فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان/ سال پنجم، شماره بیستم، زمستان ۱۳۹۶/ صفحات ۱۳۳-۱۱۱

ارتباط بین بازارهای کلان اقتصادی و بازار مالی با استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شرطی
(مطالعه موردی بازار بورس اوراق بهادار تهران)

اعظم محمدزاده[۱]، محمدنبی شهیکی تاش[۲]، رضا روشن[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۴/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۴/۱۴

چکیده

یکی از مهم‌ترین مسائل اقتصاد مالی که سال‌هاست مورد توجه اقتصاددانان حوزه مالی قرار گرفته است، سؤالاتی پیرامون تغییر زمانی و مقطعی در صرف ریسک است. در این مقاله بررسی ارتباط بین متغیرهای کلان و بازده سهام در ایران با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) شرطی به بررسی متغیرهای اثرگذار بر بازده ۱۸ صنعت منتخب بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. در مدل CCAPM پایه، متغیر نرخ رشد مصرف مهم‌ترین عامل اثرگذار بر بازده است و در این مقاله مدل CCAPM شرطی شامل متغیرهای نرخ رشد مصرف سرانه، P/E (نسبت قیمت به درآمد سهام) و متغیر شرطی coin است. متغیر شرطی coin برای معرفی ریسک کلان اقتصادی استفاده شده است، این متغیر شرطی حاصل رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای کلان اقتصادی (نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، تفاضل نرخ بهره کوتاه‌مدت و بلندمدت) است. رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مذکور با روش جوهانسن مورد بررسی و پس از به دست آوردن این متغیر شرطی، مدل CCAPM شرطی با روش GMM و با استفاده از داده‌های دوره ۱۳۹۲-۱۳۷۹ تخمین زده شده است. نتایج تخمین مدل‌ها نشان می‌دهد که ضرایب مدل معنادار بوده و در مدل تخمینی CCAPM شرطی، متغیر شرطی (نماینده‌ای از ریسک‌های کلان اقتصادی) بهمراه نرخ تغییرات مصرف سرانه و نسبت P/E در پیش‌بینی مازاد بازده سهام صنایع نقش مهمی دارند.

طبقه‌بندی JEL: G10, G11, G12.

واژگان کلیدی: هم‌انباشتگی، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف، روش گشتاورهای تعمیم یافته، ریسک کلان اقتصادی، صرف ریسک سهام.

---

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد مالی دانشگاه سیستان و بلوچستان (نویسنده مسئول)
Email:az.mohammadzadeh@gmail.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان **Email**: mohammad_tash@eco.usb.ac.ir
۳. استادیار دانشگاه خلیج فارس بوشهر **Email**: re_roshan@yahoo.com

صحت مطالب مقاله بر عهده نویسنده است و بیانگر دیدگاه مجمع تشخیص مصلحت نظام نیست

مقدمه

یکی از مهم‌ترین مسائل اقتصاد مالی که سال‌هاست مورد توجه اقتصاددانان حوزه مالی قرار گرفته است، سؤالاتی پیرامون تغییر زمانی و مقطعی در صرف ریسک[1]، است. یکی از روش‌هایی که به این سوالات جواب می‌دهد بررسی ارتباط بین بازارهای مالی و اقتصاد کلان است. چرا که صرف ریسک باید منعکس‌کننده ریسک‌های کلان اقتصادی باشد. به عبارتی تغییرات بازده انتظاری در طول زمان با چرخه‌های تجاری در ارتباط است و می‌توان اظهار داشت که تغییرات زمانی و چرخه‌های تجاری باید در پیش‌بینی بازده سهام و صرف سهام در نظر گرفته شوند[2].

مقالات قبلی که به بررسی ارتباط بین بازده سهام و سایر متغیرها پرداخته‌اند بر متغیرهای مالی همچون نسبت سود تقسیمی به درآمد، سود تقسیمی به قیمت و نسبت عایدی به قیمت، به عنوان متغیرهای پیش‌بینی‌کننده بازده تمرکز داشته‌اند. هر چند این متغیرها قدرت پیش‌بینی بازده سهام را دارند اما در اغلب چرخه‌های تجاری این متغیرها قدرت پیش‌بینی زیادی ندارند و دچار محدودیت هستند. به همین دلیل توجه به متغیرهای کلان در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای اهمیت زیادی دارد. از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی که وارد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها شده است می‌توان به متغیر مصرف اشاره کرد. در این مقاله علاوه بر این متغیر مهم و اثرگذار (مدل CCAPM[3]) از سایر متغیرهای شرطی (مدلCCAPM شرطی) نیز به عنوان متغیرهای توضیحی در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها استفاده شده است.

برای بررسی رابطه بین بازده و ریسک در مدل‌سازی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در این مقاله از مدل CCAPM شرطی استفاده شده است. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر اساس مصرف (CCAPM) اولین بار توسط بریدن[4] (۱۹۷۹) ارائه گردید. مبنای این مدل بدین صورت است که یک سرمایه‌گذار باید در مورد مقدار مصرف و مقدار پس‌انداز خود و همچنین در مورد سبدی از دارایی‌ها که نگهداری خواهد کرد تصمیم‌گیری نماید. در این مدل، بازده مورد انتظار سهام با بتای مصرف (نه با بتای بازار) تغییر می‌کند. به عبارت دیگر بین عدم اطمینان در خصوص بازده سهام و عدم اطمینان در خصوص مصرف یک رابطه مستقیم وجود دارد. بنابراین در این مدل شرح داده می‌شود که چه مقدار از تغییرات بازده بازار سهام در ارتباط با رشد مصرف است. مدل CCAPM کمتر در مدل‌های عملی به کار گرفته شده است در حالی‌که

1. Risk premium

۲. کوکران ۲۰۰۸ ص ۱۳۲

3. Consumption capital Asset Pricing
4. Breeden

در این مدل از آنجایی‌که بین بازده سـرمایه‌گذاری و میزان مصـرف سـنجش صـورت می‌گیرد، عملکرد بهتری نسبت به مدل CAPM دارد (مانکیو و شاپیرو ۱۹۸۶)[۱].

در این تحقیق، به بررسی تغییر صرف ریسک سهام خواهیم پرداخت با این تفاوت نسبت به کارهای قبلی که ارتباط ریسـک‌های کلان اقتصـادی و چرخه‌های تجاری را نیز وارد مدل‌سـازی خواهیم کرد. بدین منظور، اولین قدم، بررسی و تعیین متغیرهای کلان اقتصادی است. این متغیرهای کلان شامل، نرخ تورم، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، تفاضل نرخ بهره کوتاه‌مدت و بلندمدت و نرخ رشد موجودی سرمایه هستند. برای بررسی نوسانات کلان اقتصادی از متغیر شرطی استفاده شده است و برای ساخت متغیر شرطی، رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مذکور مورد بررسی قرار گرفته است و بردار هم‌انباشته بعنوان متغیر شرطی در پیش‌بینی بازده سهام وارد مدل‌سازی شده است.

این مقاله در ادامه بدین صـورت سـازماندهی شـده اسـت، بخش اول مقاله شـامل معرفی مطالعات قبلی و مروری بر پیشـینه پژوهش اسـت، بخش دوم مقاله شـامل مبانی نظری مدل اسـت. با توجه به اهمیت داده‌ها و متغیرهای مورد اسـتفاده در هر پژوهش، در بخش سـوم داده‌ها و متغیرهای پژوهش معرفی شـده‌اند، بخش چهارم روش پژوهش به همراه نتایج تخمین مدل و در نهایت در بخش آخر به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری پرداخته خواهد شد.

۱. پیشینه پژوهش

بررسـی پیشـینه پژوهش نشـان می‌دهد که در این زمینه می‌توان دو نوع مطالعات را در نظر گرفت، گروه اول شامل مطالعاتی است که از مدل CCAPM استاندارد یا پایه استفاده کرده‌اند و گروه دوم شامل مطالعاتی است که در مدل CCAPM پایه تعدیلاتی ایجاد کرده‌اند. به همین منظور و به ترتیب تاریخی به معرفی برخی از مهم‌ترین مطالعات در این زمینه می‌پردازیم.

۱ . به دلیل فرم ریاضی ساده مدل CAPM، و رابطه بین ریسک و بازده، این مدل به طور گسترده‌ای در صنعت مالی مورد استفاده قرار گرفته است ولی مانکیو و شاپیرو استدلال می‌کنند که بتای مصرف باید معیار مناسبی از ریسک سیستماتیک را ارائه دهد. دلیل آن‌ها این است که بتای مصرف باید در زمینه‌های نظری مرجع باشد چرا که اولاً ماهیت زمانی تصمیمات پرتفوی را در نظر می‌گیرد، ثانیا انواع دیگر ثروت در بازار سهام که با اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک ارتباط دارند را نیز در نظر می‌گیرد.

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM)، در سال ۱۹۷۸ توسط لوکاس و بریدن[1] تبیین شد. لوکاس و بریدن، با مفروض قرار دادن اقتصاد مبادله‌ای که دارای مصرف‌کنندگان همگن است، تغییرات تصادفی بازده دارایی را مورد بررسی قرار داده و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف را ارائه دادند. آن‌ها مدل خود را با عامل مصرف کننده‌ای که تابع مطلوبیتش دارای ضریب ریسک‌گریزی نسبی ثابت بود، تشریح کردند.

پس از آن مانکیو و شاپیرو[2] (۱۹۸۶)، با ادعای این که بتای مبتنی بر مصرف بهتر از بتای بازار می‌تواند نقش معیار ریسک را به عهده بگیرد، این مدل را در بازار بورس نیویورک مورد آزمون قرار دادند. آن‌ها دلایل ادعای خود را چنین بیان کردند که بتای مصرف باید به دو دلیل در زمینهٔ تئوریکی ترجیح داده شود، اول این که این بتا ماهیت بین دوره‌ای تصمیمات پرتفوی را ترکیب می‌کند. دوم این که، هم زمان شکل‌های دیگری از ثروت که فراتر از بازار سهام بوده و اصولاً مربوط به اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک اند را به صورت یکجا در نظر می‌گیرد. مانکیو و شاپیرو، بر اساس این اصل که دارایی با ریسک سیستماتیک بالاتر بایستی بازدهٔ متوسط بالاتری را ارائه دهد و با استفاده از اطلاعات بازار ایالات متحده و شاخص مصرف سرانه، بررسی کردند که آیا سهامی که بتای بازار و مصرف بالاتری دارند، بازدهی بیشتری را ارائه می‌دهند. آن‌ها دریافتند که مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای سنتی، در مقایسه با مدل CCAPM لوکاس، که تابع استاندارد مطلوبیت را با قدرت ریسک‌گریزی نسبی ثابت در نظر می‌گیرد، بازدهٔ اضافی را بهتر محاسبه می‌کند.

هم چنین کوچرلاکوتا[3] (۱۹۹۶) نشان دادند که CCAPM ، به دلیل نقش جدایی‌ناپذیری که در اقتصاد کلان پیشرفته و اقتصاد بین الملل ایفا می کند، در عالم واقع مهم‌تر از CAPM است. افزون بر یافته‌های هنسن و سینگلتون[4] (۱۹۸۲)، مهرا و پرسکات (۱۹۸۵)، مانکیو و زلدز[5] (۱۹۹۱) وکمپبل[6] (۱۹۹۳) و (۱۹۹۶)، ادبیات موجود در زمینهٔ CCAPM نشان می‌دهد کهCCAPM استاندارد لوکاس تواناست ه است بازده دارایی‌ها را در ایالات متحده آمریکا تبیین کند.

علاوه بر آن، کامبی[7] (۱۹۹۰) نیز نشان داد که این مدل می‌تواند در بازار بین المللی سهام نیز تبیین کننده باشد. افزون بر یافته‌های فوق، هاموری[8] (۱۹۹۲) نیز نشان دادکه CCAPM می‌تواند نقش تبیین کننده در بازار

1 . Lucas & Breeden
2 . Mankiw&Shapiro
3 . Kocherlakota
4 . Hansen & Singleton
5 . Mankiw & Zeldes
6 . Campbell
7 . Cumby
8 . Hamori

سرمایه ژاپن داشته باشد. وی اظهار داشت کهCCAPM می‌تواند نقش تبیین‌کننده در بازار سرمایه ژاپن داشته باشـد اما نمی‌تواند تبیین کنندهٔ بازدهٔ سـهام در ایالات متحده باشـد، که این به دلیل تفاوت‌های نهادی بین دو کشور، نظیر پیچیدگی مالیات و فاکتورهای پولی است.

از دیگر مطالعات انجام شده بر روی مدلCCAPM ، می‌توان به مطالعات آ سپرم[1] (۱۹۸۹) ا شاره کرد. وی برای آزمون مدلCCAPM، ا ستفاده از واردات را به جای ا ستفاده از م صرف پی شنهاد داد. دلیل ا سا سی او این ا ست که تغییرات در واردات، به و سیلهٔ تغییرات در م صرف و سرمایه‌گذاری آغاز می شود و افزایش در م صرف خ صو صی داخلی، به واردات بی شتر می‌انجامد. به عقیدهٔ او، نو سان واردات در طول زمان بای ستی بهتر از م صرف بتواند نوسـان قیمت سـهام را در خود جای دهد؛ در نتیجه، نرخ رشـد واردات می‌تواند فاکتور خوبی برای رشـد مصرف و شاخص مفیدی از تغییرات پس انداز مردم باشد.

مینگ سیانگ چن[2] (۲۰۰۳)، نیز مقایسه‌ای را بین مدل CAPM و CCAPM در بازار سهام تایوان انجام داد وی در مدلCCAPM مورد آزمون خود، فرض کرد که م صرف کل برابر با کل سود سهام پرداختی ا ست و ر شد این سود از یک فرآیند خودرگر سیونی مرتبهٔ اول تبعیت می کند. وی با مقایسهٔ این دو مدل از نظر میزان انطباق بازده پیش‌بینی شده با بازدهٔ واقعی، قدرت مدل در پیش بینی در ست نقاط عطف و میزان خطای پیش بینی، به این نتیجه رسید که در تمامی موارد توان تبیین مدلCAPM سنتی در ارتباط بین ریسک و بازده، بیشتر از مدل CCAPM است.

گرگوریو و یواندیس[3] (۲۰۰۶) با وارد کردن متغیر هزینهٔ مبادلات در مدلCCAPM، آن را در بازار سـهام انگلیس مورد آزمون قرار دادند. آن‌ها با ا ستفاده از بازدهٔ ف صلی طی دورهٔ ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۰، به این نتیجه ر سیدند که اگرچه این مدل نمی‌تواند بازدهٔ سهام را تبیین کند، ولی متغیر هزینهٔ مبادلات در تمامی موارد معنادار ا ست و باید در مدل قرار گیرد.

کاراگیوزوا[4] (۲۰۰۷) نیز با تق سیم بندی بازار م صرف به دو گروه سهامداران با عنوان B و غیر سهامداران A مدل CCAPM را در بازار سهام بریتانیا مورد آزمون قرار داد. نتایج نشان داد عملکرد مصرف این دو گروه مختلف بوده و تأثیرات متفاوتی بر روی مدلCCAPM دار ند. بنابراین، او پیشـنهاد داد که با جداسـازی بازار مصرف‌کنندگان می‌توان نتایج معنادارتری را از مدلCCAPM استخراج کرد.

1 . Asprem
2 . Chen
3 . Gregoriou & Ioannidis
4 . Karagyozova

کانگ، کیم، لی و مین[1] (۲۰۱۱) در مقاله خود نوعی از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) شرطی را توسعه داده که در آن از متغیر شرطی استفاده شده است. این متغیر شرطی حاصل رابطه هم‌انباشته در بین متغیرهای کلان اقتصادی (سود تقسیمی محصول، شرایط و زمان انتشار، نرخ بهره کوتاه مدت و غیره) است. متغیر شرطی این مقاله، قدرت زیادی برای پیش‌بینی مازاد بازده بازار دارد. علاوه بر این CCAPM شرطی تقریبا به خوبی مدل فاما فرنچ سه عاملی، در توضیح داده‌های مقطعی اندازه و ارزش دفتری به بازار عمل می‌کند.

دریر، اشنایدر و اسمیت [2] (۲۰۱۳) تعدیلاتی در مدل CCAPM ایجاد کرده و با عنوان «قیمت‌گذاری بر اساس پس انداز» مقاله خود را ارائه کردند. تحقیق آن‌ها بر اساس مطالعه مار شال (۱۹۲۰) انجام گرفته که در آن، افراد نه تنها با مصرف بلکه با پس‌انداز نیز مطلوبیت به دست می‌آورند. این ترجیحات برا ساس پس‌انداز با مدل‌هایی از شکل‌گیری عادات و روح سرمایه‌داری و همچنین عادات انتظاری (به دلیل انباشت ثروت) مرتبط هستند. در این مقاله، رابطه اویلر برای این ترجیحات استخراج شده و با استفاده از روش GMM تخمین زده شده است. تخمین‌ها نشان می‌دهد که ترجیحات پس انداز از لحاظ اقتصادی حائز اهمیت است.

آور[3] (۲۰۱۳) در تحقیقی به بررسی مدل شکل‌گیری عادات، کمپل و کوکران (۱۹۹۹) پرداختند. و اینکه آیا این مدل می‌تواند صرف ریسک سهام کشورهای G7 را با فرض یکپارچگی کامل بازار سرمایه، توضیح دهد. در تحقیق مذکور کواریانس شرطی مدل با استفاده از GARCH و GMM آزمون شده و در مقایسه با مدل‌های استاندارد CAPM و CCAPM قدرت توضیح دهندگی بیشتری دارد. مدل فوق (شکل‌گیری عادات) بیش از ۹۰٪ تغییرات داده‌های مقطعی در صرف ریسک را توضیح می‌دهد.

هو کیم[4] (۲۰۱۴) در تحقیقی تخمین‌زننده سازگاری از ریسک‌گریزی متغیر در طول زمان در مدل CCAPM را پیشنهاد می‌دهند. مدل آن‌ها بر اساس تابع مطلوبیت بازگشتی اپستین، زین و ویل[5] است. در این مقاله معادلات اویلر با ریسک‌گریزی که تابع غیرپارامتری از زمان است، استخراج شده است. برای بازده نسبت به ثروت کل از روش متغیر جانشین در معادلات اویلر استفاده شده است. تخمین ریسک‌گریزی بر اساس روش رگرسیون خطی موضعی دو مرحله‌ای انجام گرفته است. نتایج تجربی این مطالعه از پارامتر ریسک‌گریزی ضد دوره‌ای حمایت می‌کند.

1 . Kang & Kim& Lee& Min
2 . Dreyer& Schneider& Smith
3 . Auer
4 . Ho Kim
5 . Epstin- Zin- Weil

فانگ، مارک لو و هو چان[1] (۲۰۱۴) در مقاله‌ای با عنوان « صرف سهام مشروط، بازده داده‌های مقطعی، و تغییر تصادفی» به بررسی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای پرداختند. آنها با معرفی کار بنسال و یارون (۲۰۰۴) تحقیق خود را شروع کردند. بنسال و یارون نشان دادند، که مدل CCAPM می‌تواند با این فرض که نرخ رشد مصرف از مدل تغییر تصادفی پیروی می‌کند، تعدیل شود. علاوه بر این نشان دادند که صرف سهام شرطی یک تابع خطی از مصرف شرطی و تغییر بازده بازار است، که می‌تواند توسط روش GARCH و تغییر تصادفی (SV) تخمین زده شود. فانگ و همکاران، در ادامه تحقیق خود به این نتیجه رسیدند که مصرف شرطی و تغییرات بازار می‌توانند اختلافات بازده داده‌های مقطعی را توضیح دهند. مدل EGARCH می‌تواند بیش از ۵۵ درصد تغییر در بازده را توضیح دهد و مدل EGARCH افزوده شده با cay- عامل هم انباشه مصرف، درآمد نیروی کار، و رشد ثروت دارایی- عملکرد مدل را افزایش می‌دهد.

۲. مبانی نظری مدل

در این قسمت به معرفی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف به صورت شرطی و غیرشرطی خواهیم پرداخت. قبل از بیان این مدل‌ها در مورد مدل‌های قیمت‌گذاری می‌توان به این نکته مهم اشاره کرد که طبق بیان کوکران[2] هر مدل قیمت‌گذاری دارایی بصورت p= E(mx) قابل بیان است. در این رابطه، P، نشان‌دهنده قیمت دارایی، m، عامل تنزیل تصادفی[3] و x، بازدهی دارایی است. تمایز میان مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها نیز به تفاوت در عامل تنزیل تصادفی (SDF) برمی‌گردد.

۲-۱. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) شرطی و غیرشرطی

برای استخراج مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف ابتدا می‌توان ترجیحات را در طول زمان بصورت رابطه (۱) نشان داد:

$$E_0\left\{\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t U(C_t)\right\} \quad , 0<\beta<1 \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، C، مصرف سرانه، β عامل تنزیل ذهنی زمان (که چگونگی مصرف عوامل ناشکیبا را توصیف می‌کند) است، در مورد عامل تنزیل ذهنی زمان می‌توان گفت: اگر β کوچک باشد افراد بسیار ناشکیبا هستند بعبارت دیگر افراد مصرف کنونی را به مصرف آتی ترجیح می‌دهند. و E عملگر انتظارات شرطی است که اندیس

1 . Fung , Marco Lau , Ho Chan
2 . Cochrane
3 . Stochastic Discount Factor

در این عبارت، نشـان‌دهنده انتظارات اطلاعات در دسـترس در زمان ۰ (زمان حال) اسـت و $U: R_+ \rightarrow R$ تابع مطلوبیت مقعر کاهشی و برای افراد ریسک خنثی در نظر گرفته شده است (ریسک‌گریزی نسبی ثابت CRRA)

$$U(C,\gamma)=\frac{C^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad ,0<\gamma<\infty \qquad (۲)$$

در رابطه (۲)، پارامتر γ انحنای تابع مطلوبیت را اندازه‌گیری می‌کند. اگر γ برابر یک باشـد، تابع مطلوبیت بصـورت لگاریتمی در خواهد آمد. حال با در نظر گرفتن مطلوبیت دو دوره‌ای، اگر فرد از مصـرف کنونی صـرف نظر کند، به منظور افزایش مصرف در دوره بعد، کاهش مطلوبیت بصورت رابطه (۳) خواهد بود:

$$P_t U'(C_t) \qquad (۳)$$

با توجه به این کاهش مصـرف (صـرف نظر کردن از مصـرف در دوره کنونی)، در دوره آتی واحدهایی به مصرف بصورت رابطه (۴) افزوده خواهد شد:

$$P_{t+1}+y_{t+1} \qquad (۴)$$

در رابطه (۴) فرض بر این ا ست که اگر در دوره یک، از مصرف کا سته شده این درآمد صرف خرید دارایی سـودآوری شـده اسـت که در دوره بعد با فروش آن به میزان P_{t+1} به درآمدش (y) افزوده خواهد شـد. ارزش انتظاری مطلوبیت افزایش یافته دوره t+1 بصورت رابطه (۵) قابل حصول است.

$$\beta E_t\{(P_{t+1}+y_{t+1})U'(C_{t+1})\} \qquad (۵)$$

همان‌طور که از اصـل ماکزیمم‌سـازی مطلوبیت مصـرف‌کننده انتظار داریم، برای رسـیدن به هدف مصرف‌کننده، باید دو رابطه (۳) و (۵) را برابر قرار داد، و حاصل را بصورت رابطه زیر نوشت:

$$P_t U'(C_t)=\beta E_t\{(P_{t+1}+y_{t+1})U'(C_{t+1})\} \qquad (۶)$$

و در نهایت به رابطه (۷) رسید:

$$1=\beta E_t\left\{\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)}R_{e,t+1}\right\} \qquad (۷)$$

رابطه (۷) را به صورت رابطه زیر نیز می‌توان بازنویسی کرد:

$$1=\beta E_t\{M_{t+1}R_{e,t+1}\} \qquad (۸)$$

با توجه به تعریف کواریانس و روابط فوق، می‌توان رابطه (۱۱) را استخراج کرد:

$$E_t(R_{e,t+1})=Cov_t\left\{\frac{-U'(C_{t+1}),R_{e,t+1}}{E_t(U'(C_{t+1}))}\right\}+R_{f,t+1} \qquad (۹)$$

رابطه (۹)، الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مصرف[1] خوانده می شود. این رابطه بیان می‌دارد که دارایی‌هایی که تغییر هم جهت با مصرف دارند، وقتی مصرف بالاست، بازدهی مثبت دارند و مطلوبیت نهایی مصرف در این حالت کم است. هرچه واریانس مشترک بازدهٔ دارایی‌ها با مصرف بزرگ‌تر باشد، بازدهٔ مورد انتظار باید بزرگ‌تر شود. واریانس مشترک بین بازدهٔ دارایی‌ها و مصرف، بتای مصرف خوانده می شود. می‌توان عامل تنزیل تصادفی را به صورت $M_{t+1} = \beta \frac{U_C(C_{t+1}, Z_{t+1})}{U_C(C_t, Z_t)}$ در نظر گرفت. در این رابطه، U_c مطلوبیت نهایی مصرف، Z سایر عوامل اثرگذار بر مطلوبیت و β نرخ ذهنی ترجیح زمانی است. این رابطه بصورت تقریبی بصورت زیر قابل نگارش است (کانگ و همکاران ۲۰۱۱):

$$m_{t+1} = a_t + b_t \Delta C_{t+1}$$

که a,b پارامترها هستند و ΔC_{t+1} نرخ رشد لگاریتم مصرف است. اگر a_t, b_t در طول زمان ثابت باشند، CCAPM غیرشرطی با $f_{t+1} = \Delta C_{t+1}$ بدست خواهد آمد و می‌توان رابطه (۱۰) را نوشت:

$$E[r_{i,t+1}] = E[r_t^f] + \beta_i \lambda \qquad (۱۰)$$

که $\beta = \frac{\text{cov}(f_{t+1}, r_{i,t+1})}{Var(f_{t+1})}$ و λ صرف ریسک (ریسک مصرف) در مدل CCAPM است. همانند مدل CAPM شرطی که a,b در طول زمان متغیر هستند، در این مدل نیز طبق بیان کمپل و کوکران[2]، پارامترهای a,b در طول زمان ثابت نیستند. از آنجا که در مدل CAPM شرطی پارامترهای a,b به صورت زیر هستند:

$$a_t = a_0 + a_1 coin_t \quad , \quad b_t = b_0 + coin_1 Z_t$$

بنابراین می‌توان عامل تنزیل تصادفی را در این مدل تعدیلی بصورت زیر نوشت:

$$m_{t+1} \approx a_0 + a_1 coin_t + b_0 \Delta C_{t+1} + b_1 (P/E) + b_2 coin_t . \Delta C_{t+1} \qquad (۱۱)$$

در رابطه فوق، a_0, a_1, b_0, b_1 ثابت هستند. بنابراین CCAPM شرطی بیانی از مدل قیمت‌گذاری چند عامل غیرشرطی خطی است با بردار عواملی بصورت زیر:

$$f_{t+1} = (coin_t, \Delta C_{t+1}, P/E_{t+1}, m_{t+1}, coin_t . \Delta C_{t+1})$$

این متغیرها در قسمت بعد به تفصیل توضیح داده خواهند شد.

1 . Consumption CAPM
2 . Campbell and Cochrane

۳. داده‌ها و متغیرهای تحقیق

در این مقاله، داده‌های دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۲ به صورت فصلی و با استفاده از وب‌سایت بانک مرکزی و بازار بورس تهران اتخاذ شده است. در زیر به توضیح متغیرهای استفاده شده در این پژوهش می‌پردازیم:

داده‌های مصرف (C) مربوط به مصرف بخش خصوصی و به صورت حقیقی با قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ می‌باشد. میانگین فصلی نرخ رشد مصرف در فاصله سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۲ ۵/۸۹ درصد است. علاوه بر این میانگین نرخ رشد مصرف (حقیقی) سالانه در فاصله سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۷۰ مقدار ۴/۵۰ درصد و میانگین نرخ رشد مصرف (جاری) سالانه در همان دوره ۲۵/۸۸ در صد می‌باشد. در این مقاله منظور از ΔC_{t+1} تغییرات مصرف سرانه (به صورت فصلی) است.

به منظور بررسی بازده مربوط به سهام، می‌توان از شاخص قیمت سهام با توجه به رابطه $(P_{t+1} - P_t)/P_t$ استفاده کرد که در این رابطه، P نشان‌دهنده شاخص قیمت، اندیس t+1 و t نشان‌دهنده دوره t و دوره بعد از آن است (مهرا و پرسکات ۱۹۸۵). متغیر مازاد بازده بازار (r_m) به صورت اختلاف بازده سهام و نرخ سود تسهیلات بانکی (نرخ بازده دارایی بدون ریسک) به دست آمده است. برای نرخ بازده دارایی بدون ریسک (r^f) همان‌طور که قبلاً بیان شد، از نرخ سود تسهیلات بانکی بلندمدت (سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری ۵ ساله) استفاده شده است.

نسبت P/E، یا ضریب قیمت به سود هر سهم یکی از مهم‌ترین مقیاس‌های ارزشیابی سهام است و خریداران سهام به جهت سادگی محاسبه این ضریب، استفاده از آن را به روش‌های دیگر ترجیح می‌دهند. هر چه قیمت سهم افزایش یابد، رقم مربوط به این ضریب نیز افزایش می‌یابد. از طرف دیگر اگر درآمد شرکت افزایش یا کاهش پیدا نماید و قیمت ثابت باشد، این رقم به تناسب و به طور معکوس تغییر می‌یابد. چون درآمد سهم در سال یک بار تعیین می‌شود، تغییرات قیمت سهام باعث نوسان این نسبت می‌گردد، بنابراین سرمایه‌گذار دلیل کاهش یا افزایش آن را برای اتخاذ تصمیم مورد بررسی قرار می‌دهد. از لحاظ نظری افزایش این نسبت یعنی کاهش نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران به عبارتی سرمایه‌گذاران ریسک کمتری برای سهام شرکت در نظر گرفته و آینده سهم را شفاف‌تر ارزیابی می‌کنند و انتظار است بر مبنای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای نیز بازده مورد انتظار سهامداران کمتر محاسبه شود و بالعکس. داده‌های مربوط به این متغیر مالی از وب‌سایت بورس تهران اتخاذ شده است.

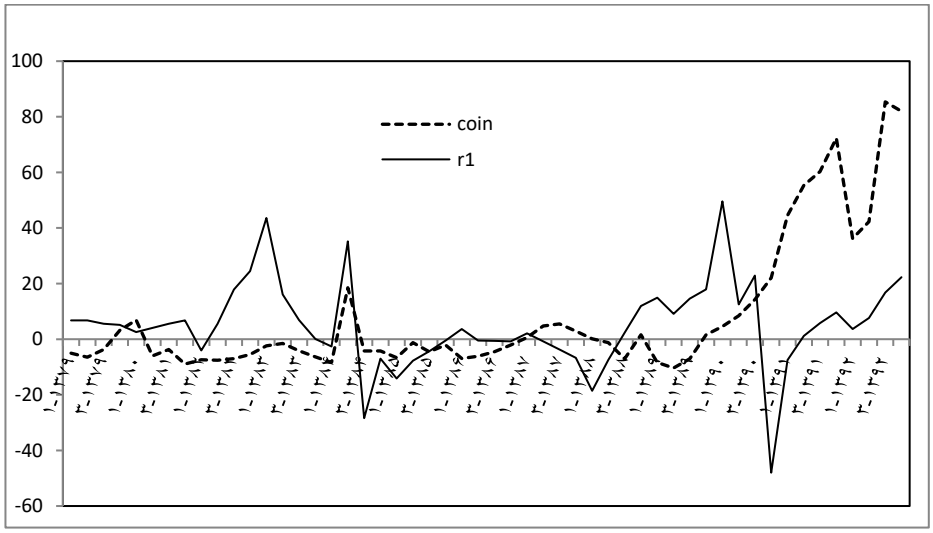
علاوه بر متغیرهای فوق، برای مقایسه نتایج مدل با سایر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی، از متغیر cay، که توسط لتاو و لودویگسون[1] (۲۰۰۱) معرفی شده استفاده شده است. برای بدست آوردن متغیر مذکور (نسبت

1 . Lettau and Ludvigson's

مصرف به ثروت) از داده‌های مصرف و نرخ رشد پس‌انداز استفاده شده است که این انتخاب با توجه به مطالعه دریر و همکاران[1] (۲۰۱۳) می‌باشد.

متغیر coin که در قسمت بعد به توضیح مفصلی در مورد آن خواهیم پرداخت، حاصل رابطه هم‌انباشتگی متغیرهای کلان اقتصادی است که در مدل CCAPM شرطی بعنوان یکی از متغیرهای توضیحی وارد مدل شده است. در نمودار شماره (۱)، می‌توان ارتباط متغیرهای مازاد بازده بازار را با متغیر شرطی coin به صورت نموداری مشاهده کرد. همان‌طور که نمودار نشان می‌دهد می‌توان مشاهده کرد که نقاط اوج یا سقوط به عبارتی چرخه‌های تجاری این متغیرها بی‌ارتباط به همدیگر نیست.

شکل-۱. ارتباط متغیر مازاد بازده بازار را با متغیر شرطی coin



جدول (۱) خصوصیات آماری متغیرهای مورد استفاده در تحقیق را نشان می‌دهد. در جدول (۱) تعاریف coin: متغیر شرطی (رابطه هم‌انباشته بین متغیرهای اقتصادی)، r_m: مازاد بازده بازاری، P/E: نسبت قیمت به درآمد، r^f: نرخ بازده بدون ریسک، ΔC : تغییرات مصرف را داریم.

1 . Dreyer ,Schneider, Smith

جدول-۱. خصوصیات آماری متغیرهای مورد استفاده در تخمین مدل

مشخصه آماری	coin	r	P/E	cay	r^f	ΔC	r_m
میانگین	۷/۷۰	۰/۷۷	۶/۰۷	۱۵/۴۹	۱/۴۵	۸/۶۷	۴/۲۵
انحراف معیار	۲۳/۸۷	۱۴/۹۵	۱/۳۵	۶/۷۳	۰/۰۵	۵/۴۹	۱۱/۱۴
ماکزیمم	۸۵/۳۶	۱۱۰/۰۸	۱۰/۶۸	۳۰/۰۷	۱/۵۴	۱۳/۰۹	۴۹/۵۷
مینیمم	-۱۰/۳۵	-۴۶/۶۰	۳/۱۳	۴/۱۱	۱/۴۲	۵/۴۹	-۴۸/۰۲
میانه	-۲/۱۰	۰/۰۰۰	۵/۵۷	۱۴/۶۲	۱/۴۲	۸/۱۱	۳/۶۷
چولگی	۲/۰۰	-۰/۰۴	۱/۰۰	۰/۲۵	۱/۰۶	۱/۵۴	۰/۰۱
کشیدگی	۵/۹۴	۲۵/۷۲	۰/۸۱	-۱/۳۲	-۰/۹۳	۳/۵۲	۲/۷۹
تعداد مشاهدات	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸

مأخذ: یافته‌های محقق

۴. روش پژوهش

۴-۱. رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای کلان اقتصادی

در این مقاله، از دو دیدگاه اقتصادسنجی برای بررسی موضوع پژوهش استفاده شده است. در گام اول رابطه تعادلی بلندمدت برای متغیرهای کلان اقتصادی برآورد می شود. این رابطه تعادلی برای استخراج متغیر coin که یکی از عوامل اثرگذار بر بازده سهام است، در نظر گرفته شده است. به همین منظور از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن[1] (۱۹۹۱) استفاده شده است. روش جوهانسن مبتنی بر روش حداکثر درستنمایی با اطلاعات کامل[2] است. جوهانسن و جوسیلیوس[3] (۱۹۹۱) در پی برطرف کردن مشکل روش انگل- گرنجر[4] (۱۹۸۷)، روش

1. Johansen
2. FIML
3. Johansen and Juselius
4. Engle and Granger

حداکثر درست نمایی[1] را ارائه دادند که از طریق آن، بردارهای همگرا را شناسائی می‌کند. بر اساس ادعای محققان، به طور کلی در تحلیل چند متغیره سری‌های زمانی، ممکن ا ست بیش از یک بردار هم‌انبا شته وجود داشته باشد. در آن صورت روشی همانند روش انگل- گرنجر نمی‌تواند بدون هیچ پیش فرضی از جانب تحلیل‌گر، این بردارها را تعیین کند. در مدل فوق همه متغیرهای مدل بایستی انباشته از درجه اول باشند تا بتوان از این روش استفاده کرد.

تخمین مدل هم‌انباشتگی جوهانسن مستلزم تخمین یک سیستم معادلات VAR است که در این بین به دست آوردن طول وقفه بهینه از مقدمات تخمین مدل‌ها است. چرا که تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در این الگو تضمین می‌کند که جملات خطا مربوط به معادلات نوفه سفید و در نتیجه ایستا یا I(0) هستند. مدل VAR را به صورت زیر در نظر می‌گیریم:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \ldots + A_p y_{t-p} + \beta x_t + \varepsilon_t$$

در رابطه فوق، yt بردار متغیرهای نامانا و xt متغیرهای تعیین کننده و قطعی است. در مدل ما yt و xt بردار ثابت‌های مدل است. رابطه فوق را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\Delta y_t = \prod y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \beta x_t + \varepsilon_t$$

$$\prod = \sum_{i=1}^{p} A_i - I \, , \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{p-1} A_j$$

ماتریس Π را می‌توان بصورت $\Pi = \alpha\beta'$ در نظر گرفت که $\beta' y_t$ ماناست. تخمین رابطه بلندمدت با روش جوهانسن و به کمک داده‌های سالیانه در ۵ حالت مختلف از نامقیدترین تا مقیدترین حالت امکان‌پذیر است. در این روش، پیش از تعیین تعداد بردارهای همجمعی، لازم است وضعیت متغیرهای عرض از مبدأ و روند در بردارها مشخص شود. بر اساس روش هریس۲ (۱۹۹۵)، با توجه به اینکه فرایند تولید داده‌ها معلوم نی ست، باید حالت‌های گوناگونی را ارزیابی و بهترین الگو را انتخاب کنیم. رتبه مدل در بردار خودرگر سیونی با استفاده از معیارهای تشخیصی شوارتز- بیزین۳، آکاییک۴ توسط نرم افزار تعیین شده است.

از آنجا که تنها متغیرهایی که دارای درجه هم‌جمعی یک‌سانی ه ستند می‌توانند هم‌انبا شته گردند، در ابتدا لازم است تا درجه همجمعی متغیرهای مورد استفاده در الگو تعیین گردد برای تعیین درجه همجمعی متغیرهای مورد بررسی از آزمون‌های دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شده است. بر طبق نتایج

1. Maximum Likelihood
2. Harris
3. Schwartz-Bayesian Criterion
4. Akaike Information Criterion

ارائه شـده در جدول (۲)، تفاضـل مرتبه اول کلیه متغیرهای مورد اسـتفاده در این الگو ایسـتا بوده و در نتیجه درجه هم‌جمعی آن‌ها برابر یک است.

جدول-۲. نتایج آزمون ایستایی متغیرهای وارد شده در مدل

متغیر	توضیحات	آماره ADF	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد
KG	با عرض از مبدا بدون روند	-۶/۷۰	-۲/۹۷
RMINUS	با عرض از مبدا بدون روند	-۵/۶۱	-۲/۹۷
INF	با عرض از مبدا بدون روند	-۵/۹۵	-۲/۹۷
GDPG	با عرض از مبدا بدون روند	-۵/۵۴	-۲/۹۷

پس از تعیین مرتبه جمعی بودن متغیرها، لازم اسـت تا تعداد وقفه بهینه وارد شـده در مدل با اسـتفاده از یکی از معیارهای آکائیک و یا شـوارتز بیزین تعیین گردد. در این مطالعه تعداد وقفه بهینه با توجه به معیار آکائیک برابر ۳ در نظر گرفته شد. تحلیل‌های هم‌جمعی به روش یوهانسن، مستلزم تعیین طول وقفه بهینه (P) در الگوی VAR اسـت. تخمین‌های روابط بلند مدت به طول وقفه‌ی انتخاب شـده برای VAR خیلی حسـاس هستند. وقفه‌ها را نباید بیش از حد بزرگ انتخاب کرد. وقفه باید به اندازه‌ای انتخاب شود که مشکل همبستگی پیاپی وجود نداشته باشد (نوفرستی، ۱۳۷۸)

جدول-۳. نتایج آزمون حداکثر مقدار ویژه

فرضیه صفر	فرضیه جایگزین	آماره	مقدار بحرانی
r=0	r=1	۴۸/۶۵	۲۷/۵۸
r≤1	r=2	۲۵/۲۸	۲۹/۷۹
r≤2	r=3	۴/۹۰	۱۴/۲۶
r≤3	r=4	۰/۰۰۰	۳/۸۴

مأخذ: یافته‌های محقق (r تعداد بردارهای همگرا)

همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود، نتایج حاصل از جداول نشان می‌دهد که در سطح معناداری ۹۵ درصد بر اساس آماره حداکثر مقدار ویژه یک بردار همگرایی در بین متغیرها وجود دارد. در جدول (۵) می‌توان بردار هم‌انباشته بین متغیرهای کلان اقتصادی (نرخ رشد انباشت سرمایه (KG)، نرخ تورم (INF)، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (GDPG) و تفاضل نرخ بهره کوتاه‌مدت و بلندمدت (RMINUS)) را مشاهده کرد.

جدول-۴. بردار همگرایی نرمال شده بر اساس متغیر coin

بردار	GDPG	KG	RMINUS	INF
coin	-۱/۰۴	-۰/۵۱	۰/۱۱	۱
	(۸/۶۶)	(۷/۲۸)	(۶/۷۹)	

مأخذ: یافته‌های محقق، اعداد داخل پرانتز نشان دهنده آماره t

بنابراین رابطه بلندمدت بین متغیرها بصورت رابطه زیر قابل استخراج است:

$$coin = INF - 1.04.68GDPG - 0.51KG + 0.11RMINUS$$

۴-۲. روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)

در گام بعدی، روش رگرسیون GMM برای تخمین مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف شرطی (CCAPM شرطی) استفاده شده است. مقاله حاضر نسبت به مقالات اشاره شده و نیز تحقیقات دیگر موجود در این زمینه دارای تفاوت‌هایی هم در زمینه متغیرهای به کار رفته و هم شیوه آزمون ا ست زیرا اولاً روش اقتصادسنجی اکثر تحقیقات (از جمله تحقیقات مذکور و تحقیقات دیگری که با الهام از این تحقیقات صورت گرفته‌اند) شیوه رگر سیونی حداقل مربعات معمولی ا ست و دوم اینکه متغیرهای ا ستفاده شده برای بررسی بازده سهام اکثراً شامل متغیرهای مالی می‌باشند.

روش GMM اولین بار توسط هانسن (۱۹۸۲) ارائه شد که در آن می‌توان پارامترهای مدل را بدون هرگونه فرضی در مورد توزیع متغیرها برآورد کرد. این روش برای تخمین مدل‌های قیمت‌گذاری سپس توسط هانسن و سینگلتون (۱۹۸۲) مورد استفاده قرار گرفت. همانطور که عنوان گردید، مزیت این روش نسبت به روش‌های پیشین این است که در این تکنیک می‌توان پارامترهای مدل را بدون هر گونه فرضی در مورد توزیع متغیرها برآورد کرد. علاوه بر این، از آنجا که در روش مذکور، از متغیرهای ابزاری استفاده می‌شود لذا این امر باعث

می‌شـود از ایجاد همبسـتگی بین متغیرها و جزء اخلال مدل جلوگیری به عمل آید. این موضـوع برای پژوهش حاضـر بسـیار حائز اهمیت اسـت چرا که اغلب سـری‌های زمانی از جمله مصـرف دارای خودهمبسـتگی قوی هسـتند. روش GMM علاوه بر مزیت‌هایی فوق، دارای محدودیت‌هایی نیز اسـت زیرا لازمه کاربرد این روش، تعیین متغیر ابزاری مناسب برای حل مشکل درون‌زا بودن بین متغیرهای توضیحی و بازده سهام می‌باشد.

هنگامی که تعداد مشـاهدات سـری زمانی در هر کدام از مقاطع زیاد باشـد، می‌توان تحلیل مانایی (وجود ریشه واحد) را برای هر کدام از آن مقاطع مورد بررسی قرار داد. اما قدرت آزمون ریشه واحد هنگامی که طول دوره داده‌ها کم است بسیار پایین است. در این شرایط استفاده از آزمون ریشه واحد مبتنی بر داده‌های ترکیبی برای افزایش قدرت آزمون‌ها ضـروری اسـت. به عنوان مثال، آزمون‌های معمول ریشـه واحد مثل دیکی فولر[1]، دیکی فولر تعمیم یافته[2] و فیلیپس و پرون[3] که برای یک سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرند از توان آزمون پایینی برخوردار بوده و دارای تورش به سمت قبول فرضیه صفر هستند. این موضوع زمانی حجم نمونه کوچک است، تشدید می‌شود. یکی از روش‌هایی که برای رفع این مشکل پیشنهاد شده، استفاده از داده‌های ترکیبی برای افزایش حجم نمونه و آزمون ریشـه واحد در داده‌های تابلویی اسـت. لذا قبل از برآورد مدل تحقیق، لازم است مانایی تمام متغیرهای مورد استفاده در تخمین‌ها مورد آزمون قرار گیرد. زیرا مانایی متغیرها چه در مورد داده‌های سری زمانی و چه داده‌های تابلویی باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می شود. به هر حال ضروری اسـت حداقل یکی از ۵ آزمون لوین، لین و چو[4]، آزمون ایم، پسـران و شـیم[5]، آزمون فیشـر دیکی فولر تعمیم یافته[6]، آزمون فیشر- فیلیپس پرون[7] و هادری[8] برای آزمون ریشه واحد پانل مورد استفاده قرار گیرد. این آزمون اصـطلاحاً آزمون ریشـه واحد پانل نامیده می‌شـوند، از لحاظ تئوری آن‌ها آزمون‌های ریشـه واحد سـری‌های چندگانه هستند که برای ساختارهای اطلاعات پانل به کار رفته‌اند. در این آزمون‌ها روند بررسی مانایی همگی به غیر از روش هادری به یک صورت است و با رد فرضیه صفر عدم مانایی رد می شود و بیانگر مانایی متغیر است. بنابراین با رد فرضیه صفر نامانایی یا ریشه واحد رد می‌شود و مانایی پذیرفته می‌شود که یا در سطح یا با یک تفاضل یا با دو تفاضل مانا می‌شود که برای تشخیص این قسمت به احتمال آن توجه می‌شود که بایستی از ۵ درصد کوچک‌تر باشد. به منظور بررسی مانایی جمعی متغیرها از ۴ آزمون لوین، لین و چو، آزمون ایم، آزمون

1. Dickey- Fuller
2. Augmented Dickey- Fuller
3. Phillips- Perron
4. Levin, Lin & Chu
5. Im, Pesaran & shim
6. Fisher- ADF
7. Fisher - PP
8. Hadri

پسران و شین آزمون فیشر- فیلیپس پرون و آزمون فیشر – دیکی فولر تعمیم استفاده شده است. در جدول (۵) نتایج بررسی مانایی متغیرهای مدل نشان داده شده است:

جدول-۵. نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای متغیرهای مدل

متغیر	PP-Fisher		ADF-Fisher		Im, Pesaran & shim		Levin, Lin & Chu	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
cpg	۴۹/۲۸	۰/۰۰۰	۴۳/۴۸	۰/۰۰۰	-۸/۷۲	۰/۰۰۰	-۲/۷۹	۰/۰۰۲
r	۳۰/۸۸	۰/۰۰۰	۳۰/۸۷	۰/۰۰۰	-۶/۵۱	۰/۰۰۰	-۲/۵۴	۰/۰۰۵
PE	۲۸/۲۷	۰/۰۰۰	۲۲/۸۹	۰/۰۰۰	-۴/۸۷	۰/۰۰۰	-۳/۱۲	۰/۰۰۰
coin	۴۲/۴۲	۰/۰۰۰	۴۸/۲۰	۰/۰۰۰	-۱۰/۳۲	۰/۰۰۰	-۷/۱۹	۰/۰۰۴

مأخذ: یافته‌های محقق

نتایج جدول و بررسی مقادیر آماره‌های محاسبه شده و احتمال آماره‌های مورد نظر نشان می‌دهد که تمامی متغیرها در سطح مانا هستند. همانطور که اشاره شد برای موفقیت در تخمین‌های GMM یکی از گام‌های مهم انتخاب مناسب متغیرهای ابزاری برای مسئله مورد نظر می‌باشد، جدول زیر لیست متغیرهای ابزاری مورد استفاده در مدل این مقاله را نشان می‌دهد:

جدول-۶. بردار متغیرهای ابزاری مدل

نام متغیر	توضیح
cay	نسبت مصرف به ثروت
Coin(-1)	متغیر حاصل از هم‌انباشتگی متغیرهای کلان با یک دوره تأخیر
P/E(-1)	نسبت قیمت به سهام بازار با یک دوره تأخیر
P/E(-2)	نسبت قیمت به سهام بازار با دو دوره تأخیر

P/e(-1)	نسبت قیمت به سهام صنایع (به تفکیک هر صنعت) با یک دوره تأخیر
P/e(-2)	نسبت قیمت به سهام صنایع (به تفکیک هر صنعت) با دو دوره تأخیر
Log(P/e*c)	لگاریتم نسبت قیمت به سهام صنایع (به تفکیک هر صنعت) در رشد مصرف

۵. نتایج برآورد مدل

یک مسأله اساسی در استفاده از روش‌های تخمین معمول مانند روش حداقل مربعات خطا ماکزیمم درست نمایی آن است که این برآوردگرها در حالت تعداد مشاهدات زیاد و دوره زمانی کم برای پارامترهای مدل پانلی پویا نا سازگارند. همچنین ممکن است بعضی از فرض‌های معمول درمدل رگرسیون مانند ناهمبستگی متغیر توضیحی و مؤلفه‌های خطا برقرار نباشد. پس روش‌های دیگری مانند متغیرهای ابزاری که عموماً بر اساس تفاضل‌ها عمل می‌کند پیشنهاد شده است. چون به طور کلی در یک مدل تعداد برآوردگرهای به دست آمده بر اساس این متغیرها برای یک پارامتر بخصوص زیاد بوده، لذا روش گشتاوری تعمیم یافته به عنوان یک روش جایگزین برای برآوردیابی مدل‌های رگرسیون خطی پانل ارائه می‌شود. جدول (۷) نتایج تخمین مدل را با استفاده از روش GMM برای مدل CCAPM شرطی نشان می‌دهد.

جدول-۷. نتایج تخمین مدل GMM

ردیف	متغیر	ضریب	آزمون آماره	سطح احتمال
۱	ΔC_{t+1}	-۰/۲۹	-۶/۷۴	۰/۰۰۰
۲	P/E	۰/۳۷	۶/۶۲	۰/۰۰۰
۳	coin	۰/۷۰	۱۳/۸۸	۰/۰۰۰
۴	Coin. ΔC_{t+1}	-۰/۰۸	-۱۳/۵۱	۰/۰۰۰
۵	J-Statistic	۴/۶۵		
۶	Scalar P-Value	۰/۱۹۸		

مأخذ: یافته‌های محقق با استفاده از نرم افزار Eviews 8

با توجه به نتایج تخمین مدل در جدول (۸)، می‌توان ملاحظه کرد تمامی متغیرهای مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادارند. بعبارت دیگر متغیرهای توضیحی مدل شامل (تغییرات مصرف سرانه: ΔC_{t+1}، نسبت P/E، و متغیر coin که در فوق تشریح شدند) بر بازده سهام صنایع اثرمعناداری دارند. در این تخمین برای بررسی معتبر بودن ماتریس ابزارها از آزمون سارگان استفاده شده است. در این آزمون فرضیه صفر حاکی از عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلال است. مقدار احتمال آماره آزمون سارگان برابر ۰/۱۹۸ است. همانطور که مشاهده می شود فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که ابزارهای مورد استفاده برای تخمین از اعتبار لازم برخوردارند. به بیان دیگری، در مدل‌های پانل تست J هانسن با روش‌های معمولی فرق دارد تحت فرضیه صفر (محدودیت‌های بیش از حد شناسایی شده معتبر است) آزمون سارگان توزیع کی دو با درجه p-k دارد که p، رتبه ابزارها و k تعداد ضرایب تخمینی می‌باشند. با توجه به این توضیح در این مدل با توجه به اینکه آماره J مقدار ۴/۶۵ و رتبه ابزارها که ۲۷ است احتمال آماره سارگان ۰/۱۹۸ بدست می‌آید.

در تحلیل اثرگذاری نسبت P/E بر مازاد بازده سهام صنایع ارائه توضیح مختصری از این نسبت و علائم ساطع شده از آن برای راهنمایی سرمایه‌گذاران خالی از لطف نخواهد بود. همان‌طور که بیان شد این نسبت بیانگر آن است که قیمت سهام شرکت، چند برابر میزان سود نقدی به هر سهم خود تخصیص می‌دهد. به عبارت دیگر، این نسبت نشان می‌دهد که آیا قیمت سهام به نسبت سودی که بین سهامدارانش توزیع می‌کند، ارزش دارد. سرمایه‌گذاران بازار سرمایه معمولاً از P/E به عنوان ابزار نمایش ارزش شرکت یاد می‌کنند. این نسبت، رایج‌ترین نسبتی است که در بازار سرمایه، برای سرمایه‌گذاران دوراندیش دارای اهمیت بسیار زیاد می‌باشد. علت محبوبیت این نسبت، توانایی آن در بیان ارزش بازار و سود هر سهم به زبان یک عدد ریاضی است. هدف این نسبت بیان رابطه قیمتی است که یک سرمایه‌گذار بر اساس چشم‌انداز آینده شرکت، برای سود پیش‌بینی شده هر سهم می‌پردازد و انتظار دارد تا به بهره‌وری برسد.

این نسبت منعکس کننده عقیده بازار درباره یک شرکت است و معمولاً نسبت P/E شرکت‌های خوب و روبه رشد، بالا است. مقدار بالای این نسبت نشان‌دهنده خوش‌بینی و مقدار پایین آن نشان‌دهنده بدبینی عموم سرمایه‌گذاران درباره آینده شرکت است و تا زمانی بالا خواهد بود که عموم سرمایه‌گذاران باور به توانایی رشد سود یا افزایش قیمت سهام یک شرکت داشته باشند، اما اگر این اطمینان در قابیلت سودآوری شرکت ازبین برود، نسبت هم افت خواهد کرد. علاوه بر این این نسبت نشان‌دهنده سطح ریسک یک سهم است و هر چه بالاتر باشد، ریسک سهم هم بالاتر خواهد بود و در صورت منفی شدن بازار تمایل به فروش سهام با P/E بالا نسبت به سایر سهام افزایش می‌یابد. هنگامی که شرکت‌ها دوره رشد خود را پشت سر می‌گذارند سود آنها تثبیت و نسبت P/E آنها تعدیل می‌شود.

در تخمین مدل این مقاله، نسبت P/E بر مازاد بازده سهام صنایع مثبت برآورد شده و این ضریب مقدار ۰/۳۷ بدست آمده است. بدین مفهوم که انتظار داریم با افزایش یک واحد در این نسبت بر مازاد بازده سهام صنایع ۰/۳۷ واحد افزوده شود و بر عکس. ضریب مثبت بدست آمده برای این ضریب این نسبت نشان از ارتباط مثبت مازاد بازده سهام صنایع و نسبت P/E بازار است چرا که با افزایش این نسبت قیمت سهام افزایش داشته و نشان از افزایش ریسک و به دنبال آن افزایش بازده سهام خواهد شد.

متغیر دیگر اثر گذار مدل این مقاله ضریب coin می‌باشد. همانطور که اشاره شد، صرف ریسک به چرخه‌های تجاری ارتباط دارد و این ارتباط بصورت مستقیم خواهد بود بعبارتی در نقطه حضیض دور تجاری صرف ریسک مقدار کمتری خواهد داشت و برعکس. در تخمین مدل این مقاله ضریب ۰/۷۰ نشان دهنده اثر مثبت متغیر coin بر مازاد بازده سهام صنایع است که تأییدی بر گفته فوق می‌باشد. تغییرات مصرف سرانه اثر عکس بر مازاد بازده سهام صنایع دارند. برای توضیح بیشتر در مورد بتای مصرف می‌توان رابطه زیر را در نظر گرفت:

$$r_{t+1}^{i} = \alpha_t^i + \beta_{coin}^i coin_t + \beta_c^i \Delta C_{t+1} + \beta_{c\times coin}^i \Delta C_{t+1} coin_t, \quad i = 1,2,3,\dots,18$$

که در رابطه فوق، r نشان‌دهنده مازاد بازده سهام صنایع، و سایر تعاریف طبق قسمت‌های قبل می‌باشد. بتای شرطی مصرف را می‌توان با رابطه $\beta_t^i = \beta_c^i + \beta_{c\times coin}^i$ بدست آورد. (کانگ و همکاران ۲۰۱۱)

طبق بیان فوق، بتای شرطی مصرف در این مقاله ۰/۳۷- حاصل شده است که همانند کار کانگ و همکاران (۲۰۱۱) نشان از رابطه منفی بین تغییرات مصرف سرانه و مازاد بازده سهام صنایع می‌باشد. مقدار منفی بدست آمده برای بتای مصرف شرطی حاکی از رابطه منفی تغییرات مصرف سرانه و مازاد بازده سهام صنایع می‌باشد.

۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

درجه توسعه یافتگی و رونق بازار سرمایه به سبب نقش اساسی و بالقوه‌ای که در گردآوری منابع پس‌اندازهای کوچک و بزرگ موجود در اقتصاد ملی و هدایت آنها به سمت فعالیت‌های اقتصادی بلندمدت دارد به خودی خود اهمیت زیادی در توسعه اقتصادی یک کشور می‌تواند داشته باشد. در مورد بازار سهام و عوامل مؤثر در آن نظریات متعددی بیان شده است که از آن جمله می‌توان به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای اشاره کرد. تأکید عمده این مدل‌ها بر ریسک و بازده در بازار سهام است. بحث بازده که به طور عموم شناخته شده و برای همگان قابل درک است، اما ریسک در بازار سهام دارای تنوع بیشتر بوده که از آن جمله می‌توان به ریسک‌های نرخ ارز، ریسک بازار، ریسک نرخ بهره، ریسک تورم، ریسک تجاری، ریسک نقدینگی، و ریسک کشور اشاره کرد.

در این مقاله با ساخت متغیر شرطی حاصل از رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای کلان اقتصادی به بررسی ارتباط بین بازارهای مالی و اقتصاد کلان پرداخته شد. بعبارت دیگر بررسی ریسک‌های کلان و اثرگذاری این

ریسک‌ها بر بازار مالی و بازده سهام ۱۸ صنعت منتخب در اقتصاد ایران بررسی شده است. با کمک این متغیر شرطی می‌توان به بررسی یکی از مهم‌ترین حوزه‌های اقتصاد مالی که تغییرات زمانی و مقطعی ریسک سهام می‌باشد، پرداخت. نتایج حاصل از تخمین مدل‌ها نشان داد که انحراف بازده سهام ۱۸ صنعت مورد بررسی، در مدل CCAPM شرطی همراه با متغیر coin (متغیر شرطی مقاله) و نسبت قیمت به درآمد (P/E) قابل توضیح دادن است. علاوه بر این با استفاده از متغیر cay که توسط لتاو و لودگینسون (۲۰۱۰) ارائه شد و اضافه کردن آن به لیست متغیرهای ابزاری به بهبود نتایج مدل کمک شد.

با توجه به معناداری نتایج حاصل از تخمین مدل و معناداری متغیرهای توضیحی، می‌توان نتیجه گرفت متغیر تغییرات مصرف سرانه، چرخه‌های تجاری و نسبت P/E بر مازاد بازده سهام صنایع اثرگذار می‌باشند. مقدار منفی بدست آمده برای بتای مصرف شرطی حاکی از رابطه منفی تغییرات مصرف سرانه و مازاد بازده سهام صنایع دارد. صرف ریسک به متغیر شرطی کلان اقتصادی ارتباط دارد و این ارتباط بصورت مستقیم خواهد بود بعبارتی در نقطه حضیض دور تجاری صرف ریسک مقدار کمتری خواهد داشت و برعکس. سرمایه‌گذاران بازار سرمایه معمولاً از P/E به عنوان ابزار نمایش ارزش شرکت یاد می‌کنند. نسبت P/E شرکت‌های خوب و روبه رشد، بالا است. مقدار بالای این نسبت نشان‌دهنده خوش‌بینی و مقدار پایین آن نشان‌دهنده بدبینی عموم سرمایه‌گذاران درباره آینده شرکت است، اما اگر این اطمینان در قابلیت سودآوری شرکت از بین برود، نسبت هم افت خواهد کرد. در تخمین مدل این مقاله، اثر نسبت P/E بر مازاد بازده سهام صنایع مثبت برآورد شده بنابراین انتظار داریم با افزایش این نسبت بر مازاد بازده سهام صنایع افزوده شود و بر عکس. ضریب مثبت بدست آمده برای این ضریب این نسبت نشان از ارتباط مثبت مازاد بازده سهام صنایع و نسبت P/E بازار است چرا که با افزایش این نسبت قیمت سهام افزایش داشته و نشان از افزایش ریسک و به دنبال آن افزایش بازده سهام خواهد شد.

نتایج حاصل شده از این مقاله وجود ارتباط بین بازارهای کلان اقتصادی و بازارهای مالی را تأیید می‌کند بعبارت دیگر بین مازاد بازده سهام صنایع بعنوان یک متغیر مالی و متغیرهای کلان اقتصادی همچون نرخ تغییرات مصرف ارتباط معناداری برقرار است. این ارتباط معنادار راهنمای مناسبی برای سیاست‌گذران خواهد بود چرا که به منظور تشویق سرمایه‌گذاران و تحریک بازار بورس علاوه بر متغیرهای مالی توجه به متغیرهای کلان نیز حائز اهمیت خواهد بود. بنابراین توصیه می‌شود که تصمیم‌گیران و سیاست‌گذاران اقتصادی، در هنگام تدوین سیاست‌های پولی و مالی در سطح کلان، آثار ناشی از تصمیمات مزبور را بر شاخص‌های بازار سهام و سایر بازارهای مالی دیگر، مدنظر قرار دهند. نکته‌ی آخر این که بازار سهام به عنوان منبع مهم گردش سرمایه در اقتصاد هر کشوری نقش به‌سزایی دارد، لذا پیشنهاد می‌گردد سیاست‌گذاران در اعمال برنامه‌ریزی‌های کلان اقتصادی توجه خاصی به این بازار داشته باشند، تا از بروز هر گونه بحران در این بازار و فرار سرمایه جلوگیری به عمل آید.

منابع

Asprem, M. (1989). **Stock prices, asset portfolios and macroeconomic variables in 10 European countries**. *Journal of Banking and Finance*, 13: 89 -612.

Auer, B.R. (2013). **Can habit formation under complete market integration explain the cross-section of international equity risk premia**?. *Review of Financial Economics*, 22: 61-67.

Bach, C., & Moller, S. (2011). **Habit-based asset pricing with limited participation consumption**. *Journal of Banking & Finance*. 35: 2891–2901

Breeden, D. T. (1979). **An inter temporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities**. *Journal of Financial Economics*, 7: 265-296.

Campbell, J. Y. (1993). **Inter temporal asset pricing without consumption data**. *American Economic Review*, 83: 487-512.

Campbell, J. Y. (1996). **Consumption and the stock market: Interpreting international experience**. *Swedish Economic Policy Review*, 3:251-299.

Chen, M. H. (2003). Risk and return: CAPM and CCAPM. The Quarterly Review of Economics and Finance, 43(2): 369-393

Cochrane, J.H. (2005). **Asset pricing**. Princeton, NJ: Princeton university press.

Dreyer, J. K., Schneider, J., & Smith, W. T. (2013). **Saving-based asset-pricing**. *Journal of Banking & Finance*, 37(9): 3704-3715

Epstein, L. G., & Zin, S. E. (1991). **Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: An empirical analysis**. *Journal of Political Economy*, 99: 263-286.

Fung, K. W. T., Lau, C. K. M., & Chan, K. H. (2014). **The conditional equity premium, cross-sectional returns and stochastic volatility**. *Economic Modelling*, 38: 316-327.

Gregoriou, A.& Ioannidis, C. (2006). **Generalized method of moments and value tests of the consumption-capital asset pricing model under transactions**. *Empirical Economics*. 32: 19-39.

Hansen, L. P.& Jagannathan, R. (1991).**Restrictions on Inter temporal Marginal Rates of Substitution Implied by Asset Returns**. *Journal of Political Economy*. 99: 225-262.

Huang, L., Wu, J., & Zhang, R. (2014). **Exchange risk and asset returns: A theoretical and empirical study of an open economy asset pricing model**. *Emerging Markets Review*, 21: 96-116.

Ito, M. & Noda, A. (2011). **CCAPM with Time-Varing Parameters: some Evidence from japan**. *Keio Economics Society Disccussion Paper Series*. KESDP 11-4.

Kang, J., Kim, T. S., Lee, C., & Min, B. K. (2011). **Macroeconomic risk and the cross-section of stock returns**. *Journal of Banking & Finance*, 35(12): 3158-3173.

Karagyozova, T. (2007). **Asset Pricing with Heterogeneous Agents Incomplete Markets and Trading Constraints**. *Department of Economics Working Paper Series*, working paper 2007-46.

Kim, J. (2012). **Evaluating time-series restrictions for cross-sections of expected returns: Multifactor CCAPMs**. *Pacific-Basin Finance Journal*. 20: 688–706.

Kim, K. H. (2014). **Counter-cyclical Risk Aversion**. *Journal of Empirical Finance*. 29: 384-401

Lettau, M., & Ludvigson, S. (2001). **Consumption, aggregate wealth, and expected stock returns**. *Journal of Finance*, 56: 815-849.

Mankiw, N. G, & Shapiro, M.D. (1986). **Risk and return: Consumption beta versus market beta**. *Review of Economics and Statistics*, 68(3): 452-459.

Mankiw, N. G. & Zeldes, S. P. (1991).**The consumption of stockholders and non stock holders**. *Journal of Financial Economics*. 29: 97-112.

Mehra, R. & Edward P. (1985). **The equity premium: A puzzle.** *Journal of Monetary Economics*. 15: 145-161.

Márquez, E., Nieto, B., & Rubio, G. (2014). **Stock returns with consumption and illiquidity risks**. *International Review of Economics & Finance*, 29: 57-74.

Nieto, B., & Rubio, G. (2011). **The volatility of consumption-based stochastic discount factors and economic cycles**. *Journal of Banking & Finance*, 35(9): 2197-2216.

Xiao, Y., Faff, R., Gharghori, P., & Min, B. K. (2013). **Pricing innovations in consumption growth: A re-evaluation of the recursive utility model**. *Journal of Banking & Finance*, 37(11): 4465-4475.

Investigating the effect of macroeconomic variables on stock returns using conditional CCAPM and GMM method (The Case of Iran's industries Iran)

Azam Mohammad zade, Mohammadnabi SHahiki Tash, Reza Roushan

Received: 08 July 2015 **Accepted**: 05 July 2017

One of the most important issues In the financial economics, which has been attracted the attention of economists is some question about cross-sectional variation and time variation in the risk premium. One of the ways to answer these questions is to examine the relationship between financial markets and the macroeconomics. The purpose of this article is to examine the relationship between macroeconomic variables and stock return in Iran. For this purpose we use consumption-based capital assets pricing (CCAPM) to examine variables affecting on returns in the 18 selected industries of the Stock Exchange in Tehran. In the CCAPM model the consumption growth rate is the most important factor affecting returns. In this article the conditional CCAPM model contains variables per capita consumption growth rate, P/E (price-earnings ratio of shares) and conditional variable (coin). Conditional variable Coin is used to introduce macroeconomic risk, these conditional variables is the result of the conitegration between macroeconomic variables (GDP growth rate, inflation rate, the difference between short-term and long-term interest rates). Co-integration relation between these variables is studied with Johansen method, after obtaining this condition variable as coin, is estimated the conditional CCAPM using seasonal data of 1379 to 1392. The results show that the coefficients of conditional CCAPM model are significant and in the estimated conditional CCAPM, conditional variable (representing the macro-economic risks) as well as the rate of change in per capita consumption and P/E ratio play an important role in the Predicting industries stock return surplus

.

JEL classification: G10, G11, G12
Keywords: *Co-integration, Consumption Capital Assets pricing Model, Generalized Method of Moments, macroeconomic risks, Equity risk premium*

فصلنامه
سیاست های راهبردی وکلان
سال پنجم - شماره بیست، زمستان ۱۳۹۶
۲۰
شاپا: ۲۳۴۵-۲۵۴۴
فصلنامه ۲۰
Quarterly Journal of
The Macro and Strategic Policies
Vol. 5, No.20, Winter 2018
ISSN: 2345-2544
کمیسیون نظارت دبیرخانه مجمع تشخیص مصلحت نظام
Monitoring Commission of State Expediency Council
مرکز تحقیقات استراتژیک مجمع تشخیص مصلحت نظام

۱ | کنش‌های هویتی در جنبش‌های اجتماعی جدید (مورد مطالعه: جنبش‌های اعتراضی در ایران و انگلستان)
مهدی براتعلی‌پور و محمدرضا امانی

۲۷ | بررسی رابطه علی بین عوامل مؤثر بر آلودگی محیط زیست در ایران طی سال‌های ۱۳۵۵-۱۳۹۴
آناهیتا روزی‌طلب، عبدالکریم حسین‌پور

۴۷ | فرضیه صادرات منجر به رشد: بررسی تجربی بخش صنعت به صورت کل و به تفکیک زیر بخش‌ها در ایران
مهدیه رضاقلی‌زاده، مجید آقایی

۶۷ | ارزیابی عوامل مؤثر بر هم زمانی ادوار تجاری (مقایسه ایران با کشورهای منتخب حوزه منا)
سارا قبادی، مریم گزاری

۹۳ | تأثیر اجرای سیاست های اصل ٤٤ قانون اساسی بر عملکرد مالی شرکت‌های دولتی
غلامحسین محرم پور، حمید فهیمی

۱۱۱ | بررسی رابطه اقتصاد کلان بر بازارهای مالی ایران (مطالعه موردی بازار بورس اوراق بهادار تهران)
اعظم محمدزاده، محمدنبی شهیکی تاش، رضا روشن

۱۳۵ | تأثیر اعتبارات هزینه‌ای و تملک دارایی سرمایه‌ای دولت در آموزش عالی بر تولید ناخالص داخلی
ویدا ورهرامی، مرتضی عبدالهی

۱۵۳ | چالش انرژی‌های فسیلی و تبیین لزوم سرمایه‌گذاری بر انرژی‌های تجدیدپذیر در ایران
قاسم ترابی، فرشته پیام

1 | A Sociological Study of the Function of Identity Interactions in New Social Movements (Case Study: Identity Interactions in Iran and England)
Mahdi Baratalipour, Mohammadreza Amani

27 | Exploring the Causal Relationship between Effective Factors on Environmental Pollution in Iran (1977-2015)
Anahita Rouzitalab, Andolkarim Hosseinpour

47 | Export-Led Growth Hypothesis: Empirical Evidence of Industry Sector in Aggregate and Sub-Sectors Level in Iran
Mahdieh Rezagholizadeh, Majid Aghaei

67 | Evaluation of the Effective Factors on Business Cycle Synchronization, (Comparison of Iran and Selected Countries in MENA)
Sara Ghobadi, Maryam Gozari

93 | Implementation Impact of Article 44 of the Constitution on the Governmental Companies Financial Capability (Case Study: Tehran Oil Refining Company)
Qolamhossein Mahrampour, Hamid Fahimi

111 | Effects of Macroeconomic Variables on Financial Market in Iran (Case Study of Tehran Stock Exchange)
Azam Mohammadzade, Mohammadnabi SHahiki Tash, Reza Roushan

135 | Investigation the Impact of Cost Credits and Government Capital Asset Acquisition Credits in Higher Education on GDP
Vida Varahrami, Morteza Abdollahi

153 | Fossil Energy Challenge and Necessity of Investment in Renewable Energies in Iran
Ghasem Torabi, Fereshte Payam