الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای ادوار تجاری پولی اقتصاد ایران

سید فخرالدین فخرحسینی[1]

تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۱۰/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۶/۱۵

چکیده

در این تحقیق برای تحلیل تاثیر نوسانات درآمدهای نفتی و نقدینگی بر متغیرهای کلان یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی طراحی شده است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد اگر افزایش درآمدهای نفتی از کانال رشد پول عبور کند، افزایشی حدود ۰/۱۵ درصد انحراف از حالت باثبات در تورم به وجود می آید. از طرف دیگر وقتی که این افزایش درآمدهای نفتی، از طریق فروش ارز به بانک مرکزی، تامین مالی نگردد، افزایش تورم کمتر از ۰/۱ درصد انحراف از حالت باثبات خواهد شد. همچنین تکانه‌های نرخ رشد پولی باعث افزایش تورم در اقتصاد شده و اثر آن بر متغیرهای واقعی مانند تولید و اشتغال به ترتیب ۰/۰۵ و ۰/۰۱- درصد انحراف از حالت باثبات خواهد بود. به عبارت دیگر پول در این الگوی ادوار تجاری پولی بدون چسبندگی، خنثی است.

واژگان کلیدی: مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، کالیبراسیون، سیاست پولی.

JEL: E31, E32, E52

۱ - عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تنکابن Email:F_fkm21@yahoo.com

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]

۱- مقدمه

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

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

۱) با توجه به این الگو، آیا پول در اقتصاد ایران خنثی است؟

۲) تکانه نفتی چه اثری بر تورم خواهد داشت؟

1- Dynamic Stochastic General Equilibrium
2- Kydland, Finn E. and Prescott, Edward C.
3- Real Business Cycles
4- Cooley, Thomas F. and Hansen, Gary D.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]

این مقاله در پنج بخش تدوین شده است. در بخش بعدی مبانی نظری و پیشینه پژوهش به اختصار معرفی شده است. بخش سوم به معرفی و تصریح مدل تعادل عمومی پویای تصادفی اختصاص یافته است. در بخش چهارم شبیه‌سازی، مقداردهی و برآورد مدل ارایه شده است. نتیجه‌گیری و پیشنهادات در بخش پنجم و سپس پیوست و فهرست منابع تقسیم شده است.

۲- ادبیات نظری و سابقه پژوهش

۲-۱- ادبیات نظری

درآمدهای نفتی در برخی از کشورهای صادره‌کننده‌ی نفت اولین منبع درآمد دولت‌ها محسوب می‌شود. تأثیر تغییرات قیمت نفت بر کشورهای نفتی به ساختار اقتصادی و شدت وابستگی آنها به نفت بستگی دارد. به عبارت دیگر آسیب‌پذیری کشورهای وارد کننده‌ی نفت در مقابل افزایش قیمت نفت متفاوت است و به درجه وابستگی آنها به واردات نفت و شدت مصرف نفت در اقتصاد آنها بستگی دارد.

بخش نفت و درآمدهای نفتی در بیش‌تر کشورهای صادر کننده آن، متعلق به دولت می‌باشد. با توجه به سهم بالای درآمدهای نفتی در بودجه و تولید ناخالص داخلی این کشورها، تکانه‌های نفتی باعث افزایش ارزش حقیقی پول داخلی این کشورها و به دنبال آن انقباض بخش تولید کالاهای قابل تجارت[1](به ویژه کالاهای صادراتی) و گسترش بخش تولید کالاهای غیر قابل تجارت[2] می‌شوند. مطالعات تجربی نیز نشان می‌دهند که درآمدهای ارزی حاصل از رونق صادرات نفت یا هر ماده اولیه دیگر آثار منفی شدیدی در بسیاری از این کشورها در بلندمدت به جای گذاشته است.(مهرآرا و حایری ، ۱۳۸۷)

در ادبیات اقتصادی این پدیده تحت عنوان بیماری هلندی[3] شناخته شده است. در اثر بیماری هلندی شاهد رشد نابرابر بخش‌های اقتصادی خواهیم بود. این رشد نامتوازن به نفع بخش خدمات(یا غیر قابل تجارت) و به زیان بخش‌های صنعت و کشاورزی(یا قابل تجارت) بوده و باعث تضعیف توان اقتصادی کشور صادرکننده‌ی کالای اولیه می‌گردد.

---

1 - Tradable.
2 - Nontradable.
3 - Dutch Disease

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]

افزایش ناگهانی و یکباره درآمد ارزی به صورت برون زا، مانند افزایش قیمت نفت و به دنبال آن افزایش درآمدهای نفتی، باعث بروز مازاد در تراز پرداختها و افزایش تقاضای کل می‌گردد. با فرض جذب این مازاد در اقتصاد داخلی از کانال‌های پولی و مالی، تقاضای اقتصاد به سرعت افزایش می‌یابد. اگر هر دو نوع کالاهای قابل مبادله و غیر قابل مبادله کالاهایی نرمال باشند(یعنی کشش درآمدی هر دو گروه کالا بزرگتر از صفر باشد)، تقاضا برای هر دوی آنها افزایش خواهد یافت. بدیهی است که پس از بالا رفتن تقاضا، میزان افزایش قیمت‌ها بستگی به واکنش طرف عرضه دارد. از آن جایی که عرضه‌ی کالاهای غیرقابل مبادله در کوتاه‌مدت بی‌کشش است و در مقابل عرضه کالاهای قابل مبادله از طریق واردات قابل افزایش است، لذا قیمت نسبی کالاهای غیرقابل مبادله افزایش می‌یابد. بدین ترتیب نرخ ارز حقیقی(با بالا رفتن قیمت نسبی کالاهای غیرقابل مبادله به کالاهای قابل مبادله) تقویت می‌شود. افزایش قیمت نسبی کالاهای غیرقابل مبادله(و سودآوری آن) سبب می‌شود که منابع قابل تحرک از سایر بخش-های اقتصاد خارج شده و جذب بخش غیرقابل مبادله شوند. تضعیف بخش قابل مبادله و تغییر قیمت‌های نسبی به اثر هزینه‌ای[1] موسوم است.

درآمد قابل تصرف بیشتر، سودآوری و قیمت نسبی بالاتر کالاهای غیرقابل مبادله، به همراه تولید کمتر کالاهای قابل مبادله، به خاطر قیمت نسبی پایین‌تر این کالاها، موجب افزایش واردات و از بین رفتن مازاد تراز بازرگانی می‌شود.

ازطرف دیگر در کشورهای صادرکننده نفت درآمدهای صادرات نفت، به عنوان درآمد بخش دولتی محسوب و از طریق خزانه وارد بودجه می‌شود. کشورهای صادرکننده نفت به دلیل ساختار و مسایل سیاسی آنها، دولت به عنوان بزرگ‌ترین کارگزار اقتصادی کشور در اغلب بخش‌های تولیدی و خدماتی حضور فعال دارد. انتظارات سیاسی و اجتماعی از دولت که عموماً فاقد مبنای اقتصادی است، سبب می‌شود که اغلب تأثیرات هزینه‌های سرمایه‌ای دولت نیز به سان هزینه‌های جاری باشد. سرمایه‌گذاری عمده دولتی از برنامه زمان‌بندی مدون خود تبعیت نمی‌کند، حجم سرمایه‌گذاری از رقم پیش‌بینی شده فراتر می‌رود و مدیریت دولتی غیرکارآمد نیز سبب می‌شود که اثرات توسعه‌ای این قبیل سرمایه‌گذاری‌ها ضعیف باشد. (مهرآرا و میری، ۱۳۸۷) تزریق درآمدهای یاد شده در این کشورها، نظیر ایران سبب افزایش تقاضای کل

1 - Cost effect

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]

می‌گردد، از آن جایی که بخش عرضه کل که برآیند بخش‌های داخلی است نمی‌تواند به تقاضای ایجاد شده پاسخ گوید، بنابراین منجر به افزایش تورم می‌شود و تورم نیز به نوبه‌ی خود علاوه بر متغیرهای اقتصادی بر متغیرهای سیاسی و اجتماعی اثر می‌گذارد. کاهش قیمت نفت سبب می‌شود که دولت، به علت انعطاف‌پذیری هزینه‌های جاری، که بخش عمده آن مربوط به حقوق و دستمزد کارکنان دولتی است، از هزینه‌های عمرانی بکاهد و آن را به هزینه‌های جاری منتقل کند. بنابراین اولین اثر آن ظهور انبوهی از طرح‌های نیمه‌تمام در بخش عمرانی است. این مسأله سبب رکود و بیکاری به خصوص در بخش‌هایی می‌شود که عمدتاً از کارگران غیرماهر استفاده می‌کنند و بدین ترتیب بی‌ثباتی از حوزه اقتصاد به حوزه‌های اجتماعی و سیاسی نیز سرایت می‌کند. بخش ارزی، تراز پرداخت‌ها و کسری بودجه را تحت تأثیر قرار می‌دهد و تورم که از همان ابتدا وجود داشته است سبب کاهش رشد اقتصادی می‌شود.(خوش اخلاق و موسوی محسنی ،۱۳۸۵) ماهیت درآمدهای نفتی به گونه‌ای است که بخش‌های بومی در اقتصاد رابطه پیشین و پسین ضعیفی با درآمدهای نفتی دارند و در نتیجه درآمدهای نفتی به صورت درآمدی مستقل و کاملاً غیرعادی و بی‌سابقه برای دولت تلقی می‌شود. در این شرایط هزینه‌های دولت از سوی مالیات‌دهندگان تأمین نمی‌شود. به عبارت دیگر مردم سهمی ناچیز در هزینه‌های توسعه دارند و در مقابل دولت به دلیل دستیابی به درآمدهای مستقل از ملت به برنامه‌های توسعه خود خوانده می‌پردازند.

در ارتباط با تاثیر سیاست پولی بر بخش حقیقی اقتصاد، عموماً متغیرهای تولید و اشتغال بیش از سایر متغیرها مورد تاکید قرار می‌گیرند. در این راستا، متغیرهای تورم و نرخ بهره مهمترین عامل تغییر در متغیرهای اسمی و حقیقی ارزیابی می‌شوند. فرایند این تاثیرگذاری به اختصار توضیح داده می‌شود (بیدآباد، ۱۳۸۳):

نرخ بهره: طرفداران کینز، معتقدند که نرخ بهره نقش اساسی در انتقال سیاست پولی ایفا می‌کند به‌طوری که این نرخ حلقه ارتباطی و انتقالی سیاست پولی به بخش واقعی اقتصاد محسوب می‌شود. این انتقال از سه طریق مخارج سرمایه‌گذاری، مخارج مصرفی کالاهای بادوام و حساب سرمایه امکان‌پذیر است. در انتقال از طریق مخارج سرمایه گذاری، اتخاذ سیاست پولی انبساطی، موجب کاهش نرخ بهره واقعی و به تبع آن کاهش هزینه سرمایه و افزایش سرمایه‌گذاری شده و در نهایت، تقاضای کل اقتصاد را افزایش می‌دهد. همچنین در فرایند انتقال از طریق مخارج مصرفی کالاهای بادوام، اعتقاد براین است که تغییرات نرخ بهره،

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]

علاوه بر تحت تاثیر قرار دادن مخارج سرمایه‌گذاری، تقاضا برای کالاهای مصرفی بادوام را تغییر می‌دهد، در فرایند انتقال از طریق حساب سرمایه، این موضوع مطرح می‌شود که تغییر در نرخ بهره، جریانات سرمایه را نیز تحت تاثیر قرار می‌دهد.

تغییر قیمت دارایی‌ها: براساس این مکانیزم که مورد توجه پولیون بوده، سیاست پولی بر قیمت داراییها و ثروت حقیقی تاثیر می‌گذارد، که این موضوع از دو طریق تئوری سرمایه‌گذاری q توبین و اثرات ثروت بر مصرف تحلیل می‌شود. توبین[1](۱۹۶۹) این تغییر را ناشی از تغییر ارزش دارایی‌ها، بازدهی آنها و مقدار دارایی‌هایی که به بازار دارایی‌ها مربوط می‌شود، ارتباط می‌دهد. همانطور که ملاحظه می‌شود، اثرات پرتفولیو از تاثیر ثروت قابل تفکیک نمی‌باشد. به عبارت دیگر از همان طریقی که ثروت بر مخارج کل اثر می‌گذارد، پرتفولیو نیز اثر خود را می‌گذارد. به بیانی دیگر، به جای آنکه مکانیزم اثرگذاری از طریق ثروت و دارایی از یکدیگر جدا فرض شوند، بهتر است مکمل هم تلقی شوند. این بدین معناست که مکانیزم اثرگذاری ثروت از طریق دارایی اختلال قیمت ایجاد می‌کند، در حالیکه مکانیزم اثرگذاری دارایی، خود علت اولیه اختلال قیمتی می‌باشد.

اعتبارات بانکی: به طور کلی افزایش عرضه پول از طریق عملیات بازار باز و خرید اوراق قرضه دولتی می‌تواند موجب تغییر در ترکیب پرتفولیوی افراد شده و نهایتاً از سهم بخش خصوصی در میزان "اثر جانشینی" و "اثر درآمدی" ترکیب پرتفولیو کاسته، و نهایتاً، از طریق اعتبارات بانکی تأثیر بگذارد. اولاً: افزایش ذخایر بانکها که در اثر عملیات بازار باز صورت گرفته، به بانکها این امکان را می‌دهد که دارایی‌های خود از جمله اعتبارات را افزایش دهند. ثانیاً: به دلیل کاهش منافع حاصل از اوراق قرضه دولتی نسبت به نرخ بهره‌ای که از وام گیرندگان دریافت می‌کنند، بانکها اقدام به جایگزین کردن اعتبارات بانکی به جای اوراق قرضه می‌کنند (اثر جانشینی). نتیجه این دو پدیده، افزایش اعتبارات بانکی می‌باشد.

۲-۲- سابقه پژوهش

انتقاد لوکاس[2](۱۹۷۶) باعث شد استفاده از الگوهای کلان‌سنجی برای تحلیل‌های سیاستی، کم شود. (کاوند، ۱۳۸۸) انتقاد لوکاس باب جدیدی را در حوزه‌های مربوط به الگوهای اقتصادی با پارامترهای

1 -Tobin, James.
2- Lucas, Robert.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]

ساختاری آغاز کرد. به همین خاطر سه متدلوژی در نوشتگان الگوسازی در الگوهای اقتصادی مطرح شد.[۱] یکی از این الگوها، الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) است که برای بررسی اثر نوسانات بصورت تجربی مورد استفاده قرار می‌گیرد. مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی برای اولین بار در مطالعه کیدلند و پرسکات(۱۹۸۲) معرفی شدند. نسخه‌های متفاوتی از این مدل‌ها بعدها با اضافه شدن ویژگی‌های کینزی از قبیل چسبندگی قیمت‌ها، چسبندگی دستمزدها و اطلاعات نامتقارن توسط کینزین‌های جدید نیز به‌کار رفتند. مدل‌هایDSGE هم‌اکنون به شاخه‌ای مهم از تحقیقات اقتصاد کلان بدل شده‌اند و توسط اقتصاددانان با دیدگاه‌های فکری متفاوت هم به منظور درک رفتار پویایی اقتصاد و هم به منظور ارزیابی اثرات سیاست‌های اقتصادی بطورگسترده‌ای مورد استفاده قرار گرفته‌اند. در این مدل ها، اقتصاد کلان براساس رفتار بهینه‌سازی عوامل اقتصادی در تمامی بخش‌ها مدل‌سازی می‌شود، که در نهایت یک سیستم پویای تصادفی را تشکیل می‌دهند.

بیشتر مطالعات در این زمینه، مربوط به نحوه اثرگذاری سیاست‌های پولی بر متغیرهای کلان مانند محصول کل، تورم، اشتغال و نرخ ارز و همچنین مدت اثرگذاری و طول وقفه آن اثر می‌باشد. چنانچه لوکاس(۱۹۷۶) بیان کرد، مدل‌های اقتصادسنجی سنتی نمی‌تواند به سوالات مربوط به اثرگذاری سیاست پولی پاسخ دهد. چون، پارامترهای کاهش یافته مدل، بازگو کننده شرایط حاکم بر اقتصاد نیستند و شرایط اقتصادی همیشه در حال تغییر است. انتقاد لوکاس باعث شد تا محققین از مدل‌های اقتصاد کلانی استفاده کنند که بتواند نظریه‌های اقتصاد کلان را با حقایق کلان اقتصادی مربوط به پارامتر را با هم ترکیب کنند. «کیم»[۲] (۲۰۰۰) بررسی سیکل‌های تجاری متغیرهای کلان اقتصادی ایالات متحده امریکا را با فرض وجود چسبندگی‌های اسمی و واقعی در یک مدل DSGE مورد بررسی و آزمون قرار داد. این تحقیق در مورد اثر سیاست پولی بر متغیرهای اقتصادی نتیجه گرفت: زمانیکه هیچ چسبندگی در مدل وجود ندارد (یک مدل RBC)، تکانه‌ای باندازه یک انحراف معیار سیاست پولی، اثر مثبت بر نرخ بهره اسمی و اثر منفی بر

۱- این الگوها عبارت است از الگوی تعادل عمومی محاسبه پذیر(CGE)، الگوی تعادل عمومی کاربردی(AGE) و الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) اشاره نمود.

2 -Kim, jinil.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]

محصول خواهد داشت (البته هر دو اثر بسیار کم بوده) و تورم را افزایش خواهد داد. وجود چسبندگی‌های اسمی و واقعی بطور همزمان در مدل، اثرات نقدینگی بر تولید کاملاً مشهود است، یعنی تولید افزایش می‌یابد. «گیونز»[1] (۲۰۰۱) با استفاده از الگوی DSGE برای اقتصاد آمریکا برای اثرگذاری سیاست‌های پولی، نتیجه گرفت؛ افزایش در نرخ بهره اسمی، سبب کاهش؛ محصول، تورم و دستمزد واقعی می‌شود. «لیو»[2] (۲۰۰۵) در یک اقتصاد باز کوچک یعنی اقتصاد نیوزلند با طراحی مدل DSGE کینزین جدید، به اثرگذاری سیاستهای پولی در اقتصاد پرداخت و نتیجه گرفت؛ بعلت افزایش تکانه بهره‌وری، هزینه تولید کاهش می‌یابد، در این زمان مقامات پولی با کمک گرفتن از سیاست‌های پولی مناسب، می‌توانند تورم را به سمت صفر سوق دهند. «سوگو و یدا»[3] (۲۰۰۵) به ارائه یک مدل DSGE برای اقتصاد ژاپن به منظور شناخت عوامل موثر در بوجود آمدن سیکل‌های تجاری و چگونگی تاثیرگذاری سیاست پولی بر تورم، پرداخته است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد؛ تکانه سیاست پولی باعث ایجاد رفتار ماندگاری در نرخ تورم می‌گردد و در نبود چسبندگی، اثر این تکانه به تولید بسیار ناچیز است.

ازآنجای که این مقاله به اثر شوک‌های قیمت نفت بر اقتصاد ایران نیز می‌پردازد، لازم است به چند مورد از سوابق مطالعاتی موجود در این مورد پرداخته شود. ادبیات موجود در مدل‌های اقتصاد کلان درباره اثر تکانه‌های قیمت نفت عمدتاً برروی کشورهای واردکننده نفت متمرکز شده‌اند. در این مطالعات تکانه‌های قیمتی نفت، عمدتاً بعنوان مثال بارزی از تکانه‌های برونزای طرف عرضه در نظر گرفته شده‌اند. از این منظر، با افزایش قیمت‌های نفت، هزینه نهائی این نهاده افزایش یافته و لذا میزان مصرف بهینه این نهاده کاهش می‌یابد، که این امر منجر به کاهش بازدهی نهائی هزینه کرد هرواحد منابع پولی بنگاه روی نهاده نفت و نهایتاً کاهش تولید کل خواهد شد. «کیم و لونگانی»[4] (۱۹۹۲) در یک الگوی RBC را طراحی کرده که در آن، انرژی به عنوان یک نهاده در تابع تولید وارد می‌شود و نتیجه گرفته شده است که تکانه‌های قیمت نفت، اقتصاد را مستقیماً تحت تاثیر قرار می‌دهد. «روتنبرگ و ودفورد»[5] (۱۹۹۶) از فرض رقابت ناکامل در الگوی خود استفاده کرده‌اند. در این الگوی RBC نتیجه گرفته شده است؛ یک افزایش ۱۰ درصدی در

1 - Givens , Gregory.
2- Philip, Liu.
3 -Tomohiro, Sugo, Kozo, Ueda.
4 -Kim and Longani
5 -Rotemberg, Julio and Woodford, Michael.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]

قیمت نفت، منجر به کاهش ۲/۵ درصدی در تولید و ۱ درصدی در دستمزد واقعی خواهد شد. «سائز و پاچ»[1](۲۰۰۲) به بررسی اقتصاد نفتی ونزوئلا پرداختند. آزمون تجربی نشان می‌دهد که مدل، برخی از خصوصیات ادوار تجاری کشور ونزوئلا را تشریح می‌کند و با افزایش قیمت نفت و درآمدهای نفتی، مصرف، سرمایه‌گذاری و تولید نیز افزایش می‌یابد.

همچنین در مطالعات داخلی در این زمینه می‌توان به مطالعه «کاوند»(۱۳۸۸) اشاره نمود که به بررسی قابلیت کاربرد الگوهای تعادل عمومی تصادفی برای اقتصاد در حال توسعه ایران می‌پردازد و الگوی آیرلند[2] را به علت اینکه به طور صریح نرخ رشد تولید را در بر دارد، بعنوان الگوی ادوار تجاری واقعی که قابلیت هماهنگ شدن با اقتصاد در حال توسعه ایران را دارد، معرفی می‌کند. در این الگو نیز خانوار به عنوان تک کارگزار بهینه‌یاب عمل کرده و انعطاف‌ناپذیری‌های اسمی در مدل وارد نمی‌شود.

۳- معرفی مدل

در اینجا، برای توضیح نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی از یک الگویDSGE استفاده شده است. از آنجایکه در الگوهای DSGE یک سلسله متغیرهای غیرقابل مشاهده وجود دارند، ابتدا با استفاده از فیلتر هدریک-پرسکات (HP[3]) جزء روند از داده‌ها جدا می‌شود و تحلیل‌ها بر روی جزء ادواری صورت می‌گیرد. سپس با استفاده از تکنیک کالیبراسیون، مدل ارائه شده مورد بررسی تجربی قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر، در الگوهای DSGE معادلات حاصل از حداکثرسازی مطلوبیت خانوار نمونه و سود بنگاه باید به نحوی بسیار دقیق به صورت الگوهای فضا-حالت[4] تصریح شوند. پس از استخراج معادلات تصادفی حاصل از شرایط حداکثرسازی و تصریح معادلات در فضا-حالت، زمینه تحلیل فراهم خواهد شد. بدین منظور، برای رسیدن به فضا-حالت، از رهیافت اُهلیگ[5](۱۹۹۷) استفاده می‌شود. در زیر، نخست معادلات الگو و نتایج مربوط به معادلات استخراجی از الگو ارائه می‌گردد. برای اطلاعات بیشتر در مورد نحوه استخراج معادلات، به ضمیمه ارائه شده در پایان تحقیق مراجعه شود. در این تحقیق برای معرفی الگوی

1- Saez , Francisco Jand Puch, Luis.
2 -Ireland, Peter.
3 -Hodrick- Prescott Filter
4 -State Space
5 -Uhlig, Harald.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]

ادوار تجاری پولی(CIA[1])، مدل والش[2](۲۰۰۳) بسط داده شده است. تابع مطلوبیت برای یک خانواده نمونه که دارای عمری نامحدود است، بصورت زیر معرفی می‌شود. خانوار نمونه از مصرف کالاها مطلوبیت کسب می‌کند و به خاطر کارکردن از مطلوبیتش کاسته می‌شود، لذا با توجه به شکل تبعی تابع مطلوبیت، ارزش حال مطلوبیت‌هایی که این خانوار در طول حیات خود به دست می‌آورد به شکل ذیل خواهد بود:

$$\max_{\{C_t,n_t,m_t,b_t,k_t\}} E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t, 1-n_t) = \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{{C_t}^{1-\Phi}}{1-\Phi} + \psi \frac{(1-n_t)^{1-\eta}}{1-\eta}\right] \quad (۱)$$

که در آن $0 < \beta < 1$ می‌باشد. C_t مصرف واقعی در حالیکه n_t عرضه نیروی کار برای فعالیت‌های بازار باشد که قسمتی از کل زمان در دسترس است. پس، $1 - n_t$ برابر زمان فراغت می‌باشد. پارامترهای Φ, ψ, η در تابع مطلوبیت مثبت هستند، Φ عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف می‌باشد. همچنین، η عکس کشش عرضه نیروی کار و ψ ضریب وزنی فراغت در تابع مطلوبیت است.

خانوارها نیروی کار و سرمایه برای تولید کالا و خدمات به بنگاه عرضه می‌کنند. خانوارها برای هر دوره مانده اسمی پول M_{t-1} و همچنین پرداخت انتقالی یکجا اسمی برابر با T_t دریافت می‌کنند. قید پیش پرداخت نقدی فرض می‌کند که تنها کالاهای مصرفی خریداری می‌شود:

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

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

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

که $\Pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} = 1 + \pi_t$ برابر با یک بعلاوه نرخ تورم است. در تعادل، تقاضای پول برای خانوار نمونه باید با موجودی سرانه پول برابر باشد($c_t = m_t$).[3] علاوه بر این، خانوارها با جریان قید بودجه بشکل زیر نیز مواجه هستند:

$$y_t + (1-\delta)k_{t-1} + \left(\frac{1+i_{t-1}}{1+\pi_t}\right) b_{t-1} + \frac{m_{t-1}}{\Pi_t} + \tau_t \geq c_t + k_t + b_t + m_t + ta_t \quad (۳)$$

1 -Cash in Advance
2 -Walsh, Carl E.
3 - Per capita stock of money.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]

خانوار نمونه در دوره t با مانده واقعی پول m_{t-1} واحد پولی و اوراق بهادار b_{t-1} همراه سود آن که نرخ سود آن i_{t-1} شروع می‌کند که از فعالیت اقتصادی دوره قبل به جا مانده است و k_{t-1} واحد سرمایه بدون استهلاک در اختیار دارد. در طی دوره t خانوارها اقدام به عرضه عوامل تولید، یعنی کار و سرمایه به بنگاه نموده و بنگاه کالای y_t تولید می‌نماید. خانوار از محل عایدی به دست آمده به دولت مالیات، ta_t، پرداخت می‌کند. خانوار منابع خود را صرف خرید اوراق بهادار (b_t) و مانده واقعی پول (m_t) در دوره t کرده و بخشی از آن را سرمایه‌گذاری و بقیه را مصرف می‌کند.

حال برای اینکه این مدل نزدیکی بیشتری با اقتصاد ایران پیدا کند بخش نفت و بودجه دولت به مدل اضافه می‌شود. فرض می‌شود تولید نفت از طریق حداکثرسازی برای بنگاه‌های تولیدی بدست نیاید و درآمدهای حاصل از صادرات نفت را به شکل فرآیند برونزای AR(1) باشد:

$$\ln(or_t) \equiv \rho_{or}\ln(or_{t-1}) + (1-\rho_{or})\ln(\overline{or}) + \varepsilon_{ort} \qquad (۴)$$

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

$$g_t = ta_t + or_t + m_t - \frac{m_{t-1}}{\pi_t} \qquad (۵)$$

از طرف دیگر، با توجه به واقعیات آشکار شده در ایران، تبدیل دلارهای حاصل از درآمدهای نفتی به پول داخلی به ناچار ارتباطی اجتناب‌ناپذیر بین نوسانات حجم پول و نوسانات درآمدهای نفتی ایجاد نموده است.

مطابق آیرلند (۲۰۰۴a)، نرخ رشد ناخالص پول در دوره t به صورت $u_t = \frac{M_t}{M_{t-1}} = \frac{m_t\pi_t}{m_{t-1}}$ تعریف می‌شود. این تغییرات از یک فرایند اتورگرسیو مرتبه اول تبعیت می‌کند:

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]

$$\ln(u_t) \equiv \rho_u \ln(u_{t-1}) + (1-\rho_u)\ln(\bar{u}) + \gamma_{or}\varepsilon_{ort} + \varepsilon_{ut} \quad 0 \le \rho_u < 1 \qquad (۶)$$

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

فرض می‌کنیم تابع تکنولوژی یک تابع کاب- داگلاس با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، $0 \le \delta \le 1$ نرخ استهلاک باشد. $y_t = e^{z_t} k_{t-1}^{\alpha} n_t^{1-\alpha}$

تکانه بهره‌وری نیز از یک فرایند اتورگرسیو مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$\ln(z_t) = \rho_z \ln(z_{t-1}) + (1-\rho_z)\ln(\bar{z}) + e_t \qquad (۷)$$

فرض می‌شود e_t همبستگی غیر سریالی با میانگین صفر و $|\rho| < 1$ ماندگاری تکانه را نشان می‌دهد.

خانوار نمونه در دوره $t = 0,1,2,\ldots$ جمع تنزیل شده انتظاری جریان مطلوبیت را با توجه به قید بودجه حداکثر می‌کند. این مسئله را می‌توان بشکل معادله بلمن[1] بهینه‌سازی کرد:

$$V(k_{t-1}, b_{t-1}, \Omega_t) = \max_{\{C_t, l_t, k_t, b_t\}} \{u(C_t, l_t) + \beta E_t[V(k_t, b_t, \Omega_{t+1})]\}$$

نسبت به $\{c_t, n_t, k_t, b_t, m_t\}$ و با توجه به قیود (۲) و (۳) حداکثر می‌کند. که در آن Ω_t مجموعه اطلاعات بر فرم انتظاری در دوره t می‌باشد. فرض کنید λ_t لاگرانژ همراه با قید بودجه و μ_t لاگرانژ همراه با قید پیش پرداخت نقدی باشد و شروط مرتبه اول برای $\{c_t, n_t, k_t, b_t, m_t\}$ تنها با قید بودجه و قید پیش پرداخت نقدی هستند:

$$c_t^{-\Phi} = \lambda_t + \mu_t \qquad (۸)$$

$$\lambda_t = \beta E_t \left[\frac{V_a(k_t, b_t, a_{t+1})}{\Pi_{t+1}}\right] \qquad (۹)$$

1 -Bellman equation

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]

$$-\psi(1-n_t)^{-\eta}+(1-\alpha)e^{z_t}k_{t-1}^{\alpha}n_t^{-\alpha}\lambda_t = 0 \quad (۱۰)$$

$$V_a(k_{t-1},b_{t-1},a_t)=\lambda_t+\mu_t \quad (۱۱)$$

$$V_k(k_{t-1},b_{t-1},a_t)=[\alpha e^{z_t}k_{t-1}^{\alpha-1}n_t^{1-\alpha}+1-\delta]\lambda_t \quad (۱۲)$$

$$V_b(k_{t-1},b_{t-1},a_t)=\beta\left(\frac{1+i_{t-1}}{1+\pi_t}\right)\lambda_t \quad (۱۳)$$

$$\lambda_t = \beta E_t V_b(k_t,b_t,a_{t+1}) \quad (۱۴)$$

با فرض $y_t = e^{z_t}k_{t-1}^{\alpha}n_t^{1-\alpha}$، می‌توان شروط مرتبه اول(۱۴)-(۸) را دوباره بازنویسی نمود:

$$c_t: c_t^{-\Phi} = \lambda_t+\mu_t \quad (۱۵)$$

$$m_t: \lambda_t = \beta E_t\left[\frac{\lambda_{t+1}+\mu_{t+1}}{\Pi_{t+1}}\right] \quad (۱۶)$$

$$n_t: \psi(1-n_t)^{-\eta}=(1-\alpha)\left(\frac{y_t}{n_t}\right) \quad (۱۷)$$

$$k_t: \lambda_t = \beta E_t R_t\,\lambda_{t+1} \quad (۱۸)$$

$$b_t: \lambda_t = \beta E_t\left(\frac{1+i_t}{1+\pi_t}\right)\lambda_{t+1} \quad (۱۹)$$

که در آن $R_t = \left[\alpha\frac{y_{t+1}}{k_t}+1-\delta\right]$ می‌باشد. پنج معادلا بالا (۱۹)- (۱۵) یک سیستم معادلات غیر-خطی برای تعیین مقادیر تعادلی متغیرهای درونزای مدل را تشکیل می‌دهد. برای ارتباط این نرخ بهره اسمی و واقعی از رابطه فیشر استفاده شده است:

$$i_t = r_t+\pi_{t+1} \quad (۲۰)$$

۴- کالیبره کردن

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

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]

به‌پیروی از مطالعه کولی و هنسن[1](۱۹۸۹)، برای انتخاب پارامترهای فرایندهای برونزای نرخ رشد پولی مربوط به ویژگی‌های تقاضای پول در اقتصاد ایران از متغیر M_2 استفاده شده است. رشد پول با استفاده از داده‌های سریهای زمانی سالانه منتشر شده از سوی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در سالهای ۱۳۴۵-۱۳۸۷ با واحد میلیارد ریال برآورد شده است:

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

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

پارامترهای فرایند برونزای درآمدهای نفتی با استفاده از لگاریتم متغیر کل درآمدهای واقعی نفت (or) براساس داده‌های سری زمانی سالانه در دوره ۴۵-۱۳۸۷ برآورد شده است. چون در الگوهای ادوار تجاری تاکید بر انحرافات نسبی متغیر درآمد واقعی نفت از مقدار باثبات آن می‌باشد، ابتداء با استفاده از رهیافت هدریک-پرسکات بخش سیکلی این متغیر استخراج شد. آنگاه آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته عدم وجود ریشه واحد در بخش سیکلی درآمد نفت را تایید نمود. در این شرایط، می‌توان با نوشتن الگوی AR(1) برای درآمد واقعی نفت به‌صورت یک رابطه انحراف از وضعیت باثبات (یا همان بخش ادواری این متغیر)، ضریب الگو AR(1) را برای بخش سیکلی لگاریتم درآمد واقعی نفت بصورت زیر برآورد نمود:

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

$$\widehat{or}_t = 0.60\widehat{or}_{t-1} \qquad \text{و} \qquad R^2 = 0.37$$

در رابطه بالا $\widehat{or}_t$ بیانگر انحرافات نسبی درآمد واقعی نفت و مقدار درون پرانتز آماره آزمون (t) است. مقدار انحراف معیار پسماند رگرسیون فوق $\sigma_{or} = 0.14$ ، و $\rho_{or} = 0.60$ بدست آمد. از این مقدارهای پارامترها در مقداردهی پارامترهای الگو در هنگام تحیل الگوی ادوار تجاری پولی استفاده شده است. مقدارها و منابع استفاده شده در مقداردهی الگو در جدول (۱) مشخص شده است.

1-Cooley, Thomas F. and Hansen , Gary D.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]

جدول(۱) : پارامترهای مقداردهی‌شده (کالیبره‌شده)

پارامتر یا متغیر	تعریف	مقدار	منبع یا دلیل
α	سهم سرمایه در تولید	۰/۴۱۲	شاهمرادی(۱۳۸۷)
δ	نرخ استهلاک سرمایه فیزیکی	۰/۰۴۲	امینی(۱۳۸۴)
β	عامل تنزیل در تابع مطلوبیت	۰/۹۸	کاوند(۱۳۸۸)
Φ	عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف	۱/۵	زنگنه(۱۳۸۸)
η	عکس کشش عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد	۲/۱۷	طائی(۱۳۸۵)
a	وزن مصرف در تعریف ترکیب کالاها	۰/۹۵	والش(۲۰۰۳)
Θ	نرخ سالانه رشد اسمی پول	۰/۲۳۰۴	یافته‌های تحقیق
ρ_M	ضریب اتورگرسیو تکانه پولی	۰/۵۶۲	یافته‌های تحقیق
σ_M	انحراف استاندارد اختلالات سیاست پولی	۰/۰۶۲	یافته‌های تحقیق
ρ_{or}	ضریب اتورگرسیو فرایند درآمدهای نفتی	۰/۶۰	یافته‌های تحقیق
σ_{or}	انحراف استاندارد اختلالات ت درآمدهای نفتی	۰/۱۴	یافته‌های تحقیق
γ_{or}	ضریب همبستگی درآمدهای نفتی و رشد پول	۰ و۰/۰۸	متفاوت
ρ_z	ضریب اتورگرسیو فرایند تکنولوژی	۰/۷۲	کاوند(۱۳۸۸)
σ_z	انحراف استاندارد اختلالات تکنولوژی	۰/۰۴۵	کاوند(۱۳۸۸)
$\bar{N}$	حالت باثبات سطح اشتغال	۰/۷	یافته‌های تحقیق[1]

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

جدول(۲) : مقادیر متغیرها در حالت باثبات

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

ماخذ: یافته های تحقیق.

۱ - برای محاسبه حالت باثبات این متغیر از ۰/۵ تا ۳ را به مدل داده شده که در بهترین حالت ۰/۷ بوده است. لازم به توضیح است که در این مدل‌ها فرض بر این است که بازار تسویه می‌شود، لذا عرضه و تقاضای نیروی کار با یکدیگر برابرند.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]

۵- نتایج شبیه سازی

برای بدست آوردن شبیه‌سازی و اثر تکانه‌ها بر متغیرها با استفاده از رهیافت اُهلیگ با کدنویسی در محیط Matlab انجام شده است. نتایج حاصل در جدول(۳) خلاصه شده است. نمونه مورد بررسی حاوی داده‌های سالانه از سال ۱۳۴۵ تا ۱۳۸۷ است. تمام داده‌های مربوط به دنیای واقعی استفاده شده به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ بوده، پس از لگاریتم‌گیری و با استفاده از فیلتر هدریک- پرسکات (با احتساب λ=۱۰۰) روندزدایی شده‌اند. با توجه به نتایج بدست آمده، قدرت توضیح‌دهی الگو بر اساس روش متداول در ادبیات ادوار تجاری بررسی شده است.

جدول(۳): مقایسه ضرایب خودهمبستگی و انحراف معیار متغیرهای شبیه سازی شده و داده‌های واقعی

داده‌های شبیه‌سازی شده و واقعی	ضریب خود همبستگی در وقفه						انحراف معیار	
	داده واقعی			مقدار شبیه سازی شده			داده واقعی	مقدار شبیه سازی شده
	صفر	۱	۲	صفر	۱	۲		
تولید واقعی سرانه	۱	۰/۶۸	۰/۳۱	۱	۰/۵۸	۰/۲۸	۰/۰۶۰	۰/۰۶۸
تورم	۱	۰/۲۶	۰/۱۴	۱	۰/۱۶	۰/۰۲	۰/۲۷	۰/۰۷
مصرف سرانه واقعی سرانه	۱	۰/۶۵	۰/۱۲	۱	۰/۵۸	۰/۳۱	۰/۰۴	۰/۰۳۱
سرمایه‌گذاری واقعی سرانه	۱	۰/۶۹	۰/۱۳	۱	۰/۵۵	۰/۲۵	۰/۲۴	۰/۲۱
مانده واقعی پولی سرانه	۱	۰/۴۹	۰/۱۳	۱	۰/۵۸	۰/۳۱	۰/۰۳۵	۰/۰۳۲
نیروی کار	۱	۰/۸۴	۰/۶۶	۱	۰/۵۶	۰/۲۶	۰/۰۳۶	۰/۰۳

ماخذ: یافته های تحقیق.

براین اساس، ضریب خودهمبستگی متغیرها در وقفه‌های صفر، یک و دو را میتوان با مقادیر متناظر آن‌ها از الگوی ادوار تجاری پولی شبیه‌سازی شده مقایسه نمود. در این راستا، مقایسه انحراف معیار بخش ادواری متغیرها و مقادیر متناظر شبیه‌سازی شده آنها از الگوی ادوار تجاری نیز متداول می‌باشد. برای این منظور ابتدا از متغیرها لگاریتم گرفته و همچنین برای روند زدایی متغیرها از رهیافت (HP) فیلتر شده استفاده می‌شود؛ جدول(۳) این مقادیر را با مقادیر متناظر به دست آمده از شبیه‌سازی الگو، مقایسه می‌کند. براساس این جدول مشاهده می‌شود که الگو به خوبی مقادیر فوق را برای متغیرها شبیه‌سازی نموده است. به طوری مثال، ضریب خودهمبستگی در وقفه ۱ و۲ داده‌های واقعی برای تولید سرانه واقعی ۰/۶۸ و ۰/۳۱ بسیار

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]

نزدیک به مقدار شبیه‌سازی ۰/۵۸ و ۰/۲۸ می‌باشد؛ انحراف معیار داده‌های واقعی آن ۰/۰۶۰ است. در حالی که مقدار برآورد شده بسیار نزدیک به آن و برابر با ۰/۰۶۸ می‌باشد. نتایج در مورد تورم نیز قابل قبول است. به عبارت دیگر، بنظر می‌رسد مقدار ضریب خودهمبستگی متغیر تورم در وقفه ۱ و۲ داده‌های واقعی ۰/۲۶ و ۰/۱۴ و مقدار شبیه‌سازی ۰/۱۶ و ۰/۰۲ است که نشان دهنده نزدیکی قابل قبول می‌باشد. انحراف معیار داده‌های واقعی و مقدار برآورد شده بترتیب ۰/۲۷ و ۰/۰۷ می‌باشد[1] سایر متغیرها نیز بهمین ترتیب این ارتباط را نشان می‌دهند. بنابراین، می‌توان گفت که الگو فوق تا در قابل قبول در شبیه‌سازی این متغیرها موفق بوده است.

۵-۱- پاسخ آنی مدل

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

تکانه تکنولوژی

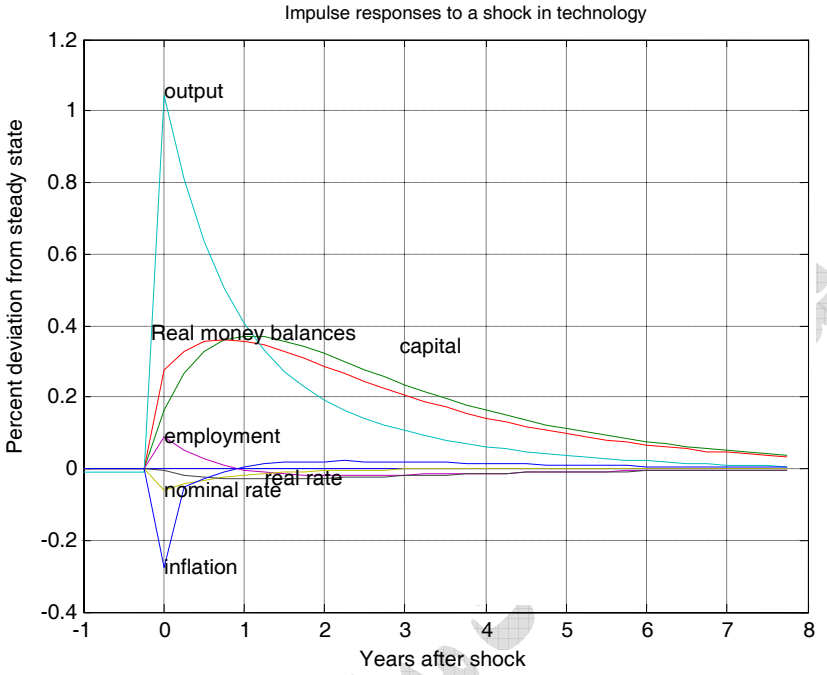
نمودار(۱) واکنش به همه متغیرها و انتشار آنها بر یک افق زمانی هشت سال را نشان می‌دهد. واکنش اشتغال به یک تکانه تکنولوژی در ابتدای دوره حدود ۰/۱ درصد انحراف مثبت از حالت باثبات و از دوره یک به بعد این واکنش صفر می‌گردد، چون عرضه نیروی کار افزایش می‌یابد. یک درصد افزایش در تکنولوژی (یعنی یک درصد انحراف مثبت از حالت باثبات) به طور مستقیم باعث افزایش تولید حدود ۱/۱ درصد می‌شود. همچنین سرمایه حدود ۰/۴ درصد انحراف مثبت از حالت باثبات خواهد داشت. این تکانه تکنولوژی تورم را ۰/۲- از حالت باثبات منحرف می‌کند و قبل از دوره یک این انحراف به صفر ختم می‌شود. مانده پولی نیز یک افزایش حدود ۰/۴ درصد انحراف مثبت از حالت باثبات خواهد داشت. این اثر کاهش می‌یابد اما در پایان دوره هشت صفر خواهد شد، زیرا یک تکانه مثبت تکنولوژی منجر به کاهش انتظاری تورم و رشد انتظاری پول می‌شود. کاهش انتظاری تورم، مانده‌های واقعی پول را افزایش می‌دهد.

---

۱ - لازم به توضیح است که در تورم این اختلاف در معیارهای معرفی شده به این دلیل است که مقدار تورم در ایران بعلت تقاضا برای کالا و خدمات ایجاد می‌شود ولی در مدل شبیه‌سازی تورم از اختلاف عرضه و تقاضا حاصل می‌شود.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]



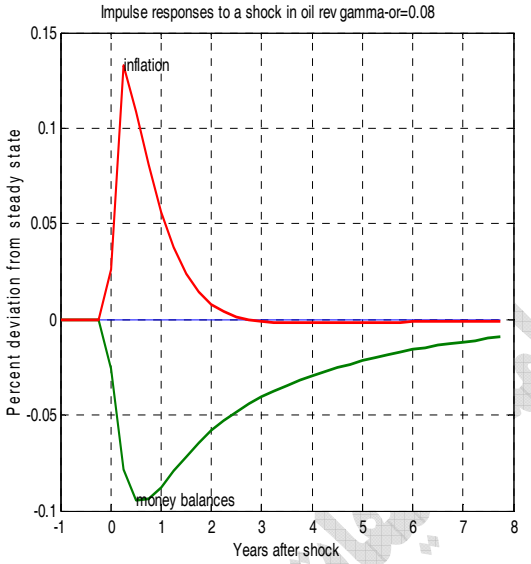
نمودار(۱) واکنش متغیرها به تکانه تکنولوژی

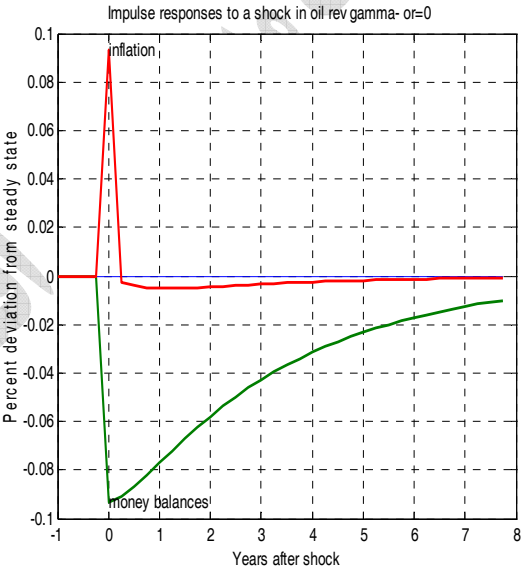
تکانه درآمد نفتی

نمودار(۲) تکانه درآمدهای نفتی بر تورم و مانده‌های واقعی پولی را نشان می‌دهد. در این واکنش انحرافات تورم به یک تکانه درآمد نفتی را نشان می‌دهد.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]





نمودار(۲) واکنش متغیرها به تکانه درآمد نفتی

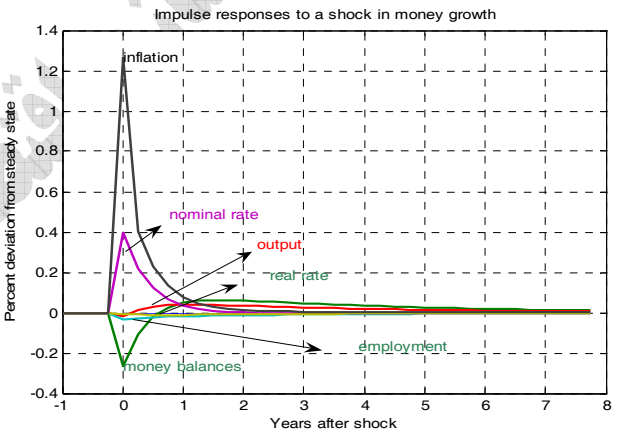
[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]

حال ابتدا فرض می‌شود اگر ضریب همبستگی تکانه قیمت نفت با رشد پول صفر $\gamma_{or} = 0$ باشد، یک درصد انحراف مثبت درآمد نفتی از حالت باثباتش باعث افزایش تورم و کاهش مانده واقعی پول از حالت باثباتش خواهد بود. اما همانطور که از نمودار(۲) مشخص است این تغییرات سریعاً کاهش می‌یابد. این نشان می‌دهد اگر دولت افزایش درآمدهای نفتی خود را از طریق فروش ارز به بانک مرکزی تامین مالی نکند، تورم افزایش کمی خواهد یافت. اما زمانی که درآمدهای نفتی از طریق رشد پول بر اقتصاد تاثیر می‌گذارد یعنی، ضریب همبستگی مثبت باشد، مثلاً $\gamma_{or} = 0.08$ ، یک درصد انحراف مثبت درآمد نفتی از حالت باثباتش، باعث کاهش مانده واقعی پول حدود ۰/۰۹- از حالت باثباتش خواهد شد، اما افزایش تورم حدود ۰/۱۳ درصد شده و قبل از سال سوم این انحراف صفر خواهد شد. تکانه درآمدهای نفتی، باعث افزایش خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی می‌شود و از آنجایی که بانک مرکزی نمی‌تواند ارزهای خارجی را به مردم بفروشد موجب افزایش در پایه پولی که منجر به آثار انبساطی عرضه پول و در نتیجه انحراف شدید و مثبت تورم از مقدار باثباتش خواهد شد. این موضوع نشان می‌دهد، نرخ تورم بالا در ایران به مقدار زیادی متاثر از تکانه درآمدهای نفتی وارد بر اقتصاد ایران است. به‌عبارت دیگر، زمانی که اقتصاد بتواند این تکانه درآمدهای نفتی را وارد پایه پولی نکند در آنصورت، شاهد تورم پایین‌تری در اقتصاد خواهیم بود.

تکانه سیاست پولی

واکنش متغیرهای مختلف اقتصادی به تکانه سیاست پولی چگونه است و اثرات واقعی آنها کدامند؟ در اینجا منظور از سیاست پولی افزایش عرضه پول است.



نمودار(۳) واکنش متغیرها به تکانه سیاست پولی

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]

نمودار(۳) نشان می‌دهد، انتشار یک درصد انحراف تکانه سیاست پولی باعث افزایش نرخ بهره اسمی تنها در حدود ۰/۴ درصد انحراف مثبت از حالت باثبات خواهد شد. تورم در اثر انتشار یک درصد از تکانه سیاست پولی حدود ۱/۴ درصد انحراف مثبت از حالت باثبات خواهد بود. بنابراین افزایش رشد پول، تورم انتظاری را افزایش می‌دهد. در نتیجه افزایش نرخ بهره اسمی باعث بالا رفتن کارائی مالیات تورمی بر مصرف می‌گردد. اثر تکانه پولی بر تولید و سرمایه و اشتغال تقریبا صفر است. یعنی، کانالهای که از آن طریق پول اثرات اقتصاد واقعی دارد، در مدل پیش پرداخت نقدی همانند مدل پول در تابع مطلوبیت بسیار ضعیف می‌باشد. به‌عبارت دیگر، سیاست پولی در مدل تعادلی کارائی ندارد. چون تکانه پولی باعث کاهش مانده پولی حدود ۰/۳- درصد انحراف منفی از حالت باثبات می‌گردد، زیرا تورم انتظاری بالا، باعث می‌شود مانده‌های واقعی پول کاهش می‌یابد.

٦- نتیجه‌گیری

از آنجایی که نمی‌توان مطمئن بود که در اقتصاد ایران چسبندگی قیمت وجود دارد، لذا الگوی ادوار تجاری پولی(CIA) معرفی شده در این تحقیق، بدون در نظر گرفتن چسبندگی قیمت، قابلیت هماهنگ شدن با اقتصاد در حال توسعه ایران را دارد. پس از معرفی الگوها و استخراج دستگاه معادلات خطی(انحراف از حالت باثبات)، دستگاه مذکور با بکارگیری رهیافت اُهلیگ، برای رهایی از متغیرهای تصادفی و امید ریاضی بصورت ساختار الگوهای وضعیت-حالت تصریح گردید. سپس به علت وجود متغیرهای غیرقابل مشاهده، از رهیافتHP برای تجزیه ادواری متغیرها استفاده شده است. در این تحقیق مقادیر همه پارامترهای موجود در سیستم معادلات خطی شده، به استثنای پارامترهای نرخ رشد پولی و درآمدهای واقعی نفتی و انحراف معیار آنها، از مطالعات مختلف داخلی اخذ شد که به آنها اشاره شد. پارامترهای نرخ رشد پولی و درآمدهای واقعی نفتی و انحراف معیار آنها مطابق با مطالعه کولی و هنسن با داده‌های سالانه متغیر نقدینگی(M_2) و درآمدهای واقعی نفتی در دوره ۱۳۴۵-۱۳۸۷ برآورد گردید. همانگونه که در ادبیات رهیافت‌های RBC و کینزین‌جدید متداول است، ضرایب خودهمبستگی وقفه اول و انحراف معیار شبیه‌سازی شده برای متغیرهای تحقیق قابل دفاع بوده و هماهنگ با مقادیر آن در اقتصاد ایران می‌باشد. بطور خلاصه نتایج نشان میدهد که الگوی ادوار تجاری پولی قادر خواهد بود نتایج سازگار

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]

با اقتصاد ایران را شبیه‌سازی کند. نتایج برای الگوی CIA حاکی از این است که، تکانه پولی فقط متغیرهای اسمی یعنی تورم، نرخ بهره اسمی و مانده واقعی پولی را تغییر می‌دهد. اما متغیرهای واقعی اقتصاد تحت تاثیر قرار نمی‌گیرد. تکانه تکنولوژی، تولید واقعی را افزایش و تورم را کاهش خواهد داد که این کاهش سریعاً از بین خواهد رفت. در نهایت تکانه درآمدهای نفتی اگر از کانال پولی وارد اقتصاد شود تورم را افزایش خواهد داد و اگر از این کانال وارد نشود خالص دارائی‌های خارجی بانک مرکزی را تغییر نمی‌دهد و تورم افزایش ناچیزی خواهد یافت.

منابع و مآخذ

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

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

بکی حسکوئی،مرتضی (۱۳۸۳)، بررسی اهمیت و جایگاه بخش نفت در اقتصاد ایران از دیدگاه ساختارگرایی، دانشگاه امام صادق(ع)، پایان‌نامه کارشناسی ارشد.

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

خداویسی، حسن(۱۳۷۵)، بررسی بیماری هلندی در ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس.

خوش اخلاق ، رحمان و موسوی محسنی، رضا(۱۳۸۵)، شوک‌های نفتی و پدیده بیماری هلندی در اقتصاد ایران: یک الگوی محاسبه‌پذیر تعادل عمومی، فصلنامه مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۷۷، صص ۷۹-۱۱۷.

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

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]

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

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

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

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

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

عباسی‌نژاد، حسین و کاوند، حسین(۱۳۸۶)، محاسبه معیاری برای بهره‌وری در ایران با استفاده از رهیافت کالمن فیلتر، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، شماره ، صص ۲۶-۱.

کاوند حسین، باقری، فریده(۱۳۸۶)، محاسبه شکاف تولید ناخالص داخلی با استفاده از یک مدل فضا – حالت، مجله دانش و توسعه ش ۲۱،۱۲۱-۱۳۷.

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

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

گسکری، ریحانه و اقبالی، علیرضا (۱۳۸۴)،اثر شوک نفتی بر سرمایه گذاری بخش خصوصی در ایران، پژوهشها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۳۶ صص ۶۱ – ۷۶.

مالکی، امین(۱۳۸۳)، بررسی بیماری هلندی با تأکید بر بخش واقعی اقتصاد، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

مهرآرا، محسن و حایری، مجتبی(۱۳۸۷)، بررسی تطبیقی نوسانات اقتصادی در کشورهای صادر کننده نفت،فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی,۱۷,۵ صص۲۹-۱.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]

مهرآرا، محسن و میری، اعظم اسادات (۱۳۸۷)، رابطه میان درآمدهای نفتی و ارزش افزوده بخش های مختلف اقتصادی در کشورهای صادرکننده نفت: ایران مکزیک و ونزویلا، فصلنامه تحقیقات اقتصادی- دانشگاه تهران، ۹۰,۴۵ ، صص۱۸۳-۲۰۶.

مهرآرا، محسن و نیکی اسکویی، کامران(۱۳۸۵)، تکانه‌های نفتی و اثرات پویای آن بر متغیرهای کلان اقتصادی، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی،۱۰,۴۰,۳۲-۱.

ناظمان، حمید و بکی حسکوئی، مرتضی (۱۳۸۸)، تخصیص بهینه درآمدهای نفتی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویا، فصلنامه اقتصاد مقداری، دوره ۶ شماره ۴، صص ۱-۲۸.

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

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

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

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

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

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

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

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

Karshenas, M.(1990), Oil, State and Industrialization in Iran. Cambridge University Press. Pp. 308.

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

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

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

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]

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

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

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

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

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

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

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]

پیوست

تقریب خطی شده

روشی ساده برای لگاریتم خطی کردن[1]

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

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

بسط مرتبه اول تیلور یک تابع دو متغیره f عبارتست از :

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

که X و Yسطوح با ثبات متغیرها می باشد. چند رابطه اساسی که در لگارتیم خطی کردن کاربرد دارد عبارت است از:

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

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

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

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

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

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

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

---

1 -Log-linearization

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]

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

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

تقریب خطی شده

بکارگیری پویایی مدل پیش پرداخته نقدی را می‌توان از تقریب لگاریتم-خطی در پیرامون وضعیت باثبات بدست آورد. در حالت تعادلی $c_t = m_t$ و مصرف از سیستم حذف می‌شود. همانطور که اشاره شد، هر متغیر $\hat{x}$ درصد تغییرات متغیر x در حول وضعیت باثبات را نشان می‌دهد. در مدل پیش پرداخت نقدی تقریبی در اطراف نقطه باثبات بوسیله هشت معادله زیر نشان داده می‌شود:

$$\left(\frac{\bar{y}}{\bar{k}}\right)\hat{y}_t + \left(\frac{\overline{or}}{\bar{k}}\right)\widehat{or}_t = \left(\frac{\bar{c}}{\bar{k}}\right)\hat{m}_t + \hat{k}_t - (1-\delta)\hat{k}_{t-1} + \left(\frac{\bar{g}}{\bar{k}}\right)\hat{g}_t \quad (۲۱)$$

$$\hat{r}_t = \alpha\left(\frac{\bar{y}}{\bar{k}}\right)\left(E_t\hat{y}_{t+1} - \hat{k}_t\right) \quad (۲۲)$$

$$\hat{\lambda}_t = E_t\hat{\lambda}_{t+1} + \hat{r}_t \quad (۲۳)$$

$$\hat{y}_t + \hat{\lambda}_t = \left(1 + \eta\frac{\bar{n}}{1-\bar{n}}\right)\hat{n}_t \quad (۲۴)$$

$$\hat{\imath}_t = E_t\hat{\pi}_{t+1} + \hat{r}_t \quad (۲۵)$$

$$\hat{\lambda}_t = -E_t[\hat{\pi}_{t+1} + \Phi\hat{m}_{t+1}] \quad (۲۶)$$

$$\hat{m}_t = \hat{m}_{t-1} - \hat{\pi}_t + u_t \quad (۲۷)$$

$$\left(\frac{\bar{g}}{\bar{k}}\right)\hat{g}_t = \left(\frac{\overline{ta}}{\bar{k}}\right)\widehat{ta}_t + \left(\frac{\overline{or}}{\bar{k}}\right)\widehat{or}_t + \left(\frac{\bar{m}}{\bar{k}}\right)\left(\hat{m}_t - \frac{1}{\bar{\pi}}\hat{m}_{t-1} + \frac{1}{\bar{\pi}}\hat{\pi}_t\right) \quad (۲۸)$$

$$\hat{y}_t = \alpha\hat{k}_{t-1} + (1-\alpha)\hat{n}_t + z_t \quad (۲۹)$$

$$\hat{z}_t = \rho_z\hat{z}_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (۳۰)$$

$$\widehat{or}_t = \rho_{or}\widehat{or}_{t-1} + \varepsilon_{ort} \quad (۳۱)$$

$$\hat{u}_t = \rho_u\hat{u}_{t-1} + \gamma_{or}\varepsilon_{ort} + \varepsilon_{ut} \quad (۳۲)$$

معادلات بالا عبارت است از شرط تسویه بازار(۲۱)، معادله تولید سرمایه نهایی(۲۲)، شرط اولر (۲۳)، شرط فراغت- نیروی‌کار(۲۴)، معادله فیشر(۲۵)، نرخ رشد پول(۲۷)، قید بودجه دولت(۲۸)، تابع تولید

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]

(۲۹)، تکانه‌های: تکنولوژی(۳۰)، درآمدهای نفتی(۳۱) قاعده پولی(۳۲). در مدل پیش پرداخته نقدی معادله (۲۶) منعکس‌کننده حضور نرخ بهره اسمی همچون یک مالیات بر مصرف در مدل پیش پرداخته نقدی است.

متغیرهای درونزای حالت[۱] k و m، متغیرهای دیگر درونزای π y,c,n, λ,i,r ، همچنین متغیرهای برونزا z ,u می‌باشند. لازم به‌توضیح است که درصد انحراف متغیر از حالت باثبات آن با علامت (^) و علامت(–) بمعنی مقدار حالت باثبات متغیر و متغیرهای بدون علامت اختلالات تصادفی را نشان می‌دهد. همچنین متغیرها بصورت سرانه هستند.

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

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.1.3.7.9]