



# بیست و هشتمین همایش سالانه سیاست‌های پولی و ارزی اصلاحات ساختاری برای ثبات مالی

تهران، مرکز همایش‌های بین‌المللی صدا و سیما - ۲۹ و ۳۰ خرداد ۱۳۹۷

## بررسی عوامل ناپایداری تورمی با استفاده از الگوی ضرایب تصادفی بیزین

مجتبی رستمی\*

مهرداد جیحونی پور

تاریخ: ۱۳۹۷/۰۳/۱۰

### چکیده

هدف این پژوهش بررسی عوامل ناپایداری تورمی با استفاده از الگوی ضرایب تصادفی بیزین طی سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۹۵ است. به منظور آن که مدل فضای حالت انتخابی برای ساختار داده‌های این پژوهش مطلوب‌ترین فرم دینامیک مدل را در بر داشته باشد، با استفاده از فاکتور تنزیل واریانس برابر ۵ درصد، معادلات مدل تجربی به دست آمده و بیشترین استفاده از داده‌های تحقیق صورت گرفته است. نتایج پژوهش نشان داد، میانگین پسین اثر یک واحد افزایش در رشد نقدینگی بر تورم، به میزان ۸ درصد در سال است. اثر تصادفی نرخ ارز غیررسمی بر تورم در یک بازه گسترده ۹۵ درصدی توزیع شده است و همچنین در میان تمامی ضرایب، توزیع اثر تصادفی این متغیر دارای بیشترین انحراف استاندارد پسین می‌باشد. این موضوع نشان دهنده نااطمینانی بیشتر اثر این متغیر، نسبت به سایر متغیرها، بر تورم می‌باشد که به معنای ناپایداری بیشتر اثر آن بر تورم است. در میان تمامی متغیرهای این پژوهش، شکاف تولید دارای کمترین اثر بر تورم بوده است. با استفاده از فیلتر کالمن در داده‌های تورم واقعی، تورم انتظاری به دست آمد که این متغیر در بازه زمانی ۱۳۷۴-۱۳۹۵ بیشترین اثر را نیز بر تغییرات تورم واقعی داشته است. به دلیل آنکه فیلتر کالمن از یک فرآیند هموارساز در داده‌های گذشته‌ی تورم به منظور تولید متغیر تورم انتظاری استفاده می‌کند، این به معنای آن است که، اثر گذشته تورم در متغیر انتظارات تورمی لحاظ شده است. یعنی اثرات درونی تورم بیشتر از سایر اثرات، بر روی پایداری تورم تاثیرگذار است.

واژه‌های کلیدی: تورم انتظاری، نقدینگی، MCMC، فضای حالت  
طبقه‌بندی JEL: C32، C61، E5، E31

\* دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه یزد، یزد؛

\*\*\* E-mail: mojtabarostami1364@yahoo.com

## ۱ مقدمه

در ارزیابی عملکرد اقتصادی جوامع، شاخص‌های زیادی مانند تولید ملی، سرمایه‌گذاری، توزیع درآمد، صادرات، میزان اشتغال و غیره استفاده می‌شوند. بین این شاخص‌ها، نرخ رشد اقتصادی و نرخ تورم از اهمیت بیشتری برخوردار هستند. وابستگی بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی به متغیرهای فوق و نیز دامنه وسیع اثرگذاری این شاخص‌ها، از جمله مهم‌ترین دلایل این امر محسوب می‌شوند. در اقتصاد پولی<sup>۱</sup> که رابطه بین متغیرهای اسمی و نیز رابطه بین متغیرهای اسمی و واقعی مورد بررسی قرار می‌گیرند، سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ تورم، مهم‌ترین متغیرهای اسمی محسوب می‌شوند (والش<sup>۲</sup>، ۲۰۱۰). در حقیقت، در یک چارچوب نظری، تورم یک متغیر اسمی است که می‌تواند اثرات قابل توجهی بر متغیرهای واقعی مانند تولید و اشتغال داشته باشد (حسینی نسب و حاضری نیری، ۱۳۹۱). به همین دلیل، بخش قابل ملاحظه‌ای از ادبیات علوم اقتصادی، به مطالعه رابطه تورم و تولید، تورم و بیکاری، تورم و دستمزدهای اسمی و غیره اختصاص یافته است. به رغم گستردگی ادبیات مربوط به ابعاد و نحوه امکان اثرگذاری تورم بر متغیرهای اقتصاد کلان، بررسی پایداری تورم<sup>۳</sup>، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. وجود پایداری در تورم، می‌تواند دست کم بخشی از تلاش سیاست‌گذاران پولی برای کاهش نرخ تورم را کم‌رنگ نماید. پایداری تورم، واکنش اقتصاد به سیاست‌های پولی و مالی را به تاخیر می‌اندازد. به همین دلیل، ممکن است زمینه لازم برای بروز "ناسازگاری زمانی"<sup>۴</sup> فراهم شود. در خلال نیم قرن اخیر، اقتصاد ایران نرخ‌های تورم بالا را تجربه کرده است. این امر به صورت بالقوه می‌تواند به شکل‌گیری انتظارات تورمی، ساختاری شدن و پایداری تورم در اقتصاد منجر شود.

مروری بر ادبیات، معرفی مدل اقتصادسنجی، معرفی متغیرهای پژوهش، نتایج مدل و بحث و تفسیر نتایج، عناوین اصلی این تحقیق را تشکیل می‌دهند که در آن به بررسی عوامل ناپایداری تورمی در ایران با استفاده از ضرایب تصادفی بیزی<sup>۵</sup> (BVC) و روش انتخاب متغیر گیبس<sup>۶</sup> (GSV) برای دوره ۹۵-۱۳۷۴ پرداخته می‌شود.

### ۱.۱ مروری بر ادبیات

در اثر پایداری تورم سیاست‌های مربوط به کاهش نرخ تورم در کوتاه‌مدت می‌تواند به شکل افت فعالیت‌های حقیقی اقتصاد نمایان شود. بر اساس تعریف، چنانچه تغییری بر اثر وارد شدن شوک، از روند میانگین خود منحرف شده و برای مدت طولانی در وضعیت جدید باقی بماند، آن متغیر دارای رفتاری بادوام و پایدار خواهد بود. زمانی که شرایط اقتصادی، تورم را از میانگین خود به سمت بالا سوق دهد، چنانچه این نرخ تمایل به باقی ماندن در وضعیت جدید (دور بودن از روند میانگین خود) داشته باشد، انتظار می‌رود تابع خودهمبستگی مقادیر مثبتی اختیار نماید که در این شرایط تورم حالتی پایدار خواهد داشت؛ اما چنانچه این نرخ به سرعت به روند عادی خود بازگردد، مقادیر تابع خودهمبستگی نزدیک به صفر خواهد شد (شدی، ۲۰۱۰).<sup>۷</sup>

اگرچه اقتصاددانان در پایدار بودن تورم و هزینه‌های کاهش آن توافق دارند، اما در مورد عوامل ایجادکننده این پایداری و هزینه‌های مربوط به آن توافق زیادی ندارند. پایداری تورم و هزینه سیاست‌های ضدتورمی ممکن است به دلایل متعددی از جمله پایدار بودن تقاضای کل، چسبیده بودن سطوح قیمت و دستمزد ناشی از قراردادهای رسمی، عدم شفافیت سیاست‌های

<sup>1</sup> Monetary Economy

<sup>2</sup> Walsh

<sup>3</sup> Inflation Persistence

<sup>4</sup> Time Inconsistency

<sup>5</sup> Bayesian Time Varying Coefficient

<sup>6</sup> Gibbs Selection Variable

<sup>7</sup> Sheedy

پولی اتخاذ شده، عدم اعتبار مقامات پولی و در نتیجه، عدم واکنش صحیح عاملان اقتصادی به سیاست‌های پولی اعمال شده و در نهایت، عدم استقلال مقامات پولی در به کارگیری ابزارهای پولی حاصل شود (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۹۲).

در بیان دلیل اصلی پایداری تورم می‌توان به مواردی مانند پایدار بودن سطح تقاضای کل، بزرگ بودن اندازه دولت و اتکای فراوان آن به منابع بانکی، عدم استقلال بانک مرکزی و پایین بودن درجه اعتبار سیاست‌های پولی کشور، وجود انتظارات تورمی شدید که عمدتاً به صورت گذشته‌نگر شکل می‌گیرد و چسبنده بودن دستمزدهای اسمی اشاره نمود. هدایت قاعده‌مند سیاست‌های پولی، با تاکید بر حفظ استقلال بانک مرکزی در استفاده از ابزارهای پولی، عامل مهمی در تحولات نظام بانکداری مرکزی در جهت تجدید ساختار سیاست‌گذاری پولی می‌باشد. در ادبیات اقتصادی، یکی از دلایل اصلی اقبال مقامات پولی به استقلال بانک مرکزی، پایین آوردن نرخ تورم است. برخی مطالعات نشان داده‌اند اگر سیاست پولی به بانک مرکزی مستقل واگذار شود، تورش تورمی سیاست پولی کاهش می‌یابد.

آگاهی در مورد پایداری تورم، اطلاعاتی را به مقامات پولی درباره چگونگی تعدیل نرخ بهره برای دستیابی به نرخ تورم هدف ارائه می‌کند. پویایی‌های تورم تا حدود زیادی بستگی به الگو و ویژگی‌های مرتبط با نوع شکل‌گیری و تغییر در قیمت‌ها دارد. این موضوع دلیل چرایی بحث درباره پایداری و ماندگاری تورم را روشن می‌کند. ماندگاری تورم به این موضوع اشاره می‌کند که تورم دوره جاری به وسیله مقادیر گذشته خود تعیین می‌شود و در این راستا، قیمت‌ها واکنش کندی به سیاست‌های تورم‌زدایی از خود نشان می‌دهند. از سوی دیگر، پایداری تورم به هزینه‌های کندی ناشی از اثرات شوک پولی در دوره دوم اشاره می‌کند. همچنین، سرعت واکنش تورم به شوک‌های پیش‌بینی نشده را بیان می‌کند و این در حالی است که پایداری تورم معیاری برای زمان مورد نیاز برای وارد شدن اثرات شوک‌هاست.

برخی مطالعات به بررسی پایداری تورم در اقتصادهای مختلف پرداخته‌اند. براساس تعریف، اگر در اثر وارد شدن یک شوک، متغیری از روند میانگین خود منحرف شده و برای مدتی طولانی در وضعیت جدید باقی بماند، آن متغیر دارای رفتاری بادوام یا پایدار خواهد بود. تورم می‌تواند به دلیل بروز شوک‌های مختلف از مقادیر هدف تغییر کند و مهم‌ترین مساله در این رابطه شناخت سرعت و الگوی تطبیق تورم در پاسخ به شوک‌های مختلف است. بنابراین، تمایل تدریجی و آهسته تورم به همگرایی به سمت مقدار بلندمدت را "پایداری تورم" می‌گویند.

در سال ۲۰۱۰، چاووت و کیم<sup>۱</sup> به منظور بیان چگونگی و میزان اثرگذاری پایداری نرخ تورم، با استفاده از یک الگوی DSGE<sup>۲</sup> نشان دادند که یکی از ساده‌ترین روش‌ها به منظور وارد کردن ویژگی پایداری در الگو، استفاده از شاخص‌گذاری خودکار<sup>۳</sup> بر نرخ تورم دوره گذشته است. بنابراین، شناسایی اینکه آیا ثبات و پایداری در تورم اتفاق می‌افتد یک موضوع مهم در تعیین احتمال تکرار آن به وسیله حاکمان پولی می‌باشد (سارجنت<sup>۴</sup>، ۱۹۹۹). همان گونه که تیلور<sup>۵</sup> (۱۹۹۸) و هال<sup>۶</sup> (۱۹۹۹) نیز به وسیله آزمون‌های آماری نشان دادند، فرضیه خنثایی پول زمانی که تخمین ثبات تورم به سمت پایین تورش داشته باشد، رد می‌شود. بنابراین، فهمیدن پویایی‌های تورم یک موضوع مهم در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی است.

مکانیسم‌های اقتصادی مختلفی به منظور مشخص کردن فرآیندهای قیمت‌گذاری از قبیل مدل‌های چسبندگی قیمت تیلور (۱۹۷۹ و ۱۹۸۰) و کالو<sup>۷</sup> (۱۹۸۳) وجود دارد. این مدل‌ها نتوانستند ایستایی تورم را به صورت کامل مدلسازی کنند؛ به طوری که در سال‌های اخیر تعدیلاتی به منظور تقویت عملکرد تجربی تورم از قبیل فور و مور<sup>۸</sup> (۱۹۹۵)؛ فور (۱۹۹۷)؛ گالی و گرتلر<sup>۹</sup> (۱۹۹۹)؛ کریستیانو، ایچنباوم و ایونس<sup>۱</sup> (۲۰۰۱)؛ گالی، گرتلر و لوپز سالیدو<sup>۲</sup> (۲۰۰۱)؛ روبرتس<sup>۳</sup> (۲۰۰۱)؛

<sup>1</sup> Chauvet and Kim

<sup>2</sup> Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)

<sup>3</sup> Automatic Indexation

<sup>4</sup> Sargent

<sup>5</sup> Taylor

<sup>6</sup> Hall

<sup>7</sup> Calvo

<sup>8</sup> Fuhrer and Moore

<sup>9</sup> Gali and Gertler

درایسکول و هولدن<sup>۴</sup> (۲۰۰۴)؛ کونن و وایلند<sup>۵</sup> (۲۰۰۵) و غیره انجام شده است. با این حال، از منظر کاربردی هنوز یک مناقشه در مورد ثبات تورم وجود دارد. از یک طرف، شواهد تجربی فراوانی وجود دارد که نشان می‌دهد تورم ثبات بالایی را در کشورهای صنعتی بعد از جنگ جهانی تجربه کرده است (پایوتا و رایس<sup>۶</sup> (۲۰۰۴) برای ایالات متحده آمریکا و اوریلی و وهلن<sup>۷</sup> (۲۰۰۴) در منطقه اروپا این موضوع را نشان دادند).

از طرف دیگر نتایج فوق نسبت به تکنیک‌های به کار گرفته شده بسیار حساس می‌باشد و ثبات مشاهده شده ممکن است به دلیل وجود تغییرات ساختاری از قبیل هدف‌گذاری تورم حاکمان پولی، به کارگیری رژیم‌های ارزی متفاوت یا شوک‌های وارده به قیمت کالاهای اساسی باشد که به حساب آورده نشده است (لوین و پایگر<sup>۸</sup>، ۲۰۰۳). همچنین در این خصوص نیز اجماع وجود ندارد. برخی نویسندگان شواهدی مبنی بر کاهش ایستایی تورم در سال‌های اخیر پیدا کرده‌اند (تیلور، ۲۰۰۰؛ کوگلی و سارجنت<sup>۹</sup>، ۲۰۰۱ و کیم، نلسون و پایگر<sup>۱۰</sup>، ۲۰۰۴). از طرف دیگر، برخی از اقتصاددانان با به کارگیری تکنیک‌های اقتصادسنجی نتیجه متفاوتی مبنی بر بهتر شدن ثبات تورم در سال‌های اخیر به دست آورده‌اند (باتینی<sup>۱۱</sup>، ۲۰۰۲؛ استاک<sup>۱۲</sup>، ۲۰۰۱؛ لوین و پایگر، ۲۰۰۳؛ اوریلی و وهلن، ۲۰۰۴ و پایوتا و رایس، ۲۰۰۴).

طهرانچیان و همکاران (۱۳۹۲) به آزمون پایداری تورم در ایران با استفاده از سری زمانی داده‌های نرخ تورم ایران (۹۰-۱۳۵۱) و بر اساس الگوی خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته کسری پرداختند. نتایج نشان داد براساس روش‌های حداکثر درست‌نمایی و حداکثر درست‌نمایی تعدیل شده، درجه انباشتگی یا تفاضل‌گیری به ترتیب  $d_1=0.482$  و  $d_2=0.483$  هستند. بنابراین، براساس یافته‌های این مقاله، فرضیه پایداری تورم در ایران پذیرفته می‌شود.

جعفری صمیمی و بالونژاد (۱۳۹۲) وجود پایداری نرخ تورم ایران را با استفاده از روش‌های نیمه پارامتریک و موجک‌ها بررسی کردند. برای بررسی وجود پایداری در نرخ تورم ایران، درجه انباشتگی کسری، با استفاده از روش‌های GPH، تعدیل رابینسون، ریزن، وایتل و موجک‌ها و با استفاده از داده‌های بانک مرکزی در مورد شاخص قیمت مصرف‌کننده سال‌های ۹۰-۱۳۵۱، تخمین زده شد. نتایج بیانگر وجود پایداری در نرخ تورم ایران است. وجود ایستایی و پایداری نرخ تورم در اقتصاد، بیانگر این نکته است که در صورت بروز یک تکانه بر نرخ تورم، اثر آن تا مدتی طولانی باقی می‌ماند. این نتیجه می‌تواند در اتخاذ سیاست‌های مرتبط، مورد توجه تصمیم‌گیرندگان اقتصادی قرار گیرد.

توکلیان (۱۳۹۱) در مطالعه خود با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران، منحنی فیلیپس کینزی جدید در چارچوب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی را برآورد کرد. نتایج با لحاظ یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی در شرایط اقتصاد بسته، نشان داد الگویی که دارای وقفه تورم است، واقعی‌های اقتصاد ایران را به طور مناسب‌تر نشان می‌دهد.

درگاهی و شربت اوغلی (۱۳۸۹) نیز به تعیین قاعده سیاست پولی در شرایط تورم پایدار اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل بهینه پرداختند. نتایج بررسی پایداری تورم با روش‌های مختلف نشان داد تورم در اقتصاد ایران پایدار است. بنابراین در اجرای سیاست پولی می‌بایست اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت آن در نظر گرفته شود. در این مورد ترکیبی از دو هدف رشد

→

<sup>1</sup> Christiano, Eichenbaum and Evans

<sup>2</sup> Gali, Gertler and Lopez- Salido

<sup>3</sup> Roberts

<sup>4</sup> Driscoll and Holden

<sup>5</sup> Coenen and Wieland

<sup>6</sup> Pivetta and Reis

<sup>7</sup> O'Reilly and Whelan

<sup>8</sup> Levin and Piger

<sup>9</sup> Cogley and Sargent

<sup>10</sup> Kim, Nelson and Piger

<sup>11</sup> Batini

<sup>12</sup> Stock

اقتصادی و نرخ تورم در چارچوب یک قاعده بهینه پولی، طراحی و تلاش می‌شود تا با تعیین رشد بهینه متغیر حجم نقدینگی، تابع زیان سیاست‌گذار حداقل شود.

به طور کلی، عوامل مختلفی منجر به تطبیق تدریجی تورم به ازای یک شوک می‌شود. که برخی از مهمترین آنها عبارتند از پایداری به دلیل عوامل خارجی: پایداری که از نوسانات عوامل پایدار در تعیین تورم مانند هزینه نهایی یا شکاف تولید ناشی می‌شود؛ پایداری به دلیل عوامل درونی: پایداری که به دلیل مکانیسم قیمت‌گذاری بر اساس روند گذشته تورم حاصل می‌شود؛ پایداری بر اساس انتظارات: پایداری که به سبب انتظارات تورمی شکل می‌گیرد (خلیلی عراقی و گودرزی فراهانی، ۱۳۹۵).

## ۲ نتایج

### ۲.۱ معرفی مدل اقتصادسنجی

مدل‌های پویای خطی، سری زمانی قابل مشاهده‌ی  $\{y_t, t = 1, 2, \dots, T\}$  را، مشروط به متغیر حالت پیوسته و غیرقابل مشاهده  $\theta_t$  که به فوق پارامترهایی همچون واریانس حالت یا پارامترهای رگرسیونی و غیره وابسته است، نشان می‌دهد. فرض می‌شود سری قابل مشاهده  $y_t$ ، مشروط به مقادیر معلوم  $\theta_t$ ، مستقل از مشاهدات قبلی است. بنابراین، پویایی‌های زمانی با استفاده از متغیر حالت بیان می‌شود. هر دو متغیر قابل مشاهده و متغیر حالت می‌توانند برداری باشند و یا متغیر قابل مشاهده می‌تواند به عنوان تابعی از یک متغیر حالت برداری باشد. چنین مدل‌هایی متشکل از دو مجموعه معادلات می‌باشند، یک معادله که معادله سیگنال نامیده می‌شود و ارتباط میان دو جزء قابل مشاهده و غیرقابل مشاهده را بیان می‌کند و یک یا بیشتر از یک معادله که معادله حالت نامیده می‌شود و تحول متغیرهای حالت در طول زمان را نشان می‌دهد. معادله سیگنال نشان می‌دهد که چگونه حالت نامشهود و پیشگویی‌کننده‌ها با ماتریس  $F_t$  با بعد  $p$  با هم بر نتایج اثرگذارند. معادله حالت شامل یک ماتریس انتقال  $G_t$  از بعد  $p$  است که نحوه ارتباط میان مقادیر متوالی متغیر حالت را بیان می‌کند، لذا:

$$\begin{aligned} y_t &= F_t \theta_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, V_t) \\ \theta_t &= G_t \theta_{t-1} + \omega_t, \quad \omega_t \sim N(0, W_t) \end{aligned} \quad (1)$$

که تغییر و تحول در  $\theta_t$  به طور عمومی توسط یک معادله مارکوفی با مرتبه کم و با واریانس ثابت  $\{V_t = V, W_t = W\}$  بیان می‌شود. مجموعه کامل پارامترهای نامعلوم مدل فوق به صورت  $(\theta, V, W)$  است. با فرض آن که  $D_t$  نشانگر تاریخ فرآیند در زمان  $t$  باشد، آنگاه مشروط به پارامتر معلوم  $\theta_{t-1}$ ، مقادیر  $\{\theta_t | D_t\}$  به طور بازگشتی توسط فیلتر کالمن به صورت زیر به روز می‌شود:

$$\begin{aligned} p(\theta_t | D_{t-1}) &= \int p(\theta_t | \theta_{t-1}) p(\theta_{t-1} | D_{t-1}) d\theta_{t-1} \\ p(y_t | D_{t-1}) &= \int p(y_t | \theta_t) p(\theta_t | D_{t-1}) d\theta_t \\ p(\theta_t | D_t) &\propto p(\theta_t | D_{t-1}) p(y_t | D_{t-1}) \end{aligned}$$

با فرض آن که توزیع پسین  $\theta_{t-1}$  مشروط به داده‌های مشاهده شده در زمان  $t-1$  به صورت زیر باشد:

$$\theta_{t-1} | D_{t-1} \sim N(m_{t-1}, C_{t-1})$$

در این صورت، پیشین مقدار حالت بعدی  $\theta_t$ ، مشروط به  $D_{t-1}$ ، از طریق  $\theta_t = G_t \theta_{t-1} + \omega_t$  عمل می‌کند و شامل نااطمینانی اضافی ناشی از خطای حالت  $\omega_t$  است، به عبارتی دیگر:

$$\theta_t | D_{t-1} \sim N(G_t m_{t-1}, G_t C_{t-1} G_t' + W_t)$$

پیش بینی مقدار بعدی  $y_t | D_{t-1}$  را می توان از طریق  $y_t = F_t \theta_t + \varepsilon_t$  به صورت زیر انجام داد:

$$y_{new,t} | D_{t-1} \sim N(F_t G_t m_{t-1}, F_t R_t F_t' + V_t)$$

که  $R_t = G_t C_t G_t' + W_t$  است. توزیع پسین  $\theta_t$  به ازای مشاهده اضافی به فرم  $D_t = (y_t, D_{t-1})$  شامل خطای پیش بینی  $e_t = y_t - F_t G_t m_{t-1}$  است. با قرار دادن  $Q_t = F_t R_t F_t' + V_t$  خواهیم داشت:

$$\theta_t | D_t \sim N(m_t, C_t)$$

که:

$$m_t = m_{t-1} + A_t e_t$$

$$C_t = R_t V_t Q_t^{-1}$$

$$A_t = F_t R_t Q_t^{-1}$$

یک فرم ویژه از مدل های پویای خطی، مدل با ضرایب متغیر است که ضریب متغیر توضیحی را در زمان متغیر می انگارد.

$$y_t = \rho_t y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\rho_t = \rho_{t-1} + \omega_t$$

در مطالعه حاضر برای بررسی سوال اصلی تحقیق از مدل های میانگین شرطی و واریانس شرطی با ضرایب متغیر در زمان استفاده شده است.

### ۲.۱.۱ روش استنباط بیزی

هدف رویکرد بیزی، استفاده از باورهای پیشین درباره فرضیه های مختلف و سپس اصلاح این باورهای پیشین در پرتو داده های گردآوری شده با استفاده از قضیه معروف بیز<sup>۱</sup> است. این باورهای اصلاح شده تحت عنوان باورهای پسین شناخته می شوند. فرآیند کلی استنباط آماری بیزی به صورت زیر است:  
فرض کنید که برآورد مقادیر نامعلوم k پارامتر زیر مورد نظر باشد

$$\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$$

برخی باورهای پیشین درباره مقادیر این پارامترها وجود دارد که در چارچوب تابع چگالی احتمال  $p(\beta)$  بیان می شوند. در گام بعد داده های  $q_t = (q_1, q_2, \dots, q_n)$  که توزیع احتمال آنها به مقادیر نامعلوم پارامترهای  $\beta$  بستگی دارد، گردآوری می شود. توزیع احتمال مشترک داده ها را به صورت  $p(q_t | \beta)$  نشان می دهیم.

در گام بعد نیازمند روشی جهت بیان باورها درباره بردار پارامترهای  $\beta$  با احتساب باورهای پیشین و داده های به دست آمده می باشیم. همان طور که گفته شد، ابزار اصلی انجام این کار، قضیه بیز برای متغیرهای تصادفی است. با استفاده از این قضیه، خواهیم داشت:

<sup>1</sup> Bayes' Theorem

$$p(\beta|q_t) \propto p(\beta)p(q_t|\beta)$$

زمانی که  $p(q_t|\theta)$  به عنوان تابعی از  $\beta$  است، آن را تابع راستنمایی گویند و با نماد  $l(\beta|q_t)$  نشان داده می‌شود. رابطه به دست آمده از قضیه بیز را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$\text{Posterior} \propto \text{Prior} \times \text{Likelihood}$$

این رابطه بیان می‌کند که برای انجام یک استنباط بیزی درباره‌ی پارامترهای نامعلوم  $\beta$  پس از آن که تابع راستنمایی مناسب مسئله معرفی گردید (که این موضوع نیازمند گردآوری داده‌های مناسب به همراه توزیع نمونه‌گیری مناسب با این داده‌هاست و در واقع درک درست از ماهیت داده‌ها در انتخاب توزیع نمونه‌گیری بسیار با اهمیت است)، آنگاه باید تابع توزیع پیشین برای تمام پارامترها مشخص گردد تا با استفاده از این تابع یا توابع، تابع راستنمایی موزن به دست آید. این تابع راستنمایی موزن همان توزیع پسین پارامتر  $\beta$  است. ذکر این نکته که در رابطه بالا  $\beta$  می‌تواند تابعی از متغیرهای دیگر باشد نیز با اهمیت است.

### ۲.۲.۱ روش شبیه‌سازی مونت کارلوی زنجیره‌های مارکف (MCMC)

با استفاده از روش (MCMC) می‌توان از شبیه‌سازی‌های وابسته برای توزیع پسین استفاده کرد. تقریباً تمامی انواع توزیع‌های پسین را با استفاده از این روش تقریب می‌زنند. مهم‌ترین نکته در مورد این روش آن است که در صورت ارگودیک<sup>۲</sup> بودن، توزیع مانا به دست خواهد داد. بدین معنا که به طور اساسی، با ادامه تکرارها، خواص زنجیره‌های مارکف دچار جهش و تغییر نمی‌شود. همچنین توزیع مانا تحت تاثیر مقادیر اولیه قرار نمی‌گیرد.

### ۳.۲.۱ روش‌های تقریبی یافتن توزیع پسین پارامترها

به طور کلی برای تخمین گشتاورهای مرتبط با توزیع پسین پارامترها، دو روش کلی بر مبنای شبیه‌سازی مونت کارلوی زنجیره‌های مارکفی وجود دارد:

- الگوریتم متروپلیس-هیستینگز
- الگوریتم نمونه‌گیری گیبس

در پژوهش حاضر با استفاده از الگوریتم نمونه‌گیری گیبس توزیع پسین پارامترها و گشتاورهای آن شبیه‌سازی شده است.

### ۴.۲.۱ نمونه‌گیری گیبس<sup>۳</sup>

در این پژوهش از الگوریتم نمونه‌برداری گیبس به عنوان یکی از روش‌های MCMC استفاده شده است. الگوریتم نمونه‌برداری گیبس بر مفهومی که توزیع تمام شرطی<sup>۴</sup> نام دارد، تکیه می‌کند. در توزیع تمام شرطی، تمام پارامترها به جز پارامتری که بر آن تمرکز داریم را ثابت نگه می‌داریم. با فرض آن که بردار پارامترها به صورت  $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$  و  $\beta_k^{(i)}$  امین مقدار شبیه‌سازی شده پارامتر  $\beta_k$  باشد، برای شبیه‌سازی با استفاده از نمونه‌گیری گیبس به صورت زیر عمل خواهیم کرد:

<sup>1</sup> - Markov chain Monte Carlo

<sup>2</sup> ergodic

<sup>3</sup> Gibbs sampling

<sup>4</sup> full conditional distribution

$$\begin{aligned} \beta_1^{(i)} &\square p(\beta_1 | q_t, \beta_2^{(i-1)}, \dots, \beta_k^{(i-1)}) \\ \beta_2^{(i)} &\square p(\beta_2 | q_t, \beta_1^{(i)}, \beta_3^{(i-1)}, \dots, \beta_k^{(i-1)}) \\ &\vdots \\ \beta_k^{(i)} &\square p(\beta_k | q_t, \beta_1^{(i)}, \beta_3^{(i-1)}, \dots, \beta_{k-1}^{(i)}) \\ \beta_1^{(i+1)} &\square p(\beta_1 | q_t, \beta_2^{(i)}, \dots, \beta_k^{(i)}) \\ &\vdots \end{aligned}$$

و با ادامه دادن این کار حجم مطلوب به دست می آید.

## ۲.۲ معرفی متغیرهای پژوهش

داده‌های این پژوهش شامل نرخ تورم، نرخ ارز بازار موازی، لگاریتم نرخ رشد نقدینگی، شکاف تولید و تورم انتظاری به صورت جدول (۱) می‌باشد.

جدول ۱

متغیرهای پژوهش و کوتاه نوشت معادل آنها	
نام متغیر	کوتاه نوشت
نرخ تورم	INV
نرخ ارز بازار موازی	Rper
لگاریتم نرخ رشد نقدینگی	$\text{Log}(gm_2)$
شکاف تولید	Gap
تورم انتظاری	EINV

لازم به توضیح است که به دلیل ماهیت نامشهود تورم انتظاری، برای تخمین این متغیر از فیلتر کالمن استفاده شده است. بدین منظور، این متغیر با اسفاده از داده‌های تورم واقعی، براساس الگوی سطح - موضعی<sup>۱</sup> با تصریح زیر استخراج شده است:

$$EINV_t = \mu_t + \varepsilon_t; \varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (2)$$

$$\mu_{t+1} = \mu_t + \zeta_t; \zeta_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\zeta^2)$$

براساس مطالب ارائه شده در بخش معرفی مدل اقتصادسنجی در رابطه (۱)، معادله اول را معادله سیگنال یا اندازه و معادله دوم را معادله حالت می‌نامند. در این رابطه  $\mu_t$  جزء سطح مدل نامیده می‌شود که مترادف با عرض از مبدا در مدل‌های رگرسیونی کلاسیک است. تفاوت مهم این جزء با عرض از مبدا در آن است که برخلاف عرض از مبدا در طول زمان جزء سطح متغیر است. همچنین  $\varepsilon_t$  جزء اخلاط مشاهده در زمان  $t$  و  $\zeta_t$  جز اخلاط سطح در زمان  $t$  می‌باشد. فرض می‌شود که این دو جزء اخلاط مستقل از هم و به صورت نرمال توزیع شده‌اند. نتایج تخمین رابطه (۱) در جدول ۲ نشان داده شده است.

<sup>1</sup> local level model



جدول ۲

تخمین معادله فضای حالت تورم (رابطه ۱)

variance	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	-28.2119926	2952607250	-9.55E-09	0.99
C(2)	-4.09646969	0.14199472	-28.8494503	5.15E-183
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
Mu	3.061832075	0.12896234	23.74206334	1.33E-124
Log likelihood	51.95642877	Akaike info criterion		-1.04076
Parameters	2	Schwarz criterion		-0.98734
Diffuse priors	1	Hannan-Quinn criter.		-1.01916

به طور کلی، مقدار اولیه حالت پنهان در زمان شروع سری زمانی نامعلوم است. این مقدار با استفاده از روش‌های تخمینی که فرآیندهای انتشار<sup>۱</sup> نامیده می‌شوند برآورد می‌گردد. در مدل فضای حالت ارائه شده در رابطه (۲) پارامترهای نامعلوم مدل عبارتند از واریانس سینگال و واریانس حالت که فوق پارامتر<sup>۲</sup> نامیده می‌شوند. در جدول ۲ واریانس سینگال و واریانس حالت به ترتیب برابر با  $EXP(C(1))$  و  $EXP(C(2))$  می‌باشد (بدین علت از فرم توانی استفاده شده است که واریانس نمی‌تواند عددی منفی باشد). براساس یافته‌های جدول ۲ زمانی که همگرایی در روش‌های تکراری برای تخمین رخ می‌دهد، میزان لگاریتم راستنمایی برابر با 51.956 است. به علاوه واریانس حالت  $EXP$  ضریب  $C(2)$  اختلاف معناداری با صفر دارد و نشان دهنده این موضوع است که جزء سطح در طول زمان متغیر است. برای استخراج تورم انتظاری، فیلتر کالمن با استفاده از دو جزء براساس فرمول زیر عمل می‌کند:

$$\mu_{t+1} = \mu_t + \lambda_t(EINV_t - \mu_t)$$

در رابطه فوق  $\mu_t = E(\mu_{t+1} | EINV_{t-1})$  و  $\lambda_t$  نشان می‌دهد که چه مقدار از خطای پیش‌بینی در هر نقطه زمانی  $t$  بر تخمین  $\mu_{t+1}$  اثر می‌گذارد. مقادیر بزرگ  $\lambda_t$  به معنای تاثیر بزرگتر خطای پیش‌بینی دوره قبل بر مقادیر جاری متغیر است. این متغیر را دستاورد کالمن<sup>۳</sup> می‌نامند. زمانی که ناطمینانی مشاهده جدید  $linf_t$  بزرگتر از ناطمینانی مربوط به مشاهدات قبلی است  $\lambda_t$  به سمت صفر میل خواهد کرد. مقدار  $\lambda_t$  برابر با  $\frac{P_t}{F_t}$  است که صورت عبارت فوق برابر با تخمین واریانس خطای حالت و مخرج آن واریانس خطای پیش‌بینی یک مرحله ای است.

### ۳.۲ نتایج مدل

مدل تجربی این پژوهش براساس مطالب ارائه شده در بخش معرفی مدل اقتصادسنجی در سه مرحله به صورت زیر معرفی شده است:

#### ۲.۳.۱ مرحله اول: تنظیم تابع راستنمایی و تصریح مدل تجربی

برای تصریح تابع راستنمایی به صورت نرمال (براساس ژاکوبین ماتریس توزیع عبارت خطای  $V_t$ )، ابتدا فرضیه نرمال بودن توزیع غیرشرطی داده‌های تورم را با استفاده از آزمون براساس روش جاکوبیو-برا<sup>۴</sup> انجام و سپس به دلیل رد فرضیه صفر این آزمون تبدیل لگاریتمی داده‌ها مورد استفاده قرار گرفت. نتایج این آزمون در جدول ۳ نشان داده شده است.

<sup>1</sup> diffuse initialisation

<sup>2</sup> - hyperparameters

<sup>3</sup> - Kalman gain

<sup>۴</sup> آزمون برا-جاکوبیو با استفاده از ترکیب دو جز مربوط به چولگی و کشیدگی که در توزیع دارای توزیع حدی نرمال به فرم زیر هستند به دست می‌آید:

## جدول ۳

آماره توصیفی INV و LINV به همراه آزمون جارکیو-برا

Column1	INV	LINV
Mean	18.57498	2.828856
Median	15.77689	2.758481
Minimum	9.051254	2.202903
Std. Dev.	9.266211	0.420764
Skewness	1.739625	0.745749
Kurtosis	5.871434	3.08023
Jarque-Bera	18.65445	2.045086
Probability	8.90E-05	0.359679

براساس این نتایج، تبدیل لگاریتمی داده‌های تورم واقعی با توزیع نرمال سازگار است و لذا از این تبدیل استفاده خواهد شد.

$$LINV_t \sim \sqrt{\frac{W_{it}^{-1}}{2\pi}} \exp\left(-\frac{W_{it}^{-1}}{2}(LINV_t - \mu_t)^2\right)$$

که:

$$\mu_t = \beta_{1t} + \beta_{2t} \log(gm2)_t + \beta_{3t} Per_t + \beta_{4t} gap_t + \beta_{5t} EINV_t \quad (۲)$$

معادلات حالت هرکدام از ضرایب فوق را به صورت یک فرآیند گام تصادفی مرتبه اول (RW1) به فرم زیر تصریح شده است

$$\beta_{i,t} = \beta_{i,t-1} + \omega_{i,t}, \quad i = 1, 2, \dots, 5 \quad (۳)$$

که  $\omega_{i,t} \sim \sqrt{\frac{W_{it}^{-1}}{2\pi}} \exp\left(-\frac{W_{it}^{-1}}{2}(\omega_{i,t})^2\right)$  است. بیان ماتریسی روابط فوق به صورت زیر خواهد بود:

$$\sqrt{n}\hat{S} \xrightarrow{L} N(0, 6) \quad \rightarrow$$

$$\sqrt{n}(\widehat{Kurt} - 3) \xrightarrow{L} N(0, 24).$$

آماره مربوط به چولگی و کشیدگی را به ترتیب با  $\hat{S}$  و  $\widehat{Kurt}$  نشان داده شده است. آماره جارکیو-برا به صورت  $BJ = n\left(\frac{\hat{S}^2}{6} + \frac{(\widehat{Kurt} - 3)^2}{24}\right)$  می‌شود که دارای توزیع کای مربع با دو درجه آزادی است. به منظور اعتبار نتایج این آزمون، دو جزء آن باید مستقل از هم باشند.

$$y_t = LINV_t$$

$$F_t = \begin{pmatrix} 1 \\ \log(gm2)_t \\ Per_t \\ gap_t \\ EINV_t \end{pmatrix}, \quad G_t = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}, \quad \theta_t = \begin{pmatrix} \beta_{1t} \\ \beta_{2t} \\ \beta_{3t} \\ \beta_{4t} \\ \beta_{5t} \end{pmatrix}$$

واریانس خطای پیش‌بینی مشاهدات،  $V_t$ ، با سایر پارامترهای مدل برآورد خواهد شد. از آنجا که اطلاعات ما از فرآیند در طول زمان تغییر می‌کند، در این توزیع فرض شده است که واریانس معادله حالت ( $W_{it}^{-1}$ ) در طول زمان متغیر است. بنابراین، نیاز است تا روند تحول این متغیر در طول زمان تصریح شود. این فرض باعث انعطاف‌پذیری بیشتر مدل خواهد شد، اما برای کاهش تعداد پارامترهای برآوردی فرض می‌کنیم که واریانس هر زمان برابر با نسبتی از واریانس دوره قبل است، یا به بیان فنی:

$$w_{it}^{-1} = \delta w_{it-1}^{-1}, \quad 0 < \delta < 1$$

در رابطه فوق  $\delta$  نرخ تنزیل و از دست رفتن اطلاعات در طول زمان می‌باشد. بدین معنا که اطلاعات قدیمی‌تر برای تخمین ضرایب جدیدتر، کمتر مورد استفاده قرار خواهند گرفت. در مطالعه حاضر نرخ تنزیل اطلاعات برابر با ۵٪ انتخاب شده است که در مطالعات تجربی معمولاً این نرخ انتخاب می‌شود.

### ۲.۳/۲ مرحله دوم: تصریح توابع چگالی پیشین پارامترها

همانطور که گفته شد، توابع چگالی پیشین، اطلاعات اولیه محققین را در باب حوزه تغییرات پارامترها بیان می‌کند. این اطلاعات به دلیل وجود برخی ناطمینانی‌ها در قالب توابع چگالی احتمال بیان می‌شوند. در مطالعه حاضر از مدل‌های بیزی مزدوج<sup>۱</sup> نرمال - گاما استفاده شده است. با توجه به رابطه (۱) تا (۳)، پیشین‌های پارامترهای مدل تجربی این تحقیق به صورت زیر انتخاب شده‌اند:

$$\beta_{it} \sim \sqrt{\frac{W_{it}^{-1}}{2\pi}} \exp\left(-\frac{W_{it}^{-1}}{2}(\beta_{it} - \beta_{i,t-1})\right); \text{for } i = 1, 2, \dots, 5 \quad (۴)$$

$$W_{it}^{-1} = (\delta_i)^{t-1} W_{i1}^{-1}$$

$$V_1^{-1} \sim \frac{0.5^{0.5} (V_1^{-1})^{-0.5} \exp(-0.5V_1^{-1})}{\Gamma(0.5)}$$

$$W_{i1}^{-1} \sim \frac{0.1^{0.1} (V_1^{-1})^{-0.9} \exp(-0.1V_1^{-1})}{\Gamma(0.1)}; \quad i = 1, 2, \dots, 5$$

<sup>۱</sup> مدل‌های بیزی مزدوج (Bayesian Conjugate) اصطلاحاً به مدل‌هایی گفته می‌شوند که توابع چگالی پیشین و چگالی پسین آنها از یک خانواده هستند. این موضوع بخاطر رعایت محاسبه پذیر بودن توزیع احتمال پسین پارامترها انجام شده است.

توابع پیشین مربوط به مقادیر اولیه ماتریس کواریانس مشاهدات ( $V_1^{-1}$ ) و مقادیر اولیه ماتریس کواریانس حالت ( $W_{i1}^{-1}$ ) به ترتیب گاما با پارامترهای  $\alpha = 0.5, \beta = 0.5$  و  $\alpha = 0.1, \beta = 0.1$  انتخاب شده‌اند. همچنین توزیع احتمال مقادیر اولیه ضرایب  $\beta_{it}$  برای ممکن شدن برآورد معادلات حالت این ضرایب به صورت زیر انتخاب شده است

$$\beta_{i1} \sim \sqrt{\frac{5}{2\pi}} \exp\left(-\frac{5}{2}(\beta_{it})\right); \text{for } i = 1, 2, \dots, 5$$

براین اساس مقادیر اولیه معادله حالت ضرایب دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ۵ توزیع فرض شده‌اند. نامانایی برای یک سری زمانی به معنای وابسته بودن توزیع مشترک فرآیند سری زمانی به مقدار اولیه آن است. از آنجا که در این مطالعه از روش حداکثر راستنمایی شرطی استفاده شده است، نیازی به بررسی آزمون مانایی نمی‌باشد (Bauwens et al, 2000).

### ۳ بحث

#### ۳.۱ تخمین مدل و تفسیر نتایج

پس از تصریح اجزاء مدل، بررسی پویای اثر متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته، نتایج را به صورت زیر نشان می‌دهد:

جدول ۴

نتایج انباشته تخمین مدل تجربی تحقیق

Coeff	Mean	S.Dev	MC- error	Credible interval 95%
$\beta_1$	0.9727	0.5668	0.04956	-0.2402, 2.151
$\beta_2$	0.08005	0.008979	5.63E-04	0.02423, 0.10828
$\beta_3$	8.99E-04	0.6281	1.93E-07	-1.37E-05, 0.321
$\beta_4$	9.88E-08	9.86E-07	4.53E-08	-1.85E-06, 2.07E-06
$\beta_5$	0.3592	0.2286	0.02008	0.2124, 0.4296

براساس این نتایج، متوسط پسین اثر لگاریتم رشد نقدینگی بر لگاریتم تورم، افزایش تورم به میزان ۸ درصد در سال است. توزیع تاثیر تصادفی لگاریتم رشد نقدینگی در یک فاصله اعتبار ۹۵ درصدی در ستون آخر جدول ۴ نشان داده شده است. اثر تصادفی نرخ ارز غیررسمی بر لگاریتم تورم در یک بازه گسترده ۹۵ درصدی توزیع شده است و همچنین در میان تمامی ضرایب توزیع اثر تصادفی این متغیر دارای بیشترین انحراف استاندارد پسین می‌باشد. این موضوع نشان دهنده ناطمینانی بیشتر (نسبت به سایر متغیرها) راجع به اندازه اثر این متغیر بر لگاریتم تورم می‌باشد. در میان تمامی متغیرهای این پژوهش، کمترین اثر بر متغیر لگاریتم تورم اثر شکاف تولید می‌باشد. نتایج به دست آمده تقریباً متوسط پسین این ضریب را برابر با صفر نشان می‌دهد. بیشترین اثر بر تورم ناشی از تورم انتظاری است. متوسط اثر تصادفی تورم انتظاری به ازای یک واحد افزایش ۳۵ درصد افزایش در لگاریتم تورم را در پی دارد. نتایج فوق با استفاده از روش شبیه‌سازی زنجیره‌های مارکوفی به تعداد ۱۱ هزار تکرار به دست آمده‌اند. از آنجا که برای تمامی ضرایب خطای مونت کارلوی شبیه‌سازی کمتر از ۵ درصد انحراف استاندارد است در نتیجه می‌توان اعتبار تخمین‌ها با استفاده از شبیه‌سازی را پذیرفت و برای تولید نمونه‌های دقیق‌تر نیازی به شبیه‌سازی بیشتر نیست.

به منظور طراحی دینامیک حالت مناسب که پویایی‌های مدل را نشان دهد، از فاکتور تنزیل واریانس  $\delta = 0.05$  استفاده شده است زیرا، به ازای این فاکتور کمترین واریانس و کمترین مقدار انحراف اطلاعات (DIC) به دست می‌آید. در جداول زیر این نتایج برای  $\delta = 0.05$  و  $\delta = 0.1$  نشان داده شده است.

جدول ۵

انتخاب مدل با استفاده از معیار DIC				
DIC	PD	$D_{\hat{\theta}}(y)$	$\hat{D}_{avg}(y)$	مدل
49.83	1.339	47.16	48.5	مدل با $\delta = 0.1$
27.43	0.8607	25.71	26.57	مدل با $\delta = 0.05$

محاسبه DIC نیازمند داشتن دو مقدار است که هر دوی آنها به راحتی با استفاده از نمونه‌گیری MCMC بدست خواهند آمد. فرض کنید  $D(y, \theta)$  نشان دهنده آماره  $-2\log p(y|\theta) - \theta$  بردار همه پارامترهای نامشخص مدل) باشد. بدین منظور:

- $D : \hat{D}_{avg}(y)$  متوسط گیری شده بر تمام توزیع پسین  $\theta$
- $D : D_{\hat{\theta}}(y)$  ارزیابی شده بر میانگین پسین  $\theta$

آنگاه عدد موثر پارامترها به صورت زیر تخمین زده می‌شود:

$$PD = \hat{D}_{avg}(y) - D_{\hat{\theta}}(y)$$

و DIC به صورت زیر محاسبه خواهد شد:

$$DIC = \hat{D}_{avg}(y) + PD$$

$$= 2\hat{D}_{avg}(y) - D_{\hat{\theta}}(y)$$

جدول ۶ واریانس پسین مدل تجربی طراحی شده در این تحقیق را به ازای دو مقدار متداول فاکتور تنزیل نشان می‌دهد.

جدول ۶

مدل	$W_{i1}^{-1}$
مدل با $\delta = 0.1$	0.9149
مدل با $\delta = 0.05$	0.3265

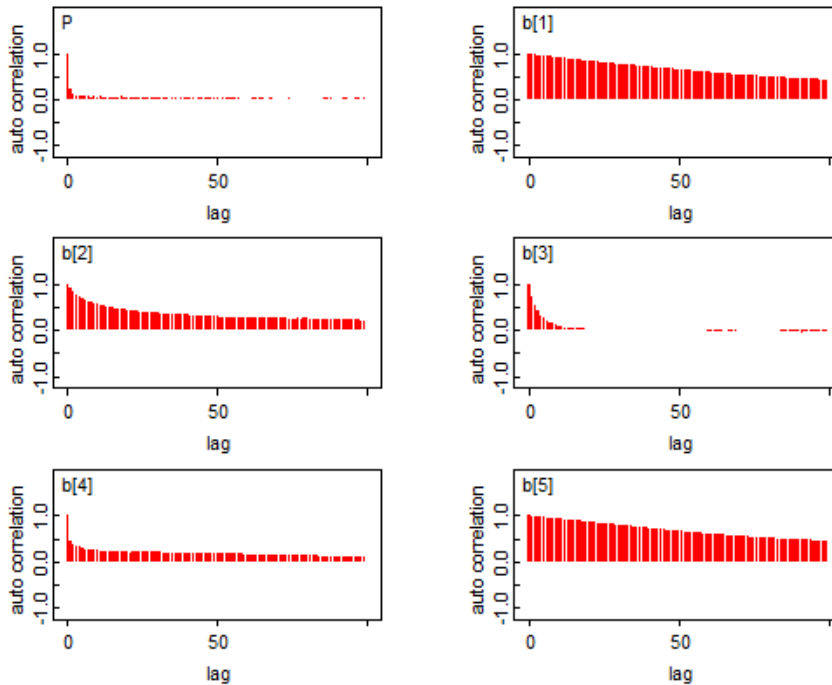
براساس این نتیجه، مدل با فاکتور تنزیل برابر با  $\delta = 0.05$  از اطلاعات به نحو کاراتری استفاده می‌کند. بنابراین با استفاده از این دو معیار، مدل با فاکتور تنزیل ۵ درصد انتخاب می‌شود.

### ۲.۳ بررسی اعتبار مدل

به منظور بررسی کارایی اکتشافی داده‌های تولید شده توسط زنجیره‌های مارکوفی به جهت تخمین توابع توزیع پسین پارامترها، توابع خودهمبستگی را در تکرارهای مختلف هر چگالی پسین بررسی می‌کنیم. این توابع در حالت ایده‌آل باید در تمام وقفه‌ها به جز وقفه صفر تقریباً برابر با صفر باشند. در این حالت تکرارهای زنجیره‌های مارکوف تقریباً مستقل از هم خواهند بود.

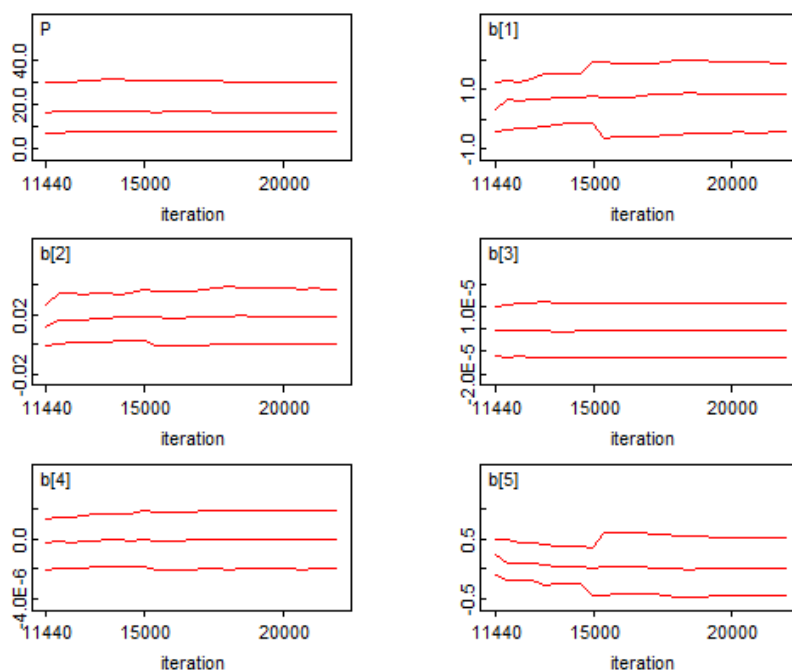
در چنین حالتی خطای مونت کارلو (که ناشی از تغییرپذیری تخمین در نتیجه ماهیت تقریبی روش شبیه‌سازی مونت کارلو و نمونه‌های با تعداد متناهی است) کاهش خواهد یافت. افزایش خودهمبستگی میان تکرارها کارایی جهت فراهم آوردن اطلاعات اضافی را کاهش خواهد داد. بنابراین، در این حالت نیازمند افزایش تکرارهای زنجیره‌های مارکوف برای داشتن حجم مناسبی از اطلاعات به منظور تخمین شکل توزیع پسین پارامترها خواهیم بود. در نمودار ۵ که خودهمبستگی‌های تکرارهای زنجیره مارکوفی را نشان می‌دهد، مشاهده می‌شود که در تعداد تکرارهای زیر 100 تکرار میزان همبستگی به سمت صفر میل

می‌کند. از این رو، حجم تکرارهای به کار گرفته شده در این مطالعه مناسب می‌باشد و نیازی به افزایش تکرارها برای تخمین دقیق توزیع پسین پارامترها نمی‌باشد.



شکل ۱. تابع خودهمبستگی میان تکرارهای تولید زنجیره‌های مارکوفی تابع انباشته پسین ضرایب

شکل‌های کوانتیل میانگین متحرک توزیع پسین پارامترها (شکل ۲) در طول تکرارهای مختلف زنجیره‌های مارکوفی نشان می‌دهند که در فرآیند میانگین متحرک، میانگین پسین هرکدام از ضرایب معادله یک جهشی که نشان‌دهنده عدم همگرایی توزیع پسین مانا باشد وجود ندارد. بنابراین، می‌توانیم با اطمینان ۹۵ درصد به همگرایی الگوریتم به توزیع پسین مانای ضرایب امیدوار باشیم.



شکل ۲. کوانتیل میانگین متحرک توزیع پسین پارامترها

در این پژوهش، به منظور آن که مدل فضای حالت انتخابی برای ساختار داده‌ها مطلوب‌ترین فرم دینامیک مدل را در بر داشته باشد، با استفاده از فاکتور تنزیل واریانس برابر ۵ درصد، معادلات مدل تجربی به دست آمده و بیشترین استفاده از داده‌های تحقیق صورت گرفت. نتایج پژوهش نشان داد، میانگین پسین اثر یک واحد افزایش در رشد نقدینگی بر تورم، به میزان ۸ درصد در سال است. اثر تصادفی نرخ ارز غیررسمی بر تورم در یک بازه گسترده ۹۵ درصدی توزیع شده است و همچنین در میان تمامی ضرایب، توزیع اثر تصادفی این متغیر دارای بیشترین انحراف استاندارد پسین می‌باشد. این موضوع نشان دهنده نااطمینانی بیشتر اثر این متغیر، نسبت به سایر متغیرها، بر تورم می‌باشد که به معنای ناپایداری بیشتر اثر آن بر تورم است. در میان تمامی متغیرهای این پژوهش، شکاف تولید دارای کمترین اثر بر تورم بوده است. با استفاده از فیلتر کالمن در داده‌های تورم واقعی، تورم انتظاری به دست آمد که این متغیر در بازه زمانی ۱۳۷۴-۱۳۹۵ بیشترین اثر را نیز بر تغییرات تورم واقعی داشته است. به دلیل آنکه فیلتر کالمن از یک فرآیند هموارساز در داده‌های گذشته‌ی تورم به منظور تولید متغیر تورم انتظاری استفاده می‌کند، این به معنای آن است که، اثر گذشته تورم در متغیر انتظارات تورمی لحاظ شده است. یعنی اثرات درونی تورم بیشتر از سایر اثرات، بر روی پایداری تورم تاثیرگذار است.

## فهرست منابع

- توکلیان، حسین (۱۳۹۱). بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۱۰۰.
- درگاهی، حسن، شربت اوغلی، رویا (۱۳۸۹). تعیین قاعده سیاست پولی در شرایط تورم پایدار اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل بهینه. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۵ (۴).
- طهرانچیان، امیرمنصور، جعفری صمیمی، احمد، بالونژاد نوری، روزبه (۱۳۹۲). آزمون پایداری تورم در ایران (۱۳۹۰-۱۳۵۱): کاربردی از الگوهای ARFIMA. *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۱.
- جعفری صمیمی، احمد، علمی، سیامک، دهقان، سحر (۱۳۹۲). پویایی‌های نرخ ماهانه تورم ایران با استفاده از الگوی STAR. *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۱ (۳).
- جعفری صمیمی، احمد، بلونژاد نوری، روزبه (۱۳۹۲). کاربرد روش‌های نیمه پارامتریک و موجک‌ها در بررسی وجود پایداری نرخ تورم ایران. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۷ (۲۳).
- خلیلی عراقی، منصور، گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۵). پایداری تورم در ایران با رویکردناهمگنی کارگزاران اقتصادی در مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE). *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۴ (۳۶).
- Batini, N. (2002). *Euro Area Inflation Persistence* (Working Paper No. 201). European Central Bank.
- Bauwens, L., Lubrano, M. and Richard, J. (2000). *Bayesian Inference in Dynamic Econometric Models*. Oxford University Press: New York.
- Calvo, G.A. (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, 12 (3): 383-98.
- Christiano, L.J., Eichenbaum, M., and Evans, C. (2001). *Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy* (Working Paper No. 2001-08). Federal Reserve Bank of Chicago.
- Coenen, G., and Wieland, V. (2005). A Small Estimated Euro Area Model with Rational Expectations and Nominal Rigidities. *European Economic Review*, 49 (5): 1081-1104.
- Cogley, T., and Sargent, T.J. (2001). Evolving Post-World War II U.S. Inflation Dynamics. In *NBER Macroeconomics Annual*, ed. Ben S. Bernanke and Kenneth S. Rogoff.
- Driscoll, J., and Steiner Holden, S. (2004). Fairness and Inflation Persistence. *Journal of the European Economic Association*, 2 (2): 240-51.
- Fuhrer, J.C. (1997). The (UN) Importance of Forward-Looking Behavior in Price Setting. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29 (3): 338-50.
- Fuhrer, J., and Moore, G. (1995). Inflation Persistence. *Quarterly Journal of Economics*, 110 (1): 127-59.
- Gali, J., and Gertler, M. (1999). Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44 (2): 195-222.
- Gali, J., Gertler, M., and López-Salido, J.D. (2001). European Inflation Dynamics. *European Economic Review*, 45 (7): 1237-70.
- Hall, R.E. (1999). *Comment on Rethinking the Role of NAIRU in Monetary Policy: Implications of Model Formulation and Uncertainty*, by Arturo Estrella and Frederic S. Mishkin. In *Monetary Policy Rules*, ed. John B. Taylor. Chicago: University of Chicago Press.
- Hoseini nasab, S.E. and Hazeri Niri, H. (2012), "Computable General Equilibrium Analysis of the Effect of Energy Carrier's Subsidies Reform on Inflation and GDP", *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 2(7), pp. 125-148.
- Kim, C.J, Nelson, C.R., and Piger, J. (2004). The Less-Volatile U.S. Economy: A Bayesian Investigation of Timing, Breadth, and Potential Explanations. *Journal of Business and Economic Statistics*, 22 (1): 80-93.



- Levin, A., and Piger, J.M. (2003). *Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies?* (Working Paper No. 023E). Federal Reserve Bank of St. Louis.
- O'Reilly, G., and Whelan, K. (2004). *Has Euro-Area Inflation Persistence Changed over Time?* (Working Paper No. 335). European Central Bank.
- Pivetta, F., and Reis, R. (2004). *The Persistence of Inflation in the United States*. Mimeo, Harvard University.
- Roberts, J.M. (2001). How Well Does the New Keynesian Sticky-Price Model Fit the Data? *Finance and Economics Discussion Series Paper No. 2001-13*, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Sargent, T.J. (1999). *The Conquest of American Inflation*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Sheedy, K.D. (2010). Intrinsic inflation Persistence. *Journal of Monetary Economics*, 57(8): 1049-1061.
- Stock, J. (2001). *Comment on Evolving Post World War II U.S. Inflation Dynamics*. Mimeo, Harvard University.
- Taylor, J.B. (1979). Staggered Wage Setting in a Macro Model. *American Economic Review*, 69: 108–13.
- Taylor, J.B. (1980). Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. *Journal of Political Economy*, 88 (1): 1–23.
- Taylor, J.B. (1998). *Monetary Policy Guidelines for Unemployment and Inflation Stability*. In *Inflation, Unemployment and Monetary Policy*, ed. Robert M. Solow and John B. Taylor. Cambridge, MA: MIT Press.
- Taylor, J.B. (2000). Low Inflation, Pass-Through and the Pricing Power of Firms. *European Economic Review*, 44 (7): 1389–1408.
- Walsh, C.E. (2010). *Monetary Theory and policy*. MIT Press.