

بررسی علل تورم در اقتصاد ایران مبتنی بر رویکرد متوسط‌گیری بیزین (BMA)

محسن مهرآرا*

آرزو غضنفری**

تاریخ دریافت: ۹۲/۱۱/۱ تاریخ پذیرش: ۹۳/۶/۴



چکیده

تورم، به دلیل آثار محسوسی که بر زندگی آحاد جامعه و سایر متغیرهای کلان اقتصادی دارد، همواره مورد توجه پژوهشگران اقتصادی بوده و بررسی عوامل تعیین‌کننده تورم از اهمیت زیادی برخوردار است. بر این اساس، در پژوهش حاضر با به‌کارگیری روش میانگین‌گیری مدل بیزینی (BMA)، اثر ۱۳ متغیر اقتصادی بر رشد تورم، طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۳۸ مورد بررسی قرار گرفته است؛ نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که متغیرهای رشد قیمت انرژی و شاخص عدم تعادل پولی (وقفه لگاریتم نسبت پول به تولید اسمی) با احتمال ۱۰۰ درصد، تأثیری مثبت و حتمی بر تورم داشته‌اند و عوامل اصلی رشد تورم در اقتصاد ایران محسوب می‌شوند.

در رتبه‌بندی این ۱۳ عامل، که براساس احتمال حضور آنها در مدل به‌دست آمده است، متغیرهای رشد قیمت انرژی، شاخص عدم تعادل پولی، رشد حجم پول و رشد نرخ ارز بازار آزاد به‌ترتیب، رتبه اول تا چهارم را به خود اختصاص داده‌اند. اثر رشد تولید بر تورم در کوتاه‌مدت بااهمیت نیست، ولی در بلندمدت و به‌طور تدریجی از کانال عدم تعادل پولی آن را تحت تأثیر قرار می‌دهد. به‌علاوه بخش زیادی از اثرات ضدتورمی ناشی از کاهش حجم پول در اقتصاد ایران، طی دوره جاری تخلیه نشده و اثر آن با وقفه ظاهر می‌شود. این نتایج دلالت بر تسلط متغیرهای پولی یا پولی بودن تورم در اقتصاد ایران و بضاعت پایین عوامل فشار هزینه بر نوسانات قیمتی دارد. متغیرهای درآمد نفتی و واردات نیز تنها از کانال نرخ ارز، رشد تولید و رشد حجم پول بر تورم تأثیرگذارند.

واژه‌های کلیدی: تورم، اقتصاد ایران، میانگین‌گیری مدل بیزینی (BMA)

طبقه‌بندی JEL: C51, E31

*mmehrara@ut.ac.ir

* استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

** کارشناس ارشد اقتصاد انرژی دانشگاه صنعت آب و برق شهید عباسپور arezooghazanfari86@gmail.com



مقدمه

به‌طورکلی، اقتصاددانان از نظر هدف‌های سیاست کلان اقتصادی، بر مواردی همچون اشتغال کامل، ثبات قیمت‌ها (کنترل قیمت)، توزیع عادلانه درآمد و رشد مداوم اقتصادی تأکید دارند. به‌دلیل اثرات مخرب تورم، کنترل آن به‌عنوان یکی از سیاست‌های کلان اقتصادی همیشه مورد توجه اقتصاددانان بوده است. از آثار مخرب تورم می‌توان به توزیع مجدد درآمد به نفع صاحبان دارایی و به زیان مزد و حقوق‌بگیران، افزایش نااطمینانی و بی‌ثباتی در اقتصاد کلان و در نتیجه کوتاه‌تر شدن افق زمانی تصمیم‌گیری، کاهش سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت و اتلاف و تخصیص نامطلوب منابع اشاره کرد (مسعودی و تشکینی، ۱۳۸۴).

در کشور ما نیز تورم با سابقه‌ای طولانی و مزمن بر بخش‌های اقتصادی-اجتماعی جامعه تأثیرگذار بوده و اقشار آسیب‌پذیر جامعه را تحت تأثیر قرار داده است. همچنین سطوح بالای تورم به نابرابری‌های اقتصادی دامن زده و میزان رقابت‌پذیری کالاهای ایرانی را در بازارهای جهانی کاهش داده است (دهمرده و کسای، ۱۳۹۰).

تورم را می‌توان با استفاده از تغییر شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)^۱ و یا دیگر شاخص‌های مناسب، اندازه‌گیری کرد. نرخ تورم فرازونشیب‌های زیادی را طی دوره ۱۳۳۸-۱۳۹۱ تجربه کرده است. نرخ تورم در دوره اول (۱۳۵۱-۱۳۳۸) در سطوح بسیار پایین (حدود ۲/۳ درصد) قرار داشته است. در دوره ده‌ساله (۱۳۶۱-۱۳۵۲) به‌دنبال افزایش قیمت‌ها و درآمدهای نفتی، نرخ تورم دورقمی (برابر ۱۶/۵ درصد) شده و

1. The Consumer Price Indices

سپس به یک پدیده مزمن در اقتصاد ایران تبدیل شده است. در دوره ده‌ساله (۱۳۷۱-۱۳۶۲) با کاهش درآمدهای نفتی این نرخ به ۱۸/۳ درصد، در دوره (۱۳۸۱-۱۳۷۲) به ۲۲/۵ درصد بالغ می‌شود. در دوره (۱۳۹۱-۱۳۸۲) حتی با افزایش قابل‌ملاحظه درآمدهای نفتی، همچنان نرخ تورم به‌طور متوسط در حدود متوسط ۱۷/۲ باقی مانده است.^۱ این ارقام بیانگر تورم بالا و مزمن در اقتصاد ایران صرف‌نظر از رونق یا رکود درآمدهای نفتی است؛ لذا بر این اساس، شناخت عوامل مؤثر بر تورم و رتبه‌بندی آنها از اهمیت زیادی در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی برخوردار است.

در مطالعات تجربی و نظری، طیف وسیعی از متغیرها به‌عنوان عوامل تعیین‌کننده تورم (مبتنی بر نظریه‌های تورم فشار هزینه و تقاضا) معرفی شده‌اند. اما روش‌های متعارف اقتصادسنجی برای ارزیابی اثر تمامی این متغیرها بر تورم مفید نیستند، زیرا در روش‌های متعارف اقتصادسنجی نمی‌توان طیف زیادی از متغیرهای توضیحی را به‌دلیل کاهش درجه آزادی و ناطمینانی ضرایب وارد الگو کرد. بنابراین محققان به فراخور نوع مطالعه و سلیقه خود، ترکیب محدودی از متغیرها را در الگوهای اقتصادسنجی وارد می‌کنند. اما مشکل رویکرد مذکور نیز آن است که اثر یک متغیر بر تورم، بستگی به ترکیب سایر متغیرهایی دارد که در کنار متغیر موردنظر در معادله تورم وارد می‌شوند. به‌عنوان مثال ضریب حجم پول یا تولید در تصریحات مختلف (براساس ترکیب مختلف متغیرهای توضیحی) متفاوت است.

درواقع گستردگی طیف متغیرهای توضیحی مؤثر بر تورم، این پرسش اساسی را در میان محققان مطرح کرده است که چه متغیرهایی باید در الگوی تجربی رگرسیون تورم لحاظ شوند؟ این مشکل با عنوان «نااطمینانی مدل» شناخته می‌شود. یکی از روش‌های مناسب برای مشکل ناطمینانی مدل «متوسط‌گیری از تمامی مدل‌ها» یا روش «میانگین‌گیری مدل بیزینی»^۲ است (کوپ، ۲۰۰۳)^۳. لذا نوآوری این مقاله، به‌کارگیری اقتصادسنجی بیزینی مبتنی بر میانگین‌گیری مدل بیزینی^۴

۱. مقادیر نرخ تورم از ترازنامه انرژی تهیه شده است.

2. Bayesian Model Averaging

3. Koop

4. BMA





به منظور غلبه بر نااطمینانی در انتخاب متغیرهای مؤثر بر تورم و رتبه‌بندی سهم هریک در اقتصاد ایران است.

این مقاله در شش بخش تنظیم شده است. بخش دوم مقاله به تبیین مبانی نظری تحقیق اختصاص دارد. در بخش سوم، مطالعات تجربی در مورد مبحث تورم مورد بررسی قرار گرفته است. بخش چهارم به روش‌شناسی تحقیق اختصاص دارد. در بخش پنجم به تحلیل داده‌ها و تخمین مدل پرداخته و سرانجام، در بخش ششم نیز مباحث مذکور را جمع‌بندی کرده و از آنها نتیجه‌گیری می‌کنیم.

۱. مبانی نظری: علل تورم از سوی عرضه و تقاضا

تورم را می‌توان با توجه به علل بروز آن، به تورم فشار هزینه^۱ و تورم فشار تقاضا^۲ طبقه‌بندی کرد. همین امر منشأ پیدایش نظریه‌های مختلف در زمینه تورم شده است. در این بخش ابتدا علل تورم را از سوی عرضه و تقاضا تشریح کرده و سپس دیدگاه مکاتب و نظریه‌های مختلف شامل مکتب کلاسیک‌ها، کینزین‌ها، مکتب پولی یا شیکاگو، کلاسیک‌های جدید و دیدگاه ساختارگرایان را در تبیین عوامل تعیین‌کننده تورم (قیمت‌ها) مرور می‌کنیم.

۱-۱. تورم فشار تقاضا

در ادبیات اقتصاد کلاسیک، تورم پدیده‌ای کاملاً بی‌طرف است. نظریه تقاضای پول، نظریه سطح عمومی قیمت‌ها است؛ یعنی درحقیقت کلاسیک‌ها، تورم را به مازاد تقاضای ناشی شده از افزایش حجم پول منتسب می‌کنند. در ادبیات کینزی و پساکینزی دو قسم از تورم با عنوان «تورم ناشی از فشار تقاضا» و «تورم ناشی از فشار هزینه» مطرح می‌شود. تفاوت میان این دو دیدگاه در زمان افزایش شدید قیمت نفت در دهه ۱۹۷۰ کاملاً مشخص شد (Masson and Savastano, 1998).

کلاسیک‌ها و پولیون تورم را معلول بروز غیرموقت مازاد تقاضا نسبت به عرضه توصیف می‌کنند. از دید آنها این مازاد تقاضا اساساً از افزایش موجودی پول نسبت به تقاضای پول ناشی می‌شود. عده‌ای نیز در چارچوب ادبیات کینزی، تورم

1. Cost Push Inflation

2. Demand Push Inflation

را معلول وجود مازاد تقاضا دانسته و مازاد تقاضا را نیز به افزایش تقاضا نسبت می‌دهند. در این چارچوب، به دلیل کمبود تقاضای مؤثر، سیاست‌های پولی و مالی به‌عنوان ابزاری در راستای پرکردن شکاف رکودی معرفی می‌شوند. در این شرایط به‌طور کلی افزایش قیمت‌ها در مدل‌های مربوط به طرف تقاضا تحلیل می‌شود. طبیعی است که در این چارچوب، تغییرات دستمزد، تابع تغییرات قیمت و به‌عنوان یک متغیر درون‌زا (تابع مازاد تقاضا) مطرح است. در فضای اقتصاد کینزی، هرچند تغییرات قیمت و به‌ویژه افزایش آنها موضوعیت چندانی در اقتصاد ندارد، اما به دلیل تأکیدی که بر نقش تقاضا بر تغییرات قیمت‌ها می‌شود، اعمال سیاست‌های کینزی در وضعیت‌های غیررکودی می‌تواند تا حد قابل ملاحظه‌ای حرکت روبه‌بالای تورم را توضیح دهد. در تحلیل‌های اقتصاد کلاسیکی و در چارچوب ایده والراسی نیز عمدتاً افزایش قیمت‌ها با مازاد تقاضا و افزایش آن مرتبط است. همان‌گونه که اشاره شد، مکتب پولی نیز به ریشه داشتن تورم در طرف تقاضا، آن هم از طریق افزایش انبار پولی تأکید دارد؛ اما روش تحلیل آنها با روش کینز تفاوت ماهوی دارد. آنها تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها را تابعی از تغییرات عرضه پول می‌دانند.

۲-۱. تورم فشار هزینه

این نظریه تورمی، ریشه تورم را در افزایش هزینه‌های تولید و قیمت نهاده‌ها بررسی می‌کند. زمانی که در دهه ۱۹۷۰ بحث افزایش قیمت انرژی مطرح شد و حلقه‌های دستمزد-بیکاری و معمای تورم رکودی در اقتصاد پدیدار گشت، این نظریه توجه بیشتری را در میان اقتصاددانان به خود جلب کرد. به این ترتیب طرف عرضه اقتصاد هم در مدل‌های کلان مورد تأکید قرار گرفت و پس از آن نقش اتحادیه‌های کارگری در تعیین و چانه‌زنی دستمزدها قوی‌تر شد. تغییرات بهره‌وری در مدل‌های کلان لحاظ گردید و تغییرات قیمت به انتقالات منحنی عرضه ارتباط داده شد. بنابراین در این چارچوب تحلیلی، بحث می‌شود که از یک سو بروز شوک‌های برون‌زا، تحولات فناوری و بهره‌وری و تغییرات سیاسی و اجتماعی و از سوی دیگر بروز قدرت قیمت‌گذاری برای برخی از عوامل تولید، منجر به افزایش هزینه تولید کالاها شده و منحنی عرضه کل به سمت بالا انتقال می‌یابد و این امر موجب افزایش قیمت‌ها می‌شود. در اینجا هم





بروز مازاد تقاضا منجر به افزایش قیمت‌ها می‌شود، اما مازاد تقاضا ناشی از تغییرات (کمبود) طرف عرضه است نه طرف تقاضا (David Laidler and Michael Parkin, 1985).

برخلاف دو نظریه کلاسیک‌ها و کینزی‌ها که فزونی تقاضای کل نسبت به عرضه را علت اصلی تورم تلقی می‌کنند، این نظریه افزایش هزینه‌های تولید و انتقال منحنی عرضه کل را علت اصلی ترقی قیمت‌ها معرفی می‌کند (هژبر کیانی، ۱۳۸۰).

این گروه از اقتصاددانان بر این اعتقادند که تورم، ناشی از افزایش قیمت کالاهای وارداتی یا دستمزدها است. در واقع از طرف عرضه، می‌توان معادله تعیین قیمت را مبتنی بر هزینه عوامل تولید استخراج کرد. مطابق تئوری قیمت‌گذاری اضافه‌بها^۱ در شرایط انحصاری، قیمت (تولیدکننده) به صورت میانگین وزنی هزینه عوامل تولید مانند دستمزدها، نرخ ارز یا هزینه عوامل تولید یا نهادهای وارداتی به دست می‌آید (Dagenais and Muet, 1992).

حاشیه سود نیز با متغیر شکاف تقاضا اندازه‌گیری می‌شود. در واقع با حداکثر کردن تابع سود یک انحصارگر، مشروط بر محدودیت تابع تقاضا و فناوری تولید، قیمت برحسب مجموع هزینه‌های واحد نهاده و اضافه‌بهایی که خود بستگی به فشار تقاضا دارد، استخراج می‌شود. در ضمن از آنجا که نرخ ارز جزء مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده قیمت مواد اولیه، کالاهای واسطه‌ای، تجهیزات سرمایه‌ای و کالاهای نهایی است و با توجه به وابستگی بالای تولید و مصرف به واردات، به نظر می‌رسد که این متغیر در شکل‌گیری فشارهای تورمی مؤثر باشد.

۲. مرور مطالعات تجربی

در مورد تورم مطالعات فراوانی انجام شده است. برخی از مطالعات، فشار تقاضا، برخی فشار هزینه، برخی عوامل ساختاری و... را منشاء بروز تورم معرفی می‌کنند. به‌طور کلی، بیشتر مطالعات به این نتیجه رسیده‌اند که متغیر پولی، تورم وارداتی، نرخ ارز، مخارج دولت، کسری بودجه، دستمزد و انتظارات تورمی از علل اصلی ایجاد تورم هستند. در این قسمت به بیان برخی از این مطالعات پرداخته می‌شود.

۱-۲. مطالعات تجربی در جهان

از جمله مطالعات اخیر در کشورهای صادرکننده نفت می‌توان به تحقیق **الأطیبی**^۱ (۲۰۰۱) در مورد عوامل مؤثر بر نرخ تورم در عربستان سعودی با تأکید بر درآمدهای نفتی، اشاره کرد. در این مطالعه رابطه معنی‌دار و بااهمیتی بین رشد درآمدهای نفتی، نقدینگی و تورم به دست آمده است.

مته و مایکل آدِ بایو^۲ (۲۰۰۵) متغیرهای نرخ بهره، نسبت بدهی داخلی و تغییرات پولی (حاصل از رشد درآمدهای نفتی) را به عنوان مهم‌ترین عوامل مؤثر بر پیش‌بینی تورم در کشور نیجریه (به عنوان یک کشور صادرکننده نفت در حال توسعه) شناخته‌اند.

محمد الجبرین^۳ (۲۰۰۶) رشد درآمدهای نفتی و رشد نقدینگی حاصل از آن را به عنوان عامل اصلی رشد تورم در کشورهای در حال توسعه صادرکننده نفت در حوزه خلیج فارس و درآمدهای نفتی را به عنوان منشاء تورم ساختاری معرفی می‌کند. در واقع رشد درآمدهای نفتی در کشورهای صادرکننده نفت، به عنوان یک عامل محوری و تعیین‌کننده نرخ تورم (به طور مستقل یا از کانال تغییرات پولی، مالی و ارزی) مطرح شده است.

لوگانی^۴ (۲۰۰۷) در مقاله خود با عنوان «منشاء تورم در کشورهای در حال توسعه» با استفاده از یک مدل VAR به بررسی ماهیت تورم در کشورهای در حال توسعه پرداخته است. متغیرهای الگو شامل رشد قیمت نفت، رشد قیمت کالاهای غیرنفتی، شکاف تولید به صورت درصدی از GDP، رشد نرخ ارز، رشد حجم پول و تورم است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که منابع اصلی تورم در تمام کشورهای در حال توسعه یکسان نیستند؛ به گونه‌ای که در کشورهای در حال توسعه، آسیایی و افریقایی جزء باوقفه تورم (تورم انتظاری) عامل اصلی تورم معرفی شده است، در حالی که در کشورهای امریکای لاتین متغیرهای مالی (رشد حجم پول و

1. AL-Otaibi, N.O

2. Mete, F. and Michael Adebayo, A

3. AL-Jebrin, M

4. Loungani, Parakash, Swagel, Phillip, "Sources of Inflation in Develop ping Countries ", IMF Working Paper

رشد نرخ ارز) نقش اساسی را در افزایش تورم ایفا می‌کنند.

التوارجی^۱ (۲۰۱۱) در مقاله‌ای با عنوان «عوامل داخلی و خارجی تعیین‌کننده تورم» به بررسی عوامل مؤثر بر تورم در عربستان سعودی می‌پردازد. در این مقاله از داده‌های فصلی در سال‌های (۲۰۱۰-۱۹۹۶) استفاده شده است. مدل مورد استفاده شامل هر دو عوامل داخلی و خارجی تأثیرگذار بر تورم در عربستان است. نتایج حاکی از آن است که عوامل خارجی منشاء اصلی تورم در این کشور است. با توجه به اینکه اقتصاد عربستان به شدت باز بوده و وابسته به کالاهای وارداتی از خارج است، از نظر نویسنده نتیجه مذکور دور از انتظار نیست. اما در این مطالعه عرضه پول، تأثیر چندانی بر نرخ تورم نداشته است.

مایکل آدوسی^۲ (۲۰۱۳) در مقاله خود به بررسی این موضوع پرداخته است که آیا تورم در افریقای جنوبی یک پدیده پولی است یا ساختاری. به همین منظور از داده‌های مربوط به دوره (۱۹۶۵ تا ۲۰۰۶) استفاده کرده است و به تخمین رابطه زیر پرداخته است. یافته‌ها نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، متغیرهای باز بودن اقتصادی، پول گسترده (M2) و مخارج دولت بر تورم تأثیر زیادی ندارند. اما تولید ناخالص داخلی دارای تأثیر معناداری بر تورم در افریقای جنوبی است. در بلندمدت، باز بودن اقتصاد افریقا، تورم امریکا، تولید ناخالص داخلی و عرضه پول و اندازه دولت، عوامل مهم اثرگذار بر تورم افریقای جنوبی هستند. اما زمانی که شکست‌های ساختاری مانند سقوط بازار مالی آسیا و فروپاشی سیستم (آپارتاید) کنترل می‌شوند، تنها باز بودن اقتصاد افریقای جنوبی و عرضه پول گسترده، عوامل تأثیرگذار بر تورم افریقای جنوبی هستند. نتایج نشان می‌دهد که نرخ بهره اسمی بر تورم افریقای جنوبی اثری ندارد. آزمون علیت گرنجر هم نشان می‌دهد که یک رابطه علی یک‌سویه از تورم در امریکا و GDP به تورم در افریقای جنوبی وجود دارد.

۲-۲. مطالعات تجربی در ایران

در بسیاری از مطالعاتی که در مورد اقتصاد ایران انجام شده است، علاوه بر حجم

1. Altowaijri, Hamad A – External and Internal Determinants Of Inflation

2. Adusei, Michael, Is Inflation in South Africa a Structural or Monetary Phenomenon?

پول، اثر سایر متغیرهای غیرپولی نیز در تبیین تورم، مورد تأکید قرار گرفته است. حتی برخی از آنها اثر عوامل غیرپولی را بااهمیت‌تر تشخیص داده‌اند. در ادامه برخی از مهم‌ترین این مطالعات مرور می‌شوند.

طیب‌نیا (۱۳۷۳) در مطالعه خویش به بررسی نظریه‌های مختلف از قبیل نظریه پولی تورم، نظریه ساختاری تورم و نظریه فشار هزینه پرداخته است. وی در بررسی نظریه پولی خود برای تبیین تورم در ایران و میزان مشارکت عوامل پولی در شکل‌گیری تورم در ایران از الگوی هاربرگر برای دوره (۱۳۷۰-۱۳۴۰) استفاده کرده است. نتیجه به دست آمده این است که نظریه پولی، رفتار قیمت‌ها در ایران را به‌طور کامل و رضایت‌بخشی توضیح نمی‌دهد. در واقع هرچند تجربه ایران وجود همبستگی مستقیم و معنی‌دار بین رشد عرضه پول و رشد قیمت‌ها را تأیید می‌کند، ولی این همبستگی متناسب نیست. به‌علاوه آثار انبساط پولی بر تورم، عمدتاً طی همان دوره زمانی (یک سال) ظاهر می‌شود و لذا متغیرهای تأخیری فاقد تأثیر معنی‌دار بر تورم هستند. همچنین در سال‌های پس از انقلاب، همبستگی مثبت بین رشد عرضه پول و تورم به‌نحو قابل ملاحظه‌ای افزایش یافته است.

لیو و وا آددجی^۱ (۲۰۰۰) در مطالعه‌ای با عنوان «عوامل تعیین‌کننده تورم در جمهوری اسلامی ایران» به بررسی عوامل تعیین‌کننده تورم در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تورم در اقتصاد ایران یک پدیده پولی است و بخش عمده‌ای از تغییرات قیمت توسط حجم پول توضیح داده می‌شود. همچنین انتظارات تورمی که اثر آن به‌وسیله متغیر نرخ تورم باوقفه کنترل می‌شود، اثر خودافزایی معناداری بر پویایی تورم دارد.

نصر اصفهانی و کاظم یآوری (۱۳۸۲) در مقاله‌ای با عنوان «عوامل اسمی و واقعی مؤثر بر تورم در ایران»، به تجزیه و تحلیل تأثیر متغیرهای اسمی و واقعی بر تورم در ایران با استفاده از الگوی بردارهای خودرگرسیون طی دوره (۱۳۸۰-۱۳۵۰) می‌پردازند. در این الگو از متغیرهای رشد نقدینگی، رشد نرخ ارز، نرخ تورم و تورم انتظاری، به‌عنوان متغیرهای اسمی و متغیر شکاف تولید ناخالص داخلی



1. Liu, Olin and Olumuyiwa S. Adedji, Determinants Of Inflation in Islamic Republic of Iran

حقیقی به‌عنوان متغیر واقعی استفاده شده است. نتایج به‌دست‌آمده حاکی از تأیید اثر فصول بهار و زمستان بر تورم در ایران است. در افق کوتاه‌مدت، تکانه‌های تورم انتظاری نقش مؤثرتری بر تورم دارند. تکانه‌های نرخ ارز و رشد نقدینگی هم در کوتاه‌مدت بر تورم مؤثرند. در بلندمدت شکاف تولید (متغیر حقیقی) مهم‌ترین عامل مؤثر بر تورم است. به‌علاوه براساس نتایج برآوردشده برای اقتصاد ایران، رشد نقدینگی درون‌زا است. درنهایت آنها نتیجه می‌گیرند که تورم در اقتصاد ایران صرفاً یک پدیده پولی نیست و عوامل حقیقی نیز بر آن مؤثرند.

تشکینی (۱۳۸۲) در تحقیقی با عنوان «آیا تورم یک پدیده پولی است؟» از داده‌های ۱۳۳۸-۱۳۸۰ برای بررسی ارتباط بلندمدت بین نرخ تورم و سیاست‌های پولی از سه روش اقتصادسنجی شامل روش انگل گرنجر، روش خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) و روش یوهانسن-جوسیلیوس استفاده کرده است. نتایج همه مدل‌ها نشان‌گر آن است که متغیر حجم نقدینگی پس از متغیرهای شاخص بهای کالاهای وارداتی و تولید ناخالص داخلی بیشترین اثر را بر شاخص قیمت کالاهای مصرفی دارد. ۱۰ درصد رشد شاخص بهای کالاهای وارداتی در بلندمدت، منجر به افزایش شاخص قیمت کالاها و خدمات در مدل‌های مختلف بین ۴ الی ۵ درصد می‌شود. درحالی‌که تأثیر ۱۰ درصد رشد تولید در بلندمدت بر قیمت‌ها در مدل‌های مختلف بین ۳/۵- تا ۴/۶- درصد و همچنین تأثیر ۱۰ درصد رشد حجم نقدینگی در بلندمدت بین ۳ الی ۳/۵ درصد است. اثر رشد ۱۰ درصدی نرخ ارز نیز بین ۱/۴ الی ۱/۹ برآورد می‌شود. براساس هر سه روش، فرضیه پولی بودن تورم در اقتصاد ایران رد می‌شود. به‌عبارت دیگر، هرچند بین تورم و حجم نقدینگی همبستگی مثبتی وجود دارد، لیکن رابطه را نمی‌توان یک‌به‌یک تلقی کرد.

دهمرده و کسای (۱۳۹۰) در تحقیقی با عنوان «ریشه‌های تورم در اقتصاد ایران»، به بررسی ریشه‌ها و عوامل مؤثر بر تورم در اقتصاد ایران طی ۱۳۳۸-۱۳۸۶ با استفاده از الگوی خودبرداری توضیحی با وقفه گسترده و نیز با کمک آزمون‌های علیت گرنجر، والد، تجزیه واریانس و عکس‌العمل آنی پرداخته است. متغیرهای تأثیرگذار بر تورم در این مطالعه عبارتند از: نرخ رشد نقدینگی، نرخ رشد تورم وارداتی، نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار، نرخ دستمزد، نسبت نرخ ارز بازار آزاد به

نرخ ارز بازار رسمی، شکاف تولید، کسری بودجه و تنگناهای بخش کشاورزی. نتایج، نشان می‌دهد که انتظارات تورمی با ضریب $0/45$ مهم‌ترین عامل تأثیرگذار بر تورم است و پس از آن تنگناهای ساختاری دومین عامل است. نرخ تورم وارداتی، رشد نقدینگی و بهره‌وری نیروی کار نیز دارای تأثیرات بااهمیتی بر تورم هستند. درنهایت، نتیجه‌گیری می‌شود که هیچ‌یک از تئوری‌های موجود به‌تنهایی قادر به توضیح تورم در اقتصاد ایران نیستند.

۳. مروری بر مبانی روش میانگین‌گیری مدل بیزی (BMA)

۳-۱. میانگین‌گیری مدل بیزی (BMA)

یکی از مهم‌ترین چالش‌هایی که محققان مدل‌ساز با آن سروکار دارند، اختلاف دیدگاه در مورد متغیرهای بالقوه‌ای است که می‌توانند در مدل توضیحی لحاظ شوند. البته این اختلاف‌نظرها در اغلب موارد حتی منجر به تفاوت در نتیجه‌گیری‌ها نیز شده است. تاکنون اقتصادسنجی دانان در راستای حل این مشکل بسیار تلاش کرده‌اند. به‌عنوان مثال، یکی از راه‌حل‌های ارائه‌شده توسط آنها، انجام آزمون‌های متوالی به‌منظور حذف متغیرهای زاید و یا اضافه کردن متغیرهای حذف‌شده به مدل و آزمون فرضیه در مورد معنی‌داری آنها است. اما روش‌های مذکور به‌دلیل عدم اعتبار آزمون فرضیه در تصریحات نادرست و خطاهای تجمعی و متوالی نتایج رضایت‌بخشی به‌دست نمی‌دهند (Poirier, 1995: 519-523).

اما در سال‌های اخیر «اقتصادسنجی بیزی»^۱ راه‌حل مناسبی را در مورد غلبه بر نااطمینانی درباره انتخاب پارامترها و مدل‌ها ارائه داده است. این مهم به‌وسیله روشی به‌نام «میانگین‌گیری مدل بیزی»^۲ انجام شد که توسط جفریر^۳ در سال ۱۹۶۱ پایه‌گذاری شد و توسط لیمر^۴ (۱۹۷۸) توسعه داده شد. بعدها نیز افرادی نظیر رفتری و دیگران^۵ (۱۹۹۹)، واسرمن^۱ (۲۰۰۰) و کوپ (۲۰۰۳) از جمله محققانی

1. Bayesian Econometrics

2. Bayesian Model Averaging

3. Jeffrie

4. Limer (1978)

5. Reftry (1999)



بودند که روش‌های کامل‌تری را در این زمینه توسعه دادند. این متدولوژی از اواسط دهه ۱۹۹۰ و با پیشرفت‌های به‌دست‌آمده در علوم مرتبط با رایانه و محاسبات پیچیده ریاضی به‌نحو گسترده‌ای در بسیاری از علوم، از جمله اقتصاد به‌کار گرفته شده است و هر روز نیز بر شمار استفاده‌کنندگان آن افزوده می‌شود. استفاده از این شیوه و روش‌های بسط‌یافته آن در سال‌های اخیر (پس از سال ۲۰۰۰ میلادی) به‌منظور بررسی نااطمینانی مدل در رگرسیون‌های رشد مورد توجه بسیاری از محققان قرار گرفته است. اصل اساسی در این روش آن است که با مدل‌ها و پارامترهای مرتبط با آن به‌عنوان عوامل تصادفی رفتار کرده و توزیع آنها را بر مبنای اطلاعات پیشین برآورد می‌کند (Draper, 1995).

مبنای اقتصادسنجی بیزی بر اساس قانون احتمال بیز است، به این صورت که اگر Y مجموعه داده‌های مربوطه در دسترس و θ بردار پارامترهای موردنظر باشد، احتمال پارامترها به شرط مجموعه داده‌های در دسترس (یعنی $P(\theta/Y)$) عبارت است از:

(۱)

$$P(\theta/Y) = \frac{P(Y/\theta)P(\theta)}{P(Y)}$$

همچنین از آنجا که $P(Y)$ تابعی از θ نیست، داریم:

(۲)

$$P(\theta/Y) \sim P(Y/\theta)P(\theta)$$

در معادله (۲)، $P(\theta)$ به داده‌ها وابسته نیست و در واقع نشان‌دهنده مجموعه‌ای از اطلاعات مربوط به پارامترهای مدل است که پیش از مشاهده داده‌ها به‌عنوان احتمال ذهنی محقق مورد استفاده قرار می‌گیرد. به‌عنوان مثال اگر θ پارامتر بازدهی تولید نسبت به مقیاس در فرایند تولید باشد، در بسیاری از موارد قید بازدهی نسبت به مقیاس، منطقی به‌نظر می‌رسد؛ لذا در چنین شرایطی بدون مشاهده داده‌ها، محقق با احتمال $P(\theta)$ احتمال پارامتر θ را برابر با یک در نظر می‌گیرد؛ از این رو $P(\theta)$ را تابع پیشین^۲ می‌نامند. باید توجه داشت که در مواردی که ما اطلاعاتی از این دست

1. Wasserman(2000)

2. Prior Function

در اختیار نداریم، می‌توان از تابع پیشین غیرآگاهی‌بخش^۱ مانند توزیع یکنواخت استفاده کرد که تأثیری بر نتایج تخمین پارامترها ندارد. به توابع پیشینی که حاوی اطلاعاتی در مورد نحوه و دقت تأثیرگذاری پارامترها بر متغیر وابسته هستند، تابع پیشین آگاهی‌بخش^۲ گفته می‌شود.

$P(Y|\theta)$ در معادله بالا نشان‌دهنده چگالی احتمال یا تراکم داده‌ها مشروط به پارامترهای مدل است که در واقع به فرایند تولید (مولد) داده‌ها اشاره دارد. به‌عنوان مثال در مدل‌های رگرسیون خطی، اغلب فرض می‌شود که خطاها دارای توزیع نرمال هستند که ایجاب می‌کند $P(Y|\theta)$ نیز دارای چگالی نرمال باشد. به $P(Y|\theta)$ تابع درست‌نمایی^۳ گفته می‌شود. $P(\theta|Y)$ نیز تابع توزیع پسین^۴ نامیده می‌شود که با توجه به تابع پیشین و تابع درست‌نمایی محاسبه می‌شود. در واقع تابع توزیع پسین تابع احتمال پارامترهای θ پس از مشاهده داده‌ها است.

اما پیش از آنکه به تبیین مکانیسم روش مذکور بپردازیم، فرض می‌کنیم که برای الگو کردن یک متغیر (وابسته) به‌طور کلی r مدل مختلف ($r = 1, 2, 3, \dots, r$) قابل استفاده است. به‌عنوان مثال در این میان M_r نشان‌دهنده مدل r ام و θ_r نیز گویای پارامترهای آن است. این پارامترها نیز دارای توابع پیشین $P(\theta_r/M_r)$ ، درست‌نمایی $P(Y/\theta_r, M_r)$ و پسین $P(\theta_r/Y, M_r)$ هستند. لذا می‌توان نوشت:

$$P(\theta_r/Y, M_r) = \frac{P(Y/\theta_r, M_r)P(\theta_r/M_r)}{P(Y/M_r)}$$

همچنین با توجه به قانون بیز، احتمال هر مدل دلخواه (مانند M_r) را می‌توان به‌صورت زیر استخراج کرد:

$$P(M_r/Y) = \frac{P(Y/M_r)P(M_r)}{P(Y)}$$

که در رابطه بالا $P(M_r)$ ، تابع پیشین مدل M_r است که احتمال صحت آن را بدون

-
1. Noninformative
 2. Informative
 3. LikelihoodFunction
 4. Posterior Function



در نظر گرفتن داده‌ها محاسبه می‌کند، $P(Y/M_r)$ نیز تابع درست‌نمایی مدل M_r است که با انتگرال‌گیری از دو طرف رابطه بالا و با دانستن این نکته که $\int P(\theta_r/Y, M_r) d\theta_r = 1$ به شکل زیر به دست می‌آید:

$$P(Y/M_r) = \int P(Y/\theta_r, M_r) P(\theta_r/M_r) d\theta_r \quad (5)$$

در نهایت نیز، با استفاده هم‌زمان از نسبت احتمال وقوع تابع پسین (POR)^۱ و این فرض که مجموع احتمالات وقوع توابع پسین مدل‌ها برابر با یک ($\sum_{r=1}^r P(M_r/Y) = 1$) است، می‌توان احتمال وقوع هر مدل را محاسبه کرد.^۲ اما در شرایطی که تعداد مدل‌ها (r) خیلی بزرگ باشد، در آن صورت محاسبه احتمال هریک از مدل‌ها با استفاده از روش بالا بسیار زمان‌بر بوده و به همین منظور از الگوریتم‌هایی استفاده می‌کنیم که با استفاده از آنها از بین تمامی مدل‌های موجود به میزان مورد نظر اقدام به نمونه‌گیری کرده و لذا تنها احتمال مدل‌های نمونه‌گیری شده را برآورد می‌کنیم. یکی از مهم‌ترین این الگوریتم‌ها، الگوریتم MC^3 است که در روش BMA مبتنی و متناسب با احتمال تابع پسین هریک از مدل‌ها از بین تمامی آنها اقدام به نمونه‌گیری می‌کند.^۳ حال اگر فرض کنیم که $y = (y_1 \ y_2 \ \dots \ y_N)'$ یک بردار N تایی از متغیرهای وابسته Y برای N فرد یا کشور و ماتریس $X_{N \times K}$ نیز در بردارنده K متغیر توضیحی بالقوه‌ای باشد که می‌تواند متغیر وابسته Y را تحت تأثیر خود قرار دهد. در آن صورت با استفاده از ترکیبات متغیرهای توضیحی موجود می‌توان $R = 2^K$ مدل رگرسیونی خطی متفاوت طراحی کرد که تمامی این مدل‌ها از عرض از مبدأ برخوردار بوده، ولی دارای ترکیبات متفاوتی از

۱. نسبت احتمال وقوع پسین (Posterior Odds Ratio) مدل M_r به M_i برابر با نسبت احتمال پسین آن دو است:

$$POR_{ri} = \frac{P(M_r/Y)}{P(M_i/Y)} = \frac{P(Y/M_r)P(M_r)}{P(Y/M_i)P(M_i)}$$

بدیهی است که هرچقدر این نسبت بزرگ‌تر باشد، مدل M_r نسبت به M_i بهتر است.

۲. خوانندگان محترم می‌توانند برای دریافت توضیحات بیشتر در این زمینه به کتاب اقتصادسنجی بیزی (Bayesian Econometrics) گری کوپ (Gary Koop, 2003) فصل اول (صص ۳-۵) و فصل دوم (صص ۲۳-۲۶) مراجعه کنند.

۳. خوانندگان محترم می‌توانند برای دریافت توضیحات بیشتر در این زمینه به کتاب اقتصادسنجی بیزی (Bayesian Econometrics) گری کوپ (Gary Koop, 2003) فصل یازدهم (صص ۲۷۲-۲۷۴) مراجعه کنند.

متغیرهای توضیحی هستند.

در همین راستا مدل رگرسیونی زیر شامل تمام $R = 2^K$ مدلی است که می‌توان با این K متغیر ساخت:

(۶)

$$Y = \alpha L_N + X_r \beta_r + \varepsilon$$

L_N یک بردار یکه $1 \times N$ و X_r یک ماتریس $N \times K_r$ می‌باشد که شامل بعضی و یا همه ستون‌های ماتریس $X_{N \times K}$ است. همچنین با توجه به حجم زیاد مدل‌ها امکان محاسبه تابع درست‌نمایی برای هر یک از مدل‌ها به صورت جداگانه وجود ندارد، بلکه می‌توان با استفاده از یک الگوریتم مناسب که در برنامه نرم‌افزاری Matlab نوشته می‌شود، آن را براساس روش معمول محاسبه تابع درست‌نمایی به دست آورد. اما برخلاف تابع درست‌نمایی، تابع پیشین را نمی‌توان دقیقاً بر مبنای همان روش معمول محاسبه کرد. این به آن علت است که برای استفاده از این تابع باید پارامترهای مربوط به توزیع تابع پیشین را برای همه 2^K مدل نوشت که البته غیرممکن است و حتی در صورت امکان پذیر بودن این کار، بدیهی است که داشتن اطلاعات در مورد همه متغیرها و مدل‌های ممکن پیش‌رو بعید به نظر می‌رسد؛ بنابراین عملاً امکان استفاده از تابع پیشین آگاهی بخش برای پارامترهای روش «میانگین‌گیری مدل بیزی» وجود ندارد. حال به نظر می‌رسد یک راه حل برای این مشکل، استفاده از تابع پیشین غیرآگاهی بخش برای تمام مدل‌ها باشد. اما باید توجه کرد که چون محاسبه نسبت احتمال تابع پسین تنها برای پارامترهایی که در تمام مدل‌ها حضور دارند امکان پذیر است، لذا می‌توان این گونه نتیجه گرفت که تنها برای عرض از مبدأ و پارامتر h^1 می‌توان از تابع پیشین غیرآگاهی بخش استفاده کرد. ضمن اینکه به کارگیری تابع پیشین غیرآگاهی بخش نیز احتمال برآورد غلط ضرایب را تا حد زیادی افزایش می‌دهد. به همین دلیل برای پارامترهای β_r از تابع پیشین دیگری به نام g-prior استفاده می‌کنیم. این نوع تابع که توسط زلنر^۲ در سال ۱۹۸۶

۱. پارامتر h برابر با عکس واریانس جمله اخلاص است که به اصطلاح به آن دقت تخمین می‌گویند. در اقتصادسنجی بیزی به جای واریانس جمله اخلاص (σ^2) با این پارامتر سروکار داریم.

2. Zellner



ارائه و در مراحل بعدی نیز توسط خود وی توسعه پیدا کرد، می‌تواند به صورت خودکار و با استفاده از الگوریتم، تابع پیشین را برای تمامی مدل‌های مربوطه برآورد کند. به همین منظور اگر یک تابع پیشین مزدوج طبیعی را در نظر بگیریم، می‌توان گفت:

(۷)

$$\beta_r/h \sim N(\underline{\beta}_r, h^{-1}V_r)$$

حال از آنجاکه می‌توانیم متغیرهای توضیحی بالقوه زیادی داشته باشیم که ممکن است خیلی از آنها نامربوط بوده و تأثیری بر متغیر وابسته نداشته باشند، پس فرض کنیم که $\underline{\beta}_r = 0$ ، اما برای به دست آوردن V_r از g-prior استفاده کرده و داریم:

(۸)

$$V_r = [g_r x'x]^{-1}$$

همان‌گونه که مشخص است، برای استفاده از g-prior تنها نیاز به مشخص کردن g داریم که جزئیات انتخاب این پارامتر را پس از بررسی نحوه محاسبه پارامترهای تابع پسین، بیان می‌کنیم. اما پارامترهای تابع پسین را می‌توان با استفاده از ترکیب توابع درست‌نمایی و پیشین به دست آورد. لذا میانگین و واریانس پارامتر β را که دارای توزیع احتمال t است، می‌توان به صورت زیر به دست آورد:

(۹)

$$E(\beta_r/Y, M_r) \equiv \beta_r = \bar{V}_r x' y \quad \text{Var}(\beta_r/Y, M_r) = \frac{\bar{v} s_r^2}{\bar{v} - 2} \bar{V}_r$$

$$\bar{V}_r = [(1 + g_r) x'x]^{-1}$$

همچنین داریم:

(۱۰)

$$s_r^2 = \frac{1}{g_r + 1} \cdot y' P_{x_r} y + \frac{g_r}{g_r + 1} (y - \bar{y} l_N)' (y - \bar{y} l_N)$$

تابع درست‌نمایی نهایی برای هر مدل نیز به صورت زیر است:

(۱۱)

$$\bar{v} = N$$

$$P_{x_r} = I_N - x_r (x_r' x_r)^{-1} x_r'$$

$$p(y|M_r) \propto \left(\frac{g_r}{g_r + 1}\right)^{\frac{K_r}{2}} \left[\frac{1}{g_r + 1} y' P_{x_r} y + \frac{g_r}{g_r + 1} (y - \bar{y} l_r)' (y - \bar{y} l_r) \right]^{-\frac{N-1}{2}}$$



برای محاسبه احتمال پسین مدل نیز می‌توان از رابطه زیر استفاده کرد:
(۱۲)

$$P(M_r|y) = cp(y|M_r)p(M_r)$$

که مقدار ثابت و برای تمامی مدل‌ها یکسان بوده و با توجه به این نکته که

$$\sum_r^R P(M_r|y) = 1$$

است، قابل محاسبه است. همچنین احتمال پیشین را برای همه مدل‌ها به صورت برابر در نظر گرفته و فرض می‌کنیم که برای هر مدل برابر باشد با:

$$P(M_r) = \frac{1}{R}$$

در این صورت اگر از احتمال پیشین، صرف نظر کنیم می‌توان احتمال پسین هر مدل دلخواه (r) را به صورت زیر به دست آورد:
(۱۳)

$$P(M_r|y) = \frac{P(y|M_r)}{\sum_{j=1}^R P(y|M_j)}$$

روش بالا این امکان را فراهم می‌سازد که در مورد انتخاب g_r تصمیم‌گیری کنیم. g_r عددی بین صفر و یک است؛ به گونه‌ای که با قرار دادن $g_r = 0$ تابع پیشین مورد نظر کاملاً غیرآگاهی شده و اگر بخواهیم وزن یکسانی به اطلاعات تابع پیشین و اطلاعات به دست آمده از داده‌ها بدهیم باید $g_r = 1$ تعیین شود. البته اغلب محققان معتقدند $g_r = 1$ مقدار بسیار بزرگی برای این پارامتر است؛ از این رو افرادی نظیر *فرماندز و استیل*^۱ در سال ۲۰۰۱ و پس از انجام آزمایش‌های متعدد با داده‌های ساختگی برای مقادیر بزرگ N ، g_r زیر را پیشنهاد کردند:
(۱۴)

$$g_r = \begin{cases} \frac{1}{K^2} & N \leq K^2 \\ \frac{1}{N} & N > K^2 \end{cases}$$

که مقدار بالا عددی بین صفر و یک بوده و مبنای تعیین g_r تابع پیشین تحقیق حاضر نیز می‌باشد.



۴. تخمین مدل

۴-۱. توصیف متغیرها

همان‌گونه که پیش‌تر اشاره شد، در مجموع مطالعاتی که محققان به بررسی عوامل مؤثر بر تورم پرداخته‌اند، تاکنون اثر طیف زیادی از متغیرهای کلان اقتصادی بر آن مورد بررسی قرار گرفته است. البته جهت، شدت و معناداری اثرگذاری هریک از این متغیرها بر تورم کشورهای مختلف، متفاوت است. از آنجاکه در روش میانگین‌گیری مدل بیزینی (BMA) می‌توان هم‌زمان طیف زیادی از متغیرهای توضیحی را در الگو لحاظ کرد، اثر ۱۳ متغیر توضیحی مختلف را بر تورم در اقتصاد ایران بر مبنای رویکرد میانگین‌گیری مدل بیزینی استنباط می‌کنیم.

متغیرهای به‌کاررفته در این تحقیق، از نوع داده‌های سری زمانی به قیمت ثابت ۱۳۷۶ برای دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۹۱ است و تمامی داده‌ها از منابع آماری موجود در بانک جهانی^۱، مرکز آمار ایران و ترازنامه‌های انرژی ایران جمع‌آوری شده است. متغیرها برحسب نرخ رشد و نسبت در نظر گرفته شده‌اند، به‌گونه‌ای که همه متغیرها مانا هستند (نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد در مورد مانایی متغیرها به‌منظور صرفه‌جویی ارائه نشده است). در جدول شماره (۱)، به‌اختصار، هریک از متغیرهای الگو معرفی شده‌اند. اما پیش از آن، توضیح مختصری در مورد برخی از متغیرهای الگو بیان می‌کنیم.

۱. برای اندازه‌گیری تورم و قدرت خرید پول داخلی کشور، از رشد شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (CPI) استفاده می‌شود.
۲. براساس نظریه پول‌گرایان، رشد نقدینگی تنها عامل تورم در جامعه است. در کشور ما نیز رشد نقدینگی یکی از عوامل رشد سطح عمومی قیمت‌ها بوده است. براساس نظریه پولی، آثار افزایش نقدینگی در سطح عمومی قیمت‌ها به‌سرعت ظاهر نمی‌شود، بلکه نوسانات پولی، قیمت‌ها را در طول زمان به‌تدریج تحت تأثیر قرار می‌دهد. لذا به‌منظور کنترل پویایی‌های اثر نقدینگی بر قیمت‌ها،

1. WDI

- وقفه متغیر نقدینگی نیز در الگو لحاظ شده است.^۱
۳. از دیگر عوامل ایجاد تورم، عدم تعادل پولی (تقاضا یا عرضه مازاد پول) است. انحراف عرضه پول نسبت به تولید ناخالص اسمی را شکاف پولی تعریف می‌کنیم. این شکاف به‌عنوان شاخصی از مازاد پولی یا عدم تعادل پول با لگاریتم وقفه نسبت پول به تولید اندازه‌گیری می‌شود.
۴. براساس نظریه مقداری پول، تورم، تابعی از درآمد حقیقی است که در این تحقیق از تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های پایه (۱۳۷۶=۱۰۰) برای این منظور استفاده شده است.
۵. با توجه به وابستگی کشورهای در حال توسعه و از جمله ایران به درآمدهای حاصل از صادرات نفت، متغیر درآمدهای نفتی طبق نظریه ساختارگرایان و دیگر مکاتب اقتصادی می‌تواند از کانال عرضه (افزایش تولید) یا تقاضا (افزایش مخارج دولت یا افزایش عرضه پول از طریق افزایش ذخایر ارزی بانک مرکزی) بر تورم تأثیرگذار باشد.
۶. متغیرهای نرخ رشد دستمزد، نرخ رشد متوسط قیمت‌های انرژی و متوسط نرخ‌های سود علی‌الحساب سپرده‌های بانک‌های دولتی^۲ به‌عنوان جانشینی برای عوامل فشار هزینه انتخاب شده‌اند. همچنین به‌دلیل وابستگی بالای اقتصاد کشور به واردات (شامل واردات مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای) از نرخ رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی و همچنین نرخ ارز برای کنترل اثر تورم وارداتی در الگو استفاده شده است.
۷. به‌دلیل تغییر و تحول عمیق در نظام‌های ارزی، متغیر نرخ ارز بیش از پیش به‌عنوان عامل کلیدی و اثرگذار در سیاست‌های اقتصادی خودنمایی کرده و تأثیر

۱. وقفه‌های دوم و بیشتر نیز در الگو مورد بررسی قرار گرفت و به‌دلیل اثر ناچیز آنها، این متغیرها در مدل لحاظ نشد.

۲. با توجه به اینکه نرخ سود در بخش رسمی (شامل بانک‌های دولتی و خصوصی) یکسان است، لذا از نرخ بانک‌های دولتی استفاده شده است. به‌علاوه هرچند این نرخ در بخش‌های غیررسمی بالاتر است، اما در بردارنده حاشیه ریسک نیز می‌شود. به‌علاوه اطلاعات مربوط به نرخ سود بازار غیررسمی قابل اعتماد نبوده و در دسترس نیست.

نوسانات آن بر تورم، از مباحث رایج اقتصادی است (آدوسی^۱، ۲۰۱۳). در واقع ارز، جزء مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده قیمت مواد اولیه، کالاهای واسطه‌ای، تجهیزات سرمایه‌ای و کالاهای نهایی است و با توجه به وابستگی بالای تولید و مصرف به واردات، به نظر می‌رسد در شکل‌گیری فشارهای تورمی مؤثر باشد. بنابراین ضرورت دارد این موضوع مورد بررسی و تحلیل تجربی واقع شود و این متغیر نیز در الگوی تورم مورد ارزیابی قرار گیرد.

جدول شماره (۱). فهرست متغیرهای الگو

ردیف	نوع متغیر	مخفف نام متغیر در تخمین	تعریف متغیر
	متغیر وابسته	DLOG(CPI)	رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده (رشد تورم)
۱	متغیرهای مستقل	DLOG(GDP)	رشد تولید ناخالص داخلی
۲		DLOG(M2J)	رشد حجم پول (M2) ^۲
۳		DLOG(M2J(-1))	وقفه رشد حجم پول (M2)
۴		DLOG(PE)	رشد قیمت انرژی
۵		DLOG(PM)	رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی
۶		DLOG(W)	رشد دستمزد
۷		DLOG(W(-1))	رشد دستمزد در دوره قبل
۸		DLOG(EF)	رشد نرخ ارز بازار آزاد
۹		DLOG(E)	رشد نرخ ارز رسمی
۱۰		log(M2J(-1)/GDPJ(-1))	لگاریتم باوقفه نسبت پول به تولید
۱۱		DLOG(MGD)	رشد واردات کالا
۱۲		LOG(1+r)	نرخ سود تسهیلات
۱۳		DLOG(XOG)	رشد درآمد نفتی

۲-۴. تحلیل میانگین‌گیری مدل بیزی (BMA)

۲-۴-۱. تجزیه و تحلیل میانگین وزنی ضرایب متغیرها

یکی از مهم‌ترین مزیت‌های تحلیل BMA، استفاده از تمامی تصریحات ممکن (مبتنی بر ترکیبات مختلف از متغیرهای توضیحی) برای تخمین ضرایب متغیرهای توضیحی است. در واقع این ضرایب تنها براساس یک مدل منفرد تخمین زده نشده است بلکه از میانگین وزنی ضرایب تخمین زده شده هر یک از متغیرها در ۸۱۹۲

1. Adusei

۲. متغیر نقدینگی را می‌توان به صورت مرزی $I(1)$ یا $I(2)$ در نظر گرفت، اما براساس تئوری اقتصادی، انتظار می‌رود رشد اقتصادی کوتاه‌مدت تابعی از رشد حجم پول باشد. در ضمن همواره می‌توان به تناسب موضوع تحقیق، تئوری مربوطه و تحلیل هم‌انباشتی مورد نیاز، فرایندهای $I(0)$ را با $I(1)$ یا $I(2)$ را با $I(1)$ تقریب زد (به عنوان مثال: $\rho=1$ یا $\rho=0.99$ تقریب بزنیم)

تکرار یا نمونه‌گیری مؤثر از مدل‌های مختلف به دست می‌آیند. میانگین وزنی پسین ضرایب به صورت زیر محاسبه می‌شود:

(۱۵)

$$\hat{\beta}_1 = \sum_{i=1}^I \lambda_i \hat{\beta}_{1i}$$

که در آن λ_i احتمال مدل نام و $\hat{\beta}_{1i}$ تخمینی از β_1 در مدل M_i است. در جدول شماره (۲)، میانگین وزنی پسین ضرایب، انحراف معیار پسین ضرایب و احتمال حضور متغیرها در الگو ارائه شده‌اند.

جدول شماره (۲). تخمین الگوی تورم در ایران به روش BMA

نام متغیر	میانگین وزنی توزیع پسین ضرایب	انحراف معیار توزیع پسین ضرایب	احتمال حضور متغیر در الگو
جمله ثابت	-/۰۱۱۰۳۳۲۱	-/۰۳۷۱۳۲	۱۰۰
رشد تولید ناخالص داخلی	--/۰۱۳۳۳۴۸۱	-/۰۱۷۱۱۰۶	۴۶/۸
رشد حجم پول	۰/۲۷۳۳۵۸۴	۰/۱۱۳۷۱۲	۹۶/۱
وقفه رشد حجم پول	-/۰۲۳۳۴۸۹۷	-/۰۷۳۶۴۲	۱۶/۱
رشد قیمت انرژی	-/۲۳۳۶۵۱۴۲	-/۰۵۹۶۶۴	۱۰۰
رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی	-/۰۲۸۱۳۳۷	-/۰۴۶۵۳۲	۳۵/۴
رشد دستمزد	--/۰۱۴۹۸۳۳	-/۰۴۵۸۷۱	۱۵/۹
رشد دستمزد دوره قبل	-/۰۰۱۶۵۴۲	-/۰۱۷۹۴۹	۳/۶
رشد نرخ ارز بازار آزاد	۰/۰۸۸۲۳۱۰	۰/۰۸۴۲۱۸	۶۵/۶
رشد نرخ ارز رسمی	۰/۰۰۰۴۱۵۲	۰/۰۳۴۹۵	۴/۱
عدم تعادل پولی دوره قبل	۰/۰۸۱۰۰۸	-/۰۲۴۱۴۷	۱۰۰
رشد واردات کالا	-/۰۰۰۲۹۷۸۱	-/۰۰۸۵۱۳۶	۲/۲
نرخ سود تسهیلات	۰/۰۰۰۵۰۱۲	۰/۰۰۹۴۸۵۳	۲/۱
رشد درآمد نفتی	-/۰۱۲۳۳۱۸۱	-/۰۲۲۰۰۴	۲۰/۹

همان‌گونه که در جدول شماره (۲) ملاحظه می‌شود، ستون دوم از سمت راست میانگین وزنی توزیع پسین ضرایب هر یک از متغیرها، ستون سوم خطای معیار توزیع پسین ضرایب و چهارمین ستون نیز احتمال وقوع هر یک از متغیرها^۱ را در ۸۱۹۲ بار نمونه‌گیری مؤثر از مدل‌ها نشان می‌دهد. با عنایت به ستون احتمال وقوع هر یک از متغیرهای توضیحی موردنظر در می‌یابیم که در بین متغیرهای توضیحی در نظر گرفته شده، برخی از متغیرها تأثیر حتمی بر تورم می‌گذارند (احتمال تعلق آنها به الگوی تورم حتمی است). نتایج جدول شماره (۲) را می‌توان به صورت زیر تبیین کرد:



۱. احتمال وقوع هر یک از متغیرهای توضیحی بالقوه برابر با نسبت تعداد دفعات تکرار آن متغیر به کل نمونه‌گیری مؤثر انجام شده است.

• متغیر رشد قیمت انرژی و عدم تعادل پولی دوره قبل (وقفه لگاریتم نسبت پول به تولید اسمی) با احتمال ۱۰۰ درصد تأثیری مثبت و حتمی بر تورم داشته‌اند. میانگین وزنی ضریب متغیرهای مذکور به ترتیب برابر با ۰/۲۲ و ۰/۰۸ با خطای معیار پایین به ترتیب ۰/۰۵ و ۰/۰۲ هستند. بنابراین، انحراف رشد حجم پول نسبت به رشد تولید و قیمت‌ها در دوره قبل، اثرات بااهمیتی بر تورم دوره جاری دارد. اثر بااهمیت رشد قیمت انرژی بر تورم ممکن است به دلیل ارتباط هم‌زمانی قوی (به لحاظ آماری) بین این دو متغیر باشد و لزوماً نمی‌توان تمام آن را به اثرات قوی قیمت‌های انرژی بر تورم در اقتصاد ایران نسبت داد.

نسبت پول به تولید به عنوان شاخصی از مازاد پولی یا عدم تعادل پول در الگو لحاظ شده است. با توجه به اثر حتمی آن بر تورم، چنین نتیجه‌ای دلالت بر پولی بودن تورم در اقتصاد ایران دارد. در این میان وقفه رشد حجم پولی با احتمال پایین ۱۶/۱ درصد اثر بااهمیتی بر تورم ندارد. لذا اثرات رشد حجم پول در همان دوره یا سال، کامل می‌شوند و تنها در صورت عدم تعادل حجم پول با تولید، این مازاد پولی به صورت تورم بیشتر به دوره بعد انتقال می‌یابد.

• متغیر رشد حجم پول در دوره جاری نیز با احتمال ۹۶/۱ درصد از دیگر متغیرهای بااهمیتی است که تأثیری مثبت و تقریباً حتمی بر تورم گذاشته است، به گونه‌ای که بر مبنای نتایج به دست آمده، میانگین وزنی ضریب پسین این متغیر در تأثیرگذاری بر تورم حدود ۰/۲۷ است. به نظر می‌رسد که رشد حجم پول، قیمت‌ها را در همان دوره (کوتاه مدت) به همان نسبت افزایش نمی‌دهد. بلکه عدم تعادل ایجادشده بین عرضه و تقاضای پول، به تدریج در طول زمان روی قیمت‌ها سرریز می‌شود. نتیجه مذکور با پولی بودن حداقل بخشی از تورم در اقتصاد ایران سازگاری دارد. بر مبنای نظریه پول‌گرایان، رشد حجم پول در اقتصاد باعث انتقال تقاضای کل می‌شود، و اگر تقاضا و تولید کمتر از عرضه آن باشد، قیمت‌ها تا حذف مازاد دارایی‌های نقدی کماکان افزایش خواهند یافت.

• رشد نرخ ارز در بازار آزاد با احتمال ۶۵/۶ چهارمین متغیر مؤثر بر تورم است و تأثیر مثبت و بااهمیتی بر آن دارد. در مقابل، رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی (عمده‌فروشی) با احتمال ۳۵/۴ تأثیر کمتری بر تورم برجای می‌گذارد. لذا

به نظر می‌رسد که شاخص قیمت مصرف‌کننده پیوندهای نزدیک‌تری با نرخ ارز بازار آزاد نسبت به قیمت‌های وارداتی عمده‌فروشی دارد. این نتیجه با توجه به اینکه قیمت‌های وارداتی عمده‌فروشی در برخی دوره‌های نمونه به شدت کنترل شده بودند منطقی به نظر می‌رسد.

• نرخ رشد تولید ناخالص داخلی دارای ضریب منفی است و با احتمال $46/8$ درصد پنجمین عامل مؤثر بر رشد تورم در اقتصاد ایران است. افزایش تولید می‌تواند بخشی از آثار تورمی را خنثی کند. به‌طور متوسط هر یک درصد رشد تولید، تورم را به میزان $0/13$ درصد کاهش می‌دهد. اما رتبه پایین آن نسبت به متغیرهای قیمتی، دلالت بر تسلط متغیرهای پولی و بضاعت پایین عوامل طرف عرضه در کوتاه‌مدت بر نوسانات قیمتی دارد. به‌علاوه، رشد تولید از کانال عدم تعادل پولی دوره قبل (نسبت پول به تولید) تورم را به‌طور معنی‌داری متأثر می‌سازد. لذا به نظر می‌رسد که این متغیر هنوز در بلندمدت اثرات بااهمیتی بر تورم دارد.

• متغیر رشد درآمد نفتی با احتمال $20/6$ درصد و ضریب $0/012$ تأثیر مثبت ولی ناچیزی بر تورم در اقتصاد ایران ایفا می‌کند. لذا رشد درآمدهای نفتی تنها از کانال متغیرهای پولی و واقعی می‌تواند بر تورم تأثیرگذار باشد و اثر آن بر تورم پس از کنترل عوامل مذکور در الگو ناچیز است. رشد واردات کالا نیز اثر ناچیزی بر تورم داشته و تنها از کانال متغیرهای دیگر (احتمالاً نرخ ارز و تولید) تورم را متأثر می‌سازد.

• رشد دستمزدها نیز با احتمال $0/15/9$ و ضریب $-0/014$ تأثیر منفی و کمی بر تورم دارد. سایر متغیرها شامل رشد دستمزد در دوره قبل، رشد نرخ ارز رسمی، رشد واردات کالا و نرخ سود تسهیلات با توجه به احتمال پایین آنها، اثری بر تورم در اقتصاد ایران ندارند. لذا به نظر می‌رسد که عوامل فشار هزینه قادر به توضیح نوسانات قیمت‌ها در طول دوره نمونه نبوده‌اند.

۲-۲-۴. انتخاب مدل بهینه

پس از تخمین الگو به روش BMA، می‌توان پنج مدل اولی که به‌ترتیب دارای بیشترین احتمال وقوع هستند را استخراج کرد. احتمال پسین هر مدل طبق رابطه



زیر براساس قاعده بیز (توسط نرم افزار R) محاسبه می شود:

(۱۶)

$$P(M_i | y) = \frac{P(y | M_i) P(M_i)}{P(y)}$$

نتایج تخمین محتمل ترین الگوها (۵ الگوی اول) در جدول شماره (۳) نشان داده شده است. مدل اول با چهار متغیر توضیحی رشد حجم پول، رشد قیمت انرژی، رشد نرخ ارز بازار آزاد و لگاریتم باوقفه نسبت پول به تولید، محتمل ترین الگو (با احتمال پسین ۱۲/۱ درصد) برای تبیین بررسی عوامل مؤثر بر تورم است. احتمال سایر الگوها کمتر است. نتایج به دست آمده با احتمال پسین متغیرها که در بخش قبل بحث شد مطابقت دارد. به علاوه احتمال وقوع ۵ مدل اول در بین ۲۱۳ یا ۸۱۹۲ مدل برآورد شده تقریباً برابر با ۴۲ درصد می باشد که درصد بالایی است.

جدول شماره (۳). پنج مدل بهینه

مدل	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم	مدل چهارم	مدل پنجم
جمله ثابت	۰/۱۰۲۸۴	-۰/۱۳۸۲۴	-۰/۰۸۷۲۲	-۰/۱۱۳۴۶	-۰/۱۴۸۴۲
ضریب متغیر رشد تولید ناخالص داخلی	.	-۰/۲۴۸۶۳	.	-۰/۱۷۱۸۹	.
ضریب متغیر رشد حجم پول (M2)	۰/۳۰۲۴۸	-۰/۲۷۹۸۶	-۰/۲۷۷۷۷	-۰/۳۲۰۴۱	-۰/۲۵۱۳۲
ضریب متغیر وقفه رشد حجم پول (M2)
ضریب متغیر رشد قیمت انرژی	۰/۲۳۰۰۳	-۰/۲۵۱۱۱	-۰/۲۰۰۴۸	-۰/۲۲۸۴۳	-۰/۲۷۰۳۹
ضریب متغیر رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی	.	.	-۰/۰۷۳۶۱	.	.
ضریب متغیر رشد دستمزد
ضریب متغیر رشد دستمزد در دوره قبل
ضریب متغیر رشد نرخ ارز بازار آزاد	۰/۱۴۴۴۳	.	-۰/۱۶۹۱۱	-۰/۱۰۰۱۵	.
ضریب متغیر رشد نرخ ارز رسمی
ضریب متغیر لگاریتم باوقفه نسبت پول به تولید	-۰/۰۸۴۱۲	-۰/۰۹۲۳۴	-۰/۰۷۵۷۷۴	-۰/۰۸۹۳۴	-۰/۱۰۰۰۵
ضریب متغیر رشد واردات کالا
ضریب متغیر نرخ سود تسهیلات
ضریب متغیر رشد درآمد نفتی
احتمال پسین مدل ها	-۰/۱۳۱	-۰/۱۰۹	-۰/۰۸	-۰/۰۶۱	-۰/۰۴۹
معیار شوارتز بیزین مدل ها	-۴۸/۹۲۱۵۴	-۴۸/۷۱۳۲۷	-۴۷/۸۶۴۲۸	-۴۷/۱۳۳۸۴۶	-۴۶/۶۶۲۴
R2	۰/۷۴۵	۰/۷۴۱	۰/۷۶۲	۰/۷۸۱	۰/۷۰۷

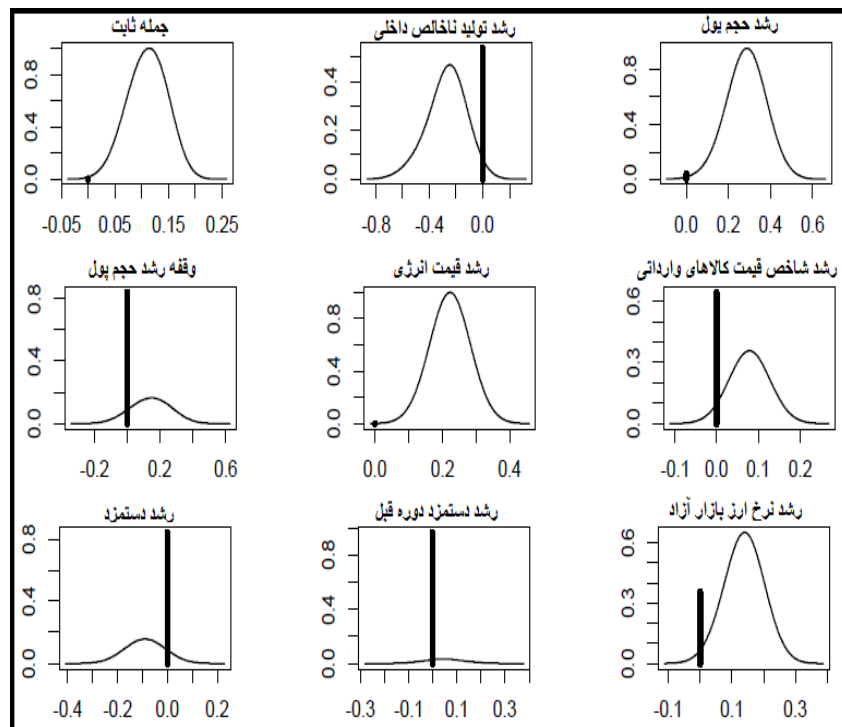
ردیف دوم از پایین در جدول شماره (۳)، معیار شوارتز بیزین (BIC) هر مدل را نشان می دهد. از این معیار نیز عموماً برای انتخاب الگوی بهینه استفاده می شود. هر چه مقدار معیار مذکور کمتر و یا قدر مطلق آن بیشتر باشد، الگوی مورد نظر به لحاظ برازش و

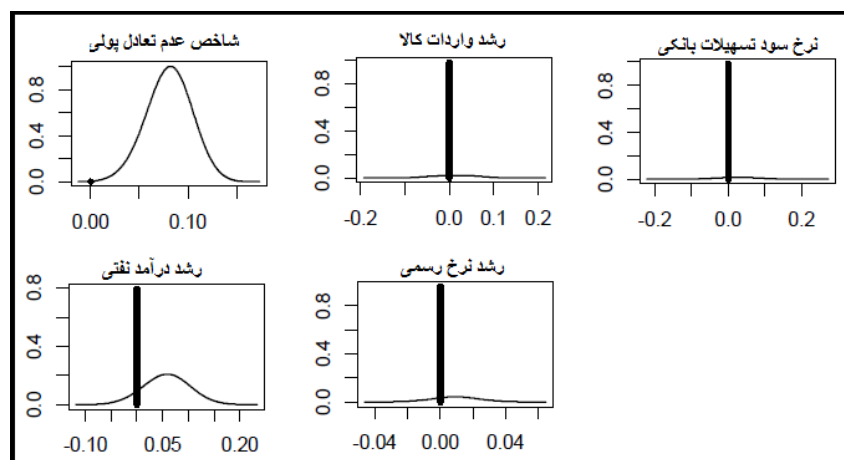
سادگی در رتبه بالاتری قرار می‌گیرد. مدل اول با مقدار شوارز بی‌زین ۴۸/۹۲۱۵۴- بهترین مدل شناخته می‌شود. ردیف آخر در جدول شماره (۳)، ضریب تعیین هر مدل را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه متغیرهای توضیحی هر مدل متفاوت می‌باشند، بنابراین ضریب تعیین مدل‌ها معیار مناسبی برای انتخاب میان آنها نیست.

۳-۲-۴. نمودار تابع توزیع پسین ضرایب

نمودارهای شکل شماره (۱)، تابع توزیع پسین ضرایب متغیرها را نشان می‌دهند. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، هر نمودار، میانگین توزیع احتمال پسین برای هر متغیر مستقل را نمایش می‌دهد. مقدار متوسط توزیع که در اغلب موارد ماکزیمم توزیع است همان میانگین توزیع پسین است که نتایج آن در جدول شماره (۲) ارائه شد.

شکل شماره (۱). نمودار تابع توزیع پسین ضرایب





به عنوان نمونه اثر رشد قیمت انرژی بر تورم دارای توزیع احتمال تقریباً نرمال بوده و ماکزیمم مقدار آن روی نمودار حدود $0/22$ است که همان ضریب متغیر رشد قیمت انرژی بر تورم است. احتمال اینکه ضریب رشد قیمت انرژی بیشتر از ۱ باشد سطح زیر منحنی در سمت راست عدد ۱ است. با مشاهده نمودارها می توان دریافت که توزیع احتمال پسین ضرایب الگو، نزدیک به نرمال هستند.^۱

نتیجه گیری

اقتصاددانان از نظر هدف های سیاست کلان اقتصادی، بر مواردی همچون اشتغال کامل، ثبات قیمت ها (کنترل قیمت)، توزیع عادلانه درآمد و رشد مداوم اقتصادی تأکید دارند. به دلیل اثرات مخرب تورم، کنترل آن به عنوان یکی از سیاست های کلان اقتصادی همیشه مورد توجه اقتصاددانان بوده است. بنابراین بررسی عوامل مؤثر بر تورم و میزان اثرگذاری هر یک از این عوامل در اقتصاد ایران امری مهم و ضروری است.

با توجه به اهمیت موضوع، در این پژوهش با استفاده از روش میانگین گیری بیزین از طریق نرم افزار R، اثر ۱۳ متغیر بر تورم را در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار داده ایم. روش های میانگین گیری مذکور در الگوهای بزرگ مورد استفاده قرار

۱. با مشاهده نمودارها به نظر می رسد توزیع احتمال آنها نزدیک به نرمال است. توزیع پسین دقیق ضرایب را نمی توان استخراج کرد و تنها از طریق شبیه سازی MCMC می توان به صورت تقریبی توزیعها را به دست آورد.

گرفته و در آن تمامی زیرالگوهای ممکن (در اینجا 2^{13} معادل ۸۱۹۲ الگو) برآورد می‌شود. سپس ضریب هر متغیر در تمامی الگوها متوسط‌گیری می‌شود. وزن‌ها در این متوسط‌گیری براساس قاعده بیز یا احتمال پسین هر الگو تعیین می‌شود. از متغیر رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) به‌عنوان متغیر وابسته در این تحقیق استفاده شده است. نسبت پول به تولید نیز به‌عنوان معیاری از مازاد پولی یا عدم تعادل پول در الگو لحاظ شده است. نتایج به‌دست‌آمده دلالت بر آن دارد که رشد قیمت انرژی و وقفه لگاریتم نسبت پول به تولید اسمی (لگاریتم عدم تعادل پولی) با احتمال ۱۰۰ درصد تأثیری مثبت و حتمی بر تورم داشته‌اند. میانگین وزنی ضریب متغیرهای مذکور به‌ترتیب برابر با ۰/۲۲ و ۰/۰۸ با خطای معیار پایین به‌ترتیب ۰/۰۵ و ۰/۰۲ می‌باشند.

متغیر رشد حجم پول در دوره جاری نیز با احتمال ۰/۹۶/۱ از دیگر متغیرهای بااهمیتی است که تأثیری مثبت و تقریباً حتمی بر تورم داشته است. در این میان وقفه رشد حجم پول با احتمال پایین ۱۶/۱ درصد اثر بااهمیتی بر تورم ندارد. لذا اثرات باوقفه پول روی تورم از کانال عدم تعادل پولی دوره قبل کنترل می‌شود. درواقع به‌دنبال هرگونه عدم تعادل پولی، نرخ تورم در دوره بعد در جهت کاهش شکاف پولی تعدیل می‌شود (مازاد پولی به‌صورت تورم بیشتر به دوره بعد انتقال می‌یابد). درواقع بخش زیادی از اثرات ضدتورمی ناشی از کاهش حجم پول در اقتصاد ایران در طول دوره جاری تخلیه نمی‌شود، بلکه اثر آن با وقفه ظاهر می‌شود. به‌رحال چنین نتایجی دلالت بر پولی بودن تورم در اقتصاد ایران دارد.

رشد نرخ ارز در بازار آزاد با احتمال ۶۵/۶ درصد، چهارمین متغیر مؤثر بر تورم است و تأثیر مثبت و بااهمیتی بر تورم دارد. در مقابل، رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی (عمده‌فروشی) با احتمال ۳۵/۴ درصد تأثیر کمتری بر تورم دارد. لذا به‌نظر می‌رسد که شاخص قیمت مصرف‌کننده پیوندهای نزدیک‌تری با نرخ ارز بازار آزاد نسبت به قیمت‌های وارداتی عمده‌فروشی دارد. این نتیجه با توجه به اینکه قیمت‌های وارداتی عمده‌فروشی در برخی دوره‌های نمونه به‌شدت کنترل شده بودند، منطقی به‌نظر می‌رسد. به‌علاوه بخش زیادی از تغییرات قیمت‌های وارداتی از طریق نرخ ارز توضیح داده می‌شود. رشد تولید با احتمال ۴۶/۸ درصد و ضریب



۰/۱۳- هرچند دارای علامت مورد انتظار است، اما در کوتاه‌مدت دارای اثرات مستقیم قوی بر تورم نیست. اما هنوز این متغیر از کانال عدم تعادل پولی با یک وقفه، تورم را به‌طور تدریجی تحت تأثیر قرار می‌دهد.

سایر متغیرهای مورد بررسی، در رتبه‌های بعدی اثرگذاری بر تورم قرار داشته و تأثیر بااهمیتی بر تغییرات تورم در اقتصاد ایران ندارند. رشد درآمدهای نفتی و واردات به ترتیب با احتمال ۲۰/۶ درصد و ۲/۲ درصد اثرات ناچیزی بر تورم اقتصاد ایران داشته است. نتیجه مذکور نشان می‌دهد که بخش زیادی از اثر درآمدهای نفتی (یا واردات) بر تورم از کانال متغیرهای پولی، نرخ ارز یا رشد تولید است و پس از کنترل اثر متغیرهای مذکور، درآمدهای نفتی اثر مستقلی بر تورم در اقتصاد ایران نداشته است. به‌علاوه، عوامل فشار هزینه مانند دستمزدها و نرخ سود بانکی اثرات بااهمیتی بر تورم ندارند.

با توجه به اینکه براساس یافته‌های تحقیق، مهم‌ترین عوامل مؤثر بر تورم در اقتصاد ایران، عدم تعادل پولی، رشد حجم پول و رشد قیمت انرژی است و به‌علاوه انتظار می‌رود که افزایش قیمت حامل‌های انرژی از طریق هزینه‌های تولید و دامن زدن به انتظارات تورمی، اینرسی و چسبندگی تورم را افزایش دهد، لذا کنترل انتظارات تورمی به‌ویژه از طریق کنترل قیمت حامل‌های انرژی، خدمات عمومی و هم‌زمان سیاست‌های پولی انقباضی برای کاهش تورم ضروری به‌نظر می‌رسد.

منابع

الف - فارسی

- بانک اطلاعات سری زمانی های اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حساب های ملی ایران ۱۳۸۶-۱۳۵۳.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، نماگرهای اقتصادی، اداره بررسی های اقتصادی، سال های مختلف.
- تروی، نیک ج.ا. ۱۳۶۲. *تورم: راهنمایی برای بحران در تئوری اقتصادی معاصر*، ترجمه حسین عظیمی و حمید غفارزاده، مؤسسه انتشارات امیرکبیر، صص ۱۵-۱۴.
- تشکینی، احمد. ۱۳۸۲. «آیا تورم یک پدیده پولی است؟ (مورد ایران)»، *پایان نامه کارشناسی ارشد*، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
- تفضلی، فریدون. ۱۳۸۱. *اقتصاد کلان: نظریه ها و سیاست های اقتصادی*، تهران: نشر نی، چاپ سیزدهم.
- دهمرد، نظر و زهرا کسایی. تابستان ۱۳۹۰. «ریشه های تورم در اقتصاد ایران»، *فصلنامه جستارهای اقتصادی*، شماره ۱۵، صص ۱۸۸-۱۶۵.
- طیبنیا، علی. ۱۳۷۴. *تئوری های تورم با نگاهی به فرایند تورم در ایران*، جهاد دانشگاهی دانشگاه تهران.
- طیبنیا، علی. بهار ۱۳۷۳. *تبیین پولی تورم: تجربه ایران*، تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران، شماره ۴۹، صص ۷۴-۴۳.
- گرجی، ابراهیم و شیما مدنی. ۱۳۸۴. *سیر تحول در تجزیه و تحلیل های تئوری کلان اقتصادی*، تهران: شرکت چاپ و نشر بازرگانی، ص ۳۷.
- محمودی، بهزاد. زمستان ۱۳۸۶. «محاسبه ثقل تورم در ایران و مقایسه آن با تورم کلی»، *پژوهشنامه راهبرد*، شماره ۴۶.
- مسعودی، زهره و احمد تشکینی. پاییز ۱۳۸۴. «تحلیل تجربی تورم در اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۴۶، صص ۱۰۵-۷۵.
- نصر اصفهانی، رضا و کاظم یآوری. پاییز ۱۳۸۲. «عوامل اسمی و واقعی مؤثر بر تورم در ایران»، *فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران*، شماره ۱۶، صص ۹۹-۶۹.



- Adusei, M. 2013. "Is Inflation in South Africa a Structural or Monetary Phenomenon?", *British Journal of Economics, Management & Trade* 3(1), pp. 60-72.
- Altowaijri, H. 2009. "External and Internal Determinants Of Inflation: A Case Study of Saudi Arabia, *Middle East Journal of Economics and Finance*, Vol. 2, No. 1-2, pp. 25-38.
- Danilov, D., Magnus, J.R. 2004. "On the Harm that Ignoring Pretesting can Cause", *Journal of Econometrics*, 122, pp. 27-46.
- Feldere, B. and Hamburg, S. 1920. *Macroeconomics*, Berlin: Springer-Verlage.
- Fernández, C., E. Ley and M. F. J. "Steel 2001, Model Uncertainty in Cross-Country Growth Regressions", *Journal of Applied Econometrics*, 16, pp. 563-576.
- Friedman, M. 1970. *The Counter-Revolution in Monetary Theory*, London, pp.24.
- Hagger, A. 1977. *Inflation, Theory and Policy*, (First Ed). London: Macmillan Press.
- Koop, Gary. 2003. *Bayesian Econometrics*, John Wiley & Sons Ltd, England.
- Lindsey, C. Sheather, S. 2010. "Variable Selection in Linear Regression, *The Stata Journal*, No. 4, pp. 650-669.
- Liu, O. and Olumuyiwa S. Adedji. "Determinants Of Inflation in Islamic Republic of Iran", *IMF Working Paper*, wp, 00/127.
- Loungani, P. and Swagel, P, "Sources of Inflation in Develop Ping Countries", *IMF Working Paper*, wp/01/19.
- Lucas, R. E. J. 1973. "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *American Economic Review*, Vol. 63, No. 3, pp. 326-334.
- Magnus, J. R., O. Powell, and P. Prufer. 2010. "A Comparison of Two Model Averaging Techniques with an Application to Growth Empirics", *Journal of Econometrics*, 154, pp. 139-153.
- Magnus, J.R. and Wang, W. 2012. "Concept-Based Bayesian Model Averaging and Growth Empirics", *Center Discussion Paper Series*, No. 2012-017.
- Masanjala, W. and Papageorgiou, C. 2008. "Rough and Lonely Road to Prosperity: a Reexamination of the Sources of Growth in Africa Using Bayesian Model Averaging", *Journal of Applied Econometrics*, 23, pp. 671-682.
- Poirier, D. 1995. *Intermediate Statistics and Econometrics: A*

Comparative Approach, Cambridge: The MIT Press.

Raftery, A.E. 1995. "Bayesian Model Selection in Social Research", **Sociological Methodology**, 25, pp. 111-163.

Sargent, T. J. & Wallace, N. 1975. "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument and the Optimal Money Supply Rule", **Journal of Political Economy**, Vol. 83, 2, pp.241-254.

Zellner, A. 1986. "On Assessing Prior Distributions and Bayesian Regression Analysis with G-prior Distributions" In: **Bayesian Inference and Decision Techniques: Essays in Honor of Bruno de Finetti**, ed. P. K. Goel and A. Zellner, pp.233-243.

