اثرات فقر، بیکاری و شهرنشینی بر جرایم علیه اموال در استان‌های ایران

محمدحسن فطرس*، علی دلائی میلان**، مرتضی قربان‌سرشت***

مقدمه: *اقتصاد جرم از موضوعات بین رشته‌ای است و از مباحث پر چالش در اکثر کشورها محسوب می‌شود. فعالیت‌های مجرمانه، به‌عنوان پدیدهٔ ناخوشایند اجتماعی، معلول عوامل اقتصادی و اجتماعی متعددی است. با توجه به اهمیت موضوع جرم در کشورهای مختلف، مطالعات گوناگونی در تبیین عوامل اصلی وقوع جرایم انجام گرفته است.*

روش: *در این تحقیق سعی شده است با استفاده از داده‌های ترکیبی برای ۳۰ استان ایران برای دورهٔ سه سالهٔ ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۷، و با به‌کارگیری روش‌شناسی اقتصادسنجی پانلی، تأثیر برخی از عوامل اقتصادی نظیر فقر، بیکاری و شهرنشینی بر جرایمی مانند صدور چک بلامحل، سرقت، اختلاس و ارتشاء نخست به صورت مجزا و سپس در قالب شاخصی ترکیبی متشکل از میانگین این سه جرم به‌عنوان نمایندهٔ جرایم اموال و مالکیت، مورد بررسی قرار گیرند.*

یافته‌ها: *نتایج برآورد مدل‌های انتخابی در این تحقیق نشان می‌دهند که میزان تأثیر هر سه متغیر توضیحی فقر، بیکاری و شهرنشینی بر متغیر وابستهٔ جرایم علیه اموال در ایران، معنادار و مثبت هستند.*

نتایج: *از میان سه متغیر توضیحی فقر، بیکاری و شهرنشینی، متغیر بیکاری دارای بیش‌ترین تأثیر قابل ملاحظه بر متغیر جرایم علیه اموال است. پس، برای کاهش جرایم علیه اموال در کشور باید در تصمیم‌گیری سیاست‌های اقتصادی می‌باید عمدتاً معطوف به کاهش میزان بیکاری در کشور شود.*

کلید واژه‌ها: اقتصاد جرم، بیکاری، شهرنشینی و داده‌های پانلی، فقر

تاریخ دریافت: ۹۰/۵/۲۸ تاریخ پذیرش: ۹۱/۷/۹

* دکتر برنامه‌ریزی و توسعه اقتصاد، دانشگاه بوعلی‌سینا همدان، <fotros @ basu.ac.ir> (نویسندهٔ مسئول)

** دانشجوی دکترای اقتصاد، دانشگاه بوعلی‌سینا همدان

*** کارشناس ارشد اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی، دانشگاه بوعلی‌سینا همدان

مقدمه

مباحث اقتصاد جرم و جنایت، به‌عنوان یکی از موضوعات بین رشته‌ای، از سال ۱۹۶۶ میلادی با تلاش افرادی همچون گری بکر[1] (۱۹۶۸)، استیگلر[2] (۱۹۷۰) و ارلیک[3] (۱۹۷۳) به‌طور جدی وارد علم اقتصاد شد، تا بتوان از جنبه‌های اقتصادی، فعالیت‌های مجرمانه را تجزیه و تحلیل کرد. همچنین، محققین نامبرده تلاش کردند تا مجموعه‌ای از ابزارهای فنی را، جهت فراهم کردن تئوری‌های واقعی اقتصاد جرم، که مبتنی بر سودمندی فعالیت مجرمانه به‌نفع مجرم است، در اختیار پژوهش‌گران اقتصادی قرار دهند. برک[4] (۲۰۰۶) جرم شناس سوئدی بررسی وضعیت جرم را از مرحلهٔ شروع تا ارتکاب آن با اهمیت تلقی می‌کند و معتقد است وضعیت‌هایی وجود دارند که قبل از ارتکاب جرم می‌توان آن‌ها را شناسایی کرد. برای پیشگیری از وقوع جرایم بررسی وضعیت در جرایم قریب الوقوع، ضروری است، زیرا این وضعیت‌ها افراد را تحت فشار قرار داده و قدرت و مقاومت را از آن‌ها سلب کرده و به‌طرف ارتکاب جرم سوق می‌دهد. به‌عبارت دیگر، کاراترین سیاست‌ها جهت جلوگیری از ارتکاب جرم، شناخت مطلوب عوامل تأثیرگذار بر جرم مورد نظر و تلاش در ارائهٔ توصیه‌های سیاستی و به‌کار بردن نتایج این مطالعات جهت کنترل بر این عوامل و در نتیجهٔ کاهش میزان وقوع جرایم می‌باشد. با این حال، متخصصین جرم شناسی برای تحقیق، مراحل مختلف وقوع جرایم از مرحلهٔ تخیل تا مرحلهٔ ارتکاب جرم را تحت تأثیر محیط، زمینه، شخصیت و وضعیت موجود قلمداد می‌نمایند. پذیرش ارتباط ساختار اقتصادی و جرم به این صورت می‌باشد که «فرض بر این است که افراد در شرایط مشابه روش‌های یکسانی را» اتخاذ می‌کنند. به‌عبارت دیگر، «رفتار افراد تا حدود زیادی با بررسی شرایط محیطی و اجتماعی قابل پیش‌بینی است و رفتار نابه‌هنجار و غیر عادی در بحث‌های جرم شناسی به عنوان یک عنصر اجتماعی تلقی می‌شود نه عنصر زیست‌شناسی» (نتلر[5]، ۱۹۸۴).

1- Garry Becker 2- Stigler 3- Ehrlich 4- Bjerk 5- Nettler

مطابق با آمار منتشره از پرونده‌های مختومه برحسب موضوع، از دادگاه‌های عمومی کشور برای سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۷، نسبت تعداد جرایم علیه اموال حدوداً دو برابر تعداد جرایم علیه اشخاص گزارش شده است و تعداد بیش از دو سوم از جرایم علیه اموال را سه جرم: سرقت، صدور چک بلامحل و اختلاس و ارتشاء تشکیل می‌دهد. نمودار یک تعداد جرایم در یکصد هزار نفر را در سال ۱۳۸۵ برای استان‌های مختلف کشور، نشان می‌دهد.

با توجه به این مطالب، شناخت عوامل اقتصادی مؤثر بر جرم اهمیت دو چندانی پیدا کرده که به تبع آن سیاست‌گذاران می‌بایست با شناخت میزان تأثیر هر یک از این عوامل، بهترین و مؤثرترین سیاست را با توجه به‌نتایج تحقیق در اولویت داشته و به‌تعبیر مصطلح در علوم جزایی، به سیاست جنایی و سیاست کیفری کارآمدی دست یافته و در عمل به‌کار بندند. بنابراین، به‌دلیل اهمیت مبحث جرم و جرم‌شناسی در کشور ایران، و با توجه به این‌که برای سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۷، در ایرن، مطالعه‌ای در خصوص عوامل مؤثر بر جرایم علیه اموال مانند بیکاری، فقر و شهرنشینی به‌شکل جداگانه صورت نگرفته است، این مطالعه با بررسی سه پرسش زیر سعی دارد رابطهٔ هرکدام از این متغیرها را با انواع جرایم علیه اموال ـ هم به‌صورت تفکیکی و هم در قالب شاخصی ترکیبی متشکل از میانگین این سه جرم ـ تبیین کند.

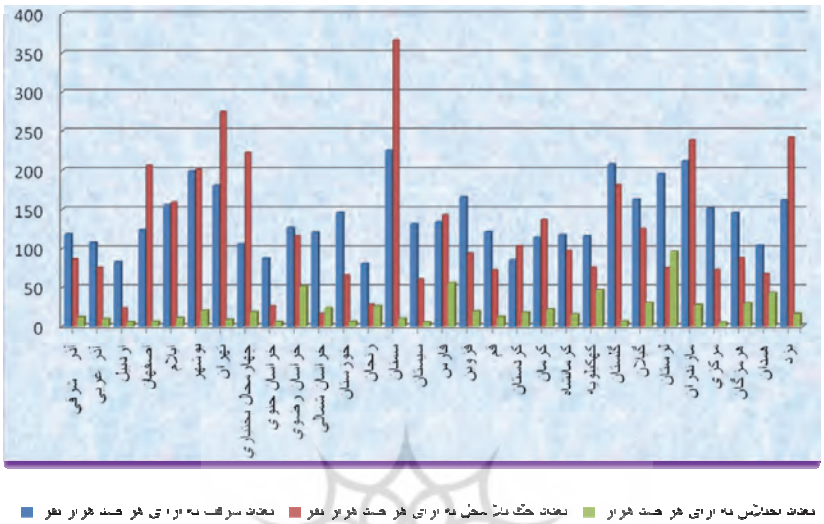
الف) رابطهٔ معنادار و مثبتی بین میزان بیکاری و انواع جرایم علیه اموال وجود دارد.

ب) رابطهٔ معنادار و مثبتی بین شاخص شهرنشینی و انواع جرایم علیه اموال وجود دارد.

ج) رابطهٔ معنادار و مثبتی بین شاخص فقر و انواع جرایم علیه اموال وجود دارد.

سازمان‌دهی مقاله چنین است که در بخش دوم به اختصار مبانی نظری و پیشینهٔ تحقیق ارائه می‌شوند. در بخش سوم، داده‌ها و روش تحقیق معرفی و تبیین می‌شوند. بخش چهارم نتایج مدل‌ها را ارائه و مورد بحث قرار می‌دهد. در پایان، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری آورده شده است.

نمودار تعداد جرایم در هر صد هزار نفر: سرقت، اختلاس و چک پلا محل در سال ۱۳۸۵



مبانی نظری و پیشینهٔ تحقیق

مبانی نظری

برای اولین بار شخصی به‌نام ادوین چادویک[1] (۱۸۲۹) مطالعاتی را در رابطه با اقتصاد جرم آغاز کرد. پس از آن، افرادی همچون فلیشر[2] (۱۹۶۳)، گری بکر (۱۹۶۸)، ارلیک (۱۹۷۳) مطالعات خود را در مورد اقتصاد جرم شروع کردند. در این میان، ابتکار دست‌یابی به تجزیه و تحلیل اقتصاد جرم و جنایت از آن گری‌بکر است. الگوی اقتصاد جرم وی بر این فرض استوار است که اگر مطلوبیت انتظاری یک فرد از مطلوبیتی که می‌تواند با استفاده از وقت و سایر منابعش در دیگر فعالیت‌ها به‌دست آورد بیش‌تر باشد، آن‌گاه با احتمال زیادی این فرد مرتکب جرم خواهد شد. به‌عنوان مثال، در نمودار (۱) با انتقال

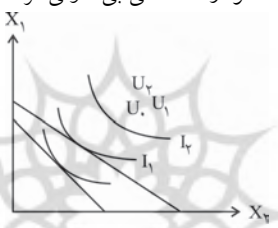
1- Edwin Chadwick
2- Fleisher

منحنی امکانات تولید یک فرد (یا یک گروه) از U_1 به U_0 به‌دلایل متعددی مانند بیکاری، تورم، فقر درآمدی و مانند آن‌ها، دسترسی به منحنی‌های بی‌تفاوتی بالاتر برای فرد یا گروه به‌تدریج کاهش یابد، این فرد با قرار گرفتن بر روی منحنی امکانات پایین‌تر، قادر به تأمین خواسته‌های خود در منحنی U_1 نخواهد بود. به‌این ترتیب، برای دسترسی به مطلوبیت انتظاری بالاتر از U_0، احتمال این‌که فرد دست به فعالیت مجرمانه بزند افزایش می‌یابد.

بنابراین، الگوی اقتصادسنجی مورد نظر برای معرفی مدل مورد استفاده در این تحقیق، از الگوی بکر (۱۹۶۸)، که برای اولین بار از این مدل استفاده کرد، تبعیت می‌کند:

$$Crime = f(U, P, I, other) \qquad (۱)$$

نمودار ۱. منحنی بی‌تفاوتی فرد



در مدل بالا عبارت other، اشاره به متغیرهای کنترلی که بر جرم تأثیرگذار است، دارد. متغیرهای I ، P و U به‌ترتیب نماینده شهرنشینی، فقر و بیکاری و متغیر Crime نماینده جرایم علیه اموال، هستند. بنابراین، الگوی خطی ساده‌ای که بتوان مدل را برآورد کرد به‌شکل زیر خواهد بود که در آن متغیرها به‌صورت لگاریتمی وارد شده‌اند:

$$LnCrime = \beta_0 + \mu T + \beta_1 LnU_{it} + \beta_2 LnP_{it} + \beta_3 LnP_{it} + \beta_4 LnI_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۲)$$

در این معادله، دیگر متغیرهای تأثیرگذار other در عبارت پسماند ε، در نظر گرفته شده است. i، نمایندهٔ مقطع مورد نظر (شامل ۳۰ استان) و t نشان دهندهٔ دورهٔ زمانی (از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۷) می‌باشد.

در ادامه، مدل دیگری نیز براساس شاخص ترکیبی از جرایم علیه اموال (CI) که با میانگین‌گیری ساده از سه جرم چک‌برگشتی، سرقت و اختلاس به‌دست می‌آید به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$LnCI = \beta_{0} + \mu T + \beta_{1} LnU_{it} + \beta_{2} LnP_{it} + \beta_{3} LnI_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

همچنین، متغیر جرایم علیه اموال Crime، به سه متغیر سرقت، صدور چک بلامحل و اختلاس و ارتشاء، تجزیه شده است. پس معادله بالا را می‌توان به‌صورت سه معادلهٔ مجزای زیر در نظر گرفت:

$$Ln(Steal)it = \beta_{10} + \mu T + \beta_{11} LnU_{it} + \beta_{12} LnP_{it} + \beta_{13} LnI_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

$$Ln(Check)it = \beta_{20} + \mu T + \beta_{21} LnU_{it} + \beta_{22} LnP_{it} + \beta_{23} LnI_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۵)$$

$$Ln(Embezzlement)it = \beta_{30} + \mu T + \beta_{31} LnU_{it} + \beta_{32} LnP_{it} + \beta_{33} LnI_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۶)$$

در معادلهٔ (۴) متغیر وابستهٔ سرقت است؛ در معادلهٔ (۵) متغیر وابستهٔ چک بلا محل است و در معادلهٔ (۶) متغیر وابسته اختلاس و ارتشاء می‌باشد. در زیر توضیحی مختصر از ارتباط متغیرهای بیکاری، فقر و شهرنشینی با جرایم آورده شده است:

۱ـ **بیکاری**: پدیده‌ای ناخوشایند و زیانبار برای جامعه محسوب می‌گردد. وقتی نرخ بیکاری بالاست افرادی که شغل خود را از دست داده‌اند و یا موفق به یافتن شغل نمی‌شوند، افزایش می‌یابند. همچنین با افزایش نرخ بیکاری هزینهٔ فرصت ورود به فعالیت‌های غیر قانونی مانند سرقت، کلاه برداری، قاچاق و غیره، افزایش می‌یابد. مطالعات خارجی و داخلی تجربی زیادی در مورد رابطهٔ بین بیکاری و جرایم انجام شده است که بیش‌تر آن‌ها به رابطهٔ مثبت بین این دو اشاره دارند (ژاکوب[1] (۱۹۸۱)، وانگ[2] (۱۹۹۵)، ژانگ[3] (۱۹۹۷)، ویت و همکاران[4] (۱۹۹۸)، توشیما[5] (۲۰۰۰)، فطرس (۱۳۷۵)، صادقی و همکاران (۱۳۸۴)).

1- Jacob 2- Wong 3- Zhang 4- Witt and et al 5- Tushima

۲ـ **فقر**: از دیگر عوامل اقتصادی مهم در تبیین جرم می‌باشد. بکر (۱۹۶۸) در نظریهٔ اقتصادی جرم فرض می‌کند که افراد زمانی وارد فعالیت‌های مجرمانه می‌شوند که هزینهٔ ورود نسبت به منافع به دست آمده کم‌تر باشد. براساس مقالهٔ بکر ارتباط مستقیمی بین فقر و جرم و جنایت وجود دارد. با افزایش فقر شانس ورود به جرایم علیه اموال افزایش می‌یابد (کلی[1] (۲۰۰۰)، چیو و مادن[2] (۱۹۹۸)).

۳ـ شهرنشینی: در کشورهای در حال توسعه که با مازاد نیروی کار در مناطق روستایی مواجه هستند مهاجرت‌های بی‌رویه‌ای که از مناطق روستایی به سمت مناطق شهری صورت می‌گیرد، مناطق حاشیه نشین در اطراف کلان شهرها را به وجود می‌آورد. این وضعیت باعث می‌شود میلیون‌ها انسان با وضعیت ناهنجاری در شهرها زندگی کنند. به‌دنبال این رویداد هزینهٔ ورود به جرایم کاهش یافته و ورود به آن تسهیل می‌شود.

هدف اصلی در این تحقیق بررسی اثر عواملی مانند بیکاری، فقر و شهرنشینی بر جرایم علیه اموال است. در معادلهٔ (۲)، متغیر وابسته به‌شکل مجموع کل جرایم (سرقت، چک بلا محل و اختلاس و ارتشاء) و در سه معادلهٔ ۳، ۴ و ۵ متغیرهای وابسته شامل اجزای جرایم (سرقت یا چک بلا محل و یا اختلاس و ارتشاء) می‌باشد.

پیشینهٔ تحقیق

در این بخش مطالعات انجام شدهٔ داخلی و خارجی به شکل خلاصه در جدول زیر آورده شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- Kelly
2- Chiu and Madden

جدول ۱. مطالعات خارجی

ردیف	محقق	دوره مطالعه	مکان مطالعه	روش	نتایج
۱	ارلیک (۱۹۷۳)	۱۹۵۰ تا ۱۹۵۱	پنجاه ایالت آمریکا	پانل دیتا	افزایش یک درصد در نرخ زندانی و نرخ متوسط جریمه به‌ترتیب منجر به کاهش ۰/۵۳ و ۰/۹ درصد در جرم می‌شود. همچنین افزایش یک درصد در ضریب جینی و نرخ بیکاری به‌ترتیب منجر به افزایش ۱/۷۹ و ۲/۰۴ درصد در ارتکاب سرقت می‌شود.
۲	چاپمن[1] (۱۹۷۶)	۱۹۶۰ و ۱۹۷۰	۱۴۷ شهر واقع در کالیفرنیا	پانل دیتا	با افزایش یک درصد در نرخ اشتغال و نرخ دستگیری، افزایش در نرخ ارتکاب سرقت به‌تریب معادل با ۱/۸ و ۰/۹۳ درصد بوده و همچنین حساسیت بین متغیرهای مشارکت زنان در اجتماع، نرخ بیکاری مردان و عواید حاصل از عمل مجرمانه به‌ترتیب معادل با ۰/۷۸، ۰/۲۸ و ۰/۲۶ درصد می‌باشد.
۳	ریلی و همکاران[2] (۱۹۹۶)	۱۹۸۰ تا ۱۹۹۱	کشور انگلستان و ولز	پانل دیتا و مدل تفاضل مرتبه اول	در مدل اول، حساسیت بین بیکاری و طول محکومیت با متغیر سرقت معادل با ۰/۱ و ۰/۱۷- درصد بوده و در مدل دوم این حساسیت‌ها به‌ترتیب معادل با ۰/۲۳ و ۰/۲۱- درصد می‌باشند.
۴	اوانس[3] (۱۹۷۷)	۱۹۵۵ تا ۱۹۷۰	ژاپن	حداقل مربعات معمولی	سطوح درآمدی و جرم ارتباط معناداری با یکدیگر برای این کشور ندارند.
۵	ویت و همکاران (۱۹۹۸)	۱۹۷۹ تا ۱۹۹۳	یازده منطقه انگلستان	حداقل مربعات معمولی	با افزایش یک درصدی در متغیرهای توضیحی نابرابری دستمزد، نرخ بیکاری، شاخص تراکم جمعیت، تعداد سرانهٔ پلیس و تعداد جمعیت گروه سنی ۱۰-۱۴ و ۲۰-۲۴ سال، نرخ جرم به‌ترتیب معادل با ۰/۶۹، ۰/۲۴، ۱/۸۵، ۰/۴۸، ۰/۳۸ و ۰/۱۵ درصد افزایش یافته اما در گروه سنی ۱۵ تا ۱۹ سال به اندازه ۰/۰۱ کاهش می‌یابد.
۶	سانچز[4] (۲۰۰۲)	-	کلمبیا	-	نابرابری اقتصادی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر ارتکاب جرم خصوصاً جرایم علیه اموال است.
۷	ماشیرو توشیما (۲۰۰۰)	-	ژاپن (۴۷ منطقه)	-	رابطهٔ مثبت و معنادار بین نرخ‌های بیکاری، قتل و سرقت مسلحانه وجود دارد. همچنین نابرابری درآمدی رابطهٔ مثبت با نرخ سرقت عادی داشته ولی با متغیرهای قتل و سرقت مسلحانه رابطهٔ معناداری ندارد.
۸	دانیل و همکاران[5]	۱۹۷۰ تا ۱۹۹۴	کشورهای درحال توسعه و توسعه	پانل دیتا	افزایش نرخ رشد تولید ناخالص داخلی نرخ سرقت را کاهش داده و همچنین اثرات نابرابری درآمدی بر نرخ

1- Chapman 2- Reilly and et al 3- Evans 4- Sanchez

ردیف	محقق	دوره مطالعه	مکان مطالعه	روش	نتایج
	(۲۰۰۲)		یافته		سرقت معنادار است و بالأخره سطوح درآمد متوسط با نرخ سرقت رابطهٔ مثبت و معنادار دارد.
۹	اسؤالدو ملونی[1] (۱۹۹۹)	۱۹۹۰ تا ۱۹۹۹	۲۲ استان از کشور آرژانتین	حداقل مربعات وزنی پانل	عوامل اقتصادی ـ اجتماعی نظیر نرخ بیکاری و شاخص نابرابری درآمدی دارای اثرات مثبت و معنادار بر روی نرخ جرم بوده‌اند.
۱۰	اکچوماک و ویل[2] ۲۰۱۲		هلند	۲Sls	سرمایهٔ اجتماعی اثر منفی بر جرایم دارد.

جدول ۲. مطالعات داخلی

ردیف	محقق	دوره مطالعه	مکان مطالعه	روش	نتایج
۱	صادقی و همکاران (۱۳۸۴)	۱۳۷۶ تا ۱۳۸۰	۲۶ استان از کشور ایران	پانل دیتا	حساسیت متغیرهای صنعتی‌شدن، بیکاری و نابرابری درآمدی با متغیر سرقت به‌ترتیب معادل با ۰/۱۷-، ۰/۱۹ و ۰/۰۹۸ بوده و حساسیت متغیرهای فقر نسبی، بیکاری و نابرابری درآمدی با متغیر قتل عمد به‌ترتیب معادل با ۰/۱۸، ۰/۳۱ و ۰/۳۹ می‌باشد. شاخص فقر نسبی با متغیر قتل عمد بی‌معنی است. نتیجهٔ مهم این می‌باشد که میزان اثرگذاری نرخ بیکاری و نابرابری یکسان و حدوداً دو برابر میزان اثرگذاری شاخص فقر نسبی است.
۲	حسینی نژاد	۱۳۷۵-۱۳۸۱	ایران	مدل داده‌های تلفیقی	افزایش نابرابری و افزایش نسبت جوانان جامعه دارای اثر افزایشی بر میزان سرقت اتومبیل بوده و در مقابل افزایش هزینه‌های انتظامی و نیز رشد اقتصادی دارای اثر کاهنده بر میزان سرقت اتومبیل است.

داده‌ها و روش تحقیق

در مطالعهٔ حاضر، روش برآورد مدل براساس داده‌های تلفیقی[3] است. این روش ترکیبی از اطلاعات سری زمانی[4] (۱۳۸۵ـ۱۳۸۷) و داده‌های مقطعی[5] (۳۰ استان) می‌باشد. اطلاعات مورد استفاده از آمارهای منتشر شده توسط مرکز آمار ایران و مرکز آمار و فناوری اطلاعات قوه قضائیهٔ ایران جمع‌آوری شده است. در یک مدل متغیرهای توضیحی شامل شهرنشینی، بیکاری و فقر و متغیر وابسته شامل مجموع کل جرایم علیه اموال است. سپس،

1- Daniel & et al
2- Osvaldo Meloni
3- Akomak and Weel
4- panel data
5- time series
6- cross section

با ساختن شاخصی ترکیبی از جرایم علیه اموال که به صورت میانگین ساده هر سه جرم به‌دست آمده است، مدل برآورد شده است. از طرف دیگر، متغیر وابسته مجموع جرایم در سه مدل جداگانه به‌شکل سرقت، چک بلامحل و اختلاس و ارتشاء، برآورد شده است. در هر یک از مدل‌های فوق نارسایی‌هایی وجود دارد که در مدل تلفیقی می‌توان آن را کاهش داد. از مزایای استفاده از این نوع داده‌ها، می‌توان به افزایش حجم نمونه، کاهش هم‌خطی، افزایش کارآیی، کاهش تورش تخمین، محدود شدن ناهمسانی واریانس و امکان‌پذیری تفکیک اثرات اقتصادی و غیره اشاره کرد (هشیائو[1]، ۱۹۸۶). در مدل‌های پانل، برخی از متغیرها بین واحدهای مقطعی و یا طی زمان تغییر می‌کنند. برای لحاظ کردن این تفاوت‌ها از دو الگوی اثرات ثابت (FEM)[2] و اثرات تصادفی (REM)[3] استفاده می‌شود. در الگوی اثرات ثابت، فرض بر آن است که تفاوت میان مقاطع می‌تواند در جملهٔ ثابت ظاهر شود. در الگوی اثرات تصادفی، فرض می‌شود که تفاوت میان مقاطع می‌تواند در جملهٔ اخلال ظاهر شود. در ابتدا لازم است در مورد استفاده از روش پانل برای مطالعهٔ حاضر، آزمون مربوطه انجام پذیرد. به‌عبارت دیگر، درصورتی‌که مقاطع همگن باشند، می‌توان به سادگی از روش حداقل مربعات معمولی[4] استفاده کرد. آمارهٔ آزمون برای آزمون فرضیه به صورت زیر است:

$$F(n-1, nt-n-k) = (R^2_{LSDV} - R^2_{Pooled})/(n-1) \div (1-R^2_{LSDV})/(nt-n-k) \qquad (7)$$

آمارهٔ هاسمن[5]، برای گزینش هر یک از دو روش اثرات تصادفی و اثرات ثابت بنا شده است؛ به‌طوری که با پذیرش فرضیهٔ صفر، کارآیی روش اثرات تصادفی تأیید می‌شود و برعکس. محاسبهٔ این آماره به صورت توزیع خی‌دو با درجهٔ آزادی (K)، در رابطهٔ (۲) بیان شده است:

$$H = q[var(q)]^{-1}q$$

1- Hsiao
2- Fixed Effect Model
3- Random Effect Model
4- ordinary least squares
5- Hausman Test

$$q = \hat{G}_{FE} + \hat{G}_{RE} \quad , \quad var(\hat{G}_{RE}) - var(\hat{G}_{FE}) \qquad (۸)$$

که در آن $\hat{q}$، تفاضل ضرایب برآورد شده برای متغیرهای توضیحی لحاظ شده در روش اثرات ثابت (FE) و اثرات تصادفی (RE) می‌باشد.

نتایج تجربی

آزمون معناداری اثرات گروهی

بررسی اثر مؤلفه‌های شهرنشینی، بیکاری و فقر بر میزان جرایم علیه اموال در قالب الگوهای تصریح شده، برآورد و در هر مدل یکی از موضوعات بررسی می‌شود. با توجه به این‌که آمارهٔ F محاسباتی در این تخمین با درجات آزادی ۲۹ برای صورت و ۵۷ برای مخرج برابر با (۶/۷۹) محاسبه شده است و مقدار آمارهٔ F محاسباتی از عدد بحرانی جدول با سطح معناداری ۵ درصد و درجات آزادی ۲۹ و ۵۷ که تقریباً برابر با ۱/۶۸ است، به مراتب بزرگ‌تر می‌باشد، بنابراین فرضیهٔ صفر مبنی بر مساوی بودن عرض از مبدأ همهٔ استان‌ها رد می‌شود. به‌عبارت دیگر از بین روش‌های پولینگ دیتا و پانل دیتا، روش پانل دیتا پذیرفته می‌شود (نتایج در پیوست پایان مقاله گزارش شده است).

گام بعدی، به انتخاب روش برآورد داده‌های تابلویی که به دو صورت روش اثرات ثابت[1] و روش اثرات تصادفی[2] برآورد می‌شود، می‌پردازد. برای تصمیم‌گیری در مورد انتخاب بین دو روش یاد شده، باید توجه داشت که روش اثرات ثابت معمولاً هنگامی کارآیی دارد که کل جامعهٔ آماری در نظر گرفته شود؛ درصورتی‌که از کل جامعه بزرگی نمونه‌ای به صورت تصادفی انتخاب شود، روش اثرات تصادفی کارآتر خواهد بود. در این تحقیق، با توجه به این‌که کل استان‌های کشور به عنوان نمونهٔ آماری مطالعه انتخاب شده است، روش اثرات ثابت برای برآورد مدل انتخاب می‌شود. از آن جا که تعداد مشاهدات در دسترس برای متغیرهای مدل، طی سال‌های مورد بررسی، برای استان‌های مختلف متفاوت

1- fixed effect 2- random effect

بود، از پانل نامتوازن استفاده شد. باید توجه داشت که چون طول دورهٔ مورد بررسی سه سال است و از سوی دیگر تخمین، پانل نامتوازن می‌باشد، در عمل داده‌ها محدودتر هم می‌شوند. نظر به محدودیت داده‌ها، نگرانی در مورد مانایی یا نامانایی متغیرها وجود ندارد. در این شرایط مانایی و یا نامایی متغیرها نمی‌تواند بر ضرایب و آماره‌های آزمون تأثیرگذار باشند. در ادامه، نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها آمده است. جدول ۳، نتایج حاصل از برآورد مدل (۲) به روش اثرات ثابت را نشان می‌دهد.

جدول ۳. نتایج حاصل از برآورد مدل به روش اثرات ثابت

(متغیر وابسته: مجموع جرایم)

متغیر	ضریب	احتمال مربوطه	آمارهٔ t	آماره‌های مهم
C	۲/۶۲**	۰/۰۴	۲/۰۳	F = ۱/۷۸
LI	۰/۲۱*	۰/۰۰۰	۴/۹۲	R^2 = ۰/۷۰
LP	۰/۱۵**	۰/۰۵	۲/۰۵	D.W = ۱/۹۶
LU	۰/۵۷*	۰/۰۰۴	۳/۱۰	

C: عرض از مبدأ *: معناداری در سطح ۱٪ **: معناداری در سطح ۵٪

منبع: محاسبات محقق

جدول ۴. نتایج حاصل از برآورد مدل به روش اثرات ثابت

(متغیر وابسته: شاخص ترکیبی جرایم علیه اموال)

متغیر	ضریب	احتمال مربوطه	آمارهٔ t	آماره‌های مهم
C	۷/۲۸*	۰/۰۰	۸/۲۳	F = ۳۴/۹۵
LI	۰/۱۳**	۰/۰۴۴	۲/۹۹	R^2 = ۰/۹۵
LP	۰/۱**	۰/۰۲۸	۴/۳۱	D.W = ۲/۱۱
LU	۰/۳۹*	۰/۰۰	۵/۴۷	

C: عرض از مبدأ *: معناداری در سطح ۱٪ **: معناداری در سطح ۵٪

منبع: محاسبات محقق

چنانچه ملاحظه می‌شود، متغیر فقر نسبی، به همراه عرض از مبدأ مدل، در سطح پنج درصد و متغیرهای بیکاری و شهرنشینی در سطح یک درصد معنادار هستند. معناداری کل مدل با توجه به آمارهٔ F به‌دست آمده و احتمال مربوط به آن (۰/۰۲) در سطح پنج درصد مورد تأیید قرار می‌گیرد. با توجه به این‌که متغیرها کاملاً معنادار بوده و علامت آن‌ها مورد انتظار نظری می‌باشد. آماره مربوط به دوربین واتسون نیز عدم وجود خودهمبستگی را مورد تأیید قرار می‌دهد.

با توجه به ضرایب متغیرها، یک افزایش یک درصدی در متغیرهای شهرنشینی، فقر و بیکاری، به‌ترتیب منجر به افزایش ۰/۲۱، ۰/۱۵ و ۰/۵۷ درصدی در نرخ جرم می‌شوند. بنابراین، می‌توان گفت یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر جرم در استان‌های مختلف کشور نرخ بیکاری است، به‌طوری که در بین سه متغیر توضیحی الگو، بیکاری بیش‌ترین سهم را در تبیین تغییرات و نوسانات جرم داشته است. استان‌هایی که از نرخ بیکاری بالاتری برخوردارند، ارتکاب به جرم نیز در آن جا بیش‌تر می‌باشد که این نتیجهٔ مطابق با مبانی نظری تحقیق است. در ضمن، علامت مثبت ضرایب مربوط به متغیرهای فقر و شهرنشینی نیز مورد انتظار می‌باشد، چرا که طبق مبانی نظری، ارتباط مثبتی میان فقر، شهرنشینی و میزان جرم وجود دارد.

جدول ۴ نتایج حاصل از برآورد ۳ مؤلفهٔ فقر، بیکاری و شهرنشینی بر روی شاخص ترکیبی جرایم علیه اموال را نشان می‌دهد. این نتایج نیز مشابه و تأیید کنندهٔ نتایج حاصل از جدول ۳ است. این یافته‌ها هماهنگ با نتایج مطالعات تجربی صورت گرفته در این زمینه می‌باشند.

برآورد مدل‌های ٤، ٥ و ٦

در زیر هر یک از متغیرهای مربوط به چک، اختلاس و ارتشاء و سرقت به‌صورت جداگانه به‌عنوان متغیر وابسته انتخاب شده‌اند. جدول ۵، نتایج حاصل از برآورد مدل ۴ را به روش اثرات ثابت نشان می‌دهد.

جدول ۵. نتایج حاصل از برآورد مدل به‌روش اثرات ثابت
(متغیر وابسته: چک)

متغیر	ضریب	احتمال مربوطه	آمارهٔ t	آماره‌های مهم
C	۲/۶۸**	۰/۰۴	۰/۰۲	F = ۳/۳۹
LI	۰/۰۲**	۰/۰۵	۲/۰۰	R^2 = ۰/۶۶
LP	۰/۱۰*	۰/۰۰۵	۳/۰۶	D.W = ۱/۹۴
LU	۰/۲۲**	۰/۰۵	۱/۹۹	

C: عرض از مبدأ *: معناداری در سطح ۱٪ **: معناداری در سطح ۵٪
منبع: محاسبات محقق

با توجه به نتایج جدول ۵، متغیر فقر نسبی در سطح یک درصد و متغیرهای بیکاری و شهرنشینی در سطح ۵ درصد معنادار هستند. آمارهٔ مربوط به دوربین ـ واتسون نیز عدم وجود خودهمبستگی را مورد تأیید قرار می‌دهد. جدول ۶، نتایج حاصل از برآورد مدل ۵ را به روش اثرات ثابت نشان می‌دهد.

جدول ۶. نتایج حاصل از برآورد مدل (متغیر وابسته: اختلاس) به‌روش اثرات ثابت

متغیر	ضریب	احتمال مربوطه	آمارهٔ t	آماره‌های مهم
C	۲/۳۶	۰/۴۵	۰/۷۵	F = ۶/۳۳
LI	۰/۳۸**	۰/۰۲	۲/۴۸	R^2 = ۰/۷۵
LP	۰/۴۷***	۰/۰۶	۱/۸۵	D.W = ۲/۰۸
LU	۰/۱۹***	۰/۰۸	۱/۷۷	

C: عرض از مبدأ **: معناداری در سطح ۵٪ ***: معناداری در سطح ۱۰٪
منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول ۶، متغیر شهرنشینی در سطح ۵ درصد و متغیرهای بیکاری و فقر نسبی در سطح ۱۰ درصد معنادار هستند. جدول ۷، نتایج حاصل از برآورد مدل ۶ را به‌روش اثرات ثابت نشان می‌دهد.

جدول ۷. نتایج حاصل از برآورد مدل به‌روش اثرات ثابت
(متغیر وابسته: سرقت)

متغیر	ضریب	احتمال مربوطه	آمارهٔ t	آماره‌های مهم
C	۱/۹۴*	۰/۰۰۰	۸/۴۱	F = ۳/۲۸
LI	۰/۱۱*	۰/۰۱	۲/۴۱	R^2 = ۰/۸۰
LP	۰/۴۸**	۰/۰۴	۲/۰۴	D.W = ۱/۷۸
LU	۰/۴۶*	۰/۰۰۰	۴/۸۱	

C: عرض از مبدأ *: معناداری در سطح ۱٪ **: معناداری در سطح ۵٪
منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول ۷، متغیر فقر نسبی در سطح ۵ درصد و متغیرهای بیکاری و شهرنشینی در سطح ۱۰ درصد معنادار هستند. آمارهٔ مربوط به دوربین ـ واتسون نیز عدم وجود خودهمبستگی را مورد تأیید قرار می‌دهد.

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در سال‌های اخیر، با توجه به اهمیت موضوع جرم و جنایت، مطالعات گسترده‌ای در زمینه عوامل مؤثر بر جرایم علیه اموال و اشخاص انجام شده است. رویکرد اقتصاددانان به جرم و جنایت از دریچهٔ هزینه ـ فایده است؛ به همین دلیل انسان هنگامی مرتکب جرم می‌شود که منافع آن از هزینه‌اش بیش‌تر باشد. همچنین عوامل متعدد دیگری نظیر فقر، بیکاری، نابرابری در توزیع درآمد و پدیدهٔ شهرنشینی بر وقوع جرم مؤثر است و تأثیرات آن در ایران نیز اندازه‌گیری شده است، حتی اقتصاددانان نیز درجهٔ تأثیرگذاری عوامل اجتماعی دیگری نظیر آموزش، مجازات‌های پیش‌گیری کننده و ... را بر وقوع جرم اندازه‌گیری کرده‌اند. در مطالعهٔ حاضر، با انگیزهٔ شناخت عوامل اقتصادی مؤثر بر جرایم علیه اموال در ایران، سعی شده است تا میزان تأثیر هر یک از عوامل فقر، بیکاری و

شهرنشینی بر روی جرایم علیه اموال شامل صدور چک بلامحل، سرقت و اختلاس و ارتشاء، بررسی گردد. الگوهای مورد استفاده در انواع مطالعات، متفاوت بوده که در این تحقیق از الگوی بکر (۱۹۶۸)، استفاده شده است. روش تخمین مدل‌ها روش برآورد حداقل مربعات معمولی بر روی داده‌های تابلویی برای ۳۰ استان کشور ایران و دورهٔ مورد مطالعه از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۷ است.

نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها نشان می‌دهد که درفرضیهٔ اول مبنی بر وجود رابطهٔ معنادار و مثبت بین میزان بیکاری و انواع جرایم علیه اموال، متغیر بیکاری در بین سه متغیر توضیحی الگو بیش‌ترین سهم را در تبیین تغییرات و نوسانات جرایم علیه اموال داشته است، که می‌توان گفت یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار برجرایم علیه اموال در استان‌های مختلف کشور نرخ بیکاری می‌باشد، که این مطابق با مبانی نظری تحقیق است.

با در نظر گرفتن فرضیهٔ دوم مبنی بر وجود رابطهٔ مثبت بین شاخص شهرنشینی با نرخ جرم، در نگاه اول این‌گونه به نظر می‌رسد که دلیل مهاجرت افراد از مکان‌های کم‌تر برخوردار به مکان‌های با امکانات بالاتر، نظیر شهرهای بزرگ، با امکان یافتن شغل بهتر و برخورداری از رفاه بیش‌تر نسبت به مکان اولیه دیگر فعالیت‌های مجرمانه که بیش‌تر ناشی از عمل اقتصادی (فرصت‌های کم‌تر اشتغال) و فقر باشد، کاهش یابد؛ اما نتایج مطالعه بیان‌گر آن است که نه‌تنها جرایم مذکورکاهش نیافته بلکه افزایش نیز پیدا کرده است و این ممکن است به دلیل معیارهای اجتماعی و فرهنگ‌ها و ارزش‌های متنوع‌تر و ایجاد ناهنجاری‌ها و بروز ضد ارزش‌ها رخ داده باشد. بنابراین، فرضیهٔ دوم طبق نتایج محاسبات تحقیق تأیید می‌گردد.

در ضمن، فرضیهٔ سوم نیز براساس یافته‌های تحقیق تأیید می‌شود. این یافته‌ها هماهنگ با نتایج مطالعات تجربی صورت گرفته در این زمینه هستند، و بیان کننده این است که برای فائق آمدن بر کاهش جرایم علیه اموال در کشور باید در تصمیم‌گیری سیاست‌های اقتصادی تجدیدنظر گردد که نتایج این سیاست‌ها در کاهش میزان بیکاری جامعه مؤثر واقع شود.

پیوست: گزارش عرض از مبدأ استان‌ها

Dependent Variable: Lcr
Method: Panel EGLS (Cross-section weights)
Date: 06/11/07 Time: 12:17
Sample: 1385 1387
Periods included: 3
Cross-sections included: 30
Total panel (unbalanced) observations: 89
Linear estimation after one-step weighting matrix
White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)
WARNING: estimated coefficient covariance matrix is of reduced rank

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D2	1.016040	0.324655	3.129601	0.0028
D3	1.368329	0.278497	4.913271	0.0000
D4	-0.340561	0.293748	-1.159366	0.2511
D5	1.836158	0.644690	2.848124	0.0061
D6	1.671484	0.145577	11.48178	0.0000
D7	-0.556837	0.222808	-2.499178	0.0154
D8	1.315990	0.371683	3.540625	0.0008
D9	1.858052	0.274379	6.771838	0.0000
D10	0.240058	0.373977	0.641907	0.5235
D11	2.594702	0.055245	46.96707	0.0000
D12	1.766404	0.325864	5.420679	0.0000
D13	1.589607	0.524177	3.032577	0.0036
D14	1.093977	0.655348	1.669307	0.1005
D15	1.838744	0.700127	2.626301	0.0111
D16	1.314582	0.035157	37.39131	0.0000
D17	1.607247	0.319859	5.024866	0.0000
D18	2.128318	0.329896	6.451478	0.0000
D19	2.534189	0.453234	5.591351	0.0000
D20	2.045457	0.598682	3.416603	0.0012
D21	0.512218	0.167350	3.060760	0.0034
D22	2.150808	0.373499	5.758546	0.0000
D23	0.699891	0.192503	3.635747	0.0006
D24	0.533665	0.432623	1.233556	0.2224
D25	0.656612	0.965453	0.680108	0.4992
D26	0.799817	0.087032	9.189955	0.0000
D27	0.183063	0.177472	1.031500	0.3067
D28	1.739152	0.426864	4.074254	0.0001
D29	0.870044	0.522640	1.664711	0.1015
D30	1.309021	0.666150	1.965056	0.0543

منبع: محاسبات تحقیق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع و مآخذ References

- حسینی‌نژاد، مرتضی (۱۳۸۴)، بررسی علل اقتصادی جرم در ایران با استفاده از یک مدل داده‌های تلفیقی، **مجلهٔ برنامه و بودجه**، شماره ۹۵، بهمن و اسفند، صفحات ۳۵_۸۱.
- صادقی، حسین، شقاقی شهری، وحید و اصغر پور، حسین (۱۳۸۴) «تحلیل عوامل اقتصادی اثر گذار بر جرم در ایران». **تحقیقات اقتصادی**، (۶۳): ۹۰_۶۳.
- فطرس، محمدحسن (۱۳۷۵)، بررسی برخی عوامل ایجاد فقر در اقتصاد ایران، **مجموعهٔ مقالات گردهمایی بررسی مسئله فقر و فقرزدایی (جلد دوم)**. سازمان برنامه و بودجه ۲۹ تا ۳۱ . اردیبهشت .۱۳۷۵
- مرکز آمار ایران (سال‌های مختلف)، **نتایج آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای استان‌های کشور**.

- Akçomak, S. & Weel, B. (2012) "The impact of social capital on crime: Evidence from the Netherlands", **Journal of Regional Science and Urban Economics**, (42), PP. 323–340.
- Becker, G.S. (1968),"Crime and Punishment: An Economic Approach", **Journal of Political Economy**, 76(2), pp.169-217.
- Bjerk, D. (2006), **Theory and Evidence Regarding the Effects of Segregation on Crime Rates**, mimeo, Claremont McKenna College.
- Chadwick, E. (1829), Preventive police. **London Review**, I: 252- 308.
- Chapman, J. I. (1976), " An Economic Model of Crime and Police". **Journal of Research Crime**.
- Chiu W.H. & Madden, P. (1998), Burglary and income inequality. **Journal of Public Economics,** 69: 123–141.
- Ehrlich, I. (1973), Participation in illegitimate activities: a theoretical and empirical investigation. **Journal of Political Economy**, 3: 521–565.
- Evans, R, Jr. (1977), " Changing Labor Markets and Criminal Behavior in Japan", **Journal of Asian Studies**, 16: 477-489.
- Fleisher, B. (1963), "The Effect of Unemployment on Juvenile Delinquency", **Journal of Political Economy**, 71(6): 543-555.
- Hsiao, C. (1986), **Analysis of Panel Data**. Cambridge University Press, Cambridge.
- Jacobs, D.(1981), "Inequality and Economic Crime", **Sociology and Social Research**, 6: 12-28.
- Kelly, M. (2000), "Inequality and Crime", **The Review of Economics and** Statistics, 82(4): 530-539.

References

منابع و مآخذ

- Meloni, Osvaldo. (2000), " Determinants of the crime rate in Argentina during the '90s". **Journal of Crime and Justice**, 27(2): 297-311.
- Reilly, B., Witt, R., (1996), Crime, deterrence and unemployment in England and Wales: an empirical analysis. **Bulletin of Economic Research**, 48 (2): 3307–3378.
- Sanchez, F. (2002), **Conflict, Violent Crime and Criminal Activity in Colombia**, Press Yale University.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی