فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال دهم/ شماره ۲/ تابستان ۱۴۰۲/ صفحات ۲۴۴-۲۱۵

سیاست پولی و تئوری فیشر در اقتصاد ایران (خودرگرسیونی برداری ساختاری)

حسن حیدری

استاد اقتصاد دانشگاه ارومیه، h.heidari@urmia.ac.ir

ساناز شهبازی*

مربی اقتصاد، دانشگاه محقق اردبیلی، s.shahbazi@urmia.ac.ir

وحید نیک پی پسیان

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه ارومیه، v.nikpey@urmia.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۲/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۶/۱۳

چکیده

هدف تحقیق حاضر بررسی ارتباط سیاست پولی و تئوری فیشر در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های فصلی طی بازه زمانی ۱۴۰۰-۱۳۷۰ براساس الگوی خودرگرسیونی برداری ساختاری (SVAR) با بهره گرفتن از متغیرهای سیاست پولی، نرخ بهره، نرخ تورم، نرخ بیکاری و تولید ناخالص داخلی به برآورد مدل پرداخته است. با توجه به نتایج به دست آمده از متغیرهای پژوهش حاضر، بین تکانه پولی و نرخ بهره در بلندمدت رابطه معناداری چه در جهت مثبت و چه در جهت منفی به دست نیامده است، نتیجهٔ حاصل شده با قاعده فیشر که بین تورم و نرخ بهرهٔ واقعی در بلندمدت رابطه‌ای قائل نیست، همسو و هم‌جهت بوده، لذا می‌توان بیان نمود که در بلندمدت قاعده فیشر در ایران معتبر می‌باشد. بر اساس نتایج تحقیق پیشنهاد می‌گردد سیاست‌مداران از اعمال سیاست پولی با هدف اثرگذاری بر نرخ بهره و افزایش تولید اجتناب نمایند. همچنین، سیاست‌گذاران بانک مرکزی باید از طریق نزدیک کردن نرخ سود تسهیلات اعطایی بخش‌های گوناگون به هم و کاهش نرخ سود بخش بازرگانی تعادل منطقی بین نرخ بهره واقعی و رشد اقتصادی به وجود آورند.

واژه‌های کلیدی: تئوری فیشر، سیاست پولی، ایران، SVAR.

طبقه‌بندی JEL: E31، E43.

---

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱-مقدمه

در ادبیات اقتصادی، دو اثر در مورد رابطه بین نرخ تورم و نرخ بهره وجود دارد که به عنوان اثر فیشر و اثر نقدینگی شناخته می‌شوند. از نظر تأثیر نقدینگی، افزایش انتظارات تورمی منجر به افزایش هزینه نگهداری پول شده و تقاضای پولی افراد را کاهش می‌دهد. در نتیجهٔ کاهش تقاضای پولی افراد، تقاضا برای دارایی‌های مالی افزایش می‌یابد. در این حالت، عرضه پول در بازارهای مالی افزایش یافته (فریدمن[۱]، ۱۹۶۸) و براین اساس، یک روند نزولی در نرخ‌های بهره اسمی وجود خواهد داشت (میشکین[۲]، ۱۹۸۱). از طرفی، اثر فیشر اولین بار توسط ایروینگ فیشر[۳] در سال ۱۹۳۰ مطرح شد، که فرض می‌کند، افزایش نرخ تورم یک به یک در نرخ بهره اسمی منعکس می‌شود و این بدان معنا است که نرخ بهره واقعی بدون تغییر باقی می‌ماند (فیشر، ۱۹۳۰). اثر فیشر به عنوان یک رابطهٔ مثبت بین نرخ تورم و نرخ بهره شناخته می‌شود که علیت از نرخ تورم به نرخ بهره متغیر است (دوگان و همکاران[۴]، ۲۰۲۰).

همچنین فیشر «مضرات بی‌ثباتی پولی» را تشخیص داد، یعنی «تغییرات دوره‌ای در سطح قیمت‌ها، ایجاد بحران‌های متناوب و رکود تجاری». او استدلال کرد که "فقط با آگاهی، در مورد اصول و حقایق مربوط، می‌توان از ایجاد چنین نوساناتی جلوگیری یا آنها را کاهش داد و ضررهای ناشی از آنها را کنترل یا کاهش داد. اصول اصلی که کار فیشر را هدایت می‌کرد در نظریه کمیت پول و نظریه عدم تعادل پولی تجسم یافت. اولی معتقد بود که، قدرت خرید پول (متقابل سطح قیمت) بستگی به مقدار پول نسبت به اثر واقعی (تجارت) دارد. اگر اقتصاد در اشتغال کامل باشد و سرعت پول ثابت باشد، قدرت خرید پول با موجودی پول رابطه معکوس دارد. اگر پول در راستای تجارت حرکت کند و سرعت ثابت باشد، تعادل پولی حاکم است و ارزش پول نیز ثابت خواهد ماند (فیشر، ۱۹۲۰). دیدگاه سنتی در مورد نرخ سود اسمی عمدتاً آن را به عنوان یک نهادهٔ غیرمنفی در نظر گرفته است. همان‌طور که هیکس[۵] (۱۹۳۷) اظهار داشت: «اگر

---

[1] Friedman
[2] Mishkin
[3] Irving Fisher
[4] Dogan et al.
[5] Hicks

هزینه نگهداری پول نادیده گرفته شود و نرخ بهره بیشتر از صفر نباشد، نگهداری پول به جای وام دادن آن سودآور خواهد بود. در نتیجه، نرخ بهره باید همیشه مثبت باشد». این استدلال بر اساس مبانی منطقی کینز[1] (۱۹۳۶)، ضمن تأکید بر ترجیح نقدینگی عوامل اقتصادی و مفید بودن نگهداری پول همیشه مثبت است (کینز، ۱۹۳۶)، حتی اگر پول بیشتری برای معاملات یا انگیزه‌های احتیاطی در نظر گرفته شود (هیکس، ۱۹۳۷).

سیاست پولی از طریق تغییر در پیش‌بینی‌های مدت‌دار وارد اقتصاد می‌شوند، در حالی- که نرخ‌های بهره مورد انتظار در آینده به طور کامل تحت تأثیر قرار نمی‌گیرد. این یافته یک چالش برای مدل‌های کمی-نظری مورد استفاده برای تجزیه و تحلیل سیاست پولی است. علاوه براین، در عمل، هدف مدیریت انتظارات، سیاست پولی آینده بخشی جدایی‌ناپذیر از بانک‌داری مرکزی مدرن است (وودفورد[2]، ۲۰۰۵).

از جملهٔ متغیرهای مهم که توجه بسیار زیاد اندیشمندان اقتصادی را به خود جلب کرده است و نقشی به سزا در بهبود رشد اقتصادی جوامع دارد، متغیرهای نرخ تورم و نرخ بهره می‌باشند. نحوه سنجش نرخ تورم و نرخ بهره در برخی از کشورها با یکدیگر متفاوت است و به پارامترهای اقتصادی و ویژگی‌های آن کشور بستگی دارد. نرخ بهره دراقتصاد ایران به دلیل اینکه توسط مقامات پولی و بدون ارتباط با عرضه و تقاضای پول مشخص می‌شود و حالت دستوری دارد، کاربرد وسیعی در مکانیزم‌های اثرگذاری پولی به معنی شاخصی از ارزش دارایی‌های قابل تبدیل به پول را ندارد. در چنین مواردی نرخ تورم به عنوان معیاری برای هزینه فرصت نگهداری پول و نیز برآورد غیرمستقیم کشش بهره‌ای تقاضا برای پول در نظر گرفته می‌شود. در این شرایط است که با افزایش تقاضا برای سایر دارایی‌ها، قیمت آنها افزایش یافته و در نتیجه نرخ بهره کم می‌شود .کاهش نرخ بهره، می‌تواند سرمایه‌گذاری و تقاضای کل را افزایش داده و بر میزان تولید اثر بگذارد. به عبارت دیگر در اقتصاد ایران، به دلیل ضعف بازارهای مالی، صاحبان سرمایه سعی می‌کنند پس از افزایش حجم پول در جامعه، دارایی‌های واقعی مانند اتومبیل، خانه خود را جانشین پول کنند و این امر سبب افزایش تقاضا می‌گردد و علت این افزایش تقاضا افزایش سرمایه‌گذاری نبوده، بلکه تنها انتظارات تورمی و بازده

[1] Keynes
[2] Woodford

مناسب نگهداری این گونه ثروت‌هاست که صاحبان سرمایه را تشویق به خرید آن نموده است (بیدآبادی[1]، ۱۳۸۳). لذا، اعمال سیاست‌های پولی از طریق افزایش حجم پول نمی‌تواند تاثیر مثبتی بر متغیرهای واقعی اقتصاد، از جمله تولید داشته باشد. در اقتصاد ایران کاهش نرخ بهره که هدف از آن افزایش حجم پول می‌باشد، نه تنها باعث افزایش تولید و حجم سرمایه‌گذاری نمی‌شود، بلکه افزایش تورم را به همراه دارد. بنابراین، وجود انتظارات تورمی بالا در اقتصاد ایران، اثرگذاری سیاست پولی بر سرمایه-گذاری و در نتیجه بر تولید را دچار مشکل ساخته است.

بنابراین با توجه به اهمیت موارد مذکور، مطالعه حاضر به بررسی ارتباط بین نرخ بهره و تورم و سیاست پولی در قالب تئوری فیشر با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری طی بازۀ زمانی ۱۴۰۰-۱۳۷۰ در اقتصاد ایران می‌پردازد. ساختار مطالعه حاضر بدین صورت است که ابتدا به بیان مبانی نظری و پیشینه پژوهش پرداخته می‌شود و سپس روش‌شناسی و الگوی پژوهش بیان خواهد شد؛ در ادامه یافته‌های پژوهش و در پایان نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه خواهد شد.

۲-ادبیات موضوع

طبق نظریه فیشر، نرخ بهره اسمی برابر است با مجموع نرخ بهره واقعی و نرخ تورم مورد انتظار. این موضوع را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$i_t = r_t + \pi_t^e \qquad (۱)$$

i_t نرخ بهره اسمی، r_t نرخ بهره واقعی و π_t^e نرخ تورم مورد انتظار است که از مجموع نرخ تورم و خطای ترکیبی به دست می‌آید.

$$\pi_t^e = \pi_t + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

با جایگزینی نرخ تورم از معادلات (۲) به (۱)، نظریه فیشر را نیز می‌توان از معادله رگرسیون استخراج کرد:

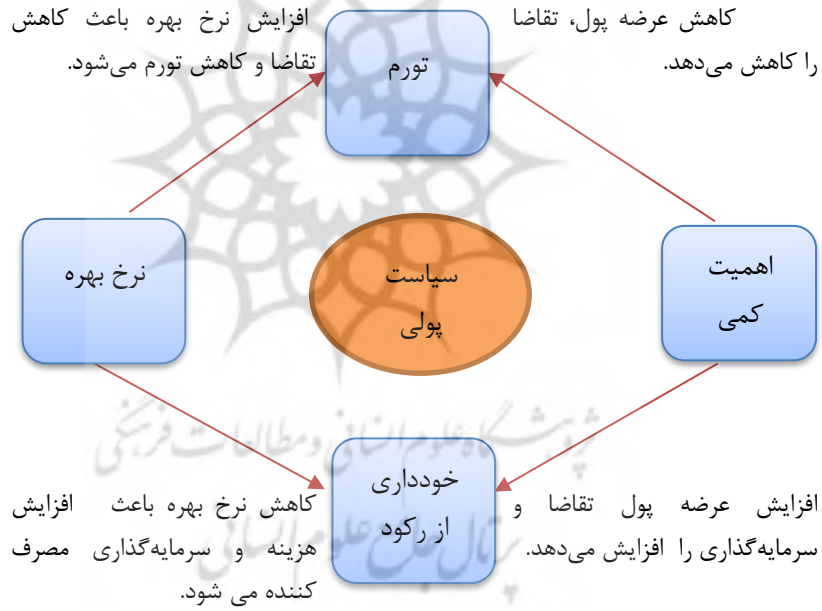
$$i_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_t + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

در معادله (۳)، مجموع β_0 بیانگر نرخ بهره واقعی است و β_1 ضریب نرخ تورم است، π_t میانگین نرخ تورم را نشان می‌دهد و انتظار می‌رود برابر با یک باشد. بیانگر این مطلب

[1] Bidabadi (2004)

است که آیا تغییر نرخ تورم به طور کامل در نرخ بهره اسمی منعکس شده است یا خیر. این وضعیت به عنوان یک اثر فیشر تعریف شده است (اناری و کولاری[1]، ۲۰۱۶؛ گرانویل و مالیک[2]، ۲۰۱۴).

سیاست پولی برخلاف سیاست مالی است، که بر مالیات، مخارج دولت و استقراض دولت به عنوان روش‌هایی برای مدیریت پدیده‌های چرخه تجاری مانند رکود اقتصادی تکیه می‌کند. همچنین سیاست پولی دربرگیرنده نرخ بهره و سایر ابزارهای پولی برای تأثیرگذاری بر سطوح مخارج مصرف کننده و تقاضای کل[3] است. سیاست پولی همچنین مربوط به حفظ نرخ پایدار رشد اقتصادی و پایین نگه داشتن بیکاری می‌باشد. با هدف تثبیت چرخه اقتصادی و پایین نگه داشتن تورم می‌تواند از رکود جلوگیری نماید. شکل (۱) اهداف سیاست پولی را به نمایش کشیده است:



شکل (۱): اهداف سیاست پولی

منبع: پتینگر[4]، ۲۰۲۰

[1] Anari & Kolari
[2] Granville & Mallick
[3] Aggregate Demand
[4] Pettinger

سیاست پولی نامتعارف[1] یک سیاست پولی است که به موجب آن بانک مرکزی مقادیر از پیش تعیین شده اوراق قرضه دولتی یا سایر دارایی‌های مالی (اوراق قرضه دولتی، اوراق قرضه شرکتی، سهام و ...) را به منظور تزریق پول به اقتصاد برای گسترش فعالیت‌های اقتصادی خریداری می‌کند. سیاست پولی نامتعارف به عنوان شکلی غیرمتعارف از سیاست پولی در نظر گرفته می‌شود، معمولاً زمانی که تورم بسیار پایین یا منفی و یا زمانی که ابزارهای سیاست پولی ناکارآمد شده‌اند، استفاده می‌شود. سیاست پولی نامتعارف توسط همه بانک‌های مرکزی بزرگ در سراسر جهان پس از بحران مالی جهانی ۲۰۰۸-۲۰۰۷ مورد استفاده قرار گرفته است، همچنین در خلال بحران اعتباری ۲۰۰۸-۲۰۰۹، بانک انگلستان نیز از سیاست پولی نامتعارف به‌عنوان بخشی از سیاست پولی استفاده کرد که شامل ایجاد پول به صورت الکترونیکی برای خرید دارایی‌ها (مانند اوراق قرضه دولتی از بانک‌ها) بود (پتینگر، ۲۰۲۰).

فیشر بیان می‌دارد که نرخ بهره اسمی با تورم مورد انتظار تطبیق داده می‌شود. محققان معتقدند که افزایش در نرخ رشد پولی، منجر به افزایش نرخ تورم می‌شود. اما اثری بر متغیرهای واقعی ندارد. برای درک ارتباط بین پول، تورم و نرخ بهره مهم است که نرخ بهره اسمی و نرخ بهره واقعی درک گردد. به طور ساده نرخ بهره اسمی نرخی است که شما از آن نرخ در بانکی که حساب دارید، آگاه هستید برای کشورهایی که دارای نرخ‌های بهره واقعی شبیه به هم هستند، نرخ‌های بهره اسمی آنها با توجه به انتظارات افراد در برابر نرخ‌های تورم متفاوت است. نرخ بهره اسمی به دلیل تغییر نرخ بهره واقعی و یا به واسطه تغییر نرخ تورم جابه‌جا می‌شود. بنابراین می‌توان گفت که از لحاظ تئوریک، رابطه بین نرخ بهره اسمی و نرخ تورم مثبت است و یک رابطه علی دو طرفه بین این دو متّغیر برقرار است (بیگمن و همکاران[2]، ۲۰۰۳).

پژوهش‌های بسیاری برای شناسایی علل تورم در اقتصاد ایران توسط پژوهشگران انجام شده است. اگرچه به دلیل وجود دیدگاه‌ها و نظریات مختلف اقتصادی، هر یک از پژوهشگران از زاویه‌ای خاص و با فرض‌های معینی به پژوهش در این زمینه پرداخته‌اند، اما بیشتر آنها به نتایج نسبتا مشابهی دست یافته‌اند. وجه مشترک این

[1] Quantitative Easing
[2] Bigman et al.

دسته از پژوهش‌ها را می‌توان در این جمله خلاصه نمود که تورم در اقتصاد ایران یک پدیده پولی است. طیب نیا[1] (۱۳۷۴)، کازرونی و اصغری[2] (۱۳۸۱)، داوودی و ذوالقدری[3] (۱۳۹۰)، سعیدی و همکاران[4] (۱۳۹۱) و خواجه محمدلو و خداویسی[5] (۱۳۹۶) در پژوهش‌های خود که به شناسایی عوامل ایجاد کننده تورم در اقتصاد ایران پرداختند، همگی به این نتیجه مشترک رسیدند که حجم نقدینگی از عوامل اصلی و مهم ایجاد تورم در ایران است. به‌عبارت دیگر به دلیل دستوری بودن نرخ بهره، این متغیر نمی‌تواند تاثیر چندانی بر افزایش تولید و حجم سرمایه‌گذاری داشته باشد، در تحت این شرایط نرخ تورم به عنوان معیاری برای هزینه فرصت نگهداری پول و نیز برآورد غیرمستقیم کشش بهره‌ای تقاضا برای پول در نظر گرفته می‌شود و این موضوع به - معنای آن است که با افزایش نرخ بهره نه تنها سبب افزایش تولید و حجم سرمایه- گذاری نمی‌گردد، بلکه موجبات افزایش تورم را نیز می‌شود و یکی از تاثیر گذارترین عوامل بر تورم نرخ بهره می‌باشد.

در این قسمت مطالعات مرتبط با عنوان تحقیق و یا مطالعاتی که برخی از کلیدواژه‌های پژوهش حاضر را دربرگرفته‌اند، به صورت مختصر شرح داده می‌شوند:

حسینی و همکاران[6] (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای اثرات متقابل بی‌ثباتی سیاست‌های پولی، مالی و نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران را طی بازه زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۷ بررسی نموده‌اند. نتایج برآورد آنان نشان داد که در بلندمدت بی‌ثباتی سیاست پولی بر بی‌ثباتی سیاست مالی تاثیر مستقیم و بی‌ثباتی سیاست مالی بر بی‌ثباتی سیاست پولی تاثیر منفی و بر بی‌ثباتی نرخ بهره تاثیری ندارد.

حسنوند و نادمی[7] (۱۳۹۸) در تحقیقی رابطه بین نرخ سود و تورم در ایران را با بررسی اثر فیشر و اثر جایگزین نظری آن، طی بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۵۲ مطالعه کرده‌اند. نتایج آنان حاکی از این است که اگرچه نرخ تورم در تعیین نرخ بهره بازار عاملی اثرگذار بوده

---

[1] Tayebnia (1995)
[2] Kazroni & Asghari (2012)
[3] Davodi & Zulqadri (2010)
[4] Sayadi et al. (2019)
[5] Khajeh Mohammadlou & Khadavisi (2016)
[6] Hoseini et al. (2021)
[7] Hassanvand & nademi (2019)

اما این اثر یک به یک نیست و در مقابل، هرچند رابطه نرخ بهره اسمی و تورم در بلندمدت در جهت رابطه فیشر در حرکت بوده، اما افزایش تورم باعث افزایش نرخ بهرۀ اسمی و کاهش نرخ بهره واقعی می‌گردد.

نیازی محسنی و همکاران[۱] (۱۳۹۸) به بررسی اثر شوک‌های سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی با تاکید بر نقش استقلال بانک مرکزی طی بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۷ پرداخته‌اند. نتایج آنان نشان داد که افزایش نرخ ذخیره قانونی، نرخ رشد اقتصادی را به صورت معناداری در ایران کاهش داده و استقلال بانک مرکزی در تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی سهم داشته و نرخ رشد اقتصادی را به صورت مثبت و نرخ تورم را به صورت منفی تحت تأثیر قرار داده است.

معدنیان[۲] (۱۳۹۷) در پژوهشی اثر فیشر را با استفاده از فیلتر کالمن، با بهره‌گیری از داده‌های سالانه ۱۹۷۹ تا ۲۰۱۲ برای نرخ تورم و نرخ بهره کوتاه‌مدت، یک ساله، سه ساله و پنج ساله با طراحی یک الگوی فضا-حالت بررسی نموده است. نتایج مطالعه وی نشان داد که نرخ بهره کوتاه‌مدت دارای اثر فیشر بوده و دیگر نرخ بهره‌ها دارای ارتباط بلندمدت نمی‌باشند.

خواجه محمدلو و خداویسی (۱۳۹۶) ارتباط نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ بهره تحت رویکرد تئوری‌های فیشر در اقتصاد ایران را در بازه زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۰ مطالعه نموده‌اند. نتایج نشان داد که در بلندمدت نرخ تورم تأثیر منفی و معنادار بر نرخ بهره دارد، در حالی‌که، نرخ ارز تاثیری بر نرخ بهره ندارد. همچنین، در کوتاه‌مدت نرخ ارز تأثیر مثبت و معنادار بر نرخ بهره و نرخ تورم تاثیری بر نرخ بهره ندارد. در واقع تئوری اثر و بین‌المللی فیشر در اقتصاد ایران، رد می‌شود.

پروانو لوجک[۳] (۲۰۲۱) در پژوهشی اجرای یک هدف تورمی وابسته به دولت را در مدل اتحادیه پولی، مطالعه نموده‌اند و نشان دادند که؛ الف) هدف تورم وابسته به دولت ممکن است منجر به تثبیت بهتر اقتصاد کلان شود و ب) حتی ممکن است منجر به افزایش فضای مالی شود، یعنی نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی کمتر است.

---

[3] Niazi Mohseni et al. (2019)
[3] Madanian (2018)
[3] Proano & Lojak

دوگان و همکاران[1] (۲۰۲۰) در تحقیقی رابطه تورم و نرخ بهره در زمینه اثر فیشر برای اقتصاد ترکیه طی بازه زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۲ را بررسی نموده‌اند. نتایج آنان حاکی از این است که؛ در صورت افزایش تورم، تقاضای پول در بازار افزایش می‌یابد و باعث افزایش نرخ سود اسمی شده و تغییرات نرخ تورم نیز باعث تغییر در نرخ بهره می‌شود. فرضیه فیشر برای اقتصاد ترکیه معتبر بوده و یک رابطه علی یک‌طرفه از تورم تا نرخ بهره مشخص شده است.

گوسر و اونگان[2] (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای اثر فیشر (رابطه تورم و نرخ بهره) را برای کشور انگلستان بین سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۸ و ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۸ مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های آنان نشان داد که اثرات جزئی بلندمدت فیشر برای انگلستان فقط در دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۸ و نه برای دوره ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۸ معتبر است. رابطه مثبت از افزایش و کاهش نرخ تورم تا تغییرات نرخ بهره پس از بحران مالی جهانی در سال ۲۰۰۸ حاکی می‌شود.

فانگ[3] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های سری زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۵، اثر فیشر را در چین مورد بررسی قرار داده است. تجزیه و تحلیل اقتصادسنجی پویا، یک اثر فیشر را در چین نشان می‌دهد، اما نتایج به دست آمده نسبت به بازه‌های زمانی مختلف حساس هستند.

اورارت[4] (۲۰۱۴) به بررسی اثر فیشر در پانلی از ۲۱ کشور OECD طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۸۳ می‌پردازد. نتایج وی نشان داد که تأثیر تورم بر نرخ بهره اسمی به طور ناچیز متفاوت از یک بوده و از اثر فیشر پشتیبانی می‌کند.

با توجه به مطالب مطرح شده در این قسمت می‌توان نتیجه‌گیری نمود که فرض اثر فیشر بر این است که افزایش نرخ تورم یک به یک در نرخ بهره اسمی منعکس می‌شود و این بدان معنا است که نرخ بهره واقعی بدون تغییر باقی می‌ماند. علی‌رغم مرکزیت این موضوع، در مدل‌های نظری و تجربی، این فرضیه با شواهد متفاوتی روبه‌رو شده است، و در نمونه‌ای از کشورها و جوامع اقتصادی این رابطه معتبر بوده و در برخی رابطه

---

[1] Dogan et al.
[2] Gocer & Ongan
[3] Fung
[4] Everaert

معناداری حاصل نشده است. در مطالعات ذکر شده صرفا به رابطه فیشر در جوامع منتخب پرداخته‌اند ولی در تحقیق حاضر رابطه تئوری فیشر با در نظر گرفتن سیاست پولی با روش SVAR در اقتصاد ایران بررسی خواهد شد که در مطالعات داخلی نادیده گرفته شده است.

۳-طراحی الگوی مدل

۳-۱-روش شناسی و معرفی داده‌ها

برنانکه[1] (۱۹۸۶) و بلانچارد و کواه[2] (۱۹۸۹) با در نظر گرفتن محدودیت‌های نظری بر روی آثار همزمان شوک‌ها، الگوی VAR ساختاری را توسعه دادند. مزیت عمده و اصلی مدل‌های SVAR نسبت به مدل‌های VAR اولیه این است که برخلاف الگوی VAR غیرمقید که در آنها شناسایی تکانه‌های ساختاری به طور ضمنی و سلیقه‌ای صورت می‌گیرد، الگوهای SVAR به طور صریح دارای یک منطق اقتصادی مبتنی بر مبانی نظری برای اعمال قیود و محدودیت‌ها می‌باشد. در نتیجه با اعمال این محدودیت‌ها، شوک‌های ساختاری به دست می‌آیند و این شوک‌ها می‌توانند برای ایجاد توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس به منظور ارزیابی آثار پویا برروی متغیرهای مختلف به کار گرفته شوند (کریستیانو و همکاران[3]، ۲۰۰۳).

مطالعه حاضر بررسی ارتباط تئوری فیشر و سیاست پولی در اقتصاد ایران را در چارچوب VAR ساختاری بین سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ برآورد می‌نماید. تغییرات برونزا در سیاست پولی در یک مدل کلان تجربی استاندارد متشکل از نرخ بهره، تورم و بیکاری که با اندازه‌گیری انتظارات تورمی بلندمدت افزایش می‌یابد، شناسایی می‌شوند.

VARساختاری روابط درونزای بین متغیرها را حساب کرده و امکان شناسایی تغییرات منابع برونزا به ویژه سیاست پولی و انتظارات شوک را فراهم می‌نماید، که یک بردار $n \times 1$ و با یک y_t ثابت نشان داده می‌شود:

$$A_0 y_t = A_+ X_t + \varepsilon_t . \quad \varepsilon_t \sim N(0. I_n) \qquad (۴)$$

[1] Bernanke
[2] Blanchard & Quah
[3] Christiano et al.

ماتریس رگرسیون $A_+ = (np+1)$ ماتریس آن ابعاد که $x_t = [1.\acute{y}_{t-1}.\ldots.\acute{y}_{t-p}]$ $[c.A_1.\ldots.A_p]$ ضرایب ساختاری متغیرهای وابسته و ثابت را جمع آوری می‌کند. در بردار $n\times1$ شوک‌های اقتصادی ساختاری (ε_t) را نشان می‌دهد. شوک‌های ساختاری معمولاً با یک ماتریس کوواریانس توزیع می‌شوند. A_0 روابط همزمان بین متغیرها را در y_t نشان می‌دهد. معکوس آن نشان‌دهندهٔ تأثیر لحظه‌ای شوک‌های ساختاری بر متغیرهای y_t است.

$$y_t = Bx_t + u_t. \qquad u_t \sim N(0.\Sigma) \qquad (۵)$$

که در آن u_t بردار خطاهای کاهش یافته است $B = A_0^{-1}A_+$. برخلاف شوک‌های ساختاری، خطاهای شکل کاهش یافته با ماتریس کوواریانس Σ همبستگی دارند. خطاهای فرم کاهش یافته به صورت زیر می‌باشد:

$$u_t = A_0^{-1}\varepsilon_t \qquad (۶)$$

شناسایی VAR ساختاری با توجه به پارامترهای فرم کاهش یافته B و Σ برابر با A_0^{-1} است. تجزیه ماتریس واریانس خطای شکل کاهش یافته عبارتند از:

$$\Sigma = A_0^{-1}(A_0^{-1}\acute{}) \qquad (۷)$$

جهت شناسایی تکانه‌های ساختاری غیرقابل مشاهده، بایستی برخی قیود شناسایی را بر الگوی VAR تقلیل یافته غیرمقید تحمیل نمود. تحلیل تجربی این مطالعه در مورد ارتباط تئوری فیشر و شوک‌های سیاست پولی مبتنی بر یک VAR ساختاری متشکل از پنج متغیر کلان استاندارد می‌باشد، لذا ماتریس مربوطه دارای ۲۵ عنصر است که سیستم معادلات چهار معادله‌ای را تشکیل می‌دهد. علاوه بر این، جهت دقیقا مشخص شدن سیستم معادلات باید به تعداد $\frac{(n^2-n)}{2}$ قید بر الگو تحمیل نماید (صیادی و همکاران[1]، ۱۳۹۹). برای اعمال قید شناسایی یک ماتریس پایین مثلثی تشکیل می‌شود که در آن عناصر بالای قطر اصلی صفر خواهند بود:

$$\begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{34} & a_{44} & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{35} & a_{45} & a_{55} \end{bmatrix} \qquad (۸)$$

[1] Sayyadi et al. (2020)

با اعمال این قید و با استفاده از تجزیه چولسکی مبتنی بر ماتریس واریانس-کوواریانس وزنی می‌توان مدل فوق را از الگوی VAR تقلیل یافته شناسایی نمود. براین اساس الگو به صورت زیر است:

$$\begin{bmatrix} lm_{1t} \\ ln_{2t} \\ li_{3t} \\ lu_{4t} \\ lGDP_{5t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{34} & a_{44} & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{35} & a_{45} & a_{55} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t}^{lm} \\ \varepsilon_{2t}^{li} \\ \varepsilon_{3t}^{ln} \\ \varepsilon_{4t}^{lu} \\ \varepsilon_{5t}^{lGDP} \end{bmatrix} \quad (۹)$$

بردار $\varepsilon_t = [\varepsilon_{1t}^{lm}.\varepsilon_{2t}^{li}.\varepsilon_{3t}^{ln}.\varepsilon_{4t}^{lu}.\varepsilon_{5t}^{lGDP}]$ شامل جملات اخلال ساختاری است که در آن ε_{1t}^{lm} شوک سیاست پولی در نظر گرفته شده است که از سپرده‌های قانونی بانک‌ها نزد بانک مرکزی به دست می‌آید (حاجی قاسمی و همکاران[1]، ۱۳۹۶)، ε_{3t}^{li} شوک نرخ بهره (ساترلند[2]، ۲۰۰۱)، ε_{2t}^{ln} شوک نرخ تورم منتهی به هر ماه از محاسبه درصد تغییر متوسط شاخص قیمت مصرف‌کننده[3] در ۱۲ ماه منتهی به ماه مورد نظر نسبت به دوره مشابه قبل محاسبه می‌گردد، ε_{4t}^{lu} شوک نرخ بیکاری (u_t) به عنوان معیاری برای فعالیت اقتصادی بیان می‌شود (دیگل و ناوتز[4]، ۲۰۲۱) و ε_{5t}^{lGDP} شوک‌های تولید ناخالص داخلی می‌باشند. داده‌های مورد استفاده در پژوهش حاضر، در بازهٔ زمانی سال ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ است، که تواتر داده‌ها به صورت فصلی بوده و همه داده‌ها از تارنمای بانک مرکزی و مرکز آمار ایران به صورت فصلی گردآوری شده‌اند.

۲-۳- آزمون ریشه واحد

با توجه به استفاده از داده‌های سری زمانی، ویژگی مهمی که می‌بایست در مدل‌سازی این‌گونه داده‌ها رعایت شود، مقولهٔ پایایی متغیرها و محدودیت ناشی از آن است (هایلبرگ و همکاران[5]، ۱۹۹۰). نشان دادند که نتایج حاصل از آزمون‌های ایستایی متداول نظیر دیکی فولر یا فیلیپس پرون برای فرآیندهای چندمتغیره با متغیرهایی با تواتر ماهانه و یا فصلی ممکن است به خطا در بررسی وجود ریشه واحد منجر شود. آنها

[1] Haji Ghasemi et al. (2017)
[2] Sutherland
[3] Consumer Price Index
[4] Diegel & Nautz
[5] Hylleberg et al.

جهت رفع این مشکل به معرفی آزمونی پرداختند که به آزمون ریشه واحد هگی[1] معروف شد. یکی از عناصر مهم داده‌های سری زمانی، فصلی یا چرخه‌ای بودن است. به طور معمول، فصلی بودن به عنوان یک ویژگی ثابت در اکثر مدل‌های سری زمانی در نظر گرفته می‌شود. با این وجود، غیرایستایی، به ویژه از نوع ریشه واحد، می‌تواند یک ویژگی مهم در اجزای چرخه‌ای باشد و می‌تواند منجر به عدم دقت استنتاجی و نگرانی‌هایی شود که اغلب در سری‌های ریشه واحد سنتی موجود بود.

آزمون هگی تستی است برای ریشه‌های واحد در فرکانس‌های فصلی، در واقع در برخی از موارد خاص دارای یک توزیع آشکار، احتمالاً در متغیرهای شکل داده شده است (آلانا و رابینسون[2]، ۲۰۰۰) و تاسون[3] بیان می‌کند که، مدل‌سازی فصلی در رابطه با آزمایش ریشه واحد فصلی هگی با بررسی یک نقطه شکست ساختاری برون‌زا انجام می‌شود. مقالاتی مانند زیوت و اندروز[4] (۱۹۹۲)، اسمیت و اتو[5] (۱۹۹۷)، فرانسیس و وگلسنگ[6] (۱۹۹۵) و فرانسیس و هوبیگن[7] (۱۹۹۷) با اجازه دادن به نقاط شکست ساختاری شناخته شده، روش هگی را در اجرای آزمایش ریشه واحد گسترش می‌دهند. در آزمون هگی فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد با فراوانی صفر (ریشه واحد غیرفصلی) و همچنین، ریشه واحد صفر با فراوانی دو (ریشه واحد شش) با استفاده از آماره t و ریشهٔ واحد با فراوانی چهار (ریشه واحد فصلی) با آمارهٔ F مورد آزمون قرار می‌گیرد (هایلبرگ و همکاران[8]، ۱۹۹۰). به این علت که، داده‌های مورد استفاده در این پژوهش فصلی هستند، بنابراین متغیرها باید از نظر وجود ریشه واحد با تناوب فصلی و نیم سالانه مورد آزمون قرار بگیرند (مصباحی و همکاران[9]، ۱۳۹۶)، یعنی وجود یا عدم وجود ویژگی فصلی تصادفی را باید مورد آزمون قرار داد و اگر نتیجه آزمون، وجود این ویژگی را تائید کند، برای رفع ناپایایی باید تفاضل گیری فصلی صورت گیرد. اگر درجه همگرایی با d و

[1] Hegy
[2] Alana & Robinson
[3] Tasseven
[4] Zyut & Andrews
[5] Smith & Otto
[6] Frances & Veglsang
[7] Frances & Hobigen
[8] Heilberg et al.
[9] Mesbahi et al. (2016)

درجه تفاضل‌گیری فصلی با D نشان داده شود، متغیر به صورت $Y_t \sim SI(d,D)$ معرفی می گردد، که به همین علت از آزمون ریشه واحد فصلی هگی استفاده می‌شود، این آزمون، آزمونی است برای ریشه‌های واحد در هر فرکانس مجزا بدون حفظ اینکه ریشه-های واحد در سایر تناوب‌ها حضور دارند (پناهی و همکاران[1]، ۱۳۹۸). نتایج آزمون ریشه واحد هگی برای تمامی متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه در جدول (۱) قابل مشاهده است

جدول (۱): آزمون ریشه واحد فصلی HEGY

متغیر	غیرفصلی		$\frac{\pi}{2}$		π	
	آماره محاسباتی	سطح اطمینان	آماره محاسباتی	سطح اطمینان	آماره محاسباتی	سطح اطمینان
m_t	-۳/۱۶	۰/۱۱۹	-۸/۶۹	۰/۰۰۵	۶۵/۱۶	۰/۰۰۰
n_t	-۲/۲۵	۰/۴۵۶	-۶/۳۰	۰/۰۰۵	۵۳/۲۳	۰/۰۰۰
i_t	-۱/۵۲	۰/۸۲۸	-۶/۳۸	۰/۰۰۵	۴۰/۳۹	۰/۰۰۰
u_t	-۳/۰۳	۰/۱۴۵	-۶/۱۹	۰/۰۰۵	۵۷/۵۵	۰/۰۰۰
GDP_t	-۱/۹۳	۰/۶۶۱	-۳/۳۶	۰/۰۰۵	۱۵/۲۳	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۱) تمامی متغیرها فاقد هرگونه ریشه واحد با تناوب فصلی و نیم سالانه هستند و این نتایج حاکی از وجود ریشه واحد در فرکانس صفر با وجود یک ریشه واحد غیرفصلی در متغیرهای به کار رفته در مدل است. از این‌رو، می‌توان متغیرهای به کار رفته در مدل را به صورت $Y_t \sim SI(1,0)$ به نمایش درآورد.

۴-تحلیل‌های تجربی

در ابتدا، ابتدا با استفاده از معیارهای معین و مشخص شده استانداردی نظیر نسبت راستنمایی (LR)، معیار خطای نهایی پیش‌بینی (FPE)، معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC)،

[1] Panahi et al. (2018)

معیار اطلاعاتی شوارتز (SC) و معیار اطلاعاتی حنان کوئین (HQ) به تعیین طول وقفهٔ بهینه پرداخته و سپس برحسب ماتریس‌های قیود که در بخش قبلی مطرح گردید، روابط خودتوضیح برداری اعمال شده و مدل برآورد می‌گردد. جهت تحلیل مناسب رابطه تعادلی بلندمدت، بررسی توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس برای مدل الزامی است.

۴-۱- تعیین وقفه بهینه الگو

پس از بررسی ایستایی متغیرها بایستی طول وقفه بهینه الگوی VAR در تخمین مدل مشخص شود. تعیین وقفه بهینه از اهمیت خاصی برخوردار است، زیرا اگر بیش از حد انتخاب شود درجه آزادی کاهش می‌یابد و اگر کمتر از حد انتخاب شود مدل دچار خطای تصریح خواهد شد.

جدول (۲): تعیین وقفه بهینه

lag	logL	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
۰	-۲۹۴/۰۴	NA	۰/۰۰۰	۵/۳۴۰	۵/۴۶۱	۵/۳۸۹
۱	۲۵۱/۶۶	۱۰۳۲/۹۵	۱/۳۱۳	-۳/۹۵۸	-۳/۲۳۰	-۳/۶۶۲
۲	۳۲۷/۲۰	۱۳۶/۲۴*	۵/۳۵۱*	-۴/۸۶۰*	-۳/۵۲۵*	-۴/۳۱۹*
۳	۳۴۶/۷۱	۳۳/۴۴۰	۵/۹۴۱	-۴/۷۶۲	-۲/۸۲۰	-۳/۹۷۴

*نشان‌دهندهٔ تعداد وقفه بهینه انتخابی توسط معیار است.

منبع: یافته‌های تحقیق

معیارهای اطلاعاتی سعی بر این دارند که اثر منفی ناشی از کاهش درجات آزادی را از طریق کاهش مجموع مجذور خطاها جبران کنند یا به حداقل برسانند. مهم‌ترین معیارهای اطلاعاتی، معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC)، شوارتز (SIC) و حنان (HQ) است. از میان معیارهای گفته شده، معیار شوارتز حالت سختگیرانه‌تری نسبت به دو معیار دیگر دارد، زیرا اهمیت بیشتری به زیان حاصل از افزایش درجات آزادی می‌دهد، یعنی وزن بیشتری داده است (منجذب و نصرتی[1]، ۱۳۹۷). از این‌رو، تعداد دو وقفه که بنابر معیار شوارتز که دارای کم‌ترین معیار نیز هست به عنوان وقفه بهینه شناسایی شده و از این تعداد وقفه جهت برآورد مدل استفاده می‌گردد.

[1] Manjazeb & Nosrati (2017)

۴-۲- نتایج تخمین مدل

بلانچارد و کواه (۱۹۸۹) روش دیگری را برای اعمال محدودیت با قید در حالت بلندمدت مطرح کردند و ادعا داشتند که: «تئوری اقتصادی همیشه محدودیت‌های معنادار کافی را برای ما فراهم نمی‌کند که بتوان بر ضرایب همزمان اعمال کرد. در این شرایط، می‌توانیم محدودیت‌هایی را برای ویژگی‌های بلندمدت شوک‌ها اعمال کنیم».
نتایج مدل SVAR جهت بررسی تاثیر متغیرهای پژوهش در جدول گزارش شده است. همچنین این جدول نشان‌دهنده سیستم معادلات شوک‌های ساختاری و شوک‌های فرم خلاصه شده می‌باشد؛ که e1@ تکانه‌های مربوط به سیاست پولی، e2@ تکانه‌های مربوط به نرخ بهره، e3@ تکانه‌های مربوط به نرخ تورم، e4@ تکانه‌های مربوط به نرخ بیکاری و e5@ تکانه‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی می‌باشد.

جدول (۳): نتایج برآورد رابطه تعادلی بلندمدت برای مدل تحقیق

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره z	Prob
ضریب تکانه سیاست پولی (C_1)	۱۲/۴۰۴	۰/۸۰۷	۱۵/۳۶۲	۰/۰۰
ضریب تکانه سیاست پولی بر نرخ بهره (C_2)	۰/۲۲۶	۰/۱۶۳	۱/۳۸۵	۰/۱۶
ضریب تکانه نرخ بهره (C_3)	-۰/۴۲۵	۰/۰۷۹	-۵/۳۶۳	۰/۰۰
ضریب تکانه سیاست پولی بر نرخ تورم (C_4)	۰/۱۶۱	۰/۴۰۳	۰/۳۹۹	۰/۴۶
ضریب تکانه نرخ بهره بر تورم (C_5)	-۰/۰۰۷	۰/۹۰۰	-۰/۰۰۸	۰/۹۹
ضریب تکانه نرخ تورم (C_6)	۱/۷۶۹	۰/۱۱۵	۱۵/۳۶۲	۰/۰۰
ضریب تکانه سیاست پولی بر نرخ بیکاری (C_7)	۰/۳۲۹	۰/۰۷۱	۴/۶۳۶	۰/۰۰
ضریب تکانه نرخ بهره بر نرخ بیکاری (C_8)	-۰/۲۵۲	۰/۰۴۰	-۶/۲۲۹	۰/۸۱
ضریب تکانه نرخ تورم بر نرخ بیکاری (C_9)	۰/۲۳۵	۰/۰۹۰	۲/۶۱۱	۰/۴۳
ضریب تکانه نرخ بیکاری (C_{10})	۰/۷۳۶	۰/۰۴۷	۱۵/۳۶۲	۰/۰۰
ضریب تکانه سیاست پولی بر (GDP (C_{11})	۰/۲۵۱	۰/۰۳۳	۷/۶۰۶	۰/۲۸
ضریب تکانه نرخ بهره بر (GDP (C_{12})	۸/۸۷۷	۰/۶۹۰	۱۲/۸۵۸	۰/۰۰
ضریب تکانه نرخ تورم بر (GDP (C_{13})	-۰/۳۱۴	۰/۰۲۰	-۱۵/۳۶۲	۰/۰۰
ضریب تکانه نرخ بیکاری بر (GDP (C_{14})	-۳/۷۶۴	۰/۲۸۷	-۱۳/۰۹۵	۰/۰۰
ضریب تکانه (GDP (C_{15})	۱/۶۳۲	۰/۱۰۶	۱۵/۳۶۲	۰/۰۰

توضیحات: روابط متغیرهای درونزا

@e1 = C(1)*@u1
@e2 = C(2)*@e1 + C(3)*@u2
@e3 = C(4)*@e1 + C(5)*@e2 + C(6)*@u3
@e4 = C(7)*@e1 + C(8)*@e2 + C(9)*@e3 + C(10)*@u4
@e5 = C(11)*@e1 + C(12)*@e2 + C(13)*@e3 + C(14)*@e4 + C(15)*@u5

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از تخمین مدل SVAR حاکی از این است که ضرایب اغلب متغیرهای اصلی و تاثیرگذار بر اقتصاد معنادار می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که یک تکانه وارده از ناحیهٔ سیاست پولی، به اندازه ۰/۳۲ درصد باعث افزایش بیکاری در اقتصاد ایران می‌شود، بیکاری یکی از معضلات کشور در سال‌های اخیر بوده، و کاهش بیکاری مستلزم اعمال تصمیم‌های اساسی و سیاست‌های مناسب در این زمینه است که از جمله این سیاست‌ها می‌توان به سیاست‌های پولی اشاره نمود ولی سیاست پولی به کار گرفته شده همچون افزایش سپرده‌های قانونی نتوانسته است موجب کاهش بیکاری شود. همچنین یک تکانه وارده از ناحیه نرخ بهره، به اندازهٔ ۸/۸۷ درصد تولید ناخالص داخلی را افزایش می‌دهد. البته افزایش نرخ بهره اگر چه براساس نتایج رابطه مثبت و معناداری بر تولید ناخالص داخلی دارد اما لازم است به پیامدهای آن توجه شود. نرخ بهره از تعادل عرضه و تقاضا در بازار پول حاصل می‌شود. وقتی سیاست‌گذار می‌بیند تقاضای نگه‌داری پول کم شده یا تورم انتظاری در حال افزایش است، متوجه می‌شود که اگر سیاست درستی را اتخاذ نکند، در آینده نزدیک، تورم افزایش پیدا می‌کند. برای مقابله با این پدیده، عرضه پول را با عملیات بازار باز کم می‌کند و باعث افزایش نرخ بهره می‌شود. علاوه بر این، یک تکانهٔ وارده از ناحیهٔ بیکاری، می‌تواند به اندازه ۳/۷۶ درصد تولید ناخالص داخلی را کاهش بدهد، رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری در هر کشوری به مثابه علائم رونق و یا رکود اقتصاد مورد توجه قرار دارند. زمانی‌که بحران اقتصادی به واسطه سیکل‌های تجاری و یا سیاست‌های اقتصادی به وقوع می‌پیوندد، می‌توان با نگاهی به این دو متغیر به عنوان اولین نشانگرهای وضعیت اقتصادی به تشریح و تحلیل اوضاع اقتصادی پرداخت.

۴-۳- بررسی توابع عکس‌العمل آنی یا ضربه‌ای (IRF)

تابع عکس‌العمل‌آنی[1]، عکس‌العمل یک متغیر درونزا را نسبت به تغییر یکی از جملات اخلال یا تحریک در طول زمان نشان می‌دهد. بنابراین، تجزیه‌وتحلیل واکنش به ضربه و یا عکس‌العمل آنی به عنوان ابزاری در راستای بررسی تأثیرات متقابل میان متغیرهای الگو به کار می‌روند. سیمز[2] (۱۹۸۰) به منظور تحلیل مناسب‌تر و جامع‌تر اثر شوک‌های

[1] Impulse Response Function
[2] Sims

سیاستی پیش‌بینی نشده بر متغیرهای کلان، استفاده از توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس را پیشنهاد نمود. می‌توان بیان نمود استفاده از توابع واکنش آنی در مدل‌های خودرگرسیون برداری گویاترین نتایج را به منظور تحلیل روابط پویای متقابل میان متغیرهای سیستم در بلندمدت نشان می‌دهد. در تحلیل‌های مبتنی بر این توابع، می توان واکنش متغیرهای درونزای سیستم را در صورت روبه‌رو شدن دیگر متغیرها با تکانه مورد بررسی قرار داد. نمودارهای زیر عکس‌العمل متغیرهای درونزای مدل را در مقابل اثرات تکانه‌های مورد بررسی در این پژوهش ارائه می‌دهند:

نمودار (۱): نمودار توابع عکس‌العمل آنی

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودارهای (الف) اثرات تکانه سیاست پولی را بر روی متغیرهای پژوهش ارائه می‌دهد. نمودارها حاکی از این است که شوک وارد شده بر سیاست پولی از ابتدا روند نزولی داشته و میرا می‌باشد، پس از مدتی از بین خواهد رفت و در رابطه با نرخ بیکاری ابتدا روند افزایشی بوده و سپس روند کاهشی در پیش گرفته است.

نمودارهای (ب) تاثیرات شوک نرخ بهره را بر روی متغیرهای مورد استفاده در پژوهش حاضر نشان می‌دهد. نتایج توابع عکس‌العمل آنی بیانگر این مطلب است که بر اثر شوک نرخ بهره ابتدا افزایش یافته و در دوره چهارم به اوج رسیده و مجددا روند کاهشی داشته است. نرخ تورم نیز ابتدا روند افزایشی داشته و در دوره پنجم و ششم ثابت مانده و مجددا کاهش یافته است. نرخ بیکاری از محدوده منفی شروع کرده و در دوره پنجم کمینه شده و سپس روند افزایشی داشته، ولی همچنان در محدوده منفی باقی مانده است.

نمودارهای (ج) اثرات تکانه سیاست پولی را بر سایر متغیرهای پژوهش نمایش می‌دهد. طبق نمودار نرخ بهره نیز از نقطه صفر شروع کرده و ابتدا کمی افزایش یافته مجددا به نقطه صفر رسیده و سپس در محدوده منفی قرار گرفته است. نرخ تورم بر اثر شوک وارده روندی کاملا نزولی داشته است.

نمودارهای (د) تاثیرات شوک نرخ بیکاری را بر روی انواع متغیرهای پژوهش نشان می‌دهد. چنانچه ملاحظه می شود نرخ بهره نیز از نقطه صفر شروع کرده و روند افزایشی داشته و در دورهٔ هفتم به اوج خود رسیده و سپس کاهش یافته است، نرخ بیکاری روندی کاملا کاهشی داشته و در پایان دوره به صفر تقلیل یافته است. تولید ناخالص داخلی در محدوده منفی بوده و تقریبا از دوره چهارم تا هشتم روند ثابتی داشته است و سپس کمی افزایش یافته ولی تا پایان دوره در محدوده منفی باقی مانده است.

نمودارهای (ه) اثرات شوک تولید ناخالص داخلی را بر متغیرهای دیگر ارائه می‌دهد. با توجه به مطالب ذکر شده که چه مدت طول می‌کشد و چگونه یک شوک وارده به یک معادلهٔ خاص بر تمام متغیرهای موجود در سیستم تاثیر می‌گذارد، می‌توان بیان نمود که نرخ بیکاری از نقطه صفر شروع شده و به محدوده زیر صفر کاهش یافته و تا پایان دوره در محدوده منفی باقی مانده است. تولید ناخالص داخلی روندی کاهشی داشته و در دوره دوم کمی ثابت مانده و سپس افزایش یافته ولی از دوره سوم به بعد مجددا روند کاهشی داشته است.

۴-۴- تجزیه واریانس خطای پیش بینی[1]

برنانکه (۱۹۸۶) و سیمز (۱۹۸۶) روشی را بر اساس نظریه‌های اقتصادی پیشنهاد نمودند. از آنجا که مسئله شناسایی، مربوط به شناسایی و محاسبه اجزای خطای ساختاری با استفاده از اجزای خطای استاندارد است، لذا آنها می‌گویند که بایستی بر اساس نظریه‌های اقتصادی ساختار ماتریس را مشخص نمود. در این صورت می‌توان واریانس u_{it}ها را به طور مشخص، تعیین نمود (سوری[2]، ۱۳۹۳).

با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، می‌توان بررسی نمود که تغییرات یک دنباله تا چه اندازه متأثر از اجزاء اخلال خود دنباله بوده و تا چه اندازه تغییرات یک دنباله متأثر از اجزای اخلال دیگر متغیرهای درون سیستم است، اگر وایانس متغیر مدنظر تغییر کند سهم مابقی شوک‌ها چه مقدار خواهد بود. به عبارت دیگر در هر دوره هر متغیری که دارای سهم بالاتری از SE بوده است، سهم بیشتری را در ایجاد نوسان در متغیر وابسته خواهد داشت.

جدول (۴): نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی سیاست پولی

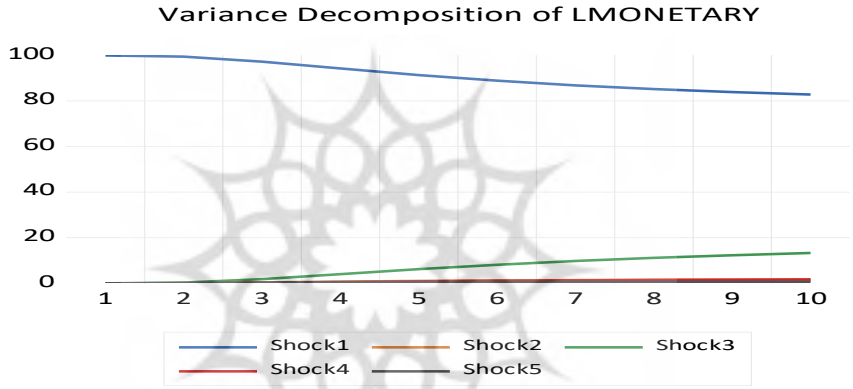
Period	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3	Shock4	Shock5
۱	۰/۶۳۸	۱۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۲	۰/۸۶۷	۹۹/۴۶۳	۰/۰۸۴	۰/۳۲۷	۰/۰۳۵	۰/۰۹۰
۳	۱/۰۳۵	۹۷/۲۳۰	۰/۳۶۷	۱/۸۱۵	۰/۲۷۵	۰/۳۱۱
۴	۱/۱۷۵	۹۴/۲۳۰	۰/۷۱۸	۴/۰۳۷	۰/۵۵۵	۰/۴۵۷
۵	۱/۲۹۵	۹۱/۳۴۹	۱/۰۳۳	۶/۲۰۹	۰/۸۳۴	۰/۵۷۲
۶	۱/۳۹۸	۸۸/۸۶۵	۱/۲۷۰	۸/۱۴۰	۱/۰۷۷	۰/۶۴۶
۷	۱/۴۸۸	۸۶/۸۲۰	۱/۴۲۲	۹/۷۸۹	۱/۲۸۰	۰/۶۸۷
۸	۱/۵۶۵	۸۵/۱۷۵	۱/۵۰۳	۱۱/۱۷۴	۱/۴۴۳	۰/۷۰۳
۹	۱/۶۳۲	۸۳/۸۶۸	۱/۵۳۰	۱۲/۳۲۷	۱/۵۷۱	۰/۷۰۱

[1] Forecat Error of Variance Decomposition
[2] Soori (2014)

۱۰	۱/۶۹۱	۸۲/۸۳۶	۱/۵۲۱	۱۳/۲۸۴	۱/۶۶۹	۰/۶۸۸

منبع: یافته‌های تحقیق

شوکی که به سیاست پولی بر اساس شوک اولیه (در مطالعه حاضر شوک سیاست پولی) وارد می‌شود در دوره اول ۱۰۰٪ اثر خود سیاست پولی می‌باشد و در دوره دوم ۹۹٪ و در دوره‌های بعدی این اثر کمتر می‌شود، به طوری‌که در دوره دهم اثر سیاست پولی۸۲٪ و اثرات سایر شوک‌ها به ترتیب نرخ تورم ۱/۵۲، نرخ بهره ۱۳/۲۸، نرخ بیکاری ۱/۶۶ و تولید ناخالص داخلی ۰/۶۸ می‌باشد. می‌توان این اثرگذاری را به صورت نمودار نیز نشان داد:



نمودار (۲): نمودار تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی سیاست پولی

منبع: یافته‌های تحقیق

۵-نتیجه‌گیری

این مطالعه با ارائه یک مدل اقتصادسنجی در قالب الگوی خودرگرسیونی برداری ساختاری به بررسی سیاست پولی و تئوری فیشر در اقتصاد ایران پرداخته است. همان‌طور که از نتایج روابط بلندمدت و توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس مشخص است تئوری بین برخی متغیرها روابط معناداری وجود دارد. نتایج حاکی از آن است که یک تکانه وارده از ناحیه سیاست پولی، به اندازه ۰/۳۲ درصد باعث افزایش بیکاری در اقتصاد ایران می‌شود، به عبارتی سیاست پولی توانایی کاهش بیکاری را نداشته و ناسازگاری زمانی سیاست پولی می‌تواند دلیل این امر باشد، که این نتیجه همراستا با مطالعه رسولی[1] (۱۳۹۹) می‌باشد. همچنین یک تکانه وارده از ناحیه نرخ بهره، به اندازه ۸/۸۷

[1]Rasouli (2020)

درصد تولید ناخالص داخلی را افزایش می‌دهد، این رابطه حاکی از آن است که با افزایش سپرده‌های مشتریان توانایی بانک‌ها در سرمایه‌گذاری و اجرای پروژه‌های گوناگون اقتصادی به عنوان یک منبع مالی قدرتمند تلقی شده و این امر موجب رونق و افزایش تولید در ایران می‌شود و به علت افت ارزش پول رایج کشور، با وجود فشارهای ناشی از افزایش هزینه تسهیلات همچنان در بلندمدت بین نرخ بهره و تولید رابطه مثبت وجود دارد، و این نتیجه همراستا و هم‌جهت با مطالعه عابدی و همکاران[1] (۱۳۹۴) می‌باشد. علاوه براین یک تکانه وارده از ناحیه بیکاری، می‌تواند به اندازه ۳/۷۶ درصد تولید ناخالص داخلی را کاهش بدهد و می‌توان بیان نمود که قانون اوکان در اقتصاد ایران صدق می‌کند و طبق مطالعه اخباری و آماده[2] (۱۳۹۴) برای کاهش بیکاری باید تولید افزایش یابد و بین تولید و بیکاری یک رابطهٔ معکوس و منفی وجود دارد. همچنین با توجه به نتایج به دست آمده رابطه معناداری بین سیاست پولی و تولید ناخالص داخلی به دست نیامده است که هم‌جهت با مطالعه جعفری صمیمی و همکاران[3] (۱۳۹۵) می‌باشد.

طبق نتایج حاصل از برآورد مدل به روش خودرگرسیونی برداری ساختاری (SVAR) در پژوهش حاضر بین تکانه پولی و نرخ بهره در بلندمدت رابطه معناداری چه در جهت مثبت و چه در جهت منفی به دست نیامده است، نتیجهٔ حاصل شده با قاعده فیشر که بین تورم و نرخ بهره واقعی در بلندمدت رابطه‌ای قائل نیست، همسو و هم‌جهت بوده، لذا می‌توان بیان نمود که در بلندمدت قاعده فیشر در ایران معتبر می‌باشد. نتایج حاصل از این مطالعه با مطالعات دوگان و همکاران (۲۰۲۰) که نشان دادند اثر فیشر در اقتصاد ترکیه معتبر است، گوسر و اونگان (۲۰۲۰) مطرح کردند که اثر فیشر در بلندمدت در انگلستان اعتبار دارد و همچنین اورارت[4] (۲۰۱۴) بیان کرد اثر فیشر در کشورهای منتخبی از OECD معتبر است، همسو همراستا می‌باشد. در راستای نتایج به دست آمده پیشنهاداتی به صورت زیر ارائه می‌گردد:

---

[1] Abedi et al. (2015)
[2] Akhbari & Amadeh (2015)
[3] Samimi et al. (2016)
[4] Everart

- سیاست‌گذاران بانک مرکزی باید از طریق نزدیک کردن نرخ سود تسهیلات اعطایی بخش‌های گوناگون به هم و کاهش نرخ سود بخش بازرگانی تعادل منطقی بین نرخ بهره واقعی و رشد اقتصادی به وجود آورند.
- مدیران بانک مرکزی باید نرخ بهره بازار را به گونه‌ای هدایت کنند که سرمایه-های مردم جذب تولید و فعالیت‌های مولد در کشور گردد و اثرات جانبی آن بر نرخ تورم که به صورت مستقیم است، قدرت خرید مردم را ارزیابی نماید.
- سیاست‌گذاران کشور، باید نوعی تعادل را بین سطح نرخ بهره و فعالیت‌های سرمایه‌گذاری در کشور رعایت نمایند تا منابع در دسترس مردم از فعالیت‌های سفته بازی به سمت سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های مولد کشور سوق پیدا کند.
- تعیین نرخ سود بانکی بدون توجه به تغییرات نرخ تورم، قادر نیست توجیه‌کننده چرایی عدم پس‌انداز در بانک‌ها باشد. از این رو، حجم بزرگی از پس‌انداز شهروندان در اختیار نظام بانکی قرار نمی‌گیرد و این به نوبه خود از قدرت تأثیرگذاری سیستم بانکی بر بخش واقعی اقتصاد از طریق تغییر در نرخ سود بانکی می‌کاهد. لذا برای این که دولتمردان بتوانند ابزار لازم برای بانک مرکزی در جهت تحریک بخش واقعی اقتصاد را فراهم آورند، ضروری است در کنار اختیار دادن به بانک مرکزی برای منطقی کردن نرخ سود بانکی، به کاهش ریسک اقتصادی نیز همت گمارند. در این صورت، بانک مرکزی قادر خواهد بود از نرخ سود بانکی به‌عنوان ابزاری کارآمد برای مدیریت نقدینگی و تبدیل آن به جریان سرمایه گذاری و تولید استفاده کند.

بانک مرکزی در بسته سیاستی خود تمرکز را بر کنترل تورم قرار دهد زیرا از این طریق هم خواهد توانست نرخ بهره را کنترل نماید و هم از آن طریق سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را به طور مثبت تحت تأثیر قرار دهد.

تقدیر و تشکر

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از عوامل مجله و داوران برای بهبود و رونق بخشیدن به متن مقاله قدردانی نمایند.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

فهرست منابع

۱. اخباری، رضا و آماده، حمید (۱۳۹۴). تحلیل رابطه هم انباشتگی میان نرخ بیکاری و رشد اقتصادی با رویکرد آزمون کرانه‌ها: شواهدی از اقتصاد ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، *۱۵* (۵۹)، ۱۲۵-۱۶۰.

۲. پناهی، حسین؛ آقایاری هیر، توکل و آل عمران، سیدعلی (۱۳۹۸). بررسی تاثیر قیمت مسکن بر نرخ باروری در مناطق شهری ایران با تاکید بر نقش نحوه تصرف مسکن. *مجله اقتصادی*، ۵ و ۶، ۲۵-۵.

۳. جعفری صمیمی، احمد، غلامی، زینب، طهرانچیان، امیرمنصور و احسانی، محمدعلی (۱۳۹۵). تأثیر سیاست پولی و اعتبارات بانکی بر تولید ناخالص داخلی در ایران: رهیافت خودرگرسیون برداری آستانه‌ای. *فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی*، *۹* (۲۹)، ۳۷۳-۴۰۴.

۴. حاجی‌قاسمی، شهناز، نجاتی، مهدی و صالحی‌اسفیجی، نورالله (۱۳۹۶). ارزیابی اثرات نرخ بهره واقعی و نرخ ذخیره قانونی بر متغیرهای منتخب کلان اقتصاد ایران. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، *۱۴* (۴)، ۱۱۷-۱۴۲.

۵. حسن خوانساری، زهرا و شیرین‌بخش، شمس‌الله (۱۳۸۴). *کاربرد ایویوز در اقتصادسنجی*. پژوهشکده امور اقتصادی.

۶. حسنوند، داریوش و نادمی، یونس (۱۳۹۷). تحلیل تجربی حاکمیت رابطه ماندل بین نرخ بهره و تورم در ایران: رهیافت فضا-حالت. *اقتصاد پولی مالی*، *۲۵* (۱۵)، ۲۱۹-۲۳۸.

۷. حسینی، الهام، نادمی، یونس، آسایش، حمید و سجادی‌فر، سیدحسین (۱۳۹۹). بررسی اثرات متقابل بی‌ثباتی سیاست‌های پولی، مالی و نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران کاربردی از مدل‌های VAR و GARCH. *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۶(۲)، ۱۳۳-۱۶۴.

۸. خواجه محمدلو، علی و خداویسی، حسن (۱۳۹۶). بررسی ارتباط نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ بهره تحت رویکرد تئوری‌های فیشر در اقتصاد ایران. *مطالعات اقتصادی کاربردی*، ۶(۲۴)، ۱۹۹-۲۲۱.

۹. رسولی، محمد، ابریشمی، حمید، مهرآرا، محسن و اصفهانیان، هما (۱۳۹۹). پیش‌بینی نحوه اثرگذاری سیاست‌های پولی و مالی بر نرخ بیکاری در اقتصاد ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۵(۲)، ۳۲۱-۳۴۵.

۱۰. سوری، علی (۱۳۹۳). *اقتصادسنجی پیشرفته همراه با کاربرد در ایویوز و استتا*. انتشارات فرهنگ‌شناسی، تهران.

۱۱. صیادی، محمد و خوش کلام خسروشاهی، موسی (۱۳۹۹). ارزیابی پویایی بین درآمد نفتی و GDP بدون نفت ایران با تاکید بر مفهوم ناکارایی سرمایه‌گذاری؛ کاربرد مدل BVAR. *نشریه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۰(۳۸)، ۱۴۰-۱۱۹.

۱۲. عابدی، سارا، عابدی، سمانه و حسینی، سیداحسان (۱۳۹۴). *بررسی اثر سیاست-های پولی بانک مرکزی بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران*. کنفرانس بین المللی پژوهش‌های نوین در مدیریت و مهندسی صنایع، ۱۴-۱.

۱۳. معدنیان، بهاره (۱۳۹۶). بررسی اثر فیشر با استفاده از فیلتر کالمن با وجود شکست ساختاری. *اقتصاد کاربردی*، ۷(۲۱)، ۸۵-۷۵.

۱۴. نیازی محسنی، محسن، شهرستانی، حمید، هژبر کیانی، کامبیز و غفاری، فرهاد (۱۳۹۶). بررسی اثر شوک‌های سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی با تاکید بر نقش استقلال بانک مرکزی. *فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی*، *۱۱*(۳۶)، ۱۵۱-۱۸۲.

۱۵. بیدآبادی، بیژن (۱۳۸۳). *الگوی اقتصاد سنجی کلان ایران*. چاپ پنجم، پژوهشکده پولی و بانکی.

۱۶. طیب نیا، علی (۱۳۷۴). *تئوری‌های تورم با نگاهی به فرآیند تورم در ایران*. جهاد دانشگاهی دانشگاه تهران، تهران.

۱۷. داودی، پرویز و ذوالقدری، مهدی (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین نرخ بهره و نرخ تورم در ایران. *اقتصاد و الگوسازی*، ۲(۸)، ۱-۲۵.

۱۸. کازرونی، علیرضا و اصغری، برات (۱۳۸۱). آزمون مدل کلاسیک تورم در ایران: روش همگرایی. *پژوهشنامه بازرگانی*، ۲۳، ۱۳۹-۹۷.

۱۹. سعیدی، پرویز، مظهری، رضا و ولیان، حسن (۱۳۹۱). بررسی ارتباط بین نرخ تورم با نرخ بهره بر اساس تئوری فیشر در اقتصاد ایران. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۵(۱)، ۸۳-۹۸.

۲۰. مصباحی، مانا، اصغرپور، حسین، حقیقت، جعفر، کازرونی، سیدعلیرضا و فلاحی، فیروز (۱۳۹۶). درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات در ایران با تاکید بر نقش بی ثباتی درآمدهای نفتی (رهیافت غیرخطی). *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۱۱(۱)، ۱۰۰-۷۷.

۲۱. منجذب، محمدرضا و نصرتی، رضا (۱۳۹۷). *مدل‌های اقتصادسنجی پیشرفته همراه با ایویوز و استاتا*. نشر مهربان، تهران.

1. Abedi, S., Abedi, S., and Hosseini, S. A. (2014). Investigating the effect of Central Bank's monetary policies on macroeconomic variables in Iran. *International Conference on New Researches in Management and Industrial Engineering*, 1-14 (In Persian).
2. Akhbari, R., and Akhbari, H. (2014). Analyzing the co-accumulation relationship between unemployment rate and economic growth with the border test approach: Evidence from Iran's economy. *Economic Journal*, 15(59), 125-160 (In Persian).
3. Anari, A., & Kolari, J. (2016). Dynamics of interest and inflation rates. *Journal of Empirical Finance*, *39*, 129-144.
4. Atkeson, A., & Kehoe, P. J. (2008). On the need for a new approach to analyzing monetary policy. *NBER Macroeconomics Annual*, *23*(1), 389-426.
5. Bernanke, B. S., & Mihov, I. (1998). Measuring monetary policy. *The quarterly journal of economics*, *113*(3), 869-902.
6. Bidabadi, B. (2004). *Macro econometric model of Iran*. Fifth edition, Monetary and Banking Research Institute (In Persian).
7. Bigman, D., & Taya, T. (Eds.). (2003). Floating exchange rates and the state of world trade and payments. *Beard Books*.
8. Blanchard, O. J., & Quah, D. (1993). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances: Reply. *The American Economic Review*, *83*(3), 653-658.
9. Carney, M. (2016). Redeeming an unforgiving world. In *Speech to the 8th Annual Institute of International Finance G20 Conference*.
10. Christiano, L., Eichenbaum, M. S., & Vigfusson, R. J. (2003). What happens after a technology shock? August 27, 2004.
11. Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (1999). The science of monetary policy: a new Keynesian perspective. *Journal of economic literature*, *37*(4), 1661-1707.
12. Coppock, L., & Poitras, M. (2000). Evaluating the Fisher effect in long-term cross-country averages. *International Review of Economics & Finance*, *9*(2), 181-192.

13. Davodi, P., and Zulqadri, M. (2010). Investigating the relationship between interest rate and inflation rate in Iran. *Economics and Modeling*, 2(8), 1-25 (In Persian).
14. Diegel, M., & Nautz, D. (2021). Long-term inflation expectations and the transmission of monetary policy shocks: Evidence from a SVAR analysis. *Journal of Economic Dynamics and Control*, *130*, 104192.
15. Dogan, I., Orun, E., Aydın, B., & Afsal, M. S. (2020). Non-parametric analysis of the relationship between inflation and interest rate in the context of Fisher effect for Turkish economy. *International Review of Applied Economics*, *34*(6), 758-768.
16. Eo, Y., & Lie, D. (2020). Average inflation targeting and interest-rate smoothing. *Economics Letters*, *189*, 109005.
17. Fisher, I. (1930). The theory of interest. *New York*, *43*, 1-19.
18. Fisher, R. A. (1920). Accuracy of observation, a mathematical examination of the methods of determining, by the mean error and by the mean square error. *Monthly Notices of the Royal Astronomical Society*, *80*, 758-770.
19. Friedman, M. (1968). The Role of Monetary Policy The American Economic Review. *New york*, 58.
20. Fuhrer, J. C., & Moore, G. R. (1995). Monetary policy trade-offs and the correlation between nominal interest rates and real output. *The American Economic Review*, 219-239.
21. Gil Alana, L. A., & Robinson, P. M. (2001). Testing of seasonal fractional integration in UK and Japanese consumption and income. *Journal of Applied Econometrics*, *16*(2), 95-114.
22. Gocer, I., & Ongan, S. (2020). The relationship between inflation and interest rates in the UK: The nonlinear ARDL approach. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, *9*(3), 77-86.
23. Granville, B., & Mallick, S. (2009). Monetary and financial stability in the euro area: Pro-cyclicality versus trade-off. *Journal of International financial markets, institutions and money*, *19*(4), 662-674.
24. Gunay, S. D., Akdere, U., Kosovali, F., & Tasseven, C. (2007). The Static Structure of Liquid Semiconductors NiTe and NiTe2: Preliminary Results. In *AIP Conference Proceedings* (Vol. 899, No. 1, pp. 616-616). American Institute of Physics.
25. Haji Qasemi, Sh., Nejati, M., and Salehi Asfiji, N. (2016). Evaluating the effects of real interest rate and legal reserve rate on selected macroeconomic variables of Iran. *Applied theories of economics*, 14(4), 117-142 (In Persian).
26. Hassan Khansari, Z., and Shirin-Bakhsh, Sh. (2005). *The application of evioz in econometrics*. Research Institute of Economic Affairs (In Persian).

27. Hassanvand, D., and Nadami, Y. (2017). Empirical analysis of Mendelian governance of the relationship between interest rate and inflation in Iran: state-space approach. *Monetary and Financial Economics*, 25(15), 219-238 (In Persian).
28. Hicks, J. R. (1937). Mr. Keynes and the" classics"; a suggested interpretation. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 147-159.
29. Hosseini, E., Nadami, Y., Asaish, H., and Sajjadi Far, S. H. (2019). Investigating the mutual effects of monetary, financial and real exchange rate instability in the Iranian economy using VAR and GARCH models. *Economic studies and policies*, period 16, (2), 133-164 (In Persian).
30. Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W., & Yoo, B. S. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of econometrics*, *44*(1-2), 215-238.
31. Jafari Samimi, A., Gholami, Z., Tehranchian, A., and Ehsani, Mohammad A. (2015). The effect of monetary policy and bank credits on gross domestic product in Iran: a threshold vector autoregression approach. *Financial and Banking Research Quarterly*, 9(29), 404-373(In Persian).
32. Kazroni, A., and Asghari, B. (2012). Test of classical model of inflation in Iran. Convergence Method, Business Journal, Vol. 23, 97-139 (In Persian).
33. Keynes, J. M. (1937). The general theory of employment. *The quarterly journal of economics*, *51*(2), 209-223.
34. Khajeh Mohammadlou, A., and Khadavisi, H. (2016). Investigating the relationship between exchange rate, inflation rate and interest rate under the approach of Fisher's theories in Iran's economy. *Applied Economic Studies*, 6(24), 221-199 (In Persian).
35. King, R. G., & Watson, M. W. (1992). Testing long run neutrality.
36. Mesbahi, M., Asgharpour, H., Haghighat, J., Kazrooni, S. A., and Fallahi, F. (2016). The degree of pass-through of exchange rates on import prices in Iran with emphasis on the role of instability of oil revenues (non-linear approach). *Economic Modeling Quarterly*, Year 11, Number 1, Series 37, pp. 77-100 (In Persian).
37. Madaniyan, B. (2016). Investigating the Fisher effect using the Kalman filter despite structural failure. *Applied Economics*, 7(21), 75-85 (In Persian).
38. Mishkin, F. S. (1980). Monetary policy and long-term interest rates: An efficient markets approach.
39. Manjazeb, M. R., and Nosrati, R. (2017). *Advanced econometric models with Evioz and Stata*. Publications: Mehraban Publishing House, Tehran (In Persian).

40. Moreira, R. R. (2015). Monetary policy's structural credibility and the role of the expected inflation: a Kalman filter investigation. *Procedia Economics and Finance*, *24*, 435-443.
41. Nasir, M. A. (2021). Zero lower bound and negative interest rates: Choices for monetary policy in the UK. *Journal of policy modeling*, *43*(1), 200-229.
42. Niazi Mohseni, M., Shahrashtani, H., Hejbar Kiani, K., and Ghafari, F. (2016). Investigating the effect of monetary policy shocks on macroeconomic variables, emphasizing the role of central bank independence. *Financial and Banking Research Quarterly*, 11(36), 151-182 (In Persian).
43. Panahi, H., Aghaari Heer, T., and Ali Imran, S. A. (2018). Investigating the impact of housing prices on fertility rates in urban areas of Iran, emphasizing the role of housing tenure. *Economic Journal*, numbers 5 and 6, pp. 5-25 (In Persian).
44. Pettinger, Tejvan. UK Monetary Policy, does monetary policy work, 19,17/k. 12 (January 2020).
45. Proano, C. R., & Lojak, B. (2021). Monetary policy with a state-dependent inflation target in a behavioral two-country monetary union model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, *133*, 104236.
46. Rasouli, M., Abrishmi, H., Mehrara, M., and Esfahanian, H. (2019). Predicting the effect of monetary and financial policies on the unemployment rate in Iran's economy. *Economic Research*, 55(2), 321-345 (In Persian).
47. Saidi, P., Mazhari, R., and Walian, H. (2011). Investigating the relationship between inflation rate and interest rate based on Fisher's theory in Iran's economy. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 5(1), 83-98 (In Persian).
48. Sayadi, M., and Khosh Kalam Khosrowshahi, M. (2019). Assessing the dynamics between oil income and Iran's GDP without oil, emphasizing the concept of investment inefficiency; Application of BVAR model. *Journal of Economic Growth and Development Research*, 10(38), 119-140 (In Persian).
49. Sims, C. A. (1980). Money, Income and Causality. American Economic Review, 1972, 62. *Macroeconomics and Reality. Econometrica*, *48*, 1-48.
50. Soderlind, P. (2001). Monetary policy and the Fisher effect. *Journal of Policy Modeling*, *23*(5), 491-495.
51. Suri, A. (2013). *Advanced econometrics with application in Evioz and Stata*. Philology Publishing House, Tehran (In Persian).
52. Sutherland, I. W. (2001). The biofilm matrix–an immobilized but dynamic microbial environment. *Trends in microbiology*, *9*(5), 222-227.

53. Tayebnia, A. (1995). *Inflation theories with a look at the inflation process in Iran. Academic Jihad*, University of Tehran, Tehran (In Persian).
54. Woodford, M. (2005). Central bank communication and policy effectiveness.
55. Zhu, S., Kavanagh, E., & O'Sullivan, N. (2021). Inflation targeting and financial conditions: UK monetary policy during the great moderation and financial crisis. *Journal of Financial Stability*, *53*, 100834.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی