



فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
دوره ۱۱ / شماره ۴ (پیاپی ۴۳) / پاییز ۱۴۰۱
صفحه ۸۳ تا ۱۰۶

استرس مالی و پویایی اقتصاد ایران (کاربرد از مدل شبکه عصبی و مدل خودرگرسیون مارکوف سویچینگ)

مرضیه ابراهیمی شقاقی

دانش آموخته دکتری رشته مدیریت مالی، گروه مدیریت مالی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

محمد ابراهیم مداحی

استادیار رشته روانشناسی، گروه روانشناسی، دانشگاه شاهد، تهران، ایران.
(نویسنده عهده دار مکاتبات)

تقی ترابی

دانشیار رشته اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

تاریخ دریافت: ۹۸/۱۱/۰۷ تاریخ پذیرش: ۹۹/۰۲/۰۱

چکیده

بازارهای مالی با کاهش هزینه‌های مبادله‌ای و عدم تقارن‌های اطلاعاتی در اقتصاد، ارتقای سطح پس‌انداز، انباشت سرمایه و رشد اقتصادی را سبب می‌شوند. رشد بازارهای مالی کارا، در رشد اقتصادی نقش تعیین‌کننده‌ای دارد، ولی باید توجه شود که وقوع بحران در بازارهای مالی نیز می‌تواند به افت اقتصادی و در برخی موقعیت‌ها به رکود اقتصادی منجر شود. یکی از علائم هشدار بحران مالی، استرس‌های فزاینده‌ای است که در بازارهای مالی روی می‌دهد و به افزایش نااطمینانی و بی‌ثباتی در اقتصاد منجر می‌شود. از این رو هدف اصلی این پژوهش، محاسبه شاخص استرس مالی در بازارهای مالی ایران و شناسایی تأثیرهای آن بر رشد اقتصادی است. در این مقاله در قالب سه مرحله به رابطه استرس مالی و رکود و رونق اقتصادی ایران پرداخته شده است. در مرحله اول با ساخت یک شاخص ترکیبی نااطمینانی استرس مالی با بکارگیری مدل آرچ و گارچ قادر به بررسی رابطه میان رشد اقتصادی و شاخص نااطمینانی استرس مالی گشته ایم. در مرحله دوم تأثیر استرس مالی بر روی رونق و رکود اقتصادی به روش پرسپترون چند لایه نشان می‌دهد که پیش‌بینی می‌شود از سال ۱۳۹۷ تا فصل اول ۱۳۹۹ همچنان اقتصاد در حال رکود باشد و با شروع فصل دوم ۱۳۹۹ شاهد رونق اقتصادی باشیم. با توجه به نتایج به دست آمده استرس مالی در تشخیص و پیش‌بینی رکود و رونق اقتصادی نقش به‌سزایی دارد. در مرحله پایانی تأثیر استرس مالی در کنار بقیه متغیرهای تابع تولید بر روی رشد اقتصادی با استفاده از مدل خودرگرسیون مارکوف سویچینگ سنجیده شده است. بر اساس نتایج به دست آمده شاخص در مدل‌های بلندمدت و کوتاه مدت اثر منفی و معنی دار بر رشد اقتصادی دارد.

واژه‌های کلیدی: استرس مالی، شاخص نااطمینانی استرس مالی، رونق و رکود اقتصادی.

۱- مقدمه

درک منابع نوسانات اقتصادی می‌تواند به سیاست‌گذاران در طراحی و انتخاب و اجرای استراتژی مناسب بااهدافی که در نظر گرفته اند کمک کند. اکثر اقتصاددانان براین باورند که عواملی وجود دارد که می‌تواند جلوی رشد متغیرهای اقتصادی را بگیرد. متغیرهای اقتصاد کلان می‌توانند از مسیرهای تعادلی خود به وسیله تنش‌های طرف عرضه و تقاضا منحرف شوند. تنش‌های طرف عرضه می‌تواند از طریق تغییر در سود خالص فروش، هزینه‌های تولید با بازار کار، مواد داخلی، هزینه سرمایه، منابع طبیعی و پیشرفت تکنولوژی و بهبود بهره‌وری ایجاد شود. تنش‌های تقاضا نیز ممکن است از اجزای تقاضای کل مانند بازار مالی و بازار کالا سرچشمه بگیرند. عوامل بازار مالی شامل: پول، نرخ بهره و دارایی‌های مالی می‌باشد و عوامل بازار کالا عبارتند از: مخارج دولتی، مصرف، سرمایه‌گذاری و خالص صادرات می‌باشد (آلسمارا و همکاران^۱ ۲۰۱۹).

نوسانات اقتصاد کلان به دو قسمت نوسانات بین‌المللی و نوسانات داخلی تقسیم می‌شود. نوسانات بین‌المللی شامل نوسانات قیمت نفت، بازارهای مالی (نرخ بهره) و تولید می‌باشد و نوسانات داخلی شامل: تنش تولیدات نفتی، تنش غیر تولیدات نفتی، تنش سطح قیمت تنش عرضه پول و تنش نرخ بهره می‌باشد. بسیاری از تنش‌هایی که در کشورهای در حال توسعه ایجاد می‌شود از کشورهای توسعه یافته نشأت گرفته است چون بیشتر کشورهای در حال توسعه تولید کننده مواد خام هستند و بسیاری از کالاهای مورد نیاز و ضروری را وارد کشور می‌کنند. ایران نیز اقتصاد تک محصولی وابسته به نفت دارد بنابراین درک منابع نوسانات اقتصادی و کنترل تنش‌ها در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی مهم می‌باشد (لی و لین^۲ ۲۰۱۸).

یکی از جدیدترین شاخص‌های مورد استفاده برای بررسی استرس بازارهای مالی، شاخص تنش مالی (FSI) است که با روش تجمیع شاخص‌های عملکرد بازارهای مالی مختلف محاسبه می‌شود. در این پژوهش بر اساس داده‌های موجود، ابتدا با استفاده از داده‌های فصلی بازارهای مختلف، شامل بخش بانکی، بازار سهام، بازار ارز، بازار نفت، یک شاخص ترکیبی نااطمینانی استرس مالی برای اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۰-۱۳۹۶ ساخته می‌شود و سپس اثر شاخص مذکور بر رشد اقتصادی مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

علی‌رغم اهمیت فراوان این موضوع تا کنون در کشور پژوهشی جامع و کامل در حوزه استرس مالی و اقتصاد صورت نگرفته است. علاوه بر آن تعیین اثرگذاری آن بر رشد اقتصادی از طریق روشهای اقتصادسنجی رژیمی این امکان را فراهم می‌کند که بتوان اثرهای استرس‌های مثبت و منفی بر رشد اقتصادی را به تفکیک بررسی کرد. در ادامه سازمان است دهی مقاله به این صورت است که در بخش اول به مبانی نظری استرس مالی و مطالعات تجربی داخلی و خارجی مرتبط با موضوع پژوهش ارائه می‌شود. در بخش دوم روش پژوهش و متغیرها معرفی شده و در بخش سوم یافته‌های پژوهش تجزیه و تحلیل می‌شوند. در نهایت در بخش چهارم نتیجه‌گیری و پیشنهادهایی ارائه خواهد شد.

^۱. Alsamara & Mrabet, & Jarallah & Barkat

^۲. Lee & Leen

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

استرس مالی را می‌توان اختلال در عملکرد نرمال بازار مالی تعریف کرد (ایلینگ و لئو، ۲۰۰۳). به بیان دیگر استرس مالی به‌عنوان شرایطی شناخته می‌شود که در نتیجه عدم اطمینان و تغییر انتظارات نسبت به زیان بازارها و مؤسسات مالی ایجاد شده و بر متغیرهای اقتصادی تأثیر می‌گذارد (ات و همکاران^۲، ۲۰۱۱، درگاهی^۳، ۲۰۱۰، ایلینگ و لئو، ۲۰۰۶، ۲۰۰۳).

استرس مالی می‌تواند به صورت یک اختلال در عملکرد طبیعی بازارهای مالی تعریف گردد، با این حال به دلیل اینکه دوره های استرس مالی دقیقاً یکسان نیستند ارائه تعریف مشخص و مورد توافق در مورد آن بسیار دشوار است، با این حال بررسی و تحلیل شاخصهای استرس مالی مختلف نشان می‌دهد که در زمان استرس: ۱- عدم اطمینان ارزش بنیادین داراییها افزایش مییابد و در اغلب موارد منجر به نوسان زیاد در قیمت دارایی میشود و ۲- عدم اطمینان در مورد رفتار سرمایه گذاران افزایش مییابد و ۳- عدم تقارن اطلاعاتی زیاد میشود و ۴- رفتن به سمت کیفیت (فروش سرمایه گذارهای با ریسک بالا و خرید سرمایه گذارهای ایمن همچون اوراق خزانه یا طلا افزایش مییابد) و ۵- تمایل به نگهداری دارایی های ریسکی کاهش می یابد و ۷- تمایل به نگهداری داراییهای غیر نقد (حرکت به سوی نقدینگی) نیز کاهش مییابد. (هاکیو و کیتون^۴، ۲۰۰۹).

نااطمینانی شرایطی است که در آن پیشامدهایی که در آینده اتفاق می‌افتد مشخص و معلوم نیست یا احتمال‌های مربوط به وقوع این پیشامدها در دسترس نیست و وقتی هر کدام یا هر دوی این موارد پیش می‌آید، تصمیم‌گیری نسبت به آینده پیچیده و مشکل می‌شود و از این رو فضای نااطمینانی بر تصمیم‌ها حاکم می‌شود (فرزین وش وعباسی، ۱۳۸۵). نااطمینانی ناشی از استرس مالی که در دهه‌های اخیر تمرکز بیشتری بر آن صورت گرفته و اغلب به‌عنوان یکی از مهم‌ترین هزینه‌های استرس مالی خوانده شده، در واقع به نااطمینانی درباره سطوح آینده استرس مالی اشاره دارد.

ماهیت تصادفی شوک‌ها و اطلاعات ناقص^۵ از ساختار بازار از جمله عواملی هستند که باعث می‌شوند نااطمینانی استرس مالی در هر رژیم سیاستی وجود داشته باشد. اگرچه نااطمینانی را نمی‌توان به‌طور کامل از بین برد اما این امکان وجود دارد تا نااطمینانی استرس مالی را در یک رژیم سیاستی خاص حداقل کرد. از آن جایی که بر اساس برخی مدل‌های نظری نااطمینانی استرس مالی با سطح استرس مالی افزایش می‌یابد، این امکان وجود دارد که هزینه‌های نااطمینانی استرس مالی را از طریق اعمال سیاست تثبیت قیمت^۶ حداقل کرد (کروفورد و کاسموویچ^۷، ۱۹۹۶).

دو منبع عمده وجود دارد که باعث به وجود آمدن نااطمینانی استرس مالی می‌شود. این منابع به ترتیب یکی به واریانس ناهمسانی جملات اختلال و دیگری به تغییرات ناشناخته و ناخواسته در نوع رژیم استرس مالی مربوط

¹. Illing and Liu

². Oet et al

³. Dargahi

⁴. Hakkio & Keeton

⁵. Imperfect Knowledge

⁶. Policy of Price Stability.

⁷. Crawford and Kasumovich

می‌شود. واریانس ناهمسانی جملات اختلال در برگیرنده تأثیر شوک‌های وارد بر استرس مالی می‌باشد؛ به عبارت دیگر می‌توان گفت که نماینده شوک‌های وارد بر روند استرس مالی است.

منبع دوم که از آن به‌عنوان تغییر در نوع رژیم استرس مالی و یا تغییر ضرایب مدل رگرسیونی فرآیند استرس مالی نیز یاد می‌شود حاصل تغییرات در رفتار بخش خصوصی، سیاست‌های اقتصادی و یا رفتار نهادها و سازمان‌های دولتی است که موجب تغییرات بنیانی و تغییر در ضرایب مدل رگرسیون فرآیند استرس مالی می‌شود. (لوکاس^۱، ۱۹۷۶).

امروزه بانک‌های مرکزی، ارگان‌های بین‌المللی، بانک‌های خصوصی و مؤسسات پژوهشی شاخص استرس مالی را جهت دستیابی به ثبات مالی و شناسایی پتانسیل‌های ریسک سیستمیک در مراحل اولیه مورد توجه و پژوهش قرار داده‌اند. علاوه بر بازبینی و نظارت سیستم مالی، تجزیه و تحلیل استرس مالی برای درک تأثیر شوک‌های مالی بر اقتصاد بسیار مهم است. اوزکان و پولات^۲ (۲۰۱۹) در مقاله خود با استفاده از ۱۳ شاخص بازار مالی، شاخص استرس مالی را تخمین زده و با استفاده از مدل VAR تعامل پویا بین استرس مالی و رکود و رونق اقتصادی را بررسی کرده‌اند. هابریچ و تتلو^۳ (2015) در پژوهش خود شاخص استرس مالی را معرفی کردند. پارک و همکاران^۴ (۲۰۱۴) عنوان کردند که بحران مالی در اقتصاد پیشرفته می‌تواند موجب ایجاد استرس شدید مالی در بازارهای در حال ظهور شود. سویک، دیوگلو و کنز^۵ (۲۰۱۳) با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های عناصر اساسی به ساخت تنش مالی برای اقتصاد ترکیه پرداخته و با استفاده از روش تخمین مدل VAR و همچنین آزمون علیت گرنجری توابع عکس‌العمل متغیرها بدست آورده‌اند که نتایج مطالعه حاکی از این است که استرس‌های مالی بر فعالیت‌های اقتصادی به‌طور قابل توجهی تأثیر می‌گذارد. سندال و همکاران^۶ (۲۰۱۳) به بررسی عوامل ایجادکننده استرس مالی و شاخص‌های آن در کشور سوئد پرداختند. دورن^۷ و روی^۸ (۲۰۱۳) با به‌کارگیری مدل تخمین پویای عاملی به محاسبه شاخص استرس مالی پرداخته‌اند. همچنین برای بررسی تأثیرات شاخص بر پویایی اقتصاد از مدل GVAR استفاده کرده‌اند.

آلبورا و روی^۹ (۲۰۱۳، ۲۰۱۷) با به‌کارگیری مدل خودرگرسیونی حد آستانه تغییرات شاخص استرس مالی را بر فعالیت‌های اقتصاد و شاخص استرس مالی نشان داده‌اند. همچنین وی در تحقیقی دیگر به توسعه شاخص استرس مالی برای کشور فرانسه پرداخته است. نتایج حاصل از پژوهش نمایانگر آنست که استرس مالی و رشد اقتصادی دارای ارتباط کاملاً معنی‌داری با یکدیگر می‌باشند. همچنین دوره‌های استرس بالا با رشد اقتصادی پایین کاملاً در ارتباط هستند در حالیکه تغییرات شاخص در رژیم کم استرس منجر به تغییرات قابل توجهی در

¹. Lucas

². Ozkan & Polat

³. Hubrich & Tetlow

⁴. Park & Mercado

⁵. Cevik et al

⁶. Sandahl et al

⁷. Dovern,

⁸. Dovern & Roye

⁹. Aboura & Roye

رشد اقتصادی نخواهد بود. هلو^۱ (۲۰۱۲) در پژوهش خود بیان نمود که یکی از مهم‌تری درس‌های این بحران‌ها این است که ناظران تصمیم‌گیران سیستم‌های مالی ابزار لازم را جهت شناسایی فرایند افزایش استرس و اندازه‌گیری به موقع آن در اختیار ندارند.

روی (۲۰۱۲) نتیجه‌گیری کرد که اگرچه استرس مالی مستقیماً قابل مشاهده نیست ولی احتمالاً در بسیاری از متغیرهای بازار مالی منعکس می‌شود استرس می‌تواند خود را به روش‌های مختلف در یک سیستم مالی نمایان کرده و اختلال در یک بازار را به سار بازارها بکشاند. دوکا و پلتون^۲ (۲۰۱۱) در ابتدا با شناسایی حوادث سیستماتیک گذشته در سیستم مالی یک کشور به اندازه‌گیری سطح تنش سیستماتیک با استفاده از یک شاخص ترکیبی پرداختند. و در ادامه نتایج پژوهش دیوینگ و هاکیو^۳ (۲۰۱۰) نشان می‌دهد که اقتصاد آمریکا بین یک وضعیت نرمال که در آن استرس مالی پایین و فعالیت اقتصادی بالا است و یک موقعیت غیر نرمال که در آن استرس مالی بالا و فعالیت اقتصادی پایین است، با نوسان روبرو بوده است.

درگاهی^۴ (۲۰۱۰) برای اولین بار در کشور ایران به ساخت شاخص تنش مالی برای تجزیه و تحلیل رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های کلان اقتصادی پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد، با توجه به اندازه و گوناگونی سیستم‌های مالی، می‌توان منابع بالقوه متعددی را برای استرس شناسایی کرد. کاردلی و همکاران^۵ (۲۰۰۹) و هاکیو و گتین^۶ (۲۰۰۹) نیز از جمله پژوهشگرانی هستند که در حوزه استرس مالی به نتایج جالب و قابل توجهی دست یافتند. ایلینگ و لئو^۷ (۲۰۰۶) در پژوهش خود نتیجه‌گیری کردند که استرس مالی محصول ساختارهای آسیب‌پذیر و شوک‌های وارده بر سیستم مالی است. در ادامه این پژوهش هنچل و مونین^۸ (۲۰۰۵) با استفاده از روش ارائه شده توسط ایلینگ و لئو شاخصی برای اندازه‌گیری و پیش‌بینی تنش‌های بخش بانکی سوئیس ارائه کردند. میشکین^۸ (۲۰۰۰) نیز در پژوهش خود با معرفی سیاست‌های مالی، معتقد است، این ابزار قادرند احتمال وقوع بحران مالی را کاهش دهند. وی بیان می‌کند.

در تحقیقات داخلی اکبر قنبری (۱۳۹۸) در پژوهش‌های خود شاخصی ترکیبی برای سنجش استرس نظام مالی ایران با استفاده از رویکرد پرتفوی معرفی کرده است. این شاخص، ترکیبی از متغیرهای استرس در بخش‌های مختلف نظام مالی ایران (بازار سهام، بازار اوراق بدهی، بخش بانکی، بازار پول و بازار نرخ ارز) می‌باشد. برای ترکیب این متغیرها از روش‌های میانگین متحرک موزون نمایی (EWMA)، همبستگی شرطی پویا (DCC-GARCH) و BEKK-GARCH برای بررسی ساختار همبستگی بین زیر شاخص‌های استرس مالی طی دوره زمانی فروردین ۱۳۸۹ تا اسفند ۱۳۹۶ استفاده شده است. نتایج مقایسه معیارهای دقت پیش‌بینی نشان داد که گرچه اختلاف نتایج عملکرد این شاخص‌های قابل توجه نیست، اما شاخص استرس ساخته شده به روش BEKK-GARCH

^۱ . Hollo

^۲ . Duca and Peltonen

^۳ . Davig, and Hakkio

^۴ . Dargahi

^۵ . Cardarelli et al

^۶ . Hakkio and Keeton

^۷ . Hanschel and Monnin

^۸ . Mishkin

عملکرد بهتری داشته و در مقایسه با دو روش دیگر استفاده شده برای برآورد همبستگی زیرشاخص‌ها، بهتر تغییرات بخش واقعی اقتصاد را توضیح می‌دهد. فاطمه آسیایی (۱۳۹۵) به تعیین شاخص استرس مالی در بازارهای بانک، ارز و بیمه پرداخته و مطابق با ادبیات پژوهش به بررسی اثر گذاری استرس مالی یک بازار بر شاخص استرس مالی در سایر بازارهای فوق‌الذکر با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری VAR پرداخته است. در نهایت نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد در ایران میان استرس مالی و برخی از بازارهای مورد بررسی با وقفه ۳ ماهه روابط معنا داری وجود دارد. معصومه یعقوبی مقدم (۱۳۹۵) در پژوهش خود یک شاخص ترکیبی تنش مالی برای اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۶۹ ساخته است. نتایج نشان داد که شاخص تنش مالی به عنوان یک شاخص پیشرو برای فعالیت‌های اقتصادی است و شوک ناشی از تنش مالی، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. علیرضا معطوفی (۱۳۹۳) در پژوهش خود به بررسی مشخصه‌های استرس مالی در قالب چهار فرضیه پرداخته است. سرین خزلی پور (۱۳۹۳) در پژوهش خود نتیجه‌گیری نمود که استرس مالی در بازار ارز و بازار سهام بر رشد اقتصادی تأثیر متفاوتی دارند به گونه‌ای که در حوزه ارز تأثیر آن منفی و در حوزه سهام مثبت است. همچنین تأثیر تنش‌های بانکی در اقتصاد ایران نیز مثبت بوده و میزان آن متفاوت از تأثیر تجمعی تنش‌های مالی بر رشد اقتصادی است. نتایج تحقیق محمد نادعلی (۱۳۹۲) نشان می‌دهد در برخی مقاطع زمانی اقتصاد ایران با نوسان‌های بالای شاخص تنش بازار پول مواجه بوده که نشان‌دهنده احتمال وقوع شرایط بروز بحران بانکی است؛ هرچند به دلیل ساختار دولتی حاکم بر بانک‌ها این شرایط منجر به بروز بحران بانکی آشکار نشده است. با جمع‌بندی تمامی پژوهش‌های انجام شده در حوزه استرس مالی و رشد اقتصادی، به نظر می‌رسد علی‌رغم اهمیت فراوان، تا کنون به صورت متمرکز به این موضوع پرداخته نشده است.

۳- روش شناسی پژوهش

تحقیق حاضر از نقطه نظر هدف کاربردی و از نظر جمع‌آوری اطلاعات کتابخانه‌ای می‌باشد. روش تحقیق از نوع توصیفی و همبستگی است. جامعه آماری مورد بررسی در این پژوهش اقتصاد ایران است. با توجه به این موضوع که شناسایی دوره‌های افت و خیز بازار جهت تبیین متغیر استرس مالی از ضرورت‌های اجرای پژوهش محسوب می‌گردد، دوره زمانی تحقیق نیز با توجه به در دسترس بودن قیمت‌های مورد نیاز و همچنین اطلاعات بازار دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۳۹۶ انتخاب شده است.

به‌طور کلی مراحل انجام پژوهش به شرح ذیل است:

- (۱) ساخت یک شاخص ترکیبی نااطمینانی استرس مالی با بکارگیری مدل آرچ و گارچ جهت بررسی رابطه میان رشد اقتصادی و شاخص نااطمینانی استرس مالی
- (۲) پیش‌بینی رونق و رکود اقتصادی براساس استرس مالی با بکارگیری مدل شبکه‌های عصبی مصنوعی
- (۳) بررسی استرس مالی در کنار بقیه متغیرهای تابع تولید بر روی رشد اقتصادی با استفاده از روش مدل خود رگرسیون مارکوف سوییچینگ

۴- یافته های پژوهش

مرحله اول: ساخت شاخص نااطمینانی استرس مالی

در این پژوهش به تبعیت از مطالعه لنسینک والمار^۱ (۲۰۰۲) و دیگر مطالعات انجام شده از متغیرهایی که هم رویه عملکرد دولت را نشان می دهند و هم ابزار سیاست گذاری دولت محسوب می شوند برای ساخت یک شاخص ترکیبی نااطمینانی استرس مالی استفاده شده است. همچنین تنها از نااطمینانی در سطح اقتصاد کلان که بیانگر عملکرد و نتیجه مدیریت دولت بر اقتصاد کشور می باشد، به عنوان نااطمینانی مالی استفاده می شود. در ساخت شاخص نااطمینانی استرس مالی از مخارج دولت (اعم از جاری و عمرانی) و درآمد مالیاتی به عنوان شاخص هایی از مدیریت بخش مالی اقتصاد و از حجم نقدینگی به عنوان شاخصی از بخش پولی و از حاشیه نرخ ارز به عنوان شاخصی از سیاست ارزی استفاده می شود.

ساخت این شاخص به اختصار شامل پنج مرحله زیر می باشد:

- ✓ آزمون LM-TEST برای اطمینان حاصل کردن از وجود اثرات ARCH, GARCH در متغیرها
- ✓ برآورد معادله میانگین و واریانس متغیرهای مذکور با استفاده از الگوهای ARCH, GARCH
- ✓ تعیین ضریب اهمیت هر متغیر با توجه به اثر متغیر بر استرس مالی
- ✓ رتبه بندی سری زمانی نوسانات استخراجی از مرحله قبل
- ✓ ترکیب نوسان های متغیرهای سیاستی و ساخت شاخص

۱- آزمون LM-TEST

قبل از تخمین مدل های آرچ و گارچ، انجام آزمون LM-TEST برای اطمینان از وجود اثرات آرچ برای برازش الگو ضروری است.

برای انجام این آزمون ابتدا معادله میانگین در نظر گرفته شده برای مدل های آرچ و گارچ به روش OLS تخمین زده شده است و سپس آزمون LM-TEST برای پسماندهای این معادله انجام شده است. آزمون فوق برای معادله میانگین مربوط به متغیرهای مخارج دولت، درآمدهای مالیاتی، حجم نقدینگی و حاشیه نرخ ارز که هر کدام تابعی از مقادیر با وقفه خود می باشند، صورت گرفته و وجود الگوی آرچ و گارچ در هر کدام به تأیید رسیده است. در ابتدا برای برآورد معادله میانگین هر کدام از متغیرها از یک الگوی AR(1) به صورت زیر استفاده شده است.

$$X_t = C + \beta X_{t-1} + U_t \quad \text{رابطه (۱)}$$

که X_t متغیر سیاست گذاری مورد نظر است که تابعی از یک ضریب ثابت c و یک وقفه خود متغیر (X_{t-1}) می باشد. این معادله برای هر چهار متغیر مخارج دولتی، درآمد مالیاتی، نقدینگی و حاشیه نرخ ارز برآورد شده است. سپس برای بررسی اثرات آرچ در پس ماند های متغیرها از آزمون LM-TEST استفاده شده است. خلاصه

^۱ . Lensink and elmer

نتایج این آزمون در جدول (۱) آورده شده است که با توجه به آماره‌های آزمون همبستگی جملات پس‌ماند معادله‌های میانگین متغیرهای سیاست‌گذاری را نمی‌توان رد کرد.

جدول ۱. خلاصه نتایج آزمون

متغیر	آماره آزمون	prob	نتیجه
G	$F = 46/36$ $\chi^2 = 24/11$	$P = 0$ $P = 0$	جملات خطا دارای اثرات ARCH هستند مخارج دولت
T	$F = 17/33$ $\chi^2 = 13/28$	$P = 0$ $P = 0$	جملات خطا دارای اثرات ARCH هستند درآمد مالیاتی
M	$F = 5/21$ $\chi^2 = 4/98$	$P = 0/02$ $P = 0/02$	جملات خطا دارای اثرات ARCH هستند نقدینگی
E	$F = 4/13$ $\chi^2 = 4/04$	$P = 0/04$ $P = 0/04$	جملات خطا دارای اثرات ARCH هستند حاشیه نرخ ارز

۲- برآورد الگوی آرچ گارچ

پس از اطمینان حاصل کردن از وجود اثرات آرچ یا وابستگی جملات پسماند در معادلات فوق به برآورد الگوهای آرچ و گارچ برای این متغیرها اقدام می‌شود. برای مخارج دولتی و حاشیه نرخ ارز یک الگوی ARCH(1) و برای درآمدهای مالیاتی و حجم نقدینگی یک الگوی GARCH (1,1) در نظر گرفته شده است. نتایج برآورد معادلات میانگین و واریانس مربوط به این متغیرها در جدول (۲) آمده است

جدول ۲. نتایج حاصل از برآورد الگوهای آرچ و گارچ

متغیرسیاستی	الگوی استفاده شده	مدل برآورد شده	نتایج حاصل از برآورد
مخارج دولت	ARCH(1)	میانگین واریانس	$G = 56.7 + 0.93G(-2)$ $GARCH = 4198.7 + 0.5RESID(-1)^2$
درآمدهای مالیاتی	GARCH(1,1)	میانگین واریانس	$T = 5.7 + 0.9T(-1) + 0.19MA(1)$ $GARCH = 4.04 + 0.46RESID(-1)^2 + 0.74GARCH(-1)$
حجم نقدینگی	GARCH(1,1)	میانگین واریانس	$M = 15.7262859945 + 1.02041696216 * M(-1)$ $GARCH = 2.19 + 0.13RESID(-1)^2 + 0.52GARCH(-1)$
حاشیه نرخ ارز	ARCH(1)	میانگین واریانس	$E = 110.25 + 0.89E(-1) + 0.61MA(1) + 0.4MA(2)$ $GARCH = 861182.72 + 0.78RESID(-1)^2$

پس از برآورد الگوهای مناسب آرچ و گارچ برای متغیر استرس مالی و اطمینان حاصل کردن از معنی‌دار بودن ضرایب و برازش مناسب الگو، مبادرت به استخراج واریانس این مدل‌ها با استفاده از معادله واریانس هر متغیر می‌شود.

۳- تعیین ضریب اهمیت هر متغیر

با توجه به این مطلب که ضریب اهمیت اثر نوسان متغیرهای سیاستی دولت بر استرس مالی یکسان نمی‌باشد و نمی‌توان در ترکیب واریانس‌ها از وزن‌های یکسان برای متغیرها استفاده کرد، در این مرحله به برآورد ضریب اهمیت هر کدام از این متغیرها پرداخته می‌شود. برای این کار از روش رگرسیون عناصر دورانی^۱ استفاده شده است. این روش بیشتر در ادبیات ادوار تجاری و برای ساخت شاخص ترکیبی از عوامل توضیح‌دهنده ادوار تجاری کاربرد دارد. در این روش ابتدا جزء دورانی هر یک از متغیرهایی که در ساخت شاخص ترکیبی بکار می‌روند را با جزء دورانی متغیری که شاخص ترکیبی برای توضیح آن ساخته می‌شود، به صورت جداگانه در یک رگرسیون وارد می‌سازند. بنابراین در این روش وزن هر سری در درون شاخص ترکیبی بستگی به این دارد که جزء دورانی آن سری، تا چه اندازه جزء دورانی متغیری که شاخص ترکیبی برای توضیح آن ساخته می‌شود، توضیح می‌دهد. پس از تعیین وزن هر متغیر انفرادی، سری زمانی شاخص ترکیبی بر اساس میانگین وزنی متغیرهای انفرادی به دست می‌آید.

در پژوهش حاضر چون هدف از ساخت شاخص ترکیبی نااطمینانی استرس مالی، به کارگیری این شاخص در الگوی استرس مالی است، لذا Y_t در معادله، استرس مالی در نظر گرفته شد. به این صورت که به روش OLS اثر واریانس‌های تولید شده در مرحله قبل را با وقفه‌های متفاوت بر روی استرس مالی برآورد می‌کنیم. سپس با توجه به آماره‌های موجود بهترین معادله را انتخاب می‌کنیم. به همین ترتیب چهار معادله برای واریانس چهار متغیر حاصل می‌شود. نسبت R^2 هر معادله به مجموع R^2 ها وزن سری زمانی مربوطه محسوب می‌شود. با توجه به مطالب فوق وزن برآورد شده و همچنین وقفه مورد نظر هر متغیر در جدول (3) خلاصه شده است.

جدول ۳. وزن واریانس‌های متغیرهای سیاستی

وزن	وقفه بهینه	واریانس متغیر
۰/۳۲	(-۳)	σ_G^2
۰/۲۹	(-۴)	σ_T^2
۰/۲۹	(-۴)	σ_M^2
۰/۱	(-۲)	σ_E^2

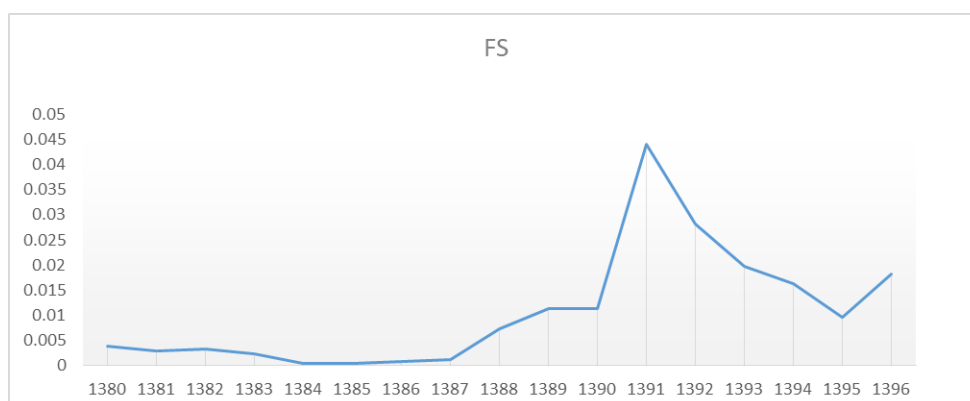
^۱-Regression Of Cyclical Component Approach

۴- رتبه‌بندی سری زمانی نوسانات متغیرها

واریانس‌های استخراج شده از معادلات آرچ و گارچ، شاخصی از نوسان‌های متغیرهای مربوطه می‌باشد. در این مرحله از ساخت شاخص ناطمینانی استرس مالی، واریانس‌های چهار متغیر سیاست‌های مالی را بین صفر و یک رتبه‌بندی می‌کنیم یعنی به بزرگترین واریانس عدد یک و به کوچکترین واریانس عدد صفر داده می‌شود.

۵- ترکیب سری زمانی واریانس‌ها و ساخت شاخص

مرحله نهایی در ساخت شاخص ناطمینانی استرس مالی ترکیب سری زمانی واریانس‌ها با توجه به وزن هر کدام می‌باشد. برای انجام این مرحله با ضرب ضریب هر متغیر و جمع جبری آنها شاخص ناطمینانی استرس مالی حاصل می‌شود. بر اساس نتایج به دست آمده، شاخص استرس مالی تا سال ۱۳۸۷ تقریباً روند ثابت و نزدیک به صفر داشته است از سال ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲ روند افزایش داشته است و از سال ۱۳۹۲ تا سال ۱۳۹۵ کاهش یافته است. در سال ۱۳۹۶ نیز روند افزایشی شاخص مشهود است. نتایج حاصله نشانگر اثرگذاری سیاست‌های بین‌المللی از جمله تحریم‌ها و سیاست‌های داخلی از جمله اجرای طرح می‌باشد.



نمودار ۱. شاخص ناطمینانی استرس مالی

مرحله دوم: پیش‌بینی رونق و رکود اقتصادی بر اساس استرس مالی به روش شبکه عصبی مصنوعی
برای ساخت شبکه‌های عصبی مصنوعی و پیش‌بینی سری زمانی رونق و رکود اقتصادی در پژوهش حاضر از نرم‌افزار متلب استفاده شده است، این نرم‌افزار شامل toolbox‌های متفاوتی است که toolbox شبکه‌های عصبی یکی از این موارد است.

داده‌های شبکه‌های عصبی بکار گرفته در پژوهش حاضر شامل داده‌های رونق و رکود اقتصادی و داده‌های اقتصادی کلان بکار گرفته شده در این پژوهش با توجه به ادبیات پژوهش شامل استرس مالی، شاخص بورس، نرخ ارز (قیمت دلار) و شاخص قیمت مصرف‌کننده است که همگی متغیرها به صورت ماهیانه و از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۶ می‌باشند و از روش پرسپترون چند لایه استفاده شده است.

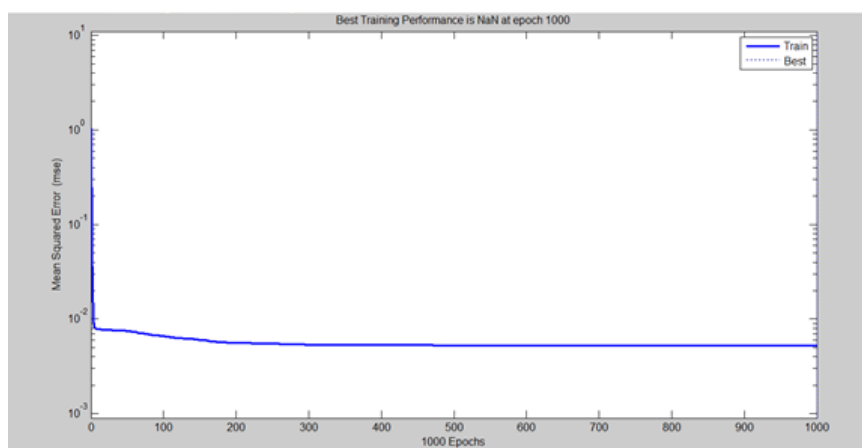
در این تحقیق برای وارد کردن داده‌ها به این نرم‌افزار نخست داده‌ها به دو قسمت آموزشی و آزمون تقسیم شدند. در ادامه برای کاهش بار محاسباتی شبکه‌های عصبی داده‌های ورودی و خروجی بر اساس فرمول میبایست نرمال شوند. این عمل تاثیر به سزایی در مدت زمان آموزش شبکه دارد از طرفی از آنجا که برخی از بردارهای ورودی برای پرسپترون می‌توانند دارای اعداد بسیار بزرگی باشند به همین علت، محدوده تغییر داده‌ها بین (۱ و -۱) می‌شود.

در جدول (۴) شبکه‌های بهینه طراحی شده به روش پرسپترون چند لایه شرح داده شده است. از میان این شبکه‌ها با لایه‌های میانی متفاوت ملاک انتخاب بر اساس MAE و RMSE و MAPE می‌باشد.

جدول (۴) شبکه عصبی طراحی شده چند لایه پرسپترون با لایه‌های میانی مختلف

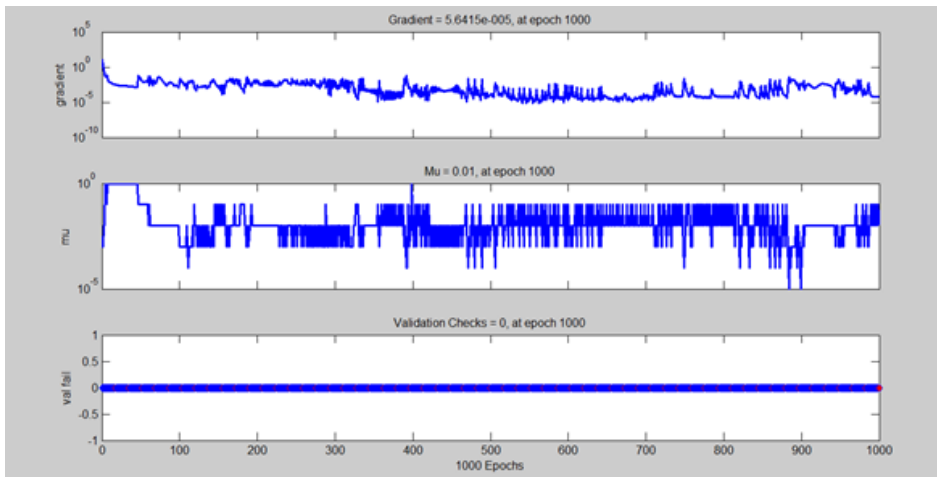
تعداد لایه میانی	MAE	RMSE	MAPE
۳	۱۸/۶۷۸	۲۳/۹۹۷	۲۰/۷۶۵۷۶
۴	۹/۹۶۳۴	۱۵/۹۹۵	۱۱/۳۴
۵	۶/۴۴۷۸	۱۰/۹۹۰	۸/۷۹
۶	۳۳/۲۳۹۸۷	۴۵/۹۹۹	۴۰/۴۵۴۳۵

بر اساس نتایج به دست آمده کمترین مقدار هر سه آماره MAE و RMSE و MAPE زمانی می‌باشد که شبکه پرسپترون دارای پنج لایه میانی می‌باشد در واقع با پنج لایه میانی بیشترین میزان انطباق ستاده این شبکه با واقعیت در داده‌های آزمون را نشان می‌دهد. در شکل زیر نمودار خطای آموزش بر حسب ایپاک نمایش داده شده است. همانطور که مشاهده می‌کنید میزان این خطا از ۱۰۰۰۰ شروع شده و به ۱۰۰۰ ختم شده است که نشان دهنده کاهش بودن این خطا می‌باشد.



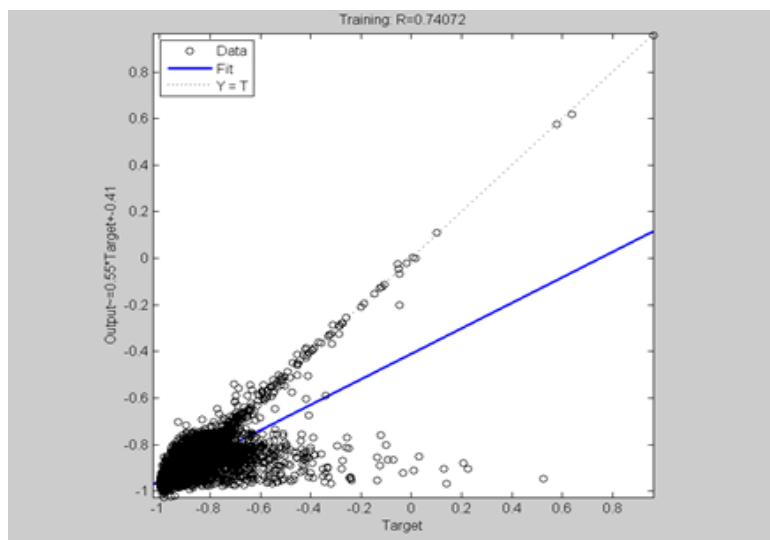
نمودار (۲) خطای آموزش بر حسب ایپاک

نمودار واریانس آنها نیز به شرح زیر می‌باشد که در هنگام آموزش همانطور که از شکلها بر می‌آید آماره‌ها نزولی می‌باشند.



نمودار (۳) نمودار واریانس

نمودار همبستگی بین داده‌ها و ستاده‌ها یا خروجی و ورودی‌ها دوره‌آزمون نیز به شکل زیر می‌باشد.



نمودار (۴) نمودار واریانس دوره‌آزمون

نتایج پیش بینی رونق و رکود اقتصادی به کمک شبکه عصبی در جدول (۵) نشان داده شده است.

جدول (۵) نتایج پیش بینی رونق و رکود اقتصادی به کمک شبکه عصبی بر اساس شاخص استرس مالی

فصل/سال	رکود-رونق
1397Q1	-22764.3
1397Q2	-25396.4
1397Q3	-28523.6
1397Q4	-29950.8
1398Q1	-14760.7
1398Q2	-14557.5
1398Q3	-13780.5
1398Q4	-12947.4
1399Q1	-10004.9
1399Q2	9432.1

* اعداد مثبت نشان دهنده رونق و اعداد منفی نشان دهنده رکود می باشد.

بر اساس نتایج به دست آمده در تمام فصول سال ۱۳۹۷ تا پایان فصل اول ۱۳۹۹ اقتصاد ایران در رکود خواهد ماند. اما در فصل دوم سال ۱۳۹۹ شاهد رونق خواهیم بود. بنابراین فرضیه اول پژوهش تایید شده و استرس مالی در تشخیص و پیش بینی رکود و رونق اقتصادی نقش به سزایی دارد.

مرحله دوم: بررسی تأثیر شاخص استرس مالی بر روی رشد اقتصادی به روش غیرخطی

تخمین به روش مدل خود رگرسیونی مارکوف سویچینگ

در دو دهه اخیر ما شاهد رشد سریع توسعه مدل‌های سری زمانی غیرخطی هستیم. مدل مارکوف سوئیچینگ همیلتون (۱۹۸۹)، معمولاً به عنوان مدل انتقال رژیم شناخته می‌شود و یکی از مهم‌ترین مدل‌های سری زمانی غیرخطی در ادبیات است. برخلاف دیگر روش‌های غیرخطی مانند مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم که در آن‌ها انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر به صورت تدریجی^۱ صورت می‌پذیرد در مدل انتقال مارکوف، انتقال به سرعت^۲ انجام می‌شود. الگوهای اتورگرسیو آستانه‌ای و انتقال مارکوف، انتقال ناگهانی بین رژیم‌ها را مشخص می‌کنند درحالی‌که الگوی رگرسیونی انتقال ملایم، انتقال ملایم بین دو رژیم را مورد بررسی قرار می‌دهند (کیم و باتاچاریا، ۲۰۰۹).

^۱. Gradual Switching

^۲. Sudden Switching

^۳. Kim and Bhattacharya

از ویژگی‌های مدل مارکوف سوئیچینگ این است که مکانیزم انتقال توسط یک متغیر وضعیت تصادفی غیر قابل مشاهده^۱ که از زنجیره مرتبه اول مارکوف پیروی می‌کند، کنترل می‌شود. در مدل مارکوف سوئیچینگ فرض می‌شود رژیم‌های S_t در زمان t رخ می‌دهد، بستگی به یک فرآیند غیرقابل مشاهده (S_t) دارد و رژیم رایج s_t فقط به رژیم دوره گذشته، s_{t-1} وابسته است (همیلتون، ۱۹۹۴).

s_t را به‌عنوان یک متغیر تصادفی در نظر می‌گیریم که فقط مقادیر صحیح $\{1, 2, 3, \dots, N\}$ را به خود می‌گیرد. فرض کنید احتمال این که s_t برابر مقدار خاص z باشد (در زمان t در وضعیت z قرار گیرد) فقط به مقدار گذشته‌اش مرتبط است، پس داریم:

$$P[s_t = z \mid s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots] \quad \text{رابطه (۲)}$$

$$= P\{s_t = z \mid s_{t-1} = i\} = P_{ij}$$

احتمال انتقال P_{ij} یعنی احتمال این که متغیر تصادفی S که در وضعیت جاری i است و در دوره بعد به وضعیت j می‌رود، به چه میزان است. احتمالات انتقال می‌تواند به‌صورت یک ماتریس احتمال انتقال نوشته شوند. اگر n وضعیت داشته باشیم، ماتریس احتمال انتقال به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$\begin{bmatrix} P_{11} & P_{21} & \dots & P_{n1} \\ P_{12} & P_{22} & & P_{n2} \\ \vdots & & & \vdots \\ P_{1n} & P_{2n} & \dots & P_{nn} \end{bmatrix} \quad \text{رابطه (۳)}$$

با توجه به قانون احتمالات باید $\sum_{j=1}^n p_{ij} = 1$ باشد که مفهوم این رابطه آن است که اگر متغیر تصادفی در وضعیت جاری در رژیم i باشد، احتمال این که در وضعیت بعدی، در یکی از وضعیت‌های $\{j=1, 2, \dots, n\}$ قرار بگیرد، معادل یک است. همچنین P_{ij} ها باید غیر منفی باشند.

$$P_{i1} + P_{i2} + \dots + P_{iN} = 1 \quad \text{رابطه (۴)}$$

P_{12} که در سطر دوم و ستون اول است می‌گوید احتمال تغییر از رژیم ۱ به رژیم ۲ چقدر است (همیلتون، ۱۹۹۴). در یک مدل با دو رژیم، به سادگی می‌توان فرض کرد که S_t ، مقادیر یک و دو را اختیار می‌کند. برای تکمیل مدل، باید ویژگی‌های فرآیند S_t را مشخص کنیم. در مدل مارکوف سوئیچینگ S_t یک فرآیند مارکوف از درجه اول در نظر گرفته می‌شود. این فرض، بیانگر این نکته است که S_t فقط به رژیم دور قبل، یعنی S_{t-1} بستگی دارد. در زیر با معرفی احتمالات انتقال^۲ از یک وضعیت به وضعیت دیگر مدل خود را کامل می‌کنیم.

$$\begin{aligned} P(s_t = 1 \mid s_{t-1} = 1) &= P_{11} \\ P(s_t = 2 \mid s_{t-1} = 1) &= P_{12} \\ P(s_t = 1 \mid s_{t-1} = 2) &= P_{21} \\ P(s_t = 2 \mid s_{t-1} = 2) &= P_{22} \end{aligned} \quad \text{رابطه (۵)}$$

^۱. Unobserved Random Variable

^۲. Transition Probabilities

در روابط بالا، P_{ij} ها بیانگر احتمال حرکت زنجیره مارکوف، از وضعیت i در زمان $t-1$ به وضعیت j در زمان t است. P_{ij} ها باید غیر منفی بوده و همچنین، شرط زیر برای آن‌ها، برقرار باشد:

$$\begin{aligned} P_{11} + P_{12} &= 1 \\ P_{21} + P_{22} &= 1 \end{aligned} \quad \text{رابطه (۶)}$$

فرآیند برآورد یک مدل مارکوف سوئیچینگ با در نظر گرفتن دو رژیم ۱ و ۲ به صورت زیر است.

$$y_t = x_t \beta_{s_t} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad \varepsilon_t \approx N(0, \sigma_{s_t}^2) \quad \text{رابطه (۷)}$$

$$s_t = 1, 2$$

که در آن y_t ، متغیر مورد مطالعه، x_t برداری از متغیرهای توضیحی، β_{s_t} برداری از پارامترهای تحت تأثیر وضعیت‌های یک یا دو و ε_t جمله اختلال می‌باشد. دو مرحله برای تعیین لگاریتم تابع درست نمایی طی می‌شود. لگاریتم تابع درست نمایی عبارت است از:

$$\sum_{t=1}^T \ln \left\{ \sum_{i=1}^2 f(y_t | s_t, \psi_{t-1}) \Pr(s_t | \psi_{t-1}) \right\} \quad \text{رابطه (۸)}$$

که در آن، $\Pr(s_t | \psi_{t-1})$ احتمال بودن در وضعیت یک یا دو در دوره t را نشان می‌دهد؛ بنابراین تابع حداکثر درست نمایی، میانگین وزنی تابع چگالی برای دو رژیم است که در آن وزن؛ احتمال بودن در رژیم یک یا دو می‌باشد.

به منظور برآورد الگو، ابتدا باید یک فرآیند تصادفی را در نظر بگیریم که احتمال $\Pr(s_t = i | \psi_{t-1})$ را تعیین کند. در این جا یک فرآیند مارکوف مرتبه اول در نظر گرفته می‌شود که در آن احتمال بودن در یک وضعیت خاص در زمان t فقط بستگی به وضعیت قبل در زمان $t-1$ دارد. در این صورت، احتمال انتقال به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$P = \Pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) \quad \text{رابطه (۹)}$$

$$1 - P = \Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) \quad \text{رابطه (۱۰)}$$

$$q = \Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

$$1 - q = \Pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) \quad \text{رابطه (۱۲)}$$

در ابتدای زمان t ، احتمالات به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\Pr(s_t = i | \psi_{t-1}) =$$

$$\sum_{j=1}^2 \Pr(s_t = i | s_{t-1} = j) \Pr(s_{t-1} = j | \psi_{t-1}) \quad \text{رابطه (۱۳)}$$

در پایان هر دوره، احتمالات با استفاده از فیلتر تکراری زیر به روز می‌شود:

$$\Pr(s_t = i | \psi_t) = \Pr(s_t = i | \psi_{t-1}, y_t)$$

$$= \frac{f(y_t | s_t, \psi_{t-1}) \Pr(s_{t-1} = i | \psi_{t-1})}{\sum_{i=1}^2 f(y_t | s_t = i, \psi_{t-1}) \Pr(s_{t-1} = i | \psi_{t-1})} \quad \text{رابطه (۱۴)}$$

اولین گام برای تخمین مدل انتقال مارکوف، اطمینان از غیرخطی بودن الگوی داده‌ها می‌باشد. بدین منظور از آزمون نسبت درست‌نمایی LR استفاده شده و نتایج حاصل از این آزمون در جدول زیر آورده شده است:

جدول شماره (۶) آزمون نسبت درست‌نمایی

آماره بحرانی χ^2 در سطح اطمینان ۹۵ درصد	آماره حداکثر درست‌نمایی	مقدار حداکثر درست‌نمایی حاصله از الگوی خطی	مقدار حداکثر درست‌نمایی حاصله از الگوی غیرخطی
۳/۹۴۰۳۰	۳۱/۳۹۴۰۶	-۲۲۷/۹۹۰۶۳	-۲۴۳/۶۸۷۶۶

همان‌طور که نتایج جدول (۶) نشان می‌دهد، متغیر مورد مطالعه، از یک الگوی غیرخطی پیروی می‌کنند؛ بنابراین روش‌های خطی برای تخمین پارامترهای مدل مناسب نبوده و برای به دست آوردن روابط بین متغیرها باید از روش‌های غیرخطی استفاده نمود. بدین منظور در این مطالعه از روش غیرخطی مارکوف سوئیچینگ استفاده می‌شود.

در مرحله دوم، بعد از تعیین وقفه بهینه، تعداد رژیم‌ها با استفاده از معیار آکائیک و تابع راست‌نمایی تعیین می‌شود. در صورتی که نتایج معیار آکائیک و تابع راست‌نمایی با یکدیگر متناقض شود، در این صورت معیار آکائیک، معیار مطمئن‌تری است (صمدی و همکاران، ۱۳۹۱).

جدول شماره (۷) نتیجه آزمون تعیین وقفه بهینه

وقفه	آماره آکائیک AIC	آماره شوارتز بیزین SBC
۰	-۳۱/۹	-۳۱/۵
۱	-۶۲/۲*	-۴۶/۵*
۲	-۵۳/۸	-۴۴/۹
۳	-۵۶/۳	-۴۳/۱
۴	-۵۱/۶	-۴۵/۲

نتایج حاصله نشان می‌دهد که تعداد رژیم‌های بهینه دو رژیم است، زیرا حداقل آماره آکائیک در وقفه دو اتفاق افتاده است، از طرفی حداکثر مقدار تابع راستنمایی هم مجدداً در وقفه دو اتفاق افتاده است؛ بنابراین رژیم بهینه برابر دو است.

جدول (۸) نتیجه تعیین تعداد رژیم بهینه

تعداد رژیم	آماره آکائیک AIC	تابع راست نمایی ML
۲	* -۱۴/۲۲	* -۵/۳
۳	-۳۱/۲۲	-۴/۱
۴	-۲۱/۲۷	-۴

در ادامه در مرحله سوم، برای اینکه بتوان بهترین حالت بهینه مدل مارکوف- سوئیچینگ را برگزید، مدل مارکوف- سوئیچینگ را برای ضرایب جملات خود توضیح، برای دو رژیم و یک وقفه، به صورت زیر نوشته می‌شود.

$$MSAX(2) - ARX(1): FS_t = C(S_t) + \alpha_1(S_t)(FS_{t-1}) + \varepsilon_t \quad \text{رابطه (۱۵)}$$

$$MSA(2) - AR(1): FS_t = C + \alpha_1(S_t)(FS_{t-1}) + \varepsilon_t \quad \text{رابطه (۱۶)}$$

که معادله (۱۵) علاوه بر ضرایب خود توضیح، عرض از مبدأ نیز وابسته به رژیم‌ها است. در معادله (۱۶) فقط ضرایب خود توضیح به رژیم‌ها وابسته می‌باشند. از بین این دو مدل، هر کدام که بیشترین مقدار راست نمایی را داشته باشد انتخاب می‌گردد و برای به دست آوردن استرس مالی بالا و پایین، بعد از تعیین وقفه‌ها و تعداد رژیم بهینه و انتخاب مدل، مدل برآورد می‌گردد.

دو مدل (۱۵) و (۱۶) تخمین زده شده است و نتایج حداکثر مقدار تابع راستنمایی آن موید این نتیجه است که بیشترین مقدار راست نمایی مربوط به مدلی است که عرض از مبدأ و ضرایب وقفه‌ی استرس مالی به رژیم‌ها بستگی داشته است. پس از گزینش بهترین مدل، نتایج زیر حاصل می‌شود.

جدول (۹) نتایج مدل خودرگرسیون مارکف - سوئیچینگ

رژیم	متغیر مستقل	ضریب	t آماره	linearity test
رژیم ۱	FS_{t-1}	-۰/۰۷۸۶۹	۳/۸۳	۴۲/۰۳۲
	عرض از مبدأ	-۰/۰۰۷۱	۲	(۰/۰۰۰۰۱)
رژیم ۲	FS_{t-1}	۰/۰۹۴۵	۳/۰۳۲	۴۱/۰۲۷
	عرض از مبدأ	۰/۱۱۱۰	۲/۹۳۹۹	(۰/۰۰۰۰۲)

نتایج جدول (۹) نشان می‌دهد در رژیم اول که دوره رکود اقتصادی در آن قرار دارد، استرس در بازار مالی باعث کاهش رشد اقتصادی به میزان ۰/۰۷ خواهد شد. ولی در رژیم دوم که دوره رونق اقتصادی است، استرس مالی باعث افزایش رشد اقتصادی به میزان ۰/۰۹ خواهد شد. به دلیل اثرهای رفتاری و روانی کارگزاران در مواجهه با شوک‌های مالی این نتایج به استرس در دوره زمانی بلندمدت تری تبدیل شده و اگر این روند ادامه یابد به بحران مالی تبدیل خواهد شد. نتایج گویای آن است که استرس مثبت در مقایسه با استرس منفی اثرگذاری بیشتری بر رشد اقتصادی داشته است، ولی در حالت کلی استرس مالی باعث کاهش رشد اقتصادی خواهد شد. می‌توان گفت طول دوره‌های استرس مالی منفی در مقایسه با استرس مالی مثبت بیشتر است که موجب کاهش اثرهای استرس بر رشد اقتصادی شده است. مقادیر واریانس برآورد شده برای رژیم اول و دوم حاکی از اختلاف بسیار ناچیز بین دو رژیم است، از سوی دیگر با توجه به این پراکندگی‌های کمتر، می‌توان گفت بین اثرهای استرس مالی و رشد اقتصادی در هر دو رژیم، تغییرات معنادار و قوی وجود دارد.

یافته‌های تجربی پژوهش نشان می‌دهد رژیم اول در مقایسه با رژیم دوم پایدارتر است، به طوری که احتمال ماندن در رژیم اول (P۱۱) برابر با ۹۸ درصد است. به عبارتی اگر سالی در رژیم اول با احتمال ۹۸ درصد قرار گرفته باشد، سال بعدی نیز در رژیم اول قرار خواهد گرفت. در نتیجه پایداری رژیم اول در مقایسه با رژیم دوم بیشتر است و تمایل به تغییر رژیم برای سال‌های واقع در رژیم اول کمتر است. در حالی که احتمال ماندن در رژیم دوم (P۲۲) برابر با ۹۱ درصد است که این نیز خود در میزان بالایی قرار دارد.

با توجه به نتایج جدول (۱۰)، احتمال انتقال از رژیم اول به رژیم دوم برابر ۰/۰۸ است. به عبارتی اگر بخواهیم از رژیم رکود به رژیم رونق برویم، احتمال این انتقال ۸ درصد است، ولی اگر بخواهیم از رژیم رونق به رکود انتقال یابیم، احتمال آن برابر ۱۶ درصد است. این جدول همچنین نشان می‌دهد متوسط طول دوره در رژیم اول حدود ۱۶ سال و رژیم دوم حدود ۷ سال است. یعنی اگر اقتصاد ایران در رژیم دوم یا همان دوره رونق باشد، به طور متوسط ۷/۴۳۷ سال در این حالت باقی خواهد ماند و با احتمال ۱۶ درصد در دوره آتی وارد رژیم رکود خواهد شد که به طور متوسط ۱۵/۷۸۲ سال را در این رژیم سپری خواهد کرد.

جدول (۱۰) احتمالات انتقال بین رژیم‌ها و طول دوره‌ها

طول دوره	رژیم دوم	رژیم اول	
۱۵/۷۸۲	۰/۰۸۴۵	۰/۹۴۵۲	رژیم اول
۷/۴۳۷۸	۰/۷۹۳۳	۰/۱۶۹۸	رژیم دوم

در قسمت پایانی این بخش خلاصه نتایج آزمون فرضیات در جدول (۱۱) نشان داده شده است:

جدول (۱۱) نتایج آزمون فرضیات

نتیجه آزمون	فرضیه
تایید می شود	فرضیه اصلی اول شاخص استرس مالی در تشخیص و پیش بینی رکود و رونق اقتصادی نقش به سزایی دارد.
تایید می شود	فرضیه اصلی دوم شاخص استرس مالی بر رشد و پویایی اقتصاد تاثیر معنی داری می گذارد.

۶- نتیجه گیری و بحث

هدف عمده این مقاله در مرحله اول ساخت یک شاخص ترکیبی نااطمینانی استرس مالی بر اساس روش آرچ و گارچ بوده است که بتوان از طریق این شاخص ترکیبی، نااطمینانی استرس مالی را محاسبه نمود و به بررسی رابطه میان رشد اقتصادی و شاخص نااطمینانی استرس مالی پرداخت. بر اساس شاخص ترکیبی نااطمینانی استرس مالی که در قسمت اول بدست آمد، دوره رکود و رونق اقتصادی نیز محاسبه شده است و سپس بررسی کرده ایم که آیا شاخص ترکیبی نااطمینانی استرس مالی توانایی پیش بینی رونق و رکود را دارد و می توان به نتایج آن اعتماد نمود یا خیر. در نهایت یک تابع تولید تعریف شده و تاثیر استرس مالی در کنار بقیه متغیرهای تابع تولید بر روی رشد اقتصادی به روش غیر خطی (مارکوف سویچینگ) سنجیده شده است.

بر اساس نتایج به دست آمده تا پایان فصل اول ۱۳۹۹ اقتصاد ایران در رکود خواهد ماند. بنابراین این نتیجه گیری که استرس مالی در تشخیص رکود و رونق اقتصادی نقش به سزایی دارد، را بدست می دهد. نتایج حاصل از گام دوم پژوهش کاملاً با مطالعات لینسیک و لیمار و پوآر تطابق دارد و تایید کننده فرضیات مطرح شده در این حوزه می باشد.

در بخش بعدی نتایج نشان می دهند که اثر نااطمینانی استرس مالی بر رشد اقتصادی منفی و مطابق با دیدگاه هولاند^{۱۱} (۱۹۹۵) است. نااطمینانی استرس مالی هزینه اجتماعی را زیاد و رفاه اجتماعی را کاهش می دهد. سیاست گذاران برای کاهش عوارض جانبی و جلوگیری از کاهش رفاه اجتماعی سیاست تثبیت را پیاده می سازند که در نتیجه آن استرس مالی کاهش می یابد و سرمایه گذاری افزایش و رشد اقتصادی هم افزایش می یابد. در ادامه نتایج حاصل از مدل بهینه مارکوف نشان میدهد که استرس مثبت در مقایسه با استرس منفی اثرگذاری بیشتری بر رشد اقتصادی داشته است، ولی در حالت کلی استرس مالی باعث کاهش رشد اقتصادی خواهد شد. این نتیجه گیری وجود استرسهای منفی و مثبت در اقتصاد ایران را نشان میدهد و در نهایت میتواند

^{۱۱} . Holland

به بحران مالی در کشور منجر شود. می‌توان گفت طول دوره‌های استرس مالی منفی در مقایسه با استرس مالی مثبت بیشتر است که موجب کاهش اثر استرس بر رشد اقتصادی شده است. با توجه به نتیجه‌گیری‌ها برای پیش‌گیری از وقوع استرس مالی در ساختار اقتصاد ایران پیشنهادهای زیر مطرح می‌شود:

- (۱) بازنگری در قوانین و مقررات تنظیم بازار
- (۲) تعیین دقیق مرزهای دخالت دولت و بانک مرکزی در کنترل بازارهای مالی
- (۳) توسعه و تقویت بازار سهام در راستای افزایش کارایی بازار سرمایه و افزایش نقد شوندگی در بازار از قبیل وجود سهام شناور آزاد کافی در بازار، افزایش مشارکت سرمایه‌گذاران جزء در بازار، وجود سازوکارهای مناسب حاکمیت شرکتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار، بهره‌گیری از فعالیت بازارسازها، افزایش دسترسی به بازار و به کارگیری ابزار و فناوری نوین برای انجام معاملات و غیره می‌تواند زمینه نقدشوندگی داراییها را فراهم آورد.
- (۴) بهینه‌سازی مقررات بانکی و مقررات زدایی لازم در راستای نظارت نظامند بر سیستم بانکی کشور با هدف کاهش تنش بازار پول از طریق کنترل جزء رابطه بانکها با بانک مرکزی.
- (۵) به نظر میرسد که اتخاذ سیاست‌های تثبیت قیمت‌ها (کنترل قیمت‌ها و جلوگیری از افزایش آن) نه تنها در کاهش استرس مالی بلکه در کاهش نااطمینانی استرس مالی نیز نقش مهمی دارند.
- (۶) دولت و به ویژه بانک مرکزی برای ثبات قیمت‌ها بایستی از اتخاذ سیاست‌های اقتصادی که به نااطمینانی استرس مالی دامن می‌زند، اجتناب نماید.
- (۷) چون تغییرات رژیم موجب تغییر رفتار سری‌های زمانی می‌گردند، شناسایی عوامل که موجب این تغییر رفتار می‌شوند، می‌تواند به عنوان یک شاخص پیشرو به سیاست‌گذاران کمک نماید تا بتوانند وضعیت آتی بازارهای مالی را پیش‌بینی نمایند.
- (۸) تکامل مدل‌های اقتصاد سنجی راه‌گشایی برای شناسایی عمیق‌تر عوامل موثر بر استرس مالی و پویایی اقتصاد بوده و به تبع آن سیاست‌گذاران می‌توانند با اجرای سیاست‌هایی هماهنگ و متناسب با تغییرات شاخص استرس، روندها را بهبود بخشند.

نااطمینانی در مورد استرس مالی در آینده منجر به انحراف تصمیمات مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان در زمینه پس‌انداز، مصرف و سرمایه‌گذاری می‌شود. این انحرافات، اثرات نامناسبی بر کارایی تخصیص منابع و سطح فعالیت واقعی اقتصاد خواهد گذاشت. وجود نااطمینانی استرس مالی، هزینه‌های عاملان اقتصادی را دوچندان می‌کند؛ زیرا بخشی از منابع آن‌ها صرف پیش‌بینی استرس مالی آتی در شرایط وجود نااطمینانی در بازار خواهد شد و در واقع سود یا زیان بنگاه‌های تولیدی و خدماتی را تحت تأثیر قرار خواهد داد. همین مسأله بر ضرورت مطالعه دقیق‌تر رابطه متقابل بین استرس مالی و نااطمینانی استرس مالی افزوده است. پیشنهاد می‌گردد سیاست‌گذاران

پولی و مالی در کشور با پیش بینی دقیق و صحیح عامل شوک در بازار، از نااطمینانی به نفع مصرف کنندگان و تولید کنندگان بهره برند.

با توجه به ادبیات پژوهش، تأثیر سیاست‌های اقتصادی دولت و همچنین بررسی تأثیر سایر عوامل بر نااطمینانی استرس مالی، خود موضوع مهمی است که احتیاج به مطالعه مستقل دارد؛ به عبارت دیگر تأثیر سیاست‌های پولی و مالی می‌تواند اثرات متفاوتی بر رفتار استرس مالی در ایران داشته باشد بر سبب این موضوع خود می‌تواند به‌عنوان پژوهش مستقلی صورت پذیرد.

فهرست منابع

- * فاطمه آسیایی طاهری (۱۳۹۵). تعیین شاخص استرس مالی در بازارهای بانکداری، ارز و بیمه. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران.
- * خزلی پور، نسرين (۱۳۹۳) تأثیر تنش های مالی بر تولید ناخالص داخلی ایران براساس اطلاعات فصلی دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۹، پایان نامه کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوراسگان اصفهان.
- * عثمانی، محمد قسیم زمستان (۱۳۸۱) شناسائی مدل هزینه سرمایه و عوامل موثر بر آن. تز دکتری. دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران.
- * فرزین وش، اسدالله و موسی عباسی (۱۳۸۵). "بررسی رابطه تورم و نااطمینانی در ایران با استفاده از مدل های GARCH و حالت - فضا"، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۴، ص ۵۵-۲۵.
- * اکبر قنبری (۱۳۹۸) طراحی شاخص استرس مالی در نظام مالی ایران با رویکرد نظریه پرتفوی. تز دکتری رشته مدیریت مالی، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران.
- * معطوفی، علیرضا (۱۳۹۳) تبیین مشخصه های استرس مالی در بازار سرمایه ایران، تز دکتری رشته مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران.
- * نیکجو، فایزه (۱۳۸۹) ساخت شاخص تنش مالی برای اقتصاد ایران و بررسی اثرات آن بر رشد اقتصادی، پایان نامه کارشناسی ارشد رشته اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی.
- * یعقوبی نژاد، معصومه (۱۳۹۵) تنش مالی و اثرات آن بر رشد اقتصادی ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد رشته اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد یزد.
- * ناد علی، محمد (۱۳۹۲) "محاسبه شاخص تنش در بازار پول اقتصاد ایران"، پژوهش ها و سیاست های اقتصادی سال بیست و یکم تابستان ۱۳۹۲ شماره ۶۶ ص ۱۴۲-۱۱۵.
- * صمدی، علی حسین؛ پریسا بهلولی و نگار سنگ سفیدی، (۱۳۹۱)، مروری بر الگوهای مارکوف سوچینگ و کاربردهای آن در اقتصاد، اولین همایش بین المللی اقتصاد سنجی، روشها و کاربردها، سندج، دانشگاه آزاد اسلامی واحد سندج، ص ۱۵-۳۲.
- * Aboura, S., & Van Roye, B. (2013). "Financial stress and economic dynamics: an application to France" (No. 1834). Kiel Working Paper.

- * Aboura, S., & van Roye, B. (2017). "Financial stress and economic dynamics: The case of France. *International Economics*", 149, 57-73.
- * Alsamara, M., Mrabet, Z., Jarallah, S., & Barkat, K. (2019). "The switching impact of financial stability and economic growth in Qatar: Evidence from an oil-rich country". *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 73, 205-216.
- * Asterieous Dimitrios and Price simon(2000),"uncertainty,investment and economic growth:evidence from a dynamic panel",city university
- * Caballero, R.J., and Kurlat, P. (2008). "Flight to Quality and Bailouts", Policy Remarks and Literature Review. MIT Department of Economics, Working Paper No. 08-21.
- * Cardarelli R, Elekdag S and Lall S (2009). "Financial Stress, Downturns, and Recoveries". IMF Working Paper, WP/09/100.
- * Crawford, A. and M. Kasumovich (1996). "Does Inflation Uncertainty Vary with the Level of Inflation?", Bank of Canada, Ottawa Ontario Canada KIA 0G9.
- * Dargahi, H. (2010). An Index of Financial Stress for Economic Growth Analysis Using Macro Data: Case of a Developing Economy.
- * Davig, T., and Hakkio, C. (2010). "What is the effect of financial stress on economic activity". Available at <http://ideas.repec.org/a/fip/fedker/y2010iqiip35-62nv.95no.2.html>.
- * Dovern, J., & Van Roye, B. (2013). "International transmission of financial stress: evidence from a GVAR", (No. 1844). Kiel Working Paper.
- * Duca ML and Peltonen TA (2011). "Macro-Financial Vulnerabilities and Future Financial Stress Assessing Systemic Risks and Predicting Systemic Events". Available: <http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1311.pdf>.
- * Hakkio, C.S., and Keeton, W.R. (2009). "Financial Stress: What Is It, How Can It Be Measured, and Why Does It Matter?". Available at <http://ideas.repec.org/a/fip/fedker/y2009iqiip5-50nv.94no.2.html>.
- * Hanschel; E., and P. Monnin . (2005). "Measuring and forecasting stress in the banking sector: Evidence from Switzerland". BIS Papers No. 22: Investigating the relationship between the financial and Real economy, April, 431-449.
- * Hautsch, N. and Hess, D. (2007). "Bayesian Learning in Financial Markets: Testing for the Relevance of Information in Price Discovery". *Journal of Financial and Qualitative Analysis*, Vol. 42, No. 1, March.
- * Holland, S. A. (1995). "Inflation and Uncertainty: Tests for Temporal Ordering", *Journal of Money Credit and Banking*, Vol. 27, No. 3, pp. 827-837.
- * Hubrich, K., & Tetlow, R. J. (2015). "Financial stress and economic dynamics: the transmission of crises". *Journal of Monetary Economics*, 70, 100-115.
- * Hollo D (2012). "A System-Wide financial Stress Indicator for the Hungarian financial System". Financial Stability Department, MNB Occasional Papers 105.
- * Illing, M., and Liu, Y. (2006). "Measuring Financial Stress in a Developed Country: An Application to Canada". *Journal of Financial Stability*, Vol. 2, No. 3, PP. 243-265.
- * Illing, M. and Liu, Y. (2003). "An Index of Financial Stress for Canada". Bank of Canada, Working Paper 2003-14.
- * Lensink Robert, Hong bo and sterken elmer(2002), "Does uncertainty affect economic growth?" An empirical Analysis-university of Groningen
- * Lee, C. C., & Lin, C. W. (2018). "Economic growth, financial market, and twin crises". *The Journal of International Trade & Economic Development*, 27(8), 937-967.
- * Mishkin, F.S. (2000). "Financial Policies and the Prevention of Financial Stress in Emerging Market Economies". Available at <http://elibrary.worldbank.org/doi/pdf/10.1596/1813-9450-2683>.

- * Mishkin, F.S. (1991). "Asymmetric Information and Financial Crises: A Historical Perspective". in R.G. Hubbard, ed., Financial Markets and Financial Crises. Chicago: University of Chicago Press.
- * Nelson, W. R., & Perli, R. (2007). Selected indicators of financial stability. Risk Measurement and Systemic Risk, 4, 343-372.
- * Oet, M.V., Eiben, R., Bianco, T., Gramlich, D., and Ong, S.J. (2011). "The Financial Stress Index: Identification of Systemic Risk Conditions". Federal Reserve Bank of Cleveland, Working Paper 11-30
- * Park, C. Y., & Mercado, R. V. (2014). "Determinants of financial stress in emerging market economies". Journal of Banking & Finance, 45, 199-224.
- * Polat, O., & Ozkan, I. (2019). "Transmission mechanisms of financial stress into economic activity in Turkey". Journal of Policy Modeling, 41(2), 395-415.
- * Roye BV (2012). "Financial Stress and Economic Activity in Germany", Available: http://rcea-canada.org/pages/may_2012_rimini/papers/van%20Roye.pdf.
- * Roye BV (2011). Financial Stress and Economic Activity in Germany and the Euro Area. Available: <http://www.ifw-members.ifw-kiel.de/publications/financial-stress-and-economic-activity-in-germany-and-the-euro-area/financial-stress-and-economic-activity-in-germany-and-the-euro-area.pdf>.
- * SANDAHL, J. F., Holmfeldt, M., Rydén, A., & Strömqvist, M. (2011). "An index of financial stress for Sweden". sveriges riksbank economic review, 2.

Financial stress and economic dynamic in iran
(An Application of the Markov Switch Model and neural networks)

Marzieh Ebrahimi Shaghghi

Ph.D. In Financial Management, Department of Financial Management, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.
marzi.ebrahimi@gmail.com

Mohammad Ebrahim Maddahi

(Corresponding author)
Assistant Prof of psychology, Department of Psychology, Shahed University, Tehran, Iran
memadahi@yahoo.com

Taghi Torabi

Associate Prof of economic, Department of Economic, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email: t-torabi@srbiau.ac.ir

Abstract

Financial markets are driven by lower transaction costs and information asymmetries in the economy, promoting savings, capital accumulation and economic growth. The growth of efficient financial markets plays a decisive role in economic growth, but it should be noted that the crisis in financial markets can also lead to economic downturns and in some cases to recession. It has a significant negative impact on economic growth. One of the warning signs of the financial crisis is the increasing stress that is occurring in the financial markets, leading to increased uncertainty and instability in the economy.

Therefore, the main purpose of this study is to calculate financial stress index in Iranian financial markets and identify its effects on economic growth.

This paper deals with the relationship between financial stress and recession and economic prosperity in three stages. In the first step, the effect of financial variables on financial stress has been measured by panel data using random data and random effects. Then, by constructing a composite index of financial stress uncertainty using Arch & Garch model we are able to investigate the relationship between economic growth and financial stress uncertainty index. In the second stage, the effect of financial stress on economic growth and recession by multilayer perceptron method shows that it is predicted that the economy will continue to be in recession from the year 1397 to the first quarter of 1399 and with the beginning of the second season of 1399 we will see economic prosperity. Finally, the effect of financial stress along with other variables of production function on economic growth were measured using Markov switching self-regression model. Based on the results, the index has a significant negative effect on economic growth in the long run and short run models.

Keywords: Financial Stress, Financial Stress Uncertainty Index, Prosperity and Recession