ارزیابی ماندگاری تورم در ایران

ناصر الهی | elahi.n@gmail.com
دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه مفید قم

ابوالفضل نجارزاده | abolfazlnajarzadeh@gmail.com
دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه مفید قم
(نویسنده مسئول)

مهدی عسگری | mehdi.asgari8@gmail.com
دکتری اقتصاد، دانشگاه بوعلی همدان

دریافت: ۱۳۹۳/۲/۱۷ | پذیرش: ۱۳۹۳/۸/۶

چکیده: تورم یکی از مهمترین دغدغه‌های اصلی اقتصاد ایران در دهه‌های اخیر بوده است. بررسی تاریخی روند تورم در ایران نشان‌دهنده ماندگار بودن این متغیر است. ماندگاری تورم یعنی تمایل تورم به همگرایی آهسته به سوی تورم تعادلی که در پاسخ به شوک‌های مختلف اقتصادی ایجاد می‌شود. اندازه‌گیری تاریخی ماندگاری تورم با مدل‌های سری زمانی خودرگرسیونی یک‌متغیره برآورد می‌شود و ماندگاری را به عنوان مجموع ضرایب مدل خودرگرسیونی برآوردشده در نظر می‌گیرد. در این مقاله، با استفاده از این روش و یک معیار ناپارامتری، ماندگاری تورم در طول دوره ۱۳۹۰-۱۳۳۸ و چند زیردوره، و با لحاظ شکست ساختاری در سال ۱۳۵۷، اندازه‌گیری شده است. نتایج پژوهش نشان‌دهنده وجود ماندگاری قابل توجهی در تورم در سال‌های بعد از انقلاب و به‌خصوص، تا سال ۱۳۷۴ است. در حالی که در سال‌های قبل از شکست ساختاری یعنی انقلاب، شاهد ماندگاری قابل ملاحظه‌ای نیستیم.

کلیدواژه‌ها: تورم، ماندگاری تورم، مدل خودرگرسیون (AR)، شکست ساختاری، اقتصاد ایران.
طبقه‌بندی JEL: E50, E51, C01.

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | نمایه در ISC
سال نوزدهم | شماره ۳ | پاییز ۱۳۹۳ | ص ص ۶۸-۴۷

مقدمه

امروزه تورم یکی از بزرگترین و در عین حال اساسی‌ترین مشکلات اقتصادی کشورها تلقی می‌شود. نرخ تورم بالا به همراه نوسان‌های زیاد، اثرات نامطلوبی بر فرآیند رشد و توسعه اقتصادی و نیز عدالت اجتماعی دارد (کمیجانی، ۱۳۷۹). کارنامه تورم در ایران در مقایسه با دیگر کشورهای جهان نشان می‌دهد درحالی که متوسط نرخ تورم در کشورهای صنعتی، در حال توسعه و کشورهای آسیایی، نزولی بوده و به سطوح تک‌رقمی نایل شده، در ایران هم از نظر سطح و هم از نظر روند، وضعیت قابل قبولی مشاهده نمی‌شود. نرخ تورم در ایران همچنان دورقمی و بی‌ثبات است. صندوق بین‌المللی پول (IMF)[1] طی گزارشی با نام نقدینگی و تورم در ایران آورده است که ایران در طول تاریخ همواره با تورم بالا مواجه بوده است به‌طوری که با دارا بودن نرخ تورم حدود ۱۸درصدی در سال ۱۳۸۶ چهارمین کشور دارای تورم بالا بوده و نیز با نرخ تورم حدود ۲۶ درصد در سال ۱۳۸۷، براساس آمار این نهاد بین‌المللی، بالاترین میزان تورم ایران در سال‌های اخیر بوده است. همچنین متوسط نرخ تورم در ایران از سال ۱۳۵۸ تاکنون بالغ بر ۱۷درصد برآورد شده است که در سطح خاورمیانه بالاترین نرخ تورم بوده و پنجمین نرخ بالای تورم در سطح جهان است. درحالی که میانگین نرخ تورم در کشورهای خاورمیانه برابر با ۳/۳ درصد است[2]. از دهه ۹۰ میلادی تمایل اغلب کشورها در دستیابی به اهداف تورم پایین و یک‌رقمی (حتی به کمتر از پنج درصد) باعث شد طبقه‌بندی بین‌المللی کشورهای دارای تورم بالا تغییر یابد. بنابراین امروزه عزمی جدی در مبارزه با تورم در میان کشورهای جهان وجود دارد که ایران نیز نمی‌تواند از این قاعده مستثنی باشد. آنچه در مورد بحث تورم و اشتغال‌زایی در ایران وجود دارد، این است که شاید در سال‌هایی شاهد کاهش تورم بوده‌ایم، ولی تورم هنوز ریشه‌کن نشده است.

تورم، ماندگاری تورم و عوامل مؤثر بر آن

تعاریف بسیار گوناگونی از تورم در ادبیات اقتصادی صورت گرفته است، اما بر اساس یک تعریف ساده: «تورم عبارت است از افزایش شدید، نامتناسب، معنی‌دار و غیر قابل بازگشت قیمت‌ها که جنبه عمومی و حالت مستمر خودافزا داشته باشد» (تفضلی، ۱۳۷۵).

از جمله تبعات اقتصادی و اجتماعی تورم، می‌توان به کاهش قدرت خرید صاحبان درآمد ثابت و نیز منتفع شدن برخی اقشار همچون توزیع‌کنندگان کالا و رانت‌جویان اشاره کرد، که موجب افزایش

1. International Monetary Fund

۲. گزارش صندوق بین‌المللی پول، ۲۰۰۷

شکاف طبقاتی می‌شود Tobin (1972) در این رابطه ادعا می‌کند که تورم موجب روغن‌کاری چرخ‌های بازار کار می‌شود. از طرفی، Friedman (1972)، اظهار می‌دارد که تورم بالا، معمولاً همراه با نوسان‌های بیشتر در تغییرات قیمت است، که با مشکل ساختن شکل‌دهی انتظارات صحیح توسط کارگران منجر به اختلال قیمت و نوسانات دستمزد می‌شود.

ماندگاری تورم

بر اساس تعریف، چنان که متغیری در اثر وارد شدن یک شوک، از روند میانگین خود منحرف شود و برای مدت طولانی در وضعیت جدید باقی بماند، آن متغیر دارای رفتاری بادوام یا ماندگار یا پایدار است. برای مثال بیکاری متغیری ماندگار است به دلیل اینکه هنگامی که بیکاری به‌طور معنی‌داری از نرخ طبیعی خود منحرف می‌شود، انتظار نمی‌رود به سرعت به نرخ قبلی خود بازگردد. بررسی تاریخی روند تورم در ایران نیز نشان‌دهنده ماندگار بودن این متغیر است. ماندگاری تورم یعنی تمایل تورم به همگرایی آهسته به سوی تورم هدف بانک مرکزی که در پاسخ به شوک‌های مختلف اقتصادی ایجاد می‌شود. ماندگاری تورم مانع از کاهش تورم به سطوح قابل کنترل می‌شود. به‌عبارت دیگر «سرعت حرکتی که با آن تورم به‌سمت مقدار تعادلی بلندمدت خود، بعد از وارد شدن یک شوک میل می‌کند» را ماندگاری تورم گویند، که این مقدار تعادلی بلندمدت بستگی به رژیم‌های سیاست پولی دارد. این تعریف بر درجه ماندگاری تورم دلالت دارد، و سرعت حرکتی است که با آن تورم به یک شوک واکنش نشان می‌دهد. هنگامی که درجه ماندگاری تورم بالاست، تورم به سرعت به شوک واکنش نشان داده و برعکس، اگر این درجه ماندگاری تورم کم باشد، سرعت تعدیل به‌سمت تعادل نیز پایین بوده و تغییرپذیری کلی تورم کم است (Willis, 2003).

طبق تعریف دیگر، ماندگاری تورم تمایل تورم را برای انحراف از سطح تعادلی خود برای یک دوره گسترش یافته هنگام بروز یک آشفتگی اقتصادی اندازه‌گیری می‌کند (Fuhrer,1995). بنابراین اگر فرآیند پویای تورم کمتر ماندگار شود، با درنظر گرفتن یک شوک معلوم، سطح قیمتی که موجب تورم می‌شود الان اثر امتدادی کمتری در نرخ تورم رو به بالا خواهد داشت. بنابراین ماندگاری تورم پایین مستلزم تلاش کمتری از سوی مقامات پولی است، در حالی که ماندگاری تورم بالا تلاش‌های فراوانی را برای کاهش تورم لازم دارد که البته اگر تورم در اقتصاد مستولی شود بسیار مشکل خواهد شد.

عوامل موثر بر ماندگاری تورم

از نظر اقتصاددانان بعد ـ کینزین، در کشورهای صنعتی که دستمزد بخش بزرگی از درآمد ملی را تشکیل می‌دهد، تغییرات سطح دستمزدهاست که سبب تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. اقتصاددانان بعد ـ کینزین، این دیدگاه کلاسیک‌ها و پولیون را که دستمزد حقیقی در تعادل عمومی تعیین می‌شود طوری که بازار کار را در اشتغال کامل به تعادل برساند و دستمزد اسمی یا پولی نیز همانند سایر قیمت‌ها توسط عرضه پول تعیین می‌شود، مورد انتقاد قرار دادند. اقتصاددانان پسا ـ کینزین دستمزدها را به‌عنوان بخش بسیار مهم هزینه‌های تولید درنظر می‌گیرند که افزایش آن منجر به افزایش هزینه‌های تولید می‌شود. همچنین، بخش قابل توجهی از درآمد مصرف‌کنندگان و از آن طریق افزایش تقاضای کل می‌گردد. بنابراین افزایش دستمزدها همزمان یک فشار هزینه و یک فشار تقاضا ایجاد می‌کند که منجر به افزایش قیمت‌ها می‌شود (رحمانی، ۱۳۷۹).

ماندگاری تورم و هزینه‌های در پیش گرفتن سیاست‌های ضدتورمی برای رفع این ماندگاری ممکن است به دلایل متعددی از جمله پایدار بودن تقاضای کل، چسبنده بودن سطوح قیمت و دستمزد ناشی از وجود قراردادهای رسمی، عدم شفافیت سیاست‌های پولی اتخاذشده، عدم اعتبار مقامات پولی و در نتیجه عدم واکنش صحیح عاملان اقتصادی به سیاست‌های پولی اعمال‌شده، به وجود آید. به‌دلیل افزایش درآمدهای نفتی تقاضای موثر به‌شدت افزایش می‌یابد. با توجه به اینکه ظرفیت اقتصاد کشور توانایی پاسخگویی به این افزایش تقاضا را ندارد، عدم تعادل بین عرضه و تقاضا به شکل فزونی تقاضای کل موجب افزایش واردات می‌شود. فزونی تقاضا، نسبت به توان تولیدی کشور با روندی پایدار ادامه می‌یابد و یکی از دلایل اصلی ماندگاری تورم در اقتصاد کشور شناخته می‌شود.[۱] همچنین نتایج بررسی‌های بانک مرکزی از آزمون ماندگاری تورم در ایران نشان می‌دهد تورم در دوره جاری دارای همبستگی بالایی با رفتار شش فصل قبل آن است. بزرگ بودن اندازه دولت، عدم استقلال بانک مرکزی و پایین بودن درجه اعتبار سیاست‌های پولی (به لحاظ اختلاف فاحش میان اهداف و عملکرد تورم)، وجود انتظارات تورمی گذشته‌نگر و چسبنده بودن دستمزدهای اسمی، چرخش‌های سیاستی تثبیت نرخ ارز و اعمال برخی کنترل‌های قیمتی که مانع از تعدیل سریع قیمت‌های نسبی و منجر به طولانی‌تر شدن فرآیند تعدیل می‌شود، از دیگر عوامل مهم ماندگاری تورم در ایران به‌شمار می‌روند.[۲]

---

۱. ماهنامه کارآفرین، شماره ۵۵، دی ۱۳۸۶

۲. گزارش بانک مرکزی، اردیبهشت ۱۳۸۷

همان‌طور که در بسیاری از مدل‌های اقتصاد کلان و از جمله منحنی فیلیپس نئوکینزینی مشهود است، تورم دوره جاری می‌تواند ناشی از عوامل تورم‌زای دوره‌های گذشته باشد. اما دلایل ماندگاری در کشور را می‌توان در بالا بودن سطح تقاضا و پایدار بودن آن، بزرگ بودن اندازه دولت و اتکای فراوان آن به منابع بانکی و پایین بودن درجه اعتبار بانک مرکزی دانست. در ایران یکی از دلایل اصلی ماندگاری تورم کسری بودجه بالای دولت است که در نهایت منجر به استقراض از بانک مرکزی شده و در نهایت منجر به افزایش حجم پول می‌شود.

مبانی نظری پژوهش

مروری بر پیشینه پژوهش

Levin & Piger (2003)، در مقاله‌ای با عنوان «آیا ماندگاری تورم در اقتصادهای صنعتی ذاتی است؟» هر دو روش اقتصادسنجی بیزینی و کلاسیکی را به‌کار می‌گیرند تا رفتار پویای تورم را برای دوازده کشور صنعتی‌شده در طول دوره ۲۰۰۳-۱۹۸۴ مشخص کنند. آنها یک مدل خودرگرسیونی یک متغیره را برای هر سری برآورد کرده، و به این نتیجه رسیدند که در این کشورها ماندگاری تورم نسبتاً پایینی است.

Marquez, (2004) در مقاله خود با عنوان «ماندگاری تورم» با یک روش جدید برای تورم آمریکا و اتحادیه اروپا، کار خود را آغاز و بحث می‌کند که میانگین تورم نقش مهمی در تعریف و اندازه‌گیری ماندگاری تورم دارد. براساس رابطه بین ماندگاری و میانگین بازگشت، یک معیار ناپارامتری از ماندگاری پیشنهاد می‌کند که نیازی به تشخیص و برآورد مدلی برای فرآیند تورمی ندارد. نتایج نشان می‌دهند شواهدی وجود دارد که ماندگاری تورم بطور چشمگیری با تغییر میانگین تورم تغییر می‌یابد. به خصوص، با این نظریه که تورم در دهه‌های ۶۰ و ۷۰ نسبت به بیست سال گذشته در این کشورها بسیار ماندگارتر بوده است. برآوردهای ماندگاری تورم برای آمریکا و کشورهای اتحادیه اروپا حاکی از این است که: ۱) تورم در آمریکا و کشورهای اتحادیه اروپا در دهه‌های ۶۰ و ۷۰ نسبت به دو دهه گذشته در حد بالایی قرار داشته است. ۲) ماندگاری تورم در آمریکا در طول بیست سال گذشته کاهش یافته و ۳) شواهد و دلایل قوی برای اینکه ماندگاری تورم در کشورهای اتحادیه اروپا در طول دو دهه گذشته کاهش یافته وجود ندارد.

Nicoletta Batini (2002)، در مقاله خود با عنوان «ماندگاری تورم ناحیه یورو»، درجه همبستگی

سریالی تورم و وجود وقفه در واکنش تورم به شوک‌های سیاست پولی را در منطقه یورو با استفاده از مدل‌های VAR نشان می‌دهد، و درمی‌یابد تورم ناحیه یورو طبق تمام تعاریف موجود ماندگار است. وی بر اساس داده‌های تورم، نرخ بهره و حجم پول تمام کشورهای یورو نشان می‌دهد که بیش از یک سال طول می‌کشد اقدامات سیاست پولی حداکثر اثر خود را بر تورم بگذارد. علاوه بر این اشاره می‌کند که ماندگاری تورم یورو به رغم تغییرات متعدد در نظام‌های سیاست پولی رخ‌داده در اروپا، بعد از فروپاشی سیستم نرخ ارز برتون وودز، در طول ۳۰ سال گذشته تغییر چندانی نداشته است.

Meredith Beechey & Pär Österholm (2008)، در مقاله «ماندگاری تورم همراه با روند در منطقه اروپا»، در پی ارزیابی این موضوع هستند که چطور ماندگاری تورم در اروپا بین ۲۰۰۶-۱۹۹۱ استنتاج شده است. آنها با به‌کارگیری یک مدل ARMA (1,11)، و با یک پارامتر خودرگرسیونی روندی، شواهدی پیدا کردند که نشان می‌دهد ماندگاری تورم در ناحیه اروپا، به‌طور محسوسی کاهش پیدا کرده است. آنها مدل تجربی خود را بر پایه یک مدل نئوکینزینی، و با رفتار یک بانک مرکزی خوش‌بین، پی‌ریزی کرده و نشان می‌دهند ماندگاری تورم یک تابع یکنواخت افزایشی از ترجیحات نسبی بانک مرکزی برای پایداری محصول است.

Frederic Pivetta & Ricardo Reis (2007)، در مقاله‌ای تحت عنوان «ماندگاری تورم در آمریکا»، به بررسی اینکه آیا ماهیت تورم در آمریکا از سال ۱۹۶۵ به بعد تغییر کرده است، و آیا تغییرات در سیاست پولی و در رفتار تولید باعث تغییر ماندگاری تورم می‌شود، می‌پردازند. آنها ماندگاری تورم در طول زمان را با استفاده از معیارهای اندازه‌گیری مختلف برآورد کرده و انواع روش‌های تخمین را به کار گرفته و برای این تخمین‌ها فواصل اطمینان مناسب می‌سازند، و آزمون‌های نرمال برای عدم تغییر ماندگاری تورم را به کار می‌گیرند، که همه آنها منجر به نتایج یکسانی شده است: ماندگاری تورم در آمریکا در دوره نمونه اشاره‌شده، بالا بوده و تقریباً بدون تغییر مانده است. آنها با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی شاخص تعدیل‌کننده GDP از ۱۹۴۷:۲تا ۲۰۰۱:۳ به عنوان معیار سطح قیمت (P_t) استفاده می‌کنند. که داده‌ها از مرکز تحلیل‌های اقتصادی آمریکا گرفته شده است و برای محاسبه تورم معادله زیر را به کار می‌گیرند:

$$\pi_t = 400Ln(\frac{P_t}{P_{t-1}}) \qquad (۱)$$

آنها یک مدل خودرگرسیون مرتبه kام را برای تورم تخمین می‌زنند:

$$\pi_t = \theta_{0,t} + \sum_{i=1}^{k} \theta_{i,t}\pi_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

π_t نرخ تورم و θ پارامترها، و ε_t جمله اخلال نوفه سفید است. این معادله نشان می‌دهد تغییرات در ماندگاری تورم در طول زمان از تغییرات k+1 بردار پارامتر $\theta'_t=(\theta_{0,t},\theta_{1,t},...,\theta_{k,t})$ مشتق می‌شود. اما از آنجا که ماندگاری یک ویژگی تک‌متغیره دارد روی یک مدل تک‌متغیره تمرکز می‌کنند، و از سه روش ماندگاری تورم را اندازه می‌گیرند:

اول، با استفاده از ریشه بزرگترین خودرگرسیون (LAR)، که با ρ نشان داده می‌شود. اگر L عملگر وقفه باشد، و $L^j x_t = x_{t-j}$، وقفه‌های چندجمله‌ای در ارتباط با معادله (۱) می‌تواند این طور نوشته شود:

$$1-\theta_1 L-...-\theta_k L^k=(1-\rho L)(1-b_1 L)...(1-b_{k-1}L) \qquad (۳)$$

که، ریشه‌های خودرگرسیون بوده و ρ بزرگترین آنهاست. در فواصل آتی دور، تابع عکس‌العمل آنی[1] تورم نسبت به یک شوک با بزرگترین ریشه تعیین می‌شود. بنابراین اندازه ρ یک متغیر کلیدی برای این است که اثر شوک‌ها چقدر ماندگار خواهد بود؟ وقتی که ρ =1 است، فرآیند کاملاً ماندگار است، و بعد از وارد شدن شوک تورم هرگز به سمت مقدار اولیه خود برنمی‌گردد (یعنی ریشه واحد وجود دارد). و هنگامی که ρ=0 است، شوک‌ها فوراً اثرشان از بین می‌رود و تورم به صورت سریالی ناهمبسته است. و اگر ρ بین صفر و یک باشد، مقدار بالاتر ρ، یعنی مدت زمانی طول خواهد کشید تا تورم به سطح اصلی خود بعد از وارد شدن شوک برگردد، بنابراین ماندگاری تورم بزرگتر است. اما مهمترین مشکل این اندازه‌گیری این است که اثر ریشه‌های دیگر را نادیده می‌گیرد.

معیار دوم اندازه‌گیری ماندگاری، مجموع ضرایب فرآیند خودرگرسیون (SUM) است که به صورت $\gamma=\sum_{i=1}^{k}\theta_i$، و اثر تجمعی یک شوک روی تورم به صورت $\frac{1}{1-\gamma}$ است. مقدار بیشتر γ دلالت بر ماندگاری بیشتر تورم دارد. و مقدار $\gamma\in(-1,1)$ است.

معیار سوم، معیار نیمه‌عمر (HL) است. و به عنوان تعداد دوره‌هایی که در آن تورم به دنبال یک شوک واحد بالای ۰/۵ باقی می‌ماند و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\eta=\{t\in[0,40]:E[\pi_t-\pi_{t-1}|\varepsilon_0=1]\geq 0/5, E[\pi_{t+1}-\pi_t|\varepsilon_0=1]<0/5\} \qquad (۴)$$

نیمه عمر ۴۰ را به عنوان ماندگاری بی‌نهایت تفسیر می‌کنند. نیمه عمر بالای ۴۰ معمولاً نشان‌دهنده نامانایی است بنابراین یک نیمه عمر بی‌نهایت است. این اندازه‌گیری ماندگاری به طور گسترده‌ای در کار Rogoff (1996) درباره اندازه‌گیری انحرافات از PPP بکار رفته است که البته چندین بحث در این زمینه وجود دارد:

1. Impulse Response

اول اینکه، اگر تابع عکس‌العمل آنی نوسانی باشد، نیمه عمر ماندگاری فرآیند را به شدت کمتر برآورد خواهد کرد.

دوم اینکه، حتی اگر تابع عکس‌العمل آنی به طور یکنواخت تنزل یابد، نیمه عمر پایین‌تر خواهد بود. حتی اگر تابع عکس‌العمل آنی هنگامی که این تحدب ارتباط کمی با ماندگاری دارد، به طور قابل ملاحظه‌ای نسبت به مبدأ محدب‌تر باشد.

سوم اینکه، برای فرآیندهای خیلی ماندگار، نیمه عمرهایی که خیلی نزدیک به نامحدود هستند، تشخیص تغییر در ماندگاری در طول زمان مشکل خواهد بود.

آنها همچنین اشاره می‌کنند که معیار آماری دقیقی برای انتخاب K به عنوان مرتبه خودرگرسیونی وجود ندارد، و با استفاده از معیار اطلاعات بیزینی (BIC)، K=3 قرار می‌دهند.

تنها تغییر ممکن در ماندگاری به یک دوره خیلی کوتاه در بین سال‌های ۱۹۸۳-۱۹۸۱ برمی‌گردد که یک دوره تاریخی مورد انتظار در سیاست‌های پولی بود که نباید به عنوان یک متغیر ساختاری در اقتصاد نگریسته شود. آنها ارزیابی‌شان را با برآورد یک مدل غیرخطی بیزینی از پویایی‌های تورم و با استفاده از یک سری زمانی معتبر برای ماندگاری تورم در آمریکا انجام می‌دهند. Cogley and Sargent (2002) پی برده بودند که ماندگاری تورم در آمریکا در اوایل دهه ۱۹۷۰ افزایش یافته و در طول این دهه در حد بالایی تا قبل از شروع یک کاهش تدریجی از اوایل دهه ۱۹۸۰ تاکنون، باقی مانده است. با این چارچوب بیزینی، اگر مدلی که دقیقاً توسط کاگلی و سارجنت (۲۰۰۲) استفاده شده است، اجرا شود، فرضیه‌ها مطمئناً رد خواهند شد و مدل به فضای پارامتر محدود می‌شود و دلالت بر این دارد که تورم همیشه ثابت است. بدون این محدودیت پارامتری، دلایلی برای اثبات رد شدن آزمون ریشه واحد در تورم وجود نخواهد داشت.

در ایران مطالعات کمی در این زمینه انجام شده است ولی می‌توان به سه مورد از مطالعات نزدیک اشاره کرد.

حسن درگاهی و رویا شربت‌اوغلی (۱۳۸۹) در مقاله‌ای با عنوان «تعیین قاعده سیاست پولی در شرایط تورم پایدار اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل بهینه»، به بررسی فرضیه وجود پایداری یا ماندگاری تورم و طراحی یک قاعده سیاست پولی با استفاده از تئوری کنترل بهینه برای ایران می‌پردازند. نتایج کار آنها با استفاده از برآورد ضرایب معادلات نرخ تورم، که با دو شاخص قیمتی مصرف‌کننده و شاخص ضمنی قیمت تولید محاسبه شده، و شکاف تولید در دوره ۱۳۸۵-۱۳۶۸ نشان می‌دهد که تورم در اقتصاد ایران ماندگار است. آنها همچنین نشان می‌دهند در اجرای سیاست پولی باید اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت آن در نظر گرفته شود، زیرا بی‌انضباطی‌های پولی اگرچه ممکن

است در کوتاه‌مدت اثر کمتری داشته باشد، ولی اثرات بلندمدت آن تعیین‌کننده است. از سوی دیگر اثربخشی سیاست پولی در کنترل تورم اگرچه در کوتاه‌مدت کم است، ولی در بلندمدت و در یک فرآیند تدریجی می‌تواند موثر باشد.

اسلاملوئیان (۱۳۸۷) در مقاله‌ای تحت عنوان «ماندگاری تورم، اعتبار سیاست‌گذار و لنگر نرخ ارز» به بررسی سیاست «لنگر نرخ ارز» به عنوان یک قاعده برای کاهش «ماندگاری تورم» می‌پردازد. در این مقاله، ضمن بررسی «ماندگاری تورم» و چگونگی تنظیم و اجرای سیاست «لنگر نرخ ارز»، به عنوان اهرمی برای کاهش این ماندگاری، بر اهمیت «اعتبار سیاست‌گذار» و نقش «انتظارات» بر الگوی ساخته‌شده، برای ارزیابی میزان تأثیرپذیری تورم از سیاست‌گذاری و اعتماد مردم نسبت به آن تکیه شده است. در این تحلیل، عنصر «اعتبار سیاست‌گذار» از اهمیت خاصی برخوردار است. بنابراین مقاله بر نقش تأثیر انتظارات بر نتایج الگو تأکید می‌کند. از الگوی ساخته‌شده برای تجزیه و تحلیل میزان تأثیرپذیری تورم از سیاست‌گذاری ارزی و «اعتماد مردم» نسبت به آن در اقتصاد ایران در دهه ۷۰ هجری شمسی استفاده شده و نقش سیاست‌های نرخ تثبیت‌شده خزنده و شناور ارز بر پویایی تورم در ایران، به‌طور مشخص مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد بعد از یک دوره کوتاه به‌کارگیری سیاست شبه‌شناور (که رسماً از اردیبهشت ۱۳۷۲ آغاز شد)، اعمال سیاست تثبیت نرخ ارز در اوایل سال ۱۳۷۴ موفقیت نسبی در کاهش ماندگاری تورم داشته است. ضمناً نتایج اولیه الگو نشان می‌دهد که عنصر اعتبار سیاست‌گذار و اعتماد عمومی نقشی مثبت در این کاهش ایفا کرده است.

حسینی و محتشمی (۱۳۸۷) در مقاله‌ای با عنوان «رابطه تورم و رشد نقدینگی در اقتصاد ایران؛ گسست یا پایداری؟» به بررسی پایداری ارتباط میان رشد نقدینگی و تورم در اقتصاد ایران با استفاده از اطلاعات سال‌های ۱۳۸۴- ۱۳۳۸ می‌پردازند. آنها برای تبیین ارتباط میان تورم و رشد پول، الگویی را که ریشه در نظریه مقداری پول دارد و اساس کارکرد آن بر مبنای منحنی فیلیپس و تورم انتظاری است، در نظر می‌گیرند. نتایج به‌دست آمده از این الگو، وجود رابطه پایدار میان تورم و رشد نقدینگی را تایید می‌کند و به‌طور کلی شواهد حاصل تأثیر زیاد رشد پول در اقتصاد بر تورم را مورد تأکید قرار می‌دهد. ازاین‌رو کاهش نرخ تورم طی سال‌های اخیر، باوجود رشد قابل توجه نقدینگی، به‌معنی تغییر رابطه تورم و نقدینگی نبوده بلکه فاصله میان رشد نقدینگی و تورم در نتیجه آثار سایر متغیرهای اثرگذار بر تورم بوده است. همچنین نتایج بیانگر این است که در بلندمدت یک درصد افزایش در رشد نقدینگی به افزایش ۰/۸۹ درصدی تورم منجر می‌شود.

روش پژوهش

بررسی ماندگاری تورم در ایران

امروزه تورم در بسیاری از کشورها، از جمله مهمترین مشکلات و مسائل اقتصادی تلقی می‌شود که توجه زیاد مقامات و سیاست‌گذاران اقتصادی را به‌خود معطوف ساخته است. با توجه به پیامدها و تبعات تورم، کنترل و مهار آن در اولویت سیاست‌گذاری‌های اقتصادی قرار دارد (کمیجانی، ۱۳۷۹). یکی از مهمترین مباحث درباره تورم، صرف‌نظر از آثار و پیامدهای آن، بحث ماندگاری تورم است. نظریه مقداری پول، همبستگی بلندمدت قوی را میان رشد پول (نقدینگی) و تورم پیش‌بینی می‌کند، به این معنا که رشد پیوسته و زیاد حجم پول در اقتصاد، موجب ایجاد تورم بالا می‌شود. بر مبنای همین نگرش نیز کنترل حجم پول به‌عنوان یکی از ابزارهای اصلی سیاست‌های پولی بانک مرکزی به‌منظور مهار تورم شناخته می‌شود (حسینی، ۱۳۸۷).

برای اندازه‌گیری پایداری تورم، ضریب خود همبستگی با وقفه jام به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\rho_j = \frac{cov(\pi_t, \pi_{t-j})}{\sqrt{var(\pi_t).var(\pi_{t-j})}} \qquad (۵)$$

که در آن π_{t-j} و π_t به ترتیب تورم در دوره‌های t-j و t، و j نیز طول وقفه است. زمانی که تورم از میانگین خود به سمت بالا یا پایین منحرف می‌شود، چنانچه این نرخ تمایل به باقی ماندن در وضعیت جدید (دور بودن از روند میانگین خود) را داشته باشد، انتظار می‌رود تابع خود همبستگی مقادیر مثبتی را اختیار کند که در این شرایط تورم حالتی پایدار خواهد داشت، اما چنانچه این نرخ به سرعت به روند عادی خود بازگردد، مقدار تابع خود همبستگی نزدیک به صفر خواهد شد (درگاهی و شربت‌اوغلی، ۱۳۸۹).

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در گزارشی در مورد تورم، مقادیر ضریب خود همبستگی تورم در مقاطع مختلف زمانی (دوران قبل از انقلاب، دوران جنگ، سال‌های مربوط به برنامه اول، دوم و سوم توسعه) را محاسبه و نتایج را به صورت جدول (۱) منتشر کرده است.

جدول ۱: همبستگی تورم در ایران در مقاطع مختلف زمانی

طول وقفه (فصل)	۵۹:۴-۱۳۵۴:۱	۶۷:۴-۱۳۶۰:۱	۷۲:۴-۱۳۶۸:۱	۷۸:۴-۱۳۷۳:۱	۸۳:۴-۱۳۷۹:۱	۸۳:۴-۱۳۵۴:۱
یک	۰/۸۴	۰/۹۲	۰/۸۳	۰/۹۴	۰/۸۱	۰/۹۴
دو	۰/۵۰	۰/۷۸	۰/۵۳	۰/۸۰	۰/۵۳	۰/۸۰
سه	۰/۱۱	۰/۶۱	۰/۱۹	۰/۶۰	۰/۲۱	۰/۶۰
چهار	-	۰/۴۱	-	۰/۳۸	-	۰/۴۰
پنج	-	۰/۲۳	-	۰/۱۷	-	۰/۲۰
شش	-	۰/۰۶	-	-	-	۰/۱۰
متوسط ضریب همبستگی	۰/۴۸	۰/۵۰	۰/۵۲	۰/۵۸	۰/۵۱	۰/۵۱

منبع: گزارش بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، تورم، اردیبهشت ۱۳۸۷

معیاری که معمولاً برای اندازه‌گیری ماندگاری متغیرهای اقتصادی از جمله تورم مورد استفاده قرار می‌گیرد، ضریب خود همبستگی سریالی است. همان‌طور که مشخص است، تغییرات تورم در دوره مورد بررسی از روند شش فصل گذشته خود تاثیر پذیرفته است و سازوکاری همانند روش تعدیل جزیی را ایجاد می‌کند. به عبارت دیگر چنانچه در زمان جاری یک شوک تورمی باعث انحراف تورم از مسیر عادی آن شود، طول دوره اثرگذاری این شوک بر تورم دوره‌های آتی، به‌طور متوسط حدود شش فصل خواهد بود. این نتایج نشان می‌دهد که تورم در ایران نسبتاً ماندگار بوده و ماندگارترین دوره تورمی از نظر سطح، مربوط به دوره ۷۸-۱۳۷۳ است.

ارائه مدل اندازه‌گیری ماندگاری تورم و برآورد آن

اندازه‌گیری ماندگاری تورم با برآورد مدل‌های سری زمانی اتورگرسیون یک‌متغیره (AR) انجام می‌شود و ماندگاری را به‌عنوان مجموع ضرایب AR برآورد شده درنظر می‌گیرد (Pivetta & Reis, 2004). در بسیاری از این مطالعات، که تورم بالا بوده و نشان‌دهنده ماندگاری بالایی است، عموماً در دوره بعد از جنگ جهانی دوم بوده است.

به‌طورکلی دو روش آماری برای برآورد ماندگاری تورم وجود دارد: روش پارامتری و روش غیرپارامتری:

روش اول (روش پارامتری)

روش پارامتری به‌طور گسترده‌ای در مطالعات Ceccetti & Debell (2006)؛ Clark (2006)؛ Levin and Piger (2004) به‌کار رفته است. از نظر آنها بهترین مقیاس اندازه‌گیری ماندگاری تورم، مجموع ضرایب خودرگرسیونی در معادله پویای تورم است که ماندگاری تورم با نگاه به نمایش سری زمانی یک متغیره تورم ارزیابی می‌شود. به خاطر همین، فرض می‌شود تورم به‌دنبال یک فرآیند ایستای خودرگرسیونی از مرتبه P (AR(P) است که به صورت معادله (۶) نوشته می‌شود:

$$\pi_t = \mu + \sum_{j=1}^{P} \alpha_j \pi_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

که π_t نرخ تورم سالانه، μ و α_j پارامترها است. برای ساده سازی بحث می‌توانیم معادله (۶)را گسترش بدهیم و به‌صورت معادله (۷) بنویسیم:

$$\Delta\pi_t = \mu + \sum_{j=1}^{P-1} \sigma_j \Delta\pi_{t-j} + (\rho - 1)\pi_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۷)$$

که در آن $\rho = \sum_{j=1}^{P} \alpha_j$ و $\sigma_j = -\sum_{i=1+j}^{P} \alpha_j$ در معادله (۶) ماندگاری می‌تواند به‌عنوان سرعتی که با آن تورم به‌سمت مقدار تعادلی بعد از وارد شدن یک شوک به جمله اختلال، همگرا شود، تعریف شود. اما بحث کلی این است که با درنظر گرفتن شوک معلومی که مثلاً تورم امروز را یک درصد افزایش می‌دهد، چه مدت طول می‌کشد تا اثر این شوک به‌طور کامل از بین برود؟

بنابراین به نظر می‌رسد مفهوم ماندگاری تورم در ابتدا با تابع عکس‌العمل آنی (IRF) فرآیند AR(P) در ارتباط باشد. با این حال IRF معیار مفیدی برای اندازه‌گیری ماندگاری با بردار با طول وقفه نامحدود نیست. Andrews & Chen (1994) شرایطی که در آن تابع عکس‌العمل (IRF) و همین طور ρ به عنوان مجموع ضرایب اتورگرسیو، ممکن است برای اندازه‌گیری کامل وجود اشکال مختلف ماندگاری کافی نباشند را بحث می‌کنند. به عنوان مثال، این مورد می‌تواند زمانی باشد که دو سری، واکنش عکس‌العمل آنی (CIRF) یکسان داشته اما یکی از آنها در همه جا IRF مثبت نشان دهد در حالی که دیگری یک IRF نوسانی بین مقادیر مثبت و منفی باشد. به طور کلی IRF و در نتیجه ρ، به عنوان معیارهای اندازه‌گیری ماندگاری تورم، بین دو سری که یکی از آنها نشان‌دهنده افزایش اولیه بزرگ و سپس متعاقب آن کاهش سریع در IRF بوده، در حالی که دیگری افزایش اولیه نسبتاً کوچک به دنبال کاهش آهسته پس از آن در IRF باشند، قادر به تشخیص نخواهند بود.

برای غلبه بر این مشکل، چندین آماره عددی در ادبیات اقتصادی پیشنهاد شده است که ماندگاری

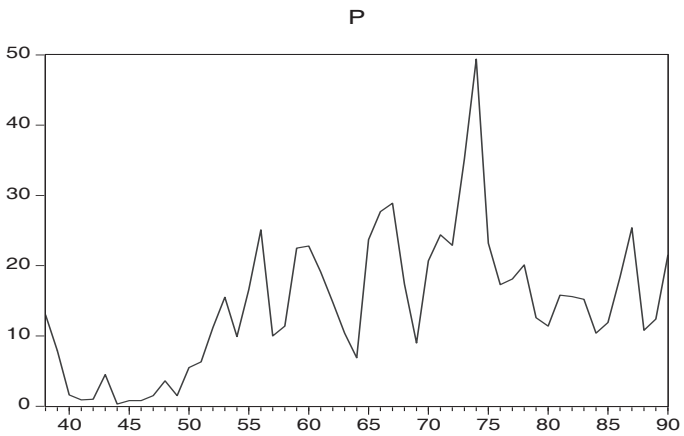
تورم را اندازه‌گیری می‌کنند، مثل «مجموع ضرایب خودرگرسیونی»، «بزرگترین ریشه خودرگرسیون» و «معیار نیمه عمر».

Andrews & chen (1994) در مورد این سه معیار بحث‌های مفیدی را ارائه کرده‌اند، آنها معتقدند که تابع عکس‌العمل تجمعی (CIRF) اصولاً روش خوبی برای خلاصه کردن اطلاعات موجود در تابع عکس‌العمل (IRF) بوده و معیار عددی خوبی برای اندازه‌گیری ماندگاری است. در یک فرآیند AR(P) ساده، تابع عکس‌العمل تجمعی با $\text{CIRF}=\frac{1}{1-\rho}$، نشان داده می‌شود که ρ همان مجموع ضرایب خودرگرسیونی است. با توجه به ارتباط مجانبی بین CIRF و ρ، می‌توان ρ را به‌عنوان یک معیار خوب برای اندازه‌گیری ماندگاری تورم درنظر گرفت (Marquez, 2004).

برای به دست آوردن داده‌های تورم مربوط به هر سال از شاخص قیمت مصرف‌کننده (cpi) استفاده شده، و دوره مورد بررسی از سال ۱۳۳۸ تا ۱۳۹۰ بوده و داده ها به صورت سالانه هستند و نرخ تورم به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\pi_t=\frac{cpi_t-cpi_{t-1}}{cpi_{t-1}} \qquad (۸)$$

که نرخ تورم سال مورد نظر به درصد است. در نهایت مدل انتخاب‌شده شامل سه وقفه بهینه با استفاده از معیار آمار و اطلاعات آکائیک در ضرایب AR است.



نمودار ۱: روند تورم طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۳۸
منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

قبل از انجام هرگونه برآورد لازم است متغیر مورد استفاده در پژوهش (یعنی تورم) به لحاظ مانایی مورد آزمون قرار گیرد. اما ارزیابی مانایی تورم، نیاز به وارد کردن شکست ساختاری است. در این حالت می‌توان از روش آزمون ریشه واحد پرون (۱۹۸۹) برای مانایی متغیرها استفاده کرد. با مشاهده روند تورم ایران از سال ۱۳۳۸ تا ۱۳۹۰ و در نظر گرفتن سال ۱۳۵۷ به‌عنوان سال تغییر ساختاری، مشهود است که شکست ساختاری هم‌عرض از مبدا و هم شیب تابع روند زمانی را تغییر داده است. جدول (۲) نتایج برآوردشده این رگرسیون را نشان می‌دهد. در این جدول P (-1)، نرخ تورم با یک وقفه و dP1، تفاضل مرتبه اول آن را نشان می‌دهد.

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد با لحاظ شکست ساختاری

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	-۳/۶۴۹۸۰۷	-۲/۱۰۴۵۵۴	۰/۳۴۱۲
P(-1)	۰/۳۶۵۴۳۲	۲/۶۵۳۸۷۳	۰/۰۱۳۴
dP1	-۰/۳۷۵۰۴۶	-۲/۷۴۳۲۱۳	۰/۰۰۷۱
DT57	-۰/۸۸۷۶۴۵	-۲/۷۳۸۹۷۶	۰/۰۰۶۲
DU57	۱۱۲۰/۸۵۶	۲/۷۸۷۶۷۵	۰/۰۰۸۱
D57	-۱۲/۸۱۴۳۲	-۱/۹۰۲۴۵۳	۰/۰۰۷۳
T	۰/۷۸۴۵۳۱	۲/۶۳۴۵۳۴	۰/۰۱۲۱

منبع: محاسبات پژوهش با استفاده از داده‌های سری زمانی

برآورد نشان می‌دهد ضریب تورم با یک وقفه زمانی که برآوردی از ρ است معادل ۰/۳۶۵ است که با ρ=۱ فاصله زیادی دارد. کمیت آماره آزمون $t_{\hat{\rho}}$ مربوط به ضریب این متغیر برابر با ۴/۸۱- =۰/۱۳۲/ (۱- ۰/۳۶۵) است. با مراجعه به کمیت‌های بحرانی توزیع حدی آماره استخراج شده توسط «پرون» به هنگام تغییر عرض از مبدأ و شیب تابع روند (پیوست ۱)، مشاهده می‌شود که برای ۰/۳۷ =λ=TB/n=20/53 است. کمیت‌های بحرانی در سطح ۵ درصد، برابر ۴/۱۷- است. مقایسه این مقادیر بحرانی با کمیت آماره آزمون ۴/۸۱- به این نتیجه منجر می‌شود که فرضیه صفر وجود ریشه واحد یعنی ρ=۱ در سطح معنی‌دار ۵ درصد رد می‌شود.

با داشتن معادله خودرگرسیون از مرتبه P تورم، در معادله (۶)، برآورد آن بدون شکست ساختاری و با لحاظ شکست ساختاری سال ۵۷ به‌صورت جدول (۳) است:

جدول۳: نتایج آزمون فرضیه اصلی برای کل دوره بدون شکست ساختاری

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	۳/۶۱۳۲۶۶	۱/۹۰۷۵۸۶	۰/۰۶۲۷
P(-1)	۰/۸۰۱۴۳۱	۵/۷۰۰۷۸۸	۰/۰۰۰۰
P(-2)	-۰/۳۷۱۴۵۱	-۲/۱۳۳۵۶۰	۰/۰۳۸۲
P(-3)	۰/۳۴۶۲۶۸	۲/۵۱۹۰۸۶	۰/۰۱۵۳
R-squared	۰/۶۵۹۱۴۴	D-W stat	۲/۰۱۳۹۲۸
S.E. Regression	۶/۷۶۷۸۲۸	F-statistic	۱۹/۴۴۷۴۵

منبع: محاسبات پژوهش

جدول۴: نتایج آزمون فرضیه اصلی برای کل دوره با شکست ساختاری

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	۱۰/۵۶۲۲۴	۳/۹۲۵۳۹۰	۰/۰۰۰۳
P(-1)	۰/۰۸۹۲۲۵	۱/۹۲۶۵۹۷	۰/۰۶۵۹۹
P(-2)	۰/۳۲۶۵۴۶	۴/۳۳۷۵۳۴	۰/۰۰۰۲
P(-3)	۰/۲۰۹۴۰۲	۳/۶۶۶۶۵۳	۰/۰۰۰۷
D57	-۲۴/۰۴۰۲۷	-۱۴/۸۴۰۵۱	۰/۰۰۰۰
DU57	۰/۹۶۱۲۲۳	۱۵/۰۳۶۳۰	۰/۰۰۰۰
MA(1)	۱/۸۵۸۲۰۰	۳۵/۰۱۸۹۷	۰/۰۰۰۰
MA(2)	۰/۸۶۵۵۵	۱۷/۶۹۶۱۱	۰/۰۰۰۰
R-squared	۰/۹۳۰۳۵۲	D-W stat	۱/۹۹۲۶۱۷
S.E. Regression	۲/۸۱۵۲۰۱	F-statistic	۸۰/۱۴۷۴۵

منبع: محاسبات پژوهش

مجموع ضرایب خودرگرسیونی که برآوردی از ماندگاری تورم است، در حالت بدون شکست ساختاری برابر با ۰/۷۷ و با لحاظ شکست ساختاری برابر با ۰/۶۱ است که نشان‌دهنده وجود ماندگاری قابل توجهی در کل دوره مورد بررسی است.

روش دوم: روش غیرپارامتری اخیراً توسط Marquez (2004) مورد بازبینی قرار گرفت. او عقیده دارد ماندگاری تورم پایین، بسیار شبیه میانگین نرخ تورم بلندمدت حرکت می‌کند. در نتیجه،

ماندگاری تورم ϕ به این صورت اندازه‌گیری می‌شود که $\phi=1-\frac{n}{T}$، که n زمان‌هایی است که تورم حول مقدار تعادلی خودش حرکت و روند تعادلی خود را قطع می‌کند و T تعداد مشاهدات است. برآورد ماندگاری براساس روش غیرپارامتری برای هر اندازه نمونه‌ای، در مقایسه با معیار پارامتری معادله (۱)، کوچکتر است. علاوه بر این معیار غیرپارامتری در مورد وجود شکست‌های ساختاری نتایج بهتری دارد. با این حال، ویژگی این اندازه‌گیری این است که فقط برای کوواریانس فرآیندهای مانا مورد ارزیابی قرار می‌گیرد (Marquez, 2004).

آماره ϕ دارای مزیت‌هایی است که نیاز به مشخص کردن یا برآورد مدل برای فرآیند تورم نداشته و همیشه بین صفر و یک قرار دارد. برای یک فرآیند نوفه سفید با میانگین صفر $E[\phi]$ = ۰/۵. اگر مقدار ϕ بالای ۰/۵ باشد، نشان‌دهنده ماندگاری قابل ملاحظه‌ای است، و اگر زیر ۰/۵ باشد، یعنی ρ منفی بوده و خودهمبستگی بلندمدت منفی است. با فرض فرآیند نوفه سفید متقارن برای تورم (ماندگاری صفر)، نتیجه زیر به‌دست می‌آید:

$$\frac{\phi-0.5}{0.5/\sqrt{T}}\approx N(0,1)$$

با انجام چند آزمون ساده برای معنی‌داری آماری ماندگاری برآورد شده به نتایج دلخواه می‌رسیم. اگر فرضیه صفر ϕ=۰/۵ رد شود، ماندگاری تورم وجود خواهد داشت.

برای اثبات معادله حاضر، فرض می‌کنیم ε_t، فرآیند نوفه سفید با میانگین صفر است. در نتیجه ε_t مقادیر مثبت و منفی با احتمال برابر خواهد گرفت و x_t به‌عنوان یک متغیر تصادفی در نظر گرفته می‌شود که $x_t=1$، اگر سری‌ها میانگین را قطع کنند آن موقع $\varepsilon_t\varepsilon_{t-1}<0$ و $x_t=0$ اگر $\varepsilon_t\varepsilon_{t-1}>0$ است. پس معیار ما از ماندگاری می‌تواند به‌صورت زیر نوشته شود:

$$\phi=1-\frac{\sum_{1}^{T}x_t}{T}=1-\bar{x}$$

که x_t یک متغیر تصادفی با توزیع برنولی است که احتمال «موفقیت» با احتمال «شکست» برابر بوده و $p=1-p=0.5$. پس $E[x_t]=0.5$ و $Var[x_t]=p(1-p)=0.5$ که دلالت بر این دارد که $E[\phi]=0.5$ و $Var[\phi]=p(1-p)/T=0.25/T$. با توجه به قضیه حد مرکزی و به‌دنبال فرض فرآیند نوفه سفید برای تورم (فرآیند ماندگاری صفر)، خواهیم داشت:

$$\phi\approx N(0.5;0.25/T)$$

بنابراین:

$$\frac{\phi-0.5}{0.5/\sqrt{T}}\approx N(0,1)$$

با استفاده از این روش، و با توجه به مشاهده میانگین بلندمدت تورم در دو حالت با روند زمانی و بدون روند زمانی، در نمودارهای (۲) و (۳) می‌توانیم ماندگاری تورم را برای ایران حساب کنیم:

برای نشان دادن اینکه روند برای فرآیند ارزیابی ماندگاری چقدر اهمیت دارد، فرض می‌کنیم که y_t یک فرآیند ایستا ـ روند باشد:

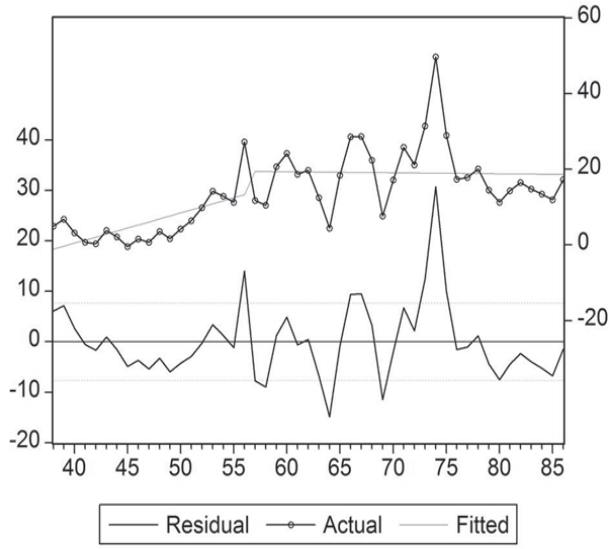
$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \varepsilon_t$$

در ساده‌ترین حالت ε_t ممکن است یک فرآیند نوفه سفید باشد، که در این مورد ماندگاری تورم صفر است. با این حال برای به دست آوردن مقدار صفر برای ماندگاری در اندازه‌گیری، به درستی به این واقعیت نیاز داریم که سری‌ها دارای یک میانگین زمانی متغیر هستند که به صورت $E[Y_t] = \mu_t = \alpha_0 + \alpha_1 t$ داده می‌شود. به عبارت دیگر، به منظور رسیدن به مقدار صفر برای اندازه‌گیری از ماندگاری، باید به فکر ماندگاری سری های نوفه سفید $t\varepsilon$ باشیم، یعنی ماندگاری انحرافات از میانگین: $\varepsilon_t = (y_t - \alpha_0 - \alpha_1 t)$ البته اگر در کاربردهای تجربی، در محاسبه این حقیقت که میانگین این سری‌ها در طول زمان متغیر هستند شکست بخوریم و به اشتباه فرض کنیم که آنها در طول زمان ثابت هستند، به این نتیجه می‌رسیم که این سری‌ها بسیار ماندگار هستند در حالی که در واقع هیچ ماندگاری ندارند. به طور کلی، با برابر دانستن سایر شرایط برای یک روند ثابت فرض شده، هر تغییری در سطح تورم به عنوان ماندگاری بالاتر نشان داده خواهد شد و در مقابل، برای یک روند متغیر در طول زمان ماندگاری پایین‌تر (بازگشت به میانگین بالاتر) خواهد بود. به طور خلاصه، با فرض روند ثابت می‌توانیم به ماندگاری صفر تورم برسیم، پس بدون روند، یعنی اینکه سری را با میانگین ثابت در نظر گرفته و سری باروند یعنی آن سری را با میانگین متغیر در طول زمان (Time Varying) به حساب بیاوریم.

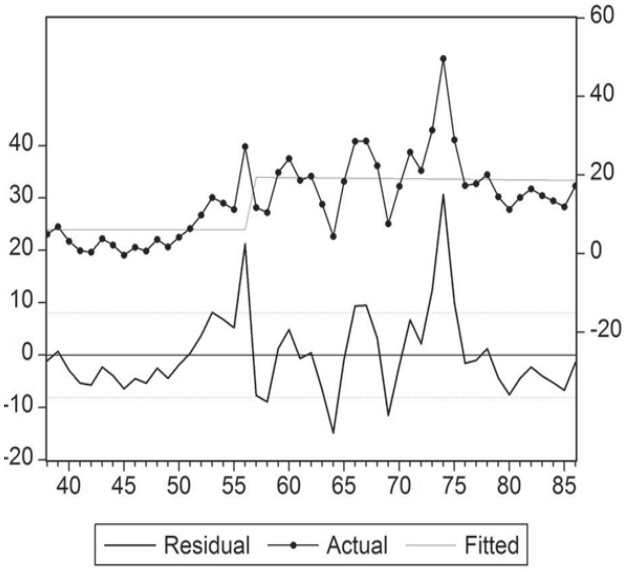
برای مثال در کل دوره با لحاظ شکست ساختاری ماندگاری برابر با ۰/۶۵ برای میانگین تورم با روند و ۰/۶۱ برای بدون روند برآورد شده است:

ϕ=۱-۱۹/۵۳=۱-۰/۳۵=۰/۶۵

ϕ=۱-۲۱/۵۳=۱-۰/۳۹=۰/۶۱



نمودار ۲: روند زمانی تورم و باقیمانده‌های آن (همراه با روند)



نمودار ۳: میانگین تورم بدون روند

مقایسه دو روش

در جدول (۴)، نتایج کل تخمین‌ها از هر دو روش پارامتری و غیرپارامتری آورده شده است.

جدول ۴: نتایج برآورد تخمین‌ها برای دوره‌های مختلف از هر دو روش

ماندگاری تورم	۱۳۳۸-۱۳۵۷	۱۳۳۸-۱۳۶۷	۱۳۳۸-۱۳۷۴	۱۳۳۸-۱۳۹۰
بدون شکست ساختاری	$\rho^{*}=۰$ (بی‌معنی)	$\rho^{*}=۰/۷۱$	$\rho^{*}=۰/۸۲$	$\rho^{*}=۰/۷۷$
با وجود شکست	$\rho=۰$	$\rho=۰/۵۳$	$\rho=۰/۵۷$	$\rho=۰/۶۱$
(خطای معیار)	(۴/۳۳)	(۵/۱۲)	(۶/۲۵)	(۲/۸۱)
(وقفه بهینه)	(۳ وقفه)	(۱ وقفه)	(۱ وقفه)	(۳ وقفه)
برآورد غیرپارامتری	$\rho=۰/۵۱$	$\rho=۰/۵۲$	$\rho=۰/۵۴$	$\rho=۰/۶۵$

برای دوره ۱۳۵۷-۱۳۳۸، ضرایب متغیرهای خودرگرسیون تورم معنی‌دار نبوده و نشان‌دهنده این است که در این دوره ماندگاری تورم وجود ندارد. اما برای باقی دوره‌ها، هم با وجود شکست و هم بدون شکست ساختاری، مشهود است که در حالت بدون شکست، مقدار ماندگاری به‌طور قابل توجهی بالاست. به‌کارگیری شکست‌های ساختاری در آزمون به ما اطمینان می‌دهد که در ارتباط با هر سری زمانی یک فرآیند آزمونی یکسانی وجود دارد و در نتیجه اجازه مقایسه بین‌بخشی از نتایج را می‌دهد. پس در نتیجه، با لحاظ شکست ساختاری تورش موجود در زمینه وجود ماندگاری تا حدودی کاهش می‌یابد. زیرا به این ترتیب می‌توان اثر حوادث غیرطبیعی مثل انقلاب را از تابع نوفه سفید تورم (جملات اختلال) مجزا ساخته یا تا حدودی اثر آنها را از جملات پسماند حذف کرد. تعداد وقفه‌ها در آزمون‌های ذکرشده برای هر سطحی طبق معیار اطلاع آکائیک تعیین شده است. ما حساسیت نتایج را با برآورد ماندگاری ابتدا برای کل نمونه و سپس برای نمونه‌های کوچک انجام داده‌ایم. بیشترین مقدار ماندگاری در دوره ۱۳۷۴-۱۳۳۸ و نیز سال‌های بعد از شکست تا ۱۳۷۴ دیده می‌شود. همان‌طور که از نمودارهای (۲) و (۳) نیز مشهود است در این دوره تورم با روند خود فاصله دارد و ماندگاری آن بالاست. چون در این دوره هم انقلاب و هم جنگ رخ داده‌اند و تاثیر خود را روی تورم گذاشته‌اند. در مجموع برای کل دوره مورد بررسی میزان ماندگاری بدون شکست ساختاری ۰/۷۷ و با لحاظ آن ۰/۶۱ برآورد شده که نسبتاً بالاست در حالی که در مقاله درگاهی و شربت‌اوغلی (۱۳۸۹)، با همین روش پارامتری و با استفاده از داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده (cpi)[1] فصلی در دوره ۱۳۸۵-۱۳۶۸،

1. Consumer Price Inbex

میزان ماندگاری ۰/۷۳ و با روش محاسبه شاخص قیمت ضمنی تولید[1] برای تورم میزان ماندگاری ۰/۵۱ محاسبه شده است که نشان از ماندگاری بالای تورم است. اما در محاسبه تورم با همین روش میزان ماندگاری با داده‌های فصلی برای آمریکا طی دوره ۱۹۸۴ تا ۲۰۰۲، ۰/۶۶ و برای کشورهای اتحادیه اروپا در همین دوره، ۰/۸۰ است. ماندگاری با معیار ناپارامتری نیز برای ایران ۰/۶۵ به‌دست آمده که تقریباً نشان‌دهنده وجود ماندگاری قابل توجهی در بین سال‌های ۱۳۹۰- ۱۳۳۸ بوده و برای آمریکا و کشورهای اتحادیه اروپا در دوره گفته شده به‌ترتیب ۰/۶۴ و ۰/۷۴ بوده است. از دلایل عمده این ماندگاری تورم در ایران چرخش‌های سیاستی تثبیت نرخ ارز و اعمال برخی کنترل‌های قیمتی است که مانع از تعدیل سریع قیمت‌های نسبی و منجر به طولانی‌تر شدن فرآیند تعدیل تا سال ۱۳۷۴ شد. همچنین مشخص است ماندگاری تورم از سال ۱۳۷۹ به بعد هم از نظر سطح و به لحاظ طول دوره در مراتب پایین‌تری نسبت به دو برنامه اول و دوم توسعه قرار گرفته است.

نتیجه‌گیری

تورم یکی از مهمترین دغدغه‌های اصلی اقتصاد کشور است. بررسی تاریخی روند تورم در ایران، نشان‌دهنده ماندگار بودن این متغیر است. در این مقاله، با استفاده از مدل‌های سری زمانی اتورگرسیو و یک معیار دیگر ناپارامتری، ماندگاری تورم در طول دوره ۱۳۹۰-۱۳۳۸ و چند زیردوره، و با لحاظ شکست ساختاری در سال ۱۳۵۷، اندازه‌گیری شده است. با برآورد ماندگاری ابتدا برای کل دوره و سپس برای زیردوره‌ها، بیشترین مقدار ماندگاری در دوره ۱۳۷۴-۱۳۳۸ و نیز سال‌های بعد از شکست تا ۱۳۷۴ دیده می‌شود. نتایج پژوهش همچنین نشان‌دهنده وجود ماندگاری قابل توجهی در تورم در سال‌های بعد از انقلاب و به‌خصوص تا سال ۱۳۷۴ است. در این دوره تورم با روند خود فاصله دارد و ماندگاری آن بالاست. چون در این دوره هم انقلاب و هم جنگ رخ داده‌اند و تأثیر خود را روی تورم گذاشته‌اند. از دلایل عمده ماندگاری تورم، چرخش‌های سیاستی تثبیت نرخ ارز و اعمال برخی کنترل‌های قیمتی است که مانع از تعدیل سریع قیمت‌های نسبی و منجر به طولانی‌تر شدن فرآیند تعدیل تا سال ۱۳۷۴ شد. در حالی که در سال‌های قبل از شکست ساختاری یعنی انقلاب، شاهد ماندگاری قابل ملاحظه‌ای نیستیم. همچنین مشخص است که ماندگاری تورم از سال ۱۳۷۹ به بعد هم از نظر سطح و به لحاظ طول دوره در مراتب پایین‌تری نسبت به دو برنامه اول و دوم توسعه قرار گرفته است.

1. GDP Deflator

منابع

الف) فارسی

اسلاملوئیان، کریم (۱۳۷۹). *«ماندگاری تورم، اعتبار سیاست‌گذار و لنگر نرخ ارز: مورد ایران (۱۳۷۸-۱۳۷۲)»*. دهمین کنفرانس سالانه سیاست‌های پولی و ارزی، موسسه پژوهشات پولی و بانکی، سال چهارم، شماره ۲.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. مدیریت کل آمارهای اقتصادی، «شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی»، سال‌های مختلف.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. گزارش بانک مرکزی، اردیبهشت ۱۳۸۷.

تفضلی، فریدون (۱۳۷۵). *«تورم و تورم بسیار شدید»*. انتشارات وزارت تعاون. تهران: چاپ سوم.

حسینی، سیدصفدر و محتشمی، تکتم (۱۳۸۷). «رابطه تورم و رشد نقدینگی در اقتصاد ایران؛ گسست یا پایداری؟». *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*. سال هشتم، شماره سوم، پاییز ۱۳۸۷، صص ۴۲-۲۱.

درگاهی، حسن و شربت‌اوغلی، رویا (۱۳۸۹). «تعیین قاعده سیاست پولی در شرایط تورم پایدار اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل بهینه». *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۹۳، زمستان ۸۹، صص۲۷-۱.

رحمانی، تیمور و فرزین‌وش، اسدالله (۱۳۷۹). «درونزایی عرضه پول و تاثیر فشارهای هزینه‌ای بر آن در اقتصاد ایران». *مجله تحقیقات اقتصادی*. شماره ۵۶، بهار و تابستان ۷۹، صص ۱۱۱-۸۳.

کمیجانی، اکبر و عزیزی، فیروزه (۱۳۷۹). «تبیین مبانی نظری و تجربی فرآیند تعدیل تورم براساس مدل ×P». *مدرس علوم انسانی*. دوره ۴، شماره ۱، بهار ۱۳۷۹، صص ۱۸-۱.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). *«ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی»*. موسسه خدمات فرهنگی رسا. تهران: چاپ اول.

۱۰- گزارش صندوق بین‌المللی پول (۲۰۰۷). قابل دسترسی از: http://www.farsnews.com/newstext.php?nn=8604050004.

ب) انگلیسی

Andrews, D., & W. Chen. (1994). "Approximately Median-Unbiased Estimation of Autoregressive Models". *Journal of Business and Economic Statistics*. 12(2), 187-204.

Batini, N. (2002). "*Euro area inflation persistence*". Working Paper Series No.201 31. 997-1002.

Beechey, M., Österholm, P. (2007). "*The rise and fall of US inflation persistence*". Finance and Economics Discussion Series 2007-26. Bosard of Governors of the Federal Reserve System.

Beechey, M., Österholm, P. (2008). "Time-varying inflation persistence in the Euro area". *Economic Modeling*. 26. pp. 532–535.

Cogley, T., Sargent, T. (2002). "*Evolving post-World War II U.S. inflation dynamics*". NBER Macroeconomics Annual 2001. MIT Press, Cambridge.
Friedman, M. (1977). Nobel Lecture: Inflation and Unemployment. *Journal of Political* Economy. 85 (3). pp. 451-472.
Fuhrer, J.C. (2005). "*Intrinsic and Inherited Inflation Persistence*". Federal Reserve Bank of Boston Working Paper. No. 05-8.
Fuhrer, J.C. & Moore, G.R. (1995). "Inflation persistence". *Quarterly Journal of Economics*. No 110. pp. 127–159.
Levin A. T. & Piger J. M. (2003), "*Is inflation persistence intrinsic in industrial economies*"?. Mimeo. No 3.
Marquez, C. (2004). "*Inflation Persistence, Facts or Artifacts?*". European Central Bank Working Paper. No. 371
Perron, P. (1990). "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean". *Journal of Business and Economic Statistics*. 8. pp. 153-162.
Pivetta, F. & Reis, R. (2007). "The persistence of inflation in the United States". *Journal of Economic Dynamics and Control*. 31 (4). pp. 326–358.
Rogoff, K. (1996). "The purchasing power parity puzzle". *Journal of Economic Literature*. No. 34. pp. 647-668.
Willis, J, L. (2003). "Implications of structural changes in the U.S. economy for pricing behavior and inflation dynamics". *Economic Review*. First Quarter 2003. Federal Reserve Bank of Kansas City.

پیوست:

مقادیر بحرانی توزیع حدی آماره آزمون $t_{\hat{\rho}}$ در حالت تغییر ساختاری در عرض از مبدا و شیب تابع روند

λ=	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
٪۱	-۴/۳۸	-۴/۶۵	-۴/۷۸	-۴/۸۱	-۴/۹	-۴/۸۸	-۴/۷۵	-۴/۷	-۴/۴۱
٪۲/۵۰	-۴/۰۱	-۴/۳۲	-۴/۴۶	۴/۴۸	-۴/۵۳	-۴/۴۹	-۴/۴۴	-۴/۳۱	-۴/۱
٪۵	-۳/۷۵	-۳/۹۹	-۴/۱۷	-۴/۲۲	-۴/۲۴	-۴/۲۴	-۴/۱۸	-۴/۰۴	-۳/۸
٪۱۰	-۳/۴۵	-۳/۶۶	-۳/۸۷	-۳/۹۵	-۳/۹۶	-۳/۹۵	-۳/۸۶	-۴/۶۹	-۳/۴۶
٪۹۰	-۱/۴۴	-۱/۶	-۱/۸۷	-۱/۹۱	-۱/۹۶	-۱/۹۳	-۱/۸۱	-۱/۶۳	-۴/۴۴
٪۹۵	-۱/۱۱	-۱/۲۷	-۱/۴۶	-۱/۶۲	-۱/۶۹	-۱/۶۳	-۱/۴۷	-۱/۲۹	-۱/۱۲
٪۹۷/۵۰	-۰/۸۲	-۰/۹۸	-۱/۱۵	-۱/۳۵	-۱/۴۳	-۱/۳۷	-۱/۱۷	-۱/۰۴	-۰/۸
٪۹۹	-۰/۴۵	-۰/۶۷	-۰/۸۱	-۱/۰۴	-۱/۰۷	-۱/۰۸	-۰/۷۹	-۰/۶۴	-۰/۵

λ: نسبت زمان بروز شکست ساختاری به حجم نمونه

بررسی رابطه جرائم اجتماعی و متغیرهای اقتصادی در ایران

حسین عباسی‌نژاد | habasi@ut.ac.ir
استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران

مینا صادقی | Sadeghi.economic@gmail.com
دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی،
دانشگاه شهید بهشتی

هادی رمضانی | Ramezani.hadi93@gmail.com
دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی،
دانشگاه شهید بهشتی (نویسنده مسئول)

دریافت: ۱۳۹۲/۸/۸ | پذیرش: ۱۳۹۳/۵/۱۳

چکیده: در این پژوهش با بهره‌گیری از تحلیل اقتصادی جرم، رابطه بین ارتکاب جرائم اجتماعی و متغیرهای اقتصادی، بررسی شده است. محور اصلی مقاله، دو متغیر بیکاری و تورم است و دیگر متغیرهای اثرگذار در قالب بردار متغیرهای کنترل، وارد مدل شده‌اند. در این مقاله به این جرائم پرداخته شده است: قتل عمد، قتل غیرعمد، جرائم خشن (ضرب و جرح، تظاهر به چاقوکشی، اجبار و اکراه، زورگیری و مسموم کردن عمدی) و سرقت (بدون لحاظ کردن سرقت مسلحانه). نتایج نشان داد رابطه بین بیکاری و تورم با ارتکاب جرائم، مثبت و مستقیم؛ و اثر تخریبی بیکاری بسیار شدیدتر از تورم است. دیگر متغیرهای اقتصادی مانند نسبت شهرنشینی، روند صنعتی شدن و نرخ باسوادی هم اثرگذار است.

کلیدواژه‌ها: اقتصاد جرم، تورم، بیکاری، سری زمانی، ناهنجاری‌های اجتماعی.
طبقه‌بندی JEL: D78, K14, C22.

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | سال نوزدهم | شماره ۳ | پاییز ۱۳۹۳ | نمایه در ISC
ص ص ۹۱-۶۹

مقدمه

جرم‌شناسی مانند دیگر رشته‌های علمی با عقاید مختلف شروع شده و با پیشرفت دیگر علوم سیر تکاملی تدریجی داشته است. در یونان باستان، اندیشمندانی مانند سقراط (۳۹۹-۴۷۰ ق.م)، افلاطون (۳۴۷-۴۲۸ ق.م)، ارسطو (۳۲۲-۴۸۴ ق.م) و جالینوس (۱۳۰-۲۰۰ ق.م) در تشریح علل وقوع جرم مطالبی بیان کرده‌اند. طی قرون وسطی، پژوهش‌های علمی درباره شناسایی شخصیت و علل وقوع جرم متوقف شد و اوهام و جادوگری جای آن را گرفت. پس از این دوران، فلاسفه‌ای چون ویر (۱۵۸۸-۱۵۱۵)، اسکات (۱۵۹۹-۱۵۳۸) و مورس (۱۵۳۵-۱۴۷۸) به مبارزه و مخالفت با اوهام و جادوگری پرداختند و زمینه را برای انجام پژوهش‌های علمی در جرم‌شناسی آماده کردند. اصطلاح جرم‌شناسی را اولین بار توپینارد، دانشمند فرانسوی، در کتاب خود در سال ۱۸۷۹ مطرح کرد و فالو، قاضی ایتالیایی (۱۸۸۵) برای اولین بار کتابی با عنوان جرم‌شناسی به رشته تحریر درآورد اما در این کتاب تعریف جامع و کاملی از جرم‌شناسی ارائه نشده بود (صادقی و همکاران، ۱۳۸۹). در تعریف جرم‌شناسی مجموعه عواملی که با پدیده جرم مربوط می‌شود و هرفعلی که جامعه آن را مجازات کند، جرم محسوب می‌شود. جرم‌شناسی، دانش پیشگیری از وقوع بزهکاری و مخاطرات اجتماعی است که در این راه با استفاده از علوم تجربی، انسانی، بهداشتی و درمانی، اجتماعی، اقتصادی و اخلاقی برای ایجاد محیط سالم تلاش می‌کند. این رشته تخصصی با علت و عوامل جرم‌زا مبارزه می‌کند، زیرا فلسفه این علم بر این حقیقت است که انسان بزهکار پیش از آنکه عامل جرم باشد، خود معلول عوامل دیگری است. به طور کلی می‌توان جرم‌شناسی را به سه دسته تفکیک کرد: جرم‌شناسی عمومی[1]، جرم‌شناسی اختصاصی[2] و جرم‌شناسی بالینی[3] (صادقی و همکاران، ۱۳۸۹).

در جرم‌شناسی عمومی، با استناد از زیست‌شناسی کیفری، روانشناسی، روان‌پزشکی، پزشکی و علوم اجتماعی، درباره عوامل موثر در وقوع جرائم بحث می‌کنند.

در جرم‌شناسی اختصاصی، به بررسی علل ارتکاب جرم و بروز حالت خطرناک می‌پردازند که خود شامل سه شاخه تخصصی است:

الف) جرم‌شناسی زیستی: که در آن، درباره عوامل حیاتی مؤثر در رشد جسمی و روانی مانند وراثت و ژنتیک، تأثیر بیماری‌های مختلف جسمی و روانی، آناتومی، فیزیولوژی، پاتولوژی (آسیب‌شناسی) و بیوشیمی، بحث می‌شود.

1. General Criminology
2. Special Criminology
3. Clinical Criminology

ب) جرم‌شناسی روانی: که در آن میزان هوش، طرز رفتار اجتماعی و وضع روانی فرد آزمون‌شونده با آزمایش‌های مختلف بررسی می‌شود.

ج) جرم‌شناسی اجتماعی: که در آن، درباره عوامل و شرایط اجتماعی از قبیل جمعیت، نژاد، فرهنگ و مذهب، محیط جغرافیایی، محیط اقتصادی و حتی تأثیر قوانین مدنی و کیفری در پیشگیری یا کاهش یا افزایش جرم، کنکاش می‌شود.

در جرم‌شناسی بالینی، با بهره‌گیری از روانشناسی کیفری، جامعه‌شناسی و روانشناسی کیفری، درباره افراد، در حالت خطرناک، پژوهش و بررسی می‌کنند تا علل ارتکاب جرم و حالت خطرناک را در وی تشخیص دهند (صادقی و همکاران، ۱۳۸۹).

جرائم، در سه دسته کلی تقسیم‌بندی می‌شود: الف) جرائم علیه اشخاص، ب) جرائم علیه اموال و مالکیت و ج) جرائم علیه مصالح عمومی و امنیت ملی. جرائم بررسی‌شده در این پژوهش، یعنی قتل عمد، قتل غیرعمد و جرائم خشن، جزو جرائم «علیه اشخاص» و سرقت جزو جرائم «علیه اموال و مالکیت» طبقه‌بندی می‌شود.

در خصوص کشورمان، باید این‌طور گفت که روند رو به رشد ارتکاب جرائم طی سال‌های گذشته، به‌رغم تشدید اقدامات امنیتی و تجهیز نیروهای انتظامی به فناوری‌های روز، حاکی از این حقیقت است که در کنار تمام تدابیر صورت‌گرفته، باید به یکسری از مولفه‌های اثرگذار در حوزه جرم‌شناسی و ارتکاب جرائم توجه کرد؛ مولفه‌هایی که شاید آنچنان بدیهی و روشن لحاظ شده که از حوزه بررسی‌های دانشمندان حوزه علوم اجتماعی نظیر اقتصاد، روانشناسی و جرم‌شناسی خارج شده و مغفول مانده است. این مولفه‌ها، همان وضعیت اقتصادی و رفاهی جامعه است و بر اهمیت این دو، هم شرع مقدس اسلام و آیات و روایات و احادیث فراوان از جانب معصومین(ع)، و هم نظریه‌های علمی در حوزه‌های پیش‌گفته، تاکید کرده‌اند. در این بین می‌توان از تورم، بیکاری، رشد اقتصادی و... نام برد که محور اصلی این پژوهش بر مبنای بررسی تورم است.

تورم، از موضوعاتی است که بُعد کلان آن به وسعت کل اقتصاد است و در واقع از دغدغه‌های اقتصاددانان کلان، چه از بُعد نظری و چه از بُعد تجربی و سیاستی، مساله تورم است. همه مردم از تورم شکایت می‌کنند و اعتقاد دارند تورم پدیده‌ای نامطلوب و زیان‌بار است. مردم به این دلیل از تورم نگران هستند که افزایش قیمت‌ها، قدرت خرید آنها را پایین می‌آورد و آنها را با مشکل مالی تامین هزینه‌های جاری روبه‌رو می‌کند و سطح زندگی آنها را کاهش می‌دهد. تورم، تقریباً به همه این احساس را می‌دهد که آنها از همه کس و همه چیز عقب می‌مانند؛ از همسایه خود، از کارفرمای خود،

از رفاه مورد نظر خود، از قیمت‌ها و نیز از آنچه او می‌خواهد (تفضلی، ۱۳۸۴).

در خصوص ارتباط بین متغیرهای اقتصادی و ارتکاب جرم در ایران، این طور به نظر می‌رسد که در سال‌های گذشته، با وجود افزایش بودجه نیروهای نظامی و انتظامی و افزایش تعداد این نیروها، همچنان روند جرائم و ناهنجاری‌های اجتماعی رو به افزایش بوده و افزایش تعداد نیروهای امنیتی با در نظر گرفتن تمام زحمات آنان منجر به جلوگیری از کشف، ثبت و گزارش بیش از پیش جرائم نشده و کمکی به کاهش این روند شتابان نکرده است.

سازماندهی مقاله به این شرح است: در قسمت دوم آثار رفاهی، سیاسی و اجتماعی تورم؛ در قسمت سوم، زمینه‌های اقتصادی ارتکاب جرم به همراه یک مدل نظری هزینه ـ فایده جرم؛ در قسمت چهارم، مروری بر مطالعات تجربی صورت‌گرفته؛ در قسمت پنجم، داده‌های آماری جرم؛ در قسمت ششم، مدل کاربردی و تصریح‌های صورت‌گرفته، و در قسمت هفتم، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی مطرح شده است.

مبانی نظری

آثار رفاهی، سیاسی و اجتماعی تورم

تورم، وضعیت نسبی درآمدهای دهک‌های پایین درآمدی را بدتر و وضعیت دهک‌های درآمدی بالا را بهتر می‌کند. به این دلیل که غالباً دهک‌های پایین درآمدی، حقوق‌بگیران با درآمد ثابت هستند که توان تعدیل دستمزدهای خود در مقابل تورم را ندارند و به جز قانون حداقل دستمزد ـ که همه‌ساله از جانب دولت بازنگری می‌شود ـ توانی برای حفظ قدرت خرید خود ندارند و در نقطه مقابل این دهک‌ها، ثروتمندان هستند که اغلب به دلیل سرمایه‌گذاری در دارایی‌های غیرقابل‌مبادله یا قدرت قیمت‌گذاری در کالاها و خدمات، قدرت خرید خود را در مقابل تورم حفظ می‌کنند و حتی در مقاطعی که شرایط اجازه دهد، قادر به افزایش قدرت خرید خود و جهش به سطوح مطلوبیت بالاتر نیز هستند. در جلد پنجم مستندات برنامه سوم، با ارائه یک برآورد اقتصادسنجی نشان داده شده است که تورم وضعیت چهار دهک درآمدی بالا را بهتر و وضعیت چهار دهک پایینی را بدتر می‌کند (شاکری، ۱۳۸۷). گزارش مرکز آمار ایران در سال ۱۳۹۰، بیانگر این حقیقت است که چهار دهک پایین درآمدی همواره نرخ تورم شدیدتری از تورم میانگین را تحمل می‌کنند اما نرخ تورم برای دهک‌های بالا غالباً کمتر از متوسط است. همچنین شدت این تفاوت در سال‌هایی که تورم به طور

عمومی شدیدتر است، بیش از بقیه سال‌ها بوده و از جمله در سال ۱۳۸۷ -که تورم میانگین ۲۵/۵ درصد اعلام شد ـ دهک اول، تورمی ۲۹ درصدی را تحمل کرده، حال آنکه این شاخص برای دهک دهم، ۲۱/۸ بوده است (پورتال مرکز آمار ایران).

جدول ۱: تورم وارد بر دهک‌های مختلف درآمدی

سال	تورم میانگین	تورم وارد بر دهک‌ها									
		یک	دو	سه	چهار	پنج	شش	هفت	هشت	نه	ده
۱۳۸۲	۱۳/۹	۱۶/۱	۱۵/۳	۱۵/۲	۱۵/۱	۱۴/۵	۱۴/۲	۱۴	۱۳/۵	۱۲/۱	۱۰/۳
۱۳۸۳	۱۴/۶	۱۶/۴	۱۵/۳	۱۵/۴	۱۵/۶	۱۴/۹	۱۵	۱۴/۸	۱۴/۳	۱۳/۳	۱۱/۸
۱۳۸۴	۱۲/۱	۱۲/۳	۱۲/۱	۱۲/۵	۱۲/۵	۱۲/۲	۱۱/۸	۱۲	۱۲	۱۱/۳	۱۰/۶
۱۳۸۵	۱۳/۷	۱۵/۴	۱۴/۱	۱۴/۳	۱۳/۹	۱۳/۴	۱۳/۳	۱۲/۹	۱۲/۶	۱۱/۴	۹/۹
۱۳۸۶	۱۷/۲	۱۹/۷	۱۷/۹	۱۸/۲	۱۷/۹	۱۷/۳	۱۷/۴	۱۶/۵	۱۶/۲	۱۵	۱۳/۳
۱۳۸۷	۲۵/۵	۲۹	۲۷/۲	۲۷/۵	۲۶/۹	۲۷/۶	۲۶/۸	۲۵/۷	۲۵	۲۳/۵	۲۱/۸
۱۳۸۸	۹/۵	۱۰/۴	۱۰/۴	۱۰/۴	۱۰/۱	۹/۹	۱۰/۳	۱۰/۴	۹/۹	۹/۳	۸/۲
۱۳۸۹	۱۳/۹	۱۵/۸	۱۶/۱	۱۵/۲	۱۴/۸	۱۵/۵	۱۵/۵	۱۴/۶	۱۴/۶	۱۳/۵	۱۲/۴

منبع: گزارش مرکز آمار ایران

در حوزه سیاست نیز وجود نرخ‌های تورم بالا در یک دولت می‌تواند به قیمت از دست دادن قدرت توسط دولت و حزب حاکم تمام شود. پیروزی رونالد ریگان بر جیمی کارتر در انتخابات آمریکا در اوایل دهه ۱۹۸۰ میلادی، نمونه‌ای از اهمیت تورم و تأثیر آن بر سرنوشت انتخابات است (قاسمی، ۱۳۸۷).

در تبیین جایگاه حساس اجتماعی تورم، بررسی‌های صورت‌گرفته بر اخبار منتشره به زبان انگلیسی، حاکی از آن است که در بین واژگان مختلف اقتصادی، تورم بیشترین کاربرد را دارد. این بررسی بر پایه جست‌وجوی رایانه‌ای NEXIS از آرشیو خبری All News صورت گرفته است. توجه ویژه رسانه‌ها در واقع بازتابی از جایگاه حساس اجتماعی این متغیر است. در جدول (۲) میزان کاربرد واژگان مختلف اقتصادی در اخبار مذکور آمده است.

جدول ۲: آثار اجتماعی تورم

واژه اقتصادی	کل اخبار منتشرشده	اخبار منتشره طی سال‌های ۱۹۹۵و ۱۹۹۶
تورم	۸۷۲۰۰۴	۲۵۵۹۸۷
بیکاری	۶۰۲۸۸۵	۱۶۱۹۳۹
فقر	۳۱۶۹۹۵	۱۱۴۱۹۰
رشد اقتصادی	۳۲۲۸۸۸	۱۰۶۳۵۴
شاخص قیمت	۱۷۹۹۱۱	۵۰۲۷۸
افزایش قیمت	۱۴۷۸۸۷	۳۵۱۱۵

منبع: (قاسمی، ۱۳۸۷)

* از آنجا که واژه تورم در زیست‌شناسی و پزشکی نیز کاربرد دارد، پژوهشگران در این پژوهش، با نمونه‌گیری‌های تصادفی از صحت این نتایج اطمینان حاصل کرده‌اند.

جدول ۳: وضعیت تورمی ایران در دهه‌های مختلف

دهه	۱۳۵۰	۱۳۶۰	۱۳۷۰	۱۳۸۰	۱۳۹۰
متوسط نرخ تورم	۱۳	۱۷	۲۴/۴	۱۴/۷۳	۲۶

منبع: بانک مرکزی

جدول ۴: مقایسه وضعیت تورم در ایران و جهان

	۲۰۰۷	۲۰۰۸	۲۰۰۹	۲۰۱۰	۲۰۱۱	۲۰۱۲
میانگین نرخ تورم جهانی (درصد)	۵/۰۶	۸/۹۶	۲/۸۵	۳/۵۵	۴/۹۸	
تعداد کشورهای با تورم منفی	۳	۰	۲۸	۶	۴	
تعداد کشورهای با تورم صفر	۸	۰	۱۷	۹	۰	
تعداد کشورهای با تورم تک‌رقمی	۱۴۲	۹۸	۱۱۰	۱۳۹	۱۴۶	منتشر نشده
تعداد کشورهای با تورم دورقمی	۲۷	۸۲	۲۵	۲۶	۲۵	است.
تعداد کشورهای بررسی‌شده	۱۸۰	۱۸۰	۱۸۰	۱۸۰	۱۷۵	
رتبه ایران در جهان	۱۷۳	۱۷۳	۱۷۳	۱۶۳	۱۷۰	
نرخ تورم ایران (درصد)	۱۷/۲۱	۲۵/۵۵	۱۳/۵۰	۱۰/۱۴	۲۰/۶۳	

منبع: بانک جهانی

زمینه‌های اقتصادی ارتکاب جرم

در ماده (۲) قانون مجازات اسلامی مصوب سال ۱۳۶۱ گفته شده هر فعل یا ترک فعل که مطابق قانون قابل مجازات یا مستلزم اقدامات تامینی و تربیتی باشد، جرم به شمار می‌آید و هیچ امری را نمی‌توان‌جرم دانست مگر آنکه به موجب قانون برای آن مجازات یا اقدامات تامینی یا تربیتی تعیین شده باشد. اگرچه جرم و جرم‌شناسی از زمینه‌های اصلی علم حقوق است اما شاخه‌ای تخصصی با عنوان اقتصاد جرم، اولین بار با مقاله مشهور Becker، اقتصاددان آمریکایی و برنده جایزه نوبل در سال (۱۹۶۸)، ایجاد شد[1] و پس از آن Stiegler، دیگر برنده جایزه نوبل در سال ۱۹۷۰، Ehrlich (1973)، Chapman (1976)، Jacobs (1981)، Kennedy (1991)، Winkelmann & Papps(2000)، Lederman (2002) و Sanchez (2002)، John M. Nunley, Richard Alan Seals Jr & Joachim Zietz (2007 &2010) و Jorgen T Lauridsen, Fatma Zeren & Ayşe Ari (2013) در این زمینه مطالعاتی انجام داده‌اند. در ایران شاید بتوان گفت اولین پژوهش جامع در این خصوص، در پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس و به وسیله صادقی و همکاران در سال ۱۳۸۳ صورت گرفت و پس از آن حسینی‌نژاد (۱۳۸۴) و مهرگان و گرشاسبی فخر (۱۳۹۰) در این خصوص مطالعاتی انجام دادند اما تعداد اندک و انگشت‌شمار پژوهش‌های صورت‌گرفته داخلی به‌خوبی گواه بدیع بودن موضوع است. در خصوص مطالعات انجام‌شده، اگرچه در بخش بعدی به تعدادی از مطالعات اشاره می‌شود اما جدول (۵) خلاصه‌ای از فعالیت‌های صورت‌گرفته ارائه می‌شود.

جدول ۵: خلاصه‌ای از نتایج حاصل از پژوهش های صورت گرفته در خصوص اقتصاد جرم

نویسنده	سال	نتیجه
Ehrlic	1973 & 1972	رابطه مثبت بین نابرابری و جرم وجود دارد
Chapman	1976	رابطه مثبت بین بیکاری و جرم وجود دارد
Tushima	2000	رابطه مثبت بین نابرابری و بیماری با جرم وجود دارد
Sanchez	2002	رابطه مثبت بین نابرابری و جرم وجود دارد
Jacobs	1981	رابطه بین فقر و نابرابری با سرقت مثبت است
Lederman, *et al.*	2000	ارتکاب جرم روند ضدچرخه‌ای دارد

۱. فلیشر (۱۹۶۳ و ۱۹۶۶) اولین پژوهشگری بود که به تحلیل اقتصادی جرم پرداخت اما صرفاً یک کار تجربی ارائه کرد و بدون فراهم کردن پشتوانه نظری به انجام این تحقیقات ارزنده همت گمارد (حسینی‌نژاد، ۱۳۸۴).

ادامه جدول ۵: خلاصه‌ای از نتایج حاصل از پژوهش های صورت گرفته در خصوص اقتصاد جرم

نویسنده	سال	نتیجه
Massner	1982	رابطه منفی بین فقر و جرم
Allen	1996	رابطه معنی‌داری بین نابرابری و جرم وجود ندارد
Frreman	1996	رابطه معنی‌داری بین نابرابری و جرم وجود ندارد
Mckay, *et al.*	1969	فقر به تنهایی عامل ارتکاب جرم نیست

مبانی نظری شاخه اقتصاد جرم در قالب نظریه هزینه ـ فایده تبیین قاعده‌مند شده است. در نظریه اقتصادی جرم، یک شخص میان فعالیت‌های قانونی و غیرقانونی به وسیله مقایسه منافع این فعالیت‌ها و در چارچوب نظریه اقتصادی انتخاب تحت شرایط نااطمینانی انتخاب می‌کند. انتخاب تخصیص بهینه زمان میان انجام فعالیت‌های قانونی و غیرقانونی ضروری است. منافع انتظاری ناشی از فعالیت‌های غیرقانونی به فرصت‌های ایجادشده توسط قربانیان بالقوه جرم بستگی دارد. هزینه صرف وقت در فعالیت‌های غیرقانونی بستگی به هزینه ـ فرصت زمان دارد. در یک جامعه دارای نابرابری‌های قابل ملاحظه درآمد، شکاف میان درآمدهای متوسط و درآمدهای قانونی بالقوه نیروی کار وسیع خواهد بود و بنابراین برای افرادی که در سطوح پایین درآمدی هستند انگیزه‌ای می‌شود تا مرتکب جرم شوند (مهرگان و گرشاسبی فخر، ۱۳۹۰) زیرا این افراد غالباً دارای شغل‌های مناسب نیستند و ارتکاب جرم برای آنها هزینه ـ فرصت چندانی را در بر ندارد.

در این قسمت مدلی بر اساس Becke (1968) و Lu Han (2009) برای افزودن به غنای روش‌شناسانه بحث ارائه شده است. در این مدل از یک تابع مطلوبیت انتظاری برای یک فرد نوعی که به صورت بالقوه ممکن است مرتکب جرم شود، استفاده شده و از تعمیم این فرد به کل کسانی که ممکن است به صورت بالقوه تبهکار باشند، تابع عرضه جرم را استخراج کرده است.

$$EU_i = p_i U_i (Y_i - f_i) + (1 - p_i) U_i(Y_i) \quad (۱)$$

$$\frac{\delta EUi}{\delta fi} = - p_i U_i'(Y_i - f_i) < 0 \quad (۲)$$

$$\frac{\delta EUi}{\delta pi} = U_i(Y_i - f_i) - U_i(Y_i) < 0 \quad (۳)$$

در این مدل U_i تابع مطلوبیت این فرد، EU_i تابع مطلوبیت انتظاری، P_i احتمال دستگیری این فرد، Y_i درآمد ناشی از یک فعالیت مجرمانه و f_i معادل پولی ناشی از مجازات است. در صورتی که این تابع که در حقیقت مطلوبیت خالص ارزش انتظاری ارتکاب جرم را نشان می‌دهد برای فرد مثبت

باشد، او به ارتکاب جرم اقدام خواهد کرد و برعکس. در این تابع، این متغیرها به صورت درون‌زا تعیین می‌شوند: f_i که احتمال مجازات شدن و P_i احتمال دستگیر شدن است. تا زمانی که جمله $(Y_i - f_i)$ مثبت باشد، مشتق تابع مطلوبیت انتظاری نسبت به این دو متغیر منفی است و به این معناست که هرچه احتمال دستگیری و شدت مجازات بیشتر شود، ارزش مطلوبیت انتظاری ناشی از یک فعالیت مجرمانه کاسته خواهد شد و در نتیجه از تعداد موارد ارتکاب جرم که به صورت عینی به وقوع می‌پیوندد، کاسته خواهد شد. تعداد موارد ارتکاب جرم که به عنوان یک تابع از همان تابع مطلوبیت انتظاری استخراج می‌شود، با تابع O_i برای یک فرد و تابع O برای کل جامعه نشان داده شده است. اندیس i در این قسمت برای یک فرد نوعی استفاده شده است و متغیرهایی که بدون اندیس درج شده‌اند، نشان از کل جامعه دارند.

$$O_i = O_i\,(p_i\,,\, f_i\,,\, u_i) \qquad (۴)$$

$$O_{pi} = \frac{\delta Oi}{\delta pi} < 0 \qquad (۵)$$

$$O_{fi} = \frac{\delta Oi}{\delta fi} < 0 \qquad (۶)$$

اگر این فرد نوعی را به کل افرادی که به صورت بالقوه زمینه ارتکاب جرم را دارند تعمیم دهیم، نهایتاً تابع عرضه جرم به این صورت ارائه می‌شود:

$$O = O(p\,,\, f\,,\, V) \qquad (۷)$$

در اینجا بردار V کلیه متغیرهای اثرگذار بر جرم شامل درآمدهای قانونی، درآمدهای غیرقانونی، زمینه‌های خانوادگی، سطح تحصیلات و دیگر موارد این‌چنینی است؛ البته بکر، بیش از این معرفی اجمالی، تحلیلی در خصوص بردار V ارائه نمی‌دهد تا اینکه این خلأ موجود به وسیله Ehrlich (1973) تبیین شد، به این صورت که او در مقاله خود سه متغیر احتمال دستگیری مجرم، شدت مجازات‌های قانونی مراجع قضایی و فرصت‌های بهتر در بازار کار را از داخل بردار جمله اخلال خارج کرده و صریحاً وارد مدل کرده است[1] (Lu Han, 2009).

در کنار مبانی نظری ارائه‌شده توسط Becker (1968) و تکمیل‌شده توسط Ehrlich (1972 & 1973)، نوع دیگری از مبانی نظری توسط Neteller (1984) ارائه شده است که از لحاظ استفاده تجربی و مدل‌سازی اقتصادسنجی شاید راهگشاتر باشد. به عقیده نتلر افراد در شرایط مشابه تصمیم‌های یکسانی می‌گیرند. به عبارت دیگر رفتار افراد تا حدود بسیاری، با بررسی شرایط محیطی و اجتماعی که وی در آن قرار دارد قابل پیش‌بینی است و رفتارهای نابهنجار و غیرعادی در بحث جرم‌شناسی

۱. برای توضیحات تکمیلی مراجعه شود به منبع شماره چهار در منابع لاتین.

را باید به عنوان یک عنصر اجتماعی تلقی کرد، نه یک عنصر زیست‌شناختی. به این ترتیب عوامل اقتصادی و اجتماعی می‌توانند به عنوان عوامل اساسی در بروز فعالیت مجرمانه در جامعه در نظر گرفته شوند (صادقی و همکاران، ۱۳۸۹، ۵۷-۵۶). در ادامه Neteller به معرفی این عوامل می‌پردازد که تعدادی از آنها عبارتند از: فقر، بیکاری، انواع نابرابری‌های درآمدی، اقتصادی، نژادی و...، صنعتی شدن و شهرنشینی، جنس و سن، سطح تحصیلات و محیط جغرافیایی[۱].

پیشینه پژوهش

پژوهش‌های داخلی

مهرگان و گرشاسبی‌فخر (۱۳۹۰) به وسیله یک مدل اقتصادسنجی مبتنی بر داده‌های سری زمانی به تصریح دو مدل برای جرم سرقت پرداخته‌اند. نتایج حاکی از این است که بین توزیع درآمد و سرقت، رابطه معنی‌داری وجود دارد. به این صورت که با تشدید نابرابری درآمد، تعداد جرائم از نوع سرقت نیز افزایش داشته است. از دیگر نتایجی که در این مقاله به آن دست یافته‌ایم می‌توان به ارتباط مستقیم نرخ جرم سرقت با نسبت شهرنشینی، نرخ طلاق، نرخ بیکاری و همچنین رابطه معکوس آن با درآمد ماهانه خانوارهای ایرانی اشاره کرد. نوع مدل‌سازی در این مقاله استحکام نسبتاً مناسبی دارد اما به دلیل تخصصی شدن موضوع از بین جرائمی که می‌توان به آنها پرداخت فقط از متغیر سرقت استفاده کرده است. ایشان برای تصریح اقتصادسنجی، مدل زیر را آزموده‌اند:

$$R_t = c + b_1U_t + b_2V_t + b_3G_t + b_4T_t + b_5I_t \qquad (۸)$$

که در آن R_t معرف تعداد سرقت‌های صورت‌گرفته به ازای هر صد هزار نفر جمعیت، c معرف عرض از مبداء، U_t معرف نرخ بیکاری، V_t معرف نرخ طلاق، G_t معرف نابرابری درآمدی، T_t معرف نسبت شهرنشینی و نهایتاً I_t معرف متوسط درآمد ماهیانه خانوار شهری است.

صادقی و همکاران (۱۳۸۴) با بهره‌گیری از مدل اقتصادسنجی دو متغیر سرقت و قتل را بررسی کرده‌اند. در پژوهش عنوان شده برای برآورد الگوی معرفی‌شده از آمارهای ۲۶ استان کشور طی دوره ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۰ استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد در آن دوره، متغیرهای نرخ بیکاری و نابرابری درآمدی، نرخ ارتکاب سرقت را افزایش و صنعتی شدن، نرخ ارتکاب سرقت را کاهش داده است. همچنین دلایل بررسی اقتصادی نرخ ارتکاب قتل دلالت بر این دارد که متغیرهای

۱. Netller مستقیماً از تورم به عنوان یکی از عوامل ایجاد جرم نام نبرده است.

نرخ بیکاری، فقر نسبی و نابرابری درآمدی، هر سه، اثر مستقیم بر این متغیر دارد. این کار پژوهشی به دلیل استفاده از مدل داده‌های تلفیقی نتایج نسبتاً سازگارتری با نظریه دارد و می‌توانست با گسترده‌تر کردن دامنه پژوهش، جرائم بیشتری را نیز تحت پوشش قرار دهد.

حسینی‌نژاد (۱۳۸۴) بر اساس یک مدل داده‌های تلفیقی بین‌استانی، جرم سرقت را با استفاده از متغیرهای اقتصادی تبیین کرده است. در این مقاله، رابطه بین نابرابری و سرقت مثبت، رابطه بین رشد اقتصادی و سرقت منفی و رابطه بین نسبت جمعیت جوان جامعه و سرقت مثبت است.

پژوهش‌های خارجی

Jorgen T. Lauridsen, Fatma Zeren & Ayşe Ari (2013)، در راستای تکمیل مطالعات گذشته خود، عوامل اثرگذار بر نرخ ارتکاب جرم را در حوزه پانزده کشور اتحادیه اروپا بررسی کرده‌اند. نتایج حاکی از این است که تورم، بیکاری و جمعیت شهری موجب افزایش نرخ ارتکاب جرم و رشد اقتصادی و آموزش، موجب کاهش نرخ ارتکاب جرم شده است.

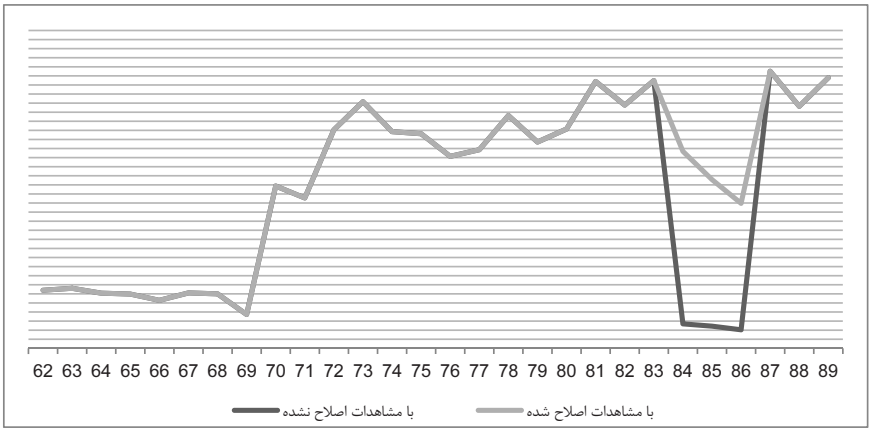
John M. Nunley, Richard Alan Seals Jr & Joachim Zietz (2010)، به بررسی متغیرهای تورم، بیکاری و رشد بازار سهام بر جرم سرقت علیه اموال پرداخته‌اند. نتیجه آنکه، به‌رغم معنی‌داری نتایج و ساختار مناسب مدل، متغیرهای اقتصادی تنها ۱۵ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح داده‌اند که از بین آنها تغییرات نرخ تورم بهترین تبیین ممکن را در اختیار قرار داده است.

Seals & Nunley (2007)، اثر تورم بر نرخ ارتکاب جرم را طی دوره ۱۹۶۰ تا ۱۹۷۰ ایالات متحده واکاوی کرده‌اند. آنها با یک برآورد سری زمانی ساختاری به این نتیجه رسیده‌اند که اثر تورم بر ارتکاب انواع جرم از لحاظ آماری مثبت، معنی‌دار و باثبات است و در صورت تثبیت قیمت‌ها، نرخ ارتکاب جرم دچار کاهش می‌شود.

محمود گیلانی و همکاران (۲۰۰۹) اثرات تورم و فقر را بر نرخ ارتکاب جرم، طی دوره ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۷ در کشور پاکستان بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد رابطه معناداری بین تورم و فقر با نرخ ارتکاب جرم وجود دارد. ایشان از بررسی بردار هم‌جمعی و علیت گرنجری برای اثبات مدعای خود استفاده کرده‌اند.

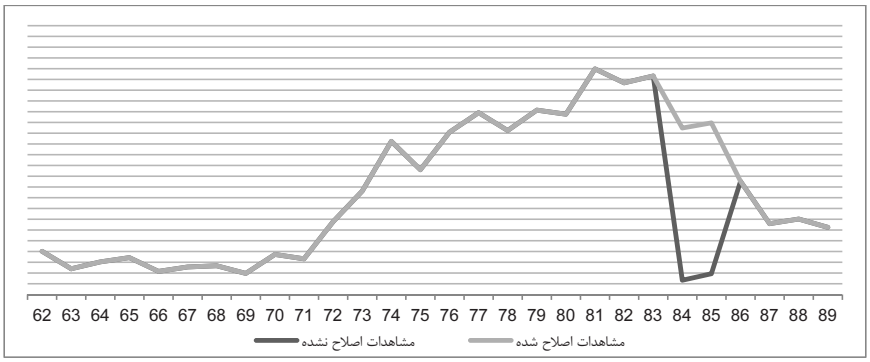
CHOR FOON TANG (2009) به بررسی رابطه بین تورم و بیکاری و نرخ ارتکاب جرم، طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۶ در کشور مالزی اقدام کرده‌اند. نتایج نشان داده است رابطه مثبت و معنی‌داری بین تورم و بیکاری و نرخ ارتکاب جرم در کشور مالزی وجود دارد.

داده‌های آماری جرم در ایران



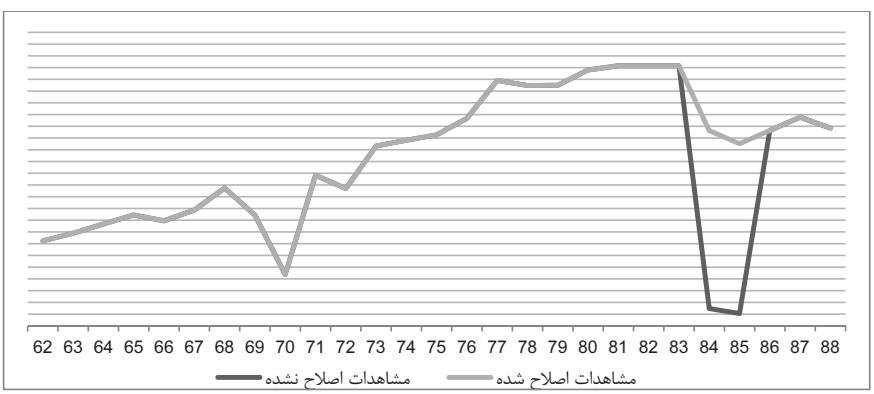
نمودار ۱: روند تغییرات قتل عمد تعدیل‌شده به جمعیت
منبع: مرکز آمار ایران و نیروی انتظامی

در بررسی روند قتل عمد صورت‌گرفته طی سه دهه اخیر، دو روند کلی مشخص است؛ اول اینکه، حرکت کلی ارتکاب قتل عمد رو به افزایش است و دوم اینکه، در پاره‌ای از سال‌ها، روند نوسانی به خود گرفته است که دلایل این نوسانات نامشخص است. در خصوص مشاهدات سال‌های ۸۴ تا ۸۶ ،به نوعی شکست ساختاری اتفاق افتاده که طبیعتاً یک ایراد آماری است. به همین دلیل به دیگر منابع اطلاعاتی از جمله مهمترین آن، نیروی انتظامی، مراجعه شده که آماری متفاوت‌تر به دست آمده است. در تصریح‌های اقتصادسنجی، از هر دو دسته آمار بهره گرفته‌ایم اما به علت وجود مشاهدات غیرواقعی در مورد سال‌های ۸۴ تا ۸۶، از متغیر مجازی استفاده کرده‌ایم.



نمودار ۲: روند تغییرات قتل غیرعمد تعدیل شده به جمعیت
منبع: مرکز آمار ایران و نیروی انتظامی

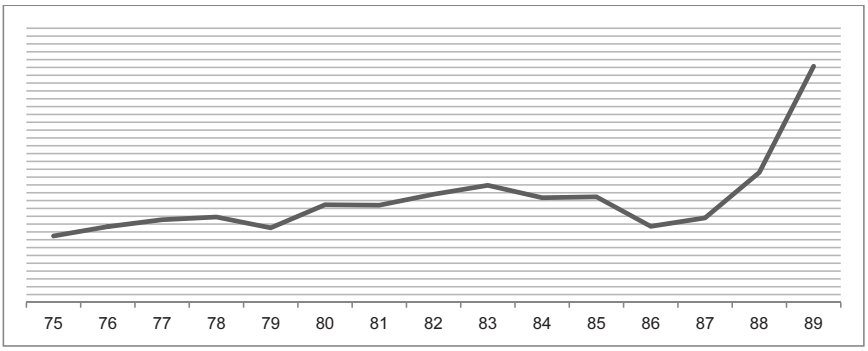
در خصوص قتل غیرعمد[1] که غالباً به سبب نزاع‌های دسته‌جمعی رخ می‌دهد، همان توضیحات نمودار قبلی دارای اعتبار است.



نمودار ۳: روند تغییرات جرائم خشن تعدیل‌شده به جمعیت
منبع: مرکز آمار ایران و نیروی انتظامی

۱. شایان ذکر است این متغیر قتل غیرعمد، شامل میزان تصادفات رانندگی یا اشتباهات سهوی نمی‌شود و بیشتر از مرگ‌هایی که به دلیل نزاع‌های دسته‌جمعی رخ می‌دهد، نشات می‌گیرد.

جرائم خشن از ترکیب جرائم ضرب‌وجرح، تظاهر به چاقوکشی، اجبار و اکراه، زورگیری و مسموم کردن عمدی شکل می‌گیرد که به نوعی نشان‌دهنده شدت ارتکاب خشونت است. این داده‌ها نیز روند رو به رشدی را در سال‌های پس از پایان جنگ تحمیلی نشان می‌دهد که حاکی از این حقیقت است که به دلایل تحولاتی که در سه دهه اخیر صورت گرفته است، روحیه گذشت و فداکاری که طی سال‌های اولیه پیروزی انقلاب تا پایان جنگ تحمیلی در بین جامعه ایرانی وجود داشته، کمرنگ شده است.



نمودار ۴: روند تغییرات سرقت تعدیل‌شده به جمعیت
منبع: مرکز آمار ایران و نیروی انتظامی

در خصوص متغیر سرقت باید گفت از بین انواع سرقت که در تعاریف تخصصی جرم‌شناسی به آن پرداخته می‌شود ـ که شامل سرقت اماکن مسکونی و تجاری، سرقت اتومبیل، کیف‌قاپی و سرقت مسلحانه است ـ متأسفانه نگارندگان نتوانستند در خصوص سرقت مسلحانه، آمار و اطلاعات متقنی به دست آورند و به‌ناچار از سه جزء دیگر در مدل اقتصادی سرقت استفاده کرده‌اند.

روش پژوهش

مدل کاربردی

به عدم انطباق کامل پاره‌ای از دلالت‌هایی که از مدل Lu Han (2009) به دست می‌آید ـ نظیر اینکه افراد سطوح پایین درآمدی مرتکب جرم خواهند شد یا اینکه هرعاملی با توانایی کار پایین یک

مجرم می‌شود ـ با اهداف پژوهشی این مقاله، نمی‌توان بین مبانی نظری ارائه‌شده و مدل پیشنهادی رابطه‌ای یک‌به‌یک برقرار کرد. برای نمونه، بسیار دیده شده است که افراد ثروتمند برای افزودن به ثروت یا قدرت خویش مرتکب جرم شده‌اند که با مبانی ارائه‌شده توسط Lu Han نمی‌توان در خصوص آن توضیح خاصی داد، یا وارد کردن نسبت شهرنشینی، نرخ رشد صنعتی شدن و مواردی از این دست به عنوان متغیرهای کنترل، با مدل وی انطباق کامل ندارد اما مدل تصریح‌شده تا حدود بسیاری با مدل ارائه‌شده توسط او همخوانی دارد. در نتیجه، مدل اصلی این مقاله به شکل زیر تصریح شده است که بیشتر بر اساس مبانی نظری ارائه‌شده توسط Neteller (1984) استوار است، زیرا تورم و بیکاری به عنوان عوامل موجد فقر و صنعتی شدن و شهرنشینی، سطح تحصیلات و دیگر متغیرها به عنوان عوامل مستقل معرفی‌شده توسط Neteller در مدل ارائه شده است.

$$CRIME_t = £_t + \alpha INF_t + \beta UN_t + \gamma X_t + V_t \qquad (۹)$$

فرضیه‌های پژوهش نیز درقالب گزاره‌های ریاضی زیر عنوان شده است. بردار متغیر X_t چون بسته به مدل‌ها دارای متغیرهای متفاوتی است، علامت مشتق آن در هر دو حالت بزرگتر از صفر، یعنی دارای تاثیر مثبت و کوچک‌تر از صفر، یعنی دارای تاثیر منفی درج شده است.

$$\frac{dCRIMEt}{dINFt} > ۰ \qquad (۱۰)$$

$$\frac{dCRIMEt}{dUNt} > ۰ \qquad (۱۱)$$

$$\begin{cases} \frac{dCRIMEt}{dXt} > ۰ \\ \frac{dCRIMEt}{dXt} < ۰ \end{cases} \qquad (۱۲)$$

در این مدل متغیر وابسته $CRIME_t$ نرخ ارتکاب جرم (قتل عمد، قتل غیرعمد، جرائم خشن و سرقت) تعدیل‌شده به جمعیت در نظر گرفته شده است. تعدیل‌شده به جمعیت، یعنی بر کل جمعیت تقسیم شده و عدد حاصل در ۱۰۰ هزار ضرب شده است که نهایتاً ارتکاب جرم به ازای هر ۱۰۰ هزار نفر می‌شود. روشن است که افزایش جمعیت، خود در افزایش ارتکاب جرم در واحد سطح موثر است. به همین دلیل اثر جمعیت از متغیر خارج شده است. $£_t$ عرض از مبدا، INF_t نرخ تورم، UN_t نرخ بیکاری، X_t بردار متغیرهای کنترل که دیگر متغیرهای اثرگذار بر ارتکاب جرم را در بر می‌گیرد و V_t جزو اخلال مدل لحاظ شده است. به دلیل تأکید بر اهمیت متغیرهای نرخ تورم و نرخ بیکاری، هر دو به وضوح در مدل تصریح شده و مابقی متغیرهای اثرگذار در بردار متغیرهای کنترل در نظر گرفته شده است.

با توجه به محدودیت‌های اطلاعاتی و امنیتی در خصوص اخذ آمار، دسترسی به تمام موارد مورد نیاز به طور کامل میسر نشد و در خصوص سرقت مسلحانه هم هیچ‌گونه آماری قابل دریافت نبود. چهار متغیر قتل عمد، قتل غیرعمد، سرقت عادی و جرائم خشن به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شد و در چهار تصریح جداگانه مورد برازش قرار گرفت که نتایج آن در قسمت بعد گزارش شده است. گفتنی است اجزای جرائم خشن، ضرب‌وجرح، تظاهر به چاقوکشی، اجبار و اکراه، زورگیری و مسموم کردن عمدی است.

بررسی مانایی متغیرها

تجزیه و تحلیل‌های رگرسیونی بر اساس یکسری فرض بنا شده‌اند که یکی از این فرض‌های مهم و تأثیرگذار، مانایی متغیرهای مورد استفاده است. در صورت نامانایی متغیرها، ممکن است با مشکل بزرگی مواجه باشیم که Granger & Newbold (1974) آن را رگرسیون کاذب[1] نامیده‌اند. امروزه بررسی مانایی متغیرها یکی از قسمت‌های مهم در تخمین مدل‌های رگرسیونی مبتنی بر داده‌های سری زمانی به حساب می‌آید. در این قسمت به بررسی مانایی متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه می‌پردازیم.

جدول ۶: نتایج آزمون مانایی متغیرها

نوع آزمون / متغیرها	ADF	P –P	KPSS	Elliott - Rothenberg
نرخ بیکاری	مانا	مانا	مانا	مانا
نرخ تورم	مانا	مانا	مانا	مانا
نرخ رشد اقتصادی	مانا	مانا	مانا	مانا
نرخ صنعتی شدن	مانا	مانا	مانا	مانا
نرخ شهرنشینی	نامانا	مانا	مانا	مانا
نرخ باسوادی	مانا	نامانا	مانا	مانا
قتل عمد تعدیل‌شده به جمعیت	نامانا	مانا	مانا	مانا
قتل غیرعمد تعدیل‌شده به جمعیت	مانا	نامانا	مانا	مانا
جرائم خشن تعدیل‌شده به جمعیت	نامانا	مانا	مانا	مانا
سرقت تعدیل‌شده به جمعیت	نامانا	مانا	مانا	مانا

منبع: محاسبات پژوهشگر

1. Spurious Regression

از چهار آزمون مانایی استفاده کرده‌ایم که در بعضی از آنها، هر چهار آزمون و در بعضی دیگر حداقل سه آزمون حکم به مانا بودن متغیر در واحد سطح کرده‌اند و نگرانی از بابت وجود رگرسیون‌های کاذب وجود ندارد و تمامی متغیرها از یک درجه هم‌انباشتگی مانا هستند.

تخمین ضرایب و تفسیر نتایج

- معادله کمی قتل عمد به صورت جدول (۷) ارائه می‌شود:

جدول ۷: متغیر وابسته؛ قتل عمد به ازای هر ۱۰۰ هزار نفر

متغیرهای توضیحی	مدل با مشاهدات اصلاح‌نشده			مدل با مشاهدات اصلاح‌شده		
	ضرایب	t	درجه وقفه	ضرایب	t	درجه وقفه
نرخ تورم	۰/۰۱۶	+۲/۴۵	۰	۰/۰۱۷	+۲/۴۷	۰
نرخ رشد اقتصادی	-۰/۰۲۷	-۲/۵۸	۰	-۰/۰۲۹	-۲/۶۰	۰
نرخ صنعتی شدن	۰/۳۳	+۲/۷۱	۰	۰/۳۵	+۲/۷۵	۰
تغییرات نرخ باسوادی	-۰/۰۳۱	-۳/۹۱	۰	-۰/۰۳۳	-۳/۹۳	۰
متغیر مجازی	-۲/۴۸	-۱۶/۲۱	---	چون از مشاهده‌های اصلاح‌شده استفاده کرده‌ایم، نیازی به متغیر مجازی نبوده است.		
عرض از مبدأ	-۷/۲۳	-۱۲/۴۸	---	-۷/۲۵	-۱۲/۵۲	---
دوره زمانی	۱۳۶۵-۱۳۸۹			۱۳۶۵-۱۳۸۹		
adj. R2	٪۹۶			٪۹۰		
F	۹۷			۷۴		
D.W	۲/۵			۲/۳		
RESET RAMSY TEST	تصریح مدل کاملاً معنی‌دار است			تصریح مدل کاملاً معنی‌دار است		

در جدول (۷) معادله کمی قتل عمد تصریح شده است. گفتنی است با توجه به مشاهدات نامرتبط که در قسمت (۵) آنها را تحلیل اکتشافی کردیم، از دو برآورد برای قتل عمد بهره گرفته‌ایم که یکی با متغیر مجازی برای مشاهدات سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۶ و دیگری بدون متغیر مجازی و با استفاده از مشاهدات به دست‌آمده از داده‌یابی درون‌نمونه‌ای تصریح شده است. ضرایب جدول به خوبی گویای اثرگذاری متغیرهای موجود است. در صورتی که نرخ تورم یک درصد افزوده شود میزان قتل عمد به ازای

هر ۱۰۰ هزارنفر به میزان ۰/۰۱۶ درصد و ۰/۰۱۷ درصد افزایش می‌یابد. در مورد نرخ رشد اقتصادی که متناظر با نرخ بیکاری است با ضریبی بیش از تورم اثر خود را نشان می‌دهد، به این معنی که با کاهش نرخ رشد اقتصادی به میزان یک درصد نرخ افزایش قتل عمد به میزان ۰/۰۲۷ درصد و ۰/۰۲۹ درصد افزوده می‌شود. نرخ صنعتی شدن بیشترین اثرگذاری را بر قتل عمد دارد و ضریب آن ۰/۳۳ و ۰/۳۵ است زیرا یک متغیر نهادی است و تغییرات آن کاملاً بطئی و آرام است. نرخ با سوادی نیز دارای ضریب ۰/۰۳۱- و ۰/۰۳۳- است. دو متغیر نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی در سطح ۹۵درصد معنی‌دار و مابقی ضرایب در سطح اطمینان ۹۹ درصد بامعنی است. تمامی متغیرها دارای علامت مورد انتظار هستند.

معادله کمی قتل غیر عمد[1] به صورت جدول (۸) ارائه می‌شود:

جدول ۸: متغیر وابسته؛ قتل غیرعمد به ازای هر ۱۰۰ هزار نفر

متغیرهای توضیحی	مدل با مشاهدات اصلاح‌نشده			مدل با مشاهدات اصلاح شده		
	ضرایب	t	درجه وقفه	ضرایب	t	درجه وقفه
نرخ تورم	+۰/۱۴	+۳/۳۳	۰	۰/۱۵	۳/۳۵	۰
نرخ بیکاری	+۰/۶۹	+۳/۳۶	۳	۰/۷	۳/۵۲	۳
نرخ شهرنشینی	+۱۶/۵	+۱۰/۲۹	۰	۱۶/۵۸	۱۰/۵۰	۰
تغییرات نرخ باسوادی	-۰/۶۸	-۶/۷۵	۰	-۰/۶۹	-۶/۷۹	۰
نرخ ارتکاب جرائم خشن	+۰/۰۰۰۰۶	+۲/۲	۰	۰/۰۰۰۰۷	۲/۲۲	۰
متغیر مجازی	-۹/۱۲	-۴	---	چون از مشاهدات اصلاح‌شده استفاده کرده‌ایم، نیازی به متغیر مجازی نبوده است		
عرض از مبدأ	-۵۳/۴۴	-۷/۵	---	×-۵۴/۸۵	-۷/۵۹	---
دوره زمانی	۱۳۶۴-۱۳۸۸			۱۳۶۴-۱۳۸۸		
adj. R2	٪۹۴			٪۹۳		
F	۴۳			۴۰		
D.W	۲/۵			۲/۲		
RESET RAMSY TEST	تصریح مدل کاملاً معنی‌دار است			تصریح مدل کاملاً معنی‌دار است		

۱. شامل تصادفات رانندگی نیست و معمولاً به وسیله نزاع‌های دسته‌جمعی ایجاد می‌شود.

مدل بعدی که در جدول (۷) نتایج آن گزارش شده است مربوط به قتل غیرعمد است که مرگ‌های ناشی از تصادفات رانندگی و سهوی را دربر ندارد و عموماً به وسیله نزاع‌های دسته‌جمعی که یک نفر در آن فوت کرده، شکل می‌گیرد. با توجه به مشاهدات نامرتبط که در قسمت (۵) آنها را تحلیل اکتشافی کردیم، از دو برآورد برای قتل غیرعمد بهره گرفته‌ایم که یکی با متغیر مجازی برای مشاهدات سال‌های ۱۳۸۴ و ۱۳۸۵ و دیگری بدون متغیر مجازی و با استفاده از مشاهدات به دست‌آمده از داده‌یابی درون‌نمونه‌ای تصریح شده است. ضریب نرخ تورم بدون وقفه اعدد ۰/۱۴ و ۰/۱۵ است و نسبتاً عدد بزرگی است. نرخ بیکاری را با سه دوره وقفه وارد مدل کرده‌ایم و برای انتخاب دوره‌های وقفه، از معیارهای آکاییک، شوارتز و هنان ـ کویین بهره گرفته‌ایم. اعداد این ضرایب ۰/۶۹ و ۰/۷۰ است که از تورم نیز اثرگذارتر و حساس‌تر است. نرخ شهرنشینی نیز مانند نرخ صنعتی شدن از جمله متغیرهای اقتصادی نهادی است و راهکارهای ضربتی برای مقابله با آن وجود ندارد تا اینکه اقتصاد به یک وضعیت باثبات نهادی برسد و روند مهاجرت از روستا به شهر معکوس شود. ضریب این متغیر اعداد ۱۶/۵ و ۱۶/۵۸ است که نسبت به تورم و بی‌کاری بسیار بزرگ و معنی‌دار است. نرخ باسوادی نیز مطابق انتظار اثر منفی بر متغیر قتل غیرعمد دارد. متغیر بعدی، نرخ ارتکاب جرائم خشن است که اگرچه ضریب آن ناچیز است، علامت آن معنی‌دار و قابل انتظار است. تمامی ضرایب به جز نرخ ارتکاب جرائم خشن در سطح ۹۹ درصد معنی‌دار است.

معادله کمی نرخ ارتکاب سرقت به صورت جدول (۹) ارائه می‌شود:

جدول ۹: متغیر وابسته؛ میزان سرقت به ازای هر ۱۰۰ هزار نفر جمعیت

متغیرهای توضیحی	ضرایب	t	درجه وقفه
نرخ تورم	۳/۲۶	۴/۰۹	۰
نرخ رشد اقتصادی	-۲/۴۷	-۱/۸۱	۰
نرخ شهرنشینی	+۱۵/۹۷	+۱۳/۲۲	۰
متغیر مجازی	+۲۲/۶۲	+۸/۴۷	---
عرض از مبدأ	-۷۵۶	-۹/۴۷	---
دوره زمانی	۱۳۸۹-۱۳۶۳		
adj.R2	٪۹۴		
F	۹۶		
D.W	۱/۴		
RAMSY RESET TEST	تصریح مدل کاملاً معنی‌دار است		

برای متغیر نرخ ارتکاب سرقت از مدلی که در جدول (۹) نگاشته شده است استفاده کرده‌ایم. متاسفانه به‌رغم تلاش‌های بسیار نگارندگان، امکان دسترسی به آمارهای سرقت مسلحانه ممکن نشد و به‌ناچار از آمارهای وقوع سرقت‌های عادی و آن هم مواردی که منجر به تشکیل پرونده در نیروی انتظامی شده است، استفاده کرده‌ایم. البته ممکن است در برخی سرقت‌های جزیی مانند کیف‌قاپی و مواردی از این دست، به علت زمان‌بر بودن فرآیند پیگیری و رسیدگی، افراد از طرح شکایت صرف نظر کنندکه قطعاً از آمار رسمی سرقت می‌کاهد، این در حالی است که به صورت واقعی این آمار را افزایش می‌دهد. همان طور که از فرم تصریح‌شده مدل پیداست، همچنان متغیرهای نهادی بیشترین اثرگذاری را دارند و نرخ شهرنشینی با ضریب ۱۵/۹۷+ ، نرخ تورم با ضریب ۳/۲۶ و نرخ رشد اقتصادی ۲/۴۷- در رده‌های بعدی اثرگذاری هستند. علامت تمام ضرایب مطابق انتظار است. برای سال‌های ۱۳۷۴ و ۱۳۸۹ که مشاهدات نامرتبط داشتند، متغیر مجازی تعریف کردیم که به بهبود نتایج مدل کمک شایانی کرده است.

معادله کمی جرائم خشن به صورت جدول (۱۰) ارائه می‌شود:

جدول ۱۰: متغیر وابسته جرائم خشن به ازای هر ۱۰۰ هزار نفر

متغیرهای توضیحی	مدل با مشاهدات اصلاح‌نشده			مدل با مشاهدات اصلاح‌شده		
	ضرایب	t	درجه وقفه	ضرایب	t	درجه وقفه
نرخ تورم	+۱/۳۲	+۴/۵۶	۳	۱/۳۵	۴/۶۳	۳
نرخ بیکاری	+۵/۷۶	+۳/۶۶	۲	۵/۸۳	۳/۸۷	۲
نرخ رشد اقتصادی	-۱/۳۳	-۲/۸۰	۲	-۱/۳۵	-۲/۸۹	۲
تغییرات نرخ باسوادی	-۰/۰۲۷	-۲/۵۵	۰	-۰/۰۲۸	-۲/۶۳	۰
متغیر مجازی	-۸۷	-۱۲/۱۲	---	چون از مشاهدات اصلاح‌شده استفاده کرده‌ایم، نیازی به متغیر مجازی نبوده است		
عرض از مبدأ	-۱۶۲	-۴/۳۳	---	-۱۶۶/۷*	-۴/۵۴	---
دوره زمانی	۱۳۶۲-۱۳۸۸			۱۳۶۲-۱۳۸۸		
adj. R2	٪۹۰			٪۸۸		
F	۳۴			۳۰		
D.W	۲/۱			۲		
RESET RAMSY TEST	تصریح مدل کاملاً معنی‌دار است			تصریح مدل کاملاً معنی‌دار است		

در مدل کمی نرخ ارتکاب جرائم خشن را که اجزای آن ضرب و جرح، تظاهر به چاقوکشی، اجبار و اکراه، زورگیری و مسموم کردن عمدی است، در جدول (۱۰) گزارش کرده‌ایم. با توجه به مشاهدات نامرتبط که در قسمت (۵) آنها را تحلیل اکتشافی کردیم از دو برآورد برای جرائم خشن بهره گرفته‌ایم که یکی با متغیر مجازی برای مشاهدات سال‌های ۱۳۸۴ و ۱۳۸۵ و دیگری بدون متغیر مجازی و با استفاده از مشاهدات به دست آمده از داده‌یابی درون‌نمونه‌ای تصریح شده است. نرخ تورم را با سه دوره وقفه وارد مدل کرده‌ایم که برای دستیابی به وقفه بهینه از معیارهای آکاییک، شوارتز و هنان ـ کویین بهره گرفته‌ایم. ضریب نرخ تورم اعداد ۱/۳۲ و ۱/۳۵ است که نسبتاً بزرگ است. نرخ بیکاری نیز با دو دوره وقفه وارد مدل شده است که ضریب آن بسیار بزرگتر از نرخ تورم و ارقام آن ۵/۷۶ و ۵/۸۳ است. نرخ رشد اقتصادی، البته با دو دوره وقفه، دارای ضرایب ۱/۳۳- و ۱/۳۵- و ضریب نرخ باسوادی اعدد ۰/۰۲۷- و ۰/۰۲۸- است. تمام ضرایب در سطح ۹۹ درصد معنی‌دار است.

نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

نتایج بررسی‌ها نشان می‌دهد فرضیه‌های اصلی پژوهش مبنی بر رابطه مثبت بین بیکاری و تورم بر متغیرهای اجتماعی مورد تایید است. مادامی که سیاستگذاران محیط ارتکاب جرم را اصلاح نکنند، در واقع، به جای مبارزه با علت به مبارزه معلول می‌پردازند و باید حتماً این روند اصلاح شود.

هدف‌گذاری اصلی باید بر کاهش بیکاری باشد نه تورم، زیرا با توجه به مدل‌ها اثر تخریبی بیکاری بسیار شدیدتر از اثر تخریبی تورم است و اهمیت بیشتری دارد اما تورم‌های مزمن در اقتصاد ایران نیز چون حالت ماندگار به خود گرفته است حتماً باید ریشه‌کن شود. لازم به ذکر است که نباید نسبت به اهمیت متغیرهایی مانند شهرنشینی بی‌رویه، کیفیت و کمیت سطح سواد جامعه غافل بود و بایستی اصلاح آنها را در میان‌مدت و بلندمدت در دستور کار قرار داد زیرا ضرایب آنها بسیار اثرگذار و پررنگ‌تر از نرخ بیکاری و تورم است.

منابع

الف) فارسی

تفضلی، فریدون (۱۳۸۴). *اقتصاد کلان*. تهران: نشر نی، چاپ ۱۵.

حسینی‌نژاد، مرتضی (۱۳۸۴)، بررسی علل اقتصادی جرم در ایران با استفاده از یک مدل داده‌های تلفیقی، مورد سرقت. *مجله برنامه و بودجه*. شماره ۹۵، صص ۸۱-۳۵.

شاکری، عباس. (۱۳۸۷). *اقتصاد کلان*. تهران: پارس نویسا، چاپ اول.

صادقی، حسین؛ نجفی، نرگس؛ وفایی‌یگانه، رضا و محمد غفاری، حسن (۱۳۸۹). *اقتصاد جرم*. همدان: نشر نورعلم، چاپ اول.

صادقی، حسین؛ اصغرپور، حسین و شقاقی، وحید (۱۳۸۴). تحلیل عوامل اقتصادی اثرگذار بر جرم در ایران، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۸، صص ۹۰-۶۳.

قاسمی، مجتبی (۱۳۸۸). *مروری بر شاخص‌های اندازه‌گیری تورم*، صندوق بازنشستگی کشوری.

مهرگان، نادر و گرشاسبی‌فخر، سعید (۱۳۹۰). نابرابری درآمدی و جرم در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال یازدهم، شماره ۴، صص ۱۲۵-۱۰۹.

دفتر آمار و اطلاعات نیروی انتظامی جمهوری اسلامی ایران.

قانون مجازات اسلامی، مصوب ۲۱ تیرماه ۱۳۶۱.

ب) انگلیسی

Allen, R. (1996). Socioeconomic and property crime. *American journal of economic and sociology*, 53 , (3), pp. 293-308.

Becker, G. (1968). Crime and Punishment: An Economic Approach. *Journal of Political Economy*, 76, pp. 169-217.

Chapman, J. I. (1976). An economic model of crime and police. *Journal of Research Crime* & Delinquency, 13 (1). pp. 48-63.

CHOR FOON TANG (2009). The Linkages among Inflation, Unemployment and Crime Rates in Malaysia. *Int. Journal of Economics and Management*, 3(1) pp. 50 – 61.

Ehrlich, Isaac. (1972). The Deterrent Effect of Criminal Law Enforcement. *The Journal of Legal Studies*, 1(2), pp. 259-276.

Ehrlich, Isaac. (1973). Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and .Empirical Investigation. *the Journal of Political Economy*, 81(3), pp. 521-5655.

Frreman. (1996). Why do so many young American men commit crime and what might we do about it?. *journal or economic perspective*, 10, pp. 42-125.

Jacobs, D. (1981). Inequality and economic crime. *sociology and social Research*, 66, pp.12-28.

John M. Nunley, Richard Alan Seals Jr & Joachim Zietz. (2010). THE IMPACT OF

MACROECONOMIC CONDITIONS ON PROPERTY CRIME. The Impact of Macro Economic Condition on Property Crime, *Aubum University Department of Economics Working Paper Series*, pp. 2-15.

Jorgen T. Lauridsen, Fatma Zeren & Ayşe Ari. (2013). *A spatial panel data analysis of crime rates in EU*. Discussion Papers on Business and Economics, Department of Business and Economics, Faculty of Social Sciences, University of Southern Denmark.

Kennedy, W *et al*. (1991). Homicide in urban Canada: Testing the impact of economic inequality and social disorganization. *Canadian Journal of sociology*, 16, pp.397410-.

Lederman, Daniel & *et al*. (2002). What Cause Violent Crime?. *European Economic Review*, 46, pp.1323-1357.

Lu Han. (2009). *ECONOMIC ANALYSES OF CRIME IN ENGLAND AND WALE*S. A thesis submitted to the University of Birmingham, Department of Economics.

Messner. (1982). Poverty, inequality and urban homicide rate. *criminology*, 20, pp. 103 -114.

Neteller, Gwynn. (1984). *Explaining crime*. New York Mcgraw- Hill.

Sanchez (2002). *Conflict, Violent Criminal activity in Colombia*. Press Yale University.

Seals & Nunley. (2007). *The effects of Inflation and demographic change on property crime: a structural time series approach*. middle Tennessee State University, Department of economics & finance working paper series.

Show & Mckay (1969). *Juvenile delinquency and urban areas*. university of Chicago press.

Syed *Yasir Mahmood Gillani & Hafeez ur Rehman & Abid Rasheed Gill. (2009). Unemployment, Poverty, Inflation and Crime Nexus: Cointegration and Causality analysis of Pakistan.*

Tushima, Masahiro. (2000). Economic Structure and Crime: The Case of Japan. *Journal of Social- Economic, 25*, (4), pp. 497-515.

Winkelmann & Papps. (2000). Unemployment and crime: New evidence for an old question. *New Zealand Economic Papers*, 34(1), pp. 53-71.