فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۱۱، شماره ۴، زمستان ۱۳۹۳، صفحات ۱۱۱- ۷۹

توسعه مدلی نوین جهت اندازه‌گیری ریسک بازاری شاخص صنایع غذایی و دارویی با استفاده از مدل‌های تلفیقی GARCH- مارکوف

Archive of SID

بهرام سحابی و مهدی ذوالفقاری *

تاریخ وصول: ۱۳۹۴/۷/۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۲/۱

چکیده:

امروزه صنایع غذایی و دارویی به عنوان یکی از صنایع مزیت‌دار در اقتصاد کشور مطرح است. سرمایه‌گذاری در این صنایع می‌توان بصورت مستقیم یا غیرمستقیم (از طریق بازار سهام) صورت گیرد. یکی از مهمترین مولفه‌های تصمیم‌گیری به سرمایه‌گذاری غیرمستقیم در این صنایع، آگاهی از میزان ریسک بازاری قیمت سهام صنایع فعال در این حوزه می‌باشد در پژوهش حاضر با استفاده از مدل‌های تلفیقی خانواده GARCH- مارکوف اقدام به استخراج ریسک بازاری بازده سهام صنایع غذایی، قندو شکر و دارو بصورت روزانه طی دوره ۶ ساله ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴/۴/۳۱ شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بازدهی شاخص سهام صنایع غذایی و دارویی از انتقالات رژیمی تبعیت نموده و دارای ساختار نامتقارنی مبتنی بر توزیع‌های غیرنرمال می‌باشد. با بررسی متوسط ریسک صنایع برای یکسال پایانی دوره مورد مطالعه، مشاهده گردید که ریسک بازدهی صنعت دارو کمتر از ریسک صنایع غذایی می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: F30, G33, K01

واژه‌های کلیدی: *ارزش در معرض ریسک، فرآیند زنجیره مارکوف، صنایع غذایی و دارو*

---

* به ترتیب، عضو هیئت علمی گروه اقتصاد نظری و دانشجوی دکترای اقتصاد مالی دانشگاه تربیت مدرس. این مقاله برگرفته از رساله دکترای مهدی ذوالفقاری تحت عنوان «بررسی و تحلیل ریسک نوسانات نرخ ارز با استفاده از فرایند مارکوف و ارائه الگوی مالی-اسلامی جهت مدیریت ریسک آن» به راهنمایی دکتر بهرام سحابی است. (bsahabi@gmail. com)

www.SID.ir

۱- مقدمه

Archive of SID

صنایع غذایی و دارویی از جمله صنایعی هستند که نقش قابل توجه‌ای در تامین تقاضای اساسی و اولیه جوامع دارند. این دسته از صنایع در واقع تامین‌کننده کالاهای مصرفی هستند و بطور کلی در گروه کالاهای با کشش قیمتی پایین قرار دارند(منجذب، ۱۳۸۱). براساس نظریه مزیت نسبی، کشور ایران به دلیل در اختیار داشتن تنوع اقلیمی، گستردگی عرصه فعالیت‌های بخش کشاورزی، وجود سیاست‌های مناسب تجهیز سرمایه در کشاورزی و صنایع تبدیلی، تقاضای رو به رشد داخلی و بازار مناسب صادرات به کشورهای همسایه، دارای مزیت نسبی در حوزه صنایع غذایی است. در حوزه صنایع دارویی نیز حساسیت پایین قیمتی، رشد قابل توجه پیشرفت‌های صورت گرفته در سال‌های اخیر و وجود بازارهای صادراتی در کشورهای همسایه و ارزش افزوده فراوان آن، این صنعت را به یکی از صنایع مزیت‌دار تبدیل نموده است (اسکندری، ۱۳۹۳).

پتانسیل ارزش‌افزوده بالا در این صنایع، موجب افزایش تمایل سرمایه‌گذار داخلی و خارجی به مشارکت در این صنایع شده است. بطور کلی سرمایه‌گذاری در این صنایع می‌تواند به دو صورت مشارکت مستقیم و غیرمستقیم صورت گیرد (صادقی، ۱۳۸۷). در مشارکت غیرمستقیم، سرمایه‌گذاران می‌توانند با خرید و معامله سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس و اوراق بهادار، از منافع سودآوری شرکت‌های فعال در حوزه صنایع غذایی و دارویی منتفع شوند. صرفنظر از نوع سرمایه‌گذاری، بسیاری از سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های مختلف نیاز به آگاهی از برخی پارامترهای اقتصادی حوزه مربوطه نظیر میزان سودآوری آتی، سرمایه اولیه، چشم‌انداز آتی و ریسک‌های بالقوه محیط اقتصاد کلان، وضعیت رقبا و ... دارند. بدون شک سرمایه‌گذاران تمایل به سرمایه‌گذاری در حوزه‌ای را دارند که بیشترین منافع را با حداقل هزینه و ریسک‌های بالقوه برای آنها داشته باشد. با توجه به این مهم یکی از مهمترین پارامترهای تعیین‌کننده در اتخاذ تصمیم سرمایه‌گذاران در مشارکت غیرمستقیم فعالیت‌های اقتصادی، آگاهی از میزان ریسک بازاری صنایع مورد بررسی می‌باشد. بدون شک سرمایه‌گذاران اقدام به سرمایه‌گذاری در صنایعی می‌کنند که با بازده انتظاری معین، دارای کمترین میزان ریسک بازاری باشد. ریسک بازاری در یک تعریف عبارت است از ریسک ناشی از حرکات و نوسانات غیرمنتظره قیمت‌ها در بازار (رادپور و همکاران، ۱۳۸۸) که می‌توان از آن به عنوان ریسک بازدهی قیمت سهام

www.SID.ir

Archive of SID

نیز نام برد. با توجه به اهمیت مسأله اندازه‌گیری کمّی ریسک بازاری در سال‌های اخیر روش‌های مختلفی ارائه شده است. با این وجود بسیاری از این روش‌ها از دیدگاه صاحبنظران اقتصادی و مالی دارای نواقص قابل توجه‌ای هستند. از جمله این نواقص می‌تواند به مواردی نظیر؛ تکیه صرف بر روش‌های آماری، عدم توجه به نوع توابع توزیع سری‌های زمانی (که در اکثر موارد فرض بر نرمال بودن آنها شده است)، عدم توجه به وجود واکنش‌های نامتقارن قیمت سهام به اخبار خوب و بد، عدم توجه به رفتارهای رژیمی قیمت سهام شرکت‌ها اشاره داشت (فقیهیان، ۱۳۹۴؛ برزگر، ۱۳۹۳). از اینرو با توجه به اهمیت مسأله آگاهی از میزان کمّی ریسک از یکسو و نواقص مطرح شده در خصوص روش‌های جاری، در پژوهش حاضر تلاش گردیده است تا به ارائه یک مکانیزم چندمرحله‌ای اقدام به استخراج ریسک بازاری شرکت‌های فعال در حوزه صنایع غذایی و دارویی گردد. این مکانیزم نه تنها کلیه نواقص مطرح شده در فوق را برطرف نمود، بلکه ویژگی‌هایی نظیر درنظر گرفتن اثرات بازخورد، اثرات اهرمی، انتقالات رژیمی و .... را در اندازه‌گیری ریسک بازاری شاخص سهام شرکت‌های فعال در حوزه صنایع غذایی و دارویی درنظر گرفت. این سازوکار با استفاده از روش «ارزش در معرض ریسک[1]» و با بهره‌گیری از رهیافت مارکوف[2] در مدل‌سازی خانواده GARCH[3] طراحی گردید. در واقع هدف اصلی پژوهش حاضر ارائه سازکاری جامع برای اندازه‌گیری ریسک بازاری سهام صنایع غذایی و دارویی می‌باشد که علاوه بر پوشش نواقص روش‌های اندازه‌گیری جاری ریسک، می‌تواند مقدار کمّی ریسک بازدهی سهام صنایع را در حالت‌های رونق و رکود استخراج نماید و امکان مقایسه نمودن ریسک صنعت را با صنایع دیگر فراهم می‌نماید. سوال اصلی تحقیق حاضر نیز این است که آیا بازدهی سهام شاخص صنایع از انتقالات رژیمی پیروی می‌کند یا نه؟ در صورت پاسخ مثبت به این سوال می‌توان سری زمانی ریسک صنایع را در حالت‌های (رژیم‌های) مختلف استخراج نمود.

در این مقاله در بخش دوم مبانی نظری عناصر مکانیزم استخراج ریسک تبیین و در بخش سوم پیشینه تحقیق ارائه می‌گردد. در بخش چهارم مروری بر متغیرهای تحقیق صورت خواهد گرفت و در بخش پنجم با طراحی و تشریح الگوی جدید اقدام

---

[1] Value at Risk (VaR)

[2] Markov Chains

[3] Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

www.SID.ir

Archive of SID

به اندازه‌گیری ریسک بازدهی شاخص صنایع غذایی و دارویی و مقایسه آنها با یکدیگر پرداخته می‌شود. در پایان نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه می‌گردد. داده‌های شاخص صنایع غذایی، قندو شکر و دارو از پایگاه اطلاعاتی شرکت بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده است و شامل یک دوره روزانه به مدت ۶ ساله از ابتدای سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴/۴/۳۱ می‌باشد.

۲- مبانی نظری

مراحل استخراج ریسک بازدهی شاخص صنایع منتخب به صورت جدول (۱) می‌باشد. از این‌رو مبانی نظری عناصر تشکیل‌دهنده سازوکار استخراج ریسک بازدهی شاخص صنایع در ادامه تشریح می‌گردد.

جدول ۱: مراحل استخراج ریسک بازدهی شاخص صنایع غذایی و دارویی

مرحله	توضیح	مدل اقتصادسنجی
۱	استخراج میانگین شرطی	ARIMA & ARMA
۲	مدل‌سازی واریانس شرطی	GARCH, GARCH_M, IGARCH, IGARCH_M, EGARCH, EGARCH_M
۳	مدل‌سازی واریانس شرطی با درنظر گرفتن اثر سوئیچینگ مارکوف	MSGARCH, MSGARCH_M, MSIGARCH, IGARCH_M, MSEGARCH, MSEGARCH_MMS
۴	آزمون نرمالیتی	معیار جارک‌برا
۵	انتخاب مدل بهینه	معیار درستنمایی گارسیا و پرون(LR_{PG})
۶	استخراج سری زمانی ریسک	روش ارزش در معرض ریسک (VaR)

مأخذ: یافته‌های محقق

۲-۱- مدل ARIMA

فرآیند ARIMA(P,d,q) برای متغیر x را می‌توان به صورت رابطه زیر نشان داد:

$$y_t = f(t) + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \theta_t \in_{t-i} + \varepsilon_t \quad (۱)$$

که در آن $y_t = \Delta^d x_t = (1-I)^d x_t$

و f(t) روند زمانی را (در صورت وجود) در y_t برآورد می‌کند. در فرآیند ARIMA(P,d,q)، پارامترهای q,d,P به ترتیب بیانگر تعداد جملات خود رگرسیو، مرتبه تفاضل گیری و تعداد جملات میانگین متحرک می‌باشند.

www.SID.ir

۲-۲- مدل GARCH

فرآیند GARCH(p,q) دارای تابع واریانس شرطی به صورت زیر است:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \sigma_{t-i}^2 = \alpha_0 + \alpha\ L\ \varepsilon_t^2 + \beta\ L\ \sigma_t^2 \qquad (۲)$$

Archive of SID

که در آن $P>0$ و $\alpha_i \geq 0$ $\beta_i \geq 0$ و $1 \leq i \leq p$

۲-۳- مدل GARCH- M

ساختار یک مدل GARCH-M استاندارد را می‌توان به صورت زیر نشان داد (انگل[۴]، ۲۰۰۱):

$$r_t = \mu + \theta\sigma_t^2 + \varepsilon_t$$
$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1\sigma_{t-1}^2 \qquad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \qquad (۳)$$

۲-۴- مدل IGARCH

معادله‌ی واریانس معادله‌ی GARCH می‌تواند به‌صورت زیر باشد:

$$V_t = \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2, \quad 1 - \alpha\ L - \beta\ L\ \varepsilon_t^2 = \omega\ 1 - \beta\ L\ V_t \qquad (۴)$$

مطالعات تجربی انگل و بلرسلوف[۵] (۱۹۸۶) نشان می‌دهد که تخمین چندجمله‌ای $1 - \alpha\ L - \beta\ L$ دارای ریشه واحد در بعضی از کاربردهای GARCH است.

۲-۵- مدل IGARCH-M

همبستگی مثبت میان ریسک و بازده در مدل ناهمسانی واریانس شرطی انباشته به‌صورت زیر می‌باشد:

$$r_t = \mu + \theta\sigma_t^2 + \varepsilon_t$$
$$\sigma_t^2 = \omega + \beta_1\ L\ \sigma_t^2 + 1 - \beta_1\ \varepsilon_t^2 \qquad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \qquad (۵)$$

۲-۶- مدل EGARCH

در مدل GARCH نمایی نلسون[۶] (۱۹۹۱) (EGARCH) در صورت درنظر گرفتن یک واکنش نامتقارن به شوک‌ها، معادله زیر جهت برآورد واریانس شرطی درنظر گرفته می‌شود.

$$\text{Log}(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 f\left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right) + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2) \qquad (۶)$$

در آن:

www.SID.ir

[4] Engel
[5] Bollereslev
[6] Nelson

$$f\left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right) = \theta_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} - E\left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right)\right) \quad (۷)$$

Archive of SID

منحنی تاثیر اخبار $F(0)$، بازنگری در تلاطم شرطی را که در اینجا بوسیله $\mathrm{Log}(\sigma_t^2)$ نشان داده می‌شود، به اخبار ε_{t-1} مرتبط می‌کند. این مشخصه نمایی منعکس‌کننده واکنش نامتقارن نسبت به تغییرات ε_{t-1} است.

۲-۷- مدل EGARCH-M

همبستگی مثبت میان ریسک و بازده در مدل ناهمسانی واریانس شرطی نمایی به‌صورت زیر می‌باشد:

$$r_t = \mu + \theta\sigma_t^2 + \varepsilon_t$$
$$\ln \sigma_t^2 = \omega + \beta \ln \sigma_{t-1}^2 + \alpha\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{|\sigma_{t-1}|} + \gamma\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \qquad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (۸)$$

۲-۷- زنجیره مارکوف

زنجیره مارکوف، سیستم ریاضی است که انتقالات از یک حالت به حالت دیگر در آن به صورت زنجیره‌وار صورت می‌گیرد و تعداد حالات ممکن، قابل شمارش و محدود است. این زنجیره، فرآیند تصادفی بدون حافظه می‌باشد. به این معنی که حالت بعدی فقط به حالت جاری و نه به کل حالت‌های گذشته بستگی دارد. بطور کلی زنجیره مارکوف بصورت زیر توصیف می‌شود: مجموعه حالت‌های S را درنظر بگیرید. فرایند در یکی از حالت‌ها آغاز شده و بطور متوالی از یک حالت به حالت دیگر حرکت می‌کند. هر حرکت مرحله نامیده می‌شود. اگر زنجیره در حال حاضر در حالت i باشد در این صورت زنجیره در مرحله بعدی به حالت j با احتمال p_{ij} حرکت می‌نماید. احتمالات p_{ij}، احتمالات انتقال نامیده می‌شود(سارنج، ۱۳۹۱).

در غالب ریاضی، زنجیره مارکوف دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی X_1، X_2، X_3... با ویژگی مارکوف و با توجه به حالت فعلی است که حالات آتی و گذشته مستقل می‌باشند.

$$P(X_{n+1} = x | X_1 = x_1, X_2 = x_2 \ldots X_n = x_n) = P(X_{n+1} = x | X_n = x_n) \quad (۹)$$

ارزش محتمل X_i مجموعه قابل شمارش S را تشکیل می‌دهد که فضای حالت زنجیره نامیده می‌شود.

www.SID.ir

در زنجیره مارکوف، احتمال رفتن از رژیم یا حالتی به رژیم یا حالت دیگر احتمال انتقال نامیده می‌شود. فرض می‌کنیم که دو حالت i، که با متغیر پنهان s_t، نشان

Archive of SID

داده می‌شود، وجود دارد. این متغیر، دو ارزش ۱ و ۲ را بسته به حالت اقتصاد اتخاذ می‌نماید. انتقال میان حالت‌ها تحت فرآیند مارکوف مرتبه اول به‌صورت زیر می‌باشد (همیلتون (۱۹۸۹)):

$$
\begin{aligned}
&p(s_t = 1 / s_{t-1} = 1) = p_{11} \\
&p(s_t = 1 / s_{t-1} = 2) = 1 - p_{22} \\
&p(s_t = 2 / s_{t-1} = 1) = 1 - p_{11} \\
&p(s_t = 2 / s_{t-1} = 2) = p_{22}
\end{aligned}
\qquad (۱۰)
$$

p احتمالی است که اقتصاد در زمان t از حالت ۱ (یا ۲) به حالت ۲ (یا ۱) سوئیچ می‌نماید. مرسوم است که این احتمالات انتقال را در ماتریس $p(2\times 2)$ خلاصه نماییم:

ماتریس احتمال انتقال:

$$
\begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{11} & 1-p_{22} \\ 1-p_{11} & p_{22} \end{bmatrix} \qquad (۱۱)
$$

در ابتدا فرض می‌گردد که احتمال انتقال میان رژیم‌ها ثابت می‌باشد. بنابراین، احتمال انتقال در طول زمان ثابت بوده و با p_{11} و p_{22} همانند دو پارامتر برخورد خواهد شد و یا برای تعریف احتمال انتقال رژیمی از تابع لوجستیک استفاده خواهد شد. ضعف مدل با احتمالات انتقالی ثابت این است که مدت زمان‌های مورد انتظار رونق‌ها و رکودها می‌توانند متفاوت باشند ولی مجبورند که در طول زمان ثابت باشند.

۲-۸- ارزش در معرض ریسک

VaR بیانگر حداکثر زیان مورد انتظار روی سبد دارایی‌ها یا مجموعه سرمایه‌گذاری در طول افق زمانی معین در شرایط عادی بازار و در سطح اطمینان معین می‌باشد. به عبارت ساده‌تر، تفسیر این معیار به صورت ذیل است:

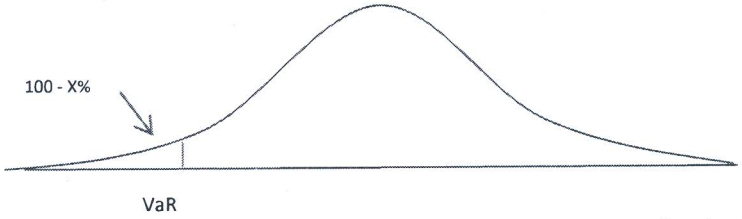
« ما X درصد اطمینان داریم که طی N روز آتی، قطعاً بیشتر از مبلغ V متحمل زیان نخواهیم شد.» متغیر V همان ارزش در معرض ریسک، یا VaR سبد سرمایه‌گذاری می‌باشد که در بردارنده دو پارامتر N یعنی افق زمانی و X یعنی

www.SID.ir

سطح اطمینان است. شکل (۳-۲) محاسبه VaR با استفاده از توزیع احتمالات تغییرات در ارزش سبد؛ با سطح اطمینان X% را نشان می‌دهد (جان‌هال[7]، ۲۰۱۰).

Archive of SID

شکل ۱: توزیع احتمالات تغییرات در ارزش سبد: محاسبه VaR



مأخذ: جان. هال

به عبارت دیگر VaR، برآوردی از سطح زیان روی یک سبد سرمایه‌گذاری است، که به احتمال معین کوچکی (در اینجا ۱٪) پیش‌بینی می‌شود با آن مساوی شود و یا از آن تجاوز کند.

روش‌های برآورد VaR به ترتیب زیر می‌باشد:

۱) روش‌های پارامتریک؛ شامل مدل‌های ریسک‌متریک، مدل‌های تلاطم چندگانه و مدل‌های خانواده GARCH هستند.

۲) روش‌های ناپارامتریک؛ مبتنی بر فرض عدم وجود توزیع معین هستند و از مهمترین این روش‌ها می‌توان به شبیه‌ساز تاریخی، روش هیبریدی و شبیه‌ساز مونت کارلو اشاره نمود.

۳) روش‌های نیمه‌پارامتریک؛ بطور کلی برای پیش‌بینی تلاطم و انحراف معیار از روش‌های پارامتریک استفاده می‌شود، در حالی که برای نشان دادن توزیع بازده از روش‌های نیمه‌پارامتریک استفاده می‌گردد. از جمله این مدل‌ها می‌توان به تئوری ارزش حدی و مدل GARCH شبه ماکزیمم راست‌نمایی اشاره نمود(همان).

به‌طور کلی مدل‌های پارامتریک، بیشترین کاربرد در بین مدل‌ها را دارند. در بین مدل‌های پارامتریک نیز مدل‌های خانواده GARCH با درنظر گرفتن ویژگی تلاطم در حال تغییر، بیشترین استفاده را دارند.

www.SID.ir

[7] john hull

Archive of SID

۳- پیشینه تحقیق

با بررسی مطالعات داخلی و خارجی آشکار شد که مطالعات محدودی در خصوص اندازه‌گیری ریسک با استفاده از مدل‌های پارامتریک بر اساس معیار "ارزش در معرض ریسک" در بازارهای مالی صورت گرفته است. با این وجود در ادامه به برخی مطالعات صورت گرفته در حوزه اندازه‌گیری ریسک سری‌های زمانی با استفاده از روش‌های "ارزش درمعرض ریسک" براساس مدل‌های خانواده GARCH و مدل‌های سوئیچینگ مارکوف پرداخته شده است.

کابدو و مویا[8] (۲۰۰۳) در مطالعه‌ای با استفاده از روش واریانس-کواریانس میتنی بر ناهمسانی شرطی خودرگرسیو (ARCH) و برخی روش‌های ناپارامتریک اقدام به محاسبه ریسک قیمت اسپات نفت برنت با فرض توزیع نرمال برای بازدهی قیمت نفت نمودند. نتایج مطالعات آنها نشان داد که روش ARCH دارای کمیّت ریسک کارا و انعطاف‌پذیری است.

اسماعیل و عیسی[9] (۲۰۰۸) مدل MS-AR دو رژیمی را برای در نظر گرفتن رفتار انتقالات رژیم در میانگین و واریانس در بازاره سهام مالزی پیشنهاد دادند. آنها به این نتیجه رسیدن که مدل MS-AR قادر به درنظر گرفتن زمان‌بندی انتقالات رژیمی در میان دوره (۲۰۰۳-۱۹۷۴) توسط شوک نفتی (۱۹۴۷) سقوط بازار سهام ۱۹۸۷ و بحران مالی آسیا در ۱۹۹۷ می‌باشد.

دوکر و نیلی[10] (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای ارزش در معرض ریسک را برای موقعیت‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت بازار نفت بر حسب توزیع‌های مختلف نرمال، t و GED مدل‌سازی کرد. نتایج تحقیق وی نشان داد که مدل GARCH(1, 1) با توزیع t نتایج مناسب‌تری نسبت به سایر توزیع‌ها در استخراج ریسک موقعیت‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت بازار نفت دارد.

سادورسکی[11] (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای به مدل‌سازی نوسانات قیمت نفت و فرآورده‌های نفتی در بازاهای انرژی جهان براساس مدل‌های خانواده GARCH پرداخت. نتایج تحقیقات وی نشان داد که مدل TGARCH سازگاری کاملی با نوسانات گاز طبیعی و نفت حرارتی و مدل GARCH سازگاری کاملی با نوسانات

www.SID.ir

[8] Cabedo & Moya
[9] Ismail and Isa
[10] Dueker
[11] Sadorsky

نفت خام و بنزین دارد. با این وجود نتایج تحقیق وی نشان داد که مدل‌های غیرپارامتریک عملکرد بهتری از مدل‌های پارامتریک در پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک قیمت نفت و فرآورده‌های نفتی دارد.

Archive of SID

عاصف[12] (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای به اندازه‌گیری ارزش در معرض ریسک بازارهای سهام کشورهای MENA با استفاده از توزیع‌های نامتقارن شرطی ARCH و دم پهن پرداخت. نتایج این مدلسازی نشان داد که تخمین VaR براساس مدل‌های خانواده GARCH نتایج مناسبی را در بر دارد. با این وجود افزودن مدل‌های خانواده سوئیچینگ در ترکیب مدل‌های خانواده GARCH می‌توانست نتایج مطالعه ایشان را قویت نماید.

در مطالعات داخلی لطفعلی (۱۳۸۴) در مطالعه‌ای با ا ستفاده از معیار ارزش در معرض خطر اقدام به ا ستخراج ریسک سبد سهام بانک صنعت و معدن برای دوره روزانه ۱۳۸۳-۱۳۸۱ نمود. نتایج این مطالعه حالکی از برتری مدل های خانواده GARCH نسبت به سایر مدل‌های ناپارامتریک اعم از شبیه‌ساز تاریخی، مونت‌کارلو و ریسک‌متریک بود.

خالوزاده و امیری (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای اقدام به تعیین سبد سهام بهینه در بازار بورس ایران بر اساس نظریه ارزش در معرض ریسک نمودند. در این مطالعه معیار برآورد ریسک VaR در نظر گرفته شد و شبیه سازی برای سبد سهامی متشکل از ۱۲ شرکت مختلف در بازار بورس تهران انجام شد. نتایج به دست آمده نشانگر کارایی روش مدل سازی ریسک بازار بر مبنای نظریه ارزش در معرض ریسک در به دست آوردن وزن های بهینه سبد سهام است.

شاهمرادی و زنگنه (۱۳۸۶) در مطالعه‌ای اقدام به محاسبه ارزش در معرض خطر برای شاخص‌های عمده بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش پارامتریک نمودند. در این مقاله، با استفاده از چهار مدل از نوع مدل‌های GARCH ارزش در معرض خطر (VaR) برای ۵ شاخص عمده بورس اوراق بهادار تهران که واریانس ناهمسانی شرطی در آن ها مشاهده می شود، برآورد گردید. نتایج تحقیق نشان داد که این گروه مدل‌ها رفتار میانگین و واریانس داده‌ها را به نحوه مطلوبی توضیح می دهند از سوی دیگر مدل ریسک سنجی حساسیت کمتری نسبت به نوع تابع توزیع احتمال دارد.

www.SID.ir

[12] Assaf

Archive of SID

کشاورزی و صمدی (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای با استفاده از مدل‌های خانواده GARCH اقدام به برآورد و پیش بینی تلاطم بازدهی در بازار سهام تهران با استفاده از ارزش در معرض خطر با استفاده از ۱۴۶۷ داده روزانه برای شاخص قیمت بورس تهران نمودند. در این تحقیق با توجه به وجود علائم حافظه بلندمدت برای تبیین میانگین شرطی، از مدل ARFIMA و برای واریانس شرطی، در کنار مدل‌های با حافظه کوتاه مدت، از مدل با حافظه بلندمدت FIGARCH استفاده شده است. مقایسه مدل‌ها با استفاده از روش VaR نشان می‌دهد که در سطوح اطمینان متفاوت برای تخمین ارزش در معرض خطر، مدل های مختلف نتایج متفاوتی می دهند، ولی می‌توان گفت مدل با حافظه بلندمدت بهترین عملکرد را در میان مدل‌های GARCH دارد.

راعی و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای انتقال‌های رژیمی در بازده و نوسان‌های بازار بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از شاخص قیمت و بازده نقدی و نیز آثار شوک های مثبت و منفی نفت خام و نوسان‌های قیمت طلا را بر تغییرات رژیمی بازار سهام با استفاده از مدل گارچ‌نمایی سوئیچینگ مارکوف با فرض توزیع t طی دوره ۱۳۷۸/۰۳/۰۱ تا ۱۳۹۰/۰۹/۲۹ بررسی کردند. نتایج تحقیق بیانگر مدارک معناداری از سوئیچینگ رژیمی در بازده و نوسان‌های آن بود.

سحابی و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای اقدام به تدوین شاخص ارزیابی و رتبه‌بندی شرکت‌های فعال در حوزه نفت و فرآورده‌های نفتی پذیرفته شده در بورس و اوراق بهادار بر حسب ریسک نوسانات نرخ ارز با استفاده از مدل‌های خانواده GARCH نمودند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که قیمت سهام اکثر شرکت‌ها از توزیع GED تبعیت می‌کنند و به‌صورت نامتقارن از شوک‌های قیمتی تاثیر می‌پذیرند. همچنین استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ، دقت برازش مدل‌ها را بهبود می‌دهد. نتایج رتبه بندی شرکت‌ها نیز نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت به ترتیب شرکت‌ها با نماد پارسان، شیراز و مارون و در بلندمدت شرکت‌ها با نماد شبریز، شپنا و پارسان بیشترین تاثیر را از نوسانات نرخ ارز می‌پذیرند.

برزگر (۱۳۹۳) در پژوهش خود بر اهمیت درنظر گرفتن انتقالات رژیمی در مدل‌سازی مدل‌های سری زمانی GARCH و مدل‌های ساختاری VAR تاکید نمود و با بررسی انتقالات قیمت سهام شرکت‌های پتروشیمی ادعا نمود که شاخص سهام بسیاری از صنایع در بازار مالی کشور از انتقالات رژیمی تبعیت می‌کند.

www.SID.ir

Archive of SID

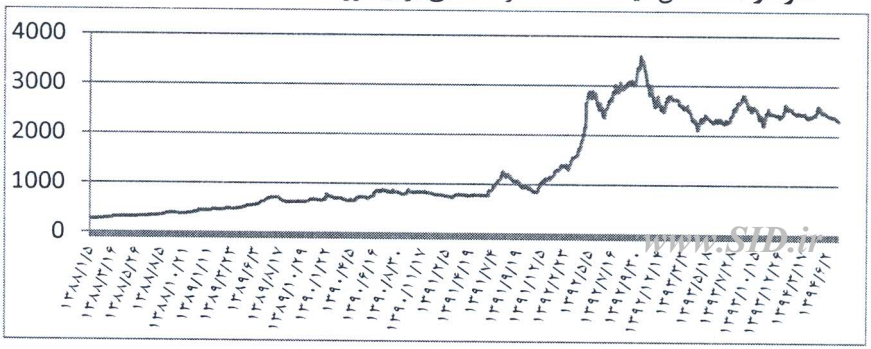
فقیهیان (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای با بررسی وضعیت سهام شرکت‌های فعال در حوزه صنایع غذایی و مقایسه شاخص این صنعت با شاخص کل بازار با استفاده از مدل ARCH براین مسأله تاکید نمود که رفتار نوسانات شاخص بازار و شاخص صنایع غذایی از الگوی سوئیچینگی هامیلتون تبعیت می‌کند.

با بررسی دو مطالعه اخیر که با استفاده از رهیافت سوئیچینگی انجام شده است، نویسندگان از مدل‌های متقارن GARCH بر اساس توزیع نرمال استفاده نموده‌اند. این در صورتی است که در مطالعه حاضر ۶ مدل متقارن و نامتقارن GARCH بر حسب سه توزیع نرمال، t و GED (که مجموعاً ۳۶ مدل می‌باشد) برای استخراج ریسک بازدهی شاخص صنایع غذایی و دارو بکار گرفته شده است. همچنین اثرات بازخورد و اثرات اهرمی به همراه احتمال انتقالات بین دوره‌ای نیز درنظر گرفته شده است.

۴- مروری بر متغیرهای تحقیق

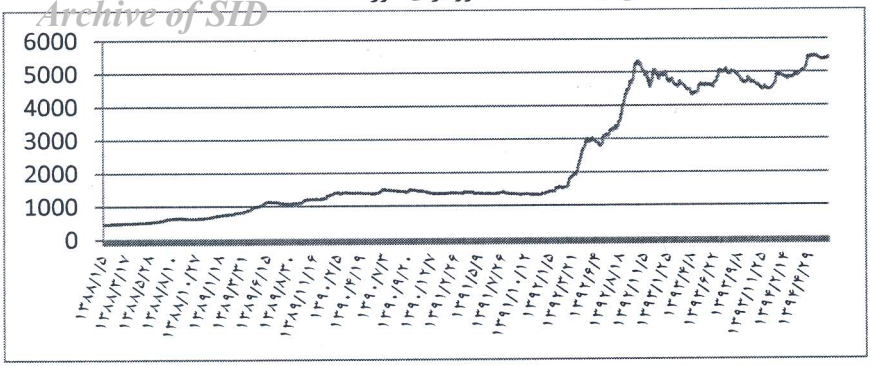
متغیرهای مورد مطالعه در پژوهش حاضر سری زمانی شاخص قیمت روزانه سه صنعت مواد غذایی، دارو و قندوشکر است که از شرکت بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده است. با نگاهی بر روند سه شاخص صنایع مشاهده می‌گردد که روند آنها طی دوره مورد مطالعه تقریباً یکسان است، بگونه‌ای که از آغاز دوره مورد مطالعه تا اواسط سال ۱۳۹۰ روند سری‌های زمانی از نوسان کمتری برخوردار بوده است، اما از این دوره تا اواخر سال ۱۳۹۲ شاخص صنایع روند افزایشی همراه با نوسان داشته است. از اواخر سال ۱۳۹۲ روند شاخص مواد غذایی و قندوشکر نزولی بوده اما روند شاخص دارو با یک نوسان کمتری حالت رفت و برگشتی داشته است.

نمودار ۱: شاخص قیمت صنعت مواد غذایی برای دوره ۱۳۸۸/۰۱/۰۵ تا ۱۳۹۴/۶/۳۱

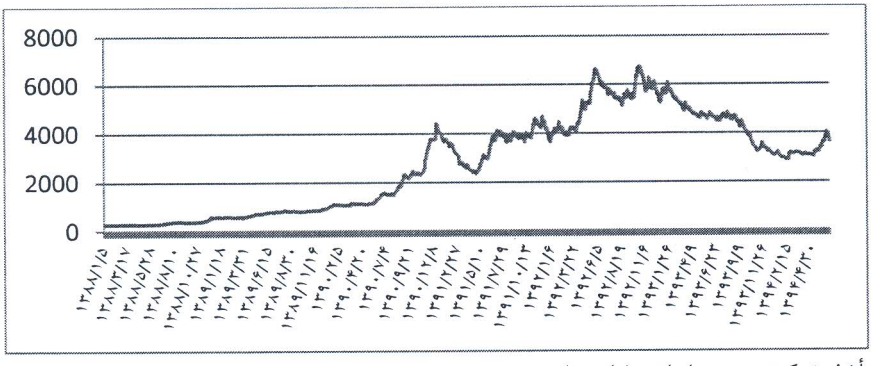


نمودار ۲: شاخص قیمت صنعت دارو برای دوره ۱۳۸۸/۰۱/۰۵ تا ۱۳۹۴/۶/۳۱

Archive of SID



نمودار ۳: شاخص قیمت صنعت قندو شکر برای دوره ۱۳۸۸/۰۱/۰۵ تا ۱۳۹۴/۶/۳۱



مأخذ: شرکت بورس و اوراق بهادار تهران

۵- مراحل استخراج ریسک

فرآیند استخراج سری زمانی ریسک بازده شاخص کل و صنایع منتخب در مراحل زیر صورت می‌گیرد:

مرحله نخست: استخراج سری زمانی ARIMA

در مرحله نخست قبل از مدل‌سازی، مانایی بازدهی شاخص صنایع منتخب، براساس آماره دیکی فولر تعمیم یافته[13] و فلیپس پرون[14] مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این دو آماره نشان داد که کلیه سری زمانی مورد نظر در سطح مانا می‌باشند. سپس تعداد جملات خودرگرسیو (p) و جملات میانگین متحرک (q)، با استفاده از توابع

www.SID.ir

[13] Augmented Dickey-Fuller test statistic
[14] phillips perron

خودهمبستگی (AC) و خودهمبستگی‌جزئی (PAC) بر اساس مراحل سه گانه باکس- جنکینز محاسبه گردید. سپس براساس معیار حنان‌کوئین[15] مورد بازبینی قرار گرفت. مدل میانگین بازدهی صنایع منتخب بصورت جدول (۲) به‌دست آمد:

Archive of SID

جدول ۲: مدل میانگین سری زمانی بازده صنایع منتخب

صنعت	مدل	ضرایب مدل میانگین سری زمانی بازده صنایع منتخب
دارو	ARMA ۱	$y_t = 0/01 + 0/91y_{t-1} - 0/44u_{t-1} - 0/25u_{t-2}$ (۲/۸۴) (۳۷/۴۵) (-۱۱/۴۹) (-۷/۳۹)
مواد غذایی	ARMA ۰	$y_t = 0/01 + 0/22y_{t-1} + 0/11y_{t-2}$ (۲/۰۱) (۷/۷) (۳/۸)
قندو شکر	ARMA ۱۰	$y_t = 0/02 + 0/37y_{t-1}$ (۳/۵۱) (۱۳/۹۷)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با بررسی مدل‌های میانگین بازدهی شاخص صنایع مشاهده می‌شود که ساختار بازدهی صنایع تا حدودی متفاوت از هم می‌باشد، به عنوان نمونه بازدهی صنعت مواد غذایی و قندو شکر صرفاً تابعی از مقادیر یک و دو دوره گذشته خود می‌باشند. این در حالی است که بازدهی صنعت دارو علاوه بر تبعیت از مقادیر یک دوره گذشته خود، از مقادیر باوقفه جزء اخلال خود نیز تبعیت می‌کنند. در مجموع در مدل‌های فوق کلیه ضرایب در سطح خطای ۱ درصد معنی‌دار می‌باشند.

مرحله دوم: مدل‌سازی خانواده GARCH

پس از استخراج معادله میانگین با استفاده از آزمون اثرات ARCH به بررسی آزمون ناهمسانی واریانس جزء اخلال مدل‌های میانگین شاخص صنایع منتخب پرداخته شد. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس جزء اخلال برای صنایع منتخب در جدول (۳) نشان داده شده است:

جدول ۳: نتیجه بررسی آزمون ناهمسانی شرطی میانگین بازده صنایع

صنعت	آزمون ناهمسانی ARCH	مقدار آماره	احتمال
دارو	F	۳۶/۶۴	۰/۰۰
	χ^2	۳۵/۶۱	۰/۰۰
مواد غذایی	F	۲/۲۶	۰/۱۳
	χ^2	۲/۲۶	۰/۱۳
قندو شکر	F	۲۰/۱۴	۰/۰۰
	χ^2	۱۹/۸۴	۰/۰۰

www.SID.ir

مأخذ: یافته‌های تحقیق

[15] Hannan-Quinn Criter

همانطور که از جدول (۳) مشاهده می‌گردد بر اساس آماره F و χ^2 دو شاخص دارو و قندو شکر دارای اثر ARCH می‌باشند[۱۶]. اما شاخص مواد غذایی دارای اثر ARCH نمی‌باشند. برای صنایعی که وجود اثر ARCH در آنها تأیید شد می‌توان اینگونه تفسیر نمود که سری زمانی این صنایع دارای واریانس همسان نمی‌باشند، بنابراین برای مدل‌سازی آنها بایستی از مدل‌هایی استفاده شود که شروط ناهمسانی را در برازش این نوع سری‌های زمانی درنظر بگیرد (شاهمرادی و زنگنه، ۱۳۸۵). معروف‌ترین نوع از این مدل‌ها، مدل‌های خانواده GARCH می‌باشند. بنابراین در ادامه شاخصی که دارای اثر ARCH نبود به مرحله ۶ انتقال می‌یابند و ۲ شاخص باقیمانده بر اساس ۶ مدل از خانواده GARCH[۱۷] بر حسب توابع توزیع نرمال، t و GED مدل‌سازی می‌گردند. جداول (۴) و (۵) مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورد شده شاخص صنعت دارو و قندو شکر را نشان می‌دهد.

با نگاهی بر مدل‌های برآورد شده خانواده GARCH شاخص صنعت دارو قندو شکر مشاهده می‌گردد که واریانس شرطی کلیه صنایع از ساختار GARCH تبعیت می‌کنند. در ادامه به توضیح خلاصه‌ای از نتایج برآورد مدل‌های مذکور پرداخته می‌شود.

GARCH: در هر دو شاخص تفاوت زیادی بین ضرایب مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورد شده بر اساس سه توزیع نرمال، t و GED مشاهده نمی‌گردد و کلیه ضرایب معنادار می‌باشند.

GARCH-M: در هر دو شاخص اکثر ضرایب مدل‌های میانگین و واریانس معنی‌دار می‌باشد. در شاخص دارو ضریب انحراف معیار معنی‌دار نمی‌باشد و این بدان معنا است که «اثر بازخورد[۱۸]» در این صنعت مشاهده نمی‌شود. در صنعت مواد غذایی نیز اثر بازخورد صرفاً در توزیع نرمال مشاهده می‌گردد.

---

[۱۶] در واقع صنایعی که در آن میزان احتمال آزمون آماره F و χ^2 کمتر از ۵ درصد باشد، دارای اثر ARCH می‌باشند

[۱۷] شامل: GARCH ساده، GARCH میانگین، EGARCH ساده، EGARCH میانگین، IGARCH ساده، IGARCH میانگین

[18] Feedback Effect

طبق اثر بازخورد، می‌توان بیان داشت که طبق تئوری مارکویتز بین ریسک و بازدهی رابطه مستقیمی وجود دارد، بگونه‌ای که با افزایش ریسک، بازدهی افزایش می‌یابد.

Archive of SID

جدول ۴: مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورده شدهِ صنعت دارو

Archive of SID

مدل	توزیع	میانگین شرطی	واریانس شرطی
GARCH	نرمال	$y_t = 0/001 + 0/9y_{t-1} - 0/50u_{t-1} - 0/17u_{t-2}$ (۱/۷) (۴۰/۱) (-۱۱/۳) (-۴/۵)	$\sigma_t^2 = 0/001 + 0/31\varepsilon_{t-1}^2 + 0/64\sigma_{t-1}^2$ (۱۱/۳) (۱۱/۴) (۲۴/۱)
	t	$y_t = -0/001 + 0/89y_{t-1} - 0/51u_{t-1} - 0/17u_{t-2}$ (-۰/۲) (۳۹/۴) (-۱۳/۱) (-۵/۲)	$\sigma_t^2 = 0/001 + 0/50\varepsilon_{t-1}^2 + 0/68\sigma_{t-1}^2$ (۳/۲) (۴/۷) (۲۰/۴)
	GED	$y_t = -0/001 + 0/86y_{t-1} - 0/48u_{t-1} - 0/16u_{t-2}$ (-۰/۷) (۳۷/۴) (-۱۳/۷) (-۵/۸)	$\sigma_t^2 = 0/001 + 0/39\varepsilon_{t-1}^2 + 0/67\sigma_{t-1}^2$ (۳/۸) (۵/۶) (۱۵/۱)
GARCH-M	نرمال	$y_t = 0/001 + 0/92y_{t-1} - 0/49u_{t-1} - 0/18u_{t-2} - 0/12\sigma$ (۰/۸۵) (۴۱/۸) (-۱۱/۹) (-۴/۴) (-۰/۹۳)	$\sigma_t^2 = 0/001 + 0/31\varepsilon_{t-1}^2 + 0/64\sigma_{t-1}^2$ (۱۱/۰۲) (۱۱/۲۸) (۲۳/۵)
	t	$y_t = -0/01 + 0/86y_{t-1} - 0/51u_{t-1} - 0/18u_{t-2} - 0/01\sigma$ (-۰/۳۹) (۳۷/۷) (-۱۳/۳) (-۵/۲۹) (-۰/۳۲)	$\sigma_t^2 = 0/001 + 0/5\varepsilon_{t-1}^2 + 0/68\sigma_{t-1}^2$ (۳/۳) (۴/۷) (۲۰/۳)
	GED	$y_t = -0/.01 + 0/88y_{t-1} - 0/52u_{t-1} - 0/17u_{t-2} - 0/03\sigma$ (-۰/۰۳) (۴۰/۳) (-۱۵/۲) (-۶/۳) (-۰/۴۷)	$\sigma_t^2 = 0/001 + 0/41\varepsilon_{t-1}^2 + 0/66\sigma_{t-1}^2$ (۳/۹۳) (۵/۶) (۱۵/۱)
EGARCH	نرمال	$y_t = 0/001 + 0/88y_{t-1} - 0/44u_{t-1} - 0/12u_{t-2}$ (۲/۸) (۳۷/۲) (-۱۱/۴) (-۳/۳)	$ln\sigma_t^2 = -0/3 + 0/07\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/14\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/98ln\sigma_{t-1}^2$ (-۱۱/۹) (۱۰/۶) (۱۲/۸) (۳۸۹/۸)
	t	$y_t = 0/001 + 0/89y_{t-1} - 0/52u_{t-1} - 0/18u_{t-2}$ (۰/۴) (۳۷/۹) (-۱۵/۴) (-۶/۲۲)	$ln\sigma_t^2 = -0/15 + 0/12\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/8\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/99ln\sigma_{t-1}^2$ (-۴/۳) (۴/۵) (۴/۴) (۳۴۹/۸)
	GED	$y_t = -0/01 + 0/84y_{t-1} - 0/46u_{t-1} - 0/15u_{t-2}$ (۰/۴) (۳۸/۸) (-۱۲/۲) (-۵/۳)	$ln\sigma_t^2 = -0/18 + 0/10\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/08\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/99ln\sigma_{t-1}^2$ (-۴/۹) (۴/۸) (۴/۶) (۳۱۶/۱)
EGARCH-M	نرمال	$y_t = 0/001 + 0/86y_{t-1} - 0/42u_{t-1} - 0/11u_{t-2} + 0/13\sigma$ (۳/۰۲) (۲۹/۴) (-۱۰/۱) (-۲/۸) (۱/۴۶)	$ln\sigma_t^2 = -0/22 + 0/07\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/13\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/98ln\sigma_{t-1}^2$ (-۴/۵) (۶/۹) (۱۳/۱) (۲۳۷/۹)
	t	$y_t = 0/001 + 0/81y_{t-1} - 0/52u_{t-1} - 0/18u_{t-2} + 0/02\sigma$ (۰/۵) (۳۱/۲) (-۱۴/۱) (-۵/۹) (۰/۴۱)	$ln\sigma_t^2 = -0/14 + 0/11\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/08\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/99ln\sigma_{t-1}^2$ (-۴/۱) (۴/۵) (۴/۶) (۳۵۸/۹)
	GED	$y_t = -0/01 + 0/83y_{t-1} - 0/46u_{t-1} - 0/15u_{t-2} + 0/03\sigma$ (۰/۲) (۲۴/۴) (-۱۱/۴) (-۵/۳۶) (۰/۵)	$ln\sigma_t^2 = -0/17 + 0/10\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/08\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/99ln\sigma_{t-1}^2$ (-۴/۵) (۴/۶) (۴/۸) (۳۳۱/۵)
IGARCH	نرمال	$y_t = 0/002 + 0/84y_{t-1} - 0/39u_{t-1} - 0/11u_{t-2}$ (۸/۴) (۳۲/۵) (-۱۱/۴) (-۴/۲۲)	$\sigma_t^2 = 0/02\varepsilon_{t-1}^2 + 0/98\sigma_{t-1}^2$ (۲۴/۷) (۱۰۱۹/۸)
	t	$y_t = 0/001 + 0/89y_{t-1} - 0/52u_{t-1} - 0/18u_{t-2}$ (۰/۰۰۶) (۳۹/۲) (-۱۵/۱) (-۶/۱)	$\sigma_t^2 = 0/10\varepsilon_{t-1}^2 + 0/90\sigma_{t-1}^2$ (۱۰/۹) (۹۶/۶)
	GED	$y_t = 0/001 + 0/83y_{t-1} - 0/45u_{t-1} - 0/14u_{t-2}$ (-۱/۰۴) (۳۰/۳) (-۱۲/۷) (-۵/۶۷)	$\sigma_t^2 = 0/06\varepsilon_{t-1}^2 + 0/94\sigma_{t-1}^2$ (۱۰/۲) (۱۵۵/۶)
IGARCH-M	نرمال	$y_t = 0/002 + 0/86y_{t-1} - 0/41u_{t-1} - 0/13u_{t-2} - 0/13\sigma$ (۳/۸) (۳۳/۱) (-۱۲/۱۸) (-۴/۸) (-۱/۶۳)	$\sigma_t^2 = 0/025\varepsilon_{t-1}^2 + 0/975\sigma_{t-1}^2$ (۲۴/۵) (۹۶۵/۸)
	t	$y_t = 0/001 + 0/90y_{t-1} - 0/52u_{t-1} - 0/19u_{t-2} - 0/02\sigma$ (۰/۲۶) (۳۹/۵) (-۱۵/۶) (-۶/۳۸) (-۰/۴)	$\sigma_t^2 = 0/10\varepsilon_{t-1}^2 + 0/9\sigma_{t-1}^2$ (۱۰/۹) (۹۶/۸)
	GED	$y_t = -0/01 + 0/84y_{t-1} - 0/46u_{t-1} - 0/15u_{t-2} - 0/03\sigma$ (۰/۹) (۳۰/۴) (-۱۲/۹) (-۵/۶) (-۰/۶)	$\sigma_t^2 = 0/06\varepsilon_{t-1}^2 + 0/94\sigma_{t-1}^2$ (۱۰/۱) (۱۵۴/۸)

www.SID.ir

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۵: مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورده شدهِ صنعت قندوشکر

Archive of SID

مدل	توزیع	میانگین شرطی	واریانس شرطی
GARCH	نرمال	$y_t = /002 + 0/38y_{t-1}$ (۱۲/۵) (۳/۱۹)	$\sigma_t^2 = /001 + 0/05\varepsilon_{t-1}^2 + 0/94\sigma_{t-1}^2$ (۳۳۰/۱) (۱۴/۵) (۱۴/۹)
	t	$y_t = /001 + 0/45y_{t-1}$ (۱۷/۵) (۱/۵)	$\sigma_t^2 = /001 + 0/51\varepsilon_{t-1}^2 + 0/68\sigma_{t-1}^2$ (۲۰/۴) (۵/۱) (۳/۴)
	GED	$y_t = /001 + 0/49y_{t-1}$ (۲۳/۷) (۰/۴۸)	$\sigma_t^2 = /001 + 0/43\varepsilon_{t-1}^2 + 0/65\sigma_{t-1}^2$ (۱۶/۱) (۵/۹) (۴/۹)
GARCH-M	نرمال	$y_t = /004 + 0/38y_{t-1} - 0/22\sigma$ (-۱/۹۳) (۱۲/۵) (۳/۳)	$\sigma_t^2 = /001 + 0/04\varepsilon_{t-1}^2 + 0/94\sigma_{t-1}^2$ (۳۲۰/۶) (۱۳/۵) (۱۳/۲۳)
	t	$y_t = /001 + 0/45y_{t-1} - 0/04\sigma$ (-۰/۹۹) (۱/۶۷) (۱۷/۸)	$\sigma_t^2 = /001 + 0/51\varepsilon_{t-1}^2 + 0/67\sigma_{t-1}^2$ (۲۰/۴) (۵/۱) (۳/۴)
	GED	$y_t = /001 + 0/49y_{t-1} - 0/03\sigma$ (-۰/۵) (۲۳/۳) (۰/۷۳)	$\sigma_t^2 = /001 + 0/44\varepsilon_{t-1}^2 + 0/64\sigma_{t-1}^2$ (۱۵/۵۷) (۵/۸) (۴/۹)
EGARCH	نرمال	$y_t = /002 + 0/37y_{t-1}$ (۱۵/۶) (۳/۸)	$ln\sigma_t^2 = -/08 + 0/03\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/05\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/99ln\sigma_{t-1}^2$ (۱۰۱۴/۴) (۱۵/۳) (۸/۶) (-۸/۵)
	t	$y_t = /001 + 0/44y_{t-1}$ (۱۹/۲) (۱/۷۶)	$ln\sigma_t^2 = -/42 + 0/28\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} - 0/03\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/97ln\sigma_{t-1}^2$ (۱۰۹/۲) (-۱/۱۵) (۶/۷۵) (-۴/۷)
	GED	$y_t = /001 + 0/48y_{t-1}$ (۲۴/۱) (۰/۸۵)	$ln\sigma_t^2 = -/44 + 0/21\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/001\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/97ln\sigma_{t-1}^2$ (۱۴۰/۱) (۰/۰۲) (۶/۷) (-۶/۳)
EGARCH-M	نرمال	$y_t = /003 + 0/37y_{t-1} - 0/04\sigma$ (-۰/۳۲) (۱۵/۱) (۲/۱)	$ln\sigma_t^2 = -/09 + 0/03\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/04\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/99ln\sigma_{t-1}^2$ (۴۰۷/۸) (۱۵/۱) (۸/۵) (-۴/۱)
	t	$y_t = /001 + 0/44y_{t-1} - 0/08\sigma$ (-۱/۶۵) (۱۹/۳) (۲/۱)	$ln\sigma_t^2 = -/42 + 0/28\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} - 0/04\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/97ln\sigma_{t-1}^2$ (۱۰۴/۳) (-۱/۶) (۶/۶) (-۴/۶)
	GED	$y_t = /001 + 0/48y_{t-1} - 0/05\sigma$ (-۱/۱) (۲۴/۱) (۱/۴)	$ln\sigma_t^2 = -/43 + 0/21\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} - 0/003\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0/97ln\sigma_{t-1}^2$ (۱۳۷/۶) (-۰/۱۴) (۶/۶) (-۶/۳)
IGARCH	نرمال	$y_t = /003 + 0/38y_{t-1}$ (۱۵/۳) (۴/۸)	$\sigma_t^2 = 0/015\varepsilon_{t-1}^2 + 0/985\sigma_{t-1}^2$ (۱۸۴۷/۱) (۲۸/۵)
	t	$y_t = /001 + 0/43y_{t-1}$ (۱۹/۸) (۱/۷)	$\sigma_t^2 = 0/14\varepsilon_{t-1}^2 + 0/86\sigma_{t-1}^2$ (۸۳/۹) (۱۲/۹)
	GED	$y_t = /001 + 0/49y_{t-1}$ (۲۶/۶) (۰/۸۲)	$\sigma_t^2 = 0/07\varepsilon_{t-1}^2 + 0/93\sigma_{t-1}^2$ (۱۷۰/۶) (۱۳/۹)
IGARCH-M	نرمال	$y_t = /006 + 0/37y_{t-1} - 0/31\sigma$ (-۳/۶) (۱۴/۹) (۱۱/۶)	$\sigma_t^2 = 0/017\varepsilon_{t-1}^2 + 0/983\sigma_{t-1}^2$ (۱۲۹۱/۱) (۲۲/۳)
	t	$y_t = /001 + 0/41y_{t-1} - 0/008\sigma$ (-۰/۱۶) (۱۶/۲) (۳/۶)	$\sigma_t^2 = 0/13\varepsilon_{t-1}^2 + 0/87\sigma_{t-1}^2$ (۱۱۲/۷) (۱۷/۰۳)
	GED	$y_t = /001 + 0/48y_{t-1} - 0/01\sigma$ (-۰/۳۶) (۲۶/۴) (۰/۹۸)	$\sigma_t^2 = 0/07\varepsilon_{t-1}^2 + 0/93\sigma_{t-1}^2$ (۱۷۰/۱) (۱۳/۰)

اعداد داخل پرانتز، آماره t-statistic می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

EGARCH: در شاخص دارو کلیه ضرایب مدل‌ها بر اساس توابع توزیع، معنادار می‌باشد. همچنین با توجه به معناداری ضریب $(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}})$ در هر سه توزیع، شاخص بازدهی صنعت دارو واکنش نامتقارنی به اخبار خوب و بد نشان می‌دهد و دارای «اثر

www.SID.ir

Archive of SID

اهرمی[19]» می‌باشد. در شاخص قندو شکر نیز اکثر ضرایب معنی‌دار بوده و اثر اهرمی صرفاً در توزیع نرمال قابل مشاهده می‌باشد.

EGARCH-M: در هر دو شاخص اکثر ضرایب مدل‌ها معنادار می‌باشد. ضریب انحراف معیار برای کلیه مدل‌ها معنی‌دار نمی‌باشد و این بدان معنا است که «اثر بازخورد» مشاهده نمی‌شود. «اثر اهرمی» نیز صرفاً در شاخص قندو شکر با توزیع نرمال قابل مشاهده می‌باشد.

IGARCH: در هر دو شاخص تفاوت زیادی بین ضرایب مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورد شده مشاهده نمی‌گردد و کلیه ضرایب معنادار می‌باشند.

IGARCH-M: اکثر ضرایب مدل‌های میانگین و واریانس شرطی معنی‌دار می‌باشد. معنی‌دار بودن ضریب انحراف معیار صرفاً در توزیع‌های نرمال هر دو شاخص وجود دارد که بیانگر «اثر بازخورد» در این مدل‌ها می‌باشد.

مرحله سوم: مدل‌سازی خانواده GARCH براساس رهیافت سوئیچینگ مارکوف

پس از تخمین مدل‌های خانواده GARCH، هر یک از مدل‌های شاخص‌های مذکور، توسط رژیم سوئیچینگ مارکوف برآورد گردیدند. جداول (۶) و (۷) مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورد شده شاخص صنعت دارو و قندو شکر را بر حسب رژیم سوئیچینگ مارکوف نشان می‌دهد.

---

[19] Leverage effect

اثر اهرمی بیانگر این مطلب است که بازدهی شاخص، واکنش‌های متفاوتی به اخبار خوب و بد نشان می‌دهد. در صورتی که ضریب متغیر مربوطه معنادار و مثبت باشد، اثر اخبار بد بیشتر از اخبار خوب بر بازدهی شاخص تاثیرگذار است.

www.SID.ir

جدول ۶: مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورده شده شاخص صنعت دارو با احتساب اثر سوئیچینگ

مدل	نوع	توزیع	μ_1	μ_2	λ_1	λ_2	b_{01}	b_{02}	b_{11}	b_{12}	b_{21}	b_{22}	h_{x1}	h_{x2}	p_{11}	p_{22}	Log_like
GARCH	ساده	نرمال	-۰/۰۱۰۳	۰/۰۱۸۸			۰/۰۰۹۸	۰/۰۰۱۴	۰/۰۱۱۷	۰/۳۲۷۸	-۰/۰۰۹۵	۰/۰۰۴۲۹			۹۱/۰	۹۲/۰	-۶۲۲۰۲۶۵۶
		t	-۰/۰۳۸۵	۰/۳۸۶۹			۰/۰۰۱۵	۰/۰۲۸۶	۰/۰۰۱۹	۰/۱۱۰۵	۰/۰۹۵۲	۰/۸۹۹۵			۹۰/۰	۹۰/۰	-۶۲۹۰۹۵۱۶
		GED	-۰/۰۲۹۰	۰/۵۸۱۹			۰/۰۰۵۲	۰/۲۲۸۶	۰/۰۱۶۹	۰/۱۲۹۸	۰/۰۸۲۲۴	۰/۰۰۹۸			۸۰/۰	۹۰/۰	-۶۲۷۲۷۰۱۱
	نوسان	نرمال	-۰/۰۹۷۰	۰/۰۸۶۱	۰/۰۴۳۶	-۰/۰۰۸۱	۰/۰۰۱۶	۰/۰۴۸۱۸	۰/۰۲۵۸۸	۰/۰۰۸۱	۰/۰۶۵۲	۰/۰۰۶۳۵			۹۱/۰	۸۹/۰	-۶۲۷۰۶۱۷۵
		t	-۰/۰۴۲۷	-۰/۰۲۹۰	۱/۰۳۲۲	-۰/۰۱۶۰	۰/۰۰۱۹	۰/۰۱۰۲۵	۰/۰۰۰۹	۰/۰۱۰۶۰	۰/۰۸۹۳۵	۰/۰۹۳۲۱			۹۱/۰	۸۷/۰	-۶۲۱۰۰۳۷۱۱
		GED	-۰/۰۳۱۸	۰/۰۵۸۵	۱/۰۲۲۵۲	۰/۰۳۵۴	۰/۰۱۶۵	۰/۰۰۸۲	۰/۰۰۸۵۳	۰/۰۲۱۶۲	۰/۰۸۷۵۹	۰/۰۹۸۸۲			۸۹/۰	۸۶/۰	-۶۲۶۰۶۲۷۹
EGARCH	ساده	نرمال	۰/۰۲۰۵	۰/۰۸۱۲۵			-۰/۰۹۸	۰/۰۲۶۲	۰/۰۱۹۱	-۰/۰۳۸۲	۰/۰۱۰۳۸	۰/۰۷۸۳	-۰/۰۹۸۶۱	-۰/۰۸۱۰۴	۰/۹۳	۰/۹۲	-۶۲۸۰۸۹۲۴
		t	-۰/۰۳۵۰	۰/۰۲۱۵۶			-۰/۰۳۸۲	-۰/۰۱۹۱	-۰/۰۳۴۰	-۰/۰۸۷	-۰/۰۳۴۵	-۰/۰۶۵۱	-۰/۹۹۰۱	-۰/۹۸۲۱	۰/۹۲	۰/۹۲	-۶۲۶۰۰۲۷۷
		GED	-۰/۰۲۱۶	۰/۰۲۰۹۷			-۰/۰۲۱۲	-۰/۰۲۶۱	-۰/۰۲۵۶	-۰/۰۲۱۵۸	-۰/۰۲۸	-۰/۰۴۵۱	-۰/۹۹۰۰	-۰/۹۹۲۳	۰/۹۲	۰/۹۳	-۶۲۶۰۲۱۲۰
	میانگین	نرمال	-۰/۰۹۱۸۴	-۰/۰۵۳۱	۱/۰۲۲۳	-۰/۰۰۸۸	-۰/۰۸۸	-۰/۰۷۸۳	-۰/۰۵۲۹	-۰/۰۹۲۲	-۰/۰۳۰۵	-۰/۰۴۲۵۲	-۰/۹۹۰۰	-۰/۹۷۲۷	۰/۸۸	۰/۹۳	-۶۲۸۰۸۲۱۸
		t	۰/۰۸۰۰	۰/۰۷۲۸	۲/۰۷۲۷	-۰/۰۲۲۵	-۰/۰۸۰۸	۰/۰۷۹۶	۰/۰۲۹۰	-۰/۰۴۷	-۰/۰۲۵۵	-۰/۰۳۶۷	-۰/۹۹۰۰	-۰/۹۸۸۰	۰/۸۱	۰/۹۲	-۶۲۰۰۲۵۶۱
		GED	-۰/۰۲۰۴	-۰/۰۹۷۱	۲/۰۷۲۷	-۰/۰۰۸	-۰/۰۵۸۸	-۰/۰۵۷۱	-۰/۰۲۷۵	-۰/۰۴۷۸	-۰/۰۲۶۲	-۰/۰۴۶۹۱	-۰/۹۰۸۳	-۰/۹۱۴۰	۰/۸۳	۰/۹۴	-۶۲۶۰۰۲۵۸
IGARCH	ساده	نرمال	-۰/۰۲۰۴	۰/۰۲۶۲			-۰/۰۲۵۲	۰/۰۶۲۵	۰/۰۶۲۴	۰/۰۶۲۹۸	-۰/۰۳۰۶۸	۰/۰۹۳۶۰۲			۸۵/۰	۸۱/۰	-۶۲۱۰۰۱۸۵
		t	-۰/۰۳۹۵	-۰/۰۲۹۳			-۰/۰۲۱۵۲	۰/۰۲۵۵۱	۰/۰۵۹۲	۰/۰۲۲۹۶	-۰/۰۳۵۰۴	۰/۰۸۷۰۴			۸۴/۰	۸۴/۰	-۶۲۰۹۲۲۶۹
		GED	۰/۰۲۴۹	۰/۰۱۲۵۱			-۰/۰۲۱۵۲	۰/۰۲۹۶۲	۰/۰۲۱۵۲	۰/۰۲۱۵۲	-۰/۰۵۴۲۸	۰/۰۶۲۵۸			۸۴/۰	۸۴/۰	-۶۲۰۹۲۲۵۳
	میانگین	نرمال	-۰/۰۹۷۰	-۰/۰۸۶۹	۰/۰۴۳۶	-۰/۰۰۸۱	۰/۰۰۱۶	۰/۰۴۸۱۸	۰/۰۲۵۸۸	۰/۰۲۱۰	۲۰۵۴۷/۰	۹۷۹۰/۰			۸۷/۰	۸۰/۰	-۶۲۷۰۶۱۷۵
		t	-۰/۰۳۱۵۷	-۰/۰۲۸۷	۱/۱۲۸	-۰/۰۳۰۵	۰/۰۰۰۰	-۰/۰۱۸۹	-۰/۰۱۸۹	۰/۰۲۴۹	۸۹۱۱/۰	۹۵۶۱/۰			۸۱/۰	۷۹/۰	-۶۲۰۱۲۳۸۲۸
		GED	-۰/۰۱۹۷	۰/۰۲۵۸۰	۱/۰۲۶۰	-۰/۰۳۲۸۸	۰/۰۰۸۳	۰/۰۳۸۲۳	۰/۰۳۸۲۹	۰/۰۳۸۲۹	۶۱۷۷/۰	۳۲۷۱/۰			۸۲/۰	۰/۹۲	-۶۲۰۹۱۸۸۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Archive of SID
www.SID.ir

جدول ۷: مدل‌های میانگین و واریانس شرطی برآورده شدهِ صنعت قندو شکر با احتساب اثر سوئیچینگ

مدل	نوع	توزیع	μ_1	μ_2	λ_1	λ_2	a_{01}	b_{01}	b_{02}	b_{11}	b_{12}	b_{21}	b_{22}	b_{31}	b_{32}	γ_{11}	γ_{12}	Log_like
GARCH	ساده	نرمال	۱.۵۴۲۴۵	۰.۰۰۰۹۵			۵.۵۴۵۴	۰.۰۰۰۹۴	۰.۰۰۰۹۴	۰.۰۰۰۳۹	۰.۲۲۳۹	۰.۰۰۰۳۹	۰.۵۳۴۵			۹۰/۰	۹۰/۰	-۱۹۲۹.۶۵۲۱
		t	۱.۳۹۵۵	-۰.۰۲۴۸			۱.۸۷۶۰	۰.۰۱۴۱	۰.۰۱۵۶	۰.۰۱۵۶	۰.۲۵۰۹	۰.۵۱۰۴	۰.۳۱۰۴			۸۹/۰	۸۹/۰	-۱۸۸۱.۵۷۲۱
		GED	۱.۴۲۵۵۵	-۰.۰۲۵۲			۲.۳۴۰۹	۰.۰۱۸۹	۰.۵۲۰۲	۰.۰۲۰۹۲	۰.۵۹۱۲	۰.۰۹۲۰۲	۰.۳۴۵۲			۸۹/۰	۸۹/۰	-۱۸۹۸.۶۲۲۴
	ساده	نرمال	-۰.۲۴۸	۰.۵۹۲۵	۰.۶۲۹۹	-۵.۲۰۲۵	۰.۵۲۳۴	۵۲۱۱۲۵	۰.۰۲۲۹	۰.۲۱۲۹	۰.۲۲۹۰	۰.۲۲۹۰	۱.۲۰۰۰	•		۹۱/۰	۸۵/۰	-۱۹۱۹.۶۲۴۹
		t	-۰.۲۰۴۲	۰.۲۹۵۲	۰.۵۱۱۵۱	-۵۱۲۲	۰.۵۸۹۶	۰.۰۲۲۶	۰.۲۹۸۱	۰.۲۸۶۲	۰.۲۸۶۲	۰.۲۸۶۲	۰.۳۱۸۹			۸۹/۰	۸۶/۰	-۱۸۸۵.۱۱۲۶
		GED	۰.۵۲۰۴	۰.۴۵۹۵	۲.۱۹۲۹	-۲۲۹۵	۱.۴۸۹۱	۰.۲۲۹۰	۰.۲۲۱۲	۰.۵۸۸۲	۰.۲۲۰۶	۰.۲۲۰۶	۰.۲۸۱۸			۸۷/۰	۸۲/۰	-۱۸۷۸.۸۲۵۱
EGARCH	ساده	نرمال	۰.۵۲۱۶	۰.۵۲۲۶			۲.۰۰۰۰	-۰.۳۱۰	۰.۵۵۲۲	۰.۵۸۲۹	۰.۵۹۲۴	۰.۵۹۲۹	-۰.۲۰۰۶	۰.۹۶۹۸	۰.۹۶۶۹	۰.۲۱	۰.۳۶	-۱۹۲۹.۵۲۲۸
		t	۱.۶۶۲۴	-۰.۲۰۰۰			-۰.۱۱۹۶	۰.۲۵۸	۰.۵۶۹۰	۰.۲۱۲۰	۰.۵۹۲۴	۰.۵۹۲۴	-۰.۲۱۲	۰.۹۸۷۶	۰.۹۸۷۶	۰.۲۱	۰.۳۸	-۱۸۸۶.۸۰۸۹
		GED	۱.۳۰۰۶	-۰.۰۵۸۹			-۰.۹۸۲۸	-۰.۳۰۹	۰.۲۱۲۱	۰.۵۳۰۰	۰.۵۳۰۰	۰.۵۳۰۰	-۰.۲۲۹	۰.۹۷۳۵	۰.۹۶۶۹	۰.۲۱	۰.۳۸	-۱۹۱۴.۲۲۰۱
	میانگین	نرمال	۲.۸۰۰۴	۰.۰۸۸۱	-۰.۳۸۹	-۲۰۱۱	۱.۲۸۲۸	۰.۰۲۰۰	۰.۵۱۲۹	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	-۰.۲۲۲	۰.۹۲۲۲	۰.۹۲۹۴	۰.۲۱	۰.۳۰	-۱۸۹۹.۲۱۰۱
		t	۰.۲۸۵۱	۰.۲۸۵۹	-۲۰۰۶	۰.۱۲۲۵	۰.۲۲۲۲	-۰.۲۱۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	-۰.۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۱	۰.۳۰	-۱۸۹۵.۲۲۰۶
		GED	-۰.۲۲۱۶	-۰.۲۲۲۲	۱.۲۸۲۸	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	-۰.۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	-۰.۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۱	۰.۳۰	-۱۸۹۵.۲۲۰۶
	ساده	نرمال	-۰.۲۲۲	۰.۲۲۲۲			۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۱	۰.۳۰	-۱۸۹۵.۲۲۰۶
		t	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۱	۰.۳۰	-۱۸۹۵.۲۲۰۶
		GED	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۱	۰.۳۰	-۱۸۹۵.۲۲۰۶
IGARCH	ساده	نرمال	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۱	۰.۳۰	-۱۸۹۵.۲۲۰۶
		t	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۱	۰.۳۰	-۱۸۹۵.۲۲۰۶
		GED	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۱	۰.۳۰	-۱۸۹۵.۲۲۰۶
	میانگین	نرمال	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۱	۰.۳۰	-۱۸۹۵.۲۲۰۶
		t	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۱	۰.۳۰	-۱۸۹۵.۲۲۰۶
		GED	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۲۲۲	۰.۲۱	۰.۳۰	-۱۸۹۵.۲۲۰۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Archive of SID

Archive of SID

در جدول فوق ستون‌های مربوط به μ_1 و μ_2 معادله میانگین بازدم را بر حسب رژیم ۱ و ۲ نشان می‌دهد. ستون‌های مربوط به λ_1 و λ_2 بیانگر وجود «اثر بازخورد» در مدل‌های GARCH-M, EGARCH-M, IGARCH-M می‌باشد. در این مدل‌ها کلیه ضرایب این دو پارامتر معنادار می‌باشند. شایان ذکر است که با توجه به فشردگی گنجایش ضرایب در دو رژیم، امکان اضافه نمودن آماره t_tatistic در جدول وجود نداشت.

پارامترهای مربوط به b_{01} و b_{02} مربوط به مقادیر عرض‌از مبدا مدل واریانس شرطی در دو رژیم ۱ و ۲ می‌باشد. همچنین پارامترهای مربوط به b_{11} و b_{12} در 4 مدل (GARCH, GARCH-M, IGARCH, IGARCH-M) مربوط به مقادیر مجذور جمله اخلال دوره قبل (ε_{t-1}^2) مدل واریانس شرطی در دو رژیم ۱ و ۲ می‌باشد. این پارامترها در ۲ مدل (EGARCH, EGARCH-M) برابر است با ضرایب متغیر $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$ می‌باشد. همچنین پارامترهای مربوط به b_{21} و b_{22} در ۴ مدل (GARCH, GARCH-M, IGARCH, IGARCH-M) مربوط به مقادیر واریانس شرطی دوره قبل (σ_{t-1}^2) مدل واریانس شرطی در دو رژیم ۱ و ۲ می‌باشد. این پارامترها در ۲ مدل (EGARCH, EGARCH-M) برابر با ضرایب متغیر $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$ می‌باشد، که بیانگر اثر اهرمی می‌باشد. در پایان نیز پارامترهای مربوط به b_{31} و b_{32} مربوط به مقادیر لگاریتم واریانس شرطی دوره قبل ($ln\sigma_{t-1}^2$) مدل واریانس شرطی در دو رژیم ۱ و ۲ می‌باشد.

ستون‌های مربوط به p_{11} و p_{11} مربوط به احتمال انتقال بازده شاخص از رژیمی به رژیم دیگر است. در صورتی که فضای حالت (رژیم) شامل i,j=1,2 باشد، احتمال انتقال یک مرحله‌ای تخمین زده شده از مدل فوق بصورت زیر می‌باشد:

$$P = \begin{matrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{matrix}$$

مرحله چهارم: آزمون نرمالیتی

پس از تخمین مدل‌های خانواده GARCH و خانواده سوئیچینگ مارکوف (در مجموع ۳۶ مدل)، در این مرحله با استفاده از آزمون جارک-برا، نرمال بودن توزیع متغیر بازدهی شاخص در هر یک از مدل‌های برآورد شده مورد آزمون قرار می‌گیرد. در صورت تایید

www.SID.ir

Archive of SID

تبعیت سری زمانی بازدهی شاخص از توزیع نرمال در مدل‌های برآورد شده، این مدل‌ها به گام بعدی منتقل می‌شوند. در غیر این صورت توزیع مناسب (بین t و GED) بازده شاخص در مدل‌ها بر حسب آزمون نسبت درستنمایی گارسیا و پرون (LR_{PG}) انتخاب می‌شوند. نتایج آزمون جارک-برا، نرمال بودن پسماندهای مدل‌های برآوردی بر حسب توزیع نرمال برای بازدهی شاخص‌های دارو و قندوشکر در هر ۶ مدل با فرض توزیع نرمال را رد نمود. نتایج آزمون مدل‌های با احتساب اثر سوئیچینگ نیز این موضوع را تایید نمود. بنابراین برای انتخاب مدل بهینه در ادامه از آزمون درستنمایی (LR_{PG}) پیشنهاد شده توسط گارسیا و پرون[1] (۱۹۹۶) استفاده شد. آنها برای آزمون پیشنهادی خود از رویکرد حد بالایی داویس[2] (۱۹۸۷) استفاده نمودند و با تعریف L_0 به عنوان ارزش لگاریتم درستنمایی تحت فرضیه صفر و L_1 به عنوان ارزش لگاریتم درستمایی تحت فرضیه جایگزین، آماره آزمون خود را به صورت $LR_{PG} = 2 \times (L_1 - L_0)$ تعریف نمودند. جدول (۸) و (۹) مدل بهینه را برای هر دو گروه مدل‌های خانواده GARCH فاقد اثر سوئیچینگ و مدل‌های خانواده GARCH دارای اثر سوئیچینگ برای دو شاخص قندوشکر و دارو نشان می‌دهد.

www.SID.ir

[1] Garcia and Perron
[2] Davies

جدول ۸: نتایج آزمون نسبت درستنمایی گارسیا و پرون در مدل‌های خانواده GARCH بدون لحاظ نمودن اثر سوئیچینگ

صنعت	GARCH						EGARCH						IGARCH					
	ساده			میانگین			ساده			میانگین			ساده			میانگین		
	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون
فارو	۲۶۹۱.۸۲	۲۶۲۰.۸۲	۲۱.۸۲	۲۶۹۱.۴۲	۲۶۲۱.۰۲	۲۱.۸۳	۲۶۹۵.۲۱	۲۶۴۰.۱۵	۵۰.۲۱	۲۶۹۴.۵۲	۲۶۹۹.۵۱	۲۱.۸۹	۲۶۲۵.۵۲۴	۲۶۱۵.۲۰	۲۲.۲۳	۲۶۲۵.۵۲۴	۲۶۱۵.۲۰	۲۲.۲۳
فلندو شگر	۲۶۲۵.۵۲۴	۲۶۱۵.۲۰	۲۲.۲۳	۲۶۲۵.۵۲۴	۲۶۱۵.۲۰	۲۲.۲۳	۲۶۲۰۳.۰۵	۲۶۲۶.۲۲	۲۱.۵۱	۲۶۲۵.۵۲۴	۲۶۲۰.۵۹۴	۲۲.۲۴	۲۶۲۵.۵۲۴	۲۶۱۵.۲۰	۲۲.۲۳	۲۶۲۵.۵۲۴	۲۶۱۵.۲۰	۲۲.۲۳

جدول ۹: نتایج آزمون نسبت درستنمایی گارسیا و پرون در مدل‌های خانواده GARCH با لحاظ نمودن اثر سوئیچینگ

صنعت	GARCH						EGARCH						IGARCH					
	ساده			میانگین			ساده			میانگین			ساده			میانگین		
	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون	t	GED	آماره آزمون
فارو	-۱۶۳۰.۷	-۱۶۲۶.۴	۹۲.۵	-۱۶۲۰.۰۲	-۱۶۲۶.۲	۸۲.۲	-۱۶۱۰.۷	-۱۶۲۶.۲	۳۶.۲	-۱۶۲۰.۸	-۱۶۲۶.۱	۱۰.۱۶	-۱۶۸۶.۲۲۲	-۱۶۲۶.۲۰	۲۱.۲۱	-۱۶۲۶.۲	-۱۶۲۶.۲	۲۰.۲
فلندو شگر	-۱۶۵۱.۶	-۱۶۹۵.۵	۲۲.۲	-۱۶۹۵.۸	-۱۶۹۵.۵	۲۱.۵	-۱۶۸۶.۸	-۱۶۹۲.۴	۵۲.۶	-۱۶۸۶.۱	-۱۶۹۵.۲	۹۵.۱	-۱۶۸۶.۲۵۶	-۱۶۹۲.۵	۲۱.۲۲	-۱۶۹۲.۵	-۱۶۹۲.۵	۲۱.۲۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Archive of SID

Archive of SID

با توجه به جدول فوق مشاهده می‌گردد که مدل منتخب شاخص دارو و قندو شکر در هر دو گروه مدل‌های فاقد اثر سوئیچینگ و دارای اثر سوئیچینگ مربوط به مدل نامتقارن EGARCH می‌باشد، با این تفاوت که در شاخص دارو در گروه فاقد اثر سوئیچینگ مدل EGARCH ساده با توزیع GED می‌باشد و بیانگر اثر اهرمی است، در حالی که در گروه دارای اثر سوئیچینگ، مدل منتخب، مدل EGARCH میانگین با توزیع t می‌باشد که بیانگر هر دو اثر بازخورد و اهرمی می‌باشد. در شاخص قندو شکر در هر دو گروه مدل‌های فاقد اثر سوئیچینگ و دارای اثر سوئیچینگ مربوط به مدل نامتقارن EGARCH میانگین می‌باشد و دارای هر دو اثر بازخورد و اهرمی می‌باشد. البته در گروه فاقد اثر سوئیچینگ، مدل منتخب، دارای توزیع t و در گروه دارای اثر سوئیچینگ، مدل منتخب، دارای توزیع GED می‌باشد.

مرحله پنجم: انتخاب مدل بهینه

پس از برآورد مدل‌های خانواده GARCH و خانواده سوئیچینگ مارکوف و همچنین انتخاب مدل بهینه در هر یک از گروه‌ها، در این مرحله با استفاده از آزمون نسبت درستنمایی گارسیا و پرون (LR_{PG}) مدل نهایی شاخص از میان مدل‌های منتخب سوئیچینگ و فاقد سوئیچینگ انتخاب گردید. نتایج آزمون نسبت درستنمایی گارسیا و پرون در جدول (۱۰) ارائه شده است.

جدول ۱۰: نتایج آزمون نسبت درستنمایی گارسیا و پرون برای انتخاب مدل بهینه

صنعت	فقد سوئیچینگ		دارای سوئیچینگ		LR_{PG}
	مدل واریانس‌شرطی/ توزیع	L_0	مدل واریانس‌شرطی/ توزیع	L_1	
دارو	EGARCH / GED	٤٩٣٠.٦٥	EGARCH-M /t	-٥٧٠.٩	-١٠٠٣٫٤
قندو شکر	EGARCH-M /t	٢٧٠٤.٥٩٥	EGARCH-M / GED	-٧٨٥.٦	-١٠٩٨٠٫٣

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول (۱۰) همانگونه که مشاهده می‌گردد L_1 به عنوان ارزش لگاریتم درستنمایی مدل‌های واریانس‌شرطی منتخب با درنظر گرفتن اثر سوئیچینگ و L_0 به عنوان ارزش لگاریتم درستنمایی مدل‌های واریانس‌شرطی منتخب بدون درنظر گرفتن اثر سوئیچینگ

www.SID.ir

لحاظ شده است. ستون پایانی آماره آزمون LRPG را نشان می‌دهد که برای هر دو شاخص مقدار آن کمتر از آماره χ^2 در سطح ۵ درصد می‌باشد. لذا مدل واریانس شرطی با درنظر گرفتن اثر سوئیچینگ به عنوان مدل بهینه برای هر دو شاخص انتخاب گردید. بنابراین مدل نهایی بازده شاخص‌های مذکور بصورت زیر می‌باشد:

Archive of SID

- **صنعت دارو**

رژیم ۱) $y_t = 0.005 - 0.12\sigma; \quad \ln\sigma_t^2 = -0.07 + 0.05\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} - 0.14\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.99\ln\sigma_{t-1}^2$

رژیم ۲) $y_t = -0.66 + 1.86\sigma; \quad \ln\sigma_t^2 = 0.08 - 0.37\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.42\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.89\ln\sigma_{t-1}^2$

در این معادله در صورت قرار گرفتن در رژیم ۱ و ۲ اثر بازخورد به ترتیب منفی و مثبت می‌باشد. اثر اهرمی در رژیم ۱ معنادار و منفی و در رژیم ۲ معنادار و مثبت می‌باشد. ماتریس احتمال انتقالات نیز بصورت زیر می‌باشد:

$$P = \begin{matrix} 0.94 & 0.14 \\ 0.06 & 0.86 \end{matrix}$$

- درصورتی که بازده صنعت دارو در رژیم ۱ قرار داشته باشد، به احتمال ۹۴ درصد (p_{11}) در دوره بعدی نیز در رژیم ۱ قرار خواهد داشت. همچنین مدت زمان مورد انتظار برای اولین انتقال از رژیم ۱ به ۲ به شرط اینکه سیستم از رژیم ۱ آغاز شده باشد برابر است با:

$$\varphi_2 = \frac{1}{1 - p_{11}} = 16.6 \text{ days}$$

یعنی مدت زمان مورد انتظار ماندگاری در رژیم ۱ (حالت رکود) برابر با ۱۶/۶ روز می‌باشد.

- درصورتی که بازده صنعت دارو در رژیم ۲ قرار داشته باشد، به احتمال ۸۶ درصد (p_{22}) در دوره بعدی نیز در رژیم ۲ قرار خواهد داشت. همچنین مدت زمان مورد انتظار برای اولین انتقال از رژیم ۲ به ۱ به شرط اینکه سیستم از رژیم ۲ آغاز شده باشد برابر است با:

www.SID.ir

$$\varphi_2 = \frac{1}{1 - p_{22}} = 7.14 \text{ days}$$

یعنی مدت زمان مورد انتظار ماندگاری در رژیم ۲ (حالت رونق) برابر با ۷/۱۴ روز می‌باشد.

- **صنعت قندو شکر**

Archive of SID

رژیم ۱) $y_t = 0.38 - 0.11\sigma; \quad \ln\sigma_t^2 = 0.02 + 0.03\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} - 0.02\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.98\ln\sigma_{t-1}^2$

رژیم ۲) $y_t = 0.31 + 0.17\sigma; \quad \ln\sigma_t^2 = 0.12 + 0.05\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} - 0.01\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.96\ln\sigma_{t-1}^2$

در این معادله در صورت قرار گرفتن در رژیم ۱ و ۲ اثر بازخورد به ترتیب منفی و مثبت می‌باشد. اثر اهرمی در هر دو رژیم معنادار نمی‌باشد. ماتریس احتمال انتقالات نیز بصورت زیر می‌باشد:

$$P = \begin{matrix} 0.92 & 0.22 \\ 0.08 & 0.78 \end{matrix}$$

- درصورتی که بازده صنعت قندو شکر در رژیم ۱ قرار داشته باشد، به احتمال ۹۲ درصد (p_{11}) در دوره بعدی نیز در رژیم ۱ قرار خواهد داشت. همچنین مدت زمان مورد انتظار برای اولین انتقال از رژیم ۱ به ۲ به شرط اینکه سیستم از رژیم ۱ آغاز شده باشد برابر است با:

$$\varphi_2 = \frac{1}{1 - p_{11}} = 12.5\ days$$

یعنی مدت زمان مورد انتظار ماندگاری در رژیم ۱ (حالت رکود) برابر با ۱۲/۵ روز می‌باشد.

- درصورتی که بازده صنعت قندو شکر در رژیم ۲ قرار داشته باشد، به احتمال ۷۸ درصد (p_{22}) در دوره بعدی نیز در رژیم ۲ قرار خواهد داشت. همچنین مدت زمان مورد انتظار برای اولین انتقال از رژیم ۲ به ۱ به شرط اینکه سیستم از رژیم ۲ آغاز شده باشد برابر است با:

$$\varphi_2 = \frac{1}{1 - p_{22}} = 4.5\ days$$

یعنی مدت زمان مورد انتظار ماندگاری در رژیم ۲ (حالت رونق) برابر با ۴/۵ روز می‌باشد.

مرحله پنجم: اندازه‌گیری ارزش در معرض خطر(VaR)

www.SID.ir

پس از آنکه مدل بهینه، بر حسب توزیع بهینه و با تبعیت از اثر سوئیچینگ انتخاب گردید، در این بخش با استخراج سری زمانی واریانس شرطی از مدل بهینه، سری زمانی

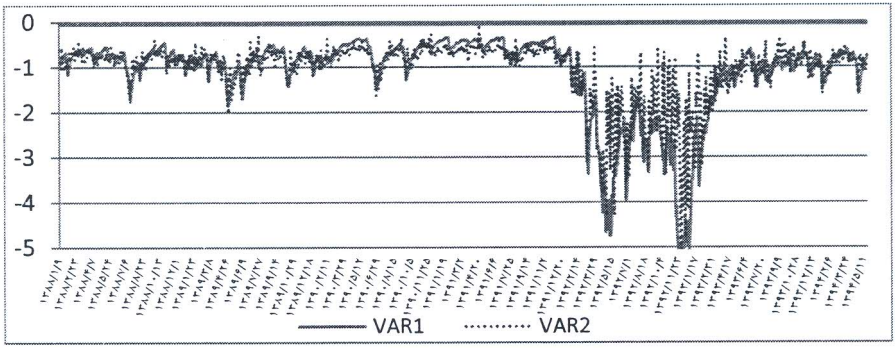
نااطمینانی تولید می‌گردد. با تولید این سری (؟)، مقادیر ارزش در معرض ریسک (VaR) بر اساس معادله زیر ایجاد می‌گردد.

Archive of SID

$$VaR = \mu - 1.64\sqrt{h}$$

در معادله فوق، μ میانگین بازدهی شاخص صنعت و h سری زمانی نااطمینانی بازده شاخص می‌باشد. شایان ذکر است که عبارت $\sqrt{h}$ برای صنعت مواد غذایی که دارای اثر ARCH نبود، برابر با قدر مطلق جزء خطا می‌باشد، زیرا ارتباطی بین واریانس جزء اخلال این صنایع با مقادیر دوره گذشته خود مشاهده نشد. نمودار (۴) تا (۶) سری زمانی ریسک شاخص دارو، مواد غذایی و قندو شکر را در دو رژیم نشان می‌دهد.

نمودار ۴: ارزش در معرض ریسک صنعت دارو



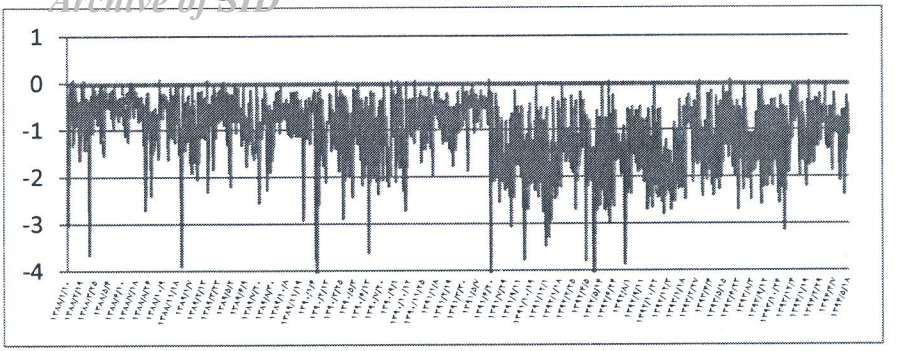
مأخذ: یافته‌های تحقیق

با نگاهی بر سری زمانی ریسک این صنعت مشاهده می‌گردد که ریسک این صنعت در رژیم ۱ و ۲ به موازات هم بوده و در برخی دوره‌های بحرانی ریسک صنعت در رژیم ۱ بیشتر از رژیم ۲ می‌باشد. با توجه به نمودار فوق از اوایل سال ۱۳۹۲ ریسک این صنعت با گذر از زیان ۱/۵ درصدی تا ۶ درصد در اواخر سال ۱۳۹۲ افزایش یافت، اما با آغاز سال ۹۳ به شدت از ریسک این صنعت کاسته شد و به حوالی ۱ درصد در پایان دوره مورد مطالعه کاهش یافت. میزان ریسک این صنعت در هر دو رژیم‌های ۱ و ۲ (بجز دوره ۹۲/۲ تا ۹۲/۱۲) حدود زیان ۱ درصد می‌باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

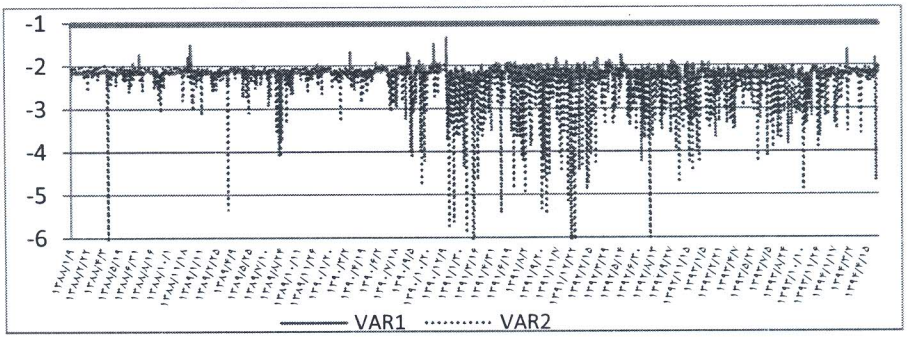
نمودار ۵: ارزش در معرض ریسک صنعت مواد غذایی



مأخذ: یافته‌های تحقیق

همانند صنعت محصولات فلزی، ریسک این صنعت تک رژیمی بوده و اثر ARCH در آن مشاهده نگردیده است. ریسک این صنعت در سال‌های گذشته در حوالی ۱ درصد درجریان بود، اما از نیمه دوم سال ۱۳۹۱ تا اواخر سال ۹۳ بر ریسک این صنعت افزوده و متوسط آن به زیان ۱/۵ درصدی رسید. البته در سال ۹۴ از ریسک این صنعت کاسته شد.

نمودار ۶: ارزش در معرض ریسک صنعت قندوشکر



مأخذ: یافته‌های تحقیق

ریسک این صنعت در رژیم ۲ بیشتر از رژیم ۱ می‌باشد. ریسک این صنعت در رژیم ۱ بطورپایدار در حوالی ۱ درصد در جریان بود، اما ریسک آن در رژیم ۲ از اوایل سال ۱۳۹۱ رو به افزایش گذشت و در سال ۱۳۹۲ تا حدودی از میزان آن کاسته شد با این

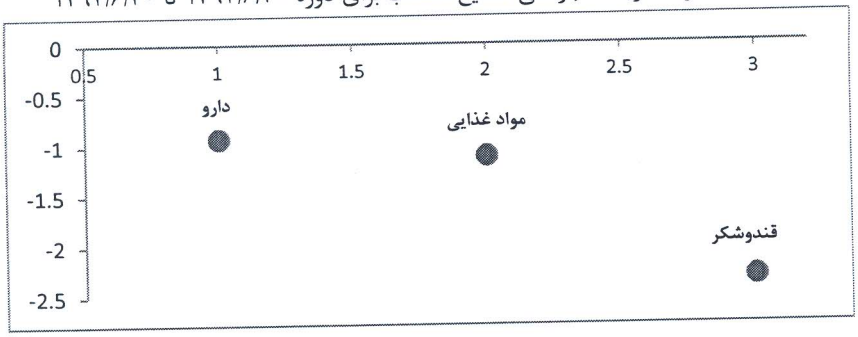
www.SID.ir

Archive of SID

وجود مشاهده می‌گردد که روند ریسک این صنعت طی دوره مورد مطالعه نزولی بود اما کماکان به عنوان یک صنعت پرریسک مطرح است. البته طی دوره مورد مطالعه رکوردهای قابل توجه‌ای از ریسک در رژیم ۱ (۹۱/۱۲/۶ و ۹۱/۱۲/۱۶) با زیان‌های ۹ و ۱۰ درصدی مشاهده می‌گردد.

پس از استخراج سری زمانی ریسک شاخص صنایع در ادامه ریسک متوسط این صنایع (تلفیق دو رژیم) را استخراج گردید. نمودار (۷) موقعیت متوسط ریسک بازدهی صنایع منتخب برای یکساله پایانی دوره مورد مطالعه را نشان می‌دهد.

نمودار ۷: متوسط ریسک بازدهی صنایع منتخب برای دوره ۱۳۹۳/۶/۳۰ تا ۱۳۹۴/۶/۳۰



مأخذ: یافته‌های تحقیق

همانگونه که از نمودار فوق مشاهده می‌گردد، برای دوره مورد مطالعه، ریسک صنعت دارو کمتر از ریسک صنایع غذایی می‌باشد. در میان شاخص‌های صنایع غذایی نیز ریسک صنعت قندو شکر نزدیک به دو برابر ریسک مواد غذایی می‌باشد و به نظر می‌رسد صنعت قندو شکر در گروه صنایع با ریسک بالا قرار دارد.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

صنایع غذایی و دارویی به عنوان یکی از صنایع مزیت‌دار در کشور، با توجه به دارابودن پتانسیل بالقوه مورد توجه سرمایه‌گذاران بوده است. به‌طور کلی سرمایه‌گذاری در این صنایع به‌صورت مستقیم یا از طریق واسطه‌گران مالی نظیر بورس و اوراق بهادار امکان‌پذیر می‌باشد. با این اوصاف سرمایه‌گذاری در هر حوزه‌ای نیازمند کسب اطلاعات اقتصادی

www.SID.ir

Archive of SID

مفید در آن حوزه می‌باشد. در سرمایه‌گذاری غیرمستقیم در حوزه صنایع غذایی و دارویی، آگاهی از ریسک بازاری قیمت سهام این صنایع مهم می‌باشد و نقش تعیین‌کننده‌ای در اتخاذ استراتژی‌های سرمایه‌گذاران را دارا است. در پژوهش حاضر با توسعه یک چارچوب جامع اقدام به اندازه‌گیری ریسک صنایع غذایی و دارویی گردید. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که دو صنعت دارو و قندوشکر واکنش نامتقارنی به شوک‌های بیرونی می‌دهند و توزیع سری زمانی آنها غیرنرمال می‌باشد. این دو صنعت همچنین از انتقالات رژیمی تبعیت نموده و ریسک‌های مختلفی در حالت‌ها رونق و رکود دارند. مقایسه متوسط ریسک‌های سه صنعت دارو، مواد غذایی و قندو شکر طی سال پایانی مورد مطالعه نشان داد که ریسک صنعت ، قندو شکر، مواد غذایی و دارو به ترتیب بیشترین مقدار را دارا هستند. در پایان پیشنهاد می‌گردد با توجه به اهمیت اندازه‌گیری ریسک بازده شاخص صنایع از یکسو و فقدان مدل‌های جامع برای اندازه‌گیری آن، استفاده از چارچوب پیشنهادشده در این پژوهش برای آگاهی از میزان نسبتاً دقیق ریسک سایر صنایع مناسب می‌باشد. در نهایت پیشنهاد می‌گردد در تحقیقات آتی، مدل‌های حافظه بلندمدت جهت بهبود کارایی شاخص طراحی شده درنظر گرفته شود.

www.SID.ir

فهرست منابع:

Archive of SID

برزگر، مهدی. (۱۳۹۳). نقدی بر مدل‌های تک رژیمی در بازارهای مالی ایران و مروری بر رفتارهای رژیمی صنایع منتخب. پایان‌نامه کارشناسی ارشد مهندسی مالی. مدرسه کسب و کار استیونس آمریکا.

خالوزاده، حمید و نسیبه امیری. (۱۳۸۵). تعیین سبد سهام بهینه در بازار بورس ایران بر اساس نظریه ارزش در معرض ریسک. تحقیقات اقتصادی، ۷۳: ۲۱۱-۲۳۲.

جان، هال. (۲۰۱۰)، مبانی مهندسی مالی و مدیریت ریسک. ترجمه سجاد سیاح و علی صالح‌آبادی، ناشر: شرکت کارگزاری مفید.

سارنج، علی‌رضا. (۱۳۹۱). ارائه مدلی برای تبیین رفتار انتقالات رژیمی در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از فرایند سوئیچینگ مارکوف. رساله دکترا مدیریت مالی، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.

سحابی، بهرام، مهدی ذوالفقاری، نادر مهرگان و علیرضا سارنج. (۱۳۹۴). تدوین شاخص ارزیابی و رتبه‌بندی شرکت‌های فعال در حوزه نفت و فرآورده‌های نفتی بر حسب ریسک نوسانات نرخ ارز. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی ۴۴: ۸۵-۶۲.

صادقی،حسین و خالد احمدزاده. (۱۳۸۷). بررسی نقش فرهنگ پس انداز، سرمایه گذاری و کارآفرینی اقتصادی در تولید. مهندسی فرهنگی، ۲۰: ۳۴-۲۶.

راعی، رضا، شاپور محمدی و علیرضا سارنج. (۱۳۹۳). پویایی‌های بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل گارچ‌نمایی در میانگین سوئیچینگ مارکوف. تحقیقات مالی، ۱: ۹۸-۷۷.

رادپور، میثم و حسین عبده تبریزی. (۱۳۹۱). اندازه‌گیری و مدیریت ریسک بازار رویکرد ارزش در معرض ریسک، انتشارات پیشبرد، تهران.

فقیهیان، فاطمه. (۱۳۹۴). بررسی انتقالات رژیمی در بازارهای مالی ایران در حوزه صنایع غذایی، رساله دکترای مدیریت مالی، دانشگاه ازمیر، ترکیه.

www.SID.ir

شاهمرادی، اصغر و محمد زنگنه. (۱۳۸۸). محاسبه ارزش در معرض خطر برای شاخص‌های عمده بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش پارامتریک. تحقیقات اقتصادی، ۷۹: ۱۴۹-۱۲۱.

Archive of SID

کشاورز حداد، غلامرضا و باقر صمدی. (۱۳۸۹). برآورد و پیش‌بینی تلاطم بازدهی در بازار سهام تهران و مقایسه دقت روش ها در تخمین ارزش در معرض خطر. مجله تحقیقات اقتصادی ۸۶: ۲۳۵-۱۹۵.

لطفعلی، بابک. (۱۳۸۴). اندازه گیری ریسک بازار با ارزش در معرض خطر برای سبد سهام در بانک صنعت و معدن، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد. پایان نامهٔ کارشناسی ارشد.

منجذب، محمدرضا.(۱۳۸۱). مزیت نسبی صنایع غذایی و صنایع پوشاک ایران، پژوهشنامه اقتصادی ۴: ۱۲۴-۹۵.

Assaf, A. (2015). Value-at-Risk analysis in the MENA Equity Markets: Fat Tails and Conditional Asymmetries in Return Distributions. Journal of Multinational Financial Management, 29: 30–45.

Cabedo, J.D. & I. Moya. (2003a). Estimating oil Price 'Value at Risk' using the Historical Simulation Approach. Energy Economics, 25: 239-253.

Dueker, M., C.J. Neely (2009). Can Marcov Switching Models Predict Excess Foreign Exchange Rate?. Journal of Banking and Finance, 31:279-296.

Engel, R.(2001). The Use of ARCH/GARCH Models in Applied. Journal of Economic Perspectives, 15: 157- 168.

Engel, R., & T.Bollereslev. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Hetrokedasticity, Journal of Econometrics 31:307-327.

www.SID.ir

Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. Econometrica, 59: 347-370.

Hamilton, J.D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of No Stationary Time Series and the Business. Economical, 57: 357-384.

Ismail and Isa. (2008). Identifying Regime Shifts in Malaysian Stock Market Returns, Journal of Finance and Economics. 38: 44- 57.

Sadorsky, P. (2011). Modeling and Forecasting Petroleum Futures Volatility. Journal of Energy Economics, 28:467-488.

Tang & Shieh. (2010). Forecasting Volatility and Volume in the Tokyo Stock Market: Long Memory, Fractality and Regime Switching. Journal of Economic Dynamics & Control , 31:1808-1843.

Archive of SID
www.SID.ir