

پیش‌بینی درآمد در مدل انتخاب سهام جهانی و ایجاد و مدیریت یک پورتفولیوی کارآمد

عزیز‌گرد^۱، زهرا صادقی^۲

^۱ استادیار حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

^۲ دانشجوی کارشناسی ارشد، رشته حسابداری، آموزش محور، دانشگاه پیام نور، واحد ری، ایران

چکیده

مدل‌های انتخاب سهام اغلب از انتظارات تحلیلگران، گشتاور و داده‌های اساسی استفاده می‌کند. برای مدل‌سازی مرکب با استفاده از این منابع داده‌ها برای سهام جهانی در طول دوره ۱۹۹۷-۲۰۱۱ پشتیبانی‌ها و تاییداتی به دست آمد. همچنین شواهدی جهت پشتیبانی استفاده از مدل‌های چندعاملی (سانگارد ای پی تی^۱) و (اکسیما)^۲ برای ساخت پورتفولیو و کنترل ریسک دست یافتیم. پورتفولیوهایی برای ژانویه ۱۹۹۷ تا دسامبر ۲۰۱۱ ایجاد کردیم و به سه نتیجه رسیدیم که از این قرارند: (۱) اطلاعات پیش‌بینی تحلیل‌گران توسط بازار جهانی، از ژانویه ۱۹۹۷ تا دسامبر ۲۰۱۱ تأیید و تحسین شد؛ (۲) پیش‌بینی‌های تحلیلگران را می‌توان با داده‌های پایه مانند درآمدها، ارزش دفتری، جریان نقدی و فروش و همچنین با گشتاور، در مدل انتخاب سهام جهت تشخیص سهام‌هایی که به درستی قیمت گذاری نشده‌اند، ترکیب نمود؛ و (۳) بازده پورتفولیوهای چندعاملی که ریسک آن‌ها کنترل شده است، این امکان را می‌دهد که فرضیه صفر در مورد آزمون اصلاح داده کاوی را رد نماییم. متغیر پیش‌بینی درآمدها مدل ترکیبی ما را از لحاظ تأثیر آن بر انتخاب سهام پر اهمیت تر می‌نماید.

واژه‌های کلیدی: پیش‌بینی درآمدها، I/B/E/S، بهینه‌سازی پورتفولیو، نسبت اطلاعات، مرز کارآمد، بازده فعال.

^۱ SunGard APT

^۲ Axioma

۱- مقدمه

بازده مورد انتظار در مورد دارایی‌ها، یک ورودی کلیدی در فرآیند انتخاب پورتفولیوی میانگین-واریانس است. مدل‌های بازده مورد انتظار را می‌توان با استفاده از داده‌های متغیرهای انتظارات درآمد و گشتاور تخمین زد و داده‌های مالی را گزارش نمود. در این تجزیه و تحلیل، ما یک مدل انتخاب سهام جهانی را با استفاده از این داده‌ها برای دوره ژانویه ۱۹۹۷ تا دسامبر ۲۰۱۱ ایجاد و برآورد نمودیم. اطلاعات مربوط به انتظارات سود در سهام جهانی طی ۱۵ سال گذشته یا بیشتر مورد ارزیابی قرار گرفته‌اند و انتظار داریم که همچنان متغیر اصلی در هدایت سهام جهانی باشد. علی‌رغم بی‌ثباتی اخیر عامل گشتاور، گشتاور هنوز از نظر آماری با بازده سهام دولتی در ارتباط است و به منظور خرید سهام می‌توان از آن به همراه عوامل دیگر برای رتبه بندی سهام استفاده نمود. یک مدل ترکیبی از اطلاعات انتظارات درآمد، ارزش و عوامل گشتاور برای سهام جهانی به منظور شناسایی سهام‌های با ارزش گذاری نادرست، ارزیابی شده است. علاوه بر این، رگرسیون-وزن فاکتورها، ضرایب اطلاعات را نسبت به فاکتورهای دارای وزن برابر افزایش داده است. متغیرهای پیش‌بینی تحلیلگران و گشتاور در مدل ترکیبی مبتنی بر رگرسیون از بازده مورد انتظار غالب هستند. ما پورتفولیو را برای دوره ژانویه ۱۹۹۷ تا دسامبر ۲۰۱۱ ایجاد کردیم و بازده پورتفولیوهایی را شبیه‌سازی کردیم که آن‌ها را با مجموعه‌ای از معیارهای بازده سهام جهانی مقایسه می‌کنیم.

ما با بررسی مراجع در رابطه با مدل‌های انتخاب سهام در بخش ۲ شروع می‌کنیم. در بخش ۳، ما در مورد آزمایش یک مدل ترکیبی انتخاب سهام با استفاده از اطلاعات پیش‌بینی درآمدها بحث می‌کنیم. ما از یک مدل ریسک چندعاملی مبتنی بر (ای پی تی) برای ایجاد پورتفولیوهای کارآمد در بخش ۴ استفاده می‌کنیم. در بخش ۵، آزمون اصلاحات داده کاوی را ارائه و برآورد می‌کنیم. در بخش ۶ ما در مورد ارتباط "عامل همگرایی آلفا" بحث می‌کنیم و ارتباط آن را نشان می‌دهیم. بخش ۷ خلاصه و نتیجه‌گیری ما را ارائه می‌دهد.

۲- بررسی منابع و مراجع مدل‌سازی انتظارات بازده و مدل‌های انتخاب سهام

روش‌های مختلفی برای ارزیابی امنیت و ایجاد بازده مورد انتظار وجود دارد. یکی از این روش‌ها به دنبال انتخاب ورودی‌های مورد انتظار است که از نظر آماری با بازده سهام مرتبط است. ضریب همبستگی میان استراتژی و بازده متعاقب آن به عنوان ضریب اطلاعات خوانده می‌شود (گرینولد و کان، ۱۹۹۹). ورودی بازده‌های مورد انتظار بطور معمول شامل متغیرهایی می‌گردد که ناهنجاری‌ها را نشان می‌دهند، که می‌توان آن‌ها را به عنوان ورودی‌های فرآیند ساخت پورتفولیوها به منظور تولید پورتفولیوهایی که از بازار عملکرد بهتری دارند، مورد استفاده قرار داد. رویکردهای اولیه برای تجزیه و تحلیل امنیتی و انتخاب سهام شامل استفاده از تکنیک‌های ارزیابی می‌شد که از درآمد گزارش شده و سایر اطلاعات مالی استفاده می‌کردند. گراهام، دود و کاتل (۱۹۳۴) توصیه نمودند که سهام براساس نسبت قیمت به درآمد (P/E) خریداری شود. آن‌ها نشان دادند که اگر نسبت قیمت به درآمد یک سهام از ۱.۵ برابر P/E چند بازار بیشتر باشد، آن سهام نباید خریداری شود. گراهام و دود معیارهای P/E را تعیین کردند و این سپس توسط ویلیامز^۱ (۱۹۳۸) مورد بحث قرار گرفت، که مونوگرافی را نوشت که بر تفکر هری مارکوویت در مورد ساخت پورتفولیوها تأثیر گذاشت. جالب توجه است که محققینی به نام‌های گراهام و دود مدل P/E اندک را در اوج رکود بزرگ پیشنهاد نمودند. باسو^۲ (۱۹۷۷) شواهدی را درباره مدل P/E اندک گزارش داد. مراجع اخیر درباره ناهنجاری‌های مالی توسط فاما و فرنچ^۳ (۲۰۰۸) و لوی^۴ (۱۹۹۹) بطور خلاصه بیان گردیده‌اند.

متون گسترده‌ای در رابطه با تأثیر ارزش‌های فردی در مقیاس بازده سهام وجود دارد. ما فراتر از استفاده از یک یا دو نسبت استاندارد ارزش (EP و BP) می‌رویم، و همچنین نسبت پول نقد به قیمت (CP) و / یا نسبت فروش به قیمت (SP) را نیز

¹ Williams

² Basu

³ Fama & French

⁴ Levy

وارد می‌کنیم. مقالات مهم در مورد ترکیب ارزش نسبت برای پیش‌بینی بازده سهام (شامل حداقل CP و / یا SP) شامل مواردی از بلوچ، گرارد، مارکوویتز، تود، و ژو^۱ (۱۹۹۳)، چان، هامائو، و لاکونیشوک^۲ (۱۹۹۱)، گرارد، راجو، و شائو^۳ (۲۰۱۳)، هوجن و بیکر^۴ (۲۰۱۰) و لاکونیشوک، شلايفر و ویشنی^۵ (۱۹۹۴) می‌گردد.

چان و همکاران^۶ (۱۹۹۱) از رگرسیون‌های به ظاهر بی‌ارتباط (SUR) برای مدل‌سازی بازده اضافی CAPM به عنوان توابع متغیرهای اساسی سنتی مانند درآمد، ارزش دفتری و جریان نقدی نسبت به قیمت استفاده نمودند که به عنوان EP، BP و CP عنوان می‌گردند. علاوه بر این، اندازه به عنوان لگاریتم طبیعی سرمایه بازار (LS) اندازه‌گیری گردید. بتاها بصورت همزمان تخمین زده شد و ارتباطات و همبستگی‌های مقطعی از باقی مانده‌ها مورد توجه قرار گرفت. هنگامی که پورتفولیوهای فراکتال با مرتب‌سازی بر روی نسبت EP ساخته شد، بالاترین پورتفولیوی یک‌پنجم EP عملکرد بهتری نسبت به پایین‌ترین پورتفولیوی یک‌پنجم (پنجک) EP دارد، و اثر EP از نظر آماری معنادار نبود. پورتفولیوی ساخته شده و مرتب شده بر اساس بالاترین BP و CP عملکرد بهتری نسبت به پورتفولیوهای مرکب از پایین‌ترین سهام BP و CP دارد. در چندین رگرسیون نویسندگان، متغیرهای اندازه و ثبت در بازار، مثبت و از نظر آماری معنادار بودند. ضریب EP در سطح ۱۰٪ منفی و از نظر آماری معنادار بود. اعمال انطباق سری‌های زمانی مقطع‌های پورتفولیوی فاما و مک‌بت^۷ (۱۹۷۳) در بازار ژاپن ضرایب منفی و از نظر آماری قابل توجه را در مورد ضریب EP و اندازه، اما ضرایب مثبت و از نظر آماری قابل توجه برای متغیرهای BP و CP را نشان داد. چان و همکاران (۱۹۹۱، ص ۱۷۶۰) یافته‌های خود را به شرح زیر خلاصه کرده است: "عملکرد نسبت ثبت به بازار بویژه قابل توجه است؛ این متغیر مهم‌ترین متغیر از چهار متغیر مورد مطالعه است."

بلوچ و همکاران^۸ (۱۹۹۳) مدل‌های انتخاب سهام مبتنی بر اصول را برای سهام ژاپن و ایالات متحده ایجاد نمود. سهام قابل سرمایه‌گذاری جهانی، بخش اول سهام عمومی بورس سهام غیرمالی توکیو از ژانویه ۱۹۷۵ تا دسامبر سال ۱۹۹۰ در ژاپن و ۱۰۰۰ مورد از بزرگترین سهام عمومی بازار مبتنی بر سرمایه از نوامبر ۱۹۷۵ تا دسامبر ۱۹۹۰ در ایالات متحده بود. آن‌ها دریافتند که یک سری پورتفولیوهای کارآمد میانگین-واریانس مارکوویتز (۱۹۵۲، ۱۹۵۹)، با استفاده از مقادیر EP بالاتر در ژاپن عملکرد بهتری نسبت به معیار ارزیابی جهانی دارد، در حالی که متغیرهای BP، CP و SP (فروش به قیمت یا بازده فروش) از معیار جهانی عملکرد بهتری دارند. برای ایالات متحده، پورتفولیوهای بهینه شده با استفاده از متغیرهای BP، CP، SP و EP عملکرد بهتری نسبت به اس‌اند‌پی ۵۰۰ (فهرستی است از ۵۰۰ سهام برتر در بازار بورس سهام نیویورک و نزدیک ایالات متحده داشتند، و حمایت و تاییدی برای مفهوم گراهام و دود برای استفاده از رتبه‌بندی نسبی نسبت‌های بنیادی متمرکز بر ارزش برای انتخاب سهام‌ها را نشان دادند. بلوچ و همکاران (۱۹۹۳) از نسبت‌های نسبی و همچنین مقادیر نسبت جریان استفاده نمودند. نه تنها ممکن است سرمایه‌گذار بخواهد یک سهام P/E اندک خریداری کند، بلکه همچنین ممکن است زمانی مایل به خرید باشد که این نسبت در مقایسه با ارزش تاریخی آن نسبتاً اندک و پایین، و در این صورت، یک P/E کم نسبت به میانگین آن در پنج سال گذشته است. بلوچ و همکاران (۱۹۹۳) معادله (۱) به منظور ارزیابی قدرت تفسیر نسبی هر یک از هشت نسبت ارزش در معادله ارزیابی نمودند:

$$TR = w_0 + w_1EP + w_2BP + w_3CP + w_4SP + w_5REP + w_6RBP + w_7RCP + w_8RSP + e_t. \quad (1)$$

¹ Bloch, Guerard, Markowitz, Todd & Xu

² Chan, Hamao & Lakonishok

³ Guerard, Rachev, & Shao

⁴ Haugen & Baker

⁵ Lakonishok, Shleif & Vishny

⁶ Chan et al.

⁷ Fama & MacBeth

⁸ Bloch et al.

بلوچ و همکاران (۱۹۹۳)، با توجه به نگرانی‌ها در مورد هر دو دگرگونی بیرونی و چند قطبی، ماهیت و اساس نسبی توضیحی و پیش‌بینی شده روش‌های برآورد رگرسیون جایگزین را آزمایش نمودند: OLS، رگرسیون قوی با استفاده از ضریب دوبعدی بیتون و توکی^۱ (۱۹۷۴) برای کاهش تاثیر برون‌ده‌ها، ریشه‌های پنهان برای پرداختن به مسئله همخطی چندگانه (نگاه کنید به گانست، وبستر، و ماسون^۲، ۱۹۶۷) و ریشه‌های پنهان وزن شده، موسوم به WLRR، ترکیبی از ریشه‌های قوی و پنهان است. بلوچ و همکاران (۱۹۹۳) از ضریب رگرسیون برآورد شده برای ساخت پیش‌بینی بازده افق نورد استفاده کرد. بازده پیش‌بینی شده و پیش‌بینی پارامترهای ریسک به عنوان ورودی برای بهینه‌ساز میانگین - واریانس (مارکوویتز، ۱۹۸۷) برای ایجاد پورتفولیوی کارآمد و معنادار در بازارهای مالی در ژاپن و ایالات متحده استفاده شد. بلوچ و همکاران (۱۹۹۳) چندین نتیجه را گزارش دادند. اولاً آن‌ها تکنیک‌های OLS و WLRR را با هم مقایسه می‌کنند و پیش‌بینی‌های بازده مورد انتظار تولید شده توسط هر روش را در یک بهینه‌ساز میانگین - واریانس وارد می‌کنند. پورتفولیوی مدل ترکیبی مبتنی بر WLRR تولید شده از نسبت‌های بالاتر شارپ و میانگین‌های هندسی نسبت به پورتفولیوی مدل ترکیبی مبتنی بر OLS در ژاپن و ایالات متحده بالاتر است. دوماً، بلوچ و همکاران (۱۹۹۳)، میزان پیش‌قدر باقی‌مانده را تعیین نمودند و دریافتند که در دوره مورد آزمایش در ژاپن یا ایالات متحده از نظر آماری معنادار نیست. سوماً، آن‌ها بازنگری پورتفولیوهای دوره‌ای را بررسی کردند و دریافتند که گردش بیشتر و بازده تراز بیشتر منجر به افزایش بازده پورتفولیو برای استراتژی‌های مبتنی بر بودجه می‌شود. در نهایت مارکوویتز و ژو^۳ (۱۹۹۴) یک آزمون برای داده کاوی را توسعه دادند. علاوه بر آزمون فرضیه داده کاوی، آزمون را همچنین می‌توان برای برآورد و ارزیابی تفاوت‌های مورد انتظار میان بهترین مدل آزمون و متوسط سیاست‌های شبیه‌سازی شده استفاده نمود.

لاکونیشوک و همکاران^۴ (۱۹۹۴)، از طریق ارزیابی کامل ارزش در مقابل رشد در ایالات متحده، اشتراک و تقاطع پایگاه‌های کامپوستات^۵ و CRSP برای پورتفولیوی سالانه برای سهام عمومی NYSE و AMEX، از آوریل ۱۹۶۳ تا آوریل ۱۹۹۰، را بررسی نمودند. مقادیر ارزش آن‌ها سه نسبت ارزش فعلی بود: EP، BP و CP. معیار رشد آن‌ها، رشد متوسط سالانه پنج ساله فروش (GS) بود. آنها سه نوع آزمون را انجام دادند: یک رتبه‌بندی یک متغیره در پورتفولیوی یک‌دهم سالانه برای هر یک از چهار متغیر، رتبه‌بندی دو متغیره در CP (ارزش) و GS (رشد، سهم ممتاز)، و در نهایت سازگاری رگرسیون چند متغیره سری زمانی مجموعه رگرسیون مقطعی فاما و مکبت (۱۹۷۳). ضریب رگرسیون یک متغیره برای GS بطور معناداری منفی بود. ضریب EP، BP و CP بطور قابل توجهی مثبت بود. وقتی لاکونیشوک و همکاران یک رگرسیون چند متغیره را با استفاده از هر چهار متغیر انجام دادند، ضرایب مثبت قابل توجهی برای BP و EP (اما نه CP) و ضرایب منفی قابل توجهی برای GS یافتند. لاکونیشوک و همکاران (۱۹۹۴) به این نتیجه رسیدند که خرید ارزش سهام کمتر مورد توجه در طول دوره آوریل ۱۹۶۸ تا آوریل ۱۹۹۰، رشد بیشتر سهام (سهم ممتاز) را در پی داشت، که پیش‌بینی رشد آینده تنها از بواسطه رشد گذشته دشوار بود و این که رشد واقعی سهام ممتاز بسیار پایین‌تر از رشد گذشته، نسبت به رشد سهام ارزش بود و این که استراتژی‌های ارزش‌گذاری بطور قابل توجهی ریسک‌پذیرتر از استراتژی‌های رشد (یا "سهم ممتاز") گذشته نبودند.

بلوچ و همکاران (۱۹۹۳) مقاله خود را در سال ۱۹۹۱ نوشتند. در زمان برآورد اولیه معادله (۱)، موسسه خدمات ارزیابی بین‌المللی (I/B/E/S) تنها چهار سال عمر داشت، و در سال ۱۹۸۷ شروع به کار کرده بود و اطلاعات کافی برای ساخت و آزمایش مدل را نداشت. پایگاه داده بین‌المللی اصلی بطور عمده پیش‌بینی‌های سود (یعنی میانه، میانگین و انحراف معیار) از اوراق بهادار بزرگ (از لحاظ سرمایه) را در بر داشت. پایگاه داخلی داده (I/B/E/S) در سال ۱۹۷۶ ایجاد شد و شامل یک مجموعه معتبر از مراجع در مورد تجزیه و تحلیل پیش‌بینی درآمد، آزمون و ساخت پورتفولیوها بود که از سوی بروس و

¹ Beaton & Tukey

² Gunst, Webster & Mason

³ Markowitz & Xu

⁴ Lakonishok et al.

⁵ Compustat

اپستین^۱ (۱۹۹۴) منتشر گردید. کار بروس و اپستین یک گزارش از عدم اثربخشی پیش‌بینی درآمد بر ایجاد پورتفولیو است که می‌تواند بازده اضافی در دوره ۱۹۷۲-۱۹۷۶ را تولید کند (التون، گرابر، و گالتکین^۲، ۱۹۸۱). با این حال، در همان مطالعه، التون و همکاران^۳ (۱۹۸۱) اثرات تجدید نظر در پیش‌بینی سود بر ایجاد پورتفولیویی که قادر به تولید بازده اضافی باشد را گزارش دادند. کار بروس و اپستین همچنین یک مطالعه هاوکینز، چمبرلین و دانیل^۴ (۱۹۸۴) را چاپ کرد که بازده بسار زیاد سهام داخلی را که بیشترین تجدید نظر و اصلاح درآمد ماهانه در سال‌های ۱۹۷۵ تا ۱۹۸۰ داشتند، گزارش نمودند. ویلر^۵ (۱۹۹۴)، یک استراتژی سهامی منحصر در ایالات متحده را تهیه و آزمایش نمودند که در آن تحلیلگر پیش‌بینی می‌کند که گستره تجدید نظر، که به عنوان تعداد تجدیدنظرهای پیش‌بینی رو به بالا منهای تجدیدنظرهای پیش‌بینی رو به پایین، تقسیم بر تعداد کل تخمین‌ها تعریف می‌گردد، معیاری برای انتخاب سهام بود. ویلر یک میزان بازده از نظر آماری قابل ملاحظه برای استراتژی گستره یافت؛ بنابراین، پیش‌بینی‌های درآمدی برای هر سهم، بازبینی پیش‌بینی درآمد و وسعت پیش‌بینی سود، همه در سال ۱۹۹۴ ثبت شدند. گارد، گالتکین و استون (۱۹۹۷) یک متغیر پیش‌بینی ترکیبی را ایجاد نمودند که شامل پیش‌بینی‌های تحلیلگران، بازنگری در پیش‌بینی‌ها، متغیرهای گستره می‌شد، و آن را تحت عنوان یک متغیر رشد اختصاصی، PRGR نامیدند و گزارش دادند که متغیر درآمد ترکیبی، هنگامی که به عنوان یک متغیر نهم به معادله (۱) اضافه گردید، میانگین وزن نسبی ۳۳٪ را نشان داد. این نتیجه یافته لاکونیشوک و همکاران (۱۹۹۴) را که نشان می‌دهد که بازده پورتفولیوی مرتبه شده دارای ارزش و مولفه‌های رشد چشمگیر است، تکمیل نمود. گارد^۶ (۱۹۹۷) تفوق متغیر بهره‌وری درآمدهای اجماعی (مشابه) که CTEF نامیده می‌شود، نسبت به تجدید نظر تحلیلگران، بازده درآمد پیش‌بینی شده و گستردگی در تولید بازده اضافی را گزارش دادند. گارد و مارک^۷ (۲۰۰۳)، بازبینی‌های تحلیلگران، پیش‌بینی درآمد، گستره، و CTEF را با استفاده از یک مدل ریسک چندعاملی، مدل ریسک بارا یوزتو^۸ مورد آزمایش قرار دادند، نگاه کنید به گرینولد و کان^۹ (۱۹۹۹) و راد و کلزینگ (۱۹۸۲). گارد و مارک (۲۰۰۳)، گزارش دادند که درآمد مورد پیش‌بینی برای هر سهم، بازده اضافی (مجموع بازده فعال) مثبت، اما از نظر آماری ناچیز را در سیستم بارا تولید نمود. انتخاب دارایی برای سهام ایالات متحده در بورس سهام فرانک راسل ۱۹۹۰-۲۰۰۱، با استفاده از درآمد پیش‌بینی شده، منفی بود. به همین ترتیب، گارد و مارک (۲۰۰۳)، گزارش دادند که بازبینی درآمد پیش‌بینی شده، بازده اضافی مثبت، اما از نظر آماری ناچیز را تولید کرد که بطور مثبت (نه از نظر آماری) با بازده درآمد مرتبط است. گستره و CTEF بطور مثبت و بطور آماری با بازده درآمد و سهام کوچکتر از نظر اندازه (یکی دیگر از فاکتورهای مدل ریسک بارا) مرتبط بود، اما یک بازده اضافی از نظر آماری قابل توجه و انتخاب دارایی را تولید نمود. علاوه بر این، CTEF بازده اضافی بیشتر و انتخاب دارایی بهتری را نسبت به بازده درآمد پیش‌بینی شده، بازبینی‌ها یا گستره تولید کرد. واضح است که پیش‌بینی‌های درآمد به بازده سهام ایالات متحده مربوط بود و باید به معادله (۱) اضافه می‌شد. برای خلاصه‌ای عالی از مراجع پیش‌بینی درآمد، خواننده به رامناث، راک و شین^{۱۰} (۲۰۰۸) ارجاع داده می‌شود.

گشتاور (اندازه حرکت) سرمایه‌گذاری در حدود همان زمانی که مطالعات پیش‌بینی درآمد منتشر گردیدند، توسط دانشگاهیان مورد مطالعه قرار گرفت. آرنوت^{۱۱} (۱۹۷۹) و براش و بولز^{۱۲} (۱۹۸۳) نیروی از نظر آماری قابل توجهی را در قدرت نسبی نشان دادند. تجزیه و تحلیل براش و بولز بویژه ارزشمند بود، زیرا گزارش نمود که مدل گشتاور کوتاه مدت ماهانه قیمت، که در زمان

¹ Bruce & Epstein

² Elton, Gruber, & Gultekin

³ Elton et al.

⁴ Hawkins, Chamberlain & Daniel

⁵ Wheeler

⁶ Guerard

⁷ Guerard & Mark

⁸ Barra USE2

⁹ Grinold & Kahn

¹⁰ Ramnath, Rock & Shane

¹¹ Arnott

¹² Brush & Boles

t-1 تقسیم بر قیمت ۱۲ ماه پیش، t-12 گرفته می‌شود، با بازده کل مرتبط است. براش و بولز دریافتند که تنظیمات بتا اندکی قدرت پیش‌بینی در دوره های شش تا دوازده ماه را می‌دهد. متغیر گشتاور (حرکت) قیمت فاما و فرنچ^۱ (۱۹۹۲، ۱۹۹۵ و ۲۰۰۸) از قیمت دو ماه پیش تقسیم بر قیمت ۱۲ ماه پیش استفاده می‌کند و از این رو، از معامله یا اثر معکوس باقی‌مانده شناخته شده اجتناب می‌کند. ما به آن تحت عنوان FFPM اشاره می‌کنیم. مطالعات فاما و فرنچ نشان می‌دهند که ناهنجاری‌های قیمت سهام قابل توجه است، و براش^۲ (۲۰۰۷) و کوراجزیک و سادکا^۳ (۲۰۰۴) نتایج و یافته‌ها را پس از در نظر گرفتن هزینه‌های معاملاتی تایید می‌کنند. لسوند، شیل و ژو^۴ (۲۰۰۴) دریافتند که بازده گشتاور قیمت، از هزینه‌های معامله فراتر نمی‌رود. اکثریت قریب به اتفاق مطالعات نتیجه گرفتند که استفاده از متغیرهای گشتاور سه ماهه، شش ماهه و دوازده ماهه، که اغلب به عنوان متغیرهای گشتاور میان دوره‌ای تعریف می‌شوند، بطور معناداری با بازده اضافی مرتبط هستند. گشتاور به شدت با بازده اضافی در مراجع علمی ارتباط دارد، و باید به معادله اضافه (۱) شود. شواهد بیشتر در مورد ناهنجاری‌ها توسط لوی (۱۹۹۹) ارائه شده است. گرارد و ژو، و گالتکین^۵ (۲۰۱۲) متغیر پیش‌بینی درآمد ترکیبی CTEF گرارد و همکاران (۱۹۹۷) و متغیر FFPM فاما و فرنچ را به معادله اضافه نمودند تا یک مدل انتخاب سهام ۱۰ عاملی را برای بازده مورد انتظار ایالات متحده ایجاد کنند، که آن را مدل USER نامیدند.

$$TR_{t+1} = a_0 + a_1EP_t + a_2BP_t + a_3CP_t + a_4SP_t + a_5REP_t + a_6RBP_t + a_7RCP_t + a_8RSP_t + a_9CTEF_t + a_{10}PM_t + e_t, \quad (2)$$

جایی که:

EP = [درآمد به ازای هر سهم] / [قیمت به ازای هر سهم] = نسبت درآمد-قیمت؛

BP = [ارزش دفتری به ازای هر سهم] / [قیمت به ازای هر سهم] = نسبت دفتر-قیمت؛

CP = [جریان نقدینگی به ازای هر سهم] / [قیمت به ازای هر سهم] = نسبت جریان نقدینگی-قیمت؛

SP = [فروش خالص به ازای هر سهم] / [قیمت به ازای هر سهم] = نسبت فروش - قیمت؛

REP = [نسبت EP فعلی] / [میانگین نسبت EP در طول پنج سال گذشته]؛

RBP = [نسبت جریان BP] / [نسبت متوسط BP در طول پنج سال گذشته]؛

RCP = [نسبت کنونی CP] / [نسبت متوسط CP در طی پنج سال گذشته]؛

RSP = [نسبت SP فعلی] / [نسبت متوسط SP در طی پنج سال گذشته]؛

CTEF = درآمد اجماعی به ازای هر سهم 1/B/E/S پیش‌بینی، بازبینی و گستره؛

PM = گشتاور قیمت؛ و

e = عبارت خطای تصادفی توزیع شده.

¹ Fama & French

² Brush

³ Korajczyk & Sadka

⁴ Lesmond, Schill & Zhou

⁵ Guerard, Xu & Gultekin

جدول ۱- ضرایب اطلاعاتی متغیرهای FSGLER

(ICs)		
Variable	1997-2011 IC (t)	2003-2011 IC (t)
EP	0.037 (6.21)	0.029 (4.75)
FEP	0.040 (6.67)	0.032 (5.85)
CTEF	0.035 (10.42)	0.033 (8.68)
GLER	0.045 (6.98)	0.036 (5.41)

مدل USER، بازده فعال بسیار قابل توجه از نظر آماری و انتخاب‌های سهام را بدست آورد. علاوه بر این، مدل USER همچنین آزمون اصلاحات داده کاوی (DMC) مارکوویتز و ژو^۱ (۱۹۹۴) را انجام داد که نشان می‌دهد که بازده USER از نظر آماری با میانگین تقریباً ۲۱ مدل مورد آزمایش متفاوت است. ما از آزمون DMC را در بخش ۵ استفاده خواهیم کرد. گرارد و همکاران (۲۰۱۳) معادله (۲) را برای تمامی سهام جهانی موجود در پایگاه داده (فکت ست)^۲ در طول ژانویه ۱۹۹۷ تا دسامبر ۲۰۱۱ ارزیابی نمود. آن‌ها به مدل بازده مورد انتظار جهانی به عنوان مدل GLER اشاره داشتند. مدل GLER، بازده‌های فعال و از نظر آماری قابل توجه و انتخاب‌های سهام بهتر نسبت به مدل USER در دوره مشابه را افزایش داد. این بدین معناست که مدل‌های انتخاب سهام جهانی نسبت به مدل‌های انتخاب سهام داخلی عملکرد بهتری داشتند. بدین ترتیب، سرمایه‌گذاران ایالات متحده به منظور به حداکثر رساندن بازده پورتفولیو، باید پرتفولیوهای جهانی را ترجیح دهند.

۳- ساخت پرتفوی APT موثر

ساخت و مدیریت پرتفوی میانگین-واریانس (MV59) می‌تواند به شکل زیر خلاصه شود:

$$\text{minimize } w^T C w - \lambda \mu^T w, \quad (3)$$

جایی که μ بردار بازدهی مورد انتظار، C ماتریس واریانس-کوواریانس، w اوزان پرتفوی و λ پارامتر تریدآف ریسک-بازدهی می‌باشد. تخمین C معمولاً توسط یک مدل چندفاکتوری انجام می‌شود که در آن میزان بازدهی یک سهام مجزا R_j با اوراق بهادار j در زمان t ، با حذف اندیس t برای زمان، ممکن است به شکل زیر نوشته شود:

$$R_j = \sum_{k=1}^K \beta_{jk} \bar{f}_k + \bar{\epsilon}_j. \quad (4)$$

بازدهی غیرفاکتور یا مخصوص دارایی با اوراق بهادار j ، $\bar{\epsilon}_j$ ، ریسک باقیمانده اوراق بهادار بعد از حذف اثرات تخمین زده شده K فاکتور است. عبارت \bar{f}_k نرخ بازدهی روی فاکتور K می‌باشد. مدل فاکتور C را به صورت مجموع کوواریانس ریسک سیستماتیک و واریانس‌های مخصوص مورب ساده می‌سازد،

$$C = \beta C_{f,f} \beta' + \Sigma. \quad (5)$$

بر این اساس، ریسک پرتفوی به ریسک سیستماتیک و ریسک ساده تجزیه شده است:

¹ Markowitz & Xu

² FactSet

$$\begin{aligned}\sigma_p^2 &= w' \beta C_{f,f} \beta' w + w' \Sigma w \\ &= \sigma_{\beta P}^2 + \sigma_{SP}^2.\end{aligned}\quad (6)$$

اگر سرمایه‌گذار ردیابی یک بنچمارک خاص را مدنظر داشته باشد، بهینه‌سازی میانگین-واریانس در معادله ۳ می‌تواند به صورت خطای ردیابی میانگین-واریانس در بهینه‌سازی (MVTaR) مجدداً فرموله شود:

$$\text{minimize } (w - w_b)' C (w - w_b) - \lambda \mu' (w - w_b), \quad (7)$$

جایی که w_b بردار وزن بنچمارک می‌باشد. همچنین می‌توان محدودیت‌های وزندهی فعال معادل (EAW) را اضافه کرد:

$$|w_j - w_{(b)j}| \leq x, \quad \text{for all } j. \quad (8)$$

از MVTaR با محدودیتها (قیود) در معادله ۸ EAWxTaR یاد می‌شود. خطای ردیابی کل می‌تواند به خطای ردیابی سیستماتیک و خطای ردیابی مخصوص تجزیه شود:

$$\begin{aligned}\sigma_{pTE}^2 &= (w - w_b)' \beta C_{f,f} \beta' (w - w_b) \\ &\quad + (w - w_b)' \Sigma (w - w_b) \\ &= \sigma_{\beta PTE}^2 + \sigma_{SPTE}^2.\end{aligned}\quad (9)$$

مدلهای ریسک چندفاکتوری در کارهای کینگ^۱ (۱۹۶۶)، روزنبرگ^۲ (۱۹۷۴)، روس^۳ (۱۹۷۶) و روس و رول^۴ (۱۹۸۰) توسعه داده شدند. انتخابهای مختلف فاکتورها منجر به محصولات مدل ریسک متفاوت می‌شود. مدل ریسک بارا محلی براساس داده‌های بنیادین کمیایی (همانند BP و اندازه، همانطور که در بخش ۲ بحث شد) توسط روزنبرگ^۵ (۱۹۷۴) و روزنبرگ و ماراتی^۶ (۱۹۷۹) توسعه داده شد و به طور جامع توسط گرینولد و کان^۷ (۱۹۹۹) و رود و کلاسینگ^۸ (۱۹۸۲) مورد بحث قرار گرفت. تجزیه و تحلیل اتریبیوشن بارا در این تجزیه و تحلیل به منظور تعیین اهمیت آماری انتخاب سهام مورد استفاده قرار گرفته است. مدل (سانگارد ای پی تی) توسط بلین و بندر، پیرو تئوری رول فاکتور و بیش از ۲۰ فاکتور متعامد براساس داده‌های بازدهی هفتگی سهام ۳/۵ ساله توسعه داده شد. بلین، بندر و گورارد^۹ (۱۹۹۷) و گورارد^{۱۰} (۲۰۱۲) کارایی سیستم‌های (سانگارد ای پی تی) را ساخت و مدیریت پرتفوی نشان دادند.

اجازه دهید تا مدل (سانگارد ای پی تی) را برای ایجاد پرتفویهای ماهانه با استفاده از مدل انتخاب سهام GLER با فرض یک هزینه تراکنش (معامله) مبنای ۱۵۰ نقطه‌ای در هر شیوه و یک حجم معاملاتی (گردش مالی) ۸ درصد برای فریم زمانی ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۱ به کار ببریم. از (مجموعه واقعیت‌های جهانی)^{۱۱} گورارد و همکاران^{۱۲} (۲۰۱۳) که متشکل از سهام‌های پوشش داده شده توسط حداقل دو تحلیلگر می‌باشد، استفاده می‌کنیم. با افزایش لامبدا، بازدهی مورد انتظار پرتفوی افزایش و تعداد اوراق بهادار در پرتفوی کاهش می‌یابد.

افزایش در لامبدا منجر به تولید پرتفوی‌هایی با میانگین‌های هندسی (GM) بالاتر، نسبت‌های شارپ (ShR) بالاتر و نسبت-های اطلاعات (IRS) بالاتر می‌گردد. اگر کسی به دنبال بیشینه‌سازی میانگین هندسی یک پرتفوی مطابق با لاتانی^{۱۳} (۱۹۵۹)

¹ King

² Rosenberg

³ Ross

⁴ Ross & Roll

⁵ Rosenberg

⁶ Rosenberg & Marathe

⁷ Grinold & Kahn

⁸ Rudd, A., & Clasing

⁹ Blin, Bender & Guerard

¹⁰ Guerard

¹¹ global Fact Set universe

¹² Guerard et al.

¹³ Latane

و مارکوویتز^۱ (۱۹۷۶) باشد، سپس باید از لامبدا حداقل برابر با ۲۰۰ استفاده کند. بررسی جدول ۲ نشان می‌دهد که نسبت شارپ با استفاده از لامبدا برابر با ۲۰۰ بیشینه شده است، همانطور که توسط گورارد و همکاران (۲۰۱۳) گزارش شده است. سه مجموعه نتایج در جدول ۲ نشان می‌دهیم که توسط ۱- MV59، ۲- تغییر MVTaR توسط متخصص که به ریسک سیستماتیک APT به صورت سه برابر اهمیت ریسک مخصوص وزن می‌دهد و ۳- EAW2TaR جایی که x در معادله قیود (معادله ۸) برابر با دو تنظیم شده است. متدولوژیهای پرتفوی MV59، MVTaR و EAW2TaR تماما نشان می‌دهند که هرگز نباید از لامبدا کمتر از ۱۰۰ استفاده کرد اگر مدیر دارایی به دنبال بیشینه‌سازی هرگونه معیار اندازه‌گیری پرتفوی باشد. مرزهای کارآمد پرتفویهای MV59، MVTaR و EAW2TaR بازدهیهای اضافی قابل توجه برای هر میزان معین ریسک گزارش می‌کنند. به علاوه، برای مدل بازدهی‌های مورد انتظار GLER، تکنیک بهینه‌سازی MVTaR میانگینهای هندسی بالاتر، نسبتهای شارپ بالاتر و نسبتهای اطلاعات بالاتر نسبت به تکنیکهای MV56 و EAW2TaR ایجاد می‌کند. یک مجموعه بزرگ (ظاهرا نامتناهی) از مرزهای کارایی پرتفوی اجرا می‌کنیم که نسبت ریسک سیستماتیک به ریسک کل را تغییر می‌دهد و پی می‌برد که خطای ردیابی در فرمولاسیون ریسک یک راه حل بهینه برای داده‌های GLER حداقل برای این فریم زمانی خاص می‌باشد. به هر حال، به خوانندگان یادآوری می‌کنیم که یک مجموعه نامتناهی پرتفویها وجود دارد که بروی یا نزدیک مرز کارایی واقع شده است.

جدول ۲- مرز کارایی مدل انتخاب سهام جهانی با تکنیکهای بهینه‌سازی پرتفوی متعدد، ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۱.

APT risk model							
Earnings model or component	Mean-variance methodology	Lambda	Annualized return	Standard deviation	Sharpe ratio	Information ratio	Tracking error
GLER	M59	1000	15.84	24.97	0.590	0.78	13.11
		500	16.34	24.85	0.590	0.82	12.08
		200	16.37	24.38	0.610	0.85	12.68
		100	15.90	24.61	0.580	0.81	12.66
		5	10.11	19.36	0.440	0.51	8.81
Benchmark			5.59		0.240		
GLER	TaR	1000	16.10	21.93	0.660	0.94	11.18
		500	15.91	21.99	0.651	0.90	11.44
		200	16.09	20.95	0.691	0.97	10.83
		100	14.18	21.24	0.591	0.77	11.23
		5	8.51	20.03	0.344	0.33	8.75
GLER	EAWTaR2	1000	14.80	21.96	0.600	0.94	11.07
		500	14.30	21.65	0.590	0.80	10.87
		200	14.15	20.92	0.600	0.85	10.04
		100	13.49	20.82	0.570	0.80	9.84
		5	10.77	20.79	0.440	0.43	12.18

گورارد و همکاران (۲۰۱۳) گزارش کرده‌اند که بازدهی‌های فعال پرتفوی یا بازدهیهای اضافی ۱۰۹۳ نقطه مینا به لحاظ آماری بسیار بالا بودند (با آماره t برابر با ۳/۸۵) و متشکل قیود فاکتور (۷۰۱ نقطه مینا با آماره t ۳/۳۱) و بازدهیهای مخصوص (۳۹۱ نقطه مینا، با آماره t ۲/۰۷) در طول دوره زمانی ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۱ هستند. از تجزیه بازدهیهای اضافی به عنوان «تجزیه و تحلیل اتریبیوشن» یاد می‌شود، گرینولد و همکاران (۱۹۹۹) را ببینید. اغلب مواقع تجزیه و تحلیل اتریبیوشن با استفاده از یک مدل ریسک مبتنی بر داده ایجاد می‌شود. گورارد و همکاران (۲۰۱۳) مدل ریسک بنیادین گسترده جهانی آگزیوما، AX-WW2.1، یا FUND را استفاده کردند که متشکل از حساسیت نرخ تبادل، رشد، اهرم (لوریج)، نقدینگی، مومنتوم میان مدت، مومنتوم کوتاه مدت، اندازه، ارزش و فراریت است. بازدهیهای فاکتور مدل GLER متشکل از مومنتوم میان مدت (۴۷۸ نقطه مینا با آماره t ۶/۹۵)، ارزش (۱۵۷ نقطه مینا با آماره t برابر با ۵/۴۴) و رشد (۷۷ نقطه مینا با آماره t ۵/۲۱) بود. مدل ریسک بنیادین که اغلب به آن رفرنس داده شده و مورد استفاده قرار گرفته است، عبارت است از MSCI Barra GEM3

¹ Markowitz

(مدل ارزش ویژه جهانی)؛ منچرو، موروزوف و شپرد^۱ (۲۰۱۰) و رود و کلاسینگ^۲ (۱۹۸۲) را برای توصیفات تخمین‌های مدل ریسک بارا ببینید. می‌توان یک تعداد نامتناهی پرتفوی ایجاد کرد که بر بازار غلبه کنند، زمانی که یک ورودی بازدهی مورد انتظار به لحاظ آماری قابل توجه وجود داشته باشد و ترجیحا موردی که همبسته با فاکتورهای ریسک نمی‌باشد. ورمالد و ون در مرو^۳ (۲۰۱۲) و شائو، راجیف و مو^۴ (۲۰۱۵) فرمولاسیونهای متناوب بهینه‌سازی می‌باشند که در ایجاد مرزهای کارایی با استفاده از داده‌های پیش‌بینی سود بسیار مفید می‌باشند. در اینجا از ایجاد پرتفویها با یک مدل چند فاکتوری به عنوان یک آزمون سطح ۲ ساخت پرتفوی یاد می‌کنیم.

۴- آزمایش بیشتر تصحیحات داده کاوی

در جهان حقیقی وال استریت، این یک عقل متعارف است تا بازدهی‌های اضافی بک تست شده تاریخچه خود را به نصف برسانید؛ این است که اگر بازدهی اضافی بک تست شده شما (بازدهی میانگین هندسی پرتفوی کمتر از میانگین هندسی پنج‌مارک باشد) ۶ درصد باشد، یا ۶۰۰ نقطه مینا، یک مدیر سرمایه‌گذار و یا مشتری ممکن است انتظار ۳ درصد بازدهی اضافی در آینده را داشته باشد. این کاتاف را چگونه توجیه کنیم؟
مارکوویتز و ژو (۱۹۹۴) سه مدل آماری برای تخمین این کاتاف پیشنهاد کردند، که نزدیک به نصف می‌باشند.
به خصوص، مدل ۲ فرض می‌کند که مدلساز N مدل را برای T دوره آزمایش می‌کند. قرار دهید y_{it} الگوریتم مدلی به اضافه بازدهی برای مدل انتخاب پرتفوی i ام در دوره t با شکل زیر باشد:

$$y_{it} = \mu_i + z_t + \varepsilon_{it}, \quad (10)$$

جایی که μ_i اثر مدل، z_t اثر دوره و ε_{it} انحراف تصادفی می‌باشد. انحراف تصادفی بازدهی ε_{it} دارای میانگین صفر است و با اثر مدل μ_i و دیگر اثرات تصادفی مدل غیرهمبسته می‌باشد. سپس، بهترین تخمین خطی μ_i معین عبارت است از:

$$\hat{\mu}_i = E\mu + \beta (\bar{r}_i - E\mu) \quad (11)$$

$$\beta = \frac{\text{cov}(\bar{r}_i, \mu)}{\text{Var}(\bar{r}_i)}, \quad (12)$$

جایی که β ضریب رگرسیون μ_i به عنوان تابعی از \bar{r}_i ، میانگین نمونه روش i و $E\mu$ عملکرد متوسط مورد انتظار تمام مدلها می‌باشد. در عمل، $E\mu$ به وسیله متوسط گزند نمونه تخمین زده شده است:

$$\bar{r} = \sum_{i=1}^N \bar{r}_i / n. \quad (13)$$

آزمون DMC مارکوویتز-ژو از «دوره هلدات» استفاده نمی‌کند از آنجایی که می‌تواند داده‌های کاوش شده به صورت منظم و مرتب نیز باشد؛ این است که می‌توان دوره‌های تخمین هلدات را برای ایجاد نتیجه مطلوب تغییر داد. مارکوویتز و ژو (۱۹۹۴) استراتژیهای DPOS بولچ و همکاران^۵ (۱۹۹۳) را آزمایش کردند و مقدار β برابر با ۰/۵۹ گزارش کردند که به لحاظ آماری قابل توجه می‌باشد؛ این است که می‌توان انتظار داشت که تقریبا ۵۹ درصد بازدهی‌های اضافی ادامه پیدا کنند. مدل‌های پرتفوی جایگزین با استفاده از فاکتورهای بحث شده در معادله ۲ به صورت فاکتورهای شیب ایجاد شدند. تجزیه و تحلیل متغیر GLER معیار آزمون تصحیحات داده کاوی برای بازار جهانی را انتقال می‌دهد که نشان دهنده این است که متدولوژیهای انتخاب سهام و ساخت پرتفوی بازدهی‌های برتر تولید می‌کنند که نمی‌توانند ناشی از شانس باشند. متغیر GLER دارای

¹ Menchero, Morozov & Shepard

² Rudd & Clasing

³ Wormald & van der Merwe

⁴ Shao, Rachev & Mu

⁵ Bloch et al.

ضریب تصحیحات داده کاوی برابر با ۰/۷۴ است و به لحاظ آماری بسیار قابل توجه می‌باشد، از مقدار F برابر با ۱/۹ برخوردار می‌باشد. بدین ترتیب، می‌توان انتظار ۷۴ درصد بازدهی اضافی در مدل GLER نسبت به بازدهی متوسط برای ادامه را داشت. بسیار مهم‌تر، مدل GLER میانگین هندسی بالاتر نسبت به مدل میانگینی تولید کرده است که می‌توانست برای مدیریت ارزش ویژه پرتفوی در بازار پرتفوی جهانی در طول دوره ژانویه ۱۹۹۷ تا دسامبر ۲۰۱۱ مورد استفاده قرار گیرد. از آزمون تصحیحات داده کاوی مارکوویتز و ژو (۱۹۹۴) به عنوان آزمون سطح ۳ یاد شده است. مدل GLER از هر سه سطح آزمون فرضیه عبور می‌کند: ۱- مدل و مولفه‌های آن به لحاظ آماری دارای ضریبهای اطلاعات قابل توجه هستند؛ ۲- این استراتژی بازدهیهای اضافی بعد از هزینه‌های معاملاتی تولید می‌کند و ۳- این استراتژی یک میانگین هندسی به طور قابل توجه بالا نسبت به مدل متوسطی تولید می‌کند که برای مدیریت دارایی‌ها در جهان مدنظر استفاده شده است.

۵- فاکتور همترازی آلفا: یک کاربرد برای پیش‌بینی سود

چندین متخصص تصمیم گرفتند تا یک تجزیه تحلیل «پس از واقعه» از پرتفویهای میانگین-واریانس انجام دهند که تلاشی برای درک دلایل انحراف عملکردهای گذشته‌نگر از اهداف پیش‌بینی شده است و از تجزیه و تحلیل آنها برای پیشنهاد بهبودها برای ورودیهای بهینه‌سازی میانگین-واریانس استفاده کردند تا به این اختلاف (انحراف) غلبه نمایند. لی و استفک^۱ (۲۰۰۸) و ساکسنا و استوبز^۲ (۲۰۱۲) این را به صورت مسئله همترازی فاکتور (FAP) تعریف می‌کنند که به عنوان یک نتیجه از تعاملات کمپلکس بین فاکتورهای مورد استفاده برای پیش‌بینی بازدهی‌های مورد انتظار، ریسک‌ها و محدودیتها است. در حالیکه پیش‌بینی بازدهی‌های مورد انتظار یک فعالیت آینده‌نگر می‌باشد، پیش‌بینی ریسک متمرکز بر توصیف تغییرپذیری متقابل بازدهی‌ها می‌باشد که اغلب به وسیله استفاده از تاریخچه داده‌ها انجام می‌گردد. مدلسازهای بازدهی مورد انتظار علاقمند به اولین ممان فرآیند بازدهی ارزش ویژه هستند در حالیکه مدلسازهای ریسک متمرکز بر ممانهای دوم می‌باشند. این تفاوتها در اهداف نهایی به طور اجتناب‌ناپذیری، فاکتورهای مختلف برای بازدهی‌ها و ریسکهای مورد انتظار ایجاد می‌کنند. حتی برای فاکتورهای «مشابه»، مدلسازهای ریسک و بازدهی مورد انتظار ممکن است تعاریف متفاوت بنا به دلایل خوب باشند. ساکسنا و استوبز (۲۰۱۲) گزارش کردند که نسبت‌های سود به قیمت (E/P) و ارزش دفتری به قیمت (B/P) مورد استفاده در مدل USER و مدل ریسک آگزیوم، دارای ضرایب عدم همترازی به ترتیب برابر با ۷۲ درصد و ۶۸ درصد هستند. در حالیکه مدل‌های بازدهی مورد انتظار و ریسک مولفه‌های جدایی‌ناپذیر هرگونه استراتژی فعال می‌باشند، یک مولفه سومی نیز وجود دارد، یعنی مجموعه محدودیتها (قیود) که برای ساخت یک پرتفوی استفاده شده است. محدودیتها نقش مهمی در تعیین ترکیب پرتفویهای بهینه بازی می‌کنند. محدودیت‌های وزندهی فعال برابر (EWA) یک نوعی از محدودیت می‌باشند. اغلب استراتژیهای کمی حقیقی دارای محدودیت‌هایی غیر از خصوصیات مطلوب مدل پرتفوی بهینه هستند. برای مثال، مشتری ممکن است برای سرمایه‌گذاری در سهامی‌هایی که از الکل، تنباکو یا فعالیت‌های قماربازی سود می‌برند، بنا به دلایل اخلاقی بی‌میل باشد یا ممکن است حجم معاملاتی پرتفوی آنها محدود سازد بنابراین بار مالیاتی آنها را کاهش می‌دهد. کاربرد ساده‌انگارانه بهینه‌سازیها در معادلات ۳ و ۷ دارای تاثیر ناخواسته بزرگنمایی منابع عدم همترازی است. پرتفوی بهینه شده ریسک سیستماتیک ناشناخته قسمتی از بازدهی مورد انتظار را کمتر از حد تخمین می‌زند که همتراز با مدل ریسک نمی‌باشد. متعاقباً، بار بیش از حدی را به بخشی از بازدهی مورد انتظار اعمال می‌کند که با فاکتورهای ریسک غیرهمبسته می‌باشد. نتایج تجربی در یک بستر آزمایشی از پرتفویهای فعال حقیقی براساس داده‌های مشتری به وضوح نشان می‌دهد که ریسک سیستماتیک ناشناخته مذکور در بالا بخش بسیار مهم ریسک سیستماتیک کل می‌باشد و باید بر این اساس به آن پرداخته شود.

¹ Lee & Stefek

² Saxena & Stubbs

سیواراما کریشنان و استوبز^۱ (۲۰۱۳) ایجاد یک مدل ریسک سفارشی به وسیله ترکیب فاکتورهای مورد استفاده در هر دو مدل‌های بازدهی مورد انتظار و ریسک را پیشنهاد کردند که به مسئله همترازی فاکتور که ناشی از محدودیتها است، نمی‌پردازد. ساکسنا و استوبز (۲۰۱۲) پیشنهاد کردند که ماتریس واریانس-کواریانس ریسک C به وسیله فاکتورهای کمکی اضافی به منظور تکمیل مدل ریسک تقویت شود. مدل ریسک تقویت شده دارای شکل زیر است:

$$C_{new} = C + \sigma_{\alpha}^2 \underline{\alpha} \cdot \underline{\alpha}' + \sigma_{\gamma}^2 \underline{\gamma} \cdot \underline{\gamma}' \quad (14)$$

جایی که $\underline{\alpha}$ فاکتور همترازی آلفا (AAF)، σ_{α} ریسک سیستماتیک تخمین زده شده $\underline{\alpha}$ ، $\underline{\gamma}$ فاکتور کمکی برای محدودیتها (قیود) و σ_{γ} ریسک سیستماتیک تخمین زده شده $\underline{\gamma}$ است. فاکتور همترازی آلفا $\underline{\alpha}$ بخش مورد استفاده مدل بازدهی مورد انتظار یعنی مولفه متعامد غیرهمبسته با فاکتورهای مدل ریسک می‌باشد.

ساکسنا و استوبز (۲۰۱۲) متدولوژی AAF خود را به مدل USER اعمال کردند، با اجرای یک بک‌تست براساس راهکار بالا در دوره زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۹ برای مقادیر خطای ردیابی σ انتخابی از {4%, 5%, ...8%}. برای هر مقدار σ ، بک‌تست‌ها بروی دو ستاپ اجرا شدند که این دو ستاپ از هر جنبه به استثناء یک مورد مشابه بودند، یعنی تنها ستاپ دوم از متدولوژی AAF ($\sigma_{\alpha} = 20\%$) استفاده کرد. مدل ریسک افق متوسط بنیادین آگزیوما (US2AxiomaMH) برای مدل‌سازی محدودیت‌های ریسک فعال استفاده شده است. ساکسنا و استوبز (۲۰۱۲) سریهای زمانی ضرایب عدم همترازی آلفا، آلفای ضمنی و پرتفوی بهینه را مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند و پی بردند که ۴۰ تا ۶۰ درصد آلفا با فاکتورهای ریسک همتراز نیست. مشخصه‌های همترازی آلفای ضمنی بسیار بهتر از مشخصه‌های همترازی آلفا هستند. در میان چیزهای دیگر، این بیان می‌کند که محدودیت‌های استراتژی بالا، خصوصا محدودیت‌های (دارای تنها پوزیشنهای طولانی)،^۲ یک نقش فعال در مهار مسئله عدم همترازی بازی می‌کنند. به علاوه، نه تنها مولفه‌های متعامد هر دو مدل‌های آلفا و آلفای ضمنی دارای ریسک سیستماتیک هستند، بلکه بزرگی ریسک سیستماتیک قابل مقایسه با بزرگی ریسک سیستماتیک همراه با فاکتور ریسک میانه در US2AxiomaMH می‌باشد. ساکسنا و استوبز (۲۰۱۲) ریسک‌های فعال پیش‌بینی شده و محقق شده را برای میزانهای ریسک هدف متعدد نشان دادند و بایاس رو به پایین قابل توجه در پیش‌بینی ریسک در هنگام عدم استفاده از متدولوژی AAF را عنوان کردند. مرز ریسک-بازدهی محقق نشان می‌دهد که نه تنها استفاده از AAF سبب بهبود دقت پیش‌بینی ریسک می‌شود، همچنین سبب حرکت مرز مربوط به گذشته به سمت بالا می‌شود، بنابراین عملکرد گذشته را بهبود می‌بخشد؛ به عبارت دیگر، رویکرد AAF احتمال نادیده گرفته شدن فاکتورهای ریسک سیستماتیک را شناسایی می‌کند و تا بزرگترین گستره که بدون کالیبراسیون مجدد مدل ریسک محتمل که در آخرین ریسک سیستماتیک در فاکتورهای آلفا به طور صریح در نظر گرفته خواهند شد را جبران می‌نماید. در فرآیند انجام چنین چیزی، رویکرد AAF نه تنها دقت پیش‌بینی را بهبود می‌بخشد بلکه همچنین فقدان کارایی در پرتفویهای بهینه را جبران می‌کند.

دیتابیس GLER مبتنی بر (مجموعه حقایق)^۳ را مجددا بررسی می‌کنیم و کارایی فاکتور همترازی آلفا را در دو کاربرد آزمایش می‌کنیم. ابتدا، پرتفویهای GLER را با استفاده از مدل ریسک مبتنی بر آماری گسترده جهانی آگزیوما و مدل ریسک مبتنی بر بنیادین گسترده جهانی را بحث شده در تجزیه و تحلیل اتریبیوشن را ایجاد می‌کنیم. گورارد (۲۰۱۳) مرزهای کارایی موثر با استفاده از هر دو مدل‌های ریسک آگزیوما ایجاد کرد و پی برد که مدل ریسک آگزیوما مبتنی بر آمار، STAT، میانگین‌های هندسی، نسبت‌های شارپ و نسبت‌های اطلاعات بالاتر نسبت به مدل ریسک بنیادین آگزیوما، FUND، ایجاد می‌کند. یک مجموعه بزرگ از بهینه‌سازیهای خطای ردیابی در جدول ۳ با نتایج یکسان گزارش می‌کنیم. بررسی جدول ۳ نشان می‌دهد که میانگین‌های هندسی و نسبت شارپ با افزایش خطاهای ردیابی مورد هدف افزایش می‌یابند؛ به هر حال، نسبت‌های اطلاعات در طیف خطای ردیابی پایین‌تر ۳ تا ۶ درصد با حداقل ۲۰۰ سهام به طور میانگین در پرتفویهای بهینه بالاتر هستند.

¹ Sivaramakrishnan & Stubbs

² long-only

³ FactSet

پی می‌بریم که مدل‌های ریسک مبتنی بر آمار که از مولفه‌های اصلی همانند (سانگارد ای پی تی) و آگزیوما استفاده می‌کنند، منحنی‌های تریدآف بسیار کارآمد و موثر نسبت به مدل‌های ریسک بنیادین با استفاده از متغیرهای ما ایجاد می‌کنند. کاربرد AAF که در وهله اول برابر با ۵۰ درصد انتخاب شده است، در جدول ۳ نشان داده است. پی بردیم که ریسک در خطاهای ردیابی هدف بالاتر به طور قابل توجه کمتر از حد تخمین زده شده است، با AAF که نسبت‌های شارپ بالاتر و نسبت‌های اطلاعات بالاتر در هر دوی آزمون‌های مدل ریسک بنیادین و آماری خصوصاً در طیف ۷ تا ۱۰ درصد خطای ردیابی هدف ایجاد می‌کند.

جدول ۳_ داده‌های جهانی WRDS آگزیوما

GLER model												
Simulation period: Jan. 1999–Dec. 2011												
Transactions costs: 150 basis points each way, respectively												
Return model	Risk model	Tracking error	No AAF		AAF							
			Sharpe ratio	Information ratio	Ann. active return	Ann. active risk	N	Sharpe ratio	Information ratio	Ann. active return	Ann. active risk	N
GLER	STAT	4	0.448	1.247	8.72	6.99	216	0.290	1.159	4.79	4.14	516
		5	0.511	1.119	10.52	8.77	204	0.359	1.230	6.37	5.18	442
		6	0.516	1.089	11.02	10.12	188	0.397	1.145	7.43	6.49	383
		7	0.552	1.074	12.29	11.44	185	0.464	1.179	9.09	7.71	340
	FUND	8	0.605	1.111	14.14	12.73	177	0.532	1.236	10.94	8.86	304
		4	0.286	0.882	4.97	5.63	221	0.230	1.009	3.53	3.50	488
		5	0.320	0.841	5.84	6.94	199	0.269	0.971	4.45	4.59	414
		6	0.356	0.827	6.91	6.91	196	0.306	0.952	5.39	5.66	357
8	7	0.414	0.885	8.45	8.45	188	0.344	0.946	6.36	6.72	318	
	8	0.427	0.845	8.99	8.99	182	0.407	1.012	7.97	7.88	291	

در کاربرد دوم AAF، پرتفویها را با CTEF به عنوان مدل بازدهی مورد انتظار و مدل‌های ریسک آماری گسترده جهانی آگزیوما (STAT) ریسک بنیادین (FUND) تحت شرایط مشابه با شرایط مدل GLER ایجاد می‌کنیم. گزارش می‌کنیم که پرتفویهای ساخته شده با استفاده از مدل STAT غالب بر پرتفویهای ساخته شده با استفاده از مدل FUND هستند،

جدول ۴ را ببینید. روش مدل STAT تعداد اوراق بهادار را در پرتفویهای بهینه به طور قابل توجه افزایش می‌دهد، جدول ۵ را ببینید. متغیرهای CTEF نیازمند سهام‌های بیشتری نسبت به مدل GLER در شبیه‌سازیهای آگزیوما هستند. تعداد اوراق بهادار را به تنها ۷۰ سهام در هر ماه محدود می‌کنیم و یک راه حل بسیار قابل سرمایه‌گذاری به دست می‌آوریم که هنوز مطابق با تریدآف ریسک-بازدهی می‌باشد. با افزایش خطای ردیابی، نسبت‌های شارپ به طور عمومی افزایش می‌یابند. نسبت‌های اطلاعات تمایل به پشتیبانی ایجاد پرتفویها با خطاهای ردیابی پایین‌تر مدل GLER را دارند. می‌توان به یک نتیجه بسیار مهم در جدول ۴ با توجه به محدودین در ارتباط با تعداد سهام اشاره کرد: ریسک فعال پرتفویهای CTEF مقید هلدینگ‌ها کمتر از خطاهای ردیابی مورد هدف می‌باشد. بدین ترتیب، روش AAF نباید استفاده شود. تکنیک ساخت پرتفوی CTEF بهینه از مدل ریسک آماری آگزیوما با محدودیت‌های بروی تعداد هلدینگها استفاده می‌کند. نسبت‌های شارپ نسبت‌های اطلاعات در ارتباط با مدل CTEF در جدول فراتر از نسبت‌های آنها در مدل GLER می‌باشند. کارایی سود

اجماع، CTEF، دارای بازدهی‌های سهام غالب در بازارهای جهانی در طول ۱۲ سال گذشته بوده است. پیش‌بینی سود توجه ویژه‌ای را در بازارهای جهانی به خود جلب کرده است.

جدول ۴_ پیش‌بینی سودهای جهانی.

IBES global universe with at least two analysts Axioma statistical risk model											
Earnings model or component	Risk model	Targeted tracking error	Annualized return	Standard deviation	Active return	Active risk	Sharpe ratio	Information ratio	Number stocks		
CTEF	Fundamental	3	6.02	18.63	4.74	3.21	0.323	1.478	1423		
		4	7.64	19.03	6.36	4.16	0.402	1.578	1647		
		5	7.85	19.77	6.57	4.98	0.397	1.321	1737		
		6	9.78	20.15	8.50	5.78	0.485	1.470	1884		
		7	10.56	20.74	9.28	6.51	0.509	1.426	1978		
		8	11.71	20.64	10.43	6.90	0.567	1.511	2035		
		9	12.45	21.02	11.17	7.21	0.593	1.550	2097		
		10	12.82	20.90	11.55	7.67	0.614	1.504	2108		
		CTEF	Statistical	3	8.75	19.47	7.47	4.60	0.449	1.624	1694
				4	9.85	20.16	8.57	5.62	0.489	1.526	1740
5	11.21			20.79	9.93	6.26	0.539	1.586	1909		
6	13.67			21.04	12.39	6.84	0.650	1.817	1956		
7	14.72			21.36	13.44	7.97	0.689	1.687	2072		
8	14.81			21.22	13.53	8.44	0.698	1.602	2112		
9	16.35			21.30	15.07	8.55	0.768	1.764	2129		
10	16.11			21.05	14.83	8.56	0.765	1.733	2133		
CTEF	Statistical			3	5.69	18.28	4.41	3.39	0.312	1.302	129
				4	7.09	18.55	5.81	4.43	0.382	1.312	73
		5	7.48	18.22	6.20	4.61	0.411	1.343	70		
		6	8.60	18.87	7.32	5.48	0.456	1.335	70		
		7	9.13	19.21	7.85	5.73	0.474	1.370	70		
		8	11.50	19.04	10.22	6.98	0.604	1.464	70		
		9	10.79	19.15	9.51	6.54	0.563	1.454	70		
		10	10.16	19.59	8.88	7.30	0.519	1.216	70		

نتیجه‌گیری

سرمایه‌گذاری براساس انتظارات تحلیلگران، داده‌های بنیادین و متغیرهای مومنتوم یک راهکار سرمایه‌گذاری خوب در طولانی مدت می‌باشد. مدل‌های انتخاب سهام اغلب از مومنتوم، انتظارات (پیش‌بینی‌ها) تحلیلگران و داده‌های بنیادین استفاده می‌کنند. ما به پشتیبانی از مدل‌سازی مرکب با استفاده از این منابع داده و نیز پشتیبانی برای استفاده از مدل‌های چند فاکتوری APT برای ساخت پرتفویها و کنترل مدل پی بردیم. سه سطح آزمون برای انتخاب سهام و ساخت پرتفوی توسعه داده و تخمین زدیم. استفاده از بازدهی‌های پرتفوی با ریسک کنترل شده با چند فاکتور به اجازه می‌دهد تا فرضیه نول (صفر) آزمون تصحیحات داده کاوی را رد کنیم. برخی از خوانندگان ممکن است بپرسند که چرا مولفان تجزیه و تحلیل خود را در سال ۲۰۱۱ خاتمه دادند. مولفان مطالعه خود را تا دسامبر ۲۰۱۳ بروزرسانی کردند و به نتایج مشابه دست یافتند. خوانندگان علاقمند ممکن است درخواست اطلاعات به‌روز شده را از مولف مربوطه داشته باشند. منابع و مراجع متعدد می‌توانند در ساخت پرتفوی جهانی حقیقی به کار گرفته شوند.

مراجع

1. Arnott, R. (1979). Relative strength revisited. *Journal of Portfolio Management*, 5, 19–23.
- Asness, C., Moskowitz, T., & Pedersen, L. (2013). Value and momentum everywhere. *Journal of Finance*, 68, 929–985.
2. Basu, S. (1977). Investment performance of common stocks in relation to their price earnings ratios: a test of market efficiency. *Journal of Finance*, 32, 663–682.
3. Beaton, A. E., & Tukey, J. W. (1974). The fitting of power series, meaning polynomials, illustrated on bank-spectroscopic data. *Technometrics*, 16, 147–185.
4. Beheshti, B. (2015). A note on the integration of the alpha alignment factor and earnings forecasting models in producing more efficient Markowitz frontiers. *International Journal of Forecasting*, 31, 582–584.
5. Berger, A. L., Israel, R., & Moskowitz, T. J. (2009). The case for momentum investing. AQR White Paper.
6. Blin, J. M., Bender, S., & Guerard, J. B., Jr. (1997). Earnings forecasts, revisions and momentum in the estimation of efficient marketneutral Japanese and U.S. portfolios. In A. Chen (Ed.), *Research in finance*, Vol. 15 (pp. 93–114). Greenwich, CT: JAI Press.
7. Bloch, M., Guerard, J. B., Jr., Markowitz, H. M., Todd, P., & Xu, G.-L. (1993). A comparison of some aspects of the U.S. and Japanese equity markets. *Japan and the World Economy*, 5, 3–26.
8. Bruce, B., & Epstein, C. B. (1994). *The handbook of corporate earnings analysis*. Chicago: Probus Publishing Company.
9. Brush, J. S. (2007). A flexible theory of price momentum. *Journal of Investing*, 16, 36–42.
10. Brush, J. S., & Boles, K. E. (1983). The predictive power in relative strength and CAPM. *Journal of Portfolio Management*, 9, 20–23.
11. Chan, L. K. C., Hamao, Y., & Lakonishok, J. (1991). Fundamentals and stock returns in Japan. *Journal of Finance*, 46, 1739–1764.
12. Elton, E. J., Gruber, M. J., & Gultekin, M. (1981). Expectations and share prices. *Management Science*, 27, 975–987.
13. Fama, E. F., & French, K. R. (1992). Cross-sectional variation in expected stock returns. *Journal of Finance*, 47, 427–465.
14. Fama, E. F., & French, K. R. (1995). Size and the book-to-market factors in earnings and returns. *Journal of Finance*, 50, 131–155.
15. Fama, E. F., & French, K. R. (2008). Dissecting anomalies. *Journal of Finance*, 63, 1653–1678.
- Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81, 607–636.
16. Graham, B., Dodd, D., & Cottle, S. (1934). *Security analysis: principles and technique* (1st ed.). New York: McGraw-Hill Book Company.
17. Graham, B., Dodd, D., & Cottle, S. (1962). *Security analysis: principles and technique* (4th ed.). New York: McGraw-Hill Book Company.
18. Grinold, R., & Kahn, R. (1999). *Active portfolio management*. New York: McGraw-Hill/Irwin.
19. Guerard, B., Jr. (2013). *Introduction to financial forecasting in investment analysis*. New York: Springer.

20. Guerard, J. B. (1997). Is there a cost to be socially responsible in investing? *Journal of Forecasting*, 16, 475–490.
21. Guerard, J. B. (2012). Global earnings forecast efficiency. *Research in Finance*, 28, 19–47.
22. Guerard, J. B., Jr., & Mark, A. (2003). The optimization of efficient portfolios. In A. Chen (Ed.), *Research in finance*, Vol. 20.
23. Guerard, J. B., Jr., Gultekin, M., & Stone, B. K. (1997). The role of fundamental data and analysts' earnings breadth, forecasts, and revisions in the creation of efficient portfolios. In A. Chen (Ed.), *Research in finance*, Vol. 15.
24. Guerard, J. B., Jr., Rachev, R. T., & Shao, B. (2013). Efficient global portfolios: big data and investment universes. *IBM Journal of Research and Development*, 57(5), Paper 11.
25. Guerard, J. B., Jr., Xu, G., & Gultekin, M. N. (2012). Investing with momentum: the past, present, and future. *Journal of Investing*, 21, 68–80.
26. Gunst, R. F., Webster, J. T., & Mason, R. L. (1976). A comparison of least squares and latent root regression estimators. *Technometrics*, 18, 75–83.
27. Haugen, R., & Baker, N. (2010). Case closed. In J. B. Guerard (Ed.), *The handbook of portfolio construction: contemporary applications of Markowitz techniques*. New York: Springer.
28. Hawkins, E. H., Chamberlain, S. C., & Daniel, W. E. (1984). Earnings expectations and security prices. *Financial Analysts Journal*, 40(5), 24–38, 74.
29. King, B. F. (1966). Market and industry factors in stock price behavior. *Journal of Business*, 39, 139–191.
30. Korajczyk, R. A., & Sadka, R. (2004). Are momentum profits robust to trading costs? *Journal of Finance*, 59, 1039–1082.
31. Lakonishok, J., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1994). Contrarian investment, extrapolation and risk. *Journal of Finance*, 49, 1541–1578.
32. Latane, H. A. (1959). Criteria for choice among risky ventures. *Journal of Political Economy*, 67, 144–155.
33. Lee, J. H., & Stefek, D. (2008). Do risk factors eat alphas? *Journal of Portfolio Management*, 34(4), 12–25.
34. Lesmond, D. A., Schill, M. J., & Zhou, C. (2004). The illusory nature of trading profits. *Journal of Financial Economics*, 71, 349–380.
35. Levy, H. (1999). *Introduction to investments* (2nd ed.). Cincinnati: SouthWestern College publishing.
36. Malkiel, B. (1996). *A random walk down Wall Street* (6th ed.). New York: W.W. Norton & Company.
37. Markowitz, H. (1987). *Mean-variance analysis in portfolio choice and capital markets*. London: Basil Blackwell.
38. Markowitz, H. M. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance*, 7, 77–91.
39. Markowitz, H. M. (1959). *Portfolio selection: efficient diversification of investment*, Cowles foundation monograph Vol.16. New York: John Wiley & Sons.
40. Markowitz, H. M. (1976). Investment in the long run: new evidence for an old rule. *Journal of Finance*, 31, 1273–1286.
41. Markowitz, H. M., & Xu, G. L. (1994). Data mining corrections. *Journal of Portfolio Management*, 21, 60–69.
42. Menchero, J., Morozov, A., & Shepard, P. (2010). Global equity modeling. In J. B. Guerard (Ed.), *The handbook of portfolio construction: contemporary applications of Markowitz techniques*. New York: Springer.

42. Ramnath, S., Rock, S., & Shane, P. (2008). The financial analyst forecasting literature: a taxonomy with suggestions for further research. *International Journal of Forecasting*, 24, 34–75.
43. Rosenberg, B. (1974). Extra-market components of covariance in security returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 9, 263–274.
44. Rosenberg, B., & Marathe, V. (1979). Tests of capital asset pricing hypotheses. In H. Levy (Ed.), *Research in finance*, Vol. 1.
45. Ross, S. A. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13, 341–360.
46. Ross, S. A., & Roll, R. (1980). An empirical investigation of the arbitrage pricing theory. *Journal of Finance*, 35(2), 1071–1103.
47. Rudd, A., & Clasing, H. K. (1982). *Modern portfolio theory: the principles of investment management*. Homewood, IL: Dow-Jones Irwin.
48. Saxena, A., & Stubbs, R. A. (2012). An empirical case study of factor alignment using the USER model. *Journal of Investing*, 21, 25–44.
49. Shao, B. P., Rachev, S. T., & Mu, Y. (2015). Applied mean ETL optimization using earnings forecasting. *International Journal of Forecasting*, 31, 561–567.
50. Sivaramakrishnan, K., & Stubbs, R. A. (2013). Improving the investment process with a custom risk model: a case study with the GLER model. *Journal of Investing*, 22, 129–147.
51. Wheeler, L. B. (1994). Changes in consensus earnings estimates and their impact on stock returns. In B. Bruce & C. B. Epstein (Eds.), *The handbook of corporate earnings analysis*. Chicago: Probus Publishing Company.
52. Williams, J. B. (1938). *The theory of investment value*. Cambridge: Harvard University Press.
- Wormald, L., & van der Merwe, M. (2012). Constrained optimization for portfolio construction. *Journal of Investing*, 21, 44–59.
53. Xia, H., Min, H., & Deng, S. (2015). Effectiveness of earnings forecasts in efficient global portfolio construction. *International Journal of Forecasting*, 31, 568–574.

Earnings Forecasting in a Global Stock Selection Model and Efficient Portfolio Construction and Management

Aziz Gord¹, Zahra Sadeghi²

1- Assistant Professor of Accounting, Payame Noor University, Tehran, Iran

2- MA Student of Accounting, Payame Noor University, Rey Branch, Iran

Abstract

Stock selection models often use analysts' expectations, momentum, and fundamental data. We find support for composite modeling using these sources of data for global stocks during the period 1997–2011. We also find evidence to support the use of SunGard APT and Axioma multi-factor models for portfolio construction and risk control. Three levels of testing for stock selection and portfolio construction models are developed and estimated. We create portfolios for January 1997–December 2011. We report three conclusions: (1) analysts' forecast information was rewarded by the global market between January 1997 and December 2011; (2) analysts' forecasts can be combined with reported fundamental data, such as earnings, book value, cash flow and sales, and also with momentum, in a stock selection model for identifying mispriced securities; and (3) the portfolio returns of the multi-factor risk-controlled portfolios allow us to reject the null hypothesis for the data mining corrections test. The earnings forecasting variable dominates our composite model in terms of its impact on stock selection.

Keywords: Earnings forecast, I/B/E/S, Portfolio optimization, Information ratio, Effective boundary, Active return.
