دوفصلنامهٔ مطالعات و سیاست‌های اقتصادی
سال هفتم، شمارهٔ ۱، بهار و تابستان ۱۳۹۹
شمارهٔ پیاپی ۱۳، صص۱۵۳ ـ ۱۷۵
مقالهٔ پژوهشی

The Journal of Economic Studies and Policies
Semi-Annual, Vol.7, No.1, spring – summer 2020
Issue 13, pp.153-175
Original Article

ارزیابی اثر ریسک سرایت بر عملکرد اقتصاد کلان ایران و شناسایی بانک‌های پیوسته برای شکست (TCTF)

مصطفی سراج*
رضا تهرانی**
سعید فلاح‌پور***

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۸/۰۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۲/۱۵ DOI:10.22096/ESP.2020.113967.1267

چکیده

بازار بین بانکی و فعالیت بانک‌ها در بازارهای مالی باعث به هم‌پیوسته شدن بانک‌ها شده است. این به هم پیوستگی در شرایط عادی باعث پایدارتر شدن سیستم می‌شود اما در شرایط بحرانی به تسریع سرایت بحران به کل شبکه بانکی منجر می‌شود. برای سیاست‌گذاری اثربخش در خصوص حفظ ثبات مالی، اندازه‌گیری و پایش مداوم سطح سرایت در شبکه بانکی و مطالعه مکانیسم اثرگذاری آن بر اقتصاد کلان ضرورت دارد. این مقاله، به سنجش ریسک سرایت، با استفاده از شاخص آماری علیت پویا (DCI) پرداخته و بر آن اساس بانک‌های دارای اهمیت سیستمی از نظر سرایت یا اصطلاحاً بسیار پیوسته برای شکست (TCTF) را شناسایی کرده است. رابطه بین تغییرات تولید ناخالص داخلی و ارزش افزوده بخش مالی با تغییرات شاخص DCI بخش بانکی ایران با استفاده از علیّت گرنجری نیز ارزیابی شده است که نشان از وجود رابطه منفی تا افق زمانی ۱۲ ماه دارد. سیاست‌گذار می‌بایست به منظور انجام اقدامات به موقع برای کاهش آثار نامطلوب ریسک سیستمی، شاخص DCI را پایش کند.

واژه‌های کلیدی: سرایت، شاخص علیت پویا (DCI)، علیت گرنجری، بانک‌های بسیار متصل برای شکست (TCTF).

طبقه‌بندی موضوعی: G01، G32، G28، E58.

* دکترای مالی ـ مهندسی مالی، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)
E-mail: mostafaseraj@ut.ac.ir
** استاد گروه مالی دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، تهران، ایران. E-mail: rtehrani@ut.ac.ir
*** استادیار گروه مالی دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، تهران، ایران. E-mail: falahpor@ut.ac.ir

۱. مقدمه

تاکنون سیاست‌گذاری‌های پولی، سیاست‌های مالی و سیاست‌های احتیاطی خرد نتوانسته‌اند از وقوع بحران‌های مالی جلوگیری کنند. ریشه بسیاری از بحران‌های مالی ریسکی است که تحت عنوان مدیریت ریسک سیستمی مورد توجه قرار گرفته است. ریسک سیستمی دارای چندین مؤلفه اساسی است که عبارت‌اند از: وقوع شوک‌ها و رخدادهای سیستمی، سرایت شوک به کل سیستم مالی و در نهایت آسیب به تولید اقتصاد در سطح کلان[1].

مقایسه بحران‌ها (به طور مثال بحران سال ۱۹۹۹ بازار سهام و بحران مالی سال ۲۰۰۷ بازار مالی آمریکا) نشان می‌دهند که لزوماً شوک‌های مالی به بی‌ثباتی مالی و آثار سوء در اقتصاد کلان نمی‌انجامد و برای اینکه شوک‌ها به بی‌ثباتی گسترده در نظام مالی منجر شوند؛ مسئله سطح سرایت بین اجزای شبکه از اهمیت بالایی برخوردار است (Brunnermeier & Oehmke, 2013: 63). در بحران سال ۱۹۹۹ بازار سهام آمریکا موسوم به حباب اینترنت به دلیل آنکه نهادهای واسطه‌گر مالی در معرض سقوط ارزش سهام قرار نگرفتند؛ آسیب فراگیری به سیستم مالی وارد نیامد. اما در بحران سال ۲۰۰۷ آمریکا به دلیل آنکه بسیاری از بانک‌ها و بیمه‌ها در معرض وام‌های رهنی و اوراق مالی مشتقه از آن قرار گرفته بودند؛ مجبور به تحمل آسیب شوک‌های به وقوع پیوسته در بازار وام رهنی شدند و با توجه به سطح سرایت بالای بین اعضای شبکه مالی در آن دوره، این شوک به همه اعضای شبکه به سرعت انتقال یافت و سال‌ها اقتصاد آمریکا و اقتصاد جهان را دچار مشکل نمود.

یکی از برون‌ریزهای منفی که نهادهای مالی دارند و خود را در بحران مالی سال ۲۰۰۷ نیز نشان داد؛ مسئله نهادهای مالی بسیار بزرگ برای شکست (Too-big-to-fail (TBTF)) است که در صورت وقوع بحران در آنها، هزینه‌های بالایی به دولت برای جلوگیری از بدتر شدن اوضاع تحمیل می‌نماید. موضوع دیگری که با رشد بازارها و ابزارهای مالی خود را بیش از پیش نمایان ساخته است؛ سرایت بحران از طریق نهادهای مالی است که اگرچه ممکن است از نظر اندازه، اهمیت بالای سیستمی نداشته باشند اما به دلیل نقش مرکزیتی که در شبکه مالی ایفا می‌کنند سهم بسزایی در سرایت بحران بین اجزای شبکه مالی دارند[2]. این نهادهای مالی

1. See: Brunnermeier et al, 2012: 149-176.
2 .See: Chan-Lau, 2010: 355-379.

اصطلاحاً تحت عنوان «بسیار متصل برای شکست» (Too-Connected-to-Fail (TCTF)) شناخته می‌شوند.

از طرفی اهمیت سرایت به عنوان یکی از نمادهای اصلی ریسک سیستمی تنها به این محدود نمی‌شود که با بالا رفتن سطح کلی آن، احتمال وقوع بی‌ثباتی مالی نیز افزایش می‌یابد؛ بلکه مطالعات تجربی نشان داده که شاخص سطح سرایت در شبکه بانکی از قدرت پیش‌بینی‌کنندگی در خصوص تغییرات نامطلوب در تولید ناخالص داخلی و نیز عملکرد بانک‌ها برخوردار است[1].

مقاله حاضر دو هدف اصلی دارد: اولاً شناسایی بانک‌های ایرانی دارای اهمیت سیستمی از نظر ریسک سرایت (TCTF)؛ برای این منظور شاخص سرایت در بخش بانکی در دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ با رویکرد آماری و مشخصاً به روش شاخص علیّت پویا (Dynamic Causality Index (DCI)) تخمین زده شده و بانک‌های TCTF مشخص شده‌اند و بر اساس تعداد روابط علّی معنادار بین بانک‌ها، شاخص کلی سرایت در شبکه بانکی برآورد شده است. ثانیاً، مشخص نمودن وجود اثر معنادار شاخص سرایت کل بر تولید ناخالص داخلی کشور و ارزش افزوده بخش مالی با وجود اثر تحریم‌ها در اقتصاد ایران؛ برای این منظور نیز از روش علّیت گرنجری مورد استفاده قرار گرفته است تا شناخت بهتری از ریسک سیستمی و اثرگذاری آن بر اقتصاد کلان و بخش مالی کشور حاصل شود و یک شاخص هشدار نیز سریع در اختیار سیاست‌گذار قرار گیرد.

در بخش‌های دوم و سوم به ترتیب به طرح مبانی نظری و مرور تجربی سایر پژوهش‌ها پرداخته می‌شود. در بخش چهارم روش پژوهش شامل داده‌های بانکی و کلان مورد استفاده و فرآیندهای آماده‌سازی داده‌ها توضیح داده شده است و در ادامه روش تخمین شاخص DCI شرح داده شده و مدل ارزیابی رابطه بین شاخص ریسک سیستمی و عملکرد اقتصاد کلان ارائه می‌شود. در بخش پنجم نیز نتایج حاصل از اندازه‌گیری شاخص سرایت کل بخش بانکی ارائه شده و بانک‌های ایرانی دارای اهمیت سیستمی بیشتر از نظر ریسک سرایت (TCTF)، تعیین شده‌اند و در ادامه به قدرت پیش‌بینی‌کنندگی شاخص سرایت

1. See: Billio et al, 2012: 535-559 and Giglio et al, 2016: 457-471.

سیستمی از تغییرات عملکرد اقتصاد کلان و ارزش افزوده بخش مالی پرداخته می‌شود و در نهایت بخش ششم به جمع‌بندی و ارائه توصیه‌های سیاستی اختصاص دارد.

۲. مبانی نظری

ریسک سیستمی به صورت ریسکی که در وقوع یک شوک بزرگ بر بخش مالی سهیم باشد و یک حلقه بازخور نامطلوب (Adverse Feedback) را به گونه‌ای تشکیل دهد که با تشدید اثر شوک اولیه، زیان بیشتری به بخش مالی را سبب و در نهایت به کاهش تولید در اقتصاد منجر شود؛ تعریف می‌شود[1]. یکی از ابعاد اصلی ریسک سیستمی، سرایت است و سیاست‌گذار همواره می‌بایست آن را مورد پایش و در صورت نیاز، اقدامات مقتضی انجام دهد.

چنانچه زیان یک مؤسسه مالی، به سایر مؤسسات مالی مرتبط با آن سرریز (Spillover) شود؛ سرایت اتفاق افتاده است. این سرایت دو علت می‌تواند داشته باشد:

الف) سرایت با منشأ دارایی‌های مشابه: چنان‌چه بانک‌ها در دارایی‌های مشابهی سرمایه‌گذاری کنند؛ خود را در معرض ریسک‌های مشابهی قرار خواهند داد. آچاریا (Acharya, 2009) پورتفوی دارایی‌های بانک‌ها را به دارایی‌های امن و ریسکی تفکیک می‌کند و نشان می‌دهد که حرکت جمعی بانک‌ها به سوی دارایی‌های امن و یا انتخاب صنایع مشابه در پورتفوی دارایی‌شان، هم‌بستگی بازدهی پورتفوی بانک‌ها را بالا می‌برد. چنان‌چه یکی از بانک‌ها درمانده شود؛ دو پیامد جانبی (Externality) بر دیگر بانک‌ها خواهد داشت:

- پیامد جانبی مثبت: بانک‌هایی که جان سالم به در برده‌اند (Surviving banks)، با تحصیل دارایی‌های بانک ورشکسته و یا به علت مهاجرت سپرده‌گذاران آن، یک فایده استراتژیک می‌برند.
- پیامد جانبی منفی: کاهش عرضه کل وجوهی (Aggregate Fund Supply) که در اقتصاد اتفاق می‌افتد به کاهش سرمایه‌گذاری کل منجر خواهد شد. در نتیجه، نرخ سپرده افزایش یافته و یک سرایت رکودی (Recessionary Spillover) برای سایر بانک‌ها در پی خواهد داشت.

1. See: Brunnermeier et al, 2012: 149-176.

مدل‌سازی تعادل عمومی سیستم بانکی نشان می‌دهد کـه پیامـد جـانبی منفـی درمانـدگی یکی از بانک‌ها بیشتر از پیامد مثبت آن است و برای بانک‌ها حالت بهینه آن است که یـا بـا هم در امان باشند و یا با یکدیگر درمانده شوند؛ از همین رو به سمت انتخاب پورتفوی مشابه (اعم از دارایی امن و یا ریسکی) با هم‌بستگی بازدهی بـالاتر روی مـی‌آورنـد. عمـلاً در ایـن حالت بانک‌ها ضمانتی تحت عنوان «ضمانت خیلی زیاد برای شکست» (too-many-to-fail)، از سوی مقامـات نـاظر بـرای خـود ایجـاد مـی‌کننـد. مطالعـه یورولمـازر و آچاریـا (Acharya & Yorulmazer, 2008) نشان داد که دخالت مقامات ناظر تحت عنوان «طرح نجات» (bail-out) باعث ایجاد رفتار گلّه‌ای بانک‌ها در انتخاب پورتفوی مشابه می‌شود؛ چنان‌چه تعداد زیـادی از بانک‌ها به صورت همزمان درمانده شوند؛ تسویه دارایی‌های بانک‌ها اثـر منفـی شـدیدی بـر اقتصاد خواهد داشت و همین مسئله دولت را مجبور بـه اجـرای طـرح نجـات خواهـد کـرد؛ بنابراین برای بانک‌ها اجرای طرح نجات زمانی بهینه خواهد بود که با یکدیگر و بـه صـورت همزمان درمانده شوند.

ب) سرایت با منشأ ترازنامه‌ای و شبکه: احتمال وقوع سرایت، به ساختار شبکه بـین مؤسسـات مالی یا همان بازار بین‌بانکی بستگی دارد[1]. مطالعات آلن و گیل (Allen & Gale, 2000) نشان می‌دهد که ساختار شبکه کامل که در آن همه بانک‌ها ارتباطـات متقـارنی بـا یکـدیگر دارنـد؛ پایدارتر از ساختار شبکه‌ای ناکاملی است که هر بانک با یک بانـک دیگـر در ارتبـاط اسـت. همچنین چنان‌چه ساختار شبکه غیرمتصل باشد به گونه‌ای که دو شبکه غیرمتصـل را ایجـاد کنند؛ طبیعتاً احتمال سرایت به همه بانک‌ها پایین می‌آید؛ اگرچه نسـبت بـه سـاختار شـبکه کامل، پایداری کمتری دارد.

شبکه بین مؤسسات مالی همان‌قدر که باعث افزایش پایداری سیستم مالی می‌شـود؛ آن را در برابر شوک‌های بزرگ آسیب‌پذیر می‌کند. شبکه‌های به هم‌پیوسته مؤسسات مـالی کـه در آن همه مؤسسات مالی به هم متصل‌اند، به دلیل برخـورداری از مکانیسـم تسـهیم ریسـک، پایداری بیشتری دارند اما از آنجا که این توپولوژی سرعت سرایت شوک‌های بـزرگ را بـالا می‌برد؛ احتمال درمانده شدن همه مؤسسات در صورت وقوع شوک بزرگ افزایش می‌یابد[2].

1. See: Allen & Gale, 2000:1-33 and Freixas, 2000: 611-638.
2. See: Acemoglu et al, 2015: 564-608.

مطالعه لیتنر (Leitner, 2005) نشان داد که اگرچه بانک‌ها با برقراری ارتباطات دوجانبه با سایر بانک‌ها خود را در معرض ریسک سرایت قرار می‌دهند اما در بحران‌های نقدینگی امکان کمک گرفتن از یکدیگر را می‌یابند؛ به گونه‌ای که در شبکه‌های به شدت متصل، بانکی که مازاد نقدینگی دارد ترجیح می‌دهد که به بانکی که در تنگنا قرار گرفته کمک نماید تا اینکه بخواهد او را رها کند تا نکول نماید؛ چراکه در چنین شبکه به شدت متصل، سرایت زیان بالا بوده و نهایتاً بانک دارای مازاد نقدینگی نیز متوجه زیان خواهد شد. بر این اساس می‌توان گفت ارتباطات بین‌بانکی عملاً به نوعی «طرح نجات خصوصی» ایجاد می‌کنند.

بازار بین‌بانکی اگرچه کارکردی ثبات‌زا می‌تواند داشته باشد؛ اما در شرایطی بحرانی بازار بین‌بانکی به سمت کاهش نقدینگی پیش رفته و ممکن است در نهایت دچار یخ‌زدگی شود. یخ‌زدگی بازار بین‌بانکی از دو کانال رخ می‌دهد: کانال اول، بانک‌ها نسبت به یکدیگر اطمینان نداشته باشند؛ در این صورت بانک‌ها احتمال وقوع اثر دومینویی در بازار را افزایش می‌دهند. بنابراین بانک‌های سالم‌تر نسبت به نهادهای مالی که اطلاعات کمی درباره آنها دارند؛ ریسک بالاتری احساس می‌کنند (Counterparty Risk) و ترجیح می‌دهند وام‌دهی خود به این نهادها را متوقف کنند[1]. کانال دوم تقاضای احتیاطی نقدینگی بانک‌ها (Liquidity hoarding) است؛ بانک‌هایی که با کاهش کیفیت دارایی‌های خود مواجه‌اند، تقاضای بیشتری برای نقدینگی خواهند داشت. پس تا جایی که بازار بین‌بانکی دچار یخ‌زدگی شود تقاضا افزایش و عرضه کاهش می‌یابد[2].

۳. پیشینه تحقیق

اندازه‌گیری ریسک سرایت به دلیل کم بودن تعداد وقوع رخدادهای سیستمی دشوار است و محققان برای این منظور از متغیرهای جانشین (Proxy Variable) استفاده می‌کنند. در خصوص سنجش اثر سرایت دو رویکرد کلی مورد استفاده قرار می‌گیرد: رویکرد شبیه‌سازی و رویکرد آماری.

در رویکرد شبیه‌سازی، شبکه بانک‌ها گرافی تشکیل می‌دهند و بانک‌هایی که نسبت به

1. See: Caballero & Simsek, 2013: 2549-2587 and Afonso et al, 2011: 1109-1139.
2. See: Liu, 2013: 1860-1910.

یکدیگر رابطه بدهکار ـ طلبکار دارند؛ به هم متصل می‌شوند. چنان‌چه یکی از بانک‌ها ورشکسته شود؛ بانک طلب‌کار آن بانک دچار زیان شده و بسته به ضمانت‌هایی که در اختیار داشته و نیز اولویت طلب، بانک طلبکار می‌تواند زیان مشروط به نکول خود را کاهش دهد. اگر زیان وارده به بانک طلب‌کار، بیش از ارزش حقوق صاحبان سهام آن بانک باشد، آن بانک نیز دچار ورشکستگی شده و سرایت اتفاق می‌افتد و این زنجیره تا جایی ادامه پیدا می‌کند که هیچ بانک ورشکسته‌ای وجود نداشته باشد. البته هر بانک ورشکسته بخشی از زیان را جذب نموده و در طول سرایت، میرا می‌شود[1].

در رویکرد آماری، فرض بر آن است که روابط آماری بین بازدهی سهام بانک‌ها و مؤسسات مالی اطلاعات غیرمستقیمی از ایجاد یک ریسک سیستمی در آینده دارد[2]. روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی((Principal Components Analysis (PCA)، روش آزمون علیّت گرنجری و روش مبتنی بر تئوری ارزش‌آفرین ((Extreme Value Theory(EVT) از جمله روش‌هایی هستند که با این فرض به ارزیابی ریسک سرایت در شبکه مالی می‌پردازند. در روش PCA، هرچه بردار ویژه متناظر با بزرگترین مقدار ویژه، بیشترین توضیح‌دهندگی از تغییرات داده بازدهی سهام شبکه مالی را داشته باشد؛ نشان‌دهنده اشتراک و مشابهت (Commonality) بیشتر بوده و در نتیجه احتمال وقوع سرایت در آن شبکه بالاتر است. از روش مذکور در ارزیابی شکنندگی بازارها و تخمین احتمال سرایت بحران از بازاری به بازار دیگر نیز استفاده می‌شود که تحت عنوان «ضریب جذب» ((Absorption Ratio (AR) شناخته شده و به صورت نسبتی از واریانس داده‌ها که توسط تعداد مشخصی بردار ویژه توضیح داده شده است؛ تعریف می‌شود[3]. در روش مبتنی بر علیّت گرنجری، وجود رابطه بین بازدهی سهام نهادهای مالی در بازه نسبتاً بلندمدت، به عنوان وجود رابطه معنادار از یک نهاد به نهاد دیگر تعریف می‌شود که این رابطه می‌تواند صرفاً یک‌طرفه باشد. درجه ارتباط یک نهاد مالی با سایر نهادها با توجه به تعداد کل روابط ممکن، نشان‌دهنده سطح اهمیت سیستمی آن نهاد و همچنین سطح کل این شاخص برای کل شبکه، نشان سطح ریسک کل شبکه مالی است[4]. و در نهایت در روش EVT، رابطه فوق‌الاشاره با استفاده از آزمون

1. See: Upper, 2011: 111-125 and Furfine, 2003: 111-128.
2. See: Bisias et al, 2012: 255-296.
3. See: Kritzman et al, 2010: 112-126.
4. See: Billio et al, 2012: 535-559.

آماری وجود وابستگی بین مقادیر ارزش‌آفرین (که از یک حد آستانه بیشتر تعریف می‌شود) سری زمانی بازدهی سهام دو نهاد مالی شناسایی می‌شود[1]. مسئله دیگری که مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است؛ رابطه سطح سرایت کل و تولید ناخالص داخلی و یا عملکرد بخش بانکی در مواقع بحران است.

بیلیو و همکاران (Billio et al, 2012) با انجام پژوهشی در خصوص اثر سرایت بین چهار بخش بانک، شرکت‌های بیمه، صندوق‌های سرمایه‌گذاری پوششی (Hedge Fund) و کارگزار یا معامله‌گران نشان دادند که در طول زمان سرایت بین بخش‌های مختلف مالی افزایش یافته و شاخص سرایت توانسته است به عنوان یک شاخص پیش‌نگر در خصوص سطح زیانی که به نهادهای مالی در بحران مالی وارد می‌آیند؛ عمل کند.

گیگلیو و همکاران (Giglio et al, 2016) نشان دادند که در اقتصاد اروپا شاخص سرایت DCI از قدرت پیش‌بینی در خصوص شوک‌های تولید صنعتی برخوردار بوده اما در اقتصاد آمریکا و بریتانیا قدرت پیش‌بینی معناداری نداشته است.

بوسما و همکاران (Bosma et al, 2019) پی بردند که بانک‌هایی که قبل از بحران مالی سال ۲۰۰۷ علی‌رغم اندازه بزرگتر، مرکزیت بالایی داشتند؛ احتمال آنکه دچار درماندگی و مشمول برنامه‌های نجات (Bail-Out) شوند؛ بیشتر بوده و شناسایی بانک‌های بسیار متصل برای شکست (TCTF) نیز به اندازه بانک‌های بسیار بزرگ برای شکست (TBTF) جهت مدیریت ریسک سیستمی اهمیت دارد.

گیگلیو و همکاران (Giglio et al, 2016) سنجه‌های مختلف ریسک سیستمی اعم از CoVaR و MES[2]، سرایت، تلاطم ، نسبت اهرمی، عدم نقدشوندگی و ریسک اعتباری بازارهای مالی را ترکیب نموده و نشان دادند که بین شاخص ترکیبی استرس بخش مالی و احتمال شوک منفی در بخش واقعی اقتصاد رابطه قوی وجود دارد و سیاست‌های پولی برای مواجهه با ریسک‌های سیستمی کفایت نمی‌کند. با این وجود تحقیقات در خصوص موضوع رابطه بین ریسک سرایت و شاخص‌های اقتصاد کلان و مکانیسم انتقال آن در ابتدای راه

1. See: Bosma et al, 2019: 67-80.
2. Marginal Expected Shortfall.

خود هستند[1]. چنان‌چه شاخص سرایت به عنوان یکی از ابعاد ریسک سیستمی، به تنهایی دارای قدرت پیش‌بینی‌کنندگی در خصوص تغییرات تولید ناخالص داخلی یا ارزش افزوده بخش بانکی باشد؛ می‌تواند به عنوان یک سیگنال هشدار سریع (Early Warning) عمل کند که در این مقاله به آن می‌پردازیم.

بر اساس بررسی‌های انجام شده در مطالعات پژوهشگران، تحقیقاتی در خصوص اندازه‌گیری سرایت در شبکه بانکی و اثر آن بر فاکتورهای اقتصاد کلان انجام نشده است اما در مطالعات داخلی بحث سرایت بین بازارها تحت عنوان سرریز نوسانات و همچنین اندازه‌گیری ریسک سیستمی کل با روش‌هایی مانند CoVaR و MES مورد توجه قرار گرفته است که به مهم‌ترین آنها در ادامه اشاره می‌شود.

بت‌شکن و محسنی (۱۳۹۷) به مطالعه سرریز نوسانات بازار ارز بر شاخص سهام بانکی پرداخته‌اند که نتایج مطالعات آنها مؤید وجود این اثر بوده است. سایر مطالعات داخلی به تخمین شاخص‌های مطرح ریسک سیستمی مانند تغییرات ارزش در معرض خطر شرطی (CoVaR) و کسری سرمایه مورد انتظار (MES) پرداخته‌اند و جزئیات ابعاد ریسک سیستمی مورد توجه قرار نگرفته است. دانش‌جعفری و همکاران (۱۳۹۶) به رتبه‌بندی بانک‌ها بر اساس شاخص MES و همچنین فرزین‌وش و همکاران (۱۳۹۶) به تخمین ریسک سیستمی بخش بانکی به روش CoVaR پرداخته‌اند. از طرفی باباجانی و همکاران (۱۳۹۷) نشان دادند که ریسک سیستمی بانک‌ها CoVaR را می‌توان با فاکتور اندازه، اهرم مالی و نوسانات بازده سهام آنها پیش‌بینی کرد. عیوض‌لو و رامشگ (۱۳۹۸) به رتبه‌بندی بانک‌ها بر اساس ریسک سیستمی آنها به دو روش MES و CoVaR پرداخته‌اند. رحیمی باغی و همکاران (۱۳۹۸) ریسک سیستمی را از بُعد سرایت آن، بین خرده نظام‌های مالی کشور اعم از بانکی، بیمه و سرمایه‌گذاری به روش شبکه علیّت گرنجر ارزیابی کردند و نشان دادند که بخش بانکی از اهمیت سیستمی بالاتری نسبت به سایر خرده‌نظام‌های مالی برخوردار است.

این مقاله با تأکید بر ریسک سرایت به عنوان یکی از ابعاد ریسک سیستمی، به ارزیابی

1. See: Hansen, 2013: 15-30.

شاخص سرایت شبکه بانکی در اقتصاد ایران پرداخته و بانک‌هایی که از نظر ریسک سرایت اهمیت سیستمی بالاتری دارند؛ شناسایی می‌کند. همچنین وجود رابطه بین ریسک سرایت شبکه بانکی و تولید ناخالص داخلی و ارزش فزوده بخش مالی را مورد بررسی قرار داده است که امید می‌رود توانسته باشد نقش خود را در بهبود شناخت دقیق‌تر ریسک سیستمی بخش مالی کشور ایفا کرده باشد.

۴. روش‌شناسی پژوهش

۴-۱ داده‌ها

یکی از چالش‌های جدی در ارزیابی ریسک سیستمی در دسترس بودن داده‌ها به حدی است که بتوان وابستگی بین نهادهای مالی را تخمین زد و سهم هر یک از آنها از ریسک سیستمی کل را تعیین نمود. کل بازه در دسترس قیمت سهام بانک‌های بورسی از تاریخ ۱۳۸۷/۱۱/۱ الی ۹۷/۶/۳۱ شامل ۲۳۵۷ روز معاملاتی است که در بسیاری از روزها سهام آنها معامله نشده است. داده‌های مربوط به قیمت و حجم معاملات سهام بانک‌ها از نرم‌افزار TseClient استخراج شده است. جدول شماره (۱) روزهای توقف نمادهای معاملاتی و درصد عدم وجود قیمت بانک‌های مختلف را نشان می‌دهد:

جدول شماره (۱): تعداد روزهای توقف نماد معاملاتی بانک‌ها در بورس تهران

نام بانک	نماد	روزهای توقف	درصد از کل	نام بانک	نماد	روزهای توقف	درصد از کل
کارآفرین	KRAF	۲۹۰	۱۲	پاسارگاد	BPAS	۱۱۸۱	۵۰/۱
ملت	BMLT	۳۳۷	۱۴/۳	دی	BDYZ	۱۲۴۹	۵۳
اقتصادنوین	NOVN	۳۵۲	۱۴/۹	سرمایه	IBKZ	۱۴۸۱	۶۲/۸
سینا	VSIN	۳۸۹	۱۶/۵	قوامین	GHMP	۱۶۲۵	۶۸/۹
تجارت	BTEJ	۴۹۸	۲۱/۱	مهر ایران	GRDZ	۱۶۲۶	۶۹
پارسیان	BPAR	۶۰۴	۲۵/۶	شهر	BSHP	۱۷۵۳	۷۴/۴
صادرات ایران	BSDR	۶۶۷	۲۸/۳	سامان	BSAP	۱۸۳۴	۷۷/۸
انصار	BANS	۷۵۶	۳۲/۱	آینده	AYNP	۱۸۹۸	۸۰/۵
پست بانک	BPST	۹۰۱	۳۸/۲	ایران زمین	ZMNZ	۱۹۲۰	۸۱/۵
حکمت ایرانیان	BHKP	۱۰۲۹	۴۳/۷	رسالت	SALP	۲۲۰۷	۹۳/۶
خاورمیانه	BKHP	۱۰۵۴	۴۴/۷				

منبع: یافته‌های پژوهش

در این پژوهش بانک‌هایی که حداکثر ۳۰ درصد از بازه مورد مطالعه، نماد معاملاتی آنها متوقف بوده است برای نمونه لحاظ شدند[۱] و تنها هفت بانک کارآفرین، ملت، اقتصاد نوین، سینا، تجارت، پارسیان و صادرات ایران واجد این شرایط بوده‌اند. به منظور داشتن یک مجموعه داده کامل، از روش‌های شبیه‌سازی موسوم به جانهی (Imputation) برای تخمین قیمت در روزهای توقف نماد معاملاتی استفاده شده است. در این مقاله از روش جانهی چندمتغیره نرمال استفاده شده است. این روش از الگوریتم دو مرحله‌ای امید ریاضی ـ بیشینه‌سازی ((Expectation-maximization(EM)) برای شبیه‌سازی مقادیر ناموجود در داده‌ها استفاده می‌کند[۲]. و در داده‌های سری زمانی هم همبستگی بین سری‌های زمانی و هم ساختار زمانی آنها مد نظر قرار می‌گیرد[۳].

از آنجایی که رابطه بین متغیرهای ریسک سیستمی و شاخص‌های اقتصاد کلان موضوع پژوهش است و ماهیت داده‌های ریسک سیستمی روزانه و هفتگی و ماهیت داده‌های اقتصاد کلان فصلی است؛ بنابراین حد میانه این دو در نظر گرفته شده و مبنا، داده‌های ماهانه قرار داده شده‌اند. مسئله مهم دیگر در خصوص داده‌های GDP، فصلی بودن آنهاست که ابتدا فصلی‌زدایی از آنها به عمل آمده وسپس با روش اسپیلاین (Spline) به داده‌های ماهانه تبدیل شده‌اند.

۴-۲ مدل‌سازی

پژوهش در دو مرحله اجرا می‌شود: ابتدا به سنجش شاخص سرایت بخش بانکی پرداخته شده و سپس رابطه بین ریسک سیستمی بخش بانکی و فاکتورهای اقتصاد کلان ارزیابی می‌شود:

مرحله اول: تخمین شاخص سرایت بخش بانکی به روش DCI. در یک بازار کارای اطلاعاتی، قیمت‌های آتی نمی‌توانند از طریق قیمت‌های تاریخی پیش‌بینی شوند و تغییرات قیمت ارتباطی به متغیرها در زمان گذشته ندارند و آزمون گرنجری نمی‌تواند رابطه‌ای بین قیمت‌های کنونی و گذشته سهام بیابد. اما به دلیل وجود اصطکاک‌های بازار اعم از

---

۱. معمولا نمونه‌هایی که بالای ۳۰ درصد برای آنها مقدار وجود ندارد حذف می‌شوند؛ علاوه بر این عملکرد الگورتیم‌های جانهی برای آنها به شدت پایین می‌آید و بر صحت استنتاج صورت‌گرفته تاثیر منفی می‌گذارد.

2. See: Dempster et al, 1997: 1-22.

3. See: Zeileis, 2004: 1-17.

هزینه‌های معاملاتی، محدودیت‌های وام‌دهی و فروش استقراضی، هزینه‌های جمع‌آوری و پردازش اطلاعات، احتمال وجود رابطه علیت گرنجری بین تغییرات قیمت‌های کنونی و بازدهی‌های تاریخی وجود دارد و از آنجایی که این رابطه نشأت‌گرفته از اصطکاک‌های بازار است؛ قابلیت اتخاذ راهبردهای آربیتراژگیری روی آن وجود نداشته و می‌توان انتظار داشت که این رابطه بین بازدهی‌های کنونی و گذشته ماندگاری داشته باشد.

همان‌طور که قبلاً ذکر شد یکی از شرایطی که سیستم مالی را در برابر شوک‌ها آسیب‌پذیر می‌نماید؛ سطح درهم‌تنیدگی شبکه مالی (از طریق ترازنامه و ارتباطات بین مؤسسات مالی) و نیز اتخاذ دارایی‌های مشابه در پورتفوی دارایی‌هاست. درجه علیت گرنجری بین بازدهی‌های کنونی قیمت سهام بانک‌ها و بازدهی‌های گذشته آنها، می‌تواند یک متغیر جانشین برای سرایت بازدهی بین بانک‌ها باشد که هرچه این درجه سرایت بیشتر باشد؛ نشان از آن دارد که ارتباطات بین آنها بیشتر است و در صورت مواجهه با یک بحران سیستمی، به صورت همزمان دچار درماندگی می‌شوند. پس اگر کلیه روابطی که بین شبکه بانکی برقرار است؛ روی وقفه‌های بازدهی بانک‌های دیگر عضو شبکه آزمون شود، می‌توان شاخص قابل اتکایی در خصوص ریسک سیستمی داشت[1]. شاخص علیت پویا (DCI) بر همین اساس ارائه شده است. این شاخص نسبت رابطه علیت گرنجری معنادار بین بازدهی مؤسسات مالی به کل روابط ممکن را به عنوان شاخص سرایت در نظر می‌گیرد و فرض می‌شود قیمت سهام همه اطلاعات در این زمینه را داراست.

نشانگر $(j \rightarrow i)$ به معنای وجود رابطه علیت از مؤسسه مالی j به مؤسسه مالی i می‌باشد که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$r_t^i = \sum_{k=1}^{m} a_k^i . r_{t-k}^i + \sum_{k=1}^{m} b_k^{ij} . r_{t-k}^j + e_t^i \qquad (۱)$$

$$j \rightarrow i \ = \begin{cases} 1 & if \ \ b^{ij} \neq 0 \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

m نشانگر بیشترین وقفه‌ای است که در ارزیابی رابطه علّی مورد استفاده قرار می‌گیرد و r_t^i بازدهی مؤسسه مالی i ام در زمان t است. چنان‌چه بر اساس آزمون F، ضریب غیرصفر b_k^{ij}

1. See: Billio et al, 2012: 535-559.

وجود داشته باشد از رابطه علّی از مؤسسه i به j حکایت دارد و اگر رابطه معکوس این رابطه نیز صادق باشد؛ اصطلاحاً بین این دو نهاد مالی رابطه بازخور وجود خواهد داشت. شاخص DCI که نشان‌دهنده سطح کلی ریسک سرایت در شبکه بانکی است که به صورت تعداد روابط معنادار به کل روابط ممکن بین اعضای شبکه، مطابق رابطه (۲) تعریف می‌شود:

$$DCI_t = \frac{\#Significant\ GrangerCausality\ Relations}{\#relations} = \frac{1}{N(N-1)}\sum_{i=1}^{N}\sum_{j\neq i} j \rightarrow i \qquad (۲)$$

مرحله دوم: ارزیابی رابطه بین ریسک سرایت کل و فاکتورهای اقتصاد کلان. برای ارزیابی وجود رابطه علیتی و همچنین قدرت پیش‌بینی یک متغیر بر متغیر دیگر، می‌توان از برازش مدل رگرسیون متغیر توضیح‌شونده بر وقفه‌های خود و همچنین وقفه‌های متغیر توضیح‌دهنده استفاده کرد[1]. به منظور ارزیابی قدرت پیش‌بینی تغییرات DCI بر تغییرات آتی متغیرهای اقتصاد کلان، از مدل خود رگرسیو روی وقفه‌های توزیعی به صورت رابطه (۳) استفاده می‌شود:

$$\Delta logY_{t+h} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p}\alpha_i \Delta logY_{t-i+1} + \sum_{j=1}^{q}\beta_i \Delta logDCI_{t-j+1} + \delta X_t + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

در رابطه (۳) Y متغیر توضیح‌شونده تولید ناخالص داخلی بدون احتساب نفت و یا ارزش افزوده بخش مالی است. X نیز متغیرهای کنترلی است که به منظور اطمینان از برآورد حاصله در خصوص ریسک سیستمی بخش بانکی، سایر فاکتورهای نشان‌دهنده ریسک‌های بازار را لحاظ می‌کند. از تخمین تلاطم بازار سهام و تلاطم بازار ارز با تخمین GARCH(1,1) به منظور سنجش سطح استرس بازارهای مالی برای متغیرهای کنترلی (X_t)، می‌توان استفاده کرد[2]. در مجموع متغیرهای کنترلی متعیر مجازی تحریم‌ها (از ابتدای فوریه ۲۰۱۲ الی ژانویه ۲۰۱۶)، تلاطم بازار بورس و تلاطم بازار ارز (نرخ غیررسمی) در نظر گرفته شده است.

۵. یافته‌های پژوهش

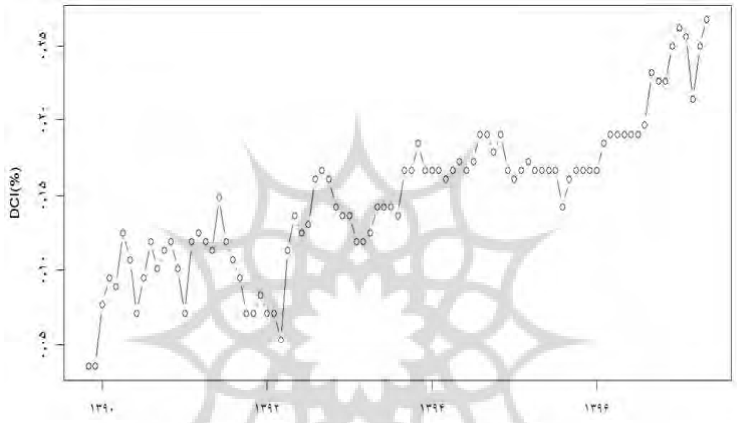
۵-۱ تخمین شاخص DCI و شناسایی بانک‌های TCTF

با توجه به محدودیت‌های داده‌ای، مبنای بازدهی هفتگی به عنوان مبنای شاخص DCI

1. See: Allen et al, 2012: 3000-3036 and Brownlees & Engle, 2016: 48-79.
2. See: Cardarelli et al, 2011: 78-97.

انتخاب شد و بر اساس داده‌های بازدهی ۱۰۰ هفته اول، تخمین DCI در دوره منتهی به بهمن‌ماه سال ۱۳۸۹ صورت پذیرفت. در خصوص آزمون رابطه علیت سطح اطمینان ۹۵ درصدی و بیشترین وقفه (m) در رابطه (۱) وقفه ۱۲ هفته‌ای (۳ ماه) در نظر گرفته شد. کلیه مدل‌سازی‌های این مقاله با نرم‌افزار R انجام شده است. شکل شماره (۱) شاخص سرایت شبکه بانکی از ۱۳۸۹/۱۱ تا ۱۳۹۷/۶ را نشان می‌دهد.

شکل شماره (۱): شاخص سرایت (DCI) در شبکه بانکی ایران



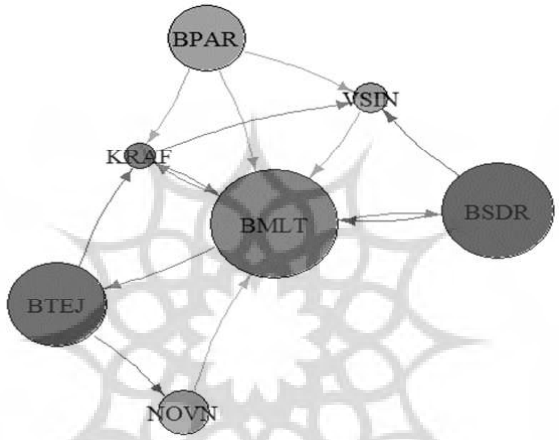
منبع: یافته‌های پژوهش

سطح سرایت در طی سال‌های تخمین همواره افزایشی بوده و در سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲، حدود ۸٪، در سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۵ حدود ۱۵٪ و در سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۳۹۷ حدود ۲۲٪ بوده است. این شاخص با درکی که از پدیده تنگنای اعتباری در کشورمان طی سال‌های مزبور آشنا هستیم انطباق دارد.

چنانچه روابط بین بانک‌ها را در پایان دوره مطالعه (شهریور ۹۷) مد نظر قرار دهیم؛ شکل روابط علّی بین بانک‌ها به صورت شکل شماره (۲) قابل نمایش است. اگر بین دو بانک رابطه علّی گرنجری برقرار باشد؛ یالی بین دو رأس شکل رسم می‌شود که اگر این رابطه یک‌طرفه باشد؛ پیکان یال مزبور نیز تنها یک‌طرفه خواهد بود و اگر رابطه دوطرفه برقرار باشد؛ پیکان یال نیز دو طرفه خواهد بود. بین بانک‌های ملت و کارآفرین و بانک‌های ملت و صادرات رابطه دوطرفه مستقیم برقرار است. اندازه رئوس شکل نشان‌دهنده اندازه نسبی بدهی‌های بانک مزبور است.

بیشترین اهمیت سیستمی را از نظر ریسک سرایت (TCTF) بانـک ملـت و کمتـرین اهمیـت سیستمی را بانک اقتصاد نوین دارد. بانک کارآفرین اگرچه کوچک‌ترین اندازه را نسبت به سـایر بانک‌ها دارد اما بعد از بانک ملت بیشترین ارتباطات را با شبکه بانکی داراست و اهمیـت بـالای سیستمی دارد. بانک پارسیان نیز بر سه بانک اثرگذار است اما از هیچ بانکی اثر نمی‌پذیرد.

شکل شماره (۲): گراف شبکه سیستم بانکی بر اساس رابطه علیت گرنجری درپایان نیمه اول سال ۹۷



منبع: یافته‌های پژوهش

جدول شماره (۲) تعداد رابطه اثرگذاری و اثرپـذیری بانـک‌هـای شـبکه بـانکی را از سـایر بانک‌ها نشان می‌دهد که خود می‌تواند به عنوان شاخصی بـرای ارزیـابی اهمیـت سیسـتمی بانک‌ها مورد استفاده قرار گیرد.

جدول شماره (۲): تعداد روابط اثرگذاری و اثرپذیری هر یک از بانک‌ها

نام بانک	نماد	تعداد روابط اثرگذاری بر سایر بانک‌ها	تعداد روابط اثرپذیری از سایر بانک‌ها	کلیه روابط اثرپذیری و اثرگذاری
ملت	BMLT	۳	۵	۸
کارآفرین	KRAF	۲	۳	۵
سینا	VSIN	۱	۳	۴
صادرات ایران	BSDR	۲	۱	۳

نام بانک	نماد	تعداد روابط اثرگذاری بر سایر بانک‌ها	تعداد روابط اثرپذیری از سایر بانک‌ها	کلیه روابط اثرپذیری و اثرگذاری
تجارت	BTEJ	۲	۱	۳
پارسیان	BPAR	۳	۰	۳
اقتصاد نوین	NOVN	۱	۱	۲

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۲ قدرت پیش‌بینی تغییرات فاکتورهای اقتصاد کلان با شاخص سرایت

به منظور ارزیابی قدرت پیش‌بینی تغییرات DCI بر تغییرات آتی متغیرهای اقتصاد کلان، از مدل رگرسیون رابطه (۳) استفاده می‌شود. وقفه‌های جملات خودرگسیو رابطه (۳) بر اساس شاخص BIC تعیین می‌شود. برای تولید ناخالص داخلی با نفت و بدون نفت و ارزش افزوده بخش خدمات مالی وقفه بهینه $p = 9$ به دست می‌آید. پس از ثابت کردن وقفه بهینه برای جملات خودرگسیو، سایر متغیرهای کنترلی و هدف را به رگرسیون اضافه نموده و بر مبنای شاخص BIC، وقفه بهینه برای DCI نیز محاسبه می‌شود که وقفه بهینه $q = 1$ به دست می‌آید.

متغیرهای کنترلی رابطه (۳) تلاطم بازار سهام و تلاطم بازار ارز است که از برازش مدل GARCH(1,1) بر بازدهی ماهانه بازار سهام و بازار ارز طی دوره سال‌های ۱۳۸۷ تا خرداد ۱۳۹۷ استخراج شده است.

با استفاده از آزمون لیونگ ـ باکس بر جملات اخلال، فرض عدم خود همبستگی جملات اخلال رگرسیون آزمون می‌شود که Pvalue آزمون در همه فاکتورهای مورد مطالعه و در همه افق‌های زمانی کمتر از ۵ درصد بوده است؛ بنابراین فرض عدم خود همبستگی بین جملات اخلال رد می‌شود. با وجود خود همبستگی در جملات اخلال، ماتریس کواریانس تخمینی، تورش‌دار است؛ پس نمی‌توان بر اساس خطای استاندارد و t-value تخمینی، به استنتاج در خصوص ضرایب پرداخت؛ لذا برای اطمینان از صحت استنتاج صورت‌گرفته بر اساس رابطه (۳)، از روش HAC[1] استفاده می‌شود که تخمین بدون تورش از ماتریس کواریانس ضرایب رگرسیون ارائه می‌دهد. در این پژوهش از روش HAC مبتنی بر کرنل

1. Heteroscedasticity and autocorrelation consistent (HAC)

استفاده شده است که وزن‌دهی آن با تابع کرنل Quadratic Spectral[1] و انتخاب پهنای باند آن به صورت اتوماتیک و با روش اندریو (Andrew, 1991) است.

جدول شماره (۳) ضرایب فاکتورهای رابطه (۳) و معناداری آنها را ارائه می‌کند. در این جدول ΔR^2 نشان‌دهنده تغییر توضیح‌دهندگی رگرسیون با و بدون شاخص DCI در رگرسیون است؛ بنابراین اگر شاخص DCI ضریب معناداری در رگرسیون داشته باشد و افزودن آن موجب افزایش توضیح‌دهندگی (R^2) مدل بشود؛ می‌توان گفت شاخص DCI از قدرت پیش‌بینی برخوردار بوده است. در خصوص اثر تغییرات ریسک سیستمی DCI بر تغییرات رشد GDP غیرنفتی، مشخص می‌شود که شاخص DCI در افق زمانی ۷ تا ۹ ماه رابطه مثبت معنادار در سطح خطای ۱۰ درصد با تغییرات رشد GDP دارد و با توجه به مقدار ΔR^2، این شاخص بین ۰.۶۳٪ تا ۱.۴۶٪ به قدرت پیش‌بینی‌کنندگی مدل می‌افزاید. همچنین در افق زمانی ۱۱ تا ۱۲ ماه رابطه منفی معنادار وجود داشته و به ترتیب ۱.۳۷٪ و ۳٪ به قدرت پیش‌بینی‌کنندگی مدل افزوده می‌شود.

نکته دیگری که از جدول شماره (۳) استنتاج می‌شود آن است که هرچه افق زمانی افزایش می‌یابد؛ قدرت پیش‌بینی DCI در خصوص تغییرات GDP بیشتر می‌شود که نشان از ماندگاری این فاکتور بر عملکرد اقتصاد کلان دارد. این ویژگی قابل‌توجهی برای سیاست‌گذاران می‌تواند باشد که عموماً به افق زمانی حداقل ۳ ماهه برای اعمال سیاست‌های اصلاحی نیاز دارند.

در خصوص متغیرهای کنترلی استفاده شده نیز متغیر تغییرات نوسانات بازار سهام در افق‌های زمانی ۹ و ۱۰ ماهه رابطه معنادار داشت که علامت آن مثبت بوده است. متغیر مجازی تحریم‌ها در افق زمانی ۴ و ۱۰ ماه اثر معنادار وجود دارد که رابطه آن نیز مطابق انتظار منفی است. متغیر نوسانات بازار ارز نیز رابطه معنادار مثبت صرفا در افق زمانی ۱ماهه قابل تأیید است که بر خلاف انتظار نیز علامت آن مثبت است؛ در سایر افق‌های زمانی رابطه خاصی بین استرس بازار ارز و تغییرات رشد اقتصاد اقتصادی بدون نفت مشاهده نشد.

---

1. $w_1 = \frac{3}{z^2}\left(\frac{\sin(z)}{z} - \cos(z)\right)$

جدول شماره (۳): قدرت پیش‌بینی DCI از تغییرات تولید ناخالص داخلی (بدون احتساب نفت) در افق‌های زمانی مختلف

h=6			h=5			h=4			h=3			h=2			h=1			
pvalue	St. Error	Coeff	pvalue	St. Error	Coeff	pvalue	St. Error	Coeff	pvalue	St. Error	Coeff	pvalue	St. Error	Coeff	pvalue	St. Error	Coeff	
0,55	0,00	0,00	0,07	0,00	0,00	0,03	0,00	0,01	0,11	0,00	0,00	0,35	0,00	0,00	0,60	0,00	0,00	Intercept
0,01	0,49	1,31-	0,00	0,39	2,10-	0,01	0,35	0,91-	0,09	0,52	0,88	0,00	0,37	2,70	0,00	0,14	2,19	$\Delta \ln(GDP_t)$
0,00	0,73	2,69	0,00	0,63	2,85	0,21	0,36	0,45-	0,00	0,75	2,71-	0,00	0,61	4,40-	0,00	0,25	1,84-	$\Delta \ln(GDP_{t-1})$
0,08	0,44	0,80-	0,21	0,38	0,47-	0,00	0,27	1,75	0,02	0,44	1,02	0,02	0,50	1,24	0,01	0,29	0,76-	$\Delta \ln(GDP_{t-2})$
0,00	0,98	3,13-	0,00	0,76	2,75-	0,00	0,46	1,47-	0,00	0,82	2,42	0,00	0,71	3,54	0,00	0,38	3,05	$\Delta \ln(GDP_{t-3})$
0,00	1,17	3,89	0,01	0,92	2,50	0,30	0,54	0,57-	0,00	1,22	3,81-	0,00	0,90	4,71-	0,00	0,36	2,63-	$\Delta \ln(GDP_{t-4})$
0,08	0,62	1,10-	0,66	0,61	0,27-	0,01	0,49	1,25	0,03	0,63	1,37	0,01	0,56	1,50	0,34	0,25	0,24	$\Delta \ln(GDP_{t-5})$
0,00	0,52	1,78-	0,00	0,36	1,28-	0,01	0,26	0,68-	0,05	0,57	1,12	0,01	0,55	1,49	0,00	0,32	1,34	$\Delta \ln(GDP_{t-6})$
0,01	0,59	1,66	0,33	0,60	0,59	0,44	0,42	0,33-	0,04	0,72	1,55-	0,00	0,53	1,73-	0,00	0,26	1,14-	$\Delta \ln(GDP_{t-7})$
0,48	0,42	0,30-	0,94	0,43	0,03	0,51	0,24	0,16	0,34	0,38	0,37	0,06	0,25	0,48	0,00	0,11	0,31	$\Delta \ln(GDP_{t-8})$
0,8640	0,0008	0,0001	0,9664	0,0007	0,0000	0,7405	0,0005	0,0002-	0,9275	0,0007	0,0001-	0,8457	0,0006	0,0001-	0,7921	0,0003	0,0001	$\Delta \ln(DCI_t)$
0,6277	0,0026	0,0013-	0,2016	0,0026	0,0036-	0,0564	0,0026	0,0050-	0,1685	0,0031	0,0042-	0,4626	0,0020	0,0015-	0,7733	0,0006	0,0002-	Sanction
0,4528	0,0014	0,0010-	0,7781	0,0009	0,0002-	0,6114	0,0007	0,0003	0,8356	0,0011	0,0002	0,2368	0,0005	0,0006	0,0780	0,0002	0,0003	Δ FX_Stress
0,8698	0,0009	0,0001	0,7539	0,0008	0,0002	0,4599	0,0006	0,0004	0,6788	0,0006	0,0002	0,8671	0,0005	0,0001	0,9625	0,0002	0,0000-	Δ Stock_Stress
37,04%			48,24%			49,97%			53,22%			77,93%			96,22%			R.Squared
25,00%			36,49%			40,69%			44,66%			73,95%			95,55%			Adj.R.Squared
0,01%			0,00%			0,02%			0,00%			0,01%			0,00%			Delta.R.Squared

h=12			h=11			h=10			h=9			h=8			h=7			
pvalue	St. Error	Coeff	pvalue	St. Error	Coeff	pvalue	St. Error	Coeff	pvalue	St. Error	Coeff	pvalue	St. Error	Coeff	pvalue	St. Error	Coeff	
0,36	0,00	0,00	0,06	0,00	0,00	0,02	0,00	0,00	0,18	0,00	0,00	0,69	0,00	0,00	0,93	0,00	0,00	Intercept
0,02	0,44	1,03-	0,01	0,64	1,65-	0,12	0,53	0,85-	0,99	0,56	0,01	0,30	0,71	0,75	0,80	0,57	0,14-	$\Delta \ln(GDP_t)$
0,02	0,85	1,97	0,04	1,12	2,80	0,97	0,93	0,03	0,52	0,91	0,58-	0,42	1,14	0,92-	0,04	0,79	1,65	$\Delta \ln(GDP_{t-1})$
0,23	0,55	0,67-	0,31	0,51	0,52-	0,14	0,71	1,07	0,54	0,46	0,28-	0,57	0,60	0,35-	0,00	0,61	2,21-	$\Delta \ln(GDP_{t-2})$
0,01	0,96	2,53-	0,00	0,85	2,60-	0,04	0,76	1,82-	0,37	1,18	1,06	0,40	0,96	0,82	0,90	0,84	0,10	$\Delta \ln(GDP_{t-3})$
0,00	1,21	3,66	0,03	1,39	3,10	0,65	1,10	0,50	0,58	1,39	0,78-	1,00	1,45	0,01-	0,07	1,15	2,15	$\Delta \ln(GDP_{t-4})$
0,03	0,69	1,52-	0,16	0,64	0,91-	0,27	0,61	0,68	0,55	0,76	0,46-	0,38	0,90	0,80-	0,01	0,72	2,03-	$\Delta \ln(GDP_{t-5})$
0,01	0,66	1,80-	0,01	0,52	1,31-	0,03	0,39	0,87-	0,15	0,66	0,95	0,64	0,48	0,23	0,95	0,46	0,03	$\Delta \ln(GDP_{t-6})$
0,01	0,69	2,00	0,16	0,76	1,09	0,42	0,53	0,49	0,81	0,66	0,16-	0,30	0,79	0,83	0,09	0,61	1,05	$\Delta \ln(GDP_{t-7})$
0,03	0,40	0,88-	0,18	0,41	0,55-	0,20	0,31	0,41-	0,28	0,39	0,43-	0,20	0,48	0,62-	0,32	0,40	0,40-	$\Delta \ln(GDP_{t-8})$
0,0226	0,0009	0,0019-	0,0923	0,0007	0,0013-	0,3046	0,0005	0,0006-	0,0752	0,0005	0,0009	0,0854	0,0008	0,0014	0,0516	0,0006	0,0013	$\Delta \ln(DCI_t)$
0,6959	0,0030	0,0012-	0,2524	0,0026	0,0029-	0,0969	0,0022	0,0037-	0,3384	0,0027	0,0026-	0,8569	0,0031	0,0006-	0,9265	0,0031	0,0003	Sanction
0,1526	0,0010	0,0014	0,5252	0,0009	0,0006	0,7700	0,0011	0,0003-	0,4507	0,0011	0,0009-	0,1122	0,0008	0,0012-	0,1787	0,0009	0,0013-	Δ FX_Stress
0,1246	0,0009	0,0013-	0,9799	0,0010	0,0000	0,0581	0,0006	0,0012	0,0777	0,0007	0,0013	0,4928	0,0010	0,0007	0,9674	0,0009	0,0000-	Δ Stock_Stress
32,25%			32,56%			32,30%			33,75%			36,65%			34,73%			R.Squared
18,05%			18,64%			18,55%			20,50%			24,17%			22,07%			Adj.R.Squared
3,00%			1,37%			0,26%			0,63%			1,46%			1,29%			Delta.R.Squared

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۳ ارزیابی اثرپذیری ارزش افزوده بخش مالی از ریسک سیستمی سرایت

تحقیقات صورت‌گرفته نشان می‌دهد که بخش مالی نیز اثرپذیری منفی از افـزایش سـطح ریسک سرایت داشته است و این اثر منفی در افق زمانی ۷ تا ۱۰ ماهه آشکار می‌شـود. البتـه در افق زمانی ۲ تا ۵ ماهه اثر مثبت داراست که نشان از ماهیت دوگانه این شـاخص ریسـک سیستمی دارد. چنان‌چه اتکای بانک‌ها به منابع یکدیگر بالا رفته، یا دارایی‌های مشابه اختیـار کنند و در مجموع به گونه‌ای رفتار کنند که سطح سـرایت در آنهـا بـالا رود؛ در کوتـاه‌مـدت می‌تواند آثار مثبت داشته و مشکلات نقدینگی کوتاه‌مدت آنها را کاهش دهد اما در بلندمـدت نمی‌تواند کمک‌کننده باشد و با توجه به کاهش سطح تسهیلات‌دهی که اتفاق می‌افتد؛ ارزش افزوده بخش مالی تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

نکته جالب توجهی که از جدول شماره (۴) قابل استنتاج است آن است کـه افـزودن متغیـر DCI به رگرسیون رابطه (۳) در افق‌های زمانی ۷ تا ۱۰ ماه که رابطـه معنـادار منفـی وجـود دارد؛ بین ۰.۲۶٪ تا ۱.۴۶٪ به قدرت پیش‌بینـی کننـدگی مـدل مـی‌افزایـد امـا در خصـوص افق‌های زمـانی ۲ تـا ۵ مـاه کـه رابطـه معنـادار مثبـت وجـود دارد حـداکثر ۰.۰۲٪ قـدرت پیش‌بینی‌کنندگی مدل اضافه می‌شود. لذا می‌توان گفت اثر شاخص سرایت بر ارزش افـزوده بخش مالی در افق زمانی ۷ تا ۱۰ ماه پدیدار شده و این رابطه منفی است.

مقایسه ضرایب منفی رابطه DCI بر تولید ناخالص داخلی غیرنفتی (جـدول ۳) و همچنـین ارزش افزوده بخش مالی (جدول ۴) نشان از آن دارد که مقدار ضرایب منفی رابطه DCI بـر ارزش افزوده بخش مالی (بین ۰.۰۰۲۱ ـ تا ۰.۰۰۴۱ ـ) بزرگتر از مقـدار ضـرایب منفـی اثـر DCI بر تولیدی ناخـالص داخلـی غیرنفتـی (بـین ۰.۰۰۱۳ ـ تـا ۰.۰۰۱۹ ـ) اسـت بنـابراین می‌توان این رابطه منفی قوی‌تر است.

جدول شماره (۴): قدرت پیش‌بینی DCI از ارزش افزوده بخش مالی در افق‌های زمانی مختلف

h=6			h=5			h=4			h=3			h=2			h=1			
pvalue	St. Error	Coeff	pvalue	St. Error	Coeff	pvalue	St. Error	Coeff	pvalue	St. Error	Coeff	pvalue	St. Error	Coeff	pvalue	St. Error	Coeff	
0.89	0.00	0.00-	0.46	0.00	0.00	0.04	0.00	0.00	0.04	0.00	0.00	0.07	0.00	0.00	0.11	0.00	0.00	Intercept
0.00	0.17	0.94-	0.00	0.24	1.12-	0.47	0.45	0.33-	0.04	0.49	1.04	0.00	0.33	2.30	0.00	0.13	1.97	$\Delta \ln(GDP_t)$
0.9664	0.0008	0.0000-	0.0000	0.0006	0.0027	0.0000	0.0006	0.0038	0.0001	0.0010	0.0040	0.0391	0.0012	0.0024	0.1056	0.0007	0.0011	$\Delta \ln(DCI_t)$
0.2252	0.0040	0.0049	0.3483	0.0038	0.0036	0.6287	0.0039	0.0019	0.8686	0.0032	0.0005	0.9480	0.0018	0.0001	0.9681	0.0007	0.0000	Sanction
0.4949	0.0018	0.0012-	0.1465	0.0017	0.0025-	0.0798	0.0016	0.0028-	0.0721	0.0014	0.0025-	0.1348	0.0009	0.0014-	0.1965	0.0005	0.0006-	Δ FX_Stress
0.0225	0.0014	0.0033	0.0738	0.0014	0.0026	0.2517	0.0010	0.0012	0.6481	0.0007	0.0003-	0.4764	0.0007	0.0005-	0.1981	0.0003	0.0004-	Δ Stock_Stress
37.04%			48.24%			48.97%			53.22%			77.93%			96.22%			R.Squared
25.00%			38.49%			40.68%			44.66%			73.95%			95.55%			Adj.R.Squared
0.01%			0.00%			0.02%			0.00%			0.01%			0.00%			Delta.R.Squared
h=12			h=11			h=10			h=9			h=8			h=7			
pvalue	St. Error	Coeff	pvalue	St. Error	Coeff	pvalue	St. Error	Coeff	pvalue	St. Error	Coeff	pvalue	St. Error	Coeff	pvalue	St. Error	Coeff	
0.33	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.28	0.00	0.00	0.74	0.00	0.00	0.82	0.00	0.00-	0.69	0.00	0.00-	Intercept
0.03	0.34	0.75-	0.26	0.61	0.69-	0.27	0.51	0.56-	0.18	0.32	0.44-	0.42	0.46	0.37-	0.10	0.36	0.60-	$\Delta \ln(GDP_t)$
0.7603	0.0015	0.0005-	0.7603	0.0016	0.0006-	0.0726	0.0011	0.0021-	0.0017	0.0011	0.0037-	0.0030	0.0007	0.0041-	0.0003	0.0007	0.0025-	$\Delta \ln(DCI_t)$
0.3102	0.0032	0.0032	0.3051	0.0027	0.0027	0.2544	0.0027	0.0031	0.2809	0.0035	0.0038	0.2119	0.0038	0.0048	0.1965	0.0040	0.0053	Sanction
0.4146	0.0017	0.0014	0.5811	0.0015	0.0008	0.6807	0.0009	0.0004	0.7108	0.0007	0.0003-	0.8883	0.0012	0.0002-	0.7082	0.0017	0.0006-	Δ FX_Stress
0.5318	0.0023	0.0015	0.5833	0.0022	0.0012	0.6552	0.0016	0.0007	0.8826	0.0015	0.0006	0.2392	0.0012	0.0015	0.0063	0.0009	0.0026	Δ Stock_Stress
32.25%			32.56%			32.30%			33.75%			36.65%			34.73%			R.Squared
18.05%			18.64%			18.55%			20.50%			24.17%			22.07%			Adj.R.Squared
3.00%			1.37%			0.26%			0.63%			1.46%			1.29%			Delta.R.Squared

منبع: یافته‌های پژوهش

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج مقاله حاضر بیانگر آن است که بیشترین اهمیت سیستمی را از نظر ریسک سرایت (TCTF) بانک ملت و کمترین اهمیت سیستمی را بانک اقتصاد نوین دارد. بانک کارآفرین اگرچه کوچک‌ترین اندازه را نسبت به سایر بانک‌های نمونه دارد اما بعد از بانک ملت بیشترین ارتباطات را با شبکه بانکی داراست و اهمیت بالای سیستمی دارد. بانک پارسیان نیز بر سه بانک اثرگذار است اما از هیچ بانکی اثر نمی‌پذیرد.

سطح سرایت در ۷ سال اخیر همواره افزایشی بوده است. وجود رابطه منفی بین ریسک سرایت بخش بانکی و عملکرد اقتصاد کلان تا افق زمانی ۱۲ ماه قابل تأیید است. اثر شاخص سرایت بر ارزش افزوده بخش مالی در افق زمانی ۷ تا ۱۰ ماه پدیدار شده و این رابطه منفی است. این رابطه در خصوص ارزش افزوده بخش مالی قوی‌تر است که نشان از تأثیرپذیری بخش مالی از ریسک سرایت بخش بانکی در اقتصاد ایران دارد. ویژگی قابل توجه اثر ریسک سرایت بخش بانکی بر عملکرد اقتصاد کلان، ماندگاری بالای آن است و اهمیت مدیریت ریسک سرایت بخش بانکی نه تنها به پیشگیری از بحران و بی‌ثباتی مالی برمی‌گردد بلکه به عنوان یک سیگنال هشدار سریع می‌تواند عمل نماید. به منظور مدیریت ریسک سرایت و جلوگیری از انتقال آثار منفی آن بر بخش واقعی اقتصاد سیاست‌گذار با مبنا قرار دادن دو نوع سیاست می‌تواند سطح ریسک را در دامنه قابل تحمل و مطمئن نگه دارد:

اول: محدودیت در بازار بین‌بانکی و مالیات روی بدهی‌های غیرسپرده‌ای بانک‌ها. یکی از سازوکارهای اصلی انتقال ریسک یکی از اجزای سیستم مالی به سایر بازیگران، بدهی‌هایی است که نهادهای مالی از روش‌هایی غیر از سپرده از خانوارها مانند بازار بین بانکی و یا عرضه‌کنندگان عمده وجوه که به بدهی‌های فرعی معروف هستند؛ تأمین کرده‌اند. مالیات بر این بدهی و واریز در صندوقی به منظور مواجهه با شرایط بحرانی از طرف مقام سیاست‌گذار احتیاطی کلان می‌تواند اثر برون‌ریز این نوع فعالیت نهادهای مالی را کاهش دهد[1]. همچنین بانک مرکزی با نظارت بر تسویه بانک‌ها و بدهی آنها به یکدیگر در بازار بین بانکی از وضعیت شبکه مالی، سطح به هم‌پیوستگی آنها اطمینان حاصل می‌کند و با انجام آزمون‌های استرس کلان، پایداری شبکه مالی را نظارت می‌کند.

دوم: محدودیت‌های اختصاصی و الزامات سرمایه‌ای و شفافیت بالاتر در خصوص بانک‌های با اهمیت سیستمی. مقام ناظر بانکی می‌بایست در خصوص بانک‌های دارای اهمیت سیستمی سطحی از الزام سرمایه‌ای بیشتر را برای این قبیل مؤسسات تعیین کنند و همچنین شفافیت بیشتری از آنها مطالبه کند تا برون‌ریزهای منفی این نهادهای مالی بر اقتصاد محلی آن کشور را جبران نماید (بانک تسویه بین‌الملل(BIS)، ۲۰۱۲ و چان‌لائو (Chan-Lau, 2010)).

1. See: Claessens et al, 2013: 153-185.

کتابنامه

الف) کتب و مقالات

۱. فارسی

- باباجانی، جعفر؛ تقوی فرد، سید محمدتقی و غزالی، امین (۱۳۹۷)، «ارائه چارچوبی جهت سنجش و پیش بینی ریسک سیستمی با رویکرد ارزش در معرض خطر شرطی(CoVaR)». *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، شماره ۳۹، دوره ۱۱، صص ۳۶ ـ ۱۵.
- بت‌شکن، محمدهاشم و محسنی، حسین (۱۳۹۶)، «سرریز نوسان و همبستگی پویای شرطی نرخ ارز بر شاخص سهام گروه بانکی»، *فصلنامه پژوهش‌های پولی ـ بانکی*، شماره ۳۱ ، صص ۲۸ ـ ۱.
- دانش جعفری، داود؛ بت‌شکن، محمدهاشم؛ محمدی، تیمور و پاشازاده، حامد (۱۳۹۶)، «بررسی ریسک سیستمیک بانک های منتخب نظام بانکی در ایران با استفاده از روش همبستگی شرطی پویا (DCC)»، *پژوهش‌های پولی ـ بانکی*، شماره ۳۳، صص ۴۸۰ ـ ۴۵۷.
- رحیمی باغی، علی؛ عرب صالحی، مهدی و واعظ برزانی، محمد (۱۳۹۸)، «ارزیابی ریسک سیستمی در نظام مالی کشور با استفاده از روش شبکه علیت گرنجر». *تحقیقات مالی*، شماره ۱، دوره ۲۱، صص ۱۴۲ ـ ۱۲۱.
- عیوضلو، رضا و رامشگ، مهدی (۱۳۹۸)، «اندازه‌گیری ریسک سیستمیک با استفاده از کسری نهایی مورد انتظار و ارزش در معرض خطر شرطی و رتبه‌بندی بانک‌ها»، *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، شماره ۴، دوره ۷، صص ۱۶ ـ ۱.
- فرزین‌وش، اسداله؛ الهی، ناصر؛ گیلانی‌پور، جواد و مهدوی، غدیر (۱۳۹۶)، «ارزیابی ریسک سیستمی در شبکه بانکی ایران توسط معیار تغییرات ارزش در معرض خطر شرطی»، *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، شماره ۳۳، دوره ۸، صص ۲۸۱ ـ ۲۶۵.

۲. لاتین

- Acemoglu, D., Ozdaglar, A., & Tahbaz-Salehi, A (2015). "Systemic risk and stability in financial networks", *American Economic Review*, Vol. 105, No. 2, pp. 564–608.
- Acharya, V. V (2009). "A theory of systemic risk and design of prudential bank regulation", *Journal of Financial Stability*, Vol. 3, No. 5, pp. 224-255.
- Acharya, V. V. and Yorulmazer, T (2008). "Cash-in-the-market pricing and optimal resolution of bank failures", *Review of Financial Studies*, Vol. 21, No. 6, pp. 2705-2742.
- Afonso, G., Kovner, A., & Schoar, A (2011). "Stressed, not frozen: The federal funds market in the financial crisis", *The Journal of Finance*, Vol. 4, No. 66, pp. 1109-1139.
- Allen, F. & Gale, D. (2000). "Financial contagion", *Journal of political economy*, Vol. 108, No.1, pp.1-33.
- Allen, L., Bali, T. G., & Tang, Y (2012). "Does systemic risk in the financial sector predict future economic downturns?", *The Review of Financial Studies*, Vol. 10, No. 25, pp. 3000–3036.
- Andrews, D.W.K (1991). "Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation", *Econometrica*, Vol. 3, No. 59, pp. 817–858.
- Bank for International Settlement (2012). "A framework for dealing with domestic systemically important banks", October 2012.
- Billio, M., Lo, A., Getmansky, M. & Pelizzon, L (2012). "Econometric measures of connectedness and systemic risk in the finance and insurance sectors", *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, No. 104, pp. 535–559.
- Bisias, D., Flood, M., Lo, A. W., & Valavanis, S (2012). "A survey of systemic risk analytics", *Annu. Rev. Financ. Econ*., Vol. 1, No. 4, pp. 255-296.
- Bosma, J. J., Koetter, M., & Wedow, M (2019). "Too connected to fail? Inferring network ties from price co-movements", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 1, No. 37, pp. 67-80.

- Brownlees, C. & Engle, R. F (2016). "SRISK: A conditional capital shortfall measure of systemic risk:, *The Review of Financial Studies*, Vol. 1, No. 30, pp. 48-79.
- Brunnermeier, M. K. & Oehmke, M (2013). "Bubbles, financial crises, and systemic risk", *In Handbook of the Economics of Finance*, Vol. 2, pp. 1221-1288.
- Brunnermeier, M. K.; Gorton, G., & Krishnamurthy, A (2012). "Risk topography", *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 1, No. 26, pp. 149-176.
- Caballero, R. & Simsek, A (2013). "Fire sales in a model of complexity", *Journal of Finance*, Vol. 6, No. 68, pp. 2549–2587.
- Cardarelli, R.; Elekdag, S. & Lall, S (2011). "Financial stress and economic contractions", *Journal of Financial Stability*, Vol. 2, No. 7, pp. 78-97.
- Chan-Lau, J. A (2010). "Regulatory capital charges for too-connected-to-fail institutions: A practical proposal", *Financial Markets, Institutions & Instruments*, Vol. 5, No. 19, pp. 355-379.
- Claessens, S.; Ghosh, S. R. & Mihet, R (2013). "Macro-prudential policies to mitigate financial system vulnerabilities", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 39, No. 1, pp. 153-185.
- Dempster, A. P.; Laird, N. M. & Rubin, D. B (1977). "Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm", *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, Vol. 1, No. 39, pp. 1-22.
- Dufour, J. M., & Roy, R (1985). "Some robust exact results on sample autocorrelations and tests of randomness", *Journal of Econometrics*, Vol. 3, No. 29, pp. 257-273.
- Freixas, X.; Parigi, B.M. & Rochet, J.C. (2000). "Systemic risk, interbank relations, and liquidity provision by the central bank", *Journal of money, credit and banking*, Vol.32, No.3, pp.611-638.
- Furfine, C.H (2003). "Interbank exposures: quantifying the risk of contagion", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 1, No. 35, pp. 111–128.
- Giglio, S.; Kelly, B. & Pruitt, S (2016). "Systemic risk and the macroeconomy: An empirical evaluation", *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, No. 119, pp. 457-471.
- Hansen, L. P (2013). *Challenges in identifying and measuring systemic risk. In Risk topography: Systemic risk and macro modeling*, Chicago: University of Chicago Press.
- Kritzman, M.; Li, Y.; Page, S. & Rigobon, R (2011). "Principal components as a measure of systemic risk", *The Journal of Portfolio Management*, Vol. 4, No. 37, pp. 112-126.
- Leitner, Y (2005). "Financial networks: contagion, commitment, and private sector bailouts", *Journal of Finance*, Vol. 6, No. 60, pp. 2925-2953.
- Liu, X (2016). "Interbank market freezes and creditor runs", *The Review of Financial Studies*, Vol. 7, No. 29, pp. 1860-1910.
- RDC Team (2008). R: A language and environment for statistical computing. R foundation for statistical computing, Vienna: Austria.
- Upper, C. (2011). "Simulation methods to assess the danger of contagion in interbank markets", *Journal of Financial Stability*, Vol.7, No. 3, pp.111-125.
- Zeileis, A (2004). "Econometric Computing with HC and HAC Covariance Matrix Estimators", *Journal of Statistical Software*, Vol. 10, No. 11, pp. 1–17.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی