بررسی غیرخطی عوامل مختلف اقتصادی مؤثر بر وقوع جرم در ایران

حمیدرضا فعال‌جو،* احمد ملابهرامی و حسین امیری*****

تاریخ دریافت ۱۳۹۵/۳/۲۷	تاریخ پذیرش ۱۳۹۵/۱۲/۲

این مقاله به بررسی تأثیر نرخ بیکاری، نابرابری درآمد، تورم، نسبت شهرنشینی، نرخ رشد سالانه طلاق و نرخ رشد سالانه بودجه دستگاه قضایی بر جرم در ایران در قالب مدل غیرخطی مارکف سوئیچینگ و با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه طی دوره زمانی ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۲ می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد رابطه نرخ رشد جرایم با متغیرهای توضیحی مذکور غیرخطی است. همچنین نرخ بیکاری، نابرابری درآمدی، نرخ تورم، نسبت شهرنشینی و نرخ رشد طلاق در هر دو فاز حدی صفر (نرخ رشد پایین جرم) و فاز حدی یک (نرخ رشد بالای جرم) اثر مثبت و منفی بر رشد جرایم در ایران دارند و تنها متغیر رشد بودجه سالانه دستگاه قضایی بر رشد جرایم تأثیر معنادار منفی در هر دو فاز دارد. نسبت شهرنشینی، نرخ بیکاری و تورم در فاز حدی صفر (دوره‌های نرخ رشد پایین وقوع جرایم) به ترتیب بالاترین تأثیر را بر نرخ رشد وقوع جرایم دارند. در فاز حدی یک (دوره‌های نرخ رشد پایین وقوع جرایم)، تورم، نسبت شهرنشینی و نرخ رشد طلاق به‌ترتیب بالاترین تأثیر را بر وقوع جرایم دارند. براساس نتایج حاصل از تخمین مارکف سوئیچینگ، احتمال ماندگاری در فاز حدی صفر، ۵۰ درصد و احتمال گذر از این فاز به فاز حدی یک، ۴۸ درصد است. بر پایه آزمون‌های نیکویی برازش، مدل مارکف سوئیچینگ از عملکرد مناسب جهت مدل‌سازی ارتباط مذکور است.

کلیدواژه‌ها: نرخ بیکاری؛ نابرابری درآمد؛ جرم؛ اثر فرصت؛ اثر انگیزشی؛ مدل مارکف سوئیچینگ

---

* استادیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه ارومیه؛ Email: h.faaljou@urmia.ac.ir

** دانش‌آموخته دوره دکتری تخصصی علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه ارومیه؛
Email: molabahrami.ahmad@gmail.com

*** استادیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی (نویسنده مسئول)؛ Email: hossienamiri@gmail.com

مقدمه

بدون شک یکی از مهم‌ترین چالش‌های عمومی هر جامعه، افزایش رشد جرم است. این پدیده علاوه‌بر خسارات و پیامدهای مستقیم اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی، تبعات و هزینه‌های غیرمستقیم قابل تأملی دارد. بالا رفتن رشد جرم علاوه‌بر افزایش هزینه‌های سلامت ناشی از افزایش فشارهای عصبی و استرس جامعه، به ایجاد محیط نامناسب فعالیت‌های تولیدی کارا و کاهش بهره‌وری نیروی انسانی و متعاقباً کاهش سرمایه‌گذاری و در نهایت کاهش رشد اقتصادی منجر می‌شود (Demombynes and Ozler, 2005). ازاین‌رو شناخت و مطالعه عوامل مؤثر بر وقوع جرم و جنایت دارای اهمیت حیاتی است. در این میان، بیکاری و نابرابری درآمد به‌دلیل تبعات اجتماعی متعددی که به دنبال دارند، به‌عنوان علل و فاکتورهای اقتصادی اثرگذار بر رشد جرم در مطالعات تئوریک و تجربی زیادی مورد توجه بوده‌اند (مداح، ۱۳۹۰؛ مهرگان و گرشاسبی فخر، ۱۳۹۰).

هر دو دسته از تئوری‌های اقتصادی و جامعه‌شناسی بر وجود رابطه معنادار بین جرم و نابرابری درآمدی و توزیع رفاه در جامعه، تأکید می‌ورزند. اقتصاددانان معتقدند که نابرابری درآمد منجر به تقویت فعالیت‌های اقتصادی مجرمانه و غیرقانونی می‌شود و از این کانال بر افزایش نرخ رشد جنایت اثر مثبت می‌گذارد. جامعه‌شناسان معتقدند نابرابری درآمدی منجر به کاهش سرمایه‌های اجتماعی و برهم ریختگی اجتماعی می‌شود که نتیجه آن افزایش نرخ رشد جرایم است. از طرفی، تفاوت طبقاتی و نابرابری درآمدی سبب ایجاد درگیری‌های اجتماعی و تقویت مسائل قومی و طبقاتی می‌گردد که نتیجه این امر نیز افزایش نرخ رشد جرایم است (Blau and Blau, 1982). با این حال، دیدگاه‌های تئوریک دیگری با اشاره به کاهش فرصت ارتکاب اعمال مجرمانه در نتیجه افزایش نابرابری درآمدی و فقر استدلال می‌کنند که نابرابری درآمد رابطه منفی با جرم دارد (Allen, 1996). مطالعات تجربی زیادی نیز در این زمینه وجود دارد که حاوی نتایج ناهمسو و گاه متناقض در زمینه اثرگذاری نابرابری درآمد بر جرم هستند (Bourguignon, Nunez and Sanchez, 2003; Neumayer, 2005; Choe, 2008).

از طرفی، با اینکه دسته‌ای از تئوری‌های اقتصادی رابطه مثبتی بین نرخ بیکاری با میزان

جرم پیش‌بینی می‌کند، اما در مقابل مطالعات تئوریکی وجود دارد که بر تأثیر منفی افزایش نرخ بیکاری بر جرم تأکید می‌ورزند (Cook and Zarkin, 1985; Cantor and Land, 1985). همچنین مطالعات تجربی نیز وجود دارند که رابطه نامتقارنی را بین این دو متغیر نتیجه می‌دهند. به‌عنوان مثال، کریستکوس[1] (۱۹۸۷) با مرور تعداد زیادی از مطالعات تجربی صورت پذیرفته در زمینه رابطه بین نرخ بیکاری با جرم دریافته است که تنها نصفی از این مطالعات رابطه مثبت بین نرخ بیکاری با میزان جرائم را تأیید کرده‌اند. در مقابل عده کثیری از مطالعات تجربی رابطه منفی را نتیجه داده‌اند (Fallahi and Rodriguez, 2014).

با توجه به ادبیات تئوریک و تجربی دوگانه و متناقض در زمینه نحوه اثرگذاری نرخ بیکاری و نابرابری درآمد بر میزان جرم، وجود رابطه غیرخطی بین این متغیرها محتمل است. ازاین‌رو اگر با استناد به آزمون‌های اقتصادسنجی سری‌های زمانی وجود رابطه غیرخطی بین میزان جرم با متغیرهای نرخ بیکاری و نابرابری درآمد تأیید شود، مدل‌های خطی اقتصادسنجی سری‌های زمانی از اعتبار و کفایت لازم ساقط شده و ممکن است نتایج گمراه‌کننده و نادرست را در پی داشته باشند. این نکته به‌عنوان شکاف تحقیقاتی در ادبیات موضوع داخلی در این مطالعه مطرح می‌شود. درواقع، مطالعات پیشین داخلی به احتمال وجود یک رابطه غیرخطی میان نابرابری درآمدی، نرخ بیکاری و رشد جرایم و همچنین مدل‌سازی به چنین رابطه غیرخطی توجه نکرده‌اند و این مسئله مهم را نادیده گرفته‌اند. به‌عنوان مثال، مهرگان و گرشاسبی فخر (۱۳۹۰)، مداح (۱۳۹۰)، عیسی‌زاده، مهرانفر و مهرانفر (۱۳۹۱) و مکی‌پور و ربانی (۱۳۹۲) تنها تأثیر خطی متغیرهایی نظیر نرخ بیکاری و فقر را بر وقوع جرم در ایران بررسی کرده‌اند، درحالی‌که در صورت وجود رفتار و رابطه غیرخطی میان این متغیرها، هرگونه نتیجه‌گیری و سیاستگذاری توأم با تردید، ابهام و نامعتبر خواهد بود. ازاین‌رو هدف این مقاله بازنگری تجربی تأثیر نرخ بیکاری و نابرابری درآمد بر رشد جرم در ایران است. براین اساس، در این مقاله به بررسی اثر غیرخطی نرخ بیکاری، نابرابری درآمد و سایر متغیرهای توضیحی که بر پایه ادبیات موضوع می‌توانند رشد جرایم

1. Chiricos

را تحت تأثیر قرار دهند شامل نرخ تورم، نسبت شهرنشینی، نرخ رشد سالانه طلاق و نرخ رشد سالانه بودجه دستگاه قضایی کشور بر نرخ رشد جرایم در ایران با تأکید بر سیکل‌های رکود (رژیم‌های با نرخ بیکاری بالا) و رونق (رژیم‌های با نرخ بیکاری پایین) در دوره زمانی سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۲ در قالب مدل مارکف سوئیچینگ پرداخته می‌شود.

ساختار مقاله به‌این‌ترتیب است ابتدا مبانی نظری، در قسمت دوم مطالعات تجربی خارجی و داخلی، سپس روش‌شناسی مقاله، در قسمت چهارم معرفی داده‌ها و گزارش نتایج تجربی و برآورد مدل تحقیق و نهایتاً جمع‌بندی و نتیجه‌گیری بیان می‌شود.

۱. مبانی نظری

۱-۱. رابطه نابرابری درآمد با جرم

مطالعات تئوریک در زمینه تأثیر نابرابری درآمد بر جرم در حالت کلی به سه دسته تقسیم می‌شوند (Allen, 1996). دسته اول از این مطالعات رابطه مثبت را پیش‌بینی می‌کنند. گروه دوم وجود ارتباط منفی را نتیجه می‌دهند. دسته سوم از مطالعات بر وجود رابطه شرطی تأکید دارند. دسته اول استدلال می‌کنند که نابرابری درآمد سبب می‌شود تا افراد فقیر برای جبران فقدان دسترسی به سرمایه و منابع مالی، انگیزه بیشتری برای ارتکاب به اعمال مجرمانه داشته باشند. از طرفی این دسته با اشاره به پایین بودن هزینه ضمانات اجرایی قضایی برای افراد فقیر نسبت به ثروتمند، وجود رابطه مثبت بین نابرابری درآمدی با میزان ارتکاب جرائم را پیش‌بینی می‌کنند. دسته دوم از دیدگاه‌های تئوریک معتقدند که افزایش نابرابری درآمد با تغییر الگوهای فعالیت‌های اقتصادی فرصت ارتکاب جرم را کاهش می‌دهد (.Ibid). دسته سوم از دیدگاه‌ها معتقدند که تأثیر نابرابری درآمد بر جرم به ناپایداری و تلاطمات خانوادگی و اجتماعی و همچنین بر پایه این دیدگاه، به فرصت‌های فرهنگی بستگی دارد.

۱-۲. رابطه نرخ بیکاری با جرم

در زمینه رابطه بین تغییرات نرخ بیکاری و به‌تبع آن چرخه‌های تجاری با جرم دیدگاه‌های تئوریک متناقضی وجود دارد. در تلاش برای توضیح تئوریک وضعیت دوگانه تأثیر نرخ

بیکاری بر سطح جرائم، کوک و زارکین[1] (۱۹۸۵) و کانتور و لند[2] (۱۹۸۵) مطالعات تئوریکی را انجام داده‌اند. کوک و زارکین (۱۹۸۵) بیان می‌کنند که طی دوره‌های رکود به‌دلیل کاهش فرصت‌های شغلی و درآمد، هزینه فرصت تلاش برای ارتکاب به جرائم و اعمال خشونت‌آمیز کاهش می‌یابد، لذا تعداد جرم‌های خشونت‌آمیز تشدید پیدا می‌کند که به اثر انگیزشی[3] مشهور است. علاوه‌براین، طی دوره‌های رکود به‌دلیل کاهش درآمدهای مالیاتی دولت، کارکرد و نقش سیستم امنیت و پلیس کم‌رنگ‌تر و ضعیف‌تر می‌شود که نتیجه این امر کاهش شانس کنترل جرائم و ایجاد نظم و مقررات است. لذا طی دوره‌های رکود ممکن است نرخ رشد جرم افزایش یابد. از طرفی طی دوره‌های رکود به‌دلیل آنکه عده زیادی بیکار شده‌اند، خانه‌نشینی بیشتر شده و در نتیجه فرصت ارتکاب جرائم کاهش می‌یابد. همچنین، مردم پول کمتری را جابه‌جا می‌کنند و انگیزه و تلاش بیشتر برای مراقبت و دفاع از اموال خود خواهند داشت. کانتور و لند (۱۹۸۵) این اثر را اثر فرصت[4] می‌نامند.

اثرات انگیزشی و فرصت سبب ایجاد نوسانات مثبت و منفی در نرخ رشد جرائم می‌گردد، لذا اثر تغییر نرخ بیکاری، به‌عنوان معیار اندازه‌گیری شرایط و سیکل‌های اقتصادی بر سطح جرائم مبهم می‌شود. درواقع، زمانی که اثرات انگیزشی از اثر فرصت انجام جرم کمتر باشد، می‌توان رابطه معکوس بین نرخ بیکاری و نرخ رشد جرائم را انتظار داشت. نکته قابل تأمل دیگر آن است که، اثر فرصت آنی است و اثر انگیزشی نیاز به زمان دارد. درواقع، اثر انگیزشی دارای وقفه زمانی است. این دو اثر در خلاف جهت همدیگر عمل می‌کنند و اثر هرکدام می‌تواند اثر دیگری را خنثی کند (Fallahi and Rodriguez, 2014).

۲. پیشینه تحقیق

در این بخش مروری بر چند مطالعه تجربی خارجی و داخلی که اخیراً در زمینه تأثیر نابرابری درآمد و نرخ بیکاری بر جرم انجام گرفته است، خواهیم داشت.

---

1. Cook and Zarkin
2. Cantor and Land
3. Motivation Effects
4. Opportunity Effects

۱-۲. مطالعات خارجی

دمومبینس و ازلر[1] (۲۰۰۵) اثر نابرابری درآمدی را بر میزان ارتکاب سرقت در آفریقای جنوبی بررسی کرده‌اند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که نابرابری درآمدی اثر مثبت و معناداری بر میزان وقوع سرقت در آن کشور دارد.

چوی[2] (۲۰۰۸) در مطالعه تجربی، تأثیر نابرابری درآمد را بر جرم در آمریکا بررسی کرده است. نتایج نشان داد رابطه معناداری بین انواع سرقت با نابرابری درآمد در آمریکا وجود دارد.

اسکورزافاو و سوارز[3] (۲۰۰۹) در مطالعه تجربی، اثر نابرابری درآمد را بر میزان جرائم مالی برزیل بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد که نابرابری درآمد اثر معنادار و مثبت بر جرائم مالی دارد به‌نحوی‌که، کشش جرائم مالی نسبت به نابرابری درآمد برابر با ۱/۴۶ است.

چینتراکارن و هرزر[4] (۲۰۱۲) با بهره‌گیری از متدولوژی هم‌جمعی در داده‌های تابلویی، اثر نابرابری درآمد را بر جرم در آمریکا بررسی کرده‌اند. نتایج تجربی آنها نشان می‌دهد که نابرابری درآمدی منجر به کاهش وقوع جرائم می‌شود.

فلاحی و رودریگز (۲۰۱۴) رابطه بین نرخ بیکاری و میزان چهار نوع جرائم را در آمریکا با استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ بررسی کرده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که نرخ بیکاری رابطه مثبت با انواع سرقت دارد. بااین‌حال این رابطه معنادار نیست، همچنین همبستگی معناداری بین نرخ بیکاری و جرائم طی دوره‌های رکود وجود دارد.

۲-۲. مطالعات داخلی

مهرگان و گرشاسبی فخر (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای به تحلیل اقتصادی جرم براساس روش رگرسیون سری‌های زمانی پرداخته‌اند. بر پایه نتایج آنها رابطه معنادار و مثبت بین نحوه توزیع درآمد و سرقت در ایران وجود دارد. نتایج مقاله همچنین حاکی از وجود رابطه مستقیم بین نرخ جرم سرقت با نسبت شهرنشینی، نرخ طلاق، نرخ بیکاری و رابطه معکوس با درآمد ماهانه خانوارهای ایرانی است.

---

1. Demombynes and Ozler
2. Choe
3. Scorzafave and Soares
4. Chintarkarn and Herzer

مداح (۱۳۹۰) در مطالعه تجربی برای استان‌های کشور با استفاده از تکنیک رگرسیون داده‌های تابلویی طی دوره زمانی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۵، اثر فقر و نابرابری درآمد را بر جرایم سرقت بررسی کرده است. نتایج وی نشان می‌دهد که رابطه مثبت و معناداری بین نابرابری درآمد و میزان جرایم انواع سرقت وجود دارد.

عیسی‌زاده، مهرانفر و مهرانفر (۱۳۹۱) در مقاله‌ای اثر شاخص‌های کلیدی کلان اقتصادی تورم، بیکاری و فقر را بر جرم در ایران در دوره زمانی ۱۳۴۵ تا ۱۳۸۵ با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری و آزمون علیت گرنجر بررسی کرده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت، رابطه علیت یک طرفه از طرف شاخص‌های کلان اقتصادی مذکور به جرم در ایران وجود دارد.

مکی‌پور و ربانی (۱۳۹۲) در مطالعه تجربی با استفاده از داده‌های سالانه در دوره زمانی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰ با بهره‌گیری از مدل پویای سری زمانی ARDL و تصحیح خطای برداری، تأثیر نرخ بیکاری و نرخ تورم را بر میزان جرائم شامل سرقت و صدرو چک برگشتی بررسی کرده‌اند. نتایج آنها بیانگر اثر معنادار و مثبت دو متغیر نرخ بیکاری و نرخ تورم بر جرائم مذکور است.

۳. مدل تحقیق و روش برآورد

مدل مارکف سوئیچینگ یکی از مدل‌های غیرخطی سری‌زمانی است که همیلتن (۱۹۸۹) ارائه داده است. در این مدل فرض می‌گردد که متغیر سری زمانی y_t دارای m حالت ممکن است که با متغیر غیرقابل مشاهده s_i مشخص می‌شود. درواقع s_i نشان‌دهنده i امین حالت متغیر y_t است، به‌طوری‌که $s_i = i$ و $i = ۱, ۲, \ldots, m$ می‌باشد. به‌این‌ترتیب متغیر y_t بر پایه مقادیر مختلف s_i، تغییر رژیم می‌دهد به‌طوری‌که اگر $s_i = i$ باشد آنگاه سری زمانی y_t در رژیم iام واقع می‌گردد. یکی از مهم‌ترین فرضیات مدل مارکف سوئیچینگ این است که s_i یک متغیر تصادفی با ویژگی زنجیر مارکف[1] است. به بیان دیگر، تنها مقدار

1. Markov Chain

یک دوره گذشته در تعیین مقدار حال حاضر متغیر S_i اثرگذار است. به بیان ریاضی:

$$P(s_t = j \,|\, s_1, s_2, \ldots, s_{t-1}) = P(s_t = j \,|\, s_{t-1} = i) = P_{ij} \qquad (1)$$

در رابطه (۱)، P_{ij} احتمال انتقال یک مرحله است که بیانگر احتمال انتقال از رژیم i به j است. به‌این‌ترتیب با توجه به وجود m حالت در متغیر، احتمال انتقال یک مرحله[1] ماتریس مربعی با بعد m می‌باشد، بدین‌ترتیب داریم:

$$P = \left[P_{ij} \right]_{i,j=1,2,\ldots,m} \qquad (2)$$

که در آن، $\sum_{j=1}^{m} P_{ij} = 1$ برای $i = 1, 2, .., m$. حال اگر π_i را برابر با احتمال واقع شدن متغیر y_t در رژیم iام تعریف کنیم، در این صورت ماتریس احتمال حالت در لحظه زمانی t به صورت زیر تبیین می‌گردد:

$$\pi_t = [\pi_1 \quad \pi_2 \quad . \quad . \quad \pi_m] \qquad (3)$$

ثابت می‌گردد که $\pi_{t+1} = P\pi_t$ و در حالت عمومی‌تر $\pi_{t+s} = P^s \pi_t$ (Brock, 2008).

عموماً فرض می‌شود متغیر y_t دارای فرایند مولد خودرگرسیونی به فرم زیر می‌باشد (Hamilton, 1989; Brock, 2008):

$$y_t = \mu_{s_t} + \varphi_{s_t} y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (4)$$

برای سادگی می‌توان فرض کرد که فرایند تصادفی S_t دارای دو حالت باشد و بنابراین $S_t=0/1$. در رابطه (۴)، ε_t اجزای اخلال هستند که فرض می‌شود به‌صورت یکسان و مستقل و نرمال توزیع شده‌اند. رابطه (۴) یک مدل مارکف سوئیچینگ از مرتبه ۱ را به نمایش می‌گذارد که با MS-AR(1) نشان داده می‌شود. مدل فوق قابل تعمیم به حالتی است که تا q وقفه از متغیر در مدل گنجانده شود که به مدل MS-AR(1) شهرت دارد. حال با بهره‌گیری از ادبیات تئوریک و تجربی به تبعیت از چوی (۲۰۰۸)، فلاحی و رودریگز (۲۰۱۴) و مطالعات تجربی داخلی پیشین و براساس روش‌شناسی مارکف سوئیچینگ، مدل مورد استفاده در این مقاله را به صورت زیر تصریح می‌کنیم:

1. Probability Transition Matrix

$$y_t = \mu_{s_t} + \alpha_{1s_t} x_{1t} + \alpha_{2s_t} x_{2t} + \alpha_{3s_t} x_{3t} + \alpha_{4s_t} x_{4t} + \alpha_{5s_t} x_{5t} + \alpha_{6s_t} x_{6t} + \alpha_{7s_t} x_{7t} + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

در این رابطه، y_t متغیر وابسته نشان‌دهنده میزان وقوع جرایم است. x_{1t} بیانگر سطح نرخ بیکاری کل اقتصاد است، x_{2t} نشان‌دهنده متغیر نابرابری درآمدی است که در این مطالعه از ضریب جینی برای اندازه‌گیری آن استفاده شده است، x_{3t} نشان‌دهنده متغیر تورم است که برابر با نرخ رشد سالانه شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) در نظر گرفته شده است، x_{4t} نشان‌دهنده متغیر نسبت شهرنشینی است که از درصد نسبت جمعیت شهری به کل جمعیت کشور به‌دست آمده است، x_{5t} نشان‌دهنده متغیر نرخ رشد طلاق است که براساس داده‌های میزان ثبت طلاق در کشور به‌دست آمده است، x_{6t} نشان‌دهنده میزان رشد بودجه دستگاه قضایی شامل بودجه کلیه سازمان‌های زیر نظر قوه قضائیه در دوره زمانی جاری می‌باشد.[۱] α_{is_t} برای $i = 1,2,\ldots,6$، ضرایب اثرگذاری متغیرهای توضیحی در رژیم‌های حدی مختلف هستند که در این مطالعه بر پایه ادبیات تئوریک موضوع، دو رژیم صفر و یک لحاظ شده است. به‌این‌ترتیب، $s_t = 0$ بیانگر رژیم یا فاز صفر و $s_t = 1$ نشان‌دهنده رژیم یا فاز یک باشد، در این صورت ماتریس انتقال بین این دو رژیم را به‌صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$P = \begin{bmatrix} P_{00} & 1 - P_{11} \\ 1 - P_{00} & P_{11} \end{bmatrix} \qquad (۶)$$

به‌طوری‌که در آن P_{00} احتمال ماندگاری در فاز صفر و P_{11} احتمال ماندگاری در فاز یک است. در مقابل $1 - P_{11}$ و $1 - P_{00}$ به‌ترتیب احتمال گذر از فازهای حدی صفر و یک به فاز دیگر می‌باشد. شایان ذکر است که برآورد مدل مارکف سوئیچینگ براساس روش حداکثرسازی راستنمایی صورت می‌گیرد[۲] (Hamilton, 1994).

۴. معرفی داده‌ها و گزارش نتایج تجربی

داده‌های مورد استفاده این تحقیق شامل تعداد پرونده‌های مختومه داده‌های کیفری کشور

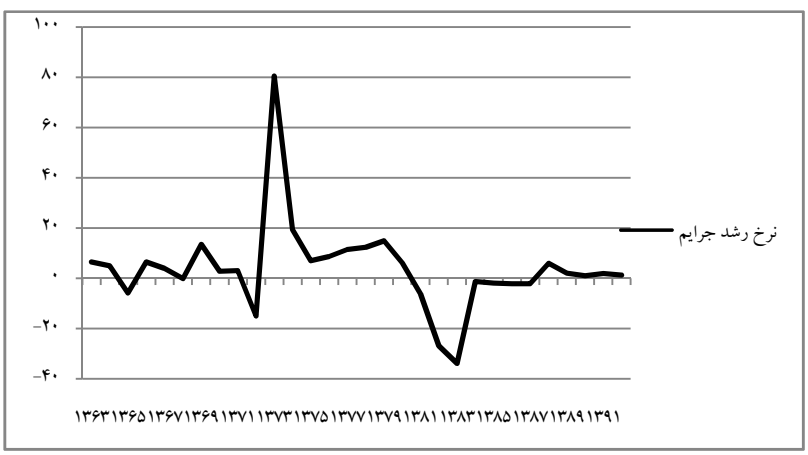
---

۱. داده‌های سری زمانی مربوط به این متغیرها از وب سایت‌های معتبر بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی و مرکز آمار ایران اخذ شده‌اند.

۲. به‌منظور برآورد مدل از نرم‌افزار OX-Metrixs6 بهره گرفته شده است.

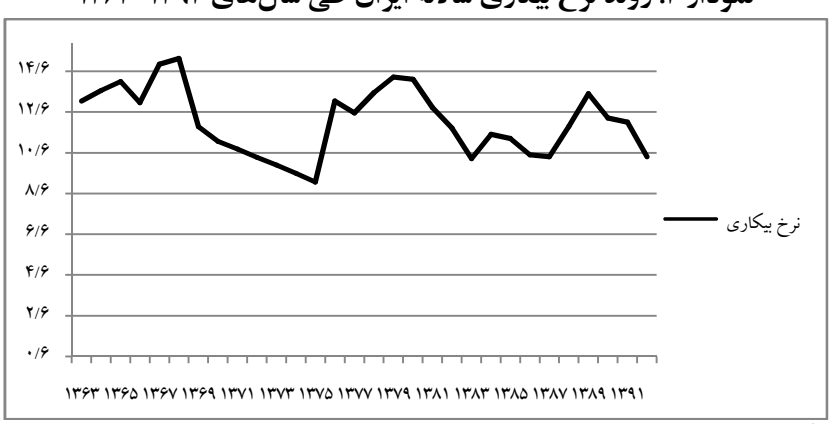
به‌عنوان متغیری برای اندازه‌گیری جرم که از سالنامه‌های آماری کشور و از مرکز آمار ایران استخراج شده‌اند، داده‌های ضریب جینی به‌عنوان معیار اندازه‌گیری نابرابری درآمد در ایران و داده‌های نرخ بیکاری سالانه از بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی گرفته شده‌اند. دوره زمانی مورد بررسی سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۲ می‌باشد. در نمودارهای ۱ تا ۳ روند این داده‌ها ارائه شده است.

نمودار ۱. روند نرخ رشد جرائم در ایران طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۶۳



مأخذ: مرکز آمار ایران، سالنامه‌های آماری کشور، سال‌های مختلف.

نمودار ۲. روند نرخ بیکاری سالانه ایران طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۶۳

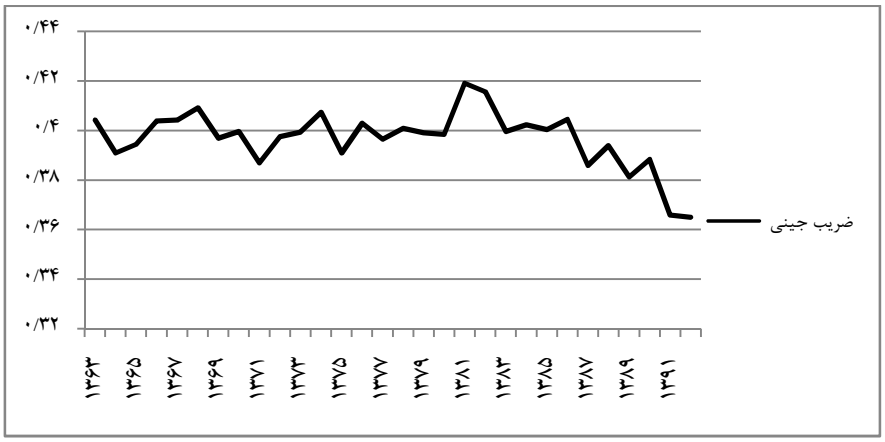


مأخذ: بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی، سال‌های مختلف.

نمودار ۲ روند نرخ بیکاری سالانه ایران را طی سال‌های ۱۳۶۳ الی ۱۳۹۲ به نمایش گذاشته است.

همچنان‌که نمودار ۲ نشان می‌دهد، طی دوره زمانی ۱۳۶۳ الی ۱۳۹۲، نرخ بیکاری سالانه در فاصله میان ۹ الی ۱۵ درصد در نوسان است. بیشترین رقم نرخ بیکاری به سال‌های پایانی جنگ تحمیلی و کمترین آن به دوره اول دولت سازندگی مربوط است. نمودار ۳ روند ضریب جینی را به‌عنوان شاخص نابرابری درآمد در ایران طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۶۳ به نمایش می‌گذارد.

نمودار ۳. روند ضریب جینی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۶۳



مأخذ: همان.

نمودار ۳ بیانگر روند پرنوسان ضریب جینی در ایران است. این شاخص که بیانگر میزان نابرابری درآمد است، طی سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۰ در بازه ۰/۳۹ تا ۰/۴۱ در نوسان بوده است. طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۳ ضریب جینی افزایش پیدا کرده است و بعد از آن روند ضریب جینی تا رقم ۰/۳۶ کاهش پیدا کرده است. جهت جلوگیری از افزایش حجم مقاله و حاشیه‌روی از ارائه روند سایر متغیرهای توضیحی شامل نرخ تورم، نرخ رشد طلاق، نرخ رشد بودجه دستگاه قضایی و همچنین متغیر نسبت شهرنشینی خودداری شده است.

روند تحلیل داده‌ها به‌این‌ترتیب خواهد بود که ابتدا رفتار سری‌های زمانی متغیرهای

تحقیق به لحاظ وجود ریشه واحد غیرخطی و رفتار غیرخطی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این راستا از آزمون‌های KSS[1] و SHINT-t-test بهره گرفته می‌شود. در این آزمون‌ها تقریب تیلر از مدل غیرخطی انتقال ملایم نمایی[2] جهت بررسی ریشه واحد غیرخطی مورد استفاده قرار می‌گیرد. فرضیه صفر این آزمون‌ها ریشه واحد خطی و در مقابل فرضیه آلترناتیو بیانگر مانایی غیرخطی است. این آزمون‌ها در سه سطح اصل سری زمانی، سری زمانی میانگین‌زدایی شده و سری زمانی میانگین و روندزدایی شده قابل انجام است. نتایج این آزمون در جدول ۱ به‌شرح زیر ارائه شده است.[3]

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد غیرخطی KSS

نام متغیر	سطح	مقدار آماره KSS	مقدار آماره SHINT-t-test
نرخ رشد جرایم	سری زمانی اصلی	-۲/۶۴	-۳/۷۱
	سری زمانی میانگین‌زدا شده	-۲/۷۶	-۳/۱۶
	سری زمانی میانگین و روندزدا شده	-۳/۰۵	-۲/۵۸
نرخ بیکاری	سری زمانی اصلی	-۲/۶۹	-۲/۷۱
	سری زمانی میانگین‌زدا شده	-۳/۶۶	-۲/۷۵
	سری زمانی میانگین و روندزدا شده	-۳/۵۱	-۲/۷۲
ضریب جینی (نابرابری درآمدی)	سری زمانی اصلی	-۲/۵۹	-۶/۰۴۵
	سری زمانی میانگین‌زدا شده	-۲/۶۹	-۲/۶۰
	سری زمانی میانگین و روندزدا شده	-۳/۰۷	-۲/۷۲
نسبت شهرنشینی	سری زمانی اصلی	-۲/۸۱	-۶/۲۴
	سری زمانی میانگین‌زدا شده	-۳/۲۱	-۲/۸۱
	سری زمانی میانگین و روندزدا شده	-۴/۳۳	-۳/۰۳
نرخ رشد طلاق	سری زمانی اصلی	-۳/۶۴	-۲/۷۵
	سری زمانی میانگین‌زدا شده	-۲/۷۸	-۳/۲۷
	سری زمانی میانگین و روندزدا شده	-۳/۱۱	-۳/۶۱

1. Kapetanios and Shin and Shell (KSS) Test
2. Exponential Smooth Transition Autoregressive Model (ESTAR)
۳. این آزمون با استفاده از برنامه نوشته شده در محیط نرم‌افزار MATLAB انجام گرفته است.

نام متغیر	سطح	مقدار آماره KSS	مقدار آماره SHINT-t-test
نرخ تورم	سری زمانی اصلی	-۳/۴۲	-۴/۵۵
	سری زمانی میانگین‌زدا شده	-۳/۸۲	-۲/۸۲
	سری زمانی میانگین و روندزدا شده	-۲/۷۶	-۳/۸۶
نرخ رشد بودجه دستگاه قضایی	سری زمانی اصلی	-۳/۸۷	-۴/۲۸
	سری زمانی میانگین‌زدا شده	-۳/۰۰	-۲/۷۰
	سری زمانی میانگین و روندزدا شده	-۳/۳۲	-۲/۷۸

توضیح: محاسبه‌های نرم‌افزاری تحقیق، مقدار بحرانی آماره در سطح ۹۰ درصد برابر با ۲/۶۶- است.
مأخذ: یافته‌های تحقیق.

همچنان‌که ملاحظه می‌شود، فرضیه صفر برای همه متغیرهای تحقیق شامل متغیر وابسته یعنی نرخ رشد جرایم، و متغیرهای توضیحی شامل نرخ بیکاری، نسبت شهرنشینی، نرخ تورم سالانه، ضریب جینی و نرخ رشد بودجه دستگاه قضایی کشور در سطح میانگین‌زدا شده رد می‌شود و لذا این سری‌های زمانی به صورت غیرخطی مانا می‌باشند و نیازی به بررسی وجود ارتباط بلندمدت براساس آزمون‌های همجمعی وجود ندارد.

پس از بررسی ریشه واحد غیرخطی در سری زمانی متغیرهای تحقیق و اطمینان از مانایی غیرخطی این متغیرها، براساس مدل خودرگرسیونی مارکف سوئیچینگ، فازهای مختلف نرخ بالای رشد بیکاری و نرخ‌های پایین بیکاری که می‌توانند به‌عنوان دوره‌های رکود و رونق اقتصادی تفسیر گردند، مدل‌سازی می‌شوند. برای این منظور، ابتدا وجود رفتار غیرخطی در سری زمانی نرخ بیکاری سالانه در ایران براساس آزمون نسبت راستنمایی مورد آزمون قرار می‌گیرد. بر پایه نتایج، مقدار آماره این آزمون برابر با ۲۶/۹۷ و ارزش احتمال این آماره برابر با ۰/۰۰۲ است. ازاین‌رو در سطح اطمینان ۹۹ درصد وجود رفتار غیرخطی معنادار در این سری زمانی تأیید می‌شود.

پس از حصول اطمینان از وجود رفتار غیرخطی، مدل خودرگرسیون مارکف سوئیچینگ بهینه برای این سری‌زمانی با بهره‌گیری از نرم‌افزار OX تخمین زده می‌شود. به‌منظور تعیین مدل بهینه از معیارهای آکائیک و لگاریتم راستنمایی استفاده می‌شود. در جدول ۲، مقدار این معیارها برای حالات مختلف ارائه و مقایسه شده‌اند.

جدول ۲. انتخاب مدل بهینه برای متغیر نرخ بیکاری براساس معیارهای اقتصادسنجی

مدل	مقدار آکائیک	مقدار لگاریتم راستنمایی
بدون لحاظ وقفه خودرگرسیونی	۱۰۶/۸۵	-۴۷/۴۳
با لحاظ وقفه خودرگرسیونی بدون تغییر در فازهای صفر و یک	۷۴/۵۳	-۳۰/۲۶
با لحاظ وقفه خودرگرسیونی با تغییر در فازهای صفر و یک	۸۰/۶۳	-۳۲/۳۳

مأخذ: همان.

نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد، بهترین مدل که گویای رفتار متغیر نرخ بیکاری باشد، مدلی با لحاظ وقفه مرتبه اول بدون حساسیت نسبت به تغییر فاز است. لذا این مدل برای برازش رفتار سری زمانی نرخ بیکاری تخمین زده می‌شود. این نتایج در جدول ۳ گزارش شده است. مدل بهینه بر پایه آزمون غیرخطی نسبت راستنمایی و معیار آکائیک، مدل مارکف سوئیچینگ می‌باشد.

جدول ۳. نتایج برآورد مدل مارکف سوئیچینگ برای نرخ بیکاری

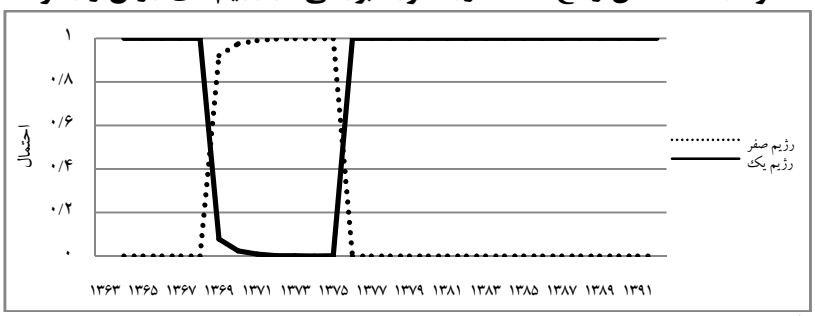
پارامتر	مقدار	سطح معناداری
μ_0	۶/۸۱	۰/۰۰
μ_1	۹/۵۱	۰/۰۰
φ	۰/۸۸	۰/۰۰
σ_0	۰/۰۸۲	۰/۰۰
σ_1	۱/۱۲	۰/۰۰
P_{00}	۰/۸۵	۰/۰۰
P_{11}	۰/۰۴۶	۰/۳۲
Nonlinear LR test	۲۶/۹۷	۰/۰۰

مأخذ: همان.

براساس نتایج جدول ۳ و بر پایه آزمون نسبت راستنمایی، نرخ بیکاری سالانه از یک الگوی غیرخطی با دو فاز حدی صفر و یک پیروی می‌کند. همچنان‌که نتایج ارائه شده در جدول ۳ نشان می‌دهد، فاز حدی صفر نرخ رشد پایین و فاز یک بیانگر نرخ رشد بیکاری بالا پایین می‌باشد. عرض از مبدأ مدل خودرگرسیونی نرخ بیکاری برای فاز صفر یعنی در دوره نرخ رشد پایین، برابر با ۶/۸۱ درصد و در فاز یک یعنی دوره نرخ رشد بالای بیکاری، برابر با ۹/۵۱ درصد با ضریب خودرگرسیونی مرتبه اول برابر با ۰/۸۸ برآورد شده

است. براساس نتایج، نوسانات نرخ بیکاری در رژیم نرخ رشد پایین به مراتب پایین‌تر از رژیم نرخ رشد بالای بیکاری است. همچنین نتایج نشان می‌دهد احتمال ماندگاری در فاز نرخ رشد پایین ۰/۸۵ و در رژیم رکود ۰/۰۵ است. در نمودار ۴ احتمال قرار گرفتن هر یک از سال‌های دوره مورد مطالعه در هر کدام از رژیم‌های حدی رشد پایین و بالا به نمایش گذاشته شده است. خطوط ممتد بیانگر احتمال قرار گرفتن در فاز نرخ بیکاری پایین و خط‌چین نشان‌دهنده سطح احتمال واقع شدن در فاز نرخ بیکاری بالاست.

نمودار ۴. احتمال واقع شدن دوره مورد بررسی در رژیم‌های رونق و رکود



مأخذ: یافته‌های تحقیق.

همچنان‌که ملاحظه می‌شود، دوره زمانی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۷۴ با احتمال بالا در دوره‌های نرخ بیکاری پایین (رژیم صفر) و دوره‌های زمانی سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۶۸، ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۲ با احتمال بالا در دوره نرخ بیکاری بالا (رژیم یک) واقع شده‌اند.

پس از مدل‌سازی غیرخطی سری زمانی نرخ سالانه بیکاری در ایران و تعیین دوره‌های رکود و رونق، در ادامه این بخش مدل تصریح شده در رابطه (۵)، جهت بررسی تأثیر غیرخطی متغیرهای توضیحی شامل نرخ بیکاری، نابرابری درآمد، نرخ تورم سالانه، نرخ رشد طلاق، نسبت شهرنشینی و نرخ رشد بودجه دستگاه قضایی کشور بر نرخ رشد وقوع جرم برآورد و تحلیل می‌شود. در جدول ۴، علاوه‌بر نتیجه آزمون بررسی وجود رفتار غیرخطی نسبت راستنمایی، نتایج برآورد پارامترهای مدل تحقیق گزارش شده است. براساس آزمون نسبت راستنمایی، وجود رابطه غیرخطی بین میزان جرایم با متغیرهای توضیحی مذکور در بالا در سطح معناداری ۱ درصد تأیید می‌شود. آماره این آزمون دارای توزیع کای دو با درجه

آزادی ۱۰ می‌باشد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود مقدار این آماره برابر با ۲۱/۷۸ است که در سطح معناداری ۵ درصد معنادار است و لذا فرضیه صفر مبنی‌بر نبود ارتباط غیرخطی میان متغیر وابسته با متغیرهای توضیحی مذکور در بالا رد می‌شود. ازاین‌رو میان نرخ رشد جرایم با متغیرهای نرخ بیکاری، نابرابری درآمد، نرخ تورم سالانه، نرخ رشد طلاق، نسبت شهرنشینی و نرخ رشد بودجه دستگاه قضایی کشور ارتباط غیرخطی وجود دارد که این خود توجیه بهره‌گیری از مدل غیرخطی مارکف سوئیچینگ در این مقاله است.

جدول ۴. نتایج برآورد مدل تحقیق

پارامتر	مقدار	آماره t	سطح معناداری
$\mu_{.}$	۳/۰۱	۶/۲۵	۰/۰۰
$\mu_{۱}$	۳/۲۴	۳/۱۲	۰/۰۱
$\alpha_{۱۰}$	۰/۹۹	۲/۰۸	۰/۰۵
$\alpha_{۱۱}$	۰/۸۵	۲/۴۸	۰/۰۳
$\alpha_{۲۰}$	۰/۶۳	۵/۴۸	۰/۰۰
$\alpha_{۲۱}$	۰/۵۷	۲/۵۷	۰/۰۲
$\alpha_{۳۰}$	۰/۹۷	۹/۰۵	۰/۰۰
$\alpha_{۳۱}$	۲/۵۴	۷/۵۰	۰/۰۰
$\alpha_{۴۰}$	۱/۴۶	۵/۷۱	۰/۰۰
$\alpha_{۴۱}$	۲/۳۰	۶/۳۱	۰/۰۰
$\alpha_{۵۰}$	۰/۹۰	۸/۹۶	۰/۰۰
$\alpha_{۵۱}$	۲/۱۵	۷/۴۶	۰/۰۰
$\alpha_{۶۰}$	−۰/۰۳	−۲/۳۱	۰/۰۴
$\alpha_{۶۱}$	−۰/۱۹	−۲/۸۴	۰/۰۱
$\sigma_{.}$	۳/۵۳	۳/۵۲	۰/۰۰
$\sigma_{۱}$	۶/۳۳	۵/۱۷	۰/۰۰
$P_{..}$	۰/۵۰	۳/۲۶	۰/۰۱
$P_{.۱}$	۰/۴۸	۳/۴۶	۰/۰۰
Log- likelihood	−۱۰۷/۹۹		
Nonlinear LR test	۲۱/۷۸		۰/۰۲

مأخذ: همان.

همان‌گونه که جدول ۴ نشان می‌دهد، متغیر نرخ بیکاری در فاز صفر با ضریب مثبت و در فاز یک با ضریب منفی بر نرخ رشد جرم تأثیر معنادار گذاشته است. ضریب اثرگذاری

نرخ بیکاری در فاز صفر ۰/۹۹ است و در رژیم حدی یک برابر با ۰/۸۵ است. به بیان دیگر نتایج نشان می‌دهد که در فاز نرخ پایین رشد جرم، افزایش نرخ بیکاری سبب تسریع‌بخشی به افزایش روند جرم می‌شود و ازاین‌رو اثر انگیزشی بر اثر فرصت غلبه می‌کند. به‌نحوی‌که یک درصد افزایش در نرخ بیکاری سبب افزایش ۰/۹۹ درصدی در نرخ رشد جرایم می‌شود. در فاز نرخ رشد بالای جرم نیز افزایش نرخ بیکاری سبب افزایش رشد نرخ جرم می‌شود و ازاین‌رو در این فاز حدی نیز اثر انگیزشی بر اثر فرصت فزونی می‌یابد. ضریب اثرگذاری نرخ بیکاری در فاز حدی یک برابر با ۰/۸۵ است که نشان می‌دهد یک درصد افزایش در نرخ بیکاری سبب افزایش ۰/۸۵ درصدی در نرخ رشد جرایم می‌گردد. به‌این‌ترتیب، نرخ بیکاری تأثیر غیرخطی بر نرخ رشد جرم در دو فاز مختلف دارد به‌طوری‌که اثر نرخ بیکاری بر وقوع جرایم در دوره‌های نرخ رشد پایین جرایم به اندازه ۰/۱۴ درصد بیشتر است.

از سویی، متغیر نابرابری درآمد در فاز صفر یعنی فاز نرخ پایین رشد جرم، اثر مثبت بر جرم دارد و اثر آن در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. متغیر نابرابری درآمدی در فاز حدی یک یعنی فاز نرخ رشد بالای جرم نیز اثر معنادار مثبت بر نرخ رشد جرایم داشته است. به‌طوری‌که ضریب اثرگذاری نابرابری درآمدی بر نرخ رشد جرایم در دو فاز حدی صفر و یک به‌ترتیب برابر با ۰/۶۳ و ۰/۵۷ است. این نتایج نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در نابرابری درآمدی منجر به افزایش ۰/۶۳ درصدی در فاز صفر و همچنین سبب افزایش ۰/۵۷ درصدی در فاز یک می‌شود به‌این‌ترتیب میزان تأثیرگذاری نابرابری درآمدی بر نرخ رشد جرایم زمانی‌که در وضعیت نرخ رشد بالا قرار داریم، به اندازه ۰/۰۶ درصد بیشتر بوده است.

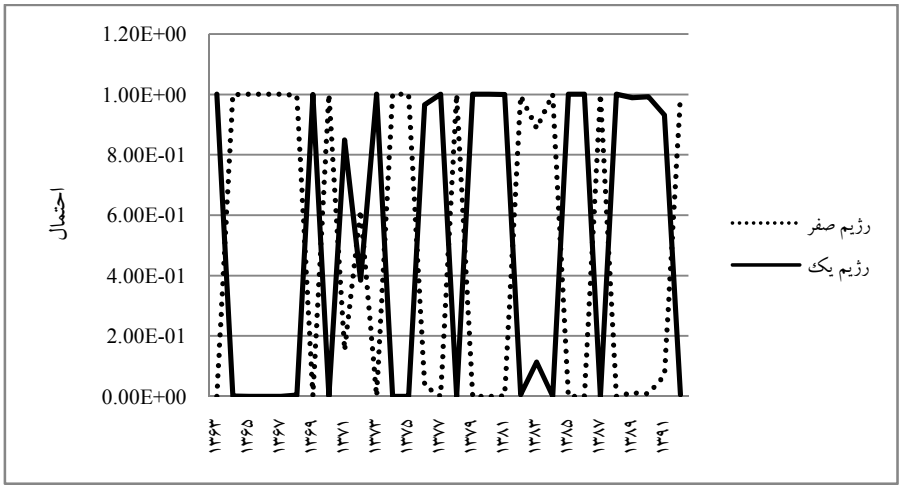
براساس نتایج ارائه شده در جدول ۴، متغیر نرخ تورم سالانه نیز در هر دو فاز حدی صفر و یک تأثیر معنادار مثبت بر نرخ رشد وقوع جرایم در ایران دارد. ضریب اثرگذاری تورم در فاز حدی صفر یعنی در دوره‌های نرخ رشد پایین وقوع جرایم برابر با ۰/۹۷ است و در فاز حدی یک یعنی زمانی‌که نرخ رشد وقوع جرایم بالاست، تورم با ضریب ۲/۵۴ بر نرخ رشد وقوع جرایم تأثیر مثبت می‌گذارد. این نتایج نشان می‌دهد یک درصد افزایش در نرخ تورم سالانه در ایران باعث می‌شود تا نرخ رشد جرایم در فاز حدی صفر به اندازه ۰/۹۷ درصد و در فاز حدی یک به اندازه ۲/۵۴ درصد افزایش پیدا کند.

نتایج برآورد رگرسیونی نشان می‌دهد متغیر توضیحی نسبت شهرنشینی تأثیر معنادار و مثبت بر وقوع جرایم در ایران دارد. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد ضریب اثرگذاری نسبت شهرنشینی در فاز حدی صفر برابر با ۱/۴۶ است و در فاز حدی یک برابر با ۲/۳۰ می‌باشد. این نتایج بیان می‌کند وقتی در دوره‌های رشد پایین رشد وقوع جرایم قرار داریم، یک درصد افزایش در نسبت شهرنشینی منجر به افزایش ۱/۴۶ درصدی در نرخ رشد جرایم می‌شود. زمانی‌که در دوره‌های رشد بالای وقوع جرایم قرار داشته باشیم، یک درصد افزایش در نسبت شهرنشینی منجر به افزایش ۲/۳۰ درصدی در نرخ رشد جرایم شده است. به‌این‌ترتیب تأثیر نسبت شهرنشینی بر رشد وقوع جرایم در دوره‌های رشد بالای وقوع جرایم به اندازه ۰/۸۴ درصد بیشتر است.

پنجمین متغیر توضیحی تأثیرگذار بر رشد وقوع جرایم که در این مطالعه مورد توجه قرار گرفته است، نرخ رشد سالانه طلاق است. نتایج ارائه شده در جدول ۴ نشان می‌دهد که متغیر نرخ رشد طلاق در فازهای حدی صفر و یک به‌ترتیب دارای ضریب اثرگذاری برابر با ۰/۹ و ۲/۱۵ درصدی بر رشد وقوع جرایم است. به بیانی ساده‌تر، یک درصد افزایش در نرخ رشد طلاق در دو فاز حدی صفر و یک نرخ رشد جرایم را به‌ترتیب ۰/۹ و ۲/۱۵ درصد افزایش می‌دهد. این نتایج بیان می‌دارد که وقتی رشد وقوع جرایم بالاست، تأثیر نرخ رشد طلاق به اندازه ۱/۲۵ درصد بیشتر است. در نهایت نتایج نشان می‌دهد که متغیر نرخ رشد سالانه رشد بودجه دستگاه قضایی تأثیر معنادار منفی بر وقوع جرایم در ایران دارد، به‌طوری‌که یک درصد افزایش در نرخ رشد بودجه سالانه دستگاه قضایی در دو فاز حدی صفر و یک به‌ترتیب نرخ رشد وقوع جرایم را ۰/۰۳ و ۰/۱۹ درصد کاهش می‌دهد.

بر پایه نتایج نوسانات نرخ رشد جرایم در فاز حدی یک بالاتر از فاز حدی صفر است به‌طوری‌که انحراف معیار رشد جرایم در فاز یک برابر با ۶/۳۳ و در فاز حدی صفر برابر با ۳/۵۳ برآورد شده است. احتمال ماندگاری در فاز حدی صفر برابر با ۰/۵۰ است احتمال گذر از فاز صفر به فاز یک برابر با ۰/۴۸ به‌دست آمده است. از طرفی، نمودار ۵ بیانگر احتمال قرار گرفتن هرکدام از سال‌های مورد مطالعه در هریک از دو فاز حدی صفر و یک می‌باشد، به‌طوری‌که رژیم (فاز) صفر دوره‌های نرخ پایین رشد جرایم و رژیم (فاز) یک نشان‌دهنده دوره‌های نرخ بالای رشد جرایم می‌باشد.

نمودار ۵. احتمال واقع شدن دوره مورد بررسی در رژیم‌های بالا و پایین نرخ رشد جرایم



مأخذ: همان.

همچنان‌که مشاهده می‌شود، سال‌های ۱۳۶۴ الی ۱۳۶۸ و ۱۳۷۰، ۱۳۷۲، ۱۳۷۴ تا ۱۳۷۵، ۱۳۷۸، ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۴، ۱۳۸۷ و ۱۳۹۲ با احتمال بالای ۹۰ درصد در فاز حدی صفر یعنی دوره نرخ پایین رشد جرایم واقع شده است. در مقابل سال‌های ۱۳۶۳، ۱۳۶۹، ۱۳۷۱، ۱۳۷۳، ۱۳۷۶ تا ۱۳۷۷، ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۱، ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۶ و ۱۳۸۸ الی ۱۳۹۱ با احتمال بالای ۹۰ درصد در فاز حدی یک یعنی دوره نرخ بالای رشد جرم قرار دارد.

جدول ۵. نتایج آزمون‌های نیکویی برازش

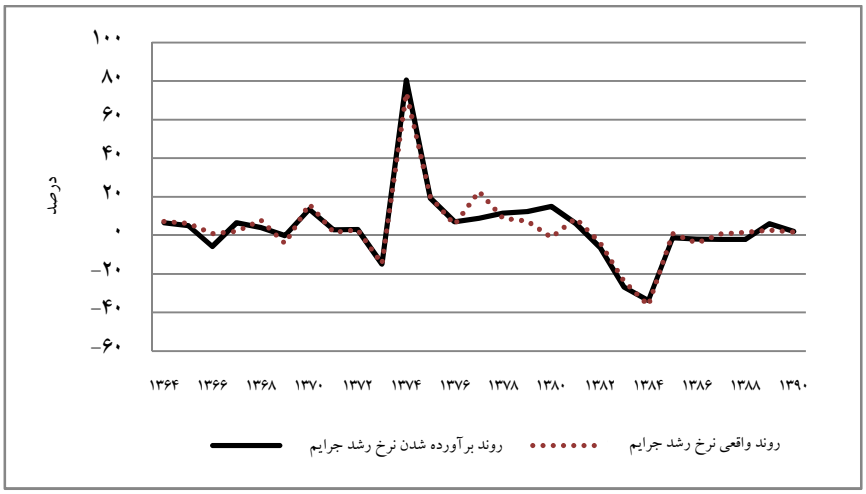
سطح معناداری	مقدارآماره آزمون	نوع آماره	عنوان آزمون
۰/۱۳	۸/۵۰	کای دو با درجه آزادی ۵	آزمون همبستگی سریالی
۰/۸۷	۰/۰۳	فیشر با درجه آزادی ۱ و ۱۰	آزمون ناهمسانی واریانس
۰/۱۲	۴/۲۸	کای دو با درجه آزادی ۲	آزمون نرمال بودن

مأخذ: همان.

در ادامه این بخش از مقاله، جهت سنجش میزان اعتبار نتایج حاصل شده، آزمون‌های نیکویی برازش شامل همبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس را بر پسماندهای مدل برآورد شده اجرا می‌کنیم. نتایج این آزمون‌ها در جدول ۵ گزارش شده است.

جهت سنجش میزان قدرت مدل در برازش رفتار سری زمانی نرخ رشد جرم، روند واقعی و برازش شده نرخ رشد جرم در نمودار ۶، مقایسه شده‌اند. همچنان‌که دیده می‌شود مدل مارکف سوئیچینگ در مدل‌سازی رفتار این متغیر، خصوصاً در برازش نوسانات مثبت و منفی رشد جرایم از عملکرد قابل قبولی برخوردار است، به‌طوری‌که در بیشتر دوره‌های زمانی مورد مطالعه روند برازش شده بر روند واقعی منطبق است.

نمودار ۶. مقایسه روند واقعی و برآورد شده سری زمانی نرخ رشد جرایم



مأخذ: همان.

بر پایه نتایج حاصل از آزمون‌های نیکویی برازش و مقایسه روندهای واقعی و برازش شده، مدل غیرخطی مارکف سوئیچینگ از کفایت لازم جهت برازش رفتار سری زمانی جرایم برخوردار است و بنابراین نتایج به‌دست آمده قابل اتکا و تفسیر می‌باشند.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

نظر به وجود ادبیات تئوریک و تجربی ناهمسو و چندگانه پیرامون چگونگی اثرگذاری متغیرهای نرخ بیکاری، نابرابری درآمد، نرخ تورم، نسبت شهرنشینی، نرخ رشد سالانه طلاق و نرخ رشد سالانه بودجه دستگاه قضایی بر رشد جرم، این مقاله به بازنگری تجربی این رابطه

در قالب مدل غیرخطی مارکف سوئیچینگ پرداخته است. در این راستا اثر غیرخطی متغیرهای مذکور در بالا بر نرخ رشد جرایم در ایران و در دوره زمانی ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۲ مورد مدل‌سازی و تحلیل قرار گرفته است. بر این اساس، ابتدا دوره‌های رکود و رونق اقتصاد ایران براساس رفتار سری زمانی نرخ بیکاری و در قالب مدل خودرگرسیونی مارکف سوئیچینگ مدل‌سازی و برازش شد. سپس در چارچوب یک مدل رگرسیونی چندمتغیره، اثرات غیرخطی متغیرهای مستقل تحقیق شامل نرخ بیکاری، نابرابری درآمد، نرخ تورم، نسبت شهرنشینی، نرخ رشد سالانه طلاق و نرخ رشد سالانه بودجه دستگاه قضایی بر نرخ رشد جرایم مورد آزمون و مدل‌سازی قرار گرفت. نتایج نشان داد رابطه نرخ رشد جرایم با متغیرهای توضیحی مذکور غیرخطی است و بر این اساس این مطالعه از مدلی بهره گرفته است که قادر است ارتباط غیرخطی را به خوبی شناسایی و مدل‌سازی کند. لازم به ذکر است که ابزارها و مدل‌های مورد استفاده در مطالعات پیشین چنین قابلیتی را ندارند.

همچنین، نتایج برآورد رگرسیونی نشان داد که متغیرهای نرخ بیکاری، نابرابری درآمدی، نرخ تورم، نسبت شهرنشینی و نرخ رشد طلاق در هر دو فاز حدی صفر (نرخ رشد پایین جرم) و فاز حدی یک (نرخ رشد بالای جرم) اثر مثبت و منفی بر رشد جرایم در ایران دارند و تنها متغیر رشد بودجه سالانه دستگاه قضایی بر رشد جرایم تأثیر معنادار منفی در هر دو فاز حدی صفر و یک دارد. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای نسبت شهرنشینی، نرخ بیکاری و تورم در فاز حدی صفر (دوره‌های نرخ رشد پایین وقوع جرایم) به‌ترتیب بالاترین تأثیر را بر نرخ رشد وقوع جرایم دارند، به‌طوری‌که یک درصد افزایش در نسبت شهرنشینی، نرخ بیکاری و تورم به‌ترتیب منجر به افزایش ۱/۴۶، ۰/۹۹ و ۰/۹۷ درصدی در نرخ رشد وقوع جرایم در ایران می‌شود. در فاز حدی یک (دوره‌های نرخ رشد پایین وقوع جرایم)، متغیرهای تورم، نسبت شهرنشینی و نرخ رشد طلاق به‌ترتیب بالاترین تأثیر را بر وقوع جرایم در ایران دارند، به‌طوری‌که یک درصد افزایش در این سه متغیر به‌ترتیب منجر به افزایش ۲/۵۴، ۲/۳۰ و ۲/۱۵ درصدی در نرخ رشد وقوع جرایم در ایران می‌شود. نتایج مطالعه همچنین نشان می‌دهد که مطابق با انتظارات، نوسانات نرخ رشد جرایم در دوره‌های رشد بالای وقوع جرایم حدود دو برابر دوره‌هایی است که نرخ رشد

جرایم پایین بوده است. همچنین براساس نتایج رگرسیونی حاصل از تخمین مارکف سوئیچینگ، احتمال ماندگاری در فاز حدی صفر ۵۰ درصد است و احتمال گذر از این فاز به فاز حدی یک برابر با ۴۸ درصد برآورد شده است. بر پایه نتایج آزمون‌های نیکویی برازش و مقایسه روند داده‌های واقعی با روند برازش شده داده‌ها، مدل مارکف سوئیچینگ از عملکرد مناسب جهت مدل‌سازی تأثیر نرخ بیکاری و نابرابری درآمد بر نرخ رشد جرایم در ایران برخوردار است.

نتایج این مطالعه به‌طورکلی با نتایج مطالعات مهرگان و گرشاسبی فخر (۱۳۹۰) و مداح (۱۳۹۰) در زمینه تأثیر نابرابری درآمد بر وقوع جرم و مطالعه مکی‌پور و ربانی (۱۳۹۲) در زمینه تأثیر مثبت نرخ بیکاری بر رشد جرایم همسوست.

بر پایه نتایج به‌دست آمده اگر چه همه متغیرهای توضیحی ششگانه نرخ بیکاری، نابرابری درآمد، نرخ تورم، نسبت شهرنشینی، نرخ رشد سالانه طلاق و نرخ رشد سالانه بودجه دستگاه قضایی بر نرخ رشد وقوع جرایم در ایران تأثیر معنادار دارند، ولی اثر متغیرهای نسبت شهرنشینی، تورم، نرخ بیکاری و نرخ رشد طلاق قوی‌تر است. از طرفی متغیر رشد سالانه بودجه دستگاه قضایی کمترین اثر را بر کاهش نرخ رشد جرایم دارد.

این نتایج نشان می‌دهد وقوع جرم یک پدیده پیچیده است و نمی‌توان صرفاً علل آن را در مسائل اقتصادی جستجو کرد. نتایج مقاله نشان می‌دهد که علت افزایش رشد جرایم در ایران در فاکتورها و متغیرهای اقتصادی دیگر غیر از نرخ بیکاری نظیر فقر و نابرابری درآمد همچون نرخ تورم و علل اجتماعی نظیر نسبت شهرنشینی و نرخ رشد طلاق می‌باشد و لذا در این زمینه می‌بایست برنامه‌های جامع کنترل افزایش نسبت شهرنشینی در ایران، توجه بیشتر به مقوله اشتغال و همچنین برنامه‌های جامع فرهنگی و آموزشی در کنترل طلاق و تبیین پیامدهای آن مورد توجه ویژه دولتمردان، قانونگذاران و دستگاه‌های نظارتی قرار گیرد.

ازاین‌رو به‌نظر می‌رسد با توجه به پیچیدگی پدیده جرم، لازم است مطالعات بیشتری در حوزه علت‌شناسی وقوع جرم در ایران با تأکید بر سایر متغیرهای اجتماعی و سیاسی در آینده صورت پذیرد.

منابع و مآخذ

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بانک اطلاعات سری‌های زمانی و نشریات ادواری، سال‌های مختلف.

۲. صادقی، حسین، وحید شقاقی شهری و حسین اصغرپور (۱۳۸۴). «تحلیل عوامل اقتصادی اثرگذار بر جرم در ایران»، *تحقیقات اقتصادی*، ۶(۶۸).

۳. عیسی‌زاده، سعید، جهانبخش مهرانفر و مهدی مهرانفر (۱۳۹۱). «بررسی ارتباط میان جرم و شاخص‌های کلیدی اقتصاد کلان در ایران»، *نشریه راهبرد توسعه*، ۸(۲۹).

۴. مداح، مجید (۱۳۹۰). «تحلیل اثر فقر و نابرابری درآمد بر جرم (سرقت) در سطح استان‌های کشور»، *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۱ (۳).

۵. مرکز آمار ایران (سال‌های مختلف)، *سالنامه‌های آماری*.

۶. مکی‌پور، ذبیح‌اله و علی ربانی (۱۳۹۲). «بررسی علل اقتصادی آسیب‌های اجتماعی (با تأکید بر رابطه تورم و جرایم در ایران طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰)»، *پژوهش‌های راهبردی امنیت و نظم اجتماعی*، ۲(۶).

۷. مهرگان، نادر و سعید گرشاسبی فخر (۱۳۹۰). «نابرابری درآمد و جرم در ایران»، *پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۱(۴).

8. Allen, R. (1996). "Socioeconomic Conditions and Property Crime: a Comprehensive Review and Test of the Professional literature", *American Journal of Economics and Sociology* 55 (3).

9. Blau, J. R. and P. M. Blau (1982). "The Cost of Inequality: Metropolitan Structure and Violent Crime", *American Sociological Review*, 47 (1).

10. Bourguignon, F., J. Nunez and F. Sanchez (2003). "What Part of the Income Distribution Matters for Explaining Property Crime?", The Case of Colombia, Documento CEDE, 2003-2007.

11. Brock, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance*, Cambridge University Press.

12. Cantor, D. and K. C. Land (1985). "Unemployment and Crime Rates in the post-World War II United States: A Theoretical and Empirical Analysis", *American Sociological Review*, 50 (3).

13. Chintarkarn, P. and D. Herzer (2012). "More Inequality, More Crime? A Panel Cointegration Analysis for the United States", *Economic Letters*, 116.

14. Chiricos, T. (1987). *Rates of Crime and Unemployment: an Analysis of Aggregate Research Evidence*, Social Problems, 34(2).

15. Choe, J. (2008). "Income Inequality and Crime in the United States", *Economic Letters*, 101(1).

16. Cook, P. J. and G. A. Zarkin (1985). "Crime and the Business Cycle", *The Journal of Legal Studies*, 14 (1).

17. Demombynes, G. and B. Ozler (2005). "Crime and Local Inequality in South Africa", *Journal of Development Economics*, 72(2).

18. Fallahi, F. and G. Rodriguez (2014). "Link Between Unemployment and Crime in the US: A Markov-Switching Approach", *Social Science Research*, 45.

19. Hamilton, J. D. (1989). "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, 57 (2).

20. _____ (1994). *Time Series Analysis*, Princeton University Press.

21. Kapetanios, G., Y. Shin and A. Snell (2003). "Testing for a Unit Root in the Non-linear STAR Framework", *Journal of Econometrics*, 112.

22. Neumayer, E. (2005). "Inequality and Violent Crime: Evidence from Data on Robbery and Violent theft", *Journal of Peace Research* 42 (1).

23. Scorzafave, L. G. and M. K. Soares (2009). "Income Inequality and Pecuniary Crimes", *Economic Letters*, 104.

24. Shintani, M. (2013). "The INF-t test for a Unit root against Asymmetric ESTAR Models", *Japanese Economic Review*, 64 (1).

25. Sollis, R. (2009). "A Simple Unit Root Test Against Asymmetric STAR Nonlinearity with an Application to Real Exchange Rates in Nordic Countries", *Economic Modelling*, 26 (1).