فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۹، شماره ۴، زمستان ۱۳۹۱، صفحات ۱۹- ۱

بررسی تأثیر نامتقارن ضریب جینی، بیکاری و طلاق بر سرقت در ایران

حسین اکبری‌فرد، رضا اشرف‌گنجویی و امید جنابی *

تاریخ وصول: ۱۳۹۳/۶/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۲/۱۵

چکیده:

هدف این مطالعه بررسی تأثیر نامتقارن کوتاه‌مدت هر یک عوامل ضریب جینی، بیکاری و طلاق بر سرقت دوره‌ی قبل با استفاده از مدل تصحیح خطای انتقال ملایم می‌باشد. در این مطالعه از داده‌های سالانه دوره (۱۳۹۱-۱۳۶۳) استفاده شده است. برای این منظور ابتدا با استفاده از قضیه‌ی انگل و گرنجر به بررسی مانایی داده‌ها و رابطه‌ی بلندمدت پرداخته شده است. نتایج نشان می‌دهند که مدل غیرخطی قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری در مقایسه با مدل خطی دارد. به‌گونه‌ای که تغییر در ضریب جینی و بیکاری دوره‌ی قبل بر سرقت دوره‌ی جاری در حد آستانه‌ای وسط و بالا برای هر دو متغیر بیشترین تأثیر را دارد. در مورد طلاق با توجه به نتایج حاصل‌شده در هر سه آستانه تأثیر مثبت بر سرقت دارد. هرچند که در آستانه بالا بیشترین تأثیر را دارد.

طبقه‌بندی JEL: H55 ،A13 ،E24 ،D33

واژه‌های کلیدی: *تأثیر نامتقارن، ضریب جینی، بیکاری، طلاق، سرقت*

Archive of SID

* به ترتیب، استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان، کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان و دانشجو دکتری دانشگاه سیستان و بلوچستان. (akbari45@gmail.com)

www.SID.ir

۱- مقدمه

افزایش جرایم و ناهنجاری‌های اجتماعی همواره یکی از بزرگترین دغدغه‌های بشر در جهت تامین امنیت خود بوده است. در جرم‌شناسی بررسی علمی جرایم، توجه به عواملی که موجب بروز جرم می‌شود از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است. زیرا بر اساس شناخت میزان و نحوه‌ی اثرگذاری این عوامل می‌توان برای مقابله با آن و حفظ امنیت جامعه تدابیر موثرتری اندیشید.

هدف اصلی این مطالعه بررسی آثار نامتقارن، ضریب جینی (نابرابری درآمدی)، بیکاری و طلاق بر سرقت در ایران می‌باشد. از آنجا که برای کمی سازی جرم جهت بررسی آن از نظر مدل‌های اقتصادسنجی نیاز به شاخصی عددی است، در این مطالعه از نرخ سرقت به‌عنوان شاخصی از جرایم صورت گرفته در کشور استفاده شده است. یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر جرم، نابرابری درآمدی می‌باشد. زیرا نابرابری درآمدی بین دهک‌های جامعه منجر به ایجاد فاصله طبقاتی می‌شود و افراد در دهک‌های پایین برای پر کردن شکاف طبقاتی از طریق عاملی روانی به نام حسادت، دست به ارتکاب جرم می‌زنند. درصورتی‌که نابرابری درآمد افزایش یابد تفاوت بین قشر کم‌درآمد و قشر پردرآمد جامعه بیشتر می‌شود. این موضوع موجب برانگیخته شدن این انگیزه در قشر کم‌درآمد یا فقیر جامعه می‌شود که از طریق راه‌هایی به‌غیراز راه‌های قانونی مثل دزدی، جیب‌بری، آدم‌ربایی، قتل و دیگر اعمال غیرقانونی، به استاندارد زندگی قشر پردرآمد دست یابند.

در این مقاله از ضریب جینی به‌عنوان شاخصی از نابرابری درآمد استفاده شده است. همچنین بیکاری موجب فقر، نابرابری درآمد، مهاجرت، اختلاف خانوادگی و ... می‌شود که هرکدام به تنهایی می‌توانند یکی از علل ارتکاب جرم باشند. به نظر می‌رسد که افراد هویت خود را در موقعیت کاری که دارند جستجو می‌کنند و هرگاه برای تمام افراد جویای کار، شغلی یافت شود، آنگاه انگیزه‌ی آنها برای بروز جرم و جنایت کاهش می‌یابد. لازم به ذکر است که شاخص نرخ بیکاری از نسبت تعداد افراد بیکار به کل جمعیت فعال هر استان به دست آمده است. اگر از مشکلات زنان و مردان مطلقه که منجر به وقوع جرم می‌شود، بتوان صرف‌نظر کرد؛ هیچ‌گاه نمی‌توان منکر این واقعیت شد که طلاق منجر به پیش زمینه‌ی ارتکاب جرایم و بزهکاری برای فرزندان طلاق می‌شود. زیرا آنان از داشتن یک پناهگاه امن خانوادگی منع شده و مجبور شده‌اند برای رهایی از شرایط نابسامان

Archive of SID

www.SID.ir

خانوادگی از خانه فرار کنند. اگر این کودکان با مشکلات شدید اقتصادی مواجه شده و چون نان‌آور خانواده محسوب می‌شوند به مشاغلی نظیر سیگارفروشی، دست‌فروشی، خریدوفروش مواد مخدر، دزدی، جیب‌بری و باندهای سرقت و ... گرایش پیدا می‌کنند. کودکان طلاق و خیابانی، بزهکار بالقوه هستند، زیرا پدر و مادر چنین کودکانی قادر به نظارت بر اعمال و رفتار آنها نیستند. این کودکان در جامعه یکی از اهداف اصلی اعمال مجرمانه محسوب می‌شوند و در معرض بزهکاری و بزه دیدگی‌های فراوانی قرار می‌گیرند.

دوره‌ی مورد بررسی ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۱ می‌باشد. همچنین در این مطالعه از مدل انتقال ملایم خود رگرسیونی لاجستیک[1] (*LSTAR*) استفاده شده است. در مطالعات صورت گرفته با استفاده از مدل‌های خطی به بررسی آثار نامتقارن عوامل نام‌برده بر نرخ جرم پرداخته شده است (تسوشیما، ۱۹۹۶؛ رالستون، ۱۹۹۹؛ فاجنزیلبر و همکارانش، ۲۰۰۲؛ دانگسو و ژانگمین؛ ۲۰۱۲). اما اگر فرض خطی بودن را کنار بگذاریم و از تخمین فرآیندهای غیرخطی استفاده کنیم نتایج دقیق‌تری نسبت به نتایج خطی بدست می‌آوریم (اندرس، ۲۰۰۴؛ تراسورتا و اندرسورن، ۱۹۹۲). بنابراین ابتدا به بررسی مانایی داده‌ها و سپس با استفاده از رابطه‌ی انگل و گرنجر[2]، به تخمین رابطه‌ی بلندمدت پرداخته می‌شود. در مرحله بعد با استفاده از آزمون تراسورتا[3] فرض خطی در مقابل غیرخطی مورد آزمون قرار می‌گیرد. سپس با استفاده از آماره‌ی F متغیر انتقال را انتخاب کرده و با توجه به آزمون ضریب لاگرانژ[4] و آزمون تراسورتا یکی از مدل‌های *LSTAR* یا *ESTAR*[5] را انتخاب کرده و در نهایت مدل غیرخطی برآورد می‌شود.

۲- مروری بر ادبیات تحقیق

گری بکر[6] را می‌توان اولین اقتصاددانی دانست که با کمک گرفتن از وسایل علمی و فنی، با تحلیلی اقتصادی، پایه‌گذار اقتصاد جرم بود؛ بکر (۱۹۶۸) در مقاله‌ی خود

[1] Logistic Smooth Transition Autoregressive
[2] Engel and Granger
[3] Terasvirta
[4] Lagrange multiplier test
[5] Exponential Smooth Transition Autoregressive
[6] Becker

Archive of SID

www.SID.ir

تحت عنوان "جرم و مجازات: یک دیدگاه اقتصادی[۷]" از جرم به‌عنوان یک فعالیت بزرگ اقتصادی یاد می‌کند. به اعتقاد او، افراد در راستای حداکثرسازی سود خود، از یک تحلیل منفعت- هزینه[۸] استفاده می‌کنند که منفعت مادی جرم را نسبت به کارهای قانونی، در مقابل هزینه‌های آن (احتمال دستگیری و مجازات آن) در نظر می‌گیرند و درصورتی‌که منفعت انتظاری حاصل از فعالیت غیرقانونی را بیشتر از هزینه‌های انتظاری مرتبط با آن بیابند، دست به ارتکاب جرم و جنایت می‌زنند.

تسوشیما[۹] (۱۹۹۶) با استفاده از یک مدل رگرسیون چند متغیره اثر فقر، نابرابری درآمدی و بیکار را بر روی قتل و سرقت در ۴۷ منطقه از ژاپن مورد بررسی قرار داد. او اظهار داشت که سطح فقر به‌طور مثبت و معنی‌داری فقط با قتل در ارتباط است. اما این اثر زمانی که نرخ بیکاری و نابرابری درآمد کاهش می‌یابد و همین طور شاخص صنعتی‌شدن افزایش می‌یابد، کاهش پیدا می‌کند. در تحلیل دیگری که رالستون[۱۰] (۱۹۹۹) در مطالعه‌ای در آمریکا که به دنبال یافتن رابطه‌ای بین نرخ جرم و تورم و انواع نرخ بیکاری در دوره‌ی ۱۹۵۸ تا ۱۹۹۵ انجام داد، به این نتیجه رسید که یک رابطه‌ی مثبت بین تورم و نرخ جرایم وجود دارد. کندی[۱۱] (۱۹۹۸) در مطالعه‌ی خود به رابطه‌ی مثبت و معنی‌داری بین نابرابری درآمدی و جرم خشونت دست یافته است. او مطالعه‌ی خود را با استفاده از داده-های ۳۹ ایالت آمریکا به انجام رسانده است. باردت، لاگوست و رایت[۱۲] (۱۹۹۹) همچنین در مطالعه‌ی خود با یک دید تحلیلی نظری اثر نابرابری درآمدی و بیکاری را به‌صورت توام بر نرخ جرایم مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از این است که گروه‌های شاغل با توجه به دستمزدهایشان دست به ارتکاب جرم می‌زنند و در این حال اثر نابرابری دستمزدها بر ارتکاب جرایم بسیار مشهود است، به‌گونه‌ای که افرادی که در جاهایی که تفاوت دستمزدهای دریافتی زیاد است، به‌تبع آن نرخ ارتکاب جرم نیز بیشتر است. سرو و مرلونی[۱۳] (۲۰۰۰) ۲۲ استان کشور آرژانتین را بین سال‌های ۱۹۹۰ تا ۱۹۹۹ با هدف بررسی عوامل احتمالی تعیین‌کننده‌ی جرم

---

[7] Crime And Punishment: An Economic Approach
[8] Cost–benefit analysis
[9] Tsushima
[10] Ralston
[11] Kennedy
[12] Burdett, Lagos, Wright
[13] Cero and Merloni

Archive of SID

www.SID.ir

مورد بررسی قرار دادند. در نهایت آن‌ها به این نتیجه رسیدند که بیکاری و نابرابری درآمد ارتباط مثبت و معناداری با نرخ جرایم دارند. همچنین آن‌ها برخلاف تئوری، نشان دادند که افزایش درآمد با افزایش نرخ جرم و جنایت ارتباط مستقیم و معناداری دارد.

فاجنزیلبر و همکارانش[۱۴] (۲۰۰۲) با استفاده از ضریب جینی به عنوان شاخصی از نابرابری درآمد به بررسی اثر نابرابری درآمد بر نرخ‌های قتل و سرقت می‌پردازند. آن‌ها با در نظر گرفتن ۳۹ کشور در دوره‌ی زمانی ۹۵- ۱۹۶۵ و همچنین برای ۳۷ کشور در سال‌های ۹۴-۱۹۷۰ برای سرقت به این نتیجه رسیدند که نرخ جرایم و نابرابری درآمد به‌طور مثبت و معناداری با هم در ارتباط‌اند. بهارم و حبیب‌الله[۱۵] (۲۰۰۸) با استفاده از تحلیل داده‌های تابلویی به بررسی رابطه‌ی علیت بین نرخ جرائم و درآمد و بیکاری در ۱۱کشور اروپا بین سال‌های ۱۹۹۳-۲۰۰۱، برای جرایم رخ داده به صورت کلی و جزئی (قتل و سرقت)، می‌پردازند. بر اساس نتایج به دست آمده، دو عامل بیکاری و سطح درآمد تاثیر معناداری بر نرخ‌های جرائم کلی و جزئی در این کشورها دارد.

گیلانی و همکارانش[۱۶] (۲۰۰۹) به مطالعه‌ی ارتباط بین نرخ جرایم و متغیرهای اقتصادیی چون بیکاری، فقر و تورم برای سال‌های ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۷ در پاکستان می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد که رابطه‌ی بلندمدتی بین تورم و فقر و جرم و جنایت در این کشور وجود دارد. در مطالعه‌ای دیگر دانگسو و ژانگمین[۱۷] (۲۰۱۲) با استفاده از تحلیل داده‌های پانل در ۱۲ منطقه انگلیس در بین سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۷ مدلی را پایه‌گذاری کردند و نهایتاً به این نتیجه رسیدند که نابرابری درآمد و بیکاری مهم‌ترین عوامل اقتصادی تاثیرگذار بر جرم در این کشور می‌باشد. هم‌چنین آنها اذعان می‌کنند که نتایج تجربی به دست آمده به‌شدت این فرضیه را که جرم یک پدیده‌ی اقتصادی است، تأیید می‌کند. آلتینداگ[۱۸] (۲۰۱۱) طی مطالعه‌ای رابطه بین ارتکاب جرم و بیکاری در اروپا را مورد بررسی قرار داد.

[14] Fajnzylber et al
[15] Baharom and Habibullah
[16] Gillani et al
[17] Dongxu and Zhongmin
[18] Altindag

Archive of SID

www.SID.ir

وی با استفاده از یک مطالعه بین کشوری نتیجه می‌گیرد که بیکاری بر نرخ جرایم علیه اموال رابطه‌ی مثبت و معنی‌داری دارد.

با وجود مطالعات گسترده‌ی خارجی، در ایران مطالعات بسیار اندکی در خصوص اقتصاد جرم و جنایت صورت گرفته است که در این راستا می‌توان به مطالعه حسین صادقی و همکارانش (۱۳۸۴) اشاره کرد که در تحقیق خود با عنوان "تحلیل عوامل تأثیرگذار بر جرم در ایران" با استفاده از روش داده‌های پانل مربوط به ۲۶ استان طی سال‌های ۸۰-۱۳۷۶، به بررسی علل اقتصادی وقوع جرایم قتل و سرقت پرداخته‌اند. از نتایج به دست آمده می‌توان به رابطه‌ی مستقیم میان نرخ بیکاری و نابرابری درآمد و نرخ قتل و سرقت اشاره کرد. در مطالعه‌ای دیگر مرتضی حسینی نژاد (۱۳۸۴) با استفاده از داده‌های پانل به بررسی عوامل موثر بر سرقت در ایران پرداخته است. او برای این منظور دو مورد سرقت اماکن و سرقت اتومبیل را مورد مطالعه قرار داد. نتایجی که از این مطالعه بدست آمده است حاکی از این است که افزایش نابرابری و افزایش نسبت جوانان در جامعه اثر مثبت و افزایشی بر سرقت اتومبیل دارد.

۳- مبانی نظری

پایه‌های تئوریک اقتصاد جرم مربوط به کار بکر (۱۹۶۸) می‌باشد. او مدلی را معرفی می‌کند و استدلال می‌کند که یک شخص مرتکب جرم خواهد شد، اگر مطلوبیت انتظاری حاصل از ارتکاب جرم بیشتر از مطلوبیتی باشد که او می‌توانست از مصرف زمانش در فعالیت‌های قانونی دیگر کسب کند. او از یک تحلیل فایده - هزینه برای توجیه گرایش فرد به سمت فعالیت‌های مجرمانه استفاده می‌کند. وارن[19] (۱۹۷۸) مکانیزم زیربنایی تصمیم‌گیری افراد نسبت به ارتکاب جرم را بدین صورت شرح می‌دهد: مدلی که بکر ارایه کرد، در واقع نشان‌دهنده‌ی نحوه‌ی انتخاب فرد از بین دو مقوله‌ی کار قانونی و ارتکاب جرم در طول یک دوره می‌باشد و این در حالی است که این دو در حین این که جایگزینی برای یکدیگرند با هم ترکیب نمی‌شوند. گرچه در دنیای واقعی ممکن است فرد در حین اینکه مشغول به کاری مشروع است، مرتکب جرم نیز شود، اما این فرض جهت سادگی مدل درنظر گرفته

[19] Warren

Archive of SID

www.SID.ir

شده است. علاوه بر این، فرض می‌شود که افراد ریسک‌خنثی[۲۰] هستند و ملاحظات اخلاقی که ممکن است ارتکاب جرم آنها را تحت تاثیر قرار دهد یکسان باشد. در اینجا منافع و عایدی حاصل از فعالیت‌های قانونی با E(X) و منافع حاصل از جرم با E(Y) نشان داده شده است. در نتیجه فرد در صورتی مرتکب جرم می‌شود که منافع و عایدی حاصل از فعالیت‌های قانونی، کمتر از منافع حاصل از ارتکاب جرم باشد. یعنی:

$$E(Y) \geq E(X) \qquad (۱)$$

در واقع معادله‌ی (۱) نشان‌دهنده‌ی این واقعیت است که درصورتی‌که منافع انتظاری حاصل از ارتکاب جرم بیشتر از منافع حاصله از کار قانونی باشد، شخص ارتکاب جرم را بر فعالیت قانونی ترجیح خواهد داد. یک افزایش در سمت چپ این معادله یعنی منافع انتظاری حاصل از ارتکاب جرم، احتمال ارتکاب جرم را افزایش می‌دهد و این در حالی است که یک افزایش در سمت راست این معادله، یعنی عایدی و منافع ناشی از فعالیت قانونی، احتمال شرکت در فعالیت‌های قانونی را افزایش می‌دهد.

سمت چپ معادله‌ی شماره‌ی ۱، در اصل امید ریاضی منافع حاصل از ارتکاب جرم می‌باشد که از میانگین وزنی منافع در دو حالت، این‌که شخص به علت ارتکاب جرم دستگیر شود یا نشود، حاصل می‌شود. P احتمال دستگیری و 1- P احتمال دستگیر نشدن فرد را نشان می‌دهد و Z بیان‌گر هزینه‌ی مجازات فرد مجرم، در صورت دستگیری می‌باشد. فرد اگر ارتکاب جرم را بگزیند و دستگیر شود، منافع ناشی از جرم، E(Y)، به‌وسیله‌ی هزینه‌ی مجازات، Z، تعدیل می‌شود. با توجه به مطالب ذکرشده، منافع انتظاری ناشی از جرم را می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$E(Y) = (1-P)Y + P(Y-Z) \qquad (۲)$$

از طرفی دیگر، اگر منافع انتظاری ناشی از کار مشروع را تحت تأثیر نرخ بیکاری و بیمه بیکاری بدانیم، منافع حاصل از کار قانونی که همان امید ریاضی منافع حاصل از کار قانونی است، از میانگین وزنی دستمزد فرد و نرخ اشتغال به دست می‌آید. در این حالت A مشخص‌کننده‌ی بیمه‌ی بیکاری می‌باشد، که برابر با

[20] Risk Neutral

Archive of SID

www.SID.ir

مبلغی است که هنگام بیکاری به شخص پرداخت می‌شود. هم‌چنین نرخ بیکاری، u، نشان‌دهنده‌ی احتمال دریافت بیمه بیکاری توسط فرد و 1-u ، نشان‌دهنده‌ی احتمال استخدام شدن فرد و دریافت دستمزد قانونی است. در این صورت منافع انتظاری ناشی از کار قانونی به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$E(X) = (1-u)X + uA \qquad (۳)$$

در واقع رابطه‌ی بالا نشان‌دهنده‌ی منافع انتظاری ناشی از جایگزینی کار قانونی با ارتکاب جرم می‌باشد. حال می‌توان با توجه به معادله‌های ۲ و ۳ معادله‌ی ۱ را به این صورت بازنویسی کرد:

$$(1-P)Y + P(Y-Z) \succ (1-u)X + uA \qquad (۴)$$

معادله‌ی ۴ نشان‌دهنده‌ی عواملی است که منافع انتظاری حاصل از ارتکاب جرم و فعالیت‌های قانونی را نشان می‌دهد.

در اینجا فرض شده که ریسک استخدام نشدن در طول دوره کمتر از ریسک دستگیر شدن به دلیل ارتکاب جرم است،

یعنی $u \prec p$ ، به‌علاوه فرض شده است که متوسط هزینه‌ی مجازات، Z ، بیشتر از هزینه‌ی بیکار شدن یعنی $X-A$ است. با درنظر گرفتن این فرضیات ارتکاب جرم بسیار پرخطرتر از انتخاب کار قانونی و دوری از ارتکاب جرم است. بنابراین برای جبران ریسک بالاتر رفتارهای مجرمانه، باید منافع انتظاری جرم، Y ، بیشتر از منافع انتظاری ناشی از کار قانونی، X ، باشد. بنابراین با توجه به رابطه‌ی ۴ اگر خطر دستگیری یا هزینه‌ی مجازات افزایش یابد، منافع انتظاری جرم نیز افزایش پیدا می‌کند. هم‌چنین افزایش هزینه‌ی بیکار شدن، $X-A$ ، یا افزایش نرخ بیکاری، باعث می‌شود فرد در مقابل کار قانونی، ارتکاب جرم را انتخاب کند.

۴- مدل و روش تحقیق

روش مورد استفاده در تحقیق حاضر برای تخمین مدل غیرخطی *LSTAR* یا روش انتقال ملایم خود رگرسیونی لاجستیک می‌باشد. در این روش ارتباط بین دو متغیر به‌صورت غیرخطی تغییر می‌کند. درصورتی‌که رابطه بین دو متغیر در طول زمان تغییر کند، آنگاه اصطلاحاً می‌گوییم تغییر رژیم رخ داده است و نقطه‌ی تغییر رژیم تحت عنوان سطح آستانه مشخص می‌گردد. طبق این الگوی اقتصادی

Archive of SID

www.SID.ir

اگر مقادیری از متغیرها در یک ناحیه و قسمتی در ناحیه دیگر وجود داشته باشند (وجود رژیم‌های مختلف)، در این صورت روابط اقتصادی این متغیرها در نواحی مختلف متفاوت خواهد بود. به دلیل ملایم بودن انتقالات بین رژیم‌ها مدل‌های اتورگرسیو انتقال ملایم مورد استفاده قرار می‌گیرد. حالت خاصی از مدل اتورگرسیو غیرخطی را به‌صورت زیر در نظر می‌گیریم: (اندرس، ۲۰۰۴)

$$Y_t = \sim_0 + \sim_1 Y_{t-1} + b\, Y_{t-1} f(Y_{t-1}) + £_t \qquad (۵)$$

که در این رابطه‌ی Y_t متغیر وابسته Y_{t-1} مقدار با وقفه Y_t و b و $\sim_0$ و $\sim_1$ ضرایب مدل اتورگرسیو و $£_t$نوفه سفید هستند. $f()$ یک تابع انتقال می‌باشد، ضریب اتورگرسیو $(\sim_1 + b)$ نسبت به تغییرات مقدار Y_{t-1} به‌آرامی تغییر می‌کند.

مدل اتورگرسیو انتقال ملایم برای نخستین بار توسط گرنجر و تراسورتا[۲۱] (۱۹۹۳) معرفی گردید. آن‌ها دو نوع مدل بنام‌های مدل اتورگرسیو انتقال ملایم لجستیک (*LSTAR*) و مدل اتورگرسیو انتقال ملایم نمایی (*ESTAR*) معرفی کردند. مدل *LSTAR* حالت تعمیم‌یافته از مدل اتورگرسیو استاندارد است که در آن ضریب اتورگرسیو دارای تابع لجستیک می‌باشد.

$$Y_t = \sim_0 + \sim_1 Y_{t-1} + \ldots + \sim_p Y_{t-p} + \bar{} \lfloor {}_0 + {}_1 y_{t-1} + \ldots + {}_p Y_{t-p} \rfloor + £_t$$
$$\bar{} = \left[1 + \exp(-¥(y_{t-1} - c))\right]^{-1} \qquad (۶)$$

در معادله‌ی فوق پارامتر ¥را پارامتر یکنواختی[۲۲] گویند. در حالت جدی اگر ¥ به سمت صفر یا بی‌نهایت میل کند، مدل *LSTAR* تبدیل به یک مدل *AR(P)* خواهد شد، چرا که در این حالت $\bar{}$ ثابت است. به ازای مقادیر ¥ بین صفر و بی‌نهایت، درجه‌ی اتورگرسیو بستگی به مقدار Y_{t-1} خواهد داشت، اگر $Y_{t-1} \to -\infty$ آنگاه $\bar{} \to 0$ لذا رفتار Y_t بر اساس معادله‌ی زیر تعیین خواهد شد.

$$Y_t = \sim_0 + \sim_1 Y_{t-1} + \ldots + \sim_p Y_{t-p} + £_t \qquad (۷)$$

و چنان چه Y_{t-1} به سمت مثبت بی‌نهایت رود آنگاه $\bar{}$ به سمت یک می‌رود و لذا مطابق معادله‌ی زیر تغییر خواهد نمود:

$$(\sim_0 + {}_0) + (\sim_1 + {}_1) Y_{t-1} + \ldots + £_t \qquad (۸)$$

---

[21] Granger and Terasvirta
[22] Smoothness Parameter

Archive of SID

www.SID.ir

لذا با تغییر Y_{t-1} جزء ثابت اتورگرسیو تغییرات ملایمی بین این دو مقدار حدی خواهد داشت. در شکل نمایی مدل *STAR (ESTAR)* مقدار $^{-}$در رابطه‌ی (۲) با مقدار $^{-}=1-\exp[-¥(y_{t-1}-c)^2]$ جایگزین می‌شود. در این حالت اگر به سمت صفر یا بی‌نهایت میل کند، مدل *ESTAR* تبدیل به یک مدل *AR(P)* خواهد شد، چون تحت این شرایط $^{-}$ثابت خواهد بود. نکته‌ی قابل‌توجه این است که ضرایب مدل *ESTAR* حول نقطه $Y_{t-1}=c$ متقارن هستند. اگر رفتار بر اساس رابطه‌ی زیر

$$~_0+~_1Y_{t-1}+...+~_pY_{t-p}+£_t \qquad (۹)$$

تغییر خواهد نمود Y_{t-1} از c دور شود به سمت یک متمایل خواهد شد و لذا Y_{t-1} مطابق با رابطه‌ی زیر خواهد بود.

$$(~_0+\ \ _0)+(~_1+\ \ _1)Y_{t-1}+...+£_t \qquad (۱۰)$$

ثابت شده که مدل *ESTAR* برای دوره‌ی زمانی حول نقاط عطف یک سری یعنی دوره‌های که در آن بی‌نهایت زیاد است مناسب می‌باشد، چرا که در این دوره‌ها درجه‌ی اتورگرسیو متفاوت از سایر دوره‌ها می باشد (اندرس، ۲۰۰۴).

برآورد پارامترها در مدل *STRECM*

تراسورتا (۱۹۹۸) مراحل شناسایی، تخمین و تحلیل مدل استار را شامل تخمین مدل خطی انجام آزمون خطی انتخاب بین مدل *LSTAR* و *ESTAR* و تخمین مدل نهایی و ارزیابی آن معرفی می‌کند. تراسورتا (۱۹۹۲) به دنبال روش پیشنهاد شده دویس (۱۹۷۷) یک نوع آزمون *LM* استخراج می‌کند که غالباً می‌توان از آن جهت تشخیص وجود رفتارهای غیرخطی بهره جست. این آزمون‌ها مبتنی بر یک بسط تیلور از مدل عمومی *STAR* می‌باشد و در این چهارچوب رگرسیون زیر را برای تخمین آزمون پیشنهاد می‌کند.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^{p}\beta_1\Delta X_{t-j}Z_{t-d}^2 + \sum_{j=1}^{p}\beta_2\Delta X_{t-j}Z_{t-d}^2 + \sum_{j=1}^{p}\beta_3\Delta X_{t-j}Z_{t-d}^3 + \sum_{j=1}^{p}\beta_4\Delta X_{t-j}Z_{t-d}^4 + U_t \qquad (۱۱)$$

با در نظر گرفتن این مدل می‌توان آزمون فرضیه‌ی خطی برای فرضیه‌ی صفر، $H_0 = \ _{2j} = \ _{3j} = \ _{4j} = 0$,$(j = 1,.... P)$ را آزمون کرد. با توجه به

Archive of SID

www.SID.ir

اینکه با استفاده از نظریه‌ی اقتصادی نمی‌توان بین *LSTAR* و *ESTAR* یکی را انتخاب کرده تراسورتا و اندرسورن (۱۹۹۲) یک سری از مجموعه آزمون‌های زیر را برای این منظور معرفی می‌کنند.

$$H_{04}: \ _3 = 0 \qquad (j = 1,..., p) \qquad (۱۲)$$

$$H_{03}: \ _2 = 0 \big| \ _3 = 0 \qquad (j = 1,..., p) \qquad (۱۳)$$

$$H_{02}: \ _1 = 0 \big| \ _2 = 0 \big| \ _3 = 0 \qquad (j = 1,..., p) \qquad (۱۴)$$

$$F_{1m} = \frac{\frac{SSR_0 + SSR_1}{q}}{\frac{SSR_1}{(T - n - q)}} \qquad (۱۵)$$

T کل مشاهدات که n تعداد پارامترهای مدل، q تعداد متغیرهای توضیحی و SSR_0 مجموع مربعات باقیمانده‌های مدل خطی و SSR_1 مجموع مربعات باقیمانده های رگرسیون کمکی است (با استفاده از بحث تیلور).

۵- داده‌ها و اطلاعات

در این بخش به بررسی تأثیر متغیرهای موردنظر بر نرخ سرقت در ایران پرداخته می‌شود، که متغیرهای j, s_t و b به‌ترتیب معرف سرقت، ضریب جینی، بیکاری، طلاق می‌باشد و داده‌های سالانه (۱۳۹۱-۱۳۶۳) اطلاعات مربوط به سرقت، ضریب جینی، بیکاری، طلاق از مرکز آمار ایران به دست آمده است. ابتدا به بررسی آزمون ریشه‌ی واحد پرداخته می‌شود. برای این منظور از آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته استفاده شده است. بر اساس این آزمون اگر قدر مطلق آماره آزمون از قدر مطلق کمیت بحرانی بزرگتر باشد، فرضیه‌ی مبتنی بر وجود ریشه‌ی واحد (ناپایایی) رد می‌شود. به دلیل کوچک بودن آماره‌ی محاسباتی مربوط به متغیرها آزمون روی تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها تکرار گردید که در این مرحله متغیرها پایا شده و با توجه به معیار آکائیک داده‌ها انباشته از درجه یک بوده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱ : بررسی مانایی داده‌ها

متغیر	آماره آزمون در سطح	آماره آزمون برای	مرتبه هم جمعی
S	-۳/۷	-۴/۸	I(1)
T	-۳/۷	-۶/۲	I(1)
B	-۳/۷	-۶/۵	I(1)
J	-۳/۷	-۵/۵	I(1)

مأخذ: محاسبات پژوهشگر

برای بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها (انباشتگی)، ابتدا رگرسیون زیر برآورد می‌شود.

$$s_{it} = \sim_0 + \sim_1 t_t + \sim_2 j_t + \sim_3 b_t + £_t \qquad (۱۶)$$

۵/۹ ۱/۶ ۰/۷۸ ۲/۵

(۰/۰۵) (۰/۴) (۰/۰۰۵) (۰/۸)

که اعداد داخل پرانتز در زیر ضرایب آماره‌ی t می‌باشند. اگر پسماندهای حاصل از این تخمین I(0) باشند در این صورت متغیرهای موجود هم انباشته هستند (آزمون انگل گرنجر). با توجه به آزمون انجام شده، پسماندهای حاصل از این مدل I(0) بوده‌اند. در نتیجه متغیرهای موجود هم انباشته بوده و یک رابطه‌ی بلندمدت بین آنها وجود دارد. البته ممکن است در کوتاه‌مدت عدم تعادل وجود داشته باشد. بنابراین جمله خطا در رگرسیون (۱)، جمله خطای رابطه‌ی تعادلی بلندمدت خواهد بود که می‌توان از آن برای مرتبط ساختن رفتار کوتاه‌مدت و بلندمدت سرقت استفاده نمود. برای این منظور از مکانیزم تصحیح خطا (*ECM*) استفاده می‌کنیم که برای اولین بار توسط سارگان[۲۳] مورد استفاده قرار گرفت.

$$ds_{it} = \sim_0 + \ ec_{t-1} + \sim_2 ds_{t-1} + \sim_3 dt_{t-1} + \sim_3 dj_{t-1} + \sim_3 db_{t-1} + £_t \qquad (۱۷)$$

در مرحله‌ی بعد با توجه به معادله‌ی (۱۶) آزمون‌های خطی را انجام می‌دهیم. برای این هدف با استفاده از تک‌تک متغیرهای تحت بررسی به‌عنوان متغیر انتقال و برای ارزش‌های متفاوت (K=1,2,3) رگرسیون جداگانه‌ای تخمین زده (بسط تیلور) می‌شود. سپس با توجه به آماره‌ی F و احتمال آن، متغیری که

[23] Sargan

Archive of SID

www.SID.ir

بیشترین آماره و کمترین احتمال را دارد، انتخاب می‌شود. نتایج حاصل در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲: انتخاب متغیر انتقال

متغیرهای کاندید	K=1	K=2	K=3
Ds (-1)	۲/۳ (۰/۰۳)	۳/۶ (۰/۰۱)	۲/۸ (۰/۰۳)
Dt(-1)	۳/۵ (۰/۰۱)	۲/۷ (۰/۰۱)	۲/۶ (۰/۰۴)
Db(-1)	۲/۷ (۰/۰۲)	۳/۱ (۰/۰۱)	۲/۴ (۰/۰۴)
Dj(-1)	۳/۸ (۰/۰۴)	۲/۸ (۰/۰۲)	۲/۳ (۰/۰۱)
Ec(-1)	۲/۳ (۰/۰۲)	۳/۵ (۰/۰۱)	۲/۶ (۰/۰۲)

مأخذ: محاسبات پژوهشگر

نتایج آزمون‌های خطی پیشنهاد می‌کنند که فرضیه‌ی تهی برای خطی بودن رد شده است و زمانی که متغیر ضریب جینی به‌عنوان متغیر انتقال انتخاب می‌شود فرض خطی بودن به احتمال قوی‌تری رد می‌شود. بنابراین ضریب جینی به‌عنوان متغیر انتقال انتخاب می‌شود. به پیشنهاد تراسورتا (۱۹۹۴) لازم است که به ترتیب آزمون‌های F3, F2, F1 را برای انتخاب تابع انتقال انجام و مدل مناسب انتخاب کنیم. نتایج بدست آمده در این رابطه در جدول (۳) ارائه شده است. با توجه به اینکه آماره‌ی مربوط به آزمون F3 از مرز بحرانی بیشتر است، طبق نتیجه آزمون فرضیه‌ها، مدل *LSTAR* انتخاب می‌شود.

جدول ۳ : انتخاب مدل مناسب

انتخاب مدل مناسب	F3	F2	F1
LSTAR	۴/۲	۲/۱	۲/۵

مأخذ: محاسبات پژوهشگر

در مرحله‌ی بعد، از طریق فرایند همگرایی باید مقدار سرعت انتقال (¥) و مقدار آستانه (c) را تعیین کرد که نتایج در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ۴: مقدار آستانه و مقدار سرعت انتقال

مقدار آستانه (c)	مقدار سرعت انتقال (¥)
-۳/۱	۶۲

مأخذ: محاسبات پژوهشگر

Archive of SID

www.SID.ir

۶- تحلیل ضرایب

مقایسه‌ی نتایج مدل خطی و غیرخطی بیانگر آن است که تخمین مدل غیرخطی قدرت توضیح دهندگی مدل را به‌طور معناداری افزایش داده است. در مدل خطی، ضریب تعیین (۰/۴۲) درحالی‌که در مدل غیرخطی (۰/۷۶) می‌باشد. نتایج نشان‌دهنده‌ی آن است که سرقت، ضریب جینی، بیکاری، طلاق دوره‌ی قبل تأثیر مثبت بر سرقت در هر دوره داشته است و تأثیر تغییر در سرقت، طلاق دوره‌ی قبل بر سرقت در هر دوره معنی‌دار شده است. این نتایج بیانگر این است که بر اساس مدل خطی پویایی‌های کوتاه‌مدت سرقت به‌شدت وابسته به پویایی‌های سرقت و طلاق دوره‌ی پیشین است و پویایی‌های کوتاه‌مدت سایر متغیرها تأثیر معناداری بر سرقت نداشته است.

خصیصه‌ی تخمین‌های غیرخطی آن است که برخلاف مدل‌های خطی ضرایب ثابتی از پارامترهای متغیرهای تخمین‌زده شده ارائه نمی‌دهد بلکه این تخمین‌ها برحسب این‌که اقتصاد در چه وضعیتی قرار داشته باشد مقادیر متفاوتی به خود می‌گیرد. بر اساس نتایج تخمین غیرخطی سرعت انتقال برابر ۶۲ بدست آمده است که بیانگر سرعت تعدیل بالا است. به‌علاوه این مقدار آستانه‌ای برابر ۳/۱ بدست آمده است. بر این اساس می‌توان سه کمیت را برای چگونگی تأثیرگذاری متغیرهای مورد بررسی بر پویایی‌های کوتاه‌مدت سرقت بدست آورد که برای این منظور سه حالت آستانه بالا، آستانه پایین، آستانه وسط مورد بررسی قرار گرفت (جدول ۵).

هر چند که نتایج مدل غیرخطی در آستانه‌های مختلف تقریباً نزدیک به هم است ولی تغییر در ضریب جینی و بیکاری دوره‌ی قبل بر سرقت دوره‌ی جاری در حد آستانه‌ای وسط و بالا برای هر دو متغیر بیشترین تأثیر را دارد. ولی هر چه به سمت حد آستانه‌ای پایین حرکت می‌کنیم، این تأثیر در دو متغیر کوچک‌تر می‌شود. در مورد سرقت دوره‌ی قبل تأثیر تغییر در سرقت دوره‌ی قبل بر دوره‌ی جاری در آستانه‌ای بالا به‌مراتب شدیدتر است و هر چه به سمت آستانه‌ی پایین حرکت می‌کنیم تأثیر سرقت دوره‌ی قبل بر سرقت دوره‌ی جاری کاهش می‌یابد. در مورد طلاق با توجه به نتایج حاصل شده در هر سه آستانه تأثیر مثبت بر سرقت دارد هر چند که در آستانه بالا بیشترین تأثیرگذاری را دارد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۵: نتایج مدل خطی و غیرخطی

حد آستانه پایین	مقدار آستانه	حد آستانه بالا	مدل غیرخطی		ضرایب در مدل خطی	درصد تغییر در متغیرها
			ضرایب غیرخطی	ضرایب خطی		
۰/۸۶	۰/۸۲	۰/۸۰	-۲/۲۵	۰/۸۱	۰/۷۷ (۰/۰۲)	D s(-1)
۰/۱	۰/۱۲	۰/۱۲	۱/۶۳	۰/۱۲	۱/۱ (۰/۰۰۷)	D t(-1)
۲/۳	۲/۵	۲/۸	-۱/۹	۲/۵	۱/۷ (۰/۱۱)	db(-1)
۲/۴	۲/۱	۲/۶	۳/۲	-۲/۷	۳.۹ (۰/۶)	D j(-1)
			۰/۷۶		۰/۴۲	ضریب تعیین

مأخذ: محاسبات پژوهشگر

اعداد داخل پرانتز آماره‌ی t می‌باشد.

۷- نتیجه‌گیری

هدف اصلی این مطالعه بررسی آثار نامتقارن، ضریب جینی، بیکاری و طلاق بر سرقت در ایران طی سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۱ بوده است. بیشتر تحقیقات انجام‌شده در این زمینه از مدل‌های خطی استفاده نموده‌اند. مدل خطی نمی‌تواند تغییرات تدریجی متغیرها در وضعیت‌های مختلف اقتصادی را بیان نماید. جهت ثبت تغییرات ملایم و تدریجی اثر متغیرها نسبت به زمان در مقایسه با رفتار خطی متغیرها مدل غیرخطی مناسب‌تر است. در مدل‌های اتورگرسیو انتقال ملایم پارامترهای اتورگرسیو به‌آرامی تغییر می‌کنند.

بررسی تطبیقی نتایج مدل خطی و مدل غیرخطی نشان می‌دهد که مدل غیرخطی اتورگرسیو انتقال ملایم در ابعاد مختلف توانسته بهتر از مدل خطی رفتار متغیرها را توضیح دهد. همچنین نتایج بدست آمده از مدل هم انباشته بلندمدت نشان‌دهنده‌ی آن است که تأثیر سرقت، ضریب جینی، بیکاری و طلاق بر سرقت مثبت می‌باشد. از طرفی نتایج مدل *ECM* خطی نشان‌دهنده‌ی این است که تغییر در سرقت و طلاق دوره‌ی قبل بر سرقت در هر دوره تأثیر مثبت و معنی‌دار داشته، از طرفی تأثیر ضریب جینی، بیکاری دوره‌ی قبل بر سرقت دوره‌ی جاری اثر مثبت دارد، ولی معنی‌داری نیست. نتایج مدل غیرخطی *STRECM* نشان می‌دهد تأثیر

Archive of SID

www.SID.ir

تغییر در ضریب جینی و بیکاری دوره‌ی قبل بر سرقت دوره‌ی جاری در حد آستانه‌ای وسط بیشترین اثر را دارد ولی در مورد طلاق و سرقت دوره‌ی قبل در آستانه‌ی بالا و وسط به ترتیب بیشتر است هرچند که اختلاف در ضرایب ناچیز است.

با توجه به نتایج این مطالعه، پیشنهادهای سیاستی زیر ارائه می‌شود:

در راستای نتایج تحقیق پیشنهاد می‌گردد که در کنار مجازات بازدارنده تعیین شده همچون زندان و جرایم نقدی، عوامل دیگر جهت پیشگیری همچون کاهش نابرابری درآمدی و بیکاری و نرخ طلاق مورد توجه قرار گیرند. بر همین اساس درصورتی‌که سیاست‌های دولت و مسئولین استان در جهت بررسی و رفع این عوامل، بخصوص، نابرابری درآمدی می‌تواند در جهت کاهش جرایم و حفظ امنیت استان مثمرثمر واقع شود.

با توجه به معنی‌دار شدن اثر متغیر بیکاری بر نرخ سرقت، توجه جدی به مقوله‌ی بیکاری و اتخاذ سیاست‌های مناسب اشتغال‌زا جهت کارآفرینی، به‌خصوص در بخش تولیدی، و سایر سیاست‌های تشویقی، به‌منظور کاهش بیکاری و اشتغال در اقتصاد غیررسمی و شغل‌های کاذب می‌تواند در جهت کاهش نرخ جرایم در کشور راهگشا باشد.

همچنین با توجه به نتایج به‌دست‌آمده در این مطالعه، نابرابری درآمدی بیشترین اثرگذاری را در بین متغیرهای موردبررسی بر جرم دارد. لذا تنظیم و اجرای سیاست‌های توزیعی مناسب در جهت کاهش فاصله‌ی طبقاتی و نابرابری درآمدی می‌تواند موجبات امنیت و کاهش جرم را فراهم آورد.

همچنین در این راستا پیشنهاد می‌شود تا با استفاده از سیاست‌های پیشگیرانه و بلندمدت، بودجه‌ی مناسبی برای کاهش نابرابری درآمدی هزینه گردد که در اصل این هزینه نوعی سرمایه‌گذاری برای جامعه در جهت تأثیر پایدارتر بر کاهش جرائم است.

از آنجایی‌که بیکاری تأثیر بسیار زیادی در افزایش نرخ جرایم در کشور دارد و نتایج کمّی این تحقیق نیز مؤید این موضوع است، توجه به آموزش‌های فنی و حرفه‌ای و حرفه‌آموزی، نقش بسزایی در اشتغال و کاهش جرایم دارد. ازآنجاکه طلاق منجر به پیش‌زمینه‌ی ارتکاب جرایم و بزهکاری برای فرزندان طلاق می‌شود، لذا لازم است دولت از این منظر اقداماتی سرلوحه‌ی کار خود قرار دهد. برای این

Archive of SID

www.SID.ir

منظور کمک دولت در زمینه ایجاد مراکز مشاوره‌ای رایگان در موارد بروز مشکل و گنجاندن مهارت‌های زندگی در کتب درسی دانش آموزان و کمک به خانواده‌های دارای مشکل مالی از طریق پرداخت وام کارگشا باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

فهرست منابع:

حسینی‌نژاد، سید مرتضی. (۱۳۸۴). بررسی علل اقتصادی جرم با استفاده از یک مدل داده‌های تلفیقی: مورد سرقت، فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه،۱۰:۸۱-۳۵

شیخاوندی، داور. (۱۳۸۶). جامعه‌شناسی انحرافات و مسائل جامعتی ایران، تهران، نشر قطره.

صادقی، حسین، وحید شقاقی‌شهری و حسین اصغرپور. (۱۳۸۳). تحلیل عوامل اقتصادی اثرگذار بر جرم در ایران، مجله تحقیقات اقتصادی، ۶۸:۹۰-۶۳

فرجاد، محمدحسین. (۱۳۷۵). آسیب‌شناسی اجتماعی و جامعه شناسی انحرافات، تهران، انتشارات بدر.

Baharom, A., & M. S. Habibullah. (2008). Is Crime Cointegrated with Income and Unemployment?: A Panel Data Analysis on Selected European Countries. MPRA Paper No. 11927, University Library of Munich, Germany.

Becker, G. S. (1968). Crime and Punishment: An Eeconomic Approach. Journal of Political Economy, 76(2): 169-217.

Cerro, A. M., & O. Meloni. (2000). Determinants of the Crime Rate in Argentina During the'90s. Estudios de Economía, 27(2): 297-311.

Duha T. A. (2011). Crime and Unemployment: Evidence from Europe, Working Paper Series, Auburn University, http://cla.auburn.edu/econwp/.

Enders W. (2004). Applied Econometrics Time Series, John Wiley and Sons Press, int.

Fajnzlber, P., D. Lederman, & N. Loayza. (2002). Inequality and Violent Crime. JL & Econ., 45(1): 1-40.

Gillani, S. Y. M., H. U. Rehman & A. R. Gill. (2009). Unemployment, Poverty, Inflation and Crime Nexus: Cointegration and Causality Analysis of Pakistan. Pakistan Economic and Social Review, 79-98.

Gonzalez, A., T. Terasvirta, D. Dijk. (2005). Panel Smooth Transition Regression Models, Working Paper Series in Economics and Finance No 604, Stockholm School of Economics, Sweden.

Archive of SID

www.SID.ir

Granger, C.W.J., T. Terasvirta. (1993). Modelling Nonlinear Economic Relationships. Advanced Texts in Econometrics. Oxford University Press, New York, USA.

Teräsvirta, T., H. M. Anderson. (1992). Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models. Journal of Applied Econometrics ,7: 119-136.

Teriisvirta, T. (1994). Specifiation, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models. Journal of the American Statistical Association. 89: 18-208.

Tsushima, M. (1996). Economic Structure and Crime: the Case of Japan. Journal of Socio-Economics, 25(4): 497-515.

Uçar N. & T. Omay. (2009). Testing For Unit Root In Nonlinear Heterogeneous Panels. Economics Letters. 104(1): 5-7.

Wu, D., & Z. Wu. (2012). Crime, inequality and unemployment in England and Wales. Applied Economics, 44(29): 3765-3775.

Archive of SID

www.SID.ir