تحقیقات اقتصادی (نشریه علمی) / دوره ۵۵، شمارهٔ ۳، پاییز ۹۹/ ص ۶۸۸-۶۵۷

قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر واسطه‌های دولتی و غیردولتی: شواهدی از بازار سرمایه ایران

DOR: 20.1001.1.00398969.1399.55.3.7.2

منیره روان‌بخش[۱]، محمدحسین دهقانی فیروزآبادی[*۲]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه تهران، mo.ravanbakhsh@ut.ac.ir

۲. استادیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، mh.dehghani@ut.ac.ir

نوع مقاله: علمی پژوهشی **تاریخ دریافت:** ۱۳۹۹/۰۲/۱۴ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۹۹/۰۷/۰۶

چکیده

این مقاله نقش متفاوت واسطه‌های مالی دولتی و غیردولتی در قیمت‌گذاری سهام در بازار سرمایه ایران را مورد مطالعه قرار می‌دهد. شرکت‌های سرمایه‌گذاری فعال در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران به‌عنوان نماینده بخش واسطه انتخاب شدند. مدل قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه با استفاده از داده‌های فصلی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای دو گروه واسطه‌های دولتی و غیردولتی برآورد شده است. قیمت برآوردی عامل سرمایه برای بیشتر واسطه‌های غیردولتی و کل این بخش مثبت و معنادار در سطوح ۵ درصد و کمتر بوده است. در سطح اطمینان ۹۵ درصد، یک واحد افزایش در حساسیت بازدهی سهام نسبت به شوک‌های سرمایه کل بخش غیردولتی به‌طور میانگین با ۳/۱۵۶ الی ۳/۱۵۹ درصد افزایش در بازدهی فصلی سهام توأم است. براین‌اساس، شوک‌های سرمایه واسطه‌های غیردولتی باید به‌عنوان یک عامل موثر در قیمت‌گذاری سهام در بازار سرمایه ایران در نظر گرفته شوند. برای واسطه‌های دولتی، قیمت عامل سرمایه هیچ‌یک از شرکت‌های انفرادی و کل این بخش مثبت و معنادار در سطوح ۵ درصد و کمتر برآورد نشده است. بنابراین، شوک‌های سرمایه واسطه‌های دولتی را نمی‌توان به‌عنوان عاملی اثرگذار در قیمت‌گذاری سهام در بازار سرمایه ایران در نظر گرفت.

طبقه‌بندی JEL: G12، G23، C33

واژه‌های کلیدی: قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه، ریسک سرمایه، دولتی و غیردولتی

---

*. نویسنده مسئول، شماره تماس: ۰۲۱۶۱۱۱۸۰۷۳

۱- مقدمه

صنعت واسطه‌گری مالی یکی از صنایع روبه‌رشد در بازار سرمایه کشور است. بخش قابل‌توجهی از ثروت از طریق واسطه‌های مالی مانند بانک‌ها، بیمه‌ها، صندوق‌ها و شرکت‌های سرمایه‌گذاری و دیگر انواع واسطه‌های مالی سرمایه‌گذاری می‌شود. واسطه‌های مالی به نمایندگی از سوی سرمایه‌گذاران انفرادی (مشتریان خود)، به سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار می‌پردازند. این مؤسسات با دسترسی به منابع مالی گسترده و برخورداری از نیروهای متخصص در تحلیل امور مالی، نسبت به سرمایه‌گذاران انفرادی برای سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مختلف مزیت دارند.

با وجود مزیت نسبی و حضور گسترده واسطه‌های مالی در معاملات انواع دارایی، نقش این مؤسسات در قیمت‌گذاری دارایی‌ها کمتر مورد توجه قرار گرفته است. در مدل‌های مرسوم قیمت‌گذاری دارایی، مانند مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[1]، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف[2]، مدل‌های چندعاملی و نسخه‌های تعمیم‌یافته آن‌ها، با این فرض که فعالیت واسطه‌های مالی بازتاب‌دهنده ترجیحات مشتریان آن‌هاست، از نقش واسطه‌ها چشم‌پوشی و به آن‌ها تنها به‌عنوان نوعی پوشش نگریسته می‌شود. در این الگوها، سرمایه‌گذاران - به‌طور معمول خانوارها- به‌عنوان سرمایه‌گذار نهایی در معاملات انواع دارایی در نظر گرفته می‌شوند و تصمیم‌های بهینه‌یابی ایشان مبنای تعیین قیمت دارایی‌ها قرار می‌گیرد. بااین‌حال، همان طور که هه و کریشنامورثی[3] (۲۰۱۲، ۲۰۱۳)، ایدرین، اتیولا و میور[4] (۲۰۱۴) و هه، کلی و منیلا[5] (۲۰۱۷) نشان داده‌اند، ویژگی‌های مفروض برای این سرمایه‌گذاران نوعی، مانند مشارکت در تمام بازارهای دارایی، توانایی اتخاذ استراتژی‌های پیچیده مالی، بهینه کردن مداوم این استراتژی‌ها و عدم مواجهه با هزینه‌های معاملاتی، بیشتر منطبق بر مشخصه‌های واسطه‌های مالی و نه خانوارهای نوعی است. نتایج این مطالعات، حاکی از نقش مؤثر واسطه‌های مالی در تعیین قیمت دارایی‌ها در بازارهای سرمایه است.

مطالعات انجام‌شده در حوزه قیمت‌گذاری دارایی‌ها در ایران، بیشتر مبتنی بر مدل‌های مرسوم قیمت‌گذاری مانند مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مشتقات آن و مدل‌های قیمت‌گذاری چندعاملی است، که در آن نقش واسطه‌های مالی نادیده

1. Capital Asset Pricing Model (CAPM)
2. Consumption Capital Asset Pricing Model (CCAPM)
3. He & Krishnamurthy
4. Adrian, Etula & Muir
5. He, Kelly & Manela

گرفته می‌شود[۱]، درحالی‌که شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌های تجاری، شرکت‌های بیمه و دیگر واسطه‌های مالی فعال در ایران دارای پورتفوهای بزرگ بورسی هستند و تصمیم‌های آن‌ها می‌تواند بر قیمت دارایی‌های بورسی اثرگذار باشد. در این مطالعه، برای نخستین بار با در نظر گرفتن بخش واسطه به‌عنوان سرمایه‌گذار نهایی (به‌جای بخش خانوار)، نقش واسطه‌های مالی در تبیین رابطه میان ریسک و بازده در بازار سرمایه ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد.

یکی از مسائل قابل توجه در مطالعه نقش واسطه‌های مالی در قیمت‌گذاری دارایی‌ها در ایران، وجود تفاوت‌های ساختاری میان بازار سرمایه ایران و سایر کشورها است. در ترکیب سهامداران عمده برخی از واسطه‌های مالی فعال در بازار سرمایه ایران، نهادهای دولتی مانند بانک‌های دولتی، صندوق بازنشستگی کشوری و غیره مشاهده می‌شوند. باتوجه به این موضوع، واسطه‌های مالی را می‌توان از نظر مالکیت به دو گروه دولتی و غیردولتی تقسیم کرد. به‌طور معمول، سهامداران دولتی با انگیزه‌های متفاوت از سهامداران غیردولتی در بازار سرمایه فعالیت می‌کنند. دخالت این سهامداران در نحوه تصمیم‌گیری واسطه‌های دولتی می‌تواند منجر به واکنش متفاوت این گروه در برابر شوک‌های سرمایه نسبت به گروه غیردولتی شود. از سویی برخورداری این گروه از پشتوانه دولتی، حساسیت آن در برابر ریسک را کاهش داده و منجر به تفاوت در ترجیحات واسطه‌های مالی دولتی و غیردولتی می‌گردد. این تفاوت، سبب نوعی ناهمگنی در ارزیابی واسطه‌های دولتی و غیردولتی از ریسک و تصمیم‌های آن‌ها در مورد نگهداری و معامله دارایی‌ها می‌شود.

در مطالعه حاضر برای مواجهه با این مسئله، واسطه‌های مالی برحسب مالکیت سهام به دو گروه دولتی و غیردولتی تفکیک و این موضوع بررسی می‌شود که آیا هریک از این دو گروه نقش سرمایه‌گذار نهایی در بازار سرمایه ایران را ایفا می‌کنند. برای این منظور، با استفاده از شرط مرتبه اول بهینه‌یابی، سرمایه‌گذار نهایی یک مدل قیمت‌گذاری دارایی استخراج می‌شود. این مدل شامل دو عامل ریسک ثروت کل و ریسک شوک‌های سرمایه واسطه‌های مالی است. با برآورد این مدل برای هریک از گروه‌های دولتی و غیردولتی به‌طور جداگانه، به دو پرسش پاسخ داده می‌شود: آیا

---

۱. در حوزه مدل قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه می‌توان به مطالعات مهرآرا، فلاحتی و ظهیری (۱۳۹۲) و رستمیان و جوانبخت (۱۳۹۰)؛ در حوزه مشتقات این مدل به مطالعه محمدزاده، شهیکی تاش و روشن (۱۳۹۴)؛ و در حوزه مدل‌های قیمت‌گذاری چندعاملی به مطالعات بابالویان و مظفری (۱۳۹۵)، صادقی شریف، تالانه و عسکری‌راد (۱۳۹۲) و اسلامی بیدگلی و هنردوست (۱۳۹۱) اشاره کرد.

شوک‌های وارد بر سرمایه واسطه‌های غیردولتی قادر به توضیح تفاوت‌های مقطعی در بازدهی سهام در بازار سرمایه ایران هست؟ آیا شوک‌های وارد بر سرمایه واسطه‌های دولتی قادر به توضیح تفاوت‌های مقطعی در بازدهی سهام در بازار سرمایه ایران هست؟

ساختار مقاله در ادامه بدین شرح است: در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه پژوهش بیان شده است. بخش سوم به روش تحقیق و بخش چهارم به تجزیه و تحلیل داده‌ها اختصاص یافته و مطالعه در بخش پنجم جمع‌بندی شده است.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

ادبیات قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر واسطه یکی از شاخه‌های شناخته‌شده و روبه‌رشد در حوزه قیمت‌گذاری دارایی‌ها است. تمرکز مطالعات اولیه در این شاخه بر بررسی تأثیر رفتار واسطه‌ها بر قیمت تعادلی دارایی‌ها می‌باشد. به‌عنوان مثال، هه و کریشنامورثی (۲۰۱۲)، با طراحی یک مدل تعادل عمومی پویا نشان داده‌اند که تغییر در سطح سرمایه واسطه‌های مالی منجر به تغییر در ظرفیت پذیرش ریسک این بخش و بنابراین تغییر در ارزش نهایی ثروت آن می‌شود. تغییر در ارزش نهایی ثروت بخش واسطه، تصمیم‌های این بخش در مورد خرید و فروش دارایی‌ها و به‌دنبال آن قیمت آن‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. هه و کریشنامورثی (۲۰۱۳)، در مطالعه‌ای دیگر نشان داده‌اند که کاهش سرمایه بخش واسطه تنها زمانی بر قیمت دارایی‌ها و صرف ریسک تأثیر دارد که بخش واسطه در تأمین سرمایه سهامی[1] خود با محدودیت مواجه باشد. در غیر این‌صورت، با کاهش ثروت بخش واسطه صرف ریسک نسبتاً ثابت می‌ماند. مطابق پیشنهاد این مدل، پویایی‌های صرف ریسک را می‌توان به‌کمک معیارهایی از سرمایه بخش واسطه توضیح داد.

در مطالعات اشاره‌شده اثرگذاری رفتار بخش واسطه بر قیمت دارایی‌ها در قالب مدل‌های تعادل عمومی بررسی شده است. برای نخستین‌بار، ایدرین، اتیولا و میور (۲۰۱۴) و پس از آن ایدرین، موانچ و شین (۲۰۱۶) و هه، کلی و منیلا (۲۰۱۷) در قالب مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی چند عاملی به بررسی نقش واسطه‌های مالی در قیمت‌گذاری دارایی‌ها پرداختند. در این مطالعات از رویکرد عامل تنزیل برای استخراج مدل قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه استفاده شده است.

1. Equity capital

به بیان کوکرین (۲۰۰۵) مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی همگی حالت‌های خاصی از رویکرد عامل تنزیل[1] هستند. مطابق ایده اساسی این رویکرد، قیمت هر دارایی برابر با ارزش انتظاری عایدی تنزیل‌شده آن است. در این رویکرد، قیمت‌گذاری دارایی‌ها در دو معادله اصلی خلاصه می‌شود (کوکرین، ۲۰۰۵):

$$p_t = E_t(SDF_{t+1}x_{t+1}) \quad (۱)$$

$$SDF_{t+1} = f\left(\text{پارامترها و داده‌ها}\right) \quad (۲)$$

در این معادلات منظور از p_t قیمت دارایی، E_t عملگر انتظارات، x_{t+1} عایدی دارایی (شامل قیمت و سود تقسیمی) و SDF_{t+1} عامل تنزیل تصادفی[2] است. مطابق رابطه (۱)، با داشتن عامل تنزیل تصادفی مناسب می‌توان قیمت هر دارایی را از طریق تنزیل عایدی انتظاری آن به دست آورد. به بیان کوکرین (۲۰۰۵)، تفاوت در مدل‌های قیمت‌گذاری به تفاوت در تعریف عامل تنزیل تصادفی باز می‌گردد.

در مدل‌های قیمت‌گذاری مبتنی بر مصرف، عامل تنزیل تصادفی به‌صورت تابعی از رشد مصرف تعریف می‌شود. کوکرین (۲۰۰۵)، نشان می‌دهد که در مدل پایه قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف، شرط مرتبه اول بهینه‌یابی برای سرمایه‌گذار نوعی به معادله قیمت‌گذاری زیر می‌انجامد:

$$p_t = E_t\left[\beta\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}x_{t+1}\right] \quad (۳)$$

بنابراین، عامل تنزیل تصادفی در این الگو را می‌توان به‌صورت زیر نوشت (کوکرین، ۲۰۰۵):

$$SDF_{t+1} = \beta\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \quad (۴)$$

همان طور که از رابطه (۴) مشخص است، در این مدل عامل تنزیل تصادفی همان نرخ جانشینی بین دوره‌ای مصرف است. با در نظر گرفتن یک فرم مشخص برای تابع مطلوبیت، مانند فرم توانی یا لگاریتمی، می‌توان نشان داد که عامل تنزیل تصادفی تابعی از رشد مصرف است. در مدل‌های قیمت‌گذاری مبتنی بر مصرف تعمیم‌یافته، عامل تنزیل تصادفی علاوه بر رشد مصرف، تابع برخی متغیرهای دیگر مانند سطح مصرف عادتی افراد، بازدهی ثروت کل، رشد سهم مخارج غیرمسکن خانوار و نقدشوندگی است (گوش، جولیارد و تیلور[3]، ۲۰۱۷).

1. Discount Factor approach
2. Stochastic Discount Factor (SDF)
3. Ghosh, Julliard & Taylor

تفاوت اصلی مدل‌های قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه نسبت به مدل‌های قیمت‌گذاری مبتنی بر مصرف، جایگزینی مطلوبیت نهایی مصرف بخش خانوار با مطلوبیت نهایی مصرف (یا ارزش نهایی ثروت) بخش واسطه است. به بیان دیگر، در ساخت عامل تنزیل تصادفی مبتنی بر واسطه از عامل‌هایی استفاده می‌شود که نماینده‌های خوبی برای رشد ارزش نهایی ثروت بخش واسطه باشند. در این مدل‌ها ریسک هر دارایی برحسب ارتباط آن با ارزش نهایی ثروت بخش واسطه اندازه‌گیری می‌شود. بدین‌ترتیب دارایی‌هایی که جریان عایدی‌شان در یک ارتباط مستقیم و قوی با ثروت بخش واسطه تغییر می‌کنند، به‌عنوان دارایی‌های پرمخاطره شناسایی می‌شوند، زیرا در شرایط نامساعد اقتصادی همزمان با کاهش ثروت بخش واسطه، عایدی این دارایی‌ها کاهش می‌یابد و بخش واسطه از دو جهت دچار زیان می‌شود. پیش‌بینی می‌شود بازدهی چنین دارایی‌هایی، به‌عنوان دارایی‌های ریسکی، در تعادل بیشتر باشد.

باتوجه به توضیحات ذکرشده، یکی از مسائل مهم در مدل‌سازی نظریه قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه، شناسایی متغیری است که به‌خوبی بتواند تغییرات ارزش نهایی ثروت بخش واسطه را نشان دهد. ایدرین، اتیولا و میور (۲۰۱۴)، در مطالعه خود از تغییرات اهرم بخش واسطه برای سنجش رشد ارزش نهایی ثروت این بخش استفاده کرده‌اند. در این مطالعه، اهرم بخش واسطه به‌صورت نسبت کل دارایی‌ها به حقوق صاحبان سهام کارگزاران/معامله‌گران اوراق بهادار تعریف شده است. مطابق استدلال این پژوهشگران، در شرایطی که واسطه‌ها با محدودیت تأمین مالی مواجه شوند، برای تأمین منابع مالی مورد نیاز خود مجبور به فروش دارایی‌ها و کاهش اهرم[1] می‌شوند. از سویی، ارزش نهایی ثروت واسطه‌ها هنگام مواجهه با محدودیت تأمین مالی افزایش می‌یابد، بنابراین، تغییرات اهرم بخش واسطه می‌تواند نشان‌دهنده تغییرات ارزش نهایی ثروت این بخش باشد. نتایج این مطالعه حاکی از توانایی خوب شوک‌های وارده به اهرم واسطه‌های مالی در توضیح بازدهی مقطعی پورتفوهای مختلف سهام و اوراق قرضه است. برونرمیر و پدرسن[2] (۲۰۰۹) نیز بر نقش اهرم بخش واسطه در قیمت‌گذاری دارایی‌ها تأکید کرده‌اند.

ایدرین، موانچ و شین (۲۰۱۶)، به بسط مدل ایدرین، اتیولا و میور (۲۰۱۴) در یک فضای پویا پرداخته و با وارد کردن دو متغیر حقوق صاحبان سهام و اهرم بخش واسطه در یک مدل قیمت‌گذاری دارایی پویا، توانایی این دو متغیر در سنجش ارزش نهایی

1. Deleverage
2. Brunnermeier & Pedersen

ثروت بخش واسطه را مقایسه کرده‌اند. نتایج مطالعه حاکی از برتری متغیر اهرم نسبت به حقوق صاحبان سهام در توضیح بازدهی مقطعی دارایی‌ها است.

هه، کلی و منیلا (۲۰۱۷)، از نسبت سرمایه سهامی معامله‌گران اولیه[۱] و ثروت کل اقتصاد به‌عنوان متغیرهای مناسب برای سنجش مطلوبیت نهایی مصرف (ارزش نهایی ثروت) بخش واسطه استفاده کرده‌اند. منظور از نسبت سرمایه سهامی بخش واسطه، سهم حقوق صاحبان سهام از کل دارایی‌های این بخش است. در این مطالعه، مطلوبیت نهایی مصرف بخش واسطه به‌صورت رابطه (۵) تعریف شده است (هه، کلی و منیلا، ۲۰۱۷):

$$u'(c_t^I) \equiv \Lambda_t \propto e^{-\rho t}(\eta_t W_t)^{-\gamma} \qquad (۵)$$

که در آن c_t^I مصرف بخش واسطه، η_t نسبت سرمایه سهامی بخش واسطه، W_t ثروت کل اقتصاد و ρ و γ ضرایبی مثبت و به‌ترتیب بیانگر نرخ تنزیل زمانی و درجه ریسک‌گریزی بخش واسطه است. مطابق رابطه (۵)، با فرض ثبات سایر شرایط، ثروت کل اقتصاد دارای ارتباط معکوس با ارزش نهایی ثروت بخش واسطه می‌باشد، یعنی در شرایط بد اقتصادی با کاهش ثروت کل اقتصاد، ارزش نهایی ثروت بخش واسطه افزایش می‌یابد. همچنین، ارزش نهایی ثروت بخش واسطه با کاهش نسبت سرمایه سهامی این بخش بالا می‌رود، زیرا کاهش η، به‌معنی افزایش سهم بدهی در برابر سهم حقوق صاحبان سهام (سهم سرمایه سهامی) در ساختار سرمایه شرکت‌های واسطه است. این امر ظرفیت تحمل ریسک شرکت‌های واسطه را کاهش می‌دهد. در چنین شرایطی، ریسک‌گریزی منجر به افزایش ارزش نهایی ثروت واسطه‌ها می‌شود. میزان تأثیر این دو عامل بر مطلوبیت نهایی بخش واسطه به درجه ریسک‌گریزی بخش واسطه بستگی دارد. هرچه ضریب ریسک‌گریزی (γ) بزرگ‌تر باشد، با کاهش ثروت کل اقتصاد یا کاهش نسبت سرمایه سهامی، مطلوبیت نهایی بخش واسطه بیشتر افزایش می‌یابد. هه، کلی و منیلا (۲۰۱۷) نشان داده‌اند که عامل سرمایه سهامی واسطه و ثروت کل اقتصاد به‌خوبی قادر به توضیح تفاوت‌های مقطعی در بازدهی طیف وسیعی از دارایی‌ها، شامل سهام، اوراق قرضه دولتی و شرکتی، شاخص اختیار، ارز، آتی کالاها و سواپ نکول اعتبار هستند.

---

۱. معامله‌گران اولیه (Pmmary deassss) بانک‌ها و موسسات مالی بزرگ (مانند بانک PPMorgan) هستند که با فدرال رزرو در اجرای سیاست‌های پولی همکاری می‌کنند.

مطابق نتایج مطالعات هه، کلی و منیلا (۲۰۱۷)، ایدرین، موانچ و شین (۲۰۱۶) و ایدرین، اتیولا و میور (۲۰۱۴)، مدل قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه نسبت به مدل‌های مرسوم قیمت‌گذاری دارایی از جمله مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، از نظر عرض از مبدأ، پایداری قیمت‌های ریسک و خطای قیمت‌گذاری برتری دارد.

۳- روش‌شناسی پژوهش

۳-۱- تصریح مدل

در این مطالعه به پیروی از هه، کلی و منیلا (۲۰۱۷)، فرض می‌شود مطلوبیت نهایی مصرف یا ارزش نهایی ثروت واسطه‌های دولتی و غیردولتی فعال در ایران از رابطه (۵) تبعیت می‌کنند. با این توضیح که نسبت سرمایه سهامی (η)، درجه ریسک‌گریزی (γ) و عامل تنزیل زمانی (ρ) برای این دو گروه متفاوت است. با استفاده از رابطه (۵) و معادله اصلی قیمت‌گذاری در رویکرد عامل تنزیل (رابطه ۱)، معادله قیمت‌گذاری در حالت زمان-پیوسته به‌صورت رابطه (۶) قابل استخراج خواهد بود[1] (هه، کلی و منیلا، ۲۰۱۷):

$$E_t(dR_{it}) - R_{ft}dt = -E_t\left(dR_{it} \cdot \frac{d\Lambda_t^j}{\Lambda_t^j}\right) \qquad (۶)$$

در این رابطه منظور از dR_{it} *نرخ بازدهی لحظه‌ای دارایی* i، R_{ft} *نرخ بازدهی بدون ریسک و* Λ_t^j *مطلوبیت نهایی* مصرف سرمایه‌گذار/واسطه مالی j در زمان t است، که نرخ رشد آن مطابق کوکرین (۲۰۰۵)، معادل عامل تنزیل تصادفی سرمایه‌گذار است. با داشتن مطلوبیت نهایی مصرف بخش واسطه از رابطه (۵)، می‌توان رابطه (۶) را برای واسطه‌های دولتی ($j = G$) و غیردولتی ($j = N$) به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\begin{aligned} E_t(dR_{it}) - R_{ft}dt &= \gamma_j E_t\left[dR_{it} \cdot \frac{dW_{j,t}}{W_{j,t}}\right] + \gamma_j E_t\left[dR_{it} \cdot \frac{d\eta_{j,t}}{\eta_{j,t}}\right] \\ &= PR_{W_j} . \beta_{i,W_j} dt + PR_{\eta_j} . \beta_{i,\eta_j} dt \end{aligned} \qquad (۷)$$

بتاها در معادله (۷) بیانگر حساسیت مازاد بازدهی دارایی i نسبت به عامل‌های ریسک هستند. درحقیقت، بتاها شاخص‌هایی برای سنجش ریسک مربوط به هر عامل

---

۱. رابطه (۶) از طریق معادله قیمت‌گذاری اویلر نیز قابل استخراج است. شرط مرتبه اول بهینه‌یابی برای سرمایه‌گذاران نهایی الزام می‌کند که این رابطه برای هر دارایی i برقرار باشد. برای اثبات به کوکرین (۲۰۰۵) رجوع شود.

هستند، که از طریق فرمول ضرایب رگرسیون چند متغیره[1] (رابطه ۸) به‌دست می‌آیند. ضریب هر بتا، یعنی PR_{W_j} و PR_{η_j} بیانگر قیمت مربوط به عامل‌های ریسک هستند.

$$\begin{bmatrix}\beta_{i,W_j}\\ \beta_{i,\eta_j}\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}E_t\left(\frac{dW_{j,t}}{W_{j,t}}\right)^2 & E_t\left(\frac{dW_t}{W_t}.\frac{d\eta_t}{\eta_t}\right)\\ E_t\left(\frac{dW_t}{W_t}.\frac{d\eta_t}{\eta_t}\right) & E_t\left(\frac{d\eta_{j,t}}{\eta_{j,t}}\right)^2\end{bmatrix}^{-1}.\begin{bmatrix}E_t\left[dR_{it}.\frac{dW_{j,t}}{W_{j,t}}\right]\\ E_t\left[dR_{it}.\frac{d\eta_{j,t}}{\eta_{j,t}}\right]\end{bmatrix} \qquad (۸)$$

معادله (۷)، در حالت زمان-پیوسته نوشته شده است. فرم زمان-گسسته این معادله که در عمل مورد تخمین قرار می‌گیرد، برای هریک از واسطه‌های دولتی ($j = G$) و غیردولتی ($j = N$)، به‌صورت زیر می‌باشد:

$$E_t[R^e_{it}] = \lambda_j + PR_{W_j}\hat{\beta}_{i,W_j} + PR_{\eta_j}\hat{\beta}_{i,\eta_j} + \upsilon_{i,j}, \quad i = 1, \dots, N, \qquad (۹)$$

در این معادله، $E_t[R^e_{it}] = E_t[R_{it} - R_{ft}]$ متوسط مازاد بازدهی دارایی‌ها نسبت به دارایی بدون ریسک در طول دوره مورد مطالعه و λ_j متوسط خطای قیمت‌گذاری مقطعی یا نرخ بتای صفر برای بخش j است.

معادله (۹)، مدل قیمت‌گذاری دارایی مورداستفاده در این پژوهش است. چنانچه این معادله از ویژگی‌های یک مدل قیمت‌گذاری خوب برخوردار باشد، نشان می‌دهد که عامل ریسک سرمایه واسطه قادر به توضیح تفاوت‌های مقطعی در بازدهی دارایی‌ها در بازار سرمایه ایران است. یک مدل قیمت‌گذاری خوب، مدلی است که عرض از مبدأ آن کوچک و از نظر آماری غیرمعنی‌دار، قیمت‌های ریسک مثبت و از نظر آماری معنی‌دار و خطاهای قیمت‌گذاری نزدیک به صفر باشند[2]. در این شرایط می‌توان ادعا کرد، واسطه‌های مالی نقش سرمایه‌گذار نهایی در بازار بورس را ایفا می‌کنند و رفتار آن‌ها در قیمت‌گذاری دارایی‌ها باید موردتوجه قرار گیرد.

۳-۲- داده‌ها

۳-۲-۱- عامل ریسک سرمایه بخش واسطه (η^{Δ})

منظور از عامل ریسک سرمایه بخش واسطه، $\eta^{\Delta} = \frac{\eta_t - \eta_{t-1}}{\eta_{t-1}}$، نرخ رشد نسبت سرمایه است. نسبت سرمایه (η) به‌صورت نسبت سرمایه به کل دارایی‌ها تعریف می‌شود. برای محاسبه عامل ریسک سرمایه بخش واسطه از اطلاعات ترازنامه‌ای (ارزش دفتری سرمایه و بدهی)، اطلاعات مربوط به سهامداران عمده و قیمت بازاری سهام

1. Multivariate

۲. ایدرین، اتیولا و میور

منتخبی از واسطه‌های مالی استفاده شده است. انتخاب گروهی از واسطه‌های مالی به‌عنوان سرمایه‌گذار نهایی در مدل، گام نخست در محاسبه عامل ریسک سرمایه می‌باشد. در این رساله برای انتخاب واسطه‌های مالی از دو جامعه آماری استفاده شده است. جامعه آماری اول شامل تمامی شرکت‌های سرمایه‌گذاری دولتی پذیرفته‌شده در بازار سرمایه ایران و جامعه آماری دوم شامل همه شرکت‌های سرمایه‌گذاری غیردولتی پذیرفته‌شده در بازار سرمایه ایران است.

تفکیک شرکت‌های سرمایه‌گذاری به دو دسته دولتی و غیردولتی براساس مالکیت سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری آن‌ها انجام شد. مطابق قانون تجارت، شرکت‌های دولتی واحدهای سازمانی هستند که بیش از ۵۰ درصد از سرمایه آن‌ها متعلق به دولت باشد. بر این‌اساس، با مراجعه به فهرست سهامداران عمده شرکت‌های سرمایه‌گذاری در پایان هر فصل، شرکت‌هایی که بیش از ۵۰ درصد سهام آن‌ها در اختیار نهادهای دولتی بوده است در گروه واسطه‌های دولتی و در غیر این صورت در گروه واسطه‌های غیردولتی طبقه‌بندی شده‌اند. فهرست سهامداران عمده شرکت‌های منتخب در طول زمان از پایگاه داده شرکت پردازش اطلاعات مالی مبنا استخراج شده است.

باتوجه به تغییر سهامداران عمده شرکت‌ها در طول زمان، نوع مالکیت آن‌ها نیز می‌تواند تغییر کند. شرکت‌های سرمایه‌گذاری فعال در بازار سرمایه ایران، معمولاً در طول زمان از نوع دولتی به غیردولتی تغییر مالکیت داده‌اند. در این مطالعه قاعده کلی در تفکیک شرکت‌ها به دو دسته دولتی و غیردولتی برای شرکت‌های دارای تغییر مالکیت در طول زمان، مبنا قراردادن آخرین نوع مالکیت شرکت بوده است. به‌عنوان مثال شرکت سرمایه‌گذاری بوعلی از زمان آغاز فعالیت در بورس اوراق بهادار ایران تا انتهای فصل چهارم سال ۱۳۸۹ یک شرکت دولتی و پس از آن غیردولتی بوده است. با هدف استفاده از آخرین داده‌های موجود، شرکت بوعلی در گروه غیردولتی طبقه‌بندی و از داده‌های ۱۳۹۰ف۱ به بعد این شرکت استفاده شده است. بدین ترتیب، تنها شرکت‌هایی در هریک از جامعه‌های آماری اول و دوم وارد شده‌اند که طی دوره زمانی مشخص‌شده تغییر مالکیت نداشته‌اند.

از هر یک از جامعه‌های آماری معرفی‌شده، یک نمونه آماری انتخاب شده است. برای این منظور، شرکت‌هایی که اطلاعات ترازنامه‌ای آن‌ها با تناوب فصلی برای یک دوره حداقل پنج‌ساله منتهی به فصل سوم سال ۱۳۹۷ (حداقل ۲۰ دوره) در پایگاه داده سازمان بورس و اوراق بهادار تهران قابل‌دسترس نبوده و/یا از نظر متغیر قیمت فصلی سهم دارای داده مفقوده بوده‌اند، از جامعه حذف و شرکت‌های باقی‌مانده به‌عنوان اعضای

نمونه انتخاب شده‌اند. بدین‌ترتیب، ۷ شرکت دولتی به‌عنوان نمونه اول و ۱۲ شرکت غیردولتی به‌عنوان نمونه دوم انتخاب شده‌اند. باتوجه‌به اینکه این شرکت‌ها دارای پورتفوهای بزرگ بورسی هستند، به بازارهای مختلف دارایی دسترسی دارند و امکان استقراض در نرخ بهره بدون ریسک برای آن‌ها فراهم است، به‌نظر می‌رسد انتخاب مناسبی برای سرمایه‌گذار نهایی در بازار سرمایه ایران باشند.

برای هریک از شرکت‌های نمونه و گروه‌های متشکل از آن‌ها نرخ رشد نسبت سرمایه (η^{Δ})، مطابق هه، کلی و منیلا (۲۰۱۷) محاسبه شد. برای این منظور، ابتدا در پایان هر فصل نسبت سرمایه (η) برای شرکت، از تقسیم سرمایه به کل دارایی‌ها (جمع سرمایه و بدهی) و برای گروه، از میانگین موزون نسبت سرمایه شرکت‌های عضو گروه به‌دست آمده است. در محاسبه نسبت سرمایه گروه، وزن هر شرکت برابر با نسبت ارزش بازاری دارایی آن شرکت به مجموع ارزش بازاری دارایی کل شرکت‌های گروه در پایان هر فصل محاسبه و سپس، نرخ رشد نسبت سرمایه برای هر شرکت/گروه به‌عنوان عامل ریسک سرمایه آن شرکت/گروه واسطه‌ای در نظر گرفته شده است. ارزش دفتری سرمایه و بدهی واسطه‌های مالی منتخب نیز با مراجعه به ترازنامه‌های میان‌دوره‌ای واسطه‌ها در پایگاه داده سامانه اطلاع‌رسانی ناشران کدال استخراج شده است.

در جدول (۱) واسطه‌های مالی منتخب و برخی اطلاعات مرتبط آمده است. ستون دوره آغاز، نشان می‌دهد باتوجه‌به عواملی مانند تاریخ تأسیس شرکت، تاریخ پذیرش در سازمان بورس و اوراق بهادار تهران، افشای صورت‌های مالی در پایگاه داده بورس و قاعده تعیین مالکیت، اطلاعات موردنیاز هر شرکت از چه فصلی موجود بوده است. وزن هر شرکت دولتی/غیردولتی برابر با میانگین نسبت ارزش بازاری دارایی آن شرکت به مجموع ارزش بازاری دارایی کل شرکت‌های دولتی/غیردولتی منتخب طی دوره زمانی مشترک ۹۲ف۴-۹۷ف۳ می‌باشد. در محاسبه متوسط η نیز از داده‌های همین دوره زمانی استفاده شده است. متوسط نسبت سرمایه برای واسطه‌های دولتی و غیردولتی تقریباً یکسان و برابر با ۸۰ درصد است، بنابراین، ساختار دارایی‌های واسطه‌های دولتی و غیردولتی از نظر سهم بدهی و سرمایه نزدیک به یکدیگر بوده است.

۳-۲-۲- عامل ریسک ثروت کل (W^{Δ})

عامل ریسک ثروت کل به‌صورت تفاضل بازدهی پورتفوی بازار و بازدهی بدون ریسک ($W^{\Delta} = R_M - R_f$) تعریف شده است. در محاسبه این عامل، از نرخ رشد شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان بازدهی پورتفوی بازار (R_M) و حداکثر

نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت بانکی به‌عنوان بازدهی بدون ریسک (R_f) استفاده شده‌اند.

شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و نرخ سود سپرده‌های کوتاه‌مدت بانکی، به‌ترتیب از پایگاه داده بورس اوراق بهادار تهران و آمارهای اقتصادی بانک مرکزی استخراج شدند.

جدول ۱. معرفی واسطه‌های مالی منتخب

نوع	اسم شرکت	نماد	دوره آغاز	وزن	میانگین (٪)
دولتی	سرمایه‌گذاری اعتلاء البرز	اعتلا	۹۲ف۴	۲/۷	۸۵/۶
	سرمایه‌گذاری پردیس	پردیس	۸۴ف۴	۴/۳	۹۱/۷
	سرمایه‌گذاری گروه صنایع بهشهر ایران	وصنا	۸۴ف۴	۸/۸	۷۷/۹
	سرمایه‌گذاری توسعه ملی	وتوسم	۸۴ف۴	۳۲/۸	۷۶/۵
	سرمایه‌گذاری سپه	وسپه	۸۴ف۴	۳۰/۵	۷۹/۴
	گسترش سرمایه‌گذاری ایرانیان	وگستر	۸۹ف۳	۳/۶	۶۷/۵
	سرمایه‌گذاری صندوق بازنشستگی کارکنان	وسکاب	۹۰ف۴	۱۷/۴	۸۴/۴
	متوسط میانگین η برای واسطه‌های دولتی				۸۰/۴
غیردولتی	سرمایه‌گذاری اعتبار ایران	واعتبار	۸۴ف۴	۲/۴	۸۱/۴
	سرمایه‌گذاری بهمن	وبهمن	۸۴ف۴	۸/۵	۸۰/۸
	سرمایه‌گذاری بوعلی	وبوعلی	۹۰ف۱	۴/۰	۸۳/۹
	سرمایه‌گذاری صنعت بیمه	وبیمه	۹۲ف۳	۳/۸	۸۲/۰
	سرمایه‌گذاری تدبیرگران فارس و خوزستان	سدبیر	۹۰ف۴	۰/۵	۸۸/۰
	گروه سرمایه‌گذاری توسعه صنعتی ایران	وتوصا	۸۴ف۴	۷/۶	۶۸/۴
	سرمایه‌گذاری جامی	وجامی	۹۲ف۱	۰/۴	۷۸/۸
	سرمایه‌گذاری خوارزمی	وخارزم	۸۹ف۴	۳۹/۴	۶۹/۴
	سرمایه‌گذاری ساختمان نوین	وثنو	۹۱ف۴	۱/۰	۶۷/۷
	سرمایه‌گذاری ملت	وملت	۸۴ف۴	۱/۸	۷۹/۸
	سرمایه‌گذاری ملی ایران	ونیکی	۸۸ف۴	۳۰/۱	۷۸/۸
	سرمایه‌گذاری وثوق امین	وثوق	۹۱ف۳	۰/۴	۷۷/۴
	متوسط میانگین η برای واسطه‌های غیردولتی				۷۸/۸

منبع: یافته‌های تحقیق

۳-۲-۳- نرخ بازدهی سهام

در این مطالعه، سهام منتخبی از شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران به‌عنوان دارایی‌های مورد آزمون انتخاب شده‌اند. بازدهی سهام این شرکت‌ها مطابق راعی و پویان‌فر (۱۳۹۸) با استفاده از رابطه (۱۰) محاسبه شده است:

$$R_t^i = \frac{(1+a+b)(P_t+D_t)-(P_{t-1}+a(1000))}{P_{t-1}+a(1000)} \qquad (۱۰)$$

در این رابطه، P_t قیمت سهام در پایان دوره t، P_{t-1} قیمت سهام در ابتدای دوره t، D_t سود تقسیمی تخصیصی طی دوره، a درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی و b درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته (سهام جایزه) است. داده‌های مورد نیاز برای محاسبه بازدهی سهام، از پایگاه داده شرکت پردازش اطلاعات مالی مبنا استخراج شده است.

۳-۳- روش تخمین

یکی از روش‌های مرسوم در تخمین معادله (۹) روش قیمت‌گذاری بتا است، که به روش قیمت‌گذاری دومرحله‌ای نیز معروف است[۱]. در این روش، در مرحله نخست بتاها/ریسک‌نماها[۲] برای هر دارایی i، از طریق رگرسیون سری زمانی چندمتغیره (معادله ۱۱) برآورد می‌شوند.

$$R_{it}^e = \alpha + \beta_{iW}W_t^{\Delta} + \beta_{i\eta}\eta_t^{\Delta}, \qquad t = 1, \dots, T, \qquad (۱۱)$$

در این معادله، R_{it}^e بردار مازاد بازدهی دارایی i، W_t^{Δ} عامل ریسک ثروت کل و η_t^{Δ} عامل ریسک سرمایه واسطه است.

در مرحله دوم، میانگین مازاد بازدهی دارایی‌ها بر بتاهای برآوردشده در مرحله اول برازش می‌شود تا ضرایب رگرسیون مقطعی، PR_W و PR_η، که نشان‌دهنده قیمت‌های ریسک هر عامل هستند، استخراج شوند (معادله ۱۲). چنانچه ضریب هر بتا مثبت و به‌طور معناداری مخالف صفر باشد، بدین معنی است که عامل ریسک مربوط به آن بتا توانایی توضیح تفاوت‌های مقطعی در بازدهی دارایی‌ها را دارد.

$$E_t[R_{it}^e] = PR_0 + PR_W\beta_{iW} + PR_\eta\beta_{i\eta}, \qquad i = 1, \dots, N \qquad (۱۲)$$

---

۱. برای آشنایی دقیق‌تر با این روش به شانکن و ژو (۲۰۰۷) مراجعه شود.

2. Risk exposures

همان‌طورکه شانکن و ژو[1] (۲۰۰۷) اشاره کرده‌اند، تخمین معادله (۱۰) به روش قیمت‌گذاری بتا با مشکل خطا در متغیرها[2] همراه است. این مشکل منجر به برآورد نادرست خطای استاندارد ضرایب رگرسیون مقطعی و نامعتبر شدن آزمون‌های استنباط آماری می‌شود. مسئله دیگر در استفاده از این روش، فرض ضمنی مستقل و یکسان بودن توزیع اجزاء اخلال رگرسیون سری زمانی و مستقل بودن آن‌ها از عوامل ریسک است، که معمولاً هنگام استفاده از داده‌های واقعی نقض می‌شود.

کوکرین (۲۰۰۵)، برای برطرف کردن این مشکل‌ها رویکرد ساده‌ای را با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[3] هنسن[4] (۱۹۸۲) پیشنهاد داده است. در روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، پارامترهای مدل از حداقل کردن مجموعه شرط‌های گشتاوری برآورد می‌شوند. در رویکرد پیشنهادی کوکرین (۲۰۰۵)، مجموعه گشتاورهای رگرسیون سری زمانی و مقطعی به‌طور همزمان حداقل می‌شوند. بدین ترتیب، مشکل خطا در متغیرها بروز نمی‌کند. از سویی، با توجه به اینکه در روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی در اجزاء اخلال و متغیرها هنگام تخمین پارامترها لحاظ می‌شود، استفاده از این روش نیازمند اتخاذ فرض خاصی در مورد توزیع متغیرها و اجزاء اخلال نیست.

برای برآورد مدل (۹) به روش کوکرین (۲۰۰۵)، شرط‌های گشتاوری $g(\theta, X)$ -که تابعی از پارامترها θ، و داده‌ها X، هستند- برای هریک از واسطه‌های دولتی و غیردولتی به‌صورت معادله (۱۳) نوشته می‌شود.

$$g(\theta, X) = E\begin{bmatrix} R_{it}^{e} - \alpha - \beta_{iW}W_t^{\Delta} - \beta_{i\eta}\eta_t^{\Delta} \\ \left(R_{it}^{e} - \alpha - \beta_{iW}W_t^{\Delta} - \beta_{i\eta}\eta_t^{\Delta}\right)W_t^{\Delta} \\ \left(R_{it}^{e} - \alpha - \beta_{iW}W_t^{\Delta} - \beta_{i\eta}\eta_t^{\Delta}\right)\eta_t^{\Delta} \\ E_t[R_{it}^{e}] - PR_{\circ} - PR_W\beta_{iW} - PR_{\eta}\beta_{i\eta} \end{bmatrix}, \quad (۱۳)$$

تعداد شرط‌های گشتاوری در معادله (۱۳) بیش از تعداد پارامترهای قابل‌تخمین است[5]، که به‌معنای بیش‌ازحد مشخص بودن مدل است. برای تبدیل مدل به حالت دقیقاً

1. Shanken & Zhou
2. Error in Variables Problem (EIV Problem)
3. Generalized Method of Moments (GMM)
4. Hansen
۵. تعداد شرط‌های گشتاوری برابر با $N \times (K + 2)$ و تعداد پارامترها برابر با $N \times (1 + K) + K$ است. N تعداد دارایی‌های مورد آزمون و K تعداد عامل‌های ریسک است.

مشخص، مطابق کوکرین (۲۰۰۵)، ماتریس گشتاوری (معادله ۱۳) در یک مـاتریس وزن a (معادله ۱۴)، ضرب و این حاصلضرب حداقل می‌شود.

$$a = \begin{bmatrix} I_{N(1+K)} & 0 \\ 0 & \gamma' \end{bmatrix}, \qquad (۱۴)$$

برای محاسبه ماتریس وزن a، γ' برابر با $\beta'\Sigma^{-1}$ قرار داده می‌شود. Σ، ماتریس واریانس-کواریانس اجزای خطا در رگرسیون سری زمانی (معادله ۱۱) است. بدین ترتیب، پارامترهای رگرسیون مقطعی برابر با روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته[1] برآورد خواهند شد[2].

۴- تجزیه و تحلیل داده‌ها

آنچه در ادبیات قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه متداول است، در نظر گرفتن گروهی از واسطه‌های مالی در قالب یک کل، به‌عنوان سرمایه‌گذار نهایی است. در این مطالعه علاوه بر رفتار گروهی واسطه‌ها رفتار تک‌تک واسطه‌ها به‌طور انفرادی نیز بررسی شده است.

برای این منظور از یک فرایند دومرحله‌ای استفاده شده است. در مرحله اول، در یک دوره زمانی مشترک (طولانی‌ترین دوره‌ای که طی آن تمامی شرکت‌های سرمایه‌گذاری منتخب دارای داده باشند: دوره ۹۳ف۱-۹۷ف۳ یا در این مطالعه، دوره کوتاه‌مدت) معادله (۹) با استفاده از عامل ریسک سرمایه (η^{Δ}) تک‌تک واسطه‌های منتخب برآورد و سپس بر اساس نتایج حاصل، گروه‌هایی متشکل از شرکت‌های سرمایه‌گذاری مختلف و انتخاب و معادله (۹) با استفاده از η^{Δ} این گروه‌ها در دوره مشترک کوتاه‌مدت برآورد شده است. در مرحله دوم به‌منظور استفاده از حداکثر داده‌های موجود برای شرکت/گروه‌های منتخب، مدل در دوره زمانی طولانی‌تری (بلندمدت) برآورد می‌شود. برای این دوره با هدف بررسی تعداد بیشتری از شرکت/گروه‌ها، یک بازه از ۸۹ف۱ الی ۹۰ف۱ به‌عنوان آغاز دوره در نظر گرفته شد و نقطه پایان این دوره ۹۷ف۳ است. به‌دلیل عدم دسترسی به اطلاعات ترازنامه‌ای تمام شرکت‌های نمونه در بلندمدت، تعداد شرکت‌ها و به بیان آن تعداد گروه‌های قابل بررسی

1. Generalized Least Square (GLS)

۲. برای توضیحات بیشتر به شانکن (۱۹۸۵) رجوع کنید.

در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت کمتر است. همچنین، با تغییر دوره زمانی تعداد سهام قابل‌بررسی نیز تغییر می‌کند (معمولاً با افزایش دوره زمانی، تعداد سهم‌های قابل‌بررسی کاهش می‌یابد)، بنابراین، در هر دوره زمانی سهام شرکت‌هایی انتخاب شده است که از ابتدا تا انتهای آن دوره در بازار فعال بوده و محاسبه بازدهی فصلی آن‌ها امکان‌پذیر بوده باشد.

۴-۱- مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر واسطه در کوتاه‌مدت

در جدول (۲) آمار توصیفی متغیرهای استفاده‌شده در تخمین معادله (۹) در کوتاه‌مدت ارائه شده است. همان طور که مشخص است، میانگین بازدهی فصلی سهم‌های منتخب طی دوره کوتاه‌مدت، مثبت و برابر با ۶/۸ درصد بوده است. هم‌چنین، مثبت بودن میانه بازدهی سهام حاکی از غلبه جریان افزایش عایدی سهم‌های منتخب نسبت به کاهش عایدی آن‌ها می‌باشد. علامت منفی میانگین و میانه برای عامل ثروت کل، نشان‌دهنده بزرگ‌تر و بیشتر بودن شوک‌های منفی متغیر ثروت کل در مقایسه با شوک‌های مثبت این متغیر طی دوره کوتاه‌مدت است. منفی بودن ضریب چولگی برای این متغیر نیز حاکی از تمرکز شوک‌های ثروت کل حول‌وحوش ارقام بالاتر از میانگین برای این متغیر است.

مطابق جدول (۲) در بخش دولتی، نماد پردیس با قدرمطلق میانگین ۰/۴ و نماد وگستر با قدرمطلق میانگین ۴/۴ به‌ترتیب کمترین و بیشترین میزان شوک در نسبت سرمایه (η^{Δ}) خود را تجربه کرده‌اند. این دو نماد از نظر پراکندگی شوک‌های سرمایه نیز، به‌ترتیب دارای کمترین و بیشترین انحراف معیار در بخش دولتی بوده‌اند. در بخش غیردولتی، نمادهای وبوعلی و وثوق به‌ترتیب با قدرمطلق میانگین ۰/۰ و ۲/۶، کمترین و بیشترین تغییر در نسبت سرمایه را تجربه کرده‌اند. از نظر پراکندگی شوک‌های وارده، نماد وملت کمترین و نماد واعتبار بیشترین انحراف معیار را داشته‌اند.

جدول ۲. آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش در کوتاه‌مدت

متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	کمینه	بیشینه
بازدهی سهام (٪)	۶/۸	۰/۲	۳۱/۲	۴/۱	۳۸/۱	-۶۷/۳	۶۰۰/۰
W^{Δ} (٪)	-۱/۳	-۴/۷	۱۴/۰	۲/۱	۴/۷	-۱۵/۷	۴۱/۶
η^{Δ} دولتی (٪):							
اعتلا	۰/۸	۳/۷	۱۵/۹	-۲۶/۵	-۵۲/۲	-۳۰/۹	۲۶/۹
پردیس	۰/۴	۱/۸	۷/۶	-۳۳/۸	-۳۴/۰	-۱۳/۷	۱۲/۵
وصنا	۱/۵	۱/۵	۹/۰	۱۹/۹	۱۹۹/۴	-۱۹/۰	۲۳/۹
وتوسم	۲/۴	۴/۳	۱۵/۵	-۶۰/۶	۷۰/۷	-۳۱/۵	۳۱/۲
وسپه	۱/۸	۲/۶	۱۳/۰	-۲۶/۱	۱۰۷/۷	-۲۴/۸	۳۰/۷
وگستر	۴/۴	-۰/۵	۲۶/۲	۳۱۸/۵	۱۰۹۹/۷	-۱۵/۳	۱۰۰/۶
وسکاب	۰/۸	۰/۳	۸/۲	۳۴/۱	-۱۱/۱	-۱۳/۱	۱۷/۳
کل دولتی	۱/۲	۴/۳	۸/۷	-۸۸/۸	۶۶/۱	-۱۸/۹	۱۶/۵
η^{Δ} غیردولتی (٪):							
واعتبار	۱/۶	۱/۰	۲۲/۰	۱۴۱/۱	۴۷۸/۰	-۳۹/۷	۶۹/۸
وبهمن	۰/۷	۰/۸	۵/۷	۱۹/۱	۲۳/۵	-۹/۹	۱۲/۸
وبوعلی	۰/۰	-۰/۳	۱۲/۲	۱۲۰/۸	۲۲۹/۶	-۱۶/۸	۳۴/۲
وبیمه	۲/۴	-۱/۶	۱۵/۳	۱۲۸/۱	۱۳۵/۲	-۱۷/۵	۴۱/۰
سدبیر	۰/۶	-۱/۷	۷/۳	۶۸/۷	۵/۵	-۱۰/۱	۱۷/۱
وتوصا	-۲/۰	-۰/۱	۱۶/۶	-۴۹/۸	۴۷/۱	-۳۹/۱	۲۸/۷
وجامی	۲/۴	۱/۱	۶/۵	۷۱/۷	۴۲/۴	-۷/۲	۱۷/۷
وخارزم	-۲/۰	-۳/۶	۸/۰	۸۴/۴	۱۲۵/۶	-۱۶/۷	۱۶/۵
وثنو	-۰/۴	-۰/۲	۷/۷	۳۹/۵	۲۴/۳	-۱۳/۹	۱۶/۱
وملت	-۰/۳	-۱/۱	۴/۱	۱۳۳/۲	۳۶۸/۷	-۷/۳	۱۲/۱
ونیکی	-۰/۴	-۰/۴	۶/۱	-۱۰/۸	۱۴۶/۱	-۱۴/۹	۱۳/۷
وثوق	۲/۶	۰/۱	۲۰/۲	۱۴۹/۰	۳۱۳/۶	-۲۱/۹	۶۱/۴
کل غیردولتی	-۱/۱	-۲/۱	۵/۷	۱۲۶/۶	۳۱۴/۳	-۹/۷	۱۵/۵

توضیح: متغیرهای بازدهی سهام، شوک ثروت کل (W^{Δ}) و شوک سرمایه (η^{Δ}) برحسب درصد هستند. تعداد مشاهدات متغیر بازدهی سهام، برحسب فصل-سهم و برابر با ۶۸۲۱ مشاهده (۳۵۹ سهم طی ۱۹ فصل: ۹۳ف۱-۹۷ف۳) و تعداد مشاهدات سایر متغیرها برابر با تعداد دوره‌ها در کوتاه‌مدت (۱۹ مشاهده) است. آماره‌های محاسبه شده برای کل دولتی و کل غیردولتی به‌ترتیب با استفاده از η^{Δ} گروه شامل کل شرکت‌های دولتی و گروه شامل کل شرکت‌های غیردولتی در دوره کوتاه‌مدت محاسبه شده است.

منبع: یافته‌های تحقیق

مقایسه میانگین شوک‌های سرمایه (η^{Δ}) برای شرکت‌های انفرادی دولتی و غیردولتی در جدول (۲) نشان می‌دهد بخش دولتی به‌طور میانگین با شوک‌های مثبت در نسبت سرمایه و بخش غیردولتی هم با شوک‌های مثبت و هم با شوک‌های منفی مواجه بوده است. با این‌حال، میانگین شوک‌های سرمایه برای کل بخش دولتی، مثبت و برای کل بخش غیردولتی منفی بوده است. قدرمطلق اندازه شوک‌ها نیز در دو بخش دولتی و غیردولتی تقریباً یکسان بوده است. مثبت بودن میانه عامل سرمایه برای کل بخش دولتی در مقایسه با منفی بودن آن برای کل بخش غیردولتی نشان می‌دهد. صرف‌نظر از اندازه شوک‌ها بخش دولتی با تعداد شوک‌های مثبت بیشتری در مقایسه با بخش غیردولتی مواجه شده است.

در جدول (۳) نتایج برآورد معادله (۹) برای واسطه‌های دولتی و غیردولتی انفرادی در دوره ۹۳ف۱-۹۷ف۳ با استفاده از بازدهی ۳۵۹ سهم ارائه شده است. همان‌طورکه مشخص است، قیمت بتای عامل سرمایه هیچ‌یک از شرکت‌های دولتی معنادار نیست. بنابراین، شوک‌های سرمایه واسطه‌های دولتی تأثیری بر قیمت سهام در بازار سرمایه ایران ندارد و رفتار این شرکت‌ها منطبق بر مدل قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه نیست.

از میان شرکت‌های غیردولتی، قیمت ریسک عامل سرمایه سه شرکت وبهمن، وثنو و ونیکی، مثبت و در سطح ۱ درصد معنادار بوده‌اند، بدین معنی که در ۹۹ درصد از نمونه‌گیری‌های تکراری، به‌ترتیب در فاصله‌های (۱/۵۹۷-۱/۵۹۵)، (۲/۶۶۱-۲/۶۵۸) و (۳/۶۵۳-۳/۶۴۹) درصد قرار داشته‌اند. هم‌چنین، قیمت ریسک عامل سرمایه شرکت‌های وتوصا و وملت مثبت و معنادار در سطح ۵ درصد و قیمت ریسک عامل سرمایه شرکت وخارزم مثبت و معنادار در سطح ۱۰ درصد است. بنابراین، عامل ریسک سرمایه این شرکت‌ها قادر به توضیح تفاوت‌های مقطعی در بازدهی سهام در بازار سرمایه ایران است. عامل ریسک سرمایه این شرکت‌ها از ۱/۱۶ درصد (فاصله ۱/۱۶۱-۱/۱۵۹ درصد با اطمینان ۹۵ درصد) برای شرکت وملت تا ۷/۶۲ درصد (فاصله ۷/۶۱۹-۷/۶۱۱ درصد با اطمینان ۹۵ درصد) برای شرکت وتوصا قیمت‌گذاری شده است. اندازه قیمت ریسک برای هر شرکت نشان می‌دهد یک واحد تغییر در حساسیت سهم‌ها نسبت به شوک سرمایه آن شرکت، به‌طور میانگین با چه میزان اختلاف در بازدهی سهم همراه است. به‌عنوان‌مثال، در ۹۵ درصد از نمونه‌گیری‌های تکراری یک واحد افزایش در حساسیت بازدهی سهم نوعی i نسبت به شوک سرمایه شرکت وملت، با افزایش بازدهی فصلی آن سهم به میزان ۱/۱۵۹ الی ۱/۱۶۱ درصد همراه بوده است (با فرض ثبات سایر شرایط).

بیشتر بودن قیمت عامل سرمایه یک واسطه نسبت به واسطه دیگر نشان می‌دهد، تغییر در حساسیت سهم‌ها نسبت به شوک‌های سرمایه واسطه اول در مقایسه با حساسیت نسبت به شوک‌های سرمایه واسطه دوم، به‌طور میانگین سبب تغییر بیشتری در مازاد بازدهی می‌شود.

قیمت بتای عامل سرمایه برای دیگر شرکت‌های غیردولتی غیرمعنادار و در برخی موارد منفی بوده که با نظریه قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه ناسازگار است.

قیمت عامل ثروت کل، صرف‌نظر از اینکه عامل سرمایه کدام شرکت واسطه اعم از دولتی یا غیردولتی (به‌غیر از شرکت وسکاب) در تخمین مدل شود، مثبت و معنادار برآورد شده است. کمترین قیمت برآوردی برای ریسک عامل ثروت کل مربوط به شرکت غیردولتی سدبیر بوده است که در ۹۹ درصد از نمونه‌گیری‌های تکراری در فاصله (۴/۶۰۲-۴/۵۹۷) درصد برآورد شده است. همچنین، بیشترین قیمت ریسک برآوردی برای این عامل مربوط به شرکت دولتی وتوسم بوده که در ۹۵ درصد از نمونه‌گیری‌های تکراری در فاصله (۱۰/۳۴۶-۱۰/۳۳۵) قرار داشته است. مثبت و معنادار بودن قیمت ریسک عامل ثروت کل حاکی از تأثیر ریسک اقتصاد کلان بر قیمت‌گذاری دارایی‌هاست. به‌طور میانگین، قیمت عامل ثروت کل بزرگ‌تر از قیمت عامل سرمایه است، بنابراین، تغییر حساسیت بازدهی سهام نسبت به شوک‌های اقتصاد کلان در مقایسه با شوک‌های سرمایه شرکت‌های واسطه، به‌طور میانگین سبب تغییر بیشتری در مازاد بازدهی فصلی سهام می‌شود.

عرض از مبدأ در برخی از مدل‌ها معنادار و در برخی غیرمعنادار بوده است. عرض از مبدأ نشان‌دهنده مازاد بازدهی در شرایط عدم وجود ریسک سرمایه واسطه و ریسک ثروت کل است. به‌طور منطقی زمانی که ریسکی وجود ندارد، بازدهی دارایی باید معادل بازدهی بدون ریسک، یا مازاد بازدهی باید صفر باشد. بنابراین، معناداری عرض‌ازمبدأ نشان دهنده وجود عامل‌های اثرگذار دیگر (به‌غیر از عامل ریسک سرمایه و ریسک ثروت کل) بر متوسط بازدهی سهام است که در این مدل لحاظ نشده است. با این حال، باتوجه به تمرکز این مطالعه بر نقش بخش واسطه می‌توان چنین نتیجه گرفت که شوک‌های سرمایه این بخش قادر به توضیح بخشی از تفاوت‌های مقطعی بازدهی فصلی سهام در بازار سرمایه ایران است هرچند نمی‌تواند تمام تغییرات مشاهده شده را توضیح دهد.

جدول ۳. مدل قیمت‌گذاری مقطعی (شرکت‌های انفرادی، دوره کوتاه‌مدت)

نماد	عرض‌ازمبدأ	آماره t	ثروت کل	آماره t	سرمایه	آماره t	MAPE
دولتی							
اعتلا	-۷/۸۸*	-۱/۸۵	۷/۹۷ **	۲/۳۷	-۴/۱۷	۰/۹۳	۵/۰۸
پردیس	-۷/۵۹*	-۱/۷۶	۸/۰۰*	۱/۹۲	۳/۳۱	۱/۰۳	۴/۸۹
وصنا	-۷/۶۹	-۱/۳۷	۷/۸۸ *	۱/۶۸	۲/۳۱	۰/۸۰	۴/۹۰
وتوسم	-۹/۸۳ ***	-۲/۶۵	۱۰/۳۴ **	۲/۵۳	۹/۷۴	۱/۴۰	۵/۴۸
وسپه	-۸/۲۹***	-۴/۱۶	۹/۲۵ ***	۴/۲۳	۳/۰۲	۰/۷۷	۵/۲۹
وگستر	-۴/۵۴	-۱/۴۹	۵/۶۲ ***	۲/۸۷	-۶/۲۴	-۰/۴۷	۴/۳۸
وسکاب	-۶/۰۷	-۱/۰۸	۶/۲۵	۱/۴۴	-۲/۱۸	-۰/۵۹	۴/۴۸
غیردولتی							
واعتبار	-۵/۲۸	-۱/۶۱	۴/۵۴**	۲/۱۲	۶/۸۲	۱/۵۴	۴/۴۱
وبهمن	-۶/۸۰***	-۵/۱۷	۶/۶۱***	۵/۷۵	۱/۶۰***	۲/۶۷	۴/۶۲
وبوعلی	-۹/۴۳ **	-۲/۴۵	۹/۰۳ **	۲/۵۲	-۲/۸۶	-۰/۹۶	۵/۵۵
وبیمه	-۶/۰۷	-۱/۲۴	۶/۱۳ *	۱/۸۰	۵/۱۷	۱/۶۱	۴/۶۲
سدبیر	-۳/۹۳***	-۲/۸۸	۴/۶۰***	۵/۰۹	۱/۹۳	۱/۵۴	۴/۱۴
وتوصا	-۵/۵۱	-۱/۲۵	۵/۹۶ *	۱/۹۶	۷/۶۲**	۲/۰۶	۴/۴۵
وجامی	-۵/۵۹	-۱/۱۸	۶/۰۹*	۱/۹۰	-۰/۳۱	-۰/۱۶	۴/۴۳
وخارزم	-۵/۸۲***	-۲/۶۶	۶/۲۴ ***	۴/۹۸	۳/۵۳*	۱/۸۷	۴/۶۰
وثنو	-۶/۱۲**	-۲/۲۴	۶/۳۵ ***	۲/۹۹	۲/۶۶***	۵/۰۱	۴/۵۶
وملت	-۳/۷۳	-۱/۵۶	۴/۶۳ **	۲/۴۴	۱/۱۶**	۲/۰۰	۴/۳۳
ونیکی	-۵/۷۵*	-۱/۸۲	۷/۳۰**	۲/۳۸	۳/۶۵***	۲/۶۸	۴/۷۹
وثوق	-۷/۲۰***	-۲/۹۱	۷/۴۶ ***	۳/۶۶	-۲/۱۰	-۰/۴۱	۴/۷۲

توضیح: در برآورد نتایج هر سطر، از عامل ریسک سرمایه (η^{Δ}) شرکت ذکرشده در آن سطر استفاده شده است. علامت‌های (***)، (**) و (*) به‌ترتیب نشانگر معناداری در سطح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد هستند.

منبع: یافته‌های تحقیق

به‌منظور مقایسه قدرت پیش‌بینی مدل‌ها در جدول (۳) از معیار میانگین قدرمطلق خطای قیمت‌گذاری[1] استفاده شده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود، میانگین

1. Mean Absolut Pricing Error (MAPE)

قدرمطلق خطای قیمت‌گذاری فصلی برای مدل‌های برآورد شده بین ۴/۱۴ تا ۵/۵۵ درصد بوده است. گرچه این مقادیر بزرگ‌تر از مقدار برآورد شده برای مدل‌های قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه در مطالعات خارجی است، اما از مقادیر برآورد شده برای مدل‌های قیمت‌گذاری مرسوم در مطالعات داخلی کوچک‌تر می‌باشد[۱].

به‌منظور بررسی رفتار گروهی واسطه‌ها به‌عنوان سرمایه‌گذار نهایی در بازار سرمایه ایران و نظر به اینکه در مطالعات پیشین تنها رفتار گروهی واسطه‌ها مطالعه شده است، سه گروه دولتی و شش گروه غیردولتی به شرح قسمت الف جدول (۴) انتخاب شده‌اند[۲]. در قسمت ب جدول (۴) آماره‌های توصیفی متغیر η^{Δ} برای گروه‌های منتخب ارائه شده است. همان‌طورکه مشخص است، میانگین و میانه این متغیر برای گروه‌های دولتی مثبت و برای گروه‌های غیردولتی منفی است (به‌استثنای میانه گروه سوم). این موضوع نشان‌دهنده بیشتر بودن تعداد و اندازه شوک‌های منفی سرمایه برای بخش غیردولتی نسبت به دولتی است. منفی بودن علامت چولگی برای گروه‌های دولتی در برابر مثبت بودن آن برای بیشتر گروه‌های غیردولتی نیز حاکی از تمرکز شوک‌های نسبت سرمایه گروه‌های دولتی حول‌وحوش ارقام بالاتر از میانگین و تمرکز شوک‌های نسبت سرمایه گروه‌های غیردولتی حول‌وحوش ارقام پایین‌تر از میانگین می‌باشد.

نتایج برآورد معادله (۹) طی دوره کوتاه‌مدت با استفاده از عامل سرمایه هر یک از گروه‌های منتخب در جدول (۵) ارائه شده است. گروه اول دولتی شامل کل شرکت‌های دولتی و گروه دوم شامل پنج شرکت دارای داده در بلندمدت است. مطابق جدول (۵)، قیمت عامل سرمایه گروه‌های منتخب دولتی همانند شرکت‌های دولتی انفرادی غیرمعنادار است. می‌توان گفت، طی دوره موردبررسی رفتار واسطه‌های دولتی، چه به‌صورت انفرادی و چه در قالب گروه، با نظریه قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه ناسازگار بوده است.

---

۱. به‌عنوان مثال نگاه کنید به مقدار MAPE فصلی در مطالعه هه، کلی و منیلا (۲۰۱۷)، ایدرین، اتیولا و میور (۲۰۱۴)، صالحی و هاشمی بلمیری (۱۳۹۷) و جعفری، فاروجی و احمدوند (۱۳۹۲). مقدار MAPE برحسب دوره زمانی متفاوت خواهد بود، بنابراین برای تبدیل MAPE روزانه و ماهانه به فصلی، باید مقادیر MAPE روزانه و ماهانه به‌ترتیب در تعداد روزها و تعداد ماه‌های فصل ضرب شود.

۲. از ترکیب ۷ واسطه دولتی، ۱۲۷ گروه و از ترکیب ۱۲ واسطه غیردولتی، ۴۰۹۵ گروه قابل‌تشکیل است.

گروه اول غیردولتی شامل کل شرکت‌های غیردولتی است. مثبت و معنادار بودن قیمت عامل سرمایه این گروه نشان می‌دهد، هرچند مطابق نتایج جدول (۳) رفتار برخی از واسطه‌های غیردولتی با نظریه قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه ناسازگار است، اما رفتار مجموع این واسطه‌ها به‌عنوان یک کل طی دوره کوتاه‌مدت با این نظریه سازگار بوده است، به‌طوری‌که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، یک واحد افزایش در حساسیت مازاد بازدهی سهم نوعی i نسبت به شوک‌های سرمایه کل بخش غیردولتی با تغییر بازدهی فصلی سهام به میزان ۳/۱۵۶ الی ۳/۱۵۹ درصد همراه بوده است. بنابراین، شوک‌های سرمایه بخش واسطه غیردولتی قادر به توضیح تفاوت‌های مقطعی در بازدهی سهام در بازار سرمایه ایران است. گروه دوم غیردولتی با هدف بررسی تأثیر حذف شرکت‌های انفرادی با قیمت ریسک سرمایه، مثبت و معنادار در سطوح ۵ درصد و کمتر بر نتایج گروه اول انتخاب شده است. مثبت و معنادار بودن قیمت ریسک سرمایه این گروه نشان می‌دهد، رفتار گروهی واسطه‌های غیردولتی -حتی در شرایط ناسازگاری رفتار تک‌تک اعضای گروه با مدل قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه- با این نظریه سازگار بوده است. قیمت ریسک عامل سرمایه این گروه در سطح اطمینان ۹۹ درصد در فاصله (۲/۴۸۳-۲/۴۸۰) درصد برآورد شده است. با برآورد مدل برای گروه سوم، تأثیر دو شرکت وخارزم و ونیکی – به‌عنوان دو شرکت دارای قیمت بتای سرمایه مثبت و معنادار که در محاسبه عامل ریسک سرمایه گروه اول بیشترین وزن را دارند- بر نتایج گروه اول بررسی شده است. همان طور که مشاهده می‌شود، حذف این دو شرکت تغییری در معناداری مدل ایجاد نکرده و شوک‌های سرمایه گروه سوم نیز بر تفاوت‌های مقطعی بازدهی سهام موثر است. قیمت ریسک عامل سرمایه این گروه نیز با اطمینان ۹۹ درصد در فاصله (۲/۹۳۰-۲/۹۲۷) درصد برآورد شده است. گروه‌های چهارم و پنجم با هدف بررسی نتایج در بلندمدت انتخاب شده‌اند. همان طور که مشخص است، قیمت ریسک سرمایه این دو گروه نیز مثبت و معنادار بوده است.

جدول ۴. معرفی گروه‌های منتخب و آمارهای توصیفی متغیر η^{Δ}

قسمت الف: معرفی گروه‌های منتخب		
نوع	گروه	وجه مشخصه
دولتی	گروه ۱	کل شرکت‌ها
	گروه ۲	شرکت‌های دارای داده در بلندمدت (آغاز از ۸۹ف۴)
غیردولتی	گروه ۱	کل شرکت‌ها
	گروه ۲	کل شرکت‌ها به‌غیر از شرکت‌های دارای قیمت سرمایه مثبت و معنادار در سطوح کمتر و برابر با ۵٪
	گروه ۳	کل شرکت‌ها به‌غیر از وخارزم و ونیکی
	گروه ۴	ترکیب شرکت‌های دارای داده در بلندمدت (آغاز از ۸۹ف۱)
	گروه ۵	ترکیب شرکت‌های دارای داده در بلندمدت (آغاز از ۹۰ف۱)

قسمت ب: آماره‌های توصیفی گروه‌های منتخب برای متغیر η^{Δ} (٪)

نوع	گروه	تعداد	میانگین	میانه	انحراف‌معیار	چولگی	کشیدگی	کمینه	بیشینه
دولتی	گروه ۱	۱۹	۱/۲	۴/۳	۸/۷	-۸۸/۸	۶۶/۱	-۱۸/۹	۱۶/۵
	گروه ۲	۱۹	۱/۵	۵/۴	۱۰/۱	-۱۰۶/۸	۹۵/۵	-۲۳/۶	۱۸/۲
غیردولتی	گروه ۱	۱۹	-۱/۱	-۲/۱	۵/۷	۱۲۶/۶	۳۱۴/۳	-۹/۷	۱۵/۵
	گروه ۲	۱۹	-۱/۳	-۱/۳	۷/۳	۶۲/۲	۱۳/۵	-۱۳/۲	۱۳/۱
	گروه ۳	۱۹	-۰/۵	۰/۳	۶/۸	-۱۳/۹	۱۰۱/۴	-۱۵/۷	۱۳/۵
	گروه ۴	۱۹	-۰/۷	-۱/۰	۶/۹	۵/۳	۱۷۷/۰	-۱۴/۳	۱۶/۴
	گروه ۵	۱۹	-۱/۳	-۲/۳	۶/۱	۱۳۷/۲	۳۷۲/۶	-۱۰/۳	۱۶/۹

منبع : یافته‌های تحقیق

جدول ۵: مدل قیمت‌گذاری مقطعی (گروه‌های منتخب، دوره کوتاه‌مدت)

نوع	گروه	عرض از مبدا	آماره t	ثروت کل	آماره t	سرمایه	آماره t	MAPE
دولتی	گروه ۱	-۱۰/۸۵***	-۳/۸۷	۱۱/۱۱***	۲/۸۵	۵/۰۶	۱/۱۵	۵/۷۶
	گروه ۲	-۱۱/۵۲***	-۳/۶۵	۱۱/۶۱***	۳/۰۰	۶/۳۶	۱/۲۹	۵/۹۴
غیردولتی	گروه ۱	-۷/۲۹**	-۲/۴۰	۶/۹۴***	۳/۴۴	۳/۱۶**	۱/۹۹	۴/۸۳
	گروه ۲	-۵/۷۰**	-۲/۳۲	۶/۰۸***	۳/۴۸	۲/۴۸***	۳/۱۸	۴/۵۱
	گروه ۳	-۵/۳۰***	-۳/۸۷	۵/۳۱***	۵/۷۸	۲/۹۳***	۵/۷۷	۴/۴۴
	گروه ۴	-۸/۸۷***	-۴/۷۸	۷/۸۸***	۵/۰۴	۴/۵۹***	۵/۲۱	۵/۱۱
	گروه ۵	-۷/۴۱**	-۲/۱۸	۷/۱۰***	۲/۸۹	۳/۴۸*	۱/۸۰	۴/۸۸

توضیح: علامت‌های (***)، (**) و (*) به‌ترتیب نشانگر معناداری در سطح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد هستند.

منبع : یافته‌های تحقیق

مطابق جدول (۵)، قیمت ریسک ثروت کل در تمام مدل‌های برآورد شده، مثبت و معنادار در سطح ۱ درصد بوده است. این موضوع نشان‌دهنده اثرگذاری شوک‌های اقتصاد کلان بر بازدهی مقطعی سهام در کوتاه‌مدت می‌باشد. همچنین، عرض‌ازمبدأ تمام مدل‌ها منفی و معنی‌دار در سطوح ۱ درصد و ۵ درصد بوده، که نشان‌دهنده وجود عامل(های) اثرگذار دیگر به‌غیر از عامل ریسک ثروت کل و ریسک سرمایه می‌باشد.

مطابق این جدول، برای گروه‌های غیردولتی، اندازه قیمت ریسک سرمایه از فاصله (۲/۴۸۳-۲/۴۸۰) در سطح اطمینان ۹۹ درصد، برای گروه دوم تا فاصله (۴/۵۹۱-۴/۵۸۶) در سطح اطمینان ۹۹ درصد برای گروه چهارم برآورد شده است. همچنین، اندازه قیمت ریسک ثروت کل در سطح اطمینان ۹۹ درصد از فاصله (۵/۳۱۶-۵/۳۱۰) درصد برای گروه سوم تا فاصله (۷/۶۶۰-۷/۶۵۲) درصد برای گروه چهارم متغیر بوده است. به‌طور میانگین قیمت ریسک ثروت کل از قیمت ریسک سرمایه بیشتر است که نشان می‌دهد عامل ریسک ثروت کل، نسبت به عامل ریسک سرمایه واسطه، بخش بیشتری از پراکندگی بازدهی سهام را توضیح داده است.

۴-۲- مدل قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه در بلندمدت

در جدول (۶)، آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد استفاده در تخمین مدل (۸) در بلندمدت ارائه شده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود، میانگین و میانه بازده‌های فصلی سهام در دوره‌های منتخب مثبت بوده است. افزون بر این، مقادیر میانگین، میانه و انحراف معیار بازدهی سهام با کوتاه‌تر شدن دوره زمانی کاهش یافته است. هم‌چنین، میانگین عامل ثروت کل (W^{Δ}) طی دوره‌های منتخب، مثبت و میانه این عامل منفی می‌باشد. این موضوع نشان می‌دهد، اگرچه در بلندمدت تعداد شوک‌های منفی اقتصاد بیشتر از شوک‌های مثبت بوده، اما اندازه شوک‌های مثبت بزرگ‌تر از شوک‌های منفی بوده است.

کوچک‌تر بودن میانگین و میانه عامل سرمایه (η^{Δ}) برای کل شرکت‌های غیردولتی (گروه ۴ و گروه ۵ غیردولتی) نسبت به کل شرکت‌های دولتی (گروه ۲ دولتی) نشان می‌دهد، همانند کوتاه‌مدت بخش واسطه غیردولتی از نظر اندازه و تعداد با شوک‌های منفی سرمایه بیشتری نسبت به بخش دولتی مواجه شده است. هم‌چنین، مقادیر انحراف معیار برای دسته‌های انفرادی و گروهی دولتی در مقایسه با دسته‌های انفرادی و

گروهی غیردولتی نشان می‌دهد، شوک‌های فصلی واردشده به دسته‌های دولتی (اعم از انفرادی و گروهی) پراکندگی بیشتری نسبت به شوک‌های واردشده به دسته‌های غیردولتی داشته است.

نتایج برآورد معادله (۹) در دوره بلندمدت در جدول (۷) ارائه شده است. ستون دوم این جدول نشان‌دهنده نقطه آغاز دوره برای هر شرکت/گروه است. باتوجه‌به متفاوت بودن نقاط شروع داده برای شرکت‌ها، سه دوره ۸۹ف۱-۹۷ف۳، ۸۹ف۴-۹۷ف۳ و ۹۰ف۱-۹۷ف۳، به‌عنوان بلندمدت تعریف شده است. به‌دلیل تفاوت در تعداد دوره‌ها، تعداد سهام قابل‌بررسی در هر دوره نیز متفاوت و به‌ترتیب برابر با ۲۱۹، ۲۳۳ و ۲۳۶ سهم می‌باشد.

همان طور که مشخص است، در بلندمدت نیز همانند کوتاه‌مدت قیمت ریسک سرمایه برای بیشتر شرکت/گروه‌های دولتی غیرمعنادار یا درصورت معناداری، منفی بوده است. از سوی دیگر، این قیمت برای بیشتر شرکت/گروه‌های غیردولتی، مثبت و در سطوح ۱ تا ۱۰ درصد معنادار برآورد شده است. به‌عنوان مثال، قیمت ریسک عامل سرمایه گروه چهارم غیردولتی به‌عنوان گروه شامل تمامی شرکت‌های غیردولتی قابل بررسی در دوره بلندمدت (۸۹ف۱ الی ۹۷ف۳)، مخالف صفر و در ۹۵ درصد از نمونه‌گیری‌های تکراری در فاصله (۰/۷۳۸-۰/۷۳۷) درصد برآورد شده است. مثبت و معنادار بودن قیمت ریسک سرمایه بیشتر واسطه‌های غیردولتی در برابر معنادار نبودن یا منفی و معنادار بودن قیمت ریسک سرمایه بیشتر واسطه‌های دولتی حاکی از عدم توانایی عامل سرمایه واسطه‌های دولتی و توانایی عامل سرمایه واسطه‌های غیردولتی در توضیح تفاوت‌های مقطعی بازدهی سهام در بلندمدت است.

ریسک ثروت کل در بلندمدت صرف‌نظر از اینکه عامل سرمایه کدام شرکت/گروه، اعم از دولتی یا غیردولتی، در تخمین مدل استفاده شود، مثبت و معنادار در سطح ۱ درصد قیمت‌گذاری شده است (به‌غیر از شرکت وسپه).

مقدار قیمت ریسک سرمایه و قیمت ریسک ثروت کل برای شرکت/گروه‌های معنادار، در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت کاهش یافته، که نشان‌دهنده تأثیر کمتر شوک‌های سرمایه و اقتصاد کلان بر تفاوت‌های بازدهی مقطعی در دوره بلندمدت است.

جدول ۶. آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش در بلندمدت

متغیر	آغاز	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	کمینه	بیشینه
بازدهی سهام (٪)	۸۹ف۱	۷۶۶۵	۱۰/۵	۲/۲	۳۲/۹	۳/۴	۲۷/۲	-۵۴/۹	۶۰۰/۰
	۸۹ف۴	۷۴۵۶	۱۰/۲	۱/۷	۳۳/۴	۳/۴	۲۶/۷	-۵۵/۹	۶۰۰/۰
	۹۰ف۱	۷۳۱۶	۹/۹	۱/۵	۳۳/۱	۳/۳	۲۶/۴	-۵۴/۹	۶۰۰/۰
W^{Δ} (٪)	۸۹ف۱	۳۵	۳/۸	-۱/۶	۱۵/۷	۰/۹	-۰/۲	-۱۵/۷	۴۱/۶
	۸۹ف۴	۳۲	۳/۰	-۲/۰	۱۵/۷	۱/۱	۰/۲	-۱۵/۷	۴۱/۶
	۹۰ف۱	۳۱	۲/۳	۲/۵	۱۵/۴	۱/۲	۰/۶	-۱۵/۷	۴۱/۶
η^{Δ} دولتی									
پردیس	۸۹ف۱	۳۵	۱/۰	۱/۶	۷/۷	-۵۶/۶	۱۰۷/۵	-۲۰/۵	۱۵/۹
وصنا	۸۹ف۱	۳۵	۱/۶	۱/۵	۱۰/۴	-۱۵/۷	-۲/۰	-۲۲/۹	۲۳/۹
وتوسم	۸۹ف۱	۳۵	۱/۰	۲/۰	۱۲/۶	-۴۵/۰	۱۲۶/۹	-۳۱/۵	۳۱/۲
وسپه	۸۹ف۱	۳۵	۲/۱	۳/۹	۱۳/۴	۴۱/۵	۲۱۵/۹	-۲۴/۸	۴۲/۸
وگستر	۸۹ف۴	۳۲	۲/۹	-۱/۵	۲۱/۸	۳۲۰/۴	۱۳۱۲/۵	-۲۲/۶	۱۰۰/۶
گروه ۲	۸۹ف۴	۳۲	۰/۹	۱/۹	۹/۸	-۴۳/۱	۵۴/۲	-۲۳/۶	۲۲/۴
η^{Δ}									
واعتبار	۸۹ف۱	۳۵	۱/۹	۱/۵	۱۶/۸	۱۵۱/۴	۷۶۶/۷	-۳۹/۷	۶۹/۸
وبهمن	۸۹ف۱	۳۵	۰/۵	۰/۷	۸/۲	۶/۲	۵/۴	-۱۶/۸	۱۹/۶
وتوصا	۸۹ف۱	۳۵	۲/۳	۲/۶	۱۹/۱	۱۱۵/۷	۵۱۰/۱	-۳۹/۱	۷۳/۶
وخارزم	۹۰ف۱	۳۱	-۰/۹	-۱/۱	۷/۷	۲۵/۸	۳۶/۳	-۱۶/۷	۱۶/۵
وملت	۸۹ف۱	۳۵	۰/۰	-۰/۷	۴/۹	۶۵/۷	۱۵/۰	-۷/۸	۱۲/۱
ونیکی	۸۹ف۱	۳۵	۰/۵	۱/۰	۶/۳	-۱۳/۴	۴۶/۷	-۱۴/۹	۱۳/۹
گروه ۴	۸۹ف۱	۳۵	۰/۶	۰/۶	۶/۶	-۰/۵	۵۹/۴	-۱۴/۳	۱۶/۴
گروه ۵	۹۰ف۱	۳۱	-۰/۲	-۱/۵	۵/۶	۸۱/۲	۱۶۰/۰	-۱۰/۳	۱۶/۹

توضیح: متغیرهای بازدهی سهام، شوک ثروت کل (W^{Δ}) و شوک سرمایه (η^{Δ}) برحسب درصد هستند. تعداد مشاهدات بازدهی سهام برحسب فصل- سهم محاسبه شده است. در دوره بلندمدت با آغاز از ۸۹ف۱، ۸۹ف۴ و ۹۰ف۱، به‌ترتیب ۲۱۹ سهم در ۳۵ فصل، ۲۳۳ سهم در ۳۲ فصل و ۲۳۶ سهم در ۳۱ فصل انتخاب شد و تعداد مشاهدات W^{Δ} و η^{Δ} برحسب تعداد فصل است.

منبع : یافته‌های تحقیق

جدول ۷. مدل قیمت‌گذاری مقطعی (شرکت/گروه‌های منتخب، دوره بلندمدت)

نماد/گروه	عرض‌ازمبدا	آماره t	ثروت	آماره t	سرمایه	آماره t	MAPE	آغاز
دولتی								
پردیس	۰/۹۸	۱/۱۴	۳/۹۱***	۳/۹۰	۱/۵۲*	۱/۸۵	۲/۶۹	۱ف۸۹
وصنا	۲/۴۴***	۴/۷۳	۲/۶۷***	۶/۴۲	۰/۱۵	۰/۳۵	۲/۷۰	۱ف۸۹
وتوسم	۱/۹۴***	۳/۳۰	۳/۰۵***	۴/۵۳	-۰/۸۹	-۱/۱۵	۲/۷۵	۱ف۸۹
وسپه	۵/۴۱***	۵/۰۹	۰/۲۶	۰/۳۰	-۳/۷۱***	-۴/۴۰	۲/۹۵	۱ف۸۹
وگستر	۱/۷۷***	۴/۴۸	۳/۱۸***	۶/۱۲	۱/۹۰	۱/۰۹	۲/۷۹	۴ف۸۹
گروه ۲	۳/۰۵***	۶/۰۴	۲/۳۹***	۵/۱۶	-۰/۷۱*	-۱/۹۱	۲/۸۱	۴ف۸۹
غیردولتی								
واعتبار	۱/۸۵***	۴/۰۰	۳/۱۴***	۶/۸۲	-۰/۱۳	-۰/۳۰	۲/۷۲	۱ف۸۹
وبهمن	۳/۵۸***	۲/۷۸	۲/۳۹***	۲/۷۱	-۱/۷۷***	-۳/۳۳	۲/۸۳	۱ف۸۹
وتوصا	۱/۸۷***	۳/۶۲	۳/۱۴***	۶/۱۶	۵/۸۶***	۲/۶۹	۲/۷۶	۱ف۸۹
وخارزم	۲/۷۰***	۷/۱۲	۱/۹۴***	۵/۰۱	۱/۲۵***	۳/۰۹	۲/۸۰	۱ف۹۰
وملت	۲/۸۴***	۸/۱۹	۲/۳۰***	۷/۶۰	۰/۳۵**	۲/۴۱	۲/۶۴	۱ف۸۹
ونیکی	۲/۱۸***	۶/۸۴	۲/۱۸***	۸/۰۲	۱/۰۳***	۳/۹۷	۲/۷۸	۱ف۸۹
گروه ۴	۱/۶۹***	۲/۹۵	۳/۲۰***	۶/۲۵	۰/۷۴**	۲/۲۴	۲/۷۶	۱ف۸۹
گروه ۵	۲/۸۱***	۱۱/۲۷	۱/۵۲***	۶/۵۱	۰/۲۷*	۱/۸۲	۲/۷۷	۱ف۹۰

توضیح: علامت‌های (***)، (**) و (*) به‌ترتیب نشانگر معناداری در سطح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد هستند.

منبع : یافته‌های تحقیق

یکی از تفاوت‌های قابل‌توجه در نتایج کوتاه‌مدت (جدول ۳ و ۵) و بلندمدت (جدول ۷)، علامت عرض‌ازمبدأ مدل است که از منفی در کوتاه‌مدت به مثبت در بلندمدت تغییر یافته است. همان طور که پیش از این گفته شد، معناداری عرض از مبدأ نشان‌دهنده وجود عوامل اثرگذار دیگر به‌غیر از عامل ثروت کل و عامل سرمایه است که در مدل وارد نشده‌اند.

شاخص میانگین قدرمطلق خطای قیمت‌گذاری مدل‌ها در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت کوچک‌تر بوده، که نشان‌دهنده قدرت پیش‌بینی بیشتر مدل‌ها در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت می‌باشد.

تفاوت در نتایج حاصل برای واسطه‌های دولتی و غیردولتی نشانگر تفاوت در رفتار این دو گروه در مواجهه با شوک‌های سرمایه است. مثبت و معنادار بودن قیمت عامل سرمایه بخش غیردولتی بدین معنی است که اگر یک واسطه غیردولتی انتظار کاهش در نسبت سرمایه خود را داشته باشد، با هدف حداکثر کردن ثروت شرکت اقدام به فروش سهم‌هایی می‌کند که در شرایط پایین‌بودن نسبت سرمایه، ریسک بیشتر (بازدهی کمتری) دارند و سهم‌هایی را خریداری می‌کند که در این شرایط ریسک کمتر (بازدهی بالاتری) دارند. درحقیقت، واسطه‌های غیردولتی به‌دلیل گریزان بودن از شرایط ریسکی به‌گونه‌ای به داد و ستد سهام می‌پردازند که با شرایط ریسکی مواجه نشوند. از سوی دیگر، غیرمعنادار بودن قیمت عامل سرمایه واسطه‌های دولتی بدین معنی است که این واسطه‌ها درصورت پیش‌بینی کاهش نسبت سرمایه خود، به‌طور متناسب اقدام به خرید و فروش دارایی‌ها نمی‌کنند. گویی از مواجهه با این شرایط ریسکی گریزان نیستند و تصمیم‌های خود را با هدفی غیر از حداکثر کردن ثروت شرکت اتخاذ می‌کنند. بنابراین، مثبت و معنادار بودن قیمت عامل سرمایه بخش غیردولتی در مقایسه با غیرمعنادار بودن این قیمت برای بخش دولتی، می‌تواند به‌عنوان شاهدی بر بی‌اهمیت بودن ریسک سرمایه برای واسطه‌های دولتی برخلاف واسطه‌های غیردولتی در نظر گرفته شود.

۵- نتیجه‌گیری و بحث

در این مطالعه به بررسی نقش واسطه‌های مالی در قیمت‌گذاری سهام در بازار سرمایه ایران پرداخته شده است. به‌دلیل فعالیت واسطه‌های دولتی درکنار واسطه‌های غیردولتی در بازار سرمایه ایران و تفاوت در رفتار و درجه ریسک‌گریزی این دو گروه، نمی‌توان کل بخش واسطه را به‌صورت یک بخش همگن مورد بررسی قرار داد. بنابراین، در این مطالعه واسطه‌های مالی براساس نوع مالکیت به دو گروه دولتی و غیردولتی، تقسیم و رفتار این دو گروه به‌طور جداگانه مورد بررسی قرار گرفته است.

نتایج حاصل حاکی از عدم انطباق رفتار واسطه‌های دولتی با نظریه قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه است. قیمت عامل سرمایه هیچ‌یک از واسطه‌های دولتی مثبت و معنادار در سطوح ۵ درصد و کمتر نبوده است. به نظر می‌رسد این شرکت‌ها با هدف حداکثر کردن ثروت مؤسسه فعالیت نمی‌کنند، یا شوک‌های وارد بر سرمایه این

مؤسسات تأثیری بر تصمیم‌های آن‌ها درجهت مبادله سهام به قصد حداکثر کردن ثروت ندارد.

در مورد واسطه‌های غیردولتی، نتایج حاکی از سازگاری رفتار انفرادی و گروهی بیشتر واسطه‌های منتخب با نظریه قیمت‌گذاری مبتنی بر واسطه است. در کوتاه‌مدت، در ۹۵ درصد از نمونه‌گیری‌های تکراری قیمت عامل سرمایه کل بخش غیردولتی مخالف صفر و در فاصله (۳/۱۵۹-۳/۱۵۶) درصد برآورد شده است. بدین معنی که یک درصد افزایش در حساسیت مازاد بازدهی سهام نسبت به شوک‌های سرمایه بخش واسطه غیردولتی، به‌طور میانگین با افزایش مازاد بازدهی فصلی آن به‌میزان ۳/۱۵۶ الی ۳/۱۵۹ همراه است. این قیمت برای شرکت‌های انفرادی از بازه (۱/۱۶۱-۱/۱۵۹) در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای شرکت وملت تا بازه (۷/۶۱۹-۷/۶۱۱) در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای شرکت وتوصا متغیر بوده است. علامت و معناداری قیمت عامل سرمایه با طولانی‌تر شدن دوره زمانی تغییر نکرده و این عامل در بلندمدت نیز دارای قیمت مثبت و معنادار بوده است. بنابراین، شوک‌های سرمایه شرکت/گروه‌های واسطه غیردولتی می‌تواند به‌عنوان عامل توضیح‌دهنده بازدهی سهام در بازار سرمایه ایران مورد توجه قرار گیرد.

معنادار (و مثبت) بودن قیمت عامل سرمایه برای بخش غیردولتی نشان می‌دهد، این بخش در تصمیم‌گیری هنگام خرید و فروش سهام، اجتناب از شرایط ریسکی را مدنظر قرار می‌دهد. به‌طوری‌که با پیش‌بینی کاهش نسبت سرمایه (افزایش ریسک سرمایه) به فروش سهم‌های پرخطر می‌پردازد و برعکس. میزان خطر یا ریسک هر سهم برحسب حساسیت بازدهی آن نسبت به شوک‌های سرمایه سنجیده می‌شود. از سوی دیگر، غیرمعنادار بودن قیمت این عامل برای واسطه‌های دولتی نشان می‌دهد، این گروه در صورت پیش‌بینی افزایش ریسک سرمایه، به‌طور متناسب اقدام به داد و ستد سهام نمی‌کند. این مشاهده مؤید بی‌اهمیت بودن ریسک سرمایه برای واسطه‌های دولتی برخلاف واسطه‌های غیردولتی است.

هرچند مطابق نتایج این مطالعه، واسطه‌های دولتی در داد و ستد سهام به شوک‌های سرمایه توجهی نمی‌کنند و از مواجهه با شوک‌های منفی سرمایه‌گریزان نیستند، اما این موضوع به‌معنی ریسک‌گریز نبودن بخش دولتی نیست. ممکن است، رفتار این بخش و به‌دنبال آن قیمت‌گذاری سهام تحت‌تأثیر ریسک‌ها و انگیزه‌های دیگری قرار داشته باشد. شناسایی و بررسی این ریسک‌ها و انگیزه‌ها به مطالعات آتی

واگذار می‌شود. افزون‌بر این، شناسایی عامل‌های دیگر به‌غیر از عامل ریسک سرمایه و ریسک ثروت کل که به توضیح‌دهندگی بهتر مدل بیانجامد، می‌تواند موضوع مناسبی برای مطالعات آینده باشد.

منابع

۱. اسلامی بیدگلی، غلامرضا و هنردوست، اعظم (۱۳۹۱). مدل سه عاملی فاما و فرنچ و ریسک نقدشوندگی: شواهدی از بازار بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری*، ۱(۲)، ۹۷- ۱۱۶.

۲. بابالویان، شهرام و مظفری، مهردخت (۱۳۹۴). مقایسه قدرت پیش‌بینی مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ با مدل‌های چهارعاملی کارهارت و q-عاملی HXZ در تبیین بازده سهام. *فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۹(۳۰)، ۱۷- ۳۲.

۳. جعفری، سیده محبوبه، میثاقی فاروجی، جواد و احمدوند، میثم (۱۳۹۲). مقایسه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، سه‌عاملی فاما و فرنچ و شبکه‌های عصبی مصنوعی در پیش‌بینی بازار سهام ایران. *پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار*، ۴(۵)، ۵۳- ۶۳.

۴. راعی، رضا و پویان‌فر، احمد (۱۳۹۸). *مدیریت سرمایه‌گذاری پیشرفته*، تهران، سمت.

۵. رستمیان، فروغ و جوانبخت، شاهین (۱۳۹۰). مقایسه کارایی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۸(۳۱)، ۱۴۳- ۱۵۷.

۶. صادقی شریف، سیدجلال، تالانه، عبدالرضا و عسکری راد، حسین (۱۳۹۲). اثر عامل مومنتوم بر توان توضیحی الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *مجله دانش حسابداری*، ۴(۱۲)، ۵۹- ۸۸.

۷. صالحی، اله‌کرم و هاشمی‌بلمیری، سمیرا (۱۳۹۷). مقایسه توان توضیح‌دهندگی مدل چهارعاملی هاو و همکاران و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام. *مجله بررسی‌های حسابداری*، ۵(۱۹)، ۱۱۳- ۱۳۳.

۸. فلاح‌پور، سعید، محمدی، شاپور و صابونچی، محمد (۱۳۹۷). مقایسه مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای شرطی با بتای متغیر نسبت به زمان، از طریق مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای استاندارد. *تحقیقات مالی*، ۲۰(۱)، ۱۷- ۳۲.

۹. محمدزاده، اعظم، شهیکی تاش، محمدنبی و روشن، رضا (۱۳۹۴). مقایسه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) و مبتنی بر مخارج مصرفی مسکن (HCCAPM) در توضیح بازده سهام در ایران. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۲(۳)، ۴۹- ۷۲.

۱۰. مهرآرا، محسن، فلاحتی، ذبیح‌الله و حیدری ظهیری، نازی (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین ریسک سیستماتیک و بازده سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران (از سال ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲) با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای. *سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی*، ۱(۱)، ۶۷- ۹۱.

11. Adrian, T., Etual, E., & Muir, T. (2014). Financial intermediaries and the cross-section of asset returns. *The journal of finance*, 69(6), 2557-2596.
12. Adrian, T., Moench, E., & Shin, H. (2016). Dynamic leverage asset pricing. CEPR discussion paper. Federal Reserve Bank of New York.
13. Brunnermeier, M. K., & Pedersen, L. H. (2009). Market liquidity and funding liquidity. *The review of financial studies*, 6(22), 2201-2238.
14. Cochrane, J. H. (2005). *Asset Pricing: Revised Edition*. New Jersey, USA: Princeton University Press.
15. Fama, E.F., & French, K.R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, 33(3), 3-56.
16. Fama, E.E., & French, K.R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of financial economics*, 116(1), 1-22.
17. Ghosh, A., Julliard, C., & Taylor, A. P. (2017). What is the consumption-CAPM missing? An information-theoretical framework for the analysis of asset pricing models. *The review of financial studies*, 30(2), 442-504.
18. Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moment estimators. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1029-1054.
19. He, Z., Kelly, B., & Manela, A. (2017). Intermediary asset pricing: New evidence from many asset classes. *Journal of financial economics*, 126(1), 1-35.

20. He, Z., & Krishnamurthy, A. (2012). A model of capital and crises. *The Review of economic studies*, 79(2), 735-777.
21. He, Z., & Krishnamurthy, A. (2013). Intermediary asset pricing. *American economic review*, 103(2), 732-770.
22. Newey, W. K., & West, K. D. (1994). Automatic lag selection in covariance matrix estimation. *The Review of Economic Studies*, 61(4) 631-653.
23. Shanken, J. (1985). Multivariate tests of the zero-beta CAPM. *Journal of financial economics*, 14(3), 327-348.
24. Shanken, J., & Zhou, G. (2007). Estimating and testing beta pricing models: Alternative methods and their performance in simulations. *Journal of Financial Economics*, 84(1), 40-86.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Public and Private Intermediaries Asset Pricing: Evidence from Capital Market of Iran

Monireh Ravanbakhsh[1], Mohammad Hossein Dehghani Firouzabadi[*2]

1. Ph.D. Candidate in Economics, University of Tehran, mo.ravanbakhsh@ut.ac.ir

2. Assistant Professor of Economics, University of Tehran, mh.dehghani@ut.ac.ir

Received: 2020/05/03 Accepted: 2020/09/27

Abstract

This paper studies the different roles of public and private financial intermediary institutions in asset pricing in the Tehran Stock Exchange (TSE) and Iran Fara Bourse (IFB) markets. Investment companies active in the capital market of Iran were selected to represent the financial intermediary sector. The intermediary asset pricing model is estimated for two distinct groups of public and private intermediaries using quarterly data. The estimated price of capital factor has been positive and significant at the 5 percent level and less for most of the private intermediary institutions. At a 95 percent level of confidence, a unit of increase in the risk sensitivity of stock returns to capital shocks of the whole private sector coincides with a 3.156 to 3.159 percent increase in seasonal stock return. Accordingly, capital shocks of private intermediaries should be seen as an effective factor in asset pricing in the capital market of Iran. For the public intermediaries, the capital factor price has not been positive and significant at the 5 percent level, neither for individual institutions nor for the whole sector. Therefore, capital shocks of public intermediaries cannot be seen as an effective factor in stock pricing in the capital market of Iran.

JEL Classification: G12, G23, C33

Keywords: Intermediary Asset Pricing, Capital Risk, Public vs. Private

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

*. Corresponding Author, Tel: 02161118073