

## بررسی رابطه بلندمدت و کوتاه مدت میان بازده کل سهام بورس اوراق بهادار تهران و رشد اقتصادی ایران با استفاده از یک مدل تصحیح خطا

دکتر قدرت‌الله طالب‌نیا\* محسن حسنی\*\*

روح‌الله جوادی\*\*\*

پذیرش: ۹۱/۱۰/۳

دریافت: ۹۰/۸/۲

رشد اقتصادی / شاخص قیمت و بازده نقدی سهام / بورس اوراق بهادار تهران / مدل تصحیح  
خطای برداری VECM<sup>۱</sup>

### چکیده

در پژوهش حاضر به‌عنوان یک مطالعه موردی اثرات متقابل شاخص قیمت و بازده نقدی (بازده کل) سهام بورس اوراق بهادار تهران و رشد اقتصادی ایران بررسی شده است. برای این منظور، اطلاعات مربوط به متغیرهای فوق در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۷۸ به‌صورت فصلی، جمع‌آوری شده و با استفاده از آزمون همجعبی جوهانسون و مدل تصحیح خطای برداری به بررسی رابطه متقابل متغیرهای فوق پرداخته شده است.

نتایج به‌دست‌آمده از آزمون همجعبی جوهانسون نشانگر وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای فوق است. همچنین، نتایج حاصل از آزمون مدل تصحیح خطای برداری حاکی از آن است که میان متغیرهای فوق یک رابطه یک‌طرفه و مستقیم از رشد اقتصادی به

gh\_talebnia@yahoo.com  
m\_hassani18@yahoo.com  
javadi1423@gmail.com

\*. استادیار گروه حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران  
\*\*. دستیار علمی گروه حسابداری دانشگاه پیام نور مرکز دلیجان، ایران  
\*\*\*. دستیار علمی گروه حسابداری دانشگاه پیام نور واحد محلات، ایران  
■ محسن حسنی، مسئول مکاتبات.

شاخص قیمت و بازده نقدی (بازده کل) سهام بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد.



**طبقه‌بندی JEL: M41,O47,C02,D53**

## مقدمه

محققان و سیاست‌گذاران تلاش بسیاری برای یافتن تدابیری که منجر به رشد اقتصادی شود، انجام داده‌اند. اغلب تحلیل‌گران همچون مک کینون<sup>۱</sup>، شاو<sup>۲</sup>، کینگ و لوین<sup>۳</sup> و لوین و زروس<sup>۴</sup> معتقدند توسعه بازارهای مالی می‌تواند سرعت رشد اقتصادی را افزایش دهد. در این دیدگاه، فرض می‌شود بازارهای مالی موتور برای رشد اقتصادی‌اند، بنابراین سیاست‌گذاران برای پیشرفت واقعی و افزایش ظرفیت تحمل رشد اقتصادی این مؤسسات، باید بر خلق و ارتقای مؤسسات مالی (شامل بازارهای سرمایه، بخش بانکی و بخش غیربانکی) متمرکز شوند. در هر حال، برخی اقتصاددانان همانند پاتریک<sup>۵</sup>، لوکاس<sup>۶</sup>، استرن<sup>۷</sup> و آیرلند<sup>۸</sup> با این دیدگاه مخالفت کرده‌اند. به اعتقاد آن‌ها، سیاست‌های مربوط به ارتقای بازارهای مالی، زود هنگام بوده و در واقع موجب اتلاف منابع کمیاب می‌شوند.

همچنین، تأکید غیرضروری بر ارتقای بازارهای مالی سبب انحراف توجه از سایر سیاست‌ها شده که ممکن است برای رشد بالای اقتصادی بهتر و ضروری‌تر باشند؛ مانند ارتقای آزمون نیروی کار برای افزایش بهره‌وری، اصلاحات مالیاتی برای هدایت سرمایه‌گذاری و ارتقای صادرات.

بخش دوم این مقاله به ادبیات نظری و پیشینه تحقیقات انجام شده درباره موضوع تحقیق پرداخته و در بخش سوم، روش تحقیق این مطالعه و چگونگی جمع‌آوری آمار و اطلاعات مربوطه و همچنین پردازش داده‌های مورد نیاز تحقیق، تشریح شده است. برای ارزیابی رابطه متغیرها، ابتدا آزمون ریشه واحد متغیرها و سپس آزمون همجمعی و تخمین رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت تعادلی براساس یک مدل تصحیح خطای برداری (VECM) صورت گرفته است. بخش پایانی این مقاله نیز به خلاصه، نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص یافته است.

---

1. Mckinnon (1973).

2. Shaw (1973).

3. King and Levine (1993).

4. Levine and Zervos (1996).

5. Patrick (1996).

6. Lucas (1988).

7. Stern (1989).

8. Ireland (1994).

## ۱. مبانی نظری تحقیق

در دیدگاه مرسوم، توسعه بازارهای مالی پیش شرط لازم برای رشد اقتصادی است. بر این اساس، عملکرد خوب مؤسسات مالی موجب ارتقای کارایی کل اقتصاد، خلق و گسترش نقدینگی، تحریک پس اندازها، افزایش تشکیل سرمایه، انتقال منابع از بخش های سنتی (با رشد اندک) به بخش مدرن و همچنین ارتقای کارآفرینی این بخش ها می شود. این دیدگاه طرف عرضه<sup>۱</sup> نامیده شده و در آن فرض می شود وجود بازارهای مالی کارا عرضه خدمات مالی را افزایش داده و سبب گسترش تقاضا برای بخش واقعی اقتصاد می شود.

دیدگاه «پیشگامی عرضه» توسط اقتصاددانانی همچون مک کینون<sup>۲</sup>، شاو<sup>۳</sup>، فرای<sup>۴</sup>، دیاز-آلی یاندرو<sup>۵</sup> و مور<sup>۶</sup> گسترش یافته است. قبل از آن نیز اقتصاددانانی نظیر هیکس<sup>۷</sup> معتقد بودند که براساس حقایق تاریخی آشکارشده، انقلاب صنعتی قرن هجدهم انگلستان به دلیل ابداعات تکنولوژی نبوده، بلکه اصلاحات مالی عامل اصلی آن محسوب می شود. تحقیقات تجربی انجام شده اخیر توسط گلب<sup>۸</sup>، قانی<sup>۹</sup>، کینگ و لوین<sup>۱۰</sup> ارتباط معنی دار و مثبت توسعه مالی در معادلات رشد واقعی اقتصاد را آشکار ساخته و از دیدگاه طرف عرضه در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته حمایت کرده اند. برخی از اقتصاددانان مانند رایبسون<sup>۱۱</sup> و پاتریک<sup>۱۲</sup> نیز با این دیدگاه مخالف اند. به اعتقاد آنها، توسعه بازارهای مالی فقط نتیجه رشد طرف واقعی اقتصاد است. براساس این دیدگاه، تغییر در بازارهای مالی واکنش انفعالی به رشد اقتصادی است. بنابراین، رشد و گسترش بخش واقعی (به دلیل پیشرفت تکنولوژی یا ارتقای بهره وری نیروی کار)، افزایش و تقاضای جدید را برای خدمات مالی در پی خواهد

1. Supply Leading.

2. McKinnon (1973)

3. Shaw (1973).

4. Fray (1978).

5. Diaz - Alejandro (1985).

6. Moor (1986).

7. Hicks (1969).

8. Gelb (1989).

9. Ghani (1992).

10. King and Levine (1993).

11. Robinson (1952).

12. Patrick (1996).

داشت. این دیدگاه غالب، دیدگاه «دنباله‌روی تقاضا» نامیده می‌شود. به اعتقاد گروهی دیگر از اقتصاددانان، توسعه بازارهای مالی تقریباً با رشد اقتصادی مرتبط نیست. در مطالعات استرن<sup>۲</sup> در بحث ادبیات مهم توسعه اقتصادی، نقش توسعه مالی در فرآیند رشد اقتصادی کاملاً نادیده گرفته شده است. استرن در نتیجه‌گیری مطالعه‌اش، موضوعات از قلم‌افزاده مطالعات قبلی را (که برای تحقیقات آینده مهم‌اند) لیست کرده، اما در این لیست به توسعه بازارهای مالی اشاره‌ای نکرده است. نادیده گرفتن نقش توسعه بازارهای مالی در توسعه اقتصادی همچنین در کتاب میر و سیرز<sup>۳</sup> - که مجموعه مقالاتی با عنوان «پیشگامان توسعه اقتصادی» است - مشاهده می‌شود. به نظر می‌رسد رابرت لوکاس<sup>۴</sup> نیز طرفدار دیدگاه مزبور باشد. وی معتقد است، اقتصاددانان عموماً اهمیت بازارهای مالی در توسعه اقتصادی را بیش از اندازه بزرگ جلوه می‌دهند، در حالی که این بازارها در بهترین وضعیت فقط نقش کوچکی در فرآیند رشد اقتصادی ایفا می‌کنند. بنابراین، از این دیدگاه استنتاج می‌شود که دو متغیر توسعه مالی و رشد اقتصادی از یکدیگر مستقل‌اند.

در کنار سه دیدگاهی که در بالا به آن‌ها پرداخته شد، دیدگاه چهارمی نیز وجود دارد که ترکیبی از دیدگاه طرف عرضه و طرف تقاضا است. در این دیدگاه، هر دو متغیر مورد بررسی مشترکاً با ارزش‌اند؛ توسعه بازارهای مالی و رشد واقعی اقتصاد، رابطه علی دوطرفه دارند. به نظر می‌رسد این نوع نگرش مربوط به دوره بلندمدت باشد. گرین وود و اسمیت<sup>۵</sup> در کار تحقیقاتی خود چنین دیدگاهی را گسترش داده‌اند.

## ۲. پیشینه تحقیق

چنگ و همکاران<sup>۶</sup> مبنایی برای اعتقاد به وجود یک توازن بلندمدت میان قیمت‌های سهام و متغیرهای کلان اقتصادی، فراهم کردند. گرنجر<sup>۷</sup> پیشنهاد کرد بررسی این ارتباط

1. Demand Following.

2. Stern (1989).

3. Meir and Seers (1984).

4. Lucas (1989).

5. Greenwood and Smith (1977).

6. Cheung (1986).

7. Granger (1986).

از طریق تحلیل‌های همجمعی صورت گیرد. مجموعه‌ای از متغیرهای سری زمانی وقتی همجمع هستند که مرتبه پایایی یکسان داشته باشند. چنین ترکیب خطی‌ای وجود یک رابطه بلندمدت میان این متغیرها را نشان می‌دهد.

گلداسمیت اولین فردی بود که در مورد رابطه توسعه بازارهای مالی و رشد اقتصادی به مطالعه تجربی پرداخت. وی با استفاده از داده‌های آماری سی و پنج کشور در فاصله زمانی سال‌های ۱۹۶۳-۱۸۶۰ نشان داد که نسبت اندازه واسطه‌های مالی به اندازه اقتصاد با توسعه کشور افزایش پیدا می‌کند. با این وجود، تحقیقات گلداسمیت<sup>۱</sup> چندین ضعف داشت: (۱) تحقیقات وی شامل مشاهدات محدودی در سی و پنج کشور است؛ (۲) به‌طور منظم سایر عواملی که بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارند، تحت کنترل قرار نگرفته‌اند؛ (۳) رابطه علیت میان توسعه مالی و رشد اقتصادی (یا بهره‌وری و انباشت سرمایه) مورد توجه قرار نگرفته است. مطالعات فاما<sup>۲</sup> نشان می‌دهد بازده ماهانه، فصلی و سالانه سهام به‌طور قابل توجهی نشان‌دهنده نرخ رشد آینده تولیدات برای سال‌های ۱۹۸۷-۱۹۵۳ است. همچنین، این ارتباط با افزایش دوره بررسی بیش‌تر می‌شود. علاوه بر این، ارتباط بازده سهام و رشد آینده تولیدات نشان‌دهنده اطلاعاتی درباره جریان‌های نقدی آینده است. از طرف دیگر، کوین و شین<sup>۳</sup> دریافتند که بازار سهام کره، منعکس‌کننده اثر متغیرهای اقتصاد کلان بر شاخص قیمت سهام است. تغییرات شاخص قیمت سهام به مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصاد کلان مانند شاخص تولید، نرخ ارز، تعادل تراز پرداخت‌ها و عرضه پول بستگی دارد. درحالی‌که شاخص‌های اقتصادی با تغییرات شاخص سهام، تغییری از خود نشان نمی‌دهند.

مطالعات زیادی از جمله مطالعه فاما<sup>۴</sup>، بارو<sup>۵</sup> و شاو<sup>۶</sup> برای بررسی بازده سهام و تأثیر واقعی آن انجام شده است که نشان می‌دهد درصد بالایی (اغلب بیش‌تر از ۵۰ درصد) از واریانس سالانه بازده سهام برای پیش‌بینی متغیرهایی مانند GNP واقعی، تولیدات صنعتی و سرمایه‌گذاری‌هایی استفاده می‌شود که نقش تعیین‌کننده‌ای در جریان نقدی شرکت‌ها

1. Goldsmith, R.W.

2. Fama, E.F (1990).

3. Kwon & Shin (1998).

4. Fama, E.F (1981).

5. Barow (1990).

6. Shaw (1989).

دارند.

به اعتقاد کاسیماتیس و اسپيرو<sup>۱</sup>، بازار بورس در بازارهای مالی کشورهای توسعه‌یافته، یا بر رشد اقتصادی تأثیر منفی داشته و یا هیچ تأثیری بر آن ندارد. هسپیس و کالیویتیس<sup>۲</sup> رابطه تغییرات قیمت سهام و رشد اقتصادی را با استفاده از توسعه مدل رشد و روش VAR در اقتصاد کشورهای گروه ۷ بررسی کرده‌اند. براساس این بررسی، رابطه‌ای قوی میان تغییرات قیمت سهام و رشد اقتصادی برقرار است. همچنین، عکس‌العمل رشد اقتصادی و قیمت سهام را پس از شوک‌های خارجی وارد بر بازار بورس توجیه می‌کند.

پائولو مائورو<sup>۳</sup> با استفاده از داده‌های سالانه نشان می‌دهد ارتباطی میان رشد تولید و بازده سهام در اقتصاد کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته وجود داشته و قیمت دارایی‌ها حاوی اطلاعات ارزشمندی برای پیش‌بینی تولید در اقتصاد است. علاوه بر این، براساس مطالعات وی، قدرت ارتباط رشد و بازده سهام به‌طور معناداری به برخی از ویژگی‌های بازار سهام، مانند نسبت سرمایه بازار به تولید ناخالص داخلی، قوانین و تعداد شرکت‌های داخلی و عرضه اولیه سهام، بستگی دارد.

نتایج تحقیقات بینسونگر<sup>۴</sup> نشانگر وجود رابطه‌ای قوی میان بازده سهام و تأثیرات واقعی آن در ایالات متحده آمریکا در اوایل سال ۱۹۸۰ است؛ درحالی‌که چنین رابطه‌ای در بازارهای سهام اولیه یعنی از اواخر سال ۱۹۴۰ تا اواسط ۱۹۶۰، وجود نداشته و بازده سهام به تأثیر خاصی در آن زمان منتهی نشده است. همچنین، از اوایل سال ۱۹۸۰، رابطه قیمت سهام آینده و فعالیت‌های واقعی در ایالات متحده شکست خورد. وی این تحلیل را به دیگر کشورهای گروه ۷ نیز بسط داده و نشان می‌دهد شکستی مشابه در اقتصاد ژاپن و مجموعه‌ای از کشورهای اروپایی رخ داده است. وی نتیجه می‌گیرد که قبل از سال ۱۹۸۰، بازارهای سهام در درآمد واقعی تغییری ایجاد نکرده‌اند ولی این رابطه پس از سال ۱۹۸۷ پررنگ‌تر شده است.

نتایج آزمون ساونی و همکاران<sup>۵</sup> حاکی از آن است که رشد اقتصادی و قیمت سهام

---

1. Kasimatis & Spiro (2001).

2. Hassapis, C. and S. Kalyvitis (2001).

3. Mauro, Paolo (2002).

4. Binswanger, M (2003).

5. Sawhney, B., M. Feridun and E. Anoruo (2006).

دو کشور کانادا و ایالات متحده، با یکدیگر رابطه‌ای بلندمدت دارند. نتایج حاصل از مدل تصحیح خطا (VECM) نشان می‌دهد این رابطه در ایالات متحده از رشد اقتصادی به قیمت سهام است و نه برعکس؛ در حالی که در کانادا، نتایج نشانگر وجود رابطه دوسویه میان رشد اقتصادی و قیمت سهام است.

بستا و همکاران<sup>۱</sup> رابطه مثبت بازده سهام و رشد اقتصادی و همچنین رابطه مثبت نرخ بهره و رشد اقتصادی در کشور ترکیه را به اثبات رسانده‌اند. براساس نتایج تجربی مطالعات آن‌ها در سال‌های ۲۰۰۸-۲۰۰۲، ارتباط رشد اقتصادی و بازده سهام پس از بحران سال ۲۰۰۱، کم‌رنگ شده است.

مطالعات بنجامین آبوگری<sup>۲</sup> به این پرسش پاسخ می‌دهد که «آیا پویایی در شاخص‌های کلان اقتصادی نظیر نرخ ارز، نرخ بهره، تولید صنعتی و عرضه پول در چهار کشور امریکای لاتین به طور معنادار بازده را بیان می‌کنند یا خیر. نتایج نشان داده است که نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی نمی‌تواند یک رابطه علت و معلولی با بازده سهام را بیان کرده و از کشوری به کشور دیگر فرق می‌کند. همچنین متغیرهای جهانی در بیان بازده بازار از متغیرهای داخلی مهم‌ترند.

چنگک<sup>۳</sup> اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده سهام را با استفاده از مدل سوئیچینگ GJR-GARCH در بازار سهام ایالات متحده بررسی کرده و نشان می‌دهد متغیرهای اقتصاد کلان بر بازده سهام مؤثرند.

مطالعات جوادی (۱۳۷۴) حاکی از آن است که متغیرهای تورم، شاخص تولیدات صنعتی و نرخ ارز با شاخص قیمت سهام، ارتباط معنادار و مثبتی دارند. قیمت نفت نیز با شاخص قیمت سهام ارتباط معنادار اما معکوسی دارد.

حیدری (۱۳۷۸) رابطه میان تورم و GDP با بازده سهام را بررسی کرده است. وی تولید ناخالص داخلی را جانشین فعالیت واقعی اقتصاد و شاخص قیمت مصرف‌کننده را جانشین نرخ بهره واقعی کرده و نشان می‌دهد رابطه میان شاخص قیمت سهام و تولید ناخالص داخلی مثبت است ولی رابطه آن با تورم منفی است.

1. Basta et al. (2008).

2. Benjamin Abugri (2008).

3. Cheung (2009).



نتایج آزمون سجادی و همکاران (۱۳۸۶) نیز حاکی از وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای اقتصادی مزبور و نرخ رشد شاخص بازده نقدی است. رابطه بلندمدت میان نرخ رشد شاخص بازده نقدی و درآمد نفتی و نرخ ارز منفی و با نرخ تورم، رابطه مثبت است. همچنین، معناداری ضریب نرخ رشد نقدینگی در سطح اطمینان نود درصد رد شده است. براساس تحقیقات کمیجانی و نادعلی (۱۳۸۶)، رابطه میان تعمیق مالی و رشد اقتصادی در ایران با علیت گرنجری از طرف رشد اقتصادی به تعمیق مالی مثبت است. نتایج این مطالعه با نتایج مطالعات کشورهای سازگار است که سیستم مالی پیچیده‌ای ندارند.

### ۳. روش‌شناسی تحقیق

در تحقیق حاضر سعی بر این است که ارتباط متقابل بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران و رشد اقتصادی بررسی شود. بدین منظور در این بخش به تشریح و معرفی مدل تصحیح خطای برداری، که در آن متغیرهای مورد بررسی این تحقیق لحاظ شده است، می‌پردازیم:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Y_{t-1} + \alpha_2 \Delta X_{t-1} + \lambda_1 ECT_1 + U_1 \quad (1)$$

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_{t-1} + \beta_2 \Delta Y_{t-1} + \lambda_2 ECT_2 + U_2 \quad (2)$$

در معادله (۱) متغیر  $Y_t$ ، رشد تولید ناخالص داخلی (GDP) که شاخص رشد اقتصادی و به‌عنوان متغیر وابسته و متغیر  $X_t$  و شاخص قیمت و بازده نقدی (بازده کل) سهام بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان متغیر مستقل هستند.

در مدل فوق ECT جمله تصحیح خطا،  $\lambda_1$  و  $\lambda_2$  ضرایب تصحیح خطا و بیانگر روند تعادلی بلندمدت و  $U_1$  و  $U_2$  نیز به‌عنوان جزء خطا به کار می‌روند.

همچنین، برای بررسی اثر تغییرات رشد اقتصادی بر شاخص قیمت و بازده نقدی (بازده کل) سهام بورس اوراق بهادار تهران، در معادله (۲) متغیر  $X_t$ ، شاخص قیمت و بازده نقدی (بازده کل) سهام بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان متغیر وابسته و متغیر  $Y_t$ ، رشد اقتصادی (تولید ناخالص داخلی) به‌عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته شده است.

با توجه به معادلات فوق، اگر ضریب تصحیح خطای لاند  $\lambda_1$  و  $\lambda_2$  از لحاظ آماری معنادار باشد، اثر متقابل این دو متغیر بر یکدیگر در بلندمدت پذیرفته می‌شود. با وجود معنادار بودن ضرایب تصحیح خطا در این معادلات، اگر ضرایب  $\alpha_1$  و  $\beta_1$  در دو معادله معنادار باشند، آنگاه رابطه تعادلی کوتاه‌مدت میان متغیرهای تحقیق نیز پذیرفته می‌شود. همچنین، برای تحلیل رابطه رشد اقتصادی و شاخص قیمت و بازده نقدی سهام از یک معادله نیمه‌لگاریتمی استفاده شده که در آن متغیر LGDP، بیانگر لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ و متغیر TEDPIX به‌عنوان شاخص قیمت و بازده نقدی سهام به کار رفته است.

#### ۴. روش جمع‌آوری آمار و اطلاعات

داده‌های مربوط به متغیرهای تحقیق طی سال‌های ۸۷-۱۳۷۸ به‌صورت فصلی گردآوری شده‌اند. داده‌های مربوط به شاخص قیمت و بازده نقدی سهام از سازمان بورس و اوراق بهادار تهران و داده‌های تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ از حساب‌های ملی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است.

#### ۵. آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم‌یافته متغیرهای الگو

عدم پایایی داده‌های آماری، خطای رگرسیون کاذب را افزایش می‌دهد. برای آزمون پایایی از آزمون ریشه واحد<sup>۱</sup> دیکی فولر تعمیم‌یافته<sup>۲</sup> استفاده شده است. به این منظور، ابتدا آزمون فوق روی هر یک از متغیرها انجام شد. اگر قدرمطلق آماره (ADF) از قدر مطلق ارزش‌های بحرانی در سطح معنی‌داری ۵ درصد و ۱ درصد بزرگ‌تر باشد، در این صورت پایایی سری زمانی مورد بررسی در سطح داده‌ها پذیرفته می‌شود. در غیر این صورت، آن‌ها را یک‌بار تفاضل‌گیری کرده و آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته روی تفاضل داده‌ها اجرا می‌شود. اگر قدرمطلق آماره ADF محاسبه‌شده برای سری یک‌بار تفاضل‌گیری‌شده، از قدرمطلق ارزش‌های بحرانی در سطح معناداری ۵ درصد و ۱ درصد

1. Unit Root Test.

2. Augmented Dickey-Fuller Test (ADF).

بزرگ‌تر باشد، در آن صورت پذیرفته می‌شود که سری مربوطه پایا شده و یک سری جمع بسته از درجه (۱) I است.

### جدول ۱- مقادیر آزمون ADF برای LGDP و TEDPIX در سطح

Critical Value			آماره دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF)	متغیر
۱۰ درصد	۵ درصد	۱ درصد		
-۲/۶۱	-۲/۹۵	-۳/۶۴	۰/۸۹	LGDP(C)*
-۳/۲۰۹	-۳/۵۵۲	-۴/۲۶۲	-۱/۰۱۲۶	LGDP(C,T)*
-۲/۶۱۰	-۲/۹۴۳	-۳/۶۲۱	۰/۵۳۹	TEDPIX(C)
-۳/۲۰	-۳/۵۳۶	-۴/۲۲۶	-۱/۴	TEDPIX(C,T)

\* توجه: در پرانتز جلوی هر متغیر علامت C نشان می‌دهد آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF) براساس برآورد معامله‌ای انجام شده که فقط ضریب ثابت دارند و علامت T به این معنا است که متغیر دارای جمله روند نیز است.

فرض صفر، نشانگر وجود ریشه واحد و فرض یک، عدم وجود ریشه واحد برای همه متغیرها است. نتایج حاصل از آزمون در جدول (۱) و (۲) ارائه شده است. در این جدول‌ها علامت C در پرانتز جلوی هر متغیر نشان می‌دهد آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF) براساس برآورد معادله‌ای انجام شده که فقط ضریب ثابت دارند. علامت T به این معنا است که متغیر دارای جمله روند نیز است. همچنین، جدول (۱) نتایج ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF) را بر سطح داده‌ها و جدول (۲) نتایج آزمون بر تفاضل مرتبه اول متغیرها را نشان می‌دهد.

در نهایت، آزمون‌های انجام شده، نشان می‌دهد که فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای سطح همه متغیرها و در تمام سطوح بحرانی رد نمی‌شود، اما تکرار همین آزمون‌ها برای تفاضل مرتبه اول متغیرها نشانگر رد فرض مذکور برای همه متغیرها است. بنابراین، می‌توان گفت تمام متغیرهای به کاررفته در مدل، غیرپایا هستند؛ به طوری که تمامی متغیرها (۱) I و حاوی ریشه واحد و یا روند تصادفی‌اند.

## جدول ۲- مقادیر آزمون ADF برای TEDPIX و LGDP در سطح

Critical Value			آماره دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF)	متغیر
۱۰ درصد	۵ درصد	۱ درصد		
-۱/۶۱۰	-۱/۹۵۱	-۲/۶۳۶	-۲۷/۵۴	D LGDP(C)
-۲/۶۱۵	-۲/۹۵۴	-۳/۶۴۶	-۲۸/۴۴	DLGDP(C,T)
-۲/۶۱۱	-۲/۹۴۵	-۳/۶۲۶	-۴/۴۵۷	DTEDPIX(C)
-۱/۶۱۱	-۱/۹۵۰	-۲/۶۳۰	-۳/۶۴۱	DTEDPIX(C,T)

## ۶. نتایج حاصل از آزمون همجمعی جوهانسون

از آنجا که متغیرهای الگو دارای درجه پایایی یکسان (I) هستند، برای تشخیص وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان آن‌ها از آزمون همگرایی استفاده شده و برای انجام این آزمون نیز، از روش جوهانسن و جسیلیوس، یعنی آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر استفاده شده است. پس از تشخیص و برآورد بردارهای همجمعی و نرمال‌سازی این بردارها، معنی‌دار بودن ضرایب توسط آزمون نسبت حداکثر راست‌نمایی بررسی شده است. تحلیل‌های همجمعی به روش جوهانسن و جسیلیوس، مستلزم تعیین طول بهینه وقفه در الگوی VAR است که در این تحقیق طول وقفه  $P=3$  براساس معیار اطلاعاتی بیزین - شوارتز (SBC) و آکائیک (AIC) و همچنین آزمون‌های نیکویی برازش الگو، در مرحله اول تصریح مدل، انتخاب شده است.

شایان ذکر است استفاده از معیارهای بیزین - شوارتز و آکائیک و آزمون‌های نیکویی برازش الگو، از این نظر حائز اهمیت است که اگر معیارهای SBC و یا AIC طول وقفه  $P=6$  را برای مدل VAR انتخاب کرده باشند، ولی آزمون‌های نیکویی برازش الگو در مرتبه پایین‌تر از انتخاب معیارهای SBC و AIC، پسماندها را تمیز تشخیص دهند، در این صورت براساس اصل امساک، می‌توان به‌جای شش وقفه از وقفه پایین‌تری استفاده کرد. آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر، هر دو، در سطح آماري ۵ درصد و ۱ درصد بر وجود بردار همجمعی تأکید می‌کنند.

## جدول ۳- نتایج حاصل از آزمون همجمعی جوهانسون

آماره Trace	مقدار بحرانی ۵ درصد	مقدار بحرانی ۱ درصد	Hypothesizes No.of CE(S)
۵۶/۴۸	۱۵/۵۴	۲۰/۰۴	None
۰/۰۸۷	۳/۸	۶/۶۵	At most 1

نتایج به دست آمده از آزمون همجمعی مبنی بر وجود روابط بلندمدت میان متغیرهای شاخص قیمت و بازده نقدی سهام، و تولید ناخالص داخلی به قیمت سال ۱۳۷۶ را می‌توان با روند این دو متغیر - که استاندارد شده است - نیز نشان داد.

برای این منظور، نخست متغیرها استاندارد شدند. به این صورت که مقدار هر یک از آن‌ها در فصل اول سال ۱۳۷۸ به عنوان مبنا ۱۰۰ قرار داده شد و به این ترتیب، مقادیر آن متغیر در طول دوره بر همان پایه و مبنا محاسبه شد. پس از آن، برای مقایسه روند آن‌ها، متغیرهای استاندارد شده نسبت به مقدار استاندارد یکی از همان متغیرها استاندارد شدند. به این ترتیب، روند حرکت متغیرهای استاندارد شده نسبت به متغیری که مقدار آن در طول دوره ۱ در نظر گرفته شده، قابل مشاهده است. بدیهی است نزدیک شدن متغیرها به ۱ نشانگر همگرا بودن آن‌ها است.

## ۷. تخمین ضرایب بلندمدت مدل برآورد شده با استفاده از آزمون VECM

بر اساس نتایج حاصل از آزمون همجمعی جوهانسون، رابطه تعادلی میان متغیرهای مدل (بازده کل سهام بورس اوراق بهادار تهران و رشد اقتصادی کشور ایران) بر وجود یک بردار تعادلی تأکید می‌کند. با انجام آزمون همجمعی میان متغیرهای الگو و با تعیین طول وقفه  $P=3$  بر اساس معیارهای قبل و آزمون نیکویی برازش الگو، رابطه بلندمدت تعادلی در جدول (۴) قابل مشاهده است.

## جدول ۴- ضرایب متغیرهای الگوی بلندمدت برای مدل برازش شده

C	LGDP	متغیر وابسته	
۳۱۴۲/۴۶	-۱/۰۸	TEDPIX	ضریب
----	-۵/۹۷		آماره

بر اساس جدول (۴)، رابطه نهایی تعادلی بلندمدت میان متغیرهای مدل، کاملاً معنی دار است. همان‌طور که در تخمین مدل مشاهده شد، لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ و متغیر بازده کل سهام بورس اوراق بهادار تهران با یکدیگر رابطه‌ای بلندمدت دارند. الگوی بلندمدت تخمین زده شده (با توجه به جدول ۴) به صورت زیر است:

$$\text{TEDPIX} = 3142/46 + (5/97) 1/08 \text{ LGDP} \quad (3)$$

با توجه به معادله (۳)، تولید ناخالص داخلی ایران به قیمت پایه سال ۱۳۷۶ به طور معناداری سبب افزایش شاخص قیمت و بازده نقدی (بازده کل) بورس اوراق بهادار تهران می‌شود؛ به طوری که برای مثال افزایش تولید ناخالص داخلی کشور به میزان ۱ درصد سبب افزایش شاخص بازده کل سهام بورس اوراق بهادار تهران به میزان ۱/۰۸ واحد خواهد شد. بنابراین، وجود رابطه بلندمدت میان تولید ناخالص داخلی و شاخص بازده کل سهام بورس اوراق بهادار تهران تأیید می‌شود.

## ۸. نتایج حاصل از برآورد مدل VECM

در این بخش به بررسی این که رابطه این دو متغیر دو سویه است یا نه، به آزمون مدل تصحیح خطای برداری می‌پردازیم. نتایج حاصل از مدل VECM (بر اساس وقفه یک تا سه دوره‌ای) در جدول ۵ آورده شده است.

### جدول ۵- نتایج حاصل از برآورد مدل

	D(TEDPIX)	D(LGDP)
ECT	-۰/۱۴ (-۳/۳۵)	-۰/۰۳۴ (-۰/۰۶)
D (TEDPIX) ((1))	۰/۰۲۲ (۰/۱۳۲)	۱/۲۵ (۰/۵۸)
D TEDPIX ((2))	۰/۳۵ (۲/۱)	-۲/۹۵ (-۱/۳۸)

<b>DTEDPIX ((3))</b>	۰/۴۸ (۲/۳۲)	۳/۶ (۱/۳۵)
<b>D(LGDP) ((1))</b>	-۰/۱۱ (-۳/۱۹)	-۱/۰۳ (-۲/۳۶)
<b>D(LGDP) ((2))</b>	-۰/۰۸ (-۳/۵۷)	-۱/۰۶ (-۳/۷۲)
<b>D(LGDP) ((3))</b>	-۰/۰۵ (-۴/۲۴)	-۱/۰۶ (-۷/۱۴)
<b>C</b>	۷۹۲/۸ (۱/۹۹)	۵۲۱۴ (۱/۰۲)

\*. مقادیر داخل پرانتز آماره t است.

متغیرهای جدول (۵) عبارت‌اند از:

TEDPIX: تغییرات شاخص بازده کل بورس اوراق بهادار تهران در دوره (سال) جاری.

TEDPIX (1): تغییرات شاخص بازده کل بورس اوراق بهادار تهران در یک دوره قبل.

TEDPIX (2): تغییرات شاخص بازده کل بورس اوراق بهادار تهران در دو دوره قبل.

TEDPIX (3): تغییرات شاخص بازده کل بورس اوراق بهادار تهران در سه دوره قبل.

LGDP: تغییرات لگاریتم تولید ناخالص داخلی در دوره جاری.

LGDP (1): تغییرات لگاریتم تولید ناخالص داخلی در یک دوره قبل.

LGDP (2): تغییرات لگاریتم تولید ناخالص داخلی در دو دوره قبل.

LGDP (3): تغییرات لگاریتم تولید ناخالص داخلی در سه دوره قبل.

ECT: ضریب جمله تصحیح خطا.

مدل تصحیح خطای مرتبط با رابطه تعادلی برآورد شده نشانگر آن است که ضریب

تعدیل یا ضریب تصحیح خطا برابر  $-۰/۱۴$  برآورده شده و در هر دوره ۱۴ درصد از

عدم تعادل‌های موجود در یک دوره در رابطه مزبور در دوره بعد تعدیل می‌شود. بنابراین،

تعادل با کندی به سمت تعادل بلندمدت افزایش پیدا می‌یابد. به عبارت دیگر، اگر به‌طور

متوسط متغیر بازده سهام از روند تعادلی بلندمدت خود دور شود، پس از تقریباً هفت فصل

تصحیح شده و به تدریج به مقدار تعادلی خود در بلندمدت خواهد رسید.

همان‌طور که در جدول (۵) مشاهده می‌شود، به دلیل معنادار بودن ضریب جمله تصحیح خطا در مدلی با متغیر وابسته  $D(TEDPIX)$ ، تولید ناخالص داخلی با یک تا سه دوره وقفه به‌طور معنادار با شاخص بازده نقدی و قیمتی سهام (TEDPIX) رابطه دارد. به عبارت بهتر، رشد اقتصادی بر بازده کل سهام بورس اوراق بهادار تهران اثرگذار است، اما در مدلی با متغیر وابسته  $D(LGDP)$  به دلیل معنادار نبودن ضریب جمله تصحیح خطا، شاخص بازده نقدی و قیمتی سهام (TEDPIX) بر رشد اقتصادی تأثیری ندارد. همچنین، مدل از نظر خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی نیز تست شده و از این بابت هیچ‌گونه مشکلی مشاهده نمی‌شود.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، بین شاخص بازده نقدی و قیمتی سهام (TEDPIX) و رشد اقتصادی در ایران، رابطه‌ای یک‌سویه از رشد اقتصادی به شاخص بازده نقدی و قیمتی سهام (TEDPIX) وجود دارد.

### جمع‌بندی و ملاحظات

بر مبنای نتایج تحقیقات مشابه انجام‌شده در این زمینه، اتفاق‌نظری درباره رابطه قیمت و بازده نقدی (بازده کل) بازار سهام و رشد تولید ناخالص داخلی، در سایر کشورها وجود ندارد؛ به این معنا که گروهی رابطه مثبت، و برخی رابطه منفی میان این متغیرها را از نظر تجربی آزمون کرده‌اند، درحالی‌که بعضی دیگر از محققان معتقدند هیچ‌گونه رابطه معناداری میان دو متغیر فوق وجود ندارد.

با توجه به نتایج آزمون مدل تصحیح خطای برداری (VECM)، میان متغیرهای شاخص بازده کل سهام بورس اوراق بهادار تهران و رشد اقتصادی رابطه‌ای یک‌سویه و مستقیم وجود دارد.

رابطه یک‌سویه متغیرهای فوق نشان می‌دهد نوسانات رشد اقتصادی سبب نوسانات بازار سهام خواهد شد. به عبارت دیگر، اگر هر یک از متغیرهای فوق در نوسانات با وقفه‌ای، رونق یا رکود یابند، به‌طور برهم فزاینده‌ای رونق و یا رکود یکدیگر را فراهم نمی‌کنند، بلکه نوسانات رشد اقتصادی رونق یا رکود در بازار سهام را به دنبال خواهد داشت. بنابراین، رشد اقتصادی، به رونق بازارهای سهام کمک می‌کند.



نتایج تحقیق حاضر، از لحاظ نظری با نظریه رابینسون و پاتریک به نام «نظریه دنباله‌روی تقاضا» منطبق است. براساس این نظریه، ابتدا رشد اقتصادی (علت) در کشور ایجاد می‌شود، سپس رشد و تحول بخش مالی (معلول) به صورت انفعالی فراهم خواهد شد.

همچنین، پژوهش حاضر از لحاظ کارهای تجربی انجام شده در خارج، نتایج یکسانی با مطالعات محققانی نظیر کوین و شین، کاسیماتیس و اسپرو، ساونی و همکاران، جاکوب مدسن و چنگک دارد. از طرف دیگر، نتایج پژوهش با مطالعات داخلی انجام شده همچون مطالعه جوادی، سجادی و همکاران و کمیجانی و نادعلی منطبق است.

براساس نتایج به دست آمده از تحقیقات گذشته، متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل قیمت سهام مؤثرند. با توجه به رابطه متغیرهای اقتصادی با شاخص رشد، توصیه می‌شود تصمیم‌گیران و سیاست‌گذاران اقتصادی هنگام تدوین سیاست‌های پولی و مالی در سطح کلان، آثار ناشی از تصمیم‌های مزبور را بر شاخص‌های بازار سهام و سایر بازارهای مالی دیگر در نظر بگیرند.

## منابع

بهرینگی نیا، ناصر (۱۳۸۲)؛ «بررسی جایگاه بازار سرمایه در اقتصاد ایران»، مجموعه مقالات همایش چالش‌های سرمایه‌گذاری در ایران، انتشارات دانشگاه آزاد اسلامی، واحد فیروزکوه، صص ۲۱۳-۱۵۷.

تفصیلی، فریدون (۱۳۷۶)؛ اقتصاد کلان - نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصادی، تهران، انتشارات غزال.

پیرائی، خسرو و محمدرضا شهسوار (۱۳۸۸)؛ «تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بورس ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال نهم، شماره اول، صص ۲۱-۳۸.

جهانخانی، علی (۱۳۷۶)؛ مدیریت سرمایه‌گذاری و ارزیابی اوراق بهادار، تهران، انتشارات دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.

حقیقت، حمید و سید احمد موسوی (۱۳۸۶)؛ «بررسی نقش عوامل رشد فروش و شاخص بحران مالی در پیش‌بینی بازده سهام»، بررسی حسابداری و حسابرسی، سال ۱۴، شماره ۴۷، صص ۶۳-۸۰.

طیبیان، محمد (۱۳۷۰)؛ اقتصاد کلان - اصول نظری و کاربرد آن، چاپ ششم، تهران، سازمان برنامه و بودجه.

نوفروستی، محمد (۱۳۷۸)؛ ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول.

Binswanger, M. (2000); "Stock Market Booms and Real Economic Activity: Is this Time Different?", *International Review of Economics and Finance*, no.9, pp. 387 – 415.

Binswanger, M. (2004); "Stock Returns and Real Activity in the G-7 Countries: Did the Relationship Change During the 1980s?", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, no.44, pp.237-252.

Chung S. Kwona, Tai S. Shinb (1998); "Cointegration and Causality between Macroeconomic Variables and Stock Market Returns", *Global Finance Journal*, pp.71-81.

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

Goldsmith, R.W. (1969); *Financial Structure and Development*, New Haven: Yale University Press.

- Hassapis, C. and S. Kalyvitis (2002); “Investigating the Links between Growth and Real Stock Price Changes with Empirical Evidence from the G-7 Economies”, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, no.42, pp.543-575.
- Kassimatis, K. – Spyrou, S. (2001); “Stock and Credit Market Expansion and Economic Development in Emerging Markets”, Further Evidence Utilizing Cointegration Analysis. *Applied Economics*, no.33, pp.1057-1064.
- Levine, R, and S. Zervos (1996); “Stock Market Development and Long-Run Growth”, World Bank, *Policy Research Working Paper*, no.1582, March.
- Mauro, P. (2003); “Stock Returns and Output Growth in Emerging and Advanced Economies”, *Journal of Development Economics*, no.71, pp.129-153.
- Patrick, H.T. (1966); “Financial Development and Economic Growth in Underdeveloped Countries”, *Economic Development and Cultural Change*.
- Sawhney, B., M. Feridun and E. Anoruo (2006); “Long-run Relationship between Economic Growth and Stock Returns: An Empirical Investigation on Canada and the United States”, *Journal of Economics*, no.6, pp.584-596.