سال دهم، شماره ۳۷، بهار ۱۴۰۱، صفحات ۱۳۶–۱۱۳

اثرات غیرخطی نرخ بهره بر شاخص کل بازار سهام در اقتصاد ایران

احسان طیبی ثانی

دکتری تخصصی گروه مدیریت مالی و مهندسی مالی، دانشکده علوم مالی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران
ehsan_taieby_sani@khu.ac.ir

آقای امین نزشتی

کارشناسی ارشد مهندسی مالی، دانشکده علوم مالی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
aminnti7@gmail.com

تعامل میان بازار پول و بازار سرمایه یکی از مباحث مهم در اقتصاد ایران به‌ویژه طی سالیان اخیر بوده است. یکی ابزارهای بازار پول، نرخ بهره حقیقی است که به واسطه آن بانک مرکزی سیاست‌های پولی انبساطی یا انقباضی را اجرا می‌کند. با توجه به جریانات دو سال اخیر بازار سرمایه و بازار پول و تلاش سیاست‌گذاران پولی برای تقویت بازار سرمایه با استفاده از ابزار بازار پول، در این بررسی به دنبال بررسی اثر سیاست پولی بر بازدهی بازار سهام بوده‌ایم. از این رو، از رهیافت تغییر رژیم مارکوف و داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره q_1 ۱۳۳۸ تا q_2 ۱۴۰۰ استفاده شده است. نتایج گویای این مطلب بوده است که بازدهی بازار سهام نسبت به نرخ بهره حقیقی در هر رژیم با درجات مختلفی واکنش نشان داده است و در هر دو رژیم، رابطه نرخ بهره حقیقی و بازدهی بازار سهام منفی بوده است و این سیگنال را به سیاست‌گذار می‌دهد که برای تقویت بازار سرمایه، باید نرخ بازدهی بازار پول یا همان نرخ بهره حقیقی کاهش یابد.

طبقه‌بندی JEL: C24 ،D53 ،E43

واژگان کلیدی: نرخ بهره حقیقی، بازدهی بازار سهام، رهیافت تغییر رژیم مارکوف، بازدهی نرخ ارز، نرخ رشد نقدینگی.

* تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۸/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۲/۱۶

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjfep.10.37.4]

۱. مقدمه

رابطه میان بازار پول و سرمایه یکی از موضوعات مهم در اقتصاد است. در هر اقتصادی بسته به ساختار اقتصادی آن کشور، ممکن است نظام مالی، بانک‌محور یا بازار سرمایه محور باشد. در اقتصاد ایران، نظام مالی بانک محور بوده و نیازمند همکاری بیشتر بازار سرمایه در تجهیز منابع مالی و در نتیجه، رشد و توسعه اقتصادی است. در مورد چگونگی تعامل و همکاری میان ارکان بازار پول و بازار سرمایه مطالعاتی چه در پژوهش‌های داخلی و چه در پژوهش‌های خارجی انجام شده است(صفرزاده و جلالی‌نژاد، ۱۳۸۹؛ نادعلی و همکاران، ۱۳۹۶؛ سان و یوان[1]، ۲۰۲۱).

بنابراین، سیاست‌های پولی یکی از ابزارهای مهم سیاستی در بازار پول برای تأثیرگذاری بر متغیرهای کلیدی اقتصاد است. این مسئله از این جهت حائز اهمیت است که در ابتدا در هر اقتصاد می‌بایست در مورد چگونگی اثرگذاری سیاست‌های پولی اطمینان حاصل نمود؛ چراکه سیاست‌های پولی می‌توانند حتی در اقتصاد یک کشور در دوره‌های مختلف تأثیرات مختلفی داشته باشند. به عبارت دیگر ممکن است در یک اقتصاد سیاست‌های پولی پیش‌بینی‌نشده اثرگذار باشند. حال آنکه همان سیاست‌ها به صورت پیش‌بینی شده تأثیر چندانی نداشته باشد، بنابراین لازم است تا سیاست‌های پولی از لحاظ تأثیرگذاری بر متغیرهای کلیدی اقتصاد نظیر شاخص بازار سهام و ... مورد بررسی قرار گیرد (منجذب و همکاران، ۱۳۹۸).

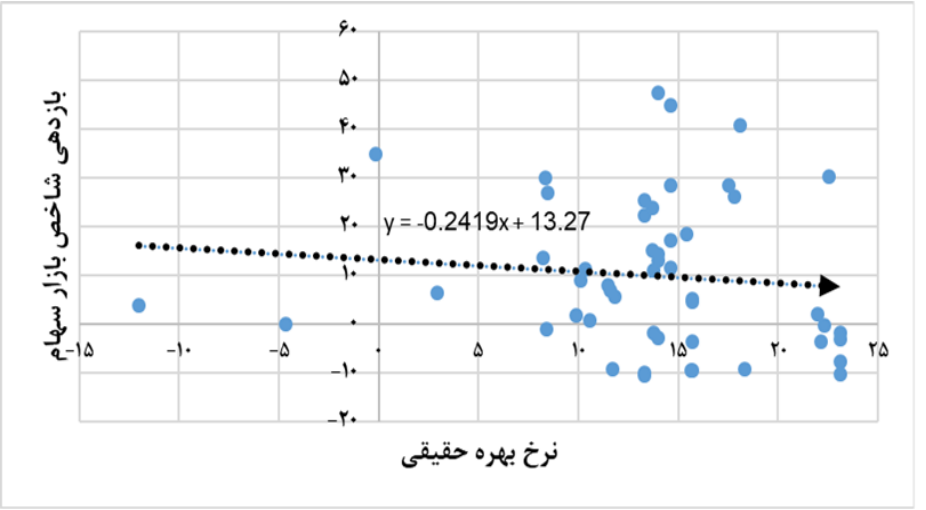
هدف این مطالعه، با توجه به وضعیت بازار سرمایه کشور طی دو سال اخیر، بررسی اثرات سیاست پولی بر بازار سرمایه است که بازار سرمایه، یکی از بازارهای اساسی و تأثیرگذار در هر اقتصادی به عنوان جزئی از نظام مالی است و می‌تواند نقش کلیدی در توسعه اقتصادی یک کشور ایفا کند و به عنوان محرکی برای بهبود رشد اقتصادی عمل می‌کند. این بازار، مازاد پس‌انداز کارگزاران اقتصادی را به سرمایه‌گذاران نیازمند سرمایه منتقل می‌کند. با رشد منابع پس‌اندازی، سرمایه‌گذاری افزایش یافته و رشد اقتصادی حاصل می‌گردد. بازار سرمایه در کشورهای

1. Sun & Yuan, 2021

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjfep.10.37.4]

درحال‌توسعه مانند ایران، ظرفیت قابل توجهی جهت بهبود وضعیت اقتصاد داراست. از این رو، شناخت عوامل تأثیرگذار بر این بازار می‌تواند اهمیت بسیاری داشته باشد. عدم شناخت این عوامل باعث سیاست‌گذاری‌های غلط و بی‌تأثیر برای تحقق مناسب اهداف اقتصادی می‌شود (کریمی موحد، ۱۳۹۲). به عبارت دیگر، با توجه به اهمیت این بازار، سیاست‌گذاران همواره دغدغه تأثیرگذاری تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار سرمایه را داشته‌اند. از جمله این متغیرهای مهم، نرخ بهره حقیقی است. در صورتی که نرخ بهره حقیقی و شاخص کل بازار سهام مرتبط باشند، می‌توان ارتباط بین شاخص کل بازار سهام و نرخ بهره حقیقی را تعیین کرد. سرمایه‌گذاران می‌توانند با استفاده از اطلاعات حاصل از این ارتباط، سودی بیشتر از مقدار متوسط بازدهی، از بازار سهام را به دست آورند. همان‌طور که از نمودار ذیل پیداست، رابطه نرخ بهره حقیقی در برابر بازدهی بازار سهام رسم شده است و میان این دو متغیر، رابطه منفی برقرار است.



نمودار ۱. رابطه میان نرخ بهره حقیقی و بازدهی بازار سرمایه

منبع: محاسبات تحقیق

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjfep.10.37.4]

در این تحقیق، برای بررسی اثر نرخ بهره حقیقی بر شاخص کل بازار سهام از رهیافت غیرخطی مارکوف استفاده می‌شود و جهت انجام این کار از داده‌های اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۴۰۰ و به صورت فصلی استفاده می‌شود. این تحقیق در ۶ بخش انجام می‌شود که به ترتیب شامل مقدمه، مبانی نظری، پیشینه تحقیق، روش مدل‌سازی، تخمین نتایج و نتیجه‌گیری است.

۲. مبانی نظری

نهادهای مالی در حالت کلی به دو گروه نهادهای سپرده‌پذیر و نهادهای غیرسپرده‌پذیر، تقسیم می‌شوند. نهادهای سپرده‌پذیر، بانک‌ها و مؤسسات غیربانکی (تعاونی‌های اعتباری، انجمن‌های وام و پس‌انداز و غیره) هستند و بر اساس این تقسیم‌بندی و با توجه به این مسئله که اصلی‌ترین نهادهای فعال در بازار پول، بانک‌ها (شامل تجاری، تخصصی و توسعه‌ای)، مؤسسات پس‌انداز و تعاونی‌های اعتباری هستند، می‌توان چنین نتیجه گرفت که بخش بزرگی از نهادهای مالی فعال در بازار پول، نهادهای سپرده‌پذیر هستند (نادعلی و همکاران، ۱۳۹۶). این در حالی است که نهادهای فعال در بازار سرمایه مشتمل بر شرکت‌های بیمه، شرکت‌های سرمایه‌گذاری صندوق‌های بازنشستگی و مؤسسات واسطه سرمایه‌گذاری (مانند کارگزاری‌ها و شرکت‌های تأمین سرمایه) اغلب در گروه نهادهای غیر سپرده‌پذیر طبقه‌بندی می‌شوند. به طور کلی، بازار مالی به بازاری گفته می‌شود که در آن، خرید و فروش سرمایه و اوراق بهادار، شامل سهام، اوراق قرضه، برگه‌های حق خرید و فروش سهام و ارز خارجی انجام می‌شود. بازارهای مالی اغلب به دو گروه بازار پول و بازار سرمایه تقسیم می‌شوند. در بازار پول منابع برای مدت‌زمان کوتاه، وام داده می‌شوند و مهم‌ترین وظیفه این بازار، ایجاد تسهیلات برای واحدهای اقتصادی و اصلاح موقعیت نقدینگی آن‌هاست، ولی در بازار سرمایه، منابع برای مدت‌زمان طولانی و گاه نامحدود وام داده می‌شوند (بوردکین و هریسون[1]، ۲۰۲۱).

1. Burdekin & Harrison, 2021

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjfep.10.37.4]

رشد بازار سرمایه باعث رونق تأمین مالی توسط بانک‌ها شده و بانک‌ها نیز با اعطای تسهیلات، زمینه رونق بازار سرمایه را فراهم نموده‌اند (نادعلی و همکاران، ۱۳۹۶). برای مثال، اخذ تسهیلات بانکی توسط شرکت‌ها موجب مخابره پیام مثبت به سهامداران شرکت وام‌گیرنده شده و سبب می‌شود قیمت سهام شرکت وام‌گیرنده افزایش یابد. این پیام مثبت، هزینه‌های جستجوی اطلاعات را برای ارزیابی تحلیل گران و سرمایه‌گذاران اوراق بهادار کاهش می‌دهد. شرکت‌هایی که ارتباط مؤثری با بانک‌ها برقرار می‌کنند، در بازار سرمایه با استقبال بیشتری مواجه می‌شوند (نادعلی و همکاران، ۱۳۹۶؛ اقدم و اقوام، ۱۳۹۴؛ بوردکین و هریسون، ۲۰۲۱). زمانی که سهام چنین شرکت‌هایی به صورت عمومی عرضه می‌شود، دوره‌های کمتری، وضعیت زیر قیمت را تجربه می‌کنند و در نتیجه، هزینه‌های تأمین مالی آن‌ها از مجرای بازار سرمایه به واسطه کاهش دامنه اوراق بدهی شرکت و کاهش هزینه‌های پذیره‌نویسی پایین می‌آید (پدرام و همکاران، ۱۳۹۵)

از سویی، بازار سرمایه نیز از طریق مکانیزم‌هایی به توسعه بانک‌ها کمک می‌کند. بازارهای سرمایه فعال‌تر و توسعه‌یافته‌تر به بانک‌ها اجازه می‌دهد وام‌گیرنده‌ها را بهتر تفکیک کنند و نظارت کارآمدتری بر سرمایه‌گذاری‌ها و شناسایی وضعیت ریسک آن‌ها داشته باشند. بازار سرمایه از مسیر دیگری نیز به توسعه بانک‌ها کمک می‌کند؛ به این صورت که بانک‌ها خدمت تبدیل کیفی دارایی‌ها را ارائه می‌کنند. آن‌ها در مسیر این خدمت با ریسک‌های مالی مواجه می‌شوند. بازار سرمایه ابزار کافی برای مدیریت ریسک‌های بانک فراهم می‌آورد و به این ترتیب به توسعه نظام بانکی کمک می‌کند. در مجموع می‌توان گفت شاخص‌های مربوط به توسعه‌یافتگی بازار سهام ارتباط مستقیم و بالایی با توسعه واسطه‌گرهای دیگر مالی از جمله نظام بانکی دارند. به بیان دیگر، توسعه‌یافتگی این دو نظام لازم و ملزوم یکدیگر بوده و در کشورهایی که بازارهای سهام به خوبی توسعه‌یافته است، واسطه‌های دیگر مالی نیز توسعه‌یافتگی بالایی دارند (مورتا و چانز[1]، ۲۰۲۰).

1. Mehrotra & Shanz, 2020

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjfep.10.37.4]

هرچه بازارها توسعه‌یافته‌تر باشند قیمت خدمات مالی ارائه شده کاهش خواهد یافت زیرا هزینه‌های جستجو و غربالگری کمتری برای یافتن مشتری‌های کم ریسک پرداخته می‌شود. قیمت خدمات مالی، نرخ بهره است که یکی از مهم‌ترین ابزارهای نظام مالی است بر هر دو بازار پول و سرمایه اثرگذار است. تمام مکاتب اقتصادی، نرخ بهره را به عنوان ابزاری برای سیاست‌های پولی می‌دانند.

یکی از مهم‌ترین تأثیرات تغییرات در نرخ بهره بانکی، تغییر در سبد دارایی آحاد جامعه است. عموماً یک فرد در سبد دارایی خود، مجموعه‌ای از انواع دارایی نگهداری می‌نماید. به عنوان مثال در سبد دارایی یک فرد می‌توان به مجموعه‌ای شامل پول نقد، سپرده بانکی، کالاهای بادوام، طلا، ارز، سهام و ... اشاره کرد. فرد در فرآیند انتخاب هر یک از دارایی‌ها در سبد دارایی خود، دو عامل ریسک و بازده را در نظر می‌گیرد. با فرض اینکه ریسک نگهداری همه دارایی‌ها باهم مساوی باشد، نرخ بازدهی به عنوان عامل اصلی در نحوه تخصیص دارایی عمل می‌کند.

تحلیلگران بنیادی بر این باورند که سهام هر شرکت دارای ارزش ذاتی معینی است که با منافع آتی سهام مرتبط است. از این رو، تعیین ارزش ذاتی سهام با برآورد عایدات آتی شرکت مشخص می‌شود. از طرفی دیگر، از آنجایی که پول دارای ارزش زمانی است منافع آینده نگهداری سهام باید با توجه به تنزل ارزش پول، تطبیق یابد. بنابراین، جهت برآورد ارزش ذاتی فعلی، ارزش عایدات آتی سهام (شامل سودهای سالانه سهام و قیمت فروش سهام در آینده) با نرخ تنزیل باید تعدیل گردد. از این رو، نرخ سود بانکی به عنوان یکی از عناصر اصلی نرخ بازده انتظاری، عامل مهمی در تغییر نرخ تنزیل عایدات آتی خواهد داشت. با توجه به ماهیت آینده‌نگر بازار سهام، کاهش نرخ سود بانکی به عنوان نرخ بازده بدون ریسک، موجب افزایش ارزش ذاتی سهام شرکت‌ها خواهد شد، زیرا در اثر کاهش نرخ بهره، نرخ تنزیل ارزش‌گذاری کاهش خواهد یافت. از آنجا که نرخ بهره از عوامل مؤثر در تعیین ارزش فعلی سهام است، با کاهش آن انتظار می‌رود که با فرض ثبات سایر عوامل، ارزش ذاتی سهام در مدل‌های ارزش‌گذاری مبتنی بر تنزیل منافع آتی افزایش یابد. بنابراین، مکانیزم اشاره شده، توجیه‌کننده افزایش نسبت $\frac{P}{E}$ میانگین بازار در شرایط کاهش نرخ بهره است. بنابراین، کاهش نرخ بازده بازار پول می‌تواند یکی از عوامل مؤثر

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjfep.10.37.4]

در افزایش $\frac{P}{E}$ میانگین دانست. از سویی دیگر اگر فردی بخواهد بین سرمایه‌گذاری در بانک و بازار سهام تصمیم‌گیری کند، معیار مورد توجه وی مقایسه نرخ بازده خواهد بود. قاعدتاً، سرمایه‌گذاران موقعی سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه را انتخاب خواهند کرد که بین بازدهی بازار سهام و بازدهی بانک تفاوت معناداری وجود داشته باشد، ضمن آنکه ریسک بازار سهام (صرف ریسک) نیز همواره مدنظر قرار دارد. در این شرایط اگر نرخ بهره سپرده توسط بانک‌ها افزایش یابد، سرمایه‌گذاری در بازار پول افزایش می‌یابد. اما اگر نرخ سود سپرده‌ها کاهش یابد، سرمایه‌گذاری در بخش‌های دیگر نظیر بازار سرمایه افزایش خواهد یافت. ارتباطی تئوریک میان نرخ سود و ارزش دارایی‌های مالی وجود دارد. به‌گونه‌ای که کاهش نرخ سود سپرده‌های بانکی توسط بانک مرکزی منجر به افزایش جذابیت دارایی‌های مالی در بورس می‌شود و این امر منجر به بالا رفتن جذابیت بازار سرمایه می گرد (مورتا و چانز، ۲۰۲۰).

به عقیده شیلر[1]، تغییرات در قیمت سهام باعث تغییر در انتظارات سرمایه‌گذار نسبت به ارزش آتی متغیرهای اقتصادی می‌شود. تغییر در نرخ بهره می‌تواند به ۲ طریق بر قیمت سهام اثرگذار باشد: ۱) افزایش در نرخ بهره می‌تواند انتظار ادامه روند افزایشی نرخ بهره را برای سرمایه‌گذار ایجاد کند. ۲) افزایش در نرخ بهره موجب می‌شود هزینه سرمایه شرکت و سرمایه‌گذاران افزایش یابد. در نهایت، اثر خالص نرخ بهره روی شاخص قیمت سهام به وسیله برآیند این دو اثر مشخص می‌گردد. بانک‌های مرکزی سیاست افزایش نرخ بهره را اتخاذ می‌کنند که اثر اول بر اثر دوم غالب می‌شود؛ نتیجه اول این سیاست این است که نگهداری اوراق با درآمد ثابت منجر به زیان سرمایه‌گذار می‌گردد. زمانی که بانک مرکزی نرخ بهره را افزایش می‌دهد، سرمایه‌گذاران انتظار ادامه افزایش نرخ بهره را دارند، بنابراین سرمایه‌گذاران ممکن است سرمایه خود را در بازارهای سرمایه بیشتر از سرمایه‌گذاری در درآمد ثابت اوراق بهادار حفظ کنند. در این مرحله اثر اول قوی‌تر از اثر دوم است. بعد از گذشت نرخ بهره از یک آستانه معین سرمایه‌گذاران کمتر و کمتری

1. Shiller, 1988

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjfep.10.37.4]

به ادامه افزایش نرخ بهره معتقدند و نرخ بهره بالا موجب هزینه‌های سرمایه بنگاه‌ها و سرمایه‌گذاران است و منجر به کاهش سود شرکت‌ها می‌شود. قیمت سهام ارتباط معکوس با نرخ بهره دارند وقتی اثر دوم بر اثر اول چیره است (پدرام و همکاران، ۱۳۹۵).

در شرایط تورمی سود اسمی شرکت‌ها به طور متوسط افزایش می‌یابد و از طرفی قیمت دارایی‌ها و نهاده‌های تولیدی شرکت‌ها افزایش پیدا می‌کند؛ در نتیجه ارزش سهام نیز که نماینده بخشی از دارایی‌های شرکت است افزایش می‌یابد که این منجر به افزایش قیمت سهام می‌شود. از سویی دیگر، در شرایط تورمی، بانک مرکزی نرخ بهره را افزایش می‌دهد و شرکت‌ها نیز برای جذب منابع مالی چاره‌ای جز افزایش نرخ بازدهی ندارند. نرخ بازدهی بالاتر، تقاضا برای خرید برگه اوراق بهادار را افزایش می‌دهد و منجر به افزایش قیمت سهام می‌شود. بنابراین، رابطه میان قیمت سهام و نرخ بهره مثبت می‌گردد. پس از حد آستانه، با افزایش مداوم نرخ بهره ریسک وام‌های بانکی افزایش می‌یابد و هزینه‌های سرمایه بنگاه‌ها و سرمایه‌گذاران را می‌افزاید. با توجه به اینکه قیمت سهام از نظر تئوریکی ارزش فعلی سود شرکت‌ها است شروع به کاهش می‌کند و لذا رابطه بین قیمت سهام و نرخ بهره معکوس خواهد شد (پدرام و همکاران، ۱۳۹۵).

۳. پیشینه تحقیق

منجذب و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر گسترش حجم پول یا خنثی بودن پول در بازار سرمایه ایران پرداخته‌اند. در این راستا از داده‌های مربوط به متغیرهای حجم پول، نقدینگی، شاخص‌های سرمایه شامل شاخص کل، شاخص صنعت و شاخص مالی با تواتر فصلی و برای بازه زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۴ استفاده نمودند. سپس برای آزمودن مانایی داده‌ها از آزمون هگی برای داده‌های فصلی استفاده شده است. برای اجرای آزمون اصلی از روش ارائه شده توسط فیشر و سیتر در این خصوص استفاده شده است. بر این اساس مدل مزبور تحت ۲۰ مدل با تأخیرات متفاوت از حجم پول تخمین خورد. نتایج این مطالعه نشان داده که گسترش حجم پول در بلندمدت بر هیچ‌یک از شاخص‌های بازار سرمایه تأثیر ندارد. نتایج مشابهی نیز برای متغیر نقدینگی به دست آمده است. به طور کلی نتایج به دست آمده خنثایی بلندمدت پول در بازار سرمایه را نشان داده است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjfep.10.37.4]

نجفی و حکیمی پور و اکبریان (۱۳۹۷) خنثایی پول را در بخش خدمات اقتصاد ایران مورد بررسی قرار دادند. در این مقاله با استفاده از داده‌های مربوط به ارزش افزوده بخش خدمات، پایه پولی، نقدینگی و حجم پول در ایران و برای دوره زمانی ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۴ با استفاده از رویکرد و متدولوژی فیشر و سیتر، خنثایی و ابر خنثایی پول در بخش خدمات اقتصاد ایران مورد سنجش قرار گرفته است. نتایج این تحقیق نشان داد که پول در بخش خدمات خنثی نیست و تغییرات دائمی در متغیر پولی بر تولید حقیقی بخش خدمات بی‌تأثیر نیست.

نادعلی و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی تعامل میان بازار پول و سرمایه در اقتصاد ایران طی پژوهشی توصیفی پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق گویای این مطلب است که بازار پول و سرمایه هر کشور، دو جزء رقیب از یک نظام مالی نیستند و نمی‌توانند جایگزین یکدیگر باشند. هر یک از این بخش‌ها، وظایف و فلسفه وجودی خاص خود را دارند. در مجموع، یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد عملکرد نامناسب رشد اقتصادی کشور متأثر از عملکرد مناسب نهادهای مالی بوده و ارتباط مستقیمی با بانک محور و یا بازار محور بودن بازارهای مالی ندارد. افزون بر این، هماهنگی نهادهای ناظر در حوزه‌های مختلف نظام مالی ایران و ایجاد برخی زیرساخت‌ها همانند مؤسسات رتبه‌بندی اعتباری و نظام بیمه سپرده می‌تواند به بهبود کارایی، عمق و خدمات‌رسانی در بازار پول و سرمایه برای تأمین مالی مطلوب بخش حقیقی اقتصاد کمک نماید.

پدرام و همکاران(۱۳۹۵) به بررسی رابطه غیرخطی میان نرخ بهره واقعی و شاخص قیمت سهام در اقتصاد ایران بر اساس اطلاعات ماهانه بانک مرکزی در طول دوره زمانی ۱:۱۳۸۰ تا ۱۲:۱۳۹۰ پرداخته‌اند. با تکیه بر نظریه اقتصاد سنتی، قیمت سهام با نرخ بهره رابطه معکوس دارد؛ اما بر اساس نتایج این بررسی دریافته‌اند که با افزایش نرخ بهره شاخص قیمت سهام افزایش می‌یابد که ارتباط بین نرخ بهره و شاخص قیمت سهام را از دیدگاه سنتی متفاوت بوده است. برای بررسی این ایده، در ابتدا حد آستانه نرخ بهره واقعی با استفاده از مدل اتورگرسیو انتقال ملایم لجستیکی به صورت درون‌زا برآورد شد، سپس اثرات نامتقارن با استفاده از متغیرهای مجازی بررسی گردید. یافته‌ها نشان داده است که نرخ بهره حقیقی تا قبل از حد آستانه (۳ درصد) به صورت مثبت قیمت

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjfep.10.37.4]

سهام را تحت تأثیر قرار داده است، ولی با گذشتن از حد آستانه‌ای برآورد شده، افزایش بیشتر نرخ بهره واقعی اثر منفی بر روی قیمت سهام داشته است.

اقدم و قوام (۱۳۹۵) به بررسی رابطه علی میان بازار پول و بازار سرمایه پرداخته‌اند. تحقیق مذکور مبتنی بر داده‌های سالیانه ۱۳۷۰- ۱۳۹۲، آزمون گرنجر رابطه یک طرف بازار سرمایه بر بازار پول تأیید شد و نتایج رگرسیون علاوه بر تأیید نتیجه گرنجر رابطه علی بازار پول بر سرمایه را نیز تأیید نموده و نهایتاً با توجه به شاخص‌های کلان اقتصادی رابطه علی دوطرفه بین بازار پول و سرمایه در اقتصاد ایران وجود دارد. پس نتیجه گرفتند با تغییر سیاست‌گذاری هر بازار، بازار دیگر را رشد داده و اگر یک بازار دچار نوسان شاد با تکیه بر ارتباط بیان‌شده بین دو بازار با سیاست‌گذاری در بازار مقابل، نوسانات را کنترل و اقتصاد کشور را از بعد تلاطم بازار پول و سرمایه مقاوم ساخت. در پایان نیز پیشنهاد های سیاستی جهت تقویت متغیرهای کلان اقتصادی، بازار پول، بازار سرمایه و تعامل بازار پول و سرمایه ارائه شده است.

سان و یوان (۲۰۲۱) به بررسی رابطه غیرخطی بین نرخ بازار پول و نقدینگی بازار سهام در چین با استفاده از دیدگاه چندعاملی پرداخته‌اند که منجر به درک بهتر پیچیدگی روابط بین نرخ بهره و نقدینگی بازار سهام می‌شود. نتایج تجربی نشان می‌دهد که همبستگی بین نرخ بازار پول و نقدینگی بازار سهام در بلندمدت برقرار نیست ولی در کوتاه‌مدت رابطه مثبتی با هم دارند.

هی[1] (۲۰۲۱) رابطه میان سیاست پولی، بازار سرمایه و اثرات اطلاعات را با استفاده از داده‌های استرالیا طی سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۲۰ از طریق مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی بررسی نمود. نتایج نشان داد که برخلاف پیش‌بینی‌های اثر اطلاعاتی، یک انقباض پولی غافلگیرکننده ناشی از اعلام سیاست پولی باعث کاهش قیمت سهام می‌شود. همچنین، نشان داده شد که این واکنش در قیمت سهام، حداقل تا حدی ناشی از تعدیل‌های نزولی در رشد سود مورد انتظار است.

1. He, 2021

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjfep.10.37.4]

بابانگیدا و خان[1] (۲۰۲۱) به بررسی رابطه میان سیاست‌های پولی و بازار سرمایه نیجریه طی دوره زمانی ۲۰۱۳ تا ۲۰۱۹ پرداختند. در این بررسی از مدل STAR استفاده شده است. نتایج حاکی از تأثیر غیرخطی سیاست پولی بر بازار بورس اوراق بهادار است .درجه سیاست پولی و عرضه پول اثرات مثبت قابل توجهی بر بازار بورس اوراق بهادار در رژیم پایین‌تر دارند. در رژیم بالا، عرضه پول اثر منفی معناداری بر بازار سهام دارند.

مارزووا[2] (۲۰۲۰) رابطه نقدشوندگی بازار سهام و سیاست‌های پولی را از روش حداقل مربعات معمولی این رابطه طی دوره ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۹ بررسی نموده است. طبق مدل‌سازی انجام شده، نتایج نشان داد که برخلاف بسیاری از مطالعات، رابطه بین نقدشوندگی بازار سهام و سیاست پولی عدم تقارن وجود دارد.

خلاصه پیشینه پژوهش

نویسنده/نویسندگان	رهیافت و داده‌ها	نتایج
منجذب و همکاران(۱۳۹۸)	دوره زمانی: ۱۳۹۴-۱۳۸۰ روش فیشر و سیتر	خنثایی بلندمدت پول در بازار سرمایه
نجفی و حکیمی پور و اکبریان (۱۳۹۷)	دوره زمانی: ۱۳۹۴-۱۳۵۲ روش فیشر و سیتر	عدم خنثایی پول و تأثیرگذاری تغییرات دائمی پول بر تولید حقیقی بخش خدمات
نادعلی و همکاران (۱۳۹۶)	دوره زمانی: قبل و بعد از انقلاب پژوهش توصیفی	عدم جایگزین بودن دو بازار پول و سرمایه
پدرام و همکاران(۱۳۹۵)	دوره زمانی: ۱۳۹۰:۱۲-۱۳۸۰:۰۱ مدل اتورگرسیو انتقال ملایم لجستیکی	اثرات مثبت نرخ بهره حقیقی بر قیمت سهام تا قبل از حد آستانه و اثر منفی آن بعد از حد آستانه
اقدم و قوام (۱۳۹۵)	دوره زمانی: ۱۳۹۲-۱۳۷۰ آزمون علیت گرنجر	وجود علیت دوطرفه میان بازار سهام و بازار پول

1. Babngida & Khan, 2021
2. Marzova, 2020

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjfep.10.37.4]

ادامه: خلاصه پیشینه پژوهش

نویسنده/نویسندگان	رهیافت و داده‌ها	نتایج
سان و یوان (۲۰۲۱)	دوره زمانی: ۲۰۲۰-۲۰۰۶ رابطه غیرخطی با استفاده از دیدگاه چندعاملی	عدم همبستگی بین نرخ بازار پول و نقدینگی بازار سهام در بلندمدت و وجود همبستگی مثبت در کوتاه‌مدت
هی (۲۰۲۱)	دوره زمانی: ۲۰۲۰-۲۰۰۱ مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی	کاهش قیمت سهام در نتیجه انقباض پولی غافلگیرکننده ناشی از اعلام سیاست پولی
بابانگیدا و خان۱ (۲۰۲۱)	دوره زمانی: ۲۰۱۹-۲۰۱۳ مدل STAR	تأثیر غیرخطی سیاست پولی بر بازار بورس اوراق بهادار
مارزووا۲ (۲۰۲۰)	دوره زمانی: ۲۰۱۹-۲۰۰۲ مدل حداقل مربعات معمولی	عدم تقارن رابطه بین نقدشوندگی بازار سهام و سیاست پولی

این پژوهش در راستای کار بابانگیدا و خان (۲۰۲۱) برای اقتصاد ایران به انجام رسیده است؛ اما با توجه به ماهیت اقتصاد ایران و رویدادهای چند سال اخیر، جهت بررسی رابطه میان بازار پول و سرمایه از نرخ بهره حقیقی و بازدهی شاخص بازار سهام استفاده شده است. نرخ بهره حقیقی به عنوان ابزار سیاست پولی بانک مرکزی ایران، متغیری کلیدی در تأثیرگذاری بر سایر متغیرهای اقتصادی ازجمله بازار سرمایه است. از سویی دیگر انتخاب مدل تغییر رژیم مارکوف از این جهت برگزیده شده است که طبق نتایج تحقیقات کار بابانگیدا و خان (۲۰۲۱) و پدرام و همکاران (۱۳۹۵) رابطه‌ای غیرخطی میان بازار پول و سرمایه برقرار است و از سویی دیگر، مدل تغییر رژیم مارکوف نسبت به مدل رگرسیون انتقال هموار از این جهت برتری دارد که متناسب با ساختار بازار سرمایه در ایران است زیرا فعالان بازار سرمایه به تغییرات بازار پول و سرمایه به صورت دفعی و آنی واکنش نشان می‌دهند و مدل تغییر رژیم مارکوف این ویژگی را در خود دارد و تغییر رژیم‌ها در این مدل مناسب با ساختار اقتصاد ایران است.

1. Babngida & Khan, 2021
2. Marzova, 2020

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjfep.10.37.4]

٤. روش تحقیق

در بسیاری از موارد رابطه میان دو یا چند متغیر اقتصادی در طول زمان دستخوش تغییر می‌شود و نمی‌توان آن‌ها را در قالب روابط خطی بیان کرد. یک رویکرد برای لحاظ کردن این تغییرات و تبیین روابط غیرخطی استفاده از مدل‌های تغییر جهت است. سرعت تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر در میان این مدل‌ها متفاوت است، در برخی مدل‌ها مانند مدل STAR این تغییر ملایم و در طول زمان انجام می‌گیرد و در برخی دیگر مانند مدل مارکف این تغییر دفعی و یک‌باره انجام می‌شود. رویکردی که برای توضیح این مدل به کار گرفته می‌شود عموماً برگرفته از کار هامیلتون[1] (۱۹۸۹ و ۱۹۹۰) است.

برای توضیح ساده مدل خود رگرسیون مارکف (MS-AR) فرض می‌کنیم که متغیر y دارای فرآیند خود رگرسیون از مرتبه p به صورت زیر است:

$$y_t = c_{s_t} + \sum_{i=1}^{p} \emptyset_{i_{s_t}} y_{t-i} + \varepsilon_{s_t} \quad ; \quad \varepsilon t \sim N(0, \sigma 2) \qquad (۱)$$

که در آن s_t نشان‌دهنده رژیم است که می‌تواند $1,2,\dots,m$ (در صورتی که m رژیم ممکن داشته باشیم) را اختیار کند، $s_t = 1$ به این معنی است که در وضعیت اول قرار داریم، $s_t = 2$ وضعیت دوم و الی آخر. همان‌طور که در معادله مشخص است ضرایب و همچنین واریانس جمله اخلال به نوع رژیم وابسته‌اند. در این مدل تغییر وضعیت به صورت درون‌زا اتفاق می‌افتد و نقطه شکست توسط محقق به مدل تحمیل نمی‌شود.

در مدل تغییر رژیم مارکف فرض بر این است که ما نمی‌توانیم s_t را به طور مستقیم مشاهده کنیم اما می‌توانیم عملکرد آن را از رفتار y_t مشاهده شده استنتاج کنیم[2]. از سوی دیگر این متغیر از فرآیند مارکف به صورت زیر تبعیت می‌کند:

$$P(s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) = P(s_t = j | s_{t-1} = i) = Pij \qquad (۲)$$

1. Hamilton
2. James D. Hamilton (2005), Palgrave Dictionary of Economics

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjfep.10.37.4]

این بدان معنی است که احتمال اینکه در دوره t در رژیم j باشیم فقط به نوع رژیم در دوره $t-1$ بستگی خواهد داشت. P_{ij} احتمال این است که سیستم از i به j تغییر وضعیت بدهد که به آن احتمال انتقال[1] گویند. حال می‌توانیم ماتریس انتقال[2] را به صورت زیر تعریف کنیم:

$$\begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1m} \\ \vdots & & & \vdots \\ p_{m1} & p_{m2} & \cdots & p_{mm} \end{pmatrix} \quad ; \quad \sum_{j=1}^{m} p_{ij} = 1 \ , \ i = 1,2,\dots,m \qquad (۳)$$

به طور کلی هنگامی که $i = j$ باشد یعنی تغییری در وضعیت رخ نداده و هنگامی که $i \neq j$ باشد بدین معنی است که سیستم از رژیم i به رژیم j تغییر وضعیت داده است.

به طور کلی انواع مختلفی از مدل تغییر رژیم مارکف بر حسب اینکه کدام متغیرها تابعی از نوع رژیم باشند قابل تخمین است. مدلی که در آن تنها عرض از مبدأ تابعی از نوع رژیم باشد با MSI، مدلی که در آن ضرایب متغیرهای خود رگرسیون تابع نوع رژیم باشند با MSA، مدلی که واریانس تابعی از نوع رژیم باشد با MSH و در نهایت مدلی که در آن میانگین متغیرها تابعی از نوع رژیم باشد با MSM نشان داده می‌شوند. مورد آخر به صورت رابطه ۴ تصریح می‌شود.

$$y_t - \mu_{t_{s_t}} = \sum_{i=1}^{p} \emptyset_i (y_{t-i} - \mu_{t-1_{s_t}}) + \varepsilon_{s_t} \qquad (٤)$$

واضح است که این چهار حالت نیز قابل تلفیق هستند و می‌توان انواع مختلفی از مدل‌ها را به وسیله آن‌ها ایجاد کرد. در این پژوهش فرض ما بر این است که متغیر s_t رژیم‌های تورمی را نشان می‌دهد و می‌تواند دو مقدار اختیار کند، بر این اساس دو رژیم تورم بالا و پایین را در نظر می‌گیریم و از این پس بحث خود را با فرض وجود دو حالت ($s_t = 1,2$) پیش می‌بریم.

شایان ذکر است در بسیاری از پژوهش‌ها، یکی از اهداف اصلی بررسی یک متغیر با مدل تغییر رژیم مارکف، شناسایی دوره‌های هر دو رژیم است، به عبارت دیگر هدف این است که

1. Transition probabilities
2. Transition Matrix

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjfep.10.37.4]

داده‌ها به طور درون‌زا تعیین کنند که در هر برهه از زمان مورد بررسی در کدام رژیم قرار داشته‌ایم و این یعنی تقسیم داده‌ها به دو گروه، منتهی نه توسط محقق، بلکه توسط مدل مارکف.

تخمین این مدل‌ها به دلیل اینکه متغیر s_t یک متغیر غیرقابل مشاهده فرض می‌شود، آسان نیست. برای این منظور چندین راه وجود دارد از جمله روش حداکثر درستنمایی، روش بیزین از طریق الگوریتم نمونه‌گیری گیبز[1] و روش حداکثر انتظارات.

برای بیان طرز تخمین این مدل از روش حداکثر درست نمایی بیان‌های متفاوتی وجود دارد اما به نظر می‌رسد یکی از بهترین و صریح‌ترین بیان‌ها توسط خود همیلتون ارائه شده است. در اینجا بیان ریاضی و مفهومی همیلتون (۲۰۰۵)[2] را برای توضیح نحوه تخمین مدل در پیش می‌گیریم. این روش بر پایه تکرار یک فرآیند بنا شده است که به شرح آن می‌پردازیم.

فرض کنید که محقق متغیر y_t را به طور مستقیم مشاهده می‌کند اما تنها می‌تواند استنتاجی در مورد مقدار s_t بر اساس آنچه که از y_t مشاهده کرده داشته باشد. این استنتاج می‌تواند شکل دو احتمال را به خود بگیرد:

$$\xi_{jt} = Pr(s_t = j|\Omega_t;\theta) \quad ; for\ j = 1,2 \qquad (۵)$$

که در آن $\Omega_t = \{y_t, y_{t-1}, \dots, y_1, y_0\}$ مجموعه مشاهدات به دست آمده در زمان t را نشان می‌دهد و θ بردار پارامترها است که در مثال مدل دو دوره‌ای ما $\theta = (\sigma_1, \sigma_2, c_1, c_2, \phi_1, \phi_2, p_{11}, p_{22})$ خواهد بود (بدیهی است که در مدل دو دوره‌ای ما $p_{12} = 1 - p_{11}$ و $p_{21} = 1 - p_{22}$ است به همین خاطر فقط دو احتمال جزو پارامترها محسوب می‌شوند). این استنتاج به طور مکرر برای هر یک از دوره‌های $t = 1,2, \dots, T$ انجام می‌شود. این استنتاج در دوره t از احتمال زیر به عنوان اطلاعات ورودی استفاده می‌کند:

1. Gibbs sampling
2. Palgrave Dictionary of Economics

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjfep.10.37.4]

$$\xi_{i,t-1} = \Pr(s_{t-1} = i|\Omega_{t-1};\theta) \quad ; \ for \ i = 1,2 \qquad (٦)$$

در نتیجه این ورودی باعث تولید خروجی (۵) می‌شود و این فرآیند از 0 تا T برای تمام دوره‌ها تکرار می‌شود. اما سؤال اینجاست که (۶) چگونه می‌تواند به عنوان اطلاعات ورودی منجر به تولید احتمال (۵) شود. مفهوم کلیدی مورد نیاز برای انجام این تکرار تابع چگالی احتمال تحت دو رژیم است:

$$\eta_{jt} = f(y_t|s_t = j, \Omega_{t-1};\theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_j} e^{-\frac{(y_t - c_j - \emptyset_j y_{t-1})^2}{2\sigma_j^2}} \quad ; \ j = 1,2 \qquad (٧)$$

به طور خاص با داشتن احتمال (۶) می‌توانیم چگالی مشروط مشاهده t ام را از فرمول زیر محاسبه کنیم:

$$f(y_t|\Omega_{t-1};\theta) = \sum_{i=1}^{2}\sum_{j=1}^{2} p_{ij}\xi_{i,t-1}\eta_{jt} \qquad (٨)$$

آنگاه احتمالی که به دنبال آن بودیم یعنی (۵) بدین شکل به دست خواهد آمد:

$$\xi_{jt} = \frac{\sum_{i=1}^{2} p_{ij}\xi_{i,t-1}\eta_{jt}}{f(y_t|\Omega_{t-1};\theta)} \qquad (٩)$$

با تکرار این فرآیند می‌توانیم لگاریتم تابع درستنمایی مشاهدات را به دست آوریم:

$$\log f(y_1, y_2, \dots, y_T|y_0;\theta) = \sum_{t=1}^{T} \log f(y_t|\Omega_{t-1};\theta) \qquad (١٠)$$

با حداکثر سازی تابع فوق مقادیر بردار θ که همان پارامترهای مدل هستند به دست می‌آیند.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjfep.10.37.4]

مرور کلی این فرآیند نشان می‌دهد که در ابتدا مقدار احتمال (۶) را برای دوره صفر به عنوان اطلاعات ورودی در نظر می‌گیریم، با کمک تابع چگالی احتمال و داشتن این احتمال می‌توانیم (۸) را محاسبه کرده و با کمک آن مقدار احتمال (۵) را برای دوره ۱ محاسبه کنیم، این احتمال برای دوره ۲ حکم اطلاعات ورودی را دارد و مجدداً این فرآیند از ابتدا تکرار می‌شود تا اینکه به دوره آخر برسیم. در هر دوره که این فرآیند انجام می‌شود یک احتمال مشروط برای مشاهده آن دوره در مرحله (۸) تولید می‌شود که با ضرب تمام این احتمالات تابع درستنمایی تشکیل و با گرفتن لگاریتم، این ضرب به جمع تبدیل شده و فرم معادله (۱۰) را به خود می‌گیرد. در نهایت با گرفتن مشتق از (۱۰) نسبت به پارامترها، می‌توانیم آن‌ها را به دست آوریم.

تنها نکته باقیمانده برای تخمین مدل، تعیین مقدار احتمال (۶) برای دوره صفر (اطلاعات ورودی برای دوره ۱) به منظور شروع فرآیند است. برای انتخاب $\xi_{i,0}$ گزینه‌های متعددی وجود دارد. اگر فرض شود که زنجیره مارکف ergodic باشد می‌توانیم از احتمالات غیر مشروط زیر استفاده کنیم:

$$\xi_{i,0} = \Pr(s_0 = i) = \frac{1-p_{jj}}{2-p_{ii}-p_{jj}} \qquad (۱۱)$$

گزینه‌های دیگر تعیین $\xi_{i,0} = 1/2$ و یا تخمین آن توسط حداکثر درستنمایی است.

۵. تخمین مدل

همان‌طور که در بخش قبلی شرح داده شد برای تخمین مدل و بررسی نتایج در این تحقیق از رهیافت تغییر رژیم مارکوف استفاده خواهد شد. برای این مهم، از داده‌های فصلی متغیرهای زیر طی دوره زمانی ۱۳۸۸:۰۱ تا ۱۴۰۰:۰۲ استفاده خواهد شد. اساس انتخاب این متغیرها، طبق بررسی مطالعات پیشین انجام شده، ادبیات نظری اقتصادی و مالی و شرایط اقتصاد ایران بوده است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjfep.10.37.4]

جدول ۱: معرفی متغیرها

نام	نماد	منبع
بازدهی شاخص بازار سهام	SR	مرکز پردازش اطلاعات مالی ایران
نرخ رشد نقدینگی	LG	بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
نرخ بازدهی سکه طرح جدید تمام بهار آزادی	CR	بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
نرخ بازدهی نرخ ارز	ER	بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
نرخ بهره حقیقی[۱]	RER	محاسبات تحقیق
بی‌ثباتی اقتصاد کلان[۲]	INS	محاسبات تحقیق

در ادامه این بخش به انجام آزمون ریشه واحد پرداخته خواهد شد. احتمال تغییر تابع توزیع متغیرها در طول زمان، لزوم بررسی سکون این تابع را در تحلیل‌های مختلف ضروری می‌سازد. چه‌بسا عدم توجه به این امر در الگوهای مختلف ضرایبی را به دست دهد که در واقع، هم اثر تغییر

۱. طبق رابطه فیشر، نرخ بهره حقیقی از تفاضل نرخ سود بانکی سپرده‌های یک‌ساله و نرخ تورم به دست آمده است.

۲. یکی از مهم‌ترین متغیرهای این تحقیق شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان است که در این تحقیق برای شاخص سازی بی‌ثباتی اقتصاد کلان از روش زیر استفاده خواهد شد:

(INS): بر اساس مطالعات فیشر (۱۹۹۳) و ایزمیهان (۲۰۰۳)، INS شاخص بی‌ثباتی است که نماینده‌ای از ۳ متغیر بی‌ثباتی نرخ تورم، نرخ ارز و رابطه مبادله۲ است. INS با استفاده از شاخص توسعه انسانی متدلوژی UND محاسبه شده است. ۳ متغیر اشاره شده واحدهای یکسانی ندارند و مقادیر متفاوتی به خود می‌گیرند و حداکثر و حداقل‌های متفاوتی دارند. بنابراین امکان جمع‌کردن و یا میانگین‌گیری برای ایجاد شاخص نداریم. از این رو، در مرحله اول ۳ زیر شاخص بر اساس فرمول کلی زیر محاسبه شده‌اند:

$$I_{it} = \frac{I_{it} - Min(I_i)}{Max(I_i) - Min(I_i)}$$

I_{it}: ارزش متغیر در دوره جاری

$Min(I_i)$: ارزش حداقلی متغیر در دوره مورد بررسی

$Max(I_i)$: ارزش حداکثری متغیر در دوره مورد بررسی

هرکدام از ۳ متغیر هر مقداری می‌توانند اختیار کنند اما وقتی در چارچوب فرمول قرار بگیرند بین صفر و یک تغییر می‌نمایند. در مرحله دوم INS با میانگین‌گیری از ۳ شاخص به دست آمده از فرمول بالا به دست می‌آید. لذا INS نیز مقداری بین صفر و یک می‌پذیرد.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjfep.10.37.4]

تابع توزیع و هم اثر تغییر مقدار متغیر را در بر داشته باشد و به عبارت دیگر روابط کاذبی را منجر گردد. لذا ضروری است که پیش از برآورد ضرایب الگوها سکون متغیرهای لحاظ شده در مدل بررسی شود. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد برای همه متغیرها در زیر آورده شده است.

فرضیه صفر این آزمون این است که متغیر دارای ریشه واحد و نامانا است. همان‌طور که از نتایج پیداست تمامی متغیرها در سطح معناداری ۵٪، مانا هستند. در ادامه این بخش به تخمین مدل تغییر رژیم مارکوف برای متغیر نرخ بازدهی شاخص کل بازار پرداخته خواهد شد.

جدول ۲: آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (سطح)

آزمون ریشه واحد			
متغیر	آماره	مقدار بحرانی ۵٪	وضعیت
SR	-۵/۲۴	-۱/۶۸	مانا
CR	-۴/۵۵		
ER	-۵/۰۳		
RER	-۲/۴۷		
LG	-۷/۰۷		
INS	-۵/۰۳		

منبع: محاسبات تحقیق

ضریب متغیر نرخ بهره حقیقی در هر دو رژیم منفی و معنادار دارد اما اثرات این متغیر در دو رژیم کاملاً نامتقارن است به طوری که در رژیم بالا، تأثیر آن بر بازدهی بازار سهام ۱۱ برابر رژیم پایین است. بنابراین باید عنوان نمود که نرخ بهره حقیقی بازار پول به عنوان رقیب بازار سرمایه است و هر زمان نرخ بهره حقیقی افزایش یابد، نقدینگی به سمت بازار پول هدایت خواهد شد. متغیر بازدهی سکه طلا تأثیر مثبت و معنی‌دار بر متغیر بازدهی بازار سهام می‌گذارد و در رژیم بالا این تأثیر بیشتر است و لذا، بازار سکه و سهام به عنوان مکمل یکدیگر عمل می‌کنند و هر خبری مبنی بر تقویت بازار سکه منجر به تقویت بازار سهام نیز خواهد شد.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjfep.10.37.4]

بازدهی نرخ ارز تأثیری مثبت و در رژیم پایین و منفی و معنی‌دار در رژیم بالا بر متغیر بازدهی بازار سهام می‌گذارد. زمانی که نرخ ارز صعود می‌کند به عنوان سیگنالی مثبت برای بازار سهام عمل می‌کند و موجب افزایش بازدهی بازار سهام می‌شود ولی از حدی که بالاتر رود، تأثیری منفی بر بازدهی سهام می‌گذارد زیرا انگیزه‌های سفته‌بازی در بازار ارز شدت گرفته و موجب می‌شود نقدینگی به سمت بازار ارز روانه شود.

جدول ۳: مدل تغییر رژیم مارکوف برای متغیر وابسته SR

نام متغیر	ضریب	احتمال
	رژیم اول	
RER	-۱/۰۷	۰/۰۰
CR	۰/۳۹۸	۰/۰۰
ER	۰/۴۳۴	۰/۰۰
INS	-۵۹/۵۵	۰/۰۰
LG	۳/۴۹	۰/۰۰
AR(1)	-۰/۲۶۸	۰/۰۰
CONS	۹/۷۵	۰/۱۵
	رژیم دوم	
RER	-۱۱/۶۵	۰/۰۱
CR	۰/۷۰۵	۰/۰۰
ER	-۰/۸۸۲	۰/۰۰
INS	-۷/۵۱	۰/۸۶
LG	-۶/۷۵	۰/۰۰
AR(1)	۱/۵۳	۰/۰۰
CONS	۲۲۰/۷۹	۰/۰۰
SIGMA1	۶/۶۷	
SIGMA2	۲۲/۹۷	

منبع: محاسبات تحقیق

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjfep.10.37.4]

متغیر بی‌ثباتی در رژیم پایین تأثیری منفی و معنادار بر بازدهی سهام می‌گذارد ولی در رژیم بالا تأثیری معنادار بر بازدهی سهام ندارد. افزایش بی‌ثباتی موجب می‌شود فعالان در بازار سرمایه، سرمایه خود را به دارایی‌های بار ریسک کمتر منتقل کنند. نرخ رشد نقدینگی در هر دو رژیم تأثیری مثبت و معنادار بر بازدهی سهام می‌گذارد و این در مورد اکثر بازارها صحیح است زیرا افزایش نقدینگی موجب می‌شود پول بیشتری در درست مردم برای سرمایه‌گذاری باشد که این موجب رونق در بازار می‌شود.

جدول ۴: ماتریس احتمال انتقال برای متغیر وابسته SR

احتمال باقی ماندن در هر رژیم		
	۱	۲
۱	۰/۸۷۶	۰/۱۲۴
۲	۰/۳۰۸	۰/۶۹۲
تعداد دوره‌های انتظاری باقی ماندن در هر رژیم		
	۱	۲
تعداد دوره	۸	۳

منبع: محاسبات تحقیق

در جدول (۴) نتایج ماتریس احتمال انتقال قابل مشاهده است. متوسط احتمال ماندن در رژیم پایین ۸ فصل و متوسط باقی ماندن در رژیم بالا، ۳ فصل است. همچنین اگر اقتصاد در رژیم پایین قرار بگیرد با احتمال ۸۷/۶ درصد در همان وضعیت باقی و با احتمال ۰/۱۲۴ درصد به رژیم بالا منتقل می‌شود. همچنین اگر اقتصاد در رژیم بالا قرار بگیرد، با احتمال ۶۹/۲ درصد در همان وضعیت باقی می‌ماند و با احتمال ۳۰/۸ درصد به رژیم پایین انتقال می‌یابد.

٦. نتیجه‌گیری

طی سالیان اخیر نحوه تعامل میان بازار پول و بازار سرمایه برای سیاست‌گذاران و پژوهشگران، اهمیت بسیاری یافته است. این اتفاق در ۲ سال اخیر برجسته‌تر شده است به گونه‌ای که سیاست‌گذاران پولی کشور در تلاش بوده‌اند تا با ابزار بازار پول، بتوانند بازار سرمایه را از رکود خارج نمایند. بنابراین، بررسی ارتباط میان این ۲ بازار به نظر ضروری می‌رسد که از طریق این

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjfep.10.37.4]

بررسی بتوان پیشنهادهایی قابل دفاع به مسئولین حوزه پول کشور ارائه داد. نکته قابل ذکر این است که در دهه اخیر رابطه‌ی میان متغیرهای اقتصاد کلان و قیمت‌های سهام به شکل‌های مختلفی مورد بررسی قرار گرفته است. مبنای تحلیل مقالات انجام شده این است که قیمت هر سهم انعکاسی از ارزش فعلی جریان‌های نقدی آینده آن سهم است. بنابراین، هم به جریان‌های نقدی آینده و هم به نرخ بازده مورد انتظار (نرخ تنزیل) نیاز است. لذا، آن دسته از متغیرهای کلان اقتصاد که اثراتی بر جریانات نقدی آینده و نرخ بازده مورد انتظار داشته باشند، می‌توانند بر قیمت‌های سهام اثرگذار باشند. نرخ بهره حقیقی به عنوان یکی از ابزار بازار پول، می‌تواند نقش مهمی را در تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری در بازار سهام ایفا کند.

در این بررسی نیز با هدف تحلیل اثرات نامتقارن میان نرخ بهره واقعی و بازدهی بازار سهام از داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۸Q1 تا ۱۴۰۰ Q2 و رهیافت تغییر رژیم مارکوف استفاده شده است. در این تحقیق، به آزمون این فرضیه پرداخته‌ایم که رابطه نرخ بهره واقعی و قیمت سهام به چه صورت بوده است. نتایج گویای این مطلب است که در هر دو رژیم، رابطه نرخ بهره حقیقی و بازدهی بازار سهام منفی بوده است و این سیگنال را به سیاست‌گذار می‌دهد که برای تقویت بازار سرمایه، باید نرخ بازدهی بازار پول یا همان نرخ بهره حقیقی کاهش یابد و این از دو طریق ممکن خواهد بود: اول، کاهش نرخ سود بانکی و دوم، افزایش نرخ تورم. افزایش نرخ تورم با اهداف بانک مرکزی مبنی بر حفظ ارزش پول منافات داشته و تنها راه باقیمانده، کاهش نرخ سود بانکی خواهد بود. بنابراین، بانک مرکزی از طریق کاهش نرخ سود بانکی می‌تواند اقدام به افزایش عرضه پول از طریق اعطای تسهیلات به بنگاه‌ها نماید که از این طریق هم نرخ بازدهی بازار پول کاهش یافته و هم از این طریق رشد تولید نیز افزوده خواهد شد که اثرات آن فزونی نرخ بازدهی بازار سهام بر نرخ بازدهی بازار پول است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjfep.10.37.4]

منابع

پدرام، مهدی، موسوی، میرحسین، عباسی عقدا، سحر، (۱۳۹۵). اثرات نامتقارن نرخ بهره بر شاخص قیمت سهام ایران، *فصلنامه مطالعات مدیریت و حسابداری*، دوره ۲، شماره ۴، ۱۷۱-۱۶۲.

صفرزاده، حسین، جلالی نژاد، مهدیه، (۱۳۸۹)، بررسی تأثیر نوسانات نرخ سود در بازار پول بر تصمیم گیری سرمایه گذاران و عملکرد بازار سرمایه، *مجله مهندسی مالی و مدیریت پرتفوی*، شماره ۵، ۱۳۳-۱۰۷.

کریمی موحد، حامد (۱۳۹۴). بررسی میزان تأثیرپذیری بازدهی بورس اوراق بهادار تهران از نرخ تورم اقتصاد ایران و قیمت طلا (پایان‌نامه کارشناسی ارشد)، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی.

محمدی اقدم، سعید، اقوام، محمدحسین (۱۳۹۵)، بررسی رابطه علی بین بازار پول و سرمایه جهت مهار تلاطم بازارهای مالی در چارچوب اقتصاد مقاومتی، *دو فصلنامه علمی پژوهشی تحقیقات مالی اسلامی*، سال ۵، شماره ۲ (پیاپی ۱۰)، ۱۱۰-۷۵.

منجذب، محمدرضا، رافعی، میثم، احمدی، مریم (۱۳۹۸). آزمون خنثایی بلندمدت پول در بازار سرمایه ایران، *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، سال ۶، شماره ۴، ۱۶۲-۱۳۷.

نادعلی، محمد، رسولی، معصومه، سلطان العلمایی، سید محمدهادی، حاجی دولابی، هدی، نصیری، سمیرا (۱۳۹۶)، تعامل بازار پول و سرمایه در اقتصاد ایران، *فصلنامه روند*، سال ۲۴، شماره ۷۷، ۱۱۴-۶۵.

نجفی، بنفشه، حکیمی پور، نادر، اکبریان، حجت (۱۳۹۷) خنثایی پول در بخش خدمات اقتصاد ایران، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال ۱۸، شماره ۳، ۷۸-۵۷.

Babangida, J. S. and I. Khan, A, UI, (2021), Effect of Monetary Policy on the Nigerian Stock Market: A Smooth Transition Autoregressive Approach, CBN *Journal of Applied Statistics*, Vol. 12, No. 1, pp. 1-21.

Burdekin, Richard C. K., and Samuel Harrison. 2021. Relative Stock Market Performance during the Coronavirus Pandemic: Virus vs. Policy Effects in 80 Countries. *Journal of Risk and Financial Management* 14: 177.

Challe,Edouard&Giannitsarou,Chryssi.(2011). Stock prices and monetary policy shocks: A General Equilibrium Approach, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 40, pp. 46-66.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjfep.10.37.4]

Marozva, G, (2020), Stock Market Liquidity and Monetary Policy, *International Journal of Economics & Business Administration (IJEBA)*, 0(2), 265-275.

He, C, (2021), Monetary Policy, Equity Market and the effect of Information, Research Discussion Paper, RDP, 2021-04, pp. 1-41.

Mehrotra, A & Schanz, J, (2020), Financial market development, monetary policy and financial stability in emerging market economies, BIS Papers, No 113.

SalvatorNistico. (2012). Monetary policy and stock-price dynamics in a DSGE framework. *Journal of Macroeconomics*, 34. 126-146.

Shiller, R. J. (1988). Causes of changing in financial market volatility. The Federal Reserve Bank of Kansas City, 2(1): 1–22.

Sun Y, Yuan X (2021) Nonlinear relationship between money market rate and stock market liquidity in China: A multifractal analysis. 16(4), pp. 1-18.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjfep.10.37.4]

فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.52547/qjfep.10.37.4]