

فصلنامه اقتصاد و الگوسازی
دانشگاه شهید بهشتی، زمستان ۱۳۹۷

Quarterly Journal of Economics and Modelling
Shahid Beheshti University

خنثایی پول و عدم تقارن در شوک‌های پولی در اقتصاد ایران با در نظر گرفتن اندازه و جهت شوک‌ها

تبرداد احمدی*، احمد عزتی شورگلی**، پریسا صحرائی***

تاریخ پذیرش
۱۳۹۷/۱۱/۱۴

تاریخ دریافت
۱۳۹۷/۰۷/۲۱

چکیده

هدف این مطالعه بررسی تأثیر شوک‌های پولی کوچک و بزرگ (با لحاظ جهت شوک) بر تولید، با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره‌ی زمانی (۱۳۶۹:۱-۱۳۹۶:۴) و با به‌کارگیری رهیافت آزمون کرانه‌ها، الگوی چرخشی مارکوف و الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی است و نظریه کینزین‌های جدید مبنی بر نامتقارن بودن تأثیر شوک‌ها بر تولید مورد آزمون قرار گرفت. از این‌رو با بسط یک معادله مارکوف برای رشد نقدینگی، شوک‌های مثبت و منفی، کوچک و بزرگ برای اقتصاد ایران استخراج شدند، سپس با استفاده از الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی به بررسی نحوه تأثیر شوک‌های پولی بر تولید پرداخته شد. نتایج حاکی از آن است که در بلندمدت شوک‌های پولی کوچک و بزرگ (مثبت یا منفی) در اثرگذاری بر تولید ناتوان هستند که این به معنای خنثایی پول در بلندمدت است. اما در کوتاه‌مدت شوک‌های پولی تولید را تحت تأثیر قرار می‌دهند به نحوی که شوک‌های منفی در اثرگذاری بر شوک‌های مثبت قوی‌تر عمل می‌کنند و با لحاظ اندازه شوک‌ها، تأثیر شوک‌های منفی کوچک و شوک‌های منفی بزرگ به ترتیب بیشتر از تأثیر شوک‌های مثبت کوچک و شوک‌های مثبت بزرگ است. از سویی عدم تقارن بین شوک‌های کوچک و بزرگ پولی وجود دارد، زیرا شوک‌های کوچک مثبت و منفی به ترتیب نسبت به شوک‌های بزرگ مثبت و منفی، بیشتر تولید را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

کلیدواژه‌ها: شوک بزرگ، شوک کوچک، عدم تقارن، کینزین‌های جدید، تولید.
طبقه‌بندی JEL: O42, D82, E51, N1

* استادیار گروه مدیریت مالی دانشکده مدیریت دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز
Tirdadahmadi@iauctb.ac.ir
** دانشجوی دکتری اقتصاد بین‌الملل دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه
Ahmetezzati@gmail.com
*** کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
Parisahrayi69@gmail.com

۱. مقدمه

تا قبل از مطرح شدن نظریه نامتقارن بودن آثار شوک‌های پولی بر تولید و قیمت از طرف کینزین‌های جدید، تمامی مطالعاتی که در زمینه تأثیر شوک‌های پولی بر تولید و قیمت انجام گرفته بود، بر این فرض استوار بود که تأثیر این شوک‌ها به صورت متقارن است. در واقع مکتب کینزین‌های جدید با توسل به چسبندگی قیمت و دستمزد، بحث جدیدی در ادبیات اقتصاد کلان مطرح کردند و عنوان نمودند که شوک‌های پولی دارای اثرات نامتقارن در اقتصاد هستند. بر مبنای نظریه‌های جدید کینزین و همچنین مطالعات تجربی انجام شده، شوک‌های پولی اثرات نامتقارن بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تولید واقعی، تورم و سطح اشتغال دارد که نه تنها پول بر متغیرهای اقتصادی بی‌تأثیر نیست، بلکه این اثرات به شکل نامتقارنی نیز تأثیر می‌گذارند. کینزین‌های جدید در مباحث و نظریه‌های خود علت اثرات نامتقارن پول را عواملی از جمله چسبندگی دستمزد و قیمت، قراردادهای بلندمدت دستمزد و محدودیت اعتبارات و مواردی از این قبیل می‌دانند (اصغرپور و همکاران، ۱۳۹۰).

عدم تقارن در تأثیر سیاست پولی علاوه بر جهت سیاست پولی (مثبت و یا منفی بودن شوک‌ها) و همچنین ادوار تجاری (رکود و رونق) می‌تواند از نظر تفاوت در اندازه شوک‌های پولی باشد. بدین مفهوم که شوک‌های کوچک پولی نسبت به شوک‌های بزرگ پولی، تولید را بیشتر تحت تأثیر قرار می‌دهند. در حقیقت علت اصلی چنین عدم تقارنی به مطلوبیت بنگاه برمی‌گردد، یعنی بعد از شوک کوچک پولی، مطلوبیت بنگاه در تثبیت قیمت بیشتر از تعدیل قیمت است و به‌طور معکوس نیز بعد از شوک بزرگ پولی، مطلوبیت بنگاه در تعدیل قیمت بیشتر از تثبیت قیمت است.

مطالعاتی که در زمینه اندازه شوک‌های پولی انجام گرفته گویای متفاوت بودن نتایج برای کشورهای مختلف است. راون و سولا^۱ (۲۰۰۴) در مطالعه خود برای آمریکا نشان

۱ Ravn and Sola

دادند که اثرات شوک کوچک نسبت به شوک بزرگ پولی بزرگ‌تر و قوی‌تر است، همچنین ذاکر و مالیک^۱ (۲۰۱۳) در مطالعه خود بر روی کشور پاکستان نشان دادند که رشد اقتصادی صرفاً به شوک کوچک پولی واکنش می‌دهد و شوک بزرگ پولی تأثیری بر رشد ندارد، همچنین مطالعات انجام شده در داخل هم حاکی از آن است که تفاوت در اندازه شوک‌های پولی اثرات نامتقارن بر بخش حقیقی اقتصاد ایجاد می‌کند. غیر از مطالعه اصغرپور (۱۳۸۴) که نشان می‌دهد با افزایش اندازه شوک‌ها شدت تأثیرگذاری شوک‌های پولی بر قیمت و تولید افزایش می‌یابد؛ مطالعه هژبرکیانی و ابطحی (۱۳۸۷) و عباسی‌نژاد و همکاران (۱۳۹۰) حاکی از آن است که تأثیر شوک‌های کوچک پولی بر بخش حقیقی بیشتر است. این در حالی است که ضعف اصلی مطالعات داخلی و متفاوت بودن نتایج مطالعات مذکور به علت عدم توجه به خنثایی پول در بلندمدت و تفاوت قائل نشدن در اثرگذاری شوک‌های پولی مثبت، منفی، کوچک و بزرگ طی دوره بلندمدت و کوتاه‌مدت است، لذا مطالعه حاضر سعی دارد با استفاده از داده‌های فصلی ایران طی دوره‌ی زمانی (۱۳۶۹:۱-۱۳۹۶:۴)، ابتدا با به‌کارگیری الگوی چرخشی مارکوف (به‌عنوان یک مدل غیرخطی) شوک‌های پولی در اقتصاد ایران را به انواع شوک‌های کوچک (مثبت و منفی) و بزرگ (مثبت و منفی) استخراج و تفکیک کند و سپس با استفاده از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی به بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های مثبت، منفی و شوک‌های کوچک و بزرگ با در نظر گرفتن خنثایی پول در بلندمدت و کوتاه‌مدت بپردازد تا تحلیل درست و منطقی‌تری از اثرات شوک‌های پولی در اقتصاد ایران انجام شود.

در ادامه این مقاله و در بخش دوم، مبانی نظری؛ بخش سوم، پیشینه مطالعات انجام شده؛ بخش چهارم، معرفی الگو و روش انجام تحقیق؛ بخش پنجم، یافته‌های تجربی تحقیق و در بخش ششم، نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

در مکتب کینزین‌ها، چسبندگی قیمت‌ها و دستمزدها عاملی است که منجر می‌شود که تغییرات مثبت و منفی در تقاضای اسمی اثرات نامتقارنی بر جا بگذارد. چنانچه یک الگو با وجود چسبندگی‌های رو به پایین دستمزدهای اسمی در نظر گرفته شود. با فرض اینکه بازار کار ابتدا در سطحی از دستمزد اسمی تسویه می‌شود که مربوط به سطحی از قیمت‌ها است که سازگار با سطح تقاضای فعلی است و از سویی منحنی عرضه بلندمدت عمودی است. این بدان معنا است که منحنی عرضه در سطح قیمت‌های انتظاری عمودی خواهد بود، اما در زیر سطح قیمت‌های انتظاری شیب مثبتی خواهد داشت. بنابراین افزایش پیش‌بینی‌نشده در تقاضای اسمی خنثی خواهد بود، اما یک کاهش پیش‌بینی‌نشده در تقاضای اسمی منجر به کاهش تولید و اشتغال خواهد شد. بنابراین تولید و اشتغال صرفاً از شوک‌های منفی تأثیر می‌گیرند و شوک‌های مثبت تأثیری بر متغیرهای مذکور ندارد. یک ایراد اصلی در تجزیه و تحلیل‌های قسمت بالا که مربوط به دیدگاه کینزین‌ها است، نبود مبانی اقتصاد خرد است، زیرا عوامل اقتصادی ممکن است خود را با شرایط و محیط اقتصادی تطبیق بدهند و قابلیت درک اثرات نامتقارن را داشته باشند. از این رو در نظر گرفتن الگویی که در آن قواعد تصمیم‌گیری به‌صراحت مشتق شده است، اهمیت پیدا می‌کند. بنابراین با در نظر گرفتن الگوی فهرست‌بها، آیا امکان به وجود آمدن چنین عدم تقارن‌هایی وجود دارد. همچنین امکان استخراج یک رابطه غیرخطی خاص بین تقاضای اسمی و سطح فعالیت اقتصادی وجود دارد.

بنابراین با در نظر گرفتن تحلیل و دیدگاه بال و رومر^۱ (۱۹۹۰) و بال و منکیو^۲ (۱۹۹۴)، اقتصادی در نظر گرفته می‌شود که در آن عوامل قیمت‌گذار زیادی وجود دارد. این عوامل اقتصادی یا تولیدکننده یا مصرف‌کننده هستند. هر عامل اقتصادی تنها یک

^۱ Ball and Romer

^۲ Ball and Mankiw

کالای متفاوت با سایرین تولید می‌کند که در قیمت اسمی P_i به فروش می‌رسد و فرض می‌شود که هزینه فهرست‌بها که در نتیجه تغییر قیمت اسمی ایجاد می‌شود برابر با $S > 0$ است. بنابراین مطلوبیت عامل اقتصادی I از رابطه زیر حاصل می‌شود (مطالب این قسمت از مقاله‌های راون و سولا (۲۰۰۴)، آکرلوف و یلن^۱ (۱۹۸۵)، منکیو^۲ (۱۹۸۵)، بلانچارد و کیوتاکي^۳ (۱۹۸۷) تلخیص شده است).

$$u_i = G\left(y, \frac{p_i}{p}\right) - sD_i \quad (1)$$

که y هزینه واقعی کل؛ p سطح قیمت کل و D_i متغیر دامی برای زمانی که تغییر قیمت وجود دارد برابر با یک و در غیر این صورت برابر با صفر است. با فرض اینکه سرعت گردش پول واحد است، رابطه زیر برقرار خواهد بود:

$$Y = \frac{M}{P} \quad (2)$$

که M میزان حجم پول در گردش اقتصاد را نشان می‌دهد، بنابراین رابطه ۱ به صورت زیر بازنویسی می‌شود.

$$u_i = G\left(\frac{M}{P}, \frac{p_i}{p}\right) - sD_i \quad (3)$$

در صورت نبود هزینه فهرست‌بها، شرط مرتبه اول برای هر عامل برابر است با:

$$G_2\left(\frac{M}{P}, \frac{p_i^*}{p}\right) = 0 \quad (4)$$

در حقیقت G_2 مشتق شده از G است، در این مورد، در یک تعادل متقارن تغییرات M خنثی است، در یک چنین تعادل متقارنی فرض بر این است که، $M = P = P_i = 1$ حال فرض می‌شود که قیمت تمامی تولیدکنندگان تنظیم شده است با سطحی از عرضه پول که برابر است با $M = 1$ ؛ اما بعداً مشخص و درک می‌شود که $M \neq 1$ است. چنانچه هر تولیدکننده‌ای هزینه فهرست‌بها (تنظیم قیمت برابر با p_i^*) را تقبل کند، در

^۱ Akerlof and Yellen

^۲ Mankiw

^۳ Blanchard and Kiyotaki

این حالت، پول خنثی است و اگر قیمت را در سطح p نگه دارد، در این حالت پول دارای اثرات حقیقی است.

حال فرض می‌شود که تمامی قیمت‌گذاران (به جز قیمت‌گذار i) انتظار دارند که سایر قیمت‌گذاران، قیمت خود را تغییر ندهند. مطلوبیت عامل i چنانچه قیمت تغییر نکند، از طریق رابطه زیر به دست می‌آید:

$$U^{NA} = G(M, 1) \quad (5)$$

اما چنانچه کارگزار اقتصادی تصمیم به تغییر قیمت کالای i بگیرد، مطلوبیت وی از طریق رابطه زیر به دست خواهد آمد:

$$U^{CP} = G\left(M, \frac{p_i^*}{p}\right) - s \quad (6)$$

حال چنان چه رابطه زیر برقرار باشد:

$$U^{NA} - U^{CP} > 0 \Rightarrow G(M, 1) - G\left(M, \frac{p_i^*}{p}\right) > s \quad (7)$$

در حقیقت رابطه بالا شرایطی را نشان می‌دهد که در یک محدوده عرضه پول، عامل اقتصادی قیمت خود را تغییر نمی‌دهد. حال با بسط معادله تیلور حول $M = 1$ ، محدوده زیر به دست می‌آید:

$$(1 - M^*, 1 + M^*), M^* = \sqrt{\frac{-2G_{22}s}{G_{12}^2}} \quad (8)$$

میزان شوک عرضه پول که در آن محدوده اثر شوک، خنثی است برابر با مقدار زیر است:

$$M^{**} = \sqrt{\frac{-2s}{G_{22}}} \quad (9)$$

به نحوی که M در بازه $(-\infty, M^{**})$ و یا $(+\infty, M^{**})$ قرار دارد.

بنابراین تغییرات کوچک در عرضه پول دارای اثرات واقعی بر بخش حقیقی اقتصاد است زمانی که M در محدوده $(1 - M^*, 1 + M^*)$ قرار دارد و تغییرات بزرگ در

عرضه پول خنثی است زمانی که M در محدوده $(-\infty, M^{**})$ و یا $(+\infty, M^{**})$ قرار دارد.

بنابراین با وجود هزینه فهرست‌بها، اندازه تغییرات (کوچک و بزرگ) در تقاضای اسمی اهمیت پیدا می‌کند.

این در حالی است که در تحلیل‌های بالا، تغییرات صورت گرفته در عرضه پول بدون در نظر گرفتن احتمالات است. بنابراین فرض می‌شود که عرضه پول دارای یک فرآیند تصادفی با میانگین M و واریانس σ^2 است، به نحوی که عاملان اقتصادی بایستی تصمیم بگیرند که چگونه قبل از مشاهده شوک پولی، هزینه فهرست‌بها را پرداخت کنند. بنابراین عاملان اقتصادی با استفاده از یک سری دستورالعمل‌ها تصمیم به شاخص بندی یا عدم شاخص بندی می‌گیرند. بال و رومر (۱۹۸۹ و ۱۹۹۰) نشان دادند که در این الگو عدم شاخص بندی یک وضعیت تعادلی محسوب می‌شود.

$$EG\left(\frac{M}{p_0}, \frac{P_i^*}{p_0}\right) - EG\left(\frac{M}{p_0}, 1\right) \approx \frac{-G_{12}^2}{2G_{22}}\sigma^2 < s \quad (10)$$

در حقیقت عبارت $1/p_0 \approx 1 - \sigma^2 G_{211}^2 / (2G_{22})$ تفاوت اصلی این تحلیل با تحلیل قبلی است. به نحوی که تصمیم در مورد پرداخت هزینه بها، توسط واریانس شوک عرضه پول تعیین می‌شود. چنانچه واریانس بزرگ باشد، پول خنثی خواهد بود، زیرا شرکت‌ها و کارگزاران اقتصادی با احتمال بزرگ‌تری این شوک را تشخیص و درک خواهند کرد. اما پول دارای اثر حقیقی بر اقتصاد خواهد بود چنانچه واریانس کوچک باشد.

حال فرض می‌شود که عرضه پول بین دو وضعیت تغییر (یا چرخش) می‌کند، به نحوی که واریانس وضعیت اول (σ_0^2) کوچک‌تر از واریانس وضعیت دوم (σ_1^2) است. همچنین فرض می‌شود که متغیر وضعیت (پنهان) که واریانس شوک پولی را دیکته می‌کند از یک فرایند مارکوف مرتبه اول پیروی می‌کند. همچنین π_{ij} احتمالات انتقال بین وضعیت i و j را نشان می‌دهد، در حقیقت i همان وضعیت فعلی (امروز) و j نیز همان وضعیت بعدی (فردا) است. بنابراین ماتریس احتمال انتقال به صورت زیر است.

$$\Pi = \begin{bmatrix} \pi_{00} & \pi_{01} \\ \pi_{10} & \pi_{11} \end{bmatrix} \quad (11)$$

در ماتریس بالا مجموع هر ردیف برابر با یک است. همچنین فرض می‌شود هنگامی که عامل اقتصادی قیمت اولیه را انتخاب می‌کند و هنگامی که تصمیم به پرداخت یا عدم پرداخت هزینه فهرست‌بها می‌گیرد عامل اقتصادی وضعیت فعلی را مشاهده می‌کند. بنابراین تعادل در وضعیت 0 تحت شرط زیر برقرار خواهد شد.

$$\frac{-G_1^2}{2G_{22}}(\pi_{00}\sigma_0^2 + \pi_{01}\sigma_1^2) < s \quad (12)$$

و تعادل در وضعیت 1 نیز تحت شرط زیر قابل حصول است.

$$\frac{-G_1^2}{2G_{22}}(\pi_{10}\sigma_0^2 + \pi_{11}\sigma_1^2) < s \quad (13)$$

دو نتیجه محتمل از روابط بالا می‌توان استنباط کرد، به نحوی که چنانچه تفاوت بین واریانس صفر (σ_0^2) و واریانس یک (σ_1^2) کوچک باشد و یکی از π_{10} یا π_{01} نزدیک به یک باشد. در این صورت شاخص بندی و عدم شاخص بندی بین دو وضعیت به این بستگی دارد که چنانچه تعادل در وضعیت صفر باشد عامل اقتصادی شاخص بندی انجام نخواهد داد و چنانچه در وضعیت یک باشد عامل اقتصادی شاخص بندی بین وضعیت‌ها انجام خواهد داد. همچنین مطابق با الگوی استاندارد فهرست‌بها، رفتار شرکت‌ها بستگی به انتظاراتشان از سیاست پولی دارد. بال و منکیو (۱۹۹۴) الگوی فهرست‌بها را زمانی که بنگاه‌ها با یک مسئله دو دوره‌ای مواجه هستند، تجزیه و تحلیل کرده‌اند، به نحوی که تورم در وضعیت مثبت و بلندمدت خود قرار دارد، در این حالت هر بنگاه قیمت اولیه خود را تعیین می‌کند و البته قادر به تغییر قیمت در دوره بعدی نیز هم است. همچنین آنها فرض می‌کنند که شرکت‌ها با یک تابع سود درجه دو مواجه هستند. به نحوی که برای یک هزینه فهرست‌بهای بزرگ، شرکت‌ها قیمت خود را به نحوی تنظیم می‌کنند که قیمت‌شان برابر با نصف نرخ تورم در هر دو دوره باشد. حال چنانچه یک شوک پیش‌بینی نشده در زمان یک اتفاق افتد، وضعیت مطلوب برای شرکت حالتی است که هزینه فهرست‌بها را پرداخت

کند و قیمت خود را تغییر دهد. از آنجا که قیمت بهینه در دوره یک (p^*) بالاتر از قیمت بهینه در دوره صفر ($p^*/2$) است. بنابراین مشخص است که اختلالات (شوک‌های) مثبت نسبت به اختلالات منفی، توانایی بیشتری در تغییر قیمت دارند. بنابراین محدوده عدم تغییر قیمت زمانی اتفاق می‌افتد که M در محدوده $(-\sqrt{s} - p^*/2, \sqrt{s} - p^*/2)$ قرار گیرد. بنابراین پیرامون $p^*/2 -$ تقارن وجود دارد و پیرامون 0 عدم تقارن وجود دارد. بنابراین نتایج حاصل از این الگو که بر عدم تقارن شوک‌های پولی تأکید دارد، با نتایج الگوی قبلی که در بالا توضیح داده شد و عدم تقارن موجود در الگوی کینزی متعارف شباهت بسیاری دارد.

در آخر می‌توان عنوان کرد که یکسری نواقص در بازار کار مانند دستمزد کارا و یا پدیده کارگران داخلی - خارجی وجود دارد که می‌توانند همراه با الگوی فهرست‌بها باشند که این موضوع توسط آکرلوف و یلین (۱۹۸۵) و بال و رومر (۱۹۹۰) مورد بررسی قرار گرفته است. در حقیقت در این حالت به بررسی این موضوع پرداخته می‌شود که شوک‌های پولی در تأثیرگذاری بر متغیرهای حقیقی اقتصاد با توجه به دوره رکود و رونق دارای عدم تقارن هستند. به نحوی که در دوره رونق، افراد به آسانی به اعتبارات و نقدینگی دسترسی دارند، بنابراین شوک‌های پولی می‌توانند در این دوره خنثی باشند، اما در دوره رکود از آنجا که مصرف‌کنندگان و شرکت‌ها با محدودیت اعتبارات و نقدینگی مواجه هستند، بنابراین شوک‌های پولی از کانال اعتبارات و نقدینگی توانایی تأثیرگذاری بر بخش حقیقی اقتصاد را در این دوره دارند.

۳. پیشنهاد تحقیق

لازم به ذکر است که در زمینه تأثیر نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید مطالعات بسیار زیادی در داخل و خارج از کشور انجام گرفته است، به نحوی که این نوع مطالعات از لحاظ نوع عدم تقارن به سه دسته کلی قابل تقسیم‌بندی هستند، گروه اول به بررسی عدم تقارن شوک مثبت و منفی، گروه دوم به بررسی عدم تقارن شوک کوچک و بزرگ و گروه سوم

نیز به عدم تقارن شوک‌ها طی ادوار تجاری پرداخته‌اند که با توجه به موضوع مقاله حاضر فقط پیشینه مربوط به تحقیقات گروه اول و دوم (عدم تقارن شوک‌ها پولی از لحاظ جهت و اندازه شوک) ذکر می‌شود.

۳-۱. مطالعات خارجی

ویس^۱ (۱۹۹۹) در مطالعه خود با استفاده از روش LSTVAR نشان می‌دهد که در سطح پایینی از رشد GDP اثر شوک‌های عرضه پولی بر قیمت‌ها ضعیف‌تر خواهد بود. همچنین وی شواهدی را ارائه می‌دهد که در آن شوک‌هایی که از نظر بزرگی متفاوت‌اند تأثیرات نامتقارنی خواهند داشت و بیان می‌کند که این یافته‌ها با دیدگاه منحنی عرضه کل محدب نیز سازگار است.

راون و سولا (۲۰۰۴) با استفاده از داده‌های فصلی آمریکا طی دوره زمانی ۱۹۴۷-۱۹۸۷ و ۱۹۶۰-۱۹۹۵ و با استفاده از الگوی چرخشی مارکوف به بررسی عدم تقارن شوک‌های پولی پرداخته‌اند، محققین در مطالعه خود با بسط معادله مارکوف برای تغییرات پول، انواع شوک‌های پولی را از همدیگر تفکیک نمودند و سپس اثرات شوک کوچک و بزرگ منفی و شوک کوچک و بزرگ مثبت را بر تولید مورد ارزیابی قرار دادند، محققین در مطالعه خود به این نتیجه دست یافتند که شوک مثبت در آمریکا خنثی است اما شوک منفی توانایی تأثیر بر تولید را دارد، همچنین اثرات شوک کوچک نسبت به شوک بزرگ پولی بزرگ‌تر و قوی‌تر است.

ذاکر و مالیک (۲۰۱۳) با استفاده از داده‌های کشور پاکستان طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۱:۲-۱۹۷۷:۲، با به‌کارگیری الگوی خود رگرسیون برداری، به بررسی عدم تقارن شوک‌های پولی پرداخته‌اند. محققین در این مطالعه به این نتیجه دست یافتند که سیاست پولی صرفاً در دوره رکود توانایی اثربخشی بر تولید ناخالص داخلی را دارد، همچنین

^۱ Weise

سیاست پولی انبساطی در دوره رکود بر رشد اقتصادی تأثیرگذار نیست. از سویی دیگر عدم تقارن در اندازه شوک پولی هم وجود دارد، به نحوی که رشد اقتصادی صرفاً به شوک کوچک پولی واکنش می‌دهد و شوک بزرگ پولی تأثیری بر رشد ندارد.

اولکه و برومنت^۲ (۲۰۱۵) با استفاده از داده‌های ماهیانه کشور ترکیه، طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۰، با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای به بررسی عدم تقارن شوک‌های پولی در کشور ترکیه پرداخته‌اند، محققین در این مطالعه به این نتیجه دست یافتند که عدم تقارن در شوک‌های از لحاظ اندازه و جهت شوک پولی وجود دارد. قوقاس و همکاران^۳ (۲۰۱۸) با استفاده از داده‌های ماهیانه کشور آمریکا و برزیل به ترتیب طی دوره‌ی زمانی ۱۹۸۱-۲۰۱۱ و ۲۰۰۱-۲۰۱۲، با به‌کارگیری الگوی انتقال ملایم به بررسی عدم تقارن شوک‌های پولی پرداخته‌اند، محققین در این مطالعه به این نتیجه دست یافتند که با در نظر گرفتن رشد تولید به عنوان متغیر آستانه بین شوک‌های مثبت و منفی عدم تقارن وجود دارد.

۲-۳. مطالعات داخلی

اصغرپور (۱۳۸۴) در مطالعه خود با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۲-۱۳۳۸ به بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید و قیمت در ایران پرداخته است. وی در این مطالعه با استفاده از فیلتر هدریک پروسکات به استخراج شوک‌های مثبت و منفی پولی و نیز دوران رکود و رونق پرداخته است، سپس با استفاده از متغیر مجازی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید و قیمت را آزموده است. نتایج مطالعه حاکی از آن است که تأثیر شوک‌های منفی بر تولید و قیمت به ترتیب بیشتر و کمتر از شوک‌های مثبت بوده است. همچنین نتایج این مطالعه نشان داده است که با افزایش اندازه شوک‌ها، شدت تأثیرگذاری شوک‌های پولی بر تولید و قیمت افزایش می‌یابد.

۲ Ulke and Brument

۳ Gogas et al.

هژبرکیانی و ابطحی (۱۳۸۷) با استفاده از داده‌های فصلی دوره‌ی زمانی ۴:۱۳۸۴-۱:۱۳۶۷ و با به‌کارگیری الگوی تصحیح خطای برداری به بررسی دیدگاه کینزین‌های جدید پیرامون اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید در ایران پرداخته‌اند. محققین به این نتیجه دست یافتند که تأثیر شوک‌های منفی بر رشد تولید همواره بیش از اثر شوک‌های مثبت پولی است و شوک‌های مثبت پولی در اقتصاد ایران اثری بر رشد تولید ندارند. هم‌چنین مطابق با دیدگاه کینزین‌های جدید شوک‌های کوچک پولی همواره بیش از شوک‌های بزرگ پولی، تولید را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

اصغری‌پور و همکاران (۱۳۹۰) با استفاده از داده‌های فصلی دوره‌ی زمانی ۲:۱۳۸۷-۱:۱۳۶۷ و با به‌کارگیری الگوی مارکوف سوئیچینگ به بررسی اثر نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی طی ادوار تجاری بر سطح قیمت‌ها پرداخته‌اند. محققین به این نتیجه دست یافتند که تأثیر شوک‌های مثبت پولی هم در دوره رکود و هم رونق از تأثیر شوک‌های منفی بر قیمت بیشتر است.

خداوایی و عزتی (۱۳۹۵) با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱:۱۳۶۹-۳:۱۳۹۳ و با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی به آزمون عدم تقارن شوک مثبت و منفی و شوک‌ها طی ادوار تجاری پرداخته‌اند، محققین به این نتیجه دست یافتند که تأثیر شوک منفی بر تولید بزرگ‌تر از شوک مثبت است و بین تأثیر شوک‌های پولی طی ادوار تجاری عدم تقارن وجود دارد.

سحابی و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۰ و با به‌کارگیری الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی به بررسی عدم تقارن شوک‌های پولی در اقتصاد ایران پرداخته‌اند، محققین به این نتیجه دست یافتند که اثر شوک‌های پولی بر تولید در رژیم تورمی پایین نسبت به رژیم تورمی بالا بیشتر است، اما شوک‌های پولی بر تورم در رژیم تورمی بالا نسبت به رژیم تورمی پایین بیشتر است.

۳-۳. جمع‌بندی مطالعات و معرفی نوآوری تحقیق

مسأله عدم تقارن شوک‌های پولی از نظر اندازه شوک‌ها هم در خارج و هم در داخل مورد مطالعه قرار گرفته است، هرچند که تعداد مطالعات داخلی در این زمینه بسیار کم است، اما بررسی هم‌زمان دو موضوع خنثایی پول و عدم تقارن شوک‌های پولی (شوک مثبت و منفی، شوک‌های کوچک و بزرگ) مهم‌ترین خلأ مطالعات داخلی است، از سویی دیگر در بحث عدم تقارن شوک‌های پولی، رویکرد مطالعه حاضر تا حدودی با مطالعات قبلی متفاوت است، زیرا مطالعه حاضر با تقسیم شوک‌های کوچک و بزرگ به شوک‌های مثبت و منفی به بررسی هم‌زمان هر دو عدم تقارن (عدم تقارن شوک کوچک و بزرگ و عدم تقارن شوک مثبت و منفی) می‌پردازد. لذا در مطالعه حاضر بحث عدم تقارن شوک‌ها نسبت به مطالعات قبلی هم گسترده‌تر و هم دقیق‌تر است، زیرا هم‌زمان هم شوک‌ها از لحاظ جهت و هم از لحاظ اندازه وارد الگوی مورد استفاده می‌شوند. از سویی دیگر علاوه بر نوآوری و گستردگی در موضوع مورد مطالعه (بررسی هم‌زمان خنثایی پول، عدم تقارن شوک مثبت و منفی و عدم تقارن شوک‌های کوچک و بزرگ) روش اقتصادسنجی مطالعه حاضر نیز با سایر مطالعات متفاوت است، زیرا اولاً جهت استخراج شوک‌های پولی از روش چرخشی مارکوف استفاده می‌شود و هم‌چنین جهت بررسی هم‌زمان موضوعات مذکور از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی استفاده می‌شود که چنین رویکردی در مطالعات داخلی قابل مشاهده نیست.

۴. الگو، داده‌ها و روش پژوهش

۴-۱. روش پژوهش

آزمون اثرگذاری شوک‌های پولی با اندازه‌های مختلف نیازمند روشی جهت استخراج شوک‌های پولی است و یک روش مؤثر برای برخورد با این موضوع، استفاده از الگوهای چرخشی مارکوف برای الگوسازی یک سری زمانی بوده که آن را همیلتون معرفی کرده است. از مهم‌ترین مزایای استفاده از چنین روشی آن است که محقق را قادر می‌سازد تا

انواع متفاوت اثرات نامتقارن شوک‌های پولی را مورد بررسی قرار دهد و آن‌ها را از یکدیگر مجزا کند. هم‌چنین با استفاده از چنین روشی امکان تفکیک شوک‌های پولی به انواع شوک‌های بزرگ و کوچک، شوک‌های مثبت و منفی و شوک‌ها طی ادوار تجاری فراهم می‌شود.

مطابق با روش‌شناسی الگوهای چرخشی مارکوف، یک سری زمانی می‌تواند به‌گونه‌ای الگوسازی شود که دارای تغییرات گسسته در میانگین غیرشرطی خود باشد. متغیری که تغییر در رژیم را بیان می‌کند به‌عنوان یک متغیر وضعیت با مقادیر گسسته و غیرقابل مشاهده S_t بیان می‌شود که مقادیر صفر یا یک را اختیار می‌کند. با این توصیف، در اینجا یک معادله عرضه پول معرفی می‌شود که دارای تغییرات میانگین در رژیم‌های مختلف باشد و لذا تصریح عرضه پول به‌صورت فرایند خود توضیح زیر در نظر گرفته شده است.

$$\Delta \ln LIQ_t - \mu(s_t) = \sum_{i=1}^p \alpha_i(s_t) (\Delta \ln LIQ_{t-i} - \mu(s_{t-i})) + \varepsilon_t(s_t) \quad (۱۴)$$

$\Delta \ln LIQ_t$ ، نشان‌دهنده رشد نقدینگی اقتصاد است؛ $\mu(s_t)$ ، میانگین وابسته به رژیم و $\alpha_i(s_t)$ ، نیز ضرایب قسمت خودرگرسیون که وابسته به رژیم هستند را نشان می‌دهد و $\mu(s_t)$ ، نیز جزء اخلاص معادله است که می‌تواند تابعی از رژیم‌های الگو باشد.

در این حالت پسماندها یا شوک‌های کوچک و بزرگ به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$\varepsilon_t = \Delta \ln LIQ_t - \{ \mu_{1t}(s_t) - \sum_{i=1}^p \alpha_i(s_t) (\Delta \ln LIQ_{t-i} - \mu_{1t}(s_{t-i})) \}$$

شوک کوچک پولی (۱۵)

$$\varepsilon_t = \Delta \ln LIQ_t - \{ \mu_{2t}(s_t) - \sum_{i=1}^p \alpha_i(s_t) (\Delta \ln LIQ_{t-i} - \mu_{2t}(s_{t-i})) \}$$

شوک کوچک پولی (۱۶)

معادله (۱۵)، با میانگین μ_{1t} ، که معرف رژیم با میانگین پایین است نشان‌دهنده شوک کوچک پولی و معادله (۱۶)، با میانگین μ_{2t} ، که معرف رژیم با میانگین بالا است نشان‌دهنده شوک بزرگ پولی است (راون و سولا، ۲۰۰۴).

همچنین به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها در چارچوب رهیافت آزمون کرانه‌ها، پسران و همکاران^۴ (۲۰۰۱) پنج حالت را معرفی کرده‌اند که در پژوهش حاضر حالت سوم با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند^۵، حالت چهارم با عرض از مبدأ نامقید و روند مقید^۶ و همچنین حالت پنجم با عرض از مبدأ نامقید و روند نامقید^۷ که بیشترین مطابقت را با واقعیات و داده‌های اقتصادی دارند، مورد استفاده قرار می‌گیرند. در گام بعدی، در صورت وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه، الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و الگوی تصحیح خطا (ECM) به منظور تعیین ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیرها تخمین زده می‌شود.

۲-۴. تصریح الگو و معرفی داده‌ها

$$\text{LnGDP} = \alpha_1 + \beta_1 \text{LnCONS} + \beta_2 \text{LnKAPITAL} + \beta_3 \text{LnGEX} + \beta_4 \text{LnTB} + \beta_5 \text{POSBIG} + \beta_6 \text{NEGBIG} \quad (۱۷)$$

$$\text{LnGDP} = \alpha_2 + \beta_7 \text{LnCONS} + \beta_8 \text{LnKAPITAL} + \beta_9 \text{LnGEX} + \beta_{10} \text{LnTB} + \beta_{11} \text{POSSMALL} + \beta_{12} \text{NESMALL} \quad (۱۸)$$

داده‌های بکار گرفته شده در این تحقیق، تولید ناخالص داخلی (GDP)، مصرف کل اقتصاد (CONS)، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی (KAPITAL)، مخارج کل دولت (GEX)، تراز تجاری (TB)، شوک مثبت بزرگ (POSBIG)، شوک مثبت کوچک (POSSMALL)، شوک منفی بزرگ (NEGBIG)، شوک منفی کوچک (NESMALL)، هستند. لازم به ذکر است که تمامی داده‌ها به صورت فصلی (لگاریتمی) و در بازه زمانی ۱۳۶۹-۱۳۹۶ هستند به نحوی که داده‌های مذکور به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ بوده و از

۴ Pesaran et al.

۵ Unrestricted Intercept; No Trend

۶ Unrestricted Intercept; Restricted Trend

۷ Unrestricted Intercept; Unrestricted Trend

سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بانک اطلاعات و سری‌های زمانی استخراج شده‌اند.

۵. نتایج تجربی

حال به منظور استخراج شوک‌های پولی و به منظور دستیابی به الگوی بهینه، الگوهای مختلف چرخشی مارکوف تخمین زده شد و بر اساس معیار آکائیک، رژیم بهینه و براساس معیار آکائیک و ارزش لگاریتم حداکثر راستنمایی وقفه بهینه در داخل هر یک از الگوهای مارکوف انتخاب شد. سپس به مقایسه انواع الگوهای تخمین زده شده بر اساس، (الف. عدم نقض فروض کلاسیک؛ ب. ارزش تابع حداکثر راستنمایی (هر چه بزرگ‌تر باشد الگو بهینه‌تر است)؛ ج. ارزش میانگین و عرض از مبدأ محاسبه شده برای رژیم‌های مختلف؛ د. احتمالات انتقال بین رژیم‌های مختلف، پرداخته شد، به نحوی که نتایج به دست آمده نیز، مطابق با اقتصاد کلان باشد، در نتیجه الگوی بهینه و مناسبی که انتخاب شد، الگوی $MSMAH(2) - AR(2)$ با دو رژیم و دو وقفه بهینه است که نتایج حاصل از تخمین الگوی مورد نظر در جدول (۱)، گزارش شده است.

جدول (۱). نتایج تخمین الگوی چرخشی مارکوف: متغیر وابسته رشد نقدینگی (DLnLIQ)

متغیر	ضریب	آماره t
AR 1 (0)	۰/۱۸۷ ***	۳/۱۲
AR 1 (1)	۰/۴۲۵ ***	۵/۱۵
AR 2 (0)	۰/۳۱۲ *	۱/۸۷
AR 2 (1)	۰/۰۹۸ **	۲/۱۳
Constant(0)	۰/۰۱۴ ***	۳/۱۴
Constant(1)	۰/۰۴۲ ***	۳/۲۶
SIGMA (0)	۰/۰۱۲ **	۲/۴۵
SIGMA (1)	۰/۰۵۴ **	۲/۲۹
p{0 0}	۰/۷۱ ***	۷/۱۱
p{0 1}	۰/۶۱ ***	۶/۱۲

***؛ **؛ *؛ به ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول (۱) عرض از مبدأ رژیم صفر (constant0)، برابر با ۰/۰۱۴، و عرض از مبدأ رژیم یک (constant1)، برابر با ۰/۰۴۲ است. بنابراین رژیم صفر معرف شوک‌های کوچک پولی و رژیم یک نشان‌دهنده شوک‌های بزرگ پولی است. همچنین جزء اخلاص این معادله تخمین زده شده دارای دو قسمت مثبت و منفی است که بخش مثبت نشان‌دهنده شوک مثبت پولی است و بخش منفی نشان‌دهنده شوک منفی پولی است. از سویی چنانچه شوک مثبت پولی در رژیم صفر قرار بگیرد، نشان‌دهنده شوک مثبت کوچک پولی است و چنانچه در رژیم یک قرار بگیرد، نشان‌دهنده شوک مثبت بزرگ پولی است و همچنین شوک منفی هم با توجه به اینکه در کدام رژیم قرار دارد به شوک منفی کوچک و بزرگ قابل تقسیم است.

جدول (۲). ویژگی‌های رژیم

نوع رژیم	تعداد مشاهدات در هر رژیم	احتمال قرار گرفتن در هر رژیم	میانگین دوره قرار گرفتن در هر رژیم
رژیم صفر	۷۷	٪۷۱	۳/۱۲
رژیم یک	۳۳	٪۳۹	۱/۲۱

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۲) نیز ویژگی‌های مربوط به هر رژیم را نشان می‌دهد که مطابق با نتایج حاصل شده از کل ۱۱۰ فصل اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۶۹:۲-۱۳۹۶:۴، ۷۷ فصل در دوره رژیم با شوک‌های کوچک قرار گرفته و ۳۳ فصل در دوره رژیم با شوک‌های بزرگ قرار گرفته است. از سویی میانگین دوره قرار گرفتن در رژیم صفر بیش‌تر از رژیم یک است. همچنین احتمال قرار گرفتن در رژیم صفر نیز بیش‌تر از رژیم یک است. بنابراین رژیم با شوک‌های کوچک پایداری بیش‌تری نسبت به رژیم با شوک‌های بزرگ در اقتصاد ایران دارند.

حال بعد از استخراج شوک‌های پولی و وارد کردن شوک‌های مذکور در مدل مورد استفاده بایستی مدل‌های شماره ۱۷ و ۱۸ با استفاده الگوی خودرگرسیون باوقفه‌های توزیعی تخمین زده شوند، اما با توجه به اینکه بعضی از متغیرهای مورد استفاده در الگوی تحقیق ایستا نیستند^۸، در نتیجه جهت بررسی رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مورد استفاده از رهیافت آزمون کرانه‌ها استفاده می‌شود که نتایج آن در جدول شماره ۳ گزارش شده است. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از آزمون کرانه‌ها در جدول زیر، مقادیر F محاسبه شده برای هر دو الگو در هر سه حالت سوم، چهارم و پنجم بزرگ‌تر از کرانه بحرانی بالا در سطح ده درصد است که بیانگر وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها است.

^۸ جهت بررسی درجه انباشتگی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته و $KPSS$ استفاده شده است، به نحوی که به جز متغیرهای شوک پولی، سایر متغیرهای مورد استفاده در الگوی تحقیق دارای ریشه واحد هستند که جهت اضافه نشدن حجم مقاله از گزارش آزمون‌های مذکور خودداری شده است.

جدول (۳). نتایج آزمون کرانه‌ها

معادله	آماره F		
	حالت سوم	حالت چهارم	حالت پنجم
معادله شماره ۱۷	۵/۱۲ ***	۳/۴۵ **	۳/۹۱ *
معادله شماره ۱۸	۴/۴۸ ***	۶/۱۲ ***	۸/۸۸ ***

منبع: یافته‌های پژوهش؛ ***؛ **؛ * : به ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵، ۱۰ درصد است.

با توجه به این که از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای موردبررسی، اطمینان حاصل شد، مقدار ضرایب بلندمدت بین متغیرها با استفاده از ARDL شرطی به‌دست‌آمده از $ARDL(1,1,0,2,0,2,0)$ و $ARDL(1,0,1,2,1,2,0)$ به ترتیب برای معادلات شماره (۱۷) و (۱۸)، تخمین زده شد که نتایج آن در جدول (۴) گزارش شده است. همچنین هر دو الگو حداکثر با دو وقفه براساس معیار SBC انتخاب شده‌اند.

با توجه به نتایج حاصل شده در جدول (۴)، خنثایی پول در بلندمدت در هر دو الگو در اقتصاد ایران قابل رد نیست، زیرا تأثیر شوک‌های مثبت و منفی کوچک و بزرگ پولی در بلندمدت بر تولید معنادار نیست، اما از جهتی دیگر عدم تقارن سیاست‌های پولی نیز قابل مشاهده است، به نحوی که این عدم تقارن از سه جنبه قابل بررسی است؛ الف: در هر دو الگو تأثیر شوک منفی از لحاظ قدر مطلق نسبت به شوک مثبت پولی بر تولید بزرگ‌تر است، این به معنای عدم تقارن شوک مثبت و منفی پول است به‌نحوی که شوک‌های منفی در تأثیرگذاری بر تولید قوی‌تر هستند. ب: در الگوی شماره ۱۷ و ۱۸ شوک‌های منفی (کوچک یا بزرگ) پولی تأثیر منفی و شوک مثبت (بزرگ یا کوچک) پولی تأثیر مثبتی بر تولید در بلندمدت دارد، گرچه از لحاظ آماری مقدار این تأثیر معنادار نیست (که نشان‌دهنده خنثی بودن پول در بلندمدت است). پ: اما از جهتی دیگر، با مقایسه معادله شماره ۱۷ و ۱۸ می‌توان استنباط کرد که شوک کوچک مثبت پولی نسبت به شوک بزرگ مثبت پولی تولید را بزرگ‌تر تحت تأثیر قرار می‌دهد همچنین شوک کوچک منفی پولی نسبت به شوک بزرگ منفی پولی تولید را بزرگ‌تر تحت تأثیر قرار

می‌دهد. بنابراین شوک‌های کوچک نسبت به شوک‌های بزرگ، تأثیر بزرگ‌تری بر تولید دارند. از سویی نتیجه حاصل شده برای متغیرهای مصرف، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی، مخارج دولت و تراز تجاری مطابق با انتظار است. نتایج جدول ۵ و ۶ نشان می‌دهد که بر مبنای آزمون والد هم فرضیه خنثایی پول در اقتصاد ایران در بلندمدت قابل رد نیست، همچنین فرضیه تقارن شوک‌های کوچک و بزرگ پولی در بلندمدت قابل رد است که نشان‌دهنده عدم تقارن شوک‌های پولی از لحاظ اندازه بر تولید است.

جدول (۴). ضرایب بلندمدت؛ متغیر وابسته LnGDP

متغیر	الگوی شماره (۱۷)	الگوی شماره (۱۸)
	$ARDL(1,1,0,2,0,2,0)$	$ARDL(1, 0, 1, 2, 1, 2, 0)$
$LnCONS$	۰/۶۸۵ ** (۲/۱۱)	۰/۶۱۰ ** (۲/۲۳)
$LnKAPITAL$	۰/۴۰۲ *** (۳/۱۲)	۰/۴۵۲ ** (۲/۲۶)
$LnGEX$	۰/۱۲۹ ** (۲/۴۶)	۰/۱۲۴ *** (۳/۵۶)
$LnTB$	۰/۱۰۵ *** (۳/۴۵)	۰/۱۱۱ *** (۲/۸۹)
A_4^{17}	$POSBIG$ ۰/۲۲۴ (۰/۶۳)	-
A_5^{17}	$NEGBIG$ -۰/۴۹۸ (-۱/۰۲)	-
A_4^{18}	$POSSMALL$ -	۰/۳۹۸ (۰/۱۲)
A_5^{18}	$NEGSMALL$ -	-۰/۵۲۱ (-۱/۲۶)
	C ۴/۱۴ *** (۳/۴۵)	۴/۸۴ *** (۴/۱۲)
	T -۰/۰۲۵ *** (۳/۵۹)	-۰/۰۶۵ ** (۲/۱۱)

***: به ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵، ۱۰ درصد است.

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۵). نتایج آزمون والد در بلندمدت معادله شماره ۱۷

نتیجه آزمون	آماره آزمون	فرضیه H0	آزمون خنثایی پول
فرضیه خنثایی پول در بلندمدت قابل رد نیست.	۰/۵۲ (۰/۷۱۴)	H_0 $A_4^{17} + A_5^{17} = 0$	آزمون خنثایی پول
فرضیه تقارن بین شوک بزرگ مثبت و منفی پول بر تولید، قابل رد است.	۶/۱۴ (۰/۰۱۲)	H_0 $A_4^{18} = A_5^{18}$	آزمون عدم تقارن شوک‌های پولی

اعداد داخل پارانتر P-value آزمون است.

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۶). نتایج آزمون والد در بلندمدت معادله شماره ۱۸

نتیجه آزمون	آماره آزمون		
فرضیه خنثایی پول در بلندمدت قابل رد نیست.	۱/۴۵ (۰/۱۲۵)	فرضیه H_0 $A_4^{17} + A_5^{17} = 0$	آزمون خنثایی پول
فرضیه تقارن بین شوک کوچک مثبت و منفی پول بر تولید، قابل رد است.	۱۱/۱۲ (۰/۰۰۸)	فرضیه H_0 $A_4^{18} = A_5^{18}$	آزمون عدم تقارن شوک‌های پولی

اعداد داخل پارانتر P – value آزمون است.

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل شده در جدول (۷) که رابطه کوتاه‌مدت الگوی تخمینی است؛ گویای این موضوع است که پول در کوتاه‌مدت در اقتصاد ایران خنثی نیست به نحوی که با دقت در معادلات شماره ۱۷ و ۱۸ می‌توان استنباط کرد که شوک‌های بزرگ و کوچک توانایی تأثیرگذاری بر تولید را در کوتاه‌مدت دارند، اما نکته‌ی تأمل‌برانگیز در نتایج، به ضریب منفی و معنادار متغیر تأخیری شوک مثبت بزرگ و کوچک پولی برمی‌گردد. زیرا شوک مثبت پولی (کوچک و بزرگ) بعد از یک دوره به علت آثار تورمی خود تأثیر منفی خود را بر تولید ظاهر می‌کند، این بدان علت است که شوک مثبت، تورم را بیشتر از تولید تحت تأثیر قرار می‌دهد.

از سوی دیگر شوک منفی پولی (کوچک و بزرگ) در کوتاه‌مدت تأثیر منفی بر تولید دارد که می‌تواند به این علت باشد که شوک منفی پولی سریع‌تر آثار رکودی خود را بر تولید نمایان می‌سازد، زیرا شوک منفی، تولید را بیشتر از تورم تحت تأثیر قرار می‌دهد. همچنین در کوتاه‌مدت نیز شوک‌های کوچک هم از جنبه مثبت و هم از جنبه منفی نسبت به شوک‌های بزرگ تأثیر بزرگ‌تری بر تولید دارند و همچنین در هر دو الگو شوک منفی نسبت به شوک مثبت پولی، تولید را بزرگ‌تر تحت تأثیر قرار می‌دهد. از سویی نتایج جدول (۸) و (۹) نیز نشان‌دهنده رد فرضیه خنثایی پول در کوتاه‌مدت است و همانند دوره بلندمدت بین شوک‌های مثبت و منفی از جنبه کوچک و بزرگ بودن عدم

تقارن وجود دارد. با توجه به ضریب جمله تصحیح خطا که منفی و از لحاظ آماری معنادار است، می‌توان سرعت پایین رفع عدم تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت را مشاهده کرد، به نحوی که در الگوهای شماره ۱۷ و ۱۸ به ترتیب هر دوره تقریباً ۱۳ و ۱۲ درصد از این عدم تعادل رفع می‌شود و تقریباً الگوهای مذکور به ترتیب بعد از ۸ و ۹ فصل به تعادل بلندمدت می‌رسند.

جدول (۷). ضرایب کوتاه‌مدت؛ متغیر وابسته LnGDP

		الگوی شماره (۱۷)	الگوی شماره (۱۸)
متغیر		$ARDL(1,1,0,2,0,2,0)$	$ARDL(1, 0, 1, 2, 1, 2, 0)$
	$LnCONS$	۰/۲۱۴ *** (۳/۱۴)	۰/۳۵۹ *** (۳/۴۵)
	$LnKAPITAL$	۰/۱۰۲ ** (۲/۱۳)	۰/۱۱۸ ** (۲/۶۵)
	$LnGEX$	۰/۰۲۵ ** (۲/۴۱)	۰/۰۷۴ ** (۲/۲۳)
	$\Delta LnGEX(-1)$	-۰/۰۵۸ ** (-۲/۴۲)	-۰/۰۹۶ *** (-۳/۰۱)
	$LnTB$	۰/۰۱۲ * (۱/۹۵)	۱/۸۶ * (۲/۰۲)
A_5^{17}	$\Delta POSBIG$	-۰/۱۴۵ ** (۲/۰۲)	-
A_6^{17}	$\Delta POSBIG(-1)$	-۰/۱۹۶ ** (-۲/۶۳)	-
A_7^{17}	$\Delta NEG BIG$	-۰/۱۹۹ *** (-۳/۴۶)	-
A_5^{18}	$\Delta POSSMALL$	-	۰/۳۲۵ (۱/۰۲)
A_6^{18}	$\Delta POSSMALL(-1)$	-	-۰/۴۱۸ *** (-۳/۷۸)
A_7^{18}	$\Delta NEGSMALL$	-	-۰/۶۹۵ *** (-۳/۶۹)
	Δc	۱/۵۲ ** (۲/۴۴)	۱/۴۸ ** (۲/۳۶)
	Δt	-۰/۰۰۱ ** (۲/۳۹)	-۰/۰۰۱۵ ** (۲/۳۳)
	$ecm(-1)$	-۰/۱۲۸ ** (-۲/۵۶)	-۰/۱۱۸ ** (-۲/۱۸)

***؛ **؛ * : به ترتیب سطوح معناداری ۱، ۰،۵، ۱۰ درصد است.

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۸). نتایج آزمون والد در کوتاه‌مدت معادله شماره ۱۷

نتیجه آزمون	آماره آزمون		
فرضیه خنثایی پول در بلندمدت قابل رد نیست.	۸/۱۲ (۰/۰۱۴)	فرضیه H_0 $A_5^{17} + A_6^{17} + A_7^{17} = 0$	آزمون خنثایی پول
فرضیه تقارن بین شوک بزرگ مثبت و منفی پول بر تولید، قابل رد است.	۱۲/۱۳ (۰/۰۰۱)	فرضیه H_0 $A_5^{17} = A_7^{17}$	آزمون عدم تقارن شوک‌های پولی

اعداد داخل پارانتر P – value آزمون است.

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۹). نتایج آزمون والد در کوتاه‌مدت معادله شماره ۱۸

نتیجه آزمون	آماره آزمون		
فرضیه خنثایی پول در بلندمدت قابل رد نیست.	۸/۴۵ (۰/۰۱۹)	فرضیه H_0 $A_5^{18} + A_6^{18} + A_7^{18} = 0$	آزمون خنثایی پول
فرضیه تقارن بین شوک کوچک مثبت و منفی پول بر تولید، قابل رد است.	۱۶/۱۴ (۰/۰۰۱)	فرضیه H_0 $A_5^{18} = A_7^{18}$	آزمون عدم تقارن شوک‌های پولی

اعداد داخل پارانتر P – value آزمون است.

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج حاصل شده در جدول ۱۰، می‌توان بر صحت نتایج حاصل شده در سطح معناداری ۵ درصد اطمینان حاصل کرد، زیرا مطابق جدول (۱۰) در هر دو الگوی تخمین زده شده که به منظور آزمون عدم تقارن تکانه‌های پولی مورد بررسی قرار گرفت، مشکلات ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی را نداشته و اجزاء اخلاص نیز به صورت نرمال توزیع شده‌اند.

جدول (۱۰). آزمون‌های تشخیصی الگوی شماره ۱۷ و ۱۸

الگوی شماره ۱۸	الگوی شماره ۱۷	آزمون
آماره آزمون (احتمال)	آماره آزمون (احتمال)	
*** ۲/۵۵ (۰/۴۸۵)	*** ۲/۴۵ (۰/۴۵۶)	همبستگی سریالی
*** ۰/۲۳۶ (۰/۶۵۹)	*** ۱/۱۲ (۰/۳۶۰)	ناهمسانی واریانس
*** ۲/۷۸ (۰/۴۵۶)	*** ۲/۱۱ (۰/۳۰۶)	نرمال بودن اجزای اخلاص

***؛ **؛ * : به ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵، ۱۰ درصد است.

منبع: نتایج تحقیق

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

نتایج حاصل از تخمین الگوهای موردنظر با در نظر گرفتن اندازه شوک‌ها و جهت شوک‌ها نشان داد که با در نظر گرفتن اندازه و جهت شوک‌ها، خنثایی پول در بلندمدت اقتصاد ایران قابل رد نیست، زیرا تأثیر شوک‌های مثبت و منفی کوچک و بزرگ پولی در بلندمدت بر تولید معنادار نیست، اما از جهتی دیگر عدم تقارن سیاست‌های پولی نیز قابل مشاهده است، به نحوی که این عدم تقارن از سه جنبه قابل بررسی است؛ الف: در هر دو الگوی مورد استفاده تأثیر شوک منفی از لحاظ قدر مطلق نسبت به شوک مثبت پولی بر تولید بزرگ‌تر است، این به معنای عدم تقارن شوک مثبت و منفی پولی است به نحوی که شوک‌های منفی در تأثیرگذاری بر تولید قوی‌تر هستند. ب: در الگوهای شماره ۱۷ و ۱۸ شوک منفی پولی تأثیر منفی و شوک مثبت پولی تأثیر مثبتی بر تولید در بلندمدت دارد، گرچه از لحاظ آماری مقدار این تأثیر معنادار نیست (که نشان‌دهنده خنثی بودن پول در بلندمدت است)، پ: اما از جهتی دیگر، با مقایسه معادله شماره ۱۷ و ۱۸ می‌توان استنباط کرد که شوک کوچک مثبت پولی نسبت به شوک بزرگ مثبت پولی تولید را بزرگ‌تر تحت تأثیر قرار می‌دهد همچنین شوک کوچک منفی پولی نسبت به شوک بزرگ منفی پولی تولید را بزرگ‌تر تحت تأثیر قرار می‌دهد بنابراین شوک‌های کوچک نسبت به شوک‌های بزرگ، تأثیر بزرگ‌تری بر تولید دارند.

از سویی دیگر نتایج حاصل از تخمین رابطه کوتاه‌مدت نیز نشان داد که، پول در کوتاه‌مدت در اقتصاد ایران خنثی نیست. همچنین ضریب منفی و معنادار متغیر تأخیری شوک مثبت بزرگ و کوچک پولی نشان‌دهنده این موضوع است که شوک مثبت پولی (کوچک یا بزرگ) بعد از یک دوره به علت آثار تورمی خود تأثیر منفی خود را بر تولید ظاهر می‌کند این بدان علت است که شوک مثبت، تورم را بیشتر از تولید تحت تأثیر قرار می‌دهد. از سویی دیگر شوک منفی پولی (کوچک یا بزرگ) در کوتاه‌مدت تأثیر منفی بر تولید دارد که می‌تواند به این علت باشد که شوک منفی پولی سریع‌تر آثار رکودی خود را بر تولید نمایان می‌سازد. زیرا شوک منفی، تولید را بیشتر از تورم تحت تأثیر قرار می‌دهد. همچنین در کوتاه‌مدت نیز شوک‌های کوچک هم از جنبه مثبت و هم از جنبه منفی نسبت به شوک‌های بزرگ تأثیر بزرگ‌تری بر تولید دارند.

در یک جمع‌بندی کلی از نتایج تخمین الگوهای مطالعه حاضر با وجود اندازه و جهت شوک‌ها می‌توان استنباط کرد که شوک‌های کوچک نسبت به شوک‌های بزرگ تولید را شدیدتر تحت تأثیر قرار می‌دهند، از سویی دیگر شوک‌های انبساطی به علت آثار تورمی و شوک‌های انقباضی نیز به علت آثار رکودی خود تأثیر منفی بر تولید در کوتاه‌مدت دارند، همچنین نتایج حاصل از الگوسازی رشد نقدینگی با استفاده از الگوی چرخشی مارکوف نشان داد که شوک‌های کوچک پایداری بیشتری نسبت به شوک‌های بزرگ دارند، بنابراین سیاست‌گذار پولی در اقتصاد ایران بدین نکته توجه کند که چنانچه یک سیاست انبساطی یا انقباضی پولی در کوتاه‌مدت یک شوک کوچک محسوب شود، اولاً این سیاست تأثیر منفی بر تولید دارد و دوماً آثار منفی چنین سیاستی نیز تا حدودی پایدار خواهد بود و زمان بیشتری جهت حذف و از بین رفتنش لازم خواهد بود و همچنین سیاست‌گذاران پولی بایستی دقت کنند که پول در بلندمدت اقتصاد ایران خنثی است و سیاست پولی نمی‌تواند به‌عنوان ابزاری جهت ادامه رشد در بلندمدت باشد و از سویی هر تغییرات

پیش‌بینی‌نشده در پول با توجه به جهت شوک و اندازه شوک تأثیر متفاوتی در اقتصاد ایران دارد.

منابع

- Akerlof, G.A. & Yellen, J.L. (1985). A Near-Rational Model of the Business Cycle, with Wage and Price Inertia. *The Quarterly Journal of Economics*, 100, 823-838.
- Aragon, E. K. & Portugal, M. S.(2009). Asymmetric Effects of Monetary Policy in Brazil, *Estudos Economicos*, 9(2), 277-300.
- Asgharpur, H. (2004). Asymmetric Effects of Monetary Shocks on Prices and Production in Iran, PhD Dissertation. University of Tarbiat Modares (In Persian).
- Asgharpur, H., Fallahi, F. & Talischi, E. (2012). The Asymmetric Effects of Monetary Shocks on the Price in Business Cycle of Iran Using Markov-Switching Approach. *Journal of economics and modelling*, 2(7-8), 183-222 (In Persian).
- Ball, L. & Romer, D. (1989). Are Prices Too Sticky? *The Quarterly Journal of Economics*, 104(3), 507-524.
- Ball, L. & Mankiw, N. G.(1994). Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations, *The Economic Journal*, 104(423), 247-261.
- Ball, L. & Romer, D. (1990). Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money. *Review of Economic Studies*, 57(2), 183-203.
- Blanchard, O. J. & Kiyotaki, N. (1987). Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand. *The American Economic Review*, 4(77), 647-666.
- Caballero, R J. & Engel, M. (1992). Microeconomic Price Rigidities and Aggregate Price Dynamics, NBER Working Paper, No, 4162.
- Gogas, P., Pragidis, I., & Tabak, B. M. (2018). Asymmetric Effects of Monetary Policy in the US and Brazil. *The Journal of Economic Asymmetries*, 18, 32-44 (In Persian).
- Hozhabr-Kiani, K. & Abtahi, Y. (2008). Testing the New Keynesian Views about the Asymmetric Effects of Monetary Shocks on the Production in the Economy of Iran Using Markov Regime Switching Models. *Journal of Humanities and Social Sciences*, 3, 123-144 (In Persian).
- Khodavaisi, H & Ezzati Shourgholi, A. (2014). Examining Monetary Neutrality in Short-run and Long-run Considering Monetary Shocks in the Economy of Iran: Applying Bounds Testing Approach. *Financial Monetary Economics*, 23(11), 46-82 (In Persian).

- Mankiw, N. G. (1985). Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly. *The Quarterly Journal of Economics*, 100(2), 529-537.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R.J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Ravn, M.O. & Sola, M. (2004). Asymmetric Effects of Monetary Policy in the United States. *Review of Federal Reserve Bank of ST. Louis*, 86(5), 41-58.
- Sahabi B, Asgharpur, H. & Qorbani, S. (2017). The Monetary Shocks' Asymmetry within Dynamic Stochastic General Equilibrium Model. *The Economic Research*, 17 (2), 73-100 (In Persian).
- Ülke, V., & Berument, M. H. (2016). Asymmetric Effects of Monetary Policy Shocks on Economic Performance: Empirical Evidence from Turkey. *Applied Economics Letters*, 23(5), 353-360.
- Weise, C.(1999). The Asymmetric Effects of Monetary Policy: A Nonlinear Vector Auto-Regression Approach. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(31), 85-108.
- Zakir, N & Malik, W. S. (2013). Are the Effects of Monetary Policy on Output Asymmetric in Pakistan? *Economic Modelling*, 32, 1-9.