

بررسی اثرات تکانه بهره‌وری بر قیمت‌های اسمی اقتصاد در شرایط بحران بانکی^۱

حسین عباسی نژاد

استاد اقتصاد، گروه اقتصاد اسلامی، پولی و مالی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران

Habasi@ut.ac.ir

سجاد برخورداری دورباش

دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد کاربردی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران

Barkhordari@ut.ac.ir

پوریا اصفهانی (نویسنده مسئول)

دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران

P.esfahaney@ut.ac.ir

نوع مقاله: علمی- پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۳/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۵/۲۴

چکیده

با توجه به شرایط نظام بانکی در سال‌های اخیر، نشانه‌هایی از بروز بحران بانکی در اقتصاد ایران مشاهده شده که با در نظر گرفتن سهم بالای نظام بانکی در تامین مالی فعالیت‌های اقتصادی ایران، در این مقاله اثرات تکانه بهره‌وری بر متغیرهای نرخ تورم، نرخ سود اسمی، نرخ اجاره سرمایه، نرخ سود سپرده‌ها و نرخ سود اعطای تسهیلات با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای عمومی در قالب دو سناریوی حدی عدم وجود بحران و وجود بحران بانکی با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۶۰ بررسی شده است. نتایج نشان‌دهنده تاثیرگذاری کمتر تکانه بهره‌وری در حالت وقوع بحران بانکی نسبت به عدم وقوع آن و تعدیلات ناقص در شرایط بحران بانکی است.

طبقه‌بندی *JEL*: E43، E31، G33.

کلید واژه‌ها: بحران بانکی، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، تکانه بهره‌وری، نرخ تورم، نرخ سود اسمی

۱. این مقاله مستخرج از پایان‌نامه دکترای پوریا اصفهانی به راهنمایی دکتر حسین عباسی نژاد و سجاد برخورداری دورباش در دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران است.

۱. مقدمه

وظیفه اصلی نظام تامین مالی، انتقال وجوه به فرصت‌های سرمایه‌گذاری پربازده و مولد بوده که در سایه آن، نه تنها معاملات اقتصادی به بهترین وجه صورت می‌گیرد بلکه اقتصاد نیز در جهت رشد اقتصادی حرکت می‌کند. نظام مالی با غلبه بر اصطکاکات بخش اقتصاد حقیقی، معاملات را تسهیل و بر رفتار پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و به تبع آن رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد (کرمر^۱، ۲۰۱۶). چنانچه سرمایه به کارکردهای نادرست تخصیص یابد و یا اصلاً جریان پیدا نکند سرمایه‌گذاری مولد کاهش یافته و به تبع آن، موجب رکود اقتصادی و شکل‌گیری بحران مالی می‌شود (هافکت^۲ و همکاران، ۲۰۱۱). اساسی‌ترین بخش یک نظام مالی، نظام بانکی بوده و لذا، بحران بانکی را می‌توان "همان بحران نقدینگی که بانک‌های کشور با آن مواجه هستند"، تعریف نمود.

لیون^۳ (۲۰۱۱) بحران‌های بانکی را به چرخه زندگی حشرات^۴ تشبیه کرده نموده که همانند چرخه زندگی حشرات مورد بی‌اعتنایی قرار گرفته‌اند. حشرات به محصولات کشاورزی و درخت‌ها آسیب جدی می‌رساند؛ بحران‌های بانکی نیز اقتصاد حقیقی را با محدود کردن اعتبارات با چالش‌های اساسی مواجه می‌نمایند. همچنین، بحران‌های مالی از جمله بحران‌های بانکی با شناسایی متغیرهای مالی مفید، اطلاعات ارزشمندی راجع به پویایی‌های آینده متغیرهای اقتصاد کلان در اختیار قرار می‌دهند (میگلیتا و وندیتی^۵، ۲۰۱۹). صندوق بین‌المللی پول^۶ (۱۹۹۸) بحران بانکی را وضعیتی تعریف می‌کند که در آن هجوم بانکی بالقوه، بانک‌ها را به تعلیق بدهی‌های خود یا تحمل مداخله دولت در مقیاس وسیع وادار می‌سازد.

بخش بانکی نقش بسیار با اهمیتی در اقتصادهای درحال توسعه بازی می‌کند زیرا وجود ریسک در بانک‌ها به طور سیستمیک منجر به ایجاد ریسک در سیستم مالی می‌شود. ثبات سیستم بانکی اهمیت ویژه‌ای برای کشورهای درحال توسعه در شرایط توسعه اقتصادی پایدار دارد (امره اسماعیل سووک^۷ و همکاران، ۲۰۱۳). بحران مالی بزرگ

1. Kremer

2. Haefckel

3. Laeven

4. Periodical Cicadas

5. Miglietta & Venditti

6. International Monetary Fund

7. Emreh cevik

سال ۲۰۰۸، نمونه یک بحران با اهمیت در نظام بانکی بود. هرچند این بحران از بخش مسکن آغاز شد، اما این بحران نتیجه اقدامات فدرال رزرو در نظام بانکی ایالات متحده بود. افزایش مشکلات بانکی در مقیاس وسیع، نگرانی‌های زیادی را ایجاد کرده است؛ زیرا بحران بانکی جریان اعتباری به سمت خانوارها و شرکت‌ها را دچار گسست نموده و امکان ورشکستگی بنگاه‌های بخش حقیقی را افزایش می‌دهد. همچنین بحران بانکی می‌تواند عملکرد سیستم پرداخت‌ها را به مخاطره اندازد و از طریق کاهش اعتماد به نهادهای مالی داخلی، باعث کاهش پس‌انداز داخلی و یا خروج سرمایه در مقیاس زیاد شود. در نهایت، یک بحران سیستمی منجر به کاهش سلامت مالی بانک‌ها و تعطیلی آنها می‌شود.

چندین کانال وجود دارد که از طریق آنها ممکن است تکانه‌های برونزای نامساعد وارد شده به اقتصاد سبب کاهش اعتبار و فعالیت اقتصادی گردد، حتی در شرایطی که بخش بانکی نسبتاً در سلامت باشد؛ به طور مثال تکانه‌های نامساعد ممکن است سبب کاهش تقاضای کل شده و باعث شود بنگاه، تولید و سرمایه‌گذاری را قطع کرده و در نتیجه تقاضای اعتباری کاهش یابد. همچنین افزایش نااطمینانی می‌تواند سبب شود بنگاه‌ها با تأخیر به سرمایه‌گذاری و اتخاذ تصمیم‌های اخذ وام بپردازند. در نهایت تکانه‌های نامساعد ممکن است مشکلات کارگزاری را بدتر نموده و روابط وام‌دهی را پیچیده کند (به طور مثال از طریق کاهش ارزش خالص وام گیرنده). به ترتیب این مسئله می‌تواند سبب شود بانک‌ها به وام‌گیرندگان با ریسک‌پذیری بالا وام ندهند (ترس از کیفیت) یا اسپرد وام‌دهی را افزایش دهند. بنابراین، تولید و اعتبار بانکی ممکن است در دوران بحران بانکی تنزل یابد، حتی اگر اثر بازخوردی از بحران بانکی به میزان اعتبار، در دسترس وجود نداشته باشد (دمیرگوک^۱ و همکاران، ۲۰۰۶).

نکته حائز اهمیت این است که در شرایط عادی در یک اقتصاد، تمامی اثرات و تمامی کانال‌های تاثیرگذاری در شرایط عادی به سر می‌برند اما در شرایط بحران بانکی، حداقل انتظار این است که اندازه و میزان تاثیرگذاری تکانه‌ها با کاهش قابل توجه مواجه شود. بنابراین، انتظار می‌رود که بحران بانکی روی جهت یا اندازه تاثیرگذاری سیاست‌ها و تکانه‌ها تاثیرگذار باشد. لذا، این مقاله به دنبال بررسی اثرات تکانه‌های بهره‌وری در شرایط وجود و عدم وجود بحران بانکی خواهد بود. در این راستا از داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۹ و رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده شده است. لذا، این مقاله به دنبال پاسخگویی به سوالات ذیل است:

^۱. Demirguc

- ✓ آیا وجود بحران بانکی، موجب عدم تاثیرگذاری تکانه بهره‌وری خواهد شد؟
 ✓ آیا وجود بحران می‌تواند تاثیرات تکانه بهره‌وری را تنزل دهد؟

اثرات تکانه‌های کلان بر متغیرهای کلان و خرد اقتصاد همواره مورد بحث و نقد پژوهشگران و اقتصاددانان بوده است. یکی از مهم‌ترین تکانه‌های اقتصادی، تکانه بهره‌وری است که تاثیرات مهمی بر متغیرهای کلان اقتصادی دارد. در جدول ۱ نتایج تحقیقات مختلف ارائه شده است.

جدول (۱): خلاصه مطالعات تجربی پیشین

پژوهشگران	موضوع	سال انتشار	روش	نتایج
ذریه و همکاران	اثرات تأثیر تکانه‌های کلان اقتصادی بر متغیرهای سیاستی پولی و مالی	۱۴۰۱	BVAR	الف. اتخاذ سیاست انبساطی سیاست‌گذاران پولی نسبت به شکاف تولید و سیاست انقباضی نسبت به تکانه تورم در کوتاه مدت و از بین رفتن اثرات تکانه در بلندمدت ب. اجرای سیاست انبساطی توسط سیاست‌گذاران مالی نسبت به شکاف تولید در کوتاه‌مدت و بلندمدت ج. اتخاذ سیاست انقباضی در کوتاه‌مدت و سیاست انبساطی در بلندمدت توسط سیاست‌گذاران مالی نسبت به تکانه تورم الف. بیشترین اثرگذاری در میان همه تکانه‌ها بر بیکاری مربوط به تکانه بهره‌وری و عرضه است.
محمدی و همکاران	اثرات تکانه‌های اقتصادی بر بازار نیروی کار	۱۳۹۸	SVECM	ب. تکانه بیکاری در بلندمدت موجب کاهش و تکانه عرضه در بلندمدت موجب افزایش نرخ بیکاری می‌شود. ج. طبق نتایج تجزیه واریانس، مهم‌ترین عامل بیکاری مربوط به تکانه عرضه بوده که در طول زمان سهم این عامل افزایش می‌یابد.
مهرگان و همکاران	اثرات تکانه‌های واقعی بر نوسانات اقتصاد	۱۳۹۶	روش مک کالوم (۱۹۸۹)	الف. بالاترین پایداری تکانه‌های واقعی به ترتیب مربوط به بخش‌های نفت و کشاورزی بوده که نوسان‌پذیری بخش نفت از کشاورزی نیز بیشتر است. ب. نوسان‌های تولید ناشی از تکانه واقعی از یک فرآیند کوهانی شکل پیروی نموده که این نوسان‌ها پس از یک یا دو دوره به حداکثر خود رسیده، سپس کاهش می‌یابند.
بنی‌اسدی و محسنی	اثرات تکانه‌های دائمی و موقتی بهره‌وری بر	۱۳۹۳	ARDL	تکانه‌های موقتی بهره‌وری، مهم‌ترین منبع تغییرات در شدت مصرف انرژی در کوتاه‌مدت بوده و تکانه‌های

دائمی بهره‌وری منجر به کاهش شدت مصرف انرژی در بلندمدت شده‌اند.			شدت مصرف انرژی
تکانه‌های طرف تقاضا بر خلاف تکانه‌های طرف عرضه بر تغییرات تولید اثرات گذرا دارند.	شیوه‌های توصیفی	۱۳۸۷	اثرات تکانه‌های بهره‌وری بر رشد اقتصادی اثرات تکانه‌های
الف. این تکانه‌ها با مختل کردن موقت سرمایه‌گذاری موجب ماندگاری دائمی اثرات منفی خواهند شد. ب. با وجود کاهش تقاضای کل در اثر این تکانه‌ها، ممکن است موجب اثرات تورمی تقویت و طولانی شود.	DSGE	۲۰۲۲	سمت عرضه در اقتصاد با بیکاری کینزی و بهره‌وری درون‌زا
الف. کاهش نرخ رشد اقتصادی در نتیجه تکانه منفی عرضه ب. کاهش نرخ رشد اقتصادی در نتیجه تکانه نرخ ارز ج. کاهش نرخ رشد اقتصادی پس از یک دوره کوتاه در نتیجه تکانه پولی د. تاثیر مثبت و سپس منفی تکانه بازار سهام بر نرخ رشد اقتصادی	B-VAR	۲۰۱۹	اثرات تکانه‌های کلان بر تولید ناخالص داخلی
نقش بی معنی تکانه بهره‌وری در تعیین تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی	DSGE	۲۰۱۶	اثرات کلان تکانه بهره‌وری در یک اقتصاد باز کوچک
کاهش ساعات کار در ۲۶ صنعت از ۳۱ صنعت در نتیجه تکانه مثبت بهره‌وری	SVAR	۲۰۱۳	اثرات تکانه بهره‌وری بر ساعات کار

منبع: مطالعات تحقیق

مطالعاتی که در جدول ۱ مورد بررسی قرار گرفتند نقش تکانه‌های مختلف را بر روی متغیرهای مختلف اقتصادی کلان و خرد مورد ارزیابی قرار دادند. وجه تمایز اصلی این مقاله نسبت به سایر مقالات در لحاظ نمودن شرایط بحران بانکی در مدل‌سازی می‌باشد. در واقع، این مقاله به دنبال بررسی اثرات تکانه بهره‌وری بر متغیرهای کلان اقتصادی در شرایط وقوع و عدم وقوع بحران بانکی و مقایسه اثرات بحران در زمان وقوع تکانه بهره‌وری در دو حالت مزبور است. همچنین، تمایز دیگر این مقاله نسبت به سایر مقالات در حوزه

1. Fornaro & wolf

2. Maboudian & Ehsani

3. Arčabić

4. Khan & Tsoukalas

بحران بانکی، نحوه مدلسازی و لحاظ بحران بانکی در مدل است. در این مقاله، ریسک سیستمیک ناشی از بحران بانکی در قالب دو سناریوی حدی λ مساوی یک و صفر مدلسازی شده و اثرات تکانه بهره‌وری بر متغیرهای اقتصاد کلان تحت شرایط این دو سناریو مورد مقایسه قرار گرفته است. لازم به ذکر است که این مقاله در ۴ بخش اصلی شامل مقدمه، مدلسازی، کالیبراسیون و نتیجه‌گیری و پیشنهادات تنظیم شده است.

۲. مدلسازی

۱-۲. خانوار

تابع مطلوبیت و ترجیحات خانوار نوعی به شکل معادله ۱ در نظر گرفته می‌شود. خانوار نوعی، مطلوبیت را از مصرف کل C_t ، فراغت $1-N_t$ و نگهداری مانده حقیقی پول $\frac{M_t}{P_t}$ در قالب تابع مطلوبیت MIU^1 کسب می‌کند:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, N_t, \frac{M_t}{P_t}) \equiv E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\log C_t + \psi_n(1 - N_t) + \psi_m \log(\frac{M_t}{P_t})) \quad (1)$$

در این تابع، β عامل تنزیل ($0 \leq \beta \leq 1$)، ψ_n عکس کشش عرضه نیروی کار و ψ_m عکس کشش تقاضای پول می‌باشد. در هر دوره، خانوار N_t واحد نیروی کار با نرخ W_t و K_t واحد سرمایه با نرخ R_t^k به بنگاه‌ها عرضه می‌نماید. خانوار تابع مطلوبیت خود را نسبت به قید بودجه (رابطه (۲)) و قاعده انباشت سرمایه خصوصی (رابطه (۳)) حداکثر می‌نماید.

$$\int_0^1 P_{jt} C_{jt} dj + P_t I_t + M_t + B_t + D_t \leq R_t^k K_{t-1} + W_t N_t + M_{t-1} + \pi_t^f + \pi_t^b - T_t + (1 + i_{t-1}) B_{t-1} + (1 + r_{t-1}^d) D_{t-1} \quad (2)$$

$$K_t = I_t + (1 - \delta) K_{t-1} \quad (3)$$

که در آن P_{jt} قیمت کالاهای مصرفی، P_t شاخص قیمت، درآمد ناشی از کار $W_t N_t$ ، درآمد ناشی از فروش سرمایه $R_t k_{t-1}$ ، I_t حجم سرمایه‌گذاری، Π_t^b در آمد خانوار از محل سود توزیع نشده بانک‌ها، Π_t^f درآمد خانوار از محل سود توزیع شده بنگاه‌های

¹. Money in Utility

تولیدکننده کالای واسطه‌ای (پروین و همکاران، ۱۳۹۳)، B_t ارزش اسمی اوراق قرضه و T_t مالیات مقطوع از طرف خانوار هستند. خانوار ریسک‌گریز در نظر گرفته شده و حجم سپرده خانوار در بانک D_t و R_{t-1}^d و $R_t^d = 1 + r_t^d$ نرخ سود سپرده‌ها است. رابطه عرضه سپرده به بانک‌های مختلف از اتحاد ذیل تبعیت می‌نماید:

$$D_t = \int_0^1 D_{jt} d_t$$

پس از حل مساله بهینه‌سازی خانوار از روش لاگرانژ، شرایط مرتبه اول برای خانوار نوعی بدست آمده که با استفاده از شرایط مرتبه اول و حل آن‌ها، معادلات اولر، عرضه نیروی کار، تقاضای مانده حقیقی پول، فیشر و تقاضای اوراق قرضه استخراج می‌گردد. لذا، عرضه نیروی کار عبارت است از:

$$w_t = \psi_n C_t \quad (۴)$$

رابطه برای تقاضای مانده حقیقی پول شامل:

$$\frac{\psi_m}{m_t} = E_t \left(\frac{i_t}{1+i_t} \right) \frac{1}{C_t} \quad (۵)$$

رابطه اولر نیز بصورت:

$$\beta E_t \frac{1}{C_{t+1}} \frac{(1+i_t)}{\pi_{t+1}} = \frac{1}{C_t} \quad (۶)$$

رابطه فیشر یا همان رابطه بین نرخ اجاره سرمایه و بازده اسمی اوراق بدهی یک دوره‌ای که از تصمیم‌گیری سبد دارایی‌های خانوار بدست می‌آید به صورت معادله ذیل است (تورم ناخالص معادل رابطه $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ است)

$$E_t \left[\frac{(1+i_t)}{\pi_{t+1}} \right] = E_t [r_{t+1}^k + (1 - \delta)] \quad (۷)$$

همچنین، رابطه بین نرخ اجاره سرمایه و نرخ سود سپرده به شرح معادله (۸) است:

$$E_t \left[\frac{(1+r_t^d)}{\pi_{t+1}} \right] = E_t [r_{t+1}^k + (1 - \delta)] \quad (۸)$$

۲-۲-۲. بنگاه‌ها

۲-۲-۱. بنگاه تولید کننده کالای نهایی

کالای نهایی Y_t از طریق زنجیره‌ای از کالاهای واسطه Y_{jt} تولید شده است. با فرض اینکه تمام کالاهای واسطه‌ای، جانشین‌های ناقص با کشش جانشینی ثابت θ هستند، تابع جمع‌کننده مربوط به آن‌ها می‌تواند به صورت زیر تعریف شود:

$$Y_t \leq \left[\int_0^1 Y_{jt}^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}, \theta > 1 \quad (9)$$

با توجه به بردار قیمت نسبی، بنگاه تولیدکننده کالاهای نهایی مقدار کالاهای واسطه‌ای Y_{jt} را انتخاب می‌کند تا سود خود را به حداکثر برساند. پس مسئله بهینه‌سازی بنگاه عبارت است از:

$$\max_{Y_{jt}} E \left\{ P_t \left[\int_0^1 Y_{jt}^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} - \int_0^1 P_{jt} Y_{jt} dj \right\} \quad (10)$$

شرط مرتبه اول، تابع تقاضای زیر را برای بنگاه j ارائه می‌دهد:

$$Y_{jt} \equiv \left(\frac{P_{jt}}{P_t} \right)^{-\theta} \quad (11)$$

که بیانگر تقاضای کالای j به عنوان تابعی از قیمت نسبی و تولید نهایی آن است.

۲-۲-۲. بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای

بنگاه تولیدی کالای واسطه‌ای j ، K_{jt} واحد سرمایه و N_{jt} واحد نیروی کار برای تولید محصول Y_{jt} با توجه به فناوری بازدهی ثابت نسبت به مقیاس استخدام می‌کند:

$$Y_{jt} = A_t N_{jt}^{1-\alpha} K_{jt}^{\alpha}, \alpha \in (0,1) \quad (12)$$

که در آن A_t تکانه فناوری هست که برای همه بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای مشترک است. فرض بر این است که تکانه فناوری فرآیند خودرگرسیون زیر را دنبال می‌کند:

$$A_t = A_{t-1}^{\rho_A} \exp(e_{A_t}) \quad (13)$$

که در آن $\rho_A \in (-1,1)$ یک ضریب خودرگرسیون می‌باشد و e_{A_t} یک تکانه به طور سریالی غیرهمبسته بوده که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف استاندارد σ_A

است. تکانه‌های بهره‌وری مثبت موجب می‌شوند سطح تولید بنگاه تولیدکننده کالای واسطه ارتقا یابد و با امکانات قبلی، تولید بیشتری را انجام دهد. افزایش تولید بنگاه مذکور موجب می‌شود سطح تولید بنگاه تولیدکننده کالای نهایی نیز افزایش یابد. در این شرایط، با توجه به ایجاد مازاد عرضه کالاها و همچنین بروز انتظارات مثبت در اقتصاد، نرخ تورم در کوتاه‌مدت کاهش یابد و به تبع آن، قیمت‌های اسمی نیز در اقتصاد در واکنش به کاهش نرخ تورم با کاهش مواجه می‌شوند. در بلندمدت، با از بین رفتن اثرات تکانه اثرات آن از بین رفته و قیمت‌ها نیز به سطح قبلی خود باز خواهند گشت؛ زیرا، بنگاه‌ها برای تامین مالی فعالیت‌های خود نیاز به نقدینگی داشته و با افزایش تقاضای تسهیلات از سوی بنگاه‌ها و اعطای تسهیلات از سوی بانک‌ها، سرعت گردش پول و میزان نقدینگی و به تبع آن، نرخ تورم نیز افزایش خواهد یافت. لازم به ذکر است که در شرایط بحران بانکی، همانطور که در ادامه نیز توضیح داده خواهد شد، میزان تسهیلات در دسترس کاهش و هزینه تامین مالی افزایش خواهد یافت.

هر بنگاه j مقدار L_{jt} وام از بانک در آغاز هر دوره دریافت و هزینه‌های تولید (هزینه تامین سرمایه و دستمزد نیروی کار) را تامین مالی می‌کند. به عبارت دیگر، فرض می‌شود که منابع تامین مالی یک بنگاه در هر دوره، میزان وامی است که از شبکه بانکی دریافت می‌نماید (پروین و همکاران، ۱۳۹۳؛ ریچارد^۱ و همکاران، ۲۰۱۴؛ غلامی و عباسی‌نژاد، ۱۳۹۷ و هریستوف و هالسوینگ^۲، ۲۰۱۷). این فرض به دلیل شرایط اقتصاد ایران و تامین مالی سرمایه در گردش بنگاه‌ها در ایران از طریق وام در نظر گرفته شده است. به این ترتیب مقدار وام دریافتی برابر است با:

$$L_{jt} = (1 + \lambda)R_t^k K_{jt-1} + W_t N_{jt} \quad (14)$$

نرخ بازپرداخت وام در پایان دوره r_{jt}^l است.

پارامتر λ در معادله (۱۴) نشان دهنده ریسک سیستمیک است. آچاری و یورولمازر^۳ (۲۰۰۷) ریسک سیستمی را ریسکی که در ادبیات تجربی به احتمال ورشکستگی سیستم مالی متصل است، تعریف می‌کنند و سگوویانو و گودهارت^۴ (۲۰۰۹) ریسک سیستمی را احتمال آنکه بانک‌های بزرگ ورشکسته یا با بحران مواجه شوند، تعریف نموده‌اند. کلینو و

1. Richard

2. Hristov and Hulsewig

3. Acharya and Yorulmazer

4. Segoviano and Goodhart

نل^۱ (۲۰۱۵) ریسک سیستمی را اختلال در سیستم مالی و در نتیجه تهدید و پیامدهای منفی موثر بر بازارهای مالی و اقتصاد تعریف می‌نماید. در این مقاله، با توجه به مطالب پیشین و همبستگی بالای بحران بانکی و ریسک سیستمیک، ریسک سیستمیک به عنوان جایگزینی از بحران بانکی وارد مدل شده است. از آنجایی که وجود ریسک سیستمیک نشانگر کاهش کیفیت دارایی‌های بانکی است و کاهش کیفیت دارایی‌های بانکی موجب کاهش منابع قابل وام دادن خواهد شد؛ لذا، وجود ریسک سیستمیک موجب جیره‌بندی منابع قابل وام دادن و در نتیجه، افزایش هزینه دریافت وام خواهد بود.

هر بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای، محصول خود را به قیمت P_{jt} در بازاری کاملاً رقابتی به فروش می‌رساند، اما هنگام تعدیل قیمت خود در دوره‌های مختلف، متحمل هزینه‌هایی می‌شود. با پیروی از روتمبرگ^۲ (۱۹۸۲)، ما فرض می‌کنیم که تابع هزینه‌های تعدیل قیمت به شکل زیر هست:

$$\frac{\phi_p}{2} \left(\frac{P_{jt}}{\bar{\pi} P_{jt-1}} - 1 \right)^2 Y_t \quad (15)$$

که در آن ϕ_p درجه چسبندگی قیمت اسمی است. این رابطه، همانطور که در روتمبرگ (۱۹۸۲) تأکید شد به نظر می‌رسد که اثرات منفی تغییرات قیمت را بر مصرف‌کننده و بنگاه مورد توجه قرار دهد. این اثرات منفی با تغییر قیمت و با مقیاس کلی فعالیت اقتصادی Y_t ، افزایش می‌یابد (آیرلند^۳، ۱۹۹۷).

با وجود هزینه‌های تعدیل قیمت، بنگاه واسطه‌ای با مسئله بهینه‌سازی پویا مواجه است؛ بنگاه واسطه‌ای j برنامه احتمالی برای N_{jt} ، K_{jt} و P_{jt} برای $t \geq 0$ را طوری انتخاب می‌کند که ارزش حال جریان سود انتظاری آن حداکثر شود:

$$\max_{\{K_{jt}, N_{jt}, P_{jt}\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \Lambda_t \left(\frac{\Pi_{jt}^f}{P_t} \right) \quad (16)$$

که در آن تابع سود آنی برابر است با

$$\Pi_{jt}^f = P_{jt} Y_{jt} - W_t N_{jt} - (1 + \lambda) R_t^k K_{jt-1} - P_t A C_{jt} \quad (17)$$

1. Kleinow and Nell

2. Rotemberg

3. Ireland

در تابع هدف بنگاه، عامل تنزیل توسط فرآیند $\beta^t \Lambda_t$ تعیین شده است. بنگاه z ام بهینه‌سازی خود را با توجه به محدودیت‌های (۱۱) و (۱۲) و مثبت بودن ضریب لاگرانژ ξ_t انجام می‌دهد و شرایط مرتبه اول نسبت به N_{jt} ، K_{jt} و P_{jt} حاصل می‌گردد. رابطه جایگزینی بین نهاده‌های نیروی کار و سرمایه بدست می‌آید که شامل:

$$w_t = (1 - \alpha) \frac{\xi_t Y_{jt}}{\Lambda_t N_{jt}} \quad (18)$$

$$r_t^k = \frac{\alpha}{(1+\lambda)} \frac{\xi_t Y_{jt}}{\Lambda_t K_{jt-1}} \quad (19)$$

$$\frac{w_t}{r_t^k} = (1 + \lambda) \frac{(1-\alpha) K_{jt-1}}{\alpha N_{jt}} \quad (20)$$

پس داریم:

$$K_{jt-1} = \frac{\alpha}{(1 + \lambda)(1 - \alpha)} \frac{w_t}{r_t^k} N_{jt}$$

در معادلات (۱۸) و (۱۹) عبارت ξ_t / Λ_t همان هزینه نهایی واقعی ($mc_t = MC_t / p_t$) می‌باشد. همچنین ξ_t ضریب لاگرانژ مربوط به تابع فناوری هست. همانند آیرلند (۱۹۹۷) و دیب^۱ (۲۰۰۳)، شروط (۱۸) و (۱۹) اشاره دارند که سود واحد^۲، q_{pt} ، (که نسبت قیمت به هزینه نهایی را اندازه می‌گیرد) برابر با Λ_t / ξ_t است.

با توجه به اینکه تابع تولید بنگاه دارای بازده ثابت نسبت به مقیاس است، می‌توانیم هزینه نهایی واقعی را با برابر قراردادن سطح نیروی کار و سرمایه مورد نیاز برای تولید یک واحد کالا یعنی $A_t N_{jt}^{1-\alpha} K_{jt-1}^\alpha = 1$ بدست آوریم که به صورت زیر است:

$$A_t N_{jt}^{1-\alpha} K_{jt-1}^\alpha = A_t N_{jt}^{1-\alpha} \left(\frac{\alpha}{(1+\lambda)(1-\alpha)} \frac{w_t}{r_t} N_{jt} \right)^\alpha =$$

$$A_t \left(\frac{\alpha}{(1+\lambda)(1-\alpha)} \frac{w_t}{r_t} \right)^\alpha N_{jt} = 1$$

که دلالت می‌کند:

$$N_{jt} = \frac{\left(\frac{\alpha}{(1+\lambda)(1-\alpha)} \frac{w_t}{r_t} \right)^{-\alpha}}{A_t}$$

^۱. Dib

^۲. Mark up

پس داریم:

$$mc_t = \left(\frac{1}{1-\alpha} \right) w_t \frac{\left(\frac{\alpha}{(1+\lambda)(1-\alpha)} \frac{w_t}{r_t^k} \right)^{-\alpha}}{A_t}$$

که به صورت زیر ساده می‌شود:

$$mc_t = \left(\frac{1}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \left(\frac{1+\lambda}{\alpha} \right)^\alpha \frac{w_t^{1-\alpha} (r_t^k)^\alpha}{A_t} \quad (21)$$

هزینه نهایی وابسته به بنگاه j نیست. همه بنگاه‌ها تکانه فناوری یکسان دریافت می‌کنند و همه بنگاه‌ها نهاده‌ها را در قیمت یکسان اجاره می‌دهند (ویلاورده و رامیرز، ۲۰۰۶). در یک تعادل متقارن، همه بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای یکسان هستند و تصمیمات مشابه می‌گیرند، بطوریکه $Y_{jt} = Y_t$ ، $P_{jt} = P_t$ ، $N_{jt} = N_t$ ، $K_{jt} = K_t$ ، پس داریم: $\mathcal{E}_{jt} = \mathcal{E}_t$ و $\Pi'_{jt} = \Pi'_t$ ،

$$\frac{w_t}{r_t^k} = (1+\lambda) \frac{(1-\alpha) K_{t-1}}{\alpha N_t} \quad (22)$$

$$(1-\theta)Y_t - \phi_p \left(\frac{\pi_t}{\pi} - 1 \right) Y_t + \beta \phi_p \frac{C_t}{C_{t+1}} \left(\frac{\pi_{t+1}}{\pi} - 1 \right) \frac{\pi_{t+1}}{\pi} Y_{t+1} + \theta mc_t Y_t = 0 \quad (23)$$

۲-۳. بانک‌های تجاری

در این مقاله فرض می‌شود بانک نماینده‌ای وجود دارد که عملیات واسطه‌گری در شرایط رقابت انحصاری انجام می‌دهد، به این ترتیب که سپرده‌ها را به اعتبارات اختصاص می‌دهد. علی‌رغم وجود بازار رقابت انحصاری در سیستم بانکی، بانک تعیین‌کننده نرخ سود سپرده نیست و نرخ سود سپرده توسط بانک مرکزی به عنوان مقام پولی تعیین می‌شود. بانک نماینده سپرده D_t را از خانوار دریافت می‌کند و در مقابل نرخ سود r_t^d را می‌پردازد. همچنین، بانک به بنگاه وام L_t عرضه می‌کند و نرخ سود r_t^l را دریافت می‌کند. α^b نرخ بازپرداخت وام‌های اعطایی است. بنابراین تابع سود بانک عبارت است از:

$$\pi_t^b = \alpha^b (1 + r_t^l) L_t - (1 + r_t^d) D_t - \tau_t (1 - \alpha^b) L_t \quad (24)$$

فرض شده است که ترازنامه بانک یا همان قید به صورت زیر باشد:

$$L_t = (1 - \lambda + roa) A_t \quad (25)$$

که در آن roa نرخ بازدهی سرمایه می‌باشد. همانطور که پیش‌تر نیز بحث شد پارامتر λ نشان دهنده وجود ریسک سیستمیک و بحران بانکی است.

از طرفی دارایی بانک برابر با بدهی بعلاوه سرمایه می‌باشد $As_t = B_t + K_t^b$ در اینجا فرض می‌کنیم که تمام بدهی بانک مربوط به سپرده سرمایه‌گذاران می‌باشد

$$B_t = D_t \text{ یعنی}$$

$$D_t = As_t - K_t^b \text{ و } As_t = D_t + K_t^b \text{ بنابراین داریم:}$$

پس تابع سود بانک به شکل روبرو درمی‌آید:

$$\pi_t^b = \alpha^b(1+r_t^l)(1-\lambda+roa)As_t - (1+r_t^d)[As_t - K_t^b] - \tau_t(1-\alpha^b)(1-\lambda+roa)As_t \quad (26)$$

شرط مرتبه اول بهینه یابی بانک نسبت به As_t

$$\begin{aligned} \frac{\partial \pi_t^b}{\partial As_t} &= \alpha^b(1+r_t^l)(1-\lambda+roa) - (1+r_t^d) - \tau_t(1-\alpha^b)(1-\lambda \\ &+ roa) = 0(1+r_t^d) \\ &= \alpha^b(1+r_t^l)(1-\lambda+roa) - \tau_t(1-\alpha^b)(1-\lambda \\ &+ roa) \\ (1+r_t^d) &= (1-\lambda+roa) \left[\alpha^b(1+r_t^l) - \tau_t(1-\alpha^b) \right] \end{aligned} \quad (27)$$

۲-۴. دولت و مقام پولی

به دلیل عدم استقلال بانک مرکزی در ایران نمی‌توان دولت و بانک مرکزی را به صورت دو بخش مجزا مدل‌سازی کرد، بلکه باید هر دو بخش را در یک چهارچوب در نظر گرفت. بدین منظور، مهمترین جنبه دولت در اقتصاد ایران باید مد نظر قرار گرفته شود که در نظر گرفتن سلطه مالی یا همان عدم استقلال بانک مرکزی است (ریسندنس و ربئی^۱، ۲۰۰۸ و توکلیان، ۱۳۹۳).

دولت سعی دارد تا هزینه‌های خود را از طریق درآمدهای حاصل از دریافت مالیات از خانوارها، فروش اوراق بدهی و درآمد حاصل از فروش نفت متوازن سازد. در صورت توازن بودجه از طریق این سه منبع درآمد، خلق پولی اتفاق نخواهد افتاد و بانک مرکزی قادر به اعمال سیاست پولی بدون در نظر گرفتن محدودیت بودجه دولت خواهد بود. اما چنانچه با وجود این سه منبع درآمدی کسری رخ دهد، دولت از طریق استقراض

¹. Resende and Rebei

از بانک مرکزی (یا برداشت از سپرده‌های خود نزد بانک مرکزی) که به معنی خلق پول است، اقدام به تأمین مالی کسری بودجه خود خواهد کرد و این به معنی سلطه مالی دولت است. بنابراین، در مدل حاضر بانک مرکزی به صورت درون‌زا و بخشی از دولت فرض شده است و هر گونه کسری بودجه دولت منجر به تغییر یکی از اجزای ترازنامه بانک مرکزی و به تبع آن، پایه پولی خواهد شد.

نکته قابل توجه این است که فروش ارز حاصل از درآمدهای نفتی به دولت نیز خود در پایه پولی و به تبع آن در حجم پول منعکس خواهد شد. بنابراین، آنچه در قید بودجه دولت به صورت تغییرات پایه پولی منعکس می‌شود، ترکیب درآمدهای نفتی و برداشت از سپرده‌های دولت نزد بانک مرکزی است. به بیان ریاضی، قید بودجه دولت عبارتست از:

$$G_t + (1 + i_{t-1}) \frac{b_{t-1}}{\pi_t} = \tau_t + m_t + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} + b_t \quad (28)$$

که در آن G_t مخارج دولت، M_t نشان‌دهنده حجم پول است. حجم پول (ترازنامه بانک مرکزی) به صورت رابطه (۲۹) تعریف می‌شود که در آن DC_t اعتبارات داخلی و FR_t ذخایر خارجی (خالص دارایی‌های خارجی) بانک مرکزی است. در این راستا، خالص بدهی دولت به بانک مرکزی و خالص بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی در مجموع اعتبارات داخلی را تشکیل می‌دهد. فرض می‌شود انباشت دارایی‌های خارجی حقیقی بانک مرکزی از رابطه (۳۰) تبعیت می‌نماید. معادلات بر اساس مقادیر حقیقی متغیر به صورت زیر می‌باشند:

$$m_t = dc_t + fr_t \quad (29)$$

$$fr_t = \frac{fr_{t-1}}{\pi_t} + \omega or_t \quad (30)$$

در این رابطه فرض شده که انباشت دارایی خارجی بانک مرکزی به میزان درآمدهای حاصل از فروش نفت (or_t) توسط دولت بستگی دارد. به عبارت دیگر، فرض بر این است که دولت $\omega \in (0,1)$ درصد از درآمدهای نفتی خود را مستقیماً به بانک مرکزی فروخته و تبدیل به ریال می‌کند و $1-\omega$ درصد از آن را در صندوق توسعه ملی نگه می‌دارد. بنابراین، تصمیم‌گیری در مورد نحوه خرج کردن درآمدهای نفتی جدید توسط پارامتر ω مشخص می‌شود. در نتیجه، موجودی حقیقی صندوق نیز از فرآیند زیر تبعیت می‌کند که در آن $1-\omega$ درصد از درآمد نفت در هر دوره به این صندوق واریز می‌شود.

$$ndf_t = \frac{ndf_{t-1}}{\pi_t} + (1 - \omega)or_t \quad (31)$$

همچنین، فرض می‌شود درآمدهای نفتی از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول نظیر رابطه ۳۲ پیروی می‌کند.

$$or_t = or_{t-1}^{\rho_{or}} \exp(e_{or_t}) \quad (32)$$

بررسی‌های تجربی در اقتصاد ایران نشان می‌دهد که هیچ‌گونه هدف‌گذاری صریحی در خصوص تورم یا رشد اقتصادی در سیاست‌های پولی وجود نداشته است (کميجانی و توکلیان، ۱۳۹۱). به لحاظ دستوری بودن تعیین نرخ بهره در اقتصاد ایران، به منظور شبیه‌سازی این قاعده باید تغییرات حجم پول را مبنای سیاست‌گذاری قرار دهیم. نرخ رشد نقدینگی (درگاهی و شربت اوغلی (۱۳۸۹)) و نرخ رشد حجم پول (اسفندیاری و همکاران (۱۳۹۳)، مهرگان و دلیری (۱۳۹۲)، توکلیان (۱۳۹۱) و ابراهیمی (۱۳۸۹)) به عنوان ابزار سیاست پولی در مدل تعادل عمومی پویای تصادفی که برای اقتصاد ایران در نظر گرفته شده است. با توجه به شرایط تصریح شده در این مطالعه نیز "کنترل رشد حجم پول" به عنوان هدف سیاست پولی در نظر گرفته شده است. تابع عکس‌العمل سیاست‌گذار پولی به صورت غیرخطی به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$\left(\frac{mb_t}{\overline{mb}}\right) = \left(\frac{mb_{t-1}}{\overline{mb}}\right)^{\rho_{mb}} \left(\frac{\pi_t}{\overline{\pi}}\right)^{\lambda_{\pi}} \left(\frac{y_t}{\overline{y}}\right)^{\lambda_y} \exp(v_t) \quad (33)$$

$$\pi_t^* = (\pi_{t-1}^*)^{\rho_{\pi^*}} \exp(e_{\pi_t^*}) \quad (34)$$

که در آن mb_t رشد حجم اسمی پول (\overline{mb} وضعیت پایدار mb_t) است که از رابطه زیر بدست می‌آید (کميجانی و توکلیان، ۱۳۹۱):

$$mb_t = \frac{M_t}{M_{t-1}} = \frac{P_t m_t}{P_{t-1} m_{t-1}} = \frac{m_t}{m_{t-1}} \cdot \pi_t \quad (35)$$

در ادامه فرض می‌شود که مخارج دولت نیز از فرایند خودرگرسیو تبعیت می‌کند:

$$G_t = G_{t-1}^{\rho_G} \exp(e_{G_t}) \rho_G \in (-1, 1) e_G \approx N(0, \sigma_G^2) \quad (36)$$

۲-۵. شرط تسویه بازار

برای تعادل در بازار کالا باید عرضه کل با تقاضای کل (جمع مصرف، سرمایه‌گذاری خصوصی و مخارج دولت) برابر باشد.

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + \frac{\phi_p}{2} \left(\frac{P_{jt}}{\overline{P}_{jt-1}} - 1\right)^2 Y_t \quad (37)$$

۳. کالیبراسیون و برآورد مدل

برای برآورد پارامترهای این مدل از روش بیزی و از الگوریتم متروپولیس-هستینگز استفاده شده است. با استفاده از این الگوریتم، ۵ زنجیره موازی با حجم ۵۰۰۰۰۰ برای بدست آوردن چگالی پسین پارامترها استخراج می‌شود. در این مقاله از داده‌های چهار متغیر قابل مشاهده تولید، هزینه‌های دولت، درآمدهای نفتی و مخارج مصرفی بخش و از داده‌های فصلی متغیرهای مذکور طی سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۹ خصوصی جهت برآورد و تخمین مدل استفاده شده است.

در جدول ۲، میزان کالیبره شده پارامترهای مورد نیاز ارائه شده است. همچنین، لازم به ذکر است که همانطور نیز پیش‌تر نیز بدان اشاره شد در این مقاله دو سناریو طراحی و نتایج این دو سناریو مورد مقایسه قرار می‌گیرد.

- سناریوی اول: لاندای مساوی یک؛ حدی بالای بحران بانکی و
- سناریوی دوم: لاندای مساوی صفر؛ عدم وجود بحران بانکی.

جدول (۲): پارامترهای کالیبره شده مدل

پارامتر	توضیحات	مقادیر کالیبره شده	منبع
ψ_m	عکس کشش تقاضای پول	۰/۲۴	بهرامی و رافعی (۱۳۹۳)
ROA	نرخ بازدهی دارایی‌های بانک‌های فعال در بورس	۰/۱۲	محاسبات تحقیق
δ	نرخ استهلاک	۰/۰۴	محاسبات تحقیق
α^b	نرخ بازپرداخت وام‌های اعطایی	۰/۹۲	محاسبات تحقیق
ω	درصد فروش مستقیم درآمدهای نفتی به بانک مرکزی	۰/۸	توکلیان (۱۳۹۴)
λ	ضریب ریسک سیستمیک	۱	سناریوی اول
		۰	سناریوی دوم

منبع: مطالعات و محاسبات تحقیق

توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین و نتایج حاصل از برآورد بیزین پارامترها و انحراف معیار آنان (یعنی میانگین و انحراف معیار پسین^۱) در جدول ۳ ارائه شده‌اند.

^۱. posterior

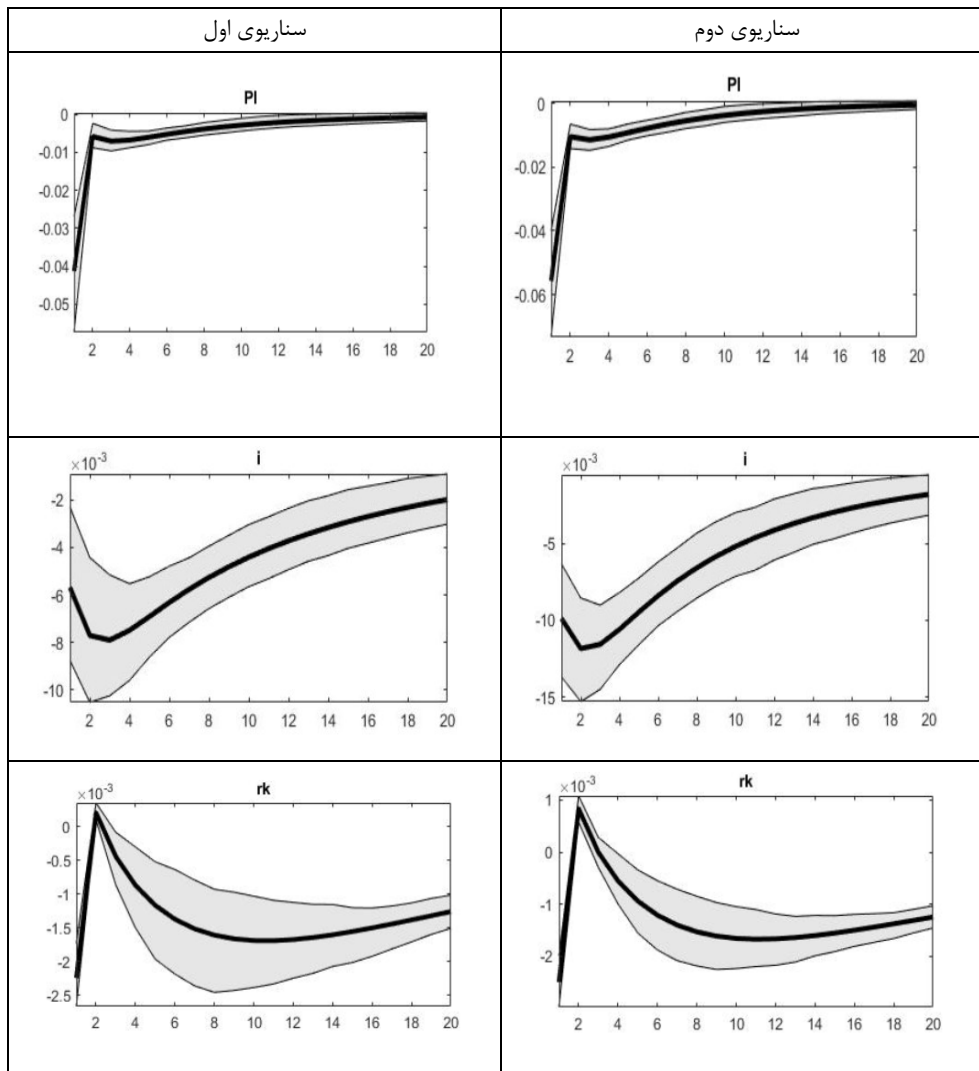
جدول (۳): برآورد پارامترهای مدل

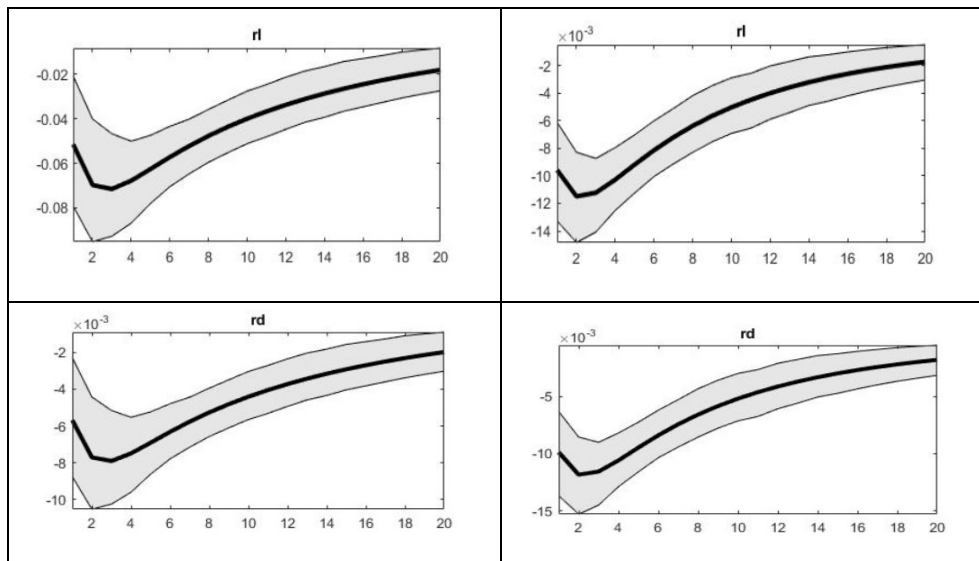
پارامتر	توضیحات	توزیع	میانگین پیشین (انحراف معیار پیشین)	برآورد سناریوی لاندا مساوی یک	برآورد سناریوی لاندا مساوی صفر
θ	کشش جانشینی بین دوره‌های مصرف	گاما	$(0/0.5) 5/83$	5/8360 (0/0.476)	5/8382 (0/0.501)
φ_D	هزینه تعدیل قیمت	گاما	$(0/0.5) 3/15$	3/1322 (0/0.521)	3/1255 (0/0.467)
β	نرخ ترجیحات زمانی مصرف‌کننده	بتا	$(0/0.1) 0/962$	0/9788 (0/0.065)	0/9722 (0/0.064)
α	سهم سرمایه خصوصی در تولید	بتا	$(0/0.2) 0/42$	0/4117 (0/0.202)	0/4315 (0/0.197)
λ_π	ضریب اهمیت تورم در تابع واکنش سیاست پولی	نرمال	$(0/0.5) -1/0.7$	-1/1045 (0/0.471)	-1/1157 (0/0.482)
λ_y	ضریب اهمیت تولید در تابع واکنش سیاست پولی	نرمال	$(0/0.17) -2/35$	-2/0993 (0/0.1794)	-1/9752 (0/0.1776)
ΔP	ضریب خودرگرسیون تکنولوژی	بتا	$(0/0.5) 0/9$	0/8847 (0/0.600)	0/8712 (0/0.444)
ρ_G	ضریب خودرگرسیون مخارج دولت	بتا	$(0/1) 0/8$	0/6621 (0/0.470)	0/6979 (0/0.464)
ρ_{or}	ضریب خودرگرسیون درآمدهای نفتی	بتا	$(0/1) 0/8$	0/8724 (0/0.481)	0/8724 (0/0.454)
ρ_{mb}	ضریب خودرگرسیون رشد پول در تابع واکنش پولی	بتا	$(0/0.5) 0/5$	0/5080 (0/0.542)	0/5029 (0/0.497)
ψ_n	عکس کشش عرضه نیروی کار	گاما	$(0/0.5) 4/77$	4/7667 (0/0.499)	4/7682 (0/0.468)
$\nu\sigma$	انحراف معیار تکانه سیاست پولی	گامای معکوس	$(\infty) 0/0.1$	0/0997 (0/0.143)	0/0975 (0/0.148)
σ_A	انحراف معیار تکنولوژی	گامای معکوس	$(\infty) 0/0.1$	0/0297 (0/0.037)	0/0316 (0/0.041)
σ_{or}	انحراف معیار درآمدهای نفتی	گامای معکوس	$(\infty) 0/0.1$	0/1026 (0/0.082)	0/1026 (0/0.090)
σ_g	انحراف معیار مخارج دولتی	گامای معکوس	$(\infty) 0/0.1$	0/1311 (0/0.119)	0/1298 (0/0.120)

منبع: محاسبات تحقیق

در ادامه این بخش، توابع واکنش آنی پنج متغیر نرخ تورم (PI)، نرخ سود اسمی (i)، نرخ سود سپرده‌ها (rd)، نرخ سود اعطای تسهیلات (rl) و نرخ اجاره سرمایه (rk) پس از بروز تکانه‌ها مورد بحث قرار می‌گیرند.

شکل ۱: توابع واکنش قیمت‌های اسمی به تکانه بهره‌وری





منبع: محاسبات تحقیق

با وارد شدن یک تکانه بهره‌وری به اقتصاد، تمامی قیمت‌های اسمی واکنشی مشابه داشته و در ابتدا، با کاهش قابل توجهی مواجه خواهند شد. نرخ سود اسمی، نرخ سود سپرده‌ها و نرخ سود تسهیلات واکنشی مشابه دارند و در کوتاه‌مدت تا ۲ فصل کاهش یافته و پس از ۲ دوره، اثرات این تکانه از بین رفته و افزایش خواهند یافت تا ۲۰ دوره همچنان افزایشی ولی مقداری منفی خواهند داشت.

با بروز تکانه بهره‌وری و افزایش تولید در نتیجه آن، نرخ تورم کاهش خواهد یافت؛ بنگاه‌های مواجه با تکانه بهره‌وری جهت گسترش مسیر تولید به نقدینگی جهت تامین مالی فرآیند مذکور داشته و لذا، تقاضای تسهیلات افزایش یافته و با افزایش تقاضای تسهیلات و عرضه تسهیلات توسط نظام بانکی به عنوان رکن مهم تامین مالی اقتصاد، نقدینگی افزایش خواهد یافت. بنگاه‌ها با تقاضای کالاهای واسطه‌ای مورد نیاز جهت گسترش مسیر تولید، موجب افزایش سرعت گردش پول و به تبع آن، نرخ تورم خواهند شد و نرخ تورم پس از ۲۰ دوره به صفر همگرا می‌شود. سایر قیمت‌های کلیدی در اقتصاد نیز نرخ تورم را به عنوان سیگنال در اقتصاد دریافت نموده و نسبت به تغییرات آن واکنش نشان خواهند داد. در ابتدا با توجه به کمتر بودن میزان سرمایه نسبت به سطح مورد نیاز برای افزایش تولید، هزینه اجاره سرمایه افزایش خواهد یافت ولی در ادامه، افزایش تشکیل سرمایه برای جبران کسری مورد نیاز موجب کاهش هزینه اجاره سرمایه خواهد شد. همچنین، نرخ‌های سود اسمی، سپرده‌ها و تسهیلات واکنشی مشابه در واکنش نسبت به

تکانه مثبت بهره‌وری خواهند داشت. بنابراین، با توجه به تاثیر تکانه بهره‌وری بر متغیرهای اسمی در کوتاه‌مدت، می‌توان عنوان نمود که تکانه‌های بهره‌وری حداقل در کوتاه‌مدت بر قیمت‌های اسمی در اقتصاد تاثیرگذارند.

نتایج مذکور در هر دو سناریو از نظر جهت کاملاً شبیه یکدیگر می‌باشند ولی از نظر اندازه اثر و میزان واکنش متغیر، در این دو سناریو تفاوت‌هایی مشاهده می‌شود که در صورت وجود و عدم وجود بحران بانکی، این تفاوت‌ها قابل توجه می‌باشند و شدت واکنش قیمت-های اسمی مدل در صورت وجود بحران نسبت به حالت عدم وجود بحران، کاهش می‌یابد؛ به عنوان مثال، مقدار اولیه متغیر نرخ بهره اسمی در صورت بروز تکانه بهره‌وری در وضعیت وجود بحران ۶- واحد و در وضعیت عدم وجود بحران ۱۰- واحد می‌باشد. هنگامی که تکانه مثبت بهره‌وری رخ می‌دهد انتظار می‌رود که میزان واکنش متغیرهای بازدارنده سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی، واکنش شدیدتری نشان داده و با کاهش بیشتری مواجه شوند. وجود بحران موجب می‌شود مکانیزم این واکنش‌ها، کند و ناقص شده و شدت این واکنش‌ها کاهش یابد. لذا، تغییر شدت واکنش قیمت‌ها در زمان وجود بحران موجب اختلالاتی در سایر بخش‌های اقتصاد شود که نشان از سرایت بحران بانکی به تمامی بخش‌های اقتصاد خواهد داشت.

۴. نتیجه‌گیری

یکی از نکات اصلی این بررسی، مقایسه اثرات تکانه بهره‌وری در دو حالت وقوع و عدم وقوع بحران بانکی است که با توجه به نتایج می‌توان گفت بحران بانکی موجب تعدیل ناقص قیمت‌ها خواهد شد و مکانیزم بازار را با اختلال مواجه خواهد نمود. به عنوان مثال، می‌توان به واکنش نرخ سود اسمی نسبت به تکانه بهره‌وری اشاره نمود که در حالت بحران، واکنش این متغیر کمتر از حالت وجود بحران بانکی است.

با توجه به نتایج مدلسازی باید عنوان نمود که:

✓ وقوع بحران بانکی موجب نخواهد شد که تکانه بهره‌وری تاثیرگذاری خود را از دست بدهد.

✓ وقوع بحران بانکی نسبت به زمان عدم وقوع بحران بانکی موجب تنزل میزان اثرگذاری تکانه بهره‌وری بر قیمت‌های کلیدی اقتصاد خواهد شد.

لذا، با توجه به نتایج حاصله می‌توان دو نتیجه کلی ذیل را بیان نمود:

- ✓ تکانه‌های بهره‌وری در کوتاه‌مدت بر قیمت‌های اسمی تاثیر گذارند و این نتیجه نیز تاییدی بر نظریات موجود در این حوزه است.
- ✓ بحران بانکی موجب ایجاد اصطکاکات و تعدیلات ناقص در تعدیل قیمت‌های اسمی در نتیجه تکانه‌های بهره‌وری خواهد شد که نشانگر عدم کارایی مکانیز بازار در تعدیل و تسویه بازار است.

منابع

- بنی اسدی، مصطفی و محسنی، رضا (۱۳۹۳)، اثر شوک‌های دائمی و موقت بهره‌وری بر شدت مصرف انرژی در ایران (کاربرد روش بلانچارد-کوا). فصلنامه اقتصاد انرژی ایران، ۳(۱۰): ۴۱-۶۵.
- پروین، سهیلا، ابراهیمی، ایلناز و احمدیان، اعظم (۱۳۹۳)، تحلیلی بر تاثیر شوک‌های ترانزنامه‌ای نظام بانکی بر تولید و تورم در اقتصاد ایران (رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی). مجله پژوهش‌های اقتصادی، ۱۴(۵۲): ۱۸۶-۱۴۹.
- توکلیان، حسین (۱۳۹۱)، بررسی منحنی فیلیپس جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران. مجله تحقیقات اقتصادی، ۳(۳): ۴۷-۲۲.
- توکلیان، حسین (۱۳۹۴)، سیاست‌گذاری پولی بهینه، مبتنی بر قاعده و صلاح‌دیدی در جهت رسیدن به اهداف تورمی برنامه‌های پنج ساله توسعه: یک رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی. پژوهش‌های پولی و بانکی، ۸(۲۳): ۳۸-۱.
- درگاهی، حسن و شربت اوغلی، رویا (۱۳۸۹)، تعیین قاعده سیاست پولی در شرایط تورم پایدار اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل بهینه. مجله تحقیقات اقتصادی، ۴(۴): ۲۷-۱.
- ذریه محمدعلی، فائزه، ناهیدی امیرخیز، محمدرضا، پایتختی اسکویی، سیدعلی و رنج‌پور، رضا (۱۴۰۱)، تحلیل تاثیر شوک‌های اقتصاد کلان بر متغیرهای سیاستی پولی و مالی در ایران با رویکرد قاعده تیلور: روش BVAR. مجله توسعه و سرمایه، ۷(۲): ۲۱-۴۸.
- طاهری، ماندانا (۱۳۹۹)، ریسک سیستمی و اثر آن بر ثبات بانکی. بررسی مسائل اقتصاد ایران، ۷(۲): ۲۴۱-۲۲۵.
- غلامی، احمد و عباسی‌نژاد، حسین (۱۳۹۷)، مدل‌سازی اعمال مالیات بر ارزش افزوده بر خدمات بانکی در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران. مجله تحقیقات اقتصادی، ۳(۳): ۶۱۹-۶۴۵.
- کمیجانی، اکبر و توکلیان، حسین (۱۳۹۱)، سیاست‌گذاری پولی تحت سلطه مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران. تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۲(۸): ۱۱۷-۸۷.
- محمدی، تیمور و اکبری فرد، حسین (۱۳۸۷)، اثر شوک‌های بهره‌وری بر رشد اقتصادی ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۰(۳۵): ۱۷۷-۲۰۴.

محمدی، حمید، (۱۳۹۰). تحلیل اثر بحران مالی اقتصاد جهانی بر صادرات کشاورزی ایران. فصلنامه اقتصاد کشاورزی، ۵(۳): ۱۶۹-۱۹۱.

محمدی، حمید، کریم، محمدحسین، هاشمی ثمره، خدیجه و سرگزی، علیرضا (۱۳۹۸)، اثرات شوک‌های اقتصادی بر بازار نیروی کار در ایران. فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان، ۷(۲): ۲۶۵-۲۸۵.

مشیری، سعید و نادعلی، محمد (۱۳۸۹)، شناسایی بحران‌های بانکی در اقتصاد ایران. فصلنامه سیاست‌های اقتصادی، ۱۷(۱): ۵۹-۸۸.

منظور، داود و تقی‌پور، انوشیروان (۱۳۹۵)، تحلیل آثار شوک‌های پولی و مخارج مالی دولت در ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. مجله تحقیقات اقتصادی، ۵۱(۴): ۹۷۷-۱۰۰۱.

مهرگان، نادر و دلیری، حسن (۱۳۹۲)، واکنش بانک‌ها در برابر سیاست‌های پولی بر اساس مدل DSGE. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۱(۶۶): ۳۹-۶۸.

مهرگان، نادر، عباسیان، عزت‌الله، عیسی‌زاده، سعید و فرجی، ابراهیم (۱۳۹۶)، بررسی شوک‌های واقعی و نوسان‌های تولید اقتصاد ایران. فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۸(۲۹): ۳۰-۱۷.

Acharya, V. V. & Yorulmazer, T. (2007), Too many to fail-An analysis of time-inconsistency in bank closure policies, *Journal of financial intermediation*, 16(1): 1-31.

Arčabić, V., Globan, T., Nadoveza, O., Rogić Dumančić, L. & Tica, J. (2016), Macroeconomic Effects of Productivity Shocks—A VAR Model of a Small Open Economy, EFZG working paper series, 06: 1-10.

Cevik, E. I. Dibooglu, S. & Kutan, A. M. (2013), Measuring financial stress in transition economies, *Journal of financial stability*, 9(4): 597-611.

De Resende, C. & Rebei, N. (2008), The welfare implications of fiscal dominance, *Bank of Canada*, 28: 1-39.

Demirgüç-Kunt, A., Detragiache, E. & Gupta, P. (2006), Inside the crisis: An empirical analysis of banking systems in distress, *Journal of International Money and Finance*, 25(5): 702-718.

Dib, A. (2003), An Estimated Canadian DSGE Model with Nominal and Real Rigidities, *The Canadian Journal of Economics*, 34(4): 949-972.

Fornaro, L. & Wolf, M. (2023), The scars of supply shocks: implications for monetary policy, *Journal of Monetary Economics*, 1748: 1-48.

Haefcke, S. & Skarholt, A. (2011), A Swedish financial stress index, Stockholm School of Economic, Department of Finance, Thesis in Finance.

Hristov, N. & Hülsewig, O. (2017), Unexpected loan losses and bank capital in an estimated DSGE model of the euro area, *Journal of Macroeconomics*, 54: 161-186.

International Monetary Fund. (1998), *World Economic Outlook*, Washington, various issues.

Ireland, P. N. (1997), A Small, Structural, Quarterly Model for Monetary Policy Evaluation, *Cornegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 47: 83-108.

Khan, H. & Tsoukalas, J. (2013), Effects of productivity shocks on hours worked: UK evidence, *The BE Journal of Macroeconomics*, 13(1): 549-579.

Kleinow, J. & Nell, T. (2015), Determinants of systemically important banks: The case of Europe, *Journal of Financial Economic Policy*, 7(4): 446-476.

Kremer, M. (2016), Macroeconomic effects of financial stress and the role of monetary policy: a VAR analysis for the euro area, *International Economics and Economic Policy*, 13: 105-138.

Laeven, L. (2011), Banking crises: A review, *Annu. Rev. Financ. Econ.*, 3(1): 17-40.

Maboudian, E. & Ehsani, M. A. (2020), The Effect of Key Macroeconomic Shock Variables on GDP in Iran: A Sign-Restricted Bayesian VAR Approach, *Iranian Economic Review*, 24(4): 1099-1118.

Miglietta, A. & Venditti, F. (2019), An indicator of macro-financial stress for Italy, *Bank of Italy Occasional Paper*, 497: 1-28.

Rotemberg, J. J. (1982), Sticky Prices in the United States, *Journal of Political Economy*, 90(6): 1187-1211.

Segoviano Basurto, M. & Goodhart, C. (2009), Banking stability measures, *IMF working Paper*, 09(04): 1-56.