بررسی عوامل مؤثر بر تورم در ایران مبتنی بر رویکرد میانگین‌گیری بیزینی (BMA) و میانگین‌گیری حداقل مربعات (WALS)

محسن مهرآرا | mmehrara@ut.ac.ir
استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران

رضا قبادزاده | r.ghobadzadeh@imps.ac.ir
دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، موسسه عالی آموزش
و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی (نویسنده مسئول)

دریافت: ۱۳۹۴/۱/۲۳ | پذیرش: ۱۳۹۵/۱/۲۵

چکیده: در پژوهش حاضر از روش‌های متوسط‌گیری مدل بیزینی (BMA) و متوسط‌گیری حداقل مربعات (WALS)، جهت بررسی نحوه اثرگذاری ۱۰ متغیر توضیحی بر تورم طی دوره زمانی ۹۳-۱۳۵۳ استفاده شد. همچنین با استفاده از برنامه Vselect مدل بهینه برای هر تعداد متغیر توضیحی شناسایی گشت. نتایج حاصله نشان داد که متغیر رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی با احتمال ۱۰۰ درصد تاثیر مثبت و حتمی بر تورم در اقتصاد ایران دارد. در رتبه‌بندی این ۱۰ عامل که بر اساس احتمال حضور آنها در مدل به‌دست آمد، متغیرهای رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی، وقفه رشد نقدینگی و رشد تولید ناخالص داخلی غیرنفتی به‌ترتیب رتبه اول تا سوم را به خود اختصاص دادند. همچنین نتایج حاصل از برنامه Vselect نشان داد که بهینه‌ترین مدل در میان مدل‌هایی که فقط یک متغیر توضیحی دارند، مدلی است که شامل متغیر رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی است. اما در رابطه با انتخاب بهترین تعداد متغیرهای توضیحی برای مدل، بر اساس معیارهای اطلاعاتی BIC، AICc و Mallows'sCp (در شرایطی که کوچکترین مقدار آن انتخاب شود) مدلی با ۳ متغیر توضیحی شامل متغیرهای رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی، رشد نقدینگی در دوره قبل و رشد تولید ناخالص داخلی غیرنفتی به‌دست آمد.

کلیدواژه‌ها: تورم، اقتصاد ایران، متوسط‌گیری مدل بیزینی (BMA)، متوسط وزنی حداقل مربعات (WALS)، برنامه Vselect

طبقه‌بندی JEL: C87, C11, E31.

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | نمایه در ISC
سال بیستم و یکم | شماره ۱ | بهار ۱۳۹۵ | ص ص ۸۲-۵۷

مقدمه

به‌طور کلی اقتصاددانان از نظر هدف‌های سیاست کلان اقتصادی، بر مواردی همچون اشتغال کامل، ثبات قیمت‌ها (کنترل تورم)، توزیع عادلانه درآمد و رشد مداوم اقتصادی تأکید دارند. کنترل تورم به‌عنوان یکی از هدف‌های سیاست کلان اقتصادی به دلیل اثرات مخربش همیشه مورد توجه اقتصاددانان بوده است. از آثار مخرب تورم می‌توان به توزیع مجدد درآمد به نفع صاحبان دارایی و به زیان حقوق‌بگیران، افزایش نااطمینانی و در نتیجه کوتاه‌تر شدن افق زمانی تصمیم‌گیری و کاهش سرمایه‌گذاری بلندمدت و عوامل متعدد دیگر اشاره نمود (تشکینی، ۱۳۸۲).

ایران سال‌هاست که با پدیده تورم مزمن دو رقمی روبه‌رو است. بر اساس محاسبه‌های انجام شده در دوره ده ساله (۱۳۶۱-۱۳۵۲) به دنبال افزایش قیمت‌ها و درآمدهای نفتی، نرخ تورم دو رقمی (برابر ۱۶/۵ درصد) شده و سپس به یک پدیده مزمن در اقتصاد ایران تبدیل شده است. در دوره ده ساله ۱۳۷۱-۱۳۶۲ با کاهش درآمدهای نفتی این نرخ به ۱۸/۳ درصد، در دوره ۱۳۸۱-۱۳۷۲ به ۲۲/۵ درصد بالغ می‌گردد. در دوره ۱۳۹۱-۱۳۸۲ حتی با افزایش قابل ملاحظه درآمدهای نفتی همچنان نرخ تورم به طور متوسط در حدود متوسط ۱۷/۲ باقی مانده است. شناخت عوامل موثر بر تورم و رتبه‌بندی آنها از اهمیت زیادی در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی برخوردار است.

در پژوهش‌های انجام شده، طیف وسیعی از متغیرها را به‌عنوان عوامل تعیین‌کننده تورم معرفی نموده‌اند. اما روش‌های متعارف اقتصادسنجی جهت ارزیابی اثر تمامی این متغیرها بر تورم مفید نیستند، چرا که در یک معادله اقتصادسنجی به‌منظور بررسی وضعیت عوامل موثر بر تورم، نمی‌توان متغیرهای توضیحی زیادی را وارد الگو نمود (به دلیل کاهش درجه آزادی و نااطمینانی ضرایب). بنابراین پژوهشگران به فراخور نوع مطالعه و سلیقه خود ترکیب محدودی از متغیرها را در الگوهای اقتصادسنجی وارد می‌نمایند، اما مشکل رویکرد بیان شده آن است که اثر یک متغیر بر تورم بستگی به ترکیب سایر متغیرهایی دارد که در کنار متغیر مورد نظر در معادله تورم وارد می‌گردند. در واقع گستردگی متغیرهای توضیحی مؤثر بر تورم این پرسش اساسی را در میان پژوهشگران مطرح نموده که چه متغیرهایی بایستی در الگوی تجربی رگرسیون تورم وارد شوند؟ این مشکل تحت عنوان «نااطمینانی مدل» شناخته می‌شوند. یکی از روش‌های مناسب برخورد با نااطمینانی مدل «متوسط‌گیری مدل» است.

با توجه به مطالب بیان شده، مسأله اساسی این است که چه عواملی بر تورم ایران تأثیر داشته‌اند و پس از شناسایی آنها، سهم هر یک در شکل‌گیری تورم چقدر است؟

این پژوهش قصد دارد تا با به‌کارگیری روش‌های متوسط‌گیری مدل (BMA)[1] و (WALS)[2] نحوه اثرگذاری ۱۴ متغیر توضیحی را که در مطالعات تجربی به‌عنوان یک متغیر اثرگذار بر تورم مورد استفاده قرار گرفته‌اند، وارد مدل نماید. همچنین با استفاده از برنامه Vselect مدل بهینه را برای هر تعداد متغیر توضیحی ارایه نماید. در همین راستا، در این پژوهش پس از معرفی مقدمه، در بخش دوم به بررسی تفصیلی تورم و مبانی نظری آن به‌منظور شناخت هر چه بیشتر این پدیده از دیدگاه بسیاری از مکاتب اقتصادی پرداخته شده است. در بخش سوم، مطالعات تجربی پیرامون مبحث تورم مورد بررسی قرار گرفته است. در بخش چهارم در ابتدا، الگوی تحلیلی معرفی گردیده و به طور مختصر به توضیح روش‌شناسی مدل پرداخته شده و سپس تخمین‌ها و محاسبه‌های مدل انجام شده است. در بخش پنجم برنامه جدید Vselect[3] ارایه شده است. در بخش پایانی نیز خلاصه‌ای از نتایج ارایه و چند راهکار و توصیه سیاستی که از این پژوهش حاصل شده، ارایه شده است.

مبانی نظری

نظریه‌های تورم

تورم[4] ناشی از وضعیتی است که سطح عمومی قیمت‌ها، به‌طور مداوم و به مرور زمان افزایش می‌یابد. یک نکته حایز اهمیت در تعریف تورم، عنصر زمان و تداوم افزایش سطح عمومی قیمت‌هاست. بدین معنی که قیمت‌ها باید به صورت مداوم در طی زمان افزایش داشته باشند. اگر قیمت‌ها در یک دوره خاص افزایش یابند و سپس این روند صعودی قطع شود به این فرآیند تورم اطلاق نمی‌شود، چرا که افزایش صعودی در قیمت‌ها باید تداوم داشته باشد. نظریه‌های تورم درصدد تبیین علل و ماهیت تورم برمی‌آیند و هر یک علت یا علل خاصی را در ایجاد تورم دخیل می‌دانند. در این قسمت به صورت اجمالی نظریه‌های ارایه شده در زمینه تورم بررسی می‌گردد.

نظریه پولی تورم

ارایه یک نظریه که مورد قبول عموم اقتصاددانان پولی باشد، امری محال است. طرفداران مکتب اصالت پول معتقدند که «پول مهم است». در ورای این عقیده مشترک، به تعداد اقتصاددانان پولی،

1. Bayesian Model Averaging
2. Weighted-average Least Squares
3. Variable Selection
4. Inflation

گونه‌های مختلف نظریه پولی وجود دارد. اگر بتوان شعار واحدی برای اقتصاددانان پولی یافت، همان جمله معروف فریدمن است که «تورم همیشه و همه جا یک پدیده پولی است» (Friedman, 1970).

نظریه مقداری پول

اقتصاددانان کلاسیک اولین کسانی بودند که نظریه پولی تورم را مطرح کردند. آنها معتقد بودند که عوامل پولی، قادر به تبیین کامل تورم است. نظریه آنها در ادبیات اقتصادی به «نظریه مقداری پول» معروف شده است. این نظریه در قرن بیستم توسط علمای نئوکلاسیک مانند ایروینگ فیشر و آلفرد مارشال مورد تجدیدنظر قرار گرفت. فیشر از طریق معادله مبادله خود به تبیین پولی تورم پرداخت و سپس مارشال از دیدگاه «مکتب کمبریج» به نظریه مقداری پول نگاه کرد که به صورت اجمالی به هر کدام از آنها اشاره می‌گردد.

معادله مبادلاتی[1] فیشر

ایرونینگ فیشر[2] تجزیه و تحلیل خویش را از طریق معادله مبادله (۱) آغاز می‌نماید.

$$MV=PY \qquad (1)$$

در این رابطه، M: حجم کل ذخایر پول؛ V: سرعت گردش پول یا متوسط تعداد دفعاتی است که هر واحد پولی در یک دوره زمانی مشخص جهت انجام مبادله مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ P: نشانگر سطح عمومی قیمت‌ها است؛ و Y: سطح محصول تولید شده در اقتصاد را نشان می‌دهد.

سمت چپ معادله فیشر، معادل ارزش پولی است که برای کالاها و خدمات پرداخت می‌گردد. سمت راست معادله ارزش کالاها و خدمات فروخته شده است. به عبارت دیگر سمت چپ معادله تقاضای کالاست و سمت راست معادله عرضه کالاست، اگر در این معادله سرعت گردش پول و سطح محصول ثابت در نظر گرفته شود با تغییر در حجم پول، قیمت‌ها نیز به همان میزان تغییر می‌یابد. این جوهر «نظریه خام مقداری پول» است (گرجی و مدنی، ۱۳۸۴).

روش موجودی نقدی کمبریج[3]

روش دیگری از فرمول‌بندی نظریه مقداری پول، شکلی است که توسط اقتصاددانان دانشگاه کمبریج مطرح شده است. این معادله را از نظر ریاضی می‌توان به صورت رابطه (۲) نوشت:

1. Transaction Equation
2. Irving Fisher
3. Cambridge Cash – Balance Approch

$$M=KPY \quad (۲)$$

در این معادله متغیرها همان مفاهیم قبل را دارند. تنها جزء جدید اضافی در این معادله به کای (K) کمبریج مشهور است، از طریق مقایسه این معادله و معادله فیشر می‌توان به آسانی به رابطه (۳) پی‌برد.

$$K = \frac{1}{V}.Y \quad (۳)$$

اقتصاددانان مکتب کمبریج نیز همان فرضیه‌های قبل را پذیرفته‌اند (سطح تولید و مقدار سرعت گردش پول ثابت است). بنابراین، نتیجه حاصله توسط فیشر در این مکتب نیز به راحتی قابل استخراج است. به این صورت که هر تغییری در حجم پول منجر به تغییر متناسب در سطح عمومی قیمت‌ها خواهد شد، چرا که سرعت گردش پول و سطح تولید ثابت هستند. در کل می‌توان بیان داشت که اقتصاددانان معتقد به نظریه مقداری پول، یگانه عامل ایجادکننده تورم در اقتصاد را تغییرات در حجم پول، عنوان می‌نمایند (تفضلی، ۱۳۸۱).

نظریه جدید مقداری پول و مکتب پولی[1]

در شکل جدید نظریه مقداری پول، فریدمن ابتدا تفسیرش از نظریه مقداری پول را به صورت نظریه تقاضا برای پول بیان کرد نه نظریه سطح قیمت یا درآمد اسمی (Friedman, 1970). با افزایش عرضه پول، در ابتدا تقاضا برای تراز حقیقی پول ثابت می‌ماند و نرخ بازدهی آن از دارایی‌های دیگر کمتر می‌شود. بنابراین افراد در تلاش برای تعدیل سبد دارایی خود، دارایی‌های با نرخ بازدهی بالاتر خریداری می‌کنند و بدین ترتیب تلاش می‌کنند تراز اسمی اضافی خود را کاهش دهند. با پذیرش فرض اشتغال کامل عوامل تولید، سیاست‌های انبساطی پولی از طریق افزایش قیمت‌ها بر درآمدهای اسمی تأثیر می‌گذارند. البته در این نگرش، تغییرات ذخیره پول، بر رفتار درآمد حقیقی و سرعت گردش پول کوتاه‌مدت تأثیر می‌گذارد، اما در بلندمدت فقط بر قیمت‌ها تأثیر دارد.

شاخه دیگر پولگرایان یا پیروان مکتب کلاسیک جدید معتقدند که تغییرات پیش‌بینی شده حجم پول در کوتاه‌مدت نیز در قیمت‌ها مؤثر است و تولید را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد (Lucas, 1973). از فرضیه انتظارات عقلایی این طور استنتاج می‌گردد که در آن کارگزاران عقلایی از همه اطلاعات موجود برای پیش‌بینی قیمت‌ها استفاده می‌کنند (Sargent & Wallace, 1975). در ضمن در پیش‌بینی‌های خود مرتکب اشتباهات منظم و نظام‌مند نمی‌گردد. کلاسیک‌های جدید، با اعتقاد به

1. Monetarism

شکل‌گیری انتظارات براساس انتظارات عقلایی معتقدند سیاست‌های پولی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت خنثی است و تنها سیاست‌های پولی پیش‌بینی نشده در کوتاه‌مدت بر متغیرهای حقیقی اثرگذار است.

الگوی شکاف تورمی کینز

کینز برای تبیین ماهیت تورم، نظریه شکاف تورمی را ارایه کرد. در الگو شکاف تورمی کینز نیز یگانه علت وقوع تورم، افزایش عرضه پول نیست، بلکه افزایش حجم پول نظیر سایر عوامل (کاهش مالیات، خوشبین‌تر شدن سرمایه‌گذاران نسبت به آینده، افزایش مخارج دولت و بخش خصوصی و افزایش خالص صادرات) می‌تواند سبب تورم شود و نرخ تورم را تعیین نماید. به طور کلی، در مدل شکاف تورمی کینز، نرخ تورم تابعی از اندازه شکاف تورمی (فاصله بین عرضه و تقاضای کل) است.

الگوی فشار هزینه

اندیشه تورم فشار هزینه، محصول وقوع همزمان تورم و بیکاری است. نظریه فشار تقاضا قادر به تبیین تورم توأم با بیکاری هستند که از ابتدای دهه ۱۹۷۰ گریبان‌گیر کشورهای پیشرفته بوده است (تروی ثیک، ۱۳۶۲). نظریه‌پردازان این مکتب معتقدند که دنیای امروز تحت تسلط انحصارهای بزرگ اعم از اتحادیه‌های نیرومند کارگری و مؤسسه‌های بزرگ انحصاری است که سطح مزدها و قیمت‌ها را دیکته می‌کنند. افزایش هزینه‌های تولید و انعکاس آن در قیمت نهایی کالاها باعث افزایش قیمت‌ها می‌گردد. عوامل مؤثر بر هزینه تمام شده بنگاه‌ها مانند نرخ‌های بهره، دستمزد و قیمت حامل‌های انرژی از این طریق می‌توانند عامل ایجاد تورم باشند (طیب‌نیا، ۱۳۷۴).

ساختارگرایان

در این نظریه به تأثیر تنگناهای موجود در بخش‌های اقتصادی به تورم اهمیت زیادی داده می‌شود. به اعتقاد اینها با افزایش تقاضا برای محصولات غذایی که نتیجه افزایش جمعیت و افزایش تولید ناخالص ملی واقعی است، بخش کشاورزی به خاطر تنگناهای موجود در آن، قادر به رشد به میزان لازم نیست. به اعتقاد طرفداران این نظریه حتی اگر از طریق واردات مشکل حل گردد، به خاطر ضعف بنادر، ضعف‌های خطوط ارتباطی و خیلی تنگناهای دیگر، قادر به توزیع به‌موقع کالاها نخواهد بود. این گروه اعتقاد دارند به دنبال افزایش نرخ رشد، یک افزایش مداوم در سطح عمومی قیمت‌ها به وجود می‌آید. یعنی طرفداران این نظریه، تورم را غیر قابل تفکیک از رشد می‌دانند (Hagger, 1977).

به‌طور کلی می‌توان گفت عصاره مطلب ساختارگرایان این است که در کشورهای در حال توسعه تورم معلول عدم توازن‌های ساختاری و کشش‌ناپذیری عرضه در بخش‌های کلیدی اقتصاد است.

مروری بر پژوهش‌های انجام شده

در خصوص تورم پژوهش‌های متعددی به انجام رسیده است. برخی از پژوهش‌ها فشار تقاضا، برخی فشار هزینه، عوامل ساختاری و غیره را منشاء بروز تورم معرفی می‌کنند. در این قسمت به بیان برخی از این مطالعه‌ها پرداخته می‌شود.

پیشینه پژوهش‌های تجربی در جهان

لونگانی[1] و سوآگل(۲۰۰۱) در پژوهش 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. نتیجه پژوهش نشان داد که منبع ایجادکننده تورم در تمام کشورهای در حال توسعه یکسان نیست. به طوری که در کشورهای در حال توسعه آسیایی و آفریقایی جز با وقفه تورم (تورم انتظاری) عامل اصلی تورم معرفی شده است، درحالی‌که در کشورهای آمریکای لاتین، متغیرهای مالی (رشد حجم پول و رشد نرخ ارز) نقش اساسی در افزایش تورم ایفا می‌کنند.

التواریی[2] (۲۰۱۱) در مقاله‌ای با عنوان «عوامل داخلی و خارجی تعیین‌کننده تورم: مطالعه موردی عربستان صعودی» به بررسی عوامل مؤثر بر تورم در عربستان صعودی می‌پردازد. نتایج حاکی از آن است که عوامل خارجی منشاء اصلی تورم در عربستان است. همچنین به نظر می‌رسد که عرضه پول تأثیر چندانی بر روی نرخ تورم نداشته است.

آدوسی[3] (۲۰۱۳) در مقاله خود به بررسی این موضوع پرداخت که آیا تورم در آفریقای جنوبی یک پدیده پولی است یا ساختاری؟ یافته‌ها نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت باز بودن اقتصاد آفریقا، پول گسترده و مخارج دولت بر روی تورم تأثیر زیادی ندارد. اما تولید ناخالص داخلی دارای تأثیر معنی‌داری بر روی تورم در آفریقای جنوبی است. در بلندمدت بدون کنترل شکست ساختاری، باز بودن اقتصاد آفریقا، تورم آمریکا، تولید ناخالص داخلی، عرضه پول و اندازه دولت، عوامل مهم اثرگذار بر تورم آفریقای جنوبی هستند. اما زمانی که سقوط بازار مالی آسیا و فروپاشی سیستم آپارتاید کنترل

1. Loungani & Swagel
2. Altowaijri
3. Adusei

گردد، تنها باز بودن اقتصاد آفریقای جنوبی و عرضه پول گسترده عوامل تأثیرگذار بر تورم آفریقای جنوبی هستند.

اولیسانیا و آهامویفولا[1] (۲۰۱۴) در مقاله‌ای با عنوان «مدل‌سازی فرآیند تورم در نیجریه با استفاده از میانگین‌گیری مدل بیزینی»، به بررسی علل تورم در اقتصاد نیجریه پرداخته است. نتایج حاصل از این مطالعه حاکی از آن است که تولید محصولات کشاورزی، نرخ بهره وام، نرخ ارز، نقدینگی و حجم پول مهمترین متغیرهای توضیحی هستند. همچنین نتایج حاصل از انتخاب بهترین مدل نشان‌دهنده آن است که بهترین مدل که شامل این پنج متغیر است، احتمال پسین ۲۶ درصد دارد که به این معنی است این مدل ۷۴ درصد نااطمینانی دارد.

پژوهش‌های تجربی در ایران

لیو و اولوموویوا[2] (۲۰۰۰) در مطالعه‌ای با عنوان «عوامل تعیین‌کننده تورم در جمهوری اسلامی ایران» به بررسی عوامل تعیین‌کننده تورم در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. در این پژوهش به این نتیجه‌گیری می‌رسند که تورم در اقتصاد ایران یک پدیده پولی است و بخش عمده‌ای از تغییرات قیمت توسط حجم پول قابل توضیح بوده و همچنین انتظارات تورمی که به وسیله متغیر نرخ تورم با وقفه تبیین می‌شود، اثر خودافزای معنی‌داری بر پویایی تورم دارد.

طیب‌نیا (۱۳۷۳) در مطالعه خویش به بررسی نظریه‌های مختلف از قبیل نظریه پولی تورم، نظریه ساختاری تورم و نظریه فشار هزینه پرداخته است. نتیجه بدست آمده آن است که نظریه پولی رفتار قیمت‌ها در ایران را به طور کافی توضیح نمی‌دهد و عوامل دیگری همچون نرخ ارز و تولید در ایجاد تورم نقش بازی می‌نمایند.

نصراصفهانی و یاوری (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 خودرگرسیونی پرداختند. در نهایت آنها نتیجه می‌گیرند که تورم در اقتصاد ایران صرفاً یک پدیده پولی نیست و عوامل حقیقی نیز بر آن مؤثرند.

تشکینی (۱۳۸۲) در پژوهشی با عنوان «آیا تورم یک پدیده پولی است؟»، از داده‌های ۸۰-۱۳۳۸ برای بررسی ارتباط بلندمدت بین نرخ تورم و سیاست‌های پولی از سه روش اقتصادسنجی همچون روش انگل–گرنجر، روش خودتوضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) و روش یوهانسن

1. Olusanya & Ahamuefula
2. Liu & Olumuyiwa

– جوسیلیوس استفاده کرده است. نتایج همه مدل‌ها نشانگر آن است که متغیر حجم نقدینگی بعد از متغیرهای شاخص بهای کالاهای وارداتی و تولید ناخالص داخلی بیشترین اثر را بر شاخص قیمت کالاهای مصرفی دارد.

دهمرده و کسایی (۱۳۹۰) در پژوهشی با عنوان «ریشه‌های تورم در اقتصاد ایران» به بررسی ریشه‌ها و عوامل مؤثر بر تورم در اقتصاد ایران طی سال‌های 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. در پایان، بر اساس نتایج، انتظارات تورمی با ضریب ۰/۴۵ به‌عنوان مهمترین عامل تأثیرگذار بر تورم شناخته شد. تأثیر تنگناهای ساختاری، نرخ تورم وارداتی، رشد نقدینگی و بهره‌وری نیروی کار هم قابل توجه است. در نهایت، می‌توان چنین بیان کرد که هیچ کدام از تئوری‌های موجود به تنهایی قادر به توضیح تورم در اقتصاد ایران نیستند.

نقوی و شاهنوشی (۱۳۹۴) در مقاله‌ای با عنوان «استفاده از نقشه علّی بیزین برای بررسی عوامل موثر بر تورم در اقتصاد ایران» به بررسی عوامل موثر بر تورم در اقتصاد ایران پرداختند. در این پژوهش با استفاده از نقشه علّی کامل، عوامل موثر بر تورم شناسایی شد. نتایج حاکی از آن بود که از بین متغیرهای مؤثر بر تورم، به‌ترتیب متغیر نرخ رشد اقتصادی در اقتصاد ایران بیشترین تاثیر را بر نرخ تورم دارد. دومین متغیر تاثیرگذار بر تورم در اقتصاد ایران، بر اساس نتایج شبکه علّی بیزین، متغیر نرخ بهره است. سومین متغیر تاثیرگذار بر تورم در اقتصاد ایران، انتظارات تورمی است که به دلیل افزایش حجم نقدینگی و بسیاری از سیاست‌های اقتصادی دیگر ایجاد و باعث تورم در اقتصاد می‌گردد و متغیر نرخ ارز در اقتصاد ایران چهارمین متغیر تاثیرگذار است.

معرفی روش مدل‌سازی
مبانی نظری روش میانگین‌گیری مدل بیزینی (BMA)

الزامات و کارکردها

مثال‌های متعددی می‌توان در خصوص مواردی عنوان نمود که پژوهشگران در مورد متغیرهایی که باید وارد مدل شوند، اختلاف‌نظر دارند. البته شایان ذکر است که این اختلاف‌نظرها در اغلب موارد هم منجر به تفاوت در نتیجه نیز شده است. روش کار در اقتصادسنجی متعارف بدین صورت است که ابتدا بر اساس یک سری آزمون‌های تشخیصی اولیه، یک مدل از بین همه مدل‌های ممکن انتخاب می‌شود و سپس بر اساس آن مدل انتخاب شده، به تخمین پارامترها پرداخته می‌شود. تخمین‌های

حاصل از این روش یک تخمین (آزمون مقدماتی[1]) است. در این روش، تخمین‌های گزارش شده مشروط به مدل انتخاب شده هستند، درحالی‌که آن‌ها به‌عنوان تخمین‌های غیرشرطی تفسیر می‌شوند (Magnus & Wang, 2012). از این رو اقتصادسنجی‌دانان سعی زیادی در حل این مشکل نموده‌اند. به‌عنوان مثال یکی از راه‌حل‌های ارایه شده انجام تست‌های متوالی به‌منظور حذف متغیرهای اضافی و یا اضافه کردن متغیرهای حذف شده به مدل است که به علت مشکلاتی که این روش داشت، مورد اطمینان پژوهشگران قرار نگرفت[2]. برای مثال حتی اگر پژوهشگری با آزمون‌های متوالی یک مدل ارایه کند، میزان خطایی که به واسطه تکرار زیاد آزمون‌ها رخ می‌دهد، بالا خواهد رفت. شاید بتوان از این خطاها چشم‌پوشی کرد، ولی قبول کردن یک مدل و عدم توجه به مدل‌های دیگر مطلوب نیست، زیرا هر مدل به پژوهشگر اطلاعات مفیدی ارایه می‌کند. یکی از روش‌های مناسب برخورد با نااطمینانی مدل «میانگین‌گیری مدل» است. در روش میانگین‌گیری از همه مدل‌ها استفاده می‌شود، ولی به همه آنها وزن یکسانی داده نمی‌شود. بلکه به مدل‌هایی که با توجه به باور اولیه پژوهشگر و اطلاعات حاصل از داده‌ها قابل اعتمادتر هستند، وزن بیشتری داده می‌شود. سپس یک میانگین وزنی از این تخمین‌ها محاسبه می‌گردد.

تخمین‌های متوسط‌گیری مدل

ایده اصلی تخمین‌زن‌های متوسط‌گیری مدل، این است که در ابتدا پارامترهای مورد نظر را به شرط هر مدل، در فضای مدل به‌دست‌آورده و سپس یک تخمین غیرشرطی به صورت متوسط وزنی از این تخمین‌های شرطی محاسبه می‌گردد. یک تخمین متوسط‌گیری مدل از β_1 به صورت رابطه (۴) است.

$$\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathbf{1}} = \sum_{t=1}^{l} \boldsymbol{\lambda}_{\mathbf{i}}\, \widehat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathbf{1i}} \qquad (۴)$$

که در آن λ_iها وزن‌های غیر منفی تصادفی و β_{1i} تخمینی از β_1 به شرطی است که مدل M_i به‌دست آمده است.

چارچوب آماری

چارچوب آماری مورد بررسی، مدل رگرسیون خطی به فرم (۵) است.

1. Pretest

۲. برای اطلاعات بیشتر به Poirier, 1995 صفحات ۵۲۳-۵۱۹ رجوع شود.

$$Y = X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + u \quad (۵)$$

که در آن y یک بردار $n \times 1$ از متغیر وابسته است. X_j ، $j = 1,2$ یک ماتریس $N \times k_j$ از مشاهده‌ها است. β_j یک بردار $k_j \times 1$ از پارامترهای مجهول رگرسیون است و u یک بردار تصادفی از اجزای اخلال است که اجزای آن $N(0, \sigma^2$ i.i.i.) هستند. فرض می‌گردد که:

$$k_1 \geq 1, k_2 \geq 0, k = k_1 + k_2 \leq n - 1 \quad (۶)$$

و ماتریس X =(X1,X2) دارای رتبه ستونی کامل است. در واقع به پیروی از روش کار دنی لاو و مگنس[1] (۲۰۰۴) بین X_1 و X_2 تفاوت قایل شد. دلیل این کار، آن است که X_1 دربردارنده متغیرهای توضیحی است که به لحاظ نظری و یا به‌خاطر سایر علت‌ها (صرف‌نظر از مقدار t مربوط به پارامتر β_1) باید در مدل باشد، درحالی‌که X_2 دربردارنده متغیرهای توضیحی است که نسبت به حضور آنها در مدل، اطمینان کمتری وجود دارد. نااطمینانی مدل به این دلیل ایجاد می‌گردد که جهت بهبود ویژگی‌های آماری تخمین رگرسورهای اصلی[2] مانع از ورود زیرمجموعه‌هایی از رگرسورهای فرعی[3] می‌گردد (Danilov & Magnus, 2004). از آنجایی که نااطمینانی مدل به K_2 متغیر از X_2 محدود می‌گردد، تعداد مدل‌های ممکن که مورد بررسی قرار می‌گیرد $I = 2^{k_2}$ است. از این به بعد M_i نشانگر امین مدل از فضای مدل است که به وسیله یک زیرمجموعه k_{2i} از رگرسورهای فرعی به‌دست می‌آید. مدل M_i به صورت رابطه (۷) نمایش داده می‌شود.

$$Y = X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + \varepsilon_i \quad i = 1, \ldots \ldots I \quad (۷)$$

میانگین‌گیری مدل بیزینی (BMA) و مدل رگرسیون خطی

مشابه با سایر تخمین‌زن‌های بیزینی[4] این تخمین‌زن هم اطلاعات و عقاید پیشین پژوهشگر در

1. Danilov & Magnus
2. Focus
3. Auxiliary

۴. مبنای اقتصادسنجی بیزینی (Bayesian Econometrics) بر اساس قانون احتمال بیز است، بدین صورت که اگر Y مجموعه داده‌های مربوطه در دسترس و θ بردار پارامترهای مورد نظر باشد، با توجه به اینکه یکی از اهداف مهم این رویکرد محاسبه احتمال تاثیرگذاری پارامترها به شرط مجموعه داده‌های در دسترس (یعنی $P(\theta/Y)$) است، می‌توان گفت که :

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

همچنین از آنجایی که P(Y) تابعی از θ نیست، پس می‌توان نتیجه گرفت:

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

مورد اجزای مجهول مدل را با اطلاعات به‌دست آمده از داده‌ها ترکیب می‌کند. اجزاء کلیدی آن، تابع درست‌نمایی نمونه، توزیع پیشین برای پارامترهای رگرسیون مدل M_i و توزیع پیشین برای فضای مدل است. اگر فرض شود که مدل M_i صحیح باشد، پس تابع درست‌نمایی نمونه به‌کار رفته به‌وسیله مدل را می‌توان به صورت رابطه (۸) نوشت:

$$p(y|\beta_1, \beta_{2i}, \sigma^2, M_i) \propto (\sigma^2)^{-n/2} \exp\left(-\frac{\varepsilon_i^T \varepsilon_i}{2\sigma^2}\right) \qquad (۸)$$

اطلاعات پیشین در مورد پارامترهای مدل M_i با در نظرگرفتن یک تابع پیشین غیرآگاهی[1] بخش در مورد پارامترهای β_1 و واریانس خطا σ^2، به‌علاوه یک تابع آگاهی‌بخش برای پارامترهای کمکی β_{2i} منجر به توزیع پیشین توام شرطی به شکل رابطه (۹) می‌شود:

$$p(\beta_1, \beta_2, \sigma^2|M_i) \propto (\sigma^2)^{(k_{2i}+2)/2} \exp\left(-\frac{\beta_{2i}^T V_{0i}^{-1} \beta_{2i}}{2\sigma^2}\right) \qquad (۹)$$

که در آن ماتریس واریانس- کوواریانس توزیع پسین β_{2i} بر اساس فرم استاندارد پیشنهاد شده برای آن توسط زلنر[2] (۱۹۸۶) و فرناندز و دیگران[3] (۲۰۰۱) به صورت رابطه (۱۰) است:

$$V_{0i}^{-1} = gX_{2i}^T M_1 X_{2i} \quad , \quad g = 1/\max(n, k_2) \qquad (۱۰)$$

g یک ضریب ثابت برای هر مدل است.

در استنباط بیزینی با ترکیب کردن تابع درست‌نمایی با توزیع پیشین شرطی به دنبال به‌دست آوردن توزیع پسین شرطی $p(\beta_1, \beta_2, \sigma^2|M_i)$ بوده تا بعد از محاسبه کردن توزیع پسین شرطی برای این تابع پیشین عمومی، تخمین‌های شرطی برای β_1 و β_{2i} برای مدل M_i به صورت رابطه (۱۱) محاسبه گردد[4]:

که در معادله بالا $P(\theta)$ تابع توزیع پیشین (Prior Function) بوده که نشان‌دهنده توزیع احتمال ذهنی پژوهشگر برای پارامترهای مدل قبل از مشاهده داده‌هاست. به $P(Y/\theta)$ که نشان‌دهنده تراکم داده‌ها بر روی پارامترهای مدل است و به فرآیند تولید داده‌ها اشاره دارد تابع درست‌نمایی (Likelihood Function) اطلاق می‌شود و در نهایت $P(Y/\theta)$ که با استفاده از ترکیب توابع پیشین و درست‌نمایی به‌دست می‌آید، تابع پسین (Posterior Function) نام دارد که توزیع احتمال پارامترها را پس از مشاهده دادها نشان می‌دهد.

1. Non-informative Priors
2. Zellner
3. Fernández *et al*.

۴. برای آگاهی از نحوه محاسبه اجزای ماتریس واریانس- کوواریانس این تخمین‌ها به مقاله مگنس و دیگران (۲۰۱۰) مراجعه شود.

$$\hat{\beta}_{1i} = E(\beta_1|y, M_i) = (X_1^T X_1)^{-1} X_1^T (y - X_{2i}\hat{\beta}_{2i}) \quad (۱۱)$$

$$\hat{\beta}_{2i} = E(\beta_{2i}|y, M_i) = (1+g)^{-1}\left(X_{2i}^T M_i X_{2i}\right)^{-1} X_{2i}^T M_1 y \quad (۱۲)$$

به شرطی که $n > k_1 + 2$ باشد.

اطلاعات و عقاید اولیه پژوهشگر در مورد فضای مدل به وسیله این فرض ارایه شده است که هر مدل بر اساس احتمال پسین خود وزن داده شده است.

$$\lambda_i = p(M_i|y) = \frac{p(M_i)p(y|M_i)}{\sum_{j=1}^{I} p(M_j)p(y|M_j)} \quad (۱۳)$$

که $p(M_i)$ احتمال پیشین برای مدل M_i و $p = (y|M_i)$ درست‌نمایی نهایی y برای مدل داده شده M_i است. با اختصاص دادن احتمال پیشین یکسان برای هر مدل و به‌کار بردن فرض‌های بالا برای توزیع پیشین، می‌توان نشان داد که:

$$\lambda_i = p(y|M_i) = c\left(\frac{g}{1+g}\right)^{k_{2i}/2} (y^T M_1 A_i M_1 y)^{-(n-k_1)/2} \quad (۱۴)$$

تخمین‌های شرطی β_1 و β_{2i} برای پارامترهای رگرسیون مدل M_i و وزن‌های مدل به‌دست می‌آید. تخمین‌های غیرشرطی BMA برای β_1 و β_{2i} نیز به صورت رابطه (۱۵و۱۶) محاسبه می‌گردد:

$$\hat{\beta}_1 = E(\beta_1|y) = \int_{i=1}^{I} \lambda_i \hat{\beta}_{1i} \quad (۱۵)$$

$$\hat{\beta}_2 = E(\beta_2|y) = \int_{i=1}^{I} \lambda_i T_i \hat{\beta}_{2i} \quad (۱۶)$$

که T_i ماتریس $k_2 \times k_{2i}$ تعریف شده به وسیله $T_i = (I_{k_{2i}}: 0)$ است.

متوسط وزنی حداقل مربعات (WALS)

روش میانگین‌گیری مدل بیزینی در کنار مزایای بسیار، دارای محدودیت‌هایی نیز است. اولین محدودیت آن مربوط به تابع پیشین به کار رفته در این روش است. به گونه‌ای که به طور تقریبی همیشه نرمال در نظر گرفته می‌شود و می‌تواند منجر به ریسک نامحدود گردد. به علاوه، دنباله توزیع نرمال باریک است. دومین محدودیت این روش مربوط به واریانس تابع پیشین است که به صورت (g-prior) در نظر گرفته می‌شود که صرفاً برای آسان کردن محاسبه‌ها بوده و هیچ توجیه نظری مستحکمی ندارد. در نهایت، سومین ایراد روش BMA، طولانی بودن محاسبه‌های مربوط به آن است؛ به گونه‌ای که برای انجام محاسبه‌های آن به روش‌ها یا الگوریتم‌های شبیه‌سازی و تقریب‌ساز نیاز است. مگنس و همکاران[1] (۲۰۱۰) همه این مشکلات را با ارایه روش میانگین‌گیری حداقل مربعات

1. Magnus *et al*.

و همچنین ارایه تابع توزیع پیشین لاپلاس[1] (به جای توزیع‌های پیشین نرمال در روش (BMA)) رفع کرده‌اند. روش WALS برخلاف روش BMA، بر پایه متعامدسازی اولیه رگرسورهای کمکی و پارامترهای آنها بنا شده است. بنابراین، حجم محاسبه‌ها توسط این تخمین‌زن به‌شدت کاهش می‌یابد. همچنین، امکان به‌کارگیری توزیع پیشین مطابق با مفهوم صریح‌تری از نااطمینانی در مورد نقش متغیرهای کمکی را می‌دهد (Masanjala & Papageorgiou, 2008).

توصیف متغیرها

همان‌طور که پیشتر اشاره شد در مجموع مطالعه‌هایی که پژوهشگران به بررسی عوامل مؤثر بر تورم پرداخته‌اند، تاکنون اثر تعداد زیادی از متغیرهای کلان اقتصادی را بر این متغیر کلیدی مورد تایید قرار داده‌اند. البته بدیهی است که جهت، شدت اثر و حتی معنی‌داری اثرگذاری هر یک از این متغیرها بر تورم کشورهای مختلف متفاوت است. بنابراین از آنجایی که روش میانگین‌گیری مدل بیزینی (BMA) و روش میانگین‌گیری حداقل مربعات (WALS) امکان بررسی نحوه اثرگذاری متغیرهای توضیحی متعددی را بر تورم فراهم می‌نمایند، به همین دلیل اثر ۱۴ متغیر توضیحی مختلف بر تورم در اقتصاد ایران بر مبنای این دو روش استنباط می‌گردد.

در این پژوهش از نوع داده‌های سری زمانی مربوط به سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۳ استفاده شده است. این داده‌ها از منابع آماری موجود در بانک مرکزی[2] (CBI)[3] و مرکز آمار جمع‌آوری شده است. متغیرها بر حسب نرخ رشد و نسبت در نظر گرفته شده‌اند، به‌طوری‌که همه متغیرها مانا هستند (نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد در خصوص مانایی متغیرها جهت صرفه‌جویی ارایه نشده است). در زیر توضیح مختصری در خصوص برخی از متغیرهای الگو بیان می‌گردد:

۱. برای سنجش تورم و قدرت خرید پول داخلی کشور، از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (CPI)[4] استفاده می‌شود[5].

1. Laplace

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

3. Central Bank of Iran

4. Consumer Price Index

۵. شاخص GDP Deflator میزان تورم را در تمامی فعالیت‌های اقتصادی ارزیابی می‌کند و بر خلاف شاخص CPI سبد مشخصی از کالا و خدمات را در بر نمی‌گیرد و میزان تورم در مجموعه بزرگ‌تری از اقتصاد را ارایه می‌کند، در نتیجه می‌تواند چشم‌انداز جامعی از وضعیت تورم در کشور را معین نماید، با این حال در مدل در نظرگرفته شده در این مطالعه نتایج شاخص CPI همخوانی بیشتری با واقعیت دارد و به همین دلیل از CPI به

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. بر اساس نظریه پولی آثار افزایش نقدینگی به سطح عمومی قیمت‌ها به سرعت ظاهر نمی‌گردد، بلکه نوسانات پولی، قیمت‌ها را در طول زمان به تدریج تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین به‌منظور درک الگوی زمانی فرآیند اثرگذاری پول بر قیمت‌ها، متغیر نقدینگی با وقفه معرفی گردیده است.

۳. همچنین بر اساس نظریه مقداری پول، تورم تابعی از درآمد واقعی است که در این پژوهش از تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های پایه بدون احتساب گروه نفت (۱۰۰=۱۳۸۳) استفاده گردیده است.

۴. با توجه به وابستگی کشورهای در حال توسعه از جمله ایران به درآمدهای حاصل از صدور نفت، متغیر درآمدهای نفتی طبق نظریه ساختارگرایان به‌عنوان یک متغیر ساختاری وارد مدل می‌گردد.

۵. از طرف دیگر بر اساس نظریه ساختارگرایان در مورد شکل‌گیری تورم در اقتصادهای نامتوازن (مانند اقتصاد ایران) و منحنی فیلیپس تعمیم‌یافته، متغیر شکاف تولید ناخالص داخلی به‌دست آمده از روش هادریک پریسکات[1] در مدل آورده شده است؛ چرا که به نظر می‌رسد با توجه به مزمن شدن تورم در کشور به جزء متغیرهای اسمی، متغیرهای حقیقی نیز بر تورم مؤثر بوده‌اند.

۶. متغیرهای نرخ رشد دستمزد و متوسط نرخ‌های سود علی‌الحساب سپرده‌های بانک‌های دولتی به‌عنوان جانشینی برای بررسی نظریه فشار هزینه انتخاب شده‌اند. همچنین کشور ما به‌دلیل وابستگی‌های وارداتی که در صنایع مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای دارد، تحت تأثیر اقتصاد جهانی است. افزایش تورم جهانی با تأثیر مستقیم، هزینه‌های تولید را افزایش می‌دهد. جهت در نظر گرفتن این موضوع نرخ رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی (به‌عنوان تورم وارداتی) وارد مدل می‌گردد[2].

۷. از تورم با وقفه به‌عنوان شاخصی برای نشان دادن تورم انتظاری استفاده شده است.

لازم به ذکر است که تلاش بر این بود که متغیرهای دیگری نیز در این مدل به‌منظور غنا بخشیدن به آن استفاده شود که از آن جمله می‌توان نرخ بیکاری، وقفه‌های متغیر تولید، وقفه‌های شکاف تولید،

جای شاخص GDP Deflator استفاده شده است.

1. Hadrick Prescott

۲. با توجه به اینکه شاخص قیمت کالاهای وارداتی تا سال ۱۳۸۶ منتشر شده است، در پژوهش حاضر جهت رفع این مشکل از رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی منتشر شده توسط دفتر آمار و پایش اقتصادی موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی که هم به لحاظ روش‌شناسی و هم بر اساس آمار اولیه مورد استفاده جهت محاسبه با داده‌های بانک مرکزی سازگار است، استفاده شده و شاخص وارداتی بانک مرکزی متناسب با این شاخص رشد داده شده است.

نسبت نقدینگی به تولید به‌عنوان شاخصی از مازاد پولی یا عدم تعادل پول و نرخ بهره خارجی اشاره نمود. اما بر اساس بررسی‌های انجام شده، هیچ یک اثر با اهمیتی را بر تورم نشان ندادند. مدلی که در این پژوهش بر اساس متغیرهای انتخاب شده آن ارایه گردیده است، بیشترین توان توضیح و تطبیق بهتری از واقعیت داشته است.

نتایج تجربی حاصل از میانگین گیری مدل بیزینی (BMA) و میانگین گیری حداقل مربعات (WALS)

طبق روال رایج، رگرسور اصلی شامل متغیر جمله ثابت است، درحالی‌که سایر متغیرهای بالقوه توضیحی در رگرسورهای کمکی قرار گرفته‌اند. پس از انجام عملیات (BMA) و (WALS) با استفاده از نرم‌افزار STATA در جدول (۱) تخمین ضرایب متغیرهای الگوی تورم نمایش داده شده است.

جدول ۱: نتایج حاصل از تخمیل مدل با استفاده از روش‌های (BMA) و (WALS)

نام متغیرها	BMA		WALS	
	ضریب	احتمال حضور در مدل	ضریب	نسبت t
جمله ثابت	۸/۸۶	۱	۰/۲۲	۰/۰۳
رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی	۰/۳۳	۱	۰/۲۴	۴/۰۸
رشد تولید ناخالص داخلی بدون احتساب گروه نفت	-۰/۳۶	۰/۵۱	-۰/۵۱	-۱/۰۹
رشد نقدینگی در دوره جاری	-۰/۰۱۱	۰/۱۳	-۰/۰۵	-۰/۶۵
وقفه رشد نقدینگی	۰/۱۷	۰/۶۲	۰/۳۲	۲/۳۳
رشد درآمدهای نفت	۱/۰۱	۰/۲۲	۴/۳۶	۱/۲۵
وقفه تورم	۰/۰۰۴	۰/۱۰	۰/۵۷	۰/۵۵
رشد شاخص دستمزد	۰/۲۷	۰/۱۹	۰/۰۴	۰/۴۷
رشد بهره	۰/۱۳	۰/۲۱	۰/۶۲	۱/۳۰
رشد بهره‌وری	-۰/۱۹	۰/۳۷	۰/۹۷	۰/۲۲
شکاف تولید	۰/۰۱	۰/۱۳	۰/۱۱	۰/۷۰

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول (۱) ملاحظه می‌گردد، ستون اول متغیرهای الگو را نشان می‌دهد. ستون دوم میانگین وزنی ضرایب پسین هر یک از متغیرهای توضیحی در کل مدل‌های برآورد شده است.

بدیهی است که این ضرایب از قابلیت اطمینان بالاتری نسبت به ضرایب متغیرهایی که تنها بر اساس یک مدل واحد تخمین زده شده‌اند، برخوردارند. ستون سوم نیز pip (احتمال پسین اینکه متغیر مورد نظر در مدل باشد) را نشان می‌دهد. با عنایت به ستون احتمال وقوع هر یک از متغیرهای توضیحی مورد نظر مشخص می‌گردد که در بین متغیر توضیحی در نظر گرفته شده، برخی از متغیرها تأثیر حتمی‌تری بر تورم می‌گذارند (احتمال تعلق آنها به الگوی تورم بالا حتمی است).

به‌عنوان یک راهنمایی رفتری[1] (۱۹۹۵) و ماسانجالا و پاپاجیریو[2] (۲۰۰۸) پیشنهاد کردند که یک pip بزرگتر از ۰/۵۰ (که به طور تقریبی برابر با مقدار t=1 به صورت قدرمطلق است) نشانگر یک رگرسور قوی است[3]. نتایج حاصل از برآورد الگوی گویای آن است که ضرایب برآورد شده تمام متغیرها از حیث علامت مطابق با تئوری است، اما از حیث اینکه کدام رگرسور دارای ارتباط قوی[4] با تورم است، وضعیت متغیرهای مختلف متفاوت است. با عنایت به ستون احتمال وقوع هر یک از متغیرهای توضیحی مورد نظر مشخص می‌گردد که مقدار pip برای رگرسور اصلی جمله ثابت مقدار یک است، چرا که این رگرسور با احتمال یک در همه مدل‌ها حضور دارد.

در بین رگرسورهای کمکی رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی (dlmpi) قویترین رگرسور کمکی با pip=1 است. یعنی رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی تأثیر حتمی بر تورم در اقتصاد ایران دارد، به طوری‌که به ازای هر یک درصد رشد در شاخص قیمت کالاهای وارداتی ۰/۳۳ درصد به تورم در جامعه افزوده خواهد شد. این امر به علت وابستگی شدید صنایع داخلی کشور به مواد اولیه و واسطه‌ای وارداتی است. افزایش قیمت کالاهای مصرفی خارجی به‌طور مستقیم روی شاخص قیمت‌ها اثر گذاشته، آن را افزایش می‌دهد. جهت دیگری که واردات روی تورم داخلی اثر می‌گذارد از طریق افزایش قیمت کالاهای واسطه‌ای، سرمایه‌ای و مواد اولیه است که باعث افزایش هزینه‌های تولید شده،

---

1. Raftery
2. Masanjala & Papageorgiou

۳. استدلالی که پشت این امر است از این فرض پیروی می‌کند زمانی که اندازه یک مدل مجهول است و محقق واقعاً در مورد فضای مدل واقعی و غلط اطلاعی ندارد رویه استاندارد این است که از توزیع یکسانی برای همه فضای مدل در نظر بگیریم. با انجام چنین کاری برای همه مدل‌ها باعث می‌گردد که همه مدل‌ها شانس یکسانی برای انتخاب شدن داشته باشند، در چنین موقعیتی Prior Inclusion Probability برای رگرسورها ۰/۵۰ انتخاب می‌شود. بعد از محاسبه مدل اگر Pip بالاتر از ۰/۵ باشد این خود عاملی برای حمایت از این موضوع است که آن متغیر در مدل باید باشد.

4. Robust

قیمت تمام شده کالاهای مصرفی را افزایش می‌دهد.

نکته جالب آن است که رابطه بین تورم و رشد نقدینگی دوره جاری قوی نیست و pip مربوط به رشد نقدینگی دوره جاری ۰/۱۳ است. اما رشد نقدینگی دوره قبل با ۰/۶۲ = pip دومین متغیر قوی است. به طوری که به ازای هر یک درصد رشد در نقدینگی دوره قبل، ۰/۱۷ واحد به تورم در جامعه افزوده خواهد شد. پس نتیجه‌ای که از بررسی رشد نقدینگی دوره جاری و رشد نقدینگی دوره قبل به‌دست می‌آید این است که آثار افزایش نقدینگی بر تورم به سرعت ظاهر نمی‌شود، بلکه نوسانات پولی، به‌تدریج و بعد از یک دوره ظاهر می‌گردد.

نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بدون احتساب گروه نفت دارای ضریب منفی است که در درجه اول مطابق با تئوری بوده و در درجه دوم سومین متغیر قوی با ۰/۵۱ = pip است. تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت بیانگر عرضه و تقاضای کل جامعه است و بنابراین افزایش تولید به منزله کاهش شکاف بین عرضه و تقاضای کل است. افزایش تولید می‌تواند بخشی از آثار تورمی را خنثی کند. به طور میانگین هر یک درصد رشد در تولید، ۰/۳۶ واحد از تورم در جامعه می‌کاهد.

رویه معمول در اقتصادسنجی متعارف این است که متغیرهایی که به لحاظ آماری معنی‌دار نیستند، مورد بررسی قرار نمی‌گیرند. اما در اقتصادسنجی بیزینی برای هرکدام از آنها مقدار احتمال اینکه در مدل بهینه باشند، محاسبه می‌گردد. برای مثال هر چند متغیر رشد دستمزد دارای pip=۱۹ است و تاثیر کمی بر تورم دارد، ولی ۱۹ درصد احتمال وجود دارد که در مدل بهینه باشد.

در جدول (۱)، همچنین تخمین ضرایب متغیرهای الگوی تورم به روش میانگین‌گیری حداقل مربعات (WALS) نمایش داده شده است. در این قسمت به بررسی نتایج حاصل از تخمین (WALS) پرداخته می‌گردد. برای بررسی اهمیت هر یک از رگرسورها، مقدار t برای هریک از تخمین‌های WALS محاسبه شده است.

با عنایت به ستون t هر یک از متغیرهای توضیحی مورد نظر مشخص می‌گردد که در بین متغیر توضیحی در نظرگرفته شده، برخی از متغیرها تأثیر حتمی‌تری بر تورم می‌گذارند. در روش WALS نیز رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی با مقدار t=۴/۰۸ به‌عنوان مهمترین متغیر تأثیرگذار بر تورم شناخته می‌شود. متغیر رشد نقدینگی دوره قبل با مقدار t =۲/۳۳ دومین متغیر مهم اثرگذار بر تورم در اقتصاد ایران است. متوسط متغیرهای نرخ‌های سود علی‌الحساب سپرده‌های بانک‌های دولتی، رشد درآمدهای نفت و رشد تولید ناخالص داخلی بدون احتساب گروه نفت به‌ترتیب با مقدار t =۱/۳۰، t =۱/۲۵، t =۱/۰۹ هم از عوامل مهم اثرگذار بر تورم در اقتصاد ایران است. سایر متغیرها دارای ارتباط

قوی با تورم نیستند. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد نتایج حاصل از تخمین الگو به روش BMA و WALS به لحاظ کیفی تفاوت زیادی با یکدیگر ندارند.

Vselect

در ادامه یک برنامه جدیدی در نرم‌افزار STATA تحت عنوان «Vselect» ارایه می‌گردد. این برنامه جهت انتخاب متغیرها، بعد اجرای یک مدل رگرسیون خطی به‌کار گرفته می‌شود. بخش عمده‌ای از مبانی نظری این قسمت از ترجمه مقاله لیندسی و شیتیر[1] (۲۰۱۰) گرفته شده است.

دستور Vselect، الگوریتم‌های انتخاب گام‌به‌گام[2] از قبیل انتخاب رو به جلو[3] و حذف رو به عقب[4] را هم اجرا می‌کند و همچنین زمانی که گزینه بهترین زیرمجموعه انتخاب گردد، از الگوریتم Leaps-and-Bounds استفاده‌کرده و بهترین زیرمجموعه را برای هر تعداد متغیر توضیحی تعیین می‌کند؛ همچنین برای هر زیرمجموعه، معیارهای اطلاعات گزارش می‌گردد.

مدل بهینه بر اساس معیارهای اطلاعات، مدلی با این ویژگی‌هاست: کوچکترین مقدار BIC،[5] AIC،[6] AICC[7] و بیشترین مقدار R^2 تعدیل‌شده و یک مقدار Mallows'sCp که نزدیک به تعداد متغیرهای توضیحی در مدل، به‌علاوه یک است یا دارای کوچکترین مقدار Mallows'sCp در بین سایر مقدار Mallows'sC باشد. مواردی وجود دارد که یک مدل به تنهایی همه این معیارها را بهینه نمی‌کند. راهنمایی محکم و ثابتی برای چنین شرایطی وجود ندارد. می‌توان انتخاب‌ها را به تعدادی از مدل‌هایی که به حالت بهینه نزدیک هستند، محدود کرده و سپس یک انتخاب دلخواه از بین آنها انجام داد. همه مدل‌های گروه آخر به لحاظ مناسب بودن به یکدیگر نزدیک هستند و بنابراین با انتخاب از بین این مدل‌ها نه به قدرت توضیحی مدل زیاد اضافه می‌شود و نه از قدرت توضیحی مدل زیاد کاسته می‌شود. نتایج حاصل از تخمین Vselect در جدول (۲) است:

1. Lindsey & Sheather
2. Stepwise
3. Forward Selection
4. Backward Elimination
5. Bayesian Information Criterion
6. Akaike's Information Criterion
7. Akaike's Corrected Information Criterion

جدول۲: نتایج برنامه Vselect

Preds	R^2adj	C	AIC	AICC	BIC
۱	۰/۷۱۷۵۴۳۳	۱۳/۴۲۰۸۱	۱۵۳/۲۴۲۱	۱۵۴/۳۸۴۹	۱۵۵/۶۷۹۸
۲	۰/۷۷۶۲۷۶۶	۷/۰۷۸۰۶۷	۱۴۸/۳۰۲۹	۱۵۰/۳۰۲۹	۱۵۱/۹۵۹۵
۳	۰/۸۲۱۴۱۷۹	۲/۸۷۰۰۳۲	۱۴۳/۵۰۵۸	۱۴۶/۶۶۳۷	۱۴۸/۳۸۱۳
۴	۰/۸۲۹۷۵۳۷	۳/۰۴۰۵۱۸	۱۴۳/۰۹۱	۱۴۷/۷۵۷۷	۱۴۹/۱۸۵۴
۵	۰/۸۳۹۹۷۳۷	۳/۱۰۹۶۵۳	۱۴۲/۲۶۱	۱۴۸/۸۴۹۲	۱۴۹/۵۷۴۳
۶	۰/۸۴۰۵۶۷۱	۴/۲۰۵۱۸۹	۱۴۲/۸۱۶۴	۱۵۱/۸۱۶۴	۱۴۱/۳۴۸۶
۷	۰/۸۴۰۲۸۹۳	۵/۳۸۵۴۷۸	۱۴۳/۴۳۱	۱۵۵/۴۳۱	۱۵۳/۱۸۲
۸	۰/۸۳۳۶۵۹۷	۷/۱۰۱۲۸۷	۱۴۴/۹۳۲۲	۱۶۰/۶۴۶۵	۱۵۵/۹۰۲۱
۹	۰/۸۲۳۴۷۰۷	۹/۰۲۹۷۳۱	۱۴۶/۸۰۵	۱۶۷/۱۱۲۷	۱۵۸/۹۹۳۸
۱۰	۰/۸۱۱۲۶۲۳	۱۱	۱۴۸/۷۵۲	۱۷۴/۷۵۲	۱۶۲/۱۵۹۶

۱	رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی				
۲	رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی	رشد بهره‌وری			
۳	رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی	وقفه رشد نقدینگی	رشد تولید ناخالص داخلی بدون احتساب گروه نفت		
۴	رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی	وقفه رشد نقدینگی	رشد درآمدهای نفت	رشد تولید ناخالص داخلی بدون احتساب گروه نفت	

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

ادامه جدول۲: نتایج برنامه Vselect

				رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت	رشد بهره	رشد درآمدهای نفت	وقفه رشد نقدینگی	رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی	۵
				رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت	رشد بهره	رشد درآمدهای نفت	وقفه رشد نقدینگی	رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی	۶
			رشد نقدینگی در دوره جاری	رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت	رشد بهره	رشد درآمدهای نفت	وقفه رشد نقدینگی	رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی	۷
		رشد بهره‌وری	رشد نقدینگی در دوره جاری	رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت	رشد بهره	رشد درآمدهای نفت	وقفه رشد نقدینگی	رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی	۸
	وقفه تورم	رشد بهره‌وری	رشد نقدینگی در دوره جاری	رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت	رشد بهره	رشد درآمدهای نفت	وقفه رشد نقدینگی	رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی	۹
رشد شاخص دستمزد	وقفه تورم	رشد بهره‌وری	رشد نقدینگی در دوره جاری	رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت	رشد بهره	رشد درآمدهای نفت	وقفه رشد نقدینگی	رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی	۱۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از تخمین نشانگر آن است که بهینه‌ترین مدل در بین مدل‌هایی که فقط یک متغیر توضیحی دارند، مدلی است که شامل رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی است. در بین مدل‌هایی که شامل دو متغیر توضیحی هستند مدل بهینه، مدلی است که شامل متغیر رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی و بهره‌وری است. مدلی که شامل سه متغیر، رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی، رشد تولید ناخالص داخلی و رشد نقدینگی در دوره قبل است، بهینه‌ترین مدل در بین مدل‌هایی است که با ۳ متغیر می‌توان ساخت. به همین صورت برای هر تعداد متغیر توضیحی بهینه‌ترین مدل ارایه شده است. اما در رابطه با انتخاب بهترین تعداد متغیرهای توضیحی برای مدل، بر اساس معیارهای اطلاعاتی BIC، AICc و Mallows'sCp (در شرایطی که کوچکترین مقدار آن انتخاب شود) مدلی با ۳ متغیر توضیحی، مدل بهینه است. مقدار بهینه R^2 تعدیل شده ۰/۸۴۰۵ است که توسط مدلی با ۶ متغیر توضیحی به‌دست آمده است و انتخاب مدل بر اساس AIC مدلی با ۵ متغیر را پیشنهاد می‌کند.

خلاصه و نتیجه‌گیری

در این پژوهش با استفاده از روش میانگین‌گیری مدل بیزینی (BMA) و روش متوسط‌گیری حداقل مربعات (WALS) اثر ۱۰ متغیر توضیحی بر تورم در اقتصاد ایران، برای داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۳ مورد مطالعه قرار گرفت. روش‌های میانگین‌گیری بیان شده در مقاله در الگوهای بزرگ مورد استفاده قرار گرفته و در آن تمامی زیرالگوهای ممکن (در اینجا ۲۱۰ الگو) برآورد می‌شود. سپس ضریب هر متغیر در تمامی الگوها متوسط‌گیری می‌گردند. وزن‌ها در این متوسط‌گیری بر اساس قاعده بیز یا احتمال پسین هر الگو تعیین می‌گردد. از متغیر رشد شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) به‌عنوان متغیر وابسته در این پژوهش استفاده می‌گردد. در مجموع نتایج حاصل را می‌توان به صورت زیر خلاصه کرد:

بر اساس روش (BMA) مهمترین متغیر موثر بر تورم در اقتصاد ایران، رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی است. ضریب این متغیر به طور تقریبی ۰/۳۳ به‌دست آمده که بیانگر آن است که به ازاء هر یک درصد رشد در شاخص قیمت کالاهای وارداتی، ۰/۳۳ درصد به تورم در جامعه افزوده خواهد شد. این امر به علت وابستگی شدید صنایع داخلی کشور به مواد اولیه و واسطه‌ای وارداتی است.

آثار افزایش نقدینگی بر تورم در اقتصاد ایران به سرعت ظاهر نمی‌گردد، بلکه نوسانات پولی، به تدریج و بعد از یک دوره ظاهر می‌گردد. نقدینگی دوره قبل دومین متغیر مهم مؤثر بر تورم در اقتصاد ایران است. سومین عاملی که با تورم ارتباط قوی دارد، رشد تولید ناخالص داخلی بدون احتساب گروه

نفت است. افزایش تولید بخشی از آثار تورمی را خنثی می‌کند. به طور میانگین هر یک درصد رشد در تولید، ۰/۳۶درصد از تورم در جامعه می‌کاهد. سایر متغیرهای در نظر گرفته شده دارای ارتباط قوی با تورم ندارند.

در روش WALS نیز رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی با مقدار t=۴۰/۸ به‌عنوان مهمترین متغیر تأثیرگذار بر تورم شناخته می‌گردد. متغیر رشد نقدینگی دوره قبل با مقدار t=۲/۳۳ دومین متغیر مهم اثرگذار بر تورم در اقتصاد ایران است. متوسط متغیرهای نرخ‌های سود علی‌الحساب سپرده‌های بانک‌های دولتی، رشد درآمدهای نفت و رشد تولید ناخالص داخلی بدون احتساب گروه نفت به ترتیب با مقدار t =۱/۳۰، t=۱/۲۵، t=۱/۰۹ هم از عوامل مهم اثرگذار بر تورم در اقتصاد ایران است. سایر متغیرها دارای ارتباط قوی با تورم نیستند. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد نتایج حاصل از تخمین الگو به روش BMA و WALS به لحاظ کیفی تفاوت زیادی با یکدیگر ندارند.

پیشنهادها

در پایان با توجه به نتایج بدست آمده در این پژوهش، مجموعه پیشنهادهایی به‌منظور دستیابی به نرخ تورم پایین‌تر به صورت زیر ارایه می‌گردد: با توجه به اثر توضیحی و نقش مهم شاخص قیمت کالاهای وارداتی بر سطح عمومی قیمت‌ها و از آنجایی که تورم حاصل از کالاهای وارداتی، اثر مستقیم بر افزایش تورم داخلی کشور دارد، بنابراین کاهش هر چه بیشتر وابستگی به خارج و تاکید بر افزایش تولیدات داخلی و افزایش عرضه کل و ارتقای کیفیت تولیدات داخلی به طوری که قابلیت رقابت با کالای مشابه خارجی باشد، می‌تواند از تأثیرپذیری اقتصاد داخلی از تورم وارداتی بکاهد.

گسترش سطح روابط دیپلماتیک با سایر کشورها به خصوص کشورهایی که در تجارت جهانی مطرح هستند و برقراری روابط مستقیم اقتصادی با آنها می‌تواند از طریق بهره‌مندی از قیمت‌های پایین‌تر کالاهای خارجی، حذف هزینه‌های واسطه‌گری و کاهش هزینه‌های مربوط به حمل و نقل در پایین آوردن تورم مؤثر باشد.

همچنین با توجه به اینکه تولید ناخالص داخلی، یکی از مهمترین متغیرهای اثرگذار بر تورم است، می‌توان نتیجه گرفت که در بلندمدت باید به سیاست‌های طرف عرضه توجه نمود. البته رشد اقتصادی مقوله‌ای یک شبه نیست و اساساً پدیده‌ای بلندمدت بوده و ناظر بر رشد ظرفیت‌های تولیدی در جامعه است.

برای کاهش تورم می‌توان از سیاست پولی انقباضی استفاده نمود. لکن از سویی باید توجه داشت

که اثرات ضدتورمی ناشی از کاهش حجم پول در اقتصاد ایران در طی دوره جاری تخلیه نمی‌گردد، بلکه اثر آن با یک دوره وقفه ظاهر می‌گردد. بنابراین، این امر ممکن است موجب بی‌ثباتی در اثرات استفاده از سیاست‌های پولی شود. با توجه به این امر در استفاده از سیاست‌های پولی باید حداکثر دقت و احتیاط صورت گیرد؛ همچنین رونق بازار دارایی‌ها می‌تواند با جذب بخش عمده‌ای از نقدینگی در جامعه، موجب کاهش فشار تورمی شود.

منابع

الف) فارسی

بانک اطلاعات سری زمانی‌های اقتصادی. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. قابل دسترسی در سایت *http://tsd.cbi.ir*

تشکینی، احمد (۱۳۸۲). آیا تورم یک پدیده پولی است. *مجله تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران*، شماره ۶۷، صص ۱۸۱-۲۱۲.

تروی، ثیک جمز آنتونی (۱۳۶۲)، *تورم: راهنمایی برای بحران در تئوری اقتصادی معاصر*، مترجمین حسین عظیمی و حمید غفارزاده، مؤسسه انتشارات امیرکبیر.

دهمرده، نظر و کسایی، زهرا (۱۳۹۰). ریشه‌های تورم در اقتصاد ایران. *دو فصلنامه علمی - پژوهشی جستارهای اقتصادی*، سال ۸، شماره۱۵، صص۱۶۵-۱۸۸

طیب‌نیا، علی (۱۳۷۳). تبین پولی تورم: تجربه ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران*، شماره۴۹، صص ۷۴-۴۳.

گرجی، ابراهیم و مدنی، شیما (۱۳۸۴). *سیر تحول در تجزیه و تحلیل‌های تئوری کلان اقتصادی*. تهران: شرکت چاپ و نشر بازرگانی.

نصراصفهانی، رضا و یاوری، کاظم (۱۳۸۲). عوامل اسمی و واقعی مؤثر بر تورم در ایران - رهیافت خودرگرسیون برداری. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۱۶، صص ۶۹-۹۹.

نقوی، سمیه و شاهنوشی، ناصر (۱۳۹۴). استفاده از نقشه علّی بیزین برای بررسی عوامل موثر بر تورم در اقتصاد ایران. *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۰، شماره ۱، صص ۲۱۷-۲۵۲.

ب) 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. A. (2009). External and Internal Determinants of Inflation: A Case Study of Saudi Arabia, Middle East. *Journal of Economics and Finance*, 2(1-2), pp.25-38.

Danilov, D. & Magnus, J. R. (2004). On the Harm that Ignoring Pretesting Can Cause. *Journal of Econometrics*, 122(1), pp.27-46.

Fernández, C., Ley, E. & Steel, M. F. J. (2001). Model Uncertainty in Cross-country Growth Regressions. *Journal of Applied Econometrics*, l(16), pp.563–576.

Friedman, M. (1970). *The Counter-revolution in Monetary Theory*. IEA Occasional Paper, No. 33 Institute of Economic Affairs. First published by the Institute of Economic Affairs, London.

Lindsey, C. & Sheather, S. (2010). Variable Selection in Linear Regression. *The Stata Journal*,10(4), pp.650-669.

Liu, O. & Olumuyiwa, S. A. (2000). *Determinants of Inflation in Islamic Republic of Iran*. IMF Working Paper, wp,.00127/.

Loungani, P. & Swagel, P. (2001). *Sources of Inflation in Developing Ping Countries*. IMF Working Paper, wp/01198/.

Lucas, R. E. J. (1973). Some International Evidence on Output–inflation Tradeoffs. *American Economic Review*, 63(3), pp.326-334.

Magnus, J. R. & Wang, W. (2 012). *Concept Based Bayesian Model Averaging and Growth Empirics*. Center Discussion Paper, Series No.201-2017.

Magnus, J. R., Powell, O. & Pr¨ufer, P. (2010). A Comparison of Two Model Averaging Techniques with an Application to Growth Empirics. *Journal of Econometrics*, 154(2), pp.139–153.

Masanjala, W. & 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(5), pp. 671-682.

Olusanya, E. O. & Ahamuefula, E. O. (2014). *Modeling the Nigerian Inflation Process Using the Bayesian Model Averaging (BMA) Approach*. Second Bayesian Young Statisticians Meeting (BAYSM 2014), Vienna. p.1.

Poirier, D. (1995). *Intermediate Statistics and Econometrics: A Comparative Approach*. Cambridge: The MIT Press. pp.519–523.

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*, 83(2), pp.241-254.

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

پیوست:

نتایج حاصل از تخمین vselect به صورت زیر است:

```
Optimal models:

  # Preds     R2ADJ         C       AIC      AICC       BIC
      1   .7175433  13.42081  153.2421  154.3849  155.6798
      2   .7762766  7.078067  148.3029  150.3029  151.9595
      3   .8214179  2.870032  143.5058  146.6637  148.3813
      4   .8297537  3.040518   143.091  147.7577  149.1854
      5   .8399737  3.109653   142.261  148.8492  149.5743
      6   .8405671  4.205189  142.8164  151.8164  151.3486
      7   .8402893  5.385478   143.431   155.431   153.182
      8   .8336597  7.101287  144.9322  160.6465  155.9021
      9   .8234707  9.029731   146.805  167.1127  158.9938
     10   .8112623        11   148.752   174.752  162.1596

predictors for each model:

1  :  roshvaredat
2  :  roshvaredat bahrevari
3  :  roshvaredat lrm rgdpbn
4  :  roshvaredat lrm dlnaft rgdpbn
5  :  roshvaredat lrm dlnaft bahre rgdpbn
6  :  roshvaredat lrm dlnaft bahre rgdpbn roshdeshekaftold
7  :  roshvaredat lrm dlnaft bahre rgdpbn roshdeshekaftold rm
8  :  roshvaredat lrm dlnaft bahre rgdpbn roshdeshekaftold rm bahrevari
9  :  roshvaredat lrm dlnaft bahre rgdpbn roshdeshekaftold rm bahrevari linf
10 :  roshvaredat lrm dlnaft bahre rgdpbn roshdeshekaftold rm bahrevari linf rwage
```