بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه اقتصاد محاسباتی

شاپا ۰۴۳۳-۲۸۲۱

سال سوم، شماره ۱، زمستان ۱۴۰۲

صاحب امتیاز: **دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران غرب**

مدیر مسئول: دکتر مریم لشکری زاده

سردبیر: دکتر احمد جعفری صمیمی

مدیر داخلی: **دکتر سهیلا کاغذیان**

دبیر تخصصی: **دکتر یزدان نقدی**

هیات تحریریه:

دکتر احمد جعفری صمیمی (استاد اقتصاد دانشگاه مازندران)

دکتر سید عبدالمجید جلائی (استاد اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان)

دکتر جعفر حقیقت (استاد اقتصاد دانشگاه تبریز)

دکتر علیرضا عرفانی (استاد اقتصاد دانشگاه سمنان)

دکتر حسن فرازمند (استاد اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز)

دکتر سارا امام قلی پور سفید دشتی (استاد اقتصاد سلامت دانشگاه تهران)

دکتر نادر مهرگان (استاد اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا)

دکتر کامبیز هژبر کیانی (استاد اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی)

دکتر نازنین پیله وری سلماسی (استاد مدیریت صنعتی دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب)

دکتر حسین عیوض لو (دانشیار اقتصاد دانشگاه امام صادق (ع))

دکتر علیرضا امینی (دانشیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی تهران مرکزی)

دکتر عباسعلی ابونوری (دانشیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی تهران مرکزی)

دکتر طاهر ارمغانی (دانشیار مکانیک ـ تبدیل انرژی دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب)

دکتر مریم مصلح (دانشیار ریاضی کاربردی دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب)

آدرس: تهران، شهرک قدس(شهرک غرب)، میدان صنعت، ابتدای خیابان فرحزادی نرسیده به مجتمع میلاد نور، ابتدای خیابان سیمای ایران، پلاک یک، مجتمع آموزشی پیامبر اعظم(ص)

تلفن: ۰۲۱۸۸۳۸۵۷۷۱

ایمیل نشریه: *ecomag.wtiau@gmail.com*

داوران این شماره:

دکتر نادر مهرگان (استاد، دانشگاه بوعلی سینا) ـ دکتر علیرضا شکیبایی (استاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان) ـ دکتر حمید آسایش (دانشیار، دانشگاه آیت الله بروجردی)ـ دکتر فریدون رهنمای رود پشتی (استاد، دانشگاه آزاد اسلامی علوم و تحقیقات) ـ دکتر یعقوب اندایش (استادیار،دانشگاه چمران اهواز) ـ دکتر یزدان نقدی (استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب) ـ دکتر اعظم حاجی آقا جانی (استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی چالوس) ـ دکتر محمد حسین درویش متولی (استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب) ـ دکتر رضا رحیمی (استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی تهران مرکز) ـ دکتر سید یحیی ابطحی مهرجردی (استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی یزد) ـ فرشاد پرویزیان (استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی تهران جنوب) ـ رضا شرافتیان (استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی شیراز)ـ دکتر سارا مرعشی (استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب) ـ دکتر سمیه اسمعیلی (استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب) ـ دکتر فرشید عفتی باران (دانش آموخته اقتصاد)

فهرست مقالات

۱. اثر سیاست‌های تغییر ساختار بر سرمایه‌گذاری داخلی ایران
سید رضا پورنقی، احمد جعفری صمیمی، فرید عسکری، فرزانه خلیلی ۱

۲. تأثیر اعمال مالیات سود سپرده بر حجم سپرده‌های بانکی در ایران
یونس تیموری، فرامرز طهماسبی، نادر مهرگان ۲۳

۳. تأثیر بی‌ثباتی و نااطمینانی نرخ ارز بر بازدهی سهام شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران (با تاکید بر صنایع غذایی و کشاورزی)
احسان رجبی ۴۹

٤. مدل‌سازی و بررسی مقایسه‌ای رفتار بخش‌های مصرف، تولید و سرمایه‌گذاری در بازارهای پول و سرمایه ایران
فاطمه معصومی سوره، محمدرضا ناهیدی امیرخیز، علیرضا بافنده زنده، سید یوسف حاجی اصغری ۷۵

۵. رابطه بهای نفت و بازارهای سهام در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت با استفاده از رگرسیون چندکی
ابوذر گندم کار، سید نعمت الله موسوی، عباس امینی فرد ۹۹

٦. بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری با استفاده از مدل‌های ccc، dcc الگوریتم مارکوئیتز: شواهدی از بورس اوراق بهادار
زهرا قربانی، علیرضا دفیفی اصلی، مرجان دامن کشیده، رویا سیفی پور ۱۲۷

۷. مدل‌سازی بهینه خرید و فروش در بازارهای انس طلا و اس اند پی ۵۰۰ بر اساس تئوری ایست بهینه
امیر محمودیان، مریم خلیلی عراقی، حمیدرضا وکیلی فرد ۱۵۱

هوالمستعان

راهنمای نویسندگان فصلنامه اقتصاد محاسباتی

ـ فرم تعهد نامه اولیه

ـ فرم تعارض منافع

- مقالات ترجیحاً با استفاده از نرم‌افزار Microsoft office Word ۲۰۰۷ و یا بالاتر نوشته شود.
- نوع و اندازه حروف برای زبان فارسی با قلم« ب لوتوس» و سایز ۱۲ و برای زبان انگلیسی Times New Roman و سایز ۱۱ باشد.
- عنوان اصلی فارسی: فونت «ب یاقوت» ۱۵
- سر فصل ها: فونت «ب لوتوس پررنگ» ۱۳

عنوان	• عنوان منعکس کننده محتوای مقاله باشد. • بدون فاصله، اختصار، نقطه، ویرگول، خط تیره، کروشه و پرانتز باشد. • مختصر، ساده و قابل درک باشد.
مولف (مولفین)	• نام نویسنده (گان) زیر سطر عنوان مقاله ذکر گردد. • نویسنده مسئول (Corresponding author) با علامت * متمایز شود و در زیرنویس صفحه اول در کنار مشخصات نویسندگان، قید شود. • مشخصات کامل نویسنده (گان) شامل رتبه علمی و نشانی نویسندگان و محل اشتغال آنها که شامل دانشگاه، دانشکده و یا موسسه تحقیقی مربوط به آنان است در پاورقی صفحه اول، چکیده فارسی و همچنین چکیده انگلیسی درج گردد. (پاورقی فارسی فونت B Lolus سایز ۸ و پاورقی انگلیسی Times New Roman، سایز ۸) • در چکیده انگلیسی نام نویسندگان بصورت ابتدا نام و سپس نام خانوادگی در پایین عنوان با فونت Times New Roman پررنگ و سایز ۱۰، نوشته شده و در پاورقی مشخصات کامل نویسنده (گان) درج گردد. • آدرس الکترونیک نویسندگان درکنار مشخصه آن‌ها در پاورقی صفحه اول چکیده فارسی و انگلیسی ذکر شود.

چکیده	چکیده مقاله (اعم از فارسی و انگلیسی) در صفحه‌های مستقل به صورت سازمان یافته دارای ساختار (structure) حداکثر دارای ۲۵۰ کلمه با تاکید بر "روش تحقیق" و "نتایج") بدون ذکر منابع نوشته شود. • کلید واژه‌ها (Keywords) بین ۵- ۳ واژه اصلی و در چکیده فارسی به زبان فارسی و در چکیده انگلیسی به زبان انگلیسی باشد و با یکدیگر مطابقت داشته باشد. • بزرگ نویسی حرف اول کلمات در کلید واژه انگلیسی نیاز نیست. • *کلید واژه ها با استفاده از نقطه ویرگول (؛) از یکدیگر جدا شوند.* • طبقه بندی JEL بعد از کلید واژه ها قرار گیرند. برای دریافت طبقه بندی JEL کلیک کنید.
متن اصلی مقاله	• متن اصلی مقاله شامل: مقدمه ،ادبیات موضوع (نظریات و مطالعات انجام شده)، روش تحقیق، یافته ها، نتیجه گیری و پیشنهادات و منابع باشد. • سرتیترها در متن اصلی با فونت ب لوتوس پررنگ، سایز ۱۳ و زیر بخش‌ها با همان فونت، سایز ۱۲ شماره گذاری شود. • مقاله ارسالی با احتساب چکیده‌ها، جداول، نمودارها، تصاویر و فهرست منابع حداکثر از ۲۵ صفحه بیشتر نباشد. • اندازه صفحات باید برابر A4 و حدود بالا، پایین، چپ و راست صفحات ۴/۵ سانتی متر انتخاب شود. • فاصله بین خطوط ۱/۱۵ آنلاین
جداول، نمودارها و فرمول‌ها	• عنوان جداول و نمودارها در بالا و وسط با فونت ب لوتوس پررنگ و سایز ۱۰ • منبع جداول و نمودارها در پایین و سمت راست با فونت ب لوتوس و سایز ۱۰ • اعداد داخل جداول و نمودارها فارسی با فونت ب لوتوس و سایز۹ • برای ممیز از نقطه استفاده نشود. • جداول و نمودارها، شماره‌گذاری شود. • جداول، نمودارها و فرمول ها به صورت عکس نباشد. • روابط ریاضی و معادلات در اکوئیشن ۲۰۰۷ به بالا نوشته شود. • فرمول‌ها و معادلات مقاله به‌صورت پیاپی در سمت راست به فارسی شماره‌گذاری شوند.
منابع به صورت End Note	• منابع مقاله اعم از کتاب یا مقاله، علامت‌گذاری شود و به ترتیب الفبایی بر حسب نام خانوادگی نویسندگان و مطابق با شیوه APA باشد. • برای آشنایی با شیوه‌ی APA کلیک کنید.
تشکر و قدردانی	• در این قسمت از مؤسسه تأمین کننده بودجه، افراد و یا سازمان‌هایی که به نحوی در انجام مطالعه و یا نگارش مقاله همکاری نموده‌اند قدردانی می گردد.

فایل‌های اجباری برای ارسال توسط نویسندگان	• فایل اصل مقاله با نام در قسمت فایل اصل مقاله • فایل مشخصات کامل نویسندگان به فارسی و انگلیسی در قسمت مشخصات نویسندگان ویا در قسمت فایل‌های تکمیلی • فایل اصل مقاله بدون نام در قسمت فایل های تکمیلی • فرم تعهد نامه اولیه در قسمت نامه به سردبیر • فرم تعارض منافع

اندازه و نوع قلم ها

اندازه قلم	نام قلم	موقعیت استفاده
۱۵	ب یاقوت پررنگ	**عنوان مقاله**
۱۳	Times New Roman Bold	**عنوان انگلیسی**
۱۳	**ب لوتوس پررنگ**	**عناوین بخش‌ها و عنوان چکیده**
۱۱	ب لوتوس	**متن چکیده**
۱۲	**ب لوتوس پررنگ**	**عنوان واژگان کلیدی و طبقه بندی JEL**
۱۱	**ب لوتوس و تایمز**	**فونت واژگان کلیدی و طبقه بندی JEL**
۱۲	ب لوتوس	**متن**
۱۰	ب لوتوس	**متن جداول و شکل‌ها**
۱۰	----	**معادلات و فرمول ها**
۱۱	ب لوتوس	**منابع فارسی**
۱۱	Times New Roman	**منابع انگلیسی**
۱۱	Times New Roman	**متن چکیده انگلیسی**
۱۱	**ب لوتوس پررنگ**	**اسامی نویسندگان فارسی**
10	**Times New Roman Bold**	**اسامی نویسندگان انگلیسی**

Computational Economics
ISSN 2821-0433

The effect of structural change policies on Iran's domestic investment

Seyed Reza Pournaghi[1], Ahmad Jafari Samimi[2]✉, Farid Askari[3], Farzaneh Khalili[4]

1. Ph.D Student of Monetary Economics, Department of Economics, Islamic Azad University, Abhar Branch, Zanjan, Iran, Email: Sreza.pournaghi@gmail.com
2. Professor of Economics, Department of Economics, Mazandaran University, Mazandaran, Iran, Corresponding Author, Email: jafarisa@umz.ac.ir
3. Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Islamic Azad University, Abhar Branch, Zanjan, Iran, Email: asgari@abhariau.ac.ir
4. Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Islamic Azad University, Abhar Branch, Zanjan, Iran, Email: Khalili-f@iau-abhar.ac.ir

Article Info

Received: 15/03/2023
Accepted: 21/06/2023

Pages: 1-21

Keywords:
Auto Regressive Distribute Lag model; Financial Liberalization; Trade Liberalization; Capital

JEL Classification:
C01; C22; C82; E13; E22

ABSTRACT

Investment is one of the most important components of economic growth, so that the fluctuations of this variable will cause economic prosperity or stagnation. Based on this, for a long-time theorist have been trying to prepare a model to explain investment behavior and identify the most important factors affecting it. Among the policies implemented in an economy, structural change policies are of great importance. Therefore, in the present study, the role of structural change policies as the most important economic policies on the investment volume during the period 1370 to 1398 has been investigated. The results of the estimation of the autoregression model with wide intervals show that there is a long-term relationship between the investigated variables and the changes made in the investment pattern will reach equilibrium during two periods. Among the restructuring policies, only the privatization policy has a positive (non-significant) effect on the country's investment, and the financial liberalization and trade liberalization policies have different behaviors in the short and long term on domestic investment. Therefore, it is recommended that in the implementation of the aforementioned policies, their possible results are predicted in advance and appropriate measures are taken to compensate for the negative effects in different periods (short-term or long-term).

COPYRIGHTS
©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) https://creativecommons.org/licenses/by/4.0

Extended Abstract

Purpose

Investment is considered one of the most important components of economic growth, so that the fluctuations of this variable will cause economic prosperity or stagnation. Based on this, for a long-time theorist have been trying to prepare a model to explain investment behavior and identify the most important factors affecting it. Among the policies implemented in an economy, structural change policies are of great importance. Therefore, in this study, the role of structural change policies (privatization, financial liberalization, trade liberalization) as the most important economic policies on the investment volume in Iran has been investigated.

Methodology

In order to achieve the objectives of the study, the autoregression model with extended intervals (ARDL) was used. The required information was received from the websites of Central Bank, Iran Statistics Center and Privatization Organization for the period from 1991 to 2020. The variables of the value of transferred assets and the intensity of trade indicate the policy of privatization and trade liberalization, respectively. The variables of floating exchange rate, foreign assets of the central bank and the value of stock transactions to GDP indicate the policy of financial liberalization.

Finding

The results of this research showed that only the privatization policy had a positive (non-significant) effect on the country's investment, and the policies of financial liberalization and trade liberalization have different behaviors in the short and long term on domestic investment. The trade liberalization variable has a positive effect in the short term and a negative effect on investment in the long term. Examining the variables that make up the financial liberalization policy shows that financial liberalization has no significant effect on investment in the short term, and the effect of this policy is significant in the long term. Each of the coefficients of the variables of the central bank's foreign assets, free exchange rate, value of stock transactions to GDP is equal to -0.05, -0.24 and 0.26 respectively. Among the mentioned variables, the free exchange rate and the value of stock transactions have a significant effect on domestic investment. The effect of these two variables on investment is positive (0.02) in the long term, also the total price index variables and the ratio of construction expenditures to current will cause a decrease and the gross domestic product will cause an increase in investment. The value of the estimated error correction coefficient (-0.85) shows that 85% of domestic investment imbalances are eliminated in each period. In other words, the imbalance in domestic investment will be resolved in less than two periods (2 years).

Conclusion

The extensive changes caused by the implementation of structural change policies in

different countries led to the study of the effects of financial liberalization and trade liberalization policies on the country's investment during the period from 1991 to 2020. The results of the estimation of the autoregression model with wide intervals show that only the privatization policy has a positive (non-significant) effect on the country's investment, and the policies of financial liberalization and trade liberalization have different behaviors in the short and long term on investment. They have internal Therefore, it is recommended that in the implementation of the aforementioned policies, their possible results are predicted in advance and appropriate measures are taken to compensate for the short-term negative effects. Increasing the degree of openness of the economy, which requires the acceleration of trade exchanges, will increase investment in the country in the short term. Therefore, it is necessary for the government to provide the grounds for attracting domestic investment by reforming the appropriate structure in this sector. Also, in order to eliminate the negative effects of the implementation of this policy in the long term, it is necessary to specify a limit on the level of trade liberalization in the country in order to reduce the negative effects of this policy in the long term. Considering the effect of the total price index on investment, it is recommended that the government always pays attention to the creation of economic stability and the control of the inflation rate, because inflation (price index) in addition to reducing the real interest rate, has caused an increase in uncertainty about the future. and reduces investment. Considering the positive effect of the country's gross domestic product on investment, one of the most important recommendations for the growth of investment in the country is to adopt growth-oriented policies. Also, due to the variable negative effect of the ratio of construction expenditures to current expenditures in this study, it is necessary to change the balance of government expenditures (construction and current expenditures) in favor of the country's construction expenditures, in addition to implementing financial expansion policies for the growth of the economy. investment in the country will increase. So that the results of this study showed that the low share of construction expenses compared to current expenses caused the effect of government expenses (the ratio of these two expenses to each other) on domestic investment to be evaluated negatively.

فصلنامه اقتصاد محاسباتی
شاپا ۲۸۲۱-۰۴۳۳

اثر سیاست‌های تغییر ساختار بر سرمایه‌گذاری داخلی ایران[۱]

سید رضا پورنقی[۱]، احمد جعفری صمیمی[۲]✉، فرید عسکری[۳]، فرزانه خلیلی[۴]

۱. دانشجو دکتری اقتصاد پولی، گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد ابهر، زنجان، ایران، پست الکترونیکی: Sreza.pournaghi@gmail.com
۲. استاد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران، مازندران، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: jafarisa@umz.ac.ir
۳. استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد ابهر، زنجان، ایران، پست الکترونیکی: asgari@abhariau.ac.ir
۴. استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد ابهر، زنجان، ایران، پست الکترونیکی: Khalili-f@iau-abhar.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی
صفحات ۱-۲۱

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۱/۱۲/۲۴
تاریخ پذیرش نهایی: ۱۴۰۲/۳/۳۱

واژگان کلیدی:
الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده؛ آزادسازی مالی؛ آزادسازی تجاری؛ سرمایه

طبقه‌بندی JEL:
C01; C22; C82; E13; E22

چکیده

سرمایه‌گذاری یکی از مهمترین مولفه‌های رشد اقتصادی به شمار می‌آید، به طوری‌که نوسانات این متغیر سبب رونق یا رکود اقتصاد خواهد شد. بر این اساس، نظریه‌پردازان درصدد تهیه الگویی بوده‌اند تا بتوانند رفتار سرمایه‌گذاری را تبیین و مهمترین عوامل تأثیرگذار بر آن را شناسایی کنند. در بین سیاست‌های اجرا شده در یک اقتصاد، سیاست‌های تغییر ساختار از اهمیت بالایی برخوردار هستند. از این رو در مطالعه حاضر به بررسی نقش سیاست‌های تغییر ساختار به عنوان مهمترین سیاست‌های اقتصادی بر حجم سرمایه‌گذاری طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۸ پرداخته شده است. نتایج برآورد الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده نشان داد که رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی وجود دارد و تغییرات ایجاد شده در الگوی سرمایه‌گذاری طی دو دوره به تعادل خواهد رسید. در بین سیاست‌های تغییر ساختار، تنها سیاست خصوصی‌سازی دارای اثر مثبت (غیرمعنادار) بر سرمایه‌گذاری کشور بوده و سیاست‌های آزادسازی مالی و آزادسازی تجاری رفتارهای متفاوتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر سرمایه‌گذاری داخلی داشته اند. لذا توصیه می‌گردد در اجرای سیاست‌های نامبرده نتایج احتمالی آنها از قبل پیش بینی شده و برای جبران اثرات منفی در دوره‌های مختلف (کوتاه‌مدت یا بلندمدت) تصمیمات مناسب، اتخاذ گردد.

[۱] مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری نویسنده مسئول تحت عنوان " بررسی سازگاری سیاست‌های ساختاری و متغیرهای حقیقی و مالی در ایران" در دانشگاه آزاد اسلامی واحد ابهر می‌باشد.

۱. مقدمه

در بسیاری از نظریه‌های اقتصادی سرمایه‌گذاری، مقدار سرمایه موجود، عاملی تعیین‌کننده برای تعیین مقدار رشد اقتصادی کشورها و سطح توسعه‌یافتگی آنها بشمار می‌رود. علی‌رغم سهم پایین این عامل از تولید، عمده نوسان‌های تولید ناشی از نوسان‌های سرمایه‌گذاری می‌باشد. به‌طوری‌که در دیدگاه‌های کینزی و تئوری چرخه‌های حقیقی تجاری، نوسان‌های سرمایه‌گذاری از عوامل مهم ایجادکننده سیکل‌های تجاری بشمار می‌آید (رومر[1]، ۲۰۰۱).

اهمیت سرمایه‌گذاری به عنوان یکی از اجزای تقاضای کل و قابلیت تبدیل آن به دیگر عوامل در فرایند تولید و رشد اقتصادی یک کشور سبب گردیده تا شناخت رفتار سرمایه‌گذاری بسیار مورد توجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران اقتصادی قرار بگیرد. بر این اساس، نظریه‌پردازان درصدد تهیه الگویی بوده‌اند تا بتوانند رفتار سرمایه‌گذاری را تبیین و (آرمن و میرابی‌زاده، ۱۳۹۱) و سیاست‌های مناسبی برای تشویق فعالان اقتصادی برای سرمایه‌گذاری توصیه کنند.

در بین سیاست‌های اجرا شده در یک اقتصاد، سیاست‌های تغییر ساختار از اهمیت بالایی برخوردار هستند. از انواع مهم اصلاحات ساختاری که در چهار دهه گذشته مورد اجرا قرار گرفته است می‌توان به آزادسازی تجاری[2]، خصوصی‌سازی[3] و آزادسازی مالی[4] اشاره کرد. این سیاست‌ها، اقتصاد یک کشور را از تمرکز دولت به سمت بازار سوق داده و می‌توانند اثرات زیادی بر وضعیت رشد اقتصادی و رفاه مردم بگذارند.

آزادسازی مالی و تجاری به معنای کاهش تنظیم‌گری دولت بر فعالیت‌های اقتصادی در حوزه مالی و تجاری و رهاکردن واحدها در اقتصاد بازار برای پیگیری امیال و منافع‌شان است. اما خصوصی‌سازی به عنوان رویکردی برای دستیابی تدریجی به مکانیسم بازار است که طی آن، کشورهایی با دولت‌های بیش از حد مداخله‌گر، بخشی از مالکیت‌های دولتی و عمومی را به افراد و بخش خصوصی انتقال می‌دهند. به عبارتی خصوصی‌سازی فرایند واگذاری قدرت است که فرصت مالکیت، مشارکت اقتصادی و سیاسی را برای مردم در ابعاد بزرگتر فراهم می‌کند (یاکوب و ییلماز[5]، ۲۰۱۰).

اجرای هر گونه سیاست در یک کشور، تبعات و آثار مختلفی بر اقتصاد به جا خواهد گذاشت و این اثرات می‌توانند موجب نوسان و بی‌ثباتی در وضعیت کلان و رشد اقتصاد گردند. به طوری‌که اجرای سیاست‌های تغییر ساختار در برخی از کشورهای کمونیست موجب تنزل اقتصاد ملی، افزایش بیکاری،

[1] Romer
[2] Trade Liberalisation
[3] Privatization
[4] Financial Liberalisation
[5] Yakup & yilmaz

بی‌ثباتی اقتصاد و آشوب‌های اجتماعی گردید (گاروی و مگینسون[1] ۲۰۰۷، آرمسترانگ و ساپینگتون[2] ۲۰۰۶، استیگلیتز[3] ۲۰۰۸). از این رو در مطالعه حاضر به بررسی نقش سیاست‌های تغییر ساختار (خصوصی‌سازی، آزادسازی مالی و آزادسازی تجاری) بر سرمایه‌گذاری ایران پرداخته شده است.

مطالعات مختلفی در زمینه شناسایی عوامل اثرگذار بر سرمایه‌گذاری انجام شده است که می‌توان به مطالعه بهنامیان و همکاران (۱۴۰۰) اشاره کرد که با استفاده از روش میانگین‌گیری پویا[4] به بررسی اثر متغیرهای اقتصادی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی ایران طی دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۷ و پیش بینی آن پرداختند. نتایج این تحقیق نشان داد متغیر تولید ناخالص داخلی بیشترین سهم در تغییرات سرمایه‌گذاری دارد. متغیرهای تسهیلات بانکی، نرخ بهره، نرخ تورم و حجم نقدینگی در رتبه‌های بعدی اثرگذاری بر سرمایه‌گذاری داخلی ایران به شمار می‌آیند.

سعادت‌مهر و غفاری (۱۳۹۸) با استفاده از تعادل عمومی پویای تصادفی[5] و در قالب الگوی کینزی جدید، به بررسی اثرات سیاست‌های پولی و مالی بر اقتصاد ایران پرداختند. نتایج این تحقیق نشان داد اجرای سیاست‌های انبساطی پولی (افزایش حجم پول) و مالی (افزایش مخارج مالی دولت) به ترتیب سبب افزایش و کاهش سرمایه‌گذاری در کشور خواهد شد. میزان تغییرات هر یک از سیاست‌های نامبرده بر سرمایه‌گذاری به ترتیب برابر با ۰/۱۵+ و ۰/۲۵+ درصد می‌باشد.

قبادی و همکاران (۱۳۹۸) در تحقیقی به بررسی نقش نهادها بر سرمایه‌گذاری ۸ کشور اوپک شامل ایران، کویت، قطر، نیجریه، الجزایر، اکوادور، آنگولا و ونزوئلا طی دوره ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۵ پرداختند. نتایج برآورد الگوی حداقل مربعات تعمیم‌یافته نشان داد تولید ناخالص داخلی، اعتبارات بخش خصوصی و پس‌انداز دارای اثر مثبت و متغیر نرخ بهره دارای اثر منفی بر سرمایه‌گذاری کشورهای مورد مطالعه، بوده است. همچنین در بین نهادهای مورد بررسی نهاد خالق بازار (حاکمیت نظم و قانون و محافظت از حقوق مالکیت) و تثبیت بازار دارای اثر مثبت و شاخص مقرارت اعمال شده بر بازار کار و اعتبارات و شاخص پاسخگویی دارای اثر منفی بر سرمایه‌گذاری هستند.

بابکی و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای به بررسی نقش انواع مخارج دولت بر سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران پرداخته است. نتایج بکارگیری الگوی خودرگرسیون برداری مربوط به دوره ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۴ نشان داد هزینه‌های جاری و عمرانی دولت موجب افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش ماشین‌آلات خواهد شد در حالی‌که در بخش ساختمان سبب کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود.

[1] Guriev & Megginson
[2] Armstrong & Sappington
[3] Stiglitz
[4] Dynamic Model Averaging
[5] Dynamic Stochastic General Equilibrium

یزدانی و بهاءلو (۱۳۹۵) به بررسی اثر آزادسازی تجاری بر اقتصاد ایران پرداختند. نتایج الگوی تعادل عمومی نشان داد که کاهش تعرفه (آزادسازی تجاری) و ورود سرمایه‌گذاری خارجی به ترتیب سبب کاهش و افزایش سرمایه‌گذاری داخلی خواهد شد.

دودانگی (۱۳۹۵) عوامل اثرگذار بر سرمایه‌گذاری داخلی ایران را با استفاده از الگوی حداقل مربعات معمولی[1] طی دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۳ مورد بررسی قرار داد. نتایج این تحقیق نشان داد که متغیرهای تولید ناخالص داخلی کشور، مخارج کل کشور، باز بودن تجارت (مجموع صادرات و واردات) و جنگ اثر مثبت و متغیر تورم دارای اثر منفی بر سرمایه‌گذاری دارند.

محنت‌فر (۱۳۹۴) به بررسی اثر مخارج دولت بر سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران طی دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۹۱ پرداخت. نتایج بکارگیری روش هم‌انباشتگی جوهانسون و الگوی تصحیح خطا نشان داد مخارج سرمایه‌گذاری دولت ، اثر مثبت و مخارج مصرفی دولت، اثر منفی بر سرمایه‌گذاری خصوصی داشته است.

آواد[2] و همکاران (۲۰۲۱) با استفاده از اطلاعات مربوط به سرمایه‌گذاری فلسطین طی دوره ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۷ (به صورت ماهانه)، به بررسی اثر نرخ بهره و ثبات سیاسی بر سرمایه‌گذاری خصوصی در این کشور پرداخت. نتایج برآورد الگوی خودرگرسیون با وقفه گسترده نشان داد که نرخ بهره، اثر منفی و متغیرهای تولید ناخالص داخلی و ثبات سیاسی، اثر مثبت بر سرمایه‌گذاری دارند.

اورجی[3] و همکاران (۲۰۲۲) به بررسی اثر فرار سرمایه بر سرمایه‌گذاری داخلی نیجریه طی سال‌های ۱۹۸۱ تا ۲۰۱۷ پرداختند. نتایج بکارگیری روش الگوی خودرگرسیون با وقفه گسترده نشان داد فرار سرمایه اثر منفی بر سرمایه‌گذاری داخلی نیجریه دارد. همچنین متغیرهای اعتبارات پرداختی به بخش خصوصی و تورم به ترتیب اثر مثبت و منفی بر سرمایه‌گذرای داخلی نیجریه دارند.

فردوس[4] و همکاران (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین آزادسازی مالی و سرمایه گذاری خصوصی از سال ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۸ در پاکستان با استفاده از روش الگوی خودرگرسیون با وقفه گسترده پرداختند. نتایج تابع بلندمدت نشان داد که نرخ بهره واقعی (نماینده آزادسازی مالی) تأثیر منفی و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری خصوصی داشته است.

سرما[5] (۲۰۲۱) در تحقیقی محرک‌های کلیدی سرمایه‌گذاری خصوصی ترکیه را در دوره ۱۹۷۵ تا ۲۰۱۸ مورد بررسی قرار داد. نتایج برآورد الگوی خودرگرسیون با وقفه گسترده نشان داد که مالیات بر شرکت‌ها و تورم، اثر منفی و متغیرهای اعتبارات بخش خصوصی، تولید ناخالص داخلی سرانه و نرخ ارز،

[1] Ordinary Least Squares
[2] Awad
[3] Orji
[4] Firdous
[5] Semra

اثر مثبت بر سرمایه‌گذاری دارند. همچنین در این مطالعه نرخ بهره اثر معناداری بر سرمایه‌گذاری نداشته است.

بواچی[1] و همکاران (۲۰۲۰) با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه گسترده به بررسی اثرات توسعه مالی و آزادسازی تجاری بر سرمایه‌گذاری خصوصی کشور هند طی دوره ۱۹۶۰ تا ۲۰۱۳ پرداختند. نتایج این تحقیق نشان داد توسعه مالی و آزادسازی تجاری اثر مثبت معنادار در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر سرمایه‌گذاری خصوصی دارند. در مقابل اثر متقابل این دو متغیر بر سرمایه‌گذاری خصوصی هند منفی و معنادار است.

گوما[2] و همکاران (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به بررسی اثر متغیرهای اثرگذار بر سرمایه‌گذاری خصوصی طی دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۷ در ۳۵ کشور صحرای آفریقا پرداختند. نتایج برآورد الگوی پانل با درنظر گرفتن خطای استاندارد[3] نشان داد تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره حقیقی، سرمایه‌گذاری دولتی و نرخ تورم بر سرمایه‌گذاری اثرگذار هستند.

بزیرا[4] و همکاران (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر خصوصی‌سازی در اقتصاد برزیل پرداختند. نتایج بکارگیری روش تعادل عمومی (یک اقتصاد بسته با دولت) نشان داد اجرای خصوصی‌سازی سبب افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های برزیل خواهد شد.

ماین[5] و همکاران (۲۰۱۸) به منظور بررسی رابطه بین شاخص‌های اقتصادی و سرمایه‌گذاری در مالزی طی سال‌های ۱۹۸۲ تا ۲۰۱۵ از الگوی تصحیح خطای برداری استفاده کردند. نتایج آزمون هم انباشتگی آنها نشان داد که سرمایه‌گذاری با باز بودن تجاری، تولید ناخالص داخلی و جمعیت رابطه مستقیم دارد.

هیه و لاو[6] (۲۰۱۸) اثر آزادسازی تجاری و آزادسازی مالی را بر سرمایه‌گذاری خصوصی پاکستان مورد بررسی قرار دادند. نتایج الگوی خودرگرسیون با وقفه گسترده مربوط به دوره ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۴ نشان داد که سرانه درآمد خصوصی واقعی، سرمایه‌گذاری دولتی و آزادسازی مالی به طور مثبت با سرمایه‌گذاری خصوصی در بلندمدت مرتبط هستند در حالی‌که نرخ بهره واقعی و باز بودن تجارت با سرمایه‌گذاری خصوصی در بلندمدت رابطه منفی دارند. همچنین نتایج الگوی کوتاه‌مدت نشان داد که آزادسازی تجاری و باز بودن مالی با سرمایه‌گذاری خصوصی ارتباط مثبتی دارند.

[1] Boachie
[2] Ngoma
[3] Panel Corrected Standard Error
[4] Bezerra
[5] Ma'in
[6] Hye & Lau

علی و شاهین[1] (۲۰۱۶) عوامل اثرگذار بر سرمایه‌گذاری خصوصی در پاکستان را طی دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۱ مورد بررسی قرار دادند. نتایج بکارگیری روش انگل گرنجر و الگوی تصحیح خطا نشان داد پس‌انداز، اعتبارات و سطح تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و نرخ تورم دارای اثر منفی بر سرمایه‌گذاری دارند.

منبیر[2] (۲۰۱۵) در تحقیقی به بررسی اثر سرمایه‌گذاری دولتی بر سرمایه‌گذاری خصوصی اتیوپی طی دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۰ پرداخت. نتایج الگوی تصحیح خطا نشان داد سرمایه‌گذاری دولتی، بدهی خارجی و مصرف ناخالص بخش خصوصی تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری دارند، در حالی که در دسترس بودن اعتبار برای بخش خصوصی، تولید ناخالص داخلی و آزادسازی تجارت، تأثیر مثبتی بر سرمایه گذاری خصوصی در اتیوپی دارد.

اورجی[3] و همکاران (۲۰۱۵) به بررسی نقش آزادسازی مالی بر پس‌انداز و سرمایه‌گذاری خصوصی طی دوره ۱۹۸۱ تا ۲۰۱۲ در نیجریه پرداختند. نتایج الگوی حداقل مربعات معمولی آنها، نشان داد آزادسازی مالی و نسبت پس انداز به تولید ناخالص داخلی دارای اثر مثبت و متغیرهای مخارج دولت، نرخ بهره و نرخ تورم دارای اثر منفی بر سرمایه گذاری نیجریه هستند

لیم[4] (۲۰۱۴) با استفاده از اطلاعات ۱۲۹ کشور طی دوره ۵ ساله ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۹ (پانل نامتوازن) به بررسی عوامل اثرگذار بر سرمایه‌گذاری پرداخت. نتایج برآورد الگوی حداقل مربعات معمولی نشان داد متغیرهای موجودی سرمایه، تولید ناخالص داخلی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و آزادسازی تجاری دارای اثر مثبت و متغیرهای کیفیت فضای کسب‌وکار و آزادسازی مالی دارای اثر منفی بر سرمایه‌گذاری هستند.

۲. ادبیات نظری

نظریات مختلفی در زمینه سرمایه‌گذاری وجود دارد. از نظر اقتصاددانان کلاسیک وجود پس انداز شرط لازم و کافی برای به وجود آمدن سرمایه‌گذاری بوده و قیمتی که این دو را تضمین می‌کند، نرخ بهره است. به عبارتی، آنها اعتقاد داشتند که اگر پس‌انداز افزایش یابد، بر اثر قانون عرضه و تقاضا، سرمایه‌گذاری نیز افزایش می‌یابد. از آنجایی که اقتصاددانان کلاسیک به تقاضای نقدینگی پول اعتقاد نداشتند، بدین ترتیب فرض می‌کردند که پس‌اندازکنندگان، سرمایه خود را در راه‌هایی به کار می‌برند که از آن سود کسب کنند و نه اینکه آن را به شکل غیرفعال نگهداری کنند. در نتیجه پس‌انداز برای مقاصد

[1] Ali & Shaheen
[2] Menber
[3] Orji
[4] Lim

سرمایه‌گذاری همیشه در دسترس قرار می‌گیرد. در مقابل نظریه کلاسیک‌ها، کینز معتقد است عرضه‌کنندگان (پس‌اندازکنندگان) و تقاضاکنندگان سرمایه دو گروه یکسان نیستند و به خاطر عوامل مختلف، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری می‌کنند (شهرکی و همکاران، ۱۳۸۹). براساس نظر کینز، سرمایه‌گذاری به کارایی نهایی سرمایه نسبت به نرخ بهره هزینه فرصت منابع سرمایه‌گذاری شده بستگی دارد و سرمایه‌گذاری واقعی تا آن حد صورت می‌گیرد که نرخ بازده نهایی بالاتر از نرخ بهره بازار شود (رهنمای رودپشتی و همکاران، ۱۴۰۰). از این رو سرمایه‌گذاری تنها تحت تاثیر دو عامل بازده انتظاری و نرخ بهره است. اگر بازده انتظاری از نرخ بهره بالاتر باشد، سرمایه‌گذاری رونق پیدا می‌کند (قبادی و همکاران، ۱۳۹۸).

نظریه دیگر در زمینه سرمایه‌گذاری نظریه نئوکلاسیک‌ها است که توسط جرگنسون و بی‌شوف[1] در دهه ۱۹۶۰ مطرح شده است که در آن سرمایه‌گذاری تابعی از سطح تقاضای کل، هزینه اجاره سرمایه و موجودی سرمایه در دوره قبل می‌باشد.

علاوه بر موارد یاد شده، براساس نظریه شتاب سرمایه‌گذاری کل تابعی از تقاضای بازار است. به طوری‌که سرمایه‌گذاری خالص ضریبی از تغییرات تقاضای کل بازار است. بعبارتی اگر سطح تولید بخواهد بالا رود، عوامل مورد نیاز برای ایجاد آن نیز باید افزایش یابد. بنابراین با افزایش تولید یا درآمد ملی، موجودی سرمایه مورد نیاز نیز افزایش می‌یابد (بختیاری، ۱۳۸۴).

سیاست‌های دولت نظیر اجرای سیاست‌های مالیاتی و تغییر آن توسط دولت بر درآمد بخش خصوصی و از این طریق بر سرمایه‌گذاری اثرگذار خواهد بود (صالح[2]، ۲۰۰۳). نحوه اثرگذاری سیاست‌های مالی دولت به وضعیت کسری بودجه، ارتباط بین نسل‌ها، منطقی بودن مصرف‌کنندگان، امکان‌پذیر بودن دریافت وام بستگی دارد و براساس موارد ذکر شده ۳ رویکرد مربوط به سرمایه‌گذاری وجود دارد. براساس دیدگاه کلاسیک افزایش مخارج دولت سبب افزایش نرخ بهره شده و اثر جانشینی بر سرمایه‌گذاری خصوصی دارد. در حالی‌که براساس دیدگاه کینز، چنانچه دولت در در امور زیربنایی نظیر زیرساخت‌های حمل و نقل و توسعه شبکه‌های ارتباطی سرمایه‌گذاری کند، می‌تواند اثر مثبت بر افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی داشته باشد. در حالی‌که اگر دولت در امور تولیدی سرمایه‌گذاری کند، به عنوان رقیب بخش خصوصی تلقی خواهد شد و باعث کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در این گونه فعالیت‌ها می‌شود (ایزد خواستی و عرب مازار، ۱۳۹۵).

در رویکرد رویکاردو، دولت با کاهش مالیات‌ها و تأمین کسری بودجه از طریق استقراض، در آینده مجبور می‌شود برای بازپرداخت بدهی‌های خود و بهره آنها، مالیات‌ها را افزایش دهد. بنابراین، از دیدگاه

[1] Jorgenson & Beshoff
[2] Saleh

ریکاردو مردم به منظور فراهم شدن امکان بازپرداخت مالیات بیشتر در آینده، بیشتر پس‌انداز می‌کنند. در نتیجه، افزایش استقراض دولت از طریق افزایش پس‌انداز افراد خنثی می‌شود. بر این اساس نرخ بهره، پس‌انداز ملی و سرمایه‌گذاری تغییر نخواهد کرد (همان منبع).

اجرای سیاست‌های خصوصی‌سازی، زمینه برای کاهش هزینه‌های دولت و یا کسری بودجه دولت را فراهم می‌آورد و لذا با کاهش تورم، زمینه افزایش سرمایه‌گذاری توسط بخش خصوصی و جذب سرمایه خارجی ایجاد می‌شود (هراگوچی[1] و همکاران، ۲۰۱۸). نتایج تحقیقات بزیرا و همکاران (۲۰۱۸) نشان داد که خصوصی‌سازی اثر مثبت بر سرمایه‌گذاری خارجی دارد، در حالی‌که نتایج تحقیقات صمصامی و خزایی (۱۳۸۹) و مسعودی (۱۳۸۹) حاکی از اثر منفی خصوصی‌سازی بر سرمایه گذاری داخلی می‌باشد.

در زمینه آزادسازی مالی نیز باید گفت براساس نظریه نئوکلاسیک‌ها، با افزایش درجه باز بودن مالی جریان سرمایه از اقتصادهای دارای سرمایه با بازدهی کم به سوی اقتصادهای فاقد سرمایه با بازدهی بالا صورت می‌پذیرد و می‌تواند پس‌انداز داخلی یک اقتصاد را تکمیل کرده و موجب افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی گردد (فیشر[2]، ۱۹۹۸). آزادسازی تجاری نیز با عث تسهیل ورود جریان کالا شده و سبب بالا رفتن انگیزه برای ایجاد پروژه‌های جدید و گسترش سرمایه‌گذاری داخلی خواهد شد.

۳. روش تحقیق

با توجه به مطالب ذکر شده در قسمت مبانی نظری تابع سرمایه‌گذاری به صورت رابطه (۱) برآورد شده است. تولید ناخالص داخلی (GDP) به عنوان تقاضای کل و متغیرهای سرمایه‌گذاری در دوره قبل ($Invest_{t-1}$) به عنوان متغیر نشان‌دهنده موجودی سرمایه در اقتصاد می‌باشد. هر یک از نمادهای $LibTrade$، $LibFinance$ و $Private$ به ترتیب نشان‌دهنده متغیرهای آزادسازی تجاری، آزادسازی مالی و خصوصی‌سازی می‌باشند. نسبت مخارج عمرانی به مخارج جاری ($CostGov$) به عنوان سیاست‌های مالی دولت در نظر گرفته شده است.

$$Invest_t = \beta_1 GDP_t + \beta_2 LibFinance_t + \beta_3 LibTrade_t + \beta_4 PriceIND_t + \beta_4 Invest_{t-1} + \beta_5 Private_t + \beta_6 CostGov_t + \varepsilon \quad (۱)$$

شاخص‌های مختلفی برای نشان دادن آزادسازی تجاری وجود دارد که می‌توان به متوسط نرخ تعرفه‌ها[3]، متوسط نرخ تعرفه وصولی[4]، نسبت شمول موانع غیرتعرفه‌ای[5]، نسبت نفوذ واردات[6]، شاخص

[1] Haraguchi
[2] Fischer
[3] Average Tarrif Rate
[4] Collected Tarrif Ratio
[5] Coverage Ratio of Non-Tarrif Barriers
[6] Import Penetration Ratios

شکاف قیمتی[1]، شاخص اضافه بهاء نرخ ارز در بازار سیاه[2]، شاخص شدت تجاری و شاخص شدت تجاری[3] تجاری[3] تعدیل شده بر حسب ساختار[4] می‌باشد. با توجه به دوره مورد مطالعه و میزان دسترسی به اطلاعات از شاخص شدت تجارت استفاده شده است.

برای اندازه‌گیری آزادسازی مالی از شاخص‌های مختلفی همچون گردش روزانه ارز خارجی، ذخائر اعتبارات بانکی فرامرزی، دارایی‌های بانکی فرامرزی، خالص جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[5] و نیز خالص جریان سرمایه خصوصی[6] به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز شناور استفاده شده است. در این مطالعه از متغیرهای نرخ ارز آزاد، دارایی‌های خارجی سیستم بانکی و نسبت ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص داخلی (نشان‌دهنده جریان سرمایه خصوصی در کشور) استفاده شده است. همچنین ارزش دارایی‌های واگذار شده به عنوان سیاست خصوصی‌سازی در نظر گرفته شده است. اطلاعات مورد نیاز از سایت‌های بانک مرکزی، مرکز آمار ایران و سازمان خصوصی‌سازی برای دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۸ دریافت شده است.

با توجه به ماهیت داده‌های مورد بررسی (سری زمانی) و انتخاب الگو نهائی برای برآورد، لازم است بـه این نکته توجه شود که استفاده از روش‌های سنتی اقتصادسنجی برای مطالعات تجربی، مبتنی بر فرض پایایی متغیرها است. لذا قبل از برآورد الگوی مورد نظر تحقیق لازم است پایایی[7] متغیرها بررسی گردد. روش‌های مختلفی نظیر آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[8]، فلیپس پرون[9] و انجی پرون[10] برای بررسی پایایی در متغیرهای سری زمانی وجود دارد. عدم تامین شرط پایایی ممکن است سبب بروز رگرسیون جعلی شده و اعتماد نسبت به ضرایب برآورد شده را از بین ببرد. چنانچه درجه پایایی متغیرها یکسان نباشد، ضروری است هنگام استفاده از متغیرهای سری زمانی، از روش‌هایی در برآورد استفاده شود که به مساله پایایی و هم‌انباشتگی توجه داشته باشند. رهیافت‌های مختلفی مانند گرنجر، نظیر انگل – گرنجر[11] (۱۹۸۷)، جوهانسن و جوسیلیوس[12] (۱۹۹۰)، فیلیپس و هانسن[13] (۱۹۹۰)، فلیپس و لورتان[14]

[1] Price Gap
[2] Black Market Premium
[3] Openess
[4] Structure Adjusted Trade Intensity
[5] Foreign Direct Investment
[6] Private Capital Flows
[7] Stationary
[8] Augmented Dickey–Fuller Test
[9] Phillips-Perron
[10] Ng-Perron
[11] Engle - Granger
[12] Juselius & Johansen
[13] Phillips & Hansen
[14] Phillips & Loretan

(۱۹۹۱)، خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده[1] (پسران و شین[2] ۱۹۹۹ و پسران و همکاران ۲۰۰۱) وجود دارد که برای حل این مشکلات بهره گرفته می‌شود (کورو و آکو[3]، ۲۰۱۶).

٤. یافته‌ها

یکی از مهمترین موارد مربوط به برآورد معادلات با استفاده از داده‌های سری زمانی، موضوع پایایی آنها است. به طوری‌که اگر سری‌های مورد استفاده پایا نباشند رگرسیون برآورد شده کاذب خواهد بود. از این رو، ابتدا پایایی متغیرها (به صورت لگاریتم) با استفاده از آزمون ریشه واحد فلیپس پرون مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد به جز متغیر دارایی‌های خارجی سیستم بانکی مابقی متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری پایا هستند.

جدول (۱): پایایی متغیرهای مورد مطالعه

متغیر	در سطح		با یک تفاضل			درجه پایایی
	مقدار آماره	احتمال	مقدار آماره	مقدار جدول	احتمال	
تولید ناخالص داخلی	-۱/۰۳	۰/۷۳	-۴/۰۵	-۳/۷۰	۰/۰۰	۱
تشکیل سرمایه ثابت	-۱/۳۷	۰/۵۸	-۴/۴۷	-۳/۷۰	۰/۰۰	۱
ارزش دارایی واگذار شده	-۱/۸۱	۰/۳۷	-۵/۶۹	-۳/۷۰	۰/۰۰	۱
نرخ ارز آزاد	۰/۴۶	۰/۹۸	-۳/۹۳	-۳/۷۰	۰/۰۱	۱
شاخص قیمت کل	-۱/۸۱	۰/۳۷	-۲/۷۱	-۳/۷۰	۰/۰۹	۱
شدت تجارت	۰/۹۴	۰/۹۹	-۳/۴۰	-۲/۹۸	۰/۰۲	۱
ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص داخلی	-۰/۲۷	۰/۹۲	-۴/۶۳	-۳/۷۰	۰/۰۰	۱
دارایی های خارجی بانک مرکزی	-۱/۶۲	۰/۴۶	-۵/۰۲	-۳/۷۰	۰/۰۰	۱
نسبت مخارج جاری به عمرانی	-۲/۸۵	۰/۰۶	-۵/۶۸	-۳/۷۰	۰/۰۰	۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

علاوه بر مسئله پایایی، یکی دیگر از موارد مهم در برآورد الگو با داده‌های سری زمانی توجه به هم‌انباشتگی می‌باشد. با توجه به یکسان نبودن درجه پایایی متغیرهای مورد بررسی، لازم است هم‌انباشتگی آنها با استفاده از روش‌هایی نظیر انگل – گرنجر[4] (۱۹۸۷)، جوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰)،

[1] Autoregressive Distributed Lag
[2] Pesaran & Shin
[3] Nkoro & Uko
[4] Engle - Granger

فیلیپس و هانسن[1] (۱۹۹۰)، فلیپس و لورتان (۱۹۹۱)، خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده (پسران و شین ۱۹۹۹ و پسران و همکاران ۲۰۰۱) مورد بررسی قرار گیرد (کورو و آکو[2]، ۲۰۱۶). در بین روش‌های نامبرده شده، رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL) دارای مزیت‌هایی چون عدم حساسیت به حجم نمونه، عدم الزام بکارگیری متغیرهای پایا از یک درجه یکسان، برآورد همزمان روابط کوتاه و بلندمدت در کنار هم بدون نیاز به برآورد سیستمی و امکان بکارگیری وقفه‌های مختلف در مراحل مختلف برآورد وجود دارد که در سایر روش‌ها وجود ندارد (تائو و هیوا[3]، ۲۰۱۶). لذا از این روش برای بررسی نقش متغیرهای اثرگذار بر سرمایه‌گذاری در ایران استفاده شده است. نتایج برآورد الگوی سرمایه‌گذاری در جدول(۲)،گزارش شده است. نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد قدرمطلق آماره باند[4] (۶/۷۶) برای الگوی برآورد شده از هر دو کرانه ارائه شده برای سری‌های زمانی دارای درجه پایایی ۱ و صفر بیشتر است و فرضیه صفر این آزمون که نشان از عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو است (پسران و همکاران، ۲۰۰۱)، را رد می‌کند.

جدول (۲): نتایج برآورد الگوی ARDL(۱،۰،۰،۱،۱،۱،۰،۱)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
تشکیل سرمایه ثابت (-۱)	۰/۱۵	۰/۱۱	۱/۴۲	۰/۱۸
تولید ناخالص داخلی	۲/۲۷	۰/۲۹	۷/۷۸	۰/۰۰
شاخص قیمت کل	-۰/۴۲	۰/۱۱	-۳/۸۴	۰/۰۰
نرخ ارز آزاد	-۰/۰۱	۰/۰۹	-۰/۱۵	۰/۸۸
نرخ ارز آزاد (-۱)	-۰/۲۳	۰/۱۰	-۲/۲۰	۰/۰۵
ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص داخلی	-۰/۰۲	۰/۰۴	-۰/۴۳	۰/۶۷
ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص داخلی (-۱)	۰/۲۷۳	۰/۰۶	۴/۳۵	۰/۰۰
دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۳۰	۰/۷۷
دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (-۱)	-۰/۰۵	۰/۰۴	-۱/۵۶	۰/۱۴
شدت تجارت	۰/۵۷	۰/۱۸	۳/۱۸	۰/۰۱
شدت تجارت (-۱)	-۱/۱۵	۰/۲۶	-۴/۴۱	۰/۰۰
ارزش دارایی واگذار شده	۰/۰۲	۰/۰۲	۱/۳۹	۰/۱۹
مخارج عمرانی به جاری	-۱/۴۲	۰/۶۴	-۲/۲۲	۰/۰۵

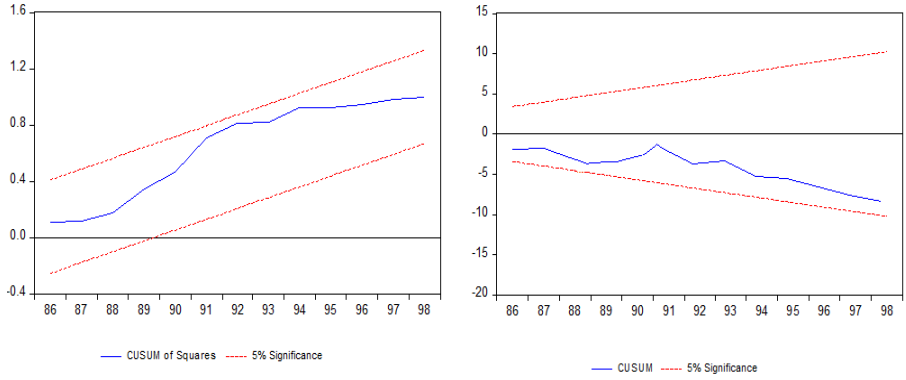
[1] Phillips & Hansen
[2] Nkoro & Uko
[3] Thao and Hua
[4] Bound Testing

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
مخارج عمرانی به جاری (-۱)	-۳/۲۸	۰/۵۹	-۵/۵۵	۰/۰۰
ضریب ثابت	-۱۲/۹۹	۴/۲۰	-۳/۰۹	۰/۰۱
ضریب خوبی برازش	۰/۹۸	آکائیک		-۲/۴۴
ضریب خوبی برازش تعدیل شده	۰/۹۷	شوارتز		-۱/۷۲
آماره F	۵۵/۵۵	حنان کوئین		-۲/۲۲
احتمال	۰/۰۰	دوربین واتسون		۲/۳۴
آماره باند	۶/۷۶	مقدار بحرانی برای (۰) I و (۱) I به ترتیب برابر ۲/۶۲ و ۳/۷۷		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

وضعیت ثبات ساختار الگوی برآورد شده با استفاده از آزمون‌های پسماند تجمعی[1] (CUSUM) و مجذور پسماند تجمعی[2] (CUSUMsq) مورد ارزیابی قرار گرفته است. همانطور که نمودار (۱) پیداست نمودارهای پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی بین دو خط با فاصله اطمینان ۹۵ درصد ارائه شده، قرار دارند. بنابراین می‌توان گفت فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری در الگوی برآورد شده پذیرفته می‌شود.

نمودار (۱): نتایج آزمون پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی



پس از تایید وجود رابطه بلندمدت در بین متغیرهای الگو روابط بلندمدت و الگوی تصحیح خطای متناظر با آنها برآورد می‌گردد. در جدول ۳ ضرایب هر یک از الگوهای بلندمدت و کوتاه‌مدت گزارش شده

[1] Cumulative Sum of Recursive Residuals
[2] Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals

است. بررسی ضرایب مربوط به هر یک از متغیرهای نشان‌دهنده تغییرات ساختاری، نشان می‌دهد آزادسازی تجاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر سرمایه‌گذاری اثر معنی‌دار دارد. در حالی‌که خصوصی‌سازی اثر معنادار بر سرمایه‌گذاری نداشته است. در بین متغیرهای نشان‌دهنده تغییرات ساختاری، آزادسازی مالی، نرخ ارز آزاد و ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص داخلی در بلندمدت دارای اثر معنادار بودند.

همان‌طور که از ارقام جدول (۳)، پیداست تولید ناخالص داخلی سبب افزایش سرمایه‌گذاری در کشور خواهد شد. به طوری‌که با افزایش یک درصد در تولید ناخالص داخلی کشور، میزان سرمایه، ۲/۲۷ درصد افزایش می‌یابد. نتایج مطالعات قبادی و همکاران (۱۳۹۸)، دودانگی (۱۳۹۵)، لیم (۲۰۱۴)، منبیر (۲۰۱۵)، علی و شاهین (۲۰۱۶)، ماین و همکاران (۲۰۱۸)، سرما (۲۰۲۱) و آواد و همکاران (۲۰۲۱) نیز در راستای نتایج مطالعه حاضر می‌باشد.

ارقام جدل (۳)، نشان می‌دهد افزایش شاخص قیمت کل سبب کاهش سرمایه‌گذاری خواهد شد.. به‌طوری‌که با افزایش یک واحدی این شاخص میزان سرمایه‌گذاری ۰/۴۲ کاهش می‌یابد. یکی از مهمترین دلایل این نتیجه را می‌توان به کاهش نرخ بهره حقیقی نسبت داد. چرا که با افزایش نرخ تورم (شاخص قیمت کل) نرخ بهره حقیقی طرح‌های سرمایه‌گذاری کاهش یافته و انگیزه برای سرمایه‌گذاری از بین خواهد رفت و میزان سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد. نتایج مطالعات دودانگی قبادی و همکاران (۱۳۹۸)، دودانگی (۱۳۹۵)، اورجی و همکاران (۲۰۱۵)، علی و شاهین (۲۰۱۶)، هیه و لاو (۲۰۱۸)، سرما (۲۰۲۱) و آواد و همکاران (۲۰۲۱) نیز نشان می‌دهد با افزایش نرخ تورم و نرخ بهره میزان سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد.

متغیر نسبت مخارج عمرانی به جاری دارای اثر منفی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر سرمایه‌گذاری است. ماهیت متغیر بکار رفته در الگوی برآورد شده به صورت اعداد منفی بوده و حاکی از سهم پایین مخارج عمرانی نسبت به مخارج جاری می‌باشد. به‌طوری‌که در بیشتر سال‌های مورد بررسی سهم مخارج عمرانی کمتر از ۳۰ درصد مخارج جاری دولت بوده و فقط در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۸ بیشتر از ۵۰ درصد (کمتر از ۶۰ درصد) بوده است. به عبارتی در نسبت مورد بررسی افزایش مخارج جاری به مراتب بیشتر از مخارج عمرانی بوده و از این رو می‌توان گفت متغیر نامبرده در طول دوره مورد بررسی دارای روند نزولی بوده و دارای اثر منفی بر سرمایه‌گذاری کشور داشته است. از دیدگاه تجربی نیز می‌توان گفت افزایش مخارج دولت بدون تغییر عرضه پول، باعث بالا رفتن تقاضای محصول و درآمد و در نتیجه تقاضای معاملاتی پول می‌شود. که این امر سبب افزایش نرخ بهره حقیقی در اقتصاد می‌گردد. بالا رفتن نرخ بهره، باعث کاهش مخارج فعالان اقتصادی در بخش ماشین‌آلات و تجهیزات، ساختمان، و خرید کالاهای بادوام (کاهش سرمایه‌گذاری) می‌شود (توماس[1]، ۲۰۰۰).

[1] Thomas

متغیر آزادسازی تجاری در کوتاه مدت دارای اثر مثبت و در بلندمدت دارای اثر منفی بر سرمایه‌گذاری می‌باشد. در مطالعه هیه و لاو (۲۰۱۸) نیز آزادسازی تجاری در کوتاه مدت اثر مثبت بر سرمایه‌گذاری دارد، در حالی‌که در بلندمدت دارای اثر منفی بر سرمایه‌گذاری است.

بررسی متغیرهای تشکیل‌دهنده سیاست آزادسازی مالی نشان می‌دهد آزادسازی مالی در کوتاه مدت اثر معنادار بر سرمایه‌گذاری ندارد و اثرگذاری این سیاست در بلندمدت معنادار است. هر یک از ضرایب متغیرهای دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، نرخ ارز آزاد، ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص داخلی به ترتیب برابر ۰/۰۵- ، ۰/۲۴- و ۰/۲۶ است. در بین متغیرهای نامبرده، نرخ ارز آزاد و ارزش معاملات سهام دارای اثر معنادار بر سرمایه‌گذاری داخلی هستند. برایند اثر این دو متغیر بر سرمایه‌گذاری در بلندمدت مثبت (۰۰۲) می باشد. اثر سیاست آزادسازی مالی در مطالعات اورجی و همکاران (۲۰۱۵)، هیه و لاو (۲۰۱۸)، بواچی و همکاران (۲۰۲۰) نیز مثبت ارزیابی شده است.

مقدار ضریب تصحیح خطای براورد شده (۰/۸۵-) حاکی از سرعت زیاد رفع عدم تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است و نشان می‌دهد در هر دوره ۸۵ درصد از عدم تعادل‌های سرمایه‌گذاری داخلی برطرف می‌شود. به عبارتی عدم تعادل در سرمایه‌گذاری داخلی در کمتر از دو دوره (۲ سال) برطرف می‌گردد.

جدول (۳): ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت الگوی ARDL

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
ضریب ثابت	-۱۲/۹۹	۶/۱۶	-۲/۱۱	۰/۰۶
تولید ناخالص داخلی	۲/۲۷	۰/۴۳	۵/۳۰	۰/۰۰
شاخص قیمت کل	-۰/۴۲	۰/۱۶	-۲/۶۱	۰/۰۲
ارزش دارایی واگذار شده	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۹۵	۰/۳۶
تفاضل نرخ ارز آزاد	-۰/۰۱	۰/۰۵	-۰/۲۵	۰/۸۰
تفاضل ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص داخلی	-۰/۰۲	۰/۰۲	-۰/۸۱	۰/۴۳
تفاضل دارایی های خارجی بانک مرکزی	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۴۷	۰/۶۴
تفاضل شدت تجارت	۰/۵۶۶	۰/۱۳	۴/۴۸	۰/۰۰
تفاضل مخارج عمرانی به جاری	-۱/۴۲	۰/۴۵	-۳/۱۷	۰/۰۱
ضریب تصحیح خطا	-۰/۸۵	۰/۰۸	-۱۰/۷۲	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

تغییرات گسترده ناشی از اجرای سیاست‌های تغییر ساختار در کشورهای مختلف موجب گردید تا در این

مطالعه اثرات سیاست‌های آزادسازی مالی و آزادسازی تجاری بر سرمایه‌گذاری کشور طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۸ مورد بررسی قرار بگیرد. در این تحقیق به دلیل متفاوت بودن درجه پایایی متغیرهای مورد بررسی از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شده است. متغیرهای ارزش دارایی‌های واگذار شده و شدت تجارت نشان‌دهنده سیاست خصوصی‌سازی و آزادسازی تجاری می‌باشند. متغیرهای نرخ ارز شناور، دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص داخلی نشان‌دهنده سیاست آزادسازی مالی می‌باشند. نتایج برآورد الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده نشان داد که سیاست خصوصی سازی، اثر مثبت و معنی داری بر سرمایه گذاری، نداشته است و سیاست‌های آزادسازی مالی و آزادسازی تجاری، رفتارهای متفاوتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر سرمایه‌گذاری داخلی دارند. لذا توصیه می‌گردد در اجرای سیاست‌های نامبرده، نتایج احتمالی آنها از قبل پیش‌بینی شده و برای جبران اثرات منفی کوتاه مدت، اقدامات مناسب صورت گیرد.

افزایش درجه باز بودن اقتصاد که لازمه آن تسریع در مبادلات تجاری است سبب افزایش سرمایه‌گذاری در کشور طی دوره کوتاه‌مدت خواهد شد. از این رو لازم است دولت با اصلاح ساختار مناسب در این بخش، زمینه‌های جذب سرمایه‌گذاری داخلی را فراهم آورد. همچنین برای رفع اثرات منفی اجرای این سیاست در بلندمدت، لازم است محدودیتی در سطح آزادسازی تجاری در کشور مشخص گردد تا اثرات منفی این سیاست در بلندمدت کاهش یابد.

با توجه به اثر شاخص قیمت کل بر سرمایه‌گذاری توصیه می‌گردد ایجاد ثبات اقتصادی و کنترل نرخ تورم توسط دولت همواره مورد توجه قرار بگیرد چرا که تورم (شاخص قیمت) علاوه بر کاهش نرخ بهره حقیقی، موجب افزایش نااطمینانی نسبت به آینده شده و سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد.

با توجه به اثر مثبت تولید ناخالص داخلی کشور بر سرمایه‌گذاری، یکی از مهمترین توصیه‌ها در جهت رشد سرمایه گذاری در کشور اتخاذ سیاست های رشد محور می باشد. همچنین با توجه به اثر منفی متغیر نسبت مخارج عمرانی به مخارج جاری در این مطالعه لازم است در کنار اجرای سیاست‌های انبساطی مالی جهت رشد اقتصاد، توزان مخارج دولت (مخارج عمرانی و جاری) را به نفع مخارج عمرانی کشور تغییر دهد تا سرمایه‌گذاری در کشور افزایش یابد. به طوری‌که نتایج این مطالعه نشان داد سهم پایین مخارج عمرانی نسبت به مخارج جاری سبب گردیده اثر مخارج دولت (نسبت این دو مخارج به یکدیگر) بر سرمایه‌گذاری داخلی منفی ارزیابی گردد.

٦. تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

References

- Ali, M. M., & Shaheen, S. (2016). An analysis of determinants of private investment in Pakistan. International Interdisciplinary Journal of Scholarly Research (IIJSR), 2(2), 18-25.
- Arman, S. A. & Mirabizadeh, M. (2012). Analyzing the asymmetric effects of inflation on real investment in Iran. *Journal of Economic Modeling Research*, 3 (8), 141-158. (In Persian)
- Armstrong, M. & Sappington, D. (2006). Regulation, Competition and Liberalization, Journal of Economic Literature, 32(2): 353-380.
- Awad, I. M., Al-Jerashi, G. K., & Alabaddi, Z. A. (2021). Determinants of private domestic investment in Palestine: time series analysis. *Journal of Business and Socio-economic Development*, 1(1), 71-86.
- Babaki, R., Homayunifar, M., Mahdavi Adeli, M. H. & Salimifar, M. (2017). The Effect of government spendings on private investment separation of machines and building sectors in the Iran economy (with SVAR approach). *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 14(3), 105-135. (In Persian) https://doi.org/10.22055/jqe.2017.18152.1406
- Behnamian, M., Shojaei, A. & Haji, G. A. (2022). Predicting the dynamics of private sector investment in Iran. *Quarterly Journal of Applied Economic Studies in Iran*, 10(40), 147-179. (In Persian) 10.22084/aes.2021.24574.3315
- Bezerra, A. R., Pereira, R. A. C., Ferreira, M. D., & Callado, M. C. (2018). A macroeconomic analysis of the welfare effects of the privatization of state enterprises in Brazil. *The Empirical Economics Letters*, *17*(9), 1-121.
- Boachie, M. K., Ruzima, M., & Immurana, M. (2020). The concurrent effect of financial development and trade openness on private investment in India. *South Asian Journal of Macroeconomics and Public Finance*, 9(2), 190-220. https://doi.org/2277978720906049/10/1177
- Doudangi, M. (2016). Factors affecting domestic and foreign investments in Iran. *Economic Growth and Development Research*, 6(23), 131-147. (In Persian)
- Firdous, A., Saleem, R., & Soharwardi, M. A. (2021). The Nexus Between Financial Liberalization and Private Investment: An Econometric Analysis from Pakistan: A Case Study of Pakistan. *Pakistan Business Review*, 22(4).
- Fischer, A. (1998). Capital account liberalization and the role of the IMF, should the IMF pursue capital account convertibility, *Princeton University, Essays in International Finance*, 207, 1-10.
- Ghobadi, S., Mozafari shamsi, H. & Faramarzi, F. (2019). The analysis of the effects of institutional factors on the investment in selected OPEC-member countries. *Macroeconomics Research Letter*, 14(27), 13-39. (In Persian) doi:10.22080/iejm.2019.13439.1573
- Guriev, S. & Megginson, W. (2007). What Have We Learned in Bourguignon, F. and Pleskovic, B. (eds.) Beyond Transition, Proceedings of the 18th ABCDE. Washington D.C.: World Bank.

- Haraguchi, J., Matsumura, T., and Yoshida, S. (2018). Competitive pressure from neighboring markets and optimal policy. Japan and the World Economy, In press. doi: 10.1016/j.japwor.2018.02.001
- Hye, Q. M. A., & Lau, W. Y. (2018). Does Financial and Trade liberalization Drive Private Investment in Pakistan. *Asian Journal of Economics and Empirical Research*, 5(2), 112-120.
- Izdakhasti, H. & Arab Mazar, A. (2017). Analysis of the effects of efficient fiscal and tax policies on private investment in Iran: with an emphasis on corporate income tax and government fiscal indiscipline. *Journal of Tax Research*, 24(32), 11-34. (In Persian) doi :10.22084/aes.2021.24165.3283
- Lim, J. J. (2014). Institutional and structural determinants of investment worldwide. *Journal of Macroeconomics*, 41, 160-177.
- Ma'in, M., Nordin, N., Zailan, I. H., Sulaiman, S., & Ismail, Z. (2018). Investment and Enconomic Indicators in Malaysia. *Journal of International Business, Economics and Entrepreneurship (JIBE)*, *3*(2), 23-29. doi.org/10.24191/jibe. v3i2.14429
- Masoudi, A. (2010). Evaluation of privatization performance and its effect on some macroeconomic variables of Iran's fourth economic, social and cultural development program (1384-88). Master's thesis, Islamic Azad University, Khomeini Shahr Branch, Faculty of Law and Economics. (In Persian) doi: 10.22067/ijaaf.2024.44354.1397
- Mehnatfar, U. (2015). Public Expenditure Impact on Private Investment in Iran: Crowding out or Crowding in. Quarterly Journal of Applied Theories of Economics, 2(1), 143-162. (In Persian)
- Menber, K. (2015). Public and private investment analysis in Ethiopia. *Research Journal of Economics and Business Studies*, 4(6), 26-38.
- Ngoma, G., Bonga, W. G., & Nyoni, T. (2019). Macroeconomic Determinants of Private Investment in Sub-Saharan Africa. *DRJ's Journal of Economics & Finance*, 4(3), 01-08.
- Nkoro, E. & Uko, A. K. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Cointegration Technique: Application and Interpretation, *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 5 (4), 63-91.
- Orji, A., Kama, K., Ogbuabor, J. E., Anthony-Orji, O. I., & Nwodo, O. S. (2022). Domestic Investment and Capital Flight Nexus in Nigeria: Empirical Evidence from New Data Set. *Economic Studies*, 31(3), 176-192.
- Orji, A., Ogbuabor, J. E., & Okolomike, F. C. (2015). Financial Liberalization, Private Savings and Private Investment in Nigeria. European Journal of Economics, *Finance and Administrative Sciences*, 72, 38-54.
- Pesaran, M. Hashem, Yongcheol Shin, and Richard J. Smith. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289–326.

- Rahnema Rudpashti, F., Hibti, F. and Islami Bigdali, G.H. R. (2022). *Investment Analysis and Securities Portfolio Management and Financial Engineering*, Termeh Publication. (In Persian)
- Romer. (2001). *Advanced macroeconomics. University of California*, Berkeley.
- Saadatmehr, M. & ghafari, H. (2019). The Comparative Study of the Impacts of Monetary and Fiscal Policies on the Economy of Iran: DSGE Model Approach. *Semi – Annual journal of Economic Studies and Policies*, 11(1), 51-74. (In Persian)
- Saleh, A. S. (2003). The Budget Deficit and Economic Performance A Survey Economics, Working Paper Series, University of Wollongong.
- Samsami, H. and Khazai, M. (2010). Investigating the effect of privatization on productivity. *Journal of Iranian Economic Issues*, 1(2), 47-65. (In Persian)
- Semra, B. O. Ğ. A. (2020). Determinants of Private Investment in Turkey an ARDL Bounds Testing Approach. *Euroasia Journal of Social Sciences & Humanities*, 7(11), 127-142.
- Shahraki, M., Behbudi, D. & Ghaderi, S. (2010). Investigation of the Impact of Household Saving on Investment and Consumption in Iran (A CGE Model). *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 7(3), 67-94. (In Persian) doi.org/10.22055/jqe.2010.10645
- Stiglitz, J. (2008) Privatization: Successes and Failures, Columbia University Press, New York.
- Thao, D. T. and Hua, Z. J. (2016). ARDL Bounds Testing Approach to Cointegration: Relationship International Trade Policy Reform and Foreign Trade in Vietnam, *International Journal of Economics and Finance*, 8 (8), 84-94. doi:10.5539/ijef. v8n8p84
- Thomas, Jr. (2000). *Money banking and economic activity*. Wiley and Sons.
- yakup, S. & yilmaz, F. (2010), the importance of financial reporting during privatization: Turkish case, *Annals universities apulennsis series oeconomica*, 12 (2), 672-692.
- Yazdani, M. and Bahalu Hore, M. (2017). Analyzing the Impacts of Trade Liberalization and Foreign Capital Inflow on the Iranian Economy: Approach of Computable General Equilibrium. Quarterly Journal of Economic Strategy, 5(19), 5-46. (In Persian)

Computational Economics
ISSN 2821-0433

Evaluating the effect of deposit interest tax on the bank deposits

Younes Teymouri [1], Faramarz Tahmasebi [2]✉, Nader Mehregan [3]

1. Assistant Professor of Economics, Department of New Planning, Budgeting and Modeling Systems, Development and Foresight Research Center, Corresponding Author, Email: yteimori@gmail.com
2. Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Management and Accounting. Payame Noor University, Email: tahmasebi.faramarz@yahoo.com
3. Professor of Economics, Department of Economics, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran, Email: mehregannader@basu.ac.ir

Article Info

Received: 01/01/2024
Accepted: 05/03/2024

Page: 23-48

Keywords:
deposit interest tax; bank deposits; benchmark tax system; ARDL model

JEL Classification:
C52; E47; E37

ABSTRACT

This study analyzes and evaluates the effects of deposit interest tax on the quantity of bank deposits. Examining the experience of the past few decades of the country's economy shows that deposit interest tax never been applied and no historical and informational records have been created for it. Therefore, the evaluation of a policy that has not been carried out so far is inherently complicated and has limitations. In this research, in order to reduce the consequences of such restrictions, bank deposit interest rate changes have been considered as an alternative to deposit interest tax. The effect of bank interest rate changes on the quantity of deposits is estimated in the form of an econometric model and with the ARDL method, in which the effect of two variables, the informal market exchange rate and the gross domestic product, is also analyzed. The estimation results show that the real GDP has not been able to statistically affect the amount of deposits. But on the other hand, the exchange rate of the informal market is one of the things that significantly affects the amount of deposits. Based on the designed model, in addition to the estimated coefficient, the effect of the deposit interest tax on the amount of deposits, depends on the nominal rate of deposit interest in the banking system and the inflation rate in the economy. Therefore, by fixing the mentioned rates, the effect of deposit interest tax has been analyzed in three cases of 5%, 10% and 3% tax rates. Based on the findings of the model, taking into account the bank interest rate of 20% and the inflation rate of 40% for the economy, applying a tax rate of 3% (10%) will reduce 23 billion Tomans (77 billion Tomans) of deposits from the banking system in one year.

COPYRIGHTS
©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) https://creativecommons.org/licenses/by/4.0

Extended Abstract

This study analyzes and evaluates the effects of deposit interest tax on the quantity of bank deposits. Examining the experience of the past few decades of the country's economy shows that deposit interest tax never been applied and no historical and informational records have been created for it. Therefore, the evaluation of a policy that has not been carried out so far is inherently complicated and has limitations. In this research, in order to reduce the consequences of such restrictions, bank deposit interest rate changes have been considered as an alternative to deposit interest tax. The effect of bank interest rate changes on the quantity of deposits is estimated in the form of an econometric model and with the ARDL method, in which the effect of two variables, the informal market exchange rate and the gross domestic product, is also analyzed. The estimation results show that the real GDP has not been able to statistically affect the amount of deposits. But on the other hand, the exchange rate of the informal market is one of the things that significantly affects the amount of deposits. Based on the designed model, in addition to the estimated coefficient, the effect of the deposit interest tax on the amount of deposits, depends on the nominal rate of deposit interest in the banking system and the inflation rate in the economy.

Purpose

Tax exemption of bank deposit interest is one of the topics discussed in the Iran's tax system in recent decades. The existence of this exemption in the Iran's economic history is probably aimed for stabilizing economic fluctuations and supporting investors by attracting resources to the banking system. But the results of the analysis of the effect of this exemption show that its costs are more than the benefits. The implications of the tax on deposit interest, which is part of the benchmark tax system (BTS), and the prevailing difficult economic conditions in recent years due to external factors such as international sanctions, are two things that make it necessary to implementation of this tax for Iran's economy. Moreover, a comparative study in this field also shows that deposit interest is taxed in most countries, although at different rates. However, each of them have different approaches in applying this type of tax according to the state of technical and executive infrastructures and the quality of policy making. One of the difficulties of examining the issue is that in the economic history of the country, tax on bank deposit interest has never been applied and no historical and information records have been created for it. Therefore, the policy that has not been implemented until now, its evaluation is inherently complicated and has limitations. In this report, to reduce the consequences of such limitations, bank deposit interest rate changes are considered as an alternative to deposit interest tax. For this reason, such a choice has been made that the application of tax on bank deposit interest implicitly means the change of the said interest rate. However, changes in bank deposit interest rates are different in nature from changes in tax rates on deposit interest. Due to the choice made in the method of achieve to goals of this study, it is necessary to study and analyze the bank interest rate and the effects of its change on the amount of deposits theoretically and empirically. Then, in the next step of the report, the method of

evaluating the effects of bank interest rate changes and the econometric model used for this purpose will be examined. Finally, the findings of this evaluation and policy recommendations based on those findings are presented in the final part of the report. Of course, it is an attempt to give recommendations to the limitations that exist in applying findings of the research, attention has been paid and considering these limitations, recommendations and policy measures have been proposed.

Methodology

The analysis of this study is derived from the analytical framework of brokers' behavior in financial markets, which is presented under basic assumptions such as pursuing maximum profit and utility by brokers. In Iran's economy, due to the prevailing price fluctuations and instability in the last few decades, it is more likely to accept the strong assumptions that form the hard core of the aforementioned analytical framework. But what is important here is whether the transfer of resources and assets from the banking system to other markets was significant enough to affect the performance of other markets. Therefore, the test of the effects of changing the deposit interest rate in this study is the answer to the mentioned question.

The variables whose effect is tested on the volume of non-visual deposits (thousand billion Rials) are; Bank deposit interest rate (percentage), informal market exchange rate (Rials), GDP (billion Rials), whose data are used for the period 1361-1400. The method used for the above effectiveness test is the Autoregressive with distributed lags model (ARDL), which is performed using Eviews software.

Finding

The purpose of studying the relationship between the bank interest rate and the volume of non-visual deposits was evaluating the effect of the deposit interest tax on the volume of deposits.

The comparison of the results of all three states that were displayed in the recent tables, induces this view to the reader that the third state; Considering the lowest tax rate that is levied, the small deposit withdrawal that happens from the banking system, and the relatively favorable revenue collection capacity that can be received, it is a suitable option for levying the bank deposit interest tax. Of course, the tax rate of 3% on bank deposit interest can be the beginning of the gradual process of levying tax on deposit interest. The gradual process of implementing this policy will be a useful issue due to the sensitivity of the tax on deposit interest.

Conclusion

Therefore, by fixing the mentioned rates, the effect of deposit interest tax has been analyzed in three cases of 5%, 10% and 3% tax rates. Based on the findings of the model, taking into account the bank interest rate of 20% and the inflation rate of 40% for the economy, applying a tax rate of 3% (10%) will reduce 23 billion Tomans (77 billion Tomans) of deposits from the banking system in one year.

فصلنامه اقتصاد محاسباتی
شاپا ۲۸۲۱-۰۴۳۳

تأثیر اعمال مالیات سود سپرده بر حجم سپرده‌های بانکی در ایران

یونس تیموری[۱]✉، فرامرز طهماسبی[۲]، نادر مهرگان[۳]

۱. استادیارگروه نظام‌های نوین برنامه‌ریزی، بودجه‌ریزی و مدلسازی، مرکز پژوهش‌های توسعه و آینده‌نگری، تهران، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: yteimori@gmail.com
۲ استادیار گروه اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران، پست الکترونیکی: tahmasebi.faramarz@yahoo.com
۳. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران، پست الکترونیکی: mehregannader@basu.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی
صفحات ۲۳-۴۸

تاریخ دریافت مقاله:
۱۴۰۲/۱۰/۱۱
تاریخ پذیرش نهایی:
۱۴۰۲/۱۲/۱۵

واژگان کلیدی:
مالیات سود سپرده؛ سپرده بانکی؛ نظام مالیاتی مبنا؛ مدل ARDL

طبقه‌بندی JEL:
C52; E47; E37

چکیده

این مطالعه به تحلیل و ارزیابی اثرات اعمال مالیات سود سپرده بر حجم سپرده‌های غیردیداری بانک‌ها پرداخته است. بررسی تجربه چند دهه گذشته اقتصاد کشور نشان می‌دهد هیچگاه مالیات بر سود سپرده بانکی اعمال نشده و سابقه تاریخی و اطلاعاتی برای آن ایجاد نشده است. بنابراین ارزیابی سیاستی که تا به اکنون انجام نگرفته است، در نفس دچار پیچیدگی و محدودیت‌هایی است. در این تحقیق برای تقلیل پیامد چنین محدودیت‌هایی، تغییرات نرخ سود سپرده بانکی به عنوان جایگزینی برای مالیات بر سود سپرده در نظر گرفته شده است. اثرگذاری تغییر نرخ سود بانکی بر حجم سپرده‌های غیردیداری در قالب مدل اقتصادسنجی و با روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برآورد شده است که در آن اثرگذاری دو متغیر نرخ ارز بازار غیررسمی و تولید ناخالص داخلی نیز تحلیل شده است. نتایج برآورد نشان داد که تولید ناخالص داخلی حقیقی نتوانسته است بر میزان سپرده‌های غیردیداری، اثرگذار باشد. اما در مقابل، نرخ ارز بازار غیررسمی از جمله مواردی است که به صورت معنی‌داری بر میزان سپرده‌ها تأثیرگذار بوده است. براساس مدل طراحی شده، میزان تأثیر مالیات سود سپرده بر حجم سپرده‌های غیردیداری، علاوه بر ضریب برآوردی، به نرخ اسمی سود سپرده‌ها در نظام بانکی و همچنین به نرخ تورم موجود در اقتصاد نیز بستگی دارد. بنابراین با ثابت گرفتن نرخ‌های مذکور، اثرگذاری اعمال مالیات سود سپرده در سه حالت: نرخ مالیات ۵، ۱۰ و ۳ درصد تحلیل شده است. براساس یافته‌های مدل، با در نظر گرفتن نرخ سود بانکی ۲۰ درصد و نرخ تورم ۴۰ درصدی برای اقتصاد، اعمال نرخ مالیات ۳درصد (۱۰ درصد) موجب کاهش ۲۳ میلیارد تومان (۷۷ میلیارد تومان) سپرده‌های غیردیداری از نظام بانکی در یک سال می‌شود. براساس نتایج، گزینه مناسب برای اعمال سیاست مالیات بر سود سپرده‌های بانکی، نرخ مالیاتی ۳ درصد است که در واقع می‌تواند سرآغازی بر فرآیند تدریجی سیاست اعمال مالیات بر سود سپرده ها باشد. تدریجی بودن فرآیند انجام این سیاست، به دلیل حساسیت‌برانگیز بودن موضوع مالیات بر سود سپرده است.

۱. مقدمه

در چهار دهه اخیر اقتصاد ایران، یکی از جهت‌گیری‌های عمده حاکمیت از جمله دولت، نگرش عدالت‌محورانه در موضوعات مالی و اقتصادی بوده است. بر همین اساس، در نظام مالیاتی کشور نیز تغییرات و اصلاحاتی در جهت افزایش حمایت‌ها بویژه اعطای معافیت‌های مالیاتی صورت گرفته است. یکی از پرچالش‌ترین معافیت‌ها، براساس ماده «۱۴۵» قانون مالیات‌های مستقیم اصلاحی ۳۱ تیر سال ۱۳۹۴(هـ‌ش)، معافیت سود سپرده‌های بانکی است.[۱] سابقه ورود این معافیت در نظام مالیاتی کشور به دهه‌های قبل از انقلاب و سال‌های ۱۳۲۰ و ۱۳۲۲ (هـ‌ش) همزمان با تصویب قانون مالیات بر درآمد در مجلس سیزدهم شورای ملی برمی‌گردد.

هرچند این معافیت در ابتدا بخشی از سپرده‌های بانکی را شامل می‌شد. اما در نسخه‌های اصلاحی جدید این قانون در سال‌های بعد (اصلاحی مصوب ۱۰ مرداد ۱۳۳۴ هـ‌ش)، سپرده بانکی بطور کامل از پرداخت مالیات معاف شده است. اساس اعمال معافیت‌هایی نظیر معافیت مالیات بر سود سپرده بانکی با هدف تسهیل سرمایه‌گذاری و کنترل نقدینگی در بازار پول ایجاد شده؛ اما شواهد عملکرد سرمایه‌گذاری و کنترل بازار پول در اقتصاد ایران بویژه در دهه‌های اخیر، نشان می‌دهد که هدف فوق حاصل نشده است (تیموری، ۱۴۰۱). این در حالی است که اخذ مالیات از سود سپرده‌های بانکی در اغلب کشورها به عنوان یک منبع درآمدی متداول است که با نرخ‌های مختلف در کشورهای گوناگون و با وضعیت اقتصادی و توسعه‌ای متفاوت اعمال می‌شود (جانی و همکاران، ۱۳۹۶).

با اعمال مالیات سود سپرده می‌توان بانک‌محور بودن نظام تأمین مالی را تا حدودی تعدیل کرد. چرا که مالیات گرفتن از سود بانکی، در طرف مقابل، بازار محور بودن را تقویت می‌کند زیرا در اینصورت سرمایه‌گذاری در بازار، برای سرمایه‌گذار (همان سپرده‌گذار سابق) جذابیت بیشتری پیدا می‌کند. بنابراین مالیات‌ستانی از سود سپرده در اقتصاد ایران توجیه دارد. البته این مالیات‌ستانی وقتی می‌تواند مفید باشد که بازار سرمایه نیز بواسطه مالیات حمایت شود. برای مثال در کشورهای دیگر، وقتی افراد بصورت فردی سرمایه‌گذاری می‌کنند (که در واقع همان سپرده‌گذاری است)، مالیات بیشتری نسبت به وقتی که همان فرد در یک شرکت سرمایه‌گذاری می‌کند، پرداخت خواهد کرد. به این صورت بازار محور بودن تأمین مالی در کشورهای دیگر جذابیت پیدا کرده است. این نوع اثرگذاری‌ها نتیجه سیاست‌های مالیاتی است که در نهایت می‌تواند نحوه توزیع درآمد را در جامعه تحت‌تأثیر بگذارد (نورمحمدی و همکاران، ۱۴۰۰).

با این وجود، دریافت مالیات بر سود سپرده بانکی می‌تواند اثرات و پیامدهای زیانباری نیز برای اقتصاد و جامعه داشته باشد. چرا که توجه صرف به تجربیات کشورهای دیگر، بدون ملاحظه شرایط و

[۱] براساس جزء ۲ ماده ۱٤٥ ق.م.م. سود یا جوایز متعلق به حساب‌های پس‌انداز و سپرده‌های مختلف نزد بانک‌های ایرانی یا مؤسسات اعتباری غیربانکی مجاز از پرداخت مالیات معاف است.

ویژگی‌های کشوری که مجری این نوع مالیات است، می‌تواند اثرات و پیامدهای منفی برای اقتصاد کشور داشته باشد. مهمترین دغدغه این است که با اعمال مالیات بر سود سپرده بانک‌ها در شرایط تورمی حاکم بر اقتصاد ایران، تمایل افراد برای نگهداری وجوه خود در نظام بانکی کاهش یافته و تهدید آن برای کل اقتصاد به شکل اشاعه سفته‌بازی در بازارهای موازی تسری می‌یابد. بر این اساس، تحقیق حاضر به بررسی اثراتی می‌پردازد که ممکن است با اعمال مالیات بر سود سپرده‌های بانکی ایجاد شود.

یکی دیگر از دشواری‌های بررسی مسئله، این است که در تاریخ اقتصادی کشور، هیچگاه مالیات بر سود سپرده بانکی اعمال نشده و سابقه تاریخی و اطلاعاتی برای آن ایجاد نشده است. بنابراین سیاستی که تا به اکنون انجام نگرفته است، ارزیابی آن در نفس دچار پیچیدگی و محدودیت‌هایی است. در این گزارش برای تقلیل پیامد چنین محدودیت‌هایی، تغییرات نرخ سود سپرده بانکی به عنوان جایگزینی برای مالیات بر سود سپرده در نظر گرفته شده است. از این جهت چنین انتخابی صورت گرفته است که اعمال مالیات بر سود سپرده بانکی، بطور ضمنی به معنی تغییر نرخ سود مذکور می‌باشد. هرچند تغییرات نرخ سود سپرده بانکی به لحاظ ماهیتی متفاوت از تغییر نرخ مالیات بر سود سپرده و یا اعمال آن است.

به دلیل انتخابی که در روش پیشبرد اهداف این مطالعه صورت گرفت، در ادامه لازم است درباره نرخ سود بانکی و تأثیرات تغییر آن بر میزان سپرده‌ها به لحاظ نظری و تجربی مطالعه و تحلیلی صورت گیرد. سپس در گام بعدی گزارش، روش ارزیابی اثرات تغییر نرخ سود بانکی و مدل اقتصادسنجی بکار گرفته شده برای این هدف، مورد بررسی قرار می‌گیرد. در نهایت، یافته‌های حاصل از پژوهش، ارزیابی و توصیه‌های سیاستی برمبنای آن یافته‌ها در بخش نهایی گزارش ارائه می‌شود.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری مالیات بر سود سپده های بانکی

به لحاظ نظری وضع مالیات بر سود سپرده‌های بانکی می‌تواند بسته به شرایط و ویژگی‌های اقتصاد کشورها، هر دو اثر مثبت و منفی را بر ثبات متغیرهای کلان اقتصادی داشته باشد. جدای از اثرات اعمال آن، جایگاه این نوع مالیات در نظام مالیاتی کشورها نیز قابلیت بررسی دارد. مالیات بر سود سپرده‌ها، براساس اصول مالیاتی به عنوان بخش اجتناب‌ناپذیر از ساختار مالیاتی است[۱] و سود سپرده بانکی، بنا بر ماهیت درآمدی که برای افراد ایجاد می‌کند، باید مشمول مالیات قرار گیرد. در بررسی تجارب کشورها نیز ملاحظه می‌شود که اغلب اقتصادها، مالیات این نوع درآمد را جزئی از نظام مالیاتی خود محسوب کرده و آن را دریافت می‌کنند. البته برخی کشورها من‌جمله ایران، معافیت مالیاتی برای آن در نظر گرفته است.

[۱] بررسی موضوع معافیت مالیاتی سود سپرده در اقتصاد ایران، در گزارش «معافیت مالیاتی سود سپرده در نظام بانکی ایران»، مرکز پژوهش‌های توسعه و آینده‌نگری، تابستان ۱۴۰۱ مورد تحلیل قرار گرفته است

دلیل دیگری که اخذ مالیات بر سود سپرده را توجیه می‌کند- که البته دور از انتظار است که دولت‌ها براساس چنین دلیلی اقدام به دریافت این نوع مالیات بکنند- این است که؛ براساس اصل برابری و عدالت در مالیات‌ستانی، باید نسبت به تمام درآمدهایی که عاید اشخاص می‌شود، مالیات وضع شود (حسنی و همکاران، ۱۳۹۵). مالیات بر سود سپرده به عنوان پایه‌ای است که در اغلب کشورها جزء نظام مالیاتی مبنا[1] محسوب می‌شود و این نوع مالیات با نرخ‌های متفاوتی دریافت می‌شود. با این حال، با توجه به این واقعیت که نرخ سود سپرده بالاتر اثرات منفی بر تولید دارد و پائین بودن آن انگیزه افراد برای سپرده‌گذاری در نظام بانکی را کاهش می‌دهد، اعمال نرخ بهینه مالیات بر سود سپرده، موضوع مهمی است که سیاست‌گذار باید آن را مورد ملاحظه قرار دهد.

رویکرد دیگر در ادبیات اقتصادی این است که برقراری هر نوع مالیاتی، دخالت در مکانیسم بازار بوده و اثرات ناکارایی تخصیصی و زیان رفاهی به دنبال دارد. درباره مالیات بر سود سپرده بانکی، بررسی کارایی بانک‌ها در هدایت و تخصیص منابع سپرده در مقایسه با رفتار صاحبان سپرده‌ها ضرورتی است که باید انجام گیرد. چنانچه بانک‌ها در تخصیص منابع بهتر از مردم عمل می‌کنند، وضع مالیات بر سود سپرده موجب ناکارایی در تخصیص منابع خواهد شد (خدادادکاشی و همکاران، ۱۳۹۴). برخی معتقد هستند علاوه بر ناکارایی تخصیصی، وضع مالیات بر سود سپرده بانکی ممکن است اثر منفی بر انگیزه‌های مردم برای سپرده‌گذاری بلندمدت منابع مالی در بانک‌ها داشته باشد. با اعمال مالیات و کاهش سود دریافتی توسط سپرده‌گذاران، ممکن است به تدریج مقداری از سپرده‌گذاری‌ها از حساب‌های مدت‌دار خارج شده و ترکیب سپرده‌ها در بانک‌ها تغییر کند (نژادآقائیان‌وش و همکاران، ۱۴۰۱).

در واقع مالیات بر سود سپرده، هزینه فرصت سپرده‌گذاری را افزایش داده و درآمد حاصل از آن را کاهش می‌دهد و این نهایتاً منجر به کاهش عرضه سپرده‌ها در سیستم بانکی خواهد شد (کمینال، ۲۰۰۲)[2]. برای تحلیل تأثیر مالیات سود سپرده بانکی بر ترکیب سبد دارایی، مسن (۱۹۶۸)[3] و استیگلیتز (۱۹۶۹)[4] یک چارچوب مطلوبیت انتظاری را در قالب یک الگو و در دو سناریو معرفی می‌کنند. آنها در سناریوی دوم که مالیات بر عایدی پول را وارد مدل کرده‌اند، نشان می‌دهند که به لحاظ نظری، زمانی که مالیات بر سود سپرده بانکی افزایش می‌یابد، نقدینگی از بازارهای بی‌ثبات به سمت بانک جریان می‌یابد و منجر به ثبات بیشتر در اقتصاد می‌شود (جانی و همکاران، ۱۳۹۷). البته این توانایی برای مالیات سود سپرده و کشش سپرده‌ها نسبت به آن، بستگی به ساختار اقتصاد و توسعه‌یافتگی بازارهای مالی و نظام بانکی آن دارد.

[1] Benchmark Tax System
[2] Caminal, 2002
[3] Mossin, 1968
[4] Stiglitz, 1969

این درحالی است که مطالعات دیگر از جمله توروسکو و کوک‌اسلانو (۲۰۱۴)[1] و کومولو (۲۰۱۵)[2] به عدم اخذ مالیات بر سود سپرده تأکید دارند. چرا که آنها اعتقاد دارند، بانک‌ها بدلیل اینکه خدمات واسطه‌ای را ارائه می‌دهند، با کل سیستم اقتصادی در ارتباط می‌باشند و اخذ مالیات از فعالیت‌های مرتبط با آنها، موجب آشفتگی بیشتر در اقتصاد می‌شود (خدادادکاشی و همکاران، ۱۳۹۴). این آشفتگی بواسطه خروج سپرده‌ها از نظام بانکی و انتقال آنها به بازارهای موازی نظیر بازار طلا، ارز، زمین و مسکن برای فعالیت‌های سوداگرانه اتفاق می‌افتد. پیامد قابل توجه این اتفاق، نرخ تورم بالا و افزایش قیمت‌ها خواهد بود که می‌تواند در همه بازارها تسری پیدا کرده و منجر به کاهش رفاه عمومی در جامعه شود.

نحوه برخورد کشورها با مسئله مالیات سود سپرده بانکی متفاوت است و براساس این تفاوت، اثرات این نوع مالیات نیز در اقتصاد آنها متفاوت می‌باشد. از این گذشته، وضعیت اقتصادی و ساختار بازارهای کشورها نیز متفاوت از یکدیگر است و این مسئله، اثرگذاری مالیات سود سپرده را در آنها متمایز کرده است. این مالیات که برای اولین بار در سال ۱۹۸۰ معرفی شد، در طبقه‌بندی سیستم مالیاتی کشورها در قالب مالیات بر درآمد طبقه‌بندی شده است. اما نرخ آن بین کشورهای مختلف، از دامنه وسیعی برخوردار است. در کشورهای فرانسه و روسیه، نرخ آن حدود ۳۰ تا ۳۵ درصد بوده و در هندوستان ۱۰ درصد می‌باشد. برخی کشورها مانند چین، نرخ‌های متفاوتی برای سود سپرده اشخاص حقیقی و حقوقی اعمال کرده و برخی دیگر نظیر هند و ترکیه، نرخ‌های متفاوتی را برای اشخاص مقیم و غیرمقیم وضع می‌کنند.

کشورهایی نیز هستند مانند نظام مالیاتی ترکیه که نرخ مالیات بر سود سپرده را براساس مدت زمان سپرده‌گذاری تنظیم می‌کنند. به عنوان مثال نرخ مالیات بر سود سپرده‌های کمتر از ۶ ماه در کشور ترکیه، ۱۵ درصد و برای سپرده‌های بین ۶ ماه تا یکسال، ۱۲ درصد و بیشتر از یکسال ۱۰ درصد اعمال می‌شود (حسنی و همکاران، ۱۳۹۵). همچنین برخی از کشورها نیز این پایه مالیاتی را از پرداخت معاف کرده و یا با نرخ صفر، مشمول مالیات کرده‌اند. جمهوری آذربایجان، عربستان، افغانستان، مالزی و قبرس نمونه این کشورها هستند که به طور کامل، درآمد حاصل از سود سپرده‌گذاری را از پرداخت مالیات معاف کرده‌اند. البته کشورهایی مانند چین، آرژانتین و حتی کانادا در دامنه نرخ‌های مالیات سود سپرده، نرخ صفر را در یک سر طیف دامنه خود دارند. به عبارت دیگر، این کشورها با توجه به قید طبقه‌بندی سپرده‌گذاری‌ها، برخی از طبقات سپرده‌ها را مشمول امتیاز نرخ صفر نیز قرار داده‌اند.[3]

بکارگیری روش‌های اجرای مالیات سود سپرده، وضعیت متفاوت زیرساختی، اقتصادی و نهادی کشورهای مختلف و اهداف متمایز سیاستی آنها در اعمال چنین مالیاتی موجب شده تا اثرات اعمال آن بر

[1] Twarowska and Szolno-Koguc, 2014
[2] Komolo, 2015
[3] برای مطالعه بیشتر درباره تجربه کشورهای مختلف در اعمال مالیات سود سپرده به گزارش‌های سالانه‌ای که موسسه مطالعاتی PWC با عنوان "خلاصه‌ای از مالیات‌های جهانی" منتشر می‌کند مراجعه شود.

متغیرهای اقتصادی مانند حجم سپرده‌های بانکی، نرخ تورم و رشد اقتصادی در کشورها متفاوت باشد. تعداد زیادی از مطالعات بر تحلیل این اثرگذاری در کشورهای مختلف متمرکز بوده و نتایج بعضاً متناقضی نیز دریافته‌اند. در اقتصاد ایران نیز به دلیل فقدان سابقه تاریخی اعمال این نوع مالیات و آمار و ارقام مربوط به آن، برآورد اثرات مالیات مذکور در مطالعات داخلی نیز نتایج متفاوتی را نشان می‌دهد که در ذیل به برخی از آنها اشاره می‌شود.

۲-۲. پیشینه تحقیق

نژادآقائیان‌وش و همکاران (۱۴۰۱) با طراحی الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)[1]، اثر مالیات سود سپرده بانکی بر متغیرهای کلان نظیر تولید، اشتغال، مصرف خانوارها، حجم سپرده‌های بانکی و میزان تسهیلات پرداختی بانک‌ها را مورد ارزیابی قرار می‌دهد. چارچوب تحلیلی این الگو شامل بخش‌های خانوار (ریکاردویی و غیرریکاردویی)، بنگاه‌ها، بانک، دولت و بانک مرکزی است که در آن با اعمال مالیات بر سود سپرده بانکی، اثرات این مالیات بر مصرف خانوار و عرضه نیروی کار او، قیمت کالاهای تولیدی بنگاه‌ها، نرخ سپرده بهینه و میزان تسهیلات پرداختی بانک‌ها، میزان درآمدهای مالیاتی دولت، پایه پول و میزان دارایی‌های بانک مرکزی مورد ارزیابی و تحلیل قرار می‌گیرد.

براساس نتایج این مطالعه، درصورت اعمال مالیات سود سپرده به میزان ۱۰ درصد، میزان سپرده‌گذاری در سیستم بانکی به میزان ۱/۳۰ انحراف از حالت پایدار، کاهش می‌یابد و پس از ۷ دوره مجدداً به حالت پایدار بازمی‌گردد. آثار اعمال مالیات سود سپرده ۱۵ درصدی نیز بگونه‌ای است که موجب کاهش سپرده‌گذاری خانوارها در بانک‌ها به میزان ۲ انحراف از حالت پایدار شده و بعد از ۷ دوره بازهم به حالت پایدار برمی‌گردد. اما در مقابل، کل منابع قابل تسهیلات‌دهی بانک‌ها و کل تسهیلات بانکی پرداختی به خانوارها در نتیجه اخذ این مالیات، به ترتیب به میزان ۱/۸ و ۱/۹ انحراف کاهش می‌یابند و هر دو بعد از سپری شدن ۷ دوره به حالت پایدار بازمی‌گردند.

یافته دیگر پژوهش مذکور این است که وضع مالیات ۱۰ درصدی بر سود سپرده بانکی باعث افزایش ۰/۰۱۵ انحراف در نرخ تورم نسبت به حالت پایدار می‌شود و پس از ۸ دوره به حالت پایدار مجدد بازمی‌گردد. همچنین درصورت اعمال مالیات ۱۵ درصدی سود سپرده نیز، نرخ تورم به میزان ۰/۰۲۲ انحراف نسبت به حالت پایدار افزایش می‌یابد که در این موقعیت نیز، بازهم بعد از سپری شدن ۸ دوره، نرخ مذکور به حالت پایدار قبل برمی‌گردد. تولید کل و مصرف خانوارها متغیرهای کلان دیگری هستند که با اعمال مالیات مذکور، افزایش یافته و بعد از طی دوره مشخصی به حالت پایدار بازمی‌گردد. اما سرمایه‌گذاری متغیر کلان دیگری است که در نتیجه اعمال مالیات سود سپرده، ابتدا نسبت به حالت

[1] Dynamic Stochastic General Equilibrium

پایدار افزایش یافته و بعد از دوره معینی به حالت پایدار بازگشته است. اما مجدداً از حالت پایدار خارج و این بار کاهش می‌یابد و بازهم با گذشت دوره‌ای دیگر، به حالت پایدار برمی‌گردد.

سلمانی و خداوردیزاده (۱۳۹۸) با استفاده از مدل خودرگرسیون توزیع وقفه‌ای غیرخطی (NARDL) برای دوره ۹۵-۱۳۶۰، اثر شوک مالیات سود سپرده بانکی را بر حجم سپرده‌ها و متغیرهای اقتصادی مورد بررسی قرار داده اند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد با وضع مالیات بر نرخ سود سپرده بانکی، سیستم بانکی با کاهش موقت حجم سپرده‌ها مواجه خواهد شد و این منجر به افزایش نقدینگی در جامعه می‌شود. با توجه به عدم وجود بسترهای مناسب و پربازده برای فعالیت‌های اقتصادی، عمدتاً مردم رغبتی به سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های مولد اقتصادی نداشته و با توجه به شرایط موجود و سودآوری بالاتر فعالیت‌های سوداگرانه، مردم به سمت بازارهای موازی مانند طلا، ارز و زمین هدایت می‌شوند که این اتفاق موجب کاهش سطح تولید در کشور خواهد شد.

حسنی و همکاران (۱۳۹۵) در تدوین گزارش پژوهشی با عنوان؛ «امکان‌سنجی برقراری مالیات بر سود سپرده‌های بانکی در ایران» برای واحد آموزشی و پژوهشی سازمان امور مالیاتی کشور، اثرات این نوع مالیات بر حجم سپرده‌های بانکی و میزان درآمدهای مالیاتی آن را از طریق مطالعه اثر تغییر نرخ سود سپرده‌های پس‌انداز بر حجم سپرده‌ها پیش‌بینی کند. نتایج الگوی آنها نشان می‌دهد که گرچه کاهش نرخ سود واقعی سپرده در صورت اعمال مالیات، منجر به کاهش حجم سپرده‌های پس‌انداز بلندمدت بانکی می‌شود. اما کوچک بودن ضریب برآوردی کاهش (۰/۰۱۶ واحد درصد)، بیان‌کننده این مسئله است که اعمال مالیات بر پس‌انداز بلندمدت باعث کاهش گسترده در حجم سپرده‌های بانکی نخواهد شد.

مشتاق و همکاران (۲۰۱۷)[1] به بررسی تأثیر نرخ سود بر سپرده‌های بانکی پرداخته‌اند. بررسی آنها بین کشوری بوده و کشورهای مورد مطالعه را به دو گروه کشورهای اسلامی و غیراسلامی تقسیم کرده اند. روش اقتصادسنجی که مورد استفاده قرار گرفته است، پانل خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی (Panel ARDL)[2] برای دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۹ می‌باشد. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که در کشورهای اسلامی، نرخ سود چه در بلندمدت و چه کوتاه‌مدت، هیچ تأثیری بر میزان سپرده‌های بانکی ندارد. درحای که در کشورهای غیراسلامی، نرخ سود اثر مثبت و معنی‌دار بر روی سپرده‌ها دارد. همچنین اوجیگا و همکاران (۲۰۱۴)[3] تأثیر نرخ سود بانکی بر حجم سپرده‌ها را در بخش بانکی نیجریه مورد مطالعه قرار داده است. آنها از روش برآورد ناپارامتریک کوانتایل برای این بررسی استفاده کرده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد با افزایش نرخ سود، میزان سپرده‌های بانکی به صورت فزاینده‌ای افزایش می‌یابد.

[1] Mushtaq and Siddiqui, 2017
[2] Panel Autoregressive Distributed Lags
[3] Ojeaga and Odejimi, 2014

یاکوبو و آبوکور (۲۰۲۰)[1] نیز در مطالعه عوامل تعیین‌کننده رشد سپرده‌های بانکی ترکیه، با استفاده از روش خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توضیحی نشان می‌دهند که عواملی مانند پایداری بانک، کارایی بخش بانکی، عرضه پول، رشد اقتصادی و تورم همگی در دوره بلندمدت تأثیر معنی‌داری بر رشد سپرده‌ها دارد. اما در کوتاه‌مدت، تنها عرضه پول بر میزان سپرده‌ها مؤثر بوده و سایر عوامل نتوانسته‌اند تأثیر معنی‌دار داشته باشند. مبین و مسیح (۲۰۱۴) برای پاسخ به این سوال که آیا متغیرهای کلان بر روی میزان سپرده‌های بانکی مالزی تأثیرگذار هستند؟، روش خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توضیحی را مورد استفاده قرار می‌دهند. نتایج آنها نشان می‌دهد تعیین‌کننده‌های مهمی مانند تورم تأثیر قابل توجهی بر میزان سپرده‌ها دارد. در حالیکه متغیر تولید ناخالص داخلی، اثرگذاری معنی‌داری ندارد.

یافته‌های متنوع پژوهش‌های انجام گرفته در حوزه پیامدها و اثرات مالیات سود سپرده در داخل کشور نشان می‌دهد که تأثیر این سیاست بدون تردید، کاهش حجم سپرده‌های بانکی و خروج آنها از نظام بانکی کشور است. اما اختلاف در میزان خروج سپرده‌ها و مدت زمانی است که به طول می‌انجامد تا این منابع در موقعیتی قرار گیرند که مجدداً شرایط پایدار در نظام بانکی و ثبات وضعیت اقتصادی برقرار شود. برخی یافته‌ها میزان خروج و پیامدهای آن را قابل توجه نشان می‌دهند و برخی دیگر آن را پدیده عمیق و مؤثر در ایجاد رکود و نوسانات، چشمگیر نمی‌بینند. به دلایلی که گفته شد، وضع مالیات بر سود سپرده بانکی اتفاقی است که باید در نظام مالیاتی کشور رخ دهد. دلالت آن به عنوان بخشی از سیستم مالیاتی مبنا (BTS) و حاکم شدن شرایط سخت اقتصادی در سال‌های اخیر بدلیل عوامل خارجی مانند تحریم‌های بین‌المللی، ضرورت اجرای این مالیات را برای اقتصاد امروز ایران ایجاب می‌کند. با این حال دریافت مالیات سود سپرده باید با ملاحظات شدیدی همراه باشد تا بتوان در حد امکان پیامدهای آن را کنترل کرد. پژوهش حاضر با چنین دیدی، به تحقیق درباره اثرات اعمال این مالیات می‌پردازد تا با در نظر گرفتن این اثرات، بتوان ملاحظات و الزامات پیاده‌سازی مالیات مذکور را به شکل مطلوبی پیش‌بینی کرده و مورد توجه قرار داد.

۳. روش تحقیق

از آنجا که در این پژوهش، تغییر نرخ سود سپرده بانکی جایگزین مالیات بر سود سپرده می‌شود، می‌توان انتظار تورش در نتایج و یافته‌های ارزیابی اثرات را داشت. با این حال، قید مذکور به عنوان مهمترین محدودیت پژوهش است که اجتناب‌ناپذیر می‌باشد. از آنجا که تغییر نرخ مالیات بر سود سپرده، مستقیماً به معنی تغییر نرخ سود سپرده است و از این طریق بر تصمیم پس‌اندازکنندگان برای سپرده‌گذاری تأثیر می‌گذارد، بنابراین استفاده از نرخ سود سپرده، نزدیک‌ترین جایگزین برای مالیات سود سپرده بانکی

[1] Yakubu and Abokor, 2020

خواهد بود. با این توصیف، فرضیه مورد بررسی در پژوهش حاضر این است که کاهش نرخ سود سپرده (به معنی افزایش نرخ مالیات بر سود سپرده یا اعمال چنین مالیات)، موجب کاهش میزان سپرده‌های بانکی در اقتصاد می‌شود.

به لحاظ نظری و در تحلیل سبد دارایی افراد؛ برای مثال در تحلیل نظریه مصرف فریدمن، کاهش نرخ بازدهی یک دارایی موجب می‌شود تا فرد، وجوه خود را به سمت دارایی‌هایی که به نسبت، نرخ‌های بازدهی بالاتری دارند انتقال دهد. فرضیه تحقیق تا حدود بسیار زیادی، یک امر بدیهی است؛ با اعمال مالیات بر سود سپرده بانکی و کاهش نرخ سود، سپرده‌گذار در عکس‌العمل به این تغییر، میزان کمتری از وجوه خود را در بانک سپرده‌گذاری خواهد کرد. آنچه در اینجا اهمیت دارد، نه جهت عکس‌العمل سپرده‌گذار بلکه شدت آن در مقابل تغییر نرخ سود سپرده است که مورد آزمون و بررسی قرار می‌گیرد.

کشش‌پذیری حجم سپرده‌ها نسبت به نرخ سود بانکی، مفهومی است که برآورد آن می‌تواند در ارزیابی اثرات و پیامدهای اعمال مالیات بر سود سپرده مفید باشد. کشش سپرده‌ها نسبت به تغییرات نرخ سود، بستگی به شرایط اقتصادی حاکم بر جامعه دارد. انتظار بر این است در اقتصاد بی‌ثبات که متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ تورم برای یک مدت طولانی نوسان قابل توجهی داشته باشند و بازدهی بازارهای غیررسمی آن در مقایسه با فعالیت‌های رسمی سطوح بالاتری داشته باشد، کشش سپرده‌ها نسبت به تغییرات نرخ سود بانکی نیز بیشتر باشد و با کاهش جزئی نرخ سود سپرده، حجم قابل توجهی از سپرده‌ها از نظام بانکی خارج شده و به بازارهای دیگر منتقل شود.

این تحلیل برگرفته از چهارچوب تحلیلی رفتار کارگزاران در بازارهای مالی است که تحت فروض پایه‌ای نظیر دنبال کردن حداکثر سود و مطلوبیت توسط کارگزاران ارائه می‌شود. در اقتصاد ایران به دلیل حاکم بودن نوسانات قیمتی و بی‌ثباتی در چند دهه اخیر، پذیرش فروض محکمی که هسته سخت چهارچوب تحلیلی مذکور را شکل می‌دهد، محتمل‌تر است. اما آنچه در اینجا اهمیت پیدا می‌کند، این است که آیا انتقال منابع و دارایی‌ها از نظام بانکی به بازارهای دیگر به آن اندازه معنی‌دار بوده که بتواند عملکرد بازارهای دیگر را تحت‌تأثیر قرار دهد. بنابراین آزمون اثرات تغییر نرخ سود سپرده در این مطالعه پاسخ به پرسش مذکور است.

متغیرهایی که اثر آنها بر حجم سپرده‌های غیردیداری آزمون می‌شود عبارت از؛ نرخ سود سپرده بانکی، نرخ ارز بازار غیررسمی، تولید ناخالص داخلی است که داده‌های آنها برای دوره ۱۴۰۰-۱۳۶۱ مورد استفاده قرار می‌گیرد. روش مورد استفاده برای آزمون اثرگذاری فوق، روش برآورد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[1] است که با استفاده از نرم‌افزار تخصصی ایویوز (Eviews)[2] انجام می‌گیرد.

[1] Auto-Regressive Distributed Lags Model
[2] Economics Views Software

قبل از ورود به برازش مدل، فرم عمومی و تبعی مدل مورد نظر نوشته شده و علامت مورد انتظار برای هر ضریب از لحاظ نظری مشخص می‌شود:

$$dep=f(exch^{(-)}, gdp^{(+)}, pro^{(+)}) \quad (۱)$$

که در آن حجم سپرده بانکی (dep) تابعی از نرخ ارز بازار غیررسمی (exch)، تولید ناخالص داخلی (gdp) و نرخ سود بانکی (pro) در نظر گرفته شده است. این متغیرها براساس مبانی نظری و مطالعات تجربی که در این مطالعه به آنها اشاره شد، انتخاب شده است. به منظور بررسی این مسئله که آیا سری‌های زمانی متغیرهای مذکور برای استفاده در مدل، مناسب است یا خیر؛ به تحلیل آماری هر یک از سری‌های زمانی پرداخته می‌شود. جدول ۱ برخی شاخص‌های توصیفی متغیرها را نمایش می‌دهد.

جدول (۱): شاخص‌های توصیفی متغیرهای مورد استفاده در مدل تحقیق بصورت سطح و لگاریتمی

متغیر	مطالعه ارجاع شده	میانگین	میانه	انحراف معیار	آماره جارکو- برا	احتمال نرمال بودن
DEP	حسنی (۱۳۹۴)؛ مشتاق (۲۰۱۷)؛ یاکوبو (۲۰۲۰)	۳۹۸۶/۱۴	۱۷۸	۸۲۹۷/۳۶	۱۳۲/۴۴	۰/۰۰
GDP	یاکوبو (۲۰۲۰)؛ مبین و مسیح (۲۰۱۴)	۱۴۵۵	۱۲۷۹	۵۳۹۹۵۳/۳	۴/۲۱	۰/۱۲
EXCH	لاگاد و نیاندما (۲۰۱۶)	۲۶۳۱۲/۳	۸۱۳۱	۵۶۳۱۹/۱۵	۲۱۲/۳۸	۰/۰۰
PRO	مشتاق (۲۰۱۷)؛ اوجیگا و همکاران (۲۰۱۴)؛ اوجیگا و همکاران (۲۰۱۳)	۱۳/۱۸	۱۴	۳/۵۷	۰/۷۳	۰/۶۹
LREALDEP	------	۳/۳۱	۲/۹۴	۰/۹۳	۴,۸۶	۰/۰۸۸
LREALGDP	------	۱۴/۱۲	۱۴/۰۶	۰/۳۹	۳/۶۷	۰/۱۵۹
LEXCH	------	۸/۷۳	۹/۰۰	۱/۷۵	۰/۷۵	۰/۶۹
REALPRO	-------	-۷/۳۴	-۶/۱۰	۹/۹۵	۲/۳۴	۰/۳۱

منبع: محاسبات تحقیق

در جدول (۱)، ملاحظه می‌شود شاخص‌هایی مانند شاخص انحراف معیار، آماره نرمال بودن (جارکو- برا) و احتمال آن برای سری‌های زمانی، وضعیت مطلوبی را نمایش نمی‌دهند. مقدار شاخص انحراف معیار برای سه متغیر اول در جدول، بسیار بالاست و این پراکندگی بیش از حد سری‌هایی مانند تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد که البته براساس قیمت‌های سال پایه ۱۳۸۳ محاسبه شده است. پراکندگی بالا برای سری‌های سپرده‌های غیردیداری و نرخ ارز غیررسمی نیز اتفاق افتاده است. این

آماره‌ها نشان می‌دهند که به استثنای سری‌زمانی نرخ سود بانکی، بقیه سری‌های زمانی دارای توزیع نرمال نبوده و پراکندگی آنها حول میانگین، بسیار زیاد است.

بررسی روند زمانی میزان سپرده‌های غیردیداری نشان می‌دهد مقدار این متغیر از اوایل دهه ۱۳۸۰ به یکباره شروع به افزایش کرده و به شکل نمایی رشد یافته است. وضعیت تقریباً مشابهی برای سری زمانی نرخ ارز غیررسمی نیز در دوره زمانی مورد بررسی وجود دارد. برای مطالعه اقتصادسنجی رابطه دو متغیر مذکور، بکارگیری سری‌های زمانی به صورت سطح نمی‌تواند برای مدل مورد مطالعه مطلوب باشد. نمایی بودن دو متغیر گفته شده و روند صعودی متغیر تولید ناخالص داخلی گویای این نکته است که میانگین و انحراف معیار آنها (آنچنان که در جدول ۱ نیز ملاحظه شد) در طول زمان ثابت نبوده و در حال افزایش است. این وضعیت منجر به برآوردهای کاذب می‌شود که نمی‌تواند نتایج قابل اعتمادی را به همراه داشته باشد.

بنابراین برای مرتفع کردن مشکل ناشی از روند نمایی، متغیرها بصورت لگاریتمی در نظر گرفته شده و به دلیل روند صعودی یکنواخت برخی متغیرها، اثر افزایش قیمت‌ها در ارزش آنها حذف شده و این متغیرها برحسب ارزش حقیقی و با در نظر گرفتن شاخص کل قیمت مصرف‌کننده (CPI)[1] مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج شاخص‌های توصیفی متغیرها در حالت لگاریتمی و تعدیل شده برحسب شاخص کل قیمت، در جدول ۱ ملاحظه می‌شود. براساس آماره احتمال نرمال بودن برای همه متغیرها نشان می‌دهد که در سطح احتمال ۹۵ درصد توزیع آنها نرمال می‌باشد. همچنان انحراف معیار متغیرها در مقایسه با سطح (حالت اول) کوچکتر است.

مقایسه این دو حالت نشان می‌دهد؛ نوسانات سری زمانی میزان سپرده‌های غیردیداری در حالت حقیقی، بیشتر قابل مشاهده است و به جای یک روند صعودی یکنواخت، ما شاهد افت و خیزهای چندباره در میزان سپرده حقیقی در سیستم بانکی خواهیم بود. همینطور نرخ سود سپرده بانکی که اکنون ویژگی نرخ سود حقیقی را به خود گرفته است. چرا که در آن، نرخ تورم هر سال از نرخ اسمی سود سپرده کسر شده است. سری زمانی تولید ناخالص داخلی نیز به جای محاسبه برحسب قیمت سال پایه ۱۳۸۳، اکنون برحسب قیمت‌های هر سال حقیقی شده است. همانطور که ملاحظه می‌شود، در حالت اخیر، بطور کلی شیب نمودار تولید ناخالص داخلی برعکس شده و از روند صعودی به حالت نزولی تغییر یافته است.

کاری که در اینجا انجام شد، از بین بردن اثر ناشی از افزایش قیمت‌ها در سری‌های زمانی بود. درواقع بخش زیادی از افزایش میزان سپرده‌های بانکی به دلیل نرخ تورم بسیار بالایی است که در اواخر دوره مورد بررسی اتفاق افتاده و نتیجه تصمیم سپرده‌گذار برای افزایش سپرده واقعی نبوده است. تصمیم

[1] شاخص قیمت مصرف‌کننده (Consumer Price Index) برحسب سال پایه ۱۳۹۵ منتشر شده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران می‌باشد.

واقعی سپرده‌گذار برای افزایش سپرده وقتی اتفاق می‌افتد که تحول واقعی در اقتصاد مثل افزایش نرخ سود حقیقی سپرده، افزایش تولید حقیقی و درآمد حقیقی برای فرد اتفاق بیفتد. بنابراین اثرزدایی که در اینجا انجام شد، شرایط مطلوب‌تری را برای برداشتن گام‌های بعدی تحقیق و برآورد اثرات متغیرهای مورد مطالعه بر میزان سپرده غیردیداری آماده کرده است.

اقدام دیگری که برای حصول اطمینان از مناسب بودن نحوه بکارگیری متغیرها در مدل باید انجام گیرد، بررسی مسئله ریشه واحد در سری زمانی متغیرها است. کاربردی‌ترین آزمون ریشه واحد، آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته[1] است که در اغلب تحقیقات تجربی از آنها برای تشخیص مسئله ریشه واحد استفاده می‌شود. فرض صفر در این آزمون، وجود ریشه واحد در سری زمانی مورد بررسی است که براساس آماره محاسبه شده توسط آزمون، فرض مذکور به لحاظ آماری مورد قضاوت قرار می‌گیرد.

نتایج این آزمون در جدول ۲ نشان داده شده است. متغیرهای میزان سپرده‌های حقیقی غیردیداری، تولید ناخالص داخلی حقیقی و نرخ ارز بازار غیررسمی دارای سری زمانی مانا از نوع درجه یک [I (1)] و متغیر نرخ سود حقیقی سپرده‌های بانکی نیز دارای سری زمانی مانا از نوع درجه صفر [I (0)] می‌باشند. در واقع برای داشتن ضرایب برآوردی قابل اطمینان و غیرکاذب در مدل، باید سه متغیر از نوع [I (1)] بصورت تفاضل مرتبه اول در مدل وارد شود. اما از آنجا که روش مورد استفاده در این تحقیق برای برآورد مدل، روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) است، وجود سری‌های زمانی نامانا با درجه‌های یکسان، مشکلات نامانایی را در برآورد مدل ایجاد نکرده و استفاده متغیرها در مقیاس سطح و نه تفاضل اول، در این روش امکان‌پذیر است.

جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد (دیکی فولر تعمیم‌یافته) سری‌های زمانی متغیرهای مدل

متغیر (نماد)	سطح/ مرتبه	آماره t	احتمال	نتیجه	نوع مانایی
سپرده غیردیداری (LREALDEP)	سطح	۲/۰۱۶	۰/۹۸۸	نامانا	–
	مرتبه اول	-۳/۲۷۴	۰/۰۰۱۷	مانا	I(1)
تولید ناخالص داخلی (LREALGDP)	سطح	۳/۰۰۶	۰/۹۹۸	نامانا	–
	مرتبه اول	-۴/۹۶۲	۰/۰۰۰	مانا	I(1)
نرخ ارز بازار غیررسمی (LEXCH)	سطح	۰/۵۹۸	۰/۹۸۸	نامانا	–
	مرتبه اول	-۳/۴۸۰	۰/۰۰۰۸	مانا	I(1)

[1] Augmented Dickey- Fuller Test

متغیر (نماد)	سطح/ مرتبه	آماره t	احتمال	نتیجه	نوع مانایی
نرخ سود بانکی (REALPRO)	سطح	-۲/۱۵۶	۰/۰۳۱۵	مانا	I(0)
	مرتبه اول	–	–	–	–

منبع: محاسبات تحقیق

رابطه عمومی مدل (۱)، در فرم اقتصادسنجی، به شکل زیر برای این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته است:

$$Lrealdep_t = \beta_0 + \beta_1 \sum_{i=0}^{n} Lrealdep_{t-i} + \beta_2 \sum_{i=0}^{n} Lrealgdp_{t-i} + \beta_3 \sum_{i=0}^{n} Lexch_{t-i} + \beta_4 \sum_{i=0}^{n} realpro_{t-i} + \varepsilon_t \quad (۲)$$

در رابطه (۲)، اندیس i بیانگر وقفه هر متغیر در مدل است که حین برآورد، مقدار آن براساس معیارهای آکایک[1] و شوارتز[2] مشخص خواهد شد (عباسی‌نژاد و کشاورزحداد، ۱۳۸۰). از آنجا که متغیر وابسته مدل یعنی حجم سپرده‌های حقیقی غیردیداری در سیستم بانکی، بصورت لگاریتمی و متغیر نرخ سود حقیقی بانکی غیرلگاریتمی است، مدل اقتصادسنجی ۲ در واقع به شکل یک مدل نیمه‌لگاریتمی تعریف می‌شود. دراینصورت مقدار $|\beta_4 realpro_t|$، به عنوان کشش تغییر میزان سپرده‌های غیردیداری در مقابل تغییرات نرخ سود سپرده بانکی در زمان t تفسیر خواهد شد. به عبارت دیگر، مقدار برآوردی ضریب β_4 تعیین‌کننده این است که با تغییر یک درصد نرخ سود سپرده بانکی، حجم سپرده‌های غیردیداری به چه میزان تغییر خواهد کرد. اما نکته مهم اینست که کشش مذکور ثابت نبوده و تابعی از زمان و مقدار نرخ سود حقیقی بانکی است؛ بطوریکه در نرخ‌های بالاتر، این کشش نیز بیشتر و در نرخ‌های پائین، کشش مذکور نیز کمتر خواهد بود.

٤. یافته‌ها

روش نتایج برآورد مدل انتخابی در جدول (۳)، براساس معیار شوارتز ارائه شده است.[3] ضرایب برآوردی مدل اقتصادسنجی (۲)، به همراه آماره‌های مربوط بیان شده است. همینطور در ردیف‌های پایانی جدول، آماره‌های مربوط به آزمون برازش کل مدل آورده شده که بیانگر میزان خوبی برازش مدل انتخاب شده هستند.

[1] Akaike Info Criterion (AIC)
[2] Schwars Info Criterion (SIC)
[3] نتایج براساس معیار آکایک نیز مشابه نتایج معیار شوارتز بود که از آوردن آن در جدول صرفنظر شده است.

جدول (۳): نتایج برآورد مدل تحقیق

متغیر (نماد)	ضریب	آماره t	احتمال
وقفه اول سپرده غیر دیداری (Lrealdep-1)	۰/۹۵۵	۲۷/۳۷ (۰/۰۳۵)	۰/۰۰۰
تولید ناخالص داخلی واقعی (Lrealgdp)	۰/۱۰۶	۱/۱۳۱ (۰/۰۹۴)	۰/۲۶۶
نرخ ارز بازار (Lexch)	- ۰/۱۰۸	-۲/۱۱۲ (۰/۵۱۰)	۰/۰۴۲
وقفه اول نرخ ارز بازار (Lexch-1)	۰/۱۰۸	۲/۱۵۴ (۰/۰۵۰)	۰/۰۳۸
نرخ سود بانکی واقعی (Realpro)	۰/۰۰۵	۴/۲۲۵ (۰/۰۰۱)	۰/۰۰۰۲
وقفه سوم نرخ سود (Realpro-3)	-	-	-
آماره R^2	۰/۹۹۷	آماره F	۲۰۵۳/۳۷
معیار اطلاعاتی شوارتز -۲/۶۲۷		معیار اطلاعاتی آکایک	-۲/۹۲۲

منبع: محاسبات تحقیق

قبل از پرداختن به نتایج برآورد مدل، آزمون‌هایی که به بررسی مشکلات برآمده از فروض کلاسیک اقتصادسنجی نظیر خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس و نرمال بودن توزیع جملات اخلال می‌پردازند، مورد تحلیل قرار گرفته است. آزمون خودهمبستگی بریوش-گادفری، آزمون ناهمسانی واریانس بریوش-پاگان و گادفری و همینطور آزمون نرمال بودن توزیع جملات اخلال انجام شده است. فرضیه صفر در آنها به ترتیب عدم وجود خودهمبستگی، عدم ناهمسانی واریانس و نرمال بودن توزیع جملات اخلال می‌باشد. نتایج هر سه آزمون پذیرش فرضیه صفر در سطح احتمال ۹۵ درصد را تأیید می‌کند. بنابراین فرض عدم خودهمبستگی، عدم وجود ناهمسانی واریانس و فرض نرمال بودن توزیع جملات اخلال پذیرفته می‌شود.

نتایج برآورد مدل در جدول ۳ نشان می‌دهد اثرگذاری خود متغیر وابسته یعنی؛ حجم سپرده‌های غیردیداری با یک وقفه به لحاظ آماری معنی‌دار بوده و ضریب آن ۰/۹۵ برآورد شده است. به عبارت دیگر، درصورت کاهش یک درصدی حجم سپرده‌های غیردیداری در سال گذشته، این حجم سپرده‌ها در سال جاری متأثر از تغییر سال گذشته، به میزان ۰/۹۵ درصد کاهش می‌یابد. تولید ناخالص داخلی حقیقی که براساس قیمت‌های سال جاری، تعدیل شده و به عنوان عامل درآمدی مؤثر در سپرده‌گذاری در نظر گرفته شده، نتوانسته است در هیچ یک از دو معیار اطلاعاتی، بر روی میزان سپرده‌های غیردیداری به

لحاظ آماری اثرگذار باشد. بنابراین از بُعد کلان موضوع، سطح درآمد ایجاد شده در اقتصاد بر میزان سپرده‌گذاری در سیستم بانکی کشور مؤثر نیست.

ضریب متغیر نرخ ارز بازار غیررسمی، به میزان منفی ۰/۱۰ برآورد شده است و اثرگذاری این ضریب از لحاظ آماری، در سطح معنی‌داری ۵ درصد مورد پذیرش می‌باشد. این اثرگذاری در مطالعات تجربی دیگر نیز تأیید می‌شود؛ صادقی و همکاران (۱۴۰۰) در بررسی تأثیر سفته‌بازی ارزی بر حجم سپرده‌های بانکی نشان می‌دهند که این اثرگذاری با ضریب منفی ۰/۰۶ از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. علاوه بر این، در مدل تحقیق حاضر وقفه اول نرخ ارز بازار غیررسمی نیز معنی‌دار بوده و مقدار ضریب برآورد شده برای آن دقیقاً به همان میزان ۰/۱۰ اما مثبت است. بنابراین با احتمال ۹۵ درصد می‌توان گفت تغییرات نرخ ارز غیررسمی، در حجم سپرده‌های غیردیداری مؤثر است و افزایش نرخ مذکور، باعث کاهش میزان سپرده‌ها در سیستم بانکی می‌شود. البته پس از یکسال، سپرده‌های خارج شده مجدداً به سیستم بانکی بازمی‌گردد. البته آثار تورمی این خروج و ورود مجدد سپرده‌های غیردیداری، به احتمال زیاد بیشتر از یک دوره خواهد بود که نیازمند بررسی در مطالعه جداگانه‌ای است.

ضریب اثرگذاری متغیر نرخ سود حقیقی در هر دو معیار شوارتز و آکایک به میزان مشابه ۰/۰۰۵ برآورد شده و آماره‌های t و احتمال آن در هر دو، یکسان می‌باشد. هرچند این آماره‌ها بیانگر امکان پذیرش اثرگذاری مذکور در سطح معنی‌داری ۵ درصد است، مقدار برآورد شده اهمیت قابل توجهی به لحاظ جبری در حجم سپرده‌های غیردیداری ندارد. آنچه از مقایسه ضریب برآوردی نرخ ارز اسمی غیررسمی (۰/۱۰) و نرخ سود سپرده بانکی (۰/۰۰۵) در جدول ۳ نتیجه می‌شود، این است که اثرگذاری نوسانات نرخ ارز بر روی حجم سپرده‌های غیردیداری، بسیار بیشتر از اثر تغییرات نرخ سود سپرده است. برای مثال اگر فرض شود؛ نرخ سود حقیقی سپرده بانکی در حال حاضر منفی ۲۰ درصد است، با در نظر گرفتن کشش سپرده‌های غیردیداری برحسب نرخ سود ($|\beta_4 realpro_t|$)، با کاهش یک درصد نرخ سود سپرده، حجم سپرده‌های غیردیداری به میزان $0/005 \times 0/20 = 0/001$ درصد کاهش می‌یابد. این میزان در مقایسه با کاهش ۰/۱ درصدی ناشی از افزایش نرخ ارز اسمی در بازار غیررسمی بسیار کوچکتر است.

اثرگذاری ۰/۰۰۱ درصدی ناشی از تغییر نرخ سود حقیقی بانکی در شرایطی اتفاق می‌افتد که نرخ سود اسمی سپرده، به میزان ۲۰ درصد و نرخ تورم نیز ۴۰ درصد در نظر گرفته شده باشد. براساس کشش حجم سپرده‌ها نسبت به نرخ سود بانکی ($|\beta_4 realpro_t|$)، مقدار این کشش شدیداً به نرخ تورم و نرخ سود اسمی سپرده بانکی بستگی دارد:

$$\eta_t = 0/005 \times |(pro_t - inf_t)| \qquad (۳)$$

در واقع آنچه در کشش‌پذیری حجم سپرده‌های غیردیداری نسبت به نرخ سود سپرده اهمیت دارد، اختلاف نرخ تورم و نرخ سود اسمی بانکی است. بطوریکه هر چه این اختلاف بیشتر باشد، کشش‌پذیری مذکور نیز بالاتر خواهد بود. آنچه در اقتصاد ایران شاهد هستیم، اختلاف شدید بین دو نرخ تورم و سود بانکی است که منجر به کشش‌پذیری نسبتاً بالا می‌شود. با این حال، میزان کشش همچنان بسیار کمتر از یک بوده و می‌توان گفت، حجم سپرده‌های غیردیداری نسبت به تغییر نرخ سود بانکی، دارای کشش کمی است و یا بی‌کشش می‌باشد.

هدف از مطالعه حاضر ارتباط بین نرخ سود بانکی و حجم سپرده‌های غیردیداری و ارزیابی نحوه اثرگذاری اخذ مالیات سود سپرده، بر حجم سپرده‌ها بود. براساس نتایج برآورد شده در جدول (۳)، به تحلیل اثرات مالیات سود سپرده بر حجم سپرده‌های غیردیداری پرداخته شده است. با توجه به کشش حجم سپرده‌ها نسبت به نرخ سود بانکی در رابطه (۳)، میزان اثرگذاری اعمال مالیات سود بانکی بر سپرده‌های غیردیداری، بستگی به نرخ اسمی سود سپرده در سیستم بانکی و نرخ تورم موجود در اقتصاد دارد. به همین دلیل برای ارزیابی مطلوب اثرگذاری مذکور، ترکیب‌های ممکن از نرخ مالیات، نرخ سود بانکی و نرخ تورم در قالب حالت‌های مختلف در نظر گرفته شده است.

جدول (٤): حالت اول، تغییرات سپرده و درآمد مالیاتی

نرخ مالیات (درصد)	نرخ سود بانکی (درصد)	نرخ سود بانکی خالص* (درصد)	نرخ تورم (درصد)	کشش سپرده (درصد)	تغییر سپرده (درصد)	میزان تغییر سپرده (میلیارد ریال)	میزان درآمد مالیاتی (هزار میلیارد ریال)
۵	۲۰	۱۹	۳۰	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۵	۱۹۲	۳۸۵
			۴۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۳۸۵	
			۵۰	۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۱۵	۵۷۷	
	۱۵	۱۴/۲۵	۳۰	۰/۰۰۰۷۵	۰/۰۰۰۵۶	۲۱۵	۲۸۹
			۴۰	۰/۰۰۱۲۵	۰/۰۰۰۹	۳۴۵	
			۵۰	۰/۰۰۱۷۵	۰/۰۰۱۳	۵۰۰	
* نرخ سود بانکی بعد از اعمال مالیات							

در حالت اول (جدول ۴)، نرخ مالیات به میزان ۵ درصد در نظر گرفته شده است. در همه حالت‌ها، فرض شده نرخ سود اسمی بانکی در دو سطح ۲۰ یا ۱۵ درصد برقرار باشد. همچنین نرخ تورم نیز در سه سطح ۳۰، ۴۰ یا ۵۰ درصد در نظرگرفته شده است. نخست برای محاسبه کشش سپرده در حالت اول، نرخ سود بانکی خالص (سودی که بعد از کسر مالیات اعمال شده، نصیب سپرده‌گذار می‌شود) محاسبه شده است که در ستون سوم جدول (۶)، ملاحظه می‌شود. سپس نرخ سود حقیقی سپرده‌گذار از تفاوت

بین نرخ سود اسمی بانکی و نرخ تورم محاسبه شده است. نهایتاً بواسطه رابطه؛ $|\beta_4 realpro_t|$ کشش میزان سپرده نسبت به نرخ سود سپرده، قابل محاسبه می‌باشد که در ستون پنجم جدول نمایش داده شده است.

اکنون می‌توان تفاوت نرخ سود بانکی خالص و نرخ سود اسمی بانکی را به عنوان تغییر نرخ سود بانکی حاصل از اعمال مالیات ۵ درصدی محاسبه کرده و از طریق حاصلضرب آن در کشش سپرده، میزان تغییر در سپرده را که ناشی از اعمال مالیات است، محاسبه کرد. نتیجه این اقدامات در ستون ششم جدول (۶)، قابل مشاهده است. بنابراین با اعمال مالیات ۵ درصد بر سود سپرده در نظام بانکی کشور، در حالیکه نرخ سود اسمی سپرده‌ها ۲۰ درصد و نرخ تورم در اقتصاد نیز ۳۰ درصد فرض شود، تغییر میزان سپرده‌های غیردیداری در نتیجه اعمال مالیات مذکور، ۰/۰۰۰۵ درصد خواهد بود. براساس آمار منتشر شده بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، میزان سپرده‌های غیردیداری در سال ۱۴۰۰، معادل ۳۸۴۵۸/۶ هزار میلیارد ریال است (بانک مرکزی جمهوری اسلامی، ۱۴۰۱). بنابراین تغییر حجم سپرده غیردیداری تقریباً معادل ۱۹ میلیارد تومان می‌باشد که از نظام بانکی خارج می‌شود.

میزان خروج سپرده زمانی که نرخ تورم ۴۰ درصد فرض شود، به حدود ۳۹ میلیارد تومان و زمانی که نرخ تورم ۵۰ درصد باشد، به ۵۸ میلیارد تومان افزایش می‌یابد. این ارقام در حالی می‌تواند اتفاق بیفتد که میزان درآمد مالیاتی ناشی از اعمال مالیات ۵ درصدی بر سودهای سپرده با نرخ ۲۰ درصد، حدود ۳۸ هزار میلیارد تومان خواهد بود. همینطور که اگر نرخ سود اسمی سپرده ۱۵ درصد باشد، درآمد مالیاتی مذکور، برابر ۲۹ هزار میلیارد تومان خواهد شد. ملاحظه ارقام جدول (۶)، نشان می‌دهد، هرچه تفاوت نرخ تورم و نرخ سود اسمی اولیه بیشتر باشد، میزان خروج سپرده‌ها نیز بیشتر است. بطوریکه بیشترین خروج مربوط به موقعیتی است که نرخ سود اسمی ۲۰ درصد بوده و نرخ تورم ۵۰ درصد می‌باشد. در این موقعیت تفاوت نرخ تورم و نرخ سود اسمی، ۳۰ درصد بوده و میزان خروج سپرده حدود ۵۸ میلیارد تومان اتفاق می‌افتد.

جدول (۵)، نتایج حالت دوم را نمایش می‌دهد که در آن نرخ مالیات بر سود سپرده، ۱۰ درصد در نظر گرفته شده است. تغییر بیشتر نرخ سود بانکی در نتیجه اعمال مالیات، موجب می‌شود در ستون ششم جدول مذکور، درصد تغییر سپرده و در ستون هفتم میزان تغییر آن نسبت به حالت اول، بیشتر اتفاق بیفتد. در اینجا نیز خروج سپرده در موقعیت نرخ سود اسمی سپرده بانکی ۲۰ درصد بیشتر از ۱۵ درصد است. همینطور نرخ‌های تورم بالاتر نیز موجب خروج بیشتر سپرده‌ها در صورت اعمال مالیات بر سود سپرده خواهد شد. بیشترین خروج سپرده مربوط به زمانی است که نرخ تورم ۵۰ درصد و نرخ سود اولیه ۲۰ درصد باشد. در اینصورت با اعمال مالیات ۱۰ درصدی، خروج سپرده به میزان ۱۱۵ میلیارد تومان اتفاق می‌افتد. میزان خروج ۱۱۵ میلیارد تومانی بیشترین مقدار در حالت‌ها و موقعیت‌های مختلف مورد

بررسی است؛ که در آن نرخ تورم در بالاترین سطح مفروض، نرخ سود اولیه بانکی بالاتر و بیشترین نرخ مالیاتی در نظر گرفته شده است.

جدول (۵): حالت دوم، تغییرات سپرده و درآمد مالیاتی

نرخ مالیات (درصد)	نرخ سود بانکی (درصد)	نرخ سود بانکی خالص* (درصد)	نرخ تورم (درصد)	کشش سپرده (درصد)	تغییر سپرده (درصد)	میزان تغییر سپرده (میلیارد ریال)	میزان درآمد مالیاتی (هزار میلیارد ریال)
۱۰	۲۰	۱۸	۳۰	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۱	۳۸۵	۷۶۹
			۴۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۷۶۹	
			۵۰	۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۳	۱۱۵۴	
	۱۵	۱۳/۵	۳۰	۰/۰۰۰۷۵	۰/۰۰۱۱	۳۸۵	۵۷۷
			۴۰	۰/۰۰۱۲۵	۰/۰۰۱۸	۶۹۲	
			۵۰	۰/۰۰۱۷۵	۰/۰۰۲۶	۱۰۰۰	

* نرخ سود بانکی بعد از اعمال مالیات

درآمد مالیاتی قابل وصول نیز در حالت دوم بیشترین مقدار را در بین حالت‌های مختلف دارد. بطوریکه در نرخ سود سپرده ۲۰ درصد، میزان درآمد مذکور تقریباً برابر ۷۷ هزار میلیارد تومان و در نرخ سود ۱۵ درصدی، برابر ۵۸ هزار میلیارد تومان می‌تواند باشد. ملاحظه می‌شود میزان درآمدهای ایجاد شده در مقایسه با خروج سپرده‌های بانکی که به عنوان هزینه اعمال مالیات مذکور بوده، بسیار بیشتر و قابل توجه است. اختلاف مذکور در حالت سوم، بیشتر محسوس است. جدول (۶)، نتایج این حالت را که نرخ مالیات در آن تنها ۳ درصد است نشان می‌دهد. مطابق جدول، بیشترین میزان خروج سپرده‌ها در موقعیتی اتفاق افتاده است که در آن، همانند حالت‌های قبل، نرخ تورم ۵۰ درصد و نرخ سود اولیه ۲۰ درصد در نظر گرفته شده است. مشاهده می‌شود با لحاظ کردن این موارد، خروج سپرده از نظام بانکی، حدود ۳۵ میلیارد تومان اتفاق می‌افتد. در حالیکه با فرض همین شرایط، میزان درآمد قابل وصول برابر ۲۳ هزار میلیارد تومان می‌تواند باشد.

مقایسه نتایج هر سه حالت که در جداول اخیر نمایش داده شده اند، القاکننده این مطلب به مخاطب است که حالت سوم؛ با توجه به کمترین نرخ مالیاتی که در آن اعمال می‌شود، خروج سپرده اندکی که از شبکه بانکی اتفاق می‌افتد و ظرفیت درآمد وصولی نسبتاً مطلوبی که می‌تواند دریافت شود، گزینه مناسب برای اعمال سیاست مالیات بر سود سپرده بانکی است. البته نرخ مالیاتی ۳ درصد بر سود سپرده بانکی می‌تواند سرآغازی بر فرآیند تدریجی سیاست اعمال مالیات بر سود سپرده باشد.

جدول (٦): حالت سوم، تغییرات سپرده و درآمد مالیاتی

نرخ مالیات (درصد)	نرخ سود بانکی (درصد)	نرخ سود بانکی خالص* (درصد)	نرخ تورم (درصد)	کشش سپرده (درصد)	تغییر سپرده (درصد)	میزان تغییر سپرده (میلیارد ریال)	میزان درآمد مالیاتی (هزار میلیارد ریال)
۳	۲۰	۱۹/۴	۳۰	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۳	۱۱۵	۲۳۱
			۴۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۶	۲۳۱	
			۵۰	۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۰۹	۳۴۶	
	۱۵	۱۴/۵۵	۳۰	۰/۰۰۰۷۵	۰/۰۰۰۳۳	۱۲۷	۱۷۳
			۴۰	۰/۰۰۱۲۵	۰/۰۰۰۵۶	۲۱۵	
			۵۰	۰/۰۰۱۷۵	۰/۰۰۰۷۹	۳۰۴	

* نرخ سود بانکی بعد از اعمال مالیات

۵. نتیجه گیری و پیشنهادات

۵-۱. توصیه‌های سیاستی

در بخش پیشینه با اشاره به نتایج مطالعات ذکر شد که تأثیر سیاست اعمال مالیات بر سود بانکی، بدون تردید کاهش حجم سپرده‌های بانکی و خروج آنها از نظام بانکی کشور است. برخی یافته‌ها میزان خروج و پیامدهای آن را قابل توجه نشان می‌دهند و برخی دیگر آن را پدیده عمیق و مؤثر در ایجاد رکود و نوسانات، چشمگیر نمی‌بینند. نتایج حاصل شده از مطالعه حاضر، تاحدود زیادی مؤید یافته‌های مورد اخیر است. بطوریکه ضریب اثرگذاری نرخ سود واقعی بر میزان سپرده‌های بانکی بسیار پائین (۰/۰۰۵) بوده و در مقایسه با اثرگذاری نرخ ارز اسمی کمتر می‌باشد. بنابراین حداقل براساس آمار و شواهد مبتنی بر گذشته، می‌توان ادعا کرد که سیاست‌گذار با اعمال مالیات بر سود بانکی و تغییر نرخ سود واقعی، تأثیر کمی بر خروج سپرده‌ها از نظام بانکی خواهد داشت. نتایجی که با مطالعات دیگر نظیر حسنی و همکاران (۱۳۹۴) و مشتاق (۲۰۱۸) مشابهت دارد.

با این حال، برای حصول اطمینان از میزان خروج سپرده از نظام بانکی، ۱۸ موقعیت مختلف برای میزان خروج سپرده که مبین ۳ حالت نرخ مالیات در نرخ‌های تورم و سود بانکی متفاوت هستند، مورد محاسبه قرار گرفتند. بطوریکه با توجه به میزان ضریب اثرگذاری پائین نرخ سود واقعی (۰/۰۰۵)، دامنه مقادیر محاسبه شده برای خروج سپرده‌ها چندان وسیع نبوده و از ۱۱۶میلیارد تومان تا ۱۱میلیارد تومان می‌باشد که مقادیر قابل توجهی در مقایسه با کل سپرده‌های موجود در سیستم بانکی کشور نیست.

از طرف دیگر آنچه مسلم است اینست که مالیات سود سپرده جزء نظام مالیاتی مبنا در کشورها به شمار می‌رود و محسوب نشدن آن از شمول نظام مالیاتی، رویکرد منطقی نیست. اما با وجود این، چون پایه مالیاتی فوق در کشور، برای یک دوره زمانی طولانی مشمول معافیت بوده است، اکنون کنار گذاشتن

این معافیت، تبعات و پیامدهای نامطلوبی را می‌تواند برای اقتصاد داشته باشد که مهمترین آن خروج سپرده‌های بانکی و ایجاد نوسان در بازارهای مختلف است. با این حال پیشنهاد مطالعه این است که جهت ممانعت از بروز شوک در رفتار کارگزاران اقتصادی، بویژه سپرده‌گذاران و مدیریت انتظارات آنها، اعمال تدریجی سیاست و افزایش نرخ مالیاتی با سرعت آرام استراتژی مطمئنی است که در کنترل فضای روانی ناشی از اعمال سیاست می‌تواند مؤثر باشد. بنابراین سیاست‌گذار با نرخ مالیاتی آغازین ۳ درصدی، همراه با نرخ سود سپرده ۲۰ درصد که خروج سپرده‌های بانکی حداکثر ۳۵ میلیارد تومانی را به همراه دارد، نتایج گذشت دوره زمانی معین را ملاحظه کرده و در صورت مطلوب بودن شرایط، نرخ مذکور را افزایش می‌دهد. نرخ‌های مالیاتی ۵ درصد و ۱۰ درصد گام‌های بعدی اعمال این سیاست خواهد بود که هر یک اثرات و تغییرات خاص خود را به دنبال داشته و با در نظر گرفتن نرخ سود سپرده ۲۰ درصد و نرخ تورم ۵۰ درصدی، هر یک به ترتیب خروج سپرده‌ها به میزان حداکثر ۵۸ و ۱۱۵ میلیارد تومان از شبکه بانکی را خواهند داشت.

۵-۲. ملاحظات

هرچند نتایج این پژوهش نشان می‌دهد اعمال مالیات سود سپرده بانکی، تأثیر اندکی بر تغییر حجم سپرده‌های غیردیداری دارد. اما به دلیل محدودیتی که در روش تحقیق و به لحاظ دسترسی به ارقام و تجربه چنین مالیاتی در اقتصاد کشور وجود داشت، باید با احتیاط با نتایج پژوهش برخورد کرد. زمانی که مسئله مالیات بر سود سپرده مطرح می‌شود – که در آن اعمال این مالیات، موجب کاهش نرخ سود بانکی خالص خواهد شد– «**نحوه رفتار**» و عکس‌العمل سپرده‌گذاران ممکن است در مقابل تغییر نرخ سود که ناشی از اعمال مالیات است متفاوت باشد. چرا که مسئله مالیات در اقتصاد سیاسی کشور، با حساسیت زیادی همراه است. نبود روابط شفاف و همراه با پاسخگویی بین دولت و مردم، موجب سلب اعتماد افراد از نحوه کارکرد و هزینه‌کرد دولت در امور مختلف شده است. بنابراین زمانی که سیاست‌گذار قصد اعمال مالیات بر سود سپرده بانکی داشته باشد و آن را اعلام کند، افراد به دلیل عدم اعتمادی که به کیفیت کارکرد چنین سیاستی دارند، ممکن است تلاش کرده تا مالیات مذکور را پرداخت نکنند.

تصمیم به عدم پرداخت مالیات توسط افراد موجب خواهد شد تا آنها بخش زیادی از سپرده‌های خود را از شبکه بانکی خارج کنند. علاوه بر آن، وضعیت اقتصادی حاکم بر جامعه که دهه‌ها با نرخ تورم بالا، رکود و بیکاری همراه است، این تمایل را برای افراد تقویت می‌کند که سپرده‌های خارج شده را در بازارهای غیرمولد سودآور سرمایه‌گذاری کنند که همراه با تحمیل هزینه افزایش مخارج و تورم بیشتر به جامعه است. در واقع این اتفاقات، عکس‌العمل‌هایی هستند که مدل تحقیق به دلیل محدودیت‌هایی که بیان شد، نمی‌تواند آنها را مورد ملاحظه قرار دهد.

با این حال، پژوهش حاضر با تکیه بر روش‌های فنی، با نادیده گرفتن ملاحظات اقتصاد سیاسی مالیات و انتظاراتی که ممکن است در کارگزاران اقتصادی شکل بگیرد، تنها به برآورد روابط مکانیکی بین حجم سپرده‌ها و متغیرهای دیگر در مدل پرداخته است. سه حالت مختلفی که براساس نرخ مالیات بر سود سپرده در نظر گرفته شده است، نشان می‌دهد که تغییر نرخ سود بانکی تأثیر قابل توجهی در حجم سپرده‌های بانکی ندارد. اما اینکه منشأ تغییر نرخ سود بانکی چه بوده؛ آیا سیاست‌گذار مستقیماً آن را تغییر داده و یا اینکه با تغییر ابزار دیگری مانند نرخ مالیات بر سود موجب تغییر آن شده است، اثرات متفاوتی می‌تواند بر حجم سپرده‌ها داشته باشد که امکان مطالعه آن در این پژوهش وجود ندارد.

نکته آخر اینکه، تغییر نرخ سود بانکی می‌تواند اثرات متفاوتی در رفتار سپرده‌گذاران با سطوح مختلف سپرده داشته باشد. برای مثال ممکن است کاهش یک درصدی نرخ سود سپرده، منجر به خروج درصد بیشتری از سپرده‌های با مبالغ بسیار بالا نسبت به سپرده‌های کوچکتر شود. تحلیل این موضوع، نیازمند دسترسی به ارقام میزان سپرده‌های افراد براساس مبلغ، طبقه‌بندی آنها و برآورد مدل (۲)، برای هر یک از طبقات بطور جداگانه می‌باشد. در این مطالعه به دلیل عدم دسترسی به چنین اطلاعات و ارقامی، انجام تحلیل مذکور امکان‌پذیر نشد. درصورت دسترسی به اطلاعات فوق در پژوهش دیگر، انجام این تحلیل می‌تواند تبیین‌کننده بهتری از واقعیت موضوع مورد مطالعه باشد.

٦. تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

References

- Abbasi Nejad, H.; Keshavarzhadad, G. (2001). Stability tests of coefficients in econometric writings and their application. Business Journal, No. 20, fall of 2001. (In Persian)
- Budget Law of 2022, Center for Documents and Publications of the Planning and Budget Organization, fall of 2022, Tehran
- Caminal, R. (2002). Taxation of Banks: A Theoretical Framework, Digital.csic.es/ bitstream/10261/1881/1/52502. Pdf
- Caminal, R. (2003): "Taxation of banks: modeling the impact," in P. Phonohan (ed.), Taxation of Financial Intermediation: Theory and Practice for Emerging Economies. Oxford University Press, Oxford
- Central Bank of the Islamic Republic of Iran, www.cbi.ir
- -Direct Taxes Law, National Tax Affairs Organization, 2022
- Hassasni, M.; Mousavi, Y.; Jafariparvar, M.; Herati, A.: Nakhoda, M.J. (2016). Feasibility of establishing a tax on the interest of bank deposits in Iran. Tax Affairs Organization of the country, research and planning office, 2016

- -Jany, S.; Khodadadkashi, F.; Donyabin, F. (2018). Determining favorable economic conditions for applying tax on bank deposit interest and their comparative analysis with Iran's economy. Tax Research Journal, No. 38 (86), Summer 2018. (In Persian)
- -Khodadadkashi, F.; Jany, S. (2015). Investigating the possibility of establishing a tax on the interest of bank deposits in Iran with an emphasis on allocation efficiency. Tax Research Journal, No. 26 (74), Summer 2015. (In Persian)
- Khodaverdizadeh, S.; Dashtbani, Y. (2019). Investigating the effect of shock in tax of bank deposit interest rate on GDP: Keynesian stochastic dynamic general equilibrium approach. Research Journal of Taxation, No. 43 (91), fall of 2019. (In Persian)
- Komolo, J., (2015). Optimal Taxation of Banks in Financial Sector Regulation in Uzbekistan: Practical Approach, Research Journal of Finance and Accounting www. iiste.org, (Online), Vol.6, No. 20
- Mossin, J., (1968). Taxation and Risk-Taking: An Expected Utility Approach, Economica 35, 74-82.
- Nejad Aghaiyanvash, P.; Arab Mazar, A.; Izadakhasti, H.; Dezhpasand, F. (2022). Evaluating the effect of tax on interest of bank deposits on economic variables in Iran; Stochastic dynamic general equilibrium model approach. Scientific journal of economic policy, Vol. 14, No. 27, spring and summer 2021, pp. 371-414. (In Persian)
- Noormohammadi, K.; Arab Mazar, A.; Mehrgan, N.; Partovi. B (2021). Evaluation of tax policies from the aspect of income distribution. Economics and Modeling Quarterly, Vol. 12, No. 4, Winter 2021, pp. 55-74. (In Persian)
- Price Water House Coopers. (2020). Worldwide Tax Summaries, Corporate Taxes, 2018/19.
- Sadeghi, A. R.; Marzban, H.; Samadi, A. H.; Azarbaijani. K. (2021). The relationship between the capital market, bank deposits and currency speculation: with an emphasis on the role of interest rates in Iran's economy. Iran Economic Research, Vol. 26, No. 87, Summer 2021, pp. 42-76. (In Persian)
- Salmani, B.; Khodaverdizadeh, S. (2019). Investigating the effect of imposing a tax on the interest rate of bank deposits on the economic-security variables and providing solutions related to it in order to realize the general policies of the resistance economy. Defense Economics Quarterly, National Defense University and Higher Research Institute and Strategic Research - Department of Defense Economics and Resources, 4th year, No. 11, spring 2019, pp. 93-116. (In Persian)
- Stiglitz, J.E., (1969). The Effects of Income, Wealth and Capital Gains Taxation on Risk-Taking, Quarterly Journal of Economics 83, 262-283.
- Teymouri, Y. (2022). Tax exemption of deposits interest in Iran's banking system, Development and Foresight Research Center, summer 2022. (In Persian)

- Twarowska, M. and Szołno-Koguc, J. (2014). The Impact of Financial Sector Taxation on Financial Market Stability, Management, Knowledge, Learning, international Conference

Computational Economics
ISSN 2821-0433

The Impact of Exchange Rate Volatility and Uncertainty on Stock Returns in Tehran Stock Exchange (Case Study: Agriculture and Food Industry)

Ehsan Rajabi ✉

1. Assistant Professor of Economics in Agricultural planning, Economic and Rural Development Research Institute (APERDRI), Ministry of Jihad-e Agriculture, Tehran, Iran, Corresponding Author, E-mail: rajabi.ehsan63@gmail.com

Article Info

Received: 29/10/2023
Accepted: 05/03/2024

Pages: 49-74

Keywords:
exchange rate; volatility; share return; stock market; uncertainty

JEL Classification:
Q14; O24; D8

ABSTRACT

The fluctuations of the exchange rate as an effective contribution to the proper direction, and a more favorable opportunity to be made for trade, and your investment; for the exchange rate from canal of export and import affect the cost of export, stock prices, and returns. This research investigates the effects of volatility and uncertainty of exchange rates on the stocks return of share in cluster of export ship, and the import ship and agri-food industries. This investigation led to a series of 165 holding companies for period of 2010-2019. Volatility measure by Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity (GARCH) method and based model estimate by Structural vector autoregressive model (SVAR). The result shows that there is significant relationship between the exchange rate fluctuations stock return of importing company but in other cases, the exporting and Agri-food company food there is no relationship between shares return, and fluctuations of exchange rate even by year lag.

COPYRIGHTS
©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) https://creativecommons.org/licenses/by/4.0

Extended Abstract

Based on macroeconomics and development economics theories, developing countries, like Iran, are facing a high degree of instability of macroeconomic variables. Fluctuations and exchange rate shocks, create an uncertain environment for investors and make decisions unconfident situation for future investments. The empirical study of the relationship between fluctuation and instability exchange rate and share returns in the Tehran Stock Exchange market is discussed. The empirical results make it possible for the decision-making managers of the agriculture and food industries to analyze the interaction and behavior of stock returns and exchange rates simultaneously. Second, a better understanding of the short-term movements of these two markets allows financial managers to make informed financial decisions and investments. In such a situation, the policy maker should be aware of applying policies that cause more volatility in the currency market and create uncertainty in it, in order to provide the basis for the sustainable growth of the capital market.

Purpose

The fluctuations of the exchange rate as an effective contribution to the proper direction, and a more favorable opportunity to be made for trade, and your investment; for the exchange rate from canal of export and import affect the cost of export, stock prices, and returns. This research investigates the effects of volatility and uncertainty of exchange rates on the stocks return of share in cluster of export-oriented, and the import-oriented and agri-food industries. As a result, the research question is: the share returns of companies listed on the Tehran Stock Exchange (separated to export-oriented, import-oriented, and agricultural and food industries), in case of exchange rate instability and uncertainty (currency fluctuations), in the period of 2010 to 2019 how will it be affected by it?

Methodology

This investigation led to a series of 165 holding companies for period of 2010-2019. The volatility measure by Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity (GARCH) method and based model estimate by Structural vector autoregressive model (SVAR). In the first stage, the conditional and generalized heterogeneity variance model is used to extract exchange rate fluctuations. In the next step, the structural vector explanatory model (SVAR) has been used to investigate the effect of currency instability and uncertainty (currency fluctuations) on the returns and stock prices of companies. To estimate the SVAR model, the self-explanatory vector model or the normal VAR model must be estimated first. After determining the optimal interval and performing model validation tests, by applying structural constraints, reaction functions based on structural constraints are specified. Finally, by using shock reaction functions, the effects of currency instability and uncertainty (currency fluctuations) on the stock returns of companies are evaluated.

Finding

The result shows that there is significant relationship between the exchange rate

fluctuations stock return of import - oriented company but in other cases, the export-oriented and Agri-food companies there is no relationship between shares return, and fluctuations of exchange rate even by year lag.

Conclusion

The impact on the exchange rate and its fluctuations on import-oriented industries is due to the dependence of the industries on imported raw materials (including inputs and machinery and equipment), which imposes costs on producers at rates higher than the supporting exchange rates, and against the stability policy of central bank of Iran leads to the impossibility of foreign exchange rates with the market exchange rates and their foreign exchange income acquisition. This policy constitutes a disconnection of the effect of the exchange rate and its fluctuations on stock returns. The change in the exchange rate from the import channel will affect the cost of intermediate goods, as a result, the prices of the companies' shares will change. For example, with the decrease in the value of the domestic currency, the import price of intermediate and capital goods increases and their import decreases. As a result, stock returns decrease due to the decrease in investment.

According to the results of the research, it is suggested to shareholders and lenders to pay attention to exchange rate fluctuations as a factor affecting stock prices in order to make correct and principled decisions of investing in companies' shares and granting credit. If the exchange rate fluctuations are directed in the right direction as a factor affecting stock prices, a more favorable environment for trade and investment will be provided; Because the exchange rate change from the import channel will affect the cost of intermediate goods, as a result, the stock price of the companies will change. For example, with the decrease in the value of the domestic currency, the import price of intermediate and capital goods increases and their import decreases. As a result, stock returns decrease due to the decrease in investment.

فصلنامه اقتصاد محاسباتی
شاپا ۰۴۳۳-۲۸۲۱

تأثیر بی‌ثباتی و نااطمینانی نرخ ارز بر بازدهی سهام شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران (با تاکید بر صنایع غذایی و کشاورزی)

احسان رجبی[۱]

۱. استادیار گروه پژوهشی سیاست‌های کشاورزی و غذا، موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصادکشاورزی و توسعه روستایی. تهران، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: rajabi.ehsan63@gmail.com

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی
صفحات ۴۹-۷۴

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۲/۸/۷
تاریخ پذیرش نهایی: ۱۴۰۲/۱۲/۱۵

واژگان کلیدی:
بی‌ثباتی، نااطمینانی؛ نرخ ارز؛ صنایع کشاورزی و غذایی؛ بورس

طبقه‌بندی JEL:
Q14; O24; D8

چکیده

نوسانات نرخ ارز از مسیر صادرات و واردات، هزینه‌ی کالاهای واسطه‌ای را تحت تأثیر قرار داده و از طریق درآمد و هزینه، قیمت سهام و بازدهی شرکت‌ها را تغییر میدهد. این مقاله به بررسی اثرات نااطمینانی و بی‌ثباتی نرخ ارز بر بازدهی سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در گروه‌های صنایع صادرات محور، واردات محور و صنایع کشاورزی و مواد غذایی می‌پردازد. برای انجام این پژوهش نمونه‌ی۱۶۵ تایی از شرکت‌های پذیرفته شده برای دوره ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۸ انتخاب شده است. برای اندازه‌گیری و محاسبه‌ی بی‌ثباتی نرخ ارز از الگوی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته و برای اندازه گیری نااطمینانی نرخ ارز نیز از شاخص واریانس شرطی استفاده شده است. در نهایت از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR[1]) برای برآورد مدل تأثیر بی‌ثباتی و نااطمینانی ارزی (نوسانات ارزی) بر بازدهی سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار (با تاکید بر صنایع کشاورزی و مواد غذایی) استفاده شده است. نتایج برآورد مدل نشان داد که بین نوسانات نرخ ارز و بازده سهام در بین شرکت‌های واردکننده، ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد ولی برای شرکت های صادرکننده و صنایع کشاورزی و مواد غذایی هیچ ارتباط معناداری بین بازده سهام و نوسانات نرخ ارز در حالت معمول و با یک وقفه زمانی دیده نمی‌شود.

[1] Structural Vector Autoregressive Model

۱. مقدمه

براساس تئوری اقتصاد کلان و اقتصاد توسعه، اقتصاد کشورهای درحال توسعه از جمله ایران، با درجه بالایی از بی‌ثباتی متغیرهای کلان اقتصادی مواجه هستند. نوسانات و شوک‌های نرخ ارز نیز به نوبه خود، محیط نامطمئنی را برای سرمایه‌گذاران ایجاد و باعث می‌شوند تا سرمایه‌گذاران نتوانند به سهولت و بااطمینان در مورد سرمایه‌گذاری آتی تصمیم‌گیری کنند و احیاناً متحمل زیان یا سود وسیع اتفاقی می‌شوند (سیف الهی و سیف الهی، ۱۴۰۰). یک اقتصاد درحال توسعه، برای رسیدن به درجات بالاتری از توسعه‌یافتگی نیاز به افزایش سرمایه‌گذاری (و انباشت سرمایه) دارد. دستیابی به رشد بلندمدت و پایدار اقتصادی، توسط بازار سرمایه، و بخصوص بورس اوراق بهادر می‌تواند تحقق پیدا کند. در این صورت، عوامل تاثیرگذار بر جذب نقدینگی به بازار سرمایه و بازدهی سهام مانند نرخ ارز و نااطمینانی ناشی از نوسانات و شوک مربوط به آن، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار خواهند شد. نظریه‌های اقتصادی، شکل‌های متفاوتی از روابط بین نرخ ارز و شاخص قیمت سهام را نشان می‌دهند و پیشرفت تکنیک‌های اقتصادسنجی، اندازه گیری و شناسایی نااطمینانی و تاثیرگذاری نرخ ارز را از مسیرهای مختلف بر متغیرهای اقتصادی از جمله شاخص قیمت و بازدهی سهام را تسهیل می‌نمایند.

با مروی بر ادبیات پژوهش می‌توان دریافت که ارتباط بین نرخ ارز و قیمت سهام به صورت جامع توسط محققین حوزه مباحث مالی مطالعه شده است. بازده سهام و قیمت آن نشانگر توانایی شرکت در جذب سرمایه و در نهایت، افزایش سرمایه‌گذاری است (زینیوند و همکاران ۱۳۹۴). بورس اوراق بهادار علاوه بر تأمین مالی بنگاههای اقتصادی دارای نقش بسیار مهم در بازاری کردن فعالیت‌های اقتصادی، نظارت بر سالم‌سازی عملکرد بنگاه‌ها و نحوه‌ی اداره‌ی آنها و همچنین کمک به افزایش آهنگ رشد پس انداز و سرمایه‌گذاری و کنترل تورم از طریق مدیریت صحیح نقدینگی داشته است. (حلافی و سعیدی ،۱۳۹۱). بنابراین، شناخت عواملی که باعث توسعه و ارتقای جایگاه بازار سرمایه می‌شود، اهمیت شایانی پیدا خواهد کرد. ارزش سهام تحت تأثیر عوامل مختلفی از جمله عملکرد شرکت، سود تقسیمی، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، نرخ بهره، حساب جاری، عرضه پول و اشتغال قرار دارد. در این میان، نرخ ارز یکی از عوامل تعیین‌کننده در محاسبه سودآوری و کارآیی پروژه‌های سرمایه‌گذاری به طبع آن ورود و خروج سرمایه گذاران به بازار سرمایه خواهد شد. در واقع، ثبات نرخ ارز باعث ارتقای اطمینان و امنیت اقتصادی در محیط اقتصاد داخلی شده و در نتیجه سرمایه گذاران به سهولت در مورد سرمایه‌گذاری در زمان حال و آینده‌ی تصمیم می‌گیرند.

در خصوص ضرورت پژوهش می‌توان اظهار داشت که باتوجه به اینکه در ایران، نرخ ارز چند دوره شوک را به دلیل سیاست‌های یکسان سازی نرخ ارز وهمچنین نوسانات قیمتی پشت سرگذاشته است، بررسی این نوسانات بر بازار سهام نتایج مفیدی دراختیار سرمایه‌گذاران و مدیران قرار می‌دهد. این مطالعه، ادبیات تحقیق را از دو جنبه متمایز بررسی میکند. اول به بررسی تجربی رابطه میان رفتار

نوسانات و بی‌ثباتی ارز و بازدهی سهام دربازار بورس تهران پرداخته می‌شود. نتایج حاصل، این امکان را برای مدیران تصمیم ساز بخش کشاورزی و صنایع غذایی فراهم می‌سازد که تعامل و رفتار بازدهی سهام و نرخ ارز را به صورت همزمان تحلیل نمایند. دوم درک بهتری از حرکات کوتاه‌مدت این دو بازار به مدیران مالی، امکان سرمایه‌گذاری و تصمیمات مالی آگاهانه را می‌دهد. در چنین شرایطی سیاست‌گذار باید از اعمال سیاست‌هایی کـه موجـب نوسان بیشتر در بازار ارز و ایجاد نااطمینانی در آن می‌شود، آگاه شود تا زمینه رشد پایدار بـازار سرمایه فراهم شود. از طرف دیگر تغییر نرخ ارز می‌تواند تأثیر شگرفی در سودآوری شرکت‌ها با توجه به میزان و درجه وابستگی آنها به ارز خارجی و بطبع بر بازدهی سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بازار سرمایه داشته باشد. بنابراین لازم است از یک طرف سرمایه‌گذاران از تأثیرپذیری بازده سهام شرکت‌ها از تغییر نرخ ارز مطلع باشند و از طرف دیگر، مسئولین و سیاستگذاران بخش کشاورزی، بایستی در قیمت‌گذاری سهام شرکت‌ها به عامل وابستگی آن‌ها به نرخ ارز توجه بیشتری نموده تا قیمت سهام را به ارزش ذاتی آن تعیین نمایند.

در نتیجه سؤال پژوهش عبارت است از اینکه: آیا بی ثباتی و نااطمینانی ارزی بر بازدهی سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران (به تفکیک صادرات محور، واردات محور و صنایع کشاورزی و مواد غذایی) تاثیر معنی داری دارد؟

در ادامه ساختار مقاله در پنج بخش سازماندهی شده است. ابتدا مبانی نظری و پیشینه پژوهش ارائه می‌شود، سپس، روش شناسی پژوهش بیان می‌شود. بخش چهارم یافته‌ها پژوهش و نتایج تجربی بیان می‌شود و در نهایت، بحث و نتیجه گیری و کاربردهای سیاستی ارائه می‌گردد.

۲. ادبیات موضوع

در ادبیات موضوع، فرآیند و کانال‌های تاثیرگذاری نوسانات و نااطمینانی نرخ ارز بر عملکرد بنگاه‌های اقتصادی در دو سطح اقتصاد کلان و سطح خرد بررسی می‌شود. در حقیقت تأثیرات پیش‌بینی شده سیاست‌ها در بعد کلان برخاسته و برآیندی از تأثیر این سیاستها بر عملکرد مجموعه واحدهای اقتصادی در بعد خرد است.

مسیر اثر بازار ارز بر بازار سهام و ارزش سهام شرکت از ۴ کانال عمده است. در کانال اول، نرخ ارز از مسیر تغییر در ترکیب دارایی‌ها و بدهی‌های ارزی شرکت بر بازدهی و قیمت سهام شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد بنحوی که با افزایش نرخ ارز، در صورتی که میزان دارایی ارزی شرکت بیش از بدهی ارزی آن باشد، سود ناشی از تسعیر نرخ ارز، باعث افزایش سود هر سهم و قیمت سهام شرکت خواهد شد. همچنین، در صورتی که بدهی‌های ارزی بیشتر از دارایی‌های ارزی باشد، زیان ناشی از تسعیر ارز عملاً باعث کاهش سود هر سهم شده و قیمت سهام شرکت کاهش می‌یابد (ابونوری و همکاران، ۱۳۹۱).

در کانال دوم (تقاضای سهام) سرمایه‌گذاران خارجی تمایلی ندارند، روی نوعی از دارایی سرمایه‌گذاری کنند که کاهش ارزش آن، موجب از بین رفتن قسمتی از ثروت و یا بازدهی سرمایه‌گذاری شود. به‌طور مثال کاهش ارزش دلار آمریکا نسبت به سایر اسعار ارزی، موجب می‌شود که سرمایه‌گذاران، از نگهداری دارایی مانند سهام در بازار بورس آمریکا (یا سایر سهام‌هایی که بازدهی ناشی از درآمدهای ارزی وابسته به دلار آمریکا دارند) خودداری کنند.

در کانال سوم (درآمدها و هزینه‌های شرکت)، اثر تغییر در نرخ تسعیر پول‌های جهان شمولی مانند دلار، به نوع فعالیت اقتصادی شرکت وابسته است. تغییرات نرخ ارز بر شرکت‌های واردکننده (مواد اولیه و نهاده‌های تولید)، شرکت صادرکننده (کالاها و خدمات نهایی) و شرکت‌های دارنده‌ی نمایندگی یا واحدهای خارجی، متفاوت خواهد بود. شرکت‌های واردکننده‌ی بزرگ، ممکن است از هزینه‌های سنگین، به خاطر پول داخلی تضعیف شده، رنج ببرند و در نتیجه قیمت سهم پائین‌تر و درآمد پائین‌تری را تجربه نمایند. در مقابل شرکت‌های که محصولات و کالاهای خود را با ارز خارجی (مانند دلار) معامله می‌نمایند، زمانی که پول ایالات متحده (دلار) نسبت به ریال تقویت شده، درآمد صادراتی ریالی، بالاتری خواهند داشت.

کانال چهارم (رقابت پذیری محصول تولید)، در سطح کلان، تضعیف پول ملی (ناشی از افزایش نرخ ارز) ممکن است باعث افزایش ارزش ارزی تولیدات صنایع صادراتی و کاهش منابع ریالی و سرمایه گردش صنایع وارداتی شود که در نتیجه، اثر آن بر تولید داخلی مثبت است. افزایش تولید به عنوان شاخصی از اقتصاد پررونق، توسط سرمایه‌گذاران دیده می‌شود و قیمت سهام تمایل به افزایش پیدا خواهد کرد. از آنجایی که دلایل و شواهدی برای هر دو اثرات مثبت و منفی وجود دارد، روی هم رفته اثر نرخ ارز و نوساتات و نااطمینانی آن بر بازدهی نامعلوم است.

رابطه نظری نرخ ارز و قیمت سها را اینگونه می‌توان تشریح نمود که بنگاه‌های تولیدی برای خرید مواد اولیه، فناوری و ماشین‌آلات اقدام به واردات می‌نمایند (این موضوع در کشورهای درحال توسعه بیشتر صدق می‌کند). اگر در اثر تغییر و تحولات اقتصادی، نرخ ارز خارجی افزایش یابد، از یک سو با افزایش میزان بدهی و از سوی دیگر با افزایش بهای تمام شده تولیدات و خدمات شرکت‌ها، بنگاه‌ها مجبور به پرداخت وجوه (پول داخلی) بیشتری، بابت واردات می‌شوند. این امر با ایجاد کمبود نقدینگی، اثر منفی بر توزیع سود و شاخص بازده نقدی سهام آن شرکت خواهد داشت. به عبارتی در بنگاه‌هایی که ارزش واردات آنها بیشتر از صادرات آنها است، افزایش نرخ ارز باعث افزایش هزینه تولید می‌شود. حال اگر بنگاه، این افزایش هزینه را به طریقی (مانند افزایش در قیمت فروش کالا) جبران نکند، سود شرکت کاسته شده و قیمت سهام بنگاه، کاهش خواهد یافت. بنگاه‌هایی که ارزش سبد صادرات کالای آن‌ها بیشتر از واردات مواد اولیه و ماشین آلات است، افزایش در نرخ ارز باعث می‌شود که کالاهای تولیدی

این بنگاه‌ها، برای متقاضیان خارجی ارزان‌تر شده و باعث افزایش تقاضا برای آن کالاها شود. این موضوع منجر به افزایش فروش و سود شده و بنابراین قیمت سهام را افزایش خواهد داد.

نظریات مارکوئیتز[1]، مدل شارپ[2]، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ[3] بر ریسک، به تحلیل و ارائه کانال‌های که نوسانات و نااطمینانی های بازار سهام و عوامل موثر برآن را تفسیر می‌کند، می‌پردازند. یکی از کانال‌هایی که ارتباط بین نرخ ارز و شاخص قیمت سهام را توضیح می‌دهد، کانال ریسک است. در این کانال، نوسانات نرخ ارز را به ریسک ناشی از تغییرات غیرمنتظره نرخ ارز نسبت داده می‌شود.

همچنین، مدل‌های قیمت‌گذاری سرمایه، ریسک‌های مرتبط با اوراق بهادار را به دو دسته ریسک سیستماتیک و غیرسیستماتیک تقسیم می‌کند. ریسک‌های سیستماتیک، مربوط به ویژگی‌های خاص بنگاه مرتبط است و ریسک‌های غیرسیستماتیک مربوط به محیط و شرایط بازار، صنعت و اقتصاد است. نوسانات و نااطمینانی ناشی تغییرات نرخ ارز که با نام «ریسک نرخ ارز »شناخته می‌شود، در طبقه ریسک‌های غیرسیستماتیک بازار سرمایه، قرار می‌گیرد. به تبع آن نوسانات نرخ ارز خارجی، مراودات مالی و تجاری بنگاه‌ها با کشورهای دیگر،آن‌ها را در معرض ریسک نرخ ارز قرار می‌دهد. وام‌های خارجی، تعهدات مالی در بازار های خارجی، مواد اولیه و ماشین آلات وارداتی، صادرات کالاها و خدمات، کانال‌های تاثیرگذار ریسک نرخ ارز بر عملکرد و فعالیت بنگاه‌ها است. در کل، براساس میزان وابستگی و درجه باز بودن اقتصاد، کلیه فعالیت‌های اقتصادی در سطح اقتصاد که به نوعی با جهان خارج در تماس هستند از این ریسک، تاثیر می‌پذیرند.

ابونوری و همکاران (۱۳۹۱) در پژوهشی با عنوان «ارزیابی پویایی های رابطه بین نرخ ارز و شاخص سهام بورس تهران با استفاده از مدل گارچ دومتغیره» رابطه‌ی بین نرخ ارز واقعی مؤثر و شاخص کل بازار سهام ایران را به صورت تجربی تحلیل می‌کند. آنها در این پژوهش به این نتیجه رسیدند که هیچ رابطه بلندمدت معناداری بین نرخ ارز واقعی موثر و قیمت سهام وجود ندارد. علاوه بر این، در این پژوهش اثر نوسانات بین بازار ارز و بازار سهام آزمون شده است. نتایج نشان داد، هر دو متغیر از نوسانات خود به طور مستقیم و غیرمستقیم اثرگذار بوده‌اند ولی هیچ یک از این بازارها از بازار دیگر اثر پذیری معناداری نداشته است. همچنین به دلیل وجود درجه پایینی از نوسانات همزمان در بین این دو بازار، سرمایه‌گذاران می‌توانند با تخصیص سرمایه خود بین ارز و سهام، ریسک حاصل از سرمایه‌گذاری خویش را کاهش دهند.

[1] Markowitz
[2] Sharp

اصولیان و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی به بررسی اثر نوسانات نرخ ارز بر بازدهی غیرعادی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار پرداخته شد. در این تحقیق با استفاده از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده، ابتدا شاخص کل قیمت برای شرکت‌ها صادراتی در پایان هر دوره سه ماهه محاسبه گردید و بازدهی غیرعادی برای مجموعه شرکت‌ها محاسبه شد. پس از محاسبه بازده غیرعادی شرکت‌ها، متغیرهای مستقل و کنترل در مدل ARDL وارد شده و اثر متغیرهای توضیحی تحقیق بر بازده غیرعادی مشخص شد. یافته های پژوهش نشان می‌دهد که متغیر نوسانات نرخ ارز تاثیر مثبت و معنی‌داری بر بازدهی غیرعادی شرکت‌های صادراتی دارد.

گل ارضی و خراسانی (۱۴۰۲) در پژوهش حاضر به بررسی اثرات نرخ ارز و نوسانات آن بر بازده سهام صنعت دارو از طریق مدل‌های خطی و غیرخطی طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۴۰۰ پرداخته است. نتایج مطالعه نشان داد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت آثار نرخ ارز بر بازده سهام صنعت دارو بیشتر از نوسانات نرخ ارز می‌باشد. همچنین، شوک‌های منفی قیمت ارز و نوسانات نرخ ارز با بازده سهام صنعت دارو رابطه منفی و شوک‌های مثبت نرخ ارز و نوسانات آن اثر مثبتی بر بازده سهام صنعت دارو دارند و بر اساس نتایج پژوهش شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز و نوسانات آن بر بازده سهام صنعت دارو اثر نامتقارن دارد. علاوه بر این نتایج حاکی از آن است که متغیرهای کنترلی مورد استفاده در این پژوهش و متغیر کرونا اثرات معناداری در مدل‌های خطی و غیرخطی بر بازده سهام صنعت دارو دارند.

ناهیدی امیرخیز (۱۴۰۱) در مقاله‌ای به بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر بازده سهام در بازار سرمایه ایران با استفاده از یک الگوی گارچ نمایی، پرداخته است. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که نوسان نرخ ارز تأثیر معنی‌دار و مثبت بر روی بازده‌ی سهام دارد. بعلاوه به دلیل وجود درجه پایین نوسانات همزمان در بین این دو بازار، سرمایه‌گذاران می‌توانند با تخصیص سرمایه خود بین ارز و سهام، ریسک حاصل از سرمایه‌گذاری را کاهش دهند.

آدیامی و ساموئل[1] (۲۰۱۳) در پژوهشی با عنوان بررسی رابطه عبور نرخ ارز و قیمت مصرف کننده در کشور از روش تجزیه و تحلیل واریانس استفاده نمودند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که قیمت مصرف کننده تأثیر مثبت و قابل ملاحظه‌ای بر عبور نرخ ارز داشته است.

چیخ[2] (۲۰۱۲) در پژوهشی با عنوان «عبور نامتقارن ارز در منطقه یورو » به بررسی رابطه وجود رفتار نامتقارن در عبور نرخ ارز و تورم در ۱۲ کشور منطقه یورو و با استفاده از مدل GARCH پرداخته است. وی به این نتیجه رسید که واکنش قیمت مصرف کننده و کالای صادراتی نسبت به نوسانات نرخ ارز نامتقارن است.

[1] Adeyemi, and Samuel (2013)

[2] Cheikh (2012)

ذولفقاری و همکاران (۲۰۲۰) در مقاله ای با عنوان تاثیر نرخ ارز بر نااطمینانی بازار سرمایه ایران با استفاده از مدل های مارکوف سوییچینگ در دوره ۲۰۱۳ الی ۲۰۱۹ نشان داده است که شواهدی از رفتار تغییر رژیم در بازار سهام ایران ارائه کرده است. همچنین نشان داده شده است که نوسانات نرخ ارز خارجی تأثیر قابل توجه و مشخصی بر عدم قطعیت در رژیم های مختلف دارد. نتایج نشان می‌دهد که نرخ ارز عموماً تأثیر منفی و مثبتی بر عدم اطمینان برای صنایع صادرات محور و واردات محور در هر دو رژیم دارد.

سعیدی و همکاران (۲۰۲۱) در مقاله ای اثرات متقارن و نامتقارن نرخ ارز روپیه اندونزی به دلار آمریکا و نوسانات آن بر قیمت سهام را با استفاده از داده های سری زمانی در دوره ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۹ با مدل ARDL و NARDL مورد بررسی قرار داد. نتایج نشان داد که در کوتاه مدت، نرخ ارز اثر تقارنی بر قیمت سهام دارد، در حالی که نوسانات آن فاقد چنین تأثیر متقارن است. با این حال، این دو متغیر به طور نامتقارن بر قیمت سهام تأثیر می‌گذارند، علاوه بر این، در بلندمدت هم نرخ ارز و هم نوسانات فاقد تأثیر متقارن و نامتقارن بر قیمت سهام هستند.

از آنجایی که تا به حال پژوهشی در ادبیات و پیشینه موضوع به بررسی همزمان رابطه نرخ شوک‌های و نااطمینانی ارزی (نوسانات ارزی) و بازدهی و شاخص قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به تفکیک صنایع صادرات محور، واردات محور و بخش کشاورزی و صنایع غذایی با استفاده از مدل گارچ مرحله بعد از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری، انجام نشده است و این پژوهش به انجام این مهم پرداخته است.

۳. روش تحقیق

جامعه آماری این پژوهش، شامل شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. پژوهش حاضر، سه دسته صنعت موجود در بازار سرمایه جامعه آماری را شامل می‌شود. ۱- صادرات محور شامل محصولات فولادی و فلزی شیمیایی و پتروشیمی، کاشی، معدنی پالایشی، سیمان و سرامیک. ۲- واردات محور شامل خودرو و مواد و محصولات دارویی. ۳- صنایع کشاورزی و مواد غذایی شامل موادغذایی زراعت – قند و شکر.

با توجه به محدودیت اطلاعات کمّی در دسترس پژوهش حاضر برای دورهٔ زمانی ۱۳۹۸-۱۳۹۰ که همهٔ اطلاعات آماری مورد نیاز برای برآورد الگوی پژوهش در دسترس است، انجام شده است. اطلاعات مورد نیاز برای پژوهش قابل استخراج از بانک‌های اطلاعاتی و شبکه های کامپیوتری بوده و داده‌های کمّی مورد نیاز از پایگاه دادهٔ پورتال دو نهاد سازمان بورس اوراق بهادار و بانک مرکزی ج.ا.ا. بارگیری شده‌اند. در بخش بعد تمامی متغیرها به تفکیک تعریف و منبع اطلاعات آماری آن‌ها مشخص شده‌است.

در این پژوهش، برای تعیین نمونه آماری از روش حذف سیستماتیک استفاده شده است با توجه به محدودیت های اطلاعات در نهایت تعداد ۱۶۵ شرکت در سه گروه شرکت های کشاورزی و موادغذایی ۱۵ عدد، گروه صادرات محور ۷۸ عدد شرکت، و گروه واردات محور ۷۲ شرکت به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شدند.

بر مبنای یافته های قبلی (پیشینه پژوهش) و تئوری های موجود، تعریف مسئله و اهداف پژوهش، فرضیات پژوهش به صورت زیر تدوین شده‌اند

فرضیه اول: بین نوسانات نرخ ارز و بازده سهام شرکت‌های فعال در صنعت کشاورزی و مواد غذایی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بصورت همزمان رابطه معناداری و منفی وجود دارد.

فرضیه دوم: بین نوسانات نرخ ارز و بازده سهام شرکت‌های فعال در صنعت کشاورزی و مواد غذایی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با یک وقفه زمانی رابطه معناداری و مثبتی وجود دارد.

فرضیه سوم: بین نوسانات نرخ ارز و بازده سهام شرکت‌های فعال در صنایع صادرات محور پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بصورت همزمان رابطه معناداری و منفی وجود دارد.

فرضیه چهارم: بین نوسانات نرخ ارز و بازده سهام شرکت‌های فعال در صنایع واردات محور پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بصورت همزمان رابطه معناداری و منفی وجود دارد.

در این پژوهش برای آزمون فرضیه های اول تا پنجم از مدل های زیر به روش الگوی واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته (GARCH) استفاده می‌شود.

$$R_{it} = \beta_{io} + \beta_{il}\Delta fx_t + \beta_{12}R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

$$R_{it} = \beta_{io} + \beta_{il}'\Delta fx_{t-1} + \beta_{12}R_{mt+}\ \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

که در آن:

R_{it}: بازده سهام شرکت i ام در دوره ی t ام؛

ΔFX_t: نرخ تغییرات ارز؛

ΔFX_{t-1}: نرخ تغییرات نرخ ارز با یک وقفه زمانی؛

R_{mt} : بازده شاخص بازار؛

β_{io} : عرض از مبدا؛

β_{i2}: حساسیت بازده سهام شرکت iام به بازده بازار؛

β_{il}' : حساسیت بازده سهام شرکت iام به تغییرات نرخ ارز همزمان؛

ε_{it}: تغییرات تبیین نشده سهام شرکت iام در زمان t؛

$\beta_{i'1}$:حساسیت بازده سهام شرکت iام به تغییرات نرخ ارز با یک وقفه می‌باشد.

برای اندازه‌گیری و محاسبه‌ی بی‌ثباتی نرخ ارز از الگوی واریانس ناهمسانی شرطی و تعمیم‌یافته (ARCH[1]/GARCH[2]) و برای اندازه گیری نااطمینانی نرخ ارز نیز از شاخص واریانس شرطی استفاده خواهد شد. در مرحله بعد از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR[3]) برای برآورد مدل تأثیر بی‌ثباتی و نااطمینانی ارزی (نوسانات ارزی) بر بازدهی سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار (با تاکید بر صنایع کشاورزی و مواد غذایی) استفاده می‌شود.

الگو خود رگرسیون برداری ساختاری به منظور شناسایی ضرایب، تاکید بر اجزای اخلال سیستم دارد که به عنوان ترکیبی خطی از تکانه‌های برون زا در نظر گرفته می‌شود. در حالی که رهیافت خودتوضیح برداری بازگشتی دارای محدویتی‌های روی ماتریس واریانس کواریانس اجزاء اخلال به علت استفاده از تجزیه چولسکی است.

فرآیند انجام تخمین و برآورد مدل به شرح زیر است.

در مرحله اول برای استخراج نوسانات نرخ ارز از الگوی واریانس ناهمسانی شرطی و تعمیم‌یافته استفاده می‌شود. در مرحله بعدی، برای بررسی تأثیر بی‌ثباتی و نااطمینانی ارزی (نوسانات ارزی) بر بازدهی و قیمت سهام شرکت‌ها از مدل خودتوضیح برداری ساختاری (SVAR) استفاده شده است. برای برآورد الگوی SVAR، ابتدا باید مدل خودتوضیح برداری یا همان مدل VAR معمولی برآورد گردد. پس از تعیین وقفه بهینه و انجام آزمون‌های اعتبارسنجی مدل، با اعمال قیدهای ساختاری، توابع واکنش مبتنی بر قیدهای ساختاری تصریح می‌شوند. در نهایت نیز با استفاده از توابع واکنش ضربه‌ای، آثار بی‌ثباتی و نااطمینانی ارزی (نوسانات ارزی) بر بازدهی سهام شرکت ها ارزیابی می‌شود. الگوی کلی خودتوضیح برداری را می‌توان به‌صورت معادله (۳) نشان داد:

$$Y_t = C + BX_t + \sum_{j=0}^{P} \Gamma_j Y_{t-j} + U_t \qquad (۳)$$

که در رابطه فوق، Y_t بردار متغیرهای درون‌زا در زمان t، C ضریب ثابت، X_t متغیرهای برون‌زا در زمان t، B ماتریس ضرایب متغیرهای برون‌زا، Γ_j ماتریس ضرایب متغیرهای درون‌زا با وقفه j ام، P حداکثر درجه وقفه و U_t بردار باقیمانده‌های خودرگرسیون برداری می‌باشند. پس از تخمین مدل VAR، وقفه بهینه مدل با استفاده از معیارهایی نظیر آکاییک (AIC)[4]، شوارتز- بیزین (SBC)[5] و حنان کویین

[1] Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH)
[2] Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH)
[3] Structural Vector Autoregressive Model
[4] Akaike
[5] Schwarz-Bayesian

(HQ)[1] تعیین می‌شود. در ادامه از آزمون‌های تشخیصی وکنترلی جهت اعتبارسنجی مدل استفاده می‌شود. آزمون معکوس ریشه مشخصه چندجمله‌ای وقفه جهت بررسی ثبات مدل و آزمون ضریب لاگرانژ جهت بررسی وجود خودهمبستگی میان جملات خطا انجام می‌شود.

پیش از برآورد مدل خودتوضیح برداری، می‌بایست ویژگی متغیرهای مورد بررسی به‌لحاظ مانایی مورد بررسی قرار گیرد، چراکه در صورت نامانا بودن متغیرها، شرط ثبات مدل تأمین نشده و در این صورت تابع واکنش ضربه‌ای حاصل از آن اعتبار کافی را نخواهد داشت. در واقع متغیرهایی که در مدل SVAR وارد می‌شوند، حتماً باید مانا باشند. برای این منظور از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) استفاده شد که اولین بار توسط دیکی و فولر (۱۹۷۹) معرفی شد. در برآورد مدل‌های خودتوضیح برداری ساختاری (SVAR)، تصریح قیدهای ساختاری یکی از مهمترین مراحل پیش از تصریح توابع واکنش ساختاری به‌شمار می‌رود. با توجه به متغیرهای مورد استفاده در مدل خودرگرسیون برداری، شکل عمومی (غیرمقید) مدل را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\begin{bmatrix} a_{11}(L) & a_{12}(L) \\ a_{21}(L) & a_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta log(VOL) \\ \Delta log(Return) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (۴)$$

در رابطه ماتریسی فوق، متغیرهای بی ثباتی و نااطمینانی نرخ ارز و بازدهی و شاخص قیمت سهام (صنایع صادرات محور/ واردات محور/ صنایع کشاورزی و غذایی)،I(1) هستند به همین دلیل تفاضل مرتبه اول آنها در مدل استفاده شده است. مؤلفه‌های این ماتریس عبارتند از:

$a_{ij}(L) = a_{ij}^0 I + a_{ij}^1 L + a_{ij}^2 L^2 + \cdots + a_{ij}^P L^P$ و $a_{11}^0 = a_{22}^0 = a_{33}^0 = 1$، که هرکدام از این مؤلفه‌ها نشان‌دهنده پاسخ i امین متغیر وابسته به j امین شوک ساختاری و ε_{it} نشان‌دهنده شوک‌های ساختاری سیستم بوده و فرض می‌شود که دارای میانگین صفر و ماتریس واریانس- کوواریانس قطری ($E(\varepsilon_t \acute{\varepsilon}_t) = D$) می‌باشند. به‌منظور شناسایی مدل جهت برآورد مدل ساختاری، یک محدودیت بر مدل تحمیل می‌شود.

با توجه به اینکه نرخ ارز (نرخ برابری دلار با ریال) در ایران، توسط دولت تعیین می‌شود و عامل اصلی نرخ‌گذاری دولت است و بازار آزاد و همچنین واردات وصادرات به تنهایی تعیین‌کننده نرخ ارز در ایران نیست، و همچنین به‌دلیل اینکه بخش کشاورزی اثرگذاری ناچیزی در بازار ارز دارد و عمده تأثیر در بازار ارز ناشی از صادرات فرآورده های نفتی و مشتقات آن (به عنوان تامین کننده ارز در شرایط تحریم) است، فرض شد که شوک‌های بازدهی سهام در بورس، اثری در تعیین بی ثباتی و نااطمینانی نرخ ارز در ایران ندارد. به‌همین دلیل، این محدودیت به‌صورت $a_{12}(L) = 0$ به سیستم معادلات تحمیل شد.

[1] Hannan-Quinn

$$\begin{bmatrix} a_{11}(L) & 0 \\ a_{21}(L) & a_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta log(VOL) \\ \Delta log(Return) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (۵)$$

که در رابطه فوق، ε_{1t} و ε_{2t}، به‌ترتیب نشان‌دهنده‌ی شوک‌های ساختاری وارد بر متغیرهای بی ثباتی و نااطمینانی نرخ ارز و بازدهی سهام (صنایع صادرات محور،واردات محور، صنایع کشاورزی و غذایی) هستند. متغیر بی‌ثباتی نرخ ارز (نوسانات ارزی) از الگوی واریانس ناهمسانی شرطی و تعمیم‌یافته (ARCH[۱]/GARCH[۲]) و نااطمینانی نرخ ارز نیز از توسط واریانس شرطی نرخ ارز استفاده شده است.

٤. یافته‌ها

ابتدا به منظور پیاده سازی الگوی واریانس شرطی سری زمانی تغییرات نرخ ارز ابتدا به بررسی مانایی داده ها پرداخته می‌شود. پس از آن با بررسی فرضیات مدل با استفاده از روش GARCH نتایج این مرحله خلاصه می‌شود.

جدول (۱): بررسی آزمون مانایی تغییرات نرخ ارز[۳]

		آماره t	مقداراحتمال
		-۱۴/۷۲۸۷۸	۰/۰۰۰۰۰
مقادیر بحرانی آزمون	سطح ۱٪	-۳/۴۳۴۴۲۰	
	سطح ۵٪	-۲/۸۶۳۲۲۵	
	سطح۱۰٪	-۲/۵۶۷۷۱۵	

منبع: یافته‌های پژوهش

باتوجه به جدول (۱)، فرض صفر آزمون رد می‌شود و در نتیجه سری زمانی تغییرات نرخ ارز مانا است. در این مرحله الگوی بهینه، با استفاده از اجرای مدل‌های گروه GARCH با استفاده از معیارهای آکائیک و شوارتز استخراج می‌شود.

باتوجه به جدول (۲)، با استفاده از مدلهای مختلف GARCH مدلARCH(2) به عنوان الگوی بهینه، شناسایی و برآورد شده است. نتایج این مدل در جدول (۳)، ارائه شده است.

به منظور پیاده‌سازی الگوی واریانس شرطی، سری زمانی تغییرات نرخ ارز با یک وقفه، ابتدا به بررسی مانایی داده‌ها پرداخته می‌شود. پس از آن با بررسی فرضیات مدل، با استفاده از روش ،GARCH نتایج این مرحله خلاصه می‌شود.

[1] Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH)
[2] Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH)
[۳] در این پژوهش نرخ ارزغیررسمی ملاک عمل قرار گرفته است.

جدول (۲): جدول بررسی الگوی بهینه از بین گروه مدل های GARCH

مدل	معیار آکائیک	معیار شوارتز	ارزیابی مدل
ARCH(1)	۱۷/۷۵۵۶۲	۱۷/۷۶۶۰۳	
ARCH(2)	۱۷/۴۶۰۴۱	۱۷/۴۷۴۲۹	
GARCH(1,1)	۱۷/۵۱۹۱۲	۱۷/۵۳۳۰۰	مدل ARCH(2)
GARCH(2,1)	۱۷/۶۰۷۴۵	۱۷/۶۲۴۸۰	
EGARCH(1,1,1)	۱۷/۸۲۸۰۶	۱۷/۸۴۵۴۲	

منبع:یافته‌های پژوهش

جدول (۳): بررسی آزمون مانایی تغییرات نرخ ارز

		آماره t	مقداراحتمال
آزمون دیکی فولر		-۱۴/۷۲۴۹۸	۰/۰۰۰۰
مقادیر بحرانی آزمون	سطح ۱٪	-۳/۴۳۴۴۲۳	
	سطح ۵٪	-۲/۸۶۳۲۲۶	
	سطح ۱۰٪	-۲/۵۶۷۷۱۶	

منبع: یافته‌های پژوهش

باتوجه به جدول (۳)، فرض صفر رد می‌شود و در نتیجه سری زمانی تغییرات نرخ ارز با یک وقفه، مانا است. نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مورد استفاده در مدل تحقیق در جدول ۴ نشان داده شده است. براساس نتایج حاصل از جدول (۴)، تمامی متغیرهای تحیقق براساس آزمون ریشه واحد LLC در سطح مانا هستند.

جدول (٤): نتایج آزمون ریشه واحد به تفکیک گروه های مورد بررسی

گروه ها	متغیرها	آماره LLC	احتمال
واردکننده	R_{it}	-۲۲/۴۰۲۴۶	۰/۰۰۰۰
	ΔFXt	-۹/۹۴۸۸۲۷	۰/۰۰۰۰
	$:\Delta FXt-1$	-۹/۹۳۸۵۵۰	۰/۰۰۰۰
	$: Rmt$	-۱۶/۳۳۸۷۶	۰/۰۰۰۰
صادرکننده	R_{it}	-۸/۹۱۵۰۴۸	۰/۰۰۰۰
	ΔFXt	-۹/۴۰۷۹۸۷	۰/۰۰۰۰
	$:\Delta FXt-1$	-۹/۴۰۷۹۸۷	۰/۰۰۰۰
	$: Rmt$	-۲۲/۵۴۲۳۴	۰/۰۰۰۰
کشاورزی وغذایی	R_{it}	-۹/۸۸۹۸۲۳	۰/۰۰۰۰
	ΔFXt	-۹/۴۷۲۰۳۰	۰/۰۰۰۰
	$:\Delta FXt-1$	-۹/۴۷۲۰۳۰	۰/۰۰۰۰
	$: Rmt$	-۲۲/۴۶۹۷۷	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

به بیان دیگر، برای تمامی رگرسیون‌ها (متغیرها) در تمامی آزمون‌ها، فرضیه صفر که وجود ریشه واحد را بیان می‌دارد، رد می‌شود و لذا می‌توان نتیجه گرفت که پسماندها در تمامی رگرسیون‌ها، انباشته از درجه صفر بوده و احتمال ایجاد رگرسیون کاذب در مدل نهایی منتفی است.

٤-١. بررسی فرضیات پژوهش

برای آزمودن فرضیه اول (بین نوسانات نرخ ارز و بازده سهام شرکت های فعال در صنعت کشاورزی و موادغذایی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بصورت همزمان رابطه معناداری و منفی وجود دارد) از آزمون SVAR استفاده می‌شود. برای انجام آزمون با استفاده وقفه های زمانی مناسب، از جدول (۵)، استخراج شده است.

نتایج جدول (۵)، نشان می‌دهد که نوسانات نرخ ارز و بازده سهام باهم ارتباط معنی داری ندارد، به عبارتی فرضیه اول پژوهش رد می‌شود زیرا ارتباط معنی‌داری در حوزه کشاورزی بین این دو متغیر وجود ندارد. همانطور که در این جدول مشخص است، مقادیر مربوط به بازده بازار در ارتباط با این دو متغیر بی تاثیر بوده است و با توجه به مقادیر *t*، مقدارنوسانات نرخ ارز با بازده سهام معنی دار نبوده است زیرا مقدار تی استیودنت در اینجا کمتر از ۱/۹۶ است و فرض صفر مبنی بر بی‌تاثیر بودن آنها، رد نمی‌شود. در نمودار(۱)، نیز با توجه به ارتباط بین نوسانات نرخ ارز غیررسمی که در اینجا با عنوان غیرقابل ترسیم(noform) مشخص شده است ملاحظه می‌شود که ارتباطی بین دو متغیر نوسانات نرخ ارز با بازده سهام وجود ندارد.

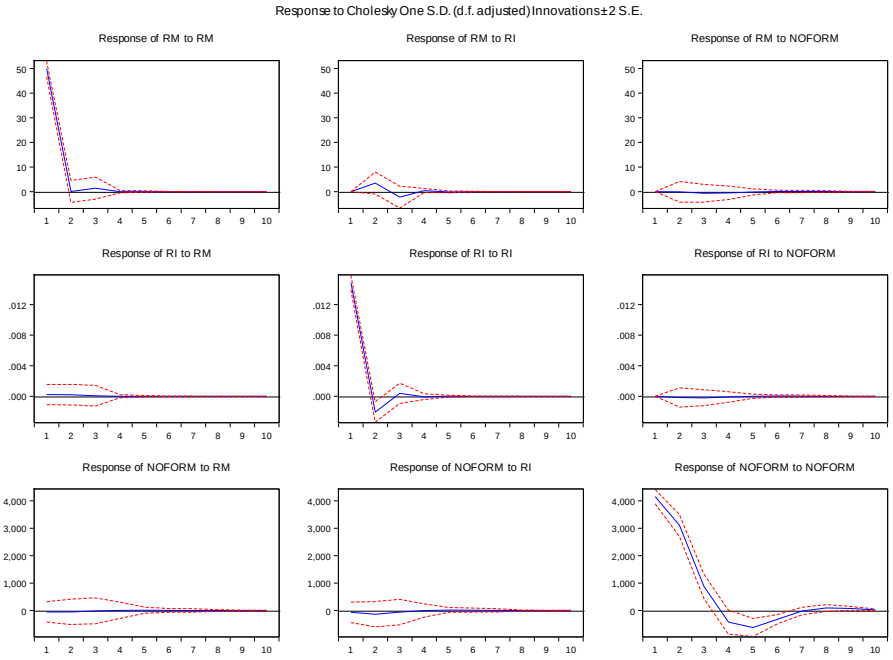
جدول (۵): نوسانات نرخ ارز و بازده سهام در شرکت های کشاورزی و موادغذایی

	RM	RI	نوسانات نرخ ارز
RM(-1)	۰/۰۰۰۲۷۴	- ۰۶E ۴/۶۱	-۰/۱۶۰۹۲۵
	(۰/۰۴۴۸۲)	(۱/۳ E-۰۵)	(۳/۷۳۷۴۳)
	[۰/۰۰۶۱۱]	[۰/۳۴۳۸۹]	[-۰/۰۴۳۰۶]
RM(-2)	۰/۰۲۷۵۶۱	-۰۶E ۱/۷۳	۰/۱۷۰۵۶۶
	(۰/۰۴۴۶۹)	(۱/۳ E-۰۵)	(۳/۷۲۶۸۳)
	[۰/۶۱۶۷۲]	[۰/۱۲۹۵۰]	[۰۴۵۷۷]
RI(-1)	۲۳۵/۰۲۶۳	-۰/۱۳۸۴۷۳	-۵۷۹۶/۶۰۸
	(۱۴۹/۷۴۴)	(۰/۰۴۴۷۶)	(۱۲۴۸۷/۶)
	[۱/۵۶۹۵۲]	[-۳/۰۹۳۸۶]	[-۰/۴۶۴۱۹]
RI(-2)	-۱۱۶/۲۱۰۱	۰/۰۰۵۶۶۷	۶۱۲/۸۷۸۱
	(۱۴۹/۵۴۰)	(۰/۰۴۴۷۰)	(۱۲۴۷۰/۶)

	RM	RI	نوسانات نرخ ارز
	[-۰/۷۷۷۱۲]	[۰/۱۲۶۸۰]	[۰/۰۴۹۱۵]
نوسانات نرخ ارز(-۱)	۱/۹۹ E-۰۵	-۳/۸۲ E-۰۸	۰/۷۴۷۹۷۲
	(۰/۰۰۰۵۰)	(۱/۵ E-۰۷)	(۰/۰۴۲۰۶)
	[-۰/۰۳۹۵۳]	[-۰/۲۵۳۴۲]	[۷۸۳۳,۱۷]
نوسانات نرخ ارز(-۲)	-۰/۰۰۰۱۳۲	-۲/۴۷ E-۰۸	-۰/۳۴۷۶۶۵
	(۰/۰۰۰۵۰)	(۱/۵ E-۰۷)	(۰/۰۴۲۰۵)
	[-۰/۲۶۱۸۸]	[-۰/۱۶۳۷۲]	[-۸/۲۶۸۴۹]
C	۵/۹۵۶۹۵۹	-۰/۰۰۴۸۲۱	۵۸۷/۴۷۵۶
	(۲/۵۰۳۸۵)	(۰/۰۰۰۷۵)	(۲۰۸/۸۰۴)
	[۲/۳۷۹۱۲]	[-۶/۴۴۲۳۱]	[۲/۸۱۳۵۳]

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۱): تابع واکنش آنی نوسانات نرخ ارز غیر رسمی با سایر متغیرهای مطرح در مدل



منبع: یافته‌های پژوهش

برای آزمودن فرضیه‌ی دوم (بین نوسانات نرخ ارز و بازده سهام شرکت های فعال در صنعت کشاورزی و موادغذایی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با یک وقفه زمانی رابطه معناداری و مثبتی وجود دارد) نیز از آزمون SVAR استفاده می‌شود. برای انجام آزمون با استفاده وقفه‌های زمانی مناسب، جدول(۶)، ،استخراج شده است.

نتایج جدول (۶)، نشان می‌دهد که نوسانات نرخ ارز و بازده سهام باهم ارتباط معنی‌داری ندارد، به عبارتی فرضیه دوم پژوهش رد می‌شود، زیرا ارتباط معنی‌داری در حوزه کشاورزی بین این دو متغیر وجود ندارد. همانطور که در این جدول مشخص است، مقادیر مربوط به بازده بازار در ارتباط با این دو متغیر بی‌تاثیر بوده است و با توجه به مقادیر t، مقدار نوسانات نرخ ارز با بازده سهام، معنی‌دار نبوده است زیرا مقدار آماره تی استیودنت در اینجا کمتر از ۱/۹۶ است و فرض صفر مبنی بر بی‌تاثیر بودن آنها رد نمی‌شود.

در نمودار(۲)، نیز باتوجه به ارتباط بین نوسانات نرخ ارز غیررسمی که در اینجا با عنوان غیر قابل ترسیم(noform) مشخص شده است، ملاحظه می‌شود که ارتباطی بین دو متغیر نااطمینانی نرخ ارز با بازده سهام وجود ندارد.

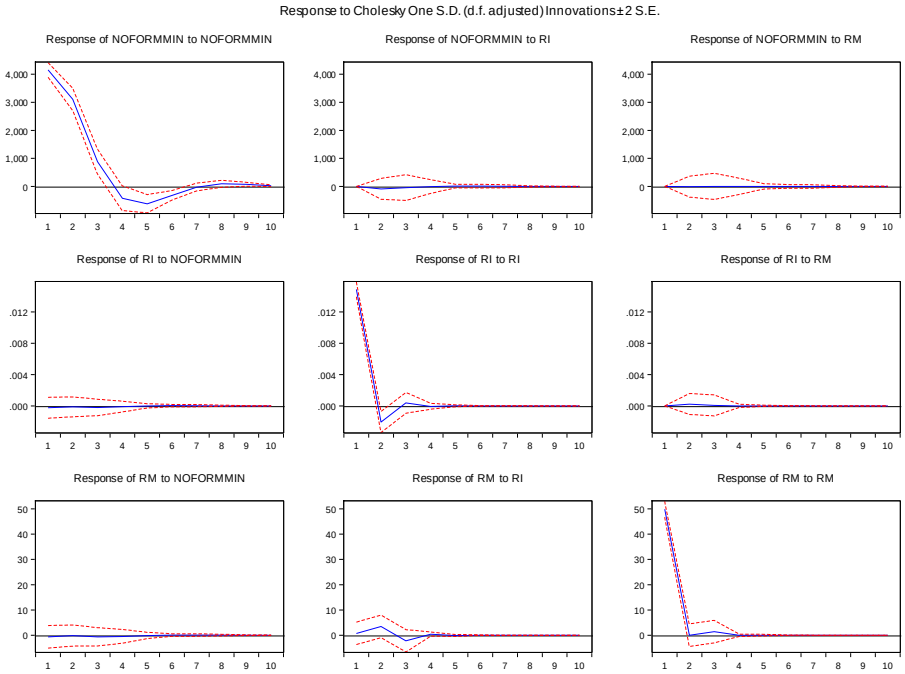
جدول (٦): نوسانات نرخ ارز و بازده سهام در شرکت‌های کشاورزی و موادغذایی

نوسانات نرخ ارز با یک وقف زمانی		RI	RM
نوسانات نرخ ارز با یک وقف زمانی(۱-)	۰/۷۴۷۹۷۲	-۳/۸۲ E-۰۸	-۱/۹۹ E -۰۵
	(۰/۰۴۲۰۶)	(۱/۵ E -۰۷)	(۰/۰۰۰۵۰)
	[۱۷/۷۸۳۳]	[-۰/۲۵۳۴۲]	[۰/۰۳۹۵۳]
نوسانات نرخ ارز با یک وقف زمانی(۲-)	-۰/۳۴۷۶۶۵	-۲/۴۷ E -۰۸	-۰/۰۰۰۱۳۲
	(۰/۰۴۲۰۵)	(۱/۵ E -۰۷)	(۰/۰۰۰۵۰)
	[-۸/۲۶۸۴۹]	[-۰/۱۶۳۷۲]	[-۰/۲۶۱۸۸]
RI(-1)	-۵۷۹۶/۶۰۸	-۰/۱۳۸۴۷۳	۲۳۵/۰۲۶۳
	(۱۲۴۸۷/۶)	(۰/۰۴۴۷۶)	(۱۴۹/۷۴۴)
	[-۰/۴۶۴۱۹]	[-۰/۰۹۳۸۶]	[۱/۵۶۹۵۲]
RI(-2)	۶۱۲/۸۷۸۱	۰/۰۰۵۶۶۷	-۱۱۶/۲۱۰۱
	(۱۲۴۷۰/۶)	(۰/۰۴۴۷۰)	(۱۴۹/۵۴۰)
	[۰/۰۴۹۱۵]	[۰/۱۲۶۸۰]	[-۰/۷۷۷۱۲]
RM(-1)	-۰/۱۶۰۹۲۵	۴/۶۱ E -۰۶	۰/۰۰۰۲۷۴
	(۳/۷۳۷۴۳)	(۱/۳ E -۰۵)	(۰/۰۴۴۸۲)
	[-۰/۰۴۳۰۶]	[۰/۳۴۳۸۹]	[۰/۰۰۶۱۱]

نوسانات نرخ ارز با یک وقف زمانی			
RM(-2)	۰/۱۷۰۵۶۶	۱/۷۳ E −۰۶	۰/۰۲۷۵۶۱
	(۳/۷۲۶۸۳)	(۱/۳ E −۰۵)	(۰/۰۴۴۶۹)
	[۰/۰۴۵۷۷]	[۰/۱۲۹۵۰]	[۰/۶۱۶۷۲]
C	۵۸۷/۴۷۵۶	−۰/۰۰۴۸۲۱	۵/۹۵۶۹۵۹
	(۲۰۸/۸۰۴)	(۰/۰۰۰۷۵)	(۲/۵۰۳۸۵)
	[۲/۸۱۳۵۳]	[−۶/۴۴۲۳۱]	[۲/۳۷۹۱۲]

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۲): تابع واکنش آنی نوسانات نرخ ارز غیر رسمی با سایر متغیرهای مطرح در مدل



منبع: یافته‌های پژوهش

برای آزمودن فرضیه سوم (بین نوسانات نرخ ارز و بازده سهام شرکت‌های صادرکننده پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بصورت همزمان رابطه معناداری و منفی وجود دارد)، از آزمون SVAR استفاده می‌شود. برای انجام آزمون با استفاده از وقفه های زمانی مناسب، جدول (۷)، استخراج شده است.

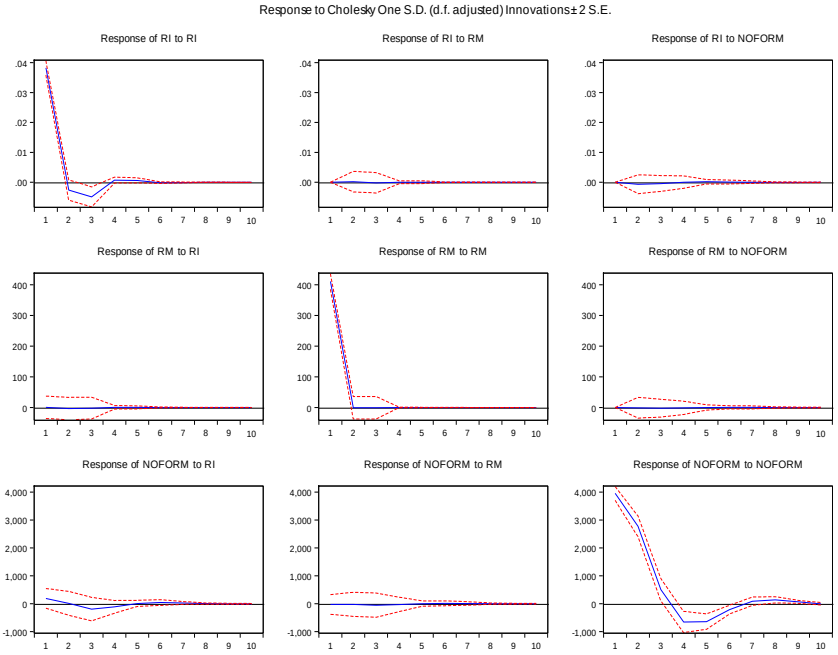
جدول (۷): نوسانات نرخ ارز و بازده سهام در شرکت های صادرکننده

	RI	RM	نوسانات نرخ ارزغیررسمی
RI(-1)	-۰/۰۶۶۹۵۱	-۹۷/۴۷۴۹۳	-۳۲۳۵/۱۲۱
	(۰/۰۴۴۳۷)	(۴۷۶/۷۰۳)	(۴۵۹۴/۶۶)
	[-۱/۵۰۸۸۹]	[-۰/۲۰۴۴۸]	[-۰/۷۰۴۱۰]
RI(-2)	-۰/۱۳۲۴۲۲	-۶۵/۰۵۹۱۳	-۳۶۹۱/۳۱۳
	(۰/۰۴۳۳۶)	(۴۶۵/۸۰۰)	(۴۴۸۹/۵۷)
	[-۳/۰۵۴۲۶]	[-۰/۱۳۹۶۷]	[-۰/۸۲۲۲۰]
RM(-1)	۴/۲۶ E-۰۷	-۰/۰۰۲۲۲۷	-۰/۰۱۸۱۲۵
	(۴/۲ E-۰۶)	(۰/۰۴۴۷۲)	(۰/۴۳۱۰۳)
	[۰/۱۰۲۲۹]	[-۰/۰۴۹۸۰]	[-۰/۰۴۲۰۵]
RM(-2)	-۴/۴۲ E -۰۷	-۰/۰۰۲۱۱۱	-۰/۱۱۱۵۳۰
	(۴/۲ E-۰۶)	(۰/۰۴۴۷۲)	(۰/۴۳۱۰۲)
	[۰/۱۰۶۱۱]	[-۰/۰۴۷۲۰]	[-۰/۲۵۸۷۶]
نوسانات نرخ ارزغیررسمی (-۱)	-۱/۷۷E-۰۷	-۰/۰۰۰۲۵۹	۰/۷۰۲۳۴۳
	(۴/۰ E-۰۷)	(۰/۰۰۴۲۸)	(۰/۰۴۱۲۶)
	[-۰/۴۴۳۳۳]	[-۰/۰۶۰۵۹]	[۱۷/۰۲۰۵]
نوسانات نرخ ارزغیررسمی (-۲)	۳/۴۰E-۰۹	-۰/۰۰۰۴۵۰	-۰/۳۶۵۹۸۵
	(۳/۹ E-۰۷)	(۰/۰۰۴۲۰)	(۰/۰۴۰۴۴)
	[۰/۰۰۸۶۹]	[-۰/۱۰۷۳۶]	[-۹/۰۵۰۹۲]
C	۰/۰۰۵۹۱۹	۲۰/۶۴۸۹۳	۵۷۰/۵۰۲۹
	(۰/۰۰۱۷۶)	(۱۸/۹۱۴۸)	(۱۸۲/۳۰۹)
	[۳/۳۶۲۰۹]	[۱/۰۹۱۶۸]	[۳/۱۲۹۳۲]

منبع: یافته های پژوهش

نتایج جدول (۷)، نشان می‌دهد که نوسانات نرخ ارز و بازده سهام باهم ارتباط معنی‌داری ندارد به عبارتی فرضیه سوم از این پژوهش رد می‌شود، زیرا ارتباط معنی‌داری در حوزه صادرکننده‌ها بین این دو متغیر وجود ندارد. همانطور که در این جدول مشخص است، مقادیر مربوط به بازده بازار، در ارتباط با این دو متغیر بی‌تاثیر بوده است و با توجه به مقادیر t مقدار نوسانات نرخ ارز با بازده سهام معنی دار نبوده است زیرا مقدار تی استیودنت در اینجا کمتر از ۱/۹۶ است و فرض صفر مبنی بربی تاثیر بودن آنها رد نمی‌شود.

نمودار (۳):تابع واکنش آنی نوسانات نرخ ارز غیر رسمی با سایر متغیرهای مطرح در مدل



منبع: یافته های پژوهش

در نمودار (۳)، نیز باتوجه به ارتباط بین نوسانات نرخ ارز غیررسمی که در اینجا با عنوان غیرقابل ترسیم (noform) مشخص شده است ملاحظه می‌شود که ارتباطی بین دو متغیر نوسانات نرخ ارز با بازده سهام وجود ندارد.

به منظور بررسی فرضیه چهارم (بین نوسانات نرخ ارز و بازده سهام شرکت های وارد کننده پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بصورت همزمان رابطه معناداری و منفی وجود دارد) از آزمون SVAR استفاده می‌شود. جدول (۸)، تاثیر نوسانات نرخ ارز و بازده سهام را برای شرکت های وارد کننده نشان می‌دهد.

در جدول (۸)، مقادیر داخل پرانتز انحراف معیار و مقادیر درون براکت t استیودنت را نشان می‌دهد. نتایج جدول (۸)،نشان می‌دهد که نوسانات نرخ ارز و بازده سهام با هم ارتباط معنی‌داری دارد و این ارتباط با تاثیر یک وقفه مثبت می‌باشد لذا فرض صفر رد می‌شود. همانطور که در این جدول مشخص است مقادیر مربوط به بازده بازار در ارتباط با این دو متغیر بی تاثیر بوده است ولی با توجه به مقادیر t، مقدارنوسانات نرخ ارز با بازده سهام با یک وقفه معنی دار بوده است زیرا مقدار تی استیودنت در اینجا

بیشتر از ۱/۹۶ است و فرض صفر مبنی بربی تاثیر بودن آنها رد می‌شود و از طرفی این ضریب مثبت و برابر ۴۰۴۷۷ که نشان دهنده ارتباط مثبت این دومتغیر باهم و معنی دار بودن این ارتباط است.

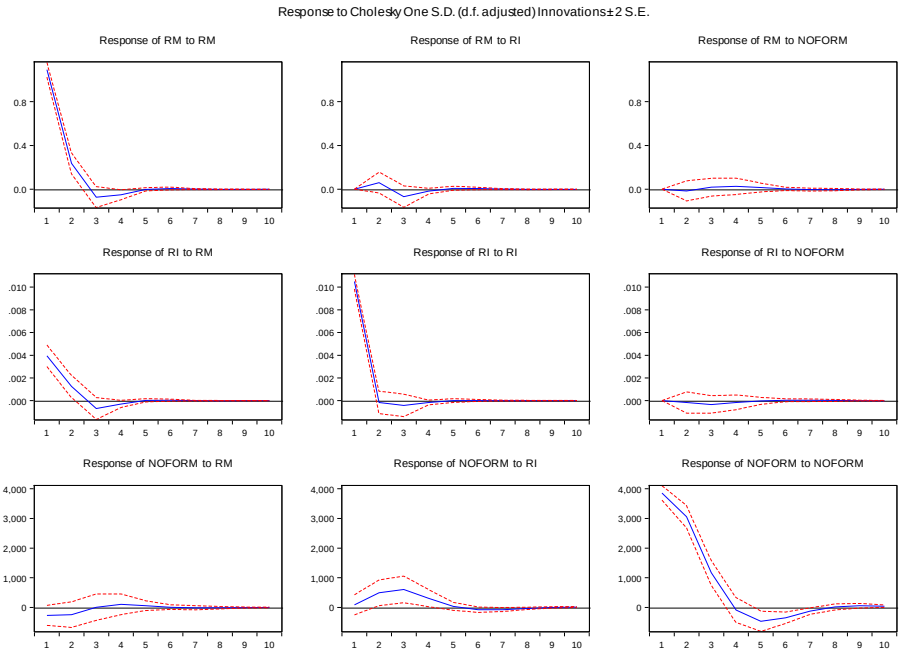
جدول (۸): نوسانات نرخ ارز و بازده سهام در شرکت های وارد کننده

	R_M	R_i	نوسانات نرخ ارز غیررسمی
$R_M(-1)$	۰/۱۹۵۲۵۲	۰/۰۰۱۱۹۱	−۱۷۸/۵۴۹۸
	(۰/۰۴۶۶۲)	(۰/۰۰۰۴۸)	(۱۶۵/۳۷۸)
	[۴/۱۸۷۷۱]	[۲/۴۸۵۸۳]	[−۱/۰۷۹۶۴]
$R_M(-2)$	−۰/۰۸۶۷۰۷	−۰/۰۰۰۷۴۱	۹/۷۱۶۰۷۷
	(۰/۰۴۶۳۹)	(۰/۰۰۰۴۸)	(۱۶۴/۵۴۵)
	[−۱/۸۶۹۰۹]	[−۱/۵۵۵۳۷]	[۰/۰۵۹۰۵]
$R_I(-1)$	۵/۸۶۷۰۵۴	−۰/۰۱۵۲۰۴	۴۰۴۷۷/۰۲
	(۴/۵۶۹۶۴)	(۰/۰۴۶۹۵)	(۱۶۲۰۸/۵)
	[۱/۲۸۳۹۲]	[−۰/۳۲۳۸۱]	[۲/۴۹۷۲۷]
$R_I(-2)$	−۷/۳۴۲۴۱۵	−۰/۰۴۴۳۹۳	۲۴۷۷۱/۰۳
	(۴/۵۹۷۰۰)	(۰/۰۴۷۲۴)	(۱۶۳۰۵/۵)
	[−۱/۵۹۷۲۲]	[−۰/۹۳۹۸۲]	[۱/۵۱۹۱۸]
نوسانات نرخ ارز غیررسمی(−۱)	۱/۲ E−۰۵	−۴/۳۱ E−۰۸	۰/۷۹۲۷۷۸
	(۱/۲ E −۰۷)	−۳/۹۶ E−۰۶	(۰/۰۴۱۶۷)
	[−۰/۳۳۶۸۷]	[−۰/۳۵۷۳۱]	[۱۹/۰۲۶۸]
نوسانات نرخ ارز غیررسمی(−۲)	(۱/۲ E −۰۵)	−۴/۹۴ E−۰۸	−۰/۳۲۴۵۳۶
	(۱/۲ E−۰۷)	۹/۰۰ E−۰۶	(۰/۰۴۱۴۹)
	[۰/۷۶۹۵۳]	[−۰/۴۱۱۳۰]	[−۷/۸۲۱۹۶]
C	۰/۶۶۰۹۷۵	۰/۰۰۱۱۸۶	۵۰۲/۷۶۷۱
	(۰/۰۶۵۳۰)	(۰/۰۰۰۶۷)	(۲۳۱/۶۳۰)
	[۱۰/۱۲۱۶]	[۷۶۷۳۷]	[۲/۱۷۰۵۶]

منبع: یافته های پژوهش

در نمودار (۴)، باتوجه به ارتباط بین نوسانات نرخ ارز غیررسیمی که در اینجا با عنوان غیرقابل ترسیم (noform) مشخص شده است و ملاحظه می‌شود که ارتباطی هماهنگ بین دو متغیر نوسانات نرخ ارز با بازده سهام وجود دارد.

نمودار (٤): تابع واکنش آنی نوسانات نرخ ارز غیر رسمی با سایر متغیرهای مطرح در مدل



منبع: یافته‌های پژوهش

باتوجه به آزمون مدل SVAR، همانطور که مشاهده می‌شود، بین نوسانات نرخ ارز و بازده سهام در بین شرکت‌های وارد کننده ارتباط معنی‌داری وجود دارد و این رابطه مثبت می‌باشد ولی در سایر موارد یعنی شرکت‌های صادرکننده و کشاورزی و مواد غذایی هیچ ارتباط معنی داری بین بازده سهام و نوسانات نرخ ارز در حالت معمول و بایک وقفه زمانی دیده نمی شود.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

نرخ ارز به عنوان معیار ارزش پول ملی هر کشور در برابر پول سایر کشورها بوده و می‌تواند، منعکس کننده شرایط اقتصادی آن کشور در مقایسه با شرایط اقتصادی کشورهای دیگر باشد. به بیان دیگر، قیمت نرخ ارز در هر کشوری می‌تواند بیانگر سطح رقابت‌پذیری آن کشور در بازارهای جهانی باشد، چرا که نرخ ارز به دلیل ارتباط متقابل با سیاست‌های اقتصاد داخلی و خارجی و تحولات اقتصادی به عنوان یک متغیر کلیدی است. یکی از مسائل مهمی که در زمینه نرخ ارز به ویژه در کشورهای درحال توسعه موضوع بحث بوده و هست، مسأله نوسانات نرخ ارز و تأثیر آن بر عملکرد متغیرها و بخش‌های مختلف

کلان اقتصادی است. ازجمله بخش‌های مهم اقتصادی تأثیرپذیر از نوسانات نرخ ارز، بازار سهام بوده و به طور مشخص سهام شرکت‌های کشاورزی و غذایی، و صنایع عمدتا صادرکننده و واردکننده کالاها و خدمات است که نسبت به تغییرات نرخ ارز بسیار حساس هستند. در اثر نوسانات نرخ ارز تولید و درآمد بنگاه‌ها تغییر می‌کند و در اثر آن، قیمت سهام آنها نیز تغییر می‌کند. تغییر در قیمت سهام شرکت‌ها به نوسانات شاخص کل بازار سهام که مجموعه از قیمت سهام شرکت‌هاست، تسری پیدا می‌کند. این نوسانات برای سیاست‌گذاران نگران‌کننده است، چرا که بازار سهام وظیفه تأمین منابع بخش حقیقی اقتصاد را بر عهده دارد. کارایی بازار سهام و بازارهای دیگر مالی موجب تخصیص بهینه منابع کمیاب به فعالیت‌های اقتصادی می‌شود. اقتصاددانان بر این باورند که روند تغییرات در شاخص بازار سهام و بازارهای مالی دیگر می‌توانند به خوبی، بخش مهمی از تفاوت در نرخ رشد بین کشورها را نمایان سازند. برای تحقق شرایط مطلوب لازم است نوسانات نرخ ارز به عنوان عامل مؤثر بر قیمت سهام، در جهت مناسب هدایت شود تا زمینه مساعدتری برای تجارت و سرمایه‌گذاری فراهم آید؛ زیرا تغییر نرخ ارز از کانال صادرات و واردات، هزینه کالاهای واسطه‌ای را تحت تأثیر قرار داده و در نتیجه باعث تغییر قیمت سهام و بازدهی شرکت‌ها میشود. پژوهش حاضر به دنبال بررسی این موضوع است که آیا شوک‌های ارزی بر بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار تهران تاثیرگذار است یا خیر. نتایج نشان داد که نوسانات نرخ ارز و بازده سهام صنایع کشاورزی و غذایی باهم ارتباط معنی داری (به صورت همزمان چه با وقفه زمانی) ندارند. همچنین بر اساس نتایج، نوسانات نرخ ارز و بازده سهام شرکت های صادرکننده باهم ارتباط معنی داری ندارند به عبارتی فرضیه سوم پژوهش رد می‌شود زیرا ارتباط معنی داری در حوزه صادرکننده ها، بین این دو متغیر وجود ندارد اما، نوسانات نرخ ارز و بازده سهام شرکت‌های واردکننده باهم ارتباط معنی‌داری دارند و این ارتباط با تاثیر یک وقفه مثبت می‌باشد. تاثیر پذیری صنایع واردکننده از نرخ ارز و نوسانات آن ناشی وابستگی صنایع به مواد اولیه وارداتی (شامل نهاده های تولید و ماشین آلات و تجهیزات خارجی) است که با نرخ های بالاتر از نرخ های ارز حمایتی به تولیدکنندگان، هزینه تحمیل می‌کند و در مقابل سیاست های ثبات و رفع تعهد ارزی بانک مرکزی به شرکت‌های صادرکننده عمده، منجر به عدم امکان تسعیر ارزی با نرخ های ارزی بازار آزاد و تحصیل درآمد ارزی آنها می‌شود که این خود به منزله قطع ارتباط تاثیر نرخ ارز و نوسانات آن بر بازده سهام آنهاست.

با توجه به نتایج پژوهش به سهامداران و اعتباردهندگان پیشنهاد می‌شود که به منظور اخذ تصمیمات صحیح و اصولی سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌ها و اعطای اعتبار، به نوسانات نرخ ارز به عنوان عامل مؤثر بر قیمت سهام توجه داشته باشند. در صورتی که نوسانات نرخ ارز به عنوان عامل مؤثر بر قیمت سهام در جهت مناسب هدایت گردد، زمینه‌ی مساعدتری برای تجارت و سرمایه‌گذاری فراهم می‌گردد؛ زیرا تغییر نرخ ارز از کانال واردات هزینه کالاهای واسطه‌ای را تحت تأثیر قرار خواهد داد در نتیجه، قیمت سهام شرکت‌ها تغییر پیدا می‌کند. برای مثال، با کاهش ارزش پول داخلی قیمت واردات کالاهای

واسطه‌ای و سرمایه‌ای افزایش پیدا کرده و واردات آنها کاهش پیدا می‌کند. در نتیجه، بازدهی سهام به خاطر کاهش سرمایه‌گذاری، کاهش می‌یابد.

با توجه به نتایج این پژوهش به سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار پیشنهاد می‌شود به تأثیرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تغییرات قیمتی و ارزی توجه ویژه داشته باشند و تغییرات یکباره شاخص قیمت را ملاک ارزیابی سودآوری و انتخاب سهام جدید قرار ندهند. همچنین پیشنهاد می‌شود این پژوهش با مبانی تئوریک دیگر مانند شوک‌های نرخ تورم، قیمت نفت و قیمت طلا انجام و نتایج آن با پژوهش حاضر مقایسه گردد.

٦. تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

References

- Aboonouri, E., Tehranchian, A., & Hamzeh, M. (2011). Long-run Relationship between the Volatility of Effective Real Exchange Rate and Industrial Return Index in Tehran Stock Exchange Market (Multivariate GARCH Approach). *Economic Modeling*, *6*(18), 1-19 (In Persian).
- Adeyemi, Ogundipe A., and Egbetokun Samuel. (2013) "Exchange rate pass-through to consumer prices in Nigeria." *European Scientific Journal* 9, no. 25.
- Cheikh, Nidhaleddine Ben. (2012). "Asymmetric exchange rate pass-through in the Euro area: new evidence from smooth transition models." *Economics-The Open-Access, Open-Assessment E-Journal* 6, no. 39 1-28.
- Golarzi, G., & khorasani, M. (2023). Assay the symmetrical and asymmetrical effects of the currency rate and its fluctuations on the return of the pharmaceutical industry stock via of ARDL linear and non-linear models. *Iranian Journal of Economic Research*, (In press), doi: 10.22054/ijer.2023.71242.1157 (In Persian).
- Hallafi, H. R., & Saeedi, S. N. (2012). Investigating the Dynamic Reaction between the Uncertainty of Exchange Rate and Tehran Stock Price Index. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *9*(1), 37-53. doi: 10.22055/jqe.2012.10586 (In Persian).
- Nahidi Amirkhiz, M. (2022). Asymmetric Effect of Exchange Rate Fluctuations on Stock Return in the Iranian Stock Market. *Computational economics*, *1*(2), 87-107 (In Persian).
- Osoolian, M., Hassannezhad, M., & Hhokrolahnia roshan, A. (2020). Exchange rate fluctuations and reaction Tehran Stock Exchange. *Journal of Investment Knowledge*, *9*(35), 223-238. (In Persian).
- Saidi, L. O., Muthalib, A. A., Adam, P., Rumbia, W. A., & Sani, L. O. A. (2021). Exchange rate, exchange rate volatility and stock prices: An analysis of

the symmetric and asymmetric effect using ardl and nardl models. *Australasian Accounting, Business and Finance Journal*, *15*(4), 179-190.

- Seifoulahi, N. and Seifoulahim H. (2021) Investigating the Mechanism of Fluctuation Exchange Rate, Oil Price and Economic Growth on the Tehran Securities Exchange. *Financial Economics*, *15*(55), 333-353 (In Persian).
- Zeinvand, A. (2015). A Study of the Effects of Asymmetry and Long-Run Memory in Volatility Between the Exchange Rate and Stock Price Returns in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *12*(2), 23-55. doi: 10.22055/jqe.2015.11882 (In Persian).
- Zolfaghari, M., & Hoseinzade, S. (2020). Impact of exchange rate on uncertainty in stock market: Evidence from Markov regime-switching GARCH family models. *Cogent Economics & Finance*, *8*(1), 1802806.

Computational Economics
ISSN 2821-0433

Modeling and Comparative Study of the Behavior of Consumption, Production and Investment Sectors in the Money and Capital Markets of Iran

Fatemeh Masoumi Soureh[1], MohammadReza Nahidi Amirkhiz[2]✉, AliReza Bafandeh Zendeh[3], Yousof HajiAsghari[4]

1. PhD Student, Department of Economics, Faculty of Humanities, Miyaneh Branch, Islamic Azad University, Miyaneh, Iran. ff.masoumi.s@gmail.com
2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Management, Economics and Accounting, Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran, Corresponding Author, nahidi@iaut.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Industrial Management, Faculty of Management, Economics and Accounting, Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran. a.b.zendeh@gmail.com
4. Assistant Professor, Department of Management, Faculty of Humanities, Miyaneh Branch, Islamic Azad University, Miyaneh, Iran. s.y.hajiasghari@gmail.com

Article Info

Received: 26/11/2023
Accepted: 05/03/2024

Pages: 75-98

Keywords:
Hodrick-Prescott filtering;consumer consumption behavior;producer production behavior;investor behavior;money and capital markets

JEL Classification:
C01; B22; B21

ABSTRACT

In this research, an attempt has been made to investigate consumption behavior, production and investment, producer index and investor behavior in the years 1357 to 1397, using the Hodrick-Press filter method. It is paid in the money and capital markets of Iran. The research model was investigated using autoregression with distributional lag (ARDL) and vector autoregression (VAR) model. The research model was investigated using autoregression with distributional lag (ARDL) and vector autoregression (VAR) model. The results of the ARDL method for the capital market showed that neither in the short term nor in the long term did any of the variables have a relationship with the value of stock market transactions, but for the money market it showed that in the short term the variables of consumer consumption behavior, producer production index and investor behavior Money supply was related, and in the long run all variables were related to money supply. The results of VAR for the money market showed that there is a positive significant relationship between the money supply and the consumer's consumption behavior and the investor's behavior of a previous period, and there is a negative significant relationship between the money supply and the producer's production behavior of a previous period, and the results The result for the capital market showed that there is a significant negative relationship between consumer consumption behavior, producer production behavior and investor behavior with the value of stock transactions of a previous period.

COPYRIGHTS
©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) https://creativecommons.org/licenses/by/4.0

Extended Abstract

With the view of the existence of different types of markets in every economy and according to the macroeconomic structure of every country, we can mention money and capital markets as the most basic financial markets. In the money market, resources are lent for a short period, and the most important task of this market is to create facilities for economic units and improve their liquidity. By definition, the money market is a market for trading money and other financial assets that are close substitutes for money that have a maturity of less than one year. In other words, the money market is known as the market of short-term financial instruments with the characteristics of low non-payment risk, liquidity, and high nominal value. The capital market is a market where longer-term bonds (with a maturity of one year or more) and company stocks are traded. Securities that are traded in the capital market (such as stocks and long-term bonds) are more interested in financial intermediaries. Considering that these institutions have a long-term investment horizon and prefer to invest in such long-term bonds. Several variables such as economic growth, investment growth in the production sector, investment growth in the housing sector, consumer price index, people's purchasing power, income and savings changes, employment, liquidity, inflation, exchange rate fluctuations, imports, exports, profit fluctuations, and bank interest. and... can be counted among the internal factors influencing the markets and consequently economic growth and development. One of the most basic goals of economic development is to increase the wealth and welfare of the people of the society. In the meantime, among the issues that can have a fundamental and significant role in the markets, is the behavior of economic variables, whose changes and fluctuations can affect the indices of those markets.

Purpose

In this research, an attempt has been made to investigate consumption behavior, production and investment, producer index and investor behavior in the years 1357 to 1397, using the Hodrick-Press filter method**.**

Methodology

For this purpose, in this research, an attempt has been made to investigate the behavior of the consumption, production, and investment sectors in the money and capital markets of Iran. To achieve this goal, the annual data of variables of consumer price index, producer price index, private sector investment in new buildings in urban areas, inflation uncertainty, value of stock transactions and money supply have been used and after examining the behavior of each variable in the form of behavior Consumer consumption, producer production behavior and investor behavior for the years 1357 to 1397 have been investigated using Hodrick-Prescott filtering method, autoregression with distributed lag (ARDL) and vector autoregression (VAR) model.

The price index of consumer goods and services is one of the types of price indices that shows the price changes of goods and services that are consumed by households in a period. This variable is expected to affect money and capital markets; Therefore, in this research, the consumer price index was used to evaluate the consumer's

consumption behavior, and the producer price index was used to evaluate the producer's production behavior. The producer price index includes all productions (goods and services) in the country in question. The weight of each item is the sales volume (producer's sales) of that item to the total sales volume of items and the change in the price of items is the price of each item in each month compared to the price of the same item in the previous month. In the housing sector, it is expected that an expansionary monetary policy will increase the demand for housing by increasing the amount of money in the asset portfolio. Of course, this depends on various issues. For example, suppose the amount of money increases as a result of an expansionary monetary policy, people will try to buy other assets, such as housing, currency, and stocks, to use the amount of money more. If in that economy, the yield of the housing sector is higher than other assets, or if people in that society are more willing to make long-term investments. In that case, the demand for housing will increase and investors will replace housing with other assets, including stocks and currency. To investigate the behavior of these variables, the Hedrick-Prescott filter provides the unobservable time trend for the time series variable. This filter is used to separate permanent and temporary fluctuations in a time series. The working principle of this filter is based on the separation of fluctuations into permanent fluctuations (supply) and short-term fluctuations (demand).

Finding

After examining the behavior of the aforementioned variables using Hedrick-Prescott filtering, the results of the ARDL method with a distribution break for the money market showed that in the short term, the variables of consumer consumption behavior, producer production behavior, and investor behavior, and in the long term, all variables with money supply have a relationship But the results of the same method for the capital market show that there is no significant relationship between any of the variables with the value of stock market transactions, both in the short term and in the long term. The results of the VAR model for the money market showed that there is a significant positive relationship between the money supply and the consumer's consumption behavior and the investor's behavior of a previous period, and there is a negative significant relationship between the money supply and the producer's production behavior of a previous period, and the output resulting from this The method for the capital market indicates the existence of a significant negative relationship between the consumption behavior of the consumer, the production behavior of the producer and the behavior of the investor with the value of the stock transactions of a previous period.

Conclusion

The results of the ARDL method showed that in the long term in the money market, all the considered variables were related to the money supply, which indicates the confirmation of all the considered hypotheses for the money market, but none of the mentioned variables were related to the value of market transactions. Stocks were not related and it shows the rejection of all the hypotheses considered for the capital market.

فصلنامه اقتصاد محاسباتی
شاپا ۰۴۳۳-۲۸۲۱

مدل‌سازی و بررسی مقایسه‌ای رفتار بخش‌های مصرف، تولید و سرمایه‌گذاری در بازارهای پول و سرمایه ایران

فاطمه معصومی سوره[۱]، محمدرضا ناهیدی امیرخیز[۲]✉، علیرضا بافنده زنده[۳]، سید یوسف حاجی اصغری[۴]

۱. دانشجوی دکتری،گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی، واحد میانه، دانشگاه آزاد اسلامی، میانه، ایران، پست الکترونیکی: ff.masoumi.s@gmail.com

۲. استادیار،گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت، اقتصاد و حسابداری،واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران، (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: nahidi@iaut.ac.ir

۳. دانشیار، گروه مدیریت صنعتی، دانشکده مدیریت، اقتصاد و حسابداری، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران، پست الکترونیکی: a.b.zendeh@gmail.com

۴. استادیار، گروه مدیریت، دانشکده علوم انسانی، واحد میانه، دانشگاه آزاد اسلامی، میانه، ایران، پست الکترونیکی: s.y.hajiasghari@gmail.com

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی
صفحات ۷۵-۹۸

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۲/۹/۵
تاریخ پذیرش نهایی: ۱۴۰۲/۱۲/۱۵

واژگان کلیدی:
فیلترینگ هودریک – پریسکات؛ رفتار مصرفی مصرف‌کننده؛ رفتار تولیدی تولیدکننده؛ رفتار سرمایه‌گذار؛ بازار پول و سرمایه

طبقه‌بندی JEL:
C01; B22; B21

چکیده

در این تحقیق سعی شده است به بررسی رفتار بخش‌های مصرف، تولید و سرمایه‌گذاری در بازارهای پول و سرمایه ایران پرداخته شود. بدین منظور از داده‌های سالانه متغیرهای شاخص قیمت مصرف‌کننده، شاخص بهای تولیدکننده، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری و نااطمینانی تورم و ارزش معاملات سهام و عرضه پول استفاده شد و پس از بررسی رفتار هر یک از متغیرها در قالب رفتار مصرفی مصرف‌کننده، رفتار تولیدی تولیدکننده و رفتار سرمایه‌گذار برای سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۷، با استفاده از روش فیلترینگ هودریک – پریسکات، مدل تحقیق به روش اتو رگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) و الگوی خود رگرسیون برداری (VAR) مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از روش ARDL برای بازار پول نشان داد که در کوتاه‌مدت متغیرهای رفتار مصرفی مصرف‌کننده، رفتار تولیدی تولیدکننده و رفتار سرمایه‌گذار و در بلندمدت تمام متغیرها با عرضه پول رابطه دارند. اما نتایج همین روش برای بازار سرمایه نشان داد که رابطه معناداری بین هر کدام از متغیرها با ارزش معاملات بازار سهام، در کوتاه‌مدت و بلندمدت، وجود ندارد. نتایج حاصل از VAR برای بازار پول نشان داد که بین عرضه پول با رفتار مصرفی مصرف کننده و رفتار سرمایه گذار یک دوره قبل، رابطه معنی‌دار مثبت و بین عرضه پول با رفتار تولیدی تولید کننده یک دوره قبل، رابطه معنی‌دار منفی وجود دارد و نیز خروجی منتج از همین روش برای بازار سرمایه، بیانگر وجود رابطه معنی‌دار منفی بین رفتار مصرفی مصرف‌کننده، رفتار تولیدی تولیدکننده و رفتار سرمایه‌گذار با ارزش معاملات سهام یک دوره قبل، دارد.

۱. مقدمه

با نگرش به وجود انواع بازارها در هر اقتصادی و با توجه به ساختار کلان اقتصاد هر کشوری، می‌توان از اساسی‌ترین بازارهای مالی، با توجه به سررسید ابزار قابل‌معامله می‌توان به بازار سرمایه و بازار پول اشاره کرد.

از ارکان اصلی بازار سرمایه، بورس اوراق بهادار می‌باشد. این بازار محل جمع‌آوری پس‌اندازهای راکد و نقدینگی‌های اشخاص حقیقی و حقوقی به‌منظور تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری می‌باشد. ازاین‌رو، این بازار می‌تواند بر بخش‌های مختلف اقتصادی تأثیر داشته باشد و متقابلاً از سایر بخش‌های اقتصادی نیز تأثیرپذیر باشد. بازار پـول به‌خاطر طبیعت نقدشوندگی بالای اوراق بهادار و سررسید کوتاه‌مدتشان، نوعاً به‌عنوان مکانی امن برای نگه‌داری پول در نظر گرفته می‌شوند، اما ریسک‌هایی در این بازار وجود دارد که هر سرمایه‌گذاری باید آز آن‌ها آگاه باشد که مهم‌ترین آن‌ها شاید ریسک تورم باشد. تورم یکی از متغیرهای اساسی در اقتصادی کلان می‌باشد که سایر متغیرهای نظیر تولید، سرمایه‌گذاری، اشتغال، توزیع درآمد، بودجه دولت، دستمزدها، بهره‌وری را تحت‌الشعاع قرار دهد. همچنین انتظار می‌رود تغییرات متغیرهای مذکور باعث تغییرات در تقاضای پول باشد که این مسئله نیز می‌تواند منجر به تغییرات اساسی در بازار پول گردد.

وضعیت اقتصادی هر کشور، ازجمله رونق و رکود اقتصادی می‌تواند رفتار اشخاص حقیقی و حقوقی و به نسبت آن بازارها را تحت تأثیر قرار دهد؛ بنابراین، ازجمله مسائلی که بر بازارهای می‌تواند نقش اساسی و بسزایی داشته باشد، رفتار متغیرهای بخش‌های مختلف اقتصادی می‌باشد که تغییرات و نوسان آن‌ها می‌تواند شاخص‌های آن بازارها را تحت‌تأثیر قرار دهد.

باتوجه‌به اهمیت نقش انکارنشدنی بازارها در رشد و توسعه اقتصادی هر کشور، تحقیقات متعددی صورت‌گرفته است. در این تحقیق، در راستای تحقیقات انجام‌شده، سعی شده است که رفتار متغیرهای اقتصادی با استفاده از روش فیلترینگ هودریک – پریسکات بررسی شود سپس به مدل‌سازی رابطه بازار، سرمایه و پول با رفتار متغیرهای اقتصادی پرداخته شود و به این سؤال اساسی که نقش رفتار بخش‌های مصرف، تولید و سرمایه‌گذاری در بازارهای پول و سرمایه ایران چگونه است؟ پاسخ داده شود. بدین منظور رفتار متغیرهای رفتار مصرفی مصرف‌کننده، رفتار تولیدی تولیدکننده، رفتار سرمایه‌گذاری و نااطمینانی تورم به‌عنوان متغیرهای توضیحی و متغیر ارزش معاملات بازار سهام به‌عنوان متغیر وابسته برای ارزیابی بازار سرمایه و متغیر عرضه پول به‌عنوان متغیر وابسته برای بازار پول برای سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۵۷ مورد آزمون قرار گرفتند.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

نهادهای مالی در حال کلی به دو گروه نهادهای سپرده‌پذیر و نهادهای غیر سپرده‌پذیر، تقسیم می‌شوند. نهادهای سپرده‌پذیر، بانک‌ها و مؤسسات غیربانکی، تعاونی‌های اعتباری، انجمن‌های وام و پس‌انداز و غیره هستند. بخش بزرگی از نهادهای مالی فعال در بازار پول، نهادهای سپرده‌پذیر هستند. 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. به‌طورکلی، بازار مالی به بازاری گفته می‌شود که در آن، خریدوفروش سرمایه و اوراق بهادار، شامل سهام، اوراق‌قرضه، برگه‌های حق خریدوفروش 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 مهم‌تری وظیفه این بازار، ایجاد تسهیلات برای واحدهای اقتصادی و اصلاح موقعی نقدینگی آنهاست (نادعلی و همکاران،۱۳۹۶).

بازار سرمایه

بازار سهام، بخش جدایی‌ناپذیر از یک سیستم مالی به شمار می‌روند که با جذب منابع مالی از بخش‌های دارای مازاد منابع به بخش‌های دارای کمبود منابع زمینه‌های بهبود و ارتقای رشد اقتصادی را فراهم می‌کنند. همچنین این موضوع برای صنایعی درحال‌توسعه که در آنها فرصت‌های استقراض و به‌ویژه وام‌های بلندمدت نظام بانکی محدود است از اهمیت بیشتری برخوردار است. این امر به بنگاه‌ها و سرمایه‌گذاران اجازه می‌دهد تا در تصمیمات سرمایه‌گذاری خود بهتر عمل کنند. همچنین، نقدینگی ایجاد شده توسط بازارهای سهام، از یکسو، این امکان را برای سرمایه‌گذاران فراهم می‌آورد تا بدون آنکه مانع برنامه‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت خود شوند، اقدام به خرید یا فروش سهام نمایند؛ از سوی دیگر، سرمایه‌های بلندمدت را در اختیار شرکت‌ها قرار می‌دهد. تأمین مالی از طریق بازار سرمایه را به‌جای تأمین مالی از طریق نظام بانکی تشویق می‌نماید، ازاین‌رو، رشد اقتصادی را ارتقا می‌دهد (شمس صفا و همکاران، ۱۴۰۱).

بازار پول

بر اساس تقسیم‌بندی و باتوجه‌به این مسئله که اصلی‌ترین نهادهای فعال در بازار پول، بانک‌ها (شامل تجاری، تخصصی و توسعه‌ای)، مؤسسات پس‌انداز و تعاونی‌های اعتباری هستند، بنا به تعریف، بازار پول بازاری برای دادوستد پول و دارایی‌های دیگر که جانشین نزدیک پول و سررسید کمتر از یک سال دارند می‌باشد. به بیان دیگر، بازار پول به‌عنوان بازار ابزارهای مالی کوتاه‌مدت با ویژگی اندک بودن ریسک عدم پرداخت، نقدشوندگی و ارزش اسمی زیاد شناخته می‌شود. تمرکز فعالیت این بازار در استفاده از ابزارهایی است که به اشخاص و بنگاه‌های تجاری این امکان را می‌دهد تا به‌سرعت نقدینگی خود را به

میزان مطلوب درآورند. محل جغرافیایی خاصی برای بازار پول در نظر گرفته نمی‌شود؛ بانک‌ها، مؤسسات اعتباری غیربانکی و مکان‌های دیگری که دادوستد ابزارهای مالی بازار پول در آن انجام می‌شود، تشکیل‌دهندهٔ بازار پول هستند. بانک مرکزی و واسطه‌های دیگر مالی بانکی نظیر بانک‌های تجاری و مؤسسات اعتباری غیربانکی از مهم‌تری نهادهای بازار پول به شمار می‌روند (نادعلی و همکاران،۱۳۹۶).

متغیرهای اقتصادی

متغیرهای متعددی نظیر رشد اقتصادی، رشد سرمایه‌گذاری در بخش تولید، رشد سرمایه‌گذاری در بخش مسکن، شاخص قیمت مصرف‌کننده، قدرت خرید مردم، تغییرات درآمدی و پس‌انداز، اشتغال، نقدینگی، تورم، نوسانات نرخ ارز، واردات، صادرات، نوسانات سود و بهره بانکی و... را از عوامل داخلی تأثیرگذار بر بازارها می‌توان برشمرد. ازجمله این متغیرها، در این تحقیق رفتار مصرفی مصرف‌کننده، رفتار تولیدی کننده تولیدکننده، رفتار سرمایه‌گذار و نااطمینانی تورم مورد آزمون قرار گرفت.

۲-۲. پیشینه تحقیق

پیشینه تحقیقات خارجی

آساگاف و همکاران[1] (۲۰۱۹)، در تحقیقی به بررسی "تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده سهام شرکت‌هایی که در بورس اوراق بهادار پذیرفته‌شده‌اند: شواهد تجربی از اندونزی" پرداختند. این مطالعه نشان داد که متغیرهای اقتصاد کلان متشکل از نرخ تورم، نرخ بهره، عرضه پول و نرخ ارز خارجی، بازده سهام تأثیر بسزایی در شرکت‌های بورس سهام اندونزی دارد. مولفحی[2] (۲۰۱۹)، در تحقیقی به بررسی" تأثیر متغیرهای اقتصاد کلان بر توسعه بازار سرمایه در اقتصاد بوتسوانا "پرداخت. در کوتاه‌مدت، تولید واقعی، عرضه پول و تورم تأثیر مثبت بر توسعه بازار سهام داشتند، درحالی‌که نرخ واقعی ارز نرخ رشد خود را به تأخیر می‌اندازد. تولید واقعی از توسعه سهام در بلندمدت بیشتر پشتیبانی می‌کند. برای بازار اوراق قرضه، فقط دو متغیر، نرخ تورم و نرخ وام در بلندمدت تأثیر مثبت و منفی بر بازار اوراق قرضه دارد، درحالی‌که هیچ یک از متغیرها در کوتاه‌مدت بر بازار اوراق قرضه تأثیر نمی‌گذارند. پیامدهای سیاست شامل تلاش‌های بیشتر سیاست‌گذاران برای افزایش عرضه پول، تولید ناخالص داخلی برای توسعه بازار سهام می‌باشد. درحالی‌که توسعه بازار اوراق قرضه به کاهش نرخ وام نیاز دارد. اولوکویو همکاران[3] (۲۰۲۰)، در تحقیقی به بررسی "شاخص‌های اقتصاد کلان و عملکرد بازار سرمایه: آیا پیوندها پایدار

[1] Aminullah Assagaf, Etty Murwaningsari, Juniati Gunawan & Sekar Mayangsari
[2] Koketso Molefhi
[3] Felicia O. Olokoyo, Oyakhilome W. Ibhagui & Abiola Babajide

هستند؟" پرداختند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که زمانی که انحراف از رابطه بلندمدت بین عملکرد بازار سهام و مبانی اقتصاد کلان وجود دارد، در درجه اول بازار سهام، نرخ بهره و جریان سرمایه خارجی تعدیل می‌شوند تا اطمینان حاصل شود که آن رابطه بلندمدت ترمیم شود. درحالی‌که نرخ ارز، رشد تولید ناخالص داخلی، تورم و تجارت برون‌زای ضعیف هستند. آن‌ها همچنین تخمین زدند که هرگونه عدم تعادل ناشی از نرخ بهره بیش از آن است که به طور کامل در یک سال اصلاح شود. اسکرینجانیک و اورلوویک[1] (۲۰۲۰)، در تحقیقی به بررسی "نااطمینانی سیاست اقتصادی و سرریز بازار سهام: موردی از بازارهای CEE انتخاب‌شده" پرداختند. نتایج آن‌ها هم برای سیاست‌گذاران و هم سرمایه‌گذاران بین‌المللی ارائه می‌شود و شامل رویکرد تخمین پویا، در کنار اجازه دادن به رابطه بازخورد بین متغیرهای مورد علاقه و همچنین بررسی سرریزهای ذکرشده برای اولین بار برای اکثر کشورهای مشاهده شده است. برناردلی و کاسترو[2] (۲۰۲۰)، در تحقیقی به بررسی "بازار سهام و متغیرهای اقتصاد کلان، شواهدی از برزیل" پرداختند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که متغیرهای اقتصاد کلان بر شاخص سهام ۷۰ شرکت برزیل تأثیر می‌گذارد. با این‌حال متغیر ثبات مالی دولت مرکزی قدرت توضیحی نسبت به شاخص بورس سهام برزیل ندارد.

پیشینه تحقیقات داخلی

محمدی خیاره (۱۳۹۸)، در تحقیقی به بررسی"سیاست پولی و پویایی های تورم در ایران: ارائه شواهدی جدید" پرداخت. نتایج تجربی بطور کلی بیانگر این است که عرضه پول، منبع کلیدی تورم در ایران است. با توجه به یافته های تحقیق، همه متغیرهای تخمین زده شده دارای نقش کلیدی در افزایش تورم در اقتصاد هستند. در مقایسه، تولید واقعی دارای کمترین سهم بویژه در کوتاه مدت است؛ در حالیکه، تورم دارای حساسیت بیشتر به شوک های عرضه پول در کوتاه مدت و بلندمدت است. نتیجه کلی مطالعه حاضر این است که تورم در ایران نسبتاً یک پدیده پولی است تا نشات گرفته از عوامل واقعی .امیری و پیر داده (۱۳۹۸)، در تحقیقی به بررسی "نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و بازار سهام ایران با تکیه بر رویکرد تغییر رژیمی مارکف" پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی موجب کاهش بازده بازار سهام می شود. همچنین ارتباط بین بازده بازار سهام و نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی غیرخطی و اثر نااطمینانی بر بازده سهام در رژیم با نوسانات بالا قوی‌تر و پایدارتر است. لذا اتخاذ سیاست‌های مناسب و پایدار اقتصادی از سوی سیاست‌گذاران اقتصادی به‌ویژه در حوزه پولی و مالی توصیه می‌شود .ذوالفقاری (۱۳۹۸) در تحقیقی به "بررسی تأثیر متغیرهای کلان

[1] Tihana Škrinjari´c, and Zrinka Orlovi´c
[2] Luan Vinicius Bernardelli & Gustavo Henrique Leite De Castro

اقتصادی بر ارزش معاملات سهام در بورس اوراق بهادار" پرداخت. نتایج مدل غیرخطی نشان داد که نرخ ارز بازار آزاد، عرضه اولیه سهام، قیمت جهانی نفت و عرضه اوراق با درآمد ثابت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر ارزش معاملات سهام در بورس اوراق بهادار دارند. همچنین نرخ بهره حقیقی تأثیر منفی و معنی‌داری بر ارزش معاملات سهام دارد. به عبارتی افزایش نرخ تورم موجب افزایش ارزش معاملات سهام و افزایش نرخ بهره اسمی تأثیر منفی بر ارزش معاملات سهام در بورس اوراق بهادار دارد. تأثیر قیمت جهانی فلزات اساسی نظیر قیمت فولاد بر ارزش معاملات سهام مثبت ولی کم می‌باشد. افزایش نااطمینانی در بازار سهام، ارزش معاملات سهام را نسبت به شرایطی که بازار آرام است، افزایش می‌دهد. همچنین انتشار اخبار بد تأثیر منفی با وزن بیشتری نسبت به انتشار رویدادهای خوب (با تأثیر مثبت) بر ارزش معاملات سهام دارد. تحریم‌های اقتصادی نیز طی سال‌های گذشته تأثیر منفی و معنی‌داری بر ارزش معاملات سهام داشته است. بر اساس یافته‌های مدل اقتصادسنجی، در حدود ۸۴ درصد تغییرات ارزش معاملات بازار سهام توسط متغیرهای مستقل ذکرشده در مدل توضیح داده می‌شود. پوراقدم و همکاران،(۱۴۰۱)، در تحقیقی به بررسی "جانشینی پول سنتی با ارزهای مجازی و اثرات آن بر متغیرهای کالن اقتصادی در قالب مدل DSGE" پرداختند. نتایج تحقیق آنها نشان می دهد شوک ناشی از قیمت و حجم معاملات بیتکوین به عنوان شاخصی برای تقاضای ارز مجازی در نظرگرفته شده است. بر اساس نتایج، شوک وارد شده از ناحیه ارزهای مجازی منجر به کاهش تقاضا برای پول سنتی شده است به عبارت دیگر یک جانشینی بین نگهداری پول سنتی و پول مجازی رخ داده است. علاوه بر این، بر اثر وارد شدن شوک از ناحیه ارزهای مجازی میزان مصرف در اقتصاد افزایش یافته و از طرفی میزان درآمدهای دولت از ناحیه حق الضرب و چاپ پول کاهش یافته است. همچنین یافته های تحقیق نشان داد که، درآمدهای مالیاتی دولت نیز به دلیل گرایش منابع مالی در اقتصاد به سمت تقاضای ارزهای مجازی کاهش یافته است.

۳. روش تحقیق

این تحقیق در پی بررسی نقش رفتاری بخش‌های مصرف، تولید و سرمایه‌گذاری در بازارهای پول و سرمایه ایران می‌باشد؛ بنابراین از نظر هدف کاربردی و از حیث نوع، علی تحلیلی می‌باشد که روش تجزیه و تحلیل مدل به‌صورت زیر است:

پژوهش مورد مطالعه بر اساس مدل پایه مطالعات «رفتاری و مدل‌های اقتصادی» و در نظر گرفتن متغیرهای تأیید شده از نظر تئوریک به‌صورت:

$$MSP_t = f(CBH_t, PBH_t, IBH_t, UINF_t) \quad (۱)$$

$$VST_t = g(CBH_t, PBH_t, IBH_t, UINF_t) \quad (۲)$$

که در آن:

MSP_t: عرضه پول
VST_t: ارزش معاملات سهام
CBH_t: رفتار مصرفی مصرف‌کننده (شاخص قیمت مصرف‌کننده بعد از فیلتر هودریک – پریسکات)
PBH_t: رفتار تولیدی تولیدکننده (شاخص بهای تولیدکننده بعد از فیلتر هودریک – پریسکات)
IBH_t: رفتار سرمایه‌گذار (سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری بعد از فیلتر هودریک – پریسکات)
$UINF_t$: نااطمینانی تورم

فرضیاتی که در این تحقیق به دنبال پاسخ به آن هستیم، عبارتند از:

فرضیه اصلی اول:

رفتار متغیرهای اقتصادی بر بازار پول در ایران نقش دارد.

فرضیه‌های فرعی:

۱- رفتار مصرفی مصرف‌کننده بر عرضه پول در ایران نقش دارد.
۲- رفتار تولیدی تولیدکننده بر عرضه پول در ایران نقش دارد.
۳- رفتار سرمایه‌گذاری بر عرضه پول در ایران نقش دارد.
۴- نااطمینانی تورم بر عرضه پول در ایران نقش دارد.

فرضیه اصلی دوم:

رفتار متغیرهای اقتصادی بر ارزش معاملات سهام در ایران نقش دارد.

فرضیه‌های فرعی:

۱- رفتار مصرفی مصرف‌کننده بر ارزش معاملات سهام نقش دارد.
۲- رفتار تولیدی تولیدکننده بر ارزش معاملات سهام نقش دارد.
۳- رفتار سرمایه‌گذاری بر ارزش معاملات سهام نقش دارد.
۴- نااطمینانی تورم بر ارزش معاملات سهام نقش دارد.

تصریح مدل

مدل‌های تحقیق به‌صورت زیر تصریح شده‌اند:

$$MSP_t = \alpha_0 + \alpha_1 * CBH_t + \alpha_2 * PBH_t + \alpha_3 * IBH_t + \alpha_4 * IFU_t + u_0 \quad (۳)$$

$$VST_t = \beta_0 + \beta_1 * CBH_t + \beta_2 * PBH_t + \beta_3 * IBH_t + \beta_4 * IFU_t + \varepsilon_0 \quad (۴)$$

این مدلها پس از ایجاد متغیرهای رفتاری متغیرهای توضیحی با استفاده از فیلتر هودریک – پریسکات، مورد آزمون مانایی دیکی فولر تعمیم یافته قرار گرفتند و با توجه به احتمال اینکه برخی از آن‌ها در سطح مانا باشند و برخی دیگر از متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری مانا گردند، استفاده از آزمون‌های هم انباشتگی معمول ازجمله انگل–گرنجر برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها دیگر کارساز نخواهد بود، ازاین‌رو استفاده از روش ARDL مد نظر قرار گرفت. سپس رابطه وقفه دار کلیه متغیرهای مدل توسط ماتریس کنش– واکنش VAR مورد بررسی قرار گرفت. این مطالعه برای قلمرو مکانی ایران و در قلمرو زمانی ۱۳۹۷–۱۳۵۷ می‌باشد.

فیلتر هودریک – پریسکات[1]

فیلتر هودریک – پریسکات روند زمانی غیرقابل مشاهده را برای متغیر سری زمانی ارائه کرده است. این فیلتر برای تفکیک نوسانات دائمی و موقت در یک سری زمانی استفاده می‌شود. پایه و اساس کار این فیلتر بر این است که نوسانات را به نوسانات دائمی (عرضه) و نوسانات کوتاه‌مدت (تقاضا) تفکیک می‌کند. این فیلتر ابتدا برای تجزیه و تحلیل ادوار تجاری در سال ۱۹۸۰ ارائه شده است، ولی در سال ۱۹۹۷، این فیلتر پس از ۱۷ سال تأخیر منتشر شد. فرض کنید (y_t) دلالت بر تولید حقیقی داشته باشد. فیلتر هدریک – پریسکات (y_t) را به یک روند زمانی τ_t و یک سری زمانی از عناصر دورانی پایا تجزیه می‌کند. فیلتر هدریک پریسکات با حداقل کردن مجذور انحراف متغیر (y) از روند آن (τ_t) به دست می‌آید. در واقع، مقادیر روند مذکور مقادیری هستند که رابطه زیر را حداقل می‌کنند:

سری زمانی (X_t) دارای دو جزء است، جزء هموار که همان روند است (S_t) و جزء انحرافات از روند که (D_t) است. این کار توسط فیلتر هدریک – پریسکات و به روش زیر انجام می‌شود:

$$Min: D2t + \lambda\Sigma(\Delta 2S_t)2 \quad (۵)$$

$$S_t - X_t = D_t \quad (۶)$$

پارامتر (λ) در رابطه (۲) هموارساز نامیده می‌شود و هرچقدر مقدار آن بزرگ‌تر باشد، سری مورد مطالعه هموارتر است. مقدار عددی λ مشکل اولیه استفاده از این فیلتر است. انتخاب مقدار پارامتر باید بر

[1] Hodrick-Prescott

اساس اطلاعات گذشته و به وسیله متوسط طول یک دوره کامل تجاری انتخاب شود (رجایی و جلائی، ۱۳۹۶).

الگوی ARDL

در بسیاری از مدل های اقتصادی و مالی، تاثیرگذاری متغیرهای توضیحی با تاخیرهای قابل توجهی مواجه اند. تخمین های روش ARDL ،به دلیل اجتناب از مشکلاتی همچون خود همبستگی و درونزایی، کارا هستند. همچنین با انجام این روش میتوان تحلیلهای اقتصادی را در دوره های کوتاه مدت و بلندمدت انجام داد. گام دوم در تخمین مدل ARDL بررسی وجود رابطه بلندمدت است(سلمانی و همکاران،۱۳۹۵).

مدل خودرگرسیون برداری (VAR)

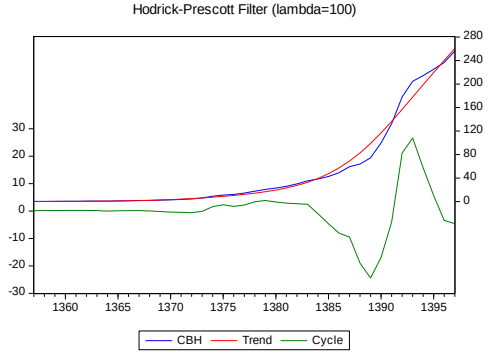
این مدل یکی از مدل های پرکاربرد سری زمانی به شمار می آید. در این مدل تمام متغیرها درونزا در نظر گرفته می شود و هر متغیر بر مقادیر وقفه خود و وقفه سایر متغیرها برآورد می شود. تعیین تعداد وقفه بهینه در این مدل ها اهیت زیادی دارد زیرا تعداد وقفه به منزله تعیین تعداد متغیر مستقل در مدل است. که با افزایش آن از یک طرف قدرت توضیح دهندگی و ضریب تعیین مدل را افزایش داده اما از طرف دیگر درجه آزادی را در مدل کاهش می دهد. بنابراین تعداد وقفه مناسب در برآورد مدل اهمیت قابل توجهی دارد.

٤. یافته ها

نتایج بررسی رفتار متغیرها با فیلتر هودریک – پریسکات

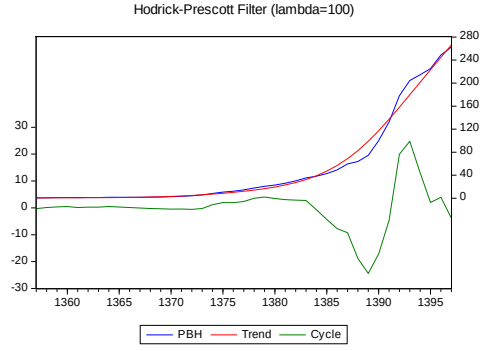
نتایج حاصل از بررسی رفتار مصرفی مصرف‌کننده در نمودار (۱)، رفتار تولیدی تولیدکننده در نمودار (۲)، رفتار سرمایه‌گذار در نمودار (۳) ارائه شده است براساس نمودارها، روند آبی رنگ نسبت به روند سبز و قرمز، نشان می‌دهد که فیلترینگ هودریک – پریسکات تا حد زیادی به خروجی نوسان دار متغیرها کمک کرده است.

نمودار (۱): رفتار مصرفی مصرف‌کننده



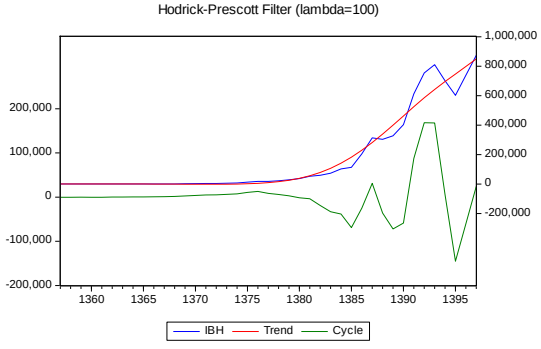
(منبع: یافته‌های پژوهش)

نمودار (۲): رفتار تولیدی تولیدکننده



(منبع: یافته‌های پژوهش)

نمودار (۳): رفتار سرمایه‌گذار



(منبع: یافته‌های پژوهش)

آزمون مانایی متغیرها

بکارگیری روش‌های سنتی و معمول اقتصادسنجی در برآورد ضرایب مدل با استفاده از داده‌های سری زمانی بر این فرض استوار است که متغیرهای مدل مانا هستند. یک متغیر سری زمانی وقتی مانا است که میانگین، واریانس و ضرایب خودهمبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند وجود متغیرهای نامانا در مدل سبب می‌شود تا آزمون‌های t و F معمول از اعتبار لازم برخوردار نباشند و منجر به رگرسیون‌های جعلی شوند. از این‌رو در برخورد با سری‌های زمانی، ابتدا متغیرهای ازنظر ایستایی مورد آزمون قرار می‌گیرند و مدل باثبات برآورد می‌شود.

آماره مورد استفاده در این تحقیق، آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)[1] است. با توجه به آزمون ریشه واحد در سطح، متغیرهای رفتار مصرفی مصرف‌کننده، رفتار تولیدی تولیدکننده، رفتار سرمایه‌گذار و نااطمینانی تورم مانا هستند و متغیرهای ارزش معاملات سهام و عرضه پول نامانا بودند خلاصه نتایج آزمون مانایی متغیرها در جدول (۱) ارائه‌شده‌اند.

جدول (۱): نتایج آزمون مانایی متغیرها

متغیر	آماره ADF	مقدار بحرانی سطح ۱٪	مقدار بحرانی سطح ۵٪	مقدار بحرانی سطح ۱۰٪	مرتبه تفاضل
ارزش معاملات سهام (VST)	-۸/۸۷۸	-۲/۶۲۵	-۱/۹۴۹	-۱/۶۱۱	I(1)
عرضه پول (MSP)	-۹/۹۹۲	-۲/۶۴۱	-۱/۹۵۲	-۱/۶۱۰	I(1)
رفتار مصرفی مصرف‌کننده (CBH)	-۵/۴۴۵	-۲/۶۲۹	-۱/۹۵۰	-۱/۶۱۱	I(0)
رفتار تولیدی تولیدکننده (PBH)	-۵/۷۸۷	-۲/۶۲۹	-۱/۹۵۰	-۱/۶۱۱	I(0)
رفتار سرمایه‌گذار (IBH)	-۴/۰۴۵	-۴/۲۸۴	-۳/۳۵۶	-۳/۲۱۵	I(0)
نااطمینانی تورم (UINF)	-۶/۸۲e+۰۸	-۴/۲۰۵	-۳/۵۲۶	-۳/۱۹۴	I(0)

(منبع: یافته‌های پژوهش)

آزمون فروض کلاسیک

نتایج حاصل از فروض کلاسیک که در جدول شماره (۲) ارائه شده است.

برای بررسی ناهمسانی واریانس، در این تحقیق از روشARCH استفاده شده که طبق نتایج حاصل از آن که در جدول (۲) نشان داده‌شده است، در مدل ناهمسانی وجود ندارد .

[1] Augmented Dickey - Fuller

برای آزمون خودهمبستگی فوق در این تحقیق از آزمون خودهمبستگی LM استفاده‌شده است که طبق نتایج ذکرشده این آزمون در جدول شماره (۲) بین متغیرهای مستقل تحقیق خودهمبستگی وجود ندارد. و نتایج حاصل از آزمون رمزی طبق این جدول، نشان دهنده تصریح صحیح مدل ها می باشد.

جدول (۲): نتایج آزمون فروض کلاسیک

بازار پول	ARCH	آماره F	۲۴/۶۴۲	احتمال F(1,37)	۰/۴۲۲
		ضریب تعیین مشاهدات	۱۵/۵۹۰	احتمال Chi-Square(1)	۰/۴۱۶
	LM	آماره F	۱/۳۱۶	احتمال F(2,33)	۰/۲۸۱
		ضریب تعیین مشاهدات	۲/۹۵۴	احتمال Chi-Square(1)	۰/۲۲۸
	Ramsey	آماره F	۲۱/۸۲۴	احتمال F(1,31)	۰/۱۲۵۳
بازار سرمایه	ARCH	آماره F	۰/۰۲۵۷	احتمال F(1,37)	۰/۸۷۳
		ضریب تعیین مشاهدات	۰/۰۲۷	احتمال Chi-Square(1)	۰/۸۶۹
	LM	آماره F	۰/۹۳۰	احتمال F(2,32)	۰/۴۰۴
		ضریب تعیین مشاهدات	۲/۲۹۷	احتمال Chi-Square(1)	۰/۳۳۳
	Ramsey	آماره F	۰/۵۸۷	احتمال F(1,33)	۰/۴۴۸۹

(منبع: یافته‌های پژوهش)

نتایج حاصل از برآورد مدل تخمین پویای کوتاه‌مدت ARDL(1, 0, 0, 0, 0)

در مطالعات سری زمانی، هرگاه مجموعه‌ای از متغیرهای مورد نظر بر اساس آزمون‌های ریشه واحد رفتار دوگانه‌ای داشته باشند، به این صورت که برخی از آن‌ها در سطح مانا باشند و برخی دیگر از متغیرها با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا گردند، استفاده از آزمون‌های هم انباشتگی معمول ازجمله انگل – گرنجر برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها دیگر کارساز نخواهد بود. در این قبیل موارد استفاده از روش ARDL پیشنهاد می‌گردد. از مزایای الگوی خود توضیح برداری با وقفه‌های توزیعی این است که پویایی کوتاه‌مدت را نیز در لحاظ می‌نماید و باعث می‌شود که ضرایب الگو با دقت بیشتری برآورد شوند. تجزیه و تحلیل از روش ARDL مبتنی بر تفسیر سه معادله پویا، بلندمدت و تصحیح خطا می‌باشد. نتایج حاصل از تخمین پویا در جدول (۳) ارائه‌شده است.

جدول (۳): نتایج حاصل از تخمین پویا

	متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
بازار پول	عرضه پول (MSP(-1))	۰/۲۹۵	۰/۴۸۲	۰/۶۱۲	۰/۵۴۴
	رفتار مصرفی مصرف‌کننده (CBH)	۶۴۱۴۹۳/۳	۲۹۹۲۷۹/۰	۲/۱۴۳	۰/۰۳۹۱
	رفتار تولیدی تولیدکننده (PBH)	-۶۹۰۰۶۸/۳	۳۲۱۳۶۱/۴	-۲/۱۴۷	۰/۰۳۸۸
	رفتار سرمایه‌گذار (IBH)	۱۸/۶۵۲	۹/۱۸۵	۲/۰۳۰	۰/۰۴۹۹
	نااطمینانی تورم (UINF)	۳۷۳/۵۸۴	۲۳۹/۳۱۳	۱/۵۶۱	۰/۱۲۷۵

بازار پول	متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
	ضریب تعیین (R^2)	ضریب تعیین تعدیل‌شده		دوربین – واتسون	
	۰/۶۸۷	۰/۶۵۱		۱/۸۸۴	
	متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
بازار سرمایه	ارزش معاملات سهام ((VST(-1))	۰/۰۵۵	۰/۱۷۲	/۳۲۱	۰/۷۵۰
	رفتار مصرفی مصرف‌کننده (CBH)	۴۲۳۰۴/۱۷	۵۹۹۲۱/۷۴	۰/۷۰۶	۰/۴۸۵۰
	رفتار تولیدی تولیدکننده (PBH)	−۳۹۲۰۲/۴۱	۵۵۱۲۰/۷۱	−۰/۷۱۱	۰/۴۸۱۸
	رفتار سرمایه‌گذار (IBH)	۰/۰۳۰۶	۱/۲۱۶۶۹۶	۰/۰۲۵۱	۰/۹۸۰۱
	نااطمینانی تورم (UINF)	−۸۶۰/۳۵۷	۱۲۰۹/۵۹۷	−۰/۷۱۱	۰/۴۸۱۸
	ضریب تعیین (R^2)	ضریب تعیین تعدیل‌شده		دوربین –واتسون	
	۰/۸۱۶	۰/۷۸۹		۱/۹۹۴	

(منبع: یافته‌های پژوهش)

این نتایج برای بازار پول نشان می‌دهد که تمام متغیرهای رفتار مصرفی مصرف‌کننده، رفتار تولیدی تولیدکننده، رفتار سرمایه‌گذار و نااطمینانی تورم بر عرضه پول تأثیر دارند. ضریب تعیین ۶۹٪ نشان می‌دهد که ۶۹ درصد از متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل پوشش داده می‌شود. آماره دوربین واتسون برابر ۱/۸۸۴ می‌باشد و چون بین ۱/۵ و ۲ می‌باشد، نشان می‌دهد که بین متغیرهای تحقیق همبستگی وجود ندارد. همچنین نتایج برای بازار سرمایه نشان می‌دهد که هیچ یک از متغیرهای رفتار مصرفی مصرف‌کننده، رفتار تولیدی تولیدکننده، رفتار سرمایه‌گذار و نااطمینانی تورم بر ارزش معاملات سهام تأثیری نداشتند. ضریب تعیین ۸۱٪ نشان می‌دهد که ۸۱ درصد از متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل پوشش داده می‌شود. آماره دوربین واتسون برابر ۱/۹۹۴ می‌باشد و چون بین ۱/۵ و ۲ می‌باشد، نشان می‌دهد که بین متغیرهای تحقیق همبستگی وجود ندارد و احتمال ۰ آماره F و مقدار ۳۰/۲۴۳ آن نشان دهنده معنی‌دار بودن کل مدل می‌باشد.

نتایج حاصل از برآورد مدل بلندمدت ARDL(1, 0, 0, 0, 0)

بعد از تأیید وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل طبق جدول شماره (۵)، به تخمین رابطه بلندمدت طبق جدول (۴)، پرداخته شد. همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود، در بلندمدت، تمام متغیرهای مستقل در نظر گرفته شده برای بازار پول معنی دار بودند و تمام فرضیه‌های در نظر گرفته شده تحقیق مورد تأیید قرار گرفتند، ولی در بازار سرمایه تمام متغیرهای مستقل در نظر گرفته شده بی‌معنی بودند و تمام فرضیه‌های در نظر گرفته‌شده تحقیق برای آن بازار رد شدند.

جدول (٤): نتایج حاصل از برآورد مدل بلندمدت

	متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
بازار پول	رفتار مصرفی مصرف‌کننده (CBH)	۹۱۰۵۸۷/۹۲۴	۲۸۴۹۰۵/۵۱۷	۳/۱۹۶	۰/۰۰۲۹
	رفتار تولیدی تولیدکننده (PBH)	-۹۷۹۵۳۹/۱۰۳۱۷۸	۳۰۰۶۳۰/۰۹۶	-۳/۲۵۸	۰/۰۰۲۵
	رفتار سرمایه‌گذار (IBH)	۲۶/۴۷۷	۷/۸۷۷	۳/۳۶۰	۰/۰۰۱۹
	نااطمینانی تورم (UINF)	۵۳۰/۲۹۶	۱۸۷/۰۴۵۲	۲/۸۳۵	۰/۰۰۷۶
بازار سرمایه	رفتار مصرفی مصرف‌کننده (CBH)	۴۴۷۷۵/۷۲۴	۶۳۲۷۵/۳۱۶	۰/۷۰۸	۰/۴۸۴
	رفتار تولیدی تولیدکننده (PBH)	-۴۱۴۹۲/۷۵۱	۵۸۲۶۶/۹۱۱	-۰/۷۱۲	۰/۴۸۱
	رفتار سرمایه‌گذار (IBH)	۰/۰۳۲	۱/۲۸۸	۰/۰۲۵	۰/۹۸۰
	نااطمینانی تورم (UINF)	-۹۱۰/۶۲۲	۱۲۷۰/۷۲۰	-۰/۷۱۷	۰/۴۷۸

(منبع: یافته‌های پژوهش)

آزمون باند - تست

نتایج حاصل از آزمون باند که در جدول (۵) ارائه شده اند، وجود رابطه بلندمدت را تایید می‌کنند.

جدول (۵): نتایج آزمون باند

	آزمون آماره	Value	K
بازار پول	آماره F	۵/۶۱۸	۴
	Significance	I0 Bound	I1 Bound
	٪۱۰	۱/۹	۳/۰۱
	٪۵	۲/۲۶	۳/۴۸
	٪۲/۵	۲/۶۲	۳/۹
	٪۱	۳/۰۷	۴/۴۴
بازار سرمایه	آزمون آماره	Value	K
	آماره F	۵/۸۸۷	۴
	Significance	I0 Bound	I1 Bound
	٪۱۰	۲/۲	۳/۰۹
	٪۵	۲/۵۶	۳/۴۹
	٪۲/۵	۲/۸۸	۳/۸۷
	٪۱	۳/۲۹	۴/۳۷

(منبع: یافته‌های پژوهش)

نتایج حاصل از آزمون VAR

در ادامه، برای تکمیل بررسی روش فیلترینگ در مدل‌سازی رفتار بخش‌های مصرف، تولید و سرمایه‌گذاری در بازارهای پول و سرمایه ایران، از آزمون کنش واکنش الگوی VAR استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون VAR برای بازار پول در جدول (۶) ارائه شده است. نتایج این آزمون نشان می‌دهند که:

- بین عرضه پول با رفتار مصرفی مصرف کننده و رفتار سرمایه گذار یک دوره قبل، رابطه معنی دار مثبت، و بین عرضه پول با رفتار تولیدی تولید کننده یک دوره قبل، رابطه معنی دار منفی وجود دارد.
- بین رفتار مصرفی مصرف کننده با رفتار مصرفی مصرف کننده و رفتار سرمایه گذار یک دوره قبل، رابطه معنی دار مثبت، و بین رفتار مصرفی مصرف کننده با عرضه پول، رفتار تولید کننده و نااطمینانی تورم یک دوره قبل، رابطه معنی دار منفی وجود دارد.
- بین رفتار تولیدی تولید کننده با رفتار مصرفی مصرف کننده و رفتار سرمایه گذار یک دوره قبل، رابطه معنی دار مثبت وجود دارد و بین رفتار تولیدی تولید کننده با عرضه پول، نااطمینانی تورم یک دوره قبل، رابطه معنی دار منفی وجود دارد.
- بین رفتار سرمایه گذار با رفتار سرمایه گذار یک دوره قبل، رابطه معنی دار مثبت، و بین رفتار سرمایه گذار با نااطمینانی تورم یک دوره قبل، رابطه معنی دار منفی وجود دارد.
- بین نااطمینانی تورم و نااطمینانی تورم یک دوره قبل، رابطه معنی دار مثبت وجود دارد.

جدول (٦): نتایج حاصل از آزمون VAR بازار پول

	MSP	CBH	PBH	IBH	UINF
	۰/۲۰۲۰۷۳۳	−۱/۷۰E−۰۷	−۱/۵۱E−۰۷	−۰/۰۰۲۸۸۶	−۵/۳۱E−۱۶
	(۰/۱۶۱۸۰)	(۶/۸E−۰۸)	(۶/۳E−۰۸)	(۰/۰۰۰۹۸)	(۶/۶E−۱۵)
MSP(-1)	]۱/۲۵۲۹۷ [	]۲/۴۸۶۱۴[-	]۲/۴۱۵۱۶[-	]۲/۹۴۹۰۷[-	]۰/۰۷۹۹۱[-
	۱۰۴۷۸۵۳	۴/۵۴۹۵۶۶	۳/۵۱۳۸۹۱	۲۲۵۹۳/۰۶	۱/۰۵E−۰۸
	(۶۳۰۷۷۱)	(۰/۲۶۶۴۵)	(۰/۲۴۴۳۴)	(۳۸۱۵/۵۸)	(۲/۶E−۰۸)
CBH(-1)	]۱/۶۶۱۲۳ [	]۱۷/۰۷۴۹ [	]۱۴/۳۸۱۰ [	]۵/۹۲۱۲۷ [	]۰/۴۰۴۳۸ [
	−۱۱۰۲۶۱۸	−۳/۵۴۰۱۳۹	−۲/۴۹۴۱۵۷	−۲۲۵۴۷/۰۸	−۹/۶۶E−۰۹
	(۵۹۲۵۴۶)	(۰/۲۵۰۳۰)	(۰/۲۲۹۵۳)	(۳۵۸۴/۳۵)	(۲/۴E−۰۸)
PBH(-1)	]۱/۸۶۰۸۱[-	]۱۴/۱۴۳۵[-	]۱۰/۸۶۶۱[-	]۶/۲۹۰۴۲[-	]۰/۳۹۶۸۰[-
	۲۱/۵۵۱۷۵	۴/۱۶E−۰۵	۳/۹۸E−۰۵	۱/۱۶۵۷۴۴	−۱/۸۳E−۱۳
	(۱۱/۹۳۳۶)	(۵/۰E−۰۶)	(۴/۶E−۰۶)	(۰/۰۷۲۱۹)	(۴/۹E−۱۳)
IBH(-1)	]۱/۸۰۵۹۷ [	]۸/۲۴۷۱۳ [	]۸/۶۱۱۴ [	]۱۶/۱۴۸۹ [	]۰/۳۷۳۵۱[-
	−۳۶۸۵/۴۷۷	−۰/۰۰۹۳۷۶	۰−/۰۱۰۱۵۲	−۷۹/۶۳۹۴۲	۰/۷۹۱۸۷۳
	(۹۴۷۱/۲۷)	(۰/۰۰۴۰۰)	(۰/۰۰۳۶۷)	(۵۷/۲۹۲۴)	(۳/۹E−۱۰)
UINF(-1)	]۰/۳۸۶۲۷ [	]۲/۳۴۳۴۶[-	]۲/۷۶۷۰۵[-	]۱/۳۹۰۰۵[-	e۲/۰ +۰۹ [
	۱۷۴۶۰۱۸	۴/۷۷۲۶۶۶	۵/۰۰۶۱۲۹	۳۶۶۳۳/۹۰	۹۱/۳۵۳۲۰
	(۳۷۷۰۵۲۶)	(۱/۵۹۲۷۳)	(۱/۴۶۰۵۹)	(۲۲۸۰۸/۲)	(۱/۵E−۰۷)
C	]۰/۴۶۳۰۷ [	]۲/۹۹۶۵۳ [	]۳/۴۲۷۴۷ [	]۱/۶۰۶۱۷ [	]۰۸e۵/۹ + [

(منبع: یافته‌های پژوهش)

در ادامه نیز نتایج علیت آزمون گرنجر برای بازار پول در جدول (۷) ارائه شده است

جدول (۷): نتایج حاصل از آزمون گرنجر بازار پول

	احتمال	آماره F		احتمال	آماره F
CBH علت گرنجر MSP نیست.	۰/۷۸۴	۱/۰۷۵	IBH علت گرنجر CBH نیست.	۱/E-۱۰	۷۷/۰۵۲
MSP علت گرنجر CBH نیست.	۶/E-۰۶	۲۷/۷۱۳	CBH علت گرنجر IBH نیست	۵/E -۰۵	۲۱/۲۳۶
PBH علت گرنجر MSP نیست.	۰/۸۰۳	۰/۰۶۳	UINF علت گرنجر CBHنیست.	۰/۰۸۳	۳/۱۵۹
MSP علت گرنجر PBH نیست.	۴/E-۰۶	۲۹/۱۹۵	CBH علت گرنجر UINFنیست.	۰/۹۷۷	۰/۰۰۰
IBH علت گرنجر MSP نیست.	۰/۵۷۶	۰/۳۱۷	IBH علت گرنجر PBH نیست.	۴/ E -۱۲	۱۰۰/۶۲۳
MSP علت گرنجر IBH نیست.	۰/۰۱۱	۷/۰۶۱	PBH علت گرنجر IBH نیست.	۱/E -۰۵	۲۶/۲۰۲
UINF علت گرنجر MSP نیست.	۰/۵۱۲	۰/۴۳۸	UINF علت گرنجر PBH نیست.	۰/۰۷۸	۳/۲۷۱
MSP علت گرنجر UINF نیست.	۰/۹۸۷	۰/۰۰۰	PBH علت گرنجر UINF نیست.	۰/۹۷۸	۰/۰۰۰
PBH علت گرنجر CBH نیست.	۳/E-۱۷	۲۲۴/۳۳۱	UINF علت گرنجر IBH نیست.	۰/۰۴۴	۴/۳۲۶
CBH علت گرنجر PBH نیست.	۹/E-۱۸	۲۴۰/۳۲۳	IBH علت گرنجر UINF نیست.	۰/۹۸۹	۰/۰۰۰

(منبع: یافته‌های پژوهش)

همچنین نتایج حاصل از آزمون VAR برای بازار سرمایه در جدول (۸) و نتایج علیت آزمون گرنجر برای این بازار در جدول (۹) ارائه شده است. نتایج آزمون VAR نشان می‌دهند که:

- بین رفتار مصرفی مصرف‌کننده با ارزش معاملات سهام و رفتار تولیدی تولیدکننده و نااطمینانی تورم یک دوره قبل، رابطه معنی‌دار منفی و بین رفتار مصرفی مصرف‌کننده با رفتار مصرفی مصرف‌کننده یک دوره قبل و رفتار سرمایه‌گذار یک دوره قبل، رابطه معنی‌دار مثبت وجود دارد.
- بین رفتار تولیدی تولیدکننده باارزش معاملات سهام، نااطمینانی تورم و رفتار تولیدی تولیدکننده یک دوره قبل، رابطه معنی‌دار منفی و بین رفتار تولیدی تولیدکننده با رفتار مصرفی مصرف‌کننده و رفتار سرمایه‌گذار یک دوره قبل، رابطه معنی‌دار مثبت وجود دارد.
- بین رفتار سرمایه‌گذار با ارزش معاملات سهام و رفتار تولیدی تولیدکننده یک دوره قبل، رابطه معنی‌دار منفی و بین رفتار سرمایه‌گذار با رفتار مصرفی مصرف‌کننده و رفتار سرمایه‌گذار یک دوره قبل، رابطه معنی‌دار مثبت وجود دارد.
- بین نااطمینانی تورم و نااطمینانی تورم یک دوره قبل رابطه معنی‌دار مثبت وجود دارد.

جدول (۸): نتایج حاصل از آزمون VAR بازار سرمایه

	UINF	IBH	PBH	CBH	VST
	−۱۴E۶/۷۸	−۰/۰۲۷۰۹۳	−۰۶E−۱/۷۷	−۰۶E−۱/۹۵	۰/۰۳۵۱۶۲
VST(-1)	−۱۴)E(۷/۲	(۰/۰۱۱۱۸)	−۰۷)E(۶/۸	−۰۷)E(۷/۵	(۰/۱۷۰۱۷)
	[۰/۹۳۵۸۳]	[−۲/۴۲۲۳۸]	[−۲/۵۸۴۰۶]	[−۲/۶۰۳۵۹]	[۰/۲۰۶۶۲]
	−۰۹E۸/۵۹	۱۹۱۰۲/۶۶	۳/۳۳۶۹۱۳	۴/۳۵۰۲۶۹	۳۱۷۷۱/۳۷
CBH(-1)	−۰۸)E(۲/۴	(۳۷۰۰/۹۵)	(۰/۲۲۶۶۲)	(۰/۲۴۷۹۰)	(۵۶۳۱۰/۸)
	[۰/۳۵۸۲۰]	[۵/۱۶۱۵۵]	[۱۴/۷۲۴۴]	[۱۷/۵۴۸۷]	[۰/۵۶۴۲۱]
	−۰۹E−۷/۹۱	−۱۸۹۲۱/۸۳	−۲/۳۰۹۳۰۶	−۳/۳۳۲۰۸۶	−۳۱۵۴۳/۵۶
PBH(-1)	−۰۸)E(۲/۲	(۳۴۳۲/۷۶)	(۰/۲۱۰۲۰)	(۰/۲۲۹۹۳)	(۵۲۲۳۰/۲)
	[−۰/۳۵۵۶۸]	[−۵/۵۱۲۱۳]	[−۱۰/۹۸۶۱]	[−۱۴/۴۹۱۶]	[−۰/۶۰۳۹۳]
	−۱۳E−۲/۰۶	۱/۱۲۴۰۸۴	−۰۵E۳/۷۷	−۰۵E۳/۹۲	۰/۸۴۵۶۳۳
IBH(-1)	−۱۳)E(۷,۴	(۰/۰۷۲۸۷)	−۰۶)E(۴/۵	−۶۰)E(۴/۹	(۱/۱۰۸۷۷)
	[−۰/۴۳۷۰۲]	[۱۵/۴۲۵۴]	[۸/۴۴۷۵۳]	[۸/۰۲۹۹۴]	[۰/۷۶۲۶۸]
	۰/۷۹۱۸۷۳	−۶۳/۹۶۵۷۹	−۰/۰۰۹۴۷۹	−۰/۰۰۸۶۰۵	−۳۸۵/۵۹۴۴
UINF(-1)	−۱۰)E(۳/۸	(۵۸/۷۰۸۳)	(۰/۰۰۳۵۹)	(۰/۰۰۳۹۳)	(۸۹۳/۲۵۹)
	]+۰۹e۲/۱[	[−۱/۰۸۹۵۵]	[−۲/۶۳۶۸۹]	[−۲/۱۸۸۳۲]	[−۰/۴۳۱۶۷]
	۹۱/۳۵۳۲۰	۱۹۵۹۲/۸۳	۴/۶۹۲۳۷۴	۴/۴۱۴۷۰۷	۱۵۰۴۰۶/۹
C	−۰۷)E(۱/۵	(۲۳۳۳)	(۱/۴۲۸۷۸)	(۱/۵۶۲۸۳)	(۳۵۵۰۱۷)
	+۰۸ e۶/۰[	[۱/۲۶۸۲۸]	[۳/۲۸۴۱۹]	[۲/۸۲۴۷۱]	[۰/۴۲۳۶۶]

(منبع: یافته‌های پژوهش)

جدول (۹): نتایج حاصل از آزمون گرنجر بازار سرمایه

	احتمال	آماره F		احتمال	آماره F
CBH علت گرنجر VST نیست.	۲/E−۰۵	۲۴/۷۷۴	IBH علت گرنجر CBH نیست.	۱/E−۱۰	۷۷/۰۵۲
VST علت گرنجر CBH نیست.	۰/۸۵۶	۰/۰۳۳	CBH علت گرنجر IBH نیست	۵/E −۰۵	۲۱/۲۳۶
PBH علت گرنجر VST نیست.	۲/E−۰۵	۲۴/۲۵۱	UINF علت گرنجر CBHنیست.	۰/۰۸۳	۳/۱۵۹
VST علت گرنجر PBH نیست.	۰/۷۴۹	۰/۱۰۳	CBH علت گرنجر UINFنیست.	۰/۹۷۷	۰/۰۰۰
IBH علت گرنجر VST نیست.	۲/E−۰۶	۳۰/۹۶۱	IBH علت گرنجر PBH نیست.	۴/ E −۱۲	۱۰۰/۶۲۳
VST علت گرنجر IBH نیست.	۰/۱۳۲	۲/۳۶۰	PBH علت گرنجر IBH نیست.	۱/E −۰۵	۲۶/۲۰۲
UINF علت گرنجر VST نیست.	۰/۴۳۵	۰/۶۲۲	UINF علت گرنجر PBH نیست.	۰/۰۷۸	۳/۲۷۱
VST علت گرنجر UINF نیست.	۰/۶۳۹	۰/۲۲۳	PBH علت گرنجر UINF نیست.	۰/۹۷۸	۰/۰۰۰
PBH علت گرنجر CBH نیست.	۳/E−۱۷	۲۲۴/۳۳۱	UINF علت گرنجر IBH نیست.	۰/۰۴۴	۴/۳۲۶
CBH علت گرنجر PBH نیست.	۹/E−۱۸	۲۴۰/۳۲۳	IBH علت گرنجر UINF نیست.	۰/۹۸۹	۰/۰۰۰

(منبع: یافته‌های پژوهش)

۵. بحث و نتیجه‌گیری

در این تحقیق به مدل‌سازی و بررسی مقایسه‌ای رفتار بخش‌های مصرف، تولید و سرمایه‌گذاری در بازارهای پول و سرمایه ایران پرداخته شد. بدین منظور از داده‌های سالانه متغیرهای مستقل شاخص قیمت مصرف‌کننده، شاخص بهای تولیدکننده، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری و نااطمینانی تورم استفاده شد و با استفاده از روش فیلتر هودریک–پریسکات رفتار هر یک از متغیرها در قالب رفتار مصرفی مصرف‌کننده، شاخص تولیدی تولیدکننده و رفتار سرمایه‌گذار برای سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۷ به روش اتو رگرسیون با وقفه توزیعی و الگوی خود توضیح برداری مورد بررسی قرار گرفت.

خلاصه نتایج حاصل از مقایسه دو بازار پول و سرمایه به روش اتو رگرسیون با وقفه توزیعی در جدول (۱۰) ارائه شده است.

جدول (۱۰): خلاصه نتایج حاصل از مقایسه دو بازار پول و سرمایه به روش اتو رگرسیون با وقفه توزیعی

	کوتاه مدت		بلندمدت	
	بازار پول	بازار سرمایه	بازار پول	بازار سرمایه
رفتار مصرفی مصرف‌کننده (CBH)	نقش دارد	نقش ندارد	نقش دارد	نقش ندارد
رفتار تولیدی تولیدکننده (PBH)	نقش دارد	نقش ندارد	نقش دارد	نقش ندارد
رفتار سرمایه‌گذار (IBH)	نقش دارد	نقش ندارد	نقش دارد	نقش ندارد
نااطمینانی تورم (UINF)	نقش ندارد	نقش ندارد	نقش دارد	نقش ندارد

(منبع: یافته‌های پژوهش)

نتایج حاصل از روش اتورگرسیون با وقفه توزیعی برای بازار پول نشان داد که در کوتاه‌مدت متغیرهای رفتار مصرفی مصرف‌کننده، شاخص تولیدی تولیدکننده و رفتار سرمایه‌گذار با عرضه پول رابطه داشتند، ولی در بلندمدت همه متغیرهای رفتار مصرفی مصرف‌کننده، شاخص تولیدی تولیدکننده و رفتار سرمایه‌گذار و نااطمینانی تورم با عرضه پول، رابطه داشتند که نشان دهنده ی تایید تمام فرضیه های در نظر گرفته شده برای بازار پول می باشد. این در حالیست که نتایج حاصل از روش اتو رگرسیون با وقفه توزیعی برای بازار سرمایه نشان داد که نه در کوتاه‌مدت و نه در بلندمدت هیچ یک از متغیرهای رفتار مصرفی مصرف‌کننده، شاخص تولیدی تولیدکننده و رفتار سرمایه‌گذار و نااطمینانی تورم با ارزش معاملات بازار سهام رابطه نداشتند که نشان دهنده ی رد تمام فرضیه های در نظر گرفته شده برای بازار سرمایه، می‌باشد.

نتایج حاصل از الگوی خود رگرسیون برداری برای بازار پول نشان داد که بین عرضه پول با رفتار مصرفی مصرف‌کننده و رفتار سرمایه‌گذار یک دوره قبل، رابطه معنی دار مثبت، و بین عرضه پول با رفتار تولیدی تولید کننده یک دوره قبل، رابطه معنی‌دار منفی وجود دارد و همچنین نتایج حاصل از الگوی خود توضیح برداری برای بازار سرمایه نشان داد که بین رفتار مصرفی مصرف‌کننده، رفتار تولیدی تولیدکننده و رفتار سرمایه‌گذار با ارزش معاملات سهام یک دوره قبل، رابطه معنی‌دار منفی وجود دارد. نتایج حاصل نشان دهنده آن است که رفتار مصرف‌کنندگان با افزایش سطح قیمت سبد بازار کالاهای مصرفی و خدمات خریداری شده توسط خانوارها، رفتار تولیدکنندگان با افزایش میانگین قیمت دریافتی توسط تولیدکنندگان به ازای تولید کالاها و خدماتشان در داخل کشور و نیز رفتار سرمایه‌گذاران بخش مسکن با افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری، باعث کاهش تقاضا برای خرید سهام در بازار سهام می‌شود و به تبع آن ارزش معاملات بازار سهام کاهش می‌یابد. با توجه به واکنش بین رفتار متغیرها با ارزش معاملات سهام، انتظار می‌رود که آن متغیرها با سایر شاخص‌های بازار سهام نیز رابطه واکنشی داشته باشند. دلیل نتایج حاصله در بلندمدت و تاثیرگذاری معنادار رفتارها بر اقتصاد ایران می‌تواند ناشی از شکل گیری انتظارات عقلائی و تطبیقی در طی سال‌های مورد پژوهش باشد.

به علت در دسترس نبودن اطلاعات مربوط به سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۶۸ برای شاخص کل بورس، این تحقیق در بررسی به کارگیری روش فیلترینگ در مدلسازی رابطه بازار سرمایه با رفتار متغیرهای اقتصادی، با در نظر گرفتن شاخص کل بورس برای بازار سهام، با محدودیت مواجه شد. در صورت دسترسی به تمام داده‌های سایر شاخص‌های بازار سهام، به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود که در ادامه این تحقیق، به بررسی این موضوع با شاخص‌های دیگر بپردازند.

پیشنهادات

طبق نتایج حاصل از تحقیق پیشنهادات زیر ارائه می گردد:

۱ـ بانک مرکزی در ارائه سیاستهای پولی با ابزار عرضه پول همواره الگوی مصرفی سطح کلان را مورد بررسی قرار داده و رفتار مصرفی ملی را در ارائه این سیاست پولی لحاظ کند(طبق فرضیه ۱ مدل بازار پول).

۲ـ ارائه سیاست پولی از طرف بانک مرکزی با ابزار عرضه پول در راستای سیستم تولید اقتصاد در سطح کلان و چگونگی جانشینی عوامل تولید و همچنین رفتار تولیدکنندگان به لحاظ پاسخ به دو سؤال چه چیز تولید شود؟ و برای چه کسی تولید شود؟ (طبق فرضیه۲ مدل بازار پول).

۳ـ پیشنهاد می شود اجرای سیاست پولی انقباضی و یا انبساطی از طرف بانک مرکزی با تغییرات نقدینگی، با توجه به رفتار سرمایه گذاری بخش خصوصی (در بخش مسکن) باشد. به عبارتی

چگونگی اثرگذاری سیاست پولی انبساطی و یا انقباضی بر بخش سرمایه گذاری مورد توجه باشد(طبق فرضیه۳ مدل بازار پول).

۴ـ تغییرات عرضه پول توسط بانک مرکزی زمانی باید صورت بگیرد که تعدیل‌های لازم، در انتظارات عقلائی و انتظارات تطبیقی طرف تقاضای کل و طرف عرضه کل، انجام شده باشد (طبق فرضیه۴ مدل بازار پول).

٦. تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

References

- Amiri, H. Pirdadeh Biranvand, M. (2019). Uncertainty of Iran's Economic Policies and Stock Market Based On The Markov Regime Change Approach. Scientific Journal of Financial Knowledge. Volume 12, Issue 44. (In Persian)
- Assagaf, A. Murwaningsari, E. Gunawan, J & Mayangsari, S. (2019). The Effect of Macro Economic Variables on Stock Return of Companies That Listed in Stock Exchange: Empirical Evidence from Indonesia. International Journal of Business and Management; Vol. 14, No. 8; 2019.
- Hendrickson, Mary K. Hultine Massengal, S. Cantrell, R. (2020). "No money exchanged hands, no bartering took place. But it's still local produce": Understanding local food systems in rural areas in the U. S. Heartland". Journal of Rural Studies.
- Mohammadi Khyareh, M. (2020). Monetary Policy and Inflation Dynamics in Iran: New Evidences. Journal of Development and Capital. Volume 5, Issue 1 - Serial Number 8 August 202. Pages 111-130. (In Persian)
- Molefhi, K. (2019). The Impact of Macroeconomic Variables on Capital Market Development in Botswana's Economy. Botswana Institute for Development Policy Analysis.
- Naadali, M. Soltanalolamayi, M. Haji, M, H. Dolabi,H. Nairi,S. (2017). Interaction of Money Market and Capital Market in Iran's Economy. A Quartly Journal of The Trend, Vol. 24- Issue 77. (In Persian)
- Negahdari, N. (2014). The role of human capital in the efficacy of FDI on economic growth in the countries of the Persian Gulf. A Quartly Journal of The Macro and Strategic Policies, Vol. 2- No 8. Pages 67-75. (In Persian)
- Olokoyo, F. Ibhagui, O., & Babajide, A. (2020). Macroeconomic indicators and capital market performance: Are the links sustainable?. Journal of Cogent Business & Management.
- Pouraghadam, M, M. Torabi, T. Memarnejad, A. Mohammadi, T. (2022). Substitution of Traditional Money with Virtual Currencies and Its Effects on

Macroeconomic Variables In The Form Of DSGE Model. Quarterly Journal of Computational Economics. Vol. 2, No. 1, 49-70. (In Persian)

- Rajaee, H. Jalaee, A, M. (2017). Investigating the Production Gap in Iran's Economy Using Hodrick-Prescott and Band-Pos Filtering. Economic Journal. Volume 17, Issue 3&4. (In Persian)
- Salmani, Y. Yavari, K. Sahabi, B. Asgharpour, H. (2016). The Short-Run and Long-Run Effects of Government Debt on Economic Growth in Iran, A Quartly Journal of Applied Economics Studies Iran (AESI). Volume 5, Issue 18. Pages 81-107. (In Persian)
- Shamse safa, F. (2016). The New Impact of Petrochemical Feedstock Prices Increase on Tehran Stock Market. Financial Economics.Issue 33, v. 9, 119-134. (In Persian)
- Škrinjari´c, T., & Orlovi´c, Z. (2020). Economic Policy Uncertainty and Stock Market Spillovers: Case of Selected CEE Markets. Journal of Mathematics, 8, 1077.
- Vinicius Bernardelli, L & Leite De Castro, G, H. (2020). Stock Market And Macroeconomic Variables: Evidence For Brazil. Revista Catarinense da Ciência Contábil, ISSN 2237-7662, Florianópolis, SC, v. 19, 1-15.
- Zolfaqari, M. (2019). Investigating The Impact of Macroeconomic Variables On the Zalue Of Stock Transactions In The Stock Exchange. Tehran Stock Exchange. Research and Development Management. (In Persian)

Computational Economics
ISSN 2821-0433

Investigating the Relationship between Oil Prices and Stock Markets in Oil Exporting and Importing Countries by Using Quantile Regression

Abouzar Gandomkar[1], Seyyed Nematollah Mousavi[2]✉, Abbas Amini Fard[3]

1. Ph.D Student in Economics, Department of Economics, Marvdasht Branch, Islamic Azad University, Marvdasht, Iran, Email: Gandomkar188@gmail.com
2. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Marvdasht Branch, Islamic Azad University, Marvdasht, Iran, Corresponding Author, Email: Mousavi_sn@yahoo.com
3. Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran, Email: Aaminifard@yahoo.com

Article Info

Received: 27/11/2023
Accepted: 05/03/2024

Pages: 99-126

Keywords:
Oil price; Stock market; Quantile regression; Oil exporting and importing countries

JEL Classification:
P24; G23; G1

ABSTRACT

The relationship between fundamental oil price changes and stock returns is significant as an interaction between financial markets. In this study, the relationship between oil prices and stock markets in major oil-exporting countries (Russia, Norway, Canada, Iran) and oil-importing countries (USA, India, Japan) has been investigated. For this purpose, quantile regression and weekly data from January 2010 to June 2022 have been used. The results of the study showed that the price of oil has a positive and significant effect on all deciles of the stock index in Russia, Norway, Canada, America, and India. Meanwhile, the oil price has a positive and significant effect on the first 4 deciles of the Japanese stock index and the 6th decile of the Iranian stock index. Also, the good fit statistic indicates the significant impact of the stock index on oil price changes in the countries under review.

COPYRIGHTS
©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) https://creativecommons.org/licenses/by/4.0

Extended Abstract

Considering the great importance of exchange rate fluctuations in various sectors of the macro economy, the issue of exchange rate fluctuations and its control has always been discussed in the framework of currency regimes in most countries. Considering that in recent decades, the managed floating system is one of the systems of interest in the world's economies, therefore, the level of involvement in this market and its measurement has played a very important role and has attracted the attention of model makers and economists. In oil-exporting countries, because the economy of these countries is dependent on oil, currency fluctuations and the level of intervention of the monetary authority in these countries are always very important. Most of these studies have identified and explained the paths and quantitative estimation of the effect of oil price on the macroeconomics of countries separately, and very few studies have examined the indirect channels of the effect of oil price shocks on the economy of countries. The point that this study emphasizes is that there is a relationship between oil prices and stock markets in oil importing and exporting countries, which has been neglected in many studies.

Purpose

In this study, the relationship between oil prices and stock markets in major oil-exporting countries (Russia, Norway, Canada, Iran) and oil-importing countries (USA, India, Japan) has been investigated. For this purpose, quantile regression and weekly data from January 2010 to June 2022 have been used.

Methodology

Different phenomena in the science of statistics appear in the form of random variables and it will be possible to investigate these phenomena by determining their distribution. In this regard, there are various statistical measures, each of which provides researchers with different information from the random variable distribution. Quantile or quantile regression is a statistical method for estimating and inferring conditional quantile functions. As linear and classical regression methods are based on minimizing the sum of squared errors and can estimate a model for conditional mean functions, quantile regression methods provide a mechanism for estimating models for the conditional mean function and a wide range of other conditional quantile functions. Quantile regression is able to provide a more complete statistical analysis of random relationships between variables. While standard regression methods show how the value of a dependent variable reacts to the change of an explanatory variable; Quantile regression shows the predicted changes for the entire distribution of the dependent variable and is used for the separate effects of the explanatory variable at different points of the distribution of the dependent variable. Of course, it should be acknowledged that one of the shortcomings of standard OLS regression is that the obtained estimate is a number that is used to summarize the relationship between the dependent variable and each of the independent variables.

Findings

Knowing the common movement between oil and stock markets is of great importance for investors and policy makers. In this context, there is a lot of empirical literature that shows the complexity of oil price dynamics and stock indices and then the relationship between them. In this study, using the quantile regression method, the relationship between oil price and stock index in oil exporting and importing countries in the period of 2010-2022 has been investigated. The results of the study showed that the price of oil has a positive and significant effect on the stock index in Russia, Norway, Canada, America and India in all deciles and the first 4 deciles in the Japanese stock index. Also, the price of oil has had a positive and significant effect on the stock index in Iran in 6 deciles (first 5 deciles, seventh deciles), and in the last two deciles. Also, by examining the R2adj statistic, it can be said that in all the investigated stock exchanges, except for Russia and Iran, 50 to 70% of the stock index changes are explained by the oil price, which shows the importance of the oil price on the stock index in these countries. In other words, the stock value can be considered equal to the sum of the discount of the future liquidity flows, and since these flows are directly affected by macroeconomic events, therefore, these flows can easily be affected by negative impulses. In addition, oil price volatility also has significant effects on stock market returns. The three categories of capital, manpower and oil can be considered as the most important factors that are used in the production of most goods, therefore, changes or fluctuations in each of these three factors will affect the cash flow.

Conclusion

Depending on whether they are oil importers or exporters, countries have different effects on oil price changes. According to the opinion of many economists, the price increase will bring a decrease in economic growth as well as an increase in inflation for the economy of oil importing countries. But if the oil importing countries have a strong and suitable economic structure, these fluctuations will have a less destructive effect on their economic conditions. In oil exporting countries, it is expected, of course, that the increase in the price of oil will increase their income, which will lead to an increase in their liquidity in the future, which will have a direct and positive impact on the capital market and the stock index. Now, if these incomes are used to buy domestic products, this increase in income leads to an increase in production and economic growth, and consequently to an increase in investment, which leads to an increase in stock prices. Therefore, according to oil price fluctuations in recent years, investors and policymakers should consider market conditions in their decisions based on modeling the relationship between oil and stock markets. Also, considering the changes that will happen over time in relation to the price of oil and the stock market, investors and policy makers should pay attention to this dynamic behavior of stock markets.

فصلنامه اقتصاد محاسباتی
شاپا ۲۸۲۱-۰۴۳۳

رابطه بهای نفت و بازارهای سهام در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت با استفاده از رگرسیون چندکی

ابوذر گندم کار[۱]، سید نعمت الله موسوی[۲]✉، عباس امینی فرد[۳]

۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد مرودشت، دانشگاه آزاد اسلامی، مرودشت، ایران، پست الکترونیکی: Gandomkar188@gmail.com
۲. دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد مرودشت، دانشگاه آزاد اسلامی، مرودشت، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: Mousavi_sn@yahoo.com
۳. استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران، پست الکترونیکی: Aaminifard@yahoo.com

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی
صفحات ۹۹-۱۲۶

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۲/۹/۶
تاریخ پذیرش نهایی: ۱۴۰۲/۱۲/۱۵

واژگان کلیدی:
قیمت نفت، بازار سهام، رگرسیون چندکی، کشورهای صادر کننده و واردکننده نفت

طبقه‌بندی JEL:
P24;G23;G1

چکیده

رابطه بین تغییرات قیمت واقعی نفت و بازده سهام به عنوان تعامل بین بازارهای مالی حائز اهمیت فراوان می‌باشد. در این مطالعه به بررسی رابطه بین قیمت نفت و بازارهای سهام در کشورهای عمده صادرکننده نفت (روسیه، نروژ، کانادا، ایران) و واردکننده نفت (ایالات متحده آمریکا، هند، ژاپن) پرداخته شده است. برای این منظور از رگرسیون چندکی و داده‌های هفتگی از ژانویه ۲۰۱۰ تا ژوئن ۲۰۲۲ استفاده شده است. نتایج مطالعه نشان داد قیمت نفت تاثیر مثبت و معنی‌داری در تمامی دهک‌ها بر شاخص سهام در کشورهای روسیه، نروژ، کانادا، آمریکا و هند دارد. این در حالی است که قیمت نفت در ۴ دهک اول در شاخص سهام ژاپن و ۶ دهک در شاخص سهام ایران تاثیر مثبت و معنی‌داری دارد. همچنین آماره خوبی برازش نشان‌دهنده تاثیرپذیری قابل توجه شاخص سهام از تغییرات قیمت نفت در کشورهای مورد بررسی می‌باشد.

۱. مقدمه

در اقتصاد دنیا، نفت به عنوان شاهراه زندگی، به‌ویژه در اقتصاد کشورهای واردکننده و صادرکنندهٔ نفت، از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است. علاوه براین، بهای نفت، دارای پیچیدگی‌هایی است که باعث شده است به یکی از ناپایدارترین بازارهای جهان تبدیل شود (لین[1] و همکاران، ۲۰۲۳). همین مساله باعث شده است بررسی رابطهٔ بین بهای نفت و بازارهای مالی برای سرمایه‌گذاران، دانشگاهیان و سیاست‌گذاران به مساله مهم و جذابی تبدیل گردد (آنکراه[2] و همکاران، ۲۰۲۳). نظریه‌های اقتصادی اذعان دارند قیمت نفت خام با رویکردهای دوگانهٔ عرضه و تقاضا در بازار جهانی تغییر می‌یابد و این موضوع همواره بر روی اقتصاد کشورها، خصوصاً جوامع صادر کنندهٔ نفت که بخش مهمی از اقتصادشان منوط به درآمدهای نفتی است، تأثیرات بسیاری می‌گذارد (خیمنز رودریگز[3]، ۲۰۲۲). به بیان دیگر، استدلال کشورهای عرضه کننده این است که نفت، مادهٔ اولیه و اصلی بسیاری از تولیدات در سراسر جهان است و لذا بایستی قیمت آن بالا رود اما بالارفتن قیمت نفت، کاهش تقاضای آن را به همراه دارد و این موضوع به تناوب میان متقاضیان و عرضه کنندگان ادامه دارد (چاتزیانتونیو[4] و همکاران، ۲۰۲۳). از طرفی، چنانچه افزایش قیمت نفت از سوی متقاضیان آن مورد قبول واقع گردد، مجموع رویکردها و سیاست‌های اقتصادی کشورهای واردکننده برای جبران افزایش قیمت به سمت و سوی افزایش هزینهٔ شرکت‌ها سوق می‌یابد و این موضوع مهم، معضلی بزرگ برای سرمایه‌گذاری شرکت‌ها محسوب می گردد. گذشته از آن، تغییرات و مجموعه نوسانات ناشی از افزایش قیمت نفت، بر دو موضوع نرخ ارز و و تورم و بر سیاست‌های اقتصادی کشورها نیز بسیار اثرگذار است (کیان[5] و همکاران، ۲۰۲۳).

موضوع مهم دیگر، بررسی ارتباط میان تغییرات و نوسانات قیمت نفت خام و قیمت سهام است. قیمت نفت خام، تأثیرات مستقیمی بر نوسانات قیمت سهام در بازار خواهد گذاشت چرا که قیمت نفت، به صورت مستقیم بر میزان دارایی و سرمایه گذاری‌ها شرکت‌ها اثر دارد. هرچند در بسیاری از اقتصاددانان معتقدند در حال حاضر ارتباط معنادار و قدرتمندی میان تعیین قیمت سهام و نوسانات قیمت نفت خام نمی توان تعیین نمود (وانگ[6] و همکاران، ۲۰۲۲).

با توجه به اهمّیّت بسیار نوسان‌های نرخ ارز در بخش‌های گوناگون اقتصاد کلان، موضوع نوسانات نرخ ارز و کنترل آن همواره در چارچوب رژیم‌های ارزی در اکثر کشورها مورد بحث بوده است. با توجه به اینکه در دهه‌های اخیر، نظام شناور مدیریت شده یکی از نظام‌های مورد توجه اقتصادهای جهان است،

[1] Lin
[2] Ankrah
[3] Jimenez-Rodriguez
[4] Chatziantoniou
[5] Qian
[6] Wang

لذا میزان دخالت در این بازار و اندازه‌گیری آن دارای نقش بسیار مهمی بوده است و مورد توجه الگوسازان و اقتصاددانان قرارگرفته است. در کشورهای صادرکننده نفت نیز همواره به این علت که اقتصاد این کشورها وابسته به نفت است، نوسانات ارزی و به دنبال آن میزان دخالت حاکمیت پولی در این کشورها از اهمیت زیاد برخوردار است (اوفوری ساسو[1]، ۲۰۲۳).

علیرغم مطالعات زیادی که در ارتباط با بررسی رابطه بین نفت و بازارهای سهام صورت گرفته است، اما هنوز اجماع واضحی درباره شکل و ارتباط بین آن‌ها وجود ندارد. در واقع، تحقیقات بسیاری ازجمله یوان[2] و دیگران، بودیمن[3]، گائوگان[4] و دیگران، کلاسیک[5] و دیگران وجود رابطه منفی بین بهای نفت و بازارهای سهام را نشان می‌دهند. بر اساس تحلیل آنها، افزایش در بهای نفت منجر به استهلاک و افت بازاراهای سهام میشود. این در حالی است که، سایر تحقیقات رابطه مثبت بین بهای نفت و بازده سهام را مشخص می‌کنند (ورهاگی[6] و دیگران، ۲۰۲۳؛ حنیف[7] و دیگران، ۲۰۲۳؛ اسکریبانو[8] و دیگران، ۲۰۲۳). علاوه براین، برخی از مطالعات از جمله کانگ[9] و دیگران (۲۰۲۳) و آدکویا[10] و دیگران (۲۰۲۲)، بحث می‌کنند که تاثیر بهای نفت بر بازارهای سهام در بخش‌های مختلف اقتصادی (نفت در مقابل صنایع غیرنفتی) و کشورها (کشورهای صادرکننده نفت در مقابل واردکننده نفت) متفاوت است. بعلاوه، اوکره[11] و دیگران (۲۰۲۳) معتقدند که ارتباط مثبت بین جنبش‌های بهای نفت و بازده بازار سهام در مورد کشورهای صادرکننده نفت وجود دارد. همچنین، وانگ و همکاران[12] نشان می‌دهند که پاسخ بازار سهام در یک کشور به سهام بهای نفت بسیار وابسته به این است که آیا آن کشور واردکننده یا صادرکننده خالص در بازار جهانی نفت است، و اینکه آیا تغییرات در بهای نفت با شوک های عرضه و تقاضای انبوه گردانده می‌شود. پیچیدگی این رابطه عمدتا به دلیل حضور برخی حقایق در نفت و بازارهای سهام است. درواقع، بازار سهام ممکن است به شوک‌های بهای نفت بطور نامتقارن واکنش نشان دهد و این واکنش ممکن است بسته به شرایط مختلف بازاری متفاوت باشد. فاکتور دیگری که می‌تواند در این پیچیدگی

[1] Ofori-Sasu
[2] Yuan
[3] Budiman
[4] Gaughan
[5] Klasic
[6] Verhaeghe
[7] Hanif
[8] Escribano
[9] Kang
[10] Adekoya
[11] Okere
[12] Wang et al

مشارکت داشته باشد، ویژگی متغیر زمانی این رابطه است (اولادوسو[1] و دیگران، ۲۰۲۲؛ وی[2] و دیگران، ۲۰۲۲؛ لیو[3]، ۲۰۲۲؛ سالیسو[4] و دیگران، ۲۰۲۳؛ اوموتوشو[5]، ۲۰۲۲).

۱. ادبیات نظری و پیشینه پژوهش

۲ـ۱. عوامل موثر بر قیمت سهام

اصولاً نخستین و مهمترین علتی که برای سرمایه‌گذاران در راستای اخذ سیاست‌های سرمایه‌گذارانه در بازار بورس اوراق بهادار مطرح است، شاخص قیمت سهام می‌باشد. لذا آگاهی لازم و کافی از این شاخص، بسیار مهم بوده و می تواند به موفقیت سرمایه گذاران در این حوزه کمک شایانی نماید. به طور کلی در تعیین عوامل مؤثری که بر قیمت سهام در بورس اوراق بهادار اثرگذارند، به موارد ذیل می‌توان اشاره داشت:

۱- عوامل داخلی: به مجموعه راهبردها، رویکردها و سیاست‌های یک شرکت اطلاق می‌گردد که در حیطهٔ فعالیت و مدیریت شرکت‌ها قرار دارد. در این رابطه، چهار موضوع مهم عایدی هر سهم[6]، سود تقسیمی هر سهم[7]، نسبت قیمت بر درآمد[8] و افزایش سرمایهٔ تجزیهٔ سهام[9] ذیل عوامل داخلی قرار می‌گیرند؛

۲- عوامل خارجی: به مجموعه عواملی اطلاق می‌گردند که خارج از حیطهٔ فعالیت و مدیریت شرکت‌ها قرار داشته و بر آن تأثیر می‌گذارند. این عوامل، حوادث و تصمیماتی هستند که در خارج از شرکت اتفاق می‌افتد، ولی بر قیمت سهام هم مؤثراند. این عوامل خود به دو زیر دسته تقسیم می‌شوند:

الف- عوامل سیاسی همچون جنگ، صلح، قطع روابط سیاسی و دیپلماتیک و اقتصادی با کشورهای دیگر، تغییر رویکردها و برنامه‌های سیاسی، روی کار آمدن احزاب سیاسی و ... که این موارد همگی بر قیمت‌گذاری سهام اثرات زیادی دارند؛

ب) عوامل اقتصادی: رونق و رکود اقتصادی همواره بر بورس تأثیرات شگرفی می‌نهند. در رونق اقتصادی، سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌ها، بسیار بالا خواهد رفت واین موضوع بالطبع،

[1] Oladosu
[2] Wei
[3] Liu
[4] Salisu
[5] Omotosho
[6] Earnings per share
[7] dividends per share
[8] Price-earnings
[9] Stock split

قیمت سهام آن شرکت را ارتقاء خواهد داد و در وضعیت رکود نیز، سهام شرکت وضعیت نزولی خواهد داشت. (Huang & Shuai, 2023).

۲-۲. قیمت نفت و شاخص قیمت سهام

از دیدگاه تئوریک، شوک قیمت نفت می‌تواند از مسیرهای متعددی به اقتصاد کلان وارد شود (فونگ[1] و دیگران، ۲۰۲۳). نفت از آنجایی که از مهمترین مواد انرژی زا و از اصلی‌ترین عوامل تولید به شمار می‌رود، نقش بسیار حیاتی در اقتصاد جهان ایفا می‌کند. این موضوع به ویژه در دهۀ ۱۹۷۰ میلادی و هنگام شوک‌های نفتی، به رکودهای مهم و مخربی در اقتصاد غرب منجر گردید. در پژوهش آدسون[2] و دیگران(۲۰۲۲) نیز این موضوع اذعان گردید که تمامی رکودهای اقتصادی آمریکا از جنگ جهانی دوم به بعد به طور مستقیم با قیمت نفت در ارتباط بوده است. بنابراین هرگونه افزایش یا کاهش در قیمت نفت به صورت مستقیم بر در آمد کشورها و سپس بر اقتصاد آنها اثر خواهد گذاشت.امروزه قیمت نفت به عنوان یکی از مهمترین مؤلفه‌های بنیادی در بازارهای مالی شناخته می‌شود که در این میان، بازار سهام از جایگاه خاصی برخوردار است. ژو[3] و دیگران (۲۰۲۲) بیان داشتند از آنجا که ارزش سهام، برابر با مجموع تنزیل جریانات نقدی آینده است واین جریانات تحت تأثیر رخدادهای اقتصاد کلان هستند، در نتیجه می‌توانند تحت تأثیر تکانه‌های نفتی نیز قرار بگیرند، کاملاً منطقی به نظر می‌رسد که بیان شود بازار سهام اطلاعات مربوط به پیامدهای ناشی از تکانه‌های نفتی را جذب و در قیمت‌های سهام انعکاس می‌دهد. نفت خام یکی از عوامل مهم و مؤثر در اقتصاد جهانی می‌باشد، حوادث سیاسی و بی‌ثباتی مداوم در کشورهای صادرکننده عرضه نفت را مختل می‌کند و تأثیر شدیدی برقیمت جهانی نفت دارد(پورتئوس[4]، ۲۰۲۲). با وجود این بی‌ثباتی‌ها و عدم اطمینان در مورد کشف منابع جدید، انتظار می‌رود قیمت نفت تحت تأثیر این نوسانات قرار گیرد. نوسانات قیمت نفت افق برنامه‌ریزی را کاهش می‌دهد و باعث می‌شود شرکت‌ها سرمایه‌گذاری های تجاری غیرقابل برگشت را به تعویق بیاندازند (دهری و راماچاندران[5]، ۲۰۲۳). قیمت‌های نفت ممکن است، در هر لحظه ای از زمان غر قابل اطمینان باشد. حتی زمانی که قیمت‌ها در مدت زمان طولانی نسبتاً پایدار باقی می‌ماند، یک رویداد ناگهانی خارجی می‌تواند تعادل را به طور مستقل از وقایع قبلی متوقف کند و باعث تغییرات بسمت بالا یا پایین قیمتها شود. نفت یکی از منابع مهم درآمدی برای کشورهای صادرکننده نفت است، نوسان قیمت نفت بر اقتصاد کشوری که بودجه آن متکی به قیمت نفت باشد تأثیرگذار است. علاوه بر این، نوسان قیمت نفت نیز اثرات قابل

[1] Foong
[2] Adeosun
[3] Xu
[4] Porteous
[5] Deheri & Ramachandran

توجهی بر بازده بازار سهام دارد (بائک[1]، ۲۰۲۳). سرمایه، نیروی کار و همچنین نفت مهمترین عواملی هستند که در تولید اکثر کالاها و خدمات به کار برده می‌شوند. هر گونه تغییر در قیمت این عوامل جریان نقدی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. افزایش قیمت نفت می‌تواند در اثر افزایش تقاضای نفت بدون جبران درعرضه آن باشد، قیمت‌های بالاتر نفت مانند یک مالیات تورمی بر مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان عمل می‌کند. در صورت عدم جایگزینی کامل بین عوامل تولید، افزایش قیمت نفت، هزینه‌های تولید را افزایش می‌دهد و هزینه‌های تولید بالاتر، باعث کاهش جریان نقدی و کاهش قیمت سهام می‌شود (حموده[2] و دیگران، ۲۰۲۲). به این صورت که نوسان قیمت نفت موجب افزایش ریسک و عدم اطمینان می‌شود؛ که اثر منفی بر قیمت سهام می‌گذارد و سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد. کشورها از لحاظ اینکه واردکننده یا صادرکننده نفت هستند، اثرپذیری متفاوتی نسبت به تغییرات قیمت نفت دارند. بسیاری از اقتصاددانان، معتقدند که افزایش در قیمت نفت کاهش رشد اقتصادی و افزایش تورم در کشورهای واردکننده نفت را سبب می‌شود. به علاوه افزایش قیمت نفت می‌تواند باعث کمیابی انرژی به عنوان مواد اولیه برای تولید بنگاه‌ها شود و بنابراین، هزینه‌های تولید را افزایش می‌دهد و این امر باعث کاهش جریان نقدی و کاهش قیمت سهام می‌شود. به دلیل نوسانات قیمت، این کشورها با هزینه‌های بیشتر و ریسک‌های بالاتر نفت، مواجه می‌شوند، در نتیجه قیمت سهام این کشورها نیز از این نوسانات متأثر می‌شوند و باعث کاهش سرمایه‌گذاری می‌گردد. در نتیجه افزایش قیمت نفت برای کشورهای واردکننده باعث کاهش درآمد این کشورها و به تبع آن باعث کاهش قیمت سهام می‌شود (چن[3] و دیگران، ۲۰۲۲). افزایش عرضه یا کاهش تقاضا می‌تواند قیمت نفت خام را متأثر کند یا همزمان با کاهش تقاضا و افزایش عرضه کاهش پیدا کند. کاهش در تقاضا معمولاً در پی کاهش رشد اقتصادی منطقه یا جهان یا بروز هرگونه رکود اقتصادی در کشورهای مصرف‌کننده نفت است. اما کاهش در قیمت‌های نفت اکثراً در اثر عرضه مازاد در بازار جهانی می‌باشد. این در حالی است که در صورتی که عرضه نفت در بازار جهانی افزایش پیدا کند، بازار نسبت به امنیت عرضه به اطمینان نسبی می‌رسد که نتیجه آن کاهش قیمت نفت خام در بازارهای جهانی می‌باشد. کشورهای بزرگ تولیدکننده نفت به دلیل ساختار اقتصادیشان ناچار به تأمین درآمد ارزی خود می‌باشند و در زمان افت قیمت‌ها با افزایش تولید سعی در این دارند که درآمد ارزی کشورشان را محقق سازند (دوراند لاسروه[4] و دیگران، ۲۰۲۳). در کشورهای صادرکننده نفت انتظار می‌رود هرگونه افزایش قیمت نفت منجر به افزایش درآمد در این کشورها گردد. افزایش درآمد و ثروت دولت باعث می‌شود جریان‌های نقدی آتی افزایش یابد و در نتیجه اثر مثبتی بر بازار سرمایه و به تبع آن

[1] Baek
[2] Hammoudeh
[3] Chen
[4] Durand-Lasserve

بر شاخص سهام می‌گذارد. حال اگر این درآمدهای بدست آمده، در جهت خرید تولیدات داخلی باشد، این افزایش درآمد منجر به افزایش تولید و رشد اقتصادی و به تبع آن باعث افزایش سرمایه‌گذاری می‌گردد که افزایش قیمت سهام را در پی دارد(قدوسی[1] و دیگران، ۲۰۲۲). از طرفی اگر کشور صادرکننده نفت، یک کشور در حال توسعه باشد، به دلیل عدم توانایی و نداشتن فناوری‌های مورد نیاز برای فرآوری نفت خام، اکثر محصولات و مشتقات نفتی خود را وارد می‌کند، در نتیجه افزایش بهای نفت منجر به افزایش محصولات تولید شده توسط کشورهای صنعتی شده، بنابراین قیمت واردات در این کشورها افزایش می‌یابد، می‌توان گفت که هزینه‌های تولید افزایش یافته و باعث می‌گردد که شاخص قیمت سهام کاهش یابد. بدین ترتیب تغییرات قیمت نفت اثرات متفاوتی بر قیمت سهام در کشورهای صادرکننده نفت از طریق کانال‌های متفاوت دارد (بنلاها[2] و دیگران، ۲۰۲۲).

در ارتباط با موضوع پژوهش مطالعات مختلف و گسترده‌ای انجام گرفته است. بون ونگ و ژانگ [3](۲۰۲۳)، از داده‌های ماهانه بین ۱۹۸۹ تا ۱۹۹۹ استفاده کرده و نشان دادند که بهای نفت، جنبش بازار سهام در چین را توضیح می‌دهند. الفیومی[4] و دیگران(۲۰۲۳)، در مطالعه خود نشان دادند که بهای نفت خام، تاثیر بسیار مهمی بر بازده بهای سهام در بازه زمانی ۱۹۸۳ تا ۱۹۸۹ دارد. غنی[5] و دیگران(۲۰۲۳)، به به بررسی پیوند بین نفت و بازار سهام بریتانیا براساس داده‌های روزانه بین ۱۹۸۹ و ۲۰۰۱ می‌پردازند. نتایج حاصل از این پژوهش نمایانگر این است که بهای نفت تاثیر مثبتی بر بهای سهام دارد. در بازارهای درحال ظهور، کارانفیل و اومگبا[6] (۲۰۲۳)، به مطالعه رابطه بازار نفت و سهام در ۱۲ کشور پرداختند و نشان دادند که خطر بهای نفت بر بازده بهای سهام تاثیر می‌گذارد. هاینی[7] و دیگران (۲۰۲۳)، این رابطه را در آمریکا و ۱۳ کشور اروپایی با استفاده از داده‌های ماهانه بین ۱۹۸۶ و ۲۰۰۵ بررسی کردند. نتایج نشان داد بازار سهام نروژ به افزایش بهای نفت واکنش مثبت دارد. روی[8](۲۰۲۳)، نشان داد که واکنش بازده سهام واقعی آمریکا به تغییرات بهای نفت ناشی از عرضه سهام بسیار متفاوت از شوک نفت ناشی از شوک تقاضا است. سوئیدان و البرگاتی[9] (۲۰۲۳)، رابطه بلند مدت بین قیمت جهانی نفت خام و بازارهای سهام بین المللی را مورد بررسی قرار دادند. آنان توجیه کردند که الگوی رابطه بین بهای نفت واقعی و بهای سهام تغییر می‌کند. در بازار سهام کانادا، برگرو[10] و دیگران (۲۰۲۲)، تاثیر مثبت و مهم شوک‌های

[1] Ghoddusi
[2] Benlagha
[3] Boon wang & Zhang
[4] Al-Fayoumi
[5] Ghani
[6] Karanfil & Omgba
[7] Haini
[8] Roy
[9] Sweidan & Elbargathi
[10] Bergero

بهای نفت بر بازده سهام را نشان دادند. این رابطه در بازار نروژ نیز توسط آلسکروف[1] و دیگران (۲۰۲۳) تایید شده است. در یک تحلیل بخشی، دوتا[2] و دیگران (۲۰۲۳)، از داده‌های هفتگی از مجموعه‌ای از کشورهای اروپایی استفاده کردند. آن‌ها نشان دادند که واکنش‌های بازده سهام به بهای نفت بسته به بخش فعالیت بسیار متفاوت است. کلپیکف و کلپیکوا[3] (۲۰۲۲)، بر کشورهای اروپای مرکزی و شرقی طی دوره ۲۰۰۵-۲۰۱۲ تمرکز می‌کنند. آنان وابستگی مثبتی بین نفت و بازار سهام در این کشورها پیدا کردند. الگوهای وابستگی در دامنه‌های مرکز و چپ توزیعات بازده طی گذشت زمان تغییر می‌کنند. آهارون[4] و دیگران(۲۰۲۳)، نشان دادند که شوک‌های نفت بطور برجسته بر بازار سهام آمریکا تاثیر می‌گذارد. همچنین، السلمان و[5] دیگران (۲۰۲۳)، به بررسی رابطه بین بازار سهام آمریکا و بهای نفت پرداختند و تایید کردند که رابطه بین این دو بازار غیرخطی و وابسته به رژیم است.

در کشورهای وابسته به نفت، رابطه بازار سهام و بهای نفت بطور گسترده در پیشینه تحقیق و ادبیات موضوع، مورد بررسی قرار گرفته است. بیلادار[6] (۲۰۲۲)، بر کشورهای شورای همکاری خلیج فارس تمرکز کرده و دریافت که فقط بازار سهام عربستان سعودی قدرت پیشگویی بهای نفت را دارد. بالاکومار[7] و دیگران (۲۰۲۲)، این رابطه را در همان بازارها مورد بررسی قرار دادند. نتایج این پژوهش نشان داد که بازده بازار سهام بطور عمده به تغییرات بهای نفت در این کشورها واکنش نشان می‌دهد. موکنی[8] و دیگران (۲۰۲۲)، توانایی بهای نفت در پیشگویی بازار سهام کشورهای شورای همکاری خلیج فارس، بریتانیا و آمریکا را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که بهای نفت، قدرت پیشگویی برای بازارهای سهام مطرح، که پس از افزایش بهای نفت و بعد از بحران مالی جهانی افزایش یافته بود را دارند. همچنین، جانسون[9] و دیگران (۲۰۲۳)، به بررسی همبستگی همزمان و با تاخیر متغیر زمانی بین بازار سهام و بهای نفت کشورهای واردکننده و صادرکننده نفت پرداختند. آن‌ها نشان دادند همبستگی همزمان بطورکلی درخصوص بهای نفت ناشی از جنبه‌های عرضه و نقاضا متفاوت است. ضمناً، نتایج همبستگی متاخر نشان می‌دهد صرفنظر از منشا شوک بهای نفت، بهای نفت تاثیر منفی بر بازارهای سهام دارد. لو[10] و همکاران (۲۰۲۳)، از داده‌های روزانه بین سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۶ در کشورهای مربوط به نفت استفاده کردند و نشان دادند که شاخص‌های بازار سهام پیوند مثبت قابل‌توجهی با بهای نفت

[1] Aleskerov
[2] Dutta
[3] Klepikov & Klepikova
[4] Aharon
[5] Alsalman
[6] Hammoudeh and Aleisa
[7] Arouri et al
[8] Mokni
[9] Johnson
[10] Liu

دارد. در کشورهای شورای همکاری خلیج فارس، عمر و بوسمن[1](۲۰۲۳)، به بررسی تاثیر شوک بهای نفت بر بازده بازار سهام با استفاده از آنالیز رگرسیون کمی نامتقارن می‌پردازند. نتایج نشان داد تاثیر بهای نفت بر بازده سهام به شرایط بازار بستگی دارد و شوک‌های بهای نفت تاثیرات نامتقارنی بر بازده سهام دارد. اخیرا، رحمان[2] و دیگران (۲۰۲۳) رابطه بین بهای نفت و کشورهای شورای همکاری خلیج‌فارس را طی دوره ۲۰۰۳-۲۰۱۷ مطالعه نموده‌اند. آنان وابستگی مثبت و پایدار بین این دو بازار را یافتند. نتایج همچنین مشخص می‌کند که بازار عربستان سعودی بیشترین وابستگی و مقاومت به بهای نفت را تجربه می‌کند. فنگ[3] و دیگران (۲۰۲۳)، نقش بازار نفت در مشتق شدن پیوند پویا بین بازارهای سهام کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت را بررسی می‌نمایند. آنان درمی‌یابند که واکنش بازار سهام به تغییرات بهای نفت بستگی به این دارد که آیا بازار سهام به کشور واردکننده یا صادرکننده نفت مربوط است یا خیر. بعلاوه، نویسندگان گزارش می‌دهند که بهای نفت فاکتوری است که بطور چشمگیری رابطه بین بازارهای سهام کشورهای واردکننده و صادرکننده نفت را در دو رژیم همبستگی نفت- سهام زیاد و کم می‌گرداند. هو[4] و دیگران(۲۰۲۳)، تاثیر شوک‌های بهای نفت مانند عرضه، تقاضا و شوک‌های تقاضای خاص نفت بر بازده سهام واردکننده و صادرکننده خالص نفت را از جنبه متغیر زمانی بررسی می‌نماید. یافته‌های این پژوهش نشان داد که رابطه بازارهای سهام- شوک نفت از نظر زمانی متغیر است. علاوه براین، پاسخ بازده سهام به تغییرات بهای نفت، به منبع شوک‌های بهای نفت بستگی دارد و اینکه آیا بازار سهام به واردکننده و صادرکننده خالص نفت ارتباط دارد. همچنین، نتایج حاکی از این است که تاثیر شوک‌های عرضه بر بازده سهام بطور کلی محدود و منفی است درحالی‌که شوک‌های تقاضای تجمیعی، تاثیر مثبتی بر تقریباً همه بازده‌های سهام اعمال می‌نماید. شوک‌های تقاضای نفت خام، تاثیر مثبتی بر بازده سهام صادرکننده نفت و تاثیر منفی بر کشورهای واردکننده نفت دارد.

به علت اهمیت و شدت تغییرات قیمت نفت بعنوان مهمترین حامل انرژی بین‌المللی در اقتصاد کشورها، مطالعات زیادی در زمینه طریقه تأثیرگذاری قیمت نفت بر متغیرهای مهم اقتصادی کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت انجام شده است. بیشتر این مطالعات به شناسایی و تبیین مسیرها و برآورد کمی اثرگذاری قیمت نفت بر اقتصاد کلان کشورها بصورت جداگانه پرداخته‌اند و تعداد بسیار اندکی از مطالعات کانال‌های غیرمستقیم اثرگذاری شوک‌های قیمت نفت بر اقتصاد کشورها را بررسی کرده‌اند. نکته‌ای که این مطالعه بر آن تأکید دارد این است که وجود ارتباط بین بهای نفت و بازارهای سهام در کشورهای واردکننده و صادرکننده نفت است که در بسیاری از مطالعات نادیده گرفته شده است. مجموعه

[1] Umar & Bossman
[2] Rehman
[3] Feng
[4] Hu

ارتباطات جهانی کشورها از طریق بازارهای مالی و حقیقی می‌تواند شدت و جهت‌گیری این اثرگذاری را تحت تأثیر قرار بدهد. هدف از این مطالعه، بررسی ارتباط بین قیمت نفت و بازارهای سهام در کشورهای واردکننده و صادرکننده نفت است. نوآوری پژوهش حاضر در این است که از رویکرد متغیر زمانی و رگرسیون کمی بطور جداگانه استفاده می‌شود که کمتر پژوهشی از هر دو رویکرد بطور همزمان استفاده کرده است.

۲. روش تحقیق

رگرسیون چندکی

پدیده‌های مختلف در علم آمار، در قالب متغیرهای تصادفی نمایان می‌شوند و بررسی این پدیده‌ها، با تعیین کردن توزیع آن‌ها امکان‌پذیر خواهد بود. در این راستا، معیارهای آماری متنوعی وجود دارد که هر یک از توزیع متغیر تصادفی اطلاعات مختلفی را در اختیار پژوهشگران قرار می‌دهند (دلا فوئنته و تران[1]، ۲۰۲۳). رگرسیون چندکی یا کوانتایل[2]، یک روش آماری برای تخمین و استنتاج در مورد توابع چندک شرطی است. همانگونه که روش‌های رگرسیون خطی و کلاسیک بر پایهٔ حداقل کردن مجموع مربعات خطاهاست و می‌تواند یک مدل برای توابع میانگین شرطی برآورد کند، روش‌های رگرسیون کوانتایل مکانیزمی برای تخمین مدل‌ها برای تابع میانگین شرطی و طیف وسیعی از دیگر توابع چندک شرطی ارائه می‌دهد. رگرسیون کوانتایل قادر به ارائه یک تحلیل آماری کامل‌تر از روابط تصادفی بین متغیرها است. شروع مطالعات اساسی در موراین رابطه سال ۱۹۷۸ و از سوی کوانکر و باست[3] بوده است. رگرسیون کوانتایل اگرچه رسماً توسط کوانکر و باست مطرح گردید، اما واقعیت این است که قدمت آن به ۱۷۵۵ بر می‌گردد، جایی‌که مطالعات بسکوویچ، لاپلاس و اجورث مقدمه‌ای بر فعالیت کوانکر در رگرسیون کوانتایل بوده است (پینلیس[4]، ۲۰۲۲). در حالی‌که روش‌های رگرسیون استاندارد نشان می‌دهد که چگونه مقدار یک متغیر وابسته نسبت به تغییر یک متغیر توضیحی واکنش می‌دهد؛ رگرسیون کوانتایل تغییرات پیش‌بینی شده را برای کل توزیع متغیر وابسته نشان داده و برای اثرات جداگانه متغیر توضیحی در نقاط مختلف توزیع متغیر وابسته به کار می‌رود. البته بایستی اذعان داشت یکی از نواقص رگرسیون OLS استاندارد این می‌باشد که برآورد بدست آمده یک عدد است که برای خلاصه‌کردن رابطه میان متغیر وابسته و هریک از متغیرهای مستقل استفاده می‌شود. به طور خاص این روش فرض می‌کند که توزیع مشروط همگن است. از سویی دیگر رگرسیون کوانتایل، اجازه می‌دهد که برآوردهای مختلف

[1] De la Fuente & Teran
[2] Quantile Regression
[3] Koenker & Bassett
[4] Pinelis

در نقاط مختلف توزیع شرطی محاسبه شود (قوش و ناندا[1]، ۲۰۲۳). در واقع رگرسیون کوانتایل برآورد ناهمگنی توزیعی را در متغیر وابسته امکان‌پذیر می‌کند. رگرسیون کوانتایل می‌تواند اثرات بیشتری را نسبت به روش‌های معمول تشخیص دهد، توجه به حد شرطی را محدود نمی‌کند، بنابراین اجازه می‌دهد تا توزیع شرطی یک متغیر پاسخ را تقریبی کنیم(ریچاردز و تاون[2]، ۲۰۲۲). در تعریف کلی رگرسیون کوانتایل به این شیوه بایستی اقدام نمود که چنانچه فرض شود مدلی خطی به صورت زیر داشته باشیم:

$$Y_i = X_i\beta_\tau + \varepsilon_{\tau i}$$

که در آن $X_i = (X_{i1}, X_{i2}, \ldots, X_{ik})$ و $\beta_0 = (\beta_0(\tau), \beta_1(\tau), \ldots, \beta_k(\tau))$ به ترتیب بردارهایی از مقادیر معلوم و پارامترهای نامعلوم بوده و یک متغیر تصادفی مشاهده نشده می‌باشد. فرض شود:

$$Q_\tau(\varepsilon_{\tau i}/X_i) = 0$$

تابع چندک شرطی τام توزیع Y به شرط متغیرهای مستقل X به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Q_\tau(Y/X_i) = X_i\beta_\tau$$

برآورد مدل رگرسیونی چندکی به روش حداقل قدرمطلق انحرافات (LAD) انجام می‌شود که در آن پارامتر رگرسیونی τ امین چندک توزیع به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\beta(\tau) = min_{\beta\epsilon RP}\left[\sum_{i\epsilon\{i:y_i\geq X_i\beta\}}\tau\left|y_i - X_i\beta\right| + \sum_{i\epsilon\{i:y_i<X_i\beta\}}(1-\tau)\left|y_i - X_i\beta\right|\right] = min\sum_{i=1}^{n}\rho_\tau(y_i - X_i\beta)$$

که $p_\tau(u)$ که تابع مقادیر قدرمطلق شیب است و به صورت زیر می‌باشد:

$$p_\tau(u) = u\big(\tau - I(u<0)\big)\ ,\quad 0<\tau<1$$

توجه همزمان به مجموع توابع چندکی برآورد شده، نظر کامل‌تری در مورد تأثیر متغیرهای کمکی بر مکان، مقیاس و شکل توزیع متغیر پاسخ دارد. متغیرهای کمکی ممکن است از راه‌های بی‌شماری بر روی توزیع شرطی پاسخ، اثر بگذارند؛ مانند پهن شدن پراکندگی (ناهمسانی واریانس)، کشیدگی یکی از دم‌های توزیع و متراکم شدن دم دیگر. بررسی این اثرات به وضوح می‌تواند دیدگاه مناسبتری از رابطهٔ تصادفی بین متغیرها ارائه نماید. رگرسیون کوانتایل یک روش آماری است که برای تخمین و انجام استنباط در مورد توابع چندک شرطی در نظر گرفته شده است. این تجزیه و تحلیل ویژه زمانی مفید است که توزیع شرطی یک شکل استاندارد را نداشته باشند، مانند اینکه توزیع نامتقارن، دنباله دار، یا ناقص باشد (جونز[3]، ۲۰۲۲).

[1] Ghosh & Nanda
[2] Richards & Tawn
[3] Jones

بنابراین به طور خلاصه می‌توان مزایای روش رگرسیون چندکی را نسبت به سایر روش‌ها، این طور معرفی کرد که این روش به ما امکان می‌دهد تا تأثیر همزمان چندین متغیر مستقل را بر یک متغیر وابسته بررسی کنیم. این اهمیت زیادی در مواقعی دارد که بیش از یک متغیر بر روی نتایج تأثیر می‌گذارد. همچنین وقتی که واقعیت‌ها پیچیده‌تر از یک رابطه خطی هستند و بیش از یک متغیر مستقل در توضیح پدیده شرکت می‌کند، رگرسیون چندکی مدل‌سازی بهتری ارائه می‌دهد و امکان تطابق با ویژگی‌های پیچیده‌تر داده‌ها را دارد. علاوه بر آن این روش امکان کنترل تأثیر تداخل بین متغیرها را فراهم می‌کند. به عبارت دیگر، می‌تواند تأثیر یک متغیر مستقل را با حفظ ثابت دیگر متغیرها بررسی کند. رگرسیون چندکی به ما این امکان را می‌دهد تا اهمیت نسبی متغیرها را بر اساس ضرایب تخمینی در مدل تعیین کنیم. این امکان اطلاعات مفیدی برای تصمیم‌گیری‌های مدیریتی فراهم می‌کند. در نهایت این روش اطلاعاتی در مورد میزان عدم قطعیت و انحراف استاندارد تخمین‌ها فراهم می‌کند که می‌تواند برای ارزیابی قوت و قدرت مدل استفاده شود.داده‌های تحقیق حاضر از قیمت‌های هفتگی نفت وست تگزاس اینترمدیت[1] (WTI) و شاخص‌های کل قیمت سهام از بورس کشورهای روسیه[2] (RTSI)، نروژ[3] (OBX) و کانادا[4] (TSX) به عنوان کشورهای صادرکننده نفت و بورس کشورهای آمریکا[5] (S&P500)، هند و ژاپن[6] (NIKKEI) به عنوان کشورهای واردکننده نفت از ۱ ژانویه ۲۰۱۰ تا ۲۲ ژوئن ۲۰۲۲ و در نرم افزار Eviews10 می‌باشد.

۳. یافته‌ها

در این تحقیق به دنبال ارتباط بین قیمتهای نفت و شاخص بورس در سه کشور صادرکننده نفت (روسیه، نروژ، کانادا) و سه کشور وارد کننده نفت (آمریکا، هند، ژاپن) با استفاده از روش رگرسیون کوانتایل می‌باشیم. اساساً پایایی یا عدم پایایی متغیرها جهت رسیدن به مدل صحیح رگرسیونی مهم می‌باشد، بنابراین پیش از انجام مدل رگرسیون، از آزمون ریشهٔ واحد دیکی و فولر تعمیم یافته برای تأیید مانایی متغیرها استفاده گردید. نتایج نشان داد در مورد داده‌های مورد استفاده در این پژوهش، فرض صفر رد شده و این فرضیه پذیرفته شده که ریشهٔ واحد وجود ندارد. به عبارتی دیگر، می‌توان گفت فرضیهٔ صفر با استفاده از آزمون دیکی و فولر تعمیم‌یافته رد شد، چون آماره‌های آزمون منفی‌تر از مقادیر بحرانی هستند و بنابراین آمارهٔ t در ناحیهٔ رد قرار گرفت.

[1] https://www.investing.com/commodities/crude-oil
[2] https://markets.ft.com/data/indices/tearsheet/summary?s=RTSI:RTF
[3] https://live.euronext.com/en/product/indices/NO0000000021-XOSL
[4] https://www.tsx.com/
[5] https://www.spglobal.com/spdji/en/indices/equity/sp-500/#overview
[6] https://indexes.nikkei.co.jp/en/nkave/

جدول (۱): نتایج آزمون ریشهٔ واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته

نام متغیر	Statistic	Prob
قیمت نفت	-۳/۷۶۳۲۲۲	۰/۰۱۹۱
شاخص کل قیمت سهام بورس روسیه	-۲۳/۶۰۸۴۸	۰/۰۰۰
شاخص کل قیمت سهام بورس نروژ	-۳/۱۳۸۴۴۶	۰/۰۹۸۳
شاخص کل قیمت سهام بورس کانادا	-۳/۱۵۱۶۱۱	۰/۰۹۷
شاخص کل قیمت سهام بورس آمریکا	-۱/۹۳۴۵۷۴	۰/۰۵۰۸
شاخص کل قیمت سهام بورس هند	-۲/۲۹۵۳۳۸	۰/۰۲۱۱
شاخص کل قیمت سهام بورس ژاپن	-۳/۲۱۶۷۰۷	۰/۰۸۲۰
شاخص کل قیمت سهام بورس ایران	-۲/۴۲۹۳۸۷	۰/۰۱۴۸

منبع: یافته‌های تحقیق

از کاربردهای مهم رگرسیون چندک عدم نرمال بودن توزیع است. به بیانی دیگر، از مفروض‌های اصلی برای استفاده از رگرسیون معمولی، نرمال بودن توزیع می‌باشد، لذا در صورت عدم نرمال بودن، استفاده از رگرسیون معمولی مناسب نخواهد بود. در این پژوهش و همانگونه که در جدول ۲ خواهیم دید، ابتدا نرمال بودن بودن داده‌ها مورد آزمون واقع خواهد شد و چنانچه عدم نرمال بودن داده‌ها مشخص گردد، از رگرسیون چندکی استفاده خواهد شد. جدول ۲ نشان می‌دهد، آمارهٔ جارک- برا در همهٔ متغیرها، فرض صفر (که نرمال بودن را نشان می‌دهد)، رد نموده و این موضوع، حاکی از عدم نرمال بودن داده‌ها دارد.

جدول (۲): آزمون نرمال بودن

نام متغیر	Jarque -Bera	Prob
قیمت نفت	۳۲/۰۲۴۰۸	۰/۰۰۰
شاخص کل قیمت سهام بورس روسیه	۸/۰۸۱۴۸۶	۰/۰۱۷۵۸۴
شاخص کل قیمت سهام بورس نروژ	۴۲/۳۹۵۲۶	۰/۰۰۰
شاخص کل قیمت سهام بورس کانادا	۸۷/۶۶۳۴۳	۰/۰۰۰
شاخص کل قیمت سهام بورس آمریکا	۶۴/۰۴۲۲۰	۰/۰۰۰
شاخص کل قیمت سهام بورس هند	۹۱/۶۴۲۵۵	۰/۰۰۰
شاخص کل قیمت سهام بورس ژاپن	۲۵/۷۶۹۳۵	۰/۰۰۰
شاخص کل قیمت سهام بورس ایران	۳۴۸/۵۸۶۰	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

در ادامه به بررسی ارتباط بین بازار سهام و قیمت نفت در چهار کشور صادرکننده نفت (روسیه، نروژ، کانادا، ایران) و سه کشور وارد کننده نفت (آمریکا، ژاپن، هند) پرداخته شده است. با افزایش قیمت نفت،

سهام بورس (RTSI) در کشور روسیه در تمامی دهک‌ها مثبت و معنی‌دار شده است و ضریب آن از ۶/۶۲۳۶ در دهک اول به ۱۳/۵۹۹۷ در دهک نهم رسیده است. به عبارت دیگر، به ازای یک واحد افزایش در قیمت نفت، سهام RTSI در دهک اول ۶/۶۲۳۶ واحد تغییر خواهد کرد. بیشترین ضریب با عدد ۱۳/۵۹۹۷ مربوط به دهک نهم و کمترین ضریب با ۶/۶۲۳۶ مربوط به دهک اول می‌باشد. همچنین ضریب دهک ۵ که معروف به دهک میانه می‌باشد ۹/۱۴۵۳ می‌باشد. R^2 تعدیل شده در این مدل بین ۲۰ تا ۳۰ درصد در نوسان می‌باشد. همچنین تخمین OLS نیز نشان‌دهنده معنی‌دار بودن قیمت نفت بر شاخص سهام RTSI در کشور روسیه می‌باشد؛ به نحوی‌که به ازای یک واحد تغییر در قیمت نفت با فرض ثابت بودن سایر شرایط، شاخص بورس ۷/۹ واحد تغییر خواهد کرد.

بورس OBX در کشور نروژ، سهام بعدی است که مورد بررسی قرار گرفته است. همانطور که نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد، بورس OBX مانند بورس کشور روسیه در تمامی دهک‌ها تاثیر مثبت و معنی‌داری از قیمت نفت می‌گیرد. ضریب قیمت نفت در تمامی این دهک‌ها به جز دهک اول در بازه ۲/۲ تا ۲/۷ قرار دارد و تنها در دهک اول ضریب قیمت نفت ۱/۸۱۰۷ می‌باشد. R^2 تعدیل شده در تمامی دهک‌ها در کشور نروژ بیشتر از ۷۱ درصد می‌باشد که نشان‌دهنده این موضوع است که بورسOBX از تغییرات قیمت نفت تاثیر بیشتری می‌پذیرد. همچنین تخمین OLS نیز نشان‌دهنده معنی‌دار بودن قیمت نفت بر شاخص سهام OBX در کشور نروژ می‌باشد؛ به نحوی‌که به ازای یک واحد تغییر در قیمت نفت با فرض ثابت بودن سایر شرایط، شاخص بورس ۲/۳۳ واحد تغییر خواهد کرد.

سومین کشور صادرکننده نفت که در این قسمت مورد بررسی قرار گرفته است کشور کانادا است. قیمت نفت همانند دو بورس قبلی تاثیر مثبت و معنی‌داری بر شاخص سهام TSX در تمامی دهک‌ها دارد. کمترین ضریب با مقدار ۲۶/۱۹۸۳ مربوط به دهک اول و بیشترین ضریب با مقدار ۴۹/۶۲۲۸ مربوط به دهک هشتم می‌باشد. به عبارت دیگر، در دهک هشتم به ازای یک واحد تغییر در قیمت نفت، سهام TSX؛ ۴۹/۶۲۲۸ واحد تغییر خواهد کرد که نشان‌دهنده اهمیت تغییرات قیمت نفت بر شاخص سهام بورس است. R^2 تعدیل شده نیز از ۴۸ درصد در دهک اول به مقدار ۷۰ درصد در دهک نهم رسیده است. همچنین نتایج تخمین OLS نیز نشان می‌دهد تغییرات قیمت نفت تاثیر مثبت و معنی‌داری بر شاخص سهام TSX دارد.

آخرین کشور صادرکننده نفت که در این قسمت مورد بررسی قرار گرفته است کشور ایران است. قیمت نفت تا دهک پنجم تاثیر مثبت و معنی‌داری بر شاخص سهام ایران دارد این در حالی است که در دهک ششم فاقد تاثیر است. در دهک هفتم تاثیر مثبت و در دو دهک انتهایی تاثیر منفی و معنی‌داری بر شاخص سهام ایران دارد. کمترین ضریب با مقدار ۱۳۹۸/۸۸۷مربوط به دهک اول و بیشترین ضریب با مقدار ۸۴۲۵۱/۷۲ مربوط به دهک هفتم می‌باشد. به عبارت دیگر، در دهک هفتم به ازای یک واحد تغییر در قیمت نفت، سهام ایران؛ ۸۴۲۵۱/۷۲ واحد تغییر خواهد کرد که نشان‌دهنده اهمیت تغییرات قیمت

نفت بر شاخص سهام بورس است. R^2 تعدیل شده نیز در دهک‌های انتهایی روند رو به رشدی گرفته است. همچنین نتایج تخمین OLS نیز نشان می‌دهد تغییرات قیمت نفت تاثیر مثبت و معنی‌داری بر شاخص سهام ایران دارد.

بعد از بررسی، چهار کشور صادرکننده نفت، به بررسی بورس در کشورهای آمریکا، ژاپن و هند به عنوان کشورهای واردکننده نفت پرداخته شده است. قیمت نفت در تمامی دهک‌ها رابطه مثبت و معنی‌داری بر شاخص سهام بورس S&P500 در کشور آمریکا دارد. در دهک اول ضریب قیمت نفت برابر ۴/۶۴۰۴ است که نشان‌دهنده این موضوع است که به ازای یک واحد افزایش در قیمت نفت، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، شاخص بورس ۴/۶۴۰۴ واحد افزایش خواهد یافت. این روند افزایشی در ضریب قیمت نفت در تمامی دهک‌ها وجود دارد که بیشترین آن با مقدار ۱۵/۰۱۳۸ واحد در دهک نهم اتفاق افتاده است.R^2 تعدیل شده نیز مقدار قابل قبولی در تمامی این دهک‌ها دارد و تقریباً در تمامی این دهک‌ها برابر ۷۸ درصد می‌باشد. نتایج تخمین OLS نیز نشان‌دهنده معنی‌دار بودن تغییرات قیمت بر شاخص سهام S&P500 در کشور آمریکا دارد.

بورس NIKKEI در کشور ژاپن نسبت به بورس‌های مورد بررسی تاحدودی روند متفاوتی از خود نشان داده است. ضریب متغیر قیمت نفت در ۴ دهک اول تاثیر مثبت و معنی‌داری بر شاخص سهام NIKKEI دارد. در دهک‌های پنجم و ششم قیمت نفت تاثیری بر شاخص سهام نداشته است. این در حالی است که در سه دهک آخر، قیمت نفت تاثیر منفی و معنی‌داری بر شاخص سهام دارد. به عنوان مثال در دهک هفتم، ضریب متغیر قیمت نفت برابر ۱۴/۶۵۷- می‌باشد که نشان‌دهنده این موضوع است که به ازای یک واحد افزایش در قیمت نفت، شخص بورس NIKKEI ،۱۴/۶۵۷ واحد در دهک هفتم کاهش می‌یابد. قیمت نفت در تخمین OLS بر خلاف مدل‌های قبلی بر شاخص سهام تاثیرگذار نمی‌باشد. R^2 تعدیل شده نیز در دامنه قابل قبول واقع شده است.

آخرین بورسی که در این قسمت مورد بررسی قرارگرفته است مربوط به کشور هند است. قیمت نفت در تمامی دهک‌ها تاثیر مثبت و معنی‌داری بر شاخص بورس دارد. نتایج تخمین OLS نیز تاییدکننده تاثیر قیمت نفت بر شاخص سهام در کشور هند است. آماره R^2 تعدیل شده نیز در دامنه قابل قبول واقع شده است.

جدول (۳): نتایج تخمین رگرسیون کوانتایل و OLS بهای نفت و بازارهای سهام

		OLS	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
روسیه	β_0	۹۷۳/۹۱۸۲***	۲۲۳/۵۳۳۲***	۶۲۸/۹۳۳۹***	۶۹۴/۹۱۰۹***	۶۹۱/۷۶۹۱***	۲۳۸/۱۰۴۱***	۷۰۱/۳۸۳۶***	۸۴۲/۶۶۳۴***	۸۰۷/۵۹۲۴***	۷۸۱/۲۶۰۷***

		نروژ					کانادا				
		β_0	R^2adj	S. E	β_1	S. E	β_0	R^2adj	S. E	β_1	S. E
OLS	/۲۰۶۷۵ /۳۶۳۷۸ ۲۹ ۸۷	۸۵۴/۷۰۵۸***	۰/۳۵۷۸	۰/۴۵۸۵۳۵	۷/۹۰۰۰۲۰***	۶/۱۸۵۴۲۷	۲/۳۳۴۸۷۸***	۰/۰۹۱۰۹	۰/۹۴۹۱	۶۸۵/۹۳***	۱۶۸۵/۹۳***
۰/۱	۷۸/۷۵۱۷	۸۷۲/۸۲۱۴***	۰/۲۱۷۱	۰/۳۳۲۹	۶/۶۲۳۶***	۷/۳۶۰۳	۱/۸۱۰۷***	۰/۳۰۱۰	۰/۷۱۳۴	۵۹۳/۹۶***	۱۵۹۳/۹۶***
۰/۲	۷۸/۷۵۱۷	۸۳۰/۴۲۰۰***	۰/۲۱۲۵	۰/۵۷۸۷	۷/۱۵۱۱***	۸/۳۰۶۲	۲/۴۳۴۶***	۰/۱۷۶۸	۰/۹۴۵۵	۴۱۲/۳۲***	۱۶۴۱۲/۳۲***
۰/۳	۴۸/۳۷۰۰	۸۵۲/۲۹۵۶***	۰/۲۰۰۹	۰/۷۲۳۹	۷/۵۸۴۶***	۶/۴۰۶۷	۲/۲۵۷۶***	۰/۱۶۹	۰/۶۷۹۰	۸۷۹/۸۷***	۱۶۸۷۹/۸۷***
۰/۴	۴۸/۷۲۵۵	۸۷۴/۴۶۳۲***	۰/۲۰۶۰	۰/۹۴۱۱	۸/۷۷۱۵***	۶/۳۱۸۱	۲/۲۷۵۸***	۰/۱۰۸۳	۰/۷۷۲۴	۹۰۹/۵۳***	۱۶۹۰۹/۵۳***
۰/۵	۴۴/۹۳۷۹	۸۸۵/۱۵۸۴***	۰/۲۰۴۴	۱/۴۸۸۷	۹/۱۴۵۳***	۶/۹۸۷۲	۲/۳۰۲۷***	۰/۱۱۳۸	۰/۷۸۲۶	۶۵۶۲/۲۴***	۱۶۵۶۲/۲۴***
۰/۶	۴۴/۱۴۱۵	۸۷۶/۳۲۶۹***	۰/۱۹۴۲	۱/۱۴۰۷	۱۱/۹۱۲***	۱۳/۶۱۳۳	۲/۳۴۳۴***	۰/۱۸۵۸	۰/۷۸۶۴	۱۷۰۶/۰۵***	۱۷۰۶/۰۵***
۰/۷	۶۴/۹۷۱۷	۸۷۲/۹۰۷۸***	۰/۱۸۶۹	۱/۴۲۲۷	۱۰/۲۱۲۲***	۱۵/۳۷۶۰	۲/۵۱۷۸***	۰/۲۰۷۲	۰/۷۸۸۰	۶۹۲۱/۳۵***	۱۶۹۲۱/۳۵***
۰/۸	۷۸/۳۹۹۸	۸۶۳/۱۱۳۴***	۰/۲۲۶۸	۱/۵۰۳۸	۱۲/۰۳۳۱***	۱۵/۳۱۲۴	۲/۸۵۳***	۰/۲۲۱۷	۰/۷۹۸۷	۶۸۷۳/۸۳***	۱۶۸۷۳/۸۳***
۰/۹	۵۱/۹۲۲۹	۸۷۹/۴۰۱۵***	۰/۲۹۲۳	۱/۰۳۱۱	۱۳/۵۹۹۷***	۱۶/۵۸۲۶	۲/۷۶۹۹***	۰/۲۳۹۲	۰/۸۲۶۰	۱۷۵۱۲/۹۳***	۱۷۵۱۲/۹۳***

					ایران				آمریکا	
	S. E	β_1	S. E	R^2adj	β_0	S. E	β_1	S. E	R^2adj	β_0
OLS	۱۲۶/۴۹۱۷	***۳۵/۹۰۲۷۹	۱/۹۸۵۸۷۴	۰/۸۴۰۴	***۵۵۰۶۷۶۳	۴۶۶۲۸۳/۳	***۶۲۹۲۱/۳۴	۷۳۲۰/۴۷۹	۰/۵۱۲۲	***۳۴۹۴/۶۶۳
۰/۱	۱۶۷/۲۸۴۴	***۲۶/۱۹۸۳	۳/۱۴۵۳	۰/۴۸۶۰	***۲۱۷۴۲۸/۶	۱۹۱۶۵/۰۶	***۱۳۹۸/۸۸۷	۳۷۷/۳۲۹۷	۰/۰۲۱۳	***۳۲۶۲/۵۹۰
۰/۲	۱۵۵/۶۹۴۹	***۲۸/۸۶۵۵	۵/۴۸۲۶	۰/۵۴۲۷	***۲۱۶۱۵۹/۳	۲۲۶۶۳/۸۵	***۱۸۱۹/۶۵۳	۴۵۷/۸۴۵۷	۰/۰۲۲۴	***۳۲۲۱/۸۱۲
۰/۳	۱۴۱/۹۸۸۴	***۲۷/۸۶۶۶	۳/۴۸۰۹	۰/۵۷۵۹	***۲۸۶۵۹۹/۷	۲۶۶۸۶/۱۴	***۱۹۶۳/۳۹۶	۵۰۶/۶۱۶۶	۰/۰۲۱۱	***۳۳۶۴/۰۰۷
۰/٤	۱۵۱/۵۱۲۳	***۲۹/۳۰۶۱	۳/۰۸۶۸	۰/۵۸۳۱	***۴۷۸۳۰۶/۶	۶۰۷۷۸/۰۵	***۵۰۳۷/۱۹۸	۱۳۵۴/۴۶۹	۰/۰۲۶۲	***۳۴۲۷/۳۰۳
۰/۵	۱۸۷/۰۵۸۳	***۳۰/۳۱۷۶	۳/۰۲۳۶	۰/۵۸۱۵	***۷۱۰۰۰۳/۴	۸۰۶۰۱/۱۴	***۹۱۳۰/۶۹۱	۲۰۵۲/۵۳۹	۰/۰۳۸۲	***۳۴۵۷/۰۰۸
۰/٦	۲۰۲/۲۳۰۲	***۳۲/۶۵۶۶	۳/۳۷۳۱	۰/۵۸۷۴	۱۴۷۶۴۰۲	۱۰۵۰۵۸۴	۲۳۶۶۶/۵۱	۲۳۸۶۴/۸۳	۰/۰۵۸۴	***۳۵۰۲/۹۷۵
۰/۷	۲۱۵/۰۱۶۰	***۴۲/۳۱۴۲	۴/۸۷۶۷	۰/۶۰۸۵	***۵۹۰۴۶۲۲	۸۷۵۳۷۳/۴	***۸۴۲۵۱/۷۲	۵۸۳۳/۱۱۸	۰/۲۱۷۵	***۳۵۵۶/۱۷۲
۰/۸	۲۰۱/۳۱۶۰	***۴۹/۶۲۲۸	۳/۳۹۰۶	۰/۶۴۴۰	***۱۷۰۷۶۵۹۰	۵۱۵۵۴۲/۶	***-۲۷۴۳۲/۲	۶۷۴۳/۲۴۰	۰/۴۸۸۵	***۳۶۱۵/۸۴۲
۰/۹	۴۲۲/۰۳۴۸	***۴۸/۵۹۴۰	۵/۶۷۷۸	۰/۷۰۳۰	***۱۷۲۶۲۶۳۸	۳۷۹۹۴۸/۹	***-۲۹۱۱۸/۵	۴۹۹۲/۴۳۰	۰/۵۵۳۸	***۳۵۲۷/۸۰۴

	هند			ژاپن				
	β_0	R^2adj	S. E	β_1	S. E	β_0	R^2adj	S. E	β_1	S. E
OLS	۳۰/۳۰۳۰***	۰/۹۰۲۰	۳/۸۳۹۱۴۲	۴/۳۶۴۰۰***	۲۴۶/۵۲۶	۳۰۷۲۳/۸۱***	۰/۹۳۶۲	۰/۴۸۱۱۹۱	۸/۰۸۹۵۷۱***	۳۰/۶۴۹۸۲
۰/۱	۳۰۳۰/۳۵***	۰/۶۳۵۶	۴/۸۷۶۳	۱۷/۳۱۰***	۲۸۹/۴۲۶۴	۲۵۰۹۰/۸۷***	۰/۹۳۶۴	۰/۵۲۸۵	۴/۶۴۰۴***	۱۷/۱۵۰۶
۰/۲	۴۱۹۱۳۶/۱۹***	۰/۶۸۷۱	۴/۱۵۶۸	۱۲/۸۲۶۷***	۲۵۹/۹۴۴۵	۳۵۴۲/۱۷***	۰/۹۵۰۴	۰/۳۹۵۰	۵/۱۰۷۸۲***	۱۶/۵۰۵۳
۰/۳	۴۲۶۳۱۳/۲۱***	۰/۷۰۱۲	۳/۹۶۱۸	۱۸/۱۵۵۶***	۲۶۶/۲۹۰۸	۲۵۴۰۵/۱۵***	۰/۹۶۸۲	۰/۴۳۵۶	۵/۲۶۵۷***	۱۷/۸۲۰۷
۰/۴	۴۳۱۰۶۶۵***	۰/۷۰۲۸	۴/۱۸۸۹	۸/۶۶۰۸**	۳۳۲/۰۹۴۸	۲۶۸۷۳/۵۴***	۰/۹۸۸۷	۰/۴۹۹۲	۵/۲۳۲۸***	۱۹/۶۵۷۰
۰/۵	۴۳۸۱۵۸۵***	۰/۷۰۳۰	۴/۳۱۶۳	۱/۲۴۱۹	۳۵۶/۱۵۲	۲۳۴۱/۳۳***	۰/۹۷۶۹	۰/۵۰۲۳	۵/۵۹۳۳***	۲۲/۰۲۷۴
۰/۶	۴۲۳۸۲/۵۷***	۰/۶۶۵۳	۴/۹۳۷۱	−۳/۲۹۶۶	۴۰۸/۲۵۹۳	۲۸۹۹/۷۹***	۰/۹۶۴۳	۰/۵۰۵۵	۵/۹۵۳۶***	۲۶/۸۸۹۹
۰/۷	۴۲۳۵۰۹۳۲***	۰/۶۶۳۹	۵۰۴۰۶۴	−۱۴/۶۵۷***	۴۶۶/۹۶۳۵	۲۰۰۰۳/۱۱***	۰/۹۴۵۵	۱/۸۳۷۶	۷/۵۱۸۷***	۵۴/۴۴۶۰
۰/۸	۴۲۸۳۲/۲۵***	۰/۶۶۷۴	۵/۸۰۵۳	−۲۲/۸۷۰***	۴۵۸/۸۰۱۳	۳۱۳۱۶/۹۷***	۰/۹۴۵۳	۱/۹۴۹۸	۹/۹۳۸۰***	۸۸/۹۵۱۰
۰/۹	۴۲۳۶۲/۰۲***	۰/۷۱۲۶	۷/۱۶۲۵۸۰	−۳۹/۶۵۱***	۵۶۷/۹۷۰۵	۲۲۳۷۵/۳۰***	۰/۹۶۷۸	۱/۵۳۱۴	۱۵/۰۱۲۸***	۹۳/۳۳۳۶

		OLS	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
	S. E	۴۹۰/۳۹۹۲	۵۶۰/۴۰۱۲	۳۵۹۱/۰۶۶۸	۳۵۸/۸۵۳۳	۳۹۰/۴۹۳۱	۴۳۸/۳۷۸۶	۷۰۴/۴۲۵۸	۱۸۵۹/۷۵۶	۲۱۲۲/۰۹۲
	β_1	۱۱۲/۵۶۰۰***	۶۱/۷۸۰۵۸***	۶۵/۹۴۹۰۱***	۷۶/۲۲۷۰۲***	۸۱/۱۳۵۴۱***	۸۷/۱۵۸۹۷***	۱۰۵/۷۶۲۶***	۱۲۲/۵۷۵۸***	۱۶۷/۴۶۹۹***	۱۹۶/۶۳۵***
	S. E	۷/۶۹۹۰۹۰	۱۹/۰۴۳۴۰	۱۲/۳۰۵۸۳	۹/۵۸۴۹۸۲	۹/۷۴۷۶۰۶	۹/۰۲۵۸۹۲	۱۱/۲۱۶۹۳	۱۴/۴۰۸۰۱	۲۷/۰۵۲۶۲	۳۶/۶۸۷۶۸
	R^2adj	۰/۸۹۳۴	۰/۶۰۱۱	۰/۶۵۴۱	۰/۶۸۴۵	۰/۶۹۰۰	۰/۶۸۲۴	۰/۶۷۹۳	۰/۶۴۸۵	۰/۶۶۹۳	۰/۷۰۹۸

منبع: یافته‌های تحقیق

٤. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

شناخت حرکت مشترک بین بازارهای نفت و سهام برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران از اهمیت بالایی برخوردار است. در این زمینه، ادبیات تجربی فراوانی وجود دارد که پیچیدگی پویایی قیمت نفت و شاخص‌های سهام و سپس رابطه بین آنها را نشان می‌دهد. در این مطالعه با استفاده از روش رگرسیون کوانتایل به بررسی ارتباط بین قیمت نفت و شاخص سهام در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت در بازه زمانی ۲۰۲۲–۲۰۱۰ پرداخته شده است. نتایج مطالعه نشان داد قیمت نفت تاثیر مثبت و معنی‌داری بر شاخص سهام در کشورهای روسیه، نروژ، کانادا، آمریکا و هند در تمامی دهک‌ها و ۴ دهک اول در شاخص سهام ژاپن دارد که مشابه نتایج مطالعه السلمان و دیگران (۲۰۲۳)، الفیومی و دیگران (۲۰۲۳)، کارانفیل و اومگبا (۲۰۲۳)، دوتا و دیگران (۲۰۲۳)، روی (۲۰۲۳)، بجورلند (۲۰۰۹)، جانسون و دیگران (۲۰۲۳)، لو و دیگران (۲۰۲۳)، عمر و بوسمن (۲۰۲۳)، آلکسروف و دیگران (۲۰۲۳)، هو و دیگران (۲۰۲۳) است. قیمت نفت تاثیر مثبت و معنی‌داری در ۶ دهک (۵ دهک اول، دهک هفتم)، و در دو دهک انتهایی تاثیر منفی بر شاخص سهام در ایران داشته است. همچنین با بررسی آماره R^2 تعدیل شده می‌توان این طور عنوان کرد که در تمامی بورس‌های مورد بررسی به غیر از روسیه و ایران، ۵۰ تا ۷۰ درصد تغییرات شاخص سهام توسط قیمت نفت توضیح داده شده است که نشان‌دهنده اهمیت قیمت نفت بر شاخص سهام در این کشورها است. به عبارت دیگر، ارزش سهام را می توان برابر با مجموع تنزیل جریانات نقدینگی آینده دانست و این جریانات از آنجایی به طور مستقیم تحت تأثیر وقایع کلان

اقتصادی هستند، لذا همین جریانات به سهولت می توانند تحت تأثیر تکانه‌های منفی هم قرار گیرند. علاوه بر این، نوسان قیمت نفت نیز اثرات قابل توجهی بر بازده بازار سهام دارد. سه مقولهٔ سرمایه، نیروی انسانی و نفت را می توان از مهمترین عواملی دانست که در تولیدات بیشتر کالاها مورد استفاده واقع می شوند بنابراین، اعمال تغییرات یا نوسانات در هر یک از این سه عامل، جریان نقدینگی نیز تحت تأثیر قرار خواهند گرفت.

علاوه بر این، کشورها از لحاظ اینکه واردکننده یا صادرکننده نفت هستند، اثرپذیری متفاوتی نسبت به تغییرات قیمت نفت دارند. به عقیدهٔ بسیاری از اقتصاددانان، افزایش قیمت، کاهش رشد اقتصادی و نیز افزایش تورم را برای اقتصاد کشورهای متقاضی یا واردکنندهٔ نفت به همراه خواهد داشت. اما اگر کشورهای واردکننده نفت از ساختار اقتصادی قوی و مناسبی برخوردار باشد این نوسانات تاثیر مخرب کمتری بر شرایط اقتصادی آن‌ها خواهد گذاشت. در کشورهای صادرکننده نفت انتظار می‌رود، افزایش قیمت نفت، باعث افزایش درآمد آنان خواهد شود که این موضوع به افزایش میزان نقدینگی آنان در ادامه منجر می گردد که بازخورد نهایی آن، تأثیرات مستقیم و مثبت بر بازار سرمایه و شاخص سهام خواهد بود. حال اگر این درآمدهای بدست آمده، در جهت خرید تولیدات داخلی باشد، این افزایش درآمد منجر به افزایش تولید و رشد اقتصادی و به تبع افزایش سرمایه‌گذاری می‌گردد که افزایش قیمت سهام را در پی دارد. بنابراین، با توجه به نوسانات قیمت نفت در سال‌های اخیر، سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران باید شرایط بازار را در تصمیم‌گیری های خود بر اساس مدل‌سازی رابطه بازارهای نفت و سهام در نظر بگیرند. همچنین با توجه به تغییراتی که در طول زمان در ارتباط با قیمت نفت و بازار سهام اتفاق خواهد افتاد، سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران باید به این رفتار پویای بازارهای سهام، توجه داشته باشند.

۵. تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

References

- Adekoya, O., Oliyide, J., & Kenku, O. (2022). Comparative response of global energy firm stocks to uncertainties from the crude oil market, stock market, and economic policy. Journal of Resources Policy, (79), 541-555.
- Adeosun, O., Tabash, M., & Anagreh, S. (2022). Oil price and economic performance: Additional evidence from advanced economies. Journal of Resources Policy, (77), 396-412.
- Aharon, D., Azman Aziz, M., & Kallir, I. (2023). Oil price shocks and inflation: A cross-national examination in the ASEAN5+3 countries. Journal of Resources Policy, (82), 663-676.

- -Aleskerov, F., Seregin, M., & Tkachev, D. (2023). The network analysis of oil trade under deep uncertainty. Journal of Procedia Computer Science, (221), 1021-1028
- Al-Fayoumi, N., Bouri, E., Abuzayed, B. (2023). Decomposed oil price shocks and GCC stock market sector returns and volatility. Journal of Energy Economics, 32(1), 1-20.
- Alsalman, Z., Maria Herrera, A., & Kumar Rangaraju, S. (2023). Oil news shocks and the U.S. stock market. Journal of Energy Economics, (126), 773-786.
- Ankrah, A., Dogah, K., Twumasi-Ankrah, S., & Gyimah Sackey, F. (2023). Is energy transition possible for oil-producing nations? Probing the case of a developing economy, Cleaner Production Letters, (4), 1-19.
- Baek, J. (2023). A new look at the crude oil shocks and trade nexus: Evidence from bilateral trade between Korea and its three largest partners. Journal of Resources Policy, (85), 52-66.
- BalaKumar, S., Ranjan Dash, S., Maitra, D., & Hoon Kang, S. (2022). Do oil price shocks have any implications for stock return momentum? Journal of Economic Analysis and Policy, (75), 637-663. Doi.org/10.1016/j.eap.2022.06.016
- Benlahha, N., Karim, S., Naeem, M., Lucey, B., Vigne, S. (2022). Risk connectedness between energy and stock markets: Evidence from oil importing and exporting countries. Journal of Energy Economics, (115), 1-16.
- Bergero, C., Binsted, M., Younis, O., & Macaluso, N. (2022). Technology, technology, technology: An integrated assessment of deep decarbonization pathways for the Canadian oil sands. Journal of Energy Strategy Reviews, (41), 23-35. Doi.org/20.1016/j.esr.2022.100804
- Billah Dar, A. (2022). On the Sustainable Nexus between Oil Prices and Aviation Stocks. Journal of Sustainable Operations and Computers, (3), 168-175. Doi.org/10.1016/j.susoc.2022.01.004
- Boon Wong, J., & Zhang, Q. (2023). Managerial performance and oil price shocks. Journal of Energy Economics, (124), 1-19.
- Budiman, F., Ismardi, A., Hardinah, T., Muhammad, R., Sutapa, I. (2023). Strengthening oil pollution monitoring system in aquatic environment through development of IoT-based Oil-Water Separator Device. Journal of Ecohydrology & Hydrobiology, 45(3), 118-133.
- Chatziantoniou, I., Elsayed, A., Gabauer, D., & Gozgor, G. (2023). Oil price shocks and exchange rate dynamics: Evidence from decomposed and partial connectedness measures for oil importing and exporting economies. Journal of Energy Economics, (120), 314-329.

- Chen, Z., Wang, H., Liu, X., Wang, Z., & Wen, S. (2022). Risk diffusion of international oil trade cuts: A network-based dynamics model. Journal of Energy Reports, (8), 11320-11333.
- -Deheri, A., & Ramachandran, M. (2023). Does Indian economy asymmetrically respond to oil price shocks? The Journal of Economic Asymmetries, (27), 904-922.
- De la Fuente, M., & Teran, P. (2023). Convergence in distribution of fuzzy random variables in Lp-type metrics. Journal of Fuzzy Sets and Systems, (470), 1130-1148.
- Durand-Lasserve, O., (2023). Hard-linking a top-down economic model with a bottom-up energy system for an oil-exporting country with price controls. Journal of Energy, (266), 1281-1296.
- Dutta, S., Ghosh, M., & Mitra, D. (2023). Performance evaluation studies of PEG esters as biolubricant base stocks derived from non-edible oil sources via enzymatic esterification. Industrial Crops and Products, (195), 70-83.
- Escribano, A., Koczar, M., Jareno, F., & Esparcia, C. (2023). Shock transmission between crude oil prices and stock markets. Journal of Resources Policy, (83), 1-15.
- Feng, H., Gau, D., Duan, K., & Urquhart, A. (2023). Does Bitcoin affect decomposed oil shocks differently? Evidence from a quantile-based framework. International Review of Financial Analysis, (89), 198-213.
- Foong, S., Chen, Y., Lock, S., Chin, B., & Lam, S. (2023). Microwave processing of oil palm wastes for bioenergy production and circular economy: Recent advancements, challenges, and future prospects. Journal of Bioresource Technology, (369), 757-773.
- Gaughan, C., Sorrentino, K., Liew, Z., Clarck, C., Deziel, N. (2023). Residential proximity to unconventional oil and gas development and birth defects in Ohio. Journal of Environmental Research, (229), 78-90.
- Ghani, F., Zhu, B., Ghani, M., Khan, N., & Khan, R. (2023). Role of oil shocks in US stock market volatility: A new insight from GARCH-MIDAS perspective. Journal of Resources Policy, (85), 819-830.
- Ghoddusi, H., Moghaddam, H., & Wirl, F. (2022). Going downstream – An economical option for oil and gas exporting countries? Journal of Energy Policy, (161), 585-596. (in persian).
- Ghosh, S., & Nanda, A. (2023). Conditional precedence orders for stochastic comparison of random variables. Jurnal of Statistics & Probability Letters, (193), 1-16.
- Haini, H., Wei Loon, P., & Li, P. (2023). Can export diversification promote export upgrading? Evidence from an oil-dependent economy. Journal of Resources Policy, (80), 1-15.

- Hammoudeh, S., Salah Uddin, G., Sousa, R., Wadstrom, C., & Zaman Sharmi, R. (2022). Do pandemic, trade policy and world uncertainties affect oil price returns? Journal of Resources Policy, (77), 166-179.
- Hanif, W., Teplova, T., Rodina, V., Alomari, A., & Mensi, W. (2023). Volatility spillovers and frequency dependence between oil price shocks and green stock markets. Journal of Resources Policy, (85), 466-481.
- Hu, X., Yu, J., & Zhing, A. (2023). The asymmetric effects of oil price shocks on green innovation. Journal of Energy Economics, (125), 2061-2079.
- Huang, Z., & & Shuai, J. (2023). Performance evaluation method of oil and gas pipeline integrity management. Journal of Loss Prevention in the Process Industries, (84), 1-16.
- Johnson, S., Rachel, L., & Wolfram, C. (2023). Design and implementation of the price cap on Russian oil exports. Journal of Comparative Economics, (188), 61-78.
- Jimenez-Rodriguez, R. (2022). Oil shocks and global economy. Journal of Energy Economic, (115), 269-281.
- Jones, M. (2022). Duals of multiplicative relationships involving beta and gamma random variables. Journal of Statistics & Probability Letters, (191), 46-59.
- Kang, (2023). Spillovers and hedging between US equity sectors and gold, oil, Islamic stocks and implied volatilities. Journal of Resources Policy, (81), 1-21.
- Karanfil, F., & Omgba, L. (2023). The energy transition and export diversification in oil-dependent countries: The role of structural factors. Journal of Ecological Economics, (204), 154-162.
- Klasic, M., Schomburg, M., Arnold, G., York, A., Zialcita, L. (2022). A review of community impacts of boom-bust cycles in unconventional oil and gas development. Journal of Energy Research & Social Science, (93), 2035-2047.
- Klepikov, V., & Klepikova, L. (2022). Trends in capacity changes in oil refining in the European energy sector. Journal of Energy Reports, 8(9), 586-592.
- Lin, J., Xiao, H., & Chai, J. (2023). Dynamic effects and driving intermediations of oil price shocks on major economies. Journal of Energy Economics, (124), 971-988.
- Liu, D., Wang, Q., & Yan, K. (2022). Oil supply news shock and Chinese economy. China Economic Review, (73), 114-128.
- Lu, X., Ma, F., Wang, T., & Wen, F. (2023). International stock market volatility: A data-rich environment based on oil shocks. Journal of Economic Behavior & Organization, (214), 184-215.

- Mokni, K., Mensi, W., Hammoudeh, S., & Ajmi, A. (2022). Green bonds and oil price shocks and uncertainty: A safe haven analysis. International Economics, (172), 238-254.
- Ofori-Sasu, D., Adu-Darko, E., Effah Asamoah, M., & Yindenaba Abor, J. (2023). Oil rents, trade environment and financial development: International evidence. Journal of Resources Policy, (82), 1-16.
- Okere, (2023). The mediating role of oil price in the export-exchange rate nexus for selected African economies: Evidence from MATNARDL model. Journal of Heliyon, 9(4), 883-898.
- Oladosu, G., Leiby, P., Uria-Martinez, R., & Bowman, D. (2022). Sensitivity of the U.S. economy to oil prices controlling for domestic production and imports. Journal of Energy Economics, (115), 34-49.
- Omotosho, B. (2022). Oil price shocks and monetary policy in resource-rich economies: Does capital matter? Journal of Economic Dynamics and Control, (143), 2017-2031.
- Pinelis, I. (2022). Improved concentration bounds for sums of independent sub-exponential random variables. Journal of Statistics & Probability Letters, (191), 93-108.
- Porteous, O. (2022). Reverse Dutch disease with trade costs: Prospects for agriculture in Africa's oil-rich economies. Journal of International Economics, (138), 1-13.
- Qian, Y., Xu, Z., Qin, Y., Gou, X., & Skare, M. (2023). Measuring the varying relationships between sustainable development and oil booms in different contexts: An empirical study. Journal of Resources Policy, (85), 225-238.
- Rehman, M., Nautiyal, N., & Kang, S. (2023). Is the impact of oil shocks more pronounced during extreme market conditions? Journal of Resources Policy, (85), 733-750.
- Richards, J., & Tawn, J. (2022). On the tail behaviour of aggregated random variables. Journal of Multivariate Analysis, (192), 522-534.
- Roy, A. (2023). Nexus between economic growth, external debt, oil price, and remittances in India: New insight from novel DARDL simulations. Journal of Resources Policy, (83), 430-445.
- Salisu, A., Ogbonna, A., & Vinho, X. (2023). Oil tail risks and the realized variance of consumer prices in advanced economies. Journal of Resources Policy, (83), 125-137.
- Sweidan, O., & Elbargathi, K. (2023). Economic diversification in Saudi Arabia: Comparing the impact of oil prices, geopolitical risk, and government expenditures. International Economics, (175), 13-24.
- Umar, Z., & Bossman, A. (2023). Quantile connectedness between oil price shocks and exchange rates. Journal Resources Policy, (83), 1-14.
- Verhaeghe, L., Van Holsbeeck, A., Bonne, L., Claus, E., & Maleux, G. (2023). Therapeutic lymphangiography with ethiodized oil for the

management of lymphoceles and chylous ascites. Diagnostic and Interventional Imaging, 38(2), 681-698.
- Xu, Q., Fu, B., & Wang, B. (2022). The effects of oil price uncertainty on China's economy. Journal of Energy Economics, (107), 441-457.
- Wang, Z., Fan, Z., Zhang, X., Liu, B., & Chen, X. (2022). Status, trends and enlightenment of global oil and gas development in 2021. Petroleum Exploration and Development, 49(5), 1210-1228.
- Wei, N., Xie, W., & Zhou, W. (2022). Robustness of the international oil trade network under targeted attacks to economies. Journal of Energy, (251), 1064-1080
- Yuan, S., Lei, Z., Li, J., Yao, Z., Li, B., Wang, R., Liu, Y., & Wang, Q. (2023). Key theoretical and technical issues and countermeasures for effective development of Gulong shale oil, Daqing Oilfield, NE China. Petroleum Exploration and Development, 50(3), 638-650.

Computational Economics
ISSN 2821-0433

Optimizing the investment portfolio using ccc, dcc and Markowitz algorithm models: Evidence from the stock exchange[*]

Zahra Ghorbani[1], Alireza Daghighiasli[2]✉, Marjan Damankeshideh[3], Roya Seifipour[4]

1. Ph d Student in Economics, Centarl Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, Email: bahareg h84@yahoo.com
2. Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, Corresponding Author, Email: a.daghighiasli@iauctb.ac.ir
3. Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, Email: m.Daman_Keshidehe@iauctb.ac.ir
4. Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, Email: roy.seifipour@iauctb.ac.ir

Article Info

Received: 11/06/2023
Accepted: 14/11/2023

Pages: 127-149

Keywords:
Stock portfolio optimization; Markowitz algorithm; multivariate GARCH; capital market; Risk

JEL Classification:
C24; E52; G12; G3

ABSTRACT

This article examines the optimization of the stock portfolio by using multivariate Garch models and Markowitz algorithm for top stocks in four selected industries, including selected industries of electrical machinery, metal ore extraction, automobiles, and manufacturing parts and petroleum products, which have efficiency and risk. are variable, it pays for the years 2015-2020. Based on the results of dynamic optimization and averaging of the average optimal weights of these four industries in all three models, a higher weight has been assigned to stocks of industries that have less fluctuations in their returns in fact, among the four industries, less weights are assigned to industries with more extreme fluctuations in efficiency, i.e., automobile industries and manufacturing of parts and petroleum products. On the contrary, the highest average optimal share of the formed portfolio among the four industries belongs to the metal minerals industry with the lowest fluctuations in efficiency. Therefore, according to the obtained results, all three models show the same result for all four baskets. Therefore, in order to diversify the investment portfolio and control investment risk, investors are advised to consider the correlation between the trend of stock returns and the fluctuations of stock returns of different assets that can be held.

COPYRIGHTS
©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) https://creativecommons.org/licenses/by/4.0

[*] This article is extracted from a doctoral dissertation

Extended Abstract

This study investigates the impact of the capital market using multivariate GARCH models and the Markowitz algorithm to optimize the stock portfolio. The statistical population of this research includes stock exchange companies that were admitted to the stock exchange before 1395 and were active until the end of 1399 and had the following characteristics: The financial year of the companies should have ended on March 20th and the companies' shares should have been traded on the stock exchange during each year of the research period and the end-of-period price was available. In addition, the financial information of the companies must also be available. Considering the above characteristics, 4 top industries, including the automotive and parts manufacturing industry, the selected electrical machinery industry, the metal mining and oil products industry, were selected as the screening population in our portfolio based on a combination of stock liquidity, stock trading volume in the trading hall, stock trading frequency in the trading hall, and the company's impact on the market. The sample size is 800 and is daily during the period from 1395 to 1399.

Purpose

The results of this study show that the optimal weights are more allocated to stocks with less volatility in the stock return trend of that industry. In fact, lower weights are allocated to industries with more volatile returns among the four industries, namely the automotive and parts manufacturing and oil products industries. Conversely, the largest optimal average share of the portfolio among the four industries is for the non-metallic minerals industry with the least return volatility.

Methodology

The results of this study also show that industry stock return shocks have reciprocal effects on each other. For example, a positive shock to the stock return of the non-metallic minerals industry leads to a negative shock to the stock return of the automotive and parts manufacturing industry. In addition, the results of this study show that the CCC and DCC models have different results in estimating the optimal weights of the industries and risk-free assets that make up the investment portfolio. So that, the DCC model, compared to the CCC model, allocates less weight to the stocks of the automotive and parts manufacturing and oil products industries and, conversely, allocates more weight to the stocks of the non-metallic minerals industry. Finally, the results of this study show that the portfolio formed using the Markowitz optimization algorithms can track the risk-averse individual's utility to maximize profit. And Based on the results of this study, it is suggested that investors pay attention to the volatility of the stock return of that industry when selecting stocks for investment and allocate a greater share to stocks of industries with less return volatility.

Finding

It is also suggested that DCC models be used alongside CCC models to estimate the optimal weights of the investment portfolio. In addition, it is suggested that

Markowitz optimization algorithms be used to form an investment portfolio that matches the risk-averse individual's utility. Now, let’s address the limitations of this study, that one of the limitations of this study is the use of daily stock return data. It is suggested that in future research, data with higher frequency such as hourly or minute data be used. Another limitation of this study is the non-consideration of other factors affecting stock returns, such as macroeconomic factors. It is suggested that in future research, these factors should also be considered.

Conclusion

The results of this study have important implications for investors and portfolio managers. The use of multivariate GARCH models and the Markowitz algorithm can help to optimize stock portfolios and improve risk-adjusted returns. Investors should consider the volatility of stock returns and the correlation between industries when making investment decisions. DCC models can be used to estimate optimal portfolio weights, and Markowitz optimization algorithms can be used to form portfolios that match the risk-averse individual's utility. Future research should focus on using higher frequency data and considering other factors affecting stock returns.

فصلنامه اقتصاد محاسباتی
شاپا ۲۸۲۱-۰۴۳۳

بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری با استفاده از مدل‌های ccc، dcc الگوریتم مارکوئیتز: شواهدی از بورس اوراق بهادار*

زهرا قربانی[۱]، علیرضا دفیفی اصلی[۲]✉، مرجان دامن کشیده[۳]، رویا سیفی پور[۴]

۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، پست الکترونیکی: baharegh84@yahoo.com
۲. استادیار گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: daghighiasli@iauctb.ac.ir
۳. استادیار گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، پست الکترونیکی: keshidehe@iauctb.ac.ir
۴. استادیار گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، پست الکترونیکی: roy.seifipour@iauctb.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی
صفحات ۱۲۷-۱۴۹

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۲/۳/۲۱
تاریخ پذیرش نهایی: ۱۴۰۲/۸/۲۳

واژگان کلیدی:
بهینه‌سازی سبد سهام؛ الگوریتم مارکویتز؛ گارچ چند متغیره؛ بازار سرمایه

طبقه‌بندی JEL:
C24، E52، G12، G32

چکیده

مقاله حاضر به بررسی بهینه‌سازی سبد سهام با استفاده از شاخص‌های درونی و بیرونی بازار سرمایه با بکارگیری مدل‌های گارچ چند متغیره و الگوریتم مارکویتز برای سبدهای برتر در هر صنعت شامل صنایع منتخب ماشین آلات برقی، استخراج کانه‌های فلزی، خودرو و ساخت قطعات و فرآورده‌های نفتی، که دارای بازدهی و ریسک متغیر هستند، برای سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۹۹ می‌پردازد. براساس نتایج بهینه‌سازی پویا و میانگین‌گیری از متوسط اوزان بهینه این چهار صنعت در هر سه مدل، وزن بالاتر به سهام صنایعی اختصاص یافته است که نوسانات کمتری در بازدهی شان وجود دارد. در واقع، اوزان کمتر در بین چهار صنعت به صنایع با نوسانات شدیدتر در بازدهی یعنی صنایع خودرو و ساخت قطعات و فرآورده‌های نفتی اختصاص دارد. برعکس بیشترین سهم متوسط بهینه از سبد تشکیل یافته در بین چهار صنعت به صنعت کانی‌های غیرفلزی با کمترین نوسانات در بازدهی تعلق دارد. لذا با توجه به نتایج حاصل شده، هر سه مدل نتیجه یکسانی را برای هر چهار سبد نشان می‌دهند. بنابرین در راستای تنوع بخشی به سبد سرمایه‌گذاری و کنترل ریسک سرمایه‌گذاری، به سرمایه‌گذاران توصیه می‌گردد همبستگی بین روند بازدهی سهام و نوسانات بازدهی سهام دارایی‌های مختلف قابل نگهداری را مد نظر قرار دهند.

* این مقاله برگرفته از رساله دکتری زهرا قربانی به راهنمایی دکتر علیرضا دقیقی اصلی و دکتر مرحان دامن کشیده می‌باشد.

۱. مقدمه

امروزه تخصیص منابع یکی ازمهمترین مسائل اقتصادی مطروحه برای افراد، واحدهای تجاری، بانک‌ها، موسسات مالی و اعتباری وحتی در سطح کلان برای کشورها می‌باشد. یکی از این منابع مهم عامل سرمایه است. سرمایه هسته اصلی توسعه اقتصادی ست و سرمایه‌گذاران نیزازعناصر مهم بازار سرمایه هستند. کسب حداکثر بازدهی و سود، غایت نهایی هر سرمایه‌گذار از به جریان انداختن سرمایه خود دراین بازار است (برنتانی[1]، ۲۰۱۹). لذا برای ترغیب سرمایه‌گذاران به سرمایه‌گذاری، می‌بایست بازدهی این دارایی‌ها از سایر گزینه‌ها بیشتر باشد. انتخاب سبد یا همان پرتفوی بهینه سرمایه‌گذاری، که با توجه به میزان ریسک و بازده آن صورت می‌پذیرد، مساله مهم بعدی، برای شخص سرمایه‌گذار در راستای سرمایه‌گذاری است (حسنی و انتظار، ۱۳۹۸). در فرایند بهینه‌سازی پرتفوی، کمترین ریسک و بیشترین بازده را به عنوان رویکرد سنتی سرمایه‌گذاری مطرح کرده اند که در این رویکرد، بازدهی را بعنوان یک عنصر مطلوب ودرمقابل واریانس بازده‌ها (ریسک) به عنوان یک عامل نامطلوب برشمرده اند(رایلی و براون[2]، ۲۰۱۴). پس ریسک سرمایه‌گذاری، همیشه یکی از مهمترین مسائلی ست که سرمایه‌گذار با آن مواجه است و به موازات آن یکی از چالش‌های مطرح در تشکیل سبد دارایی‌ها، تعیین نسبت یا وزن بهینه‌ای از دارایی‌های موجود در سبد سرمایه‌گذاری در جهت کاهش ریسک است (خاک بیز و دیگران، ۱۳۹۶). اگرچه کمینه کردن ریسک و بیشینه کردن بازده سرمایه‌گذاری سهل به نظر می‌آید، اما درواقعیت روش‌های متعددی برای تشکیل پورتفولیوی بهینه معرفی شده و بکار گرفته شده‌اند (آقاسی و دیگران، ۱۳۹۶) که با در نظر گرفتن نظریه سنتی سرمایه‌گذاری و همچنین لحاظ کردن ریسک گریزی سرمایه گذاران، به عنوان فرض اساسی آن سعی درمرتفع کردن چالش تشکیل سبد بهینه سهام داشته اند. در این راستا برای اولین بار مارکویتزدر سال ۱۹۵۲ نظریه مدرن پورتفولیو (MPT) را بصورت فرمول ریاضی بیان کرد وی مسئله بهینه‌سازی مقیدی را طراحی وحل نمود که با استفاده از آن می‌توان بردار وزن بهینه سرمایه گذاری‌های موجود در سبد را تعیین کرد(کیومرثی،۱۳۹۷) که با حداکثرسازی بازدهی در سطح مشخصی از ریسک یا حداقل‌سازی ریسک سبد، در سطح مشخصی از بازدهی میسر گردید. اساسی ترین ایده وی بکارگیری انحراف معیار بازدهی سبد سرمایه‌گذاری بعنوان معیاری برای ریسک بود.

با توجه به اهمیت بهینه‌سازی پرتفوی و با نگاهی به جستارهای اقتصادسنجی سری زمانی، در راستای بررسی همبستگی بین متغیرهای اقتصادی و مشاهده چگونگی اثرگذاری متقابل این متغیرها و نااطمینانی هایشان روی همدیگر، مدل‌های میانگین متحرک وزنی نمائی چند متغیره و مدل ناهمسان

[1] Bentani (2019)
[2] Reilly &brown (2016)

واریانس شرطی (MGARCH) معرفی شده و مورد استفاده قرار گرفتند (اندرسن[1]، ۲۰۰۸) که تخمین پویای ماتریس واریانس- کواریانس شرطی بین متغیرها و تخمین همبستگی پویای بین آنها از ویژگی‌های قابل توجه آنها عنوان گردید (پسدل[2]،۲۰۰۶). روند شکل‌گیری این دسته از مدل‌های اقتصادسنجی سری زمانی مالی به مطالعات انگل، بولرسلو و ولدریج[3] (۱۹۸۸) بازمی‌گردد و مدل معرفی شده آنها به مدل چند متغیره، ناهمسان واریانس VECH و میانگین متحرک وزنی نمائی چند متغیره مشهورگردید، که برپایه روش ماکسیمم‌سازی تابع راستنمایی تخمین زده شده و تضمین نمودن شبه معین مثبت بودن ماتریس کواریانس شرطی و همچنین همگرایی تابع لگاریتم راستنمایی از اساسی ترین چالشهای موجود در تصریح این مدلها عنوان گردید (انگل[4]،۲۰۰۱). روند صعودی بالارفتن تعداد پارامترهای قابل تخمین به موازات بالارفتن بعد مدل ازمشکلات مدل VECHبود، که بعدا بولرسلو (۱۹۹۰) با ارائه مدل همبستگی شرطی ثابت (CCC) و انگل و کرونر[5] (۱۹۹۵) با ارائه مدلی تحت عنوان BEKK و با اعمال چند محدودیت ساده بر مدل VECH علاوه بر کاهش تعداد پارامترهای تخمینی، شروط دوگانه شبه معین مثبت بودن ماتریس کوواریانس شرطی و همگرایی تابع را نیز تضمین کردند(هاکرو حاتمی[6]،۲۰۰۵). در ادامه انگل وشپارد (۲۰۰۱) و انگل (۲۰۰۲) کلاس جدیدی از مدلهای MGARCH و مدلهای میانگین متحرک وزنی نمائی چند متغیره را ارائه نمودند که فرض عموماً عین واقعی ثابت بودن ماتریس همبستگی مدل CCC را کنار گذاشته و با وجود تعداد کمتر پارامترهای تخمینی نسبت به VECH، CCC، BEKK از انعطاف بالاتری برخوردار است، که این مدل به مدل همبستگی شرطی پویا (DCC) مشهور شد(انگل[7]، ۲۰۰۴) که امروزه نقش پررنگی را در مطالعات اقتصادی به خود اختصاص داده است. با توجه به مطالب گفته شده وموضوع بسیار مهم تشکیل پرتفوی بهینه و ویژگی‌های مدلهای گارچ چند متغیره در راستای کمک به موضوع بهینه‌سازی در این تحقیق سعی بر آن شد پژوهشی مبنی بر انجام بهینه‌سازی در جهت استفاده از روشهای ccc، dccو الگوریتم مارکوئیتز به شکل توامان انجام گیرد و در راستای پاسخ به سوالات تحقیق. ساختار مقاله به این صورت تنظیم گردید. در بخش دوم، پیشینه مطالعات تجربی و در بخش سوم، ادبیات و مبانی نظری آورده شده است. در بخش چهارم سوالات پژوهش، در بخش پنجم و ششم جامعه آماری و قلمرو پژوهش آورده شده است. بخش هفتم مدل، روش تحقیق و آزمون‌های مورد استفاده بیان شده است. بخش هشتم نیز

[1] Anderson (2008)
[2] Posedel (2006)
[3] bollerslev & wooldridge & Engle (1988)
[4] Engle (2001)
[5] Engle & Kroner (1995)
[6] Hacker & hatami (2005)
[7] ngleE (2004)

به نتایج آزمون‌ها و تخمین مدل اختصاص یافته است و در بخش نهم خلاصه و نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. پیشینه تحقیق

استوی لاو وهمکاران[1] (۲۰۲۱) در پژوهش خود مدیریت فعال پرتفوی را با استفاده از مدل بلک لیترمن، مد نظر قرار داده و ماتریس نظرات سرمایه‌گذار را بر اساس تفاوت‌های موجود بین میانگین بازده دارایی تاریخی ومقادیر بازده ضمنی آنها محاسبه کرده و الگوریتمی را برای اجرای مدیریت فعال بدست آوردند که امکان استفاده از سری‌های زمانی کوتاه مدت از داده‌های تاریخی را فراهم نموده و بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری را با مجموعه محدودی از دارایی‌ها رقم زد که در نهایت نشانگر برتری این مدل نسبت به مدل سنتی میانگین واریانس بود. نیس[2] (۲۰۲۰) در پژوهش خود در کنار یک سیستم پویای بهینه سازی، الگوریتم ژنتیک را نیز درجهت توسعه کارایی پرتفوی سهام به کار برده وعلاوه بردو مدل M-V وG-A، از روش دیگری به نام رویکرد بیزین[3] نیز استفاده نموده و در نهایت یافته‌های پژوهش او نشانگراین مطلب است که نتایج مدل الگوریتم ژنتیک در مقایسه با دو روش دیگر دارای عملکرد بهتری در بهینه‌سازی است و بازده بالاتر و به طور هم زمان ریسک کمتری را نشان می‌دهد. دیو[4] (۲۰۱۹) در تحقیق خود به مساله انتخاب افق زمانی محتمل جهت محاسبه پرتفوی بر مبنای میانگین واریانس دوره‌های -چندگانه پرداخته است و در تحقیق خود برمبنای ریسک دارایی‌های عاید شده‌ای که بازار تعیین می‌کند، افق زمانی را به طور تصادفی انتخاب کرده و در نهایت عدم وابستگی افق زمانی محتمل (غیرقطعی) به معیارهای بازاررا ازطریق بررسی مرزهای مؤثر ارائه شده توسط تحلیلهای اعدادی موضوع بررسی شده را اثبات می‌کند. لین[5] و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهشی نوسانات سرریز و همبستگی شرطی بین نفت خام و بازارهای مالی را مورد مطالعه قرار دادند. ودراین تحقیق از داده‌های روزانه بازدهی نفت خام و بازدهی شاخص قیمت سهام استفاده نمودند. در این راستا مدل‌های CCC، DCC و -VARMA GARCH را به کار گرفتند ودر نهایت نشان دادند که براساس مدل CCC همبستگی شرطی تخمین زده شده برای بازدهی بین بازارها خیلی ضعیف و تعدادی هم از نظر آماری معنادار نبودند ولیکن تخمین‌های مدل DCC همبستگی شرطی معناداری را نشان می‌داد. بررسی نتایج تجربی حاصل از مدل‌های VARMA-GARCH نیز اثرات سر ریز کمی را بین بازارهای مالی و نفت خام به نمایش

[1] Stoilov
[2] NIS
[3] Bayesian
[4] Div (2019)
[5] Lin (2013)

می‌گذاشت. رحیمی (۱۴۰۲) به انتخاب پرتفوی به عنوان یکی ازمباحث مهم مدیریت سرمایه‌گذاری اشاره کرده وبا در نظرگرفتن تعدادی ازالگوریتم‌های بهینه‌سازی نظیر الگوریتم مورچگان، الگوریتم ژنتیک و الگوریتم فرهنگی و....بیان داشت که هرچه مفروضات شرایط مدلسازی به دنیای واقع نزدیکتر باشد نتایج حاصل قابل اتکاتر است وچون افق تک دوره‌ای برای سرمایه‌گذاران چندان واقعی نیست برای بیش از یک دوره اقدام به سرمایه‌گذاری می‌کنند. پایتختی‌اسکوئی و همکاران (۱۴۰۱) با استفاده از مدل مارکوئیتز تعدیل شده مبتنی بر مدلسازی CO- GARCH برای جامعه آماری پژوهش که برای دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۹۹ که با حذف سیستماتیک درنظر گرفته شده در قیاس با بازار پرداختند و در نهایت نتایج پژوهش حاکی از تفاوت معنادار آنها بود. حدادی (۱۴۰۰) به ارزیابی اثر چولگی و کشیدگی بر سبدهای بهینه در چهار معیار ریسک با اعمال ساختار وابستگی توابع مفصل به کمک شبیه‌سازی مونت‌کارلو پرداخته است و از سیستم توزیع پیرسون و مفصل گوسی برای شبیه‌سازی بازده‌ها با چولگی و کشیدگی‌های مختلف و با انحراف معیار و میانگین داده‌های تاریخی استفاده کرده است که در انتها این فرایند منجر به تغییر در سبدهای بهینه در چهار روش بهینه‌سازی سبد شده است. باسخا (۱۳۹۹)، در پژوهشی، به ارائه مدلی برای اندازه‌گیری دقیق‌تر ریسک در پرتفولیوهای سهام پرداخته است. نتایج تحقیق نشان داد که در نظرگرفتن ناهمسانی واریانس موجود در بازار مالی ایران و وارد کردن این موضوع در مدل‌های بهینه‌سازی، به عملکرد بهتر در بهینه‌سازی سبدهای سرمایه‌گذاری انجامیده است.

۲-۲. مبانی نظری

اثرپذیری بازار سرمایه با بکارگیری مدل‌های گارچ چند متغیره و الگوریتم مارکویتز در راستای بهینه‌سازی سبد سهام

مهمترین مساله در بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری، انتخاب بهینه دارایی‌ها و اوراق بهادار با مقدار مشخص سرمایه در دسترس می‌باشد(بست[1]، ۲۰۲۲) اگرچه حداقل کردن ریسک و حداکثر کردن بازده سرمایه‌گذاری ساده بنظرمی رسد، ولی درعمل روشهای متعددی برای تشکیل سبد سرمایه‌گذاری بهینه بکار گرفته می‌شود. قبل از مارکویتز، اگرچه سرمایه‌گذاران با مفاهیم ریسک و بازده آشنا بودند، ولیکن نمی‌توانستند آن را اندازه‌گیری نمایند. مارکویتز، نظریه مدرن پرتفوی را درغالب یک روش کلاسیک به شکل فرمول ریاضی مطرح کرد. بعد ازمطرح شدن الگوی وی، افراد بیشماری تلاش‌هایی درجهت توسعه و اصلاح این الگو داشته اند؛ از جمله خود مارکویتز که بعدها بیان داشت که تحلیل‌های مبتنی بر نیم واریانس نسبت به آن هایی که به واریانس متکی هستند؛ سبدهای سهام بهتری را ایجاد می‌کنند (راعی و پویانفر، ۱۳۸۷). از طرفی به دلیل ماهیت بورس اوراق بهادار و عدم اطمینانی که بر آن حاکم است و

[1] Basset (2022)

هم چنین، در نظر داشتن گرایش‌ها و ترجیحات مختلف سرمایه‌گذاران، یافتن راهی برای انتخاب یک پرتفوی مناسب از اوراق بهادار که از طریق آن بتوان بر عدم اطمینان حاکم بر بورس غلبه کرد و در کنار آن بتوان ترجیحات متفاوت افراد را در نظر گرفت، ضروری بنظر می‌رسد (فرید و دیگران، ۱۴۰۰). حال در بهینه سازی پرتفو یا اینکه پس اندازهای افراد با چه مکانیسمی به صورت صحیح به بخش تولید هدایت گردند، از موضوعات پر اهمیت دیگر بوده است. چرا که علاوه بر بازدهی که برای صاحبان سرمایه به همراه دارد، به عنوان مهمترین عامل تأمین سرمایه، برای راه اندازی طرح های اقتصادی، مخصوصا برای کشورهای صنعتی و توسعه یافته لحاظ شده و به موازات آن اهمیت مشارکت فعال سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادارا به گونه‌ای درنظر گرفته اند که ماهیت وجود بورس اوراق بهادار را به سرمایه‌گذاری افراد وابسته دانسته‌اند (پاک مرام و دیگران، ۱۳۹۷). با توجه به بررسی رفتار سهام در بازارکه مانند بسیاری از پدیده‌های طبیعی غیرخطی عمل می‌کند و عجز مدل‌های خطی از تشخیص صحیح رفتار غیرخطی، نیاز به الگوها و مدل‌های غیرخطی را مشاهده می‌کنیم که این خود تأثیر بسزایی در پیش بینی قیمت آتی سهام و اتخاذ تصمیم مناسب داشت. به طوری که از سال ۱۹۶۰ تقلید از موجودات زنده و شبیه‌سازی ازآنان در الگوریتم های قدرتمند برای مسایل بهینه سازی مورد توجه قرار گرفته است که بعدها تکنیک‌های محاسبه تکامل نام گرفتند (شهیر و عشقی،۱۳۸۲). به طورکلی الگوریتم‌ها را روش‌های ابتکاری دانسته اند که می‌توانند مسائل مختلف بهینه یابی سبد سهام را با لحاظ نمودن سطوح متفاوت ریسک انجام دهند (سیمون[1]،۲۰۲۱) و با توجه به عملکرد موفق الگوریتم‌ها در مسائل بهینه‌سازی، این الگوریتم‌ها توانسته‌اند روش‌های مناسب را در اختیار سرمایه‌گذاران قرار دهند تا به انتخاب بهینه دست بزنند.

در راستای بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری و در چارچوب مدل‌های ارائه شده، سوال‌های پژوهش عبارتند از:

- آیا وزن‌های بهینه بیشتر به سهامی اختصاص دارد که نوسانات کمتری در روند بازدهی سهام آن صنعت وجود داشته باشد؟
- آیا شوک های بازدهی سهام صنایع، اثرات متقابل معناداری بر همدیگر دارند؟
- آیا مدل‌های CCC و DCC نتایج متفاوتی در تخمین اوزان بهینه صنایع و دارایی بدون ریسک تشکیل دهنده سبد سرمایه‌گذاری، دارند؟
- آیا سبد تشکیل شده با استفاده از الگوریتم های بهینه سازی مارکوئیتز می تواند مطلوبیت فرد ریسک گریز را برای دستیابی به حداکثر سود، ردیابی کند؟

[1] Simon (2021)

۳. روش تحقیق

به منظوربهینه‌سازی پرتفوی سبد سرمایه‌گذاری و درچارچوب مطالب عنوان شده در این پژوهش، به منظور تخمین مدل از برآورد اقتصاد سنجی چند متغیره ناهمسان واریانس DCC (انگل،۲۰۰۲) و CCC (بولرسلو،۱۹۹۰) استفاده شده و مدل‌سازی صورت گرفته است و با فرض وجود سبد متشکل از صنایع منتخب و بکارگیری مسئله بهینه‌سازی مارکویتز، وزن بهینه آنها در طول زمان تخمین زده شده است. ماتریس واریانس کواریانس دارایی‌های ریسکی از تخمین مدل‌های ناهمسان واریانس شرطی، مدل‌های میانگین متحرک وزنی نمائی چند متغیره، که با استفاده از بسته نرم افزاری GARCH تحت نرم افزار OX.6 وهمچنین مدل مارکویتزکه در قالب یک برنامه نوشته در محیط نرم افزار MATLAB است، برآورد می‌شوند، بکار گرفته شده اند.

۳-۱. جامعه آماری

برای انجام این تحقیق از شرکت‌های بورسی که قبل از سال ۱۳۹۵ در بورس پذیرفته شده و تا پایان سال ۱۳۹۹ فعال بوده و دارای ویژگی‌های زیر بودند، استفاده گردیده است. سال مالی شرکت‌ها می‌بایست منتهی به ۲۹ اسفند می‌بوده و طی بازه زمانی تحقیق تغییر سال مالی نمی‌داشتند و سهام شرکت‌ها در طول هر یک از سال‌های دوره تحقیق در بورس معامله شده و قیمت پایان دوره در دسترس قرار می‌داشت. علاوه بر این اطلاعات مالی شرکت‌ها نیز میبایست در دسترس می‌بود. که با لحاظ کردن ویژگی‌های بالا از بین شرکت‌های فعال‌تر بر پایه ترکیبی از قدرت نقدشوندگی سهام و میزان دادوستد سهام در تالار معاملات، تناوب دادوستد سهام در تالار معاملات و معیار تاثیرگذاری شرکت بر بازار، ۴ صنعت برترکه شامل؛ صنایع خودرو ساخت قطعات، صنایع منتخب ماشین آلات برقی، صنایع استخراج کانه‌های فلزی و فرآورده‌های نفتی می‌باشند، در پرتفوی ما به عنوان جامعه غربالگری انتخاب شد، حجم نمونه ۸۰۰ و به شکل روزانه طی بازه زمانی ۱۳۹۵ لغایت ۱۳۹۹ می‌باشد.

۳-۲. الگو و معرفی متغیرها

باتوجه به مباحث نظری موضوع و با در نظر گرفتن مطالعات تجربی مطرح شده در خصوص بهینه‌سازی سبد سهام با استفاده از شاخص‌های درونی و بیرونی بازار سرمایه با بکارگیری مدل‌های گارچ چند متغیره و الگوریتم مارکویتز نظیر؛ نیس[1](۲۰۱۹)، دیو[2] (۲۰۱۹) الگوی تجربی تحقیق به شکل زیر معرفی می‌گردد. در این بخش فرآیند بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری متشکل از سهام چهار صنعت منتخب و

[1] NIS
[2] DIV

همچنین نرخ دارایی بدون ریسک، تبیین می‌گردد. ابتدا فرآیند حداقل‌سازی واریانس سبد سرمایه‌گذاری سهام ریسکی به صورت زیر بیان می‌گردد:

$$Min\sigma_p^2 = x_1^2\sigma_1^2 + x_2^2\sigma_2^2 + x_3^2\sigma_3^2 + x_4^2\sigma_4^2 2x_1x_2\, cov(1,2) + \ldots + 2x_3x_4\, cov(3,4) \quad (۱)$$

$$r_p = x_1r_1 + x_2r_2 + x_3r_3 + x_4r_4 \quad (۲)$$

$$x_1 + x_2 + x_3 + x_4 = 1 \quad (۳)$$

رابطه (۱) نحوه محاسبه واریانس بازدهی یک سبد سرمایه گذاری متشکل از سهام چهار صنعت منتخب در این مطالعه را نشان می‌دهد. در معادله (۱)، σ_p^2 نشان دهنده واریانس بازدهی سبد است. همچنین σ_i^2 واریانس بازدهی سهام صنعت i ام موجود درسبد را نشان می‌دهد. از طرفی x_i سهم صنعت iام را در سبد تشکیل یافته، نشان می‌دهد.

رابطه‌های (۲) و (۳) بیان می‌کنند که بازدهی یک سبد برابر با میانگین وزنی بازدهی سهام موجود در سبد می‌باشد. حل مسئله برنامه ریزی کوادراتیک مقید بالا منجر به محاسبه اوزان بهینه سهام ریسکی موجود در سبد می‌گردد. اگر تابع لاگرانژ را جهت کمینه‌سازی واریانس سبد سرمایه‌گذاری به صورت زیر تشکیل دهیم، آنگاه داریم:

$$L = x_1^2\sigma_1^2 + x_2^2\sigma_2^2 + x_3^2\sigma_3^2 + x_4^2\sigma_4^2 + 2x_1x_2\, cov(1,2) + \ldots + 2x_3x_4\, cov(3,4)$$
$$+\lambda(\bar{r}_p - x_1r_1 + x_2r_2 + x_3r_3 + x_4r_4) + \gamma(1 - x_1 - x_2 - x_3 - x_4) \quad (۴)$$

در رابطه (۴) $\bar{r}_p$ نشان دهنده سطح ثابت از باردهی سبد است. تشکیل شروط مرتبه اول بهینه‌سازی به فرم ماتریسی زیر مختوم می‌گردد:

$$\begin{bmatrix} 2\sigma_1^2 & 2\,cov(1,2) & 2\,cov(1,2) & 2\,cov(1,2) & -r_1 & -1 \\ 2\,cov(2,1) & 2\sigma_2^2 & 2\,cov(2,3) & 2\,cov(2,4) & -r_2 & -1 \\ 2\,cov(3,1) & 2\,cov(3,2) & 2\sigma_3^2 & 2\,cov(3,4) & -r_3 & -1 \\ 2\,cov(4,1) & 2\,cov(4,2) & 2\,cov(4,3) & 2\sigma_4^2 & -r_4 & -1 \\ -r_1 & -r_2 & -r_3 & -r_4 & 0 & 0 \\ -1 & -1 & -1 & -1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_1 \\ x_1 \\ x_1 \\ x_1 \\ \lambda \\ \gamma \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ \bar{r}_p \\ 1 \end{bmatrix} \quad (۵)$$

از طرفی، اگر کل بازدهی سرمایه‌گذاری متشکل از بازدهی نگهداری دارایی‌های ریسکی (شامل ریسک‌های مالی و غیرمالی) و دارایی بدون ریسک (نرخ بهره بدون ریسک) به صورت زیر باشد:

$$r_k = yr_p + (1 - y)r_f \quad (۶)$$

با فرض اینکه تابع مطلوبیت یک فرد ریسک گریز به صورت زیر باشد:

$$U_k = r_k - \frac{15}{1000}\sigma_k^2 \quad (۷)$$

آنگاه، با ترکیب رابطه‌های زیر می‌توان به رابطه ۱۰ رسید:

$$Vech(H_t) = C + \sum AVech(x_{t-i}x'_{t-i}) + \sum_{j=1} B_j Vech(H_{t-j}) \quad (۸)$$

$$\forall_i = 1,2,\dots,N \quad C_{ij} \geq 0, \mathrm{i} \quad a_{i,j}, b_{i,j} \geq 0 \quad (۹)$$

$$U_k = yr_p + (1-y)r_f - \frac{15}{1000}\sigma_k^2 \quad (۱۰)$$

با مشتق‌گیری از تابع مطلوبیت بالا نسبت به y می‌توان سهم بهینه مجموعه دارایی‌های ریسکی y* را به صورت زیر بدست آورد[۱] :

$$y^* = \frac{r_p - r_f}{0.03\sigma_p^2} \quad (۱۱)$$

در رابطه (۱۱) مقدار r_p از فرآیند بهینه‌سازی در بالا بدست آمده است و r_f به صورت برونزا لحاظ می‌گردد.

٤. یافته‌ها

٤-۱. آمار توصیفی متغیرها

جدول (۱)، آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مطالعه را نشان می‌دهد. این نوع آمار صرفا به توصیف جامعه می‌پردازد و هدف آن محاسبه پارمترهای جامعه است. این پارامترها عمدتاً شامل اطلاعات مربوط به شاخص‌های مرکزی نظیر میانگین و همچنین اطلاعات مربوط به شاخص‌های پراکندگی نظیر انحراف معیار است. در ابتدای این بخش با استفاده از رابطه زیر[۲]، نرخ بازدهی شاخص قیمت سهام چهار صنعت خودرو و ساخت قطعات، ماشین آلات برقی، کانی‌های فلزی و فرآورده‌های نفتی محاسبه می‌گردد:

$$r_t = 100\, log(\frac{p_t}{p_{t-1}}) \quad (۱۲)$$

در رابطه (۱۲)، p_t و p_{t-1} به ترتیب نشان دهنده شاخص قیمت سهام در دوره‌های t و $t-1$ می‌باشند. همچنین به منظور ساده نویسی و راحتی در ادامه، در سراسر این فصل، بازدهی سهام صنایع خودرو و ساخت قطعات، ماشین آلات برقی، فرآورده‌های نفتی و کانی‌های فلزی را به ترتیب با r_{2t}، r_{1t} ، r_{3t} و r_{4t} نشان می‌دهیم.

در ادامه این بخش، در جدول (۱)، مروری بر آماره‌های توصیفی سری‌های زمانی داده‌های نرخ بازدهی چهار صنعت مذکور، صورت می‌گیرد. آماره‌های توصیفی اطلاعات مفید و ارزشمندی را در مورد داده‌ها بدست می‌دهند.

[۱] فرآیند بهینه سازی بالا در قالب یک برنامه، در محیط نرم افزار BALTAM صورت گرفته است.

[۲] این فرمول از کتاب اقتصادسنجی کاربردی استریو ( )۹۱۱۱گرفته شده است.

جدول (۱): خلاصه آمارهای توصیفی برای شرکت‌ها

سری زمانی	میانگین	انحراف معیار	کشیدگی	چولگی	مینیمم	ماکسیمم
r_{1t}	۰/۰۷	۱/۴۵	۴/۰۹	۰/۱۹	−۷/۵۵	۶/۵۴
r_{2t}	۰/۱۰	۱/۴۸	۱۳/۳۴	−۱/۰۱	−۱۴/۳۲	۴/۴۷
r_{3t}	۰/۲۲	۱/۵۱	۲۷/۱۳	−۰/۹۰	−۱۷/۰۱	۹/۶۹
r_{4t}	۰/۱۳	۱/۴۰	۵۱/۱۹	۲/۵۷	−۱۰/۱۹	۱۸/۹۳

منبع: یافته‌های تحقیق

همچنانکه جدول (۱)، نشان می‌دهد، بیشترین میانگین بازدهی متعلق به صنعت فرآورده‌های نفتی و در مقابل کمترین بازدهی به صنعت خودرو و ساخت قطعات تعلق دارد. داده‌های نرخ بازدهی سهام صنایع ماشین آلات برقی و فرآورده‌های نفتی دارای چولگی منفی است و بنابراین تراکم فراوانی داده‌های نرخ بازدهی این صنایع در مقادیر کمتر از میانگین، بیشتر است. چولگی داده‌های نرخ بازدهی سهام صنایع خودرو و ساخت قطعات و کانی‌های فلزی مثبت است. لذا تراکم داده‌های نرخ بازدهی سهام این صنایع در مقادیر بیش از میانگین، بیشتر است. داده‌های نرخ بازدهی سهام صنعت کانی‌های فلزی دارای بیشترین کشیدگی است و در مقابل داده‌های صنعت خودرو و ساخت قطعات دارای کمترین کشیدگی در بین چهار صنعت تحت بررسی است. از این‌رو می‌توان گفت تراکم پراکنش داده‌های نرخ بازدهی صنعت کانی‌های فلزی، در اطراف میانگین داده‌ها در بین چهار صنعت مورد مطالعه، بیشترین است. بررسی روند تغییرات و نوسانات نرخ بازدهی شاخص سهام صنایع منتخب در این پژوهش و مطالعه دقیق نمودارهای استخراجی، نشان داد که دامنه نوسانات بازدهی سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات در بازه ۳- تا ۳ درصد وبازدهی سهام صنعت ماشین آلات برقی در طول دوره زمانی تحت مطالعه، در بازه ۲/۵- تا ۲/۵ درصد درحال تغییر بوده و بازدهی سهام صنعت کانی‌های فلزی نسبت به صنایع دیگر دارای نوسانات خوشه‌ای کمتر، نسبت به بازدهی دیگر صنایع منتخب مورد بررسی است. با این حال نوسانات لحظه‌ای بیشتری در روند داده‌های این صنعت دیده شد و در نهایت در مقایسه با دیگر صنایع، بازدهی سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات، دارای بیشترین نوسانات خوشه‌ای بود.

٤-۲. آزمون پایایی (ریشه واحد)

به منظور بررسی مانایی سری‌های زمانی مورد مطالعه و پرهیز از دستیابی به نتایج رگرسیونی کاذب، آزمون‌های متعارف دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس پرون (PP) مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتایج این آزمون در جدول ۴-۲ گزارش شده است. بر پایه نتایج این آزمون‌ها، داده‌های نرخ بازدهی هر چهار صنعت در سطح معناداری ۱ درصد مانا هستند. لذا برآورد مدل سری زمانی خودرگرسیونی برای این متغیرها بلامانع است.

جدول (۲): آزمون ریشه واحد برای متغیرها

آزمون ریشه واحد	r_{1t}	r_{2t}	r_{3t}	r_{4t}
ADF	−۱۷/۳۱	−۲۰/۴۷	−۲۲/۱۶	−۲۲/۹۳
PP	−۱۸/۵۶	−۲۰/۶۰	−۲۲/۶۱	−۲۳/۲۱

منبع: یافته‌های تحقیق، کلیه آماره‌ها در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادارند.

در ادامه، با استفاده از توابع خودهمبستگی و نمودارهای همبسته نگار مربوط به سری‌های زمانی نرخ بازدهی داده‌ها، مدل خودرگرسیون مطلوب توضیح دهنده رفتار داده‌های تحت مطالعه، برآورد می‌گردد. همچنین بر روی باقیمانده‌های این مدل‌ها آزمون‌های ناهمسان واریانس وهمبستگی سریالی انجام می‌پذیرد. نتایج در جدول (۳)، گزارش می‌گردد.

جدول (۳): نتایج برآورد مدل خودرگرسیونی و آزمون‌های مربوطه

آزمون ریشه واحد	r_{1t}	r_{2t}	r_{3t}	r_{4t}
مدل مطلوب خودرگرسیونی	AR(8)	AR(5)	AR(8)	AR(5)
آماره آزمون همبستگی سریالی	۰/۲۲	۱/۷۵	۰/۷۶	۰/۰۶
آماره آزمون ناهمسان واریانس	۲۲/۶۷	۸/۶۳	۲/۹۴	۳/۶۳

منبع: یافته‌های تحقیق(هیچکدام از آماره‌های آزمون همبستگی سریالی، معنادار نیستند. کلیه آماره‌های آزمون ناهمسان واریانس در سطح ۹۵ درصد، معنادارند.)

همچنانکه می‌توان ملاحظه کرد، داده‌های نرخ بازدهی سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات از یک الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های ۱و ۸ دوره زمانی پیروی می‌کند. از طرفی دیگر، نرخ بازدهی سهام صنعت ماشین آلات دارای یک فرآیند بهینه خودرگرسیونی با وقفه‌های ۱ و ۵ دوره قبل است. بازدهی سهام صنایع فرآورده‌های نفتی و کانی‌های فلزی دارای الگوی بهینه به ترتیب AR(8) و AR(5) می‌باشند. پس از حصول اطمینان از ناهمسانی واریانس داده‌های سری زمانی، بازدهی چهار صنعت منتخب مورد مطالعه، مدل بهینه توضیح دهنده رفتار پویای واریانس اجزای اخلال را برازش خواهیم نمود. نتایج نشان می‌دهد که برای داده‌های نرخ بازدهی هر چهار صنعت، مدل ناهمسان واریانس شرطی و مدل میانگین متحرک وزنی نمائی چند متغیره GARCH(1,1) مدل بهینه است.

در این مرحله، به منظور دستیابی به ماتریس واریانس کواریانس شرطی و مدل میانگین متحرک وزنی نمائی چند متغیره بین داده‌های نرخ بازدهی سهام چهار صنعت مورد بررسی، از مدل‌های CCC و DCC بهره خواهیم گرفت. برای این منظور ابتدا مدل CCC تخمین زده خواهد شد. سپس بر اساس متدولوژی توضیح داده شده، به منظور آزمون پویایی ماتریس همبستگی بین متغیرها از آزمون‌های تسای (۲۰۰۰) و انگل – شپارد (۲۰۰۱) بهره خواهیم جست. نتایج برآورد مدل ناهمسانی واریانس شرطی

(CCC) و مدل میانگین متحرک وزنی نمائی چند متغیره (DCC) و آزمون‌های مذکور در جدول‌های (۴) و (۵) گزارش شده است.

جدول (٤): نتایج برآورد مدل CCC

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-Prob
ρ_{12}	۰/۳۱	۰/۰۴	۷/۷۶	۰/۰۰
ρ_{13}	۰/۲۳	۰/۰۵	۴/۲۸	۰/۰۰
ρ_{14}	۰/۱۰	۰/۰۵	۲/۲۲	۰/۰۳
ρ_{23}	۰/۱۸	۰/۰۵	۳/۷۷	۰/۰۰
ρ_{24}	۰/۱۰	۰/۰۴	۲/۵۸	۰/۰۰
ρ_{34}	۰/۲۴	۰/۰۵	۴/۷۰	۰/۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

بازدهی سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات دارای همبستگی بالایی با بازدهی سهام صنایع ماشین آلات برقی و فرآورده‌های نفتی است. از طرفی دو صنعت فرآورده‌های نفتی و کانی‌های فلزی دارای همبستگی بالایی هستند. از طرفی بر پایه نتایج آزمون‌های تسای و انگل –شپارد ، ماتریس همبستگی بین دارایی‌ها زمان –متغیر است. بنابراین مدل میانگین متحرک وزنی نمائی چند متغیره (DCC) در مدل‌سازی همبستگی بین داده‌های مورد مطالعه از عملکرد مطلوب تری نسبت به مدل ناهمسان واریانس شرطی (CCC) است.

جدول (۵): نتایج آزمون انگل-شپارد و تسای

وقفه	۵	۱۰	۱۵	۲۰	۲۵
مقدار آماره انگل-شپارد	۴۰/۳۸	۴۳/۸۸	۵۸/۴۸	۶۷/۴۴	۷۵/۲۱
معناداری	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
مقدار آماره تسای	۵۲/۸۸	معناداری آماره تسای	۰/۰۰		

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به اینکه مدل DCC ماتریس همبستگی بین دارایی‌ها را به صورت پویا تخمین می‌زند، از این‌رو در ادامه، این مدل تخمین زده خواهد شد. نتایج برازش این مدل در جدول ۶ گزارش شده است.

جدول (٦): نتایج برآورد مدل DCC

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-Prob
α	۰/۲۰	۰/۰۳	۶/۴۸	۰/۰۰
β	۰/۱۲	۰/۱۸	۰/۶۵	۰/۵۱

منبع: یافته‌های تحقیق

همچنانکه در جدول (۶)، مشاهده می‌گردد، ضریب بتای مدل DCC معنادار نیست. در مقابل ضریب آلفا در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. از این‌رو نتیجه می‌گیریم که شوک‌های بازدهی سهام این چهار صنعت اثرات متقابل معناداری بر همدیگر داشته اند، درواقع سرایت شوک‌ها در میان این چهار صنعت معنادار است. با این وجود اثرات معناداری از سرایت نوسانات بین بازدهی سهام این چهار صنعت دیده نمی شود. به منظور بررسی دقیق عملکرد مدل DCC از آزمون‌های تشخیصی هاسکینگ – پورتمن (۱۹۸۰) و لی– مک لیود (۱۹۸۱) استفاده شده است. این نتایج در جدول (۷)، گزارش شده است.

جدول (۷): نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل DCC

مقدار آماره آزمون پورتمن	۱۴/۶۹	۳۳/۳۰	۶۹/۱۵
وقفه	۵	۱۰	۲۰
معناداری	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰
مقدار آماره آزمون مک لیوود	۱۴/۹۴	۳۴/۱۸	۷۲/۴۶
وقفه	۵	۱۰	۲۰
معناداری	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

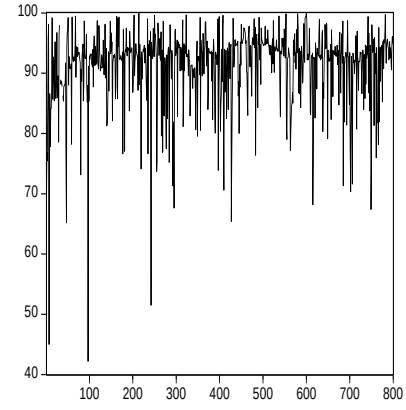
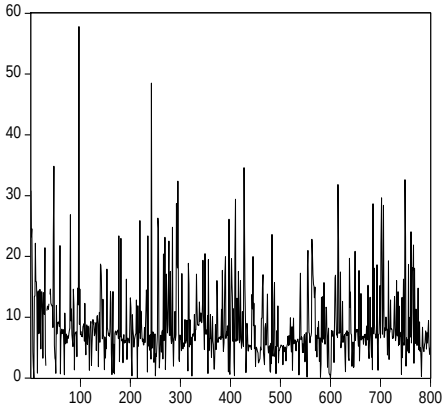
با توجه به نتایج آزمون هاسکینگ – پورتمن، باقیمانده‌های مدل DCC واریانس همسان هستند. در واقع فرضیه صفر آزمون پورتمن مبنی بر عدم وجود اثر ARCH رد نمی گردد. همچنین فرضیه صفر آزمون مک – لیوود حاکی از ناهمبستگی سریالی در باقیمانده‌های مدل میانگین متحرک وزنی نمائی چند متغیره (DCC) قابل رد نیست. لذا با استناد به این دو آزمون مدل میانگین متحرک وزنی نمائی چند متغیره (DCC) از عملکرد مطلوب برخوردار بوده و در برازش این مدل خطای تصریح مشاهده نمی گردد.

با توجه به نتایج بدست آمده، در برآورد ماتریس واریانس –کواریانس شرطی بین دارایی‌ها، مدل DCC بر مدل CCC ارجعیت دارد. در بخش بعدی هر دو مدل مذکور برای بهینه‌سازی پویای سبد سرمایه‌گذاری سهام، با بکارگیری مدل مارکویتز، بکارگرفته خواهند شد و در راستای اهداف و فرضیات تحقیق، نتایج آنها مقایسه خواهد شد. به منظور جلوگیری از تفصیل و دور شدن از هدف اصلی تحقیق از آوردن نمودارهای واریانس و کواریانس شرطی بازدهی سهام صنایع منتخب مورد بررسی، پرهیز شده است.

٤-۳. نتایج بهینه‌سازی سبد سرمایه گذاری

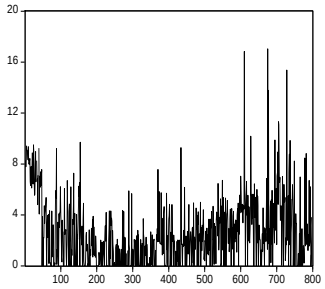
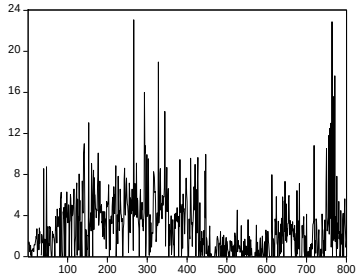
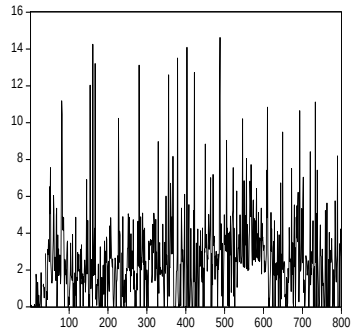
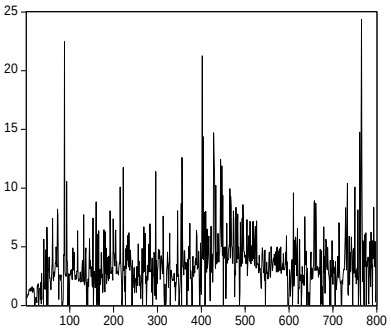
در این بخش با بکارگیری ماتریس واریانس– کواریانس پویای شرطی و با استفاده از متدولوژی بحث شده در خصوص بهینه‌سازی با مدل مارکویتز، اوزان زمان–متغیر پویای بهینه دارایی‌های ریسکی و بدون

ریسک بر اساس هر دو مدل ناهمسانی واریانس شرطی (CCC) و مدل میانگین متحرک وزنی نمائی چند متغیره (DCC) محاسبه خواهند گردید. نرخ بهره بدون ریسک یک بار برابر با ۱۵ درصد فرض می‌گردد و بار دیگر با فرض نرخ بهره بدون ریسک برابر ۲۰ درصد، فرآیند بهینه‌سازی پویای مذکور تکرار می‌گردد. با توجه به آنکه حجم نمونه مورد مطالعه ۸۰۰ است، لذا به این تعداد نقاط بهینه طی زمان خواهیم داشت. نقاطی که معرف سهم بهینه دارایی‌های ریسکی و بدون ریسک برای یک شخص سرمایه‌گذار ریسک گریز هستند. نمودارهای شماره (۵) و (۶) نتایج بهینه‌سازی سبد را بر اساس ماتریس واریانس کواریانس شرطی حاصل شده از مدل CCC و با فرض نرخ بهره بدون ریسک ۱۵ درصد به نمایش می‌گذارد.

نمودار (۵):سهم بهینه پویای دارایی بدون ریسک	نمودار (٦):سهم بهینه پویای مجموع دارایی‌های ریسکی
	
براساس روزکاری	براساس روزکاری

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودارهای (۵) و (۶) تقابل اوزان بهینه دارایی‌های ریسکی و دارایی بدون ریسک را در سبد سرمایه‌گذاری به نمایش می‌گذارد. همچنین در نمودارهای ۷ تا ۱۰ اوزان بهینه سهام چهار صنعت منتخب در سبد سرمایه‌گذاری تشکیل یافته، آورده شده است.

نمودار (۷): سهم بهینه پویای سهام صنعت خودرو	نمودار (۸): سهم بهینه پویای سهام صنعت ماشین آلات برقی
	
روزکاری	روزکاری
نمودار (۹):سهم بهینه پویای سهام صنعت فرآورده‌های نفتی	**نمودار (۸): سهم بهینه پویای سهام صنعت کانی‌های غیرفلزی**
	
روزکاری	روزکاری

منبع: یافته‌های تحقیق

محاسبات نشان می‌دهد که سهم بهینه چهار صنعت فوق در نرخ بهره بدون ریسک ۱۵ درصد، به ترتیب برابر با ۲/۶۱ ، ۲/۸۵، ۲/۵۱ و ۳/۴۶ درصد می‌باشد. به منظور داشتن امکان مقایسه در نرخ‌های بهره بدون ریسک مختلف، فرآیند بهینه‌سازی بر پایه مدل CCC برای نرخ بهره ثابت بدون ریسک برابر با ۲۰ درصد، تکرار می‌گردد. نتایج این فرآیند بهینه‌سازی پویا نشان می‌دهد که فرم کلی روند سهم بهینه دو دسته دارایی ریسکی و بدون ریسک در سبد سرمایه‌گذاری تغییر نمی کند ولی بر پایه محاسبات صورت پذیرفته، متوسط وزن بهینه دارایی بدون ریسک به ترتیب برابر با ۸۹/۵ درصد و ۹۱/۳۲ درصد برای نرخ‌های بهره بدون ریسک ۱۵ درصد و ۲۰ درصد می‌باشد. حال با استفاده از مدل میانگین متحرک

وزنی نمائی چند متغیره (DCC) که با استناد به آزمون انگل – شپارد دارای عملکرد بهتری در برازش رفتار پویای همبستگی نرخ بازدهی سهام چهار صنعت منتخب مورد مطالعه بود، فرآیند بهینه‌سازی برای نرخ‌های بهره بدون ریسک ۱۵ درصد و ۲۰ درصد انجام پذیرفت . که محاسبات، متوسط وزن بهینه دارایی بدون ریسک در نرخ بهره ثابت ۱۵ درصد، را ۹۰/۵۴ درصد نشان داد واوزان بهینه چهار صنعت منتخب مورد بررسی به ترتیب برابر با ۲/۵۶ درصد، ۲/۸۶ درصد، ۲/۵۳ درصد و ۳/۵۴ درصد بدست آمد. در این بخش اوزان بهینه مجموعه دارایی‌های ریسکی و بدون ریسک سبد سرمایه‌گذاری در نرخ بهره بدون ریسک ۲۰ درصد نیز محاسبه گردید و بر اساس نتایج حاصل شده، متوسط سهم بهینه دارایی بدون ریسک برابر با ۹۲/۱۲ بدست آمد. همچنانکه نتایج نشان می‌دهد تفاوتی بین مدل‌های DCC و CCC در بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری شامل دارایی‌های ریسکی سهام چهار صنعت و دارایی بدون ریسک در هر دو نرخ بهره بدون ریسک ۱۵ و ۲۰ درصد وجود ندارد. لذا فرضیه دوم تحقیق رد می‌گردد و ریسک تکنیک نمایی نسبت به تکنیک GARCH یکسان می‌باشد. درادامه به بررسی متوسط درصد سهم بهینه از سبد، بر اساس مدل ناهمسان واریانس شرطی، مدل میانگین متحرک وزنی نمائی چند متغیره و مدل مارکویتز پرداخته شد که بر اساس نتایج جدول (۸)،(۹) و(۱۰) هر سه مدل، نتایج بسیار مشابهی را در خصوص بردار وزن متوسط بهینه‌ی صنایع چهارگانه از سبد سرمایه گذاری نشان دادند.

جدول (۸): متوسط درصد سهم بهینه از سبد بر اساس مدل ناهمسانی واریانس شرطی

صنعت ۴	صنعت ۳	صنعت ۲	صنعت ۱
۳۸/۸۲۳	۱۱/۴۶۳۶	۳۹/۸۷۴۳	۱۰/۳۴۷

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۹): متوسط درصد سهم بهینه از سبد بر اساس مدل میانگین متحرک وزنی نمائی چند متغیره

صنعت ۴	صنعت ۳	صنعت ۲	صنعت ۱
۳۹/۲۵	۸/۹۶۲۲	۳۷/۸۲۳۱	۱۴/۱۸۰۳

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۱۰): متوسط درصد سهم بهینه از سبد بر اساس مدل مارکویتز

صنعت ۴	صنعت ۳	صنعت ۲	صنعت ۱
۴۰/۳۹۲۲	۱۰/۴۸۳۷	۴۰/۱۵۸۳	۹/۵۶۸۷

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج بهینه‌سازی پویای سبد سرمایه‌گذاری و برخلاف بعضی ازمطالعات تجربی صورت گرفته در اینجا، مشاهده گردید که هرسه فرضیه تحقیق مبنی بر اینکه ریسک تکنیک نمایی نسبت به تکنیک GARCH و مارکویتز و نسبت به هم کمتر می‌باشد، رد می‌گردد. همچنانکه می‌بینیم نتایج بهینه‌سازی نشان می‌دهد که اوزان بهینه دارایی‌های ریسکی و بدون ریسک در طی دوره زمانی تحت بررسی دچار نوسانات شدید و معنادار بوده است. ضمن آنکه با توجه به نتایج بهینه‌سازی پویا و میانگین‌گیری از متوسط اوزان بهینه این چهار صنعت در هر سه مدل، وزن بالاتر به سهام صنایعی اختصاص یافته است که نوسانات کمتری در بازدهی شان وجود دارد. در واقع، اوزان کمتر در بین چهار صنعت به صنایع با نوسانات شدیدتر در بازدهی، یعنی صنایع خودرو و ساخت قطعات و فرآورده‌های نفتی اختصاص دارد. برعکس بیشترین سهم متوسط بهینه از سبد تشکیل یافته در بین چهار صنعت، به صنعت کانی‌های غیرفلزی، با کمترین نوسانات در بازدهی، تعلق دارد. لذا با توجه به نتایج حاصل شده، هر سه مدل نتیجه یکسانی را برای هر چهار سبد نشان می‌دهند.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

مطالعه حاضر به بررسی بهینه‌سازی سبد سهام با استفاده از شاخص‌های درونی و بیرونی بازار سرمایه، با بکارگیری مدل‌های گارچ چند متغیره و الگوریتم مارکویتز، برای تشکیل سبدی، متشکل از سهام چهار صنعت منتخب و همچنین نرخ دارایی بدون ریسک، طی بازه زمانی ۱۳۹۵ لغایت ۱۳۹۹ بشکل روزانه پرداخت. مهمترین نتایج حاصل از آزمون‌ها و فرآیند بهینه‌سازی و همچنین آزمون فرضیات تحقیق به شرح زیر است:

۱ـ بر اساس نتایج بدست آمده از انجام آزمون‌های تسای و انگل- شپارد، مدل میانگین متحرک وزنی نمائی چند متغیره از عملکرد مطلوب تری نسبت به مدل ناهمسان واریانس شرطی، در برازش و تخمین رفتار ماتریس واریانس و کواریانس شرطی بین بازدهی سهام چهار صنعت مورد مطالعه، برخوردار است.

۲ـ نتایج بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری سهام نشان می‌دهد که اوزان بهینه دارایی‌های ریسکی و بدون ریسک بر اساس هر سه مدل مدل: میانگین متحرک وزنی نمائی چند متغیره، مدل ناهمسان واریانس شرطی و مدل مارکویتز، تفاوت معناداری با همدیگر ندارند، لذا سه فرضیه تحقیق مبنی بر عملکرد متفاوت این سه مدل، در نتایج بهینه‌سازی پویای سبد سرمایه‌گذاری، رد می‌گردد.

۳ـ بر اساس نتایج حاصل شده، نوسانات شدید و معناداری در روند اوزان بهینه دارایی‌های ریسکی و بدون ریسک، در مجموعه سبد سرمایه‌گذاری تشکیل یافته، وجود دارد.

۴ـ نتایج نشان می‌دهد که با فرض ریسک گریزی و رفتار عقلایی سرمایه گذاران، اوزان بهینه در سبد سرمایه‌گذاری تشکیل یافته، به سهام صنایعی تعلق دارد که نوسانات کمتری در روند بازدهی شان، وجود دارد.

در راستای تنوع بخشی به سبد سرمایه‌گذاری و کنترل ریسک سرمایه‌گذاری، به سرمایه‌گذاران توصیه می‌گردد که در تصمیم گیریهای خود، همبستگی بین روند بازدهی سهام و نوسانات بازدهی سهام دارایی‌های مختلف قابل نگهداری را، مد نظر قرار دهند. با توجه به آنکه سهم دارایی‌های ریسکی در مقایسه با دارایی بدون ریسک، بسیار پایین است لذا لزوم انجام سیاست هایی که منجر به جذابیت بیشتر برای سرمایه‌گذاری در بورس گردد، روشن تر می‌گردد. در واقع افزایش کارایی سیستم مالی و سرمایه‌گذاری و متعاقبا افزایش رشد و توسعه اقتصادی در گرو بازار مالی کارآمد و فعال است. همچنین توسعه هر چه بیشتر ابزارهای تامین مالی، با ریسک پایین و اهرم‌های پوشش ریسک، در راستای جذب بخشی از پس اندازهای مردم در بازارهای مالی و متعاقبا توسعه مالی و سرمایه‌گذاری کشور، راهگشا و مفید خواهد بود.

٦. تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

References

- Abdolalizadeh Shahir, S., & Eshghi, K. (2003) .Application of genetic a algorithm in selecting a portfolio of stock exchange securities. Economic Research Quarterly. 5 (17), 192-175. (in Persian).
- Aghasi, S., Aghasi, E., & Bigdeli, S. (2017). Optimal portfolio selection of investors based on canonical correlation analysis for companies listed on Tehran Stock Exchange. Journal of Financial Research and Securities Analysis, 10(36), 119-131. (In persian).
- Basakha, H., Raei Rezazadeh, M., & Hosseinzadeh, M. (2020). Portfolio optimization using CVaR_Mean method and symmetric and asymmetric conditional variance inequality approach. Journal of Financial Research, 22 (2), 149-22 (in persian). doi.org: 10.22059/frj.2019.205531.100618
- Elahi, M., Yousefi, M., & Zare Mehrjardi, Y. (2014). Portfolio optimization using mean-variance approach and particle swarm search heuristic algorithm. Journal of Financial Researches, 16(1), 56-37. (in persian). doi.org 10.22059/jfr.2014.51839
- Engle, Robert f.(2001). Garch 101:The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Enometrics, Journal of Economic Perspectives 15,157-168. Doi.org: 10.1257/jep.15,4,175

- Engle Robert F.(2004). Measuring and testing the impact of news on volatilit, Journal of Finance, 48, 1749-1778.
- Engle, Robert, & Sheppard (2001) .Theoretical and Empirical properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH, National Bureau of Economic Research ,W8554 ,1-46
- Farid, D., Dehghani, A., Andalib Ardkani, D. & Mirzaee, H. R. (2021). Analysis of effective factors in stock portfolio selection using the logarithmic fuzzy preference programming approach. Journal of Tomorrow's Management, 20(66), 79-90. (In persian).
- Hadaddi, M. R., & Goodarzi, M. (2021). Comparing the Effect of Skewness and Kurtosis on Risk Measures of Optimal Portfolios Using a Copula Structure of Joint Functions. Journal of New Economics and Trade, 16(4), 71-92. (In persian). Doi.org 10.30465/jnet.2022.39336.1822
- Hacker R. Scott & Hatami,Abdulnasser. (2005). A Test for Multivariate ARCH Effects, Applied Economics Letters, 12,411-417. DOI: 10.1080/13504850500092129.
- Hasani, A., Entezar, E. (2020). The investigation of exchange rate volatility impact on stock market price efficiency and optimization of investment portfolio, Financial Economics, Volume 8, Number31 (in persian).
- Kioumarsi, A. (2018). Formation and management of optimal portfolio of risky assets (stocks, gold and currency) by Harry Markowitz method. Tehran: Challenge Publications (in persian).
- Khaki Biz, Moslem, Abbas Rezaei Pendar, and Mahmood Dehghan Naieri (2017). Designing a Multi-Asset Portfolio Diversification Model and Solving It Using a Genetic Algorithm. Journal of Industrial Management Perspective, 7(1), 173-196. (In persian).
- Lin chi, Ming Mitsue Gen, and Liu y. (2013). Genetic algorithm fir portfolio selection, Applied Mathematical sciences, 1, 201-220.
- NIS, william, & lin ch.(2020). Improving Portfolio Efficiency, American Journal of Operational of Reaserch ,15,21-43.
- Pakmaram, A., Bahari Thalesi, J., & Mostafa Vali Zadeh, M. (2018). Portfolio Selection and Optimization Using Markowitz Mean-Variance Method with the Use of Different Algorithms. Scientific Research Journal of Financial Knowledge and Securities Analysis, 11(37), 43-57. (in persian).
- Paytakhti Eskooei, S. A., Jahanian, F., Fathi, A. A., & Mohammadi, A. (2022). Portfolio Optimization Using an Adjusted Markowitz Model Based on the CO-GARCH Model in Comparison with the Market. Journal of Stable Economy, 2(7), 69-82(in persian). Doi/org: 10.22111/sedj.2022.43411.1229
- Raeey, Reza, Telangi, Ahmad (2012). Advanced Investment Management, Tehran: Samt. (in persian).
- Raeey, Reza, Bajelan, Saeed, Ajam, Alireza (2018). Examining the Performance of Optimal Investment Using a Hybrid Minimum Variance and N/1 Model.

Journal of Asset Management and Financial Engineering, 6(4), 155-166. (In persian). doi.org: 10.22059/jfr.2018.245590.1006548

- Rahimi, Rahman, Akbari, Aida (2023). Portfolio Optimization Using Different Algorithms. Journal of Accounting and Management Perspective, 6(79), 48-55(in persian).
- Simon, D. (2020). Evolutionary optimization algorithms. Translated by M. Gharachorlou & M. Gharachorlou. Tehran: Shahed Publishing.
- Sabahy, S., Mokhtab Rafei, F., Rostagar, M. A. (n.d.). Portfolio optimization-with diversified assets. Journal of Monetary and Financial Economics, 27(19), 249-278.
- posedel, Petra. (2006). Analysis of the Exchange Rate and Pricing Foreign Currency Options on The Croatian Market: The Ngarch Model as An Alternative to The Black Scholes Model, Financial Theory and Practice, 30, 347-368.
- ST, Pierre, and Eileen F. (1998). Estimating EGARCH-M Models: Science or Art, The Quarterly Review of Economics and Finane 38, 2,167-180.
- Tehrani, R., Fallah Tafti, S., & Asefi, S. (2018). Portfolio Optimization Using the Shrimp Swarm Metaheuristic Algorithm with Different Risk Measures in the Tehran Stock Exchange. Journal of Financial Research, 20(4), 409-426(in persian).

Computational Economics
ISSN 2821-0433

Optimum modeling of buying and selling in Gold and S&P 500 markets based on optimal stop theory

Amir Mahmoudian[1], Maryam Khalili Iraqi[2]✉, Hamidreza Vakili Fard[3]

1. Ph. D student in financial engineering, Department of Financial Management, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, Email: amirmahmoudian@yahoo.com
2. Associate Professor in Managment, Department of Financial Management, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, Corresponding Author, Email: m.khaliliaraghi@srbiau.ac.ir
3. Assistant Professor in Accounting, Department of Accounting, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, Email: h-vakilifard@srbiau.ac.ir

Article Info

Received: 20/11/2023
Accepted: 30/01/2024

Pages: 151-170

Keywords:
Functional possibilities; Theory of optimal stopping; Branch processes-Simulated models; Forecasting financial markets

JEL Classification:
C60; G17

ABSTRACT

Throughout history, predicting price in financial markets has always been of high interest to financial activists and analysts. Recently, various methods have been proposed and adopted to predict the dynamism of financial markets using time series of records of prices. However, high-precision predication of financial prices is still a deemed long-term challenge that constantly call for state-of-the-art approaches. Thus, the purpose of the current study was to examine the efficacy of optimal stopping, also known as early stopping, and use its connection with branching processes to predict the optimal buying and selling prices in several financial markets.To this end, gold ounce market and S&P 500 index have been predicted in short term and long term frameworks on the basis of fixed horizon. And for each. frame work, different time frames have been selected. Closing price data from 1995 to 2022 have been used for every time frame. The results indicate that by optimal stopping for short term framework, S&P 500 index indicates %67 success and gold ounce shows %53 success in the prediction of prices. In long term framework, S&P 500 index's success equals to %68 and gold ounce equals to %85 in prediction of prices.

COPYRIGHTS
©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) https://creativecommons.org/licenses/by/4.0

Extended Abstract

Throughout history, predicting price in financial markets has always been of high interest to financial activists and analysts. Recently, various methods have been proposed and adopted to predict the dynamism of financial markets using time series of records of prices. However, high-precision predication of financial prices is still a deemed long-term challenge that constantly call for state-of-the-art approaches.

Purpose

Thus, the purpose of the current study was to examine the efficacy of optimal stopping, also known as early stopping and use its connection with branching processes to predict the optimal buying and selling prices in several financial markets. gold ounce market and S&P 500 index have been predicted in short term and long-term frameworks on the basis of fixed horizon. And for each. frame work, different time frames have been selected. Closing price data from 1995 to 2022 have been used for every time frame.

Methodology

Advanced methods for optimal stopping include approximating the value function and then using that approximation in a policy. Although such policies can work very well, they are generally not guaranteed to be interpretable (Siokan and Mišić 2020). On the other hand, some researchers have proposed that the optimal stop models are too complicated to solve well and the strategies of buying at a low price and selling at a high price are not very practical in this theory (Liu and Mo 2022). According to the issues raised, the researcher intends to use the optimal stop theory and its connection with branch processes to implement and examine this theory in a number of prominent international financial markets. In this research, we are going to use the optimal stop statistical theory to predict the time of buying and selling in these markets in an optimal way.

Finding

The optimal stopping algorithm seeks to determine the maximum value from a set of random variables that are exhibited in the order they are generated. Each variable should either be selected when exhibited or be skipped in favor of the next variable, and if all the variables till the *n*th variable are skipped, this variable is selected automatically. It should be borne in mind that the theory of optimal stopping first examines the previous data and finds out whether there is a divergence, according to which it determines which market cannot be predicted based on this theory. In general, these random variables are considered as independent and co-distributed. Yet, due to the complexity of this theory, even in this case, solving problems directly proves to be very difficult, and hence the correlation between this theory and branch processes are employed to simplify solution. The steps of this process are as follows:

Step 1	The analyst finds the planning horizon (20 - horizon in the present paper)
Step 2	Determine the statistical distribution of values using statistical tests, including the goodness of fit, chi-square, Chebyshev's inequality, and Q-Qplot (Moud et al. 1973)
Step 3	Transforming it to a normal distribution using Box-Cox Transformations (Cox-Box 1964), and converting to the standard normal distribution (minus mean value divided by standard deviation) (Moud et al. 1973)
Step 4	Using inverse distribution function (using probability integral transform theorem) (Moud et al. 1973) and transforming it to considered distribution in branching process and determining convergency or divergence of data (Ross 1983; Shishebor et al. 2004)
Step 5	Predicting the best point for optimal buy or sell at a determined horizon (Assaf et al. 2000)
Step 6	Reversing all transforms and predicting real values (Assaf et al. 2000)

Conclusion

The results indicate that by optimal stopping for short term framework, S&P 500 index indicates %67 success and gold ounce shows %53 success in the prediction of prices. In long term framework, S&P 500 index's success equals to %68 and gold ounce equals to %85 in prediction of prices. The obtained results show that the optimal stop theory has performed better in predicting the gold price in the long-term time frame and the S&P 500 in the short-term time frame.

The S&P 500 market and the gold market have obtained the most predictability based on the optimal stop theory. This can be confirmed by market traders because the S&P 500 and gold market are interesting markets from a technical and trading point of view. The number of transactions and high liquidity and the difference in spread and commission in these two markets compared to other markets can be indicative of this. Also, the high volatility in the two mentioned markets due to the uncertainty regarding the continuation of prices and key economic indicators presents countless opportunities to traders. According to the obtained results, the optimal stopping can be used as a trading and analytical indicator. Also, the characteristic of optimal stopping is that based on historical data, it shows the prediction as the optimal point (buying and selling price) in the future. Due to the fact that examining the financial markets both from the study and analytical point of view and from the trading point of view by using a variety of forecasting patterns and indicators requires understanding the possibilities of market behavior, choosing a time frame and having a strategy.

فصلنامه اقتصاد محاسباتی
شاپا ۲۸۲۱-۰۴۳۳

مدل‌سازی بهینه خرید و فروش در بازارهای انس طلا و اس اند پی ۵۰۰ بر اساس تئوری ایست بهینه

امیر محمودیان[۱]، مریم خلیلی عراقی[۲]✉، حمیدرضا وکیلی فرد[۳]

۱. دانشجوی دکتری مهندسی مالی، گروه مدیریت مالی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، پست الکترونیکی: amirmahmoudian@yahoo.com
۲. دانشیار مدیریت، گروه مدیریت مالی، واحد علوم وتحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: m.khaliliaraghi@srbiau.ac.ir
۳. استادیار حسابداری، گروه حسابداری، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، پست الکترونیکی: h-vakilifard@srbiau.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی
صفحات ۱۵۱-۱۷۰

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۲/۸/۲۹
تاریخ پذیرش نهایی: ۱۴۰۲/۱۱/۱۰

واژگان کلیدی:
احتمالات کاربردی؛ تئوری ایست بهینه؛ فرایندهای شاخه‌ای؛ مدل‌های شبیه‌سازی شده؛ پیش بینی بازارهای مالی

طبقه‌بندی JEL:
C60; G17

چکیده

پیش‌بینی قیمت در بازارهای مالی همواره مورد توجه فعالان وتحلیل‌گران مالی بوده است. اخیراً روش‌های مختلفی برای پیش‌بینی حرکات بازارهای مالی با استفاده از سری‌های زمانی تاریخی قیمت‌ها اتخاذ شده‌اند. با این حال، پیش‌بینی دقیق قیمت‌های مالی هنوز یک چالش طولانی مدت است که همیشه رویکردهای جدید را می‌طلبد. در این مقاله قصد داریم با استفاده از تئوری آماری ایست بهینه و ارتباط آن با فرآیندهای شاخه‌ای به پیش‌بینی زمان خرید و فروش بر اساس قیمت‌های بهینه خرید و فروش در دو بازار مالی مطرح بپردازیم. برای این منظور بازارهای اونس طلا و شاخص اس اند پی ۵۰۰ درچارچوب‌های زمانی کوتاه و بلند مدت بر مبنای یک افق ثابت ۲۰ پیش بینی شده و برای هر یک از چارچوب‌های زمانی تایم فریم‌های مختلفی انتخاب شده است. داده‌های بسته شدن قیمت در هر تایم فریمی بنابر مدت زمان خود از سال ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۲ مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد با استفاده از تئوری ایست بهینه در چارچوب زمانی کوتاه مدت، شاخص اس اند پی با ۶۷٪ وانس طلا با ۵۳٪ موفقیت در پیش‌بینی قیمت‌ها را به دست آورده است..در چارچوب زمانی بلند مدت انس طلا به میزان ۸۵٪ و شاخص اس اند پی ۵۰۰ به میزان ۶۸٪ موفقیت در پیش‌بینی قیمت‌ها را داشته است.

۱. مقدمه

پیش‌بینی پویایی بازارهای مالی مدت‌هاست که مورد توجه حوزه‌های دانشگاهی بوده است لیو[1] همکاران(۲۰۱۶). در بازارهای مالی، پردازش و تجزیه و تحلیل داده‌ها از اهمیت بالایی برخوردار است، زیرا معاملات بلادرنگ با حاشیه سود ارتباط زیادی دارد. در عمل، تصمیماتی که متاثر از تجارب متخصصان تحلیل بنیادی و تکنیکی است، نقش اساسی در دوام مالی شرکت‌ها ایفا می‌کند. اقتصاد منابع واقعی اقتصادی را انتقال می‌دهد، سود سهام یا سود را به فعالان بازار ارائه می‌دهد، نقدینگی ایجاد می‌کند و تجارت بین سرمایه‌گذاران در بازار را تسهیل می‌کند. حتی اگر مدیران فعالی که تعدیل‌های عجولانه پرتفوی انجام می‌دهند و تنها با برخی تخمین‌های تقریبی و پیش‌بینی ضعیف پشتیبانی می‌شوند، ممکن است عملکرد برنامه‌ریزی بازار خود را برای سود در زمان‌های آشفته بهبود بخشند، ساده‌سازی بیش از حد از طرف آنها ممکن است منجر به ناتوانی در کسب سود در بازارهای آرام‌تر شود.

بسیاری از سرمایه‌گذاران از منابع اطلاعاتی متعددی برای پیش بینی و ارزش‌گذاری شاخص هدف و توسعه استراتژی‌هایی برای به دست آوردن دست برتر استفاده می‌کنند. با توجه به پیشرفت‌های اخیر در زمینه محاسبات، چندین مدل داده کاوی پیشنهاد شده است و داده‌های مالی پیچیده اکنون برای انجام تجزیه و تحلیل عمیق تر مورد استفاده قرار می‌گیرند. در حال حاضر، بازارهای مالی قادر به تولید داده‌های بزرگ در زمان واقعی هستند و رقابت در ظرفیت پردازش انواع مختلف داده‌های بلادرنگ که توسط بازار مالی به عنوان داده محور شناخته می‌شوند، منجر به دستورالعمل‌های بهینه تر برای تصمیم گیرندگان تجاری می‌شود. همچنین پیش بینی سری‌های زمانی بازارهای مالی مساله ای چالش برانگیز در حوزه مطالعات تخصصی سری‌های زمانی است. تئوری ایست بهینه مشکل تصمیم گیری در مورد زمان توقف یک سیستم تصادفی برای به دست آوردن بیشترین پاداش است که در زمینه‌های کاربردی متعددی مانند مالی، مراقبت‌های بهداشتی و بازاریابی ایجاد می‌کند. . روش‌های پیشرفته برای توقف بهینه شامل تقریب تابع مقدار و سپس استفاده از آن تقریب در یک خط مشی است. اگرچه چنین سیاست‌هایی می‌توانند بسیار خوب عمل کنند، اما عموماً قابل تفسیر بودن آنها تضمین نمی‌شود. (سیوکان و میشیچ[2] ۲۰۲۰)

از طرفی برخی از محققین مطرح کرده اند که مدل‌های توقف بهینه پیچیده تر از آن هستند که به خوبی حل شوند و استراتژی‌های خرید در قیمت پایین و فروش در قیمت بالا در این تئوری چندان کاربردی نیست.(لیو و مو[3] ۲۰۲۲). با توجه به موارد مطرح شده در این پژوهش یرای اولین بار با استفاده از تئوری ایست بهینه و ارتباط آن با فرایندهای شاخه ای به پیاده سازی و بررسی این تئوری در تعدادی

[1] Liu
[2] Ciocan & Mišić
[3] Liu & Mu

از شاخص‌ها و بازارهای مالی مطرح بین‌المللی بپردازد. در این پژوهش قصد داریم با استفاده از تئوری آماری ایست بهینه[1] به شکل بهینه به پیش بینی زمان خرید و فروش در این شاخص‌ها بپردازیم در این پژوهش پیشنهادهای قیمت چه در سطح خرید و چه در سطح فروش نه به صورت محدوده‌ای بلکه به صورت قیمت‌های نقطه ای در هر بازار برمبنای افق مورد نظر پیشنهاد می‌شود از این جهت کاربرد موثری خصوصن در قراردادهای اختیار معامله فراهم می‌نماید.

از آنجا که نظریه توقف بهینه پیچیده است، از ارتباط بین این نظریه و فرآیندهای شاخه ای که توسط آصف و همکاران (۲۰۰۰) و شیشه بر و همکاران (۲۰۰۴) توسعه داده شده است، استفاده می‌شود.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری تحقیق

۲-۱-۱. تئوری ایست بهینه

توقف بهینه یا ایست زمان بهینه که در سال‌های اخیر به طور گسترده مورد مطالعه قرار گرفته است،کاربردهایی در علم مالی و سایر علوم، به دلیل وجود عدم قطعیت یا ریسک، هزینه فرصت و عدم تقارن اطلاعاتی، دارد.انتخاب استخدام، یافتن اجاره مناسب، بازار سهام و تجارت و سرمایه‌گذاری در زندگی واقعی، همیشه مسایلی هستند که رویدادهای تصادفی، عدم قطعیت و غیرقابل پیش بینی بودن جز لاینفک آن‌ها بوده و بنابراین انتخاب مناسب و بهینه غیر قابل انکار و ضروری است.چن و همکاران[2] (۲۰۲۲) بازار مالی مملو از عدم قطعیت است و بسیاری از مطالعات به بررسی چگونگی آن می‌پردازند برای شناسایی و کنترل خطرات زمانی که عدم اطمینان وجود دارد، به عنوان مثال، کو و همکاران[3] (۲۰۱۴) ولوکورسیو و همکاران[4] (۲۰۲۱) بیان می‌دارندکه عدم اطمینان باعث می‌شود که سرمایه‌گذاران با تردید تصمیمات سرمایه‌گذاری را اتخاذ کنند. معرفی روش توقف بهینه برای کمک به سرمایه‌گذاران در تصمیم گیری منطقی در زمان مواجه با عدم قطعیت است. روش توقف بهینه در سرمایه‌گذاری مهم است. این روش ازمدل تصادفی برای توصیف روند بازار و تنظیم یک چارچوب تحلیلی برای مشاهده و درک منطق پشت تغییرات بازار به روش علمی استفاده می‌کند. پس از استفاده از داده‌های واقعی بازار برای توصیف چگونگی تغییر بازار در یک مدل تصادفی، سرمایه‌گذاران حرکت بازار را در آینده پیش بینی می‌کنند و سرمایه‌گذاری نسبی انجام می‌دهند. مدل‌های توقف بهینه پیشنهاد می‌کند که سرمایه‌گذاران چه زمانی باید خرید و فروش کنند.

[1] optimal stopping time theorem
[2] Chuen rt al
[3] Kou et al.
[4] Locurcio et al

والد، ولفویتز، ارو و بلک ول اولین نتایج را برای تئوری توقف بهینه در سال ۱۹۴۰ و سپس اسنل (۱۹۵۲) به دست آوردند. در این نظریه، یک مقدار ثابت (n) در افق مسئله در یک نمونه تصادفی n عضوی (X_1، X_2،...، X_n) با توزیع شناخته شده (F) در نظر گرفته می‌شود. مقادیر این نمونه‌گیری تصادفی در یک ردیف مشاهده می‌شود. هدف نهایی انتخاب بزرگ‌ترین ارزش ممکن است. بر این اساس، در هر مرحله تصمیم می‌گیریم متغیری را که مشاهده می‌کنیم انتخاب کنیم یا روند را ادامه دهیم. در نهایت یک متغیر باید انتخاب شود. همانطور که قرار است بزرگ‌ترین مقدار را انتخاب کند، متغیرهای قبلی بزرگ‌تر از متغیرهای موجود نیستند. علاوه بر این، متغیر X_n به طور خودکار انتخاب می‌شود اگر توقف قبل از زمان n رخ ندهد. (هریس،۱۹۶۳).

۲-۱-۲. فرایندهای شاخه‌ای

توسعه اولیه نظریه احتمالات ناشی از مشکلات در قمار بود، سپس به زودی متوجه شدند می‌توانند از احتمالات برای بقای نژاد نیز استفاده کرد.تولید مثل، یک تجارت پیچیده است، اما بینش قابل توجهی در مورد رشد جمعیت را می‌توان از ساده سازی به دست آورد. فرآیند شاخه ای یک فرآیند ساده اما ظریف است مدل رشد جمعیت فرآیند گالتون واتسون نیز نامیده می‌شود، جمعیت متشکل از افراد در حال تولید مثل را در نظر بگیرید.به عنوان مثال: موجودات زنده (حیوانات، گیاهان، باکتری‌ها، خانواده‌های سلطنتی)؛بیماری ها؛ ویروس‌های کامپیوتری؛شایعات، شایعات، دروغ‌ها (یک دروغ همیشه به دروغ دیگر منجر می‌شود!)

در نظریه احتمال، فرآیند انشعاب نوعی شیء ریاضی است که به عنوان فرآیند تصادفی شناخته می‌شود که از مجموعه‌ای از متغیرهای تصادفی تشکیل شده است. متغیرهای تصادفی یک فرآیند تصادفی با اعداد طبیعی نمایه می‌شوند. هدف اولیه از فرآیندهای شاخه بندی یا شاخه ای این بود که به عنوان یک مدل ریاضی از جمعیتی که در آن هر فرد در نسلی تعدادی تصادفی از افراد را در نسل تولید n می‌کند.فرآیندهای شاخه ای برای مدل سازی تولید مثل استفاده می‌شود. برای مثال، افراد ممکن است با باکتری‌هایی مطابقت داشته باشند که هر کدام ۰، ۱ یا ۲ فرزند با احتمال کمی در یک واحد زمانی تولید می‌کنند. فرآیندهای شاخه بندی را می‌توان برای مدل‌سازی سیستم‌های دیگر با دینامیک مشابه، به عنوان مثال، گسترش نام‌های خانوادگی در تبارشناسی یا انتشار نوترون‌ها در یک راکتور هسته‌ای، استفاده کرد.

۲-۱-۳. شاخص اس اند پی ۵۰۰

شاخص s &p 500 محصول شرکت Standard & Poor's است که به مخفف نام همین شرکت است. این شرکت توسط هنری ورنام پور (Henry Varnum Poor) در سال ۱۸۶۰ میلادی تاسیس شد و کار

آن جمع‌آوری اطلاعات و تحلیل دیتاهای مالی شرکت‌ها است. شاخص s & p 500 عملکرد شرکت‌های فعال در بازار سرمایه را بررسی می‌کند. این شاخص فهرستی از ۵۰۰ شرکت سهامی برتر در بازار را همواره مورد بررسی قرار می‌دهد. همچنین این فهرست ۸۰ درصد از ارزش بازار سهارم آمریکا را شامل می‌شود. از این شاخص عموما برای سنجش نحوه عملکرد معامله‌گران در مقایسه با روند بازار استفاده می‌شود.

فهرست شاخص s &p 500 ثابت نیست و همواره در حال تغییر است. یک کمیته اجرایی مسئولیت انتخاب این فهرست را بر عهده دارد که بر اساس شایستگی شرکت‌ها را مورد ارزیابی قرار می‌دهند. برای سنجش این شایستگی مواردی همچون ارزش بازار، نقدینگی، مقدار سهام شناور آزاد، صورت‌های مالی، مدت و سابقه تجارت عمومی و... مورد بررسی قرار می‌گیرند که در هر یک، شرکت مورد نظر باید الزاماتی خاص را برآورده سازد.شرکت‌های غیر آمریکایی که در بازار بورس نیویورک حضور دارند نیز در این لیست قرار دارند .همان‌طور که گفته شد، شرکت سهامی که در فهرست S&P500 قرار دارد، محدود به داخل آمریکا نیست. بر همین اساس حدود ۳۰٪ شرکت‌های حال حاضر در این فهرست، غیر آمریکایی و در خارج از خاک آمریکا مشغول به فعالیت هستند.

۲-۱-٤. شاخص انس طلا

طلا به عنوان یک فلز گرانبها سهم بزرگی در تبیین سیاست‌های پولی و بانکی دارد و عمدتاً به عنوان پشتوانه پول‌های ملی و چاپ اسکناس از آن یاد می‌گردد. این نقش مهم طلا باعث می‌گردد که ارزش طلا در طول زمان نسبت به همه ارزهای رایج در کلیه بازارهای دنیا همواره رو به افزایش باشد، زیرا مرجع اصلی ارزش همه ارزها درواقع میزان طلاهای بانک‌های مرکزی دولت‌ها می‌باشد، لذا جنبه روانی اثرات قیمت طلا علاوه بر جایگزینی به عنوان یک بازارسرمایه گذاری، می‌تواند ناشی از قدرت طلا در تعیین سیاستهای پولی و بانکی کشورها نیز باشد. این نقش مهم طلا باعث می‌گردد که ارزش طلا در طول زمان نسبت به همه داراییهای رایج در کلیه بازارهای دنیا همواره رو به افزایش باشد. قیمت طلا طی سالهای اخیر همواره افزایش یافته است. در حال حاضر طلا به عنوان یک بازار بزرگ اقتصادی در کنار بازارهای سرمایه دیگر، پیش رو سرمایه‌گذاران قرار دارد و نوسانات قیمت آن بیش از پیش در متغیرهای اقتصادی، رونق و رکورد سایر بازارها مؤثر است.

۲-۲. پیشینه پژوهش

آصف و همکاران (۲۰۰۰) در مقاله خود با عنوان" ارتباط غیرمنتظره بین فرآیندهای انشعاب و توقف بهینه" مطرح کردند:ارتباط عجیبی بین تئوری توقف بهینه برای متغیرهای تصادفی مستقل و فرآیندهای انشعاب وجود دارد. به طور خاص، برای فرآیند انشعاب Z n با توزیع فرزندان Y، یک متغیر تصادفی X

وجود دارد به طوری که احتمال p(z n=0) انقراض نسل n در فرآیند انشعاب برابر با مقدار به دست آمده با توقف بهینه دنباله است. X1،...، X n، که در آن این متغیرها i.i.d هستند. به عنوان X توزیع شده است. تعمیم به موارد افق ناهمگن و نامتناهی نیز در نظر گرفته شده است. این تطابق یک روش ساده «قاعده توقف» را برای محاسبه ویژگی‌های مختلف فرآیندهای انشعاب، از جمله نرخ‌های همگرایی احتمال انقراض نسل نهم به احتمال انقراض نهایی، برای فرآیند فوق بحرانی، بحرانی و زیربحرانی گالتون–واتسون ارائه می‌کند. مثال‌ها، مرزها، تعمیم‌های بیشتر و ارتباط با نابرابری‌های پیامبر کلاسیک ارائه شده‌اند. در کل، هدف این است که نشان دهیم چگونه می‌توان از این اتصال غیرمنتظره برای ترجمه روش‌ها از یک حوزه احتمال کاربردی به حوزه دیگر استفاده کرد.

شیشه بر و همکاران (۱۳۸۳) در پایان نامه کارشناسی ارشد با عنوان" همبستگی غیر منتظره بین فرآیندهای شاخه ای وتئوری ایست بهینه " بیان کردند: فرآیندهای شاخه ای و تئوری ایست بهینه دو قسمت از احتمال کاربردی می‌باشند که در ظاهر هیچ همبستگی بین آنها وجود ندارد. در این پایان نامه نشان داده می‌شود که چطور نتایج در یک سطح می‌تواند برای اثبات نتایج در سطح دیگر مورد استفاده قرار گیرد.تئوری ایست بهینه بدلیل پیچیدگی به غیر از بعضی موارد در همه مسائل قابل استفاده نیست امّا فرآیندهای شاخه ای در همه حالات قابل استفاده هستند. در این پایان نامه همبستگی میان این دو موضوع نشان داده می‌شود و سپس مسائل تئوری ایست بهینه توسط فرآیندهای شاخه‌ای حل می‌شود.

فتان و دیلیج (۲۰۲۱) در مقاله خود تحت عنوان"یادگیری تقویتی عمیق برای توقف بهینه با کاربرد در مهندسی مالی"بیان نمودند:

توقف بهینه مشکل تصمیم گیری در زمان مناسب برای انجام یک عمل خاص در یک سیستم تصادفی، به منظور به حداکثر رساندن پاداش مورد انتظار است. کاربردهای زیادی در زمینه‌هایی مانند مالی، بهداشت و درمان و آمار دارد. در این مقاله، ما از یادگیری تقویتی عمیق برای یادگیری سیاست‌های توقف بهینه در دو کاربرد مهندسی مالی استفاده می‌کنیم: یعنی قیمت‌گذاری گزینه، و تمرین گزینه بهینه. ما برای اولین بار یک ارزیابی تجربی جامع از کیفیت خط‌مشی‌های توقف بهینه شناسایی شده توسط سه الگوریتم پیشرفته ارائه می‌کنیم: یادگیری عمیق دوگانه ،توزیعی طبقه‌ای و شبکه‌های چندگانه ضمنی . در مورد قیمت‌گذاری گزینه، یافته‌های ما نشان می‌دهد که در یک محیط نظری ، مدل بلک شولز با موفقیت قیمت‌های تقریبا بهینه را شناسایی می‌کند. از سوی دیگر، در مواجهه با حرکات داده‌های سهام واقعی در مشکل اعمال اختیار معامله که شامل دارایی‌های شاخص S&P500 است، نسبت به توزیع طبقه ای کمی بهتر عمل می‌کند. مهمتر از آن، الگوریتم توزیع طبقه ای قادر به شناسایی یک خط مشی توقف بهینه است.

روتوندی (۲۰۲۰) مطالعه ای با عنوان "نظریه توقف بهینه و اختیار معامله‌های آمریکایی" انجام داد و توضیح داد که مسئله توقف بهینه یک مسئله کلاسیک در تئوری حساب تصادفی است. به طور رسمی،

با توجه به یک فرآیند افزایش، مسئله توقف بهینه در مورد یافتن زمان توقف است که سود مورد انتظار را به حداکثر برساند. در زمان گسسته، این مشکل با استفاده از تکنیک برنامه نویسی پویا و تنظیم یک بازگشت به عقب حل می‌شود. این هم قانون توقف بهینه و هم فرآیند ارزش بهینه را ارائه می‌دهد. نظریه توقف بهینه ارتباط نزدیکی با مشکل ارزش‌گذاری مشتقات آمریکایی دارد. مشتقات آمریکایی، قراردادهای مالی هستند که با فرآیند بازدهی مشخص می‌شوند که به یک فرآیند تصادفی اساسی (معمولاً قیمت دارایی معامله شده) بستگی دارد. دارنده یک مشتق آمریکایی انتخاب می‌کند که چه زمانی بازده را نقد کند و سعی می‌کند این کار را با بهینه سازی سود انجام دهد. بنابراین قیمت منصفانه این مشتق به زمان توقف بهینه آن بستگی دارد.

شاه (۲۰۲۰) مطالعه ای با عنوان "مشکلات توقف بهینه انجام داد او با انجام معاملات خودکار در یک افق زمانی نامحدود توضیح داد که آربیتراژ آماری (StatArb) از زمان ظهور خود در دهه ۱۹۸۰ شروع به کار کرده است و به طور فزاینده ای توسط صندوق‌های تامینی و بانک‌های سرمایه‌گذاری استفاده می‌شود. برای تولید استراتژی‌های تجاری سودآور و کمی. با فشار شرکت‌های مالی برای حجم بیشتری از اتوماسیون، ما به بررسی روش‌های معاملاتی می‌رویم که به‌طور بهینه از طرف ما تصمیم می‌گیرند. در هسته استراتژی‌های StatArb مدل‌های معاملاتی قرار دارد که با بهره برداری از اختلاف قیمت‌های بازار کار می‌کنند. این پایان نامه به مطالعه یک مسئله توقف دوگانه بهینه که با زمان ورود و خروج بهینه مشخص می‌شود، اختصاص دارد.

وانگ و همکاران[1] (۲۰۲۱) در مقاله خود با عنوان " پیش‌بینی شاخص سهام و تحلیل عدم قطعیت با استفاده از الگوی مجموعه غیرخطی چند مقیاسی استخراج ویژگی بهینه، یادگیری عمیق دو مرحله‌ای و رگرسیون فرآیند گاوسی " بیان کردند: پیش‌بینی قابل اعتماد شاخص‌های سهام می‌تواند برای تصمیم‌گیری مالی و مدیریت ریسک بسیار ارزشمند باشد. بازار سهام یک سیستم غیرخطی بسیار پیچیده است که ارائه پیش بینی‌های دقیق را دشوار می‌کند. در این مقاله، یک پارادایم مجموعه غیرخطی چند مقیاسی ابتکاری برای پیش‌بینی شاخص سهام و تحلیل عدم قطعیت پیشنهاد شده است که شامل یک استخراج ویژگی بهینه شامل تجزیه حالت متغیر و رمزگذار خودکار، یک یادگیری عمیق دو مرحله‌ای مبتنی بر شبکه عصبی بازگشتی و حافظه کوتاه مدت بلند مدت و رگرسیون فرآیند گاوسی استخراج ویژگی بهینه برای استخراج ویژگی‌های بهینه نوسانات شاخص سهام و حذف اختلالات مؤلفه‌های توهم پیشنهاد شده است. یادگیری عمیق دو مرحله‌ای برای انجام پیش‌بینی هر یک از سیگنال‌های فرعی و پیاده‌سازی ادغام غیرخطی آن ایجاد شده است. رگرسیون فرآیند گاوسی برای ساخت پیش‌بینی فاصله

[1] Wang

سیگنال اصلی سهام و تحلیل عدم قطعیت‌های بازار سهام استفاده می‌شود. اعتبار مدل توسعه‌یافته با داده‌های S & P500 شاخص داو جونز و NASDAQ تأیید می‌شود.

لیو و مو(۲۰۲۲) در مطالعات خود با عنوان" روش‌های توقف بهینه برای تصمیم گیری‌های سرمایه گذاری: مروری بر ادبیات" به این نتیجه رسیده اند که بسیاری از پژوهش ها، مدل‌های توقف بهینه را مطالعه کرده و راه حل‌های مربوطه را ارائه کرده اند. سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی همچنین باید بدانند چه زمانی خرید و فروش کنند، بنابراین زمان بندی بسیار مهم است. این مقاله مروری طبقه‌بندی شده از پژوهش هاو ادبیات مدل‌های توقف بهینه را ارائه می‌کند، می‌توان دریافت که در پنج استراتژی توقف سرمایه گذاری، استراتژی صرفاً خرید پایین و فروش بالا چندان کاربردی نیست، از آنجایی که تغییر مدل‌ها بسیار پیچیده است، راه حل تحلیلی موجود این نوع مدل توقف بهینه نمی تواند یک استراتژی عملی ارائه دهد مسئله پیش‌بینی بهینه می‌تواند راه‌حل‌های تحلیلی ارزشمندی را به دست آورد، اما برای سرمایه‌گذاری بلندمدت مناسب نیست. چندین مشکل تحقیقاتی مرتبط توسط ادبیات فعلی ناشناخته باقی مانده است. یکی از مشکلات احتمالی استراتژی‌های توقف بهینه موجود این است که تابع هدف باید با مسائل عملی ترکیب شود. گزینه‌های مختلف جدید با استفاده از روش توقف بهینه برای قیمت، ایده هایی را برای انتخاب تابع هدف مناسب مدل توقف بهینه ارائه می‌دهد. گزینه‌های جدید شامل ریسک‌هایی مانند بازگشت حداکثر به محدوده پوشش ریسک است، در حالی که سرمایه‌گذاران نه تنها باید بازده را به حداکثر برسانند در حالی که سرمایه‌گذاران نه تنها باید بازده را به حداکثر برسانند بلکه هنگام تصمیم‌گیری، ریسک کاهش سرمایه را نیز کاهش دهند. همچنین مشکل دیگر در این است که نمی توان از آنها برای تصمیم گیری چند دارایی استفاده کرد. مدل‌های توقف بهینه با ابعاد بالا بسیار پیچیده‌تر از آن هستند که به خوبی حل شوند. تابع هدف باید با مسائل عملی ترکیب شود. مطالعات اندکی در مورد تصمیم گیری چند دارایی در ادبیات موجود وجود دارد، بنابراین این مشکل نیاز به بررسی بیشتر دارد.

محمدابراهیم سماوی و همکاران (۱۴۰۱) در پژوهش خود با استفاده از مدل سازی پویای با نام مدل امتیاز خود برازشی تعمیم یافته (GAS) در جهت برآورد ارزش در معرض ریسک بیت‌کوین و طلا با استفاده از داده‌های روزانه از سال ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۰ میلادی با فرض توزیع تی‌استیودنت انجام دادند و نتایج آن با نتایج مدل‌های شناخته شده AR و GARCH مقایسه گردیده است. یافته‌ها نشان داد که برای انس جهانی طلا مدل‌های GAS، GARCH و AR در سطح خطای ۵ درصد قابلیت تخمین ارزش در معرض ریسک را داشتند که از این بین مدل GAS بهترین عملکرد را داشت. برای رمزارز بیت‌کوین تنها دو مدل GAS و GARCH تخمین‌زننده مناسب ارزش در معرض ریسک می‌باشند که مدل GARCH ارجح‌تر است.

راحله باقری و همکاران(۱۴۰۱) اظهار می‌دارند که امروزه سرمایه‌گذاری در بازارهای طلا، بخش مهمی از اقتصاد هر کشور را تشکیل می‌دهد، به همین دلیل برآورد قیمت طلا یکی از مهم‌ترین موضوعات مطالعاتی اقتصاددانان و تحلیلگران مالی است که رویکردهای متفاوتی را پدید آورده است. به طورطبیعی روش‌هایی کاربرد مناسب را دارند که کمترین خطا و ریسک سرمایه‌گذاری را در خود داشته باشند. در این تحقیق آن‌ها با استفاده از دو مدل هستون و مرتون به پیش‌بینی قیمت قراردادهای آتی با استفاده از قیمت تسویه قراردادهای آتی از تاریخ ۱۳۹۰/۰۱/۰۱ الی۱۳۹۷/۰۶/۱۱ پرداخته و نتایج حاصل از آن را مقایسه کرده‌اند.

۳. روش تحقیق

این مقاله برای پیش‌بینی قیمت‌ها از تئوری ایست بهینه استفاده می‌کند. تئوری ایست بهینه همان طور که گفته شد پیدا کردن بهینه نقطه ماکزیمم یا مینیمم در روند قیمتی متغیر مالی می‌باشد در تعداد روز معینی که به آن افق مسئله میگویند. بعنوان مثال فرض کنید می‌خواهید سهام شرکتی را حداکثر تا ۲۰ روز بفروشید. صبح هر روز قیمت داده می‌شود. که باید تصمیم بگیرید که آنرا قبول یا رد کنید. وقتی پیشنهادی را رد می‌کند آن پیشنهاد فراموش می‌شود. فرض کنید پیشنهادات متوالی مستقل تعیین شده است. طبیعی است که می‌خواهید سهام خود را به بالاترین قیمت بفروشید. تئوری ایست بهینه برای رسیدن به این هدف طراحی شده است (آصف و همکاران، ۲۰۰۰). در حل مسائل ایست بهینه تعدادی متغیر تصادفی و عدد n را بعنوان افق مسئله (سقف دوره‌ای که خرید یا فروش باید انجام شود) داریم. متغیرهای تصادفی به ترتیب مشاهده می‌شوند و هدف ما انتخاب بیشترین مقدار برای فروش(کمترین مقدار برای خرید) مقدار است. هر متغیر را در آن لحظه‌ای که مشاهده می‌کنیم یا باید انتخاب کنیم یا متغیر بعدی را در نظر بگیریم و اگر تا زمان nام انتخاب نکنیم بطور خودکار این متغیر انتخاب می‌شود (چاو و همکاران، ۱۹۷۱). لازم به توضیح است که در تئوری ایست بهینه ابتدا با بررسی داده‌های قبلی و در صورت داشتن واگرایی مشخص می‌کند که چه بازاری قابلیت پیش‌بینی براساس این تئوری را ندارد (آصف و همکاران، ۲۰۰۰). در حالت کلی این متغیرهای تصادفی را مستقل و همتوزیع در نظر می‌گیریم. اما بدلیل پیچیدگی این تئوری حتی در این حالت حل مستقیم مسائل بسیار دشوار است بنابراین از همبستگی که بین این تئوری و فرآیندهای شاخه ای وجود دارد استفاده می‌کنیم (آصف و همکاران، ۲۰۰۰). حالت خاص همبستگی بین تئوری ایست بهینه و فرآیندهای شاخه ای حالتی است که اعداد از توزیع یکنواخت $[0,1]$ پیروی کنند یا با استفاده از قضیه تبدیل انتگرال احتمال به توزیع یکنواخت $[0,1]$ تبدیل شوند (شیشه‌بر و همکاران، ۱۳۸۳) مراحل بیشتر این روش در پیوست آمده است. بطور کلی با داشتن یک مسئله ایست بهینه مراحل زیر را برای حل آن در نظر می‌گیریم:

ابتدا توزیع متغیرهای تصادفی ایست بهینه $X_1, X_2, \ldots$ و n افق مسئله را مشخص می‌کنیم.

برای استفاده از ایست بهینه باید توزیع آماری اعداد را بوسیله تغییر متغیر توزیع آنها بصورت یک توزیع روی بازه$[0,1]$ تبدیل کرد. در حالت کلی ایست بهینه واقعی وقتی است که توزیع متغیرهای $X_1, X_2, \dots$ دارای توزیع یکنواخت $U[0,1]$ باشد که با استفاده از تبدیلات خاص انجام می‌شود. با انجام عکس تغییر متغیر مقدار ایست بهینه را برای متغیرهای تصادفی واقعی محاسبه می‌کنیم. برای حل مسائل فرآیندهای شاخه ای ابتدا باید همگن یا نا همگن بودن آن مشخص شود. در ابتدا بایستی توزیع تعداد فرزندان یا تابع مولد احتمال تعداد فرزندان را داشته باشیم. سپس از روی آن با در نظر گرفتن فرضیات فرآیندهای شاخه ای تابع مولد احتمال و توزیع تعداد افراد هر نسل را بدست می‌آوریم سپس بر حسب موضوع با استفاده فرمول‌های بدست آمده امید ریاضی، واریانس، احتمال انقراض نسل nام:

$$\tilde{q}_n = P(Z_n = 0) = g^{(n)}(0)$$

و احتمال از بین رفتن کل جامعه:

$$\lim_{n\to\infty} \tilde{q}_n = \tilde{\pi}$$

با حل معادله $g(s) = s$ و پیدا کردن کوچکترین ریشه آن می‌توانیم پیدا کنیم.

بطور کلی برای حل یک مسئله فرآیند شاخه ای مراحل زیر را باید طی کنیم:

۱- با فرض دانستن توزیع یا تابع مولد احتمال تعداد فرزندان Y تابع مولد احتمال اندازه نسل nام، Z_n، را بدست می‌آوریم با استفاده از روابط زیر:

$$Z_{n+1} = \sum_{i=1}^{Z_n} Y_i$$

$$g^{(n+1)}(s) = g^{(n)}\big(g(s)\big)$$

$$= g\Big(g\Big(\dots\big(g(s)\big)\Big)\Big). \quad . \quad n = 1,2,\dots$$

۲- در این مرحله مشخص می‌کنیم فرآیند در چه حالتی قرار دارد . برای این منظور $E(Y)$ را محاسبه کرده سپس با توجه به تعاریف قبل اگر $E(Y) < 1$ باشد فرآیند در حالت نیمه بحرانی، اگر $E(Y) = 1$ باشد فرآیند در حالت بحرانی و اگر $E(Y) > 1$ باشد فرآیند را در حالت فوق بحرانی قرار دارد.

۳- احتمال انقراض هر نسل q_n را با توجه به رابطه :$q_n = P(Z_n = 0) = g^{(n)}(0)$ می‌توانیم برای تمام نسل‌ها بدست آوریم.

۴- برای بدست آوردن احتمال انقراض کل فرآیند π ابتدا برحسب اینکه فرآیند در چه حالتی قرار دارد اگر در حالت نیمه بحرانی یا بحرانی باشد بدون هیچگونه محاسبه ای احتمال انقراض فرآیند شاخه ای $\pi = 1$ است و اگر درحالت فوق بحرانی فرآیند شاخه ای باشیم ابتدا معادله $g(s) = s$ را حل کرده و ریشه‌های آنرا بدست می‌آوریم سپس کوچکترین ریشه را بعنوان احتمال انقراض در نظر می‌گیریم.

مراحل کلی این فرآیند بصورت زیر است:

گام اول	تعیین افق مسئله (در این مقاله در تایم فریم‌های ۱و ۵ و ۱۵ و۳۰ و۶۰ دقیقه برای کوتاه مدت و تایم فریم‌های روزانه، هفتگی و ماهانه برای بلند مدت درنظر گرفتیم) که توسط تحلیل‌گر تعیین می‌شود.
گام دوم	تعیین توزیع آماری اعداد(با استفاده از آزمون‌های آماری مثل آزمون goodness of fit test کااسکوو و نامساوی چبیشف و نمودار Q-Qplot (مود و همکاران،۱۹۷۳)
گام سوم	تبدیل آن به توزیع نرمال با استفاده از تبدیلات باکس–کاکس (کاکس – باکس،۱۹۶۴) و تبدیل به توزیع نرمال استاندارد(منهای میانگین و تقسیم بر انحراف معیار) (مود و همکاران، ۱۹۷۳)
گام چهارم	استفاده از معکوس تابع توزیع (با استفاده از قضیه تبدیل انتگرال احتمال) (مود و همکاران،۱۹۷۳) و تبدیل به توزیع مورد نظر در فرآیندهای شاخه ای و تعیین همگرا یا واگرا بودن داده‌ها (شیشه بر و همکاران، ۱۳۸۳) (راس، ۱۹۸۳)
گام پنجم	پیش‌بینی بهترین نقطه خرید و فروش بهینه در افق تعیین شده (آصف و همکاران، ۲۰۰۰)
گام ششم	انجام عکس همه تبدیلات و پیش‌بینی برای اعداد واقعی (آصف و همکاران، ۲۰۰۰)

نکته مهم با وجود اینکه در تئوری ایست بهینه هدف بدست آوردن بیشترین مقدار ممکن است اما به راحتی می‌توان با انجام یک تبدیل کمترین مقدار ممکن را هم در نظر گرفت. چون فرض کردیم متغیرهای ایست بهینه دارای توزیع یکنواخت صفر و یک هستند کافیست تبدیل $X^* = 1 - X$ را انجام بدهیم تا مقدار کمترین را بیابیم.

٤. یافته‌ها

در چارچوب زمانی کوتاه مدت تایم فریم‌های زمانی ۱و۵و۱۵و۳۰و۶۰دقیقه و در چارچوب زمانی بلند مدت تایم فریم‌های زمانی روزانه ، هفتگی و ماهانه مورد بررسی قرار گرفته است.

درچارچوب زمانی کوتاه مدت حداقل ۷۰۰۰ رکورد ثبت شده از قیمت پایانی(بسته شدن) در هر تایم فریم استخراج شده است. در چارچوب زمانی بلندمدت در روزانه و هفتگی حداقل ۱۰۰۰ رکورد و در تایم فریم ماهانه نیز حداقل ۳۰۰ رکورد از قیمت پایانی بازار استخراج شده است. یک افق ثابت ۲۰ برای هر تایم فریم در نطر گرفته شده است. همچنین در هر تایم فریم موقعیت‌های خرید و فروش هرکدام ۱۰ بار و در مجموع ۲۰بار تکرار شده است (به طور مثال در تایم فریم هفتگی آخرین هفته بعد از بررسی پیش بینی و تعیین پیروزی، یک هفته دیگر به عقب برگشته و به عنوان هفته آخر مورد بررسی قرار گرفته است) تا موقعیت پیروزی یا به وقوع پیوستن پیش بینی بررسی شود.

٤-۱. پیش بینی طلا در چارچوب زمانی کوتاه تا بلند مدت:

جدول (۱): مقایسه پیش بینی طلا در چارچوب زمانی کوتاه مدت

بازار	تایم فریم	موقعیت	موفقیت	درصد موفقیت
طلا	۱ دقیقه	فروش	۲	٪۲۰
		خرید	۲	
	۵ دقیقه	فروش	۴	٪۳۵
		خرید	۳	
	۱۵ دقیقه	فروش	۷	۶۵٪
		خرید	۶	
	۳۰ دقیقه	فروش	۸	٪۷۰
		خرید	۶	
	۶۰ دقیقه	فروش	۸	٪۷۵
		خرید	۷	

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۲): مقایسه پیش بینی طلا در چارچوب زمانی بلند مدت

بازار	تایم فریم	موقعیت	موفقیت	موفقیت (تاچ قیمت و کندل تثبیتی)
طلا	روزانه	فروش	۸	٪۸۰
		خرید	۸	
	هفتگی	فروش	۹	٪۸۵
		خرید	۸	
	ماهانه	فروش	۹	٪۹۰
		خرید	۹	

منبع: یافته‌های تحقیق

٤-۲. پیش بینی اس اند پی ۵۰۰ در چارچوب زمانی کوتاه تا بلند مدت

جدول (۳): مقایسه پیش بینی اس اند پی ۵۰۰ در چارچوب زمانی کوتاه مدت

بازار	تایم فریم	موفعیت	موفقیت	درصد موفقیت
S&P	۱ دقیقه	فروش	۴	٪۴۵
		خرید	۵	
	۵ دقیقه	فروش	۵	٪۵۰
		خرید	۵	
	۱۵ دقیقه	فروش	۷	۸۵٪

بازار	تایم فریم	موقعیت	موفقیت	درصد موفقیت
		خرید	۱۰	
	۳۰ دقیقه	فروش	۷	٪۸۰
		خرید	۹	
	۶۰ دقیقه	فروش	۸	٪۷۵
		خرید	۷	

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (٤): مقایسه پیش بینی اس اند پی۵۰۰ در چارچوب زمانی بلند مدت

بازار	تایم فریم	موقعیت	موفقیت	موفقیت(تاچ قیمت و کندل تثبیتی)
S&P	روزانه	فروش	۷	٪۶۰
		خرید	۵	
	هفتگی	فروش	۸	٪۷۰
		خرید	۶	
	ماهانه	فروش	۷	۷۵٪
		خرید	۸	

منبع: یافته‌های تحقیق

٤-۳. مقایسه پیش بینی طلا و اس اند پی ۵۰۰ درکوتاه مدت

برای مقایسه پیش بینی طلا و اس. اند. پی ۵۰۰ در کوتاه مدت از تایم فریم‌های ۱دقیقه، ۵ دقیقه، ۱۵ دقیقه، ۳۰ دقیقه و ۶۰ دقیقه استفاده می‌کنیم. جهت آزمون از آزمون دوجمله ای استفاده می‌کنیم.

جدول (۵): مقایسه پیش بینی طلا و اس.اند. پی ۵۰۰ در کوتاه مدت

متغیر	تعداد پیروزی	p-value	نتیجه
طلا	۵۳	۰,۰۴۱	تفاوت معنی دار است
اس.اند. پی ۵۰۰	۶۷		

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول بالا در کوتاه مدت (تایم فریم‌های ۱دقیقه، ۵ دقیقه، ۱۵ دقیقه، ۳۰ دقیقه و ۶۰ دقیقه) تفاوت معنی داری بین تعداد پیش بینی درست دو متغیر طلا و اس. اند. پی ۵۰۰ وجود دارد و تعداد پیش بینی درست در شاخص اس. اند. پی ۵۰۰ بطور معنی داری بیشتر است یعنی این روش در تایم فریم‌های کوتاه مدت برای شاخص اس.اند. پی ۵۰۰ بهتر از طلا عمل می‌کند. هرتایم فریم دو موقعیت (خرید و فروش) به میزان ۱۰ بار تکرارشده است و لذا جمع موقعیت‌های بررسی ۱۰۰موقعیت

می‌باشد. بنابراین درصد پیش بینی‌های به وقوع پیوسته (پیروزی) در طلا به میزان ۵۳٪ و اس اند پی به میزان ۶۷٪ است.

٤-٤. مقایسه پیش بینی طلا و اس.اند. پی ۵۰۰ در بلند مدت

برای مقایسه پیش بینی طلا و اس.اند. پی ۵۰۰ در بلند مدت از تایم فریم‌های روزانه، هفتگی و ماهیانه استفاده می‌کنیم. جهت آزمون از آزمون دوجمله ای استفاده می‌کنیم:

جدول (٦): مقایسه پیش بینی طلا و اس.اند. پی ۵۰۰ در بلند مدت

متغیر	تعداد پیروزی	p-value	نتیجه
طلا	۵۱	۰,۰۲۸	تفاوت معنی دار است
اس.اند. پی ۵۰۰	۴۱		

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول بالا در بلند مدت (روزانه، هفتگی و ماهیانه) تفاوت معنی داری بین تعداد پیش بینی درست دو متغیر طلا و اس.اند. پی ۵۰۰ وجود دارد و تعداد پیش بینی درست در شاخص طلا بطور معنی داری بیشتر است یعنی این روش در تایم فریم‌های بلند مدت برای شاخص طلا بهتر از اس.اند. پی ۵۰۰ عمل می‌کند. هرتایم فریم دو موقعیت (خرید و فروش) به میزان ۱۰ بار تکرارشده است ولذا جمع موقعیت‌های بررسی ۶۰موقعیت می‌باشد. بنابراین درصد پیش‌بینی‌های به وقوع پیوسته (پیروزی) در طلا به میزان ۸۵٪ و اس اند پی بیش از ۶۸٪ است.

۵. نتیجه‌گیری

بازار اس اند پی ۵۰۰ و بازار طلا با توجه به این که بیش ترین قابلیت پیش بینی را بر مبنای تئوری ایست بهینه به دست آورده اند(۲۰۲۳)[1]. این امر می‌تواند از طرف معامله گران بازارنیز مورد تایید قرار بگیرد چراکه بازار شاخص اس اند پی ۵۰۰ و طلا از بازارهای مورد توجه از جنبه تکنیکال و معامله گری است. تعداد معاملات و نقدشوندگی بالا و تفاوت اسپرد و کمیسیون در این دوبازار نسبت به بازارهای دیگر می‌تواند گویای این امر باشد. همچنین نوسانات بالا در دو بازار مذکور به دلیل عدم قطعیت در مورد تداوم قیمت‌ها و شاخص‌های کلیدی اقتصادی فرصت‌های بیشماری را پیش روی معامله گران قرار می‌دهد.

[1] Mahmoudian et al

با توجه به نتایج به دست آمده در این تحقیق این نتایج با نتایج تحقیق لیو و مو[1] (۲۰۲۲) که مطرح می‌کنند مدل‌های توقف بهینه پیچیده‌تر از آن هستند که به خوبی حل شوند و استراتژی‌های خرید در قیمت پایین و فروش در قیمت بالا در این تئوری چندان کاربردی نیست و همچنین مشکل دیگر در این است که نمی توان از آنها برای تصمیم گیری چند دارایی استفاده کرد مغایرت دارد. نتایج این تحقیق با تحقیق چن و همکاران۲(۲۰۲۲) که عملکرد مدل زمان توقف بهینه را در بازار سرمایه‌گذاری تأیید می‌کنند ولی این مقاله یک روش رایج برای مطالعه بهترین زمان توقف در بازار صعودی برای طلا را برای دست آوردن سود بهینه ارائه می‌کند. مطابقت دارد. در همین خصوص تحقیقات کینلی[3] (۲۰۲۳) در بررسی نوسانات کوتاه مدت در بازار اس اند پی ۵۰۰مطرح می‌کند به دلیل این که چارچوب مدل GARCH دارای جلوه‌های حافظه طولانی است او در این تحقیق از مدل ARFIMA-GARCH استفاده کرده و به نوسانات بازده۵ دقیقه ای در اس اند پی ۵۰۰ می‌پردازد در نهایت مطرح می‌کند این مدل می‌تواند تقریباً ۶۲ درصد مواقع جهت نوسانات را به درستی پیش‌بینی کند. این نتیجه با نتایج تحقیق حاضر مطابقت داردچراکه با استفاده از تئوری ایست بهینه در بازار اس اند پی ۵۰۰، چارچوب زمانی کو.تاه مدت بهتر از چارچوب زمانی بلند مدت عمل کرده است. ۵۰درصد موقعیت‌ها در تایم فریم ۵ دقیقه ای به درستی پیش بینی شده است، البته در تحقیق حاضر به جای جهت نوسانات دقیقا خود قیمت‌ها پیش بینی شده اند.

تجزیه و تحلیل تکنیکال روشی برای ارزیابی بازارها با تجزیه و تحلیل آمارهای تولید شده توسط فعالیت بازار، مانند قیمت‌ها و حجم گذشته است. تحلیلگران تکنیکال سعی نمی‌کنند ارزش ذاتی یک اوراق بهادار را اندازه‌گیری کنند، بلکه از نمودارها، مدل‌ها و ابزارهای دیگر برای شناسایی الگوهایی استفاده می‌کنند که می‌توانند فعالیت‌های آینده را نشان دهند. به لطف تجارت با فرکانس بالا و افزایش ماشین‌ها در بازارهای الکترونیکی و به دلیل پتانسیل بالای به کارگیری از الگوها و مدل‌ها در تایم فریم‌های مختلف و همچنین استفاده از ابزار اهرمی ورود سرمایه‌گذاران و معامله گران را در هر زمانی از بازار میسر کرده است. البته هیچ تضمینی وجود ندارد که این روش‌ها موفق باشد یا پیش بینی‌ها دقیق باشند ولی می‌توان با تحمل ریسک بالا و داشتن برنامه‌ای منظم در این بازارها موفق عمل نمود. امروز می‌توانید شاخص اس اند پی ۵۰۰ را با استفاده از CFDها (قراردادها برای تفاوت) معامله کرد. تقریباً تمام کارگزاری‌های بزرگ و شرکت‌ها نوعی از صندوق اس اند پی ۵۰۰ را ارائه می‌کنند.

از لحاظ تاریخی، اس اندپی ۵۰۰ در بلندمدت روند مثبتی را نشان داده است، اگرچه عملکرد آن در کوتاه مدت به دلیل عوامل مختلفی مانند شرایط اقتصادی، درآمد شرکت و جو بازار می‌تواند نوسان داشته

[1] Liu & Mu
2 Chuen
[3] Kinlay

باشد. از سوی دیگر، طلا یک دارایی مولد محسوب نمی شود گرچه برخی استدلال می‌کنند که قیمت طلا در دوران رکود و زمان بی ثباتی افزایش می‌یابد بنابراین طلا به عنوان یک ذخیره ارزش محسوب می‌شود. وسرمایه‌گذاران اغلب در زمان عدم اطمینان اقتصادی یا نوسانات بازار به طلا روی می‌آورند. قیمت طلا می‌تواند تحت تأثیر عواملی مانند شرایط اقتصادی جهانی، رویدادهای ژئوپلیتیکی، نرخ بهره و احساسات سرمایه گذار باشد.

در بررسی و پیش بینی قیمت در بازارها می‌توان تا حدودی از اندیکاتورها کمک گرفت گذشته از نقاط قوت و ضعف استفاده از آن ها، هریک با استفاده از داده‌های تاریخی، پیش بینی را به صورت یک محدوده تعریف می‌کنند که ممکن است در حال حاضر به آن محدوده نیز نرسیده باشد. اما ویزگی تئوری ایست بهینه در این است که بر مبنای داده‌های تاریخی، پیش بینی را به صورت نقطه بهینه (قیمت خرید و فروش) را در آینده نشان می‌دهد.

با توجه به این که بررسی بازارهای مالی چه از نقطه نظر مطالعاتی و تحلیلی وچه از نقطه نظر معاملاتی با بهره گیری از انواع الگوهای پیش بینی و اندیکاتورها مستلزم درک احتمالات از رفتار بازار، انتخاب چارچوب زمانی و داشتن یک استراتژی، و در نهایت راحتی کار با هریک از آن‌ها است، این که با استفاده از کدام یک از ابزارهای پیش بینی می‌توان درست تر عمل کرد.

٦. تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

References

- Assaf, D., Goldstein, L. & Samuel-Chan, E. (2000). n unexpected connection between Branching Processes and Optimal Stopping. Journal of Applied Probability, 37, 613-626. doi.org/10.48550/arXiv.math/0510587
- Bagheri, R. Setayesh, R (2022). Comparison of price prediction and risk reduction of futures contracts by means of stochastic differential equations, journal of financial engineering and portfolio management,13(51),1-23(in persian). DOI:10.3390/jrfm13080181
- Ciocan Dragos Florin & Mišić Velibor V. (2020)," Interpretable Optimal Stopping" Management ScienceVol. 68, No. 3 ,Published Online:15 Jul 2020
- Fathan, A. & Delage, E. (2021). Deep Reinforcement Learning for Optimal Stopping with Application in Financial Engineering. arXiv: 2105.08877v1 [cs.AI]. https://doi.org/10.48550/arXiv.2105.08877
- -Harris, T.E. (1963). The theory of branching processes, Berlin: Springer, chapter2, 34-49.
- Kim, M. (2021). A data mining framework for financial prediction. Expert Systems with Applications, 173, 114651.

- Kou, Gang, Yi Peng, and GuoxunWang. (2014). Evaluation of clustering algorithms for financial risk analysis using mcdm methods. Information Sciences 275: 1–12.
- Liu, Ch. & Wang, J. (2020). Forcasting of energy futures market and synchronization based on stochastic gated recurrent unit model. Energy, 213, 118787. DOI: 10,1016/j.energy.2020,118787
- Locurcio, Marco, Francesco Tajani, Pierluigi Morano, and Debora Anelli. (2021). A multi-criteria decision analysis for the assessment of the real estate credit risks. In Appraisal and Valuation. Berlin/Heidelberg: Springer, pp. 327–37.
- Rotondi, F. (2020). Optimal stopping theory and American options, Seminario Dottorato's, Università di Padova – Dipartimento di Matematica 'Tullio Levi-Civita', 92-104.
- Samavi, M. Nikumram, H. Madanchi, M. Yaqubnejad, A (1401) Dynamic modeling based on GAS to predict and evaluate the value at risk of bitcoin and gold, journal of financial engineering and portfolio management,13(51),241-264 (in persian) https://doi.org/10,30495/afi.2022,1956046,1119
- Shah, V. (2020). Optimal Stopping Problems: Autonomous Trading over an Infinite Time orizon, MSc thesis, Imperial College London Department of Mathematics, 1-75.
- -Shishehbor Z, Nematollahi A, Sanjari N, Daneshmand H (2004) Unexpected connection between Branching Processes and Optimal Stopping. MSc Thesis, University of Shiraz, 10-70. (In persian) DOI:10.1017/S0021900200015850
- -Wong, D. (2017). Generalised optimal stopping problems and financial markets, Chapman & Hall/CRC Research Notes in Mathematics Series.
- -Liu Zhenya & Mu Yuhao (2022). " Optimal Stopping Methods for Investment Decisions: A Literature Review" International Journal of Financial Studies
- Kinlay, J, Forecasting Volatility in the S&P 500 Index (2023), " An Empirical Test of Option Market Efficiency"
- Chuen hiahao, Dong Yuning, Qiu Chenghao, Wang Ai (2022)" Optimal Trading Strategy for Gold Based on Optimal Stopping Time", Proceedings of the 2022 2nd International Conference on Business Administration and Data Science, Atlantis Highlights in Computer Sciences.

Contents

1. The effect of structural change policies on Iran's domestic investment
Seyed Reza Pournaghi, Ahmad Jafari Samimi, Farid Askari, Farzaneh Khalili 1

2. Evaluating the effect of deposit interest tax on the bank deposits
Younes Teymouri, Faramarz Tahmasebi, Nader Mehregan 23

3. The Impact of Exchange Rate Volatility and Uncertainty on Stock Returns in Tehran Stock Exchange (Case Study: Agriculture and Food Industry)
Ehsan Rajabi 49

4. Modeling and Comparative Study of the Behavior of Consumption, Production and Investment Sectors in the Money and Capital Markets of Iran
Fatemeh Masoumi Soureh, MohammadReza Nahidi Amirkhiz, AliReza Bafandeh Zendeh, Yousof HajiAsghari 75

5. Investigating the Relationship between Oil Prices and Stock Markets in Oil Exporting and Importing Countries by Using Quantile Regression
Abouzar Gandomkar, Seyyed Nematollah Mousavi, Abbas Amini Fard 99

6. Optimizing the investment portfolio using ccc, dcc and Markowitz algorithm models: Evidence from the stock exchange
Zahra Ghorbani, Alireza Daghighiasli, Marjan Damankeshideh, Roya Seifipour 127

7. Optimum modeling of buying and selling in Gold and S&P 500 markets based on optimal stop theory
Amir Mahmoudian, Maryam Khalili Iraqi, Hamidreza Vakili Fard 151

• ***Director in Charge: Dr. Maryam Lashkarizadeh***
• ***Editor in Chief: Dr. Ahmad Jafari Samimi***
• ***Manager: Dr. Soheila Kaghazian***
• ***Associate Editor: Dr.Yazdan Naghdi***
• ***English Editor: Dr.Mojtaba Mohammadi***

• ***Editorial Board:***
Dr. Ahmad Jafari Samimi ***(Professor of Economics, University of Mazandaran)***
Dr. Seyed Abdul Majid Jalaei ***(Professor of Economics, University of Shahid Bahonar Kerman)***
Dr. Jafar Haghighat (Professor of Economics, University of Tabriz)
Dr. Alireza Erfani (Professor of Economics, University of Semnan)
Dr. Hasan Farazmand (Professor of Economics, University of Shahid Chamran)
Dr. Nader Mehregan ***(Professor of Economics, Bu Ali Sina University)***
Dr. Kambiz Hojabr Kiani ***(Professor of Economics, Shahid Beheshti University)***
Dr. Sara Emamgholipour ***(Professor of Health Economics, University of Tehran)***
Dr. Nazanin Pilevari Salmasi ***(Professor of Industrial Management, West Tehran Branch, Islamic Azad University)***
Dr. Hossein Eyvazlou ***(Associate Professor of Economics, Imam Sadiq University)***
Dr. Alireza Amini ***(Associate Professor of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University)***
Dr. Abbas Ali Abu Nouri ***(Associate Professor of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University)***
Dr. Maryam Mosleh ***(Associate Professor of Mathematics, West Tehran Branch, Islamic Azad University)***
Dr. Taher Armaghani ***(Associate Professor of Mechanical Engineering, West Tehran Branch, Islamic Azad University)***

Mailing Address:

2nd Floor, Faculty of Humanities, Payambar-e-Azam Campus, Islamic Azad University, West Tehran Branch, Simay-e-Iran St., San'at Sq. TEHRAN/IRAN,

Tel: 02188385771

Email: **ecomag.wtiau@gmail.com**

In the Name of God

Quarterly Journal of

Computational Economics

ISSN 2821-0433

Islamic Azad University, West Tehran Branch

Vol. 3, No. 1, Winter 2024