

پژوهش‌های راهبردی امنیت و نظم اجتماعی

سال دوم، شماره پیاپی ۶، شماره دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۲

تاریخ دریافت: ۹۱/۱۲/۱۵ تاریخ پذیرش: ۹۲/۷/۲۲

صص ۷۹-۹۸

بررسی علل اقتصادی آسیب‌های اجتماعی

(با تأکید بر رابطه تورم و جرایم در ایران طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۷۰)

ذبیح‌اله مکی‌پور، مربی آموزشکده فنی و حرفه‌ای سما واحد یاسوج*

علی ربانی، دانشیار گروه علوم اجتماعی دانشگاه اصفهان

چکیده

به کارگیری سیاست‌های اقتصادی علاوه بر تأثیرات اقتصادی می‌تواند باعث بروز بسیاری از تأثیرات اخلاقی و اجتماعی در جامعه شود. از جمله اصلی‌ترین تأثیرات به کارگیری سیاست‌های اقتصادی در ایران تشدید تورم بوده است که این عامل توانسته با ایجاد نابرابری‌های درآمدی و شکاف اجتماعی، زمینه‌های بروز انواع جرایم و به خصوص جرایم اقتصادی را فراهم سازد. در این پژوهش با به کارگیری داده‌های ۲۰ ساله سالنامه آماری ایران در خصوص جرایم سرقت و صدور چک بلامحل در قالب یک مدل اقتصادسنجی و با استفاده از الگوی پویای خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی موسوم (ARDL) به منظور تحلیل ضرایب بلند مدت بین متغیرهای توضیحی (نرخ‌های تورم و بیکاری) و وابسته (جرایم سرقت و صدور چک پرداخت نشدنی) و همچنین، الگوی تصحیح خطا (ECM) برای تطبیق رفتار کوتاه مدت متغیر اقتصادی با رفتار بلند مدت آن استفاده شده است. برآورد مدل‌های مورد اشاره حاکی از آن است که متغیرهای اقتصادی معرفی شده در این رساله با عنوان نرخ بیکاری و نرخ تورم هر دو اثر معناداری بر ارتکاب جرایم مد نظر؛ یعنی سرقت و صدور چک پرداخت نشدنی داشته است. واژه‌های کلیدی: جرم، تورم، بیکاری.

مقدمه

نگاهی بر سیاست‌های اقتصادی دولت در ایران و نیز توجه به شرایط ویژه اقتصاد ایران، از جمله نقش غالب دولت در اعمال این سیاست‌ها، تک محصولی بودن اقتصاد داخلی، کسری‌های مداوم بودجه دولت و امثال آنها، همگی از عواملی است که توانسته است به تورمزایی سیاست‌های اقتصادی منجر شود. از سویی، این مسأله می‌تواند از طریق نابرابری‌های درآمدی و شکاف‌های اجتماعی بر سطح زندگی افراد و در نهایت بر هنجارهای جامعه اثرگذار باشد.

با عنایت به عوامل اقتصادی در ارتکاب پاره‌ای جرایم، امروزه موضوعی با عنوان اقتصاد جرم^۱ در سر فصل‌های علم اقتصاد لحاظ شده است که در تلاش است جنبه‌های اقتصادی فعالیت‌های مجرمانه را بررسی کند و مهمتر از آن ریشه‌های اقتصادی آن را شناسایی کند (حسینی نژاد، ۱۳۸۳: ۱).

در ارزیابی آثار اجتماعی اجرای سیاست‌های اقتصادی می‌توان امواج تورمی سیاست‌های کلان اقتصادی را یکی از عوامل اساسی در رشد ناهنجاری‌های اجتماعی در کشور یاد کرد. این مسأله در این پژوهش به طور مشخص با ردگیری ناهنجاری‌هایی همچون صدور چک بلامحل و سرقت نشان داده خواهد شد. در ادامه تحقیق با بررسی تأثیرات تورمزایی سیاست‌های اقتصادی (پولی و مالی) در ایران و بازگو کردن پاره‌ای از تحقیقات پیشین و آرایه یک مدل اقتصادی با استفاده از نرم افزار معتبر اقتصادی به آزمون فرضیه خود خواهیم پرداخت.

بررسی تورم به عنوان متغیری اثرگذار بر وقوع جرایم
بررسی تورم به عنوان یکی از عوامل اثرگذار بر ارتکاب جرایم، از جمله جدیدترین مطالعات در حوزه اقتصاد

جرم است؛ به گونه‌ای که در این زمینه تاکنون مطالعه‌ای در ایران صورت نگرفته است. از آنجا که تورم به عنوان یک پدیده نامطلوب اقتصادی می‌تواند تأثیرات زیانباری بر کل نظام اقتصادی کشور وارد کند، بررسی ریشه‌ها و پیامدهای آن بیش از گذشته ضروری به نظر می‌رسد.

واقعیت‌های اظهاری در خصوص نرخ تورم در ایران طی سال‌های اخیر حاکی از جایگاه ایران در میان ده کشور با نرخ‌های بالای تورم است. این در حالی است که از میان ۲۲۵ کشور دنیا حداقل ۲۰۰ کشور تورم تک رقمی، صفر و حتی منفی را دارا هستند، به همین لحاظ، شناخت ابعاد و پیامدهای منفی این شاخصه کلان اقتصادی در مباحث کلان کشور ما از جایگاه ویژه‌ای برخوردار خواهد بود (اقتصاد ایران، ۱۳۹۰).

تورم سطح کلان آثار معناداری بر همه متغیرهای کلان اقتصاد ملی باقی می‌گذارد و از این طریق، فضای اقتصادی کلان را به جای ثبات با هرج و مرج و تزلزل روبه رو می‌سازد. هنگامی که سطح ریسک و عدم اطمینان بر اثر این بی‌ثباتی و پیش‌بینی ناپذیری امور افزایش پیدا می‌کند، آثار اقتصادی تورم، از قبیل: کاهش صادرات، افزایش واردات، کسری تراز پرداخت‌ها، تغییر تخصیص و توزیع منابع و تشدید نابرابری‌های درآمدی و منطقه‌ای در برابر آثار غیراقتصادی آن، رنگ می‌بازد.

در ادبیات اقتصادی از تورم به عنوان یک عامل مهم و اثرگذار بر توزیع درآمدها یاد می‌شود، زیرا تورم از قدرت خرید درآمدها می‌کاهد و صاحبان درآمدهای ثابت و همه کسانی که نمی‌توانند درآمدهای خود را به نسبت افزایش تورم بالا ببرند، آسیب خواهند دید (تفضلی، ۱۳۸۳: ۵۸۵).

واقعیت اقتصاد ایران نشان می‌دهد که افراد پردرآمد برای محفوظ ماندن از تورم بالا اغلب به سراغ دارایی‌های حقیقی از قبیل زمین می‌روند که افزایش ارزش آن در ایران بسیار قابل توجه است و از این طریق

¹ The Economics of Crime

در باب تأثیر بسزای نابرابری‌های درآمدی در ارتکاب جرایم، پاره‌ای از اقتصاددانان بر این باورند که نابرابری‌های درآمدی یکی از اصلی‌ترین عوامل در ارتکاب جرم به شمار رفته است؛ به گونه‌ای که سطح پایین نرخ جرایم در کشوری مانند ژاپن تا حدود بسیار زیادی ناشی از توزیع یکنواخت درآمد بوده است (صادقی و همکاران، ۱۳۸۹). مطالعات صورت گرفته در ایران نیز تا حد زیادی بر این مدعا صحه گذاشته‌اند و با بررسی نابرابری‌های توزیع درآمدی در قالب ضریب جینی این مسئله را بررسی کرده و بر وجود همبستگی مثبت و معنادار میان متغیر یاد شده و پاره‌ای جرایم تأکید نموده‌اند (گرشاسبی‌فخر، مهرگان، ۱۳۹۰؛ حسینی نژاد، ۱۳۸۴؛ صادقی و همکاران، ۱۳۹۰).

سیر اندیشه‌های اقتصادی در زمینه جرم

تحلیل جرایم در علوم انسانی در شاخه اقتصاد با عنوان «اقتصاد جرم» و در شاخه علوم اجتماعی با عنوان «آسیب‌شناسی اجتماعی» صورت می‌گیرد. بسیاری از اقتصاددانان با استفاده از روش‌هایی، چون: سری‌های زمانی، سری‌های مقطعی و داده‌های تابلویی در قالب الگوهای اقتصاد سنجی سعی در تحلیل علل اقتصادی جرایم داشته‌اند. از سوی دیگر، مطالعاتی در زمینه کنترل اقتصادی جرایم با در نظر گرفتن میزان و شدت مجازات‌ها و عوامل مؤثر بر جرایم و تخمین جرایم، عرصه گسترده‌تری از مطالعات اقتصادی جرم را پیش رو می‌نهد.

اولین مطالعات در باب اقتصاد جرم به سال ۱۸۲۹ برمی‌گردد که توسط ادوین چادویک^۱ صورت گرفت. همچنین، فلیشر^۲ (۱۹۶۳) به بررسی میان جرم و شرایط بازار کار از دیدگاه سیاست عمومی پرداخته است. فلیشر

خود را در مقابل تورم محافظت می‌کنند اما افراد کم درآمد که توانایی چنین کاری را ندارند، به واسطه افزایش قیمت‌ها به تدریج قدرت خرید (درآمد واقعی) خود را از دست می‌دهند. توزیع درآمدها نیز از جمله متغیرهایی است که از حوزه تأثیرپذیری از تورم خارج نیست و اهمیت این مسأله ایجاب می‌کند تا نحوه تغییرات نابرابری درآمدها در پی نوسانات تورم بیشتر مورد مطالعه محققان و مورد توجه سیاستگذاران اقتصادی قرار گیرد. بررسی ادبیات نظری و توجه به شرایط اقتصاد ایران، بیانگر آن است که در کشور ما تورم تأثیر مستقیمی بر نابرابری‌ها و شکاف طبقاتی به جای می‌گذارد و با افزایش هر چه بیشتر قیمت‌ها بر فاصله میان اغنیا و فقرا نیز افزوده می‌گردد. دلیل این امر در عواملی چون بزرگتر بودن بعد خانوار در اقشار مرفه و فقیر جامعه، تفاوت در منبع درآمدها و ناموزون بودن افزایش قیمت‌ها در گروه‌های مختلف کالا و خدمات نهفته است (مهربانی، ۱۳۸۹).

مطالعات متعددی درباره تأثیرات تورمی و توزیع درآمدی در ایران به انجام رسیده است که تعداد قابل توجهی از این مطالعات، تلاش در جهت محاسبه شاخص نابرابری (عمدتاً ضریب جینی) بوده است. نگاهی اجمالی بر مطالعات صورت گرفته همگی مدعایی بر آن است که تورم در جامعه وضعیت توزیع درآمدی را بدتر می‌کند (صمدی، ۱۳۷۱؛ ابونوری، ۱۳۷۶، جرجزاده و اقبالی، ۱۳۸۶).

می‌توان در یک تحلیل مارکسیستی از جرم گفت، تضاد طبقاتی در جامعه باعث به وجود آمدن طبقات فقیر و ثروتمند در مقابل یکدیگر خواهد شد و طبقه فقیر با آگاه شدن از تضاد و تفاوت‌های خود نسبت به طبقه ثروتمند دچار حالت طغیان و سرکشی شده، دست به اعمال مجرمانه می‌زند (شیخاوندی، ۱۳۷۹: ۲۰۰).

^۱ Edwin chadwick

^۲ Fleisher

تلس^۶ (۲۰۰۴)، با معرفی جرم در تابع تولید اقتصاد در مدل رشد پولی سیدراسکی (۱۹۹۵)^۷ به بررسی تأثیرات سیاست‌های کلان اقتصادی بر روی جرم می‌پردازد. او در این مدل فرض می‌کند که جرم دارای یک اثر بیرونی منفی بر تولید است، چرا که اولاً عوامل تولید از بخش رسمی به این بخش منتقل می‌شوند و ثانیاً جرم بر رفاه جامعه اثر منفی دارد. تلس بیان می‌دارد در حالی که افراد بر اساس بازدهی مثبت انتظاری به سمت جرم کشیده می‌شوند، اما از سوی دیگر به خاطر اثر منفی جرم بر تولید کل جامعه از آن اثر می‌پذیرند. او بیان می‌کند که اگر حجم پولی که توسط افراد نگهداری می‌شود، بر مطلوبیت نهایی جرم اثری نداشته باشد، در این صورت تورم بر میزان جرم در اقتصاد تأثیری نخواهد داشت، بنابراین، رابطه میان سیاست‌های پولی و جرم که به وسیله مدل پایه‌گذاری شده است، در واقع ارتباط میان پول و جرم را در تابع مطلوبیت افراد بیان می‌کند. تلاش‌های تلس معطوف به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر جرایم بود. همچنین، اقتصاددان دیگری به نام ترنوفسکی (۱۹۹۵)^۸، تلاش‌های خود را در جهت بررسی تأثیر سیاست‌های مالی بر میزان جرایم در قالب مدلی ارائه کرد. در این روش یک جزء جدید؛ یعنی هزینه‌های دولت (g) را به تابع مطلوبیت اضافه نمود و نشان داد که هر دو نوع مالیات ثابت و مالیات بر مصرف و هزینه‌های دولت بر میزان جرایم مؤثر خواهد بود. این امر بیانگر آن است که در واقع اگرچه در ظاهر سیاست‌های اقتصادی (پولی و مالی) در جهت اهداف اقتصادی دولت به اجرا در می‌آید، اما این سیاست‌ها در لوای خود تأثیرات اجتماعی بسزایی به جا خواهند گذاشت که متأسفانه اغلب نادیده انگاشته شده است و همین امر، لزوم

نتیجه می‌گیرد که «آزمون ارتباط میان نرخ جرم و بیکاری در کنار سایر متغیرهای توضیحی جرم مانند سن، حاکی از آن است که نرخ بیکاری بر جرم و جنایت میان جوانان نقش مثبت و معناداری دارد و این نتایج به ویژه برای افراد ۱۶ سال به بالا از استحکام بیشتری برخوردار است» (حسینی نژاد، ۱۳۸۳)، پس از آن بکر^۱ (۱۹۶۸)، با در نظر گرفتن جرم به عنوان یک فعالیت اقتصادی که براساس منافع و هزینه‌های مد نظر فرد به انجام خواهد رسید، برای جرم مانند سایر کالاها بازاری در نظر گرفت. پس از بکر افرادی چون استیگلر^۲ (۱۹۷۰)، ارلیک^۳ (۱۹۷۳) و رونالدز^۴ (۱۹۸۰)، مطالعه اولیه را کامل‌تر نمودند.

در واقع، اولین بار بکر (۱۹۶۸)^۵ در مقاله‌ای با عنوان «اقتصاد جرم و مجازات؛ یک رهیافت اقتصادی» به طور صریح به مقوله اقتصاد جرم پرداخت. پیش از هر چیز او در مقاله خود به جرم به عنوان یک فعالیت اقتصادی نگریسته، در آن هر فرد را دارای آستانه‌ای از ارزش‌ها می‌داند که او را در تصمیم میان ارتکاب جرم و یا عدم ارتکاب آن دچار تردید خواهد نمود. از نظر بکر، منحرف کسی است که برچسب جرم را بشود با موفقیت به او زد و رفتار انحرافی رفتاری است که مردم آن را انحرافی تعریف کنند. به اعتقاد بکر، افراد براساس نظریه انتخاب عقلایی، با تحلیل هزینه - فایده این موضوع که عواید مادی و غیر مادی نسبت به کارهای قانونی با در نظر گرفتن احتمال دستگیری و مجازات و میزان آنها، بیشتر است، مرتکب جرم می‌شوند.

¹ Becker

² Stigler

³ Eherlich

⁴ Ronalds

⁵ Becker, G.S (1968) Crime and Punishment: An Economic Approach; Journal of Political Economy, No. 76(2), pp.169-217.

⁶ Teles (2004)

⁷ Sidraski (1995)

⁸ Turnovsky (1995)

عنوان متغیر توضیحی با استفاده از یک روش علیت گرنجر و آزمون هم‌انباشتگی، رابطه میان عوامل یاد شده و میزان جرم در ایران طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۴۵ را بررسی کرده‌اند. نتایج تجزیه و تحلیل آماری در مقاله فوق نشان داد که بیکاری، فقر و تورم همگی علیت گرنجر جرم بوده، سیاست‌هایی که موجب رکود اقتصادی در جامعه شود، می‌تواند بر میزان وقوع جرایم در جامعه موثر باشد.

مهرگان و گرشاسبی فخر (۱۳۹۰)، در مقاله‌ای با عنوان «نابرابری درآمدی و جرم در ایران به تحلیل تأثیرات نابرابری درآمدی و تأثیرات آن بروی جرایم پرداختند. در این مقاله با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۶۳-۱۳۸۵ به تحلیل داده‌های خود و بررسی اثر آن بروی جرایم پرداختند. داده‌های مورد استفاده در این مقاله، شامل متوسط درآمد متوسط خانواده‌های شهری، نرخ طلاق، نرخ بیکاری و نسبت شهرنشینی بوده است، که با استفاده از نرم افزارهای اقتصادسنجی به تصریح مدل خود پرداختند و در نهایت بر رابطه مثبت میان سرقت و نابرابری درآمدی، نرخ طلاق و نرخ بیکاری و نسبت شهرنشینی تأکید کردند و از سوی دیگر، رابطه منفی جرایم سرقت و با میزان درآمد ماهانه خانوارهای شهری، از جمله دیگر نتایج این تحقیق گزارش شده است.

مطالعات خارجی

تانگ و لین^۱ (۲۰۰۷)، در مقاله‌ای با استفاده از نرخ‌های تورم و بیکاری و میزان جرایم در آمریکا در طی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۵ به این سؤال که آیا نرخ تورم میزان جرایم را افزایش می‌دهد، جواب مثبت دادند و بر این نکته که تورم می‌تواند به عنوان یکی از عوامل اصلی در کنار بیکاری به افزایش ارتکاب منجر گردد، تأکید

مطالعات بیشتری در حوزه اقتصاد جرم را بر ما آشکار می‌سازد.

بررسی تحقیقات پیشین

مطالعات داخلی

صادقی و همکاران (۱۳۸۹) در کتابی با عنوان *اقتصاد جرم* در ابتدا با ارایه تعاریف مربوط به جرم و انواع جرایم، در ادامه از عواملی، همچون: فقر، نابرابری اقتصادی، بیکاری، صنعتی شدن و جنسیت و سن و عوامل فرهنگی و آموزشی و حتی محیط جغرافیایی، به عنوان عوامل مؤثر در ارتکاب جرم نام برده و در ادامه بر لزوم بازبینی در سیستم جرایم و زندان‌ها تأکید می‌کند؛ چرا که بیشتر شمار زندانیان را افراد با سابقه زندان تشکیل می‌دهند. از این رو، وی برچسب زندانی بودن را مانعی بزرگ در راه باز اجتماعی شدن افراد می‌داند. در ادامه با استفاده از روش پانل دیتا به تخمین تابع جرم در ایران پرداخته، اذعان می‌کند که ۹۹ درصد تغییرات سرقت در کشور توسط متغیرهای نرخ بیکاری و نابرابری درآمدی و صنعتی شدن قابل توضیح خواهد بود و همچنین به جز متغیر صنعتی شدن، متغیرهای نرخ بیکاری و فقر نسبی و نابرابری درآمدی، از جمله متغیرهای تأثیرگذار بر ارتکاب قتل بوده است. در پایان، با نگاهی به گزارش‌های سازمان‌های بین‌المللی و با تکیه بر رتبه ۱۴۲ ایران از لحاظ شاخص اندازه‌گیری فساد (cpi) که توسط سازمان شفافیت بین‌الملل در سال ۲۰۰۸ ارایه شده بود، از وضع موجود ابراز نگرانی کرده و ساختار رانتی در اقتصاد ایران و نقش مسلط دولت در اقتصاد را از دلایل عمده فساد در ایران برشمرده است.

عیسی زاده و همکاران (۱۳۹۱)، در مقاله‌ای با عنوان «بررسی ارتباط میان جرم و شاخص‌های کلیدی اقتصاد ایران»، به بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر وقوع جرم در ایران پرداخته و با در نظر گرفتن فقر، بیکاری و تورم به

^۱ Tang and Lean.

درصدی در نرخ سرقت همراه است. در مورد متغیر سطح تحصیلات بزرگسالان نیز به بی‌معنی بودن رابطه با نرخ سرقت و قتل اذعان می‌کند.

در تحقیق حاضر نرخ تورم برای اولین بار در ایران به عنوان یک عامل مؤثر بر میزان جرایم معرفی شده که همین امر این تحقیق را از سایر تحقیقات صورت گرفته در ایران متمایز نموده است. همچنین، در آن از معتبرترین نرم افزار اقتصادسنجی (MICROFIT) به همراه بهترین روش مدل‌سازی داده‌های سری زمانی اقتصادسنجی (ARDL) استفاده شده است که تحقیق حاضر را از سایر مطالعات مشابه در باب این موضوع متمایز می‌کند.

مبانی نظری تحقیق، سیاست‌های اقتصادی و جرم

تلس^۳، با معرفی جرم در تابع تولید اقتصاد در مدل رشد پولی سیدراسکی به بررسی تأثیرات سیاست‌های کلان اقتصادی بر روی جرم می‌پردازد. او در این مدل فرض می‌کند که جرم دارای یک اثر بیرونی منفی بر تولید است؛ چرا که اولاً عوامل تولید از بخش رسمی به این بخش منتقل می‌شوند و ثانیاً جرم بر رفاه جامعه اثر منفی دارد. در واقع، مدل ارایه شده زیر بیان می‌کند که سیاست‌های اقتصادی (پولی و مالی) با تحت تأثیر قرار دادن نرخ تورم در جامعه می‌تواند به تغییر در میزان وقوع جرایم نیز منجر شود.

در حالی که افراد بر اساس بازدهی مثبت انتظاری به سمت جرم کشیده می‌شوند، اما از سوی دیگر به خاطر اثر منفی جرم بر تولید کل جامعه از آن اثر می‌پذیرند. بدین ترتیب، کل درآمدی که یک فرد در اقتصاد مفروض فوق به دست خواهد آورد عبارت است از:

$$Y = f(k, o) [1 + \phi(k, o, \bar{o})] \quad (1)$$

نمودند؛ به گونه‌ای که در یافته‌های آنها هر دو اثر کوتاه مدت و بلند مدت نرخ تورم در افزایش جرایم به اثبات رسید.

سلز و نانلی^۱ (۲۰۰۷)، در مقاله «اثرات تورم و تغییرات آماری جرایم»، با اتخاذ رویکردی سری زمانی و با استفاده از داده‌های شاخص‌هایی، چون: نرخ تورم، بیکاری و نرخ مشارکت زنان و درصد تولید به اشتغال، در طی سال‌های ۱۹۵۹ تا ۲۰۰۵ پرداخته، از یک مدل داده‌های سری زمانی برای آزمون فرض خود استفاده می‌کنند. در نهایت، به نرخ تورم به عنوان عاملی مؤثر در کوتاه مدت و بلند مدت در افزایش نرخ جرایم نگریسته، اما در مورد بیکاری ضرایب معناداری به دست نیآورده است و بر قواعد سیاست‌های پولی با ثباتی برای جلوگیری از افزایش نرخ تورم و متعاقب آن نرخ جرایم تأکید می‌کند.

دانیل لدرمان و همکاران^۲ (۲۰۰۰)، در مطالعه‌ای با عنوان «دلایل و عوامل مؤثر بر جرایم اشخاص چیست؟» با استفاده از داده‌های پانل برای نرخ‌های بین‌المللی قتل و سرقت مسلحانه در دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۴ به بررسی عوامل مؤثر بر جرم در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه پرداختند. نکته قابل توجه در این مطالعه آن است که رگرسیون اصلی در این مطالعه بیشتر بر متغیرهای اقتصادی، چون نرخ رشد، درآمد متوسط، سطح نابرابری درآمد، متوسط تحصیلات بزرگسالان و نرخ رشد با وقفه استوار بوده است. در ادامه، با استفاده از تخمین مدل و نتایج رگرسیون رکود و کساد را عاملی مثبت در ارتکاب جرم می‌داند و سهم زیادی از قتل‌های عمدی را به عوامل اقتصادی نسبت می‌دهد. همچنین، اثرات نا برابری درآمدی را بر نرخ سرقت معنادار توصیف می‌کند و بیان می‌کند که یک درصد افزایش در ضریب جینی در کوتاه مدت با افزایش ۲/۶

¹ Seals and Nunley

² Daniel lederman et al. what causes violent crime?

³ Teles (2004)

که در آن:

$$\phi(k, o, \bar{o}) \begin{cases} = 0, & \text{if } o = \bar{o} \\ > 0, & \text{if } o > \bar{o} \\ < 0, & \text{if } o < \bar{o} \end{cases} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{c, m, o} \int_0^{\infty} U(c, m, o) e^{-\rho t} dt \\ & \text{s.t. } \dot{k} + \dot{m} = Y - c + x - \pi m \end{aligned}$$

با فرض اینکه رشد جمعیت وجود نداشته باشد، m نشان‌دهنده حجم واقعی پول در اقتصاد بوده و c مصرف، x پرداخت‌های انتقالی دولت، ρ نرخ ترجیح زمانی پول و π نرخ تورم است (همه متغیرها به صورت سرانه بیان شده است). با جای‌گذاری معادله ۱ در معادله ۲ و حل مسأله، شرایط مرتبه اول زیر حاصل خواهد شد:

$$\frac{u_m}{u_c} = \pi \quad (3)$$

$$u_o + \lambda \{f_o + f_o \phi + f \phi_o\} = 0 \quad (4)$$

(5)

$$\frac{\dot{\lambda}}{\lambda} = \rho - \{f_k + f_k \phi + f \phi_k\}$$

از آنجا که همه افراد یکسان فرض شده‌اند، در نتیجه با یک فرایند حداکثر سازی مواجهند، را شرط تعادلی در نظر می‌گیریم. علاوه بر این، فرض می‌کنیم که در شرایط رشد یکنواخت، پرداخت انتقالی دولت به صورت زیر باشد:

$$x \equiv \sigma m = \pi m \Rightarrow \sigma = \pi \quad (6)$$

که به این معنی است که رشد پولی σ برابر با نرخ تورم است؛ بدین ترتیب اثر سیاست پولی به وسیله تورم سنجیده می‌شود. علاوه بر این، به خاطر آن که متغیرهای

و در واقع $f(k, o)$ نشان دهنده تابع تولید است که k حجم اولیه سرمایه بوده و f_k بزرگتر از صفر بوده و o تعداد ساعاتی است که صرف جرم می‌شود که f_o کوچکتر از صفر است. از سوی دیگر تابع درآمد خالص فعالیت‌های مجرمانه بوده و متوسط تعداد ساعاتی است که بقیه افراد جامعه به جرم اختصاص داده‌اند. بدین ترتیب، با استفاده از روابط بالا می‌توان گفت که هرگاه تعداد ساعاتی که افراد به جرم اختصاص می‌دهند، بیش از متوسط ساعات اختصاص یافته به جرم سایر افراد جامعه باشد، در این صورت وی دارای درآمد خالص مثبت خواهد بود و بالعکس^۱.

باید خاطر نشان نمود که K از این جهت در تابع درآمد انتظاری جرم درج شده است که بیانگر افزایش درآمد ناشی از جرم همزمان با رشد اقتصادی و افزایش انباشت سرمایه ناشی از آن باشد.

در مدل سیدراسکی^۲، افراد به حداکثر سازی مطلوبیت جاری و آتی تابع مطلوبیت با قید درآمدی ناشی از دارایی‌های فیزیکی و پول می‌پردازند. در این شرایط با فرض اینکه فعالیت‌های مجرمانه، رفاه افراد را به طور مستقیم تحت تأثیر قرار می‌دهند، در تابع مطلوبیت وارد می‌شود. در این صورت، مدل مورد نظر به صورت زیر خواهد بود:

۱ در اکثر مطالعات $O(k, o, \bar{O})$ مربوط به فعالیت‌های غیر قانونی در نظر گرفته شده است

۲ Sidrauski

از هم نیستند. که نتیجه نهایی این است که تورم در این شرایط بر میزان بهینه جرم مؤثر است.

در واقع، قضیه ۱ حاکی از این امر است که اگر حجم پولی که توسط افراد نگهداری می‌شود، بر مطلوبیت نهایی جرم اثری نداشته باشد، در این صورت تورم بر میزان جرم در اقتصاد تأثیری نخواهد داشت، بنابراین، رابطه میان سیاست‌های پولی و جرم که به وسیله این مدل پایه‌گذاری شده است، در واقع ارتباط میان پول و جرم را در تابع مطلوبیت افراد بیان می‌کند.

سیاست مالی

برای بررسی تأثیر سیاست مالی بر میزان جرایم از مدل ترنوسکی^۲، استفاده می‌شود. در این روش یک جزء جدید؛ یعنی هزینه‌های دولت g را به تابع مطلوبیت اضافه می‌کنیم. تعدیل دیگری که در مدل صورت می‌دهیم، از طریق تغییر محدودیت بودجه‌ای حاصل می‌شود که در آن یک فرد مالیات مقطوع T را پرداخت می‌کند. بدین ترتیب، رابطه حداکثر سازی فوق به صورت زیر خواهد بود.

(10)

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{c,m,o} \int_0^{\infty} U(c, m, o, g) e^{-\rho t} dt \\ & \text{s.t.} \quad \dot{k} + \dot{m} = Y - c - T - \pi m \end{aligned}$$

با استفاده از شرایط مرحله اول شرط رشد یکنواخت زیر خواهیم داشت:

$$c + g = f(k, o) \quad (11)$$

همراه با معادلات ۳، ۷ و ۸ این امر باید مشخص گردد که معادله ۱۱ از این امر ناشی می‌شود که دولت از طریق پولی کردن بدهی خود عمل می‌کند:

$$g - T = \dot{m} + \pi m \quad (12)$$

سرنانه ثابت می‌ماند؛ یعنی قیمت سایه‌ای سرمایه ثابت می‌ماند، شروط زیر را برای تکمیل شرایط رشد یکنواخت به مدل اضافه می‌کنیم:

$$u_o + \lambda (f_o + f \phi_o) = 0 \quad (7)$$

$$\rho = (f_k + f \phi_k) \quad (8)$$

$$c = f(k, o) \quad (9)$$

بدین ترتیب، معادله رشد یکنواخت به وسیله ۳، ۷، ۸ و ۹ مشخص شده است. معادله ۳ نرخ نهایی جانشینی میان پول و مصرف و معادله ۷ قاعده بهینه برای پایه‌گذاری نرخ نهایی جانشینی میان جرم و مصرف یا پول را نشان می‌دهد؛ چرا که λ را می‌توان به راحتی به مطلوبیت نهایی تفسیر نمود. معادله ۸ نشان می‌دهد که نرخ ترجیح زمانی متفاوت از تولید نهایی سرمایه خواهد شد و معادله ۹ بدین معنی است که همه تولید به مصرف می‌رسد. اکنون بر اساس مدل پایه‌گذاری شده به بررسی تأثیرات سیاست‌های پولی و مالی بر جرم می‌پردازیم.

سیاست پولی

تلس، برای تأثیر سیاست‌های پولی بر جرم از قاعده زیر استفاده می‌کند.

قضیه ۱: اگر تابع مطلوبیت افراد از نوع جمع شدنی جدایی‌پذیر^۱ نباشد، در این صورت سیاست پولی بر جرم اثر خواهد داشت.

اثبات این قضیه بدین صورت است که اگر تابع مطلوبیت از نوع جمع‌شدنی جدایی‌پذیر باشد، در این صورت سیستم معادلات موجود در مدل به طور عطفی عمل خواهد کرد. معادلات ۷، ۸ و ۹ برای به دست آوردن مقادیر بهینه c, k, o بدون در نظر گرفتن m به کار خواهند رفت. از سوی دیگر، اگر تابع مطلوبیت به صورت جمع‌شدنی جدایی‌پذیر نباشد، در این صورت به طور همزمان عمل نموده، مقادیر واقعی و اسمی مستقل

² Turnovsky(1995)

¹ Additively Separable.

بدین ترتیب، می‌توان نتیجه گرفت که هیچ یک از قضایای قبلی با در نظر گرفتن تابع مالیاتی از نوع فوق تغییر نخواهد کرد.

تصریح مدل اقتصاد سنجی

نقطه شروع در مباحث مربوط به اقتصاد سنجی بحث مدل ارایه شده زیر است که در آن لگاریتم طبیعی جرم را در هر ۱۰۰,۰۰۰ نفر جمعیت، به عنوان شاخص هدف قرار می‌دهیم. سپس از لگاریتم طبیعی جرم به عنوان نرخ رشد جرایم استفاده خواهد شد (منظور از جرم در اینجا می‌تواند هر کدام از شاخص‌های معرفی شده مانند تعداد چک‌های بلا محل، سرقت و یا پرونده‌های مختومه در دادگستری‌ها باشد و مقیاس جمعیتی جرم نیز قابل تغییر خواهد بود). در رابطه (۱) ارتباط نرخ جرایم را با نرخ بیکاری (UR) و تورم (INF) به دست آورده، به روش حداقل مربعات معمولی^۱ (OLS) به تشریح رابطه زیر خواهیم پرداخت.

$$\ln CRT_t = +\beta_1 INF_t + \beta_2 UR_t + \epsilon_t \quad (15)$$

از آنجا که در مدل فوق متغیر وابسته جرایم به بیش از یک متغیر توضیحی (در اینجا تورم و بیکاری) وابسته است، لذا، مدل فوق از جمله انواع مدل‌های رگرسیون مرکب قابل نام‌گذاری است. از سوی دیگر، خطی بودن مدل فوق به علت عدم وجود پارامتر غیر خطی در مدل فوق غیر قابل انکار بوده است.

ما از رابطه فوق برای دستیابی به رابطه بلند مدت بین جرم و مقادیر نرخ تورم و بیکاری استفاده می‌کنیم و از رویکرد آزمون مقید برای بررسی ارتباط بلند مدت بین جرایم و نرخ بهره و بیکاری استفاده خواهیم کرد. در ادامه، رویکرد آزمون مقید مدل تصحیح خطای نامحدود^۲، به فرم زیر تخمین زده خواهد شد.

تلس با استفاده از قضایای زیر به بررسی موضوع فوق می‌پردازد.

قضیه ۲: اگر تابع مطلوبیت به صورت جمع شدنی جدایی‌پذیر باشد، در این صورت تنها سیاست مالی بر جرم اثر خواهد داشت.

اگر تابع مطلوبیت جمع شدنی جدایی‌پذیر باشد، در این صورت معادلات ۳، ۷، ۸ و ۱۱ به صورت عطفی حل خواهند شد و معادلات ۷، ۸ و ۱۱ برای به دست آوردن سطح بهینه c, k و بدون توجه به m به کار می‌رود. به عبارت دیگر، تغییر g تنها بر متغیرهای واقعی اثر خواهد داشت.

قضیه ۳: اگر تابع مطلوبیت جمع شدنی جدایی‌پذیر نباشد، در این صورت هر دو سیاست پولی و مالی بر میزان جرایم اثر خواهد داشت.

اگر تابع مطلوبیت از نوع جمع شدنی جدایی‌پذیر نباشد، معادلات ۳، ۷، ۸ و ۱۱ همزمان خواهد بود و مقادیر اسمی و واقعی متغیرها وابسته به هم خواهند بود و سیاست‌های پولی بر جرم مؤثر بوده، تورم بر مقادیر بهینه زمان اختصاص یافته برای فعالیت‌های مجرمانه اثر خواهد داشت. سیاست مالی نیز همچنان بر طبق قضیه ۲ بر جرم مؤثر است.

سایر مالیات‌ها

سایر مالیات‌ها از آنجا که در سیستم قیمت‌ها اخلاص ایجاد کرده، باید با رویکردی جدید تحلیل شوند. به این منظور مالیات را تابعی از مصرف فرض می‌کنیم که این مالیات در مباحث مربوط به مالیات به روی مصرف و یا مالیات‌های تورمی معنادار خواهد بود. لذا می‌توان نوشت:

$$T = T(c) \quad (13)$$

با جای‌گذاری رابطه فوق در رابطه ۱۰ و حل مسأله، تنها معادله ۳ تغییر خواهد نمود:

$$\frac{u_m}{u_c} = \frac{\pi}{(1 - T_c)} \quad (14)$$

¹ Ordinary least squares

² unrestricted error-correction model (UECM)

(16)

$$\Delta \ln CR_t = \alpha_1 + \pi_1 \ln CR_{t-1} + \pi_2 \text{INF}_{t-1} + \pi_3 \text{UR}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta \ln CR_{t-i} \\ + \sum_{j=0}^q \lambda_j \Delta \text{INF}_{t-j} + \sum_{k=0}^r \phi_k \Delta \text{UR}_{t-k} + \xi_t$$

بین این متغیرها وجود دارد، بلکه می‌توان با استفاده از روش OLS برآورد کاملاً سازگاری از ضرایب الگو را به دست آورد، اما زمانی که حجم نمونه کوچک است، استفاده از روش OLS در برآورد رابطه بلند مدت به دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه مدت موجود بین متغیرها، برآورد بدون تورشی را ارائه نخواهد کرد. تا اینکه بنرجی^۲ (۱۹۹۳) و ایندر^۳ (۱۹۹۳) با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت کارلو نشان داده‌اند که در نمونه‌های کوچک تورش برآورد ممکن است بسیار قابل توجه باشد. بنابراین، منطقی به نظر می‌رسد برآورد چنان الگوی کاملی را مورد توجه قرار دهیم که پویایی کوتاه مدت را در خود داشته باشد و در نتیجه، موجب شود تا ضرایب الگو با دقت بیشتری برآورد شوند (نوفستی، ۱۳۷۸:۹۲). الگوهای که این پویایی‌ها را در نظر می‌گیرند: ۱- الگوی ARDL؛ ۲- الگوی تصحیح خطا (ECM)^۴ در مدل هم‌جمع (ARDL) که توسط پسران^۵ (۱۹۹۷)، پسران و شین^۶ (۱۹۹۸)، پسران و اسمیت^۷ (۲۰۰۰) و پسران و سایرین^۸ (۲۰۰۱) معرفی گردیده است، مزایای بسیار زیادی نسبت به سایر مدل‌های هم‌جمع مشابه مانند مدل انگل گرنجر، مدل جوهانسون

که در رابطه فوق π_1, π_2, π_3 پارامترهای بلند مدت، α_1 و ξ_t به ترتیب ثابت و جزء خطا هستند و LC لگاریتم جرم، LU لگاریتم نرخ بیکاری و LINF لگاریتم تورم هستند. در معادله فوق که متغیر LC_t متغیر وابسته است، فرضیه صفر مبنی بر عدم رابطه بلند مدت میان متغیرها $(H_0 : \pi_1 = \pi_2 = \pi_3 = 0)$ را در برابر فرضیه مخالف $(H_1 : \pi_1 \neq \pi_2 \neq \pi_3)$ با استفاده از آماره F آزمون می‌کنیم.

اگر آماره F محاسباتی از حد بالای محدوده مقادیر بحرانی ارایه شده تجاوز نماید، فرضیه صفر مبنی بر عدم رابطه بلند مدت میان متغیرها را رد می‌کنیم. اگر آماره F محاسباتی کمتر از حد پایین این محدوده باشد، فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد و چنانچه آماره F محاسباتی درون محدوده بحرانی قرار بگیرد، نتیجه غیرمعین و غیرقابل استنباط خواهد بود. به همین جهت، شایسته است بگوییم چنانچه مقدار آماره F در میان دو حد بالا و پایین به دست آمده باشد، ضرایب بی‌معنی و در غیر این صورت معنادار خواهد بود.

در مرحله اول روابط بلند مدت میان متغیرها با استفاده از الگوی پویای خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی^۱ (ARDL) مورد آزمون و سنجش قرار می‌گیرد. وجود هم‌جمع بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی نه تنها به این مفهوم است که یک رابطه تعادلی بلند مدت

¹ Auto-Regressive Distributed Lag

² Banerjee

³ Inder

⁴ Error Correction Model

⁵ Pesaran

⁶ Pesaran & Shin

⁷ Pesaran & Smith

⁸ Pesaran et al.

پژوهش) تابعی از انحراف از رابطه تعادلی بلند مدت (که با جزء تصحیح خطا بیان می‌شود) و تغییرات سایر متغیرهای توضیحی است. این الگو رفتار کوتاه مدت و بلند مدت متغیرها را به هم مربوط می‌سازد.

داده‌های آماری

بیکاری

نرخ بیکاری در بازه مورد بررسی در اکثر سال‌ها نرخ دو رقمی گزارش شده است و تنها در یک دوره کوتاه مدت میان سال‌های ۷۴ و ۷۵ این نرخ کمتر از ۱۰ درصد گزارش شده است. نکته حایز اهمیت آن که حتی با وجود تغییر در تعریف رسمی بیکاری در سال ۱۳۸۴ نرخ بیکاری در آن سال نسبت به سال گذشته چندان تغییری نکرده است و در طی بازه مورد بررسی روند کلی افزایش نرخ بیکاری قابل مشاهده است.

و مدل جوهانسون و جوسیلیوس دارد. ویژگی اصلی مدل مذکور آن است که بدون توجه به اینکه متغیرها دارای چه درجه هم‌جمعی باشند، قابل کاربرد است و نیازی به انجام آزمون‌های ریشه واحد نیست (نوفروستی، ۱۳۸۹: ۹۵).

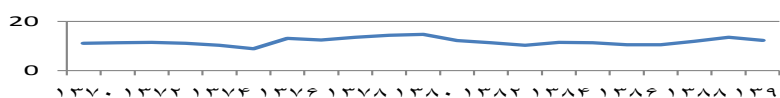
روش ARDL توانایی تخمین اجزای کوتاه مدت و بلند مدت را دارد. این روش همچنین قادر به رفع مشکلات مربوط به حذف متغیر و خودهمبستگی است و در ضمن به دلیل اینکه این مدل‌ها عموماً عاری از مشکلاتی، چون خودهمبستگی پیاپی و درون‌زایی هستند، تخمین‌های به دست آمده از آنها نارایب و کارا خواهد بود. در این مطالعه تجربی، برای بررسی روابط بلند مدت میان متغیرها، از روش هم‌انباشتگی (ARDL)، استفاده خواهیم نمود. مزیت روش فوق در آن است که حتی در نمونه‌های کوچک نیز معتبر بوده، مانند بقیه روش‌های هم‌انباشتگی به حجم نمونه حساس نیست.

با توجه به معیارهای آکائییک^۱ (AIC)، شوارتز-بیزین^۲ (SBC) و حنان-کوئییک^۳ (HQC) انتخاب وقفه مناسب صورت می‌پذیرد. پسران و شین بر استفاده از معیار شوارتز-بیزین (SBC) تأکید دارند، چون گفته می‌شود که استفاده از آن در تعداد در مرحله دوم تخمین اقتصادسنجی مدل روابط کوتاه مدت بین متغیرها براساس مدل تصحیح خطا ارزیابی می‌شود. عمده‌ترین علت شهرت الگوهای تصحیح خطا (ECM) آن است که نوسان‌های کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلند مدت آنها ارتباط می‌دهند. در واقع، الگوی تصحیح خطا بیان می‌کند که تغییرات متغیر وابسته (متغیر جرایم در این

¹ Akiake Information Criterion

² Schwartz Bayesian Criterion

³ Hannan-Quinn information criterion

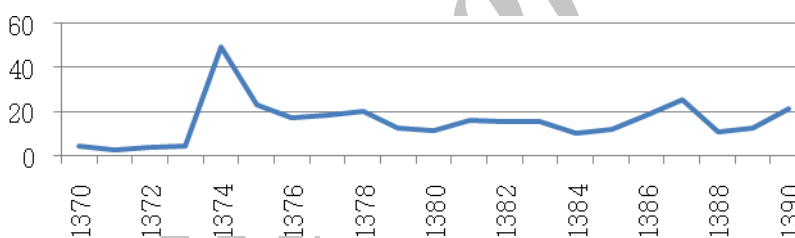


نمودار ۱- روند نرخ بیکاری (منبع: مرکز آمار ایران)

نرخ تورم

آمار منتشره در خصوص وضعیت تورم در طی دو دهه اخیر در کشور گویای آن است که از سال ۷۶ به بعد هیچ‌گاه شاهد تورم تک رقمی نبوده‌ایم و حتی تورم در سال ۱۳۷۴ به دلیل کاهش ارزش ریال و نوسان‌های ارزی به مرز ۵۰ درصد هم رسیده است. پس از آن در سال ۱۳۸۷ بار دیگر به علت افزایش درآمدهای نفتی و

رشد حجم نقدینگی و کسری بودجه دولت بار دیگر شاهد تورم بودیم. روند کلی نرخ تورم در بازه مورد بررسی در این پژوهش یک سیر صعودی بوده است که با در نظر گرفتن سیر صعودی نرخ بیکاری در دو دهه اخیر، صعودی بودن شاخص فلاکت (مجموع نرخ‌های تورم و بیکاری) کاملاً بدیهی به نظر می‌رسد.



نمودار ۲- روند نرخ تورم (منبع: داده‌های سری زمانی بانک مرکزی ایران)

جرایم

آنچه درباره آمار مورد استناد در این‌باره باید متذکر گردید، این امر است که تکیه اصلی باید بر مواردی باشد که در آن هم جنبه‌هایی از اقتصاد و هم جنبه‌هایی از اخلاق ملحوظ باشد. برای مثال، اگر چه آنچه باید مد نظر باشد، آمار و داده‌های مربوط به جرم است؛ با این حال اگر همه جرایم را در این مورد در یک سطح تأثیر از علل اقتصادی قرار دهیم، نتایج کار پژوهشی از اعتبار علمی اندکی برخوردار خواهد بود. به همین علت، تنها از آمار جرایم اقتصادی (جرایم علیه اموال و مالکیت به خصوص صدور چک بلامحل و سرقت) استفاده خواهیم نمود.

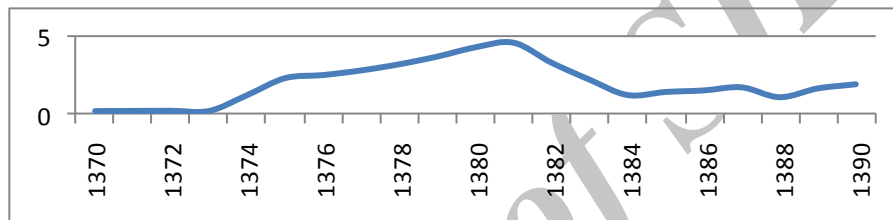
از آنجا که پژوهش حاضر به تحلیل رابطه میان شاخص‌های اقتصادی و جرایم می‌پردازد، لذا تا حد امکان باید جرایمی که در آنها انگیزه‌های اقتصادی بیش از سایر جنبه‌ها ملموس است، واکاوی شود. به همین جهت، در این پژوهش از نرخ جرایمی، مانند سرقت و صدور چک بلامحل استفاده خواهیم نمود. نرخ‌های محاسبه شده در این پژوهش به ازای ۱۰۰,۰۰۰ نفر جمعیت بیان شده است، و لذا محاسبات جمعیتی با توجه به تغییرات جمعیتی ایران از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰ مورد دقت قرار گرفته است.

روند کاهشی پرونده‌های مختومه در تمامی موارد مورد بررسی طی سال‌های اخیر با دو دلیل عمده قابل توجیه است: اول آنکه در سال‌های اخیر، رسیدگی به حجم زیادی از پرونده‌ها، از دادگاه‌های عمومی به شوراهای حل اختلاف واگذار شده است؛ دوم آن که از سال ۱۳۸۷ به بعد شمار پرونده‌های مختومه بسیار کمتر از واقع گزارش شده، چرا این موضوع در سالنامه آماری نیز تذکر داده شده است که در برخی سال‌ها مانند ۱۳۸۷ تنها ۷۰ درصد پرونده‌های مختومه از سیستم قضایی گزارش شده

است.

سرقت

روند پرونده‌های مختومه در خصوص سرقت در نمودار زیر نمایش داده شده است و همان گونه که مشاهده می‌شود، این روند طی دو دهه اخیر از فراز و نشیب‌های زیادی برخوردار بوده است؛ به گونه‌ای که این نرخ به ۵ پرونده در هر ۱۰۰,۰۰۰ نفر نزدیک می‌گردد.

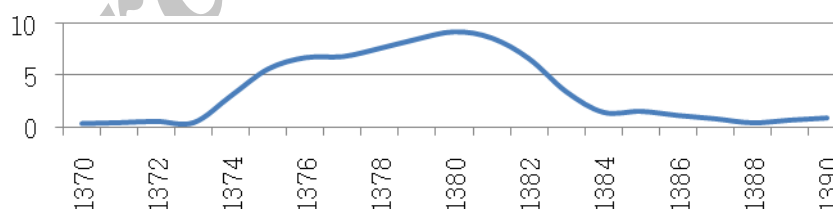


نمودار ۳- روند نرخ سرقت در ایران (منبع: گزارش قوه قضاییه، سالنامه آماری)

صدور چک پرداخت نشدنی

نمودار زیر بیانگر نرخ صدور چک‌های بی محل در هر ۱۰۰,۰۰۰ نفر جمعیت است. دقت بر نمودار فوق با

توجه به کاهش چک‌های صادره در سال‌های اخیر از یک سو و افزایش چشمگیر چک‌های برگشتی از سوی دیگر، همگی بر یک وضعیت رکودی در کشور دلالت می‌کند.



نمودار ۴- روند نرخ صدور چک بلامحل (منبع: گزارش قوه قضاییه، سالنامه آماری)

نمودار فوق بر اساس داده‌های منتشره در سالنامه آماری ترسیم شده است. این در حالی است که آمارهای منتشره از بانک مرکزی در خصوص درصد چک‌های برگشتی در یک دهه اخیر حاکی از روند بی سابقه افزایش چک‌های برگشتی است.

آخرین گزارش‌های منتشره بانک مرکزی حاکی از آن است که نسبت چک‌های برگشتی به مبادله شده در سال ۱۳۹۰ به ۱۲,۴ رسیده است که این نسبت تا سال ۱۳۸۰ بی سابقه عنوان می‌شود. از سوی دیگر، آمارها حاکی از آن است که در طی یک دهه اخیر علاوه بر کاهش ۱۲,۶

واریانس، کوواریانس و در نتیجه، ضریب همبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند و مهم نباشد که در چه مقطعی از زمان این شاخص‌ها را محاسبه کنیم. این شرایط تضمین می‌کند که رفتار یک سری زمانی پایا در هر مقطع متفاوتی از زمان که در نظر گرفته شود، همانند باشد.

قبل از بررسی نتایج حاصل از برآورد معادله الگو، در جدول زیر نتایج پایایی متغیرهای الگو، طبق آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته و ارائه شده‌است. با توجه به کمیت‌های آماره آزمون و مقادیر بحرانی ارائه شده در جدول زیر ملاحظه می‌شود که همه متغیرهای الگو $I(1)$ هستند.

LCR : تعداد پرونده صدور چک‌های بی‌محل در ۱۰۰,۰۰۰ نفر جمعیت در طی سال‌های مورد بررسی.
LCR2: تعداد پرونده سرقت در ۱۰۰,۰۰۰ نفر جمعیت در طی سال‌های مورد بررسی.

نتیجه پایایی متغیرها در جدول زیر خلاصه شده است:

جدول ۱- نتیجه پایایی متغیرها

نام متغیر در سطح	آماره دیکی فولر	کمیت بحرانی	نتیجه	تفاضل گیری متغیرها	آماره دیکی فولر	کمیت بحرانی	نتیجه
LCR	-۱,۱۲	-۱,۹۵	ناپایا	D(LCR)	-۳,۲۹	-۱,۹۶	پایا
LCR2	-۱,۶۵	-۱,۹۵	ناپایا	D(LCR2)	-۳,۲۶	-۱,۹۰	پایا
INF	-۰,۸۹	-۱,۹۵	ناپایا	D(INF)	-۴,۷۹	-۱,۹۶	پایا
UR	-۰,۰۷	-۱,۹۵	ناپایا	D(UR)	-۴,۸۶	-۱,۹۶	پایا

منبع: محاسبات نگارنده

همگی با یکبار تفاضل‌گیری در سطح ۹۵٪ پایا هستند؛ یا به عبارتی همگی $I(1)$ هستند؛ یعنی با یک بار تفاضل‌گیری پایا شدند. پس از بررسی پایایی متغیرها باید معادله را به روش

درصدی در چک‌های صادره با افزایش ۱۱۷ درصدی در چک‌های برگشتی مواجه بوده‌ایم.

نوع داده‌های آماری و بازه زمانی مورد مطالعه

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش از انواع داده‌های سری زمانی کمی به شمار می‌رود، چرا که داده‌های سری زمانی داده‌هایی هستند که در طی یک دوره زمانی جمع‌آوری می‌شوند. همچنین، استفاده از داده‌های دو دهه اخیر بیانگر بازه زمانی ۲۰ ساله؛ یعنی از ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰ است.

بسته نرم افزاری مورد استفاده

در این پژوهش در مراحل مختلف به منظور ترسیم نمودارها، انجام برآوردها و عملیات آماری از نرم افزارهای Microfit و Excel استفاده شده است.

آزمون پایایی و تعیین مرتبه هم‌جمع‌ی متغیرها

گفته شد که یک سری زمانی وقتی پایاست که میانگین،

با توجه به خروجی‌های رایانه‌ای مشخص می‌شود که همه متغیرهای لگاریتم میزان چک‌های بی‌محل سرانه به ازای هر ۱۰۰ هزار نفر (LCR)، میزان سرقت در هر ۱۰۰ هزار نفر، نرخ تورم (INF) و نرخ بیکاری (UR)

دست آمده از سالنامه آماری در خصوص صدور چک بلامحل و سرقت، بحث در وجود شکست‌های ساختاری این داده‌هاست که با رسم نمودار و دقت در داده‌ها، این امر به خوبی نمایان خواهد شد. به همین جهت، مجبور به استفاده از متغیر مجازی برای برخی سال‌ها خواهیم بود.

برآورد الگوی پویای صدور چک پرداخت نشدنی

$$LCR = -1.808 + 0.797 * LCR(-1) + 0.03 * INF + 0.035 * INF(-1) + 0.109 * UR + 0.052 * UR(-1)$$

t: (-2.96) (18.8) (3.105) (5.69) (2.98) (1.37)

$$+ 2.176 * D74 - 0.849 * D84 - 1.361 * D88$$

(7.32) (-4.11) (-6.09)

$$D - W = 1.73$$

$$R^2 = 0.98$$

$$F = 109.155$$

بلند مدت، ابتدا وجود رابطه تعادلی بلند مدت را می‌آزماییم:

$$TB = \frac{\sum_{i=1}^p \alpha - 1}{\sum_{i=1}^p S \hat{\alpha}}$$

$$\sum_{i=1}^p \alpha_i = 0.792$$

$$\sum_{i=1}^p S \hat{\alpha} = 0.043$$

$$TB = \frac{0.792 - 1}{0.043} = -22.46$$

چون کمیت این آماره به صورت قدر مطلق بزرگتر از کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) در سطح ۹۵٪ است که حدوداً ۳٫۸۹- است، پس

ARDL برآورد کنیم که مشتمل بر سه معادله شامل موارد ذکر شده در زیر است: ۱- الگوی پویای تابع مورد نظر که با استفاده از این معادله وجود یا عدم رابطه تعادلی بلند مدت را تعیین می‌کنیم؛ ۲- رابطه تعادلی بلند مدت؛ ۳- رابطه کوتاه مدت. به عبارتی، در این قسمت به دنبال این هستیم که آیا یک رابطه تعادلی بلند مدت برای میزان چک‌های بی‌محل و سرقت در هر ۱۰۰ هزار نفر وجود دارد؛ یا این که چنین رابطه‌ای اصلاً وجود ندارد. یکی از اساسی‌ترین مشکلات در مورد داده‌های به

معرفی متغیرها

LCR: لگاریتم تعداد چک‌های بی‌محل سرانه به ازای هر ۱۰۰,۰۰۰ نفر

INF: نرخ تورم

UR: نرخ بیکاری

D74: متغیر مجازی که مقدار آن برای سال ۷۴ برابر ۱ و بقیه سال‌ها صفر است.

D84: متغیر مجازی که مقدار آن برای سال ۸۴ برابر ۱ و بقیه سال‌ها صفر است.

D88: متغیر مجازی که مقدار آن برای سال ۸۸ برابر ۱ و بقیه سال‌ها صفر است.

ابتدا باید با توجه به معادله فوق تعیین کنیم که آیا یک رابطه تعادلی بلند مدت وجود دارد یا خیر. با توجه به توضیحات قبلی مبنی بر چگونگی تعیین رابطه تعادلی

نتیجه می‌گیریم که یک رابطه تعادلی بلند مدت وجود دارد. همان‌طور که می‌بینیم، همه ضرایب به جز وقفه نرخ بیکاری در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار و علامت ضرایب موافق انتظار است. از سوی دیگر، $R^2 = 0.98$ نشان‌دهنده این است که متغیرهای توضیح دهنده (نرخ تورم و بیکاری) حدود ۹۸٪ از تغییرات متغیر وابسته (تعداد چک‌های بی‌محل) را توضیح می‌دهند و از قدرت

توضیح دهنده‌گی بسیار خوبی برخوردارند. همچنین، با توجه به آماره دوربین واتسون ($D - W = 1.73$) که باید نزدیک به ۲ باشد، معیار بسیار مناسبی برای عدم خود همبستگی بین جمله‌های اخلاص به دست آمده است. برای اطمینان از اینکه کل رگرسیون کاذب نباشد، از آماره F استفاده می‌کنیم و نشان دهنده رد فرضیه صفر یا به عبارتی، رد کاذب بودن کل رگرسیون است.

رابطه تعادلی بلند مدت صدور چک بلامحل سرانه

$$LCR = -8.92 + 0.117 * INF + 0.796 * UR + 10.737 * D74 - 4.191 * D84 - 6.716 * D88$$

$$t: (-2.59) (2.41) (3.4) (4.28) (-3.06) (-4.67)$$

معادله فوق رابطه تعادلی بلند مدت را نشان می‌دهد و همان‌طور که مشاهده می‌کنیم، ضرایب در بلند مدت معنی‌دار و علامت آنها موافق انتظار و نشان دهنده این است که در صورت ۱ واحد افزایش در نرخ تورم به طور متوسط در بلند مدت تعداد چک‌های بی‌محل سرانه به ازای هر ۱۰۰۰۰۰ نفر ۷۹ واحد افزایش می‌یابد.

رابطه کوتاه مدت صدور چک بلامحل

$$DLCR = -1.808 + 0.03 * DINF + 0.109 * DUR + 2.176 * DD74 - 0.849 * DD84 - 1.361 * DD88 - 2 * ECM (-1)$$

$$t: (-2.96) (3.105) (2.98) (7.32) (-4.11) (-6.09) (-4.62)$$

$$R^2 = 0.95$$

$$D - W = 1.73$$

$$F = 35.711$$

با توجه به $R^2 = 0.95$ نشان‌دهنده این است که متغیرهای توضیح دهنده (نرخ تورم و بیکاری) حدود ۹۵٪ از تغییرات متغیر وابسته (تعداد چک‌های بی‌محل) را توضیح می‌دهد و از قدرت توضیح‌دهندگی بسیار خوبی برخوردار است. با توجه به آماره دوربین واتسون ($D - W = 1.73$) که باید نزدیک به ۲ باشد، معیار بسیار مناسبی برای عدم خود همبستگی بین جمله‌های اخلاص

است ($D - W = 1.73$). همچنین برای اطمینان از اینکه کل رگرسیون کاذب نباشد، از آماره F استفاده می‌کنیم و نشان‌دهنده رد فرضیه صفر یا به عبارتی رد کاذب بودن کل رگرسیون است. معادله فوق رابطه کوتاه مدت را نشان می‌دهد و همان‌طور که مشاهده می‌کنیم، ضرایب در کوتاه مدت معنی‌دار و علامت آنها موافق انتظار و نشان‌دهنده این

معادله فوق رابطه تعادلی بلند مدت را نشان می‌دهد و همان‌طور که مشاهده می‌کنیم، ضرایب در بلند مدت معنی‌دار و علامت آنها موافق انتظار و نشان دهنده این است که در صورت ۱ واحد افزایش در نرخ تورم به طور متوسط در بلند مدت تعداد چک‌های بی‌محل سرانه به ازای هر ۱۰۰۰۰۰ نفر ۷۹ واحد افزایش می‌یابد.

۲,۱۷ واحد افزایش می‌یابد. ضریب تصحیح جمله خطا (ECM) سرعت تعدیل را نشان می‌دهد و بیانگر این است که حدود ۲۰٪ درصد از خطای عدم تعادل هر دوره، در دوره بعد تعدیل می‌شود و نشان‌دهنده تعدیل کندی است.

است که در صورت ۱ واحد افزایش در نرخ تورم در کوتاه مدت، تعداد چک‌های بی‌محل سرانه به ازای هر ۱۰۰۰۰۰ نفر، ۰.۳ واحد افزایش می‌یابد. همچنین، در صورت ۱ واحد افزایش در نرخ بیکاری در کوتاه مدت تعداد چک‌های بی‌محل سرانه به ازای هر ۱۰۰۰۰۰ نفر

بررسی وجود یا عدم رابطه تعادلی بلند مدت برای میزان ارتکاب سرقت در هر ۱۰۰ هزار نفر: الگوی پویای کوتاه مدت نرخ میزان سرقت در هر ۱۰۰ هزار نفر

$$LCR2 = -5.05 + 0.94 * LCR2(-1) + 1.71 * LUR + 1.05 * LINF - 1.003 * D73$$

$$t: (-2.02) \quad (8.54) \quad (2.09) \quad (3.25) \quad (-2.28)$$

$$R^2 = 0.88$$

$$D - W = 1.84$$

$$F = 29.75$$

همان‌طور که می‌بینیم، همه ضرایب در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار و علامت ضرایب موافق انتظار است و $R^2 = 0.88$ نشان‌دهنده این است که متغیرهای توضیح دهنده (نرخ تورم و بیکاری) حدود ۸۸٪ از تغییرات متغیر وابسته (میزان سرقت در هر ۱۰۰ هزار نفر) را توضیح می‌دهد و از قدرت توضیح‌دهندگی بسیار خوبی برخوردار است. آماره دوربین واتسون ($D - W = 1.84$) که باید نزدیک به ۲ باشد، معیار بسیار مناسبی برای عدم خود همبستگی بین جمله‌های اخلاص به دست آمده است. همچنین، برای اطمینان از اینکه کل رگرسیون کاذب نباشد، از آماره F استفاده می‌کنیم و نشان‌دهنده رد فرضیه صفر یا به عبارتی، رد کاذب بودن کل رگرسیون است.

چون کمیت آماره آزمون فوق به صورت قدر مطلق کوچکتر از کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) در سطح ۹۵٪ است که حدوداً ۳,۸۹- است، پس نتیجه می‌گیریم که یک رابطه تعادلی

$LCR2$: لگاریتم میزان سرقت در هر ۱۰۰ هزار نفر
 $D73$: متغیر مجازی برای سال ۷۳ برابر ۱ و بقیه سال‌ها برابر صفر در نظر گرفته می‌شود.

ابتدا باید با توجه به معادله فوق تعیین کنیم که آیا یک رابطه تعادلی بلند مدت وجود دارد یا خیر. با توجه به توضیحات قبلی مبنی بر چگونگی تعیین رابطه تعادلی بلند مدت، ابتدا وجود رابطه تعادلی بلند مدت را می‌آزماییم:

$$TB = \frac{\sum_{i=1}^p \alpha - 1}{\sum_{i=1}^p S \hat{\alpha}}$$

$$\sum_{i=1}^p \alpha_i = 0.941$$

$$\sum_{i=1}^p S \hat{\alpha} = 0.110$$

$$TB = \frac{0.941 - 1}{0.110} = -0.53$$

میزان سرقت در کوتاه مدت به اندازه ۱,۰۵ درصد افزایش می‌یابد.

تحلیل بلند مدت رابطه میان متغیرهای توضیحی نرخ تورم و بیکاری با متغیر وابسته چک‌های بلامحل، حاکی از آن است که در صورت ۱ واحد افزایش در نرخ تورم به طور متوسط در بلند مدت تعداد چک‌های بی‌محل سرانه به ازای هر ۱۰۰ هزار نفر، ۱۱/ واحد افزایش می‌یابد. همچنین، در صورت ۱ واحد افزایش در نرخ بیکاری به طور متوسط در بلند مدت تعداد چک‌های بی‌محل سرانه به ازای هر ۱۰۰ هزار نفر ۷۹/ واحد افزایش می‌یابد. رابطه بلند مدت میان متغیرهای توضیحی و متغیر وابسته سرقت معنادار به دست نیامده و در این خصوص نمی‌توان اظهار نظر نمود.

برآورد مدل‌های مورد اشاره در زمینه عوامل مؤثر بر صدور چک‌های بی‌محل و سرقت حاکی از آن است که مجموعه‌ای از عوامل اقتصادی می‌تواند بر ارتکاب جرایم علیه اموال و مالکیت در جامعه مؤثر باشد. متغیرهای اقتصادی معرفی شده در این رساله با عنوان نرخ بیکاری و نرخ تورم هر دو اثر معناداری بر ارتکاب جرایم مد نظر؛ یعنی سرقت و صدور چک پرداخت نشدنی داشته است؛ به نحوی که افزایش نرخ‌های تورم و بیکاری در جامعه می‌تواند به عنوان زنگ خطری برای توجه مسئولان به مسایل اخلاقی و اجتماعی ناشی از آن تلقی گردد.

به طور خلاصه، می‌توان گفت سیاست‌های اقتصادی با در نظر گرفتن دو متولی بزرگ اقتصاد در کشورها؛ یعنی دولت و بانک مرکزی، در دو دسته سیاست‌های مالی و سیاست‌های پولی دسته‌بندی می‌شود. در مورد سیاست‌های مالی نگاهی اجمالی بر مصارف و منابع درآمدهای دولت، حاکی از آن است که مصارف و درآمدهای دولتی در اقتصاد ایران باعث افزایش نابرابری‌ها شده است؛ به گونه‌ای که دولت در هر دو مقوله دریافت

بلند مدت وجود ندارد. به بیان دیگر، در بلند مدت نرخ بیکاری و تورم هیچ اثری بر روی میزان سرقت ندارد، بلکه این اثر فقط در کوتاه مدت برقرار است. با توجه به روابط بالا اگر نرخ بیکاری ۱٪ افزایش یابد، میزان سرقت معادل ۱,۷۱ درصد و همچنین، اگر نرخ تورم ۱٪ افزایش یابد، میزان سرقت در کوتاه مدت به اندازه ۱,۰۵ درصد افزایش می‌یابد.

نتیجه‌گیری

نرخ‌های تورم و بیکاری به عنوان متغیرهای توضیحی از قدرت توضیح دهنده بالایی برای متغیر وابسته (جرایم اقتصادی سرقت و چک بلامحل) برخوردار بوده‌اند. روابط میان متغیرهای نرخ تورم و نرخ بیکاری با جرایم اقتصادی مثبت گزارش شده است؛ به گونه‌ای که روابط کوتاه مدت میان متغیرهای توضیحی و متغیر وابسته (جرایم) در مورد چک بلامحل و سرقت معنادار به دست آمده، اما این رابطه در بلند مدت برای سرقت بدون معنا گزارش می‌شود. خلاصه نتایج آزمون روابط کوتاه مدت و بلند مدت متغیرهای توضیحی با متغیر وابسته به شرح زیر است.

تحلیل کوتاه مدت رابطه میان متغیرهای توضیحی نرخ تورم و بیکاری با متغیر وابسته چک‌های بلامحل، گویای آن است که در صورت ۱ واحد افزایش در نرخ تورم در کوتاه مدت تعداد چک‌های بی‌محل سرانه به ازای هر ۱۰۰۰۰۰ نفر، ۰۳/ واحد افزایش می‌یابد. همچنین، در صورت ۱ واحد افزایش در نرخ بیکاری در کوتاه مدت تعداد چک‌های بی‌محل سرانه به ازای هر ۱۰۰۰۰۰ نفر ۱۷,۲ واحد افزایش می‌یابد.

تحلیل کوتاه مدت رابطه میان متغیرهای توضیحی نرخ تورم و بیکاری با متغیر وابسته سرقت، حاکی از آن است که اگر نرخ بیکاری ۱٪ افزایش یابد، میزان سرقت معادل ۱,۷۱ درصد و همچنین، اگر نرخ تورم ۱٪ افزایش یابد،

درآمد و مصارف آن به صورت کارا عمل نمی‌کند و عامل تعیین کننده‌ای در ایجاد شکاف طبقاتی است (سامتی، یزدانی، ۱۳۸۸: ۶۷). همچنین، در مورد سیاست‌های پولی طبق برآوردهای صورت گرفته آثار رشد پول بر رشد اقتصادی پی از طی ۴ سال به صفر می‌رسد، ولی آثار تورمی آن پایدار بوده و نهایتاً شوک انبساط پولی خود را به شکل تورم بالاتر نمایان خواهد ساخت (گزارش بانک مرکزی جمهوری اسلامی، ۱۳۸۵).

پایداری تورم می‌تواند عاملی باشد در جهت به کارگیری سیاست‌های پولی انقباضی که اگر چه در کوتاه مدت رشد اقتصادی را خواهد کاست، اما در بلند مدت تأثیرات قابل توجهی بر رشد اقتصادی خواهد داشت. از آنجا که نمی‌توان افزایش شکاف طبقاتی را براساس دیدگاه هر مکتبی در باب عدالت، در راستای تحقق عدالت در نظر گرفت، لذا نمی‌توان سیاست‌های تورم‌زا را نیز با اهداف و شعارهای عدالت خواهانه منطبق دانست.

ضعف انکارناپذیر ساختار مالیاتی در ایران و اخذ مالیات‌های بیشتر از اقشار پایین با عنوان مالیات‌های تورمی، همگی نشان‌دهنده ضعف‌های سیاست‌های مالیاتی است که با توجه به تأثیرپذیری بیشتر اقشار پایین جامعه از تورم، بر لزوم به کارگیری سیاست‌های با ثبات اقتصادی تأکید خواهد شد. در واقع، باید گفت توجه به تأثیرات منفی سیاست‌های تورمی ما را به این نکته رهنمون می‌سازد که سیاست‌های اقتصادی عدالت محور، تنها هنگامی قابل قبول است که از تأثیرات تورمی و شکاف‌های اجتماعی به دور باشد.

منابع

ابونوری، اسماعیل، خوشکار، آرش. (۱۳۸۶). «اثر شاخص‌های کلان بر توزیع درآمد در ایران (مطالعه بین استانی)»، *مجله تحقیقات اقتصادی*,

ش ۷۶.

ابونوری، اسماعیل. (۱۳۷۶). «اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، ش ۱.

اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی بانک مرکزی. (۱۳۸۵). *تحلیل تجربی تورم و قاعده سیاست‌گذاری پولی در ایران*، تهران: بانک مرکزی.

تفضلی، فریدون. (۱۳۷۶). *اقتصاد کلان*، تهران: نشر نی. جرجرزاده، علی‌رضا و علی‌رضا اقبالی. (۱۳۸۴). «بررسی اثر درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد در ایران»، *فصلنامه رفاه اجتماعی*، ش ۱۷.

جلالی نائینی، سید احمد رضا و رضا شیوا. (۱۳۸۶). «سیاست پولی، انتظارات عقلایی تولید و تورم»، *سومین سمینار سیاست‌های پولی و ارزی*، صص ۸۴-۴۹.

حسینی نژاد، سید مرتضی. (۱۳۸۴). «بررسی علل اقتصادی جرم در ایران با استفاده از یک مدل داده‌های تلفیقی»، *مجله برنامه و بودجه*، ش ۹۵، صص ۳۵-۸۱.

دلالی اصفهانی، رحیم. (۱۳۹۰). *تقریرات درس اقتصاد پولی، مقطع کارشناسی ارشد*، دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان.

داور، شیخاوندی. (۱۳۷۹). *جامعه‌شناسی انحرافات و مسائل جامعه*، مشهد: نشر مرندیز.

رنانی، محسن. (۱۳۸۹). «پیامدهای اخلاقی تورم»، *مجله آیین*، ش ۲۶ و ۲۷، صص ۱۳۲-۱۳۵.

سامتی مرتضی، صامتی مجید و جعفری غلامحسین. (۱۳۸۴). «عدم تعادل‌های مالی دولت و نرخ تورم در ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ش ۲۴.

سریرافراز، محمد. (۱۳۸۸). *پیشگیری از وقوع جرم و فعالیت بسترساز برقراری جامعه ایمن*، تهران: نشر شهر.