مجلهٔ تحقیقات اقتصادی / دوره‌ی ۴۸، شماره‌ی ۲، سال ۹۲ / صفحات ۱۹۹ -۱۷۹

آیا بحران مالی جهانی به بازار سهام تهران سرایت کرد؟

غلامرضا کشاورز حداد[۱]

دانشگاه صنعتی شریف، دانشکده‌ی مدیریت و علوم اقتصادی G.K.Haddad@sharif.edu

سپهر مقاره عابد

دانشگاه ایلینوی شمالی امریکا edu.smogharehabed@niu

تاریخ دریافت: ۸۹/۵/۲۵ تاریخ پذیرش: ۹۱/۸/۲۳

چکیده

بحران مالی ۲۰۰۸ آمریکا، در نیمه‌ی دوم سال ۲۰۰۸ موجب کاهش بازده و افزایش تلاطم‌های شاخص‌های بازارهای بین‌المللی سهام شده است، ولی اثر سرایت آن در بازار سهام ایران همواره مورد بحث و مناقشه بوده است. تحریم‌ها و محدود بودن جریان گردش سرمایه‌ی بین‌المللی به بازار سهام ایران، شرایط منحصر به فردی را در این بازار به وجود آورده است. در این پژوهش اثر سرایت بحران جهانی از مسیر شاخص‌های بین‌المللی S&P500 و FTSE100 برشاخص کل قیمت بازار سهام تهران، شاخص‌های صنعت و واسطه‌گری مالی و شاخص بازار اول و دوم بازار سهام تهران، با استفاده از آزمون سرایت DFGM[۲] بررسی می‌شود. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که بحران جهانی به شاخص کل قیمت بازار سهام تهران سرایت کرده است. هم‌چنین بحران شاخص‌های صنعت و بازار اول را تحت تأثیر خود قرار داده و موجب کاهش ارزش این شاخص‌ها شده، ولی بر شاخص‌های واسطه‌گری مالی و بازار دوم بی تأثیر بوده است.

طبقه‌بندی JEL : C01, G01, G15

کلید واژه: بازارهای سهام، بحران مالی، آزمون سرایت DFGM، آزمون عوامل نهان، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته.

---

۱ - نویسنده مسئول، تهران، خیابان آزادی، تلفن: ۶۶۰۴۹۱۹۵، داخلی ۱۴۹.

2- Dungey, Fry, Gonzalez-Hermosillo and Martin.

Archive of SID

www.SID.ir

۱- مقدمه

بحران مالی سال ۲۰۰۸، که بسیاری آن را بزرگ‌ترین بحران بعد از بحران بزرگ[1] می‌دانند، در نیمه‌ی دوم سال ۲۰۰۸ به بازارهای بورس گسترش یافته[2] و موجب کاهش شاخص‌های بازارهای بین‌المللی سهام مانند S&P500 و FTSE100 شده است. پس از شروع بحران این شاخص‌ها دچار روند نزولی شده‌اند. مطالعه روند بازده این شاخص‌ها نشان می‌دهد که در نیمه‌ی دوم سال ۲۰۰۸، بازدهی شاخص‌های S&P500 و FTSE100 دچار تلاطم‌های بزرگی شده است. بحران مالی ۲۰۰۸ در پی کاهش میزان نقدینگی در نظام بانکی و اعتباری کشور آمریکا شکل گرفته[3]، پس از مدتی به بازارهای سهام بسیاری از کشورها سرایت کرد و موجب کاهش ارزش سهام و افزایش تلاطم‌های بازدهی سهام با همان ریسک سرمایه‌گذاری شده است. این بحران به سرعت به بازارهای سهام اروپا سرایت کرد و گزارش‌های بانک جهانی و سایر مؤسسات پژوهشی به سرایت بحران به بسیاری از کشورها از جمله کشورهای آسیای جنوب شرقی و کشورهای عربی خاورمیانه اذعان دارد. به عنوان مثال می‌توان به کشور امارات و عربستان سعودی اشاره کرد که بحران مالی جهانی سبب کاهش سرمایه‌گذاری در بازار سهام در نتیجه‌ی آن کاهش شدید شاخص‌های بازار سهام در این کشورها شده است.[4] هرچند در ایران بیش‌تر شرکت‌های فعال در بازار سهام تبادل مستقیم مالی با شرکت‌های بین‌المللی ندارند ولی رکود جهانی که موجب کاهش قیمت تولیدات در سراسر جهان و به دنبال آن در ایران می‌شود، بر کاهش توان رقابتی شرکت‌های تولیدی در کشور مؤثر می‌باشد و انتظارات منفی راجع به بازدهی سهام در داخل ایجاد می‌کند. هم‌زمان با شروع بحران جهانی شاخص کل قیمت بازار سهام تهران روند تقریبا نزولی به خود گرفته و شاخص در دوران بحران با تلاطم‌های محسوسی همراه شده است.

شرکت‌های پذیرفته شده در بورس به چند طریق طبقه‌بندی شده‌اند. در طبقه‌بندی اول، شرکت‌های بورسی در قالب دو بازار در نظر گرفته شده‌اند، که بازار اول و بازار دوم نام دارند. شرکت‌های بازار اول معمولا شرکت‌هایی هستند که از نظر اندازه و حجم

1- The Great Depression.

2- http:// www.worldbank.org/financialcrisis/

۳- در نسخه‌ی اولیه‌ی این مقاله نمودار روند بازدهی‌ها آورده شده است. به‌دلیل محدودیت حجم مقالات در مجله، نمودارها حذف شده‌اند.

4- Woertz E. (2008). "Impact of the US Financial Crisis on GCC Countries." GRC Report, Gulf Research Center.

Archive of SID

www.SID.ir

سرمایه، بزرگ‌تر از شرکت‌های بازار دوم می‌باشند، اطلاعات آماری این دو شاخص در دوره‌ی غیربحران و دوره‌ی بحران در جدول (۱-۱) آمده است.

طبقه‌بندی دیگر شرکت‌ها در بازار سهام تهران، تفکیک شرکت‌ها به دو گروه صنعتی و واسطه‌گری پولی و مالی است. شرکت‌های گروه صنعتی در بخش تولید فعالیت می‌کنند و شرکت‌های واسطه‌گر پولی و مالی، به سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف کشور می‌پردازند. هر یک از این دو گروه شاخص قیمت مربوط به خود را دارند که به‌ترتیب شاخص صنعت و شاخص واسطه‌گری پولی و مالی نامیده می‌شوند. این شاخص‌ها نیز به صورت روزانه گزارش می‌شوند. اطلاعات آماری مربوط به این دو شاخص در جدول (۱-۱) نشان داده شده است. شناخت اثرات بحران‌های مالی بر شرکت‌های صنعتی و یا واسطه‌گرهای مالی می‌تواند سیاست‌گذاران را در به‌کارگیری راهکار مناسب و اتخاذ سیاست‌های حمایتی کارا برای کاهش اثرات بحران یاری کند.

افزایش تلاطم‌های بازده یکی از نشانه‌های بحران در بازار سرمایه است. در جدول (۱)، مشاهده می‌شود که واریانس بازده‌ی شاخص‌های S&P500 در دوره‌ی بحران از مقدار ۴,۲۵ به ۲۹,۷۳ رسیده و هم‌چنین واریانس شاخص FTSE100 نیز از مقدار ۴,۱۸ به ۳۱,۶۶ افزایش یافته است. تحلیل‌گران بازارهای مالی این افزایش در تلاطم را بحران مالی می‌دانند. در مورد شاخص‌های بازار سهام تهران افزایش تلاطم‌ها در بازده‌ی شاخص‌های صنعت و شاخص بازار اول بیش‌تر از سایر شاخص‌هاست. افزایش تلاطم‌ها و هم‌زمانی آن با بحران مالی سال ۲۰۰۸ این کنجکاوی را در ذهن بسیاری ایجاد می‌کند که آیا این بحران ناشی از سرایت بحران جهانی به شاخص‌های بازار سهام تهران می‌باشد یا خیر. در این پژوهش به بررسی امکان سرایت بحران مالی جهانی ظهور یافته در بازارهای سهام جهان، بر شاخص‌های بازار سهام تهران پرداخته می‌شود. برای این منظور از شاخص‌های S&P500 و FTSE100 به عنوان شاخص‌های بین‌المللی که در بردارنده‌ی بحران هستند، بهره گرفته شده و هم‌چنین از شاخص کل قیمت بازار سهام تهران، شاخص بازار اول، شاخص بازار دوم، شاخص‌های صنعت و واسطه‌گری پولی و مالی بازار سهام تهران برای بررسی اثر سرایت استفاده می‌شود.

با توجه به شواهد ارائه شده، سئوالاتی شکل می‌گیرد که آیا شوک‌های بحران جهانی بر شاخص کل قیمت بازار سهام تهران مؤثر بوده است؟ آیا بحران جهانی بر بازدهی و تلاطم شرکت‌های صنعتی و شرکت‌های مالی مؤثر بوده است؟ و این‌که، آیا بحران بر شرکت‌های بزرگ و شرکت‌های کوچک بازار سهام تهران اثر یکسانی داشته است؟

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱-داده‌های توصیفی بازده‌ی شاخص‌های S&P500 و FTSE100 و بازده‌ی شاخص‌های بازار سهام

شاخص	دوره‌ی پیش از بحران ۱۵ جولای ۲۰۰۶ تا ۸ سپتامبر ۲۰۰۸				دوره‌ی بحران ۸ سپتامبر ۲۰۰۸ تا ۲۴ اوت ۲۰۰۹			
	میانگین	ماکزیمم	مینیمم	واریانس	میانگین	ماکزیمم	مینیمم	واریانس
S&P500	۰،۰۹	٤،۷۵	-۵،۵٦	٤،۲۵	-۰،٤۲	۱۱،۳۵	-۲۰،۰۸	۲۹،۷۳
FTSE100	۰،۰۱	٤،۳٦	-۵،۷۸	٤،۱۸	-۰،۲٦	۱۲،۵۸	-۲۳،٦۳	۳۱،٦٦
شاخص **قیمت کل**	۰،۱۳	۲،٤۹	-۲،٦٦	۰،۹۳۵	-۰،۰۲	٤،۷۲	-٦،٤٦	۳،۵٤
شاخص صنعت	۰،۱٤	۲،۷۱	-۲،۰۸	۱،۰۲	-۰،۲۱	۵،۳۸	-۷،۰۱	٤،۰۵
شاخص واسطه‌گری	۰،۰۵	۱۱،۷۳	-۸،۱۷	۳،۲۸	-۰،۱۱	٤،۲٦	-٤،۰٦	۲،۱۵
شاخص بازار اول	۰،۰۲	۲،۵۲	-۲،۹۱	۱،۳۳	-۰،۳۳	۵،۲۸	-۷،۷٦	٤،۷۹
شاخص بازار دوم	۰،۲٤	٤،۱۰	-۲،۱٤	۱،۳۵	۰،۲۷	۲،۷۳	-۱،٤۰	۰،۸٤

برای یافتن پاسخ سئوالات مطرح شده و آزمون فرضیه‌ی متناظر با هر سئوال از مدل سرایت عوامل نهان[1] موسوم به روش DFGM[2] بهره گرفته می‌شود. نحوه‌ی انجام آزمون سرایت DFGM در بخش چارچوب تحلیل شرح داده شده است. در بخش دو، مرور مختصری بر مدل‌های آزمون سرایت بحران انجام گرفته است. بخش سه، به بررسی روش چهارچوب تحلیلی پژوهش می‌پردازد و مدل سرایت DFGM معرفی می‌شود. بخش چهار، به تحلیل‌های تجربی و نتایج حاصل از آزمون‌ها پرداخته می‌پردازد. بخش پنج، به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲- سیری در نوشتارهای پیشین

در ادبیات مربوط به سرایت، تعاریف متنوعی برای مفهوم سرایت ارائه شده است. منظور از سرایت[3] در این پژوهش انتقال شوک‌های غیرقابل پیش‌بینی از یک بازار مالی به بازارهای مالی دیگر است. این اثر موجب افزایش همبستگی بین بازده‌ی دارایی‌ها در دوره‌ی بحران می‌شود. رویکردهای آماری مختلفی برای آزمون وجود سرایت به کار گرفته می‌شود. که مهم‌ترین آن‌ها پنج رویکرد؛ ۱) فوربس و ریگوبن (۲۰۰۲)؛ آزمون همبستگی اصلاح شده[4]، ۲) فاورو و جیاوازی (۲۰۰۲) ؛ آزمون برون یابی[5]، ۳) پسران و

1- Latent Factor.
2- Dungey, Fry, Gonzalez-Hermosillo and Martin.
3- Contagion.
4- Forbes and Rigobon (2002), Adjusted correlation test.
5- Favero and Giavazzi (2002), Outlier test.

Archive of SID

www.SID.ir

پیک (۲۰۰۴)؛ آزمون آستانه[1]، ۴) بی، کارولی و استالز (۲۰۰۳)؛ آزمون هم افزونگی[2]، ۵) دانجی، فری، گنزالز-هرموسیلو و مارتین (۲۰۰۲،۲۰۰۴) ؛ آزمون عوامل نهان[3] می‌باشند.

دو ویژگی متمایز کننده در آزمون‌های سرایت وجود دارد؛ اول آن‌که، مقدار اطلاعاتی که در رویکردهای یاد شده برای شناسایی و آزمون سرایت به‌کار گرفته می‌شوند، با هم تفاوت دارد. در تمام روش‌ها، تأثیر شوک‌های بازدهی دارایی‌در یک بازار مالی، بر بازدهی در بازار دیگر در طول دوره‌ی بحران آزمون می‌شود و تفاوت عمده‌ی آن‌ها در نحوه‌ی فیلتر کردن شوک‌هاست. در رویکردهای دو و سه شوک‌های بزرگ در بازار مالی مبدا، در طول دوره‌ی بحران توسط متغیرهای مجازی تعریف می‌شوند و شوک‌های کوچک در نظر گرفته نمی‌شود به این ترتیب که در مقاطعی که شوک بزرگی وجود دارد، مقدار متغیر مجازی یک و در سایر مقاطع مقدار متغیر مجازی صفر تعریف می‌شود. رویکرد چهارم یک حالت خاص از روش اکن‌گرین، روز، ویپلوز (۱۹۹۵ و ۱۹۹۶)[4] می‌باشد، که به آزمون احتمالات[5] معروف است. در این روش بازده‌ی تمام بازارها، توسط متغیرهای مجازی تعریف شده و در نهایت به جای بازده‌ی بازارها، از متغیر مجازی با مقدار صفر و یک استفاده می‌شود. رویکردهای یک و پنج تمام بازدهی بازارها در دوره‌ی بحران و غیربحران را به‌کار می‌برند و درآن‌ها از متغیرهای مجازی استفاده نمی‌شود.

دومین عامل متمایز کننده در روش‌های شناسایی سرایت، نحوه‌ی در نظر گرفتن شوک‌های معمولی یا همان شوک‌های جهانی است. این شوک‌ها همه‌ی بازار را به‌صورت هم‌زمان تحت تأثیر قرار می‌دهند و نشان دهنده‌ی سرایت خالص[6] نیستند و تنها بیانگر ارتباط مالی موجود بین کشورها هستند که در دوره‌های غیربحران هم وجود دارند. این ارتباط‌ها گاهی به سرایت بنیادی[7] بین بازارها نسبت داده می‌شوند[8]، ولی مسئله‌ای که مدنظر است سرایت خالص است که برای سادگی به آن *سرایت* گفته می‌شود. شوک‌های معمولی ممکن است خطای شناسایی سرایت را افزایش دهد. دو روش اساسی برای شناسایی شوک‌های معمولی وجود دارد؛ اولی انتخاب متغیرهایی که

1- Pesaran and Pick (2004), Threshold test.
2- Bae, Karolyi and Stulz (2003), Co-exceedance test.
3- Dungey, Fry, Gonzalez-Hermosillo and Martin (2002, 2004), Factor test.
4- Eichengreen, Rose and Wyplosz.
5- Probability model test.
6- Pure Contagion.
7- Fundamentals based contagion.
8- Kaminsky and Reinhart(2000), Dornbusch, Park and claessens(2000).

Archive of SID

www.SID.ir

در رویکردهای یک و چهار به کار گرفته می‌شوند. به عنوان مثال این متغیرها می‌توانند نرخ سود بین‌المللی، عرضه‌ی پول و متغیرهای تجارت باشند. روش دوم شامل بررسی شوک‌های معمولی و یافتن مدل پویایی برای آن‌ها می‌باشد. در رویکرد یک، فربس و ریگوبن (۲۰۰۲)، شوک‌های معمولی با استفاده از یک مدل VAR تخمین زده شده و در آزمون سرایت، شوک‌ها تفکیک می‌شوند. در رویکردهای دو و سه نیز از یک مدل VAR برای شناسایی شوک‌های معمولی استفاده می‌شود و شوک‌های بزرگ به صورت متغیرهای مجازی در مدل ساختاری اضافه می‌شوند. در رویکرد پنجم شوک‌های معمولی، همراه با ارتباطات بالقوه‌ی سرایت، مدل‌سازی می‌شوند.

به طور کلی هیچ‌کدام از روش‌های ارائه شده روش کامل نیستند و هر یک از روش‌ها تا حدودی دارای خطا هستند. مقاله‌ی دانجی، فری، گنزالز- هرموسیلو و مارتین (۲۰۰۴)[1]، به ارزیابی توان آزمون‌های این پنج رویکرد با استفاده از داده‌های شبیه‌سازی شده، موسوم به مونت‌کارلو، پرداخته است. در این مقاله مدل‌های مختلف بحران شبیه سازی شده و دقت مدل‌ها برای شناسایی بحران ارزیابی می‌شود. هم‌چنین در این مطالعات سرایت‌های مختلف با شدت‌های مختلف شبیه‌سازی شده و با اعمال پنج مدل یادشده بر داده‌ها، قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌ها در شناسایی سرایت بررسی شده است، سرانجام نتیجه می‌گیرد که در برخی شرایط مدل‌های یاد شده هنگامی‌که سرایت وجود دارد قادر به شناسایی آن نیستند و در برخی دیگر هنگامی که سرایت وجود ندارد به اشتباه سرایت شناسایی می‌کنند. هم‌چنین رویکردهای پسران و پیک (۲۰۰۴) و فوربس و ریگوبن (۲۰۰۲)، رویکردهای بدبینانه تلقی می‌شوند، زیرا در برخی شرایط هنگامی که سرایت وجود دارد عدم وجود آن را تشخیص می‌دهند. از سویی در این مقاله رویکرد فاورو و جیاوازی (۲۰۰۲) و رویکرد بی، کارولی و استالز (۲۰۰۳) به روش‌های خوشبینانه تعبیر می‌شوند؛ این روش‌ها در حالاتی که بحران وجود ندارد به اشتباه وجود بحران را نشان می‌دهند. با توجه به نتایج به دست آمده در این مقاله رویکرد دانجی، فری، گنزالز- هرموسیلو و مارتین (۲۰۰۲، ۲۰۰۴)، کم خطاترین روش معرفی شده است. این آزمون از نظر توان و اندازه[2] در آزمون‌های انجام شده، نسبت به چهار روش دیگر برتری داشته است. از این رو در این پژوهش از این روش برای بررسی اثر سرایت بحران جهانی بر بازار سهام تهران استفاده می‌شود.

۱- منبع شماره‌ی ۴

2- Power and Size

Archive of SID

www.SID.ir

۳- چارچوب تحلیل

در این بخش مدل عوامل نهان بازار دارایی که با عنوان مدل DFGM، برای شناسایی مکانیسم انتقال بحران‌های مالی معرفی می‌شود. مدل DFGM بر پایه‌ی مدل اولیه‌ی سلنیک[1] (۱۹۷۴) و مدل عوامل کینگ، سنتانا و وادوانی[2] (۱۹۹۴) ساخته شده، که تنها عوامل سرایت به آن اضافه شده است. این مدل حالت گسترش یافته‌ی مدل تئوری عوامل است و اضافه شدن متغیرهای سرایت، امکان بررسی وجود سرایت بین بازارها را میسر می‌کند. این مدل داده‌ها را در قالب دو دوره‌ی زمانی بحران و غیربحران در نظر می‌گیرد. بازده‌ها با متغیر $s_{i,t}$ نشان داده می‌شود که از (۱) به دست می‌آید.

$$s_{i,t} = ۱۰۰(\ln(P_{i,t}) - \ln(P_{i,t-۱})) \qquad (۱)$$

متغیر $s_{i,t}$ شوک‌های مربوط به بازده در بازارها را شامل می‌شود، که از عوامل گوناگونی تشکیل شده‌اند. برای شناسایی ساختار عوامل، مدل به دوره‌ی غیربحران و بحران تفکیک می‌شود. دوره‌ی بحران در بردارنده‌ی خواص بنیادی بازار است که بازارها را به یکدیگر وابسته می‌کند. در دوره‌ی بحران علاوه بر متغیرهای بنیادی بازار، اثرات سرریز بازارها برای شناسایی سرایت اضافه می‌شوند. از یک مدل VAR برای به دست آوردن شوک‌های بازار استفاده می‌شود، در این حالت شوک‌های بازار پسماندهای یک مدل VAR در رابطه‌ی ۲ می‌باشد.

$$s_t = \mu + \sum_{i=۱}^{p} A_i s_{t-i} + v_t \qquad (۲)$$

در صورتی که سه بازار مفروض باشد، بردار μ یک بردار ۳×۱ از میانگین‌های غیرصفر بازده‌ها می‌باشد و ماتریس A_i یک ماتریس ۳×۳ است که ضرایب خودرگرسیونی وقفه‌ی شماره‌ی i را شامل می‌شود. بردار v_t، ۳×۱ است و شامل سری‌های مربوط به شوک‌های بازارهاست، که در آن میانگین‌ها صفر، ماتریس واریانس-کوریانس Ω و $Ev_t v_{t-k} = ۰, \forall k \neq ۰$ می‌باشد. برای سادگی می‌توان $s_t = \mu + v_t$ را در نظر گرفت که در این صورت بازده‌های اصلاح شده با میانگین، خود نماینده‌ی شوک‌های بازار می‌باشند.

ساختار عوامل v_t در رابطه‌ی (۲)در دوره‌ی غیربحران رابطه‌ی زیر مشخص می‌شود:

$$v_t = \left[A \ \vdots \ \Phi_۱\right] f_t = \Gamma_۱ f_t, \qquad (۳)$$

1- Solnik (1974).
2- King, Sentana and Wadhwani (2004).

Archive of SID

www.SID.ir

که در آن بردار f_t شامل مجموعه‌ی تمام عوامل می‌باشد.

$$f_t = \left[w_t, u_{1,t}, u_{2,t}, u_{3,t} \right]', \qquad (۴)$$

و هم‌چنین؛

$$A = \left[\lambda_1 \quad \lambda_2 \quad \lambda_3 \right]',$$

$$\Phi_1 = \begin{bmatrix} \phi_1 & 0 & 0 \\ 0 & \phi_2 & 0 \\ 0 & 0 & \phi_3 \end{bmatrix} \qquad (۵)$$

عامل w_t نماینده‌ی شوک‌هایی در بازار است که به صورت هم‌زمان بر بازده‌ی تمام دارایی‌ها تأثیر می‌گذارد. کمیت این اثر با ضریب λ_i در هر بازار دارایی مشخص می‌شود به همین دلیل این مؤلفه، عامل جهانی[1] نامیده می‌شود. به طور نمونه این متغیر می‌تواند نماینده‌ی عوامل جهانی مانند شوک‌های قیمت نفت و یا نرخ بهره‌ی جهانی باشد. متغیر w_t در مدل به صورت یک عامل نهان[2] معرفی می‌شود.

عوامل دیگری که در رابطه‌ی(۴) نیز معرفی شده‌اند، عوامل خاص[3] بازار هستند و نشان دهنده‌ی شوک‌های خاص هر بازار می‌باشند که ضریب φ_i اندازه‌ی این شوک‌ها را معین می‌کند. به طور کلی تمام عوامل را می‌توان در دو گروه طبقه‌بندی کرد؛ گروه اول عواملی هستند که نماینده‌ی ریسک‌های سیستماتیک هستند، این ریسک‌ها را با متنوع‌سازی[4] نمی‌توان مهار کرد. در مدل (۴)، w_t از این نوع عوامل است. گروه دوم، عواملی هستند که ریسک آن‌ها با متنوع سازی از بین می‌رود و در مدل ذکر شده، $u_{i,t}$ها جزء این گروه می‌باشند.

برای تکمیل مدل غیربحران تمام عوامل جهانی و خاص مستقل از هم با میانگین صفر و واریانس یک در نظر گرفته می‌شوند.

$$f_t \sim iid(0, I) \qquad (۶)$$

در این مدل تمام سری‌ها واریانس همسان[5] فرض می‌شوند. این نرمال‌سازی عوامل، امکان تجزیه‌ی واریانس‌ها و کوواریانس‌ها در دوره‌ی غیربحران را فراهم می‌کند.

1- World Factor.
2- Latent Factor.
3- Idiosyncratic.
4- Diversification.
5- Homoscedastic.

Archive of SID

www.SID.ir

$$\begin{aligned} \text{var}(v_{i,t}) &= \lambda_i^2 + \phi_i^2 \\ \text{cov}(v_{i,t}, v_{i,t}) &= \lambda_i \lambda_j \end{aligned} \qquad (۷)$$

در دوره‌ی بحران عوامل سرایت ($\gamma_{i,j}$) و شکست ساختاری در واریانس متغیرهای جهانی (ω)، به مدل غیربحران اضافه می‌شوند. سرایت به صورت انتقال شوک‌های خاص بازار تعریف می‌شود. در مدل غیربحران عوامل خاص تعریف شده در رابطه‌ی (۳) به معادلات سایر بازارها اضافه می‌شود و همانند مدل‌های میسون[1] (۱۹۹۹) فوربس و ریگوبن[2] (۲۰۰۲) پریکولی و اسبراسیا[3] (۲۰۰۳) و دانجی، فری، گنزالز- هرموسیلو و مارتین[4] (۲۰۰۴)، ارتباط بین بازارها از مسیر سرایت شوک‌های عوامل خاص بازار به سایر بازارها در دوره‌ی بحران ایجاد می‌شود، که افزایش تلاطم‌ها را در سایر بازارها نتیجه می‌دهد. مدل عوامل در دوره‌ی بحران به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$v_t = \left[A \ \vdots \ \Phi_2 \right] f_t = \Gamma_2 f_t \ , \qquad (۸)$$

که در آن A و f_t همانند روابط (۴) و (۵) و Φ_2 به صورت زیر تعریف می‌شوند.

$$\Phi_2 = \begin{bmatrix} \phi_1 & 0 & 0 \\ \gamma_{2,1} & \phi_2 & \gamma_{2,3} \\ \gamma_{3,1} & \gamma_{3,2} & \phi_3 \end{bmatrix} \qquad (۹)$$

اندازه‌ی اثر سرایت از بازار مبدا به سایر بازارها به وسیله‌ی پارامترهای $\gamma_{i,j}$ شناسایی می‌شوند. برای مدل کردن شکست ساختاری در واریانس متغیرهای جهانی فرض می‌شود که در دوره‌ی بحران $w_t \sim \text{iid}(0, \omega^2)$ که در آن $\omega > 1$ است. تجزیه‌ی واریانس‌ها و کوواریانس‌ها در بازارهایی که سرایت بر آن‌ها انجام می‌گیرد را می‌توان با استفاده از رابطه‌ی زیر به دست آورد:

$$\begin{aligned} \text{var}(v_{i,t}) &= \lambda_i^2 \omega^2 + \phi_i^2 + \sum_{i \neq j} \gamma_{i,j}^2 \\ \text{cov}(v_{i,t}, v_{j,t}) &= \lambda_i \lambda_j \omega^2 + \phi_i \gamma_{j,i} + \phi_j \gamma_{i,j} + \gamma_{i,.} \gamma_{j,.} \end{aligned} \qquad (۱۰)$$

بنابراین اثر سرایت بر افزایش تلاطم‌ها بازده‌ی بازار i در دوره‌ی بحران نسبت به‌دوره‌ی غیربحران به دست می‌آید.

1- Masson.
2- Forbes and Rigobon.
3- Pericoli and Sbracia.
4- Dungey, Fry, Gonzalez-Hermosillo and Martin.

Archive of SID

www.SID.ir

$$\Delta var(v_{i,t}) = \lambda_i^2(\omega^2 - 1) + \sum_{i \neq j} \gamma_{i,j}^2 \qquad (11)$$

آزمون وجود سرایت از بازار مبدا به سایر بازارها با آزمون قید زیر امکان‌پذیر است.

$$H_0 : \gamma_{i,j} = 0 \quad , \quad \forall i \neq j \qquad (12)$$

این فرضیه با استفاده از تابع نمونه‌ای والد[1] قابل انجام است.

برای تخمین مدل از روش کاربردی که اولین بار توسط ریگوبن و ساک[2] (۲۰۰۴) ارائه شده است استفاده می‌شود. هم‌چنین وسنتانا و فیورنتینی[3] (۱۹۹۱)، برای اولین بار، شرایط شناسایی مدل را بررسی کرده‌اند. مزیت اصلی مدل این است که بدون در نظر گرفتن توزیع عوامل در رابطه‌ی (۶)، قادر به تخمین ضرایب است. تعداد مشاهدات نمونه برای سه بازار مدل در دوره‌ی غیربحران T_1 و تعداد مشاهدات در دوره‌ی بحران T_2 می‌باشد. ماتریس واریانس-کوواریانس تجربی برای دوره‌ی بحران و غیربحران به‌صورت زیر است:

$$\Omega_2 = (1/T_2)\sum_{t=1}^{T_2} v_t v_t' \quad , \quad \Omega_1 = (1/T_1)\sum_{t=1}^{T_1} v_t v_t' \qquad (13)$$

که در آن v_t، برداری از شوک‌ها یا بازده‌ی بازارهای توضیح داده شده در رابطه‌ی (۱)می‌باشد.

مدل عوامل به صورت خلاصه به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$v_t = \Gamma_k f_t \quad , \quad k = 1,2 \qquad (14)$$

Γ_1 و Γ_2 در روابط (۳)و (۸) توضیح داده شده‌اند و f_t بردار عوامل شرح داده شده در رابطه‌ی (۴)است. با توجه به فرض‌های استقلال عوامل، میانگین صفر و واریانس یک بودن عوامل (رابطه‌ی ۶) ماتریس واریانس-کوواریانس نظری برای دوره‌ی غیربحران و بحران به ترتیب زیر می‌باشد:

$$E[v_t v_t'] = [A \vdots \Phi_1][A \vdots \Phi_1]', \quad \text{دوره‌ی غیربحران}$$
$$E[v_t v_t'] = [A\omega \vdots \Phi_2][A\omega \vdots \Phi_2]', \quad \text{دوره‌ی بحران} \qquad (15)$$

1- Wald.
2- Rigobon and Sack.
3- Sentana and Fiorentini.

Archive of SID

www.SID.ir

در مدل ارائه شده با سه بازار، تعداد کل پارامترهای نامشخص یازده پارامتر می‌باشد، ($\lambda_1,\lambda_2,\lambda_3,\varphi_1,\varphi_2,\varphi_3,\omega,\gamma_{2,1},\gamma_{2,3},\gamma_{3,1},\gamma_{3,2}$) که شامل ضرایب سرایت و متغیر شکست ساختاری می‌باشد. تعداد واریانس - کوواریانس‌های تجربی در مدل (۱۲) می‌باشد، که شش واریانس-کوواریانس مربوط به داده‌های دوره‌ی بحران و شش واریانس-کوواریانس مربوط به دوره‌ی غیربحران است. با توجه به وجود یازده متغیر نامشخص و دوازده معادله در تخمین GMM مدل فراشناسایی می‌باشد. در دستگاه معادلات برای دو بازار تعداد متغیرهای نامشخص شش می‌باشد، ($\lambda_1,\lambda_2,\varphi_1,\varphi_2,\omega,\gamma$) و تعداد واریانس-کوواریانش تجربی نیز شش است (سه گشتاور مربوط به دوره‌ی بحران و سه گشتاور مربوط به دوره‌ی غیربحران)، بنابراین دستگاه معادلات قابل شناسایی[1] می‌باشد.

ماتریس‌های M_1 و M_2 در رابطه‌ی (۱۶) با استفاده از ماتریس‌های واریانس-کوواریانس تئوری و تجربی در دوره‌ی بحران و غیربحران ایجاد می‌شوند.

$$M_1 = \text{vech}(\Omega_1) - \text{vech}([A \vdots \Phi_1][A \vdots \Phi_1]') \qquad (۱۶)$$
$$M_2 = \text{vech}(\Omega_2) - \text{vech}([A\omega \vdots \Phi_2][A\omega \vdots \Phi_2]')$$

با بهره‌گیری از روش تخمین‌زن GMM[2] و با حداقل سازی تابع هدف Q می‌توان پارامترهای مدل را به دست آورد.

$$Q = M_1' W_1^{-1} M_1 + M_2' W_2^{-1} M_2 \qquad (۱۷)$$

که در آن W_1 و W_2 نشان‌دهنده‌ی ماتریس‌های وزن‌های بهینه برای دوره‌ی d بحران و غیربحران است (همیلتون[3] (۱۹۹۴)) که اصلاح‌کننده‌ی خطاهای استاندارد واریانس-ناهمسانی[4] می‌باشند. مقدار بهینه‌ی پارامترهای تابع Q با بهره‌گیری از نرم‌افزار Gauss و الگوریتم BFGS[5] محاسبه می‌شود. پس از محاسبه‌ی پارامترهای مدل معنی‌داری ضرایب را می‌توان با استفاده از آزمون والد سنجش کرد.

1- Just Identified.
2- Generalized Method of Moments.
3- Hamilton, Time Series Analysis, (Chapter 14).
4- Heteroskedasticity.
5- Broyden, Fletcher, Goldfarb and Shanno.

Archive of SID

www.SID.ir

۴- تحلیل‌های تجربی

با استفاده از آزمون سرایت DFGM که در بخش ۳ معرفی شده، اثر سرایت شوک‌های شاخص‌های بین‌المللی بر شاخص‌های بازار سهام تهران آزمون شده است برای آزمون سرایت دانستن نقطه‌ی شروع بحران الزامی است، بنابراین ابتدا به نحوه‌ی یافتن نقطه‌ی شروع بحران پرداخته می‌شود، در ادامه اثر سرایت شاخص‌های S&P500 و FTSE100 بر شاخص کل قیمت بازار سهام تهران آزمون شده و سپس اثر بحران بر شاخص‌های صنعت و واسطه‌گری‌های پولی و مالی و بازار اول و دوم بررسی شده است.

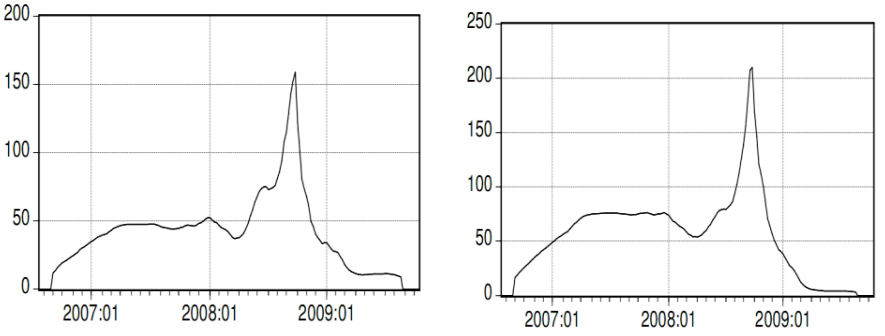
در این پژوهش از داده‌های هفتگی مقطع زمانی جولای ۲۰۰۶ (تیرماه ۱۳۸۵) تا اکتبر ۲۰۰۹ (مرداد ماه ۱۳۸۸) استفاده شده است. با توجه به این که هفته‌های شمسی با میلادی تفاوت دارد و داده‌های اصلی به صورت روزانه گزارش شده است، در این تحقیق آغاز هفته‌ی شمسی روز دوشنبه در نظر گرفته شده است، بنابراین روزهای تعطیل آخر هفته شمسی با روزهای آخر هفته میلادی منطبق می‌شود و پس از میانگین‌گیری در طول هفته مشکل عدم انطباق تعطیلات برطرف می‌شود. برای انجام آزمون سرایت به روی داده‌ها، دانستن مقطع شروع بحران برای داده‌های شاخص‌های S&P500 و FTSE100 لازم است. نقطه‌ی شروع بحران در آزمون سرایت برای تفکیک دوره‌های بحران و غیربحران مورد استفاده قرار می‌گیرد. نقطه‌ی شروع بحران را می‌توان با بررسی داده‌های S&P500 و FTSE100 به‌دست آورد و به عبارتی نقطه‌ی بحران را از بطن داده‌ها بیرون کشید. روش‌های اقتصادسنجی متنوعی برای پیدا کردن نقطه‌ی شکست ساختاری وجود دارد که یکی از معمول‌ترین این روش‌ها، آزمون شکست ساختاری چاو[1] می‌باشد. با بهره‌گیری از آزمون چاو می‌توان وجود نقطه‌ی شکست در هر مقطع زمانی را آزمون کرد و هم‌چنین آماره‌ی F متناظر با آن نقطه را محاسبه کرد. در حالت ساده یک رگرسیون خطی با عرض از مبدا و متغیر زمان[2] درنظر گرفته شده و سپس آزمون چاو برای یکایک مقاطع زمانی انجام می‌شود، با توجه به این که درجه‌ی آزادی آماره‌ی F برای تمام مقاطع یکسان است، مقایسه‌ی مقادیر F در طول دوره‌ی زمانی امکان‌پذیر است. مقطعی که بیش‌ترین مقدار آماره‌ی F در آزمون شکست ساختاری را نتیجه دهد می‌توان به نقطه‌ی اوج بحران نسبت داد. نمودار (۴-۱) مقادیر

1- Chow Test.
2- Trend.

Archive of SID

www.SID.ir

آماره‌ی F را به ازای مقاطع مختلف زمانی بـرای شـاخص S&P500 و FTSE100 نشـان می‌دهد.



الف) آماره‌ی F آزمون چاو شاخص S&P500 ب) آماره‌ی F آزمون چاو شاخص FTSE100

نمودار ۱ - آماره‌ی F آزمون شکست ساختاری چاو

همان‌طور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود آماره‌ی F [1] آزمون شکسـت سـاختاری شاخص‌های S&P500 و FTSE100 در مقطع ۶ اکتبر سـال ۲۰۰۸، بـیش‌تـرین مقـدار خود رسیده است. این مقطع زمانی مقطعی را نشان مـی‌دهـد کـه بحـران بـه اوج خـود رسیده است. آزمون‌های دیگری نیز برای محاسبه‌ی نقطـه‌ی شکسـت سـاختاری وجـود دارد که نتایج آن‌ها در جدول (۲) گزارش شده اسـت. آزمـون‌هـای شکسـت سـاختاری نقطه‌ی اوج بحران را تخمین می‌زنند و در حقیقت نقطه‌ای را که بیش‌ترین تغییـرات در شاخص اتفاق افتاده است را نتیجه می‌دهند. با توجه به این که در مدل سـرایت معرفـی شده دوره‌ی بحران دوره‌ایست که شامل همه‌ی شوک‌های بحران مـی‌شـود. بـرای دقـت بیش‌تر تخمین بهتر است که دوره‌ی بحران از چند دوره‌ی زمانی زودتـر در نظـر گرفتـه شود. از سوی دیگر مؤسسـات بـین‌المللـی و بانـک جهـانی دوره‌ی شـروع بحـران و اوج شکل‌گیری بحران را مقطع زمانی ۱۵ سپتامبر و هم‌زمان بـا ورشکسـتگی شـرکت لمـن برادرز [2] در ۱۳ سپتامبر می‌دانند [3]. برای افزایش دقت مدل سرایت و درنظر داشـتن تمـام شوک‌های بحران نقطه‌ی شروع بحران هفته‌ی اول سپتامبر ۲۰۰۸ فرض شده است و بـا

1- F-Statistics.
2- Lehman Brothers.
3- http://rru.worldbank.org/documents/CrisisResponse/Note1.pdf

Archive of SID

www.SID.ir

توجه به آن داده‌ها به دو مقطع غیربحران از ۲۴ جولای ۲۰۰۶ تا ۸ سپتامبر ۲۰۰۸ و بحران از ۸ سپتامبر ۲۰۰۸ تا ۲۴ اوت ۲۰۰۹ تقسیم شده‌اند.

جدول ۲- نتایج آزمون‌های شکست ساختاری

نوع آزمون	نقطه‌ی شکست
شکست ساختاری چاو	۶ اکتبر ۲۰۰۸
کوانت- اندروز (آماره‌ی والد)	۶ اکتبر ۲۰۰۸
کوانت- اندروز (آماره‌ی LR)	۲۲ سپتامبر ۲۰۰۸
تخمین بازگشتی (پسماندهای بازگشتی[1])	۶ اکتبر ۲۰۰۸
تخمین بازگشتی (پیش‌بینی تک مرحله‌ای[2])	۶ اکتبر ۲۰۰۸
تخمین بازگشتی (پیش‌بینی N مرحله‌ای[3])	۶ اکتبر ۲۰۰۸

برای بررسی اثر سرایت شوک‌های بحران جهانی، ابتدا از شاخص S&P500 به عنوان شاخص بین‌المللی که در بردارنده‌ی شوک‌های بحران می‌باشد، استفاده شده است. برای آزمون سرایت مدل سرایت DFGM به‌کار گرفته می‌شود، از این رو برای پی بردن به وجود سرایت دستگاه معادلات زیر با روش GMM تخمین زده می‌شود:

$$x_{1,t} = \lambda_1 w_t + \varphi_1 u_{1,t}$$
$$w_t \sim iid(0,1)$$

دوره‌ی غیربحران

$$x_{2,t} = \lambda_2 w_t + \varphi_2 u_{2,t}$$
$$u_{i,t} \sim iid(0,1)\ , i = 1,2$$
$$y_{1,t} = \lambda_1 w_t + \varphi_1 u_{1,t} \qquad (18)$$
$$w_t \sim iid(0,\omega^2)$$

دوره‌ی بحران

$$u_{i,t} \sim iid(0,1)\ ,\ i = 1,2 \qquad y_{2,t} = \lambda_2 w_t + \phi_2 u_{2,t} + \gamma_{2,1} u_{1,t}$$

در این حالت شاخص S&P500 توسط $x_{1,t}$ و $y_{1,t}$ به ترتیب در دوره‌ی غیربحران و بحران و شاخص کل قیمت بازار سهام تهران با $x_{2,t}$ و $y_{2,t}$، تعریف شده‌اند. نتایج حاصل از برآورد مدل در جدول (۳) آمده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، تمامی ضرایب در سطح معنی‌داری یک درصد معنی‌دار هستند. متغیر شکست ساختاری ω

1- Recursive Residuals.
2- One-Step Forecast Test.
3- N-Step Forecast Test.

Archive of SID

www.SID.ir

که مربوط به انحراف معیار شوک‌های جهانی در دوره‌ی بحران است، بزرگ‌تر از یک به دست آمده که بیان کننده‌ی افزایش اندازه‌ی شوک‌های جهانی در دوره‌ی بحران است. ضریب $\gamma_{2,1}$ که نشان‌دهنده‌ی وجود سرایت از شاخص S&P500 به شاخص کل قیمت بازار سهام تهران است، معنی‌دار می‌باشد، پس می‌توان ادعا کرد که بحران از شاخص S&P500 به شاخص بازار سهام تهران سرایت کرده است. هم‌چنین نتیجه‌ی آزمون والد پارامتر $\gamma_{2,1}$ در جدول (۴) نشان دهنده‌ی معنی‌داری این پارامتر می‌باشد و وجود سرایت از شاخص S&P500 به شاخص کل بازار سهام تهران را تأیید می‌کند. در حالت دوم به جای شاخص S&P500 از شاخص FTSE100 استفاده می‌شود و یک بار دیگر آزمون سرایت این بار با متغیر FTSE100 برآورد می‌شود. در این حالت شاخص FTSE100 به عنوان نماینده‌ی شوک‌های بحران فرض شده و همانند قبل آزمون سرایت با بهره‌گیری از دستگاه معادلات ۱۸ انجام می‌شود. نتایج حاصل از تحلیل‌های GMM آن در جدول (۳) مشاهده می‌شود.

جدول۳- تحلیل‌های GMM سرایت از شاخص‌های بین‌المللی به شاخص‌های بازار سهام تهران

	سرایت از شاخص FTSE100 به شاخص‌های بازار سهام تهران						سرایت از شاخص S&P500 به شاخص‌های بازار سهام تهران					
	شاخص بازار اول و دوم		شاخص صنعت و مالی		شاخص کل قیمت		شاخص بازار اول و دوم		شاخص صنعت و مالی		شاخص کل قیمت	
Coef.	Value	PV	Value	PV	Value	PV	Value	PV	Value	PV	Value	PV
λ_1	۰,۷۰۲٤	۰,۱۷٤	-۰,٤۷۸۰	۰,۲٦۸	۱,۱۰٦۷	۰,۰۰۲	-۰,۷۸٦٦	۰,۱۰٥	-۰,٤۸۱۳	۰,۳۰۹	۰,۹۸۲۲	۰,۰۰۲
λ_2	-۰,۲٥٦۱	۰,۱٦۲	۰,٤۰۲۷	۰,۲۱٦	-۰,٤٥٥۰	۰,۰۰۰	۰,۲۸۷٤	۰,۰۸۷	۰,٤۳۹۹	۰,۲٦۱	-۰,٤۰۸۳	۰,۰۰۰
λ_3	-۰,۰۰۲۹	۰,۹٥۱	۰,۰٦۷۱	۰,٦٤۹	–	–	۰,۰۰۱۲	۰,۹۸۲	۰,۰٦۸۹	۰,۷۰۷	–	–
φ_1	۱,۸٦۹۸	۰,۰۰۰	۱,۹۸۸٥	۰,۰۰۰	۱,۷۱۲٦	۰,۰۰۰	۱,۸٦۰٥٦	۰,۰۰۰	۱,۹۹۷٥	۰,۰۰۰	۱,۷۸۸۸	۰,۰۰۰
φ_2	۱,۱۸۰٦	۰,۰۰۰	۰,۷۷۸٦	۰,۰۰۰	۱,۲۱۷۳	۰,۰۰۰	۱,۱۷٥۱	۰,۰۰۰	۰,۷٥٦۱	۰,۰۰۳	۱,۲۳۳۷	۰,۰۰۰
φ_3	۰,۹۹۰۲	۰,۰۰۰	۰,۸٤۰٦	۰,۰۰۰	–	–	۰,۹۹۲۲	۰,۰۰۰	۰,۸۳٦۷	۰,۰۰۰	–	–
$\gamma_{2,1}$	۳,٦۳۸۲	۰,۰۰۷	٤,۸۰۰۹	۰,۰۰۰	٤,۰٦۱٤	۰,۰۰۰	۳,۳۹۹۹	۰,۰۰۸	٤,٦٥٦٤	۰,۰۰۰	۳,۸٤٦۹	۰,۰۰۰
$\gamma_{2,3}$	-۰,۰۰۰٦	۰,۹۹۸	۰,۲٥۰٤	۰,۸۰۸	–	–	-۰,۰۰۰۲	۰,۹۹۹	۰,۲۸۱۹	۰,۷۸٤	–	–
$\gamma_{3,1}$	۰,٤۳۹۳	۰,۷٥۱	-۰,۳٤۲۹	۰,۹۷۰	–	–	۰,٥۲۱۷	۰,٦۹۲	-۰,٤۳۰۸	۰,۹٦۳	–	–
$\gamma_{3,2}$	۱,۳۲۹٥	۰,۰۰٥	۰,٥۹۳۷	۰,٥٦٤	–	–	۱,۳٤٤٦	۰,۰۰٤	۰,٦۱۰٤	۰,٦٦٥	–	–
ω	٥,۲٤٦۲	۰,۱۳۲	٤,۳۷۳۸	۰,۲۸٤	۳,۱٦۰٤	۰,۰۰۰	٤,٦٤٦۱	۰,۰٦۰	٤,۰۱٦۱	۰,۳٥۲	۳,٤۸۷۳	۰,۰۰۰

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۴- آزمون والد پارامتر $\gamma_{۲,۱}$ برای آزمون معنی داری سرایت

	سرایت از شاخص S&P500		سرایت از شاخص FTSE100	
	F-Statistics	P-Value	F-Statistics	P-Value
سرایت به شاخص کل	۳۱،۸۰۹	۰،۰۰۰	۲۳،۵۲۶	۰،۰۰۰
سرایت به شاخص صنعت	۲۹،۹۳۹	۰،۰۰۰	۱۹،۹۹٤	۰،۰۰۰
سرایت به شاخص مالی	۰،۰۰۲	۰،۹٦۳	۰،۰۰۱	۰،۹۷۰
سرایت به شاخص بازار اول	۷،۰۳۲	۰،۰۰۸	۷،۱۸۷	۰،۰۰۷
سرایت به شاخص بازار دوم	۰،۱۵۷	۰،٦۹۲	۰،۱۰۱	۰،۷۵۱

همه‌ی ضرایب در سطح معنی‌داری یک درصد معنی‌دار هستند و هم‌چنین ضریب متغیر سرایت هم اختلاف معنی‌داری از صفر دارد، پس می‌توان نتیجه گرفت که سرایت از شاخص FTSE100 به شاخص بازار سهام تهران در دوره‌ی بحران وجود داشته است. نتیجه‌ی آزمون والد و معنی‌داری پارامتر سرایت ($\gamma_{۲,۱}$) نیز ادعای یاد شده را تأیید می‌کند و نشانگر وجود سرایت از شاخص مالی بین‌المللی FTSE100 به بازار سهام تهران است. همان‌طور که پیش از این اشاره شد، شرکت‌های بازار سهام تهران به دو صورت طبقه‌بندی می‌شوند؛ در قالب گروه صنعتی و واسطه‌گری مالی و بازار اول و بازار دوم. در این تقسیم‌بندی‌ها، هر گروه شاخص مربوط به خود را دارد که به‌صورت روزانه گزارش می‌شوند. تقسیم‌بندی شرکت‌ها در قالب صنعتی و واسطه‌گری مالی همه‌ی شرکت‌های فعال در بورس را شامل می‌شود و به نوعی شرکت‌های تشکیل دهنده‌ی این دو شاخص مکمل یکدیگرند. در این بخش اثر سرایت شوک‌های شاخص S&P500 به‌عنوان نماینده‌ی شوک‌های بحران جهانی، بر شاخص صنعت و واسطه‌گری‌های مالی بررسی شده است. برای این کار از آزمون سرایت DFGM و روش تخمین‌زن‌های GMM یاد شده در بخش ۳-۳-۱ استفاده شده و دستگاه معادلات رابطه‌ی (۱۹) تخمین زده می‌شود.

دوره‌ی غیربحران

$$x_{۱,t} = \lambda_۱ w_t + \varphi_۱ u_{۱,t} \qquad w_t \sim iid(۰,۱)$$
$$x_{۲,t} = \lambda_۲ w_t + \varphi_۲ u_{۲,t} \qquad u_{i,t} \sim iid(۰,۱),\ i = ۱,۲,۳$$
$$x_{۳,t} = \lambda_۳ w_t + \varphi_۳ u_{۳,t} \qquad (۱۹)$$
$$y_{۱,t} = \lambda_۱ w_t + \varphi_۱ u_{۱,t} \qquad w_t \sim iid(۰,\omega^۲)$$
$$y_{۲,t} = \lambda_۲ w_t + \varphi_۲ u_{۲,t} + \gamma_{۲,۱} u_{۱,t} + \gamma_{۲,۳} u_{۳,t} \qquad u_{i,t} \sim iid(۰,۱)\ \ i = ۱,۲,۳$$

Archive of SID

www.SID.ir

دوره‌ی بحران $y_{3,t} = \lambda_3 w_t + \varphi_3 u_{3,t} + \gamma_{3,1} u_{1,t} + \gamma_{3,2} u_{2,t}$

در این مدل شاخص S&P500 $x_{1,t}$ و $y_{1,t}$، به ترتیب در دوره‌ی غیربحران و بحران، شاخص صنعت $x_{2,t}$ و $y_{2,t}$ و شاخص واسطه‌گری مالی $x_{3,t}$ و $y_{3,t}$ می‌باشد. نتایج برآورد دستگاه معادلات (۱۹) با شاخص S&P500 در جدول (۴) آمده است.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، ضرایب شوک‌های خاص بازارها (φ_iها) معنی‌دار هستند. پارامتر ω انحراف معیار شوک‌های جهانی در دوره‌ی بحران است که همان‌طور که انتظار می‌رود مقدار آن بزرگ‌تر از یک به دست آمده است. متغیر سرایت از شاخص S&P500 به شاخص صنعت که با $\gamma_{2,1}$ مشخص شده، معنی‌دار است که نشان از وجود سرایت از شاخص S&P500 به شاخص صنعت دارد. متغیر $\gamma_{3,1}$ معنی‌دار نمی‌باشد، که بیان‌کننده‌ی عدم وجود سرایت از شاخص S&P500 شاخص واسطه‌گری مالی است. نتایج آزمون والد هم وجود سرایت از شاخص S&P500 به شاخص صنعت را تأیید می‌کند. جدول (۴)، نتایج این آزمون را نشان می‌دهد، که همان‌طور که مشاهده می‌شود آماره‌ی آزمون والد برای شاخص صنعت معنی‌دار است و نشان‌دهنده‌ی وجود سرایت از شاخص S&P500 به شاخص صنعت است. هم‌چنین نتایج آزمون والد عدم وجود سرایت از شاخص S&P500 به شاخص واسطه‌گری مالی را تأیید می‌کند. این آزمون یک بار دیگر با داده‌های شاخص FTSE100 به عنوان نماینده‌ی بحران انجام شده است که نتایج تحلیل‌های GMM در جدول (۳) مشاهده می‌شود. ضرایب φ_iها معنی‌دار می‌باشد و متغیر سرایت از شاخص FTSE100 به شاخص صنعت معنی‌دار است، اما معنی‌داری سرایت از FTSE100 به شاخص واسطه‌گری مالی را نمی‌توان پذیرفت. نتایج آزمون والد که در جدول (۴) آمده است نیز نشان‌دهنده‌ی وجود سرایت از شاخص FTSE100 به شاخص صنعت می‌باشد. هم‌چنین نتایج نشان می‌دهند که سرایتی از شاخصFTSE100 به شاخص واسطه‌گری مالی وجود ندارد. ضرایب $\gamma_{3,2}$ و $\gamma_{2,3}$، اختلاف معنی‌داری از صفر ندارند، که نشان‌دهنده‌ی عدم وجود سرایت بین شاخص صنعت و شاخص واسطه‌گری مالی است.

برای بررسی اثر سرایت به شاخص‌های بازار اول و دوم مشابه قبل دستگاه معادلات (۱۹) تخمین زده می‌شود. جدول (۳)، تحلیل‌های GMM سرایت از شاخص S&P500 و FTSE100 به شاخص بازار اول و دوم را نشان می‌دهد، همان‌طور که مشاهده می‌شود ضرایب شوک‌های خاص بازارها (φ_iها) معنی‌دار هستند و متغیر ω که مربوط به

Archive of SID

www.SID.ir

واریانس شوک‌های جهانی در دوره‌ی بحران است، بزرگ‌تر از یک تخمین زده شده است که بر افزایش واریانس شوک‌های جهانی در دوره‌ی بحران دلالت دارد. پارامتر $\gamma_{2,1}$ در سطح معنی‌داری یک درصد معنی‌دار است و نشان‌دهنده‌ی سرایت بحران به شاخص بازار اول می‌باشد. ضریب $\gamma_{3,1}$ اختلاف معنی‌داری از صفر ندارد و در نتیجه‌ی آن سرایت بحران به شاخص بازار دوم را نمی‌توان پذیرفت. نتایج آزمون والد بر روی این دو پارامتر، در جدول (۴) آمده است.

۵- نتایج پژوهش

در این پژوهش اثر سرایت بحران جهانی از مسیر شاخص‌های بین‌المللی S&P500 و FTSE100 بر شاخص کل قیمت بازار سهام تهران، شاخص‌های صنعت و واسطه‌گری مالی و شاخص بازار اول و دوم بازار سهام تهران، بررسی شده است. با توجه به نتایج تجربی به دست آمده از این تحقیق، موارد زیر قابل ذکر هستند:

۱- همان‌طور که در نتیجه‌ی آزمون سرایت از شاخص‌های بین‌المللی بر شاخص کل قیمت بازار سهام تهران مشخص شده است، پارامترهای آزمون سرایت معنی‌دار هستند و این به معنی سرایت بحران از بازارهای جهانی به شاخص بازار سهام تهران می‌باشد. با توجه به تحریم‌ها و محدودیت‌هایی که در بازارهای ایران وجود دارد، شرکت‌های بازار سهام در پرتفولیوی خود سهام شرکت‌های خارجی را ندارند، بنابراین افت قیمت سهام خارجی اثر مستقیمی بر ارزش سهام در بازار تهران ندارد. اما اخبار منفی بحران در آمریکا و اروپا، موجب شکل‌گیری انتظارات منفی در بازار سهام تهران شده است. هنگامی که انتظارات منفی نسبت به بازار سهام در بازار شکل گیرد، بسیاری از سهام‌داران کاهش قیمت سهام در آینده را پیش‌بینی می‌کنند و برای کاهش ریسک سرمایه‌گذاری خود اقدام به فروش سهام و جایگزین کردن آن با سرمایه‌های کم ریسک‌تر می‌کنند که در نتیجه افزایش تقاضا برای پول، طلا و سایر سرمایه‌های جایگزین و در نهایت کاهش تقاضا برای سهام در بازار رقم می‌خورد که به کاهش ارزش شاخص کل بازار سهام می‌انجامد.

۲- یافته‌های تجربی پژوهش نشان می‌دهد که بحران به شاخص صنعت سرایت داشته است. این مسئله را می‌توان به شکل‌گیری انتظارات منفی نسبت به ارزش سهام شرکت‌های صنعتی و تولیدی در بازار سهام تهران نسبت داد. در هنگام یک بحران مالی، رکود اقتصادی پیش‌بینی می‌شود، رکود اقتصادی به کاهش قیمت محصولات اساسی

Archive of SID

www.SID.ir

مانند نفت و فلزات می‌انجامد. کاهش قیمت نفت و فلزات در بحران ۲۰۰۸ کاملاً مشهود است. با توجه به این که بخش بزرگی از بازار سهام تهران، به‌ویژه شرکت‌های صنعتی، به‌طور مستقیم و غیرمستقیم به قیمت نفت وابسته است، می‌توان افت ارزش شاخص بازار سهام تهران را ناشی از پیش‌بینی کاهش قیمت نفت و کاهش سود شرکت‌های وابسته به آن دانست. هم‌چنین در هنگام بحران جهانی قیمت بسیاری از کالاها به دلیل رکود و کاهش تقاضای جهانی کاهش می‌یابد با توجه به ثابت بودن نرخ ارز در آن دوره و هم‌چنین وجود تورم بالا در بازار داخلی ایران، کاهش قیمت کالاهای تولیدی خارجی موجب سرازیر شدن کالاهای خارجی به بازار مصرف داخلی و کاهش توان رقابت شرکت‌های داخلی با شرکت‌های خارجی می‌شود، بنابراین شرکت‌های داخلی با خطر کاهش سود مواجه می‌شوند و پیش‌بینی این کاهش سود موجب کاهش قیمت سهام این شرکت‌ها می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که بحران بر شاخص واسطه‌گری‌های مالی تأثیری نداشته است. وجود تحریم‌ها و محدود بودن جریان گردش سرمایه‌های بین‌المللی در ایران و هم‌چنین عدم تبادل مستقیم وام و اعتبارات بین شرکت‌های داخلی با بانک‌های خارجی موجب شده است که شرکت‌های واسطه‌گری پولی و مالی بازار سهام تهران از تأثیر مستقیم شوک‌های بحران مصون بمانند.

۳- نتایج آزمون‌های تجربی نشان‌گر سرایت بحران به شاخص اول بازار است. شرکت‌های شاخص بازار اول که به طور عمده شامل شرکت‌های بزرگ و با تجربه در بازار سهام تهران هستند، تحت تأثیر شوک‌های بحران جهانی قرار گرفته‌اند. این وضعیت را می‌توان به صنعتی بودن شرکت‌های بزرگ نسبت داد که همان‌طور که توضیح داده شد، تأثیر بحران جهانی بر آن‌ها محسوس بوده است.

فهرست منابع

۱- سایت رسمی سازمان بورس اوراق بهادار تهران http://www.irbourse.com

2- Bae, K.H, Karolyi, G.A., and Stulz, R.M. (2003). *A New Approach to Measuring Financial Contagion*, Review of Financial Studies, 16, 717-763.

3- Bekaert, G., Harvey, C.R., and Ng, A. (2005), *Market Integration and Contagion,* Journal of Business, 78, 39-69.

4- Bond, S.A., Dungey, M., & Fry, R.A. (2006). *Web of Shocks: Crises Across Asian Real Estate Markets*, Journal of Real Estate Finance and Economics, 32, 253-274.

Archive of SID

www.SID.ir

5- Dornbusch, R., Park, Y.C., & Claessens, S. (2000). *Contagion: understanding how it spreads*, The World Bank Research Observer, 15, 177-197.
6- Dungey, M., Fry, R., Gonzalez-Hermosillo, B., & Martin, V.L. (2004). A *Monte Carlo Analysis of Alternative Tests of Contagion*, Econometric Society 2004 Far Eastern Meetings 574, Econometric Society.
7- Dungey, M., Fry, R., Gonzalez-Hermosillo, B., & Martin, V.L. (2004). *A Comparison of Alternative Tests of Contagion with applications*, in M. Dungey, & D. Tambakis (eds) International Finance contagion: A Reader, Oxford University Press.
8- Dungey, M., Fry, R.A., González-Hermosillo, B., & Martin, V.L. (2006). *International contagion effects from the Russian crisis and the LTCM near-collapse*, Journal of Financial Stability, 2, 1-27.
9- Dungey, M., Fry, R.A., González-Hermosillo, B., & Martin, V.L. (2007). *Contagion in Global Equirty Markets in 1998: The Effects of the Russian and LTCM Crises*, Working Paper.
10- Dungey, M., Fry, R.A., González-Hermosillo, B., & Martin, V.L. (2005). *Empirical modelling of contagion: a review of methodolo*gies, Quantitative Finance, 5,1-16.
11- Dungey, M., Fry, R.A., González-Hermosillo, B., & Martin, V.L. (2003). *Unanticipated shocks and systemic influences: the impact of contagion in global equity markets in 1998*, IMF Working Paper WP/03/84.
12- Dungey, M., Martin, V.L., & Pagan A.R. (2000). *A multivariate latent factor decomposition of international bond yield spreads,* Journal of Applied Econometrics, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 15(6), pages 697-715.
13- Favero, Carlo A., & Giavazzi, Francesco (2002). *Is the international propagation of financial shocks non-linear? Evidence from the ERM*, Journal of International Economics, Elsevier, 57 (1), 231-246, June.
14- Forbes, K., & Rigobon, R. (2002). *No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Co-movements*, The Journal of Finance, 57, 2223-2261.
15- Fry, R.A., Martin, V.L., & Tang, C. (2008). *A New Class of Tests of Contagion with Applications to Real Estate Markets*, CAMA Working Paper, 1/2008.
16- Goodhart, C., & Dai, L. (2003). *Intervention to save Hong Kong: counter-speculation in financial markets*, Oxford University Press, Oxford.
17- Hamilton, J.D. (1994). Time Series Analysis, Princeton University Press.
18- Hayashi, F. (2000). *Econometrics*, Princeton University Press, New Jersey.

Archive of SID

www.SID.ir

19- Hernandéz, L., & Valdés, R. (2001). *What drives contagion: trade, neighborhood, or financial links?*, International Review of Financial Analysis, 10, 203-218.
20- Kaminsky, G.L., & Reinhart, C.M. (2003). *The center and the periphery: the globalization of financial turmoil*, NBER Working Paper #9479.
21- King, M., Sentana, E., & Wadhwani, S. (1994). *Volatility and links between national stock markets,* Econometrica, 62, 901-933.
22- Kumar, M., & Persaud, A. (2002). *Pure contagion and investors. Shifting risk appetite: analytical issues and empirical evidence*, International Finance, 5, 401-436.
23- Martin, V.L., & Dungey, M. (2004). *Empirical Modelling of Contagion: A Review of Methodologies,* Econometric Society 2004 Far Eastern Meetings574, Econometric Society.
24- Masson, P. (1999). *Contagion: macroeconomic models with multiple equilibria*, Journal of International Money and Finance, 18, 587-602.
25- Pericoli, M., & Sbracia, M. (2003). *A primer on financial contagion. Journal of Economic Surveys*, 17, 571-608.
26- Pesaran, M. Hashem, & Pick, Andreas (2007). *Econometric issues in the analysis of contagion*, Journal of Economic Dynamics and Control, Elsevier, 31 (4), 1245-1277, April.
27- Reinhart, C., & Rogoff, K.S. (2008), *Is the 2007 U.S. Sub-Prime Financial Crisis So Different? An International Historical Comparison*, Paper presented at the AEA Meetings, New Orleans, 2008
28- Rigobon, R. (2003). *On the measurement of the international propagation of shocks: is the transmission stable?*, Journal of International Economics, 61, 261-283.
29- Rigobon, R. (2003a), *Identification through Heteroskedasticity*, Review of Economics and Statistics, forthcoming.
30- Rigobon, R., & Sack, B. (2004). *Measuring the reaction of monetary policy to the stock market,* Quarterly Journal of Economics, 118, 639-669.
31- Sentana, E., & Fiorentini, G. (2001), *Identification, estimation and testing of conditionally heteroskedastic factor models*, Journal of Econometrics, 102, 143-164.
32- Solnik, B.H. (1974). *The international pricing of risk: an empirical investigation of the world capital market structure*, Journal of Finance, 29, 365-378.
33- Woertz E. (2008). *Impact of the US Financial Crisis on GCC Countries,* GRC Report, Gulf Research Center.

Archive of SID

www.SID.ir