***پیام مدیریت***
شماره ۱۷ و ۱۸ـ زمستان ۸۴ و بهار ۸۵
ص‌ص ۵۴ ـ ۳۳

# بررسی تاثیر طول دوره تخمین و فاصله زمانی محاسبه بازده بر شاخص ریسک بازار

**دکتر غلامحسین اسدی [*] ـ مریم دولو [**]**

## چکیده

یکی از مباحث بنیادی مدیریت مالی که در زمره تصمیمات راهبردی پیش روی مدیران است، بودجه‌بندی سرمایه‌ای است. از جمله روشهای به کار رفته جهت ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری، روش ارزش فعلی خالص جریانهای نقدی آتی (NPV) است. در این روش، جریانهای نقدی مورد انتظار پروژه با استفاده از یک نرخ مناسب، تنزیل می‌گردد. در بسیاری از موارد، این نرخ بر اساس میانگین موزون هزینه سرمایه (WACC) محاسبه می‌شود. یکی از مدلهای رایج جهت محاسبه هزینه حقوق صاحبان سهام، مدل CAPM است که به کارگیری آن منوط به تخمین ضریب بتا ($\beta$) است. معمولاً بتا از طریق رگرسیون تخمین زده می‌شود. تحلیل‌گران پیش از برازش خط رگرسیون می‌بایست نسبت به انتخاب فاصله زمانی محاسبه بازده و دوره تخمین تصمیم بگیرند.

تحقیق حاضر با رویکرد ارزیابی صحت دوره تخمین پنج سال (در صورت استفاده از داده ماهانه) به بررسی آثار دو متغیر فاصله زمانی بازده و دوره تخمین بر بتای تخمینی می‌پردازد. نتایج حاصله موید تاثیرپذیری بتا از دو متغیر یاد شده بوده و انتخاب دوره تخمین پنج ساله را در صورت انتخاب فواصل زمانی بازده ماهانه مردود می‌داند.

**واژه‌های کلیدی:** **بتا، فاصله زمانی محاسبه بازده، دوره تخمین، ثبات بتا.**

پرتال جامع علوم انسانی

* استادیار دانشگاه شهید بهشتی
** دانشجوی دکتری مدیریت مالی دانشگاه شهید بهشتی

## مقدمه

مطابق مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای CAPM [1]، بازده مورد انتظار دارایی تابعی از بتا، شاخص کمّی ریسک سیستماتیک است. برای تخمین بتا ناگزیر می‌بایست از رگرسیون داده‌های تاریخی استفاده کرد. لیکن پیش از برازش خط رگرسیون، پژوهش‌گر باید نسبت به انتخاب برخی عوامل تصمیم بگیرد. بتا یکی از نهاده‌های اولیه مدل CAPM است. اگر به هر دلیلی میزان بتا به درستی تخمین زده نشده و دارای تورش باشد نرخ بازده مورد انتظار دارایی مورد نظر یا حسب مورد، نرخ هزینه سرمایه محاسبه شده قابل اعتماد نخواهد بود. تورش ناشی از عدم تخمین صحیح بتا در مرحله نخست، با خطای اندازه‌گیری سایر ورودی‌های مدل CAPM مجتمع می‌گردد. در بسیاری از موارد نظیر ارزشیابی دارایی، ارزیابی عملکرد پرتفوی، تدوین راهبردهای پرتفوی و غیره، ستانده مدل CAPM به عنوان داده اولیه مدلهای یاد شده مورد استفاده قرار می‌گیرد. ورودی هر یک از مدلهای نامبرده نیز در بسیاری از موارد عاری از خطا نیست. همین مسئله، تورش تخمین ناصحیح بتا را تشدید نموده و مبنای تصمیم‌گیریهای کلان مالی را متزلزل می‌سازد. بدین ترتیب، دیده می‌شود که مقدار ناچیز تورش بتا می‌تواند اثرات قابل ملاحظه‌ای بر مبانی تصمیم‌سازی مدیران داشته باشد. تحقیق حاضر با رویکرد ارزیابی صحت دوره تخمین پنج سال (در صورت استفاده از داده ماهانه) به بررسی آثار دو متغیر فاصله زمانی بازده و دوره تخمین بر بتای تخمینی می‌پردازد.

صرف نظر از این‌که بتای تاریخی [2]، متکی به آمار و ارقام گذشته بوده و با علم به این‌که الگوی گذشته کاملاً تکرارپذیر نیست، لذا امکان تعمیم بتای تاریخی به آینده وجود نخواهد داشت (یکی از اهداف مهم تخمین بتا، پیش‌بینی چگونگی حساسیت بازده دارایی نسبت به تغییرات آتی بازار است). با این وجود، تخمین بتای آتی مستلزم محاسبه بتای گذشته است. اما

---

1. Capital Asset Pricing Model
2. Historical Beta

بتای تاریخی می‌تواند، مقادیر متعددی را اختیار نماید. انتخاب نوع شاخص بازار و شیوه محاسبه آن، شیوه محاسبه بازده دارایی (سهام)، به کارگیری بازده یا بازده اضافی در محاسبات، طول دوره تخمین و فواصل زمانی محاسبه بازده، از جمله عواملی است که تعدد مقادیر بتا را برای یک سهام معین توجیه می‌نماید.

وسعت حیطه کاربری مدل CAPM در حوزه‌هایی چون بودجه‌بندی سرمایه‌ای، سرمایه‌گذاری و ارزش‌گذاری اوراق بهادار، تعیین راهبردهای پرتفوی، ارزیابی عملکرد مدیران مبتنی بر معیارهایی چون EVA ، نشانگر لزوم توجه به دقت تخمین پارامترهای این مدل و خصوصاً بتا را روشن می‌سازد. مضافاً اینکه تخمین پارامتر بتا لزوماً در گرو محاسبه نرخ بازده مورد انتظار نیست. بلکه در بررسی رابطه بین ریسک و بازده، آزمون CAPM و بسیاری موارد دیگر نیز مورد محاسبه قرار می‌گیرد. با عنایت به مواردی که در خصوص وسعت کاربرد مدل CAPM و نهایتاً الزام تخمین بتا مطرح گردید، می‌بایست ابعاد مختلف محاسبه و تخمین بتا به لحاظ آماری، اقتصادسنجی و مالی مورد تاکید و توجه خاص واقع شود. تا بدین نحو با ارتقا سطح دقت بتا در ابعاد گوناگون، پژوهشهای علمی و تصمیم‌های اجرایی مبتنی بر آن از قابلیت اتکا بیشتری برخوردار گردند.

هدف اصلی این نوشتار عبارت است از "بررسی آثار فاصله زمانی محاسبه بازده و دوره تخمین بر بتای برآوردی و ارزیابی دوره تخمین پنج ساله در صورت به کارگیری داده‌های ماهانه". تایید دوره تخمین و تواتر داده یادشده در توجیه استفاده گسترده آن از سوی برخی محققان نظیر کیم[1] (۱۹۹۳) و اعتقاد به استفاده از دوره‌های تخمین طولانی‌تر از افق چهار یا پنج سال (فاف[2] و همکاران،۲۰۰۵) جذابیت پی‌گیری این هدف را باعث گردیده است.

---

1. Kim
2. Faff

## پیشینه تحقیق

اسمیت[1] در سال ۱۹۷۸ دریافت که میانگین عرض از مبدا و شیب برآوردی خط مشخصات[2] با افزایش فواصل زمانی محاسبه بازده، بدون برخورداری از روندی معین، متاثر گردیده و در خلاف جهت یکدیگر حرکت می‌کنند (اسمیت، ۱۹۷۸). کوهن نشان می‌دهد که بتای تخمینی OLS[3] نسبت به فواصل زمانی محاسبه بازده متفاوت، حساس است (بریلس فورد و ژوزف،۱۹۹۷). هاندا[4] و همکارانش بر تغییرپذیری بتا به واسطه تغییر در فواصل زمانی محاسبه بازده وقوف یافته و حساسیت بتا را نسبت به فواصل زمانی محاسبه بازده، به عدم تناسب تغییر در کوواریانس بازده سهام و بازده بازار و واریانس بازده بازار منتسب نمودند. آنها نشان دادند که تنها بتای سالانه می‌تواند تغییرات بازده را توجیه نماید (هاندا و دیگران، ۱۹۸۹). اودابازی[5] ضمن صحه گذاشتن بر تعدد مقادیر بتا در صورت استفاده از فواصل زمانی محاسبه بازده متفاوت، بر افزایش میانگین بتا و ضریب تعیین مدل بازار در صورت کاهش تواتر داده‌ها (استفاده از داده‌های ماهانه)، مهر تایید می‌نهد (اودابازی، ۲۰۰۳). بریلس فورد و ژوزف[6] با مطالعه در بورس استرالیا دریافتند که با افزایش فاصله زمانی محاسبه بازده از روزانه به ماهانه، بتای تخمینی پرتفوهای کم‌گردش، افزایش و بتای پرتفوهای پرگردش، کاهش می‌یابد (بریلس فورد و ژوزف، ۱۹۹۷).

صرف‌نظر از فواصل زمانی محاسبه بازده، داده‌های مورد نیاز جهت تخمین بتا، می‌باید در دوره‌ای از زمان گردآوری و خط رگرسیونی برای تخمین بتا ترسیم شود. در خصوص دوره تخمین نیز همچون فاصله زمانی بازده، استفاده از دوره‌های تخمین طولانی‌تر به دلیل افزایش

---

1. Smith
2. Characteristic Line
3. Ordinary Least Square
4. Handa
5. Odabaşi
6. Brailsford and Josev

تعداد مشاهدات به کار رفته در تخمین بتا و متعاقباً بهبود سطح دقت بتا، ارجح است. لیکن وقوع تغییرات ساختاری اجتناب‌ناپذیر ناشی از تغییر ترکیب محصولات شرکت، تجدید ساختار سازمان و بعضاً رخ‌داد عواملی که اگر شناسایی آنها غیرممکن نباشد، تعیین تاثیرپذیری بتای شرکت از آن عوامل دشوار است، منجر به عدم ثبات بتای محاسبه شده سهام شرکت (منفرد) طی زمان گردیده و انتخاب دوره‌های تخمین بلندمدت را با تردید جدی مواجه می‌سازد. انتخاب طول دوره تخمین در حالی مورد بحث قرار می‌گیرد که عمدتاً دوره تخمین پنج سال، به عنوان شیوه‌ای مرسوم، برای تخمین بتا مورد استفاده قرار می‌گیرد. برخی تحقیقات تجربی نظیر مطالعه بارتولدی و پی‌یر[1] (۲۰۰۴)، انتخاب این افق زمانی را مورد تایید قرار می‌دهد. بردفیلد[2] نیز مدعی است انتخاب دوره تخمین پنج سال منجر به برقراری توازن میان دقت آماری مورد نیاز تخمین و کفایت ثبات بتا در طول زمان می‌گردد (بردفیلد، ۲۰۰۳). برخی محققان نیز مانند فاف و همکارانش معتقدند که در صورت استفاده از داده‌های ماهانه، می‌بایست دوره تخمین بیش از ۴ یا ۵ سال انتخاب گردد (فاف و دیگران، ۲۰۰۵). اودابازی[3] ضمن اعتقاد به وابستگی ثبات بتا و فاصله زمانی محاسبه بازده، در صورت استفاده از داده‌های هفتگی، بیشترین ثبات بتا را در یک دوره تخمین دو ساله و در صورت به کارگیری داده‌های ماهانه، در دوره تخمین چهار ساله محقق می‌داند (اودابازی، ۲۰۰۳). بارتولدی و پی‌یر نشان دادند که دوره تخمین ۵ سال و داده‌های ماهانه بهترین افق زمانی و فراوانی داده برای تخمین بتا است (بارتولدی و پی یر، ۲۰۰۴).

---

1. Bartholdy and Peare
2. Bradfield
3. Odabaşi

دیوز[1]، ارهارت[2] و کانکل[3] ضمن اظهار برتری استفاده از داده‌های روزانه در تخمین بتا، عدم ثبات بتای تخمینی را تایید و آن را به عنوان عامل مهمی جهت تعیین طول دوره تخمین قلمداد می‌کنند. این محققان بیان می‌دارند که به دلیل کاهش نقش ازدیاد دوره تخمین، بیش از ۳ سال، بر افزایش سطح دقت بتا و لزوم صرف زمان و هزینه گردآوری و تحلیل داده‌ها در صورت برگزیدن دوره تخمین طولانی‌تر در بستر توجه به ثبات بتا و نیز اهمیت انتخاب بهینه دو متغیر دوره تخمین و فاصله زمانی محاسبه بازده به منظور برآورده نمودن اهداف مدیران مالی که دستیابی به سطح قابل قبولی از دقت بتای تخمینی است، دوره تخمین سه ساله برگزیده شود (دیوز و دیگران، ۲۰۰۰). اودابازی نشان می دهد در صورت استفاده از داده‌های هفتگی، دوره زمانی دو ساله و با به کارگیری داده‌های ماهانه، افق زمانی چهار ساله دارای بیشترین ثبات می‌باشد (اودابازی، ۲۰۰۳).

با توجه به اهمیت پیامدهای مترتب بر فرض ثبات بتا و عواقب ناشی از نقض این فرض در تخمین پارامترهای مهمی چون بتا، لازم است در انتخاب دوره تخمین مورد توجه قرار گیرد؛ بلومه در اقدامی پیشگامانه ثبات بتا را برای سهام انفرادی و پرتفوی مورد بررسی داد. او نشان می‌دهد که ضریب بتای سهام منفرد در بورس نیویورک ثابت نمی‌باشد ولی با افزایش تعداد سهام موجود در پرتفوی، ضرایب همبستگی افزایش یافته و ثبات ضریب بتا بیشتر می‌گردد (گل ارضی، ۱۳۷۵). شارپ و کوپر نیز اقدام به ارزیابی بتا برای طبقات مختلف ریسک و بازده نمودند. ثبات قابل ملاحظه بتا در طول زمان، نتیجه کار این پژوهشگران بود (جهانخانی[4]، ۱۳۷۳).

---

1. Daves
2. Ehrhardt
3. Kunkel
4. Jahankhani

دیوز و همکاران در بررسی عدم ثبات بتا، آزمون چاو را در چهارچوب استفاده از متغیرهای موهومی به کار بردند. به کارگیری آزمون یادشده، ساده بوده لیکن مستلزم مشخص بودن نقاط تغییر پارامتر مورد بررسی می‌باشد (دیوز و دیگران، ۲۰۰۰). معین بودن نقاط تغییر مدل با کارکرد خاص آزمون چاو همسو می‌باشد زیرا این آزمون عمدتاً برای بررسی شکست ساختاری در صورت وقوع رخدادی خاص به کار می‌رود. نکته دیگر آن که پارامتر مورد نظر (بتا) در فواصل زمانی میان نقاط تغییر تعیین شده، ثابت فرض می‌شود.

جهانخانی با اتکا به روشی غیر از آنچه توسط بلومه و لوی و سایرین به کار گرفته شد به بررسی ثبات بتا پرداخت. او از دو مدل متفاوت CUSUMQ و "بتا به عنوان تابعی خطی از زمان" برای بررسی ثبات بتا استفاده می‌کند. نتیجه مطالعه انجام شده نشان می‌دهد که حداکثر بتای ۳۶ درصد اوراق بهادار منفرد، متغیر است. این نتیجه مغایر با مطالعاتی بود که بتای اوراق بهادار منفرد را تا حد زیادی متغیر می‌دانست (جهانخانی، ۱۳۷۳). این در حالیست که اودابازی با بررسی ثبات بتای سهام انفرادی در بورس ترکیه و با به‌کارگیری داده‌های هفتگی، تغییر ۸۳ و ۸۴ درصدی بتای شرکتها را تایید می‌کند (اودابازی، ۲۰۰۳).

کیم نیز همچون جهانخانی، فرض ثبات بتا در فواصل زمانی منظم را مخدوش دانسته و تخمین نادرست بتا را پیامد استفاده از این مدل می‌داند. مدل ضریب بتای ثابت فرض می‌کند که بتا در فواصل زمانی معینی (مثل ۵ سال) ثابت است (کیم، ۱۹۹۳). این مدل در سطح وسیعی در آزمون قیمت‌گذاری داراییها استفاده می‌شود. در رویکرد سنتی بررسی ثبات بتا، در صورتی‌که میزان بتای پرتفوی در سطوح مشابهی از فواصل زمانی متوالی، بدون تغییر باقی بماند، بتای آن پرتفوی ثابت خواهد بود. هاواوینی، میشل و کوهاری (۱۹۸۵)، بلومه (۱۹۷۱) و لوی (۱۹۷۱) پس از تشکیل پرتفوی‌هایی بر مبنای بتای تخمینی، در بررسی ثبات بتا از روش فوق‌الذکر استفاده نمودند (کلمن و وین راب، ۱۹۹۴). به کارگیری وسیع دوره تخمین ۵ ساله نیز با فرض ثبات بتا طی دوره مورد نظر انجام می‌شود.

به نظر کیم فاصله زمانی میان نقاط تغییر، تصادفی است. بنابراین فرض فواصل زمانی منظم ثبات بتا، ممکن است به تخمین ناصحیح بتا منجر شود. لذا یکی از اقدامات اساسی جهت تخمین دقیق بتا، تخمین نقاط تغییر نامعلومی است که بتا در آن تغییر می‌کند. او مدل عدم ثبات ترتیبی پارامتر[1] را که در آن، نقاط تغییر بتا به صورت ترتیبی و از طریق رویکرد بیزی تخمین می‌گردد، استفاده می‌کند. نتایج بررسیهای کیم طی سالهای ۱۹۲۶-۱۹۹۰ نشان می‌دهد که متوسط طول فاصله زمانی با ثبات، ۵۴,۱۹ ماه (تقریباً ۵ سال) است (کیم، ۱۹۹۳).

گل ارضی نشان می‌دهد بتای پرتفوی در طول زمان متغیر است (گل ارضی، ۱۳۷۵). چیت‌سازان از مردود نمودن فرض ثبات بتای سهام انفرادی و پرتفوی اجتناب می‌ورزد. این محقق برای بررسی ثبات بتا، آزمون Cumulative Sum را به کار می‌گیرد. چیت‌سازان در بررسی ثبات بتای پرتفوی، با تشکیل پرتفوهایی در اندازه‌های مختلف، ثبات بتای پرتفوی را تایید می‌کند (تهرانی و چیت سازان، ۱۳۸۳).

## شیوه گردآوری داده‌ها

داده‌های تحقیق در دو زمینه چارچوب موضوعی و داده‌های سهام شرکتهای مورد بررسی و شاخص بازار، گردآوری شده است. در خصوص کسب داده‌های سهام شرکتهای مورد بررسی، جهت حصول اطمینان از صحت داده‌های مکتسبه، قیمتهای معاملاتی هفتگی و ماهانه از سیستم معاملاتی بورس اوراق بهادار تهران اخذ گردید. نهایتاً سایر داده‌های مورد نیاز جهت محاسبه بازده سهام شرکتهای مورد بررسی، اعم از سود نقدی تقسیمی، حق تقدم و سهام جایزه با استفاده از نرم‌افزار دنا سهم استخراج گردید. بازده شاخص قیمت و بازده نقدی پس از استخراج ارقام شاخص از نرم‌افزار تدبیرپرداز، با استفاده از نرم‌افزار Excel مورد محاسبه قرار گرفت.

---

[1]. Sequential Parameter Nonstationarity Model

همان‌طور که پیش از این هم اشاره شد، بتا از طریق رگرسیون بازده سهام شرکت و بازده شاخص تخمین می‌گردد. لذا متغیرهای اصلی این تخمین عبارتند از بازده سهام شرکت و بازده شاخص بازار.

$$R_{it} = \left( P_t \Big/ P_{t-1} \right) - 1$$

در رابطه بالا، $R_{it}$ نشانگر بازده سهام $i$ در دوره $t$ ، $P_t$ قیمت سهام در پایان دوره محاسبه بازده و $P_{t-1}$ قیمت سهام در آغاز دوره مربوطه است. قیمتهای مندرج در روابط فوق از بابت سود تقسیمی و افزایش سرمایه (با مصادیق حق تقدم و سهام جایزه) تعدیل گردیده‌اند. شاخص بازار به کار رفته در این تخمین، شاخص قیمت و بازده نقدی است. بازده بازار از فرمول زیر استخراج گردیده است،

$$R_I = \left( I_t \Big/ I_{t-1} \right) - 1$$

$R_I$ بازده شاخص، $I_t$ شاخص در پایان دوره و $I_{t-1}$ میزان شاخص در آغاز دوره است. لازم به ذکر است که برای محاسبه بازده هفتگی، قیمت سهام در روز چهارشنبه هر هفته (آخرین روز معاملاتی هفته) و در مورد بازده‌های ماهانه از قیمتهای سهام در آغاز هر ماه استفاده شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

## حجم نمونه آماری و روش نمونه‌گیری

جامعه مورد بررسی پژوهش حاضر، شامل تمامی شرکتهای پذیرفته در بورس اوراق بهادار ایران است که طی سالهای ۱۳۸۳-۱۳۷۸ (۶ سال) به طور پیوسته در فهرست شرکتهای پذیرفته این سازمان بوده‌اند. بسته بودن نماد معاملاتی برخی از شرکتها در مقاطع زمانی نسبتاً طولانی و عدم دسترسی به داده‌های کافی جهت تخمین بتا، محقق را به انتخاب شرکتهای فعال بازار سرمایه سوق می‌دهد. با وجود آن‌که تعداد روز معاملاتی، بعضاً به عنوان شاخص فعالیت (تواتر

معاملات) سهام منظور می‌گردد، لیکن در بعضی موارد ارزش بازار سهام یا حجم معاملات نیز به عنوان معیار فعالیت در نظر گرفته می‌شود. اساساً تخمین ناتور بتا خصوصاً در بازارهای کم‌عمقی چون بازار سرمایه ایران مستلزم صحت تخمین ضریب همبستگی بازده بازار و بازده سهام است. چنانچه سهمی به طور پیوسته مورد معامله قرار نگیرد (مانند بسیاری از سهام پذیرفته شده در بازار سرمایه ایران)، قیمت این سهم در پایان ماه معادل قیمت آخرین معامله آن در نظر گرفته می‌شود که این آخرین معامله الزاماً در ماه مورد نظر نیست. از این‌رو رقم شاخص بازار و قیمت سهام دچار عدم انطباق می‌شوند. عدم تطبیق وقوع یافته صراحتاً میزان کوواریانس بازده سهام و بازار را متاثر ساخته و منجر به تخمین کمتر بتا می‌گردد. تورش به وجود آمده در تخمین کوواریانس، بتای تخمینی را نیز تحت‌الشعاع قرار می‌دهد. از این‌رو گزینش شرکتهای فعال بر مبنای مجموعه‌ای از شاخصها و نه صرفاً یک شاخص، مرجح گردید.

جهت انتخاب شرکتهای فعال بورس اوراق بهادار ایران، به آمار این سازمان در خصوص اعلام فصلی ۵۰ شرکت فعال که به ترتیب بر حسب تعداد سهام داد و ستد شده، ارزش سهام داد و ستد شده، تعداد دفعات معامله، تعداد روزهای معامله، میانگین ارزش بازار و میانگین سهام منتشره شرکتها، برای دوره یک‌ساله منتهی به تاریخ محاسبه نماگر فعالیت صورت می‌گیرد، استناد گردید. یکی از مهمترین مسائلی که در تخمین بتای سهام با قدرت نقدینگی پایین قابل طرح است، مسئله معاملات غیرهمزمان است. به طور اصولی، رفع این نقیصه می‌بایست با استفاده از برخی مدلهای خاص (مانند مدل دیمسون[1]) صورت گیرد. لیکن می‌توان در بسیاری از موارد به دلیل دشواری استفاده از مدلهای مذکور، با انتخاب سهامی که به طور پیوسته معامله می‌گردد، فرض نمود که اثر این مسئله تا حدی تخفیف می‌یابد. باید توجه داشت که احتساب چنین فرضی در بازار سرمایه ایران چندان قابل توجیه نیست. با این وجود، انتخاب شرکتهای فعال‌تر بورس اوراق بهادار ایران به لحاظ دسترسی به داده‌های بیشتر، در دستور کار

[1]. Dimson

محقق قرار گرفت. انتخاب حجم نمونه مشتمل بر ۵۰ شرکت، به تبعیت از شمار فعالان بازار سرمایه که به صورت فصلی اعلام می‌گردد، صورت پذیرفته است.

## فرضیه پژوهش و روش تحلیل اطلاعات

بحث پیرامون تاثیر فاصله زمانی و دوره تخمین بر بتا، بدون لحاظ داشتن ثبات بتای تخمینی ناقص می‌باشد. بر این مبنا، ثبات بتای شرکتهای مورد بررسی با استفاده از آزمون CUSUMQ [1] مورد توجه قرار گرفته تا بر اساس نتایج حاصل از الگوی رفتاری خطای معیار بتا در طول زمان و آزمون ثبات بتا، دوره تخمین متعارف (پنج سال) مورد ارزیابی قرار گیرد. به کارگیری این آزمون دو مزیت دارد؛ اول، استفاده از آزمون CUSUMQ بر خلاف آزمون چاو مستلزم مشخص بودن نقاط تغییر (بتا) پیش از کاربرد آزمون نیست و دوم، سادگی کاربرد آن است.

چنانچه پیش از این نیز اشاره شد وسعت کاربرد مدل CAPM در حوزه‌هایی چون سرمایه‌گذاری، ارزش‌گذاری و ارزیابی عملکرد، ضرورت اعمال دقت نظر در خصوص ورودی‌های مدل و از آن جمله بتا را روشن می‌سازد. یکی از مدلهای متداول جهت تخمین بتا مدلی است که تغییرات بازده سهام شرکتها را توسط تغییرات بازده بازار و یک‌سری تغییرات تصادفی توجیه‌پذیر می‌داند. فرض ضمنی مستتر در تخمین بتا با استفاده از مدل یادشده، ثبات بتا در طول زمان است. فرض ثبات بتا در مباحث سرمایه‌گذاری و تجزیه و تحلیل پرتفوی حائز اهمیت است. بر این اساس، افق تخمین می‌بایست به نحوی انتخاب شود که فرض ثبات بتا برقرار باشد. این پژوهش با طرح دو فرضیه زیر حساسیت بتا نسبت به دو متغیر فاصله زمانی محاسبه بازده و طول دوره تخمین را مورد بررسی قرار می‌دهد.

---

[1]. Cumulative Sum Square

۱-بتای تخمینی سهام انفرادی نسبت به انتخاب فواصل زمانی محاسبه بازده حساس است.

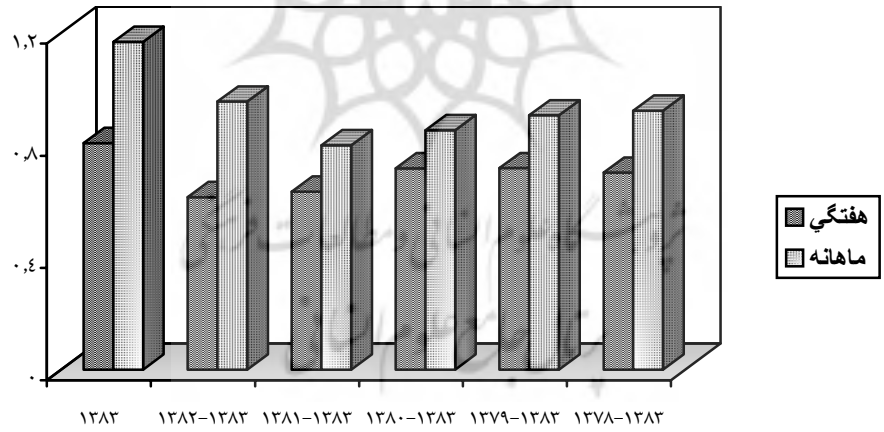
۲-بتای تخمینی سهام انفرادی نسبت به انتخاب دوره تخمین حساس است.

در همین راستا برخی توصیف‌گرهای بتای تخمینی در فواصل زمانی هفتگی و ماهانه محاسبه و در نگاره ذیل ارائه می‌گردد.

| | ۱۳۸۳ | ۱۳۸۳ -۱۳۸۲ | ۱۳۸۳ -۱۳۸۱ | ۱۳۸۳-۱۳۸۰ | ۱۳۸۳ -۱۳۷۹ | ۱۳۸۳ -۱۳۷۸ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **هـفتـگی** | | | | | | |
| میانگین | ۰/۸۰۷ | ۰/۶۱۵ | ۰/۶۳۴ | ۰/۷۱۷ | ۰/۷۱۸ | ۰/۷۰۲ |
| خطای معیار | ۰/۲۸۵ | ۰/۱۷۷ | ۰/۱۶۲ | ۰/۱۵۴ | ۰/۱۵۱ | ۰/۱۴۹ |
| ضریب تعیین (درصد) | ۴۷/۹۲۳ | ۳۴/۳۴۹ | ۲۵/۱۳۳ | ۲۱/۰۹۵ | ۱۷/۰۰۴ | ۱۴/۶۶۱ |
| ماکزیمم | ۲/۲۳۴ | ۲/۹۳۹ | ۲/۷۰۵ | ۲/۶۲۹ | ۲/۵۸۰ | ۲/۵۰۴ |
| مینیمم | -۰/۹۲۵ | -۱/۰۱۲ | -۰/۵۶۸ | -۰/۴۲۹ | ۰/۱۲۶ | -۰/۴۸۹ |
| **مـــاهـــانـــه** | | | | | | |
| میانگین | ۱/۱۶۷ | ۰/۹۵۵ | ۰/۷۹۹ | ۰/۸۵۳ | ۰/۹۰۶ | ۰/۹۲۲ |
| خطای معیار | ۰/۳۸۹ | ۰/۲۵۷ | ۰/۲۱۷ | ۰/۲۰۲ | ۰/۲۰۶ | ۰/۲۰۳ |
| ضریب تعیین (درصد) | ۸۱/۶۶۵ | ۶۳/۰۲۸ | ۵۶/۶۴۴ | ۴۵/۶۰۸ | ۴۷/۴۷۴ | ۴۵/۵۷۹ |
| ماکزیمم | ۴/۹۴۱ | ۲/۹۱۰ | ۳/۰۷۱ | ۲/۸۹۱ | ۲/۷۵۵ | ۲/۸۱۹ |
| مینیمم | -۱/۰۵۳ | -۱/۱۵۸ | -۱/۱۷۲ | -۰/۳۴۲ | -۰/۲۴۹ | ۰/۲۰۲ |

**نگاره ۱. ویژگی توزیع بتای تخمینی در فواصل زمانی محاسبه بازده هفتگـی و ماهانه در ٦ دوره تخمین طی سالهای ۸۳- ۱۳۷۸**

همانطور که مشاهده می‌شود با افزایش فاصله زمانی از هفتگی به ماهانه، میانگین بتای تخمینی همواره افزایش یافته است. همچنین مشاهده می‌گردد به کارگیری داده‌های هفتگی جهت تخمین بتا، منجر به تخمین بتاهایی می‌گردد که میانگین آنها همواره کوچک‌تر از یک می‌باشد. توجیه این پدیده را می‌توان به عواملی چون خطای اندازه‌گیری، سهام مستثنا شده از مجموعه مورد بررسی منتسب دانست. محتمل است شیوه محاسبه میانگین بتا نیز در این مقوله دخیل باشد. زیرا در محاسبه میانگین بتای نمونه مورد بررسی، به تمامی سهام موجود، وزن یکسانی تخصیص می‌یابد لیکن شاخص بازار میانگین وزنی است که به سهام شرکتهای دارای ارزش بازار بیشتر، وزن بیشتری اختصاص می‌دهد. این در حالی است که متوسط بتای تخمینی با استفاده از بازده‌های ماهانه، در مقایسه با بتاهای هفتگی، مقادیر بیشتری را اختیار نموده و حتی برای دوره تخمین یک‌ساله (۱۳۸۳) بالغ بر یک گردیده است. متوسط بتای تخمینی شرکتهای بررسی شده طی سالهای ۱۳۸۳-۱۳۷۸ در نمودار ذیل نشان داده می‌شود.




**نمودار ۱. مقایسه متوسط بتای تخمینی با استفاده از داده‌های هفتگی و ماهانه در شش دوره تخمین طی سالهای ۸۳-۱۳۷۸**

چنانچه ملاحظه می‌شود میانگین بتای تخمینی با افزایش فاصله زمانی محاسبه بازده در تمامی دوره‌های بررسی شده، همواره افزایش یافته است. انتظار می‌رود تغییر بتاهای برآوردی با استفاده از داده‌های ماهانه نسبت به بازده‌های هفتگی، با کاهش مسئله معاملات غیرهمزمان نیز توجیه‌پذیر باشد. اساساً دشواری تخمین بتا در تعیین ضریب همبستگی میان بازده سهام شرکت و بازده بازار است. برای محاسبه صحیح این ضریب، می‌بایست معاملات سهام و شاخص بازار در مقاطع زمانی برگزیده (روزانه، هفتگی یا ماهانه) به طور همزمان انجام و به ثبت رسیده باشند. هر چه میزان عدم معامله سهام شرکت بیشتر باشد (عمق بازار کمتر باشد)، مسئله غیرهمزمانی معاملات، نمود بیشتری داشته و بتای تخمینی به سمت پایین دارای تورش بیشتری خواهد بود. عقیده کلی بر این است که با طولانی نمودن فاصله زمانی محاسبه بازده، فرض این‌که سهام اغلب شرکتها حداقل یک معامله داشته باشد، واقعی‌تر می‌نماید. در این صورت، مسئله معاملات غیرهمزمان رو به کاهش نهاده و از میزان تورش تخمین بتا کاسته شده لذا میزان بتای تخمینی افزایش می‌یابد.

در بازارهای سرمایه‌ای که در سطح قوی کارا می‌باشند، اطلاعات مربوط به سهام شرکتها در یک زمان و بدون هزینه در اختیار عموم قرار گرفته و اثر این اطلاعات سریعاً در قیمت سهام منعکس می‌گردد. طبق برخی شواهد، بازار سرمایه ایران در سطح ضعیف کارایی بوده و لذا اطلاعات به طور همزمان و بدون هزینه در اختیار همگان قرار نمی‌گیرد. از این‌رو، تدریجی بودن انتشار اطلاعات در این بازار، منجر به تاخیر بازتاب کامل اطلاعات بر قیمتها می‌گردد. لذا بهره گرفتن از داده‌های ماهانه به واسطه فراهم نمودن بسترهای زمانی لازم جهت انعکاس اطلاعات منتشره در قیمتها منجر به کاهش تاخیر تعدیل قیمتها و نهایتاً تغییر بتا می‌گردد. حساسیت بتای تخمینی نسبت به دو فاصله زمانی بازده هفتگی و ماهانه با استفاده از آزمون مقایسه زوجی[1] به تایید رسیده است.

---

[1]. Paired Comparison

صرف‌نظر از فواصل زمانی محاسبه بازده هفتگی و ماهانه، متوسط بتای تخمینی طی دوره‌هایی که طول آنها به طور سالانه در پنج نوبت افزایش یافته است، دارای روند معینی نیست. بررسی بتاهای تخمینی در صورت استفاده از داده‌های هفتگی نشان می‌دهد با افزایش طول دوره تخمین از یک سال به دو سال، متوسط بتای تخمینی از رقم ۰/۸۰۷ به ۰/۶۱۸ کاهش یافته و پس از طی سیری صعودی و رسیدن به میزان ۰/۷۱۸ در دوره پنج ساله، مجدداً دچار افت ارزش گردیده و در دوره ۱۳۸۳-۱۳۷۸ به ۰/۷۰۲ می‌رسد. رفتار بتاهای تخمینی با استفاده از داده ماهانه تقریباً مشابه وضعیت بتاهای هفتگی است. سیر نزولی متوسط بتاهای ماهانه از ۱/۱۶۷ در سال ۱۳۸۳ آغاز گردیده و از دوره تخمین سه سال، تغییر جهت داده و تا افق زمانی شش ساله رو به افزایش می‌رود. خاطر نشان می‌سازد حساسیت بتای تخمینی نسبت به طول دوره تخمین با استفاده از آزمون فریدمن (ناپارامتریک) مورد تایید واقع گردید.

در ادامه، این پژوهش با طرح فرضیه "بتای تخمینی با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره تخمین پنج ساله ثابت می باشد"، می‌کوشد صحت و سقم دوره تخمین پنج ساله که در سطح وسیعی جهت تخمین بتا به کار می‌رود را مورد بررسی قرار می‌دهد.

بررسی ثبات بتای شرکتهای منتخب، با استفاده از آزمون عطفی *CUSUMQ* در سطح اطمینان ۹۵ درصد در شش افق زمانی و دو فاصله زمانی محاسبه بازده هفتگی و ماهانه صورت گرفته است. خلاصه نتایج حاصل از محاسبات در نگاره زیر ارائه می‌گردد[1].

[1]. خانه‌های نگاره که با خط تیره متمایز شده‌اند مربوط به بتای تخمینی شرکتهایی است که با استفاده از *OLS* ساده به لحاظ آماری معنی‌دار نبوده‌اند.

| ردیف | نام شرکت | ۱۳۸۳ | | ۱۳۸۲-۱۳۸۳ | | ۱۳۸۱-۱۳۸۳ | | ۱۳۸۰-۱۳۸۳ | | ۱۳۷۹-۱۳۸۳ | | ۱۳۷۸-۱۳۸۳ | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | هفتگی | ماهانه | هفتگی | ماهانه | هفتگی | ماهانه | هفتگی | ماهانه | هفتگی | ماهانه | هفتگی | ماهانه |
| ۱ | آبسال | – | – | – | – | – | – | – | – | – | – | – | – |
| ۲ | آما | – | – | – | – | – | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – |
| ۳ | چینی ایران | – | – | بی ثبات | ثابت | – | – | – | – | – | بی ثبات | – | – |
| ٤ | ایران خودرو دیزل | ثابت | – | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات |
| ٥ | سرمایه گذاری غدیر | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات |
| ٦ | کف | ثابت | ثابت | ثابت | ثابت | ثابت | ثابت | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | ثابت |
| ۷ | کربن ایران | ثابت | – | – | – | – | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – |
| ۸ | سیمان کرمان | – | – | بی ثبات | – | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | ثابت |
| ۹ | ایران خودرو | بی ثبات | – | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات |
| ۱۰ | کیمیدارو | بی ثبات | – | – | – | – | – | – | – | – | – | – | – |
| ۱۱ | لنت ترمز ایران | – | بی ثبات | – | – | – | – | – | – | – | – | – | – |
| ۱۲ | لوله و ماشین سازی | – | ثابت | – | بی ثبات | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | ثابت |
| ۱۳ | مارگارین | – | بی ثبات | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات |
| ۱٤ | سرمایه گذاری ملت | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | – | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات |
| ۱٥ | سرمایه گذاری ملی | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | ثابت |
| ۱٦ | موتوژن | – | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – |
| ۱۷ | نفت بهران | – | – | – | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – |
| ۱۸ | نفت پارس | بی ثبات | ثابت | – | – | – | ثابت | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | ثابت |
| ۱۹ | نیرو محرکه | بی ثبات | – | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | ثابت |
| ۲۰ | دارویی اسوه | – | – | – | – | – | – | – | – | – | – | بی ثبات | – |
| ۲۱ | لبنیات پاک | – | – | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات |
| ۲۲ | پاکسان | – | – | – | – | – | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – |
| ۲۳ | پارس دارو | – | – | – | – | – | – | – | – | – | – | – | – |
| ۲٤ | پارس مینو | بی ثبات | – | – | – | – | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – |
| ۲٥ | پارس الکتریک | – | – | – | – | – | – | – | – | – | – | – | – |
| ۲٦ | پیام | – | – | – | – | – | – | – | – | – | – | – | – |
| ۲۷ | پتروشیمی آبادان | بی ثبات | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – |
| ۲۸ | دارویی رازک | بی ثبات | – | – | – | – | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – |
| ۲۹ | سرمایه گذاری رنا | بی ثبات | – | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات |
| ۳۰ | روغن نباتی پارس | – | – | – | – | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | – | بی ثبات | ثابت |
| ۳۱ | سایپا | بی ثبات | – | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات |
| ۳۲ | صنعتی بهشهر | – | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – |
| ۳۳ | سرمایه گذاری البرز | بی ثبات | – | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات |
| ۳٤ | سرماآفرین | بی ثبات | – | – | – | – | – | بی ثبات | – | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات |
| ۳٥ | سپنتا | – | – | – | – | – | – | – | – | – | – | بی ثبات | – |
| ۳٦ | شهد ایران | ثابت | ثابت | ثابت | ثابت | ثابت | بی ثبات | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | بی ثبات |
| ۳۷ | سیمان شرق | – | – | بی ثبات | – | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | بی ثبات |
| ۳۸ | شوکوپارس | – | – | – | – | – | – | – | – | – | – | – | – |
| ۳۹ | سیمان فارس و خوزستان | بی ثبات | – | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات |
| ٤۰ | سیمان تهران | بی ثبات | – | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | ثابت |
| ٤۱ | توسعه صنایع بهشهر | ثابت | – | ثابت | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات |
| ٤۲ | ایران ترانسفو | – | – | – | – | – | – | – | – | – | – | – | – |
| ٤۳ | گروه بهمن | ثابت | ثابت | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات |
| ٤٤ | سرمایه گذاری ساختمان | بی ثبات | – | بی ثبات | – | بی ثبات | – | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات |
| ٤٥ | سرمایه گذاری صنعت | بی ثبات | – | ثابت | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات |
| ٤٦ | سرمایه گذاری سپه | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات |
| ٤۷ | سیمان سپاهان | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | بی ثبات |
| ٤۸ | پتروشیمی خارک | بی ثبات | – | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | بی ثبات |
| ٤۹ | محورسازان ایران خودرو | – | – | بی ثبات | ثابت | ثابت | ثابت | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | ثابت | بی ثبات | بی ثبات |
| ٥۰ | سرمایه گذاری بانک ملی | بی ثبات | بی ثبات | ثابت | ثابت | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات | بی ثبات |
| تعداد شرکت های دارای بتای معنی دار | | ۲۸ | ۱۳ | ۳۰ | ۲۳ | ۳۲ | ۲۷ | ۳۹ | ۲۸ | ۳۹ | ۳۰ | ٤۱ | ۳۰ |
| تعداد شرکت های دارای بتای ثابت | | ٦ | ۸ | ٥ | ۱٤ | ۳ | ۱۲ | ۰ | ۱۰ | ۰ | ۸ | ۰ | ۸ |
| تعداد شرکت های دارای بتای بی ثبات | | ۲۲ | ٥ | ۲٥ | ۹ | ۲۹ | ۱٥ | ۳۹ | ۱۸ | ۳۹ | ۲۲ | ٤۱ | ۲۲ |
| درصد شرکت های دارای بتای ثابت | | ۲۱.٤٪ | ٦۱.٥٪ | ۱٦.۷٪ | ٦۰.۹٪ | ۹.٤٪ | ٤٤.٤٪ | ۰۰.۰٪ | ۳٥.۷٪ | ۰۰.۰٪ | ۲٦.۷٪ | ۰۰.۰٪ | ۲٦.۷٪ |
| درصد شرکت های دارای بتای بی ثبات | | ۷۸.٦٪ | ۳۸.٥٪ | ۸۳.۳٪ | ۳۹.۱٪ | ۹۰.٦٪ | ٥٥.٦٪ | ۱۰۰.۰٪ | ٦٤.۳٪ | ۱۰۰.۰٪ | ۷۳.۳٪ | ۱۰۰.۰٪ | ۷۳.۳٪ |

**نگاره ۲. وضعیت ثبات بتای شرکتهای مورد بررسی در دو فاصله زمانی هفتگی و ماهانه و در شش دوره تخمین بررسی شده**

## نتیجه‌گیری

کاربرد فواصل زمانی متفاوت بازده (هفتگی و ماهانه) منجر به تعدد تخمین‌های بتای سهام معین در افق‌های زمانی مشابه می‌گردد. به طوری‌که سطوح بتای تخمینی در صورت استفاده از بازده‌های هفتگی در مقایسه با داده‌های ماهانه، فارغ از طول دوره تخمین، همواره کمتر بوده است. به بیان دیگر، با افزایش فاصله زمانی بازده، میانگین بتا افزایش می‌یابد. این یافته ناقض نتیجه بررسی جلالی (۱۳۷۷) مبنی بر عدم تاثیرپذیری بتای تخمینی از فواصل زمانی محاسبه بازده در بورس اوراق بهادار تهران و در تایید یافته هاندا (۱۹۸۹) است. با افزایش طول دوره تخمین از یک به شش سال، مقادیر بتای تخمینی دست‌خوش تغییر می‌گردند. ضریب تعیین الگوهای برازش شده با افزایش فواصل زمانی بازده، همواره رو به تزاید نهاده است. افزایش ضریب تعیین در اثر افزایش فاصله زمانی بازده قبلاً توسط اسمیت (۱۹۷۸) و کوهن (۱۹۸۰) (بریلس فورد و ژوزف، ۱۹۹۷) نیز به تایید رسیده است. تحت هر دو فاصله زمانی محاسبه بازده هفتگی و ماهانه، طولانی‌تر شدن دوره تخمین با کاهش ضریب تعیین الگوی برآوردی همراه گشته است. این امر می‌تواند ناشی از تقویت اثرگذاری عوامل کمّی و کیفی غیر از بازده شاخص بازار در تبیین تغییرات بازده سهام شرکتهای بررسی شده باشد که همگی در عبارتهای خطا مجتمع گردیده‌اند. خطای استاندارد بتای تخمینی در مقام شاخص دقت برآورد بتا، با افزایش فاصله زمانی محاسبه بازده از هفتگی به ماهانه، رو به تزاید می‌نهد. لیکن با فرض ثبات سایر عوامل، نقش داده‌های هفتگی در ارتقا سطح دقت بتای تخمینی بیش از داده‌های ماهانه است. این یافته در تایید نتایج مطالعات هاندا، کوتاری و اسلون (۱۹۸۹) و بریلس‌فورد و ژوزف (۱۹۹۷) بوده و متناقض با عقایدی است که استفاده از فواصل زمانی کوتاه‌مدت برای تخمین بتا را تنها به عنوان عاملی جهت ازدیاد اختلال[1] در محاسبات می‌دانند. قطع‌نظر از فواصل زمانی بازده، افزایش طول دوره تخمین بتا، کاهش خطای استاندارد را موجب می‌گردد. افزایش تعداد

[1]. Noise

مشاهدات به کار رفته در تخمین بتا به واسطه استفاده از فواصل زمانی کوتاه‌تر (هفتگی به جای ماهانه) و طولانی نمودن افق تخمین (از یک سال به شش سال) زمینه کاهش خطای معیار و نهایتاً بهبود دقت بتای تخمینی را فراهم می‌سازد.

در صورت استفاده از داده‌های هفتگی در تخمین بتا، حدود ۸۰ درصد کاهش خطای معیار ناشی از افزایش طول دوره تخمین از یک سال به شش سال، در دوره تخمین دو ساله، ۱۳۸۳-۱۳۸۲، تحقق می‌یابد. در حالی‌که به کارگیری بازده‌های ماهانه باعث می‌گردد افق زمانی دو ساله، حدود ۷۱ درصد حداکثر افت ارزش خطای استاندارد بتای تخمینی طی دوره تخمین شش سال را تسخیر نموده و اضافه شدن داده‌های سال ۱۳۸۱ به دوره زمانی یادشده، منجر به افزایش این رقم به ۹۱/۹۸ درصد می‌گردد. لذا به نظر می‌رسد با وجود آن‌که در صورت استفاده از فواصل زمانی هفتگی، افزایش طول دوره تخمین همواره با کاهش خطای معیار بتا همراه بوده است لیکن روند نزولی کمیت یادشده در افق‌های زمانی بیش از دو سال، چندان قابل ملاحظه نبوده و انتخاب افق زمانی ۱۳۸۳-۱۳۸۲ ضمن فراهم نمودن سطح نسبتاً قابل قبولی از دقت برآورد بتا، مستلزم صرف زمان و هزینه چشمگیری در گردآوری داده نباشد. در مورد مقاطع زمانی ماهانه به نظر می‌رسد دوره تخمین دو تا سه سال منجر به برقراری توازن میان دقت برآورد بتا و هزینه مصروفه گردآوری داده گردد. اما تخمین بتا در دوره‌های پیشنهادی منوط به تایید ثبات بتا در افق‌های فوق است. مطابق نتایج حاصل از آزمون CUSUMQ، می‌توان اذعان داشت که ثبات بتا و فاصله زمانی محاسبه بازده به کار رفته در تخمین آن، همبسته می‌باشند. به نحوی‌که طول افق زمانی ثبات بتا با استفاده از داده‌های هفتگی در مقایسه با مقاطع ماهانه کمتر می‌نماید. این یافته همسو با نتایج مطالعه اودابازی (۲۰۰۳) می‌باشد. میزان بی‌ثباتی بتا در صورت استفاده از داده هفتگی، ضمن برخورداری از روندی همواره صعودی، از ۷۹ درصد در سال ۱۳۸۳ به ۱۰۰ درصد در دوره ۱۳۸۳-۱۳۸۰ و پس از آن می‌رسد. این در حالی است که عدم ثبات بتای تخمینی با استفاده از داده ماهانه نیز با حفظ

سیری فزاینده، با داشتن کمترین مقدار در دوره تخمین یک ساله به میزان ۳۸ درصد، در افق شش سال به ۷۳ درصد می‌رسد. در خصوص دوره تخمین پنج سال، ۱۰۰ درصد بی‌ثباتی بتای تخمینی بر اساس داده‌های هفتگی و ۷۳ درصد عدم ثبات بتا در صورت به کارگیری داده‌های ماهانه محرز گردیده است. بدین ترتیب، به کار گرفتن مقطع زمانی هفتگی صرف‌نظر از متاثر نمودن سطح دقت بتای برآوردی، جهت تخمین بتای شرکتهای مورد بررسی تایید نمی‌گردد. عدم توازن قابل توجه میان دقت آماری و مسئله ثبات بتا در حدی است که به کارگیری داده‌های هفتگی را در تمامی زیر دوره‌های بررسی شده منتفی می‌سازد. همچنین، مطابق نتایج آزمون فرض نسبت موفقیت در جامعه، تخمین بتای شرکتهای بررسی شده با استفاده از داده ماهانه در دوره پنج ساله مردود می‌باشد. در مورد فواصل زمانی ماهانه به نظر می‌رسد با توجه به میزان عدم ثبات بتا در دوره‌های دو و سه ساله (۳۹ و ۵۶ درصد) و محقق شدن ۷۱ و ۹۲ درصد دقت برآورد بتا، تخمین بتا در دوره یادشده نسبتاً قابل قبول باشد. با مقایسه عدم ثبات بتای تخمینی سهام انفرادی در بورس اوراق بهادار ایران و سایر بورسهای بین‌المللی به نظر می‌رسد وضع بی‌ثباتی بتا در بورس اوراق بهادار ایران وخیم‌تر از بازارهای نوظهوری چون بورس استامبول است به طوری‌که اودابازی (۲۰۰۳) در بررسی این بورس، در صورت استفاده از بازده هفتگی، بتای تخمینی در دوره دو ساله و در صورت به کارگیری بازده ماهانه، بتای تخمینی در افق چهار ساله را دارای بیشترین ثبات می‌داند. مردود ساختن تخمین بتا در دوره پنج ساله در این پژوهش مغایر با نتیجه مطالعه بارتولدی و پی‌یر (۲۰۰۳)، چاندرا[1] (۲۰۰۲)، بردفیلد (۲۰۰۳) کیم (۱۹۹۳) است که به کارگیری بازده ماهانه در افق پنج سال را مناسب می‌دانند و در تایید نتایج دیوز، ارهارت و کانکل (۲۰۰۰) می‌باشد.

[1]. Chandra

انجام مطالعات بیشتری در خصوص به کارگیری مدلهای دقیق تر ارزیابی ثبات بتا جهت تعیین دوره تخمین آن منجر به بسط و تعمیق درک و کاربرد این پارامتر مهم برای تحلیل‌گران و تصمیم‌گیری فعالان بازار سرمایه خواهد گردید.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

## منابع


۱. تهرانی، رضا و چیت‌سازان، هستی، ۱۳۸۳، **بررسی روند ریسک سیستماتیک و ثبات بتای شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران**، تحقیقات مالی، شماره ۱۷، سال ششم، ص ۳۷- ۲۷.

۲. جلالی، محمدعلی، ۱۳۷۷، **بررسی حساسیت بتای تخمینی نسبت به انتخاب دوره‌های زمانی بازده**، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

۳. گل‌ارضی، غلامحسین، ۱۳۷۵، **بررسی ثبات ریسک سیستماتیک $(\beta)$ سهام شرکتهای فعال پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران**، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

4. Bartholdy, J. and Pear, P., 2004, **"Estimation of Expected Return: CAPM vs. Fama and French"**, Working paper, No.176, URL:www.cls.dk/caf/wp/wp-176.

5. Bradfield, D., 2003, **"On Estimating the Beta Coefficient"**, Investment Analysts Journal, No.57, p.47-54.

6. Brailsford, Timothy and Josev, Thomas, 1997, **"The Impact of the Return Interval on the Estimation of Systematic Risk"**, Pacific-Basin Finance Journal, Vol.5, p.357-376.

7. Chandra, Prasanna, 2002, **"Investment Analysis and Portfolio Management"**, NEW DEHLI : McGraw Hill.

8. Damodaran, Aswath, **"Estimating Risk Parameters"**,

9. Daves, Phillip R. Ehrhardt, Michael C. and Kunkel, Robert A., 2000, **"Estimating Systematic Risk: The Choice of Return Interval and Estimation Period"**, Journal of Financial and Strategic Decisions, Vol.13, No.1.

10. Handa, Puneet, Kothari, S.P. and Wasley, Charles, 1989, **"The Relation between the Return Interval and Betas"**, Journal of Financial Economics, Vol.23, p.79-100.

11. Jahankhani, Ali, 1994, **"The Stationarity of Estimated Beta of Individual Securities and Portfolio"**, Financial research, Vol.1, No.3, p.123-145.

12. Kim, Dongcheol, 1993, **"The Extent of Nonstationarity of Beta**", Review of Quantitative Finance and Accounting, Vol.3, P.241-254.

13. Kuhlman, Bruce R. and Weinraub, Herbert J., 1994, **"Reducing the Short Term Variability of Small Portfolio Betas"**, Journal of Financial and Strategic Decisions, Vol.7, No.3, p.49-53.

14. Odabaşi, Attila, 2003, **"An Investigation of Beta Instability in the Istanbul Stock Exchange"**, URL:www.cepa.newschool.edu/het/finance.

15. Odabaşi, Attila, 2003, **"Some Estimation Issues on Betas: A Preliminary Investigation on the Istanbul Stock Exchange"**, URL:www.cepa.newschool.edu/het/finance.

16. Smith, Keith V., 1978, **"The Effect of Intervaling on Estimating Parameters of The Capital Asset Pricing Model"**, Journal of Financial And Quantitative Analysis, Vol.13, P.313-332.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی