نشریـه علمـی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال دوازدهم، شماره چهل‌و دوم
تابستان ۱۳۹۸

مطالعه اثر شاخص استرس مالی بر رشد اقتصادی در ایران (رویکرد مقایسه ای مدل خطی و غیر خطی)

مرضیه ابراهیمی شقاقی[۱]
فریدون رهنمای رودپشتی[۲]
محمد ابراهیم مداحی[۳]
هاشم نیکومرام[۴]
تقی ترابی[۵]

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۲/۰۵ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۲/۲۰

چکیده

بحران مالی جهانی اقتصادهای پیشرفته و توسعه یافته را تحت تأثیر قرارداده است .اقتصاد ایران نیز همانند بسیاری دیگر از کشورهای درحال توسعه تحت تأثیر قرارگرفته است. در این مقاله تاثیر شاخص استرس مالی بر رشد اقتصادی با استفاده از دو مدل خطی و غیر خطی (مارکوف سوییچینگ) بررسی شده است. در این راستا پس از ساخت شاخص، در ابتدا یک تابع تولید تعریف شده و تاثیر استرس مالی در کنار بقیه متغیرهای تابع تولید بر روی رشد اقتصادی به روش خطی سنجیده شده است. جامعه آماری مورد مطالعه شامل داده های سری زمانی فصلی مربوط به دوره زمانی۱۳۹۳-۱۳۸۰می باشد.

براساس نتایج به دست آمده شاخص استرس مالی در مدل‌های بلندمدت و کوتاه مدت اثر منفی و معنی دار بر رشد اقتصادی دارد. مقدار ضریب این شاخص ۰/۰۲٪- است بدین معنی که با افزایش ۱٪در مقدار این شاخص رشد اقتصادی سرانه به میزان ۰/۰۲٪ کاهش می‌یابد. لذا استرس مالی مانعی برای رشد اقتصادی است و متغیرهای مخارج دولت، مالیاتها، نقدینگی و حاشیه نرخ ارز که به‌عنوان شاخصهایی از نحوه مدیریت دولت در سیاست‌های مالی، پولی و ارزی است به‌صورت کارا مورد استفاده قرار نگرفته اند.

در نهایت برای آزمون فرضیه به روش غیر خطی از مدل مارکوف سوئیچینگ استفاده شده است. نتایج نشان می دهند که زمانی که استرس مالی در حال افزایش است اثر نااطمینانی استرس مالی بر رشد اقتصادی منفی است.

واژه‌های کلیدی: شاخص استرس مالی ، رشد اقتصادی، مدل خطی،مدل مارکوف سوییچینگ.

۱- دانشجوی دکتری مدیریت مالی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران.
۲- استاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)
rahnama.roodposhti@gmail.com
۳- استادیار روانشناسی بالینی گروه روانشناسی دانشگاه شاهد،تهران، ایران
۴- استاد دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران.
۵- دانشیار دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران.

۱- مقدمه

بحران‌های مالی، یکی از پدیده‌های رایج در طول حیات اقتصادی کشورها بوده‌اند. نحوه مقابله با بحران و کاهش تبعات منفی آن، از مهم‌ترین دغدغه‌های کشورهای درگیر بحران بوده است. سایر کشورها نیز، اقدامات پیشگیرانه از وقوع بحران و جلوگیری از سرایت آن به اقتصادشان را اساس تلاش‌های خود قرار داده‌اند.

به‌طورکلی بحران مالی یعنی نوسانات شدیدی که در شاخص‌هایی چون نرخ سود، شاخص‌های سهام و تراز پرداختی رخ می‌دهد. در این میان هرچند این‌گونه شاخص‌ها روزانه با تغییراتی همراه هستند اما واقعیت این است که بحران‌ها با نوسان ۱۵ تا ۲۰ درصدی این متغیرها همراه بوده و موجب بروز اختلال‌هایی در روند اقتصادی و مالی کشورها می‌شوند. بحران اخیر مانند بحران‌های مالی دهه‌های اخیر است که با وسعت بیشتر، در اقتصاد جهانی رخ داده است. کشورهای درگیر بحران، سیاست‌های مختلفی را برای مقابله با این بحران تدوین نموده و به اجرا می‌گذارند. کشورهای غیر درگیر در بحران نیز، سیاست‌های مختلفی را به‌منظور پیشگیری از سرایت بحران به اقتصادشان موردتوجه قرار می‌دهند. برخی از نمودهای بحران مالی جهانی در اقتصاد ایران در اشکال مختلف، نظیر کاهش قیمت دارایی‌ها و افت شاخص‌های بازار سرمایه مشاهده می‌شود. با توجه به ویژگی توسعه‌یافتگی اندک بازار سرمایه ایران، پتانسیل تبدیل بحران اخیر به رکود شدید بیشتر محتمل است که نمودهایی از آن نیز در اقتصاد کشور مشاهده می‌شود. ازاین‌رو، توجه به تدوین و اجرای سیاست‌های مقابله با بحران برای اقتصاد کشور دارای اهمیت و ضرورت اساسی است.

با توجه به تعاریف مربوط به بحران اقتصادی بحث در حوزه استرس مالی و شوک‌های اقتصادی ضروری به نظر می‌رسد. به‌صورت خاص تجزیه‌وتحلیل دقیق استرس مالی ابزاری مهم در گستره چهارچوب سیاست‌های محافظه‌کارانه خرد و کلان است. همچنین علاوه بر نظارت و سرپرستی بر سیستم مالی، تجزیه‌وتحلیل استرس مالی جهت درک تأثیر شوک‌های مالی در اقتصاد بسیار مهم است. یکی از جدیدترین شاخص های مورد استفاده برای بررسی بازارهای مالی، شاخص تنش مالی (FSI) است.تبیین شاخص استرس مالی از مهم‌ترین برنامه‌های کشورهای درحال‌توسعه در زمان قبل از بروز شوک‌های اقتصادی بوده است. 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. علی رغم اهمیت فراوان این موضوع تا کنون در کشور پژوهشی جامع و کامل در حوزه استرس مالی و اقتصاد به صورت مشترک صورت نگرفته است.

در این پژوهش برای اولین بار در کشور ابتدا 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 پرداخته شده است و سپس اثر شاخص مذکور بر رشد اقتصادی با استفاده از دو مدل خطی و غیر خطی مورد ارزیابی قرار گرفته است.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

۲-۱- تعریف استرس مالی و نااطمینانی استرس مالی

در یک مفهوم کلی، استرس مالی را می‌توان اختلال در عملکرد نرمال بازار مالی تعریف کرد (ایلینگ و لئو[1]، 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 ایجادشده و بر متغیرهای اقتصادی تأثیر می‌گذارد (ات و همکاران[2]، ۲۰۱۱، درگاهی[3]، ۲۰۱۰، ایلینگ و لئو، ۲۰۰۶، ۲۰۰۳).

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 ازاین‌رو 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[۴] از ساختار بازار ازجمله 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[۵] حداقل کرد (کروفورد و کاسموویچ[۶]،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 می‌شود. واریانس ناهمسانی جملات اختلال در بر گیرنده 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[۷]، ۱۹۷۶).

۲-۲- رشد اقتصادی

الف) الگوی هارود: انتشار مقاله هارود با عنوان «مقاله‌ای در باب نظریه پویا[۸] » باعث توجه به نظریه-های جدید رشد اقتصادی شده است. نظریه هارود بر پایه شرایط لازم برای تعادل بین پس انداز کل و مجموعه سرمایه‌گذاری در یک اقتصاد پویا بنیان شده است و دارای فرض‌هایی به شرح ذیل است:

پس انداز نسبت ثابتی از درآمد ملی است($S = s.Y$)،تابع تولید از نوع لئونتیف است ($Y = \min(\frac{K}{a}, \frac{L}{b})$)، نیروی کار عاملی برونزاست و با نرخ ثابت nرشد می‌کند، پیشرفت فنی وجود ندارد، موجودی سرمایه بدون استهلاک است،سطح قیمت‌ها و نرخ بهره ثابت است،دولت هیچگونه دخالتی در اقتصاد ندارد. در معادله مذکور a و b ثابت بوده و به ترتیب معرف مقدار سرمایه و نیروی کار لازم جهت تولید یک واحد محصول است. با توجه به ثابت بودن a و فروض اشتغال کامل نیروی‌کار و عدم پیشرفت فنی حداکثر نرخ رشد محصول توسط نرخ رشد نیروی کار تعیین می‌شود. هارود به آن نرخ طبیعی یا نرخ رفاه مطلوب می‌گوید.هارود نسبت متوسط سرمایه به محصول ($\frac{K}{Y}$) و نسبت نهایی آن ($\frac{\Delta K}{\Delta Y}$) را یکسان در نظر می‌گیرد. لذا با توجه به فرض عدم استهلاک خواهیم داشت:

(۱)

$$I = \Delta K = a\Delta Y$$

رابطه (۱) در واقع همان شکل اصلی مدل شتاب است.طبق شرط تعادل اقتصاد کلان داریم:

(۲)

$$I = S \Rightarrow a\Delta Y = sY \Rightarrow \frac{\Delta Y}{Y} = \frac{s}{a} \Rightarrow g = \frac{s}{a}$$

که I سرمایه‌گذاری خالص بخش خصوصی و s میل نهایی به پس انداز و S کل پس انداز بخش خصوصی و ΔY تغییرات درآمد ملی و g رشد تولید است. $g=\frac{s}{a}$ به‌عنوان نرخ واقعی رشد اقتصادی و با نماد $G_a=\frac{s}{a}$ نشان داده می‌شود.

معادله رشد هارود را با توجه به مفهوم a می‌توان به دو طریق مختلف تفسیر کرد؛ یعنی با توجه به این که a نسبت نهایی سرمایه به تولید یا نسبت متوسط سرمایه به تولید در نظر گرفته شود، دو تفسیر مختلف از الگوی هارود می‌توان داشت که در ذیل به آن پرداخته می‌شود(هارود،۱۹۶۰).

ب) الگوی دومار: تمام فروض الگوی هارود برای الگوی دومار نیز صادق است. در این الگو سعی برآن است که سطح سرمایه‌گذاری برای تضمین برابری بین سطح واقعی درآمد یا محصول با سطح بالقوه آن حاصل گردد. دومار کمیت ثابت δ که مبین تغییر در ظرفیت بالقوه تولید به ازاء یک واحد سرمایه‌گذاری است را به‌صورت رابطه (۳) تعریف می‌کند.

(۳)

$$\delta=\frac{\Delta Y}{I}$$

از طرفی دومار سطح درآمد واقعی را به‌صورت یک فرمول ضریب افزایش کینزی تعریف می‌کند که در اینجا $\frac{1}{\alpha}$ ضریب تکاثر افزایش درآمد ملی است.

(۴)

$$\Delta Y=\frac{\Delta I}{\alpha}$$

با جایگذاری رابطه (۳) در (۴) داریم:

(۵)

$$\delta I=\frac{\Delta I}{\alpha}\Rightarrow\frac{\Delta I}{I}=\delta\alpha$$

از آنجا که لزوماً دست‌یابی به ظرفیت بالقوه تولید لحاظ شده در δ به سطح سرمایه‌گذاری معین در آن نیاز ندارد، δ ممکن است از حداکثر میانگین بهره‌وری بالقوه سرمایه‌گذاری کمتر باشد؛ هارود نیز به این امر معتقد بود. در نتیجه نرخ رشد در الگوی دومار ($\delta\alpha$) با نرخ رشد طبیعی در الگوی هارود ($\frac{s}{a}$) برابر خواهد بود. باید توجه داشت که دومار ثابت بودن نسبت سرمایه به محصول را منوط به فرض ثبات تکنولوژی می‌داند.در الگوی دومار گرایش به سرمایه‌گذاری ناکافی موجب عدم تحقق نرخ رشد سرمایه‌گذاری در حد $\delta\alpha$ می‌شود. علاوه بر آن تضعیف روبه تزاید انگیزه‌های سرمایه‌گذاری در طی زمان بر بی‌ثباتی رشد تعادلی دومار دلالت می‌کند(نیکجو،۱۳۸۹).

۲-۳- پیشینه پژوهش

امروزه بانک‌های مرکزی، ارگان‌های بین المللی، بانک‌های خصوصی و مؤسسات پژوهشی شاخص استرس مالی را جهت دستیابی به ثبات مالی و شناسایی پتانسیل‌های ریسک سیستمیک در مراحل اولیه موردتوجه و تحقیق قرار داده‌اند. علاوه بر بازبینی و نظارت سیستم مالی، تجزیه‌وتحلیل استرس مالی برای درک تأثیر شوک‌های مالی بر اقتصاد بسیار مهم است .هابریچ و تتلو[۹] (۲۰۱۵) در پژوهش خود شاخص استرس مالی را معرفی کردند و همچنین شاخصی واقعی را که توسط کارکنان هیئت‌مدیره فدرال رزرو برای نظارت بر بحران مورداستفاده قرارگرفته را تبیین کردند.پارک و همکاران[۱۰] (۲۰۱۴)عنوان کردند که بحران مالی در اقتصاد پیشرفته می‌تواند موجب ایجاد استرس شدید مالی در بازارهای در حال ظهور شود. سویک، دیبوگلو وکنز[۱۱] (۲۰۱۳) بااستفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های عناصر اساسی به ساخت تنش مالی برای اقتصاد ترکیه پرداخته و بااستفاده از روش تخمین مدل VAR و همچنین آزمون علیت گرنجری توابع عکس العمل متغیرها بدست آورده اندکه نتایج مطالعه حاکی از این است که استرس‌های مالی بر فعالیت‌های اقتصادی به‌طور قابل توجهی تأثیر می‌گذارد.سندال و همکاران[۱۲](۲۰۱۳) به بررسی عوامل ایجادکننده استرس مالی و شاخص‌های آن در کشور سوئد

پرداختند. آن‌ها با بیان اینکه شاخص استرس مالی به‌عنوان یک ابزار در توسعه تجزیه‌وتحلیل تحولات در بازارهای مالی است، نقطه شروع برای ایجاد استرس مالی را، بازارهای مالی که منابع مهمی از کمک‌های مالی برای بانک‌ها، شرکت‌ها و به‌طور غیرمستقیم حتی برای خانواده‌ها هستند انتخاب کردند.دورن[۱۳] و دوورن و روی[۱۴](۲۰۱۳) با به‌کارگیری مدل تخمین پویای عاملی به محاسبه شاخص استرس مالی پرداخته اند. همچنین برای بررسی تأثیرات شاخص بر پویایی اقتصاد از مدل GVAR استفاده کرده اند.

آلبورا و روی[۱۵](۲۰۱۳،۲۰۱۷) با به‌کارگیری مدل خودرگرسیونی حد آستانه تغییرات شاخص استرس مالی را بر فعالیت‌های اقتصاد و شاخص استرس مالی نشان داده است.همچنین وی در تحقیقی دیگربه توسعه شاخص استرس مالی برای کشور فرانسه پرداخته است. نتایج حاصل از پژوهش نمایانگر آنست که استرس مالی و رشد اقتصادی دارای ارتباط کاملا معنی داری با یکدیگر می باشند. همچنین دوره های استرس بالا با رشد اقتصادی پایین کاملا در ارتباط هستند در حالیکه تغییرات شاخص در رژیم کم استرس منجر به تغییرات قابل توجهی در رشد اقتصادی نخواهد بود.هلو[۱۶] (۲۰۱۲) در پژوهش خود بیان نمود که یکی از مهم‌تری درس‌های این بحران‌ها این است که ناظران تصمیم گیران سیستم‌های مالی ابزار لازم را جهت شناسایی فرایند افزایش استرس و اندازه‌گیری به‌موقع آن در اختیار ندارند.

روی(۲۰۱۲) نتیجه گیری کرد که اگرچه استرس مالی مستقیماً قابل‌مشاهده 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 پلتونن[۱۷](۲۰۱۱) در ابتدا با شناسایی حوادث سیستماتیک گذشته در سیستم مالی یک کشور به‌اندازه گیری سطح تنش سیستماتیک با استفاده از یک شاخص ترکیبی پرداختند. و در ادامه نتایج پژوهش دیوینگ و هاکیو[۱۸] (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[۱۹] (۲۰۱۰) برای اولین بار در کشور ایران به ساخت شاخص تنش مالی برای تجزیه‌وتحلیل رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های کلان اقتصادی پرداخته است.نتایج این پژوهش نشان می‌دهد، با توجه به‌اندازه و گوناگونی سیستم‌های مالی، می‌توان منابع بالقوه متعددی را برای استرس شناسایی کرد. کاردلی و همکاران[۲۰](۲۰۰۹) و هاکیو و گتین[۲۱] (۲۰۰۹) نیز از جمله پژوهشگرانی هستند که در حوزه استرس مالی به نتایج جالب و قابل توجهی دست یافتند.ایلینگ و لئو(۲۰۰۶)در پژوهش خود نتیجه گیری کردند که استرس مالی محصول ساختارهای آسیب‌پذیر و شوک‌های وارده بر سیستم مالی است.در ادامه این پژوهش هنچل و مونین[۲۲](۲۰۰۵) با استفاده از روش ارائه‌شده توسط ایلینگ و لئو شاخصی برای اندازه‌گیری و پیش‌بینی تنش‌های بخش بانکی سوئیس ارائه کردند.میشکین[۲۳](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 بخشی از مطالعات تجربی، همچون مک کینون[۲۴] (۱۹۷۳) رابطه توسعه نظام مالی و توسعه اقتصادی مورد مطالعه قرار گرفته است . دسته ی دیگر از مطالعات در بررسی رابطه بازارهای مالی و رشد اقتصادی، با الهام از نظریات شومپتر[۲۵] (۱۹۹۱) ، برای نشان دادن ارتباط درونی بین نوآوری و مقولات مالی مدلهایی را ارائه داده اند. با این حال در ادبیات جدید رشد اقتصادی، سازمانهای مالی بازیگر فعال و شاید مسلط در زمینه فعالیتهای اقتصادی هستند. در این رابطه مطالعه کینگ و لوین[۲۶] (۱۹۹۳)برای بررسی ارتباط بازارهای مالی و رشد اقتصادی دارای اهمیت است. هم چنین پاتریک[۲۷] (۱۹۹۶) در مقاله ای به نام توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه، دو الگو در

مورد رابطه بین توسعه بازارهای مالی و رشد اقتصادی را بیان میکنـد. در الگوی اول که الگوی سمت عرضه است توسعه بخش مـالی مقـدم بـر رشـد اقتصـادی است، در حالی که در الگوی دوم که تقاضا محور است رشد اقتصادی، توسع هی بازارهـای مالی را به دنبال می آورد. به عبارت دیگـر در ایـن حالـت توسـعه نظـام مـالی نتیجـه پیوسته فرایند فراگیر و گسترده توسعه اقتصادی است.

در تحقیقات داخلی معصومه یعقوبی مقدم(۱۳۹۵) در پژوهش خود یک شاخص ترکیبی تنش مالی برای اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۶۹ساخته است. نتایج نشان داد که شاخص تنش مالی به عنوان یک شاخص پیشرو برای فعالیت های اقتصادی است وشوک ناشی از تنش مالی، سرمایه گذاری و رشد اقتصادی راکاهش می‌دهد. علیرضا معطوفی(۱۳۹۳) در پژوهش خود به بررسی مشخصه های استرس مالی در قالب چهار فرضیه پرداخته است. نسرین خزلی پور(۱۳۹۳)در پژوهش خود نتیجه گیری نمود که استرس های مالی در بازار ارز و بازار سهام بر رشد اقتصادی تأثیر متفاوتی دارند به گونه ای که در حوزه ارز تأثیرآن منفی و در حوزه سهام مثبت است .همچنین تأثیر تنش های بانکی در اقتصاد ایران نیز مثبت بوده و میزان آن متفاوت از تاثیر تجمعی تنش های 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 به‌دلیل ساختار دولتی حاکم بر بانک‌ها این شرایط منجر به بروز بحران بانکی آشکار نشده است.با جمع بندی تمامی پژوهشهای انجام شده در حوزه استرس مالی و رشد اقتصادی، به نظر میرسد علی رغم اهمیت فراوان،تا کنون به صورت متمرکز به این موضوع پرداخته نشده است.

۳- معرفی الگوی پژوهش

تحقیق حاضر از نقطه نظر هدف کاربردی و از نظر جمع آوری اطلاعات کتابخانه ای می باشد.روش تحقیق از نوع توصیفی و همبستگی است. جامعه آماری مورد مطالعه بدین جهت که می بایست داده ها در دسترس و دارای تواتر فصلی و همگن[۲۸] باشند، شامل داده های سری زمانی فصلی مربوط به دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۸۰ می باشد که از سالنامه های آماری کشور و آمارهای موجود در سایت بانک مرکزی[۲۹] و گزارش شاخص های ماهانه اقتصادی جمع آوری شده است.فرضیه اصلی تحقیق عبارتست از:
شاخص استرس مالی بر رشد اقتصادی تاثیر می گذارد.

در این راستا در بخش اول، در این تحقیق به تبعیت از مطالعه لنسینک والمار[۳۰] (۱۹۹۹) و دیگر مطالعات انجام شده از متغیرهایی که هم رویه عملکرد دولت را نشان می‌دهند و هم ابزار سیاست‌گذاری دولت محسوب می‌شوند برای ساخت یک شاخص ترکیبی نااطمینانی استرس مالی استفاده شده است.شاخص نااطمینانی استرس مالی با استفاده از الگوهای آرچ و گارچ ساخته می شود.در بخش دوم مدل رشد اقتصادی مورد نظر در این تحقیق با توجه به زمینه های تحقیق و شرایط محیطی مالی و نقش و حضور دولت در اقتصاد ایران شرح داده می شود و در بخش آخر به دو روش خطی و غیر خطی(مارکوف سوییچینگ) اثر شاخص نااطمینانی استرس مالی بر رشد اقتصادی بررسی می گردد.

۴- تحلیل داده ها

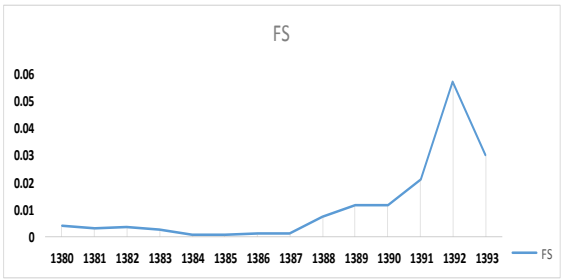
مرحله اول: ساخت شاخص نااطمینانی استرس مالی[۳۱]

در این پژوهش تنها از نااطمینانی در سطح اقتصاد کلان که بیانگر عملکرد و نتیجه مدیریت دولت بر اقتصاد کشور می‌باشد، به‌عنوان نااطمینانی مالی استفاده می‌شود. در ساخت شاخص نااطمینانی استرس مالی از مخارج دولت (اعم از جاری و عمرانی) و درآمد مالیاتی به‌عنوان شاخص‌هایی از مدیریت بخش مالی اقتصاد و از حجم نقدینگی به‌عنوان شاخصی از بخش

پولی و از حاشیه نرخ ارز به‌عنوان شاخصی از سیاست ارزی استفاده 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

پس از برآورد الگوهای مناسب ARCH وGARCH 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.مرحله نهایی در ساخت شاخص نااطمینانی استرس مالی ترکیب سری زمانی واریانس ها با توجه به وزن هرکدام می‌باشد. برای انجام این مرحله با ضرب ضریب هر متغیر و جمع جبری آنها شاخص نااطمینانی استرس مالی حاصل می‌شود که در نمودار(۱) روند این شاخص برای سالهای ۱۳۸۰تا ۱۳۹۳ آمده است. بر اساس نتایج به دست آمده شاخص استرس مالی تا سال ۱۳۸۷ تقریبا روند ثابت و نزدیک به صفر داشته است از سال ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲ روند افزایشی داشته است و از سال ۱۳۹۲ به بعد کاهش یافته است.



نمودار(۱) شاخص نااطمینانی استرس مالی

مرحله دوم :استخراج معادله رگرسیونی رشد

برای استخراج معادله رگرسیونی رشد به تبعیت از منکیو و همکاران[۳۲] و بـارو و سـالای مارتین[۳۳] از یک تابع تولید از نوع کاپ داگلاس استفاده می‌شود:

(۶)

$$Y = A_0 (A_K K)^{\alpha} (A_H H)^{\beta} (A_L L)^{1-\alpha-\beta}$$

Y- تولید واقعی

L - نیروی‌کار

K, H - موجودی سرمایه فیزیکی و انسانی

A_0 - شاخص کلی تکنولوژی وکارایی در اقتصاد (شامل وضعیت محیط نهادی و اقتصاد کلان)

A_K, A_H, A_L - تکنولوژی افزایش دهندهٔ سرمایه فیزیکی، انسانی و نیروی‌کار

باتعریف A به صورت این رابطه :

(۷)

$$A = A_L (A_0 A_K^{\alpha} A_H^{\beta})^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}}$$

معادله (۶) را می‌توان به این شکل نوشت:

(۸)

$$Y = K^{\alpha} H^{\beta} (AL)^{1-\alpha-\beta}$$

A سطح کلی تکنولوژی و کارایی را نشان می‌دهد.

فرض می‌شود که انباشت و رشد نیروی‌کار و تکنولوژی مطابق توابع زیر باشد:

(۹)

$$L = L_0 e^{nt}$$
$$A = A_0 e^{(gt+x\theta)}$$

n - نرخ برونزای رشد نیروی‌کار

t- شاخص زمان

g- نرخ بروزای پیشرفت فنی

X- برداری از متغیرهای سیاستی و سایر عوامل موثر بر سطح تکنولوژی و کارایی در اقتصاد

θ - برداری از ضرایب مربوط به این متغیرهای سیاستی و سایر عوامل موثر

اگر کسری از درآمد را که برای سرمایه‌گذاری فیزیکی و انسانی اختصاص می‌یابد، با S_k, S_h نشان دهیم، در این صورت سرمایه انسانی و فیزیکی (با فرض اینکه هر دو نوع موجودی سرمایه، برای سادگی و سهولت، با

نرخ یکسان δ مستهلک شوند) بر طبق توابع زیر خواهد بود:

(۱۰)

$$\frac{dK}{dt} = S_k Y - \delta K$$
$$\frac{dH}{dt} = S_h Y - \delta H$$

با بیان موجودی سرمایه فیزیکی و انسانی، برحسب مقادیر سرانه واحد نیروی‌کار موثر، یعنی:

(۱۱)

$$k = \frac{K}{AL}, h = \frac{H}{AL}, y = \frac{Y}{AL}$$

تابع تولید و توابع انباشت سرمایه انسانی و فیزیکی، بر حسب مقادیر سرانه واحد نیروی کار موثر بازنویسی می‌گردند:

(۱۲)

$$y = k^{\alpha} h^{\beta}$$
$$\frac{dk}{dt} = S_K y - (n + g + \delta)k$$
$$\frac{dh}{dt} = S_h y - (n + g + \delta)h$$

در وضعیت پایدار، سطح سرمایه فیزیکی و انسانی به ازای واحد نیروی‌کار موثر، ثابت می‌باشد. لذا توابع انباشت سرمایهٔ فیزیکی و انسانی را برابر صفر قرار داده و حل می‌کنیم با حل این توابع مقادیر تعادلی سرمایه سرانه فیزیکی و انسانی حاصل می‌شود.

(۱۳)

$$\overset{*}{k} = \left[\frac{S_k^{1-\beta} S_h^{\beta}}{n + g + \delta}\right]^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}}$$

$$\overset{*}{h} = \left[\frac{S_k^{\alpha} S_h^{1-\alpha}}{n + g + \delta}\right]^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}}$$

با قرار دادن معادلات فوق در معادله (۱۲) و گرفتن لگاریتم طبیعی از محصول سرانه نیروی‌کار موثر در وضعیت پایدار نتیجه زیر به دست می‌آید.

(۱۴)

$$\ln \overset{*}{y} = -\left[\frac{\gamma}{1-\gamma}\right]\ln(n + g + \delta) + \left[\frac{\alpha}{1-\gamma}\right]\ln S_k + \left[\frac{\beta}{1-\gamma}\right]\ln S_h$$

با گرفتن لگاریتم طبیعی از $y = \frac{Y}{AL}$ با استفاده از معادله (۹) به جای A، یک نسخه تجربی از معادله (۱۴) به شرح زیر به دست می‌آید.

(۱۵)

$$\ln y = \ln(\frac{Y}{L}) - \ln A = \ln(\frac{Y}{L}) - \ln A_0 e^{(gt + X\theta)}$$

$$\ln(\frac{Y}{L}) = \ln y + \ln A_0 + gt + X\theta$$

با جایگذاری این معادله در (۱۴) خواهیم داشت:

(۱۶)

$$Ln\left[\frac{Y}{L}\right] = LnA_0 + gt + x\theta - \left[\frac{\gamma}{1-\gamma}\right]Ln(n + g + \delta) + \left[\frac{\alpha}{1-\gamma}\right]LnS_k + \left[\frac{\beta}{1-\gamma}\right]LnS_h$$

با استفاده از معادله (۱۶) می‌توان یک معادله رگرسیونی رشد برای هر اقتصادی با لحاظ کردن شرایط آن اقتصاد استخراج کرد. به فرض ثابت بودن δ, g, n, LnA_0 در بلندمدت اگر از معادله (۱۶) نسبت به زمان مشتق بگیریم یک معادله رشد به این صورت خواهیم داشت:

(۱۷)

$$GDPS = g + x\theta + \left[\frac{\overset{*}{\alpha}}{1-\gamma}\right]GS_k + \left[\frac{\beta}{1-\gamma}\right]GS_h$$

$GDPS$- رشد تولید واقعی سرانه

GS_k-رشد نسبت سرمایه‌گذاری فیزیکی به تولید

GS_h-رشد نسبت سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی به تولید

رشد نسبت سرمایه‌گذاری به تولید را می‌توان متناسب با نسبت سرمایه‌گذاری خصوصی به تولید و نسبت سرمایه‌گذاری دولتی به تولید نوشت.

(۱۸)

$$GS_k = IP/Q + IG/Q$$

رشد نسبت سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی به تولید متغیری است که با متوسط سالهای تحصیل نیروی‌کار جامعه متناسب است. می‌توان گفت هر چه تعداد سالهای تحصیل نیروی شاغل جامعه افزایش یابد به تبع آن رشد نسبت سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی به تولید نیز افزایش می‌یابد.

g - نرخ برونزای پیشرفت فنی متغیری است که متناسب با رشد درآمدهای نفتی تغییر می‌کند به طوری که افزایش در رشد درآمدهای نفتی افزایش در نرخ برونزای پیشرفت فنی را به دنبال دارد.

X- از مجموعه متغیرهای موجود در بردار x شاخص استرس مالی را در معادله رشد لحاظ می‌کنیم (منکیو و دیگران (۱۹۹۲) ،بارو و سالای مارتین (۱۹۹۹،۲۰۰۱)).

معادله تجربی مورد نظر در این تحقیق با توجه به زمینه‌های تحقیق و شرایط محیطی مالی و نقش و حضور دولت در اقتصاد ایران را به صورت زیر در نظر می‌گیریم:

(۱۹)

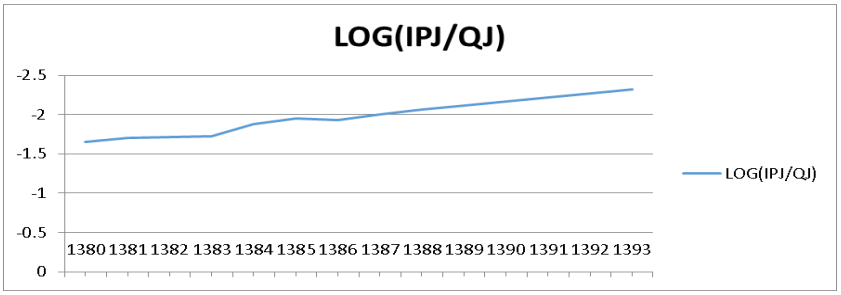
$$\begin{aligned} d\log(Q_t/N_t) = {} & C + \log(IPJ_t/QJ_t) \\ & + \log(IGJ_t/QJ_t) \\ & + \log(HC_t * L_t) \\ & + LOG(FS_t) \\ & + d\log((XO\$_t/N_t)/PUS_t) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

در معادله (۱۷) $d\log Q_t \ N_t$ نرخ رشد تولید داخلی سرانه، $\log(IPJ_t/QJ_t)$ لگاریتم نسبت سرمایه‌گذاری خصوصی به تولید، $\log(IGJ_t/QJ_t)$ لگاریتم نسبت سرمایه‌گذاری دولتی به تولید، $\log(HC_tL_t)$ لگاریتم حاصل ضرب متوسط سالهای تحصیل نیروی کار در تعداد شاغلین، $\log(FS_t)$ لگاریتم شاخص استرس مالی، $d\log((XO\$/N_t)/PUS_t)$ نرخ رشد صادرات نفت و گاز سرانه به صورت دلاری می‌باشد.در این بخش توضیح مختصری در مورد متغیرهای اقتصادی بکار گرفته شده داده خواهد شد.

۱- نسبت سرمایه‌گذاری خصوصی به تولید ناخالص داخلی

در تمام مدل‌های رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری به‌عنوان عامل اصلی تأثیرگذار بر رشد مالی است. مسلماً سرمایه‌گذاری خصوصی هدفی جز کسب سود از طریق تولید و ارایه خدمات ندارد. امروزه به خوبی روشن است که در سطح کلان تمرکز سرمایه از یک سو بر تقاضا اثر می‌گذارد و از سوی دیگر از طریق افزایش کارآیی و بهبود ظرفیت‌های تولیدی به افزایش تولید منجر می‌شود، به این دلیل افزایش تمرکز سرمایه در راستای رشد بلندمدت مالی ضروری است.در مدل‌های طرف تقاضای اقتصاد، سرمایه‌گذاری به‌عنوان یک عامل تزریقی به اقتصاد با یک ضریب افزایش منجر به افزایش تقاضا در اقتصاد می‌شود؛ بنابراین در شرایط رکود مالی یک افزایش در سرمایه-گذاری از طریق تقاضای اضافی که در اقتصاد ایجاد می‌کند باعث افزایش تولید به میزان بیش از تقاضا برای کالای سرمایه‌ای می‌شود. همچنین در شرایط اشتغال کامل افزایش تقاضا از طریق بالابردن ظرفیت-های تولیدی منجر به افزایش تولید می‌شود.

به علت وجود انگیزه‌های متفاوت در سرمایه-گذاری‌های عمومی و خصوصی ما آن‌ها را در معادله رشد جدا آورده‌ایم. از نسبت سرمایه‌گذاری ناخالص خصوصی به تولید در معادله رشد استفاده می‌کنیم. این متغیر به‌صورت نسبت بوده و بسته به حجم اقتصاد معنی می‌دهد. اگر نسبت فوق در جامعه افزایش یابد به مفهوم افزایش سرمایه‌گذاری به نسبت تولید در اقتصاد می‌باشد.بر اساس مبانی نظری قوی و شواهد آماری، نسبت سرمایه‌گذاری خصوصی به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان متغیر مستقل وارد معادله رشد مالی می‌شود. در نمودار (۲) روند این متغیر در دورهٔ موردبررسی نشان داده شده است.



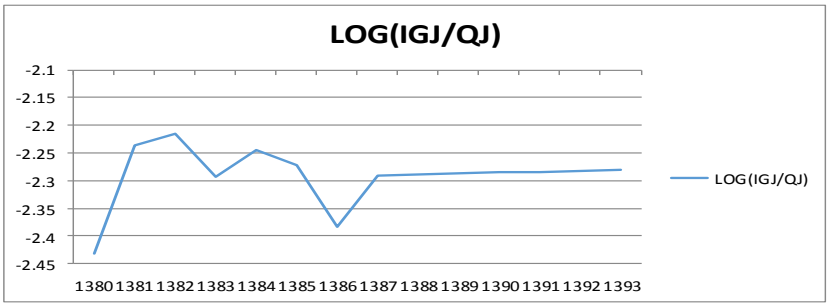
نمودار(۲) لگاریتم نسبت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی

۲- نسبت سرمایه‌گذاری دولتی به تولید ناخالص داخلی

دیدگاه‌های متفاوتی نسبت به تأثیر سرمایه‌گذاری دولتی بر رشد مالی وجود دارد. بر اساس دیدگاه کلاسیک سرمایه‌گذاری‌های دولت دخالت در اقتصاد محسوب شده و می‌تواند باعث انحراف منابع مالی از تخصیص بهینه خود براساس مکانیزم بازار شود. در دیدگاه دیگری که نسبت به سرمایه‌گذاری دولتی وجود دارد اعتقاد بر این است که سرمایه‌گذاری‌های دولت در زیرساخت‌های مالی مانند: شبکه راه‌ها، حمل و نقل، اسکله‌ها و بندرگاه‌ها ... می‌تواند شرایط را برای سرمایه‌گذاری و تولید بیشتر بخش خصوصی در اقتصاد ایجاد کند و به‌عنوان مکمل سرمایه‌گذاری بخش خصوصی رشد مالی را افزایش دهد. از آنجا که انگیزهٔ سرمایه‌گذاری دولت در زمینه تولید کالاها و خدمات متفاوت از انگیزهٔ بخش خصوصی است، اگر سرمایه-گذاری‌های دولت در بخشه‌ای مالی به‌عنوان رقیب بخش خصوصی وارد شود مسلماً از کارآیی کمتری برخوردار خواهد بود.

سرمایه‌گذاری دولتی از بعد تقاضا نیز قابل بررسی است. در شرایطی که اقتصاد در رکود باشد افزایش هزینه‌های عمرانی دولت می‌تواند به‌عنوان یک منبع تزریقی باعث افزایش تقاضا و به تبع آن افزایش تولید و رونق در جامعه شود؛ اما این هزینه‌های سرمایه-گذاری زمانی که اقتصاد در اشتغال کامل باشد منجر به افزایش تورم در جامعه می‌شود.

در این رساله برای یافتن اثر سرمایه‌گذاری دولتی بر رشد مالی از نسبت سرمایه‌گذاری ناخالص دولتی به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان متغیر مستقل استفاده شده است. هر چه این نسبت در جامعه بالاتر باشد یعنی به‌طور نسبی منابع بیشتری از جامعه توسط دولت جهت سرمایه‌گذاری استفاده می‌شود و هر چه این نسبت کمتر باشد یعنی منابع آزاد جامعه جهت تولید بر اساس مکانیزم بازار بیشتر خواهد بود. در نمودار (۳) روند این متغیر در دورهٔ موردبررسی نشان داده شده است.

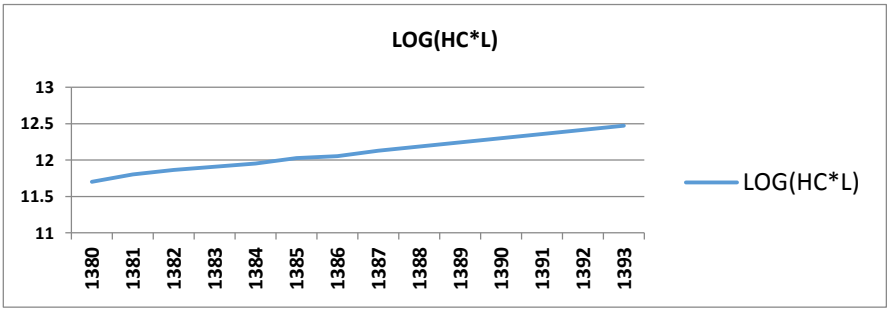


نمودار (۳) لگاریتم نسبت سرمایه‌گذاری بخش دولتی به تولید ناخالص داخلی

۳- متوسط سطح تحصیلات نیروی کار

تقریباً تمام اقتصاد دانان جدای از مکتب فکریشان به اهمیت سرمایه انسانی به‌عنوان عاملی مهم در رشد اشاره دارند. تئوری‌های سنتی رشد بر این نظرند که افزایش سرمایه انسانی باعث افزایش بهره-وری و در نتیجه تولید مادی می‌شود؛ به عبارت دیگر سرمایه انسانی به‌طور غیرمستقیم رشد مالی را متأثرمی‌نماید. در تئوری‌های جدید رشد و هم چنین شواهد تجربی اخیر با گنجاندن سرمایه انسانی در تابع تولید به بررسی تأثیر مستقیم سرمایه انسانی بر رشد می‌پردازند. به خاطر تعریف وسیع سرمایه انسانی متغیری که بتواند به‌صورت کامل نشان دهندۀ میزان سرمایه انسانی به‌صورت کمی‌باشد وجود ندارد.

لذا در مطالعات تجربی، معیارهای متفاوتی جهت بررسی کیفیت نیروی انسانی و یا سرمایه انسانی به کار گرفته می‌شود، که متداول‌ترین آن‌ها عبارت‌اند از: نرخ ثبت‌نام در سطوح مختلف تحصیلی، نرخ باسوادی، تعداد متخصصان، مهندسان و تکنسین‌ها، هزینه‌های آموزشی افراد در سطوح مختلف آموزشی، مخارج جاری دولت روی آموزش عالی و متوسط سال‌های تحصیل نیروی‌کار.در این مطالعه ما از حاصل ضرب متوسط سال‌های تحصیل نیروی‌کار در تعداد شاغلین که شاخصی از نیروی کار باکیفیت می‌باشد استفاده کرده‌ایم. در نمودار (۴) روند این متغیر در دورۀ موردبررسی نشان داده شده است.

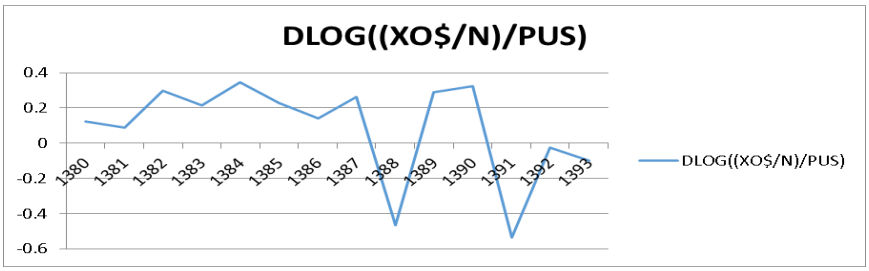


نمودار (۴) لگاریتم حاصلضرب نیروی‌کار در متوسط تحصیلات شاغلین

۴- نرخ رشد صادرات نفت و گاز

وجود رشد صادرات نفت و گاز در رگرسیون‌های رشد مالی مربوط به ایران از یک پشتوانۀ نظری قوی برخوردار است. در کشورهای صادر کنندۀ نفت، میزان ارزش صادرات نفت و گاز متغیری برونزاست که ارزش تولید ناخالص ملی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. افزایش قیمت نفت در بازارهای جهانی درآمد ارزی ناشی از صادرات در این کشورها را افزایش می‌دهد. افزایش در درآمدهای ارزی کشور قابلیت دسترسی به منابع اولیه وارداتی و کالاهای سرمایه‌ای با تکنولوژی بالا را افزایش می‌دهد و زمینه رشد بالاتر را در کشور فراهم می‌آورد.

بی‌توجهی به صادرات نفت و گاز و لحاظ نکردن آن در رگرسیون‌های مربوط به رشد مالی در کشورمان می‌تواند در برآورد پارمترهای رگرسیون تأثیر سویی داشته باشد؛ بنابراین در این رساله برای برآورد بهتر ضرایب موردنظر در معادله رشد، نرخ رشد صادرات نفت و گاز سرانه (برحسب دلار) را به‌عنوان متغیر توضیحی وارد معادلۀ رشد می‌کنیم. در نمودار (۵) روند این متغیر در دورۀ موردبررسی نشان داده شده است.



نمودار(۵)نرخ رشد صادرات نفت و گاز سرانه (دلاری)

با توجه به توضیحات داده شده ، در این مطالعه جهت برآورد معادلات، ابتدا به بررسی پایایی متغیرها می‌پردازیم. جهت بررسی پایایی متغیرهای مورد استفاده در تحقیق، آنها را به روش آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته۳۴(ADF)آزمون کرده ایم.بر اساس نتایج به دست آمده لگاریتم نسبت سرمایه‌گذاری دولتی به تولید ناخالص داخلی ($\log(IGJ_t/QJ_t)$) و لگاریتم حاصلضرب نیروی‌کار در متوسط سالهای تحصیل نیروی‌کار به عنوان شاخصی از سرمایه انسانی با کیفیت $\log(HC_t*L_t)$ در تفاضل مرتبه اول ساکن هستند، اما بقیه متغیرهای تحقیق در سطح ساکن می باشند. از آنجایی که همگی متغیرهای مدل همگی در سطح ساکن نمی باشند، بنابراین باید ازروش همجمعی برای تخمین متغیرهای مدل استفاده می شود.

مرحله سوم: بررسی تأثیر شاخص استرس مالی بر روی رشد اقتصادی به روش خطی

برآورد ضرایب تابع رشد اقتصادی

برای برآورد تابع رشد اقتصادی ابتدا معادله زیر با استفاده از نرم افزار Eviews به روش OLS برآورد می-شود. در این رابطه نرخ رشد تولید ناخالص سرانه متغیر وابسته است.

(۲۰)

$$DLOG(Q/N) = 0.12 + 0.11LOG(IPJ/QJ) + 0.04LOG(IGJ/QJ) + 0.015LOG(HC*L) + 0.12LOG((XO\$/N)PUS) - 0.018LOG(FS)$$

جدول(۱) نتایج برآورد الگوی اولیه رشد

Dependent Variable: DLOG(Q/N)
Method: Least Squares
Date:1/13/17 Time: 11:04
Sample (adjusted): 1380Q1 1393Q4
Included observations: 47 after adjustments
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.123111	0.216239	0.569331	0.5723
LOG(IPJ/QJ)	0.114227	0.039654	2.880547	0.0064
LOG(IGJ/QJ)	0.042370	0.019477	2.175372	0.0356
LOG(HC*L)	0.015022	0.013112	1.145634	0.2588
DLOG((XO$/N)/PUS)	0.119612	0.019306	6.195472	0.0000
LOG(FS)	-0.018694	0.006954	-2.688232	0.0104

قبل از اظهارنظر در مورد قدرت توضیح دهندگی الگو به آزمون همجمعی بین متغیرهای الگو با استفاده از روش انگل گرینجر می‌پردازیم.

به منظور آزمون همجمعی بین متغیرهای رابطه رشد اقتصادی، براساس روش انگل گرینجر، لازم است پایایی جملات پسماند رابطه (۲۰) مورد آزمون قرار گیرد. وجود همجمعی بین متغیرها مبین آن است که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین استرس مالی و متغیرهای توضیحی به گونه‌ای که در الگو تصریح شده است، برقرار است(نوفرستی،۱۳۸۷).

نتایج حاکی از اینست که یک رابطه تعادلی بین نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه، و دیگر متغیرهای مدل وجود دارد.حال که از کاذب نبودن رگرسیون برآورد شده با توجه به آزمون انگل-گرینجر اطمینان حاصل شد، می‌توان در مورد رابطه تعادلی بلندمدت تابع نرخ استرس مالی اظهار نظر کرد. اما قبل از اظهار نظر نهایی، لازم است تورش مربوط به ضرایب برآورد شده از نمونه‌های کوچک از بین برود. برای این منظور از روش فیلیپس استفاده می شود. در روش فلیپس علاوه برخود متغیرهای موجود در تابع رشد، تفاضل مرتبه اول آنها نیز به مدل اضافه می‌شود در جدول (۲) نتایج حاصل از برآورد الگو به روش فلیپس آمده است. در این جدول ضرایب مربوط به تفاضل مرتبه اول متغیرها (که با پسوندD نشان داده شده است) حائز اهمیت نبوده و تنها به منظور از بین بردن تورش ضرایب رابطه تعادلی بلندمدت در الگو لحاظ شده‌اند.

جدول(۲)برآورد مدل رشد به روش فلیپس

Dependent Variable: DLOG(Q/N)
Method: Least Squares
Date:1/13/17 Time: 11:06
Sample (adjusted): 1341 1386
Included observations: 46 after adjustments
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.037464	0.149963	0.249820	0.8043
LOG(IPJ/QJ)	0.122166	0.039410	3.099859	0.0039
LOG(IGJ/QJ)	0.045394	0.016306	2.783965	0.0088
LOG(HC*L)	0.022623	0.010774	2.099732	0.0435
DLOG((XO$/N)/PUS)	0.137303	0.024045	5.710134	0.0000
LOG(FS)	-0.021501	0.005679	-3.785815	0.0006
D57	-0.052924	0.018227	-2.903540	0.0065
D(DLOG(Q/N))	0.457211	0.077655	5.887724	0.0000
D(LOG(IPJ/QJ))	-0.006865	0.030539	-0.224779	0.8235
D(LOG(IGJ/QJ))	0.038872	0.023501	1.654039	0.1076
D(LOG(HC*L))	0.181956	0.267860	0.679295	0.5017
D(DLOG((XO$/N)/PUS))	-0.057029	0.018435	-3.093570	0.0040
D(LOG(FS))	0.008144	0.005870	1.387337	0.1746

برای اظهار نظر نهایی در مورد رابطه تعادلی بلندمدت تابع رشد باید آزمون پایایی جملات اخلال مربوط به رگرسیون بلندمدت تصحیح شده را، انجام داد. اگر جملات خطا پایا باشد؛ می‌توان گفت که یک رابطه بلندمدت به صورتی که برآورد شده وجود دارد. جملات اخلال محاسبه شده و نتیجه آزمون پایایی نشانگر انست که جز, اخلال پایا بوده و می‌توان یک رابطه تعادلی بلندمدت برای رشد اقتصادی قائل شد وهمچنین اثر استرس مالی بر رشد اقتصادی به صورت معنی‌داری منفی است.

قبل از ادامه کار در این مرحله جهت اطمینان از صحت و اعتبار روابط مورد برآورد با استفاده از آزمون-های تشخیص اقدام می‌شود. نتایج آزمون‌های انجام شده حاکی از آنست که مشکلی در تصریح تابع مورد برآورد مشاهده نمی‌شود[۳۵].

برآورد ضرایب تابع پویای کوتاه‌مدت رشد اقتصادی

وجود همجمعی بین متغیرهای تابع رشد اقتصادی این امکان را فراهم می‌آورد تا به کمک الگوی تصحیح خطا(ECM)، نوسانات کوتاه مدت رشد اقتصادی ($d\log(Q_t/N_t)$)را با مقادیر بلندمدت آن مرتبط سازیم. در این رابطه جمله خطای تابع رشد اقتصادی به عنوان خطای عدم تعادل تلقی شده و برای پیوند دادن رفتار کوتاه‌مدت با مقادیر تعادلی بلندمدت، استفاده می‌شود.اگر جمله خطائی که از الگوی ایستای بلندمدت رشد اقتصادی(E) به دست آمده را با یک وقفه به عنوان یک متغیر توضیح دهنده در الگوی ECM مورد استفاده قرار داده و ضرایب را به روش OLS برآورد کنیم نتایج مندرج در جدول (۳) نتیجه می‌شود.

جدول(۳) برآورد مدل رشد کوتاه‌مدت به روش ECM

Dependent Variable: D(DLOG(Q/N))
Method: Least Squares
Date:1/13/17 Time: 11:17
Sample (adjusted): 1380Q1 1393Q4
Included observations: 40 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.028018	0.022821	-1.227723	0.2285
E(-1)	-0.957972	0.189026	-5.067926	0.0000
D(LOG(IPJ/QJ))	0.162291	0.044669	3.633239	0.0010
D(LOG(IGJ/QJ))	0.117351	0.046872	2.503621	0.0176
D(LOG(HC*L))	0.587799	0.318533	1.845333	0.0743
D(DLOG((XO$/N)/PUS))	0.109689	0.017964	6.106149	0.0000
D(LOG(FS))	-0.030551	0.011913	-2.564437	0.0152

R-squared	0.677299	Mean dependent var	-0.000273
Adjusted R-squared	0.606708	S.D. dependent var	0.069848
S.E. of regression	0.043804	Akaike info criterion	-3.241343
Sum squared resid	0.061400	Schwarz criterion	-2.903567
Log likelihood	72.82686	Hannan-Quinn criter.	-3.119214
F-statistic	9.594697	Durbin-Watson stat	2.025998
Prob(F-statistic)	0.000002		

همانطور که ملاحظه می‌شود ضرایب از نظر آماری معنی‌دارو از نظر علامتی موافق انتظار هستند. ضریب جمله خطای عدم تعادل حدود۰/۹۵است و بیانگر تعدیل نسبتاً سریع عدم تعادل رشد اقتصادی در هر دوره می‌باشد.

در ادامه آزمون‌های آماری برای تابع پویای کوتاه-مدت استرس مالی انجام پذیرفته است که حاکی از صحت تمامی آزمون‌های نامبرده و قابل اتکا بودن ضرایب تابع کوتاه‌مدت می‌باشد[۳۶]

نتیجه برآورد مدل‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت رشد اقتصادی در جدول (۴) خلاصه شده است. همانطور که اعداد این جدول نشان می‌دهند همه ضرایب از نظر آماری معنی‌دار هستند.

جدول(۴)نتایج برآورد مدل‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت رشد اقتصادی

دوره / متغیر	کوتاه‌مدت		بلندمدت	
	ضریب	t-statistic	ضریب	t-statistic
$\log(IPJ_t / QJ_t)$	۰/۱۶	(۳/۶۳)	۰/۱۲	(۳/۰۹)
$\log(IGJ_t / QJ_t)$	۰/۱۱	(۲/۵۰)	۰/۰۴۵	(۲/۷۸)
$\log(HC_t * L_t)$	۰/۵۸	(۱/۸۴)	۰/۰۲	(۲/۰۹)
$d\log((XO\$ / N_t) / PUS_t)$	۰/۱۱	(۶/۱۰)	۰/۱۳	(۵/۷۱)
$\log(FS_t)$	-۰/۰۳	(-۲/۵۶)	-۰/۰۲	(-۳/۷۸)

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

برآوردمدل میانگین متحرک خودهمبسته (ARMA)

برای استفاده از روش گارچ، ابتدا لازم می‌باشد وقفه بهینه برای انجام فرآیند ARMA محاسبه شود. برای به دست آوردن وقفه بهینه جهت انجام ARMA از معیار آکائیک (AC) استفاده شده است. به این صورت که با در نظر گرفتن وقفه‌های مختلف برای AR(p) و MA(q)، با توجه به کمترین مقدار معیار آکائیک محاسباتی در وقفه‌های مختلف، وقفه بهینه انتخاب می‌شود. با استفاده از نرم افزار Eviews مدلی که در آن مقدار این معیارها کمتر باشد مدل بهتری است. با استفاده از معیار آکائیک (AIC) وقفه بهینه (AR) ۲ و وقفه بهینه (MA) ۱ و در نتیجه (۲,۱) ARMA به دست آمد.

برای اطمینان از این که مدل ARMA برازش مناسبی داشته است، آزمون لجانگ- باکس (Q) انجام می‌شود و عدم خودهمبستگی پی در پی در باقی مانده‌ها بررسی می‌شود. با توجه به نتایج مقادیر آماره Q (۵) و Q (۱۰) از χ^2 (۵) و χ^2 (۱۰) در سطح معناداری ۵٪ کوچک‌تر است؛ بنابراین فرضیه صفر مبتنی بر عدم خودهمبستگی در باقی مانده‌ها رد نمی‌شود.

بررسی وجود اثر آرچ

آزمون اثر آرچ برای متغیر نرخ رشد با استفاده از ضریب لاگرانژ صورت گرفته است نتایج نشانگر این موضوع است که فرض صفر مبنی بر $\alpha_0 = \alpha_1 = \cdots = \alpha_q = 0$ رد شده و بنابراین اثر آرچ وجود دارد، آماره و ضریب تعیین در سطح ۵ درصد معنی‌دار هستند، بنابراین فرضیه همسانی واریانس جملات اختلال رد شده و لذا می‌توان از روش گارچ برای تخمین استفاده نمود.

ویژگی‌های آماری جملات اختلال

برای آزمون فرضیه نرمال بودن و یکنواختی- مستقل بودن به ترتیب از آزمون‌های جارک- برا و آزمون BDS[۳۷] استفاده می‌شود که طبق نتایج بدست آمده، مدل گارچ در میانگین نامتقارن با دو متغیر وضعیت با توزیع نرمال دارای خصوصیات آماری مناسب می‌باشد(اندرس،۱۳۸۶).

نتایج تخمین الگو

در این بخش رابطه استرس مالی و رشد اقتصادی در قالب مدل گارچ در میانگین نامتقارن با دو متغیر وضعیت S_1 و S_2 بررسی می‌شود.

در مدل گارچ در میانگین نامتقارن با دو متغیر وضعیت معادله‌های شماره (۲۱) و (۲۲) با روش حداکثر درست نمایی برآورد می‌گردد و نتایج حاصل از آن در جدول شماره (۵) آمده است.

$$st_t = \mu(s_{1t}) + \sum_{i=1}^{m} \varphi_i(s_{1t}) st_{t-i} + \gamma(s_{1t})h(s_{2t}) + \varepsilon_t$$

$$h(s_{2t}) = \omega(s_{2t}) + \alpha(s_{2t})\varepsilon_{t-1}^2 + \delta(s_{2t})I_{\{\varepsilon_{t-1}<0\}}\varepsilon_{t-1}^2 + \beta(s_{2t})h_{t-1}$$

جدول شماره(۵) نتایج تخمین مدل گارچ در میانگین نامتقارن با دو متغیر وضعیت

پارامتر	TSV- Asymmetry-Garch - in – mean - N		
	تخمین	انحراف معیار	tآماره
	معادله میانگین:A		
$\mu(s_1 = 1)$	۰/۵۴۹۵۹۹*	۰/۰۴۸۱۴۲۵	۱۱/۴۱۶۰۸۷
$\mu(s_1 = 2)$	۰/۴۱۱۸۷۹*	۰/۰۵۶۹۲۱	۷/۲۳۵۹۷۶۱۷
$\varphi(s_1 = 1)$	-۰/۰۰۱۹۹۷۳۳	۰/۰۱۳۲۹۲۶	-۰/۱۵۰۲۵۸۷
$\varphi(s_1 = 2)$	۰/۴۴۰۰۲*	۰/۰۴۱۳۷۲۶	۱۰/۶۳۵۵۴۱۳۹
$\gamma(s_1 = 1)$	۰/۳۳۸۷۱۴*	۰/۰۳۵۸۹۸۶	۹/۴۳۵۲۹۸۳
$\gamma(s_1 = 2)$	-۰/۱۷۳۹۱۲*	۰/۰۹۸۵۴۹۱	-۱/۷۶۴۷۲۴۳
	معادله واریانس :B		
$\omega(s_2 = 1)$	۰/۲۴۲۹۰*	۰/۰۳۴۷۱	۶/۹۹۷۹۸۳۲
$\omega(s_2 = 2)$	۰/۰۴۸۱۷**	۰/۰۳۴۲۳	۱/۴۰۷۲۴۵۱۰
$\alpha(s_2 = 1)$	۰/۱۷۲۰۰*	۰/۰۵۴۷۹	۳/۱۳۹۲۵۸۹۸
$\alpha(s_2 = 2)$	۰/۰۰۰۰۰	۰/۰۴۶۸۱	۰/۰۰۰۰۰
$\delta(s_2 = 1)$	۰/۵۱۴۸۶*	۰/۱۱۸۲۵	۴/۳۵۳۹۹۵۷
$\delta(s_2 = 2)$	۰/۰۰۰۰۰	۰/۱۰۵۷۸	۰/۰۰۰۰۰
$\beta(s_2 = 1)$	۰/۰۰۰۰۰	۰/۰۷۳۵۸	۰/۰۰۰۰۰
$\beta(s_2 = 2)$	۰/۴۴۷۵۳*	۰/۰۶۴۲۴	۶/۹۶۶۵۳۱۷۵
	لگاریتم تابع درست نمایی :C		
Ln L	-۲۴۳/۶۸۷۶۶		

* معنادار در سطح ۵٪ ** معناداری در سطح ۱۰٪

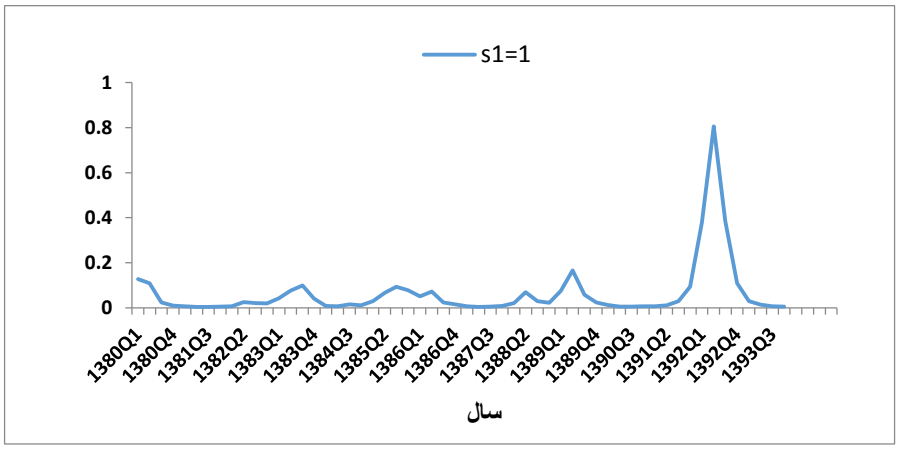
- با توجه به نتایج به دست آمده در معادله میانگین، در رژیم۱ اثر نااطمینانی استرس مالی بر رشد اقتصادی درحالت فشار استرس مالی فزاینده، مثبت و معنی‌دار است.
- در رژیم ۲ در حالت فشار استرس مالی کاهنده یعنی زمانی که استرس مالی از بالا به پایین حرکت می‌کند اثر نااطمینانی استرس مالی بر رشد اقتصادی منفی است.
- در معادله واریانس، در رژیم ۱ اثر استرس مالی بر رشد اقتصادی در حالت نوسانات استرس مالی زیاد مثبت و معنادار است. از طرف دیگر از آنجا که $\delta > 0$ است طبق مدل گارچ گلستن، جاگناتان و رانکل شوک‌های منفی قیمتی اثرات بیشتری بر نااطمینانی دارند[۳۸]. در واقع زمانی که نوسانات یا تغییرات استرس مالی زیاد است شوک‌های منفی قیمتی (کاهش استرس مالی) باعث افزایش نااطمینانی بیشتری نسبت به شوک‌های مثبت قیمتی می‌شوند[۳۹] . ؛ اما در رژیم ۲ که نوسانات استرس مالی کم است استرس مالی اثر معناداری بر نااطمینانی استرس مالی ندارد.
- در ماتریس احتمال انتقال برای متغیر وضعیت S_1 همان‌گونه که مشخص است بالاترین احتمالات انتقال مربوط به زمانی است که متغیر وضعیت S_1 در رژیم‌های دوره قبل خود باقی مانده است در واقع می‌توان آن رژیم‌ها را رژیم‌های جاذب در نظر گرفت که تمایل به ماندگاری در آن وضعیت‌ها بسیار زیاد است.
- ماتریس احتمال انتقال برای متغیر وضعیت S_2 نیز نشان می‌دهد، رژیم‌های ۱و ۲ رژیم‌های جاذب

هستند که تمایل به ماندگاری در این وضعیت‌ها بسیار زیاد است.

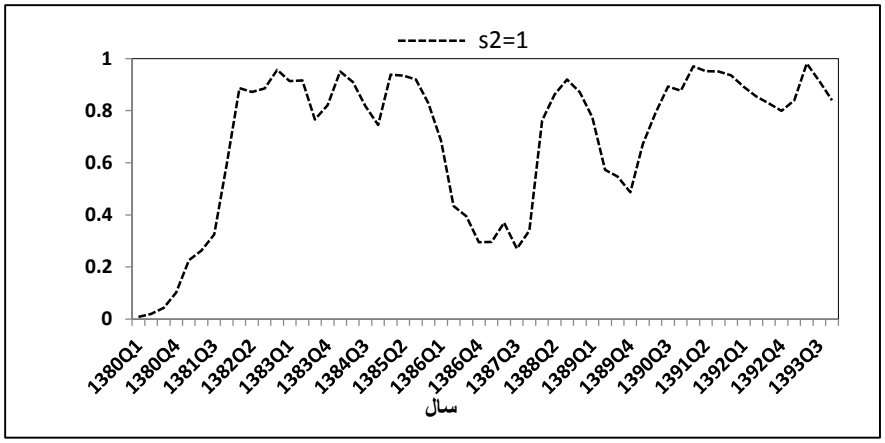
$$P_1 = \begin{bmatrix} P(s_{1,t}=1|s_{1,t-1}=1) & P(s_{1,t}=1|s_{1,t-1}=2) \\ P(s_{1,t}=2|s_{1,t-1}=1) & P(s_{1,t}=2|s_{1,t-1}=2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.95 & 0.11 \\ 0.05 & 0.89 \end{bmatrix} \quad (۲۳)$$

$$P_2 = \begin{bmatrix} P(s_{2,t}=1|s_{2,t-1}=1) & P(s_{2,t}=1|s_{2,t-1}=2) \\ P(s_{2,t}=2|s_{2t-1}=1) & P(s_{2,t}=2|s_{2,t-1}=2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.98 & 0.04 \\ 0.02 & 0.96 \end{bmatrix} \quad (۲۴)$$

نمودارهای شماره (۶) و (۷) احتمالات هموارشده[۴۰] متغیر وضعیت S_1 و S_2 را نشان می‌دهند هرچه احتمال رژیم در یک دوره زمانی به یک نزدیک‌تر باشد، احتمال قرار گرفتن نرخ استرس مالی در آن رژیم، در آن دوره زمانی بیشتر است.



نمودار شماره (۶) احتمالات هموارشده در حالت فشار استرس مالی فزاینده



نمودار شماره (۷) احتمالات هموارشده در حالت نوسانات استرس مالی زیاد

تخمین به روش مارکوف سوئیچینگ

مدل مارکوف- سوئیچینگ برای اولین توسط همیلتون[۴۱] (۱۹۸۹)، برای استخراج چرخه‌های تجاری توسعه داده شد. به‌طورکلی در مدل‌های غیرخطی فرض بر این است که رفتار متغیری که مدل سازی روی آن انجام می‌گیرد در وضعیت‌های مختلف متفاوت بوده و تغییر می‌کند. مدل‌های غیرخطی از لحاظ سرعت تغیر وضعیت به دو گروه مختلف تقسیم می‌شوند. در برخی از مدل‌های غیرخطی، تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به‌صورت ملایم و آهسته انجام می‌گیرد. (مانند مدل‌های STAR و شبکه مصنوعی ANN) در برخی دیگر از این مدل‌های غیرخطی این انتقال به سرعت انجام می‌گیرد که مدل مارکوف- سوئیچینگ از این مدل‌ها است(صمدی و همکاران،۱۳۹۱).

در این مقاله در گام اول، تعداد وقفه‌های بهینه با استفاده از معیارهای آکائیک و شوارتز، تعیین می‌گردد. برای تعیین درجه الگو از معیار شوارتز بیزین و آکائیک استفاده شده است و کمترین مقدار این آزمون در هر جا رخ می‌دهد آن به‌عنوان وقفه بهینه پذیرفته می‌شود با توجه به نتایج بدست آمده وقفه بهینه برابر با یک است.

در گام دوم، بعد از تعیین وقفه بهینه، تعداد رژیم‌ها با استفاده از معیار آکائیک و تابع راست نمایی تعیین می‌شود. در صورتی که نتایج معیار آکائیک و تابع راست نمایی با یکدیگر متناقض شود، در اینصورت معیار آکائیک، معیار مطمئن‌تری است. بر اساس نتایج به دست آمده 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.

در ادامه در گام 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، به‌صورت زیر نوشته می‌شود.

معادله (۲۵) علاوه بر ضرایب خود توضیح، عرض از مبدأ نیز وابسته به رژیم‌ها است. در معادله (۲۶) 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 بهیته و انتخاب مدل، مدل برآورد می‌گردد.

نتایج حداکثر مقدار تابع راستنمایی آن حاکی از آنست 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.

$$MSAX(2)-ARX(1):\quad FS_t = C(S_t)+\alpha_1(S_t)(FS_{t-1})+\varepsilon_t \qquad (۲۵)$$

$$MSA(2)-AR(1):\quad FS_t = C+\alpha_1(S_t)(FS_{t-1})+\varepsilon_t \qquad (۲۶)$$

جدول (۶)مدل غیرخطی استرس مالی طی دوره فصل اول ۸۰ تا فصل چهارم ۹۳

رژیم	متغیر مستقل	ضریب	آماره t	linearity test
رژیم ۱	FS_{t-1}	۰/۴۵۵۵	۳/۸۳	۴۲/۰۳۲
	عرض از مبدأ	۲/۴۲۱۰	۲	(۰/۰۰۰۰۱)
رژیم۲	FS_{t-1}	۰/۱۸	۳/۰۳۲	۴۱/۰۲۷
	عرض از مبدأ	۲/۲	۲/۹۳۹۹	(۰/۰۰۰۰۲)

۵- نتیجه‌گیری و بحث

در این مقاله با ساخت یک شاخص ترکیبی نااطمینانی استرس مالی با بکارگیری مدل آرچ و گارچ، رابطه میان رشد اقتصادی و شاخص نااطمینانی استرس مالی بررسی شده است.متغیرهای که در ساخت شاخص نااطمینانی استرس مالی در این پژوهش به کار گرفته شده‌اند عبارتند از: مخارج دولت، مالیات، حجم نقدینگی و حاشیه نرخ ارز. بر اساس نتایج به دست آمده شاخص استرس مالی تا سال ۱۳۸۷ تقریبا روند ثابت و نزدیک به صفر داشته است. از سال ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲ روند افزایش داشته است و از سال ۱۳۹۲ به بعد کاهش یافته است. شاخص ترکیبی نااطمینانی استرس مالی متغیری است که برای نشان دادن اثر نااطمینانی حاصل از استرس مالی بر رشد اقتصادی به کار رفته است.در ادامه در بخش اول، معادله بلندمدت و کوتاه‌مدت رشد اقتصادی به روش همجمعی و تصحیح خطا برآورد شده است.

همچنان که در قسمت برآورد مدل مشاهده شد،ضمن تایید فرضیه پژوهش نتیجه گیری میشود که این شاخص در مدل های بلندمدت و کوتاه‌مدت اثر منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی دارد.لذا استرس مالی مانعی برای رشد اقتصادی است و متغیرهای مخارج دولت، مالیات‌ها، نقدینگی و حاشیه نرخ ارز که به عنوان شاخص‌هایی از نحوۀ مدیریت دولت در سیاست‌های مالی، پولی و ارزی است به صورت کارا مورد استفاده قرار نگرفته‌اند. نتیجه این بخش با یافته های پژوهش پژوهشگرانی همچون درگاهی(۲۰۱۰) ، روی(۲۰۱۳،۲۰۱۷) و هنچل و مونین(۲۰۰۵)کاملا مطابقت می کند.

.برای آزمون بخش دوم مقاله به روش غیر خطی و بررسی اینکه استرس مالی چه تاثیری بر رشد اقتصادی می گذارد، از مدل مارکوف سوئیچینگ و نرم افزار متلب استفاده شده و نتایج نشان می دهند که فرضیه پژوهش تایید شده و در واقع در زمانی که استرس مالی در حال افزایش است اثر نااطمینانی استرس مالی بر رشد اقتصادی منفی و مطابق با دیدگاه هولاند[۴۲] (۱۹۹۵) است زمانی که نااطمینانی استرس مالی در سطح بالایی قرار دارد، چون تصمیمات سرمایه‌گذاران به‌طور منفی تحت تأثیر قرار می‌گیرد و سیاستمداران می‌دانند که حجم فعالیت‌های اقتصادی کاهش پیدا می‌کند، لذا سیاست‌های انبساطی را اتخاذ می‌نمایند. به تبع سیاست‌های انبساطی، استرس مالی افزایش می‌یابد و لذا نااطمینانی استرس مالی علت استرس مالی در جامعه خواهد بود.

به نظر میرسد که اتخاذ سیاست‌های تثبیت قیمت ها (کنترل قیمت ها وجلوگیری از افزایش آن) نه تنها در کاهش استرس مالی بلکه در کاهش نااطمینانی استرس مالی نیز نقش مهمی دارند.با توجه به نتایج، دولت و به ویژه بانک مرکزی برای ثبات قیمت ها بایستی از اتخاذ سیاست‌های اقتصادی که به نااطمینانی استرس مالی دامن می زند، اجتناب نماید.

۶- فهرست منابع

- اندرس، والتر(۱۳۸۶)،" اقتصاد سنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی"، ترجمه محمد صادقی و سعید شوال‌پور، جلد دوم، چاپ اول، انتشارات دانشگاه امام صادق (ع)، تهران.
* خزلی پور، نسرین (۱۳۹۳). "تاثیر تنش های مالی بر تولید ناخالص داخلی ایران براساس اطلاعات فصلی دوره ۱۳۷۹ -۱۳۸۹، پایان نامه کارشناسی ارشد رشته اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوراسگان اصفهان.
* صمدی, علی حسین؛ پریسا بهلولی و نگار سنگ سفیدی(۱۳۹۱)."مروری بر الگوهای مارکوف سویچینگ و کاربردهای آن در اقتصاد"، اولین همایش بین المللی اقتصاد سنجی، روشها و کاربردها، سنندج، دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنندج.
* فرزین وش، اسدالله و موسی عباسی (۱۳۸۵). " بررسی رابطه تورم و نااطمینانی در ایران با استفاده

از مدل‌های GARCH و حالت - فضا "، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۴، ص ۵۵-۲۵.

* معطوفی، علیرضا(۱۳۹۳)."تبیین مشخصه های استرس مالی در بازار سرمایه ایران"،تز دکتری رشته مدیریت مالی،دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات.
* 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 ۶۶ص۱۴۲-۱۱۵.
* نوفرستی، محمد. (۱۳۸۷)،" ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی"، موسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول
* نیکجو، فایزه(۱۳۸۹) ."ساخت شاخص تنش مالی برای اقتصاد ایران و بررسی اثرات آن بر رشد اقتصادی.""، پایان نامه کارشناسی ارشد رشته اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی.
* یعقوبی نژاد،معصومه(۱۳۹۵)."تنش مالی و اثرات آن بر رشد اقتصادی ایران"،پایان نامه کارشناسی ارشد رشته اقتصاد،دانشگاه آزاد اسلامی واحد یزد.
* 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.
* Barro; R.J. 2001. Economic Growth in East Asia Before and After the Financial Crisis. NBER Working Paper No. 8330.
* Barro, R.J., X. Sala-i-Martin .1999. Economic Growth. First MIT Press Edition. 7
* 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 K1A 0G9.
* Cevik, E. I, Dibooglu, s.Kenc, T. (2013). Measuring Financial Stress in Turyey, Journal of Policy Modeling, vol 35, pp 370-393.
* 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/y2010iqiip 35- 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 CS and Keeton WR. (2009). Financial Stress: What Is It, How Can It Be Measured, and Why Does It Matter?. Available: http://ideas.repec.org/a/fip/fedker/y2009iqiip 5-50nv.94no.2.html.
* Hanschel; E., and P. Monnin. . 2005. Measuring and forecasting stress in the bankingsector: Evidence from Switzerland. BIS Papers No. 22: Investigating the relationship between the financial and Real economy, April, 431-449.
* Harrod, R. F. (1960). Second essay in dynamic theory. The Economic Journal, 277-293.
* Holland, S. A. (1995)." Inflation and Uncertainty:Tests for Temporal Ordering", Journal of Money Credit and Banking,Vol. 27, No. 3, pp. 827-837.
* Hollo D. (2012). A System-Wide financial Stress Indicator for the Hungarian financial System. Financial Stability Department, MNB Occasional Papers 105.
* Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 357-384.
* Hubrich, K., & Tetlow, R. J. (2015). Financial stress and economic dynamics: the transmission of crises. Journal of Monetary Economics, 70, 100-115.
* Illing, M., and Liu, Y. (2006). Measuring Financial Stress in a Developed Country: An

Conditions. Federal Reserve Bank of Cleveland, Working Paper 11-30.
* Patrick; H.T. 1996. Financial Development and Economic Growth in Under-Developed Countries. Economic Development and Cultural Change, Vol. 14, pp: 174-189.
* Park, C. Y., & Mercado, R. V. (2014). Determinants of financial stress in emerging market economies. Journal of Banking & Finance, 45, 199-224.
* 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.
* Schumpeter, J. A. 1911. Theory of Economic Development. Translated by Redvers Opie, Cambridge: Harvard University Press.

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.
* King; R., and R. Levine. 1993. Finance and Growth: Schumpeter Might be Right. The Quarterly Journal of Economics, Vol. 108, No. 3. pp. 717-737.
* Lucas, J. R. (1976). "Econometric Policy Evaluation: A Critique", Carnegie–Rochester Conference Series on Public Policy 1, pp. 19–46.
* Lensink, R., Bo, H., & Sterken, E. (1999). Does uncertainty affect economic growth? An empirical analysis. Review of World Economics, 135(3), 379-396.
* Mckinnon; R. 1973. Money and Capital in Economic Development. Washington DC: Brooking Institution.
* Mankiw, N. G., D. Romer, and D. N. Weil .1992. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. The Quarterly Journal of Economics, Vol. 107, No. 2, pp. 407-437.
* Mishkin, F.S. (2000). Financial Policies and the Prevention of Financial Stress in Emerging Market Economies. Available thttp://elibrary.worldbank.org/doi/pdf/10.1596/1813- 9450-2683.
* Oet, M.V., Eiben, R., Bianco, T., Gramlich, D., and Ong, S.J. (2011). The Financial Stress Index: Identification of Systemic Risk

پیوستها:

جدول(۱) نتایج حاصل از برآورد الگوهای ARCH و GARCH

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

جدول(۲) آزمون‌های مربوط به تابع نرخ رشد بلندمدت

نوع آزمون	آماره آزمون	سطح زیر منحنی پس از کمیت آماره ی آزمون	نتیجه آزمون
Lm-test	۳/۱۵ χ^2 =۲/۳۵F=	۰/۱۳P= ۰/۱۰P=	جملات خطا دارای همبتگی پیاپی نیستند
Jarque-Bera آزمون	۰/۱۲= χ^2	۰/۹۹P=	جملات خطا دارای توزیع نرمال هستند
آزمون Ramsey	۱/۹F=	۰/۱۴P=	مدل به درستی تصریح شده است
آزمون white	۰/۴۷F= ۶/۷۳ = χ^2	۰/۹۱P= ۰/۸۷P=	جملات خطا دارای واریانس ناهمسانی نیستند
آزمونARCH	۱/۲۱ = χ^2 ۱/۱۹F=	۰/۲۸P= ۰/۲۷P=	جملات خطا دارای واریانس ناهمسانی مشروط نیستند

جدول(۳) آزمون‌های مربوط به تابع نرخ رشد کوتاه‌مدت

نوع آزمون	آماره آزمون	سطح زیر منحنی پس از کمیت آماره ی آزمون	نتیجه آزمون
Lm-test	۰/۳۴F = ۰/۴۳ = χ^2	۰/۵۶P = ۰/۵۰P =	جملات خطا دارای همبتگی پیاپی نیستند
Jarque-Beraآزمون	۱/۱۹ = χ^2	۰/۵۴P =	جملات خطا دارای توزیع نرمال هستند
آزمون Ramsey	۰/۷۷F =	۰/۳۸P =	مدل به درستی تصریح شده است
آزمون white	۱/۴۷F = ۳۳/۲۴ = χ^2	۰/۲۷P = ۰/۳۱P =	جملات خطا دارای واریانس ناهمسانی نیستند
آزمونARCH	۰/۵۷ = χ^2 ۰/۵۷F =	۰/۴۴P = ۰/۴۶P =	جملات خطا دارای واریانس ناهمسانی مشروط نیستند

یادداشت ها

[1]. Illing and Liu
[2]. Oet et al
[3]. Dargahi
[4]. Imperfect Knowledge
[5]. Policy of Price Stability.
[6]. Crawford and Kasumovich
[7]. Lucas
[8]-Harrod
[9]. Hubrich& Tetlow
[10]. Park & Mercado
[11]. Cevik et al
[12]. Sandahl et al
[13]. Dovern,
[14]. Dovern & Roye
[15]. Aboura& Roye
[16]. Hollo
[17]. Duca and Peltonen
[18]. Davig, and Hakkio
[19].Dargahi
[20]. Cardarelli et al
[21]. Hakkio and Keeton
[22]. Hanschel and Monnin
[23]. Mishkin,
[24]. Mckinnon
[25]. Schumpeter
[26]. King; R., and R. Levine
[27]- Patrick
[۲۸]-منظور از همگن بودن بدین معنااست که شوك و بحران خاصي در طي دوره مورد بررسي وجود نداشته باشد.
[29]. www.cbi.ir

[30]. Lensink and Elemar
[۳۱]-هدف اصلي اين مقاله بررسي شاخص استرس مالي بر رشد اقتصادي است و به همين دليل ساخت شاخص نااطميناني استرس مالي به صورت خلاصه و كلي بيان شده و جداول مربوط به آن جهت مطالعه بيشتر در پيوست ارايه شده است.
[32]. Mankiw, N. G., D. Romer, and D. N. Weil
[33]. Barro, R.J., X. Sala-i-Martin
[34].Augmented Dikey-Fuller Test
[۳۵]-براي مشاهده جدول مربوط به آزمونهاي انجام شده به پيوست مراجعه شود.
[۳۶]. براي مطالعه بيشتر،نتايج آزمونهاي انجام شده، در پيوست ارايه شده است.
[37].Brock, Dechert and Scheinkman
[۳۸]- مدل گارچ در ميانگين نامتقارن ساده بدون در نظر گرفتن انتقال رژيم نيز تخمين زده شده كه در آن نتايج نشان مي‌دهد اثر شوك‌هاي مثبت قيمتي بر نااطميناني بيشتر از شوك‌هاي منفي است و نتيجه مطالعه فرزين وش و عباسي (۱۳۸۵) در مورد نامتقارن بودن شوك‌ها تأييد مي‌شود.
[۳۹]- شايد بتوان دليلش را آن دانست در وضعيتي كه استرس مالي بسيار نوسان دارد مردم انتظار دارند كاهش قيمت‌ها موقتي بوده و نااطميناني نسبت به قيمت‌هاي آتي افزايش مي‌يابد.
[40]. Smooth Probability
[41]. Hamilton
[42]. Holland