فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال هشتم/ شماره ۲/ تابستان ۱۴۰۰/ صفحات ۲۹۴-۲۶۷

بررسی تاثیر غیرخطی نرخ بهره بر سطح عمومی قیمت‌ها، رویکرد رگرسیون انتقال ملایم[1]

عباس خدابخشی
دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی قزوین، abbaskhodabakhshi@gmail.com

بیت الله اکبری مقدم*
دانشیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی قزوین، akbari.beitollah@gmail.com

بیژن بیدآباد
استاد اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی، bijan@bidabad.com

تاریخ دریافت: ۹۹/۱۲/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۵/۲۳

چکیده
رابطه بین نرخ بهره اسمی و نرخ تورم یکی از مهم‌ترین موضوعات مورد بحث در مباحث اقتصاد کلان است. شناخت این رابطه و دانستن جهت این ارتباط، مزایای بسیاری برای کلیه سیاست‌گذاران اقتصادی و پولی خواهد داشت. در این مطالعه با بسط نظریه مقداری پول به بررسی رابطه بین نرخ بهره اسمی و نرخ تورم پرداخته و با استفاده از رویکرد رگرسیون انتقال ملایم طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۵۲ به آزمون این رابطه می‌پردازیم. نتایج تحقیق بیانگر آن است که با افزایش نرخ‌های بهره (به خصوص وقتی که نرخ بهره از حد آستانه‌ای آن فراتر می‌رود) اثرگذاری آن بر نرخ تورم افزایش می‌یابد. همچنین اثرگذاری نرخ بهره بر سطح عمومی قیمت‌ها دارای تاثیرات شدید نبوده و تغییرات در پارامترها به آرامی صورت می‌گیرد. از این رو می‌توان نتیجه گرفت برای کنترل تورم‌های بالا نمی‌توان از ابزار نرخ بهره استفاده نمود و استفاده از سیاست‌هایی که منجر به کاهش سرعت گردش پول می‌شود، می‌تواند در کنترل سطح عمومی قیمت‌ها موثرتر باشند. این نتیجه از لحاظ کلان نشان می‌دهد که در بلند مدت درآمد ناشی از نرخ بهره که از سمت پرداختی به عوامل تولید وارد اقتصاد می‌شود عملاً از طریق کاهش قدرت خرید پول ناشی از افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در جامعه جبران می‌شود و از بین می‌رود. شاید به این موضوع بتوان به عنوان یکی از حکمت‌هایی که خداوند سبحان در قرآن کریم در باب حرمت ربا فرموده است: «**يَمْحَقُ اللَّهُ الرِّبَا**» یعنی خداوند ربا را محو (نابود) می‌نماید؛ اشاره نمود.

واژه‌های کلیدی: نرخ بهره، سطح عمومی قیمت‌ها، رگرسیون انتقال ملایم، نظریه مقداری پول، نظریه فیشر.
طبقه‌بندی JEL: E31، E40، E43.

---

[1] این مقاله مستخرج از رساله دکترای نویسنده اول در دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین است.

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱-مقدمه

رابطه بین نرخ بهره اسمی و نرخ تورم یکی از مهم‌ترین موضوعات مورد بحث در مباحث اقتصاد کلان است. شناخت این رابطه و دانستن جهت این ارتباط، مزایای بسیاری برای کلیه سیاست‌گذاران اقتصادی و پولی خواهد داشت.

اولین متغیر تأثیرپذیر از افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، مانده حقیقی پول است و به عبارت دیگر با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها عرضه حقیقی پول کاهش پیدا می‌کند. در چارچوب تحلیل‌های کینزی کاهش عرضه حقیقی پول (مازاد تقاضای پول) سبب اختلال در اقتصاد می‌شود و در مجموع براساس تعادل والراس برای برقراری تعادل در اقتصاد بروز مازاد تقاضای پول در بازار پو ل، منجر به مازاد عرضه در بازار اوراق بهادار می‌گردد. بنابراین از لحاظ نظری انتظار می‌رود که با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها نرخ بهره افزایش پیدا کند. پس از لحاظ نظری رابطه علی مثبتی از نرخ تورم به سمت نرخ بهره اسمی وجود دارد. به بیان دیگر افزایش نرخ تورم می‌تواند موجبات افزایش نرخ بهره را در اقتصاد فراهم کند.

۲- ادبیات موضوع

چگونگی اثرگذاری نرخ بهره بر نرخ تورم را می‌توان به طرق مختلف توضیح داد. یکی از سازوکارهای اثرگذاری نرخ بهره بر نرخ تورم هزینه استفاده از سرمایه است به طوری که افزایش نرخ بهره هزینه استفاده از سرمایه را افزایش می‌دهد (شاکری[1]، ۱۳۷۲)، که این امر در نهایت منجر به افزایش هزینه‌های تولید می‌شود.

افزایش هزینه‌های تولید یا انتقال به سمت چپ منحنی عرضه کل اقتصاد در نهایت سبب افزایش تورم می‌شود. همچنین تغییرات نرخ بهره از طریق تأثیرگذاری بر حجم پول تورم را تحت تأثیر قرار می‌دهد، به این ترتیب که در الگوهای درونزای پول که عرضه پول تابعی مستقیم از نرخ بهره است با افزایش نرخ بهره، عرضه پول افزایش می‌یابد. براساس نظریه مقداری پول افزایش عرضه پول در بلند مدت و کوتاه مدت موجب افزایش سطح عمومی قیمت‌ها خواهد شد. هرچند ممکن است عرضه پول در رکود گسترده تأثیر معنی‌دار بر تورم نداشته باشد، اما در حالت متعارف و حداقل در میان مدت و بلند مدت تأثیر حجم پول بر تورم مثبت و معنی‌دار است.

---

[1] Shakeri (1992)

بنابراین از لحاظ نظری انتظار می‌رود افزایش نرخ بهره سطح قیمت‌ها را افزایش دهد و از این رو استدلال می‌شود امکان رابطه علی از نرخ بهره به تورم وجود دارد. یکی دیگر از سازوکارهای توضیح ارتباط بین نرخ بهره و نرخ تورم رابطه معروف بین نرخ بهره اسمی و حقیقی است که در ادبیات اقتصادی تاریخچه طولانی دارد. به طورکلی رابطه بین نرخ بهره حقیقی و اسمی بر وجود یک رابطه مثبت بین نرخ تورم و نرخ بهره اسمی دلالت دارد. این موضوع را پیش از دهه ۱۸۴۰ ویلیام داگلاس[1] مطرح کرده و هنری تورنتن[2] از این ایده برای تبیین رابطه بین نرخ بهره حقیقی و اسمی استفاده نموده است. آلفرد مارشال (۱۸۹۰) رابطه بین نرخ اسمی و نرخ تورم را به شرح زیر بررسی می‌نماید:

$$r = \mathrm{i} - \mathrm{inf} - \mathrm{np} \qquad (۱)$$

در رابطه فوق r نرخ بهره حقیقی، i نرخ بهره اسمی، inf نرخ تورم و nP اثر متقاطع دو متغیر نرخ بهره اسمی و نرخ تورم است. بنابراین از دیدگاه مارشال، نرخ بهره اسمی و نرخ تورم با یکدیگر رابطه مستقیم دارند.

جان باتیس کلارک (۱۸۹۵) بر خلاف مارشال معتقد است که نرخ بهره حقیقی ثابت بوده و در بررسی‌های خود به تاثیر نرخ تورم بر نرخ بهره اسمی پرداخته است. از دیدگاه وی، نرخ بهره اسمی متناسب با نرخ تورم تغییر می‌نماید. به بیان دیگر نرخ بهره رابطه مستقیم با نرخ تورم دارد و در صورت کاهش (افزایش) ۲ درصد در نرخ تورم، نرخ بهره اسمی نیز باید ۲ درصد کاهش (افزایش) یابد.

با این وجود رابطه بین نرخ بهره اسمی و حقیقی تا زمان ایروینگ فیشر[3] از دقت و چارچوب تحلیلی مناسبی برخوردار نبوده است. ایروینگ فیشر (۱۸۹۶) با بهره‌گیری از مطالعات دیگران، تئوری تورم و بهره را به طور منسجم تبیین کرد. رابطه معرفی شده فیشر به شکل زیر است:

$$r = \mathrm{i} - \pi^e \qquad (۲)$$

که در آن π^e نرخ تورم انتظاری است. با این تفاسیر می‌توان گفت که از نظر تئوری رابطه بین نرخ بهره اسمی و نرخ تورم مثبت است و یک رابطه علی دوطرفه بین این دو متغیر برقرار است.

---

[1] Willam Douglas
[2] Henri Torenten
[3] Fisher

۱-۲-رابطه مقداری پول

ارائه نظریه مقداری پول به قرن شانزدهم میلادی بر می‌گردد. زمانی که هجوم طلا از مستعمرات موجب برخی اختلالات اقتصادی شد. در آن زمان سطح قیمت‌ها در اسپانیا با افزایش ده برابری مواجه شد و تحت تاثیر آن، قیمت گندم در فرانسه تا نزدیک به سه برابر افزایش یافت. دیوان محاسبات پاریس به همراه یک وکیل دادگستری به نام ژان بدین[1] پس از بررسی‌های گسترده به این نتیجه رسیدند که علت اساسی افزایش سطح عمومی قیمت‌ها یا همان تورم، ورود سیل آسای فلزات گرانبها از سرزمین‌های جدید به اسپانیا و فرانسه است و برای اولین بار، رابطه بین تورم و حجم پول شناخته شد. اما اولین کسی که این نظریه را پس از حدود سه قرن فرموله کرد، اقتصاددان انگلیسی، دیوید ریکاردو بود که در این فرمول M حجم پول و P سطح عمومی قیمت‌ها و T حجم معاملات یا در واقع حجم تولید اسمی است.

$$M = P.t \qquad (۳)$$

جان استوارت میل سی سال پس از ریکاردو به رابطه فوق پارامتری به نام سرعت گردش پول را اضافه کرد و رابطه MV=Pt را ارائه نمود. تا اوایل قرن بیستم منظور از M در این رابطه تنها اسکناس و پول فلزی در گردش بود. اما در اوائل قرن گذشته، ایروینگ فیشر اقتصاددان آمریکایی شبه پول را هم وارد نظریه مقداری پول کرد. به همین دلیل برخی اقتصاددانان رابطه مقداری پول را به اسم رابطه فیشر هم می‌شناسند. نظریه مقداری پول فیشر مهمترین تئوری در ارتباط با تعادل همزمان بازارهای پول و کالاست. وی با بیان و مثال‌های ساده نشان می‌دهد (فیشر، ۱۹۱۱) که همواره رابطه خطی زیر بین پول و قیمت وجود دارد:

قیمت کالا × مقدار کالای معامله شده = حجم پول × سرعت گردش پول

وی برای تشریح این نظریه از قپان و ترازو استفاده می‌کند و با توجه به روابط مکانیکی موجود بین اقلام متغیرهای معادله فوق باید گفت در حالی که همه چیز ثابت باشد (Ceteris Paribus) ارتباط ریاضی فوق همواره برقرار است و رابطه فوق همانند قانون ترازو در فیزیک یک قانون در اقتصاد است.

$$M.V = P.t \qquad (۴)$$

[1] Jean Bodin

که در آن M حجم پول یا عرضه پول؛ V سرعت گردش مبادلهٔ پول (تعداد دفعاتی که یک واحد پول در طی دوره‌ای معین به‌منظور مبادله استفاده می‌گردد)، t میزان معادلات انجام شده طی دوره، و P متوسط قیمت مبادلات است. این رابطه بیان می‌کند که کل مخارجی که برای خرید کالاها و خدمات هزینه می‌شود، یعنی T، با کل پولی که فروشندگان از کالاها و خدمات بدست می‌آورند، یعنی Pt، برابر است. حجم پول ضربدر سرعت گردش پول عملا معاملات کالایی را با پرداخت پول برای آنها تأمین می‌نماید. در واقع پولی که برای کالاها و خدمات پرداخت می‌شود باید با مبلغ فروش کالاها و خدمات برابر شود (احمد و مجتهدزاده[1]، ۱۳۸۴).

اقتصاددانان بعد از فیشر همانند مکتب کمبریج به دلیل عدم وجود اطلاعات آماری همواره از متغیر جایگزین دیگری بجای ارزش معاملات استفاده می‌کردند؛ مثلاً از تولید ناخالص ملی بجای یک تقریب برای ارزش معاملات استفاده می‌کردند که این موضوع بررسی‌ها را دچار اشکالات مختلفی می‌کرد؛ زیرا می‌توان نشان داد که رابطه تولید ناخالص ملی با ارزش معاملات، یک رابطه نسبی قطعی نیست. استاندارد فعلی سیستم حساب‌های ملی سازمان ملل متحد در حال حاضر تمامی معاملات قابل وقوع در اقتصاد را مد نظر قرار می‌دهد و در نتیجه می‌توان از این سیستم به عنوان رفع این معضل کمک گرفت. به عبارت دیگر در سیستم حسابهای ملی SNA1993 بدون اینکه این موضوع در ریز مستندات مورد تاکید و توجه قرار گرفته باشد، می‌توان دریافت که در واقع حجم اسمی معاملات انجام شده در یک اقتصاد برابر عرضه کل اسمی در حسابهای ملی است و عرضه کل نیز از جمع ارزش افزوده بخش‌های مختلف به اضافه ارزش کالاهای واسطه‌ای بدست می‌آید. یعنی:

کل ارزش معاملات انجام شده در اقتصاد = عرضه کل اسمی در اقتصاد

این موضوع در اصل به دلیل جامعیت استانداردهای حسابداری ملی SNA در ویرایش ۱۹۹۳ سازمان ملل متحد تحقق یافته است؛ زیرا این استاندارد همه خریدها و فروش‌های متنوع در اقتصاد را برمی‌شمرد. برای این منظور به این مطلب اینگونه می‌نگریم که افراد معمولا یا کالا و خدمات ملموس خریداری می‌نمایند یا به خرید کالاها و خدمات ناملموس می‌پردازند که در بخش اخیر این کالاها همانند اوراق بهادار، سهام، اوراق بیمه و کلیه دارایی‌های ناملموس می‌باشد و می‌توان آنها را عملیات مالی یا معاملات احتکاری نامید.

[1] Ahmad & Mojtahedzadeh (2005)

بطور خاص، تقاضای احتکاری نیز مانند تقاضای معاملاتی، ارزش افزوده‌ای ایجاد می‌کند که بخشی از درآمد و تولید جامعه را ایجاد می‌نماید. پس عملیات مالی ارزش افزوده ایجاد کرده و در زمره خرید و فروش دارایی محسوب می‌شوند که در محاسبات حساب‌های ملی درج می‌شوند. خرید و فروش‌هایی که منجر به خلق ارزش افزوده مثبت یا منفی شوند، همگی بر اساس محاسبات SNA قابل کسب و درج در حساب‌های ملی هستند. خرید و فروش‌ها شامل محصولات بازاری، محصولات تولید شده برای خود مصرفی و سایر محصولات غیربازاری نیز می‌شوند. این عملیات هم بر کالاها و هم بر خدمات و هم بر نقل و انتقال دارایی‌ها چه ملموس و چه غیرملموس مصداق دارند؛ یعنی هر گاه عمل خرید و فروش و یا نقل و انتقال در اقتصاد صورت گیرد، ارزش کالا یا دارایی معامله شده ارزش معاملات را تشکیل داده و مابه التفاوت سود فروشنده از مبلغ ارزش اسمی کالا یا خدمت یا دارایی خریداری شده برابر با ارزش افزوده ناشی از معامله می‌باشد. به بیان خیلی ساده جمع ارزش افزوده‌ها، اجزای تولید ناخالص داخلی را تشکیل می‌دهد و جمع ارزش کالاهای فروخته شده، ارزش کل معاملات در اقتصاد را می‌سازد و چون رقم اخیر برابر است با ارزش کالاهای واسطه‌ای بعلاوه جمع ارزش افزوده‌ها؛ در نتیجه رقم عرضه کل را نیز تشکیل می‌دهد. پس از لحاظ حسابداری ملی نتیجه می‌گیریم که عرضه کل اسمی برابر است با ارزش اسمی معاملات در اقتصاد. مفهوم سادهٔ فوق در عمل پیچیدگی‌های محاسباتی بسیار زیادی را در بردارد تا بتوان به رقم عرضه کل رسید، ولی پیچیدگی محاسبات، مفاهیم اساسی موضوع مورد نظر را تغییر نمی‌دهد. پس رابطه فیشر را با در نظر گرفتن این بخش و بخش قبلی می‌توان به شرح زیر نوشت:

$$M.V = P.t = T = AS = P.as \qquad (۵)$$

که در آن as برابر است با عرضه کل واقعی و AS برابر است با عرضه کل اسمی.

مدل‌های کینزین جدید در دهه‌های اخیر به عنوان یکی از روش‌های آنالیز سیاست پولی مورد استفاده قرار گرفته است. در این مدل‌ها تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی به وسیله اصول اقتصاد خرد قابل تشریح است. با استفاده از این مدل‌ها چگونگی پاسخ سیاست‌ها به شوک‌های گوناگون و میزان با ثباتی مدل قابل بررسی است. مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی که به مدل‌های کینزین جدید نیز شناخته شده است، تعمیمی از مدل‌های تعادل عمومی می‌باشند. تفاوت مهمی که بین مدل‌های تعادل عمومی و مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی وجود دارد این است که مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی،

مدل‌های پویا هستند و به این معنی است که زمان نقش مهمی در این مدل‌ها دارد و اقتصاد را در طول زمان مورد بررسی قرار می‌دهد. همچنین این مدل‌ها، تصادفی هستند یعنی این واقعیت را مدنظر قرار می‌دهند که اقتصاد می‌تواند تحت تاثیر شوک‌های تصادفی، نظیر تغییرات تکنولوژی و غیره قرار گیرند. این مدل‌ها، براساس فرض چسبندگی اسمی در قیمت‌ها و دستمزدها، بنا نهاده شده‌اند و امروزه کاربردهای فراوانی در مسائل مربوط به سیاست‌های پولی و مالی دارد.

مدل های اولیه مورد استفاده قرار گرفته شده در تجزیه و تحلیل کوتاه‌مدت اقتصاد کلان، توسط مدل ساده از سیستم سه معادله‌ای شامل منحنی فیلیپس(عرضه کل)، منحنی IS (تقاضای کل) و قاعده‌ای همانند قاعده تیلور برای سیاست پولی بیان شده است. نقدی که به این مدل‌ها وارد بود این است که در این مدل‌ها، سیاست مالی و دولت نقشی را ایفا نمی‌کنند. با درون‌زا کردن نقشی برای مقام مالی و دولت و همچنین اضافه کردن معادله‌ای شبیه معادله بدهی در این مدل‌ها، به سیستم پنج معادله رسیدند که می‌تواند تقابل استراتژیک بین سیاست‌گذار پولی و مالی را توضیح دهند.

ناسازگاری زمانی و یا ناسازگاری پویا[1] به بیان موقعیتی می‌پردازد که در آن ترجیحات تصمیم‌گیرنده اقتصادی در طول زمان تغییر می‌کند. به عبارت دیگر سیاست بهینه‌ای که اکنون برای دوره‌های بعد در نظر گرفته می‌شود، زمانی که آن دوره، واقعا فرا می‌رسد، دیگر بهینه نباشد. در حقیقت تفاوت بین «بهینه بودن براساس گذشته» و «بهینه بودن براساس آینده»، تحت عنوان ناسازگاری زمانی شناخته می‌شود. شاخص این تغییر، در نرخ رجحان زمانی و نرخ بهره آشکار می‌گردد. در این مسیر، تعادل نرخ رجحان زمانی و نرخ بهره به عنوان شاخصی برای تعادل و سازگاری زمانی مطرح می‌شود و عدم تعادل آن ها، معیاری برای ناسازگاری زمانی و به تبع آن دوری از وضعیت بهینه و آشفتگی در بخش های مختلف اقتصاد قلمداد می‌شود.

نرخ رجحان زمانی به عنوان معیاری برای وزن دهی و تنزیل توابع مطلوبیت مصرف و نرخ بهره به عنوان شاخصی برای انگیزه سرمایه‌گذاری مطرح می شود. در این راستا ناسازگاری زمانی به منزله عدم تعادل نرخ بهره و نرخ رجحان زمانی است.

ناسازگاری زمانی می‌تواند در رابطه با تغییر اهداف سیاستی دولت‌ها و یا تغییر در ترجیحات افراد در طول زمان و یا واکنش افراد به رفتار اقتصادی بنگاه‌های اقتصادی و

1 Dynamic Inconsistency or Time Inconsistency

نهادهای پولی و مالی باشد. یک وجه از تغییر رفتار و ترجیحات می‌تواند در پیش‌بینی جامعه از اهداف، عملکرد اعلامی و سیاست‌های اجرایی دولت باشد. تناقص بین سیاست-های اعلامی و سیاست‌های اجرایی نیز با فرض واکنش عقلایی جامعه به تغییر ترجیحات افراد منجر می‌شود. تغییر در سلیقه، تغییر در سطح مصرف، وابستگی رجحان زمانی به مطلوبیت جاری نیز از جمله دلایل ایجاد ناسازگاری زمانی افراد است. وجه دیگر از ناسازگاری زمانی می‌تواند در بستر فعالیت‌های نهادهای اقتصادی و زیربخش‌های آن- مستقل از سیاست‌های تصریحی دولت- ایجاد شود. ترجیحات افراد در طول زمان به دلیل تغییر در انجام تعهدات و انتظارات، امکان تغییر دارد. همچنین نوسان در نرخ بازدهی در بازارها و بخش‌های مختلف مانند بازار ارز، بازار مسکن، نرخ سود سپرده‌های بانکی، بخش خدمات، صنعت ، معدن و ... می‌تواند زمینه های تغییر در ترجیحات مطلوبیت و ناسازگاری زمانی را فراهم کند. بنابراین دو جنبه از ناسازگاری را می‌توان بیان نمود.

الف) ناسازگاری زمانی ناشی از تغییر ترجیحات در طول زمان

ب) ناسازگاری زمانی تصمیمات سیاست‌گذار، وقتی عوامل، انتظارات عقلایی داشته باشند.

۲-۲-بسط رابطه مقداری پول

در اینجا برای محاسبه تولید ناخالص ملی از روش درآمدی استفاده شده است. در روش درآمدی محاسبه کل فعالیت‌های اقتصادی بوسیله جمع تمامی انوع مختلف درآمدهای بدست آمده است . لذا تولید ناخالص ملی از مجموع ارزش پولی درآمدهای مختلفی شامل حقوق و دستمزد، بهره و اجاره که اشخاص از تولید همان کالاها و خدمات نهایی به دست می‌آورند، محاسبه می‌گردد.

از سوی دیگر نقدینگی برابر است با : نقدینگی = پول+ شبه پول

پول= اسکناس و مسکوک در دست اشخاص+ سپرده‌های دیداری

بنابراین:

$$M=CU+DD+TD \qquad (۶)$$

M: نقدینگی

CU: اسکناس و مسکوک در دست اشخاص

DD: سپرده‌های دیداری

TD: سپرده‌های مدت دار

اگر روش محاسبه کل ارزش افزوده در اقتصاد را از سمت پرداختی به عوامل تولید دنبال

کنیم، می‌توان عرضه کل را از طریق مجموع حقوق و دستمزد پرداختی و اجاره و بهره پرداختی محاسبه نمود. لذا:

$$M.V=P.[(Salary+Rent)+R \quad (۷)$$

R: بهره پرداختی

Rent: اجاره

Salary: حقوق و دستمزد

بنابر این با ادغام دو رابطه فوق خواهیم داشت:

$$(CU+DD+TD).V= P.[(Salary+Rent)+R] \quad (۸)$$

از سوی دیگر داریم: بهره پرداختی= مبلغ سپرده× نرخ بهره

بنابراین می‌توان نوشت:

$$R=TD.r \quad (۹)$$

که در آن r نرخ بهره می باشد. با جایگذاری رابطه (۹) در (۸) خواهیم داشت:

$$(CU+DD+TD).V= P.[(Salary+Rent)+ TD.r] \quad (۱۰)$$

رابطه بالا را بر حسب r بدست می‌آوریم:

$$r = \frac{(CU+DD+TD).V-P.(Salary+Rent)}{TD} \quad (۱۱)$$

این رابطه ارتباط فرم خلاصه شده نرخ بهره را با سطح عمومی قیمت‌ها نشان می‌دهد که می‌توان آن را به شکل رگرسیون زیر نشان داد:

$$r_t = \beta_0 + \beta_1 . P_t + U_t \quad (۱۲)$$

اگر رگرسیون فوق را برآورد کنیم چنانچه نظریه ارائه شده صادق باشد باید به نتایج زیر برسیم:

$$\beta_0 = \frac{(CU+DD+TD).V}{TD} \quad (۱۳)$$

$$\beta_1 = \frac{(Salary+Rent)}{TD} \quad (۱۴)$$

لذا دو پارامتر فوق باید آزمون گردند که آیا صادق می‌باشند یا خیر؟

بررسی فوق از سمت بدهی‌های سیستم بانکی بود. همین موضوع را نیز از سمت دارایی‌های سیستم بانکی بسط می‌دهیم. برای کاملتر شدن معادله فیشر این رابطه را نیز بسط

بیشتری می‌دهیم تا معاملات در بخش خارجی اقتصاد را نیز در نظر بگیرد. در اینجا، رابطه فیشر را به مدلی که از دیدگاه پولی شامل دو بخش خارجی و داخلی است، تعمیم می‌دهیم. در این ارتباط نقطه نظر اصلی پولیون در مبحث دیدگاه پولی به تراز پرداختها مد نظر قرار داده می‌شود که خصوصیات پیوند بین پول خارجی و داخلی را بیان می‌کند. لذا در این قسمت مجددا ارتباط تعادلی بازارهای پول و کالا را (هنگامی که بخش خارجی در تعادل بازار نمایان است) بررسی می‌کنیم و برای انجام این کار، معادله فیشر را به برخی از عوامل مورد نیاز تفکیک می‌کنیم:

$$M.V+M^*.V^* = \Sigma\, p.q \qquad (۱۵)$$

q مقدار کالا و p سطح عمومی قیمت کالاها و V و V^* سرعت گردش پول‌های داخلی و خارجی (در داخل) هستند. در این معادله طرف چپ از چهار جزء اصلی مقدار پول داخلی، مقدار پول خارجی، سرعت گردش پول داخلی و سرعت گردش پول خارجی تشکیل می‌شود. در معادله فوق هر یک از متغیرها بعنوان یک کل متناسب با دیگر متغیرها در ارتباط با هم قرار دارند. این معادله توازن بخشهای خارجی و داخلی را در ارتباط با متغیرهای فوق و در چارچوب تعادل بین بازارهای پول و کالا برقرار می‌سازد؛ یعنی کل ارزش کالاهای فروخته شده برابر با کل مقدار پول داخلی و خارجی مبادله شده در اقتصاد است. با توجه به توضیحات قبلی در مورد انطباق تعریفی عرضهٔ کل اسمی با ارزش معاملات می‌توان نوشت:

$$M.V+M^*.V^* =P.\, as \qquad (۱۶)$$

نقدینگی در کل اقتصاد (M2) برابر است با عرضه منابع پولی سیستم بانکی شامل بانک مرکزی و بانک‌های تجاری و تخصصی است و رابطه تعریفی زیر از لحاظ منابع و مصارف بانکی همواره برقرار می‌باشد:

$$NFA + NDA \equiv M2 \equiv TD + DD + CU \qquad (۱۷)$$

NFA خالص دارایی‌های خارجی سیستم بانکی و NDA خالص دارایی‌های داخلی سیستم بانکی، M2 نقدینگی، TD سپرده‌های مدت‌دار، DD سپرده‌های دیداری در سیستم بانکی وCU اسکناس و مسکوک در دست اشخاص است. حال می‌توان بجای M و M^* در رابطه فوق، مساوی آن خالص دارایی‌های داخلی و خالص دارایی‌های خارجی سیستم بانکی را قرار داد. سرعت گردش هر نوع پول (داخلی و خارجی) در حجم همان نوع پول ضرب شود که در این حالت سرعت گردش پول داخلی را در حجم پول داخلی و سرعت گردش

پول خارجی را در حجم پول خارجی ضرب می‌کنیم و رابطهٔ تعمیم یافته فیشر را می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$NDA.V + NFA.V^* = P.as \quad (۱۸)$$

NDA: خالص دارایی‌های داخلی سیستم بانکی شامل خالص مطالبات سیستم بانکی از بخش خصوصی، خالص مطالبات سیستم بانکی از بخش دولتی و خالص سایر مطالبات و حساب سرمایه سیستم بانکی است. این متغیر به عنوان عرضه منابع مالی تلقی می‌شود که تابع مثبتی از نرخ بهره در نظر گرفته می‌شود؛ زیرا با افزایش نرخ بهره، بانک‌ها وام بیشتری اعطا می‌کنند.

NFA: خالص دارایی‌های خارجی سیستم بانکی، که براساس دیدگاه پولی به تراز پرداخت-ها باید مساوی تراز پرداخت‌ها باشد. تراز پرداخت‌ها از دو جزء تراز جاری و تراز سرمایه‌ای تشکیل می‌شود که تراز اول، تابع نرخ ارز و دومی براساس نظریه تفاضل نرخ‌های بهره داخلی و خارجی تابع نرخ‌های بهره داخلی و خارجی می‌باشد. پس رابطه فوق را می‌توان به شکل زیر ارائه نمود که رابطه فیشر بسط یافته می‌باشد:

$$NDA(r).V + NFA(e, r).V^* = P.as \quad (۱۹)$$

دارایی‌های خارجی پس از ورود به کشور تبدیل به پول داخلی شده و در سیستم اقتصادی کشور به گردش در می‌آید، لذا می‌توان بجای سرعت گردش پول خارجی معادل آن را قرار داد. علت این موضوع عملیات تبدیل پول خارجی به پول داخلی است یعنی :

$$V^*=e.V \quad (۲۰)$$

که توسط سیستم بانکی انجام می‌شود و اگر یک دلار وارد کشور شود و تبدیل به ریال گردد اثر تعداد ریال معادل یک دلار مساوی با یک واحد دلار در اقتصاد است؛ لذا می‌توانیم نتیجه بگیریم که اثر گردش پول خارجی معادل اثر گردش پول داخلی ضرب‌در نرخ تبدیل پول خارجی به داخلی است. این رابطه در اصل عملیات حسابداری بانکی را از تبدیل دو پول به یکدیگر بیان می‌نماید.

$$NDA(r).V + NFA\ (e, r).\ e.V = P.as \quad (۲۱)$$

در اینجا برای محاسبه تولید ناخالص ملی از روش درآمدی استفاده شده است. در روش درآمدی محاسبه کل فعالیت‌های اقتصادی بوسیله جمع تمامی انوع مختلف درآمدهای بدست می‌آید. لذا تولید ناخالص ملی از مجموع ارزش پولی درآمدهای مختلفی شامل حقوق و دستمزد، بهره و اجاره که اشخاص در فرآیند تولید همان کالاها و خدمات نهایی

به دست می‌آورند، محاسبه می‌گردد. اگر درآمد ملی را از روش هزینه (پرداختی به عوامل تولید) نوشته و نقدینگی را برحسب بدهی‌ها بنویسیم خواهیم داشت:

درآمد ملی= اجاره+سود پرداختی به صاحبان سرمایه+حقوق و دستمزد

$$NDA(r).V + NFA(e, r).e.V = P.t=AS \quad (۲۲)$$

$$NDA(r).V + NFA(e, r).e.V = P.[(Salary+Rent)+R] \quad (۲۳)$$

بنابراین:

$$[NDA(r) + NFA(e, r).e].V = P.[(Salary+Rent) + R] \quad (۲۴)$$

با استفاده از (۹) از سوی دیگر داریم:

که سود پرداختی برابر با مبلغ سپرده مدت‌دار ضربدر نرخ بهره است. با استفاده از (۹) می‌توان نوشت:

$$[NDA(r) + NFA(e, r).e].V = P.[(Salary+Rent) + TD.r] \quad (۲۵)$$

رابطه بالا را برای p حل می‌کنیم:

$$p = \frac{[NDA(r)+ NFA(e,r).e].V}{[(Salary+Rent)+TD.r]} \quad (۲۶)$$

ملاحظه می‌شود که در بلندمدت سطح عمومی قیمت‌ها (P) تابعی از نرخ ارز (e) و نرخ بهره (r) می‌باشد و بایستی مدل بالا برآورد و مورد آزمون قرار گیرد. بدین منظور از طرفین رابطه بالا لگاریتم می‌گیریم:

$$ln(p) = ln[NDA(r)) + NFA(e,r).e] + ln(V) - ln[(salary + Rent) + TD.r] \quad (۲۷)$$

بنابراین خواهیم داشت:

$$\ln(p) = \ln[NFA(e,r).e] + \ln\left[1 + \frac{NDA(r)}{NFA(e,r).e}\right] + \ln(V) - \ln(TD.r) - \ln\left[1 + \frac{(salary+Rent)}{TD.r}\right] \quad (۲۸)$$

$$\ln(p)\ln(NFA(e,r)) + \ln(e) + \ln\left[1 + \frac{NDA(r)}{NFA(e,r).e}\right] + \ln(V) - \ln(TD) - \ln(r) - \ln\left[1 + \frac{salary+rent}{TD.r}\right] \quad (۲۹)$$

و در فرم رگرسیون:

$$\ln(p) = \beta_0 + \beta_1 \ln(r) + \beta_2 \ln(e) + \beta_3 \ln(NFA) + \beta_4 \ln\left(1 + \frac{NDA}{NFA.e}\right) + \beta_5 \ln\left(1 + \frac{salary+Rent}{TD.r}\right) + \beta_6 \ln(V) + \beta_7 \ln(TD) + u_t \quad (۳۰)$$

اگر $X = 1 + \frac{NDA}{NFA.e}$ و $Y = 1 + \frac{salary+rent}{TD.r}$ را در معادلهٔ رگرسیون فوق جایگزین

نماییم، آنگاه خواهیم داشت:

$$\ln(p) = \beta_0 + \beta_1 \ln(r) + \beta_2 \ln(e) + \beta_3 \ln(NFA) + \beta_4 \ln(X) + \beta_5 \ln(Y) + \beta_6 \ln(V) + \beta_7 \ln(TD) + u_t \quad (۳۱)$$

معادله فوق یک رگرسیون می‌باشد که در آن u_t به عنوان جمله اخلال تعریف شده است. به دلایل زیر انتظار می‌رود که رابطه بین نرخ بهره و سطح عمومی قیمت‌ها به صورت نامتقارن باشد:

۱-سهم هزینه‌های تامین مالی در بهای تمام شده کالاها و خدمات: هزینه‌های تامین مالی به عنوان بخشی از هزینه‌های بنگاه‌های اقتصادی، به بهای تمام شده کالاها و خدمات اضافه می‌شوند. بنابراین، وقتی نرخ بهره وام بانکی افزایش می‌یابد، به تبع آن هزینه‌های تامین مالی بنگاه اقتصادی نیز افزایش می‌یابد. در نتیجه بنگاه‌ها این هزینه‌های تامین مالی را به عنوان بخشی از هزینه‌ها به قیمت‌ها تمام شده خود اضافه می‌کنند و بنگاه اقتصادی با قیمت‌های بالاتر محصولات خود را عرضه می‌نماید. از آنجایی که این قیمت‌ها با وزن ویژۀ خود در شاخص بهای مصرف کننده لحاظ می‌شوند، قیمت‌های بالاتر منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. از سوی دیگر با کاهش نرخ بهره وام، اگرچه هزینه‌های تامین مالی بنگاه اقتصادی کاهش می‌یابد، اما بنگاه‌های اقتصادی عموما قیمت کالای تولیدی خود را به همان نسبت کاهش نمی‌دهند. بنابر این ملاحظه می‌شود که افزایش نرخ بهره وام سبب افزایش سطح عمومی قیمت‌ها شده ولی کاهش نرخ بهره وام سبب کاهش سطح عمومی قیمت‌ها به همان نسبت نمی‌شود و یک رابطه نامتقارن بین نرخ بهره و سطح عمومی قیمت‌ها برقرار می‌باشد.

۲-نرخ بهره و سطح عمومی قیمت‌ها هر کدام با تاخیر زمانی متفاوتی اثرگذار خواهند بود. به عنوان مثال اگر عرضه پول افزایش یابد، سبب افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و کاهش نرخ بهره خواهد شد. مساله مهم آن است که مدت زمان افزایش سطح عمومی قیمت‌ها بعد از افزایش عرضه پول متفاوت از مدت زمان کاهش نرخ بهره بعد از افزایش عرضه پول بوده و این مساله سبب رابطه نامتقارن نرخ بهره و سطح عمومی قیمت‌ها خواهد شد.

۳-مدت‌دار بودن قراردادهای وام: اگر نرخ بهره وام افزایش/کاهش یابد، تاثیری بر قراردادهای قبلی نداشته و بایستی مدتی صبر کرد تا نرخ بهره وام وارد چرخه معاملات بانکی شده و بر روی سطح عمومی قیمت‌ها تاثیر بگذارد. بنابر این، این مساله نیز می‌تواند سبب ایجاد رابطه نامتقارن نرخ بهره و سطح عمومی قیمت‌ها گردد.

۴-ثابت بودن نرخ بهره سپرده‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت: با افزایش/کاهش نرخ بهره

سپرده‌ها، سپرده‌گذارانی که دارای سپرده سرمایه‌گذاری بلندمدت می‌باشند بایستی منتظر شوند تا قرارداد آنها به اتمام برسد.

فیشر (۱۸۶۷ - ۱۹۴۷)، که به موضوع پول، تورم و نرخ بهره پرداخت، ایده‌های او در توسعه مفهوم برابری قدرت خرید منعکس شده است. فرض بر این است که نرخ بهره اسمی (i_t) از دو جزء تشکیل شده است: نرخ تورم انتظاری (π_t^e) و نرخ بهره واقعی (r_t) و t اندیس زمان است.

$$i_t = r_t + \pi_t^e \qquad (۳۲)$$

وی ادعا کرد که یک رابطه یک به یک بین نرخ بهره و تورم انتظاری وجود دارد و نرخ واقعی بهره مستقل از نرخ تورم است. بر این اساس، معادله فیشر را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$(1 + i_t) = (1 + r_t)(1 + E_{t-1}\pi_t) \qquad (۳۳)$$

π_t نرخ تورم و E_{t-1} انتظارات در زمان t-1 است. با ساده سازی معادله بالا به معادله زیر می‌رسیم:

$$i_t = r_t + E_{t-1}\,\pi_t + r_t\,E_{t-1}\,\pi_t \qquad (۳۴)$$

فیشر فرض می‌کند که عبارت سمت راست معادله بالا خیلی کوچک بوده و بنابراین آن را حذف می‌نماید. بنابراین خواهیم داشت:

$$i_t = r_t + E_{t-1}\,\pi_t \qquad (۳۵)$$

که رابطه (۳۲) بدست می‌آید.

و این معادله، اساس فرضیه فیشر را که نرخ بهره اسمی برابر با مجموع نرخ بهره واقعی و تورم انتظاری است، شکل می‌دهد. در حالت پیشرفته فرضیه فیشر بیان می‌کند که نرخ بهره واقعی در طول زمان ثابت است و تنها با عوامل واقعی تعیین می‌شود. فرم تصادفی[1] فرضیه فیشر عبارت است از:

$$i_t = \beta_0 + \beta_1\,\pi_t^e + u_t \qquad (۳۶)$$

فیشر در تحلیل خود از داده‌های تورم و نرخ بهره نرخ بهره اسمی بریتانیا و ایالات متحده برای دوره‌های ۱۸۲۰-۱۹۲۴ و ۱۸۹۰-۱۹۲۷ استفاده کرد. یافته‌های او نشان می‌دهد که در رابطه کوتاه‌مدت بین تغییرات قیمت و نرخ بهره در این کشورها «هیچ ارتباط آشکاری» یافت نشد و ضریب همبستگی ۰/۴۵۹- برای داده‌های انگلیس و ۰/۲۸۹- برای داده‌های

[1] Stochastic

ایالات متحده بدون اینکه داده‌ها وقفه داشته باشند، بدست آمد. در مقابل، هنگامی که تورم دوره قبل (تورم با یک دوره تاخیر) به عنوان پروکسی تورم مورد انتظار مورد استفاده قرار گرفت، ضریب همبستگی به طور قابل ملاحظه‌ای افزایش یافت. زمانی که تغییرات قیمت به ترتیب بیش از ۲۸ سال و ۲۰ سال گسترش یافت، ضریب همبستگی به ترتیب ۰/۹۸ و ۰/۸۷۵ برای بریتانیا و ایالات متحده به دست آمد.

براساس نتایج فیشر می‌توان گفت که نرخ بهره اسمی باید از تورم مورد انتظار پیروی نماید. به عبارت دیگر، علیت از تورم مورد انتظار به نرخ بهره اسمی می‌باشد.

تابان و همکاران[1] (۲۰۱۴) برای بررسی فرضیه فیشر به مطالعه رابطه بین نرخ بهره اسمی و شاخص قیمت مصرف‌کننده در اتریش با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۳ پرداختند. یافته‌های مطالعات آنها نشان می‌دهد که براساس آزمون علیت خطی گرنجر هیچ رابطه علیت بین متغیرهای نرخ بهره و تورم در اتریش وجود ندارد. نتایج آزمون علیت دامنه نوسان[2] بیانگر آن است که رابطه علیت دو طرفه در کوتاه‌مدت معتبر بوده ولی در بلندمدت رابطه علّیت از نرخ تورم به نرخ بهره می‌باشد.

سینینو[3] (۲۰۱۱) فرضیه فیشر را برای منطقه یورو و برای سال‌های ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۱ بررسی نمود. در این بررسی از نرخ بهره پیشنهادی بین بانکی اروپا[4] برای متغیر نرخ بهره و اوراق بهادار فدرال آلمان با سررسید شش ماهه[5] برای اندازه‌گیری تورم انتظاری استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که فرضیه فیشر هنگامی که کل مجموعه داده‌ها در نظر گرفته می‌شود، برقرار می‌باشد. اما رابطه بین دو متغیر برای دوره سپتامبر ۲۰۰۸ تا مارچ ۲۰۱۱ برقرار نبوده و این مساله احتمالا به دلیل اعمال سیاست‌های سخت-گیرانه پولی توسط مقامات مربوطه می‌باشد.

اصغرپور و همکاران[6] (۱۳۸۵) بر اساس مشاهدات بین کشوری (داده‌های تابلویی ۲۴ کشور) طی دوره ۲۰۰۳-۲۰۰۱ به بررسی روابط علی بین دو متغیر مهم اقتصاد کلان یعنی نرخ تورم و نرخ بهره پرداخته‌اند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که از لحاظ آماری افزایش نرخ بهره سبب افزایش نرخ تورم شده است و بدین ترتیب نرخ بهره علت

---

[1] Taban et al.
[2] Frequency domain causality test
[3] Piccinino
[4] The European interbank offered rate
[5] The six month maturing German Federal securities
[6] Asgharpour et al. (2006)

نرخ تورم می‌باشد و لیکن افزایش نرخ تورم به طور معنی‌داری نتوانسته است موجب افزایش نرخ بهره در کشورهای نمونه شود. به عبارت دیگر، علیرغم این که نرخ تورم تأثیر مثبت بر نرخ بهره داشته است، لیکن به طور معنی‌داری نرخ تورم علت نرخ بهره نیست. پس نتایج مطالعات نشان دهنده علیت یک‌طرفه از نرخ بهره به سوی نرخ تورم می‌باشد و پیشنهاد شده است که نرخ بهره دریافتی بانک‌ها از طریق افزایش کارآیی عملکرد بانک ها، بدون کاهش نرخ بهره پرداختی به سپرده‌گذاران، کاهش پیدا کند.

بهرامی‌راد و کمیجانی[1] (۱۳۸۷) رابطه بلندمدت بین نرخ بهره وام بانکی و نرخ تورم را با آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون و آزمون علیت گرنجر و برای سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۵۲ در ایران بررسی نمودند. نتایج این مطالعه بیانگر آن است که هیچ نوع رابطه علی در کوتاه-مدت بین متغیر نرخ بهره و نرخ تورم برقرار نیست و در بلندمدت رابطه علی از نرخ تورم به نرخ بهره اسمی برقرار است. بنابراین در اقتصاد ایران در بلندمدت تغییرات در نرخ بهره اسمی را می‌توان با تغییرات نرخ تورم توضیح داد.

خداویسی و خواجه محمدلو[2] (۱۳۹۵) به بررسی رابطه بین نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ بهره تحت رویکرد تئوری‌های فیشر در اقتصاد ایران با استفاده از روش خودرگرسیون برداری (VAR) طی دوره زمانی ۹۳-۱۳۶۰ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از آزمون یوهانسن و برآورد الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) نشان می‌دهد که در بلندمدت نرخ تورم تأثیر منفی معنی‌دار و نرخ ارز بدون تأثیر بر نرخ بهره می‌باشند. نتایج حاصل از آزمون یوهانسن و برآورد الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) نشان داد که رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود دارد، به طوری که کشش نرخ بهره نسبت به نرخ ارز معنی‌دار نبوده و افزایش (کاهش) نرخ ارز تأثیری بر نرخ بهره ندارد. همچنین کشش نرخ بهره نسبت به نرخ تورم برابر ۱/۱۶- است؛ بدین معنی که افزایش در نرخ تورم اثر منفی و معنی‌دار بر نرخ بهره دارد. بررسی روابط کوتاه‌مدت نشان داد که در کوتاه‌مدت کشش نرخ بهره نسبت به نرخ ارز، مثبت و معنی‌دار بوده اما کشش نرخ بهره نسبت به نرخ تورم معنی‌دار نبوده و تأثیری بر نرخ بهره ندارد. به عبارت دیگر تئوری اثر بین‌المللی فیشر در اقتصاد ایران، رد می‌شود. با توجه به نتایج به دست آمده پیشنهاد شده است که بانک مرکزی در بسته سیاستی خود تمرکز را برکنترل تورم قرار دهد زیرا از این طریق هم

[1] Bahrami & Komyjani (2008)
[2] Khodavysi & Khajemohammadlo (2016)

خواهد توانست نرخ بهره را کنترل نماید و هم از آن طریق سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را به طور مثبت تحت تأثیر قرار دهد. از طرف دیگر، با توجه به اینکه سپرده‌های یکساله به جهت کوتاه‌مدت بودن و درجه نقدینگی بالا حجم قابل توجهی از سپرده‌های بانکی را به خود اختصاص داده و در بلندمدت تأثیر منفی بر نرخ تورم می‌گذارد، پیشنهاد شده است که سایر عوامل مؤثر بر جذب سپرده‌های کوتاه‌مدت شناسایی و به کار گرفته شود تا علاوه بر کنترل تورم بتوان تغییرات نرخ بهره را هم از این طریق کنترل کرد.

۳-روش‌شناسی

در سال‌های اخیر تعداد قابل توجهی از مقالات اقتصادسنجی در دنیا مربوط به مدل‌های خود بازگشت آستانه‌ای و روش برآورد آنها بوده است. مدل‌های خود بازگشت آستانه‌ای قادر به ضبط حرکات نامتقارن و غیرخطی متغیرها می‌باشند. در الگوهای غیرخطی[1] واکنش یک متغیر نسبت به تغییرات سایر متغیرها به صورت غیرخطی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این ارتباط می‌توان الگوهای خود بازگشت آستانه‌ای را به عنوان الگوهای غیرخطی طبقه‌بندی نمود.

یک موضوع آماری مهم آزمون خطی بودن در مقابل غیرخطی بودن می‌باشد. خطی بودن میان بسیاری از اقتصاددانان که از مدل‌های خطی استفاده می‌کنند به عنوان یک فرض اولیه برقرار است، مگر اینکه شواهد و مدارک قانع کننده‌ای برای اثبات غیرخطی بودن وجود داشته باشد. با استفاده از مدل‌های آستانه‌ای می‌توان خطی یا غیرخطی بودن را آزمون نمود.

بیشتر مطالعات تجربی قبلی از مدل‌های خطی در سری زمانی استفاده کرده‌اند که بر این فرض استوار است که مسیر تعدیل به سمت تعادل بلندمدت لزوما متقارن است. با این حال، فرض تعدیل متقارن همیشه وجود ندارد و اغلب استدلال می‌شود که برخی از متغیرهای اساسی اقتصاد به صورت نامتقارن تعدیل می‌شوند و از این رو این متغیرها توسط مدل‌های خطی نمی‌توانند مدل‌سازی شوند.

مدل مورد استفاده در این مقاله (مدل(۳۱)) جزء مدل‌های ساختاری می‌باشد. در مدل‌های ساختاری رفتار یک متغیر براساس رفتار متغیرهای دیگر مورد بررسی قرار می‌گیرد. از سوی دیگر به دلایلی که در قسمت های قبل بیان گردید انتظار می‌رود که رابطه بین نرخ بهره و سطح عمومی قیمت‌ها به صورت نامتقارن باشد، بنابراین در این مقاله، الگوی فیشر

[1] Non-Linear Model

در یک چارچوب نامتقارن و با استفاده از الگوی رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم (STAR) بررسی می‌شود.

استفاده از مدل STAR این امکان را می‌دهد که رابطه بین نرخ بهره و سطح عمومی قیمت‌ها به وضعیت سیستم اقتصادی بستگی داشته باشد و معادله پویا بین آنها می‌تواند ثابت نبوده و بستگی به رژیم و وضعیتی داشته باشد که اقتصاد در آن قرار دارد. همچنین مدل STAR علاوه بر این که قابلیت مشخص کردن تعداد دفعات و زمان تغییر رژیم را دارد، سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نیز نشان می‌دهد.

۱-۳-الگوی رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم[1] (STAR)

مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم یکی از انواع مدل‌های رگرسیونی سری زمانی غیرخطی است که می‌توان آن را به عنوان یک شکل توسعه یافته از مدل رگرسیونی تغییر وضعیت[2] که توسط باکون و واتس[3] (۱۹۷۱) معرفی شد، در نظر گرفت. این پژوهشگران دو خط رگرسیونی را در نظر گرفتند و به طراحی مدلی پرداختند که در آن گذار از یک خط به خط دیگر به صورت ملایم اتفاق می‌افتد. اما در ادبیات سری زمانی، گرنجر-تراسورتا[4] (۱۹۹۳) برای نخستین بار به تشریح و ارائه مدل انتقال ملایم (STAR) در مطالعات خود پرداختند. شایان ذکر است که مدل مذکور را می‌توان به دو شکل انتقال ملایم نمایی[5] (ESTAR) و انتقال ملایم لجستیک[6] (LSTAR) به صورت زیر به کار گرفت:

$$Y_t = \alpha + \varphi' z_t + \theta' z_t F(s_t) + u_t = \alpha + \{\varphi + \theta F(s_t)\}' z_t + u_t \qquad (۳۷)$$

t=1,2,3,..,T

برای تابع LSTAR:

$$F(s_t) = \frac{1}{1+\exp[-\gamma(s_t - c)]} \qquad (۳۸)$$

برای تابع ESTAR:

$$F(s_t) = 1 - \frac{1}{\exp[-\gamma(s_T - c)^2]} \qquad (۳۹)$$

که در آن Y_t متغیر وابسته، α عرض از مبدا و z_t بردار متغیرهای توضیحی است. در رگرسیون فوق، ضرایب متغیرهای توضیحی، کمیتی ثابت نبوده و تابعی از متغیر s_t

[1] Smooth Transition Autoregressive
[2] Switching regression model
[3] Bacon & Watts
[4] Granger & Terasvirta
[5] Exponential Smooth Transition Autoregressive
[6] Logestic Smooth Transition Autoregressive

می‌باشند. $F(s_t)$ تابع انتقال، s_t متغیرگذار، c پارامتر موضعی[1]، و $\gamma > 0$ پارامتر شیب یا گذار نامیده می‌شوند. s_t می‌تواند هر یک از متغیرهای الگو (z_t)، وقفه‌های آن‌ها یا متغیری خارج از الگو باشد. تصریح فوق نشان می‌دهد که الگو می‌تواند به صورت یک تابع خطی با ضرایبی که به طور تصادفی در طی زمان تغییر می‌کنند، نیز تفسیر گردد.

در الگو LSTAR ضرایب $F(s_t)$ به عنوان تابعی از s_t هنگامی که s_t از $-\infty$ به $+\infty$ حرکت می‌کند به صورت یکنواخت از φ به $\varphi + \theta$ نغییر می‌کنند. اما برای تابع ESTAR، هنگامی که s_t از c بسمت $\pm\infty$ حرکت می‌کند، ضرایب به صورت متقارن حول نقطه میانی c از φ به $\varphi + \theta$ تغییر می‌کنند. لذا مدل LSTAR دارای قابلیت مدل‌سازی رفتار متقارن متغیرها می‌باشد. به عنوان مثال این الگو برای توصیف فرآیندهایی که در دوره‌های رونق، رفتاری متفاوت از دوره‌های رکودی دارند و انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر به به صورت ملایم صورت می‌پذیرد، مناسب است. از سوی دیگر، مدل ESTAR برای شرایطی مناسب است که ضرایب یا فرایند تعدیل پویا در مقادیر حدی (بالا و پایین) s_t رفتاری مشابه داشته و فقط در مقادیر میانی رفتاری متفاوت از خود نشان دهند. وقتی که پارامتر شیب $\gamma = 0$ باشد، تابع گذار $F(s_t) = 1$ خواهد بود و بنابراین مدل STAR تبدیل به یک مدل خطی می‌شود. از سوی دیگر، وقتی که $\gamma \to \infty$ مدل LSTAR به مدل رگرسیونی تغییر وضعیت با دو رژیم گسسته تبدیل می‌شود. در مدل ESTAR، اگر $\gamma \to \infty$ عملا به یک الگوی خطی می‌رسیم.

۲-۳-برآورد مدل

بیشتر تحقیقات انجام شده در این زمینه با استفاده از مدل‌های خطی صورت گرفته است. از آنجایی که مدل خطی در اغلب موارد قادر به بیان تغییرات تدریجی متغیرها در وضعیت‌های مختلف اقتصادی نمی‌باشد، مدلسازی روابط بین متغیرهای اقتصادی به صورت غیرخطی مورد توجه بسیاری از اقتصاددانان قرار گرفته است. البته لازم به ذکر است که در بسیاری از مدل ها، رگرسیون‌های خطی پاسخ بهتری از رگرسیون غیرخطی ارائه می‌دهند، به عبارت روشن‌تر، شروط لازمی وجود دارد که لازمه برآورد خطی یا غیرخطی یک مدل می‌باشند. تا این شروط لازم اثبات نشود، محقق نمی‌تواند تنها با این ادله که مدل‌های غیرخطی تغییرات تدریجی را بهتر نمایش می‌دهند، از این مدل‌ها استفاده نماید.

---

[1] Locational Parameter

در این تحقیق از مجموعه آمارهای تولید شده توسط بانک مرکزی و بعد از تطبیق آنها جهت حصول صحت تطابق آنها استفاده شده است. به دست آوردن داده‌های دقیق در مورد نرخ بهره حتی در کشورهای توسعه‌یافته نیز با مشکلات فراوان همراه است و محققان از داده‌های متفاوتی برای این متغیر استفاده می‌کنند. به عنوان مثال در مطالعات تجربی مربوط به آزمون «اثر فیشر» از داده‌های مربوط به نرخ اوراق قرضه سه ماهه[1]، نرخ برات بازرگانی سه ماهه[2]، نرخ اسناد خزانه[3] به عنوان نرخ بهره اسمی استفاده شده است.

به دست آوردن داده‌های مناسب برای نرخ سود (بهره) اسمی در ایران، با مشکلی دو چندان مواجه است. از یک سو نرخ سود بانکی توسط مقامات پولی به صورت دستوری و بدون ارتباط با عرضه و تقاضای پول تعیین می‌شود و از سوی دیگر اطلاعات و آمار کامل و موثق درباره نرخ سود بازار غیررسمی که تابع عرضه و تقاضا در این بازار است، در دسترس نمی‌باشد. در تحقیق حاضر از «میانگین وزنی نرخ سود انواع سپرده‌های بانکی» و «میانگین وزنی نرخ سود انواع تسهیلات بانکی» عنوان متغیر جایگزین نرخ سود اسمی استفاده و به آزمون فرضیه تحقیق پرداخته شد.

نتایج بدست آمده از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته و آزمون فیلیپس-پرون و مقایسه آماره‌های آزمون با مقادیر بحرانی ارائه شده در جدول شماره (۱)، بیانگرآن است که متغیرهای LNP و LNX در سطح (با روند و بدون روند) مانا هستند و سایر متغیرها در سطح (با روند و بدون روند) نامانا بوده و با یکبار تفاضل‌گیری مانا می‌باشند. وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها مورد آزمون قرار گرفت که در صورت تأیید وجود رابطه غیرخطی، باید از بین متغیرهای مورد استفاده در مدل، متغیر انتقال مناسب و تعداد رژیم‌های مدل غیرخطی بر اساس آماره آزمون‌های F1، F2، F3 و F4 تعیین گردد. نتایج برآورد این مرحله از تحقیق در جدول (۲) ارائه شده است. با توجه به ارزش احتمالی آماره F در جدول (۲)، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر خطی بودن مدل برای متغیرهای LNNFA، LNr، LNTD، LNV، LNNFA و LNe رد می‌شود و فرض رابطه غیرخطی برای این متغیرها پذیرفته می‌شود.

---

[1] Three Month Bond Rate
[2] Ninety-day Commercial Bill Rate
[3] Treasury Bill Rate

جدول (۱): آزمون‌های تعیین مانایی متغیرها

	آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته				آزمون فیلیپس – پرون	
متغیر	بدون روند	۵٪ بحرانی	با روند	۵٪ بحرانی	بدون روند	با روند
LNP	-۴/۵۷۱	-۲/۲۹۲	-۴/۲۸۶	-۳/۵۱۸	-۴/۳۵۳	-۴/۲۱۵
LNr	-۱/۱۳۸	-۲/۲۹۲	-۱/۸۶۳	-۳/۵۱۸	-۱/۱۲۷	۲/۰۲۱
LNe	-۱/۳۵۴	-۲/۹۳۱	-۲/۰۹۵	-۳/۵۱۸	-۱/۰۸۶	-۱/۴۸۹
LNX	-۴/۱۱۵	-۲/۲۹۲	-۵/۹۳۴	-۳/۵۱۸	-۴/۱۴۴	-۵/۹۲۱
LNY	-۱/۶۳۰	-۲/۲۹۴	-۱/۷۴۵	-۳/۵۳۶	-۴/۶۴۹	-۲/۹۴۲
LNnfa	-۰/۱۴۰	-۲/۲۹۲	-۲/۲۰۳	-۳/۵۱۸	-۰/۲۴۶	-۱/۷۶۵
LNV	-۱/۲۵۵	-۲/۲۹۲	-۱/۳۴۸	-۳/۵۱۵	-۱/۶۱۹	-۱/۷۵۰
LNTD	۰/۸۳۳	-۲/۲۹۲	-۰/۸۱۲	-۳/۵۱۵	۰/۶۱۱	-۱/۲۰۱
dLNP	-۷/۷۵۹	-۲/۹۳۱	-۷/۶۸۸	-۳/۵۱۸	-۱۴/۸۲۹	-۱۷/۴۶۲
dLNr	-۵/۵۰۶	-۲/۹۳۱	-۵/۴۵۲	-۳/۵۱۸	-۵/۵۰۶	-۵/۴۵۲
dLNe	-۴/۱۲۷	-۲/۹۳۱	-۴/۲۱۴	-۳/۵۱۸	-۴/۰۰۴	-۳/۹۷۹
dLNX	-۱۵/۷۰۹	-۲/۹۳۱	-۷/۵۴۳	-۳/۵۲۰	-۱۸/۱۰۰	-۱۸/۹۸۴
dLNY	-۱۴/۳۳۸	-۲/۹۴۳	-۱۳/۲۷۷	-۳/۵۳۶	-۵/۴۵۲	-۶/۸۱۹
dLNnfa	-۵/۸۲۴	-۲/۹۳۱	-۵/۸۷۹	-۳/۵۱۸	-۵/۸۳۶	-۵/۸۸۱
dLNV	-۵/۴۷۴	-۲/۹۳۱	-۵/۴۱۲	-۳/۵۱۸	-۵/۶۶۶	-۵/۶۱۵
dLNTD	-۵/۲۰۳	-۲/۹۳۱	-۵/۳۹۷	-۳/۵۱۸	-۵/۲۴۱	-۵/۳۶۶

منبع: یافته‌های تحقیق

۳-۳-آزمون غیرخطی بودن و نوع آن

قبل از تصریح و برآورد یک الگوی غیر خطی به صورت STAR، ابتدا غیرخطی بودن الگو می‌بایست مورد آزمون قرار گیرد. در صورتی که فرض صفر مبنی بر خطی بودن الگو رد شد، باید از بین مدل‌های غیرخطی بالقوه، به انتخاب نوع مدل غیرخطی (LSTAR یا ELSTAR) پرداخته و پارامترهای آن را تخمین زد. برای آزمون فرضیه خطی بودن، بایستی محدودیت $\Upsilon = 0$ در الگوی غیرخطی (۳۷) مورد آزمون قرار گیرد. مشکلی که در اینجا بروز می‌کند آن است که تحت فرضیه صفر $H_0: \Upsilon = 0$ ضرایب الگو، قابل شناسایی نخواهند بود. بدین سبب برای آزمون مذکور تقریب تابع انتقال را بر اساس بسط تیلور به صورت زیر به کار می‌بریم:

$$Y_t = c + \beta_0' z_t + \sum_{j=1}^{3} \beta_j' z_t s_t^j + u_t^* \quad t = 1, \dots, T$$

الگوی خطی براساس فرضیه صفر $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ مبتنی بر آماره ضریب لاگرانژ

یا نسبت F آزمون می‌گردد. دو روش برای انتخاب متغیر گذار (یعنی متغیری که پارامترهای الگو تحت تاثیر آن تغییر می‌کند) وجود دارد. روش اول استفاده از تئوری می‌باشد (البته چنانچه خود تئوری در حال آزمون شدن باشد یا در پی آزمون کردن تئوری‌های رقیب باشیم، دیگر نمی‌توان از این روش استفاده کرد). روش دوم برای انتخاب متغیر گذار، استفاده از آزمون‌های آماری است. مطابق پیشنهاد ترسورتا[1] (۱۹۹۸) پس از تخمین مدل با متغیرهای گذار مختلف، هر متغیری که فرض صفر خطی بودن را رد کرد، به عنوان متغیر گذار انتخاب می‌گردد. چنانچه چند متغیر وجود داشته باشند که فرض صفر مذکور را رد کرده باشند، باید از میان متغیرهای گذار بالقوه، متغیری برای تخمین الگوی غیرخطی استفاده شود که مقدار p-value آزمون را حداقل کند. پس از اینکه فرض خطی بودن رد شد و متغیر گذار انتخاب گردید، گام بعدی، انتخاب نوع مدل غیرخطی است. در مدل STAR، هیچ تئوری اقتصادی صریحی در زمینه انتخاب نوع مدل وجود ندارد. بنابراین انتخاب نوع مدل STAR، (از میان دو نوع ESTAR و LSTAR) باید براساس داده‌ها و آزمون‌های آماری باشد. برای این منظور آزمون‌های زیر را مبتنی بر معادله (۴۰) انجام می‌دهیم:

$$H_{04}: \beta_3 = 0$$
$$H_{03}: \beta_2 = 0,\ \ \beta_3 = 0$$
$$H_{02}: \beta_1 = 0,\ \ \beta_2 = \beta_3 = 0$$

اگر H_{03} رد شود و دو فرضیه دیگر پذیرفته شود، مدل ESTAR انتخاب می‌شود. اگر H_{04} یا H_{02} رد شود، مدل به صورت LSTAR می‌باشد. علاوه بر این اگر هر سه فرضیه صفر رد شوند، با توجه به مقدار p-value، قوی‌ترین رد فرضیه صفر را در نظر می‌گیریم. مطابق قاعده پیشنهادی اگر فرضیه H_{03} به قوی ترین شکل رد شود، مدل به صورت ESATR و در غیر اینصورت LSTAR انتخاب می‌شود.

گام بعدی انتخاب متغیر انتقال مناسب از بین متغیرهای انتقال ممکن برای مدل غیرخطی است. برای انتخاب متغیر انتقال می‌توان هر متغیر بالقوه‌ای را لحاظ نمود اما اولویت با متغیر انتقالی است که فرضیه صفر آزمون F آن به طور قوی‌تری رد شود. بر این اساس مناسب‌ترین متغیر انتقال با توجه به جدول (۲) و فرضیات تحقیق متغیر LNr تعیین می‌شود. انتخاب الگوی مناسب برای متغیر انتقال با توجه به آماره آزمون‌های F2، F3 و F4 گام بعدی در تخمین یک مدل STAR می‌باشد. با توجه به نتایج جدول (۲) الگوی

[1] Terasvirta

پیشنهادی مناسب برای متغیر انتقال LNr مدل ESTAR یعنی مدل انتقال ملایم نمایی با یک نقطه آستانه‌ای انتخاب می‌گردد. در این راستا پس از بررسی شروط غیرخطی، از الگوی رگرسیون انتقال ملایم برای بررسی رابطه نرخ تورم و نرخ بهره در ایران استفاده شده است.

جدول شماره (۲): نوع مدل و متغیر انتقال

متغیر انتقال	ارزش احتمال آمارهF	ارزش احتمال آماره F4	ارزش احتمال آماره F3	ارزش احتمال آماره F2	مدل پیشنهادی
LNY(t)	–	–	-	۰/۰۱۵۲	Linear
LNe(t)	۰/۰۲۹۵	۰/۱۹۹۱	۰/۰۰۶۰	۰/۹۱۴۵	ESTAR
LNNFA(t)	۰/۰۰۱۳	۰/۰۴۹۹	۰/۰۰۷۶	۰/۲۹۲۶	ESTAR
LNr(t)	۰/۰۲۸۵	۰/۱۵۸۳	۰/۰۲۱۱	۰/۳۰۷۹	ESTAR
LNTD(t)	۰/۰۰۵۷	۰/۲۱۵۹	۰/۰۰۱۱	۰/۲۳۰۰	ESTAR
LNV(t)	۰/۰۰۳۶	۰/۰۲۵۷	۰/۰۹۷۱	۰/۰۳۱۳	LSTAR
LNX(t)	–	–	–	۰/۰۹۷۱	Linear

منبع: یافته‌های تحقیق

مرحله دوم در مدل سازی یک مدل STAR، مرحله تخمین می‌باشد. با توجه به ماهیت غیرخطی این مدل‌ها، این مرحله با یافتن مقادیر مناسب اولیه برای تخمین مدل شروع می‌شود که با استفاده از این مقادیر اولیه، الگوریتم نیوتن-رافسن[1] و حداکثرسازی تابع ML پارامترها برآورد می‌شوند که نتایج آن در قالب جدول (۳) گزارش شده‌اند.

جدول شماره (۳): نتایج تخمین مدل

	Estimate	t-stat	p-value
Linear Part			
Const	-۳/۵۰	-۱/۴۶	۰/۱۵۷
LNY(t)	۲۹/۰۲	۱/۵۷	۰/۱۲۸
LNe(t)	۰/۲۴	۰/۵۴	۰/۵۹۱
LNNFA(t)	-۰/۶۱	-۲/۲۵	۰/۰۳۳
LNr(t)	۰/۲۵	۰/۲۴	۰/۸۰۸
LNTD(t)	۰/۷۶	۱/۶۸	۰/۱۰۵
LNV(t)	۰/۹۹	۱/۰۷	۰/۲۹۳
LNX(t)	۴۰۹/۷۰	۱/۸۹	۰/۰۷۱
Nonlinear part			

[1] Newton-Raphson

Const	۵/۲۱	۱/۷۸	۰/۰۸۷
LNY(t)	-۷۸/۴۷	-۰/۹۹	۰/۳۳۱
LNe(t)	۰/۵۸	۰/۶۸	۰/۵۰۴
LNNFA(t)	۱/۰۱	۳/۱۱	۰/۰۰۵
LNr(t)	۱/۵۳	۱/۱۴	۰/۲۶۴
LNTD(t)	-۱/۹۳	-۲/۷۸	۰/۰۱۰
LNV(t)	-۲/۸۸	-۲/۳۲	۰/۰۲۹
LNX(t)	-۱۹۸/۴۶	-۰/۶۳	۰/۵۳۵
Adjusted R^2:۰/۶۶۷ AIC: -۱/۷۸۱ SC: -۱/۰۰۲۹ HQ:-۱/۴۹۴			

منبع: یافته‌های تحقیق

مقادیر نهایی تخمین زده شده برای پارامتر یکنواختی (Υ) برابر با ۷/۳۶۸ و برای مقدار آستانه لگاریتم نرخ بهره (c) برابر با ۲/۳۶ می‌باشد. بنابراین تابع انتقال به صورت زیر خواهد بود:

$$G(\Upsilon, C, S_t) = F(s_t) = 1 - \frac{1}{\exp[-\Upsilon(S_T - C)^2]} = G\big(368.7\ ,2.36, LNr(t)\big) = 1 - \frac{1}{\exp[-368.7(LNr(t)-2.36)^2]} \quad (۴۱)$$

از این رو در رژیم اول G=0 و در رژیم دوم G=1 می‌باشد. بنابراین برای رژیم اول داریم:

$$\mathrm{LNP(t)} = -3.50 + 29.02\ LNY(t) + .82\ LNe(t) - 0.61\ LNNFA(t) + 0.25\ LNr(t) + 0.76\ LNTD(t) + 0.99\ LNV(t) + 409.70\ \mathrm{LNX(t)} \quad (۴۲)$$

و برای رژیم دوم خواهیم داشت:

$$\mathrm{LNP(t)} = 1.71 - 49.45\ \mathrm{LNY(t)} + 0.82\ \mathrm{LNe(t)} + 0.4\ \mathrm{LNNFA(t)} + 1.78\ \mathrm{LNr(t)} - 1.17\ \mathrm{LNTD(t)} - 1.89\ \mathrm{LNV(t)} + 211.24\ \mathrm{LNX(t)} \quad (۴۳)$$

بنابراین می‌توان اینگونه استنباط نمود که نرخ بهره به صورت غیرخطی و نامتقارن بر نرخ تورم طی دوره مورد مطالعه اثر گذاشته است، به نحوی که در رژیم اول (که لگاریتم نرخ بهره کمتر از ۲/۳۶ (نرخ بهره کمتر از ۱۰/۶ درصد)) است اثرگذاری نرخ بهره بر نرخ تورم کمتر از رژیم دوم (نرخ بهره بالاتر از ۱۰/۶ درصد) است. لذا می‌توان اینگونه نتیجه‌گیری نمود که با افزایش نرخ‌های بهره (به خصوص وقتی که نرخ بهره از حد آستانه‌ای آن یعنی از ۱۰/۶ درصد فراتر می‌رود) اثرگذاری آن بر نرخ تورم افزوده می‌گردد.

نکته قابل توجه تاثیر سرعت گردش پول بر نرخ تورم همزمان با افزایش نرخ بهره می‌باشد و همانگونه که ملاحظه می‌گردد در نرخ‌های بهره بالا، اثر سرعت گردش پول بر نرخ تورم افزایش می‌یابد. همچنین تاثیر نرخ ارز بر نرخ تورم مثبت بوده و با افزایش نرخ بهره، تاثیرگذاری نرخ ارز بر نرخ تورم نیز افزایش می‌یابد.

با توجه به تابع لاجستیک مربوط به نغییر رژیم در نمودار (۱) می‌توان لحظه تغییر رژیم را برای الگوی برآورد شده ملاحظه نمود. در $LNr = 2.61$ مقدار تابع انتقال برابر $G(\Upsilon, c, S(t)) = 0.5$ بوده و با توجه به اینکه پارامتر یکنواختی (Υ) ۱۰ برآورد شده است، انتقال بین دو رژیم حدی $G(\Upsilon, c, S(t)) = 0$ و $G(\Upsilon, c, S(t)) = 1$ به آرامی صورت پذیرفته است. بنابراین همگام با فرض اساسی مدل رگرسیون انتقال ملایم می‌توان گفت فرآیند تغییر رژیم در اثرگذاری نرخ بهره بر نرخ تورم دارای تغییرات شدید حول نقطه آستانه‌ای نبوده و تغییرات در پارامترها به آرامی صورت گرفته است.

۴-نتیجه‌گیری

در این مطالعه به بررسی تاثیر نرخ بهره بر سطح عمومی قیمت‌ها پرداخته شد. برای این منظور از الگوی رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم استفاده شده و دوره مورد بررسی نیز ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۶ می‌باشد. نتایج بررسی بیانگر آن است که نرخ بهره به صورت نامتقارن بر سطح عمومی قیمت‌ها تاثیر می‌گذارد. لذا می‌توان اینگونه نتیجه‌گیری نمود که با افزایش نرخ‌های بهره (به خصوص وقتی که نرخ بهره از حد آستانه‌ای آن فراتر می‌رود) اثرگذاری آن بر نرخ تورم افزایش می‌یابد. نکته قابل توجه تاثیر سرعت گردش پول بر نرخ تورم همزمان با افزایش نرخ بهره می‌باشد و در نرخ‌های بهره بالا، اثر سرعت گردش پول بر نرخ تورم افزایش می‌یابد. همچنین اثرگذاری نرخ بهره بر سطح عمومی قیمت‌ها دارای تاثیرات شدید نبوده و تغییرات در پارامترها به آرامی صورت گرفته است. از این رو می‌توان نتیجه گرفت برای کنترل تورم‌های بالا نمی‌توان از ابزار نرخ بهره استفاده نمود و استفاده از سیاست‌هایی که منجر به کاهش سرعت گردش پول می‌شود، می‌تواند در کنترل سطح عمومی قیمت‌ها موثرتر باشد.

این نتیجه از لحاظ کلان نشان می‌دهد که در بلندمدت درآمد ناشی از نرخ بهره که از سمت پرداختی به عوامل تولید وارد اقتصاد می‌شود عملا از طریق کاهش قدرت خرید پول ناشی از افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در جامعه جبران می‌شود و از بین می‌رود. شاید به این موضوع بتوان به عنوان یکی از حکمت‌هایی که خداوند سبحان در قرآن کریم در باب حرمت ربا فرموده است: «**يَمْحَقُ اللَّهُ الرِّبَا**» یعنی خداوند ربا را محو (نابود) می‌نماید؛ اشاره نمود.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

فهرست منابع

۱. انواری، ابراهیم و زراء نژاد، منصور (۱۳۹۰). تعیین قاعده بهینه پولی در یک مدل تعادل پویای تصادفی عمومی با استفاده از نظریه کنترل. *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۸(۳)، ۱۵۸-۱۲۹.

۲. برانسون، ویلیام. اچ (۱۳۸۱). تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان. ترجمه عباس شاکری، تهران: نشر نی.

۳. بهرامی راد، دومان (۱۳۸۷). آزمون رابطه بلندمدت بین نرخ بهره وام بانکی و نرخ تورم. پایان‌نامه دکتری، دانشگاه تهران.

۴. بیدآباد، بیژن و ربیعی، مهناز (۱۳۸۸). رابطه نرخ ارز و نرخ بهره در اقتصاد ایران (ارزیابی مجدد و توسعه نظریه مقداری پول). *پژوهشنامه اقتصادی*، ۹(۱)،۹۶-۶۷.

۵. ربیعی، مهناز (۱۳۸۵). رابطه نرخ بهره و نرخ ارز در ایران. پایان‌نامه دکتری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران.

۶. شیرین بخش ماسوله، شمس‌اله و بهمنی، عسل (۱۳۹۶). کاربرد نرم افزار JMulTi در اقتصادسنجی سری‌های زمانی. انتشارات نور علم، چاپ اول، تهران.

۷. فرخی بالاجاده، حشمت اله ، خوچیانی، رامین و آسایش،حمید (۱۳۹۸). بررسی رابطه پویایی رشد پول و تورم در ایران: یک تحلیل اکونوفیزیک از رابطه مقداری پول، فصلنامه نظریه های کاربردی اقتصاد، ۶(۲)، ۲۳۸-۲۱۵.

۸. کهزادی، نوروز و نوفرستی، ابوالفضل (۱۳۸۵). بررسی اثر تغییرات نرخ بهره بر تورم، مجموعه مقالات شانزدهمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی، تهران: مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

۹. مجاهدی موُخر، محمد مهدی و خرسندی، مرتضی (۱۳۹۷). تحلیل تجربی از ناسازگاری زمانی در بانکداری ذخیره جزئی ایران. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۶(۸۶)، ۲۰۲-۱۶۹.

۱۰. مجتهد، احمد و حسن زاده، علی (۱۳۸۴). پول و بانکداری و نهادهای مالی. پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، چاپ اول.

۱۱. مهرآرا، محسن و بهزادی صوفیانی، محسن (۱۳۹۵). تاثیرآستانه‌ای و غیرخطی متغیرهای اسمی و حقیقی بر نرخ تورم: رویکرد خودرگرسیونی آستانه‌ای. *فصلنامه*

اقتصاد و الگوسازی، ۷(۲۷)، ۵۴-۲۵.

۱۲. مهرگان، نادر، عزتی، مرتضی و اصغرپور، حسین (۱۳۸۵). بررسی رابطه علی بین نرخ بهره و تورم: با استفاده از داده‌های تابلویی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*،۶(۳)، ۱۰۵-۹۱.

1- Anvari, E., & Zeranejad, M. (2011). Determining the optimal monetary rule in a general stochastic dynamic equilibrium model using control theory. *Quantitative Economics Quarterly*, 8(3), 129-158 (In Persian).

2- Atkins, F. J. (1989). Co-integration, error correction and the fisher effect. *Applied Economics*, *21*(12), 1611-1620.

3- Bahrami Rad, D. (2008). Test the long-run relationship between bank lending rates and inflation rates. Phd thesis, university of Tehran (In Persian).

4- Becker, R., Osborn, D. R., & Yildirim, D. (2012). A threshold cointegration analysis of interest rate pass-through to UK mortgage rates. *Economic Modelling*, *29*(6), 2504-2513.

5- Bidabad, B., & Rabiee, M. (2009). The relationship between exchange rates and interest rates in the Iranian economy (reassessment and development of money quantity theory). *Journal of Economics*, 9(1), 67-96 (In Persian).

6- Bidabad, B. (2014). *General monetary equilibrium: domestic, foreign and international monetary equilibrium in money and commodity markets*. Lap lambert academic publishing.

7- Bidabad, B. (2019). Money-transaction-income process: quantification of quantity theory of money. *Australian Finance & Banking Review*, *3*(1), 33-42.

8- Branson, W. H. (2002). Macroeconomic theory and policies. translated by Abbas Shakeri, Tehran: new Publishing (In Persian).

9- Enders, W., & Siklos, P. L. (2001). Cointegration and threshold adjustment. *Journal of Business & Economic Statistics*, *19*(2), 166-176.

10- Fahmy, Y. A., & Kandil, M. (2003). The Fisher effect: new evidence and implications. *International Review of Economics & Finance*, *12*(4), 451-465.

11- Grasso, M., & Manera, M. (2007). Asymmetric error correction models for the oil–gasoline price relationship. *Energy Policy*, *35*(1), 156-177.

12- Crowder, W. J., & Hoffman, D. L. (1996). The long-run relationship between nominal interest rates and inflation: the Fisher equation revisited. *Journal of Money, Credit and Banking*, *28*(1), 102-118.

13- Fisher, I. (1930). *Theory of interest: as determined by impatience to spend income and opportunity to invest it*. Augustusm Kelly Publishers, Clifton.

14- Kohzadi, N., & Nofaresti, A. (2006). Investigating the effect of interest rate changes on inflation, proceedings of the 16th monetary and foreign

exchange policy conference, Tehran: Monetary and Banking Research Institute of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran (In Persian).
15- Mehrara, M., & Behzadi Sufiani, M. (2015). The effect of threshold and nonlinear nominal and real variables on inflation rate: threshold autoregressive approach. *Journal of Economics and Modeling,* 7(27), 25-54 (In Persian).
16- Mehregan, N., Ezzati, M., & Asgharpour, H. (2006). Investigating the causal relationship between interest rates and inflation: using panel data. *Journal of Economic Research*, 6 (3), 91-105 (In Persian).
17- Mojahedi Moakhar, M. M., & Khorsandi, M. (2018). Experimental analysis of temporal incompatibility in partial reserve banking in Iran. *Quarterly Journal of Economic Research and Policy*, 26(86), 169-202 (In Persian).
18- Mujtahid, A., & Hassanzadeh, A. (2005). Money and banking and financial institutions. monetary and banking research institute of the central bank of the islamic republic of Iran, first edition (In Persian).
19- Rabiee, M. (2006). The relationship between interest rates and exchange rates in Iran. PhD thesis, Islamic Azad University, Science and Research Branch of Tehran (In Persian).
20- Shirinbakhsh Masouleh, Sh., & Bahmani, A. (2017). Application of JMulTi software in time series econometrics. Noor Alam Publications, first edition, Tehran (In Persian).
21- Thornton, J. (1996). The adjustment of nominal interest rates in Mexico: a study of the Fisher effect. *Applied Economics Letters*, *3*(4), 255-257.
22- Stanisławska, E. (2015). Interest rate pass-through in Poland: evidence from individual bank data. *Eastern European Economics*, *53*(1), 3-24.
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی