The Reaction of Stock Returns of Iranian Different Industries to Inflation and Interest Rates with the Panel-ARDL Approach

Fariba Osmani[1] | fariba.osmani@um.ac.ir
Ali Cheshomi[2] | a.cheshomi@um.ac.ir
Narges Salehnia[3] | n.salehnia@um.ac.ir
Mohammad-Taher Ahmadi Shadmehri[4] | shadmhri@um.ac.ir

Received: 13/Oct/2022 | Accepted: 22/Feb/2023

Abstract Considering the upward trend of the inflation rate and the relative stabilization of the nominal interest rate in Iran, this question becomes important: how have the stock returns of different industries reacted to these two macroeconomic variables? In this article, the effect of inflation and interest rate on stock returns of different industries in Iran is investigated empirically according to monthly data of the period April 2010- March 2022 using Panel-ARDL model. First, to make the comparison between stock indices of different industries possible, these indices were homogenized based on a base month and then the model was estimated. Empirical results show that inflation in the short and long term has a positive and significant effect on the nominal returns of stocks of various industries for the period, but inflation has a negative and significant effect on the real returns in the long term. The nominal interest rate in the short and long term causes a decrease in the nominal and real returns of stocks of various industries. In addition, the variables of exchange rate, global oil price, and liquidity were also considered as control variables. These results show that stocks have not been able to protect against inflation in the long term, and monetary authorities should pay attention to its effects on the stock market when managing interest rates.

Keywords: Inflation, Interest Rate, Stock Index, Industry, Panel-ARDL Approach.

JEL Classification: G0, E44, E31.

1. Ph.D. Student in Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Iran.
2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Iran.
3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Iran.
4. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Ferdowsi University of Mashhad, Iran (Corresponding Author).

The Journal of PLANNING & BUDGETING | Vol. 28 | No. 1 | Spring 2023 | PP 53-75 | doi 10.52547/jpbud.28.1.53 | ISSN: 2251-9092

واکنش بازده سهام صنایع مختلف ایران به تورم و نرخ بهره با رویکرد Panel-ARDL

فریبا عثمانی | fariba.osmani@um.ac.ir
دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران.

علی چشمی | a.cheshomi@um.ac.ir
استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران.

نرگس صالح‌نیا | n.salehnia@um.ac.ir
دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران.

محمدطاهر احمدی شادمهری | shadmhri@um.ac.ir
دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران (نویسنده مسئول).

مقاله پژوهشی

دریافت: ۱۴۰۱/۰۷/۲۱ | پذیرش: ۱۴۰۱/۱۲/۰۳

چکیده: با توجه به روند صعودی نرخ تورم و تثبیت نسبی نرخ بهره اسمی در ایران، این پرسش اهمیت می‌یابد که بازده سهام صنایع مختلف چه واکنشی نسبت به این دو متغیر اقتصاد کلان داشته‌اند؟ در این پژوهش، به صورت تجربی با داده‌های ماهانه از فروردین ۱۳۸۹ تا اسفند ۱۴۰۰ با استفاده از مدل Panel-ARDL تاثیر تورم و نرخ بهره بر بازده سهام صنایع مختلف ایران بررسی می‌شود. ابتدا برای امکان مقایسه بین شاخص‌های سهام صنایع مختلف، این شاخص‌ها بر اساس ماه پایه همگن شد و سپس مدل برآورد گردید. نتایج تجربی نشان می‌دهد که تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر مثبت و معناداری بر بازده اسمی سهام صنایع مختلف در دوره مورد مطالعه دارد، اما تورم بر بازده واقعی در بلندمدت اثر منفی و معناداری دارد. نرخ بهره اسمی در کوتاه‌مدت و بلندمدت سبب کاهش بازده اسمی و واقعی سهام صنایع مختلف می‌شود. علاوه بر این، متغیرهای نرخ ارز، قیمت جهانی نفت و نقدینگی نیز به عنوان متغیرهای کنترلی در نظر گرفته شده‌اند. این نتایج، به سرمایه‌گذاران نشان می‌دهد سهام در بلندمدت نتوانسته محافظ مناسبی در مقابل تورم باشد و مقامات پولی هنگام مدیریت نرخ بهره باید به اثرات آن بر بازار سهام توجه کنند.

کلیدواژه‌ها: تورم، نرخ بهره، شاخص سهام، صنایع، رویکرد Panel-ARDL.

طبقه‌بندی JEL: E31, E44, G0.

فصلنامه علمی - پژوهشی | شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | doi 10.52547/jpbud.28.1.53
سال بیست و هشتم | شماره ۱ | بهار ۱۴۰۲ | ص ص ۷۵-۵۳

مقدمه

بازار سهام یکی از مهم‌ترین بخش‌ها، برای جذب سرمایه‌گذاری و افزایش رشد اقتصادی هر کشور است. در واقع، قیمت سهام یکی از شاخص‌های مهم سنجش وضعیت فعالیت اقتصادی کشورهاست (Stock & Watson, 2003; Rapach & Weber, 2004; Abzari *et al*., 2003). بهبود بازار سهام می‌تواند سبب بهبود اقتصاد کلان و رشد اقتصادی شود (Tangjitprom, 2012). از این‌رو، مطالعات زیادی عوامل تاثیرگذار بر بازار سهام را تحلیل کرده‌اند. اگرچه متغیرهای مالی عمده‌ترین عوامل تاثیرگذار بر قیمت سهام هستند (Valcarcel, 2012)، اما متغیرهای کلان مثل تورم و نرخ بهره نیز بر بازار سهام تاثیرگذار هستند (Rapach & Zhou, 2013).

در سال‌های اخیر، نرخ تورم بالا به معضلی مهم در ایران تبدیل شده است. تورم پدیده‌ای پیچیده و دارای ابعادی گوناگون است. در واقع، نرخ تورم محاسبه‌شده توسط شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)[1]، نشان‌دهندهٔ افزایش سطح عمومی قیمت کالاها و خدمات است (Geetha *et al*., 2011; Bai, 2014; Lucey *et al*., 2017). از مهم‌ترین دلایل ایجاد تورم در ایران رشد نقدینگی، رشد نرخ ارز، افزایش کسری بودجه دولت، کاهش رشد اقتصادی و انتظارات تورمی بالاست. ضمن این‌که در زمان‌های مختلف نیز ممکن است نقش و سهم عوامل برشمرده در تورم و نوسانات آن متفاوت باشد. تورم هزینه‌های زیادی را به جامعه تحمیل می‌کند. علاوه بر این، تورم و بی‌ثباتی‌های آن می‌تواند سبب ایجاد اختلال در نظام تخصیص قیمت‌ها، بر هم خوردن توزیع درآمد، بی‌اعتبار شدن سیاست‌های پولی، و در نهایت بی‌ثباتی سیاسی شود (Geetha *et al*., 2011; Pourkazemi *et al*., 2016). بنابراین، تورم از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی است که بررسی اثرات آن بر بازارهای مختلف مثل بازار سهام اهمیت دارد (Rangan & Inglesi-Lotz, 2012; Azimi *et al*., 2013). هادی‌پور و همکاران (۲۰۲۱)، استدلال کردند که تورم یکی از عوامل ایجادکنندهٔ تلاطم در بورس اوراق بهادار تهران است. نظرها در رابطه با اثر تورم بر بازده سهام متفاوت است. برخی نظرها معتقدند بین تورم و بازار سهام رابطه منفی برقرار است (Fama, 1981). برخی نظرها نیز استدلال می‌کنند که بازار سهام محافظ خوبی در برابر تورم است (Hewett, 1930).

به اعتقاد منکیو[2] (۲۰۱۵)، نرخ بهره یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصاد کلان است. نرخ بهره، هزینه قرض گرفتن یا به عبارتی هزینه فرصت نگهداری پول نقد است. نرخ بهره بر بازارهای مختلف

1. Consumer Price Index
2. Mankiw

از جمله بازار سهام اثرگذار است. هنگامی که نرخ بهره تغییر می‌کند، انتظار سرمایه‌گذاران نیز تغییر می‌کند که بر بازده و قیمت سهام تاثیر می‌گذارد. تاثیر نرخ بهره بر بازار سهام از دو کانال رخ می‌دهد. یک، با تغییر نرخ بهره، قیمت اوراق بهادار تغییر می‌کند که این به تغییر ساختار سبد سرمایه‌گذاران بین سهام و اوراق بهادار منجر می‌شود. دو، افزایش نرخ بهره به هدایت سرمایه‌گذاران به سمت بازار پول منجر می‌شود که این سبب کاهش تقاضا برای سهام و در نتیجه کاهش قیمت سهام می‌شود (Zafar *et al*., 2008). با وجود این‌که اثر تورم و نرخ بهره بر شاخص کل سهام در مطالعات متعددی تحلیل شده، اما اثر این دو متغیر بر بازده سهام صنایع مختلف کم‌تر مطالعه شده است (Osmani *et al*., 2022; Asiedu *et al*., 2021).

در ایران طی سال‌های اخیر، حفاظت از ارزش دارایی‌ها در مقابل تورم برای سرمایه‌گذاران اهمیت بیش‌تری پیدا کرده است. از طرف دیگر، بالا بردن نرخ بهره نیز نگرانی‌هایی به خاطر رکود احتمالی در بازار سهام به‌وجود آورده است. نرخ تورم شدید، نرخ بهره دستوری و کاهش بی‌سابقه ارزش پول ملّی ایران، سرمایه‌گذاران را تشویق می‌کند که به دنبال سرمایه‌گذاری در دارایی‌هایی باشند که تورم فزاینده را به‌خوبی پوشش دهد تا ارزش واقعی دارایی‌هایشان در شرایط تورمی حفظ شود. علاوه بر این، در سال‌های اخیر به‌ویژه بعد از آزادسازی سهام عدالت در سال ۱۳۹۹، بیش از ۶۰ درصد از جمعیت ایران عضو بورس شدند.[1] بنابراین، با توجه به افزایش تعداد سهامداران در بورس و رشد فزایندهٔ تورم و نگرانی در مورد اثرات نرخ بهره بر بورس، مسئله اصلی پژوهش حاضر چنین است: نرخ تورم و نرخ بهره بر بازده اسمی و حقیقی سهام صنایع مختلف در دوره مورد مطالعه در کوتاه‌مدت و بلندمدت چقدر اثرگذار هستند؟

روش مطالعه به این صورت است که اثر تورم و نرخ بهره بر بازده سهام صنایع مختلف ایران با داده‌های ماهانه فروردین ۱۳۸۹–اسفند ۱۴۰۰ با استفاده از روش اقتصادسنجی خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده پانلی[2] برآورد خواهد شد. همچنین نرخ ارز، قیمت نفت و نقدینگی نیز به عنوان متغیرهای کنترلی در نظر گرفته خواهند شد. این پژوهش از سه جهت به ادبیات کمک می‌کند: یک) علی‌رغم اهمیت محوری سوالات بالا، مطالعه جامعی به بررسی واکنش تورم و نرخ بهره بر بازده سهام صنایع مختلف در ایران نپرداخته است، بنابراین پژوهش حاضر برای اولین بار اثر تورم و نرخ بهره را بر بازده سهام صنایع مختلف ایران با رویکرد Panel-ARDL مورد بررسی قرار می‌دهد؛ دو) برای همگنی و قابل‌مقایسه بودن صنایع مختلف مورد مطالعه، ابتدا بازده سهام هر صنعت بر اساس شروع دوره (ماه

1. https://rdis.seo.ir/fa/category/list/19/
2. Panel-Auto Regressive Distribution Lag

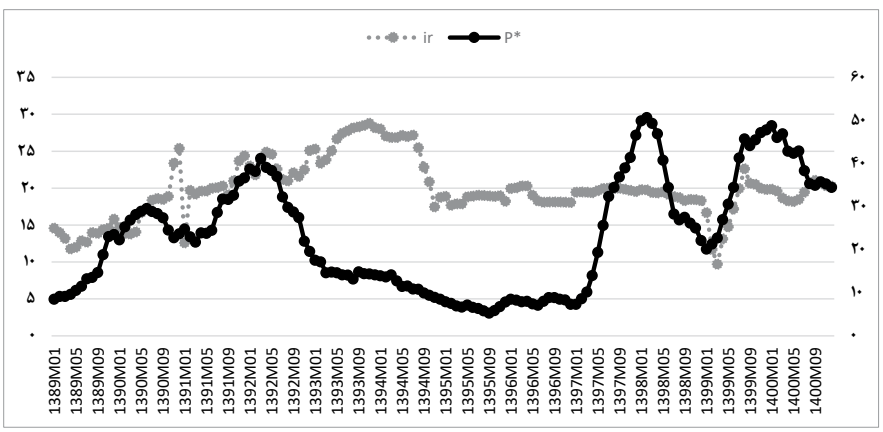
اول) شاخص‌سازی می‌شود، سپس اثر تورم و نرخ بهره بر بازده سهام (شاخص‌سازی‌شده) مورد تحلیل قرار می‌گیرد؛ و سه) استفاده از مدل Panel-ARDL برای بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین تورم و نرخ بهره با بازده سهام صنایع مختلف، نتایج مفیدی ارائه می‌دهد. از این‌رو، پژوهش فعلی به دنبال شناسایی واکنش بازده سهام صنایع مختلف به تغییرات تورم و نرخ بهره است.

مبانی نظری پژوهش

در این بخش، ابتدا روند تورم و نرخ بهره در دوره مورد مطالعه بررسی می‌شود. سپس مبانی نظری اثر تورم بر بازده سهام و اثر نرخ بهره بر بازده سهام آمده است. در انتها نیز پیشینهٔ پژوهش شامل مطالعات خارجی و مطالعات داخلی مرور می‌شود.

روند نرخ تورم و نرخ بهره در دورهٔ مورد مطالعه

اقتصاد ایران طی سال‌های گذشته همواره در معرض نرخ تورم بالا بوده است. از سال ۱۳۸۹، پس از اجرای برنامه هدفمندسازی یارانه‌ها و نیز گسترش بی‌سابقهٔ تحریم‌های بین‌المللی، نرخ تورم در ایران روند صعودی را در پیش گرفته است و از ۱۲/۴ درصد در سال ۱۳۸۹ به بالای ۴۰ درصد در سال ۱۴۰۰ رسیده است.[1]



شکل ۱: نرخ تورم نقطه به نقطه (سمت چپ) و نرخ بهره بین‌بانکی اسمی (سمت راست) از فروردین ۱۳۸۹ تا اسفند ۱۴۰۰

1. https://www.cbi.ir

شکل (۱)، روند تورم نقطه به نقطه نسبت به ماه مشابه سال قبل و نرخ بهره بین‌بانکی ماهانه را نشان می‌دهد. در شکل (۱)، نرخ تورم سه نقطه صعودی را در تاریخ‌های خرداد ۱۳۹۲، خرداد ۱۳۹۸ و فروردین ۱۴۰۰ تجربه کرده است. علاوه بر این، کم‌ترین مقدار را در پاییز ۱۳۹۵ داشته است. نرخ بهره بین‌بانکی اسمی بیش‌ترین مقدار را در پاییز و زمستان ۱۳۹۳ داشته است و کم‌ترین مقدار را در خرداد ۱۳۹۹ تجربه کرده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، دو خط تقریباً الگوی متفاوتی را با شدت‌های مختلف تجربه کردند.

اثر تورم بر بازده سهام

نظریه‌های مختلفی رابطه بین تورم و بازار سهام را بررسی کردند. اولین بار فیشر، رابطه بین نرخ بازده و تورم مورد انتظار را تحلیل کرد. نتایج فیشر، بیانگر این بود که بازده اسمی سهام با نرخ تورم مورد انتظار تغییر می‌کند و بازده واقعی، مستقل از تورم است و با عوامل واقعی تعیین می‌شود. به عبارتی، سهام سپر مناسبی در برابر تورم است. فیشر معتقد بود که بخش‌های واقعی و پولی اقتصاد کاملاً مستقل از یکدیگر هستند، این موضوع تحت عنوان «فرضیه فیشر» شناخته می‌شود. فرضیه فیشر به عنوان چارچوب و مبانی نظری میان بازده سهام و متغیرهای کلان، به‌ویژه تورم به‌کار گرفته می‌شود. فیشر استدلال کرد که با افزایش نرخ تورم، سرمایه‌گذاران انتظار تورم بیش‌تری در آینده خواهند داشت و بنابراین این امر سبب رشد نرخ بازده اسمی در آینده خواهد شد. از دهه ۱۹۷۰ به بعد برخی مطالعات تجربی، رابطه منفی بین بازده سهام و تورم به‌دست آوردند (Modigliani & Cohn, 1979; Feldstein, 1983; Fama, 1981).

برای توضیح رابطه منفی بین تورم و بازده سهام، فرضیه‌های زیادی بیان شد. مودیلیانی و کان (۱۹۷۹)، استدلال کردند که سرمایه‌گذاران دارای توهم تورمی هستند. بنابراین، با افزایش تورم تمایل دارند که سود سهام آتی انتظاری خود را با نرخ بهره اسمی بالاتری تنزیل کنند و این به نوبهٔ خود به ایجاد رابطه منفی بین بازده سهام و تورم منجر می‌شود. فلدشتاین (۱۹۸۳)، از طریق فرضیه اثر مالیات، رابطه منفی بین تورم و بازده سهام را توضیح داد. فاما (۱۹۸۱)، نیز رابطه معکوس بین تورم و بازده سهام را با اثر زنجیره‌ای توضیح داد. فاما، برعکس فرضیه فیشر، به این نتیجه رسید که تورم و بازده سهام رابطه‌ای منفی دارند. فاما استدلال می‌کند که تاثیر اساسی تورم، کاهش میل به سرمایه‌گذاری است. در واقع، پس‌انداز در شرایط تورمی کم می‌شود زیرا در شرایط تورمی، قدرت خرید مردم به‌شدت کاهش می‌یابد و با بالا رفتن هزینه‌های زندگی، امکان پس‌انداز باقی نمی‌ماند. کاهش قدرت پس‌انداز مردم سبب کاهش سرمایه‌گذاری و کاهش قیمت سهام می‌شود. در خصوص

نحوهٔ تاثیر تورم بر قیمت سهام ذکر این نکته ضروری است که هرچند تورم از طریق کانال نرخ تنزیل تاثیر منفی بر قیمت سهام دارد، ولی اگر تورم و افزایش قیمت محصول شرکت‌های بورسی بیش‌تر از رشد هزینه‌های تولید باشند، در این صورت سود بنگاه‌ها افزایش یافته و تورم از کانال جریان وجوه نقدی آتی عایدی‌ها، می‌تواند تاثیر مثبتی بر قیمت سهام داشته باشد. بدیهی است در این صورت، برایند این دو اثر مخالف نحوهٔ تاثیر تورم بر قیمت و بازدهی سهام را تعیین خواهد کرد.

اثر نرخ بهره بر بازده سهام

اقتصاددانان کلاسیک معتقدند که دو عامل تقاضای سرمایه‌گذاری و پس‌انداز، تعیین‌کنندهٔ نرخ بهره در بازار سرمایه هستند. طبق نظریه اقتصاددانان کلاسیک، پس‌اندازکنندگان و سرمایه‌گذاران با یک عامل مشترک (نرخ بهره) در بازار تصمیم‌گیری می‌کنند. در این نظریه، تقاضای سرمایه‌گذاری، تابع معکوس از نرخ بهره است و پس‌انداز نیز تابع مستقیمی از نرخ بهره است. بنابراین، در صورتی نرخ بهره در تعادل است که مقدار پس‌انداز مساوی مقدار سرمایه‌گذاری باشد. اما اقتصاددانان کینزی معتقدند که پس‌اندازکنندگان و سرمایه‌گذاران گروهی واحد نیستند، بلکه دو گروه مختلف هستند که به دلایل مختلفی وارد بازار شدند. بنابراین، به اعتقاد آن‌ها پس‌انداز و سرمایه‌گذاری تعیین‌کنندهٔ درآمد ملّی تعادلی هستند و نرخ بهره توسط بازار پول تعیین می‌شود (تفضلی، ۱۳۹۳).

تحلیلگران بنیادی معتقدند که سهام هر شرکت، ارزش ذاتی مشخصی دارد که تحت تاثیر منافع آتی سهام قرار دارد. بنابراین، برآورد عایدات آتی، ارزش سهام را مشخص می‌کند. از طرفی، هزینه فرصت نگهداری پول، نرخ بهره است و عایدات آتی سهام با نرخ تنزیل تعدیل می‌شوند. از این‌رو، با توجه به ماهیت آینده‌نگر بازار سهام، کاهش نرخ بهره، سبب افزایش ارزش سهام می‌شود. علاوه بر این، اگر سرمایه‌گذار بخواهد بین سرمایه‌گذاری در بانک و بورس سهام تصمیم‌گیری کند، باید بازده دارایی‌ها را با هم مقایسه کند. سرمایه‌گذار زمانی سرمایه‌گذاری در بازار سهام را ترجیح می‌دهد که بازدهی بازار سهام بالاتر از بازدهی بانک باشد. بنابراین، افزایش نرخ بهره، بازدهی سرمایه‌گذاری در بانک را بالا می‌برد و سبب کاهش جذابیت بازار سهام می‌شود (South African Reserve Bank, 2020).

تغییرات در نرخ بهره از دو مسیر سبب اثرگذاری بر قیمت سهام می‌شود: یک) سرمایه‌گذار انتظار ادامهٔ روند افزایشی نرخ بهره را دارد، در زمانی که نرخ بهره افزایش می‌یابد؛ و دو) با افزایش نرخ بهره، هزینه سرمایه شرکت و هزینه سرمایه‌گذاران افزایش می‌یابد. اثر خالص نرخ بهره بر قیمت سهام، از طریق برایند دو اثر ذکرشده تعیین می‌شود. اگر بانک مرکزی، نرخ بهره را افزایش دهد، سرمایه‌گذاران

انتظار روند افزایشی نرخ بهره را دارند. بنابراین، اثر اول بر اثر دوم غالب می‌شود. اما بعد از گذشت نرخ بهره به مقدار آستانه، سرمایه‌گذاران کم‌تری انتظار روند افزایشی نرخ بهره را دارند. علاوه بر این، نرخ بهره بالاتر، سبب افزایش هزینه بنگاه و کاهش سود شرکت‌ها می‌شود. در نتیجه، اثر دوم بر اثر اول غالب می‌شود (Taieby Sani & Nazeshti, 2022). در واقع، نرخ بهره از کانال‌های مختلفی بر بازار سهام اثر می‌گذارد. نرخ بهره اسمی تعیین‌کنندهٔ انتخاب بین دارایی سهام و اوراق بهادار توسط سرمایه‌گذاران است. هنگامی که نرخ بهره افزایش می‌یابد، سرمایه‌گذاران به منظور کسب بازده بیش‌تر به سرمایه‌گذاری در حساب‌های بانکی و اوراق بهادار تشویق می‌شوند و در نتیجه تقاضا برای سهام کاهش می‌یابد که به کاهش قیمت و بازده سهام منجر می‌شود. اما هنگامی که نرخ بهره کاهش می‌یابد، سرمایه‌گذاری در بازار سهام برای سرمایه‌گذاران جذاب‌تر می‌شود (Zafar *et al*., 2008).

پیشینهٔ پژوهش

جارنو[1] و همکاران (۲۰۱۶)، رابطه بین تورم و نرخ بهره را با بازار سهام بخش‌های مختلف ایالات متحده در دوره ۲۰۱۳- ۲۰۰۳ مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که تورم و نرخ بهره در طول زمان و در بخش‌های مختلف، اثرات متفاوتی بر بازار سهام می‌گذارد. علاوه بر این، آن‌ها دریافتند که نرخ بهره و تورم در شرایط رونق بازار، اثر بیش‌تری بر بازده سهام دارد. تجزیه‌وتحلیل بخشی آن‌ها نشان داد که بخش فناوری اطلاعات، مراقبت‌های بهداشتی، خدمات مخابراتی، مواد و صنایع بیش‌تر از سایر بخش‌ها تحت تاثیر نرخ بهره و تورم قرار گرفتند. اما تورم و نرخ بهره کم‌ترین اثر را بر بخش انرژی و امور مالی داشته است. پاپادامو و همکاران[2] (۲۰۱۷)، به بررسی اثر نرخ بهره بر بازده سهام طی دوره ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۸ پرداختند. نتایج تجربی آن‌ها نشان داد که نرخ بهره اثر منفی بر بازده سهام در کشورهای در حال توسعه دارد. القراله[3] (۲۰۲۰)، رابطه بین بازده بازار سهام و تورم را در کشورهای G7 با رویکرد ARDL بررسی کرد و دریافت که نتایج او در حمایت از فرضیه فیشر بوده است و بین تورم و بازده سهام در کشورهای مورد مطالعه رابطه مثبتی وجود دارد. جلیلوف و همکاران[4] (۲۰۲۰)، اثر تورم بر بازده سهام در نیجریه را با داده‌های روزانه از تاریخ ۲۷ فوریه ۲۰۲۰ تا ۳۰ آوریل ۲۰۲۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج تجربی آن‌ها نشان داد که تورم اثر منفی بر بازده سهام دارد. در واقع، نتایج آن‌ها فرضیه فیشر را رد کرد. آسیدو

1. Jareño
2. Papadamou
3. Alqaralleh
4. Jelilov

و همکاران (۲۰۲۱)، اثر نرخ تورم و نرخ بهره بر عملکرد بازار سهام بخشی در غنا را با داده‌های ماهانه ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۶ مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج تجربی آن‌ها نشان داد که تورم با بازده سهام بخشی رابطه منفی دارد. علاوه بر این، آن‌ها دریافتند که بخش نفت بیش‌تر از سایر بخش‌ها تحت تاثیر تورم قرار دارد.

پاشایی‌فام و امیدی‌پور (۲۰۰۹)، اثر نرخ تورم را بر بخش‌های مختلف اقتصادی، به‌ویژه بازار سرمایه با داده‌های فصلی ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۵ و رویکرد GARCH مورد بررسی قرار دادند. نتایج تجربی آن‌ها نشان داد که بین تورم و بازده واقعی سهام در بلندمدت رابطه منفی وجود دارد. موسوی و راغب (۲۰۱۴)، به بررسی اثر تورم بر عملکرد بازار سهام با استفاده از داده‌های سری زمانی ماهانه طی دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ و رویکرد ARDL پرداختند. نتایج تجربی آن‌ها نشان داد که تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر مثبت و معناداری بر عملکرد سهام در دوره مورد بررسی دارد. مهدی‌آبادی و محمدی‌پور (۲۰۱۹)، به بررسی اثر نرخ بهره بر عملکرد بازار سهام در ایران با رویکرد GARCH پرداختند. نتایج تجربی آن‌ها نشان داد که نرخ بهره اثر منفی بر نسبت قیمت به درآمد بورس اوراق بهادار تهران دارد.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، مطالعات تجربی متعددی رابطه بین تورم، نرخ بهره و عملکرد بازار سهام را مورد تحلیل قرار دادند، اما بر ارزیابی اثر تورم و نرخ بهره بر بازده سهام صنایع مختلف متمرکز نشده‌اند. بنابراین، پژوهش حاضر واکنش بازده سهام صنایع مختلف را نسبت به تورم و نرخ بهره مورد تحلیل قرار می‌دهد. بررسی واکنش بازده سهام صنایع مختلف به تورم و نرخ بهره در شناسایی سهام مناسب برای سرمایه‌گذاری در شرایط تورمی مختلف به سرمایه‌گذاران در کاهش ریسک پرتفوهایشان کمک فراوانی می‌کند.

روش‌شناسی پژوهش

داده‌ها

داده‌های متغیرهای این پژوهش به صورت ماهانه در دوره فروردین ۱۳۸۹ تا اسفند ۱۴۰۰ است. متغیر وابسته شاخص قیمت (PS*) ۱۵ صنعت شامل ماشین‌آلات، کاشی و سرامیک، زراعت، بانک، سیمان، محصولات کاغذ، مواد دارویی، لاستیک، منسوجات، خودرو، قند و شکر، فلزات اساسی، کانه فلزی، حمل‌ونقل، و محصولات شیمیایی است. البته چون مقادیر این شاخص‌ها با یکدیگر تفاوت دارد، برای همگن‌سازی این شاخص‌ها بر اساس ماه پایه فروردین ۱۳۸۹ شاخص‌سازی شده است تا امکان مقایسه صنایع فراهم شود. سایر متغیرهای مستقل در این پژوهش شامل نرخ ارز، نرخ بهره بین‌بانکی، قیمت نفت و نقدینگی است که تعریف و منبع آن‌ها در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱: معرفی متغیرها و منابع آن‌ها

متغیرها	تعریف	منبع
PS	شاخص قیمت سهام صنایع مختلف در بورس تهران	سازمان بورس اوراق بهادار تهران (SEO)
PS*	شاخص فرعی ساخته‌شده از PS بر اساس شروع دوره (فروردین ۱۳۸۹)	-
TI	شاخص کل بازار سهام	سازمان بورس اوراق بهادار تهران (SEO)
R	بازده واقعی سهام	$R = \left(\frac{PS_t - PS_{t-1}}{PS_{t-1}}\right) * 100$
CPI	شاخص قیمت مصرف‌کننده (سال پایه ۱۳۹۵) (درصد)	مرکز آمار ایران
E	نرخ ارز غیررسمی (ریال)	بانک مرکزی ایران
IR	نرخ بهره بین‌بانکی (درصد)	بانک مرکزی ایران
O	قیمت نفت برنت (دلار)	بانک مرکزی ایران
M	نقدینگی (میلیارد ریال)	بانک مرکزی ایران

مدل اقتصادسنجی Panel-ARDL

در این پژوهش بعد از محاسبه شاخص فرعی (PS*)، برای بررسی اثر تورم و نرخ بهره بر بازده سهام صنایع مختلف ایران، از الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده‌ی پنلی[1] (Panel-ARDL) استفاده می‌شود. با بهره‌گیری از نظریه‌ها و مطالعات تجربی مختلف در خصوص اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار سهام، عوامل اثرگذار بر بازده سهام صنایع مختلف با تاکید بر تورم و نرخ بهره به صورت رابطه (۱) در نظر گرفته شده است:

$$PS*_{it} = \beta_1 CPI_{it} + \beta_2 E_{it} + \beta_3 IR_{it} + \beta_4 O_{it} + \beta_4 M_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

که در رابطه (۱)، اندیس i و t به‌ترتیب صنایع مختلف و زمان را نشان می‌دهد. Y: متغیر وابسته است و بیانگر بازده سهام صنایع مختلف است که از شاخص قیمت سهام به‌دست آمده است. متغیرهای مستقل در این پژوهش شامل CPI: شاخص قیمتی مصرف‌کننده، E: نرخ ارز غیررسمی، IR: نرخ بهره بین‌بانکی، O: قیمت نفت برنت، و M: نقدینگی است. با تبیین فرم تابعی الگو، اثر عوامل کلان اقتصادی شامل تورم و نرخ بهره بر بازده سهام صنایع مختلف ایران، رابطه (۱) ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها را در

1. Panel-Auto Regressive Fixed Effect

قالب الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) و در چارچوب پانل مورد ارزیابی قرار می‌دهد.

رویکرد خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL)، مزایای زیادی نسبت به سایر روش‌های اقتصادسنجی دارد. روش ARDL، نسبت به سایر رویکردهای اقتصادسنجی در نمونه‌های کوچک، قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری دارد. همچنین در این روش، ماهیت ایستایی متغیرهای موجود در مدل، رابطه همگرایی بین متغیرها را می‌تواند بررسی کند. از همه مهم‌تر این‌که، در روش مذکور، می‌توان روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل را به‌طور همزمان تحلیل کرد (Pesaran Shin, 1995). رویکرد ARDL شامل سه روش متفاوت میان‌گروهی[1] (MG)، میان‌گروهی تلفیقی[2] (PMG)، و اثرات ثابت پویا[3] (DEF) است که روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها را برآورد می‌کند. این روش‌ها از بیش‌ترین راست‌نمایی برای برآورد روابط استفاده می‌کنند. در این پژوهش به منظور بررسی اثر تورم و نرخ بهره بر بازده سهام صنایع در ایران از رابطه (۲) در چارچوب Panel-ARDL استفاده می‌شود.

$$DY_{it} = f_{i,t-1} + \beta_i^* X_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} l_{ij}^* DY_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} g_{ij}^* DX_{i,t-j} + m_i + \varepsilon_{it} \qquad (۲)$$

در رابطه (۲): $i= 1, 2,\dots , N$ معرف تعداد صنایع و $t= 1, 2, \dots, T$ معرف دوره زمانی است. علاوه بر این، Y_{it} متغیر وابسته و X_{it} متغیرهای مستقل مدل هستند.

برآورد و نتایج تجربی

پیش از برآورد مدل برای اطمینان به نتایج، نخست باید پیش‌آزمون‌های مربوط به هر مدل اقتصادسنجی انجام شود. در ادامهٔ این پژوهش نیز آزمون‌های همخطی بین متغیرها، خودهمبستگی، و مانایی بررسی می‌شوند. ابتدا آزمون VIF (Belsley *et al.*, 2005)، برای بررسی همخطی بین متغیرها انجام گرفت. نتایج آزمون VIF در جدول (۲) ارائه شد که نشان می‌دهد مقادیر VIF برای همه متغیرها کم‌تر از استاندارد معمول پذیرفته‌شده یعنی ۱۰ است. همچنین، میانگین VIF متغیرها برابر با ۲/۸۴ به‌دست آمد که از مقدار استاندارد پذیرفته‌شده برای میانگین VIF، یعنی ۶ کم‌تر بود. بنابراین، مشکل همخطی بین متغیرها وجود ندارد.

1. Mean Group
2. Pooled Mean Group
3. Dynamic Fixed Effect

جدول ۲: نتایج آزمون VIF

نام متغیر	VIF	میانگین VIF
CPI	۴/۵۶	۲/۸۴
E	۲/۳۸	
IR	۱/۰۱	
O	۱/۲۲	
M	۵/۰۷	

اگر $t > n$ باشد، بایستی از آزمون LM (Breusch & Pagan, 1980)، برای تشخیص همبستگی مقطعی در داده‌های پانل استفاده شود. در این پژوهش نیز تعداد دوره زمانی ۱۴۴ ماه از تعداد صنایع ۱۵ صنعت بیش‌تر است. بنابراین، از آزمون LM برای تشخیص همبستگی مقطعی استفاده می‌شود. نتایج آزمون LM، بیانگر این است که فرضیه صفر (وجود استقلال مقطعی) رد می‌شود. بنابراین، همبستگی مقطعی در همه متغیرهای مدل وجود دارد. با توجه به نتایج آزمون همبستگی مقطعی، در این مرحله از آزمون ریشه واحد (CIPS) (Pesaran, 2007)، برای بررسی ثابت بودن متغیرها استفاده می‌شود. فرض صفر آزمون ریشه واحد پانل (CIPS) این است که همه سری‌ها دارای ریشه واحد هستند. نتایج حاصل از آزمون‌های CIPS در جدول (۳) ارائه شده است. نتایج بیانگر این است که متغیر PS* در سطح ماناست. با وجود این، سایر متغیرها در سطح مانا نیستند. اما با وارد کردن متغیرها به صورت لگاریتم، مشاهده می‌شود که تمامی متغیرها به صورت لگاریتم مانا هستند.

جدول ۳: نتایج آزمون CIPS

متغیرها		متغیرها	
PS*	-۲/۵۸	LPS	-۳/۸۶
CPI	-۱/۵۴۴	LCPI	-۲/۹۵
E	-۲/۱۲۱	LE	-۳/۹۵
IR	-۱/۹۳۳	LIR	-۳/۱۵
O	-۲/۷۸۴	LO	-۴/۱۲
M	-۲/۶۸۴	LM	-۲/۹۵۹

نکته: مقادیر بحرانی در سطح ۱۰ درصد (۲/۷۳-)، در سطح ۵ درصد (۲/۸۶-)، و در سطح ۱ درصد (۳/۱-) است.

بعد از بررسی مانایی متغیرها، از آزمون هم‌انباشتگی (Pedroni, 1999; Kao, 1999) برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده شده است. نتایج آزمون هم‌انباشتگی در جدول (۴) نشان می‌دهد که فرضیه صفر (عدم هم‌انباشتگی) در هر دو آزمون رد می‌شود. از این‌رو، نتایج این آزمون بیان می‌کند که رابطه بلندمدت بین نرخ تورم و متغیرهای مستقل وجود دارد.

جدول ٤: آزمون هم‌جمعی کائو و پدرونی

آزمون هم‌جمعی Kao			آزمون هم‌جمعی Pederoni		
برآوردگر	آماره آزمون	سطح احتمال	برآوردگر	آماره آزمون	سطح احتمال
Modified Dickey-Fuller t	-۴/۱۸۴	۰/۰۰۰	Modified Phillips-Perron t	-۶/۸۳۲	۰/۰۰۰
Dickey-Fuller t	-۳/۸۵۱	۰/۰۰۰	Phillips-Perron t	-۷/۷۸۹	۰/۰۰۰
Augmented Dickey-Fuller t	-۳/۷۷۵	۰/۰۰۰	Augmented Dickey-Fuller t	-۷/۷۶۹	۰/۰۰۰
Unadjusted modified Dickey-Fuller t	-۱۸/۶۴۳	۰/۰۰۰			
Unadjusted Dickey-Fuller t	-۶/۶۳۷	۰/۰۰۰			

بعد از بررسی پیش‌آزمون‌ها، اثر تورم و نرخ بهره بر بازده سهام صنایع مختلف با رویکرد الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده پانلی برآورد می‌شود. نتایج برآورد رویکرد Panel- ARDL در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۵: نتایج برآورد مدل بازده اسمی صنایع در کوتاه‌مدت و بلندمدت Panel-ARDL

متغیر	مدل یک			مدل دو			مدل سه		
	ضرایب	آماره z	Prob.	ضرایب	آماره z	Prob.	ضرایب	آماره z	Prob.
LCPI	۲/۱۸۹	۵/۹۲	۰/۰۰۰	۱/۱۶۴	۴/۰۰	۰/۰۰۰	-	-	-
LE	۰/۴۹۲	۲/۸۵	۰/۰۰۴	۰/۵۷۰	۳/۱۱	۰/۰۰۲	۱/۵۵۸	۱۱/۸۶	۰/۰۰۰
LIR	-۱/۱۶۶	-۶/۳۳	۰/۰۰۰	-۱/۰۵۸	-۵/۵۷	۰/۰۰۰	-۰/۷۹۶	-۴/۲۸	۰/۰۰۰
LO	-۰/۵۷۲	-۴/۷۱	۰/۰۰۰	-۰/۴۳۰	-۳/۵۴	۰/۰۰۰	-۰/۵۲۳	-۳/۹۷	۰/۰۰۰
LM	-۰/۷۵۶	-۳/۷۱	۰/۰۰۰	-	-	-	-۰/۲۰۴	-۱/۲۴	۰/۲۱۴
ECT	-۰/۱۳۳	-۱۱/۷۳	۰/۰۰۰	-۰/۱۲۶	-۱۱/۸۱	۰/۰۰۰	-۰/۱۴۳	-۱۶/۴۹	۰/۰۰۰
D1 LCPI	۱/۸۱۴	۱۶/۰۶	۰/۰۰۰	۱/۸۶۵	۱۷/۵۷	۰/۰۰۰	-	-	-
D1LE	-۰/۱۰۶	-۱/۲۷	۰/۲۰۶	-۰/۱۲۰	-۱/۴۳	۰/۱۵۲	۰/۳۵۷	۵/۰۴	۰/۰۰۰

ادامه جدول ۵: نتایج برآورد مدل بازده اسمی صنایع در کوتاه‌مدت و بلندمدت Panel-ARDL

متغیر	مدل یک			مدل دو			مدل سه		
	ضرایب	آماره z	Prob.	ضرایب	آماره z	Prob.	ضرایب	آماره z	Prob.
D1LO	۰/۰۰۸	۰/۲۴	۰/۸۱۰	-۰/۰۱۲	-۰/۳۲	۰/۷۴۷	۰/۰۲۸	۰/۷۶	۰/۴۴۹
D1LM	۰/۰۲۰	۱/۹۷	۰/۰۴۹	-	-	-	۰/۰۹۵	۱۰/۴۱	۰/۰۰۰
Cons	۱/۲۳۸	۱۲/۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۱۲	۰/۸۹	۰/۳۷۱	-۰/۲۹۹	-۱۲/۸۷	۰/۰۰۰
Hausman Test	۳/۶۴۱(۰/۳۱۴)			۳/۸۴۱(۰/۳۱۶)			۳/۴۴۸(۰/۳۰۰)		

نکته: مدل یک[1] شامل همه متغیرهای مستقل، مدل دو[2] بدون نقدینگی، و مدل سه[3] بدون تورم است.

نتایج آزمون هاسمن[4] (۱۹۷۸)، در مدل یک نشان‌دهندهٔ این است که برآوردگر PMG از کارایی و سازگاری لازم برای برآورد مدل این پژوهش برخوردار است. ضریب جمله تصحیح خطا، وجود رابطه بلندمدت معنادار میان متغیرهای الگو را نشان می‌دهد. ضریب جمله تصحیح خطا دارای علامت منفی و در سطح ۱ درصد از نظر آماری معنادار است. بنابراین، می‌توانیم نتیجه بگیریم که در هر دوره حدود ۱۳ درصد، انحراف رابطهٔ کوتاه‌مدت از مسیر بلندمدت تعدیل می‌شود و رابطه کوتاه‌مدت در مسیر رابطه بلندمدت قرار می‌گیرد.

اثر تورم بر بازده سهام

با توجه به نتایج جدول (۵)، اثر تورم بر بازده اسمی سهام صنایع مختلف در کوتاه‌مدت و بلندمدت مثبت و معنادار است. در واقع، نتایج بیانگر این است که بازده سهام صنایع مختلف ایران، طبق نظریه فیشر محافظ خوبی در برابر تورم است. علاوه بر این، ضریب اثرگذاری تورم در بلندمدت بالاست، به این مفهوم که با ۱ درصد افزایش در نرخ تورم، حدود ۲/۱۸۹ درصد بازده سهام صنایع افزایش می‌یابد. تورم از کانال‌های تسهیل پولی، دارایی‌ها و فروش اسمی شرکت‌ها می‌تواند سبب افزایش قیمت سهام شود (Gordon, 1962; Antonakakis *et al*., 2017). در واقع، تورم ارزش حقیقی دارایی‌ها را بالا می‌برد و ارزش حقیقی بدهی‌ها را کاهش می‌دهد، زیرا بدهی‌ها به قیمت اسمی برای شرکت‌ها ثبت شده است. بنابراین، تورم از کانال دارایی‌ها سبب افزایش ارزش شرکت‌ها می‌شود. علاوه بر این، تورم سبب افزایش فروش اسمی شرکت‌ها می‌شود که بر سود اسمی شرکت‌ها اثر می‌گذارد و به افزایش

1. Model One: LPS*= LCPI+ LE+ LIR+ LO+ LM
2. Model Two: LPS*= LCPI+ LE+ LIR+ LO
3. Model Three: LPS*= LE+ LIR+ LO+ LM
4. Hausman

بازده سهام منجر می‌شود. تورم همچنین سبب رونق اقتصاد می‌شود و از کانال تسهیل پولی سبب افزایش سود سهام و قیمت سهام می‌شود. موسوی و راغب (۲۰۱۴)، نیز بین تورم و بازده سهام ایران در دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ رابطه مثبت و معناداری پیدا کرده بودند. برخی مطالعات در سایر کشورها نیز بین تورم و بازده سهام رابطه مثبتی به‌دست آورده‌اند (Okorie *et al*., 2021; Huy *et al*., 2021). همچنین، جارنو و همکاران (۲۰۱۶) دریافتند که در شرایط رونق اقتصادی، اثرگذاری تورم بر بازار سهام بیش‌تر است.

اثر نرخ ارز بر بازده سهام

با توجه به نتایج جدول (۵)، نرخ ارز در کوتاه‌مدت اثر منفی بر بازده اسمی سهام صنایع دارد که البته از نظر آماری معنادار نیست. اما بین نرخ ارز و بازده سهام صنایع مختلف ایران در دوره مورد بررسی در بلندمدت رابطه مثبت و از نظر آماری معنادار وجود دارد. با افزایش نرخ ارز، صادرات افزایش می‌یابد و این سبب فروش بیش‌تر و سود شرکت‌های صادرات‌محور می‌شود. بنابراین، بین نرخ ارز و بازده سهام صنایع مختلف در بلندمدت رابطه مثبتی وجود دارد. سرینو و همکاران[1] (۲۰۲۲)، بین نرخ ارز و بازده سهام رابطه منفی کشف کردند. گوکمنگلو و همکاران[2] (۲۰۲۱)، رابطه نامتقارنی بین نرخ ارز و بازار سهام در اقتصادهای نوظهور به‌دست آوردند.

اثر نرخ بهره بر بازده سهام

نتایج تجربی جدول (۵) نشان می‌دهد که بین نرخ بهره و بازده اسمی سهام صنایع مختلف در کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطه منفی و از نظر آماری معنادار وجود دارد. به علاوه، اثر نرخ بهره بر بازده سهام در بلندمدت بیش‌تر است، به‌طوری که با یک درصد افزایش نرخ بهره در بلندمدت، بازده سهام صنایع مختلف بیش‌تر از یک درصد کاهش می‌یابد. در واقع، با افزایش نرخ بهره، سرمایه‌گذاری در بانک جذاب‌تر می‌شود، که این مورد باعث می‌شود سرمایه‌گذارانی که به دنبال بیشینه کردن سود خود هستند، سرمایه‌های خود را به سمت بانک هدایت کنند. در واقع، می‌توان گفت که نگهداری پول به صورت سپرده یکی از بازارهای موازی و رقیب بازار مالی است و افزایش نرخ بهره، آسیب زیادی به بازار مالی وارد می‌کند. برخی مطالعات از نتایج ما حمایت می‌کنند. آسیدو و همکاران (۲۰۲۱)، نیز بین نرخ بهره و عملکرد بازار سهام کشور غنا رابطه منفی به‌دست آوردند. پاپادامو و همکاران (۲۰۱۷)، نیز رابطه منفی بین نرخ بهره و بازده سهام به‌دست آوردند.

1. Sreenu
2. Gokmenoglu

اثر قیمت نفت بر بازده سهام

همان‌طور که در جدول (۵) مشاهده می‌شود، بین قیمت نفت و بازده اسمی سهام صنایع در کوتاه‌مدت رابطه معناداری وجود ندارد. اما بین قیمت نفت و بازده سهام صنایع مختلف در بلندمدت رابطه منفی و معناداری برقرار است. از آن‌جایی که بخش قابل‌توجهی از درآمدهای ایران از صادرات نفت و درآمدهای ارزی و ریالی حاصل از آن تامین می‌شود، در پی تغییرات قیمت نفت، درآمدهای کشور نیز با بی‌ثباتی شدید مواجه می‌شود. بنابراین، افزایش قیمت نفت و درآمدهای نفتی سبب افزایش بی‌ثباتی اقتصاد ایران می‌شود، از این‌رو، افزایش قیمت نفت از کانال بی‌ثباتی، موجب کاهش قیمت سهام می‌شود. مطالعات زیادی بین قیمت نفت و بازده سهام رابطه‌ای منفی به‌دست آوردند (Kollias *et al*., 2013; Zhu *et al*., 2014; Das & Kannadhasan, 2020).

اثر نقدینگی بر بازده سهام

نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که اثر نقدینگی بر بازده اسمی سهام صنایع در کوتاه‌مدت در سطح ۵ درصد مثبت و معنادار است. بین نقدینگی و بازده سهام صنایع در بلندمدت نیز رابطه منفی و از نظر آماری معنادار برقرار است. نتایج نشان می‌دهد که سیاست پولی انبساطی آسیب زیادی به بازده سهام می‌رساند، به‌طوری که با ۱ درصد رشد نقدینگی، بازده سهام صنایع حدود ۰/۷۵۶ درصد کاهش می‌یابد. آگورلو-ییلدیریم[1] و همکاران (۲۰۲۱)، نیز رابطه‌ای منفی بین سیاست پولی و بازده سهام ایالات متحده به‌دست آوردند. نتایج معادله سه (حذف تورم از معادله) در جدول (۵) نشان می‌دهد، وقتی CPI از معادله حذف می‌شود، نقدینگی در کوتاه‌مدت اثر مثبت و معناداری بر بازده اسمی سهام دارد و در بلندمدت رابطه معناداری بین نقدینگی و بازده اسمی سهام وجود ندارد. در واقع، نتایج بیانگر این هستند که وقتی نقدینگی و CPI در یک معادله هستند، در واقع، CPI اثرات قیمتی را در نظر می‌گیرد و اثر نقدینگی خالص از تورم است. اما وقتی CPI از معادله حذف می‌شود، اثر قیمتی نقدینگی نیز پدیدار می‌شود.

تحلیلِ بیش‌تر

برای بررسی بیش‌تر، اثر تورم و نرخ بهره بر شاخص کل بازار با داده‌های سری زمانی از فروردین ۱۳۸۹ تا اسفند ۱۴۰۰ با رویکرد ARDL بررسی شده است. نتایج در جدول (۶) ارائه شده است.

1. Ugurlu-Yildirim

جدول ٦: نتایج برآورد مدل بازده اسمی شاخص کل سهام در کوتاه‌مدت و بلندمدت با رویکرد ARDL

متغیر	ضرایب	آماره T	ارزش احتمال
LTI L1	-۰/۰۴۳	-۲/۵۳	۰/۰۱۳
LCPI LR	۰/۰۳۵	۳/۱۷	۰/۰۰۰
LE LR	۱/۶۱۰	۲/۹۴	۰/۰۰۴
LIR LR	-۲/۴۸۱	-۲/۲۸	۰/۰۲۵
LO LR	۰/۶۳۸	۱/۱۲	۰/۲۶۵
LM LR	۰/۰۲۱	۰/۰۴	۰/۹۷۰
LTI LD	۰/۱۳۶	۱/۷۶	۰/۰۸۱
LCPI D1	۰/۰۱۳	۱/۶۹	۰/۰۹۴
LCPI LD	۰/۰۱۲	۱/۹۵	۰/۰۵۴
LCPI L2D	۰/۰۱۵	۲/۸۹	۰/۰۰۵
LIR D1	-۰/۱۳۲	-۱/۸۴	۰/۰۶۸
LIR LD	-۰/۱۵۱	-۲/۱۳	۰/۰۳۶
LIR L2D	-۰/۱۸۸	-۲/۷۹	۰/۰۰۶
LO D1	-۰/۰۰۰	-۰/۰۱	۰/۹۹۴
LO LD	-۰/۱۵۷	-۲/۵۳	۰/۰۱۳
LO L2D	۰/۰۲۲	۰/۳۵	۰/۷۲۴
LO L3D	-۰/۲۲۳	-۳/۵۹	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	-۰/۰۳۸	-۰/۱۴	۰/۸۸۷

R^2: 0.492

ARDL (2-3-0-3-4-0)

نتایج جدول (۶) نشان می‌دهد که تورم در بلندمدت اثر مثبت و معناداری بر شاخص کل بازار دارد. بین نرخ ارز غیررسمی و شاخص کل بورس نیز ارتباط مثبت و از نظر آماری معنادار وجود دارد. با افزایش نرخ بهره بین‌بانکی، شاخص کل بازار در بلندمدت کاهش می‌یابد. بین قیمت جهانی نفت و نقدینگی و شاخص کل در دوره مورد مطالعه، ارتباط معناداری برقرار نیست. در ادامه، اثر تورم و نرخ بهره بر بازده واقعی (نرخ رشد شاخص قیمت صنایع مختلف) با رویکرد Panel-ARDL بررسی شده است. نتایج در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول ۷: نتایج برآورد مدل بازده واقعی سهام صنایع در کوتاه‌مدت و بلندمدت با رویکرد Panel-ARDL

متغیر	ضرایب	آماره Z	ارزش احتمال
LCPI	-۲۲/۶۰۵	-۶/۳۰	۰/۰۰۰
LE	۱۵/۳۲۲	۹/۳۴	۰/۰۰۰
LIR	-۵/۳۲۰	-۳/۰۰	۰/۰۰۳
LO	-۳/۲۶۵	-۲/۸۶	۰/۰۰۴
LM	۰/۲۳۶	۰/۱۲	۰/۹۰۵
ECT	-۰/۸۱۶	-۲۳/۱۴	۰/۰۰۰
D1 LCPI	-۸/۱۷۱	-۰/۵۹	۰/۵۵۴
D1LE	۰/۲۴۳	۰/۰۵	۰/۹۵۸
D1LIR	-۱۰/۶۸۱	-۴/۴۰	۰/۰۰۰
D1LO	۲/۰۱۳	۱/۰۸	۰/۲۸۲
D1LM	۰/۴۱۳	۰/۹۵	۰/۳۴۳
عرض از مبدأ	-۲۴/۸۹۶	-۲۴/۶۳	۰/۰۰۰

نتایج جدول (۷)، بیانگر این است که اثر تورم بر بازده واقعی سهام در بلندمدت منفی است. بنابراین، نتایج نشان می‌دهد اگرچه در بلندمدت تورم سبب افزایش بازده اسمی سهام می‌شود، اما بازده واقعی سهام را کاهش می‌دهد. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که بین نرخ ارز غیررسمی و بازده واقعی سهام رابطه مثبت و از نظر آماری معناداری وجود دارد، نرخ بهره بین‌بانکی سبب کاهش بازده واقعی سهام می‌شود، و بین قیمت جهانی نفت و بازده واقعی سهام رابطه منفی و معناداری برقرار است. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که نقدینگی در بلندمدت بر بازده واقعی سهام اثرگذار نیست.

بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش، تاثیر تورم و نرخ بهره بر بازده سهام صنایع مختلف با رویکرد Panel-ARDL با داده‌های ماهانه طی دوره فروردین ۱۳۸۹ تا اسفند ۱۴۰۰ بررسی شد. این رویکرد در شرایطی که درجهٔ همگرایی متغیرها طی زمان متفاوت است بهتر می‌تواند اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تورم و نرخ بهره را بر بازده سهام صنایع نشان دهد.

نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که افزایش تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت سبب افزایش بازده اسمی سهام صنایع مختلف و افزایش شاخص کل بازار می‌شود. در واقع، نتایج از فرضیه فیشر، مبنی بر این‌که بازده اسمی سهام صنایع مختلف ایران محافظان مناسبی در برابر تورم است، حمایت می‌کند، زیرا تورم می‌تواند ارزش دارایی‌های شرکت‌ها را در مقابل بدهی‌ها افزایش دهد. تحلیل بیش‌تر نشان داد که اگرچه تورم بر بازده اسمی سهام تاثیر مثبت دارد، اما بازده واقعی سهام را کاهش می‌دهد. نرخ بهره اسمی، هم بر بازده اسمی و هم واقعی سهام صنایع مختلف در کوتاه‌مدت و بلندمدت تاثیر منفی معناداری دارد و مقدار این تاثیر در بلندمدت بیش‌تر از کوتاه‌مدت است. نتایج تجربی مطالعه همچنین نشان داد که نرخ ارز اسمی بر بازده اسمی و واقعی سهام در بلندمدت تاثیر مثبت و معناداری دارد. قیمت نفت در بلندمدت بر بازده سهام صنایع تاثیر منفی و معناداری دارد. نقدینگی در کوتاه‌مدت تاثیر مثبت بر بازده اسمی و واقعی سهام دارد، اما در بلندمدت بر بازده اسمی سهام تاثیر منفی و معناداری می‌گذارد و بر بازده واقعی سهام در بلندمدت رابطه معناداری ندارد.

این پژوهش، خلأ مطالعات قبلی را در رابطه با واکنش بازده صنایع مختلف به تورم و نرخ بهره تکمیل می‌کند. به علاوه، نتایج این پژوهش، پیامدهای سیاستی مهمی در اختیار سرمایه‌گذاران و مقامات پولی کشور قرار می‌دهد. از آن‌جایی که بازده سهام منعکس‌کنندهٔ وضعیت فعال بودن بازار است (Geetha *et al*., 2011) و از طرفی، متغیرهای کلان اقتصادی می‌توانند بازده سهام را تحت تاثیر قرار دهند، بنابراین پژوهش حاضر پیشنهادهایی برای افزایش بازده سهام و جلب اعتماد سرمایه‌گذاران بالقوه به بازار سرمایه ارائه می‌دهد. به علاوه، مقامات پولی ایران باید در هنگام سیاستگذاری و اجرای سیاست‌های پولی، واکنش بازار سرمایه نسبت به سیاست‌های مذکور را مد نظر قرار دهند. علاوه بر این، برای مطالعات آینده، شناسایی بخش‌هایی که محافظان بهتری در برابر تورم هستند، سرمایه‌گذاران را در تصمیم‌گیری بهتر و طراحی راهبردهای موثر برای کاهش ریسک سبد دارایی یاری می‌کند. پیامدهای سیاستی در رابطه با مدیریت ریسک و تخصیص دارایی نیز می‌تواند پیامدهایی را در رابطه با انتقال سیاست پولی ارائه دهد.

اظهاریه قدردانی

تشکر و قدردانی از داوران ناشناس و ویراستار علمی (مازیار چابک) نشریه برنامه‌ریزی و بودجه.

منابع

الف) انگلیسی

Abzari, M., Sameti, M., & Delbari, M. (2003). Applying "Analysis of Hierarchical Process" Model (AHP) in Considering Appropriate Criteria for Selecting Stocks in Tehran Stock Exchange. *Planning and Budgeting, 7*(5), 3-27. [In Farsi] http://jpbud.ir/article-1-226-fa.html

Alqaralleh, H. (2020). Stock Return-Inflation Nexus; Revisited Evidence Based on Nonlinear ARDL. *Journal of Applied Economics, 23*(1), 66-74. https://doi.org/10.1080/15140326.2019.1706828

Antonakakis, N., Gupta, R., & Tiwari, A. K. (2017). Has the Correlation of Inflation and Stock Prices Changed in the United States over the Last Two Centuries? *Research in International Business and Finance, 42*(1), 1-8. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2017.04.005

Asiedu, E. L., Mireku-Gyimah, D., Kamasa, K., & Otoo, H. (2021). Interest Rate, Inflation and Stock Market Performance in Ghana: A Sector Based Vector Error Correction Model Perspective. *African Journal of Business and Economic Research, 16*(1), 185. https://doi.org/10.31920/1750-4562/2021/v16n1a8

Azimi, S. R., Miri, A. A., Taghizadeh, K., & Samadi, R. (2013). The Study of Trend and Causes of Iran's Inflation During (2010 -2012) and Measures Fulfilled to Subdue It. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies, 1*(1), 25-58. [In Farsi] http://qjfep.ir/article-1-22-fa.html

Bai, Z. (2014). Study on the Impact of Inflation on the Stock Market in China. *International Journal of Business and Social Science, 5*(7), 261-271.

Belsley, D. A., Kuh, E., & Welsch, R. E. (2005). *Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity*: John Wiley & Sons.

Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics. *The Review of Economic Studies, 47*(1), 239-253. https://doi.org/10.2307/2297111

Das, D., & Kannadhasan, M. (2020). The Asymmetric Oil Price and Policy Uncertainty Shock Exposure of Emerging Market Sectoral Equity Returns: A Quantile Regression Approach. *International Review of Economics & Finance, 69*(1), 563-581. https://doi.org/10.1016/j.iref.2020.06.013

Fama, E. F. (1981). Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money. *The American Economic Review, 71*(4), 545-565.

Feldstein, M. (1983). *Inflation and the Stock Market. In Inflation, Tax Rules, and Capital Formation* (pp. 186-198): University of Chicago Press. https://doi.org/10.7208/chicago/9780226241791.001.0001

Geetha, C., Mohidin, R., Chandran, V. V., & Chong, V. (2011). The Relationship between Inflation and Stock Market: Evidence from Malaysia, United States and China.

International Journal of Economics and Management Sciences, 1(2), 1-16.
Gokmenoglu, K., Eren, B. M., & Hesami, S. (2021). Exchange Rates and Stock Markets in Emerging Economies: New Evidence Using the Quantile-on-Quantile Approach. *Quantitative Finance and Economics, 5*(1), 94-110. https://doi.org/10.3934/QFE.2021005
Gordon, M. J. (1962). *The Investment, Financing, and Valuation of the Corporation*: RD Irwin. https://doi.org/10.2307/1926621
Hadipour, H., Paytakhti Oskooe, A., & Rahmani, K. (2021). Factors Affecting the Instability Index in Tehran Stock Exchange. *Planning and Budgeting, 26*(3), 131-154. [In Farsi] http://jpbud.ir/article-1-2029-fa.html
Hausman, J. A. (1978). Specification Tests in Econometrics. Econometrica: *Journal of the Econometric Society, 46*(6), 1251-1271. https://doi.org/10.2307/1913827
Hewett, W. W. (1930). *The Theory of Interest, as Determined by Impatience to Spend Income and Opportunity to Invest It*: JStOR.
Huy, D. T. N., Nhan, V. K., Bich, N. T. N., Hong, N. T. P., Chung, N. T., & Huy, P. Q. (2021). Impacts of Internal and External Macroeconomic Factors on Firm Stock Price in an Expansion Econometric Model—A Case in Vietnam Real Estate Industry. *Data Science for Financial Econometrics,* 189-205. https://doi.org/10.1007/978-3-030-48853-6_14
Jareño, F., Ferrer, R., & Miroslavova, S. (2016). US Stock Market Sensitivity to Interest and Inflation Rates: A Quantile Regression Approach. *Applied Economics, 48*(26), 2469-2481. https://doi.org/10.1080/00036846.2015.1122735
Jelilov, G., Iorember, P. T., Usman, O., & Yua, P. M. (2020). Testing the Nexus between Stock Market Returns and Inflation in Nigeria: Does the Effect of COVID-19 Pandemic Matter? *Journal of Public Affairs, 20*(4), e2289. https://doi.org/10.1002/pa.2289
Kao, C. (1999). Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data. *Journal of Econometrics, 90*(1), 1-44. https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00023-2
Kollias, C., Kyrtsou, C., & Papadamou, S. (2013). The Effects of Terrorism and War on the Oil Price–Stock Index Relationship. *Energy Economics, 40*(1), 743-752. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2013.09.006
Lucey, B. M., Sharma, S. S., & Vigne, S. A. (2017). Gold and Inflation (s)–A Time-Varying Relationship. *Economic Modelling, 67*(1), 88-101. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.10.008
Mankiw, N. G. (2015). Yes, r> g. So What? *American Economic Review, 105*(5), 43-47. https://doi.org/10.1257/aer.p20151059
Mehdiabadi, M., & Mohammadipour, R. (2019). Determining the Nonlinear Effect of the Money Market Interest Rate on the Tehran Stock Exchange by the Means of Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) Model and Smooth Transition Regression (StR) Model. *Financial Engineering and Portfolio Management, 10*(40), 126-151. [In Farsi] https://fej.ctb.iau.ir/article_668059.html?lang=en
Modigliani, F., & Cohn, R. A. (1979). Inflation, Rational Valuation and the Market. *Financial Analysts Journal, 35*(2), 24-44. https://doi.org/10.2469/faj.v35.n2.24
Mosavi, M. H., & Ragheb, M. (2014). The Effect of Inflation Rate on the Performance of the Stock Market in Iran. *Journal of Monetary and Banking Research, 7*(19), 125-142. [In Farsi]
Okorie, I., Akpanta, A., Ohakwe, J., Chikezie, D., Onyemachi, C., & Ugwu, M.

(2021). Modeling the Relationships across Nigeria Inflation, Exchange Rate, and Stock Market Returns and Further Analysis. *Annals of Data Science, 8*, 295-329. https://doi.org/10.1007/s40745-019-00206-7

Osmani, F., Cheshomi, A., Salehnia, N., & Ahmadi Shadmehri, M. T. (2022). Investigating the Effect of Time Varying Inflation on the Industry Index (Evidence from Iran's Stock Market). *Quarterly Journal of Industrial Economics Researches, 6*(20), 27-39. [In Farsi] https://doi.org/10.30473/jier.2023.65219.1344

Papadamou, S., Sidiropoulos, M., & Spyromitros, E. (2017). Interest Rate Dynamic Effect on Stock Returns and Central Bank Transparency: Evidence from Emerging Markets. *Research in International Business and Finance, 39*(1), 951-962. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2016.01.020

Pashaeefam, R., & Omidipour, R. (2009). The Effect of Inflation Rate on Real Stock Return in Iran Economy. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies, 17*(50), 93-113. [In Farsi] http://qjerp.ir/article-1-258-fa.html

Pedroni, P. (1999). Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 61*(S1), 653-670. https://doi.org/10.1111/1468-0084.61.s1.14

Pesaran, M. H. (2007). A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence. *Journal of Applied Econometrics, 22*(2), 265-312. https://doi.org/10.1002/jae.951

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1995). *An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis* (Vol. 9514): Department of Applied Economics, University of Cambridge Cambridge.

Pourkazemi, M. H., Beiranvand, A., & Delfan, M. (2016). Designing a Warning System for Hyperinflation for Iran's Economy. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies, 23*(76), 145-166. [In Farsi] http://qjerp.ir/article-1-961-fa.html

Rangan, G., & Inglesi-Lotz, R. (2012). Macro Shocks and Real US Stock Prices with Special Focus on the "Great Recession". *Applied Econometrics and International Development, 12*(2), 123-136.

Rapach, D. E., & Weber, C. E. (2004). Financial Variables and the Simulated Out-of-Sample Forecastability of US Output Growth since 1985: An Encompassing Approach. *Economic Inquiry, 42*(4), 717-738. https://doi.org/10.1093/ei/cbh092

Rapach, D., & Zhou, G. (2013). Forecasting Stock Returns. In *Handbook of Economic Forecasting* (Vol. 2, pp. 328-383): Elsevier. https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53683-9.00006-2

South African Reserve Bank (2020). *Financial Market Development, Monetary Policy and Financial Stability in Emerging Market Economies.* BIS Papers Chapters, in: Bank for International Settlements (ed.), (Pages 293-305), Bank for International Settlements.

Sreenu, N., Rao, K. S., & Naik, S. (2022). Impact of Exchange Rate and Inflation Rate on Stock Market Return Volatility in India. *Academy of Marketing Studies Journal, 26*(1), 1-11.

Stock, J. H., & Watson, M. W. (2003). Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices. *Journal of Economic Literature, 41*(3), 788-829. https://doi.org/10.1257/jel.41.3.788

Taieby Sani, E., & Nazeshti, A. (2022). Nonlinear Effects of Interest Rates on the Total Stock Market Index in the Iranian Economy Markov Switching Approach. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies, 10*(37), 113-136. [In Farsi] http://qjfep.ir/article-1-1279-fa.html

Tangjitprom, N. (2012). The Review of Macroeconomic Factors and Stock Returns. *International Business Research, 5*(8), 107. https://doi.org/10.5539/ibr.v5n8p107

Ugurlu-Yildirim, E., Kocaarslan, B., & Ordu-Akkaya, B. M. (2021). Monetary Policy Uncertainty, Investor Sentiment, and US Stock Market Performance: New Evidence from Nonlinear Cointegration Analysis. *International Journal of Finance & Economics, 26*(2), 1724-1738. https://doi.org/10.1002/ijfe.1874

Valcarcel, V. J. (2012). The Dynamic Adjustments of Stock Prices to Inflation Disturbances. *Journal of Economics and Business, 64*(2), 117-144. https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2011.11.002

Zafar, N., Urooj, S. F., & Durrani, T. K. (2008). Interest Rate Volatility and Stock Return and Volatility. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences, 14*(1), 135-140.

Zhu, H.-M., Li, R., & Li, S. (2014). Modelling Dynamic Dependence between Crude Oil Prices and Asia-Pacific Stock Market Returns. *International Review of Economics & Finance, 29*(1), 208-223. https://doi.org/10.1016/j.iref.2013.05.015

ب) فارسی

تفضلی، فریدون (۱۳۹۳). *اقتصاد و نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصادی*. چاپ دوم، انتشارات نی.

نحوه ارجاع به مقاله:

عثمانی، فریبا؛ چشمی، علی؛ صالح‌نیا، نرگس، و احمدی شادمهری، محمدطاهر (۱۴۰۲). واکنش بازده سهام صنایع مختلف ایران به تورم و نرخ بهره با رویکرد Panel-ARDL. *نشریه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۸(۱)، ۷۵-۵۳.

Osmani, F., Cheshomi, A., Salehnia, N., & Ahmadi Shadmehri, M. T. (2023). The Reaction of Stock Returns of Iranian Different Industries to Inflation and Interest Rates with the Panel-ARDL Approach. *Planning and Budgeting*, *28*(1), 53-75.
DOI: https://doi.org/10.52547/jpbud.28.1.53

Copyrights:

Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (http://Creativecommons.org/licenses/by/4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.