

Financial Stress and Sectoral Growth in Iran's Economy

Sahar Tohidi*, Amir Hossein Mozayani**

Hassan Heydari***

Abstract

Due to the variety of stress Occurance in financial markets and its impact on various sectors of the economy, efficient models and indicators to deal with crisis events and reduce their effects, are needed. In the present study, the effect of financial stress on the growth of economic sectors (including agriculture, industry and services) in Iran is on the agenda. For this purpose, we used the quarterly data (1370:1-1396:4) and applied the method of principal component analysis, credit weighting and EGARCH to estimate multidimensional price & quantitative indicators of financial stress "inter" and "intra" different parts of the financial system (including the banking system, stock markets and foreign exchange). Then, we investigated the effect of financial stress on sectoral growth using the Markov-switching model. The results indicate that despite the periods of severe financial stress in Iran, its impact on the growth of agriculture, industry and services sectors are negligible or in most cases insignificant. It seems that this issue is mainly rooted in the inappropriate

* M. A. in Economics, Tarbiat Modares University, tohidi.econ@gmail.com

** Associate professor in Economics, Tarbiat Modares University, (Corresponding Author)
mozayani@modares.ac.ir

*** Assistant professor in Economics, Tarbiat Modares University, hassan.heydari@modares.ac.ir

Date received: 04/08/2021, Date of acceptance: 15/12/2021



Copyright © 2018, This is an Open Access article. This work is licensed under the Creative Commons Attribution 4.0 International License. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/> or send a letter to Creative Commons, PO Box 1866, Mountain View, CA 94042, USA.

performance of the nominal sector and its insignificant effect on the real sector of the economy during the period under study.

Keywords: Financial Stress, Growth, Sectoral Economic, Markov-Switching Approach, Systemic Risk

JEL Classification: C58, G01, G20, G01

استرس مالی و رشد بخش‌های اقتصاد ایران

سحر توحیدی*

امیرحسین مزینی**، حسن حیدری***

چکیده

نظر به وقوع استرس‌های مالی مکرر در زیربخش‌های مختلف سیستم مالی ایران، ضرورت طراحی یک شاخص استرس مالی مناسب و اندازه‌گیری و بررسی آثار آن بر بخش‌های مختلف کشور احساس می‌شود. در مطالعه حاضر، بررسی تأثیر استرس مالی بر رشد بخش‌های اقتصادی (کشاورزی، صنعت و خدمات) در ایران در دستور کار قرار گرفته است. برای این منظور، از داده‌های فصلی ۱۳۷۰:۱ تا ۱۳۹۶:۴ بخش‌های بانکی، بازارهای سهام و ارز استفاده و با بهره‌گیری از روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی، وزن‌دهی اعتباری و نیز رویکرد واریانس ناهمسانی شرطی خودتوضیح تعمیم‌یافته نمایی (EGARCH) به برآورد شاخص‌های قیمتی و مقداری چندبعدی استرس مالی «در داخل» و «در میان» بخش‌های مختلف سیستم مالی (بخش بانکی، بازار سهام و بازار ارز) پرداخته شده است. سپس، تأثیر استرس مالی بر رشد بخشی با استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ بررسی شده است. نتایج حاکی از آن است که با وجود دوره‌های استرس مالی شدید در ایران در بازه زمانی مورد نظر، تأثیر آن بر رشد بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات ناچیز و یا در بیشتر مواقع بی‌معنی است. به نظر می‌رسد این نتایج مصداقی است از عدم کارکرد صحیح بخش اسمی و تأثیر نامحسوس آن بر بخش واقعی اقتصاد که ریشه در

* کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، tohidi.econ@gmail.com

** دانشیار پژوهشکده اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس (نویسنده مسئول)، mozayani@modares.ac.ir

*** استادیار دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، hassan.heydari@modares.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۵/۱۳، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۹/۲۴



Copyright © 2018, This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International, which permits others to download this work, share it with others and Adapt the material for any purpose.

بانک محور بودن نظام تامین مالی، ناکارایی بازار سرمایه، مداخلات مختلف حاکمیت در بازار پول و سرمایه و ... دارد.

کلیدواژه‌ها: استرس مالی، رشد اقتصادی، رهیافت مارکوف-سوئیچینگ، ریسک سیستمی

طبقه‌بندی JEL: G20, G01, C58, G01

۱. مقدمه

بحران مالی سال ۲۰۰۸ و متعاقب آن بحران بدهی اروپا، محافل علمی و مقامات مالی بین‌المللی را برآن داشت تا برارتقاء شاخص‌ها و مدل‌ها در زمینه استرس سیستمی و نیز تحلیل و ارزیابی سیاست‌های احتیاطی متمرکز شوند (هالو و همکاران (Hollo et al.، ۲۰۱۲). چراکه ارزیابی علل آشفتگی‌های مالی و نیز تصمیم‌گیری در مورد سیاست‌های بهینه برای کاهش ناپایداری‌های بازار پیچیده‌تر، دشوارتر و در عین حال بااهمیت‌تر شده است. در این شرایط ضرورت توجه به ناپایداریهای بخش مالی که از آنها به استرس مالی تعبیر می‌شود اهمیتی دو چندان می‌یابد. بطور کلی هنگامی که از استرس مالی صحبت می‌شود منظور وضعیتی از بازارهای مالی است که در آن مشارکت‌کنندگان در بازار، نااطمینانی (Uncertainty) فزاینده یا تغییر در انتظارات خود (در مورد زیان‌های مالی آتی (Future Financial Losses)، ارزش بنیادی دارایی‌ها (Fundamental Value of Assets) و فعالیت‌های اقتصادی) را تجربه می‌کنند. سام (Sum) (۲۰۱۴) استدلال می‌کند که در دوره وقوع استرس مالی، فعالیت‌های اقتصادی کاهش می‌یابد، زیرا بنگاه‌ها، مصرف‌کنندگان و مؤسسات مالی تمایلی به سرمایه‌گذاری، خرج کردن و افزایش اعتبارات نخواهند داشت (هاکیو و کیتون (Hakkio & Keeton)، ۲۰۰۹). افزون بر این، زمانی که اعتبارات کم‌یاب شود، هزینه سرمایه به‌طور معنی‌داری افزایش می‌یابد. هزینه بالاتر سرمایه به‌طور منفی با سرمایه‌گذاری‌های بنگاه‌ها و مخارج سرمایه‌ای مرتبط است (فرناندز-ویلورده و همکاران (Fernández-Villaverde et al.، ۲۰۱۵؛ گیلکریست و همکاران (Gilchrist et al.، ۲۰۱۴). این شرایط باعث می‌شود که بنگاه‌ها مخارج خود را متوقف کنند یا پروژه‌های سرمایه‌گذاری خود را به تأخیر انداخته یا کاهش دهند و عملاً اقتصاد منقبض می‌گردد (برنانکی (Bernanke)، ۱۹۸۳). از سوی دیگر افزایش استرس مالی از طریق نرخ‌های بهره بلندمدت و هزینه‌های سرمایه منجر به تغییر رفتار سرمایه‌گذاری شده و از طریق تغییر در

ثروت و درآمد بر مصرف بخش خصوصی اثر می‌گذارد (ابورا و ون‌رئی (Van & Aboura Roye)، ۲۰۱۷). بدیهی است در همه این حالات محیط پیرامونی حاکم بر اقتصاد ملی نیز از اهمیت به‌سزایی برخوردار می‌باشد.

از سوی دیگر نیم‌نگاهی به پیشینه مطالعات این حوزه حکایت از آن دارد که تا قبل از بحران مالی، عمده مطالعات به توسعه بازارهای مالی توجه می‌کردند و به تأثیر بالقوه شوک‌های مالی توجه کمی داشتند (باریو (Borio)، ۲۰۱۱). بنابراین، اکثریت قریب به اتفاق این مطالعات، بی‌ثباتی‌های ناشی از استرس مالی (Financial Stress) را در مدل‌های خود لحاظ نمی‌کردند. در این راستا، برای سیاست‌گذاران، بهبود روش‌های نظری و تجربی برای شناسایی ناهماهنگی بالقوه در بازارهای مالی در مراحل اولیه بسیار مهم بودند. به‌طور خاص، چالش‌های عمده در این زمینه عبارت بودند از: ۱) بهبود بودند از: ۱) بهبود پایش ثبات مالی، ۲) شناسایی و پیش‌بینی منابع بالقوه و علل استرس مالی و ۳) بسط و مرتبط ساختن آثار استرس مالی بر اقتصاد (ابورا و ون‌رئی، ۲۰۱۷).

در این شرایط پیش از هر چیز در اختیار داشتن یک شاخص استرس مالی بسیار اهمیت می‌یابد. چرا که حاوی اطلاعات ارزشمندی است که می‌تواند به اصلاح سیاست‌های اقتصادی کمک کند. بدیهی است حتی زمانی که شرایط مالی عادی است نیز سیاست‌گذاران باید شرایط مالی را به‌دقت پایش کنند (داویگ و هاکیو (Davig & Hakkio)، ۲۰۱۰).

همگام با تحولات بین‌المللی در ایران نیز با توسعه بازارها و تنوع ابزارهای مالی، توجه به ریسک سیستمی و طراحی شاخصی که بتواند معیاری از پایش سلامت و ثبات مالی باشد، ضروری است. ضمن اینکه آگاهی از دوره‌های همراه با استرس مالی (در صورت وجود) در اقتصاد ایران و تأثیر آن بر رشد اقتصادی می‌تواند برای سیاست‌گذاران حائز اهمیت باشد. بحث فوق در دستور کار مقاله حاضر قرار دارد. بدین منظور پس از مقدمه حاضر در بخش دوم، به تبیین نظری مفهوم استرس مالی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی می‌پرداخته می‌شود. در بخش سوم، مطالعات پیشین بر اساس انواع روش‌های محاسبه استرس مالی مرور می‌شوند. در بخش چهارم، مدل و روش‌های مورد استفاده به‌صورت مختصر بررسی می‌شوند. در بخش پنجم، بر اساس یافته‌های تجربی بررسی خواهد شد که در صورت وجود استرس در سیستم مالی ایران، تأثیر آن بر رشد

بخش‌های مختلف اقتصادی (کشاورزی، صنعت و خدمات) چگونه است. پایان بخش مطالعه حاضر نتیجه‌گیری و ارایه پیشنهادهای سیاستی خواهد بود.

۲. مبانی نظری

ادبیات مالی تعریف دقیقی از استرس مالی ارائه نمی‌دهد، بلکه به‌طور کلی استرس را محصول آسیب‌پذیری بازارها و شوک‌هایی می‌داند که می‌تواند هم برون‌زا باشد و هم احتمالاً درون‌زا است.

استرس مالی نیرویی است که به‌دلیل نااطمینانی و تغییر انتظارات از زیان در بازارها و مؤسسات مالی، بر روی عواملان اقتصادی اعمال می‌شود. اگر استرس مالی سیستمی باشد، رفتار اقتصادی می‌تواند به اندازه کافی تغییر یابد تا آثار معکوسی بر بخش واقعی اقتصاد داشته باشد. استرس مالی یک متغیر با مقادیر پیوسته است، به‌طوری که مقادیر شدید آن را بحران می‌نامند (ایلینگ و لیو (Illing & Liu)، ۲۰۰۶: ۲۴۳).

گریمالدی (۲۰۱۰)، کلیسن و همکاران (Kliesen et al.) (۲۰۱۲)، هالو و همکاران (۲۰۱۲) و هاتزیوس و همکاران (Hatzius et al.) (۲۰۱۰)، کپلر و شیلر (Kappler & Schleer) (۲۰۱۷) استرس مالی را به‌عنوان یک دوره زمانی که بازارهای مالی تحت فشار بوده و نسبت به شوک‌ها آسیب‌پذیر هستند، تعریف می‌کنند. در این شرایط اختلال در سیستم مالی می‌تواند هزینه‌های اقتصادی زیادی ایجاد کند. حساسیت سیستم مالی و اقتصاد به شوک‌های مالی به‌شدت به شرایط مالی و اقتصادی حاکم بستگی دارد. برون‌مایر و همکاران (Brunnermeier et al.) (۲۰۰۹) معتقدند که بحران مالی اغلب به‌علت پویایی‌های بازار است، نه شوک‌های بیرونی. این آشفتگی مالی اغلب نتیجه ترکیبی از یک سیستم مالی شکننده و یک شوک خارجی است.

در ادبیات موضوع چندین نشانه برای استرس مالی مورد اشاره قرار گرفته است که اهمیت نسبی آن‌ها از یک دوره به دوره دیگر می‌تواند متفاوت باشد، اما به‌نظر می‌رسد هر دوره شامل حداقل یکی از آن‌ها باشد. علائم اصلی استرس مالی عبارتند از: ۱) افزایش اختلاف نظر میان سرمایه‌گذاران، که رابطه بین قیمت دارایی‌ها و عوامل بنیادی آن‌ها را تضعیف و قیمت‌ها را فرآرتر می‌کند؛ ۲) افزایش نااطمینانی در مورد عوامل بنیادی، که منجر به افزایش نوسان قیمت دارایی‌ها می‌شود، به‌این دلیل که سرمایه‌گذاران تمایل دارند به

اطلاعات جدید واکنش بیش از حد نشان دهند؛ ۳) افزایش عدم تقارن اطلاعاتی که باعث افزایش هزینه‌های قرض‌گرفتن و فشارهای رو به پایین بر قیمت دارایی‌ها در بازارهای ثانویه می‌شود؛ ۴) کاهش تمایل به نگهداری دارایی‌های پرریسک که «پرواز به نقدینگی» (Flight to Liquidity) نامیده می‌شود؛ و ۵) کاهش تمایل به نگهداری دارایی‌های غیرنقدشونده، که «پرواز به کیفیت» (Flight to Quality or Safety) نامیده می‌شود (هاکیو و کیتون، ۲۰۰۹).

مطالعات بسیاری تأثیر استرس مالی را بر فعالیت اقتصادی بررسی کرده‌اند (کاردارلی و همکاران (Cardarelli et al.)، ۲۰۰۹ و ۲۰۱۱؛ داویگ و هاکیو، ۲۰۱۰؛ هالو و همکاران، ۲۰۱۲؛ هیوبریچ و تتلو (Hubrich & Tetlow)، ۲۰۱۵؛ آپوستولاکیس و پاپادوپولوس (Apostolakis & Papadopoulos)، ۲۰۱۵؛ کپلر و شیلر، ۲۰۱۷). در این راستا علی‌رغم این‌که که پیامد ریسک استرس مالی بر بخش واقعی اقتصاد شناخته شده است، رابطه بین استرس مالی و فعالیت اقتصادی پیچیده بوده و به‌خوبی درک نشده است. تجربه کشورهای مختلف نشان می‌دهد که در واکنش به شرایط اعتباری سخت‌تر و نااطمینانی بیشتر ناشی از استرس مالی، بنگاه‌ها و خانوارها اغلب سرمایه‌گذاری‌ها و خریدهای جدید را به تعویق می‌اندازند (داویگ و هاکیو، ۲۰۱۰). بلوم (Bloom) (۲۰۰۹) نشان داد که نااطمینانی بیشتر، برنامه‌های سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها را به تعویق می‌اندازد و در نتیجه رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. یک پیچیدگی بالقوه در درک این رابطه این است که زمانی که استرس مالی رو به افزایش و اقتصاد در رکود باشد، این رابطه ممکن است تغییر کند. در طی ۳۰ سال گذشته، اقتصاد کشورهای مختلف تمایل به تغییر بین دو حالت بسیار متمایز را نشان داده‌اند؛ یک حالت عادی که فعالیت اقتصادی آن بالا و استرس مالی کم است و یک وضعیت نگران‌کننده که فعالیت اقتصادی آن کم و استرس مالی بالا است. داویگ و هاکیو (۲۰۱۰) مشاهده کردند که نوسانات معنی‌داری در اقتصاد ایالات متحده میان استرس‌های مالی کم/زیاد و فعالیت‌های اقتصادی بالا/پایین وجود دارد. دوره‌های استرس مالی بالا معمولاً منجر به کاهش فعالیت اقتصادی می‌شود و می‌تواند از طریق کانال‌های انتقال مختلفی بر فعالیت‌های اقتصادی اثر بگذارد. این کانال‌ها عبارتند از: گزینه‌های واقعی (Real Options Channel)، مکانیزم شتاب‌دهنده مالی (Financial Accelerator Mechanism)، کانال سرمایه بانکی^۱، کانال ترازنامه بانکی (Sheet Channel Balance).

کانال گزینه‌های واقعی. افزایش استرس مالی، بنگاه‌های غیرمالی و خانوارها را ریسک‌گریزتر کرده، بنابراین، آن‌ها می‌توانند تصمیمات مربوط به سرمایه‌گذاری و مصرف خود را تا زمانی که نااطمینانی از بین برود، به تعویق بیندازند؛ بنابراین، استرس مالی منجر به کاهش فعالیت بخش واقعی اقتصاد می‌شود (بنچیانی و ون‌روی (Bonciani & Van Roye)، ۲۰۱۶؛ فریر و همکاران (Ferrer et al.)، ۲۰۱۸). استرس مالی از طریق نااطمینانی بیشتر در بازارهای مالی و چشم‌انداز اقتصادی بر اقتصاد اثر می‌گذارد. بلوم (۲۰۰۹) به بررسی انتقال نااطمینانی با استفاده از یک مدل خودبازگشت برداری (VAR) خلاصه شده و یک مدل ساختاری (SVAR) در سطح بنگاه پرداخت. نتایج حکایت از آن داشت که وقتی که شرایط کسب و کار بنگاه‌ها بالاتر از حد آستانه‌ای است، استخدام و سرمایه‌گذاری می‌کنند و زمانی که شرایط کسب و کار پایین‌تر از این سطح آستانه‌ای است، نیروی کار را اخراج کرده و سرمایه‌گذاری نمی‌کنند. بازه‌ای برای شرایط کسب و کار وجود دارد که در آن بنگاه‌ها ترجیح می‌دهند اقدامی نکنند. مخارج مصرفی نیز تحت تأثیر نااطمینانی قرار می‌گیرد، زیرا مصرف‌کنندگان در وضعیت نااطمینانی از اشتغال و ثروت، مخارج مصرف خود را به تأخیر می‌اندازند. اما، همگام با این‌که نااطمینانی از بین می‌رود، بنگاه‌ها به تقاضای سرمایه و نیروی کار واکنش نشان می‌دهند؛ از این رو، باعث سرمایه‌گذاری، اشتغال و بهره‌وری بیش از حد می‌شوند.

لی و همکاران (Lee et al.) (۲۰۱۰) یک مدل VAR سه‌متغیره را تخمین زده و دریافتند که نااطمینانی بالاتر منجر به کاهش میزان ثروت و مصرف خانوار تا حدود ۲ سال می‌شود. کرییر اسوالو و سپتسس (Carrière-Swallow & Céspedes) (۲۰۱۳) تأثیر شوک‌های نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری و مصرف خصوصی در بازارهای توسعه‌یافته و نوظهور را با استفاده از مدل VAR تحلیل و تفاوت‌های قابل توجهی بین اقتصادهای توسعه‌یافته و نوظهور پیدا کردند. در اقتصادهای توسعه‌یافته، آن‌ها دریافتند که سرمایه‌گذاری، پویایی مشابه‌ای با بلوم (۲۰۰۹) را نشان می‌دهد. با این حال، واکنش سرمایه‌گذاری در اقتصادهای نوظهور بزرگتر بوده و هیچ‌گونه سرمایه‌گذاری بیش از حد مشاهده نمی‌شود. برای مصرف خصوصی، نویسندگان دریافتند که این اثر در اقتصادهای نوظهور در مقایسه با اقتصادهای توسعه‌یافته بزرگتر است.

کانال شتاب‌دهنده مالی. در شرایط نااطمینانی و اطلاعات نامتقارن بالا، به دلیل کاهش ثروت خالص بنگاه‌ها و خانوارها، توانایی آن‌ها برای تأمین مالی کاهش می‌یابد؛ زیرا وثیقه کم‌تری برای وام‌های خود دارند. بنابراین، وام‌دهندگان دسترسی به اعتبار را محدود می‌کنند. در نتیجه سرمایه‌گذاری، اشتغال و مصرف کاهش می‌یابد، که باعث کاهش فعالیت اقتصادی می‌شود (بلوم، ۲۰۰۹، لودوکا و پلتونین (Lo Duca & Peltonen)، ۲۰۱۰، فرر و همکاران، ۲۰۱۸). این کانال هم بر اساس تأمین مالی مبتنی بر بدهی و هم بر اساس تأمین مالی مبتنی بر مشارکت عمل می‌کند.

تأمین مالی مبتنی بر بدهی (Debt Financing): از دیدگاه قرض‌گیرندگان، زمانی که یک شوک مالی معکوس منجر به کاهش ارزش خالص دارایی‌ها شده و چشم‌انداز اقتصادی بدتر می‌شود، هزینه‌های تأمین مالی بیرونی افزایش می‌یابد (برنانکی و گرتلر (Bernanke & Gertler)، ۱۹۸۹؛ گرببر و گرلیسی (Garber & Grilli)، ۱۹۸۹)؛ زیرا قرض‌دهندگان سرمایه‌گذاری‌ها را پرریسک‌تر دانسته و بازده انتظاری پایین‌تری دارند. در نتیجه، هزینه‌های بالاتر برای وجوه، دسترسی به تأمین مالی مطلوب را کاهش می‌دهد و موجب کاهش مخارج (سرمایه‌ای و مصرفی) می‌شود. هرچه مقدار شوک اولیه، بزرگتر باشد، این اثر ماندگارتر است^۱. شوک‌های مالی معکوس، از طریق سود کمتر، زیان بر روی وام‌های موجود و سایر دارایی‌های ترازنامه‌ای و اجبار بانک‌ها به کاهش وام‌دهی، سرمایه آن‌ها را از بین می‌برد (برنانکی و بلایندر (Bernanke & Blinder)، ۱۹۹۲؛ کیشاپ و استاین (Kashyap & Stein)، ۱۹۹۵؛ ون دن هیول (Van Den Heuvel)، ۲۰۰۲). این باعث می‌شود بنگاه‌ها مخارج سرمایه‌ای و خانوارها مخارج مصرفی خود را کاهش دهند.

تأمین مالی مبتنی بر مشارکت (Equity Financing): در بازارهای سهام، مکانیزم q توپین نشان می‌دهد که چگونه استرس مالی بر هزینه تأمین مالی مبتنی بر مشارکت تأثیر می‌گذارد و فعالیت اقتصادی را سرکوب می‌کند (توبین (Tobin)، ۱۹۶۹). این مکانیزم با مرتبط‌ساختن ارزش بازاری بنگاه‌ها به هزینه جایگزینی کالاهای سرمایه‌ای، یک رابطه مثبت بین قیمت‌های سهام (Stock Prices) و سرمایه‌گذاری‌ها برقرار می‌کند. از آنجایی که قیمت‌های سهام در دوره‌های استرس کاهش می‌یابد، ارزش بازاری بنگاه‌ها نسبت به هزینه کالاهای سرمایه‌ای آن‌ها نیز کاهش می‌یابد. بنابراین، بنگاه‌ها باید نسبت به دوره‌هایی که ارزش

بازاری‌شان بالاتر است، سهام بیشتری منتشر کنند. این منجر به سرکوب جذب منابع مالی در بازارهای سهام و کاهش مخارج سرمایه‌گذاری می‌شود.

کانال سرمایه بانکی. در بخش‌هایی از استرس مالی بالا، سرمایه بانک از طریق کاهش در سود و زیان روی وام‌ها و دارایی‌های موجود در ترازنامه‌ها کاهش می‌یابد. در نتیجه، بانک‌ها مجبور به اهرمزدایی می‌شوند و تمایلی به وام‌دهی ندارند. این باعث می‌شود بنگاه‌ها مخارج سرمایه‌ای و خانوارها مخارج مصرفی خود را کاهش دهند، که باعث ایجاد رکود اقتصادی شدیدتر می‌شود (لودوکا و پلتونین، ۲۰۱۱، کاردارلی و همکاران، ۲۰۱۱؛ گیلکریست و زکریسک (Gilchrist & Zakrajšek)، ۲۰۱۲؛ فرر و همکاران، ۲۰۱۸). هولمستروم و تیرل (Holmstrom & Tirole) (۱۹۹۷) بر نقش سرمایه بانک در انتشار سیاست پولی در نظام بانکی تأکید دارند. آن‌ها استدلال می‌کنند که زمانی که بانک‌ها به شکل کارآیی تجمیع سرمایه می‌کنند، می‌توانند بر مشکلات اصطکاک‌های مالی غلبه کنند. مه و مِران (Meh & Moran) (۲۰۱۰)، با تأکید مطالعات قبلی، نشان دادند که اقتصادهای دارای بانک‌های با تجمیع سرمایه کارآ، کاهش اندکی در وام‌دهی بانکی و به‌طور رسمی رکود کمتری مواجه هستند.

کانال ترازنامه بانکی. برون‌مایر و همکاران (۲۰۱۳) ملاحظه کردند که بخش مالی نمی‌تواند در زمان‌های بحرانی، اصطکاک‌های مالی را که به بی‌ثباتی می‌انجامد، کاهش دهد. اثر بی‌ثبات‌کننده عمدتاً ناشی از عدم تطابق نقدشوندگی بین دو طرف ترازنامه است. برون‌مایر و سانیکو (Brunnermeier & Sannikov) (۲۰۱۴) نیز بر ماهیت بسیار غیرخطی واکنش سیستم به شوک‌های بخش بانکی تأکید کردند؛ به این معنی که شوک‌های بزرگ غیرمعمول به‌شدت به‌طور نامتقارن تقویت می‌شوند؛ حتی شوک‌های کوچک نیز اثر نامتقارن معنی‌داری بر سیستم دارند، که این مطالعه با نظر کیوتاکی و مور (Kiyotaki & Moore) (۱۹۹۷) و برنانکی و همکاران (Bernanke et al.) (۱۹۹۹) برای شوک‌های کوچکی که می‌تواند منجر به اثرات منفی بزرگی بر اقتصاد شود، همخوانی دارد. برون‌مایر و سانیکو (۲۰۱۴) توضیح دادند که ریسک تولید شده توسط خود سیستم تمایل به تسلط بر پویایی‌های فرآریت مطلوب دارد، که منجر به تله رکود شده و برای مدت زمان طولانی کشور را در معرض رشد پایین قرار می‌دهد.

۳. پیشینه تحقیق (مرور اندازه‌گیری شاخص‌های استرس مالی)

ادبیات در حال گسترش مفهوم استرس مالی در چند سال گذشته به‌دنبال بحران مالی که در تابستان سال ۲۰۰۷ در بازار وام‌های رهنی درجه دوم در ایالات متحده آغاز شد، ظهور کرده است. ساده‌ترین رویکرد برای اندازه‌گیری استرس مالی این است که از یک شاخص «تکی» مانند احتمال نکول (به‌عنوان شاخص استرس مالی) استفاده شود. اما مسأله اساسی این است که آیا استرس مشاهده شده در یک جزء خاص از یک بازار، ماهیت خاص آن بازار است؟ یا این که این استرس بسیار گسترده بوده و پدیده‌ای سیستمی محسوب می‌شود. همان‌طور که سیهاک (Čihák) (۲۰۰۷) معتقد است که معیارهای موجود از ثبات مالی مبتنی بر احتمال نکول ناکافی هستند. علاوه بر این، یک معیار مناسب ثبات مالی باید شامل یک طیف وسیعی از متغیرهای کمی باشد تا ریسک‌های سرایت بین بخشی و آسیب‌پذیری‌های سیستم مالی را شامل شود (گادانچ و جیارام (Gadanecz & Jayaram)، ۲۰۰۸). بر این اساس اندازه‌گیری استرس مالی بر اساس شاخص‌های چندبعدی امروزه رایج شده است.

بنابراین، یکی از روش‌های تحلیل اطلاعات شاخص‌های مجزا این است که شاخصی چندبعدی از استرس مالی طراحی شود. در ادبیات مرتبط با ریسک سیستمی، گروهی از تحقیقات با هدف اندازه‌گیری ریسک سیستمی، به توسعه شاخص‌های چندبعدی استرس مالی به یکی از چهار روش ذکر شده زیر اقدام نموده‌اند.

روش اول، وزن‌های واریانس برابر (Variance-equal Weights): این روش برای ساخت یک شاخص چندبعدی، وزن یکسانی برای همه متغیرها قائل می‌شود. به عبارت دیگر برای متغیرها وزنی قائل نمی‌شود. در این روش، با فرض نرمال بودن توزیع متغیرها، هر متغیر با استفاده از میانگین و انحراف معیارشان استاندارد می‌شود.

هنشل و مونین (۲۰۰۵) با توجه به تواتر سالانه برخی سری‌ها، یک شاخص استرس چندبعدی برای بخش بانکی سوئیس، در بازه زمانی ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۲ به روش واریانس-برابر ساختند و دریافتند که ارتباط معنی‌داری میان محیط اقتصاد کلان و وضعیت بخش بانکی وجود دارد؛ همچنین آن‌ها دریافتند که انباشت سال‌ها عدم تعادل اقتصاد کلان موجب ایجاد استرس در بخش بانکی می‌شود.

کاردارلی و همکاران (۲۰۱۱) دوره‌هایی از شکنندگی مالی در ۱۷ اقتصاد پیشرفته در طول ۳۰ سال گذشته (۱۹۸۰ - ۲۰۰۷) را با استفاده از شاخص استرس مالی شناسایی کردند و چارچوبی تحلیلی برای ارزیابی تأثیر استرس مالی - به ویژه آشفتگی بانکی - بر بخش واقعی اقتصاد پیشنهاد دادند. آن‌ها ثابت کردند که استرس بانکی می‌تواند منجر به رکود عمیق‌تر و طولانی‌تری در مقایسه با استرس در بازارهای اوراق بهادار یا ارز شود. به نظر می‌رسد اقتصادهایی که سیستم‌های مالی بانک‌محورتری دارند، بیشتر تحت تأثیر استرس‌های مالی، دچار رکود اقتصادی می‌شوند؛ این امر ناشی از آن است که در سیستم‌های مالی بانک‌محورتر، اهرم رفتار ضدچرخه‌ای بزرگتری دارد.

آپوستولاکیس و پاپادوپولوس (۲۰۱۵) سرریز استرس مالی را میان بخش بانکی، بازار اوراق بهادار و بازار ارز در داخل یک کشور و در میان کشورها برای اقتصادهای بزرگ پیشرفته در دوره زمانی ۱۹۸۱ - ۲۰۰۹ مورد آزمون قرار دادند. همچنین آن‌ها بررسی کردند که چگونه تغییرات استرس مالی در هر یک از این بازارها بر فعالیت‌های اقتصادی و سطح قیمت‌ها اثر می‌گذارد. یافته‌های آن‌ها نشان داد که بازارهای اوراق بهادار اصلی‌ترین فرستنده خالص استرس به سایر بازارها هستند.

حیدریان و همکاران (۱۳۹۸) شاخص استرس مالی را با استفاده از داده‌های فصلی بازارهای مالی مختلف، شامل بخش بانکی، بازار سهام و بازار ارز، شاخصی ترکیبی از استرس مالی برای اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۶ و از روش تحلیل مؤلفه اصلی (PCA) محاسبه کرده و اثر آن بر رشد اقتصادی با استفاده از روش خودرگرسیون مارکف-سوئیچینگ برآورد کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که اقتصاد ایران طی ۱۳ سال استرس مالی منفی و طی نه سال استرس مالی مثبت داشته؛ که به ترتیب باعث کاهش و افزایش رشد اقتصادی شده است. البته پایداری سال‌های رکود و استرس مالی منفی بیش‌تر از سال‌های رونق و استرس مالی مثبت بوده، به گونه‌ای که اثر کلی استرس مالی بر رشد اقتصادی منفی و معنادار بوده است.

رضاقلی‌زاده و همکاران (۱۳۹۹) آثار ناشی از رویدادهای استرس‌های مالی، قیمت نفت خام و سایر عوامل مؤثر بر بازار سهام ده صنعت برتر فعال در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۹۸ با استفاده از داده‌های روزانه و با به‌کارگیری الگوهای اقتصادسنجی داده‌های تابلویی، مورد بررسی کردند. آن‌ها پس از محاسبه استرس مالی در بازارهای مالی

مختلف اقتصاد ایران، این شاخص‌ها را با استفاده از روش تحلیل مولفه‌های اصلی (PCA) با هم ترکیب کرده و شاخص کل استرس مالی (FSI) برای اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۹۸-۱۳۸۴ محاسبه کردند. آن‌ها با استفاده از روش‌های مختلف اقتصادسنجی، مانند پانل دیتای پیشرفته‌ی درونی، مدل تصحیح خطای پانل (PECM) و روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) به منظور برآورد اثر استرس مالی و سایر متغیرهای مستقل بر بازده سهام صنایع مورد مطالعه پرداختند. یافته‌های آن‌ها حاکی از آن است که استرس مالی موجود در بازارهای مورد مطالعه (شامل بازار سهام، بازار پول و بازار ارز) تأثیر منفی بر بازده سهام صنایع داشته و منجر به کاهش بازدهی سهام این صنایع می‌شود.

یک نقد مهم به‌ویژه از منظر استرس سیستمی این است که روش وزن‌های واریانس-برابر تفاوت در شدت نوسانات میان شاخص‌ها و بازارهای مختلف را در نظر نمی‌گیرد. به‌طور طبیعی، هر شاخص یا هر بازاری که نوسان بیشتری داشته باشد، نقش مهم‌تری در ایجاد استرس مالی داشته و باید وزن بیشتری بگیرد. همچنین، فرض می‌شود که متغیرها به‌صورت نرمال توزیع شده‌اند که این موضوع می‌تواند یکی از معایب این روش باشد.

روش دوم، تبدیل با استفاده از تابع توزیع تجمعی (Cumulative Distribution Function): این روش مشابه روش قبلی است با این تفاوت که به‌جای استانداردسازی با فرض نرمال بودن از یک تبدیل بر اساس توابع توزیع تجمعی نمونه‌ای هر متغیر استفاده می‌کند. متغیرهای تبدیل‌شده بدون واحد هستند و به‌طور ضمنی همه گشتاورهای توزیع خودشان را نشان می‌دهند. سپس متغیرهای تبدیل‌شده، هم به‌صورت حسابی و هم هندسی میانگین‌گیری می‌شوند. مزیت این روش آن است که همبستگی میان بازارهای مختلف را لحاظ می‌کند.

هالو و همکاران (۲۰۱۲) یک شاخص جدید استرس در سیستم مالی به نام شاخص چندبُعدی استرس سیستمی برای منطقه یورو معرفی کردند، که توسط بانک مرکزی اروپا برای تجزیه و تحلیل کلان اقتصادی ساخته شد. این شاخص با استفاده از تئوری پایه سبد دارایی برای تجمیع پنج زیرمجموعه ویژه بازار است که از مجموع ۱۵ شاخص تکی استرس مالی به روش تابع توزیع تجمعی ایجاد شده است. آن‌ها با استفاده از داده‌های منطقه یورو، در داخل یک مدل VAR حد آستانه‌ای یک سطح بحران سیستمی شاخص را تعیین کردند که در آن استرس مالی موجب کاهش فعالیت اقتصادی واقعی می‌شود.

کمبون و استیوز (۲۰۱۶) یک شاخص استرس بازار مالی برای سیستم مالی اسپانیا مشابه «شاخص چندبُعدی استرس سیستمی» هالو و همکاران (۲۰۱۲) معرفی کردند. داده‌های هفتگی از ابتدای ژانویه ۱۹۹۹ تا انتهای مارچ ۲۰۱۵ جمع‌آوری شد. این شاخص که برای اندازه‌گیری زمان وقوع ریسک سیستمی است، تلاش می‌کند تا استرس را در سیستم مالی اسپانیا سنجیده و سهم هر بخش از بازار مالی را نسبت به استرس کل سیستم مشخص کند. پژوهش آن‌ها توانایی شاخص را برای شناسایی استرس مالی بالا در دوره‌های گذشته و تعیین اینکه آیا استرس مالی تأثیر منفی بر اقتصاد واقعی دارد، بررسی کرده است. نتایج نشان داد که در دوره‌های با استرس بالا، شوک‌ها در FMSI (Financial Market Stress Index) تأثیر منفی شدیدی بر تولید صنعتی دارد.

در مطالعه فلاح‌پور و همکاران (۱۳۹۸) یک شاخص چندبُعدی برای سنجش استرس نظام مالی ایران با رویکرد تابع توزیع تجمعی طی دوره زمانی فروردین ۱۳۸۹ تا اسفند ۱۳۹۶ استفاده شده است. نتایج پژوهش بیانگر آن است که رابطه علی بین شاخص‌های استرس مالی و رشد در اقتصاد ایران به صورت یک طرفه و کوتاه‌مدت برقرار است. زمانی که شاخص استرس از یک حد آستانه‌ای بالاتر می‌رود با چند وقفه متغیر بخش واقعی اقتصاد، اثرات منفی می‌پذیرد، هر چند که پس از چند دوره، دوباره این متغیر به تعادل می‌رسد.

اما در این روش، همبستگی میان بخش‌های مختلف سیستم مالی، نشان‌دهنده اهمیت نسبی هر یک از این بخش‌ها در کل سیستم مالی نیست. در واقع، همبستگی یک مفهومی مرتبط با نمونه است و الزاماً قابل تعمیم به جامعه نیست. همچنین، این روش برای هر بخش از سیستم مالی، وزنی برابر با سایر بخش‌ها در نظر می‌گیرد که می‌تواند از معایب این روش باشد.

روش سوم، تجزیه مؤلفه‌های اصلی (Principal Component Analysis): این تکنیک برای ترسیم تغییرات ساختاری در یک گروه از متغیرهای مالی مورد استفاده قرار می‌گیرد. این روش تمایل دارد که همه متغیرهایی که ادعا می‌شود به‌طور هم‌زمان همگام با استرس حرکت می‌کنند را شامل شود. در این روش، ملاک وزن‌دهی بر اساس واریانس هر شاخص است، بدین صورت که هر شاخصی که در بازه زمانی مورد مطالعه واریانس بیشتری داشته باشد، وزن بالاتری به خود اختصاص خواهد داد.

هاکیو و کیتون (۲۰۰۹) یک شاخص استرس مالی جدید به اسم شاخص استرس مالی کانزاس سیتی (KCFSI) معرفی کردند و توضیح دادند که چگونه اجزای KCFSI ابعاد کلیدی استرس مالی را ترسیم می‌کند. این سنجش مبتنی بر ۱۱ متغیر بازار مالی طی بازه زمانی فوریه ۱۹۹۰ تا مارچ ۲۰۰۹ است که هر یک از آن‌ها یک یا چند ویژگی اصلی استرس مالی را شامل می‌شود. آن‌ها نشان دادند که KCFSI در ۲۰ سال گذشته در شناسایی دوره‌های شناخته شده استرس مالی عملکرد خوبی داشته است و مقادیر بالای آن با دوره‌های شناخته شده استرس مالی تطابق زمانی دارد. همچنین، این شاخص در این دوره تغییرات فعالیت‌های اقتصادی را به خوبی پیش‌بینی کرده است و بیان می‌دارد که استرس مالی منجر به انقباض‌های اقتصادی می‌شود.

داویگ و هاکیو (۲۰۱۰) پیوند بین KCFSI و فعالیت اقتصادی را با استفاده از توابع واکنش به ضربه و داده‌های ماهانه از فوریه ۱۹۹۰ تا ژانویه ۲۰۱۱ بررسی کردند. شواهد آن‌ها نشان داد که استرس مالی می‌تواند فعالیت اقتصادی را از طریق ترکیبی از افزایش ناطمینانی، افزایش هزینه‌های تأمین مالی و محدودتر شدن استانداردهای اعتبارات کاهش دهد. آن‌ها با استفاده از یک مدل تغییر رژیم نشان دادند که اقتصاد ایالات متحده بین یک رژیم معمولی که استرس مالی آن پایین و فعالیت اقتصادی آن بالا است و یک رژیم دارای استرس، که استرس مالی آن بالا و فعالیت اقتصادی آن پایین است، نوسان می‌کند. در رژیم دارای استرس، تأثیر استرس مالی بر فعالیت اقتصادی در مقایسه با رژیم عادی بسیار بیش‌تر است.

ون‌روی (Van Roye) (۲۰۱۱) اثر استرس مالی بر فعالیت اقتصادی را برای آلمان و منطقه یورو، با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره ۱۹۸۰ - ۲۰۱۱ و استفاده از روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی برای ساخت شاخص چندبُعدی بررسی کرد. او نشان داد که افزایش استرس مالی، رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم را به‌طور معنی‌داری بدتر می‌کند. علاوه بر این، یک کاهش اساسی و ماندگار در نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت به‌وجود می‌آورد. همچنین، حدود پانزده درصد از تغییرات در رشد تولید ناخالص داخلی واقعی می‌تواند توسط تغییرات استرس مالی در آلمان توضیح داده شود، در حالی که این مقدار برای منطقه یورو حدود سی درصد است.

سویک و همکاران (۲۰۱۳) یک شاخص چندبُعدی استرس مالی را برای بلغارستان، جمهوری چک، مجارستان، لهستان و روسیه (با هدف تعیین وقوع دوره‌های استرس مالی برای این کشورها در دوره پس از گذار آن‌ها) را با استفاده از داده‌های هفتگی از اول ژانویه ۱۹۹۹ تا اول مارچ ۲۰۱۵ به روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی ساخته و رابطه میان استرس مالی و فعالیت اقتصادی را بررسی کردند. نتایج تحقیق نشان‌دهنده رابطه معنی‌داری بین استرس مالی و برخی از شاخص‌های فعالیت اقتصادی است.

ونزئی (۲۰۱۴) مشابه کار قبلی خود، یک شاخص استرس مالی چندبُعدی را برای آلمان به روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره ۱۹۷۰-۲۰۱۲ به دست آورد. وی اثر استرس مالی بر فعالیت اقتصادی را در یک مدل خودبازگشتی برداری حد آستانه‌ای (TVAR) را تحلیل کرد. یافته‌های تحقیق نشان داد، اگر شاخص از حد آستانه‌ای تجاوز کند، یک افزایش در استرس مالی به‌طور معنی‌داری موجب کاهش فعالیت اقتصادی می‌شود، در حالی که اگر زیر حد آستانه‌ای باشد، فعالیت اقتصادی تقریباً بدون تغییر می‌ماند.

گلاکر و کانیوفسکی (Glocker & Kaniovski) (۲۰۱۴) به کمک ساخت یک شاخص چندبُعدی استرس مالی برای اتریش، دوره‌های استرس شدید مالی را از ژانویه ۲۰۰۰ تا دسامبر ۲۰۱۲ به روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی شناسایی کردند. آن‌ها نشان دادند که شاخص استرس بازار مالی در واقع منجر به نوسانات تولید صنعتی می‌شود. علاوه بر این، افزایش استرس مالی اثر کمی بر تولید، در زمان استرس مالی کم دارد؛ این اثر زمانی معنی‌دار می‌شود که اقتصاد در وضعیت استرسی باشد.

هیوبریچ و تتلو (۲۰۱۵) تأثیر شاخص استرس مالی بر فعالیت اقتصادی در ایالات متحده را طی بازه زمانی ۱۹۸۹-۲۰۱۳ مورد مطالعه قرار دادند. این شاخص توسط صندوق فدرال رزرو سنت لوئیس به روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی برای فعالیت اقتصادی در ایالات متحده منتشر شد. آن‌ها نتیجه گرفتند که در زمان‌های استرس مالی در مقایسه با زمان‌های نرمال، تولید، واکنش متفاوتی نسبت به شوک‌های مالی از خود نشان می‌دهد؛ اهمیت استرس در زمان نرمال قابل چشم‌پوشی است، اما زمانی که اقتصاد در حالت استرس بالا باشد، اهمیتی حیاتی دارد. همچنین، یافته‌های آن‌ها نشان داد که وقوع استرس نسبت به وقوع رخدادهای اقتصادی نامطلوب تقدم زمانی دارد.

لوزیز و وُلدیس (۲۰۱۲) یک شاخص چندبُعدی استرس مالی در بازه زمانی ۱۹۹۸-۲۰۱۰ به روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی برای بخش مالی یونان پیشنهاد دادند. نتایج نشان داد که این شاخص قادر به تعیین دقیق دوره‌های بحرانی است. یافته‌های تحقیق نشان داد که توصیف دقیق از ماهیت سیستمی استرس به منظور ارائه راهنمایی مناسب سیاستی با توجه به شناسایی بحران مالی حائز اهمیت است.

این روش برای وزن‌دهی در داخل یک بخش از سیستم مالی مناسب است، زیرا هر شاخصی که واریانس بیشتری در آن بخش دارد، وزن بالاتری اختیار می‌کند. اما برای وزن‌دهی در میان بخش‌های مختلف یک سیستم مالی، بهتر است به‌جای واریانس در طی زمان به تغییرات در اندازه نسبی آن بخش در کل سیستم مالی توجه شود.

روش چهارم، وزن‌های اعتباری (Credit Weights): در این روش، وزن‌دهی متغیرها براساس اندازه نسبی هر بخش از سیستم مالی نسبت به کل سیستم مالی است. هرچه سهم یک بخش از کل سیستم مالی یک اقتصاد بیشتر باشد، وزن تخصیص داده شده به شاخص‌های استرس آن بازار بیشتر است. در این روش برای بخش‌هایی که بیش از یک شاخص استرس دارند، وزن مربوطه به‌صورت برابر برای همه آن شاخص‌ها اعمال می‌شود. این روش برخلاف روش تابع توزیع تجمعی، اهمیت نسبی هر یک از بخش‌های مالی را نسبت به کل سیستم مالی در نظر می‌گیرد و از این جهت به‌خوبی می‌تواند ویژگی‌های جامعه آماری مورد مطالعه رو توضیح دهد.

تی ان جی و کوئک (Tng & Kwek) (۲۰۱۵) با استفاده از یک شاخص چندبُعدی به روش وزن‌دهی اعتباری و داده‌های ماهانه از ژانویه ۱۹۹۷ تا دسامبر ۲۰۱۳ تأثیر استرس مالی بر اقتصاد و رابطه سیاست پولی و استرس مالی در اقتصادهای ASEAN (اندونزی، مالزی، فیلیپین، سنگاپور و تایلند) را بررسی کردند. نتایج حاکی از آن است که یک افزایش استرس مالی منجر به محدودتر شدن شرایط اعتباری و فعالیت اقتصادی پایین‌تر در تمامی پنج کشور شده است.

والاس (Wallace) (۲۰۱۳) تلاش کرد با توسعه یک شاخص چندبُعدی استرس مالی به ارزیابی اثر دوره‌های استرس مالی بر فعالیت اقتصادی کمک کند. او شاخص‌های استرس مالی را برای جامائیکا، با استفاده از روش‌های وزن‌های واریانس برابر، وزن‌های اعتباری و تجزیه مؤلفه‌های اصلی و داده‌های ماهانه از ژانویه ۲۰۰۵ تا ژوئیه ۲۰۱۳ برای بازارهای

سهام، ارز و بازار پول ساخت. هر سه شاخص در شناسایی دوره‌های تاریخی استرس مالی برای جامائیکا موفق بوده‌اند. علاوه بر این، افت شاخص‌ها در طول دوره‌های استرس به‌طور عمده به فرآیند بازارهای سهام و ارز مربوط می‌شد. با این حال، شاخص غیر وزنی بهتر از سایر شاخص‌ها عمل کرده و مناسب‌ترین معیار برای استرس مالی در جامائیکا است. یافته‌ها نشان داد که پس از یک دوره استرس مالی، رشد تولید ناخالص داخلی تا سه ماه آینده به‌طور آهسته کاهش خواهد یافت.

درگاهی و نیک‌جو (۱۳۹۱) با استفاده از داده‌های فصلی بازارهای مالی مختلف، شامل بخش بانکی، بازار سهام، بازار مسکن و بازار ارز، یک شاخص چندبعدی استرس مالی به روش‌های وزن‌های واریانس برابر، تجزیه مؤلفه‌های اصلی و رگرسیون مؤلفه‌های چرخه‌ای برای اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۷۳:۲-۱۳۸۷:۲ ساخته و سپس اثر شاخص مزبور را بر رشد اقتصادی مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج آن‌ها نشان داد که اثر استرس در بازارهای مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر رشد اقتصادی منفی و معنی‌دار است و اهمیت استرس بخش بانکی بیش از سایر بازارهای مالی است.

به‌عنوان جمع‌بندی می‌توان به مطالعه ایلینگ و لیو (۲۰۰۶) اشاره کرد. آن‌ها یک شاخص استرس مالی را برای آزمایش سیستم مالی کانادا با استفاده از هر چهار روش ذکر شده در بالا برای تجمیع متغیرهای تکی استرس مالی ایجاد کردند. آن‌ها در این مقاله از شاخص استرس مالی به‌عنوان وسیله‌ای برای پایش ثبات مالی و ارزیابی شدت بحران مالی استفاده کرده و نتیجه گرفتند که سطوح بسیار بالای استرس مالی نه تنها سیستم مالی را مختل می‌کند، بلکه منجر به زیان‌های معنی‌داری در بخش واقعی اقتصاد می‌شود. هم‌چنین، سطوح پایین‌تر استرس ممکن است بخش واقعی اقتصاد را به سطح پایین‌تری تنزل دهد.

۴. روش تحقیق

به صورت خلاصه و گام‌به‌گام روش انجام پژوهش به‌صورت زیر است که البته در ادامه این بخش توضیحات بیشتر داده خواهد شد:

۱. فصلی کردن و تعدیل فصلی متغیرها

۲. برآورد شاخص‌های چندبعدی استرس مالی

استرس مالی و رشد بخش‌های اقتصاد ایران (سحر توحیدی و دیگران) ۱۰۹

- ۱-۲) برآورد شاخص‌های چندبعدي مقداری استرس مالی داخل هر بخش/بازار با استفاده از روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی
- ۲-۲) برآورد شاخص‌های چندبعدي مقداری و قیمتی استرس کل بازار مالی میان بخش/بازار با استفاده از روش وزن‌دهی اعتباری
- ۳. بررسی مانایی شاخص‌ها با استفاده از آزمون HEGY
- ۴. برآورد استرس هر یک از شاخص‌های مالی با استفاده از رهیافت واریانس ناهمسانی شرطی خودتوضیح تعمیم‌یافته نمایی (EGARCH)
- ۱-۴) تعیین مرتبه بهینه ARMA
- ۲-۴) انجام آزمون‌های تشخیصی و آزمون وجود اثر ARCH و تعیین مرتبه EGARCH بهینه
- ۵. تعیین وقفه‌های مدل‌های رشد با بهره‌گیری از رهیافت ARDL
- ۶. تعیین رژیم‌ها با استفاده از رهیافت MS-ARDL
- ۱-۶) بررسی انواع مدل‌های غیرخطی و مقایسه آن‌ها
- ۲-۶) توضیح مدل مارکوف-سوئیچینگ و بررسی مدل ساده و کامل
- ۳-۶) تصریح مدل‌های رشد بخشی
- ۴-۶) بررسی حالات مختلف مارکوف-سوئیچینگ و انتخاب حالت بهینه از میان حالات موجود

۱.۴ محاسبه شاخص‌های قیمتی و مقداری استرس مالی

بر اساس آن چه در بخش قبل بیان شد، مطالعات در زمینه استرس مالی را می‌توان به دو دسته تقسیم‌بندی نمود. دسته اول، مطالعاتی که از شاخص‌های تکی استرس مالی برای بررسی تأثیر آن بر متغیرهای کلان استفاده کرده‌اند و دسته دوم، مطالعاتی که شاخص‌های چندبعدي را ملاک قرار داده‌اند.

آنچه پژوهش حاضر را از سایر مطالعات محاسبه استرس متمایز می‌سازد، آن است که این پژوهش شاخص‌ها را در دو دسته نوسانات قیمتی و نوسانات مقداری برای هر یک از سه بخش عمده سیستم مالی ایران (بخش بانکی، بازار سهام و بازار ارز) شناسایی و

دسته‌بندی می‌کند. نوآوری دیگر آن است که برای محاسبه شاخص استرس مالی چندبُعدی در «داخل» هر بخش از بازار مالی، از روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی برای وزن‌دهی استفاده شده است که یک تکنیک با مفهوم آماری (بر پایه ویژگی‌های ساختار مالی یک کشور مشخص) است. برای تخصیص وزن‌ها در «میان» بخش‌های مختلف بازار مالی و ساختن شاخص چندبُعدی کل سیستم مالی، از روش وزن‌های اعتباری استفاده شده است که یک تکنیک با مفهوم اقتصادی است.

اطلاعات مربوط به سه بخش مالی برای ارزیابی شاخص استرس مالی استفاده شده است که عبارتند از: بخش بانکی، بازار سهام و بازار ارز. برای محاسبه شاخص چندبُعدی استرس مالی در این بخش/بازارها، داده‌ها را به تفکیک ماهیت قیمتی و مقداری آن‌ها برای دوره زمانی ۱۳۷۰:۱-۱۳۹۶:۴ دسته‌بندی کرده و با استفاده از روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی (PCA)، شاخص چندبُعدی استرس مالی را در درون هر بخش/بازار و با استفاده از روش وزن‌دهی اعتباری، شاخص چندبُعدی استرس مالی را در میان هر بخش/بازار محاسبه کرده و با استفاده از مدل EGARCH فرآریت هر یک از این شاخص‌ها محاسبه شده است.

این شاخص‌ها عبارتند از:

- شاخص چندبُعدی مقداری بخش بانکی با ترکیب شاخص‌های تکی: بدهی‌های نقدی به تولید ناخالص داخلی، اعتبارات اعطایی بانک‌های سپرده‌پذیر و سایر مؤسسات مالی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی و سپرده‌های سیستم مالی به تولید ناخالص داخلی که نشان‌دهنده عمق بخش بانکی هستند، به دست آمده است (منبع اطلاعات پایگاه داده‌های توسعه مالی جهانی (Global Financial Development Database (GFDD) است).

- شاخص چندبُعدی مقداری بازار سهام با استفاده از شاخص‌های تکی: تجمع سرمایه بازار سهام به تولید ناخالص داخلی و ارزش معاملات بازار سهام به تولید ناخالص داخلی که نشان‌دهنده عمق بازار سهام هستند، محاسبه شده است (منبع اطلاعات پایگاه داده‌های توسعه مالی جهانی است).

- شاخص چندبُعدی مقداری بازار ارز با استفاده از شاخص‌های تکی ذخایر ارزی بانکی مرکزی به تولید ناخالص ملی و صادرات کل به تولید ناخالص داخلی که

نشان‌دهنده عمق بازار سهام هستند، به‌دست آمده است (منبع اطلاعات پایگاه بانک مرکزی ایران است).

شاخص‌های چندبعدی مقداری و قیمتی کل بازار مالی، به روش وزن‌دهی اعتباری با استفاده از سهم هر یک از بخش/بازارها از کل بازار مالی و شاخص‌های چندبعدی مقداری و تکی قیمتی در نرم‌افزار اکسل به‌دست آمده است که عبارتند از شاخص مقداری کل بازار مالی (QC) و شاخص قیمتی کل بازار مالی (PR). نهایتاً سری زمانی واریانس شرطی هر یک از شاخص‌ها بر اساس رهیافت EGARCH برآورده شده است؛ که به عنوان مقادیر شاخص استرس مالی مربوطه در نظر گرفته می‌شود.

۲.۴ مدل مارکوف-سوئیچینگ

پس از محاسبه شاخص‌های مقداری و قیمتی استرس مالی، در ادامه به بررسی تأثیر استرس بر رشد بخش‌های مختلف اقتصاد ایران پرداخته می‌شود. بر اساس الگوهای رشد درون‌زا نه تنها عوامل نیروی کار و سرمایه، بلکه متغیرهای کلان دیگر نیز در توضیح رشد اقتصادی مؤثر هستند. با این توضیح، مبنای رشد اقتصادی مورد استفاده برای ایران به‌شرح زیر می‌تواند باشد:

$$Y_t = A_t f(K_t, L_t, Z_t) \quad (1)$$

که در آن Y محصول واقعی کل در اقتصاد، K موجودی سرمایه، L کل نیروی کار، A تکنولوژی کل تولید و Z سایر عواملی است که بر رشد اقتصادی تأثیرگذار خواهند بود (خان و رینهارت (Khan & Reinhart)، ۱۹۹۰؛ تقوی و محمدی، ۱۳۸۵). در این مقاله، Z شامل برداری از عوامل تعیین‌کننده رشد، شامل نرخ تورم، اندازه دولت (که از پایگاه آماری «شاخص‌های توسعه جهانی (World Development Indicators)» بانک جهانی) و شاخص‌های استرس مالی است. الگو پژوهش حاضر به‌شرح زیر است:

$$GVA_t^i = c_0 + c_1 GK_t^i + c_2 GL_t^i + c_3 INF_t + c_4 GS_t + c_5 FS_t, \quad (2)$$

که در آن GVA نرخ رشد ارزش‌افزوده بخش i ، GK نرخ رشد موجودی سرمایه بخش i ، GL نرخ رشد جمعیت نیروی کار بخش i ، INF نرخ تورم و GS نرخ رشد اندازه

دولت است. FS شاخص استرس مالی است که در تصریح‌های مختلف از شاخص‌های مقداری و قیمتی استفاده می‌شود شامل شاخص مقداری استرس بخش بانکی (BSQ) و شاخص قیمتی آن (MIR)، شاخص مقداری استرس بازار سهام (SMQ) و قیمتی آن (TSMIG)، شاخص‌های مقداری استرس بازار ارز (EMQ) و قیمتی آن (REER)، شاخص مقداری کل بازار (QC) و شاخص قیمتی آن (PR).

تابع تولید کلاسیک با دو نهاده نیروی کار (L_t) و سرمایه (K_t) به صورت $Y_t = F(L_t, K_t, t)$ تعریف می‌شود. وابستگی تابع به زمان، تغییرات تکنولوژی را نشان می‌دهد. براساس الگوی سولو (Solow, R. M.) (۱۹۵۶ و ۱۹۵۷) حالت هیکس - خشی (Hicks Neutral Technical Progress) به صورت رابطه (۱) در نظر گرفته می‌شود.

$$Y_t = A(t) \cdot f(L_t, K_t). \quad (۳)$$

در رابطه (۳)، فرآیند تکنولوژی با $A(t) = A_0 \exp(gt\eta_t^a)$ مشخص شده که در آن g نرخ رشد تکنولوژی است. η_t^a خطای ساختاری تکنولوژیکی است و یک فرآیند تصادفی با میانگین صفر فرض می‌شود.

با پیروی از گارات و همکاران (Hicks Neutral Technical Progress) (۲۰۰۳ و ۲۰۰۶) فرض می‌شود که نسبت نیروی کار شاغل به جمعیت فرآیند نمایی به صورت $L_t/P_t = \theta \exp(\eta_t^l)$ دارد. η_t^l فرآیند تصادفی با میانگین صفر است که نوسانات ادواری نرخ بیکاری اقتصاد را حول نرخ بیکاری تعادلی پایدار نشان می‌دهد. به این ترتیب، تابع تولید براساس سرانه نیروی کار به صورت $Y_t/L_t = A(t) \cdot f(K_t/L_t)$ تعریف و با توجه به نسبت ثابت نیروی کار به جمعیت، تقریب لگاریتم خطی آن براساس تولید سرانه به صورت رابطه (۲) به دست می‌آید.

$$\ln(Y_t/P_t) = \ln(A_0) + \ln(\theta) + gt + \beta \ln(K_t/L_t) + \eta_t^a + \eta_t^l \quad (۴)$$

پولیون بر نقش منفی تورم بر رشد اقتصادی تأکید می‌کنند. پولیون برای تبیین این اثرگذاری منفی بیان می‌کنند که نرخ تورم زیاد، از طریق مختل کردن مکانیسم علامت‌دهی قیمت در بازار، موجب تخصیص ناکارآیی منابع می‌شود که این امر خود موجب رشد اقتصادی می‌شود (مالیک، ۲۰۰۸).^۳

قانون رشد فزاینده فعالیت‌های عمومی و دولتی یا قانون واگنر (۱۸۳۳، ۱۸۹۰) بیان می‌کند با افزایش درآمد سرانه، اندازه بخش عمومی نیز افزایش می‌یابد. به عقیده واگنر، دولت به علت ناکارایی در ارائه کالا و خدمات، نمی‌تواند اقتصاد را رشد دهد. در مقابل، بارو (۱۹۹۰) با مطرح کردن بحث مخارج دولتی مولد (مخارجی نظیر تضمین حقوق مالکیت و ایجاد زیرساخت‌ها که موجب افزایش بهره‌وری سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود)، بر وجود همبستگی مثبت بین مخارج دولت و رشد اقتصادی تأکید کرده است.

برای برآورد این الگو از روش مارکوف-سوئیچینگ استفاده می‌شود. مدل مارکوف-سوئیچینگ یکی از معروف‌ترین مدل‌های سری‌زمانی غیرخطی است که با مدل تغییر رژیم نیز شناخته می‌شود که توسط همیلتون (Hamilton) (۱۹۸۹، ۱۹۹۰) معرفی شد. در این مدل، مکانیزم تبدیل و انتقال بین ساختارها و رژیم‌های مختلف از طریق متغیر وضعیت غیرقابل مشاهده کنترل می‌شود که پیرو زنجیره اول مارکوف است. در نتیجه، مدل مارکوف-سوئیچینگ برای توضیح داده‌هایی که الگوهای رفتاری گوناگونی در بازه‌های مختلف زمانی نشان می‌دهند مناسب است.

انواع مختلفی از مدل تغییر رژیم مارکوف بر حسب آنکه کدام یک از متغیرها تابعی از رژیم باشند، قابل تخمین است که عبارتند از: میانگین متغیرها (Markov-Switching Mean)، عرض از مبدأ (Markov-Switching Intercept)، ضرایب جملات خودرگرسیون (Markov-Switching Autoregressive)، واریانس جملات خطا (Markov-Switching Heteroskedastic). این چهار حالت نیز قابل تلفیق بوده و می‌توان حالات مختلفی از این مدل‌ها را به کمک آن‌ها ایجاد کرد. روش مارکوف به صورت پایه‌ای بر اساس حداقل مربعات معمولی تصریح می‌شود، اما در این پژوهش برای تصریح بهتر مدل و در نظر گرفتن پویایی‌های ناشی از آثار با وقفه متغیرهای مدل، روش مارکوف به صورت تعمیم‌یافته با ARDL به کار گرفته شده است.

ابتدا تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای رشد اقتصادی، تعیین‌کننده‌های رشد و استرس مالی با استفاده از مدل ARDL تعیین می‌شود. سپس خطی یا غیرخطی بودن تمامی حالت‌های مارکوف-سوئیچینگ را با استفاده از آزمون LR و آماره‌های دیویس (Davies) (۱۹۷۷) و آنگ و بکارت (Ang & Bekaert) (۱۹۹۸) مشخص می‌گردد. در مرحله بعد، برای

هر یک از حالت‌ها، تعداد رژیم‌های مدل مارکوف بر اساس تئوری تعیین می‌گردد. پس از تخمین تمامی حالت‌های ممکن، از میان حالت‌هایی که غیرخطی هستند، مدلی به‌عنوان حالت بهینه انتخاب می‌شود که دارای کمترین مقدار آکائیک، بیشترین مقدار تابع حداکثر راستنمایی و بیشترین ضرایب معنی‌دار (خصوصاً اجزای وابسته به رژیم) است.

۵. یافته‌های تجربی

نتایج آزمون‌های تشخیصی برآورد شاخص‌های استرس مالی بر اساس رهیافت EGARCH در جدول (۱) گزارش شده‌اند.

جدول ۱. نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل EGARCH برای متغیرهای مالی پژوهش
منبع: یافته‌های پژوهش

مرتبۀ EGARCH	آزمون واریانس ناهمسانی (اثر ARCH)		مرتبۀ بهینه ARMA	شاخص‌های استرس مالی
	آماره F محاسباتی	وقفه		
(۱،۰)	۱۳/۴۵۳***	۲	(۲،۲)	چندبعدی مقداری بخش بانکی
(۱،۱)	۶/۰۴**	۱	(۲،۲)	قیمتی بخش بانکی
(۲،۱)	۳۴/۶۶۵***	۲	(۲،۲)	چندبعدی مقداری بازار سهام
(۱،۱)	۴/۳۸۷***	۴	(۲،۱)	قیمتی بازار سهام
(۱،۲)	۱۹/۹۲۲***	۲	(۰،۱)	چندبعدی مقداری بازار ارز
(۲،۲)	۹/۷۰۷***	۱	(۲،۲)	قیمتی بازار ارز
(۱،۱)	۴/۳۵۹**	۲	(۱،۱)	چندبعدی مقداری کل
(۲،۲)	۳/۰۳۷**	۴	(۲،۰)	چندبعدی قیمتی کل

علامت **، *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۵ درصد و ۱ درصد را نشان می‌دهند.

مانایی هر یک از متغیرها، با استفاده از آزمون هلبگ و همکاران (Hylleberg et al. (۱۹۹۰) (HEGY) بررسی و مشاهده می‌شود، در دو حالت تواتر دوفصلی و چهارفصلی، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سطح معنی‌داری ۵ درصد رد شده و همگی سری‌های زمانی مورد مطالعه در سطح مانا هستند.

ابتدا نتایج آزمون‌های تشخیصی برآورد اثر شاخص‌های استرس مالی بر نرخ رشد بخش‌های مختلف در هر یک از حالت‌های بهینه در جدول‌های ۱-پیوست تا ۴-پیوست گزارش شده که نتایج آن قابل مشاهده است. سپس، نتایج برآورد حالت بهینه هر یک از مدل‌ها بر اساس رهیافت MS-ARDL در جدول‌های ۲ تا ۴ برای نرخ‌های رشد بخشی در اقتصاد ایران گزارش شده است.

نتایج برآورد مدل برای رشد بخش کشاورزی در جدول ۲ آمده است که بر اساس آن در رگرسیون مربوط به شاخص چندبعدی مقداری استرس بخش بانکی، میانگین رشد کشاورزی وابسته به رژیم نبوده و بی‌معنی است. اثر استرس مالی نیز، در هر دو رژیم بی‌معنی است. احتمال ماندن در رژیم صفر ۷۰ درصد و احتمال ماندن در رژیم یک ۹۰ درصد است. در رگرسیون مربوط به شاخص قیمتی استرس بخش بانکی (نرخ بهره بازار)، میانگین رشد کشاورزی در رژیم صفر مثبت و معنی‌دار و برابر با ۳۲/۳۲ است. احتمال ماندن در این رژیم برابر با ۷۱ درصد است. میانگین رشد کشاورزی در رژیم یک مثبت و معنی‌دار و برابر با ۲۲/۴۴ است. احتمال ماندن در این رژیم برابر با ۹۱ درصد است. اثر استرس مالی در هر دو رژیم بی‌معنی است.

در رگرسیون مربوط به شاخص چندبعدی مقداری استرس بازار سهام، میانگین رشد کشاورزی در رژیم صفر مثبت و معنی‌دار و برابر با ۲۷/۷۱ است. میانگین رشد کشاورزی در رژیم یک مثبت و معنی‌دار و برابر با ۱۷/۳۸ است. اثر استرس مالی در رژیم صفر مثبت و معنی‌دار و برابر با ۰/۹۲ و احتمال ماندن در این رژیم برابر با ۷۰ درصد است. اثر این شاخص در رژیم یک منفی و معنی‌دار بوده و برابر ۰/۰۶ و احتمال ماندن در این رژیم برابر با ۹۰ درصد است. مثبت و معنی‌دار بودن این شاخص در رژیم صفر، حاکی از آن است که به‌ازای یک واحد افزایش استرس، نرخ رشد کشاورزی به‌میزان ۰/۹۲ درصد افزایش می‌یابد. همچنین، منفی و معنی‌دار بودن این شاخص در رژیم یک، یعنی به‌ازای یک واحد افزایش استرس، نرخ رشد کشاورزی به‌میزان ۰/۰۶ درصد کاهش می‌یابد. در رگرسیون خطی مربوط به شاخص قیمتی استرس بازار سهام (شاخص کل بازار سهام)، میانگین رشد کشاورزی مثبت و معنی‌دار و برابر با ۱/۰۸ است. اثر استرس مالی بی‌معنی است.

در رگرسیون مربوط به شاخص چندبعدی مقداری استرس بازار ارز، میانگین رشد کشاورزی در رژیم صفر مثبت و معنی‌دار و برابر با $30/324$ است. میانگین رشد کشاورزی در رژیم یک مثبت و معنی‌دار و برابر با $22/28$ است. اثر استرس مالی در هر دو رژیم بی‌معنی است. احتمال ماندن در رژیم صفر، 77 درصد و در رژیم یک برابر با 90 درصد است. در رگرسیون مربوط به شاخص قیمتی استرس بازار ارز (نرخ ارز مؤثر واقعی)، میانگین رشد کشاورزی، در رژیم صفر مثبت و معنی‌دار بوده و برابر با $13/284$ است و احتمال ماندن در این رژیم برابر با 61 درصد است. همچنین، احتمال ماندن در رژیم یک برابر با 87 درصد است. میانگین رشد کشاورزی در رژیم یک و اثر استرس مالی در رژیم هر دو رژیم، بی‌معنی است.

در رگرسیون مربوط به شاخص مقداری استرس کل سیستم مالی، میانگین رشد کشاورزی وابسته به رژیم نبوده و مثبت و معنی‌دار و برابر با $6/03$ است. اثر استرس مالی در رژیم صفر مثبت و معنی‌دار و برابر با $11/50$ و احتمال ماندن در این رژیم برابر با 64 درصد است. اثر استرس مالی در رژیم یک، بی‌معنی بوده و احتمال ماندن در این رژیم برابر با 86 درصد است. مثبت و معنی‌دار بودن ضریب این شاخص در رژیم صفر، حاکی از آن است که به‌ازای یک واحد افزایش استرس، نرخ رشد کشاورزی به‌میزان $11/50$ درصد افزایش می‌یابد.

در رگرسیون مربوط به شاخص قیمتی استرس کل سیستم مالی، میانگین رشد کشاورزی وابسته به رژیم نبوده و مثبت و معنی‌دار و برابر با $33/21$ است. اثر استرس مالی در رژیم صفر، در سطح 5 درصد، منفی و معنی‌دار، برابر با $0/75$ و احتمال ماندن در این رژیم برابر با 50 درصد است. اثر استرس مالی در رژیم یک، بی‌معنی بوده و احتمال ماندن در این رژیم 92 درصد است. منفی و معنی‌دار بودن ضریب شاخص قیمتی استرس کل سیستم مالی در رژیم صفر، حاکی از آن است که به‌ازای یک واحد افزایش استرس، نرخ رشد کشاورزی به‌میزان $0/75$ درصد کاهش می‌یابد.

جدول ۲. نتایج برآورد حالت بهینه رهیافت MS-ARDL برای نرخ رشد بخش کشاورزی
منبع: یافته های پژوهش

احتمال ماندن در رژیم	ضریب استرس مالی	عرض از مبدأ / میانگین	رژیم	حالت بهینه	شاخص استرس مالی
۰/۶۹۴ (۰/۱۸)	۰/۶۲۵ (۸/۸۳۳)	۵/۱۵۵ (۶/۵۲۸)	۰ (پایین)	MSAH-ARDL	چندبعدهی مقداری بخش بانکی
۰/۸۹۱ (۰/۰۶۶)	-۰/۱۹ (۰/۴۶۱۲)	۰/۶۲۲ (۰/۵۵۲۳)	۱ (بالا)		
۰/۷۰۶ (۰/۱۸۳)	-۲/۴۴۴ (۴/۰۶۹)	۳۲/۳۱۸*** (۱۰/۸۰)	۰ (بالا)	MSIH-ARDL	قیمتی بخش بانکی
۰/۹۱۵ (۰/۱۱۸)	-۰/۶۱۷ (۰/۴۳۵)	۲۲/۴۳۹** (۸/۸۷۵)	۱ (پایین)		
۰/۶۹۷ (۰/۱۸)	۰/۹۲* (۰/۴۸۵)	۲۷/۷۰۸*** (۷/۵۶۶)	۰ (پایین)	MSIAH-ARDL	چندبعدهی مقداری بازار سهام
۰/۹۰۴ (۰/۰۴۲)	-۰/۰۶** (۰/۰۲۴)	۱۷/۳۷۸*** (۳/۰۶۱)	۱ (بالا)		
-	۸/۸۹e-۰۵ (۰/۰۰۱)	۲۸/۷۱۱ (۵/۲۱۱)	-	ARDL	قیمتی بازار سهام
۰/۷۶۸ (۰/۱۹۳)	-۳/۱۸۶e-۰۸ (۸/۰۶۹e-۰۵)	۳۰/۳۲۴*** (۸/۸۱۶)	۰ (بالا)	MSIH-ARDL	چندبعدهی مقداری ارز
۰/۹ (۰/۱۵۱)	۲/۸۵۷e-۰۸ (۹/۵۴۷e-۰۵)	۲۲/۲۸*** (۷/۵۷۵)	۱ (پایین)		
۰/۶۱۵ (۰/۱۲۲)	۰/۰۰۱ (۰/۰۰۱)	۱۳/۲۸۴*** (۳/۲۵۳)	۰ (بالا)	MSH-ARDL	قیمتی بازار ارز
۰/۸۷۴ (۰/۰۴۴)	۳/۹۳۴e-۰۵ (۰/۰۰)	۳/۰۸۲ (۲/۱۲۹)	۱ (پایین)		
۰/۶۴۱ (۰/۱۱۶)	۱۱/۴۹۸*** (۴/۱۰۹)	۶/۰۳۳*** (۲/۱۷۸)	۰	MSH-ARDL	چندبعدهی مقداری کل
۰/۸۶۳ (۰/۰۴۷)	-۲/۹۴ (۲/۲۵۷)		۱		
۰/۵۰۶ (۰/۱۹۵)	-۰/۷۴۷** (۰/۲۸۳)	۳۳/۲۰۹*** (۹/۸۵۹)	۰ (پایین)	MSAH-ARDL	چندبعدهی قیمتی کل

۰/۹۲۱	-۰/۰۲۵		۱		
(۰/۰۴۲)	(۰/۱۲۱)		(بالا)		

اعداد داخل پراتز انحراف معیار هستند. علامت *، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری ضرایب برازش شده در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند.

نتایج مربوط به رشد بخش صنعت در جدول ۳ گزارش شده است. بر این اساس در رگرسیون مربوط به شاخص چندبعدی مقداری استرس بخش بانکی، میانگین رشد صنعت و اثر استرس مالی، در هر دو رژیم بی‌معنی است. احتمال ماندن در رژیم صفر ۸۸ درصد و احتمال ماندن در رژیم یک ۷۶ درصد است. در رگرسیون مربوط به شاخص قیمتی استرس بخش بانکی (نرخ بهره بازار)، میانگین رشد صنعت و اثر استرس مالی در هر دو رژیم بی‌معنی است. احتمال ماندن در رژیم صفر ۸۸ درصد و احتمال ماندن در رژیم یک ۷۶ درصد است.

در رگرسیون مربوط به شاخص چندبعدی مقداری استرس بازار سهام، میانگین رشد صنعت در رژیم صفر مثبت و معنی‌دار و برابر با ۲/۹۶ و احتمال ماندن در این رژیم ۹۳ درصد است. میانگین رشد صنعت در رژیم یک و اثر استرس مالی در هر دو رژیم بی‌معنی است. احتمال ماندن در رژیم یک ۷۷ درصد است. در رگرسیون خطی مربوط به شاخص قیمتی استرس بازار سهام (شاخص کل بازار سهام) میانگین رشد صنعت و اثر استرس مالی بی‌معنی است.

در رگرسیون مربوط به شاخص چندبعدی مقداری استرس بازار ارز، میانگین رشد اقتصادی میانگین رشد صنعت و اثر استرس مالی، در هر دو رژیم بی‌معنی است. احتمال ماندن در رژیم صفر ۸۸ درصد و احتمال ماندن در رژیم یک ۷۷ درصد است. در رگرسیون مربوط به شاخص قیمتی استرس بازار ارز (نرخ ارز مؤثر واقعی)، میانگین رشد صنعت و اثر استرس مالی در هر دو رژیم بی‌معنی است. احتمال ماندن در رژیم صفر ۸۸ درصد و احتمال ماندن در رژیم یک ۷۷ درصد است.

در رگرسیون مربوط به شاخص مقداری استرس کل سیستم مالی، میانگین رشد صنعت وابسته به رژیم نبوده و مثبت و معنی‌دار و برابر با ۹/۹۴ است. اثر استرس مالی در هر دو رژیم بی‌معنی است. احتمال ماندن در رژیم صفر ۸۸ درصد و احتمال ماندن در رژیم یک ۷۶ درصد است. در رگرسیون مربوط به شاخص قیمتی استرس کل سیستم مالی،

استرس مالی و رشد بخش های اقتصاد ایران (سحر توحیدی و دیگران) ۱۱۹

میانگین رشد صنعت و اثر استرس مالی در هر دو رژیم بی معنی است. احتمال ماندن در رژیم صفر ۸۸ درصد و احتمال ماندن در رژیم یک ۷۷ درصد است.

جدول ۳. نتایج برآورد حالت بهینه رهیافت MS-ARDL برای نرخ رشد بخش صنعت

منبع: یافته های پژوهش

احتمال ماندن در رژیم	ضریب استرس مالی	عرض از مبدأ / میانگین	رژیم	روش بهینه	شاخص استرس مالی
۰/۸۸۱ (۵/۲۴۱)	-۰/۱۲۹ (۲/۵۵)	۴/۱۹۴ (۱۹/۸۳)	۰ (بالا)	MSI-ARDL	چندبعدی مقداری بخش بانکی
۰/۷۶۷ (۹/۰۰۳)	-۰/۲۱۷ (۲/۳۷)	۳/۱۵۱ (۵۰/۸۷)	۱ (پایین)		
۰/۸۸۲ (۰/۴۳۱)	-۰/۱۲۷ (۰/۳۰۲)	۲/۱۰۱ (۱/۶۸۹)	۰	MSH-ARDL	قیمتی بخش بانکی
۰/۷۶۴ (۰/۷۵۹)	-۰/۳۷۹ (۰/۵۴۹)		۱		
۰/۹۳۱ (۰/۰۳۴)	-۰/۰۰۷ (۰/۰۰۸)	۲/۹۶۲*** (۰/۸۳۵)	۰ (بالا)	MSMA-ARDL	چندبعدی مقداری بازار سهام
۰/۷۷۱ (۰/۱۰۳)	-۰/۰۰۹ (۰/۰۱۱)	-۰/۴۷۹ (۰/۴۹۱)	۱ (پایین)		
-	۳/۹۰e-۰۵ (۰/۰۰)	۰/۸۷۶ (۱/۴۲۳)	-	ARDL	قیمتی بازار سهام
۰/۸۸۱ (۱/۳۲۲)	۱۶۵/۷۳۹ (۵۱۵/۲)	۳/۶۶۶ (۴/۹۹)	۰ (بالا)	MSI-ARDL	چندبعدی مقداری ارز
۰/۷۶۷ (۲/۱۵)	۲۰۹/۹۲۶ (۰/۱۶۳)	۲/۴۴۵ (۷/۳۷۴)	۱ (پایین)		
۰/۸۷۸ (۰/۷۹۹)	۴/۹۰۵e-۰۵ (۰/۰۰)	۱/۵۸۴ (۲/۵۰۷)	۰ (بالا)	MSMH-ARDL	قیمتی بازار ارز
۰/۷۶۶ (۰/۵۱۷)	۰/۰۰ (۰/۰۰)	۰/۵۳۶ (۱/۹۴۸)	۱ (پایین)		
۰/۸۸ (۰/۳۶۶)	-۵/۲۷۴ (۱۲/۹۰)	۹/۹۳۵** (۴/۲۷۵)	۰ (بالا)	MSH-ARDL	چندبعدی مقداری کل
۰/۷۶۱	-۳/۵۳۹		۱		

(۰/۳۹۴)	(۱۹/۲۱)		(پایین)		
۰/۸۸۱	-۰/۰۰۵	۳/۳۳۱	۰	MSMH-ARDL	چندبعدی قیمتی کل
(۰/۳۶)	(۰/۰۲۴۱۷)	(۲/۸۰۰)	(بالا)		
۰/۷۶۷	۰/۰۰۷	۲/۰۲	۱		
(۰/۷۰۱)	(۰/۰۴۱)	(۲/۳۵۸)	(پایین)		

اعداد داخل پراتز انحراف معیار هستند. علامت *، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری ضرایب برازش شده در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند.

سرانجام نیز نتایج مربوط به رشد بخش خدمات در جدول ۴ آمده است که نشان می‌دهد در رگرسیون مربوط به شاخص چندبعدی مقداری استرس بخش بانکی، میانگین رشد خدمات در رژیم یک منفی و معنی‌دار و برابر با ۳/۱۳ است. میانگین رشد خدمات در رژیم صفر بی معنی است. اثر استرس مالی در رژیم صفر منفی و معنی‌دار و برابر با ۰/۲۶ و احتمال ماندن در این رژیم برابر با ۸۸ درصد است. اثر استرس مالی در رژیم یک مثبت و معنی‌دار و برابر با ۰/۵۷۳ و احتمال ماندن در این رژیم برابر با ۷۴ درصد است.

منفی و معنی‌دار بودن شاخص چندبعدی بخش بانکی در رژیم صفر، حکایت از آن دارد که به‌ازای یک واحد افزایش استرس، نرخ رشد خدمات در بخش خدمات به‌میزان ۰/۲۶ درصد کاهش می‌یابد. همچنین، مثبت و معنی‌دار بودن این شاخص در رژیم یک یعنی به‌ازای یک واحد افزایش استرس، نرخ رشد خدمات به‌میزان ۰/۵۷ درصد افزایش می‌یابد. در رگرسیون مربوط به شاخص قیمتی استرس بخش بانکی (نرخ بهره بازار)، میانگین رشد خدمات وابسته به رژیم نبوده و مثبت و معنی‌دار و برابر با ۳۲/۳۲ است. اثر استرس مالی در هر دو رژیم بی معنی است. احتمال ماندن در رژیم صفر برابر با ۹۸ درصد و این احتمال در رژیم یک برابر با ۸۸ درصد است.

در رگرسیون مربوط به شاخص چندبعدی مقداری استرس بازار سهام، میانگین رشد خدمات وابسته به رژیم نبوده، در سطح ۱۰ درصد، مثبت و معنی‌دار، برابر با ۲/۵۸ است. احتمال ماندن در رژیم صفر، برابر با ۹۴ درصد و این احتمال در رژیم یک، برابر با ۸۳ درصد است. اثر استرس مالی در هر دو رژیم بی معنی است. در رگرسیون مربوط به شاخص قیمتی استرس بازار سهام (شاخص کل بازار سهام)، میانگین رشد خدمات در

استرس مالی و رشد بخش‌های اقتصاد ایران (سحر توحیدی و دیگران) ۱۲۱

رژیم صفر مثبت و معنی‌دار و برابر با $3/32$ و احتمال ماندن در این رژیم برابر با ۸۷ درصد است. میانگین رشد خدمات در رژیم یک مثبت و معنی‌دار، برابر با $3/49$ و احتمال ماندن در این رژیم برابر با ۸۵ درصد است. اثر استرس مالی در هر دو رژیم بی‌معنی است.

در رگرسیون خطی مربوط به شاخص چندبعدی مقداری استرس بازار ارز، میانگین رشد خدمات مثبت و معنی‌دار و برابر با $3/37$ است. اثر استرس مالی بی‌معنی است. در رگرسیون مربوط به شاخص قیمتی استرس بازار ارز (نرخ ارز مؤثر واقعی)، میانگین رشد خدمات در رژیم یک مثبت و معنی‌دار و برابر با $1/78$ است و احتمال ماندن در این رژیم برابر با ۷۱ درصد است. احتمال ماندن در رژیم صفر برابر با ۷۱ درصد است. میانگین رشد خدمات در رژیم صفر و اثر استرس مالی در هر دو رژیم بی‌معنی است.

در رگرسیون مربوط به شاخص مقداری استرس کل سیستم مالی، اثر استرس مالی در رژیم یک منفی و معنی‌دار و برابر با $4/69$ و احتمال ماندن در این رژیم برابر با ۸۶ درصد است. احتمال ماندن در رژیم صفر برابر با ۸۶ درصد است. اثر استرس مالی در رژیم صفر و میانگین رشد خدمات در هر دو رژیم بی‌معنی است.

در رگرسیون مربوط به شاخص قیمتی استرس کل سیستم مالی، میانگین رشد خدمات در رژیم صفر مثبت و معنی‌دار و برابر با $5/03$ و در رژیم یک مثبت و معنی‌دار و برابر با $2/98$ است. اثر استرس مالی در رژیم یک، در سطح ۱ درصد، مثبت و معنی‌دار و برابر با $0/07$ و احتمال ماندن در این رژیم برابر با ۹۷ درصد است. اثر استرس مالی در رژیم صفر بی‌معنی بوده و احتمال ماندن در این رژیم ۹۷ درصد است. مثبت و معنی‌دار بودن ضریب این شاخص در رژیم یک، حاکی از آن است که به‌ازای یک واحد افزایش استرس، نرخ رشد خدمات بخش خدمات به‌میزان $0/07$ درصد افزایش می‌یابد.

جدول ۴. نتایج برآورد حالت بهینه رهیافت MS-ARDL برای نرخ رشد بخش خدمات
منبع: یافته‌های پژوهش

احتمال ماندن در رژیم	ضریب استرس مالی	عرض از مبدأ / میانگین	رژیم	روش بهینه	شاخص استرس مالی
۰/۸۸۵ (۰/۰۴۹)	-۰/۲۶۵ ^{***} (۰/۰۵۷)	-۰/۵۷۸ (۰/۸۱۹)	۰ (بالا)	MSMH-ARDL	چندبعدي مقداری بخش بانکی
۰/۷۳۸ (۰/۱۱)	۰/۵۷۳ [*] (۰/۳۴۷)	-۳/۱۲۸ ^{***} (۰/۹۵۵)	۱ (پایین)		
۰/۹۸۱ (۰/۰۱۸)	۰/۱۱۲ (۰/۱۱۴)	۱/۱۸ [*] (۰/۶۷۱)	۰ (پایین)	MSAH-ARDL	قیمتی بخش بانکی
۰/۸۸ (۰/۰۷۹)	۰/۰۰۳ (۰/۰۷۶)		۱ (بالا)		
۰/۹۳۶ (۰/۰۶۳)	-۰/۰۰۵ (۰/۰۰۸۱۶۸)	۲/۵۷۸ [*] (۱/۳۹۱)	۰ (بالا)	MSA-ARDL	چندبعدي مقداری بازار سهام
۰/۸۳۴ (۰/۱۲۷)	-۰/۰۱۹ (۰/۰۴۸)	-۰/۲۶۶ (۰/۱۸۹)	۱ (پایین)		
۰/۸۶۸ (۰/۱۵۳)	-۳/۸۲۱e-۰۶ (۲/۴۶۶e-۰۵)	۳/۳۱۸ ^{***} (۱/۱۶۶)	۰ (بالا)	MSMA-ARDL	قیمتی بازار سهام
۰/۸۵۴ (۰/۲۳۸)	-۴/۰۷۹e-۰۶ (۲/۴۸۲e-۰۵)	۳/۴۹۴ ^{***} (۱/۰۱۲)	۱ (پایین)		
-	-۴۱۹/۴۳۲ (۲۹۶/۱۶۷)	۳/۳۶۸ [*] (۱/۷۷۸)	-	ARDL	چندبعدي مقداری ارز
۰/۸۲۸ (۰/۱۱۲)	-۶/۷۱۱e-۰۶ (۰/۰۰)	۰/۳۴۹ (۰/۶۱۴)	۰ (پایین)	MSMH-ARDL	قیمتی بازار ارز
۰/۷۰۸ (۰/۱۸۲)	-۶/۸۶۷e-۰۵ (۰/۰۰)	۱/۷۷۹ ^{***} (۰/۶۳۵)	۱ (بالا)		
۰/۹۸۷ (۰/۰۱۲)	۲/۰۶۶ (۲/۴۷۳)	۱/۹۴۴ (۱/۶۹۶)	۰ (بالا)	MSMA-ARDL	چندبعدي مقداری کل
۰/۸۵۶ (۰/۰۹۴)	۴/۶۹۵ ^{***} (۰/۷۲۷)	۰/۴۳۱۲۸۳ (۱/۶۵۲)	۱ (پایین)		
۰/۹۷۳ (۰/۰۲۶)	۰/۰۰ (۰/۰۰۷)	۵/۰۲۸ ^{***} (۱/۵۰۲)	۰ (بالا)	MSM-ARDL	چندبعدي قیمتی کل
۰/۹۷۵	۰/۰۷۳۴ ^{***}	۲/۹۸۵ ^{***}	۱		

(۰/۰۲۴)	(۰/۰۲۳)	(۱/۱۰۵)	(پایین)		
---------	---------	---------	---------	--	--

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار هستند. علامت *، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری ضرایب برآزش شده در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند.

پس در مجموع، تأثیر شاخص‌های استرس بر رشد بخش‌های اقتصادی ایران به‌طور خلاصه به‌شرح زیر است:

- اثر شاخص چندبعدی مقداری بخش بانکی بر رشد بخش کشاورزی و صنعت، در هر دو رژیم بی‌معنی است و تنها بر رشد بخش خدمات در رژیم صفر اثر منفی و معنی‌دار و در رژیم یک اثر مثبت و معنی‌دار دارد.
- اثر شاخص قیمتی بخش بانکی (نرخ بهره بازار) بر رشد بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات در هر دو رژیم بی‌معنی است.
- تأثیر شاخص چندبعدی مقداری استرس بازار سهام بر رشد بخش کشاورزی در رژیم صفر مثبت و معنی‌دار و در رژیم یک منفی و معنی‌دار است. اثر آن بر رشد بخش‌های صنعت و خدمات، در هر دو رژیم بی‌معنی است.
- شاخص قیمتی استرس بازار سهام (شاخص کل بازار سهام) بر رشد بخش کشاورزی، صنعت و خدمات، تأثیری ندارد.
- اثر شاخص چندبعدی مقداری استرس بازار ارز بر رشد بخش کشاورزی، صنعت و خدمات در هر دو رژیم بی‌معنی است.
- تأثیر شاخص قیمتی استرس بازار ارز (نرخ ارز مؤثر) واقعی بر رشد بخش کشاورزی، صنعت و خدمات در هر دو رژیم بی‌معنی است.
- تأثیر شاخص مقداری استرس کل سیستم مالی بر رشد بخش کشاورزی در رژیم یک منفی و معنی‌دار است و تأثیر آن بر رشد بخش صنعت و خدمات بی‌معنی است.
- تأثیر شاخص قیمتی استرس کل سیستم مالی بر رشد بخش کشاورزی در رژیم صفر منفی و معنی‌دار و بر رشد بخش خدمات، در رژیم یک مثبت و معنی‌دار است و تأثیر آن بر رشد بخش صنعت بی‌معنی است.

نتایج به‌طور خلاصه حاکی از آن است که با وجود دوره‌های استرس مالی شدید در ایران در بازه زمانی مورد نظر، تأثیر آن بر رشد بخش‌های کشاورزی، صناعت و خدمات ناچیز و یا در بیشتر مواقع بی‌معنی است. نمای کلی یافته‌های این تحقیق در جدول ۴ آورده شده است.

جدول ۴. خلاصه نتایج اثر شاخص‌های استرس مالی بر رشدهای بخشی در اقتصاد ایران
منبع: یافته‌های پژوهش

شاخص استرس مالی	رژیم	رشد بخش کشاورزی	رشد بخش صناعت	رشد بخش خدمات
چندبعدهی مقداری بخش بانکی	۰	بی‌معنی	بی‌معنی	منفی و معنی‌دار
	۱			مثبت و معنی‌دار
قیمتی بخش بانکی (نرخ بهره بازار)	۰	بی‌معنی	بی‌معنی	بی‌معنی
	۱			
چندبعدهی مقداری بازار سهام	۰	مثبت و معنی‌دار	بی‌معنی	بی‌معنی
	۱	منفی و معنی‌دار		
قیمتی بازار سهام (شاخص کل بازار سهام)	۰	بی‌معنی	بی‌معنی	بی‌معنی
	۱			
چندبعدهی مقداری بازار ارز	۰	بی‌معنی	بی‌معنی	بی‌معنی
	۱			
قیمتی بازار ارز (نرخ ارز مؤثر واقعی)	۰	بی‌معنی	بی‌معنی	بی‌معنی
	۱			
چندبعدهی مقداری کل سیستم مالی	۰	بی‌معنی	بی‌معنی	بی‌معنی
	۱	منفی و معنی‌دار		
چندبعدهی قیمتی کل سیستم مالی	۰	بی‌معنی	بی‌معنی	مثبت و معنی‌دار
	۱			بی‌معنی

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

تا قبل از بحران مالی ۲۰۰۸، عمده مطالعات به توسعه بازارهای مالی توجه می‌کردند و به تأثیر بالقوه شوک‌های مالی توجه کمی داشتند. این در حالی است که زمانی که اقتصاد در حالت استرس است، افزایش استرس مالی تأثیر بسیار قوی‌تری بر بخش اقتصاد واقعی دارد

و از سوی دیگر، تشدید استرس مالی نقش مهمی در منحرف کردن یک اقتصاد قوی به سمت یک حالت استرسی ایفا می‌کند.

بر این اساس همراه با توسعه بازارها و تنوع ابزارهای مالی در ایران، توجه به ریسک سیستمی و طراحی شاخصی که بتواند معیاری از پایش سلامت و ثبات مالی باشد، لازم است. در این راستا در مطالعه حاضر ابتدا به تبیین نظری مفهوم استرس مالی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی پرداخته شد. برای این منظور، از داده‌های فصلی ۱:۱۳۷۰ تا ۴:۱۳۹۶ بخش‌های بانکی، بازارهای سهام و ارز استفاده و با بهره‌گیری از روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی، وزن‌دهی اعتباری و استفاده از رهیافت EGARCH به برآورد شاخص‌های قیمتی و مقداری چندبعدی استرس مالی «در داخل» و «در میان» بخش‌های مختلف سیستم مالی (بخش بانکی، بازار سهام و بازار ارز) پرداخته شد. سپس، تأثیر استرس مالی بر رشد بخشی به استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ بررسی شد.

پژوهش حاضر از سه جهت از سایر مطالعات متمایز است. ابتدا اینکه این پژوهش شاخص‌ها را در دو دسته نوسانات قیمتی و نوسانات مقداری برای هر یک از سه بخش عمده سیستم مالی ایران (بخش بانکی، بازار سهام و بازار ارز) شناسایی و دسته‌بندی کرده است. نوآوری دیگر آن است که برای محاسبه شاخص استرس مالی چندبعدی در داخل هر بخش از بازار مالی، از روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی برای وزن‌دهی استفاده شده است که یک تکنیک با مفهوم آماری (بر پایه ویژگی‌های ساختار مالی یک کشور مشخص) است. برای تخصیص وزن‌ها در میان بخش‌های مختلف بازار مالی و ساختن شاخص چندبعدی کل سیستم مالی، از روش وزن‌های اعتباری استفاده شده است که یک تکنیک با مفهوم اقتصادی است. سرانجام نیز، این پژوهش اثر شاخص‌های استرس مالی بر نرخ رشد اقتصادی بخش‌های مختلف (کشاورزی، صنعت، خدمات) اقتصاد ایران را به تفکیک مد نظر قرار داده است. مشاهده گردید که با وجود دوره‌های استرس مالی شدید در ایران در بازه زمانی مورد نظر، تأثیر آن بر رشد بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات ناچیز و یا در بیشتر مواقع بی‌معنی است. این بدان معناست که در اقتصاد ایران، بخش اسمی اقتصاد نتوانسته است نقش موثری در تحولات بخش واقعی اقتصاد که رشد (در بخش‌های اقتصادی) را رقم می‌زند، ایفا کند و به‌این دلیل اثرپذیری رشد اقتصادی به تفکیک بخشی از تحولات بخش مالی (در قالب استرس مالی) به‌صورت معنی‌داری ظاهر نمی‌گردد. بخشی

از این مشکل ریشه در بالا بودن درجه بانک‌محوری اقتصاد ایران و متقابلاً سهم اندک بازار سرمایه دارد که باعث گردیده ارتباط میان بخش اسمی و واقعی در اقتصاد ایران بخوبی تعریف نگردد. بدون شک توسعه بخش مالی غیربانکی، به‌عنوان یک سیاست توسعه مالی، می‌تواند منجر به افزایش ثبات مالی و کاهش استرس مالی در اقتصاد ایران شود. به‌نظر می‌رسد بخشی از این مهم از مجرای کاهش مداخله‌های حاکمیتی در بازار سرمایه هم‌چون دامنه نوسان قیمت و مداخله زیاد در بستن و متوقف کردن نمادها در بازار سهام؛ و مداخله‌هایی مانند تسهیلات دستوری و یکسان بودن نرخ بهره برای مؤسسات و ابزارهای مالی مختلف تحقق می‌یابد.

پیوست‌ها

جدول ۱ پیوست. تعیین وقفه بهینه متغیرهای مدل بر اساس رهیافت ARDL –
متغیر وابسته: نرخ رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی
منبع: یافته‌های پژوهش

شاخص رشد	شاخص‌های استرس مالی	وقفه بهینه
AVAGrowth	BSQ	(۴, ۰, ۰, ۰, ۰, ۴)
	MIRate	(۳, ۰, ۲, ۰, ۰, ۰)
	SMQ	(۳, ۰, ۱, ۰, ۰, ۱)
	TSMIGrowth	(۳, ۰, ۰, ۰, ۰, ۰)
	EMQ	(۳, ۰, ۰, ۰, ۰, ۰)
	REER	(۳, ۰, ۰, ۰, ۰, ۰)
	Q_crditweight	(۴, ۰, ۰, ۰, ۰, ۰)
	P_R_crditweight	(۴, ۰, ۰, ۰, ۰, ۰)

$$AVAGROWTH=f(AKGROWTH, ALGROWTH, INF, GGROWTH, FS);$$

$$FS(BSQ, MIRate, SMQ, TSMIGrowth, EMQ, REER, Q_Crdit\ weight, P_R_Crditweight)$$

جدول ۲ پیوست. تعیین وقفه بهینه متغیرهای مدل بر اساس رهیافت ARDL -
متغیر وابسته: نرخ رشد ارزش افزوده بخش صنعت
منبع: یافته های پژوهش

شاخص رشد	شاخص های استرس مالی	وقفه بهینه
IVAGrowth	BSQ	(۱, ۰, ۰, ۲, ۰, ۰)
	MIRate	(۱, ۰, ۰, ۱, ۰, ۰)
	SMQ	(۱, ۰, ۰, ۱, ۰, ۰)
	TSMIGrowth	(۱, ۰, ۰, ۱, ۰, ۰)
	EMQ	(۱, ۰, ۰, ۲, ۰, ۰)
	REER	(۱, ۰, ۰, ۱, ۰, ۲)
	Q_crditweight	(۱, ۰, ۰, ۱, ۰, ۲)
	P_R_crditweight	(۱, ۰, ۰, ۲, ۰, ۰)

$$IVAGROWTH=f(AKGROWTH, ALGROWTH, INF, GGROWTH, FS);$$

$$FS(BSQ, MIRate, SMQ, TSMIGrowth, EMQ, REER, Q_Crdit\ weight, P_R_Crditweight)$$

جدول ۳ پیوست. تعیین وقفه بهینه متغیرهای مدل بر اساس رهیافت ARDL -
متغیر وابسته: نرخ رشد ارزش افزوده بخش خدمات
منبع: یافته های پژوهش

شاخص رشد	شاخص های استرس مالی	وقفه بهینه
SVAGrowth	BSQ	(۳, ۲, ۴, ۳, ۴, ۰)
	MIRate	(۳, ۰, ۰, ۰, ۰, ۳)
	SMQ	(۳, ۱, ۰, ۰, ۰, ۱)
	TSMIGrowth	(۳, ۰, ۰, ۰, ۰, ۰)
	EMQ	(۳, ۰, ۰, ۰, ۰, ۰)
	REER	(۳, ۰, ۰, ۰, ۰, ۰)
	Q_crditweight	(۳, ۲, ۰, ۳, ۴, ۰)
	P_R_crditweight	(۳, ۲, ۰, ۳, ۴, ۰)

$$SVAGROWTH=f(AKGROWTH, ALGROWTH, INF, GGROWTH, FS);$$

$$FS(BSQ, MIRate, SMQ, TSMIGrowth, EMQ, REER, Q_Crdit\ weight, P_R_Crditweight)$$

جدول ۴ پیوست. نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل‌های رشد بخش کشاورزی
بر اساس رهیافت MS-ARDL
منبع: یافته‌های پژوهش

واریانس ناهمسانی	نرمالیتی	خودهمبستگی مربع پسماندها	خودهمبستگی پسماندها	خطی بودن		شاخص‌های استرس مالی
				دیویس	آند و بکارت	
۰/۲۸ (۰/۵۹۸)	۳/۰۱۶ (۰/۲۲۱)	۲۹/۵۸۹*** (۰/۰۰۳)	۱۸/۴۷۰ (۰/۱۰۲)	۵۸/۱۷۹*** (۰/۰۰۰)	۵۸/۱۷۹*** (۰/۰۰۰)	BSQ
۲/۳۳۹ (۰/۱۳۰)	۱/۸۳۰ (۰/۴۲۰)	۱۳/۱۲۳ (۰/۳۶۰)	۱۱/۸۳۸ (۰/۲۲۸)	۴۰/۰۴۱*** (۰/۰۰۰)	۴۰/۰۴۱*** (۰/۰۰۰)	MIR
۰/۸۳۵ (۰/۳۹۳)	۱/۵۰۱ (۰/۴۷۲)	۱۳/۰۰۳ (۰/۳۶۸)	۱۲/۸۱۷ (۰/۳۸۲)	۷۲/۶۲۵*** (۰/۰۰۰)	۷۲/۶۲۵*** (۰/۰۰۰)	SMQ
۳/۹۹۰** (۰/۰۴۹)	۰/۳۴۷ (۰/۸۴)	۱۳/۵۶۸ (۰/۳۲۹)	۱۳/۲۰۷ (۰/۱۵۳)	۴۵/۷۶۵*** (۰/۰۰۰)	۴۵/۷۶۵*** (۰/۰۰۰)	EMQ
۱/۲۳۷ (۰/۲۶۹)	۲/۰۸۱ (۰/۳۵۳)	۸/۸۷۱ (۰/۵۴۴)	۸/۷۲۲ (۰/۷۲۶)	-	-	REER
۰/۰۱ (۰/۹۲)	۳/۸۷۶ (۰/۱۴۳)	۸/۸۶ (۰/۵۴۵)	۸/۳۶۷ (۰/۷۵۵)	-	-	QC
۰/۸۶۷ (۰/۳۵۵)	۲/۵۴۶ (۰/۲۸)	۸/۵۱۹ (۰/۵۷۸)	۶/۹۴۹ (۰/۸۶)	-	-	PR

اعداد داخل پراتز انحراف معیار هستند. علامت *، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری ضرایب
برآزش شده در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند.

جدول ۵ پیوست. نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل‌های رشد بخش صنعت
بر اساس رهیافت MS-ARDL
منبع: یافته‌های پژوهش

واریانس ناهمسانی	نرمالیتی	خودهمبستگی مربع پسماندها	خودهمبستگی پسماندها	خطی بودن		شاخص‌های استرس مالی
				دیویس	آند و بکارت	
۰/۰۸۴ (۰/۷۷۲)	۲/۳۹۱ (۰/۳۰۲)	۵/۳۴۴ (۰/۹۴۵)	۲۰/۵۱۱** (۰/۰۳۸)	-	-	BSQ
۰/۰۸۲	۲/۵۱۹	۷/۳۴۸	۱۵/۴۳۹	-	-	MIR

استرس مالی و رشد بخش های اقتصاد ایران (سحر توحیدی و دیگران) ۱۲۹

(۰/۷۷۴)	(۰/۲۸۳)	(۰/۸۳۳)	(۰/۱۶۳)			
۰/۱۸۸ (۰/۶۶۵)	۲/۵۱۴ (۰/۲۸۴)	/۵۹۴ (۰/۷۷۹)	۱۸/۱۴۶ (۰/۱۱۱)	-	-	SMQ
۰/۰۰۰ (۰/۹۹)	۲/۰۰۱ (۰/۳۶۷)	۴/۲۰۶ (۰/۹۷۹)	۲۰/۷ ^{**} (۰/۰۳۶)	-	-	EMQ
۰/۲۱۷ (۰/۶۴۲)	۲/۲۸۳ (۰/۳۱۹)	۵/۸۸۵ (۰/۷۵۱)	۱۷/۱۶۱ (۰/۱۴۳)	-	-	REER
۰/۰۸ (۰/۷۷۷)	۴/۱۳۴ (۰/۱۲۶)	۵/۷۳۳ (۰/۷۶۶)	۱۹/۶۸ [*] (۰/۰۷۳)	-	-	QC
۰/۱۳۲ (۰/۷۱۷)	۲/۶۵ (۰/۲۶۵)	۷/۷۵۲ (۰/۵۵۹)	۱۶/۳۵۲ (۰/۱۷۵)	-	-	PR

اعداد داخل پرانتز، احتمال آماره محاسباتی هستند. علامت ^{**}، ^{*} و ^{*} به ترتیب معنی داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می دهند.

جدول ۶ پیوست. نتایج آزمون های تشخیصی مدل های رشد بخش خدمات

بر اساس رهیافت MS-ARDL

منبع: یافته های پژوهش

واریانس ناهمسانی	نرمالیتی	خودهمبستگی مربع پسماندها	خودهمبستگی پسماندها	خطی بودن		شاخص های استرس مالی
				دیویس	آند و بکارت	
۰/۰۵۸ (۰/۸۱)	۰/۵۲۴۷۸ (۰/۷۶۹)	۱۲/۴۲۸ (۰/۱۹)	۱۷/۵۱۶ (۰/۱۳۱)	-	-	BSQ
۰/۰۱۱ (۰/۹۱۳)	۰/۰۷۳۱۳۳ (۰/۹۶۴)	۱۰/۸۵۰ (۰/۲۸۶)	/۶۰۱۷ (۰/۷۳۶)	-	-	MIR
۰/۱۹۴ (۰/۶۶۱۰)	۰/۲۵۶ (۰/۸۷۹۸)	۱۴/۲۵۸ (۰/۱۱۳۴)	۱۵/۹۶۶ (۰/۱۹۲۸)	-	-	SMQ
۲/۱۶۷ (۰/۱۴۵)	۳/۷۸۲ (۰/۱۵)	۵/۲۸۸ (۰/۸۰۸)	۸/۲۸۳ (۰/۷۶۲)	-	-	EMQ
۰/۱۰۶ (۰/۷۴۵)	۵/۴۴۱ (۰/۰۶۵)	۹/۱۳۴ (۰/۴۲۵)	۱۳/۰۴۵ (۰/۳۶۵)	-	-	REER
۰/۰۰۰ (۰/۹۹۱)	۰/۹۷۶ (۰/۶۱۳)	۱۰/۷۵۷ (۰/۲۹۲)	۸/۴۸۱ (۰/۷۴۶)	-	-	QC
۰/۳۴۴ (۰/۵۵۹)	۱/۶۰۸ (۰/۴۴۷)	۱۱/۸۶۲ (۰/۲۲۱)	۱۷/۸۳۲ (۰/۱۲)	-	-	PR

۱۳۰ بررسی مسائل اقتصاد ایران، سال ۸، شماره ۲، پاییز و زمستان ۱۴۰۰

اعداد داخل پرانتز، احتمال آماره محاسباتی هستند. علامت **، * و * به ترتیب معنی داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهند.

جدول ۷ پیوست. نتایج آزمون‌های تشخیصی برآورد مدل‌های رشد بخشی بر اساس رهیافت ARDL
منبع: یافته‌های پژوهش

شاخص‌های استرس مالی	نرخ رشد	فرم تبعی	خودهمبستگی پسماندها	نرمالیتی	واریانس ناهمسانی
TSMIG	بخش کشاورزی	۲/۱۶۸ (۰/۱۴۴)	۰/۴۴۷ (۰/۶۴۱)	۲۲۴/۵۶۱*** (۰/۰۰۰)	۰/۶۹۵ (۰/۶۹۴)
TSMIG	بخش صنعت	۱/۳۸۴ (۰/۲۴۲)	۰/۲۱۶ (۰/۸۰۶)	۲/۱۴۵ (۰/۳۴۲)	۰/۸۸۴ (۰/۵۲۲)
EMQ	بخش خدمات	۰/۰۶۹ (۰/۷۹۲)	۰/۵۰۵ (۰/۶۰۴)	۲/۶۳۴ (۰/۲۶۷)	۰/۵۴ (۰/۸۲۳)

اعداد داخل پرانتز، احتمال آماره محاسباتی هستند. علامت **، * و * به ترتیب معنی داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهند.

پی‌نوشت‌ها

۱. هم‌چنین به کانال وام‌دهی بانکی نیز مربوط می‌شود.
۲. در مقابل، کانال سرمایه بانکی (که در ادامه توضیح داده می‌شود) بر نقش قرض‌دهندگان تأکید می‌کند.
۳. برای مطالعه بیشتر رجوع کنید به فلاحی و همکاران (۱۳۹۰).

کتاب‌نامه

- تقوی، مهدی و محمدی، حسین (۱۳۸۵). تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۶(۳)، ۱۵-۴۴.
- درگاهی، حسن و قدیری، امراله (۱۳۸۲). تجزیه و تحلیل عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی ایران (با مروری بر الگوهای رشد درون‌زا). *پژوهشنامه بازرگانی*، ۷(۲۶)، ۱-۳۳.

استرس مالی و رشد بخش‌های اقتصاد ایران (سحر توحیدی و دیگران) ۱۳۱

درگاهی، حسن؛ نیک‌جو، فائزه (۱۳۹۱). ساخت شاخص تنش مالی برای اقتصاد ایران و بررسی اثرات آن بر رشد اقتصادی. مجله تحقیقات اقتصادی، ۴۷(۴)، ۱۹-۴۰.

فلاح پور، سعید؛ راعی، رضا؛ فدایی نژاد، محمداسماعیل و مناجاتی، رضا (۱۳۹۸). ارائه مدلی جهت بهینه‌سازی فعال سبد سهام با استفاده از ارزش در معرض ریسک شرطی؛ کاربردی از رویکرد مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی بر اساس رویکرد الگوریتم DE. دانش سرمایه‌گذاری، ۸(۳)، ۳۷-۵۰.

- Aboura, S., & van Roye, B. (2017). Financial Stress and Economic Dynamics: The Case of France. *International Economics*, 149, 57-73.
- Bekaert, G., & Ang, A. (1998). Regime Switches in Interest Rates. *NBER Working Paper*, (w6508).
- Apostolakis, G., & Papadopoulos, A. P. (2015). Financial Stress Spillovers across the Banking, Securities and Foreign Exchange Markets. *Journal of Financial Stability*, 19, 1-21.
- Barro, R. (1990). Government spending in a simple model of economic growth. *Journal of Political Economy*, 98(5): 103-125.
- Baxa, J., Horváth, R., & Vašíček, B. (2013). Time-varying Monetary-Policy Rules and Financial Stress: Does Financial Instability Matter for Monetary Policy?. *Journal of Financial Stability*, 9(1), 117-138.
- Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment. *The Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 85-106.
- Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1989). Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations. *American Economic Review*, 79, 14-31.
- Bernanke, B. S., & Blinder, A. S. (1992). The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *American Economic Review*, 82(4), 901-21.
- Bernanke, B. S., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1999). The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework. In *Handbook of Macroeconomics* (Vol. 1, pp. 1341-1393).
- Bloom, N. (2009). The Impact of Uncertainty Shocks. *Econometrica*, 77(3), 623-685.
- Boncianni, D., & Van Roye, B. (2016). Uncertainty Shocks, Banking Frictions and Economic Activity. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 73, 200-219.
- Borio, C. (2011). Rediscovering the Macroeconomic Roots of Financial Stability Policy: Journey, Challenges, and a Way Forward. *Annual Review of Financial Economics*, 3(1), 87-117.
- Brunnermeier, M. K., & Pedersen, L. H. (2009). Market liquidity and funding liquidity. *The Review of Financial Studies*, 22(6), 2201-2238.

- Brunnermeier, M.K., Eisenbach, T.M., Sannikov, Y., (2013). Macroeconomics with Financial Frictions: A Survey, in *Advances in Economics and Econometrics. Tenth World Congress of the Econometrics Society*, 2, Cambridge University Press: New York, pp. 3-96.
- Brunnermeier, M. K., & Sannikov, Y. (2014). A Macroeconomic Model with a Financial Sector. *American Economic Review*, 104(2), 379-421.
- Cambón, M. I., & Estévez, L. (2016). A Spanish Financial Market Stress Index (FMSI). *The Spanish Review of Financial Economics*, 14(1), 23-41.
- Cardarelli, R., Elekdag, S., & Lall, S. (2009). *Financial Stress, Downturns, and Recoveries* (No. 2009-2100). International Monetary Fund.
- Cardarelli, R., Elekdag, S., & Lall, S. (2011). Financial Stress and Economic Contractions. *Journal of Financial Stability*, 7(2), 78-97.
- Carrière-Swallow, Y., & Céspedes, L. F. (2013). The Impact of Uncertainty Shocks in Emerging Economies. *Journal of International Economics*, 90(2), 316-325.
- Cambón, M. I., & Estévez, L. (2016). A Spanish Financial Market Stress Index (FMSI). *The Spanish Review of Financial Economics*, 14(1), 23-41.
- Cevik, E. I., Dibooglu, S., & Kutan, A. M. (2013). Measuring Financial Stress in Transition Economies. *Journal of Financial Stability*, 9(4), 597-611.
- Čihák, M. (2007). Systemic Loss: A Measure of Financial Stability. *Czech Journal of Economics and Finance*, 57(1-2), 5-26.
- Davig, T., & Hakkio, C. (2010). What is the Effect of Financial Stress on Economic Activity?. *Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review*, 95(2), 35-62.
- Davies, R. B. (1977). Hypothesis Testing When a Nuisance Parameter Is Present Only under the Alternative. *Biometrika*, 64(2), 247-254.
- Ferrer, R., Jammazi, R., Bolós, V. J., & Benítez, R. (2018). Interactions Between Financial Stress and Economic Activity for the US: A Time- and Frequency-varying Analysis Using Wavelets. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 492, 446-462.
- Fernández-Villaverde, J., Guerrón-Quintana, P., Kuester, K., & Rubio-Ramírez, J. (2015). Fiscal Volatility Shocks and Economic Activity. *American Economic Review*, 105(11), 3352-3384.
- Gadanecz, B., & Jayaram, K. (2008). Measures of Financial Stability - A Review. *Irving Fisher Committee Bulletin*, 31(1), 365-383.
- Garratt, A., Lee, K. C., Pesaran, M. H., and Shin, Y. (2003). A Long Run Structural Macroeconometric Model of the UK. *Economic Journal*. 113(487). 412-455.
- Garratt, A., Lee, K.C., Pesaran, M. H., and Shin, Y. (2006). *Global and National Macroeconometric Modelling: A Long-Run Structural Approach*. OUP Catalogue, Oxford University Press.
- Garber, P. M., & Grilli, V. U. (1989). Bank Runs in Open Economies and the International Transmission of Panics. *Journal of International Economics*, 27(1-2), 165-175.

- Gilchrist, S., Sim, J. W., & Zakrajšek, E. (2014). *Uncertainty, Financial Frictions, and Investment Dynamics* (No. w20038). National Bureau of Economic Research.
- Gilchrist, S., & Zakrajšek, E. (2012). Credit Spreads and Business Cycle Fluctuations. *American Economic Review*, 102(4), 1692-1720.
- Glocker, C., & Kaniovski, S. (2014). A Financial Market Stress Indicator for Austria. *Empirica*, 41(3), 481-504.
- Hakkio, C. S., & Keeton, W. R. (2009). Financial Stress: What Is It, How Can It Be Measured, and Why Does It Matter?. *Economic Review*, 94(2), 5-50.
- Hamilton, J. D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 57(2), 357-384.
- Hanschel, E., & Monnin, P. (2005). Measuring and Forecasting Stress in the Banking Sector: Evidence from Switzerland. *BIS Papers*, 22, 431-449.
- Hatzius, J., Hooper, P., Mishkin, F. S., Schoenholtz, K. L., & Watson, M. W. (2010). Financial Conditions Indexes: A Fresh Look After the Financial Crisis (No. w16150). National Bureau of Economic Research.
- Hollo, D., Kremer, M., & Lo Duca, M. (2012). CISS - A Composite Indicator of Systemic Stress in the Financial System. (No. 1426). ECB Working Paper.
- Holmstrom, B., & Tirole, J. (1997). Financial Intermediation, Loanable Funds, and the Real Sector. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(3), 663-691.
- Hubrich, K., & Tetlow, R. J. (2015). Financial Stress and Economic Dynamics: The Transmission of Crises. *Journal of Monetary Economics*, 70, 100-115.
- Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W. J., Yoo, B. S. (1990). Seasonal Integration and Cointegration" *Journal of Econometrics*, 44, 215-238.
- Illing, M., & Liu, Y. (2006). Measuring Financial Stress in a Developed Country: An Application to Canada. *Journal of Financial Stability*, 2(3), 243-265.
- Kappler, M., & Schleer, F. (2017). A Financially Stressed Euro Area. *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 11(2017-6), 1-37.
- Kashyap, A. K., & Stein, J. C. (1995, June). The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets. In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (Vol. 42, pp. 151-195). North-Holland.
- Khan, M. S., & Reinhart, C. M. (1990). Private Investment and Economic Growth in Developing Countries. *World development*, 18(1), 19-27.
- Kiyotaki, N., & Moore, J. (1997). Credit Cycles. *Journal of Political Economy*, 105(2), 211-248.
- Kliesen, K. L., Owyang, M. T., & Vermann, E. K. (2012). Disentangling Diverse Measures: A Survey of Financial Stress Indexes. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 94(5), 369-397.
- Li, F., & St-Amant, P. (2010). *Financial Stress, Monetary Policy, and Economic Activity* (No. 2010, 12). Bank of Canada Working Paper.

- Lo Duca, M., & Peltonen, T. (2010). *Macro-financial Vulnerabilities and Future Financial Stress - Assessing Systemic Risks and Predicting Systemic Events*. Working Paper Series No 1311. European Central Bank.
- Louzis, D. P., & Vouldis, A. T. (2012). A Methodology for Constructing a Financial Systemic Stress Index: An Application to Greece. *Economic Modelling*, 29(4), 1228-1241.
- MacDonald, R., Sogiakas, V., & Tsopanakis, A. (2015). An Investigation of Systemic Stress and Interdependencies within the Eurozone and Euro Area Countries. *Economic Modelling*, 48, 52-69.
- Mallick, H. (2008). Inflation and growth dynamics: the Indian experience. *Journal of Economic Policy Reform*, 11(3), 163-172.
- Mallick, S. K., & Sousa, R. M. (2013). The Real Effects of Financial Stress in the Eurozone. *International Review of Financial Analysis*, 30, 1-17.
- Misina, M., & Tkacz, G. (2008). Credit, Asset Prices, and Financial Stress in Canada (No. 2008, 10). Bank of Canada Working Paper.
- Martin, C., & Milas, C. (2013). Financial Crises and Monetary Policy: Evidence from the UK. *Journal of Financial Stability*, 9(4), 654-661.
- Meh, C. A., & Moran, K. (2010). The Role of Bank Capital in the Propagation of Shocks. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 34(3), 555-576.
- Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.
- Solow, R. M. (1957). Technical Change and the Aggregate Production Function. *The Review of Economics and Statistics*, 39, 312-320.
- Sum, V. (2014). Dynamic Effects of Financial Stress on the US Real Estate Market Performance. *Journal of Economics and Business*, 75, 80-92.
- Tobin, J. (1969). A General Equilibrium Approach to Monetary Theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1), 15-29.
- Tng, B. H., & Kwek, K. T. (2015). Financial Stress, Economic Activity and Monetary Policy in the ASEAN-5 Economies. *Applied Economics*, 47(48), 5169-5185.
- Wagner, A. (1880). *Finanzwissenschaft: Gebühren und allgemeine Steuerlehre* (Vol. 2). Winter.
- Wagner, A. (1883). *Finanzwissenschaft* (Vol. 4). CF Winter.
- Wallace, C. (2013). Financial Stress and Its Impact on Economic Activity: Evidence from Jamaica. Bank of Jamaica, Financial Stability.
- Van den End, J. W. (2006). Indicator and Boundaries of Financial Stability (No. 097). Netherlands Central Bank, Research Department.
- Van den Heuvel, S. J. (2002). The Bank Capital Channel of Monetary Policy. The Wharton School, University of Pennsylvania, mimeo, 2013-14.