فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۱۳، شماره ۱، بهار ۱۳۹۵، صفحات ۹۶- ۶۹

نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی و آثار اقتصادی آن

کاظم یاوری، بهرام سحابی، لطفعلی عاقلی و سعید شفیعی *

تاریخ وصول: ۱۳۹۳/۱۲/۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۵/۳۰

چکیده:

اهمیت شفافیت در سیاست‌های پولی بانک مرکزی در مطالعات مختلف مورد تأکید قرار گرفته است. اما معمولاً بانک‌های مرکزی به‌منظور دستیابی به اهداف خود سیاست‌های پولی را به‌گونه‌ای اعمال می‌نمایند که از دید فعالان اقتصادی جامعه پنهان بماند. این موضوع باعث افزایش نااطمینانی در سیاست‌های پولی شده که به نوبه خود می‌تواند نرخ رشد اقتصادی، تورم و بیکاری را تحت تأثیر قرار دهد. در این مطالعه آثار اقتصادی نااطمینانی در سیاست‌های پولی مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای این منظور، با استفاده از داده‌های فصلی مربوط به سال‌های ۹۰-۱۳۷۲ آثار نااطمینانی در سیاست‌های پولی بر نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم و نرخ بیکاری در ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد که افزایش نااطمینانی در سیاست‌های پولی، افزایش نوسانات در این متغیرهای اقتصادی را به دنبال خواهد داشت.

طبقه‌بندی JEL: E3، E5، O10

واژه‌های کلیدی: *نااطمینانی، سیاست پولی، GARCH، VAR.*

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* به ترتیب، دانشیار، استادیار دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس، استادیار پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس و دانشجوی دکتری اقتصاد (نویسنده مسئول) دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
(kyavari@gmail.com)

۱- مقدمه

بسیاری از اقتصاددانان لزوم آگاهی افراد جامعه از اجرای سیاست‌های پولی را مورد تأکید قرار می‌دهند[1]. با این حال، بانک‌های مرکزی در راستای دستیابی به اهداف خود معمولاً سیاست‌های پولی را به‌گونه‌ای اعمال می‌نمایند که اهمیت نسبی هر یک از این اهداف تا حدودی ناشناخته باقی بماند. یکی از دلایل اصلی بانک‌های مرکزی در پنهان نمودن اهداف و اولویت‌های خود را می‌توان به لزوم انعطاف‌پذیری سیاست‌های پولی به منظور مقابله با چالش‌های اقتصادی کوتاه مدت ایجادشده نسبت داد. چراکه در نظریه انتظارات عقلایی، یک سیاست پولی زمانی می‌تواند اثرگذار باشد که توسط افراد جامعه ناشناخته باقی بماند. اما این موضوع باعث می‌شود تا فعالان اقتصادی تا حدودی نسبت به سیاست‌های پولی اتخاذشده توسط بانک مرکزی نامطمئن باشند. مشخص است که در شرایط وجود نااطمینانی، فعالان اقتصادی نمی‌توانند چشم‌انداز دقیقی نسبت به سیاست‌های اتخاذشده داشته و بنابراین احتمالاً در تصمیم‌گیری‌های خود با مشکلاتی مواجه خواهند شد. به‌منظور بررسی آثار نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی می‌توان از مطالعه کاکرمن و ملتزر[2] (۱۹۸۶) استفاده نمود. آنها در مطالعه خود این‌گونه بیان کردند که در هر دوره، سیاستگذاران تمایل دارند به یک نرخ مشخصی از رشد پول (m_t^p) دست یابند. اما رشد واقعی پول m_t تا حدودی از رشد برنامه‌ریزی شده پول متفاوت است. چراکه جامعه (شامل سیاست‌گذاران) همواره با رویدادهای غیرمنتظره مواجه می‌باشد و سیاست‌گذاران در پاسخ به این رویدادها ناچارند وزن نسبی ترجیحات خود را میان تورم و تحریک فعالیت اقتصادی تغییر می‌دهند. اما به دلیل جلوگیری از بی‌اثر شدن تأثیر سیاست‌ها، سیاست‌گذاران معمولاً تغییرات ایجادشده در ترجیحات و اهداف خود را آشکار نمی‌سازند و به همین دلیل میزان اطلاعات شهروندان نسبت به سیاست‌گذاران در زمینه وزن نسبی ترجیحات کمتر است.

کاکرمن و ملتزر (۱۹۸۶) بیان می‌دارند که سیاست‌گذاران همواره در حال بده بستان[3] میان رشد اقتصادی بیشتر و تورم بیشتر هستند (به عبارت دیگر سیاست‌گذاران تمایل دارند با استفاده از ابزارهای پولی رشد اقتصادی جامعه را

---

[1] Bernanke. (November 17, 2007)

[2] Cukierman and Meltzer

[3] Trade Off

افزایش دهند، اما این ابزارهای پولی با تحریک تقاضا، در اغلب موارد تورم را نیز به دنبال خواهند داشت). در نهایت و با در نظر گرفتن همه شرایط، سیاست‌گذاران یک مسیر بهینه را برای رشد پول در دوره‌های مختلف انتخاب می‌کنند. به تدریج و با مشخص شدن آثار سیاست‌های اتخاذشده توسط دولت و مقایسه مزایای رشد اقتصادی با معایب رشد قیمت‌ها، سیاست‌گذاران اقدام به تعدیل و اصلاح سیاست‌های خود می‌نمایند. اما به‌منظور اثربخشی این سیاست‌ها لازم است تا این تغییرات تا حد امکان از دید افراد جامعه مخفی باقی بمانند.

از طرف دیگر، شهروندان با بررسی روند رشد پول در گذشته، اقدام به پیش بینی رشد پول در آینده می‌کنند، چراکه بر این باورند که اهداف و ترجیحات سیاست‌گذاران تقریباً ثابت است و بدین ترتیب آنها قادر به پیش بینی تغییرات احتمالی در اهداف و ترجیحات سیاست‌گذاران نیستند. در این شرایط آنها اگرچه دارای انتظارات عقلایی هستند، اما وجود اطلاعات ناقص باعث می‌شود تا در تصمیم‌گیری‌های خود دچار اشتباه شوند.

در مطالعه حاضر سعی شده است تا به صورت مستقیم اثر نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی بر متغیرهای اقتصادی نظیر نرخ رشد اقتصادی، نرخ بیکاری و نرخ تورم در ایران مورد بررسی قرار گیرد. به عبارت دیگر در این مطالعه به دنبال پاسخگویی به این سوال هستیم که آیا نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی می‌تواند بر متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر باشد؟ به‌منظور پاسخ‌گویی به سوال تحقیق در بخش دوم، مبانی نظری آثار نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی مورد ارایه خواهد شد. بخش سوم به مروری بر مطالعات پیشین اختصاص خواهد داشت. در بخش چهارم به معرفی الگوی پیشنهادی و تفسیر نتایج پرداخته می‌شود. در انتها نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادات تحقیق ارایه می‌شود.

۲- مبانی نظری آثار نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی

الف) آثار نااطمینانی بر رشد اقتصادی

مطالعات انجام شده در زمینه آثار نااطمینانی بر تولید بنگاه‌ها و رشد اقتصادی نشان می‌دهند که عدم اطمینان می‌تواند هم به صورت مثبت و هم به صورت منفی رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد. به عنوان مثال شومپیتر و فلس[۴] (۱۹۳۹) و فیلیپ

[4] Schumpeter and Fels

و پیتر[5] (۱۹۹۲) در مطالعات خود، وجود رابطه مثبت میان عدم اطمینان و رشد اقتصادی را به اثبات رساندند. آنها نشان دادند که عدم اطمینان به سه طریق می‌تواند سبب افزایش رشد اقتصادی شود که این سه طریق عبارتند از: تخریب خلاق[6,7]، اثر هزینه- فرصت انجام تحقیقات در زمان رکود[8] و پس‌انداز احتیاطی[9].

اما از طرف دیگر، جتر و همکاران[10] (۲۰۱۳) نشان دادند که در شرایط وجود عدم اطمینان، افراد تمایل دارند تا به دلیل وجود امنیت شغلی بالاتر، در بخش دولتی مشغول به کار شوند. به عبارت دیگر، از آنجا که در شرایط وجود عدم اطمینان، وضعیت بنگاه‌ها در بخش خصوصی از ثبات چندانی برخوردار نیست، به همین دلیل افراد تمایل دارند تا در بخش دولتی که از امنیت شغلی بالاتری برخوردار است فعالیت نمایند. این موضوع باعث می‌شود تا در شرایط وجود عدم اطمینان، دولت‌ها بزرگ‌تر شده و در مقابل نرخ رشد اقتصادی حداقل در کوتاه مدت کاهش یابد، چراکه در این شرایط، منابع در اختیار بخش خصوصی به تدریج کاهش خواهند یافت[11]. بنابراین، از نظر تئوری، اثر خالص عدم اطمینان بر رشد اقتصادی (همان‌گونه که در شکل ۱ به تصویر کشیده شده است) نامشخص خواهد بود. از آنجا که عدم اطمینان هم به صورت مستقیم و هم به صورت غیرمستقیم رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و جهت اثرگذاری هر یک از آنها نیز متفاوت است، بنابراین اثر نهایی عدم اطمینان بر رشد اقتصادی مشخص نیست.

---

[5] Philippe & Peter

[6] creative destruction

[۷] تخریب خلاق، فرایندی است که توسط «شومپیتر» ارایه شد. از نظر او کارآفرینان برای ایجاد ثروتِ جدید، ساختارهای موجود در بازار را تخریب می‌کنند. کارآفرینان، نوآوری‌ها را وارد بازار کرده و بازار جدیدی را شکل می‌دهند. با افزایش تقاضا برای نوآوری‌ها و ایجاد ثروت جدید، بازارهای موجود از بین می‌روند و این روند هم‌چنان ادامه پیدا می‌کند چرا که شرکت‌های جدید نیز پس از مدتی، توسط کارآفرینان جدید از بین خواهند رفت. از نظر شومپیتر، کارآفرینان به همراه نوآوری‌های خود، عامل آشفتگی در بازارها هستند و آن‌ها را از شکل منفعل و متعادل، خارج می‌سازند. بنابراین نتیجه تخریب خلاق، افزایش نوآوری و پویایی در بازار است.

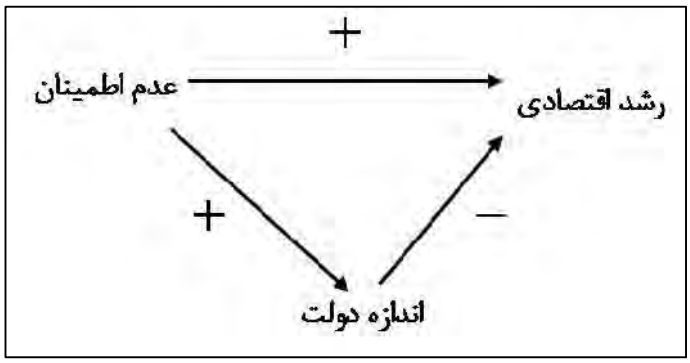
[8] An Opportunity-Cost Effect of Conducting Research in Recessions

[9] Precautionary Savings

[10] Jetter *et al.*

[11] Barro and Lee

شکل ۱: اثر مستقیم و غیر مستقیم عدم اطمینان بر رشد اقتصادی



به‌منظور بررسی آثار عدم اطمینان نسبت به سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی می‌توان از مدل پیشنهادشده توسط هاپنهاین و همکاران[۱۲] (۱۹۹۳) استفاده نمود. آنها به منظور بررسی آثار عدم اطمینان بر رشد اقتصادی، سرمایه را به دو نوع k_1 و k_2 تفکیک و تابع تولید را به صورت زیر تعریف نمود:

$$y_t = f(k_{1t}, k_{2t}) = AF(k_{1t}, k_{2t}) \qquad (۱)$$

که در آن A پارامتری ثابت به منظور نشان دادن بهره‌وری است. از طرف دیگر، بنگاه‌ها به دنبال حداکثر نمودن تابع مطلوبیت خود به صورت زیر هستند:

$$U = E\left(\sum_{t=0}^{\infty} {}^{t}\frac{c_t^{1-\pm}}{1-\pm}\right) \qquad (۲)$$

که در آن c مصرف، σ کشش جانشینی متقابل و β نرخ ترجیح زمانی می‌باشند. همچنین قانون حرکت[۱۳] هر سرمایه به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\dot{k}_{it} = (1-¢)k_{it} + x_{it} \qquad i = 1,2 \qquad (۳)$$

که δ نرخ استهلاک سرمایه است. آنها سپس به منظور وارد نمودن متغیر عدم اطمینان در مدل خود، از برخی روابط ریاضی و نیز مفروضات ساده سازی استفاده

[12] Hopenhayn, *et al.*

[13] Law of Motion

نموده و شرایط مرتبه اول به منظور به حداکثر رساندن تابع مطلوبیت را به صورت زیر به دست آوردند:

$$(1-²)r(k_t) = (1-ª)\left[f_1(k^*,1)+(1-¢)(1-²)\right]+ ª^{-}\left[f_1(k^*,1)+(1-¢)\right] \quad (۴)$$

$$r(k_t) = (1-ª)\left[f_2(k^*,1)+(1-¢)\right]+ ª^{-}\left[f_2(k^*,1)+(1-¢)(1-²)\right] \quad (۵)$$

که در آن τ نشان دهنده نرخ مالیات بر سرمایه، r نرخ بهره، k^* مقدار بهینه موجودی سرمایه در شرایط یکنواخت و $^{-} = u'(c(1,k^*))/u'(c(k^*,1)) = \left[c(k^*,1)/c(1,k^*)\right]^{\pm}$ می‌باشند. همچنین λ متغیری به منظور نشان دادن عدم اطمینان است.

با تقسیم رابطه (۴) بر (۵) و انجام ساده‌سازی خواهیم داشت:

$$f_2(k^*,1)(1-²) - f_1(k^*,1) = ª(1-¢)²(2-²) \quad (۶)$$

شایان ذکر است از آنجا که $f_{21} > 0$ و $f_{11} < 0$ می‌باشند، بنابراین طرف چپ رابطه (۶) نسبت به k^* صعودی است. همچنین از آنجا که طرف راست رابطه فوق همواره مثبت بوده و طرف چپ به ازاء $k^* = ۱$ منفی خواهد بود، بنابراین لازم است تا k^* بزرگتر از یک باشد. حال اگر λ افزایش یابد، طرف راست رابطه (۶) نیز افزایش یافته و بنابراین k^* نیز افزایش خواهد یافت.

از روابط فوق می‌توان این‌گونه نتیجه گرفت که نحوه اثرگذاری عدم اطمینان بر تولید بنگاه‌ها و رشد اقتصادی به نحوه اثرگذاری آن بر نرخ بازده سرمایه‌گذاری بستگی دارد. در صورتی که عدم اطمینان، سبب افزایش نرخ بازده سرمایه‌گذاری شود ممکن است نرخ رشد اقتصادی را نیز افزایش دهد، اما اگر عدم اطمینان، نرخ بازده سرمایه‌گذاری را کاهش دهد، نرخ رشد اقتصادی نیز کاهش خواهد یافت. به همین دلیل است که عنوان می‌شود اثر خالص عدم اطمینان بر رشد اقتصادی نامشخص می‌باشد.

ب) آثار نااطمینانی بر تورم و بیکاری

مطالعات نظری انجام شده در زمینه آثار نااطمینانی اقتصاد کلان بر تورم هم از نظر تنوع توضیحات ارایه شده و هم از نظر نحوه اثرگذاری آنها بسیار متنوع است.

فریدمن[۱۴] (۱۹۷۷) در سخنرانی دریافت جایزه نوبل خود، با بیان این موضوع که وجود تورم بالا خود باعث افزایش عدم اطمینان نسبت به تورم در آینده می‌شود، وجود رابطه مثبت میان تورم و بیکاری را تأیید نمود. عدم اطمینان نسبت به تورم در آینده به نوبه خود باعث کاهش کارایی اقتصادی شده و به طور موقت تولید را کاهش و بیکاری را افزایش می‌دهد. فریدمن (۱۹۷۷) این‌گونه توضیح داد که این عدم اطمینان تورمی ایجادشده، باعث تغییر در مدت زمان بهینه برای انعقاد قراردادها شده و بدین ترتیب میزان بیکاری بیشتر افزایش خواهد یافت. فریدمن (۱۹۷۷) در بخش دیگری از تحلیل‌های خود نشان داد که افزایش عدم اطمینان نسبت به تورم، کارایی مکانیزم قیمت‌ها در تخصیص بهینه منابع را از بین برده و بدین ترتیب اثر منفی بر تولید خواهد داشت.

اما کاکرمن و ملتزر (۱۹۸۶) در مطالعه خود با استفاده از یک مدل بارو-گوردون[۱۵] که در آن بنگاه‌های اقتصادی نسبت به نرخ رشد پول و بنابراین تورم نامطمئن هستند، به بررسی آثار عدم اطمینان بر تورم پرداختند. آنها توضیح دادند که در شرایط وجود این عدم اطمینان، سیاست‌گذاران از یک سیاست پولی انبساطی به منظور غافلگیر نمودن بنگاه‌ها استفاده خواهند نمود تا بدین ترتیب سبب افزایش تولیدات شوند. این استدلال، نشان دهنده وجود یک رابطه مثبت میان عدم اطمینان و تورم می‌باشد و توسط گریر و پری[۱۶] (۱۹۹۸) تحت عنوان نظریه کاکرمن-ملتزر معرفی شد.

از طرف دیگر، دوراکس[۱۷] (۱۹۸۹) در مطالعه خود تأثیر عدم اطمینان نسبت به رشد اقتصادی بر تورم را مورد بررسی قرار داد. او با بسط مدل بارو-گوردون نشان داد که افزایش عدم اطمینان واقعی، سبب کاهش شاخص دستمزدها شده و این امکان را برای سیاست‌گذاران فراهم می‌کند تا با استفاده از ابزار سیاستی در اختیار آنها، آثار واقعی مورد انتظار خود را کسب نمایند. بر این اساس، افزایش عدم اطمینان

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[14] Friedman
[15] Barro–Gordon model
[16] Grier and Perry
[17] Deveraux

نسبت به رشد اقتصادی، عدم اطمینان نسبت به تورم را کاهش داده و بنابراین نرخ تورم کاهش خواهد یافت[۱۸].

همان‌طور که از مباحث فوق مشخص است، محققان مختلف در مطالعات خود به نتایج متفاوت و گاه متناقضی در زمینه نحوه اثرگذاری نااطمینانی بر تورم و بیکاری دست یافته‌اند و به نظر می‌رسد شناسایی آثار نااطمینانی بر تورم و بیکاری نیازمند مطالعات موردی بیشتری است.

۳- مروری بر مطالعات پیشین

بسیاری از محققان در مطالعات خود نشان داده‌اند که شفافیت و محاسبه‌پذیری سیاست‌های پولی یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌های ایجاد ثبات در اقتصاد کلان است. به عنوان مثال، کچتی و کراوس (۲۰۰۲)[۱۹] در مطالعه خود با بررسی عملکرد بانک‌های مرکزی در ۶۰ کشور جهان نشان دادند که کشورهایی که در آنها بانک مرکزی از شفافیت بیشتری برخوردار است دارای عملکرد اقتصاد کلان بهتری بوده و سیاست پولی اتخاذشده توسط آنها نیز کاراتر می‌باشد. همچنین کچتی و همکاران[۲۰] (۲۰۰۶) در مطالعه خود با بررسی داده‌های مربوط به ۲۰ کشور نشان دادند که کاهش ۸۰ درصدی در نوسانات اقتصاد کلان در این کشورها که از ابتدای دهه ۱۹۸۰ میلادی آغاز شده است، می‌تواند به دلیل اتخاذ سیاست‌های پولی مناسب‌تر اتفاق افتاده باشد که در این میان، شفافیت و محاسبه‌پذیری سیاست‌های پولی یکی از نقش‌های کلیدی را ایفا می‌کند. برنانکی و میشکین[۲۱] (۱۹۹۷) در مطالعه خود نتیجه گرفتند که کاهش نوسانات اقتصاد کلان در ایالات متحده طی دهه ۱۹۸۰ میلادی به دلیل اتخاذ سیاست‌های پولی از پیش تعیین شده (و بنابراین قابل شناسایی) بوده است که اولویت اصلی این سیاست‌ها نیز کنترل تورم بوده است. کچتی و ارمان[۲۲] (۲۰۰۲) نیز به طور مشابه نشان دادند که آن دسته از بانک‌های مرکزی در سراسر دنیا که کنترل تورم را به عنوان اولویت اصلی خود مدنظر قرار داده‌اند، توانسته‌اند هم تورم و

---

[۱۸] در مطالعات نظری، رابطه منفی میان تغییرات تورم و تغییرات رشد اقتصادی تحت عنوان اثر تیلور شناخته می‌شود.

[19] Cecchetti and Krause

[20] Cecchetti, *et al.*

[21] Bernanke and Mishkin

[22] Cecchetti and Ehrmann

هم نوسانات تولید را کاهش دهند. گرونر و همکاران[۲۳] (۲۰۰۵) در مطالعه خود نشان دادند که نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی اثر منفی در رشد دستمزدهای اسمی دارد.

در مطالعه‌ای جدیدتر، بیکر، بلوم و دیویس[۲۴] (۲۰۱۲) در مطالعه خود این موضوع را مورد بررسی قرار دادند که آیا نااطمینانی نسبت به سیاست‌های دولت مانع بازسازی[۲۵] می‌شود یا خیر. آنها در مطالعه خود با مرور جامعی از مطالعات پیشین این‌گونه نتیجه گرفتند که نااطمینانی نسبت به سیاست‌های دولت یکی از عوامل مؤثر ایجاد نوسانات طی ۴ سال گذشته بوده است. آنها نتیجه گرفتند که هرگونه افزایش در متغیر نااطمینانی نسبت به سیاست‌های دولت، سبب می‌شود که تولید و اشتغال در سطوح پایین‌تری قرار گیرند و این کاهش در تولید و اشتغال به مدت ۳۶ ماه ادامه خواهد داشت.

سام[۲۶] (۲۰۱۲) در مطالعه خود به‌منظور بررسی آثار نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی دولت بر بازده بازار سهام در کشور آمریکا، از توابع واکنش آنی استفاده نمود. او برای دستیابی به اهداف تحقیق، یک مدل خودتوضیح برداری (VAR) و داده‌های فصلی مربوط به سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۸۵ را مورد استفاده قرار داد. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که نااطمینانی نسبت به سیاست‌های دولت اثر منفی بر بازده سهام به‌ویژه در ماه‌های اول، چهارم، پنجم، هشتم، نهم، دهم و یازدهم دارد. علاوه بر این، نتایج آزمون والد علیت گرنجر نشان داد که نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی دولت می‌تواند در پیش‌بینی قیمت سهام مؤثر باشد. به‌طوری‌که با استفاده از نتایج حاصل از رگرسیون OLS در زمان‌های مختلف می‌توان پیش‌بینی نمود که اثر نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی دولت بر بازده سهام منفی است.

چانگ و فنو[۲۷] (۲۰۱۳) نشان دادند که یکی از مهم‌ترین ابزارهای بانک مرکزی کانادا به منظور عبور از بحران مالی ۲۰۰۸-۲۰۰۷ میلادی، کاهش نااطمینانی نسبت

---

[23] Grüner, H.P., *et al.* (2005)

[24] Baker, S., *et al.* (2012)

[25] Recovery

[26] Sum, V. (2012)

[27] Chang, B.Y. & B. Feunou. (2013)

به سیاست‌های پولی از طریق اجرای سیاست‌های پولی از پیش برنامه‌ریزی شده بوده است.

همچنین آیسن و ویجا[۲۸] (۲۰۱۳) در مطالعه خود این موضوع که چگونه بی‌ثباتی در سیاست‌های اقتصادی، رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد را مورد بررسی قرار دادند. آنها برای دستیابی به اهداف تحقیق، مدل داده‌های پانل و داده‌های مربوط به ۱۶۹ کشور را مورد بررسی قرار دادند. این داده‌ها در بازه‌های زمانی ۵ ساله و مربوط به سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۴ بودند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که بی‌ثباتی در سیاست‌های اقتصادی از طریق کاهش بهره‌وری و کاهش انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی، رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد.

بروگارد و دتزل[۲۹] (۲۰۱۵) در مطالعه خود آثار نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی دولت بر قیمت دارایی‌ها را مورد بررسی قرار دادند. آنها ابتدا متغیر نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی دولت را برای ۲۱ کشور استخراج نموده و سپس اقدام به برآورد مدل پیشنهادی نمودند. نتایج حاصل از تحقیق آنها نشان داد که ۱ درصد افزایش در نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی سبب کاهش ۲/۹ درصدی درآمدهای بازار شده و علاوه بر این، افزایش ۱۸ درصدی در تغییرات بازار را به دنبال دارد. همچنین این نااطمینانی باعث می‌شود که مجموع جریان‌های نقدی، به‌ویژه سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به سطوح پایین‌تری منتقل شود، البته این کاهش سرمایه‌گذاری پس از یک فصل مجدداً به سطح اولیه خود باز خواهد گشت.

در مطالعات داخلی نیز فرزین‌وش و عباسی (۱۳۸۵) به اندازه‌گیری نااطمینانی تورمی در ایران و هم‌چنین تعیین ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی در کوتاه مدت، و بلند مدت پرداختند. آنها برای این منظور نااطمینانی تورمی کوتاه مدت را از طریق مدل‌های GARCH و نااطمینانی بلند مدت را به وسیلهٔ مدل حالت- فضا محاسبه نمودند. نتایج نشان می‌دهند که ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران درکوتاه مدت ارتباط مثبت است، اما در بلند مدت، هیچ ارتباطی با هم ندارند. هم‌چنین، در کوتاه مدت، شوک‌های تورمی منفی، کمتر از شوک‌های تورمی مثبت، بر روی نااطمینانی تأثیر داشته‌اند. یعنی، حالت عدم تقارن داشته است.

---

[28] Aisen, A. & F. Veiga. (2013)

[29] Brogaard, J. & A. Detzel. (2015)

دهمرده، صفدری و پورشهابی (۱۳۸۸) با استفاده از مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم یافته (GARCH) که امکان تغییر واریانس شرطی جمله خطا در طول زمان را دارد، نااطمینانی تورم اقتصاد ایران طی دوره فروردین ۱۳۶۹ تا اسفند ۱۳۸۷ را مدل‌سازی نمودند. آنها برای این منظور ابتدا به برآورد مدل‌های مورد نظر پرداخته و در ادامه آثار غیرمتقارن و پایدار شوک‌های تورمی بر نااطمینانی تورم را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهند که آثار شوک‌ها نامتقارن بوده و شوک‌های قیمتی مثبت بر نااطمینانی تورم اثر بیشتری نسبت به شوک‌های قیمتی منفی داشته است، البته آثار شوک‌های قیمتی بر نااطمینانی تورم دائمی نبوده، اما از درجه پایداری بالایی برخوردار است. علاوه بر این، نتایج آزمون علیت گرنجر نشان می‌دهد که تورم، علت گرنجری نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران است و رابطه عکس بین آنها برقرار نیست.

حیدری و همکاران (۱۳۸۹) رابطه بین نااطمینانی رشد اقتصادی و رشد اقتصادی در ایران را طی سال‌های ۸۴- ۱۳۶۷ با استفاده از داده‌های فصلی و کاربرد انواع مدل‌های GARCH و روش برآورد شبه حداکثر راستنمایی (QML) مورد بررسی قرار دادند. نتایج، فرضیه فریدمن مبنی بر نبود رابطه مشخص معنادار بین این دو متغیر را رد نمی‌کند. همچنین، بررسی اثر شوک‌های مثبت و منفی رشد بر روی نااطمینانی آن بیانگر وجود اثرات نامتقارن بوده، به نحوی که شوک‌های منفی رشد اقتصادی، بیشتر از شوک‌های مثبت بر روی نااطمینانی آن تأثیر می‌گذارند.

محمدی و طالبلو (۱۳۸۹) پویایی‌های تورم را مورد بررسی قرار داده و رابطه تورم و عدم اطمینان تورمی را استخراج نمودند. آنها برای این منظور داده‌های سری زمانی ماهیانه در دوره زمانی ۸۳- ۱۳۶۹ را مورد استفاده قرار دادند. برای تعیین این مدل در وهله اول، آزمون دیکی فولر تعمیم یافته، فیلیپس پرون و KPSS انجام شده از این آزمون‌ها نتیجه گرفتند که درجه انباشتگی باید بین صفر و یک باشد و بدین ترتیب فرضیه حافظه‌دار بودن سری تورم مطرح شد و نشان داده شد که سری تورم دارای درجه انباشتگی حدود ۰/۴ است و بطور کلی نتیجه گرفته شد که سری تورم اقتصاد ایران دارای حافظه بلندمدت (همبستگی بلندمدت) است و آثار هر تکانه بر این سری تا دوره‌های طولانی باقی می‌ماند. در مرحله بعد مقادیر جزء خطا در معادله (ARFIMA) با استفاده از مدل مولفه‌ای نامتقارن GARCH مورد بررسی قرار گرفت و مشاهده شد که اثرات نامتقارن در شوک‌های تورمی وجود دارد و واکنش تورم در

مواجهه با شوک‌های منفی و مثبت به یک اندازه نیست. نتایج آزمون علیت نیز نشان می‌دهد که جهت علیت دو طرفه است؛ یعنی هم عدم اطمینان بر تورم اثر می‌گذارد و هم تورم باعث عدم اطمینان می‌شود.

پیرایی و دادور (۱۳۹۰) تأثیر تورم و نااطمینانی آن بر رشد اقتصادی در دوره ۸۶-۱۳۵۳ را با در نظر گرفتن نقطه شکست ساختاری برای اقتصاد ایران مورد بررسی قرار دادند. برای برآورد مقادیر نااطمینانی تورم از مدل واریانس ناهمسانی شرطی خود رگرسیو تعمیم یافته (GARCH) استفاده شده و بر اساس تحلیل داده‌های مورد مطالعه، نقطه شکست ساختاری در نرخ تورم ۲۰ درصد تعیین نمودند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که تأثیر تورم بر رشد اقتصادی منفی می‌باشد. در سطوح کمتر از ۲۰ درصد این تأثیر منفی، کمترین مقدار و در نرخ‌های بالاتر، افزایش می‌یابد. همچنین تأثیر نااطمینانی تورم طی دوره مورد مطالعه بر رشد اقتصادی منفی است.

عباسیان، مرادپور و مهرگان (۱۳۹۱) به بررسی نوسانات نرخ ارز واقعی و عدم اطمینان حاصل از آن بر رشد اقتصادی پرداختند. آنها برای این منظور ابتدا چگونگی تأثیر غیرمستقیم عدم اطمینان نرخ ارز واقعی بر رشد اقتصادی از طریق تأثیر بر سرمایه‌گذاری خارجی، سرمایه‌گذاری خصوصی و صادرات را توضیح داده و سپس با توجه به مطالعات انجام شده در زمینه عدم اطمینان نرخ ارز واقعی و ارتباط آن با رشد اقتصادی و هم‌چنین رشد سرمایه‌گذاری، الگوی نهایی برای ایران را مشخص نمودند. در این الگو چهار مدل رشد اقتصادی، مدل سرمایه‌گذاری خصوصی، مدل سرمایه‌گذاری خارجی و مدل صادرات مورد بررسی قرار گرفته است. این توابع از روش سیستمی معادلات هم‌زمان برای دوره‌ی زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۴ تخمین زده شده است. نتایج حاصل از تخمین الگو، بیانگر تأثیر منفی و معنی‌دار عدم اطمینان نرخ ارز واقعی بر رشد اقتصادی می‌باشد.

کاظمی، جلایی و اکبری‌فرد (۱۳۹۳) سعی نمودند تا به طور تجربی به بررسی و پیش‌بینی تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر رشد اقتصادی ایران برای دوره ۱۳۸۹-۱۳۳۸ با استفاده از روش شبکه‌های عصبی مصنوعی بپردازند. برای این منظور در ابتدا نااطمینانی نرخ ارز را با بکارگیری الگوی واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم‌یافته (GARCH)، محاسبه نموده و سپس تأثیر این نااطمینانی را بر رشد اقتصادی ایران با توجه به شبکه‌های عصبی مصنوعی، مورد آزمون قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد که نااطمینانی نرخ ارز تأثیر منفی امّا خفیف روی رشد اقتصادی ایران

در طی سال‌های اخیر داشته است امّا انتظارات بر آن است که این تأثیر در سال‌های آتی، از معناداری بالاتری برخوردار باشد.

۴- معرفی الگوی پیشنهادی و تفسیر نتایج

۴-۱- داده ها و اطلاعات آماری مدل

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه از پایگاه اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی استخراج شده‌اند. این داده‌ها به صورت فصلی بوده و بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۳۷۲ را در بر می‌گیرند. متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق عبارتند از: رشد نقدینگی (rM)، رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه (G)، نرخ تورم (P) و نرخ بیکاری (U).

۴-۲- آزمون ریشه واحد

آزمون ریشه واحد یکی از معمول‌ترین آزمون‌ها برای تشخیص مانایی متغیرهاست. در این تحقیق از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) برای بررسی مانایی متغیرها استفاده می‌شود. نتایج آزمون مانایی بر روی متغیرهای مدل در جدول (۱) آورده شده است.

جدول ۱: نتایج آزمون مانایی متغیرها با روش دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF)

متغیر	سطح (*Level*)	
	عرض از مبدأ	عرض از مبدأ و روند
رشد نقدینگی	-۲/۶۵ (۰/۰۵)	-۳/۱۷ (۰/۰۹)
رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه	-۳/۰۹ (۰/۰۳)	-۳/۰۵ (۰/۱۲)
نرخ تورم	-۲/۹۱ (۰/۰۴)	-۳/۴۷ (۰/۰۴)
نرخ بیکاری	-۲/۸۱ (۰/۰۶)	-۳/۰۳ (۰/۱۳)
نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی	-۳/۸۴ (۰/۰۰)	-۳/۸۳ (۰/۰۱)

مأخذ: یافته‌های تحقیق (اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال می‌باشند)

مطابق با جدول (۱) آزمون ریشه واحد بر روی متغیرها نشان می دهد که متغیرهای مدل در سطح مانا هستند. البته متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه و نرخ بیکاری در حالتی که هم عرض از مبدأ و هم روند مدنظر قرار گیرند در سطح ۱۰ درصد مانا نخواهند بود اما با درنظر گرفتن فقط عرض از مبدأ مانا هستند.

۴-۳- معرفی شاخص نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی

به‌منظور شناسایی میزان نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی در ایران و آثار اقتصادی آن ابتدا لازم است شاخصی برای نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی ارایه شود. برای تخمین این شاخص از مدل واریانس شرطی ناهمسان تعمیم یافته (GARCH) استفاده می‌شود. اما پیش از آن لازم است تا ویژگی‌های متغیر رشد نقدینگی (به عنوان معیاری از سیاست‌های پولی) به دقت مورد ارزیابی قرار گیرد. به منظور مشخص نمودن اینکه متغیر رشد نقدینگی از چه فرایندی (خودهمبسته[۳۰]، میانگین متحرک[۳۱] و ...) تبعیت می‌کند، با پیروی از روش‌شناسی باکس- جنکینز[۳۲] نمودار همبستگی نگار سری زمانی رشد نقدینگی در نمودار ۱ رسم شده است. در این نمودار دو نوع ضریب همبستگی وجود دارد: خودهمبستگی (*ACF*) و خودهمبستگی جزئی (PACF). روش‌شناسی باکس- جنکینز از هر دوی این توابع همبستگی به منظور شناسایی نوع الگوی ARMA استفاده می‌کند. برخی الگوهای نظری تابع خودهمبستگی و تابع خودهمبستگی جزئی در جدول ۲ نشان داده شده‌اند[۳۳]. همان‌گونه که در این جدول مشخص است، توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی AR(p) و MA(q) الگوهای متضادی دارند. در مورد AR(p)، تابع خودهمبستگی به‌طور هندسی یا نمایی تنزل می‌یابد، اما توابع خودهمبستگی جزئی بعد از تعداد وقفه مشخصی، محدود می‌شوند. این موضوع برای فرایند MA(q) کاملاً متضاد است.

جدول ۲: الگوهای نمونه تابع خودهمبستگی و تابع خودهمبستگی جزئی

نوع مدل	الگوی خاص ACF	الگوی خاص PACF
AR(p)	زوال نمایی یا الگوی موج سینوسی کاهنده یا هر دو	جهش‌های قابل توجه تا وقفه p
MA(q)	جهش‌های قابل توجه تا وقفه q	میرا به طور نمایی
ARMA(p,q)	زوال نمایی	زوال نمایی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

ضرایب خودهمبستگی برای متغیر رشد نقدینگی نشان می‌دهند که تمام این آماره تا بی نهایت اختلاف معنی‌دار از صفر دارد و از سوی دیگر، چهار وقفه از ضرایب

---

[30] AutoRegressive (AR)

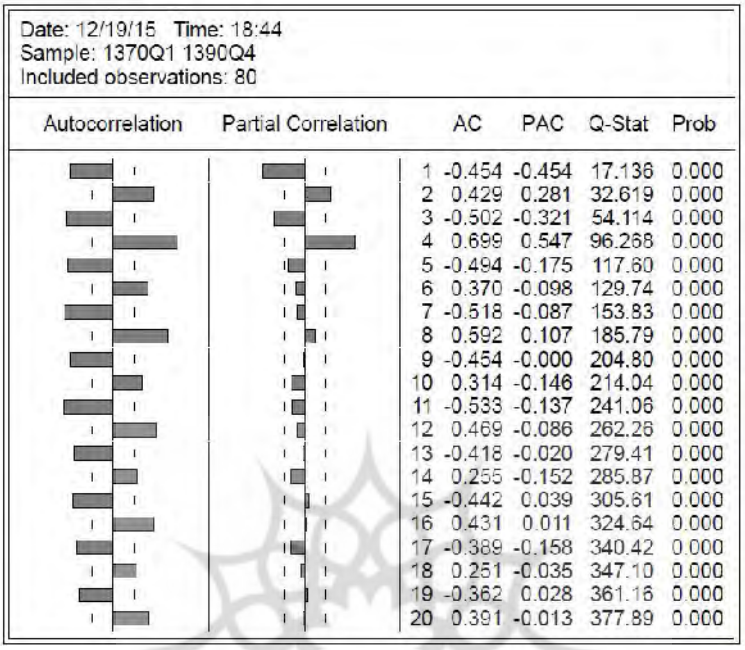
[31] Moving Average (MA)

[32] Box-Jenkins methodology

[۳۳] دمودار گجراتی

همبستگی جزئی اختلاف از صفر داشته و دیگر ضرایب خودهمبستگی جزئی برابر صفر است. بر این اساس می‌توان به این نتیجه رسید که متغیر رشد نقدینگی باید یک فرایند AR(4) باشد که با توجه به فصلی بودن آمار مورد استفاده چندان دور از ذهن نیست.

نمودار ۱: نمودار همبستگی نگار سری زمانی رشد نقدینگی


Date: 12/19/15 Time: 18:44
Sample: 1370Q1 1390Q4
Included observations: 80

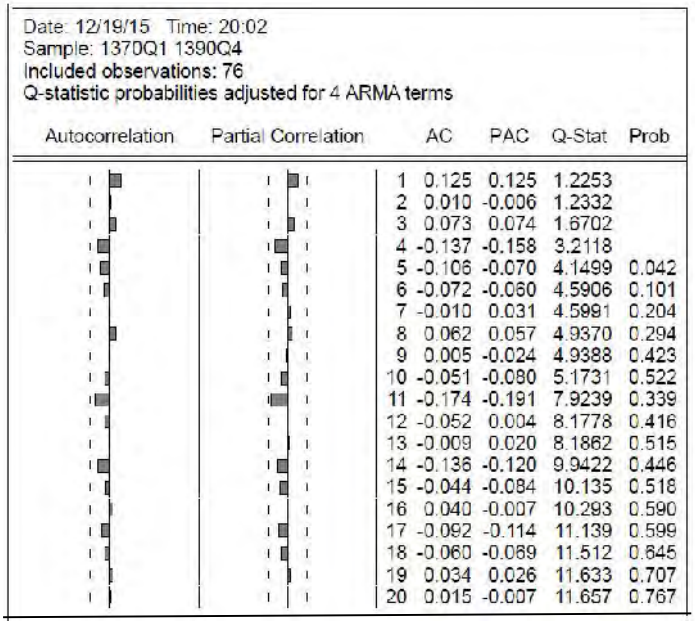
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.454	-0.454	17.136	0.000
		2	0.429	0.281	32.619	0.000
		3	-0.502	-0.321	54.114	0.000
		4	0.699	0.547	96.268	0.000
		5	-0.494	-0.175	117.60	0.000
		6	0.370	-0.098	129.74	0.000
		7	-0.518	-0.087	153.83	0.000
		8	0.592	0.107	185.79	0.000
		9	-0.454	-0.000	204.80	0.000
		10	0.314	-0.146	214.04	0.000
		11	-0.533	-0.137	241.06	0.000
		12	0.469	-0.086	262.26	0.000
		13	-0.418	-0.020	279.41	0.000
		14	0.255	-0.152	285.87	0.000
		15	-0.442	0.039	305.61	0.000
		16	0.431	0.011	324.64	0.000
		17	-0.389	-0.158	340.42	0.000
		18	0.251	-0.035	347.10	0.000
		19	-0.362	0.028	361.16	0.000
		20	0.391	-0.013	377.89	0.000

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بعد از برآورد فرایند AR(4) و بررسی نوفه سفید بودن پسماندهای رگرسیون برآوردشده، مشخص شد که این پسماندها نوفه سفید هستند (نمودار ۲). بنابراین می‌توان بیان نمود که سری زمانی متغیر رشد نقدینگی از یک فرایند AR(4) پیروی می‌کند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نمودار ۲: نمودار همبستگی‌نگار پسماندهای رگرسیون AR(4) متغیر رشد نقدینگی


Date: 12/19/15 Time: 20:02
Sample: 1370Q1 1390Q4
Included observations: 76
Q-statistic probabilities adjusted for 4 ARMA terms

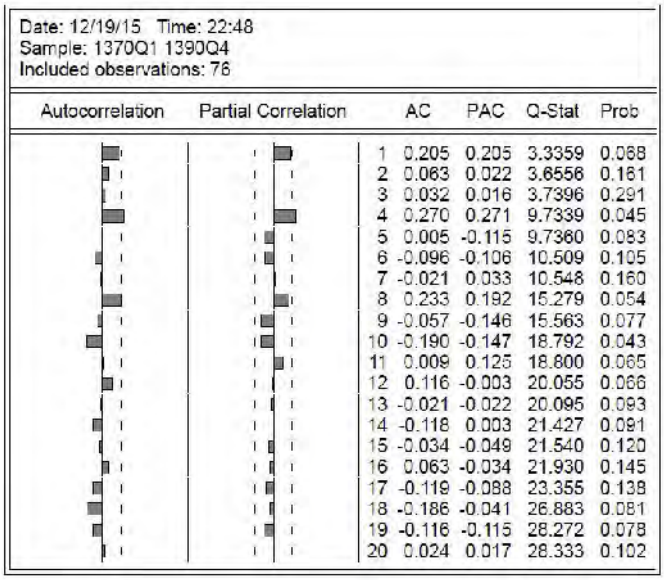
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.125	0.125	1.2253	
		2	0.010	-0.006	1.2332	
		3	0.073	0.074	1.6702	
		4	-0.137	-0.158	3.2118	
		5	-0.106	-0.070	4.1499	0.042
		6	-0.072	-0.060	4.5906	0.101
		7	-0.010	0.031	4.5991	0.204
		8	0.062	0.057	4.9370	0.294
		9	0.005	-0.024	4.9388	0.423
		10	-0.051	-0.080	5.1731	0.522
		11	-0.174	-0.191	7.9239	0.339
		12	-0.052	0.004	8.1778	0.416
		13	-0.009	0.020	8.1862	0.515
		14	-0.136	-0.120	9.9422	0.446
		15	-0.044	-0.084	10.135	0.518
		16	0.040	-0.007	10.293	0.590
		17	-0.092	-0.114	11.139	0.599
		18	-0.060	-0.069	11.512	0.645
		19	0.034	0.026	11.633	0.707
		20	0.015	-0.007	11.657	0.767

مأخذ: یافته‌های تحقیق

البته باید توجه داشت که اگرچه پسماندهای رگرسیون برآوردشده نوفه سفید می‌باشند، اما دلیلی ندارد که واریانس یا توان دوم پسماندها نیز این خاصیت نوفه سفیدبودن را از خود به نمایش بگذارند. نمودار ۳ نشان می‌دهد که برخلاف پسماندهای رگرسیون، توان دوم این پسماندها، حداقل در برخی از وقفه‌ها، دارای ضرایب خودهمبستگی معنی‌دار بوده و نیز فرضیه نوفه سفیدبودن آنها رد می‌شود. از آنجائی که توان دوم پسماندها به‌گونه‌ای نشانگر گشتاور مرتبه دوم است، این نتیجه حکایت از وجود ناهمسانی واریانس شرطی به شرط اطلاعات گذشته در این سری زمانی دارد. بنابراین لازم است از مدل‌های خانواده ARCH و یا حالت تعمیم‌یافته آنها (مدل‌های GARCH) استفاده نمود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نمودار ۳: نمودار همبستگی‌نگار توان دوم پسماندهای رگرسیون AR(4) متغیر رشد نقدینگی


Date: 12/19/15 Time: 22:48
Sample: 1370Q1 1390Q4
Included observations: 76

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.205	0.205	3.3359	0.068
		2	0.063	0.022	3.6556	0.161
		3	0.032	0.016	3.7396	0.291
		4	0.270	0.271	9.7339	0.045
		5	0.005	-0.115	9.7360	0.083
		6	-0.096	-0.106	10.509	0.105
		7	-0.021	0.033	10.548	0.160
		8	0.233	0.192	15.279	0.054
		9	-0.057	-0.146	15.563	0.077
		10	-0.190	-0.147	18.792	0.043
		11	0.009	0.125	18.800	0.065
		12	0.116	-0.003	20.055	0.066
		13	-0.021	-0.022	20.095	0.093
		14	-0.118	0.003	21.427	0.091
		15	-0.034	-0.049	21.540	0.120
		16	0.063	-0.034	21.930	0.145
		17	-0.119	-0.088	23.355	0.138
		18	-0.186	-0.041	26.883	0.081
		19	-0.116	-0.115	28.272	0.078
		20	0.024	0.017	28.333	0.102

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بعد از به‌کارگیری مدل‌های GARCH مختلف و مقایسه آن‌ها با یکدیگر، در نهایت مدل GARCH(2,2) از سایر مدل‌ها مناسب‌تر تشخیص داده شد. بر این اساس اقدام به برآورد این مدل برای متغیر رشد نقدینگی نمودیم. نتایج این تخمین در جدول ۳ آورده شده است.

جدول ۳: برآورد مدل *GARCH* برای متغیر رشد نقدینگی

متغیر	ضرایب	آماره z	سطح احتمال
عرض از مبدأ	۷/۱۶۰	۱/۸۱۳	۰/۰۶
RESID(-1)^2	-۰/۰۹۳	-۲/۷۲۵	۰/۰۰
RESID(-2)^2	۰/۰۹۸	-۱/۰۲۳	۰/۰۷
GARCH(-1)	۱/۱۹۳	۳/۶۸۷	۰/۰۰
GARCH(-2)	-۰/۷۸۹	-۳/۷۵۳	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق (پیوست ۱)

حال برای اینکه نتایج به دست آمده از مدل GARCH فوق قابل اتکاء باشند، لازم است این نتایج با استفاده از شاخص‌های نیکوئی برازش نظیر آزمون وجود یا عدم

وجود خودهمبستگی و نیز آزمون ناهمسانی واریانس و تشخیص وجود اثر ARCH مورد ارزیابی قرار گیرند.

برای انجام آزمون وجود یا عدم وجود خودهمبستگی در مدل برآورد شده، از آزمون ضریب لاگرانژ[۳۴] بروش-گادفری[۳۵] استفاده و نتایج بر اساس جدول ۴ خلاصه شدند.

جدول ۴: آزمون ضریب لاگرانژ بروش-گادفری

F-statistic	۱/۵۹	Prob.F(1,78)	۰/۲۱
Obs*R-squared	۱/۵۹	Prob. Chi-Square(1)	۰/۲۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همانطور که در جدول ۴ مشخص است، آزمون ضریب لاگرانژ بروش-گادفری برای خودهمبستگی، نشان‌دهنده نبود خودهمبستگی بین پسماندهای حاصل از مدل می‌باشد.

همچنین از آنجا که وجود ناهمسانی واریانس در اجزای اخلال دلیلی بر وجود اثر ARCH است، لذا باید ناهمسانی واریانس بین باقیمانده‌های مدل نیز مورد بررسی قرار گیرند. برای تشخیص ناهمسانی واریانس از آزمون ضریب لاگرانژ (LM) که در سال ۱۹۸۲توسط انگل پیشنهاد شده است، استفاده می‌شود. نتایج این آزمون در جدول ۵ نشان داده شده است.

جدول ۵: آزمون LM برای تشخیص اثر ARCH

F-statistic	۴/۸۶	Prob.F(1,76)	۰/۰۳
Obs*R-squared	۴/۶۹	Prob. Chi-Square(1)	۰/۰۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول ۵ مشخص است، فرض وجود همسانی واریانس بین اجزای اخلال رد شده، لذا اثر ARCH وجود دارد.

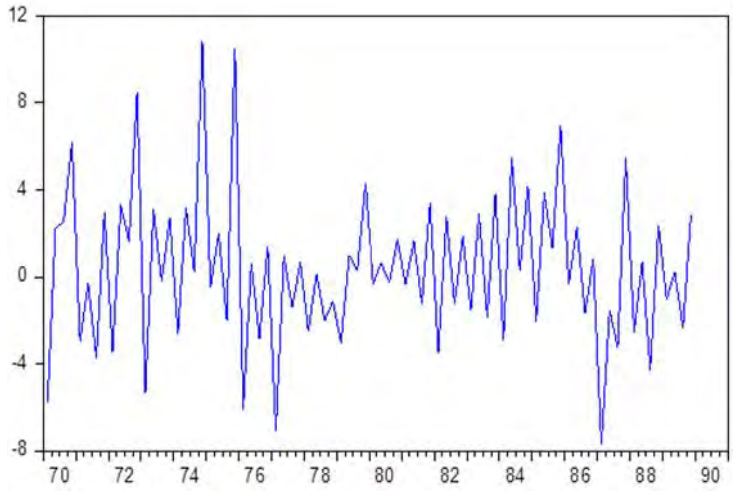
پس از انجام آزمون‌های نیکوئی برازش می‌توان با ایجاد سری باقیمانده‌های این مدل GARCH، سری نااطمینانی نسبت به رشد نقدینگی را تولید نمود. بنابراین داده‌های این سری، نماینده‌ای از نااطمینانی نسبت به رشد نقدینگی به عنوان یکی

[34] Lagrange Multiplier

[35] Breusch - Godfrey

از ابزارهای سیاست پولی می‌باشند. در نمودار ۴ متغیر نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی ترسیم شده است.

نمودار ۴: متغیر نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی



مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴-۴- معرفی و تخمین مدل

پس از معرفی شاخص نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی، می‌توان آثار این سیاست‌ها را بر متغیرهای کلان اقتصادی مورد بررسی قرار داد. به طور مشخص، در این قسمت لازم است این موضوع مورد بررسی قرار گیرد که آیا نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی می‌تواند به صورت منفی متغیرهای نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم و نرخ بیکاری را تحت تأثیر قرار دهد یا خیر. یکی از روش‌های مرسوم در بررسی روابط میان این متغیرها استفاده از مدل خودتوضیح برداری (VAR) می‌باشد، چنان‌که هرو و مورای[۳۶] (۲۰۱۳) نیز در مطالعه خود از این مدل به‌منظور بررسی روابط میان متغیرها استفاده نمودند. آنها به منظور تشریح دلایل استفاده از این مدل، این‌گونه استدلال نمودند که تصریح مدل VAR به‌گونه‌ای است که امکان تأثیرات متقابل میان متغیرهای رشد اقتصادی، تورم و نرخ بیکاری را فراهم می‌کند. علاوه بر این افزودن شوک‌های نااطمینانی از خانواده GARCH به عنوان یک متغیر برونزا در

[36] Herro, N. & J. Murray. (2013)

مدل نیز این امکان را فراهم می‌کند تا آثار نوسانات اقتصادی در طول زمان[۳۷] مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گیرد[۳۸].

فرض می‌شود $y_t = [g_t \ p_t \ u_t]'$ برداری از متغیرهای اقتصاد کلان درونزا باشد. بنابراین می‌توان یک مدل VAR از مرتبه p را به صورت زیر تعریف نمود:

$$y_t = A(L)y_{t-1} + \lambda m_t + \varepsilon_t$$

که در آن $A(L)$ وقفه توزیعی از درجه p، λ برداری از ضرایب که آثار نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی را بر متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم و نرخ بیکاری اندازه‌گیری می‌کند و ε_t نیز جمله خطای تصادفی با میانگین صفر و انحراف معیار ۱ می‌باشند. پیش از برآورد الگوی VAR لازم است تا تعداد وقفه‌های بهینه مدل تعیین شود. طبق ایده سیمز[۳۹] در مدل VAR تعیین متغیرهای مناسب جهت حضور در سیستم و تعیین تعداد وقفه بهینه از اهمیت فوق العاده‌ای برخوردار می‌باشد. به دلیل تعدد پارامترها[۴۰] در مدل‌های VAR بایستی به اصل صرفه جویی[۴۱]تکیه کرد. برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه، آماره‌های مختلفی از جمله آماره‌های نسبت درست نمایی (LR)، پیش بینی خطای نهایی (FPE)، آکائیک (AIC)، شوارتز (SC) و همچنین هنان-کوئین (HQ) وجود دارد. انجام آزمون تعداد وقفه‌های بهینه نشان می‌دهد که مدل VAR پیشنهادی بر اساس آماره‌های مختلف دارای ۲ وقفه بهینه می‌باشد. این نتایج در جدول ۶ نشان داده شده است.

جدول ۶: تعیین تعداد وقفه بهینه

وقفه	آماره LR	آماره FPE	آماره AIC	آماره SC	آماره HQ
۰	NA	۱۳۳۵۸/۸۲	۲۰/۸۵	۲۱/۰۲	۲۰/۹۱
۱	۵۹/۷۹	۴۹۲۹/۱۳	۱۹/۸۴	۲۰/۷۱	۲۰/۱۵
۲	۹۰/۹۳*	۴۷۰/۳۰*	۱۷/۴۶*	۱۹/۰۳*	۱۸/۰۱*
۳	۱۶/۳۳	۶۱۵/۶۷	۱۷/۶۴	۱۹/۹۱	۱۸/۴۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[37] Time-Varying Macroeconomic Volatility

[38] Herro, N. & J. Murray. (2013)

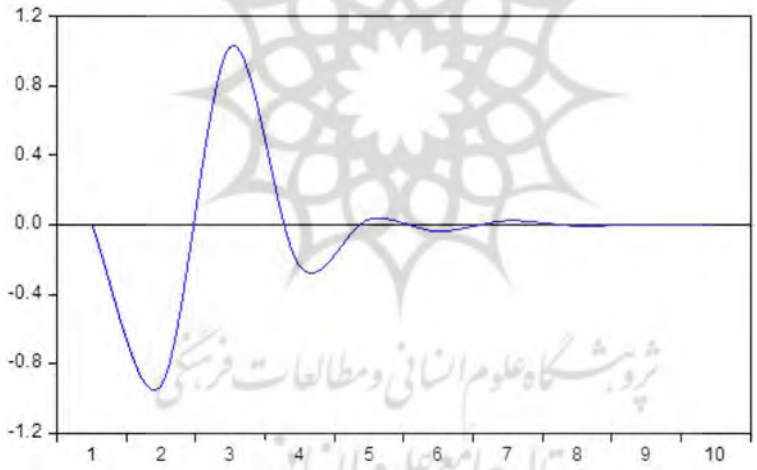
[39] Sims (1970)

[40] Over Parameterized

[41] Parsimony Principle

بنابراین لازم است مدل VAR پیشنهادی با ۲ وقفه مورد برآورد قرار گیرد. پس از شناسایی و تخمین مدل مربوطه، لازم است تا روابط متقابل و پویای بین متغیرهای مدل نیز مورد بررسی قرار گیرند. برای این منظور می‌توان از تحلیل واکنش آنی[۴۲] استفاده نمود. نمودار ۵ نشان دهنده واکنش پویای متغیر رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه نسبت به شوک‌های نااطمینانی در سیاست پولی است. در این نمودار محور افقی زمان و محور عمودی اندازه انحراف از مقدار اولیه را نشان می‌دهد. مطابق این نمودار، افزایش نااطمینانی در حجم پول به عنوان معیاری از سیاست‌های پولی بلافاصله موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود، اما به تدریج و از دوره دوم رشد تولید ناخالص داخلی افزایش می‌یابد. این نتیجه با مبانی نظری آثار نااطمینانی بر رشد اقتصادی سازگار است. بر اساس مبانی نظری، نااطمینانی می‌تواند هم اثر مثبت و هم اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته باشد. در مدل مورد استفاده در این تحقیق، افزایش نااطمینانی در سیاست‌های پولی ابتدا و در کوتاه مدت باعث کاهش رشد اقتصادی شده است، اما به تدریج و با آشکارشدن آثار سیاست‌های پولی، فعالان اقتصادی بر اساس نظریه تخریب خلاق، خود را با این نااطمینانی مطابقت داده و رشد اقتصادی افزایش می‌یابد.

نمودار ۵: واکنش پویای متغیر رشد GDP نسبت به نااطمینانی سیاست پولی

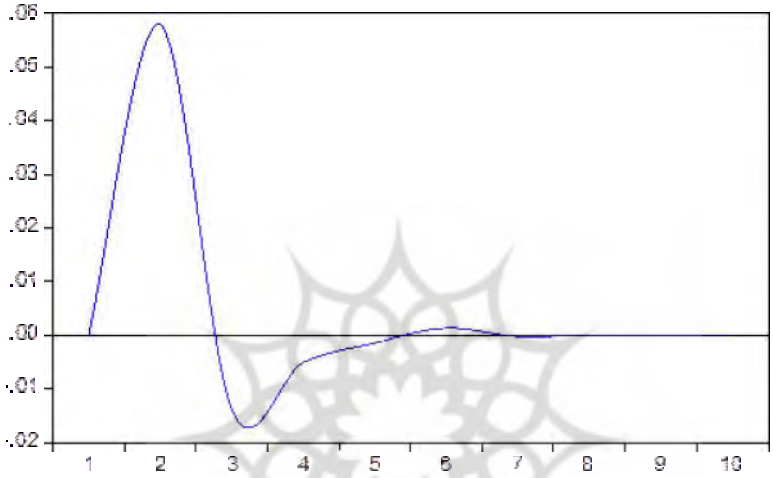


مأخذ: یافته‌های تحقیق

[42] Impulse Response

واکنش پویای متغیر نرخ تورم نسبت به شوک‌های نااطمینانی در سیاست پولی در نمودار ۶ نشان داده شده است. این نمودار بیان می‌دارد که افزایش نااطمینانی در حجم پول اثر شدیدی بر افزایش نرخ تورم خواهد داشت. این نتیجه را می‌توان این‌گونه توضیح داد که با افزایش نااطمینانی، برآورد هزینه‌ها و درآمدهای آتی فعالیت‌ها غیرشفاف شده و این امر به نوبه خود می‌تواند منجر به تخصیص غیربهینه منابع و کاهش کارایی فعالیت‌های اقتصادی شود. بدین ترتیب افزایش نااطمینانی، هزینه‌های مبادله بازار را افزایش داده و با افزایش پراکندگی قیمت‌های نسبی موجب ایجاد تورم می‌شود.

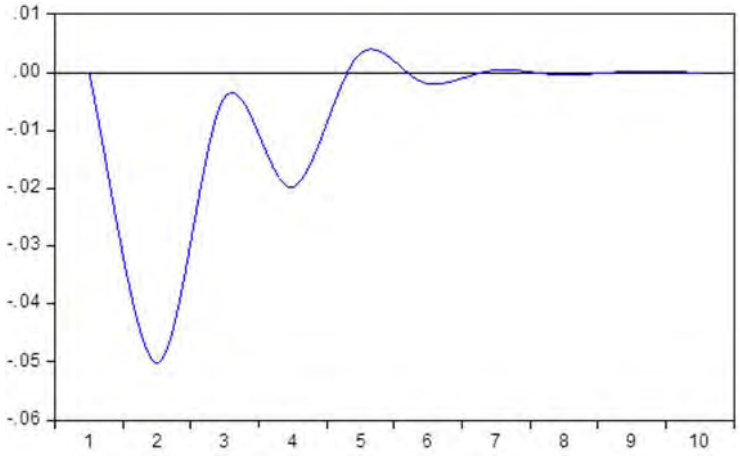
نمودار ۶: واکنش پویای متغیر نرخ تورم نسبت به نااطمینانی سیاست پولی



مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۷ نشان دهنده واکنش پویای متغیر نرخ بیکاری نسبت به شوک‌های نااطمینانی در سیاست پولی است. مطابق این نمودار، افزایش نااطمینانی در سیاست‌های پولی بیشترین اثر را بر نرخ بیکاری خواهد داشت. به طوری‌که با افزایش نااطمینانی در سیاست‌های پولی، نرخ بیکاری کاهش می‌یابد و مانایی تأثیر آن نیز از سایر متغیرهای اقتصادی بیشتر است. این نتیجه را می‌توان این‌گونه توضیح داد که افزایش نااطمینانی در سیاست‌های پولی باعث افزایش نرخ تورم شده و این افزایش نرخ تورم به نوبه خود از طریق منحنی فیلیپس، نرخ بیکاری را کاهش می‌دهد.

نمودار ۷: واکنش پویای متغیر نرخ بیکاری نسبت به نااطمینانی سیاست پولی



مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

بانک مرکزی دو هدف اصلی ثبات نرخ تورم و ثبات نرخ بیکاری در سطح بهینه خود را بر عهده دارد، اما اولویت هر یک از این اهداف و نیز نحوه واکنش بانک مرکزی به تغییر هر یک از این نرخ‌ها معمولاً ناشناخته است. فعالان اقتصادی در اغلب موارد تصمیمات خود را بر اساس انتظاراتی که از هر یک از متغیرهای اقتصادی دارند شکل می‌دهند. اما مشخص است که در شرایط وجود نااطمینانی نسبت به سیاست‌های دولت (از جمله سیاست‌های پولی)، فعالان اقتصادی نمی‌توانند چشم‌انداز دقیقی نسبت به سیاست‌های اتخاذشده توسط دولت داشته و بنابراین احتمالاً در تصمیم‌گیری‌های خود با مشکلاتی مواجه خواهند شد. از این رو، در این تحقیق آثار عدم اطمینان نسبت به سیاست‌های پولی به‌عنوان یکی از شوک‌های اقتصادی مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

به‌منظور شناسایی میزان نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی در ایران و آثار اقتصادی آن ابتدا با استفاده از مدل واریانس شرطی ناهمسان تعمیم یافته (GARCH)، شاخصی برای نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی ارایه شد. سپس با استفاده از این شاخص و به‌کارگیری مدل خودتوضیح برداری (VAR) آثار نااطمینانی در سیاست‌های پولی بر متغیرهای نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم و نرخ بیکاری مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از مدل VAR نشان داد که افزایش نااطمینانی در سیاست‌های پولی باعث افزایش نوسانات در متغیرهای اقتصاد کلان

خواهد شد. به طوری‌که افزایش نااطمینانی در سیاست پولی در کوتاه مدت نرخ رشد اقتصادی را کاهش خواهد داد، اما به تدریج و با آشکارشدن آثار سیاست‌های پولی، فعالان اقتصادی خود را با این نااطمینانی مطابقت داده و رشد اقتصادی افزایش می‌یابد.

افزایش نااطمینانی در سیاست‌های پولی همچنین می‌تواند باعث افزایش تورم و کاهش بیکاری شود. این نتیجه می‌تواند یک دلالت سیاست‌گذاری مهم را به دنبال داشته باشد. از آنجا که بانک مرکزی دو هدف اصلی تثبیت نرخ تورم و نرخ بیکاری در سطح بهینه خود را بر عهده دارد، لذا می‌تواند از طریق افزایش شفافیت و یا کاهش آن نسبت به مدیریت نرخ تورم و نرخ بیکاری در سطح بهینه آنها اقدام نماید. بر این اساس می‌توان بیان نمود که، در صورتی که اولویت اصلی بانک مرکزی کاهش نرخ تورم باشد، لازم است تا شفافیت سیاست‌های اعمال‌شده توسط خود را افزایش دهد. چراکه با افزایش شفافیت و کاهش نااطمینانی در سیاست‌های پولی، نرخ تورم نیز کاهش خواهد یافت. بنابراین افزایش شفافیت بانک مرکزی به خصوص در کشورهایی که دارای تورم بالا می‌باشند (نظیر ایران) از اهمیت فوق‌العاده‌ای برخوردار است. اما از طرف دیگر، در صورتی که به جای کاهش تورم، کاهش نرخ بیکاری به عنوان اولویت اصلی بانک مرکزی انتخاب شود، آنگاه لازم است تا نااطمینانی در سیاست‌های پولی نیز افزایش یابد. چراکه افزایش نااطمینانی در سیاست‌های پولی، کاهش نرخ بیکاری را به دنبال خواهد داشت.

از مباحث فوق می‌توان این‌گونه نتیجه گرفت که وجود نااطمینانی در سیاست‌های پولی به خودی خود خوب یا بد نمی‌باشد. خوب یا بد بودن وجود نااطمینانی در سیاست‌های پولی به نحوه انتخاب اولویت اصلی بانک مرکزی (تورم یا بیکاری) بستگی دارد. اگر اولویت اصلی بانک مرکزی کاهش تورم باشد، افزایش نااطمینانی در سیاست‌های پولی می‌تواند بانک مرکزی را از دستیابی به اهداف خود محروم نماید. اما اگر از سوی مدیران و سیاست‌گذاران پولی کشور، کاهش نرخ بیکاری به عنوان اولویت اصلی انتخاب شود، آنگاه بانک مرکزی می‌تواند از طریق افزایش نااطمینانی در سیاست‌های پولی خود به این هدف خود جامه عمل بپوشاند.

فهرست منابع:

پیرایی، خسرو و بهاره دادور. (۱۳۹۰). تأثیر تورم بر رشد اقتصادی در ایران با تاکید بر نااطمینانی، پژوهش‌های اقتصادی، دوره ۱۱، شماره ۱، صفحات ۸۰-۶۷.

حیدری، حسن، سهیلا پروین، عباس شاکری و سلیمان فیضی ینگجه. (۱۳۸۹). اثر نااطمینانی رشد اقتصادی بر رشد اقتصادی در ایران: مشاهداتی بر پایه مدل‌های GARCH، پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال چهاردهم، شماره ۴۳، صفحات ۲۱۰-۱۸۹.

دمودار گجراتی. (۱۳۹۴). اقتصادسنجی کاربردی، ترجمه دکتر نادر مهرگان و دکتر لطفعلی عاقلی، تهران، انتشارات نور علم.

دهمرده، نظر، مهدی صفدری و فرشید پورشهابی. (۱۳۸۸). مدل‌سازی نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، دوره ۱۷، شماره ۵۰، صفحات ۹۲-۷۷.

عباسیان، عزت‌اله، مهدی مرادپور اولادی و نادر مهرگان. (۱۳۹۱). تأثیرعدم اطمینان نرخ ارز واقعی بر رشد اقتصادی، مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۷، شماره ۱، صفحات ۱۶۹-۱۵۳.

فرزین‌وش، اسدا... و موسی عباسی. (۱۳۸۵). بررسی ارتباط بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران با استفاده از مدل‌های GARCH و حالت – فضا (۱۳۸۲-۱۳۴۰)، مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۱، شماره ۳، صفحات ۵۵-۲۵.

کاظمی، مجتبی، سید عبدالمجید جلایی اسفندآبادی و حسین اکبری‌فرد. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از شبکه‌های عصبی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۴، شماره ۱۵، صفحات ۴۰-۲۵.

محمدی، تیمور و رضا طالبلو. (۱۳۸۹). پویایی‌های تورم و رابطه تورم و عدم اطمینان اسمی با استفاده از الگوی ARFIMA-GARCH، پژوهشنامه اقتصادی، دوره ۱۰، شماره اول، صفحات ۱۷۰-۱۳۷.

Aisen, A. & F. Veiga. (2013). How does Political Instability Affect Economic Growth?, European Journal of Political Economy, Volume 29, Pages 151–167.

Aghion, P. & P. Howitt. (1992). A Model of Growth Through Creative Destruction, Econometrica, Volume 60, Pages 323-351.

Baker, S., N. Bloom & S. Davis. (2012). Has Economic Policy Uncertainty Hampered the Recovery?, Initiative on Global Markets, Working Paper No. 70, The University of Chicago.

Barro, R.J. & J.W. Lee. (1994). Sources of economic growth. In Carnegie-Rochester conference series on public policy, Volume 40, Pages 1-46.

Bernanke, B.S. (2007). Speech: Cato Institute 25th Annual Monetary Conference, Washington, D.C.

Bernanke, B.S. & F.S. Mishkin. (1997). Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy? Journal of Economic Perspectives, Volume 11, Pages 97-116.

Brogaard, J. & A. Detzel. (2015). The asset-pricing implications of government economic policy uncertainty, Management Science, Volume 61, No. 1, Pages 3-18.

Cecchetti, S. G., & M. Ehrmann. (1999). Does inflation targeting increase output volatility? An international comparison of policymakers' preferences and outcomes, No. w7426. National bureau of economic research.

Cecchetti, S.G. & S. Krause. (2002). Central bank Structure, Policy Efficiency, and Macroeconomic Performance: Exploring Empirical Relationships, Federal Reserve Bank of St. Louis Review, pages 47-60.

Cecchetti, S.G., A. Flores-Langunes & S. Kruase. (2006). Has Monetary Policy Become More Efficient? A Cross-Country Analysis, The Economic Journal, Volume 116, Pages 408-433.

Chang, B.Y. & B. Feunou. (2013), Measuring uncertainty in Monetary Policy using Implied Volatility and Realized Volatility, (No. 2013-37). Bank of Canada Working Paper.

Cukierman, A. & A.H. Meltzer. (1986). A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation Under Discretion and Asymmetric Information, Econometrica: Journal of the Econometric Society, Volume 1, Pages 1099-1128.

Deveraux, M. (1989). A Positive Theory of Inflation and Inflation Variance, Economic Inquiry, Volume 27, Pages 105–116.

Friedman, M. (1977). Nobel Lecture: Inflation and Unemployment, Journal of Political Economy, Volume 85, Pages 451–472.

Grier, K. & M. Perry. (1998). On Inflation and Inflation Uncertainty in the G7 Countries, Journal of International Money and Finance, Volume 17, Pages 671–689.

Grüner, H.P., B. Hayo & C. Hefeker. (2005). Unions, Wage Setting and Monetary Policy Uncertainty, No. 490. European Central Bank.

Herro, N. & J. Murray. (2013). Dynamics of Monetary Policy Uncertainty and the Impact on the Macroeconomy, Economics Bulletin, Volume 33, No.1, Pages 257-270.

Hopenhayn, H., E. Maria & M.Muniagurría. (1993). Policy Variability and Economic Growth, Economics Working Papers 30, Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra.

Jetter, M., A. Nikolsko-Rzhevskyy & W.T. Smith. (2013). The Effects of Wage Volatility on Growth, Journal of Macroeconomics, Volume 37, Pages 93-109.

Schumpeter, J.A. & R. Fels. (1939). Business cycles, Cambridge Univ Press, Volume 1, Pages 161-174.

Sum, V. (2012). Economic Policy Uncertainty and Stock Market Performance: Evidence from the European Union, Croatia, Norway, Russia, Switzerland, Turkey and Ukraine, Journal of Money, Investment and Banking, Volume 25, pages 99-104.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست:

پیوست ۱: نتایج آزمون GARCH

Dependent Variable: RM
Method: ML - ARCH
Date: 01/21/15 Time: 05:29
Sample (adjusted): 1370Q1 1389Q4
Included observations: 80 after adjustments
Convergence achieved after 27 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*RESID(-2)^2 + C(5)*GARCH(-1) + C(6)*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
@SQRT(GARCH)	1.741079	0.193813	8.983312	0.0000
Variance Equation				
C	7.160609	3.948619	1.813446	0.0698
RESID(-1)^2	-0.093800	0.034416	-2.725436	0.0064
RESID(-2)^2	0.098739	0.056055	1.761474	0.0782
GARCH(-1)	1.193682	0.323741	3.687149	0.0002
GARCH(-2)	-0.789630	0.210358	-3.753739	0.0002

R-squared	0.091892	Mean dependent var	6.317121
Adjusted R-squared	0.091892	S.D. dependent var	3.625935
S.E. of regression	3.455324	Akaike info criterion	5.360431
Sum squared resid	943.2017	Schwarz criterion	5.539083
Log likelihood	-208.4173	Hannan-Quinn criter.	5.432058
Durbin-Watson stat	2.792687		

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی