ارزیابی اثرات سیاست‌های پولی در اقتصـاد ایـران در قالب یک مدل ادوار تجاری پولی

سید فخرالدین فخرحسینی[1]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۷/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۰/۳۰

چکیده

مدل‌های تعادل عمومی تصادفی پویا پایه‌هایی را برای تفکر درباره سیاست‌هـای کـلان اقتصـادی ایجـاد کرده است. هدف اساسی در این پژوهش ابتدا تدوین یک مدل سازگار با اقتصـاد در حـال رشـد ایـران و سپس ارزیابی آثار سیاست‌های پولی در قالب ادوار تجاری است. بنـابراین، بـا معرفـی یـک مـدل تعـادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران، نشان داده شد که تکانه نرخ رشد پولی باعث افزایش تـورم در اقتصاد شده و اثر آن بر متغیرهای واقعی مانند تولید و اشتغال تقریباً صفر خواهد بود. در غیر این صـورت، خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی را تغییر نمی‌دهد و تورم افزایش ناچیزی خواهد یافت.

کلیدواژه‌ها: مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، سیاست پولی، ادوار تجاری، تورم ایران.

طبقه‌بندی JEL : E31, E32, E52

۱. هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تنکابن، f_fkm21@yahoo.com

۱. مقدمه

استفاده از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)[1] به عنوان ابزاری برای تحلیل کلان اقتصادی توسط مکتب ادوار تجاری حقیقی (RBC)[2] به کار رفت. اولین مقاله درباره نظریه و مدل‌سازی DSGE در مقاله کیدلند و پرسکات[3](۱۹۸۲) به صورت تجربی مورد آزمون قرار گرفت. برای فهم پویایی‌های کلان اقتصادی، در برنامه تحقیقاتی ادوار تجاری حقیقی، رفتار دستمزدها و قیمت‌های اسمی چندان مورد توجه نبوده و تغییرات در تولید و اشتغال به عوامل حقیقی چون شوک‌های بهره‌وری نسبت داده می‌شد. مکتب ادوار تجاری حقیقی با در نظر گرفتن ترجیحات، تکنولوژی، رفتار بهینه‌یابی پویای کارگزاران اقتصادی تحت رقابت کامل و این فرض که قیمت‌ها انعطاف‌پذیر هستند، نوسانات ادوار تجاری را به شوک‌های تکنولوژی، تغییر در ترجیحات، مالیات‌بندی و سایر عوامل حقیقی نسبت می‌داد.

با وجود گسترش ایده ارائه‌شده توسط مکتب ادوار تجاری حقیقی در محافل دانشگاهی، این رویکرد طرفداران چندانی در میان بانک‌های مرکزی و سایر نهادهای سیاستگذاری پیدا نکرد. در سال‌های بعد تلاش پژوهشگرانی چون کولی و هانسن[4] (۱۹۸۹) برای وارد کردن بخش پول به مدل پایه RBC بدون رها کردن فرضیات مربوط به رقابت کامل و انعطاف‌پذیری کامل قیمت‌ها و دستمزدها تنها منجر به پیدایش مدل‌هایی شد که خنثی بودن (یا نزدیک به خنثی بودن) سیاست‌های پولی را پیش‌بینی می‌کردند. بنابراین، اقتصاددانان سعی کردند با معرفی برخی از خصوصیات اقتصاد کینزی در این مدل‌ها عملکرد آنها را در پیش‌بینی اثر سیاست‌های پولی بهبود ببخشند. از آنجایی که بررسی و تحلیل اثر تکانه‌های نفتی و نقدینگی بر متغیرهای کلان در الگوهای ادوار تجاری پولی هدف این مقاله است، لذا با طراحی یک الگوی پولی DSGE متناسب با اقتصاد ایران، به این سوالات پاسخ داده می‌شود: ۱ـ با توجه به این الگو، آیا پول در اقتصاد ایران خنثی است؟ ۲ـ تکانه نفتی چه اثری بر تورم خواهد داشت؟

این مقاله در پنج بخش تدوین شده است. در بخش بعدی پیشینه پژوهش به اختصار معرفی شده است. بخش سوم به معرفی و تصریح مدل تعادل عمومی پویای تصادفی اختصاص

1. Dynamic Stochastic General Equilibrium
2. Real Business Cycles
3. Kydland and Prescott
4. Cooley and Hansen

یافته است. در بخش چهارم شبیه‌سازی، مقداردهی و برآورد مدل ارائه شده است. نتیجه‌گیری و پیشنهادات در بخش پنجم و سپس پیوست و فهرست منابع آمده است.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

یکی از مهم‌ترین تحقیقاتی که در بانک‌های مرکزی کشورها انجام می‌شود مربوط به نحوه اثرگذاری سیاست‌های پولی بر متغیرهای کلان مانند محصول کل، تورم، اشتغال، نرخ ارز و همچنین مدت اثرگذاری و طول وقفه آن اثر است. لوکاس (۱۹۷۶) بیان کرد، مدل‌های اقتصادسنجی سنتی نمی‌توانند به پرسش‌های مربوط به اثرگذاری سیاست پولی پاسخ دهند. چون، پارامترهای کاهش‌یافته مدل، منعکس‌کننده شرایط حاکم بر اقتصاد نیستند و شرایط اقتصادی همیشه در حال تغییر است. انتقاد لوکاس موجب شد بعضی از پژوهشگران با استفاده از مدل‌های اقتصاد کلان کوشش کنند تا نظریه‌های اقتصاد کلان را با واقعیت‌های کلان اقتصادی مربوط به پارامترها ترکیب کنند. کیم[1] (۲۰۰۰) بررسی سیکل‌های تجاری متغیرهای کلان اقتصادی ایالات متحده آمریکا را با فرض وجود چسبندگی‌های اسمی و واقعی در یک مدل DSGE مورد بررسی و آزمون قرار داد. این تحقیق در مورد اثر سیاست پولی بر متغیرهای اقتصادی نتیجه گرفت: زمانی که هیچ چسبندگی در مدل وجود ندارد (یک مدل RBC)، تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار سیاست پولی، اثر مثبت بر نرخ بهره اسمی و اثر منفی بر محصول خواهد داشت؛ البته هر دو اثر بسیار کم بوده و تورم را افزایش خواهند داد. ترکیب چسبندگی‌های اسمی و واقعی اثرات نقدینگی بر تولید کاملاً مشهود است، یعنی تولید افزایش می‌یابد. گیونز[2](۲۰۰۱) برای ارزیابی اثرگذاری سیاست‌های پولی با استفاده از الگوی DSGE برای اقتصاد آمریکا نتیجه گرفت؛ افزایش در نرخ بهره اسمی سبب کاهش محصول، تورم و دستمزد واقعی می‌شود. لیو[3] (۲۰۰۵) در یک اقتصاد باز کوچک (اقتصاد نیوزیلند) با طراحی مدل DSGE کینزین جدید، به تحلیل اثرگذاری سیاست‌های پولی در اقتصاد پرداخت. او نتیجه گرفت به علت افزایش تکانه بهره‌وری، هزینه تولید کاهش می‌یابد، در این زمان مقامات پولی با کمک گرفتن از سیاست‌های پولی مناسب، می‌توانند تورم را به سمت صفر سوق دهند. سوگو و یدا[4] (۲۰۰۵) به

1. Kim jinil
2. Givens Gregory
3. Philip Liu
4. Tomohiro Sugo, Kozo Ueda

منظور شناخت عوامل موثر در بـه وجـود آوردن سـیکل‌هـای تجـاری و چگـونگی تاثیرگـذاری سیاست پولی بر تورم در اقتصاد ژاپن با یک مدل DSGE به این نتایج دست یافتنـد کـه تکانـه سیاست پولی باعث ایجاد رفتار ماندگاری در نرخ تورم می‌شود و در نبـود چسـبندگی، اثـر ایـن تکانه بر تولید بسیار ناچیز است.

از آنجایی که این مقاله به اثر شوک‌های قیمت نفت بر اقتصاد ایران نیز می‌پردازد، لازم اسـت به چند مورد از سوابق مطالعاتی موجود در این مورد پرداخته شود. ادبیـات موجـود در مـدل‌هـای اقتصاد کلان درباره اثر تکانه‌های قیمت نفت عمدتاً بـر روی کشـورهای واردکننـده نفـت متمرکـز شده‌اند. در این مطالعات تکانه‌های قیمتی نفت، عمدتاً به عنوان مثال بارزی از تکانه‌های بـرون‌زای طرف عرضه در نظر گرفته شده‌اند. از این منظر، با افزایش قیمت‌های نفت، هزینه نهایی این نهـاده افزایش یافته و لذا میزان مصرف بهینه این نهاده کاهش می‌یابـد، کـه ایـن امـر منجـر بـه کـاهش بازدهی نهایی هزینه‌کرد هر واحد منابع پولی بنگـاه روی نهـاده نفـت و نهایتـاً کـاهش تولیـد کـل خواهد شد. کیم و لونگانی[1](۱۹۹۲) یک الگوی RBC را طراحـی کـرده‌انـد کـه در آن، انـرژی بـه عنوان یک نهاده در تابع تولید وارد می‌شود و نتیجه گرفته شده است که تکانه‌هـای قیمـت نفـت، اقتصاد را مستقیماً تحت تاثیر قرار می‌دهد. روتنبرگ و ودفورد[2] (۱۹۹۶) از فرض رقابت ناکامـل در الگوی خود استفاده کرده‌اند. در ایـن الگـوی RBC نتیجـه گرفتـه شـده اسـت؛ یـک افـزایش ۱۰ درصدی در قیمت نفت، منجر به کاهش ۲/۵ درصدی در تولید و ۱ درصـدی در دسـتمزد واقعـی خواهد شد. سائز و پاچ[3] (۲۰۰۲) به بررسی اقتصاد نفتی ونزوئلا پرداختنـد. آزمـون تجربـی نشـان می‌دهد که مدل، برخی از خصوصیات ادوار تجاری کشور ونزوئلا را تشریح مـی‌کنـد و بـا افـزایش قیمت نفت و درآمدهای نفتی، مصرف، سرمایه‌گذاری و تولید نیز افزایش می‌یابد.

همچنین در مطالعات داخلی در این زمینه می‌توان به مطالعه کاونـد (۱۳۸۸) اشـاره کـرد که به بررسی قابلیت کاربرد الگوهای تعادل عمومی تصادفی برای اقتصاد در حال توسـعه ایـران می‌پردازد و الگوی آیرلند[4] را به علت اینکه به طور صریح نرخ رشد تولید را در بر دارد، به عنوان الگوی ادوار تجاری واقعی که قابلیت هماهنگ شدن بـا اقتصـاد در حـال توسـعه ایـران را دارد، معرفی مـی‌کنـد. در ایـن الگـو نیـز خـانوار بـه عنـوان تـک‌کـارگزار بهینـه‌یـاب عمـل کـرده و انعطاف‌ناپذیری‌های اسمی در مدل وارد نمی‌شود.

1. Kim and Longani
2. Rotemberg, Julio and Woodford, Michael
3. Saez , Francisco Jand Puch, Luis
4. Ireland, Peter

متوسلی و همکاران (۱۳۸۹) با ساخت یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران، نشان دادند بدون در نظر گرفتن چسبندگی‌های اسمی، این مدل‌ها قابلیت تحلیل اثرات حقیقی سیاست‌های پولی را نخواهند داشت و تنها افزودن چسبندگی‌های اسمی و ساختن این مدل در قالب پارادایم نوکینزی است که قابلیت تحلیل اثرات حقیقی سیاست‌های پولی را به این مدل می‌دهد.

فخرحسینی و همکاران (۱۳۹۰) در مقاله خود، با طراحی یک الگوی ساده کینزی جدید و مبتنی بر مبانی نظری خرد و وجود چسبندگی اسمی(قیمت و دستمزد)، اثر سیاست پولی، تکانه‌های قیمت نفت و مخارج دولت بر متغیرهای کلان اقتصادی (تولید و تورم) در اقتصاد ایران، نشان دادند با افزایش چسبندگی قیمت، اثر تکانه عرضه پول بر متغیرهای واقعی مانند تولید افزایش خواهد یافت.

۳. تصریح الگو

در این مقاله برای توضیح نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی از یک الگوی DSGE برای مدل RBC استفاده شده است. به علت وجود یک سلسله متغیرهای غیرقابل مشاهده در الگوهای DSGE، در شبیه‌سازی متغیرها از رهیافت هودریک ـ پرسکات (HP)[1] استفاده شده است. به عبارت دیگر، در الگوهای DSGE معادلات حاصل از حداکثرسازی مطلوبیت خانوار نمونه و سود بنگاه به صورت الگوهای فضا ـ حالت[2] تصریح شد. پس از استخراج معادلات تصادفی حاصل از شرایط حداکثرسازی و تصریح معادلات در فضا ـ حالت، زمینه شبیه‌سازی متغیرها با استفاده از رهیافت هودریک ـ پرسکات فراهم شد. برای رسیدن به فضا ـ حالت، سعی شد تا از رهیافت اُهلیگ[3] (۱۹۹۷) بر حسب کارایی آنها استفاده شود.

در ادامه، نخست معادلات الگو و نتایج مربوط به معادلات استخراجی از الگو ارائه می‌شود. برای اطلاعات بیشتر در مورد نحوه استخراج معادلات به پیوست همین مقاله مراجعه شود. در این تحقیق مدل اُهلیگ (۲۰۰۳) بسط داده شد، همچنین برای معرفی الگوی ادوار تجاری پولی (MIU) [4]، مدل والش[5] (۲۰۰۳) بسط داده شده است. تابع مطلوبیت برای یک

1. Hodrick- Prescott Filter
2. State Space
3. Uhlig
4. Money in Utility
5. Walsh, Carl E.

خانوار نمونه با عمری نامحدود معرفی شد: خانوار نمونـه از مصـرف کالاهـا مطلوبیـت کسـب می‌کند و در مقابل به علت کارکردن از مطلوبیتش کاسته می‌شود. بنابراین، با توجه به شـکل تبعی تابع مطلوبیت، ارزش حال مطلوبیت‌هایی که این خـانوار در طـول حیـات خـود کسـب می‌کند به شکل زیر خواهد بود:

$$\max_{\{C_t,n_t,m_t,b_t,k_t\}} E_t\sum_{t=0}^{\bar{a}}\beta^t\left[\frac{\left[aC_t^{1-b}+(1-a)m_t^{1-b}\right]^{\frac{1-\Phi}{1-b}}}{1-\Phi}+\psi\frac{(1-n_t)^{1-\eta}}{1-\eta}\right] \quad (۱)$$

با محدودیت

$$y_t+(1-\delta)k_{t-1}+\frac{(1+i_{t-1})b_{t-1}+m_{t-1}}{(1+\pi_t)}=c_t+k_t+m_t+b_t+ta_t \quad (۲)$$

فرض می‌شود تابع تکنولوژی یک تابع کاب- داگلاس با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس بـه صورت زیر باشد:

$$y_t=e^{z_t}k_{t-1}^{\alpha}n_t^{1-\alpha} \quad 0\le\alpha\le1 \quad (۳)$$

با ۱≥β≥۰ عامل تنزیل، $0 < a < 1$ عامل وزنـی دو متغیـر C_t مصـرف خـانوار و m_t مانده واقعی پولی است. L_t فراغت در دورهt برای خانوار و پارامترهای $b,\Phi,\psi,\eta > 0$ مثبت هستند. Φ عکس کشش جانشینی بین‌زمانی مصرف، و b عکس کشش بهـره‌ای تقاضـای واقعـی پول است. همچنین، η عکس کشـش عرضـه نیـروی کـار و ψ ضـریب وزنـی فراغـت در تـابع مطلوبیت است.

خانوار نمونه در دوره t با مانده واقعی پول m_{t-1} واحد پولی و اوراق بهـادار b_{t-1} همـراه با نرخ سود i_{t-1} که از فعالیت اقتصادی دوره قبل به جا مانده اسـت، شـروع مـی‌کنـد و k_{t-1} واحد سرمایه بدون استهلاک در اختیار دارد. در دوره t خانوار با عرضه عوامل تولید، یعنی کار و سرمایه به تولید کالا (y_t) می‌پردازد. خانوار از محل عایدی به دسـت آمـده بـه دولـت مالیـات، ta_t، پرداخت می‌کند و منابع خود را صرف خرید اوراق بهادار (b_t) و مانده واقعی پول (m_t) در دوره t کرده و بخشی از آن را سرمایه‌گذاری و بقیه را مصرف می‌کند.

حال برای اینکه این مدل با اقتصاد ایران بیشتر هماهنگ شود، بخش نفت و بودجه دولـت به مدل اضافه می‌شود. فرض می‌شود تولید نفت از طریق حداکثرسازی برای بنگاه‌های تولیـدی

به دست نیاید و درآمدهای حاصل از صادرات نفت به صورت فرآیند برون‌زا AR(1) باشد:

$$\ln(or_t) \equiv {}^{\circ}_{or}\ln(or_{t-1}) + (1-{}^{\circ}_{or})\ln(\overline{or}) + £_{ort}$$

که در آن or_t جریان درآمد حقیقی نفت به ریال در دوره t و $\overline{or}$ سطح باثبات جریان درآمدهای نفتی است. در ایران تمام درآمد حاصل از صادرات نفت به دولت اختصاص دارد. در این مدل فرض بر این است که دولت کارگزاری واحد در اقتصاد است که با توجه به درجه پایین استقلال بانک مرکزی در بسیاری از کشورهای نفت‌خیز فرض دور از ذهنی نیست. دولت مسوول اعمال سیاست‌های پولی و مالی بوده و مخارج دولت (g_t) از محل خلق پول، درآمدهای مالیاتی و نیز درآمد حاصل از فروش نفت و صادرات آن به خارج از کشور تامین مالی می‌شود.

$$g_t = ta_t + or_t + m_t - \frac{m_{t-1}}{\pi_t} \qquad (۴)$$

از طرف دیگر، با توجه به واقعیات آشکار شده در ایران، تبدیل دلارهای حاصل از درآمدهای نفتی به پول داخلی به ناچار ارتباطی اجتناب‌ناپذیر بین نوسانات حجم پول و نوسانات درآمدهای نفتی ایجاد کرده است. مانده واقعی پول همانند الگوی آیرلند (۲۰۰۴) به صورت زیر تعریف می‌شود: $u_t = \frac{M_t}{M_{t-1}}$ که فرض می‌شود u_t متوسط نرخ رشد ناخالص پول تعریف می‌شود، این تغییرات از یک فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول تبعیت می‌کند:

$$\ln(u_t) \equiv \rho_u \ln(u_{t-1}) + (1-\rho_u)\ln(\bar{u}) + \gamma_{or}\varepsilon_{ort} + \varepsilon_{ut} \qquad 0 \le \rho_u < 1 \qquad (۵)$$

که در آن ε_{ut} شوک عرضه پول است که به صورت پیاپی مستقل بوده و دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار σ_u است و $0 < \rho_u$ ، پاسخ به تکانه پولی، نرخ رشد ماندگاری را نشان می‌دهد. متغیر ε_{ort} تکانه درآمدهای نفتی است که باعث رشد پولی در کشور خواهد شد. پارامتر γ_{or} ضریب همبستگی درآمدهای نفتی و رشد پول را نشان می‌دهد؛ هرچقدر این ضریب بیشتر باشد، ارتباط درآمدهای نفتی با نوسانات پولی بیشتر خواهد بود و اگر این ضریب صفر باشد، سیاست پولی کاملاً برون‌زا و تنها بر اساس تصمیمات بانک مرکزی و مستقل از نوسانات درآمدهای نفتی اعمال خواهد شد.

در این مدل، تکانه بهره‌وری نیز از یک فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$\ln(z_t) = {}^{\circ}_{z}\ln(z_{t-1}) + (1-{}^{\circ}_{z})\ln(\bar{z}) + e_t$$

فرض می‌شود e_t همبستگی ناپیاپی (غیرسریالی) با میانگین صفر و $|\rho| < 1$ ماندگاری تکانه را نشان می‌دهد.

با انتخاب C_t, n_t, m_t, b_t, k_t برای $t = 0,1,2,\ldots$ ، خانوار منتخب در هر دوره جمع تنزیل شده انتظاری جریان مطلوبیت را با توجه به قید انباشت سرمایه و قید بودجه حداکثر می‌کند. این مسأله را می‌توان به شکل معادله بلمن[1] بهینه‌سازی کرد:

$$V\left(c_t, n_t, \Omega_t\right) = \max_{\{C_t, n_t, m_t, b_t, k_t\}} \left\{u\left(c_t, n_t\right) + E_t\left[V\left(k_{t+1}, \Omega_{t+1}\right)\right]\right\}$$

که Ω_t مجموعه اطلاعات بر روی فرم انتظاری در دوره t است. ضریب لاگرانژ λ_t همراه با قید بودجه و شرط مرتبه اول برای C_t, n_t, m_t, b_t, k_t محاسبه می‌شود. فرض کنید شکل تبعی به صورت $X_t = aC_t^{1-b} + 1 - a\ m_t^{1-b}$ باشد.

ترکیب مصرف کالا بستگی به مصرف کالاها (C) و مانده واقعی پول(m) دارد. نرمال شده کل زمان در دسترس برای کار و فراغت یک و عرضه نیروی‌کار برابر $n_t = 1 - l_t$ است. بنابراین، می‌توان نوشت:

$$u_c:\ X_t^{\frac{b-\Phi}{1-b}} a\ c_t^{-b} = \lambda_t \tag{۶}$$

$$u_l:\ \frac{\psi\ 1-n_t^{-\eta}}{\lambda_t} = 1 - \alpha\ \frac{y_t}{n_t} \tag{۷}$$

$$u_m:\ X_t^{\frac{b-\Phi}{1-b}}(1-a)\ m_t^{-b} = \lambda_t - \beta E\ \lambda_{t+1}\frac{1}{1+\pi_{t+1}} \tag{۸}$$

$$u_m: \lambda_t = \beta E\ \lambda_{t+1}\frac{1+i_t}{1+\pi_{t+1}} \tag{۹}$$

$$u_k: \lambda_t = \beta E\ \lambda_{t+1}\ \alpha\frac{y_{t+1}}{k_t} + 1 - \delta \tag{۱۰}$$

پس:

$$\frac{u_m}{u_c} = \frac{1-a}{a}\ \frac{m_t}{c_t}^{-b} = \frac{i_t}{1+i_t} \tag{۱۱}$$

$$\frac{u_l}{u_c} = \frac{\psi\ 1-n_t^{-\eta}}{aX_t^{\frac{b-\Phi}{1-b}} c_t^{-b}} = 1 - \alpha\ \frac{y_t}{n_t} \tag{۱۲}$$

$$aX_t^{\frac{b-\Phi}{1-b}} c_t^{-b} = \beta E_t\ aR_t X_{t+1}^{\frac{b-\Phi}{1-b}} c_{t+1}^{-b} \tag{۱۳}$$

$$R_t = \alpha\frac{E_t y_{t+1}}{k_t} + 1 - \delta \tag{۱۴}$$

معادلات ۱۴ـ۱۱ یک سیستم معادلات غیرخطی برای تعیین مقادیر تعادلی متغیرهای

1. Bellman Equation

درون‌زای مدل را تشکیل می‌دهد. برای ارتباط بین نرخ بهره اسمی و واقعی از رابطه فیشر استفاده شده است[۱]:

$$i_t = r_t + \pi_{t+1} \quad (۱۵)$$

یکی از مهم‌ترین مراحل تکمیل الگوهای ادوار تجاری پولی، مقداردهی پارامترهای الگو (کالیبره کردن) است. برای این کار معمولاً از یافته‌های محققان دیگر با تحقیقات صورت گرفته در حوزه اقتصاد خرد و کلان استفاده می‌شود. ۱۶ پارامتر $\alpha, \delta, \rho_z, \sigma_z^2, \rho_{or}, \sigma_{or}^2, \gamma_{or}, \beta, a, b, \eta, \Phi, \Theta, \rho_M, \phi, \sigma_M^2$ در معادلات بالا رفتار اطراف حالت باثبات را نشان می‌دهد.

به پیروی از مطالعه کولی و هنسن[۲]، برای انتخاب پارامترهای فرآیندهای برون‌زای نرخ رشد پولی مربوط به ویژگی‌های تقاضای پول در اقتصاد ایران از متغیر M_2 استفاده شده است. رشد پول با استفاده از داده‌های سری‌های زمانی سالانه منتشرشده از سوی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در سال‌های ۱۳۸۹ـ۱۳۴۵ با واحد میلیارد ریال برآورد شده است:

$$\Delta \log M_t = 0.10689 + 0.645\, \Delta \log M_{t-1}$$

$$3/52 \quad 4/42$$

مقدارهای درون پرانتز آماره آزمون (t) هستند که نشان‌دهنده معنی‌داری ضرایب برآوردشده است. مقدار انحراف معیار پسماند رگرسیون فوق $\sigma_M = 0.06158$، $\rho_M = 0.645$ و نرخ رشد تکانه اسمی پول (۱ به علاوه نرخ سالانه رشد اسمی پول) $\Theta = 1 + \bar{\theta} = 1 + \frac{0.10092}{1-\rho_M} = 1.3011$ به دست آمده است. پس نرخ سالانه رشد پولی در اقتصاد ایران ($\bar{\theta}$) برابر ۳۰/۱۱ درصد است.

پارامترهای فرآیند برون‌زای درآمدهای نفتی با استفاده از لگاریتم متغیر کل درآمدهای واقعی نفت (or) براساس داده‌های سری زمانی سالانه در دوره ۱۳۸۹ـ۱۳۴۵ برآورد شده است. این متغیر دارای ریشه واحد بوده است. چون در الگوهای ادوار تجاری تأکید بر انحرافات نسبی متغیر درآمد واقعی نفت از مقدار باثبات آن است، ابتدا با استفاده از رهیافت هودریک ـ پرسکات بخش سیکلی این متغیر استخراج شد. آنگاه آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته عدم وجود ریشه واحد در بخش سیکلی درآمد نفت را تأیید کرد. در این شرایط، می‌توان با نوشتن الگوی

---

۱. این معادله رابطه بین نرخ بهره اسمی و واقعی (نرخ بازدهی سرمایه) و شرط بازار پول است.

2. Cooley and Hansen

AR(1) برای درآمد واقعی نفت به‌صورت یک رابطه انحراف از وضعیت باثبات (یا همان بخش ادواری این متغیر)، ضریب الگو AR(1) را برای بخش سیکلی لگاریتم درآمد واقعی نفت به صورت زیر برآورد کرد:

$$\widehat{or}_t = \rho_{or}\widehat{or}_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\widehat{or}_t = o.60\widehat{or}_{t-1} \text{ و } R^2 = 0.42$$

در رابطه بالا $\widehat{or}_t$ بیانگر انحرافات نسبی درآمد واقعی نفت و مقدار درون پرانتز آماره آزمون (t) است. مقدار انحراف معیار پسماند رگرسیون فوق $\sigma_{or} = 0.15$ و $\rho_{or} = 0.64$ به دست آمد. از این مقدارهای پارامترها در مقداردهی پارامترهای الگو هنگام تحلیل الگوی ادوار تجاری پولی استفاده شده است. مقدارها و منابع استفاده شده در مقداردهی الگو در جدول ۱ مشخص شده است.

جدول (۱) پارامترهای مقداردهی‌شده (کالیبره‌شده)

پارامتر یا متغیر	تعریف	مقدار	منبع
α	سهم سرمایه در تولید	۰/۴۱۲	شاهمرادی(۱۳۸۷)
δ	نرخ استهلاک سرمایه فیزیکی	۰/۰۴۲	امینی(۱۳۸۴)
β	عامل تنزیل در تابع مطلوبیت	۰/۹۸	کاوند(۱۳۸۸)[۱]
Φ	عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف	۱/۵	زنگنه(۱۳۸۸)
η	عکس کشش عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد	۲/۱۷	طائی(۱۳۸۵)
a	وزن مصرف در تعریف ترکیب کالاها	۰/۹۵	والش(۲۰۰۳)
b	عکس کشش بهره	۱/۳۲	داوودی و زارع‌پور(۱۳۸۵)
Θ	نرخ رشد تکانه اسمی پول (۱ به علاوه نرخ سالانه رشد اسمی پول)	۱/۳۰۱۱	یافته‌های تحقیق
ρ_M	ضریب اتورگرسیو تکانه پولی	۰/۶۴۵	یافته‌های تحقیق
σ_M	انحراف استاندارد اختلالات سیاست پولی	۰/۰۶۲	یافته‌های تحقیق
ρ_{or}	ضریب اتورگرسیو فرآیند درآمدهای نفتی	۰/۶۴	یافته‌های تحقیق
σ_{or}	انحراف استاندارد اختلالات درآمدهای نفتی	۰/۱۵	یافته‌های تحقیق
γ_{or}	ضریب همبستگی درآمدهای نفتی و رشد پول	۰ و۰/۵	متفاوت
ρ_z	ضریب اتورگرسیو فرآیند تکنولوژی	۰/۷۲	کاوند(۱۳۸۸)
σ_z	انحراف استاندارد اختلالات تکنولوژی	۰/۰۴۵	کاوند(۱۳۸۸)
$\bar{N}$	حالت باثبات سطح اشتغال	۰/۷	یافته‌های تحقیق[۱]

۱. کاوند (۱۳۸۸) مقدار این پارامتر را از ۰/۹۶ تا ۰/۹۸ برآورد کرد. در این مدل بهترین حالت در مقدار ۰/۹۸ حاصل شد که نزدیک‌ترین حالت را بین متغیرهای شبیه‌سازی و واقعی ایجاد کرده است.

لازم به توضیح است که متغیرها (در جدول ۲) در حالت باثبات، از حل معادلات در حالت باثبات به دست آمده است.

جدول ۲- مقادیر متغیرها در حالت باثبات

متغیر	تعریف	مقدار
$\bar{R}$	حالت باثبات نرخ بهره	۱/۰۲۰
$\frac{\bar{y}}{\bar{k}}$	حالت باثبات نسبت تولید و سرمایه	۰/۱۵۱۵
$\frac{\bar{c}}{\bar{k}}$	حالت باثبات نسبت مصرف و سرمایه	۰/۱۰۹
$\frac{\bar{m}}{\bar{k}}$	حالت باثبات نسبت پول و سرمایه	۰/۰۳۹
$\frac{\bar{n}}{\bar{k}}$	حالت باثبات نسبت اشتغال و سرمایه	۰/۰۴۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

٤. شبیه‌سازی و برآورد مدل

برای به دست آوردن شبیه‌سازی و اثر تکانه‌ها بر متغیرها از رهیافت اهلیگ با کدنویسی در محیط Matlab استفاده شده است. نتایج حاصل در جدول ۳ خلاصه شده است. نمونه مورد بررسی حاوی داده‌های سالانه از سال‌های ۱۳۴۵ تا ۱۳۸۹ است. تمام داده‌های مربوط به دنیای واقعی استفاده شده به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ بوده، پس از لگاریتم‌گیری و با استفاده از فیلتر هودریک ـ پرسکات (با احتساب $\lambda = 100$) روندزدایی شده‌اند. با توجه به نتایج به دست آمده، قدرت توضیح‌دهی الگو بر اساس روش متداول در ادبیات ادوار تجاری بررسی شده است. بر این اساس، ضریب خودهمبستگی متغیرها در وقفه‌های صفر، یک و دو را می‌توان با مقادیر متناظر آنها از الگوی ادوار تجاری پولی شبیه‌سازی‌شده مقایسه کرد. در این راستا، مقایسه انحراف معیار بخش ادواری متغیرها و مقادیر متناظر شبیه‌سازی‌شده آنها از الگوی ادوار تجاری نیز متداول است. برای این منظور ابتدا از متغیرها لگاریتم گرفته و همچنین برای روندزدایی متغیرها از رهیافت (HP) فیلترشده استفاده شد؛ جدول ۳ این مقادیر را با مقادیر متناظر به دست آمده از شبیه‌سازی الگو، مقایسه می‌کند. نتایج مندرج در جدول ۳ حاکی از آن

۱. برای محاسبه حالت باثبات این متغیر از مقدارهای ۰/۵ تا ۳ در مدل استفاده شد: بهترین حالت با مقدار ۰/۷ به دست آمده است. لازم به توضیح است که در این مدل‌ها فرض بر این است که بازار تسویه می‌شود، لذا عرضه و تقاضای نیروی کار با یکدیگر برابرند.

است که الگوی تصریح شده به خوبی مقادیر فوق را برای متغیرها شبیه‌سازی کرده است. برای مثال، ضریب خودهمبستگی در وقفه ۱ و۲ داده‌های واقعی برای تولید سرانه واقعی ۰/۶۸ و ۰/۳۱ به مقدار شبیه‌سازی ۰/۶۷ و ۰/۴۳ نزدیک است؛ انحراف معیار داده‌های واقعی ۰/۰۶۴ و مقدار برآورد شده ۰/۰۶۰ است. نتایج در مورد تورم نیز قابل قبول است. به عبارت دیگر، به نظر می‌رسد مقدار ضریب خودهمبستگی متغیر تورم در وقفه ۱ و۲ داده‌های واقعی ۰/۲۶ و ۰/۱۴ و مقدار شبیه‌سازی به ترتیب ۰/۲۲ و ۰/۰۴ است؛ انحراف معیار داده‌های واقعی و مقدار برآورد شده به ترتیب ۰/۲۷ و ۰/۰۵۸ است[۱]. با توجه به مقایسه نتایج، می‌توان تصریح الگوی فوق را در شبیه‌سازی متغیرها پذیرفت.

جدول (۳) مقایسه ضرایب خودهمبستگی و انحراف معیار متغیرهای شبیه‌سازی‌شده و داده‌های واقعی

داده‌های شبیه‌سازی‌شده و واقعی	ضریب خودهمبستگی در وقفه						انحراف معیار	
	داده واقعی			مقدار شبیه‌سازی‌شده			داده واقعی	مقدار شبیه‌سازی شده
	صفر	۱	۲	صفر	۱	۲		
تولید واقعی سرانه	۱	۰/۶۸	۰/۳۱	۱	۰/۶۷	۰/۴۳	۰/۰۶۴	۰/۰۶۰
تورم	۱	۰/۲۶	۰/۱۴	۱	۰/۲۲	۰/۰۴	۰/۲۷۱	۰/۰۵۸
مصرف سرانه واقعی سرانه	۱	۰/۶۵	۰/۱۲	۱	۰/۸۳	۰/۶۴	۰/۰۴۵	۰/۰۱۴
سرمایه‌گذاری واقعی سرانه	۱	۰/۶۹	۰/۱۳	۱	۰/۵۷	۰/۲۶	۰/۲۴۴	۰/۱۹۰
مانده واقعی پولی سرانه	۱	۰/۴۹	۰/۱۳	۱	۰/۶۰	۰/۳۴	۰/۰۳۵	۰/۰۲۸
نیروی کار	۱	۰/۸۴	۰/۶۶	۱	۰/۵۶	۰/۲۶	۰/۰۳۶	۰/۰۰۴

ماخذ: یافته‌های تحقیق

۱. اختلاف در معیارهای معرفی‌شده برای تورم به دلیل آن است که مقدار تورم در ایران به علت تقاضا برای کالا و خدمات ایجاد می‌شود ولی تورم در مدل شبیه‌سازی‌شده، از اختلاف بین عرضه و تقاضا حاصل می‌شود.

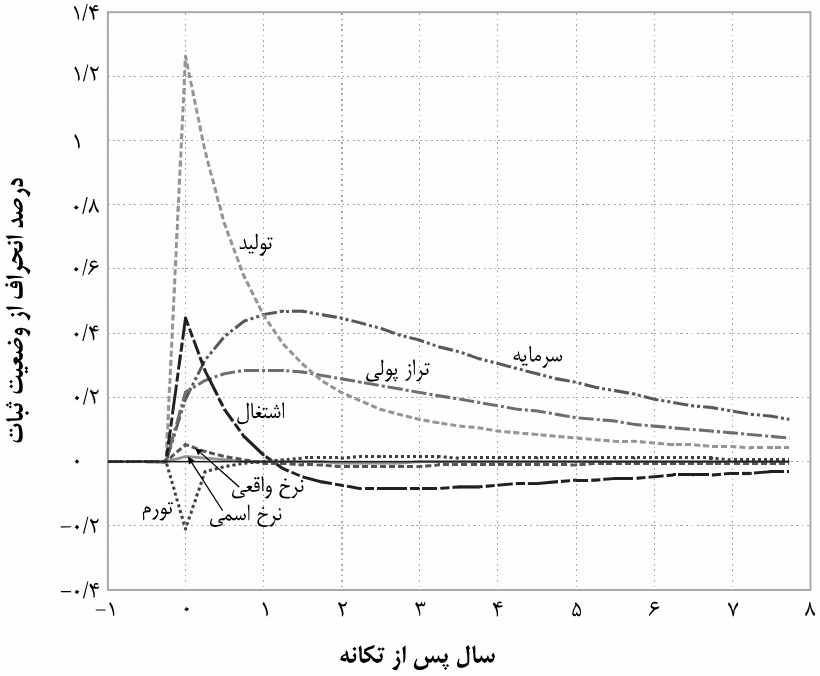
اکنون می‌توان واکنش‌های آنی متغیرهای مختلف اقتصادی را با اعمـال تکانـه تکنولـوژی، تکانه درآمدهای نفتی و تکانه عرضه پول، مورد بررسی و تفسیر قرار داد. این مرحله نیز با برنامه نویسی در محیط Matlab با روش اُهلیگ انجام شده است.

پاسخ آنی مدل

با ارائه نمودارها می‌توان اثرات متغیرهای مورد نظر را با اعمال تکانه‌های تکنولـوژی، درآمـدهای نفتی و سیاست‌های پولی مورد بررسی و تفسیر قرار داد.

تکانه تکنولوژی

یک تکانه تکنولوژی باعث بهره‌وری بالاتر و در نتیجه تولید بیشتر خواهد شد. نمودار ۱ واکـنش به متغیرها و انتشار آنها بر روی یک افق زمانی هشت‌ساله را نشان می‌دهد.



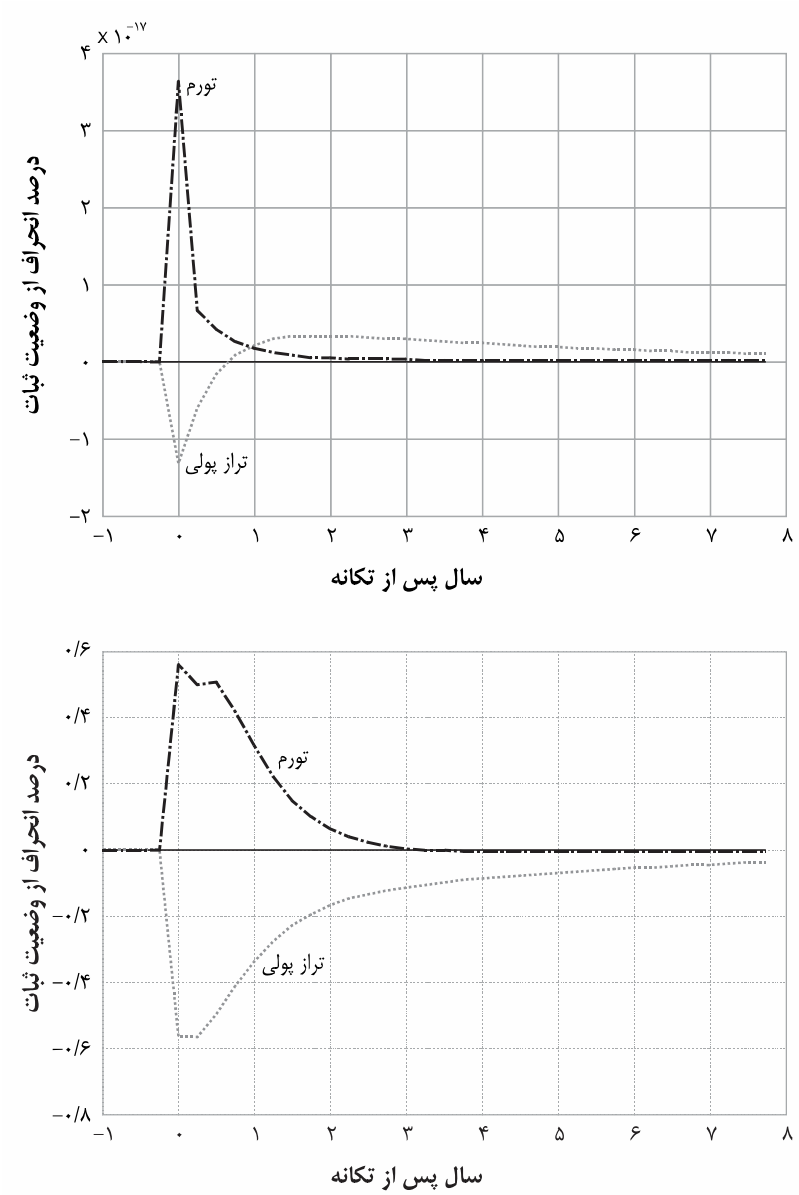
نمودار (۱) واکنش متغیرها به تکانه تکنولوژی
مأخذ: یافته‌های تحقیق

به طورکلی نتایج با یافته‌های نظری و تجربی سازگار است: یعنی، یک تکانه تکنولـوژی در ابتدای دوره موجب واکنش مثبت حدود ۰/۴ درصد انحراف در اشتغال از حالت باثبـات شـده و پس از یک دوره، واکنش این متغیر به تکانه تکنولوژی از سـطح باثبـات منفـی مـی‌باشـد. یـک درصد افزایش در تکنولوژی، یعنی یک درصد انحراف مثبت از حالت باثبات، بـه طـور مسـتقیم باعث افزایش تولید می‌شود. در حقیقت این افزایش بیش از ۱/۲ درصد است و از سال دوم ایـن اثر کمتر از ۰/۲ درصد شده و به صفر رسیده است. در همین راستا، سرمایه کمی بیشـتر از ۰/۴ درصد انحراف مثبت از حالت باثبات داشته است. در مورد تورم باید گفت ۰/۲- درصـد کـاهش انحراف از حالت باثبات در تورم ایجاد شد که این انحراف قبل از سـال اول حـذف شـده اسـت. بنابراین، افزایش تکنولوژی باعث کاهش تورم انتظاری در اقتصاد مـی‌شـود کـه ایـن نیـز مانـده واقعی پول را افزایش می‌دهد.

تکانه درآمد نفتی

نمودار ۲ اثر تکانه درآمدهای نفتی بر تورم و مانده‌های واقعی پـولی را نشـان مـی‌دهـد. در ایـن نمودار واکنش انحرافات تورم به یک تکانه درآمد نفتی نشان داده شده است. مقادیرکالیبره‌شـده پارامترهای الگو، تفاوت معنادار در واکنش انحرافات تورمی به یک تکانه نفتی را نشان می‌دهـد. زمانی که ضریب همبستگی تکانه درآمد نفتی با رشد پول $\gamma_{or} = 0$ باشـد، (یعنـی درآمـدهای نفتی پایه پولی را تحت تاثیر خود قرار ندهند) یک درصد انحراف مثبت درآمـد نفتـی از حالـت باثباتش باعث افزایش تورم و کاهش مانده واقعی پول از حالت باثباتش خواهد شد.

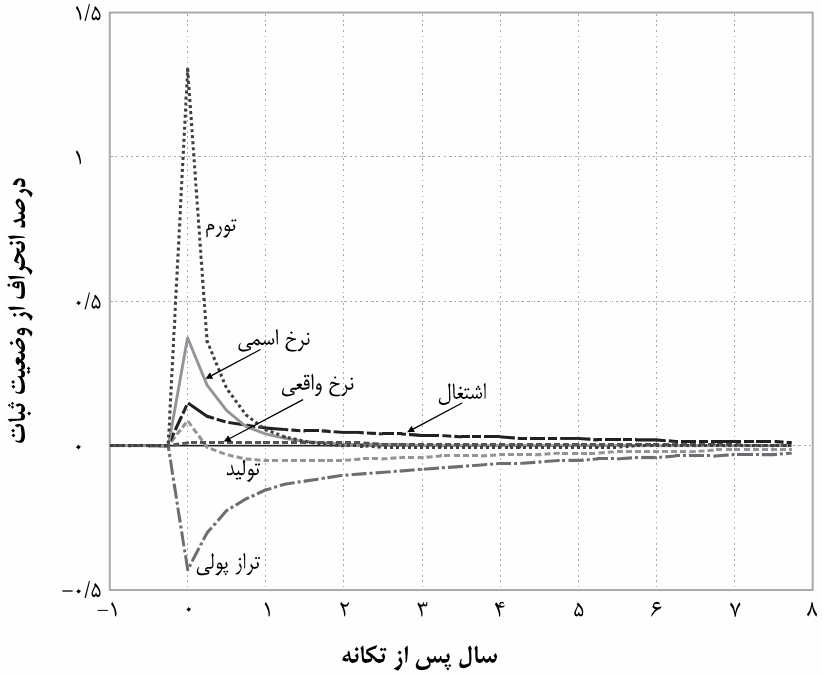
اما همان طور که از نمودار مشخص است، این تغییـرات بسـیار کوچـک در حـد صـفر(در مقیاس$۱۰^{-۱۷}$) هستند. وقتی این ضـریب همبسـتگی افـزایش یابـد، یعنـی $\gamma_{or} = 0.5$ ، یـک درصد انحراف مثبت درآمد نفتی از حالت باثباتش، باعث کاهش مانده واقعی پول ۰/۶- از حالت باثباتش خواهد شد، اما افزایش تورم حدود ۰/۶ درصد شده و تا سـال سـوم ایـن انحـراف صـفر خواهد شد. تکانه درآمدهای نفتی، باعث افـزایش خـالص دارایـی‌هـای خـارجی بانـک مرکـزی می‌شود و چون بانک مرکزی نمی‌تواند ارزهای خارجی را به مردم بفروشـد، موجـب افـزایش در پایه پولی می‌شود. این پدیده منجر به آثار انبساطی عرضـه پـول و در نتیجـه انحـراف شـدید و مثبت تورم از مقدار باثباتش خواهد شد. یعنی، نرخ تورم بالا در ایران به مقـدار زیـاد مـی‌توانـد متاثر از تکانه درآمدهای نفتی وارد بـر اقتصـاد ایـران باشـد. بـه‌عبـارت دیگـر، اگـر ایـن تکانـه درآمدهای نفتی وارد پایه پولی نشود، شاهد تورم در اقتصاد نخواهیم بود.



نمودار (۲) واکنش متغیرها به تکانه درآمد نفتی
ماخذ: یافته‌های تحقیق

تکانه سیاست پولی

در ارزیابی اثر تکانه سیاست پولی، واکنش متغیرهای مختلف اقتصادی مورد توجه قرار گرفته است: چگونه متغیرهای مختلف اقتصادی به تکانه عرضه پول واکنش نشان می‌دهند و اثرات واقعی آن کدامند؟ این نتایج نشان می‌دهد متغیرها بعد از سال اول اعمال تکانه به ثبات می‌رسند.



نمودار (۳) واکنش متغیرها به تکانه سیاست پولی
ماخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۳ نشان می‌دهد که انتشار یک درصد از تکانه عرضه پول باعث افزایش نرخ بهره اسمی تنها در حدود ۰/۴ درصد انحراف مثبت از حالت باثبات می‌شود. همچنین تورم و مانده واقعی پول به ترتیب در حدود ۱/۵ و ۰/۵- درصد انحراف مثبت و منفی از حالت باثبات به خاطر انتشار یک درصد از تکانه عرضه پول خواهد داشت. اثر تکانه پولی بر تولید و اشتغال تقریباً صفر است. یعنی، کانال‌هایی که از آن طریق پول اثرات اقتصاد واقعی دارد، در مدل پول در تابع مطلوبیت بسیار ضعیف است. به‌عبارت دیگر، سیاست‌های پولی در مدل تعادلی کارایی ندارد.

بر اساس الگوی والش (۲۰۰۳)، تغییرات نگهداری پول می‌تواند به وسیله اثرگذاری بر مطلوبیت نهایی فراغت و مطلوبیت نهایی مصرف بر تولید و اشتغال اثر بگذارد. اگر تورم انتظاری افزایش یابد، مانده‌های واقعی پول کاهش می‌یابد.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

از آنجایی که نمی‌توان مطمئن بود که در اقتصاد ایران چسبندگی قیمت وجود دارد، لذا الگوی ادوار تجاری پولی (MIU) معرفی شده در این تحقیق، بدون در نظر گرفتن چسبندگی قیمت قابلیت هماهنگ شدن با اقتصاد در حال توسعه ایران را دارد. پس از معرفی الگوها و استخراج دستگاه معادلات خطی (انحراف از حالت باثبات)، دستگاه مذکور با به‌کارگیری رهیافت اهلیگ (برای رهایی از متغیرهای تصادفی و امید ریاضی) به صورت ساختار الگوهای وضعیت ـ حالت تصریح شده است. سپس به علت وجود متغیرهای غیرقابل مشاهده، از رهیافت HP برای شبیه‌سازی متغیرها استفاده شده است. در این تحقیق مقادیر همه پارامترهای موجود در سیستم معادلات خطی شده، به استثنای پارامترهای نرخ رشد پولی و درآمدهای واقعی نفتی و انحراف معیار آنها، از مطالعات مختلف داخلی اخذ شد که به آنها اشاره شد. پارامترهای نرخ رشد پولی و درآمدهای واقعی نفتی و انحراف معیار آنها مطابق با مطالعه کولی و هنسن با داده‌های سالانه متغیر نقدینگی (M_2) و درآمدهای واقعی نفتی در دوره ۱۳۸۹ــ ۱۳۴۵ برآورد شد. همان گونه که در ادبیات رهیافت‌های ادوار تجاری حقیقی و کینزین جدید متداول است، ضرایب خودهمبستگی وقفه اول و انحراف معیار شبیه‌سازی‌شده برای متغیرهای تحقیق قابل دفاع بوده و هماهنگ با مقادیر آن در اقتصاد ایران است. به طور خلاصه نتایج نشان می‌دهد که الگوی ادوار تجاری پولی قادر خواهد بود نتایج سازگار با اقتصاد ایران را شبیه‌سازی کند.

نتایج برای الگوی MIU حاکی از این است که، تکانه پولی فقط متغیرهای اسمی یعنی تورم، نرخ بهره اسمی و مانده واقعی پولی را تغییر می‌دهد ولی متغیرهای واقعی اقتصاد تحت تاثیر قرار نمی‌گیرد. تورم افزایش چشمگیری خواهد یافت. تکانه تکنولوژی، تولید واقعی را افزایش و تورم را کاهش خواهد داد که خیلی زود این کاهش از بین می‌رود.

در نهایت تکانه درآمدهای نفتی، اگر از کانال پولی وارد اقتصاد شود، تورم را افزایش خواهد داد و اگر از این کانال وارد اقتصاد نشود خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی را تغییر نداده و تورم افزایش نخواهد یافت. توصیه می‌شود برای جلوگیری از آثار منفی افزایش درآمدهای نفتی می‌توان کنترل بودجه دولت به عنوان مهم‌ترین عامل در کنترل مانده حساب خالص ذخایر

ارزی دولت و فراهم ساختن شرایط برای فعالیت بخش خصوصی را پیشنهاد کرد تا هم پدیده تورم کنترل شود و هم رشد بلندمدت تکنولوژی در اقتصاد ایران محقق شود. همچنین به علت اثرات ناچیز سیاست پولی بر تولید و اشتغال، توصیه می‌شود مقامات پولی در به کارگیری این سیاست برای تغییر متغیرهای واقعی مانند تولید و اشتغال، با تامل بیشتری عمل کنند.

پیوست

تقریب خطی شده

روشی ساده برای لگاریتم خطی کردن[1]

اساس لگاریتم خطی کردن، استفاده از بسط تیلور است. قبل از ارائه این روش، لازم است برخی روابط را ارائه کنیم. اگر X_t یک متغیر مثبت و X مقدار باثبات آن باشد، و انحراف لگاریتمی متغیر از مقدار باثبات آن را به صورت $\hat{x}_t \equiv logX_t - logX$ تعریف کنیم، و با توجه به اینکه، برای Xهای کوچک داریم: $log(1 + X) \approx X$ ، بنابراین:

$$\hat{x}_t \equiv logX_t - logX = log\ \frac{X_t}{X}$$

بسط مرتبه اول تیلور یک تابع دومتغیره f عبارت است از:

$$f\ X_t, Y_t\ = f\ X, Y\ + f_x'\ X, Y\ .\ X_t - X\ + f_y'\ X, Y\ .\ Y_t - Y$$

که X و Y سطوح باثبات متغیرهاست. با به‌کارگیری قاعده خطی کردن، می‌توانیم یک سیستم معادلات خطی را که رفتار پویایی مدل MIU برای تغییرات کوچک در اطراف حالت باثبات است تشکیل دهیم.

تقریب خطی شده

سیستم خطی‌شده شامل فرآیندهای برون‌زا برای تکانه تکنولوژی، تکانه درآمدهای نفتی و نرخ رشد پول به علاوه هشت معادله که در ادامه می‌آید که برای موجودی سرمایه، نگهداری پول، محصول، مصرف، اشتغال، نرخ بهره واقعی، نرخ بهره اسمی و نرخ تورم همان معادلات ۱۵ـ۶ می‌باشند.

$$\frac{\bar{y}}{\bar{k}}\ \hat{y}_t + \frac{\overline{or}}{\bar{k}}\ \widehat{or}_t = \frac{\bar{c}}{\bar{k}}\ \hat{c}_t + \hat{k}_t - 1 - \delta\ \hat{k}_{t-1} + \frac{\bar{g}}{\bar{k}}\ \hat{g}_t \qquad (۱۶)$$

1. Log-linearization

$$\hat{r}_t = \alpha \ \frac{\bar{y}}{\bar{k}} \ E_t\hat{y}_{t+1} - \hat{k}_t \tag{۱۷}$$

$$\frac{\bar{g}}{\bar{k}} \ \hat{g}_t = \frac{\overline{ta}}{\bar{k}} \ \widehat{ta}_t + \frac{\overline{or}}{\bar{k}} \ \widehat{or}_t + \frac{\bar{m}}{\bar{k}} \ \widehat{m}_t - \widehat{m}_{t-1} + \frac{1}{\bar{\pi}}\hat{\pi}_t \tag{۱۸}$$

$$0 = E_t \ \Omega_1 \ \hat{c}_{t+1} - \hat{c}_t + \Omega_2 \ \widehat{m}_{t+1} - \widehat{m}_t - \hat{r}_t \tag{۱۹}$$

$$\hat{y}_t - \Omega_1\hat{c}_t + \Omega_2\widehat{m}_t = 1 + \eta\frac{\bar{n}}{1-\bar{n}} \ \hat{n}_t \tag{۲۰}$$

$$\hat{\imath}_t = E_t\hat{\pi}_{t+1} + \hat{r}_t \tag{۲۱}$$

$$\widehat{m}_t = \widehat{M}_t - \hat{p}_t = \hat{c}_t - \frac{1}{b} \ \hat{\imath}_t \tag{۲۲}$$

$$\widehat{m}_t = \widehat{m}_{t-1} - \hat{\pi}_t + u_t \tag{۲۳}$$

$$\hat{y}_t = \alpha\hat{k}_{t-1} + 1 - \alpha \ \hat{n}_t + z_t \tag{۲۴}$$

$$\hat{z}_t = \rho_z\hat{z}_{t-1} + \varepsilon_{zt} \tag{۲۵}$$

$$\widehat{or}_t = \rho_{or}\widehat{or}_{t-1} + \varepsilon_{ort} \tag{۲۶}$$

$$\hat{u}_t = \rho_u\hat{u}_{t-1} + \gamma_{\mathrm{or}}\varepsilon_{\mathrm{ort}} + \varepsilon_{ut} \tag{۲۷}$$

که

$$(b - \Phi) \ 1 - \gamma = \Omega_2 \ , \gamma\Phi + 1 - \gamma \ b = \Omega_1$$

و

$$\gamma = 1 + a^{-1}(1 - a) \times \overline{m}/\bar{c}^{\ 1-b \ -1}$$

معادله ۱۶ شرط تسویه بازار است کـه از برابـری جمـع درآمـدهای نفتـی و محصـول بـا جمـع سرمایه‌گذاری، مصرف و مخارج دولت حاصل می‌شود. انحراف تولید نهایی سرمایه برابر تغییرات بازدهی واقعی آن به وسیله معادله ۱۷ نشان داده شده اسـت. معادلـه ۱۸ همـان بودجـه دولـت است. معادلات ۲۲-۱۹ از شرط مرتبه اول خانوار نمونه بـرای حداکثرسـازی مصـرف، فراغـت و نگهداری پول حاصل شده است. تابع تولید اقتصـاد بـا معادلـه ۲۴ تغییـرات محصـول از حالـت باثبات را به وسیله یک تابع خطی از درصد انحراف موجودی سرمایه دوره قبل و عرضـه نیـروی کار از حالت باثبات به علاوه تکانه بهره‌وری نشان می‌دهد. سرانجام معادلـه ۲۳ رابطـه تغییـر در انحراف از حالت باثبات مانده پولی به نرخ تورم و رشد موجودی پول اسـمی را نشـان مـی‌دهـد. اختلالات برای نرخ رشد پول u_t، درآمدهای نفتیor_t و بهره‌وری z_t با معادله‌های ۲۷ـ۲۵ نشان داده شده است. متغیرهای درون‌زای حالت[۱] k و m ، متغیرهـای دیگـر درون‌زا πو y,c,n, λ,i,r ، همچنین متغیرهای برون‌زا u, z هستند. لازم به‌توضیح است که درصد انحراف متغیـر از حالـت

۱. متغیر حالت، متغیر درون‌زایی است که اطلاعات سال یا سال‌های قبل را در مدل نشان می‌دهد.

باثبات آن با علامت (^) و علامت (-) به معنی مقدار حالت باثبات متغیر است و متغیرهای بدون علامت اختلالات تصادفی را نشان می‌دهد. همچنین متغیرها به صورت سرانه هستند.

فهرست منابع

منابع فارسی

امینی، علیرضا و نشاط‌حاجی، محمد. (۱۳۸۴). برآورد سری زمانی موجودی سرمایه در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۱ـ ۱۳۳۸، *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۹۰، صص ۸۶ـ۵۳.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (سال‌های مختلف). حساب‌های ملی ایران و گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی.

بیدآباد، بیژن. (۱۳۸۸). *اثر کاهش نرخ بهره تسهیلات بانکی بر اقتصاد ایران*، نسخه (۵). تهران: پژوهشکده پولی و بانکی، بانک مرکزی ایران.

داوودی، پرویز و زارع‌پور، زهرا. (۱۳۸۵). نقش تعریف پول در ثبات تقاضای پول با تأکید بر شاخص دیویژیا. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۹، صص۷۴ـ۴۷.

زنگنه، محمد. (۱۳۸۸). *ادوار تجاری در قالب یک مدل DSGE کینزی جدید با وجود نقصان در بازارهای مالی*. رساله دکترا، تهران: دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد.

شاکری، عباس. (۱۳۸۷). *اقتصاد کلان نظریه‌ها و سیاست‌ها*، ناشر: پارس نویسا، تهران.

شاهمرادی، اصغر. (۱۳۸۷). *بررسی اثرات تغییر قیمت‌های انرژی بر روی سطح قیمت، تولید و رفاه در اقتصاد ایران*. وزارت اقتصاد و دارایی.

متوسلی، محمود، ابراهیمی، ایلناز، شاهمرادی، اصغر و کمیجانی، اکبر. (۱۳۹۱). طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار)*، سال دهم، شماره ۴، زمستان ۱۳۸۹، صص ۱۱۶ـ۸۷.

شهرستانی، حمید و اربابی، فرزین. (۱۳۸۸). الگوی تعادل عمومی پویا برای ادوار تجاری اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، شماره اول، صص ۶۶-۴۳.

طائی، حسن. (۱۳۸۵). تابع عرضه نیروی کار: تحلیلی بر پایه داده‌های خرد، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۹، صص ۱۱۲ـ۹۳.

عباسی‌نژاد، حسین و کاوند، حسین. (۱۳۸۶). محاسبه معیاری برای بهره‌وری در ایران با استفاده از رهیافت کالمن فیلتر، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال نهم، شماره ۳۱، صص ۵۶-۵۵.

فخرحسینی، سید فخرالدین، شاهمرادی، اصغر و احسانی، محمدعلی. (۱۳۹۱). چسبندگی قیمت و دستمزد و سیاست پولی در اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال دوازدهم، شماره اول، بهار ۱۳۹۱، صص ۳۰ـ۱.

کاوند، حسین و باقری، فریده. (۱۳۸۶). محاسبه شکاف تولید ناخالص داخلی با استفاده از یک مدل فضا ـ حالت. *مجله دانش و توسعه*، شماره ۱۲۱، صص ۱۳۷ـ۲۱.

کاوند، حسین. (۱۳۸۸). *تبیین آثار درآمدهای نفتی و سیاست‌های پولی در قالب یک الگوی ادوار تجاری واقعی برای اقتصاد ایران*. رساله دکترا، تهران، دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد.

کیانی، هژبر. (۱۳۷۶). *بررسی ثبات تقاضای پول و جنبه‌های پویای آن در ایران*. تهران: موسسه تحقیقات پولی و بانکی.

منابع انگلیسی

Blanchard, O. J., Kahn, C. M. (1980). The Solution of Linear Difference Models Under Rational Expectations. *Econometrica*, *48*(5), 1305–1311.

Blanchard, O. J., Kiyotaki, N. (1987). Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand. *American Economic Review*, *77*(4), Sept. 647–666.

Christiano, L., Eichembaum, M., Evans, C. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects to a shock of monetary policy. *Journal of Political Economy*, 113: 1-45.

Dib, A. (2001). An Estimated Canadian DSGE Model with Nominal and Real Rigidities. *Canadian Journal of Economics* 36, 949-72.

Gali, J. (2008). *Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle: An introduction to the New Keynesian Framework*, Princeton University Press.

Givens, G. (2001). Implications of Optimal Monetary Policy on the Estimation of a Sticky Price and Wage Model. *Department of Economics*, University of North Carolina. Retrieved from: http://www.unc.edu/~givens/Webpage.

Ireland, P. (2004a). Money's role in the monetary business cycle. *Journal of Money, Credit, and Banking*, V(36), No(6). Retrieved from: http://fmwww.bc.edu/EC-P/WP458.

Kim, In-M., Loungani, P. (1992). The Role of Energy in Real Business Cycle Models. *Journal of Monetary Economics*, 29, no. 2, 173-189.

Kim, J. (2000). Constructing and Estimating a Realistic Optimizing Model of Monetary. *Journal of Monetary Economics*, 45. 329–359.

Kydland, F.E., Prescott, E.C., (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica* 50(6), 1345-1370.

Liu, P. (2006). A Small New Keynesian Model of the New Zealand economy. *Reserve Bank of New Zealand*, Discussion Paper Series, No. 03/06.

Lucas, J. R. (1976). *Econometric policy evaluation: a critique, in K. Brunner and A Meltzer, The Phillips curve and labor markets*. North Holland.

Rotemberg, J., Woodford, M. (1996). Imperfect Competition and the Effects of Energy Price Increases. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28 (part 1), 549-577.

Saez, F., Puch, L. (2002). Trade Shocks and Aggregate Fluctuations in an Oil-Exporting Economy. *Venezuela Central Bank Working Paper*.

Sugo, T., Ueda, K. (2005). *Estimating a DSGE Model for Japan: Evaluating and Modifying a CEE/SW/LOWW Model*. Bank of Japan.

Uhlig, H. (1999). *A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily, Computational Methods for the Study of Dynamic Economies*. Oxford: Oxford University Press, 30–61.

Walsh, C. E. (2003). *Monetary Theory and Policy*. The MIT Press. Second Edition, Londen.