دانشگاه شهید بهشتی، فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی، دوره ۱۳، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۱، ۲۷-۱، مقاله پژوهشی
Shahid Beheshti University, Quarterly Journal of Economics and Modelling Vol. 13, No. 3, Autumn 2022, 1-27, Research Article

اثر نامتقارن سیاست پولی بر تولید بخش صنایع و معادن در ایران: رهیافت همجمعی پنهان

زهرا طهماسبی[*]، کامبیز هژبر کیانی[**]، محسن مهرآرا[***]، بیژن صفوی[****]

تاریخ دریافت ۱۴۰۱/۰۴/۳۰ تاریخ پذیرش ۱۴۰۱/۱۲/۲۰

چکیده:

هدف اصلی در این پژوهش بررسی و آزمون آثار نامتقارن حجم نقدینگی بر تولید بخش صنایع‌ومعادن است. برای‌این‌منظور از تحلیل‌های همجمعی پنهان و الگوی توزیع وقفه‌ای خود رگرسیون در اقتصاد ایران در دوره زمانی۱۳۵۳ تا ۱۳۹۹ استفاده شده است. برای استخراج تکانه‌های مثبت و منفی متغیر حجم نقدینگی از فیلتر هودریک پرسکات استفاده شده‌است. سپس آثارتکانه‌های مثبت و منفی متغیرها به‌صورت جداگانه بر تکانه‌های مثبت و منفی تولید این بخش با تحلیل همجمعی پنهان بررسی شد. در مرحله آخر بااستفاده از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی و آزمون کرانه‌ها رابطه بلندمدت بین متغیرها بررسی و ضرایب بلندمدت محاسبه شد. نتایج نشان داد که همجمعی پنهان بین سری‌های زمانی حجم نقدینگی و تولید در بخش صنایع و معادن وجود دارد، به‌طوری که اجزای مثبت حجم نقدینگی و تولید در این بخش با یکدیگر و همچنین اجزای منفی آنها نیز باهم رابطهٔ بلندمدت دارند. همچنین اثرگذاری تکانه‌های مثبت حجم نقدینگی بزرگتر از تکانه‌های منفی این متغیر است. بنابراین وجود عدم تقارن در سیاست پولی مورد تأیید قرار گرفت.

کلیدواژه‌ها: *حجم نقدینگی، همجمعی پنهان، الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی.*

طبقه‌بندی JEL: *E23، E52، L8، L52.*

---

[*] دانشجوی دکتری گروه اقتصاد دانشکده مدیریت و اقتصاد واحد علوم و تحقیقات دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، za.tahmasebi97@gmail.com

[**] استاد گروه اقتصاد دانشکده مدیریت و اقتصاد واحد علوم و تحقیقات دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، (نوسنده مسئول)، kianikh@srbiau.ac.ir

[***] استاد گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران، mmehrara@ut.ac.ir

[****] استادیار گروه اقتصاد واحد تهران جنوب دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، b_safavi@azad.ac.ir

۱. مقدمه

سیاست‌های پولی، از جمله سیاست‌های طرف تقاضای اقتصاد کلان هستند که باعث ایجاد نوسان‌هایی در تولید ناخالص ملی، می‌شوند. تکانه‌های کلان به صورت تغییرات غیرقابل انتظار بر متغیرهای مهم اقتصاد کلان همچون حجم پول، مخارج دولتی، نرخ ارز حقیقی موزون و درآمد ارزی حاصل از صادرات نفت هستند که تغییرات هر یک از این متغیرها باعث ایجاد نوسان‌هایی در متغیرهای عمده‌ی اقتصاد کلان نظیر تورم، رشد اقتصادی و بیکاری می‌شوند که همگی این متغیرها دارای حرکت‌های ادواری هستند (درگاهی و پرخیده، ۱۳۸۵).

به‌لحاظ نظری اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی بر اساس چسبندگی قیمت‌ها و اطلاعات نامتقارن توضیح داده می‌شود. اگر قیمت‌ها از انعطاف‌پذیری کمتری به طرف پایین برخوردار باشند سیاست پولی اثرات نامتقارنی روی تولید حقیقی خواهد داشت.

مروری بر تحولات اقتصادی طی دهه‌ی اخیر حکایت دارد که اقتصاد ایران پیوسته در معرض انبساط‌های پولی و به تعبیری تکانه‌های‌ پولی قرار داشته است. اگرچه پیوسته در این مدت، کنترل نقدینگی از اهداف مدون در برنامه‌های ادواری کشور بوده است، اما ساختار بودجه‌ای کشور و وابستگی شدید آن به نفت باعث شده که دولت در مقاطع زمانی گوناگون ناگزیر به افزایش پایه‌ی پولی گردد. افزایش حجم پول در اقتصاد می‌تواند اثرهای گوناگونی در بخش‌های اسمی و واقعی در پی داشته باشد (همان).

بخش صنایع و معدن یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی و بزرگ‌ترین بخش مولد (درکنار بخش کشاورزی) کشور به شمار می‌رود. از نظر هیرشمن (هیرشمن[1]، ۱۹۵۸) توسعهٔ بخش صنایع و معادن به سود دیگر بخش‌های اقتصاد نیز است. علت این امر ارتباط تنگاتنگ میان بخش‌های کشاورزی، صنایع و معادن و خدمات است. بنابراین اهمیت بخش صنایع و معادن بیش از رقم سهم آن در اقتصاد ملی است.

[1]. Hirschman

با عنایت به این که بخش صنایع و معادن از مهم‌ترین بخش‌های اقتصاد است. اثرپذیری این بخش از سیاست‌های پولی دولت، از بحث‌های مورد توجه است.

این مطالعه به دنبال ارائه رویکردی نوین در رابطه با بررسی عدم تقارن سیاست پولی است. به‌همین‌منظور از همجمعی پنهان استفاده شده است. زیرا در زمینه اثرگذاری عدم تقارن سیاست پولی با استفاده از این رویکرد در ایران تاکنون مطالعه‌ای صورت گرفته نشده است که در این راستا تکانه‌های مثبت و منفی کاملاً از هم جدا می‌شود و هر کدام از سری‌های مثبت و منفی در الگوهای جداگانه با استفاده از روش ARDL مورد آزمون قرار می‌گیرد با این که سال‌هاست از مطرح شدن الگوی همجمعی پنهان می‌گذرد، در ایران به اندازهٔ کافی به آن توجه نشده است.

از این‌رو باتوجه به اهمیت ارزیابی آثار نامتقارن سیاست پولی، پرسش اساسی این مطالعه این است که آیا تکانه‌های مثبت و منفی حجم نقدینگی در بلندمدت و کوتاه‌مدت بر تکانه‌های مثبت و منفی تولید بخش صنایع و معادن در ایران تأثیرگذار است؟

با توجه به این سوال، فرضیه زیر تدوین شده است که تکانه‌های مثبت و منفی حجم نقدینگی در بلندمدت و کوتاه‌مدت تأثیر معناداری بر تکانه‌های مثبت و منفی تولید بخش صنایع و معادن در ایران دارد. برای آزمون این فرضیه از آزمون همجمعی پنهان و آزمون خودتوضیح‌بردای باوقفه‌های گسترده دردوره زمانی ۱۳۵۳-۱۳۹۹ استفاده شده است. مقاله حاضر مشتمل بر شش بخش است. بعد از مقدمه در بخش دوم مبانی نظری، در بخش سوم پیشینه پژوهش، در بخش چهارم، تصریح الگو و معرفی متغیرها، در بخش پنجم، برآورد الگو و ارائه نتایج و در نهایت بخش ششم، نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

۲-۱. دلایل عدم تقارن آثار سیاست پولی

اقتصاددانان در نحوه تأثیرگذاری تکانه‌های پولی (در حالت کلی پول) بر تولید، دارای تضاد فکری هستند، از طرفی دیگر، در مورد ساز و کارهای انتقال‌دهنده سیاست پولی نیز دارای عدم توافق هستند، به‌نحوی‌که، این رویکردها به دو دسته اصلی قابل تفکیک‌اند، دیدگاه پولی یا طرف تقاضا که از طریق ساز و کار نرخ بهره و ساز و کار نرخ ارز کار می‌کند و دیدگاه اعتباری یا طرف عرضه که از طریق ساز و کار وام‌دهی بانک و ساز و کار ترازنامه کار می‌کند؛ به‌نحوی‌که، دیدگاه نخست به ساز و کارهای نئوکلاسیکی انتقال سیاست پولی مشهور بوده است که مبتنی بر کامل بودن بازارهای مالی است. دیدگاه دوم به دیدگاه غیرنئوکلاسیکی (اعتباری) معروف است که قائل به وجود ناکاملی در بازارهای مالی است.

۱. ساز و کارهای نئوکلاسیکی انتقال‌دهنده سیاست پولی

الف) ساز و کارهای مبتنی بر مصرف: اثر ثروت و جانشینی

ساز و کار اثر ثروت بر مبنای فرضیه پیگو[1] (۱۹۳۶)، استوار است، بدین‌مفهوم که یک سیاست پولی انقباضی که باعث کاهش حجم پول در گردش می‌شود درنتیجه بازدهی دارایی‌های مالی به علت افزایش نرخ بهره با افزایش مواجه می‌شوند. افزایش بازدهی دارایی‌های مالی نیز منجر به افزایش ثروت صاحب این دارائی‌ها می‌شود، درنتیجه همین عامل نیز منجر به افزایش مصرف شده و به دنبال آن، رشد تولید را در پی خواهد داشت (شریفی رنانی و همکاران، ۱۳۹۱).

دومین ساز و کاری که مبتنی بر مصرف عمل می‌کند، اثر جایگزینی بین زمانی[2] است، بدین‌صورت‌که با اعمال سیاست انبساطی پولی، نرخ بهره افزایش یافته و درنتیجه،

---

1. Pigou
2. Inter-temporal Substitution Effects

فرد، مصرف فعلی را نسبت به مصرف آینده ترجیح می‌دهد، بنابراین مصرف فرد افزایش یافته و منجر به افزایش تولید می‌شود (فراهانی‌فرد و همکاران، ۱۳۹۴).

ب) ساز و کارهای مبتنی بر سرمایه‌گذاری: نرخ بهره و q توبین

معروفترین ساز و کار انتقال سیاست پولی که در الگوهای نئوکلاسیک، ساز و کار اثرگذاری نرخ‌های بهره بر هزینه دارایی و در پی آن فعالیت‌های تجاری و مخارج سرمایه‌گذاری است. به‌نحوی‌که با اجرای یک سیاست پولی انبساطی، نرخ‌های بهره واقعی کاهش می‌یابند، درنتیجه هزینه سرمایه کاهش می‌یابد و باعث افزایش سرمایه‌گذاری می‌شود که این نیز منجر به افزایش تقاضای کل و افزایش تولید می‌شود (ساراک و یوسن، ۲۰۱۳).

ساز و کار بعدی در این حوزه، ساز و کار q توبین است. سازوکار اثرگذاری به‌این‌ترتیب است که وقتی سیاست پولی انبساطی رخ می‌دهد، مردم متوجه می‌شوند که نسبت به نیاز خود پول بیشتری دارند؛ بنابراین با مصرف کردن، آن را تمام می‌کنند. تصمیم‌های سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها و خانوارها را می‌توان تحت ساختار الگوی جیمزتوبین (۱۹۶۹) بررسی کرد. در تصمیم سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها توبین q را حاصل تقسیم ارزش بازاری بنگاه‌ها بر هزینه جایگزینی سرمایه تعریف می‌کند (ایدا، ۲۰۱۳).

ج) ساز و کار مبتنی بر تراز تجاری (نرخ ارز)

طبق این ساز و کار، در یک اقتصاد باز و دارای ارتباط با دنیای خارج، اعمال سیاست پولی انبساطی و کاهش نرخ‌های بهره واقعی داخلی، جذابیت دارایی‌های پول داخلی نسبت به دارایی‌هایی که به ارز هستند، کمتر می‌شود؛ درنتیجه ارزش دارایی‌های پول ملی نسبت به دیگر دارایی‌های پولی کاهش می‌یابد و دلار افزایش بها پیدا می‌کند. کاهش ارزش پول داخلی باعث ارزان‌ترشدن کالاهای داخلی نسبت به کالاهای خارجی می‌شود و به‌این‌ترتیب باعث افزایش خالص صادرات و به‌تبع آن افزایش تولید کل می‌شود (برادان و

وبر، ۲۰۱۰).

۲-ساز و کارهای غیرنئوکلاسیکی انتقال‌دهنده سیاست پولی

دو دلیل اصلی برای آثار نامتقارن سیاست‌های پولی در وضعیت‌های متفاوت اقتصادی وجود دارد: الف) وجود ساز و کار اعتباری انتقال پولی[1]، ب) تعدیل نامتقارن قیمت‌ها و دستمزدها[2] (منکیو و بال، ۱۹۹۴؛ کازین و توبر، ۲۰۰۴).

الف) ساز و کار اعتباری انتقال پولی

ساز و کار اعتباری از فرض عدم تقارن اطلاعات نشأت گرفته و موجب تحمیل هزینه اضافی به بنگاه در صورت تأمین مالی بیرونی می‌شود. در وضعیت رونق اقتصادی جریان نقدی و دارایی خالص بنگاه‌ها زیاد است، در نتیجه بنگاه‌ها کمتر به تسهیلات بانکی وابسته هستند و هزینه اضافی تأمین مالی بیرون از بنگاه ناچیز است. در وضعیت رکود اقتصادی و وخیم شدن تراز بنگاه‌ها جریان نقدی کمتر بوده و هزینه اضافی تأمین مالی بیرونی افزایش می‌یابد. در چنین موقعیتی سیاست‌های پولی می‌تواند اثر قوی‌تری بر اقتصاد واقعی داشته باشد. با استناد به ادعای طرفداران ساز و کار اعتباری، سیاست‌های پولی نه‌تنها بر نرخ بهره تأثیر می‌گذارد، بلکه می‌تواند بر میزان هزینه اضافی تأمین مالی بیرونی مؤثر باشد (برناک و گرتلر، ۱۹۹۵؛ برناک و بلایندر، ۱۹۸۸).

دو مکانیزم برای تبیین ارتباط بین تأثیر سیاست‌های پولی و هزینه اضافی تأمین مالی بیرونی بیان شده است: ۱) ساز و کار ترازنامه[3]، ۲) ساز و کار وام‌دهی بانک[4].

چگونگی تأثیر این دو عامل به رفتار بنگاه بستگی دارد (فرزین‌وش، ۱۳۹۱).

---

1. Credit Channel of Monetary Transmission
2. Asymmetric Adjustment of Prices and Wages
3. The Balance Sheet Channel
4. The Bank Lending Channel

۱) ساز و کار ترازنامه

ساز و کار ترازنامه مبتنی بر این فرضیه است که مقدار هزینه اضافی تأمین مالی بیرونی در دسترس یک قرض‌گیرنده به وضعیت مالی او وابسته است(برناک و گرتلر، ۱۹۹۵؛ برناک و بلایندر، ۱۹۸۸).

بنابراین، هرچه مقدار ارزش خالص دارایی قرض‌گیرنده (مجموع مقدار دارایی‌های نقدی و دارایی‌های قابل فروش بیشتر باشد، مقدار هزینه اضافی تأمین مالی بیرونی کمتر خواهد بود. در این حالت، بنگاه می‌تواند تأمین مالی بخش بیشتری از سرمایه‌گذاری را از محل وجوه داخلی خود انجام دهد.

از آنجا که وضعیت مالی قرض‌گیرنده مقدار هزینه اضافی تأمین مالی بیرونی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، مقدار کل اعتبار آنها و تغییرات کیفیت ترازنامه قرض‌گیرنده در میزان سرمایه‌گذاری بنگاه پس‌اندازکننده تأثیر دارد. بنابراین، کاهش در ارزش دارایی یک بنگاه سبب کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود. همچنین، افزایش قیمت سهام یک بنگاه موجب افزایش میزان سرمایه‌گذاری خواهد شد (فرزین‌وش، ۱۳۹۱).

براین‌مبنا، سیاست پولی انقباضی باعث تضعیف ترازنامه وام‌گیرندگان می‌شود. همچنین، کاهش ارزش خالص بنگاه‌ها آنها را متمایل به این می‌کند که خود را متعهد به طرح‌های سرمایه‌گذاری ریسک‌دار بنمایند و این امر، خود موجب افزایش مسئله مخاطرات اخلاقی[1] می‌شود. بدیهی است که نتیجه اعمال سیاست پولی انبساطی، عکس نتیجه اعمال سیاست پولی انقباضی خواهد بود (کریلوا، ۲۰۰۲).

۲) ساز و کار وام دهی بانک

سیاست پولی می‌تواند به‌وسیله تغییر عرضه اعتبار توسط واسطه‌های مالی[2] به‌ویژه وام‌های بانک‌های تجاری بر هزینه اضافی تأمین مالی بیرونی تأثیر داشته باشد. این پدیده

---

1. Moral - Hazard
2. Shifting the Supply of Intermediated Credit

را ساز و کار وام‌دهی بانک می‌گویند. بانک‌ها که منبع مهم اعتبارات واسطه‌ای در بیشتر کشورها هستند تلاش می‌کنند تا با مشکلات عدم تقارن اطلاعات و دیگر مشکلات بازارهای مالی مقابله نمایند. اگر عرضه وام‌های بانک در این راستا قطع شود و یا کاهش یابد قرض‌گیرنده‌های وابسته به بانک مانند بنگاه‌های کوچک و متوسط وابستگی خود را به اعتبار بطور کامل قطع نمی‌کنند. آنها مطمئناً هزینه‌هایی متقبل می‌شوند تا قرض‌دهنده‌های جدیدی بیابند. بنابراین، کاهش عرضه اعتبار بانک در مقایسه با دیگر اشکال اعتبار به ناچار هزینه تأمین مالی بیرونی را برای بنگاه افزایش داده و فعالیت‌های واقعی بنگاه را کاهش می‌دهد. حال‌آنکه بنگاه‌های بزرگ می‌توانند به‌طور مستقیم از طریق انتشار سهام و اوراق قرضه، به بازارهای اعتباری دسترسی داشته باشند.

ب) تعدیل نامتقارن قیمت‌ها و دستمزدها

آثار واقعی نامتقارن تکانه‌های سیاست‌های پولی می‌تواند به علل چسبندگی اسمی رو به پایین و محدودیت ظرفیت‌های تولید باشد. منکیو و بال[1] (۱۹۹۴) چسبندگی قیمت را به سمت پایین در وضعیت رقابت انحصاری با فرض وجود روند مثبت تورم و هزینه‌های فهرست بها نشان داده‌اند. بنگاه‌ها نسبت به تکانه قیمتی منفی در مقایسه با تکانه قیمتی یکسان اما مثبت به علت روند افزایشی تورم واکنش کمتری نشان می‌دهند.

به طور کلی مطابق ادبیات اقتصاد کلان نئوکینزی‌ها، اقتصاددانان این مکتب ضمن پذیرش اثرات سیاست‌های پولی بر متغیرهای حقیقی معتقدند که اثرات سیاست‌های پولی انبساطی و انقباضی بر تولید حقیقی و سطح قیمت‌ها یکسان نبوده و ممکن است اثرات غیرخطی یا نامتقارن بر متغیرهای حقیقی و اسمی داشته باشد. به‌بیان‌دیگر، از دیدگاه اقتصاددانان این مکتب، در الگوهایی که به نوعی از نقض بازارهای کار، محصول و اعتبار برخوردارند یا در آنها محدودیت‌هایی حاکم است، می‌توان آثار نامتقارن تکانه‌های

[1]. Mankiw and Ball

پولی را ملاحظه کرد طوری‌که تکانه‌های منفی و مثبت پولی آثار متفاوتی بر تولید و قیمت به وجود می‌آورند.

۳. پیشینه پژوهش

-پیشینه فارسی همجمعی پنهان

جعفری و گل‌خندان (۱۳۹۹) به بررسی آثار نامتقارن تکانه‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت با استفاده از رهیافت همجمعی پنهان طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۰پرداختند. به‌این‌منظور، ابتدا متغیرهای قیمت نفت خام و شاخص قیمت مصرف‌کننده این کشورها به اجزای مثبت و منفی تجمعی تجزیه شده‌اند و نشان دادند که بین قیمت نفت خام و شاخص قیمت مصرف‌کننده و اجزای منفی قیمت نفت خام رابطه‌ای بلندمدت برقرار است(تأیید همجمعی پنهان). نتایج نشان داد هر دو تکانه مثبت و منفی قیمت نفت، تورم را در کشورهای عضو اوپک افزایش می‌دهد. به‌گونه‌ای که تأثیر تکانه‌های منفی بیشتر از تکانه‌های مثبت است (تأیید عدم تقارن).

ابریشمی و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی رابطه بلندمدت میان بهره‌وری انرژی و قیمت‌گذاری انرژی در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۵۰ پرداختند. نتایج حاکی از آن است که رابطه بلندمدت میان این دو متغیر، از طریق همجمعی استاندارد رد می‌شود در حالی‌که یک همجمعی نامتقارن یا پنهان میان قیمت انرژی و بهره‌وری انرژی مشاهده می‌شود. با توجه به این مطالعه، روند کنونی کاهش قیمت نسبی انرژی در ایران، بهره‌وری انرژی را به شدت کاهش خواهد داد.

-پیشینه فارسی عدم تقارن سیاست پولی و حجم نقدینگی

هاله و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی و تحلیل تأثیرگذاری ارزش‌افزوده بخش خدمات از تغییرات حجم نقدینگی با استفاده از داده‌های سری‌زمانی سالانه طی دوره ۱۳۶۰تا۱۳۹۵ پرداخته است. در این راستا از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی

غیرخطی و رهیافت آزمون کرانه‌ها استفاده شده است نتایج حاصل از پژوهش بیانگر تأیید وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو است. همچنین نتیجه می‌شود که تکانه‌های حجم نقدینگی دارای اثر نامتقارن بوده و در بلندمدت اثرات بیشتری بر ارزش افزوده بخش خدمات دارند.

نصیری‌فر و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی میزان و جهت اثرات تکانه‌های مثبت و منفی پولی بر تولید و اشتغال بخش صنعت خودروسازی با استفاده از داده‌های سری‌زمانی طی دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۷۶ پرداخته است. در این راستا از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی و رهیافت آزمون کرانه‌ها استفاده شده است نتایج حاصل از پژوهش بیانگر تأیید وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو است. همچنین تکانه‌های پولی دربلندمدت اثرات بیشتری برروی تولید صنعت خودرو تا اشتغال آن دارند.

اکبریان و همکاران (۱۳۹۷) برای بررسی خنثایی پول (پایه پولی، نقدینگی، و حجم پول) در بخش خدمات، از رهیافت فیشرو سیتر برای داده‌های اقتصاد ایران (۱۳۹۳-۱۳۵۷) استفاده کردند. نتایج پژوهش حاکی از این است که پول در بخش خدمات خنثی نیست و تغییرات دائمی در متغیرپول بر تولید حقیقی بخش خدمات بی‌تأثیر نیست.

محمدقلی پورتپه و آزاد (۱۳۹۵) برای بررسی تأثیرگذاری سیاست پولی (حجم نقدینگی) و سیاست مالی (مخارج دولت) بر تولید بخش خدمات، از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی برای داده‌های اقتصاد ایران (۱۳۹۳-۱۳۵۷) استفاده کردند. نتایج پژوهش حاکی از این است که در کوتاه‌مدت و بلندمدت هر دو سیاست پولی و مالی بر ارزش افزوده بخش خدمات تأثیرگذارند و تأثیر آن‌ها در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است.

-پیشینه خارجی همجمعی پنهان

اولایونگبو و آجینکا (۲۰۲۱) اولین تحلیل را در نیجریه در مورد واکنش نامتقارن قیمت فرآورده‌های نفتی به قیمت نفت خام بین‌المللی با استفاده از روش‌های همجمعی پنهان برای دوره زمانی ۲۰۲۰:۰۲-۱۹۷۳:۰۱ در نیجریه ارائه کردند. بعد از انجام آزمون همجمعی پنهان، دریافتند که بین اجزای مثبت و منفی قیمت نفت خام و قیمت فراورده‌های نفتی رابطه بلندمدت نامتقارن وجود دارد. یافته‌های حاصل از نتایج بلندمدت و کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که قیمت فراورده‌های نفتی در نیجریه به طور نامتقارن به تغییرات قیمت نفت خام واکنش نشان می‌دهد. به‌طورخاص تغییرات (افزایش) قیمت نفت خام تأثیر بزرگتر و قوی‌تری بر قیمت فراورده‌های نفت نسبت به تأثیر تغییرات منفی (کاهش) در قیمت نفت خام ایجاد می‌کند که نشان‌دهنده رابطه نامتقارن بین این دو قیمت در نیجریه است.

بوگا (۲۰۲۰) به بررسی وجود رابطه نامتقارن بین رشد اقتصادی و بیکاری در ترکیه پرداختند. در ارزیابی این رابطه، داده‌های نرخ بیکاری و تولیدناخالص‌داخلی برای دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۹ مورد بررسی قرار گرفت. ارزیابی رابطه بین این متغیرها (مقادیر کل) ابتدا با استفاده از آزمون همجمعی جوهانسن مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گرفت. درحالی‌که هیچ شواهدی از یک رابطه همجمعی یافت نشد، درمرحله بعد امکان همجمعی پنهان ارزیابی شد و این متغیرها طبق پیشنهاد گرنجر و یون (۲۰۰۲) به مقادیر مثبت و منفی تجزیه شدند. سپس رابطه علیت نامتقارن بین این متغیرها با استفاده از فرآیند تجزیه‌وتحلیل پیشنهاد شده توسط رویکرد حاتمی-جی و ایراندوست (۲۰۱۲) مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج این پژوهش همجمعی نامتقارن و یک رابطه علیت یک طرفه نامتقارن بین این متغیرها مورد تأیید قرار گرفت. این واقعیت که بیکاری که در دوره‌های انقباض اقتصاد پدید آمده است، حتی پس‌ازگذار اقتصاد به مرحله توسعه، بهبود نیافته است، نشان‌دهنده اهمیت حیاتی سیاست‌های اقتصادی است

که باید در زمان بحران اجرا شود.

ایوبوگلو (۲۰۲۰) به بررسی رابطه همجمعی بین شاخص‌های مالی، صنعتی، خدمات و فناوری در بورسا استانبول با استفاده از آزمون همجمعی جوهانسن و آزمون همجمعی پنهان حاتمی-جی و ایراندوست (۲۰۱۲) تحلیل شده است. داده‌های روزانه از ۲ ژانویه ۲۰۱۲ تا ۲۴ سپتامبر ۲۰۱۸ را در بر می‌گیرد. درحالی که آزمون همجمعی جوهانسن نشان‌دهنده عدم همجمعی است، آزمون حاتمی-جی و ایراندوست نشان داد که یک همجمعی پنهان بین چهار شاخص وجود دارد. براین‌اساس، افزایش یا کاهش قیمت‌های شاخص در شکل‌گیری سایر قیمت‌های شاخص مؤثر خواهد بود. بنابراین، امکان ایجاد تنوع در بازار سهام ترکیه وجود ندارد.

-پیشینه خارجی عدم تقارن سیاست پولی و حجم نقدینگی

صادق‌زاده و همکاران(۲۰۲۰)، به بررسی در این پژوهش از یک الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی ساختاری غیرخطی استفاده شده‌است. در این الگو شناسایی تکانه‌های پولی و مالی با در نظر گرفتن وجود سلطه بودجه‌ای به عنوان یک مکانیزم تشدید موثر بر تغییرات ابزار سیاست پولی به صورت بلوک- عطفی انجام شده است. سپس با استفاده از روش آئورباک و گرودنیچنکو (۲۰۱۲) دوره‌های فراوانی و کمبود درآمد صادراتی نفت در بازه زمانی ۱۳۹۶-۱۳۶۹ شناسایی شد. به منظور تحلیل پویایی‌های ناشی از تکانه‌های پولی و مالی در هر یک از دوره‌های فراوانی و کمبود از توابع واکنش مبتنی بر روش تصویر موضعی معرفی شده توسط جوردا (۲۰۰۵) استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده از این تحلیل تجربی نشان می‌دهد که تأثیر تکانه‌های پولی بر (شکاف) متغیرهای تولید و تورم در اقتصاد ایران در دوره‌های رونق و رکود نامتقارن است. تأثیر تکانه پولی بر تقویت تولید در دوره‌های فراوانی معنادار بوده، اما این تکانه در دوره‌های کمبود تأثیر معناداری بر تولید ندارند. علاوه‌براین، تأثیر تکانه پولی بر تورم در دوره‌های

کمبود بیشتر و بادوام‌تر از دوره‌های فراوانی است.

عبدالسلام (۲۰۱۹) اثر نامتقارن سیاست‌های پولی را بر میزان تولید و نرخ تورم کشور مصر طی سال‌های ۲۰۱۷-۲۰۰۲ بررسی نمود که با استفاده از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی نشان داد آثار تکانه‌های پولی نامتقارن بوده و تنها تکانه‌های مثبت بر هر دو متغیر تأثیر قابل توجهی دارند.

بیچیمول (۲۰۱۵) به بررسی اثر پول بعنوان متغیر حذف شده در دوره زمانی ۱۹۹۹Q1 تا۲۰۰۸Q2 با استفاده از الگوی DSGE می‌پردازد. در اینجا تقاضای خانوار از پول را از تقاضای بنگاه‌ها جدا می‌داند. تقاضای پول توسط بنگاه‌ها تأثیر بیشتری بر اقتصاد می‌گذارد حتی اگر این تقاضا وزن کمی در فرآیند تولید داشته باشد. نتایج حاکی از اثر پول در تابع تولید بود.

نصیر و همکاران (۲۰۱۱) با استفاده از رویکرد همجمعی به بررسی اعتبار ورود پول بعنوان عامل تولید در تابع تولید در کشور درحال‌توسعه طی دوره ۱۹۶۴ تا ۲۰۰۸ می‌پردازد.

همانند پژوهش‌های هونگ (۲۰۱۶)، سینای و استاکس (۲۰۱۰) برای انجام این پژوهش از تابع تولید کاب داگلاس استفاده شده است اما برخلاف آنها که برای بررسی الگو از روش OLS استفاده کردند، نصیر و همکاران از همجمعی یوهانسون استفاده کرده‌اند؛ زیرا اگر متغیرها ناپایا باشند ضرایب در روشOLS بی‌معنا می‌شود. اما برای حل این مسأله، از همجمعی برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها و ضرایب بلندمدت و همچنین پویایی‌های کوتاه‌مدت استفاده شده است. همچنین مقدم (۲۰۱۰) این پژوهش را برای کشور توسعه‌یافته استفاده کرده است. نتایج نشان می‌دهد که پول بعنوان یک عامل مهم در تابع تولید در بلندمدت است.

با توجه به مطالعات محدود انجام شده در رابطه با همجمعی پنهان در ایران و خارج هنوز این روش در مورد حجم نقدینگی استفاده نشده است. زیرا وجود تکانه‌های مثبت

و منفی در الگوهای عدم تقارن در کنار هم باعث بروز خودهمبستگی بین تکانه‌ها می‌شود. در صورتی‌که همجمعی پنهان، این مسأله را مد نظر قرار گرفته است و بر این تأکید دارد که بین متغیرهای ناپایا یک رابطه بلندمدت وجود دارد. حتی آزمون ریشه واحد برای سری‌های مثبت و منفی بطورجداگانه تاکنون صورت نگرفته است.

۴. تصریح الگو و معرفی داده‌ها

در این پژوهش، به‌منظور تبیین چگونگی اثرپذیری ارزش افزوده بخش صنایع و معادن از متغیرهای کلان اقتصادی، از چارچوبی مبتنی بر الگوهای رشد و تابع تولید $Y=F(L,K)$ استفاده شده است.

اخیراً تلاش بر این است که پول در نظریات تولید[1] به‌عنوان نهاده تولید در تابع تولید نئوکلاسیکی مورد بررسی قرارگیرد. در حقیقت اجازه داده شده است تقاضای حاصل شده برای پول همانند تقاضا برای نیروی کار و سرمایه درنظر گرفته شود (ندیری، ۱۹۶۹). بحث اصلی این اقتصاددانان برای گنجاندن پول در عملکرد تولید این است که "یک اقتصاد بدون پول باید تلاش کند تا بتواند با "مبادلات مضاعف[2]" به خریداران برسد که دقیقاً همان چیزی را که فروشنده می‌خواهد ارائه دهد (پاتینکین و لوهاری، ۱۹۶۹).

سینای و استاکس[3] اولین کسانی بودند که نتایج تجربی خود را در رابطه با بهروری پول به‌عنوان نهاده تولید ارائه نمودند. آنان تعاریف مختلفی از پول را به‌عنوان نهاده تولید درکنار نیروی‌کار و سرمایه فیزیکی در تابع تولید کاب‌داگلاس[4] در ایالات متحده امریکا مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها نشان داد که تراز حقیقی پول با تولید حقیقی همبستگی مثبت و معناداری دارد (انجیان، ۱۹۸۶). با عنایت به ارتباط قوی بین بخش

---

1. Production Theory
2. 'double Coincidence
3. Sinai and Stokes
4. Cobb - Douglas

پولی و حقیقی اقتصاد، حجم نقدینگی به‌عنوان یک نهاده در تابع تولید مطرح گردید چرا که باعث تسهیل در معاملات می‌گردد.

همچنین در این پژوهش از الگوی سولوی نئوکلاسیک استفاده شده است. در الگوی سولو با لحاظ سرمایه انسانی، تمرکز بحث بر متغیر سرمایه انسانی است. یعنی، سرمایه انسانی به‌جای نیروی کار ساده در الگوی سولو گنجانده می‌شود.

متعاقب ادبیات موجود در این زمینه و مبانی نظری، فرض شده است که ارزش افزوده بخش صنایع و معادن تابعی از حجم نقدینگی کشور، موجودی سرمایه، سرمایه انسانی در این بخش است. بنابراین با الگوی زیر شروع می‌کنیم:

$$Y = F(HL, K, M_2) \qquad (۱)$$

داده‌های سالانه ارزش افزوده (Y) و موجودی سرمایه (K) بخش صنایع و معادن و حجم نقدینگی (M_2) از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری شده است.

نیروی انسانی عبارتنداز حاصلضرب نیروی کار* متوسط سال‌های تحصیل است. داده‌های مربوط به نیروی کار از وزارت تعاون، کار و رفاه اجتماعی و متوسط سال‌های تحصیل از (World10 Penn) جمع‌آوری شده است.

دوره زمانی پژوهش از سال ۱۳۹۹-۱۳۵۳ است که با استفاده از روش همجمعی پنهان و الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی توسط نرم‌افزار Eviews روابط بین متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. بحث همجمعی پنهان نخستین بار توسط گرنجر و یون(2002) مطرح گردید. آن‌ها در مقاله خود بیان می‌کنند زمانی‌که اجزای سری‌های زمانی نامانا، همجمع باشند، سری‌های مذکور همجمعی پنهان دارند. دراین‌صورت بررسی وجود رابطه بلندمدت بین سری‌های زمانی ناپایای غیرهمجمع امکان‌پذیر می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، این امکان وجود دارد یک رابطه بلندمدت میان دو سری‌زمانی، بعداز تجزیه به اجزای منفی و مثبت وجود داشته باشد. براین اساس هر سری I(1) از

یک فرآیند ARIMA(p,1,q) تشکیل شده‌است که شامل یک گام تصادفی[1] است (گرنجر و یون، ۲۰۰۲).

سری‌های I(1) بصورت زیر نوشته می‌شود(جی حاتمی،۲۰۱۸).

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t = X_0 + \sum \varepsilon_t \quad (۲)$$

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t = Y_0 + \sum \eta_t \quad (۳)$$

X_0 و Y_0 مقادیر اولیه و η_i و ε_i نوفه سفید[2] با میانگین صفر هستند.

سپس تکانه‌های مثبت و منفی هر متغیر را جدا کرده روابط زیر با استفاده از روش OLS تخمین می‌زنیم.

$$Y^+_t = \alpha^+_i + \beta^+_i X^+_{i,t} + e^+_{i,t}$$
$$Y^-_t = \alpha^-_i + \beta^-_i X^-_{i,t} + e^-_{i,t} \quad (۴)$$

سپس جز اخلال سری مثبت و منفی را از هر معادله استخراج می‌کنیم و برای هر کدام آزمون ریشه واحددیکی-فولرتعمیم‌یافته انجام می‌شود. اگر در سطح پایا شدند، همجمعی پنهان و رابطه بلندمدت بین سری‌ها وجود دارد. درآخر از آزمون الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی برای بررسی ضرایب بلندمدت استفاده می‌گردد.

جهت محاسبه تکانه‌های حجم نقدینگی، از فیلتر هودریک-پرسکات استفاده شده است. که با حداقل کردن مجموع مجذورات انحراف متغیر سری‌زمانی X_t از روند آن ($\tau_{x,t}$) بدست می‌آید. در واقع مقادیر روند فیلتر هودریک- پرسکات، مقادیری هستند که رابطه زیر را حداقل می‌کنند:

$$min \sum_{t=1}^{T} (X_t + \tau_{x,t})^2 + \alpha \sum_{t-}^{T-1} [(\tau_{x,t+1} - \tau_{x,t}) - (\tau_{x,t} - \tau_{x,t-1})]^2 \quad (۵)$$

که در آن T تعداد مشاهدات و α پارامتری است که درجه هموار بودن روند $\tau_{x,t}$ را تعیین می‌کند. مقدار آن برای داده‌های سالانه برابر با ۱۰۰ است.

بدین‌ترتیب تکانه‌های مثبت و منفی به صورت زیر بدست می‌آیند:

---

1. Random Walk
2. White Noise

$Pos_t = MAX(\mathbf{0}, \boldsymbol{e_t})$
$neg_t = -MIN(\mathbf{0}, \boldsymbol{e_t})$

جداسازی تکانه‌های مثبت و منفی متغیرهای موجودی سرمایه، ارزش‌افزوده و سرمایه انسانی با استفاده از کدهای آماده در نرم‌افزار Eviews صورت گرفته است.

الگوی اول:

الگو به‌صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$Y_i^+ = F(HL_i^+, K_i^+, M_2^+) \quad (۶)$$

با لگاریتم‌گیری از دو طرف تابع، به الگوی خطی زیر تبدیل می‌شود:

$$Y_{t,i}{}^+ = Ln\alpha + \beta_1 LnM_{2_t}{}^+ + \beta_2 LnHL_{t,i}{}^+ + \beta_3 LnK_{t,i}{}^+ + \varepsilon_t \quad (۷)$$

که LY_i^+ (لگاریتم تکانه مثبت ارزش افزوده بخش صنایع و معادن به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ بر حسب میلیارد ریال)، LHL_i^+ (لگاریتم تکانه مثبت نیروی کار متخصص و ماهر بخش صنایع و معادن (نیروی کار*متوسط سال های تحصیل))، LK_i^+ (لگاریتم تکانه مثبت موجودی سرمایه بخش صنایع و معادن به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ بر حسب میلیارد ریال) و LM_2^+ (لگاریتم تکانه مثبت حجم نقدینگی بر حسب میلیارد ریال) است.

الگوی دوم

الگو به‌صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$Y_i^- = F(HL_i^-, K_i^-, M_2^-) \quad (۸)$$

با لگاریتم‌گیری از دو طرف تابع، به الگوی خطی زیر تبدیل می‌شود:

$$Y_{t,i}{}^- = Ln\alpha + \beta_1 LnM_{2_{t,i}}{}^- + \beta_2 LnHL_{t,i}{}^- + \beta_3 LnK_{t,i}{}^- + \varepsilon_t \quad (۹)$$

که LY_i^- (لگاریتم تکانه منفی ارزش افزوده بخش صنایع و معادن به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ بر حسب میلیارد ریال)، LHL_i^- (لگاریتم تکانه منفی نیروی کار متخصص و ماهر

بخش صنایع و معادن (نیروی کار*متوسط سال‌های تحصیل))، LK_i^- (لگاریتم تکانه منفی موجودی سرمایه بخش صنایع و معادن به قیمت ثابت سال۱۳۹۰ بر حسب میلیارد ریال) و LM_2^- (لگاریتم تکانه منفی حجم نقدینگی بر حسب میلیارد ریال) است.

۵. برآورد الگو

۵-۱. آزمون ریشه واحد

از آنجایی که اغلب متغیرهای کلان اقتصادی پایا نیستند، الگوهای همجمعی ابزار مناسبی برای تحلیل روابط بین این متغیرها به شمار می روند.

همجمعی این امکان را فراهم می‌کنند تا با وجود پایا نبودن متغیرها در مورد پارامترها به استخراج نتایج بپردازیم. در این مرحله ابتدا پایایی متغیرها توسط آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم‌یافته بررسی می‌شود. اگر همه متغیرها I(1) شدند آنگاه می‌توان از همجمعی پنهان استفاده کرد.

جدول (۱). آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم‌یافته در بخش صنایع و معادن (ADF)

آماره آزمون در تفاضل مرتبه اول		آماره آزمون در سطح داده‌ها		نام متغیر	آماره آزمون در تفاضل مرتبه اول		آماره آزمون در سطح داده‌ها		نام متغیر
مقدار بحرانی	مقدار محاسباتی	مقدار بحرانی	مقدار محاسباتی	تکانه منفی	مقدار بحرانی	مقدار محاسباتی	مقدار بحرانی	مقدار محاسباتی	تکانه مثبت
-۳/۵۱۵	-۸/۹۹۶	-۳/۵۱۳	-۲/۶۴۷	LY_i^-	-۳/۵۱۵	-۹/۴۳۶	-۳/۵۱۳	-۲/۸۶۷	LY_i^+
-۲/۹۲۹	-۳/۳۹۲	-۲/۹۲۹	-۱/۴۲۶	LK_i^-	-۲/۹۲۹	-۶/۱۹۷	-۲/۹۲۹	۰/۰۸۶	LK_i^+
-۲/۹۲۹	-۶/۶۴۸	-۲/۹۲۸	-۱/۷۳۲	LHL_i^-	-۲/۹۲۹	-۶/۵۲۸	-۲/۹۲۸	-۰/۴۵۶	LHL_i^+
-۲/۹۳۱	-۷/۲۵۶	-۲/۹۲۹	-۰/۵۲۴	LM_2^-	-۲/۹۳۱	-۸/۶۴۲	-۲/۹۲۹	-۰/۱۷۱	LM_2^+

*معنادار در سطح ۵ درصد

منبع: نتایج پژوهش

۲-۵. آزمون همجمعی نامتقارن

بعد از تجزیه‌ی متغیرهای ارزش افزوده بخش صنایع و معادن(LY_i (، لگاریتم نیروی کار متخصص و ماهربخش صنایع و معادنLHL_i)(، لگاریتم موجودی سرمایه بخش صنایع و معادن(LK_i) و لگاریتم حجم پول(LM_2) به‌منظور بررسی همجمعی نامتقارن، روابط زیر تخمین زده می‌شود. به‌منظور بررسی اثرات نامتقارن (افزایش و کاهش متغیرها)، مقدار حد آستانه d=0 درنظرگرفته شده است.

$$\varepsilon_{1t} = LY_{t,i}^{+} - \alpha - \beta_1^{+} LHL_{t,i}^{+} - \beta_2^{+} LK_{t,i}^{+} - \beta_3^{+} LM_{2_t}^{+} \quad (۱۰)$$

$$\varepsilon_{2t} = LY_{t,i}^{-} - \alpha - \beta_1^{-} LHL_{t,i}^{-} - \beta_2^{-} LK_{t,i}^{-} - \beta_3^{-} LM_{2_t}^{-} \quad (۱۱)$$

به‌دلیل مشخصات غیرخطی $\varepsilon_{2t}, \varepsilon_{1t}$, $j = 1/2$ تخمین‌های OLS در این حالت تورش‌دار خواهند بود.

به‌منظور بررسی وجود رابطه نامتقارن و بلندمدت میان سری‌های تجزیه شده، باید آزمون شود که دو سری ε_{1t} و ε_{2t} دو سری پایا هستند یا خیر؟ لذا پس از انجام آزمون OLS برای سری‌های مثبت، منفی و مثبت و منفی، جز اخلال را از هر سری با استفاده از نرم‌افزار ایویوز خارج کرده و سپس جز اخلال‌ها با آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته مورد بررسی قرار می‌گیرد. اگر در سطح پایا شد، همجمعی پنهان در بین سری‌های ناپایا وجود دارد. نتایج آزمون‌ها در جدول (۲) ارائه شده است

جدول (۲). نتایج آزمون همجمعی پنهان در بخش صنایع و معادن (آزمون ریشه واحد ε_t)

الگو	ADF Test: H_0:I(1) , H_1:I(0)	
	مقدار بحرانی	مقدار محاسباتی
$LY_i^{+}, LK_i^{+}, LHL_i^{+}, LM_2^{+}$	-۴/۷۹۸ (۰/۰۰۰۴)	-۲/۹۳۸
$LY_i^{-}, LK_i^{-}, LHL_i^{-}, LM_2^{-}$	-۳/۷۱۱ (۰/۰۳۳۳)	-۳/۵۲۹
$LY_i^{-}, LK_i^{+}, LHL_i^{+}, LM_2^{+}$	-۱/۳۹۸ (۰/۵۷۲۹)	-۲/۹۴۱
$LY_i^{+}, LK_i^{-}, LHL_i^{-}, LM_2^{-}$	-۳/۷۵۳	-۲/۹۳۸

	(۰/۰۰۶۹)	

*معنادار در سطح ۵ درصد

منبع: نتایج پژوهش

باتوجه به نتایج به‌دست آمده می‌توان بیان داشت که یک همجمعی نامتقارن بین سری‌های مثبت در معادله اول و سری‌های منفی در معادله دوم وجود دارد که گویای رابطه بلندمدت بین این سری‌ها است. به‌عبارت‌دیگر، دو سری همجمع هستند.

۳.۵. برآورد الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی

برای بررسی وجود رابطه بلندمدت و اثرات متقابل پویا بین متغیرهای مورد نظر، از رهیافت آزمون کرانه‌ها[1] در همجمعی و الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) ارائه شده، استفاده شده است. مقادیر بحرانی آمارهF مربوطه در سطوح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ در جدول (۳) ارائه شده است.

فرض صفر در آزمون کرانه‌ها عدم وجود رابطه بلندمدت است. اگرآماره F محاسباتی بالاتر از حد بالای کرانه‌های تعیین شده در سه سطوح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ جدول باشد، وجود همجمعی تأیید می‌گردد. اگر آماره F محاسباتی کمتر از حد پایین کرانه‌هاباشد، همجمعی بین متغیرهای الگو وجود ندارد و اگر بین این دو حد باشد، نمی‌توان تصمیم قاطعی در مورد آن گرفت. همچنین K تعداد متغیرهای توضیحی به غیر از عرض از مبدأ است.

جدول (۳). نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی

نام متغیر	LY_i^+		LY_i^-	
	ضریب	آماره T	**ضریب**	آماره T
LK_i^+	۰/۶۶۵	۷/۹۷۴ (۰/۰۰۰۰)	-	-

1. F-Bound

نام متغیر	LY_i^+		LY_i^-	
	ضریب	آماره T	**ضریب**	آماره T
LHL_i^+	۰/۲۹۸	۲/۶۰۱ (۰/۰۱۴۵)	-	-
LM_2^+	۰/۴۲۱	۱/۰۸۳ (۰/۲۸۷۴)	-	-
LK_i^-	–	–	۱/۰۷۳	۲/۶۳۲ (۰/۰۱۴۱)
LHL_i^-	–	–	۰/۳۶۵	۲/۲۰۳ (۰/۰۳۶۷)
LM_2^-	–	–	۰/۲۵۲	۱۱/۱۸۸ (۰/۰۰۰۰)
Models	F-Bound Test	Significance level	Lower Bond	Upper Bond
$LY_i^-, LK_i^-, LHL_i^-, LM_2^-$	۱۳/۹۸۰ K=*3*	10%	۲/۵۹۲	۳/۴۵۴
		5%	۳/۱	۴/۰۸۸
		1%	۴/۳۱	۵/۵۴۴
$LY_i^+, LK_i^+, LHL_i^+, LM_2^+$	۱۳/۲۷۰ K=3	10%	۳/۷۶	۴/۷۹۵
		5%	۴/۵۱	۵/۶۴۳
		1%	۶/۲۳۸	۷/۷۴

* معنادار در سطح ۵ درصد

منبع: نتایج پژوهش

جدول (۴). نتایج حاصل از برآورد کوتاه‌مدت و ضریب تصحیح خطا

نام متغیر	LY_i^+		نام متغیر	LY_i^-	
	ضریب	آماره T		ضریب	آماره T
$D(LK_i^+)$	۲/۵۳۹	۷/۲۷۸ (۰/۰۰۰۰)	$D(LK_i^-)$	۰/۶۱۸۹	۲/۶۰۶ (۰/۰۱۵۲)
$D(LHL_i^+)$	۰/۰۱۵۴	۰/۱۴۲ (۰/۸۸۷۹)	$D(LHL_i^-)$	۰/۳۰۹۲	۳/۰۵۱۹ (۰/۰۰۵۳)
$D(LM_2^+)$	۰/۴۲۰۶	۱/۹۱۴۸ (۰/۰۶۵۱)	$D(LM_2^-)$	۰/۲۱۳۷	۴/۴۱۸۷ (۰/۰۰۰۲)
@TREND	۰/۰۱۹۱	۵/۸۹۲	DUM	۰/۰۲۱۹	۲/۰۷۵۲

نام متغیر	LY_i^+		نام متغیر	LY_i^-	
	ضریب	آماره T		ضریب	آماره T
		(۰/۰۰۰۰)			(۰/۰۴۸۴)
CointEq(-1)*	-۰/۹۷۵۳	۶/۲۵۶ (۰/۰۰۰۰)	CointEq(-1)*	-۰/۵۲۴۶	-۵/۵۵۹۸ (۰/۰۰۰۰)
آزمون فروض					
آزمون	آماره آزمون	نتیجه آزمون	آزمون	آماره آزمون	نتیجه آزمون
Functional form F-Statistic	۲/۰۱۱ (۰/۱۵۳۳)	شکل تبعی صحیح	Functional form F-Statistic	۰/۸۹۴ (۰/۳۵۳۳)	شکل تبعی صحیح
Normality Jarque-Bera	۰/۰۳۱۸ (۰/۹۸۴)	نرمال بود	Normality Jarque-Bera	۰/۱۲۹۷ (۰/۹۳۷)	نرمال بود
Serial correlation F-statistic	۰/۴۷۰۱ (۰/۶۲۹۹)	عدم همبستگی	Serial correlation F-statistic	۰/۶۲۷۰ (۰/۴۳۶۲)	عدم همبستگی
Heteroskedasticity F-statistic	۱/۷۷۶ (۰/۱۱۶۴)	همسانی واریانس	Heteroskedasticity F-statistic	۱/۷۳۶۲ (۰/۱۶۵۶)	همسانی واریانس

*معنادار در سطح ۵ درصد

منبع: نتایج پژوهش

در بخش صنایع و معادن مقدار آماره آزمون در الگوی سری‌های منفی۱۳/۲۷و مثبت ۱۳/۹۸ است که از حد بالای کرانه‌ها در همه سطوح بیشتر است. بنابراین فرض صفر رد می‌شود و در نتیجه امکان برقراری رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود خواهد داشت.

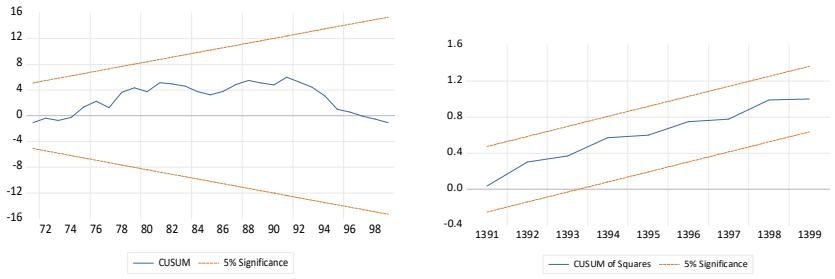
با توجه به نتایج بدست‌آمده تمام ضرایب در سطح ۵ درصد معنادارند. همانطورکه در ضرایب بلندمدت قابل‌مشاهده است، اثرگذاری تکانه‌های مثبت حجم‌نقدینگی در بخش صنایع و معادن بزرگتر از تکانه‌های منفی این متغیر است. بنابراین وجود عدم‌تقارن در سیاست پولی مورد تأیید قرار گرفت و این در حقیقت نشان‌دهنده نیاز بخش‌های مذکور برای تأمین مالی هزینه‌های تولید است. که منجر به جذب نقدینگی از طریق تسهیلات و اعتبارات بانکی و غیره می‌گردد، در نتیجه تولید در این بخش‌ها را افزایش می‌دهد.

همچنین تکانه مثبت موجودی سرمایه تأثیرگذاری زیادی بر رونق تولید در بخش صنایع و معادن دارد ضریب موجودی سرمایه و نیروی کار در بلندمدت نشان‌دهنده این است که در مرحله دوم تولید قرار دارند. همچنین تحریم سختگیرانه سال ۹۰ تأثیر ناچیزی بر تولید این بخش داشته است.

آزمون فروض کلاسیک برای هر دو الگو با سری مثبت و سری منفی انجام شد. کارایی برآورد معادلات مورد تأیید قرار گرفت.

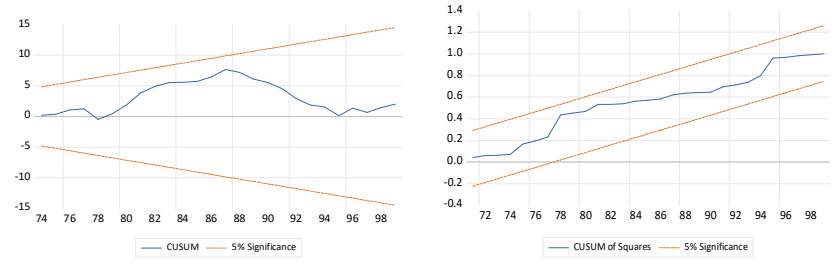
همچنین از آزمون ثبات و پایداری CUSUM و CUSUMQ برای بررسی وجود یا عدم وجود شکست ساختاری در پسماندهای الگو استفاده شد. الگو از ثبات لازم برای تحلیل در بلندمدت برخوردار است و نتایج به دست آمده از پژوهش معتبر است.

آزمون پایداری ضرایب برای سری‌های مثبت



نمودار (۱). نمودار آزمون پایداری ضرایب در الگوی سری‌های مثبت

منبع: نتایج پژوهش



نمودار (۲). نمودار آزمون پایداری ضرایب در الگوی سری‌های منفی

منبع: نتایج پژوهش

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

عدم‌تقارن تکانه‌های پولی برحسب تکانه‌های منفی و مثبت، بطور سنتی بر اساس الگوی کینزین‌ها مبتنی بر چسبندگی دستمزدها به طرف پایین و انعطاف‌پذیری آن به طرف بالا توضیح داده شده است. عدم تقارن تکانه‌های پولی بر اساس الگوهای دیگری نیز تبیین شده است. بطور مثال کینزین‌های جدید تلاش کرده‌اند که مبانی نظری عدم تقارن مذکور را مبتنی بر اصول اقتصاد خرد و بهینه‌یابی رفتار آحاد اقتصادی توضیح دهند.

در این پژوهش آثار نامتقارن حجم‌نقدینگی (بر حسب تکانه‌های مثبت و منفی) بر ارزش افزوده بخش صنایع و معادن در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۹ با تحلیل همجمعی پنهان مورد بررسی قرار گرفت.

علاوه‌بر تکانه‌های پولی، تکانه‌های موجودی سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی نیز بر ارزش افزوده این بخش مورد بررسی قرار گرفت.

نتایج نشان داد که اثرگذاری تکانه‌های مثبت حجم نقدینگی در بخش صنایع و معادن بزرگتر از تکانه‌های منفی این متغیر است. بنابراین وجود عدم‌تقارن در سیاست پولی مورد تأیید قرار گرفت و با اعمال تکانه مثبت پولی در بلندمدت در پی کاهش نرخ بهره، سرمایه‌گذاری و در نتیجه تولید این بخش افزایش خواهد یافت. این در حقیقت نشان‌دهنده نیاز بخش‌های مذکور برای تأمین مالی هزینه‌های تولید است. که منجر به جذب نقدینگی از طریق تسهیلات و اعتبارات بانکی و غیره می‌گردد در نتیجه تولید در این بخش‌ها را افزایش می‌دهد.

با اعمال تکانه منفی پولی در اقتصاد و کاهش تقاضا کل پول در قالب کاهش حجم نقدینگی، نرخ بهره افزایش خواهد یافت، در پی افزایش نرخ بهره، سرمایه‌گذاری در هر دو بخش کاهش و در نتیجه تولید و ارزش افزوده آن‌ها کاهش خواهد یافت. زمانی که تکانه

منفی پولی بر اقتصاد وارد می‌شود و به‌دنبال آن ناگهان عرضه‌ی پول کاهش می‌یابد، ازآنجا که در کوتاه‌مدت قیمت‌ها چسبنده و سریع نسبت به تغییرات عرضه‌ی پول واکنش نشان نمی‌دهند، پس در کوتاه‌مدت، تولید و اشتغال این بار را به دوش کشیده و در برابر تغییرات عرضه‌ی پول واکنش نشان می‌دهند. پس میزان تولید تغییر کرده و بنابراین کاهش عرضه پول باعث جابه‌جایی تقاضای کل به سمت چپ شده و تولید و اشتغال در اقتصاد کاهش می‌یابد.

متغیر موجودی سرمایه اثر مستقیم بر ارزش افزوده‌ی بخش صنایع و معادن دارد. بر اساس الگوی رشد سولوکه موجودی سرمایه یکی از نهاده‌های اصلی تولید است، بنابراین هرچه موجودی سرمایه در بخش صنایع و معادن افزایش یابد، در نتیجه با بهره‌گیری از امکانات و نهاده‌های تولید بیشتر، ظرفیت تولید محصولات خود را افزایش خواهد داد، چرا که یکی از موانع رشد وتوسعه‌ی اقتصادی هر بخش تولیدی، کمبود سرمایه و عدم به‌کارگیری درست و اصولی منابع سرمایه‌ای موجود است. همانطور که نتایج مشخص است وجود تکانه‌های مثبت در سرمایه‌های فیزیکی در بخش صنایع و معادن به‌دلیل اهمیت و ضرورت این نهاده در کوتاه‌مدت اثرگذاری قابل توجهی بر تولید بخش صنایع و معادن دارد و در بلندمدت نیز همچنان این ارتباط مثبت بین تکانه مثبت سرمایه فیزیکی و بهبود و رونق تولید بخش صنایع و معادن پابرجاست. در مقابل زمانی که سرمایه فیزیکی دچار تکانه منفی می‌گردد، در بلندمدت در صورت تداوم وضعیت رکودی اثرگذاری قابل توجهی در کاهش تولید این بخش خواهد داشت.

ضریب متغیر نیروی کار شاغل متخصص علامت‌های مورد انتظار را دارد و معنادار است، که نشانگر افزایش مهارت‌های نیروی کار و تولیدات صنعتی است و موجب ارتقاء کیفیت تولید و بالارفتن کارایی استفاده از سرمایه‌های مادی و بکارگیری بهینه آنها شده است. البته این ضریب نسبت به ضریب سرمایه فیزیکی کمتر است و ضریب سرمایه فیزیکی در اکثر برآوردها نسبت به دیگر متغیرها بیشتر است که نشان‌دهنده عدم

توانایی رشد سرمایه انسانی همراه با رشد منابع فیزیکی است.

توجه به نتایج به‌دست آمده در این پژوهش چارچوب مناسبی را برای برنامه‌ریزی بهتر جهت رشد و توسعه متوازن بخش‌ها فراهم می‌کند.

با توجه به نتایج حاصله توجه به کل تقاضای پول در قالب نقدینگی و تامین مالی در بخش صنایع و معادن از اهمیت بسزایی برخوردار است، علی‌الخصوص صنایع نوپا و شرکت‌های دانش‌بنیان به حمایت بیشتری در این زمینه نیازمند هستند. اما با این وجود باید از انبساط‌های بی‌مورد پولی جلوگیری شود تا اطمینان افراد به سیاست‌گذاران افزایش یابد.

منابع:

- Bahadir, T. & Ucan, O. (2013). The Interest Rate Channel in Turkey: An Investigation with Kalman Filter Approach. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 3(4), 874-884.
- Bernanke, B. & Blinder, A. (1988). Credit, Money and Aggregate Demand. *American Economic Review*, 78(2), 435-439.
- Bernanke, B. & Blinder, A. (1992). The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transition. *American Economic Review*, 82(2), 901-921.
- Bernanke, B. & Gertler, M. (1995). Inside the Black Box; the Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *Journal of Economic Perspective*, 9, 27-48.
- Bordon, A.R. & Weber, A. (2010). The transmission mechanism in Armenia: new evidence from a regime switching VAR analysis. IMF Working Papers, WPIEA2010270.
- Dargahi, H., & Parkhide, A. (2006). The Impacts of Aggregate and Sectoral Shocks on Business Cycles in the Iranian Manufacturing Sector. *Iranian Journal of Economic Research*, *8*(27), 1-31 (In Persian).
- Dennis, E. & Smith, V.K. (1978). A Neoclassical Analysis of the Demand for Real Cash Balances by Firms. *Journal of Political Economy*, 86, 793-813.
- Dickey, D.A. & Fuller, W.A. (1979) Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association,* 74, 427-431.
- Farahanifard, S., Feshari, M., & Khanzadeh, Y. (2016). The Impact of Islamic Banking and Non-banking Financial Institutions on Economic

Growth in Iran – A Generalized Method of Moments (GMM). *Economic Modelling*, *9*(31), 21-41 (In Persian).
- Farahanifard, S., Nazarpour, M.T. & Ghiasi Shahbazi, M. (2016). Channels of Monetary Policy's Effects on the Real Sector in the Framework of Neoclassical and Islamic Economics; a Comparative Study. *Islamic Economics*, *16*(61), 79-108.
- Granger, C. & Yoon, G. (2002). Hidden Cointegration. University of Economics, Discussion Paper, Retrieved November 2009.
- Hatemi-J, A. (2020). Hidden Panel Cointegration. *Journal of King Saud University – Science,* 32, 507–510.
- Hirschman, A. O. (1985). *The Strategy of Economic Development*. New Haven, Conn: Yale University Press.
- Levhari, D.L. & Patinkin, D. (1968). The Role of Money in a Simple Growth Model. *American Economic Review*, 58, 713-53.
- Mishkin, F.S. (1982). Does Anticipate Policy Matter? An Econometric Investigation. *Journal of Political Economy*, 90(1), 22-51.
- Muñoz, M.S. (2000). The breakdown of credit relations under conditions of a banking crisis: a switching regime approach. International Monetary Fund, 9781451855692.
- Nadiri, M.I. (1969). The Determinants of Real Cash Balances in the U.S. Total Manufacturing Sector. *Quarterly Journal of Economics*, 83, 173-96.
- Shariri Renani, H., Salehi, R., & Ghobadi, S. (2012). Asymmetric Effects of Monetary Shocks on Real Output in Iran: A Markov-Switching Approach. *Economic Modelling*, *6*(19), 89-108 (In Persian).
- Sinai, A. & Stokes, H.H. (1972). Real Money Balances: An Omitted Variable from the Production Function? *Review of Economics and Statistics*, 54, 290-96.
- Tobin, J. (1972). Inflation and Unemployment. *American Economic Review*, Vol. 62, 1-18.

The Asymmetric Effects of Monetary Policy on Production of Industries and Mines Sector in Iran: Hidden Cointegration Approach

Zahra Tahmasebi*
Kambiz Hojabr Kiani (PhD)**
Mohsen Mehrara (PhD)***
Bijan Safavi (PhD)****

Received: 21/07/2022 Accepted: 11/03/2023

Abstract:
The main goal of this study is to examine the asymmetric effects of monetary policy on the production of industries and mines. For this purpose, hidden cointegration analysis and Autoregressive distributed lag approach is used during 1974-2020. Hodrick-Prescott filter was used to extract the positive and negative impulses of the liquidity variable. Then, the effects of positive and negative impulses of the variables were investigated separately on the positive and negative impulses of the production of this sector with latent cointegration analysis. In the last step, the long-term relationship between the variables is checked and the long-term coefficients are calculated using the auto-regression model approach with non-linear distribution intervals and the bounds test. The results show that there is a hidden cointegration between the time series of M_2 and production in the Industries and Mines sector. Hence, the positive components of the M_2 and production in this sector have a long-term relationship with each other, as well as their negative components. Also, the effect of the positive shocks of M_2 is greater than the negative shocks of this variable. Therefore, the existence of asymmetry in monetary policy is confirmed.

Keywords: *Liquidity, Hidden Cointegration, Autoregressive Distributed Lag Approach.*
JEL Classification: *E23, E52, L8, L52.*

* PhD Candidate in Economics, Faculty of Management and Economics, Sciences and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran,
Email: za.tahmasebi97@gmail.com
** Professor of Economics, Faculty of Management and Economics, Sciences and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran (Corresponding Author),
Email: kianikh@srbiau.ac.ir
*** Professor of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran, (Corresponding Author), Email: mmehrara@ut.ac.ir
**** Assistant Professor of Economics, Faculty of Management and Economics, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran,
Email: b_safavi@azad.ac.ir