

## اثربخشی سیاست پولی در ایران: شواهد حاصل از یک مدل TVP-FAVA

محمد حسن فطرس<sup>۱</sup>، محسن خضری<sup>۲</sup>، زینب بابایی\*<sup>۳</sup>،  
اسما شیری<sup>۴</sup>

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۷/۰۱

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۷/۲۹

کد مقاله: ۴۲۵۵۷

### چکیده

ادبیات وسیعی در زمینه کارایی سیاست پولی وجود دارد. سیاست‌های پولی از مهمترین ابزارهای اقتصادی است که همراه با سیاست‌های مالی مجموعه‌ای از ابزارهای قدرتمند را به منظور اعمال سیاست گذاری‌های اقتصادی تشکیل می‌دهند. همانگونه که سیاست‌های مالی متغیرهای حقیقی اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد، سیاست‌های پولی نیز منجر به تغییراتی در اینگونه متغیرها می‌گردند. البته باید خاطر نشان ساخت که مهمترین نقش سیاست‌های پولی، کنترل حجم پول و نقدینگی کل است و در واقع از این طریق بر سایر متغیرهای اقتصادی اثر می‌گذارد. در این تحقیق با استفاده از یک مدل FAVAR با پارامترهای متغیر در طول زمان به بررسی اثربخشی سیاست‌های پولی با تأکید بر متغیرهای سطح قیمت و فعالیت‌های اقتصادی پرداخته شده است. بر این اساس پس از ورود داده سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۹۹ به بررسی اثرگذاری این متغیرهای زمانی بر روی متغیرهای وارد شده در مدل (صادرات، واردات، ذخایر خارجی، ارزش افزوده بخش کشاورزی، ارزش افزوده بخش مسکن، ارزش افزوده بخش صنعت و معدن، شاخص قیمت تولید کننده، شاخص قیمت مصرف کننده) پرداخته شده است. تمام متغیرها از بانک اطلاعات سری زمانی و نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی ایران جمع آوری شده است. همانطور که در بخش تخمین مدل مشاهده می‌شود رشد حجم پول بر روی تقریباً اکثر متغیرها (غیر از یکی دو مورد) مثبت بوده است ولی این اثرات مثبت در متغیرها به صورت غیرخطی بوده و در بعضی از دوره‌ها کمتر و در بعضی از دوره‌ها بیشتر از سایر دوره‌ها است، مسئله‌ای که لزوم استفاده از مدل‌های غیرخطی در بررسی روابط متغیرهای مدل را بیان می‌کند.

واژگان کلیدی: سیاست‌های پولی، رشد حجم پول، مدل TVP-FAVAR

۱- استاد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.  
fotros@basu.ac.ir

۲- دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.  
m.khezri@basu.ac.ir

۳- نویسنده مسئول، کارشناسی ارشد اقتصاد انرژی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.

۴- کارشناسی ارشد اقتصاد انرژی، دانشگاه بوعلی سینا، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، همدان، ایران، نویسنده مسئول.  
shiri.asma12@gmail.com

ادبیات وسیعی در زمینه کارایی و مؤثر بودن سیاست پولی بر بخش حقیقی اقتصاد وجود دارد و البته همچنان این موضوعات مورد بحث است. کلاسیک‌ها اعتقادی به اثرگذاری سیاست پولی ندارند و معتقدند اجرای آن، تنها تغییرات قیمت‌ها را به دنبال خواهد داشت. به این ترتیب اثری بر توزیع درآمد و رفاه نخواهد داشت. در مقابل کینزین‌ها معتقدند که به ازای قیمت مشخص افزایش حجم اسمی پول، موجب افزایش عرضه حقیقی پول می‌شود؛ در نتیجه نرخ بهره تعادلی کاهش یافته و به دنبال آن تولید نیز افزایش خواهد یافت. به این ترتیب اشتغال و درآمد تحت تأثیر قرار گرفته و این امر بر رفاه پول مؤثر خواهد بود. (خداپرست شیرازی، ۱۳۹۳).

سیاست‌های پولی یکی از ابزارهای قوی در اختیار سیاست‌گذاران است که تأثیر آن بر متغیرهای اقتصادی گاهی غیرقابل انتظار و ناخواسته است. برای اعمال یک سیاست پولی موفقیت‌آمیز، لازم است مقامات پولی ارزیابی صحیحی از زمان و میزان تأثیر این سیاست بر متغیرهای اقتصادی داشته باشند. برای این منظور، درک و شناخت کافی ابزارها و مکانیسم‌هایی که از طریق آن سیاست پولی بر بخش‌های اقتصادی تأثیر می‌گذارد، ضروری است. (مرزبان و همکاران، ۱۳۹۵). سیاست پولی به‌عنوان ابزاری برای دستیابی به وضعیت مطلوب متغیرهای کلان اقتصادی همچون رشد اقتصادی و تورم، همواره مورد توجه بوده است. تأثیرگذاری سیاست پولی بر بخش حقیقی اقتصاد و مکانیسم‌های این اثرگذاری، از جمله مهم‌ترین سؤالات اقتصاد کلان بوده است (حسن و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۲۴).

روش مورد استفاده برای بررسی اثرات سیاست پولی، طی زمان تکامل یافته و این فرایند همچنان ادامه دارد. این فرایند از مطالعه فریدمن و شوارتز<sup>۲</sup> (۱۹۶۳) که به تعبیر لیدلر<sup>۳</sup> (۱۹۷۸) از رویکرد تاریخ‌دانان در مقابل روش‌های اقتصاددانان سنجی استفاده کرده بودند، شروع شده و تا روش‌های پیشرفته‌تر همانند الگوهای تبدیلی، کلان سنجی، خود توضیح برداری و خود توضیح‌برداری عامل تعمیم یافته ادامه دارد (انارفو و همکاران<sup>۴</sup>، ۲۰۱۹).

مدل‌های عامل‌های پویا به مقالات ویکی و سیمز<sup>۵</sup> (۱۹۷۱) و سارگنت و سیمز<sup>۶</sup> (۱۹۷۷) بر می‌گردد. پس از آن‌ها استوک و واتسون (۱۹۹۸، ۱۹۹۹) و فورنی و همکارانش<sup>۷</sup> از تجربیات قبلی کانر و کورایچیک<sup>۸</sup> (۱۹۸۶) بهره‌زادی گرفتند و نشان دادند که چگونه این مدل‌ها می‌توانند به طور مؤثری در پانل‌های بزرگ سری‌های زمانی اقتصاد کلان مورد استفاده قرار گیرند.

بررسی‌ها نشان می‌دهد بعد از الگوهای نسل اول، الگوهای تبدیلی، نسل دوم و الگوهای کلان سنجی، از ۱۹۹۲ به بعد از کار اولیه سیمز (۱۹۹۲) الگوی خود توضیح برداری، ابزار متعارف در بررسی اثرات سیاست پولی بوده است. سیمز (۱۹۹۲) اثرات سیاست پولی در فرانسه، آلمان، ژاپن، انگلستان و آمریکا را با استفاده از یک الگوی خود توضیح برداری اندازه گرفت. وی دریافت یک سیاست پولی انقباضی (یک شوک مثبت در نرخ بهره) باعث کاهش تولید و پول می‌شود در حالی که شاخص قیمت مصرف‌کننده افزایش یافته که آنرا «معمای قیمت»<sup>۹</sup> نامید. سیمز بحث می‌کند که این واکنش معماگونه قیمت‌ها ممکن است به دلیل این حقیقت باشد که بانک‌های مرکزی مجموعه اطلاعاتی در اختیار دارند که با چهار متغیر موجود در الگوی VAR نمی‌تواند ویژگی‌های آنرا در برگیرد. نتایج کار وی نشان داد، استفاده از متغیرهای بیشتر اندازه معمای قیمت را کاهش می‌دهد. وی نتیجه می‌گیرد که یک اختلال در سیاست پولی، با کاهش تولید و فعالیت‌های اقتصادی در تمام کشورهای مورد بررسی، همراه است. در ادامه افراد بسیاری با استفاده از VAR به بررسی اثرات سیاست پولی پرداختند؛ اما با روشن شدن نواقص الگوهای خود توضیح برداری در بررسی اثرات سیاست پولی برانکه، بویون و الیاس<sup>۱۰</sup> (۲۰۰۵) با استفاده از الگوهای عامل پویا در الگوهای خود توضیح برداری، روش جدید الگوهای خود توضیح برداری عاملی تعمیم یافته را معرفی نمودند. برنانکه و همکاران با استفاده از متغیرهای کلان ماهانه با به‌کارگیری مدل FAVAR، اثرات سیاست پولی بر اقتصاد آمریکا را مورد اندازه‌گیری قرار دادند و نتیجه گرفتند در این الگو معمای قیمت وجود ندارد (کمال باسا و همکاران<sup>۱۱</sup>، ۲۰۲۰).

در مطالعه پیش رو، رویکرد متفاوتی ارائه شده و از الگوی تجربی عامل-افزوده شده (FAVAR) که توسط برنانکه، بورین و الیاس (۲۰۰۵) برای رفع مشکلات مربوط به الگوی VAR ارائه شده، بنابراین با توجه به اهمیت موضوع سیاست‌های پولی برای

1 Hasan et al.

2 Friedman and Schwartz

3 Ledler

4 Anarfo et al.

5 Wiki and Sims

6 Sargent and Sims

7 Forney et al.

8 Connor and Korajczyk

9 Price puzzler

10 Boivin and Elias

11 Kamal Basa et al.

سیاست‌گذاران هدف این مطالعه بررسی میزان و نحوه اثرگذاری این سیاست‌ها با توجه به اثرگذاری دو سیاست نرخ بهره و نرخ ذخیره قانونی و با رویکردی متفاوت از پژوهش‌های قبلی است. مدل *TVP-FAVAR* مقاله حاضر بسط جدیدی از الگوریتم مطالعه کروبولیس<sup>۱</sup> (۲۰۱۳) بوده و توسط کوپ و کروبولیس ارائه شده است که در ایران توسط خضری و همکاران (۱۳۹۴) برای بررسی اثر بازده بخش سوداگری بر تورم در اقتصاد ایران مدل‌سازی شده است.

## ۲- پیشینه تحقیق

### ۲-۱- مطالعات داخلی

ریحانی محب سراج و فلاحی (۱۴۰۰) به بررسی توسعه مالی و اثربخشی سیاست‌های پولی ضد تورمی در ایران پرداختند. برای این منظور، ضمن بررسی تأثیر سیاست‌های پولی به کارگیری دو ابزار پایه پولی و نرخ بهره با هدف کنترل تورم، به صورت مجزا و در قالب مدل‌های خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی برای دوره ۱۳۶۸:۱ تا ۱۳۹۵:۴ در ایران، اثربخشی هر سیاست با استفاده از مدل‌های رگرسیون غلتان، طی زمان استخراج شده و نتایج در مدل خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی دیگری بر روی شاخص توسعه مالی برآورد کردند. بررسی ضرایب برآوردی حاکی از اثر کاهنده شاخص توسعه مالی بر اثربخشی سیاست‌های پولی بود. نیازی محسنی و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی اثر شوک‌های سیاست پولی و درآمدهای نفتی بر تورم و رشد اقتصادی در ایران پرداختند. در این مطالعه از داده‌های متغیرهای توضیح داده شده برای دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۷ استفاده کردند. تجزیه و تحلیل اطلاعات با استفاده از نرم افزار STATA انجام شده است. نتایج نشان داد که افزایش نرخ سود بانکی، نرخ رشد اقتصادی را حداقل تا دو سال پس از اعمال شوک کاهش داده است و پس از آن اثر شوک به سمت صفر میل پیدا می‌کند. با افزایش نرخ سود بانکی، از یک طرف هزینه تامین سرمایه کاهش پیدا کرده و باعث می‌شود میل به سرمایه‌گذاری و در نهایت سرمایه‌گذاری به دلیل کاهش سود سرمایه‌گذاری کاهش پیدا کند. از طرف دیگر با افزایش نرخ سود بانکی نرخ تورم کاهش پیدا کرده است.

### ۲-۲- مطالعات خارجی

ارشد و همکاران (۲۰۲۱) به بررسی رابطه علی بین اثربخشی سیاست پولی و شمول مالی در کشورهای توسعه یافته و توسعه نیافته پرداختند. تکنیک‌های خود رگرسیون بردار ساختاری برای بررسی رابطه بین اثربخشی سیاست پولی و شمول مالی القا شده‌اند. این مطالعه داده‌های ثانویه ۱۰ کشور توسعه یافته و ۳۰ کشور توسعه نیافته را در طول سال‌های ۲۰۰۴-۲۰۱۸ پوشش دادند. نتایج نشان داد که اثربخشی سیاست پولی و شمول مالی تأثیر همزمان بر یکدیگر ندارند. کمال باسا و همکاران (۲۰۲۰) به بررسی رابطه بین توسعه مالی و اثربخشی سیاست پولی در مالزی پرداختند. دو شاخص سطح توسعه مالی، یعنی بدهی‌های نقدشونده و سرمایه‌گذاری بازار سهام، و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص را در برآورد عوامل تعیین‌کننده اثربخشی سیاست پولی که با استفاده از رگرسیون خودکار بردار ساختاری (SVAR) در رویکرد اقتصاد باز ایجاد می‌شود، نشان داد. بر این اساس، یک مدل تأخیر توزیع شده خودرگرسیون (ARDL) در بررسی اثرات توسعه مالی و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بر اثربخشی سیاست پولی استفاده کردند. با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه از سال ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۶، نتایج نشان داد که بین توسعه مالی و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بر اثربخشی سیاست پولی یکپارچگی وجود دارد.

## ۳- روش شناسی

### ۳-۱- انتخاب مدل و منابع داده‌ها

معیار استاندارد برای بررسی تأثیرات سیاست پولی در اقتصاد، برآورد یک VAR ساختاری بر برخی از متغیرهای کلیدی است. مدل این فرم به صورت زیر نمایش داده شده است:

$$y_t = b_1 y_{t-1} + \dots + b_p y_{t-p} + u_t$$

جایی که  $Y_t' = [Z_t', r_t']$  است،  $Z_t$  یک بردار  $(l \times 1)$  است که بازنمایی از متغیرهای اقتصاد (مثل تولید، قیمت‌ها، نرخ‌های بهره، ارقام پولی و غیره) را ارائه می‌دهد، و  $r_t$  یک واحد که از ابزار سیاست پولی است، به این معنی که از متغیر کنترل بانک مرکزی استفاده می‌کند. ضرایب  $b_i, i = 1, \dots, p$  در هر مقدار باقیمانده از  $y_t$  از ابعاد  $(l+1) \times (l+1)$ ، و  $u_t \sim N(0, \Omega)$  با  $\Omega$  یک ماتریس کوواریانس  $(l+1) \times (l+1)$  هستند. تعداد  $(l+1)$  متغیر در  $Y_t'$  در یک VAR متداول معمولاً از ۲۰ فراتر نمی‌رود، در این حالت اگر بخواهیم صدها مشاهده  $n \times 1$  بردار  $x_t$  را در VAR ترکیب کنیم، مانند موردی که بانک مرکزی

<sup>1</sup> Korobilis

<sup>2</sup> Arshad et al.

انجام می‌دهد، در این حالت مشکل بیش پارامتری در مدل اتفاق می‌افتد. یک راه حل متداول برای حل مشکل این است که یک بردار  $n$  بعدی از مشاهدات  $x_t$  را به یک بردار کوچک  $k$  بعدی (که بسیار کوچک‌تر از  $n$ ، یعنی  $k \ll n$  است)،  $f_t$  تجزیه کنید. علاوه بر این، با اجازه به افزایش پارامترهای VAR با عواملی که در طول زمان متغیر هستند، می‌توان مدل‌های پیچیده‌تری را پیاده‌سازی کرد و تأثیرات سیاست‌های سیاست پولی نیز را در طول زمان مورد بررسی قرار داد. در حالت پارامتر متغیر زمان-افزوده (VAR (TVP-FAVAR) مدل به صورت زیر است:

$$y_t = b_{1t}y_{t-1} + \dots + b_{pt}y_{t-p} + v_t$$

که در آن  $y_t' = [f_t', Z_t', r_t']$  با  $f_t$  یک بردار  $(k \times 1)$  عوامل پنهان است،  $[Z_t', r_t']$  یک بردار حاوی متغیرهای مشاهده شده ابزار سیاست پولی است و ابعاد آن  $((l+1) \times 1)$  است،  $b_{jt}$  ضریب ماتریس  $m \times m$  برای  $j = 1, \dots, p$  و  $t = 1, \dots, T$  هست، و  $v_t \sim N(0, \Omega)$  با  $\Omega_t$  یک ماتریس کوواریانس کامل  $m \times m$  برای هر کدام  $t = 1, \dots, T$ ، با  $m = k + l + 1$  است.

هر کدام از  $i = 1, \dots, n$  سری اصلی مشاهده شده  $x_{it}$  به عوامل دیگر، متغیرهای مشاهده شده  $Z_t'$  و آثار سیاست پولی  $r_t$  از طریق تحلیل رگرسیون عامل ۱ با خطاهای خود همبسته ۲ و نوسانات تصادفی ۳ مدل مرتبط است.

$$x_{it} = \tilde{\lambda}_i^f f_t + \tilde{\lambda}_i^z Z_t + \tilde{\lambda}_i^r r_t + u_{it}$$

$$u_{it} = p_{i1}u_{it-1} + \dots + p_{iq}u_{it-q} + \varepsilon_{it}$$

جایی که  $\tilde{\lambda}^f$  برابر  $(n \times k)$ ،  $\tilde{\lambda}^z$  برابر  $(n \times l)$ ، و  $\tilde{\lambda}^r$  برابر  $(n \times 1)$  و  $\varepsilon_{it} \sim N(0, \exp(h_{it}))$  است فرض بر آن است که خطاها  $\varepsilon_{it}$  با عوامل در همه نسبت‌ها و وقفه‌ها ناهمبسته باشند، برای مثال  $E(\varepsilon_{it}f_t) = 0$  و  $E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{jt}) = 0$  برای همه  $i, j = 1, \dots, n$  و  $t, s = 1, \dots, T$ ،  $i \neq j$  و  $t \neq s$ . برای کار با یک مدل با خطاهای غیرخطی، باید معادله (۳) را به معادله (۴) تغییر داد:

$$x_t = \lambda^f f_t + \lambda^z Z_t + \lambda^r r_t + \Gamma(L)x_t + \varepsilon_t$$

جایی که  $\lambda^j = (I_n - \gamma(L))\tilde{\lambda}^j$  که  $\gamma(L) = \text{diag}(\rho^1(L), 000, \rho^n(L))$ ،  $\rho^i(L) = \rho_{i1}L + \dots + \rho_{iq}L^q$ ،  $\lambda^j = (I_n - \gamma(L))\tilde{\lambda}^j$  برای  $j = f, z, r$  است، و در نهایت  $\varepsilon_t \sim N(0, H_t)$  با  $H = \text{diag}(\exp(h_{1t}), 000, \exp(h_{nt}))$  جایی که لگاریتم نوسانات منفرد به صورت گام تصادفی شکل می‌یابند:

$$h_{it} = h_{it-1} + \eta_t^h$$

با  $\eta_t^h \sim N(0, \sigma_h)$  است.

مدل TVP-FAVAR اصلی شامل معادله (۲) و (۴) است و برای سادگی، به ترتیب به معادلات FAVAR و factor model اشاره می‌شود. برای تکمیل مشخصات مدل، لازم است همه پارامترهای مدل و پویایی آن‌ها مشخص شود. معادله (۲) یک سیستم VAR بر روی عوامل و متغیرهای قابل مشاهده  $Z_t$  و  $r_t$  با ضرایب و نوسانات تصادفی است. بر اساس مستندات اخیر در ارتباط با کار آمدی پارامترهای ماتریس کوواریانس بزرگ، پریمسری (۲۰۰۵)، کوگلی و سارگنت (۲۰۰۵) و کانوا و گامیتی (۲۰۰۹) از تجزیه ماتریس کوواریانس خطای (FA)VAR به صورت

$$A_t \Omega_t A_t' = \Sigma_t \Sigma_t'$$

یا معادله

$$\Omega_t = A_t^{-1} \Sigma_t \Sigma_t' (A_t^{-1})'$$

استفاده می‌کنند.

جایی که  $\Sigma_t = \text{diag}(\sigma_{1,t}, 000, \sigma_{k+1,t})$  و  $A_t$  یک ماتریس پایین مثلثی است.

$$A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ a_{21,t} & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{m1,t} & \vdots & a_{m(m-1),t} & 1 \end{bmatrix}$$

گردآوری تمام پارامترهای معادله ۲ در بردارها  $\log \sigma_t = (\text{vec}(b_{1t})', \dots, \text{vec}(b_{pt})')'$  و  $\log \sigma_t = (\log \sigma'_{1t}, \dots, \log \sigma'_{mt})'$  و  $\alpha_t = (a'_{j1,t}, \dots, a'_{j(j-1),t})'$  برای  $j = 1, \dots, m$  از قرارداد استاندارد پیروی کرده و

1factor analysis regression

2autocorrelated errors

3stochastic volatility

4 Primiceri

5 Cogley and Sargent

6 Canova and Gambetti

فرض می‌شود که مجموعه‌ای از پارامترهای  $\alpha_t, \beta_t$  و  $\log \sigma_t$  از گام‌های تصادفی و مشخصات ابداع ترکیبی ۱ جوردانی و کوهن ۲ (۲۰۰۸) پیروی می‌کنند. برای هر دوره زمانی، تکامل گام تصادفی پارامترها به صورت ترکیبی از دو جزء نرمال بوده (به کوپ و همکاران ۲۰۰۹ مراجعه شود) و فرم زیر هستند:

$$\begin{aligned} B_t &= B_{t-1} + J_t^B \eta_t^B \\ \alpha_t &= \alpha_{t-1} + J_t^\alpha \eta_t^\alpha \\ \log \sigma_t &= \log \sigma_{t-1} + J_t^\sigma \eta_t^\sigma \end{aligned}$$

درجایی که  $\eta_t^\theta \sim N(0, Q_\theta)$  و همچنین  $u_t$  و  $v_t$  بردارها مستقل از یکدیگر هستند، درحالی‌که ماتریس کوواریانس  $Q_\theta$  مرتبط با هر یک از بردارهای پارامتر  $B_t, \alpha_t, \log \sigma_t$  است، جایی است که برای اختصار  $\theta_t \in \{B_t, \alpha_t, \log \sigma_t\}$  تعریف می‌کند. برخی از همبستگی‌ها بین عبارات اختلال ۳ در معادله (۸) ظاهر شده است، می‌تواند دینامیک پیچیده‌تر مدل سازی را امکان دهد. باین حال، این انعطاف‌پذیری به قیمت افزایش پارامترهایی که باید برآورد شوند می‌انجامد، و فرضیه‌ای که در اینجا مطرح می‌شود این است که تمام مؤلفه‌های خطای موجود در معادلات (۲) و (۴) با یکدیگر ناهمبسته هستند.

متغیرهای تصادفی  $J_t^\theta$  تنها می‌تواند دو مقدار، یک و صفر را در هر زمان به منظور ساختن خطاهای حالت ۴ که ترکیبی از یک مؤلفه‌های نرمال با کوواریانس  $Q_\theta$  و یک مؤلفه دوم که همه احتمالات را حول نقطه صفر قرار می‌دهد اختیار کند. همانطور که در بخش قبل توضیح داده شده، متغیرهای  $J_t^\theta$  با توزیع پیشین ۵ تخصیص داده می‌شود و متعاقباً با راست نمایی ۶ داده‌های به روز می‌شوند. مشخصات ابداع ترکیبی، به این دلیل که اطلاعات موجود در داده را برای تعیین یکی از دو ویژگی پارامترهای ثابت  $(iff J_t^\theta = 0 \forall t = 1, \dots, T)$  و پارامترهای متغیر زمان  $(iff J_t^\theta = 1 \forall t = 1, \dots, T)$  مجاز می‌کند انعطاف‌پذیر است. در میان این دو حد افراطی، یعنی زمانی که فقط برای تعدادی از  $t$  ها  $J_t^\theta = 1$  باشد، می‌تواند به صورتی تفسیر شود که تنها چند شکست در نمونه رخ داده است. این ویژگی ابداع ترکیبی، زمانی که هیچ پیشین در مورد میزان تغییرات در پارامترها به فکر خطور نکند و زمانی که تعیین راست نمایی‌های حاشیه‌ای ۷ دشوار باشد ممکن است لازم باشد (همانطور که در مورد مدل‌های پارامترهای متغیر زمانی صادق است). به عنوان مثال، سیمز و ژا (۲۰۰۶) با استفاده از یک مدل راه‌گزینی مارکف ۸ VAR مشاهده‌ای را مبنی بر تغییر زمانی در ماتریس کوواریانس VAR و نه ضرایب معادله میانگین  $B_t$  پیدا کردند. در نهایت توجه کنید که مدل TVP-FAVAR با قراردادن تعداد عامل  $k$  برابر با صفر به مدل TVP-VAR پرمیسری ۹ (۲۰۰۵) تبدیل می‌شود.

عامل‌های پنهان را می‌توان به عنوان پارامترهای ناشناخته مورد بررسی قرارداد و در امتداد دیگر پارامترهای مدل، در یک مرحله با استفاده از زنجیره مارکوف مونت کارلو ۱۰ (MCMC) تخمین زد. این رویکرد قابل قبول است زیرا ما می‌توانیم مدل را در فرم فضا-حالت ۱۱ با عامل‌هایی که در بردار حالت ناشناخته هستند بنویسیم، به طوری که الگوریتم‌های فیلترینگ استاندارد می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد (کارتر و کوهن ۱۲، ۱۹۹۴). با این حال، این رویکرد از نظر محاسباتی زمان‌بر است، زیرا که باید روش‌های شبیه‌سازی MCMC سنگینی برای ارزیابی پارامترهای متغیر در طول زمان معادله (۸) بکار رود. علاوه بر این، مسائل شناسایی اضافی ناشی از برآورد مبتنی بر راست نمایی وجود دارد. برای مثال، در محیط مدل عامل پویای پارامترهای ثابت، برنانک و همکاران (۲۰۰۵) از محدودیت شناسایی مثلثی در بالای بلوک  $k \times k$  از ماتریس در حال بارگذاری استفاده کردند و استدلال کردند که برآورد بیزین عواملی را تولید می‌کند که اطلاعات مربوط به فعالیت واقعی و قیمت‌ها را نشان نمی‌دهد. در محیط پارامترهای زمانی متغیر، مشکل شناسایی حتی بیشتر برجسته شده و بدیهی است که منجر به واکنشی آنی خواهد شد که به سختی در تطابق با تئوری اقتصادی قرار می‌گیرد.

- 1 mixture innovation specification
- 2 Giordani and Kohn
- 3 disturbance terms
- 4 the state errors
- 5 prior distribution
- 6 likelihood
- 7 marginal likelihoods
- 8 A Markov switching VAR
- 9 Primiceri
- 10 Markov Chain Monte Carlo
- 11 State-space
- 12 Carter and Kohn

در این مطالعه پیرو استاک و واتسون (۲۰۰۵)، یک روش تخمین دومرحله‌ای و از لحاظ محاسباتی ساده استفاده می‌شود. در ابتدا عوامل با استفاده از مدل اجزای اصلی ۱ استاندارد تقریب زده می‌شوند و سپس پارامترهای مدل مشروط به این عوامل برآوردی تعیین می‌شوند. در این حالت، ما باید  $n$  رگرسیون تک متغیره مستقل را در معادله (۴) و یک مدل VAR با پارامترهای متغیر در طول زمان را از عوامل و متغیرهای قابل مشاهده را در معادله (۲) تخمین بزنیم.

پسین‌هایی<sup>۲</sup> از پارامترهای متغیر زمانی از لحاظ تحلیلی در دسترس نیستند، هرچند که پسین‌های شرطی به راحتی در دسترس هستند و نمونه گیس<sup>۳</sup> برای این منظور می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد. پارامترهای معادله عامل با استفاده از استدلال‌های استاندارد برای مدل‌های رگرسیون خطی نرمال نمونه‌گیری می‌شوند (کوپ<sup>۴</sup>، ۲۰۰۳) با اصلاحاتی که لگاریتم نوسانات  $h_{it}$  با استفاده از الگوریتم کیم و همکاران<sup>۵</sup> (۱۹۹۸) نمونه‌برداری می‌شوند. معادله حالت (۸) مشروط بر مقدار  $J_t^\theta$  خطاهای نرمال شرطی دارد و فیلتر کالمن برای پارامترهای متغیر زمان  $\theta_t$  استفاده می‌شود. تنها اصلاح مورد نیاز برای الگوریتم فیلتر کالمن این است که وقتی  $J_t^\theta = 0$  ماتریس کوواریانس معادله حالت،  $J_t^\theta Q_\theta = 0$  است، درحالی‌که زمانی که  $J_t^\theta = 1$  ماتریس کوواریانس  $J_t^\theta Q_\theta = Q_\theta$  می‌شود. علاوه بر این می‌توان، شرطی روی قرعه<sup>۶</sup> هر از پارامتر  $\theta_t$ ، کوواریانس‌های حالت‌ها  $Q_\theta$  را دوباره با استفاده از فرمول‌های استاندارد نمونه‌برداری کرد. درواقع، این فرمول‌ها همانند کارهای قبلی TVP-VAR کوگلی و سارجنت (۲۰۰۵)، پریمسری (۲۰۰۵) و کوپ و همکاران (۲۰۰۹) هستند. شاخص‌های  $J_t^\theta$  با استفاده از الگوریتم گرلاچ و همکاران<sup>۷</sup> (۲۰۰۰) نمونه‌گیری می‌شوند. این یک رویکرد کارآمد برای مدل‌سازی ترکیبات پویا است به این دلیل که  $J_t^\theta$  می‌تواند بدون شرط روی  $\theta_t$  حالت ایجاد شود.

ابعاد مدل و حضور پارامترهای متغیر طی زمان، تعدیلاتی را در مدل ایجاد می‌کند. به‌عنوان مثال، با توجه به اینکه پارامترهای خود رگرسیون  $B_t$  مدل VAR یک گام تصادفی را دنبال می‌کنند می‌تواند منجر به قرعه‌های انفجاری<sup>۸</sup> شود، کوگی و سارجنت (۲۰۰۱، ۲۰۰۵) در این پارامترها از «موانع بازتابنده»<sup>۹</sup> استفاده کردند. به‌طور خاص، آن‌ها یک الگوریتم ساده پذیرش-رد را ارائه می‌دهند، جایی که قرعه‌های MCMC از  $B_t$  تنها زمانی حفظ می‌شود که ریشه‌های چندجمله‌ای VAR مربوطه در خارج از حلقه واحد قرار گیرد. باین‌حال، همانطور که کوپ و پاتر<sup>۱۰</sup> (۲۰۰۸) ثابت می‌کنند، تعمیم این الگوریتم ساده برای حفظ قرعه‌های پایا در مدل‌های VAR، در مدل‌های TVP-VAR با بیش از سه متغیر بسیار ناکارآمد است. در شبیه‌سازی با TVP-FAVAR<sup>۶</sup> متغیره، تقریباً ۱۰٪ از قرعه‌ها رد می‌شود. بنابراین یک‌راه جایگزین معتبر برای ارائه انقباض این است که از پیشین استفاده شود. پریمسری (۲۰۰۵) از پیش اطلاعاتی مبتنی بر یک نمونه‌ی در حال آموزش<sup>۱۱</sup> که کاملاً قوی پارامتر سازی شده است استفاده می‌کند. مشخصات ابداع ترکیبی معادلات (۸)، با کاهش فضای پارامترها به سمت یک مدل با پارامترهای ثابت، می‌تواند برخی از انقباضات را فراهم کند، اما این ممکن است کافی نباشد که خصوصیات صرفه‌جو<sup>۱۲</sup> را تضمین نکند. در این تحقیق از پیشین تجربی بیزی یعنی پیشین مینوسوتا<sup>۱۳</sup> که در تنظیمات VAR استاندارد بسیار متداول است استفاده شده است. ویژگی این پیشین این است که وقفه‌های خود متغیر وزن بزرگ‌تری را می‌گیرد، درحالی‌که وقفه‌های مراتب بالاتر و وقفه‌های دیگر متغیرها وزن کمتری می‌گیرند. برای اطلاعات بیشتر به داون و همکاران<sup>۱۴</sup> (۱۹۸۶) مراجعه کنید.

در این مطالعه توزیع پیشین روی پارامترهای نامحدود (غیر صفر) در معادله مدل عامل به صورت  $\sigma_h^{-1} \sim \text{Gamma}(0.01, 0.01)$ ,  $h_{i0} \sim N(0, 4)$  و  $\gamma_i(L) \sim N(0_{1 \times q}, 10I_q)$ ,  $[\lambda_i^f, \lambda_i^z, \lambda_i^r] \sim N(0_{1 \times m}, 10I_m)$  هر متغیر  $i = 1, \dots, p$  در نظر گرفته شده است. برای پارامترهای معادله FAVAR مجموعه  $B_0 \sim N(\underline{B}, 0)$ ,  $\alpha_0 \sim N(0, 4I)$ ,  $Q_B^{-1} \sim W(0.01 \times Q_B^{-1} \sim N(0.005 \times (\dim(B) + 1) \times 0, \dim(B) + 1))$  و  $\log \sigma_0 \sim N(0, 4I)$ .

1 principal components

2 Posteriors

3 Gibbs sampler

4 Koop

5 Kim and et al

6 Draw

7 Gerlach and et al

8 Explosive draws

9 Reflective barriers

10 Koop and Potter

11 Training sample

12 Parsimonious

13 Minnesota prior

14 Doan and et al

$(dim(\alpha) + 1) \times I, dim(\alpha) + 1)$  و  $(0.0001 \times (dim(\sigma) + 1) \times I, dim(\sigma) + 1) \sim W, Q_B^{-1}$  جایی که  $dim(\sigma) = m$  و  $dim(\alpha) = m(m - 1) / 2$  و  $dim(B) = m \times m \times p$  توزیعها  $B$  روی ضرایب وقفه اول خود متغیر برابر با  $0.9$  و برای دیگر ضرایب صفر است، و  $V$  یک ماتریس کوواریانس پیشین قطری با عناصر قطری تعریف شده از پیشین مینه سوتا به فرم زیر:

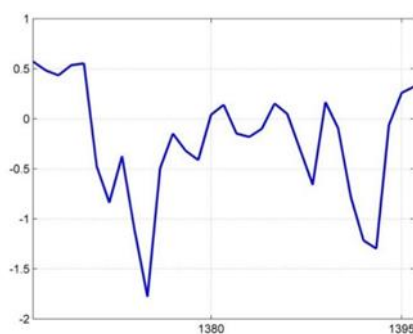
$$V_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{c^2} & \text{برای پارامترهای روی وقفه خود} \\ \frac{0.001s_i^2}{c^2s_j^2} & \text{برای پارامترها روی متغیر } i \neq j \end{cases} \quad (9)$$

جایی که  $s_i^2$  واریانس جزء خطای از مدل تک متغیر با  $p$  وقفه برای متغیر وابسته  $i$  است جایی که  $i = 1, \dots, m$  و  $j = 1, \dots, mp$  است. پارامترهای غیراستاندارد در این مدل، موردهای مرتبط به بسط ابداع ترکیبی است. فرض برشده است که متغیرهای صفر رو یک  $J_t^\theta$  از یک توزیع برنولی،  $p(J_t^\theta = 1) = \pi_t = 1 - p(J_t^\theta = 0)$  برای  $\theta_t \in \{B_t, \alpha_t, \log \sigma_t\}$  برخوردار است. احتمالات  $\pi_\theta$  انتقال شاخص  $J_t^\theta$  بین دو حالت ممکن (۱: شکست، ۰: بدون شکست) را کنترل می کند، و یک پیشین سلسله مراتب اضافی به منظور به روزرسانی آن ها از اطلاعات داده ها معرفی شده است. پیشین بتا به فرم  $\pi_\theta \sim Beta(\tau_0, \tau_1)$  بر روی این بیش پارامتر اعمال می شود، که باور پیشین در رابطه با تعداد شکست ها را از طریق انتخاب  $\tau_0$  و  $\tau_1$  کنترل می کند. در این تحقیق بیش پارامترهای فوق برابر با  $(\tau_0, \tau_1) = (1, 1)$  در نظر گرفته شده است، که یک انتخاب غیر اطلاعاتی و یکنواخت با  $E(\pi_\theta) = 0.5$  و  $std(\pi_\theta) \cong 0.29$  است، تعیین می کند. توجه داشته باشید که برای سادگی و در غیاب اطلاعات پیشین،  $\tau_0$  و  $\tau_1$  برای هر سه پارامتر تعریف شده در معادله (۸) یکسان است.

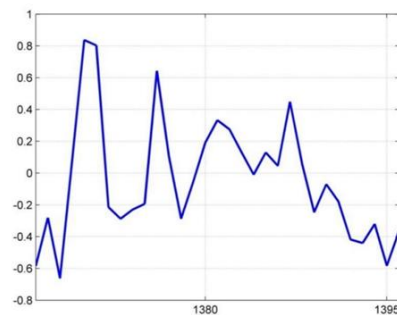
### ۲-۳- نتایج تخمین TVP-FVAR

در این تحقیق از داده های سالیانه سال های ۱۳۹۶-۱۳۴۹ استفاده شده است، صادرات، واردات، ذخایر خارجی، ارزش افزوده بخش کشاورزی، ارزش افزوده بخش مسکن، ارزش افزوده بخش صنعت و معدن، شاخص قیمت تولید کننده، شاخص قیمت مصرف کننده استفاده شده است. علاوه با توجه به نوع داده ها و اطلاعات در دسترس، هر ۷ شاخص اول جهت محاسبه متغیر پنهان فعالیت های اقتصادی و همچنین هر ۲ شاخص دوم جهت محاسبه متغیر پنهان سطح قیمت ها وارد مدل  $TVP-FAVAR$  شده است. تمام متغیرها از بانک اطلاعات سری زمانی و نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی ایران جمع آوری شده است در ادامه پس از تخمین مدل  $TVP-FAVAR$  با استفاده از نرم افزار  $MATLAB$  نتایج آنالیز واکنش آنی متغیر رشد حجم پول در نتیجه شوک در متغیرهای مدل تا ۹ دوره ارائه شده است. در این تحقیق به منظور اجرای تابع واکنش آنی از تجزیه چولسکی استفاده شده است. نتایج تابع واکنش آنی تحقیق حاضر در طول زمان متغیر است و از این جهت از تحقیقات گذشته متفاوت است به طوریکه به صورت سه بعدی رسم می شود. محور عمودی تابع واکنش آنی متغیرها به شوک های وارد و محور افقی آن زمان اجرای شوک و دوره واکنش آنی (تا ۹ دوره) را ارائه می دهد.

نتایج تخمین متغیر غیرقابل مشاهده فعالیت های اقتصادی و سطح قیمت ها با استفاده از مدل  $TVP-FAVAR$ ، مدل  $FAVAR$  دو مرحله ای معرفی شده در مطالعه فرنال و همکاران (۲۰۱۴) و مدل  $PCA$  در نمودار (۱) و (۲) ارائه شده است.

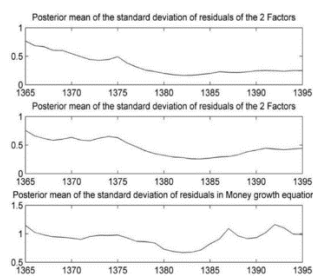


نمودار ۲- تخمین متغیر پنهان سطح عمومی قیمت ها (ماخذ: محاسبات محقق)



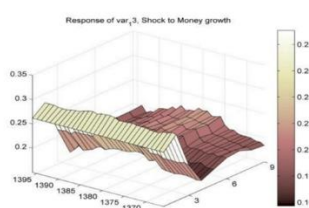
نمودار ۱- تخمین متغیر پنهان فعالیت های اقتصادی (منبع: محاسبات محقق)

با توجه به در نظر گرفتن فر نوسانات تصادفی در مدل، نتایج حاصل از تخمین بیزی انحراف معیار پسین جز خطا مربوط به معادلات مختلف هر کدام از متغیرها در نمودار (۳) قابل مشاهده است.

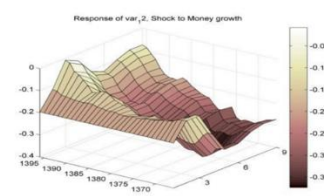


نمودار ۳- انحراف معیار پسین جزء خطا معادلات مختلف (منبع: محاسبات محقق)

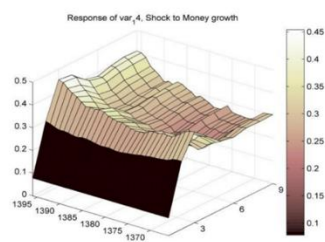
نتایج نمودار (۳) ثابت نبودن انحراف معیار پسین جزء خطا را در طول زمان نشان می‌دهد و لزوم استفاده از مدل نوسانات تصادفی را بیان میکند. با توجه به اینکه در مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR) برای بررسی تأثیر ایجاد یک شوک در یک متغیر خاص بر سایر متغیرهای مدل باید از توابع عکس العمل آنی استفاده نمود در اقتصادسنجی بیزی برای محاسبه توابع عکس العمل (که تابعی غیرخطی از ضرایب مدل خودرگرسیون برداری و ماتریس  $\Sigma$  است) از روش‌های شبیه سازی پسین استفاده میگردد.



نمودار ۵- آنالیز واکنش آنی شوک متغیر رشد حجم پول بر روی رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی (منبع: محاسبات محقق)

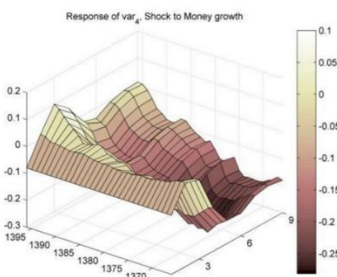


نمودار ۴- آنالیز واکنش آنی شوک متغیر رشد حجم پول بر روی رشد ارزش افزوده بخش صنعت و معدن (منبع: محاسبات محقق)

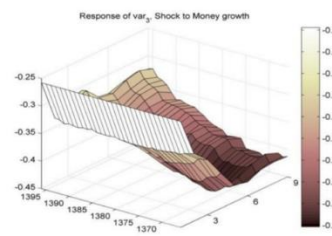


نمودار ۶- آنالیز واکنش آنی شوک متغیر رشد حجم پول بر روی رشد ارزش افزوده بخش مسکن (منبع: محاسبات محقق)

همان طور که مشاهده میشود در نمودارهای (۶) واکنش آنی رشد حجم پول بر ارزش افزوده در بخش مسکن در تمام دوره‌های مورد بررسی مثبت است، در نمودار (۵) هم واکنش رشد حجم پول بر ارزش افزوده بخش کشاورزی مثبت بوده ولی این واکنش مثبت کاهنده است طوری که از دوره دوم تا دوره چهارم مثبت کاهنده بوده و پس از آن به مرور مثبت فزاینده شده است، اما در نمودار (۴) همان طور که مشاهده میشود بر عکس سایر نمودارها واکنش رشد حجم پول بر رشد ارزش افزوده بخش صنعت و معدن در تمام دوره‌های مورد بررسی منفی بوده است، در سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۶۹ این اثر بیشتر از سال‌های دیگر، از دوره سوم تا دوره ششم روند کاهشی داشته از دوره هفتم به بعد روند افزایشی در پیش گرفته و نهایتاً نزدیک به صفر شده است.

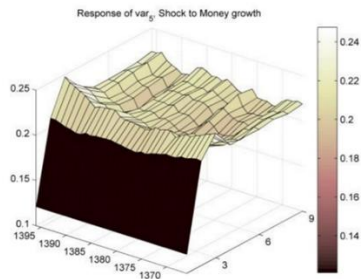


نمودار ۸- آنالیز واکنش آنی شوک متغیر رشد حجم پول بر روی رشد واردات (منبع: محاسبات محقق)



نمودار ۷- آنالیز واکنش آنی شوک متغیر رشد حجم پول بر روی رشد صادرات (منبع: محاسبات محقق)

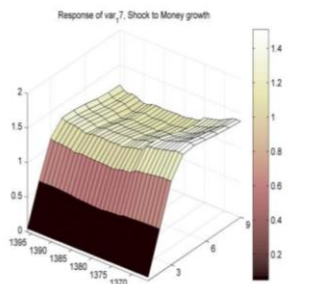




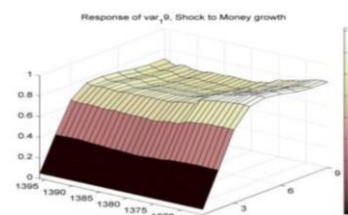
نمودار ۹- آنالیز واکنش آنی شوک متغیر رشد حجم پول بر روی رشد ذخایر خارجی (منبع: محاسبات محقق)

در نمودار (۷) به بررسی واکنش آنی شوک رشد حجم پول به رشد صادرات می پردازیم، همانطور که در نمودار مشاهده میشود شوک مثبت متغیر رشد حجم پول بر روی رشد صادرات در تمام دوره ها اثر منفی داشته است، در سال های ۱۳۷۵-۱۳۷۰ این اثر بیشتر از سایر سالهاست. در نمودار (۸) به بررسی واکنش آنی متغیر رشد حجم پول بر رشد واردات می پردازیم، از نمودار مشاهده می شود این واکنش در برخی دوره ها مثبت و در بعضی دوره ها منفی است، به نحوی که در سال های ۱۳۷۵-۱۳۷۰ اثر منفی بیشتر از سایر سالهاست و در سال های ۱۳۹۶-۱۳۹۱ اثرات مثبت هستند. در نمودار (۹) مشاهده می کنیم واکنش آنی رشد حجم پول بر رشد ذخایر خارجی در تمام دوره مورد بررسی مثبت است.

نتایج برآورده نشان می دهد سیاست پولی انبساطی باعث افزایش واردات و کاهش صادرات شده و کانال انتقال آن نیز از طریق نرخ ارز حقیقی است، در کوتاه مدت صادرات غیر نفتی کشور در واکنش به این سیاست به دلیل کاهش نرخ ارز حقیقی در پایینتر از سطح پایداریش قرار میگیرد. علت این امر، این است که در شرایط عرضه افقی در اقتصاد تکانه رشد نرخ پایه پولی، نرخ ارز اسمی بالا برده و موجبات تقویت صادرات میشود، لیکن به جهت این که در اقتصاد عرضه افقی نیست این سیاست، تورم ایجاد کرده و باعث کاهش نرخ ارز حقیقی میشود و صادرات را کاهش می دهد.



نمودار ۱۱- آنالیز واکنش آنی شوک متغیر رشد حجم پول بر روی رشد شاخص قیمت تولید کننده (منبع: محاسبات محقق)



نمودار ۱۰- آنالیز واکنش آنی شوک متغیر رشد حجم پول بر روی رشد شاخص قیمت مصرف کننده (منبع: محاسبات محقق)

همان طور که مشاهده می شود، در نمودارهای (۱۰) و (۱۱) رشد حجم پول بر رشد شاخص های قیمت تولید کننده و مصرف کننده در تمام دوره ها مثبت بوده است.

### نتیجه گیری

نقدینگی و پول یکی از متغیرهای کلیدی اقتصاد است و کمیت و کیفیت آن، هر دو عملکرد اقتصاد را به طور قابل ملاحظه ای تحت تاثیر قرار می دهد. لازم است در تحلیل ها و بررسی ها به هر دو بخش کمیت و کیفیت توجه شود گرچه تفکیک این دو بخش از یکدیگر کار پیچیده و دشواری است. در اقتصاد های با ثبات رابطه پول و کالا رابطه ساده و ثابت است اما در اقتصادهای توسعه نیافته و بی ثبات رابطه ای بسیار پیچیده و دشوار است. معمولاً گفته می شود برای ثبات قیمت ها و ثبات اقتصاد باید از بی ثباتی نقدینگی جلوگیری کرد زیرا اگر رشد نقدینگی بیش از تولید باشد باعث تورم و رشد قیمت ها شده و تورم هم باعث بی ثباتی در اقتصاد و بخش های مختلف جامعه می شود. اگر در کشور تولید مبنای اقتصاد باشد و محصولات با تکنولوژی و فن آوری بالا از سهم بالایی برخوردار باشند رشد نقدینگی منجر به تورم اقتصادی بی ثبات و نامتعادل نمی شود اما از آنجا که در اقتصاد ایران کالاهای با فن آوری بالا و رقابت پذیری در عرصه اقتصاد جهان، بسیار محدود است و بیشتر صادرات کشور مربوط به کالاهای خام و با کیفیت و توان رقابتی ناچیز است، افزایش نقدینگی نشان از تولید کالا و رشد تولید با کیفیت نیست بلکه نشانه چرخش و گردش پول در معاملات نامولد که عمدتاً شامل دارایی زمین و دلالتی های بیش از حد نیاز است.

پس همانطور که در اقتصاد ایران بارها به تجربه ثابت شده رشد نقدینگی بیش از آنکه حامی و پشتیبان بخش مولد و کارآمد باشد تسهیل کننده فعالیت‌های سوداگرانه و نامولد است از اینرو شاید نتوان به راحتی در مورد اثرات یک شوک پولی بر اقتصاد و روابط ساده و مقداری پول بحث کرد و شاید سیاست‌گذاری و اجرا در این بخش در اقتصادی چون اقتصاد بیمار و بی‌ثبات ایران نیازمند هدف‌گذاری تعیین الویت‌ها تسلط بر شرایط و سنجش وضعیت کنونی تولید و اقتصاد در بخش‌های مختلف کشور باشد. گرچه افزایش نقدینگی در جامعه همیشه معلول افزایش حجم پول نیست و مثلاً اگر در شرایطی سرعت گردش پول افزایش یابد به مثابه افزایش نقدینگی است یا رواج معاملات نسبه، خلق اعتبار غیرقانونی توسط بانک‌ها که اثر مشابهی دارد لذا تحلیل تغییر سرعت درآمدی گردش پول و نقدینگی قدری پیچیده است. نکته مهمی که باید به آن توجه شود این است که وقتی کمیت نقدینگی نسبت به ساختار اقتصاد زیاد و کیفیت آن هم کم باشد افزایش نقدینگی منجر به این خواهد شد پول در دست کسانی قرار گیرد که تولید کننده نیستند این امر باعث هدایت پول و نقدینگی به سمت فعالیت‌های نامولد، کاهش تولید و بی‌ثباتی اقتصاد خواهد شد.

## منابع

۱. خداپرست شیرازی، جلیل (۱۳۹۳). اندازه‌گیری اثرات شوک سیاست پولی در ایران: رویکرد خود توضیح برداری عامل تعمیم یافته (FAVAR). فصلنامه اقتصاد مقداری بهار، ۷۵-۱۰۱.
۲. خضری، محسن؛ سحابی، بهرام؛ یآوری، کاظم؛ و حیدری، حسن (۱۳۹۴). اثر بازده بخش سوداگری بر تورم در اقتصاد ایران: مدل TVP-FAVAR. پژوهشنامه اقتصادی، ۱۵(۵۷)، ۱۹۳-۲۲۸.
۳. ریحانی محب سراج، ندا؛ فلاحی، محمدعلی؛ و احمدی شادمهری، محمدطاهر (۱۴۰۰). توسعه مالی و اثربخشی سیاست‌های پولی ضد تورمی در ایران. بررسی مسائل اقتصاد ایران ۸(۲)، ۱۸۹-۲۲۳.
۴. نیازی محسنی، محسن؛ شهرستانی، حمید؛ هژبرکیانی، کامبیز؛ و غفاری، فرهاد (۱۳۹۹). بررسی اثر شوک‌های سیاست پولی و درآمدهای نفتی بر تورم و رشد اقتصادی در ایران. اقتصاد پولی مالی، ۳۷(۱۹)، ۴۶-۲۹.
۵. مرزبان، حسین؛ دهقان شبانی، زهرا؛ اکبریان، رضا؛ و فراهانی، مهدی (۱۳۹۵). ارزیابی کارایی سیاست پولی در اقتصاد ایران: با رویکرد الگوی FAVAR. اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی)، ۱۳(۲)، ۷۱-۹۲.
6. Arshad, M. U., Ahmed, Z., Ramzan, A., Shabbir, M. N., Bashir, Z., & Khan, F. N. (2021). Financial inclusion and monetary policy effectiveness: A sustainable development approach of developed and under-developed countries. *PloS one*, 16(12), e0261337 .
7. Anarfo, E., Abor, J., Osei, K., & Gyeke-dako, A. (2019). Monetary Policy and Financial Inclusion in Sub-Sahara Africa: A Panel VAR Approach. *Journal of African Business*, 20, 549-572 .
8. Fernald, J., Spiegel, M., & Swanson, E. (2014). Monetary Policy Effectiveness in China: Evidence from a FAVAR Model. Federal Reserve Bank of San Francisco, Working Paper Series, 01-37 .
9. Hasan, I., Kwak, B., & Li, X. (2024). Financial technologies and the effectiveness of monetary policy transmission. *European Economic Review*, 161, 104650 .
10. Kamal Basa, D., Abdul Karim, Z., & Zaidi, M. A. S. (2020). Financial Development and the Effectiveness of Monetary Policy: New Evidence from Malaysia. *Asian Academy of Management Journal*, 24, 21-39 .