فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ـ سال دوازدهم ـ شماره اول ـ بهار۱۳۹۱ ـ صفحات ۳۰-۱

چسبندگی قیمت و دستمزد و سیاست پولی در اقتصاد ایران

سید فخرالدین فخرحسینی[۱]
اصغر شاهمرادی[۲]
محمد علی احسانی[۳]

تاریخ دریافت:۱۳۹۰/۲/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۷/۲۴

چکیده

با توجه به ساختار اقتصاد ایران و به‌علت مشکلات ساختاری بودجه عمومی دولت و اثر پذیری شدید آن از نوسانات شدید قیمت نفت و در نتیجه نوسانات وجوه حاصل از فروش آن، انتظار می‌رود، عملاً نوسانات سیاست مالی، بانک مرکزی و سیاست پولی را تحت تاثیر قرار دهد. لذا این مقاله، با طراحی یک الگوی ساده کینزین جدید و مبتنی بر مبانی نظری خرد و وجود چسبندگی اسمی(قیمت و دستمزد)، اثر تکانه‌های تکنولوژی، قیمت نفت، مخارج دولت و سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی (تولید و تورم) در اقتصاد ایران را مورد بررسی و تحلیل قرار داده است.

تمام داده‌های مورد استفاده در این مقاله به قیمتهای ثابت سال ۱۳۸۳ و به طور سالانه برای دوره زمانی ۸۷-۱۳۴۵ بوده و به صورت سرانه می‌باشند. بعد از لگاریتم گیری از متغیرها با استفاده از فیلتر هدریک-پرسکات، متغیرها را روندزدایی می‌کنیم.

معادلات نهایی الگو، حول وضعیت باثبات خطی شده و با استفاده از رهیافت اُهلیگ، معادلات تصادفی خطی شده، به‌صورت یک الگوی فضای-حالت در محیط برنامه‌نویسی Matlab تصریح شد. در نهایت با مقداردهی برخی پارامترها از مطالعات گذشته و برآورد تعدادی از آنها، متغیرهای شبیه‌سازی شده با داده‌های واقعی مقایسه شد و اعتبار مدل محک خورد.

نتایج حاکی از آن است که الگوی معرفی‌شده، قادر است برای توضیح وقایع و تاثیر تکانه‌های مختلف بر متغیرهای کلان از حالت باثبات را شبیه‌سازی کند. همچنین نشان می‌دهد توابع عکس العمل آنی متغیر تورم در برابر همه تکانه‌ها بجز تکانه تکنولوژی افزایش یافته و تولید غیر نفتی نیز در برابر تکانه‌های تکنولوژی، قیمت نفت، مخارج دولت و عرضه پول افزایش می‌یابد.

طبقه بندیJEL: E31, E32, E52,E62,C61

واژگان کلیدی: مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، کالیبراسیون(مقداردهی) در الگوهای DSGE، چسبندگی قیمت و دستمزد

---

۱. دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه مازندران F_fkm21@yahoo.com
۲. استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران shahmoradi@ut.ac.ir
۳. استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه مازندران

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

۱. مقدمه

لوکاس (Lucas, 1976) بیان کرد از آنجایی که، پارامترهای برآورد شده مدل، بازگو کننده شرایط حاکم بر اقتصاد نیستند و شرایط اقتصادی همیشه در حال تغییر است. لذا، سوالات مربوط به اثرگذاری سیاست پولی توسط اقتصادسنجی سنتی پاسخ داده نمی‌شود. انتقاد لوکاس باعث شد تا محققین از مدل‌هایی در اقتصاد کلان استفاده کنند که نظریه‌های اقتصاد کلان با حقایق کلان اقتصادی مربوط به پارامترها، با یکدیگر ترکیب شود.

الگوسازی ادوار تجاری واقعی و کینزی جدید با توجه به انتقاد لوکاس دارای پیش فرض‌های انتخاب شده است که مبتنی بر الگوهای والراسی می‌باشد. استفاده از پایه والراسی برای الگو، نظمی را به آن تحمیل می‌کند. بدین معنا که در این حالت، الگوساز، الگوی خود را باید براساس ویژگی‌های والراسی انتخاب کند. علاوه بر این، روشن می‌سازد که کدام یک از ویژگی‌های والراسی برای به دست آوردن نتایج، اساسی و مهم می‌باشند. همچنین عنصر کلیدی الگوسازی ادوار تجاری واقعی و کینزین‌جدید این است که بر تعادل متمرکز است. از آنجا که الگوهای ادوار تجاری واقعی جدید بر تعادل عمومی تمرکز دارند و به طور کامل رفتار متغیرهای برانگیزاننده را مشخص می‌کنند، غالباً این الگوها، الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)[1]خوانده می‌شوند.

در مورد نحوه اثرگذاری سیاست‌های پولی بر متغیرهای کلان مانند محصول کل، تورم، اشتغال و نرخ ارز و همچنین مدت اثرگذاری و طول وقفه آن اثر در قالب مدلهای کینزین جدید مطالعات زیادی در کشورهای مختلف صورت گرفته است. گیونز (Givens, 2001) با استفاده از الگوی DSGE برای اقتصاد آمریکا در اثرگذاری سیاست‌های پولی، نتیجه گرفت که افزایش در نرخ بهره اسمی سبب کاهش محصول، تورم و دستمزد واقعی می‌شود.

اسمیت و وودرز (Smets and Wouter, 2003)برای منطقه اروپا در مدل DSGE با چسبندگی قیمت‌ها و دستمزدها نشان دادند که تکانه سیاست پولی باعث افزایش یکباره نرخ بهره و افزایش نرخ ارز می‌شود و همچنین خالص دارایی‌های خارجی به کندی به افزایش ارزش پول ملی واکنش نشان می‌دهند. دیسیسیو و نلسون (DiCecio and Nelson, 2007) تکرار مدل DSGE به کارگرفته شده در مقاله کریستیانو، اچینبام و اوانز (Christiano, Eichenbaum and Evans, 2005) است، که در آن هر دو چسبندگی اسمی(قیمت و دستمزد) به کارگرفته شده است. طبق نتایج این مطالعه، می‌باید تغییرات مداوم در سیاست‌های پولی داده شود تا این سیاست‌ها کارآیی داشته باشد.

1. Dynamic Stochastic General Equilibrium

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

همچنین تغییرات سیاست پولی بیشترین تاثیر را بر سرمایه‌گذاری خواهد داشت. در نهایت مطالعه نشان می‌دهد که اهمیت چسبندگی قیمت بیش از چسبندگی دستمزد در انگلستان می‌باشد.

مقاله مدینا و سوتو (Medina and Soto, 2006) مدل DSGE را برای کشور شیلی با فرض وجود دستمزد و قیمت‌های چسبنده، وجود هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری و عادت ماندگار در رفتار مصرفی، طراحی کرده و نتیجه گرفته که تکانه سیاست پولی باعث می‌شود، تولید ناخالص داخلی، مصرف و سرمایه‌گذاری افزایش و تورم کاهش یابد.

ازآنجایی که این مقاله به اثر شوک‌های قیمت نفت بر اقتصاد ایران نیز می پردازد، لازم است به چند مورد از سوابق مطالعاتی موجود در این موضوع ارائه شود.

ادبیات موجود در مدل‌های اقتصاد کلان درباره اثر تکانه‌های قیمت نفت عمدتاً برروی کشورهای واردکننده نفت متمرکز و تکانه‌های قیمتی نفت، عمدتاً به عنوان مثال بارزی از تکانه‌های برونزای طرف عرضه در نظر گرفته شده‌اند. از این منظر، با افزایش قیمت‌های نفت، هزینه نهایی این نهاده افزایش و لذا میزان مصرف بهینه آن کاهش می‌یابد، که این امر فرایند منجر به کاهش بازدهی نهایی هزینه کرد هرواحد منابع پولی بنگاه روی نهاده نفت و نهایتاً کاهش تولید کل خواهد شد.

«کیم و لونگانی» (Kim and Logani, 1992) در یک الگوی RBC[1] را طراحی کرده که در آن، انرژی به عنوان یک نهاده در تابع تولید وارد می‌شود و نتیجه گرفته شده است که تکانه‌های قیمت نفت، اقتصاد را مستقیماً تحت تاثیر قرار می‌دهد.

---

۱. Real Business Cycle گسترش مکتب ادوار تجاری حقیقی (RBC) در دهه ۱۹۸۰ میلادی در واقع انقلابی در تحلیل‌های کلان اقتصادی به شمار می‌رفت؛ زیرا، اولاً این مکتب با گسترش چارچوب تحلیلی تعادل عمومی پویای تصادفی(DSGE) که در آن خانوارها و بنگاه‌ها و سایر کارگزاران اقتصادی، اقدام به بهینه‌یابی می‌کنند، پایه خرد برای تحلیل روابط کلان اقتصادی فراهم آورد که قبلاً نبود آن، مورد انتقاد منتقدین اقتصاد کلان قرار داشت. ثانیاً، به دلیل نیاز تکنیکی به ابزار ریاضی در حل این مدلها، انبوهی از ابزارهای کمی محاسباتی از علم ریاضی وارد اقتصاد شده و گسترش یافتند. ولی از آنجا که در مکتب RBC چسبندگی‌ها جایی نداشته و فرض بر وجود رقابت کامل است، تنها عوامل حقیقی چون شوک‌های بهره‌وری می‌توانستند منجر به نوسانات اقتصادی شوند. این موضوع با باور بسیاری از اقتصاددانان که سیاست‌های پولی را حداقل در کوتاه‌مدت در تبیین نوسانات اقتصادی موثر می‌دانستند، سازگار نبود و در نتیجه مکتب کینزین جدید با وارد کردن چسبندگی‌ها و رقابت ناقص به این مدلها، زمینه مطالعات اقتصاد پولی را با استفاده از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی فراهم نمود.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

«روتنبرگ و ودفورد» (Rotemberg and Woodford) از فرض رقابت ناکامل در الگوی خود استفاده کرده‌اند. در این الگوی RBC نتیجه گرفته شده است که یک افزایش ۱۰ درصدی در قیمت نفت، منجر به کاهش ۲/۵ و یک درصدی در تولید و در دستمزد واقعی خواهد شد.
«سائز و پاچ» (Saez and Puch, 2002) به بررسی اقتصاد نفتی ونزوئلا پرداختند. آزمون تجربی نشان می‌دهد که مدل، برخی از خصوصیات ادوار تجاری کشور ونزوئلا را تشریح می‌کند و با افزایش قیمت نفت و درآمدهای نفتی، مصرف، سرمایه‌گذاری و تولید نیز افزایش می‌یابد.

همچنین در مطالعات داخلی در این زمینه، می‌توان به مطالعه «حسین کاوند» (کاوند، ۱۳۸۸) اشاره نمود که به بررسی قابلیت کاربرد الگوهای تعادل عمومی تصادفی برای اقتصاد در حال توسعه ایران می‌پردازد و الگوی آیرلند[1] را به علت اینکه به طور صریح نرخ رشد تولید را در بر دارد، به عنوان الگوی ادوار تجاری واقعی که قابلیت هماهنگ شدن با اقتصاد در حال توسعه ایران را دارد، معرفی می‌کند. در این الگو نیز خانوار به عنوان تک کارگزار بهینه‌یاب عمل کرده و انعطاف‌ناپذیری‌های اسمی در مدل وارد نمی‌شود. مقاله حاضر در پنج بخش تدوین شده که بخش بعدی به معرفی و تصریح مدل تعادل عمومی پویای تصادفی اختصاص یافته، در بخش سوم شبیه سازی و در بخش چهارم مقداردهی و برآورد مدل و توابع واکنش آنی ارائه و نتیجه‌گیری در بخش پنجم تقدیم شده است.

۲. طراحی الگو

برای بررسی اثرات پولی در الگوهای DSGE از یک مدل پولی با چهار کارگزار اقتصادی(خانوارها، بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای نهایی، بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای و بخش پولی) استفاده می‌شود. الگوی این تحقیق بر اساس مطالعه گوگلی و نوسن (Gogley and Nason, 1994) و شورفاید(Frank Schorfheide, 2000) توسعه خواهد یافت. در این الگو، عوامل زیر با توجه به ساختار اقتصاد ایران اضافه شده است: ۱- موجودی سرمایه در قید بودجه مصرف کننده همراه با قرارداد دستمزد، ۲- بنگاه‌های تولید کننده کالای نهایی و واسطه همراه با چسبندگی قیمت، ۳- بخش پولی.

1. Ireland

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

۱-۲- خانوار نمونه

خانوار نمونه با دوره عمر بینهایت در انتخاب مصرف، سپرده، موجودی سرمایه و عرضه نیروی‌کار تصمیم می‌گیرد. تابع مطلوبیت انتظاری مصرف‌کننده نمونه به صورت زیر است:

$$\max_{\{C_t,h_t,k_{t+1},M_t,D_t\}} \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{C_t^{1-\Phi}}{1-\Phi} + \psi \frac{(1-h_t)^{1-\eta}}{1-\eta}\right] \quad (۱)$$

که در آن $\beta \in (0,1)$ عامل تنزیل، C_t مقدار مصرف، $1-h_t$ فراغت است. پارامترهای η، ψ و Φ مثبت هستند؛ Φ عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف می‌باشد. پارامتر η عکس کشش عرضه نیروی کار و ψ ضریب وزنی فراغت در تابع مطلوبیت است. سرمایه‌گذاری i_t و موجودی سرمایه غیر از استهلاک $(1-\delta)k_{t-1}$ است، که موجودی سرمایه دوره بعد به صورت $i_t+(1-\delta)k_t = k_{t+1}$[1]، که در آن $\delta \in (0,1)$ نرخ استهلاک سرمایه می‌باشد.

خانوارها با دو قید روبرو می‌باشد: در قید اول، خانوارها برای هر دوره مانده اسمی پول M_{t-1} و همچنین پرداخت انتقالی یکجای اسمی برابر با T_t از دولت دریافت می‌کنند تا صرف خرید کالاهای مصرفی دوره جاری(c_t) کنند. خانوار مجبور به نگهداری پول نقد است. قید پیش پرداخته نقدی فرض می‌کند:

$$P_t c_t \leq M_{t-1} + T_t$$

که در آن P_t سطح قیمت در زمان t است. پرداخت انتقالی در زمان t برای خرج کردن در زمان t در دسترس است. به عبارت دیگر، قید پیش پرداخته نقدی به صورت دیگر نوشته می‌شود:

$$c_t \leq \frac{M_{t-1}}{P_t} + \tau_t \quad (۲)$$

قید بودجه خانوار به صورت زیر است:

$$c_t + i_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{TA_t}{P_t} \leq \frac{M_{t-1}+F_t+B_t}{P_t} + w_t h_t + r_t k_t + \tau_t \quad (۳)$$

که در آن هزینه‌های خانوار نمونه برای خریدهای مصرفی واقعی(C_t)، سرمایه‌گذاری(i_t)، مالیات ناخالص $\frac{TA_t}{P_t}$ و مانده اسمی پولی(M_t) زمان حال در دسترس و کافی است. یعنی، حداکثر مقدار مخارج برابر با درآمد است. منابع درآمدی خانوار نمونه شامل درآمد نیروی کار، درآمد اجاره سرمایه، مانده اسمی پول دوره گذشته (M_{t-1})، درآمد حاصل از سود سهام اسمی(F_t) خانوار از بنگاه و پرداخت‌های انتقالی(τ_t)که به صورت واقعی می‌باشند. همچنین r_t نرخ اجاره سرمایه واقعی و w_t دستمزد واقعی را نشان می‌دهند.

---

۱. برای اطلاعات بیشتر به مقاله دیب (Dib) مراجعه شود.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

ازآنجایی که در اقتصاد ایران فروض مربوط به نوع چسبندگی‌های اسمی دستمزد صادق و سازگار نیست[1]، لذا در این تحقیق برای راحتی کار مطابق با والش (Walsh, 2003:266) فرض می‌شود، خانوار نمونه دستمزد اسمی خود را با توجه به دستمزد اسمی سال گذشته و اختلاف در تفاضل قیمت دو سال تصور می‌کند.

$$W_t = W_{t-1} + \varphi_W(P_t - P_{t-1}) \qquad (۴)$$

ضریب φ_W پارامتر شاخص بندی را مشخص می‌سازد. اگر $\varphi_W = 0$ باشد، نشان می‌دهد که خانوارها همان دستمزد سال گذشته را خواهند داشت و تغییرات قیمتی روی دستمزد دوره t اثری نخواهد داشت.

۲-۲- بنگاه‌ها

الف- بنگاه نمونه تولید کننده کالای نهایی

بنگاه نمونه، مشابه آنچه در آیرلند (Ierland, 2004a) فرض شده است، تولید کننده کالاهای نهائی از واحدهای کالای واسطه Y_{jt} است، که در آن $j \in [0,1]$، را با قیمت اسمی P_{jt} خریداری و کالای نهائی Y_t را تولید می‌کند. بر طبق معادله زیر که به تبعیت از دکسیت و استیگلیتز (Dixit & Stigkutz, 1997) یک جمعگر است، می‌توان نوشت:

$$\left[\int_0^1 Y_{jt}^{(\theta-1)/\theta} dj\right]^{\theta/(\theta-1)} \geq Y_t \qquad (۵)$$

که در آن $\theta > 1$ و کالاهای واسطه، متمایز و جانشین ناقص همدیگر بوده و کشش جانشینی ثابت[2] θ بین آنها برقرار است. پس در طی دوره $t = 0,1,\ldots$ بنگاه نمونه تولید کننده کالاهای نهایی، Y_{jt} را برای همه $j \in [0,1]$ طوری انتخاب می‌کند تا سودش حداکثر شود:

$$\max_{Y_{jt}} \left\{ P_t Y_t - \int_0^1 P_{jt} Y_{jt} dj \right\}$$

۱. کیم (۱۹۹۶) نشان می‌دهد که در توابع دستمزد معرفی شده، فرض می‌شود خانوارها در یک بازار رقابت انحصاری، نیروی کار خود را عرضه می‌کنند و هر خانوار قدرت آن را دارد که در مورد عرضه کار خود تصمیم گیری کند و دستمزد خود را بر اساس شاخص دستمزد کل اقتصاد تعیین کند.

2. Constant Elasticity of Substitution

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

با توجه به قید(۵)، شرط مرتبه اول این تابع تقاضا برای محصول متمایز تولیدی برای بنگاه j به صورت زیر خواهد بود[۱]:

$$Y_{jt} = \left[\frac{P_{jt}}{P_t}\right]^{-\theta} Y_t \qquad (۶)$$

که در آن $-\theta$ کشش قیمتی تقاضا برای کالای واسطه j را نشان می‌دهد. در بازارهای رقابتی، سود بنگاه تولید کننده کالای نهایی صفر است و شرط سود صفر P_t به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$P_t = \left[\int_0^1 {P_{jt}}^{1-\theta} dj\right]^{\frac{1}{(1-\theta)}} \qquad \text{برای همه. } t=0,1,\ldots$$

ب- بنگاه‌های تولید کننده کالاهای واسطه

اقتصاد از زنجیره‌ای از بنگاه‌های رقابت انحصاری در بخش تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای تشکیل شده است. هر کدام از بنگاه‌ها، کالایی متمایز تولید می‌کنند که در نهایت پس از ترکیب توسط بنگاه تولیدکننده کالای نهایی، توسط خانوارها خریداری(مصرف) می‌شود. چسبندگی قیمت‌ها در این بخش وارد مدل می‌شود. بنگاه j تولیدکننده کالاهای واسطه، h_{jt}واحد نیروی کار و k_{jt} واحد سرمایه از خانوار نمونه اجاره می‌کند.

لازم به ذکر است که خانوار با توجه به نرخ دستمزد W_t به میزانh_{jt} ($j \in [0,1]$) واحد نیروی کار به j امین تولیدکننده کالای واسطه عرضه می‌کند. کل نیروی کار عرضه شده به تولید کننده‌های واسطه توسط خانوار منتخب در هر دوره برابر است با:

$$h_t = \int_0^1 h_{jt} dj$$

همچنین خانوار منتخب، موجودی سرمایه خود را نیز به نرخ اجاره سرمایهR_t به میزانK_{jt} ($j \in [0,1]$) واحد سرمایه به j امین تولید کننده کالای واسطه عرضه می‌کند:

$$k_t = \int_0^1 k_{jt} dj$$

در بخش کالاهای واسطه، بنگاه j در دوره t، Y_{jt} واحد از کالا را به صورت زیر تولید می‌کند:

$${k_{jt}}^{\alpha}\left[A_t h_{jt}\right]^{1-\alpha} \geq Y_{jt}$$

که در آن $0 < \alpha < 1$ است. در معادله اخیر، تکانه تکنولوژی A_t (که شوک بهره‌وری در میان تمام بنگاه‌ها است) از یک فرایند اتورگرسیو مرتبه اول تبعیت می‌کند:

$$\ln(A_t) = (1-\rho_A)\ln(\overline{A}) + \rho_A \ln(A_{t-1}) + \varepsilon_{At} \qquad A > 0 \qquad (۷)$$

---

۱. برای اثبات این رابطه به والش (Walsh, 2003:266) مراجعه شود.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

کـه در آن $\bar{A}$ سـطح باثبـات[1] بهـره‌وری، $\rho_A \in (-1,1)$ و ε_{At} تکانـه ناهمبسـته سـریالی دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحـراف اسـتاندارد σ_Aکـه در طـول زمـان همـواره ثابـت مـی‌باشـد. بنگـاه نمونه تولید کننده کالای واسـطه در بـازار رقابـت انحصـاری کـالای خـود را بـه فـروش مـی‌رسـاند. پـس، بنگاه نمونه تولید کننده کالای واسطه j، قیمت P_{jt} را طی دوره t مشخص می‌کند.

فـرض مـی‌شـود قیمـت کالاهـا چسـبندگی دارد، یعنـی بنگـاه‌هـای تولیـد کننـده کالاهـای واسطه به هنگام تعدیل قیمت کـالای خـود، بـا یـک هزینـه منـو مواجـه باشـند. لازم بـه توضـیح است در چـارچوب مـدل‌هـای رقابـت انحصـاری، در صـورتی کـه هـیچ نـوع چسـبندگی در مـدل وارد نشـود، پـول خنثـی بـوده و تنهـا بـر سـطح قیمـت‌هـا اثـر خواهـد گذاشـت. طبـق یافتـه روتنبـرگ (Rotemberg, 1982) هـر بنگـاهی بـرای تعـدیل قیمتهـای خـود در هـر دوره هزینه تعدیل را از طریق خرید یـک سـبد کلـی CES از تمـام کالاهـا در اقتصـاد مـی‌پـردازد کـه این سبد همان کشش جانشینی θ را دارد[2] :

$$PAC_{jt} = \frac{\varphi_P}{2}\left[\frac{P_{jt}}{\bar{\pi}P_{jt-1}} - 1\right]^2 Y_t \qquad (۸)$$

کـه در آن $\bar{\pi}$ حالـت باثبـات نـرخ تـورم (Ireland. 2004a)، P_{jt} قیمـت کـالای واسـطه، PAC_{jt} هزینـه تعـدیل کـه بـه تـابع سـود بنگـاه اضـافه مـی‌شـود و φ_P پـارامتر هزینـه تعـدیل قیمت است.

بنگاه تولید کننده کالای واسـطه j در تصـمیم پویـا در یـک زمـان صـفر، جمـع جریـان سـود انتظاری خود را بر اطلاعات در دسترس نسبت بهk_{jt} ، Y_{jt} , h_{jt} و P_{jt} حداکثر می‌کند:

$$\max_{\{k_{jt},h_{jt},P_{jt}\}} \mathbb{E}_0\left[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\lambda_t F_{jt}/P_t\right]$$

تابع سود آنی[3] به صورت زیر خواهد بود:

$$F_{jt} = P_{jt}Y_{jt} - P_t w_t h_{jt} - P_t r_t k_{jt} - P_t PAC_{jt}$$

و قیود نیز به شکل زیر می‌باشد:

$$Y_{jt} = k_{jt}^{\alpha}\left(A_t h_{jt}\right)^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1 \qquad (۹)$$

$$Y_{jt} = \left[\frac{P_{jt}}{P_t}\right]^{-\theta} Y_t$$

1. Steady State

۲. دلیل انتخاب این فرم تبعی، شکل ساده این تابع در مقایسه با توابع دیگر تعدیل مانند توابع تیلور یا کالوو بوده است.

3. instantaneous profit

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

۳-۲- بخش پولی

در این مدل، فرض بر این است که پایه پولی بر اساس تغییرات مقدار ذخائر ارز خارجی بانک مرکزی، تغییرات در کسر بودجه دولت که توسط بخش خصوصی تامین نمی‌شود و تغییرات قرض‌دهی بانک مرکزی به بانک‌ها تغییر کند. خالص دارایی‌های خارجی سیستم بانکی و خالص بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی از عوامل مهم افزایش حجم نقدینگی در ایران به شمار می‌روند.

چنانچه دارایی‌های خارجی سیستم بانکی به دلایلی همانند افزایش درآمدهای ارزی افزایش یابد یا بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی در اثر افزایش کسری بودجه دولت و مؤسسات و شرکت‌های وابسته به دولت افزایش یابد، آنگاه حجم نقدینگی به علت افزایش در پایه پولی، افزایش خواهد یافت. اگر مخارج دولتی افزایش یابد، دولت این هزینه‌ها را یا با چاپ پول و یا برداشت از حساب صندوق ارزی جبران می‌کند.

تجربه تاریخی اقتصاد ایران نشان می‌دهد که با افزایش مخارج دولت، مالیات‌ها افزایش پیدا نمی‌کنند بلکه دو عامل ذکر شده تغییر پیدا می‌کنند. با برداشت از حساب ذخیره ارزی، خالص دارایی خارجی بانک مرکزی تغییر یافته که متغیری است که پایه پولی را تغییر می‌دهد و یا دولت در زمان نبود موجودی صندوق ذخیره ارزی با استقراض از بانک مرکزی، متغیر خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی افزایش می‌یابد که در هر دو صورت پایه پولی افزایش می‌یابد.

با توجه به درجه پایین استقلال بانک مرکزی در بسیاری از کشورهای نفت‌خیز، فرض می‌شود دولت مسئول 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[1]:

---

۱. از آنجایی که رقم حق الضرب برای کشور ایران، بزرگ خواهد بود، مقدار ضریب آن در تابع پولی بزرگ است و اثر آن برروی متغیرهایی مانند تورم زیاد خواهد بود. برای روشن شدن بحث، این رقم برای سالهای مختلف به صورت درصدی از تولید ناخالص آورده می‌شود: طی سالهای ۷۵-۱۳۶۸ میزان استفاده از حق‌الضرب پول روندی صعودی داشته، به گونه‌ای که رشد سالانه آن به طور متوسط ۸ درصد بوده است. طی سال‌های مذکور کمترین و بیشترین میزان درآمد حاصل از حق‌الضرب پول به ترتیب مربوط به سالهای ۱۳۶۹ و ۱۳۷۴ است که تقریباً برابر با ۱ و ۶ درصد تولید ناخالص داخلی اسمی بوده‌اند. در هشت ساله ۸۳-۱۳۷۶ درآمد حاصل از حق‌الضرب پول، روندی نزولی داشته به گونه‌ای که رشد سالانه آن به طور متوسط ۱- درصد بوده است. در این سالها دامنه تغییرات درآمد حاصل از حق‌الضرب پول اندک بوده و تقریباً بین ۳ درصد در سال ۱۳۷۷ تا ۱ درصد تولید ناخالص داخلی اسمی در سال ۱۳۸۲ نوسان داشته است. در سالهای ۱۳۸۴، ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶ درآمد حاصل از حق‌الضرب پول به ترتیب برابر با ۱/۴، ۹/۲ و ۲/۳ درصد تولید ناخالص داخلی اسمی بوده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

$$g_t = ta_t + or_t + \left[m_t - \frac{m_{t-1}}{\pi_t}\right] \quad (۱۰)$$

همچنین برای ساده‌سازی به پیروی از آیرلند (Ireland, 2004a)، نرخ تورم به صورت $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ تعریف می‌شود. برای تصریح نحوه تسری تکانه وارد بر هزینه‌های دولتی در الگو که باعث چاپ پول می‌شود، لگاریتم هزینه‌های دولتی را می‌توان یک فرایند تصادفی از نوع AR(1) به صورت زیر تصریح نمود:

$$\ln(g_t) = \rho_g \ln(g_{t-1}) + \varepsilon_{g,t} \qquad \varepsilon_{g,t} \sim N(0, \sigma_e^2) \quad (۱۱)$$

که در آن $\varepsilon_{g,t}$ بیانگر جمله خطا و از نوع نوفه سفید[1] می‌باشد. این متغیر تصادفی، نماینده تکانه‌های تصادفی وارد بر هزینه‌های دولتی خواهد بود. ρ_g در رابطه بالا نیز نشان دهنده میزان ماندگاری این تکانه‌ها در طول زمان است. تجربه سالهای گذشته نشان داده است که هرچه درآمدهای حاصل از فروش نفت بیشتر شود، هزینه‌های دولت نیز افزایش یافته، به حدی که از درآمدها پیشی گرفته و موجب کسر بودجه می‌شود.[2] همچنین فرض می‌شود که مقدار تولید واقعی بخش نفت در طول زمان ثابت بوده و درآمدهای حاصل از صادرات نفت به صورت دلار آمریکا وارد کشور شوند. در این صورت درآمدهای نفتی به صورت پول ملی، OR_t، را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$OR_t = e_t \dot{P}_t \dot{y} \quad (۱۲)$$

که در آن $\dot{y}$ سطح ثابتی از تولید نفت یا صادرات نفت می‌باشد که در این مقاله فرض بر این است که تمام نفت تولیدی صادر می‌شود[3]، e_t نیز بیانگر نرخ ارز(مقدار پول رایج داخلی به ازای هر واحد دلار آمریکا) و $\dot{P}_t$ نیز بیانگر قیمت نفت بر حسب دلار آمریکا می‌باشد. درآمدهای واقعی نفت را در چنین شرایطی می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$or_t = OR_t/P_t = \left(e_t \dot{P}_t / P_t\right)\dot{y} \quad (۱۳)$$

---

1 .Noise White

۲. کشورهای صادرکننده نفت به دلیل ساختار و مسایل سیاسی آنها، دولت به عنوان بزرگترین کارگزار اقتصادی کشور در اغلب بخشهای تولیدی و خدماتی حضور فعال دارد. انتظارات سیاسی و اجتماعی از دولت که عموماً فاقد مبنای اقتصادی است، سبب می‌شود که اغلب تأثیرات هزینه‌های سرمایه‌ای دولت نیز مانند هزینه‌های جاری باشد. سرمایه‌گذاری عمده دولتی از برنامه زمان‌بندی مدون خود تبعیت نمی‌کند، حجم سرمایه‌گذاری از رقم پیش‌بینی شده (و بر اساس آن توجیه اقتصادی صورت گرفته) فراتر می‌رود و مدیریت دولتی غیرکارآمد نیز سبب می‌شود که اثرات توسعه‌ای این قبیل سرمایه‌گذاری‌ها ضعیف باشد.

۳. به قیمتهایی که در بازارهای جهانی نفت تعیین می‌شود. همچنین باید ذکر نمود تولید نفت به علتهای فنی می‌تواند در شرایط موجود کاهنده باشد، ولی با توجه به کوتاه مدت بودن استفاده از نتایج این تحقیق، می‌توانیم فرض کنیم این میزان ثابت است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

می‌توان فرض کرد، نوسانات درآمدهای نفت در طول زمان به دلیل تغییرات تصادفی در قیمت‌های دلاری نفت، رخ دهد. برای تصریح نحوه تسری تکانه برونزای وارد بر قیمت نفت در الگو، از لگاریتم قیمت نفت به صورت یک فرایند تصادفی از نوع AR(1) استفاده می‌شود:

$$\ln(\dot{P}_t) = \rho_{\dot{P}}\ln(\dot{P}_{t-1}) + \varepsilon_{\dot{P},t} \qquad \varepsilon_{\dot{P},t} \sim N(0,\sigma_e^2) \qquad (۱۴)$$

که در آن $\varepsilon_{\dot{P},t}$ جمله خطا و از نوع نوفه سفید می‌باشد. این متغیر تصادفی، نماینده تکانه‌های تصادفی وارد بر قیمت نفت خواهد بود. $\rho_{\dot{P}}$ در رابطه بالا نیز نشان دهنده میزان ماندگاری این تکانه‌ها در طول زمان است. مطابق دیب (Dib,2001) حال نرخ رشد ناخالص پول در دوره t به این صورت تعریف می‌شود:

$$u_t = \frac{M_t}{M_{t-1}} = \frac{m_t\pi_t}{m_{t-1}} \qquad (۱۵)$$

علاوه بر تغییراتی که در اثر تصمیمات مستقل مقام پولی در نرخ رشد پول ایجاد می‌شود، قسمتی از درآمدهای نفتی که ذخائر بانک مرکزی را افزایش می‌دهد و مقدار حق‌الضربی که برای جبران کسری بودجه دولت ایجاد می‌شود نیز نرخ رشد پول را تحت تاثیر قرار خواهد داد.[۱]

$$\ln(u_t) = \rho_u\ln(u_{t-1}) + (1-\rho_u)\ln(\bar{u}) + \gamma_{\dot{P}}\varepsilon_{\dot{P}t} + \gamma_g\varepsilon_{gt} + \varepsilon_u \qquad (۱۶)$$

که $\rho_u \in (-1,1)$ ، مقدار باثبات نرخ رشد پول و ε_u شوک عرضه پول که از نظر سریالی مستقل بوده و دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار σ_u است. در صورتی که $(\gamma_{\dot{P}})$ ضریب نوسانات قیمت نفت، (γ_g) ضریب نوسانات مخارج دولت صفر باشد، سیاست پولی کاملاً برونزا و تنها براساس تصمیمات بانک مرکزی و مستقل از دیگر نوسانات اعمال خواهد گردید.

۱- حل و تحلیل نتایج مدل در اقتصاد ایران

در این قسمت، مدل طراحی شده در قسمت قبل به طور تجربی حل و تحلیل می‌گردد. برای این منظور، ابتدا مدل حول نقطه باثبات آن لگاریتم- خطی می‌شود. برای یادآوری روش لگاریتم- خطی کردن مدل به قسمت پیوست مراجعه نمایید. پس از خطی کردن مدل، پارامترهای آن با بهره‌گیری از مطالعات انجام شده و حقایق آشکار شده در ادبیات الگوهای DSGE برآورد می‌شود. سرانجام، با رهیافت اُهلیگ در محیط Matlab با محاسبه و ترسیم نمودار توابع واکنش آنی[۲]، اهداف تحقیق بررسی می‌گردد.

---

۱. دیب (Dib, 2001) در مطالعه خود برای معرفی قاعده پولی مورد نظرش، نرخ رشد پولی را وابسته به تکانه‌های تکنولوژی آورده است.

2. impulse response functions

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

۱-۳- کالیبره کردن

ازآنجایی که مدل DSGE شامل جملات انتظارات عقلایی از برخی متغیرها است، حل آن از حل مدل‌های دینامیک بدون وجود انتظارات عقلایی دشوارتر است. بلانچارد و کان(Blanchard and Kahn, 1980) رهیافتی که برای حل مدل‌های خطی انتظارات عقلایی مطرح نمودند، به یک رهیافت مرجع در ادبیات تبدیل شد. مطالعات زیادی به ارائه رهیافت‌های مختلف برای حل اینگونه مدل‌ها اختصاص یافته‌اند.

رهیافت اُهلیگ[۱] بر روش ضرایب نامعین[۲] مبتنی است. رهیافت ضرایب نامعین ابتدا توسط مک‌کالم در سال ۱۹۸۲ برای حل دستگاه‌های پویای خطی به کار رفت. ایده اساسی رهیافت اُهلیگ این است که کلیه متغیرهای سیستم به صورت تابعی خطی از بردار متغیرهای درونزای از پیش تعیین شدX_{t-1}، بردار متغیرهای برونزاz_t (که قاعده بازگشتی تغییر تعادلی[۳] نامیده می‌شود) نوشته شوند.

این متغیرها، متغیرهای وضعیت اقتصاد یا متغیرهای از پیش تعیین شده نیز نامیده می‌شوند. در رهیافت اُهلیگ تفکیک متغیرهای از پیش تعیین شده و از پیش تعیین نشده آنگونه که در رهیافت بلانچارد وکان اهمیت دارد، ضروری نیست. زیرا زمان‌گذاری متغیرها به گونه‌ای انجام می‌شود که با ساختار اطلاعاتی مدل سازگار باشد؛ متغیرهایی که در دوره t تعیین می‌شوند با زمان t مشخص می‌شوند. به همین ترتیب متغیرهایی که با زمان t-1 مشخص می‌شوند، در زمان t-1 تعیین می‌شوند. این رهیافت زمان‌گذاری متغیرها، مشکلات مربوط به تعیین متغیرهای از پیش تعیین شده و از پیش تعیین‌نشده را مرتفع می‌سازد. بدین ترتیب هر متغیر درونزایی که با زمان t-1 یا پیشتر مشخص شود، می‌تواند به عنوان یک متغیر وضعیت در نظر گرفته شود. برای حل مدل به رهیافت اُهلیگ، مدل پس از لگارتیم- خطی، به شکل زیرنوشته می‌شود:

$$0 = Ax_t + Bx_{t-1} + Cy_t + Dz_t$$
$$0 = E_t[Fx_{t+1} + Gx_t + Hx_{t-1} + Jy_{t+1} + Ky_t + Lz_{t+1} + Mz_t]$$
$$z_{t+1} = Nz_t + \varepsilon_{t+1}؛\ E_t[\varepsilon_{t+1}] = 0$$

که معادله اول، کلیه معادلات غیر انتظاری و معادله دوم، کلیه معادلات غیرانتظاری و معادله تکانه‌ها را شامل می‌باشد. فرض می‌شود، رتبه ماتریس C برابر n (یعنی حداقل به اندازه متغیرهای از پیش تعیین نشده باشد. یعنی، **n** معادله غیرانتظاری مستقل وجود داشته باشد) و قواعد بازگشتی تغییر تعادلی به صورت زیر است:

$$x_t = Px_{t-1} + Qz_t$$

---

۱. برای اطلاعات بیشتر می‌توان به toolkit اُهلیگ مراجعه نمود.

2 undetermined coefficients

3 recursive equilibrium law of motion

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

$y_t = Rx_{t-1} + Sz_t$

که در این رابطه $\mathbf{X_t}$ معرف متغیرهای درونزای حالت[1]عبارتنداز$\{k, m\}$ و $\mathbf{y_t}$ معرف متغیرهای دیگر درونزا $\{y, \pi, c, h, \xi, w, r, or, e, \lambda, i\}$ و $\mathbf{z_t}$ معرف تکانه‌ها یا متغیرهای سیاستگذاری که شامل$\{A, u, \dot{P}, g\}$ است. ابعاد ماتریس‌ها عبارتند از: A_{11*2} , B_{11*2} , C_{11*11} , D_{11*4} , F_{2*2} , G_{2*2} , H_{2*2} , J_{2*11}, K_{2*11}, L_{2*4}, M_{2*4}, N_{4*4}.

در این تحقیق نوزده پارامتر $\{\alpha, \delta, \beta, \Phi, \eta, \theta, \Theta, , \phi_P, \phi_W, \rho_u, \rho_{\dot{P}}, \rho_g, \rho_A, \sigma_M, \sigma_g, \sigma_{\dot{P}}, \sigma_A, \gamma_{\dot{P}}, \gamma_g\}$ رفتار متغیرها اطراف حالت باثبات را نشان می‌دهند. حال به برآورد برخی از پارامترهای این مدل پرداخته می‌شود.

در این قسمت، انتخاب پارامترهای فرایندهای برونزای نرخ رشد پولی مربوط به ویژگی‌های تقاضای پول اقتصاد ایران است که از متغیر M_2 برای اندازه‌گیری این پارامتر به‌پیروی از مطالعه کولی و هنسن (Cooley and Hansen, 1989) به دست می‌آید. رشد پول با استفاده از داده‌های سالانه مربوط به سالهای ۱۳۸۵-۱۳۴۵ با واحد میلیارد ریال که از سری‌های زمانی منتشر شده از سوی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گرفته شده، محاسبه شده است:

$$\Delta(\log M_t) = \underset{(3/22)}{0.10095} + \underset{(4/32)}{0.562}\,\Delta(\log M_{t-1}) \qquad (۱۷)$$

که مقادیر درون پرانتز بیانگر مقدار آماره آزمون (t) می‌باشد که نشان دهنده معنی‌داری ضرائب برآورد شده است. مقدار انحراف معیار پسماند رگرسیون فوق $\sigma_M = 0.06158$ می‌باشد و همین طور $\rho_M = 0.562$ و نرخ سالانه رشد اسمی پول $\Theta = \frac{0.10092}{1-\rho_M} = 0.2304$ به دست می‌آید. پس نرخ سالانه رشد پولی در اقتصاد ایران (Θ) برابر ۲۳/۰۴٪ می‌باشد.

حال با لگاریتم‌گیری از متغیر هزینه‌های مصرفی واقعی دولت(g) با داده‌های سالانه در دوره۸۷-۱۳۴۵ که از سری‌های زمانی منتشر شده بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گرفته شده است، به برآورد پارامترهای فرایند برونزای مخارج مصرفی واقعی دولت می‌پردازیم. چون در ادبیات ادوار تجاری تاکید بر انحرافات نسبی متغیر مخارج مصرفی واقعی دولت از مقدار باثبات آن می‌باشد، لذا با استفاده از رهیافت هدریک-پرسکات، ابتدا بخش سیکلی این متغیر استخراج می‌شود. سپس آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته این بخش سیکلی، بیانگر عدم وجود ریشه واحد در بخش سیکلی مخارج مصرفی دولت می‌باشد. بنابراین، می‌توان با نوشتن الگوی AR(1) برای مخارج واقعی دولت به صورت یک رابطه انحراف از وضعیت باثبات (یا همان بخش ادواری این متغیر)، ضریب الگو AR(1) را برای بخش سیکلی لگاریتم مخارج مصرفی واقعی دولت به صورت زیر برآورد نمود:

---

۱. متغیر حالت، متغیری درونزایی است که اطلاعات t-1 و یا پیشتر را در مدل نشان می‌دهد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

$$\hat{g}_t = \rho_g \hat{g}_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۸)$$

$$\hat{g}_t = 0.69\hat{g}_{t-1} \qquad \text{و} \qquad R^2 = 0.47$$
$$(6.20)$$

که در رابطه بالا $\hat{g}_t$ بیانگر انحرافات نسبی مخارج واقعی دولتی و مقدار درون پرانتز بیانگر مقدار آماره آزمون (t) می‌باشد. مقدار انحراف معیار پسماند رگرسیون فوق $\sigma_g = 0.04$ می‌باشد و همین طور $\rho_g = 0.69$ به دست می‌آید.

همانند برآورد پارامترهای فرایند مخارج واقعی دولت، می‌توان پارامترهای فرایند تصادفی قیمت نفت را نیز برآورد کرد. برای این منظور از داده‌های سالانه[1] در دوره ۸۷-۱۳۴۵ و از رهیافت هدریک-پرسکات استفاده می‌شود؛ لذا ابتدا بخش سیکلی این متغیر استخراج و سپس با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته، عدم وجود ریشه واحد در بخش سیکلی لگاریتم قیمت نفت مورد بررسی قرار می‌گیرد. ضریب الگوی AR(1) برای لگاریتم قیمت نفت که به‌صورت یک رابطه انحراف از وضعیت باثبات (یا همان بخش ادواری این متغیر) است، به صورت زیر برآورد شده است:

$$\hat{P}_t = \rho_{\dot{P}} \hat{P}_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۹)$$

$$\hat{P}_t = 0.42\hat{P}_{t-1} \qquad \text{و} \qquad R^2 = 0.81$$
$$(3.68)$$

که در رابطه بالا $\hat{P}_t$ انحرافات نسبی قیمت نفت و مقدار درون پرانتز بیانگر مقدار آماره آزمون (t) می‌باشد که نشان دهنده معنی‌داری ضرائب برآورد شده است. مقدار انحراف معیار پسماند رگرسیون فوق $\sigma_{\dot{P}} = 0.154$ می‌باشد و همین طور $\rho_{\dot{P}} = 0.42$ به دست آمد. در این قسمت، مقادیر پارامترهای مدل با توجه به مطالعات انجام شده درباره اقتصاد ایران و مقادیر متعارف در ادبیات، کالیبره می‌شود (جدول شماره۱).

۱. این داده‌ها از اداره اطلاعات انرژی به دست آمده است:
http://tonto.eia.doe.gov/dnav/pet/hist/LeafHandler.ashx?n=PET&s=WEPCIRANH&f=W

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

جدول ۱. پارامترهای مقداردهی‌شده(کالیبره‌شده)[۱]

پارامتر یا متغیر	تعریف	مقدار	منبع یا دلیل
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)
Φ	عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف	۱/۵	زنگنه(۱۳۸۸)
η	عکس کشش عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد	۲/۱۷	طائی(۱۳۸۵)
φ_P	هزینه تعدیل قیمت	۰/۹۶۵	متفاوت[۲]
φ_w	هزینه تعدیل دستمزد	۰/۳۲	متفاوت
θ	کشش جانشینی بین کالاهای واسطه	۴/۳۳	متناظر با مارک آپ ۳۰ درصدی[۳]
Θ	نرخ سالانه رشد اسمی پول	۰/۲۳۰۴	یافته تحقیق
ρ_u	ضریب اتورگرسیو تکانه پولی	۰/۵۶۲	یافته تحقیق
σ_u	انحراف استاندارد اختلالات سیاست پولی	۰/۰۶۲	یافته تحقیق
ρ_A	ضریب اتورگرسیو در فراینده تکنولوژی	۰/۷۲	کاوند(۱۳۸۸)
σ_A	انحراف استاندارد اختلالات تکنولوژی	۰/۰۴۵	کاوند(۱۳۸۸)
$\rho_{\dot{P}}$	ضریب اتورگرسیو در فراینده تکانه قیمت نفت	۰/۴۲	یافته تحقیق
$\sigma_{\dot{P}}$	انحراف استاندارد اختلالات قیمت نفت	۰/۱۵	یافته تحقیق
ρ_g	ضریب اتورگرسیو در فرایند هزینه دولت	۰/۶۹	یافته تحقیق
σ_g	انحراف استاندارد اختلالات هزینه دولت	۰/۰۴	یافته تحقیق
γ_g	ضریب همبستگی تکانه‌های سیاست پولی و قیمت نفت	۰/۴۲	متفاوت[۴]
$\gamma_{\dot{P}}$	ضریب همبستگی تکانه‌های سیاست پولی و هزینه دولت	۰/۱۵	متفاوت
$\bar{A}$	حالت باثبات تکنولوژی	۱	نرمال شده[۵]
$\bar{N}$	حالت باثبات سطح اشتغال	۰/ ۷	متفاوت[۶]

۱. ازآنجایی‌که برخی از پارامترهای به کارگرفته شده در این مدل توسط محققین دیگر در مطالعاتشان برآورد گردیده است و مقادیر آنها در طول زمان کوتاه تغییر چندانی ندارد، دیگر نیازی به برآورده مجدد آنها نیست و تنها باذکر ماخذ از آنها استفاده می گردد.

۲. برای این پارامتر، مقادیر متفاوت درنظر گرفته شده تا در بهترین حالت یعنی نزدیکی متغیرهای شبیه سازی و واقعی با پارامترهای هزینه تعدیل قیمت و دستمزد ۰/۹۶۵ و ۰/۳۲ به دست آمده است.

۳. اقتصاددانان معتقدند در بیشتر کشورها با تورم بالا، مارک‌آپ بنگاه‌ها معمولاً بین۲۰ تا ۳۰ درصد هزینه نهائی آنها می‌باشد لذا مقدار θ برابر ۴/۳۳ یا ۱۱ می‌باشد.

$$\frac{\theta}{\theta-1}=1.2 \Longrightarrow \theta=11 \text{ و } \frac{\theta}{\theta-1}=1.3 \Longrightarrow \theta=4.33$$

۴. همانند بالا بهترین حالت مدل در این مقدار یعنی ۰/۴۲ و ۰/۱۵ به دست آمده است.

۵. Normalization مانند مطالعه هیلدبرند (Hildebrand, 2006).

۶.. برای محاسبه حالت باثبات این متغیر از ۰/۵ تا ۳ به مدل داده شده که در بهترین حالت ۰/۷ بوده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

۲-۳- نتایج شبیه سازی

با توجه به نتایج به دست آمده، برای تعیین قدرت توضیح‌دهی الگو براساس روش متداول در مدل-هایRBC بررسی می‌شود. نمونه مورد بررسی حاوی داده‌های سالانه از سال ۱۳۴۵ تا ۱۳۸۷ است. تمام داده‌های مربوط به دنیای واقعی ارائه شده در این مقاله به قیمتهای ثابت سال ۱۳۸۳ بوده و برای به دست آوردن سرانه، متغیرها بر جمعیت تقسیم می‌شود. پس از لگاریتم‌گیری، با به کار گرفتن فیلتر هدریک- پرسکات(با احتساب $\lambda = 100$) روندزدایی شده‌اند.

جدول(۲) ضریب خودهمبستگی و انحراف معیار متغیرهای واقعی در وقفه صفر را با مقادیر شبیه‌سازی متناظر آنها که از الگوی کینزین‌های جدید به دست آمده، مقایسه می‌کند.

جدول ۲. مقایسه ضرایب خودهمبستگی و انحراف معیار متغیرهای شبیه‌سازی شده و داده‌های واقعی

داده‌های شبیه‌سازی شده و واقعی	ضریب خود همبستگی در وقفه						انحراف معیار	
	داده واقعی			مقدار شبیه سازی شده			داده واقعی	مقدار شبیه سازی شده
	صفر	۱	۲	صفر	۱	۲		
تولید سرانه واقعی بدون نفت	۱	۰/۶۹	۰/۲۱	۱	۰/۵۸	۰/۳۰	۰/۰۴۷	۰/۰۳۹
تورم	۱	۰/۲۶	۰/۱۴	۱	۰/۲۷	۰/۰۵	۰/۲۷۱	۰/۱۳۷
مصرف سرانه واقعی	۱	۰/۶۵	۰/۱۲	۱	۰/۵۵	۰/۲۶	۰/۰۴۶	۰/۰۴۸
سرمایه‌گذاری سرانه واقعی خصوصی	۱	۰/۶۹	۰/۱۳	۱	۰/۴۲	۰/۱۸	۰/۲۴	۰/۲۱۱
مانده واقعی پولی سرانه	۱	۰/۷۰	۰/۳۲	۱	۰/۵۵	۰/۲۶	۰/۰۴۰	۰/۰۴۸
نیروی کار	۱	۰/۸۴	۰/۶۶	۱	۰/۲۶	۰/۱۲	۰/۰۳۶	۰/۰۲۶

مأخذ: با استفاده از نرم افزار Matlab به دست آمده است.

براساس نتایج این جدول، این الگو به خوبی مقادیر فوق را برای متغیرها، شبیه‌سازی نموده است. ضریب خودهمبستگی در وقفه ۱ و۲ داده‌های واقعی برای تولید واقعی بدون نفت به ترتیب ۰/۶۹ و ۰/۲۱ بسیار نزدیک به مقدار شبیه‌سازی ۰/۵۸ و ۰/۳۰ می‌باشد و انحراف معیار داده واقعی ۰/۰۴۶ می‌باشد، در حالی که مقدار برآورد شده بسیار نزدیک به آن و برابر با ۰/۰۳۹ می‌باشد. نتایج در مورد مصرف واقعی نیز قابل قبول است. به عبارت دیگر، به نظر می‌رسد مقدار ضریب خودهمبستگی متغیر مصرف واقعی در وقفه ۱ و۲ داده‌های واقعی ۰/۶۵ و ۰/۱۲ و مقدار شبیه‌سازی

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

۰/۵۵ و ۰/۲۶ می‌باشد، که نشان دهنده نزدیکی می‌باشد. انحراف معیار داده واقعی و مقدار برآورد شده به ترتیب ۰/۰۴۶ و ۰/۰۴۸ می‌باشد، سایر متغیرها نیز به همین ترتیب است.

۴- تحلیل پاسخهای آنی

واکنش آنی مدل

در اینجا نتیجه محاسبات و نمودار واکنش‌های آنی متغیرهای مختلف اقتصادی ارائه می‌شود؛ یعنی با کمک معادلات خطی شده که در پیوست آمده است، اثرات تکانه‌های تکنولوژی، قیمت نفت، مخارج دولتی و سیاست‌های پولی بر متغیرهای مورد نظر، زمانی که چسبندگی قیمت و دستمزد در الگو وجود دارد، مورد بررسی و تفسیر قرار می‌گیرد.

تکانه تکنولوژی

حال اثر تکانه تکنولوژی با فرض چسبندگی اسمی در الگو، بر متغیرهایی مانند عرضه نیروی کار، تورم، مانده واقعی پول، سرمایه و تولید غیرنفتی بررسی می‌شود. نمودار(۱) واکنش همه متغیرها و انتشار آنها را در یک افق زمانی هشت سال را نشان می‌دهد. در مدل کینزی‌جدید(با وجود رقابت انحصاری و قیمت و دستمزد چسبنده)، متغیر نیروی‌کار واکنش مثبت به تکانه تکنولوژی نشان می‌دهد. چسبندگی دستمزد موجب می‌شود، خانوار دستمزدها را با کندی تغییر دهند. لذا بنگاه‌ها، کارگران را بیشتر از زمانی که دستمزد قابل انعطاف است، به استخدام می‌گیرند (آنهم به علت عدم افزایش دستمزدها)، در نتیجه یک درصد افزایش در تکنولوژی، یعنی یک درصد انحراف مثبت از حالت باثبات، به طور مستقیم باعث افزایش تولید حدود ۰/۷ درصد و عرضه نیروی کار(اشتغال) کمتر از ۰/۲ درصد می‌شود.

از طرف دیگر، وجود قیمت چسبنده موجب خواهد شد، تولید متناسب با افزایش در بهره‌وری کل افزایش نیابد. چون چسبندگی قیمت اسمی، باعث می‌شود بنگاه‌ها قیمت‌های خود را نتوانند تعدیل کنند. در نتیجه، تولید خود را به اندازه‌ای که تمایل دارند، نمی‌توانند افزایش دهند. در حقیقت، این افزایش تنها حدود ۰/۷ درصد و کمی کمتر از افزایش یک درصدی تکنولوژی است. تولید پس از این افزایش، کاهش می‌یابد تا در سال سوم به پایین‌تر از ۰/۱ درصد - که حالت باثبات است - برسد. همچنین یک درصد افزایش در تکنولوژی(یعنی یک درصد انحراف مثبت از حالت باثبات)، باعث کاهش حدود ۰/۱ درصدی برای تورم و افزایش سرمایه حدود ۰/۳ درصد از حالت باثبات تا سال اول خواهد شد که بعد از این سال شروع به کاهش می‌کند.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

تکانه قیمت نفت

نمودار(۲) مقادیر کالیبره شده پارمترهای الگو، تفاوت معنادار در واکنش انحرافات تورمی به یک تکانه قیمت نفت را نشان می‌دهد. زمانی که ضریب همبستگی تکانه قیمت نفت با رشد پول $\gamma_{\dot{P}} = 0.5$ باشد، یک درصد انحراف مثبت قیمت نفت از حالت باثباتش باعث افزایش تورم حدود ۰/۹ درصد و کاهش مانده واقعی پول حدود ۰/۹- درصد از حالت باثباتش خواهد بود. اما وقتی این ضریب همبستگی افزایش یابد، یعنی$\gamma_{\dot{P}} = 0.8$ ، یک درصد انحراف مثبت قیمت نفت از حالت باثباتش، باعث کاهش مانده واقعی پول ۱/۵- از حالت باثباتش خواهد شد و قبل از سال اول مثبت شده تا ۰/۵ درصد نیز می‌رسد، اما افزایش تورم حدود ۱/۵ درصد شده و قبل از سال اول این انحراف کمتر از ۰/۲ خواهد شد. تکانه قیمت نفتی، باعث افزایش در درآمدهای نفتی شده و این میزان خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی را بالا برده و به‌علت ناتوانی بانک مرکزی در عقیم-سازی ارزهای خارجی(خارج کردن این ارزها از اقتصاد ایران) حاصل از فروش نفت با عدم توانایی فروش ارزهای خارجی به مردم توسط بانک مرکزی، میزان تسری و نفوذ تکانه قیمت نفت در پایه پولی از طریق خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی منجر به آثار انبساطی عرضه پول و در نتیجه انحراف شدید و مثبت تورم از مقدار باثباتش خواهد شد.

این فرایند نشان می‌دهد، نرخ تورم بالا در ایران به مقدار زیادی از تکانه قیمت نفت وارد بر اقتصاد ایران تاثیر می‌پذیرد. به‌عبارت دیگر، زمانی که اقتصاد به‌خاطر مشکلات ساختاری، نتواند به‌طور سریع بخش عرضه خود را نسبت به تکانه‌های قیمت نفت تطبیق دهد، آنگاه تکانه‌های قیمت نفت با سرایت به بخش تقاضا (عمدتاً از طریق بودجه عمومی دولت)، آثار شدیدتری بر انحرافات تورمی وارد خواهد کرد.

تکانه مخارج دولت

در نمودار(۳) نشان داده شده است، اگر دولت افزایش در مخارج خود را از طریق استقراض از بانک مرکزی و یا برداشت از صندوق ذخیره ارزی تامین مالی نکند و در پایه پولی در ایران تغییری صورت نگیرد، مقدار تورم در اقتصاد چگونه خواهد بود. برای این امر، فرض می‌شود مقدار $\gamma_g = 0$ باشد. بررسی‌ها بیانگر انتشار یک درصد انحراف مخارج دولتی از حالت باثبات، افزایش تورم حدود ۲ درصد از حالت باثبات می‌باشد که این مقدار قبل از دوره اول منفی می‌شود اما این مقدار بسیار کم است. ولی وقتی این افزایش در مخارج دولتی از طریق چاپ پول جبران شود، یعنی$\gamma_g =$ 0.8 و0.5، موجب افزایش تورم بیش از ۳ و ۴ درصد از حالت باثبات خواهد شد. هر چقدر این

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

همبستگی بیشتر شود، ماندگاری آن بیشتر خواهد بود؛ زیرا با افزایش مخارج دولت می‌توان انتظار داشت تورم انتظاری شدیداً افزایش یابد که این منجر به انحراف مثبت تورمی خواهد شد.

به عبارت دیگر، تأمین مالی افزایش مخارج دولت، توسط استقراض دولت از بانک مرکزی یا برداشت از صندوق ذخیره ارزی، باعث افزایش پایه پولی شده و اقتصاد با انحرافات مثبت نرخ تورم از مقدار بلندمدت مواجه خواهد بود. حال اگر تامین مالی مخارج دولت از طریق مالیات‌ها صورت گیرد، باعث می‌شود تولید کاهش پیدا کرده، در نتیجه مصرف نیز کاهش پیدا می‌کند که کاهش تقاضا برای کالا و خدمات، قیمتها را کاهش می‌دهد. همان طورکه از نمودار(۳) در مقایسه با نمودار(۲) پیداست، اثر تکانه مخارج دولت بیشتر از اثر تکانه قیمت نفت بر تورم می‌باشد که این امر آثار زیانبار استقراض از بانک مرکزی را بر اقتصاد ایران نشان می‌دهد.[۱]

تکانه عرضه پول

در نمودار(۴)، ابتدا با صفر فرض کردن پارامتر تعدیل قیمت نشان داده شده است که یک انحراف عرضه پول باعث افزایش تورم شده؛ یعنی بیش از ۱/۵ درصد از حالت باثبات خواهد رسید. اما اثر این تکانه بر متغیرهای واقعی مانند تولید و اشتغال صفر است؛ یعنی پول خنثی است؛ همان نتایجی که در ادبیات ادوار تجاری واقعی چنین فرض شده است.

فرض کنید پارامتر تعدیل قیمت برابر ۱۰ باشد، یعنی$\varphi_P = 10$ ، در انحراف یک درصد تکانه عرضه پول از حالت باثبات باعث می‌شود تورم بیش از ۱/۵ درصد بالای حالت باثبات خود قرار - گیرد، که قبل از سال اول این افزایش، کاهش یافته و تورم در سال چهارم به حالت باثبات خود باز خواهد گشت. یک درصد انحراف معیار تکانه پولی از حالت باثبات‌اش، مانده واقعی پولی را از حالت باثبات با اندازه ۰/۵- کاهش می‌دهد، این کاهش با افزایش تورم تا سال اول مثبت شده و به مرور از بین رفته و مانده واقعی پول به وضعیت باثبات خود برمی‌گردد.

برای تولید و عرضه نیروی‌کار باید گفت، تکانه عرضه پول، این دو متغیر را از حالت باثباتشان به ترتیب حدود ۰/۴ و ۰/۶ درصد افزایش خواهد داد. اما وقتی که پارامتر تعدیل قیمت برابر ۲۰ باشد، یعنی $\varphi_P = 20$، انحراف یک درصد تکانه عرضه پول از حالت باثبات، در تورم و مانده واقعی پولی

---

۱. این نکته حائز اهمیت است که اعمال فرض نوفه سفید برای اخلال‌های طرف بودجه با ریسک بالایی روبرو خواهد بود؛ زیرا بین سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۵ یک نوفه در حدود ۵۰ درصد کل بودجه کشور وجود داشته است. لذا این اشتباهات در نتایج این تحقیق اثرگذار است و کمی از اعتماد به نتایج کاسته می‌شود.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

تغییری نسبت به حالت قبل ایجاد نمی‌کند زیرا تغییرات در پارامتر تعدیل اثر چندانی بر متغیرهای اسمی ندارد.

در ادامه، برای تجزیه و تحلیل اثرات آن بر تولید و عرضه نیروی‌کار(اشتغال)، به ترتیب یک افزایش بیش از ۰/۹ و ۱/۵ درصد، بالاتر از حالت باثبات می‌توان مشاهده کرد، زیرا با افزایش تورم انتظاری، مانده‌های واقعی پول کاهش می‌یابد که این باعث افزایش مطلوبیت نهایی مصرف شده و در نتیجه، عرضه نیروی‌کار و محصول افزایش می‌یابند. لازم به توضیح است که هرچقدر مقدار پارامتر تعدیل اسمی قیمت افزایش یابد مقدار اثرگذاری بر تولید بیشتر خواهد بود. می‌توان نتیجه گرفت، در مدل کینزی‌جدید، تکانه‌های پولی بر متغیرهای واقعی اثر خواهد داشت. به عبارت دیگر، پول در این الگوها خنثی نخواهد بود.

۵. نتیجه‌گیری

در این مطالعه، با توجه به آموزه‌های کینزین جدید، اقدام به ساخت یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران با توجه به ویژگی وابستگی اقتصاد کشور به صادرات نفت شده است. چهار تکانه: تکنولوژی، قیمت نفت، مخارج دولت و نرخ رشد پول به عنوان عامل نوسانات ادوار تجاری ایران در الگو تعریف شده‌اند. وجود رقابت انحصاری و انعطاف ناپذیری‌های اسمی(دستمزد و قیمت) در مدل‌های کینزین جدید باعث می‌شود پول در این مدل‌ها در کوتاه مدت خنثی نبوده و بتوان اثر آن را بر متغیرهای واقعی اقتصاد در کوتاه مدت تبیین نمود.

در این الگو، فرض شد دولت بخش مشخصی از مخارجش را از طریق وجوه حاصل از فروش نفت و گاز و استقراض از بانک مرکزی(چاپ پول) تامین مالی می‌نماید. این الگو، در بخش پول نیز فرض می‌کند: الف) مقامات پولی ایران به تکانه‌های تصادفی موثر در اقتصاد پاسخ می‌دهند، ب) سیاست پولی دورنزاست. مقامات پولی می‌توانند عرضه اسمی پول را در پاسخ به تکانه‌های مختلف مانند تکانه قیمت نفت و مخارج دولتی تعدیل کنند، بانک مرکزی عرضه اسمی پول را با توجه به عواملی چون چاپ پول و افزایش درآمدهای نفتی، مدیریت و کنترل می‌کند.

پس از تصریح مدل مناسب، گام بعدی یافتن شرایط مرتبه اول بهینه‌یابی کارگزاران فعال در اقتصاد است. سپس، ایستایی مدل، روند زدایی شده و مدل غیرخطی حاصل، با استفاده از رهیافت اهلیگ به صورت لگاریتم خطی درآمده است. درنهایت، با مقداردهی پارامترهای مدل خطی شده ضرایب خودهمبستگی و انحراف معیار مدل شبیه سازی شده و واقعیات اقتصاد ایران، حکایت از موفقیت نسبی بین این دو دارد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

نتایج نشان می‌دهد تکانه مثبت تکنولوژی در مدل با فرض قیمت و دستمزد چسبنده باعث افزایش تولید - اما نه به اندازه افزایش تکنولوژی، می‌شود - استدلال شد که بنگاه‌ها به علت چسبنده بودن دستمزد، تقاضای نیروی‌کارشان را افزایش می‌دهند و تولید بیشتر خواهد شد. از طرف دیگر، به‌علت کندی تعدیل قیمت‌های بنگاه، همه تولیدکنندگان، بلافاصله نمی‌توانند قیمت خود را برای مطابقت عرضه با تقاضا کاهش دهند، لذا قسمتی از تولید خود را کاهش می‌دهند. در نهایت، توجه داشته باشید برآیند این اثر در دستمزد واقعی مثبت است زیرا تولید نهایی نیروی کار افزایش پیدا می‌کند. با این تکانه مثبت تکنولوژی، هزینه واقعی تولید کاسته شده در نتیجه تورم کاهش می‌یابد.

تکانه مثبت قیمت نفت باعث افزایش تورم خواهد داشت. هرچقدر ضریب همبستگی این تکانه با رشد پول بیشتر باشد(افزایش درآمدهای نفتی، پایه پولی را افزایش دهد)، افزایش تورم به دلیل تکانه قیمت نفت بیشتر خواهد شد. به‌علت ناتوانی بانک مرکزی در عقیم‌سازی ارزهای خارجی(خارج کردن این ارزها از اقتصاد ایران) حاصل از فروش نفت یا عدم توانایی فروش ارزهای خارجی به مردم توسط بانک مرکزی، تاثیر تکانه قیمت نفت در پایه پولی از طریق خالص دارایی-های خارجی بانک مرکزی منجر به آثار انبساطی عرضه پول و در نتیجه انحراف شدید و مثبت تورم از مقدار باثباتش خواهد شد.

همچنین یک درصد انحراف مخارج دولتی از حالت باثبات باعث افزایش تورم و کاهش مانده واقعی پول از حالت باثبات خواهد شد. همان طور که گفته شد با افزایش مخارج دولت، تورم انتظاری شدیداً افزایش می‌یابد و این منجر به انحراف مثبت تورمی خواهد شد. همچنین افزایش مخارج دولت، اگر توسط استقراض دولت از بانک مرکزی و یا برداشت از صندوق ذخیره ارزی تامین مالی شود، باعث افزایش پایه پولی شده و در نتیجه اقتصاد با انحرافات مثبت نرخ تورم از مقدار بلندمدت‌اش مواجه خواهد بود. همچنین نتایج نشان می‌دهد اثر این تکانه خیلی بیشتر از اثر تکانه قیمت نفت بر تورم می‌باشد.

در آخر یک تکانه عرضه پول باعث افزایش تورم می‌شود. با فرض وجود چسبندگی، افزایش کمی برای تولید و عرضه نیروی‌کار از حالت باثبات‌شان را می‌توان مشاهده کرد. همان طور که گفته شد هرچقدر مقدار پارامتر تعدیل اسمی قیمت افزایش یابد، مقدار اثر گذاری بر تولید بیشتر خواهد بود. این نتیجه، نشان می‌دهد پول در الگوی کینزی جدید بر خلاف الگوهای ادوار تجاری پولی، خنثی نیست.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

منابع

امینی، علیرضا و نشاط حاجی، محمد (۱۳۸۴) برآورد سری زمانی موجودی سرمایه در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۳۸-۱۳۸۱؛ مجله برنامه و بودجه، شماره ۹۰، صص ۵۳-۸۶.

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

داوودی، پرویز و زهرا زارع‌پور(۱۳۸۵) نقش تعریف پول در ثبات تقاضای پول با تاکید بر شاخص دیویژیا؛ فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، شماره ۲۹، صص۴۷-۷۴.

زنگنه، محمد (۱۳۸۸) ادوار تجاری در قالب یک مدلDSGE کینزی جدید با وجود نقصان در بازارهای مالی؛ رساله دکتری، تهران: دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد.

شاکری، عباس(۱۳۸۷) اقتصاد کلان نظریه ها و سیاست‌ها تهران: انتشارات پارس نویسا.

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

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

طائی، حسن(۱۳۸۵) تابع عرضه نیروی کار: تحلیلی بر پایه داده‌های خرد؛ پژوهشهای اقتصادی ایران، شماره ۲۹، صص ۹۳-۱۱۲.

عباسی‌نژاد، حسین و کاوند، حسین (۱۳۸۶) محاسبه معیاری برای بهره‌وری در ایران با استفاده از رهیافت کالمن فیلتر؛ فصل‌نامه پژوهشهای اقتصادی ایران، شماره ۳۱.

کاوند ،حسین، وباقری، فریده (۱۳۸۶) محاسبه شکاف تولید ناخالص داخلی با استفاده از یک مدل فضا – حالت؛ مجله دانش و توسعه، ش ۲۱.

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

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

Benes, J., T. Hledik, M. Kumhof and D. Vavra (2005) An Economy in Transition and DSGE: What the Czech National Bank's New Projection Model Needs; Czech National Bank, Research Department, Working Papers /12.

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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

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

Blanchard, O. J., and Kahn, C. (1980) The solution of linear difference models under rational expectations; Econometrica 48: 1305-1311.

Calvo, G. A. (1983) Staggered price setting in a utility-maximizing framework; Journal of Monetary Economics, 12: 383–398.

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

Cogley T. and Nason James M. (1994) Testing the Implications of Long-Run Neutrality for Monetary Business Cycle Models; Journal of Applied Econometrics, Vol. 9.

Da Silveira, M. A. C. (2006) A Small Open Economy as a Limit Case of a Two-Country New Keynesian DSGE Model: A Bayesian Estimation with Brazilian Data; Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Discussion Paper No 1252a.

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

Dixit, A., and J. Stiglitz (1977) Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity; American Economic Review, 67: 297–300.

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. http://www.unc.edu/~givens/Webpage/thesis_ch2.

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

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

Kydland, F.E., Prescott, E.C., (1996) The computational experiment: an econometric tool; Journal of Economic Perspectives 10: 69–85.

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.

Medina, J. P. and C. Soto. (2006) Model for Analysis and Simulations: A Small Open Economy DSGE for Chile; Conference Paper, Central Bank of Chile, http://www.bcentral.cl/conferencias-seminarios/otras-conferencias/pdf/modelling2006.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

Rotemberg, J. (1982) Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output; Review of Economic Studies 49: 517–31.

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

Schorfheide, F. (2000) Loss Function Based Evaluation of DSGE Models; Journal of Applied Econometrics, 15: 645–670.

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

Smets, F., and R. Wouters (2003) Monetary Policy in an Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area; Journal of the European Economic Association, 1: 1123–1175.

Sugo, T., and K. Ueda (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; in Ramon Marimom and Adrian Scott (eds.), Computational Methods for the Study of Dynamic Economies, Oxford: Oxford University Press: 30–61.

Walsh, C. E. (2003) Monetary Theory and Policy; London: The MIT Press, Second Edition.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

پیوست۱ خطی سازی مدل

تقریب خطی شده

روشی ساده برای لگاریتم خطی کردن[1]

اساس لگاریتم خطی کردن، استفاده از بسط تیلور است. قبل از ارایه این روش، لازم است برخی روابط را ارایه کنیم. اگر X_t یک متغیر مثبت و X مقدار با ثبات 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 X های کوچک داریم: $log\ (1+X) \approx X$ ، بنابراین:

$$\hat{x}_t \equiv logX_t - logX = log\left(\frac{X_t}{X}\right) = log(1+\%\Delta) = \%\Delta$$

بسط مرتبه اول تیلور یک تابع دو متغیره f عبارتست 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 Yسطوح با ثبات متغیرها می باشد. **چند رابطه اساسی که در لگارتیم خطی کردن کاربرد دارد عبارتند از:**

$$X_t^a = \bar{X}^a\ (1 + a\hat{x}_t)$$
$$X_t^a Y_t^\beta = \bar{X}^a \bar{Y}^\beta\ (1 + a\hat{x}_t + \beta\hat{y}_t)$$
$$f(X_t) = f(\bar{X})\ (1 + \eta\hat{x}_t)$$

که در رابطه اخیر $\eta = \frac{\partial f(X_t)}{\partial X}.\frac{X}{f(X)}$. در اینجا اولین رابطه از مجموعه روابط فوق اثبات می‌گردد.

اثبات: هر متغیر مثبت X_t را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$X_t^\alpha = \bar{X}^\alpha\left(\frac{X_t^\alpha}{\bar{X}^\alpha}\right) = \bar{X}^\alpha e^{log(X_t^\alpha/\bar{X}^\alpha)} = \bar{X}^\alpha e^{\alpha x_t}$$

حال بسط مرتبه اول تیلور جمله اخیر را حول نقطه باثبات آن به دست آورده می‌شود:

$$\bar{X}^\alpha e^{\alpha\hat{x}_t} \cong \bar{X}^\alpha e^0 + \bar{X}^\alpha e^0(\alpha\hat{x}_t - 0)$$
$$\cong \bar{X}(1 + \alpha\hat{x}_t)$$

اثبات دو رابطه دیگر نیز به روش مشابه امکان پذیر است. یک دستور العمل ساده برای لگارتیم خطی کردن به شرح زیر است:

۱- اگر در عبارت مورد نظر تابعی تصریح نشده‌ای وجود داشته باشد، ابتدا باید به روش تیلور بسط مرتبه اول آن را بدست آورد.

۲- بعد از طی مرحله اول، عبارت مورد نظر با استفاده از روابط بالا خطی می‌گردد.

1. Log-linearization

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

تقریب خطی شده

$$0 = -\hat{\lambda}_t + \mathbb{E}_t\{\Phi\hat{c}_{t+1} + \hat{\pi}_{t+1}\} \quad (20)$$

$$0 = -\hat{\lambda}_t + \mathbb{E}_t\hat{\lambda}_{t+1} + \beta\,\overline{r}\mathbb{E}_t\hat{r}_{t+1} \quad (21)$$

$$0 = \hat{\lambda}_t + \widehat{w}_t + \eta\left(\frac{\overline{h}}{\overline{h}-1}\right)\hat{h}_t \quad (22)$$

$$0 = -\hat{k}_t + (1-\delta)\hat{k}_{t-1} + \frac{\overline{i}}{\overline{k}}\hat{\imath}_t \quad (23)$$

$$0 = \hat{Y}_t + \hat{\xi}_t - \hat{h}_t - \hat{\lambda}_t - \widehat{w}_t \quad (24)$$

$$0 = \hat{Y}_t + \hat{\xi}_t - \hat{k}_t - \hat{\lambda}_t - \hat{r}_t \quad (25)$$

$$0 = -\varphi_P\hat{\pi}_t + (1-\theta)\hat{\lambda}_t + (\theta-1)\hat{\xi}_t + \beta\varphi_P\mathbb{E}_t\hat{\pi}_{t+1} \quad (26)$$

$$0 = \widehat{w}_t - \frac{1}{\overline{\pi}}\widehat{w}_{t-1} + \left(1 - \frac{\varphi_W}{(1-\overline{\pi})\overline{w}}\right)\hat{\pi}_t \quad (27)$$

$$0 = \frac{\overline{C}}{\overline{k}}\hat{C}_t + \frac{\overline{i}}{\overline{k}}\hat{\imath}_t + \frac{\overline{g}}{\overline{k}}\hat{g}_t - \frac{\overline{Y}}{\overline{k}}\hat{Y}_t - \frac{\overline{or}}{\overline{k}}\widehat{or}_t \quad (28)$$

$$0 = \hat{C}_t - \widehat{m}_t \quad (29)$$

$$0 = -\frac{\overline{g}}{\overline{k}}\hat{g}_t + \frac{\overline{ta}}{\overline{k}}\widehat{ta}_t + \frac{\overline{or}}{\overline{k}}\widehat{or}_t + \frac{\overline{m}}{\overline{k}}\left(\widehat{m}_t - \widehat{m}_{t-1} + \frac{1}{\overline{\pi}}\hat{\pi}_t\right) \quad (30)$$

$$0 = -\hat{u}_t + \widehat{m}_t - \widehat{m}_{t-1} + \hat{\pi}_t \quad (31)$$

$$0 = \widehat{or}_t - \hat{e}_t + \hat{\dot{P}}_t - \hat{P}_t \quad (32)$$

$$0 = -\hat{Y}_t + \alpha\hat{k}_t + (1-\alpha)\hat{A}_t + (1-\alpha)\hat{h}_t \quad (33)$$

$$\hat{\dot{P}}_t = \rho_{\dot{P}}\hat{\dot{P}}_{t-1} + \varepsilon_{\dot{P}t} \quad (34)$$

$$\hat{A}_t = \rho_A\hat{A}_{t-1} + \varepsilon_{A_t} \quad (35)$$

$$\hat{g}_t = \rho_g\hat{g}_{t-1} + \varepsilon_{gt} \quad (36)$$

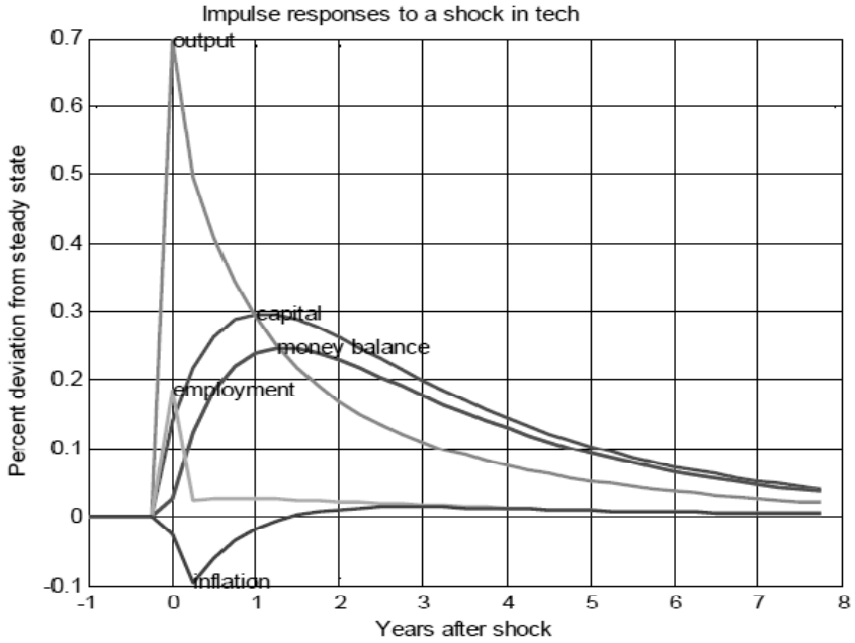
$$\hat{u}_t = \rho_u\hat{u}_{t-1} + \gamma_{\dot{P}}\varepsilon_{\dot{P}t} + \gamma_g\varepsilon_{gt} + \varepsilon_{ut} \quad (37)$$

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

پیوست ۲ نمودارها

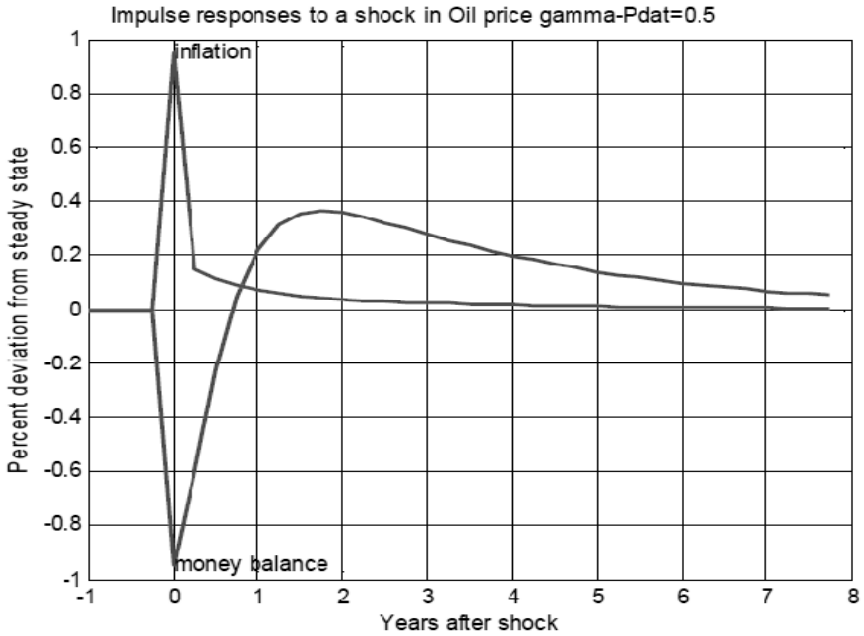
نمودار ۱. پاسخ متغیرها به تکانه تکنولوژی

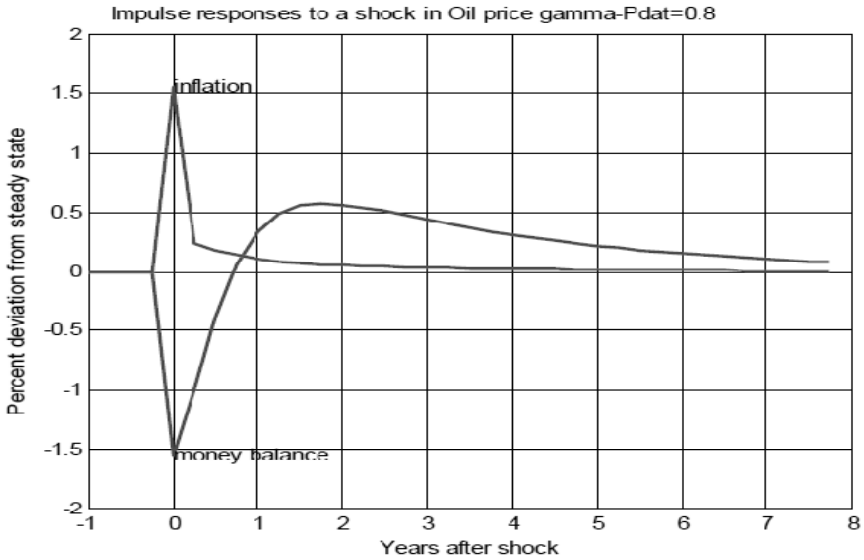


[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

نمودار ۲. پاسخ متغیرها به تکانه قیمت نفت

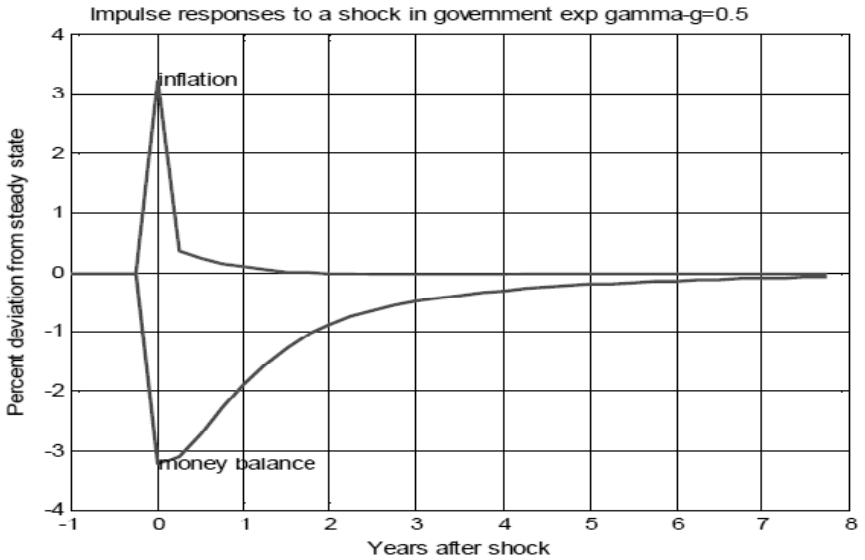


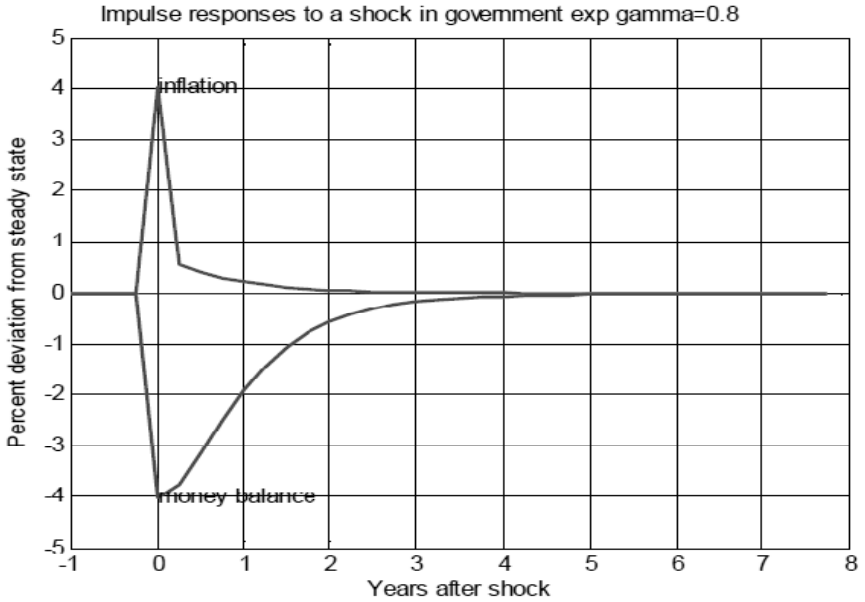


[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

نمودار ۳. پاسخ متغیرها به تکانه مخارج دولت

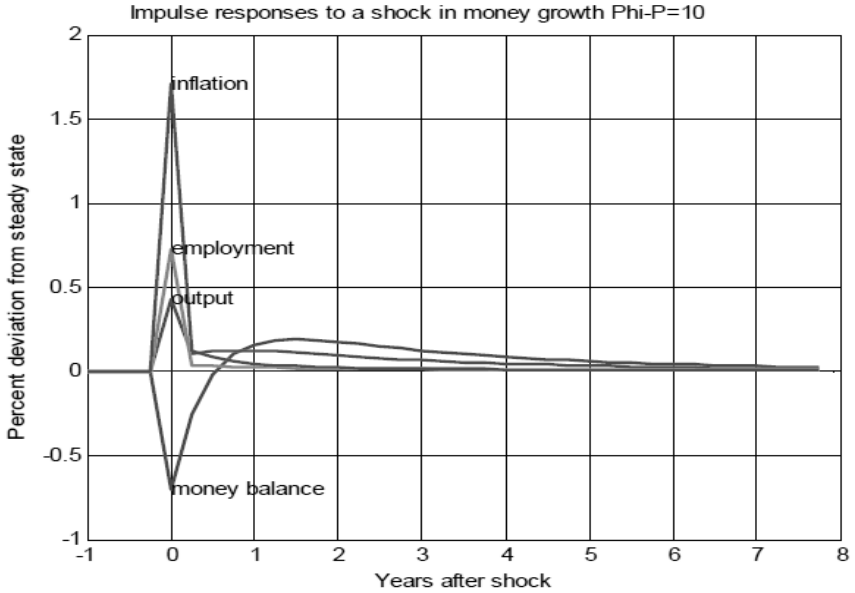


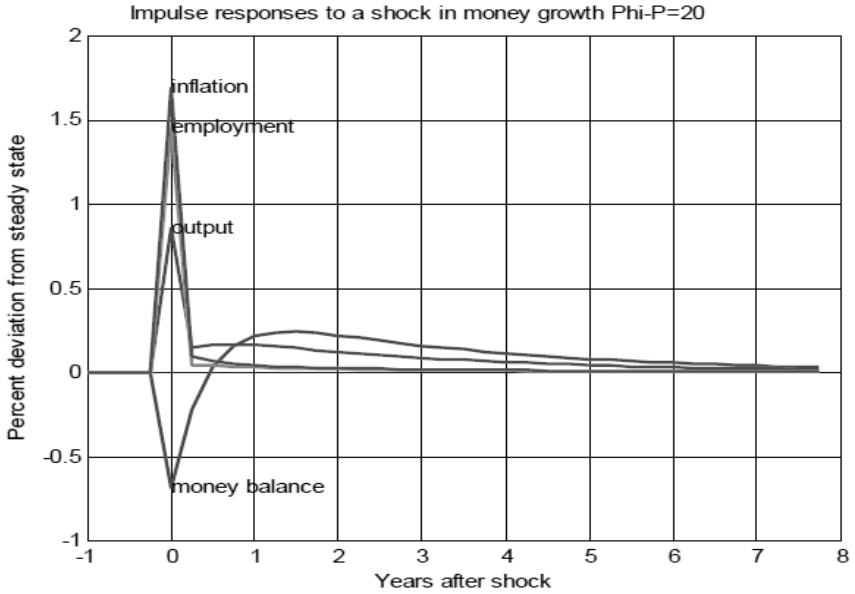


[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]

نمودار ۴. پاسخ متغیرها به تکانه عرضه پول با چسبندگی قیمت





[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-01]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7]