

تحلیل پویای الگوی انتقال نااطمینانی در بخش‌های مالی، مسکن و اقتصاد کلان

حمیدرضا حمیدی^۱

میرفیض فلاح شمس^۲

حسین جهانگیر نیا^۳

مژگان صفا^۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۵/۲۳

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۹/۲۹

چکیده

هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی سرایت نااطمینانی بین بخشی (مالی، مسکن و اقتصاد کلان) با استفاده از رویکرد پویا می‌باشد. در این راستا با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره زمانی ۱۳۸۷:۱ تا ۱۳۹۸:۱۲، روش همبستگی شرطی پویا (DCC - GARCH) و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته (GFEVD)، رابطه کل پویا و همچنین رابطه پویای جهت‌دار جفت شاخص‌های نااطمینانی بین بخش‌های مذکور بررسی می‌شود. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد بخش مسکن، به استثنای ابتدای سال ۱۳۸۷ در کل دوره مورد بررسی، به صورت خالص دریافت‌کننده نااطمینانی از دو بخش دیگر می‌باشد. همچنین نتایج پژوهش حاضر بیانگر نقش دوگانه بخش مالی در ساز و کار انتقال نااطمینانی بین بخشی است به طوری که در مقاطعی به صورت خالص دریافت‌کننده نااطمینانی و در مقاطعی (از جمله سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸) به صورت خالص منبع و انتقال‌دهنده نااطمینانی در سیستم سه شاخصی مورد بررسی بوده‌است. نااطمینانی تورم نیز به عنوان شاخص نااطمینانی اقتصاد کلان منبع عمده نااطمینانی و انتقال‌دهنده نااطمینانی به بخش‌های مالی و مسکن است.

واژه‌های کلیدی: سرایت، نااطمینانی، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته (GFEVD)، مدل‌های پویا.

طبقه‌بندی JEL: C32, E32, F42

^۱ دانشجوی دکتری، گروه حسابداری و مدیریت، واحد قم، دانشگاه آزاد اسلامی ایران. t.hamidi@gmail.com

^۲ دانشیار، گروه مدیریت، واحد تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی ایران. (نویسنده مسئول): fallahshams@gmail.com

^۳ استادیار، گروه حسابداری و مدیریت، واحد قم، دانشگاه آزاد اسلامی ایران. hosein_jahangirnia@yahoo.com

^۴ استادیار، گروه حسابداری و مدیریت، واحد قم، دانشگاه آزاد اسلامی ایران. dr.mojgansafa@qom-iau.ac.ir

۱. مقدمه

از زمانی که کنت آرو^۱ (۱۹۷۱) اولین کتاب علمی دقیق و جامع خود را در زمینه مفاهیم خطر و نااطمینانی در فعالیت‌های اقتصادی به رشته تحریر درآورد بیش از چهار دهه می‌گذرد. او در این کتاب صرف نظر از روش علمی-ریاضی دقیق که برای اولین بار در زمینه مفهوم نااطمینانی در فعالیت‌های اقتصادی به صورت جامع مطرح و تدوین کرد یک پیام کلی را نیز برای اقتصاددانان و متخصصان امور مالی در آینده مطرح کرد و آن اینکه خطر و نااطمینانی امر ذاتی فعالیت‌های اقتصادی در نظام تولید متکی بر نیروهای بازار آزاد است. آرو بسیار پیش‌تر از بسیاری از مکاتب اقتصاد کلان جدید به اهمیت اطلاعات، نامتقارنی آن، و رفتارها و ویژگی‌های شخصی افراد در تصمیمات اقتصادی در نظام بازار در اثر خود توجه کرد و چارچوبی مفهومی از موضوع خطر و نااطمینانی را ارائه نمود که بعدها به صورت گسترده و وسیع، تقریباً در تمامی عرصه‌های دانش اقتصاد به خصوص در حوزه‌های مالی موضوعیت و کاربرد پیدا کرد. امروزه نااطمینانی به عنوان دو پدیده اجتناب‌ناپذیر در علوم اقتصادی جایگاه ویژه‌ای را به خود اختصاص داده است و به همین علت تحلیل‌های خطر و نااطمینانی بخشی از حوزه دانش نظری اقتصاد و عرصه تصمیم‌گیری تجربی مالی و اقتصادی را تشکیل می‌دهد.

نااطمینانی^۲ بخش مهمی از تحقیقات نوین در اقتصاد را به خود جلب کرده است و ثابت شده است که یک عامل مهم برای هر اقتصاد است. نااطمینانی شرایطی است که در آن پیشامدهای ممکن که در آینده اتفاق می‌افتد مشخص و معلوم نیست و یا اینکه در صورت مشخص بودن، احتمال وقوع آنها یا تابع توزیع احتمال آن نامشخص است. در چنین شرایطی تصمیم‌گیری در مورد آینده پیچیده و دشوار می‌شود و اصطلاحاً عنوان می‌شود که «فضای نااطمینانی» بر تصمیم‌ها حاکم شده است. یکی از مهم‌ترین نشانه‌های وجود نااطمینانی در یک سیستم اقتصادی و مالی، نوسان بالا و شدید در متغیرهای اقتصادی است (سیدحسینی و ابراهیمی^۳، ۱۳۹۲). در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، یکی از دلایلی که بخش خصوصی

تمایل کمتری به ورود به عرصه اقتصاد دارد، نوسانات متغیرهای اقتصادی و مالی است. چنین نوساناتی هم از نظر سودآوری و هم از نظر هزینه‌های سرمایه‌گذاری منجر به نااطمینانی در سرمایه‌گذاری می‌شوند.

نااطمینانی پدیده‌ای است که به هیچ وجه خوشایند اقتصاد نیست. سیاست‌گذاران اقتصادی در هر کشوری به دنبال کاهش فضای نااطمینانی و افزایش پیش‌بینی‌پذیری متغیرهای مالی و اقتصادی هستند، زیرا نااطمینانی موجب اثر منفی بر تصمیم‌گیری اقتصادی خانوارها، بنگاه‌ها و سیاست‌گذاران شده و در نتیجه رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد.

کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، از درجه بالایی از نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی برخوردار هستند. در این کشورها نرخ ارز، تورم و سایر متغیرهای مهم کلان نسبت به اقتصادهای پیشرفته و صنعتی بیشتر در حال نوسان است. این نوسانات نیز به نوبه خود، محیط نامطمئنی را برای سرمایه‌گذاران ایجاد کرده و موجب می‌شود تا سرمایه‌گذاران نتوانند به سهولت و با اطمینان بیشتر در مورد سرمایه‌گذاری آتی تصمیم‌گیری کنند و احیاناً متحمل زیان‌های وسیعی می‌شوند (حیدری و بشیری، ۱۳۹۱). بنابراین برای افزایش سرمایه‌گذاری و همچنین دستیابی به رشد بلندمدت و مداوم اقتصادی، توجه به منابع و دلایل اصلی ایجاد نااطمینانی در اقتصاد کلان از اهمیت بالایی برخوردار است.

در راستای یافتن دلایل ایجاد نااطمینانی و هرگونه پیشنهاد سیاستی در جهت کاهش آثار منفی آن، لازم است تا علاوه بر ارائه شاخص‌های نااطمینانی در بخش‌های مختلف، ارتباط و منبع انتقال بین بخشی نااطمینانی در اقتصاد کشور مورد بررسی قرار گیرد. نتایج تحقیقات تجربی از جمله جورادو و همکاران^۴ (۲۰۱۵) و گابور و گوپتا^۵ (۲۰۲۰) نشان می‌دهد که سرایت نااطمینانی بین بخشی و همچنین اهمیت این نااطمینانی‌ها ثابت نیست و در طول زمان دچار تغییر می‌شوند. طبیعتاً، سیاست‌گذاران قبل از طراحی سیاست‌ها در یک بخش خاص، باید وضعیت اقتصاد را از نظر تسلط بر نااطمینانی خاص آن بررسی کنند.



تصمیم‌گیری می‌کنند. گروه دوم اثرات اقتصادی مربوط به مرحله بعد از اخذ تصمیم است آنگاه که تورم واقعی متفاوت از تورم پیش‌بینی شده باشد که اثر گذشته نگری گفته می‌شود و موجب انتقال منابع بین واحدهای اقتصادی می‌گردد. اثرات آینده نگری نااطمینانی تورم از سه کانال می‌تواند عمل کند و بر اقتصاد تاثیر بگذارد.

۱- نااطمینانی تورم بر بازارهای مالی از طریق افزایش نرخ بهره بلندمدت^۹ اثر می‌گذارد. نرخ بهره بلندمدت یک متغیر تعیین کننده مهم بازده مورد نیاز سرمایه‌گذاران^{۱۰} است. افزایش نااطمینانی تورم باعث افزایش خطر در تمامی قراردادهایی که در آنها پرداخت‌ها بر اساس مبالغ اسمی مشخص شده است، می‌شود. وام‌های بلندمدت نیز از این قضیه مستثنی نیستند و افزایش نااطمینانی تورم، خطر یک نرخ بهره بلندمدت را افزایش می‌دهد در نتیجه وام‌دهندگان برای پوشش این خطر اضافی درخواست یک نرخ بهره بالاتری می‌کنند که این به مفهوم افزایش نرخ بهره بلندمدت است که به سرمایه‌گذاری کمتر تولید کنندگان در ماشین آلات و تجهیزات و مصرف کنندگان در مسکن و سایر کالاهای بادوام می‌انجامد و نهایتاً تاثیر منفی بر سرمایه‌گذاری بر جای می‌گذارد.

۲- نااطمینانی تورم موجب نااطمینانی در مورد متغیرهای مهم در تصمیمات اقتصادی می‌شود. نااطمینانی تورم از طریق ایجاد نااطمینانی در مورد نرخ بهره و سایر متغیرهای اقتصادی بر اقتصاد اثر می‌گذارد. زمانی که پرداخت‌های یک قرارداد با تورم شاخص بندی نشوند نااطمینانی تورم باعث می‌شود که ارزش حقیقی پرداخت‌های آتی نامشخص باشد. گسترش نااطمینانی در ورود متغیرهای اقتصادی، اتخاذ تصمیمات آگاهانه توسط تولیدکنندگان و مصرف کنندگان را مختل می‌کند و فعالیت‌های اقتصادی را کاهش می‌دهد. هنگامی که تولیدکنندگان در مورد نرخ دستمزد، مالیات و بهره نامطمئن هستند ممکن است تصمیمات اقتصادی خود را تا زمانی که نااطمینانی برطرف نشده، به تاخیر بیندازند.

۳- نهایتاً اینکه نااطمینانی تورم، تولیدکنندگان را به هزینه کردن منابع مالی برای اجتناب از خطرهای مربوط به آن تشویق می‌کند. در شرایط نامطمئن نرخ تورم،

در مدل‌های سنتی رگرسیونی سری زمانی فرض می‌شود که یک رابطه با ضرایب ثابت می‌تواند در زمان‌های مختلف کاربرد داشته باشد. نتایج نادرست ناشی از این فرض غیر واقع‌گرایانه موجب پدید آمدن مدل‌های پویا شد که به واقعیت جهان خارج شباهت بیشتری دارند.

هدف این پژوهش بررسی سرایت نااطمینانی بین بخشی و پاسخ به این پرسش است که رابطه کل پویا و همچنین رابطه پویای جهت‌دار جفت شاخص‌های نااطمینانی بین بخش‌های مورد مطالعه چگونه است؟

در این مطالعه به منظور کشف ساز و کار پویای انتقال نااطمینانی در سه بخش کلان، مالی و مسکن به پیروی از گابور^۶ (۲۰۲۰) از مدل DCC-GARCH و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته (GFEVD) استفاده می‌شود.

۲-۱. مبانی نظری پژوهش

نااطمینانی به حالتی گفته می‌شود که در آن دانش فرد یا افراد محدود است و دانش کامل نسبت به حالت یا نتیجه‌ای که به دست آمده یا می‌آید ممکن نیست (هابارد^۷، ۲۰۰۷) نااطمینانی‌های اقتصاد کلان محیط نامطمئنی را برای سرمایه‌گذاران ایجاد می‌کند و باعث می‌شود که سرمایه‌گذاران نتوانند به سهولت و با اطمینان بیشتر درباره سرمایه‌گذاری آتی تصمیم بگیرند. از جمله شاخص‌های عمده نااطمینانی اقتصادی می‌توان به نااطمینانی تورم است.

در ادبیات اقتصادی، تورم یکی از مهم‌ترین عوامل تاثیرگذار بر تغییرات قیمت دارایی‌ها محسوب می‌شود، اکثر اقتصاددانان معتقد هستند که عمده‌ترین اثرات تورم بر اقتصاد از کانال نااطمینانی تورم عمل می‌کند. کلاپ (۱۹۹۳) بیان می‌کند که نااطمینانی در مورد تورم دارای دو نوع اثر اقتصادی است و بر رفاه عاملین اقتصادی اثر می‌گذارد. اثر اول مربوط به مرحله تصمیم‌گیری است. بدین معنا که باعث اتخاذ تصمیمات اقتصادی متفاوتی از سوی بنگاه‌ها و مصرف کنندگان در مقایسه با حالت عدم وجود نااطمینانی می‌شود. تحلیلگران این اثرات را به آینده نگری^۸ تصمیم سازان اقتصادی نسبت می‌دهند. زیرا عاملین اقتصاد بر اساس تورم پیش‌بینی شده،



بین اقتصادهای توسعه یافته و اثرات بالقوه سرریز بین ایالات متحده، اتحادیه اروپا، انگلیس، ژاپن و کانادا پرداختند. نتایج این پژوهش حاکی از سرریز قابل توجه نااطمینانی از اتحادیه اروپا به ایالات متحده است.

لیوو^{۱۵} و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهش خود سرایت نوسان موجود در سهام، املاک و مستغلات، اوراق قرضه و اوراق بهادار و بازارهای ارز (استرس بازار مالی) و سرایت عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی در هفت کشور را با استفاده از روش VAR پرداختند. نتایج حاکی از آن بود که بخش عمده‌ای از استرس بازار مالی و عدم اطمینان سیاست به علت سرایت‌های بین‌المللی است. در چند کشور، یافت شد که برخی از شواهد ناشی از عدم اطمینان سیاست، منجر به تشدید فشارهای بازار مالی می‌شود. بدین ترتیب، تغییرات ناگهانی ناپایداری سیاست‌های اقتصادی بین‌المللی ممکن است پیش‌بینی کننده کوتاه مدت تغییرات در سرایت خطر بازارهای مالی بین‌المللی باشد.

بالی^{۱۶} و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهشی عوامل تعیین کننده سرریز عدم اطمینان سیاست اقتصادی بین کشوری (EPU) را بررسی کردند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که عواملی مانند تجارت و زبان مشترک در توضیح میزان سرریز عدم اطمینان سیاست اقتصادی (EPU) نقش بسزایی دارند. علاوه بر این، میزان سرریز EPU برای کشورهایی که از نظر عدم تعادل مسئولیت‌های مالی، تجاری یا مالی از آسیب‌پذیری بالاتری برخوردار هستند، بیشتر است.

لی^{۱۷} و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشی با استفاده از تجزیه موجک، حرکت همزمان و علیت بین قیمت مسکن و بازارهای سهام ایالات متحده در دامنه‌های زمانی و فرکانسی را بررسی کردند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که حرکت همزمان و رابطه علی بین این بازارها در فرکانس‌های زمانی مختلف متفاوت است با این حال طی دهه‌های اخیر رابطه مثبتی در حرکت این دو بازار وجود داشته است.

آفانسو و سوزا^{۱۸} (۲۰۱۱) خود آثار سیاست مالی بر فعالیت‌های اقتصادی را با تأکید روی بازار دارایی‌ها بررسی

عاملین اقتصادی خطر گریز به منظور کاهش خطر با صرف منابع در پی پیش بینی نرخ تورم آتی بر می‌آیند و بنگاه داران برای اجتناب از خطرهای ناشی از تورم آتی، منابع مالی خود را خرج می‌کنند. مثلاً هنگامی که تورم بالاست ممکن است منابع بیشتری را برای بهبود بخشیدن به پیش بینی در مورد تورم صرف کنند و علاوه بر این برخی بنگاه‌ها ممکن است برای مصون کردن خود در مقابل تورم غیر منتظره، از ابزار هجینگ^{۱۱} استفاده می‌کنند. هر دو فعالیت هجینگ و بهبود بخشیدن به پیش بینی‌ها منابع را از اهداف تولیدی دور می‌کند. در حالی که این ابزارها خطر تورم غیرمنتظره را کاهش می‌دهند اما آنها را به کلی حذف نمی‌کنند (اسدپور^{۱۲}، ۱۳۹۸).

۲-۲. پیشینه پژوهش

گابور و گویتا (۲۰۲۰) در پژوهشی با استفاده از مدل پارامتر متغیر-زمان (TVP-VAR)، سرایت نااطمینانی در اقتصاد کلان، بخش مالی و مسکن را در آمریکا بررسی کردند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که از دهه ۱۹۷۰، نااطمینانی بخش مالی انتقال دهنده اصلی شوک‌ها به اقتصاد کلان و بخش مسکن بوده است و نااطمینانی اقتصاد کلان نیز بر نااطمینانی در بخش مسکن تسلط داشته است.

ترانگ^{۱۳} (۲۰۱۹) به بررسی اثرات سرایت از عدم اطمینان سیاست اقتصادی ایالت متحده بر روی اقتصاد جهانی با استفاده از رویکرد جهانی VAR پرداخت. یافته‌ها حاکی از آن بود که شوک‌های نااطمینانی سیاست ایالت متحده در حرکت نوسانات اقتصادی چرخه اقتصاد جهانی قابل توجه است. با این حال، سرایت‌ها در سراسر کشورها ناهمگن هستند، که توسط انواع متفاوت از عدم اطمینان سیاست آمریکا (مثال عدم اطمینان سیاست پولی در برابر عدم اطمینان سیاست مالی) و ویژگی‌های کشور دریافت‌کننده (مثال سطح توسعه، باز بودن فعالیت‌های مالی و تجاری و کیفیت نهادها) تعیین می‌شوند.

آنتوناکاکیس^{۱۴} و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهشی با عنوان رابطه پویای نااطمینانی در کشورهای توسعه یافته: رویکرد متغیر-زمان، به بررسی کانال انتقال عدم اطمینان

فرانسه، آلمان، ایتالیا و امارات بررسی شده است. برای این هدف از مدل VAR استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان داد که رابطه مثبت و دوسویه‌ای میان نوسانات خطر مالی بین ایران و چین، امارات و ایتالیا و امارات و چین در دوره مورد بررسی وجود داشته است. علاوه بر این سرایت خطر مالی بطور یک طرفه از ایران به ایتالیا و از امارات به فرانسه و از چین به امارات مشاهده شد. همچنین سرایت خطر مالی از آلمان به کشورهای چین، ایران، ایتالیا و امارات به طور یکطرفه رویت شد و در بقیه موارد سربایتی وجود نداشت.

ممی‌پور و فعلی (۱۳۹۶) به بررسی سرریز تلاطم قیمت نفت بر بازدهی صنایع منتخب در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رویکرد تغییر رژیم مارکوف و تجزیه واریانس و طی دوره زمانی آذرماه ۱۳۸۷ تا فروردین ۱۳۹۵ پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد بیش از ۹۰ درصد واریانس خطای پیش‌بینی هر دو بازار (نفت و سهام) در هر دو رژیم تلاطم پایین (رژیم صفر) و تلاطم بالا (رژیم یک) ناشی از شوک‌های خود بازار است و آثار سرریز قابل توجهی بین بازارها وجود ندارد و در حالت کلی اثرات سرریز تلاطم از بازار نفت به سوی بازار سهام در رژیم تلاطم پایین نسبت به رژیم تلاطم بالا، در اکثر صنایع مقدار کمتری است و سرریز نوسانات در رژیم با تلاطم بالا در سطح وسیع‌تری اتفاق می‌افتد. همچنین نتایج این تحقیق نشان می‌دهد بیش‌ترین مقدار سرریز متعلق به سرریز تلاطم از بازار نفت به شاخص صنعت فلزات اساسی است و صنایع شیمیایی، انتشارات و چاپ، سیمان، کانی غیرفلزی، وسایل ارتباطی و لاستیک به ترتیب در رژیم صفر و صنایع کانی فلزی، فنی و مهندسی، محصولات کاغذ، محصولات نفتی، سایر معادن و استخراج به ترتیب در رژیم یک در مراتب بعدی قرار دارند.

نیکومرام و همکاران^{۲۱} (۱۳۹۴) به بررسی سرایت پذیری تلاطم در بازار سرمایه ایران با استفاده از مدل تحلیل خودرگرسیون برداری (VAR) و مدل MGARCH در فاصله زمانی ۱۳۸۲ الی ۱۳۹۲ پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان تأیید اثر سرایت‌پذیری بازار سرمایه از بازارهای موازی ارز، طلا و نفت دارد.

کرده و با استفاده از روش سیستم همزمان در چارچوب بی‌زین و داده‌های فصلی مربوط به کشورهای انگلستان، آمریکا، آلمان و ایتالیا به این نتیجه رسیده‌اند که شوک مخارج دولت اثری مثبت و دائمی بر قیمت مسکن دارد و شوک درآمدهای دولت در آمریکا و ایتالیا اثر منفی بر قیمت مسکن دارد، در حالی که در آلمان و انگلیس این اثر مثبت است.

تگکالاکیز^{۱۹} (۲۰۱۱)، با استفاده از داده‌های پانل سالانه برای کشور عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD) به تجزیه و تحلیل اثر قیمت دارایی‌ها در آغاز یک تنظیم مالی می‌پردازد. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهند که افزایش قیمت دارایی‌ها توازن مالی را بهبود می‌بخشد و به تثبیت پایدار کمک می‌کند. این موضوع به طور خاص به قیمت واقعی سهام و مسکن اشاره دارد. شواهدی وجود دارد که درآمد ناشی از ثروت‌های بادآورده باعث بالارفتن قیمت ملک مسکونی و تجاری و قیمت سهام می‌شود که می‌تواند پایدار باشد، در نتیجه درآمد و توازن اولیه باید بهبود یابد.

دهباشی و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهش خود واکنش بازارهای ارز، سهام و طلا نسبت به تکانه‌های مالی در ایران را با تأکید بر اثرات سرریز تلاطم بررسی کردند. در این پژوهش با استفاده از داده‌های روزانه شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران، نرخ ارز و قیمت طلا طی دوره زمانی ۲۰۰۹/۰۳/۲۵ تا ۲۰۱۸/۰۷/۱۸، نرخ بازده متغیرها محاسبه شد و بررسی سرریز تلاطم بین بازارها با رهیافت VAR-BEKK-GARCH صورت گرفته است. نتایج این پژوهش نشان‌دهنده تأیید سرریز تلاطم به صورت دوطرفه بین بازارهای ارز و سهام، سرریز تلاطم یک طرفه از سمت بازار ارز به بازار طلا و از بازار طلا به بازار سهام است. همچنین یافته‌های حاصل از توابع ضربه-واکنش در این پژوهش، انتقال ناطمینانی بین بازارهای مالی در ایران را تأیید می‌کند.

انصاری و حیدرپور^{۲۰} (۱۳۹۷) به بررسی سرایت ریسک مالی بین ایران و کشورهای منتخب پرداختند. در این مطالعه اثر متقابل خطر مالی بین بازارهای مالی کشورهای منتخب شریک بازار مالی ایران شامل کشورهای چین،

۳-۱. مدل پژوهش (رابطه پویا بر اساس مدل DCC-

GARCH)

در این مطالعه به منظور کشف ساز و کار انتقال نااطمینانی در سه بخش کلان، مالی و مسکن به پیروی از گابور (۲۰۲۰) از مدل DCC-GARCH و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته (GFEVD) استفاده می‌شود. فرم کلی مدل DCC-GARCH (1,1) را می‌توان به صورت زیر بیان نمود:

$$y_t = \mu_t + \epsilon_t \quad \epsilon_t | F_{t-1} \sim N(0, H_t), \quad (1)$$

$$\epsilon = H_t^{1/2} u_t \quad u_t \sim N(0, I), \quad (2)$$

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (3)$$

جایی که F_{t-1} نشان دهنده تمام اطلاعات در دسترس تا زمان $t-1$ می‌باشد. μ_t, ϵ_t, u_t به ترتیب بردارهای $N \times 1$ ، سری‌های زمانی مورد بررسی، میانگین شرطی، جزء خطا و خطای استاندارد شده هستند. علاوه بر آن H_t, R_t و $D_t = \text{diag}(h_{11t}^2, \dots, h_{NNt}^2)$ ماتریس‌های $N \times N$ که نشان دهنده همبستگی شرطی داینامیک، ماتریس‌های واریانس-کوواریانس شرطی و واریانس شرطی متغیر-زمان هستند. در راستای برآورد مدل‌های DCC-GARCH ابتدا ماتریس D_t به وسیله مدل گارچ بولیرسلف (۱۹۸۶) برای هر سری زمانی برآورد می‌شود. بر اساس مطالعه هانسن و لوند (۲۰۰۵)، در این مرحله پارامتر شوک و پارامتر ماندگاری در نظر گرفته می‌شود:

$$h_{ii,t} = \omega + \alpha \epsilon_{i,t-1}^2 + \beta h_{ii,t-1} \quad (4)$$

در مرحله بعد، همبستگی شرطی پویا به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$R_t = \text{diag}(q_{iit}^{-1/2}, \dots, q_{NNt}^{-1/2}) Q_t \text{diag}(q_{iit}^{-1/2}, \dots, q_{NNt}^{-1/2}) \quad (5)$$

جایی که Q_t ماتریس‌های معین مثبت متقارن $N \times N$ است به نحوی که:

$$Q_t = (1 - a - b)\bar{Q} + a u_{t-1} u'_{t-1} + b Q_{t-1} \quad (6)$$

سیدحسینی و ابراهیمی (۱۳۹۲) در پژوهش خود به بررسی سرایت شاخص بین شاخص سهام بین بازارهای ایران، دبی و استانبول به عنوان سه بازار نوظهور و پیشرو در منطقه می‌پردازند. نتایج مقاله نشان دهنده سرایت معنادار تالطم از بازار دبی به بازار تهران بود که این سرایت به شکل معکوس مشاهده نشد. از بازار دبی به ترکیه نیز سرایت محدودی قابل مشاهده است.

رهنما رودپشتی و همکاران^{۲۲} (۱۳۸۴) در پژوهش خود به بررسی رابطه میان بازدهی سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری و متغیرهای کلان اقتصادی شامل صادرات غیرنفتی، حجم نقدینگی، واردات و شاخص قیمت مصرف‌کننده پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد صادرات غیرنفتی و حجم نقدینگی بر بازده سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری تاثیر مثبت و شاخص قیمت مصرف‌کننده و واردات بر بازده آنها تاثیر منفی داشته‌است.

۳. روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از لحاظ هدف کاربردی و از لحاظ ماهیت و روش از نوع تحلیل همبستگی است. همچنین از نظر ویژگی و جهت داده‌ها پس رویدادی و از طریق اطلاعات گذشته می‌باشد. در پژوهش حاضر برای جمع‌آوری منابع نظری از روش کتابخانه‌ای و برای جمع‌آوری داده‌های مورد نیاز جهت آزمون فرضیه‌ها از روش آرشویی و با مراجعه به سایت بانک مرکزی ایران استفاده شده است. در این پژوهش با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره زمانی ۱۳۸۷:۱ تا ۱۳۹۸:۱۲، مدل‌های DCC-GARCH و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته (GFEVD)، رابطه کل پویا و همچنین رابطه پویای جهت دار جفت شاخص‌ها نااطمینانی بین بخشی (مالی، مسکن و اقتصاد کلان)، مورد بررسی قرار می‌گیرد. مراحل تجزیه و تحلیل این پژوهش با استفاده از نرم‌افزارهای 10 EViews و MATLAB 2018a انجام شده است.

در ادامه ابتدا تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش ارائه می‌شود و سپس مدل اصلی پژوهش بررسی می‌گردد.

در مرحله بعد رابطه جهت دار متغیر i که از متغیرهای دیگر (j) دریافت می‌کند و آن را رابطه جهت دار کل از دیگر متغیرها می‌نامیم و آن را به صورت زیر تعریف می‌کنیم

$$C_{i \rightarrow j, t}^g(j) = \sum_{j=1, i \neq j}^N \widehat{\phi}_{ij, t}^g(j) \quad (11)$$

در نهایت رابطه جهت دار کل به دیگران را از ارتباط کلی جهت دار از دیگران کم می‌کنیم و به ارتباط جهت دار خالص کل می‌رسیم که می‌توان آن را به عنوان تاثیر متغیر i بر شبکه تفسیر کرد

$$C_{it}^g = C_{i \rightarrow j, t}^g(j) - C_{i \leftarrow j, t}^g(j) \quad (12)$$

اگر رابطه جهت‌دار کل خالص متغیر i مثبت باشد به این معنی است که متغیر i بیشتر بر شبکه مورد بررسی تاثیر گذار بوده است تا اینکه از آن تاثیر پذیر بوده باشد. برعکس اگر رابطه جهت‌دار کل خالص متغیر i منفی باشد حاکی از آن است که متغیر i بیشتر دریافت کننده تاثیر بوده است.

در نهایت و از آنجا که ارتباط خالص جهت دار کلی یک معیار تجمعی است و گاهی اوقات پویایی‌های مهم را که ما به آنها علاقه مند هستیم می‌پوشاند، ما به ارتباط دو جهته خالص NPDC²⁵ نیازمند هستیم. این معیار اطلاعاتی روند انتقال دو طرفه بین متغیر i و متغیر j را در اختیار ما قرار می‌دهد:

$$NPDC_{ij}(j) = \bar{\phi}_{jt, t}(j) - \bar{\phi}_{ij, t}(j) \quad (13)$$

۴. یافته‌های پژوهش

۴-۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

در این پژوهش با استفاده از بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران (FG)، تورم (INF) و رشد شاخص قیمت اجاره مناطق شهری (HG) در قالب مدل‌های DCC-GARCH و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم یافته (GFEVD)، رابطه کل پویا و هم‌چنین رابطه پویای جهت دار جفت شاخص‌های نااطمینانی بین‌بخشی (مالی، مسکن و اقتصاد کلان)، مورد بررسی قرار می‌گیرد.

\bar{Q} ماتریس واریانس غیر شرطی u_t با ابعاد $N \times N$ است. $a(\alpha)$ و $b(\beta)$ نیز پارامترهای اسکالر غیر منفی هستند که شرط $a + b < 1$ ($\alpha + \beta \leq 1$) را تامین می‌کنند. محدودیت‌های بیان شده برای پارامترهای a و b تضمین می‌کند که Q_t معین مثبت باشد و خود، شرط لازم و کافی برای معین مثبت بودن ماتریس R_t است علاوه بر این تا زمانی که $a + b < 1$ برقرار باشد Q_t و R_t در طول زمان متغیر می‌باشند.

۲-۳. رویکرد همبستگی‌های پویا

در ادامه ضرایب مدل DCC-GARCH برای محاسبه تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم یافته (GFEVD)²³ که بر اساس آن روش رابطه پویا²⁴ بنا نهاده شده است استخراج می‌گردد. در این روش رابطه جهت دار جفتی از z به i بر اساس سهم واریانس خطای پیش‌بینی (unscaled) $(GFEVD, \phi_{ij, t}^g(j))$ به صورت زیر تعریف می‌گردد

$$\phi_{ij, t}^g(j) = \frac{\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{t=1}^{j-1} (l'_i \Lambda_t \Sigma_t l_j)^2}{\sum_{j=1}^N \sum_{t=1}^{j-1} (l_i \Lambda_t \Sigma_t \Lambda'_t l_i)} \quad (7)$$

$$\widehat{\phi}_{ij, t}^g(j) = \frac{\phi_{ij, t}^g(j)}{\sum_{j=1}^N \phi_{ij, t}^g(j)} \quad (8)$$

با $\sum_{i,j=1}^N \widehat{\phi}_{ij, t}^g(j) = N$ و $\sum_{j=1}^N \widehat{\phi}_{ij, t}^g(j) = 1$ جای که z نشان دهنده افق پیش بینی و l_i یک بردار انتخاب است که در موقعیت i ام مقدار آن یک است و در غیر این صورت صفر می‌باشد. با استفاده از GFEVD شاخص رابطه کل را می‌توان به صورت زیر بدست آورد

$$C_t^g(j) = 1 - N^{-1} \sum_{i=1}^N \widehat{\phi}_{it, t}^g(j) \quad (9)$$

این روش ارتباطی نشان می‌دهد که چطور یک شوک در یک متغیر به متغیرهای دیگر سرایت می‌کند. ابتدا انتقال شوک توسط متغیر i به همه متغیرهای دیگر z (رابطه جهت‌دار کل به دیگر متغیرها) به وسیله رابطه زیر اندازه‌گیری می‌شود

$$C_{i \rightarrow j, t}^g(j) = \sum_{j=1, i \neq j}^N \widehat{\phi}_{jt, t}^g(j) \quad (10)$$



متغیرها از قدرمطلق مقادیر بحرانی در سطح ۵٪ بیشتر است لذا فرض H_0 مبنی بر نامانایی متغیرها رد می‌شود؛ به عبارتی دیگر تمامی متغیرها مورد بررسی در سطح پایا هستند.

در ادامه به منظور بررسی وجود اثرات آرج، با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی سری‌های زمانی بهترین مدل را با استفاده از معیار شوارتز-بیزین و نمودار همبستگی‌نگار انتخاب می‌کنیم و سپس وجود و یا عدم وجود آثار ARCH را با استفاده از آماره (ARCH-LM) مورد بررسی قرار می‌دهیم. جدول (۳) نتایج آزمون نتایج آزمون ARCH-LM در مورد مدل‌های خود بازگشتی برآورد شده برای متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم اثر ARCH در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد می‌شود و فرضیه مقابل آن یعنی وجود اثر ARCH پذیرفته می‌شود.

در این بخش به منظور ارائه نمایی کلی از متغیرهای پژوهش، در جدول (۱) آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش ارائه شده است. آمار توصیفی ارائه شده بیانگر اطلاعاتی در مورد پارامتر مرکزی (میانگین) و پارامترهای پراکندگی (انحراف معیار، ماکزیمم و مینیمم) متغیرهای پژوهش است.

۴-۲. آزمون ریشه واحد

بر اساس روند متعارف در برآورد مدل‌های سری زمانی و به منظور اجتناب از رگرسیون‌های کاذب ابتدا باید مانایی متغیرهای پژوهش بر اساس آزمون‌های متعارف ریشه واحد مورد آزمون قرار گیرد. نتایج آزمون ریشه واحد دیکي فولر تعمیم یافته و همچنین آزمون فیلپس-پرون در جداول شماره (۲) ارائه شده است.

در جدول (۲) باتوجه به اینکه قدر مطلق آماره‌های آزمون دیکي فولر تعمیم یافته و فیلپس-پرون برای همه

جدول (۱). آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

| مشاهدات | کشیدگی | چولگی | انحراف معیار | مینیمم | ماکزیمم | میانه | میانگین | |
|---------|--------|-------|--------------|--------|---------|-------|---------|-----|
| ۱۴۳ | ۳/۰۱۹ | ۰/۵۷۵ | ۰/۰۶۸ | -۰/۱۱۱ | ۰/۲۵۸ | ۰/۰۲۲ | ۰/۰۳۰ | FG |
| ۱۴۳ | ۳/۹۰۶ | ۰/۳۸۲ | ۰/۰۰۷ | -۰/۰۲۶ | ۰/۰۳۴ | ۰/۰۰۸ | ۰/۰۱۱ | HG |
| ۱۴۳ | ۴/۴۱۷ | ۱/۲۵۰ | ۰/۰۱۲ | -۰/۰۰۳ | ۰/۰۶۰ | ۰/۰۱۲ | ۰/۰۱۵ | INF |

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۲). نتایج آزمون دیکي فولر تعمیم یافته و فیلپس-پرون

| نتیجه | مقدار بحرانی در سطح | | | P-P آماره آزمون | ADF آماره آزمون | متغیر |
|-------|---------------------|--------|-------|-----------------|-----------------|-------|
| | ٪ ۱۰ | ٪ ۵ | ٪ ۱ | | | |
| پایا | -۳/۱۴ | -۳/۸۴۴ | -۴/۰۲ | -۷/۷۸ | -۷/۸۰ | FG |
| پایا | -۲/۵۷ | -۲/۸۸ | -۳/۴۷ | -۵/۲۴ | -۵/۲۵ | INF |
| پایا | -۱/۶۱ | -۱/۹۴ | -۲/۵۸ | -۵/۶۴ | -۵/۸۱ | HG |

منبع: محاسبات پژوهش

جدول (۳) نتایج آزمون ARCH-LM

| مدل | آماره F | احتمال (F) | آماره کای دو | احتمال (کای دو) |
|-----|---------|------------|--------------|-----------------|
| INF | ۴/۴۷ | ۰/۰۳ | ۴/۳۹ | ۰/۰۳ |
| HG | ۷/۲۰ | ۰/۰۰ | ۱۳/۳۱ | ۰/۰۰ |
| FG | ۲۰۱/۶ | ۰/۰۰ | ۸۳/۴۶ | ۰/۰۰ |

منبع: نتایج پژوهش

۴-۴. نتایج بررسی سرایت بین بخشی

در این مرحله با استفاده از مدل‌های DCC-GARCH و تجزیه واریانس خطای پیش بینی تعمیم یافته (GFEVD)، رابطه کل پویا و همچنین رابطه پویای جهت‌دار جفت شاخص‌های نااطمینانی بین‌بخشی (مالی، مسکن و اقتصاد کلان)، مورد بررسی قرار می‌گیرد. در جدول (۵) نتایج برآورد رابطه کل پویای بین متغیرهای پژوهش به صورت متوسط ارائه شده است. قطر اصلی در جدول (۵) منعکس کننده واکنش متغیرها به شوک‌های با وقفه خودی می‌باشد به عبارتی دیگر نشان دهنده واکنش شاخص‌های نااطمینانی به نوسانات هر شاخص در دوره قبل خود می‌باشد و عناصر خارج از قطر اصلی نشان دهنده واکنش متغیرها به شوک‌های دیگر شاخص‌های نااطمینانی است. نتایج جدول (۵) را به صورت زیر می‌توان خلاصه نمود:

- ۱- نااطمینانی در بازار مسکن دریافت کننده شوک‌های نااطمینانی از نااطمینانی بازارهای مالی و نااطمینانی اقتصاد کلان می‌باشد. به صورت جزئی‌تر می‌توان چنین بیان نمود که ۲۲/۳۸ درصد از واریانس خطای پیش بینی نااطمینانی بازار مسکن، توسط نااطمینانی در بازار مالی و نااطمینانی اقتصاد کلان توضیح داده می‌شود در حالی که تنها ۳/۶۵ درصد از نااطمینانی در بخش مالی و نااطمینانی بخش اقتصاد کلان توسط نااطمینانی بخش مسکن توضیح داده می‌شود.
- ۲- نااطمینانی در بخش کلان و بخش مالی بیشتر از اینکه دریافت کننده شوک‌های نااطمینانی باشد انتقال دهنده و منبع نااطمینانی بوده‌اند.

۳- معیار TCI نیز نشان دهنده این حقیقت است که حرکت همزمان (وابستگی درون سیستم) بین متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش به صورت میانگین ۱۹/۰۳ می‌باشد لازم به ذکر است که این معیار سرایت شوک‌ها از متغیرهای دیگر به متغیر مورد نظر بدون در نظر گرفتن اثر خودی متغیر می‌باشد. برآورد این معیار نشان دهنده ساز و کار انتقال شوک‌ها می‌باشد.

جدول (۵) نشان دهنده نتایج تجمعی از کل دوره مورد بررسی در پژوهش حاضر است (بدون توجه به وقایع اقتصادی و یا سیاسی خاص در طول دوره که می‌تواند به انحراف از معیار TCI بیانجامد) می‌باشد. در ادامه به منظور بررسی وابستگی درون سیستمی در طول دوره زمانی مورد بررسی، نتایج متغیر- زمان در شکل (۱) ارائه شده است.

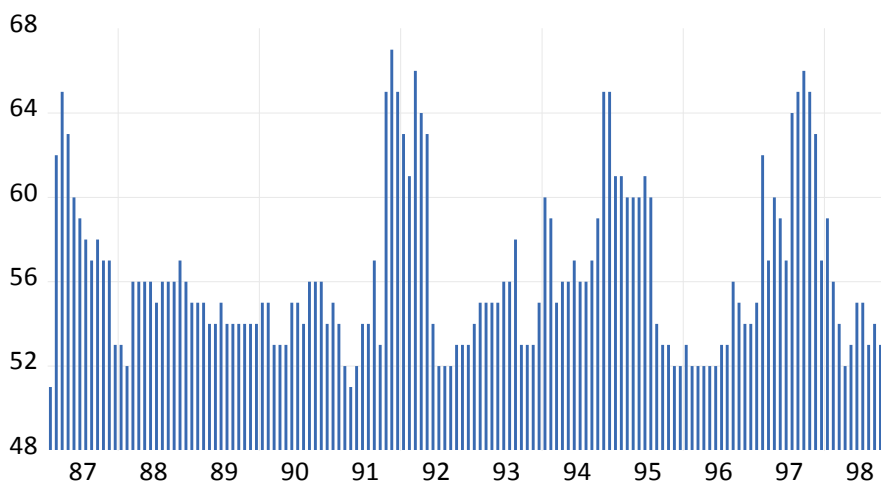
ارتباط پویا کل در شکل (۱) نشان دهنده این واقعیت است که ارتباط بین شاخص‌های نااطمینانی دارای ویژگی زمانی بوده و نوسانات زیادی در طول دوره را نشان می‌دهد. نمودار ترسیم شده در شکل (۱) نشان دهنده نوسان در ارتباط پویا بین متغیرهای سیستم در دوره زمانی مورد نظر می‌باشد. همانطور که در این شکل قابل مشاهده است در ابتدای سال ۱۳۹۱ و همچنین ماه‌های منتهی به سال ۱۳۹۷ بالاترین میزان وابستگی درون سیستمی بین شاخص‌های نااطمینانی مورد بررسی وجود داشته است.

جدول (۵) میانگین ارتباط پویا کل

| | HGU | INFU | FGU | دریافت از دیگر متغیرها |
|----------------------------|--------|-------|-------|------------------------|
| HGU | ۷۷/۶۲ | ۱۶/۰۰ | ۶/۳۹ | ۲۲/۳۸ |
| INFU | ۲/۷۵ | ۸۰/۱۸ | ۱۷/۰۷ | ۱۹/۸۲ |
| FGU | ۰/۹۰ | ۱۳/۹۸ | ۸۵/۱۲ | ۱۴/۸۸ |
| انتقال به دیگر متغیرها | ۳/۶۴ | ۲۹/۹۸ | ۲۳/۴۶ | ۵۷/۰۸ |
| Contribution including own | -۱۸/۷۴ | ۱۰/۱۶ | ۸/۵۸ | TCI |
| سرایت خالص | ۲/۰۰ | ۱/۰۰ | ۰/۰۰ | ۱۹/۰۳ |

منبع: محاسبات پژوهش





شکل (۱) ارتباط پویای کل سیستم

منفی بوده است به عبارتی دیگر نااطمینانی اقتصاد کلان که با نااطمینانی تورم اندازه‌گیری شده است همواره و در کل دوره (به استثنای سال ۱۳۸۷) منبعی عمده نااطمینانی و انتقال دهنده نااطمینانی به بخش مسکن بوده است.

۳- قسمت (ب) از شکل (۲) خالص ارتباط نااطمینانی بخش مالی با دو بخش دیگر را نشان می‌دهد. این نمودار نشان می‌دهد که بخش مالی در دوره مورد بررسی در مقطعی دریافت کننده نااطمینانی و در دوره‌هایی از جمله سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ انتقال دهنده نااطمینانی به دو بخش دیگر بوده است.

۴- قسمت (پ) از شکل (۲) نشان دهنده خالص ارتباط پویای نااطمینانی بخش کلان با دو شاخص دیگر نااطمینانی را می‌باشد. همانطور که در این قسمت از شکل قابل مشاهده است نااطمینانی بخش کلان نیز نقشی دوگانه را ایفا کرده است. در مقطعی دریافت کننده خالص نااطمینانی (از جمله سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸) و در مقطعی انتقال دهنده خالص نااطمینانی بوده است.

نتایج این بخش را به این صورت می‌توان بیان نمود که بخش مسکن دریافت کننده نااطمینانی از دو بخش دیگر می‌باشد و دو بخش کلان و مالی در مقاطع مختلف نقش‌های دوگانه (دریافت کننده و انتقال دهنده نااطمینانی) شناسایی شده‌اند.

رابطه جهت دار خالص جفت شاخص‌های نااطمینانی

و ارتباط جهت دار خالص کل

در این بخش ارتباط جهت دار خالص بین جفت شاخص‌های نااطمینانی سیستم در شکل (۲) نمایش داده شده است و همچنین ارتباط جهت‌دار خالص کل که اختلاف بین دریافت‌کننده‌ها و انتقال دهنده‌ها هر شاخص نااطمینانی را نشان می‌دهد در شکل (۲) نمایش داده شده است.

۱- همانطور که در شکل (۲) قسمت (الف) قابل مشاهده است خالص ارتباط شاخص نااطمینانی بازار مسکن منفی است و حاکی از این حقیقت است که بخش مسکن به صورت خالص دریافت کننده نااطمینانی از دو بخش دیگر می‌باشد. با این حال نمودار قسمت (ت) (رابطه پویا و جهت دار بخش مالی- مسکن) نشان می‌دهد که بخش مالی تا ابتدای سال ۱۳۸۸ دریافت کننده نااطمینانی از بخش مسکن بوده است اما از ابتدای سال ۱۳۸۸ تا انتهای دوره مورد بررسی این رابطه به صورت برعکس شکل گرفته و بخش مالی انتقال دهنده خالص نااطمینانی به بخش مسکن بوده است هرچند این پدیده فراز و نشیب زیادی در این دوره داشته است. علاوه بر این در قسمت (ج) ارتباط شاخص نااطمینانی بخش کلان و بخش مسکن نشان داده شده است. این قسمت به صورت مشخص نشان می‌دهد که انتقال از بخش مسکن به بخش کلان



شکل (۲). ارتباط جهت‌دار خالص جفت متغیرها و ارتباط جهت‌دار خالص کل

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

همانطور که در متن مقاله بیان گردید در مدل‌های سنتی رگرسیونی سری زمانی فرض می‌شود که یک رابطه با ضرایب ثابت می‌تواند در زمان‌های مختلف کاربرد داشته باشد. نتایج نادرست ناشی از این فرض غیر واقع‌گرایانه موجب پدید آمدن مدل‌های پویا شد که به واقعیت جهان خارج شباهت بیشتری دارند.

در این تلاش شده‌است با استفاده از مدل‌های DCC-GARCH و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته (GFEVD)، رابطه کل پویا و همچنین رابطه پویای جهت‌دار جفت شاخص‌های نااطمینانی بین‌بخشی (مالی، مسکن و اقتصاد کلان)، مورد بررسی قرار می‌گیرد.

نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که نااطمینانی تورم به عنوان شاخص نااطمینانی بخش کلان و نااطمینانی بخش مالی عمده منابع ایجاد و انتقال نااطمینانی به بخش مسکن بوده‌است و بخش مسکن در کل دوره مورد بررسی دریافت‌کننده نااطمینانی از دو بخش دیگر بوده‌است. در این بین بخش‌های مالی و کلان نقشی دو گانه داشته‌اند. این دو بخش در مقاطعی دریافت‌کننده نااطمینانی و در مقاطعی ایجاد‌کننده و انتقال‌دهنده نااطمینانی به بخش دیگر را داشته‌اند.

با توجه به نقش مخرب نااطمینانی در فضای اقتصادی کشور و با توجه به نتایج این پژوهش، به مسئولین امر پیشنهاد می‌گردد که به منظور کنترل مقوله نااطمینانی و



* دهباشی، وحید؛ محمدی، تیمور؛ شاکری، عباس و بهرامی، جاوید (۱۳۹۹). واکنش بازارهای ارز، سهام و طلا نسبت به تکان‌های مالی در ایران: با تاکید بر اثرات سرریز تلاطم. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۵(۸۳)، ۱-۲۷.

* رهنمای رودپشتی، فریدون؛ سیمبر، فرشید و طوطیان، صدیقه (۱۳۸۴). تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۲(۱۷)، ۲۰۹-۲۳۶.

* سیدحسینی، سید محمد و ابراهیمی، سید بابک (۱۳۹۲). بررسی سرایت تلاطم بین بازارهای سهام؛ مطالعه موردی بازار سهام ایران، ترکیه و امارات. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۶(۱۹)، ۸۱-۹۷.

* شهبازی، کیومرث و زهرا کلانتری (۱۳۹۱). اثرات شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران: رهیافت SVAR. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۶۱، ۱۰۴-۷۷.

* مقصود، حسین؛ وکیلی فرد، حمیدرضا و ترابی، تقی (۱۳۹۹). آزمون تغییرپذیری عوامل موثر در پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از مدل‌های میانگین‌گیری پویا (DMA). *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۱۱(۴۵)، ۶۳۹-۶۶۰.

* ممی‌پور، سیاب؛ فعلی، عاطفه (۱۳۹۶). بررسی سرریز تلاطم قیمت نفت بر بازدهی صنایع منتخب در بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد تغییر رژیم مارکوف و تجزیه واریانس. *اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه)*، ۲۴(۱۴)، ۲۰۵-۲۳۶.

* نیکومرام، هاشم‌پور؛ زمانی، زهرا و دهقان، عبدالمجید (۱۳۹۴). بررسی سرایت تلاطم بازارهای مالی بازار سرمایه بر صنایع بورسی (صادرات و واردات محور). *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۲۴(۱۳)، ۲۰۵-۲۳۶.

* Afonso, A., & Sousa, R. M. (2011). The macroeconomic effects of fiscal policy in Portugal: a Bayesian SVAR analysis. *Portuguese Economic Journal*, 10(1), 61-82.

خطر در بخش‌های مختلف اقتصاد توجه ویژه‌ای به نااطمینانی تورم به عنوان اصلی‌ترین شاخص نااطمینانی اقتصاد کلان داشته‌باشند. به محققین در حوزه‌های مالی و اقتصادی نیز پیشنهاد می‌گردد با استفاده از دیگر مدل‌های پارامتر متغیر-زمان از جمله (TVP-VAR) سرایت بین بخشی در اقتصاد ایران را مورد بررسی قرار دهند.

یادداشت‌ها

- 1- Kennethj. Arrow
- 2- Uncertainty
- 3- Seyed-Hosseini, S., Ebrahimi, S. (2013)
- 4- Jurado et al
- 5- Gabauer & Gupta
- 6- Gabauer
- 7- Habard
- 8- Ex-post
- 9- Long-Term Interest Rates
- 10-Return Required By Investors
- 11-Hedge
- 12-Asadpour, A. (2020)
- 13-Trung
- 14-Antonakakis et al.
- 15-Liow
- 16-Balli et al.
- 17-Li
- 18-Souso
- 19-Tagkalakis
- 20-Ansari Samani, H., Heydarpoor, H. (2019)
- 21-Nikoomaram, H., Pourzamani, Z., Dehghan, A. (2015)
- 22-Rahnama Roodposhti.F., Simber, F., Tootiyan, S. (2005).
- 23-generalized forecast error variance decomposition (GFEVD)
- 24-dynamic connectedness framework
- 25-net pairwise directional connectedness (NPDC).

منابع

- * اسدپور، احمد علی (۱۳۹۸). اثر نااطمینانی تورم و متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مسکن در ایران. *فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۰(۳۷)، ۱۴۱-۱۳۱.
- * انصاری سامانی، حبیب و حیدرپور، حدیث (۱۳۹۷). بررسی سرایت ریسک مالی بین ایران و کشورهای منتخب. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادسنجی*، ۱(۱۲): ۹۳-۱۱۹.

- * Antonakakis, N., & Gabauer, D. (2017). Refined measures of dynamic connectedness based on TVP-VAR. Technical Report. University Library of Munich, Germany.
- * Antonakakis, N., Gabauer, D., Gupta, R., & Plakandaras, V. (2018). Dynamic connectedness of uncertainty across developed economies: A time-varying approach. *Economics Letters*, 166, 63-75.
- * Balli, F., Uddin, G. S., Mudassar, H., & Yoon, S. M. (2017). Cross-country determinants of economic policy uncertainty spillovers. *Economics Letters*, 156, 179-183.
- * Cekin, S. E., Pradhan, A. K., Tiwari, A. K., & Gupta, R. (2020). Measuring co-dependencies of economic policy uncertainty in Latin American countries using vine copulas. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 76, 207-217.
- * Colombo, V. (2013). Economic policy uncertainty in the US: Does it matter for the Euro area?. *Economics Letters*, 121(1), 39-42.
- * Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2014). On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms. *Journal of econometrics*, 182(1), 119-134.
- * Gabauer, D. (2020). Volatility impulse response analysis for DCC-GARCH models: The role of Volatility Transmission Mechanisms. *Journal of Forecasting*, 39(5), 788-796.
- * Gabauer, D., & Gupta, R. (2020). Spillovers across macroeconomic, financial and real estate uncertainties: a time-varying approach. *Structural Change and Economic Dynamics*, 52, 167-173.
- * Jurado, K., Ludvigson, S. C., & Ng, S. (2015). Measuring uncertainty. *American Economic Review*, 105(3), 1177-1216.
- * Koop, G., & Korobilis, D. (2014). A new index of financial conditions. *European Economic Review*, 71, 101-116.
- * Li, X. L., Chang, T., Miller, S. M., Balcilar, M., & Gupta, R. (2015). The co-movement and causality between the US housing and stock markets in the time and frequency domains. *International Review of Economics & Finance*, 38, 220-233.
- * Liow, K. H., Liao, W. C., & Huang, Y. (2018). Dynamics of international spillovers and interaction: Evidence from financial market stress and economic policy uncertainty. *Economic Modelling*, 68, 96-116.
- * Tagkalakis, A. (2011). Fiscal policy and financial market movements. *Journal of Banking & Finance*, 35(1), 231-251.
- * Tran, Quoc Trung (2019). Economic policy uncertainty and corporate risk-taking: International evidence. *Journal of Multinational Financial Management*, Elsevier, vol. 52.
- * Trung, N. B. (2019). The spillover effects of US economic policy uncertainty on the global economy: A global VAR approach. *The North American Journal of Economics and Finance*, 48, 90-110.
- * Yin, L., & Han, L. (2014). Spillovers of macroeconomic uncertainty among major economies. *Applied Economics Letters*, 21(13), 938-944.



Dynamic Analysis of Uncertainty Transmission Pattern in Financial, Housing and Macroeconomic Sectors

Hamidreza Hamidi¹
Mirfeyz Fallahshams^{*2}
Hosein Jahangirnia³
Mojgan Safa⁴

Abstract

The main goal of the current study is to investigate the contagion of uncertainty between sectors (finance, housing and macroeconomics) using a dynamic approach. In this regard, using monthly data in the period from 2008:4 to 2020:3, DCC-GARCH models and generalized forecast error variance decomposition (GFEVD), The overall dynamic relationship as well as the directional pairs dynamic relationship of uncertainty indicators between the mentioned sections are investigated. The results of this study show that the housing sector, with the exception of the beginning of 2017, is a net receiver of uncertainty from the other two sectors. Also, the results of the current research show the dual role of the financial sector in the mechanism of inter-sector uncertainty transfer, so that at some periods it is a net receiver of uncertainty and at some other periods (including the years 2017 and 2018) it is a net source and transmitter of uncertainty in the three indicators system. Inflation uncertainty, as an index of macroeconomic uncertainty, is a major source of uncertainty and a transmitter of uncertainty to the financial and housing sectors.

Keywords: contagion, uncertainty, generalized forecast error variance decomposition (GFEVD), dynamic models

JEL classification: C32, E32, F42

¹ PhD student ,Department of Accounting and financial management ,Qom Branch, Islamic Azad University , Iran, t.hamidi@gmail.com

² Associate Professor, Department of Management, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Iran. (Correspondence Officer): fallahshams@gmail.com

³ Assistant Professor, Department of Accounting and financial Management, Qom Branch, Islamic Azad University, Iran. hosein_jahangirnia@yahoo.com

⁴ Assistant Professor, Department of Accounting and financial manegement, Qom Branch, Islamic Azad University, Iran, dr.mojgansafa@qom-iau.ac.ir

