن که با محاسبه‌ی عددی  $\delta$ ، تخمین زننده‌های  $\beta$  و  $\sigma^2$  به دست می‌آیند:

$$\beta = b_0 - \delta b_1 = (X^{*T} X^*)^{-1} X^{*T} [Y^* - \delta (I_T \otimes W) Y^*] \quad (7)$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{NT} (e_0^* - \delta e_1^*)^T (e_0^* - \delta e_1^*) \quad (8)$$

- **مدل وقهی فضایی اثرات تصادفی**: تابع لگاریتم لاگرانژ در معادله‌ی (۱) اگر اثرات فضایی به صورت تصادفی در نظر گرفته شود به صورت زیر خواهد بود:

$$\text{knf } K < -\frac{MS}{1} \text{knf } (1 - \sigma^2)^* S \text{knf } |H - \delta V|^* \frac{M}{1} \text{knf } \Phi^1 \quad (9)$$

$$-\frac{0}{1\sigma^2} \sum_{h=0}^M \sum_{s=0}^S \left( x_{hs}^* - \delta \left[ \sum_{i=0}^M v_{hi} x_{is}^* \right] - w_{hs}^* \beta \right)^2$$

با  $\Phi$  معین، این تابع با تابع (۳) در مدل وقهی فضایی اثرات ثابت برابر است. این موضوع اشاره می‌کند که می‌توان روش مشابهی برای تعریف  $\beta$ ،  $\delta$  و  $\sigma^2$  مانند معادلات (۷) ارائه کرد. البته باید علامت  $*$  با  $\cdot$  جایگزین شود. با استفاده از  $\beta$ ،  $\delta$  و  $\sigma^2$  معین، می‌توان  $\Phi$  را با حداکثرسازی تابع لگاریتم لاگرانژ نسبت به  $\Phi$  تخمین زد:

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log[e(\Phi)^T e(\Phi)] + \frac{N}{2} \log \Phi^2 \quad (10)$$

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

$$e(\Phi)_{it} = y_{it} - (1 - \Phi) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} \quad (11)$$

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

دوباره تخمین تا جایی تکرار می‌شود که پارامترهای  $\beta$ ،  $\delta$  و  $\sigma^2$  با  $\emptyset$  همگرا شوند.

این روش، ترکیبی از تخمین پارامترهای مدل وقهی فضایی اثرات ثابت با مدل اثرات تصادفی غیرفضایی است.

### 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:

$$\begin{aligned} \text{Crime}_{it} = & \alpha + \beta_1 \cdot \text{IM}_{it} + \beta_2 \cdot \text{UN}_{it} + \beta_3 \cdot \text{UR}_{it} + \beta_4 \cdot \text{IND}_{it} \\ & + \beta_5 \cdot \text{INF}_{it} * \beta_5 \cdot F_{ls} * \beta_6 \cdot KFCO_{ls} * \beta_7 \cdot XN_{ls} * \beta_8 \cdot FHMH_{ls} \end{aligned} \quad (17)$$

$$+ \rho \cdot \sum_j w_{ij} \cdot \text{Crime}_{it} (\text{or } \lambda \cdot \sum_j w_{ij} \cdot \varepsilon_{it}) + \gamma \cdot \sum_j w_{ij} \cdot \text{IM}_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

در این مدل  $\alpha$  نماینده مقاطع و  $t$  نماینده زمان است.  $\alpha$  نشان دهنده عرض از مبدأ می‌باشد و  $\beta$  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 جرائم، سرقت عادی به ازای هر ۱۰۰ نفر جمعیت و قتل عمد به ازای هر ۱۰۰ 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 نشان دهنده مهاجرت است و از مجموع جمعیت استان و تعداد متوفی‌های سال  $t$  منهای مجموع جمعیت سال  $t-1$  و متولدين سال  $t$  به دست می‌آید. مقادیر بر جمعیت هر استان تقسیم شده است تا نرخ مهاجرت به دست 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):  
 $LGDP$  (الگاریتم درآمد سرانه‌ی استانی ( $GDP$ )).

*YO* (نسبت جوانان): عبارت است از نسبت جمعیت ۳۴-۱۵ 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

GINI	YO	LGDP	G	INF	IND	UR	UN	IM	Crime1	Crime	
۰/۳۲۹	۰/۴۱۷	۱۱/۶۸۵	۰/۰۴۳	۰/۱۷۲	۰/۱۳۳	۰/۶۴۲	۰/۱۴۶	-۰/۰۰۱	۰/۰۲۸	۰/۳۱۵	میانگین
۰/۰۵۳	۰/۰۴۰	۰/۸۹۷	۰/۱۵۰	۰/۱۲۹	۰/۰۸۲	۰/۱۲۰	۰/۰۶۰	۰/۰۰۷	۰/۰۱۳	۰/۲۲۸	انحراف معیار
۰/۰۴۵	۰/۱۳۲	۱۰/۱۳۵	-۱/۰۵۰	-۰/۰۴۶	۰/۰۰۵	۰/۴۷۱	۰/۰۶۷	-۰/۰۱۸	۰/۰۰۳	۰/۰۴۹	کمترین
۰/۰۴۳۴	۰/۴۶۶	۱۴/۵۴۱	۰/۸۳۶	۰/۵۸۱	۰/۳۸۰	۰/۹۵۲	۰/۳۱۵	۰/۰۲۶	۰/۰۷۷	۱/۲۸۹	بیشترین

منبع: یافته‌های پژوهش

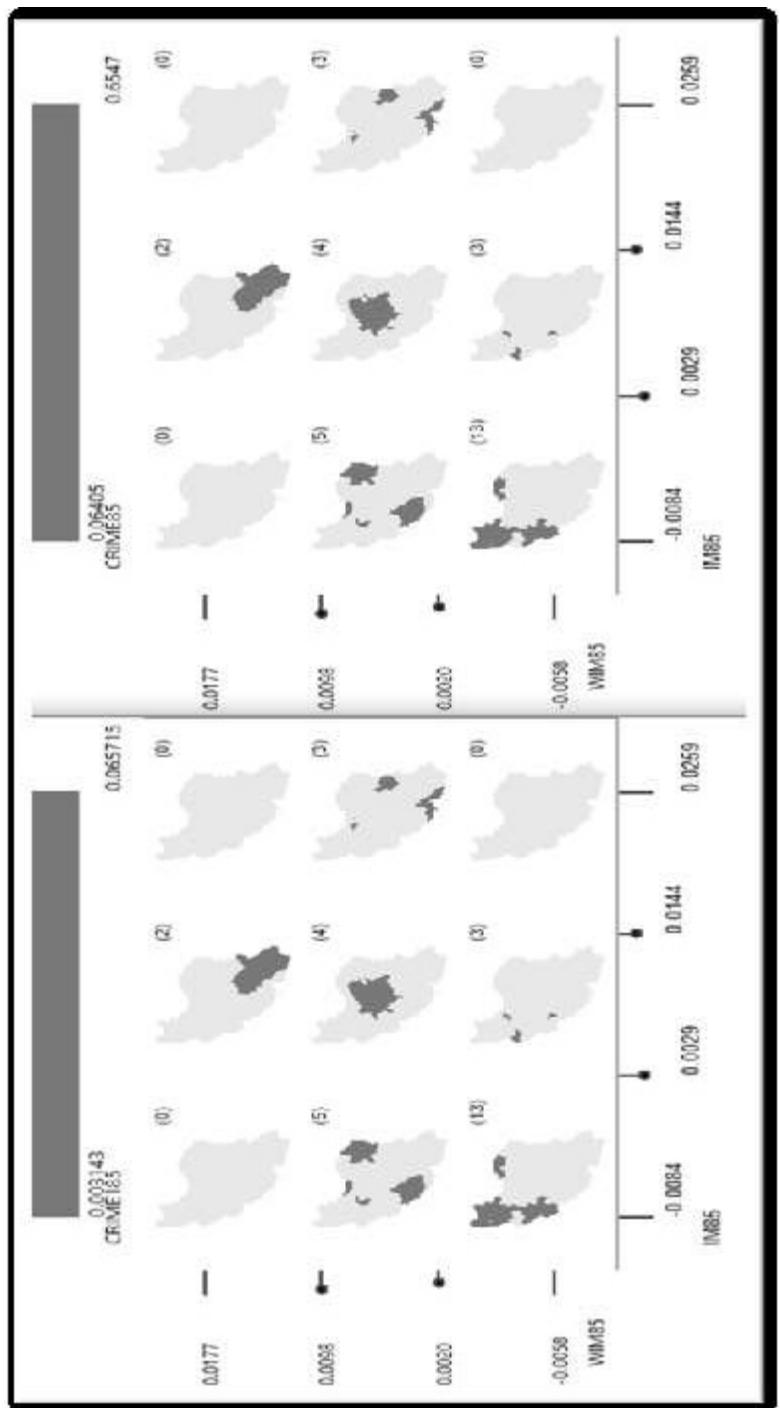
با توجه به نتایج فوق ملاحظه می‌شود که میانگین نرخ سرقت (Crime) ۰/۳۱۵ با انحراف معیار ۰/۲۳ است که انحراف بسیار زیاد و پراکندگی شدید این متغیر در استان‌های کشور را نشان می‌دهد، به گونه‌ای که دامنه‌ی تغییر آن از ۰/۰۴۹ در استان آذربایجان شرقی تا ۱/۲۹ در استان سمنان بوده است. نرخ قتل عمد (Crime1) از پراکندگی 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 سیستان و بلوچستان قرار دارد. خالص مهاجرت نیز دارای میانگین ۱/۰۰۰ 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 نمایش پراکندگی جرائم و مهاجرت، از نقشه‌ی پراکندگی شرطی<sup>۱</sup> این استفاده شده است. این نقشه‌ها دارای دو محور عمودی و افقی (به ترتیب) وقفه‌ی فضایی مهاجرت و خالص مهاجرت می‌باشد و نرخ جرائم با طیف رنگی در شمال نقشه 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 جرائم سرقت و قتل عمد در سال ۸۵ را نشان می‌دهد. مطابق این نقشه‌ها، در نرخ مهاجرت پایین و وقفه‌ی فضایی مهاجرت پایین و متوسط، استان‌های جرم خیز بیشتری وجود دارد. تنها در فاصله‌ی نرخ مهاجرت (۰/۰۰۳-۰/۰۰۸)، ۱۸ استان جرم خیز با نرخ جرم‌های متفاوت قرار دارد. نکته‌ی قابل توجه این است که پراکندگی استان‌ها از لحاظ نوع جرم با یکدیگر یکسان است، یعنی قرار گرفتن استان در هر طیف، برای انواع جرائم یکسان می‌باشد.

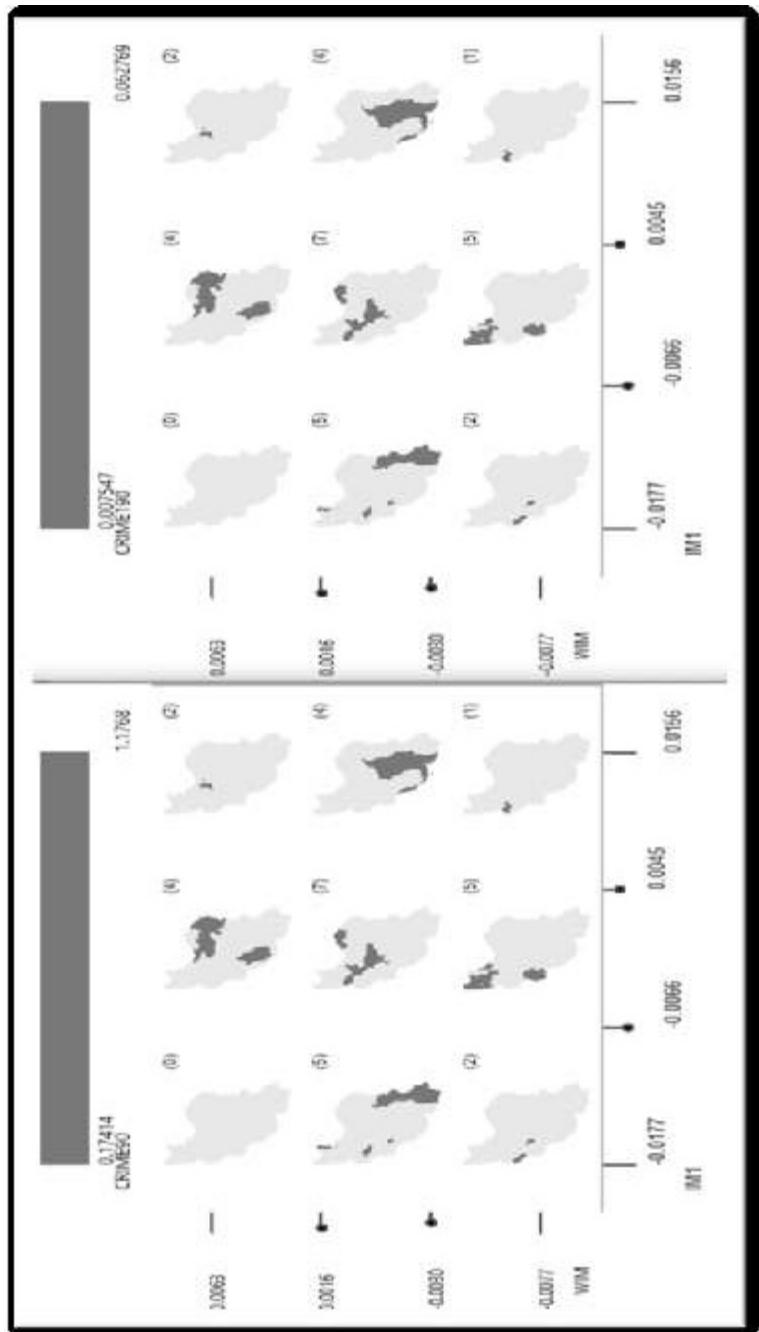
در شکل (۲) رابطه‌ی بین مهاجرت و وقفه‌ی فضایی مهاجرت با نرخ جرائم سرقت و قتل عمد در سال ۹۰ نشان داده شده است. این شکل نشان می‌دهد که بیشتر استان‌های جرم خیز در نرخ‌های متوسط مهاجرت و وقفه‌ی فضایی مهاجرت قرار دارند. زمانی که در نرخ پایین و بالای مهاجرت و وقفه‌ی فضایی مهاجرت قرار می‌گیرد، تعداد استان‌های 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 وقفه‌ی 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.

---

1. Conditional map



مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل ۲. نقشه های شرطی جرائم و مهاجرت استان های ایران (۱۳۹۰)

مأخذ: یافته های پژوهش

### تجزیه و تحلیل نتایج حاصل از برآورده مدل

پیش از برآورده 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 قبلًا 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

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

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  $H_0$  رد می‌شود؛ بنابراین، اثرات تصادفی پذیرفته نمی‌شود و اثرات ثابت برآورده خواهد شد.

جدول ۳. آزمون هاسمن جهت تعیین اثرات ثابت یا تصادفی

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

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 برآورده 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 برآورده 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 برآورده متغیرهای خالص مهاجرت، نرخ شهرنشینی، نرخ بیکاری، نرخ صنعتی شدن، نسبت جوانان، نرخ تورم، ضریب جینی و وقفه‌ی فضایی مهاجرت به لحاظ آماری بسیاری هستند. تنها ضرایب برآورده متغیرهای درآمد سرانه و نرخ رشد معنی‌دارند. 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 قتل عمد، اثرات فضایی نسبت به اثر سایر متغیرهای لحاظ شده در مدل قوی‌تر به دست آمده است. در هر دو مدل I و II، ضریب

برآورده نشان می‌دهد که عواملی در استان‌های مجاور وجود دارند که وقوع جرم در هر استان را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

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

متغیر	مدل I	مدل II	تصویر وقهی فضایی	تصویر خطای فضایی
IM	-۰/۰۹۵ (۰/۵۵۶)	۲/۵۱ (۰/۸۱۷)	۰/۱۱۶ (۰/۴۵۶)	۰/۰۹۳۵ (۰/۶۴۹)
UN	-۰/۰۵ (۰/۲۴۷)	۲/۴۴۱*** (۰/۰۰۰)	-۰/۰۴۸ (۰/۲۶)	۲/۵۲*** (۰/۰۰۰)
UR	۰/۰۷۳ (۰/۱۵۲)	۱/۸۲۲* (۰/۰۱۴)	۰/۰۷۲ (۰/۱۶۶)	۲/۱۳۲** (۰/۰۰۶)
IND	-۰/۰۳۹ (۰/۱۱۵)	-۱/۷۰۲*** (۰/۰۰۰)	-۰/۰۳۱ (۰/۲۰۷)	-۱/۶۰۲*** (۰/۰۰۰)
LGDP	-۰/۰۱۸** (۰/۰۰۱)	۰/۱۸۵* (۰/۰۱۵)	-۰/۰۱۷** (۰/۰۰۲)	۰/۱۸۴* (۰/۰۳)
YO	-۰/۰۰۰ (۰/۹۹۶)	۰/۵۶۷ (۰/۱۳۵)	۰/۰۰۰ (۰/۹۸۶)	۰/۵۵۴ (۰/۱۴۴)
G	۰/۰۱۴*** (۰/۰۰۰)	-۰/۰۴۱ (۰/۴۱۹)	۰/۰۱۴*** (۰/۰۰۰)	-۰/۰۵ (۰/۲۹۶)
INF	-۰/۰۰۴ (۰/۴۰۱)	۰/۰۱۸ (۰/۷۶)	-۰/۰۰۵ (۰/۲۷۳)	۰/۰۵۴ (۰/۴)
GINI	-۰/۰۰۰ (۰/۹۵۵)	-۰/۰۵۳۲** (۰/۰۰۴)	۰/۰۰۳ (۰/۸۱۵)	-۰/۰۶۳۷*** (۰/۰۰۰)
W.IM	-۰/۰۰۸۵ (۰/۷۷۷)	-۱/۶۳۵ (۰/۶۹۲)	-۰/۰۰۲۷ (۰/۹۳)	-۴/۲۸۹ (۰/۳۳۸)
Rho	-	-	۰/۲۶۷** (۰/۰۰۶)	۰/۶۳*** (۰/۰۰۰)
Lambda	۰/۲۴۵** (۰/۰۰۹)	۰/۰۱*** (۰/۰۰۰)	-	-

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

منبع: یافته‌های پژوهش

\* معنی‌داری در سطح خطای پنج درصد

#### 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 می‌تواند بر جرم اثرگذار باشد. 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 عمده 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 وقهه 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، بی‌تأثیر 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 منطقه‌ای، *فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۷(۲۳).
۲. اوبرای، امار جیت سینگ (۱۳۷۰). مهاجرت، شهرنشینی و توسعه. *ترجمه‌ی فرهنگ ارشاد، تهران: مؤسسه‌ی کار و تأمین اجتماعی*.
۳. برتاب، 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، ۱-۲۳، ۶(۲).
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 فرج 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، شفاقی 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 قبان سرشت، مرتضی (۱۳۹۱). اثرات فقر، بیکاری و شهرنشینی بر جرائم علیه اموال در استان‌های ایران، فصلنامه‌ی علمی-پژوهشی رفاه اجتماعی، ۱۲(۴۶).
  ۱۱. گرشاسی فخر، سعید (۱۳۸۹). ارتباط بین بیکاری و سرقت، فصلنامه‌ی علمی پژوهشی رفاه اجتماعی، ۱۱(۴۰)، ۴۲۳-۱۴۰.
  ۱۲. مهرگان، نادر و گرشاسبی فخر، سعید (۱۳۹۰). نابرابری درآمد و جرم در ایران، فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، ۴(۱۱)، ۱۲۵-۱۰۹.
  ۱۳. نصراللهی، 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). *Criminality & 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). *Explaining 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.