مدلسازی اقتصادی
Economic Modelling
دوره ۱۶. شماره ۵۹. پاییز ۱۴۰۱ صفحه‌های ۱۹ تا ۳۲.

علمی

تحلیل اثر تکانه‌های خبری مرتبط با فناوری آینده بر رفاه اقتصادی[۱]

محمد علی‌بگلی[*]، نادر مهرگان[**]، علیرضا عرفانی[+]

DOI: 10.30495/ECO.2023.1963088.2698

تاریخ دریافت:
۱۴۰۱/۰۷/۱۰
تاریخ پذیرش:
۱۴۰۱/۱۱/۰۹

طبقه‌بندی JEL:
E32, H53, G14.

واژگان کلیدی:
تکانه‌های خبری، تکانه‌های فناوری، ادوار تجاری حقیقی، اقتصاد ایران، الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE).

چکیده

هدف مقاله تحلیل اثر تکانه‌های خبری مرتبط با فناوری بر متغیرهای کلان اقتصادی است. به این منظور، با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا، واکنش متغیرهای کلان اقتصادی ایران بر اساس داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۸۰ تحلیل شد. تکانه خبری به اندازه یک انحراف معیار، موجب افزایش بهره‌وری کل عوامل تولیدشده و نرخ دستمزد و نرخ بهره و به‌دنبال آن مصرف، تولید و سرمایه‌گذاری با یک وقفه افزایش می‌یابند. با توجه به افزایش تولید، ساعات کار، افزایش و تورم نیز با کاهش مواجه می‌شود. درنتیجه، رفاه اقتصادی به‌دلیل افزایش مصرف و تولید افزایش یافته است. براساس نتایج و نظر به اهمیت خوش‌بینی عوامل اقتصادی نسبت به آینده و بهبود فناوری، پیشنهاد می‌شود مقام‌های مالی و پولی در کشور، فضای سیاسی و اقتصادی کشور را به نحوی مدیریت نمایند تا حد ممکن انتظارات عوامل اقتصادی خوش‌بینانه شکل گیرد.

[۱] مقاله مستخرج از رساله دکتری محمد علی‌بگلی به راهنمای دکتر نادر مهرگان و دکتر علیرضا عرفانی در دانشکده اقتصاد دانشگاه سمنان است.

[*] دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: m.alibegli@semnan.ac.ir
[**] استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، همدان، ایران، پست الکترونیکی: mehregannader@yahoo.com
[+] استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران، پست الکترونیکی: aerfani@semnan.ac.ir

۱. مقدمه

در پیِ مطالعه بادری و پرتیه[1] (۲۰۰۶) تمرکز مطالعات تجربی بر «تکانه‌های اساسی آینده»[2] به‌دلیل «نیروی محرک ادوار تجاری»[3] افزایش یافته است. یکی از این تکانه‌ها، تکانه‌های خبری است که برای شناسایی آن از بهره‌وری کل عوامل آینده استفاده می‌شود (زیو و خان[4]، ۲۰۱۵).

ریشه و آثار تکانه‌های خبری در مطالعات پیگو[5] (۱۹۲۷) و فرضیه ادوار تجاری مبتنی بر اخبار نهفته است و در این مطالعات، دلیل نوسانات ادوار تجاری، ناتوانی عوامل اقتصادی در پیش‌بینی صحیح وضعیت فعالیت‌های اقتصادی آینده است. به‌عبارت دیگر، این فرضیه، احتمال ایجاد ادوار تجاری براساس انتظارات از مبانی آینده را مطرح می‌کند (بارسکی و سیمز[6]، ۲۰۱۱).

براساس این فرضیه، اگر اخبار مساعد در مورد بهره‌وری آینده می‌تواند باعث رونق فعلی شود، تحقق کمتر از انتظار بهره‌وری می‌تواند بدون کاهش واقعی بهره‌وری به رکود منجرشود (میلانی و رجبهندری[7]، ۲۰۲۰). بنابراین، می‌توان گفت که برای رکود، نیاز به رکود (پسرفت) فناوری نیست.

مطالعات تجربی نشان می‌دهد که تکانه‌های خبری مرتبط با فناوری آینده با توسعه اقتصادی گسترده‌ای همراه است (بادری و لوک[8]، ۲۰۱۰؛ بادری، دوپین و پورتیه[9]، ۲۰۰۸). در تضاد شدید با نتایج مطالعات تجربی، نتایج تکانه‌های خبری در چارچوب الگوهای ادوار تجاری حقیقی چالش‌برانگیز است (بارو و کینگ[10]، ۱۹۸۴؛ کوکرین[11]، ۱۹۹۴). در چارچوب این الگوها، تکانه‌های خبری مرتبط با فناوری آینده باعث می‌شود که خانوارها تمایل بیشتری به مصرف کالاها و ساعات فراغت داشته باشند. کاهش عرضه نیروی کار موجب کاهش تولید می‌شود. کاهش تولید و افزایش مصرف، کاهش سرمایه‌گذاری را دربر دارد. بنابراین، در چارچوب الگوهای ادوار تجاری استاندارد، هم حرکتی مثبت میان همه متغیرهای کلان اقتصادی به‌دنبال وقوع یک تکانه خبری مرتبط با فناوری آینده وجود ندارد (بارسکی و سیمز، ۲۰۱۱).

هدف این مقاله، تحلیل اثر تکانه‌های خبری مرتبط با فناوری آینده رفاه اقتصادی ایران، با بهره‌گیری از الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE)[12] است. از آنجا که در کشور، پژوهش تکانه خبری مرتبط با فناوری آینده با استفاده از الگوهای اقتصادی صورت نگرفته است، این مقاله تلاش می‌کند سرمنشاء شناسایی سایر تکانه‌های اثرگذار در متغیرهای اقتصادی باشد. از طرف دیگر، در مطالعات خارجی نیز این تکانه در کشورهای وابسته به نفت الگوسازی نشده است.

برای دست‌یابی به هدف، مقاله در پنج بخش سازماندهی می‌شود: پس از مقدمه، در بخش دوم، ادبیات پژوهش بررسی می‌شود و در بخش سوم، الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی با شرایط وقوع تکانه خبری مرتبط با فناوری

[1] Beaudry & Portier
[2] Future Fundamental Shocks
[3] Driver of the Business Cycles
[4] Zeev & Khan
[5] Pigou
[6] Barsky & Sims
[7] Milani & Rajbhandari
[8] Beaudry & Lucke
[9] Beaudry, Dupaigne & Portier
[10] Barro & King
[11] Cochrane
[12] Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)

آینده، برای اقتصاد ایران تصریح شده است. در بخش چهارم، توابع عکس‌العمل حاصل از شبیه‌سازی بررسی و نتایج عرضه می‌شود و بخش پنجم، به نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص می‌یابد.

۲. مروری بر ادبیات پژوهش

– ادبیات نظری

نقش کلیدی انتظارات در ایجاد یا تقویت نوسانات اقتصادی از مدت‌ها قبل شناخته‌شده بود و همواره مورد توجه بوده است. کینز[۱](۱۹۳۶) بخش بزرگی از نوسانات را به فعالیت «ارواح حیوانی سرمایه‌گذاران»[۲] نسبت داده است.

گوتفرید فن هابرلر[۳] در بررسی نظریه‌های ادوار تجاری در دهه ۱۹۳۰، بر نقش محوری «انتظارات»[۴] تأکید کرده است. در آنجا، وی تحلیلی در مورد چگونگی اثر انتظارات ناشی از منبع مهم تکانه‌ها بر شرایط اقتصاد عرضه کرده است (نگاه کنید به: هابرلر، ۱۹۳۷).

لوکاس[۵] (۱۹۷۵) رویکردی متفاوت از کینز در تبیین ادوار تجاری اتخاذ کرد. وی با استفاده از فرضیه «انتظارات عقلایی»[۶] میوت[۷] (۱۹۶۱) فرضیه «نرخ طبیعی فریدمن»[۸] (۱۹۶۸) و روش‌شناسی تعادل عمومی والراسی به الگوسازی الگوسازی ادوار تجاری پرداخت. براساس این دیدگاه، تکانه‌های پولی به نوسانات تولید منجرمی‌شوند (لوکاس، ۱۹۷۵). در این الگو، عملکرد انتظارات تغییر و انتظارات همچنان در انتشار تکانه‌های کلان اقتصادی نقش کلیدی دارند؛ اما با فرض انتظارات عقلایی، انتظارات معمولاً دیگر منابع مستقل نوسانات را تشکیل نمی‌دهند. خطاهای انتظاری را می‌توان براساس توابع منحصربه‌فرد نوآوری‌های ساختاری توضیح داد (میلانی و رجبهندری، ۲۰۲۰). همچنین، کیدلند و پرسکات[۹] (۱۹۸۲) عامل اصلی در ایجاد ادوار تجاری را تکانه‌های مربوط به فناوری معرفی کرده‌اند.

از جنبه نظری، بادری و پرتیه (۲۰۰۶) و جیمویچ و ربلو[۱۰] (۲۰۰۹) الگوهایی ارائه کردند که در آنها، اخبار مربوط به تکانه‌های فناوری آینده، منابع اصلی نوسانات ادوار تجاری هستند و موجب حرکت تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری و ساعات کار می‌شوند. اشمیت، گروهه و اوریب[۱۱] (۲۰۱۲) با استفاده از الگوی DSGE و قیمت‌های انعطاف‌پذیر، نظریه اثر تکانه‌های خبری خاص فناوری آینده بر نوسانات ادوار تجاری را تبیین کردند. از سوی دیگر، برخی مطالعات نظری بر اساس الگوی DSGE و چسبندگی قیمت‌ها و دستمزدها، حاکی از اثر متوسط تکانه خبری خاص فناوری آینده بر نوسانات ادوار تجاری هستند (فوجی‌وارا، هیروس و شینتانی[۱۲]، ۲۰۱۱؛ خان و تسوکالاس[۱۳]، ۲۰۱۲).

---

[1] Keynes
[2] Investors' Animal Spirits
[3] Gottfried Von Haberler
[4] Expectations
[5] Lucas
[6] Rational Expectations
[7] Muth
[8] Friedman
[9] Kydland & Prescott
[10] Jaimovich & Rebelo
[11] Schmitt-Groh´e & Uribe
[12] Fujiwara, Hirose & Shintani
[13] Khan & Tsoukalas

- ادبیات تجربی

پژوهشگران ادوار تجاری نسبت به تکانه‌های متداول عرضه و تقاضا که نیروی محرکه نوسانات کل هستند، تردید دارند (کوکرین، ۱۹۹٤). بنابراین، جستجوی خود را برای مجموعه‌ای از انگیزه‌های اقتصادی که قادر به بازتولید حقایق تجربی هستند، گسترش داده و انتظار دارند تکانه‌های در آینده رخ دهند (استک و واتسون[1]، ۱۹۹۹). گفتنی است که شواهد زیادی برای اثرگذاری تکانه‌های خبری بر مقادیر کلان اقتصادی وجود دارد. بنابراین، اثر فناوری‌های جدید می‌تواند زمان‌بر باشد و این اثرگذاری، اغلب توسط عوامل پیش‌بینی می‌گردد (روتمبرگ[2]، ۲۰۰۳).

علاقه پژوهشگران به تحلیل تکانه‌های خبری از مطالعه تجربی بادری و پرتیه (۲۰۰٦) ناشی می‌شود. آن‌ها در این مطالعات، شواهدی ارائه می‌دهند مبنی‌بر اینکه اخبار تکانه‌های بهره‌وری قبل از تغییرات واقعی در بهره‌وری فرامی‌رسند. شواهد آن‌ها بر اساس الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری[3](SVAR) است. نتایج حاکی از هم‌بستگی بالای تکانه قیمت سهام تکانه بلندمدت بهره‌وری کل عوامل است. بنابراین، بر اساس این نتیجه، کارگزاران حاضر در بازار سهام، قادر به پیش‌بینی نوآوری‌های آینده در بهره‌وری کل عوامل هستند. بارسکی و سیمز (۲۰۰۸) در مطالعه خود متغیر آینده‌نگر دیگری را درنظر گرفتند. نظرسنجی از مصرف‌کنندگان میشیگان طی دوره سه ماهه و اندازه‌گیری سطح اعتماد آنها که با استفاده از یک الگوی VAR انجام شده است، نشان داده است که عوامل اقتصادی می‌تواند سیگنال‌هایی را در مورد تغییرات بهره‌وری قبل از تغییر واقعی آن دریافت نماید.

سیمز (۲۰۰۹) با استفاده از یک الگوی VAR نشان داد که تکانه خبری مطلوب به افزایش مصرف منجرمی‌شود؛ اما ساعات کار، سرمایه‌گذاری و تولید کاهش می‌یابد. بلانچارد، لهولیه و لورنزونی[4] (۲۰۱۳) تکانه‌های خبری را در یک الگوی SVAR بررسی کردند که در آن عوامل اقتصادی در مورد ماهیت دقیق نوآوری برای بهره‌وری مطمئن نیستند. در این الگو، تکانه‌های خبری، تکانه‌های دائمی بهره‌وری هستند که به‌دلیل تأثیر تدریجی آن‌ها بر بهره‌وری عمدتاً اطلاعاتی در مورد بهره‌وری آینده هستند. نتایج حاکی از آن است که در پاسخ به تکانه دائمی بهره‌وری، مصرف به‌تدریج پاسخ می‌دهد؛ زیرا عوامل اقتصادی مطمئن نیستند که تکانه بهره‌وری دائمی است و به مرور زمان، برآوردهای خود را به نفع دائمی بودن شوک اصلاح می‌کنند.

دیویس[5] (۲۰۰۷) تاثیر انتظارات عوامل اقتصادی در مورد اختلالات اقتصادی بنیادی آینده (اخبار) بر پویایی اقتصاد اقتصاد کلان را در چارچوب یک الگوی DSGE بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که تکانه‌های خبری برای درک نوسانات اقتصادی مهم هستند. گروتز و تسوکالاس[6] (۲۰۱۵) با مقایسه الگوی VAR و DSGE نشان داده‌اند زمانی که یک الگوی استاندارد DSGE با یک کانال مالی تقویت شود، تکانه‌های خبری تقویت می‌شود و ارزیابی کاملاً سازگاری را می‌توان از ارتباط تجربی تکانه‌های خبری ارائه کرد.

ایسکرو[7] (۲۰۱۸) یک چارچوب کلی را برای ارزیابی سهم اطلاعاتی که متغیرهای مختلف با توجه به تکانه‌های خاص ایجاد می‌کنند، پیشنهاد کرده است. او با استفاده از یک الگوی DSGE حاوی تکانه‌های خبری نشان داد که سهم

[1] Stock & Watson
[2] Rotemberg
[3] Structural Vector Autoregression
[4] Blanchard, L'Huillier & Lorenzoni
[5] Davis
[6] Görtz & Tsoukalas
[7] Iskrev

نسبتاً متوسطی از اطلاعات توسط قیمت دارایی‌ها توضیح داده می‌شود. نبی‌اوغلو[1] (۲۰۲۲) با استفاده از یک الگوی DSGE به بررسی اثر تکانه‌های خبری بهره‌وری بر وقوع رکود بزرگ پرداخت. نتایج نشان داد که تکانه‌های خبری یکی از دلایل احتمالی نوسانات در ادوار تجاری ایالات متحده است.

مرور مطالعات تجربی حاکی از آن است که به‌دلیل جدید بودن ادبیات تکانه‌های خبری در اقتصاد کلان، به‌ویژه در ایران، این موضوع هنوز در مراحل ابتدایی بسط خود قرار دارد و نیاز به تکامل بیشتر احساس می‌شود. همچنین، مطالعاتی که در تحلیل خود، جنبه‌های متعددی را درنظر گرفته باشند، اندک هستند و هرکدام از دیدگاه خاصی به این موضوع پرداخته‌اند. مهم‌ترین دلیل بررسی تکانه خبری مرتبط با فناوری آینده و آثار آن بر رفاه اقتصادی در ایران نبودن مطالعات در این زمینه است و از سوی دیگر حتی در مطالعات خارجی این تکانه در یک اقتصاد نفتی الگوسازی نشده است.

۳. توصیف الگو

الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا به سه بخش تقسیم می‌شود که در این بخش به توابع و متغیرهای به‌کار رفته در قسمت‌های مختلف آنها پرداخته می‌شود.

۳-۱. خانوار

خانوارها مالک و عرضه‌کننده نیروی کار و سرمایه هستند. یک خانواده با عمر نامحدود به‌عنوان نماینده دیگر خانوارها با فرض مشابه بودن و با درنظر گرفتن قید بودجه خود، به‌دنبال حداکثر کردن تابع مطلوبیت انتظاری خواهد بود. تابع مطلوبیت خانوار به‌صورت رابطه (۱) خواهد بود.

$$Max\ U = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[LnC_t^i + \psi Ln\left(\frac{M_t^i}{P_t}\right) - DL_t^i \right] \quad (۱)$$

که E_0 عملگر انتظارات، $0 < \beta < 1$ عامل تنزیل، متغیر C_t^i مصرفی خانوار، متغیر L_t^i عرضه نیروی کار توسط خانوارها، $\frac{M_t^i}{P_t}$ بیانگر مانده حقیقی پول، ψ کشش تقاضای پول و D عدم ترجیحات عرضه کار است.

قید بودجه خانوار به‌صورت رابطه (۲) معرفی می‌شود.

$$s.t: \left[C_t^i + K_{t+1}^i + \frac{M_t^i}{P_t} - w_t L_t - r_t K_t^i - (1-\delta)K_t^i - \frac{M_{t-1}^i}{P_t} \right] \quad (۲)$$

بنابراین، با توجه به محاسبه تورم از رابطه $\Pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$، خانوار برای حداکثرکردن تابع مطلوبیت طبق معادلات (۳-۱۰) عمل می‌کند.

$$\mathcal{L} = \beta^t \left[LnC_t^i + \psi Ln\left(\frac{M_t^i}{P_t}\right) - DL_t^i \right] + \beta^t \lambda_t \left[C_t^i + K_{t+1}^i + \frac{M_t^i}{P_t} - w_t L_t^i - r_t K_t^i - (1-\delta)K_t^i - \frac{M_{t-1}^i}{P_t} \right] \quad (۳)$$

$$\frac{\delta \mathcal{L}}{\delta C_t^i} = 0 \rightarrow \beta^t \left(\frac{1}{C_t^i}\right) = \beta^t \lambda_t \rightarrow \frac{1}{C_t^i} = \lambda_t \quad (۴)$$

$$\frac{\delta \mathcal{L}}{\delta L_t^i} = 0 \rightarrow \beta^t D = \beta^t \lambda_t w_t \rightarrow D = \lambda_t w_t \rightarrow \frac{1}{C_t^i} = \frac{D}{w_t} \quad (۵)$$

[1] Nebioğlu

$$\frac{\delta \mathcal{L}}{\delta(\frac{M_t^i}{P_t})} = 0 \rightarrow \beta^t\left(\frac{\psi}{\frac{M_t^i}{P_t}}\right) + \beta^{t+1}\lambda_{t+1}\left(\frac{1}{\Pi_{t+1}}\right) = \lambda_t\beta^t \quad (۶)$$

$$\frac{\delta \mathcal{L}}{\delta K_{t+1}} = 0 \rightarrow \beta^{t+1}\lambda_{t+1}[r_{t+1} + (1-\delta)] = \beta^t\lambda_t \quad (۷)$$

$$\frac{M_t^i}{P_t} = m_t \rightarrow \frac{1}{C_t^i} = \frac{\psi}{m_t} + \beta(\frac{1}{C_{t+1}^i})(\frac{1}{\Pi_{t+1}}) \quad (۸)$$

$$\frac{M_{t-1}^i}{P_t} = \frac{M_{t-1}^i}{P_{t-1}} \times \frac{P_{t-1}}{P_t} = \frac{m_{t-1}^i}{\pi_t} \quad (۹)$$

$$\frac{1}{C_t^i} = \beta(\frac{1}{C_{t+1}^i})[r_{t+1} + (1-\delta)] \quad (۱۰)$$

اگر تابع مطلوبیت به‌صورت جدایی‌پذیر و لگاریتمی و تابعی از فراغت و مصرف خانوار باشد، قاعده حرکت سرمایه به‌صورت زیر است که در آن، δ نرخ استهلاک می‌باشد.

$$K_{j,t+1}^i = I_{j.t}^d + (1-\delta)K_{j,t}^i \quad (۱۱)$$

عرضه نیروی کار از طرف خانوار به‌عنوان یکی از کارگزاران اقتصادی است و با انتخاب دستمزد اسمی W_t^i به عرضه کل تقاضای موجود برای نیروی کار L_t^i می‌پردازد.

$$L_t^i = \left(\frac{W_t^i}{w_t}\right)^{-\omega} L_t^i \quad (۱۲)$$

۳-۲. تقاضای بنگاه‌ها برای نیروی کار در تکانه‌های اقتصادی

از تابع کاپ- داگلاس با تکانه بهره‌وری، تکانه فناوری و تکانه اخبار مربوط به فناوری برای تولید کالاهای مصرفی و سرمایه‌گذاری توسط بنگاه‌ها استفاده شده است. بنگاه‌ها در دوره‌های مختلف برای حل این مسائل، با توجه به نوع تقاضا نیروی کار و نیز احتمال $1-\alpha_i$، به‌دنبال بهینه کردن قیمت‌های خود است. بنابراین، خواهیم داشت.

$$Y_t = A_t(K_t)^{\alpha}(H_t)^{1-\alpha} \quad (۱۳)$$

$$r_t = \alpha_i(\frac{Y_t}{K_t})\frac{1}{q_t} \quad (۱۴)$$

$$w_t = (1-\alpha_i)(\frac{Y_t}{Hh_t})\frac{1}{q_t} \quad (۱۵)$$

$$q_t^{-1} = \left(\frac{\theta-1}{\theta}\right) + \frac{\phi_p}{\theta}(\Pi_t)(\Pi_{t-1}) - \beta\frac{\phi_p}{\theta}(\Pi_{t+1})(\Pi_{t+1}-1)(\frac{C_t}{C_{t+1}})(\frac{Y_{t+1}}{Y_t}) \quad (۱۶)$$

$$Ln\left(\frac{A_t}{\bar{A}}\right) = \rho_a Ln\left(\frac{A_{t-1}}{\bar{A}}\right) + \varepsilon_t^a + \varepsilon_{t,t-j}^n \quad (۱۷)$$

قابل ذکر است معادله (۱۶) مربوط به تکانه فناوری و تکانه اخبار آینده از فناوری است.

۳-۳. دولت و بانک مرکزی

دولت برای تامین مالی مخارج خود (G_t) به مجموعه‌ای چون مالیات‌ها، درآمد حاصل از فروش نفت و خلق پول نیاز دارد. از طرف دیگر، با فروش اوراق قرضه داخلی $B_{g,t}$ عرضه پول M_t را کنترل می‌کند (در صورت لزوم تغییر نرخ بهره در دستور کار قرار می‌گیرد).

$$G_t = tY + or_1 + \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} \quad (۱۸)$$

$$\mu_t = \frac{M_t}{M_{t-1}}\Pi_t \quad (۱۹)$$

$$Ln\left(\frac{\mu_t}{\bar{\mu}}\right) = \rho_\mu Ln\left(\frac{\mu_{t-1}}{\bar{\mu}}\right) + \varepsilon_t^\mu \quad (۲۰)$$

$$Ln\left(\frac{G_t}{\bar{G}}\right) = \rho_g Ln\left(\frac{G_{t-1}}{\bar{G}}\right) + \varepsilon_t^g \quad (۲۱)$$

$$Ln\left(\frac{O_t}{\bar{O}}\right) = \rho_O Ln\left(\frac{O_{t-1}}{\bar{O}}\right) + \varepsilon_t^O \quad (۲۲)$$

با توجه برون‌زا بودن درآمد نفتی در کشور ایران، این درآمد حاصل از فروش در طرف درآمدی بودجه قرار گرفته و به‌صورت یک فرایند برون‌زای $AR(1)$ درنظر گرفته می‌شود.

$$Ln(or_1) = g_{or}Ln(or_{t-1}) + (1-\rho_{or})Ln(\overline{or})g + \varepsilon_{or_1} \quad \varepsilon_{or}\sim \mathrm{N}(0,\sigma^2) \quad (۲۳)$$

توکلیان (۱۳۹۱)، مهرگان و دلیری (۱۳۹۲) و اسفندیاری، دهمرده و کاوند (۱۳۹۳) در طراحی مدل تعادل پویای تصادفی برای اقتصاد ایران، نرخ رشد حجم پول را به‌دلیل ابزار سیاست پولی درنظر گرفته‌اند. لذا در این مطالعه تغییرات حجم پول مورد استفاده قرار گرفته شده است. به‌دلیل تبدیل درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت به ریال، می‌توان گفت تغییرات و نوسانات حجم پول با نوسانات درآمدهای نفتی ارتباط دارد و می‌توان این شوک‌های درآمدی نفتی را بسیار مؤثر بر نرخ رشد حجم پول دانست. از طرف دیگر، با توجه به عدم استقلال بانک مرکزی در کشور، فرض می‌شود که دولت مسئول اعمال سیاست‌های مالی و بخشی از مخارج دولت از محل خلق پول تأمین مالی می‌شود؛ بنابراین، مخارج دولت نیز بر حجم پول تأثیر می‌گذارد (فخرحسینی، شاهمرادی و احسانی، ۱۳۹۱). بنابراین، قاعده سیاست پولی به‌صورت زیر درنظر گرفته می‌شود.

$$U_t = \rho_u u_{t-1} + (1-\rho_u)(\bar{u}) + \omega_{or}\varepsilon_{or_1} + \omega_g\varepsilon_g + \varepsilon_{u_t} \quad (۲۴)$$

در این معادله $u_t = \frac{M_t}{M_{t-1}}$ نرخ رشد ناخالص عرضه پول، ρ_u و ε_{u_t} دارای توزیع نرمال و میانگین صفر و انحراف معیار σ_u هستند. همچنین، ε_{or} شوک درآمدهای نفتی و ε_g شوک مخارج دولتی بوده و ω_{or} و ω_g ضریب هم‌بستگی درآمدهای نفتی و مخارج دولتی که با رشد پول را نشان می‌دهند. در صورت عدم تأثیر درآمدهای نفتی و مخارج دولتی بر رشد حجم پول، سیاست پولی کاملا برون‌زا بوده و براساس تصمیمات بانک مرکزی اعمال خواهد شد. اگر فرض شود مخارج دولت نیز از فرایند خودرگرسیو تبعیت می‌کند، خواهیم داشت:

$$g_t = \rho_g g_{t-1} + (1-\rho_g)(\bar{g}) + \varepsilon_{g_t} \qquad \varepsilon_g \approx \mathrm{N}(0,\sigma^2) \quad (۲۵)$$

همچنین، فرض می‌شود که دولت از یک قاعده سیاست پولی برای تعیین مالیات بر درآمد نیروی کار به‌صورت زیر استفاده می‌کند. که در آن، $\left(\frac{l}{y}\right)^{tar}$ نسبت بدهی هدف دولت به تولید در قاعده پولی است.

$$\tau_{h,t} - \tau_h = \psi_h\left(\frac{L_t}{Y_t} - \left(\frac{l}{y}\right)^{tar}\right) + \psi_y(y_t - y) + \varepsilon_{\tau,t} \quad (۲۶)$$

$$\tau_{k,t} = (1-\rho_{\tau k})\tau_k + \rho_{\tau k}\tau_{k,t-1} + \varepsilon_{\tau k,t}$$

$$\tau_{c,t} = (1-\rho_{\tau c})\tau_c + \rho_{\tau c}\tau_{c,t-1} + \varepsilon_{\tau c,t}$$

۳-٤. تسویه بازار

در شرایط تسویه بازار عرضه کل با تقاضای کل برابر است:

$$Y_t + O_t = C_t + I_t + G_t + AC_t \quad (۲۷)$$

به بیان دیگر، جمع تولیدات نفتی و غیرنفتی برابر به جمع مصرف خانوار، سرمایه‌گذاری بنگاه، مخارج دولتی و هزینه تعدیل قیمت‌ها AC_t است.

$$AC_t = \frac{\emptyset P}{2}(\Pi_t - 1)^2 Y_t \quad (۲۸)$$

۳-۵. رفاه مصرف‌کننده

براساس مطالعه مرزبان، دهقان‌باشی، رستم‌زاده و ایزدی (۱۳۹۵) تابع مطلوبیت دوره‌ای خانوار U_i از متغیرهای c_t^i(مصرف) و l_t^i (عرضه نیروی کار) تشکیل شده است و به صورت زیر بیان می‌شود.

$$U_i^c = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t\left(\left(c_t^i - \frac{\mathscr{b} c_{t-1}^i}{\mu_t^2 (\mu_t^\gamma)^{\frac{\theta}{1-\theta}}}\right), L_t^i\right) \quad (۲۹)$$

$\mathscr{b}$: درجه پایداری عادت مصرف

$$U_t(c_t, l_t) = (1-\gamma) log\left(c_t^i - \frac{\mathscr{b} c_{t-1}^i}{\mu_t^2 (\mu_t^\gamma)^{\frac{\theta}{1-\theta}}}\right) + \gamma \log(1 - l_t) \quad (۳۰)$$

$$wel_{u,i} = E_0 \sum_{0}^{\infty} \beta_t U_t(c_{i,t} - l_{i,t}) \quad (۳۱)$$

$$wel_{u,i} = U_t(c_{i,t}, l_{i,t}) + \beta U_{t+1}(c_{i,t+1}, l_{i,t+1}) \quad (۳۲)$$

٤. تجزیه و تحلیل یافته‌ها

برای به‌دست آوردن پارامترهای مدل از کالیبراسیون استفاده شد. در این پژوهش، کدنویسی مدل تعادل عمومی پویای تصادفی قابل‌محاسبه ارائه‌شده با استفاده در نرم‌افزار داینار انجام شده است. یکی از مهم‌ترین مراحل مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی، کالیبراسیون است. با استفاده از داده‌های ارائه‌شده توسط بانک مرکزی و مرکز آمار ایران و نیز مطالعه‌های موجود در کشور برای برخی از پارامترها، مقداردهی به این پارامترها انجام شده است.

جدول ۱. مقادیر باثبات متغیرهای الگو نسبت به تولید غیرنفتی

نسبت	توضیحات	مقدار
$\frac{C}{Y}$	نسبت باثبات مصرف خصوصی به تولید ناخالص داخلی بدون نفت	۰/۴۲
$\frac{I}{Y}$	نسبت باثبات سرمایه‌گذاری خصوصی به تولید ناخالص داخلی بدون نفت	۰/۳۵
$\frac{w.l}{Y}$	نسبت باثبات سهم نیروی کار از محصول	۰/۵۷
$\frac{r.K}{Y}$	نسبت باثبات سهم سرمایه از محصول	۰/۴۳
$\frac{K}{Y}$	نسبت باثبات سرمایه به تولید ناخالص داخلی بدون نفت	۵/۲۱
$\frac{or}{Y}$	نسبت باثبات درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی بدون نفت	۰/۲

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. مقداردهی پارامترهای الگو

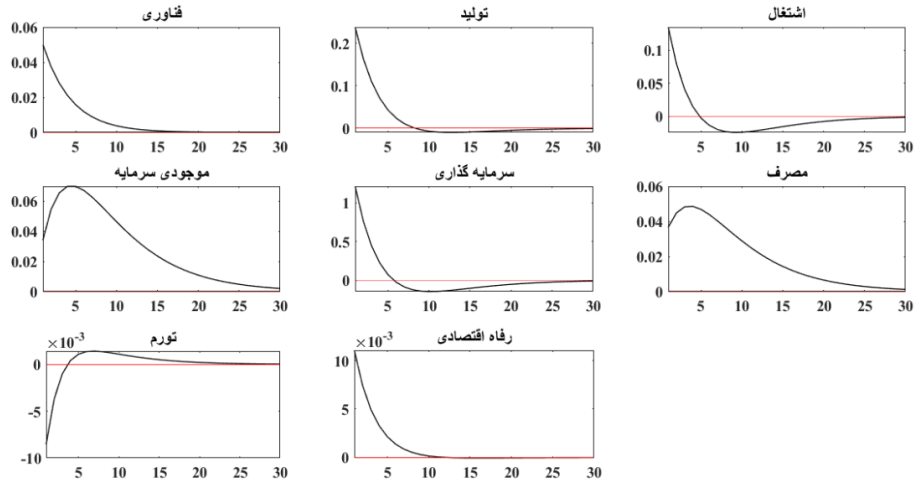
پارامتر	توضیحات	مقدار	منبع
β	عامل تنزیل	۰/۹۹	عباسی‌نژاد و همکاران (۱۳۸۹)
ψ	حجم حقیقی پول در تابع مطلوبیت	۰/۰۳۷	بهرامی و همکاران (۱۳۹۸)
D	عرضه نیروی کار در تابع مطلوبیت	۳/۲۵	بهرامی و همکاران (۱۳۹۸)
$\mathcal{b}$	درجه پایداری مصرف	۰/۳۰۹۶	منظور و همکاران (۱۳۹۴)
α	بهره‌وری سرمایه	۰/۴۱۲	فطرس و همکاران (۱۳۸۷)
τ^c	مالیات بر مصرف	۰/۰۹	خندان و همکاران (۱۳۹۹)
τ^k	مالیات بر درآمد سرمایه	۰/۰۵۲	کشاورزی و همکاران (۱۳۹۹)
τ^h	مالیات بر درآمد کار	۰/۰۷۸	کشاورزی و همکاران (۱۳۹۹)
ρ_a	پارامتر AR(1) بهره‌وری کل عوامل تولید	۰/۶	خندان و همکاران (۱۳۹۹)
ρ_n	پارامتر AR(1) مربوط به تکانه خبری	۰/۶	محاسبات محقق
ρ_g	پارامتر AR(1) ماندگاری مخارج دولت	۰/۶	خندان و همکاران (۱۳۹۹)
ρ_{or}	پارامتر AR(1) تکانه درآمدهای نفتی	۰/۷	کشاورزی و همکاران (۱۳۹۹)
ρ_{τ^k}	پارامتر AR(1) تکانه مالیات بر درآمد سرمایه	۰/۶	محاسبات محقق
ρ_{τ^h}	پارامتر AR(1) تکانه درآمد کار	۰/۶	محاسبات محقق
ρ_{τ^c}	پارامتر AR(1) تکانه مالیات بر مصرف	۰/۶	محاسبات محقق
ω_{or}	پارامتر AR(1) تکانه درآمد نفتی بر عرضه پول	۰/۱۵	فخرحسینی و همکاران (۱۳۹۱)
ω_g	پارامتر AR(1) تکانه مخارج دولتی بر عرضه پول	۰/۴۲	فخرحسینی و همکاران (۱۳۹۱)
σ_a	انحراف معیار تکانه فناوری	۰/۰۱	———
σ_{τ^c}	انحراف معیار تکانه مالیات بر مصرف	۰/۰۱	———
σ_n	انحراف معیار تکانه خبری	۰/۰۱	———
σ_{τ^k}	انحراف معیار تکانه مالیات بر درآمد سرمایه	۰/۰۱	———
σ_{τ^h}	انحراف معیار تکانه مالیات بر تکانه درآمد کار	۰/۰۱	———

پارامتر	توضیحات	مقدار	منبع
σ_g	انحراف معیار تکانه مخارج دولت	۰/۰۱	———
σ_{or}	انحراف معیار درآمدهای نفتی	۰/۰۱	———

منبع: یافته‌های پژوهش

٤-١. توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای مدل در برابر تکانه فناوری

شکل(۱) نشان‌دهنده توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای مدل در برابر تکانه فناوری است. تکانه فناوری به اندازه یک انحراف معیار، مستقیما موجب افزایش تولید کل شده است. چون کالای نهایی بیشتر در اختیار مصرف‌کنندگان و سرمایه‌گذاران قرار می‌گیرد؛ بنابراین، می‌توان گفت اثر ثروت مثبت است. همچنین، تکانه مربوط به فناوری با افزایش تولید نهایی نیروی کار و سرمایه، سبب افزایش نرخ دستمزد و نرخ بهره حقیقی‌شده و خانوار به‌عنوان کارگزار اقتصادی، ساعات کار و سرمایه‌گذاری را افزایش داده است. با افزایش ساعات کار، شاهد افزایش بیشتر تولیدشده هستیم که از مقدار تکانه بیشتر است. با انباشت سرمایه طی زمان، تولید نهایی سرمایه کاهش و موجب کاهش انگیزه سرمایه‌گذاری شده است. مصرف، رفتار پویای سرمایه را دنبال می‌کند؛ لذا با وقوع تکانه فناوری، مصرف ابتدا با جهش مواجه‌شده، سپس به آرامی افزایش‌یافته و به حداکثر رسیده است. بنابراین، به‌تدریج به شرایط پایدار خود بازگشته و با توجه به افزایش تولید و مصرف، رفاه نیز افزایش یافته است.

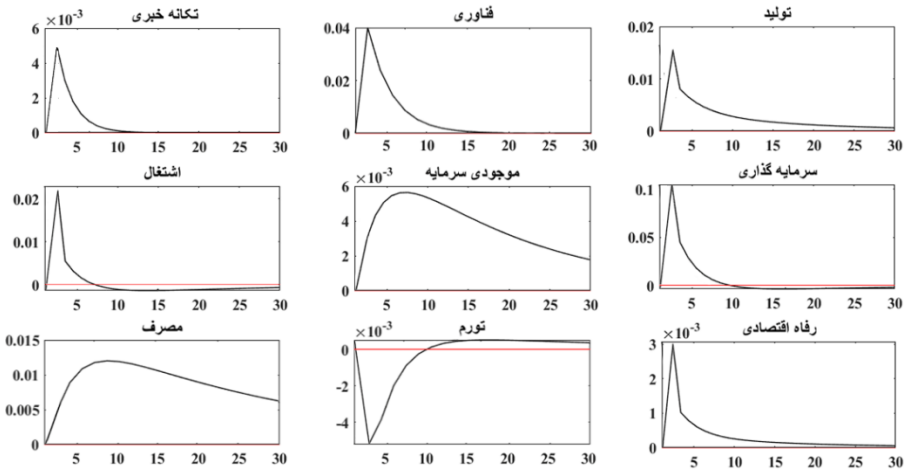


شکل ۱. اثر تکانه فناوری بر متغیرهای الگو

٤-٢. توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای مدل در برابر تکانه خبری مرتبط با فناوری

در شکل (۲) توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای مدل (فناوری، تولید، اشتغال، سرمایه‌گذاری، مصرف و تورم) در برابر تکانه خبری مرتبط با فناوری آینده ارائه شده است. در این زمینه با ایجاد یک تکانه خبری مرتبط با فناوری آینده به مقدار یک انحراف معیار، افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید را شاهد هستیم. افزایش بهره‌وری عوامل تولید موجب افزایش نرخ دستمزد و نرخ بهره شده است. در این شرایط عرضه نیروی کار، سرمایه‌گذاری و تولید افزایش‌یافته و نظر

به افزایش انباشت سرمایه، مصرف خانوار نیز با افزایش مواجه شده است. همچنین، در اثر افزایش تولید، تورم کاهش‌یافته در نهایت، افزایش مصرف و تولید، موجب افزایش رفاه اقتصادی شده است.



شکل ۲. اثر تکانه خبری مرتبط با فناوری بر متغیرهای الگو

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

ناتوانی عوامل اقتصادی در پیش‌بینی صحیح وضعیت فعالیت‌های اقتصادی آینده از منابع اصلی نوسانات ادوار تجاری است. ریشه و آثار این ناتوانی به‌دلیل تکانه‌های خبری مرتبط با فناوری آینده، در مطالعات پیگو و فرضیه ادوار تجاری مبتنی بر اخبار نهفته است. نظر به تضاد نتایج مطالعات تجربی و نظری حاکی در تحلیل اثر تکانه خبری مرتبط با فناوری آینده بر متغیرهای کلان اقتصاد، هدف این پژوهش، تحلیل اثر تکانه‌های خبری مرتبط با فناوری آینده بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران، با بهره‌گیری از الگوی تعادل عمومی تصادفی پویاست. نتایج نشان داد که تکانه خبری به اندازه یک انحراف معیار، موجب افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید شده است.

مطابق شکل (۲) افزایش بهره‌وری با یک وقفه رخ داده است و این همان اثر پیش‌بینی فعلی عوامل اقتصادی برای بهره‌وری آینده خواهد بود. افزایش بهره‌وری عوامل تولید موجب افزایش نرخ دستمزد و نرخ بهره با یک وقفه شد. همچنین، مصرف خانوار، تولید و سرمایه‌گذاری در مواجهه با این تکانه، با یک وقفه افزایش یافته و با توجه به افزایش تولید و سرمایه‌گذاری، ساعات کار افزایش و تورم با یک وقفه کاهش یافت. برای تحلیل اثر تکانه خبری بر وضعیت رفاه اقتصادی، از تقریب مرتبه دوم تیلور تابع مطلوبیت خانوار استفاده و نتایج نشان داد که تکانه خبری مرتبط با فناوری آینده، به افزایش رفاه با یک وقفه منجرشده است. نتایج این مطالعه با نتایج مطالعات بادری و پرتیه (۲۰۰۶)، جیمویچ و ربلو (۲۰۰۹)، بلانچارد، لهولیر و لورنزونی (۲۰۱۳) و گروتز و تسوکالاس (۲۰۱۵) هماهنگ و مشابه است. نظر به اهمیت خوش‌بینی عوامل اقتصادی نسبت به آینده و نیز بهبود فناوری، پیشنهاد می‌شود مقام مالی و پولی ایران، فضای سیاسی و اقتصادی کشور را به نحوی مدیریت کند که تا حد ممکن انتظارات عوامل اقتصادی خوش‌بینانه شکل گیرد.

منابع

- اسفندیاری، مرضیه، دهمرده، نظر، کاوند، حسین (۱۳۹۳). بازار دوگانه کار در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۴ (۱): ۲۱۷-۲۳۸.
- بهرامی، جاوید، توکلیان، حسین، محمدی، تیمور (۱۳۹۸). بررسی عملکرد رژیم‌های ارزی بر نوسانات تولید و تورم در شرایط ادغام مالی بین‌المللی برای اقتصاد ایران: رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی. *فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین*، ۱۴ (۳): ۴۱-۶۹.
- توکلیان، حسین (۱۳۹۱). بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۷ (۳): ۱-۲۲.
- خندان‌سویری، مهدی، اسدزاده، احمد، متفکرآزاد، محمدعلی، جعفر حقیقت (۱۳۹۹). سیاست‌گذاری بهینه پولی در نظام بانکداری بدون ربا؛ مورد ایران، *پژوهش‌های پولی- بانکی*، ۴۶ (۱۳): ۶۷۱-۷۰۸.
- عباسی‌نژاد، حسین، شاهمرادی، اصغر، کاوند، حسین (۱۳۸۸). برآورد یک مدل ادوار تجاری واقعی برای اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت فیلتر کالمن و حداکثر راست‌نمایی. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۴ (۴): ۱۸۵-۲۱۴.
- فخرحسینی، سیدفخرالدین، شاهمرادی، اصغر، احسانی، محمدعلی (۱۳۹۱). چسبندگی قیمت و دستمزد و سیاست پولی در اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۲ (۱)، ۱-۳۰.
- فطرس، محمدحسن، توکلیان، حسین، معبودی، رضا (۱۳۹۴). تأثیر تکانه‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی- رهیافت تعادل عمومی تصادفی پویای کینزی جدید ۱۳۹۱-۱۳۴۰. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۵ (۱۹): ۹۴-۷۳.
- کشاورزی، علی، حرّی، حمیدرضا، جلایی‌اسفندآبادی، سید عبدالمجید، رافعی، میثم، نجاتی، مهدی (۱۳۹۹). نقش دولت در شرایط مواجهه با بیماری پاندمیک . *فصلنامه علمی مدلسازی اقتصادی*، ۱۴ (۵۲): ۲۵-۵۲.
- مرزبان، حسین، دهقان‌باشی، زهرا، رستم‌زاده، پرویز، ایزدی، حمیدرضا (۱۳۹۵). محاسبه رفاه با سناریوهای متفاوت سیاست مالی در چارچوب مدل سیاست پولی و مالی بهینه. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۳۶ (۴): ۲۵-۵۱.
- مهرگان، نادر، دلیری، حسن (۱۳۹۲). واکنش بانک‌ها در برابر سیاست‌های پولی بر اساس مدل DSGE۱۳۴۰. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۱ (۶۶): ۳۹-۶۸.
- منظور، داود، تقی‌پور، انوشیروان (۱۳۹۴). تنظیم یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) برای اقتصاد باز کوچک صادرکننده نفت، مورد مطالعه: ایران. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۷۵ (۲۳): ۷-۷۷.
- Barro, R., & King, R. (1984). Time separable preferences and intertemporal substitution models of business cycles. *Quarterly Journal of Economics, 99 (4)*: 817-839. DOI: https://doi.org/10.2307/1883127.
- Barsky, R.B., & Sims, E.R. (2008). Information, animal spirits, and the meaning of innovations in consumer confidence. Mimeo, University of Michigan.
- Barsky, R.B & Sims, E.R. (2011). News Shocks and Business Cycles. *Journal of Monetary Economics 58(3)*: 235–249. DOI: https://DOI.org/ 10.1016/j.jmoneco.2011.03.001.
- Beaudry, P. & Portier, F. (2006). Stock prices, news, and economic fluctuations, *American Economic Review 96(4)*: 1293-1307. DOI: https://doi.org/ 10.1257/aer.96.4.1293
- Beaudry, P., Dupaigne, M., & Portier, F. (2008). The international propagation of news shocks. *Unpublished manuscript*, University of British Columbia.

- Beaudry, P., & Lucke, B. (2010). Letting Different Views about Business Cycles Compete. *NBER Macroeconomics Annual 2009 24*: 413-455. doi: https://doi.org/ 10.1086/648305
- Blake, A., Sinclair, M. T., & Sugiyarto, G. (2003). quantifying the Impact of Foot and Mouth Disease on Tourism and the UK Economy. *Tourism Economics, 9*(4): 449-465. doi:https:// doi.org/10. 5367/000 0000033 2266 3221.
- Blanchard, O. J., L'Huillier, J.P. & Lorenzoni, G. (2013). News, noise, and fluctuations: An empirical exploration. In: *American Economic Review, 103(7)*: 3045– 3070.
- Cochrane, J. (1994). Shocks. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, *41* (1), 295-364.
- Davis, J. M. (2007). News and the term structure in general equilibrium. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1022631.
- Friedman, M. (1968a). The Role of Monetary Policy. *The American Economic Review, LVIII*, 1. Retrieved from https:// www.aeaweb.org/ aer/ top 20/58.1.1-17.pdf
- Fujiwara, I., Hirose, Y., & Shintani, M. (2011). Can news be a major source of aggregate fluctuations? A Bayesian Dsge approach. *Journal of Money, Credit and Banking, 43(1)*: 1–29. http://www.jstor. org/ stable/ 20870037.
- Görtz, Ch, & Tsoukalas, J.D. (2015). News shocks and business cycles: Bridging the gap from different methodologies, working paper 2013-25, Business School - Economics, University of Glasgow.
- Haberler, G. (1937). Prosperity and depression: A theoretical analysis of cyclical movements, Geneva: League of Nations.
- Iskrev, N. (2018). Are asset price data informative about news shocks? A DSGE perspective, ECB Working Paper No. *2161*. DOI: https://doi.org/10.2866/634936.
- Jaimovich, N., & S. Rebelo. (2009). Can news about the future drive the business cycle? *American Economic Review, 99(4)*: 1097-1118. DOI: https://doi.org/10.1257/aer.99.4.1097.
- Keynes, J.M. (1936). The general theory of employment, interest and money. *London: MacMillan and Co*.
- Khan, H.U., & Tsoukalas, J. (2012). The quantitative importance of news shocks in estimated DSGE Models. *Journal of Money, Credit and Banking, 44(8)*: 1535-1561.
- Kydland, F. E., & Prescott, E.C. (1982). Time to build and aggregate Fluctuations. *Econometrica, 50(6)*: 1345–1370. https://doi. org/10. 2307/ 1913386.
- Lucas, R. E. (1975). An equilibrium model of the business cycle. *Journal of Political Economy, 83*(6), 1113-1144. Retrieved from http://www. JSTOR. org/stable/1830853.
- Milani, F., & Rajbhandari, A. (2020). Observed expectations, news shocks, and the business cycle. *Research in Economics, 74(2)*: 95-118. DOI: https://doi.org/10.1016/j.rie.2020.02.003.
- Muth, J. F. (1961). Rational expectations and the theory of price movements. *Econometrica, 29*(3), 315-335. DOI: https://doi. org/10. 2307/ 1909635.
- Nebioğlu, D. (2022). Great recession and news shocks: evidence based on an estimated DSGE model. *Empirical Economics, 62*(4): 1649-1685. DOI: https://doi.org/10.1007/s00181-021-02068-6.
- Pigou, A.C. (1927). *Industrial fluctuations (1st ed.). Routledge*. DOI: https://doi.org/10.4324/9781315441122
- Rotemberg, J. (2003). Stochastic technical progress, smooth trends, and nearly distinct business cycles. *American Economic Review, 93*: 1543- 1559. https://www.jstor.org/stable/3132141.
- Sims, E. R. (2009). Expectations driven business cycles: An empirical evaluation. *Mimeo, University of Michigan*.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1999). Forecasting inflation. *Journal of Monetary Economics, 44(2)*: 293-335. doi:https://doi.org/10.1016/S0304-3932(99)00027-6.

- Zeev, N. B., & Khan, H. (2015). Investment-specific news shocks and U.S. Business Cycles. *Journal of Money, Credit and Banking*, *47*(7): 1443–1464. http://www.jstor.org/stable/24500920.