نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۱۰۳
سال سی‌ام، پاییز ۱۴۰۱، صفحه ۹۸ - ۴۹

تعیین سطح بدهی و قواعد مالی متناسب با اقتصاد ایران در چارچوب اصلاح ساختاری بودجه

حسین توکلیان
دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی (نویسنده مسئول)
hossein.tavakolian@atu.ac.ir
ابراهیم صیامی عراقی
دانش‌آموخته دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی
ebrahimsiami@gmail.com

کشورهای صادرکننده نفت اغلب با اتخاذ سیاست‌های مالی چرخه‌ای موجب تشدید و نوسانات اقتصاد کلان می‌شوند. شواهد تجربی نشان می‌دهد که دلیل اصلی عدم ثبات در کشورهای صادرکننده نفت مدیریت نامناسب منابع نفتی در این کشورهاست. در این مطالعه پس از معرفی یک مدل اقتصاد کلان باز کوچک با نظام ارزی شناور مدیریت شده دو نرخی و برآورد آن با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد کلان ایران، پنج قاعده مالی قاعده تراز بودجه (BBR)، قاعده مالی ضدچرخه‌ای (CCR)، قاعده مالی مازاد ساختاری بودجه (SSR)، قاعده مخارج دولت (EXR) و قاعده درآمد دولت (INR) معرفی شد. جهت بررسی و انتخاب قاعده مالی مناسب برای اقتصاد ایران از دو رویکرد زیان اجتماعی و قاعده آماری نسبت بیز استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد که هم معیار آماری و هم معیار رفاهی مؤید آن هستند که قاعده مناسب برای اقتصاد ایران قاعده مالی SSR است. به بیان دیگر، چون بخش اصلی درآمد دولت از محل فروش نفت است، پیروی از یک قاعده مازاد ساختاری بودجه حداقل کردن آثار منفی نوسانات شدید درآمدهای نفتی بر ساختار اقتصاد کلان را فراهم ساخته و بودجه دولت نیز به شکل بسیار بهتری متوازن می‌گردد. همچنین نظام نرخ ارز شناور مدیریت شده تک‌نرخی در کنار قاعده مالی منتخب به رفاه اجتماعی بالاتری می‌انجامد.

طبقه‌بندی JEL: H63, E63, H30.
واژگان کلیدی: قاعده مالی، اقتصاد ایران، مدل‌های DSGE، نظام نرخ ارز.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱ / ۴ / ۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱ / ۵ / ۱۵

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

۱. مقدمه

یکی از مشکلات عمده کشورهای نفتی از جمله ایران وجود درآمدهای نفتی است که این کشورها را با چهار چالش عمده بیماری هلندی، سیاست‌های مالی موافق چرخه‌ای، تورم‌های بالا و طول دوره‌های بلندمدت رونق و رکود مواجه می‌سازد. بر این اساس طراحی سیاست مالی بهینه از طریق اتخاذ قواعد مالی می‌تواند این چالش‌ها را تا حدود زیادی مرتفع سازد و در این جهت به کشورها مذکور کمک نماید تا علاوه بر حفظ ثروت بین نسلی از افراط در دوران رونق نفتی جلوگیری کرده و افزایش سریع برخی از هزینه‌ها به خصوص هزینه‌های جاری دولت جلوگیری شود. سیاست بهینه مالی از طریق قواعد مالی می‌تواند از با استفاده از معیارهای کمی بر روی پارامترهای کلیدی، سیاست‌های مقطعی و غیر بهینه را محدود سازد تا از این طریق از رشدهای اقتصادی نوسانی و تورم‌های بالا جلوگیری شود. بررسی عملکرد گذشته دولت در اقتصاد ایران و برنامه‌های توسعه نشان می‌دهد که سیاست‌های مالی متناسب با برنامه‌های توسعه اجرا نشده و به تبع این عدم اجرا صحیح سیاست‌های مذکور قواعد مالی تأکید شده به‌درستی رعایت نگردیده است. دلیل این ادعا را می‌توان به ایجاد حساب ذخیره ارزی در طول برنامه‌های سوم و چهارم توسعه، تشکیل صندوق توسعه ملی و حساب ذخیره ارزی بر اساس مواد ۸۴ و ۸۵ قانون برنامه پنجم توسعه و تعیین سقف کسری تراز عملیاتی در برنامه توسعه چهارم بیان کرد (قاسمی و مهاجری، ۱۳۹۳).

در طول ۳۰ سال گذشته، تعداد بسیاری از کشورها، هدایت سیاست مالی را منوط به قواعد مالی کرده‌اند. قواعد مالی در شاخص‌های کلی عملکرد مالی همچون تراز بودجه، شکل محدودیت‌های پایدار به خود می‌گیرند. مانند سایر حیطه‌های سیاستی، محدود کردن تشخیص و اختیار سیاست‌گذاران، به عنوان یک ضرورت برای جلوگیری از انحراف سیاست‌های اقتصادی، مورد توجه قرار گرفته است. در حوزهٔ مالی، نگرانی اصلی، کسری بودجه بالا است که به عنوان عامل اصلیِ بدهی‌های عمومی مشاهده‌شده در اقتصادهای پیشرفته از دهه ۱۹۷۰ و اخیراً در سایر کشورها شناخته می‌شود. اگرچه کسری‌های مالی دولت تنها عامل افزایش بدهی‌ها نیست، اما دقت

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

در مورد کسری‌ها، مخارج و سایر شاخص‌ها می‌تواند به جلوگیری از روش‌های پرهزینه برای احیای پایداری مالی، از جمله نکول بدهی و تورم کمک کند.

اگرچه اتخاذ قواعد مالی غالباً با عملکرد مالی قوی‌تر همراه بوده، اما این قواعد مورد انتقاداتی قرار گرفته است. این شرایط به خصوص در اقتصادهای پیشرفته در حال افزایش است که قواعد مالی بسیار پیچیده مانع هدایت سیاست مالی شده است. همچنین این قواعد بسیار انعطاف‌ناپذیر انگاشته می‌شوند، به گونه‌ای که مانع سیاست‌های مالی فعال‌تر برای پشتیبانی از بازیابی اقتصادی می‌گردند، به خصوص زمانی که سیاست پولی با محدودیت مواجه است و کسادیِ طولانی و چشمگیر هم در اقتصاد وجود دارد. نهایتاً، تلاش‌ها برای دستیابی به تمکین رسمی این قواعد، اثرات جانبی ناخواسته‌ای هم داشته که موجب ترغیب حساب‌سازی[1] و کاهش سرمایه‌گذاری عمومی و مخارج اجتماعی، به خصوص در اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه می‌گردد.

در طراحی قواعد مالی از شش ضابطه عام به عنوان نکاتی که در طراحی قاعده باید به آن توجه داشت نام برده می‌شود که عبارتند از:

- سادگی: قاعده مالی باید به گونه‌ای طراحی شود که به راحتی توسط سیاست‌گذاران و مجریان قابل فهم باشد.
- پایداری: اعمال و اجرای قاعده باید قابل دوام در بلندمدت بوده و خود موجب ایجاد پایداری در متغیرهای اقتصاد کلان گردد.
- ثبات‌سازی: اعمال و اجرای قاعده نباید به نوسانات اقتصاد کلان بیانجامد، قاعده مالی باید به ثبات‌سازی متغیرهای اقتصاد کلان کمک کند.
- توجیه‌پذیری عملیاتی: طراحی قاعده باید به‌گونه‌ای صورت گیرد که به‌راحتی قابل اعمال بوده و در بودجه‌های سنواتی اجرا گردد.

1. Creative accounting

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

- قابلیت انعطاف: طراحی قاعده باید به گونه‌ای صورت گیرد که در راستای افزایش اعتماد به آن، اجرای آن تا حد امکان از شوک‌های احتمالی متأثر نشود و در شرایط شوک قابلیت اجرا داشته باشد.
- قابلیت پایش: طراحی قاعده باید به‌گونه‌ای صورت گیرد که امکان پایش انطباق حرکت مالی دولت با آن وجود داشته باشد.

با توجه به مطالب ارائه شده در بالا، در این مطالعه برای دستیابی به سیاست مالی مناسب برای اقتصاد ایران براساس مبانی نظری مدل‌سازی در ابتدا یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با توجه به شرایط اقتصاد ایران طراحی خواهد شد و سپس قواعد مالی در نظر گرفته شده در این مطالعه در الگوی اولیه مدلسازی شده و با توجه به تابع زیان اجتماعی و همچنین معیار آماری مناسب، بهترین قاعده مالی برای اقتصاد ایران شناسایی می‌شود.

بر این اساس، ساختار مقاله بدین صورت خواهد بود. بخش دوم به معرفی مدل، کالیبراسیون و برآورد پارامترهای مدل می‌پردازد. نتایج مدل و انتخاب قاعده مناسب نیز در بخش ۳ معرفی خواهد شد. نهایتاً در بخش ۴، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲. معرفی مدل

بخش خانوار شامل دو نوع است که خانوار نوع اول به بازار مالی دسترسی دارند و خانوارهایی که دسترسی به منابع مالی ندارند و از طرفی بدلیل پایین بودن سطح درآمد از پرداخت مالیات بر دستمزد معاف هستند. بخش بنگاه‌ها به سه قسمت تقسیم شده است. ۱- بنگاه تولید کننده داخلی که در واقع بخش غیرنفتی اقتصاد ایران را تشکیل می‌دهند و قسمتی از تولید این بخش توسط بنگاه صادرکننده صادر می‌شود، ۲- بنگاه واردکننده. ۳- بخش تولید نفت که بطور کامل در اختیار دولت قرار دارد. در این الگو برخی از چسبندگی‌های واقعی و اسمی در بخش سرمایه‌گذاری، قیمت‌ها و دستمزد در نظر گرفته شده تا نتایج حاصل از برآورد با شرایط اقتصادی مطابقت داشته‌باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

۲-۱. بخش خانوارها

در این پژوهش دو نوع خانوار در نظر گرفته شده که دسته اول یا خانوار ریکاردوئی مصرف کنندگان با درآمد دائمی هستند که با یک قید بودجه طول عمر مواجه می‌باشند و می‌توانند آزادانه با قرض گرفتن و قرض دادن مصرف‌شان را هموار سازند. همچنین این خانوار با توجه به اینکه صاحبان بنگاه‌های خصوصی هستند و سود دریافت می‌کنند می‌بایست مالیات مربوط به سود خود را پرداخت نمایند. این خانوارها با توجه به اینکه حقوق و دستمزد هم دریافت می‌کنند مالیات متعلق به این درآمد (مالیات بر دستمزد) را پرداخت می‌نمایند. خانوار نوع دوم یا غیر ریکاردویی به‌گونه‌ای هستند که تنها درآمد آنها از محل دستمزد و حقوق دریافتی است. در مطالعات مربوط به بررسی سیاست‌های مالی ورود خانوار غیر ریکاردویی از اهمیت به‌سزایی برخوردار است و این موضوع اولین بار توسط منکیو[1](۲۰۰۰) مطرح شد. بعد از آن بیشتر تحقیقات سعی در کالیبره کردن این نوع خانوار و تعیین سهم‌شان در اقتصاد داشتند و برخی مطالعات دیگر سعی در برآورد این سهم داشتند. گلی و همکاران[2] (۲۰۰۴) تأثیر سهم‌های مختلف خانوار غیر ریکاردویی را بر روی قاعده نرخ بهره مورد ارزیابی قرار دادند و در ادامه در سال ۲۰۰۷ این تحلیل با گسترش پویایی‌های تعادل زمانی که چسبندگی در سطوح قیمتی وجود دارد توسط آنها مورد ارزیابی مجدد قرار گرفت. از جمله مطالعاتی که در زمینه ارزیابی سیاست‌های مالی بر روی این نوع خانوار انجام شده و اثرات مالیات و مخارج دولت را مورد بررسی قرار داده که می‌توان به مطالعه فورانی[3] (۲۰۰۹) و ایواتا[4] (۲۰۱۰) اشاره نمود. دلیل این نوع تقسیم‌بندی خانوار به ریکاردویی و غیرریکاردویی آن است که اثرات قواعد و سیاست‌های مالی با توجه به توابع مطلوبیت و قیود بودجه متفاوتی که خانوارها دارند یکسان نیست بنابراین این نوع تفکیک می‌تواند تصویر شفاف‌تر و واضح‌تری از اجرای قواعد و سیاست‌های مالی ارائه نماید.

---

1. Mankiw
2. Gali & et al
3. Froni
4. Iwata

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

همچنین با توجه به باز بودن الگو در این مطالعه تقاضا خانوار برای کالاهای تولید داخل و وارداتی به‌صورت یک تابع CES در نظر گرفته شده است. از این رو تابع هزینه خانوار به‌صورت زیر حداقل می‌گردد. در معادله (۲) منظور از OPT خانوار ریکاردویی است که در هر دوره مصرف خود را هموار می‌سازد و قادر به پس انداز است و منظور از ROT خانوار غیرریکاردویی می‌باشد که در هر دوره تمامی درآمد خود را مصرف می‌کند و قادر به پس انداز نیست.

$$Min \qquad p_t c_t^i = p_{d,t} c_{d,t}^i + p_{m,t} c_{m,t}^i \quad i = OPT, ROT \tag{۱}$$

$$c_t^i = \left[\varphi^{\frac{1}{\theta}} \left(c_{D,t}^i \right)^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-\varphi)^{\frac{1}{\theta}} \left(c_{m,t}^i \right)^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\theta/1-\theta} \tag{۲}$$

در روابط (۱) و (۲) شاخص $c_{d,t}^i$ مصرف کالاهای داخلی برای خانوار i و شاخص $c_{m,t}^i$ مصرف کالاهای وارداتی برای خانوار i است. φ سهم کالاهای داخلی و $1-\varphi$ سهم کالاهای وارداتی در سبد خانوار است. θ کشش جانشینی بین کالاهای داخلی و وارداتی است. رابطه (۲) نشان می‌دهد شاخص مصرف کالاها یک ترکیب خطی از کالاهای داخلی و وارداتی است که سهم هریک از آنها در مصرف جاری خانوار تابعی از کشش جانشینی θ و سهم φ خواهد بود. همچنین فرض می‌شود که بخشی از کالاهای وارداتی با نرخ ارز رسمی و باقی آن با نرخ ارز بازار آزاد وارد می‌شود. در ابتدا لازم است که خانوار ترکیب بهینه میان کالاهای مصرفی داخلی و خارجی را به‌گونه‌ای مشخص نماید که مخارج کل آن حداقل گردد. با حداقل‌سازی این تابع هدف به صورت زیر و توابع تقاضا برای شاخص مصرف کالاهای داخلی و وارداتی به صورت زیر خواهند بود.

$$c_{d,t}^i = \varphi \left(\frac{P_{d,t}}{P_t^c} \right)^{-\theta} c_t^i \tag{۳}$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

$$c^i_{m,t} = (1-\varphi)\left(\frac{P_{m,t}}{P^c_t}\right)^{-\theta} c^i_t$$

در این حالت شاخص مصرفی کالاها و خدمات خود یک ترکیب خطی وزنی از بی‌نهایت کالای تولید داخل و وارداتی است که بر اساس روش دیکسیت-استگلیتز می‌توان دو شاخص را به‌صورت زیر به دست آورد:

$$c^i_{d,t} = \left[\int_0^1 c^i_{d,t}{}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}(j)\,dj\right]^{\varepsilon/\varepsilon-1} \quad (۴)$$

$$c^i_{m,t} = \left[\int_0^1 c^i_{m,t}(j)\,dj\right]^{\varepsilon/\varepsilon-1} \quad (۵)$$

در گام دوم لازم است توابع تقاضای بهینه هر یک از کالاهای داخلی و وارداتی را مشخص نمود. این توابع از حداقل‌سازی هزینه مربوط به خرید به‌دست می‌آید و به‌صورت زیر است:

$$\begin{aligned} &Min \quad p_{d,t}c_{d,t} + p_{m,t}c_{m,t} - p_{d,t}(j)c_{d,t}(j) - p_{m,t}(j)c_{m,t}(j) \\ &c^i_{d,t}(j) = \left(\frac{p_{d,t}(j)}{}\right)^{-\varepsilon} c^i_{d,t} \end{aligned} \quad (۶)$$

$$c_{m,t} = \left[\int_0^1 c^{i\,\varepsilon-1/\varepsilon}_{m,t}(j)\,dj\right]^{\varepsilon/\varepsilon-1} \qquad p_{m,t}(j) \qquad i = OPT, COT \quad (۷)$$

از حل مسائل فوق می‌توان توابع تقاضای بهینه برای کالای (j) را به دست آورد:

$$c^i_{m,t}(j) = \left(\frac{p_{m,t}(j)}{p_{m,t}}\right)^{-\varepsilon} c^i_{m,t} \qquad p_{d,t}(j) \qquad p_{m,t}(j) \quad (۸)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

در رابطه بالا $c_{d,t}=\left[\int_0^1 c_{d,t}^{i\,\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}(j)dj\right]^{\varepsilon/\varepsilon-1}$ قیمت کالای تولید داخل قیمت کالاهای وارداتی j ام است با جای‌گذاری $p_{d,t}(j)$ سطح عمومی قیمت‌ها برای تولید کالای داخلی و وارداتی به‌صورت زیر حاصل خواهد شد.

$$P_{d,t}=\left[\int_0^1 P_{d,t}^{1-\varepsilon}(j)dj\right]^{1/1-\varepsilon} \quad (۹)$$

$$P_{m,t}=\left[\int_0^1 P_{m,t}^{1-\varepsilon}(j)dj\right]^{1/1-\varepsilon} \quad (۱۰)$$

همچنین با استفاده از روابط فوق و برخی عملیات ریاضی می‌توان ارتباط میان سطح عمومی قیمت‌ها با سطح عمومی قیمت کالاهای داخلی و وارداتی را به صورت زیر به‌دست آورد:

$$P_t^c=\left[\varphi P_{d,t}^{(1-\theta)}+(1-\varphi)P_{m,t}^{(1-\theta)}\right]^{1/1-\theta} \quad (۱۰)$$

همان‌طور که توضیح داده شد در تحقیق حاضر برای بررسی آثار قواعد و سیاست‌های مالی بر رفتار خانوار، دو نوع خانوار در نظر گرفته شده است. خانوارنوع اول (ریکاردوئی) مصرف کنندگان با درآمد دائمی هستند که با یک بودجه طول عمر مواجه هستند و می‌توانند آزادانه با قرض گرفتن و قرض دادن مصرف‌شان را هموار سازند. این خانوار با توجه به اینکه صاحبان بنگاه‌های خصوصی هستند و سود دریافت می‌کنند می‌بایست مالیات مربوط به سود خود را پرداخت نمایند و بخشی دیگر از این خانوارها که حقوق و دستمزد دریافت می‌نمایند لازم است مالیات متعلق به این درآمد را پرداخت کنند. خانوار نوع دوم یا غیرریکاردوئی به‌گونه‌ای هستند که تنها درآمد آنها از محل دستمزد و حقوق دریافتی است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

$$u_t = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \left[\frac{\left(C_t^{OPT}\left(C_t^g\right)^{\psi_g}\right)^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{1}{1-b_m}\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{1-b_m} + \frac{1}{1-b_s}\left(\frac{S_{S,t}M_{S,t}}{P_t}\right)^{1-b_s} - \chi\frac{\left(L_t^{OPT}\right)^{1+\eta}}{1+\eta} \right]$$

$$(1+\tau_t^c)c_t^{OPT} + m_t + rer_t^S m_{S,t} + b_t + i_t = (1-\tau_t^w)w_t L_t^{OPT} + \frac{m_{t-1}}{\Pi_t} + rer_t^S \frac{m_{S,t-1}}{\Pi_t^*} + (1+r_{t-1})\frac{b_{t-1}}{\Pi_t} + (r_t^k z_t k_{t-1} + \psi(z_t)k_{t-1}) + (1-\tau_t^D)d_t \quad (۱۲)$$

در این رابطه β عامل تنزیل خانوار ریکاردویی، C_t^{OPT} شاخص مصرف خانوار ریکاردویی، C_t^g مخارج جاری دولت است که فرض می‌شود همانند مخارج مصرفی خصوصی در سطح رفاه خانوار تأثیرگذار است. پارامتر $0 \le \psi_g \le 1$ تعیین‌کننده نحوه اثرگذاری مخارج دولتی بر رفاه خانوار است. اگر این پارامتر برابر با یک باشد به این مفهوم است که مخارج مصرفی خصوصی و دولتی بر خانوار تأثیر یکسانی دارند و اگر برابر با صفر باشد به مفهوم عدم اثرگذاری مخارج دولتی بر رفاه خانوارهاست. M_t تقاضای پول، P_t^c شاخص قیمتی مصرف کننده و L_t^{OPT} عرضه نیروی کار توسط خانوار ریکاردویی، $M_{S,t}$ تقاضای پول خارجی و rer_t^s نرخ ارز حقیقی بر اساس نرخ اسمی ارز بازار آزاد است. σ درجه ریسک گریزی نسبی، b_m عکس کشش بهره‌ای تقاضای مانده حقیقی پول، η عکس کشش عرضه نیروی کار، b_s عکس کشش بهره‌ای تقاضای پول خارجی و χ پارامتر ثابت در تابع مطلوبیت خانوار است. در قید بودجه برای خانوار ریکاردویی، در رابطه قید بودجه، τ_t^c بیانگر نرخ مالیات بر مصرف خانوار ریکاردویی، b_t مانده حقیقی اوراق قرضه در اختیار خانوار و I_t^P سرمایه‌گذاری توسط بخش خصوصی است. τ_t^w نرخ مالیات بر دستمزد، w_t درآمد ناشی از دستمزد، r_t^k نرخ بازده، $0 < z_t \le 1$ نرخ کاربری سرمایه، K_t^p حجم سرمایه و $\psi(z_t)$ هزینه بهره‌برداری از سرمایه است. d_{t-1} سود توزیع نشده توسط بنگاه‌های غیرنفتی در نظر گرفته شده‌است.

تابع مطلوبیت در نظر گرفته شده برای خانوار غیرریکاردویی ROT و قید بودجه‌ای که با آن مواجه است به‌صورت زیر در نظر گرفته شده‌است. در رابطه زیر C_t^{ROT} و L_t^{ROT} به ترتیب مصرف خانوار غیر ریکاردویی و عرضه نیروی کار خانوار غیر ریکاردویی است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

$$u_t = \frac{\left(C_t^{ROT}\left(C_t^{g}\right)^{\psi_g}\right)^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \chi\frac{(L_t^{ROT})^{1+\eta}}{1+\eta} \qquad (۱۳)$$
$$(1+\tau_t^{ROT})C_t^{ROT} = w_t(1-\tau_t^{w})$$

برای الگوسازی فرآیند تعدیل دستمزد فرض می‌شود که خانوارها خود در بازار کار تعیین کننده دستمزد هستند زیرا خانوار در شرایط رقابت انحصاری نیروی کار خود را عرضه می‌کند اما این امکان وجود ندارد که در هر دوره دستمزد خود را تعدیل نماید. احتمال اینکه یک خانوار نماینده که در این مطالعه یک خانوار ریکاردویی در نظر گرفته شده بتواند دستمزد اسمی خود را تعدیل نماید برابر است با $\xi_w - 1$ اما خانوارهایی که چنین فرصتی برای تعدیل دستمزد خود ندارند فرض می‌شود که دستمزد آنها براساس روند گذشته شاخص بندی خواهد شد که به‌صورت $W_{t+1} = (\pi_t)^{\kappa_w} W_t$ است. زمانی $\kappa_w = 0$ شاخص بندی دستمزد صورت نمی‌گیرد اما در صورت $\kappa_w = 1$ شاخص بندی به صورت کامل انجام خواهد شد(توکلیان و جلالی نائینی، ۱۳۹۶، کولمن[1]، ۱۹۹۷ و ارسگ و همکاران[2]، ۲۰۰۰).

۲-۲. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی

تحلیل رفتار بنگاه در الگوی DSGE به این صورت است که ابتدا بنگاه‌های تولیدی به دو دسته تقسیم می‌شوند. دسته اول بنگاه‌های واسطه‌ای نام دارد که با ترکیب عوامل تولیدی، کالاهای واسطه‌ای تولید می‌کنند. چون فرض اولیه کینزی جدید بر چسبندگی قیمت استوار است و فرض دوم آن‌ها تناوبی بودن قیمت‌گذاری از سوی بنگاه‌هاست؛ لذا بازاری که این بنگاه‌ها قرار است در آن فعالیت کنند باید هر دو ویژگی مذکور را داشته باشد. بدین منظور فرض می‌شود بنگاه‌های اقتصادی در بازار رقابت انحصاری قرار دارند که هم از قابلیت قیمت‌گذاری برخوردارند و هم به‌دلیل رقابتی بودن، تغییرات قیمت به صورت متناوب شکل خواهد گرفت. تعداد بنگاه‌های

1. Kollmann.
2. Erceg & et al.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

واسطه‌ای به صورت بی‌نهایت اما شمارش‌پذیر فرض می‌شود که هر یک به تولید یک کالا مشغول است و چون تعداد کالاهای مصرفی اقتصاد به صورت $j \in [0,1]$ در نظرگرفته می‌شود، بنابراین هر بنگاه واسطه به صورت این اندیس نمایش داده خواهد شد.

دسته دوم بنگاه نهایی نام دارد که دو فرض در مورد آن در نظر گرفته می‌شود. نخست اینکه تنها یک بنگاه نهایی داریم که با ترکیب کالاهای واسطه‌ای آن را در قالب یک کالای واحد به مصرف‌کنندگان به فروش می‌رساند. دوم اینکه بنگاه در یک فضای رقابت کامل فعالیت می‌کند که قدرت تعیین قیمت را ندارد. ممکن است این تضاد بوجود آید که چرا با وجود یک بنگاه فضای آن به‌صورت رقابت کامل است و نه به صورت انحصاری. پاسخ این پرسش در این است که در واقع این بنگاه نهایی همان بازار است که در نهایت کالاهای تولیدی بنگاه‌های واسطه‌ای را به فروش می‌رساند.

رابطه زیر نشان می‌دهد که تقاضا برای هر کالای واسطه‌ای به‌طور منفی به قیمت نسبی آن و به‌طور مثبت به کل تولید بستگی دارد.

$$y_t(j) = \left(\frac{p_t^d(j)}{p_t^d} \right)^{-\frac{\lambda d,t}{\lambda d,t-1}} y_t \qquad (۱۴)$$

با جای‌گذاری و ساده سازی رابطه (۱۳) به دست خواهد آمد که مبین آن است که سطح عمومی قیمت‌ها یک ترکیب وزنی از قیمت هر یک از کالاهای واسطه‌ای است.

$$P_t^d = \left(\int_0^1 P_{i,t}^{d\,\frac{1}{\lambda_{d,t}-1}} d_i \right)^{(1-\lambda_{d,t})} \qquad (۱۵)$$

۳-۲. بنگاه‌های تولیدکننده واسطه‌ای در بخش غیرنفتی

در الگوهای DSGE فرض می‌گردد بنگاه‌های واسطه‌ای شبیه هم هستند یعنی فرم تبعی تابع تولید و پارامتر بهره‌وری میان آن‌ها مشترک است. بنابراین با بررسی رفتار یک تولیدکننده نوعی می‌توان

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

نتایج حاصل از آن را به کلیه بنگاه‌ها تعمیم داد. اولین مسأله مقابل بنگاه تعیین تابع تقاضای بهینه برای عوامل تولید است. به منظور حل این مسأله سه فرض مهم در نظر گرفته می‌شود:

۱. بنگاه در بازار عوامل تولید گیرنده قیمت هستند. به عبارت دیگر قیمت عوامل تولید از قبل مشخص شده است و سطح عملکرد بنگاه اثری در قیمت عوامل تولید ندارد.

۲. هنگام حل مسأله قیمت بنگاه به صورت از قبل مشخص فرض می‌شود.

۳. این مسأله بنگاه به زمان وابسته نیست و در واقع حل آن به صورت دوره به دوره انجام می‌شود و به عبارت دیگر با حل آن در یک دوره می‌توان جواب آن را به سایر دوره‌ها تعمیم داد.

در این مطالعه فرض شده است که بخش غیر نفتی از تعدادی بنگاه در فضای رقابت انحصاری تشکیل شده و هرکدام از بنگاه‌ها کالاهای متمایزی را تولید می‌کنند که در نهایت پس از ترکیب توسط بنگاه تولیدکننده کالای نهایی، توسط خانوار خریداری می‌شود. بنگاه عوامل تولید نیروی کار و سرمایه را بگونه ای به‌کار می‌گیرند که سود خود را حداکثر نمایند.

$$y_t^{no}(j) = A_t \left(k_{t-1}(j)\right)^{1-\alpha} \left(L_t(j)\right)^{\alpha} \left(k_{t-1}^{G}\right)^{\alpha_G} \quad \boldsymbol{A_t = \rho_A A_{t-1} + \varepsilon_t^a} \qquad (۱۶)$$

بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای با استفاده از فناوری کاب–داگلاس نیروی کار $L_t(j)$، سرمایه خصوصی خانوار ریکاردویی $k_{t-1}(j)$ و سرمایه عمومی $k_{t-1}^{G}(j)$ را به تولید واسطه‌ای $y_t^{no}(j)$ تبدیل می‌کنند. $1-\alpha$ کشش تولید نسبت به سرمایه α کشش تولید نسبت به نیروی کار و α_G کشش تولید نسبت به سرمایه بخش عمومی است و در واقع میزان اثرگذاری سرمایه عمومی بر تولید غیرنفتی را نشان می‌دهد. همچنین A_t تکانه تکنولوژی است که به نوعی تکانه بهره‌وری کل عوامل تولید را نشان می‌دهد و از فرایند خودرگرسیون مرتبه اول تبعیت می‌کند.

با توجه به اینکه دولت از سود بنگاه‌های تولیدی مالیات دریافت می‌کند تفاوت درآمد و هزینه کل بنگاه‌های تولیدی به‌صورت زیر خواهد بود که درصدی از آن بعنوان مالیات از درآمد خانوار ریکاردویی کسر خواهد شد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

$$D_t(j) = P_t^d y_t(j) - mc_t(j) P_t^d y_t(j)$$
$$d_t(j) = y_t(j) - mc_t(j) y_t(j) \quad (۱۷)$$

در مرحله دوم هدف بنگاه تعیین آن سطح از قیمت است که جریان سود آن را در طول یک دوره زمانی حداکثر نماید. پیش از تعیین فرم مسأله فوق و حل آن باید موارد زیر در نظر گرفته شود.

۱. به‌دلیل ویژگی بازده ثابت به مقیاس تابع تولید؛ هزینه نهایی بنگاه برابر هزینه متوسط خواهد بود و بنابراین کل هزینه بنگاه از حاصل‌ضرب هزینه نهایی در میزان تولید مشخص می‌شود.

۲. به‌دلیل اینکه میزان تولید بنگاه دقیقاً معادل تقاضا برای آن کالا تعیین می‌شود بنابراین در این مسأله رابطه (۴-۱۳) به عنوان یک قید لحاظ می‌شود.

۳. با توجه به مورد ۲، میزان تقاضا به عنوان یک مقدار مشخص شده که از سوی بازار تعیین می‌شود بر مسأله بهینه‌یابی تحلیل می‌گردد، بنابراین هنگام مشتق‌گیری میزان تولید بنگاه تابعی از سطح قیمت نخواهد بود و مانند پارامتر ثابت با آن برخورد می‌شود.

همان‌طور که اشاره شد تفاوت مهم و بنیادین میان کلاسیک جدید و مکتب کینزی جدید در نحوه برخورد با چگونگی تعدیل سطح قیمت است. کلاسیک‌های جدید اعتقاد دارند در واکنش به تغییرات اقتصادی، تعدیل قیمت به طور آنی اتفاق می‌افتد و شاهد تأثیرات حقیقی سیاست‌های پولی و مالی نخواهیم بود. اما کینزی‌های جدید معتقد به تعدیل جزئی قیمت و بنابراین تأثیرات حقیقی سیاست‌های اقتصادی هستند. بر این اساس الگوسازی مسأله بهینه‌یابی بنگاه تحت این دو مکتب نتایج کاملاً متفاوتی دارد. به منظور لحاظ فروض چسبندگی قیمت‌ها در الگوی کینزی جدید، سه روش اصلی وجود دارد: روش تیلور (۱۹۸۲)، روش روتنبرگ (۱۹۸۳) و روش کالوو (۱۹۸۳). هریک از این روش‌ها از فروض و الگوریتم‌های مختلفی برای نشان دادن این ویژگی استفاده می‌نماید. در کنار این سه روش چسبندگی قیمت، چسبندگی اطلاعات نیز می‌تواند در قیمت‌گذاری بنگاه تعیین‌کننده باشد. همتی و توکلیان (۱۳۹۷) نشان می‌دهند که مدل چسبندگی قیمت مناسب برای ساختار اقتصاد ایران مدل چسبندگی دوگانه است که هم چسبندگی قیمت و هم چشبندگی اطلاعات را شامل می‌شود. لذا، در این مطالعه برای توضیح اینرسی تورم از رویکرد

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

چسبندگی دوگانه استفاده می‌شود. به پیروی از دوپور، کیتامورا و تسوروگا[1] (۲۰۱۰)، یک مدل قیمت‌گذاری معرفی می‌شود که در آن بنگاه‌ها به طور همزمان با دو نوع چسبندگی مواجه هستند. در این مدل هم چسبندگی قیمت و هم چسبندگی اطلاعات به صورت همزمان وجود دارد. این روش دو رشته از ادبیات چسبندگی را با یکدیگر ترکیب می‌نماید. در هر دوره بنگاه با احتمال $(1-\omega)$ قادر به تغییر قیمت کالای خود است. همچنین احتمال آنکه در هر دوره بنگاه اطلاعاتش را به‌روز رسانی نماید برابر با $(1-\phi_p)$ است. فرض بر این است که این دو نوع چسبندگی مستقل از یکدیگر هستند (احتمال تغییر قیمت و به‌روز رسانی اطلاعات در طول زمان ناهمبسته هستند). به بیان دیگر احتمال این که بنگاه فرصت تغییر قیمت در یک دوره خاص را بیابد مستقل از این است که بنگاه در همان دوره بتواند اطلاعاتش را به‌روز نماید. بنابراین برای مثال، احتمال این که بنگاهی بتواند قیمتش را تغییر دهد و همچنین اطلاعاتش را به‌روز کند برابر است با $(1-\phi_p)(1-\omega)$ و احتمالی که بنگاه بتواند قیمت خود را تغییر دهد اما قادر به به‌روز کردن اطلاعاتش نباشد در هر دوره برابر است با $(\phi_p)(1-\omega)$.

بنگاه‌هایی که در دوره t فرصت تعدیل قیمت کالای خود را می‌یابند اگر اطلاعات یکسانی را داشته باشند قیمت مشابهی را انتخاب می‌کنند و یا به بیان دیگر رفتار متقارنی دارند. فرض کنید $P_{t,s}$ قیمت بنگاهی است که s دوره از آخرین به روز رسانی اطلاعاتش می‌گذرد. ابتدا شرایطی را در نظر بگیرید که بنگاه اطلاعات کامل دارد یعنی در دوره جاری توانسته است اطلاعاتش را به روز نماید. قیمت انتخاب شده توسط بنگاهی با اطلاعات کامل را با P_t^f نشان می‌دهیم ($P_t^f = P_{t,0}$). فرم لگاریتم خطی شده شرط مرتبه اول این بنگاه را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\hat{p}_t^f = (1-\beta\omega)\sum_{k=0}^{\infty}\beta^k\,\omega^k E_t\hat{p}_{t+k}^* \qquad (۱۸)$$

1. Dupor, Kitamura and Tsuruga (2010)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

می‌توانیم معادله بالا را به این صورت بنویسیم:

$$\hat{p}_t^f = (1-\beta\omega)\hat{p}_t^* + (1-\beta\omega)\sum_{k=0}^{\infty}\beta^{k+1}\,\omega^{k+1}E_t\hat{p}_{t+k+1}^* \qquad (۱۹)$$
$$\hat{p}_t^f = (1-\beta\omega)\hat{p}_t^* + \beta\omega E_t\hat{p}_{t+1}^f$$

اگر بنگاه قادر بود هر دوره قیمت کالای خود را تعدیل نماید (یعنی $\omega = 0$) آنگاه قیمتی که انتخاب می‌کرد برابر با قیمت بهینه در شرایط عدم وجود چسبندگی ($\hat{p}_t^*$) بود. در این حالت که چسبندگی قیمت وجود دارد بنگاه قیمت بهینه دوره آتی ($\hat{p}_{t+1}^f$) را نیز در تصمیم‌گیری خود در نظر می‌گیرد. بنابراین بنگاه قیمتی را تعیین می‌کند که میانگین وزنی از $\hat{p}_t^*$ و $\hat{p}_{t+1}^f$ باشد. وزن‌ها شامل هستند زیرا بنگاه اهمیت قیمت بهینه دوره آتی را تنزیل می‌نماید.

فرم لگاریتم خطی شده شرط مرتبه اول برای بنگاهی که آخرین بار s دوره قبل اطلاعاتش را به‌روز کرده به صورت $\hat{p}_{t,s} = E_{t-1}\hat{p}_t^f$ نوشته می‌شود. به بیان دیگر، بنگاه قیمت کالای خود را بر اساس انتظاراتش از قیمت بهینه اطلاعات کامل ($\hat{p}_t^f$) که مبتنی بر اطلاعات s دوره قبل است تعیین می‌کند.

فرض کنید $\hat{q}_t$ شاخص قیمت‌های تازه تعیین شده در زمان t باشد:

$$\hat{q}_t = (1-\phi_p)\sum_{s=0}^{\infty}\phi_p^s\,E_{t-s}\hat{p}_t^f \qquad (۲۰)$$

$\hat{q}_t$ میانگین وزنی از قیمت‌های تعیین شده توسط بنگاه‌ها با مجموعه اطلاعات مختلف است. به این دلیل که کسر $(1-\phi_p)\phi_p^s$ از بنگاه‌ها دارای اطلاعات s دوره قبل هستند، وزن $\hat{p}_{t,s} = E_{t,s}\hat{p}_t^f$ برابر است با $(1-\phi_p)\phi_p^s$. در نهایت، فرم لگاریتم خطی سطح قیمت کل به صورت ذیل تعریف می‌شود:

$$\hat{p}_t = \omega\hat{p}_{t-1} + (1-\omega)\hat{q}_t \qquad (۲۱)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

از معادلات بالا می‌توان منحنی فیلیپس تحت چسبندگی دوگانه را به صورت زیر استخراج نمود:

$$\hat{\pi}_t^d = \frac{\omega\phi_p}{\zeta_p}\hat{\pi}_{t-1}^d + \frac{\beta\omega}{\zeta_p}E_t\hat{\pi}_{t+1}^d + \frac{(1-\phi_p)\chi_p}{\zeta_p}\widehat{mc}_t + \frac{\phi_p\chi_p}{\zeta_p}(1 - \phi_p)\sum_{s=0}^{\infty}\phi_p^s\, E_{t-s-1}\left(\Delta\widehat{mc}_t + \hat{\pi}_t^d\right) + \eta_{pt} + \frac{(1-\phi_p)\chi_p}{\zeta_p}\hat{u}_t \quad (۲۲)$$

در معادله بالا $\chi_p = (1-\omega)(1-\beta\omega)$ و $\zeta_p = 1-(1-\omega)(1-\phi_p)+\beta\phi_p\omega^2$ است. $\hat{u}_t$ نیز معرف شوک فشار هزینه است. η_{pt} یک جزء با میانگین صفر است که شامل مجموع نامتناهی از خطاهای پیش‌بینی تورم‌های آتی و همچنین تغییرات آتی هزینه نهایی است. این جزء به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\eta_{pt} = -\frac{\beta\omega\phi_p(1-\omega)}{\zeta_p}(1-\phi_p)\sum_{s=0}^{\infty}\phi_p^s\,(1 - \beta\omega)\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\omega)^k\left[E_{t-s}\left(\Delta\widehat{mc}_{t+k+1} + \hat{\pi}_{t+k+1}^d\right) - E_{t-s-1}\left((\Delta\widehat{mc}_{t+k+1} + \hat{\pi}_{t+k+1}^d\right)\right] \quad (۲۳)$$

آنچه از معادله بالا یا همان منحنی فیلیپس چسبندگی دوگانه[1] استنتاج می‌شود این است که تورم در دوره جاری بر خلاف مدل کالوو به تورم گذشته نیز بستگی دارد. این ویژگی کلیدی در نشان دادن تحولات و پویایی‌های تورم بسیار مهم است. زیرا بر اساس مطالعات تجربی، تورم درجه ماندگاری بالایی دارد. توجه کنید که جزء باوقفه تورم در صورتی که یکی از دو چسبندگی قیمت یا اطلاعات وجود نداشته باشند (به عبارت دیگر یکی از احتمالات ω یا ϕ_p مساوی صفر باشند) از معادله بالا حذف خواهد شد. بنابراین، ترکیب دو نوع چسبندگی باعث شده تا تورم با وقفه خود همبستگی داشته باشد. همچنین DSPC شامل جزء خطای پیش‌بینی η_{pt} نیز هست. این جزء دارای همبستگی سریالی است و بنابراین می‌تواند منبع دیگری از ماندگاری تورم باشد. به‌دلیل وجود این

1. Dual Stickiness Phillips Curve (DSPC)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

عناصر در DSPC، مطالعات نشان داده‌اند که این مدل عملکرد بهتری نسبت به سایر مدل‌های مرسوم دارد.

مشاهد می‌شود که با لحاظ برخی فروض، DSPC به منحنی فیلیپس مبتنی بر اطلاعات چسبنده یا منحنی فیلیپس نوکینزی تقلیل می‌یابد. زمانی که $\phi_p = 0$ و یا تمامی بنگاه‌ها در هر دوره قادر به به‌روز رسانی اطلاعات خود هستند، DSPC تبدیل به منحنی فیلیپس نوکینزی استاندارد می‌شود. زمانی که $\omega = 0$ یعنی تمام بنگاه‌ها می‌توانند در هر دوره از زمان نسبت به تعدیل قیمت کالای خود اقدام نمایند آنگاه DSPC به منحنی فیلیپس اطلاعات چسبنده –منکیو و ریس (۲۰۰۲)– تبدیل می‌شود.

جزء با وقفه تورم به صورت درون‌زا و به‌دلیل فرض همزمان دو نوع چسبندگی ظاهر می‌شود. چسبندگی قیمت باعث می‌شود تا تنها بخشی از بنگاه‌ها بتوانند قیمت کالای خود را تغییر دهند و از سویی دیگر چسبندگی اطلاعات باعث می‌شود تا بخشی از بنگاه‌هایی هم که فرصت تغییر قیمت می‌یابند مانند بنگاه‌های دوره گذشته قیمت‌گذاری انجام دهند (زیرا اطلاعاتی که بر اساس آن تصمیم‌گیری می‌کنند قدیمی است). این فروض باعث می‌شود تا قیمت‌ها به وقفه خود همبسته باشند. بنابراین جزء باوقفه تورم به‌دلیل تعامل این دو نوع چسبندگی ظاهر می‌شود. مدل چسبندگی دوگانه نسبت به مدل هایبرید، پایه خرد قابل قبول‌تری برای اینرسی تورم ارائه می‌دهد. در مدل هایبرید بنگاه‌ها گذشته‌نگر فرض می‌شوند و جزء باوقفه تورم به صورت برون‌زا در مدل لحاظ می‌گردد.

مدل چسبندگی دوگانه نسبت به مدل هایبرید تفاوت‌های اساسی دارد. در DSPC برخلاف مدل هایبرید انتظارت باوقفه (یا مبتنی بر اطلاعات گذشته) مربوط به پیش‌بینی تغییرات هزینه نهایی و تورم در دوره جاری و آتی نیز وجود دارند.

۴-۲. بنگاه‌های واردکننده

در این مطالعه فرض شده است که بنگاه واردکننده وجود دارد و این بنگاه‌ها کالاها را از بازارهای جهانی خریداری کرده و به صورت کالاهای سرمایه‌ای و مصرفی نهایی متمایز در بازار داخل عرضه خواهند کرد. کالاهای مصرفی توسط خانوار (ریکاردویی و غیرریکاردویی) خریداری خواهند شد. با توجه به دسترسی خانوار ریکاردویی به کالاهای سرمایه‌ای این‌گونه

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

کالاها توسط خانوار مذکور خریداری خواهند شد. فرض می‌شود چسبندگی قیمتی وجود دارد و بنگاه‌های واردکننده از روش قیمت‌گذاری کالوو[1] (۱۹۸۳) استفاده می‌کنند. با توجه به این روش قیمت‌گذاری، بنگاه‌ها زمانی که یک سیگنال تغییر قیمتی تصادفی دریافت می‌کنند قادرند قیمت‌های خود را تغییر دهند. هر بنگاه وارد کننده با یک احتمال تصادفی ξ_m روبرو است که $1-\xi_m$ می‌تواند قیمت‌های خود را بهینه نماید. با فرض اینکه بنگاه واردکننده نمی‌تواند با احتمال ξ_m و قیمت‌های خود را بهینه نماید بر این اساس از شاخص‌بندی آخر دوره که به‌صورت $P_{t+1}^m = (\pi_t^m)^{\kappa_m} P_t^m$ است تبعیت خواهد نمود.

$$\max_{P_{new,i}^m} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\xi_m)^s \upsilon_{t+s} \left[\left(\left(\pi_t^m \pi_{t+1}^m ... \pi_{t+s-1}^m \right)^{\kappa_{m,c}} P_{new,t}^m \right) \mathrm{Im}_{i,t+s} - S_{t+s} P_{t+s}^* \mathrm{Im}_{i,t+s} \right] \quad (۲۴)$$

در رابطه بالا سود بنگاه واردکننده به‌صورت $(\beta\xi_m)\upsilon_{t+s}$ تنزیل شده است. S_t و P_t^* به ترتیب بیانگر قیمت اسمی ارز و شاخص قیمتی شرکای تجاری اقتصاد ایران است. همچنین کالای مصرفی وارداتی یک ترکیب از کالای مصرفی/سرمایه‌گذاری وارداتی متمایز می‌باشد که به‌وسیله بنگاه‌ها عرضه می‌گردد که از تابع CES به فرم زیر تبعیت می‌کنند.

$$C_t^m = \left[\int_0^1 (C_{i,t}^m)^{\frac{1}{\lambda_t^{m,c}}} di \right]^{\lambda_t^{m,c}} \qquad I_t^m = \left[\int_0^1 (I_{i,t}^m)^{\frac{1}{\lambda_t^{m,i}}} di \right]^{\lambda_t^{m,i}} \quad (۲۵)$$

با توجه به روابط فوق، توابع تقاضا برای کالاهای وارداتی مصرفی/سرمایه‌گذاری به شکل زیر خواهد بود و λ_t^m بیانگر قدرت بازاری کالاهای وارداتی هستند.

1. Calvo

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

$$C_{i,t}^{m} = \left(\frac{P_{i,t}^{m}}{P_{t}^{m}} \right)^{-\frac{\lambda_t^m}{\lambda_t^m - 1}} C_{t}^{m} \qquad (۲۶)$$

قدرت بازاری کالاهای وارداتی مصرفی و سرمایه‌گذاری از یک فرایند اتورگرسیو مرحله اول به شکل زیر تبعیت خواهد کرد

$$\lambda_t^{m,j} = (1-\rho_{\lambda^{m,j}})\lambda^{m,j} + \rho_{\lambda^{m,j}} \lambda_{t-1}^{m,j} + \varepsilon_{\lambda^{m,j},t} \qquad j = c,i \qquad (۲۷)$$

۵-۲. بنگاه‌های صادرکننده کالای غیر نفتی

در این مطالعه اقتصاد ایران یک اقتصاد باز اما کوچک فرض شده که قادر است بخشی از کالاهای غیر نفتی خود را صادر نماید. بنگاه‌های صادرکننده، کالاهای نهایی داخلی غیرنفتی را خریداری کرده و با تغییر برند، کالاهای متمایز شده را به کشورهای خارجی صادر می‌کنند. هر بنگاه صادر کننده از رابطه زیر برای تقاضا برای کالاهایش تبعیت می‌کند و قدرت بازاری کالاهای صادرات از یک فرایند اتورگرسیو مرتبه اول تبعیت خواهد کرد.

$$X_{i,t}^{no} = \left(\frac{P_{i,t}^{x}}{P_{t}^{x}} \right)^{-\frac{\lambda_t^x}{\lambda_t^x - 1}} X_{t}^{no} \qquad (۲۸)$$

فرض شده که قیمت‌های صادراتی در پول خارجی دارای چسبندگی هستند و در الگوسازی مطالعه حاضر از روش کالوو (۱۹۸۴) استفاده شده است. مشابه الگوی بنگاه‌های وارد کننده، بنگاه‌های صادرکننده بدنبال حداکثرسازی سود خود به شکل زیر هستند:

$$\max_{P_{new,i}^{X}} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\xi_x)^s \upsilon_{t+s} \left[\left(\left(\pi_t^X \pi_{t+1}^X \ldots \pi_{t+s-1}^X \right)^{\kappa_x} p_{new,t}^X \right) X_{i,t+s}^{no} - \frac{P_{t+s}}{S_{t+s}} \left(X_{i,t+s}^{no} \right) \right] \qquad (۲۹)$$

تابع تقاضا برای کالاهای صادراتی غیرنفتی به فرم تبعی زیر در نظر گرفته شده است. در این رابطه Y_t^* تولید ناخالص داخلی کشورهای طرف تجاری محسوب می‌گردد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

$$X_t^{no} = \left(\frac{P_t^x}{P_t^*}\right)^{\eta} Y_t^* \qquad (۳۰)$$

۶-۲. دولت و مقام پولی

به‌دلیل عدم استقلال بانک مرکزی در اقتصاد ایران نمی‌توان دولت و بانک مرکزی را به‌صورت دو بخش مجزا در الگوسازی در نظر گرفت (برای مطالعه بیشتر رجوع شود به مشیری و همکاران،۱۳۹۰ و کمیجانی و توکلیان،۱۳۹۱). با توجه به این شرایط فرض می‌شود که هدف دولت تأمین مالی برای هزینه‌های جاری و عمرانی است و بانک مرکزی در جهت تحقق اهداف اصلی دولت کمک می‌نماید. همچنین بدلیل اینکه هدف بانک مرکزی حفظ ثبات قیمت‌ها و افزایش رشد اقتصادی است، در کنار کمک به دولت در رسیدن به اهداف خود سعی دارد با سیاست‌گذاری پولی در جهت اهداف مذکور گام بردارد (توکلیان و جلالی نائینی،۱۳۹۵). هدف دولت در اقتصاد حفظ و توزان بودجه بوده و سعی می‌نماید مخارج جاری و عمرانی خود را از طریق درآمدهای عمومی(مالیات بر سود بنگاه‌ها، مالیات بر مصرف، مالیات بر واردات، مالیات بر حقوق دستمزد و سایر درآمدها)، فروش نفت و واگذاری دارایی‌های مالی(فروش اوراق مشارکت، اوراق مالی اسلامی و استقرض از بانک مرکزی) متوازن نماید. براین اساس درآمدهای عمومی و نفت به‌صورت زیر تصریح شده است:

$$GR_t = \tau_t^c C_t + \tau_t^m IM_t + \tau_t^d D_t + \tau_t^w W_t + Other_t \qquad OR_t = \tau_t^o yo_t \qquad (۳۱)$$

در رابطه بالا GR_t بیانگر درآمدهای غیرنفتی دولت، $\tau_t^c C_t$ مالیات بر مصرف، $\tau_t^m IM_t$ مالیات بر واردات، $\tau_t^d D_t$ مالیات بر سود بنگاه‌ها، $\tau_t^w W_t$ مالیات بر دستمزد، $other_t$سایر درآمدهای دولت می‌باشد. همچنین درآمدهای نفتی براساس سهم دولت از صادرات نفت τ_t^o مدلسازی شده است. از سمت مخارج نیز هزینه‌های جاری C_t^Gو عمرانی I_t^G به‌صورت یک فرایند اتورگرسیو مرتبه اول در نظر گرفته شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

$$GE_t = C_t^g + I_t^g \quad (۳۲)$$

کسری بودجه دولت از مخارج دولت منهای درآمدهای عمومی و نفتی به‌دست آمده که با توجه به ساختار نظام GFS-2001 همواره با کسری مواجه بوده که بخشی از آن با استفاده از فروش اوراق اسلامی و مشارکت و بخشی دیگر از آن از طریق استقراض از بانک مرکزی تأمین مالی می‌گردد[۱].

$$BS_t = GR_t - GE_t \quad (۳۳)$$

$$B_t = (GD_t - GD_{t-1}) + (1 + r_{t-1})B_{t-1} + BS_t \quad (۳۴)$$

در رابطه بالا BS_t مازاد بودجه دولت، B_t اوراق قرضه منتشر شده توسط دولت، GD_t سپرده دولت نزد بانک مرکزی می‌باشند.

در این تحقیق، سیاست پولی به‌گونه‌ای است که پایه پولی M_t تابعی از ذخایر خارجی بانک مرکزی FR_t و خالص سپرده دولت نزد بانک مرکزی GD_t در نظر گرفته شده‌است. همچنین فرض می‌شود که h_t درصد از خالص ذخایر خارجی بانک مرکزی جهت مداخله در بازار آزاد ارز و با نرخ ارز بازار آزاد $S_{S,t}$ در این بازار تزریق می‌شود. ضمنا تسعیر ذخایر خارجی بانک مرکزی بر اساس نرخ ارز رسمی $S_{F,t}$ صورت می‌گیرد. در این رابطه تغییر در نرخ ارز باعث تغییر در ذخایر خارجی بانک مرکزی می‌گردد.

$$M_t = S_{F,t}FR_t - S_{S,t}h_tFR_t - GD_t \quad (۳۵)$$

---

۱. اصغرپور و همکاران(۱۳۹۴) نشان دادند در اقتصاد ایران دولت به منظور تأمین کسری بودجه همواره از بانک مرکزی استقراض نموده و سلطه مالی در اقتصاد حاکم بوده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

$$(1-h_t)FR_t = (1-h_{t-1})FR_{t-1} + qo_t * oilp_t + (1-\varpi_{X^{no}})X_t^{no} - (1-\varpi_{IM})IM_t \quad (۳۶)$$

در رابطه بالا فرض شده FR_t یک متغیر انباشتی است و علاوه بر مقدار دوره قبلی خود به درآمد ارزی حاصل از فروش نفت، صادرات غیر نفتی و واردات نیز بستگی دارد. با توجه به رابطه بالا فروش نفت و صادرات غیرنفتی باعث افزایش خالص ذخایر بانک مرکزی می‌شود و افزایش واردات باعث کاهش این ذخایر خواهد شد. همچنین فرض شده که به‌ترتیب نسبت $\varpi_{X^{no}}$ و ϖ_{IM} از صادرات غیرنفتی و کل واردات در بازار آزاد ارز عرضه و تأمین می‌شوند.

در چارچوب الگوی DSGE رفتار بانک مرکزی در سیاست‌گذاری پولی براساس قاعده تیلور در نظر گرفته می‌شود. براساس این قاعده مقام پولی نسبت به انحراف تولید و تورم از مقادیر هدف خود از طریق تغییر در نرخ بهره اسمی به عنوان یک ابزار سیاستی واکنش نشان خواهد داد. در اقتصاد ایران با توجه به اینکه قاعده تیلور اجرا نمی‌شود و در واقع بانک مرکزی سعی در استفاده از نرخ رشد پایه پولی دارد در این مطالعه به پیروی از مطالعات انجام شده در اقتصاد ایران به جای استفاده از این قاعده از نرخ رشد پایه پولی و به صورت زیر استفاده خواهد شد (برای مطالعه بیشتر رجوع شود به متوسلی و همکاران(۱۳۸۹) و کمیجانی و توکلیان(۱۳۹۱)).

$$\dot{m}_t = \rho_m \dot{m}_{t-1} + \phi_{m,\pi}\pi_t^c + \phi_{m,y}\hat{y}_t + \varepsilon_t^m \quad (۳۷)$$

$$\dot{m}_t = gd_t - gd_{t-1} + \pi_t^c \quad (۳۸)$$

از سوی دیگر با توجه به اینکه نظام ارزی در اقتصاد ایران به‌صورت شناور مدیریت شده است بانک مرکزی با توجه به ذخایر ارزی، نرخ تورم و شکاف تولید نرخ ارز اسمی S_t را از طریق قاعده (۳۳) تحت تأثیر خود قرار می‌دهد. به بیان دقیق‌تر، اینکه امکان عدم وجود یکی از این قواعد وجود داشته باشد در دو نظام ارزی ثابت (عدم وجود تابع واکنش پولی) و نظام ارزی شناور (عدم وجود واکنش ارزی) اتفاق می‌افتد و در نظام ارزی شناور مدیریت شده این امکان وجود دارد به‌طور همزمان این دو تابع برای بانک مرکزی در نظر گرفته شوند. به‌طوری‌که امکان مدیریت خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی از طریق سیاست ارزی و دارایی‌های داخلی از

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

طریق سیاست پولی را مهیا می‌سازد. این موضوع و نحوه تصریح در مطالعات قبلی که در اقتصاد ایران انجام شده مورد توجه قرار گرفته که می‌توان به مطالعه توکلیان و افضلی (۱۳۹۵) با عنوان مقایسه عملکرد اقتصاد کلان و رژیم‌های مختلف ارزی با رویکرد (DSGE) اشاره نمود.

$$\dot{s}_{F,t} = \rho_s \dot{s}_{F,t-1} + \phi_{s,\pi}\pi_t^c + \phi_{s,y}\dot{y}_t + \varepsilon_t^s \qquad (۳۹)$$

۷-۲. معرفی سناریوهای قواعد درآمدی و بدهی

در این مطالعه برای پاسخ به سؤالات مطرح شده در فصل اول پنج سناریو در نظر گرفته شده است. سناریوی اول با لحاظ قاعده درآمدی،[1] سناریوی دوم قاعده بودجه متوازن،[2] سناریوی سوم قاعده مازاد ساختاری،[3] سناریوی چهارم قاعده ضدچرخه‌ای[4] و سناریوی آخر نیز قاعده مخارج دولت[5] است. بنابراین برای سناریوی اول قاعده درآمدی به‌صورت فرم لگاریتم- خطی به‌کار گرفته شده که به‌صورت معادلات زیر می‌باشد.

$$\log\left(\frac{\tau_t^c}{\bar{\tau}^c}\right) = \rho_c \log\left(\frac{\tau_{t-1}^c}{\bar{\tau}^c}\right) + (1-\rho_c)\left[\eta_{cb}\log\left(\frac{b_{t-1}}{\bar{b}}\right) + \eta_{cy}\log\left(\frac{y_t}{\bar{y}}\right)\right] + \varepsilon_t^{\tau c} \qquad (۴۰)$$

$$\log\left(\frac{\tau_t^d}{\bar{\tau}^d}\right) = \rho_d \log\left(\frac{\tau_{t-1}^d}{\bar{\tau}^d}\right) + (1-\rho_d)\left[\eta_{d,b}\log\left(\frac{b_{t-1}}{\bar{b}}\right) + \eta_{d,y}\log\left(\frac{y_t}{\bar{y}}\right)\right] + \varepsilon_t^{\tau d} \qquad (۴۰)$$

$$\log\left(\frac{\tau_t^m}{\bar{\tau}^m}\right) = \rho_m \log\left(\frac{\tau_{t-1}^m}{\bar{\tau}^m}\right) + (1-\rho_m)\left[\eta_{mb}\log\left(\frac{b_{t-1}}{\bar{b}}\right) + \eta_{my}\log\left(\frac{y_t}{\bar{y}}\right)\right] + \varepsilon_t^{\tau m} \qquad (۴۲)$$

$$\log\left(\frac{\tau_t^{\text{[illegible]}}}{\bar{\tau}^{\text{[illegible]}}}\right) = \rho_{\text{[illegible]}} \log\left(\frac{\tau_{t-1}^{\text{[illegible]}}}{\bar{\tau}^{\text{[illegible]}}}\right) + (1-\rho_{\text{[illegible]}})\left[\eta_{\text{[illegible]}}\log\left(\frac{\text{[illegible]}}{\bar{\text{[illegible]}}}\right) + \eta_{\text{[illegible]}}\log\left(\frac{\text{[illegible]}}{\bar{\text{[illegible]}}}\right)\right] + \varepsilon_t^{\text{[illegible]}} \qquad (۴۳)$$

$$\log\left(\frac{\tau_t^o}{\bar{\tau}^o}\right) = \rho_o \log\left(\frac{\tau_{t-1}^o}{\bar{\tau}^o}\right) + (1-\rho_o)\left[-\eta_{wy}\log\left(\frac{y_t}{\bar{y}}\right)\right] + \varepsilon_t^{\tau o} \qquad (۴۴)$$

1. Income Rule (INCR)
2. Balance Budget Rule (BBR)
3. Structural Surplus Rule (SSR)
4. Counter Cyclical Rule (CCR)
5. Expenditure Rule (EXPR)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

با توجه به سناریوی مطرح شده، ۵ ابزار مالی وجود دارد که می‌توانند به‌عنوان قواعد مالی دولت از سمت درآمدها در نظر گرفته شود. با توجه به مطالعات انجام شده توسط فورانی و همکاران (۲۰۰۹) و لیپر و همکاران (۲۰۱۰) و براساس نظریات اقتصادی فرض شده است که سطح تولید در کشور و بدهی‌های دولت محرک اصلی نرخ‌های مالیاتی هستند. همچنین سهم بودجه از درآمدهای نفتی رابطه مستقیم با سطح بدهی‌ها دارد و با توجه به چرخه‌ای بودن آن با تولید ارتباط مستقیم میان این دو متغیر در نظر گرفته شده است.

برای سناریوی دوم یعنی قاعده بودجه متوازن، معادله (۳۹) در نظر گرفته شده است که در این معادله bs_t مازاد بودجه، gr_t درآمدهای غیرنفتی، or_t درآمدهای نفتی و $\hat{y}_t$ شکاف تولید می‌باشند. قاعده مالی معرفی شده در این مطالعه بر اساس مقالات کامهوف و لاکستون (۲۰۱۳)، بی‌و کامهوف[1] (۲۰۱۱)، گارسیا[2] (۲۰۱۱)، و سنودان (۲۰۱۶) می‌باشند. رابطه (۳۹) دارای دو ویژگی است، اول آنکه با توجه به هدف‌گذاری کسری بودجه، بدهی‌ها در بلندمدت از یک روند با ثباتی برخوردار خواهند بود. ویژگی دوم آن است که این قاعده به‌گونه‌ای می‌باشند که با در نظر گرفتن شکاف تولید به ادوار تجاری پاسخ می‌دهند.

$$\hat{bs}_t = \eta_{tax}(\hat{gr}_t) + \eta_{oil}\hat{or}_t + \eta_y \hat{y}_t \qquad (۴۵)$$

ضرایب η_{tax}، η_{oil} و η_y به ترتیب واکنش تعادل بودجه‌ای به تغییرات درآمدهای غیرنفتی و نفتی و شکاف تولید هستند که با توجه به این ضرایب می‌توان قاعده بدهی را معرفی نمود که کالیبراسیون آن به گونه‌ای است که در این قاعده بودجه دولت همواره در تعادل قرار دارد $\eta_y = \eta_{oil} = 0, \eta_{tax} = 1$ و هرگونه تغییر در درآمدهای دولت بین خانوارها از طریق ابزار سیاست مالی مثل نرخ‌های مالیاتی و مخارج دولت توزیع خواهد شد. همچنین اگر $\eta_{oil} = \eta_{tax} = 1$ باشد، رابطه (۳۹) بیان‌گر قاعده مازاد ساختاری بودجه یعنی سناریوی سوم

1. Bi & Kumhof
2. Garcia

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

خواهد بود که در آن درآمدهای نفتی و مالیاتی پس‌انداز می‌شوند. اگر فرض شود که $\eta_{oil},\eta_{tax}>1$ و یا $\eta_y<0$ است رابطه (۳۹) تبدیل به قاعده ضدچرخه‌ای می‌شود.

در کلیه این سناریوها فرض می‌شود که مخارج جاری و عمرانی دولت از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول به‌صورت زیر پیروی می‌کنند:

$$\hat{c}_t^g = \rho_{cg}\hat{c}_{t-1}^g + \varepsilon_t^{cg} \quad (۴۶)$$

$$\hat{\imath}_t^g = \rho_{ig}\hat{\imath}_{t-1}^g + \varepsilon_t^{ig} \quad (۴۷)$$

اما در سناریوی آخر یعنی قاعده مخارج دولت مخارج جاری و عمرانی دولت در دو رابطه (۴۰) و (۴۱) نسبت به شکاف تولید و بدهی دولت واکنش نشان می‌دهد. بنابراین، این دو رابطه به‌صورت قواعد مخارج دولت به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\hat{c}_t^g = \rho_{cg}\hat{c}_{t-1}^g + (1-\rho_{cg})\left[\eta_{cgy}\hat{y}_t + \eta_{cgb}\hat{b}_{t-1}\right] + \varepsilon_t^{cg} \quad (۴۸)$$

$$\hat{\imath}_t^g = \rho_{ig}\hat{\imath}_{t-1}^g + (1-\rho_{ig})\left[\eta_{igy}\hat{y}_t + \eta_{igb}\hat{b}_{t-1}\right] + \varepsilon_t^{ig} \quad (۴۹)$$

۸-۲. بخش نفت

به پیروی از قیائی و همکاران[1] (۲۰۲۰) فرض می‌شود که نفت تولید شده q_t^o در بازار بین‌المللی به قیمت حقیقی P_{Ot} بدون هیچ اصطکاکی به فروش می‌رسد. تابع تولید نفت به‌صورت تابع کاب-داگلاس است که با استفاده از سرمایه و نیروی کار اقدام به استخراج نفت می‌کند. مسأله بخش نفت به‌صورت زیر است:

$$max\ \Pi_t^O = (1-b_o)p_t^o q_t^o - w_t N_{Ot} \quad (۵۰)$$

$$s.t.\quad q_t^o = a_{Ot}(k_{Ot-1})^{\alpha_o}(N_{Ot})^{1-\alpha_o} \quad (۵۱)$$

$$k_{Ot} = (1-\delta_o)k_{Ot-1} + b_o P_{Ot} Y_{Ot}$$

1. Ghiaie, et. Al (2020)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

در هر دوره شرکت نفت نسبت τ_t^o از درآمدهای نفتی را برای سرمایه‌گذاری در بخش نفت در راستای جایگزینی سرمایه مستهلک شده اختصاص می‌دهد. این فرض موافق چرخه‌ای و نزدیک به شرایط اقتصاد ایران است. در نتیجه، بخش نفت سود خود را از طریق تصمیم‌گیری در مورد نیروی کار حداکثر می‌کند و این سود را در اختیار دولت قرار می‌دهد. شرط مرتبه اول این مسأله به‌صورت زیر خواهد بود:

$$N_{Ot} = (1-\tau_t^o)(1-\alpha_o)\frac{p_t^o q_t^o}{w_t} \quad (۵۲)$$

همچنین قیمت حقیقی نفت و تکانه تکنولوژی این بخش از فرایند خودرگرسیون به‌صورت زیر تبعیت می‌کنند:

$$N_{Ot} = (1-\tau_t^o)(1-\alpha_o)\frac{p_t^o q_t^o}{w_t} \quad (۵۳)$$

$$log(a_{Ot}) = (1-\rho_{a_o})log(\bar{a}_O) + \rho_{a_o} log(a_{Ot-1}) + \varepsilon_t^{a_o}, \quad \varepsilon_t^{a_o} \sim N(0,1) \quad (۵۴)$$

۹-۲. شرط تسویه بازار

از شرط تسویه بازار کالا می‌توان به تعریف تولید ناخالص داخلی با نفت و بدون نفت به‌صورت معادلات زیر دست یافت. در رابطه(۴۵) منظور از C_t^d, I_t^d به ترتیب تقاضای مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی از داخل است و منظور از C_t^g, I_t^g مصرف و سرمایه‌گذاری بخش دولتی در اقتصاد می‌باشد.

$$y_t^{no} = c_t^d + I_t^d + c_t^g + I_t^g + x_t^{no} \quad (۵۵)$$

$$y_t = y_t^{no} + y_t^o \quad (۵۶)$$

$$c_t^d = c_t^{d,OPT} + c_t^{d,ROT} \quad (۵۷)$$

$$Im_t = c_t^m + I_t^m \quad (۵۸)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

با توجه به باز بودن الگو تورم و تولید ناخالص داخلی شرکای تجاری اقتصاد ایران به‌صورت فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول و برون‌زا در نظر گرفته شده است.

$$\pi_t^* = \rho_{p*}\pi_{t-1}^* + \varepsilon_t^{\pi*} \quad (۵۹)$$

$$y_t^* = \rho_{y*}y_{t-1}^* + \varepsilon_t^{y*} \quad (۶۰)$$

۱۰-۲. بازار آزاد ارز

همان‌طور که در بخش ۴-۵-۶ اشاره شد، بانک مرکزی در راستای مدیریت نرخ بازار آزاد، درصد h_t از ذخایر خارجی خود را در بازار آزاد ارز تزریق می‌کند. ضمناً فرض شد که نسبت $\varpi_{X^{no}}$ از ارز حاصل از صادرات غیرنفتی در بازار آزاد ارز به فروش می‌رسد. همچنین در بخش خانوار ریکاردویی نیز اشاره شد که این نوع خانوار بخشی از دارایی‌های خود را به‌صورت پول خارجی نگهداری می‌کند. در کنار این تقاضای ارز، نسبت ϖ_{IM} از ارز مورد نیاز برای واردات کالاها و خدمات نیز در بازار آزاد ارز تأمین می‌شود. بنابراین بر این اساس، تسویه بازار آزاد ارز به‌صورت زیر خواهد بود:

$$h_t S_{S,t} FR_t + \varpi_{X^{no}} X_t^{no} = rer_t^S m_{S,t} + \varpi_{IM} IM_t \quad (۶۱)$$

همچنین فرض می‌شود که مداخله بانک مرکزی در بازار آزاد ارز بر اساس قاعده رفتاری زیر که به منزله واکنش نسبت به شکاف انتظاری نرخ ارز بازار آزاد و رسمی است تعیین می‌شود.

$$h_t = \frac{E_t \frac{S_{S,t+1}}{S_{F,t+1}}}{1 + \omega_h E_t \frac{S_{S,t+1}}{S_{F,t+1}}} \nu_t \quad (۶۲)$$

که در آن ν_t شوک وارده به مداخله بانک مرکزی در بازار آزاد ارز است که فرض می‌شود از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول پیروی می‌کند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

۱۱-۲. کالیبراسیون و برآورد پارامترها

پس از لگاریتم-خطی کردن مدل، برای این‌که بتوان مدل را حل کرد می‌بایست پارامترها به‌نحوی تعیین گردند. بر این اساس دو مجموعه پارامتر در مدل داریم که با استفاده از دو رویکرد این پارامترها تعیین می‌گردد. دسته اول پارامترها به‌صورت نسبت وضعیت پایدار متغیرها هستند که با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران کالیبره می‌شوند. برای این منظور، متوسط داده‌های اقتصاد کلان ایران از جمله اجزای تولید ناخالص داخلی، متغیرهای پولی و اعتباری و اجزای آن‌ها و شاخص‌های قیمت به‌عنوان وضعیت پایدار متغیرهای مدل در نظر گرفته شده و نسبت‌های وضعیت پایدار مدل بر اساس آن‌ها تعریف می‌گردد.

اما دسته دوم پارامترها با استفاده از داده‌های اقتصاد کلان ایران و با رویکرد بیزی برآورد می‌شوند. برای برآورد این پارامترها از داده‌های تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰، تورم شاخص ضمنی قیمت تولید ناخالص داخلی، تورم شاخص قیمت واردات، تورم شاخص قیمت صادرات، نرخ رشد پایه پولی، مالیات بر حقوق و دستمزد، مالیات بر مصرف، مالیات بر اشخاص حقوقی، مالیات بر واردات، درآمدهای ریالی دولت از نفت، سایر درآمدهای دولت، تولید نفت، قیمت حقیقی نفت، تورم شرکای تجاری و تولید ناخالص شرکای تجاری استفاده شده است. داده‌های مورد استفاده به‌صورت فصلی و در بازه ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۸ است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

جدول ۱. براورد بیزی پارامترهای مدل

پارامتر	توزیع پیشین	میانگین پیشین	انحراف معیار پیشین	نمای پسین	انحراف معیار پسین	فاصله اطمینان ۹۰٪	
beta	بتا	۰/۹۷۰۱	۰/۰۱	۰/۹۶۸۳	۰/۰۰۲۹	۰/۹۶۳۲	۰/۹۷۲۶
sigma	گاما	۱/۲۰۰۱	۰/۱	۱/۰۷۹۲	۰/۰۸۱۹	۰/۹۱۹۸	۱/۱۹۰۱
b_m	گاما	۲.۱۴۶۴	۰/۱	۲/۰۷۷۸	۰/۱۰۰۲	۱/۹۳۷۹	۲/۲۶۶۲
psi_g	بتا	۰/۰۲۵	۰/۰۰۵	۰/۰۲۹۸	۰/۰۰۶۲	۰/۰۲۱۷	۰/۰۴۱۶
eta	گاما	۲/۹۰۲	۰/۱	۳/۰۹۶۹	۰/۰۹۸۰	۲/۹۳۴۷	۳/۲۵۴۹
b_s	گاما	۱/۳۴۱۴	۰/۲	۱/۲۸۴۳	۰/۲۰۳۳	۰/۹۷۸۳	۱/۶۳۵۲
zeta	گاما	۰/۰۴۶۴	۰/۰۰۵	۰/۰۳۹۳	۰/۰۰۴۳	۰/۰۳۳۱	۰/۰۴۷۲
theta_c	گاما	۲/۹۰۳۹	۰/۱	۳/۲۱۴۱	۰/۰۹۳۵	۳/۰۵۴۲	۳/۳۵۸۶
omega	بتا	۰/۸۳۲۱	۰/۰۲	۰/۸۴۱۵	۰/۰۱۶۸	۰/۸۱۰۴	۰/۸۶۶۰
theta_I	گاما	۱/۷۶۸۹	۰/۲	۱/۷۷۹۳	۰/۲۰۵۵	۱/۵۱۳۱	۲/۱۸۶۰
kappa_m_c	بتا	۰/۱۶۱	۰,۰۲	۰/۱۵۸۶	۰/۰۱۹۶	۰/۱۲۸۴	۰/۱۹۱۷
xi_m_c	بتا	۰/۴۶۳	۰,۰۳	۰/۴۴۰۰	۰/۰۲۸۴	۰/۳۹۵۹	۰/۴۸۹۸
rho_m	بتا	۰/۳۷۹۵	۰,۰۳	۰/۳۶۹۰	۰/۰۲۹۴	۰/۳۲۸۴	۰/۴۲۴۶
phi_pic	نرمال	-۳/۴۷۷۷	۰,۱	-۳/۳۱۰۲	۰/۰۹۹۴	-۳/۴۷	-۳/۱۴
phi_gap	نرمال	-۰/۳۴۲۷	۰,۰۴	-۰/۳۴۴۴	۰/۰۳۹۵	-۰/۴۱	-۰/۲۸
rho_tauc	بتا	۰/۵۴۰۴	۰,۰۲	۰/۵۲۴۸	۰/۰۲۰۶	۰/۴۹۲۹	۰/۵۶۰۸
rho_taum	بتا	۰/۶	۰,۰۲	۰/۵۸۷۹	۰/۰۱۹۹	۰/۵۵۵۹	۰/۶۲۱۹
rho_tauw	بتا	۰/۶۴۶۴	۰,۰۲	۰/۶۳۴۰	۰/۰۱۹۸	۰/۵۹۹۵	۰/۶۶۴۳
rho_taud	بتا	۰/۶۳۸۲	۰,۰۲	۰/۶۲۶۶	۰/۰۲۰۱	۰/۵۹۵۷	۰/۶۶۱۷
rho_otr	بتا	۰/۴۶۷۷	۰,۰۲	۰/۴۵۴۶	۰/۰۲۰۷	۰/۴۲۱۱	۰/۴۸۸۴
rho_ao	بتا	۰/۷	۰,۰۳	۰/۶۷۱۴	۰/۰۳۰۵	۰/۶۲۰۲	۰/۷۲۱۲
rho_cg	بتا	۰/۸	۰,۰۱	۰/۷۹۲۰	۰/۰۱۰۰	۰/۷۷۵۹	۰/۸۰۹۱
rho_ig	بتا	۰/۴	۰,۰۱	۰/۰۹۱۷	۰/۰۰۲۸	۰/۰۸۶۹	۰/۰۹۵۹
omega_p	بتا	۰/۴۸۱۸	۰,۰۲	۰/۴۴۷۲	۰/۰۱۸۱	۰/۴۱۶۵	۰/۴۷۶۹
phi_p	بتا	۰/۶۲۷۷	۰,۰۲	۰/۵۸۰۱	۰/۰۱۸۵	۰/۵۴۸۲	۰/۶۰۹۱
xid	بتا	۰/۸۲۷۶	۰,۰۵	۰/۸۴۰۲	۰/۰۴۹۹	۰/۷۵۰۱	۰/۹۱۰۹
kd	گاما	۰/۰۸	۰,۰۲	۰/۰۷۴۳	۰/۰۱۹۵	۰/۰۴۶۸	۰/۱۱
Kappax	بتا	۰/۱۳۹	۰,۰۲	۰/۱۳۸۰	۰/۰۱۹۸	۰/۱۰۷۷	۰/۱۷۲
xix	بتا	۰/۶۳۹	۰,۰۲	۰/۶۰۶۳	۰/۰۱۸۸	۰/۵۸۰۷	۰/۶۴۲
alpha	بتا	۰/۴۲	۰,۰۱	۰/۴۲۸۳	۰/۰۰۹۶	۰/۴۱۴۲	۰/۴۴۶
alphag	بتا	۰/۱۸۵۱	۰,۰۱	۰/۱۸۴۷	۰/۰۱۰۱	۰/۱۷۰۲	۰/۲۰۳
alpha_o	بتا	۰/۷	۰,۰۲	۰/۷۵۲۰	۰/۰۱۶۵	۰/۷۲۷۰	۰/۷۸۱

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

پارامتر	توزیع پیشین	میانگین پیشین	انحراف معیار پیشین	نمای پسین	انحراف معیار پسین	فاصله اطمینان ۹۰٪	
rho_a	بتا	۰/۷۸۹	۰,۰۲	۰/۷۹۰۴	۰/۰۲۰۲	۰/۷۵۵۳	۰/۸۲۱
rho_lambda_m_c	بتا	۰/۳	۰,۰۲	۰/۲۹۸۵	۰/۰۱۸۵	۰/۲۷۱۰	۰/۳۳۱
rho_lambdax	بتا	۰/۳	۰,۰۲	۰/۲۸۴۰	۰/۰۱۸۸	۰/۲۵۰۶	۰/۳۱۲
rho_lambdad	بتا	۰/۳	۰,۰۲	۰/۴۷۵۷	۰/۰۱۹۵	۰/۴۴۲۵	۰/۵۰۶
rho_oilp	بتا	۰/۴۸۰۶	۰,۰۲	۷/۲۶۳۱	۰/۴۴۴۲	۵/۸۱۳۰	۷/۲۵۸
kex	گاما	۷/۲۴	۰,۵	۰/۳۵۴۴	۰/۰۳۰۵	۰/۳۰۴۹	۰/۴۰۵
rho_ystar	بتا	۰/۳۵۵۵	۰,۰۳	۰/۶۳۹۱	۰/۰۲۸۷	۰/۵۹۳۲	۰/۶۸۷
rho_pistar	بتا	۰/۶۵۵۵	۰,۰۳	۰/۶۸۶۶	۰/۰۲۹۱	۰/۶۴۰۷	۰/۷۳۶
rho_df	بتا	۰/۶۷۷۷	۰,۰۳	-۰/۸۷۲۱	۰/۰۳۱۰	-۰/۹۳	-۰/۸۳
kdfy	نرمال	-۰/۹	۰,۰۳	-۱/۳۲۵۷	۰/۰۸۸۸	-۱/۵۱	-۱/۲۲
kdfpic	نرمال	-۱/۳	۰,۱	-۱/۶۹۵۴	۰/۰۸۸۵	-۱/۹۱	-۱/۶۲
kdfrer	نرمال	۰/۰۱	Inf	۰/۲۰۰۹	۰/۰۲۰۳	۰/۱۶۳۲	۰/۲۲۹
e_m	گامامعکوس	۰/۰۱	Inf	۰/۳۱۱۶	۰/۰۵۱۰	۰/۲۳۹۶	۰/۴۰۱۸
e_lambda_m_c	گامامعکوس	۰/۰۱	Inf	۰/۲۹۱۱	۰/۰۲۸۰	۰/۲۴۹۸	۰/۳۳۹۶
e_tauc	گامامعکوس	۰/۰۱	Inf	۰/۳۳۷۳	۰/۰۳۳۱	۰/۲۹۳۴	۰/۳۹۹۵
e_taum	گامامعکوس	۰/۰۱	Inf	۰/۰۶۹۲	۰/۰۰۶۹	۰/۰۵۸۹	۰/۰۸۱۲
e_tauw	گامامعکوس	۰/۰۱	Inf	۰/۳۲۳۴	۰/۰۳۲۶	۰/۲۸۰۸	۰/۳۸۵۳
e_taud	گامامعکوس	۰/۰۱	Inf	۰/۴۶۱۹	۰/۰۴۷۳	۰/۳۹۹۱	۰/۵۵۰۷
e_otr	گامامعکوس	۰/۰۱	Inf	۱/۴۵۶۴	۰/۱۳۹۱	۱/۲۵۲۷	۱/۷۰۴۰
e_cg	گامامعکوس	۰/۰۱	Inf	۰/۵۷۳۰	۰/۰۵۸۷	۰/۴۸۶۷	۰/۶۷۵۲
e_lambdad	گامامعکوس	۰/۰۱	Inf	۰/۵۱۱۲	۰/۰۷۵۹	۰/۴۲۵۸	۰/۶۶۵۸
e_lambdax	گامامعکوس	۰/۰۱	Inf	۰/۲۱۶۱	۰/۰۳۱۲	۰/۱۷۱۲	۰/۲۷۰۲
e_s	گامامعکوس	۰/۰۱	Inf	۰/۱۴۹۸	۰/۰۱۴۴	۰/۱۲۹۸	۰/۱۷۶۷
e_oilp	گامامعکوس	۰/۰۱	Inf	۰/۱۴۸۵	۰/۰۱۵۹	۰/۱۲۴۸	۰/۱۷۵۶
e_ao	گامامعکوس	۰/۰۱	Inf	۰/۰۰۴۷	۰/۰۰۴۲	۰/۰۰۲۵	۰/۰۱۳۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای برآورد پارامترها از رویکرد بیزی و با استفاده از الگوریتم متروپولیس-هیستینگز استفاده شده است. برای این منظور یک بلوک نمونه‌برداری ۲۰۰هزارتایی صورت گرفته است. دلیل این امر آن است که برای بررسی صحت برآوردهای صورت گرفته از آزمون گیویکی[1] (۱۹۹۲)

1. Geweke (1992)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

استفاده شده که باعث می‌شود محاسبات صورت گرفته بسیار کمتر و سریع‌تر از آزمون بروکز و گلمن باشد. در واقع بر خلاف آزمون تشخیصی بروکز و گلمن که می‌بایست حداقل دو بلوک در الگورتیم متروپولیس-هیستینگز استخراج شده و واریانس درون و بین بلوکی این بلوک‌ها جهت صحت‌سنجی برآوردها استفاده شود، در آزمون گیویکی، یک بلوک به چند زیربلوک (زیرنمونه)

جدول ۲. مقدار کالیبره شده پارامترهای قواعد مالی

پارامتر	توضیحات	مقدار کالیبره شده	پارامتر	توضیحات	مقدار کالیبره شده
η_{cb}	ضریب بدهی در مالیات ارزش افزوده	۰/۵	η_{mb}	ضریب بدهی در مالیات واردات	۰/۳
η_{cy}	ضریب تولید در مالیات ارزش افزوده	۰/۵	η_{my}	ضریب تولید در مالیات واردات	۰/۷
η_{db}	ضریب بدهی در مالیات بر سود	۰/۱۷۴۷	η_{wb}	ضریب بدهی در مالیات دستمزد	۰/۰۰۴۳
η_{dy}	ضریب تولید در مالیات بر سود	۰/۴۶۹۶	η_{wy}	ضریب تولید در مالیات دستمزد	۰/۵۷۳۷
η_{tax}	واکنش تعادل بودجه‌ای به درآمدهای غیرنفتی	۱	η_{oil}	واکنش تعادل بودجه‌ای به درآمدهای نفتی	۲
η_{y}	واکنش تعادل بودجه‌ای به تولید	-۰/۵	η_{cgy}	واکنش مخارج جاری به تولید	۰/۵
η_{cgb}	واکنش مخارج جاری به بدهی	۰/۵	η_{igy}	واکنش مخارج عمرانی به تولید	۰،۵
η_{igb}	واکنش مخارج عمرانی به بدهی	۰/۵			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

تقسیم شده و آزمون برابری میانگین زیرنمونه‌های اول و آخر با استفاده از یک توزیع کای‌دو صورت می‌گیرد که باعث سرعت به مراتب بالاتر محاسبات برآورد بیزی می‌شود. توزیع پیشین، توزیع پسین و فاصله اطمینان ۹۰ درصد پارامترهای برآورد شده در جدول ۱ گزارش شده است.

همچنین نمودار توزیع پیشین و پسین پارامترهای برآورد شده در نمودار ۸ گزارش شده است. همان‌گونه که از این نمودار مشخص است، برآورد توزیع پسین پارامترها از ویژگی توزیع‌های پیشین مزدوج برخوردار هستند. به بیان روشن‌تر، کلیه توزیع‌های پسین از اشکال مرسوم توزیع‌ها برخوردار بوده و تک‌نمایی هستند. بنابراین می‌توان نمای پسین این پارامترها را به‌عنوان برآورد بیزی آن‌ها در نظر گرفت. جهت بررسی صحت برآوردها از آزمون گیویکی (۱۹۹۲) استفاده شده است[۱]. این آزمون از یک آماره کای دو برای مقایسه میانگین برداشت‌های اول و آخر استفاده می‌کند که توسط دامنه گیویکی بعد از دور ریختن یک نمونه سوخت شده در ابتدای برداشت‌ها تعیین می‌گردد. این آزمون با استفاده از برآورد واریانس تحت فرض عدم همبستگی سریالی و باریک‌سازی زیرنمونه‌های برداشت‌های۲ صورت گرفته از یک بلوک در الگوریتم متروپولیس- هیستینگز در روش MCMC انجام می‌شود. با توجه به این‌که فرضیه صفر در این آزمون برابری میانگین زیرنمونه‌های برداشت شده در یک بلوک استخراجی با استفاده از الگوریتم متروپولیس هیستینگز است، بر اساس نتایج آزمون گیویکی فرضیه صفر در مورد بسیاری از پارامترها در سطح معناداری ۱۰ درصد و در مورد برخی پارامترها در سطح معناداری ۵ درصد رد نمی‌شود. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که صحت برآوردهای بیزی پارامترهای مدل تأیید می‌گردد.

مقادیر کالیبره شده پارامترهای مربوط به قواعد مالی مختلف در جدول ۲ گزارش شده است. مقادیر کالیبره شده پارامترهای قواعد مالی به‌نحوی انجام شده تا مقادیر شبیه‌سازی شده متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان مانند شکاف تولید، تورم، نرخ ارز و اجزای حساب‌های ملی با مقادیر

---

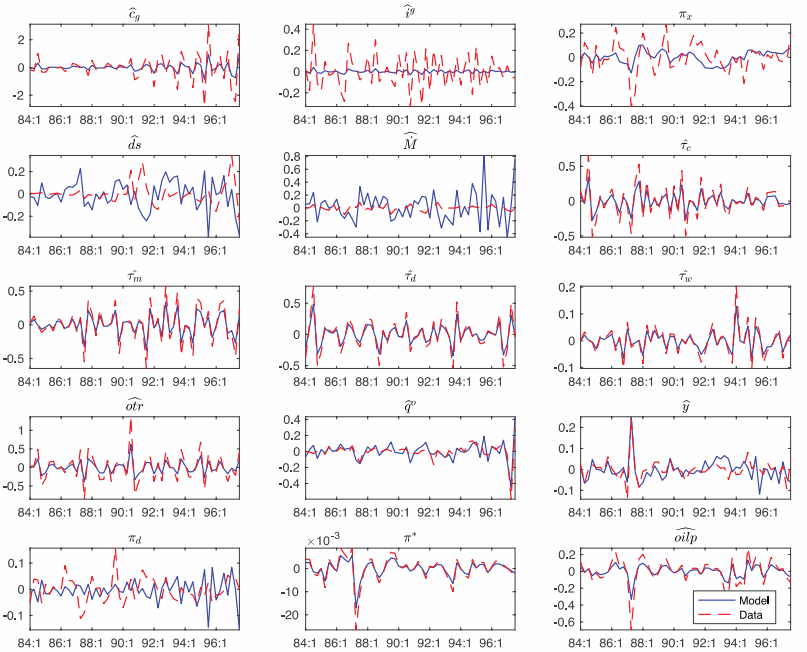
۱. به دلیل طولانی بودن، جدول نتایج آزمون آورده نشده است. در صورت نیاز، خوانندگان محترم می‌توانند نتایج را از نویسندگان درخواست نمایند.

2. Tapering windows of draws

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

داده‌های اقتصاد ایران هم‌خوانی حداکثری داشته باشد. مقدار هر کدام از این پارامترها در سناریوهای مختلف قواعد مالی در جدول ۲ آورده شده است.



نمودار ۱. داده‌های دنیای واقعی و داده‌های شبیه‌سازی شده مدل

نمودار (۱) داده‌های دنیای واقعی که در برآورد مدل استفاده شده در کنار داده‌های شبیه‌سازی شده مدل را نشان می‌دهد. همان‌گونه که از این نمودار مشخص است، مدل توانسته متغیرهای کلیدی همچون نرخ‌های مالیاتی، تولید و تورم را به‌خوبی شبیه‌سازی نماید. بر این اساس می‌توان گفت که برآزش مدل در سطح مقبولی قرار دارد.

پس از برآورد پارامترها می‌توان الگو را در پنج سناریوی مطرح شده حل کرده و نتایج شبیه‌سازی مدل را در چارچوب سناریوهای مد نظر مقایسه نمود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

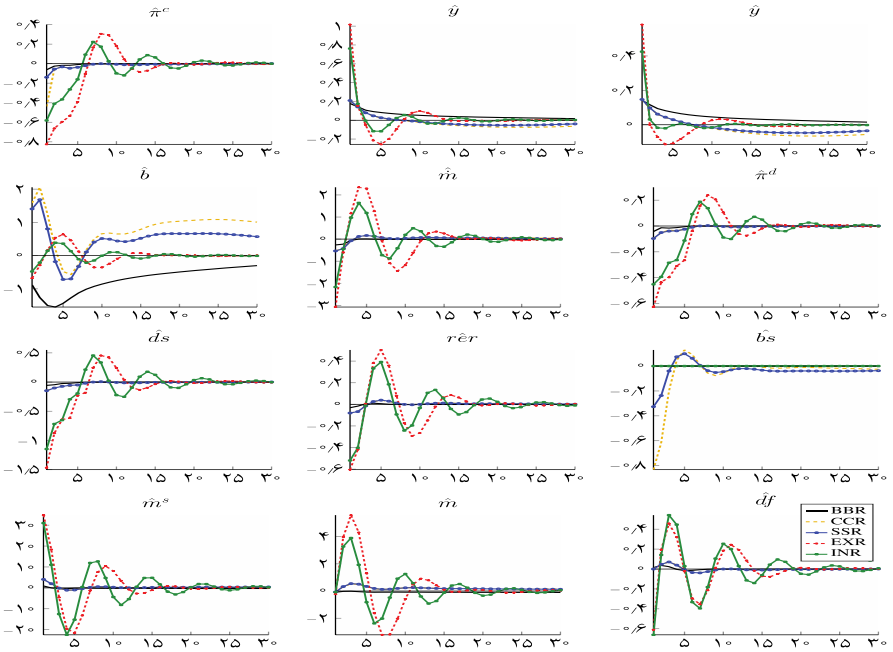
[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

۳. نتایج مدل و انتخاب قاعده مناسب برای اقتصاد ایران

نتایج تجربی مدل در دو بخش ارائه می‌شود. بخش اول، اختصاص به مقایسه توابع واکنش آنی مدل با قواعد پنج‌گانه معرفی شده در بخش‌های قبل دارد. بخش دوم نیز به انتخاب قاعده مالی مناسب برای اقتصاد ایران می‌پردازد که این انتخاب بر اساس دو معیار رفاهی و آماری صورت می‌گیرد.

۳-۱. نتایج تجربی مدل

با توجه به این‌که تعدد شوک‌ها در این مطالعه بالاست، جهت بررسی نتایج تجربی حاصل از برآورد و شبیه‌سازی مدل تنها به بررسی توابع واکنش آنی حاصل از شوک‌های بهره‌وری بخش غیرنفتی و نفتی، قیمت نفت، سیاست پولی، سیاست ارزی و مداخله بانک مرکزی در بازار آزاد ارز پرداخته می‌شود.



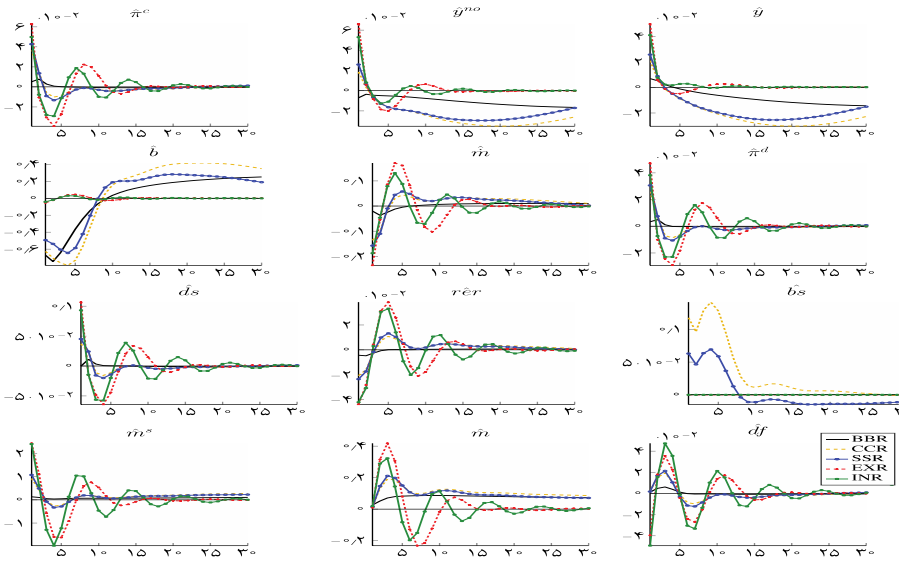
نمودار ۲. توابع واکنش آنی به شوک بهره‌وری بخش غیرنفتی

نمودار (۲) توابع واکنش آنی نسبت به شوک بهره‌وری بخش تولید غیرنفتی را نمایش می‌دهد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

شوک بهره‌وری وارد شده به بخش غیرنفتی، باعث افزایش تولید در این بخش و کل اقتصاد خواهد شد که این موضوع در تمامی سناریوهای در نظر گرفته شده برای قواعد مالی دولت یکسان است. در این شرایط میزان تورم مصرف‌کننده و تورم داخلی (تورم شاخص بهای تولیدکننده) با توجه به افزایش تولید کاهش می‌یابد. در این حالت با توجه به اینکه قاعده ضدچرخه‌ای (CCR) و قاعده تراز ساختاری (SSR) در نظر گرفته شده میزان بدهی دولت به‌دلیل افزایش کسری بودجه افزایش خواهد یافت که دلیل آن رفتار ضد چرخه‌ای این دو قاعده مالی در اقتصاد است. اما در سه قاعده دیگر میزان بدهی دولت کاهش خواهد یافت که دلیل آن افزایش درآمدهای ناشی از مالیات‌ها به‌دلیل افزایش تولید در بخش غیرنفتی است.



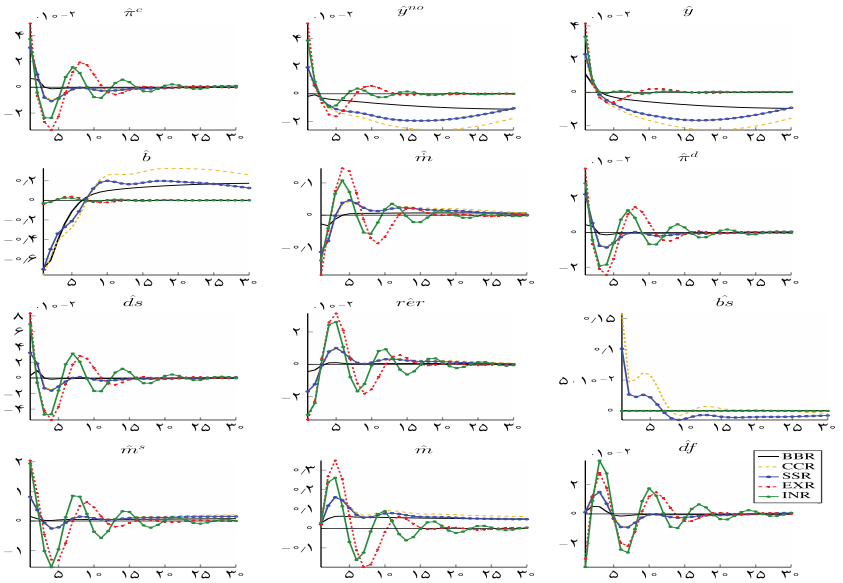
نمودار ۳. توابع واکنش آنی به شوک بهره‌وری بخش نفت

همچنین با مقایسه این سه سناریو میزان کاهش بدهی دولت در شرایط بکارگیری قاعده تراز بودجه‌ای از دو سناریوی درآمدی و هزینه‌ای بیشتر است. بررسی وضعیت متغیر نرخ ارز بیانگر آن است که در هر پنج قاعده در نظر گرفته شده نرخ ارز حقیقی با کاهش مواجه خواهد شد که دلیل اصلی آن افزایش نرخ تورم در مقایسه با افزایش نرخ ارز اسمی است. همچنین در این شرایط میزان

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

تقاضای ارز برای خانوار ریکاردوئی افزایش می‌یابد که دلیل آن افزایش نرخ ارز حقیقی است که باعث افزایش این تقاضا شده است. دلیل دیگر افزایش تقاضای ارز توسط این نوع خانوارها آن است که به‌دلیل افت نرخ تورم، انتظارات تورمی خانوارهای ریکاردوئی افزایش یافته و همین امر باعث افزایش تقاضای سفته‌بازی ارز خواهد شد. همان‌گونه که از نمودار ۱۷ مشخص است، در دو قاعده مخارجی و درآمدی واکنش متغیرها بسیار شدیدتر از سه قاعده دیگر است که همین امر بیان‌گر نوسانات به نسبت بالاتر اقتصادی در این دو قاعده مالی است.

نمودار (۳) توابع واکنش آنی نسبت به یک شوک بهره‌وری بخش نفت را نشان می‌دهد. در شرایطی که یک شوک بهره‌وری بخش نفت به وقوع می‌پیوندد نتایج حاصل نشان می‌دهد که تولید در بخش نفتی و غیرنفتی افزایش خواهد یافت. همچنین میزان بدهی دولت در هر ۵ قاعده کاهش خواهد یافت. اما در دو قاعده ساختاری بودجه و ضدچرخه‌ای میزان بدهی دولت بعد از یک دوره شروع به افزایش می‌نماید. دلیل افزایش در دو قاعده مذکور واکنش ضدچرخه‌ای به افزایش تولید نفت است. اما در سه قاعده درآمدی، هزینه‌ای و تعادل بودجه‌ای تغییرات زیادی به‌وجود نمی‌آید و صرفا بدهی دولت کاهش خواهد یافت.

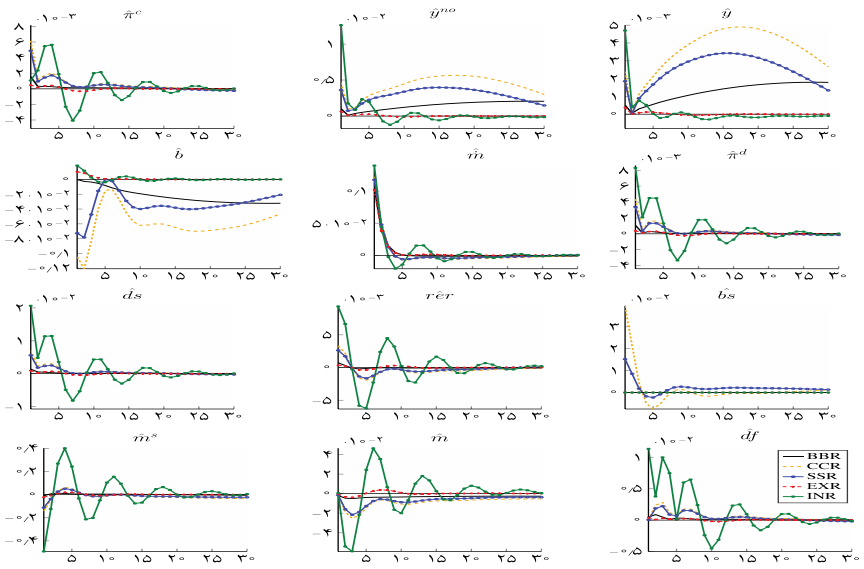


نمودار ۴. توابع واکنش آنی به شوک قیمت نفت

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

در این شرایط در بازار ارز در ابتدا نرخ ارز افزایش می‌یابد اما بعد از یک دوره با کاهش مواجه خواهد شد. برآیند دو متغیر نرخ ارز اسمی و نرخ تورم باعث کاهش نرخ ارز حقیقی می‌گردد که این موضوع سبب افزایش تقاضا برای ارز خانوار رکاردوئی در ابتدا خواهد شد و پس از دوره زمانی کوتاه‌مدت با افزایش عرضه ارز در بازار به‌دلیل افزایش تولید نفت، نرخ ارز حقیقی افزایش و تقاضای خانوار ریکاردوئی برای ارز کاهش خواهد یافت. در شرایط یک شوک نفتی میزان ارز در اختیار دولت افزایش خواهد یافت که در ابتدا باعث کاهش نرخ ارز رسمی در دو قاعده درآمدی و هزینه‌ای می‌گردد. اما در خصوص سایر قواعد مالی در نظر گرفته شده نرخ ارز رسمی تغییر چندانی نیافته است و پس از یک دوره شروع به افزایش می‌نماید و در نهایت به تعادل خواهد رسید. نکته قابل توجه در خصوص متغیرهای در نظر گرفته شده برای نرخ ارز در این مطالعه آن است که در قواعد درآمدی و هزینه‌ای میزان تغییرات نوسانی‌تر از سه قاعده تعادل بودجه‌ای، ساختاری و ضدچرخه‌ای است.

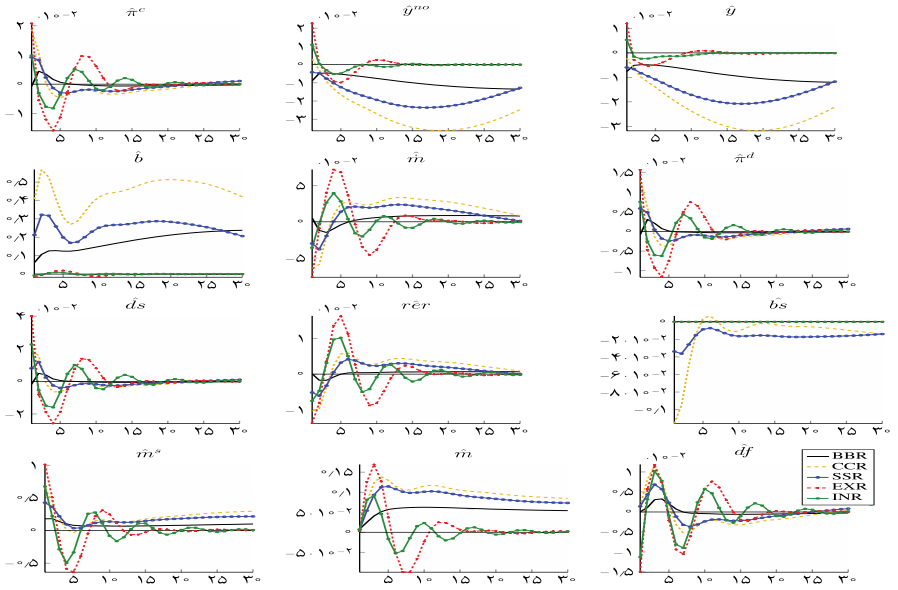


نمودار ۵. توابع واکنش آنی به شوک پولی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

توابع واکنش آنی نسبت به یک شوک قیمت نفت در نمودار (۵) نشان داده شده است. بر اثر وقوع شوک قیمت حقیقی نفت همانند شوک بهره‌وری نفت، تولید بخش غیرنفتی و تولید کل، افزایش پیدا می‌کند. این نکته در مورد قاعده تراز بودجه باعث افت تولید غیرنفتی می‌شود، بنابراین افت تولید غیرنفتی در این قاعده نشان می‌دهد که به‌نوعی بیماری هلندی نمود کاملی خواهد داشت. در مورد سایر قواعد مالی نیز بعد از گذشت چند دوره بیماری هلندی نمایان می‌شود. به‌علاوه، بر اثر این شوک، نرخ تورم مصرف‌کننده و تولیدکننده ابتدائاً افزایش پیدا می‌کند. دلیل این امر آن است که افزایش قیمت نفت موجب افزایش انتظارات تورمی افراد شده و همین امر نرخ تورم را افزایش می‌دهد. همین موضوع هم باعث افزایش تقاضای سفته‌بازی ارز و بنابراین نرخ ارز بازار آزاد شده است. در دو قاعده درآمدی و هزینه‌ای، سیاست‌گذار پولی نیز در راستای کنترل آثار تورمی حاصله سعی می‌کند از طریق کاهش نرخ ارز رسمی، موجب کاهش پایه پولی شود. از آن‌جا که افزایش درآمدهای نفتی در نتیجه افزایش قیمت نفت رخ می‌دهد، بدهی دولت نیز کاهش یافته و بنابراین مازاد بودجه نیز افزایش می‌یابد.



نمودار ۶. توابع واکنش آنی به شوک ارز رسمی

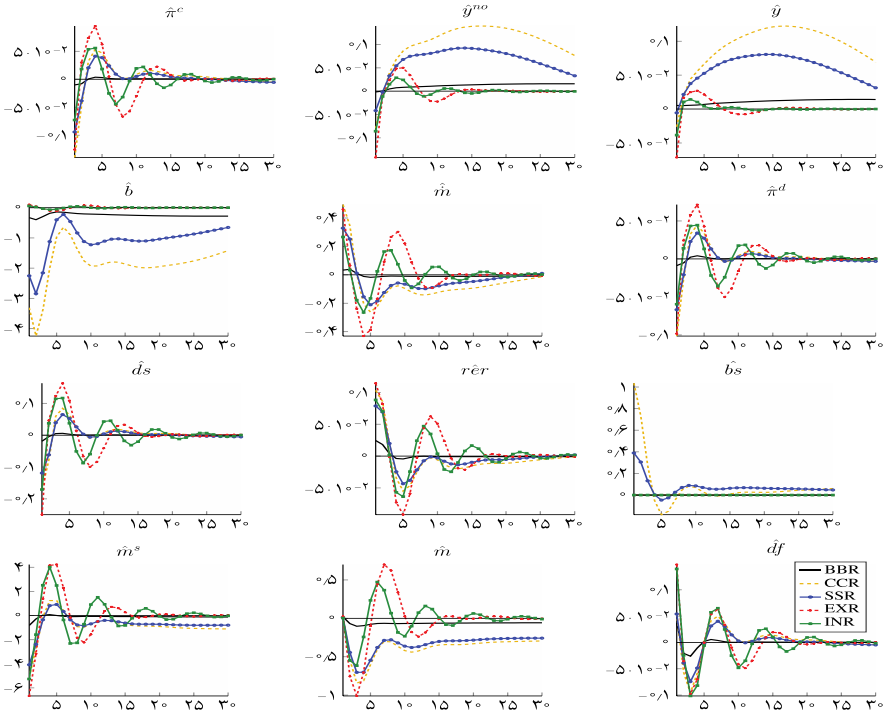
[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

نمودار (۶) توابع واکنش آنی متغیرهای مد نظر نسبت به شوک سیاست پولی انبساطی را گزارش می‌کند. بر اثر وقوع یک شوک سیاست پولی انبساطی، براساس مبانی نظری، میزان تولید غیرنفتی در هر پنج سناریو افزایش خواهد یافت. اما میزان این افزایش متفاوت است به نحوی که در قاعده درآمدی میزان افزایش تولید بیشتر از سایر قواعد مالی است. این شرایط برای تولید کل اقتصاد نیز برقرار است. در شرایط یک سیاست پولی انبساطی، میزان تورم مصرف‌کننده و تولیدکننده افزایش یافته و این میزان افزایش در مورد تورم تولیدکننده، در قاعده درآمدی از سایر قواعد مالی در نظر گرفته شده بیشتر است. اما در مورد تورم مصرف‌کننده، تحت قاعده هزینه‌ای دولت بیشترین افزایش را شاهد هستیم. در شرایط سیاست پولی انبساطی با توجه به افزایش تولید، میزان کسری بودجه در حالت ضدچرخه‌ای و قاعده بودجه ساختاری کاهش یافته است. اما در قواعد درآمدی و هزینه‌ای میزان کسری بودجه افزایش نشان می‌دهد. دلیل افزایش بدهی در دو قاعده مذکور این است که در اثر سیاست پولی انبساطی نرخ بهره کاهش یافته و بنابراین درآمد دولت از محل استقراض نیز کاهش می‌یابد. به همین دلیل جهت حفظ سطح درآمد از این مسیر، دولت حجم استقراض خود را افزایش می‌دهد. افزایش نرخ تورم نیز باعث افزایش نرخ ارز آزاد و رسمی می‌شود که افزایش این دو متغیر از افزایش نرخ تورم بیشتر است که باعث افزایش نرخ ارز حقیقی نیز می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]



نمودار ۷. توابع واکنش آنی به شوک مداخله بانک مرکزی در بازار آزاد ارز

نمودار (۷) توابع واکنش آنی نسبت به یک شوک نرخ ارز رسمی را نشان می‌دهد. همان‌گونه که از این نمودار مشخص است، در نتیجه وقوع این شوک و افزایش نرخ ارز رسمی، نرخ تورم مصرف‌کننده و تولیدکننده افزایش یافته و بنابراین نرخ ارز بازار آزاد نیز افزایش می‌یابد. افزایش نرخ ارز رسمی در دو قاعده درآمدی و هزینه‌ای باعث افزایش تولید کل و تولید غیرنفتی می‌شود اما در سه قاعده دیگر، این دو متغیر واکنش منفی از خود به نمایش می‌گذارند. در واقع در دو قاعده درآمدی و هزینه‌ای به‌دلیل مدیریت درآمدها و هزینه‌های دولت بر اساس قواعد پیشنهادی، آثار کاهش نرخ بهره و بهبود صادرات در بخش تولید غیرنفتی باعث می‌شود محصول واکنش مثبت نشان دهد. به همین دلیل هم هست که در این دو قاعده سطح بدهی دولت کاهش می‌یابد در

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

حالی که در سه قاعده دیگر، سطح بدهی به شکل قابل توجه‌تری افزایش پیدا می‌کند. رفتار مازاد بودجه دولت نیز بر همین اساس به‌صورت معکوس سطح بدهی عمل کرده و در دو قاعده درآمدی و هزینه‌ای افزایش و در سه قاعده دیگر کاهش پیدا می‌کند. به‌علاوه، افزایش نرخ ارز رسمی موجب افزایش انتظارات خانوارهای ریکاردویی نسبت به نرخ ارز بازار آزاد شده و تقاضای سفته‌بازی ارز آن‌ها نیز افزایش می‌یابد.

نمودار (۷) توابع واکنش آنی نسبت به شوک مداخله بانک مرکزی در بازار آزاد ارز را نشان می‌دهد. طبق این نمودار، افزایش مداخله بانک مرکزی در بازار آزاد ارز منجر به افزایش عرضه ارز در این بازار و بنابراین افت نرخ ارز بازار آزاد می‌شود. مداخله بیشتر بانک مرکزی در بازار آزاد ارز به منزله کاهش عرضه ارز در بازار رسمی است که همین امر منتهی به افزایش نرخ بازار رسمی ارز می‌شود. کاهش نرخ ارز آزاد نیز در ابتدا منجر به کاهش صادرات غیرنفتی می‌شود که به مفهوم افت اولیه تولید غیرنفتی و بنابراین تولید کل است. با این حال این افت تنها دو دوره به طول می‌انجامد چرا که مداخله بانک مرکزی در این بازار تنها منجر به کنترل دو دوره‌ای نرخ ارز در بازار آزاد می‌شود. در اثر کاهش نرخ ارز بازار آزاد، نرخ تورم مصرف‌کننده و تولیدکننده نیز کاهش می‌یابد. در نتیجه بانک مرکزی در واکنش به افت همزمان تولید و تورم، نرخ رشد پایه پولی را افزایش می‌دهد. به‌دلیل افت نرخ تورم و افزایش همزمان نرخ ارز بازار رسمی، نرخ ارز حقیقی نیز کاهش می‌یابد. به‌دلیل افزایش نرخ ارز رسمی و فروش ارز با قیمتی بالاتر در بازار آزاد ارز، درآمدهای دولت افزایش یافته و همین امر باعث می‌شود سطح بدهی خود را پایین‌تر نگه دارد. در نتیجه در هر ۵ قاعده مالی، بدهی دولت کاهش پیدا می‌کند. افزایش درآمدهای دولت و کاهش سطح بدهی آن به منزله افزایش مازاد بودجه است.

۲-۳. انتخاب قاعده مناسب برای اقتصاد ایران

جهت مقایسه و نهایتاً انتخاب بهترین قاعده مالی برای اقتصاد ایران از دو رویکرد استفاده می‌کنیم. رویکرد اول مبتنی بر داده‌های دنیای واقعی و برآورد مدل با ۵ قاعده مالی معرفی شده با استفاده از رویکرد بیزی است که بر اساس آن می‌توان انطباق مدل‌ها با داده‌های دنیای واقعی را بررسی نمود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

در رویکرد دوم، تابع زیان اجتماعی تعریف شده و انتخاب بین قواعد مختلف مالی بر اساس این حداقل زیان اجتماعی که معادل حداکثر رفاه اجتماعی است مبنا قرار داده می‌شود.

۱-۲-۳. مقایسه قواعد مالی با رویکرد بیزی

رویکرد اول برای مقایسه و انتخاب بین قواعد مختلف مالی استفاده از معیار آماری چگالی حاشیه‌ای[1] در چارچوب رویکرد بیزی است. بر اساس این روش می‌توان تشخیص داد کدام قاعده مالی بهتر می‌تواند داده‌های دنیای واقعی را توضیح دهد. مزیت بهره‌گیری از معیار چگالی نهایی ممانعت از افزایش بی‌رویه پارامترهاست که بر اساس آن افزایش تعداد پارامترها لزوما منجر به انتخاب مدل نمی‌شود و تنها معیار انتخاب مدل، توانایی آن در توضیح‌دهندگی داده‌هاست. لازم به توضیح است که با استفاده از این رویکرد ابتداً می‌توان صحت الگوی برآورد شده در بخش ۳ را بررسی نمود. به‌عبارت دیگر، می‌توان نشان داد که آیا بین قواعد پنج‌گانه مالی که معرفی شده و مدل برآورد شده، کدام مدل بهتر توانسته داده‌های دنیای واقعی را توضیح دهد. پس از بررسی این نکته که مدل برآورد شده به درستی انتخاب شده، این مدل کنار گذاشته شده و از بین مدل‌های با قواعد مالی مختلف بر اساس معیار نسبت بیز۲ قاعده مالی مناسب بر اساس داده‌های دنیای واقعی انتخاب می‌گردد. احتمال پسین و نسبت بیز مدل‌های تحت بررسی در جدول ۳ گزارش شده است.

جدول ۳. مقایسه احتمال پسین مدل‌ها (بر اساس تقریب لاپلاس)[3]

مدل	BBR	CCR	SSR	EXR	INR
احتمال پیشین	۰/۲	۰/۲	۰/۲	۰/۲	۰/۲
لگاریتم چگالی حاشیه‌ای	-۱۲۶۳۱/۸۹	-۱۲۷۴۶/۷۴	-۱۲۶۱۶/۶۳	-۱۲۶۷۶/۰۷	۱۲۶۶۹/۹۷
نسبت بیز	۰	۰	۱	۰	۰
احتمال پسین مدل	۰	۰	۱	۰	۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Marginal Density
2. Bayes Ratio
3. Laplace approximation

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

بر اساس جدول (۳) قاعده مالی مازاد بودجه ساختاری بالاترین لگاریتم چگالی حاشیه‌ای، نسبت بیز و بنابراین احتمال پسین را داراست. لذا، می‌توان گفت، قاعده مازاد بودجه ساختاری می‌تواند بهترین ساختار قاعده مالی مناسب برای اقتصاد ایران باشد. لازم به توضیح است که مقایسه مدل‌ها با در نظر گرفتن مدل برآورد شده نیز انجام شد و این مدل بالاترین لگاریتم چگالی حاشیه‌ای و بنابراین احتمال پسین را برخوردار بود که به‌دلیل پایین‌تر بودن اهمیت آن در جدول(۳) گزارش نشده است. رتبه بعد از این مدل را مدل با قاعده مالی مازاد بودجه ساختاری به خود اختصاص می‌دهد که در جدول ۳ گزارش شده است. جهت بررسی دقیق‌تر انتخاب قاعده مالی مناسب برای اقتصاد ایران در بخش بعد تابع زیان مبنای تصمیم‌گیری قرار می‌گیرد.

۲-۲-۳. انتخاب قاعده مناسب بر اساس زیان اجتماعی

در این بخش برای انتخاب قاعده مالی مناسب برای ساختار اقتصاد ایران از یک تابع زیان استاندارد که معمولا در مدل‌های DSGE جهت انتخاب مدل مناسب استفاده می‌شود، بهره می‌گیرد. در واقع همان‌گونه که وودفورد۱ (۲۰۰۳) نشان می‌دهد، می‌توان از تقریب مرتبه اول تابع مطلوبیت خانوار به یک تابع زیان که به‌صورت مجموع مربعات انحرافات از وضعیت پایدار نرخ تورم و تولید تعریف می‌شود، دست یافت. لذا، می‌توان تابع زیانی به‌صورت زیر را مبنای ارزیابی رفاهی مدل‌های مختلف قرار داد، بدین صورت که زیان اجتماعی کمتر به مفهوم رفاه اجتماعی بالاتر خواهد بود.

$$L = \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i [\hat{x}_t^2 + \Psi_\pi \hat{\pi}_t^2] \qquad (۶۳)$$

که در آن Ψ_π ضریبی است که بیان‌گر تفاوت اهمیت تورم نسبت به تولید در زیان اجتماعی است. اگر $\Psi_\pi > 1$ باشد به مفهوم آن است که نرخ تورم نسبت تولید از اهمیت بالاتری برخوردار است. اگر $\Psi_\pi < 1$ باشد به مفهوم اهمیت بیشتر تولید نسبت به تورم در زیان اجتماعی

1. Woodford (2003)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

است و چنانچه این پارامتر برابر با یک باشد به مفهوم وزن یکسان تورم و تولید است. بر این اساس، زیان اجتماعی برای پنج سناریوی قواعد مالی و برای سه حالت اهمیت برابر، بیشتر و کمتر نرخ تورم نسبت به شکاف تولید محاسبه شده و قاعده مالی با حداقل زیان اجتماعی به‌عنوان قاعده مناسب برای اقتصاد ایران در نظر گرفته می‌شود. اندازه زیان اجتماعی برای قواعد مختلف مالی و ضرایب اهمیت متفاوت در جدول ۴ گزارش شده است.

جدول ۴. زیان اجتماعی در قواعد مختلف مالی

مدل	BBR	CCR	SSR	EXR	INR
زیان با وزن یکسان	۸/۴۹۴۱	۷/۹۵۶۹	۶/۳۱۶۲	۲۲/۷۳۵۲	۱۱/۶۵۵
زیان با وزن بیشتر تورم	۹/۳۵۴۷	۱۱/۱۳۴۳	۹/۲۳۸۸	۳۶/۶۲۱۳	۲۳/۶۹۸
زیان با وزن بیشتر تولید	۱۰/۸۹۷	۱۰/۶۶۴۳	۸/۳۰۵۳	۲۸/۵۴۸۴	۱۲/۶۶۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول ۴ گزارش شده است، از میان قواعد مالی تحت بررسی، قاعده مالی مازاد بودجه ساختاری (SSR)، در هر سه حالت وزن یکسان، بیشتر و کمتر نرخ تورم نسبت به شکاف تولید دارای حداقل زیان اجتماعی است. بنابراین می‌توان ادعا نمود که قاعده مازاد بودجه ساختاری بهترین قاعده مالی مناسب برای اقتصاد ایران است. این نکته در کنار معیار آماری که در بخش قبل بر اساس نسبت بیز ارائه شد، مؤید آن است که هم به لحاظ آماری و هم از جنبه رفاهی، قاعده مالی مناسب برای اقتصاد ایران قاعده SSR است.

۳-۲-۳. تأثیر نظام ارزی بر عملکرد قاعده مالی مناسب

بعد از این‌که نشان داده شد قاعده مالی مناسب برای اقتصاد ایران قاعده مازاد ساختاری (SSR) است، در این بخش به دنبال بررسی تأثیر رژیم‌های مختلف ارزی بر قاعده انتخاب شده هستیم. برای این منظور، سه نظام ارزی شناور، شناور مدیریت شده و ثابت در نظر گرفته می‌شود. نظام در نظر گرفته شده در مدل پایه، نظام شناور مدیریت شده است چرا که در مدل پایه بانک مرکزی علاوه بر کنترل پایه پولی، به مدیریت نرخ ارز در دو بازار آزاد و رسمی نیز می‌پردازد. با این حال، علی‌رغم نظام شناور مدیریت شده، نظام ارزی مدل پایه از نوع دو نرخی فرض شده است. به همین

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

دلیل، نظام شناور مدیریت شده در این بخش به دو صورت نظام شناور مدیریت شده دو نرخی و تک‌نرخی در نظر گرفته می‌شود. برای لحاظ نظام تک‌نرخی کافی است به جای معادله ۴-۵۴ رابطه $S_{S,t} = S_{F,t}$ قرار داده شود. به‌علاوه برای این‌که نظام شناور ارزی را بتوان در مدل در نظر گرفت می‌بایست رابطه ۴-۳۱ از مدل کنار گذاشته شده و به جای آن معادله $FR_t = FR_{t-1}$ در نظر گرفته می‌شود چون در نظام ارزی شناور، نرخ ارز از طریق تراز بودن حساب تراز پرداخت‌ها به‌دست می‌آید. برای نظام نرخ ارز ثابت نیز عدم وجود سیاست پولی در نظر گرفته می‌شود، بنابراین رابطه ۴-۲۹ کنار گذاشته شده و به جای آن از رابطه $m_t = m_{t-1}$ استفاده می‌شود. لازم به توضیح است که به غیر از مدل پایه، در سایر مدل‌ها فرض بر نظام تک‌نرخی ارز است. برای بررسی تأثیر نظام ارزی بر اثرگذاری قاعده مالی همانند بخش‌های قبلی از معیار زیان اجتماعی معرفی شده در رابطه ۴-۱۲۸ بهره می‌بریم. مقدار زیان اجتماعی در چهار حالت نظام شناور مدیریت شده دونرخی، نظام شناور مدیریت شده تک‌نرخی، نظام ارزش شناور و نظام ارزی ثابت در جدول ۵ گزارش شده است. همچنین همانند جدول ۴، وزن‌های مختلفی نیز برای تورم و تولید در نظر گرفته شده است.

جدول ۵. زیان اجتماعی قاعده مالی SSR در نظام‌های مختلف ارزی

مدل	شناورمدیریت شده دونرخی	شناورمدیریت شده تک‌نرخی	شناور	ثابت
زیان با وزن یکسان	۶/۳۱۶۲	۵/۰۵۷۴	۸/۲۳۸۵	۱۵/۷۲۳۵
زیان با وزن بیشتر تورم	۹/۲۳۸۸	۵/۴۹۰۳	۹/۷۹۳۱	۱۶/۸۶۴۵
زیان با وزن بیشتر تولید	۸/۳۰۵۳	۵/۷۸۳۹	۸/۶۳۸۱	۱۸/۹۰۰۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جدول ۵ ملاحظه می‌شود که نظام شناور مدیریت شده تک‌نرخی می‌تواند منجر به رفاه اجتماعی بالاتر همزمان با اجرای قاعده SSR شود. همچنین، دو نظام ارزی شناور و ثابت نیز رفاه اجتماعی را کاهش می‌دهند. به بیان دیگر، مداخله بانک مرکزی در بازار ارز همزمان با سیاست‌گذاری پولی می‌بایست اجرا شود. این مسأله بر اساس ساختار اقتصاد ایران نیز درست به نظر می‌رسد چرا که بخش اصلی ترازنامه بانک مرکزی را خالص دارایی‌های خارجی شکل

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

می‌دهد که همین امر باعث می‌شود سیاست‌گذار پولی قادر به کنترل تورم و ثبات اقتصادی از طریق صرفا اعمال سیاست پولی نباشد و در کنار این موضوع می‌بایست از طریق مدیریت بازار ارز، ترازنامه خود را کنترل نماید. همچنین، بر اساس جدول ۵، زیان رفاهی زمانی که وزن یکسانی به تورم و شکاف تولید داده می‌شود کمتر است. به بیان دیگر، به نظر می‌رسد اگر سیاست‌گذاران پولی و مالی نگاه یکسانی نسبت به تولید و تورم داشته باشند، آثار رفاهی بالاتری را به همراه خواهد داشت.

۴. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این فصل پس از معرفی یک مدل اقتصاد کلان باز کوچک با نظام ارزی شناور مدیریت شده دو نرخی برای اقتصاد ایران و برآورد آن با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد کلان ایران در دوره ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۸، پنج قاعده مالی متناسب با ساختار اقتصاد ایران معرفی شد. این قواعد عبارت هستند از: (i) قاعده تراز بودجه (BBR)، (ii) قاعده مالی ضدچرخه‌ای (CCR)، (iii) قاعده مالی مازاد ساختاری بودجه (SSR)، (iv) قاعده مخارج دولت (EXR) و (v) قاعده درآمد دولت (INR).

پس از بررسی نتایج تجربی و پویایی‌های مدل در مواجه با شوک‌های مختلف تحت این پنج قاعده مالی و مقایسه نحوه اثرگذاری این قواعد در واکنش متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان نسبت به شوک‌های ساختاری و واکنش سطح بدهی دولت در هر کدام از این قواعد، جهت بررسی و انتخاب قاعده مالی مناسب برای اقتصاد ایران از دو رویکرد زیان اجتماعی و قاعده آماری نسبت بیز استفاده شد. نتایج این بررسی‌ها نشان داد که هم معیار آماری و هم معیار رفاهی (زیان‌اجتماعی) مؤید آن هستند که قاعده مناسب برای اقتصاد ایران قاعده مالی SSR است. به بیان دیگر، به‌دلیل این‌که بخش اصلی درآمد دولت را درآمدهای ناشی از فروش نفت تشکیل می‌دهد، پیروی از یک قاعده مازاد ساختاری بودجه این امکان را می‌دهد که آثار منفی نوسانات شدید درآمدهای نفتی بر ساختار اقتصاد کلان را حداقل ساخته و بودجه خود را نیز به شکل بسیار بهتری متوازن نگه دارد.

جهت بررسی تأثیر نظام ارزی بر عملکرد قاعده مالی انتخاب شده، چهار نظام ارزش شناور مدیریت شده دو نرخی، شناور مدیریت شده تک نرخی، شناور و ثابت فرض شده و زیان

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

اجتماعی معرفی شده در این ۴ سناریو در کنار قاعده مالی SSR مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد که نظام نرخ ارز شناور مدیریت شده تک‌نرخی در کنار قاعده مالی منتخب به رفاه اجتماعی بالاتری می‌انجامد. به بیان دیگر، مداخله بانک مرکزی در بازار ارز همزمان با سیاست‌گذاری پولی می‌بایست اجرا شود. این مسأله بر اساس ساختار اقتصاد ایران نیز درست به نظر می‌رسد چرا که بخش اصلی ترازنامه بانک مرکزی را خالص دارایی‌های خارجی شکل می‌دهد که همین امر باعث می‌شود سیاست‌گذار پولی قادر به کنترل تورم و ثبات اقتصادی از طریق صرفا اعمال سیاست پولی نباشد و در کنار این موضوع می‌بایست از طریق مدیریت بازار ارز، ترازنامه خود را کنترل نماید.

منابع

توکلیان، حسین و احمدرضا جلالی نائینی (۱۳۹۶). «سیاست‌گذاری پولی و ارزی صلاحدیدی و بهینه در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برآورد شده برای اقتصاد ایران». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*.

خیابانی ناصر، دلفان محبوبه (۱۳۹۶). «آثار تکانه مخارج مصرفی دولت بر متغیرهای کلان بخش خصوصی در ایران؛ رهیافت مدل تعادل عمومی پویای تصادفی»، *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۷(۶۷)، صص ۹۱-۶۷.

قاسمی، محمد و پریسا مهاجری (۱۳۹۴). «بررسی رفتار چرخه‌ای سیاست مالی در ایران». *پژوهشنامه اقتصادی*، (۱۵)۵۶، صص ۱۰۴-۷۵.

قانون برنامه پنج ساله ششم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشور (۱۳۹۶). انتشارات سازمان برنامه و بودجه کشور.

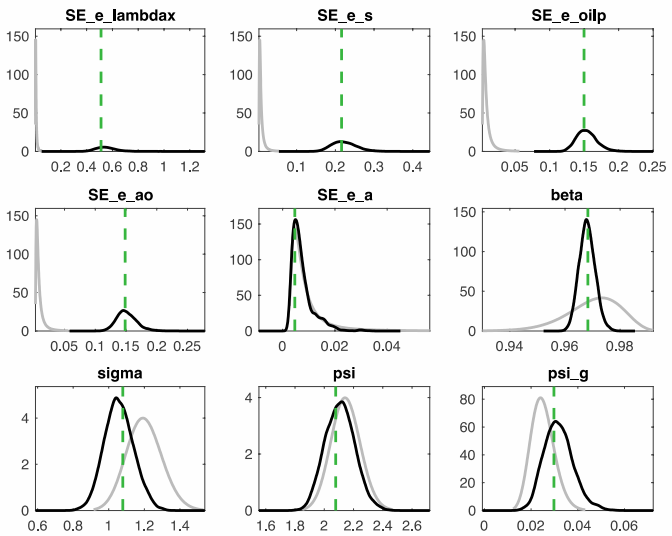
همتی، مریم و حسین توکلیان (۱۳۹۷). «ارزیابی و مقایسه الگوهای مختلف قیمت گذاری بنگاه در اقتصاد ایران (رویکردDSGE)»، *فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی*، سال ۱۱، صص ۶۹۸- ۶۵۵.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

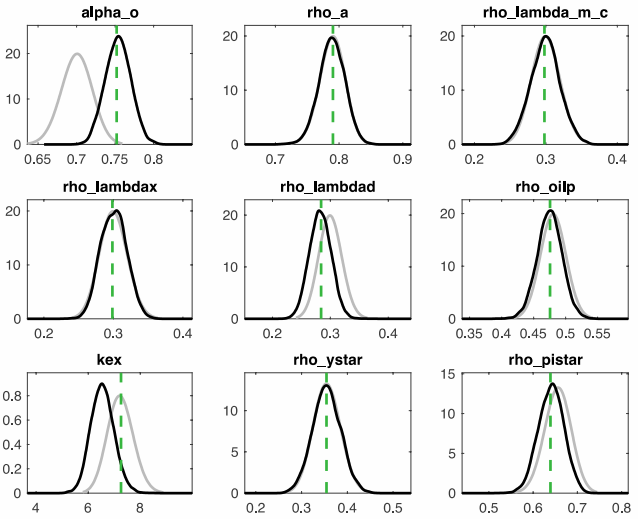
[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]

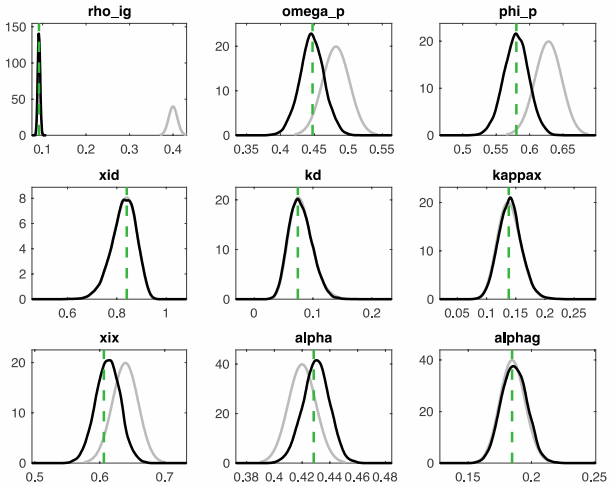
Alesina A. and A. Drazen (1991). "Why Are Stabilizations Delayed?" American Economic Review 81, pp. 88-1170.
Calvo G. A. (1983), "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework". *Journal of Monetary Economics, Sept*, 12(3), pp. 983–998.
Dupor B., Kitamura T. and T. Tsuruga (2010), "Integrating Sticky Prices and Sticky Information," *The Review of Economics and Statistics*, No. 92, pp. 657–669.
Erceg Christopher J., Henderson Dale W. and T. Levin Andrew (2000). "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts". *Journal of Monetary Economics, Elsevier*, vol. 46(2), pp. 281-313.
Ghiaie H., Tabarraei H. and A. Shahmoradi (2020a), "Financial Rigidities and oil-based business cycles". *International Journal of Finance & Economics*.
Goodfriend M. and R.G. King (1997). "The New Neoclassical Synthesis and the role of Monetary Policy". NBER macroeconomics annual, No. 12, pp. 231-283.
Kumhof M. and D. Laxton (2013), "Simple Fiscal Policy Rules for Small Open Economies", *Journal of International Economics*, 91(1), pp. 113-127.
Linnemann L. and A. Schabert (2003). "Fiscal Policy in the new Neoclassical Synthesis". *Journal of Money, Credit and Banking*, pp. 911-929.
Persson T. and G. Tabellini (2000). Political Economics: Explaining Economic Policy. Cambridge, MA: The MIT Press.
Wyplosz C. (2013). *Fiscal Rules: Theoretical Issues and Historical Experience*. In Fiscal Policy after the Financial Crisis, edited by A. Alesina and F. Giavazzi. Chicago: University of Chicago Press.

پیوست



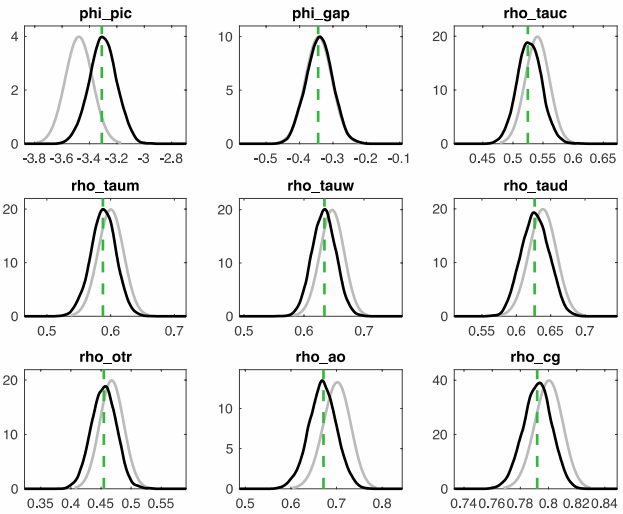
[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]





[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]



نمودار ۸ .توزیع پیشین و پسین پارامترهای برآورد شده

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-09-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.49]