فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال بیست‌وسوم/ شماره ۷۶/ پاییز ۱۳۹۷/ صفحات ۱۵۸-۱۳۷

اثر نامتجانس بیکاری بر جرم در ایران: رویکرد سلسله مراتبی پنل بیزین-پواسن

سیدنظام‌الدین مکیان[۱]

مجتبی رستمی[۲]

داوود فرهادی[۳]

محمدامین زابل[۴]

تاریخ ارسال: ۱۳۹۶/۹/۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۴/۵

چکیده

بسیاری از مطالعات تجربی ارتباط بین مسایل اقتصادی و ناهنجاری‌های اجتماعی را مورد بررسی قرار داده‌اند. بیکاری از مزمن‌ترین عارضه‌هایی است که خوشایند هیچ نظام اقتصادی نیست. اثر بیکاری بر جرم تحت تأثیر بسیاری از عوامل خاص استانی (یا کشوری) می‌تواند نامتجانس باشد. ادبیات اقتصادسنجی بیان می‌کند که به دلیل همبستگی بالای فعالیت‌های اقتصادی و اجتماعی نمی‌توان فرض مستقل بودن واحدهای انتخابی (استان‌ها یا کشورها) را در نمونه پذیرفت. بنابراین، رویکردهایی که این واقعیت را نادیده می‌گیرند دارای خطای سیستماتیک هستند و چنانچه نمونه کوچک باشد، این خطا حادتر خواهد بود. ازاین‌رو، برای بررسی دقیق‌تر و فنی‌تر مسئله تأثیرهای نامتجانس متغیر توضیحی بر وابسته، در این تحقیق، تأثیر بیکاری بر جرم، با استفاده از رویکرد ضرایب تصادفی بیزین (سلسله‌مراتبی) در قالب مدل پنل پواسون مزدوج برای پنج استان ایران در دوره زمانی ۱۳۹۳ – ۱۳۸۸ مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌گیرد. نتایج نشان می‌دهد که افزایش یک واحد نرخ بیکاری، اثرات متفاوتی بر جرم در مناطق مختلف می‌گذارد. به عبارت دیگر، تأثیر نرخ بیکاری یکسان بر جرم در استان‌های نمونه دارای اثرات متفاوت است.

واژگان کلیدی: رویکرد سلسله‌مراتبی بیزین، اقتصاد جرم، اثرات نامتجانس.

طبقه‌بندی JEL: *K14, C11*

۱- دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه یزد (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: nmakiyan@yazd.ac.ir

۲- دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه یزد، پست الکترونیکی: mojtabarostami1364@yahoo.com

۳- دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه یزد، پست الکترونیکی: dfs.dfs69@ymail.com

۴- دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه سمنان، پست الکترونیکی: m.zabol@yahoo.com

۱- مقدمه

پدیده‌های اقتصادی به‌طور خاص بنیاد و پایه‌ای برای ساختارهای اجتماعی هستند، ساختار اقتصادی بر فعالیت‌های انسانی و از جمله جرم تأثیرگذار خواهد بود (تسوشیما[1] (۱۹۹۶)، چانگ و هوو[2] (۲۰۱۲)). بونقر[3] (۱۹۱۶)، بیان می‌کند که عوامل اقتصادی، عامل اساسی برای تمام ساختارهای اجتماعی هستند و تأثیر قابل توجهی روی فعالیت‌های افراد از جمله جرم دارند، به‌خصوص اگر این عوامل اقتصادی بر سطح فقر و نابرابری درآمدی اثرگذار باشند، نمود آنها بیشتر خواهد بود. شواهد نشان می‌دهد که بیکاری، تورم، نابرابری درآمدی و توزیع نابرابر فرصت‌های اقتصادی میزان جرم را افزایش می‌دهد (صادقی و همکاران (۱۳۸۴) و عاقلی کهنه‌شهری و امامقلی‌پور (۱۳۸۶)). نابرابری می‌تواند وفاق را تضعیف و مشارکت اجتماعی را به سطح نازلی برساند. ازاین‌رو، نابرابری یک منبع تضاد است که از طریق ایجاد تضادهای توزیعی به خصومت‌های کلی تبدیل می‌شود و امنیت را تهدید می‌کند (حاجلو و عباسی، ۱۳۹۰). هرچه شرایط اقتصادی- اجتماعی از وضع نامطلوب‌تری برخوردار باشد، در واقع، زمینه‌های ارتکاب جرم مرتبط با معضلات مالی به حداکثر می‌رسد و در نتیجه، بر میزان جرایم افزوده می‌شود. ژان پیناتل[4] (۱۹۸۴)، بیان می‌کند که ترقی وضع اقتصادی و فعالیت‌های آن، منحصر به بهبود وضع زندگی مادی نیست، بلکه در عین حال، موجب برخورد و تصادم منافع و خواسته‌ها نیز می‌شود. در واقع، همان برخوردها و تضادهاست که در برخی موارد به ارتکاب جرم منجر می‌شود (عیسی‌زاده و همکاران، ۱۳۹۱). بنابراین، می‌توان استنباط کرد که شاخص‌های کلان اقتصادی به سبب تغییر در متغیرهای اجتماعی مرتبط با افراد جامعه، می‌توانند زمینه‌های جرم‌زایی یا جرم‌زدایی را فراهم سازند. در حال حاضر، بیکاری، به‌ویژه بیکاری جوانان و افراد تحصیل‌کرده پدیده‌ای اقتصادی است که ابعاد اجتماعی آن به‌طور روزافزون در حال پررنگ شدن بوده و باید به این موضوع با نگاهی

1- Tsushima
2- Chang and Wu
3- Bongher
4- Jean Pinatel

ویژه و دقیق‌تر توجه شود. با توجه به توضیحاتی که ارایه شد، اهمیت و ضرورت این موضوع ایجاب می‌کند که در این حوزه از روش‌ها و ابزار آماری و تحلیلی جدید استفاده شود. هدف مطالعه حاضر تلاش در این راستاست.

۲- مبانی نظری

تئوری‌های اقتصاد جرم تغییرات در نرخ جرم را از طریق تغییر در مشوق‌ها و مجازات‌هایی که افراد با آنها مواجه می‌شوند، توضیح می‌دهند (مهرگان و گرشاسبی فخر، ۱۳۹۰).

نخستین اقتصاددانی که به تحلیل اقتصادی یک رفتار اجتماعی پرداخت، فلیشر[1] است. وی در سال ۱۹۶۳، به بررسی ارتباط جرم و شرایط بازار کار پرداخت. او به کارکردهای بازار کار مانند نرخ دستمزد و نحوه توزیع آن که بر نحوه تخصیص زمان بین فعالیت‌های قانونی و غیرقانونی مؤثر بوده، توجه کرده است. فلیشر نتیجه می‌گیرد که رابطه بین جرم و بیکاری در کنار سایر متغیرهای توضیحی مانند سن، مثبت و معنادار است. وی همچنین در سال ۱۹۶۶، به بررسی نقش درآمد بر تصمیم‌گیری افراد در زمینه اقدام به جرم و جنایت پرداخت و استدلال کرد که کم بودن درآمد موجب افزایش هزینه نسبی اختصاص زمان به کارهای قانونی می‌شود و افراد به انجام کارهای غیرقانونی تمایل خواهند داشت (بهشتی و همکاران، ۱۳۹۳).

گری بکر[2] را می‌توان پایه‌گذار اقتصاد جرم دانست. بکر (۱۹۶۸)، در مقاله خود با عنوان «جرم و مجازات: یک دیدگاه اقتصادی» از جرم به‌عنوان یک فعالیت اقتصادی یاد می‌کند. به اعتقاد او، افراد در راستای حداکثرسازی سود خود، از یک تحلیل منفعت- هزینه استفاده می‌کنند که منفعت مادی جرم را نسبت به کارهای قانونی، در مقابل هزینه‌های آن (احتمال دستگیری و مجازات آن) در نظر می‌گیرند. در صورتی که منفعت انتظاری حاصل از فعالیت غیرقانونی را بیشتر از هزینه‌های انتظاری مرتبط با آن بیابند، دست به ارتکاب جرم و جنایت می‌زنند (اکبری‌فرد و همکاران، ۱۳۹۴). از سویی، محیط

1- Fleisher
2- Becker

اقتصادی جوامع نیز به‌نوبه‌خود در تأثیرگذاری بر جرم و نابهنجاری در سطح کلان نقش بسزایی دارد. مشکلات فقر صرفاً منحصر به پیامدهای خود فقر نیست، بلکه مشکلات این مسئله اقتصادی زمانی شدت می‌یابد که بسترساز انحرافات می‌شود. در واقع، سازوکار تأثیرگذاری جرم بر اجتماع به‌طور عموم از فقر، بیکاری و نابرابری نشأت می‌گیرد.

بیکاری به‌عنوان عارضه‌ای که باعث عدم استفاده از نیروی کار می‌شود، بیماری مزمنی است که خوشایند هیچ نظام اقتصادی نیست. عدم دسترسی یا دسترسی محدود به فرصت‌ها و منابع کسب درآمد و اشتغال که در جامعه به صورت بیکاری یا کم‌کاری عینیت می‌یابد، از عوامل موجد فقر و نابرابری‌های اقتصادی است، زیرا این عوامل باعث بروز جنایات، انحرافات، تنش‌ها و بی‌نظمی‌های اجتماعی و خشونت می‌شود (عباسی‌نژاد و همکاران، ۱۳۹۱). زمانی که فرد بیکار است به علت پایین بودن هزینه فرصت ارتکاب جرم، مبادرت به جرم افزایش می‌یابد. در تحلیل آثار بیکاری بر جرم، براساس دیدگاه بازدارندگی، باید براساس گروه سنی‌ای که فراوانی جرم در آن گروه بیشتر مشاهده می‌شود، اشتغال ایجاد شود، اما براساس دیدگاه ناتوان‌سازی که درصدد حذف جرم است، ایجاد اشتغال و حذف بیکاری باید برای تمام گروه‌های سنی فعال اقتصاد صورت پذیرد (حسینی نژاد[1]، ۲۰۰۵). بنابراین، بین بیکاری و جرم از لحاظ عقلی و اقتصادی می‌تواند رابطه مستقیمی وجود داشته باشد، اما پرسش این است که آیا بیکاری اثر یکسانی بر جرم در محیط‌های اجتماعی دارد؟ این پژوهش عدم تجانس اثرات بیکاری بر جرم را در استان‌های منتخب مورد بررسی قرار می‌دهد.

۳- مروری بر مطالعات پیشین

۳-۱- مطالعات خارجی

جانکو و پاپلی[2] (۲۰۱۵)، در مقاله‌ای با عنوان «آزمون ارتباط بین جرم و بیکاری: یک تحلیل سری زمانی برای کانادا» با استفاده از یک مدل همبستگی خطا برای دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۷۹ به تجزیه‌وتحلیل رابطه بین بیکاری و جرم پرداختند. در این مطالعه که از

1- Hosynynezhad
2- Janko and Popli

داده‌های ملی و منطقه‌ای کانادا استفاده شده، هیچ‌گونه شواهدی مبنی‌بر ارتباط بلندمدت بین نرخ بیکاری و جرم وجود نداشته، اما در کوتاه‌مدت ارتباط مثبت و معناداری بین این دو متغیر برقرار بوده است.

اندرسون[1] (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ای با عنوان «بیکاری، تولید ناخالص داخلی و جرم: اهمیت اندازه‌گیری‌های متعدد اقتصاد»، برای ده استان کانادا طی سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۸۱، به بررسی ارتباط بین بیکاری و جرم از طریق دو کانال اثر انگیزشی و اثر فرصت- حضانت پرداخت. نتایج نشان داد که ارتباط بیکاری و تولید ناخالص داخلی و جرم با اثر فرصت- حضانت نسبت به اثر انگیزشی بیشتر توضیح داده شده است و قدرت اثر نیز به نوع جرم بستگی دارد.

فلاحی و رودریگز[2] (۲۰۱۴)، در پژوهشی به بررسی رابطه چهار متغیر از جرم (تجاوز به حریم، سرقت با توسل به زور، سرقت وسایل نقلیه و سرقت بدون توسل به زور) و نرخ بیکاری در آمریکا با استفاده از مدل مارکوف- سوییچینگ برای دوره زمانی ۲۰۰۴- ۱۹۷۵ پرداختند. نتایج مطالعه ایشان نشان داد که بین بیکاری با تجاوز به حریم و سرقت وسایل نقلیه هیچ رابطه‌ای وجود ندارد، در حالی که برای سرقت با توسل به زور و غارتگری مبهم و بی‌نتیجه است.

مداح (۲۰۱۳)، در مطالعه دیگری رابطه بین بیکاری و انواع جرایم سرقت را طی سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۹۷، برای استان‌های ایران با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته در الگوی پنل دیتا مورد بررسی و تحلیل تجربی قرار داد و اثر مثبت و معنادار بیکاری را بر ارتکاب انواع جرایم تأیید کرد.

دانگسو و ژانگمین[3] (۲۰۱۲)، در مطالعه‌ای با استفاده از تحلیل داده‌های پنل در ۱۲ منطقه انگلیس طی سال‌های ۲۰۰۷-۲۰۰۲، مدلی را پایه‌گذاری کردند و در نهایت، به این نتیجه رسیدند که نابرابری درآمد و بیکاری مهم‌ترین عوامل اقتصادی تأثیرگذار بر جرم در انگلستان هستند. همچنین نتایج تجربی حاصل از پژوهش به‌شدت این فرضیه را تأیید کرد که

1- Andersen
2- Fallahi and Rodriguez
3- Dongxu and Zhongmin

جرم یک پدیده اقتصادی و دارای اثرات نامتجانس در مناطق مختلف است. پژوهش پیش رو با روشی جدید در پی بررسی اثرات نامتجانس بیکاری بر جرم در مناطق منتخب ایران است.

۳-۲- مطالعات داخلی

اکبری فرد و همکاران (۱۳۹۴)، در پژوهشی به بررسی تأثیر نامتقارن ضریب جینی، بیکاری و طلاق بر سرقت در ایران با استفاده از مدل تصحیح خطای انتقال ملایم طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۶۳، پرداختند. نتایج بیان‌کننده آن بود که مدل غیرخطی قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری در مقایسه با مدل خطی دارد، به‌گونه‌ای که تغییر در ضریب جینی و بیکاری دوره قبل بر سرقت دوره جاری در حد آستانه‌ای وسط و بالای هر دو متغیر بیشترین تأثیر را دارد.

بهشتی و همکاران (۱۳۹۳)، در مطالعه‌ای رابطه شاخص فلاکت (جمع نرخ بیکاری و نرخ تورم) را با سرقت در ایران طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۶۵، مورد بررسی قرار دادند. یافته‌ها نشان داد دو رژیم متفاوت در نحوه ارتباط سرقت و شاخص فلاکت وجود دارد که رابطه بین شاخص فلاکت و نرخ رشد سرقت در رژیم اول بیشتر از رژیم دوم است. دوره‌هایی که در آنها نرخ رشد سرقت زیاد بوده است، در رژیم دوم قرار گرفته‌اند. نتایج حاکی از آن است که هرچه میزان نرخ رشد سرقت بیشتر باشد، تأثیر شاخص فلاکت بر نرخ رشد سرقت کمتر می‌شود. البته، به دلیل کمبود داده‌ها، نتایج این مطالعه و مطالعه بیان شده قبلی معتبر نیستند (نویسندگان مقاله حاضر).

عباسی‌نژاد و همکاران (۱۳۹۱)، در قالب یک الگوی اقتصادسنجی با استفاده از داده‌های تلفیقی تأثیرگذاری بیکاری و سایر متغیرهای اجتماعی را بر جرایم قتل عمد، سرقت و خودکشی مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که رابطه مستقیمی بین بیکاری و آسیب‌های اجتماعی یادشده وجود دارد، اما به‌طور معمول این متغیر با وقفه‌های یک یا دو دوره‌ای اثرگذاری خود را آشکار می‌کند.

مهرگان و گرشاسبی فخر (۱۳۹۰)، در پژوهشی با استفاده از یک مدل اقتصادسنجی مبتنی‌بر داده‌های سری زمانی به تصریح مدل‌هایی برای سرقت پرداختند. نتایج حاکی از آن بود که بین توزیع درآمد و سرقت رابطه معناداری وجود دارد، به این صورت که با تشدید

نابرابری درآمدی تعداد جرایم از نوع سرقت نیز افزایش داشته است. همچنین ارتباط مستقیمی بین نرخ جرم سرقت با نسبت شهرنشینی، نرخ طلاق و نرخ بیکاری وجود دارد.

در قسمت مطالعات خارجی، برخی مطالعات رابطه بین بیکاری و جرم را تأیید نمی‌کنند، اما در مطالعات داخلی قریب به اتفاق این مطالعات رابطه بین بیکاری و جرم را رد نمی‌کنند. جنبه فراموش شده در مطالعات داخلی در این زمینه، آن است که عدم تجانس اثر بیکاری را بر جرم نادیده می‌گیرند و تنها یک ضریب را برای بیکاری برآورد می‌کنند. علاوه بر این، اثرات متقابل بین واحدهای استانی را نادیده می‌گیرند. در مطالعه حاضر، با استفاده از رویکرد پنل بیزین با ضرایب تصادفی، عدم تجانس اثر بیکاری بر جرم با وجود ارتباط متقابل بین واحدهای استانی بررسی می‌شود.

۴- پرسش‌های تحقیق

با در نظر گرفتن اهمیت موضوع و اهدافی که پیش‌تر مطرح شد، این پژوهش به دنبال پاسخگویی به پرسش‌های زیر است:

- آیا بین نرخ‌های بیکاری استانی ارتباطی وجود دارد؟
- آیا نرخ بیکاری اثر نامتجانسی بر جرم در استان‌های مختلف ایران دارد؟

۵- روش تحقیق

این پژوهش از نظر هدف، کاربردی و از نظر روش، استنباطی - کاربردی است. نمونه آماری پژوهش، ۵ استان ایران به ترتیب شامل اصفهان (ES)، سمنان (MSE)، تهران (TE)، گلستان (GOL) و گیلان (GIL) هستند. شرط استفاده از تکنیک پنل بیزین با ضرایب تصادفی استفاده از نمونه‌ای تصادفی از مقاطع است. به‌منظور رعایت این شرط نمونه‌ای تصادفی از ۵ استان ایران انتخاب شده است. نمونه موردنظر غیرآزمایشی است و داده‌های مورد نیاز از طریق سازمان‌های آماری مرتبط با این موضوع (نرخ بیکاری استانی از طریق مرکز آمار و تعداد پرونده‌های مختومه در دادگاه‌های عمومی از روابط عمومی قوه قضاییه به‌دست آمده است) برای دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ جمع‌آوری شدند. برای

تحلیل مناسب با پرسش‌های پژوهش و روابط کمی بین متغیرهای پژوهش از رویکرد پنل بیزین با ضرایب تصادفی استفاده می‌شود.

۵-۱- چهارچوب عمومی استنباط آماری بیزین

چهارچوب عمومی استنباط آماری بیزین به‌طور کلی به صورت زیر است:

فرض می‌شود که برآورد مقادیر نامعلوم k پارامتر زیر موردنظر باشد:

$$\theta = (\theta_1, \theta_2, ..., \theta_k)$$

برخی باورهای پیشین درباره مقادیر این پارامترها وجود دارد که در قالب تابع چگالی احتمال $p(\theta)$ بیان می‌شوند. در گام بعد، داده‌های $X = (X_1, X_2, ..., X_n)$ که توزیع احتمال آنها به مقادیر نامعلوم پارامترهای θ بستگی دارد، گردآوری می‌شود. توزیع احتمال مشترک داده‌ها به صورت $p(X|\theta)$ نشان داده می‌شود.

سپس، با استفاده از قضیه بیز[1] نتایج دو گام یادشده را ترکیب می‌کنیم. با استفاده از این قضیه، داریم:

$$Posterior \propto Prior \times Likelihood$$

این رابطه بیان می‌کند که برای انجام یک استنباط بیزی درباره پارامترهای نامعلوم θ پس از آنکه تابع راست‌نمایی مناسب مسئله معرفی شد، آنگاه باید تابع توزیع پیشین برای تمام پارامترها مشخص شود تا با استفاده از این تابع یا توابع، تابع راست‌نمایی موزون به‌دست آید. این تابع راست‌نمایی موزون همان توزیع پسین پارامتر θ است. باید توجه کرد که در رابطه بالا θ می‌تواند تابعی از متغیرهای دیگر باشد.

۵-۲- روش شبیه‌سازی مونت کارلوی زنجیره‌های مارکف (MCMC[2])

توزیع حاشیه‌ای θ_i از بردار پارامتر θ در فضای پارامتر Θ به صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$m(\theta_i) = \int_{\Theta} l(\theta|X).p(\theta_i)d\theta_i$$

1- Bayes' Theorem
2- Markov Chain Monte Carlo

محاسبه این انتگرال‌ها با استفاده از روش‌های تحلیلی بسیار مشکل و اغلب نشدنی است. با روش (MCMC) می‌توان از شبیه‌سازی‌های وابسته برای توزیع پسین استفاده کرد. این روش، زنجیره‌های مارکفی را شبیه‌سازی می‌کند که حاوی نمونه‌های از توزیع هدف هستند. ازاین‌رو، با استفاده از این نمونه‌ها توزیع هدف را به‌خوبی تخمین می‌زند. تقریباً تمام انواع توزیع‌های پسین را با استفاده از این روش تقریب می‌زنند. مهم‌ترین نکته در مورد این روش، آن است که در صورت ارگودیک[1] بودن، توزیع مانا به‌دست می‌دهد، بدین معنا که به‌طور اساسی، با ادامه تکرارها دچار جهش، تغییر و تکامل نمی‌شود. همچنین توزیع مانا تحت تأثیر مقادیر اولیه قرار نمی‌گیرد.

۵-۳- نمونه‌گیری گیبس[2]

در این تحقیق از روش نمونه‌برداری گیبس به‌عنوان یکی از روش‌های MCMC استفاده شده است. روش نمونه‌برداری گیبس بر مفهومی که توزیع تمام شرطی[3] نام دارد، تکیه می‌کند. در توزیع تمام شرطی، تمام پارامترها به‌جز پارامتری را که بر آن تمرکز داریم، ثابت نگه می‌داریم. با فرض آنکه بردار پارامترها به صورت $\theta=\left(\theta_1,\theta_2,...,\theta_k\right)$ و $\theta_k^{(i)}$ iامین مقدار شبیه‌سازی شده پارامتر θ_k باشد، برای شبیه‌سازی با استفاده از نمونه‌گیری گیبس به صورت زیر عمل می‌کنیم:

$$\theta_1^{(i)} \sim p\left(\theta_1|y,\theta_2^{(i-1)},...,\theta_k^{(i-1)}\right)$$
$$\theta_2^{(i)} \sim p\left(\theta_2|y,\theta_1^{(i)},\theta_3^{(i-1)},...,\theta_k^{(i-1)}\right)$$
$$\vdots$$
$$\theta_k^{(i)} \sim p\left(\theta_k|y,\theta_1^{(i)},\theta_3^{(i-1)},...,\theta_{k-1}^{(i)}\right)$$
$$\theta_1^{(i+1)} \sim p\left(\theta_1|y,\theta_2^{(i)},...,\theta_k^{(i)}\right)$$
$$\vdots$$

و با ادامه دادن این کار حجم مطلوب به‌دست می‌آید (گرین برگ[4]، ۲۰۰۸).

1- Ergodic
2- Gibbs Sampling
3- Full Conditional Distribution
4- Greenberg

۵-۴- ایده مدل سلسله‌مراتبی

در برخی شرایط در مورد حوزه دانش پیشین محقق برخی نااطمینانی‌ها وجود دارد. در مرحله اول مشاهدات x با تابع چگالی $p(x|\theta)$ در دست است. این تابع به k پارامتر نامعلوم به صورت زیر بستگی دارد:

$$\theta = \left(\theta_1, \theta_2, ..., \theta_k\right)$$

که تابع چگالی پیشین برای این بردار از پارامترها به صورت $p(\theta)$ تعریف می‌شود. در بیشتر شرایط یک فرض یا بیشتر درباره ارتباط بین پارامترهای مختلف θ_i وضع می‌شود؛ برای مثال، فرض می‌شود، آنها مستقل و هم‌توزیع هستند. به چنین ارتباطی اغلب تحت عنوان ساختار اشاره می‌شود. در برخی موارد، دانش پیشین با فرم استاندارد باورهای بیزین درباره ساختار پارامترها ترکیب شده است. بنابراین، در حالتی که θ_iها مستقل و هم‌توزیع هستند، توزیع مشترک آنها ممکن است به پارامتر η که معلوم است بستگی داشته باشد. به این پارامتر به‌طور معمول تحت عنوان فوق پارامتر[1] (یا پارامتر بالاسری) یاد می‌شود، اما در بیشتر اوقات پارامتر η نامعلوم است. زمانی‌که این پارامتر نامعلوم است مرحله دوم را داریم که فرض می‌شود، تابع چگالی فوق پیشین[2] $p(\eta)$ وجود دارد. در چنین حالتی گفته می‌شود که یک تابع چگالی پیشین سلسله‌مراتبی[3] داریم (مکیان، ۱۳۹۷).

۵-۴-۱- مبانی نظری مدل سلسله‌مراتبی نرمال

شناخته‌شده‌ترین و پرکاربردترین توزیع در اقتصاد توزیع نرمال است. توزیع نرمال زمانی به کار گرفته می‌شود که عوامل متعددی به صورت جمع‌پذیر، پیامدهای یک متغیر تصادفی را تولید می‌کنند. یک مدل سلسله‌مراتبی نرمال زمانی که داده‌ها شامل دو گروه یا بیشتر از نمونه‌های به‌دست آمده از زیرجامعه‌های نرمال از یک جامعه نرمال بزرگ‌تر باشد، مورد استفاده قرار می‌گیرد. زیرجامعه‌ها ممکن است میانگین‌های مختلفی داشته باشند (همچنین واریانس‌های

1- Hyper Parameter
2- Hyper Prior
3- Hierarchical Prior

مختلف)، اما این میانگین‌ها (یا واریانس‌ها)مشابه یکدیگرند و رابطه بین آنها به‌گونه‌ای است که می‌توان چنین فرض کرد که آنها از توزیع احتمال مشترکی نمونه‌گیری شده‌اند. در ادامه، روابط مربوط به تابع راست‌نمایی jامین مشاهده مربوط به iامین گروه نشان داده شده است:

$$y_{ij}|\mu_i,\tau \sim N\left(\mu_i,\frac{1}{\tau_{within}}\right), i=1,...,n, j=1,...,k$$

یا

$$p\left(y|\mu_1,...,\mu_n,\tau_1,...,\tau_k\right)=\prod_{i=1}^{n}\prod_{j=1}^{k}\frac{\sqrt{\tau_{within}}}{\sqrt{2\pi}}\exp\left[-\frac{\tau_{within}\left(y_{ij}-\mu_i\right)^2}{2}\right]$$

در روابط یادشده τ_{within} دقت درون‌گروهی بوده و واریانس برابر عکس این مقدار است. تعداد پارامترهای نامعلوم در مدل یادشده n میانگین (μ) و یک پارامتر دقت (τ_{within}) است. توزیع پیشین پارامترهای μ و τ_{within} مرحله دوم فرآیند سلسله‌مراتبی را توصیف می‌کنند. توزیع پیشین این پارامترها به فرم نرمال به صورت زیر است:

$$\mu_i|\mu,\tau_{btw} \sim N\left(\mu,\frac{1}{\tau_{btw}}\right)$$

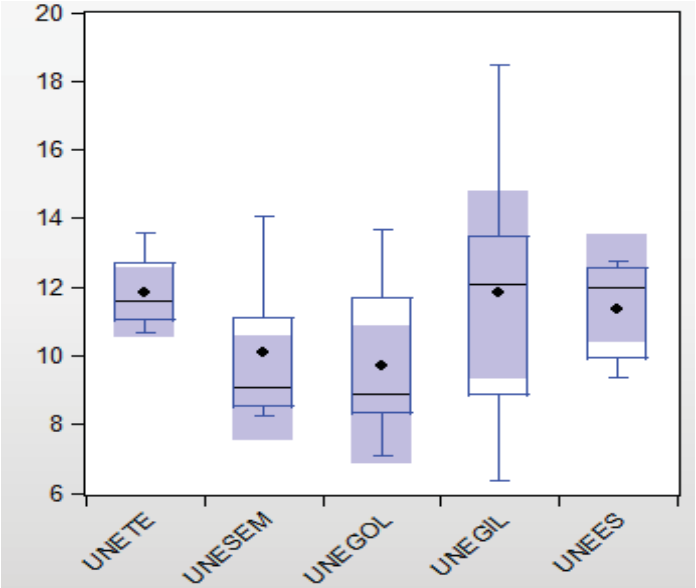
این توزیع پیشین بیان می‌کند که μ ها از تمام میانگین‌های ممکن نمونه‌گیری شده‌اند. همچنین پارامتر τ_{btwn} بازتاب‌دهنده تفاوت بین گروهی میانگین‌هاست. مرحله سوم یک تحلیل سلسله‌مراتبی نرمال ارایه توزیع پیشین برای τ_{btwn} در تابع راست‌نمایی بوده که غالباً توزیع گاماست (باکس و تیائو[1]، ۱۹۷۳). روش پنل ضرایب تصادفی بیزین به کار گرفته شده در این تحقیق با رویکرد سلسله‌مراتبی که توضیح داده شد، تلفیق شده است.

۶- بررسی توصیفی

همان‌گونه که نمودار شماره ۱، نشان می‌دهد، داده‌های مربوط به نرخ بیکاری در تمام استان‌های منتخب، دارای چولگی نسبتاً بالاست و بیشترین انحراف میان‌چارکی مربوط به استان گیلان است و در این بین، کمترین انحراف میان‌چارکی به استان تهران تعلق دارد (بدین معنا که حول

1- Box & Tiao

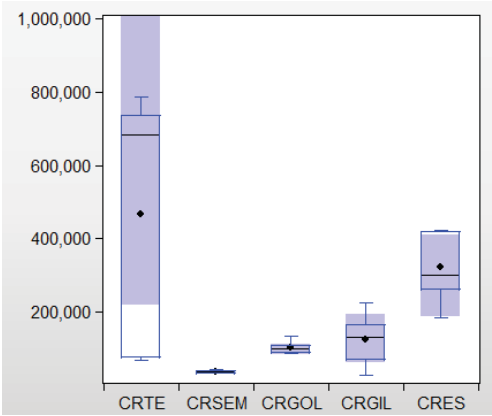
شاخص مرکزی میانه نرخ بیکاری داده‌ها متراکم‌تر است). هرچند میانگین‌های نرخ بیکاری استان‌ها در مقایسه با یکدیگر متفاوت به نظر می‌رسد، اما در مقابل، برای میانه‌ها این تفاوت کمتر است.



نمودار ۱- نمودار جعبه‌ای نرخ بیکاری استان‌های منتخب

ماخذ: یافته‌های پژوهش.

در نمودار شماره ۲، داده‌های مربوط به جرم (که با استفاده از تعداد پرونده‌های مختومه در دادگاه‌های عمومی تعریف شده است) این پنج استان به صورت مقایسه‌ای نشان داده شده است. در این بین، بیشترین پراکندگی در سال‌های مختلف مربوط به استان تهران است. همچنین کمترین میزان جرم در بین این استان‌ها به سمنان مربوط است. داده‌ها حاکی از تفاوت‌های بسیار در میانگین و میانه آمار جرم مربوط به استان‌های مختلف است. این تفاوت توصیفی می‌تواند ناشی از اثرات خاص استانی باشد. ازاین‌رو، بررسی استنباطی آن در مدلی که به این تفاوت‌ها توجه دارد، تقریب بهتری از واقعیت موجود را در اختیار سیاست‌گذاران قرار می‌دهد.



نمودار ۲- نمودار جعبه‌ای جرم در استان‌های منتخب

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

۷- مدل سلسله‌مراتبی آنالیز واریانس نرمال برای متغیر بیکاری استانی

در این تحقیق فرض شده است که تغییرات در متغیر بیکاری استانی از دو منبع الف- تغییرات بین واحدهای استانی و ب- تغییرات درون واحدهای استانی، ناشی می‌شود. به دلیل برخی شباهت‌های استانی علاوه بر تفاوت‌های استانی این فرض دور از انتظار نیست. به‌علاوه، بین نرخ‌های بیکاری درون‌استانی همبستگی وجود دارد که دال بر پویایی‌های کوتاه‌مدت این متغیر در هر استان است. با استفاده از مدل سلسله‌مراتبی نرمال داریم:

$$une_{ij} = \mu + a_i + \varepsilon_{ij}\,; \quad \varepsilon_{ij} \sim N\left(0, \sigma^2_{within}\right), a_i \sim N\left(0, \sigma^2_{btwn}\right) \qquad (۱)$$

هنگامی که اطلاعات مفیدی در دست نباشد، می‌توان توزیع‌های پیشینی با واریانس نسبتاً بالا مدنظر داشت، ازاین‌رو، فرض می‌کنیم توابع چگالی فوق پیشینی پارامترهای بالاسری رابطه شماره (۱) به صورت زیر باشد:

$$\mu \sim N\left(11, 0.01\right), \qquad \sigma^2_{within} \sim InversGamma(0.01, 0.01),$$
$$\sigma^2_{btwn} \sim InversGamma(0.01, 0.01)$$

در رابطه بالا براساس دانش محققان فرض شده است که میانگین سراسری رابطه ۱ در نرخ ۱۱٪ (میانگین سراسری نرخ بیکاری در بازه یادشده در پنج استان منتخب) با میزان

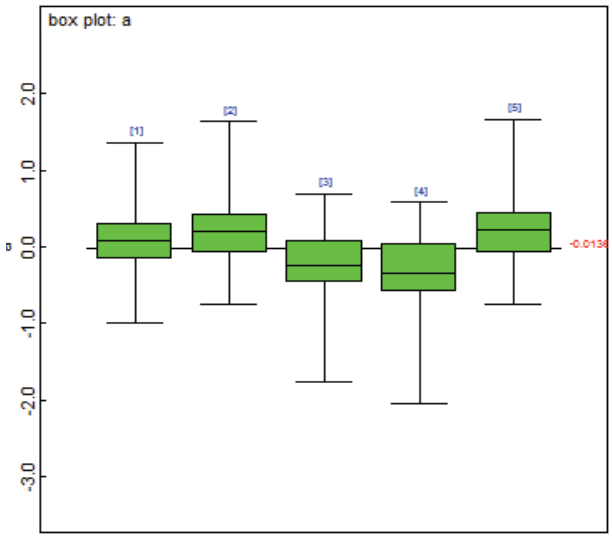
دقت ۰/۰۱ قرار دارد و همچنین واریانس بین‌گروهی و درون‌گروهی دارای تابع توزیع گامای معکوس با پارامترهای معلوم برابر ۰/۰۱ است. نتایج پسین مرتبط با مدل سلسله‌مراتبی معادله ۱ در جدول شماره ۱، تشریح شده است:

جدول ۱- میانگین‌های پسین معادله (۱)

مقادیر به‌دست آمده	میانگین پسین
۱۱/۰۱	μ
۱۱/۱۱	μ_1
۱۱/۲۴	μ_2
۱۰/۷۸	μ_3
۱۰/۶۷	μ_4
۱۱/۲۴	μ_5
۶/۱۳	σ^2_{bwtn}
۰/۶۳	σ^2_{within}

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

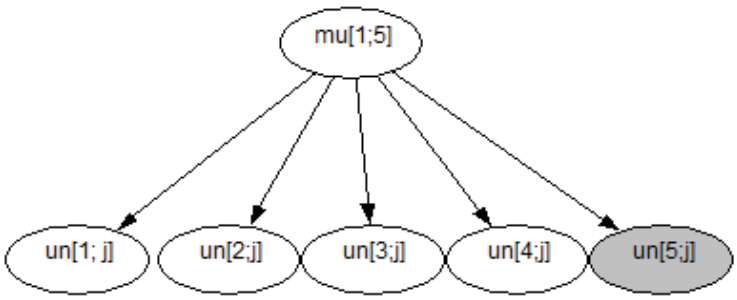
همان‌گونه که نتایج جدول شماره ۱، نشان می‌دهند، میانگین عمومی توزیع پسین متغیر بیکاری در هرسال دارای متوسطی نزدیک به ۱۱ درصد است. علاوه بر این، همچنین در نمودار جعبه‌ای پسین (نمودار شماره ۳) مشخص شده است که اثرات تصادفی a_i تأثیری معنادار بر میانگین une_{ij} ندارند، زیرا تمام فاصله‌ها شامل صفر است. بنابراین، این مدل نشان می‌دهد که نرخ‌های بیکاری استان‌های مورد بررسی تحت تأثیر نرخ‌های بیکاری در سایر استان‌ها قرار ندارند و عامل تغییرات در نرخ بیکاری، عوامل درون‌استانی است. در روابط یادشده زیراندیس‌های ۱تا ۵ به ترتیب نشان‌دهنده استان‌های اصفهان، سمنان، تهران، گلستان و گیلان هستند.



نمودار ۳- چندک‌های تصادفی مقاطع استانی متغیر بیکاری

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

بنابراین، تقریب سلسله‌مراتبی نرمال متغیر بیکاری مبین دوسطحی بودن تحلیل بیزی این متغیر است (سطح سوم که مبین وجود اثرات تصادفی است، تأیید نشد). در نمودار شماره ۴، این دوسطحی بودن نشان داده شده است:



نمودار ۴- نمودار سلسله‌مراتبی نرمال متغیر بیکاری

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

میانگین‌های پسین نرخ بیکاری که در جدول شماره ۱، به‌دست آمده‌اند، به‌عنوان

تقریب مناسبی از نرخ‌های بیکاری هر استان در رگرسیون پنل بیزین جرم که در بخش بعد بررسی می‌شود، مورد استفاده قرار می‌گیرد.

۸- رگرسیون پنل بیزین با ضرایب تصادفی جرم

پس از به‌دست آوردن میانگین‌های پسین متغیر نرخ بیکاری در بخش قبل، برای بررسی رابطه جرم و بیکاری در یک مدل رگرسیون پنل بیزین به دلیل آنکه جرم (crime) براساس تعداد پرونده‌های مختومه در دادگاه‌های عمومی تعریف شده و متغیری شمارشی است از تابع راست‌نمایی پواسون استفاده و روابط بین تابع راست‌نمایی و توابع چگالی پیشین آن در معادله (۲) تعریف می‌شود و براساس الگوریتم نمونه‌گیری گیبس به تخمین مدل می‌پردازیم.

$$
\begin{cases} crime_{ij} \sim \dfrac{\exp(\lambda_{ij})\lambda_{ij}^{crime_{ij}}}{crim_{ij}!} & \rightarrow Liklihood \\ \log(\lambda_{ij}) = \alpha_i + \beta_i une_{ij} + \varepsilon_{ij} \end{cases} \qquad (۲)
$$

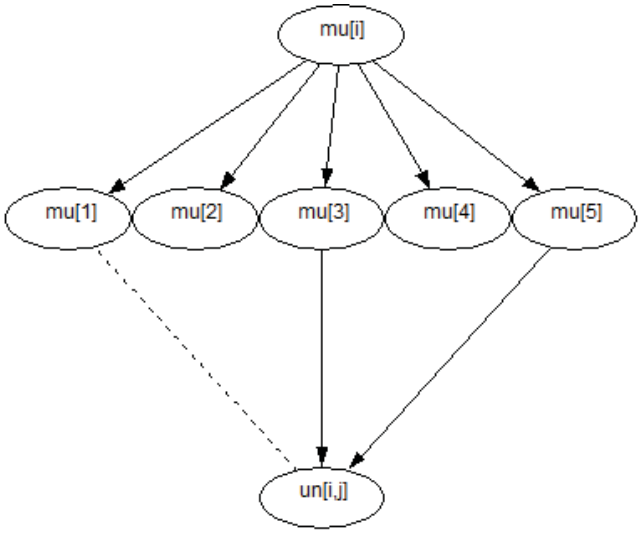
$$
\begin{cases} \alpha_i \sim N\left(\alpha, \tau_\alpha\right) \\ \beta_i \sim N\left(\beta, \tau_\beta\right) \end{cases} \rightarrow \Pr ior
$$

$$
\begin{cases} \alpha \sim N\left(0, 0.001\right) \\ \beta \sim N\left(0, 0.001\right) \\ \tau_\alpha \sim IGamma\left(0.001, 0.001\right) \\ \tau_\beta \sim IGamma\left(0.001, 0.001\right) \end{cases} \rightarrow Hyperprior
$$

رابطه (۲) تابع راست‌نمایی، چگالی پیشین و فوق پیشین پارامترها را نشان می‌دهد. در تابع راست‌نمایی روابط بین متغیرهای وابسته و توضیحی در قالب تابع توزیع احتمال مناسب با نوع داده‌ها تصریح می‌شود. از آنجا که داده‌های متغیر وابسته جرم شمارشی هستند (تعداد پرونده‌های مختومه در دادگاه‌های عمومی استان) تابع توزیع مناسب با این داده‌ها توزیع پواسون معرفی شده است. توابع چگالی پیشین، باورهای محققان را راجع به اندازه ضرایب و پارامترهای تعریف شده در قسمت تابع راست‌نمایی نشان می‌دهند. تابع چگالی فوق

پیشین، ارتباط و وابستگی شرطی ضرایب و پارامترهای تصریح شده در تابع راست‌نمایی را با استفاده از توزیع‌های احتمالی خاص تصریح می‌کند. به جهت آنکه نااطمینانی اثر بیکاری بر جرم را بیان کنیم، واریانس مدل در قسمت فوق پیشین برابر با ۱۰۰۰ در نظر گرفته شده است (این فرض در ادبیات اقتصادسنجی بیزین مرسوم است). همچنین فرض شده است که ضرایب تابع راست‌نمایی تصادفی بوده و توسط توزیع نرمالی با میانگین صفر و ضریب دقت یک‌هزارم تولید شده است. علاوه بر این، در این مدل فرض شده است که ضرایب دقت تابع چگالی پیشین نیز تصادفی بوده و تابع چگالی فوق پیشین گامای معکوس با مقادیر پارامتری برابر با یک‌هزارم تولید شده‌اند. نمودار شماره ۵، درک بصری مناسب‌تری از روابط ارایه شده را در معادله ۲ به‌دست می‌دهد. براساس این نمودار، توزیع پیشین پارامترهای مدل رگرسیون دارای دو سطح هستند و همراه با تابع لگاریتم راست‌نمایی داده‌ها، تحلیل بیزین سه‌سطحی به‌دست می‌دهند. یادآوری می‌شود، در این نمودار تنها روابط مرتبط با میانگین‌های پیشین ارایه شده‌اند.

نمودار ۵- نمودار رگرسیون سلسله‌مراتبی بیزین –پواسون، جرم- بیکاری



مأخذ: یافته‌های پژوهش.

از آنجا که در تحلیل بیزی پارامترها برخلاف رویکرد کلاسیک، مقادیری تصادفی و نامعلوم

هستند باید توزیع آنها را یا با استفاده از روش‌های تحلیلی یا با استفاده از روش‌های شبیه‌سازی برآورد کرد و براساس گشتاورهای مرتبه اول مانند میانگین یا میانه رفتار پارامتر را که مقداری تصادفی است، توضیح داد. بدین منظور، پس از تصریح مدل با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت کارلو زنجیره‌های مارکفی (MCMC) با ۲۰۰۰۰ تکرار توزیع پسین پارامترهای تصادفی مدل برآورد می‌شود. نتایج تخمین رابطه (۲) در جدول شماره ۲، ارایه شده است.

جدول ۲- ویژگی‌های پسین پارامترهای معادل (۲)

پارامتر	میانگین پسین	انحراف استاندارد	خطای مونت کارلو	فاصله اعتبار ۹۵٪
α_1	۵۷۶۶	۳۶۵۴۰	۲۴۱۵	(-۱۲۵۱۰,۶۶۳۳۰)
α_2	۵۵۳۱	۴۴۶۳۰	۲۷۴۴	(-۱۴۲۴۰,۵۱۵۴۰)
α_3	۳۳۸۷	۹۳۳۳	۷۵۱/۹	(-۱۸۵۷,-۰/۳۱۴۴۰)
α_4	۹۵۲/۵	۳۶۳۹	۲۴۱/۵	(-۳۴۹۹,۱۲۳۲۰)
α_5	۲۰۷۸	۱۵۸۹۰	۸۴۳/۹	(-۱۳۷۹۰,۴۰۹۰۰)
α	-۰/۰۰۳۱۶	۰/۰۹۸۳۹	۰/۰۰۱۰۳۷	(-۰/۱۹۳۹,۰/۱۹۲۹)
τ_α	۲/۸۹۳	۱۶/۶۲	۰/۶۵۳۷	(۲/۱۸۵E-۱۰,۳۲/۱۶)
β_1	۲۸۹۹۰	۵۰۳۲	۲۱۶/۲	(۱۸۵۱۰,۳۷۱۶۰)*
β_2	۳۷۱۴۰	۱۰۲۶۰	۳۰۱/۹	(۱۳۱۹۰,۵۵۰۶۰)*
β_3	۳۳۵۱	۹۴۱/۲	۷۲/۱۷	(۷۱۲/۶,۴۳۱۹)*
β_4	۱۰۹۶۰	۳۹۹/۳	۲۴/۰۳	(۹۸۲۷,۱۱۵۵۰)*
β_5	۱۰۷۲۰	۲۴۹۶	۷۱/۵۳	(۵۵۲۷,۱۵۳۰۰)*
β	۰/۰۰۱۰۱۵	۰/۱۰۰۴	۰/۰۰۱۰۵۲	(-۰/۱۹۵۸,۰/۱۹۹۶)
τ_β	۲/۴۰۴E-۹	۳/۲۳۹E-۹	۱/۳۲۲E-۱۰	(۳/۲۷E-۱۰ ,۷/۱۲E-۹)

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

نتایج بیان‌کننده تأثیر مثبت و معنادار بیکاری بر جرم در تمام واحدهای استانی است. مدل

ضرایب تصادفی نشان‌دهنده تأثیر نامتجانس بیکاری بر جرم برای واحدهای استانی حاضر در نمونه است (αها عرض از مبدأهای برآوردی هر استان و βها ضرایب اثرگذاری بیکاری بر جرم استان‌های یادشده است). انحراف استاندارد مونت‌کارلویی تمام پارامترها کوچک‌تر از انحراف استاندارد متعارف توزیع‌های پسین است که این موضوع نشانه‌ای از هم‌گرایی الگوریتم در یافتن توزیع‌های پسین حاشیه‌ای است (در ادبیات اقتصادسنجی بیزین اگر انحراف استاندارد مونت کارلویی یک‌بیستم انحراف متعارف پسین باشد، هم‌گرایی الگوریتم به توزیع پسین مانا اتفاق خواهد افتاد). براساس نتایج جدول شماره یک، درصد افزایش در نرخ بیکاری تعداد پرونده‌های مربوط به جرم در دادگاه‌های عمومی را در تهران به میزان ۳۷۱۴۰ واحد افزایش می‌دهد. همان‌گونه که در ستون شماره ۲ جدول مشخص است، مقادیر βها که اثر افزایش یک درصد نرخ بیکاری بر جرم را نشان می‌دهد در استان‌های منتخب متفاوت و معنادار است، اما اگر نامتجانسی در ضرایب در نظر گرفته نشود و تنها یک ضریب مشترک β برآورد شود. نتیجه تخمین به روش‌های مرسوم آن است که اثر بیکاری بر جرم عددی کوچک (۰/۰۰۱۰۵) و غیرمعنادار در سطح اعتبار ۹۵ درصد به‌دست می‌آید (فاصله اعتبار (۰/۱۹۹۶ و ۰/۱۹۵۸-) که شامل صفر است). علت این موضوع آن است که برخلاف رویکرد سلسله‌مراتبی که منشأ تغییرات را در چند سطح مختلف بررسی می‌کند، رویکردهای مرسوم منشأ تغییرات را تنها در یک سطح خاص بررسی می‌کنند. در مورد موضوع این مقاله (اثر بیکاری بر جرم) حداقل دو منشأ برای تغییرات وجود دارد: ۱- اثر عمومی که ناشی از دینامیک کلی تغییرات نرخ بیکاری در ایران در نتیجه عوامل مشترکی مانند سیاست‌های دولت‌هاست و ۲- اثرات خاص استانی که برگرفته از عوامل فرهنگی، اجتماعی و اقتصادی ویژه هر استان است. اثر عمومی در ادبیات اقتصادسنجی بیزی تحت عنوان اثرات سطح اول یا سطح بالاتر تعریف می‌شود. این اثر، در قالب توزیع فوق پیشین پارامترهای ضریب تابع راست‌نمایی تعریف می‌شود و وابستگی بین پارامترهای خاص استانی را در نتیجه دینامیک‌ها و نیروهای مشترک حاکم بر رفتار مقاطع یا استان‌ها بیان می‌کند. همچنین اثرات خاص که تحت عنوان اثرات سطح پایین تعریف می‌شود. این اثرات ویژگی‌های خاص استانی را دربر دارد. در هر مطالعه‌ای که این تغییرات نادیده گرفته شود، نتایج با واقعیت تفاوت خواهد داشت.

۹- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

بیکاری از مهم‌ترین عوامل اقتصادی ناهنجاری‌های اجتماعی است. بدین علت هدف اصلی این تحقیق بررسی رابطه بین بیکاری و جرم با استفاده از روش سلسله‌مراتبی بیزی بود که توان بررسی مسئله را به‌طور هم‌زمان در چند سطح دارد. ایده اصلی این مقاله، بررسی اثر نامتجانس تغییر نرخ بیکاری بر جرم در استان‌های مختلف ایران بود.

روش‌های غیرسلسله‌مراتبی بیان می‌کند که افزایش یک واحدی متغیر توضیحی بر متغیر وابسته برای داده‌های مورد استفاده در مقاطع مختلف با روش‌های پنلی کلاسیک دارای اثرات یکسان است، اما رویکرد سلسله‌مراتبی بیزین پنل، نامتجانسی بین واحدها و مقاطع را لحاظ می‌کند. در مطالعه حاضر پنج استان نمونه کشور انتخاب و موضوع اثر نامتجانس نرخ بیکاری بر جرم در آنها بررسی شد. رویکردهای متعارف در داده‌های پنل کلاسیک توانایی بررسی این مسئله را ندارند. بنابراین، برای بررسی این نامتجانسی‌ها از رویکرد بیزین روش سلسله‌مراتبی پنل بیزین- پواسون برای نخستین بار استفاده شده است. نامتجانسی اثر بیکاری بر جرم نشان می‌دهد که بیکاری اثر یکسانی بر جرم در استان‌های منتخب ندارد، بلکه در استان‌هایی که اثر بیکاری بر جرم کمتر بوده، عوامل خاص استانی دیگر مانند باورهای خاص استانی و فرهنگ عمومی بستری را فراهم آورده که تأثیر عوامل دیگر را بر وقوع جرم کاهش داده است، اما نتوانسته اثر مثبت بیکاری بر جرم را از بین ببرد. براساس نتایج این تحقیق، تخمین یکپارچه ضرایب شیب با در نظر نگرفتن نامتجانسی‌های بین مقاطع، منتج به استنباط آماری اشتباه خواهد شد، زیرا یا اثر را کمتر از حد (بیشتر از حد) یا اثر واقعی متغیر را غیرمعنادار نشان می‌دهد. در نمونه منتخب اثر یک واحد افزایش نرخ بیکاری بیشترین اثرگذاری را در تهران و کمترین اثر را در سمنان داشته است. آنچه می‌توان از این موضوع استنباط کرد آن است که نقش عوامل اقتصادی بر معضلات اجتماعی را نمی‌توان تنها با سیاست‌های اقتصادی بهبود بخشید، بلکه باید ساختار اجتماعی هر منطقه را نیز در نظر گرفت.

منابع

افروغ، عماد (۱۳۷۹)، *چشم‌اندازی نظری به تحلیل طبقاتی و توسعه*، تهران، انتشارات فرهنگ و دانش.

اکبری فرد، حسین، امید جنابی و رضا اشرف گنجویی (۱۳۹۴)، بررسی تأثیر نامتقارن ضریب جینی، بیکاری و طلاق بر سرقت در ایران، *مجله اقتصاد مقداری*، شماره ۹، صص ۲۰-۱.

حاجلو، نادر و رسول عباسی (۱۳۹۰)، بررسی عوامل مؤثر بر احساس امنیت اجتماعی-اقتصادی نوجوانان و جوانان در استان اردبیل، *پژوهشنامه جامعه‌شناسی جوانان*، سال اول، شماره ۱، صص ۷۶-۵۹.

صادقی، حسین، وحید شقاقی شهری و حسین اصغرپور (۱۳۸۴)، تحلیل عوامل اقتصادی اثرگذاری بر جرم در ایران، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۸، صص ۷۰-۴۷.

عاقلی کهنه‌شهری، لطفعلی و سارا امامقلی‌پور (۱۳۸۶)، *تأثیر عوامل اقتصادی- اجتماعی بر وقوع جرایم خشن: مطالعه موردی قتل عمد*، فصلنامه کارآگاه، شماره ۱، ص ۳۷.

عباسی‌نژاد، حسین، هادی رمضانی و مینا صادقی (۱۳۹۱)، بررسی رابطه بین بیکاری و جرم در ایران: رهیافت داده‌های تلفیقی بین استانی، *فصلنامه سیاست‌های اقتصادی*، سال بیستم، شماره ۶۴، صص ۸۶-۶۵.

عیسی‌زاده، سعید، جهانبخش مهرانفر و مهدی مهرانفر (۱۳۹۱)، بررسی ارتباط میان جرم و شاخص‌های کلیدی اقتصاد کلان در ایران، *راهبرد یاس*، شماره ۲۹، صص ۵۸-۴۲.

گرشاسبی فخر، سعید (۱۳۸۹)، ارتباط بین بیکاری و سرقت در ایران، *فصلنامه رفاه اجتماعی*، سال یازدهم، شماره ۴۰، صص ۴۲۳-۴۰۱.

مکیان، سید نظام الدین و رستمی، مجتبی (۱۳۹۷)، *اقتصادسنجی پیشرفته*. چاپ اول.تهران: نشر نور علم.

مهرگان، نادر و سعید گرشاسبی فخر (۱۳۹۰)، نابرابری درآمد و جرم در ایران، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، دوره ۱۱، صص ۱۲۵-۱۰۹.

Andresen, M. A. (2015). Unemployment, GDP, and crime: The importance of multiple measurements of the economy. *Canadian Journal of*

Criminology and Criminal Justice, *57*(1), 35-58.

Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: An economic approach. In *The economic dimensions of crime* (pp. 13-68). Palgrave Macmillan, London.

Box, G. E., & Tiao, G. C. (2011). *Bayesian inference in statistical analysis* (Vol. 40). John Wiley & Sons.

Chang, J. J., & Wu, C. H. (2012). Crime, job searches, and economic growth. *Atlantic Economic Journal*, *40*(1), 3-19.

Fallahi, F., & Rodríguez, G. (2014). Link between unemployment and crime in the US: A Markov-Switching approach. *Social science research*, *45*, 33-45.

Fleisher, B. M. (1963). The effect of unemployment on juvenile delinquency. *Journal of Political Economy*, *71*(6), 543-555.

Box, G. E., & Tiao, G. C. (2011). *Bayesian inference in statistical analysis* (Vol. 40). John Wiley & Sons.

Gillani, S. Y. M., Rehman, H. U., & Gill, A. R. (2009). Unemployment, poverty, inflation and crime nexus: Cointegration and causality analysis of Pakistan. *Pakistan Economic and Social Review*, 79-98.

Greenberg, E. (2012). *Introduction to Bayesian econometrics*. Cambridge University Press.

Hosynynezhad, SeyedMorteza. (2005). Determining the causes of economic crime In IRAN (Theft). *Journal Budget Plan*, 95.

Jacobs, D. (1981). Inequality and economic crime. *Sociology and Social Research*, *66*(1), 12-28.

Janko, Z., & Popli, G. (2015). Examining the link between crime and unemployment: a time-series analysis for Canada. *Applied Economics*, *47*(37), 4007-4019.

Pinatel, J. (1984). Peines de substitution et criminologie. *Revue internationale de criminologie et de police technique*, (4).

Maddah, M. (2012). An empirical analysis of the relationship between unemployment and theft crimes. *International Journal of Economics and Financial Issues*, *3*(1), 50-53.

Nexus, (2009). Cointegration and causality analysis of Pakistan, *Pakistan Economic and Social Review*,. *74(1)*, 79-98.

Tsushima, M. (1996). Economic structure and crime: the case of Japan. *The Journal of Socio-Economics*, *25*(4), 497-515.

Witt, R., Clarke, A., & Fielding, N. (1998). Crime, earnings inequality and unemployment in England and Wales. *Applied Economics Letters*, *5*(4), 265-267.

Wong, Y. C. R. (1995). An economic analysis of the crime rate in England and Wales, 1857-92, *Economica*, 235-246.

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