فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی
سال پانزدهم، شماره ۵۷، تابستان ۱۳۹٤، صفحات ۲۲۸-۱۹۳

اثر بازده بخش سوداگری بر تورم در اقتصاد ایران: مدل TVP-FAVAR

محسن خضری*، بهرام سحابی، کاظم یاوری***، حسن حیدری*****

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۲/۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۴/۲۴

چکیده

بر اساس نتایج مطالعات مختلف، ارزیابی تعیین‌کننده‌های تورم با استفاده از الگوی VAR استاندارد به دلیل تورش متغیرهای حذف شده در الگوی VAR، به نتایج نادرستی منتهی می شود. به عنوان نمونه می‌توان به مشکل معمای قیمت در ادبیات تجربی اشاره کرد. در این تحقیق جهت بررسی دقیق تر تعیین‌کننده‌های تورم در اقتصاد ایران و پیش‌بینی تورم به جای مدل FAVAR با ضرایب ثابت با استفاده مدل های TVP-FAVAR، اقدام به مدل‌سازی تورم شده است به طوری که متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، رشد پایه پولی، تورم، نرخ ارز و نرخ سود بانکی به عنوان متغیرهای اصلی و متغیر از طبقه‌بندی کلی به عنوان متغیر پنهان، جهت تخمین متغیر غیر قابل مشاهده ۱۱ بخش سوداگری کشور وارد مدل شده‌اند. نتایج حاضر بیانگر تغییر روابط بین متغیرهای فوق در طول زمان است و اثرگذاری شرایط حاکم بر اقتصاد کشور را در نحوه اثرگذاری متغیرهای مدل روی یکدیگر نشان می‌دهد به طوری که بر اساس نتایج تحقیق حاضر رشد نقدینگی شدید در اقتصاد ایران و ضعف‌های ساختاری و نهادی در جذب منابع حاصل از افزایش نقدینگی توسط بخش تولیدی کشور، علاوه بر حرکت نقدینگی به سمت بخش نامولد و سوداگری کشور، زمینه‌ساز تورم‌های شدیدی در اقتصاد کشور شده است.

طبقه‌بندی JEL: *E31, E37, C11, C53*
کلیدواژه‌ها: *سوداگری، تورم، مدل‌های دینامیک*

---

* دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه تربیت درس، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی:
mohsen.khezri1364@gmail.com

** استادیار دانشگاه تربیت مدرس، پست الکترونیکی:
sahabi_b@modares.ac.ir

*** دانشیار دانشگاه تربیت مدرس، پست الکترونیکی:
kyavari@gmail.com

**** استادیار دانشگاه تربیت مدرس، پست الکترونیکی:
hassanheydari78@gmail.com

۱- مقدمه

مطالعات اولیه در پیش بینی تورم بیشتر در قالب منحنی فیلیپس[1] سنتی بود که رابطه تورم و بیکاری بر اساس آن مفهوم پیدا می کرد، اما بعد از چند دهه و به خصوص بعد از نقد لوکاس[2]، منحنی فیلیپس اولیه دچار تحولات شگرفی شد. (کینگ[3]، ۲۰۰۸)

در دهه ۱۹۷۰ با بروز بحران‌ها و شوک‌ها، حالت رکود تورمی در اقتصاد به وجود آمد. سیاستگذاران با توجه به آموزه های منحنی فیلیپس، افزایش تورم را به افزایش بیکاری ترجیح دادند، اما همان طور که فریدمن و فیلیپس پیش بینی کرده بودند، نرخ بیکاری به نرخ طبیعی‌اش بازگشت که این بار با نرخ‌های بیشتر تورم همراه بود. به این ترتیب، تفسیر ساختاری پیش گفته از منحنی فیلیپس اعتبار خود را از دست داد.

با سپری شدن یک دوره تورم اندک در دهه ۱۹۸۰ و اوایل دهه ۱۹۹۰، اقتصاددانان بار دیگر روی تفسیری ساختاری از منحنی فیلیپس مطالعه می کنند.

از میانه دهه ۱۹۹۰ اقتصاددانان با فرض خنثی بودن پول شروع به واردکردن انعطاف ناپذیری قیمت اسمی به الگوهای تعادل عمومی کردند. از این برنامه‌های پژوهشی بود که منحنی فیلیپس نیوکینزینی پدید آمد.

منحنی جدید، تورم واقعی و انتظاری را نه به نرخ بیکاری، بلکه به مقیاسی از هزینه نهایی کل مرتبط می سازد. ازآنجا که هزینه ی نهایی در الگوی اصلی منحنی فیلیپس نیوکینزینی، تورم را تحریک می کند، موجب می‌شود که تطبیق داده‌ها دشوار شود، از این رو الگوی منحنی فیلیپس نیوکینزینی با ورود وقفه‌های تورم تعدیل شد. (استوک، واتسون[4]، ۲۰۰۸)

در زمینه مدل‌سازی تورم در اقتصاد ایران نیز دیدگاه واحدی در رابطه با متغیرهای موقت و دائمی تعیین‌کننده تورم وجود ندارد؛ برخی اقتصاددانان رشد بی‌رویه حجم پول و گروهی دیگر اضافه تقاضا در بازار کالا (جعفری صمیمی، قلی‌زادی کناری، ۱۳۸۶)،

1- Philips Curve
2- Lucas
3- King
4- Stockand Watson

برخی فشار هزینه و افزایش قیمت نهاده‌های تولیدی و عده‌ای دیگر تنگناهای موجود در بخش‌های مختلف و ضعف در بخش‌های کشاورزی و تجارت تک‌محصولی را منشأ اصلی تورم عنوان می‌کنند.

اقتصاددانان بسیاری معتقدند که تورم یک پدیده پولی است (نظیفی، ۱۳۸۱ و طیب‌نیا، ۱۳۷۵). در بیان کلی در مطالعات انجام شده از علل تورم در ایران می‌توان به تنگناهای ساختاری اقتصاد ایران مانند کسری بودجه مداوم، عرضه کم کشش، وابستگی ساختاری تولید به واردات، تخصیص نابجا و نادرست ارز (شهاب، محمدرضا، ۱۳۸۶)، افزایش مداوم نقدینگی و کاهش تولید نام برد به طوری که اثرات موقت و دائمی چنین متغیرهایی زمینه‌ساز تورم بالا در اقتصاد ایران هستند.

درحالی که در کارهای تجربی به علت محدودیت های روش تحقیق در بیان متغیرهای اثرگذار بر تورم در اقتصاد ایران همواره با فرض اثرات دائمی متغیرها اقدام به تعیین متغیرهای اثرگذار بر تورم شده است، در مجموع، نگاهی به ادبیات منحنی فیلیپس در نیم‌قرن گذشته بیانگر این نکته مهم است که روابط بین متغیرها طی زمان تغییر می‌کند.

بر اساس نظر استوک واتسون (۲۰۰۸) از مهم‌ترین مشکلاتی که مدل‌های گذشته برای پیش‌بینی داشتند این بود که نمی‌توانستند پیش‌بینی درستی را در طول زمان ارائه دهند و گاه مشاهده‌شده بود که مدل‌هایی می‌توانستند پیش‌بینی را در دوران رکود به خوبی تخمین بزنند و بعضی از مدل‌ها پیش‌بینی را در دوران رونق بهتر تخمین می‌زدند و این باعث شده بود که یک مدل نتواند تعریف شود که این مشکل را حل کند به طوری که بتواند در تمامی مقاطع زمانی پیش‌بینی‌های مناسب‌تر و قابل‌اعتمادتری را ارائه دهد.

چنین فرضی، کاربرد نتایج مطالعات تجربی را برای سیاستگذاران بانک مرکزی با محدودیت مواجه می‌کند، زیرا سیاستگذاران بانک مرکزی نباید به تغییرات موقتی و زودگذر در سطح قیمت‌ها واکنش نشان دهند و باید با نادیده گرفتن تغییرات قیمت کوتاه‌مدت و زودگذر و بررسی تورم یکنواخت، درصدد ایجاد ثبات اقتصادی باشند.

عمده‌ترین مطالعاتی که در چند سال اخیر در زمینه پیش‌بینی تورم صورت گرفته است، بیشتر در قالب روش‌های پارامترهای متغیر در طول زمان *(TVP)*[1] و مدل‌های مونت‌کارلو و زنجیره مارکوف[2] *(MCMC)* هستند. (ناکاییما، ۲۰۱۱)

در تحقیق حاضر فرضی مشابه در نظر گرفته شده است به طوری که بر اساس روش استوک واتسون (۱۹۹۹ و ۲۰۰۸)، قدرت متغیرهای مورد تأیید با استفاده از مبانی نظری منحنی فیلیپس و متغیرهایی اصلی که در مطالعات تجربی داخلی دارای اثرگذاری معنی‌دار بر تورم بوده‌اند، در پیش‌بینی و اثرگذاری غیرخطی بر تورم ایران مورد بررسی قرارگرفته است.

سرعت معاملاتی گردش پول عبارت از مقدار متوسط چرخش پول برای پوشش معاملات است حال اینکه معاملات یا مربوط به تولید ناخالص ملی است یا مربوط به اموال غیرمنقول و اموال منقول نامرتبط با آن است. اصولاً سرعت گردش پول از نظر لغوی ناظر به همین معناست و باید از طریق شمارش دفعات متوسط گردش پول برآورد شده و تخمین زده شود، اما آنچه در تحلیل‌ها به عنوان سرعت گردش پول در نظر گرفته می‌شود، سرعت درآمدی گردش پول است، یعنی هر واحد پول در جریان به طور متوسط چند بار معاملات مربوط به تولید ناخالص ملی سال مورد نظر را پوشش می‌دهد و می‌توان گفت ماهیت حسابداری دارد و به صورت تقسیم تولید ناخالص ملی اسمی بر انباره نقدینگی به دست می‌آید.

تغییر ترکیب معاملات نامربوط به تولید ناخالص داخلی و معاملات مختص به سرعت معاملاتی گردش پول، می‌تواند سرعت درآمدی گردش پول را تحت تأثیر قرار داده و تغییر دهد به طوری که با وجود ثابت بودن سرعت معاملاتی گردش پول در صورت تغییر ترکیب از معاملات مرتبط با تولید ناخالص داخلی به سمت معاملات سوداگری و نامربوط به تولید ناخالص داخلی، سرعت درآمدی گردش پول کاهش پیدا می‌کند و برعکس. بنابراین افزایش بازده بخش سوداگری می‌تواند از طریق تغییر ترکیب معاملات روی اثرات نقدینگی بر تورم اثرگذار باشد، فرضی که در تحقیق حاضر در نظر گرفته شده است.

1- Time Varying Prametrs (TVP)
2- Monte Carlo Markov Chain

در این مقاله به منظور بررسی اثر شوک‌های پولی بر سطح قیمت‌ها، رویکرد متفاوتی اتخاذ شده و از الگوی تجربی عامل-افزوده شده[1] (*FAVAR*) که توسط برنانکی، بویوین و الیاس[2] (۲۰۰۵) برای رفع مشکلات مربوط به الگوی *VAR* ارائه شده، رفتار قیمت‌ها مورد بررسی قرار گرفته شده است.

برنانکه و همکاران (۲۰۰۵) بیان کردند که مجموعه اطلاعات محدود مورد استفاده در الگوهای *VAR* با بعد اندک به بروز حداقل سه مشکل بالقوه می‌انجامد؛ اول مشکل تورش متغیرهای حذف شده در الگوی *VAR* با بعد اندک است. از این مشکل می توان به معمای قیمت اشاره کرد.

معمای قیمت نتیجه معمول در الگوهای *VAR* است و بیانگر افزایش قیمت در پاسخ به سیاست پولی انقباضی است. به عنوان پاسخی برای این مشکل، سیمز و محققان بعد از برنانکی و همکارانش، متغیر حاوی اطلاعات مانند نرخ ارز را به الگوی *VAR* اضافه کردند. نتیجه افزایش این متغیر، کاهش اندک در اندازه معمای قیمت بود (برنانکه و میهو[3]، ۱۹۹۸؛ باگلیانو و فاورو[4]، ۱۹۹۸)، بنابراین نیاز با الگویی با یک مجموعه اطلاعات کامل‌تر احساس می‌شود.

دوم اینکه در الگوی *VAR* محقق مجبور به تصمیم‌گیری در مورد انتخاب شاخص‌های قابل مشاهده خاص برای نشان دادن تعدادی مفاهیم نظری است. برای نمونه، محقق مجبور به نشان دادن فعالیت اقتصادی توسط یک سری زمانی مانند تولید ناخالص داخلی، بیکاری و یا تولیدات صنعتی است.

سوم اینکه در الگوی *VAR* استاندارد، تابع واکنش آنی تنها برای متغیرهای محدودی که در الگو تعریف شده‌اند، قابل مشاهده است. بر این اساس در مطالعه حاضر از متغیرهای بازده بخش مسکن، بازده بخش زمین، بازده بورس و بازده بازار سکه در جهت محاسبه عامل پنهان بازده بخش سوداگری در مدل *FAVAR* استفاده شده است.

1- Factor-augmented
2- Bernanke, Boivin and Eliasz
3- Bernanke and Mihov
4- Bagliano and Favero

در این تحقیق با استفاده از مدل‌های خود رگرسیون برداری *(VAR)* عامل-افزوده شده *(FA)*[1] ترکیبی با روش های پارامترهای متغیر در طول زمان *(TVP)*، اقدام به بررسی توابع واکنش آنی متغیر در طول زمان متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، رشد نقدینگی، تغییرات نرخ ارز و نرخ سود بانکی و متغیر پنهان بازده بخش سوداگری روی تورم شده است. استفاده از چنین مدلی امکان بررسی اثرات متغیر زمانی متغیرهای مؤثر بر تورم را در اقتصاد ایران فراهم می‌کند و از این جنبه مدلی جدیدی در مطالعات تجربی اقتصاد ایران به شمار می‌رود.

مدل‌های اقتصاد سنجی برای تخمین مدل‌های *TVP-FAVAR* در مطالعات مختلفی به کار گرفته شده است (برنانک و همکاران[2]، ۲۰۰۵؛ کروبلیس[3]، ۲۰۱۳). مدل *TVP-FAVAR* مقاله حاضر بسط جدیدی از الگوریتم مطالعه دوز و همکاران (۲۰۱۱) بوده و توسط کوپ و کروبلیس (۲۰۱۳) ارائه شده است.

مقاله حاضر در چهار بخش تنظیم شده است؛ در بخش دوم مبانی نظری مدل‌های مدل خود رگرسیون برداری عامل افزوده شده با پارامترهای متغیر زمانی مورد بررسی قرار گرفته است. در بخش سوم پیشینه تحقیق ارائه شده است و در بخش چهارم تجزیه و تحلیل نتایج و در بخش پنجم نتایج نقاله ارائه شده است.

۲- مبانی نظری

۲-۱-مدل خود رگرسیون برداری عامل افزوده شده با پارامترهای متغیر زمانی

مدل *TVP-FVAR* مطالعه حاضر دارای برتری‌ها و مزیت‌های به شرح زیر نسبت به دیگر مدل‌ها استفاده‌شده در مطالعات داخلی و خارجی است:

۱- ضرایب تخمین آن‌ها می‌توانند در طول زمان تغییر کنند. به طور گسترده‌تر علاوه بر آن در اقتصاد کلان همواره به علت تغییرات شرایط، شکست‌های ساختاری و تغییرات سیکلی

1- Factor-augmented
2- Bernanke and et al
3- Korobilis

در سری‌های زمانی مشاهده شده است (استوک واتسون ۲۰۰۸). مدل‌های متداول توانایی کافی برای محاسبه پارامترها را در این شرایط را نداشتند و بهتر است مدلی ساخته شود که بتواند این واقعیت‌ها را محاسبه کند.

۲- تعداد متغیرها و تخمین زن‌ها می‌توانند زیاد باشند. گروین و دیگران در مطالعه خود از ۱۰ تخمین زن استفاده کردند و حتی در مدل‌های فاکتور[1] (استوک واتسون، ۱۹۹۹) تعداد متغیرها بیش از اینها نیز باشند. افزایش زیادی تعداد متغیرها باعث خلق مدل‌های بزرگ و حجیم می‌شوند.

مدل‌های DF در مطالعات تجربی اقتصاد کلان و مالی مورد استفاده قرار گرفته‌اند (به عنوان مثال در مطالعه اخیر باگلیانو وموارانا، ۲۰۱۲) و مدل‌های توسعه داده شده $FAVAR$ به صورت فزاینده‌ای در حال گسترش هستند. همچنین تعدادی از محققین به این نتیجه رسیدند که در مدل‌های عامل، ضرایب متغیر زمانی (TVP)[2] منجر به نتایج دقیق‌تری می‌شوند (دل نگرو و اترک[3]، ۲۰۰۸؛ ایکمیر، لمک و مارسلینو[4]، ۲۰۱۱؛ کروبلیس[5]، ۲۰۱۳).

فرض کنید x_t برای $t=1,\dots,T$ یک بردار ۱ n از متغیرها برای تخمین متغیرهای غیر قابل مشاهده موجود در مدل باشد. به علاوه y_t یک بردار ۱ s از متغیرهای اقتصاد کلان اصلی موجود در مدل باشد که در تحقیق حاضر شامل متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، رشد پایه پولی، تورم، نرخ سود بانکی، نرخ ارز اشت. مدل $TVP\text{-}FAVAR$ به صورت روابط (۱) و (۲) است.

$$x_t \quad \lambda_t f_t \quad u_t$$

$$\begin{matrix} y_t \\ f_t \end{matrix} \quad c_t \quad B_{t,1} \begin{matrix} y_t & 1 \\ f_t & 1 \end{matrix} \quad \dots \quad B_t, p \Big| \begin{matrix} y_t & p \\ f_t & p \end{matrix} \quad \varepsilon_t \qquad (1)$$

1- Factor Models
2-Time-variation Coefficient
3- Del Negro and Otrok
4- Eickmeier, Lemke and Marcellino
5- Korobilis

یا

$$\begin{matrix} \lambda_t & \lambda_{t\ 1} & \upsilon_t \\ \beta_t & \beta_{t\ 1} & \eta_t \end{matrix} \qquad (۲)$$

در رابطه فوق $\left({}_{t,1}, \quad , {}_{t,P} \right)$ ضرایب VAR بوده و $\beta_t \quad \left(c_t', vec\left({}_{t,1} \right)', \quad , vec\left({}_{t,P} \right)' \right)$ است. ε_t اجرای خطا با توزیع نرمال میانگین صفر و کوواریانس متغیر زمانی Q_t هستند. همچنین $\eta_t \sim N(0, R_t)$ است. در تحقیق، ضرایب رگرسیون، ضرایب مدل VAR و عامل‌های پنهان طبق یک فرآیند گام تصادفی روی زمان استخراج می‌شوند. همه خطاها در تابع بالا با یکدیگر و روی زمان ناهمبسته هستند، بنابراین ساختاری به صورت زیر دارند:

$$\begin{matrix} u_t \\ \varepsilon_t \quad 3\ N\ 0, 0 \\ \upsilon_t \\ \eta_t \end{matrix} \begin{matrix} V_t & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q_t & 0 & 0 \\ 0 & 0 & W_t & 0 \\ 0 & 0 & 0 & R_t \end{matrix}$$

باید توجه داشت که $TVP\text{-}VAR$ امکان تغییر ماتریس کواریانس خطا را در طول زمان فراهم می‌کند. در این مدل از روش‌های میانگین متحرک وزنی نمایی $EWMA$ [1] استفاده شده است. تخمین $EWMA$ به صورت گسترده‌ای به منظور مدل‌سازی بی‌ثباتی در کاربردهای مالی مورد استفاده قرار می‌گیرند (بروکوا و داویس[2]، ۲۰۰۹).

کوپ و کروبلیس[3] (۲۰۱۳) روش مشابه را به منظور استفاده از تخمین‌های $EWMA$ فراهم کردند. تشخیص مدل $FAVAR$ در یک چارچوب استاندارد به وسیله محدود کردن V_t به یک ماتریس قطری و عامل اول λ_t^f برابر با یک انجام می‌شود. محدودیت‌های ذکر شده تضمین می‌کند که فاکتورها f_t ، پس از حذف اثرات شرایط اقتصاد کلان

1- Exponentially Weighted Moving Average
2- Brockwell and Davis
3- Standard Cholesky Factorization

جاری از طریق ورود عبار $\lambda_t^y y_t$ت به مدل، حرکت‌هایی را که بین متغیرهای مالی x_t مشترک هستند، تسخیر کند.

تخمین بنیانسن[1] مدل *TVP-VAR* و *TVP-FAVAR* با استفاده از روش‌های مونت‌کارلو زنجیر مارکف *(MCMC)* انجام می‌شود (پرمیسری[2]، ۲۰۰۵ یا دل نگرو و اتروک[3]، ۲۰۰۸). چنین روش‌های شبیه‌سازی بنیانسنی، حتی اگر محقق یک مدل *TVP-FAVAR* منفرد را تخمین بزند از لحاظ محاسباتی سنگین هستند.

هنگام مواجهه با *TVP-FAVAR* چندگانه[4] و هنگام محاسبه پیش‌بینی‌های بازگشتی[5] (که به صورت مکرر، اجرای *MCMC* را روی یک محدوده گسترده از داده‌ها نیاز دارد) استفاده از روش‌های *MCMC* در ارتباط با مدت زمان اجرای تخمین، بازدارنده هستند.

در این تحقیق از روش‌های تخمین سریع تر و نسبتاً مشابهی استفاده شده است که حجم محاسبات را به صورت گسترده‌ای کاهش می‌دهد. مشابه با مدل *TVP-VAR* مطالعه کوپ و کروبلیس (۲۰۱۳) در این تحقیق همه ضرایب با استفاده از نرخ‌های به روزرسانی سریع مبتنی بر فیلترهای *EWMA* ترکیبی با بازگشت‌های فیلتر کالمن تخمین زده می‌شود.

همچنین برای مدل فاکتور دینامیک ضریب ثابت[6]، یک روش تخمین دو مرحله‌ای مشابه توسط دوز[7] و همکاران (۲۰۱۱) توسعه داده شده است. توسعه الگوریتم دوز و همکاران (۲۰۱۱) برای مدل *TVP-FAVAR* نیاز به یک مرحله اضافه دارد، جایی که در آن ضرایب متغیر زمانی با استفاده از فیلتر کالمن تخمین زده شداند.

به منظور پیش‌بینی، فیلتر کالمن یک چگالی پیش‌بینی‌کننده[8] یک مرحله جلوتر[9] را فراهم می‌کند به طوری که به منظور پیش‌بینی در افق‌های بزرگ‌تر از یک از روش‌های

1- Bayesian
2- Primiceri
3- Del Negro and Otrock
4- Multiple TVP-FAVAR
5- Recursive
6- Constant Coefficient Dynamic Factor Model
7- Doz and et al
8- Predictive Density
9- A One-step Ahead

تکراری[1] استفاده شده است. با روش فوق، پیش‌بینی بازگشتی کامل یک مدل منفرد *TVP-FAVAR* رابطه (۱) و (۲) تنها چند ثانیه طول می‌کشد.

با بازنویسی فشرده‌تر رابطه (۱) و (۲)، رابطه (۳) به این صورت خواهد بود:

$$x_t \quad z_t\lambda_t \quad u_t \qquad u_t \sim N(۰, V_t) \tag{۳}$$

$$z_t \quad z_{t\,،}\beta_t \quad \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \sim N(۰, Q_t) \tag{۴}$$

$$\beta_t \quad \beta_{t\,،} \quad \eta_t \qquad \eta_t \sim N(۰, R_t) \tag{۵}$$

$$\lambda_t \quad \lambda_{t\,،} \quad \upsilon_t \qquad \upsilon_t \sim N(۰, W_t) \tag{۶}$$

در اینجا λ_t $\left(\lambda_t^y, \lambda_t^f\right)'$ است. توجه شود که f_t تخمین اجزای بنیادی استاندارد[2] از $\tilde{z}_t$ $\begin{matrix} y_t \\ f_t \end{matrix}$ و z_t $\begin{matrix} y_t \\ f_t \end{matrix}$ هستند. همچنین اگر x_t (داده‌های تا زمان t) است، به طوری که f_t بر اساس a_i یک بردار باشد، $a_{i,t}$ عنصر i^{th} آن بردار است، اگر A_t یک ماتریس باشد، $A_{ii,t}$ عنصر $(i,i)^{th}$ آن ماتریس است. الگوریتم تحقیق فوق مقادیر توزیع پیشین[3] را برای وضعیت‌های اولیه نیاز دارد به طوری که از مقادیر نسبتاً کاربردی $f_{۰} \sim (۰,۱۰۰)$ ، $f_{۰} \sim (۰,۱۰)$ $\lambda_{۰} \sim (۰, I)$، و $\beta_{۰} \sim (۰, I)$ برای این منظور استفاده شده است.

برای تخمین *EWMA* واریانس خطای پیش‌بینی مقادیر اولیه آن‌ها برابر با V_O ۰.۱ I، Q_O ۰.۱ I، R_O ۱۰$^{-۵}$ I و W_O ۱۰$^{-۵}$ I در نظر گرفته شده است. توجه شود که تنظیم R_O و W_O به مقادیر کمتر بر اساس این واقعیت است که R_t و Q_t درجه تکامل در ضرایب را تعیین می‌کنند به طوری که به صورت آشکارا حتی واریانس کمی برابر با ۱۰$^{-۵}$ امکان تغییرات بزرگ در ضرایب را در یک دوره نسبتاً کوتاه فراهم می‌کند.

1- Iterative
2- Standard Principal Components
3- Priors

الگوریتم این تحقیق بسط الگوریتم مطالعه دوز و همکاران (۲۰۱۱) را برای *TVP-FAVAR* که شامل دو مرحله اصلی است و برای زمان‌های $T, \ldots, 1$ t تکرار می‌شود T اجرا می‌کند:

مرحله یک: مشروط به مقادیر f_t ، مقادیر پارامترها را در مدل *TVP-FAVAR* تخمین می‌زند.

مرحله دو: مشروط به مقادیر ضرایب تخمینی *TVP-FAVAR* مرحله یک، از فیلتر کالمن به منظور تخمین f_t تحقیق استفاده می‌کند.

مرحله دوم بدون نیاز به توضیحات اضافی، بر اساس کاربر استاندارد فیلتر کالمن در یک مدل فضا–حالت اجرا می‌شود. در این بخش تنها روش اجرای مرحله اول شرح داده می‌شود. مرحله اول با در نظر گرفتن مقادیر توزیع پیشین شرح داده شده در قسمت قبل برای دوره زمانی t ۰ شروع می‌شود و برای $T, \ldots, 1$ t فرآیندی به شرح زیر ادامه می‌یابد:

۱- این مرحله شامل محاسبه پسماند برای تابع حالت، یعنی υ_t ، و η_t ، :

$$\upsilon_{t-1} \quad \lambda_{t\ 1} \quad \lambda_{t\ 2} \tag{۷}$$

$$\eta_{t\ 1} \quad \beta_{t\ 1} \quad \beta_{t\ 2} \tag{۸}$$

۲- تخمین ماتریس کواریانس مدل حالت R_t و W_t:

$$R_t \quad \kappa_3 R_{t\ 1} \quad (1\ \kappa_3)\eta_t \eta_t' \tag{۹}$$

$$W_t \quad \kappa_4 W_{t\ 1} \quad (1\ \kappa_4)\upsilon_t \upsilon_t' \tag{۱۰}$$

۳- محاسبه مقادیر تابع پیش‌بینی فیلتر کالمن برای λ_t و β_t بر اساس اطلاعات در دوره t ۱ :

$$\lambda_t \sim N\left(\lambda_{t|t-1}, \sum_{t|t-1}^{\lambda}\right) \tag{۱۱}$$

$$\beta_t \sim N\left(\beta_{t|t-1}, \quad {}^{\beta}_{t|t\ 1}\right) \tag{۱۲}$$

در روابـط فـوق $\lambda_{t|t-1}$ ، $\lambda_{t-1|t-1}$ ، W_t و $\beta_{t|t-1}$ ، $\beta_{t-1|t-1}$ و $\lambda_{t|t-1}$ ، $\lambda_{t-1|t-1}$ و $\beta_{t|t-1}$ ، $\beta_{t-1|t-1}$ و R_t هستند.

۴- محاسبه خطاهای پیش‌بینی تابع اندازه‌گیری:

$$u_t = x_t - x_{t|t-1} \quad (۱۳)$$

$$\varepsilon_t = z_t - z_{t|t-1} \quad (۱۴)$$

در روابط فوق $\tilde{z}_t\lambda_{t|t-1}$ ، $x_{t|t-1}$ و $\beta_{t|t-1}$ ، z_t ، $z_{t|t-1}$ هستند.

۵- تخمین ماتریس کواریانس خطای تابع اندازه‌گیری، یعنی V_t و Q_t بـا اسـتفاده از روش *EWMA*:

$$V_t = \kappa_1 V_{t-1} + (1-\kappa_1) u_t u_t' \quad (۱۵)$$

$$Q_t = \kappa_2 Q_{t-1} + (1-\kappa_2) \varepsilon_t \varepsilon_t' \quad (۱۶)$$

۶- آپدیت $\lambda_{i,t}$ برای هر کدام از مقادیر $i = 1, \ldots, n$ برای:

$$\lambda_{i,t} \sim N(\lambda_{i,t|t}, \overset{\lambda}{P}_{ii,t|t}) \quad (۱۷)$$

از طریق روابط زیر حاصل می‌شود:

$$\lambda_{i,t|t} = \lambda_{i,t|t-1} + \overset{\lambda}{P}_{ii,t|t-1} \tilde{z}_t' V_t^{-1} \tilde{f}_{t|t-1}^{\lambda} \quad (۱۸)$$

$$\overset{\lambda}{P}_{ii,t|t} = \overset{\lambda}{P}_{ii,t|t-1} - \overset{\lambda}{P}_{ii,t|t-1} \tilde{z}_t' V_t^{-1} \tilde{z}_t \overset{\lambda}{P}_{ii,t|t-1} \tilde{z}_t' V_t^{-1} \tilde{z}_t \overset{\lambda}{P}_{ii,t|t-1}. \quad (۱۹)$$

۷- آپدیت β_t:

$$\beta_t \sim N(\beta_{t|t}, \overset{\beta}{P}_{t|t}) \quad (۲۰)$$

از طریق روابط زیر حاصل می‌شود:

$$\beta_{t|t} \quad \beta_{t|t-1} \quad \overset{\beta}{\underset{t|t-1}{\tilde{z}'_{t-1}}} \quad Q_t \quad \tilde{z}_t \quad \overset{\beta}{\underset{t|t-1}{\tilde{z}'_t}} \quad {}^{-1} \quad \left(\tilde{z}_t \quad \tilde{z}_t \beta_t\right) \tag{۲۱}$$

$$\sum_{t|t}^{\beta} = \sum_{t|t-1}^{\beta} - \overset{\beta}{\underset{t|t-1}{\tilde{z}'_{t-1}}} \Bigg) Q_t + \tilde{z}_{t-1} \sum_{t|t-1}^{\beta} \tilde{z}'_{t-1} \Bigg)^{-1} \tilde{z}_{t-1} \sum_{t|t-1}^{\beta}. \tag{۲۲}$$

۳- پیشینه تحقیق

لوکاس (۱۹۷۶) تأکید می‌کند که عوامل و شاخص‌هایی که در مدل‌های اقتصاد سنجی با اتکا بر رفتار گذشته واحدهای اقتصادی برآورد شده است ضرورتاً برای رفتار آتی این واحدها صادق نخواهد بود. تغییر سیاست‌ها و برنامه‌های اقتصادی این امکان را به وجود می‌آورد که واحدهای اقتصادی در شرایط گوناگون رفتار متفاوتی از خود بروز دهند، از این رو فرض ثبات شاخص‌ها در مدل‌های اقتصاد سنجی فرض قابل قبولی نخواهد بود. (لوکاس، ۱۹۷۶)

پس از نقد لوکاس، مطالعات متعددی با استفاده از روش‌های مختلف اقتصاد سنجی به بررسی آن پرداخته و که بیشتر این مطالعات به گونه‌ای عدم ثبات شاخص‌ها را مورد تأیید قرار داده است. (بلانچارد[۱]، ۱۹۸۴؛ آلوگاس کوفیس و دیگران[۲]، ۱۹۹۱؛ پرون[۳]، ۲۰۰۳؛ ریبو[۴]، ۲۰۰۵؛ ازلم آن در، ۲۰۰۶ و تانگ ولین[۵]، ۲۰۰۷)[۶]

پس از نقد لوکاس متغیرهای جدیدی برای پیش بینی تورم مطرح شدند و منجر به شکل‌گیری منحنی فیلیپس تعمیم‌یافته شد که بیشتر بر مبنای مطالعات انجام‌شده در زمینه عوامل مؤثر بر تورم است.

1- Blanchard
2- Alogoskofis et al
3- Proen
4- Ribo
5- Tung and Lin

۶- با توجه به این نکته که در کشورهای در حال توسعه همانند ایران بیشتر در معرض تغییرات ساختاری در اقتصاد خود هستند، توجه به این مسائل از اهمیت بیشتری برخوردار است.

استوک و استون (۲۰۰۸) منحنی فیلیپس تعمیم یافته را برای ایالات‌متحده و بر اساس اطلاعات سری زمانی ۱۹۹۳- ۲۰۰۸ ارائه کردند. در این مطالعه برخلاف روش‌های گذشته علاوه بر نرخ بیکاری، نرخ بهره، عرضه پول و حجم فعالیت های اقتصادی نیز حضور داشتند. استوک و استون در این مقاله از روش پویای عامل های غیرقابل مشاهده تصادفی نوسانات[1] استفاده کردند. نتایج ناشی از این مطالعات حاکی از آن بود که ارتباط تنگاتنگی بین حجم فعالیت‌های اقتصادی اخیر با نرخ تورم در آینده وجود دارد.

از برجسته‌ترین مدل های که در این راستا مورد استفاده قرار گرفته‌اند، مدل‌های *TVP* و *MCMC* است.

پریمیسری[2] در سال ۲۰۰۴ در مطالعه‌ای برای اولین بار از روش پارامترهای متغیر در طول طول زمان با رویکرد اتورگرسیو برداری ساختاری *TVP-VARs* استفاده می‌کند و درصدد است تورم را برای ایالات‌متحده پیش‌بینی کند. در این مطالعه محقق با استفاده از این مدل نشان می‌دهد که در هر مقطع زمانی چه متغیرهایی توانسته‌اند تورم را پیش‌بینی کنند و علاوه بر این مشخص کرده است ماندگاری تورم چه روندی را داشته است.

برتری اصلی این روش با روش‌های قبل از خود در تحلیل حساسیت تغییرات تورم است به این مفهوم که در هر دوره‌ای مشخص می‌کند که تغییرات در متغیرها چه تأثیری بر نرخ تورم و ماندگاری آن دارد. اصلی‌ترین متغیرهای تأثیرگذار حجم نقدینگی، بیکاری و نرخ بهره بودند که در این میان بیشترین تأثیرات را به ترتیب حجم نقدینگی، نرخ بهره و بیکاری داشتند.

در مطالعه‌ای دیگر سارجنت و دیگران (۲۰۰۵) به پیش‌بینی تورم برای انگلستان با استفاده از روش های بیزی پرداختند. در این مطالعه که به علت فراوانی بیش از حد تعداد متغیرها و با توجه به محدودیت‌های روش‌های بیزی در مدل‌های متغیر در طول زمان آنها قصد داشتند با فاکتوربندی و قرار دادن متغیرهای هم‌جنس در یک بلوک، پیش‌بینی را انجام دهند.

1- Unobserved Components Stochastic Volatility (US ° SV)
2- Primiceri

در این مطالعه مدل مورد استفاده آنها *TVP-BMA*بود و علاوه بر تورم، *GDP* را نیز پیش‌بینی کردند. این مدل که همانند دیگر مدل‌های *TVP* شامل الگوریتم‌های مدل‌های فضا ° حالت[1] می‌شود از مدل‌های قبلی توانمندتر بوده، اما محدودیت اصلی آن این بود که نمی‌توانست متغیرها را به صورت مجزا مورد استفاده قرار دهد و با بلوک‌بندی متغیرها، قدرت عمل مدل را کاهش داده است و علاوه بر این افق های بررسی در این روش نیز محدود بودند. به هر حال نتایج حاکی از آن بود که عامل اصلی تعیین‌کننده و مؤثر بر تغییرات *GDP* به تولیدات صنعتی و سرمایه‌گذاری خصوصی اختصاص داد در حالی که هزینه‌های دولت به عنوان اصلی‌ترین عامل مشخص‌کننده تورم بوده است.

ممتاز[2] (۲۰۱۰) در مقاله‌ای این پرسش را مورد بررسی قرار می‌دهد که آیا ثبات و پایداری را می‌توان به طور کامل به سیاست هدفگذاری تورم در دو دهه اخیر در انگلستان نسبت داد. او برای پاسخ به این سؤال از مدل *TVP-FAVAR* مورد بررسی قرارداد. نتایج به دست آمده از این تحقیق نتایج مطالعات قبلی را در رابطه با کاهش در نوسان و پایداری تولید و تورم در انگلستان مورد تأیید قرارداد. او به این نتیجه رسید که وجود نداشتن شوک‌های غیرسیاستی مخالف، عامل مهم پایداری اقتصاد انگلستان است. ممتاز بر اساس توابع واکنش آنی، شواهدی دال بر وجود معمای قیمت پیدا نکرد که دلالت بر این دارد که اطلاعات اضافی به کار رفته در الگو به تخمین‌های ساختاری قوی‌تری منجر شده است.

گروین و دیگران[3] در فدرال رزرو نیویورک به پیش‌بینی تورم در اقتصاد آمریکا پرداختند. این مطالعه که در گزارش نوامبر سال ۲۰۱۰ فدرال رزرو آمریکا چاپ شده است با کمک از مدل بیزین شکست ساختاری پیش بینی نرخ تورم را برای آمریکا انجام داده است. در این مطالعه ارتباط هر یک از متغیرهای کلان اقتصادی مانند قیمت نفت، *GDP* واقعی، سرمایه‌گذاری با تورم بررسی شدند و علاوه بر اینها احتمال ماندگاری تورم در هر دوره‌ای از زمان نیز محاسبه شد.

1- State- Space Models
2- Mumtaz
3- Groen et al

گارات و دیگران[1] در سال ۲۰۱۱ و بر اساس اطلاعات آماری کشورهای آمریکا، استرالیا، نروژ، انگلستان و نیوزیلند ارتباط تورم و شکاف *GDP* را بررسی کردند. در این مطالعه گارات و دیگران ارتباط تورم و شکاف *GDP* را با استفاده از دو روش *TVP-EWSC* و *TVO-RWSC* بررسی کردند. هدف اصلی این مطالعه ارائه این دو روش و مقایسه قدرت پیش بینی تورم توسط این دو روش بود و نتایج نشان داد که روش دوم توانسته است تورم در این کشورها را بهتر پیش‌بینی نماید. ناکاییما و دیگران در سال ۲۰۱۱ ارتباط بین تعدادی از متغیرهای اقتصادی و تورم را در کشور ژاپن بررسی کردند. این مطالعه ابتدا به معرفی کلی مدل های *TVP* می پردازد و در ادامه سه رهیافت از مدل‌های *TVP* یعنی *TVP-AR* ، *TVP-VAR* و *TVP-SVAR* را مورد استفاده قرارداده و قدرت پیش‌بینی آن‌ها را مقایسه می کند. از دیگر نتایج این مطالعه می توان به بخش تحلیل حساسیت واکنش تورم به تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی اشاره کرد.

در ایران نیز مطالعات متعددی در این خصوص انجام شده است. حسینی و محتشمی (۱۳۸۶) نیز به نوعی بر پولی بودن تورم تأکید دارند. آنان به منظور آزمون گسست رابطه رشد نقدینگی و تورم از الگویی استفاده کردند که اساس کارکرد آن بر مبنای منحنی فیلیپس و تورم انتظاری است. نتایج بیانگر وجود رابطه پایدار میان دو متغیر است.

کمیجانی و نقدی (۱۳۸۸) به بررسی ارتباط متقابل تورم و تولید با استفاده از روش خود رگرسیون برداری برای ایران پرداخته‌اند. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد که ریشه تورم در ایران فقط پولی نیست و مزمن بودن تورم در ایران به متغیرهای واقعی (یعنی تولید و در این مقاله به تولید بخشی) نیز ارتباط دارد. بر اساس نتایج این تحقیق رابطه تولید و تورم یک رابطه بلندمدت است، یعنی افزایش تولید در بلندمدت موجب کاهش تورم می‌شود. در حالی که این رابطه، یعنی تولید بخشی و تورم در بخش خدمات نسبت به بخش‌های صنعت و کشاورزی رابطه کوتاه مدت‌تری است.

1- Guarratt et al

حسینی نسب و رضا قلی‌زاده (۱۳۸۹) به بررسی ریشه‌های مالی تورم در ایران با استفاده از روش خود رگرسیون برداری پرداخته‌اند. نتایج حاصل از تحقیق بیانگر این است که عوامل مالی نظیر شاخص کالاهای وارداتی، درآمدهای نفتی و کسری بودجه موجب افزایش تورم طی دوره مورد بررسی در ایران می‌شوند. درحالی که رشد اقتصادی تا حدودی باعث مهار تورم می‌شود.

درگاهی و شربت اوغلی (۱۳۸۹) با در نظرگرفتن نرخ رشد نقدینگی به عنوان ابزار سیاستگذاری بانک مرکزی و برآورد رابطه بین نرخ رشد نقدینگی و تورم و رشد اقتصادی با استفاده از روش کنترل بهینه به قاعده سیاستگذاری بهینه بانک مرکزی دست می یابند. ضرایب برآوردی برای تورم و رشد اقتصادی در این قاعده هر دو مثبت‌اند که با مفهوم ابزار بودن نرخ رشد نقدینگی تناقض دارد، چراکه در صورت ابزار بودن نرخ رشد نقدینگی، باید ضرایب دو هدف بانک مرکزی منفی می شد تا بانک مرکزی با افزایش نرخ تورم به صورت کاهش نرخ رشد نقدینگی واکنش نشان داده و با کاهش نرخ رشد اقتصادی با افزایش نرخ رشد نقدینگی عکس‌العمل نشان می‌داد.

توکلیان (۱۳۹۱) قاعده‌ای را در یک مدل *DSGE* برای اقتصاد ایران معرفی کرده است. این قاعده نرخ رشد حجم پول را ابزار سیاستگذاری پولی در اقتصاد ایران در نظر می‌گیرد. بنابراین برخلاف قاعده تیلور که در آن ضرایب دو هدف مثبت هستند، در این قاعده، ضرایب هر دو منفی به دست می‌آیند که نشان دهند ابزار بودن نرخ رشد حجم پول است.

کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۰) نیز تابع عکس العمل غیرخطی برای سیاستگذاری پولی در ایران را معرفی می‌کنند که بر اساس آن نرخ رشد حجم پول بر اساس شکاف تولید و انحراف تورم از تورم هدف تعیین می شود و در این باره ضرایب اهمیت شکاف تولید و شکاف تورم در دوره رکود و رونق متفاوتند. در نهایت به این نتیجه می‌رسد که در دوران رکود، حساسیت بانک مرکزی بیشتر متوجه شکاف تولید و در دوران رونق بیشتر متوجه تورم است.

در مطالعه سحابی و همکاران (۱۳۹۲) با استفاده از مدل راه گزینی مارکوف، نقش سیاست‌های پولی بانک مرکزی در افزایش رشد نقدینگی و اثر آن در شکل‌گیری رژیم‌های تورمی متوسط و بالای اقتصاد ایران بررسی شده است. بر اساس نتایج تحقیق در رژیم تورم متوسط در اقتصاد ایران، هر درصد افزایش در رشد نقدینگی، با یک وقفه منجر به افزایش ۰/۵۷ درصد تورم در اقتصاد ایران می‌شود. همچنین در رژیم نرخ تورم بالا، اثر معنی‌دار رشد نقدینگی بر تورم تشخیص داده نشد؛ نتایج تخمین مدل راه گزینی مارکوف با احتمالات انتقال توضیح داده شده گویای اثرات مثبت رشد نقدینگی در تداوم دوره‌های تورم متوسط و بالا در اقتصاد ایران دارد.

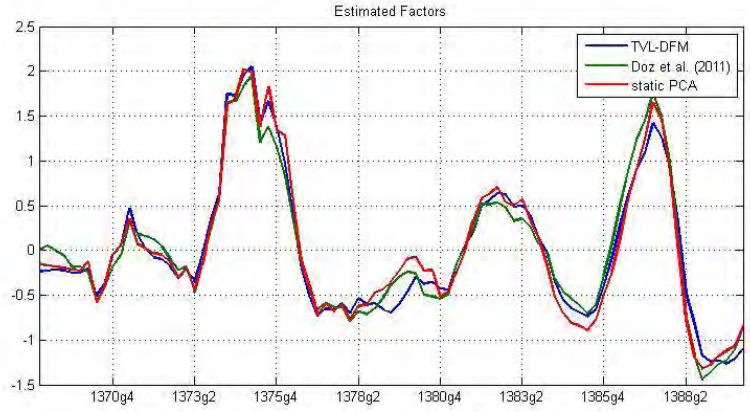
٤- تجزیه و تحلیل نتایج

در این تحقیق از داده‌های سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۰ متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، رشد نقدینگی، تغییرات نرخ ارز و نرخ سود بانکی و تورم استفاده شده است؛ تمام متغیرها از بانک سری‌های زمانی بانک مرکزی استخراج شده است. در ادامه پس از تخمین مدل *TVP-FAVAR* با استفاده از نرم‌افزار *MATLAB* و استفاده از دو وقفه متغیرهای درون‌زای مدل، نتایج آنالیز واکنش آنی متغیرهای مدل روی تورم تا ۱۰ دوره ارائه شده است.[1]

همان طور که ذکر شد در این تحقیق از بازده بازار مسکن، زمین، سکه و بورس جهت برآورد متغیر پنهان بازده بخش سوداگری کشور استفاده شده است. نتایج تخمین متغیر پنهان بازده بخش سوداگری کشور با استفاده از مدل *TVP-FAVAR* تحقیق حاضر، مدل *FAVAR* روش دو مرحله‌ای دوز و همکاران (۲۰۱۱) و مدل *PCA* در نمودار (۱) قابل مشاهده است.

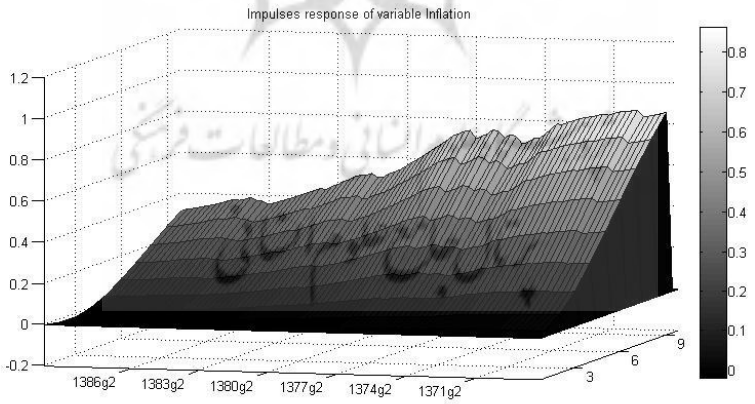
۱- کد مورد استفاده در این مقاله با اصلاحات از کد مورد استفاده در مطالعه کوپ و کروبلیس (۲۰۱۳) برداشت شده است.

نمودار (۱)- تخمین متغیر پنهان بازده بخش سوداگری کشور



در این تحقیق به منظور اجرای تابع واکنش آنی از تجزیه چولسکی[1] استفاده شده است. نتایج تابع واکنش آنی تحقیق حاضر متفاوت از تحقیقات انجام گرفته تاکنون در طول زمان متغیر است، بر این اساس به صورت سه بعدی رسم می‌شود که محور عمودی آن مقادیر واکنش آنی و محورهای افقی آن مبدأ زمان و دوره واکنش آنی (تا ۱۰ دوره) را ارائه می‌دهد.

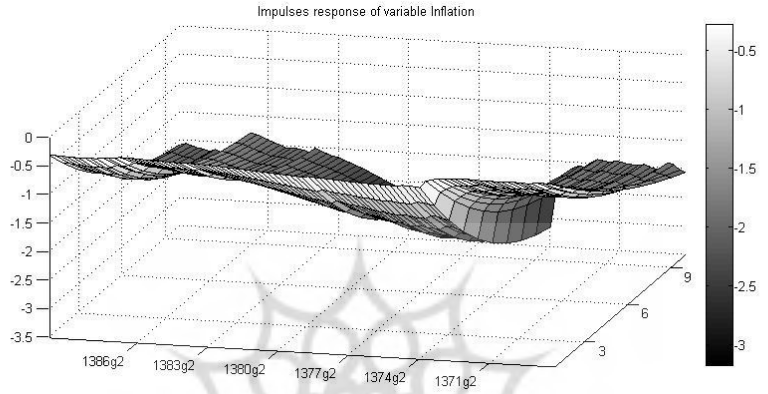
نمودار (۲)- آنالیز واکنش آنی رشد بازده بخش سوداگری بر روی تورم



1- Cholesky

با توجه به نمودار (۱) افزایش بازده بخش سوداگری کشور منجر به افزایش تورم در کشور شده به طوری که اثرات افزایش فوق در طول زمان کاهش یافته است. بازده بخش سوداگری کشور زمینه افزایش انتظارات تورمی و افزایش تورم را ایجاد می‌کند.

نمودار (۲)- آنالیز واکنش آنی تورم بر روی تورم

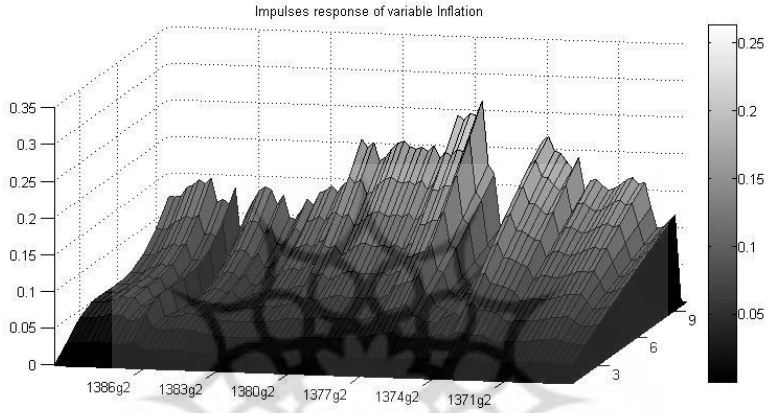


با توجه به نمودار (۲) افزایش تورم منجر به کاهش تورم در آینده می‌شود. نتایج فوق بیانگر عکس‌العمل سیاستگذاران کشور در شرایط افزایش تورم می‌باشد. در واقع در شرایط تورم شدیدتر، عکس‌العمل فوق نیز شدیدتر بوده و منجر به اثرگذاری منفی بیشتر روی تورم آتی می‌شود. نتایج فوق بیانگر تأثیرات گسترده سیاست های دولت بر بخش عرضه و تقاضا کشور و همچنین تصمیمات کوتاه مدت در مدیریت سیاست‌های پولی کشور است.

با توجه به نمودار (۳) افزایش رشد نقدینگی منجر به افزایش تورم می‌شود، اثرات افزایش فوق در سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۳ و ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۰ و ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۰ شدیدتر است. همان طور که ذکر شد تغییر ترکیب از معاملات مرتبط با تولید ناخالص داخلی به سمت معاملات سوداگری و نامربوط به تولید ناخالص داخلی یکی از عوامل اصلی تغییرات اثرگذاری رشد نقدینگی روی تورم در اقتصاد ایران است به طوری که مقارن با کاهش بازده بخش سوداگری کشور در نمودار (۱) و تغییر ترکیب معاملات از معاملات سوداگری و نامربوط به تولید ناخالص داخلی

به سمت معاملات مرتبط با تولید ناخالص داخلی، اثرات افزایش نقدینگی روی تورم افزایش می‌یابد. میزان رشد نقدینگی کشور از سال ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۹ تقریباً ۲۷ درصد است که با کسر رشد نقدینگی سال‌های مختلف از ۲۷ درصد نمودار (۴) حاصل می‌شود که تفاضل رشد نقدینگی را از میانگین آن در سال‌های مختلف نشان می‌دهد.

نمودار (۳)- آنالیز واکنش آنی رشد نقدینگی روی تورم



نمودار (٤)- تفاضل رشد نقدینگی را از میانگین آن در سال‌های مختلف

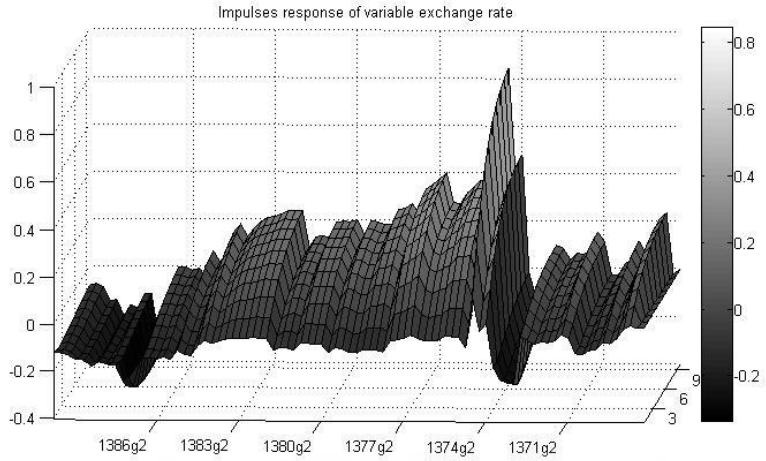
با فرض اینکه اثرات رشد نقدینگی روی اقتصاد با یک سال تأخیر ظاهر می‌شود، همان طور که ملاحظه می‌شود سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۳ و ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۰ و ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۰ میزان رشد نقدینگی از میانگین آن کمتر است.

با توجه به نمودار (۴) می‌توان مشاهده کرد که در سال‌های فوق، کاهش رشد نقدینگی به کمتر از میانگین آن باعث تغییر ترکیب از معاملات سوداگری و نامربوط به تولید ناخالص داخلی به سمت معاملات مرتبط با تولید ناخالص داخلی اقتصاد ایران شده است که بیانگر ظرفیت جذب محدود نقدینگی توسط بخش مولد کشور است؛ ظرفیت جذب رشد نقدینگی توسط معاملات مرتبط با تولید ناخالص داخلی در طول زمان ثابت نیست به طوری که مدیریت صحیح نقدینگی توسط دولت و شرایط نهادی و ساختاری حاکم بر اقتصاد کشور است از عوامل اثرگذار در این چارچوب است.

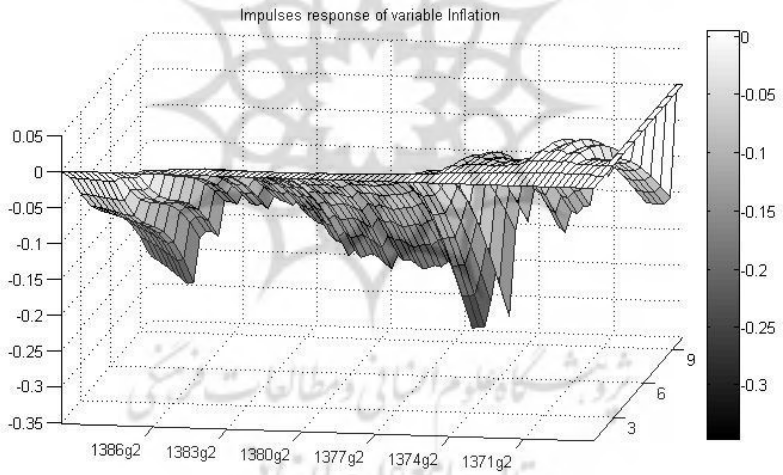
برای درک این مساله در نمودار (۵) اثر رشد نقدینگی روی رشد اقتصادی کشور رسم شده است که مشاهده می‌شود در برخی از دوره‌ها زمینه رشد اقتصادی و در برخی از دوره‌ها زمینه رکود اقتصادی را فراهم کرده است در صورتی که شرایط ساختاری لازم برای جذب نقدینگی توسط بخش مولد وجود نداشته باشد، افزایش فزاینده رشد نقدینگی نه تنها روی تولید کشور تأثیری ندارد، بلکه با رونق بخش نامولد کشور (به عنوان بخش رقیب) منجر به کاهش رشد بخش مولد کشور می‌شود به طوری که با افزایش بیش از اندازه نقدینگی در کشور (به عنوان مثال سال ۱۳۸۶) غیر از رشد بخش نامولد، افزایش تورم شدید نیز زمینه‌ساز رکود بیشتر در کشور شده که در نهایت شاهد رکود تورمی (به عنوان مثال سال ۱۳۸۷) در اقتصاد خواهیم بود.

بر اساس نمودار (۵) رشد نقدینگی منجر به افزایش رشد اقتصادی شده و تنها قبل از سال ۷۴ و بعد از سال ۸۶ اثرات رشد نقدینگی بر روی رشد اقتصادی منفی است. همچنین با توجه به نمودار (۶)، افزایش نرخ بهره باعث کاهش تورم شده ، اثرات کاهشی فوق در سال‌های که مقارن با رشد نقدینگی بیشتر در اقتصاد ایران است شدیدتر است.

نمودار (۵)- اثر رشد نقدینگی روی رشد اقتصادی



نمودار (٦)- آنالیز واکنش آنی تغییرات نرخ بهره روی تورم



نرخ بهره یکی از ابزارهای هدفگذاری تورم در بانک مرکزی است. تغییرات در نرخ بهره با توجه به بسیاری از شاخص های بازار رخ می دهد تا اقتصاد در مسیری هدایت شد که نرخ تورم مورد نظر به دست آید (بال و شریدان، ۲۰۰۵)[1]. برای نمونه یکی از رایج‌ترین

1- Ball and Sheridan

روش ها در این زمینه استفاده از قاعده تیلور است که نرخ بهره را بر مبنای تغییرات در نرخ تورم و شکاف GDP تنظیم می‌کند.

بر اساس قاعده تیلور هنگامی‌که نرخ تورم از میزان هدف آن بیشتر است و یا تولید از سطح اشتغال کامل بالاتر است به منظور کاهش فشار تورمی باید نرخ بهره را در سطح نسبتاً بالایی قرارداد. در وضعیت عکس آن نیز نرخ بهره پایین توصیه می‌شود تا تولید تشویق شود.

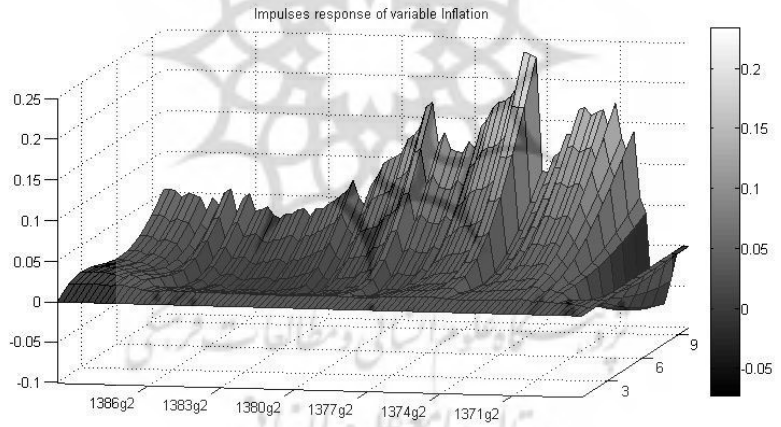
استدلال کسانی که در ایران از سیاست کاهش دستوری نرخ بهره جهت کاهش نرخ تورم دفاع می‌کنند، این است که چون کاهش نرخ بهره باعث افزایش تولید می‌شود پس اثر ضد تورمی دارد. دلیل خطای اول چنین استدلالی این است که حتی در نرخ بهره‌های ۲۰ درصد به بالا هم بانک‌های ایرانی تا ریال آخر منابع مالی خود را به شرکت‌های متقاضی وام می‌دهند و این نشان می‌دهد که حتی در این نرخ هم تقاضای کافی برای سرمایه‌گذاری صنعتی وجود دارد. با این وجود حتی اگر فرض بر این گرفته شود که کاهش نرخ بهره منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌شود، همان طور که در نمودار (۷) مشاهده می‌شود، در اقتصاد ایران افزایش رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت منجر به کاهش تورم و در بلندمدت منجر به افزایش آن می‌شود.

خطای دوم چنین استدلالی این است که تأثیر کاهش نرخ بهره روی رفتار مصرفی را نادیده گرفته می‌شود. کاهش نرخ بهره باعث تشویق مصرف مردم در دوره جاری و در نتیجه افزایش تقاضا و فشار روی بخش عرضه می‌شود. اگر اقتصاد زیر ظرفیت خود فعال باشد، این امر باعث افزایش تولید می شود و اگر با محدودیت عرضه روبه‌رو باشیم، فشار تقاضا فقط باعث افزایش سطح قیمت ها (نرخ تورم) می شود، استدلالی که منطبق با نتایج تحقیق حاضر است و بیانگر اثر منفی افزایش نرخ بهره بر روی تورم در اقتصاد ایران است. به این ترتیب فرض کاهش نرخ تورم در اثر افزایش نرخ بهره از لحاظ تجربی و تئوریک برای اقتصاد ایران معتبرتر است.

سیاست کاهش نقدینگی و افزایش نرخ بهره در دو سال اخیر (۱۳۹۲ و ۱۳۹۳) از یک طرف به علت کاهش رشد نقدینگی منجر به تغییر ترکیب از معاملات نامرتبط با تولید ناخالص داخلی به سمت معاملات مرتبط به تولید ناخالص داخلی شده و با کاهش بازده بخش سوداگری زمینه‌ساز رشد بخش مولد شده است و از طرف دیگر به این علت که افزایش نرخ بهره مقارن با کاهش نقدینگی است، اثرات منفی کمی روی تورم بر جای می‌گذارد به طوری که در صورت تداوم کاهش تورم، ادامه سیاست‌های کاهش نقدینگی و کاهش نرخ بهره می‌تواند سیاست مؤثرتری باشد و زمینه‌ساز خروج بهتر اقتصاد از رکود نیز باشد.

خاطر نشان می‌شود سیاست تغییرات نرخ بهره در ایران به منظور هدفگذاری تورم، هنگامی که همزمان با افزایش شدید نقدینگی باشد، شرایط حقیقی داخل کشور را درست منعکس نکرده و روند صعودی آن در دو دهه گذشته تنها مانعی بر سر راه رشد اقتصادی خواهد بود.

نمودار (۷)- آنالیز واکنش آنی رشد تولید ناخالص داخلی روی تورم

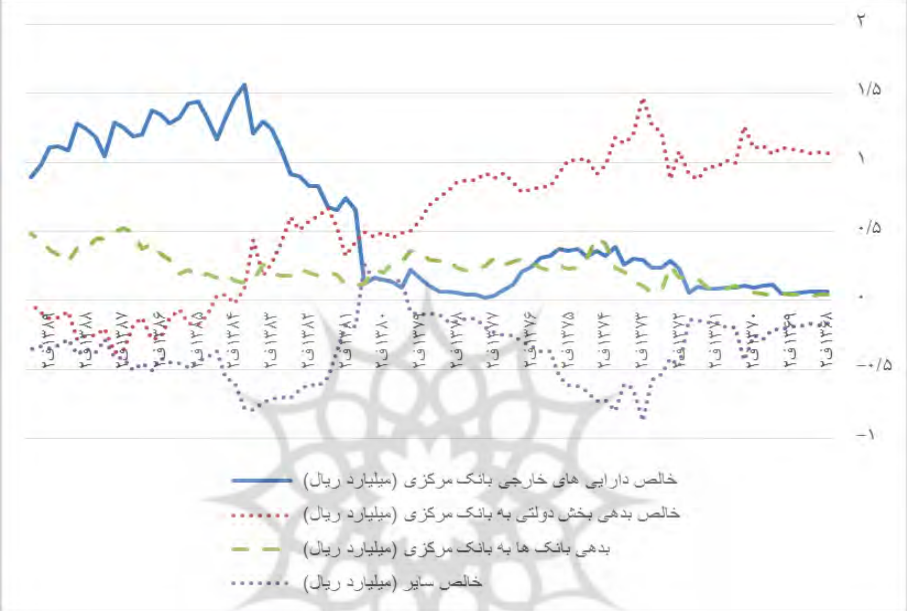


با توجه به نمودار (۷) افزایش رشد اقتصادی در دو دوره اول منجر به کاهش تورم می‌شود، اما از دوره دوم به بعد منجر به افزایش تورم می‌شود، اثرات افزایشی فوق در سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۹ کمتر است.

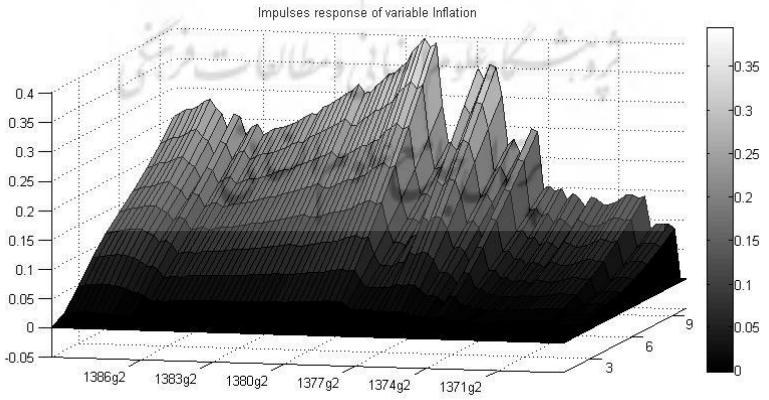
با توجه به رابطه مقداری پول، افزایش رشد اقتصادی در کوتاه مدت منجر به جذب بخشی از نقدینگی جهت پوشش معاملات مرتبط با رشد اقتصادی شده و اثرگذاری نقدینگی را روی تورم

کاهش می‌دهد، جهت درک دلایل اثرگذاری مثبت رشد اقتصادی روی تورم توابع واکنش آنی بررسی شده و کانال‌های چنین اثراتی در بخش نتیجه‌گیری مقاله ارائه شده است.

نمودار (۸)- رشد پایه پولی از جانب هر یک از منابع آن



نمودار (۹)- آنالیز واکنش آنی تغییرات نرخ ارز بر روی تورم



با توجه به نمودار (۹)، افزایش نرخ ارز منجر به افزایش تورم در اقتصاد ایران شده است، اثرات افزایش فوق از سال‌های ۱۳۷۷ که مقارن با افزایش فزاینده ذخایر ارزی بانک مرکزی است، شدیدتر بوده است.

در شرایطی که بدهی دولت به بانک مرکزی در حال افزایش است، افزایش نرخ ارز و فروش آن توسط دولت در جهت کاهش بدهی دولت می‌تواند منجر به کاهش نقدینگی می‌شود؛ با توجه به قانون نظام نرخ ارز شناور مدیریت شده هر سال نرخ ارز باید به اندازه تفاوت تورم داخل با خارج افزایش یابد، با توجه به نتایج تحقیق حاضر در شرایط تورم شدید حاکم بر اقتصاد کشور، افزایش فوق از طریق کانال افزایش نقدینگی منجر به تورم در آینده شده و فرآیند تضعیف شدیدتر پول ملی را تقویت می‌شود، به خصوص در زمانی که ذخایر ارزی از سال ۱۳۷۷ تاکنون به شدت در پایه پولی بانک مرکزی در حال افزایش است.

۵- نتیجه‌گیری

در حالی که در کارهای تجربی به علت محدودیت‌های روش تحقیق، در بیان متغیرهای اثرگذار بر تورم در اقتصاد ایران همواره با فرض اثرات دائمی متغیرها اقدام به تعیین متغیرهای اثرگذار بر تورم شده است.

در این تحقیق با استفاده از مدل‌های خود رگرسیون برداری *(VAR)* عامل-افزوده شده *(FA)* ترکیبی با روش های پارامترهای متغیر در طول زمان *(TVP)*، اقدام به بررسی توابع واکنش آنی متغیر در طول زمان متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، رشد نقدینگی، تغییرات نرخ ارز و نرخ سود بانکی و متغیر پنهان بازده بخش سوداگری بر روی تورم شده است. استفاده از چنین مدلی امکان ورود متغیر پنهان بازده بخش سوداگری کشور و بررسی اثرات متغیر زمانی متغیرهای مؤثر بر تورم را در اقتصاد ایران را فراهم می‌کند.

نتایج تحقیق حاضر بیانگر اثرات متغیر زمانی متغیرهای اثرگذار بر تورم روی تورم است. بررسی نتایج تحقیق حاضر بیانگر سلطه بخش نامولد و سوداگری کشور روی اثرگذاری سیاست های پولی و مالی در اقتصاد ایران است به طوری که بر اساس نتایج تحقیق حاضر

رشد نقدینگی شدید در اقتصاد ایران و ضعف‌های ساختاری و نهادی در جذب منابع حاصل از افزایش نقدینگی توسط بخش تولیدی کشور، علاوه بر حرکت نقدینگی به سمت بخش نامولد و سوداگری کشور، زمینه‌ساز تورم‌های شدیدی در اقتصاد کشور شده است.

آنچه جای سؤال دارد دلیل رشد شدید نقدینگی در شرایطی است که تمام نتایج تجربی بر اثرات منفی آن بر تورم تأکید کرده‌اند؛ در برخی از مطالعات عدم استقلال بانک مرکزی دلیل چنین شرایط ذکر شده است که نتایج مطالعه حاضر مؤید تحلیل فوق است.

نتایج تابع واکنش آنی نشان می‌دهد که رشد اقتصادی از طریق افزایش نرخ ارز در آینده، زمینه افزایش تورم آتی را در اقتصاد ایران فراهم می‌کند، به علاوه رشد اقتصادی منجر به کاهش رشد اقتصادی در آینده شده و رفته رفته اثرات کوتاه مدت منفی رشد اقتصادی روی تورم خنثی می‌شود؛ با توجه به نمودار (۸) تا سال ۱۳۷۷ رشد بدهی دولت عامل اصلی رشد نقدینگی در کشور بوده است. از سال ۱۳۷۷ مقارن با افزایش درآمدهای نفتی به تدریج سهم رشد ذخایر ارزی در رشد نقدینگی افزایش و سهم رشد بدهی دولت کاهش یافته است به طوری که از سال ۱۳۸۲ به بعد رشد ذخایر ارزی به عامل اصلی رشد نقدینگی تبدیل شده است. تا سال ۱۳۷۷ به علت کم بودن درآمدهای نفتی و کم بودن ذخایر ارزی در پایه پولی بانک مرکزی، منابع مالی لازم برای سیاست‌های پولی و مالی انبساطی دولت، زمینه ساز افزایش بدهی خارجی و در نهایت بدهی دولت به بانک مرکزی در دوره‌های آتی شده است، بنابراین رشد اقتصادی دوره جاری منجر به رشد تورم در آینده شده است، در این دوره به علت کم بودن ذخایر ارزی، افزایش شدید نرخ ارز اثر زیادی روی رشد نقدینگی نداشته است. از سال ۱۳۷۷ به بعد، مقارن با افزایش قیمت نفت و افزایش منابع ارزی بانک مرکزی، رفته رفته منابع لازم برای سیاست‌های پولی و مالی انبساطی دولت زمینه‌ساز رشد ذخایر ارزی بانک مرکزی شده است به طوری که بخشی از منابع مالی لازم برای سیاست‌های پولی و مالی انبساطی دولت از طریق افزایش درآمدهای نفتی و بخش دیگر نیز از طریق تضعیف پول ملی نمود پیدا کرده است.

خاطر نشان می‌شود در دوره‌هایی که بدهی دولت به بانک مرکزی منبع افزایش رشد اقتصادی بوده است، افزایش نرخ ارز شدیدتر است، زیرا در این حالت دولت مجبور است هزینه‌های سیاست‌های پولی و مالی انبساطی ناکارا در جهت نیل به رشد اقتصادی را با افزایش نرخ ارز بپردازد، درحالی که در دوره‌هایی که ذخایر ارزی بانک مرکزی منبع افزایش رشد اقتصادی بوده است، هزینه‌های عدم مدیریت صحیح منابع به صورت کاهش ذخایر ارزی (و هدر رفت آنها) و تضعیف پول ملی ظاهر می‌شود به طوری که منابع حاصل از فروش نفت زمینه‌ساز کاهش کمتر نرخ ارز و اثرگذاری کمتر رشد اقتصادی روی تورم در این دوره شده است (نمودار (۷)). بر این اساس در تمام طول دوره مورد بررسی، اقتصاد دولتی کشور به منظور نیل به رشد اقتصادی، با اعمال سیاست‌های پولی و مالی انبساطی، منجر به افزایش نرخ ارز شده است که روند صعودی نرخ ارز در دو دهه گذشته مؤید این مساله است، با توجه به اینکه تقریباً ۷۰ درصد کالاهای وارداتی کشور، کالاهای سرمایه و واسطه‌ای است در صورتی که رشد اقتصادی منجر به افزایش نرخ ارز آتی شود زمینه کاهش واردات کالاهای سرمایه و واسطه و کاهش رشد اقتصادی آتی را فراهم می‌کند.

نتایج فوق بیانگر این است که سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران نمی‌تواند زمینه رشد پایدار را فراهم کند و افزایش رشد اقتصادی در بلندمدت منجر به افزایش تورم و کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

نتایج فوق بیانگر برقراری نظریات پولیون در اقتصاد ایران و فرض خنثی پول است، هر چند که شاید مکانیسم‌های چنین اثراتی در اقتصاد ایران متفاوت با کشورهای دیگر باشد. تجربه افزایش ذخایر ارزی و تضعیف پول ملی در سال‌های ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۰ که منجر به رشد اقتصادی و تورم نسبتاً متعادل و کاهش بازده بخش سوداگری کشور شده است. با ثبات نسبی نرخ ارز مؤثر حقیقی، به عنوان یک سیاست کوتاه مدت مؤثر برای اقتصاد دولتی ایران در جهت جلوگیری از بروز بیماری هلندی مورد توجه قرار گرفت و منجر به تصویب قانون نظام نرخ ارز شناور مدیریت شده در سال ۱۳۸۲ شد؛ قانونی که بدون در نظر گرفتن تغییرات روابط متغیرهای در طول زمان و امکان افزایش قیمت نفت و افزایش ذخایر ارزی

و بر اساس اطلاعات قبل از ۱۳۸۲ تصویب شد به طوری که به علت افزایش قیمت نفت بعد از سال ۱۳۸۲، اقتصاد دولتی ایران، هزینه‌های سیاست‌های پولی و مالی ناکارا را با کاهش ذخایر ارزی و هدر رفت درآمدهای حاصل از نفت پرداخت کرد به طوری که قانون فوق به جای مکانیزمی برای ثبات نرخ ارز حقیقی، به ابزاری برای افزایش نقدینگی از جانب رشد ذخایر ارزی بانک مرکزی و پوشش کسری بودجه دولت در اقتصاد ایران عمل کرده و تداوم سیاست‌های پولی و مالی انبساطی ناکارا را در اقتصاد ایران موجب شد به طوری که شاهدیم در سال ۱۳۹۰ به علت کاهش درآمدهای نفتی، مانند سال‌ها قبل از ۱۳۷۴، عدم کارایی سیاست‌های دولت منجر به افزایش نرخ ارز و تورم‌های فزآینده‌تر شد و چه بسا در صورتی که از افزایش ذخایر ارزی در پایه پولی بانک مرکزی جلوگیری می‌شد، اثرات ناکارایی سیاست‌های پولی و مالی دولت زودتر ظاهر شده و مانعی برای تداوم آن و هدر رفت منابع ارزی در بلندمدت می‌شد.

در مطالعات جدید، به جای مبانی نظری بیماری هلندی در اقتصاد، اثرات منفی افزایش رشد درآمدهای نفتی بر روی کارایی بخش نهادی کشورها مورد تأکید قرار گرفته است، مساله ای که در مطالعه حاضر نیز مورد تأیید قرار گرفته است، زیرا که درآمدهای نفتی زمینه ساز پنهان ماندن اثرات ناکارایی سیاست‌های پولی و مالی دولت روی متغیرهای کلان اقتصادی ایران خواهد شد به طوری که دولت‌ها نفتی بر خلاف دیگر دولت‌ها به جای اینکه در برابر سیاست‌های نادرست پولی و مالی ناکارای خود پاسخگو باشند، با هدر دادن منابع ارزی مانع از افزایش شدید نرخ ارز و آشکار شدن اثرات سیاست‌های خود شده و زمینه تداوم سیاست‌های فوق را برای یک دوره بلندمدت فراهم می‌کنند، بر این اساس استقلال بانک مرکزی و ورود تنها بخشی از ذخایر ارزی به پایه پولی بانک مرکزی در جهت کنترل نرخ ارز و تأمین کسری بودجه دولت از طریق بدهی دولت به بانک مرکزی، زمینه اصلاحات ساختاری را در اقتصاد ایران فراهم کنند.

منابع

الف- فارسی

ابراهیمی، محسن و علی سوری (۱۳۸۵)، «رابطه بین تورم و نا اطمینانی تورم در ایران»، *دانش و توسعه*، ۱۱۱- شماره ۱۸. صص ۱۱۱-۱۲۶.

توکلیان، حسین (۱۳۹۱)، «بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۴۷، صص ۱-۲۲.

جعفری صمیمی، احمد و صدیقه قلی‌زاده کناری (۱۳۸۶)، «بررسی رابطه تورم و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه»، *مجله نامه اقتصادی*، شماره ۶۳، صص ۴۵-۵۸.

حسینی، صفدر و حیدر قلی‌زاده (۱۳۸۹)، «بررسی تورم و بیکاری در اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال چهاردهم، شماره ۴۳، صص ۲۳-۵۴.

حسینی نسب، ابراهیم و مهدیه رضا قلی‌زاده (۱۳۸۹)، «بررسی ریشه‌های مالی تورم در ایران (با تأکید بر کسری بودجه)»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال دهم، شماره ۱، صص ۴۳-۷۰.

دادگر، یدالله، غلامرضا کشاورز حداد و علی تیاترج (۱۳۸۵)، «تبیین رابطه تورم و رشد اقتصادی در ایران»، *جستارهای اقتصادی*، شماره ۵، صص ۵۹-۸۸.

درگاهی، حسن و رؤیا شربت اوغلی (۱۳۸۹)، «تعیین قاعده سیاست پولی در شر ایط تورم پایدار اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل بهینه»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۴۵، صص ۱-۲۷.

دورونبوش، رودیگر و استانلی فیشر (۱۳۷۱)، *اقتصاد کلان*، مترجم: محمد حسین تیزهوش تابان، تهران: انتشارات سروش.

سحابی، بهرام، سیروس سلیمانی، سمیه خضری، محسن خضری (۱۳۹۲)، «اثرات رشد نقدینگی بر تورم در اقتصاد ایران: مدل های تغییر رژیم»، *راهبرد اقتصادی*; دوره ۲، شماره۴، صص۱۲۱-۱۴۶.

شهاب، محمد رضا (۱۳۸۶)، «نرخ‌های ارز و تورم: یک تحلیل تجربی درباره ایران»، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم انسانی، گروه علوم اقتصادی.

کمیجانی اکبر و یزدان نقدی (۱۳۸۸)، «بررسی ارتباط متقابل بین تولید و تورم در اقتصاد ایران (با تأکید بر تولید بخشی)»، *پژوهشنامه علوم اقتصادی*، سال نهم، شماره ۳۲، صص ۹۹-۱۲۴.

کمیجانی، اکبر و حسین توکلیان (۱۳۹۰)، «بررسی عدم تقارن در رفتار سیاستگذاری پولی بانک مرکزی (مورد ایران)»، *مجله تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، شماره ۶، صص ۱۹-۴۲.

گرجی، ابراهیم و مهدی فولادی (۱۳۸۸)، «مقایسه تطبیقی منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید با منحنی‌های فیلیپس متعارف برای اقتصاد ایران»، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۷، صص ۱۹۳-۲۰۸.

گرجی، ابراهیم و علیرضا اقبالی (۱۳۸۸)، «برآورد منحنی فیلیپس بارویکردی به انتظارات تطبیقی و عقلایی»، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۰، صص ۱۲۱-۱۴۴.

مشیری، سعید (۱۳۸۰)، «پیش‌بینی تورم با استفاده از مدل‌های ساختاری، سری‌های زمانی و شبکه‌های عصبی»، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۵۸، صص ۱۴۷-۱۸۴.

موسوی محسنی، رضا و مریم سعیدی فر (۱۳۸۵)، «منحنی فیلیپس و تأثیرگذاری سیاست پولی در اقتصاد ایران»، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۲، صص ۲۸۱-۳۰۴.

ب- انگلیسی

Ang, A., G. Bekaert and M. Wei (2007), Do Macro Variables, Asset Markets, or Surveys Forecast Inflation Better? , *Journal of Monetary Economics*,Vol. 54, pp. 1163-1212.

Avramov, D. (2002), Stock Return Predictability and Model Uncertainty , *Journal of Financial Economics*, Vol. 64, pp. 423-458.

Bagliano, F. C. and C. A. Favero (1998), Measuring Monetary Policy with VAR Models: An Evaluation ,*European Economic Review*, Vol. 42, pp. 1069-1112.

Bernanke, B., J. Boivi and P. Eliasz. (2005), Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-augmented Vector Autoregressive

(FAVAR) Approach , *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 120, No. 1, pp. 387-422.

Bernanke, B. S. and I. Mihov (1998), Measuring Monetary Policy,, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, No. 3, pp. 869-902.

Boivin, J. and S. Ng (2006), Are More Data Always Better for Factor Analysis?,, *Journal of Econometrics*, Vol. 132, pp. 169-194.

Cogley, T. and T. Sargent (2005), Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII U. S.,, *Review of Economic Dynamics*, Vol. 8, pp. 262-302.

Cogley, T., S. Morozov and T. Sargent (2005), Bayesian Fan Charts for U. K. in. ation: Forecasting and Sources of Uncertainty in an Evolving Monetary System , *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 29, pp. 1893-1925.

Dave, C. and S. Dressler. (2009), The Bank Lending Channel: A FAVAR Analysis , Villanova School of Business Economics Working Paper, No.4

Del Negro, M. and C. Otrok, (2008), Dynamic Factor Models with Time-varying Parameters: Measuring Changes in International Business Cycles . University of Missouri Manuscript.

Doz, C., D. Giannone and L. Reichlin (2011), A Two-step Estimator for Large Approximate Dynamic Factor Models Based on Kalman Filtering,, *Journal of Econometrics*Vol. 164, pp 188-205.

Eickmeier, S., W. Lemke and M. Marcellino (2011), The Changing International Transmission of Financial Shocks: Evidence from a Classical Time-varying FAVAR,, Deutsche Bundesbank, iscussion Paper Series 1: Economic Studies, No 05/2011.

Edward, N., D. Gambera and R. Hakesb (2005), Is Monetary Policy Important for Forecasting Real Growth and Inflation? , *Journal of Policy Modeling*, Vol. 27, pp. 177˚187.

Friedman, M. (1977), Nobel lecture: Inflation and Unemployment,, *Journal of Political Economy*, Vol. 85, pp. 451˚472.

Fruhwirth-Schnatter, S. (2006), *Finite Mixture and Markov Switching Models*, New York: Springer

Garratta, A., J. Mitchellb and P. Shaun (2011), Real-time Inflation Forecast Densities from Ensemble Phillips curves , *North American Journal of Economics and Finance*, Vol. 22, pp. 78-88.

Geweke, J. and G. Amisano, (2010), Hierarchical Markov Normal Mixture Models with Appli-cations to Financial Asset Returns ,. *Journal of Applied Econometrics forthcoming*, Vol. 26, pp. 1-29.

Groen, J., R. Paap and F. Ravazzolo (2009), Real-time Inflation Forecasting in a Changing World , *Econometric Institute Report 2009-19*, Erasmus University Rotterdam,

Hamilton, J. (1989), A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle ,*Econometrica*, Vol. 57, pp. 357-384.

Hamilton, J. D. (1983), Oil and the Macroeconomy Since World War II ,*Journal of Political Economy*, Vol. 91, pp. 228˚248.

Hamilton, J. D. (1996), Specification Testing in Markov-switching Time Series Model, *Journal of Econometrics*, Vol. 70, pp. 127˚ 157.

Hamilton, J. D. and R. Susmel (1994), Autoregressive Conditional Heteroscedasticity and Changes in Regime , *Journal of Econometrics*, Vol. 64, pp. 307˚333.

Henry, O. (2009), Regime Switching in the Relationship between Equity Returns and Short-term Interest Rates ,*Journal of Banking and Finance*, Vol. 33, pp. 405˚414.

Hoogerheide, L., R. Kleijn, F. Ravazzolo, H. van Dijk and M. Verbeek, (2009), Forecast Ac-curacy and Economic Gains from BayesianModel Averaging Using Time-VaryingWeights ,*Journal of Forecasting*, Vol. 29, pp. 251-269.

Holland, S. (1995), Inflation and Uncertainty: Tests for Temporal Ordering ,*Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 27, pp. 827˚837.

Hornstein, A. (2008). Introduction to the New Keynesian Phillips Curve . Economic Quarterly, Vol. 94, pp. 301-309.

Hwang, Y. (2007), Causality between Inflation and Real Growth, *Economics Letters*, Vol. 94, pp.146˚153.

Jouchi Nakajima, J., K. Munehisa and W. Toshiaki (2009), Bayesian Analysis of Time-varying Parameter Vector Autoregressive Model for the Japanese Economy and Monetary Policy ,*Journal of The Japanese and International Economies*, Vol. 25, pp. 225-245.

Kalman, R. (1960), A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems , *Journal of Basic Engineering*, Vol. 82 (Series D), pp. 35-45.

Karunaratne, N. D. and R. Bhar (2011), Regime-shifts and Post-float Inflation Dynamics of Australia .,*Economic Modelling*, Vol. 28, pp. 1941˚1949.

Kim, C. J. and C. R. Nelson (1999), Friedman s Plucking Model of Business Fluctuations: Tests and Estimates of Permanent and Transitory Components ,*Journal of Money, Credit and Banking* Vol. 31, pp. 317˚334.

King, R. G. (2008), The Phillips Curve and U. S. Macroeconomic Policy: Snapshots, 1958-1996 ,Economic Quarterly, Vol. 94, pp. 311-359.

Koop, G. and S. Potter (2004), Forecasting in Dynamic Factor Models using Bayesian Model Averaging . *The Econometrics Journal*,Vol. 7, pp. 550˚565.

Koop, G. and D. Korobilis (2011), Forecasting Inflation using Dynamic Model Averaging ,*International Economic Review*, Vol. 53, pp. 867-886.

Koop, G. and D. Korobilis, (2013), A New Index of Financial Conditions ,*European Economic Review*, Vol. 71, pp. 101-116.

Koop, G., R. Leon-Gonzalez and R. Strachan (2009). On the Evolution of the Monetary Policy Transmission Mechanism , *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 33, pp. 997-1017.

Koop, G. and S. Potter (2004), Forecasting in Dynamic Factor Models Using Bayesian Model Averaging , *The Econometrics Journal*, Vol. 7, pp. 550-565.

Korobilis, D. (2009), Assessing the Transmission of Monetary Policy Shocks Using Dynamic Factor Models , Discussion Paper 9-14, University of Strathclyde.

Korobilis, D. (2013), Assessing the Transmission of Monetary Policy Shocks Using Time-varying Parameter Dynamic Factor Models , *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 75, pp. 157-179.

Kydland, F. E. and E. C. Prescott (1977), Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans ,*Journal of Political Economy*, Vol. 85, pp 473-91.

Lucas, R. E. Jr. (1976), Econometric Policy Evaluation: A Critique , in K. Brunner and A. H. Meltzer (Eds). *The Phillips Curve and Labor Markets* , Supplement to the Journal of Monetary Economics.

Moser, S. and F. Rumler (2007), Forecasting Austrian Inflation, *Economic Modeling*, Vol. 24, pp. 470˚480.

Mumtaz, H. (2010), volving UK Macroeconomic Dynamics: A Time-Varii Factrr Aggmente AAR , Ban of Englan,, Working Paper, No. 386 March

Nakajima, J., Kasuya, Munehisa and W. Toshiaki (2011), Bayesian Analysis of Time-varying Parameter Vector Autoregressive Model for the Japanese Economy and Monetary Policy,, *Journal of The Japanese and International Economies*, Vol. 25, pp. 225-245.

Nelson, D. B. (1991), Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach,, *Econometrica*, Vol. 59, pp. 347˚370.

Pesaran, M. H. and A. Timmermann (2000), A Recursive Modeling Approach to Predicting UK Stock Returns , *The Economic Journal*, Vol. 110, pp. 159-191.

Primiceri. G. (2005), Time Varying Structural Vector Auto regressions and Monetary Policy , *Review of Economic Studies*, Vol. 72, pp. 821-852.

Raftery, A., M. Karny and P. Ettler (2010), Online Prediction Under Model Uncertainty Via Dynamic Model Averaging: Application to a Cold Rolling Mill,, *Technimetrics*, Vol. 52, pp. 52-66.

Senbet, D. (2008), Measuring the Impact and International Transmission of Monetary Policy: A Factor-augmented Vector Att oregressiee (FAVRR) Arrr oach , *European Journal of* Economics, Finance and Administrative Sciences, Vol. 13, pp. 121-143.

Sims, C. A.()))))) Macroeconomics and Reality,, *Econometrica*, Vol. 48, pp. 1-48.

Sims, C. A. (1992), Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts The Effects of Monetary Policy , *European Economic Review*, Vol. pp. 975-1000.

Stock, J. and M. Watson (1996), Evidence on Structural Instability in Macroeconomic Time Series Relations,, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 14, pp. 11-30.

Stock, J. and M. Watson (1999), Forecasting Inflation,, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 44, pp. 293-335.

Stock, J. and M. Watson (2007), Why Has U. S. Inflation Become Harder to Forecast?,, *Journal of Monetary Credit and Banking*, Vol. 39, pp. 3-33.

Stock, J. and M.Watson (2008), Phillips Curve Inflation Forecasts,, NBER Working Paper, No. 14322, 2008.

http://WWW.World bank. Com.