



فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری  
دوره ۱۳ / شماره ۱ (پیاپی ۴۹) / بهار ۱۴۰۳  
صفحه ۴۶۳ تا ۴۸۸

## ارزیابی اثر سیاست‌های مالی بر سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه با وجود اصطکاک مالی

### مسعود آقائی

گروه مدیریت مالی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد بین‌المللی کیش  
aghaeimasood@yahoo.com

### علی نجفی مقدم

استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب (نویسنده مسئول)  
alirezanzm@yahoo.com

### شادی شاهرودیانی

استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد شهر قدس  
shshahverdiani@gmail.com

### رویا دارابی

دانشیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب  
royadarabi110@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۹/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۸/۲۳

### چکیده

در این تحقیق به ارزیابی اثر سیاست‌های مالی بر سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه در شرایط اصطکاک مالی پرداخته شده است. به این منظور دو الگو براساس سیاست‌های مالی (مالیات و مخارج دولت) طراحی و در دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۶ با روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) رابطه پویای کوتاه‌مدت، حالت بلندمدت و تصحیح خطای مدل‌ها تخمین زده شد. شاخص اصطکاک مالی در این تحقیق براساس تعریف شکاف نرخ بهره (تفاوت نرخ بهره تسهیلات و سپرده‌گذاری) استفاده شده است. طبق نتایج در شرایط اصطکاک مالی، سیاست مالی در الگوی اول (براساس مالیات) تأثیر منفی و معنی‌دار و در الگوی دوم (براساس مخارج دولت) تأثیر مثبت و معنی‌دار بر شاخص کل قیمت سهام داشت که مطابق با دیدگاه کینزی است. همچنین شاخص اصطکاک مالی تأثیر منفی بر شاخص کل قیمت سهام در هر دو الگو داشت. ولی از آنجایی که مالیات بطور مستقیم مسأله تأمین نقدینگی شرکت‌ها را متأثر می‌کند، در نتیجه در سیاست مالی براساس درآمدهای مالیاتی، تأثیر شاخص اصطکاک مالی بر متغیر وابسته بیشتر از سیاست مالی براساس مخارج دولت بود. نتایج برآورد سایر متغیرها در الگوها به این صورت بود که تولید خالص داخلی طبق نظریات کینزی، درآمدهای نفتی براساس نظریه حمایتی و نرخ ارز در قالب مدل‌های جریان‌گرا تأثیر مثبت و معنی‌دار بر متغیر مستقل داشتند.

**واژه‌های کلیدی:** سیاست مالی، سرمایه‌گذاری، اصطکاک مالی، بازار سرمایه، روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی.

## ۱- مقدمه

سرمایه‌گذاری از متغیرهای مهم اقتصادی است، به طوری که مکاتب اقتصادی مختلف در خصوص ضرورت و اهمیت و مدل‌سازی آن بحث کرده‌اند. از طرفی سیاست‌های مالی در هر کشوری تأثیر بسزایی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی از جمله بازار دارایی‌ها دارند. لذا ابزار قدرتمندی برای سیاست‌های رشد و ثبات اقتصادی نیز محسوب می‌گردند. بنابراین، تأثیر سیاست‌های مالی بر سرمایه‌گذاری در بازار دارایی‌ها از قبیل بازار سهام، همواره یک دغدغه مالی و بحث اقتصادی بوده است. در مدل‌های کینزین‌های جدید عمدتاً از سیاست‌های پولی برای رسیدن به تعادل و حل ناعادلی‌ها استفاده می‌شود. اما پس از بحران مالی ۲۰۰۸، نقش سیاست مالی، بازارهای مالی و اصطکاک‌های مالی<sup>۱</sup> در تحولات اقتصادی برجسته شد. بطوری که بحران مالی اخیر موجب شد سیاست‌گذاران ناگزیر متوسل به سیاست مالی شوند. همچنین درباره تأثیر بازارهای مالی بر اقتصاد مطالعات زیادی صورت گرفت. چنانچه این بحران با اختلال در بازارهای اعتباری و مشکل در تأمین مالی بیرونی همراه بوده است، این مشکل از طرفی نشان دهنده اصطکاک‌های مالی در اقتصاد بود که بر عمق و دوره‌ی رکود اضافه کرد. بنابراین تحقیق حاضر با تجربه‌ای که از بحران مالی در استفاده از سیاست مالی کسب شده است، سیاست مالی را در سرلوحه کار تحقیقی خود در بررسی سرمایه‌گذاری قرار داده است. همچنین با توجه به شرایط اصطکاک مالی که بر تصمیمات سرمایه‌گذاران تأثیر جدی می‌گذارد و تشدید کننده عمق رکود نیز بوده است، تأثیرگذاری سیاست مالی بر سرمایه‌گذاری را در شرایط اصطکاک مالی ارزیابی می‌کند. همچنین با عنایت به اهمیت بازارهای مالی، سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه مورد هدف تحقیق بوده است. با توجه به آنچه ذکر شد ضروری است که در خصوص تأثیر سیاست مالی بر بازارهای مالی به خصوص بازار سرمایه در شرایط اصطکاک مالی پرداخته شود.

در بخش دوم این مقاله ادبیات تحقیق بررسی می‌شود که در آن تأثیر سیاست مالی بر سرمایه‌گذاری در نظرات مختلف بحث می‌شود و در ادامه این تأثیرگذاری در حضور اصطکاک مالی ارزیابی می‌گردد. همچنین در این بخش پیشینه مطالعات متناسب با موضوع تحقیق آورده شده است. در بخش سوم الگوی تحقیق و نحوه تصریح مدل بحث شده است. تجزیه و تحلیل داده‌ها در بخش چهارم بحث شده است، بطوری که دو الگوی معرفی شده براساس مالیات و مخارج دولت در حضور اصطکاک مالی برآورد شده است. نهایتاً در بخش پنجم به نتیجه‌گیری و پیشنهادات پرداخته شده است.

## ۲- ادبیات تحقیق

## ۲-۱- تأثیر سیاست مالی بر سرمایه‌گذاری

توبین<sup>۲</sup> (۱۹۶۹) برای ارزیابی سیاست مالی بر بازار دارایی، روابط دو طرفه بین اقتصاد واقعی و بخش مالی را بحث کرده است. بطوری که وی در یک رویکرد شماتیک نشان داد که سیاست مالی از طریق بازارهای کالا و کار بصورت غیرمستقیم و از طریق تعهدات دولت بصورت مستقیم بر بازارهای دارایی تأثیرگذار است.

<sup>۱</sup> financial frictions

<sup>۲</sup> Tobin

برای بررسی اثر سیاست‌های مالی بر سرمایه‌گذاری خصوصی در حالتی که منحنی‌های  $IS^1$  و  $LM^2$  حالت نرمال داشته باشند، نخست فرض می‌شود سرمایه‌گذاری ( $I$ ) تابعی معکوس از نرخ بهره ( $r$ ) است.

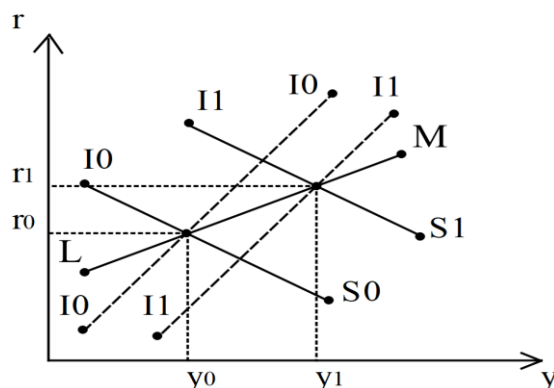
$$I = I(r), \quad \frac{\partial I}{\partial r} < 0 \quad (1)$$

در این حالت با اعمال سیاست مالی انبساطی (افزایش مخارج دولت و کاهش مالیات‌ها) هم  $r$  و هم  $y$  (درآمد ملی) افزایش خواهد یافت. از آنجایی که سرمایه‌گذاری فقط تابعی معکوس از نرخ بهره ( $\frac{\partial I}{\partial r} < 0$ ) است، لذا با اعمال سیاست مالی انبساطی، سرمایه‌گذاری کاهش خواهد یافت.

حال اگر سرمایه‌گذاری تابعی از نرخ بهره و درآمد ملی در نظر گرفته شود، خواهیم داشت:

$$I = I(r, y), \quad \frac{\partial I}{\partial r} < 0, \quad \frac{\partial I}{\partial y} > 0 \quad (2)$$

در این شرایط اعمال سیاست مالی انبساطی از سمت افزایش نرخ بهره، موجب کاهش سرمایه‌گذاری ولی از سمت افزایش درآمد ملی، موجب افزایش سرمایه‌گذاری می‌شود. بنابراین از نظر تئوریک نتیجه نهایی سیاست مالی بر سرمایه‌گذاری مبهم است (برانسون<sup>۳</sup>، ۱۹۸۸). اما اینکه اثر کاهشی نرخ بهره غالب است یا اثر افزایشی درآمد ملی، بحث‌های مختلفی صورت گرفته است که بیشتر به شرایط اقتصادی حاکم بر کشورها بستگی دارد. بدین منظور در فضای  $r$  و  $y$  منحنی سرمایه‌گذاری یکسان (II) (مکان هندسی نقاطی از  $r$  و  $y$  که سرمایه‌گذاری را در سطح ثابتی نگه می‌دارد) رسم و اثر سیاست مالی انبساطی برای منحنی‌های  $IS$ ،  $LM$  و II در نمودارهای (۱) و (۲) بررسی شده است.

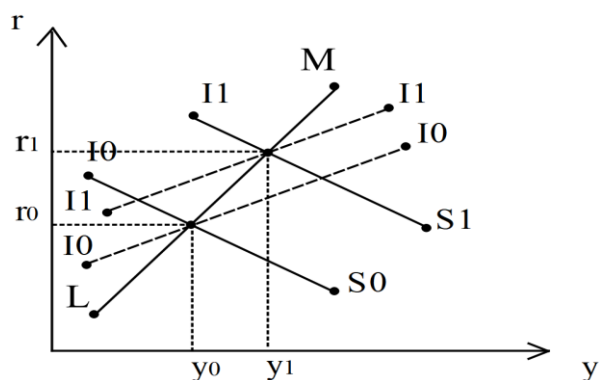


نمودار (۱): تأثیر سیاست مالی (انبساطی) بر سرمایه‌گذاری (شیب منحنی II بیشتر از منحنی LM است) (برانسون، ۱۹۸۸: ۳۰۴)

<sup>۱</sup> مکان هندسی نقاطی از نرخ بهره و درآمد ملی که در آن بازار محصول در تعادل است، در حالت نرمال شیب منفی دارد.

<sup>۲</sup> مکان هندسی نقاطی از نرخ بهره و درآمد ملی که در آن بازار پول در تعادل است، در حالت نرمال شیب مثبت دارد.

<sup>۳</sup> Branson



نمودار (۲): تأثیر سیاست مالی (انبساطی) بر سرمایه‌گذاری (شیب منحنی II کمتر از منحنی LM است)

(برانسون، ۱۹۸۸: ۳۰۴)

قاعده‌ای را که می‌توان به عنوان نتیجه بررسی نمودارها بیان کرد این است که در تعادل اولیه  $(r_0, y_0)$  نمودار (۱) شیب خط II تندتر از شیب منحنی LM است، انتقال به سمت بالای منحنی IS که از سیاست مالی انبساطی ناشی می‌شود، موجب انتقال منحنی سرمایه‌گذاری یکسان (II) به سمت راست خواهد شد. لذا سرمایه‌گذاری افزایش خواهد یافت. از طرفی در نمودار (۲) شیب II کندتر از شیب LM است، لذا در اثر اعمال سیاست مالی انبساطی، سرمایه‌گذاری کاهش خواهد یافت. بطور کلی، می‌توان گفت وقتی اقتصاد در حالت رکود قرار داشته باشد و نقطه تعادل اولیه بر قسمت نسبتاً مسطح منحنی LM قرار داشته باشد، اعمال سیاست انبساطی مالی تغییر نقطه تعادلی از  $(r_0, y_0)$  به  $(r_1, y_1)$  شامل افزایش نسبتاً زیادتری در  $y$  می‌شود تا  $r$  و احتمالاً سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد (قنبری و همکاران، ۱۳۸۶).

عنوان دیگر در خصوص اینکه براساس اعمال سیاست مالی، سرمایه‌گذاری چه تغییری خواهد کرد، مربوط به اثرات برون‌رانی<sup>۱</sup> و درونی‌رانی<sup>۲</sup> است. بر اثر برون‌رانی، اگر بازار محصول و پول، هر دو در تعادل باشند، هر گونه افزایش مخارج دولت که همراه با افزایش حجم پول نباشد، موجب افزایش نرخ بهره می‌شود و در نتیجه، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، کاهش خواهد یافت. (اثر کاهشی نرخ بهره غالب است). همچنین بر اساس اثر درونی‌رانی، افزایش مخارج دولت، اثر تشویقی دارد، بطوری که با ایجاد زمینه‌های جدید برای سرمایه‌گذاری خصوصی، مانند ایجاد تقاضا برای تولید بخش خصوصی و سودآور شدن تولید، هزینه‌های تولید کاهش و سرمایه‌گذاری خصوصی افزایش خواهند یافت (اثر افزایشی درآمد غالب است) (محمودزاده و همکاران، ۱۳۹۰).

اگر سیاست مالی براساس مالیات اعمال شود، با فرض اینکه مخارج دولت ثابت باشد، طبق برابری ریکاردویی<sup>۳</sup> این سیاست تأثیری بر سرمایه‌گذاری خصوصی نخواهد داشت. زیرا براساس نظریه تعادلی ریکاردو، فروض انتظارات

<sup>۱</sup> Crowding out effect

<sup>۲</sup> Crowding in effect

<sup>۳</sup> Ricardian Equivalence

عقلایی خانوارها (آینده‌نگری خانوارها) و افق دید خانوارها تا زمان وضع مالیات، باعث می‌شود مردم به تجربه در یابند که افزایش کسری مالی ناشی از کاهش مالیات‌ها و تأمین کسری بودجه از طریق استقراض، موجب می‌شود که دولت در آینده برای بازپرداخت بدهی‌های خود، مالیات‌ها را افزایش دهد. در نتیجه، با کاهش مالیات‌ها در زمان حال، درآمد موقت (نه دائمی) نصیب فرد می‌شود. بنابراین مردم برای پرداخت مالیات‌های بیشتر در آینده، درآمد موقت را پس انداز می‌کنند و مصرف را تغییر نمی‌دهند. علاوه بر این، تأمین کسری بودجه از طریق استقراض دولت، با افزایش پس‌انداز خنثی می‌شود، بطوری که افزایش کسری ناشی از کاهش مالیات فعلی، همان میزان افزایش مالیات آتی را ایجاد می‌کند. لذا افزایش پس‌انداز خصوصی، کاهش پس‌انداز بخش عمومی را جبران خواهد کرد. در نتیجه، میزان پس‌انداز ملی و نرخ بهره، بدون تغییر خواهند ماند. بنابراین، میزان سرمایه‌گذاری خصوصی نیز تغییر نمی‌کند. به عبارت دیگر، به اعتقاد ریکاردو، مخارج مالی دولت با تصمیم‌های مالی بخش خصوصی رابطه ندارند (بارو<sup>۱</sup>، ۱۹۸۹). در حالی که طبق نظریه کینزین‌ها از شرط تعادلی درآمد ملی داریم:

$$I + G = S + T \Rightarrow G - T = S - I \quad (3)$$

طبق رابطه (۳)، کاهش مالیات با افزایش کسری بودجه ( $G - T$ ) توأم است، لذا با کاهش مالیات باید خالص پس‌انداز خصوصی ( $S - I$ ) نیز افزایش یابد. این افزایش در خالص پس‌انداز خصوصی همان افزایش دارایی‌های مالی بخش خصوصی است، که با افزایش تعهدات بخش عمومی (دولت) بر اثر افزایش کسری متناظر است (برانسون، ۱۹۸۸). در نتیجه کاهش مالیات علاوه بر کاهش مستقیم درآمد قابل تصرف، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را نیز بطور غیرمستقیم افزایش خواهد داد.

بطور خلاصه، از نظر کلاسیک‌ها سیاست مالی اثر منفی (جایگزینی یا برون‌رانی) بر سرمایه‌گذاری خصوصی دارد، اما کینزین‌ها معتقدند که سیاست مالی بر سرمایه‌گذاری خصوصی اثر مثبت (مکملی یا درون‌انی) دارد، در حالی که براساس برابری ریکاردویی اثر سیاست مالی بر سرمایه‌گذاری خصوصی، خنثی است.

## ۲-۲- تأثیر سیاست مالی بر سرمایه‌گذاری در شرایط اصطکاک مالی

محدودیت مالی، محدود کننده‌ترین عامل سرمایه‌گذاری است. از منشأهای اصلی این محدودیت می‌توان به پایین بودن پس‌انداز به دلیل پایین بودن درآمد سرانه، توسعه نیافتگی بازار سرمایه، تازه تأسیس بودن بنگاه‌ها و پایین بودن قدرت سرمایه بنگاه‌های موجود و منفی بودن نرخ بهره رسمی واقعی اشاره کرد (عبدلی، ۱۳۸۰). لذا یکی از مهم‌ترین چالش‌هایی که یک بنگاه برای سرمایه‌گذاری با آن مواجه است، مسأله تأمین مالی می‌باشد. از آنجا که در عالم واقع بازار سرمایه کاملاً وجود ندارد، هزینه منابع خارجی و داخلی بنگاه باهم برابر نیست، بنابراین مسأله اصطکاک مالی همواره در تصمیمات سرمایه‌گذاری مطرح است (سمیع پور، ۱۳۹۶). اصطکاک‌های مالی به عواملی گفته می‌شود که از عدم تقارن اطلاعات و هزینه‌های مبادلاتی غیرمحدب نشأت می‌گیرد و در تبادلات مالی تداخل ایجاد می‌کند. این عوامل می‌توانند موجب افزایش هزینه‌های دریافت وام (تأمین مالی بیرونی) برای سرمایه‌گذار

<sup>1</sup> Barro

شود (اسکندری و همکاران، ۱۳۹۷) مفهوم اصطکاک‌های مالی عمدتاً براساس دو رویکرد جایگزین توسعه یافته است: رویکرد اول با مطالعه کیوتاکي و مور<sup>۱</sup> (۱۹۹۷) معرفی شد و توسط یاکویلو<sup>۲</sup> (۲۰۰۵) گسترش یافت. این جریان به معرفی اصطکاک‌های مالی از طریق محدودیت وثیقه می‌پردازد. افراد از نظر نرخ ترجیح زمانی ناهمگن‌اند. از اینرو، آنها را به دو دسته‌ی وام دهندگان و وام گیرندگان تقسیم می‌کنند. واسطه‌های مالی این گروه‌ها را به یکدیگر مرتبط می‌سازند. درخواست وثیقه از سوی قرض دهندگان موجب اصطکاک مالی می‌شود و این موضوع بر میزان وام تأثیر می‌گذارد. رویکرد دوم از مطالعه برنانکه و گرتلر<sup>۳</sup> (۱۹۸۹) سرچشمه می‌گیرد. در این مدل اصطکاک از طریق هزینه نظارت بر متقاضی وام و ایجاد شکاف بین نرخ بهره متقاضی و نرخ بهره‌ی بدون ریسک به وجود می‌آید. این به آن معنا است که اصطکاک‌های مالی بیشتر از طریق قیمت وام و نه از طریق مقدار آن بر اقتصاد تأثیر می‌گذارد (فرزینوش و همکاران، ۱۳۹۴).

هال و یورگنسون<sup>۴</sup> (۱۹۶۷)، نخستین اقتصاددانانی بودند که به صورت علمی سعی کردند به این سؤال پاسخ دهند که مالیات بر سرمایه‌گذاری چه تأثیری دارد؟ پاسخ آنها نشان دهنده این بود که انگیزه‌های سرمایه‌گذاری مبتنی بر مالیات، به رشد اقتصادی در زمان رکود کمک می‌کند. البته این گونه سیاست‌ها غالباً با اختلال در بازارهای سرمایه همزمان است، بنابراین زویک و ماهون<sup>۵</sup> (۲۰۱۴) این مسأله را مطرح کردند که مالیات‌ها در حضور اصطکاک‌های مالی چه تأثیری بر سرمایه‌گذاری می‌گذارند. بررسی آنها نشان می‌دهد که مشوق‌های مالیاتی سرمایه‌گذاران در شرایط اصطکاک مالی براساس نزدیک بینی مدیریتی، نظریه نمایندگی و یا هر دو بطور مستقیم تصمیمات سرمایه‌گذاری را هدف قرار می‌دهند. در نتیجه نشان دادند که اصطکاک‌های مالی برای درک رفتار سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه بسیار مهم است. زیرا اصطکاک‌های مالی ارزش فعلی سرمایه‌گذاری را نسبت به ارزش آتی آن با اهمیت‌تر می‌کند. پس در حالت کلی می‌توان گفت به دلیل اصطکاک مالی، سرمایه‌گذاری زمان حال جذابتر از زمان آینده خواهد شد و با برقرار نبودن برابری ریکاردویی تأثیر سیاست مالی بر سرمایه‌گذاری بیشتر از حالت نبود اصطکاک مالی خواهد شد.

## ۲-۳- تأثیر سایر متغیرهای تحقیق بر سرمایه‌گذاری

از زمان معرفی فرضیه بازار کارآمد در سال ۱۹۷۰، قیمت دارایی‌های مالی کاملاً اطلاعات موجود را منعکس می‌کند و سیگنال‌های دقیقی را برای سرمایه‌گذاران فراهم می‌کند (فاما<sup>۶</sup>، ۱۹۷۰). شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار به عنوان یکی از مهمترین معیارهای ارزیابی عملکرد سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه است و میانگین حسابی با وزنی برابر با ارزش بازاری سهام شرکت‌ها بدست می‌آید. این شاخص معمولاً حوزه وسیعی از شرکت‌ها در بخش‌های مختلف اقتصادی یک کشور را در بر دارد، لذا بازتاب خوبی از شرایط اقتصادی و وضعیت بازار مالی آن

<sup>1</sup> Kiyotaki and Moore

<sup>2</sup> Iacoviello

<sup>3</sup> Bernanke and Gertler

<sup>4</sup> Hall and Jorgenson

<sup>5</sup> Zwick and Mahon

<sup>6</sup> Fama

را در اختیار می‌گذارد. در حقیقت اعداد شاخص گویای اطلاعات عمومی و کلید وضعیت بازار است و بعضاً از آن به عنوان یک متغیر وابسته برای پیش بینی سطح فعالیت‌های اقتصادی در آینده استفاده می‌شود، بطوری که کاهش قیمت سهام عموماً به معنای رکود اقتصادی و افزایش آن به مفهوم رونق اقتصادی است (رحمانی، ۱۳۹۱).

در خصوص رابطه نرخ ارز و قیمت سهام توافق عمومی وجود ندارد، بطوری که سه دیدگاه کلی در این زمینه ارائه شده است. درونبوش و فیشر<sup>۱</sup> (۱۹۸۰) در مدل‌های جریان‌گرا؛ براساس عامل حساب جاری، نرخ ارز بر درآمد و جریان نقدینگی آتی و جاری شرکت‌ها و به طبع آن بر قیمت سهام تأثیر می‌گذارد و لذا رابطه مثبت بین نرخ ارز و قیمت سهام وجود دارد. در مدل‌های سهام‌گرا طبق روش پرتفولیو برانسون (۱۹۸۳)؛ براساس عامل حساب سرمایه، کاهش قیمت سهام موجب کاهش ثروت سرمایه‌گذاران داخلی شده و در نهایت با کاهش نرخ بهره باعث کاهش ارزش پول داخلی و افزایش نرخ ارز می‌شود. در نتیجه طبق این مدل رابطه منفی بین نرخ ارز و قیمت سهام وجود دارد. در دیدگاه سوم بر اساس مدل پولی گاوین<sup>۲</sup> (۱۹۸۹)، بر عکس دو مدل فوق بین نرخ ارز و قیمت سهام رابطه‌ای وجود ندارد. به دلیل متکی بودن بودجه کشور به درآمدهای نفتی، فعالیت‌های اقتصادی در ایران تأثیرپذیری قابل ملاحظه‌ای از درآمدهای نفتی دارند. طبیعتاً با افزایش قیمت نفت درآمدهای نفتی بیشتری نیز نصیب کشور می‌شود. اثر این درآمد نفتی بیشتر بر بخش خصوصی و قیمت سهام وابسته به عملکرد دولت است. اگر دولت با این درآمد، کالا و خدمات داخلی تهیه کند، باعث افزایش ثروت عمومی می‌شود. همچنین به دنبال افزایش تقاضا برای سرمایه و کار، زمینه‌های تجاری و سرمایه‌گذاری زیادی فراهم می‌شود. در نتیجه اثر مثبت بر جریان نقدی بنگاه‌ها می‌گذارد. لذا می‌تواند موجب افزایش شاخص کل قیمت سهام شود. از طرفی افزایش قیمت نفت موجب افزایش هزینه و کاهش درآمد بنگاه‌ها می‌شود که اثر منفی بر نقدی آتی دارد که عامل کاهش قیمت‌های سهام است. بحث دیگر مربوط به ماهیت شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار دارد، بطوری که با افزایش قیمت نفت شرکت‌های صنایع پالایشی و پتروشیمی بصورت مستقیم منتفع می‌شوند، ولی شرکت‌های فعال در صنایع فلزات اساسی و سیمان متحمل هزینه‌های بالاتری می‌شوند.

مخارج دولت به دو بخش مخارج جاری و سرمایه‌ای (عمرانی) تقسیم بندی می‌شود در این تحقیق از مخارج عمرانی استفاده شده است. در نتیجه، رابطه بین سرمایه‌گذاری دولتی با سرمایه‌گذاری خصوصی دارای طیفی خواهد شد که یکسوی آن اثر حمایتی است و سوی دیگر، اثر جایگزینی. در اثر حمایتی دیدگاه غالب این است که مخارج دولت می‌تواند با کاهش هزینه تولید محصولات بخش خصوصی، سبب حمایت و گسترش این بخش شود. از سوی دیگر، دیدگاهی نیز بیان می‌دارد که با توجه به رقابت این دو بخش در کسب عوامل تولید و کمبود نسبی کارگر ماهر و سرمایه (به خصوص در کشورهای در حال توسعه)، این رقابت سبب افزایش قیمت این عوامل، نظیر نرخ بهره و دستمزد می‌شود، که در نهایت کاهش توجیه اقتصادی این طرح‌ها و پروژه‌ها را موجب می‌شود، این امر، سبب جایگزینی دولت با کارایی اقتصادی پایین، به جای بخش خصوصی با کارایی بالاتر در فعالیت‌های اقتصادی می‌شود (عباسی نژاد و یاری، ۱۳۸۶).

<sup>1</sup> Dornbusch and Fischer

<sup>2</sup> Gavin

## ۲-۴- پیشینه تحقیق

شواهد تجربی در مورد تأثیر سیاست مالی بر بازارهای مالی اگر چه سابقه‌ای طولانی دارد، ولی بیشتر مطالعات به تأثیر سیاست پولی بر بازار سهام پرداخته‌اند، اما پس از بحران مالی ۲۰۰۸ اکثر مطالعات به سمت تأثیر سیاست مالی بر بازارهای سهام تمایل داشته است. با این حال مطالعه‌ای که تأثیر سیاست مالی بر بازار سهام در شرایط اصطکاک مالی در سطح کلان را مورد ارزیابی قرار دهد، مشاهده نگردید. در ادامه یک بررسی مختصر از مناسب‌ترین مطالعات در طول دو دهه گذشته در خصوص تأثیرات سیاست مالی بر بازار دارایی ارائه می‌گردد.

تاواریس و والکانو<sup>۱</sup> (۲۰۰۳) در پژوهشی به بررسی تأثیر مالیات‌ها و مخارج دولت بر روی بازدهی فصلی بازارهای سهام، اوراق قرضه دولت و اوراق مشارکت در آمریکا پرداختند. یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که یک انحراف معیار افزایش در سهم مالیات‌های دریافتی نسبت به GDP دارای تأثیر منفی و معنادار بر بازدهی‌های سالانه اوراق قرضه و بازدهی‌های انتظاری دارد. همچنین افزایش مخارج دولت دارای تأثیر مثبت بر روی بازدهی‌های انتظاری است ولی این تأثیر به لحاظ آماری فقط برای اوراق قرضه در کوتاه‌مدت معنی‌دار است. آلمیدا و کمپلو<sup>۲</sup> (۲۰۰۷) در تحقیقی برای شناسایی اثر اصطکاک‌های مالی بر سرمایه‌گذاری، ضریب فزاینده اعتباری را به کار برده‌اند. ضریب فزاینده اعتباری به این صورت اتفاق می‌افتد که دارایی‌هایی قابل وثیقه‌گذاری، موقعیت قرض‌گیری بیشتری برای شرکت فراهم می‌کنند و این موقعیت قرض‌گیری به نوبه خود باعث سرمایه‌گذاری بیشتر در دارایی‌ها قابل وثیقه‌گذاری می‌گردد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که قابلیت لمس دارایی، تنها در شرکت‌هایی که از نظر مالی محدودند، به طور مثبت بر روی حساسیت‌های سرمایه‌گذاری جریان و وجه نقد تأثیر دارد و این قابلیت لمس دارایی، هیچ اثری بر حساسیت‌های سرمایه‌گذاری جریان و وجه نقد در شرکت‌های غیر محدود ندارد. از این رو، نتایج آنها قویاً بر این نکته تأکید دارد که اصطکاک‌های مالی، تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت را تحت تأثیر قرار می‌دهد. کاسلاکی و تاگکالاکیس<sup>۳</sup> (۲۰۱۶) به بررسی اثرات سیاست‌های مالی بر سرمایه‌گذاری‌های خصوصی در یونان پرداخته‌اند. آنها علاوه بر بررسی تأثیرات مستقیم سیاست مالی، نقش بازارهای مالی را در انتقال شوک‌های سیاست مالی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاکی از آن بود که سیاست مالی مبتنی بر مالیات دارای تأثیرات منفی و طولانی‌تر بر سرمایه‌گذاری‌های خصوصی نسبت به سیاست مالی مبتنی بر مخارج دولت دارد. همچنین نشان دادند سیاست مالی مبتنی بر مخارج دولت باعث بهبود بازارهای مالی می‌شود. دوی-تونگ<sup>۴</sup> و همکاران (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای به پویایی بین حرکات بازار سهام و سیاست مالی براساس شواهد تجربی از اقتصادهای در حال ظهور آسیا، پرداختند. نتایج برآورد آنها نشان می‌دهد که سیاست‌های مالی در کشورهای مورد بررسی در پاسخ به حرکات بازار سهام به یک روند متقابل پرداخته‌اند. بطوری که رفتارهای سیکلی با مخارج دولت و درآمد دولت قابل مشاهده است. از سوی دیگر، تلاش تثبیت مالی تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر قیمت سهام داشته است. استویان و یورگولسکو<sup>۵</sup> (۲۰۱۹)

<sup>1</sup> Tavares & Valkanov

<sup>2</sup> Almeida and Campello

<sup>3</sup> Kasselaki and Tagkalakis

<sup>4</sup> Duy-Tung

<sup>5</sup> Stoian and Iorgulescu



به بررسی فرضیه کارآیی بازار با توجه به اطلاعات سیاست مالی در زمینه بورس اوراق بهادار بخارست پرداختند. نتایج حاکی از آن است که در بلندمدت، قیمت سهام بطور کامل و کارآمد اطلاعات مربوط به سیاست مالی گذشته را منعکس می‌کند. با این حال، در کوتاه‌مدت، بورس سهام رومانی تنها به اخبار سیاست غیر منتظره مالی واکنش نشان می‌دهد. کوک و دامجانویچ<sup>۱</sup> (۲۰۲۰) به مطالعه سیاست پولی بهینه در مدل ورود بنگاه و اصطکاک‌های مالی در انگلستان پرداخته‌اند. آنها مطالعه خود را در شرایط نااطمینانی خاص هنگامی که با ورود بنگاه و وجود نرخ بهره تسهیلات متنوع، رکودی اتفاق رخ دهد، مستند کرده‌اند. سپس مدل ورود بنگاه و اصطکاک‌های مالی را با لحاظ نوسانات و شوک‌های تقاضا در سطح بنگاه مطابق با شواهد تجربی توسعه داده‌اند. سرانجام مالیات بر سود سهام و درآمد نیروی کار را مورد مطالعه قرار دادند. طبق نتایج تحقیق اصطکاک‌های مالی انگیزه حمایت از ورود بنگاه‌ها را تضعیف می‌کند. همچنین سیاست‌های بهینه مالی با افزایش نوسانات مشاهده شده در دوره رکود اقتصادی ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۹، درآمد مالیاتی ناشی از سود سهام و درآمد نیروی کار به ترتیب افزایش و کاهش داد بطوری که میزان افزایش ۷ درصد و میزان کاهش ۱/۵ درصد بوده است.

محمودزاده و همکاران (۱۳۹۰) به بررسی اثر مخارج مالی (مخارج جاری و سرمایه‌ای دولت، کسری بودجه) بر سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران، بر اساس فرضیه اثر برونرانی پرداختند. نتایج نشان داد که افزایش مخارج جاری دولت، اثر برونرانی و افزایش مخارج سرمایه‌ای و سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های اقتصادی، اثر درونرانی بر سرمایه‌گذاری خصوصی دارد. همچنین بر اساس نتایج پژوهش، اثر کسری بودجه بر سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران، منفی است. نتیجه کلی پژوهش حاضر، این است که اعمال انضباط مالی برای مخارج جاری و توسعه سرمایه‌گذاری عمومی، می‌تواند سرمایه‌گذاری خصوصی را تقویت کند. هادیان و تحویلی (۱۳۹۳) به تأثیر نوسانات سیاست‌های مالی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران پرداختند. آنها نوسانات سیاست‌های مالی دولت را در قالب دو شاخص، نوسانات کسری بودجه و نوسانات مالیاتی، با استفاده از روش GARCH محاسبه و به عنوان متغیر نااطمینانی در نظر گرفته شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل‌های مورد بررسی نشان دهنده آن است که نوسانات کسری بودجه تنها در کوتاه‌مدت و با یک وقفه تأخیر و نوسانات مالیاتی تنها در بلندمدت بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران تأثیر منفی داشته است. آل عمران و آل عمران (۱۳۹۳) در مقاله‌ای به بررسی اثر اعمال سیاست مالی بر بازدهی بورس در ایران پرداختند. نتایج حاکی از آن است که در بلندمدت، نرخ ارز واقعی اثر منفی و معنی‌دار و سیاست مالی انبساطی و قیمت نفت اثری مثبت و معنی‌دار بر بازدهی بورس دارد. محسنی زنوزی و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه خود به بررسی تأثیر سیاست مالی بر قیمت‌های دارایی‌ها و نااطمینانی آن در ایران پرداختند. نتایج مطالعه حاکی از این است که مخارج دولت تأثیر معناداری بر قیمت هر یک از متغیرهای بازار دارایی‌ها دارد و یکی از عوامل مهم برای توضیح نوسان‌های این متغیرها به حساب می‌آید. ایزدخواستی و عرب مازار (۱۳۹۵) به تحلیل اثرات سیاست‌های مالی و مالیاتی کارآمد بر سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران: با تأکید بر مالیات بر درآمد شرکت‌ها و بی‌انضباطی مالی دولت پرداختند. نتایج حاصل از توابع عکس‌العملی تحریک بیانگر این است که وقوع یک شوک مثبت در متغیرهای مالی و مالیاتی در ابتدای دوره باعث افزایش و در ادامه باعث

<sup>۱</sup> Cooke and Damjanovic

کاهش نسبت سرمایه‌گذاری خصوصی به تولید ناخالص داخلی می‌شود. همچنین، نتایج حاصل از تحلیل هم-انباشتگی جوهانسن<sup>۱</sup> بیانگر ارتباط منفی بین متغیرهای مالی و مالیاتی و نسبت سرمایه‌گذاری خصوصی به تولید ناخالص داخلی در بلندمدت است. رنجبرآریانی و همکاران (۱۳۹۵) در مقاله‌ای به اصطکاک مالی و سیاست‌های همکاری پرداخته‌اند. براساس تحقیق آنها از آنجایی که بحران مالی اخیر نشان داد که تأثیر بازارهای مالی در تحولات اقتصاد کلان بسیار زیاد است. لذا بررسی اصطکاک مالی مهم شمرده شده است. به طوری که نقش اصطکاک مالی در توجیه درجه همزمانی چرخه‌های تجاری در کشورهای مختلف در طول بحران‌های مالی جهانی، قابل توجه می‌باشد. این محققان آنچه در تبادلات مالی تداخل ایجاد می‌کند را اصطکاک مالی در نظر گرفته‌اند. براساس یافته‌های تحقیق اصطکاک مالی می‌تواند موجب افزایش هزینه‌های دریافت وام (تأمین مالی بیرونی) برای سرمایه‌گذار می‌شود، و این به آن معنا است که اصطکاک مالی بیشتر از طریق قیمت وام و نه از طریق مقدار آن بر اقتصاد تأثیر می‌گذارد. در پژوهشی به بررسی تأثیر سیاست‌های تأمین مالی بر کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در این پژوهش برای متغیر سیاست‌های تأمین مالی از مدل‌های مک نایت و ویر<sup>۲</sup> (۲۰۰۹) و بروکمن و اونلو<sup>۳</sup> (۲۰۰۹) استفاده کرده‌اند که در آن از نسبت بدهی، اهرم مالی و سود سهام نقدی جهت سنجش استفاده می‌شود. همچنین برای اندازه‌گیری کارایی سرمایه‌گذاری از مدل ریچاردسون<sup>۴</sup> (۲۰۰۶) استفاده شده است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که سیاست‌های تأمین مالی بر کارایی سرمایه‌گذاری تأثیر معنی‌داری دارد. علاوه بر این سیاست‌های تأمین مالی بر کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های با ارزش متفاوت، تأثیر متفاوتی دارد.

### ۳- روش‌شناسی تحقیق

#### ۳-۱- فرضیه و الگوی تحقیق

در دنیای واقع عدم تقارن اطلاعات بین تصمیم‌گیرندگان شرکت و عرضه‌کنندگان منابع مالی موجب بوجود آمدن مسئله اصطکاک مالی می‌گردد. در این راستا با توجه به نظریه پردازان مالی که تأثیر اصطکاک‌های مالی را بر فعالیت‌های اقتصادی پیش‌بینی کرده‌اند، به دنبال پاسخ به این سوال هستیم که تأثیر سیاست مالی بر سرمایه‌گذاری در شرایط اصطکاک مالی چگونه خواهد بود؟ برای پاسخ به این سؤال دو فرضیه زیر مطرح شده است:

**فرضیه اول:** سیاست‌های مالی براساس مالیات بر سرمایه‌گذاری در شرایط اصطکاک مالی تأثیر منفی و معناداری دارد.

**فرضیه دوم:** سیاست‌های مالی براساس مخارج دولت بر سرمایه‌گذاری در شرایط اصطکاک مالی تأثیر مثبت و معناداری دارد.

**فرضیه سوم:** شاخص اصطکاک مالی بر سرمایه‌گذاری تأثیر منفی و معناداری دارد.

<sup>1</sup> Johansen

<sup>2</sup> McKnight and Weir

<sup>3</sup> Brockman and Unlu

<sup>4</sup> Richardson

براساس مبانی نظری و پیشینه تحقیق به خصوص مطالعات استویان و یورگولسکو<sup>۱</sup> (۲۰۱۹)، هادیان و تحویلی (۱۳۹۳) و قنبری و همکاران (۱۳۸۶)، برای بررسی تأثیر سیاست‌های مالی بر سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه در شرایط اصطکاک مالی از الگوهای زیر استفاده می‌شود:

$$TPX=f(RGDP,OIL,TAX,ER,FIFR) \quad (۴)$$

$$TPX=f(RGDP,OIL,DEPX,ER,FIFR) \quad (۵)$$

در روابط فوق، TPX شاخص کل قیمت سهام، RGDP تولید ناخالص داخلی واقعی، OIL درآمدهای نفتی، TAX درآمد مالیاتی دولت، DEPX مخارج عمرانی دولت، ER نرخ ارز و FIFR اصطکاک مالی است.

### ۳-۲- تعریف مفهومی و عملیاتی متغیرها

تولید ناخالص داخلی واقعی (RGDP) به مجموع مقادیر کالاهای نهایی ضربدر قیمت‌های ثابت (نه قیمت‌های فعلی) گفته می‌شود. (بلانچارد و جوهانسون<sup>۲</sup>، ۲۰۱۳) داده‌های آن برحسب میلیون دلار از بانک جهانی استخراج شده است.

درآمدهای مالیاتی (TAX) بخشی از درآمدهای عمومی دولت می‌باشد. این درآمدها شامل مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر درآمد، مالیات بر ثروت، مالیات بر واردات و مالیات بر مصرف و فروش (مالیات بر کالاها و خدمات) می‌باشد (بانک مرکزی ایران). داده‌های این متغیر برحسب میلیون دلار جمع‌آوری شده است.

درآمد نفت (OIL) این درآمد شامل فروش نفت خام، فروش فرآورده‌های نفتی و در برخی سال‌ها فروش گاز طبیعی است (بانک مرکزی ایران). داده‌های درآمد نفت برحسب میلیون دلار جمع‌آوری شده است.

مخارج عمرانی (DEXP) منظور اعتباراتی است که در برنامه عمرانی پنج‌ساله بصورت کلی و در بودجه عمومی دولت به تفکیک جهت اجرای طرح‌های عمرانی (اعتبارات عمرانی ثابت) و همچنین توسعه هزینه‌های جاری مربوط به برنامه‌های اقتصادی و اجتماعی دولت (اعتبارات عمرانی غیر ثابت) پیش‌بینی می‌شود (بانک مرکزی ایران). داده‌های این متغیر نیز برحسب میلیون دلار جمع‌آوری شده است.

نرخ ارز (ER) نرخ برابری دلار با ریال ایران در بازار غیر رسمی (آزاد) ارز براساس تعریف یک واحد دلار برحسب واحدهای پول داخلی برحسب ریال لحاظ شده است. لازم به ذکر است که نرخ ارز در بازار غیر رسمی بر اساس نمونه‌گیری اداره آمار اقتصادی از بازار غیر رسمی در ساعات ۱۱ هر روز محاسبه شده است (بانک مرکزی ایران). شاخص کل قیمت سهام (TPX) میانگین وزنی نسبت‌های قیمتی سهام با وزنی برابر ارزش سهام در زمان پایه که با توجه به شاخص قیمتی لاسپیرز به صورت زیر بدست می‌آید:

$$۱۰۰ \times (\text{ارزش پایه سهام} / \text{ارزش جاری سهام}) = \text{شاخص کل قیمت سهام}$$

<sup>۱</sup> Stoian and Iorgulescu

<sup>۲</sup> Blanchard and Johnson

شاخص اصطکاک مالی (FIFR) از شکاف نرخ بهره در دو حالت طبق داده‌های بانک جهانی استفاده شده است. نخست تفاوت نرخ تسهیلات<sup>۱</sup> از نرخ سپرده‌گذاری<sup>۲</sup> براساس الگوی برنانکه و گرتلر<sup>۳</sup> (۱۹۸۹) به عنوان معیاری برای اصطکاک مالی در نظر گرفته شد. سپس طبق نظریه فیشر<sup>۴</sup> (۱۹۳۰)، تفاوت نرخ بهره اسمی از نرخ تورم که نرخ بهره واقعی نامیده می‌شود، به عنوان معیاری برای اصطکاک مالی لحاظ شد. داده‌های این متغیر از صندوق بین المللی پول استخراج شده است.

### ۳-۳- تصریح الگو

جهت آزمون فرضیه‌های تحقیق مبنی اثرگذاری سیاست‌های مالی بر سرمایه‌گذاری در شرایط اصطکاک مالی، لازم است مدل‌ها مورد بحث به شیوه مناسب تصریح شوند. در تصریح لگاریتمی ضرایب مدل تخمینی دارای ماهیت کششی خواهند شد و نیز با لگاریتم گرفتن تا حدودی مشکل نامانایی متغیرها حل و فروض کلاسیک با احتمال بیشتری برقرار خواهند بود، لذا تصریح لگاریتمی مطلوب محققین برای برآورد الگوهای اقتصادسنجی می‌باشد. در این راستا الگوهای مقاله حاضر به صورت زیر تصریح خواهند شد:

$$LTPX_t = \beta_0 + \beta_1 LRGDP_t + \beta_2 LOIL_t + \beta_3 LTAX_t + \beta_4 LER_t + \beta_5 FIFR_t + \varepsilon_{1t} \quad (۶)$$

$$LTPX_t = \alpha_0 + \alpha_1 LRGDP_t + \alpha_2 LOIL_t + \alpha_3 LDEXP_t + \alpha_4 LER_t + \alpha_5 FIFR_t + \varepsilon_{2t} \quad (۷)$$

داده‌های متغیرهای TPX, RGDP, OIL, TAX, DEP, ER از بانک مرکزی، صندوق بین المللی پول و بانک جهانی طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۶ استخراج و سپس لگاریتمی مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

### ۳-۴- روش برآورد تحقیق

با توجه به نامانایی بودن اغلب سری‌های زمانی متغیرهای مالی و اقتصادی و ناکارایی روش‌های سنتی در برآورد مدل‌ها و جلوگیری از رگرسیون کاذب، از روش‌های مبتنی بر همجمعی<sup>۵</sup> استفاده می‌شود، که در آنها بدون توجه به نامانایی متغیرها، الگوی مورد نظر برآورد می‌گردد. یکی از تکنیک‌های همجمعی متداول و پیشرفته روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی<sup>۶</sup> (ARDL) است که توسط پسران و شین<sup>۸</sup> (۱۹۹۶) معرفی شده است. از طرفی زمانی که حجم نمونه کوچک باشد، استفاده از روش OLS در برآورد رابطه بلندمدت به دلیل چشم پوشی از واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها، برآورد بدون تورش را ارائه نخواهد کرد. بنابراین برای برآورد، الگویی که پویایی کوتاه‌مدت را در خود داشته باشد، بطوری که سبب برآورد دقیق تر ضرایب الگو گردد. همچنین

<sup>۱</sup> Lending interest rate

<sup>۲</sup> Deposit interest rate

<sup>۳</sup> Bermanke and Gertler

<sup>۴</sup> Fisher

<sup>۵</sup> Non-Stationary

<sup>۶</sup> Cointegration

<sup>۷</sup> Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)

<sup>۸</sup> Pesaran and Shin

به برآوردهای نسبتاً بدون تورشی از ضرایب بلندمدت الگو دست یافت، کاربرد روش ARDL مناسب‌ترین گزینه است (نوفرستی، ۱۳۷۸).

در مرحله اول روش ARDL، الگوی پویای کلی زیر برآورد شده و معنی‌داری پارامتر متغیر با وقفه وابسته آزمون می‌گردد:

$$y_t = (\alpha_0 + \alpha_1 T + \alpha_2 DUM) + \sum_{j=1}^p \varphi_j y_{t-j} + \sum_{i=0}^q \beta_i x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

که در آن متغیر وابسته ( $y$ ) تابعی از مقادیر با وقفه خودش و نیز مقادیر سطح و با وقفه متغیرهای توضیحی ( $x$ ) است. در واقع، معادله می‌تواند دارای عرض از مبدأ ( $\alpha_0$ )، روند زمانی ( $T$ ) و متغیرهای مجازی ( $DUM$ ) نیز باشد. نرم افزار میکروفیت ۱ نسخه ۵/۵ معادله (۸) را برای کلیه ترتیبات ممکن یعنی به تعداد  $(m+1)^{k+1}$  بار برآورد می‌کند.  $m$  نشانگر حداکثر طول وقفه است که توسط محقق تعیین می‌شود و  $k$  نیز تعداد متغیرهای توضیحی الگو می‌باشد (تشکینی، ۱۳۹۵). در مرحله بعد، آزمون‌های برقراری فروض کلاسیک (عدم وجود خود همبستگی، شکل تبعی صحیح، نرمال بودن جملات پسماند و وجود واریانس همسان)، آزمون‌های همجمعی (آزمون بنرجی، دولادو و مستر<sup>۲</sup> (۱۹۹۸) و آزمون کرانه‌های پسران، شین و اسمیت<sup>۳</sup> (۲۰۰۱)) و آزمون‌های ثبات ساختاری (آزمون مجموع تجمعی باقیمانده‌ها<sup>۴</sup> و آزمون مجموع تجمعی مربعات باقیمانده‌ها<sup>۵</sup>) بررسی می‌گردد. در صورت تأیید آزمون‌ها، نتایج روابط بلندمدت (تعادلی) و مدل تصحیح خطا (ECM) قابل استناد و نتیجه‌گیری خواهد بود.

#### ۴- یافته‌های پژوهش

##### ۴-۱- اصطکاک مالی

ساخت شاخص اصطکاک مالی براساس دو نظریه برنانه و گرتلر (۱۹۸۹) و فیشر (۱۹۳۰) طبق‌های داده‌های بانک جهانی صورت گرفته است که روند هر کدام در نمودار (۳) نمایش داده شده است. روند تغییرات اصطکاک مالی براساس نرخ سود واقعی نامنظم‌تر بوده و با توجه به وجود توهم پولی کارگزاران اقتصادی بیشتر تفاوت نرخ سود سپرده‌گذاری و تسهیلات را مشاهده می‌کنند و مد نظر قرار می‌دهند. همچنین با توجه به برآورده مدل‌های مختلف در مقاله حاضر تفاوت نرخ سپرده‌گذاری و تسهیلات به عنوان معیار اصطکاک مالی استفاده شده است.

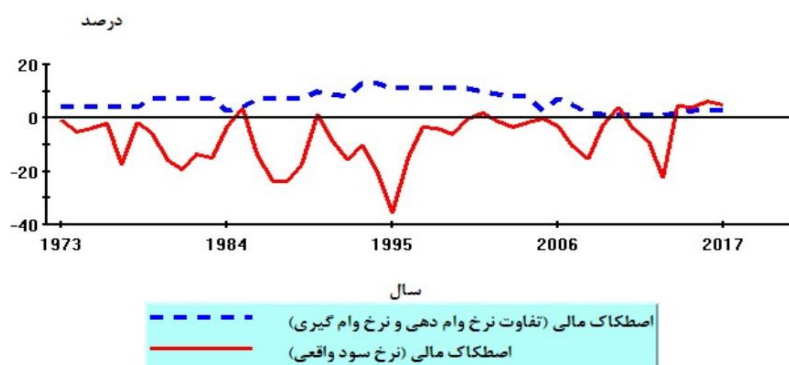
<sup>1</sup> Microfit

<sup>2</sup> Banerjee, Dolado and Mestre

<sup>3</sup> Pesaran, Shin and Smith

<sup>4</sup> Cumulative Sum (CUSUM)

<sup>5</sup> Cumulative Sum of Square (CUSUMQ)



نمودار (۳): روند اصطکاک مالی براساس نظریه های فیشر (۱۹۳۰) و برنانکه و گرتلر (۱۹۸۶)

#### ۲-۴- بررسی مانایی متغیرها

برای اطمینان از ضرایب برآوردی مدل، آزمون مانایی متغیرهای مدل به وسیله آزمون‌های متداول دیکی-فولر تعمیم‌یافته<sup>۱</sup> (ADF) و فیلیپس-پرون<sup>۲</sup> (PP) انجام می‌شود. بدین منظور برای هر یک از متغیرها، ابتدا آزمون ریشه واحد در سطح متغیر در سه حالت بدون عرض از مبدأ و بدن روند، حالت با عرض از مبدأ و بدون روند و حالت با عرض از مبدأ و باروند انجام می‌شود. نرم‌افزار ماکروفیت نسخه ۵/۵، امکان انتخاب تعداد وقفه‌های بهینه برای از بین بردن همبستگی پیاپی در پسماندها را به صورت خودکار فراهم ساخته است. با توجه به اینکه طول داده‌های تحقیق کمتر از ۱۰۰ سال بوده است، لذا در مطالعه حاضر برای تعیین طول وقفه بهینه از معیار شوارتز-بیزین<sup>۳</sup> استفاده شده است. در مرحله بعد، آزمون مانایی برای مقادیر تفاضل اول متغیرهای سری زمانی الگو که در سطح مانا نشدند صورت می‌گیرد. نتایج مربوط به این آزمون‌ها برای کلیه متغیرهای مدل در جدول (۱) آورده شده است.

جدول (۱): نتایج آزمون های مانایی ADF و PP

| نتیجه آزمون مانایی PP | نتیجه آزمون مانایی ADF | متغیر |
|-----------------------|------------------------|-------|
| I(0)                  | I(1)                   | LTPX  |
| I(0)                  | I(0)                   | LRGDP |
| I(1)                  | I(1)                   | LOIL  |
| I(1)                  | I(1)                   | LTAX  |
| I(1)                  | I(1)                   | LDEXP |
| I(1)                  | I(1)                   | LER   |
| I(1)                  | I(1)                   | FIFR  |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

<sup>۱</sup> Augmented Dicky Fuller (ADF)

<sup>۲</sup> Philips and Perron

<sup>۳</sup> Bayesian Information Criterion (BIC)

نتایج مانایی طبق روش دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) برای متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی در سطح مانا یعنی  $I(0)$  بوده است و برای سایر متغیرها (شاخص کل قیمت سهام، درآمدهای نفتی، درآمد مالیاتی، مخارج عمرانی، نرخ ارز و اصطکاک مالی) در سطح نامانا ولی برای تفاضل مرتبه اول مانا یعنی  $I(1)$  بوده است. همچنین طبق روش فیلیپس-پرون (PP) چنانچه در جدول (۱) مشاهده می‌شود، متغیرهای شاخص کل قیمت سهام و تولید ناخالص داخلی واقعی مانا از درجه صفر یعنی  $I(0)$  و سایر متغیرها مانا از درجه یک یعنی  $I(1)$  هستند. از آنجایی که برخی از متغیرهای تحقیق براساس روش های مانایی  $I(0)$  و بقیه متغیرها  $I(1)$  هستند، لذا روش مناسب برای تخمین مدل تحقیق روش ARDL است.

#### ۳-۴- بررسی رابطه پویای کوتاه‌مدت

برای بررسی سیاست مالی بر سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه در شرایط اصطکاک مالی از دو الگو استفاده شده است، بطوری در الگوی اول، سیاست مالی براساس مالیات و در الگوی دوم، سیاست مالی براساس مخارج دولت در نظر گرفته شده است. نتایج روابط کوتاه‌مدت (پویای) الگوها در جداول (۲) و (۳) آمده است.

جدول (۲) : نتایج ضرایب رابطه پویا  $ARDL(1,0,0,0,1,0)$  سیاست مالی (مالیات)

| متغیرها   | ضرایب  | انحراف معیار | آماره t | p-value |
|---|--------|--------------|---------|---------|
| LTPX(-1)  | ۰/۷۴۵  | ۰/۰۶۰۷       | ۱۲/۲۸   | ۰/۰۰۰   |
| LRGDP   | ۰/۲۲۹  | ۰/۰۹۷۵       | ۲/۳۴    | ۰/۰۳۰   |
| LOIL  | ۰/۰۲۲  | ۰/۰۱۶۹       | ۱/۳۵    | ۰/۱۹۳   |
| LTAX  | -۰/۰۸۱ | ۰/۰۳۴۹       | -۲/۳۴   | ۰/۰۳۲   |
| LER   | -۰/۰۳۷ | ۰/۰۴۳۸       | -۰/۸۳   | ۰/۰۰۱   |
| LER(-1)   | ۰/۰۷۸۶ | ۰/۰۴۰۳       | ۱/۹۵    | ۰/۰۶۷   |
| FIFR  | -۰/۰۰۶ | ۰/۰۰۲۴       | -۲/۵۴   | ۰/۰۲۰   |
| INPT  | ۰/۱۶۱  | ۱/۲۵۴۶       | ۰/۱۲    | ۰/۸۹۹   |
| R-Square 0.98232 R-Bar-Squared 0.97906                              |        |              |         |         |
| Durbin's h-statistic= 1.403 [-1.899] F-stat. F( 8, 20)=3802.4[.000] |        |              |         |         |

مأخذ : یافته‌های تحقیق

طبق جداول (۲) و (۳)، ضرایب تعیین و ضرایب تعیین تعدیل شده نشان از قدرت توضیح دهندگی بالای مدل دارند. همچنین از آنجایی که این دو مقدار تفاوت اندکی با یکدیگر (کمتر از ۵ درصد) دارند لذا می‌توان به درستی تصریح مدل اطمینان بیشتری کرد. از سوی دیگر معنی‌داری کل رگرسیون‌ها براساس آماره‌های F تایید می‌گردند. از آنجایی که در مدل‌های برآوردی متغیر وابسته با یک وقفه زمانی در سمت راست هر دو معادله ظاهر گردیده، لذا آماره دوربین-واتسون ۱ برای آزمون عدم وجود خودهمبستگی معتبر نخواهد بود و باید برای این منظور آماره اچ-دوربین ۲

<sup>1</sup> DW-statistic

<sup>2</sup> Durbin's h-Statistic

ملاک عمل قرار گیرد. مقدار این آماره برای مدل‌ها توسط نرم افزار میکروفیت ۵/۵ بصورت خودکار محاسبه شده است که به دلیل قرارگرفتن در فاصله  $\pm 1/96$  فرضیه عدم وجود خودهمبستگی در این الگوها را نمی‌توان رد کرد.

جدول (۳) : نتایج ضرایب رابطه پویا ARDL (1,1,0,0,0) سیاست مالی (مخارج دولت)

| متغیرها   | ضرایب  | انحراف معیار | آماره t | p-value |
|---|--------|--------------|---------|---------|
| LTPX(-1)  | ۰/۶۶۰  | ۰/۰۶۹۶       | ۹/۴۸    | ۰/۰۰۰   |
| LRGDP   | ۰/۰۸۴  | ۰/۱۰۸۲       | ۰/۷۷    | ۰/۴۴۷   |
| LRGDP(-1)   | ۰/۲۰۲  | ۰/۱۰۷۴       | ۱/۸۸    | ۰/۰۷۵   |
| LOIL  | ۰/۰۲۹  | ۰/۰۱۲۰       | ۲/۴۱    | ۰/۰۲۵   |
| LDEXP   | ۰/۰۴۱  | ۰/۰۱۳۴       | ۳/۰۴    | ۰/۰۰۷   |
| LER   | ۰/۰۷۰  | ۰/۰۱۸۳       | ۳/۸۳    | ۰/۰۰۱   |
| FIFR  | -۰/۰۰۴ | ۰/۰۰۱۹       | -۲/۲۳   | ۰/۰۳۸   |
| INPT  | ۰/۰۸۷  | ۰/۶۲۱۸       | ۰/۱۴    | ۰/۸۸۹   |
| R-Square 0.97348 R-Bar-Squared 0.96227<br>Durbin's h-statistic= 1.2018 [.229] F-stat. F(8, 20)=4920.4[.000] |        |              |         |         |

مأخذ : یافته‌های تحقیق

#### ۴-۴- بررسی آزمون‌های آسیب شناسی

در جدول (۴)، نتایج آماره‌های LM و F در حداقل سطح معناداری برای پذیرفتن فرضیه صفر کلیه فروض کلاسیک اعم از عدم وجود خودهمبستگی، شکل تبعی صحیح، نرمال بودن جملات اختلال و واریانس همسان، با اطمینان بالای ۹۵ درصد در هر دو الگو مورد قبول بوده و ریسک وجود خطاهای آماری مذکور را رد می‌کند.

جدول (۴) : نتایج آزمون تشخیص فروض کلاسیک

| فروض کلاسیک          | الگوی اول (سیاست مالی براساس مالیات) |                 | الگوی دوم (سیاست مالی براساس مخارج دولت) |                 |
|----------------------|--------------------------------------|-----------------|--|-----------------|
|                      | آماره LM                             | آماره F         | آماره LM                                 | آماره F         |
| همبستگی سریالی       | ۱/۳۴۱۲ [۰/۲۴۷]                       | ۰/۹۶۳۶۹ [۰/۳۴۰] | ۱/۰۱۸۸ [۰/۳۱۳]                           | ۰/۶۹۳۳۳ [۰/۴۱۷] |
| فرم تبعی (تصریح مدل) | ۱/۵۹۲۳ [۰/۲۰۷]                       | ۱/۱۰۹۱ [۰/۳۰۷]  | ۱/۲۶۶۰ [۰/۲۶۱]                           | ۰/۸۷۰۱۰ [۰/۳۶۴] |
| نرمالیته             | ۱/۶۹۹۴ [۰/۴۲۸]                       | ندارد           | ۰/۵۰۵۹ [۰/۷۷۷]                           | ندارد           |
| ناهمسانی واریانس     | ۰/۲۲۱۱ [۰/۶۳۸]                       | ۰/۲۰۵۹۲ [۰/۶۵۴] | ۰/۰۰۰۱۱ [۰/۹۹۱]                          | ۰/۰۰۰۱۰ [۰/۹۹۲] |

مأخذ : یافته‌های تحقیق

آزمون‌های ثبات ساختاری (پایداری ضرایب) براساس نمودارهای مجموع تجمعی باقیمانده‌ها و مجذور آنها برای الگوهای تحقیق که در پیوست (۱) آورده شده‌اند، نشان می‌دهند که فاصله اطمینان ۹۵ درصد توسط نمودارها قطع نشده است، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری پذیرفته می‌شود.



## ۴-۵- بررسی آزمون‌های وجود رابطه همجمعی (بلندمدت)

در روش بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۸) برای بررسی رابطه همجمعی فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$H_0: \sum_{i=1}^P \varphi_i - 1 \geq 0 \quad \text{عدم وجود همجمعی} \quad (۹)$$

$$H_1: \sum_{i=1}^P \varphi_i - 1 < 0 \quad \text{وجود همجمعی}$$

فرضیه صفر آزمون بالا، بیانگر عدم وجود همجمعی (هم انباشتگی) یا رابطه بلندمدت است، چون شرط آن که رابطه کوتاه‌مدت (پویا) به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر، باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود. لذا آماره آزمون فرض فوق بصورت زیر بدست می‌آید:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^P \hat{\varphi}_i - 1}{\sum_{i=1}^P se(\hat{\varphi}_i)} \quad (۱۰)$$

اگر قدر مطلق  $t$  به دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۸) بزرگتر باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی رد شده و وجود رابطه بلند مدت پذیرفته می‌شود (تشکیکی، ۱۳۹۵). با انجام این آزمون،  $t$  محاسباتی برای الگوهای اول و دوم به ترتیب برابر با  $-۴/۱۸$  و  $-۴/۸۷$  حاصل شدند، با مقایسه این آماره‌ها با مقدار  $t$  متناظر با جدول بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۸) برای پنج متغیر مستقل و ۵۰ مشاهده در سطح معنی‌داری ۹۰ درصد؛ یعنی  $-۳/۸۲$  و معنی‌داری ۹۵ درصد؛ یعنی  $-۴/۴۳$ ، نتیجه گرفته می‌شود فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت برای الگوی اول در سطح ۹۰ درصد و الگوی دوم در سطح ۹۵ درصد رد و فرضیه مخالف آن پذیرفته می‌شود.

روش کرانه‌های پسران و همکاران (۲۰۰۱) در بررسی رابطه همجمعی، مبتنی بر رویکرد تخمین مدل تصحیح خطای غیرمقیمد شامل رابطه پویا و رابطه تعادلی بلندمدت براساس آماره‌های  $F$  و  $W$  است. این آماره‌ها در نرم افزار میکروفیت ۵/۵ خودکار محاسبه می‌شوند. نکته مهم آن است که توزیع  $F$  و  $W$  مذکور غیر استاندارد است، لذا مقادیر بحرانی کران بالا و کران پایین متناظر با تعداد رگرسورها و این که مدل شامل عرض از مبدا و روند است یا خیر محاسبه می‌شوند. اگر آماره‌های  $F$  و  $W$  محاسباتی فراتر از کران بالایی قرار گیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و اگر پایین‌تر از کران پایینی قرار گیرد، فرضیه صفر مذکور پذیرفته می‌شود. اگر آماره‌های محاسباتی در بین دو کران قرار گیرد، نتایج استنباط، غیرقطعی است و آزمون کارایی لازم برای تشخیص رابطه بلندمدت را دارا نیست. نتایج حاصل از آماره‌های  $F$  و  $W$  برای بررسی وجود رابطه همجمعی (بلندمدت) در جدول (۵) آمده است.

با توجه به نتایج جدول‌های (۵)، مقدار آماره  $F$  و  $W$  از کران بالایی بیشتر است، در نتیجه فرضیه عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو رد می‌شود. آزمون‌های همجمعی با اطمینان ۹۵ درصد وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل را تأیید می‌کنند، لذا می‌توان از نتایج تخمین رابطه بلندمدت مدل استفاده کرد.

جدول (۵): نتایج آزمون کرانه‌های پسران و همکاران (۲۰۰۱)

| در سطح ۹۰٪ |            | در سطح ۹۵٪ |            | آماره‌های محاسباتی |         |           |
|------------|------------|------------|------------|--------------------|---------|-----------|
| کران بالا  | کران پایین | کران بالا  | کران پایین |                    |         |           |
| ۳/۹۵۲۳     | ۲/۶۴۹۶     | ۴/۷۶۶۲     | ۳/۲۵۴۴     | ۸/۴۵۰۸             | F آماره | الگوی اول |
| ۲۳/۷۱۳۸    | ۱۵/۸۹۷۴    | ۲۸/۵۹۷۴    | ۱۹/۵۲۶۲    | ۵۰/۷۰۴۹            | W آماره |           |
| ۳/۹۵۲۳     | ۲/۶۴۹۶     | ۴/۷۶۶۲     | ۳/۲۵۴۴     | ۶/۰۳۰۷             | F آماره | الگوی دوم |
| ۲۳/۷۱۳۸    | ۱۵/۸۹۷۴    | ۲۸/۵۹۷۴    | ۱۹/۵۲۶۲    | ۳۶/۱۸۴۳            | W آماره |           |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

## ۴-۶- بررسی رابطه تعادلی بلندمدت

پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، تخمین رابطه تعادلی بلندمدت انجام می‌شود. نتایج حاصل از تخمین الگوهای تحقیق در شرایط اصطکاک مالی در جداول (۶) و (۷) ارائه شده است.

جدول (۶): نتایج تخمین بلندمدت الگوی سیاست مالی (مالیات)  $ARDL(1,0,0,0,1,0)$ 

| متغیرها | ضرایب  | انحراف معیار | آماره t | p-value |
|---------|--------|--------------|---------|---------|
| LRGDP   | ۰/۹۰۱  | ۰/۴۸۴        | ۱/۸۵    | ۰/۰۷۹   |
| LOIL    | ۰/۰۹۰  | ۰/۰۴۷        | ۱/۹۱    | ۰/۰۷۱   |
| LTAX    | -۰/۳۲۱ | ۰/۱۴۹        | -۲/۱۵   | ۰/۰۴۲   |
| LER     | ۰/۱۶۱  | ۰/۰۶۰        | ۲/۶۹    | ۰/۰۱۵   |
| FIFR    | -۰/۰۲۴ | ۰/۰۰۸        | -۲/۸۶   | ۰/۰۱۰   |
| INPT    | ۰/۶۳۴  | ۴/۷۷۲        | ۰/۸۷    | ۰/۸۹۶   |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۷): نتایج تخمین بلندمدت الگوی سیاست مالی (مخارج)  $ARDL(1,1,0,0,0,0)$ 

| متغیرها | ضرایب  | انحراف معیار | آماره t | p-value |
|---------|--------|--------------|---------|---------|
| LRGDP   | ۰/۸۴۵  | ۰/۱۶۵        | ۵/۱۲    | ۰/۰۰۰   |
| LOIL    | ۰/۰۸۵  | ۰/۰۳۵        | ۲/۴۵    | ۰/۰۲۱   |
| LDEXP   | ۰/۱۲۱  | ۰/۰۴۳        | ۲/۷۵    | ۰/۰۱۳   |
| LER     | ۰/۲۰۷  | ۰/۰۲۹        | ۶/۹۵    | ۰/۰۰۰   |
| FIFR    | -۰/۰۱۲ | ۰/۰۰۴        | -۲/۷۹   | ۰/۰۱۲   |
| INPT    | ۰/۲۵۸  | ۱/۸۴۴        | ۰/۱۴    | ۰/۸۹۰   |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

از جداول فوق، روابط تعادلی بلندمدت الگوهای تأثیرگذاری سیاست‌های مالی بر شاخص کل قیمت سهام در شرایط اصطکاک مالی را به صورت زیر برآورد شده‌اند:

$$LTPX_t = 0.63 + 0.90LRGDP_t + 0.09LOIL_t - 0.32LTAX_t + 0.16LER_t - 0.02FIFR_t + \varepsilon_{1t} \quad (11)$$

$$LTPX_t = 0.25 + 0.84LRGDP_t + 0.08LOIL_t + 0.12LDEXP_t + 0.20LER_t - 0.01FIFR_t + \varepsilon_{2t} \quad (12)$$

همانطوری که مشاهده می‌شود، تمامی متغیرهای مستقل مدل در الگوی اول (سیاست مالی براساس مالیات) در حالت تعادلی بلندمدت از لحاظ آماری در سطح ۹۰ درصد و الگوی دوم (سیاست مالی براساس مخارج دولت) در حالت تعادلی بلندمدت در سطح آماری ۹۵ درصد معنی‌دار هستند. براساس یافته‌های تحقیق، درآمد مالیاتی دولت تأثیر منفی و مخارج عمرانی دولت تأثیر مثبت بر شاخص کل قیمت سهام دارد. بطوری که با افزایش یک درصدی در درآمدهای مالیاتی و مخارج عمرانی دولت، شاخص کل قیمت سهام به ترتیب ۰/۳۲ درصد کاهش و ۰/۱۲ درصد افزایش می‌یابد. این نتایج طبق مبانی نظری بیانگر این واقعیت است که سیاست مالی در شرایط اصطکاک مالی اثر مکملی و یا درون‌رانی بر سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه براساس شاخص قیمت کل سهام دارد. همچنین اینکه مخارج عمرانی دولت اثر حمایتی برای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی داشته است، مشهود است. در هر الگوی مورد مطالعه شاخص اصطکاک مالی در دو حالت کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر منفی و معنی‌دار بر شاخص کل قیمت سهام داشت. چنانچه در الگوی سیاست مالی براساس درآمد مالیاتی دولت، تأثیرگذاری اصطکاک مالی بر شاخص کل قیمت سهام بیشتر از سیاست مالی براساس مخارج دولت بود. همچنین تأثیرگذاری اصطکاک مالی در بلندمدت بیشتر از کوتاه مدت بود. از سویی در الگوی اول (سیاست مالی براساس مالیات) تأثیر منفی درآمدهای مالیاتی بیشتر از تأثیر مثبت درآمدهای نفتی بوده است. در توجیه این تأثیرگذاری‌ها باید اظهار داشت، سیاست مالی براساس مالیات جریان نقدینگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس را بصورت مستقیم تحت تأثیر قرار می‌دهد بطوری که در بلندمدت تأمین نقدینگی را بیشتر متأثر خواهد کرد، در نتیجه انتظار بر این است که هم اصطکاک مالی در سیاست مالیاتی تأثیرگذارتر باشد و هم قدر مطلق تأثیر درآمدهای مالیاتی بیشتر از درآمدهای نفتی باشد. از طرفی تولید ناخالص داخلی واقعی و درآمدهای نفتی و نرخ ارز در هر دو الگو تأثیر مثبت و معنی‌دار بر متغیر وابسته داشتند که مطابق با ادبیات تحقیق بودند. بطوری که افزایش تولید ناخالص داخلی واقعی باعث افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود که این نتایج منطبق با نظریات سرمایه‌گذاری کینز است. در واقع بخشی از افزایش تولید و درآمد، صرف پس‌انداز می‌شود که موجب افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در کشور می‌شود. همچنین از آنجایی که الگوهای تحقیق، افزایش نرخ ارز منجر به افزایش شاخص کل قیمت سهام شده است، لذا می‌توان بیان داشت در این الگوها تأثیرگذاری نرخ ارز بر طبق مدل‌های جریان‌گرا بوده است. متغیر درآمدهای نفتی نیز در هر دو الگو تأثیر مثبتی بر متغیر وابسته داشته است، با این تفاوت که در الگوی اول، تأثیرگذاری درآمدهای نفتی در کوتاه مدت از لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است و در بلندمدت نسبت به سیاست مخارج دولت میزان تأثیرگذاری بیشتر بوده است. بنابراین درآمدهای نفتی اثر حمایتی بر سرمایه‌گذاری خصوصی داشته است.

در یک مدل اقتصادسنجی عرض از مبدأ میانگین اثر مشترک تمام متغیرهای لحاظ نشده (و یا حذف شده) در مدل است. پس بی‌معنا شدن عرض از مبدأ در رگرسیون نشانه خوبی است؛ چون نشان می‌دهد میانگین متغیرهایی که در مدل نیستند بر متغیر وابسته اثر چندانی ندارند و متغیرهای داخل رگرسیون به درستی انتخاب شده‌اند.

#### ۴-۷- بررسی مدل تصحیح خطا

مدل تصحیح خطا به منظور ارتباط نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها به نوسانات بلندمدت آنها مورد استفاده قرار می‌گیرد. در مدل تصحیح خطا ضریب  $ecm(-1)$  نشان دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت می‌باشد. این ضریب نشان می‌دهد چه سهمی از عدم تعادل در متغیر وابسته طی دوره قبل در دوره جاری تصحیح می‌گردد. انتظار می‌رود علامت این متغیر منفی و مقدار آن از صفر تا منفی یک تغییر نماید (پسران و پسران، ۱۹۹۷). ضرایب مربوط به برآورد مدل تصحیح خطای الگوهای مقاله در شرایط اصطکاک مالی در جداول (۸) و (۹) ارائه شده است.

جدول (۸): نتایج تصحیح خطای الگوی سیاست مالی (مالیات)  $ARDL(1,0,0,0,1,0)$

| متغیرها             | ضریب   | انحراف معیار                  | آماره t | p-value |
|---------------------|--------|-------------------------------|---------|---------|
| dLRGDP              | ۰/۲۲۹  | ۰/۰۹۷                         | ۲/۳۴    | ۰/۰۳۰   |
| dLOIL               | ۰/۰۲۲  | ۰/۰۱۶                         | ۱/۳۵    | ۰/۱۹۳   |
| dLTAX               | -۰/۰۸۱ | ۰/۰۳۴                         | -۲/۳۴   | ۰/۰۳۲   |
| dLER                | -۰/۰۳۷ | ۰/۰۴۳                         | -۰/۸۵   | ۰/۴۰۳   |
| dFIFR               | -۰/۰۰۶ | ۰/۰۰۲                         | -۲/۵۴   | ۰/۰۲۰   |
| ecm(-1)             | -۰/۲۵۴ | ۰/۰۶۰                         | -۴/۱۸   | ۰/۰۰۰   |
| R-Squared= 0.755    |        | R-Bar-Squared 0.696           |         |         |
| DW-statistic=1.4766 |        | F-stat. F( 7,21)=8.7954[.000] |         |         |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۹): نتایج تصحیح خطای الگوی سیاست مالی (مخارج دولت)  $ARDL(1,1,0,0,0,0)$

| متغیرها             | ضریب   | انحراف معیار                   | آماره t | p-value |
|---------------------|--------|--------------------------------|---------|---------|
| dLRGDP              | ۰/۰۸۴  | ۰/۱۰۸                          | ۰/۷۷۸   | ۰/۴۴۶   |
| dLOIL               | ۰/۰۲۹  | ۰/۰۱۲                          | ۲/۴۱    | ۰/۰۲۵   |
| dLDEXP              | ۰/۰۴۱  | ۰/۰۱۳                          | ۳/۰۴    | ۰/۰۰۷   |
| dLER                | ۰/۰۷۰  | ۰/۰۱۸                          | ۳/۸۳    | ۰/۰۰۱   |
| dFIFR               | -۰/۰۰۴ | ۰/۰۰۱                          | -۲/۲۳   | ۰/۰۳۸   |
| ecm(-1)             | -۰/۳۳۹ | ۰/۰۶۹                          | -۴/۸۷   | ۰/۰۰۰   |
| R-Squared= 0.803    |        | R-Bar-Squared 0.756            |         |         |
| DW-statistic=1.5593 |        | F-stat. F( 7,21)=12.2611[.000] |         |         |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همانطوری که نتایج برآوردها نشان می‌دهد، ضریب تصحیح خطا ( $ecm(-1)$ ) در هر دو الگوی تحقیق، از لحاظ آماری معنی‌دار و دارای علامت منفی برآورد شدند، لذا وجود رابطه همجمعی و بلندمدت بین متغیرهای الگوها، از این روش نیز تأیید می‌گردد. از طرفی ضریب جمله تصحیح خطا در الگوی اول (سیاست مالی براساس مالیات) برابر با  $-0/25$  و در الگوی دوم (سیاست مالی براساس مخارج دولت) برابر با  $-0/33$  برآورد شد، و با توجه به ضرایب تعیین بالا، مدل‌ها از قدرت توضیح دهنده بالایی برخوردار هستند. لذا در الگوی اول در هر دوره حدود ۲۵ درصد و در الگوی دوم حدود ۳۳ درصد از عدم تعادل ایجاد شده در متغیر وابسته از مقادیر تعادلی بلندمدت خود در یک دوره، در دوره بعد تعدیل شده و از بین می‌رود. چنانچه فاصله بین حالت پویا (کوتاه‌مدت) و تعادلی (بلندمدت) به یک نرمال‌سازی شود، در آن صورت پس از یک دوره به میزان  $(1 - ecm(-1))$  از حالت تعادلی فاصله خواهیم داشت. بدین ترتیب پس از  $n$  دوره فاصله بین حالت کوتاه‌مدت و بلندمدت به صورت زیر خواهد شد:

$$(1 - ecm(-1))^n \quad (13)$$

اگر رابطه فوق را مساوی با  $0/01$  قرار دهیم به این معنی است که فاصله بین حالت پویا و تعادلی به یک درصد رسیده است. با توجه به مقدار  $ecm(-1)$  برآورده شده، به این نتیجه می‌رسیم که اولاً تعدیل از کوتاه‌مدت به بلندمدت نسبتاً پایین بوده است. بطوری که با ضرایب تعدیل برآورد شده، در الگوی اول حدود ۱۶ سال و در الگوی دوم حدود ۱۲ سال طول می‌کشد تا شاخص کل قیمت سهام از حالت پویا (کوتاه مدت) به حدود یک درصدی مقدار تعادلی (بلندمدت) خود برسد که مدت زمان نسبتاً طولانی محسوب می‌شود. ثانیاً زمان رسیدن به تعادل در سیاست مالی براساس مالیات بیشتر از سیاست مالی براساس مخارج دولت بوده است.

##### ۵- نتیجه، بحث و مقایسه

در این تحقیق در راستای ارزیابی اثرات سیاست‌های مالی بر سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه ایران در شرایط اصطکاک مالی، دو الگو (مالیات و مخارج دولت) براساس مبانی نظری و پیشینه تحقیق طراحی شدند. سپس با استفاده از داده‌های سالیانه طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۶ و کاربرد روش ARDL، به تخمین این الگوها در سه حالت پویای کوتاه‌مدت، بلندمدت و تصحیح خطا پرداخته شد. به این منظور شاخص اصطکاک مالی براساس تعریف شکاف نرخ بهره (تفاوت نرخ بهره تسهیلات و سپرده‌گذاری) به کار گرفته شد. طبق نتایج برآورد الگوها، فرضیه‌های تحقیق مورد تأیید قرار گرفتند. بطوری که سیاست مالی طبق دیدگاه کینزی تأثیر مثبت بر سرمایه‌گذاری دارد. همچنین شاخص اصطکاک مالی تأثیر منفی بر شاخص کل قیمت سهام در هر دو الگو داشت. ولی از آنجایی که مالیات بطور مستقیم مسأله تأمین نقدینگی شرکت‌ها را متأثر می‌کند، لذا در سیاست مالی براساس درآمدهای مالیاتی، تأثیر شاخص اصطکاک مالی بر متغیر وابسته بیشتر از سیاست مالی براساس مخارج دولت بود. نتایج فرضیه اول تحقیق مبنی بر تأثیرگذاری منفی و معنادار مالیات بر سرمایه‌گذاری با نتایج مطالعات تاواریس و والکانو (۲۰۰۳)، آلمیدا و کمپلو (۲۰۰۷)، کاسلاکی و تاگاکالاکیس (۲۰۱۶)، هادیان و تحویلی (۱۳۹۳)، ایزدخواستی و عرب مازار (۱۳۹۵) همخوانی دارد. نتایج فرضیه دوم تحقیق مبنی بر تأثیر مثبت و معنادار مخارج دولت بر سرمایه‌گذاری با نتایج

مطالعات تاوارس و والکانو(۲۰۰۳)، آلمیدا و کمپلو (۲۰۰۷)، کاسلاکی و تاگکالاکیس(۲۰۱۶)، محمودزاده و همکاران (۱۳۹۰) و محسنی زنوزی و همکاران (۱۳۹۴) همخوانی دارد ولی مخالف نتیجه تحقیق دوی-تونگ و همکاران (۲۰۱۸) بوده است. نتایج فرضیه سوم مبنی بر تأثیر منفی و معناداری اصطکاک مالی بر سرمایه‌گذاری با نتایج مطالعات استویان و یورگولسکو(۲۰۱۹)، کوک و دامجانویچ(۲۰۲۰) و رنجبرآریانی و همکاران (۱۳۹۵) همخوانی دارد. نتایج برآورد سایر متغیرها در الگوها به این صورت بود که تولید خالص داخلی بر طبق نظریات کینزی، درآمدهای نفتی براساس نظریه حمایتی و نرخ ارز در قالب مدل‌های جریان‌گرا تأثیر مثبت و معنی‌دار بر شاخص کل قیمت سهام داشتند.

#### با توجه به نتایج تحقیق پیشنهادات زیر توصیه می‌شوند:

با توجه به فرضیه اول مالیات تأثیری منفی بر سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه داشت، بنابراین مشوق‌های مالیاتی می‌تواند موجب انگیزه در امر توسعه سرمایه‌گذاری باشد. لذا پیشنهاد می‌شود سیاست‌های مالیاتی و مشوق‌های مالیاتی در حمایت از سرمایه‌گذاری بخش خصوصی با حساسیت بیشتری وضع شوند. بطوری که به منظور ارتقای نظام مالی کشور و افزایش سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه گردد. بنابراین در راستای شفافیت بازار اعمال معافیت‌های مالیاتی مؤثر پیشنهاد می‌گردد.

براساس نتایج فرضیه دوم، مخارج عمرانی دولت تأثیر مثبت و معنی‌دار بر شاخص کل قیمت سهام داشت، به بیان دیگر مخارج عمرانی دولت اثر حمایتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. با توجه اینکه افزایش مخارج عمرانی دولت منوط به تأمین مالی آن نیز است، لذا پیشنهاد می‌گردد دولت با اعمال انضباط مالی و اتخاذ سیاست بهینه در ترکیب مخارج دولت، موجب افزایش نسبت بودجه عمرانی به بودجه جاری شود. بدین منظور در سیاست‌های مالی، دولت باید اولاً اهمیت بیشتری برای مخارج عمرانی و سرمایه‌گذاری قائل شود و ثانیاً در میان اجزای مخارج عمرانی بایستی سهم فعالیت‌های مولد افزایش یابد.

طبق نتایج فرضیه سوم، اصطکاک مالی براساس تفاوت نرخ‌های تسهیلات و سپرده‌گذاری، تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه داشت و از آنجایی که در کشورهای در حال توسعه مانند ایران، نرخ بهره بانکی توسط بانک مرکزی کنترل می‌شود، چنانچه تعیین حداقل نرخ سود احتمالی برای سرمایه‌گذاری و مشارکت از ابزارهای بانک مرکزی به منظور گردش پول و اعتبار است. لذا پیشنهاد می‌شود در سیاست تعیین نرخ بهره، شکاف نرخ تسهیلات و سپرده‌گذاری به جهت کنترل اصطکاک مالی مدیریت شود. بطوری که نرخ تسهیلات پایین، بانک‌ها را به جای پرداخت تسهیلات به بنگاه‌داری سوق خواهد داد و نرخ تسهیلات بالا نیز بنگاه‌های فعال را با مشکل تأمین نقدینگی مواجه خواهد ساخت. از طرفی نرخ سپرده‌گذاری پایین امکان سوق دادن مردم به فعالیت‌های سفته‌بازی را بیشتر خواهد کرد و نرخ سپرده‌گذاری بالا نیز بار مالی زیادی برای بانک‌ها تحمیل خواهد نمود و موجب گرایش آنها به سمت فعالیت‌های سفته‌بازی و بنگاه‌داری می‌شود. لذا مدیریت در تعیین نرخ بهره برای کاهش اصطکاک مالی به معنی کم و یا زیاد تعیین کردن نرخ تسهیلات و نرخ سپرده‌گذاری نیست، بلکه لازم است سیاست‌گذاری بهینه نرخ بهره برای رونق سرمایه‌گذاری انجام شود.

در ادامه با توجه به نتایج سایر متغیرها مانند تأثیرپذیری شاخص کل قیمت سهام از درآمدهای نفتی و عطف به اینکه بیش از ۳۰ درصد ارزش بازار سرمایه را صنایع پالایشی و پتروشیمی تشکیل می‌دهند که بصورت مستقیم تحت تأثیر قیمت نفت قرار دارند. لذا پیشنهاد می‌شود به سیاست‌گذاری در راستای کاهش تکانه‌های نفتی در جلوگیری از خام‌فروشی نفت و توسعه صنایع پایین دستی اهتمام بیشتری صورت بگیرد.

### فهرست منابع

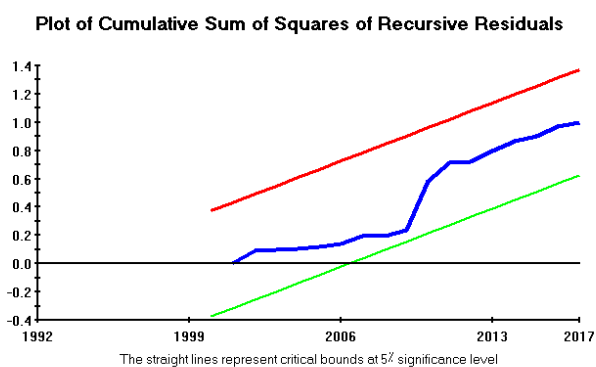
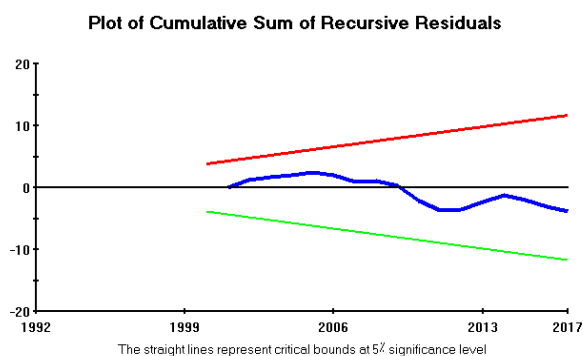
- \* آل عمران، ر. و آل عمران، س. (۱۳۹۳). بررسی اثر اعمال سیاست مالی بر بازدهی بورس در ایران. دانش حسابرسی، ۱۴(۵۶)، ۱۰۳-۱۲۰.
- \* اسکندری، م.، پدram، م. و بوستانی، ر. (۱۳۹۷). ارزیابی اثر اصطکاک مالی بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران: رویکرد الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی. فصلنامه علمی پژوهشی نظریه های کاربردی اقتصاد، ۵(۱)، ۲۵-۵۲.
- \* ایزدخواستی، ح. و عرب مازار، ع. (۱۳۹۵). تحلیل اثرات سیاست‌های مالی و مالیاتی کارآمد بر سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران: با تأکید بر مالیات بر درآمد شرکت‌ها و بی‌انضباطی مالی دولت. پژوهشنامه مالیات، ۲۴(۳۲)، ۱۱-۳۴.
- \* تشکینی، ا. (۱۳۸۵). اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit. تهران: انتشارات دیباگران تهران.
- \* دموری، د. و قدک فروشان، م. (۱۳۹۷). سیاست‌های تأمین مالی و کارآیی سرمایه‌گذاری. راهبرد مدیریت مالی، ۶(۲۳)، ۱۵۷-۱۷۵.
- \* رنجبرآرپانی، پ.، سلمانی باتقوی یزد، ف. و فیل سرایی، م. (۱۳۹۵). اصطکاک مالی و سیاست‌های همکاری. فصلنامه پژوهش‌های جدید در مدیریت و حسابداری، ۳(۱۴)، ۱۲۹-۱۳۴.
- \* سمیع پور، ز. (۱۳۹۶). بررسی تاثیر اصطکاک سرمایه‌گذاری بر رابطه بین شدت R&D و بازده آتی سهام در بورس اوراق بهادار تهران. پایان نامه کارشناسی ارشد، موسسه آموزش عالی زند، شیراز.
- \* عباسی نژاد، ح. و یاری، ح. (۱۳۸۶). بررسی اثرگذاری نرخ سود تسهیلات بانکی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در افق بلندمدت ایران. تحقیقات اقتصادی، ۱۳۹-۱۵۸، ۸۱.
- \* عبدلی، ق. (۱۳۸۰). تأثیرپذیری سرمایه‌گذاری بخش خصوصی از بودجه دولت (بودجه عمرانی) در ایران. فصلنامه برنامه ریزی و بودجه، ۶(۵)، ۲۹-۴۷.
- \* فرزین وش، ا.، احسانی، م. و کشاورز، ه. (۱۳۹۴). اصطکاک مالی و نوسانات بازار کار (مطالعه موردی: اقتصاد ایران به عنوان یک اقتصاد باز کوچک). تحقیقات اقتصادی، ۵۰(۲)، ۴۱۵-۴۴۷.
- \* قنبری، ع.، آقایی خوندایی، م. و رضایی، م. (۱۳۸۶). بررسی آثار سیاست مالی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران. فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه، ۱۲(۴)، ۵۹-۸۴.
- \* محسنی نوزی، س.، حیدری، ح. و طالبی، ف. (۱۳۹۴). تأثیر سیاست مالی بر قیمت دارایی‌ها و نااطمینانی آن در ایران. مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۳(۱)، ۱۰۷-۱۳۰.
- \* محمودزاده، م.، صادقی، س. و صادقی، ث. (۱۳۹۰). اثر مخارج مالی بر سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران (آزمون فرضیه COE). برنامه ریزی و بودجه، ۱۶(۲)، ۱۳۱-۱۴۶.

- \* نوفرستی، م. (۱۳۸۷). ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی. تهران: انتشارات رسا، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده علوم اقتصاد و سیاسی.
- \* هادیان، ا. و تحویلی، ع. (۱۳۹۳). تأثیر نوسانات سیاست‌های مالی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران. فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۳(۱۲)، ۹۱-۱۱۰.
- \* Almeida, H., & Campello, M. (2007). Financial constraints, asset tangibility, and corporate investment. *The Review of Financial Studies*, 20(5), 1429-1460.
- \* Banerjee, A., Dolado, J., & Mestre, R. (1998). Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. *Journal of time series analysis*, 19(3), 267-283.
- \* Barro, R. (1989). The Ricardian approach to budget deficits. *Journal of Economic perspectives*, 3(2), 37-54.
- \* Bernanke, B., & Gertler, M. (1989). Agency costs, net worth, and business fluctuations. *The American Economic Review*, 79(1), 14-31.
- \* Blanchard, O., & Sheen, J. (2013). *Macroeconomics; Australasian Edition*. Pearson Higher Education AU.
- \* Branson, W. (1983). *Macroeconomic determinants of real exchange risk*. Cambridge: Cambridge University Press.
- \* Branson, W. (1988). *Macroeconomic theory and policy*. New York: Universal Book Stall.
- \* Brockman, P., & Unlu, E. (2009). Dividend Policy, Creditor Rights, and The Agency Costs of Debt. *Journal of Financial Economics*, 92, 276-299.
- \* Cooke, D., & Damjanovic, T. (2020). Optimal fiscal policy in a model of firm entry and financial frictions. *Review of Economic Dynamics*, 35, 74-96.
- \* Dornbusch, R., & Fischer, S. (1980). Exchange rates and current account. *American Economic Review*, 70, 960-971.
- \* Duy-Tung, B., Llorca, M., & Hoai, B. (2018). Dynamics between stock market movements and fiscal policy: Empirical evidence from emerging Asian economies. *Pacific-Basin Finance Journal*, 51, 65-74.
- \* Fama, E. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- \* Fisher, I. (1930). *Theory of interest: as determined by impatience to spend income and opportunity to invest it*. Clifton: Augustus Kelly Publishers.
- \* Gavin, M. (1989). The stock market and exchange rate dynamics. *Journal of International Money and Finance*, 8, 181-200.
- \* Hall, R., & Jorgenson, D. (1967). Tax policy and investment behavior. *The American Economic Review*, 57(3), 391-414.
- \* Iacoviello, M. (2005). House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle. *American Economic Review*, 3(95), 739-764.
- \* Kasselaki, M., & Tagkalakis, A. (2016). Fiscal policy and private investment in Greece. *International Economics*, 147, 53-106.
- \* Kiyotaki, N., & Moore, J. (1997). Credit cycles. *Journal of Political Economy*, 2(105), 211-248.
- \* McKnight, P., & Weir, C. (2009). Agency costs, Corporate Governance Mechanisms and Ownership Structure in Large UK Publicly Quoted Companies: A Panel Data Analysis. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 49, 139-158.
- \* Pesaran, M., Shin, Y., & Smith, R. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
- \* Pesaran, M., & Shin, Y. (1996). Cointegration and speed of convergence to equilibrium. *Journal of econometrics*, 71(1-2), 117-143.
- \* Richardson, S. (2006). Over-investment of free cash flow. *Review of accounting studies*, 11 (2-3), 159-189.



- \* Stoian, A., & Iorgulescu, F. (2019). Sustainable Capital Market. In Financing Sustainable Development, 193-226.
- \* Tavares, J., & Valkanov, R. (2003). In The Neglected Effect of Fiscal Policy on Stock and Bond Returns. EFA, Annual Conference Paper, (p. No. 201).
- \* Tobin, J. (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. Journal of money, credit and banking, 1(1), 15-29.
- \* Zwick, E., & Mahon, J. (2014). Do financial frictions amplify fiscal policy? Evidence from business investment stimulus. Unpublished manuscript. 1-68.
- \* <https://www.cbi.ir/>
- \* <https://www.imf.org/>
- \* <https://commons.wikimedia.org>

پیوست (۱): آزمون‌های ثبات پایداری تأثیرگذاری سیاست مالی (مالیات) بر سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه در شرایط اصطکاک مالی



## **Evaluation of the effect of financial policies on Capital Market investment in financial friction**

**Masood Aghaei**

Kish International Branch, Islamic Azad University, Kish Island, Iran  
[aghaemasood@yahoo.com](mailto:aghaemasood@yahoo.com)

**Ali Najafi Moghadam**

Asistant Professor of Accounting, Islamic Azad University Tehran South, Iran (Corresponding Author)  
[alirezam@yahoo.com](mailto:alirezam@yahoo.com)

**Shadi Shahverdiani**

Asistant Professor, Islamic Azad University, Quds branch, Iran  
[shshahverdiani@gmail.com](mailto:shshahverdiani@gmail.com)

**Roya Darabi**

Associate Professor, Islamic Azad University Tehran South, Iran  
[royadarabi110@yahoo.com](mailto:royadarabi110@yahoo.com)

### **Abstract**

This study evaluates the effect of financial policies on stock market investment in financial friction conditions. For this purpose, two models were designed based on financial policies (taxes and government expenditures) and in the period from 1991 to 2017, the short-term dynamic relationship, long-term state and error correction of the models were estimated with the Auto Regressive Distributed Lag (ARDL). The financial friction index is used in this study based on the definition of the interest rate gap (the difference between on the lending interest rate and the deposit interest rate). The results show that in terms of financial friction, fiscal policy had a significant and negative impact on the first model (tax based) and in the second model (based on government spending) a positive and significant effect on the total stock price index. This result is in line with Keynesian view. The financial friction index also had a negative effect on the total stock price index in both models. However, since taxation directly affects corporate liquidity, therefore, in fiscal policy based on tax revenues, the effect of fiscal friction on the dependent variable was more dependent on government spending than fiscal policy. The results of estimating the other variables in the models were that GDP based on Keynesian theory, oil revenues based on support theory and exchange rate in flow-oriented models had a significant and positive effect on the total stock price index.

**Keywords:** Fiscal Policy, Investment, Financial Friction, Capital Market, Auto Regressive Distributed Lag Approach