

## ارزیابی تأثیر منابع ریسک بر بازار سرمایه اسلامی؛ مطالعه موردی بورس اوراق بهادار تهران

\* مهدیه رضاقلیزاده

\*\* مجید آقایی

### چکیده

با توجه به اینکه رابطه ریسک و بازده در بورس اوراق بهادار و رفتار سهام در مقابل عوامل ریسک، همواره از موضوعات مورد بحث در حوزه مالی بوده و سرمایه‌گذاران نیز به منظور حفظ ارزش سبد دارایی‌های خود به دنبال شناسایی عوامل ریسکی و میزان تأثیرپذیری بازده سهام از این عوامل هستند، این مقاله با تبیین روش قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای شرطی پتنگیل و همکاران (۱۹۹۵) و در قالب مدل چندعاملی آریتراتر، تأثیر شرطی منابع متنوع ریسک شامل ریسک بازار، ریسک تعییرات قیمت نفت، ریسک نرخ ارز، ریسک قیمت طلا، ریسک تورم و چولگی و کشیدگی در وضعیت صعودی و نزولی بازارها را بر بازده سهام ده صنعت برتر فعال در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۹۲ با استفاده از داده‌های روزانه بررسی کرده تا به این پرسش اساسی پاسخ دهد که منابع متنوع ریسک چه تأثیری بر بازدهی سهام دارند تا این طریق به بهینه‌سازی پورتفوی دارایی سرمایه‌گذاران تحت شرایط مختلف اقتصادی کمک کند.

بررسی روابط یاد شده با استفاده از یک رگرسیون دو مرحله‌ای انجام می‌گیرد که با توجه به ماهیت داده‌ها، مدل‌سازی در مرحله اول براساس مدل‌های سری زمانی و در مرحله دوم با تکیه بر الگوهای پانل دیتا و به کارگیری تخمین‌زن‌های اثرات ثابت و تصادفی می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه شرطی بین عوامل مختلف ریسک و بازده سهام وجود دارد و عوامل ریسک شامل ریسک بازار، نوسانات قیمت نفت، نوسانات نرخ ارز، نوسانات قیمت طلا و در برخی موارد ریسک نوسانات تورم نقش مهم و معناداری در تعیین بازده سهام در هر دو بازار صعودی و نزولی دارند. از سوی دیگر نتایج احتمال آزمون تقارن ضرایب در مدل‌های شرطی نشان می‌دهد که این رابطه در خصوص تمامی عوامل ریسک بالا در بازارهای صعودی و نزولی نامتقارن می‌باشد. در مقابل، نتایج بیانگر این است که چولگی و کشیدگی تنها در وضعیت صعودی بازار سهام، دارای تأثیری معنادار و متقارن بر بازدهی سهام است.

**واژگان کلیدی:** ریسک، بازده، مدل چندعاملی شرطی، بازار سرمایه، بورس اوراق بهادار تهران.

طبقه‌بندی JEL: G11, G12

mahdieh\_rezagholidzeh@yahoo.com  
majid\_aghaei3@yahoo.com

\* استادیار دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول)

\*\* استادیار دانشگاه مازندران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۴/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۳/۲۱

## ۱. مقدمه

سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار همواره در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری خود، ریسک را در نظر داشته و بر این عقیده‌اند که برای دست یافتن به بازده بالاتر باید ریسک بالاتر را پذیرفت. ریسک در مالی اسلامی نیز نوعی چالش تلقی شده و دانشمندان و متخصصان مالی اسلامی نیز معتقدند که رشد اقتصادی بدون قبول ریسک تحقق نخواهد یافت. قرآن کریم نیز در چند آیه به صورت مستقیم یا غیرمستقیم بر وجود وضعیت عدم اطمینان در کوشش‌ها و تصمیم‌های انسان صحه گذاشته است و تصمیم‌گیری وی را در این وضعیت جایز می‌شمرد (غفاری، ۱۳۹۲). بنابراین می‌توان گفت که مفهوم ریسک و پذیرش آن در بازارهای مالی یکی از مفاهیم بنیادی در بحث‌های سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه کلاسیک و در بازار سرمایه اسلامی بوده و به‌طور طبیعی از فعالیت‌های اقتصادی جدایی ناپذیر است.

لذا می‌توان گفت دو عامل مهم ریسک و بازده در تعیین نحوه سرمایه‌گذاری مؤثر هستند. ریسک و بازده در سرمایه‌گذاری و تأمین مالی با یکدیگر ارتباط نزدیکی دارند و عملکرد یک سرمایه‌گذار توسط ریسک و بازده سنجیده می‌شود. رابطه بین ریسک و بازده در بازار سرمایه و رفتار سهام در مقابل ریسک‌های مختلف، همواره از موضوعات مورد بحث در حوزه مالی می‌باشد و بنابراین یکی از مهم‌ترین اولویت‌های بورس آن است که منابع مختلف ریسک را شناسایی و میزان تأثیرپذیری بازده سهام مختلف از این منابع را ارزیابی کند تا بتواند ضمن ایجاد رابطه بین ریسک و بازده، سرمایه‌گذاران را تشویق به سرمایه‌گذاری بیشتر در بورس نموده و از این رهگذر سهمی نیز در رشد اقتصادی کشور داشته باشد.

بازده دارایی‌های سرمایه‌ای به عوامل مختلف ریسک واکنش نشان داده و تحت تأثیر طیف گسترده‌ای از رویدادهای پیش‌بینی نشده قرار می‌گیرد (چن و همکاران،<sup>۱</sup> ۱۹۸۶، ص ۲). از میان عوامل مختلف ریسک سیستماتیک مؤثر بر بازده سهام، می‌توان ریسک بازار را به عنوان عامل ریسک موجود در بازار سهام و عواملی نظیر نوسانات غیرمنتظره در قیمت نفت، نرخ ارز، تغییرات سطح قیمت‌ها (تورم) که به عنوان ریسک‌های کلان اقتصادی می‌باشند را نیز به عنوان عوامل ریسک سیستماتیک خارج از بازار مؤثر بر اوراق بهادار، عنوان کرد.

افزون بر این ریسک اقتصادی کشور نیز می‌تواند به عنوان عامل ریسک مؤثر بر سهام مورد توجه قرار گیرد که در این مطالعه از قیمت سکه طلا در ایران، به عنوان شاخصی برای آن استفاده خواهد شد. علاوه‌بر این بازار طلا به عنوان بازار رقیبی برای بازار سهام ایران محسوب شده و لذا نوسانات

1. Chen, Roll & Ross

قیمت طلا - به عنوان یک دارایی جایگزین برای سهام در سبد دارایی افراد - می‌تواند بر بازده سهام مؤثر باشد. همچنین در صورتی که توزیع بازده سهام نرمال نباشد، دو عامل اضافی ریسک چولگی و کشیدگی بازده نیز می‌توانند بر بازده سهام مؤثر باشند. تمامی این عوامل (یعنی ریسک‌های بازار، تغییرات قیمت نفت، تغییرات نرخ ارز، تغییرات قیمت طلا، تورم و چولگی و کشیدگی) به عنوان منابع ریسک، بر سودآوری شرکت‌ها مؤثر هستند و در نتیجه می‌توانند بر بازده سهام تأثیر بگذارند.

با توجه به اهمیت موضوع پاد شده و از آنجایی که بورس اوراق بهادار تهران به عنوان جزئی از بازار سرمایه اسلامی ایران در رشد و توسعه اقتصادی کشور مؤثر است، شناسایی عوامل مؤثر بر این بازار نظیر عوامل ریسک و بررسی میزان تأثیرپذیری بازده سهام صنایع مختلف از منابع ریسک متفاوت می‌تواند در ارزیابی بهتر این بازار و بهبود و کنترل عملکرد آن مؤثر واقع شود. پژوهشگران اسلامی اعتقاد دارند که معامله‌ها باید از جهالت یا اطلاعات کاذب به دور باشند، یعنی بازار مالی اسلامی باید شفاف باشد و معامله‌ها با در نظر گرفتن تمامی اطلاعات از جمله اطلاعات مربوط به منابع ریسک موجود در بازار انجام شود.

از این‌رو، در این مقاله تلاش می‌شود تا با تبیین روش قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای شرطی پنتگیل و همکاران<sup>۱</sup> (۱۹۹۵) در قالب مدل چندعاملی آربیتری راس (۱۹۷۶)، تأثیر شرطی منابع متنوع ریسک یاد شده بر بازده سهام ده صنعت برتر فعال در بورس اوراق بهادار تهران در بازارهای سعودی و نزولی هر یک از متغیرها طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۹۲ و با استفاده از داده‌های روزانه، برآورد شود تا به این پرسش اساسی پاسخ داده شود که بین بازدهی سهام شرکت‌های مورد مطالعه فعال در بورس اوراق بهادار تهران و منابع ریسک مورد بررسی چه ارتباطی وجود دارد؟

به همین منظور پس از ارائه مبانی نظری تحقیق و مطالعات پیشین، به ارائه مدل و متغیرهای تحقیق پرداخته و در پایان نیز نتایج تجربی مدل تجزیه و تحلیل می‌شود و براساس نتایج پیشنهادهای لازم ارائه خواهد شد. جهت گردآوری اطلاعات لازم در خصوص مباحث نظری و پیشینه مطالعات تجربی از منابع کتابخانه‌ای و اینترنت استفاده شده است. داده‌ها و آمار مورد نیاز جهت مدل‌سازی در این تحقیق از مرکز اطلاع‌رسانی بورس اوراق بهادار تهران،<sup>۲</sup> گزارش‌های اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی ایران، بایگانی روزنامه دنیای اقتصاد و پایگاه اداره اطلاعات انرژی آمریکا (EIA)<sup>۳</sup> به دست آمده است.

1. Pettengill, Sundaram & Mathur

2. www.irbourse.com

3. U.S. Energy Information Administration (www.eia.gov)

## ۲. پیشینه پژوهش

همان‌گونه که در قسمت مبانی نظری بیان شد، چگونگی رابطه بین ریسک و بازده دارایی با مدل CAPM در قالب چهار مبحث خاص به چالش کشیده شده است. با توجه به اینکه در این مقاله از یک مدل چندعاملی شرطی استفاده شده که ترکیبی از مدل چندعاملی غیرشرطی آربیتراژ و مدل تک عاملی شرطی پتنگیل و همکاران (۱۹۹۵) بوده و توسط سادرسکی و باشر (۲۰۰۶)<sup>۱</sup> نیز به کار گرفته شده است، تأکید این پژوهش بر مطالعات انجام شده داخلی و خارجی در رابطه با دیدگاه گروه اول و دیدگاه گروه چهارم می‌باشد. در ذیل به تفکیک، به مطالعات انجام شده توسط پژوهشگران این دو گروه اشاره می‌شود و دیدگاه‌های دوم و سوم آورده نمی‌شود.

### ۲-۱. دیدگاه اول

- مطالعه چن و همکاران (۱۹۸۶) براساس مدل آربیتراژ معرفی شده توسط راس<sup>۲</sup> (۱۹۷۶)، از اولین مطالعات انجام شده در خصوص بررسی تأثیر عوامل متعدد ریسک سیستماتیک (متغیرهای کلان اقتصادی) بر بازده سهام است. نتایج کاربرد نظریه آربیتراژ در مطالعه آنها نشان داد که متغیرهای کلان به عنوان منابع ریسکی هستند که بازده سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهند. پس از مطالعه چن و همکاران (۱۹۸۶) مطالعات بسیاری مبنای مطالعه خود را مدل معرفی شده توسط راس (۱۹۷۶) و مطالعه چن و همکاران (۱۹۸۶) قرار داده‌اند که در ذیل به چند مورد از جدیدترین آنها اشاره می‌شود:

- گوریاو<sup>۳</sup> (۲۰۰۴) با استفاده از مدل‌های چندعاملی تأثیر برخی عوامل ریسک (نظیر ریسک قیمت نفت) بر بازده سهام صنایع منتخب روسیه را بررسی کرده است. نتایج این مطالعه که برای یک دوره پنج ساله انجام شده، نشان می‌دهد که عامل ریسک قیمت نفت اثر معناداری بر بازده سهام شرکت‌های مورد مطالعه ندارد؛

- تورسوی و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۰۸) با استفاده از مدل APT، چگونگی تأثیرگذاری برخی از متغیرهای اقتصادی نظیر قیمت نفت خام را بر بازده سهام صنایع فعال در بورس سهام استانبول طی دوره ۲۰۰۵-۲۰۰۱ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد که رابطه معنادار قوی بین قیمت نفت خام و بازده سهام در بورس استانبول وجود ندارد و البته میزان تأثیر این عامل بر صنایع مختلف نیز متفاوت است؛

- تونالی<sup>۵</sup> (۲۰۱۰) با استفاده از روش خود رگرسیون برداری (VAR) تأثیر متغیرهای کلان

1. Sadorsky and Basher

2. Ross

3. Goriave, Alexei

4. Tursoy, Gunsel & Rjoub

5. Tunali, Halil

اقتصادی (قیمت نفت، نرخ ارز، قیمت طلا و...) بر شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار استانبول طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۲۰۰۲ را بررسی و نتیجه گرفت که یک رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه و بازدهی سهام وجود دارد؛

- چینزرا<sup>۱</sup> (۲۰۱۱) رابطه ناطمنانی متغیرهای کلان اقتصادی از جمله نرخ ارز و قیمت سهام را با استفاده از مدل‌های VAR-GARCH برای آفریقای جنوبی بررسی کرده است. نتایج وجود رابطه دوطرفه بین این متغیرها را نشان می‌دهد. همچنین ناطمنانی متغیرهای کلان اقتصادی اثر معناداری بر روی نوسانات بازار سهام دارد؛

- تقی و محمدزاده (۱۳۸۱) ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی (نرخ ارز، قیمت جهانی نفت، تورم و...) با شاخص قیمت سهام را طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۷۰ بررسی کردند. براساس نتایج، قیمت نفت رابطه‌ای منفی با شاخص قیمت سهام دارد؛

- اسلاملویان و زارع (۱۳۸۵)، با استفاده از الگوی خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای لوکاس، تأثیر برخی از متغیرهای اقتصادی بر شاخص قیمت سهام بورس تهران را طی دوره ۱۳۷۲-۱۳۸۲ بررسی کردند. براساس نتایج این مطالعه، قیمت نفت تأثیری مثبت بر شاخص قیمت سهام دارد؛

- سجادی و همکاران (۱۳۸۹) با استفاده از روش خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی، رابطه بلندمدت بین نرخ رشد شاخص بازده نقدی سهام و برخی متغیرهای کلان اقتصادی (تورم، نرخ رشد نقدینگی، نرخ ارز و درآمد نفتی) را طی دوره زمانی ۱۳۷۴-۱۳۸۶ تجزیه و تحلیل کردند. نتایج آزمون همجمعی نشان از وجود رابطه بلندمدت بین نرخ رشد شاخص بازده نقدی و درآمد نفتی است؛

- سجادی و همکاران (۱۳۹۰)، تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل نرخ تورم و نرخ ارز را بر بازده مورد انتظار هر سهم در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کردند. آنها با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۳۷۶-۱۳۸۶ این رابطه را در قالب سیستم رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب غیرخطی تکراری ارزیابی نمودند. نتایج نشان می‌دهد نرخ ارز از جمله عوامل مؤثر بر بازده مورد انتظار کل سهام بورس است.

همان‌گونه که نتایج پژوهش‌ها نیز نشان می‌دهد، هنوز اجماع نظری کلی در خصوص چگونگی رابطه بین قیمت نفت با شاخص قیمت سهام در میان پژوهشگران وجود ندارد و در هر منطقه و نیز هر دوره زمانی، نیاز به بررسی و برآورد روابط است.

## ۲-۲. دیدگاه چهارم

- پتنگیل و همکاران (۱۹۹۵) برای تعیین رابطه بین ریسک بازار و بازده در بازار سهام آمریکا از یک مدل شرطی استفاده کردند و بدین منظور بازار سهام این کشور را طی دوره زمانی ۱۹۳۶-۱۹۹۰ به دو صورت سعودی و نزولی در نظر گرفتند. نتایج نشان داد که در بازار سعودی، رابطه بین ریسک بازار و بازده واقعی سهام مثبت خواهد بود و برعکس. لذا می‌توان گفت رابطه بین ریسک و بازده یک رابطه شرطی است که مشروط به جهت حرکت بازار بوده و در بازارهای رو به بالا و رو به پایین متفاوت است:

- تانگ و شام (۲۰۰۳ a)<sup>۱</sup> با استفاده از روش پتنگیل و همکاران (۱۹۹۵) رابطه شرطی میان ریسک بازار و بازدهی را در چندین بازار سهام توسعه یافته بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که یک رابطه شرطی معنادار بین ریسک و بازدهی وجود دارد. آنها پس از انجام این مطالعه به این نکته پی بردنند که به طور عمومی، بازدهی توزیع غیرنرمال دارد و لذا مطالعه قبلی خود را با لحاظ چولگی و کشیدگی به عنوان معیارهای دیگری از ریسک گسترش دادند. نتایج مطالعه دوم آنها (۲۰۰۳ b) نشان می‌دهد که چولگی (ونه کشیدگی) یک عامل ریسک بسیار مهم و مؤثر بر بازدهی است که باید به عنوان عامل اضافی ریسک وارد مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها شود؛

- سادورسکی و باشر (۲۰۰۶) تأثیر عوامل مختلف ریسک را بر بازده سهام در بازارهای نوظهور<sup>۲</sup> بررسی کردند. آنها بدین منظور مدل پتنگیل و همکاران (۱۹۹۵) را گسترش دادند و در قالب مدل چند عاملی قیمت‌گذاری آربیتری، با تأکید بر جهت حرکت بازار نفت و بازار سهام و وارد کردن متغیرهای مجازی برای دوره‌های سعودی و نزولی بازار نفت و بازار سهام به عنوان شروط معادله، تأثیر شرطی عوامل مختلف ریسک (ریسک‌های قیمت نفت، بازار، کل، چولگی و کشیدگی و...) را بر بازدهی سهام بررسی کردند. نتایج نشان داد که ریسک قیمت نفت در وضعیت صعودی بازار نفت و نیز ریسک بازار سهام در وضعیت صعودی بازار سهام، یک رابطه مثبت و معنادار با بازده تحقق یافته سهام کشورهای مورد مطالعه دارد و لذا نقش بسیار مهمی در تعیین بازده سهام این کشورها ایفا می‌کند؛

- رفای (۲۰۰۹)<sup>۴</sup> برای بررسی وجود رابطه شرطی میان ریسک بازار و بازده سهام در کشور اردن، از روش پتنگیل و همکاران (۱۹۹۵) استفاده کرد و نتیجه گرفت که وجود رابطه شرطی میان دو متغیر یاد شده مورد تأیید است و در بازار سعودی (نزولی)، یک رابطه مثبت (منفی) بین ریسک و بازده وجود دارد؛

1. Tang and Shum

2. Emerging Stock Market Returns

3. Total risk

4. Refai

- سینایی و مرادی (۲۰۱۰)<sup>۱</sup> رابطه شرطی بین ریسک بازار و بازده سهام را در بازار سهام تهران طی دوره ۲۰۰۳-۲۰۰۵ و در بازارهای سعودی و نزولی بررسی و همچنین تأثیر شاخصه‌هایی از بازده سهام نظیر چولگی و کشیدگی را بر بازده مطالعه کردند. نتایج نشان داد که چولگی تأثیر مهمی بر بازدهی سهام دارد، در حالی که کشیدگی تأثیر معناداری بر بازدهی ندارد؛
- تهرانی و صادقی شریف (۱۳۸۳) با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، تأثیر ریسک بازار بر بازده سهام در بازارهای رو به بالا و رو به پایین را در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۷۴-۱۳۷۹ بررسی کردند. نتایج در دوره‌ای که مازاد بازار نیز مثبت بود (بازار سعودی سهام) نشان داد که رابطه بین بازده سهام و ریسک بازار، یک رابطه خطی همراه با شبیب مثبت بوده و لذا می‌توان گفت در دوره ۱۳۷۹-۱۳۷۴ در بورس اوراق بهادار تهران بین ریسک بازار و بازده رابطه شرطی مثبت وجود دارد؛
- تهرانی و همکاران (۱۳۸۷) رابطه بین ریسک بازار سهام، چولگی و کشیدگی با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران را در دوره ۱۳۸۱-۱۳۸۵ بررسی و این دوره را به دو دوره سعودی و نزولی تقسیم کردند. نتایج نشان داد که در دوره سعودی چولگی و کشیدگی نقش مهمی در توصیف بازده‌های سهام ایفا می‌کنند. این در حالی است که در بازارهای نزولی، تنها چولگی با بازده ارتباط دارد و فرضیه رابطه معناداری بین کشیدگی با بازده تأیید نمی‌شود.
- تمام پژوهش‌های داخلی در خصوص رابطه شرطی بین ریسک و بازده، بر مبنای مدل پتنگیل و همکاران (۱۹۹۵) تنها عامل ریسک بازار را مورد توجه قرار داده‌اند. همچنین مطالعاتی که تأثیر سایر عوامل اقتصادی بر بازده سهام را با استفاده از مدل آریترائز ارزیابی کرده‌اند، به این نکته توجه نداشته‌اند که تأثیرگذاری این عوامل بر بازده ممکن است در شرایط سعودی و نزولی بازارها با هم تفاوت داشته باشد و لذا تأثیر غیرشرطی عوامل را بر بازدهی بررسی کرده‌اند. با توجه به اهمیت بررسی رابطه شرطی تأثیر منابع متنوع ریسک بر بازده سهام و با توجه به اینکه تاکنون مطالعه‌ای در این خصوص در داخل کشور انجام نشده، این مقاله با استفاده از مدل‌های شرطی چندعاملی، رابطه بین عوامل مختلف ریسک و بازده سهام صنایع منتخب فعال در بورس تهران طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۹۲ را ارزیابی می‌کند. این مقاله، اولین مطالعه جامع در خصوص بررسی رابطه شرطی بین عوامل متنوع ریسک و بازار سهام ایران است.

### ۳. مبانی نظری

#### ۳-۱. بازار سرمایه

ساز و کار بازار سرمایه به طور کلی در همه جای دنیا شبیه به هم است، اگر به طور سنتی به این بازار نگاه شود، خریداران و فروشنده‌گان کالاهای واقعی بدنه اصلی این بازار را تشکیل می‌دهند؛ اما امروزه این بازار از شکل سنتی خود خارج شده و گروه دیگری به نام سفته‌بازان با اهداف سوداگرانه وارد این بازار شده‌اند. این گروه جدید برخلاف دو گروه دیگر قبل، فعالیت‌هایشان محدود به خرید و فروش کالاهای نمی‌شود؛ بلکه در بسیاری از موقع اوراق یا برگه‌هایی خرید و فروش می‌کنند که مابه ازای کالایی ندارند و در حقیقت کالایی بین خریدار و فروشنده رد و بدل نمی‌شود.

#### ۳-۲. بازار سرمایه اسلامی

برخلاف بازار سرمایه کلاسیک، که توجهی به واقعیت معامله در بیرون ندارد، در بازار سرمایه اسلامی آنچه اتفاق می‌افتد واقعیت دارد؛ یعنی خریداران و فروشنده‌گان معامله غیرواقعی نمی‌کنند. بنابراین در اقتصاد اسلامی معامله‌ها در بازار سرمایه محدود می‌شود؛ چراکه بخش بزرگی از آنها که به صورت مبادله اوراق قرضه و معامله‌های همراه با شناس آزمایی محض است، کنار گذاشته می‌شود. در واقع بازار سرمایه در اقتصاد اسلامی به کارایی بیشینه توجه می‌کند و شرط رسیدن به حداقل کارایی را انجام معامله‌های واقعی و نه غیرواقعی و نه همراه با شناس آزمایی می‌داند.

#### ۳-۳. ریسک

تأثیر و حضور ریسک در تمام فعالیت‌های اقتصادی (سرمایه‌گذاری و تجارتی)، آن را به عنوان یک عامل مهم در اقتصاد مطرح کرده و یکی از مفاهیم بنیادی در بحث‌های سرمایه‌گذاری، مفهوم ریسک و پذیرش آن در بازارهای مالی است. صاحب‌نظران مالی بر این باورند که رشد اقتصادی و انجام فعالیت‌های سرمایه‌گذاری بدون قبول ریسک امکان‌پذیر نیست و کسی که خود را در معرض ریسک قرار نمی‌دهد، تصور کسب سود برای او، دشوار است. نبود ریسک، موجب کاهش کارایی و از دست رفتن انگیزه‌ها در سرمایه‌گذاری خواهد شد (موسیان و علیزاده اصل، ۱۳۹۴).

#### ۳-۴. ریسک از دیدگاه اسلام

متغیران اسلامی معتقدند که ارزش افزوده بدون پذیرش ریسک زیان یا شکست، امکان‌پذیر نیست. از دید اقتصادی، ریسک برای پیشرفت اقتصادی و ایجاد ثروت ضروری است. اگر همه پس اندازکنندگان و واسطه‌های مالی آنها فقط در دارایی‌های بدون ریسک، سرمایه‌گذاری کنند،

پتانسیل رشد کسب و کار به وجود نمی‌آید. در حقیقت این تمایل به پذیرش ریسک و عدم اطمینان است که خلاقیت و پیشرفت فنی را به وجود می‌آورد و منجر به ایجاد سرمایه‌گذاری، تولید، استغال و رفاه می‌شود. بنابراین، ریسک به طور طبیعی از فعالیت‌های اقتصادی جدایی ناپذیر است. الزامات اسلامی مبنی بر اینکه ریسک ممکن است از معاملات واقعی جدا نشود، طبیعی و مطابق با واقعیت اقتصادی است. بنابراین ریسک در مالی اسلامی نیز نوعی چالش تلقی شده و دانشمندان و متخصصان مالی اسلامی نیز معتقدند که رشد اقتصادی بدون قبول ریسک تحقق نخواهد یافت.

به دیگر سخن، کسی که خود را در معرض مخاطره قرار نمی‌دهد، به سودآوری نیز نمی‌رسد. افرون بر آن، عدم وجود ریسک، موجب از دست رفتن انگیزه‌ها می‌شود و کارایی اقتصادی را نیز به مخاطره می‌اندازد. بنابراین، رشد اقتصادی ناگزیر از پذیرش ریسک است (غفاری، ۱۳۹۲). البته باید توجه داشت که ریسک بیش از حد، جزء موضع سرمایه‌گذاری بوده و می‌تواند به کاهش رشد اقتصادی و کمبود انگیزه‌ها برای مشارکت افراد در زمینه‌های متنوع سرمایه‌گذاری بینجامد (سویلم، ۱۳۸۶)، باید میان این دو حد به یک تعادل دست یافت.

### ۳-۵. رابطه بین ریسک و بازده

رابطه بین ریسک و بازده در بازار سرمایه و رفتار سهام در مقابل ریسک‌های مختلف، همواره از موضوعات مورد بحث در حوزه مالی است. ریسک و بازده در سرمایه‌گذاری و تأمین مالی با یکدیگر ارتباط نزدیکی دارند و عملکرد یک سرمایه‌گذار توسط این دو عامل سنجیده می‌شود. در نظریه‌های اقتصادی، رابطه مستقیمی میان ریسک و بازده وجود دارد؛ به طوری که با افزایش ریسک، بازده مورد انتظار نیز افزایش می‌یابد. تا دهه ۱۹۵۰ ریسک به عنوان یک عامل کیفی محسوب می‌شد تا اینکه با تلاش هری مارکویتز<sup>۱</sup> (۱۹۵۲) ریسک کمیت‌پذیر شد. نظریه مارکویتز میشأ پیدایش تئوری سبد دارایی‌ها (تئوری مدرن پرتفولیو) گردید. مهم‌ترین نقش این تئوری، ایجاد چارچوب ریسک-بازده برای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران است. پس از شکل‌گیری نظریه سبد اوراق بهادر توسط مارکویتز، ترینور (۱۹۶۱)، شارپ (۱۹۶۴) و لینتر<sup>۲</sup> (۱۹۶۵) و بلاک<sup>۳</sup> (۱۹۷۲) از جمله پژوهشگرانی بودند که تحلیل نظری نوع اوراق بهادر مارکویتز را برای طراحی رویکرد جدیدی در تعیین قیمت دارایی‌ها با عنوان نظریه قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) استفاده کردند. این مدل برای در نظر گرفتن ریسک‌های سیستماتیک<sup>۴</sup> در سبد و اندازه‌گیری آن ابداع شده و هدف آن است که مدلی را

1. Martkowitz

2. Lintner

3. Black

4. ریسک‌ها به دو دسته سیستماتیک و غیرسیستماتیک تقسیم می‌شوند. ریسک‌های سیستماتیک رویدادهای ←

ارائه دهد تا با استفاده از آن بتوان دارایی‌های ریسکی (با بازده متغیر) را قیمت‌گذاری کرد. این مدل در پیشینه مالی و اقتصادسنجی مشابه با رویه دو مرحله‌ای به کار گرفته شده توسط فاما و مک‌بٹ (۱۹۷۳)<sup>۱</sup> به صورت مدل رگرسیون دو مرحله‌ای مطرح شده است. در مرحله اول از یک مدل CAPM برای تخمین بتا (ریسک سیستماتیک) استفاده شد و بدین منظور از مدل رگرسیون سری زمانی به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$(1) \quad R_{it} = \alpha + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it}$$

$R_{it}$  بازده مربوط به دارایی  $i$  در زمان  $t$ ،  $\beta_i$  حساسیت بازدهی دارایی  $i$  نسبت به بازدهی سبد دارایی بازار است که در واقع میزان ریسک سیستماتیک دارایی را نشان می‌دهد (ریسک بازار)،  $R_{mt}$  بازده مربوط به سبد اوراق بهادر بازار (بازده بازار) در زمان  $t$ ،  $\alpha$  عدد ثابت (عرض از مبدأ) و  $\varepsilon_{it}$  جزء اخلاق است؛

در مرحله دوم یک رگرسیون مقطعي از بتا (ریسک) برآورد شده در مرحله قبل (معادله ۱) بر بازدهی دارایی، به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$(2) \quad R_i = \alpha_0 + \alpha_1 \beta_i + \varepsilon_i$$

که در آن  $\beta_i$  ریسک سیستماتیک (ریسک بازار) است. چگونگی رابطه بین ریسک و بازده دارایی در قالب CAPM که توسط شارپ، لیتنتر و بلاک معرفی شده است، به صورت چهار مبحث خاص به چالش کشیده شده است (پتنگیل و همکاران، ۱۹۹۵):

- گروه اول پژوهش‌هایی که معتقدند ریسک بازار نمی‌تواند به عنوان تنها شاخص ریسک سیستماتیک باشد. این موضوع منجر به توجه پژوهشگرانی نظری راس (۱۹۷۶) به برخی از متغیرهای کلان و معرفی نظریه قیمت‌گذاری آریتراژ شد. نظریه آریتراژ، رویکردن جدید و متفاوت در تعیین قیمت دارایی‌های سرمایه‌ای، امکان استفاده بیش از یک عامل می‌داند و برخلاف مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، امکان استفاده از یک عامل ریسک سیستماتیک را فراهم می‌کند. این نظریه فرض می‌کند که فرایند تولید بازده دارایی به صورت یک مدل K فاکتوری به شکل زیر نشان داده می‌شود (رایلی و براون، ۱۳۸۴):

→ غیرمنتظره‌ای هستند که تمامی دارایی‌ها را با نسبت‌های مختلف تحت تأثیر قرار می‌دهند؛ زیرا این رویدادها اقتصادی هستند. ریسک سیستماتیک ناشی از تحولات کلی بازار و اقتصاد است و تنها مختص به شرکت خاصی نیست. به دیگر بیان ریسک سیستماتیک در اثر حرکت‌های کلی بازار به وجود آمده و به شرایط عمومی بازار مربوط است. این ریسک قابل سر شکن شدن به وسیله تشکیل سبد و تکنیک‌های مدیریت آن نیست و آن را با ضریب بتا اندازه‌گیری می‌کنند. در مقابل، ریسک‌های غیرسیستماتیک یا ریسک‌های ویژه، آنهایی هستند که مخصوص خود سهام بوده و دارای ویژگی‌های خاص و برتر آن سهم می‌باشند و ربطی به حرکت‌های منفی یا مثبت بازار ندارند.

1. Fama and MacBeth

$$R_i = E_i + b_{i1}\delta_1 + b_{i2}\delta_2 + \dots + b_{ik}\delta_k + \varepsilon_i \quad i = 1, \dots, N \quad (3)$$

$R_i$  بازده دارایی  $\delta$  در یک دوره زمانی مشخص،  $E_i$  بازده مورد انتظار دارایی  $\delta$  در صورتی که عوامل یا شاخص‌ها دارای تغییرات صفر باشند،  $b_{ik}$  واکنش بازده دارایی  $\delta$  نسبت به تغییر در متغیر مستقل  $k$ ،  $\delta_k$  فاکتورهای چندگانه‌ای هستند که بر روی بازده تمام دارایی‌ها اثر می‌گذارند،  $i$  تأثیر منحصر به فرد بر روی بازده دارایی  $\delta$  که طبق فرض در سبد‌های اوراق بهادار بزرگ کاملاً متعدد دارای میانگین صفر است و  $N$  تعداد دارایی‌ها.

اگر بازار کارا باشد، یعنی موقعیت‌های آربیتریزی وجود نداشته باشد یا به عبارت دیگر بازدهی یک پورتفولیوی آربیتریزی برابر صفر باشد (محسنی دمنه، ۱۳۸۶)، بازده مورد انتظار هر دارایی  $\delta$ ، به صورت رابطه (۴) تعریف می‌شود که همان نظریه قیمت‌گذاری آربیتریز است (رایلی و براون، ۱۳۸۴):

$$E(R_i) = \lambda_0 + \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2} + \dots + \lambda_k b_{ik} \quad (4)$$

$\lambda_0$  بازده مورد انتظار یک دارایی با ریسک سیستماتیک صفر،  $\lambda_k$  تغییر در بازده مورد انتظار به ازای یک واحد افزایش در  $b_{ik}$  است. به عبارت دیگر  $\lambda_k$ ، بازده حاصل به خاطر تحمل ریسک مرتبط با عامل  $k$  می‌باشد:

- گروه دوم پژوهشگرانی نظیر لاکنیشوک و شاپیرو (۱۹۸۶)<sup>۱</sup> بودند که براساس شواهد تجربی اعلام کردند بازده دارایی تحت تأثیر مجموعه متنوعی از عوامل ریسک غیرسیستماتیک نیز قرار می‌گیرد؛

- گروه سوم پژوهشگران که فاما و فرنچ (۱۹۹۲)<sup>۲</sup> را می‌توان به عنوان مهم‌ترین آنها نام برد، بیان کردند که مشاهده‌های تجربی نشان می‌دهد رابطه منطقی و اصولی بین ریسک بازار و بازدهی وجود ندارد؛

- گروه چهارم که پتنگیل و همکاران (۱۹۹۵) به عنوان نظریه پردازان اصلی آن محسوب می‌شوند، بیان داشتند که رابطه بین ریسک و بازده (بازده تحقیق یافته و نه بازده انتظاری) مشروط به جهت حرکت بازار است.

انتقادی که پتنگیل و همکاران (۱۹۹۵) به مدل CAPM وارد کرده‌اند این است که این مدل تنها بیانگر یک رابطه مثبت و غیرشرطی بین ریسک بازار و بازده انتظاری است و قادر به پاسخگویی به این پرسش نیست که تحت چه شرایطی، رابطه بین ریسک و بازده، منفی است؟ به عقیده آنها زمانی که از بازده واقعی به جای بازده مورد انتظار استفاده می‌شود، باید بین بازار با بازده مازاد مثبت (رونق) و بازار با بازده مازاد منفی (رکود) تفکیک قائل شد. براساس رویکرد آنها نوعی

رابطه شرطی بین بازده و ریسک بازار وجود دارد که مشروط به مثبت و منفی بودن بازده مازاد (صرف ریسک) می‌باشد. آنها به این نتیجه رسیدند که در بازارهای صعودی، رابطه بین ریسک بازار و بازده مثبت و در بازارهای نزولی، منفی است. لذا می‌توان گفت رابطه بین ریسک و بازده یک رابطه شرطی است که مشروط به جهت حرکت بازار بوده و در بازارهای رو به بالا (صعودی)<sup>۱</sup> و رو به پایین (نزولی)<sup>۲</sup> متفاوت می‌باشد. جهت حرکت بازار سهام به صورت رابطه زیر تعیین می‌شود:

(۵) بازده دارایی بدون ریسک - بازده واقعی بازار (تغییر شاخص قیمت و بازده نقدی) = بازده مازاد بازار (صرف ریسک)<sup>۳</sup>  
اگر بازده بازار بیشتر از نرخ بازده بدون ریسک (بازده دارایی با ریسک صفر) باشد، بازده مازاد

بازار (حاشیه ریسک) مثبت بوده و جهت حرکت بازار رو به بالا (صعودی) است و بر عکس.

یک سرمایه‌گذار، دارایی با ریسک پایین (دارایی بدون ریسک) را تنها در صورتی نگه می‌دارد که بازده بازار کمتر از بازدهی دارایی بدون ریسک (نرخ بهره بدون ریسک) باشد. اما اگر بازدهی بازار بیشتر از بازدهی دارایی بدون ریسک باشد، هیچ سرمایه‌گذاری مایل به داشتن دارایی بدون ریسک نخواهد بود. لذا می‌توان گفت رابطه‌ای که بین ریسک و بازده دارایی وجود دارد مشروط به مثبت یا منفی بودن بازده مازاد بازار است؛ به گونه‌ای که اگر بازده مازاد بازار مثبت باشد، رابطه بین ریسک و بازده دارایی مثبت بوده و بر عکس (پتگیل و همکاران، ۱۹۹۵)، (سادورسکی و باشر، ۲۰۰۶) و (تریو و همکاران، ۲۰۱۰). مدل معرفی شده توسط پتگیل و همکاران (۱۹۹۵) به صورت معادله (۶) و (۷) است:

$$R_{it} = \hat{\beta}_i * (R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$R_{it} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t} * \delta * \beta_i + \hat{\gamma}_{2t} * (1 - \delta) * \beta_i + \varepsilon_t \quad (7)$$

معادله (۶) رابطه بین بازده دارایی و بتا (ریسک) را نشان می‌دهد که مشروط به رابطه بین بازده واقعی بازار ( $R_m$ ) و نرخ بهره بدون ریسک ( $R_f$ ) می‌باشد. در صورتی که بازده تحقق یافته بازار بیشتر از نرخ بهره بدون ریسک باشد { (نرخ بهره بدون ریسک)  $R_m > R_f$  } (بازده بازار)، بازده مازاد بازار یا همان صرف ریسک یعنی  $(R_{mt} - R_{ft})$  مثبت بوده، در نتیجه  $\beta_i * (R_{mt} - R_{ft})$  نیز مثبت خواهد بود و بر عکس.

در معادله (۷)،  $\delta$  متغیر مجازی و نشان‌دهنده جهت حرکت بازار است. اگر  $\delta = 1$  ( $\delta = 0$ ) باشد، بیانگر این است که بازده مازاد بازار مثبت (منفی) و لذا رابطه بین ریسک با بازدهی مثبت (منفی) است.

1. Up

2. Down

3. Excess return

با توجه به نتایج یاد شده که براساس مرور مطالعات پیشین حاصل شده، می‌توان گفت در مطالعات انجام شده براساس مدل‌های شرطی بر مبنای CAPM تنها تأثیر ریسک سیستماتیک بازار بر بازده بررسی شده است. از سوی دیگر تمامی مطالعاتی که مدل چند عاملی آربیتریز را به منظور بررسی تأثیر عوامل متنوع بر بازده سهام مورد استفاده قرار داده‌اند، از مدل غیرشرطی معرفی شده توسط راس (۱۹۷۶) استفاده کرده و هیچ‌یک از آنها به بررسی تأثیر منابع متنوع ریسک بر بازده سهام به صورت شرطی و با در نظر گرفتن جهت حرکت بازارها نپرداخته‌اند. سادورسکی و باشر (۲۰۰۶) در پی پاسخ به این پرسش که عوامل مختلف ریسک چگونه در شرایط صعودی و نزولی بازارها، تأثیر سیستماتیک بر بازده سهام خواهند داشت، مدل شرطی پتنگیل و همکاران (۱۹۹۵) را گسترش داده و در قالب مدل چند عاملی قیمت‌گذاری آربیتریز (APT)، تأثیر شرطی (در شرایط صعودی و نزولی بازارها) منابع مختلف ریسک (افزون بر ریسک بازار) را بر بازده سهام بررسی کرده‌اند. این مقاله نیز به منظور ارزیابی تأثیر شرطی منابع ریسک بر بازده سهام در بورس اوراق بهادر تهران، از یک مدل چند عاملی شرطی که بر مبنای مدل تک عاملی غیرشرطی CAPM، مدل چند عاملی غیرشرطی آربیتریز و مدل CAPM شرطی پتنگیل و همکاران (۱۹۹۵) می‌باشد، استفاده خواهد کرد.

#### ۴. ارائه مدل و بررسی متغیرها

##### ۴-۱. قلمرو زمانی و مکانی تحقیق

در این پژوهش، ارزیابی تأثیر منابع ریسک بر بازده سهام ده صنعت برتر فعال در بورس اوراق بهادر تهران انجام خواهد شد. این صنایع که براساس میزان ارزش جاری یا ارزش بازار هر سهم<sup>۱</sup> رتبه‌بندی می‌شوند، بزرگ‌ترین صنایع فعال در بورس تهران هستند و همگی مهم‌ترین و معروف‌ترین شرکت‌های بورسی را در خود جای می‌دهند. این ۱۰ صنعت برتر که سهمی در حدود ۸۰ الی ۹۰ درصد از ارزش کل بازار در بورس اوراق بهادر تهران را دارند و هر یک از آنها به تنهایی توانایی تغییر شاخص را دارند، براساس گزارش عملکرد اوراق بهادر که هر ماهه توسط بورس اوراق بهادر تهران منتشر می‌شود، با عنوان Top Ten معرفی می‌شوند و در بیشتر سال‌های مورد مطالعه یکسان بوده و عبارتند از: خودرو و ساخت قطعات<sup>۲</sup> (Veh)، شرکت‌های چندرشته‌ای

۱. مجموع ارزش بازار کل تعداد سهام منتشر شده یک شرکت به قیمت جاری بورس را ارزش جاری یا ارزش بازار یک سهم می‌گویند (Market Capitalization).

2. Motor Vehicles and Auto Parts

صنعتی<sup>۱</sup> (Div)، استخراج کانه‌های فلزی<sup>۲</sup> (Ore)، انبوه‌سازی، املاک و مستغلات<sup>۳</sup> (Con)، بانک‌ها و مؤسسات اعتباری<sup>۴</sup> (Mon)، سرمایه‌گذاری‌ها<sup>۵</sup> (Inv)، سیمان، آهک و گچ<sup>۶</sup> (Cem)، فرآورده‌های نفتی، کک و سوخت هسته‌ای<sup>۷</sup> (Pet)، فلزات اساسی<sup>۸</sup> (Met) و محصولات شیمیایی<sup>۹</sup> (Che).<sup>۱۰</sup>

افزون بر این، یکی دیگر از معیارهای بسیار مهم در انتخاب صنایع یاد شده، حضور آنها در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۲ است.

**۴-۲. تشریح آماره‌های توصیفی، ایستایی و همبستگی بازده متغیرهای وابسته**  
جدول زیر آماره‌های توصیفی<sup>۱۱</sup> مربوط به متغیر بازدهی روزانه سهام صنایع مورد مطالعه که به صورت سری زمانی روزانه به عنوان متغیر وابسته در هر مدل می‌باشد را نشان می‌دهد:

جدول ۱: آماره‌های توصیفی متغیر بازدهی روزانه سهام صنایع منتخب در چهار گروه مورد مطالعه

شاخص صنعت	مشاهده‌ها	تعداد	میانگین	ضریب میانگین	انحراف	ضریب تغییرات	حداکثر	حداقل	چولگی	کشیدگی
خودرو و ساخت قطعات (Veh)	۸۹۳	۰/۰۳۱	۰/۸۴۲	۰/۷۱۱	۲۷/۱۶	۲۷/۳۴۲	-۷/۳۴۲	۳/۹۵۳	-۰/۶۶۱	۱۱/۶۷۴
شرکت‌های چندرشته‌ای صنعتی (Div)	۸۹۳	۰/۰۴۸	۰/۱۰۹	۱/۰۹	۲۲/۷۰	۲۲/۵۶۳	-۱۳/۵۶۳	۵/۷۸۱	-۳/۵۷۰	۴۸/۲۲۶
استخراج کانه‌های فلزی (Ore)	۸۹۳	۰/۱۱۳	۱/۱۹۸	۱/۱۹۸	۱۰/۶۰	۱۰/۶۷۷	-۱۴/۶۷۷	۶/۹۳۴	-۱/۴۹۳	۲۹/۴۵۹
انبوه‌سازی، املاک و مستغلات (Con)	۸۹۳	۰/۰۳۳	۰/۶۸۹	۰/۶۸۹	۲۰/۸۷	۲۰/۱۰۳	-۷/۱۰۳	۵/۱۲۶	-۱/۰۲۱	۲۲/۴۵۱
بانک‌ها، مؤسسه‌های اعتباری و سایر (Mon)	۸۹۳	-۰/۰۰۴	۱/۳۴۵	-۳۳۶/۲۵	-۳۳۶/۲۵	-۱۷/۸۴۶	۸/۹۳۵	-۴/۹۵۳	-۴/۹۵۳	۷۶/۰۹۴
سرمایه‌گذاری‌ها (Inv)	۸۹۳	۰/۰۲۵	۰/۷۱۱	۰/۷۱۱	۲۸/۴۴	۲۸/۲۲۱	-۵/۲۲۱	۳/۰۱۱	-۰/۵۴۱	۱۲/۵۴۷
سیمان، آهک و گچ (Cem)	۸۹۳	-۰/۰۲۱	۰/۶۳۲	-۳۰/۰۹۵	-۳۰/۰۹۵	-۳/۲۱۲	۱۰/۸۸۴	۵/۷۷۰	-۳/۵۷۰	۱۰/۶۳۸
فرآورده‌های نفتی، کک و سوخت (Pet)	۸۹۳	۰/۰۶۹	۱/۴۰۴	۱/۴۰۴	۲۰/۳۴	-۸/۳۲۶	۱۹/۵۶۰	۵/۱۲۳	-۱/۴۹۳	۷۹/۲۶۹
فلزات اساسی (Met)	۸۹۳	۰/۱۵۲	۱/۲۱۵	۱/۲۱۵	۷/۹۹	-۴/۴۳۱	۲۰/۹۳۰	۵/۸۳۸	-۰/۵۴۱	۱۰/۵۴۷
محصولات شیمیایی (Che)	۸۹۳	۰/۰۶۱	۱/۱۵۳	۱/۱۵۳	۱۸/۹۰	-۱۸/۸۹۳	۱۱/۹۶۶	-۲/۹۴۵	۵/۷۷۰	۱۰/۱۲۷
کل صنعت (Tm)	۸۹۳	۰/۰۳۶	۰/۵۶۱	۰/۵۶۱	۱۵/۵۸	-۲/۲۱۴	۴/۷۲۲	-۰/۶۴۷	-۰/۶۴۷	۱۲/۷۴۳

منبع: محاسبه‌های تحقیق (توجه: حروف داخل پرانتز بیانگر نام اختصاری صنایع که در این تحقیق مورد استفاده قرار خواهد گرفت، می‌باشد)

#### 1. Diversified Industrials

شرکت‌های چندرشته‌ای صنعتی شامل سرمایه‌گذاری غدیر، سرمایه‌گذاری صندوق بازنیستگی، سرمایه‌گذاری گروه توسعه ملی و گروه سرمایه‌گذاری امید می‌باشد.

#### 2. Metal Ores Mining

#### 3. Real Estate And Construction

#### 4. Monetary Intermediation

#### 5. Investment Companies

#### 6. Cement-Lime & Plaster

#### 7. Refined Petroleum Products

#### 8. Basic Metal

#### 9. Chemicals & By products

۱۰. حروف انگلیسی داخل پرانتز بیانگر حروف اختصاری نام صنایع مورد مطالعه در این تحقیق است.

#### 11. Descriptive statistics

انحراف معیار بازده سهام هر گروه نشان‌دهنده میزان ریسک آن گروه است. نکته جالب توجه در خصوص آماره انحراف معیار این است که براساس نتایج این جدول، پایین‌ترین مقدار این آماره مربوط به بازدهی کل بازار (۰/۵۶۱) است که نشان‌دهنده پایین‌ترین مقدار ریسک می‌باشد. این موضوع تأییدکننده یکی از مهم‌ترین اصول بازار سرمایه مبنی بر کمینه کردن ریسک از طریق متنوع‌سازی سبد دارایی‌ها (پورتفولیو) می‌باشد.

بررسی ماتریس همبستگی بین متغیرهای بازده روزانه سهام صنایع مورد مطالعه با بازده کل بازار سهام در تمامی گروه‌ها نشان می‌دهد که بازدهی سهام تمامی صنایع مورد مطالعه، همبستگی مشتی با بازده کل بازار (Tmr) دارد.

#### ۴-۳. ارائه مدل تحقیق

##### ۴-۳-۱. مدل مرحله اول

مدل‌سازی در مرحله اول با توجه به ماهیت داده‌ها براساس مدل‌های سری زمانی بوده و برآورد این مدل‌ها به منظور به دست آوردن ضرایب متغیرهای مستقل (بتاباها)، با استفاده از تخمین زن گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برای هر صنعت و در هر سال به‌طور جداگانه انجام می‌گیرد. در این مرحله برای تخمین عوامل ریسک از مدل رگرسیون سری زمانی روزانه مطابق با معادله (۸) استفاده خواهد شد:

$$R_{it} = c + \beta^{Mkt}_i Mkt_t + \beta^{Oil}_i Oil_t + \beta^{Exch}_i Exch_t + \beta^G_i G_t + \beta^{Inf}_i Inf_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$i$  بیانگر صنعت و  $t$  بیانگر زمان (روز کاری) است.

$R_{it}$  بازده تحقق یافته روزانه سهم صنعت  $i$  در روز  $t$  که با استفاده از رابطه (۹) محاسبه می‌شود (ترييو و همکاران، ۲۰۱۰):<sup>۱</sup>

$$R_{it} = \log(T_{it} T_{i,t-1}) \quad (9)$$

$T_{it}$  شاخص قیمت سهام صنعت  $i$  در روز کاری  $t$  است که آمار مربوط به آن از شرکت بورس اوراق بهادار تهران گردآوری شده است.

$Mkt_t$  بازده مازاد بازار<sup>۲</sup> در روز  $t$  است که در واقع همان  $R_{mt} - R_{ft}$  بوده که صرف ریسک نامیده می‌شود. این متغیر با استفاده از رابطه (۱۰) محاسبه می‌شود:

$$Mkt_t = R_{mt} - R_{ft} \quad (10)$$

بازده دارایی بدون ریسک - بازده واقعی بازار (تغییر شاخص قیمت و بازده نقدی) = بازده مازاد بازار (صرف ریسک)

که در آن، بازده بازار ( $R_{mt}$ ) تغییرات شاخص قیمت و بازده نفتی (یا شاخص درآمد کل با نماد TEDPIX) در روز  $t$  می‌باشد. بازده این شاخص -که از فوردهن ۱۳۷۷ در بورس تهران محاسبه و منتشر شده است- نشانگر بازده کل بورس است و با نام شاخص بازده بازار سهام معروفی می‌شود.

- بازده دارایی بدون ریسک ( $R_f$ ): نرخ بازده بدون ریسک که در محاسبه بازده مازاد بازار استفاده می‌شود، نرخ بهره ورقه بهادری است که در شرایط بدون تورم، هیچ ریسکی ندارد. برای اندازه‌گیری نرخ بازده بدون ریسک اجماع نظر مناسبی وجود ندارد. فیشر (۱۹۳۰) در رساله «تئوری بهره» از مفهوم تورم انتظاری برای اندازه‌گیری نرخ بازده بدون ریسک استفاده کرد. نرخ بازده اوراق مشارکت و نرخ بهره بین بنکی به عنوان شاخص‌های معنکس‌کننده نرخ بازده بدون ریسک در نظر گرفته می‌شوند. در این مطالعه از نرخ سود علی‌الحساب اوراق مشارکت بنک مرکزی به عنوان نرخ بازده بدون ریسک استفاده می‌شود (واعظ و همکاران، ۱۳۸۷).

$Oil_i$  بازده (درصد تغییرات) قیمت نفت خام؛ برای داده‌های مربوط به این متغیر از بازده روزانه قیمت نفت خام برنت (بر حسب دلار آمریکا برای هر بشکه نفت)،<sup>1</sup> که از پایگاه مدیریت اطلاعات انرژی استخراج شده است، استفاده می‌شود؛

$Exch_i$  بازده (درصد تغییرات) نرخ ارز می‌باشد. برای متغیر نرخ ارز از متوسط قیمت فروش یک دلار آمریکا در بازار آزاد شهر تهران (بر حسب ریال) استفاده شده است؛  $G_i$  بازده (درصد تغییرات) قیمت طلا می‌باشد. برای متغیر قیمت طلا از متوسط قیمت فروش یک سکه تمام بهار آزادی با طرح جدید در بازار آزاد شهر تهران (بر حسب هزار ریال) استفاده شده است؛

$Inf_i$  نرخ تورم (تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها) می‌باشد که در واقع همان درصد تغییر در شاخص قیمت مصرف‌کننده است؛

$\beta^x_i$  عکس العمل بازده سهام صنعت  $i$  نسبت به متغیر مستقل  $X$  (یا همان عوامل ریسک) است؛  $\beta^{Mkt}_i$  واکنش بازده سهام صنعت  $i$  نسبت به متغیر مستقل بازده بازار در سال  $t$  (بنا یا ریسک بازار). بنابراین می‌توان گفت ریسک بازار تغییر بازده دارایی ناشی از نوسانات کلی بازار است؛  $\beta^{Oil}_i$  واکنش بازده سهم صنعت  $i$  نسبت به تغییرات قیمت نفت در سال  $t$  (بنا یا ریسک قیمت نفت). لذا ریسک قیمت نفت تغییر در بازده دارایی ناشی از نوسان قیمت جهانی نفت است؛  $\beta^{Exch}_i$  واکنش بازده سهم صنعت  $i$  نسبت به تغییرات نرخ ارز در سال  $t$  (بنا یا ریسک نرخ ارز). لذا ریسک نرخ ارز، ناشی از تغییر بازده دارایی در نتیجه نوسان ارز است؛

1. Europe Brent Spot Price FOB (Dollars per Barrel)

$\beta_i^G$  واکنش بازده سهم صنعت  $i$  نسبت به تغییرات قیمت طلا در سال  $t$  (بنا یا ریسک قیمت طلا). ریسک قیمت طلا تغییر در بازده دارایی ناشی از نوسانات قیمت طلاست؛  $\beta_i^{Inf}$  واکنش بازده سهم صنعت  $i$  نسبت به تغییرات سطح قیمت‌ها (نرخ تورم) در سال  $t$  (بنا یا ریسک تورمی) عبارت است از تغییر در بازده دارایی که ناشی از نوسانات سطح قیمت‌ها می‌باشد.  $c_{it}$  ضریب ثابت و  $\varepsilon_{it}$  جزء اخلاق است.

معادله (۸) به طور جداگانه در هر سال و برای هر یک از صنایع با استفاده از تخمین زن گشتاورهای تعییم یافته (GMM) برآورد می‌شود. به این ترتیب در هر سال  $t$ ، ضرایب الگو که بتای مربوط به هر عامل بوده و در واقع بیانگر ریسک هر عامل می‌باشد، شامل ریسک‌های بازار، قیمت نفت، نرخ ارز، قیمت طلا و تورم برای هر صنعت  $i$  برآورد می‌شوند.

#### ۴-۳-۲. مدل مرحله دوم

در مرحله دوم، متغیرهای ریسک (بتاباهای) برآورده شده در مرحله اول برای هر صنعت و در هر سال، به عنوان متغیرهای توضیحی و به عنوان منابع ریسک تأثیرگذار بر بازده سهام در قالب یک مدل پانل دیتا مدل‌سازی می‌شوند تا رابطه بین منابع ریسک و بازده سهام برآورده شود. به عبارت دیگر متغیرهای توضیحی در این مرحله عبارتند از بتاباهای برآورده شده در مرحله قبل که به صورت جداگانه برای هر صنعت و در هر سال وجود دارند. در این مرحله رابطه بین بازده سهام با منابع ریسک در قالب مدل‌های غیرشرطی و شرطی برآورده شوند. مدل غیرشرطی مورد نظر به منظور برآورده رابطه بین منابع ریسک (ریسک بازار، ریسک قیمت نفت) و بازده سهام در این مطالعه به صورت معادله (۱۱) می‌باشد:

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma^{Mkt} \beta^{Mkt}_{it} + \gamma^{Oil} \beta^{Oil}_{it} + \gamma^{Exch} \beta^{Exch}_{it} + \gamma^G \beta^G_{it} + \gamma^{Inf} \beta^{Inf}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

که در آن،  $R_{it}$  بازده سالانه سهام صنعت  $i$  در سال  $t$ ؛  $\beta_{it}^x$  عکس العمل بازده سهام صنعت  $i$  نسبت به متغیر مستقل  $x$  (متغیرهای معرفی شده در مرحله یک) در سال  $t$ . این بتاها همان عوامل ریسک می‌باشند که در واقع ضرایب برآورده شده در مدل مرحله اول هستند.

این مدل بدون توجه به جهت حرکت بازار بوده و تنها یک رابطه غیرشرطی را میان بازدهی و ریسک نشان می‌دهد؛ اما از آنجایی که رابطه بین ریسک و بازده یک رابطه شرطی بوده و باید جهت حرکت بازار در آن لحاظ شود، بر مبنای مدل پنتگیل و همکاران (۱۹۹۵) و سادورسکی و باشر (۲۰۰۶)، با وارد کردن متغیرهای مجازی به منظور تفکیک بازارهای سعودی و نزولی، مدل غیرشرطی (۱۱) به مدل شرطی (۱۲) تغییر داده می‌شود تا بررسی شود که عوامل ریسک چگونه در شرایط سعودی و نزولی، تأثیر سیستماتیک بر بازده سهام دارند و آیا تفاوت معناداری در رابطه بین ریسک و بازده در شرایط سعودی و نزولی بازار وجود دارد یا خیر؟

(۱۲)

$$\begin{aligned}
R_{it} = & \gamma_0 + \gamma^{Mkt>0} D_{1t} \beta^{Mkt}_{it} + \gamma^{Mkt<0} (1 - D_{1t}) \beta^{Mkt}_{it} + \gamma^{Oil>0} D_{2t} \beta^{Oil}_{it} \\
& + \gamma^{Oil<0} (1 - D_{2t}) \beta^{Oil}_{it} + \gamma^{Exch>0} D_{3t} \beta^{Exch}_{it} + \gamma^{Exch<0} (1 - D_{3t}) \beta^{Exch}_{it} \\
& + \gamma^{G>0} D_{4t} \beta^G_{it} + \gamma^{G<0} (1 - D_{4t}) \beta^G_{it} + \gamma^{Inf>0} D_{5t} \beta^{Inf}_{it} \\
& + \gamma^{Inf<0} (1 - D_{5t}) \beta^{Inf}_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned}$$

$D_{1t}$  متغیر مجازی است که نشان‌دهنده جهت حرکت بازار سهام و برابر یک است؛ اگر بازده مازاد بازار مثبت باشد (بازار صعودی)، برابر صفر خواهد بود؛ اگر بازده مازاد بازار منفی باشد (بازار نزولی)، دیگر متغیرهای مجازی مربوط به متغیرهای ریسک قیمت نفت، ریسک نرخ ارز، ریسک قیمت طلا و ریسک تورم نیز به طور مشابه در وضعیت‌های صعودی و نزولی بازار تعریف خواهد شد.

دوره مورد مطالعه (۱۳۸۶-۱۳۹۲) یک دوره پر نوسان برای بورس اوراق بهادار تهران بوده و نتایج

جدول (۱) نیز نشان می‌دهد که بیشتر متغیرهای بازده، بیانگر چولگی بوده و تمام گروه‌ها درجه بالایی از کشیدگی را نشان می‌دهند. این موضوع بیانگر این است که چولگی و کشیدگی نیز می‌توانند به عنوان منابع اضافی ریسک مؤثر بر بازدهی مورد توجه قرار گیرند و وارد مدل شوند و بنابراین اضافه کردن این دو متغیر به عنوان عوامل اضافی ریسک به مدل غیرشرطی (۱۱) و شرطی (۱۲)، منطقی به نظر می‌رسد. این موضوع در مطالعه تهرانی و همکاران (۱۳۸۷) نیز مورد توجه قرار گرفته و چولگی و کشیدگی به عنوان عوامل مؤثر بر بازدهی سهام وارد مدل شده‌اند. لذا پس از برآورد دو مدل غیرشرطی و شرطی یاد شده، هر یک از متغیرهای چولگی و کشیدگی به طور جداگانه، به هر یک از مدل‌ها اضافه شده و مجددًا برآورد انجام می‌شود. در انتها نیز مدل غیرشرطی و شرطی معرفی شده، با لحاظ کردن تمامی عوامل ریسک تخمین زده خواهد شد. مدل‌های غیرشرطی و شرطی نهایی با لحاظ کردن تمامی عوامل ریسک به ترتیب به صورت معادله (۱۳) و (۱۴) می‌باشند:

(۱۳)

$$\begin{aligned}
R_{it} = & \gamma_0 + \gamma^{Mkt} \beta^{Mkt}_{it} + \gamma^{Oil} \beta^{Oil}_{it} + \gamma^{Exch} \beta^{Exch}_{it} + \gamma^G \beta^G_{it} \\
& + \gamma^{Inf} \beta^{Inf}_{it} + \gamma^{Sk} Sk_{it} + \gamma^{Ku} Ku_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned}$$

(۱۴)

$$\begin{aligned}
R_{it} = & \gamma_0 + \gamma^{Mkt>0} D_{1t} \beta^{Mkt}_{it} + \gamma^{Mkt<0} (1 - D_{1t}) \beta^{Mkt}_{it} + \gamma^{Oil>0} D_{2t} \beta^{Oil}_{it} \\
& + \gamma^{Oil<0} (1 - D_{2t}) \beta^{Oil}_{it} + \gamma^{Exch>0} D_{3t} \beta^{Exch}_{it} + \gamma^{Exch<0} (1 - D_{3t}) \beta^{Exch}_{it} \\
& + \gamma^{G>0} D_{4t} \beta^G_{it} + \gamma^{G<0} (1 - D_{4t}) \beta^G_{it} + \gamma^{Inf>0} D_{5t} \beta^{Inf}_{it} + \\
& \gamma^{Inf<0} (1 - D_{5t}) \beta^{Inf}_{it} + \gamma^{Sk(Mkt>0)} D_{1t} Sk_{it} + \gamma^{Sk(Mkt<0)} (1 - D_{1t}) Sk_{it} \\
& + \gamma^{Ku(Mkt>0)} D_{1t} Ku_{it} + \gamma^{Ku(Mkt<0)} (1 - D_{1t}) Ku_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned}$$

بیانگر چولگی متغیر بازده سهم  $i$  در سال  $t$  و  $Ku_{it}$  بیانگر کشیدگی متغیر بازده سهم  $i$  در سال  $t$  می‌باشد.

### ۴-۳-۳. آزمون تقارن<sup>۱</sup> ضرایب

از آنجایی که امروزه چگونگی رابطه تقارن بین تغییر متغیرها و فعالیت‌های اقتصادی یکی از موضوعات مهم و مورد بحث اقتصادی می‌باشد (جونز و همکاران، ۲۰۰۴)<sup>۲</sup> و (садورسکی و باشر، ۲۰۰۶)، در این تحقیق پس از برآورد مدل‌ها، فرضیه تقارن ضرایب در بازارهای رو به بالا و رو به پایین آزمون شده است. فرضیه تقارن بین ضرایب عوامل ریسک در وضعیت صعودی و نزولی بازار به صورت زیر آزمون می‌شود:

$$\begin{aligned} H_0 : \gamma^{x>0} &= \gamma^{x<0} \\ H_1 : \gamma^{x>0} &\neq \gamma^{x<0} \end{aligned} \quad (15)$$

X بیانگر عامل ریسک است. فرضیه  $H_0$  که بیان می‌کند ضریب متغیر ریسک X در وضعیت صعودی و نزولی، یکسان می‌باشد، بیانگر وجود رابطه متقارن<sup>۳</sup> بین ضرایب X در وضعیت صعودی و نزولی است. در مقابل، فرض  $H_1$  بیانگر رابطه‌ای نامتقارن<sup>۴</sup> بوده و بدین معناست که ضریب X در شرایط صعودی و نزولی یکسان نیست.

## ۵. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

### ۵-۱. برآورد مدل مرحله اول: سری زمانی

همان‌طورکه بیان شد، در مرحله اول با استفاده از تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم یافته و با استفاده از داده‌های روزانه متغیرها، معادله‌ای جدایانه برای هر یک از صنایع در هر سال برآورد گردید. یعنی در مرحله اول مدل مربوط به هر صنعت برای هر سال به‌طور مجزا برآورد شده و یک بتای مجزا به دست می‌آید. در مجموع برای هفت سال، هفت بتای مختلف برای هر متغیر در هر صنعت به دست می‌آید. صحت و اعتبار نتایج حاصل از تخمین مدل‌ها پس از انجام آزمون‌های تشخیصی مورد نیاز نظیر آزمون سارگان،<sup>۵</sup> خودهمبستگی، واریانس ناهمسانی و آزمون رمزی تأیید شده و در مرحله بعد استفاده خواهد شد.

1. Symmetry

2. Jones

3. Symmetric

4. Asymmetric

۵. در این مطالعه اعتبار متغیرهای ابزاری با استفاده از آزمون تشخیصی سارگان بررسی شده است. آزمون سارگان تحت فرضیه صفر مبنی بر اعتبار شرایط گشتاوری براساس توزیع مجانی کای دو قرار دارد. فرضیه اساسی عدم خودهمبستگی سریالی اجزای خطای نیز با استفاده از آزمون این فرضیه که مقادیر تفاضلی اجزای باقیمانده ( $\Delta_{it}$ ) دارای خودهمبستگی مرتبه دوم نیستند، بررسی می‌شود. رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی مرتبه دوم مقادیر تفاضلی اجزای خطای نشان‌دهنده خودهمبستگی سریالی اجزای خطای در سطح و در نتیجه ناسازگار بودن نتایج تخمین GMM می‌باشد (لوئیز و همکاران، ۲۰۱۲).

جدول (۲) میانگین ضرایب بتای (متغیرهای ریسک) برآورده شده مربوط به هر متغیر مستقل طی سال‌های مورد مطالعه را به تفکیک برای هر صنعت نشان می‌دهد.

جدول ۲: میانگین ضرایب بتا (متغیرهای ریسک) برآورده شده برای هر صنعت در مرحله اول

شاخص صنعت	رویسک بازار	رویسک قیمت نفت	رویسک نرخ ارز	رویسک نرخ تورم	رویسک بازار
خودرو و ساخت قطعات (Veh)	۰/۵۵۱	۰/۰۱۶	۰/۰۱۳	-۰/۰۰۱	۰/۴۰۳
شرکت‌های چندرشته‌ای صنعتی (Div)	۱/۰۰۶	-۰/۰۱۹	۰/۰۳۳	-۰/۰۱۱	۴/۲۲۶
استخراج کانه‌های فلزی (Ore)	۰/۹۴۳	۰/۰۳۴	-۰/۰۹۸	-۰/۰۰۵	۰/۴۰۲
انبوه‌سازی، املاک و مستغلات (Con)	۰/۰۹۴	-۰/۰۲۰	-۰/۰۸۵	-۰/۰۱۶	-۱/۷۶۸
بانک‌ها، مؤسسه‌های اعتباری و سایر نهادهای پولی (Mon)	۱/۲۰۸	۰/۰۲۱	۰/۰۹۴	-۰/۰۴۸	-۰/۹۷۵
سرمایه‌گذاری‌ها (Inv)	۰/۳۱۴	-۰/۰۰۵	-۰/۰۳۷	-۰/۰۱۰	۱/۳۱۳
سیمان، آهک و گچ (Cem)	۰/۲۱۱	-۰/۰۰۶	-۰/۰۷۴	-۰/۰۱۶	-۰/۵۷۸
فرآورده‌های نفتی، کک و سوخت هسته‌ای (Pet)	۰/۳۵۲	-۰/۰۰۶	۰/۰۷۳	-۰/۰۷۸	۳/۰۰۶
فلزات اساسی (Met)	۱/۳۱۳	۰/۰۰۴	۰/۱۷۵	-۰/۰۸۷	-۲/۱۴۸
محصولات شیمیابی (Che)	۱/۳۰۴	-۰/۰۲۶	-۰/۰۶۰	-۰/۰۰۳	۳/۳۰۱

منبع: محاسبه‌های تحقیق

گفتنی است که ضرایب بتای برآورده شده برخی متغیرها در بعضی از سال‌ها، در سطح پایینی از معناداری قرار داشتند؛ اما با توجه به اینکه تمامی این ضرایب به عنوان متغیرهای توضیحی در مرحله بعد مورد نیاز می‌باشند، در مدل‌ها باقی مانده‌اند. البته همان‌گونه که بیان شد صحت تمامی نتایج از نظر آزمون‌های شناختی مدل تأیید شده است.

## ۵- ۲. برآورد مدل مرحله دوم؛ پانل دیتا

برآورد مدل در مرحله دوم با تکیه بر الگوهای پانل دیتا و به کارگیری تخمین‌زن‌های اثرات ثابت و تصادفی انجام می‌شود. برآورد مدل در این مرحله، رابطه میان منابع مختلف ریسک و بازده سهام صنایع منتخب را به دست خواهد داد. گفتنی است متغیرهای توضیحی (عوامل ریسک مؤثر بر بازده سهام) در این مرحله، در واقع همان ضرایب بتای به دست آمده در مرحله اول می‌باشند. همچنین متغیرهای چولگی و کشیدگی (گشتاورهای سوم و چهارم) نیز در این مرحله به مدل اضافه خواهند شد. در این مرحله، متغیر وابسته دیگر روزانه نیست و شامل متوسط بازدهی برای هر صنعت در طول سال است.

به رغم عدم وجود همبستگی کامل بین متغیرهای یاد شده، به منظور جلوگیری از ایجاد مشکل در برآوردها، همان‌گونه که در قسمت معرفی مدل نیز بیان شد، چهار مدل مختلف در این مقاله برآورد خواهد شد که مدل (۱) رابطه بین بازدهی و تمامی منابع ریسک به غیر از چولگی و کشیدگی (شامل ریسک بازار و ریسک قیمت نفت) را بررسی می‌کند. در مدل (۲) چولگی و در مدل (۳)، کشیدگی به عنوان منابع اضافی ریسک، به مدل (۱) اضافه خواهند شد و در مدل (۴) تمامی منابع ریسک در مدل موجود بوده و رابطه غیرشرطی و شرطی بین بازدهی با تمام منابع ریسک بررسی می‌شود.

به منظور تخمین معادلات در این مرحله ابتدا لازم است نوع روش تخمین داده‌های پانل تعیین شود. بنابراین، ابتدا برای تعیین وجود (یا عدم وجود) عرض از مبدأ جداگانه برای هر یک از صنایع از آماره  $F$  استفاده می‌شود. با توجه به اینکه میزان آماره  $F$  محاسبه شده در تمامی مدل‌ها از آماره  $F$  جدول بزرگ‌تر بود، با سطح اطمینان بالای ۹۹ درصد فرضیه صفر آزمون مبنی بر استفاده از روش حداقل مربعات معمولی رد می‌شود و در نتیجه رگرسیون مقید<sup>۱</sup> (روش حداقل مربعات معمولی) دارای اعتبار نبوده و باید عرض از مبدأهای مختلف (روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی) را در مدل‌ها لحاظ کرد. سپس برای آزمون اینکه مدل با بهره‌گیری از روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی برآورد شود، از آزمون هاسمن<sup>۲</sup> استفاده شده است. انجام این آزمون و همچنین تمامی تخمین‌های این مقاله با استفاده از نرم‌افزار STATA12 انجام شده است. با توجه به اینکه احتمال آماره  $\chi^2$  (هاسمن) به دست آمده از انجام محاسبات برای تمامی رگرسیون‌ها از  $0.05$  بزرگ‌تر است، فرضیه صفر مبنی بر استفاده از روش اثرات تصادفی پذیرفته می‌شود و لذا روش اثرات تصادفی برای تخمین مدل‌ها تأیید می‌شود.

#### نتایج برآورد مرحله دوم

جداول شماره (۳) و (۴) نتایج برآورد مدل‌های غیرشرطی و شرطی تأثیر عوامل ریسک بر بازده سهام در صنایع مورد مطالعه به روش اثرات تصادفی را نشان می‌دهد. این جداول همچنین نتایج مربوط به آزمون هاسمن که نشان‌دهنده مناسب بودن روش اثرات تصادفی در برآوردها می‌باشد، را نشان می‌دهد.

1. Restricted Regression

2. Hasman test

جدول ۳: نتایج برآورد مدل‌های غیرشرطی تأثیر عوامل ریسک بر بازده سهام در صنایع منتخب فعال در بورس اوراق بهادار تهران

(۱۰) صنعت برتر فعال در بورس اوراق بهادار تهران) به روش اثرات تصادفی

۴ مدل	۳ مدل	۲ مدل	۱ مدل	
-0.083*	-0.049*	-0.067*	-0.019*	ریسک بازار
(0.037)	(0.019)	(0.027)	(0.008)	
1.032	1.234*	1.250	1.21*	ریسک قیمت نفت
(0.683)	(0.534)	(0.925)	(0.54)	
0.156*	0.078*	0.189*	0.111	ریسک نرخ ارز
(0.067)	(0.032)	(0.084)	(0.044)	
-1.661*	-1.647*	-1.703*	-1.705*	ریسک قیمت طلا
(0.706)	(0.738)	(0.737)	(0.707)	
-0.01	-0.007	-0.006	-0.0008*	ریسک تورم
(0.012)	(0.011)	(0.008)	(0.0003)	
-0.186		-0.212		چولگی
(0.099)		(0.1)		
0.184	0.256			کشیدگی
(0.173)	(0.131)			
0.656*	0.77*	0.255*	0.205*	ضریب ثابت
(0.271)	(0.316)	(0.103)	(0.082)	
27.47	24.80	24.52	21.37	آماره F لیمر ( $Pr > F$ )
(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.003)	
104.760	82.962	97.856	112.451	آماره F فیشر ( $Pr > F$ )
(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	
0.606	0.312	0.578	0.212	آزمون هاسمن ( $Pr > \chi^2$ ) ( $H_0$ : اثرات تصادفی)
0.365	0.152	0.166	0.146	$R^2$
0.167	0.167	0.167	0.167	آزمون وولدریج (Wooldridge test)
70	70	70	70	تعداد مشاهدات

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$  اعداد داخل پرانتز بیانگر خطای معیار (Standard Error) است.

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۴: نتایج برآورد مدل‌های شرطی تأثیر عوامل ریسک بر بازده سهام در صنایع منتخب فعال در بورس اوراق بهادار تهران

(۱۰) صنعت برتر فعال در بورس اوراق بهادار تهران) به روش اثرات تصادفی

۴ مدل	۳ مدل	۲ مدل	۱ مدل	
0.003*	0.031*	0.015*	0.063*	ریسک بازار (در وضعیت بازار صعودی)
(0.001)	(0.012)	(0.006)	(0.027)	
-0.271*	-0.242*	-0.463**	-0.425*	ریسک بازار (در وضعیت بازار نزولی)
(0.120)	(0.095)	(0.189)	(0.186)	
1.142*	1.215**	*1.095	1.113*	ریسک قیمت نفت (در وضعیت بازار صعودی)
(0.503)	(0.456)	(0.484)	(0.463)	
-1.809**	*-0.643	*-2.129	-2.401*	ریسک قیمت نفت (در وضعیت بازار نزولی)
(0.619)	(0.27)	(0.841)	(0.992)	
0.328*	.359*	0.297*	0.264*	ریسک نرخ ارز (در وضعیت بازار صعودی)
(0.147)	(0.144)	(0.116)	(0.106)	

۴ مدل	۳ مدل	۲ مدل	۱ مدل	
-0.035** (0.012)	-0.125* (0.055)	-0.058 (0.483)	-0.081* (0.034)	ریسک نرخ ارز (در وضعیت بازار نزوی)
-1.669* (0.710)	-1.647* (0.709)	-1.671* (0.708)	-1.665* (0.714)	ریسک قیمت طلا (در وضعیت بازار صعودی)
-0.084* (0.034)	-0.473* (0.218)	-0.553 (0.801)	-1.267* (0.519)	ریسک قیمت طلا (در وضعیت بازار نزوی)
-0.012* (0.004)	-0.011* (0.004)	-0.011 (0.021)	-0.005* (0.002)	ریسک تورم (در وضعیت بازار صعودی)
-0.010 (0.130)	-0.048* (0.012)	-0.007 (0.1)	-0.031 (0.091)	ریسک تورم (در وضعیت بازار نزوی)
-0.185* (0.074)		-0.272* (0.108)		چولگی (در وضعیت بازار صعودی)
-0.177 (0.126)		-0.281 (0.2)		چولگی (در وضعیت بازار نزوی)
0.161* (0.069)	0.321* (0.132)			کشیدگی (در وضعیت بازار صعودی)
0.158 (0.122)	0.334 (0.212)			کشیدگی (در وضعیت بازار نزوی)
0.671** (0.220)	0.755* (0.329)	0.303* (0.13)	0.256* (0.109)	ضریب ثابت
30.29 (0.002)	28.46 (0.001)	29.24 (0.001)	25.68 (0.003)	آماره F لیمر ( $Pr > F$ )
119.005 (0.003)	125.431 (0.001)	117.098 (0.004)	152.941 (0.002)	آماره F فیشر ( $Pr > F$ )
0.963	0.679	0.861	0.378	احتمال آزمون هاسمن ( $Pr > \chi^2$ ) اثرات تصادفی ( $H_0$ )
0.472	0.366	0.371	0.35	$R^2$
0.058	0.058	0.035	0.022	آزمون وولدربیج (Wooldridge test)
70	70	70	70	تعداد مشاهدات

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001 اعداد داخل پرانتز بیانگر خطای معیار (Standard Error) است.

همان طورکه در جداول (۳) و (۴) مشاهده می شود، اعتبار آماری نتایج مدل های برآورد شده با توجه به آزمون های تشخیصی مورد نیاز جهت تجزیه و تحلیل تأیید می شوند. میزان آماره F به دست آمده برای تمامی مدل ها که به منظور تعیین معناداری کل ضرایب استفاده می شود، نشان دهنده معنادار بودن ضرایب در مدل ها و بیانگر این است که رگرسیون معنادار است. نتایج اولیه حاصل از آزمون ولدریج<sup>۱</sup> که جهت بررسی خود همبستگی سریالی استفاده می شود و در جداول ۳ و ۴ نیز آورده شده است، بیانگر وجود خود همبستگی سریالی بین اجزای باقیمانده ها در برخی از مدل ها بوده که این مشکل در برآورد مدل های نهایی از طریق وارد کردن (1) AR با

1. Wooldridge test for Autocorrelation in Panel Data

استفاده از دستور Xtregar رفع شده است. به منظور رفع وجود مشکل واریانس ناهمسانی در مدل نیز تمامی مدل‌ها با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) برآورد شده‌اند.

### ۵-۳. تجزیه و تحلیل نتایج

نتایج تمامی مدل‌های غیرشرطی نشان می‌دهد که ضرایب برآورد شده برای عامل ریسک بازار منفی بوده و از لحاظ آماری معنادار است که با تنوری‌های موجود مبنی بر رابطه<sup>۱</sup> مثبت بین ریسک و بازده سازگار نمی‌باشد. در تمامی این مدل‌ها، ضرایب برآورده برای عامل ریسک قیمت نفت مثبت بوده و از لحاظ آماری نیز در برخی از مدل‌ها معنادار است و بیانگر وجود رابطه مثبت بین بازده سهام و ریسک قیمت نفت می‌باشد. رابطه بین عوامل ریسک چولگی و کشیدگی با بازده در تمامی مدل‌های غیرشرطی به ترتیب منفی و مثبت است که البته هیچ‌یک از آنها از لحاظ آماری معنادار نیست.

نتایج تمامی مدل‌های غیرشرطی نشان می‌دهد که ضرایب برآورد شده برای عامل ریسک بازار منفی بوده و از لحاظ آماری معنادار است. این رابطه در مدل‌های شرطی بسته به صعودی یا نزولی بودن بازار متفاوت می‌باشد. در بازارهای صعودی یک رابطه مثبت معنادار بین ریسک بازار و بازدهی سهام وجود دارد و بیانگر این است که در این وضعیت، بازارها با ریسک بالاتر، بازده بیشتری نسبت به بازارهای با ریسک پایین‌تر دریافت می‌کنند. در مقابل در بازارهای نزولی یک رابطه معنادار منفی بین ریسک بازار و بازدهی وجود دارد و بیانگر این است که در شرایط نزولی، بازارهای با ریسک بالاتر بازدهی کمتری دارند و یا به عبارت دیگر متحمل زیان بیشتری خواهند شد. این نتایج که در جدول شماره (۷) آورده شده است، در تمامی مدل‌های شرطی معرفی شده صدق می‌کند و همچنین در هر دوره صعودی و نزولی بازار با نتایج به دست آمده در مطالعات تهرانی و همکاران (۱۳۸۷)، باشر و سادرسکی (۲۰۰۶)،<sup>۲</sup> تانگ و شام (۲۰۰۳ a,b),<sup>۳</sup> فلچر (۲۰۰۰)،<sup>۴</sup> ایساکوو (۱۹۹۹)<sup>۵</sup> و پتنگیل و همکاران (۱۹۹۵)<sup>۶</sup> سازگار است.

طبق نتایج به دست آمده در مطالعه تهرانی و همکاران (۱۳۸۷)، در هر دو دوره صعودی و نزولی بازار سهام، رابطه معناداری بین بتای بازار (ریسک) و بازده وجود دارد و رابطه بین ریسک بازار و بازده در بازار صعودی، مثبت و در بازار نزولی، منفی است. همچنین یافته‌های مقاله در خصوص رابطه بین ریسک بازار و بازده در حالت بازار صعودی مطابق با نتیجه مطالعه صادقی

1. Trade off

2. Basher and Sadorsky

3. Tang and Shum

4. Fletcher

5. Isakov

6. Pettengill et. al

شریف (۱۳۸۲) است که بیان می‌کند وقتی جهت حرکت بازار مثبت و رو به بالاست، رابطه بین ریسک و بازده مثبت (همسو) است، اما در خصوص بازار نزولی نتیجه متفاوت می‌باشد، چراکه نتایج مطالعه ایشان بیانگر عدم وجود رابطه بین ریسک و بازده در بازار نزولی است.

نتایج مطالعه صادقی شریف (۱۳۸۲) نشان می‌دهد که به رغم وجود رابطه بلندمدت معنادار بین ریسک و بازده، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای توان تبیین رفتار مقطوعی بازده و رابطه آن با ریسک بازار در شرایطی که جهت حرکت بازار و صرف ریسک بازار منفی است، ندارد. بنابراین با توجه به نتایج یاد شده می‌توان گفت که رابطه بین ریسک و بازده در بورس اوراق بهادار تهران در وضعیت صعودی بازار، با تئوری‌های موجود در این زمینه مبنی بر رابطه مثبت (مستقیم) بین ریسک و بازده سازگار است و آن را تأیید می‌کند. اما در مقابل، این رابطه در وضعیت نزولی بازار و نیز در مدل غیرشرطی، منفی برآورد شده و لذا می‌توان نتیجه گرفت که رابطه ریسک و بازده در مدل غیرشرطی و نیز در وضعیت نزولی بازار سهام، مغایر با تئوری موجود مبنی بر رابطه مثبت ریسک و بازده می‌باشد.

ضرایب برآورده شده برای عامل ریسک قیمت نفت در مدل‌های غیرشرطی و نیز در وضعیت صعودی مدل شرطی، مثبت است که در تمامی مدل‌های برآورده شده شرطی در وضعیت صعودی نیز از لحاظ آماری معنادار است. مثبت بودن ضرایب یاد شده بیانگر وجود یک رابطه مثبت بین بازده سهام و ریسک قیمت نفت در بازار صعودی نفت می‌باشد. نوسان قیمت نفت و در نتیجه تغییر درآمدهای نفتی کشورهای صادرکننده آن (از جمله ایران)، مسلماً بازار مالی و از جمله بازار سهام این کشورها را تحت تأثیر قرار خواهد داد. در حالتی که بازار جهانی نفت در وضعیت صعودی است و قیمت نفت در حال افزایش باشد، این افزایش قیمت نفت، درآمدهای نفتی کشورهای صادرکننده نفت را نیز افزایش می‌دهد. این امر منجر به باز توزیع این درآمد در بخش‌های مختلف صنعتی کشور مربوطه می‌شود که بیشتر این صنایع نیز در بازار سهام فعال می‌باشند. از سوی دیگر به دنبال افزایش درآمدهای نفتی، تولید ناخالص داخلی کشور افزایش یافته و انتظارات خوش‌بینانه مبنی بر توسعه و رونق در اقتصاد کشور و در نتیجه رونق در صنایع فعال در بورس اوراق بهادار به وجود خواهد آمد. رونق در اقتصاد کشور موجب افزایش سطح تقاضا می‌شود و در نتیجه درآمد، سودآوری، شاخص قیمت سهام و در نتیجه بازدهی سهام صنایع را افزایش می‌دهد.

درباره افزایش هزینه‌های تولید صنایع ناشی از افزایش قیمت نفت به عنوان بخشی از انرژی مصرفی آنها، همان‌گونه که پیشتر نیز بیان شد، در ایران هزینه‌های تولیدی صنایع ارتباط مستقیمی با قیمت‌های جهانی نفت ندارد و لذا افزایش قیمت نفت از این جهت منجر به افزایش قابل توجهی در هزینه‌های تولید صنایع نمی‌شود. از سوی دیگر با توجه به اینکه صنایع منتخب، به عنوان صنایع

به طور عمده صادرکننده در ایران مطرح می‌باشند، این افزایش قیمت‌های جهانی نفت با توجه به هزینه‌های به نسبت ثابت آنها، منجر به افزایش قدرت رقابت‌پذیری محصولات آنان شده ولذا به عنوان مزیتی برای آنان محسوب می‌شود و لذا افزایش سودآوری و بازده سهام را به دنبال خواهد داشت. بنابراین می‌توان گفت در وضعیتی که بازار نفت صعودی می‌باشد، ریسک تغییرات قیمت نفت تأثیر مثبتی بر بازده سهام دارد.

در مقابل، نتایج بدست آمده در خصوص رابطه بین ریسک قیمت نفت و بازدهی در مدل‌های شرطی در وضعیت نزولی بازار جهانی نفت نشان می‌دهد که یک رابطه منفی بین ریسک قیمت نفت و بازده سهام منتخب وجود دارد و از لحاظ آماری نیز معنادار است. در این حالت که بازار جهانی نفت نزولی است، درآمدهای نفتی ایران در حال کاهش بوده و نیز انتظارات خوشبینانه‌ای برای رونق در اقتصاد و صنایع کشور وجود نداشته و لذا تقاضای بالایی نیز برای محصولات تولیدی صنایع وجود ندارد. این امر منجر به کاهش سودآوری صنایع شده و لذا شاخص قیمت سهام و به تبع آن بازده سهام آنها را کاهش خواهد داد، لذا می‌توان گفت در دوره نزولی بازار نفت، رابطه بین ریسک قیمت نفت با بازده سهام معکوس است.

بنابراین براساس ضرایب بدست آمده برای ریسک قیمت نفت می‌توان گفت در تمامی مدل‌های شرطی و برخی مدل‌های غیرشرطی، ریسک قیمت نفت تأثیر مهم و معناداری بر بازده سهام صنایع منتخب دارد؛ اما همان‌گونه که توضیح داده شد، باید به این نکته توجه کرد که نحوه واکنش بازده سهام به تغییرات قیمت نفت، بستگی به وضعیت رکود و رونق در بازار جهانی نفت و در نتیجه رکود و رونق در اقتصاد ایران دارد.

ضریب برآورد شده برای عامل ریسک نرخ ارز در تمامی مدل‌های غیرشرطی مثبت است. این ضریب در وضعیت صعودی بازار ارز در مدل‌های شرطی نیز مثبت بوده و در سطح ۵ درصد از لحاظ آماری معنادار می‌باشد. اما نتایج بیانگر وجود یک رابطه منفی و معنادار میان ریسک نرخ ارز و بازده سهام در بازارهای نزولی است. افزایش نرخ ارز می‌تواند منجر به صادرات بیشتر کشور شده و همچنین توان رقابتی محصولات تولید شده توسط صنایع داخلی را بهبود بینخد که این موضوع تأثیر مثبتی بر شاخص قیمت سهام دارد و در نتیجه بازده سهام را نیز افزایش می‌دهد. از طرف دیگر افزایش در نرخ ارز منجر به افزایش هزینه نهاده‌ها و تجهیزات وارداتی صنایع داخلی ایران شده ولذا هزینه‌های تولید این صنایع را بالا می‌برد. این افزایش هزینه تولید، سودآوری صنایع را کاهش می‌دهد و لذا بازده سهام آنها را کم می‌کند. افزون بر این هرگونه افزایش در متغیر نرخ ارز -که در این مقاله از دلار به عنوان شاخصی برای آن استفاده شده است- بخشی از سرمایه افراد را از بورس اوراق بهادار به بازار ارز انتقال می‌دهد ولذا منجر به کاهش بازده سهام می‌شود. براساس نتایج برآورد مدل‌های

شرطی در بازارهای صعودی و نزولی می‌توان نتیجه گرفت که در وضعیت صعودی بازار ارز، تأثیر مثبت افزایش نرخ ارز بر بازده سهام بیشتر از تأثیر منفی آن است و لذا منجر به افزایش بازده سهام خواهد شد؛ در حالی که این موضوع در بازار نزولی برعکس بوده و منجر به کاهش بازده سهام شده است. با توجه به نتایج یاد شده می‌توان گفت تغییر نرخ ارز اثرات معناداری بر بازدهی سهام در بورس اوراق بهادر تهران دارد و نقش مهمی را در تعیین بازدهی ایفا می‌کند.

ضرایب برآورد شده برای متغیر ریسک تورم در تمامی مدل‌های غیرشرطی و شرطی علامت منفی دارند؛ اما در برخی از مدل‌ها از لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. افزایش نرخ تورم، منجر به کاهش پسانداز شده و لذا سرمایه‌گذاری -بهویژه سرمایه‌گذاری‌های خرد- در بورس اوراق بهادر را با کاهش مواجه می‌کند که در نتیجه تأثیر منفی بر بازده سهام دارد. از سوی دیگر در کوتاه‌مدت، افزایش نرخ تورم ارزش اسمی سهام را افزایش می‌دهد و برخی سرمایه‌گذاران را تشویق به سرمایه‌گذاری در بورس می‌کند که این افزایش تقاضا برای سهام منجر به افزایش بازده سهام می‌شود که البته از آنجایی که در بلندمدت، سرمایه‌گذاران در می‌یابند که در واقع تورم منجر به کاهش ارزش ذاتی سهام شده است، از تقاضای خود برای سهام می‌کاهند که این امر در نهایت منجر به کاهش بازده سهام در بلندمدت خواهد شد.

نتایج به دست آمده در خصوص رابطه بین ریسک قیمت طلا (سکه طلا) -که به عنوان شاخص ریسک اقتصادی ایران وارد مدل شده- با بازده سهام در تمامی مدل‌های غیرشرطی و نیز تمامی مدل‌های شرطی (در وضعیت صعودی و نزولی بازار طلا) یانگر وجود یک رابطه منفی بین ریسک قیمت طلا و بازده سهام در بورس اوراق بهادر تهران است. نوسانات مثبت یا منفی غیرمنتظره‌ای که در قیمت سکه طلا در طول دوره مورد مطالعه رخ داده است، به عنوان شاخص ریسک اقتصادی کشور، یانگر ریسک بالا و بی‌ثباتی اقتصاد ایران بوده و میزان سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی را کاهش داده و لذا بر بازار سهام نیز تأثیر منفی گذاشته است. افزون بر این با توجه به اینکه سکه طلا به عنوان یکی از دارایی‌های رقیب و جایگزین سهام در سبد دارایی ایرانیان محسوب می‌شود، هرگونه نوسان در قیمت آن می‌تواند بازده سهام صنایع فعال در بورس را تحت تأثیر قرار دهد. زمانی که قیمت سکه طلا در حال افزایش است برخی از سرمایه‌گذاران ایرانی، سرمایه‌های خود را به بازار سکه انتقال می‌دهند و لذا سهم سهام در سبد دارایی‌های آنان و در نتیجه تقاضا برای سهام در بورس اوراق بهادر کاهش می‌یابد. این امر شاخص قیمت سهام را کاهش داده و در نهایت منجر به کم شدن بازده سهام می‌شود. لذا به طور خلاصه می‌توان گفت که نتایج برآوردها در این مطالعه یانگر آن است که ریسک قیمت سکه طلا به عنوان شاخص ریسک اقتصادی کشور و نیز به عنوان رقیبی برای سهام در ایران، رابطه‌ای منفی با بازده سهام صنایع فعال در بورس اوراق بهادر تهران دارد.

براساس نتایج جدول (۳) ضریب متغیر چولگی در مدل‌های غیرشرطی از لحاظ آماری معنادار نیست. در مقابل، نتایج جدول (۴) در خصوص رابطه شرطی بین چولگی و بازدهی بیان می‌کند که این رابطه در بازار سعودی سهام منفی و معنادار بوده و در بازار نزولی نیز منفی، اما بی‌معناست ولذا می‌توان بیان کرد که تنها در وضعیت سعودی بازار، چولگی نقش مهمی در تعیین بازدهی سهام دارد. از سوی دیگر نتایج مدل‌های شرطی در بازار سعودی بیانگر یک رابطه مثبت و معنادار و در بازار نزولی نیز بیانگر یک رابطه مثبت، اما بی‌معنا بین کشیدگی و بازدهی بوده ولذا نتیجه گرفته می‌شود که در بازار سعودی، کشیدگی به عنوان یکی از منابع ریسک مؤثر بر بازده سهام مطرح می‌باشد. بنابراین فرضیه وجود رابطه شرطی معنادار بین دو عامل ریسک چولگی و کشیدگی بازدهی، تنها در دوره سعودی تأیید شده و لذا می‌توان گفت این دو عامل ریسک، در وضعیت صعودی بورس اوراق بهادار تهران بر بازده سهام صنایع مورد مطالعه مؤثرند.

مقایسه نتایج مدل‌های غیرشرطی و شرطی برآورد شده نشان می‌دهد که بیشتر ضرایب برآورد شده در مدل‌های شرطی معناداری بالاتری نسبت به مدل‌های غیرشرطی دارند. همچنین مشاهده می‌شود که احتمال مربوط به آماره F که به منظور تعیین معناداری کل ضرایب استفاده می‌شود، در تمامی مدل‌های شرطی کوچکتر از مدل‌های غیرشرطی متناظر می‌باشد. به عبارت دیگر احتمال آماره F و سطح معناداری آن در تمامی مدل‌های شرطی بیانگر این است که شبیه پارامترهای رگرسیون مخالف صفر بوده و کل رگرسیون معنادار است. بنابراین پس از مقایسه نتایج برآورد مدل‌ها و آزمون‌های تشخیصی آنها، مشخص می‌شود که حالت شرطی هر مدل، بهتر از حالت غیرشرطی آن است. لذا پس از اطمینان از صحت مدل‌های شرطی، مدل (۴) که تمامی منابع ریسک به طور همزمان در آن وارد شده و نتایج معتبرتری نیز دارد به عنوان بهترین مدل بیانگر رابطه شرطی بین عوامل ریسک و بازده سهام انتخاب می‌شود.

#### ۵-۴. آزمون تقارن<sup>۱</sup>

از آنجایی که امروزه چگونگی رابطه تقارن بین تغییرات متغیرها و فعلیت‌های اقتصادی یکی از موضوعات مهم و مورد بحث اقتصادی می‌باشد (جونز و همکاران، ۲۰۰۴)<sup>۲</sup> و (باشر و سادورسکی، ۲۰۰۶)، در این بخش نیز فرضیه تقارن ضرایب متغیرها در بازارهای سعودی و نزولی بررسی و آزمون می‌شود. نتایج احتمال آزمون تقارن انجام شده برای ضرایب برآورد شده هر یک از متغیرهای ریسک در ۱۰ صنعت برتر در وضعیت صعودی و نزولی به شرح ذیل می‌باشد:

1. Symmetry Test

2. Jones, Leiby and Paik (2004)

جدول ۵: احتمال (P-value) آزمون تقارن ضرایب برآورد شده در مدل‌های شرطی

متغیرها	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴
ریسک بازار	0.000***	0.000***	0.0284**	0.0367*
ریسک قیمت نفت	0.007**	0.007**	0.042*	0.038*
ریسک نرخ ارز	0.029**	0.040*	0.041**	0.050*
ریسک قیمت طلا	0.019**	0.015*	0.001**	0.008**
ریسک تورم	0.05*	0.036**	0.030**	0.020*
چولگی	0.817			0.867
کشیدگی			0.322	0.480

منبع: محاسبه‌های تحقیق

براساس نتایج درج شده جدول (۵)، فرضیه صفر مبنی بر وجود رابطه متقارن<sup>۱</sup> بین ضرایب هر متغیر ریسک با یکدیگر در بازار سعودی و نزولی (برا برا ضرایب هر متغیر ریسک در وضعیت سعودی و نزولی بازار) برای متغیرهای ریسک بازار، ریسک قیمت نفت، ریسک نرخ ارز، ریسک تورم و ریسک قیمت طلا رد می‌شود و بدین معناست که ضرایب هر یک از این متغیرها در وضعیت سعودی و نزولی بازار آن، یکسان نمی‌باشند و لذا گفته می‌شود که رابطه‌ای نامتقارن<sup>۲</sup> بین این ضرایب وجود دارد. در مقابل، فرضیه صفر برابری ضرایب در بازار سعودی و نزولی برای متغیرهای چولگی و کشیدگی مورد قبول واقع شده و بدین معناست که ضرایب این دو متغیر در شرایط سعودی و نزولی، یکسان بوده و رابطه‌ای متقارن بین آنها وجود دارد. در هر دو وضعیت سعودی و نزولی بازار، پذیرش سهام با بازده بالاتر از توزیع نرمال (کشیدگی بیشتر)، بازده یکسانی را عاید سرمایه‌گذار می‌کند و لذا کشیدگی در بازارهای سعودی و نزولی اثر یکسان دارد. از سوی دیگر با توجه به اینکه به طور کلی چولگی بیشتر، به معنای نامتقارن بودن بیشتر داده‌ها حول میانگین و وجود شرایط خاص در بازار سهام می‌باشد، میزان توجه سرمایه‌گذاران به معیار چولگی و تأثیرپذیری بازده سهام از آن، در تمامی شرایط یکسان است و لذا ضرایب این متغیر در شرایط سعودی و نزولی متقارن می‌باشد.

## ۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به اینکه رابطه بین ریسک و بازده در بورس اوراق بهادار و رفتار بازده سهام در مقابل عوامل ریسک، همواره از موضوعات مورد بحث در حوزه مالی بوده و سرمایه‌گذاران نیز به منظور حفظ ارزش سبد دارایی‌های خود در همه حال به دنبال شناسایی عوامل ریسکی و میزان تأثیرپذیری بازده سهام از این عوامل می‌باشند، در این مطالعه تأثیر عوامل متنوع ریسک شامل ریسک بازار، ریسک تغییرات قیمت نفت، ریسک نرخ ارز، ریسک قیمت طلا، ریسک تورم، چولگی و کشیدگی بر بازده

1. Symmetric

2. Asymmetric

سهام صنایع منتخب فعال در بورس اوراق بهادر تهران در بازارهای سعودی و نزولی هر یک از متغیرها، طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۹۲ و با استفاده از داده‌های روزانه، ارزیابی می‌شود.

بدین منظور از یک مدل چندعاملی شرطی بر مبنای روش قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای شرطی پتگیل و همکاران (۱۹۹۵) و در قالب مدل چندعاملی آربیترائز راس (۱۹۷۶) که می‌تواند بین عوامل مختلف ریسک و بازده سهام ارتباط غیرشرطی و نیز ارتباط شرطی برقرار کند، استفاده شد. این رابطه در دو حالت غیرشرطی و شرطی (با لحاظ کردن جهت حرکت بازارها) در قالب هشت مدل (چهار مدل غیرشرطی و چهار مدل شرطی) ارزیابی شد. بررسی تأثیر منابع ریسک بر بازدهی سهام صنایع در این مطالعه با استفاده از یک رگرسیون دو مرحله‌ای انجام شد که مدل‌سازی در مرحله اول با توجه به ماهیت داده‌ها براساس مدل‌های سری زمانی بوده و برآورد این مدل‌ها با استفاده از تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) بوده است.

در مرحله دوم، ضرایب برآورد شده در مرحله اول به عنوان متغیرهای توضیحی (منابع ریسک مؤثر بر بازده سهام) وارد مدل شده و متغیرهای چولگی و کشیدگی (گشتاورهای سوم و چهارم) نیز در این مرحله به مدل اضافه شده‌اند. مدل‌سازی در این مرحله با تکیه بر الگوهای پانل دیتا و به کارگیری تخمین‌زن‌های اثرات ثابت و تصادفی انجام شد و در نهایت نتایج این برآورد، چگونگی رابطه بین منابع مختلف ریسک و بازده سهام صنایع منتخب برآورد را به دست داد.

براساس مقایسه نتایج تمامی مدل‌ها، مشخص شد حالت شرطی هر مدل که بازار را به دو صورت تفکیک شده سعودی و نزولی در نظر می‌گیرد، بهتر از حالت غیرشرطی آن است و نتایج بهتر و دقیق‌تری ارائه می‌کند. نتایج بیانگر این است که یک رابطه شرطی بین عوامل مختلف ریسک و بازده سهام وجود دارد و عوامل ریسک بازار، ریسک نوسانات قیمت نفت، ریسک نوسانات نرخ ارز، ریسک نوسانات قیمت طلا و در برخی موارد نیز ریسک نوسانات تورم نقش مهم و معناداری را در تعیین بازده سهام در هر دو بازار سعودی و نزولی ایفا می‌کنند. از سوی دیگر نتایج احتمال آزمون تقارن ضرایب در مدل‌های شرطی نشان می‌دهد که این رابطه در خصوص تمامی عوامل ریسک یاد شده در بازارهای سعودی و نزولی نامتقارن می‌باشد. در مقابل، نتایج بیانگر این است که چولگی و کشیدگی تنها در وضعیت صعودی بازار سهام، تأثیری معنادار و البته متقارن بر بازدهی سهام دارد.

براساس نتایج این تحقیق مبنی بر تأثیرپذیری بازده سهام از منابع ریسک مورد بررسی، بهتر است سیاست‌گذاران و کارشناسان بورس اوراق بهادر تهران (وسایر شهرها) همواره به رابطه موجود بین ریسک و بازده توجه کنند و با توجه به جهت حرکت بازارها و تبیین مدل‌های شرطی، میزان تأثیرپذیری بازده سهام صنایع مختلف از منابع ریسک متفاوت را ارزیابی کنند تا بتوانند

ضمن ایجاد یک رابطه منطقی بین ریسک و بازدهی و ارائه این اطلاعات به سرمایه‌گذاران، آنها را تشویق به سرمایه‌گذاری بیشتر در بورس کنند و با افزایش کارایی بازار سهام، سهمی نیز در رشد اقتصادی کشور داشته باشند.

البته باید توجه داشت که تلاش برای حاکم کردن اخلاق اسلامی در بازار سهام و التزام به اخلاق مالی اسلامی نیز می‌تواند باعث بهبود کارایی در این بازار شود. پژوهشگران اسلامی معتقدند که معاملات باید از جهالت یا اطلاعات کاذب به دور باشند، یعنی بازار مالی اسلامی باید شفاف باشد و معاملات با در نظر گرفتن تمامی اطلاعات مربوطه انجام شود. بنابراین در بازار مالی اسلامی، اداره نظارت بر بازار باید تمامی اطلاعات را به نحو مناسبی جهت تصمیم‌گیری معامله‌گران در بازار افشا کند تا از این طریق بتواند بازار سهام اسلامی در کشور اسلامی ایران را رونق دهد و با افزایش درجه اطمینان سرمایه‌گذاران جهت سرمایه‌گذاری بیشتر در این بازار، منجر به پیشرفت کشور شود.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرستال جامع علوم انسانی

## منابع

۱. اسلاملویان، کریم و هاشم زارع (۱۳۸۵)، «بررسی تأثیر متغیرهای کلان و دارایی‌های جایگزین بر قیمت سهام در ایران: یک الگوی خود همبسته با وقفه‌های توزیعی»، پژوهش‌های اقتصادی ایران، س، ۸، ش، ۲۹، ص ۱۷-۴۶.
۲. تقی، مهدی و امیر محمدزاده (۱۳۸۱)، «واکنش بازار سرمایه نسبت به متغیرهای کلان اقتصادی»، پژوهشنامه اقتصادی، ش، ۷، ص ۱۳-۶۶.
۳. تهرانی، رضا و سید جلال صادقی شریف (۱۳۸۳)، «تبیین مدل شرطی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران»، تحقیقات مالی، س، ۶، ش، ۱۸، ص ۴۱-۷۵.
۴. تهرانی، رضا؛ میثم بلگوریان و احمد نبی‌زاده (۱۳۸۷)، «بررسی تأثیر چولگی و کشیدگی در توصیف بازده سهام با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای»، فصلنامه بورس اوراق بهادار، س، ۱، ش، ۴، ص ۳۵-۵۲.
۵. دوانی، غلامحسین (۱۳۸۴)، بورس، سهام، نحوه قیمت‌گذاری سهام، تهران: نشر نخستین.
۶. رایلی، فرانک کی و کیت سی براون (۱۳۸۴)، تجزیه و تحلیل سرمایه‌گذاری و مدیریت سبد اوراق بهادار، ترجمه و اقتباس غلامرضا اسلامی بیدگلی، فرشاد هیبتی و فریدون رهنما پشتی، تهران: انتشارات پژوهشکده امور اقتصادی.
۷. سجادی، سیدحسین؛ حسن فرازمند و هاشم علی صوفی (۱۳۸۹)، «بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص بازده نقدی سهام در بورس اوراق بهادار تهران»، پژوهشنامه علوم اقتصادی، س، ۱۰، ش، ۲ (پیاپی ۳۹)، ص ۱۲۳-۱۵۰.
۸. سجادی، سیدحسین؛ حسن فرازمند و بهروز بادپا (۱۳۹۰)، «کاربرد تئوری قیمت‌گذاری آربیتریاز با استفاده از متغیرهای کلان اقتصادی در بورس اوراق بهادار تهران»، فصلنامه تحقیقات اقتصادی، س، ۴۶ (۹۴)، ص ۴۵-۶۶.
۹. سویلم، سامی ابراهیم (۱۳۸۶)، پوشش ریسک در مالی اسلامی، ترجمه محمدمهری عسگری، محمد علیزاده و مهدی حاجی رستم لو، تهران: دانشگاه امام صادق (علیه السلام).
۱۰. صادقی شریف، سید جلال (۱۳۸۲)، طراحی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه دوره دکتری مدیریت مالی، دانشگاه تهران.

۱۱. غفاری، هادی (۱۳۹۲)، «مشروعیت ریسک مالی از دیدگاه آموزه‌های اسلامی»، پژوهش‌های مالیه اسلامی، س، ۱، ش، ۲، ص ۸۲-۶۹.
۱۲. محسنی دمنه، قاسم (۱۳۸۶)، «چگونه تئوری قیمت‌گذاری مبتنی بر آربیتری را آزمون کیم؟»، پژوهشنامه اقتصادی، ۷ (پیاپی ۲۷)، ص ۲۱۹-۲۴۵.
۱۳. موسویان، سیدعباس و محمد علیزاده اصل (۱۳۹۴)، «بررسی رابطه ریسک و غرر در بازارهای مالی اسلامی»، فصلنامه اقتصاد اسلامی، س، ۱۵، ش، ۵۹، ص ۶۵-۹۴.
۱۴. واعظ، محمد؛ مهدی ابزري و سیدجواد جمالی (۱۳۸۷)، «قابلیت پیش‌بینی قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM)»، دانش و توسعه، س، ۱۵، ش، ۴۹-۷۱.
15. Basher, Syed, A. & Sadorsky, Perry, (2006), "Oil Price Risk and Emerging Stock Markets", *Global Finance Journal*, vol. 17, issue 2, pp. 224-251.
16. Black, F., (1972), "Capital Market Equilibrium With Restricted Borrowing", *Journal of Business*, 45, pp. 445-455.
17. Chen, Nai, Fu., Roll, Richard. & Ross, Stephen, A., (1986), "Economic Forces And The Stock Market", *Journal of Business*, Vol. 59, No. 3, pp. 383-403.
18. Fama, E., and French. K., (1992), "The Cross-Section of Expected Stock Returns", *Journal of Finance*, 47, pp. 427-465.
19. Fama. E and MacBeth. J. D., (1973), "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economy*, 71, pp. 607-636.
20. Fisher, I., (1930), "The Theory of Interest", New York: MacMillan.
21. Fletcher, J., (2000), "On The Conditional Relationship Between Beta and Return in International Stock Returns", *International Review of Financial Analysis*, 9, pp. 235-245.
22. Goriave, Alexei, (2004). " Risk Factors in the Russian Stock Market", *Working Paper*, New Economic School.
23. Jones, D., Leiby. P. and Paik, (2004), "Oil Price Shocks and the Macroeconomy: What has Been Learned Since 1986", *The Energy Journal*, 25, pp. 1-32.

24. Lakonishok. J., A. Shapiro, (1986), "Stock Returns, Beta, Variance and Size: An Empirical Analysis", *Financial Analysts Journal*, 40, pp. 36–41.
25. Lintner. John, (1965), "the Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios an Capital Budgets", *Review of Economics and Statistics*, 47, pp. 13–37.
26. Louzis , Dimitrios P., Vouldis , Angelos T and . Metaxas, Vasilios L, (2012), "Macroeconomic and Bank-Specific Determinants of Non-Performing Loans in Greece: A comparative Study of Mortgage, Business and Consumer Loan Portfolios", *Journal of Banking & Finance*, 36, pp. 1012–1027.
27. Markowitz, Harry, (1952), "Portfolio Selection", *The Journal of Finance*, Vol.7, No. 1, pp. 77–91.
28. Pettengill, G., Sundaram. S., and Mathur I., (1995), "The Conditional Relation Between Beta and Return", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30, pp. 101–116.
29. Refai, Hisham, (2009), "Empirical Test of the Relationship between Risk and Returns in Jordan Capital Market", SSRN.
30. Reilly, Frank K., & Keith, C., (2000), *Investment Analysis and Portfolio Management*, 6Ed, the Dryden press.
31. Ross, S., (1976), "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", *Journal of Economic Theory*, 13(6), pp. 341–360.
32. Sadorsky, Perry and Basher, Syed A., (2006), "Oil Price Risk and Emerging Stock Markets", *Global Finance Journal*, vol.17, issue 2, pp. 224–251
33. Sharp, William F., (1964), " Capital Asset Prices: a Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", *Journal of Finance*, 19, pp. 425–442.
34. Sharp, William F., (1995), *Investments*, Prentice Hall, Inc.
35. Sinaee, Hasanali & Moradi, Habibolah (2010), "Risk-Return Relationship in Iran Stock Market", *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 41, pp. 150–162.

36. Tang, G., Y., N., & Shum, W., C., (2003a), “The Conditional Relationship Between Beta and Returns: Recent Evidence from International Stock Markets”, *International Business Review*, 12, pp. 109–126.
37. Tang, G., Y., N., & Shum, W., C., (2003b), “The Relationships Between Unsystematic Risk, Skewness and Stock Returns During Up and Down Markets”, *International Business Review*, 12, pp. 523–541.
38. Theriou. Nikolaos G., Aggelidis, Vassilios P. and Maditinos. Dimitrios, Sevic. Zeljko, (2010), “Testing the Relation Between Beta and Returns in the Athens Stock Exchange”, *Managerial Finance*, Vol. 36, No. 12, pp. 1043–1056.
39. Tunali, Halil, (2010), “The Analysis of Relationships between Macroeconomic Factors and Stock Returns: Evidence from Turkey Using VAR Model”, *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 57, pp. 169–182.
40. Tursoy, Turgut., Gunsel, Nil., & Rjoub, Husam, (2008), “Macroeconomic Factors, the APT and the Istanbul Stock Market”, *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 22, pp. 49–57.
41. [www.eia.gov](http://www.eia.gov) (U.S. Energy Information Administration)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرستال جامع علوم انسانی