New Economy and Trade, Institute for Humanities and Cultural Studies (IHCS)
Quarterly Journal, Vol. 18, No. 4, Winter 2023, 1-31
https://www.doi.org/10.30465/jnet.2024.47444.2097

Interest Rate Estimation and Its Relationship with Inflation in Iran:

Futures Market Data And MS-VAR Approach

Ebrahim Eltejaei*

Abstract

The Financial phenomenon of interest plays a key role in the economy and monetary policy processes. In this regard, this paper has addressed two issues in Iran's economy. First, considering that the market interest rate is hidden in Iran, the first goal of this paper is to provide a calculate of the interest rate in the financial market of Iran. To derive a simple and calculable alternative for the interest rate, the relationship between the spot and future prices of the gold coin certificate of deposit was used, and the monthly time series of the interest rate was extracted during 2009:04-2018-04. The second issue is the relationship between the interest rate and inflation, since basically one of the most important roles of the interest rate emerges through its relationship with inflation. Considering there are different views in the theoretical and empirical literature, assuming that these views are mainly derived from the empirical results of studies on economies with different conditions and that this relationship may basically have a non-linear form, this article provides a model of MS-VAR to investigate the non-linear causal relationship between interest rate and inflation. The findings show that the relationship between interest rates and monthly inflation during the studied era is classified in two regimes. In the zero regime, when both variables are at high and fluctuating levels, there is a two-way causality between them, which confirms the Fisher's effect. In regime one, where both variables are at relatively low levels with

* Associate Professor of Economics, Institute for Humanities and Cultural Studies, Tehran, Iran, e.eltejaei@ihcs.ac.ir

Date received: 17/11/2023, Date of acceptance: 23/01/2024

little fluctuation, there has been a positive one-way causality from interest rate to inflation.

Keywords: Iran's Economy, Inflation, Interest Rate, Futures Markets, MS-VAR Model.

JEL Classification: E51, E31.

اقتصاد و تجارت نوین، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
فصل‌نامهٔ علمی (مقالهٔ پژوهشی)، سال ۱۸، شمارهٔ ۴، زمستان ۱۴۰۲

برآورد نرخ بهره و رابطهٔ آن با تورم در ایران:
داده‌های بازارهای آتی و رهیافت MS-VAR

ابراهیم التجائی*

چکیده

پدیدهٔ مالی بهره و نرخ آن نقشی کلیدی در بخش مالی اقتصاد و به ویژه در فرایندهای سیاستگذاری پولی بازی می‌کند. در این زمینه، این مقاله، به دو مسئله در اقتصاد ایران پرداخته است. نخست، با توجه به پنهان بودن نرخ بهرهٔ بازار در ایران به دلایل متعدد، هدف اول این مقاله، ارائهٔ برآوردی از نرخ بهره در بازار مالی ایران است. برای استخراج یک جایگزین ساده و محاسبه‌پذیر برای نرخ بهرهٔ بازار مالی از روابط میان قیمت‌های نقدی و آتی گواهی سپردهٔ سکهٔ طلا استفاده شده و سری زمانی ماهانهٔ نرخ بهره طی دورهٔ ۱۳۸۸:۰۱ تا ۱۳۹۷:۰۱ استخراج شده است. دومین مسئله، ارتباط نرخ بهره با تورم است، چرا که اساساً یکی از مهمترین نقش‌های نرخ بهره در اقتصاد از طریق ارتباط آن با تورم ظهور می‌یابد. با لحاظ دیدگاه‌های متنوع در ادبیات نظری و تجربی دربارهٔ این رابطه، با این استدلال که این دیدگاه‌ها عمدتاً از نتایج تجربی مطالعات در اقتصادهایی با شرایط متفاوت ناشی می‌شود و ممکن است اساساً این رابطه شکلی غیرخطی داشته باشد، این مقاله بر پایهٔ روش MS-VAR مدلی برای بررسی رابطهٔ علّی غیرخطی میان نرخ بهره و تورم ارائه می‌دهد. یافته‌ها نشان می‌دهند که رابطهٔ میان نرخ‌های بهره و تورم در دورهٔ یادشده در قالب دو رژیم دسته‌بندی می‌شود. در رژیم صفر که هر دو متغیر در سطوح بالا و پرنوسان هستند، علیّت دوطرفه میان آنها وجود دارد که تأیید کنندهٔ اثر فیشری است. در رژیم یک که هر دو متغیر در سطوح نسبتاً پایین با نوسان اندک قرار دارند، علیّت یک‌طرفهٔ مثبت از نرخ بهره به تورم وجود داشته است.

کلیدواژه‌ها: اقتصاد ایران، تورم، نرخ بهره، بازارهای آتی، الگوی MS-VAR

* دانشیار اقتصاد، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی، تهران، ایران، e.eltejaei@ihcs.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۸/۲۶، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۱/۰۳

طبقه‌بندی JEL: E31, E51

۱. مقدمه

پدیدهٔ مالی بهره و متغیر نرخ بهره نقش کلیدی را در بخش مالی اقتصاد و به ویژه در فرایندهای سیاست‌گذاری پولی و سازوکارهای انتقال پولی بازی می‌کند و بدون در نظر گرفتن این پدیده، اساساً کل این فرایندها دچار ابهام و اختلال می‌شود. در این فرایندها، یکی از مهمترین نقش‌های نرخ بهره از طریق ارتباط آن با تورم ظهور و بروز می‌یابد. در ادبیات نظری و تجربی، دیدگاه‌های متنوعی دربارهٔ این رابطه و جهت علیت میان نرخ بهره و تورم وجود دارد. این دیدگاه‌ها عمدتاً از نتایج تجربی مطالعات در اقتصادهایی با شرایط و مقتضیات متفاوت ناشی می‌شود. از این رو، رابطهٔ علّی بین نرخ بهره و تورم حتی ممکن است در یک اقتصاد در همهٔ دوره‌ها یکسان نباشد و به عبارتی یک رابطهٔ غیرخطی بین آنها وجود داشته باشد. آزمون این رابطه با استفاده از مدل‌های غیرخطی می‌تواند نکات آموزنده‌ای برای سیاستگذاری پولی ارائه دهد.

در ایران، از یک سو غیر قابل مشاهده بودن نرخ بهرهٔ بازار و از سوی دیگر عدم کارکرد تعیین نرخ بهرهٔ پایه به عنوان ابزار بنیادی در سیاستگذاری پولی مدرن، موجب اختلالات و ابهام‌هایی در کلیات سیاستگذاری پولی و تعیین اهداف (Goals) و آماج‌های (Targets) آن شده است.

این ویژگی اقتصاد ایران را می‌توان از نتایج مسئله‌ای با عنوان سرکوب مالی در نظر گرفت که در دوره‌ای طولانی، ویژگی اساسی اغلب کشورهای در حال توسعه بوده است. مک‌کینون (Mckinnon، ۱۹۷۳ و ۱۹۸۸) خاطرنشان ساخت که یک اقتصاد از نظر مالی هنگامی سرکوب شده است که دولت‌ها از یک سو مالیات بگیرند و از سوی دیگر بازارهای سرمایهٔ داخلی‌شان را تخریب کنند که در نتیجهٔ آن، برخلاف اعتقاد متعارف، پس‌اندازها و سرمایه‌گذاری محدود و رشد اقتصادی متوقف می‌شود. در تعریف مک‌کینون از سرکوب مالی، به تخریب بازارها اشاره می‌شود و صرفا تعیین سقف برای نرخ‌ها مد نظر قرار نمی‌گیرد. ولی از آغاز دههٔ ۱۹۷۰، توجه فزاینده‌ای به تأثیرات زیان‌بار این سرکوب مالی جلب شد و از اواخر این دهه، اغلب کشورهای درگیر با این مسئله، از آسیا تا آمریکای لاتین، شروع به نوعی آزادسازی مالی و فاصله گرفتن از سرکوب مالی کردند و البته این اقدامات در کشورهای مختلف نتایج متفاوتی در بر داشت. این آزادسازی‌ها اگر چه در برخی دیگر از کشورها ناکامی‌هایی در پی داشت ولی تارتل‌بوم

(Turtelboom، ۱۹۹۱:۵) می‌گوید که این ناکامی‌ها در برنامه‌های آزادسازی مالی در سال‌های پایانی دههٔ ۱۹۷۰ و اوایل دههٔ ۱۹۸۰ موجب بازگشت به چارچوب قدیمی دخالت همه جانبهٔ دولت‌ها در بخش مالی اقتصادها نشد. از این رو، امروزه، سرکوب مالی، به ویژه در تعیین نرخ بهره، ویژگی غالب اقتصادهای جهان نیست.

در ایران ولی ظاهراً روند تحولات در سیستم پولی، خلاف جهت روند اصلاحات در سایر کشورها بوده است. مهمترین ویژگی و رویکرد سیستم پولی کشور در بیش از چهار دههٔ اخیر، نهادینه شدن تعیین مستقیم نرخ بهرهٔ بانکی بانک‌های تجاری[1] توسط مقام پولی و استفاده از ابزارهای پولی دلبخواهی یا مستقیم مانند کنترل و تعیین مستقیم نرخ سود[2] بانکی و تعیین سقف و خطوط اعتباری برای بخش‌های مختلف اقتصاد به جای استفاده از ابزارهای پولی متعارف بازاری یا غیرمستقیم، مانند عملیات بازار باز، دریچهٔ تنزیل و ذخایر قانونی بوده و هست. این نرخ‌های تعیین شده برای سود بانکی بانک‌های تجاری توسط مقام پولی نیز اغلب تناسبی با تورم موجود در اقتصاد و حتی نرخ‌های بهرهٔ رایج در بازار غیر رسمی و غیر متشکل پولی ندارد. در عمل، نتیجهٔ این اقدامات ایجاد اختلالات گسترده در اقتصاد و سیستم پولی و بانکی کشور و بروز چالش‌های متعدد از جمله فقدان رقابت در سیستم بانکی، کاهش انگیزهٔ پس‌انداز و بازده نهایی سرمایه، دور از دسترس قرار گرفتن دریافت اعتبار برای همگان، گرایش خانوارها و بنگاه‌ها به خرید دارایی‌های فیزیکی برای محافظت در برابر تورم و چالش‌های دیگر شده است.

ولی همانطور که اشاره شد، شاید مهمترین پیامد این مداخلات، پنهان شدن نرخ بهرهٔ بازار بوده است. از این رو، شناخت یا برآورد نرخ بهرهٔ بازار به عنوان یک پدیدهٔ پولی مهم، تأثیرگذار و غیر قابل انکار به صورت یک دغدغهٔ پژوهشی و سیاستی درآمده است.

بنابراین، این مقاله همزمان به دو مسئلهٔ مهم در اقتصاد ایران می‌پردازد. هدف اول این مقاله، ارائهٔ برآوردی نسبتاً قابل اعتماد از نرخ بهرهٔ بازار در ایران است. به این منظور، از آنجا که نرخ بهرهٔ بازار به عنوان مهمترین عامل تعیین کنندهٔ قیمت‌ها در بازارهای آتی (Futures) نیز عمل می‌کند و در ایران از سال ۱۳۸۷ قراردادهای آتی برای کالاهای مختلفی در بورس کالای ایران راه‌اندازی شده است، یک روش برای دستیابی و شناخت نرخ بهرهٔ بازار، استفاده از داده‌های عملی (Actual) در بازارهای آتی است. از این رو، در این مقاله برای غلبه بر مشکل پنهان بودن نرخ بهرهٔ بازار، با استفاده از داده‌های قیمتی در بازارهای آتی، نرخ بهرهٔ بازار به صورت ماهانه طی دورهٔ ۱۳۸۸:۰۱ تا ۱۳۹۷:۰۵ استخراج می‌شود. هدف دوم مقاله، بررسی ارتباط نرخ بهره با

تورم است. در این زمینه دیدگاه‌های متنوعی در ادبیات نظری و تجربی وجود دارد. با این استدلال که این دیدگاه‌ها عمدتاً از نتایج تجربی مطالعات در اقتصادهایی با شرایط متفاوت ناشی می‌شود و ممکن است اساساً این رابطه شکلی غیرخطی داشته باشد، این مقاله بر پایهٔ روش خودرگرسیونی برداری مارکوف سوئیچینگ (Markov-Switching Vector Auto Regression MS-VAR –)، مدلی برای بررسی رابطهٔ علّی غیرخطی میان نرخ بهره و تورم ارائه می‌دهد.

در بخش بعدی مقاله، ابتدا ادبیات نظری موجود پیرامون رابطهٔ میان تورم و نرخ بهره مرور می‌شود. سپس مطالعات پیشین هم دربارهٔ رابطهٔ یادشده و هم در مورد مسئلهٔ برآورد نرخ بهره در ایران بررسی می‌شود. سپس، نرخ بهرهٔ بازاری در ایران استخراج می‌شود و یک مدل MS-VARبرای بررسی رابطهٔ غیرخطی میان تورم و نرخ بهره ارائه و تخمین زده می‌شود. بخش آخر مقاله نیز به تفسیر یافته‌ها و نتایج و توصیه‌های سیاستی اختصاص خواهد داشت.

۲. مروری بر ادبیات نظری

در نگاه اول، دو هدف اصلی در سیاست‌های پولی، عرضه پول و نرخ بهره است. ولی در اجرای سیاست‌های پولی، اهداف و آماج‌های عملیاتی و میانی دیگری متصور است که به رفتار بانک مرکزی و ساختار اقتصاد بستگی دارد. هاندا (Handa، ۲۰۰۹: ۳۰۷) نوعی طبقه بندی از ابزارهای سیاست پولی، آماج‌های عملیاتی و آماج‌ها و اهداف میانی را به صورت جدول (۱) ارائه داده و اظهار نموده که این جدول، تا اندازه‌ای ما را دربارهٔ نقش و توالی متغیرهای سیاست پولی مختلف راهنمایی می‌کند.

جدول ۱. ابزارها، آماج‌ها و اهداف سیاست پولی

ابزارهای سیاستی	آماج‌های عملیاتی	آماج‌های میانی	اهداف
عملیات بازار باز (Open Market Operation)؛ نرخ تنزیل (نرخ بهرهٔ پایه) (Discount/Bank Rate)؛ ذخایر قانونی.	نرخ‌های بهرهٔ کوتاه مدت؛ ذخایر کل (پایهٔ پولی، ذخایر، ذخایر قرض گرفته نشده و غیره).	کل‌های پولی (M1، M2 و غیره)؛ نرخ‌های بهره (کوتاه و بلند مدت)؛ تقاضای کل.	نرخ بیکاری پایین؛ نرخ تورم پایین؛ ثبات بازار مالی؛ نرخ ارز (تراز پرداخت‌ها).

مأخذ: هاندا (۲۰۰۹: ۳۰۷)

هدف نهایی سیاست پولی، دستیابی به اهداف ملی معینی است که از میان آنها، تمرکز این مقاله بر سطح پایدار قیمت‌ها (یا یک نرخ تورم پایین) است. بین اهداف و ابزارهای سیاست پولی لایه‌هایی از متغیرهای رابط وجود دارد. برای مثال فرض کنید بانک مرکزی می‌خواهد نرخ تورم را کاهش دهد. برای این کار، کاهش تقاضای کل در اقتصاد مورد نیاز است. کاهش تقاضای کل معمولا نیاز به کاهش سرمایه گذاری و یا مصرف دارد که خود نیازمند افزایشی در نرخ بهرهٔ بازار است (هاندا، ۳۰۸:۲۰۰۹). بنابراین یک دیدگاه در میان اقتصاددانان این است که نرخ بهرهٔ بالاتر منجر به کاهش تورم می‌شود. منطق پشت این دیدگاه این است که نرخ‌های بهرهٔ بالاتر هزینهٔ استقراض را افزایش و تقاضای کل را در اقتصاد کاهش می‌دهد و سپس در نتیجهٔ مازاد عرضه، تورم کاهش می‌یابد. در این زمینه، نرخ‌های بهرهٔ بالاتر تورم را از طریق کانال‌های متعددی از جمله کانال نرخ ارز، کانال اعتباری و کانال ترازنامهٔ بانکی کاهش می‌دهد[۳]. در این دیدگاه، بانک‌های مرکزی در مواجهه با دورنمای تورم بالاتر از آماج، نرخ‌های بهرهٔ سیاستی (پایه) را به اندازه کافی افزایش می‌دهند تا با افزایش هزینهٔ حقیقی (Real) وام و در نتیجه، کاهش تقاضای کل، تورم را به سطح مطلوب برگرداند.

تأثیر نرخ بهره بر کاهش تقاضای کل و یا افزایش عرضه تا اندازهٔ زیادی بستگی به رابطهٔ میان پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی با نرخ‌های بهره دارد که این روابط نیز به طور کلی روشن نیست. در زمینهٔ رابطهٔ میان پس‌اندازها و نرخ بهره دو اثر متضاد وجود دارد. نخست این که، افزایش نرخ بهرهٔ حقیقی، تراز میان مصرف و پس‌انداز را به نفع پس‌انداز تغییر می‌دهد. در این حالت، به تعویق انداختن مصرف کنونی برای مصرف آینده، کم هزینه‌تر می‌شود (اثر جانشینی). از سوی دیگر، افزایش نرخ بهرهٔ حقیقی درآمد را نیز افزایش می‌دهد که این خود موجب افزایش مصرف هم می‌شود (اثر درآمدی). بنابراین اثر خالص افزایش نرخ بهره بر پس‌اندازها مبهم است و به برآیند این دو اثر مربوط می‌شود (صندوق بین‌المللی پول، ۱۹۸۳:۶).

در هر حال، حرکت نرخ‌های حقیقی بهره از منفی به مثبت، بر ترکیب پس‌اندازها تأثیر می‌گذارد. هنگامی که نرخ‌های بهرهٔ حقیقی به صورت پایدار منفی است، خانوارها با سرمایه‌گذاری در دارایی‌های واقعی، کالاهای مصرفی با دوام یا دارایی‌های خارجی، تلاش می‌کنند تا از زیانمند شدن خود در برابر تورم جلوگیری کنند. در این حالت، افزایش نرخ‌های بهرهٔ حقیقی و مثبت شدن آن می‌تواند آثار مهمی بر پس‌اندازهای مالی داشته باشد (صندوق بین‌المللی پول، ۱۹۸۳:۷). شایان یادآوری است که عوامل ساختاری ممکن است اثر افزایش در

نرخ های بهره بر پس‌اندازها را محو کنند، به ویـژه وقتـی بخـش عمـدهٔ پـس‌انـدازها بـه شـکل پس‌انداز اجباری در صندوق‌های بازنشستگی یا تأمین اجتماعی است (تارتل‌بوم، ۱۹۹۱:۲).

دربارهٔ تأثیر نرخ‌های بهره بر سرمایه‌گذاری بایـد گفـت کـه نـرخ‌هـای بهـره هـم بـر حجـم سرمایه‌گذاری و هم بر بهره‌وری سرمایه تأثیر می‌گذارند. رابطهٔ آشکاری میان حجم پـس‌انـدازها و سرمایه‌گذاری نیز وجود دارد که پس‌اندازهای بیشتر بر وجوه قابل وامـدهی بیشـتر و بنـابراین بر سرمایه‌گذاری بیشتر دلالت دارند. اگر سیاست نرخ بهرهٔ پایین منجر به جریان خـروج سـرمایه شود، سرمایه‌گذاری داخلی محدود به در دسـترس بـودن پـس‌انـدازها و وجـوه قابـل وامـدهی می‌شود. مباحث نظری قابـل ملاحظـه‌ای نیـز دربـارهٔ رابطـهٔ معکـوس بـین نـرخ‌هـای بهـره و سرمایه‌گذاری وجود دارد. نخست این که نگاهی به ارزش حال خالص سرمایه‌گذاری مـی‌گویـد که نرخ‌های بهرهٔ بالاتر بر نرخ تنزیل بالاتر برای عایدی انتظـاری پـروژه سـرمایه‌گـذاری دلالـت دارند و بنابراین سودآوری سرمایه‌گذاری‌ها را کاهش می‌دهند. دوم این که نرخ‌های بهـرهٔ بـالاتر هزینهٔ تأمین مالی پروژه‌های سرمایه گذاری را به بیش از نرخ بازده انتظاری آنها افزایش می‌دهنـد. البته باید در نظر داشت که خود نرخ‌هـای بـازده انتظـاری از محـیط اقتصـاد کـلان تأثیرپذیرنـد. تغییرات در نرخ‌های بهـره همچنـین ترکیـب سـرمایه‌گـذاری و از ایـن رو کـارایی پـروژه‌هـای سرمایه‌گذاری را متأثر می‌سازد. وقتی نرخ‌های بهره حقیقی منفی هستند، بنگاه‌ها گـرایش بـه وام گیری به منظور انجام اقداماتی مانند انبار کردن کالا و واردات در جهت جلوگیری از زبان ناشـی از تـورم دارنـد. اگـر عرضـهٔ وجـوه قابـل وام‌دهـی محـدود باشـد ایـن نـوع سـرمایه‌گـذاری، سرمایه‌گذاری‌های کاراتر در زمینه ماشین آلات و تجهیزات را از گردونه خارج خواهد کرد. ایـن رفتار بنگاه‌ها مشابه رفتار خانوارها در شرایط نرخ بهرهٔ حقیقی منفی برای محافظـت از خـود در برابر تورم است (تارتل‌بوم، ۱۹۹۱:۲).

رابطهٔ میان نرخ‌های بهرهٔ حقیقی و رشد اقتصادی هم از نظر تئوری به خوبی روشـن نیسـت. هنگام افزایش نرخ بهره، اگر اثر جانشینی بر اثر درآمدی غلبه کنـد افـزایش در نـرخ‌هـای بهـرهٔ حقیقی پس‌اندازها را افزایش خواهد داد. اگر رشـد اقتصـادی بـا کمبـود وجـوه قابـل وام‌دهـی محدود باشد، این افزایش در پس‌اندازها، سرمایه‌گذاری و از این رو رشـد اقتصـادی را تحریـک می‌کند و ارتباط بی‌واسطه با پس‌انداز ایجاد می‌شود. به هر حال، همان گونه که پیشتر گفتـه شـد این موضوع که وقتی بهرهٔ حقیقی افزایش می‌یابند آیا اثر جانشینی بر اثر درآمـدی غلبـه خواهـد کرد، روشن نیست (تارتل‌بوم، ۱۹۹۱:۳).

در تحلیل ویکسل (Wicksell، ۱۹۰۷)، دربارهٔ رابطهٔ میان تورم و نرخ بهره، به طور مشابهی بر اهمیت تأثیر تغییرات نرخ بهرهٔ حقیقی بر پس‌انداز و سرمایه‌گذاری تأکید می‌شود. ویکسل سه نوع نرخ بهره شامل نرخ بهرهٔ طبیعی (Natural Rate of Interes) (یا همان نرخ بازده نهایی سرمایه)، نرخ بهرهٔ نرمال (Normal Rate of Interest) (نرخی که پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را برابر قرار می‌دهد) و نرخ بهرهٔ بازاری یا پولی (Money or Market Rate of Interest) (نرخی که در آن بانک‌ها به عموم مردم وام می‌دهند) تعریف می‌کند. ویکسل یک اقتصاد خالص اعتباری را در نظر می‌گیرد که تمام وام‌ها به طور کامل در بانک‌ها سپرده می‌شوند و از این رو، مقدار عرضهٔ پول در اقتصاد برابر است با مقدار اعتبار ایجاد شده توسط بانک‌ها. بنابراین، تغییرات در عرضهٔ پول تنها زمانی اتفاق می‌افتدکه تقاضا برای وام‌ها در پاسخ به تغییر برون‌زای نرخ بهرهٔ پولی که توسط بانک‌ها تعیین می‌شود، تغییر کند (هاندا، ۲۰۰۹:۴۹).

برای دیدن چگونگی کار مدل ویکسل، با شروع از یک وضعیت تعادلی اولیه در اقتصاد، با عرضهٔ پول و قیمت‌های پایدار و با برابری نرخ‌های بهرهٔ طبیعی و بازاری وام در سطح نرخ بهرهٔ نرمال یا تعادلی، فرض می‌کنیم که با ثابت بودن نرخ بهرهٔ بازاری، بهره‌وری نهایی سرمایه، به هر دلیل، افزایش می‌یابد. اکنون بنگاه‌ها می‌توانند سودشان را با افزایش انبارهٔ سرمایه و تولید افزایش دهند و این سرمایه‌گذاری را با افزایش وام‌گیری از بانک‌ها تأمین مالی می‌کنند. این فرایند به بسط عرضهٔ پول و اعتبار و در پی آن رشد قیمت‌ها منجر می‌شود. رشد قیمت‌ها تا هنگامی که نرخ بهرهٔ بازاری پایین‌تر از نرخ طبیعی است ادامه خواهد یافت (هاندا، ۲۰۰۹:۵۰).

یکی از مهمترین دیدگاه‌ها در این سمت، از مطالعات تیلور (Taylor، ۱۹۹۳) ناشی شده و به قاعده‌ای برای تعیین نرخ بهره منجر شده که به قاعدهٔ تیلور نیز مشهور است. تأکید این قاعده روی زیانبار بودن منفی بودن نرخ بهرهٔ حقیقی است. از این رو بر مبنای این قاعده، برای افزایش نرخ بهرهٔ حقیقی، نرخ بهرهٔ اسمی (Nominal Interest Rate) باید به نسبتی بیش از تورم افزایش یابد. البته تیلور برای تعیین نرخ بهرهٔ اسمی بهینه شرایط اقتصاد مبنی بر قرار گرفتن تولید در سطوح پایین‌تر یا بالاتر از اشتغال کامل را در نظر می‌گیرد.

در دیدگاه مقابل، بحث‌های دیگری در مورد اینکه آیا می‌توان با تعیین نرخ‌های بهرهٔ پایین‌تر، به اصطلاح اثر نئوفیشری (Neo-Fisherian effect)، به تورم کمتر دست یافت یا خیر، در جریان است. در قلب این بحث، معادلهٔ معروف فیشر، وجود دارد که نرخ بهرهٔ اسمی R_t را به نرخ بهرهٔ حقیقی r_t و تورم انتظاری $E_t\pi_{t+1}$ به صورت زیر مرتبط می‌کند (متسون Matheson، ۲۰۱۸: ۲۵۵):

$$R_t = r_t + E_t\pi_{t+1}$$

با در نظر گرفتن ارزش اسمی متغیرها و با فرض ثابت بودن نرخ بهرهٔ حقیقی در بلندمدت، این معادله نشان می‌دهد که با تنظیم دائمی نرخ بهرهٔ اسمی در سطح پایین‌تر، می‌توان به نرخ تورم بلندمدت پایین‌تری دست یافت. در واقع، طرفداران این دیدگاه اغلب به رابطهٔ مثبت بین نرخ بهرهٔ اسمی و تورم که در بسیاری از کشورها دیده می‌شود به عنوان شواهدی از اثرات نئوفیشری اشاره می‌کنند (کوکراین Cochrane، ۲۰۱۶). به طور کلی طرفداران این دیدگاه مانند فیشر (Fisher: ۱۹۳۰)، تانزی (Tanzi: ۱۹۸۰) و داربی (Darby: ۱۹۷۵) و دیگران، بر فرض پایه‌ای معادلهٔ فیشر مبنی بر ثابت بودن نرخ بهرهٔ حقیقی متکی هستند که در نتیجهٔ آن رابطهٔ میان تورم (تورم انتظاری) و نرخ بهرهٔ اسمی مثبت است.

ولی آیا بر مبنای معادلهٔ فیشر تعهد به تثبیت نرخ بهره در سطح پایین‌تر در نهایت منجر به کاهش تورم می‌شود یا بر اساس دیدگاه متعارف اقتصاد، برای کاهش تورم از کانال کاهش تقاضای کل، نیاز به افزایش نرخ بهره وجود دارد؟ برای پاسخ به این سوال، این مقاله یک تحلیل تجربی را بر مبنای شرایط اقتصاد ایران ارائه می‌کند.

۳. مروری بر مطالعات پیشین

همان‌طور که اشاره شد، این مقاله قصد دارد به دو مسئلهٔ مهم در اقتصاد ایران بپردازد. هدف اول این مقاله این است که برای غلبه بر مشکل پنهان بودن نرخ بهرهٔ بازار، برآوردی از نرخ بهرهٔ بازار در ایران ارائه دهد. هدف دوم مقاله نیز، بررسی ارتباط نرخ بهره با تورم است. بنابراین، در مرور مطالعات پیشین، ابتدا به مطالعات مرتبط با هدف اول و سپس به مطالعات مرتبط با هدف دوم پرداخته می‌شود.

در ایران، به دلیل شرایط اقتصادی متفاوت و پنهان بودن نرخ بهرهٔ بازار و نرخ بهرهٔ تعادلی، در اغلب مطالعات، هرجا به متغیر نرخ بهره نیاز بوده از متغیرهای نرخ سود علی‌الحساب سپرده‌های بانکی کوتاه‌مدت یا بلندمدت و یا نرخ سود علی‌الحساب تسهیلات بانکی استفاده شده است. ولی روشن است که این نرخ‌ها با نرخ‌های رایج در بازار آزاد یا به اصطلاح بازار غیر رسمی یا غیر متشکل پول تفاوت‌های فاحش دارند.

برخی مطالعات کوشیده‌اند تا برآوردی از نرخ بهرهٔ تعادلی در ایران ارائه دهند. از جمله، کازرونی و دیگران (۱۳۹۵) با توجه به غیرقابل مشاهده بودن نرخ بهره در ایران تلاش کرده‌اند تا با استفاده از رویکرد فازی، نرخ بهره را برای دورهٔ ۱۳۶۲ تا ۱۳۹۱ برآورد کنند. آنها در این

برآورد، متغیرهای نرخ تورم، بازدهی مسکن و حجم نقدینگی را به عنوان متغیرهای تعیین کنندهٔ نرخ بهره در اقتصاد ایران انتخاب کرده‌اند. شاه‌مرادی و دیگران (۱۳۸۹) نیز با همان منظق غیرقابل مشاهده بودن نرخ بهرهٔ تعادلی در ایران، تلاش کرده‌اند تا با طراحی یک مدل تعادل عمومی و استفاده از رهیافت فیلتر کالمن، نرخ بهره حقیقی تعادلی ایران را برای دورهٔ فصلی ۱۳۸۶:۴-۱۳۶۸:۴ برآورد نمایند.

اما، مطالعات دربارهٔ رابطهٔ میان نرخ بهره و تورم در اقتصادهای مختلف بسیار است و بر مبنای روش‌ها و مدل‌های مختلف در دوره‌های زمانی مختلف، نتایج متفاوتی گرفته شده است. تکرار این مطالعات در این بخش مد نظر نیست و تنها به چند نمونه از این مطالعات که بیانگر نتایج متفاوت باشد بسنده می‌کنیم. آنچه در این مقاله اهمیت بیشتری دارد، مطالعات تجربی روی اقتصاد ایران است.

کاسمن (Kasman) و همکاران (۲۰۰۵)، در مطالعهٔ خود با استفاده از داده‌های ۳۳ کشور توسعه‌یافته و در حال توسعه و روش آزمون هم‌انباشتگی جزء به جزء، صحت فرضیات فیشر را تأیید کرده‌اند. کارنیرو (Carneiro) و همکاران (۲۰۰۴) نیز با استفاده از روش آزمون هم‌انباشتگی برای سه کشور آرژانتین، برزیل و مکزیک در دورهٔ زمانی ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۷ نشان داده‌اند که تعادل پایدار بلندمدتی در رابطهٔ بین نرخ بهرهٔ اسمی و نرخ تورم برای کشورهای آرژانتین و برزیل وجود داشته است. لاردیک (Lardic) و میگنان (Mignon) (۲۰۰۳) و غزالی (Ghazali) و راملی (Ramlee) (۲۰۰۳) نیز وجود اثر فیشر را برای کشورهای G7 تأیید کرده‌اند. احمدی شادمهری و دیگران (۱۳۹۰) با استفاده از آزمون علیت هشیائو (Hsiao) رابطهٔ علیت بین نرخ بهره و تورم را در گروه کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا بررسی کرده و نشان داده‌اند که در دورهٔ زمانی ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۸ تنها در مورد کشورهای جیبوتی و قطر رابطهٔ علیت از تغییرات نرخ بهره به تغییرات نرخ تورم وجود دارد اما در کشورهای دیگر تغییر نرخ بهره علت تغییر نرخ تورم نیست.

در مقابل، مطالعاتی هم هستند که رابطهٔ معکوس میان نرخ بهره و تورم را نشان داده‌اند و به نوعی در واقع اثر فیشر را تأیید نکرده‌اند. از جملهٔ این مطالعات می‌توان به کوستاس (Koustas) و سرلتیس (Serletis) (۱۹۹۹) اشاره کرد. آنها با بررسی اثر فیشر در ۱۱ کشور نسبتاً توسعه‌یافته با استفاده از روش‌های هم‌انباشتگی و مدل BVAR نشان داده‌اند که نظریهٔ فیشر مبنی بر ارتباط میان نرخ بهره و تورم در این کشورها تأیید نمی شود و در واقع میان این دو متغیر رابطهٔ معکوس وجود دارد. کندل (Kandel) و همکاران (۱۹۹۶) برای آزمون فرضیهٔ فیشر، روشی

متفاوت را به کار گرفته‌اند. آنها در واقع فرضیهٔ مستقل بودن نرخ بهرهٔ حقیقی از انتظارات تورمی را بررسی کرده و نشان داده‌اند که بین نرخ بهرهٔ حقیقی و تورم انتظاری همبستگی منفی وجود دارد.

در خصوص رابطهٔ میان نرخ بهره و تورم مطالعات چندی در ایران نیز صورت پذیرفته است. ولی همانطور که اشاره شد، اغلب این مطالعات از نرخ سود سپرده‌های بانکی یا نرخ سود تسهیلات بانکی استفاده کرده‌اند که روشن است که این نرخ‌ها با نرخ‌های رایج در بازار آزاد تفاوت فاحش دارند و از این رو نمی‌توان چندان به نتایج آنها اعتماد کرد. با این حال اینجا خلاصه‌ای از مطالعات پیرامون رابطهٔ نرخ بهره و تورم در ایران ارائه می‌شود.

برخی مطالعات در این زمینه روی داده‌های ایران نشان داده‌اند که نرخ سود سپرده‌ها یا تسهیلات، تأثیر مستقیم روی تورم دارند. از جمله، خیراندیش (۱۳۸۸) با به کارگیری یک روش پویای سیستمی نشان داده که با کاهش نرخ سود بانکی در ایران، سرمایه‌گذاری و تولید ناخالص داخلی افزایش و تورم کاهش می‌یابد. تجلی و همکاران (۱۳۸۹) با استفاده از یک مدل ARDL نشان داده‌اند که در بلندمدت، افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی تورم را افزایش و کاهش نرخ سود، تورم را کاهش می‌دهد. داوودی و ذوالقدری (۱۳۹۰) نیز با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی نشان داده‌اند که در ایران با استفاده از داده‌های سالانه طی دورهٔ ۱۳۵۱ تا ۱۳۸۸ یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین نرخ سود علی‌الحساب سپرده سرمایه‌گذاری بلندمدت و نرخ تورم وجود دارد و با استفاده از آزمون علیت گرنجر نیز نشان داده‌اند که یک رابطهٔ علیت یک طرفه از نرخ سود یادشده به نرخ تورم وجود دارد.

در مقابل، کمیجانی و بهرامی‌راد (۱۳۸۷) با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون و آزمون علیت گرنجر نشان داده‌اند که طی دورهٔ ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۴ نرخ تورم علت تغییرات همسو در نرخ سود اسمی تسهیلات بانکی بوده است و در بلندمدت، نرخ تورم و نرخ سود اسمی در یک جهت تغییر می‌کنند که این به نوعی تأیید اثر فیشر است.

برخی دیگر از مطالعات روی داده‌های ایران، اساساً رابطهٔ معکوسی میان تورم و نرخ سود را نشان داده‌اند، از جمله، بیدآباد (۱۳۸۴)، اثر کاهش نرخ سود تسهیلات بانکی بر متغیرهای کلان اقتصادی را بررسی کرده و نشان داده که کاهش نرخ سود تسهیلات بانکی باعث افزایش تولید ناخالص داخلی غیر نفتی، سرمایه‌گذاری و مصرف بخش خصوصی و نیز بهبود تراز تجاری و همزمان، افزایش تورم خواهد شد.

در مجموع دربارهٔ مطالعات روی اقتصاد ایران می‌توان گفت احتمالاً به دلیل تفاوت نرخ سود از نرخ بهرهٔ تعادلی یا بازاری، نتایج چندان قابل اعتماد نیست و شاید خود این هم دلیل تناقض‌ها در نتایج باشد، اگرچه، شرایط ساختاری دیگر نیز می‌تواند نتایج متفاوتی به بار آورد.

۴. استخراج نرخ بهرهٔ جایگزین در اقتصاد ایران

پیشتر اشاره شد که روند تحولات در سیستم پولی ایران در طی بیش از چهار دههٔ گذشته، خلاف جهت روند اصلاحات در سایر کشورها بوده است. مهمترین ویژگی و رویکرد سیستم پولی کشور در بیش از چهار دههٔ اخیر، نهادینه شدن تعیین مستقیم نرخ بهره [سود] بانکی توسط مقام پولی و استفاده از ابزارهای پولی دلبخواهی یا مستقیم مانند کنترل و تعیین مستقیم نرخ سود بانکی و تعیین سقف و خطوط اعتباری برای بخش‌های مختلف اقتصاد به جای استفاده از ابزارهای پولی متعارف بازاری یا غیرمستقیم، مانند عملیات بازار باز و یا دریچهٔ تنزیل است. این نرخ‌های تعیین شده برای سود بانکی بانک‌های تجاری توسط مقام پولی نیز اغلب تناسبی با تورم موجود در اقتصاد و حتی نرخ‌های بهرهٔ رایج در بازار غیر رسمی و غیر متشکل پولی ندارد. در عمل، نتیجهٔ این اقدامات ایجاد اختلالات و ابهام‌هایی در کلیات سیاستگذاری پولی و تعیین اهداف و آماج‌های آن و بروز چالش‌های متعدد از جمله فقدان رقابت در سیستم بانکی، کاهش انگیزه پس‌انداز و بازده نهایی سرمایه، دور از دسترس قرار گرفتن دریافت اعتبار برای همگان، گرایش خانوارها و بنگاه‌ها به خرید دارایی‌های فیزیکی برای محافظت در برابر تورم و چالش‌های دیگر شده است.

ولی همانطور که اشاره شد، شاید مهمترین پیامد این مداخلات، پنهان شدن نرخ بهرهٔ بازار بوده است. از این رو، شناخت یا برآورد نرخ بهرهٔ بازار به عنوان یک پدیدهٔ پولی مهم، تأثیرگذار و غیر قابل انکار به صورت یک دغدغهٔ پژوهشی و سیاستی درآمده است و پژوهشگرانی تلاش کرده‌اند تا از روش‌های مختلف، برآوردی از نرخ بهرهٔ بازار در ایران به دست آورند. طبعاً، برآورد نرخ بهره، در مدل بر اساس رفتار متغیرهای تعیین‌کننده، نمی‌تواند به طور کامل معرف رفتار بازار باشد. حتی با پذیرش نظریهٔ انتظارات عقلایی، به دلیل شرایط اقتصاد ایران مبنی بر ناقصی بازارها و عدم تقارن اطلاعات و دوری شدید از رقابت به ویژه در بازارهای مالی و سیستم بانکداری، احتمال جدی وجود دارد که تعیین نرخ بهره درون مدل نتواند معرف قابل‌قبولی از نرخ بهرهٔ بازاری باشد. بنابراین، این نیاز وجود دارد که بر مبنای داده‌های عملی در بازارهای موجود، برآوردی از نرخ بهرهٔ بازاری به دست آید. عملی بودن نرخ‌های بهره، به

معنای این که این نرخ‌ها در بازار عملاً وجود داشته باشند، اهمیت بالایی دارد و این نرخ‌ها می‌توانند از نرخ‌های برآوردی بر اساس مدل متفاوت باشند. از این رو، این مقاله می‌کوشد تا با استفاده از داده‌های عملی بازارهای آتی جایگزینی مناسب و محاسبه‌پذیر برای نرخ بهرهٔ پنهان در اقتصاد ایران استخراج کند. از آنجا که نرخ بهرهٔ بازار به عنوان مهمترین عامل تعیین کنندهٔ قیمت‌ها در بازارهای آتی نیز عمل می‌کند و در ایران از سال ۱۳۸۷ قراردادهای آتی (Future Contracts) برای کالاهای مختلفی در بورس کالای ایران راه‌اندازی شده است، یک روش برای برآورد نرخ بهرهٔ بازار، استفاده از داده‌های عملی در بازارهای آتی است. به هر حال، این نقد وارد است که ممکن است بازار آتی ایران هنوز از عمق و اندازهٔ کافی برخوردار نباشند تا بتوان ادعا نمود که نرخ بهرهٔ متناظر در این بازارها می‌تواند به طور کامل نرخ بهره در سطح کلان بازار مالی ایران را نمایندگی کند. ولی به هر حال این مطالعه تلاشی آغازین برای دسترسی به یک جایگزین ساده و محاسبه‌پذیر برای نرخ بهرهٔ بازار مالی ایران است.

کالای پایه‌ای که برای برآورد نرخ بهرهٔ بازاری در ایران انتخاب شده، گواهی سپردهٔ سکهٔ بهار آزادی در بورس کالای ایران است. در غیاب ابزار پولی بدون ریسک و دارای عایدی کافی برای محافظت پس‌اندازکنندگان در برابر تورم، معمولاً افراد و بنگاه‌ها به دنبال دارایی‌های مطمئنی هستند تا با تقاضا و نگهداری آن، به اصطلاح در برابر تورم هجینگ (Hedging) کنند. پیشتر اشاره شد که خانوارها با سرمایه‌گذاری در دارایی‌های واقعی، کالاهای مصرفی با دوام یا دارایی‌های خارجی، تلاش می‌کنند تا از زیان‌مند شدن خود در برابر تورم جلوگیری کنند (صندوق بین المللی پول، ۱۹۸۳:۷). طلا، یک دارایی مالی نیست و هیچ جریان نقدی (Cash Flows) ایجاد نمی‌کند، مانند پرداخت‌های کوپنی (Coupon Payments) که توسط اوراق قرضه ایجاد می‌شود یا پرداخت سود سهام که توسط سهام ایجاد می‌شود، با این حال از بسیاری جهات مانند دارایی‌های مالی که زیربنای قراردادهای آتی مالی هستند، رفتار می‌کند (کُلب Kolb و اوردال Overdahl، ۲۰۰۳:۳۴). اتفاقاً همین نداشتن جریان نقدی، استفاده از آن را به منظوری که در این مقاله وجود دارد بسیار ساده می‌کند. بعلاوه، در بازارهای کالایی رسمی ایران، به طور مشخص در بورس کالای ایران، گواهی سپردهٔ سکهٔ طلا همانند یک دارایی مالی به صورت نقدی قابلیت داد و ستد دارد و معاملات آتی آن نیز پیشتر برقرار بوده است. این گواهی‌ها ویژگی‌هایی از قبیل قابلیت نقدشوندگی بالا، امکان نگهداری کم‌هزینه و بدون ریسک و امکان تقسیم به واحدهای کوچک در حد یک صدم را دارا هستند که آنها را به یک دارایی بازارپسند

(Marketable) تبدیل می‌کند. همچنین، بازار این گواهی‌ها از پیشینه و عمق کافی نیز برخوردار است.

قراردادهای آتی یا آینده در دانش مالی، نوعی ابزار مشتقه (Derivatives) است، که بر مبنای آن، خریدار (فروشنده) یک کالای پایه، توافق می‌کند که در سررسید معینی در آینده، مقدار مشخصی از کالای پایه را از فروشنده تحویل بگیرد (یا به خریدار تحویل دهد) و قیمتش را نیز در همان سررسید بپردازد (دریافت کند) و البته قیمت کالا اکنون تعیین می‌شود. این قراردادها معمولاً در بازارهای مالی قابلیت داد و ستد دارد و می‌توان پیش از سررسید، اصطلاحاً با گرفتن موقعیت (Position) معکوس، به قرارداد خاتمه داد. از آنجا که هم تحویل کالا و هم پرداخت قیمت آن در سررسید آینده انجام می‌شود، معمولاً شخص ثالثی به عنوان کارگزار با دریافت کارمزد و امانت گرفتن وجهی با عنوان وجه تضمین (Margin)، انجام این معامله را ضمانت می‌کند.

به طور خلاصه، مشخصات هر قرارداد آتی باید شامل این موارد باشد: دارایی پایه، نماد معاملاتی، استاندارد تحویل، اندازهٔ قرارداد، وجه تضمین اولیه، حداقل وجه تضمین، حداکثر هر سفارش، واحد قیمت، کارمزد معاملات، ماه قرارداد، دوره معاملات شامل اولین و آخرین روز معاملاتی، ساعات معامله، مهلت ارائه گواهی آمادگی تحویل، پیش پرداخت تحویل، تاریخ تحویل، سقف مجاز موقعیت‌های معاملاتی باز، محل تحویل و جریمه‌ها[۴]. البته در بازارهای مالی رسمی ایران معمولاً متغیری به نام حد مجاز نوسان قیمت روزانه نیز وجود دارد.

اولین قرارداد آتی سکهٔ طلا برای تحویل در دی ماه ۱۳۸۷، در تاریخ ۳۰ آذر ۱۳۸۷ در بورس کالای ایران راه‌اندازی و معامله شد. به مرور زمان قراردادهای آتی دیگری برای سکهٔ طلا برای تحویل در ماه‌های مختلف راه‌اندازی شد، به طوری که گاهی تا ۵ قرارداد آتی سکه به طور همزمان در حال معامله بوده‌اند. قرارداد آتی سکهٔ طلا در تاریخ ۳۰ مرداد ۱۳۹۷ با این تصور که به افزایش قیمت نقدی سکه طلا دامن می‌زند، به طور کامل تعطیل شد. به دلیل این که از هنگام گشایش اولین قرارداد اتی سکه، گذر زمان لازم بود تا بازار این قراردادها عمق کافی بیابد، در این مقاله از داده‌های این بازار از فروردین ۱۳۸۸ تا مرداد ۱۳۹۷ استفاده شده است و تواتر داده‌ها نیز ماهانه است. منبع داده‌های قیمت قرارداد آتی سکه و گواهی سپردهٔ سکه، نیز تارنمای بورس کالای ایران[۵] و شرکت مدیریت فناوری بورس تهران[۶] است.

برای محاسبهٔ نرخ بهرهٔ بازار بر اساس قیمت‌های نقدی و آتی سکه از روابط زیر استفاده شده است[۷]. پیش از آن، یادآوری می‌شود که در کاربرد ما از رابطهٔ میان قیمت‌های نقدی و آتی

سکهٔ طلا، مواردی از جمله هزینهٔ انبارداری و نگهداری و کارمزد معاملات به دلیل نـاچیز بـودن نادیده گرفته شده است. ازاین رو رابطهٔ (۱) به شکلی ساده صورت‌بندی شده است.

$$R_i = \left(\frac{FP_i}{SP_i} - 1\right) * \frac{365}{12D_i} * 100 \qquad (۱)$$

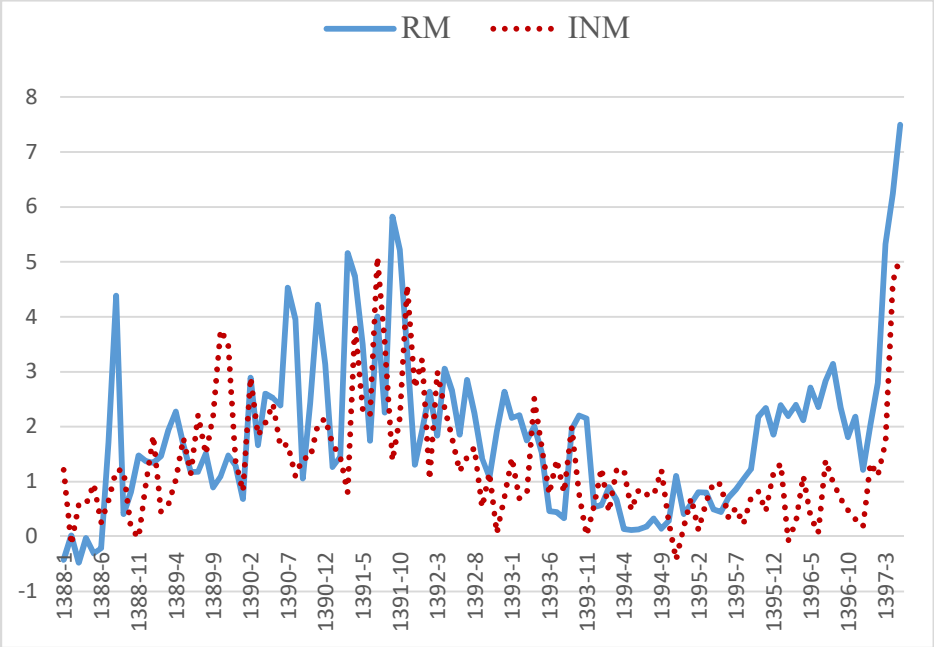
که در آن، R_i نرخ بهرهٔ ماهانهٔ متناظر با هر قرارداد آتی به درصد، FP_i قیمت قـرارداد آتـی بـه ریال، SP_i قیمت نقدی دارایی پایه (در اینجا سکهٔ بهار آزادی طـرح جدیـد) بـه ریـال، D_i شـمار روزهای باقیمانده تا سررسید (تاریخ تحویل) و i نیز بیانگر نمـاد قـرارداد آتـی بـرای یـک مـاه مشخص است.

همانطور که اشاره شد، در هر زمان، گاهی تا ۵ قرارداد آتی سکه بـه طـور همزمـان در حـال معامله بوده است. اگرچه تغییر قیمت این قراردادها معمولاً با همبستگی نزدیک بـه ۱۰۰ درصـد اتفاق می‌افتد، ولی برای کاهش تورش در داده‌ها و نتایج، همهٔ قراردادهای آتی سکه که بـه طـور همزمان در حال معامله بوده‌اند، مورد استفاده قرار گرفته و میانگینی از R_iها محاسبه شده است:

$$R = \frac{\sum_{i=1}^{n} R_i}{n} + x \qquad (۲)$$

در رابطهٔ (۲)، R نرخ بهرهٔ محاسبه شده است که عبارت است از میانگین نرخ بهرهٔ متناظر بـا قراردادهای آتی که همزمان در حال معامله بوده‌اند. برای محاسبهٔ هزینهٔ فرصـت وجـه تضـمینی که معامله‌گران در بازارهای آتی باید نزد کارگزار تا تاریخ تحویل کالای پایـه سـپرده کننـد، سـه عامل باید در نظر گرفته شود: درجهٔ اهرم مالی (Leverage)، نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مـدتی کـه وجه تضمین در آن نگهداری می‌شود و مابه‌التفاوت نرخ سود سـپرده‌هـای کوتـاه مـدت و نـرخ بهرهٔ بازار. عامل اول در بازارهای آتی کالایی ایران در دورهٔ مورد بررسی حـدود ۴ تـا ۷ بـوده و عامل دوم نیز بین ۶ تا ۱۰ درصد بوده است. در مورد عامل سوم نمی‌توان اظهارنظر دقیقـی کـرد. زیرا اساساً نرخ بهره در بازارهای ایران ناشناخته است. اگر برای سادگی کار، تفـاوت نـرخ سـود سپرده‌های بانکی و نرخ تورم را به عنوان عامل سوم در نظر بگیریم، بـا در نظـر گـرفتن عوامـل یادشده، اعداد متغیری بین ۰/۳- تا ۴/۲ درصد برای سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷ محاسبه شده اسـت که به سمت راست رابطهٔ (۲) با عنوان x اضافه می‌شود.

به این ترتیب، نرخ بهرهٔ ماهانهٔ محاسبه شده برای دورهٔ ۱۳۸۸:۰۱ تا ۱۳۹۷:۰۵ در نمـودار (۱) نشان داده شده است. در این نمودار، همچنین نرخ تورم ماهانه نیز دیده می‌شود. چنـان‌کـه روی نمودار نیز به خوبی ملاحظه می‌شود، نرخ بهرهٔ محاسباتی با نرخ تورم ماهانـه همبسـتگی بسـیار بالایی (بیش از ۵۰ درصد) دارد.



نمودار ۱. نرخ بهرهٔ ماهانهٔ محاسباتی (RM) و تورم ماهانه (INM) هر دو به درصد

مأخذ: نرخ بهره: محاسبات پژوهش، نرخ تورم: مرکز آمار ایران.

۵. روش‌شناسی تحقیق

همانطور که در بخش پیشین گفته شد، رابطهٔ علّی بین نرخ بهره و تورم به صورت تجربی مورد بررسی‌هایی قرار گرفته است. برخی مطالعات دیدگاه متعارف اقتصاددانان مبنی بر این که افزایش نرخ بهره به کاهش تورم می‌انجامد را تأیید کرده‌اند و برخی نیز اثر فیشر را تأیید نموده‌اند. ممکن است این رابطه در موقعیت‌های متفاوت اقتصادها غیرخطی باشد و در مطالعات پیشین به ویژه در ایران، رابطهٔ یادشده به صورت غیر خطی و در دوره‌های متفاوت دیده نشده است. مطالعهٔ کنونی درصدد است تا رابطهٔ علّی بین نرخ بهره و تورم در اقتصاد ایران را در دوره‌های متفاوت نشان بدهد. در این برررسی، غیرخطی بودن علیّت یادشده در نظر گرفته می‌شود و با استفاده از رهیافت مارکوف سوئیچینگ علیّت مذکور بررسی می‌شود. برای این مطالعه از داده‌های سری زمانی نرخ بهرهٔ محاسبه شده در این تحقیق و نرخ تورم ماهانه طی دورهٔ ۱۳۸۸:۰۱ تا ۱۳۹۷:۰۱ استفاده شده است. شایان یادآوری است که داده‌های چهار ماه آخر

دوره یعنی ماه‌های دوم تا پنجم سال ۱۳۹۷ به دلیل نوسان شدید قیمت‌ها و عدم امکان بازگشت داده‌ها به میانگین به دلیل تعطیلی قراردادهای آتی سکه، از مدل حذف شده‌اند.

۱.۵ مدل خودرگرسیونی برداری مارکوف سوئیچینگ (MS-VAR)

مدل مارکوف سوئیچینگ اولین بار توسط کوانت (Quandt، ۱۹۷۲) و کوانت و گلدفلد (Goldfeld، ۱۹۷۳) معرفی و سپس توسط همیلتون (Hamilton، ۱۹۸۹) برای استخراج ادوار تجاری توسعه داده شد (نظری و همکاران، ۱۳۹۶). همیلتون (۱۹۹۴) به متفاوت بودن بسیاری از متغیرها در دوره‌های مختلف اشاره می‌کند و اظهار می‌دارد که این تغییرات یا به عبارتی شکست‌ها در سری‌های زمانی به دلایل مختلفی مانند بحران‌های اقتصادی، تغییرات در سیاست‌ها و مقررات دولتی، جنگ، هراس مالی و مانند اینها ممکن است رخ بدهد. این عوامل می‌توانند رژیم‌ها یا وضعیت‌های متفاوتی را برای متغیر ایجاد نمایند. برای مدل‌سازی این تغییر رژیم، روش‌های مختلفی وجود دارد از جمله الگوی خودرگرسیون با انتقال ملایم (Smooth Transition Autoregressive Model (STAR))، الگوهای خودرگرسیون آستانه‌ای (Threshold Autoregressive Model (TAR)) و الگوی مارکوف سوئیچینگ. مزیت الگوی اخیر نسبت به دو الگوی دیگر آن است که تغییر رژیم در الگوی مارکوف سوئیچینگ به طور درونزا تعیین می‌شود، اما در دو الگوی دیگر، از پیش تعیین شده است (دسچامپس Deschamps، ۲۰۰۸)[۸].

اکنون در این مقاله، به منظور مدل‌سازی تغییر رژیم در رابطهٔ میان رشد پول و تورم از الگوی MS-VAR استفاده می‌کنیم. ایدهٔ اصلی این روش این است که پارامترهای مدل VAR به متغیر رژیم (s_t) بستگی دارند، در عین حال s_t قابل مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربوط به آن را به دست آورد. برای یک رژیم مشخص s_t، سری‌زمانی قابل مشاهدهٔ y_t را می‌توان به وسیله مدل VAR(p) زیر نشان داد (فلاحی، ۱۳۹۳):

$$y_t = \nu(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \ldots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \qquad (۳)$$

که در آن، $\nu(s_t)$ نشانگر عرض از مبدأ یا میانگین متغیر بوده و $u_t \approx NID\{0, \sum(s_t)\}$ می‌باشد که هر دوی آنها می‌تواند از رژیمی به رژیم دیگر تغییر کند. با توجه به اینکه متغیر رژیم قابل‌مشاهده نیست، برای تکمیل فرآیند ایجاد داده‌ها (Data Generating Process) لازم است که

نحوه تغییر در رژیم (s_t) شناخته شود. در مدل MS فرض می‌شود s_t به وسیله زنجیرهٔ مرتبهٔ اول مارکوف زیر ایجاد می‌شود:

$$\Pr\left[s_t \middle| \{s_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}, \{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}\right] = \Pr\{s_t | s_{t-1}; \rho\} \qquad (۴)$$

که در آن، ρ برداری متشکل از پارامترهای احتمالات مربوط به رژیم‌ها می‌باشد. احتمال انتقال بین رژیم‌های مختلف را می‌توان به صورت زیر به دست آورد:

$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \quad \sum_{j=1}^{N} p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1,...,N\} \qquad (۵)$$

که در واقع توزیع احتمال متغیر s_t را نشان می‌دهد. با در کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس N*N ماتریس احتمال انتقالات (P) به دست می‌آید که هر عنصر از آن (p_{ij}) احتمال وقوع رژیم j بعد از رژیم i را نشان می‌دهد، $\sum_{j=1}^{N} p_{ij} = 1$ و $0 \le p_{ij} \le 1$ است.

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \cdots & p_{N1} \\ p_{12} & p_{22} & & p_{N2} \\ & \cdots & & \\ p_{1N} & p_{2N} & & p_{NN} \end{bmatrix}$$

عناصر موجود در این ماتریس را احتمالات شرطی می‌نامند چون هر کدام از آنها احتمال انتقال به رژیم خاص در دورهٔ بعد را مشروط به وضعیت متغیر مورد بررسی در دورهٔ کنونی بیان می‌کند. در گام بعد و در حالت عمومی، اگر مدل VAR(p) تعدیل شده (با فرض تغییر در میانگین) را در قالب رهیافت مارکوف – سوئیچینگ مدل‌سازی کنیم خواهیم داشت:

$$y_t - \mu(s_t) = A_1(s_t)((y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \ldots + A_p(s_t)((y_{t-p}) - \mu(s_{t-p})) + u_t \qquad (۶)$$

که در آن $u_t \approx NID(0, \sum(s_t))$ و $\mu(s_t)$ ، $A_1(s_t),...,A_p(s_t)$ ، $\sum(s_t)$ پارامترهای تابع انتقال هستند که به رژیم تشخیص داده شده s_t وابسته می‌باشند:

$$\mu(s_t) = \begin{cases} \mu_1 & if \quad s_t = 1 \\ \ldots. & \\ \mu_N & if \quad s_t = N \end{cases} \qquad (۷)$$

در کارهای تجربی، مشابه رابطهٔ (۶) می‌توان روابط دیگری را لحاظ کرد که در آنها پارامترهای تغییر رژیم فاکتورهای دیگری نظیر عرض از مبدأ، پارامترهای خودهمبستگی و یا واریانس را شامل شود. با ترکیب این حالت‌ها، گونه‌های مختلف مدل MS-VAR قابل تصریح و تخمین است. انتخاب الگوی بهینه از بین این مدل‌های مختلف بر اساس نظریه و مقادیر توابع

جریمه صورت می‌گیرد. حالت‌های مختلف این مدل‌ها بـه صـورت جـدول (۲) خلاصـه شـده است.

جدول ۲. مدل‌های MS-VAR

		MSM		MSI	
		μ متغیر	μ ثابت	V متغیر	V ثابت
A_j ثابت	$\sum$ ثابت	MSM–VAR	linear VAR	MSI–VAR	linear VAR
	$\sum$ متغیر	MSMH–VAR	MSH–VAR	MSIH–VAR	MSH–VAR
A_j متغیر	$\sum$ ثابت	MSMA–VAR	MSA–VAR	MSIA–VAR	MSA–VAR
	$\sum$ متغیر	MSMAH–VAR	MSAH–VAR	MSIAH–VAR	MSAH–VAR

M: مارکوف سوئیچینگ میانگین (Markov-switching mean)

I: مارکوف سوئیچینگ عرض از مبدأ (Markov-switching intercepts term)

A: مارکوف سوئیچینگ پارامترهای خودرگرسیون (Markov-switching autoregressive parameters)

H: مارکوف سوئیچینگ واریانس ناهمسان (Markov-switching heteroskedastic)

۲.۵ آزمون علیّت گرنجر در مدل‌های MS

بررسی رابطهٔ علیّت بین دو متغیر نرخ بهره (RM) و تورم (INM) در قالب آزمون علیّـت گرنجـر مارکوف سوئیچینگ (Markov-Switching Granger Causality) این امکـان را فـراهم مـی‌سـازد کـه رابطهٔ علیّت بین این متغیرها به رژیم بستگی پیدا کرده و متغیر باشد. از این‌رو، در ایـن مـدل‌هـا فرض ثابت بودن رابطهٔ علیّت بین متغیرها وجود نخواهد داشت. در چـارچوب مـدل MS-VAR خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix} RM_t \\ INM_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{1,st} \\ \mu_{2,st} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^{q} \begin{bmatrix} \varphi_{11,st}^{(k)} & \varphi_{12,st}^{(k)} \\ \varphi_{21,st}^{(k)} & \varphi_{22,st}^{(k)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} RM_{t-k} \\ INM_{t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix} \qquad (۸)$$

در سـاختار ایـن الگـو، RM (INM) علیّـت گرنجـر INM (RM) اسـت اگـر فرضـیه صـفر $H_0 : \phi_{21}^{(k)} = 0$ ($H_0 : \phi_{12}^{(k)} = 0$) قابل رد باشد (بیلدیریچی Bildirici، ۲۰۱۲:۶).

۶. آزمون‌ها و تخمین‌ها

با توجه به ضرورت پایا بودن متغیرها، قبل از بررسی رابطهٔ علّی غیرخطی بین نرخ تـورم و نـرخ بهره با استفاده از رهیافت مارکوف سوئیچینگ، پایایی متغیرها با استفاده از آزمون‌های فیلیـپس – پرون (Phillips-Perron) و الیوت – روزنبـرگ – اسـتاک DF-GLS (Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS) مورد آزمون قرار گرفته که نتایج در جدول (۳) ارائه شده است. بر اسـاس نتـایج گـزارش شده، مقدار قدر مطلق آمارهٔ t محاسباتی آزمون ERS DF-GLS و t تعدیل شده آزمـون فیلیـپس – پرون (PP) از قدر مطلق مقادیر بحرانی گزارش شده بزرگتـر بـوده، بنـابراین فرضـیهٔ صـفر ایـن آزمون‌ها مبنی بر وجود ریشه واحد رد می‌شود.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد

نوع آزمون	مقدار آماره محاسباتی		مقدار بحرانی در سطح اعتماد ۹۵٪
	INM	RM	
PP	-۵/۱۸	-۳/۳۵	-۲/۸۸
ERS DF-GLS	۴/۹۴	۴/۸۸	۳/۱۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

اکنون برای تعیین وقفه بهینه در الگـوی خـود رگرسـیون بـرداری (VAR) از توابـع جریمـه شوارتز (Schwarz Information Criterion)، هانان کـوئین (Hannan-Quinn Information Criterion) و آکائیک (Akaike Information Criterion) اسـتفاده مـی‌شـود. بـر اسـاس نتـایج گـزارش شـده در جدول (۴) و بر اساس هر سه معیار اطلاعاتی، وقفه بهینه برای متغیرها یک انتخاب می‌شود.

جدول ۴. وقفه بهینه با استفاده از توابع جریمه

تعداد وقفه	هانان کوئین (HQ)	شوارتز (SC)	آکائیک (AIC)
۱	۵/۵۳*	۵/۶۲*	۵/۴۷*
۲	۵/۶۳	۵/۷۸	۵/۵۳
۳	۵/۶۳	۵/۸۴	۵/۴۸
۴	۵/۶۵	۵/۹۲	۵/۴۸

مأخذ: محاسبات تحقیق

در مرحلهٔ بعد باید تعداد بهینه رژیم در مدل MS مورد استفاده تعیین گردد. با توجه به وجود پارامترهای مزاحم در فرضیهٔ صفر، آزمون LR دارای توزیع استاندارد نخواهد بود که این امر باعث می‌شود تا نتوان از این آزمون برای تعیین تعداد رژیم بهینه استفاده کرد (کرولزیگ، ۱۹۹۷: ۱۴۴). به همین دلیل در اکثر مطالعات تجربی تعداد رژیم بر اساس شناخت محقق از متغیرها تعیین می‌گردد (فلاحی، ۱۳۹۳: ۱۱۹). بر این اساس، در این تحقیق با توجه به کوتاه بودن نسبی دورهٔ سری زمانی، الگوهای MSIA-VAR و MSIAH-VAR در ساختارهای ۲ و ۳ رژیمی برآورد شدند و بر اساس معیارهای شوارتز (SC) و آکائیک (AIC) مورد مقایسه قرار گرفته و نهایتاً الگوی MSAH(2)-VAR(1) به عنوان الگوی بهینه انتخاب شد. در این الگو تمام پارامترها شامل ضرایب متغیرها با وقفه‌های مختلف و واریانس الگو (به جز عرض از مبدأ) به رژیم وابسته هستند.

نتایج برآورد الگوی MSAH(2)-VAR(1) به همراه آزمون‌های ارزیابی الگوی برآورد شده در جدول (۵) ارائه شده است. بر اساس ارزش احتمال آمارهٔ دیویس (Davies) و آنگ و بکارت (Ang and Bekaert) فرضیهٔ صفر آزمون LR مبنی بر خطی بودن رفتار متغیرها رد شده و غیرخطی بودن رابطهٔ بین متغیرهای نرخ تورم (INM) و نرخ بهره (RM) تایید می‌شود. همچنین احتمال بقا در رژیم‌ها بر اساس ارزش احتمال‌های گزارش شده برای رژیم‌های ۰ و ۱ به ترتیب ۰/۸۹۳ و ۰/۹۲۶ می‌باشد. این نشان می‌دهد اگر سیستم وارد هر یک از رژیم‌های ۰ و ۱ شود احتمال برگشت آن از این رژیم‌ها به ترتیب ۰/۱۰۷ و ۰/۰۷۳ است که نشان می‌دهد احتمال ماندگاری در رژیم‌ها، به ویژه در رژیم ۱ بالا می‌باشد. همچنین و بر اساس ارزش احتمال آمار کای دو (Chi^2) آزمون‌های نرمال بودن پسماندها و عدم وجود خطای خود همبستگی و ارزش احتمال آمارهٔ F آزمون ARCH-LM مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس مشروط به خود رگرسیونی (ARCH) در سطح اعتماد مناسبی رد نمی‌شود. بنابراین و مطابق آزمون‌های ارزیابی، الگوی غیرخطی تخمین زده شده از نظر کیفی قابل قبول ارزیابی می‌شود.

جدول ۵. نتایج برآورد الگوی MSAH(2)-VAR(1)

	رژیم ۰		رژیم ۱	
	RM	INM	RM	INM
عرض از مبدأ	۰/۳۲***	۰/۴۹***	۰/۳۲***	۰/۴۹***
RM_1	۰/۵۶***	۰/۲۴**	۰/۸۳***	۰/۱۲*

INM_1	۰/۲۸*	۰/۴۳***	-۰/۱	۰/۱۶
P_{00}	۰/۸۹			
P_{11}	۰/۹۲			
Linearity LR-test	۱۱۹/۸۳			
AIC	۴/۸			
SC	۵/۳			
ارزش احتمال آماره Davies	۰/۰۰۰۰***			
ارزش احتمال آماره Ang and Bekaert	۰/۰۰۰۰***			
آزمون‌های ارزیابی	Vector Normality test: Chi^2(4) = 6.7385 [0.1504] Vector ARCH 1-1 test: F(4,172) = 0.52300 [0.7190]			

* معناداری در سطح اعتماد ۹۰،
** معناداری در سطح اعتماد ۹۵ و
*** معناداری در سطح اعتماد ۹۹ درصد را نشان می‌دهند.

مأخذ: محاسبات تحقیق

قبل از تفسیر نتایج آزمون علیّت در رژیم‌های مختلف، با استفاده از خروجی‌های حاصل از برآورد الگو، به شناسایی سال‌های مربوط به رژیم‌های مختلف پرداخته و وضعیت متغیرهای نرخ تورم و نرخ بهره را در هر یک از این رژیم‌ها مورد بررسی قرار می‌دهیم. بر اساس نمودار (۲) که خروجی حاصل از برآورد الگوی MSAH(2)-VAR(1) را نشان می‌دهد، رژیم‌های ۰ و ۱ به صورت جدول (۵) دسته‌بندی می‌شوند:

جدول ۵. نتایج دسته‌بندی رژیم‌ها قالب ساختار غیرخطی MSAH(2)-VAR(1)

رژیم صفر		
متوسط احتمال	**شمار ماه**	**دوره**
۰/۹۹۶	۳	۱۳۸۸:۰۹-۱۳۸۸:۰۷
۰/۹۵۲	۳۴	۱۳۹۲:۰۴-۱۳۸۹:۰۷
۰/۵۲۴	۱	۱۳۹۳:۰۴-۱۳۹۳:۰۴
۰/۷۶۲	۴	۱۳۹۳:۱۲-۱۳۹۳:۰۹

جمعاً ۴۲ ماه (۳۸/۸۹٪) با طول متوسط ۱۰/۵ ماه. میانگین نرخ بهره ۲/۴۸ درصد. انحراف معیار نرخ بهره ۱/۳۷. میانگین تورم ۲/۰۶ درصد. انحراف معیار تورم ۱/۰۸.		
رژیم یک		
متوسط احتمال	**شمار ماه**	**دوره**
۰/۹۲۲	۵	۱۳۸۸:۰۶–۱۳۸۸:۰۲
۰/۹۳۰	۹	۱۳۸۹:۰۶–۱۳۸۸:۱۰
۰/۸۸۶	۱۱	۱۳۹۳:۰۳–۱۳۹۲:۰۵
۰/۶۸۴	۴	۱۳۹۳:۰۸–۱۳۹۳:۰۵
۰/۹۷۴	۳۷	۱۳۹۷:۰۱–۱۳۹۴:۰۱
جمعاً ۶۶ ماه (۶۱/۱۱٪) با طول متوسط ۱۳/۲ ماه. میانگین نرخ بهره ۱/۲۸ درصد. انحراف معیار نرخ بهره ۰/۹۳. میانگین تورم ۰/۷۷ درصد. انحراف معیار تورم ۰/۵۱.		

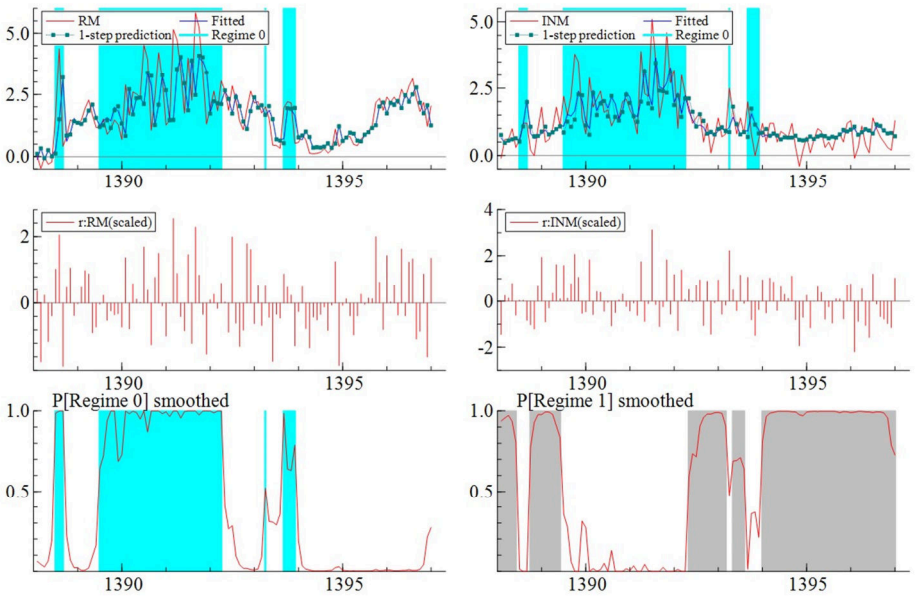
مأخذ: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج به دست آمده از آزمون رابطهٔ غیر خطی بین تورم و نرخ بهره در ایران، مندرج در جداول (۴) و (۵) و وضعیت متغیرهای تورم و نرخ بهره در رژیم‌های مختلف در نمودار (۲) نکات زیر قابل استنباط می‌باشد:

- همان‌طور که در جدول (۵) دیده می‌شود، در رژیم صفر، هر دو متغیر میانگین و انحراف معیار بالاتری نسبت به رژیم یک دارند. یعنی در رژیم صفر هر دو متغیر به طور متوسط مقادیر بالاتر و نوسان بیشتری را تجربه کرده‌اند. این وضعیت در نمودار (۲) به خوبی دیده می‌شود.
- در رژیم صفر که نرخ بهره و تورم در حد بالایی قرار دارند و نوسان بیشتری نیز نشان می‌دهند، علیّت دوطرفه میان نرخ بهره و تورم وجود داشته و این دو متغیر با تأثیرگذاری مثبت و معنی‌دار روی هم، یکدیگر را تقویت کرده‌اند. این یافته، رابطهٔ فیشر مبنی بر رابطهٔ مثبت میان نرخ بهرهٔ اسمی و تورم و جهت علیت دوطرفه میان آنها را تأیید

می‌کند. ولی، استقلال نرخ بهرهٔ حقیقی از تورم و ثابت ماندن آن طی زمان نیازمند بررسی است.

- در رژیم یک که هر دو متغیر نرخ بهره و تورم نرخ‌های پایین‌تری را تجربه کرده‌اند و ضمناً نوسان کمتری هم داشته‌اند، علیّت یک‌طرفه از نرخ بهره به تورم وجود داشته و افزایش نرخ بهره موجب افزایش تورم شده است. این نتیجه، می‌تواند نشان دهندهٔ تأثیر و اهمیت نرخ بهره در هزینهٔ تولید در شرایط نسبتاً باثبات‌تر باشد. به عبارت دیگر، در شرایطی که اقتصاد در ثبات نسبی قرار دارد، نرخ بهره به عنوان هزینهٔ وام برای تأمین سرمایهٔ مالی، اهمیت بیشتری می‌یابد. این نتیجه با دیدگاه متسون (۲۰۱۸) سازگارتر است. وی بر مبنای معادلهٔ فیشر اظهار می‌دارد که با در نظر گرفتن ارزش اسمی متغیرها و با فرض ثابت بودن نرخ بهرهٔ حقیقی در بلندمدت، معادلهٔ فیشر نشان می‌دهد که با تنظیم نرخ بهرهٔ اسمی در سطح پایین‌تر، می‌توان به نرخ تورم بلندمدت پایین‌تری دست یافت.



نمودار ۲. ماه‌های مربوط به رژیم‌های ۰ و ۱ بر اساس نتایج برآورد الگوی MSAH(2)-VAR(1)

مأخذ: محاسبات تحقیق

۷. نتیجه‌گیری

پدیدهٔ مالی بهره و متغیر نرخ بهره نقش کلیدی را در بخش مالی اقتصاد و به ویژه فرایندهای سیاست‌گذاری پولی بازی می‌کند و بدون در نظر گرفتن این پدیده، اساساً اقتصاد و کل فرایند سیاستگذاری دچار ابهام و اختلال می‌شود. دربارهٔ این پدیدهٔ مهم، این مقاله، همزمان به دو مسئله در اقتصاد ایران پرداخته است. نخست، از آنجا که مهمترین ویژگی و رویکرد سیستم پولی، بانکی و اعتباری کشور نهادینه شدن تعیین مستقیم نرخ بهره [سود] برای بانک‌های تجاری توسط مقام پولی و استفاده از ابزارهای پولی دلبخواهی یا مستقیم مانند کنترل و تعیین مستقیم نرخ بهره و تعیین سقف و خطوط اعتباری برای بخش‌های مختلف اقتصاد به جای استفاده از ابزارهای پولی متعارف بازاری یا غیرمستقیم، مانند عملیات بازار باز، دریچهٔ تنزیل و ذخایر قانونی است، اختلالات گسترده و چالش‌های متعددی در اقتصاد و سیستم پولی و بانکی کشور به وجود آمده است. شاید مهمترین پیامد این مداخلات، پنهان شدن نرخ بهرهٔ بازار است. از این رو، شناخت یا برآورد نرخ بهرهٔ بازار به عنوان یک پدیدهٔ پولی مهمی که تأثیرگذاری آن غیر قابل انکار است، به صورت یک دغدغهٔ پژوهشی و سیاستی درآمده و پژوهشگرانی تلاش کرده اند تا از روش‌های مختلف، برآوردی از نرخ بهرهٔ بازار در ایران به دست آورند. پس، هدف اول این مقاله، ارائهٔ تصویری نسبتاً قابل اعتماد از نرخ بهرهٔ بازار در ایران بود. البته با شجاعت از اصطلاح «نسبتاً قابل اعتماد» استفاده می‌شود، چرا که نرخ بهرهٔ استخراج شده، کاملاً منطبق با معیارهای بازاری است، اگرچه ممکن است این نقد وارد باشد که بازار منتخب، نمایندهٔ جامعی برای تمام بازارهای مالی ایران نیست. ولی باید گفت که اتفاقاً بازار سکه و طلا در شرایط تورمی و در غیاب ابزارهای پولی بدون ریسک و جبران کنندهٔ تورم، به طور گسترده‌ای مورد اقبال خانوارها و بنگاه‌ها قرار می‌گیرد.

اشاره شد که تاکنون مطالعاتی کوشیده‌اند تا نرخ بهرهٔ تعادلی در ایران را برآورد کنند. طبعاً، برآورد نرخ بهره، در مدل بر اساس رفتار متغیرهای تعیین کننده، نمی‌تواند به طور کامل معرف رفتار بازار باشد. حتی با پذیرش نظریهٔ انتظارات عقلایی، به دلیل شرایط اقتصاد ایران مبنی بر ناقصی بازارها و عدم تقارن اطلاعات و دوری شدید از رقابت به ویژه در بازارهای مالی و سیستم بانکداری، احتمال جدی وجود دارد که تعیین نرخ بهره درون مدل نتواند معرف قابل قبولی از نرخ بهرهٔ بازاری باشد. بنابراین، این نیاز وجود دارد که بر مبنای داده‌های عملی در بازارهای موجود، هر چند پراکنده و جزئی، برآوردی از نرخ بهرهٔ بازاری به دست آید. این مقاله کوشیده است تا با استفاده از داده‌های عملی بازارهای آتی سکه، به این برآورد دست پیدا کند.

دومین مسئلهٔ مهمی که این مقاله کوشیده است تا پاسخی تجربی برای آن ارائه دهـد، ارتبـاط نرخ بهره با تورم است. با در نظر داشتن این مسئله که میان نرخ بهرهٔ سیاستی (پایه) و نرخ بهـرهٔ بازاری و کارکردهای متفاوت آنها باید تمایز قائل شد، اساساً یکی از مهمترین نقـش‌هـای نـرخ بهره در اقتصاد از طریق ارتباط آن با تورم ظهور و بروز مـی‌یابـد. در ادبیـات نظـری و تجربـی، دیدگاه‌های متنوعی دربارهٔ این رابطه و جهت علیت میان نرخ بهره و تورم وجـود دارد. در یـک دیدگاه، نرخ بهرهٔ بالاتر منجر به کاهش تورم می‌شود. منطق پشـت ایـن دیـدگاه ایـن اسـت کـه نرخ‌های بهرهٔ بالاتر هزینه استقراض را افزایش و تقاضای کـل را در اقتصـاد کـاهش مـی‌دهـد و سپس در نتیجهٔ مازاد عرضه، تورم کاهش می‌یابد. در این دیدگاه، بانک‌های مرکـزی در مواجهـه با دورنمای تورم بالاتر از آماج، نرخ‌های بهرهٔ سیاستی (پایه) را به اندازه کافی افـزایش مـی‌دهنـد تا با افزایش هزینه حقیقی وام و در نتیجـه، کـاهش تقاضـای کـل، تـورم را بـه سـطح مطلـوب برگرداند. در دیدگاه مقابل، بر اساس معادلهٔ معروف فیشر، بحث‌هـای دیگـری جریـان دارد کـه ممکن است بتوان با تعیین نرخ‌های بهرهٔ پایین‌تر، به تورم کمتر دست یافت. بنیاد ایـن بحـث‌هـا فرض ثابت بودن نرخ بهرهٔ حقیقی در بلندمدت است.

این دیدگاه‌ها عمدتاً از نتایج تجربی مطالعات در اقتصادهایی با شرایط و مقتضـیات متفـاوت ناشی می‌شود. از این رو، رابطهٔ علّی بین نرخ بهره و تورم حتی ممکن است در یـک اقتصـاد در همهٔ دوره‌ها یکسان نباشد و به عبارتی یک رابطهٔ غیرخطی بین آنها وجود داشـته باشـد. آزمـون این رابطه با استفاده از مدل‌های غیرخطی می‌تواند نکات آموزنده‌ای برای سیاست‌گـذاری پـولی ارائه دهد. از این رو، این مقاله کوشیده است تا بـر پایـهٔ روش MS-VAR، مـدلی بـرای بررسـی رابطهٔ علّی میان نرخ بهره و تورم به صورت غیرخطی ارائـه دهـد و تخمـین بزنـد. نکتـهٔ شـایان یادآوری این است که در اغلب مطالعات در ایران برای بررسی رابطهٔ میان تـورم و نـرخ بهـره از نرخ‌های سود سپرده‌ها یا تسهیلات بانکی که توسط مقام پـولی تعیـین مـی‌شـود اسـتفاده شـده است. در این مقاله از نرخ بهرهٔ برآوردی بر مبنای داده‌های عملی بازارهای آتی و نقدی سکه بـه عنوان جایگزینی برای نرخ بهره در ایران استفاده شده است.

مدل غیرخطی ارائه شده، بر پایهٔ آزمون‌هـای تشخیصـی مـرتبط، سـاختار MSAH(2)-VAR(1) دارد. بر پایهٔ این مدل، رابطهٔ میان نرخ بهره و نرخ تورم ماهانـه طـی دورهٔ ۱۳۸۸:۰۱ تـا ۱۳۹۷:۰۱ در قالب دو رژیم دسته‌بندی می‌شود. در رژیم صفر که جمعاً ۴۲ ماه (۳۸/۸۹٪) با طـول متوسـط ۱۰/۵ ماه را شامل می‌شود، میانگین نرخ بهرهٔ ماهانه (RM) حـدود ۲/۵ درصـد و میـانگین تـورم ماهانه (INM) حدود ۲/۱ درصد است. در این رژیم هر دو متغیـر در سـطوح بـالای خـود قـرار

دارند و پرنوسان هم هستند. در رژیم صفر علیّت دوطرفه میان نرخ بهره و تورم وجـود داشـته و این دو متغیر با تأثیرگذاری مثبت و معنی‌دار روی هم، یکدیگر را تقویت کرده‌اند. این یافته‌ها بـا نظریهٔ فیشر مبنی بر رابطهٔ علیت دوطرفه میان نرخ بهره و تورم سازگار است. بنـابراین مـی‌تـوان گفت هنگامی که نرخ‌های بهره و تورم در سطوح بالایی قرار دارند، لازم است تا سیاسـت‌هـایی برای کاهش همزمان آنها تدوین و اجرا شـود. ایـن نتیجـه بـا نتـایج مطالعـهٔ التجـائی (۱۳۹۹) و التجائی و منتظری شورکچالی (۲۰۲۱) در خصوص این که در تورم‌های بالا، رشد نقـدینگی نیـز به نوعی تابع تورم می‌شود تناسب دارد. اینجا هم در تورم‌های بالا، نرخ بهره علاوه بـر ایـن کـه روی تورم تأثیر مثبت دارد، خود معلول تورم نیز می‌شود. به عبـارت دیگـر، در تـورم‌هـای بـالا، متغیر تورم به نوعی تحریک‌کنندهٔ متغیرهای دیگر پولی می‌شود.

رژیم یک، جمعاً ۶۶ ماه (۶۱/۱۱٪) با طول متوسط ۱۳/۲ ماه را شامل می‌شود. در ایـن رژیـم میانگین RM حدود ۱/۳ درصد و میانگین INM حدود ۰/۸ درصد اسـت. در ایـن رژیـم هـر دو متغیر در سطوح نسبتاً پایینی قرار دارند و نوسان اندکی هم دارند. در رژیم یک علیّت یـک‌طرفـه از نرخ بهره به تورم وجود داشته و افزایش نرخ بهره موجب افزایش تـورم شـده اسـت و تـأثیر مثبتی از طرف تورم روی نرخ بهره دیده نمی‌شود. این نتیجه نیز با معادلـهٔ فیشـر سـازگار اسـت ولی می‌توان گفت در شرایط ثبات، نرخ بهره اهمیت بیشتری مـی‌یابـد و ضـرورت دارد کـه در راستای کاهش آن اقدام شود.

پی‌نوشت‌ها

۱. البته باید توجه داشت که مفهوم بانک‌داری تجاری در ایران با توجه به اجرای قانون موسـوم بـه «عملیـات بانکی بدون ربا» قابلیت نقد دارد.

۲. در ادبیات امروزی اقتصاد ایران، متأثر از قانون یادشده، با توجه به الزام بانک‌ها به استفاده از عقود اسـلامی، اصطلاح «نرخ بهره» کنار گذاشته شده و به جای آن «نرخ سود» مطـرح شـده اسـت. صـرفنظر از مباحـث نظری، تجربی و انتقادی پیرامون این مسئله، که موضوع این مقاله نیست، در این مقاله هرجا اصطلاح نـرخ سود به کار رفته، منظور همین اصطلاح است.

۳. در این زمینه، مشکین (۱۹۹۶) توضیحات مفصلی دارد.

۴. نگاه کنید به تارنمای بورس کالای ایران به نشانی

https://www.ime.co.ir/Admission_requirements_Differential_market.html

5. https://www.ime.co.ir/

6. http://old.tsetmc.com/Loader.aspx?ParTree=15

۷. فصل دوم کتاب کلب و اوردال (۲۰۰۳)، توضیحات مفصلی دربارهٔ نقش نرخ بهره در قیمت‌گذاری قراردادهای آتی دارد.

۸. برای مطالعهٔ مدل مارکوف سوئیچینگ می‌توان از منابعی مانند همیلتون (۱۹۹۴) و کرولزیگ (۱۹۹۷ و ۱۹۹۸) استفاده کرد. برخی از مقالاتی که از این روش استفاده کرده‌اند مانند فلاحی (۱۳۹۳)، نظری و همکاران (۱۳۹۶) و التجائی و منتظری شورکچالی (۲۰۲۱) نیز برای مطالعه مفید است.

کتاب‌نامه

احمدی شادمهری، محمدطاهر، فلاحی، محمدعلی و خسروی، سمیه (۱۳۹۰). آزمون علیت هشیائو بین نرخ بهره و تورم برای گروه کشورهای منا. پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی. ۱(۳). ۲۰۳-۲۳۳.

التجائی, ابراهیم. (۱۳۹۹). بررسی رابطهٔ علّی میان پول و تورم در ایران: رهیافت MS-VAR. اقتصاد و تجارت نوین, ۱۵(۳). ۳-۲۶.

بیدآباد، بیژن (۱۳۸۴). اثر کاهش نرخ بهرهٔ تسهیلات بانکی بر اقتصاد ایران (شبیه سازی الگوی اقتصاد سنجی کلان ایران). بانک و اقتصاد. ۵۸.

تجلی، سید آیت الله، عزیزنژاد، صمد و میرشمسی، آرش (۱۳۸۹). آثار کاهش نرخ سود بانکی بر تورم، اشتغال و سرمایه گذاری. مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی. تهران.

خیر اندیش، الهام (۱۳۸۸). اثر تغییر نرخ سود سپرده های بانکی بر متغیرهای کلان اقتصادی به روش پویای سیستمی، پایان نامهٔ کارشناسی ارشد. دانشگاه شهید بهشتی.

داودی، پرویز و ذوالقدری، مهدی (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین نرخ بهره و نرخ تورم در ایران. فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی. ۲(۷-۸). ۱-۲۵.

فلاحی، فیروز (۱۳۹۳). علیّت مارکوف سوئیچینگ و رابطهٔ تولید و پول در ایران. فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۳(۱۱): ۱۲۸- ۱۰۷.

کازرونی، علیرضا. کیانی، پویان. و مظفری، زانا (۱۳۹۵). برآورد نرخ بهره در ایران با استفاده از منطق فازی. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار (مطالعات مالی). ۹/۳۰. ص. ۷۷-۹۳.

کمیجانی، اکبر و بهرامی‌راد، دومان (۱۳۸۷). آزمون رابطهٔ بلندمدت بین نرخ سود تسهیلات بانکی و نرخ تورم. مجله تحقیقات اقتصادی, ۴۳(۱).

ندری، کامران، کاوند، حسین و شاه‌مرادی، اصغر (۱۳۸۹). برآورد نرخ بهره تعادلی در اقتصاد ایران (۱۳۸۶:۴-۱۳۶۸:۴) در قالب یک مدل تعادل عمومی. تحقیقات اقتصادی. ۴۵(۹۰). ۱۹-۴۱.

نظری، روح الله، مهدی خداپرست مشهدی و احمد سیفی (۱۳۹۶). تحلیل رفتار ایران در سازمان اوپک: کاربردی از مدل‌های ماکوف سوئیچینگ. پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعهٔ پایدار). دورهٔ ۱۷. شمارهٔ ۲. ص ۱۴۵–۱۷۵.

Bildirici, M. (2012). Economic growth and electricity consumption in Africa and Asia: MS-VAR and MS-Granger causality analysis. Available at SSRN 2129017.

Carneiro F. G., Divino J. A. and Henrique R. C. (2004). Rethinking the Fisher Effect: A Co-integration Analysis Between Interest Rates and Inflation. Nova Economia. 13(1). 81-100.

Cochrane, J. (2016). Michelson-Morley, Occam and Fisher: The Radical Implications of Stable Inflation at Near-Zero Interest Rates? Working Paper, Hoover Institution. Washington, DC.

Darby, M. R. (1975), The Financial and Tax Effect of Monetary Policy on Interest Rates. Economic Inquiry. 14. 260-74.

Deschamps, Ph. J. (2008). Comparing Smooth Transition and Markov Switching Autoregressive Models of Us Unemployment; Journal of Applied Econometrics. 23(4), 435-462.

Eltejaei, E., & Montazeri Shoorekchali, J. (2021). Investigating the Relationship between Money Growth and Inflation in Turkey: A Nonlinear Causality Approach. Journal of Money and Economy, 16(3), 305-322.

Fisher, I. (1911). The Purchasing Power of Money. New York: Macmillan. Chs 1–4, 8.

Fisher, I. (1930). The Theory of Interest. New York: A, M, Kelly.

Ghazali N. A. and Ramlee, S. (2003). A Long Memory Test of the Long-run Fisher Effect in the G7 Countries. Applied Financial Economics. 13. 763-769.

Goldfeld, S. M., and Quandt, R. E. (1973). A Markov Model for Switching Regressions. Journal of Econometrics, 1(1), 3-15.

Hamilton, J. D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle; Econometrica. 57(2), 357-384.

Hamilton, J. D. (1994). Time Series Analysis. Princeton University Press: Princeton.

Handa, J. (2009). Monetary Economics. 2nd Edition. New York: Routledge.

International Monetary Fund (1983). Interest Rate Policies in Developing Countries, Occasional Paper No. 1983/008.

Kandel S., Ofer, A. R. and Sarig O. (1996). Real Interest Rates and Inflation: An Ex-Ante Empirical Analysis. Journal of Finance. 51. 205-25.

Kasman K. S., Kasman A. and Turgutlu E. (2005), Fisher Hypothesis Revisited: A Fractional Cointegration Analysis. EconPapers. 1−27.

Krolzig, H. M. (1997). Markov-Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Applications to Business Cycle Analysis. Berlin: Springer.

Krolzig, H. M. (1998). Econometric Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions Using MSVAR for Ox. Institute of Economics and Statistics and Nuffield College. Oxford.

Kolb, W. R., & Overdahl, A. J. (2003). Financial derivatives–John Wiley& Sons.

Koustas Z. and Serletis A. (1999). On the Fisher Effect. Journal of Monetary Economics. 44. 105-130.

Lardic S. and Mignon, V. (2003). Fractional Cointegration between Nominal Interest Rates and Inflation: A Re−Examination of the Fisher Relationship in the G7 Countries. Economics Bulletin. 3. 1−10.

Matheson, T. (2018). Intrest Rates and Inflation. Boom, Bust, and the Road to Recovery, 255-265.

McKinnon, R. I. (1973). Money and Capital in Economic Development. Washington, D.C. The Brookings Institution.

McKinnon, R. I. (1988). Financial liberalization and economic development: a reassessment of interest-rate policies in Asia and Latin America (6). ICS Press.

Mishkin, F. (1996). The Channels of Monetary Policy Transmission: Lessons for Monetary Policy. NBER Working Paper No. 5464, Cambridge, MA.

Quandt, R. E. (1972). A new approach to estimating switching regressions. Journal of the American statistical association. 67(338). 306-310.

Tanzi, V. (1980). Inflationary Expectation, Economic Activity, Taxes, and Interest rates, The American Economic Review. 70. 12-21.

Taylor, J. B. (1993, December). Discretion versus policy rules in practice. In Carnegie-Rochester conference series on public policy (Vol. 39, pp. 195-214). North-Holland.

Turtelboom, M. B. (1991). Interest rate liberalization: Some lessons from Africa. International Monetary Fund.

Wicksell, K. (1907). The influence of the rate of interest on prices. Economic Journal. 17, 213–20.

https://www.ime.co.ir/Admission_requirements_Differential_market.html

https://www.ime.co.ir/

http://old.tsetmc.com/Loader.aspx?ParTree=15