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

محسن مهرآرا*

آرزو غضنفری**

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

چکیده

تورم، به‌دلیل 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*

* استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران mmehrara@ut.ac.ir

** 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 درنتیجه 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 اقتصادی‌ـاجتماعی جامعه تأثیرگذار بوده و اقشار آسیب‌پذیر جامعه را تحت‌تأثیر 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 کسایی، ۱۳۹۰).

تورم را می‌توان با استفاده از تغییر شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)[1] و یا دیگر شاخص‌های مناسب، اندازه‌گیری کرد. نرخ تورم فرازونشیب‌های زیادی را طی دوره ۱۳۹۱–۱۳۳۸ 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[1]. 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 (مبتنی‌بر 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 نااطمینانی 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 نااطمینانی مدل «متوسط‌گیری از تمامی مدل‌ها» یا روش «میانگین‌گیری مدل بیزینی»[2] است (کوپ، ۲۰۰۳)[3]. لذا نوآوری این مقاله، به‌کارگیری اقتصادسنجی بیزینی مبتنی‌بر میانگین‌گیری مدل بیزینی[4]

---

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

2. Bayesian Model Averaging

3. Koop

4. BMA

به‌منظور غلبه بر نااطمینانی در انتخاب متغیرهای مؤثر بـر تـورم و رتبـه‌بنـدی سـهم هریک در اقتصاد ایران است.

این مقاله در شش بخش تنظیم شده اسـت. بخـش دوم مقالـه بـه تبیـین مبـانی نظری تحقیق اختصاص دارد. در بخش سوم، مطالعات تجربی در مورد مبحث تـورم مورد بررسی قرار گرفته است. بخش چهارم به روش‌شناسی تحقیق اختصـاص دارد. در بخش پنجم به تحلیل داده‌ها و تخمین مدل پرداخته و سرانجام، در بخـش ششـم نیز مباحث مذکور را جمع‌بندی کرده و از آنها نتیجه‌گیری می‌کنیم.

۱. مبانی نظری: علل تورم از سوی عرضه وتقاضا

تورم را می‌توان با توجه به علل بروز آن، به تورم فشار هزینه[1] و تورم فشار تقاضـا[2] طبقه‌بندی کرد. همین امر منشأ پیدایش نظریه‌های مختلف در زمینه تورم شده است. در این بخش ابتدا علل تـورم را از سـوی عرضـه و تقاضـا تشـریح کـرده و سـپس دیدگاه مکاتب و نظریه‌های مختلف شامل مکتب کلاسیک‌ها، کینزین‌ها، مکتب پولی یـا شـیکاگو، کلاسـیک‌هـای جدیـد و دیـدگاه سـاختارگرایان را در تبیـین عوامـل تعیین‌کننده تورم (قیمت‌ها) مرور می‌کنیم.

۱-۱. تورم فشار تقاضا

در ادبیات اقتصاد کلاسیک، تورم پدیده‌ای کاملاً بی‌طرف است. نظریه تقاضای پـول، نظریه سطح عمومی قیمت‌ها است؛ یعنی درحقیقت کلاسیک‌هـا، تـورم را بـه مـازاد تقاضای ناشی‌شده از افـزایش حجـم پـول منتسـب مـی‌کننـد. در ادبیـات کینـزی و پساکینزی دو قسم از تورم با عنوان «تورم ناشی از فشـار تقاضـا» و «تـورم ناشـی از فشار هزینه» مطرح می‌شود. تفاوت میـان ایـن دو دیـدگاه در زمـان افـزایش شـدید قیمت نفت در دهه ۱۹۷۰ کاملاً مشخص شد (Masson and Savastano, 1998).

کلاسیک‌ها و پولیون تورم را معلول بروز غیـرموقـت مـازاد تقاضـا نسـبت بـه عرضه توصیف می‌کنند. از دید آنها این مازاد تقاضا اساساً از افزایش موجودی پـول نسبت به تقاضای پول ناشی می‌شود. عده‌ای نیز در چارچوب ادبیات کینـزی، تـورم

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، به‌دلیل کمبود تقاضای مؤثر، سیاست‌های پولی و مالی به‌عنوان ابزاری در راستای پرکردن شکاف رکودی معرفی می‌شوند. در این شرایط به‌طورکلی 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 به‌دلیل تأکیدی که بر نقش تقاضا بر تغییرات قیمت‌ها می‌شود، اعمال سیاست‌های کینزی در وضعیت‌های غیررکودی می‌تواند تا حد قابل‌ملاحظه‌ای 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 انباره 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. زمانی‌که 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. به‌این‌ترتیب 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 ازیک‌سو 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 به‌سمت 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. درواقع از طرف عرضه، می‌توان معادله تعیین قیمت را مبتنی‌بر هزینه عوامل تولید استخراج کرد. مطابق تئوری قیمت‌گذاری اضافه‌بها[1] در شرایط انحصاری، قیمت (تولیدکننده) به‌صورت میانگین وزنی هزینه عوامل تولید مانند دستمزدها، نرخ ارز یا هزینه عوامل تولید یا نهادهای وارداتی به‌دست می‌آید (Dagenais and Muet, 1992).

حاشیه سود نیز با متغیر شکاف تقاضا اندازه‌گیری می‌شود. درواقع 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 ازآنجاکه 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، به‌نظر 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. به‌طورکلی، 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.

1. Mark-up Pricing

۱-۲. مطالعات تجربی در جهان

ازجملـه مطالعـات اخیـر در کشـورهای صـادرکننـده نفـت مـی‌تـوان بـه تحقیـق ***الأطَیبی***[1](۲۰۰۱) در مورد عوامل مؤثر بر نرخ تورم در عربستان سعودی با تأکید بـر درآمدهای نفتی، اشاره کرد. در این مطالعـه رابطـه معنـی‌دار و بـااهمیتی بـین رشـد درآمدهای نفتی، نقدینگی و تورم به‌دست آمده است.

مته و ***مایکل آدِ بایو***[2](۲۰۰۵) متغیرهای نرخ بهره، نسبت بدهی داخلـی و تغییـرات پولی (حاصل از رشد درآمدهای نفتی) را به‌عنوان مهم‌ترین عوامـل مـؤثر بـر پـیش‌بینـی تورم در کشور نیجریه (به‌عنوان یک کشور صادرکننده نفت درحال‌توسعه) شناخته‌اند.

محمد الجبِرین[3](۲۰۰۶) رشد درآمدهای نفتی و رشد نقدینگی حاصـل از آن را به‌عنوان عامل اصلی رشد تورم در کشـورهای درحـال‌توسـعه صـادرکننده نفـت در حوزه خلیج فارس و درآمدهای نفتی را بـه‌عنـوان منشـاء تـورم سـاختاری معرفـی می‌کند. درواقع رشد درآمدهای نفتی در کشورهای صادرکننده نفت، بـه‌عنـوان یـک عامل محوری و تعیین‌کننده نرخ تورم (به‌طور مستقل یا از کانال تغییرات پولی، مالی و ارزی) مطرح شده است.

لوگـانی[4] (۲۰۰۷) در مقالـه خـود بـا عنـوان «منشـاء تـورم در کشـورهای درحال‌توسعه» با استفاده از یک مدل VAR به بررسی ماهیـت تـورم در کشـورهای درحال‌توسعه پرداخته است. متغیرهای الگو شامل رشد قیمـت نفـت، رشـد قیمـت کالاهای غیرنفتی، شکاف تولید به‌صـورت درصـدی از GDP، رشـد نـرخ ارز، رشـد حجم پول و تورم است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که منـابع اصـلی تـورم در تمـام کشورهای درحال‌توسعه یکسان نیستند؛ به‌گونه‌ای که در کشورهای درحـال‌توسـعه، آسیایی و افریقایی جزء باوقفه تورم (تورم انتظاری) عامل اصلی تورم معرفـی شـده است، درحالی‌که در کشورهای امریکای لاتین متغیرهای مالی (رشـد حجـم پـول 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[1] (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 سال های (۲۰۱۰-۱۹۹۶) استفاده شده است. مدل مورداستفاده 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 به‌شدت 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[2] (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 زمانی‌که 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، علاوه‌بر 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 ازقبیل 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 به‌دست‌آمده این است که نظریه پولی، رفتار قیمت‌ها در ایران را به‌طور کامل و رضایت‌بخشی توضیح نمی‌دهد. درواقع 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 قابل‌ملاحظه‌ای افزایش یافته است.

لیو و ***وا آددجی***[1] (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 یاوری*** (۱۳۸۲) در مقاله‌ای با عنوان «عوامل اسمی و واقعی مؤثر بر تورم در ایران»، به تجزیه‌وتحلیل تأثیر متغیرهای اسمی و واقعی بر تورم در ایران با استفاده از الگوی بردارهای خودرگرسیونی 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 OlumuyiwaS.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 ۱۳۸۰-۱۳۳۸ 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 کسایی (۱۳۹۰) در تحقیقی با عنوان «ریشه‌های تورم در اقتصاد ایران»، به بررسی ریشه‌ها و عوامل مؤثر بر تورم در اقتصاد ایران طی ۱۳۸۶-۱۳۳۸ 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 ۰/۴۵ 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 بیزینی (BMA)

۳-۱. میانگین‌گیری مدل بیزینی (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 اقتصادسنجی‌دانان 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 بیزینی»[1] راه‌حل مناسبی را در مورد غلبه بر نااطمینانی درباره انتخاب پارامترها و مدل‌ها ارائه داده است. این مهم به‌وسیله روشی به‌نام «میانگین‌گیری مدل بیزنی»[2] انجام شد که توسط جفریر[3] در سال ۱۹۶۱ پایه‌گذاری شد و توسط *لیمر*[4] (۱۹۷۸) توسعه داده شد. بعدها نیز افرادی نظیر رفتری و دیگران[5] (۱۹۹۹)، واسرمن[1] (۲۰۰۰) و کوپ (۲۰۰۳) ازجمله محققانی

1. BayesianEconometrics
2. Bayesian Model Averaging
3. Jefrier
4. Limer(1978)
5. Reftry(1999)

بودند که روش‌های کامل‌تری را در این زمینه توسعه دادند. این متـدلوژی از اواسـط دهه ۱۹۹۰ و با پیشرفت‌های به‌دست‌آمـده در علـوم مـرتبط بـا رایانـه و محاسـبات پیچیده ریاضی به‌نحو گسترده‌ای در بسیاری از علوم، ازجمله اقتصاد بـه‌کـار گرفتـه شده است و هر روز نیز بر شمار استفاده‌کنندگان آن افزوده می‌شود. اسـتفاده از ایـن شیوه و روش‌های بسط‌یافته آن در سـال‌هـای اخیـر (پـس از سـال ۲۰۰۰ مـیلادی) به‌منظور بررسی نااطمینانی مدل در رگرسـیون‌هـای رشـد مـورد توجـه بسـیاری از محققان قرار گرفته است. اصـل اساسـی در ایـن روش آن اسـت کـه بـا مـدل‌هـا و پارامترهای مرتبط با آن به‌عنوان عوامل تصادفی رفتار کرده و توزیع آنهـا را برمبنـای اطلاعات پیشین برآورد می‌کند (Draper, 1995).

مبنای اقتصادسنجی بیزینی براساس قانون احتمال بیز است، به این صورت کـه اگر Y مجموعه داده‌های مربوطه در دسترس و θ بردار پارامترهـای مـوردنظر باشـد، احتمال پارامترها به‌شرط مجموعه داده‌های در دسترس (یعنی $P(\theta/Y)$) عبارت است از:

(۱)

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

همچنین ازآنجاکه $P(Y)$ 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 درواقـع نشـان‌دهنـده مجموعـه‌ای از اطلاعات مربوط به پارامترهای مدل است که پیش از مشاهده داده‌ها به‌عنوان احتمال ذهنی محقق مورد استفاده قرار می‌گیرد. به‌عنوان مثال اگر θ پـارامتر بـازدهی تولیـد نسبت به مقیاس در فرایند تولید باشد، در بسیاری از موارد قیـد بـازدهی نسـبت بـه مقیاس، منطقی به‌نظر می‌رسد؛ لذا در چنین شرایطی بدون مشاهده داده‌ها، محقق بـا احتمال $P(\theta)$ احتمال پارامتر θ را برابر با یک درنظر می‌گیرد؛ ازاین‌رو $P(\theta)$ را تـابع پیشین[2] می‌نامند. باید توجه داشت که در مـواردی کـه مـا اطلاعـاتی از ایـن دسـت

1. Waserman(2000)

2. Prior Function

دراختیار نداریم، می‌توان از تابع پیشین غیرآگاهی‌بخش[1] 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[2] گفته می‌شود.

$P(Y|\theta)$ در معادله بالا نشان‌دهنده چگالی احتمال یا تراکم داده‌ها مشروط به پارامترهای مدل است که درواقع 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[3] گفته می‌شود. $P(\theta|Y)$ نیز تابع توزیع پسین[4] نامیده می‌شود که با توجه به تابع پیشین و تابع درست‌نمایی محاسبه می‌شود. درواقع 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) به‌طورکلی r مدل مختلف $(r = 1,2,3,\dots,r)$ قابل استفاده است. به‌عنوان مثال در این میان M_r نشان‌دهنده مدل rام 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:

(۳)

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

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

(۴)

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

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

درنظر 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 $\int P(\theta_r/Y, M_r)d\theta_r = 1$ است، به‌شکل زیر به‌دست می‌آید:

(۵)

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

درنهایت 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 موردنظر اقدام به نمونه‌گیری کرده و لذا تنها احتمال مدل‌های نمونه‌گیری‌شده 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 $y = (y_1 \quad y_2 \quad . \quad . \quad . \quad y_N)'$ یک بردار Nتایی از متغیرهای وابسته Y برای N فرد یا کشور و ماتریس $X_{N\times K}$ نیز دربردارنده K متغیر توضیحی بالقوه‌ای باشد که می‌تواند متغیر وابسته Y را تحت تأثیر خود قرار دهد. در آن‌صورت 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 بیزینی (Bayesian Econometrics) گری کوپ (GaryKoop, 2003) فصل اول (صص ۵-۳) و فصل دوم (صص ۲۶-۲۳) مراجعه کنند.

۳. خوانندگان محترم می‌توانند برای دریافت توضیحات بیشتر در این زمینه به کتاب اقتصادسنجی بیزینیگری‌کوپ (Gary Koop, 2003) فصل یازدهم (صص ۲۷۴-۲۷۲) 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 $N \times 1$ 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 هریک از مدل‌ها به‌صورت 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 به‌دست آورد.

اما برخلاف تابع درست‌نمایی، تابع پیشین را نمی‌توان دقیقاً برمبنای 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 امکان‌پذیر بودن این کار، بدیهی است که داشتن اطلاعات در مورد همه متغیرها و مدل‌های ممکن پیش‌رو بعید به‌نظر می‌رسد؛ بنابراین عملاً امکان استفاده از تابع پیشین آگاهی‌بخش برای پارامترهای روش «میانگین‌گیری مدل بیزینی» وجود ندارد. حال به‌نظر می‌رسد یک راه‌حل برای این مشکل، استفاده از تابع پیشین غیرآگاهی‌بخش برای تمام مدل‌ها باشد. اما باید توجه کرد که چون محاسبه نسبت احتمال تابع پسین تنها برای پارامترهایی که در تمام مدل‌ها حضور دارند امکان‌پذیر است، لذا می‌توان این‌گونه نتیجه گرفت که تنها برای عرض از مبدأ و پارامترh [1] می‌توان از تابع پیشین غیرآگاهی‌بخش استفاده کرد. ضمن اینکه به‌کارگیری تابع پیشین غیرآگاهی‌بخش نیز احتمال برآورد غلط ضرایب را تا حد زیادی افزایش می‌دهد. به همین دلیل برای پارامترهای β_r از تابع پیشین دیگری به‌نام g-prior استفاده می‌کنیم. این نوع تابع که توسط ***زلنر*** [2] در سال ۱۹۸۶

---

۱. پارامتر h برابر با عکس واریانس جمله اخلال است که به‌اصطلاح به آن دقت تخمین می‌گویند. در اقتصادسنجی بیزنی به‌جای واریانس جمله اخلال (σ^2) با این پارامتر سروکار داریم.

2. Zellner

ارائه و در مراحل بعدی نیز توسط خود وی توسعه پیدا کرد، می‌تواند به‌صورت 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 درنظر بگیریم، می‌توان گفت:

(۷)

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

حال ازآنجاکه 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 به‌دست آوردن $\underline{V}_r$ از g-prior استفاده کرده و داریم:

(۸)

$$\underline{V}_r = [g_r x'x]^{-1}$$

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 به‌دست آورد. لذا میانگین و واریانس پارامتر β را که دارای توزیع احتمال t است، می‌توان به‌صورت زیر به‌دست آورد:

(۹)

$$E\left(\underline{\beta_r}/Y, M_r\right) \equiv \beta_r = \overline{V_r}\acute{x}_r y \quad Var(\beta_r/Y, M_r) = \frac{\bar{\nu}s_r^{\,2}}{\bar{\nu}-2}\bar{V}_r$$
$$\overline{V}_r = [(1+g_r)x'x]^{-1}$$

همچنین داریم:

(۱۰)

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

تابع درست‌نمایی نهایی برای هر مدل نیز به‌صورت زیر است:

(۱۱)

$$\bar{\nu} = N$$
$$P_{xr} = I_N - x_r(x_r'x_r)^{-1}x_r'$$
$$p(y|M_r) \propto \left(\frac{g_r}{g_r+1}\right)^{\frac{Kr}{2}}\left[\frac{1}{g_r+1}y'P_{xr}y + \frac{g_r}{g_r+1}(y-\bar{y}l_T)'(y-\bar{y}l_T)\right]^{-\frac{N-1}{2}}$$

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 cمقداری 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 به‌صورت برابر درنظر گرفته و فرض می‌کنیم که برای هر مدل برابر باشد با:

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

در این صورت اگر از احتمال پیشین، صرف‌نظر کنیم می‌توان احتمال پسین هر مدل دلخواه (r) را به‌صورت زیر به‌دست 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؛ به‌گونه‌ای 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 به‌دست‌آمده از داده‌ها بدهیم باید $g_r = 1$ تعیین شود.

البته اغلب محققان معتقدند $g_r = 1$ مقدار بسیار بزرگی برای این پارامتر است؛ ازاین‌رو افرادی نظیر ***فرماندز*** و ***استیل***[1] در سال ۲۰۰۱ و پس از انجام آزمایش‌های متعدد با داده‌های ساختگی برای مقادیر بزرگ N، g_r زیر را پیشنهاد کردند:

(۱۴)

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

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

1. Fernandez and Steel

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. ازآنجاکه 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 برمبنای 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[1]، مرکز آمار ایران و ترازنامه‌های انرژی ایران جمع‌آوری شده است. متغیرها برحسب نرخ رشد و نسبت درنظر 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.[1]

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 (۱۰۰=۱۳۷۶) برای این منظور استفاده شده است.

۵. با توجه به وابستگی کشورهای درحال‌توسعه و ازجمله 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[2] 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 تغییروتحول 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 بسیار 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 دربردارنده 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[1]، ۲۰۱۳). درواقع 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، به‌نظر 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)[2]
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 بیزینی (BMA)

۱-۲-۴. تجزیه‌وتحلیل میانگین وزنی ضرایب متغیرها

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

---

1. Adusei

۲. متغیر نقدینگی را می‌توان به‌صورت مرزی I(1) یا I(2) درنظر 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 هم‌انباشتگی مورد نیاز، فرایندهای I(0) را با I(1) یا I(2) را با I(1) تقریب زد (به‌عنوان مثال: ρ=1 را با ρ=0.99 تقریب بزنیم)

تکرار یا نمونه‌گیری مؤثر از مدل‌های مختلف به‌دست می‌آیند. میانگین وزنی پسین ضرایب به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

(۱۵)

$$\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{\boldsymbol{1}} = \sum_{i=1}^{I} \boldsymbol{\lambda}_{\boldsymbol{i}} \widehat{\boldsymbol{\beta}}_{\boldsymbol{1i}}$$

که در آن λ_i احتمال مدل iام و $\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{\boldsymbol{1i}}$ 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	۰/۱۱۰۳۲۲۱	۰/۰۳۷۱۲۲	۱۰۰
رشد تولید ناخالص داخلی	-۰/۱۳۳۳۴۸۱	۰/۱۷۱۱۰۶	۴۶/۸
رشد حجم پول	۰/۲۷۳۳۵۸۴	۰/۱۱۲۷۱۲	۹۶/۱
وقفه رشد حجم پول	۰/۰۲۳۴۸۹۷	۰/۰۷۳۶۴۲	۱۶/۱
رشد قیمت انرژی	۰/۲۲۳۶۵۱۴۲	۰/۰۵۹۹۶۴	۱۰۰
رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی	۰/۰۲۸۱۳۲۷	۰/۰۴۶۵۳۲	۳۵/۴
رشد دستمزد	-۰/۰۱۴۹۸۲۳	۰/۰۴۵۸۷۱	۱۵/۹
رشد دستمزد دوره قبل	۰/۰۰۱۶۵۴۲	۰/۰۱۷۹۴۹	۳/۶
رشد نرخ ارز بازار آزاد	۰/۰۸۸۲۳۱۰	۰/۰۸۴۲۱۸	۶۵/۶
رشد نرخ ارز رسمی	۰/۰۰۰۴۱۵۲	۰/۰۰۳۴۹۵	۴/۱
عدم تعادل پولی دوره قبل	۰/۰۸۱۰۰۸	۰/۰۲۴۱۴۷	۱۰۰
رشد واردات کالا	۰/۰۰۰۲۹۷۸۱	۰/۰۰۸۵۱۲۶	۲/۲
نرخ سود تسهیلات	۰/۰۰۰۵۰۱۲	۰/۰۰۹۴۸۵۳	۲/۱
رشد درآمد نفتی	۰/۰۱۲۳۲۱۸۱	۰/۰۳۲۰۰۴	۲۰/۹

همان‌گونه که در جدول شماره (۲) ملاحظه می‌شود، ستون دوم از سمت راست میانگین وزنی توزیع پسین ضرایب هریک از متغیرها، ستون سوم خطای معیار توزیع پسین ضرایب و چهارمین ستون نیز احتمال وقوع هریک از متغیرها[1] را در ۸۱۹۲ بار نمونه‌گیری مؤثر از مدل‌ها نشان می‌دهد. با عنایت به ستون احتمال وقوع هریک از متغیرهای توضیحی موردنظر درمی‌یابیم که در بین متغیرهای توضیحی درنظرگرفته‌شده، برخی از متغیرها تأثیر حتمی بر تورم می‌گذارند (احتمال تعلق آنها به الگوی تورم حتمی است). نتایج جدول شماره (۲) را می‌توان به‌صورت زیر تبیین کرد:

۱. احتمال وقوع هریک از متغیرهای توضیحی بالقوه برابر با نسبت تعداد دفعات تکرار آن متغیر به کل نمونه‌گیری مؤثر انجام‌شده 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 به‌ترتیب برابر با ۰/۲۲ و ۰/۰۸ با خطای معیار پایین به‌ترتیب ۰/۰۵ و ۰/۰۲ هستند. بنابراین، انحرف 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 به‌دلیل ارتباط هم‌زمانی قوی (به‌لحاظ 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 به‌عنوان 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 به‌صورت 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، به‌گونه‌ای که برمبنای نتایج به‌دست‌آمده، میانگین وزنی ضریب پسین این متغیر در تأثیرگذاری بر تورم حدود ۰/۲۷ است. به‌نظر می‌رسد که رشد حجم پول، قیمت‌ها را در همان دوره (کوتاه‌مدت) به همان نسبت افزایش نمی‌دهد. بلکه عدم تعدل ایجادشده بین عرضه و تقاضای پول، به‌تدریج در طول زمان روی قیمت‌ها سرریز می‌شود. نتیجه مذکور با پولی بودن حداقل بخشی از تورم در اقتصاد ایران سازگاری دارد. برمبنای 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 برجا می‌گذارد. 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 کنترل‌شده بودند منطقی به‌نظر می‌رسد.

• نرخ رشد تولید ناخالص داخلی دارای ضریب منفی است و با احتمال ۴۶/۸ 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 ۰/۱۳ 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 به‌نظر می‌رسد که این متغیر هنوز در بلندمدت اثرات بااهمیتی بر تورم دارد.

• متغیر رشد درآمد نفتی با احتمال ۲۰/۶ درصد و ضریب ۰/۰۱۲ 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 ۰/۱۵/۹ و ضریب ۰/۰۱۴- 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 به‌نظر 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 نرم‌افزار R) محاسبه می‌شود:

(۱۶)

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

نتایج تخمین محتمل‌ترین 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، محتمل‌ترین الگو (با احتمال پسین ۱۲/۱ درصد) برای تبیین بررسی عوامل مؤثر بر تورم است. احتمال سایر الگوها کمتر است. نتایج به‌دست‌آمده با احتمال پسین متغیرها که در بخش قبل بحث شد مطابقت دارد. به‌علاوه احتمال وقوع ۵ مدل اول در بین ۲۱۳ یا ۸۱۹۲ مدل برآوردشده تقریباً برابر با ۴۲ درصد می‌باشد که درصد بالایی است.

جدول شماره (۳). پنج مدل بهینه

مدل / متغیر	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم	مدل چهارم	مدل پنجم
جمله ثابت	۰/۱۰۲۸۴	۰/۱۳۸۲۴	۰/۰۸۷۲۲	۰/۱۱۲۴۶	۰/۱۴۸۴۲
ضریب متغیر رشد تولید ناخالص داخلی	۰	-۰/۲۴۸۶۳	۰	-۰/۱۷۱۸۹	۰
ضریب متغیر رشد حجم پول(M2)	۰/۳۰۲۴۸	۰/۲۷۹۸۶	۰/۲۷۷۷۷	۰/۳۲۰۴۱	۰/۲۵۱۳۲
ضریب متغیر وقفه رشد حجم پول(M2)	۰	۰	۰	۰	۰
ضریب متغیر رشد قیمت انرژی	۰/۲۳۰۰۳	۰/۲۵۱۱۱	۰/۲۰۰۴۸	۰/۲۲۸۴۳	۰/۲۷۰۳۹
ضریب متغیر رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی	۰	۰	۰/۰۷۳۶۱	۰	۰
ضریب متغیر رشد دستمزد	۰	۰	۰	۰	۰
ضریب متغیر رشد دستمزد در دوره قبل	۰	۰	۰	۰	۰
ضریب متغیر رشد نرخ ارز بازار آزاد	۰/۱۴۴۴۳	۰	۰/۱۶۹۱۱	۰/۱۰۰۱۵	۰
ضریب متغیر رشد نرخ ارز رسمی	۰	۰	۰	۰	۰
ضریب متغیر لگاریتم با وقفه نسبت پول به تولید	۰/۰۸۴۱۲	۰/۰۹۲۳۴	۰/۰۷۵۷۷۴	۰/۰۸۹۲۴	۰/۱۰۰۵
ضریب متغیر رشد واردات کالا	۰	۰	۰	۰	۰
ضریب متغیر نرخ سود تسهیلات	۰	۰	۰	۰	۰
ضریب متغیر رشد درآمد نفتی	۰	۰	۰	۰	۰
احتمال پسین مدل‌ها	۰/۱۲۱	۰/۱۰۹	۰/۰۸	۰/۰۶۱	۰/۰۴۹
معیار شوارتز بیزین مدل‌ها	-۴۸/۹۲۱۵۴	-۴۸/۷۱۲۲۷	-۴۷/۸۶۴۲۸	-۴۷/۱۲۳۸۴۶	-۴۶/۶۶۲۴
R2	۰/۷۴۵	۰/۷۴۱	۰/۷۶۲	۰/۷۸۱	۰/۷۰۷

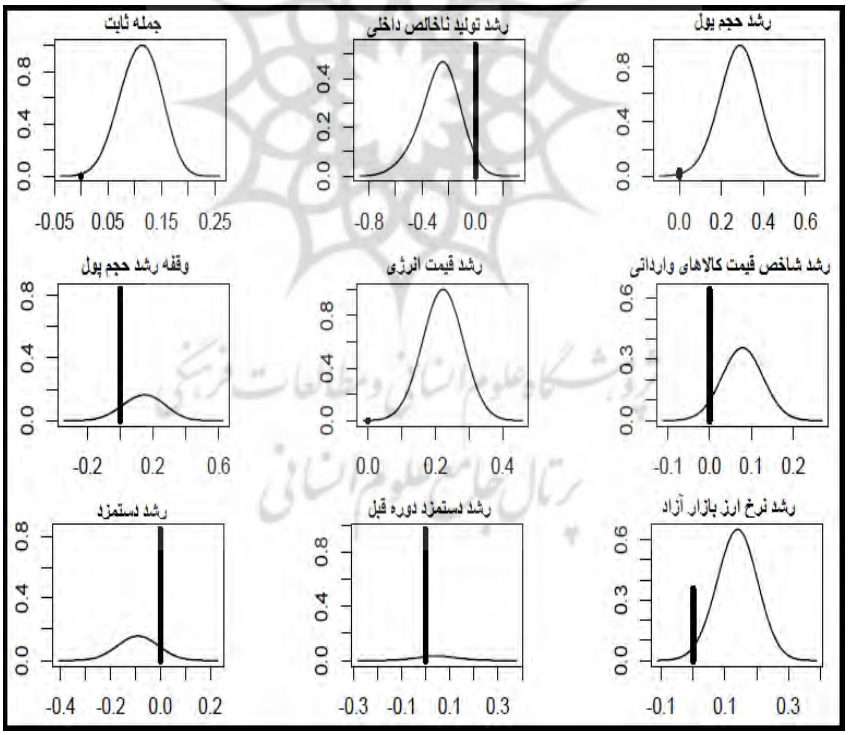
ردیف دوم از پایین در جدول شماره (۳)، معیار شوارتز بیزین (BIC) هر مدل را نشان می‌دهد. از این معیار نیز عموماً برای انتخاب الگوی بهینه استفاده می‌شود. هرچه مقدار معیار مذکور کمتر و یا قدر مطلق آن بیشتر باشد، الگوی مورد نظر به‌لحاظ برازش و

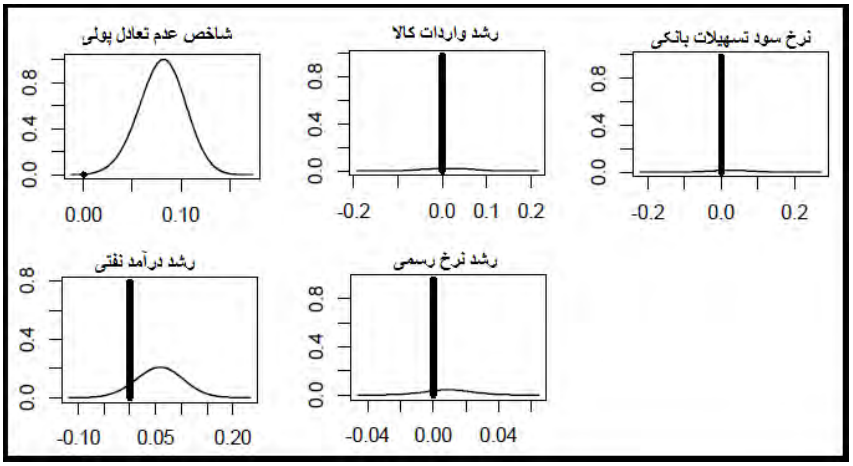
سادگی در رتبه بالاتری قرار مـی‌گیـرد. مـدل اول بـا مقـدار شـوارز بیـزین ۴۸/۹۲۱۵۴- بهترین مدل شناخته می‌شود. ردیف آخر در جدول شماره (۳)، ضریب تعیـین هـر مـدل را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه متغیرهای توضیحی هر مدل متفاوت می‌باشند، بنـابراین ضریب تعیین مدل‌ها معیار مناسبی برای انتخاب میان آنها نیست.

۳-۲-۴. *نمودار تابع توزیع پسین ضرایب*

نمودارهای شکل شماره (۱)، تابع توزیع پسین ضرایب متغیرها را نشـان مـی‌دهنـد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، هر نمودار، میانگین توزیع احتمـال پسـین بـرای هـر متغیر مستقل را نمایش می‌دهد. مقدار متوسط توزیع کـه در اغلـب مـوارد مـاکزیمم توزیع است همان میانگین توزیع پسین است که نتایج آن در جدول شماره (۲) ارائه شد.

شکل شماره (۱). نمودار تابع توزیع پسین ضرایب





به‌عنوان نمونه اثر رشد قیمت انرژی بر تورم دارای توزیع احتمال تقریباً نرمال بوده و ماکزیمم مقدار آن روی نمودار حدود ۰/۲۲ 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 می‌توان دریافت که توزیع احتمال پسین ضرایب الگو، نزدیک به نرمال هستند.[1]

نتیجه‌گیری

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. بنابراین بررسی عوامل مؤثر بر تورم و میزان اثرگذاری هریک از این عوامل در اقتصاد ایران امری مهم و ضروری است.

با توجه به اهمیت موضوع، در این پژوهش با استفاده از روش میانگین‌گیری بیزین از طریق نرم‌افزار R، اثر ۱۳ متغیر بر تورم را در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار داده‌ایم. روش‌های میانگین‌گیری مذکور در الگوهای بزرگ مورد استفاده قرار

۱. با مشاهده نمودارها به‌نظر می‌رسد توزیع احتمال آنها نزدیک به نرمال است. توزیع پسین دقیق ضرایب را نمی‌توان استخراج کرد و تنها از طریق شبیه‌سازی MCMC می‌توان به‌صورت تقریبی توزیع‌ها را به‌دست آورد.

گرفته و در آن تمامی زیرالگوهای ممکن (در اینجا 2^{13} معادل ۸۱۹۲ الگـو) بـرآورد می‌شود. سپس ضریب هر متغیر در تمامی الگوها متوسط‌گیری می‌شـود. وزن‌هـا 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 اسـتفاده شده است. نسبت پول به تولید نیز به‌عنوان معیاری از مازاد پولی یا عدم تعادل پـول در الگو لحاظ شده است. نتایج به‌دست‌آمده دلالت بر آن دارد که رشد قیمت انـرژی و وقفه لگاریتم نسبت پول به تولید اسمی (لگاریتم عدم تعادل پولی) با احتمال ۱۰۰ درصد تأثیری مثبت و حتمی بر تورم داشته‌انـد. میـانگین وزنـی ضـریب متغیرهـای مذکور به‌ترتیب برابر با ۰/۲۲ و ۰/۰۸ با خطای معیار پـایین بـه‌ترتیـب ۰/۰۵و ۰/۰۲ می‌باشند.

متغیر رشد حجم پول در دوره جاری نیز با احتمال ۰/۹۶/۱ از دیگر متغیرهـای بااهمیتی است که تأثیری مثبت و تقریباً حتمی بر تورم داشـته اسـت. در ایـن میـان وقفه رشد حجم پول با احتمال پایین ۱۶/۱ درصد اثر بااهمیتی بر تـورم نـدارد. لـذا اثرات باوقفه پول روی تورم از کانال عدم تعادل پـولی دوره قبـل کنتـرل مـی‌شـود. درواقع به‌دنبال هرگونه عدم تعادل پولی، نرخ تورم در دوره بعـد در جهـت کـاهش شکاف پولی تعدیل می‌شود (مازاد پولی به‌صورت تورم بیشـتر بـه دوره بعـد انتقـال می‌یابد). درواقع بخش زیادی از اثرات ضدتورمی ناشـی از کـاهش حجـم پـول در اقتصاد ایران در طول دوره جاری تخلیه نمی‌شود، بلکه اثر آن با وقفه ظاهر می‌شود. به‌هرحال چنین نتایجی دلالت بر پولی بودن تورم در اقتصاد ایران دارد.

رشد نرخ ارز در بازار آزاد با احتمال ۶۵/۶ درصـد، چهـارمین متغیـر مـؤثر بـر تورم است و تأثیر مثبت و بااهمیتی بر تورم دارد. در مقابـل، رشـد شـاخص قیمـت کالاهای وارداتی (عمده‌فروشی) با احتمال ۳۵/۴ درصد تأثیر کمتری بـر تـورم دارد. لذا به‌نظر می‌رسد که شاخص قیمت مصرف‌کننده پیوندهای نزدیک‌تری بـا نـرخ ارز بازار آزاد نسبت به قیمت‌های وارداتی عمده‌فروشی دارد. این نتیجه با توجه به اینکه قیمت‌های وارداتی عمده‌فروشی در برخی دوره‌هـای نمونـه بـه‌شـدت کنتـرل شـده بودند، منطقی به‌نظر می‌رسد. به‌علاوه بخش زیادی از تغییرات قیمت‌های وارداتی از طریق نرخ ارز توضیح داده می‌شود. رشد تولید بـا احتمـال ۴۶/۸ درصـد و ضـریب

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 به‌ترتیب 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

الف ـ فارسی

بانک اطلاعات سری زمانی‌های اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حساب‌های ملی ایران ۱۳۸۶-۱۳۵۳.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، نماگرهای اقتصادی، اداره بررسی‌های اقتصادی، سال‌های مختلف.

تروی، ثیک 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؟ (موردایران)»، ***پایان‌نامه کارشناسی ارشد***، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

تفضلی، فریدون. ۱۳۸۱. ***اقتصاد کلان: نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصادی***، تهران: نشر نی، چاپ سیزدهم.

دهمرده، نظر و زهرا کسایی. تابستان ۱۳۹۰. «ریشه‌های تورم در اقتصاد ایران»، ***فصلنامه جستارهای اقتصادی***، شماره ۱۵، صص ۱۸۸-۱۶۵.

طیب‌نیا، علی. ۱۳۷۴. ***تئوری‌های 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 تجزیه‌وتحلیل‌های 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 یاوری. پاییز ۱۳۸۲. «عوامل اسمی و واقعی مؤثر بر تورم در ایران»، ***فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران***، شماره۱۶، صص ۹۹-۶۹.

ب ـ انگلیسی

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.

Fern´andez, 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی