فصلنامه علمی- پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی
سال پنجم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۱۹) زمستان ۱۳۹۶
تاریخ دریافت: ۹۴/۱۲/۱۲ تاریخ پذیرش: ۹۵/۸/۲۹
صص: ۵۰ ° ۳۳

An Evaluation of Risk Transmission over Foreign Exchange, Real Estate and Stock Markets in Iran`s Economy (An Application of Parametric and Non-Parametric Value at Risk Approach)

Hossein Bastanzad[1*], Pedram Davoudi[2]
1- Monetary and Banking Research Institute (MBRI), Department of Monetary and Exchange Rate Policies, Researcher
hbastanzad@yahoo.com
2- Institute for Management and Planning studies (IMPS), PHD Candidate
pedram.davoudi@gmail.com

Abstract
The international spillover remarkably affects the asset markets risks mainly through macroeconomic variables in Iran`s economy. To assess it, we evaluate VaR of assets market during 1990-2015.The results underscore the VaR which are statistically computed by the nonparametric approaches are considered more efficient than parametric approaches due to lower standard deviation and coefficient of variation as well as a better reflection of cyclical shocks.The Causality test indicates the foreign exchange VaR causes the stock price VaR while the stock price VaR simultaneously causes the mortgage price VaR.The impact of macroeconomic variables on the assets market VaRs is also estimated by the causality test as the output growth adversely inspires the VaRs of mortgage price and foreign exchange rate. Meanwhile, money base is constantly stimulated by the assets market VaRs in the short and medium term owing to money base. As a consequent, reduction in foreign exchange market risk lead to a reduction in other assets market risk and eventually overall economy. Therefore, it is desirable to design complementary mechanisms to fulfill the task.
Keywords: Financial transmission mechanism, Financial assets market, risk, Spillover effect, Value at risk.

بررسی ساز و کار انتقال ریسک بین بازارهای ارز، مسکن و سهام اقتصاد ایران (با استفاده از رویکرد پارامتریک و ناپارامتریک ارزش در معرض خطر)

حسین باستان‌زاد[۱*]، پدرام داودی[۲]
۱- پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی ج.ا.ا.، گروه سیاست‌های پولی و ارزی، پژوهشگر
hbastanzad@Yahoo.com
۲- موسسه عالی آموزش و پژوهش در مدیریت و برنامه‌ریزی، دانشجوی دکتری
pedram.davoudi@Gmail.com

چکیده
ریسک بازار دارایی بیشتر از آنکه از متغیرهای کلان اقتصادی متأثر باشد، از سرریزهای بین‌المللی و بازار سایر دارایی‌ها تأثیر می‌پذیرد. نتایج تخمین ارزش‌های در معرض خطر در سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۴ سه بازار دارایی (مسکن، ارز و سهام) متکی بر روش‌های ناپارامتریک به‌علت انحراف معیار و ضریب تغییرات کوچک‌تر و نیز انعکاس بهتر تکانه‌های ادواری، کارایی بیشتری نسبت به روش‌های پارامتریک دارد. نتایج آزمون علیت، نشان‌دهندهٔ رابطهٔ علّی از نرخ ارز به قیمت سهام و نیز رابطهٔ علّی از بازار سهام به بازار مسکن است. بررسی رابطهٔ ریسک بازارهای دارایی با متغیرهای کلان بر رابطهٔ معکوس رشد اقتصادی با ارزش‌های در معرض خطر ارز و مسکن دلالت داشته است. همچنین مقادیر ارزش‌های در معرض خطر بازارهای مختلف به‌ترتیب، در کوتاه‌مدت و میان‌مدت در پایهٔ پولی تأثیر داشته است. براساس نتایج به‌دست‌آمده استنباط می‌شود، کاهش نوسان‌ها و ریسک بازار ارز به کاهش ریسک سایر بازارهای دارایی و درنهایت، کل اقتصاد منجر خواهد شد. براساس این، به سیاست‌گذار توصیه شده است با طراحی ساز و کارهای مناسب نسبت به این مهم اقدام کند.
واژه‌های کلیدی: اثر سرریز، ارزش در معرض خطر، بازار دارایی‌های مالی، ریسک، ساز و کار انتقال مالی

* نویسنده مسؤول

مقدمه

بازار دارایی‌ها به‌واسطهٔ تسویه‌نکردن ادواری بازارهای عوامل تولید و پول، همواره در معرض تکانه‌های منظم مقطعی قرار دارد. همچنین این بازارها در معرض تکانه‌های ناشی از بی‌تعادلی‌های[1] بخش‌های خارجی و عمومی، در کنار سیاست‌های پولی تورم‌زا قرار داشته است. تکانه‌های منفی قیمت نفت (کاهش قیمت) به‌طور همزمان، تراز عملیاتی بودجهٔ دولت و موازنهٔ پرداخت‌های خارجی کشور را دچار عدم تعادل کرده است که عموماً با خالص دارایی خارجی و نیز خالص بدهی دولت به بانک مرکزی[2] به‌ترتیب، زمینهٔ افزایش پایهٔ پولی، نقدینگی، تقاضای کل و سطح عمومی قیمت‌ها را فراهم کرده است. افزایش سطح عمومی قیمت‌ها که بعضاً با ناپایداری نرخ رشد قیمت‌ها نیز همراه بوده است، با تغییر در هزینهٔ جایگزینی دارایی‌ها از یکسو، ترکیب سرمایه‌گذاری‌های حقیقی و مالی اقتصاد را متأثر کرده و از سوی دیگر، به‌علت اثر قیمتی تورم در ثروت، توزیع ثروت و درآمد را بین نهادهای مختلف اقتصادی (دولت، بنگاه و گروه‌های مختلف درآمدی خانوار) تحت تأثیر قرار داده است. در چنین شرایطی، بازار دارایی‌ها متأثر از بی‌تعادلی بخش‌های مختلف اقتصاد کلان (حقیقی، خارجی و اسمی) و نیز آثار انتقالی تکانه‌های قیمتی بین بازارهای مذکور (پول، ارز، طلا، سرمایه، مستغلات و کالا) همواره در معرض اختلال‌های ادواری قرار داشته است. اندازه، تواتر و طول دورهٔ اختلال‌های مذکور در شرایط مختلف اقتصاد داخلی و بین‌المللی همواره متفاوت بوده است که در کنار ساز و کار آثار انتقالی تکانه‌ها، بین بازار دارایی‌های مختلف باید بررسی شود.

قیمت دارایی‌ها از یکسو، متأثر از توسعهٔ بخش‌های مالی و حقیقی و جهت‌گیری سیاست پولی داخلی و از سوی دیگر، دستخوش تحولات بازارهای مالی بین‌المللی و اخبار مختلف داخلی و خارجی است که به‌طور همزمان، بازار دارایی‌های مالی و غیرمالی را متأثر می‌کند. در میان مؤلفه‌های مذکور، جهت‌گیری سیاست‌های پولی، نقش گسترده‌تری در ثبات بازار دارایی‌ها داشته است؛ یعنی با تغییر نرخ بهرهٔ سیاستی کوتاه‌مدت و یا تغییر کل‌های پولی و اعتباری، زمینهٔ کاهش نوسان‌ها و نیز تسهیل فرایند تحقق اهداف سیاست‌گذار پولی (ثبات مالی، پایداری موازنهٔ پرداخت‌ها و ثبات قیمتی) را فراهم می‌کند [۴، ۹،۲۰،۴۳]. تفکیک جهت، اندازه و تواتر آثار هر یک از مؤلفه‌های مذکور، یک الزام عملیاتی در فرایند سیاست‌گذاری است؛ به‌گونه‌ای که افزایش قیمت اوراق بهادار ناشی از بهبود متغیرهای ساختاری، تحولات اقتصاد بین‌الملل و یا تورم داخلی ناشی از هزینه‌های فزایندهٔ تولید، سه واکنش مختلف سیاست‌گذار پولی را به‌دنبال خواهد داشت [۴۵].

می‌توان اینگونه استدلال کرد که رونق بازار دارایی‌ها، علامت قوی برای وجود رونق اقتصاد است؛ به‌عنوان نمونه، در ایالات متحده، به‌کارگیری سیاست‌های کارآمد پولی در کنار اصلاحات ساختاری، زمینهٔ طولانی‌ترشدن چرخه‌های رونق قیمت در بازار دارایی‌ها را فراهم کرده است؛ به‌گونه‌ای که دورهٔ رونق مذکور به‌تدریج از ۱۶ به ۱۸ فصل در چهار دههٔ منتهی به سال ۲۰۰۰ افزایش یافته‌است که با افزایش همزمان شکاف تولید، سرمایه‌گذاری و نیز نسبت سرمایه‌گذاری در مسکن به تولید ناخالص داخلی بوده است (بالاتر از روند بلندمدت) که همواره با

1 Imbalance

۲ از سال ۱۳۹۲ این مهم به‌صورت غیر مستقیم بوده است؛ به‌گونه‌ای که دولت به بانک‌های تجاری و بانک‌های تجاری به بانک مرکزی بدهکار شده است.

سیاست‌های انبساطی پولی و اعتباری همزمان همراه بوده است [۷ و ۸]. در همین راستا، اغلب دوره‌های رونق با رشد تورم همراه نبوده است؛ بلکه تنها انحراف‌های محدودی به روند بلندمدت و یا اهداف سیاست‌گذاری داشته است؛ به بیان دیگر، سیاست‌گذار پولی توانسته است ساز و کار انتقال پول بر تورم را عقیم کند. با وجود این، دوره‌های محدودی که تورم ناشی از افزایش هزینهٔ تولید (تورم سمت عرضه) تشدید شده است، با انحراف‌های تورمی بیشتر، بی‌ثباتی مالی بیشتر و نیز کاهش شدید تولید و سرمایه‌گذاری حقیقی همراه بوده است. در چنین شرایطی، واکنش سیاست‌گذار پولی به تکانه‌های بازار دارایی‌ها که با افزایش قیمت در این بازارها همراه بوده است، به‌علت تأثیرپذیری بازار دارایی‌ها از سیاست‌های پولی (حتی در شرایط نبود اصطکاک در بازار اعتبارات و بروز تکانه‌های غیرساختاری اسمی) پرهیزناپذیر است [۱۳،۱۶،۱۷ و ۱۸].

واکنش بهینهٔ سیاست پولی به فرایند شکل‌گیری حباب در بازار دارایی‌ها به‌علت نبود امکان تفکیک دقیق آثار مؤلفه‌های ساختاری و سیاست پولی بر قیمت دارایی‌ها بسیار دشوار است؛ زیرا جهت‌گیری سیاست پولی در شرایطی که بهبود قیمت دارایی‌ها ناشی از افزایش بهره‌وری و یا انتظارات خوشبینانه ناشی از فرصت‌های جدید کسب وکار باشد، کاملاً متفاوت با شرایطی است که آثار تورمی سیاست‌های انبساطی پولی، زمینهٔ رشد قیمت دارایی‌ها را در پی دارد [۱۷، ۱۸ و ۴۱]. اصابت تکانه‌های غیرساختاری به قیمت دارایی‌ها به همسویی سیاست‌گذاری برای ثبات تورم و ثبات قیمت دارایی‌ها با حداقل عدم تقارن زمانی منجر شده است [۴۲]؛ در حالی که همسویی مذکور در شرایط بروز تکانه‌های قیمتی سمت عرضه با عدم تقارن زمانی گسترده‌تری در بازار دارایی‌ها همراه است. در شرایطی که تکانه‌های فوق به‌طور همزمان، زمینه‌ساز تشدید عدم تعادل مالی، بروز بحران، کاهش تولید و بی‌ثباتی قیمت‌ها شوند، اتخاذ یک سیاست پولی مؤثر، بسیار دشوار خواهد بود [۱۰، ۱۱].

ارتباط متقابل بازار دارایی‌ها و عوامل مؤثر در آنها، پیرامون دو حوزهٔ انتقال داخلی عوامل اثرگذار در قیمت دارایی‌ها و نیز پیوستگی بین‌المللی در قالب آثار انتقالی میان بازارهای بین‌المللی و بازارهای دارایی داخلی است. ارتباط بازارهای دارایی داخلی و بین‌المللی، با گسترش مبادلات مالی-سرمایه‌ای، به‌طور فزاینده‌ای در سه دههٔ اخیر افزایش یافته است؛ به‌گونه‌ای که مشاهدات تجربی به‌دست‌آمده از داده‌های پرتواتر بر همبستگی مثبت بازده بازارهای اوراق بهادار کشورهای اروپایی و ایالات متحده و سایر کشورها دلالت داشته است [۲۹،۳۷،۴۰].

مطالعات متعددی نیز برای تحلیل آثار سرریز بین‌المللی در قیمت هر یک از دارایی‌های داخلی به‌صورت مجزا انجام شده است، تا جایی که آثار انتقالی بازده و اختلال‌های بازارهای اوراق بهادار از ایالات متحده به کشورهای ژاپن و انگلستان در مطالعات مختلف تأیید شده است [۲۸ و ۳۱]. آثار سرریز میان بازارهای سرمایهٔ ایالات متحده و انگلستان در مطالعات دیگری بررسی شده است که نشان‌دهندهٔ نقش مؤثر اخبار اقتصاد کلان خارجی (جهت‌گیری سیاستی، عملکرد بخش‌های مختلف اقتصادی و بنگاه‌ها) در تحولات اقتصادهای مذکور بوده است [۵ و ۱۴]. در همین راستا، بازار ارز اقتصادهای صنعتی در سه دههٔ اخیر به‌شدت از آثار سرریز ناشی از اطلاعات اقتصاد کلان به‌طور عام و جهت‌گیری سیاست پولی شرکای مالی-تجاری بین‌المللی به‌طور خاص متأثر بوده

است [۱ و۲۲]. تغییرات نرخ بهرهٔ سیاستی کوتاه‌مدت نیز آثار انتقالی گسترده‌ای در انتقالات مالی میان بازارهای سرمایهٔ اقتصادهای طرف مبادلات خارجی داشته است.

علاوه بر آثار بیرونی و سرریز تحولات سیاستی، مطالعات تکمیلی نیز نشان‌دهندهٔ تأثیرپذیری قوی قیمت سهام نسبت به تغییرات سیاست پولی در اقتصاد ایالات متحده است [۶ و ۱۹]. در همین راستا، شواهد متعددی بر رابطهٔ متقابل سیاست پولی با قیمت دارایی‌ها در بازارهای اوراق بهادار دلالت دارد [۳۶]. تحلیل آثار نرخ بهرهٔ کوتاه‌مدت سیاستی در قیمت‌های اوراق قرضه و سهام، نشان‌دهندهٔ وجود علیت متقابل بین این دو است. همبستگی نرخ بهرهٔ کوتاه‌مدت سیاستی ایالات متحده با قیمت اوراق بهادار در ادوار مختلف از منفی به مثبت تغییر یافته است که به‌طور عمده، از جهت اثرگذاری از سیاست پولی به سمت بازار و قیمت دارایی‌ها (و به عکس) در ادوار مختلف تجاری متأثر بوده است [۳۶].

مطالعات متعددی نیز پیرامون آثار همزمان متغیرهای کلان و نوع اخبار در قیمت دارایی‌ها به‌طور عام و بازارهای اوراق قرضه به‌طور خاص انجام شد [۲۷] که نشان‌دهندهٔ تأثیرپذیری سینوسی منحنی بازده بازار اوراق قرضهٔ ایالات متحده از وضعیت متغیرهای ساختاری و اخبار است [۱۵ و ۲۶].

تکانهٔ اخبار، چرخه‌های تجاری و مالی را به‌طور مستقیم تحت تأثیر قرار داده است. این تأثیر در قیمت دارایی‌ها (به‌عنوان یک متغیر پیش‌نگر)، از نظر سرعت، اندازه و پایداری، بیشتر از چرخه‌های تجاری است. در همین راستا، نوسان‌های نرخ ارز به جای تأثیر از متغیرهای ساختاری از انتظارات ناظر بر ارزش آیندهٔ قیمت دارایی‌ها و یا انتقالات مالی بین‌المللی تأثیر می‌پذیرد [۴،۲۱ و ۳۱]. محاسبهٔ انتظارات براساس مقادیر گذشته و آیندهٔ متغیرهای ساختاری و نیز متغیر وضعیت آیندهٔ بازار دارایی‌ها به‌تفکیک بسیار دشوار است؛ از این‌رو، سیاست‌گذار پولی مجبور است به آثار ساختاری اقتصاد کلان، میان‌مدت تورمی و انتظارات گذرا بر بازار دارایی‌ها (بی‌ثباتی مالی) سه پاسخ متفاوت بدهد.

دربارهٔ فشارهای تورمی (رکودی) ناشی از آثار رشد (کاهش) تقاضای کل بر قیمت دارایی‌ها درعمل، با راهبرد هدف‌گذاری تورم و افزایش شکاف نرخ بهره، سیاست پولی تعدیل می‌شود [۷]؛ البته تعدیل سیاستی مذکور تنها منوط به تأثیر تغییرات قیمت دارایی‌ها بر انتظارات تورمی است. نوسان‌های زیاد قیمت‌ها عموماً با التهاب‌ها و بی‌ثباتی مالی نیز همراه بوده است [۳۸] که در کنار سایر مؤلفه‌های ساختاری و سیاستی همانند تکانه‌های موازنهٔ پرداخت‌ها و بی‌ثباتی‌های اجتماعی درعمل، بی‌ثباتی مالی را تشدید کرده‌اند. در همین راستا، سیاست انقباضی پولی، اندازه و دورهٔ بروز حباب در بازار دارایی‌ها را با محدودیت عرضهٔ اعتبارات کاهش داده و به‌طور همزمان، شکنندگی مالی را با رشد هزینهٔ فرصت منابع مالی (نرخ بهره) و کاهش تقاضا برای اعتبارات محدود کرده است [۱۰، ۱۱ و ۴۳]. نرخ‌های بیشتر بهره در شرایط اعمال سیاست انقباضی مذکور به‌طور همزمان، ریسک‌پذیری نهادهای اقتصادی و نیز احتمال بروز حباب در بازار دارایی‌ها را کاهش می‌دهد [۱۲]. افزایش نرخ بهره از یکسو، رقابت ظرفیت‌های سرمایه‌گذاری در بازارهای پول و دارایی را ارتقا می‌دهد و از سوی دیگر، کارایی بازار دارایی‌ها و درنتیجه، اختلال‌های قیمت آنها را بهبود می‌بخشد [۱۸].

در ایران نیز مطالعات متنوعی، ارزش در معرض خطر برای دارایی‌های مختلف را ارزیابی و اندازه‌گیری کرده‌اند. از این میان، از مطالعات شاه‌مرادی و زنگنه (۱۳۸۶)، پیکارجو و همکاران (۱۳۸۸)، نصرالهی (۱۳۸۹)، نبوی چاشمی و همکاران (۱۳۹۱)، زمردیان و همکاران (۱۳۹۳)، اسلامی بیدگلی و طیبی ثانی (۱۳۹۳)، سجاد و همکاران (۱۳۹۳) و فلاح‌پور و همکاران (۱۳۹۴) می‌توان نام برد [۲۵ ، ۲۴، ۳۳، ۳۴، ۳۵، ۳۸، ۴۰ و ۴۶].

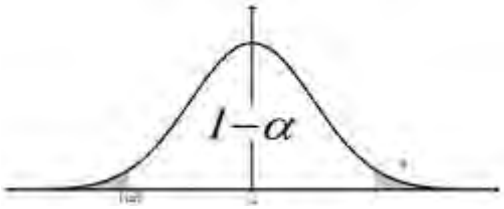
این پژوهش از پنج بخش تشکیل شده است. در بخش نخست، واکنش قیمت دارایی‌های در ارتباط با متغیرهای اقتصاد کلان براساس مبانی نظری و مطالعات تجربی سایر کشورها بررسی شده و در قسمت دوم به روش‌های محاسبهٔ ارزش در معرض خطر اشاره شده است. در بخش سوم، محاسبهٔ ریسک بازار دارایی‌های مختلف، تبیین و در بخش بعد، رابطهٔ آنها با یکدیگر و متغیرهای کلان تصریح و تحلیل شده است. در بخش پایانی نیز نتایج پژوهش و پیشنهادهای سیاستی ارائه می‌شود.

مبانی نظری

ارزش در معرض خطر با توجه به شکل توزیع داده‌ها به دو روش پارامتریک و ناپارامتریک محاسبه می‌شود. در روش پارامتریک، ارزش در معرض خطر با فرض توزیع خاصی برای داده‌ها محاسبه می‌شود. در روش ناپارامتریک، توزیع خاصی برای داده‌ها مفروض نیست؛ بنابراین مقادیر در معرض خطر، تنها مبتنی بر روند تاریخی داده‌های استفاده‌شده و مقادیر گشتاور آنها محاسبه می‌شود. درادامه، انواع مختلف روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک معرفی می‌شود. روش‌های پارامتریک محاسبهٔ ارزش در معرض خطر که عموماً مبتنی بر فرض توزیع نرمال مشاهدات است، شامل روش‌های توزیع نرمال پایه، توزیع نرمال نیم‌واریانس، دامنهٔ انتظارات شرطی و نیز روش واریانس شرطی است که در این پژوهش استفاده می‌شود. ابتدایی‌ترین روش محاسبهٔ ارزش در معرض خطر، استفاده از روش توزیع نرمال پایه است [۳۳]. در این روش، فرض‌شده است، توزیع بازده دارایی‌ها نرمال است. فرض توزیع نرمال برای تحلیل بازده دارایی‌ها با اتکا به قضیهٔ حد مرکزی در بررسی بازار دارایی‌های مالی و غیرمالی بسیار رایج است. این توزیع همچنین به‌دلیل داشتن دو پارامتر (میانگین و انحراف معیار) به‌سادگی فهمیدنی است و نسبت به سایر توزیع‌ها، بیشتر به آن توجه شده است. محاسبهٔ ارزش در معرض خطر با استفاده از فرض نرمال برای بازده دارایی‌ها، رابطهٔ ساده‌ای به‌صورت زیر دارد:

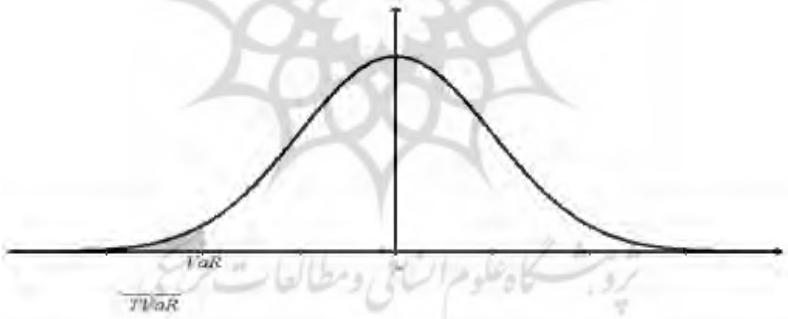
$$VaR(X) = \mu - Z_a \hat{\sigma}_t \qquad (۱)$$

به‌گونه‌ای که Z_a معرف آمارهٔ توزیع نرمال استاندارد در سطح اطمینان از دنبالهٔ یکطرفه است. ارزش در معرض خطر معادل قیمت مدّنظر در شرایط بحرانی است که با احتمال وقوع اندکی همراه است. هرچه مقدار α کوچک‌تر باشد، احتمال وقوع ارزش در معرض ریسک نیز کمتر خواهد بود.



نمودار (۱) ارزش در معرض خطر با فرض توزیع نرمال

در رویکرد توزیع نرمال، پارامتر واریانس براساس همه داده‌های (بالاتر و پایین‌تر از میانگین) تاریخی محاسبه می‌شود؛ اما از دید یک سرمایه‌گذار، تنها آن بخش از بازده که کمتر از میانگین بوده است، مؤلفهٔ ریسک تلقی شده است؛ بنابراین مقادیر بیشتر از میانگین تهدید تلقی نمی‌شود؛ بنابراین انگ و چو (۱۹۷۹) پیشنهاد داده‌اند، واریانس آن بخش از داده‌هایی که پایین‌تر از میانگین تاریخی است، در محاسبهٔ ارزش در معرض خطر (با فرض توزیع نرمال) به‌کار گرفته شودکه این روش با عنوان روش توزیع نرمال نیم‌واریانس شناخته شده است [۲۳،۲]. ارزش در معرض خطر در روش توزیع نرمال پایه عموماً در یک نقطه و متناسب با توزیع احتمال و سطح اطمینان مفروض محاسبه شده است؛ در حالی که در روش دامنهٔ انتظارات شرطی (TVaR) امید ریاضی توزیع برای کلیهٔ نقاط کمتر از مقدار بحرانی (همان نقطهٔ ارزش در معرض خطر) محاسبه می‌شود.



نمودار (۲) ارزش در معرض خطر با فرض دامنهٔ انتظارات شرطی

در روش‌های پارامتریک، فرض شده است بازده و یا قیمت دارایی‌ها، توزیع نرمال دارد که زمینهٔ محاسبهٔ مقادیر واحدی را برای پارامترهای میانگین و واریانس در طول دورهٔ مطالعاتی فراهم می‌کند. مشاهدات تجربی بر ناهمسانی واریانس قیمت دارایی‌های مختلف و نیز همبستگی بین‌دوره‌ای میان واریانس آنها دلالت دارد که موجب کاهش کارایی پارامترهای تخمینی الگوهای ارزش در معرض خطر می‌شود. برای رفع مشکل مذکور از الگوهای خودبازگشت شرطی (تعمیم‌یافته) ARCH (G) برای تخمین مقادیر واریانس شرطی هر دورهٔ زمانی استفاده می‌شود. در الگوی GARCH درجهٔ اول فرض بر این است که بازده دارایی مالی از فرایند زیر تبعیت می‌کند [۴۰].

$$X_t = a + bX_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

$$\varepsilon_t \sim i.i.d(0, \sigma_t^2) \qquad (۳)$$

$$\sigma_t^2 = a_0 + a_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1\sigma_{t-1}^2 \qquad (۴)$$

در معادلهٔ (۲) فرض وجود یک فرایند خودتوضیحی مرتبهٔ اول برای قیمت دارایی‌ها در نظر گرفته شده است. در شرایطی که عرض از مبدأ معادلهٔ (۲) مخالف صفر $a \neq 0$ باشد، بر ویژگی بازگشت به میانگین[1] در قیمت دارایی دلالت دارد. در همین راستا، اگر عرض از مبدأ مذکور، معادل صفر و شیب معادلهٔ (۲) معادل واحد $b = 1$ باشد، فرضیهٔ کارایی بازار تأیید می‌شود. واریانس جملات اخلال معادلات تصریحی قیمت دارایی‌ها غالباً تابعی از متغیر زمان است که برای رفع چالش ناهمسانی واریانس متأثر از این پدیده از الگوهای (G)ARCH در اقتصادسنجی استفاده می‌شود. در این الگوها، واریانس جملات اخلال معادلهٔ قیمت دارایی‌ها (۲) از مقادیر گذشته و مربع جملات اخلال دورهٔ قبل مانند معادلهٔ (۴) تبعیت کرده که زمینهٔ تخمین واریانس را برای هر دوره به‌صورت مجزا فراهم می‌کند.

براساس رویکرد جدید به جای محاسبهٔ مقدار مشخصی برای پارامترهای میانگین و واریانس در کل دورهٔ زمانی، پارامترهای مذکور برای هر مقطع زمانی به‌صورت مجزا تخمین زده می‌شود؛ درنتیجه، ارزش در معرض خطر نیز برای هر مقطع زمانی جداگانه محاسبه و حتی زمینهٔ پیش‌بینی مقادیر آیندهٔ آن نیز فراهم می‌شود.

برخلاف رویکرد پارامتریک، روش‌های ناپارامتریک محاسبهٔ ارزش در معرض خطر، به‌طور مستقیم، از روند تاریخی داده‌ها و مقادیر، شبیه‌سازی و مستقل از توزیع آماری داده‌ها محاسبه می‌شود. روش‌های مذکور بر روش تاریخی پایه، روش نیمه‌پارامتریک شبیه‌سازی تاریخی مونت‌کارلو، رویکرد ارزش فرین و نظریهٔ تعمیم‌یافته ارزش فرین مشتمل است. در روش ناپارامتریک، آیندهٔ نزدیک تا اندازهٔ زیادی تکرار رفتار گذشته فرض شده است؛ بنابراین اطلاعات مربوط به گذشته را برای پیش‌بینی مقادیر ریسک و یا بازده آینده می‌توان استفاده کرد. رهیافت شبیه‌سازی تاریخی، روشی ناپارامتریک است که مقادیر ارزش در معرض خطر نقطه‌ای و یا مدّنظر براساس مشاهدات گذشته و در سطح اطمینان مفروض محاسبه می‌شود. در این رهیافت، بازده در معرض خطر یک دارایی مبتنی بر این فرضیه است که آیندهٔ نزدیک تا اندازهٔ زیادی تکرار رفتار گذشته است؛ بنابراین از اطلاعات مربوط به گذشته برای پیش بینی ریسک آینده می توان استفاده کرد. بدیهی است این فرض با توجه به اندازه، تواتر و دامنهٔ اختلال‌های بازده بازار دارایی‌ها، گاهی معتبر و یا نامعتبر است. در این روش، به‌طور مستقیم از داده‌های تاریخی برای برآورد ریسک استفاده می‌شود و هیچ تعدیلی بر آنها انجام نمی‌شود. در روش تاریخی پایه، داده‌های گذشته به‌ترتیب صعودی مرتب می‌شود و سپس صدک α ام سری‌زمانی برای تعیین تعداد مشاهدات در معرض خطر استفاده می‌شود. مقادیر متوسط مشاهدات[2] در معرض خطر، میزان زیان مدّنظر را مشخص می‌کند؛ البته مقادیر در معرض خطر برای دارایی‌هایی همانند قیمت زمین و سهام برای دنبالهٔ پایین و برای نرخ ارز نیز در دنبالهٔ بالا (تضعیف قدرت خرید پول داخلی) تبیین می‌شود.

روش شبیه‌سازی تاریخی مونت‌کارلو، روشی نیمه‌پارامتریک است که مقادیر ارزش در معرض خطر با استفاده از داده‌های شبیه‌سازی‌شده متکی بر پارامترهای مشاهدات حقیقی گذشته محاسبه می‌شود. در این روش، به‌طور مستقیم از داده‌های شبیه‌سازی

[1]. Mean Reverse

[2]. مفادیر متوسط ارزش در معرض خطر به‌صورت متوسط هندسی و یا موزون زمانی قابل محاسبه است.

تاریخی که مبتنی بر گشتاورهای داده‌های تاریخی است، برای اندازه‌گیری مقادیر ارزش در معرض خطر استفاده می‌شود. در این فرایند، هیچ تعدیلی بر داده‌های شبیه‌سازی انجام نمی‌پذیرد. برای محاسبهٔ ارزش در معرض خطر، صدک αم داده‌ها به‌عنوان دامنهٔ تعیین مقادیر در معرض خطر همانند روش تاریخی پایه پس از مرتب‌سازی سری‌زمانی شبیه‌سازی‌شده اندازه‌گیری می‌شود. در این راستا، متوسط مقادیر ارزش در معرض خطر مدّنظر نیز قابل محاسبه است.

نظریهٔ ارزش فرین[1] برای تشریح توزیع‌هایی به‌کار رفته است که مقادیر داده‌های فرین (در معرض ریسک) را در یک مجموعه از مشاهدات آماری تصریح می‌کند. همچنین این نظریه، زمینهٔ تخمین سازگار از پارامترهای توزیع مشاهدات تاریخی را فراهم می‌کند. در تخمین سنتی توزیع‌های آماری با توجه به تراکم مشاهدات در اطراف میانگین، بخش مرکزی توزیع، نقش مهمی در تصریح توزیع دارد و مشاهدات آماری که در دنباله‌های سری‌های آماری قرار دارد، در تخمین سنتی توزیع داده‌ها به‌عنوان مشاهدات پرت از فرایند تحلیل داده‌ها کنار گذاشته می‌شود؛ در حالی که کرانه‌های توزیع، نشان‌دهندهٔ ریسک متغیر مدّنظر (قیمت سهام، نرخ ارز، قیمت دارایی‌های مالی و غیرمالی) است و مؤلفه‌های سلامت احتیاطی و امنیت مالی نیز برای پوشش مقادیر ریسک های مربوط به آن کرانه‌ها باید تعیین شوند. اگرچه دنباله‌های غیرمتراکم داده‌های مدّنظر، احتمال وقوع اندکی در فرایند تحلیل مؤلفه‌های ریسک/ بازده بازار دارایی‌های مالی و غیرمالی دارد؛ آثار گستردهٔ آنها در سلامت بنگاه‌ها و نظام مالی، ضرورت استفاده از یک رویکرد ناپارامتریک را برای تصریح و ارزیابی رفتار توزیع دنباله‌های مذکور، پرهیزناپذیر کرده است. در چنین شرایطی، تحلیل رفتار یک مجموعه از داده‌های آماری بر یک توزیع مفروض شناخته‌شدهٔ بدون توجیه متکی است؛ بنابراین نظریهٔ ارزش فرین برای بررسی رفتار توزیع دنباله‌ها استفاده می‌شود [۳۰، ۳۲، ۳۳].

رفتار داده‌های فرین با رفتار معمول داده‌ها می‌تواند متفاوت باشد؛ زیرا این رفتار در شرایط استثنایی و پرالتهاب اقتصادی مانند نکول بزرگ در شبکهٔ اعتباری، بی‌ثباتی موازنهٔ پرداخت‌ها و یا حباب در بازار دارایی‌ها ایجاد می‌شود. در چنین شرایطی، رفتار عاملان اقتصادی هیجانی و در مغایرت با توزیع و روند عادی داده‌های تاریخی است؛ باید مقادیر داده‌های فرین از کل مشاهدات تفکیک و سپس توزیع رفتاری آن محاسبه شود.

روش‌های فرین به‌عنوان حداکثر (حداقل)های n متغیر تصادفی (۵) تعریف می‌شود. براساس قضیهٔ فیشر و تیپت[2] (۱۹۲۸) با بزرگ‌شدن n توزیع ارزش‌های فرین به توزیع تعمیم‌یافتهٔ ارزش فرین[3] (۵) نزدیک می‌شود [۲۶].

$$X_{max} = max(X_1, X_2, \dots, X_n) \; ; X_{min} = min(X_1, X_2, \dots, X_n) \quad (۵)$$

$$H_{\omega,\mu,n}(X) = if\, \omega_{max} \neq 0 \,, exp(-(1 + \omega_{max}(\frac{X_{max} - \mu_{max}}{\sigma_{max}})^{-1/\omega_{ma}} \quad (۶)$$

$$H_{\omega,\mu,n}(X) = if\, \omega_{max} = 0 \,, exp(-exp(-\left(\frac{X_{max} - \mu_{max}}{\sigma_{max}}\right))) \quad (۷)$$

در شرایطی که پارامتر دنباله در معادلهٔ شمارهٔ (۶) به سمت صفر میل کند، معادلهٔ (۷) به‌دست می‌آید. تابع توزیع تعمیم‌یافتهٔ ارزش فرین (۸) نیز یک تابع توزیع تجمعی حداکثر است که بر سه پارامتر متکی است.

[1]. Extreme Value Theorem

[2]. Fisher and Tippett

[3]. Generalized Extreme Value

$$H_{\omega,\mu,n}(X_{max}) = \exp\left(-\left(1+\omega_{max}\left(\frac{X_{max}-\mu_{max}}{\sigma_{max}}\right)\right)^{-1/\omega}\right) \quad (۸)$$

پارامتر μ_{max} موقعیت توزیع و معیار گرایش مرکزی داده‌های فرین X_{max} است؛ در حالی که پارامتر σ_{max} انحراف معیار توزیع که معیار پراکندگی داده‌های فرین است، همچنین پارامتر ω_{max} نشان‌دهندهٔ شاخص دنبالهٔ (شاخص چولگی) توزیع است. رهیافت توزیع تعمیم‌یافتهٔ پارتو (فراتر از آستانه) براساس قضیهٔ تعمیم‌یافتهٔ ارزش فرین شکل گرفته است که به‌ازای مقادیر مختلف پارامتر، دنباله سه حالت را تبیین می‌کند. اگر $\omega_{max>0}$ باشد، توزیع تعمیم‌یافتهٔ پارتو، دنبالهٔ نسبتاً متراکم دارد و توزیعی مانند t در دامنهٔ آن قرار می‌گیرد. اگر $\omega_{max=0}$ باشد، توزیع تعمیم‌یافتهٔ پارتو، دنبالهٔ با تراکم عادی دارد و توزیعی مانند توزیع نرمال در دامنهٔ آن قرار دارد. اگر $\omega_{max<0}$ باشد، توزیع تعمیم‌یافتهٔ پارتو، دنبالهٔ با تراکم محدود دارد و توزیعی مانند بتا در دامنهٔ جذب آن قرار می‌گیرد. در تحلیل نهایی، نظریهٔ ارزش فرین، رهیافتی برای تصریح مقادیر حداکثرها و حداقل‌های یک مجموعه از مشاهدات است؛ در حالی که رهیافت تعمیم‌یافتهٔ پارتو (فراتر از آستانه) روشی برای تصریح و الگوسازی تعداد و ارزش‌های تخطی فراتر از یک آستانهٔ مفروض است. اگر نمونهٔ مشاهدات را به‌صورت $x_1, x_2, \dots, x_n$ و تابع توزیع چگالی آن با $f(x)$ ارزش مفروض سطح آستانه معادل u است $F(u)$ تابع توزیع چگالی تجمعی مقادیر آستانه (9) به‌صورت:

$$F(u) = Pr\{x \le u\} \quad (۹)$$

تخطی زمانی بروز می‌کند که مشاهدهٔ x از مقدار آستانهٔ u بزرگ‌تر است و مقدار اضافی فراتر از آستانهٔ (y) نیز به‌صورت (۱۰) تعریف می‌شود:

$$y = x - u \quad (۱۰)$$

تابع توزیع احتمال تجمعی مقادیر فراتر از آستانهٔ u به‌صورت (۱۱):

$$F(y) = Pr\{X > u\} \quad (۱۱)$$

$$F_u(y) = pr\{X_i - u \le y_i | X_i > u\} \quad (۱۲)$$

$$F_u(y) = \frac{pr\{X_i - u \le y_i\}, pr\{X_i > u\}}{pr\{X_i > u\}} = \frac{F(y_i+u)-F(u)}{1-F(u)} = \frac{F(X)-F(u)}{1-F(u)} \quad (۱۳)$$

مقادیر $F_u(y)$ معادل احتمال مشروط تخطی از آستانه است. y تنها برای مقادیر بزرگ‌تر از صفر تعریف شده است. برای هر x > u مقدار مشخصی از $(x = y + u)$وجود دارد که توزیع احتمال آن نیز به‌صورت معادلهٔ (۱۴) خواهد بود.

$$F(x) = [1 - F(u)]\, F_u(y) + F(u) \quad (۱۴)$$

مقدار تابع چگالی احتمال مقدار آستانهٔ $\hat{F}(u)$ را مطابق معادلهٔ (۱۵) با استفاده از تعداد مشاهدات بیشتر از سطح آستانهٔ N_u و نیز تعداد کل مشاهدات n می‌توان برآورد کرد.

$$\hat{F}(u) = \left(\frac{n-N_u}{n}\right) = 1 - \frac{N_u}{n} \quad (۱۵)$$

در شرایطی که مقدار u بزرگ باشد، تابع توزیع احتمال مقادیر فراتر از آستانه را با استفاده از توزیع تعمیم‌یافتهٔ پرتو (G(y)) می‌توان تخمین زد [۳، ۳۶]. با افزایش مقادیر آستانه، توزیع ارزش‌های فراتر از

آستانهٔ $F_u(y)$ تقریبی از توزیع تعمیم‌یافتهٔ پرتو (۱۶) خواهد بود.

$$F_u(y) = G(y) = Exp\left[1 - \left(1 + \frac{\omega}{\hat{\sigma}}(x - u)^{\frac{-1}{\omega}}\right)\right] \quad (۱۶)$$

$$\hat{F}(x) = \frac{N_u}{n} Exp\,(1 - \left(1 + \frac{\omega}{\hat{\sigma}}(x-u)\right)^{\frac{-1}{\omega}}) + (1 + \frac{N_u}{n}) \quad (۱۷)$$

با جای‌گذاری $\hat{F}(x) = p$ در رابطهٔ (۱۷) و بازنویسی این رابطه برحسب x، معادلهٔ (۱۸) برای محاسبهٔ ارزش در معرض خطر به دست می‌یابد.

$$VaR_p = \hat{u} + \frac{\hat{\sigma}}{\omega}[(\frac{n}{N_u}(1-p))^{-\omega} - 1] \quad (۱۸)$$

اکنون برای به‌دست‌آوردن ارزش در معرض خطر کافی است پارامترهای توزیع $G(y)$ را با استفاده از داده‌های تجربی و به‌کارگیری روش‌های غیرخطی تخمین زد. بدین‌ترتیب با به‌دست‌آوردن پارامترهای توزیع پارتو، مقدار ارزش در معرض ریسک به دست می‌آید.

روش پژوهش

مطالعات انجام‌شده در ایران به‌طور عمده، ریسک بازار دارایی‌ها را اندازه‌گیری کرده‌اند [۲۵ ، ۳۳، ۳۵، ۴۰ و ...]؛ اما در استفاده از این معیار ریسک، بررسی رابطهٔ ریسک بازارهای دارایی مختلف چندان مدّنظر نبوده است. مطالعات خارجی برشمرده‌شده [۴،۷، ۸، ۱۲، ۱۹،۳۹،۳] در حوزهٔ آثار سرریز، آثار سرریز در قیمت‌ها را بررسی کرده است؛ در حالی که در این پژوهش، آثار سرریز ریسک بازارهای مختلف دارایی (سهام، مسکن و ارز) در یکدیگر بررسی و سپس رابطهٔ چرخه‌های تجاری، چرخه‌های سیاست پولی و مالی با ریسک بازارهای مختلف دارایی تحلیل و آزمون شد.

در این راستا، ارزش در معرض خطر به‌عنوان سنجهٔ ریسک بازارهای مختلف دارایی (سهام، مسکن و ارز) در نظر گرفته شده است. در این مطالعه سعی شد از روش‌های مختلف پارامتریک و ناپارامتریک برای محاسبهٔ ارزش در معرض خطر به‌عنوان شاخص ریسک بازارهای مختلف دارایی ایران استفاده شود. با بهره‌گیری از این ارزش‌های در معرض خطر، رابطهٔ علیت میان سیاست پولی (رشد پایه پولی و نقدینگی) با آستانهٔ تکانه‌پذیری (ارزش در معرض خطر) بازار دارایی‌ها و نیز رابطهٔ مقادیر ارزش در معرض خطر بازارهای مختلف، در قالب اطلاعات فصلی برای اقتصاد ایران بررسی و نقش مؤلفه‌های ساختاری (رشد اقتصادی، تورم، نسبت هزینه‌های دولت به تولید ناخالص داخلی) نیز بر تغییرات ارزش در معرض خطر قیمت دارایی‌ها به‌طور مجزا تخمین آماری شد. برای بررسی ارتباط علّی مذکور از روش ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته[1] (GARCH) برای محاسبهٔ ارزش در معرض خطر بازده این سه بازار استفاده شده است.

یافته‌ها

نتایج محاسبات مربوط به استخراج ارزش‌های در معرض خطر و زیان مدّنظر مربوط به سه بازار دارایی در جدول (۱) آمده است. مقادیر ارزش‌های در معرض خطر بازارهای ارز، زمین و سهام با استفاده از روش‌های مختلف پارامتریک و ناپارامتریک محاسبه و متوسط زیان مدّنظر (متوسط حسابی مقادیر ارزش‌های در معرض خطر) هر یک نیز استخراج شده است.

[1]. Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity

در بازار ارز، افزایش نرخ اسمی ارز که نشان‌دهندهٔ کاهش قدرت خرید پول ملی است، براساس روش‌های مذکور بین ۷۰ تا ۱۲۸ درصد امکان افزایش دارد که مقادیر زیان مدّنظر آنها نیز به‌ترتیب، معادل ۱۰۸/۹ و ۱۸۶/۵ است. مقادیر میانگین و انحراف معیار مقادیر محاسباتی ارزش‌های در معرض خطر به‌ترتیب، معادل ۸۱/۶ و ۲۲/۷ درصد است که نشان‌دهندهٔ ضریب تغییراتی (نسبت انحراف معیار به میانگین) معادل ۰/۲۷ است که بر پایداری نتایج، پراکندگی و حساسیت محدود نتایج به روش‌های استفاده‌شده دلالت دارد.

در بازار زمین نیز مقادیر محاسباتی ارزش‌های در معرض خطر با کاهش شاخص قیمت زمین انعکاس یافته (با علامت معکوس) که بین ۶/۵ تا ۲۱/۴- نوسان داشته است. در همین راستا، مقادیر متناظر متوسط زیان مدّنظر نیز به‌ترتیب، ۱/۵ و ۹/ ۳۹- درصد است. همچنین متوسط ارزش در معرض خطر و انحراف معیار آن در بازار زمین اقتصاد ایران نیز به‌ترتیب، معادل ۱۰- و ۹ درصد است که زمینهٔ محاسبهٔ ضریب تغییراتی (۰/۹-) را در مغایرت با علامت‌های پارامترهای مرکزی (میانگین و انحراف معیار) فراهم کرده است. مجموعه پارامترهای مذکور بر دامنه و انحراف معیار زیاد نتایج روش‌های مختلف پارامتریک و ناپارامتریک و نیز ناپایداری و نبود استحکام نتایج در روش‌های مختلف دلالت دارد که البته نتایج روش‌های ناپارامتریک به‌علت تمرکز بر داده‌های فرین، قابلیت اتکا و پیش‌بینی بیشتری خواهد داشت.

در بازار سهام، مقادیر ارزش در معرض خطر با کاهش شاخص قیمت سهام انعکاس دارد که بین ۲۰/۸- تا ۳۱/۷-از روش‌های مختلف محاسبه شده است که متوسط زیان مدّنظر آنها نیز به‌ترتیب، ۲۳/۲- و ۳۱/۷- درصد است. متوسط نتایج ارزش‌های در معرض خطر هفت روش استفاده‌شده معادل ۲۵/۱- درصد است که انحراف معیار آن نیز ۳/۳ درصد است که بر ضریب تغییرات اندک ۰/۱۳- روش‌های مذکور و پایداری و استحکام[1] نتایج به روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک دلالت دارد.

در تحلیل نهایی، اگرچه مجموعه نتایج مختلف ارزش‌های در معرض خطر مبتنی بر روش‌های مختلف پارامتریک و ناپارامتریک استحکام زیادی را انعکاس داده است؛ اما کارایی سنجه‌های ناپارامتریک بیشتر است؛ به‌گونه‌ای‌که ضرایب تغییرات مربوط به نتایج ارزش‌های در معرض خطر هر سه بازار زمین، ارز و سهام بر انحراف معیار و ضرایب تغییرات کوچک‌تر نتایج مربوط به روش‌های ناپارامتریک (تاریخی پایه، نظریه ارزش فرین، مونت‌کارلو و GARCH) دلالت دارد که در کنار قابلیت به‌کارگیری وقایع اخیر در پیش‌بینی‌های کوتاه‌مدت، مزیت روش‌های ناپارامتریک را برجسته‌تر می‌کند؛ البته پایداری نتایج هر دو روش برای بازارهای ارز و سهام از بازار زمین بیشتر است.

[1]. Robustness

جدول (۱) ارزش در معرض خطر و زیان مدّنظر سالانه (درصد تغییر)

	نرخ ارز		شاخص قیمت زمین		شاخص قیمت سهام	
شاخص	ارزش در معرض خطر	زیان مدّنظر	ارزش در معرض خطر	زیان انتظاری	ارزش در معرض خطر	زیان مدّنظر
توزیع نرمال	۵۳/۹	۹۴/۳	-۱۹/۶	۳/۵	-۲۷	-۲۷
توزیع نرمال نیم‌واریانس	۷۸	۱۲/۵	۶/۵	۱/۵	-۳۱/۷	-۳۱/۷
دامنهٔ انتظارات شرطی	۹۸/۹	۱۰۲/۷	-۳/۸	-۴/۸	-۲۵	-۲۵/۹
روش تاریخی پایه	۷۱	۹۵/۷	۰/۲	-۳/۸	-۲۰/۸	-۲۳/۲
مونت‌کارلو	۷۰	۱۰۸/۹	-۱۵/۴	-۲۱/۹	-۲۴/۱	-۳۳/۵
GARCH	۱۲۸/۳	۱۸۶/۵	-۲۱/۴	-۳۹/۹	-۲۱/۹	-۲۵/۱
نظریهٔ ارزش فرین	۷۰/۹	۹۵/۷	-۰/۲	-۰/۳	-۲۵/۱	-۲۶/۱

برای بررسی تأثیرگذاری مقادیر ارزش‌های در معرض خطر (ریسک) بازارهای مختلف دارایی، در این بخش از آزمون علیّت گرانجر استفاده شده است. این آزمون، فرضیهٔ آثار یکطرفه، متقابل و یا خنثی متغیرهای مدّنظر را در یکدیگر می‌آزماید. با توجه به جدول (۲) آزمون علیّت نشان می‌دهد، رابطهٔ علّی یکطرفه از ارزش در معرض خطر نرخ ارز به ارزش در معرض خطر بازار سهام و از بازار سهام به قیمت مسکن قابل مشاهده است. مهم‌ترین دلیل پدیدهٔ مذکور، آثار کوتاه‌مدت درآمدی و میان‌مدت هزینه‌ای تکانهٔ بازار ارز بر صورت‌های مالی بنگاه‌های اقتصادی و درنتیجه، بازار سهام است. در همین راستا، آثار سرریز تکانه‌های (رونق/رکود) بازار سهام نیز با نوسان‌های جریان‌های درآمدی (نقدی/تعهدی) و وجوه اقتصاد، بازار زمین و مستغلات را نیز متأثر می‌کند که با مشاهدات تجربی نیز سازگاری دارد.

جدول (۲) آزمون علیت بین ارزش درمعرض ریسک دارایی‌ها

علیت		از		
		مسکن	سهام	ارز
به	مسکن		۲/۹۸۳ (۰/۰۵۶)	۰/۵۸۴ (۰/۵۶۰)
	سهام	۰/۶۵۵ (۰/۵۲۱)		۳/۱۷۶ (۰/۰۴۶۶)
	ارز	۱/۶۹۸ (۰/۱۸۹)	۱/۵۰۹ (۰/۲۲۷)	

اعداد داخل پرانتز، سطح معنای آمارهٔ F آزمون علیت است.[1]

۱ اگر این مقدار کمتر از ۵ درصد باشد، در حکم رد فرضیهٔ صفر مبنی بر وجود رابطهٔ علّی از ۱# به ۲# است.

برای بررسی ارتباط ارزش در معرض خطر بازار دارایی‌های مختلف و وضعیت متغیرهای منتخب اقتصاد کلان از آزمون علیت گرانجر مجدداً استفاده شده است. بدین‌منظور، رابطهٔ مقادیر ارزش‌های در معرض خطر سه بازار ارز، مسکن و سهام با سه متغیر کلان رشد اقتصادی (شاخص بخش حقیقی)، رشد پایهٔ پولی (شاخص سیاست پولی) و رشد هزینه‌های دولت (شاخص سیاست مالی) با آزمون علیت گرانجر بررسی شدند. نتایج آزمون مذکور در جدول (۳) آمده است. براساس این، رشد اقتصادی مطابق انتظار، با ارزش در معرض خطر بازار ارز، رابطهٔ معکوسی دارد؛ به‌عبارت دیگر، بهبود رشد اقتصادی با پایداری بخش خارجی و موازنهٔ پرداخت‌ها و نیز تقویت قدرت خرید پول ملی همراه است. همچنین رشد اقتصادی موجب بهبود ثبات در بازار دارایی‌های مالی و غیرمالی به‌طور عام و بازار زمین به‌طور خاص است؛ به‌گونه‌ای که زمینهٔ کاهش ریسک در بازار مسکن و درنتیجه، تقلیل ارزش در معرض خطر آن را فراهم می‌کند.

مطابق نتایج آزمون علیت گرانجر (مندرج در جدول (۳)) سیاست پولی در ریسک بازار دارایی‌ها تأثیر ندارد؛ اما به‌طور معکوس، از ارزش در معرض خطر بازارهای سهام، ارز و مسکن به‌ترتیب، در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت تأثیر پذیرفته است. مهم‌ترین دلیل پدیدهٔ مذکور، آثار گستردهٔ نوسان‌های ادوار بازار دارایی‌ها به‌ترتیب، در جریان درآمدی (نقدی/ تعهدی) اقتصاد کلان، جریان وجوه میان بازارهای مالی، نسبت مطالبات غیرجاری به کل مطالبات بانک‌ها و درنهایت، تغییرات خالص بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین ارکان سیاست‌گذاری پولی و عملیات اعتباری است؛ به‌عبارت دیگر، افزایش ریسک بازارهای ارز، سهام و مسکن به‌طور مستقیم، زنجیرهٔ جریان وجوه، عملیات اعتباری نظام بانکی و نیز جهت‌گیری سیاست پولی و کل‌های پولی را دچار چالش و انبساط خواهد کرد.

جدول (۳) آزمون علیت گرانجر ارزش در معرض خطر بازه دارایی‌ها و رشد هزینه‌های دولت، پایهٔ پولی و تولید ناخالص داخلی

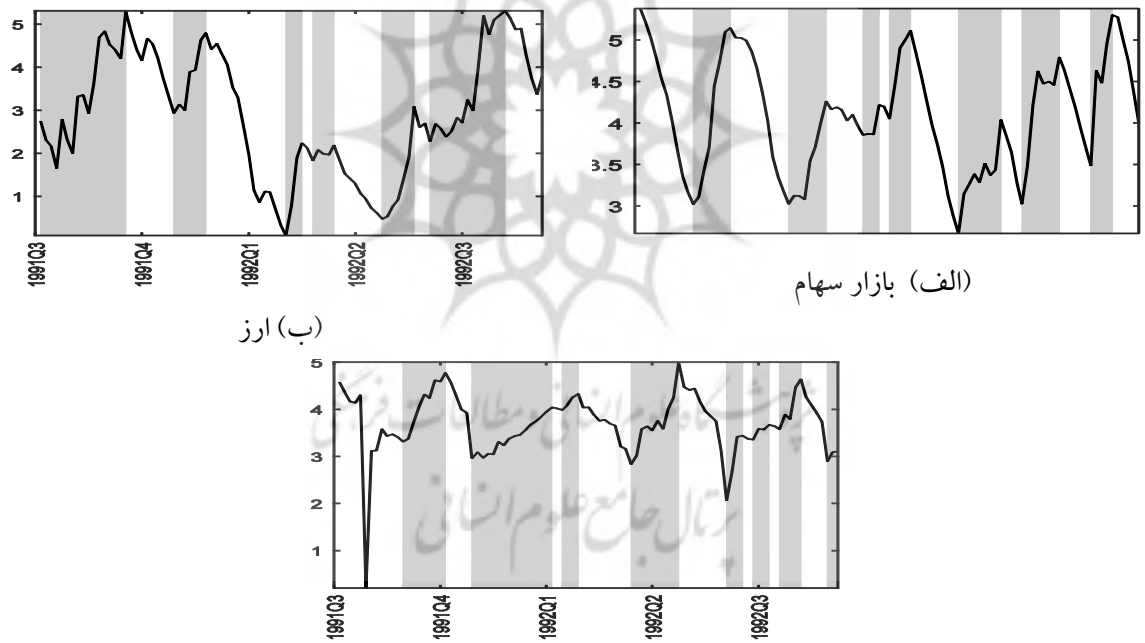
	از رشد پایهٔ پولی	به رشد پایهٔ پولی	از رشد هزینه‌های دولت	به رشد هزینه‌های دولت	از رشد اقتصادی	به رشد اقتصادی
مسکن	۶/۰۶۲۵۵ (۰/۰۰۳۴)	۱/۹۷۵۱۱ (۰/۱۴۴۸)	۱/۵۱۰۶۱ (۰/۲۲۶۴)	۰/۳۵۸۷۷ (۰/۶۹۹۶)	۲/۵۰۵۶ (۰/۰۸۷)	۰/۲۳۸۰ (۰/۷۸۸۷)
سهام	۱/۱۸۶۴ (۰/۳۱۰۲)	۰/۰۸۴۹۵ (۰/۹۱۸۶)	۱/۹۶۷۷ (۰/۱۴۵۹)	۲/۱۴۱۳ (۰/۱۲۳۶)	۰/۱۴۸۳ (۰/۸۶۲۴)	۰/۵۸۷۴ (۰/۵۵۷۹)
ارز	۰/۶۴۱۷ (۰/۵۲۸۸)	۱/۱۱۹۸ (۰/۲۳۰۹)	۰/۳۲۶۵ (۰/۷۲۲۳)	۱/۲۵۴۷ (۰/۲۹۰۲)	۴/۰۱۸۹ (۰/۰۲۱۴)	۰/۶۱۰۶ (۰/۵۴۵۳)

اعداد داخل پرانتز، سطح معنای آمارهٔ F آزمون علیت است.

آزمون با دو وقفه و ۹۳ مشاهده انجام شده است.

نتایج آزمون علیت گرانجر مندرج در جدول (۳) نشان‌دهندهٔ نبود آثار متقابل مستقیم میان تکانه‌های بازارهای ارز، سهام و مسکن با رشد هزینه‌های دولت است که به‌طور عمده، به‌دلیل آثار غیرمستقیم تأخیری سیاست‌های مالی و هزینه‌های دولت در بازارهای مذکور از کانال پایهٔ پولی و ساز و کار قیمت‌ها است؛ به‌گونه‌ای که ساز و کار انتقال آثار سیاست‌های مالی با بازار پول بر تکانه‌های بازارهای مذکور انعکاس یافته است که به‌علت وجود پدیدهٔ سلطهٔ مالی، ساز و کار انتقال مذکور تشدید نیز شده است.

نمودار (۳) چرخه‌های تجاری متغیرهای مدّنظر با استفاده از روشBBQ[1] است. همانگونه که در شکل نشان داده شده است، چرخه‌های ارزش در معرض خطر ارز از نظر طول (تواتر) و ارتفاع، بزرگ‌تر از دو دارایی دیگر است که به‌طور عمده، به‌دلیل تقارن زمانی با بحران‌های ارزی سه دههٔ گذشته است که از بحران دیون خارجی (۷۴-۱۳۷۳)، بحران کاهش درآمدهای نفتی (۷۷-۱۳۷۶) و نیز بحران تشدید تحریم‌های بین‌المللی (۹۲-۱۳۹۱) متأثر است که در مرحلهٔ نخست (کوتاه‌مدت) آثار درآمدی و در مراحل بعدی (میان‌مدت) با ساز و کار هزینه‌ای، زمینهٔ نبود تعادل در بخش‌های مالی و حقیقی اقتصاد را فراهم کرده است.



(الف) بازار سهام

(ب) ارز

(ج) مسکن

* ناحیهٔ سایه‌زده به دورهٔ بهبود و احیای چرخهٔ تجاری مربوط است.

نمودار (۳) چرخه‌های تجاری متغیرهای اقتصاد، سیاست پولی و ارزش‌های در معرض خطر دارایی‌ها

۱ الگوریتم BBQ یا Bry-Boschan Quarterly را Harding and Pagan (۲۰۰۲) پیشنهاد کرده‌اند. این الگوریتم، بازطراحی الگوریتم(۱۹۷۱) Bry and Boschan است که برای داده‌های ماهانه تدوین شده بود. Harding and Pagan (۲۰۰۲) الگوریتم برای داده‌های فصلی نیز بسط داده شده است. در این دسته از الگوریتم‌ها با استفاده از احتمالات شرطی، نقاط چرخش در ادوار تجاری مشخص می‌شود؛ درنتیجه، اوج و حضیض چرخه‌های تجاری به‌دست آمده از فیلتر HP را می‌توان برشمرد [۲۰].

دربارهٔ چرخه‌های ریسک بازار مسکن، گفتنی است طول این چرخه‌ها در گذر زمان کوتاه‌تر شده است که به‌طور عمده، به‌دلیل شرایط تورمی و انتقالات مالی میان‌مدت گستردهٔ سفته‌گرایانه از سایر بازارهای دارایی به سمت بازار مسکن بوده است. همچنین بازار سهام، دوره‌های رکودی طولانی و دوره‌های رونق کوتاه داشته است که از یکسو، به‌دلیل جهت‌گیری‌های مقطعی سیاست‌های خصوصی‌سازی پرتلاطم دولت در فرایند عرضهٔ سهام بخش عمومی و از سوی دیگر، ناشی از مداخلات مختلف دولت در قیمت‌گذاری بازارهای مختلف کالاها و خدمات (نرخ‌گذاری کالاها، خدمات و نیز نرخ‌های سود تسهیلات بانکی) است که ادوار رونق در بازار سرمایه را کم‌بسامد کرده است.

نتایج و پیشنهادها

ارزش‌های در معرض ریسک دارایی‌ها بیشتر از آنکه متأثر از متغیرهای کلان اقتصادی باشند، از سرریز بین‌المللی و آثار متقابل آنها ر یکدیگر در اقتصاد ایران تأثیر می‌پذیرد.

برای بررسی رابطهٔ علیت تکانه‌های بازارهای سهام، ارز و زمین با یکدیگر و نیز شناسایی ساز و کار تإثیرپذیری آنها از ادوار تجاری به‌طور عام، و مؤلفه‌های کلان اقتصاد به‌طور خاص، مقادیر مدّنظر ارزش در معرض خطر سه بازار سهام، ارز و زمین با استفاده از روش‌های مختلف پارامتریک و ناپارامتریک محاسبه و سپس سازگاری و استحکام نتایج مدّنظر بررسی شد. مقادیر مدّنظر کاهش قدرت خرید پول ملی به‌عنوان مؤلفهٔ جایگزین ارزش در معرض خطر بازار ارز براساس روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک به‌ترتیب، معادل ۱۰۸/۹ و ۱۸۵/۵ برای چرخه‌های فصلی (در مقایسه با فصل مشابه سال قبل) پیش‌بینی شد که با توجه به مقادیر پایین پارامترهای انحراف معیار (۲۲/۷ درصد) و ضریب تغییرات (۲۷ درصد)، پایداری و استحکام نتایج تأیید شده است. همچنین حساس‌نبودن نتایج محاسبات ارزش‌های در معرض خطر به‌ازای روش‌های مختلف استفاده‌شده (پارامتریک و ناپارامتریک) فرضیهٔ تحولات ادواری مشابه را برای بازار ارز کشور تایید می‌کند که به‌طور عمده، به‌دلیل انطباق رفتار بلندمدت آن با ادوار تورم در اقتصاد ایران است.

متوسط زیان مدّنظر بازار زمین نیز به‌ترتیب، معادل ۱/۵ و ۳۹/۵- درصد با استفاده از روش‌های مختلف پارامتریک و ناپارامتریک محاسبهٔ ارزش در معرض خطر پیش‌بینی شده است. دامنه و انحراف معیار زیاد مقادیر پیش‌بینی در کنار تفاوت جهت علائم ارزش‌های در معرض خطر روش‌های پارامتریک (حداقل سود) و ناپارامتریک (حداکثر زیان) بر حساسیت زیاد نتایج حاصل به نوع روش‌های تخمین و ناپایداری نتایج دلالت دارد. در چنین شرایطی، پیش‌بینی‌های متکی بر روش‌های شبیه‌سازی تاریخی مونت‌کارلو و یا روش تعمیم‌یافتهٔ پارتو به‌علت تمرکز بر مقادیر داده‌های فرین (دنبالهٔ پایین) کارایی بیشتری دارد.

مقادیر مدّنظر ارزش‌های در معرض خطر که در قالب کاهش قیمت انعکاس یافته است، برای بازار سهام به‌ترتیب، معادل ۲۰/۸- و ۳۱/۷- درصد برای روش‌های مختلف پارامتریک و ناپارامتریک پیش‌بینی شده است که با توجه به مقادیر اندک انحراف معیار و ضریب تغییرات (۰/۱۳- درصد) استحکام نتایج در کنار حساس‌نبودن نتایج به روش‌های مختلف مذکور تأیید شده است. در تحلیل نهایی، نتایج پیش‌بینی ارزش‌های

در معرض خطر متکی بر روش‌های ناپارامتریک (تاریخی پایه، نظریهٔ ارزش فرین، مونت‌کارلو و GARCH) همچنان به‌علت انحراف معیار و ضریب تغییرات کمتر، اعتمادکردنی است؛ اگرچه نتایج حاصل در بازارهای ارز و سهام، تفاوت اندکی را انعکاس می‌دهد.

بررسی رابطهٔ علیت میان ارزش‌های در معرض خطر بازارهای مسکن، ارز و سهام بر رابطهٔ علّی از سوی ارزش در معرض خطر نرخ ارز به ارزش در معرض خطر بازار سهام و نیز رابطهٔ علّی از بازار سهام به سمت بازار مسکن دلالت دارد. مهم‌ترین دلیل پدیدهٔ مذکور، آثار کوتاه‌مدت درآمدی و میان‌مدت هزینه‌ای تکانهٔ بازار ارز در صورت‌های مالی بنگاه‌های اقتصادی و درنتیجه، بازار سهام است. در همین راستا، آثار سرریز تکانه‌های (رونق/رکود) بازار سهام نیز با نوسان‌های جریان‌های درآمدی (نقدی/تعهدی) و وجوه نقد کلان در بازارهای مسکن و مستغلات انتقال یافته است که با مشاهدات تجربی نیز سازگار است.

بررسی رابطهٔ مقادیر ارزش‌های در معرض خطر سه بازار ارز، مسکن و سهام با متغیرهای کلان رشد اقتصادی، رشد پایهٔ پولی و رشد هزینه‌های دولت بر رابطهٔ معکوس رشد اقتصادی با ارزش‌های در معرض خطر بازارهای ارز و مسکن دلالت دارد که در شرایط رشد پایدار غیرتورمی و درنتیجه، ثبات مالی بروز خواهد کرد. در همین راستا، مقادیر ارزش‌های در معرض خطر بازارهای سهام، ارز و مسکن به‌ترتیب، در کوتاه‌مدت و میان‌مدت در پایهٔ پولی تأثیر دارد که به‌طور عمده، با ساز و کار آثار گستردهٔ نوسان‌های ادوار بازار دارایی‌ها به‌ترتیب، در جریان وجوه میان بازارهای مالی، نسبت مطالبات غیرجاری بانک‌ها و درنهایت، تغییرات خالص بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و پایهٔ پولی تأثیرگذار بوده است.

چرخه‌های ارزش در معرض خطر ارز از نظر طول دوره و اندازه، بزرگ‌تر از دو دارایی دیگر است که به‌طور عمده، به‌دلیل بروز بحران‌های بزرگ ارزی در سه دههٔ گذشته است که در کوتاه‌مدت، آثار درآمدی و در میان‌مدت با ساز و کار هزینه‌ای، زمینهٔ بی‌تعادلی در بخش‌های مالی و حقیقی اقتصاد را در پی داشته است. چرخه‌های ریسک بازار مسکن نیز در گذر زمان کوتاه‌تر شده است که به‌دلیل شرایط تورمی و انتقالات مالی میان‌مدت گستردهٔ سفته‌گرایانه از بازار سایر دارایی‌ها به سمت بازار مسکن بوده است. همچنین بازار سهام، دوره‌های رکودی طولانی و دوره‌های رونق کوتاه داشته که از یکسو، به‌دلیل جهت‌گیری‌های مقطعی سیاست‌های خصوصی‌سازی پرتلاطم دولت در فرایند عرضهٔ سهام بخش عمومی و از سوی دیگر، ناشی از مداخلات مختلف دولت در قیمت‌گذاری بازارهای مختلف کالاها و خدمات است که ادوار رونق در بازار سرمایه را کم‌بسامد کرده است. براساس نتایج به‌دست‌آمده، پیشنهاد شده است سیاست‌گذاران اقتصادی کشور با مدیریت نوسان‌های ارزی با استفاده از ساز و کارهایی مانند صندوق توسعهٔ ملی و یا ابزارهای مشتق بازار ارز، احتمال وقوع تلاطم را در سایر بازارهای دارایی مانند سهام و مسکن کاهش دهند.

منابع

[1] Andersen, T. G., & Bollerslev, T. (1998). Deutsche mark° dollar volatility: intraday activity patterns, macroeconomic announcements, and longer run dependencies. Journal of Finance, 53(1): 219-265.

[2] Ang, J. S., & Chua, J. H. (1979). Composite measures for the evaluation of investment performance. Journal of

Financial and Quantitative Analysis, 14(2): 361-384.

[3] Balkema, A. A., & De Haan, L. (1974). Residual life time at great age. The Annals of Probability, 792-804.

[4] Basci, E., & Kara, H. (2011). Financial stability and monetary policy, Central Bank of Republic of Turkey. Report No. 1108.

[5] Beaudry, P., & Portier, F. (2007). When can changes in expectations cause business cycle fluctuations in neo-classical settings? Journal of Economic Theory, 135(1): 458-477.

[6] Becker, K. G., Finnerty, J. E., & Friedman, J. (1995). Economic news and equity market linkages between the US and UK. *Journal of Banking & Finance, 19*(7): 1191-1210.

[7] Bernanke, B. S., & Kuttner, K. N. (2005). What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy? The Journal of Finance, 60(3): 1221-1257.

[8] Bernanke, B., and M. Gertler (1999). Monetary policy and asset market volatility. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review* 84(4): 17-52.

[9] Bernanke, B., & Gertler M. (2001). Should central banks respond to movements in asset prices? *American Economic Review Papers and Proceedings* 91: 253-257.

[10] Bernanke, B., Gertler M. & Gilchrist S. (1999). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. In J. Taylor, and M. Woodford (ed.), *Handbook of Macroeconomics*. North Holland. Amsterdam.

[11] Bordo, M, & Jeanne O. (2002b). Boom-Busts in Asset Prices, Economic Instability, and Monetary Policy. NBER Working Paper 8966. National Bureau of Economic Research, Cambridge.

[12] Bordo, M., and O. Jeanne (2002a). Monetary policy and asset prices: does benign neglect make sense? *International Finance* 5(2): 139-164.

[13] Borio, C., & Zhu, H. (2008). Capital regulation risk taking and monetary policy: a missing link in the transmission mechanism?", BIS Working Papers No. 268. Retrieved from Bank or International Settlements website: http://www.bis.org/publ/work268.pdf.

[14] Cecchetti, S., Genberg, H., Lipsky, J. & Wadhwani S. (2000). Asset Prices and Central Bank Policy. Geneva Reports on the World Economy, No. 2, ICMB, Geneva and CEPR, London.

[15] Connolly, R. A., & Wang, F. A. (2003). International equity market comovements: Economic fundamentals or contagion? *Pacific-Basin Finance Journal*, 11(1): 23-43.

[16] David, A., & Veronesi, P. (2004). Inflation and earnings uncertainty and volatility forecasts. Manuscript, Graduate School of Business, University of Chicago.

[17] Dupor, W. (2001). Nominal Price versus Asset Price Stabilization. Working Paper. The Wharton School, Pennsylvania.

[18] Dupor, W. (2002a). Comment on monetary policy and asset prices . *Journal of Monetary Economics* 49: 99-106.

[19] Dupor, W. (2002b). Stabilising Non-Fundamental Asset Price Movements under Discretion and Limited Information. Mimeo. University of Pennsylvania.

[20] Ehrmann, M., & Fratzscher, M. (2004). Taking stock: Monetary policy transmission to equity markets. ECB Working Paper No. 354. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=533023.

[21] Einian, M. & Barakchian, M. (2012). Measuring and dating business cycles of the economy of Iran, Money and Economy, forthcoming (in Persian)

[22] Engel, C. M., & Rogers, J. H. (2008). Expected consumption growth from cross-country surveys: implications for assessing international capital markets. FRB International Finance Discussion Paper, (949).

[23] Engle, R. F., Ito, T., & Lin, W. L. (1990). Meteor Showers or Heat Waves? Heteroskedastic Intra-Daily Volatility in the Foreign Exchange Market. Econometrica, (58): 525-542.

[24] Eslami B. G. & Tayebi S. E. (2014). A novel meta-heuristic method for solving an extended Markowitz Mean˚Variance portfolio selection model. Investment Knowledge 3(10): 101-122.

[25] Fallahpour S., Rezvani F. & Rahimi M. (2015). Estimating Conditional VaR Using Symmetric and Non-Symmetric Autoregressive Models in Old and Oil Markets. Financial Knowledge of securities Analysis 8(26):1-18.

[26] Fisher, R. A., & Tippett, L. H. C. (1928). Limiting forms of the frequency distribution of the largest or smallest member of a sample. In Mathematical Proceedings of the Cambridge Philosophical Society (Vol. 24, No. 02, pp. 180-190). Cambridge University Press.

[27] Flannery, M. J., & Protopapadakis, A. A. (2002). Macroeconomic factors do influence aggregate stock returns. *Review of Financial Studies*, *15*(3):751-782.

[28] Fleming, M. J., & Remolona, E. M. (1997). What moves the bond market? Economic policy Review, 3(4).

[29] Hamao, Y., Masulis, R. W., & Ng, V. (1990). Correlations in price changes and volatility across international stock markets. Review of Financial Studies, 3(2):281-307.

[30] Jenkinson, A. F. (1955). The frequency distribution of the annual maximum (or minimum) values of meteorological elements. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, 81(348): 158-171.

[31] Lin, W. L., & Ito, T. (1994). Price volatility and volume spillovers between the Tokyo and New York stock markets. In the Internationalization of Equity Markets (pp. 309-343). University of Chicago Press.

[32] Majumder, S. B., & Nag, R. N. (2015). Return and volatility spillover between stock price and exchange rate: Indian evidence. International Journal of Economics and Business Research, 10(4), 326-340.

[33] Nabavi C., S. A, Pourbabagol, H., & Dadashpooromrani, A. (2012). A new approach to evaluate the performance of value-at-risk estimators, using genetic algorithms. Investment Knowledge 1(1): 13-42.

[34] Nasrollahi Z., Shahviri M. & Amiri M. (2011). Comparison of GARCH model and Monte Carlo simulation for estimating the value at risk of foreign exchange portfolio. Economic Research. 10(4): 117-141.

[35] Peikarjoo K. & Nourallahi N. (2001). Measuring risk of financial institutions and corporates using value at risk method. Journal of Economic Research. 9(5):195-221.

[36] Pickands III, J. (1975). Statistical inference using extreme order statistics. The Annals of Statistics, 3(1): 119-131.

[37] Rigobon, R., & Sack, B. (2003). Spillovers across US financial markets (No. w9640). National Bureau of Economic Research.

[38] Sajjad R., Hedayati S. & Hedayati S. (2014). Estimation of value at risk by using extreme value theory. Investment Knowledge 3(9): 133-155.

[39] Schwartz, R. A. (Ed.). (1995). Global Equity Markets: Technological, Competitive, and Regulatory Challenges. Irwin Professional Pub.

[40] Shahmoradi A. & Zangeneh M. (2007). Evaluating the VaR for major indices Tehran Stock Exchange using parametric method. Economic Research. 42(79): 121-149.

[41] Shiller, R. J., & Beltratti, A. E. (1992). Stock prices and bond yields: Can their comovements be explained in terms of present value models? Journal of Monetary Economics, 30 (1): 25-46.

[42] Smets, F. (1997). Financial Asset Prices and Monetary Policy: Theory and Evidence. In Lowe, P. (ed.).

[43] Smets, F. (2013). Financial stability and monetary policy: How closely interlinked? Sveriges Riksbank Economic Review, 3, 121-160.

[44] Smets, F., & Wouters R. (2003). An estimated DSGE model for the Euro area. *Journal of the European Economic Association* 1(5):1123-1175.

[45] Woodford, M. (2010). Financial intermediation and macroeconomic analysis. *The Journal of Economic Perspectives*, *24*(4):21-44.

[46] Zomorodian G., Shams M., Panahi Y. & Safari Kohreh Z. (2014). Study of explaining the non-parametric models (Monte Carlo) in the value of portfolio risk in order to determine the optimum portfolio investment companies in the capital market of Iran .Financial Engineering and portfolio management. 5(20): 27-40.