

برآورد پویای ریسک سیستماتیک بازدهی قیمت سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات بر اساس مدل‌های چندمتغیره ناهمسان واریانس و حالت-فضا

حسن حیدری و احمد ملابهرامی*

تاریخ وصول: ۱۳۹۳/۶/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۶/۱۵

چکیده:

این مقاله تخمین پویا از مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر پایه دو مدل چند متغیره ناهمسان واریانس همبستگی شرطی پویا ($DCC-MGARCH$) و حالت فضا در چارچوب تصمیمات بهینه پویای بخش خانوار طی ادوار زندگی ارائه می‌دهد. در این راستا برای داده‌هایی روزانه از سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات در دوره‌ای ۵ ساله از سال ۱۳۸۵ تا آخر تیر ماه سال ۱۳۹۱، سری زمانی شاخص ریسک بتا در قالب مدل‌های $DCC-MGARCH$ و حالت-فضا با مدل رگرسیون خطی که شاخص بتا را به صورت ثابت تخمین می‌زند، مقایسه شده است. نتایج بدست آمده از پیش‌بینی بازدهی قیمت سهام بر اساس مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نشان می‌دهد که مدل DCC دارای خطای کمتری بر اساس گشتاور ریشه دوم میانگین مجذور خطاها نسبت به مدل‌های رقیب در پیش‌بینی خارج از نمونه بازدهی قیمت سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات است. با این حال در برازش داخل نمونه‌ای، مدل فیلتر کالمن از دقت بالاتری برخوردار است.

طبقه‌بندی JEL : G12, G1, C1

واژه‌های کلیدی: مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، شاخص ریسک بتا، تصمیمات بهینه خانوار، مدل حالت فضا، مدل همبستگی شرطی پویا

* به ترتیب، دانشیار و دانشجوی دکتری اقتصاد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه.

(h.heidari@urmia.ac.ir)

۱- مقدمه

بعد از وقوع بحران مالی جهانی در سال ۲۰۰۸، سرمایه‌گذاران و سایر فعالان در بازارهای مالی به وجود شکنندگی در بازارهای مالی پی بردند. مطالعات نشان می‌دهد که مهمترین دلیل وقوع بحران مالی جهانی سال ۲۰۰۸ برآورد کمتر از حد ریسک دارایی‌های مالی است (ویکنز^۱، ۲۰۰۸). یکی از ریسک‌های حیاتی و اساسی دارایی‌های مالی، ریسک سیستماتیک است که نشان دهنده مخاطره‌ای است که با بازدهی بازار همبسته است (کریدسادارت^۲، ۲۰۱۳). بر پایه تئوری‌های مدرن مالی، ریسک سیستماتیک اجتناب‌ناپذیر است و سرمایه‌گذار ناگزیر از تحمل اثرات آن است (شارپ^۳، ۱۳۶۴، لینتنر^۴، ۱۶۵۶، بلک^۵، ۱۹۷۲). از طرفی پیش‌بینی ریسک سیستماتیک، سرمایه‌گذاران را در اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری کمک می‌کند. همچنین فعالان بازارهای مالی از ریسک سیستماتیک به عنوان معیار اندازه‌گیری عملکرد مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری از طریق نسبت گردش معاملات^۶ بهره می‌گیرند. از دید مدیران شرکت‌های مالی، برآورد صحیح ریسک سیستماتیک نه تنها در اتخاذ تصمیمات مربوط به تغییر ساختار سرمایه شرکت مفید است، بلکه در ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری نیز نقش بسزایی بازی می‌کند (چاودوری و وو^۷، ۲۰۰۷). از این رو، برآورد صحیح این نوع ریسک از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. بر پایه تئوری مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)^۸، معیار سنجش ریسک سیستماتیک دارایی‌های مالی، شاخص بتا است که بیانگر میزان حساسیت بازدهی دارایی ریسکی با بازده کل بازار سهام است. در مدل CAPM، بازدهی دارایی ریسکی با مجموع بازدهی بدون ریسک و حاصل ضرب شاخص بتا در جایزه پذیرش مخاطره بازار برابر است. از این رو، شاخص بتا به عنوان یکی از عوامل مؤثر تاثیرگذار و تعیین‌کننده بازدهی دارایی‌های مالی شناخته می‌شود و برآورد صحیح آن، سرمایه‌گذاران را در پیش‌بینی بازدهی مورد انتظار قیمت سهام کمک می‌کند.

¹ Wickens, M.

² Kridsadarat, M.

³ Sharpe, W.

⁴ Lintner, J.

⁵ Black, F.

⁶ Turnover ratio

⁷ Choudhry, T. and Wu, H.

⁸ Capital Asset Pricing Model (CAPM)

یکی از فرضیات مهم مدل کلاسیک CAPM این است که سرمایه‌گذاران از بازدهی مورد انتظار و ماتریس واریانس کوواریانس یکسان در تعیین ریسک بهینه سبدي از دارایی‌های قابل نگهداری استفاده می‌کنند. با وجود این فرض شاخص بتا ثابت است (چاودوری و یو، ۲۰۰۹). باید توجه نمود که این فرض بسیاری از واقعیات اقتصادی را که به سرعت در حال تجربه کردن تغییرات ساختاری هستند، نقض می‌نماید. بر پایه مطالعات، تغییر ریسک جریان نقدی بنگاه‌های مالی در طی چرخه‌های تجاری و تغییر وضعیت‌های مختلف اقتصادی و به روز شدن مجموعه اطلاعات موجود در طی زمان ثبات شاخص بتا را نقض می‌کنند (فابوزی و فرانسیس^۹، ۱۹۷۸، چای و رن^{۱۰}، ۲۰۱۰). مطالعات تجربی نیز فرض ثبات شاخص بتا را در مدل CAPM رد نموده‌اند (فاما و فرنچ^{۱۱}، ۱۹۹۵؛ چای و رن، ۲۰۱۰). از این رو، بکارگیری روش برآورد حداقل مربعات معمولی در تخمین شاخص بتا در عمل امکان‌پذیر نیست، زیرا بکارگیری این روش مستلزم برقراری فروض بسیاری نظیر پایداری پارامترها و همسان واریانس بودن اجزای اخلاص مدل است (بروک و همکاران^{۱۲}، ۱۹۹۸). در حالی‌که ناهمسانی واریانس، تغییر پذیری و نوسان ویژگی جدایی‌ناپذیر بازارهای مالی هستند. از این رو در مطالعات تجربی اخیر روش‌های جایگزین پیشنهاد گردیده است. یکی از این روش‌های مشهور، مدل‌های چند متغیره ناهمسان واریانس^{۱۳} هستند (بروک و همکاران). این مدل‌ها به واریانس بازدهی دارایی‌های ریسکی و همچنین واریانس مشترک بازدهی این دارایی‌ها با بازدهی کل بازار اجازه می‌دهند تا با توجه به مجموعه اطلاعات در حال تغییر، طی زمان شکل بگیرند. به این ترتیب مدل MGARCH اطلاعات بدست آمده از ماتریس واریانس و کوواریانس پویا را برای ساختن سری زمانی شاخص بتای دارایی ریسکی به کار بگیرد. در واقع این مدل اجزای مورد نیاز جهت محاسبه سری زمانی شاخص بتا را فراهم می‌سازد (بروک و همکاران، ۱۹۹۸). یکی دیگر از روش‌های برآورد پویای شاخص بتا، مدل‌های فضا-حالت و فیلتر کالمن^{۱۴} می‌باشد. این

⁹ Fabozzi, F. and Francis, J.

¹⁰ Cai, Z. and Ren, Y.

¹¹ Fama, E. and French, K.R.

¹² Brooks, R.D. and Foff, R.W. and McKenzie, M.D.

¹³ Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (MGARCH)

¹⁴ State-Space and Kalman-Filter models

مدل‌ها یک برآورد بازگشتی از سری زمانی شاخص بتا بر پایه مجموعه‌ای از شرایط اولیه و اطلاعات در حال تغییر طی زمان در قالب معادله اصلی مدل CAPM ارائه می‌دهد.

بر این اساس، این مقاله در یک چارچوب تئوریک تعادل عمومی پویا و با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی چند متغیره ناهمسان واریانس و مدل‌های حالت فضا و فیلتر کالمن (بولرسلو و همکاران^{۱۵}، ۱۹۸۸، بروک و همکاران، ۱۹۹۸؛ چاودوری و یو، ۲۰۰۹)، تحلیل پویا از شاخص بتای بازدهی سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات از صنایع عضو بورس اوراق بهادار تهران ارائه می‌دهد.

این مطالعه از هر دو حیث رویکرد تئوریک و تکنیکی با تحقیقات تجربی داخلی پیشین متفاوت است. این تحقیق ضمن تشریح پایه‌های تئوریک مدل شرطی CAPM در یک چارچوب تعادل عمومی پویا، به تبعیت از ویکنز (۲۰۰۸)، پویایی شاخص بتا را لحاظ نموده و همچنین روش‌ها و تکنیک‌های اقتصادسنجی متناسب با پویایی موجود در مجموعه‌های اطلاعاتی و متغیرهای بازار سهام مورد استفاده قرار می‌گیرد که این مسائل، مطالعه حاضر را از مطالعات قبلی متمایز می‌نماید و جنبه نوآوری مقاله را به شیوه بارزی برجسته می‌کند.

ساختار مقاله به این صورت است که در بخش بعدی مبانی نظری و ادبیات تئوریک تحقیق حاضر ارائه می‌شود. در بخش سوم مقاله مروری مطالعات تجربی داخلی و پیشین صورت می‌گیرد. تشریح روش‌های اقتصادسنجی مورد استفاده، بخش چهارم مقاله را تشکیل می‌دهد. همچنین تشریح داده‌ها و ارائه نتایج تجربی در بخش پنجم مقاله گزارش می‌شود. در نهایت خلاصه و نتیجه‌گیری، بخش پایانی مقاله را به خود اختصاص می‌دهد.

۲- مبانی نظری

در بازارهای مالی و بورس اوراق بهادار برای اندازه‌گیری ریسک دارایی‌ها، تبیین رابطه بین ریسک و بازدهی و انتخاب بهینه سبد دارایی‌های مالی چند تئوری وجود دارد. الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)، که توسط شارپ (۱۳۶۴) و لینتنر (۱۶۵۶) و بلیک (۱۹۷۲) توسعه پیدا کرده است، شیوه قیمت گذاری دارایی‌های مالی دارای ریسک را در بازار سرمایه ارائه می‌دهد. این تئوری

¹⁵ Bollerslev, T. and Engle, R., and Wooldridge, J.

رابطه‌ای بین ریسک و بازدهی دارایی‌های مالی دارای ریسک را تبیین می‌کند. در این مدل، اصول نظریه سبد سرمایه گذاری دارایی‌های ریسک دار با فرضیات خاص در مورد انتظارات سرمایه گذاران و خصوصیات بازار سرمایه با همدیگر ترکیب می‌شوند. مهمترین فرضیات مدل CAPM عبارتند از (مهدوی، ۱۳۸۷) :

- ۱- مخاطره اوراق بهادار به وسیله مقدار شاخص بتای آنها اندازه گیری می‌شود.
- ۲- نرخ بازدهی مورد انتظار اوراق بهادار به نرخ بهره بدون ریسک، جایزه پذیرش مخاطره و شاخص بتای اوراق بهادار بستگی دارد.
- ۳- سرمایه گذاران باید اوراق بهادار پرمخاطره را تنها به عنوان قسمتی از یک مجموعه متنوع از اوراق بهادار نگهداری کنند.
- ۴- دستیابی به بازدهی بیشتری سرمایه گذاری مستلزم قبول مخاطره بیشتر است، به عبارتی دیگر رابطه بین ریسک و بازدهی مستقیم است.
- ۵- امکان قرض دادن و گرفتن در نرخ بهره بدون ریسک وجود دارد.
- ۶- مقدار اوراق بهادار ریسکی در بازار محدود است.

اگرچه این الگو معرف یک بازار سرمایه ایده آل است، اما شواهد تجربی الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را مورد تایید قرار می‌دهند. بر پایه تئوری CAPM سرمایه گذار زمانی به سرمایه گذاری مبادرت می‌ورزد که دو هزینه پرداختی وی طی فرآیند سرمایه گذاری جبران شوند. این هزینه‌ها شامل هزینه ارزش زمانی پول و هزینه پذیرش ریسک اضافی قبول سرمایه گذاری در دارایی‌های ریسک دار است. در مدل CAPM هزینه زمانی پولی همان نرخ بهره بدون ریسک یعنی r_f است و پاداش قبولی ریسک سرمایه گذاری برابر با است $S_i(E(r_m) - r_f)$ که در آن S_i برابر با شاخص بتای اوراق بهادار و r_m بازدهی بازار می‌باشد. در شرایط تعادلی نرخ بازدهی مورد انتظار یک ورق بهادار توسط خط بازار اوراق بهادار^{۱۶} به صورت زیر مشخص می‌گردد (مهدوی، ۱۳۸۷):

$$E(r_i) = r_f + S_i(E(r_m) - r_f) \quad (1)$$

در شرایط تعادلی، نرخ بازدهی مورد انتظار ورق بهادار ریسکی، برابر با نرخ بازدهی بدون ریسک به علاوه جایزه پذیرش مخاطره است. معادله (۱) اندیشه اصلی الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه ای را ارائه می‌دهد. شاخص بتا در عبارت

¹⁶ Security market line (SML)

پاداش پذیرش ریسک سرمایه گذاری است که با شیب خط بازار سرمایه برابر است و پاداش پذیرش ریسک بازار نامیده می‌شود.^{۱۷} بتا به عنوان معیار اندازه گیری مخاطره استفاده می‌شود و واکنش نرخ بازدهی اوراق بهادار را در مقابل نرخ بازده بازار اندازه گیری می‌کند. بتای یک ورق بهادار ریسک دار را می‌توان به شکل زیر تعریف کرد:

$$S_i = \frac{\text{COV}(r_i, r_m)}{\sigma_m^2} \quad (2)$$

بر اساس رابطه (۲)، بتای ورق بهادار با نسبت کواریانس بین بازدهی آن ورق بهادار با بازدهی کل بازار بر واریانس بازدهی کل بازار سهام برابر است. در ادامه این بخش، الگوی CAPM در چارچوب تصمیمات بهینه پویای بخش خانوار طی ادوار زندگی استخراج می‌شود. این رویکرد الگوی CAPM پویا را ارائه می‌دهد.

۲- استخراج مدل CAPM در چارچوب تعادل عمومی پویا

در چارچوب رویکرد مدل‌های تعادل عمومی در بخش خانوار، ویکنز (۲۰۰۸) قیمت گذاری دارایی‌ها را ارائه نموده است. این مدل صورت کلی از مدل CAPM شرطی است که خود توسعه پویای مدل پایه CAPM شارپ (۱۹۶۴) و لینتner (۱۹۶۵) می‌باشد. در این بخش ضمن تشریح رویکرد تعادل عمومی در تصمیمات بهینه بخش خانوار، مدل CAPM شرطی را به عنوان حالتی خاص از مدل عمومی ارائه شده، استخراج می‌نماییم.

۴- تصمیمات بهینه بخش خانوار

در چارچوب تئوری تخصیص بهینه منابع به دارایی‌های مالی بر پایه مدل‌های تعادل عمومی پویا، قید بودجه فرد سرمایه گذار به عنوان عامل نماینده بخش خانوار، به صورت زیر تصریح می‌گردد (ویکنز، ۲۰۰۸):

$$c_t + a_{t+1} + b_{t+1} = x_t + a_t(1+r_t) + b_t(1+r_{t-1}^f) \quad (3)$$

رابطه (۳) نشان می‌دهد که کل مخارج مصرفی (c_t) در دوره جاری به علاوه ارزش دارایی‌های ریسکی (a_{t+1}) و ارزش دارایی‌های بدون ریسک در دوره آتی

¹⁷ Market Risk Premium

¹⁸ Sharpe, W.

¹⁹ Lintner, J.

(b_{t+1}) با کل درآمدهای حاصل از مشاغل (x_t) در دوره جاری و مجموع اصل و بهره تعلق گرفته به دارایی‌های بدون ریسک $(b_t(1+r_{t-1}^f))$ و دارایی‌های ریسکی $(a_t(1+r_t))$ در دوره جاری برابر است. از این رو کل ثروت سرمایه گذار در دوره جاری شامل دو دسته دارایی ریسکی و بدون ریسکاست و بنابراین می‌توان نوشت $W_t = a_t + b_t$. بنابراین، اگر وزن دوره جاری دارایی ریسکی در سبد سرمایه گذار به صورت $w_t = a_t / W_t$ تعریف گردد، آنگاه وزن دارایی بدون ریسک در سبد سرمایه گذار برابر با $1 - w_t = b_t / W_t$ خواهد بود. با توجه به تعاریف بالا، قید بودجه شماره (۳) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد (ویکنز، ۲۰۰۸):

$$c_t + W_{t+1} = x_t + W_t[1 + r_{t-1}^f + w_t(r_t - r_{t-1}^f)] \quad (۴)$$

از سوی دیگر، با تعریف بازدهی سبد به صورت $r_t^p = r_{t-1}^f + w_t(r_t - r_{t-1}^f)$ رابطه (۴) را به صورت زیر بازنویسی می‌کنیم:

$$c_t + W_{t+1} = x_t + W_t[1 + r_t^p] \quad (۵)$$

حال مسأله حداکثر سازی تابع مطلوبیت تنزیل شده بخش خانوار نسبت به $\{c_{t+s}, w_{t+s+1}, W_{t+s+1}\}$ را به صورت زیر در نظر می‌گیریم:

$$V_t = \sum_{s=0}^{\infty} \delta^s U(c_{t+s}, w_{t+s+1}, W_{t+s+1}) \quad (۶)$$

که در آن، δ عامل تنزیل است. در رابطه (۶) فرض شده است که تابع مطلوبیت خانوار به مصرف، کل ثروت و وزن دارایی‌های ریسکی و غیرریسکی در سبد دارایی‌های خانوار بستگی دارد. با تشکیل تابع لاگرانژ و محاسبه شروط مرتبه اول مشتق نسبت به c_t و w_{t+1} بدست می‌آوریم:

$$\frac{\partial V_t}{\partial c_t} = U'_{c_t} - \delta E_t[U'_{c_{t+1}}(1 + r_{t+1}^p)] = 0 \quad (۷)$$

$$\frac{\partial V_t}{\partial w_{t+1}} = 0 - \delta E_t[U'_{c_{t+1}} W_{t+1}(r_{t+1} - r_t^f)] = 0 \quad (۸)$$

از آنجاکه ثروت در طی زمان مشخص می‌گردد، لذا رابطه (۸) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$E_t[U'_{c_{t+1}}(r_{t+1} - r_t^f)] = 0 \quad (۹)$$

از طرفی، یک تقریب تیلر مرتبه اول از $U'_{c_{t+1}}$ نسبت به w_{t+1} نتیجه می‌دهد:

$$U'_{c_{t+1}} = U'\{x_{t+1} + W_{t+1}[1 + r_t^f + w_{t+1}(r_{t+1} - r_t^f)] - W_{t+2}\} \quad (10)$$

$$\cong U_t'^* + W_{t+1}w_{t+1}(r_{t+1} - r_t^f)U_{t+1}''^*$$

به طوری که در آن، $U_t'^* = U'(x_{t+1} + W_{t+1}[1 + r_t^f] - W_{t+2})$ می‌باشد. پس رابطه (۹) به صورت زیر قابل بازنویسی است:

$$E_t[U'_{c_{t+1}}(r_{t+1} - r_t^f)] \cong U_t'^* E_t(r_{t+1} - r_t^f) + W_{t+1}U_{t+1}''^* w_{t+1} E_t(r_{t+1} - r_t^f)^2 \quad (11)$$

با فرض اینکه تابع مطلوبیت از کلاس توابع با ضریب ریسک گریزی نسبی ثابت باشد، ضریب ریسک گریزی را در دوره t به صورت زیر تعریف می‌کنیم (ویکنز، ۲۰۰۸):

$$\dagger_t = -\frac{(E_t c_{t+1})U_{t+1}''^*}{U_{t+1}^*} \quad (12)$$

از ترکیب روابط (۱۱) و (۱۲) اوزان بهینه دارایی‌های ریسکی و دارایی‌های بدون ریسک را برای یک دوره بعد می‌توان به صورت زیر بدست آورد:

$$w_{t+1} = \frac{(E_t c_{t+1}) E_t(r_{t+1} - r_t^f)}{W_{t+1} \dagger_t E_t(r_{t+1} - r_t^f)^2} \quad (13)$$

رابطه (۱۳) به نکته مهمی پیرامون رفتار سرمایه گذار ریسک گریز اشاره می‌نماید. در صورتی که مقدار مورد انتظار نرخ بهره دارایی ریسکی با نرخ بهره بدون ریسک برابر باشد، آنگاه سرمایه گذار ریسک گریز ترجیح می‌دهد که کل ثروتش را به دارایی بدون ریسک اختصاص داده و بنابراین وزن بهینه دوره بعد دارایی ریسکی صفر خواهد بود.

از طرفی معادله (۱۳) را برای حالتی که سرمایه‌گذار مجموعه‌ای از دارایی‌های ریسکی را نگهداری نماید می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$w_{t+1} = \dagger_t^{-1} \Sigma_t^{-1} E_t(r_{t+1} - lr_t^f) \quad (14)$$

که در آن $l = (1, 1, \dots, 1)$ و r_{t+1} برابر با بردار نرخ بازدهی دارایی‌های ریسکی است. همچنین نشان دهنده‌ی ماتریس کواریانس شرطی بازدهی دارایی‌های ریسکی است. از طرفی بر اساس تعریف $r_t^p = r_{t-1}^f + w_t(r_t - r_{t-1}^f)$ داریم:

$$E_t(r_{t+1}^p - r_t^f) = w_t' E_t(r_{t+1} - lr_t^f) = \dagger_t w_t' \Sigma_t w_t = \dagger_t V_t(r_{t+1}^p) \quad (15)$$

که در آن، $V_t(r_{t+1}^p)$ بیانگر واریانس بازدهی سبد دارایی‌های فرد سرمایه گذار است. همچنین می‌توان نوشت:

$$\dagger_t = \frac{E_t(r_{t+1}^p - r_t^f)}{V_t(r_{t+1}^p)} \quad (16)$$

از سوی دیگر، رابطه (۱۵) به صورت زیر قابل بازنویسی است:

$$E_t(r_{t+1} - lr_t^f) = \dagger_t \sum_t w_t = E_t(r_{t+1}^p - r_t^f) \frac{V_t(r_{t+1})w_t}{V_t(r_{t+1}^p)} = \quad (17)$$

$$E_t(r_{t+1}^p - r_t^f) \frac{\text{cov}(r_{t+1}, r_{t+1}^p)}{V_t(r_{t+1}^p)}$$

رابطه (۱۷) ارتباط میان بازدهی دارایی‌های ریسکی را با بازدهی کل سبد سرمایه‌گذاری نشان می‌دهد. در واقع، معادله (۱۷) صورت عمومی معادله اصلی مدل CAPM است.

۵- استخراج مدل شرطی CAPM

از طرفی، مدل CAPM فرض می‌کند که کلیه سرمایه گذاران یکسان هستند و بنابراین سبد دارایی مشابهی را نگهداری می‌کنند. در نتیجه بازدهی سبد (r_{t+1}^p) با بازدهی بازار (r_{t+1}^m) برابر خواهد بود و لذا رابطه (۱۷) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد (ویکنز، ۲۰۰۸):

$$E_t(r_{t+1} - lr_t^f) = E_t(r_{t+1}^m - r_t^f) \frac{\text{cov}(r_{t+1}, r_{t+1}^m)}{V_t(r_{t+1}^m)} = E_t(r_{t+1}^m - r_t^f) S_{it} \quad (18)$$

بنابراین داریم:

$$S_{it} = \frac{\text{cov}(r_{i,t+1}, r_{t+1}^m)}{V_t(r_{t+1}^m)} \quad (19)$$

که در آن، S_{it} بیانگر شاخص بتای بازار سهام i ام در سبد سرمایه گذاری سهام است. همچنان که رابطه (۱۹) نشان می‌دهد، بتای بازدهی سهم i ام در سبد سرمایه گذاری سهام با نسبت کواریانس میان بازدهی سهم و بازدهی بازار بر واریانس بازدهی بازار در دوره t برابر است. از این رو، اگر اطلاعات کامل و صحیح از واریانس ناهمسان بازدهی دارایی‌های ریسکی و همچنین واریانس مشترک بازدهی این دارایی‌ها با بازدهی کل بازار در دسترس باشد، امکان محاسبه سری زمانی شاخص بتای دارایی‌های مالی وجود دارد.

۶- ادبیات تجربی

در این بخش از مقاله، ادبیات موضوع در خارج و داخل کشور مرور می‌گردد. در این راستا، ابتدا مطالعات تجربی خارجی به طور خلاصه مرور می‌گردد.

۶-۱- مطالعات تجربی خارجی

گیانوپولیس^{۲۰} (۱۹۹۵) در مطالعه‌ای تجربی، برای تخمین سری زمانی شاخص بتا از مدل دومتغیره ناهمسان واریانس از داده‌های هفتگی بازدهی شاخص قیمت سهام ۱۳ کشور توسعه یافته استفاده کرده است. نتایج وی بیانگر زمان متغیر^{۲۱} بودن ریسک سیستماتیک بازدهی شاخص‌های مورد مطالعه است.

بروکز و همکاران^{۲۲} (۱۹۹۸) در مقاله‌ای، مدل‌های مختلف چندمتغیره ناهمسان واریانس و مدل فیلتر کالمن را به منظور تخمین سری زمانی شاخص بتای شرکت‌های فعال در بورس استرالیا را طی دوره‌ی زمانی ۲۰ ساله مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها به نتایج قابل اعتمادی از مدل‌های مورد استفاده در تخمین پویای شاخص بتا و پیش بینی بازدهی سهام شرکت‌های مورد بررسی دست یافته‌اند.

در مطالعه‌ای دیگر، ریهز^{۲۳} (۱۹۹۹) به بررسی رابطه بین اندازه شرکت و سری زمانی شاخص بتا برای شرکت‌های منتخب فعال در بازار سهام کشور انگلستان پرداخته است. بر اساس نتایج وی، رابطه معناداری بین این دو متغیر وجود ندارد. فاف و همکاران^{۲۴} (۲۰۰۰) با استفاده از مدل‌های فیلتر کالمن و چندمتغیره ناهمسان واریانس، سری زمانی شاخص بتای بازدهی قیمت سهام صنایع منتخب از بازار سهام کشور انگلستان را برآورد کرده‌اند. بر اساس نتایج آنها، مدل ترکیبی ارائه شده بر اساس فیلتر کالمن و مدل‌های ناهمسان واریانس دارای عملکرد دقیق‌تر و قابل اعتمادتری در تخمین سری زمانی شاخص بتای صنایع است. در مطالعه‌ای دیگر، آکدنیز و همکاران^{۲۵} (۲۰۰۳) با ارائه مدل CAPM آستانه‌ای، نشان

²⁰ Giannopoulos, K.

²¹ Time- Varying

²² Brooks, Robert. D. and Foff, Robert W. and McKenzie, Michael D.

²³ Reyes, M.G.

²⁴ Foff, Robert W. and Josep, David Hillier.

²⁵ Akdeniz, L. and Altay-Salih, A. and Caner, M.

می‌دهند که شاخص ریسک بتا در طول زمان، متغیر بوده و رفتاری پویا دارد و نسبت به تغییر وضعیت‌های اقتصادی مختلف واکنش نشان می‌دهد.

مرگر و بولا^{۲۶} (۲۰۰۸) رفتار پویای شاخص ریسک بتا را برای بازدهی شاخص قیمت سهام ۲۰ شرکت اروپایی برای داده‌هایی با تواتر هفتگی در بازه زمانی ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۵ و بر اساس مدل‌های فیلتر کالمن و چندمتغیره ناهمسان واریانس TGARCH مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج آنها از وجود روندی پویا و پرنوسان در شاخص بتای ۲۰ شرکت مورد بررسی حکایت دارد. چاودوری و یو^{۲۷} (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای تجربی برای تخمین بتای پویای بازدهی شاخص سهام چند شرکت در بورس لندن، مدل‌های دو متغیره ناهمسان واریانس GARCH-GJR, BEKK و مدل حالت فضا و رهیافت فیلتر کالمن را به کار گرفته‌اند. آنها با برآورد و پیش‌بینی خارج از نمونه بازدهی سهام این شرکت‌ها و با استفاده از سری زمانی شاخص بتای تخمین زده شده، به پیش‌بینی‌های خارج از نمونه دقیق از بازدهی سهام شرکت‌ها دست پیدا کرده‌اند. چاودوری و پنگ^{۲۸} (۲۰۱۰) اثر بحران مالی و اقتصادی آسیا در سال‌های ۱۹۹۷ تا ۱۹۹۸ را بر روی روند بتای پویای چهار صنعت از صنایع عضو بازارهای بورس کشورهای آسیای جنوب شرقی مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها از مدل چندمتغیره ناهمسان واریانس BEKK برای این منظور استفاده کرده‌اند. بر اساس نتایج، بحران مالی آسیا اثر معناداری بر روی روند زمانی شاخص بتای سهام صنایع مورد بررسی داشته است. التینسوی و همکاران^{۲۹} (۲۰۱۰) با بکارگیری داده‌های ۷ ساله و با تواتر هفتگی از سهام شرکت‌هایی از کشور ترکیه و با استفاده از مدل‌های چندمتغیره ناهمسان واریانس، بتای این شرکت‌ها را به صورت پویا تخمین زده‌اند. بر اساس نتایج آنها روندی کاهشی در بتای این شرکت‌ها دیده می‌شود. همچنین نتایج آنها نشان می‌دهد که رفتار نامتقارن در روند بتای زمان متغیر این شرکت‌ها دیده نمی‌شود. چای و رن^{۳۰} (۲۰۱۱) یک مدل را برای تخمین شاخص بتا در مدل CAPM ارائه نموده‌اند. بر اساس نتایج تجربی آنها، مدل ارائه

²⁶ Mergner, S. and Bulla, J.

²⁷ Choudhry, T. and Wu, H.

²⁸ Choudhry, T. and Peng, L.L, K.

²⁹ Altinsoy, G and Erol, I and Yildirak, S. K.

³⁰ Cai, Z. and Ren, Y.

شده دارای عملکرد بهتری نسبت به دیگر مدل‌های رقیب است. همچنین آنها به این نتیجه رسیده‌اند که شواهدی تجربی برای رد مدل CAPM شرطی وجود ندارد. کاپوراله^{۳۱} (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای تجربی با هدف برآورد سری زمانی شاخص بتا در سهام بخش بانکی در بازار سهام آمریکا، ضمن برآورد رگرسیون خطی مدل CAPM، از آزمون شکست ساختاری بای و پرون^{۳۲} (۲۰۰۳) جهت بررسی وجود یا عدم وجود پایداری در ضرایب رگرسیون استفاده کرده است. بر اساس نتایج، دو شکست ساختاری در دوره زمانی مورد بررسی دیده می‌شود. این شکست‌ها سبب ایجاد پرش در روند شاخص بتا از ۰/۴۵ به ۰/۹۱ با تغییر از رژیم اول به دوم و همچنین پرش به اندازه ۰/۴۹ در حرکت به سمت رژیم سوم می‌شوند. این نتایج عدم ثبات بتا و پویایی این شاخص را برای بازدهی قیمت سهام بخش بانکی بازار سهام آمریکا نشان می‌دهد. کوسوگلو و گوکیولوت^{۳۳} (۲۰۱۲) در پژوهشی برای بازار سهام استانبول سری زمانی بتای مربوط به بازدهی شاخص قیمت سهام بخش‌های صنعت، خدمات و بخش مالی را بر اساس مدل چندمتغیره ناهمسان واریانس BEKK تخمین زده‌اند. بر اساس نتایج بدست آمده آنها، رفتار شاخص بتای سه بخش مورد بررسی ناپایدار است، طوری که سری زمانی شاخص بتای بخش‌های صنعت و خدمات در طول زمان در حال کاهش است. در مقابل، روند افزایشی در سری زمانی شاخص بتای بخش مالی در بازار سهام استانبول قابل طی دوره زمانی مورد مطالعه وجود دارد و در نهایت تسای و همکاران^{۳۴} (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای تجربی برای یک نمونه ۲۳ تایی از بازارهای سهام بین الملل، شاخص بتا را بر اساس مدل ناهمسان واریانس چندمتغیره DCC برآورد کرده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که سری زمانی شاخص بتای برآورد شده در قالب مدل DCC به طور معناداری بازدهی قیمت سهام این بازارها را دقیق‌تر از مدل رگرسیون خطی CAPM پیش‌بینی می‌کند.

مرور اجمالی مطالعات تجربی خارجی نشان دهنده سابقه در زمینه موضوع مقاله و تکنیک‌های اقتصادسنجی است. از مطالعات تجربی خارجی به طور کلی نتیجه می‌شود که عدم لحاظ پویایی بتا در برآورد این معیار اندازه گیری ریسک

³¹ Caporale, T.

³² Bai and Peron Structural Break Point Test

³³ Koseoglu, S.D. and Gokbulut, R.I.

³⁴ Tsai, H.J. and Chen, M.Ch. and Yang, Ch.Y.

سیستماتیک در بازارهای سهام صحیح نمی‌باشد و منجر به بروز و پایین آمدن دقت تحلیل‌ها می‌گردد. از طرفی دیگر، در حالت کلی مطالعات تجربی خارجی بیانگر دقت بالاتر مدل فیلتر کالمن نسبت مدل‌های چندمتغیره ناهمسان واریانس در برآورد سری زمانی شاخص بتا است.

۷- مطالعات تجربی داخلی

تهرانی و چیت سازان (۱۳۸۳)، روندعلی خاص در شاخص بتا طی دوره‌های متوالی و ثبات این شاخص را برای سهام انفرادی و همچنین مجموعه‌ای از سهام در بورس اوراق بهادار تهران مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که شاخص بتای سهام انفرادی و همچنین شاخص بتای سبد سرمایه گذاری پایدار است. طباطبایی و تهرانی (۱۳۸۶)، با استفاده از آزمون شکست ساختاری چاو، پایداری شاخص بتا را در مدل CAPM مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج آنها بیانگر شواهدی از شکست ساختاری در شاخص بتای سهام مورد بررسی بورس اوراق بهادار تهران است. در مطالعه‌ای دیگر، محمدی و همکاران (۱۳۸۷) روش‌های مختلف اقتصادسنجی حداقل مربعات معمولی، حداکثر راستنمایی، گشتاورهای تعمیم یافته و همچنین روش‌های ناپارامتری را برای تخمین شاخص بتا در بورس اوراق بهادار تهران مورد استفاده قرار داده‌اند. بر پایه نتایج، استفاده از بازده‌های ماهانه سهام و روش برآورد ناپارامتری، مدیران را برای داشتن شاخص بتای دقیق‌تر کمک می‌کند. همچنین تفاوت معناداری در نتایج برآورد شاخص بتا با استفاده از روش‌های مختلف وجود دارد. محمودی و همکاران (۱۳۸۷)، با تمرکز بر پدیده ناهمزمانی معاملات به عنوان یکی از مهمترین چالش‌ها در تخمین شاخص بتا، از آزمون مختلف جهت رفع نقایص حاصل از این پدیده در برآورد شاخص بتا استفاده کرده‌اند.

در یک مقاله تجربی دیگر، خدادادی و همکاران (۱۳۸۹) دو مدل قیمت گذاری دارای‌های سرمایه‌ای و بتای پاداشی را بای پیش بینی بازدهی سهام شرکت‌های منتخب از بورس تهران و در قالب ۲۵ سبد سرمایه گذاری، مورد مقایسه قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که اولاً بر پایه آزمون پایداری CUSUM، شاخص‌های بتاپایدار هستند، ثانیاً مدل بتای پاداشی در کوتاه مدت و بلند مدت از عملکرد و دقت بالاتری نسبت به مدل قیمت گذاری دارای‌های سرمایه‌ای در پیش بینی

بازدهی سهام برخوردار است. عباسی نژاد و محمدی (۱۳۹۰) از رویکرد فیلتر کالمن برای تخمین بازدهی بدون ریسک بازارهای مالی ایران استفاده کرده‌اند. بر اساس نتایج، معادله خودرگرسیون مرتبه اول رفتار بازدهی بدون ریسک را بهتر از دیگر مدل‌ها تبیین می‌کند. از طرفی، میانگین و واریانس مقادیر تخمین زده شده به ترتیب برابر با ۰/۰۳۹۷ و ۰/۰۰۰۵ است و آخرین مقدار برآورد شده برای بازدهی بدون ریسک برابر ۰/۰۳۶ بدست آمده است.

در جمع بندی مطالعات داخلی تجربی پیشین مشاهده می‌گردد. لحاظ پویایی شاخص ریسک سیستماتیک در قالب مدل CAPM شرطی، در مطالعات تجربی پیشین مورد توجه قرار نگرفته است. تنها مطالعه عباسی نژاد و همکاران (۱۳۹۰) به لحاظ تکنیک اقتصادسنجی با این مطالعه مشابه است که البته در آن مطالعه نرخ بهره بدون ریسک را در بازارهای مالی به صورت پویا برآورد شده است. از طرفی دیگر، بررسی ثبات شاخص بتا تنها در چند مورد از مطالعات تجربی گذشته بررسی شده است. برخی مطالعات پایداری (تهرانی و چیت سازان، ۱۳۸۳، خدادادی و همکاران، ۱۳۸۹) و برخی دیگر عدم پایداری شاخص بتا (طباطبایی و تهرانی، ۱۳۸۶) را نتیجه گیری کرده‌اند. با این حال در صورت ناپایداری شاخص بتا، مدلی جهت برآورد پویای شاخص بتا ارائه نشده است.

۸- روش انجام تحقیق

در این بخش، پایه‌های اقتصادسنجی مدل‌های سری زمانی مورد استفاده جهت تحلیل پویای مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و برآورد سری زمانی شاخص بتا، تشریح می‌گردد.

۹- مدل‌های چند متغیره ناهمسان واریانس

توجه به پویایی شاخص بتا در چارچوب مدل CAPM و بر پایه مدل‌های چندمتغیره ناهمسان واریانس اولین بار توسط بولرسلو، انگل و ولدريج^{۳۵} (۱۹۸۸) مطرح شده است. آنها با ارائه اولین کلاس از دسته مدل‌های چندمتغیره ناهمسان واریانس تحت عنوان مدل VECH، پویایی واریانس و کوواریانس بازدهی‌های سهام مختلف را مدل‌سازی کرده‌اند. داشتن اطلاعات کامل در مورد سری‌های زمانی

³⁵ Bollerslev, T. and Engle, R., and J. Wooldridge

واریانس و کواریانس بازدهی‌های سهام، امکان تنوع بخشی به سبد سرمایه گذاری سهام و برآورد سری زمانی ریسک سیستماتیک را فراهم می‌سازد. در واقع، مدل‌های چندمتغیره ناهمسان واریانس سری زمانی واریانس تک تک متغیرها و همچنین کوواریانس دوجه دوی متغیرهای مورد مطالعه را برآورد می‌کنند که این قابلیت برآورد و پیش بینی سری زمانی شاخص بتا را برای بازدهی قیمت سهام فراهم می‌سازد. در ادبیات اقتصادسنجی، نسخه‌های دیگرمدل‌های چندمتغیره ناهمسان واریانس با اعمال محدودیت‌ها و تصریح‌های گوناگون معرفی شده‌اند. مدل همبستگی شرطی ثابت (CCC)³⁶ که توسط بولرسلو³⁷ (۱۹۹۰) ارائه شده است و مدل BEKK³⁸ که توسط انگل و کرونر³⁹ (۱۹۹۵) تصریح شده است، مشهورترین کلاس ارائه شده بعد از مدل VECM می‌باشند. البته مدل‌های فوق دارای محدودیت‌هایی از جمله تعداد زیاد پارامترهای قابل تخمین، بالا رفتن بیش از حد تعداد پارامترهای قابل تخمین با افزایش بعد مدل چندمتغیره و فرض ثابت بودن ماتریس همبستگی بین متغیرها می‌باشند. انگل و شپارد⁴⁰ (۲۰۰۱) و همچنین انگل⁴¹ (۲۰۰۲) دسته‌ای دیگر از مدل‌های چندمتغیره ناهمسان واریانس را تحت عنوان مدل همبستگی شرطی پویا (DCC)⁴² ارائه نموده‌اند. مدل DCC یکی از نسخه‌های بسیار ساده و انعطاف پذیر از کلاس مدل‌های چند متغیره ناهمسان واریانس است. این مدل با فرض پویایی ماتریس همبستگی و تعداد کم پارامترهای قابل تخمین، از سازگاری و انعطاف بالاتری نسبت به مدل‌های VECM و BEKK برخوردار است.

در مدل DCC با فرض اینکه x_t ماتریس اجزای اخلاص بدست آمده از فیلتر سری زمانی بازدهی مورد مطالعه باشد و Φ_{t-1} بیانگر مجموعه اطلاعات در دسترس در دوره t-1 باشد، با فرض نرمال بودن اجزای اخلاص، مدل DCC در قالب معادلات زیر تصریح می‌شود.

³⁶ Constant Conditional Correlation (CCC) Model

³⁷ Bollerslev, T.

³⁸ Baba, Engle, Kraft and Kroner (BEKK)

³⁹ Engle, R.F. & Kroner, K.

⁴⁰ Engle, R.F. & Sheppard, W.

⁴¹ Engle, R.F.

⁴² Dynamic Conditional Correlation (DCC) Model

$$x_t | \Phi_{t-1} \approx N(0, D_t R_t D_t) \quad (20)$$

$$D_t^2 = \text{diag}(\tilde{S}_t) + \text{diag}(|_i) x_{t-1} x'_{t-1} + \text{diag}(\}_i) D_{t-1}^2 \quad (21)$$

$$v_t = D_t^{-1} x_t \quad (22)$$

$$Q_t = S(11' - A - B) + A v_{t-1} v'_{t-1} + B Q_{t-1} \quad (23)$$

$$R_t = \text{diag}(Q_t)^{-1} Q_t \text{diag}(Q_t)^{-1} \quad (24)$$

بطوریکه در رابطه (۲۲)، v_t برابر اجزای اخلاص استاندارد شده است و D_t ماتریس قطری واریانس پویای متغیرهای مورد بررسی را نشان می‌دهد. در رابطه (۲۳)، 1 بیانگر ماتریس مربعی با عناصر یک است. همچنین در همان معادله، Q_t نشان دهنده‌ی ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی و A و B ماتریس ضرایب قابل تخمین مدل DCC هستند. \bar{Q} ماتریس کوواریانس غیر شرطی متغیرها است. در رابطه (۲۴)، R_t ماتریس همبستگی پویا را در لحظه زمانی t نشان می‌دهد. در حالت دو متغیره، جزئیات معادله‌ی اصلی مدل DCC به صورت زیر است:

$$\begin{bmatrix} Q_{1,t} & Q_{12,t} \\ Q_{21,t} & Q_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{Q}_{11} & \bar{Q}_{12} \\ \bar{Q}_{21} & \bar{Q}_{22} \end{bmatrix} (1 - W(1) - W(2)) + W(1) \begin{bmatrix} v_{1,t-1}^2 & v_{1,t-1} v_{2,t-1} \\ v_{2,t-1} v_{1,t-1} & v_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \quad (25)$$

$$+ W(2) \begin{bmatrix} Q_{1,t-1} & Q_{12,t-1} \\ Q_{21,t-1} & Q_{22,t-1} \end{bmatrix}$$

بدین ترتیب، صورت جزئی رابطه (۲۴) به شکل زیر است:

$$\dots_{12,t} \begin{bmatrix} 1 \\ \vdots \end{bmatrix} = \text{diag} \left(\begin{bmatrix} Q_{11,t} & Q_{12,t} \\ Q_{21,t} & Q_{22,t} \end{bmatrix} \right)^{-1} \begin{bmatrix} Q_{11,t} & Q_{12,t} \\ Q_{21,t} & Q_{22,t} \end{bmatrix} \text{diag} \left(\begin{bmatrix} Q_{11,t} & Q_{12,t} \\ Q_{21,t} & Q_{22,t} \end{bmatrix} \right)^{-1} \quad (26)$$

و همچنین تابع لگاریتم راستنمایی زیر:

$$L = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (N \log(2f) + 2 \log |D_t| + \log |R_t| + v_t' R_t^{-1} v_t) \quad (27)$$

بر اساس تعریف شاخص بتا در چارچوب مدل تعادل عمومی پویا که در رابطه (۱۹) ارائه شده است، با استفاده از ماتریس واریانس کوواریانس پویای شرطی بدست آمده از تخمین مدل DCC، سری زمانی شاخص ریسک بتا را بر اساس رابطه زیر برآورد نمود:

$$S_t = \frac{Q_{12,t}}{Q_{11,t}} = \frac{\dots_{12,t} \sqrt{Q_{22,t}}}{\sqrt{Q_{11,t}}} \quad (28)$$

در رابطه (28)، $\dots_{12,t}$ نشان‌دهنده همبستگی دو متغیر در لحظه زمانی t است. واضح است عناصر صورت و مخرج کسر رابطه (26) همگی سری زمانی هستند، لذا سری زمانی شاخص بتای حاصل نیز یک سری زمانی خواهد بود.

۱۰- مدل‌های حالت فضا و فیلتر کالمن

در ادبیات مهندسی دهه ۱۹۶۰ میلادی، عبارت حالت-فضا^{۴۳} توسط مهندسیین کنترل توسعه پیدا کرد و برای توصیف سیستم‌هایی به کار گرفته می‌شد که در طول زمان تغییر می‌کردند. فرم عمومی این مدل‌ها بوسیله یک معادله رگرسیونی برای مشاهدات و یک معادله انتقال تعریف می‌گردد. این دو معادله به همراه همدیگر پویایی ساختار سیستم را توصیف می‌کنند. در مدل‌های حالت فضا، مشاهدات در هر لحظه t ترکیبی خطی از مجموعه‌ای از متغیرهاست که به متغیرهای حالت مشهور هستند و بیانگر بردار حالت در لحظه t هستند. در صورتی که تعداد متغیرهای حالت در لحظه t برابر با m باشد و با x_t نمایش داده شود و همچنین بردار ضرایب قابل تخمین را با \dots_t نشان دهیم، معادله رگرسیونی مشاهدات به صورت زیر خواهد بود:

$$y_t = \dots_t x_t + d_t + u_t \quad (29)$$

$$x_t = T_t x_{t-1} + c_t + v_t \quad (30)$$

که در آن x_t برداری m بعدی و معین است. همچنین u_t و v_t بردار اجزای اخلال هستند که در حالت عمومی فرض می‌گردد:

$$u_t \approx N(0, H_t) \quad (31)$$

$$v_t \approx N(0, Q_t) \quad (32)$$

مجموعه متغیرهای حالت برابر با مینیمم مجموعه اطلاعات حال و گذشته داده‌ها است. در مدل حالت فضای مذکور، معادلات (33) تا (36) که در ادامه ارائه شده اند، به معادلات فیلتر کالمن مشهورند.

$$P_{t|t-1} = TP_t T' + Q \quad (33)$$

⁴³ State-Space

$$\epsilon_t = y_t - \alpha_t x_{t|t-1} - d \quad (34)$$

$$x_t = x_{t|t-1} + \frac{P_{t|t-1} \alpha_t \epsilon_t}{F_t} \quad (35)$$

$$P_t = P_{t|t-1} - \frac{P_{t|t-1} \alpha_t \alpha_t' P_{t|t-1}}{F_t} \quad (36)$$

$$\log(L) = -\frac{NT}{2} \log(2f) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log(F_t) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \frac{\epsilon_t \epsilon_t'}{F_t} \quad (37)$$

بطوریکه در آن $\epsilon_t = y_t - \hat{y}_t$ و F_t برابر با واریانس ϵ_t است. این معادلات سری بردار متغیرهای حالت و همچنین کوواریانس آنها یعنی P_t را تخمین می‌زنند. یکپاز مهمترین ویژگی‌های بردار حالت، ویژگی مارکفی است. این ویژگی به این مفهوم است که آخرین مقدار از متغیرها برای پیش بینی روند آتی کافی است. برهمین اساس، $x_{t|t-1}$ و $P_{t|t-1}$ بیانگر مقادیر دوره t ام برای متغیرهای حالت و کوواریانس آنها، به شرط وجود، مقدار مشخص در دوره $t-1$ ام است. فرآیند تخمین این متغیرها با شروع از مقادیر اولیه x_0 و P_0 و بر اساس تابع لگاریتم راستنمایی تعریف شده در رابطه (۳۷) است. همچنین T_t ماتریس انتقال حالت نامیده می‌شود. متغیرهای d و Q پارامترهای قابل تخمین هستند و فرض می‌شود که ثابت می‌باشند.

مدل حالت- فضا را می‌توان برای مدل سازی پویایی شاخص بتا در مدل مورد استفاده قرار داد (فاف و دیگران، ۲۰۰۰). این مدل بتای شرطی را از طریق مجموعه ای از مشاهدات اولیه پیش بینی می‌کند و یک سری زمانی شرطی را از شاخص بتا در مدل CAPM تولید می‌کند. تخمین سری زمانی شاخص بتا بر اساس مدل فیلتر کالمن توسط معادله رگرسیونی زیر صورت می‌پذیرد:

$$R_{it} = r_{it} + S_{it} R_{mt} + V_t \quad (38)$$

به طوری که، ضرایب S_{it} در معادله خود رگرسیونی زیر صدق می‌کنند:

$$S_{it} = r_0 + r_1 S_{it-1} \quad (39)$$

معادلات (۳۸) و (۳۹) یک مدل حالت-فضا را نشان می‌دهند که همان مدل CAPM است. همان‌طور که مشاهده می‌شود ضرایب در طول زمان متغیر می‌باشند لذا سری زمانی شاخص بتا از برآورد این مدل قابل استخراج است. در صورتی که فرض شود سری زمانی بتا یک سری مانا با مقدار میانگین \bar{S}_i باشد، این سری زمانی دارای خاصیت بازگشت به میانگین حول مقدار \bar{S}_i خواهد بود (همیلتن^{۴۴}، هاروی^{۴۵}، ۱۹۹۴). بنابراین معادله (۳۹) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$R_{it} = r_i + (\bar{S}_i + S_{it})R_{mt} + v_t \quad (40)$$

در معادله بالا برای سادگی فرض شده است که عرض از مبدأ مدل ثابت است. حال مجموعه معادلات فیلتر کالمن را می‌توان جهت برآورد معادله بالا مورد استفاده قرار داد. بدین ترتیب می‌توان به یک سری از ضرایب S_{it} که دارای خاصیت بازگشت به میانگین حول مقدار تعادلی \bar{S}_i می‌باشند، رسید. این سری از ضرایب بیانگر سری زمانی شاخص بتا در مدل پایه CAPM است.

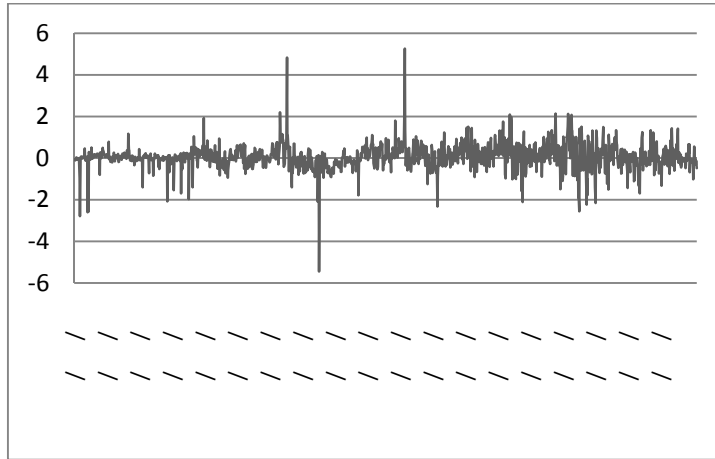
۱۱- توصیف داده‌ها و تشریح قلمرو تحقیق

این مطالعه یک بررسی موردی در بورس اوراق بهادار تهران است. داده‌های مورد استفاده از سازمان بورس اوراق بهادار تهران گرفته شده‌اند و شامل سری‌های زمانی روزانه شاخص کل بورس تهران (TEPIX) و شاخص روزانه قیمت سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات است. قلمرو زمانی تحقیق از اول فروردین ۱۳۸۵ تا اول تیر ۱۳۹۱ است و حجم نمونه مورد بررسی برابر ۱۴۵۳ می‌باشد. در نمودارهای (۱) و (۲) روند داده‌های نرخ بازدهی سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات و روند سری زمانی بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران ارائه شده است. جدول شماره ۱ نیز آماره‌های توصیفی این داده‌ها را ارائه می‌کند.

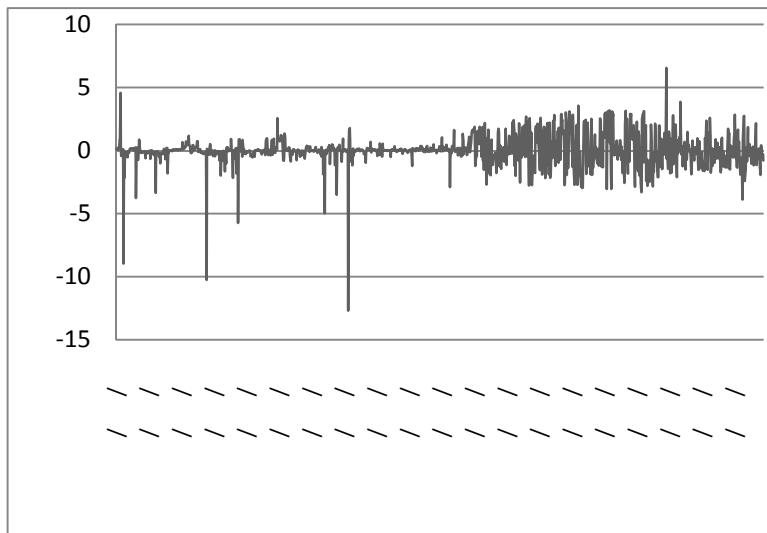
⁴⁴ Hamilton, J.

⁴⁵ Harvey, A.C.

نمودار ۱: روند بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران



نمودار ۲: روند بازدهی شاخص سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات



جدول ۱: آماره‌های توصیفی داده‌های مورد استفاده تحقیق

متغیر	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشدگی	آماره جارک برا
نرخ بازدهی TEPIX	۰/۰۷	۰/۶۱	۰/۰۵	۱۵/۸۵	۹۹۹۹۳/۷۱(۰/۰۰)
نرخ بازدهی سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات	۰/۰۱۳	۱/۱۶	-۱/۵	۲۰/۸۵	۱۹۸۳۲/۴۷(۰/۰۰)

مأخذ: محاسبات محققان

همچنانکه جدول شماره ۱ نشان می‌دهد، سری زمانی بازدهی شاخص کل دارای میانگین بیشتر و انحراف معیار کمتری نسبت به سری زمانی بازدهی سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات است. همچنین بر اساس آماره جارک برا، هیچکدام از دو سری زمانی مورد مطالعه نرمال نیستند. از طرفی دیگر، سری زمانی بازدهی شاخص TEPIX دارای چولگی پایین و مثبت است، در حالی که سری زمانی بازدهی شاخص صنعت خودرو و ساخت قطعات دارای چولگی منفی و بالا است. اطلاعات ارائه شده در جدول شماره ۱ نشان می‌دهد که سری زمانی بازدهی شاخص TEPIX توزیعی با کشیدگی کمتر نسبت به سری زمانی بازدهی سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات دارد.

۱۲- تشریح نتایج تخمین

در این بخش از مقاله به تشریح نتایج تخمین شاخص بتای بازدهی قیمت سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات در قالب مدل‌های رگرسیون خطی، چندمتغیره ناهمسان واریانس و فیلتر کالمن پرداخته می‌شود. برای این منظور ابتدا مدل خطی برازش می‌گردد. قبل از برازش این مدل، مانایی سری‌های زمانی مورد آزمون قرار می‌گیرد. نتایج آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته^{۴۶} و فیلیپس پرون^{۴۷} بر روی هر دو سری زمانی نرخ بازدهی شاخص TEPIX و نرخ بازدهی شاخص قیمت سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات در جدول شماره (۲) آورده شده است. بر اساس این آزمون‌ها، هر دو سری زمانی مانا هستند.

جدول ۲: نتایج آزمون‌های ریشه واحد ADF و PP

آماره	نرخ بازدهی شاخص TEPIX	نرخ بازدهی شاخص صنعت خودرو و ساخت قطعات
ADF	-۱۶/۰۸(۰/۰۰)	-۲۸/۴۰(۰/۰۰)
PP	-۲۸/۲۴(۰/۰۰)	-۲۸/۵۹(۰/۰۰)

مأخذ: محاسبات محققان

پس از کسب اطمینان از مانایی سری‌های زمانی متغیرهای تحقیق، مدل خطی را بر اساس روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌کنیم. این مدل خطی با حضور

⁴⁶ Augmented Dickey Fuller (ADF)

⁴⁷ Philips Perron (PP)

یک وقفه خودرگرسیون مرتبه اول ودو وقفه یک و دو متحرک^{۴۸} است که بر اساس معیارهای اقتصادسنجی آکائیک و توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی تعیین شده‌اند. نتایج تخمین رگرسیون خطی بازدهی سهام خودرو و ساخت قطعات بر روی بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران در جدول شماره (۳) گزارش شده است. در این جدول نتایج آزمون‌های تشخیصی ناهمسانی واریانس و همبستگی سریالی و مانایی اجزای اخلالو همچنین آزمون پایداری کوانت - آندریو^{۴۹} با شکست‌های ساختاری را به صورت درونزا، گزارش شده است.

جدول ۳: نتایج تخمین رگرسیون خطی

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistics	Prob.
C	-۰/۰۲۱	۰/۰۱۷	-۱/۱۹	۰/۲۳
RTEPIX	۰/۳۹	۰/۰۴۸	۸/۰۸	۰/۰۰
AR(1)	۰/۵۳	۰/۰۷۱	۷/۵۱	۰/۰۰
MA(1)	-۰/۳۹	۰/۰۷۶	-۳/۸۴	۰/۰۰
MA(2)	-۰/۰۹۴	۰/۰۳۱	-۳/۰۰	۰/۰۰
R-square	۰/۱۵	AIC	۲/۹۸	
F-statistics	۶۱/۵۴(۰/۰۰)	Schwartz-criterion	۳/۰۰	
Residual ADF-test	-۳۸/۱۲(۰/۰۰)	Residual PP-test	-۳۸/۱۲(۰/۰۰)	
Serial correlation LM-test	۱/۵۷(۰/۴۵)	Heteroskedasticity ARCH effect test	۹/۹۳(۰/۰۰)	
Quandt - Andrews Breakpoint test	Max LR-F statistics	Obs(778)	۲۸/۱(۰/۰۰)	
	Min LR-F statistics	Obs(829)	۳۰/۳۲(۰/۰۰)	

مأخذ: محاسبات محققان

بر اساس نتایج مدل رگرسیون خطی در جدول شماره (۳)، شاخص بتای صنعت خودرو و ساخت قطعات برابر با مقدار ثابت ۰/۳۹ می‌باشد. تفسیر این مقدار بدست آمده برای شاخص بتا به این ترتیب است که نوسانات بازدهی قیمت سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات به مراتب از نوسانات و ریسک بازدهی کل بازار پایین‌تر است و این صنعت از لحاظ سرمایه گذاری از ریسک پایین برخوردار است و برای سرمایه گذاران ریسک گریز مطلوب تلقی می‌شود. همانگونه که دیده می‌شود، بر اساس مدل رگرسیون خطی، فقط یک مقدار برای شاخص بتا در طول بازه زمانی مورد بررسی تخمین زده شده است. از طرفی باتوجه به نتایج آزمون‌های مانایی،

⁴⁸ Moving Average (MA)

⁴⁹ Quandt- Andrews Breakpoint Test

اجزای اخلاص این مدل مانا هستند. از سویی دیگر، بر پایه آزمون همبستگی سریالی LM، در اجزای اخلاص همبستگی سریالی وجود ندارد ولیبر اساس آزمون اثر ARCH، اجزای اخلاص مدل ناهمسان واریانس هستند و بنابراین جهت مدل سازی واریانس ناهمسان اجزای اخلاص باید از مدل ناهمسان واریانس بهره گرفت. از سوی دیگر، بر اساس نتایج آزمون پایداری کوانت - آندریو که در جدول شماره (۳) گزارش شده است، در رگرسیون خطی براز شده شکست ساختاری و بنابراین بی ثباتی در ضریب بتا سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات طی دوره زمانی مورد بررسی دیده می شود. این نتایج بر پویایی شاخص بتای بازدهی قیمت سهام صنعت خودرو و ساخت قطعا تاکید دارد. به این ترتیب می توان اظهار کرد که مدل رگرسیون خطی قابلیت تخمین صحیح شاخص بتای بازدهی قیمت سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات را ندارد، بلکه باید مدلی مورد استفاده قرار گیرد که پویایی شاخص بتا را لحاظ نماید.

در این راستا در ادامه این بخش از مقاله، مدل های DCC و فیلتر کالمن تخمین زده می شوند. در جدول شماره (۴) نتایج تخمین پارامترهای مدل DCC دومتغیره بر اساس روش تخمین حداکثر راستنمایی تصریح شده در رابطه (۲۵) ارائه شده است.

جدول ۴: تخمین پارامترهای مدل دو متغیره ناهمسان واریانس DCC

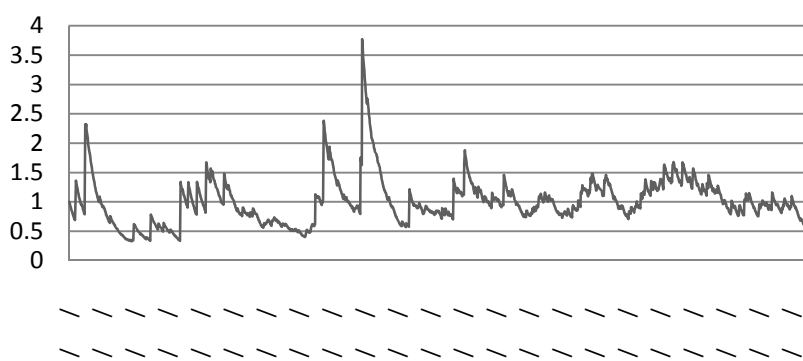
متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	معنی داری
W(1)	۰/۰۳۵	۰/۰۰۰۷	۴۹/۴۳	۰/۰۰
W(2)	۰/۹۶	۰/۰۰۰۶۴	۱۵۰/۱۱۶	۰/۰۰
Log-likelihood	-۲۷۲۶/۲۶	AIC		۳/۷۶

مآخذ: محاسبات محققان

مدل DCC برآورد شده در جدول شماره (۴)، یک مدل ناهمسان واریانس دومتغیره با وقفه های آرچ و گارچ، برابر با یک می باشد. هر دو پارامتر W(1) و W(2) که به ترتیب ضرایب آرچ و گارچ مدل DCC هستند، به لحاظ آماری معنی دارند و مجموع شان کمتر از یک است. این نتیجه از کفایت مدل ناهمسان واریانس DCC در برازش واریانس و کواریانس متغیرها حکایت دارد. ضریب W(1) در مدل DCC بیانگر میزان حساسیت بازدهی قیمت سهام صنعت خودرو به اخبار و شوک های بازار است که به دلیل پایین بودن آن، می توان نتیجه گرفت که نوسانات

بازدهی سهام این صنعت نسبت به شوک‌های بازار حساسیت پایین دارد. از طرفی دیگر، ضریب $W(2)$ در مدل DCC، نشان دهنده‌ی میزان پایداری متغیرها در شرایط ناطمینانی است، از آنجائی که در این مدل این ضریب معنی دار و بالا است، می‌توان نتیجه گرفت که عبور از شرایط ناطمینانی و نوسانی برای بازدهی قیمت سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات طول می‌کشد و زمان بر است. همان‌طور که گفته شد، مهمترین مجموعه اطلاعات حاصل از برآزش مدل‌های ناهمسان واریانس چند متغیره، ماتریس واریانس کوواریانس پویای شرطی و به تبع آن، سری زمانی همبستگی شرطی پویای بین متغیرها است. در این راستا، در نمودارهای (۳)، (۴) و (۵) به ترتیب سری‌های زمانی واریانس بازدهی شاخص TEPIX، واریانس بازدهی سهام صنعت خودرو و همچنین همبستگی پویای بین این دو متغیر که از تخمین مدل DCC دو متغیره بدست آمده است، ارائه شده است.

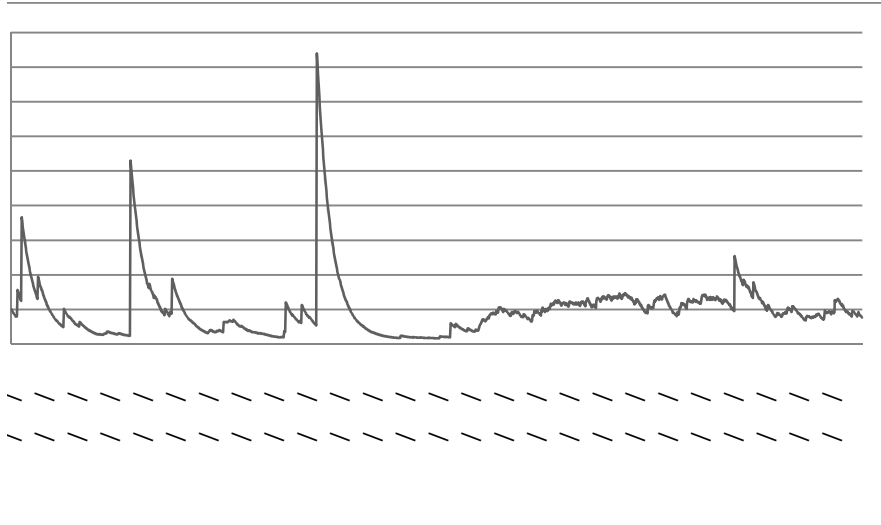
نمودار ۳: روند واریانس بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران



بر اساس نمودار (۳) بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران از نوسانات و واریانس بالایی برخوردار است. به طور کلی، طی دوره زمانی ۱۳۸۵ تا پایان ۱۳۸۷، واریانس بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران بسیار بالا است و شامل چند شوک شدید نیز می‌باشد. در دوره زمانی ابتدای سال ۱۳۸۸ تا اول خرداد سال ۱۳۹۱ بازدهی شاخص TEPIX نوسانات کمتری را نسبت به دوره قبل از آن تجربه کرده است و روند ایستایی را طی نموده است. از طرفی دیگر، در نمودار شماره (۴) سری

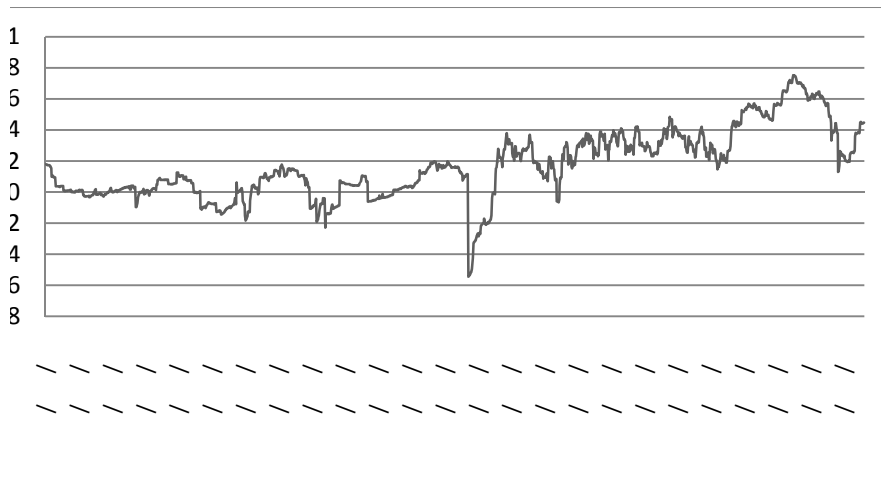
زمانی واریانس بازدهی قیمت سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات در طول ۵ سال مورد بررسی دیده می‌شود.

نمودار ۴: روند واریانس بازدهی شاخص قیمت سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات



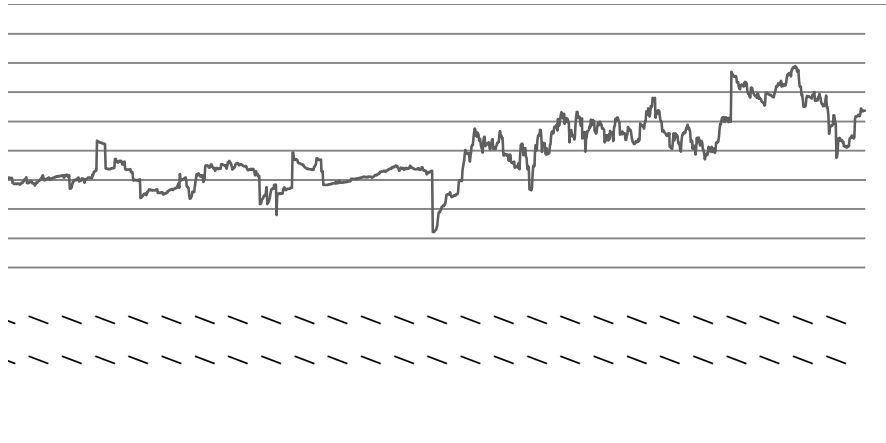
با مقایسه نمودارهای (۳) و (۴) می‌توان ملاحظه کرد که روند نسبتاً مشابهی در واریانس بازدهی کل بازار و بازدهی سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات دیده می‌شود، به طوری که در طول سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۱، روند نااطمینانی بازدهی سهام صنعت خودرو نسبت به قبل از این دوره بسیار پایین‌تر و پایدارتر است.

نمودار ۵: روند همبستگی بازدهی شاخص قیمت سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات با بازدهی کل بازار



همچنان که ملاحظه می‌گردد، نمودار شماره (۵) همبستگی پویای بین بازدهی سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات و بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران را نشان می‌دهد. همبستگی پویای بازدهی سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات با بازدهی کل بازار، تا حدودی بیانگر ریسک سیستماتیک بازدهی سهام این صنعت است، زیرا همبستگی یکی از فاکتورهای مهم نشان دهنده رابطه متقابل و میزان تأثیرپذیری بازدهی سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات از بازدهی کل بازار است. بر اساس نمودار شماره (۵) در فاصله زمانی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۸ رابطه متقابل و همبستگی ضعیفی بین بازدهی سهام صنعت خودرو با کل بازار دیده می‌شود. از اواسط سال ۱۳۸۸ به بعد، همبستگی بین بازدهی سهام صنعت خودرو با کل بازار بورس تهران روند رو به افزایشی را آغاز نموده است، به طوری که در اواخر سال ۱۳۹۰ به مقدار ۰/۸ نزدیک شده است. این رخداد نشان دهنده تأثیرپذیری بالای بازدهی سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات از بازدهی کل بازار طی این دوره زمانی است. بر اساس این نتایج، انتظار می‌رود با توجه به مفهوم ریسک سیستماتیک، روند شاخص بتا نیز از چنین الگویی پیروی نماید. حال از طریق رابطه (۲۸) بر پایه مدل DCC، سری زمانی شاخص بتای صنعت خودرو و ساخت قطعات در طول بازده زمانی ۵ ساله مورد بررسی تحقیق محاسبه می‌شود. روند این سری زمانی در نمودار ۶، ارائه شده است.

نمودار ۶: روند پویای شاخص ریسک سیستماتیک بازدهی سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات بر اساس مدل DCC



مطالعه روند شاخص بتای صنعت خودرو و ساخت قطعات بر پایه مدل DCC، نشان می‌دهد که روند مشابه در رفتار سری زمانی شاخص بتا و همبستگی پویای بازدهی سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات با بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. بر پایه نمودار ۶، در کل بازه زمانی ۶ ساله مورد بررسی، سری زمانی شاخص بتای صنعت خودرو و ساخت قطعات از کمتر از یک است که این نشان دهنده نوسانات پایین‌تر بازدهی قیمت سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات نسبت به نوسانات کل بازار سهام است. شایان توجه است که سری زمانی شاخص بتای صنعت خودرو و ساخت قطعات طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۰، روند افزایشی داشته است که بیانگر افزایش سطح ریسک سیستماتیک بازدهی سهام این صنعت است.

در ادامه این بخش، ابتدا نتایج برآورد پارامترهای مدل فیلتر کالمن که در قالب روابط (۳۳) تا (۳۶) تصریح شده است، ارائه می‌شود. همچنین نمودار شماره (۷) روند سری زمانی شاخص بتای تخمین زده شده بر پایه مدل فیلتر کالمن را به نمایش می‌گذارد.

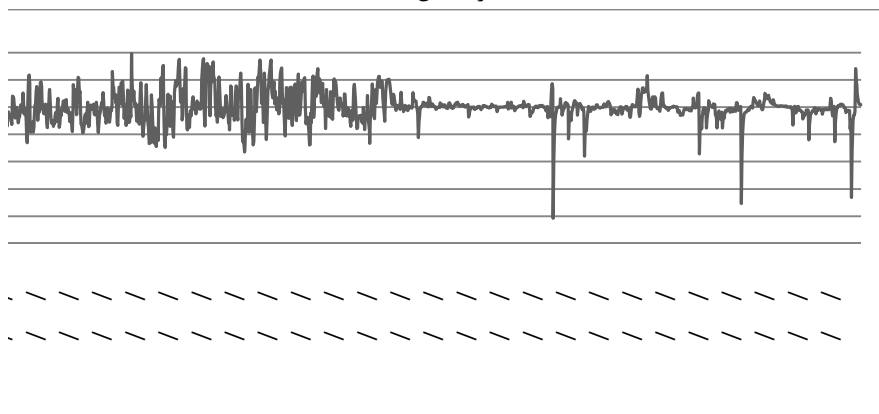
جدول ۵: پارامترهای برآورد شده‌ی مدل فیلتر کالمن به روش حداکثر راستنمایی

متغیر	\bar{S}_i	F	Q	T	P	H
ضریب	۰/۵ (۰/۰۵)	۰/۵ (۰/۰۲)	۰/۰۴ (۰/۰۳)	۰/۰۴ (۰/۰۰)	(۰/۰۱) ۰/۰۵۳۳	-۰/۰۰۱۲ (۰/۰۸)

مأخذ: محاسبات محققان، اعداد داخل پرانتز معنی‌داری را نشان می‌دهند.

نمودار ۷: روند پویای شاخص ریسک سیستماتیک صنعت خودرو و ساخت قطعات بر اساس مدل

فیلتر کالمن



بر اساس نمودار شماره (۷)، سری زمانی شاخص بتای صنعت خودرو و ساخت قطعات حول مقدار میانگین برابر با ۰/۵، مانا است که رفتاری متفاوت با سری زمانی شاخص بتای برآورد شده بر پایه مدل DCC دارد. نمودار شماره (۷) نشان می‌دهد که سری زمانی شاخص بتا نوسانات قابل ملاحظه‌ای دارد، به نحوی که بازه تغییرات این سری زمانی در فاصله ۰/۴۲ تا ۰/۵۴ است. با توجه به تفاوت‌های بدست آمده در تخمین شاخص بتا بر پایه سه مدل رگرسیون خطی، چند متغیره ناهمسان واریانس DCC و همچنین مدل فیلتر کالمن، از بین سه مدل لازم است مدل قابل اعتمادتری را انتخاب نمود. در این راستا، بر اساس مدل پایه CAPM که مبین رفتار بازدهی قیمت سهام است، پیش بینی داخلی و خارج از نمونه بازدهی قیمت سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات را بر اساس هر سه مدل را دنبال می‌کنیم. ریشه دوم مربعات خطاها^{۵۰} یا به عبارتی دیگر انحراف معیار خطاها، معیاری متعارف است که در این پژوهش جهت مقایسه عملکرد این مدل‌ها

⁵⁰ Root Mean Square Error (RMSE)

در پیش بینی بازدهی قیمت سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات مورد استفاده قرار می گیرد. این معیار بر اساس رابطه زیر تعریف می گردد.

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (R_i - \hat{R}_i)^2} \quad (41)$$

جدول ۶: مقدار خطای پیش بینی داخل و خارج از نمونه بازدهی سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات اساس سه مدل رقیب

مدل	رگرسیون خطی	مدل DCC	مدل فیلتر کالمن
داخل نمونه	۱/۲۵۹۳	۱/۱۳۰۲	۱/۱۲۳۴
خارج از نمونه	۱/۲۰۳۹	۰/۹۷۳۷	۱/۱۶۵۱

مأخذ: محاسبات محققان

با توجه به مقادیر گشتاور RMSE در جدول (۶)، مدل DCC دقت بالاتری نسبت به مدل های فیلتر کالمن و رگرسیون خطی در پیش بینی خارج از نمونه بازدهی سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات دارد. با این وجود، در پیش بینی داخل نمونه مدل فیلتر کالمن از عملکرد دقیق تری برخوردار است. بر اساس نتایج بدست آمده، اولاً لحاظ پویایی شاخص بتا بر دقت پیش بینی بازدهی سهام بر پایه مدل CAPM می افزاید، ثانیاً با توجه به نتایج بدست آمده از پیش بینی بازدهی خارج از نمونه، مدل DCC برآورد صحیح تری از سری زمانی شاخص بتا را بدست دهد. لازم به ذکر است که با وجود اینکه در برازش داخل نمونه، مدل فیلتر کالمن عملکرد بهتری را از خود نشان داده است؛ تفاوت در خطای برازش داخل نمونه ای بر پایه دو مدل ناچیز است.

۱۳- نتیجه گیری

این مطالعه در چارچوب رفتار بهینه بخش خانوار در یک مدل تعادل عمومی پویا، پویایی شاخص بتا را در قالب یک مدل CAPM مورد تحلیل قرار داد. در این راستا، سه رهیافت متفاوت تکنیکی سری زمانی رگرسیون خطی، چند متغیره ناهمسان واریانس و فیلتر کالمن برای برآورد پویای سری زمانی شاخص بتای بازدهی روزانه شاخص قیمت سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات، از صنایع فعال عضو بازار بورس اوراق بهادار تهران، با همدیگر مقایسه شدند. برای این منظور، ابتدا بر اساس مدل رگرسیون خطی مقدار ثابت شاخص ریسک بتا تخمین زده شد که

برابر با ۰/۳۹ است. آزمون پایداری کوانت آندریو نشان داد که ضرایب رگرسیون تخمین زده شده ناپایدارند. به عبارت دقیق‌تر، نتایج بدست آمده بیانگر پویایی شاخص بتا بود. به منظور تخمین پویای شاخص بتا، مدل‌های DCC و فیلتر کالمن به کار گرفته شدند. بر اساس این دو مدل، یک سری زمانی از شاخص ریسک سیستماتیک سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات برآورد شد. در ادامه بر پایه مدل CAPM و نتایج سه مدل رگرسیون خطی، ناهمسان واریانس چندمتغیره DCC و مدل فیلتر کالمن، پیش بینی داخل و خارج از نمونه از بازدهی سهام صنعت خودرو و ساخت صورت پذیرفت. طبق نتایج، در برازش داخل نمونه‌ای بازدهی قیمت سهام صنعت خودرو و ساخت قطعات بر مبنای گشتاور RMSE، مدل فیلتر کالمن بر مدل‌های رقیب برتری دارد، این در حالی است که مدل DCC پیش بینی خارج از نمونه دقیق‌تری از بازدهی قیمت سهام این صنعت را بدست می‌دهد.

نتایج بدست آمده نشان دهنده ضرورت توجه و تمرکز بیشتر در برآورد ریسک غیر قابل کنترل یا سیستماتیک دارایی‌های مالی، با هدف ارزیابی و مدیریت ریسک، می‌باشد. به ویژه مشارکت کنندگان و فعالان در بازارهای مالی، می‌توانند سری زمانی شاخص بتا را به عنوان معیار بالقوه‌ای از ریسک که با تنوع بخشی به سرمایه گذاری قابل کنترل نیست، مورد توجه قرار دهند. در واقع سرمایه گذاران جهت مصون ماندن از ریسک‌های بالقوه باید از استراتژی‌های پوشش ریسک بهره بگیرند. سری زمانی شاخص بتا به عنوان معیاری از ارزیابی عملکرد مدیران صندوق‌های سرمایه گذاری مشترک برای فعالان بازار سرمایه اطلاعات جامع ارائه می‌دهد و همچنین برای مدیران مالی شرکت‌ها به عنوان مرجعی برای تصمیمات مربوط به ساختار سرمایه شرکت‌ها محسوب می‌گردد.

فهرست منابع:

- تهرانی، رضا و سید حلال طباطبایی. (۱۳۸۶). بررسی ثبات شاخص ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات مالی، ۲۳: ۱۳-۳۹.
- تهرانی، رضا و هستی چیت سازان. (۱۳۸۳). بررسی روند ریسک سیستماتیک و ثبات بتای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات مالی، ۶ (۱): ۲۷-۳۸.
- خدادادی، ولی، محسن دستگیر و حمید نصر اصفهانی. (۱۳۸۹). بررسی دقت پیش بینی دو مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل بتای پاداشی در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهشنامه علوم اقتصادی، ۳۹: ۸۱-۹۸.
- عباسی نژاد، حسین، شاپور محمدی. (۱۳۹۰). محاسبه بازدهی بدون ریسک بازارهای مالی ایران به روش فیلتر کالمن، تحقیقات اقتصادی، ۴۶ (۹۶): ۱۵۳-۱۷۸.
- محمدی، شاپور، سید روح الله میرصانعی و حسین عباسی نژاد. (۱۳۸۶). بررسی روش‌های مختلف تخمین بتا در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، سال چهاردهم، ۴۷: ۳-۳۸.
- محمودی، وحید، مسلم پیمانی و رضا تهرانی. (۱۳۸۷). بررسی مقایسه‌ای بین انواع روش‌های تخمین بتا جهت رفع مشکلات ناشی از معاملات ناهمزمان. تحقیقات مالی، ۹ (۲): ۸۳-۱۰۳.
- مهدوی، غدیر. (۱۳۸۷). اقتصاد مالی (۱)، انتشارات دانشگاه علوم اقتصادی.
- Akdeniz, L., A. Altay-Salih & M. Caner. (2003). Time-Varying Betas Help in Asset Pricing: The Threshold CAPM. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 6 (4): 1-16.
- Altinsoy, G, I. Erol & S. K. Yildirak. (2010). Time-Varying Beta risk of Turkish Real Estate Investment Trusts. *METU Studies in Development*, 37 (2): 83-114.
- Bollerslev, T., R. Engle, & J. Wooldridge. (1988). A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariance. *Journal of Political Economy*, 96: 116-131.

Bollerslev, T. (1986). Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 31: 307-327.

Bollerslev, T. (1990). Modeling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model. *Review of Economics and Statistics*, 72: 498-505.

Brock, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance*, Cambridge University Press.

Brooks, R.D., R.W. Foff & M.D. McKenzie. (1998). Time Varying Beta Risk of Australian Industry Portfolios: A Comparison of Modeling Techniques. *Australian Journal of Management* , 23 (1): 1-22.

Brown, R. G. & P. Y. C. Hwang. (1992). *Introduction to Random Signals and Applied Kalman Filtering*. Second Edition, John Wiley & Sons, Inc.

Cai, Z. & Y. Ren (2011). A New Estimation on Time-Varying Betas in Conditional CAPM. *Miscellaneous Papers* , 7: 211-217.

Caporale , T. (2012). Time Varying CAPM Beta and Banking Sector Risk. *Economic Letter*, 115: 293-295.

Choudhry , T. & L.L, K. Peng. (2010). Time Varying Beta and Asian Financial Crisis: Evidence from Asian Industrial Sectors. *Japan and The World Economy*, 22: 228-234.

Choudhry , T. & H. Wu. (2009). Forecasting the Wweekly Time-Varying Beta of UK Firms: GARCH Models vs Kalman Filter Method. *European Journal of Finance*, 15 (4): 437-444.

Engle, F. R. (2002). Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate GARCH Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, (20): 339–350.

Engle, R.F & K. Kroner. (1995). Multivariate Simultaneous GARCH, *Econometric Theory*, 11, pp. 122-15.

Engle, R.F & K. Sheppard. (2001). Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH. *National Bureau of Economic Research, NBER Working Papers with Number 8554*.

Fabozzi, F. & J. Francis. (1978) . Beta as a Random Coefficient. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* , 13: 101-116.

Fama, E. & K.R. French (1995). Size and book to Market Factors in Earning and Returns. *Journal of Finance* , 50: 131-155.

Foff, Robert W. & J. D Hillier. (2000). Time Varying Beta Risk: An Analysis of Alternative Modeling Techniques. *Journal of Business Finance & Accounting*, 27(5-6): 523–554.

Giannopoulos, K. (1995). Estimating the Time Varying Components of International Stock Markets Risk. *European Journal of Finance*, 1: 129-164.

Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton.

Harvey, A. C. (1994). *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press, Csmbridge.

Kalman, R. E. (1960). A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems, *Transaction of the ASME. Journal of Basic Engineering*, 82: 35-45.

Koseoglu, S.D. & R.I. Gokbulut. (2012) . Market risk of Turkish Sectors between 2001 and 2011: A Bivariate GARCH Approach. *African Journal of Business Management*, 6 (23): 6948-6957.

Krirdadarat, M. (2013). Estimating Time-Varying Systematic Risk by Using Multivariate GARCH. *Advances in Intelligent Systems and Computing Volume*, 200: 227-239.

Lintner, J. (1965). The Valuation of Risk Assets and Selection of Risky Investment in Stock Portfolio and Stock Market Returns. *Review of Economics and Statistics*, 47: 13-37

Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *Journal of Finance*, 7: 77-91.

Mergner, S. & J. Bulla. (2008). Time-Varying Beta Risk of Pan-European Industry Portfolios: A Comparison of Alternative Modeling Techniques. *European Journal of Finance, Taylor and Francis Journals*, 14(8): 771-802.

Reyes, M.G. (1999). Size, Time-Varying Beta and Conditional Heteroscedasticity in UK Stock returns. *Review of Financial Economics*, 8(1): 1-10.

Sharpe, W. (1964). Capital Asset Pricing: A Theory of Market Equilibrium Under Condition of Risk. *Journal of Finance*, 19: 48-54.

Tsai, H. J., M. Ch. Chen & Yang, Ch.Y. (2014). A Time-Varying Perspective on the CAPM and Downside Betas. *International Review of Economics and Finance*, 29: 440-454.

Wickens, M. (2008). *Macroeconomic Theory: A Dynamic General Equilibrium Approach*, Princeton University Press, 2008.