Journal of Research in Budget and Finance

10

Vol. 3
Summer 2022

Investigating the Non-Linear Relationship between the Stock Market and Iran's Economic Growth: The Autoregressive Model Approach with a Distributed Interval

Vahid Nik Pesian [1] | Ali Reza zadeh [2] | Hossein Ahmadi Nejad [3] | Shokoufeh Ahmadvand[4]

Research Paper

Received:
6 june 2022
Accepted:
20 July 2022
P.P: 113-151

Abstract

The impact of international financial markets on development as well as their impact on economic growth in developed economies has caused emerging financial markets to become one of the topics of concern for researchers and economists, especially during the recent economic crises in most countries. The capital market as an economic institution plays the main role in increasing the efficiency and optimal allocation of capital, as well as providing the possibility of financing new projects and development plans and other operations in companies and the government; Therefore, studying the relationship between the capital market and economic growth is of particular importance. Therefore, the present study examines the existence of an inverted U relationship between the capital market and economic growth, as well as the effect of the stock market on Iran's economic growth during the period of 1975-2018 using autoregression with distributional lag (ARDL).The results obtained from the above model show that in the short and long term, the inverted U relationship between the financial sector and economic growth has the correct sign and is significant, but it does not have a necessary and sufficient condition; It was also found that the capital market had a positive and significant effect on Iran's economic growth in the short and long term. In addition, capital stock, education and government spending have had a positive and significant effect on Iran's economic growth.

Keywords: Economic Growth; Stock Market; Autoregressive Model with Distributed Lag; Inverted U Test.

1. corresponding author: Ph.D. Candidate of Financial and Economic Development, Department of Economics and Management, Orumia University, Orumia, Iran. v.nikpey@urmia.ac.ir
2. Assistant Professor, Department of Economics, Economics and Management, Orumia University, Orumia, Iran.
3. Master's student of economic sciences of Mazandaran University, Babolsar, Iran.
4. MA in Economic Development and Planning, Bo Ali Sina University, Hamadan, Iran.

نشریه پژوهش های راهبردی بودجه و مالی

بررسی رابطه غیرخطی بازار سهام و رشد اقتصادی ایران (رویکرد الگوی خودرگرسیون با وقفه توزیعی)

وحید نیک پی پسیان [۱] | علی رضازاده [۲] | حسین احمدی نژاد [۳] | شکوفه احمدوند [۴]

۱۰
سال سوم
تابستان ۱۴۰۱
مقاله پژوهشی
تاریخ دریافت:
۱۴۰۱/۰۳/۱۶
تاریخ پذیرش:
۱۴۰۱/۰۴/۲۹
صص: ۱۵۱-۱۱۳

چکیده

تأثیر بازارهای مالی بین‌المللی بر توسعه و همچنین تأثیر آن‌ها بر رشد اقتصادی در اقتصادهای توسعه‌یافته موجب شده است که بازارهای مالی نوظهور به یکی از موضوعات موردتوجه محققان و اقتصاددانان به‌ویژه طی بحران‌های اقتصادی اخیر در اکثر کشورها تبدیل شود. بازار سرمایه به‌عنوان یک نهاد اقتصادی نقش اصلی در افزایش کارایی و تخصیص بهینه سرمایه را ایفا می‌کند، همچنین امکان تأمین مالی پروژه‌های جدید و طرح توسعه و سایر عملیات را در شرکت‌ها و دولت فراهم می‌سازد؛ بنابراین، مطالعه ارتباط بازار سرمایه و رشد اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. ازاین‌رو، مطالعه حاضر به بررسی وجود رابطه U معکوس بین بازار سرمایه و رشد اقتصادی و همچنین اثر بازار سهام بر رشد اقتصادی ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۵۴ با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) می‌پردازد. نتایج به‌دست‌آمده از الگوی فوق نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطه U معکوس میان بخش مالی و رشد اقتصادی دارای علامت صحیح بوده و معنی‌دار است ولی از شرط لازم و کافی برخوردار نیست؛ همچنین مشخص شد که بازار سرمایه اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت داشته است. علاوه بر این، موجودی سرمایه، آموزش و هزینه‌های دولت اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی ایران داشته است.

کلیدواژه‌ها: رشد اقتصادی؛ بازار سهام؛ الگوی خودرگرسیونی با وقفه توزیعی؛ آزمون U معکوس.

۱. نویسنده مسئول: دانشجوی دکتری توسعه‌مالی اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران v.nikpey@urmia.ac.ir
۲. استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران
۳. دانش‌آموخته‌ی کارشناسی ارشدعلوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه مازندران، مازندران، ایران
۴. دانش آموخته‌ی کارشناسی ارشد توسعه اقتصادی و برنامه ریزی، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران

مقدمه

بازار سهام به‌عنوان یک واسطه مالی از طریق تخصیص وجوه پس‌انداز برای کاهش ریسک اعتباردهندگان و افزایش سودآوری با افزایش کارایی واسطه‌های مالی این وضعیت عمل می‌کند. بازار سهام این فرصت را برای سرمایه‌گذاران فراهم می‌کند تا با هزینه‌های معقول به دور از بازار اعتبار، سرمایه خود را افزایش دهند و در نتیجه از موضوع اطلاعات نامتقارن فرار کنند. این امر شرکت‌ها را تشویق می‌کند تا سرمایه‌گذاری‌های خود را افزایش دهند و ازاین‌رو کارایی تخصیص منابع را بهبود می‌بخشد و در نتیجه رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. برای این منظور، دولت‌های ملی سعی می‌کنند نظارت دقیقی بر فعالیت‌های بازارهای سهام داشته باشند (مامون و همکاران[1]، ۲۰۱۸). به‌عنوان مثال استیگلیتز[2] (۱۹۸۵) بیان می‌کند که کینز[3] در کتاب تئوری عمومی ابراز نگرانی کرد که سرمایه‌گذاران در بورس صرفاً به سود کوتاه‌مدت توجه دارند نه سود بلندمدت. با وجود بحران‌های مالی جهانی برای بورس‌های جهانی تقریباً کارشناسان با بیانات استیگلیتز موافق هستند (کاسکان و همکاران[4]، ۲۰۱۷). در واقع رکود و رونق در طول زمان رخ می‌دهد، ولی در بلندمدت نتیجه عملکرد اقتصادی به‌وضوح مشخص می‌گردد. تأثیر بازارهای مالی بین‌المللی بر توسعه و همچنین تأثیر آن‌ها بر رشد اقتصادی در اقتصادهای توسعه‌یافته موجب شده است که بازارهای مالی نوظهور به یکی از موضوعات موردتوجه محققان و اقتصاددانان به‌ویژه طی بحران‌های اقتصادی اخیر در اکثر کشورها تبدیل شود. بازار سرمایه به‌عنوان یک نهاد اقتصادی نقش اصلی در افزایش کارایی و تخصیص بهینه سرمایه را ایفا می‌کند، همچنین امکان تأمین مالی پروژه‌های جدید و طرح توسعه و سایر عملیات را در شرکت‌ها و دولت فراهم می‌سازد.

مطالعات گسترده‌ای در زمینه ارتباط توسعه مالی و رشد اقتصادی صورت گرفته است که سعی در تبیین نحوه این ارتباط دارند. به‌طور مثال سویریدزکا[5] (۲۰۱۶)، لی و چو[6] (۲۰۱۶) و کینگ و لوین[7] (۱۹۹۳) اعتقاد دارند که پایه و اساس رشد اقتصادی، توسعه مالی است. برای اولین بار

1. Mamun et al
2. Stiglitz
3. Keynes
4. Coşkun et al
5. Svirydzenka
6. Le & Chu
7. King & Levine

شومپیتر[1] در سال ۱۹۱۱ این موضوع که سرمایه‌گذاری عامل اصلی رشد اقتصادی است را مطرح نمود (لی[2] و همکاران، ۲۰۱۹). ولی همچنان پژوهشگران در مورد آثاری که بازار سرمایه بر رشد اقتصادی می‌تواند به همراه داشته باشد، نگاهی متفاوت دارند.

طی چند دهه اخیر، بازار سهام ایران نوسانات زیادی را تجربه کرده است. گرچه مطالعات جالبی در این موضوع انجام شده است، اما لازم به ذکر است که بیشتر این مطالعات بر اساس داده-های پانل و بین کشوری[3] صورت گرفته است. این واقعیت مشخص است که با ترکیب کشورها به‌صورت پانل یا کشورهای متقابل[4] که دارای نظام اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و ساختار نهادی متفاوت می‌باشند، اطلاعات مهم یک کشور خاص از دست می‌رود؛ در واقع وجود اختلافات ساختاری بین کشورها باعث می‌شود که از کارایی روش پانل دیتا در بحث مقایسه‌های بین کشوری کاسته شود؛ لذا، محقق باید بتواند در یک مدل پانل، اطلاعات مهم یک کشور خاص را جدا کند و فرضیه مناسب و مدل مناسب را انتخاب کند (شاو[5]، ۲۰۰۵). همچنین این روش به محقق اجازه کشف روابط اقتصادی در تمام دوره زمانی را نمی‌دهد (کرامر[6]، ۱۹۸۳) ؛ لذا، بررسی موضوعات متعدد با عنایت به الگوهای سری زمانی احتمالاً می‌توانند نتایج واقع‌بینانه‌تری را ارائه دهند. با توجه به موارد مذکور، مطالعات قبلی ممکن است به‌اندازه کافی بیانگر ارتباط مهم بین بازارهای سهام و رشد اقتصادی مخصوصاً برای ایران نباشد. ازاین‌رو اهمیت تحقیق حاضر، بسته به الگوی خودرگرسیون با وقفه توزیعی از طرفی و با توجه به بررسی وجود رابطه غیرخطی U معکوس با در نظر گرفتن شروط لازم و کافی در بخش مالی و رشد اقتصادی در ایران از طرفی دیگر، احتمالاً می‌تواند نتایج مفیدتری را ارائه نماید. با عنایت به مباحث ذکرشده، مطالعه فوق درصدد پاسخ به این پرسش است که آیا بازار سهام در ایران با توجه به وجود رابطه غیرخطی آزمون U معکوس و با عنایت به رویکرد خودرگرسیونی با وقفه توزیعی[7] چه تأثیری بر رشد اقتصادی دارد؟ بدین منظور جهت پاسخ به سؤال مذکور، سازمان‌دهی تحقیق بدین صورت است که در ادامه به مبانی نظری پژوهش پرداخته می‌شود. سپس به مطالعات انجام شده در این حوزه و

1. Schumpteter
2. Le
3. Panel and cross-country data
4. Cross-Country
5. Hsiao
6. Kramer
7. The autoregressive distributed lags (ARDL) approach

معرفی الگو و سایر آزمون‌های موردنیاز پرداخته خواهد شد و در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادها مطرح می‌گردد.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۱- رابطه بازار سهام و رشد اقتصادی

ماهیت رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی یکی از موضوعات مهمی است که طی چند دهه گذشته به‌طور چشم‌گیری موردتوجه ادبیات موجود قرار گرفته است (هو[1]، ۲۰۱۸). گلد اسمیت[2] (۱۹۶۹) به‌عنوان اولین فردی که به وجود رابطه تجربی مثبت بین توسعه مالی و تولید ناخالص داخلی سرانه اشاره داشت، شناخته می‌شود (ورجارا[3]، ۲۰۱۸). گرین وود و اسمیت[4] (۱۹۹۷) معتقدند توسعه بازار سهام می‌تواند از راه‌های مختلفی بر فعالیت‌های اقتصادی تأثیر داشته باشد. به‌طور مثال، به‌کارگیری پس‌اندازها و تسهیل سرمایه‌گذاری یک امر حیاتی جهت دست‌یابی به رشد اقتصادی تلقی می‌شود. اطمینان از نقدشوندگی (قابلیت تبدیل دارایی‌ها) بازارهای سهام به سرمایه‌گذاران اجازه دادوستد دارایی‌های مالی با ریسک کمتر را می‌دهد. رفع مشکل نقدشوندگی بازار راهی برای سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در اهداف عملیاتی است که این باعث افزایش رشد اقتصادی در بلندمدت می‌شود (هو و ایکی[5]، ۲۰۱۷) ؛ بنابراین می‌توان اظهار داشت که در اکثر مطالعات صورت گرفته بر نقش و تأثیر توسعه مالی بر رشد و توسعه اقتصادی تأکید می‌گردد. در این میان نحوه تأثیرگذاری بازار مالی بر رشد اقتصادی کشور ایران موردتوجه بسیاری از مطالعات داخلی قرار گرفته است به‌گونه‌ای که بر اساس مطالعات صورت گرفته استدلال می‌شود که تأمین مالی از سیستم بانکی و بازار سرمایه موجب رشد فروش به ترتیب به میزان ۶۵/۳ درصد و ۵۳/۸ درصد از بنگاه‌های نمونه شده است. همچنین نرخ رشد فروش بنگاه‌های برتر بورس اوراق بهادار تهران ناشی از تأمین مالی بلندمدت (فروش سهام در بورس) با نسبت خالص فروش به دارایی ثابت رابطه مثبت و معناداری دارد که بیانگر نقش مثبت بازار سرمایه در رشد اقتصادی ایران است (خادم

1. Ho
2. Goldsmith
3. Vergara
4. Greenwood & Smith
5. Ho & Iyke

علیزاده، ۱۳۹۲). علاوه بر آن مطالعات انجام شده توسط احسانی و همکاران (۱۳۹۳)، بیانگر آن است که برخی شاخص‌های توسعه بازار سهام (نسبت سرمایه‌ای شدن بازار، نسبت کل ارزش سهام مبادله شده به تولید ناخالص داخلی و نسبت حجم معاملات) بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معناداری دارند، بنابراین، توسعه بازار سهام و سرمایه‌گذاری‌های فیزیکی محرک رشد اقتصادی محسوب می‌شوند و اثر سرمایه فیزیکی بر رشد اقتصادی در تمامی حالات مثبت است. بنابراین، همان‌گونه که اظهار شد اکثر مطالعات صورت گرفته بر تأثیر مثبت توسعه بازارهای مالی بر رشد و توسعه اقتصادی دلالت دارند. درعین‌حال، در برخی دیگر از مطالعات آثار مثبت بازارهای مالی بر رشد اقتصادی، به کشورهای پیشرفته خلاصه می‌شود. به‌گونه‌ای که نتایج حاصل از این مطالعات نشان می‌دهد که بازارهای مالی در ایران نه‌تنها لزوماً اثر مثبتی بر رشد اقتصادی کشور نداشته‌اند، درعین‌حال بازار پولی نیز اثر منفی بر رشد اقتصادی کشور داشته است (صمدی و همکاران، ۱۳۸۶). بااین‌وجود، بسیاری از مطالعات صورت گرفته همچنان بر تأثیرات مثبت بازارهای مالی بر رشد اقتصادی از طرق مختلف در تمامی کشورها تأکید دارند، به‌طور مثال، مطالعات صورت گرفته نشان می‌دهد که توسعه بخش مالی بر حضور ابزارهای مالی و واسطه‌هایی که به کاهش هزینه‌های اطلاعاتی و همچنین کاهش هزینه معاملات کمک می‌کند، تأثیر دارد؛ از سوی دیگر، توسعه مالی می‌تواند تخصیص سرمایه به پروژه‌هایی با بازده پایین را نیز کاهش دهد (بوتف و جوادی[1]، ۲۰۱۹). علاوه بر مطالعاتی که در مورد تأثیر بازار سهام بر تأمین مالی شرکت‌های سهامی تأکید دارد، دیگر مطالعات بر نقش عرضه اولیه عمومی سهام تأکید داشته‌اند، به‌عبارت‌دیگر، این‌گونه استدلال می‌شود که شرکت‌های فعال در کشورهایی با بازار سهام توسعه‌یافته و شفاف در مقایسه با شرکت‌های فعال در کشورهایی با بازار سهام کمتر توسعه‌یافته، بهره بیشتری از نقش تأمین مالی IPO خواهند برد (آکتاس و همکاران[2]، ۲۰۱۹). برخی دیگر از مطالعات بر تأثیر بازار سهام و بانک‌ها بر رشد اقتصادی و مقایسه تأثیر این دو تأکید دارند، به‌گونه‌ای که بانک‌ها قادر به سودآوری بیشتری در مقایسه با بازارهای سهام می‌باشند؛ در مقابل آتجی و جوانویس[3] (۱۹۹۳) این‌گونه استدلال می‌کنند که بورس اوراق بهادار در مقایسه با بانک‌ها تأثیر بیشتری بر رشد به

1. Botev & Jawadi
2. Aktas et al.
3. Atje & Jovanovic

همراه دارد (کورای[1]،۲۰۱۰). طبق مطالعه صورت گرفته توسط آتجی و جوانویس (۱۹۹۳) نشان داده شد که بازار سهام اثرات چشم‌گیری بر ابعاد مختلف توسعه دارد، درحالی‌که در بخش تسهیلات بانکی اثرات مشابهی مشاهده نشده است. مطالعات انجام شده توسط لوین و زرووس[2] (۱۹۹۸) نیز بیانگر این موضوع بود که حتی در صورت کنترل عوامل اقتصادی و سیاسی، توسعه بازار سهام و بخش بانکی اثرات مثبتی بر رشد اقتصادی، انباشت سرمایه و بهبود بهره‌وری خواهد داشت (کسکان و همکاران، ۲۰۱۷). به‌طورکلی، اکثر مطالعات بر این موضوع اتفاق‌نظر دارند که توسعه بازار سهام و بانک‌ها هر دو رشد اقتصادی را به همراه دارند؛ اما نکته جالب‌توجه آن است که مکانیسم عمل تأثیر بازار سهام بر رشد اقتصادی به چه صورت است. توسعه بازار مالی از طریق تخصیص منابع به‌صورت کارآمد، توزیع ریسک، رفع رانت‌های اطلاعاتی، تخصیص و هدایت منابع به سمت سرمایه‌گذاری‌های تولیدی می‌تواند تا حدودی موجب رشد اقتصادی شود (ابراهیم و آلاجیده[3]، ۲۰۱۸). همچنین بازارهای مالی موجب به‌کارگیری پس‌اندازهای غیرفعال اقتصاد و تبدیل آن‌ها به سرمایه‌های تولیدی خواهد شد، این فرآیند مازاد تولید را به همراه خواهد داشت که مجدداً موجب توسعه بازار مالی خواهد شد، بنابراین، این‌گونه نتیجه‌گیری می‌شود که دولت‌ها باید موانع پیش روی رشد بازارهای مالی (موانع نظارتی و غیره) را از میان برداشته و همچنین به حراست و تأمین منافع صاحبان سهام بپردازند (پن و میشرا[4]، ۲۰۱۸).

مسیر دیگر فرآیند موردبحث بدین ترتیب است که اجرای سیاست‌های توانمندسازی سیستم مالی و ارتقا سطح نوآوری موجب بهبود عملکرد اقتصادی این کشورها از طریق تخصیص بهینه منابع محدود و به‌کارگیری سریع و کارآمد و توسعه دانش پایه خواهد شد که این عوامل منجر به رشد اقتصادی می‌شود (پرادان و همکاران[5]، ۲۰۱۸). توسعه امور مالی شامل عواملی مانند گسترش مقیاس مالی، بهبود بهره‌وری مالی و توسعه بازار سرمایه است؛ بنابراین، سرمایه‌گذاری مالی، تولید ناخالص داخلی بالاتری ایجاد می‌کند (چن و جیانگ[6]، ۲۰۱۸). در یک مطالعه موردی از کشورهای عضو بریکس[7] (BRICS) مشخص شد که عدم توسعه مالی می‌تواند از طریق افزایش

4. Cooray
1. Levine & Zervos
2. Ibrahim & Alagidede
3. Pan & Mishra
4. Pradhan et al.
5. Chen & Jiang
6. Brazil, Russia, India, China, and South Africa (BRICS)

نابرابری‌های درآمدی، افزایش بیکاری، تنش اجتماعی و کاهش سرعت رشد اقتصادی، آثار منفی را بر رشد اقتصادی کشورهای عضو بریکس به همراه آورد؛ بنابراین، توسعه بخش مالی می‌تواند به افزایش رشد اقتصادی این کشورها و کاهش نابرابری‌های درآمدی کمک کند (یونسی و بتینی[1]، ۲۰۱۸).

با وجود مطالعات صورت گرفته که همواره بر نقش مثبت بازارهای مالی تأکید دارند در دیگر مباحثات در مورد اهمیت بازار سهام در اقتصاد اختلاف‌نظر جدی وجود دارد. به‌طوری‌که در ادبیات تجربی پژوهش‌گران هیچ شواهد قطعی در مورد آثار دقیق را ارائه نداشته‌اند، به‌طور مثال، درحالی‌که مطالعاتی مانند آتجی و جوانویس (۱۹۹۳)، لوین و زروس (۱۹۹۸ و ۱۹۹۶)، بک و لوین[2] (۲۰۰۴)، ریوجا و والو[3] (۲۰۰۴)، آکینلو و آکینلو[4] (۲۰۰۹) دریافتند که توسعه بازار سهام منجر به افزایش رشد می‌شود، گروهی از پژوهشگران مانند ساین[5] (۱۹۹۷)، هریس[6] (۱۹۹۷)، گیلکرست و همکاران[7] (۲۰۰۹)، نیس و همکاران[8] (۲۰۱۱) و فارمر[9] (۲۰۱۲) دریافتند توسعه بازار سهام غیرضروری است و ارتباطی با رشد اقتصادی ندارد و گاهی اوقات موجب آسیب رساندن به رشد اقتصادی می‌شود، ماهیت متضاد تئوری و ادبیات تجربی، نقش بازار سهام را در اقتصادهای کاملاً باز، برای بررسی بیشتر موردتوجه قرار داده است (هو، ۲۰۱۸).

در ادامه به مواردی از برخورد دیدگاه‌های مطرح شده در زمینه توسعه بازار مالی اشاره خواهد شد؛ لوین (۱۹۹۸) و زرووس[10] (۱۹۹۸) و پاگانو[11] (۱۹۹۳) اظهار داشتند که اگرچه برخی از تحلیل‌گران اقتصادی معتقدند که بازارهای سهام در کشورهای درحال‌توسعه اثر چندان مثبتی بر رشد اقتصادی نداشته‌اند، ولی اخیراً شواهد حاکی از آن است که بازارهای سهام ممکن است رشد بزرگی به توسعه اقتصادی وارد کنند. در حقیقت تمرکز بر بازارهای سهام به‌عنوان موتور رشد

1. Younsi & Bechtini
2. Beck & Levine
3. Rioja & Valev
4. Akinlo & Akinlo
5. Sin0gh
6. Harris
7. Gilchrist, Yankov, and Zakrajšek
8. Næs, Skjeltorp & Ødegaard
9. Farmer
10. Zervos
11. Pagano

اقتصادی به‌عنوان روزنه‌ی جدیدی در ادبیات مالی نگریسته می‌شود (اولونی و کیمانی[1]، ۲۰۱۱). همچنین برخی دیگر از مطالعات بیانگر این مسئله است که لزوماً توسعه مالی با رشد اقتصادی همراه نخواهد بود (هو، ۲۰۱۸). اگرچه لوین و زرووس (۱۹۹۸) دریافتند که امکان نقدشوندگی بازار سهام در بلندمدت، رشد را به همراه خواهد داشت؛ اما یافته‌های آنان هیچ‌گونه اشاره‌ای بر وجود رابطه بلندمدت بین اندازه بازار سهام و نوسانات این بازار با رشد اقتصادی به همراه نداشت (هو، ۲۰۱۸). جهت تسهیل جریان پرتفوی جهانی از سرمایه‌گذاری امن‌تر با بازده پایین‌تر به سرمایه‌گذاری با ریسک بیشتر همراه با بازده بالاتر، به بازارهای سرمایه نیاز داریم. این موضوع مزایای رفاهی قابل‌توجهی از طریق افزایش مصرف پیش‌بینی شده خواهد داشت که می‌تواند منجر به رشد شود (آبسفلد[2]، ۱۹۹۴). در مقابل بازارهای سهام می‌توانند به طرق مختلف دارای تأثیر منفی بر فعالیت‌های اقتصادی باشند، بازارهای سهام از طریق دسترسی بیشتر به نقدینگی و بازگشت سرمایه مانعی برای نرخ پس‌انداز محسوب می‌شود (دمایرگاک کنت و لوین[3]، ۱۹۹۶). بازار سهام با کاهش نااطمینانی مرتبط با سرمایه‌گذاری منجر به افزایش سرمایه‌گذاری حتی با ریسک بالاتر می‌شود که این خود باعث کاهش تقاضای پس‌انداز احتیاطی می‌شود (دمایرگاک کنت و لوین، ۱۹۹۶). همچنین نوسان بیش‌ازحد قیمت سهام ممکن است باعث تخصیص ناکارآمد منابع و افزایش نرخ جانشینی در پاسخ به نااطمینانی شود، این امر کمیت و بهره‌وری سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد و بنابراین مانعی برای رشد خواهد بود (ارستیس و همکاران[4]، ۲۰۰۱؛ دی لانگ و همکاران[5]، ۱۹۸۹). علاوه بر این نقدشوندگی بالای بازارهای سهام نرخ بالاتری از گردش مالی را ایجاد می‌کند که این امر کنترل شرکت‌های بزرگ را ایجاب می‌کند. ازاین‌رو کیفیت حاکمیت شرکتی از بین می‌رود (جانسن و مورفی، ۱۹۹۰). از طرفی دیگر، برخی از پژوهشگران از جمله بایید[6] (۱۹۹۳) معتقد است که پراکندگی مالکیت نیز اثر منفی بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازارهای سهام را داشته و مانع بزرگی بر رشد بازارهای سهام می‌شود (هو و همکاران، ۲۰۱۹).

1. Olweny & Kimani
1. Obstfeld
3. Demirgüc-Kunt & Levine
4. Arestis et al
5. DeLong et al
6. Bhide

علاوه بر این بک[1] (۲۰۱۱) نیز بر این مسئله تأکید دارد که سطح پایین سرمایه‌گذاری در بخش مالی، اثرات منفی بلندمدتی بر رشد اقتصادی خواهد داشت (کاسکان و همکاران، ۲۰۱۷).

در پایان می‌توان اظهار داشت که مطالعات چشم‌گیری در زمینه بررسی نحوه اثرگذاری بازارهای مالی بر رشد اقتصادی و مکانیسم عمل این تأثیرگذاری صورت گرفته است، این مطالعات دارای اختلاف و یا اشتراک نظر در زمینه اثرگذاری مذکور است؛ در مطالعه پیش‌رو ضمن بررسی تأثیرگذاری بازار سهام بر رشد اقتصادی کشور، سعی در بررسی رابطه غیرخطی بین توسعه بازار سهام و رشد اقتصادی ایران خواهد شد. با توجه به این نکته که غالباً رابطه غیرخطی مابین دو متغیر تحت آزمون و نظریه U معکوس موردبررسی قرار می‌گیرد، در ادامه این بخش مروری بر آزمون U معکوس خواهد شد و همچنین به نتایج حاصل از این آزمون در پژوهش حاضر پرداخته خواهد شد.

در چند دهه اخیر و به‌ویژه امروزه که بازار سهام ساختار اقتصادی بسیاری از کشورها اکثراً توسعه‌یافته را تشکیل می‌دهد. اهمیت عملکرد مالی و رشد اقتصادی در مطالعات خارجی و داخلی نمایان شده است. در ادامه برخی از مهم‌ترین مطالعات داخلی و خارجی مرتبط با موضوع فوق ارائه می‌گردد.

زمانی و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر توسعه بازار سهام بر رشد اقتصادی: مطالعه موردی ایران طی بازه زمانی ۱۳۸۳-۱۳۹۹ با استفاده از رهیافت خودرگرسیون برداری پرداختند. نتایج نشان می‌دهند که نسبت اعتبارات، نسبت درآمد نفتی اثر منفی و سرمایه انسانی و فیزیکی اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارند؛ اما بررسی اثر سه شاخص توسعه بازار سهام بر رشد اقتصادی نشان می‌دهد که ارزش سهام ثبت شده به تولید ناخالص داخلی اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد و کل ارزش سهام مبادله شده به تولید ناخالص داخلی و ارزش کل سهام مبادله شده به نقدینگی بازار اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارند. در نهایت، نتایج نشان می‌دهد که هرکدام از شاخص‌های توسعه بازار سهام در ۱۰ دوره کمتر از یک درصد از تغییرات رشد اقتصادی را توضیح می‌دهد و این امر نشان می‌دهد که توسعه بازار سهام در سال‌های اخیر نتوانسته باعث تغییرات قابل‌ملاحظه در رشد اقتصادی شود.

---

6. Beck

عادلی و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی با عنوان «تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی (مطالعه موردی: کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی) طی بازه زمانی ۲۰۰۶-۲۰۱۷» با استفاده از الگوی اقتصادسنجی فضایی پرداختند. نتایج گویای آن است که مجاورت کشورها با هم اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد. همچنین اثر متغیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی مثبت است اما از لحاظ آماری بی‌معنا است که حاکی از آن است که بخش مالی کشورهای موردبررسی نتوانسته در راستای بخش حقیقی حرکت کند و به دنبال آن رشد اقتصادی را به همراه داشته باشد.

قدیری اصل و تاری مرزآباد (۱۳۹۹) در تحقیقی به بررسی رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در بازارهای مالی ایران طی بازه زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۶ با استفاده از الگوی رگرسیون حداقل مربعات معمولی پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که توسعه بازار سهام اثرات مثبت بلندمدت بر سرانه تولید ناخالص ملی دارد. بازار سرمایه نقش به‌سزایی در به‌کارگیری پس‌اندازها در سرمایه‌گذاری-های پربازده، با هدف توسعه شرکت‌ها و صنایع دارد. در نتیجه، این بازار به جذب سرمایه و رشد اقتصادی کشور کمک شایانی می‌کند.

پرویز فر و سایه میری (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی با استفاده از روش متاآنالیز پرداخته‌اند. نتایج گویای آن است که اندازه اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی برابر با ۱۶ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد توسعه مالی توانسته است به این میزان تغییرات رشد اقتصادی را توضیح دهد. همچنین متغیرهای کمکی دیگری مانند درجه باز بودن تجاری، مخارج دولت، سرمایه‌گذاری، موجودی سرمایه داخلی در کنار متغیر اصلی یعنی توسعه مالی حضور داشته‌اند که بعد از توسعه مالی به ترتیب بیشترین تأثیر بر رشد اقتصادی را داشتند.

میرزاپور باباجان و صادقی کلیدسر (۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی رابطه بین توسعه بازار سهام و رشد اقتصادی در ایران طی بازه زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۴ با استفاده از الگوی خطی و غیرخطی پانل گشتاور تعمیم یافته پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی بستگی به کشور موردبررسی و مدل مورداستفاده دارد. وقتی‌که کل نمونه با استفاده از مدل غیرخطی سنجیده می‌شود نتایج معنادار بوده، ولی مدل خطی معنادار نبود. همچنین رابطه غیرخطی بین توسعه بازار سهام و رشد اقتصادی وجود نداشت.

رحیمی و میرعسکری (۱۳۹۶) در تحقیقی با عنوان «تحلیل رابطهٔ غیرخطی توسعهٔ مالی و رشد اقتصادی طی بازه زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۵ با استفاده از الگوی رگرسیون انتقال ملایم تابلویی (PSTR) » پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهند که رد فرضیه خطی بودن، مدلی را با یک تابع انتقال و دو رژیم با حد آستانه‌ای برای هر دو حالت پیشنهاد می‌دهد. در هر دو رژیم از هر دو حالت رابطه میان شاخص‌های توسعه مالی و رشد اقتصادی منفی است. از سایر نتایج تحقیق، عامل مرکز مالی بین-المللی تأثیر معناداری در رابطه میان متغیر اعتبارات مهیا شده برای بخش خصوصی و رشد تولید ناخالص داخلی دارد.

احسانی و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای اثر توسعه بازار سهام بر رشد اقتصادی در کشورهای گروه D8 طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۸۸ با استفاده از روش داده‌های تابلویی موردبررسی قراردادند؛ نتایج پژوهش حاکی از آن است که توسعه بازار سهام و سرمایه‌گذاری‌های فیزیکی محرک رشد اقتصادی محسوب می‌شوند.

خادم علیزاده (۱۳۹۲) به بررسی نقش بازار سرمایه در رشد اقتصادی ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۰ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی پرداخت. نتایج حاصل از پژوهش بیانگر نقش مثبت بازار سرمایه در رشد اقتصادی ایران است.

عزیزی و خورسندی (۱۳۹۲) در تحقیقی با عنوان «ارتباط توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران طی بازه زمانی ۱۳۴۶-۱۳۸۷ با استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم غیرخطی» پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که ارتباط بین توسعه مالی و رشد اقتصادی دارای دو رژیم حدی متفاوت است. در یک رژیم که شامل سال‌های قبل از اتمام جنگ است این ارتباط منفی در رژیم دیگر که مربوط به سال‌های پس از جنگ و اجرای برنامه‌های توسعه بعد از انقلاب است، این ارتباط مثبت ارزیابی می‌شود. در واقع در حدود سال ۱۳۶۸ یک تغییر رژیم رخ داد و ارتباط بین توسعه مالی و رشد اقتصادی دچار تحول شده است. این تغییر رژیم می‌تواند یکی از علل متفاوت نتایج مطالعات انجام شده در ایران در این زمینه باشد.

صمدی و همکاران (۱۳۸۶) در پژوهشی به بررسی رابطه بین توسعه بازارهای مالی و رشد اقتصادی در ایران و ۱۳ کشور منتخب طی سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۸۸ بر اساس مدل بک و لوین (۲۰۰۳) و سه روش علیت گرنجر، آزمون ARDL و روش برآورد پنل دیتا پرداختند. نتایج حاکی

از آن است که بازارهای مالی در ایران با تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی همراه نخواهد بود و نیز بازار پولی دارای تأثیر منفی بر رشد اقتصادی کشور است.

وهبه و همکاران[1] (۲۰۲۲) در تحقیقی به بررسی تأثیر توسعه بازار سهام بر رشد اقتصادی: مطالعه موردی مصر طی بازه زمانی ۲۰۰۹-۲۰۱۹ با استفاده از الگوی ARDL پرداختند. نتایج حاکی از آن است که: ۱) هیچ ارتباطی بین رشد کوتاه‌مدت بین رشد بازار بورس و رشد اقتصادی وجود ندارد. ۲) اثر توسعه بازار سهام بر رشد اقتصادی در طول مدت طولانی منفی است (فقط برای سهمیه گردش مالی) هیچ ارتباطی بین بخش بانکداری و رشد اقتصادی نه در کوتاه‌مدت و نه در درازمدت وجود ندارد) نتایج با ادبیات برخی از کشورهای درحال‌توسعه از جمله مصر همخوانی دارد. ازاین‌رو رابطه منفی ممکن است به دلیل سیستم‌های مالی توسعه‌نیافته باشد.

مظهر[2] (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای با عنوان «بازار سهام و رشد اقتصادی در ایالات متحده طی بازه زمانی ۲۰۱۰-۲۰۱۹ با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری» پرداخت. نتایج نشان می‌دهد که آزمون علیت گرنجر موفق به تشخیص علیت بین بازار سهام بین رشد اقتصادی و بازار سهام در ایالات متحده می‌شود. این یافته‌ها پیامدهای مهمی برای سیاست‌گذاران برای اجرای سیاست‌های پولی و مالی مؤثر دارند. همچنین نتایج بیانگر این نکته است که رشد اقتصادی در کشور فوق متأثر از توسعه بازار سهام می‌باشد.

وانگ و همکاران[3] (۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی منطقه پکن تیانجین هبی (BTH)[4] چین طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۷ با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی[5] پرداختند، نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد که توسعه مالی اثر قابل‌توجهی بر رشد و توسعه اقتصادی چین داشته است.

لی و همکاران[6] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه توسعه مالی و تعمیق سیستم مالی با توسعه اقتصادی در کشورهای اتحادیه کشورهای جنوب شرق آسیا (آ سه آن)[7] طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۰ بر اساس چهارچوب تئوری کاب داگلاس پرداختند. نتایج حاصل از این پژوهش

1. Wahba & et al
2. Mazhar
3. Wang & et al.
4. Beiging_Tiangin_Hebei
5. Spatial econometrics
6. Le et al
7.Association of Southeast Asian Nations

نشان داد که سرمایه‌گذاری در بورس دارای اثر آنی مثبت بر رشد اقتصادی خواهد بود این در حالی است که نه‌تنها آثار مثبتی از جمله افزایش اعتبارات به بنگاه‌های خصوصی با یک وقفه ظاهر خواهد شد. بلکه در کوتاه‌مدت نیز با آثار منفی همراه خواهند بود.

آستریو و اسپانوس[1] (۲۰۱۹) رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی را در ۲۶ کشور عضو اتحادیه اروپا، از سه زاویه قبل، حین و بعد از وقوع بحران‌های مالی اروپا طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۰ با استفاده از روش اقتصادسنجی پنل دیتا حداقل مربعات معمولی موردمطالعه قرار دادند؛ نتایج این تحقیق بیانگر این موضوع بود که در سال‌های قبل از وقوع بحران مالی، توسعه مالی تقویت رشد اقتصادی را به همراه دارد درحالی‌که در سال‌های وقوع بحران مالی دارایی بانک‌های تجاری اقتصاد را از سقوط بازداشت.

هو (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی نقش توسعه بازار سهام بر رشد اقتصادی هنگ‌کنگ طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۸۶ با استفاده از آزمون خودرگرسیون با وقفه توزیعی[2] (ARDL) پرداخت، نتایج حاصل از پژوهش بیان داشت که رابطه U معکوس بین بخش مالی و رشد اقتصادی تائید می‌گردد و همچنین نشان دادند که توسعه بازار سهام هنگ‌کنگ اثر مثبت و بسیار معناداری بر رشد اقتصادی این کشور داشته است.

ابراهیم و آلاجیده (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی رابطه خطی بین توسعه مالی و رشد اقتصادی برای ۲۹ کشور منطقه جنوب صحرای آفریقا[3] طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۸۰ با استفاده مدل خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) پرداختند؛ نتایج این پژوهش نشان داد، توسعه مالی اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی این کشورها داشته است.

پرادان و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی تأثیر نوآوری و توسعه مالی بر رشد اقتصادی در ۴۹ کشور اروپایی، طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۶۱ با استفاده از آزمون علیت گرنجر[4] پرداختند؛ نتایج حاصل از این پژوهش بیان داشت که نوآوری و توسعه مالی هر دو به‌عنوان فاکتورهای رشد اقتصادی در بلندمدت معرفی می‌شوند.

---

1. Asteriou & Spanos
2. Autoregressive Distributed lag
3. Sub–Saharan
4. Granger Causality Test

چن و جیانگ (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در ۱۰ استان غربی چین طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۱۰ با استفاده از داده‌های تابلویی پرداختند؛ نتایج مطالعه حاکی از این مسئله بود که افزایش سرمایه‌گذاری‌های مالی تولید ناخالص داخلی بالاتر را نتیجه خواهد داد.

پن و میشرا (۲۰۱۸) به بررسی رابطه بین توسعه بازار سهام و رشد اقتصادی چین طی بحران مالی جهانی سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۰۷ با استفاده از آزمون خودرگرسیونی با وقفه توزیعی (ARDL) پرداختند؛ نتایج پژوهش نشان داد که بحران مالی در سال‌های مذکور دارای تأثیر منفی بر بخش مالی و نیز بر بخش واقعی اقتصاد چین بوده است.

یونسی و بتینی (۲۰۱۸) در پژوهشی ارتباط بین رشد اقتصادی، توسعه مالی در کشورهای عضو بریکس (شامل کشورهای برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی)[1] (BRICS) طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۵ با استفاده از آزمون علیت گرنجر[2] پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد که رابطه بین بخش مالی و رشد اقتصادی در این کشورها از رابطه معکوس U شکل پیروی می‌کند.

بوتف و جوادی (۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته، بر اساس روش اقتصادسنجی خودرگرسیونی با وقفه توزیعی غیرخطی پرداخته‌اند؛ نتایج این پژوهش نشان داد که اثر مثبت اعتبارات بخش بانکی بر رشد اقتصادی بیش از توسعه مالی خواهد بود.

مطالعات بسیار زیادی در زمینه ارتباط بخش مالی و رشد اقتصادی انجام گرفته است، ولی اغلب این مطالعات به‌صورت پنل موردبررسی قرار گرفته است. وجه تمایز این پژوهش با سایر پژوهش‌های قبلی در این است که در مطالعات قبلی در رابطه با تأثیر بازار سهام بر رشد اقتصادی، گزارشی بر بخش مالی و رشد اقتصادی به‌صورت اقتصادسنجی سری زمانی با استفاده از رویکرد ARDL در اقتصاد ایران با عنایت به بررسی شروط لازم و کافی بر آزمون U معکوس موردبررسی قرار نگرفته است. به همین منظور در این مطالعه به بررسی رابطه غیرخطی بین بازار

1. Brazil, Russia, India, China, and South Africa (BRICS)
2. Granger Causality Test

سهام و عملکرد اقتصادی با در نظر گرفتن شاخص‌های مختلفی از بازار سهام مالی و عملکرد اقتصادی به‌منظور برطرف کردن خلأ موجود پرداخته می‌شود.

روش تحقیق

بررسی پایایی در مطالعات تجربی که از روش‌های اقتصادسنجی انجام می‌پذیرند امری حیاتی است، چراکه اگر این مسئله‌ای به‌درستی مشخص نشود، سبب ایجاد رگرسیون جعلی شده و ضرایب برآوردی کارایی خود را از دست می‌دهند؛ بنابراین، توجه به مسئله ساکن پذیری و هم-جمعی هنگام استفاده از داده‌های سری زمانی در اقتصادسنجی مهم است.

پسران و اسمیت[1] (۱۹۹۸) بیان می‌کنند که نتایج برآوردی از روش انگل گرنجر، در نمونه‌های با حجم کوچک، به دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویایی کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها، تورش دار است. از سوی دیگر، توزیع حدی برآوردگرهای حداقل مربعات غیر نرمال است، بنابراین انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های معمول بی‌اعتبار است. همچنین روش انگل گرنجر بر پیش‌فرض وجود یک رابطه هم‌جمعی استوار است و تحت شرایطی که بیش از یک بردار هم‌جمعی وجود داشته باشد، استفاده از این روش کارایی خود را از دست خواهد داد. برای برطرف کردن این مشکلات یوهانسن و یوسیلیوس[2] (۱۹۹۰) روش حداکثر راست نمایی را برای آزمون هم‌جمعی و استخراج بردارهای هم‌جمعی پیشنهاد نمودند. بااین‌وجود به دلیل این‌که ممکن است همه متغیرهای موجود در یک پژوهش از درجه مانایی یکسانی برخوردار نباشند، روش هم-جمعی یوهانسن یوسیلیوس نمی‌تواند مفید باشد (زرا نژاد و سعادت مهر[3]، ۲۰۰۷). پهلوانی و دهمرده (۲۰۰۷) بیان می‌کنند که در روش ARDL برای هر یک از متغیرها وقفه بهینه با استفاده از معیارهای شوارتز، حنان کویین و آکائیک[4] انتخاب می‌شود (جعفرزاده نجار و صباحی، ۱۳۹۵). روش ARDL توسط پسران و همکاران[5] (۲۰۰۱) توسعه یافت. همچنین این روش نسبت به سایر روش‌های قبلی برآورد هم‌انباشتگی مانند روش یوهانسن[6] و تودا – یاماموتو[7] و غیره دارای مزیت-

1. Pesaran & Smith,
2. Johansen & Juselius
3. Nezhad & Saadat Mehr
4. Akaike Criter
5. Pesaran & et al.
6. Johansen
7. Toda - Yamamoto

هایی هست. اولاً این روش در تخمین بهینه در نمونه‌های کوچک و محدود نسبتاً کارآمد عمل می‌کند، بنابراین می‌توان فرضیه صفر را با استفاده از این روش رد کرد. دوم اینکه به متغیرها اجازه نمایش وقفه ساختاری را خواهد داد؛ سرانجام اینکه روش ARDL محدودکننده نیست؛ زیرا صرف‌نظر از ایستا یا غیر ایستا بودن ترکیب متغیرها از قابلیت اجرا برخوردار است. به‌طوری‌که یکی از مزیت‌های مهم روش Bounding Test ARDL در بین روش‌های هم‌انباشتگی این است که این روش بدون در نظر گرفتن درجه هم‌انباشتگی متغیرها و اینکه متغیرها I(0) یا I(1) هستند، قابل کاربرد است و فقط درصورتی‌که متغیرها I(2) باشند، این روش کارا نیست. از آن‌جایی‌که اغلب متغیرهای کلان اقتصادی ناپایا هستند، این روش ابزار مناسبی برای تحلیل روابط بین این متغیرها به شمار می‌رود. سومین مزیت این روش این است که در تعیین رابطه هم‌انباشتگی، در نمونه‌های کوچک و محدود نسبت به روش‌های دیگر کاراتر است و تخمین‌های کارا و بدون تورش از روابط بلندمدت مدل ارائه می‌دهد. همچنین این روش روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای توضیحی و وابسته را هم‌زمان برآورد کرده و به‌صورت مجزا موردبررسی قرار داد.

کاربرد روش هم‌انباشتگی شرطی با وقفه‌های بهینه متفاوت از دیگر مزیت‌های این روش است که در روش‌های قبلی امکان‌پذیر نیست و در نهایت، این‌که این روش یک فرم خلاصه‌شده تک معادله‌ای جهت رابطه بلندمدت بین متغیرها ارائه می‌دهد، درحالی‌که روش‌های قبلی رابطه بلندمدت را در قالب سیستمی از معادلات ارائه می‌کردند (هریس و سولیس[1]، ۲۰۰۳).

فرم کلی الگوی ARDL با وجود عرض از مبدأ و جز روند به‌صورت زیر بیان می‌گردد:

$$Y_t = B_0 + B_2 Y_{t-1} + \sum_{t=1}^{k} a_i X_t + \mu_t \qquad (۱)$$

در معادله (۱)، t نشان‌دهنده دوره موردبررسی Y_t متغیر وابسته Y_{t-1} نشان‌دهنده متغیر وابسته با وقفه اول و X_t متغیر توضیحی μ_t خطای خودهمبستگی (بخش پسماند) B_0 عرض از مبدأ و a_i ضرایب متغیرهای توضیحی است.

بر اساس مبانی نظری الگوی زیر به‌منظور بررسی رابطه بازار سهام رشد اقتصادی ارائه می‌گردد:

1. Harris & Sollis

$$
\begin{aligned}
\mathrm{LogY_t} = \ & \alpha_{01} \\
& + \sum_{i=1}^{I} \alpha_{11} \mathrm{LogY_{t-i}} \\
& + \sum_{j=0}^{J} \alpha_{22} \mathrm{LogHC_{t-j}} \\
& + \sum_{g=0}^{G} \alpha_{33} \mathrm{LogGOV_{t-g}} \\
& + \sum_{n=0}^{N} \alpha_{44} \mathrm{LogSTOCK_{t-n}} \\
& + \sum_{m=0}^{M} \alpha_{44} \mathrm{LogSSTOCK_{t-m}} \\
& + \sum_{p=0}^{P} \alpha_{55} \mathrm{LogPC_{t-p}} + \eta_1 \mathrm{ECT_{t-1}} \\
& + \mu_{1i}
\end{aligned}
\qquad (۲)
$$

در معادله (۲):

Y: متغیر وابسته پژوهش و نشان‌دهنده شاخص رشد اقتصادی است و از متغیر سرانه تولید ناخالص داخلی (قیمت ثابت دلار آمریکا در سال ۲۰۱۰) به‌عنوان شاخص رشد اقتصادی استفاده گردیده است.

HC: نشان‌دهنده شاخص سرمایه انسانی و برابر است با تعداد ثبت‌نام کنندگان در مدارس متوسطه (به‌صورت درصدی از کل ثبت نامی).

PC: موجودی سرمایه شامل تشکیل سرمایه ناخالص داخلی به‌صورت درصدی از GDP.

GOV: مخارج مصرفی دولت به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی.

STOCK : شاخص بازار سهام است.

SSTOCK : مجذور شاخص بازار سهام است و μ_{1i} جز اخلال در الگو است. متغیرهای پژوهش به‌صورت لگاریتمی (Log) استفاده شده است.

در این پژوهش متغیر شاخص بازار سهام (STOCK) بر اساس روش تجزیه‌وتحلیل مؤلفه‌های اصلی[1] (PCA) و با استفاده از متغیرهایی نظیر ارزش معاملات بازار سهام به GDP، حجم سرمایه بازار سرمایه ایران به درصد GDP و نوسانات بازار سهام بر اساس پژوهش سین یوهو (۲۰۱۸) شاخص کلی‌تر از بازار سرمایه برای اقتصاد ایران ارائه می‌گردد. به‌طوری‌که این شاخص ترکیب خطی از تمام متغیرهای نام برده است که از طریق ماکزیمم کردن واریانس مشترک بین آن‌ها به‌دست می‌آید.

آمار و اطلاعات متغیرهای موردنیاز در این پژوهش نیز با توجه به دوره زمانی و جامعه آماری پژوهش از پایگاه‌های اطلاعاتی بانک جهانی، فدرال رزرو سنت لوئیس[2] و بانک مرکزی ایران جمع‌آوری گردیده است.

۱-آزمون U معکوس

روش استاندارد برای اثبات و یا رد وجود رگرسیون U معکوس بر اساس مطالعات لیند و مهلوم[3] (۲۰۱۰) به این صورت است که یک عبارت درجه دوم و یا یک مدل غیرخطی معکوس در قالب شکل کلی زیر ارائه می‌گردد:

$$y_1 = \alpha + \beta x_i + \gamma f(x_i) + \xi' z_i + \varepsilon_i \ , \quad i = 1 \dots n \qquad (۳)$$

در معادله (۳)، x متغیر توضیحی از مدل اصلی است (به‌طور مثال بازار سهام)، y یک متغیر توضیح داده‌شده (متغیر وابسته) است (به‌طور مثال رشد اقتصادی)، ε بخش پسماند و z بردار متغیرهای کنترل است. تابع f تابعی به انحنای ۱ است که بسته به مقدار پارامترهای β,γ در الگو می‌تواند U شکل باشد یا نباشد. فرض می‌کنیم که f به‌گونه‌ای انتخاب شده باشد که دارای رابطه

1. Principal Component Analysis
2. The Federal Reserve Bank of St. Louis
3. Lind & Mehlum

حداکثری باشد. در این صورت یا به شکل U معکوس، یا U شکل و یا یکنواخت خواهد بود؛ در ادامه به بررسی شکل U پرداخته می‌شود.

با توجه به رابطه معادله (۳) و فرضیه ذکرشده شرط وجود رابطه U شکل این است که شیب منحنی در شروع منفی و در انتهای یک فاصله معقول از مقادیر انتخاب‌شده x از بازه $[x_l,x_h]$ مثبت باشد.

بر اساس داده‌های مشاهده شده فاصله طبیعی انتخاب شده در بسیاری از موارد $[\min(x),\max(x)]$ است، حال چگونه می‌توان اطمینان حاصل کرد که رابطه U شکل معکوس نه‌تنها یک پدیده مرزی است بلکه در دامنه داخلی x نیز قرار دارد.

برای اطمینان از وجود حداکثر یک نقطه در بازه‌ی $[\min(x),\max(x)]$ لازم است که مشتق f در این بازه ثابت باشد. در این شرایط شکل U با شرایط زیر تعریف می‌شود:

$$\beta + \gamma f'(x_i) < 0 < \beta + \gamma f'(x_h) \quad (۴)$$

در صورت نقض هریک از نابرابری‌ها، منحنی به شکل U نیست بلکه به شکل U معکوس و یا یکنواخت خواهد بود. برای بررسی این‌که آیا شرایط موجود در رابطه (۴) توسط داده‌ها پشتیبانی می‌شود یا خیر، نیاز است که فرضیه صفر بررسی شود:

$$H_0: \beta + \gamma f'(x_i) \geq 0 \text{ and/or } \beta + \gamma f'(x_h) \leq 0 \quad (۵)$$

فرضیه مقابل معادله (۵) به‌صورت زیر است:

$$H_1: \beta + \gamma f'(x_i) < 0 \text{ and } \beta + \gamma f'(x_h) > 0 \quad (۶)$$

نکته مهم این است که این آزمون شامل مجموعه‌ای از نابرابری‌هاست، از این‌رو، مجموعه‌ای از $(\beta،\gamma)$ که توسط فرضیه مقابل (H_1) برآورد می‌شود. بخشی از اعداد حقیقی است که بین دو خط به‌صورت زیر وجود دارد:

$$\beta + \gamma f'(x_i) = \quad (۷)$$

$$0 \text{and } \beta + \gamma f'(x_h) = 0$$

با فرض وجود $\varepsilon_1 \sim NID(0,\sigma^2)$، ساسابوچی[1] (۱۹۸۰)، نشان می‌دهد که آزمون H_0 بر اساس اصل نسبت احتمال شکل گرفته است:

رد فرضیه H_0 در صورتی‌که α در فاصله دامنه اطمینان باشد.

H_0^L یا H_0^h هر دو می‌توانند در صورتی‌که α در سطح اطمینان باشد رد شوند.

H_0^L یا H_0^h هر دو فرضیه‌هایی را در آزمون استاندارد به‌صورت زیر بیان می‌کنند:

$$H_0^L: \beta + \gamma f'(x_i) \geq 0 \text{ vs } H_1^L: \beta + \gamma f'(x_i) < 0 \quad (۸)$$

$$H_0^h: \beta + \gamma f'(x_h) \leq 0 \text{ vs } H_1^h: \beta + \gamma f'(x_i) > 0 \quad (۹)$$

ناحیه رد به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$R_\alpha = \left\{ (\beta,\gamma): \frac{\beta + \gamma f'(x_i)}{\sqrt{F_l' \widehat{\sum} F_l}^{-1}} < -t_\alpha \text{and } \frac{\beta + \gamma f'(x_h)}{\sqrt{F_h' \widehat{\sum} F_h}^{-1}} > t_\alpha \right\} \quad (۱۰)$$

به‌طوری‌که

$$F_i = \begin{pmatrix} 1 \\ f'(x_i) \end{pmatrix}, \; i \in \{l,h\} \quad (۱۱)$$

که در اینجا $\sum$ (سیگما برآورد شده)، ماتریس کواریانس تخمین زده‌شده‌ای برای β,γ و t_α و آماره احتمالی از توزیع t با درجه آزادی مناسب است. همچنین آزمون فوق به‌عنوان یک آزمون اتحاد متقاطع شناخته می‌شود. نقش اصلی ساسابوچی (۱۹۸۰)، این است که نشان داد آزمون نسبت احتمال به شکل یک آزمون اتحاد متقاطع است.

رابطه (۳) یک فرم درجه دومی از رابطه زیر است:

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \gamma x_i^2 + \xi' z_i + \varepsilon_i \quad (۱۲)$$

1. Sasabuchi

(۱۲)

به‌طوری‌که شکل معکوس آن به‌صورت زیر است:

$$y_1 = \alpha + \beta x_i + \gamma x_i^{-1} + \xi' z_i + \varepsilon_i \qquad (۱۳)$$

در معادلـــه‌ی (۱۰) وجـــود U دلالـــت دارد بـــر $\beta + 2\gamma x_h > 0$ و $\beta + 2\gamma x_h < 0$.

درحالی‌که در معادله‌ی (۱۴) وجود U دلالت دارد بر $\beta + 2\gamma x_h^{-2} > 0$ و $\beta + 2\gamma x_h^{-2} < 0$ و آزمون هر دو فرضیه، با استفاده از آزمون آماره t قابل برآورد است.

با محیا ساختن یک آزمون متعادل می‌توان یک فاصله اطمینان برای نقطه حداقل پیدا کرد و به بررسی این موضوع پرداخت که آیا این فاصله اطمینان در بازه $\{x_l, x_h\}$ موجود است یا خیر. به‌طوری‌که نقطه تخمین زده شده از (۳) به‌صورت زیر است:

$$\hat{x}^{min} = f'^{-1}\left(-\frac{\hat{\beta}}{\hat{\gamma}}\right) \qquad (۱۴)$$

که در آن f'^{-1}، معکوس مشتق f است. بر اساس یافته‌های فیلر[1] (۱۹۴۳)، می‌توان یک فاصله اطمینان دقیق برای دو نسبت تخمین زده شده که دارای توزیع معمولی هستند را به‌دست آورد (روش فیلر). در این پژوهش فاصله اطمینان $(1-2\alpha)$ برای $-\frac{\hat{\beta}}{\hat{\gamma}}$ به‌صورت زیر است:

(۱۵)

$$\hat{\theta}_l, \hat{\theta}_h = \frac{s_{12}T_\alpha^2 - \hat{\beta}\hat{\gamma} \pm T_\alpha\sqrt{(s_{12}^2 - s_{22}s_{11})T_\alpha^2 + \hat{\gamma}^2 s_{11} + \beta^2 s_{22} - 2s_{12}\hat{\beta}\hat{\gamma}}}{(\hat{\gamma}^2 - s_{22}T_\alpha^2)}$$

در این معادله $(1-2\alpha)$ یک فاصله اطمینانی در دامنه $[\bar{x}_l, \bar{x}_h] = f^{-1}([-\hat{\theta}_l, \hat{\theta}_h])$ است. برای انجام آزمون فرضیه معادله (۱۴) در مقابل معادله (۱۵) در واقع α سطح معنی‌داری است. به‌منظور بررسی اینکه آیا فاصله اطمینان $(1-2\alpha)$ برای $\hat{x}^{min}$ برآورد شده در دامنه‌ی $[x_l, x_h] \supset [\bar{x}_l, \bar{x}_h]$ قرار دارد یا خیر. همچنین نیز می‌توان از روش دلتا[2] هم استفاده کرد، که می‌تواند بدون علامت صحیح باشد، در واقع در نمونه‌های کوچک ممکن است به شدت دارای اریب باشد و یک‌طرفه و یا نتایجی دور از واقعیت را گزارش کند. به همین منظور این روش در

1. Fieller
2. Delta method

مشاهدات بسیار بزرگ کاربرد دارد. علاوه بر این هنگام استفاده از روش دلتا فاصله اطمینان (۲α-۱) فاصله‌ای مناسب برای مقدار بحرانی α در انجام آزمون U است. استراتژی آزمون به راحتی برآوردهای بیشتری انجام می‌دهد؛ اول اینکه، به راحتی می‌توان آن را به‌صورت یک ساختار عمومی مانند رابطه (۱۵) به‌صورت زیر بسط داد:

$$y_i = \alpha + \sum_{j-1}^{H} \beta_j f_j(x) + z_i'\gamma + \varepsilon_i \qquad (۱۶)$$

Fj در اینجا مجموعه‌ای از توابع معین است. آزمون فرضیه مناسب برای بررسی رابطه U معکوس بین x,y به‌صورت زیر است:

$$H_0: \sum \beta_j f_j'(x_l) \leq 0 \frac{\text{and}}{\text{or}} \sum \beta_j f_j'(x_h) \geq 0 \qquad (۱۷)$$

$$H_1: \sum \beta_j f_j'(x_l) > 0 \frac{\text{and}}{\text{or}} \sum \beta_j f_j'(x_h) < 0 \qquad (۱۸)$$

این آزمون را همچنین می‌توان برای مطالعات مربوط به رابطه U در مدل‌های خطی عمومی مانند پارامترهای تخمین زده شده که به‌صورت مجانبی دارای توزیع مشترک هستند، استفاده کرد. همان‌طور که ذکر شد این آزمون بدون علامت است. این آزمون فقط از لحاظ جانبی معتبر است اما همان‌طور که تخمین پارامترها فقط در نمونه‌های بزرگ انجام می‌شود پس این یک عامل محدود کننده نیست.

مطالعات بسیار زیادی وجود دارند که آزمون U را به‌صورت تجربی در بخش مالی مورد بررسی قرار دادند. اغلب محققین بر روی نشانه‌ها و علائم هر دو (β،γ) برآورد شده تمرکز می‌کنند. همچنین لیند و مهلوم (۲۰۱۰) وجود رابطه‌ی U معکوس را مشروط بر تایید دو شرط لازم و کافی می‌داند. وجود مشتق دوم با علامت صحیح و قرار گرفتن نقطه‌ی اکسترمم در فاصله‌ی اطمینان رو دو شرط لازم و اساسی می‌دانند. همچنین ادامه می‌دهد که دامنه ضرایب برآوردی β,γ اعداد حقیقی R باشد به‌طوری‌که معنی‌دار باشند و دارای علامت صحیح باشند، شرط لازم و کافی برقرار است. اگر دامنه ضرایب برآوردی β,γ در بازه اعداد حقیقی R و ناحیه بحرانی باشد ولی معنی‌دار نباشد از شرط لازم برخوردار است ولی کافی نیست. اگر دامنه ضرایب برآوردی β,γ دقیقاً اعداد حقیقی مثبت یا منفی R باشد به‌طوری‌که معنی‌دار و دارای علامت صحیح باشند شرط لازم و کافی برقرار است. اگر دامنه ضرایب برآوردی β,γ زیر مجموعه‌ای از اعداد حقیقی مثبت و

منفی و R نباشد شرط لازم و کافی منوط بر برقراری شرط معادله‌ی (۱۲) است. در واقع نقطه‌ی اکسترمم $-\frac{\widehat{\beta}}{2\widehat{\gamma}}$ باید در بازه‌ی این دامنه قرار گیرد.

بعضی از محققین دلایل منطقی برای وجود رابطه‌ی U معکوس بین بخش مالی و رشد اقتصادی ارائه کردند. لو و ساین[1] (۲۰۱۵) یکی از دلایل رابطه‌ی غیرخطی بین بخش مالی و رشد اقتصادی می‌تواند به نوع وام پرداختی در سیستم‌های مالی باشد. هونگ[2] (۲۰۰۹) استدلال می‌کند که وام‌هایی که به‌منظور سرمایه‌گذاری پرداخت می‌شوند راه توسعه‌ی مالی را برای رسیدن به رشد اقتصادی تسهیل می‌کند. درحالی‌که وام‌های مصرفی غیرمولد مانعی برای رشد می‌شوند. بک و همکاران[3] (۲۰۱۲) استدلال می‌کنند که اعتبارات بنگاه‌های اقتصادی نقش اساسی در شکل‌گیری رابطه‌ی بین امور مالی و رشد اقتصادی ایفا می‌کنند. به‌طوری‌که توانستند نشان دهند که تأثیر رشد توسعه‌ی مالی از طریق بنگاه‌های اقتصادی نسبت به اعتبارات خانوارها اثر قابل توجه و مثبتی را بر اقتصاد داشته است. همچنین در یافته‌های خود نشان دادند که سیستم‌های مالی با کاهش محدودیت‌های تأمین مالی بنگاه‌ها رشد اقتصادی را تقویت می‌کنند و فقدان یک پیوند قابل توجه برای رشد مالی در کشورهای با درآمد بالا را توضیح می‌دهند. دومین دلیل رابطه‌ی غیرخطی بین امور مالی و رشد اقتصادی می‌تواند نمایان کند که توسعه‌ی مالی در این کشورها به مرز بهره‌وری رسیده‌اند. اما اثر آن بر کشورهایی که نزدیک به مرز بهره‌وری هستند باعث رشد محدود و یا حتی فاقد رشد می‌شوند. آقایون و همکاران (۲۰۰۵) بیان می‌دارند که همه‌ی کشورهایی که در سطحی بالاتر از سطح بحران مالی قرار دارند باید با نرخ رشد همگرا شوند چرا که در این کشورها توسعه‌ی مالی اثر مثبت اما ناپایدار و خطرناک بر تولید ناخالص داخلی در حالت پایدار دارد. سوم اینکه در صورت استخراج رانت اطلاعاتی بسیار زیاد ممکن است سیستم مالی نسبت به اقتصاد واقعی خیلی بزرگ شود و از این طریق استعدادهای جدید را به سمت صنعت مالی جذب نماید. کچلی و کروبی[4] (۲۰۱۲) در یافتند که توسعه‌ی بخش مالی نباید بیشتر از ۳/۹ درصد از کل اشتغال

1. Law & Singh
2. Hung
3. Beck et al
4. Cecchetti and Kharroubi

را تشکیل دهد. در واقع دریافتند که هر چه بخش مالی بیشتر رشد کند سرعت رشد اقتصادی کندتر خواهد شد (لو و سایه[1]، ۲۰۱۵).

نتایج تحقیق

۱-بررسی مانایی و آماره‌های توصیفی متغیرها

در تجزیه‌وتحلیل سری‌های زمانی، قبل از برآورد مدل و انجام آزمون هم‌انباشتگی، ایستایی متغیرها مورد آزمون و بررسی قرار می‌گیرد؛ بنابراین لازم است قبل از نتیجه‌گیری آزمون درجه مانایی بین متغیرهای الگو مشخص شود. به‌منظور آزمون و بررسی مانایی در این مطالعه از آزمون‌های معمول ریشه واحد دیکی–فولر تعمیم‌یافته[2] (ADF)، فیلیپس پرون[3] (PP) شده است. در آزمون ADF و PP فرضیه صفر نشان‌دهنده نامانایی متغیر (وجود ریشه واحد) است.

نتایج آزمون‌های ریشه واحد ذکر شده به‌طور کامل در جدول ۱ نشان داده شده است. درجه هم‌انباشتگی متغیرهای مختلف تحقیق بر اساس آزمون‌های ADF، PP در ستون‌های جداگانه نشان داده شده است. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، هیچ‌کدام از متغیرهای موردبررسی در این تحقیق دارای درجه هم‌انباشتگی مرتبه دوم نمی‌باشند و تمام متغیرها به‌جز رشد اقتصادی و موجودی سرمایه که با یک‌بار تفاضل گیری مانا شدند، در سطح هستند. بنابراین بدون هراس از غیرقابل اعتبار بودن آماره F پسران، می‌توان به تخمین و بررسی مدل‌های موردنظر تحقیق در کل و بخش‌های مختلف اقتصادی با استفاده از روش ARDL Bounding Test پرداخت.

1. Law & Singh
2. Augmented Dicky Fuller
3. Philips-Perron

جدول ۱. نتایج حاصل از آزمون ایستایی دیکی فولر

	آماره آزمون در سطح				آماره آزمون با یک‌بار دیفرانسیل‌گیری				درجه مانایی
متغیر	ADF		PP		ADF		PP		
	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و با روند	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و با روند	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و با روند	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و با روند	
LOG(Y)	۰/۲۸	۰/۵۰	۰/۲۸	۰/۴۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۱
LOG(HC)	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰	۰	۰	۰	۰
LOG(GOV)	۰/۱۶	۰/۵۲	۰/۱۶	۰/۵۴	۰	۰	۰	۰	۱
LOG(STOCK)	۰/۹۹	۰/۰۰	۰/۲۶	۰/۰۳	۰	۰/۰۰	۰	۰	۱
LOG(SSTOCK)	۰/۹۹	۱/۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۹۴	۰/۸۸	۰	۰	۱
LOG(PC)	۰/۱۵	۰/۱۱	۰/۵۹	۰/۳۲	۰	۰	۰	۰	۱

نتایج حاصل از آمار توصیفی کلیه متغیرهای پژوهش در جدول ۲ گزارش‌شده است.

جدول ۲. خلاصه‌ای از آماره‌های توصیفی متغیرهای تحقیق

	LY	LHC	LGOV	LSTOCK	MF	LPERDARGDP
میانگین	۳/۷۳	۲/۰۱	۱/۱۲	۱/۳	۲/۰۱	۱/۴۸
میانه	۳/۷۲	۲/۰۱	۱/۱۰	-۰/۵۹	۱/۳۳	۱/۴۹
ماکزیمم	۴/۰۱	۲/۰۷	۱/۳۷	۴/۳۶	۱/۹۱	۱/۶۹
مینیمم	۳/۵۶	۱/۹۵	۰/۹۶	-۱/۵۴	۰/۰۲	۱/۲۹
انحراف استاندارد	۰/۱۰	۰/۰۲	۰/۱۱	۱/۴۸	۳/۷۵	۰/۰۸
چولگی	۰/۶۸	-۰/۲۴	۰/۶۳	۱/۲۰	۳/۶۷	۰/۳۴
کشیدگی	۳/۰۹	۳/۹۳	۲/۴۷	۳/۸۴	۱۶/۱۰	۳/۲۹
آماره	۳/۳۵	۱/۹۳	۳/۳۸	۱۱/۶۵	۴۰۴/۰۵	۱/۰۲

	LY	LHC	LGOV	LSTOCK	MF	LPERDARGDP
Jarque-Bera						
احتمال آماره Jarque-Bera	(۰/۱۸)	(۰/۳۷)	(۰/۱۸)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۵۹)
تعداد مشاهدات	۴۵	۴۵	۴۵	۴۵	۴۵	۴۵

در جدول ۲ خلاصه‌ای از آمار توصیفی تمامی متغیرهای موجود در مدل ذکر شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود تمامی متغیرهای مدل به‌جز شاخص بازار سهام در سطح ۵ درصد نرمال هستند.

۲- نتایج آزمون هم انباشتگی ARDL و سایر آماره‌های تشخیصی

پس از انجام آزمون‌های مربوط به مانایی متغیرها و پس از اطمینان از عدم هم‌انباشته بودن متغیرها از درجه دو، در این قسمت از تحقیق به انتخاب وقفه بهینه، انجام آزمون هم‌انباشتگی بین متغیرها و همچنین سایر آماره‌های تشخیصی جهت اطمینان از پایداری هر یک از مدل‌ها پرداخته می‌شود.

ستون اول جدول ۳ نشان‌دهنده رابطه برآورد شده و جهت علیت بین متغیرها است. ستون دوم نشان‌دهنده وقفه بهینه هر کدام از متغیرها است که بر اساس معیار آکائیک انتخاب شده است. ستون سوم مقادیر آزمون F پسران جهت بررسی وجود یا عدم وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها را نشان می‌دهد. سایر ستون‌های دیگر این جدول بیانگر آماره‌های تشخیصی مدل‌ها جهت بررسی فروض کلاسیک و اعتبار مدل‌های برآورد شده می‌باشند.

با توجه به اینکه مدل تحقیق شامل ۵ متغیر است، پس به‌صورت بالقوه می‌تواند ۶ رابطه هم-انباشتگی بین متغیرهای مدل وجود داشته باشد. همان‌طور که در قسمت قبلی بیان شد، به‌منظور بررسی وجود هم‌انباشتگی از آزمون کرانه‌ای ARDL (آماره F پسران) استفاده گردید که نتایج آن در ستون سوم جدول ۳ ارائه شده است. همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود وجود رابطه

هم‌انباشتگی بین ۵ متغیر تحقیق بر اساس معادلات مختلف و در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد بر اساس آزمون کرانه‌ای پسران تأیید می‌شود.

جدول ۳. نتایج آزمون هم انباشتگی ARDL و سایر آماره‌های تشخیصی

مدل برآورد شده	طول وقفه بهینه	آزمون F پسران[1]	آزمون نرمالیتی	آماره آزمون واریانس ناهمسانی	آزمون خودهمبستگی	آزمون تصحیح رمزی	آماره دوربین – واتسون	آمار F	R-Bar-Squared
FLOGY(LOGY, LOGHC, LOGGOV, LOGSTOCK, LMF)	) ۱،۱،۲،۲، (۱،۳	۷/۷۱	(۰/۱۵) ۳/۶۶	(۰/۱۶) ۱/۵۴	(۰/۵۳) ۰/۶۵	(۰/۲۹) ۱/۰۷	۱/۹۷	/۳۷ ۲۵	۰/۹۴

۳- آزمون ثبات ساختاری برآوردهای برگشتی[2]

جدول ۴. مقادیر بحرانی رهیافت کرانه‌ایFپسران در سطوح مختلف معناداری در جدول زیر نشان داده شده است

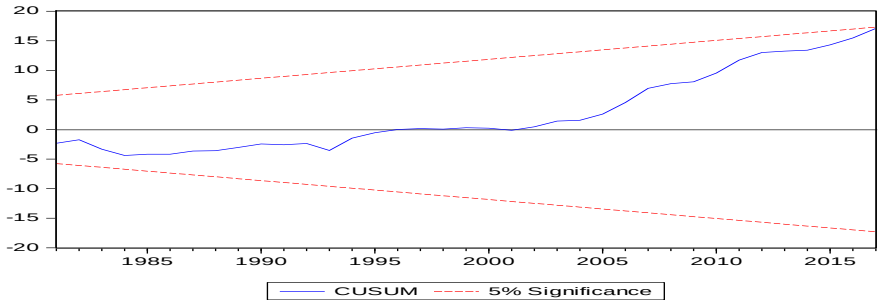
مقادیر بحرانی کرانه‌ای F پسران		
I1 Bound	I0 Bound	
۴/۰۶	۳/۰۳	۱۰٪
۴/۵۷	۳/۴۷	۵٪
۵/۰۷	۳/۸۹	۲/۵٪
۵/۷۲	۴/۴	۱٪

در نظریات اقتصادسنجی استدلال می‌شود که پارامترهای برآورد شده ممکن است پارامترهای ناسازگاری باشند، به همین منظور براوان[3] و همکاران (۱۹۷۵) آزمون‌های ثبات و شکست

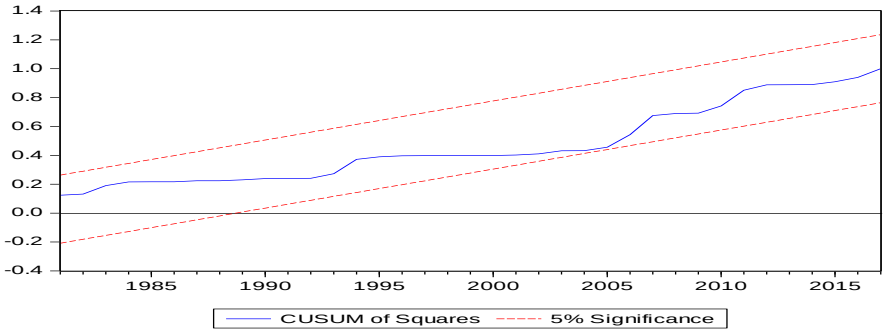
2. Recursive Estimates
3. Brown

ساختاری مجموع تجمعی[1] (CUSUM) جملات پسماند برگشتی، آزمون مجموع تجمعی مربعات[2] (CUSUMQ) جملات پسماند برگشتی را پیشنهاد کردند (ماهالیک[3] و همکاران، ۲۰۱۷). از آن‌جایی که استفاده از نمودار می‌تواند نتایج گمراه‌کننده‌ای بدهد (لئو[4]، ۲۰۰۴)، به همین منظور در این الگو از آزمون دیگر ثبات و شکست ساختاری چاو هم استفاده شد.

در نمودارهای ۱ و ۲ نمودار در محدوده بحرانی ۵ درصد در داخل نمودار سال‌های موردمطالعه است و می‌توان ثبات در مدل را تائید کرد.



نمودار ۱. نتایج آزمون (CUSUM)



نمودار ۲. نتایج آزمون (CUSUMQ)

4. Cumulative Sum
5. Cumulative Sum of squares
3. Mahalik
4. Leow

بر اساس آزمون چاو در جدول ۴ نیز این نتیجه به دست می‌آید که در این الگو ضرایب باثبات‌اند.

نتایج حاصل از آزمون مجموع تجمعی (CUSUM) و مجموع مجذور تجمعی (CUSUMSQ) در نمودار ۱ و ۲ ارائه شده است، این دو آزمون پسماندهای نرمال شده برای ثبات ساختاری پارامترها را نشان می‌دهند. در واقع اگر نمودار ارائه شده در داخل فاصله‌ی اطمینان باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده در نمودارهای ۱ و ۲ فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود.

۴- تخمین ضرایب و تفسیر آن

۴-۱- ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت

جدول ۵. بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین بخش مسلط و سایر بخش‌های اقتصادی با رشد اقتصادی

برآورد رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها بدون روند: متغیر وابسته: لگاریتم تولید ناخالص داخلی (علیت از بخش خدمات، کشاورزی، صنعت و بخش نفت به رشد اقتصادی)				
برآورد رابطه کوتاه‌مدت				
متغیرها	ضریب	انحراف خطای استاندارد	آماره t	احتمال
رشد اقتصادی (۱-)	۰/۷۷	۰/۱۸	۴/۱۷	۰/۰۰
رشد اقتصادی (۲-)	-۰/۷۰	۰/۲۳	-۳/۰۵	۰/۰۰
رشد اقتصادی (۳-)	۰/۳۹	۰/۱۶	۲/۳۵	۰/۰۲
لگاریتم آموزش	۰/۸۱	۰/۴۹	۱/۶۴	۰/۱۱
لگاریتم آموزش (۱-)	۱/۳۰	۰/۴۱	۳/۱۵	۰/۰۰
لگاریتم مخارج دولت	-۰/۱۲	۰/۱۱	-۱/۰۹	۰/۲۸
(-۱لگاریتم مخارج دولت)	۰/۱۷	۰/۱۳	۱/۲۷	۰/۲۱
(-۲LGOV)	۰/۲۷	۰/۱۳	۲/۰۳	۰/۰۵
STOCK	۰/۰۲	۰/۰۱	۲/۴۷	۰/۰۲
(-۱STOCK)	۰/۰۱	۰/۰۱	۱/۱۹	۰/۲۴
(-۲STOCK)	۰/۰۱	۰/۰۰۷	۲/۰۵	۰/۰۵

برآورد رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها بدون روند: متغیر وابسته: لگاریتم تولید ناخالص داخلی (علیت از بخش خدمات، کشاورزی، صنعت و بخش نفت به رشد اقتصادی)				
برآورد رابطه کوتاه‌مدت				
متغیرها	ضریب	انحراف خطای استاندارد	آماره t	احتمال
MF	-۳۳e-۵/۵۹	۳۳e-۳/۴۸	-۱/۶۰	۰/۱۲
)۱MF(-	-۳۳e-۴/۶۴	۳۳e-۲/۷۲	-۱/۷۰	۰/۱۰
PC	۰/۰۶	۰/۱۲	۰/۵۲	۰/۶۰
)۱PC(-	۰/۴۱	۰/۱۳	۳/۰۷	۰/۰۰
)۱CointEq(-	-۰/۵۵	۰/۰۹	-۵/۶۵	۰/۰۰
C	-۳/۲۴	۱/۳۴	-۲/۴۰	
)-۵/۸۰*STOCK + 0.00001*MF۰/۱۰*LGOV +۰/۵۷*HC +۳/۷۸Cointeq = Y - (				
برآورد رابطه بلندمدت				
متغیرها	ضریب	انحراف خطای استاندارد	آماره t	احتمال
HC	۳/۷۸	۰/۹۲	۴/۰۷	۰/۰۰
LGOV	۰/۵۷	۰/۱۶	۳/۴۳	۰/۰۰
STOCK	۰/۱۰	۰/۰۱	۸/۰۷	۰/۰۰
MF	۰/۰۰	۰/۰۰	-۳/۱۹	۰/۰۰
PC	۰/۸۶	۰/۱۹	۴/۴۰	۰/۰۰
C	-۵/۸۰	۲/۱۲	-۲/۷۳	۰/۰۱

ضریب جمله تصحیح خطا ecm(-1) معنادار و مطابق با علامت مورد انتظار منفی است. مقدار این ضریب ۰/۵۵- است و بدین معناست که حدود ۵۵ درصد از انحرافات (عدم تعادل) از مقادیر تعادلی بلندمدت خود پس از گذشت یک سال اصلاح شده و از بین می‌رود. این امر نشان‌دهنده این است که انتظار می‌رود رونق و رکود ادامه یابد. ضریب لگاریتم شاخص بازار سهام برابر با ۰/۰۲ و به لحاظ آماری نیز معنی‌دار است. این نتیجه بیانگر این است که افزایش یک درصدی رشد بازار سهام باعث افزایش ۰/۰۲ درصدی رشد اقتصادی ایران در کوتاه‌مدت طی دوره موردبررسی شده است. درحالی‌که در بلندمدت افزایش یک درصدی بازار سهام منجر به افزایش

۱۰ درصدی رشد اقتصادی شده است. این نتیجه با نتایج پژوهش لی و همکاران (۲۰۱۹)، کسکان و همکاران (۲۰۱۷)، بوندو[1] (۲۰۱۷)، چن و جیانگ (۲۰۱۸)، هو (۲۰۱۸)، بودمان[2] و همکاران (۲۰۰۷) و نگار[3] و همکاران (۲۰۱۴) سازگار است. لگاریتم سرمایه فیزیکی و لگاریتم آموزش در سطح اثر بی‌معنی بر رشد اقتصادی بر کوتاه‌مدت داشته است. درحالی‌که در کوتاه‌مدت هر دو متغیر با یک‌بار تفاضل گیری اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی داشته‌اند. همچنین این دو متغیر در بلندمدت اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی داشته‌اند. تأثیر لگاریتم آموزش و لگاریتم سرمایه فیزیکی بر رشد با سایر نتایج پژوهش‌های قبلی سازگار است (به‌عنوان مثال: تکسیرا و کویروس (۲۰۱۶)، هو یو سین (۲۰۱۹)). همچنین ضریب لگاریتم هزینه دولت در سطح اثر منفی و بی‌معنی بر رشد اقتصادی داشته است به‌طوری‌که با دو بار وقفه مثبت و در سطح ۵ درصد معنی‌دار شده است. این در حالی است که در بلندمدت نیز افزایش یک درصدی لگاریتم هزینه دولت منجر به افزایش ۰/۵۷ درصدی رشد اقتصادی شده است. این نتیجه نیز با مطالعات هو (۲۰۱۹)، گوپتا[4] (۲۰۱۸) و دودزویچ[5] و همکاران (۲۰۱۸) سازگار است.

به‌منظور تشخیص وجود رابطه به شکل U معکوس میان متغیر بازار سرمایه و رشد اقتصادی در این پژوهش لازم است که ضرایب لگاریتم متغیرهای شاخص بازار سهام و مجذور لگاریتم شاخص بازار سهام را در مدل غیرخطی محاسبه نمود. همچنین برای تائید رابطه U معکوس بین بازار سهام رشد اقتصادی لازم است که ضرایب لگاریتم متغیرهای شاخص بازار سهام و مجذور لگاریتم شاخص بازار سهام به ترتیب دارای علامت مثبت و منفی باشند. در جدول (۵) نتایج حاکی از آن است که رابطه چندجمله‌ای مرتبه دوم (مجذور) ضریب لگاریتم شاخص بازار سهام (۷) با یک‌بار وقفه مقدار ۴/۶۴-۳۳e- و در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنی‌دار گزارش‌شده است. مقدار عددی نقطه اکسترمم ($-\frac{\widehat{\beta}}{2\widehat{\gamma}}$) در واقع ۰/۰۰۳ به‌دست‌آمده است. مقدار اکسترمم به‌دست‌آمده، در فاصله اطمینان به‌دست‌آمده در روش فیلر[6] و حتی روش دلتا[7] هم قرار ندارد؛ بنابراین،

1. Budoo
2. Bodman
3. Ngare
4. Gupta
5. Dudzevičiūtė

۶. فاصله اطمینان در روش فیلر بازه (۹/۵۸ و ۷/۴۴) است.

۷. فاصله اطمینان در روش دلتا بازه (۹/۴۷ و ۷/۷۳) است.

علی‌رغم اینکه مقدار مشتق دوم دارای علامت منفی بوده ولی وجود U معکوس از شرط لازم و کافی برخوردار نیست چراکه ضرایب برآوردی معنادار بوده و در دامنه اعداد حقیقی قرار دارد؛ بنابراین درحالی‌که در بلندمدت با وجود معناداری ضرایب این میزان صفر گزارش شده است. مقدار در مدل برآورد شده غیرخطی با استفاده از شاخص ترکیبی شرایط موردنیاز را از نظر علامت دارند؛ بنابراین فرضیه رابطه شکل U معکوس میان بازار سهام و رشد اقتصادی در ایران تائید نمی‌شود.

نتیجه‌گیری

هدف اصلی در این مطالعه بررسی تأثیر عواملی همچون بازار سهام، آموزش و موجودی سرمایه و هزینه دولت بر رشد اقتصادی طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۵۴ است. به همین منظور مطالعه فوق، ابتدا تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی از جمله بازار سهام ایران و همچنین بررسی تائید U معکوس بودن توسعه مالی در اقتصاد ایران موردبررسی و تجزیه‌وتحلیل قرار داد. به‌منظور بررسی جنبه‌های مختلف بازار سهام با سه شاخص ارزش معاملات بازار سهام به GDP، حجم سرمایه بازار سرمایه ایران به درصد GDP و نوسانات بازار سهام یک شاخص جدید از روش مؤلفه‌های اصلی به‌منظور توضیح بهتری از این متغیر ساخته شد. سپس در ادامه به بررسی عوامل مختلف تأثیرگذار بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌منظور روشن شدن تأثیر آن‌ها در رابطه بازار سهام ایران و رشد اقتصادی در چارچوب مدل اقتصادسنجی خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی کرانه‌ای (ARDL Bounding Test) پرداخته شد.

نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی نشان داد که یک رابطه هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت) مثبت و معنادار بین بازار سهام و رشد اقتصادی وجود دارد که نتیجه فوق سازگار با مطالعات مظهر (۲۰۲۲)، وانگ و همکاران (۲۰۱۹)، یونسی و بیتنی (۲۰۱۸)، عادلی و همکاران (۱۴۰۰) و قدیری اصل و تاری مرزآباد (۱۳۹۹) می‌باشد.

از سایر نتایج تحقیق، متغیرهای آموزش، موجودی سرمایه و هزینه دولت تأثیری مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی دارند که نتایج فوق مطابق با مطالعات هو و همکاران (۲۰۱۹)، هو و سین (۲۰۱۱۹)، چن و جیانگ (۲۰۱۸)، گوپتا و تکسیرا (۲۰۱۶)، زمانی (۱۴۰۰)، پرویزفر و سایه میری

(۱۳۹۷) و احسانی و همکاران (۱۳۹۳) می‌باشد. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، متغیرهای بازار سهام، آموزش و موجودی سرمایه و هزینه دولت تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت داشته‌اند. بر اساس رابطه بلندمدت برآورد شده نیز تأثیر متغیرهای بازار سهام، آموزش و موجودی سرمایه و هزینه دولت در رشد اقتصادی مثبت و معنی‌دار است. نتایج به‌دست‌آمده نشان‌دهنده این است که متغیرهای بازار سهام، آموزش و موجودی سرمایه و هزینه دولت از عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران طی دوره موردبررسی در کوتاه‌مدت و بلندمدت محسوب می‌شوند و فرضیه بازار سهام منجر به رشد اقتصادی با توجه به رابطه علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت بین بازار سهام و رشد اقتصادی مورد تائید قرار می‌گیرد. همچنین فرضیه U معکوس بخش مالی و رشد اقتصادی در ایران نیز دارای علامت صحیح و معنادار بوده ولی دارای شرط لازم و کافی برخوردار نیست؛ لذا مفهوم رابطه فوق بدین صورت است که رشد بازار سهام منجر به رشد اقتصادی در دوره موردنظر شده است و الزاماً بدین مفهوم نمی‌باشد که همواره رشد بازار سهام موجب رشد اقتصادی می‌شود؛ بنابراین وجود U معکوس بخش مالی و رشد اقتصادی تائید نمی‌گردد. در ادامه نتایج تحقیق، معناداری سایر متغیرهای پژوهش اعم از آموزش، موجودی سرمایه و هزینه دولت بر رشد اقتصادی تائید شد و نشان‌دهنده تأثیرگذاری مثبت بر رشد اقتصادی ایران طی بازه زمانی موردنظر می‌باشد.

نتایج حاصل از این تحقیق در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌تواند راهگشای سیاست‌گذاری در برنامه‌های مختلف توسعه باشد زیرا بر اساس نتایج به دست از مدل در کوتاه‌مدت و بلندمدت نیز می‌توان گفت که هدایت سرمایه‌گذاری در بخش مالی و انتشار اوراق سهام بر عملکرد اقتصادی اثر مثبت داشته و سیاست‌گذاران به سیاست اقتصادی در این زمینه ادامه دهند، موردتوجه ویژه‌ای قرار گیرد. سیاست‌های محکم و مداومی برای تدوین قوانین بازار سرمایه و انجام معاملات روان برای هر لحظه از زمان وجود داشته باشد چراکه سرمایه در اغلب اقتصادها در بخش ارز، طلا، تولید (بورس) و مسکن و یا در کشور ایران سرمایه‌گذاری بر روی خودرو تخصیص داده می‌شود، بنابراین سیاست‌گذاران اقتصادی بهتر است تمامی بازارهای مذکور را در بورس اوراق بهادار داشته باشند چراکه خروج نقدینگی از بازار سرمایه در بخش بازار سرمایه نداشته باشیم. موانع نظارتی محدود (مثلاً گذاشتن و یا داشتن دامنه نوسان محدود و تایم زمانی معاملات در یک روز و

طولانی بودن زمان بسته شدن یک سهم بنابر دلایل خاصی) و قوانین مالیاتی می‌تواند به‌عنوان موانع اصلی در بازار سرمایه به حساب آیند، بهتر است رفع گردد. رفع موانع جریان سرمایه و مشکلاتی که بیان گردید می‌تواند باعث تنوع بیشتر ریسک و کاهش هزینه سرمایه شود و به سرمایه‌گذار اجازه می‌دهد در یک بازاری که قوانین شفاف و مداومی دارد قدرت انتخاب به‌منظور سرمایه‌گذاری و بررسی دهد.

فهرست منابع

احسانی، محمدعلی؛ ایزدی، رضا و کردتبار، حسین. (۱۳۹۳). بررسی اثر توسعه بازار سهام بر رشد اقتصادی: مطالعه موردی در کشورهای گروه D 8. فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، ۲(۶)، ص ص ۱۲۲ – ۱۰۵.

پرویز فر، الهه و سایه‌میری، علی. (۱۳۹۷). تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی با استفاده از روش متاآنالیز. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، رشته اقتصاد انرژی، ، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه ایلام.

جعفرزاده نجار، مرتضی و صباحی، احمد. (۱۳۹۴). عوامل مؤثر بر قیمت طلا در ایران. دو فصلنامه اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه سابق)، دوره جدید، شماره ۱۱، ۹۹ – ۸۲.

خادم علیزاده، امیر. (۱۳۹۲). بررسی نقش بازار سرمایه در رشد اقتصادی ایران با رویکرد اقتصادخرد (سطح بنگاه-۱۳۹۰-۱۳۷۰). فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۸(۵۴)، ۸۸ – ۹۳.

رحیمی، احیا و میرعسکری، سید رضا. (۱۳۹۶). تحلیل رابطهٔ غیرخطی توسعهٔ مالی و رشد اقتصادی. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، گرایش مدیریت بازرگانی – مدیریت مالی گروه مدیریت، دانشگاه گیلان.

زمانی، رضا؛ قاسمی، محمد و آسمند، پژمان. (۱۴۰۰). بررسی تأثیر توسعه بازار سهام بر رشد اقتصادی: مطالعه موردی ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، رشته علوم اقتصادی (گرایش توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی)، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی.

صادقی کلیدسر، زهرا و میرزاپور باباجان، اکبر. (۱۳۹۷). بررسی رابطه بین توسعه بازار سهام و رشد اقتصادی در ایران با الگوی غیرخطی. مجله مدیریت توسعه و تحول، شماره ۳۴، ۹۰-۸۱.

صمدی، سعید؛ نصراللهی، خدیجه و کرمعلیان سیچانی، مرتضی. (۱۳۸۶). بررسی رابطه توسعه بازارهای مالی و رشد اقتصادی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۳(۶)، ۱۶ – ۱.

عادلی، امیدعلی؛ نوریان، سجاد و سادات ابطحی، ویدا. (۱۳۹۹). تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی: یک تحلیل اقتصادسنجی فضایی (مطالعه موردی: کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی). پایان‌نامه دوره کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت و اقتصاد (اقتصاد اسلامی)، دانشگاه قم.

عزیزی، زهرا و خرسندی، مرتضی. (۱۳۹۲). ارتباط توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران بر پایه رگرسیون غیرخطی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۷(۵۳)، ۸۵-۱۰۰.

قدیری اصل، فهیمه و تاری مرزآباد، ابوالفضل. (۱۳۹۹). رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در بازارهای مالی ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، گروه ریاضی، دانشکده علوم پایه، دانشگاه شاهد.

Akinlo, A. E., & Akinlo, O. O. (2009). Stock market development and economic growth: Evidence from seven sub-Sahara African countries. *Journal of Economics and Business*, 61(2), 162-171.

Aktas, N., Andries, K., Croci, E., & Ozdakak, A. (2019). Stock market development and the financing role of IPOs in acquisitions. *Journal of Banking & Finance*, 98, 25-38.

Arestis, P., Demetriades, P. O., & Luintel, K. B. (2001). Financial development and economic growth: the role of stock markets. *Journal of money, credit and banking*, 16-41.

Arize, A., Kalu, E. U., & Nkwor, N. N. (2018). Banks versus markets: Do they compete, complement or Co-evolve in the Nigerian financial system? AnARDL approach. *Research in International Business and Finance*, 45, 427-434.

Asteriou, D., & Spanos, K. (2019). The relationship between financial development and economic growth during the recent crisis: Evidence from the EU. *Finance Research Letters*, 28, 238-245.

Atje, Raymond, Jovanovic, Boyan, (1993). Stock markets and development. *Eur. Econ. Rev*. 37 (2/3), 632-640

Bassanini, A., S. Scarpetta and P. Hemmings (2001). "Economic Growth: The Role of Policies and Institutions: Panel Data Evidence from OECD Countries" *OECD Economics Department Working Papers*, No. 283, OECD Publishing, Paris.

Beck, T., & Levine, R. (2004). Stock markets, banks, and growth: Panel evidence. *Journal of Banking & Finance*, 28(3), 423-442.

Beck, T., R. Levine and N. Loayza (2000). "Finance and the Sources of Growth" Journal of Financial Economics, 58(1-2), 261-300.

Beck, Thorsten. (2011). Finance and Oil: is There a Resource Curse in Financial Development? Discussion Paper NO. 2011-017 *Center for Economic Research*, Tilburg University

Bhide, A. (1993). The hidden costs of stock market liquidity. *Journal of financial economics*, 34(1), 31-51.

Bodman, P., & Le, T. (2013). Assessing the roles that absorptive capacity and economic distance play in the foreign direct investment-productivity growth nexus. *Applied Economics*, 45(8), 1027-1039.

Bodman, P., Campbell, H., Heaton, K., & Hodge, A. (2007). *Fiscal decentralization, Macroeconomic conditions and economic growth in Australia. Macroeconomic Research Group*.

Botev, J., & Jawadi, F. (2019). The nonlinear relationship between economic growth and financial development: Evidence from developing, emerging and advanced economies. *International Economics*.

Brown, W. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society*, Series. 1975; 35:149-192.

Bundoo, S. K. (2017). Stock market development and integration in SADC (Southern African Development Community). *Review of development finance*, 7(1), 64-72.

Carp, L. (2012). Can stock market development boost economic growth? Empirical evidence from emerging markets in Central and Eastern Europe. *Procedia Economics and Finance*, 3, 438-444.

Castillo-Vergara, M., Alvarez-Marin, A., & Placencio-Hidalgo, D. (2018). A bibliometric analysis of creativity in the field of business economics. *Journal of Business Research*, *85*, 1-9.

Chen, H., & Jiang, N. (2018). The Relationship Between Financial Development and Economic Growth in Western China. DEStech Transactions on Economics, *Business and Management*, (icssed).

Cole, R. A., Moshirian, F., & Wu, Q. (2008). Bank Stock Returns and Economic Growth. *Journal of Banking and Finance*, 32 (6): 995-1007.

Cooray, A. (2010). Do stock markets lead to economic growth? *Journal of Policy Modeling*, 32(4), 448-460.

Coşkun, Y., Seven, Ü., Ertuğrul, H. M., & Ulussever, T. (2017). Capital market and economic growth nexus: Evidence from Turkey. *Central Bank Review*, 17(1), 19-29.

DeLong, J. B., Schleifer, A., Summers, L. H., & Waldmann, R. J. (1989). The size and incidence of the losses from noise trading. *Journal of Finance*, 44(September), 681-696.
Demirgüc-Kunt, A., & Levine, R. (1996). Stock markets. Corporate Finance, and Economic Growth: An Overview. *World Bank Economic Review*, 10(May), 223-239.
Dudzevičiūtė, G., Šimelytė, A. and Liučvaitienė, A. (2018), Government expenditure and economic growth in the European Union countries, *International Journal of Social Economics*, 45(2), 372-386.
Farmer, R. E. (2012). The stock market crash of 2008 caused the great recession: Theory and evidence. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 36(5), 693-707.
Gilchrist, S., Yankov, V., & Zakrajšek, E. (2009). Credit market shocks and economic fluctuations: Evidence from corporate bond and stock markets. *Journal of Monetary Economics*, 56(4), 471-493.
Goldsmith, R. W. (1969). *Financial structure and development*. New Haven, CT: Yale University Press.
Goldsmith, R. W. (1969). *Financial Structure and Development*. Yale University Press, New Haven, Connecticut.
Greenwood, J., & Smith, B. (1997, January). Financial markets in development and the development of financial markets. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21, 145-182.
Gupta, R. (2018). *The Impact of Government Expenditure on Economic Growth in Nepal*. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=3099218
Harris, R. (1997). Stock market and development: A reassessment. *European Economic Review*, 41, 139-146.
Harris, R., Sollis, R. (2003), *Applied Time Series Modelling and Forecasting.* Chichester, UK: Wiley.
Ho, S. Y. (2018). Determinants of economic growth in Hong Kong: The role of stock market development. *Cogent Economics & Finance*, 6(1), 1510718.
Ho, S. Y., & Iyke, B. N. (2017). Determinants of stock market development: A review of the literature. *Studies in Economics and Finance*, 34(1), 143-164.
Hsiao, Cheng. (2005). Why Panel Data? (September 6, 2005). *IEPR Working Paper*. No. 05.33.
Ibrahim, M., & Alagidede, P. (2018). Nonlinearities in financial development–economic growth nexus: Evidence from sub-Saharan Africa. *Research in International Business and Finance*, 46, 95-104.
Jensen, M. C., & Murphy, K. J. (1990). Performance pay and top management incentives. *Journal of Political Economy*, 225-264.
Johansen, S. and Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration ± with applications to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169±210.
King, R. G. and R. Levine (1993). "Finance, Entrepreneurship, and Growth: Theory and Evidence", *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 513-542.
Kramer, W. and H. Sonnberger, (1983). *The linear regression model under test* (Physica-Verlag, Heidelberg).
Law, S. H., & Singh, N. (2014). Does too much finance harm economic growth? *Journal of Banking & Finance*, 41, 36-44.
Le, Q., Ho, H., & Vu, T. (2019). Financial depth and economic growth: Empirical evidence from ASEAN+ 3 countries. *Management Science Letters*, 9(6), 851-864.
Le, Q.H., & Chu, M.H. (2016), Credit market depth and income inequality in Vietnam: A panel-data analysis. *Journal of Economics and Development*, 18(2), 5-18.

Leahy, M., S. Schich, G. Wehinger, F. Pelgrin and T. Thorgeirsson (2001). "Contributions of Financial Systems to Growth in OECD Countries." *OECD Economics Department Working Papers*, No. 280, OECD Publishing, Paris.

Levine, R. (2005). "Finance and Growth: Theory and Evidence." in: P. Aghion and S. Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth*, Elsevier, Philadelphia.

Levine, R., & Zervos, S. (1996). *Stock Market Development and Long-Run Growth, World Bank*. Policy Research Working Paper, 1582.

Levine, R., & Zervos, S. (1998). Stock markets, banks, and economic growth. *American economic review*, 537-558.

Levine, R., N. Loayza and T. Beck (2000). "Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes." *Journal of Monetary Economics*, 46(1), 31-77.

Lind, J. T., & Mehlum, H. (2010). With or without U? The appropriate test for a U- shaped relationship. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 72(1), 109-118.

Mamun, Abdullahil., Basher, Shahanara., Hoque, Nazamul and Ali, Md Hasmat (Dr.). (2018). Does stock market development affect economic growth? Econometric evidence from Bangladesh / Abdullahil Mamun [et al.]. *Management & Accounting Review (MAR)*, 17 (1). 123-144.

Marina Adly Wahba. (2022). "Effect of Stock Market Development on Economic Growth: Case Study Egypt (2022).", *The International Journal of Public Policies in Egypt*, IDSC, Vol 4, 92-115.

Mazhar M. Islam. (2022). Oil Price, Stock Market and Economic Growth of the United States: Empirical Evidence based on Dynamic Statistical Models, *Journal of Quantitative Finance and Economics* Vol 4; NO 1. 133-160

Minier, J. A. (2003). Are small stock markets different? *Journal of Monetary Economics*, 50(7), 1593-1602.

Mishkin, F. (2000). "Financial Stability and the Macroeconomy". *Central Bank of Iceland Working Paper*, 6(2-36).

Montes, G. C., & Tiberto, B. P. (2012). Macroeconomic Environment, Country Risk and Stock Market performance: Evidence for Brazil. *Economic Modelling*, 29 (3): 1666-1678.

Næs, R., Skjeltorp, J. A., & Ødegaard, B. A. (2011). Stock market liquidity and the business cycle. *The Journal of Finance*, 66(1), 139-176.

Ngare, E., Nyamongo, E. M., & Misati, R. N. (2014). Stock market development and economic growth in Africa. *Journal of Economics and Business*, 74, 24-39.

Obstfeld, M. (1994). Risk-taking, global diversification, and growth. *American Economic Review*, 84, 1310-1329.

Olweny, T. O., & Kimani, D. (2011). Stock market performance and economic growth Empirical Evidence from Kenya using Causality Test Approach. *Advances in Management and applied Economics*, *1*(3), 177.

Pagano, M. (1993). "Financial Markets and Growth: on overview ", European *Economic Review*, 37: 613-622.

Pahlavani Moseib, Dehmardeh Nazar, & Hosseini Seyedmehdi. (2007). *Estimation of import and export demand functions in Iranian economy using ARDL convergence method.*

Pan, L., & Mishra, V. (2018). Stock market development and economic growth: Empirical evidence from China. *Economic Modelling*, 68, 661-673.

Pesaran, M. H., Smith, R. P., & Akiyama, T. (1998). *Energy demand in Asian developing economies*.

Pesaran, M.H., Shin, Y., Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal Applied Econometrics*, 16, 289-326.

Pradhan, R. P., Arvin, M. B., & Bahmani, S. (2015). Causal nexus between economic growth, inflation, and stock market development: The case of OECD countries. *Global Finance Journal*, 27, 98-111.

Pradhan, R. P., Arvin, M. B., & Bahmani, S. (2018). Are innovation and financial development causative factors in economic growth? Evidence from a panel granger causality test. *Technological Forecasting and Social Change*, 132, 130-142.

Rioja, F., & Valev, N. (2004). Does one size fit all? a reexamination of the finance and growth relationship. *Journal of Development economics*, 74(2), 429-447.

Rousseau, P. L. and P. Wachtel (2011). "What is Happening to the Impact of Financial Deepening on Economic Growth?", *Economic Inquiry*, 49(1), 276-288.

Rousseau, P. L., & Yilmazkuday, H. (2009). Inflation, Financial Development, and Growth: A Trilateral Analysis. *Economic Systems*, 33 (4): 310-324.

Ruiz, J. L. (2018). Financial development, institutional investors, and economic growth. *International Review of Economics & Finance*, 54, 218-224.

Schumpeter, J, (1912). *The Theory of Economic Development. Harvard University Press*, Cambridge, MA.

Shahbaz, M., Balcilar, M., Mahalik, M. K., & Akadiri, S. S. (2017). Is causality between globalization and energy consumption bidirectional or unidirectional in top and bottom globalized economies? *International Journal of Finance & Economics*.

Shen, C. H., & Lee, C. C. (2006). Same financial development yet different economic growth--why? *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38(7), 1907-1944.

Singh, A. (1997). Financial liberalization, Stock markets and economic development. The Economic *Journal*, 107, 771–782.

Stiglitz, Joseph E. (1985). Credit Markets and the Control of Capital." *Journal of Money, Credit, and Banking*, May 1985a, 17(2), 133-52.

Svirydzenka, K. (2016). Introducing a new broad-based index of financial development. *International Monetary Fund*.

Wang, C., Zhang, X., Ghadimi, P., Liu, Q., Lim, M. K., & Stanley, H. E. (2019). The impact of regional financial development on economic growth in Beijing–Tianjin–Hebei region: A spatial econometric analysis. Physica A: *Statistical Mechanics and its Applications*, 521, 635-648.

Xu, X. Q., Leow, C. K., Lu, X., Zhang, X., Liu, J. S., Wong, W. H., ... & Eastwood Leung, H. C. (2004). Molecular classification of liver cirrhosis in a rat model by proteomics and bioinformatics. *Proteomics*, *4*(10), 3235-3245.

Younsi, M., & Bechtini, M. (2018). *Economic Growth, Financial Development and Income Inequality in BRICS Countries*: Evidence from Panel Granger Causality Tests.

Zara Nejad, M., Mansour, Saadat Mehr, & Massoud. (2007). Estimation of the demand function for red meat in Iran. *Macroeconomics Research Letter*, 7(26), 63-82.