فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال چهارم/ شماره ۱/ بهار ۱۳۹۶/ صفحات ۸۶-۵۹

بررسی اثر تغییرات نرخ ارز بر بازدهی دارایی‌ها در چهارچوب یک مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف[1]

جابر بهرامی
دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان، Bahrami_Economic@yahoo.com
مصیب پهلوانی*
دانشیار اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان، Pahlavani@eco.usb.ac.ir
رضا روشن
استادیار اقتصاد دانشگاه خلیج فارس بوشهر، re_roshan@yahoo.com
سعید راسخی
استاد اقتصاد دانشگاه مازندران، sa.rasekhi@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۹/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۵/۱۱/۲۶

چکیده

با افزایش تجارت بین کشورها، تغییرات نرخ ارز به عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل ریسک در بازارهای مالی محسوب می‌شود لذا هدف از این مطالعه بررسی رابطه بین تغییرات نرخ ارز و بازده دارایی‌ها در چارچوب یک الگوی نظری و تجربی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) است، بدین منظور از طریق بسط یک مدل پایه‌ای CCAPM و ورود کالای مصرفی وارداتی در تابع مطلوبیت بازگشتی اپستین و زین، این رابطه بررسی شده است. نمونه تحقیق شامل هشت پرتفوی و داده‌های ماهانه دوره ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۳ است. در مرحله اول پارامترهای مدل قیمت‌گذاری طراحی شده با استفاده از معادلات اویلر و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) هنسن و سینگلتون برآورد شد، تخمین پارامترهای معادلات اویلر حاکی از ریسک گریز و شکیبا بودن عوامل اقتصادی، کشش جانشینی پایین بین کالای مصرفی داخلی و کالای مصرفی وارداتی و کشش جانشینی بین‌دوره‌ای بالا است. در مرحله دوم با استفاده از معادلات اویلر خطی شده به عنوان مدل قیمت‌گذاری دارایی و روش رگرسیون دو مرحله‌ای فاما و مکبث، اثرات صرف ریسک نرخ ارز، تورم، بازدهی بازار و رشد مصرف داخلی بر صرف بازده دارایی‌ها بررسی شد، نتایج نشان می‌دهد که صرف ریسک نرخ ارز، تورم و بازدهی بازار اثر مثبت بر صرف بازدهی دارایی‌ها داشته است به این معنا که عوامل اقتصادی به منظور پذیرش بیشتر ریسک این متغیرها، درخواست صرف پاداش بیشتری در بازدهی دارایی‌ها را خواهند داشت.

واژه‌های کلیدی: مطلوبیت بازگشتی، ریسک‌گریزی، کشش جانشینی، مدل CCAPM، روش GMM.

طبقه‌بندی JEL: C58، D81، G11، G12، G15.

---

[1] مستخرج از رساله جابر بهرامی به راهنمایی دکتر مصیب پهلوانی و مشاوره دکتر رضا روشن و دکتر سعید راسخی

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱- مقدمه

یکی از مهم‌ترین عوامل در توسعه اقتصادی هر کشور، عملکرد بازار سرمایه آن می‌باشد. بورس اوراق بهادار به عنوان نماد بازار سرمایه، نقش بسزایی در جذب منابع مالی و جلب سرمایه‌گذاران در فعالیت‌های مولد اقتصادی و در نتیجه افزایش رشد اقتصادی دارد. شیوه قیمت‌گذاری اوراق بهادار مورد معامله، حاصل فعل و انفعال متغیرهای مختلفی است که هر یک به طریقی و با شدت متفاوتی بر قیمت اوراق مزبور تأثیر می‌گذارد. از جمله عوامل مؤثر در قیمت اوراق بهادار، ریسک و بازده آن‌ها است به طوری که همواره بیش‌ترین بازدهی با توجه به حداقل ریسک، معیار مناسبی برای سرمایه‌گذاری است، بنابراین دارایی‌های پرریسک‌تر باید بازدهی بالاتری داشته باشند تا انگیزه نگهداری این‌گونه دارایی‌ها در سرمایه‌گذاران ایجاد شود (ریلی فرانک و کیس[۱]، ۲۰۰۰).

امروزه با افزایش جهانی‌شدن، ریسک نرخ ارز در تصمیمات سرمایه‌گذاری یک عامل مهم تلقی می‌شود. به لحاظ نظری نوسانات نرخ ارز علاوه بر بخش تجارت خارجی، بخش داخلی اقتصاد به خصوص بازار سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در یک اقتصاد باز، خدمات و سرمایه بین کشورها با توجه به نرخ ارز صورت می‌پذیرد. کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، از درجه بالا بی‌ثباتی متغیرهای کلان اقتصادی برخوردار هستند، در این کشورها نرخ ارز، قیمت سهام و سایر متغیرهای مهم کلان نسبت به اقتصادهای پیشرفته و صنعتی بیشتر در نوسان بوده و این نوسانات نیز به نوبه خود، محیط نامطمئنی را برای سرمایه‌گذاران ایجاد کرده و باعث می‌شود تا سرمایه‌گذاران نتوانند به سهولت و با اطمینان بیشتر در مورد سرمایه‌گذاری آتی تصمیم‌گیری کنند و احیاناً متحمل زیان‌های وسیعی می‌شوند.

در این راستا مدل‌های قیمت‌گذاری متفاوتی طراحی شده‌اند که مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف[۲] (CCAPM) یکی از این مدل‌ها می‌باشد. به عقیده لیتائو و لادویگسون[۳] (۲۰۰۱) و کوکران[۴] (۲۰۰۵) در تعادل عقلایی بازارهای مالی، ریسک سیستماتیک در مدل CCAPM از طریق کوواریانس بین مطلوبیت نهایی و بازدهی

---

[۱] Reilly Frank & Keith

[۲] Consumption-based Capital Asset Pricing Model

[۳] Lettau & Ludvigson

[۴] Cochrane

دارایی‌ها اندازه‌گیری می‌شود که این پایه نظری ویژگی خاص این مدل نسبت به سایر مدل‌ها می‌باشد.

وقتی نرخ ارز حقیقی کاهش یابد، یا ارزش حقیقی پول داخلی تقویت گردد (دوره رونق) به این معناست که ارزش کالای خارجی نسبت به قبل کمتر خواهد شد. تغییر نرخ ارز دارای دو اثر جانشینی و درآمدی خواهد داشت، اثر درآمدی منجر به افزایش مصرف کالای خارجی که خود منجر به افزایش مطلوبیت فرد (کاهش مطلوبیت نهایی) خواهد شد، در مقابل زمانی که نرخ ارز حقیقی افزایش یابد و یا ارزش حقیقی پول داخلی تضعیف گردد (دوره رکود) اثر درآمدی منجر به کاهش مصرف کالای خارجی خواهد شد که خود منجر به کاهش مطلوبیت فرد (افزایش مطلوبیت نهایی) نسبت به قبل خواهد شد، به این معنا که نرخ ارز رابطه منفی با سطح مطلوبیت دارد لذا مصرف یک خاصیت همزمان با دوره تجاری و نرخ ارز دارای یک خاصیت ضد دوره‌ای خواهد داشت، همچنین میزان تأثیر نرخ ارز بر مصرف کالای داخلی به درجه جانشینی این دو کالا بستگی خواهد داشت. در مجموع تغییرات نرخ ارز، رابطه بین بازدهی دارایی‌ها و مطلوبیت نهایی را تقویت خواهد نمود و منجر به تغییرات ریسک سرمایه‌گذاران خواهد شد. شدت تأثیرات نرخ ارز بر قیمت و بازدهی سهام آن چنان بوده که می‌توان از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف برای بررسی رابطه نرخ ارز (از طریق واردات) و بازده دارایی‌ها، استفاده‌های بسیاری نمود، بنابراین دیدگاه اصولی آن است که بجای بررسی آثار نرخ ارز بر بازدهی سهام به بررسی آثار متغیرهای کلان اقتصادی از جمله واردات که با نرخ ارز همبستگی دارند پرداخته شود.

لذا وجه تمایز و نوآوری این تحقیق با دیگر مطالعات قبلی آن است که از طریق بسط یک مدل CCAPM در چهارچوب یک اقتصاد باز و حل مدل تعادلی از طریق وارد کردن واردات کالای مصرفی در ترجیحات مطرح شده توسط اپستین و زین[۱] (۱۹۸۹)، معرفی تابع مطلوبیت با کشش جانشینی ثابت[۲] (CES) به منظور تعیین رابطه بین دو کالاهای وارداتی مصرفی و کالای مصرفی داخلی به جای تابع مطلوبیت انتظاری با ریسک پذیری نسبی ثابت[۳] (CRRA) در مدل CCAPM سنتی و استفاده از معادلات اویلر به بررسی

---

[۱] Epstein & Zin

[۲] Constant Elasticity of Substitution

[۳] Constant Relative Risk Aversion

تأثیر نرخ ارز بر بازدهی دارایی‌ها در چهارچوب یک اقتصاد مبادله‌ای با دنیای خارج در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است.

لذا در این چارچوب بخش‌های مختلف مقاله پیش‌رو، بدین شرح ساماندهی شده است، بخش دوم مروری بر تحقیق‌های انجام شده است، بخش سوم ویژگی و چارچوب نظری مدل CCAPM سنتی و مدل CCAPM تعدیل شده و نحوه استخراج معادلات تحقیق بیان شده است، بخش چهارم شامل داده‌ها و متغیرهای تحقیق است. در بخش پنجم، نتایج و پیشنهادها ارایه شده است.

۲- مروری بر ادبیات تحقیق

آنتل و وایهکوسکی[۱] (۲۰۰۷)، در مقاله‌ای به بررسی اثر تغییر نرخ ارز بر بازدهی دارایی‌ها از دید یک سرمایه‌گذار آمریکایی در بازار سهام فنلاند و در قالب یک مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های بین‌المللی شرطی[۲] (C-ICAPM) پرداختند. آنها با فرض اینکه سرمایه‌گذاران نمی‌توانند در برابر ریسک نرخ ارز مصون بمانند، به پیروی از ارونزا و لوسک[۳] (۱۹۸۵) پرتفوی بازار محلی را به عنوان یک منبع ریسک در نظر گرفتند، همچنین نرخ ارز را به عنوان یک عامل که در تعیین پرتفوی محلی و خارجی می‌تواند موثر باشد، وارد مدل می‌کنند، نتایج تحقیق نشان می‌دهد که نوسانات نرخ ارز طی دوره زمانی مورد بررسی (۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴)، هیچگونه هزینه‌ای برای سرمایه‌گذاران در بازارهای سهام این کشورها ندارد.

اگراول و هارپر[۴] (۲۰۱۰)، در مطالعه‌ای اثرات تغییر نرخ ارز بر بازدهی شرکت‌ها، حتی شرکت‌هایی که ارتباط کمی با دنیای خارج داشته، می‌پردازد. مدل ارائه شده، از بسط مدل‌های آدلر و دوماس[۵] (۱۹۸۴)، جریون[۶] (۱۹۹۱) و فاما-فرنچ[۷] (۱۹۹۲ و ۱۹۹۳)، بیانگر آن است که تغییرات نرخ ارز بر بازدهی ماهانه دارایی‌های شرکت‌های مورد بررسی با دوره زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۳ به عنوان یک متغیر موثر و معنادار بر بازدهی دارایی می‌باشد.

---

۱ Antell and Vaihekoski

۲ Conditional international

۳ Errunza and Losq

۴ Aggarwal & Harper

۵ Adler & Dumas

۶ Jorion

۷ Fama–French

اولافم[۱] (۲۰۱۱)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر نرخ ارز بر بازدهی سهام ۱۱۷ بنگاه در نیجریه با استفاده از سه نرخ ارز جایگزین یعنی دلار، پوند و یورو و بسط مدل جریون (۱۹۹۱) و طی دوره ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۷ پرداخته است. شرکت‌ها به دو زیرگروه شرکت‌های مالی و غیرمالی تقسیم‌بندی شدند، نتایج بیانگر این است که بتای نرخ ارز در اکثر شرکت‌ها معنادار (هم مثبت و هم منفی) بوده است و عموماً حساسیت بازدهی به تغییرات نرخ ارز دلاری بیشتر از دیگر ارزها بوده است.

چایب و مازوتا[۲] (۲۰۱۳)، در مطالعه‌ای به بررسی اثرات تغییر نرخ ارز بر ارزش بنگاه‌ها برای دو گروه از شرکت‌های صادراتی و غیر صادراتی (و یازده زیرگروه)، در دوره زمانی ۱۹۸۹ تا ۱۹۹۴ و ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۵ و با استفاده از مدل شرطی و غیرشرطی داده‌های تابلویی پرداختند. در مدل غیرشرطی بتای نرخ ارز دارای اثر معنادار و منفی بر بازدهی دارایی‌ها بوده و در مدل شرطی با در نظر گرفتن شاخص ادوار تجاری، زمانی که اقتصاد در حالت انقباضی قرار دارد در اکثر صنایع تغییرات نرخ ارز تأثیر معناداری در تفاوت و تغییر بازدهی‌ها خواهد داشت.

موآنا و جاربویی[۳] (۲۰۱۳)، در مقاله‌ای به بررسی تأثیر شاخص بازار سهام، ریسک نرخ ارز، ریسک بر بازدهی سهام بانک‌های کشور تونس برای دوره زمانی ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۰ و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی[۴] (OLS) و روش خودرگرسیونی تعمیم‌یافته مبتنی بر واریانس ناهمسانی شرطی[۵] (GARCH)، پرداختند، نتایج نشان می‌دهد که نرخ ارز و شاخص بازار نقش مهمی در تعیین پویایی بازده شرطی سهام بانک‌ها دارد. با این حال، نرخ بهره نقش مهمی در تعیین این بازدهی‌ها ندارد.

میائو و همکاران[۶] (۲۰۱۳)، در مقاله‌ای به بررسی حساسیت و اثرات نامتقارن تغییرات نرخ ارز بر بازدهی سهام برای شانزده صنعت چین و ۲۲۷۷ شرکت فعال طی دوره زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۲ در چارچوب یک مدل قیمت‌گذاری دارایی شرطی پرداختند، نتایج نشان می‌دهد که افزایش ارزش پول چین باعث کاهش صادرات و کاهش مزیت رقابتی بنگاه‌های

---

[۱] Olufem

[۲] Chaieb & Mazzotta

[۳] Mouna & Jarboui

[۴] Ordinary Least Squares

[۵] Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

[۶] Miao et al.

صادراتی خواهد شد و سود این بنگاه‌ها را کاهش می‌دهد، در مقابل افزایش ارزش پول داخلی در بنگاه‌های واردات کننده منجر به کاهش هزینه‌ها خواهد شد و سود آنها نیز افزایش خواهد یافت. نتایج تحقیق بیانگر این است که بازدهی هفت صنعت از شانزده صنعت مورد نظر در معرض تغییرات منفی نرخ ارز قرار داشته است.

سلیم[۱] (۲۰۱۳)، در قالب یک مدل قیمت‌گذاری دارایی بین‌المللی شرطی[۲] از دید یک سرمایه‌گذار آمریکایی به بررسی معناداری ریسک تورم و نرخ ارز در بازار سهام کشورهای مورد مطالعه، با استفاده از مدل خودرگرسیونی تعمیم یافته چند متغیره مبتنی بر واریانس ناهمسانی شرطی و دوره زمانی ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۰ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد، ریسک نرخ ارز دارای اثر منفی و ریسک تورم دارای اثر مثبت بر بازدهی دارایی‌ها داشته است.

چکیلی و انگویان[۳] (۲۰۱۴)، در قالب یک مدل خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی مارکوف سوئیچینگ[۴] (MSVAR)، به بررسی رابطه نرخ ارز و بازدهی سهام در بازار سهام کشورهای عضو گروه BRICS در دوره ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۳ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد، صرف نظر از نوع رژیم نرخ ارز، تغییرات نرخ ارز هیچگونه اثری بر بازدهی سهام نداشته است.

استیلواگون[۵] (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ای از طریق یک مدل CCAPM و با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری همجمعی[۶] (CVAR) و مدل تصحیح خطا[۷] (ECM) به بررسی رابطه کوواریانس بین بازدهی انتظاری دارایی‌ها، نرخ ارز و مصرف با استفاده از سه نرخ پوند، ین و مارک در مقابل دلار طی دوره ۱۹۸۲ تا ۲۰۰۰ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که نرخ ارز یکی از متغیرهایی است که در بهبود مدل پایه CCAPM می‌تواند تاثیرگذار باشد.

از میان مطالعات داخلی، شکی و توفیقی[۸] (۱۳۹۱)، در مقاله‌ای به بررسی نوسانات نرخ ارز بر بازدهی سهام ایران با استفاده از مدل تعمیم‌یافته خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی (GARCH) پرداختند، سپس با استفاده از روش همجمعی جوهانسون و

---

۱ Saleem

۲ Conditional International CAPM

۳ Chkili & Nguyen

۴ Markov Switching Vector Autoregressive Model

۵ Stillwagon

۶ Cointegrated VAR

۷ Error Correction Model

۸ Shaki & Tofighi (2013)

خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی[۱] (VAR) و توابع واکنش آنی[۲] (IRF) و تجزیه واریانس[۳] (VD) روابط میان متغیرها تعیین شده است، نتایج حاکی از وجود رابطه مثبت میان بازدهی سهام با نرخ ارز بازار و شاخص قیمت و رابطه منفی میان قیمت نفت و بازدهی سهام است.

وکیلی‌فرد و علی‌فرّی[۴] (۱۳۹۴)، در مقاله‌ای به بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر ریسک و بازدهی سهام در سه صنعت سیمان، پتروشیمی و خودروسازی طی دوره ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۲ پرداختند. در این راستا با هدف شناسایی رابطه تعادلی بین متغیرهای کلان اقتصادی و تأثیر آن بر بازده سهام، با استفاده از رابطه همگرایی، هدف پژوهش آزمون گردید که نتایج پژوهش مبین عدم وجود رابطه بین ریسک و بازده کل سهام و متغیرهای اقتصاد کلان در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران بود.

در اکثر مطالعات، به منظور شناسایی وجود و جهت ارتباط بین نرخ ارز و بازده دارایی‌ها، عموماً ریسک نرخ ارز را به عنوان یک فاکتور ریسک در کنار سایر فاکتورهای ریسک سنتی در قالب برخی از مدل‌های قیمت‌گذاری و مدل‌های اقتصادسنجی بررسی نموده‌اند و بر مبنای تئوریکی خاصی نبوده‌اند لذا تا حد زیادی ناموفق و به نتیجه واحدی دست نیافته‌اند. در این راستا، مقاله حاضر در چارچوب یک رویکرد تعادلی و عمومی به منظور چگونگی تأثیر نرخ ارز بر بازدهی دارایی‌ها مورد بررسی قرار گرفته است.

۳- مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها

۳-۱- مدل سنتی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف

این مدل در سال ۱۹۸۲ توسط هنسن و سینگلتون[۵] پایه‌گذاری شد به طوری که در این مدل عامل اقتصادی به دنبال حداکثر کردن مطلوبیت خود می‌باشد:

$$\max_{C_t} E_t\left[\sum_{i=0}^{\infty}\beta^i u(C_{t+i})\right] = 0 \qquad (۱)$$

$$u(C_t) = \frac{{C_t}^{1-\gamma}}{1-\gamma} \;; \qquad \gamma > 0 \qquad (۲)$$

$$u(C_t) = \ln(C_t) \;; \qquad \gamma = 1 \qquad (۳)$$

---

[۱] Vector Auto Regression

[۲] Impulse Response Function

[۳] Variance Decomposition

[۴] Vakilifard & Ali Farry (2015)

[۵] Hansen and Singleton

C_t هزینه مصرفی سرانه در زمان t، β عامل تنزیل ذهنی زمان، γ پارامتر ریسک‌گریزی و E_t عملگر انتظارات شرطی در زمان t است. اگر β کوچک باشد افراد ناشکیبا و به عبارتی افراد مصرف کنونی را به مصرف آتی ترجیح می‌دهند. در این مدل تابع مطلوبیت دارای خاصیت ریسک‌گریزی نسبی ثابت (CRRA) و عامل تنزیل تصادفی[۱] (SDF) برابر با نرخ نهایی جانشینی مصرف بین‌دوره‌ای[۲] (IMRS) است. طبق نظر دریر و همکاران[۳] (۲۰۱۳)، هر مدل قیمت‌گذاری دارایی یک کرنل قیمت‌گذاری یا عامل تنزیل تصادفی منحصر به فرد دارد و عملکرد هر مدلی را می‌توان با ایجاد معادلات اویلر مربوطه به عامل تنزیل تصادفی، با هم مقایسه کرد لذا برای بدست آوردن عامل تنزیل تصادفی، از شرط مرتبه اول معادله (۱)، مصرف بهینه بدست خواهد آمد:

$$C_t^{-\gamma} = \beta E_t\{(1 + R_{i,t+1})C_{t+1}^{-\gamma}\} \quad (۴)$$

شروط گشتاوری معادله (۴)، اساس تخمین‌زن GMM می‌باشد. با توجه به آن که متغیرهای مدل باید مانا باشند، این شرط بوسیله تئوری GMM و رابطه زیر تأمین خواهد شد:

$$0 = E_t\left\{1\text{-}\beta\left[(1 + R_{i,t+1})\frac{C_{t+1}^{-\gamma}}{C_t^{-\gamma}}\right]\right\} \quad (۵)$$

در مدل استاندارد CCAPM تنها دو پارامتر β و γ تخمین زده می‌شود. معادله (۵) تفاوت مقطعی در بازده انتظاری را از طریق کوواریانس بازدهی با تابع عامل تنزیل تصادفی (SDF) توضیح می‌دهد که در آن:

$$SDF_{t+1} = M_{t+1} = \beta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma} \quad (۶)$$

حال فرض می‌شود x_t یک بردار M×1 از مجموعه اطلاعات در دسترس سرمایه‌گذار باشد بر اساس معادله (۵)، r=N×M شرط گشتاوری وجود دارد که بوسیله آن مدل قیمت‌گذاری دارایی مورد آزمون قرار می‌گیرد (گوتیرز و ایسلر[۴]، ۲۰۱۵)،که معمولاً تقریب خطی زیر برای عامل تنزیل تصادفی در نظر گرفته می‌شود:

$$SDF_{t+1} = M_{t+1} \approx \beta(1 - \gamma\Delta LnC_{t+1}) \quad (۷)$$

---

[۱] Stochastic Discount Factor

[۲] Intertemporal Marginal Rate of Substitution

[۳] Dreyer et al.

[۴] Gutierrez & Issler

بعد از بدســـت آوردن کرنل قیمت‌گذاری با قرار دادن آن در معادلات اویلر شـــماره (۵)، می‌توان پارامترهای مدل را تخمین زد.

۳-۲- مدل تعدیل‌شده قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف

در سال‌های اخیر مطالعات زیادی در مدل CCAPM به عنوان یک مدل اصلی برای توضیح رفتار بازار سهام انجام شده است، در اکثر مطالعات مربوطه مدل CCAPM سنتی قدرت کافی تبیین رفتار بازار را نداشته و این مدل در عمل با شکست مواجه شده است به طوری که این مدل خطی باعث ایجاد معمای صرف سهام[۱] شده است. بدین‌صورت که برای توضیح بزرگی صرف سهام (مازاد بازده یک دارایی نسبت به بازده دارایی بدون ریسک) نیاز به ریسک‌گریزی بسیار بالاست. در حالی که در CCAPM سنتی پارامتر ریسک‌گریزی عدد بزرگی بدست نمی‌آید. این معما اولین بار توسط مهرا و پرسکات[۲] (۱۹۸۵) ارائه شد (محمدزاده و همکاران[۳]، ۱۳۹۴). پس از ارائه معماهایی همچون صرف سهام، تعدیلاتی در مدل CCAPM صورت پذیرفت که از آن جمله می‌توان به مطالعاتی همچون تحقیقات بچ و مولر[۴] (۲۰۱۱)، اپستین و زین (۱۹۹۱)، ژیائو و همکاران[۵] (۲۰۱۳) اشاره کرد. طبق نظر ژیائو و همکاران یکی از دلایل اصلی شکست CCAPM استاندارد این است که عموماً متغیرهای دیگر از جمله متغیرهای کلان اقتصادی، که بر مطلوبیت نهایی مصرف می‌تواند تأثیرگذار باشد را نادیده می‌گیرد، زیرا صرف ریسک در صرف متغیرهای کلان اقتصاد نیز منعکس می‌شود. در این راستا مدل تحقیق از طریق بسط یک مدل CCAPM اپستین و زین (۱۹۹۱) به صورت زیر تعریف خواهد شد:

فرض می‌شود N دارایی با بازدهی ناخالص $R_t = (R_{1t}, R_{2t}, \dots, R_{Nt})'$ در اقتصاد وجود دارد، $\omega_{j,t}$ بیانگر نسبتی از سرمایه‌گذاری عامل اقتصاد در دارایی j و دوره t باشد، آنگاه:

$$\sum_{j=1}^{N} \omega_{j,t} = 1 \qquad t = 1,2, \dots . T \qquad (۸)$$

ثروتی و محدودیت بودجه‌ای که فرد در زمان t در اختیار دارد برابر با S_t باشد:

$$S_{t+1} = (S_t - P_t^* e_t^n C_t^f - P_t C_t^d)\omega_t' R_{t+1} \qquad (۹)$$

---

[۱] Equity Premium Puzzle

[۲] Mehra & Prescott

[۳] Mohammadzadeh et al. (2015)

[۴] Bach & Møller

[۵] Xiao et al.

که در آن C_t^d مصرف کالای داخلی و C_t^f مصرف کالای خارجی است که عامل اقتصادی با مصرف آن در هر دوره مطلوبیت دریافت می‌کند. P_t قیمت کالای داخلی، P_t^* قیمت کالای خارجی به پول کشور خارجی، e_t^n نرخ ارز اسمی (ارزش پول داخلی به ارزش پول خارجی) می‌باشد، قیمت کالای خارجی به پول داخلی برابر $P_t^* e_t^n$ خواهد بود. در بازارهای مالی کشورهای در حال توسعه (نوظهور) با محدودیت‌های فراوانی مواجه هستند، یکی از این محدودیت‌های مهم دسترسی به ارز خارجی است لذا در این مطالعه فرض شده است که مصرف‌کنندگان داخلی قادر به مصرف کالای داخلی و خارجی بوده و تنها در بازارهای داخلی می‌توانند سرمایه‌گذاری نمایند.

با تقسیم دو طرف معادله (۹) بر P_t، $W_t = \frac{S_t}{P_t}$، بیانگر ثروت به قیمت داخلی خواهد بود آنگاه محدودیت بودجه به شکل زیر تغییر خواهد یافت:

$$\pi_{t+1} W_{t+1} = (W_t - e_t C_t^f - C_t^d)\omega_t' R_{t+1} \qquad (۱۰)$$

نرخ ارز حقیقی برابر $e_t = \frac{P_t^* e_t^n}{P_t}$ و تغییر در قیمت داخلی $\pi_{t+1} = \frac{P_{t+1}}{P_t}$ (شاخص تورم) خواهد بود، علاوه بر این فرض می‌شود که در هر دوره زمانی، فرد دارای ترجیحات با کشش جانشینی ثابت (CES) به شکل زیر باشد:

$$U(C^f, C^d) = [(1-\alpha)(C^d)^\rho + \alpha(C^f)^\rho]^{\frac{1}{\rho}} \qquad (۱۱)$$

$\alpha \in (0,1)$ بیانگر ترجیحات ذهنی بین دو کالا و $\rho \in (-\infty, 1)$ در تعیین کشش جانشینی[۱] (ES) بین دو کالا کاربرد دارد، به طوری که $ES = \frac{1}{1-\rho} \in [0, +\infty)$. اگر $\rho < 0$ باشد، آنگاه $0 < ES < 1$ خواهد بود یعنی اثر جانشینی بین کالای داخلی و خارجی کوچک و زمانیکه $0 < \rho < 1$ باشد $ES > 1$ و اثر جانشینی بین کالای داخلی و خارجی قابل توجه و بزرگ خواهد بود (مطابق با یافته‌های دونا و سینگلتون[۲]، ۱۹۸۶ و اوگاکی و رین هارت[۳]، ۱۹۹۸). برای مدل‌سازی رفتار عامل از ترجیحات اپستین و زین (۱۹۸۹) استفاده شده است، فرض می‌شود که تابع مطلوبیت دوره‌ی زندگی فرد، شکل بازگشتی زیر داشته باشد:

---

[۱] Elasticity of substitution

[۲] Dunn and Singleton

[۳] Ogaki and Reinhart

$$U(C_t^d, C_t^f) = \{(1-\beta)([(1-\alpha)(C_t^d)^{\rho} + \alpha(C_t^f)^{\rho}]^{\frac{\sigma}{\rho}} + \beta[E_t(J_{t+1}(W_{t+1})^{\gamma})]^{\frac{\sigma}{\gamma}}\}^{\frac{1}{\sigma}} \quad (۱۲)$$

که در آن $\beta \in (0,1)$ عامل تنزیل ذهنی و $\gamma \in (-\infty, 1)$ پارامتر ریسک‌گریزی می‌باشد، هنگامیکه γ کاهش یابد درجه ریسک‌گریزی افزایش خواهد یافت، پارامتر ریسک‌گریزی نسبی نیز برابر با $(1-\gamma)$ است. $\sigma \in (-\infty, 1)$ تعیین‌کننده کشش جانشینی بین‌دوره‌ای $EIS = \frac{1}{1-\sigma}$ می‌باشد، J_{t+1} برابر تابع ارزش معادله بلمن[۱] و E_t عملگر انتظارات مشروط به اطلاعات در دسترس هر زمان است. مزایای استفاده از تابع مطلوبیت (۱۲) این است که اولاً پارامتر ریسک‌گریزی و پارامتر کشش جانشینی بین‌دوره‌ای را از یکدیگر مجزا می‌سازد، ثانیاً می‌توان اثر جانشینی بین دو کالای داخلی و خارجی را بدست آورد، بنابراین فرد نه تنها مصرف خود را در طول زمان‌های مختلف انتخاب می‌کند بلکه می‌تواند میزان مصرف خود را از کالاهای داخلی و خارجی انتخاب کند که این نتایج مطابق با یافته‌های؛ اپستین (۱۹۸۹)، ویل[۲] (۱۹۹۰)، کرپس و پرتئوس[۳] (۱۹۷۸) و پپین[۴] (۲۰۱۵) می‌باشد. مسئله بهینه‌سازی با استفاده از تابع مطلوبیت بازگشتی، تابع CES و محدودیت بودجه (معادلات ۸ و ۱۰) به شکل زیر خواهد بود:

$$J_t(W_t) = \text{Max}\{(1-\beta)[(1-\alpha)(C_t^d)^{\rho} + \alpha(C_t^f)^{\rho}]^{\frac{\sigma}{\rho}} + \beta[E_t(J_{t+1}(W_{t+1})^{\gamma})]^{\frac{\sigma}{\gamma}}\}^{\frac{1}{\sigma}} \quad (۱۳)$$

با فرض اینکه $J_t(W_t) = \Phi_t W_t$ باشد، با حداکثرسازی مطلوبیت و شرط مرتبه اول از معادله ۱۲ نسبت به C_t^d و C_t^f روابط زیر بدست خواهد آمد:

$$\frac{\partial U}{\partial C_t^d} = 0;\ (1-\beta)\frac{\sigma}{\rho}\left[(1-\alpha)\rho(C_t^d)^{\rho-1}\right][(1-\alpha)(C_t^d)^{\rho} + \alpha(C_t^f)^{\rho}]^{\frac{\sigma}{\rho}-1} = \sigma\beta(W_t - e_t C_t^f - C_t^d)^{\sigma-1} E_t[\Phi_{t+1}^{\gamma} R_{w,t+1}^{\gamma}]^{\frac{\sigma}{\gamma}} \quad (۱۴)$$

$$\frac{\partial U}{\partial C_t^f} = 0;\ (1-\beta)\frac{\sigma}{\rho}\left[\alpha\rho(C_t^f)^{\rho-1}\right][(1-\alpha)(C_t^d)^{\rho} + \alpha(C_t^f)^{\rho}]^{\frac{\sigma}{\rho}-1} = \sigma\beta(W_t - e_t C_t^f - C_t^d)^{\sigma-1} E_t[\Phi_{t+1}^{\gamma} R_{w,t+1}^{\gamma}]^{\frac{\sigma}{\gamma}} e_t \quad (۱۵)$$

---

[۱] Bellman Equation

[۲] Weil

[۳] Kreps & Porteus

[۴] Pepin

که در آن $\omega_t' R_{t+1} = R_{w,t+1}$ بازدهی پرتفوی بهینه و بیانگر بازدهی کل ثروت می‌باشد. با توجه به معادله (۱۴) و (۱۵) نسبت دو کالا به صورت زیر خواهد بود:

$$\frac{C_t^f}{C_t^d} = [\frac{e_t(1-\alpha)}{\alpha}]^{\frac{1}{\rho-1}}, \quad \rho \in (-\infty, 1) \qquad (۱۶)$$

این معادله نشان می‌دهد، هنگامیکه نرخ ارز حقیقی کاهش یابد، نرخ مصرف کالای خارجی نسبت به نرخ مصرف کالای داخلی افزایش خواهد یافت، به عبارتی e_t قیمت نسبی کالای داخلی و خارجی را اندازه‌گیری می‌کند، با کاهش e_t کالای خارجی نسبت به کالای داخلی ارزان‌تر شده و تقاضای کالای خارجی نسبت به کالای داخلی افزایش خواهد یافت. در هر دوره زمانی t، ارزش کل کالای مصرفی داخلی و وارداتی فرد برابر $e_t C_t^f + C_t^d$ خواهد بود که با توجه به معادله (۱۶) ارزش کل مصرف برابر است با:

$$e_t C_t^f + C_t^d = e_t[\frac{e_t(1-\alpha)}{\alpha}]^{\frac{1}{\rho-1}} C_t^d + C_t^d = c_t^d[1 + e_t^{\frac{\rho}{\rho-1}}\left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)^{\frac{1}{\rho-1}}] \qquad (۱۷)$$

با فرض آنکه $A_t = [1 + e_t^{\frac{\rho}{\rho-1}}\left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)^{\frac{1}{\rho-1}}]$ باشد، آنگاه:

$$e_t C_t^f + C_t^d = A_t C_t^d \qquad (۱۸)$$

بنابراین $1/A_t$، نسبت مخارج کالای داخلی به کل مخارج را اندازه‌گیری می‌کند، معادله (۱۸) چگونگی اثرگذاری نرخ ارز حقیقی و پارامتر ذهنی α و ρ بر نرخ مصرف دو کالای داخلی و خارجی می‌باشد. $1/A_t$ یک تابع کاهشی از α می‌باشد، یک α کوچک بیانگر یک نسبت بزرگ‌تر از مخارج مصرف کالای داخلی به کل مخارج، زمانیکه $\rho < 0$ $(ES < 1)$ باشد، همچنین $1/A_t$ یک تابع کاهشی از e_t می‌باشد، هرگاه e_t کاهش یابد مخارج کالای داخلی نسبت به کل مخارج بیشتر خواهد شد، اما با توجه به معادله (۱۶) می‌توان نشان داد، وقتی e_t کاهش یابد در اثر جانشینی بین دو مجموع کالای مصرفی، مصرف کالای خارجی نسبت به کل مصرف افزایش خواهد یافت (اثر جانشینی) به عبارتی کشش جانشینی کم $(ES < 1)$ بین دو کالا به این معناست که فرد تمایل کمتری به جانشین کردن این دو کالا دارد و با کاهش e_t ارزش نسبی مخارج کالای داخلی افزایش می‌یابد. بنابراین اثر افزایش ارزش کالای داخلی (درآمدی) بر اثر کاهشی (جانشینی) آن غالب شده و منجر به افزایش کل مخارج خواهد شد. در مقابل هنگامیکه $0 < \rho <$ $(ES > 1)$ 1، نتایج کاملاً معکوس می‌باشد.

با جای‌گذاری معادلات (۱۶) و (۱۸) را در تابع مطلوبیت CES، تابع مطلوبیت ناشی از کالای داخلی و خارجی تابعی از A_t را می‌توان بدست آورد:

$$U(C_t^d, C_t^f) = [(1-\alpha)(C_t^d)^\rho + \alpha(C_t^f)^\rho]^{\frac{1}{\rho}} = C_t^d[(1-\alpha)A_t]^{\frac{1}{\rho}} \quad (۱۹)$$

با توجه به حداکثرسازی مطلوبیت در معادله (۱۳) و فرضی که در مورد Φ_t شده است:

$$J_{t+1}^\gamma(.) = (\Phi_{t+1}W_{t+1})^\gamma = \Phi_{t+1}^\gamma \pi_{t+1}^{-\gamma}(W_t - A_t C_t^d)^\gamma(\omega_t' R_{t+1})^\gamma \quad (۲۰)$$

با جای‌گذاری معادلات (۱۹) و (۲۰) در معادله (۱۳) و شرط مرتبه اول معادله نسبت به C_t^d رابطه زیر بدست خواهد آمد:

$$\sigma(1-\beta)[(1-\alpha)A_t]^{\frac{\sigma}{\rho}}(C_t^d)^{\sigma-1} = \sigma\beta[W_t - A_t C_t^d]^{\sigma-1}A_t(\mu^*)^\sigma \quad (۲۱)$$

که در آن $\mu^* = \left(E_t[\Phi_{t+1}^\gamma \pi_{t+1}^{-\gamma} R_{w,t+1}^\gamma]\right)^{\frac{1}{\gamma}}$ و $C_t^d = \varphi_t W_t$، مقدار مصرف بهینه کالای داخلی است که نسبتی از ثروت کل می‌باشد. از معادله (۲۱) نتیجه می‌شود که:

$$(\mu^*)^\sigma = \frac{\sigma(1-\beta)[(1-\alpha)A_t]^{\frac{\sigma}{\rho}}\varphi_t{}^{\sigma-1}}{\beta[1-\varphi_t A_t]^{\sigma-1}A_t} \quad (۲۲)$$

حال با جای‌گذاری معادله (۲۲) در معادله (۱۳) و مرتب نمودن آن روابط زیر برقرار خواهد بود:

$$(\Phi_t W_t)^\sigma = (1-\beta)(C_t^d)^\sigma[(1-\alpha)A_t]^{\frac{\sigma}{\rho}} + \beta W_t^\sigma(1-\varphi_t A_t)^\sigma \frac{(1-\beta)[(1-\alpha)A_t]^{\frac{\sigma}{\rho}}\varphi_t^{\sigma-1}}{\beta(1-\varphi_t A_t)^{\sigma-1}A_t} \quad (۲۳)$$

$$\Phi_t = [(1-\beta)(1-\alpha)^{\frac{\sigma}{\rho}}A_t^{\frac{\sigma}{\rho}-1}]^{\frac{1}{\sigma}}\varphi_t^{1-\frac{1}{\sigma}} \quad (۲۴)$$

$$B_t = [(1-\beta)(1-\alpha)^{\frac{\sigma}{\rho}}A_t^{\frac{\sigma}{\rho}-1}]^{\frac{1}{\sigma}} \quad (۲۵)$$

$$\Phi_t = B_t\varphi_t^{1-\frac{1}{\sigma}} = B_t\left(\frac{C_t^d}{W_t}\right)^{1-\frac{1}{\sigma}} \quad (۲۶)$$

با جایگزینی Φ_t، در معادله μ^* و قرار دادن آن در معادله (۲۱)، رابطه زیر بدست می‌آید:

$$E_t\left[\beta\pi_{t+1}^{-1}\left(\frac{B_{t+1}}{B_t}\right)^\sigma\left(\frac{C_{t+1}^d}{C_t^d}\right)^{\sigma-1}R_{w,t+1}\right]^{\frac{\gamma}{\sigma}} = 1 \quad (۲۷)$$

که این معادله مقدار بهینه C_t^d را تعیین خواهد نمود. همچنین برای انتخاب پرتفوی بهینه ω_t، معادله بلمن (معادله ۱۳) به صورت زیر خواهد بود:

$$V = \max[E_t J_{t+1}(W_{t+1})^\gamma]^{\frac{1}{\gamma}};\quad \text{s.t.}\sum_{j=1}^N \omega_{j,t} = 1 \quad (۲۸)$$

که در آن $J_{t+1}(W_{t+1}) = \Phi_{t+1}W_{t+1} = \Phi_{t+1}\pi_{t+1}^{-1}(W_t - A_t C_t^d)(\omega_t' R_{t+1})$. فرض می‌شود برای اولین دارایی $j=1$، $\omega_{1t} = 1 - \sum_{j=2}^N \omega_{j,t}$ باشد، با جای‌گذاری در محدودیت بودجه و گرفتن شرط مرتبه اول نسبت به $\omega_{j,t}$ از معادله (۲۸) آنگاه:

$$\frac{\partial V}{\partial \omega_{j,t}} = \frac{1}{\gamma} V^{\frac{1}{\gamma}-1} \gamma E_t[(\Phi_{t+1}\pi_{t+1}^{-1}\omega_t' R_{t+1})^{\gamma-1}\Phi_{t+1}\pi_{t+1}^{-1}(R_{j,t+1} - R_{1,t+1})] = 0, \quad j \neq 1 \qquad (۲۹)$$

حال اگر معادله (۲۴) در معادله (۲۹) قرار داده شود آنگاه:

$$E_t\left[\left(\frac{B_{t+1}}{B_t}\right)^{\gamma}\left(\frac{C_{t+1}^d}{C_t^d}\right)^{\gamma\left(1-\frac{1}{\sigma}\right)}\pi_{t+1}^{-\frac{\gamma}{\sigma}} R_{w,t+1}^{\frac{\gamma}{\sigma}-1}(R_{j,t+1} - R_{1,t+1})\right] = 0, \quad j \neq 1 \qquad (۳۰)$$

با توجه به معادله (۳۰) و معادله (۲۷)، در یک وضعیت تعادلی $R_{j,t+1} = R_{w,t+1}$ خواهد بود. لذا، برای هر دارایی $j \neq 1$، نیز معادله (۳۱) برقرار خواهد بود:

$$E_t\left[\beta^{\frac{\gamma}{\sigma}}\pi_{t+1}^{-\frac{\gamma}{\sigma}}\left(\frac{B_{t+1}}{B_t}\right)^{\gamma}\left(\frac{C_{t+1}^d}{C_t^d}\right)^{\gamma\left(1-\frac{1}{\sigma}\right)} R_{w,t+1}^{\frac{\gamma}{\sigma}-1} R_{1,t+1}\right] = 1, \qquad j \neq 1 \qquad (۳۱)$$

آنگاه برای $j = 2, \dots, N$، معادله (۳۱) برقرار خواهد بود، بنابراین سرمایه‌گذاری بهینه برای تمام دارایی‌ها شرط زیر را برقرار خواهد نمود:

$$E_t\left[\beta^{\frac{\gamma}{\sigma}}\pi_{t+1}^{-\frac{\gamma}{\sigma}}\left(\frac{B_{t+1}}{B_t}\right)^{\gamma}\left(\frac{C_{t+1}^d}{C_t^d}\right)^{\gamma\left(1-\frac{1}{\sigma}\right)} R_{w,t+1}^{\frac{\gamma}{\sigma}-1} R_{j,t+1}\right] = 1 \quad j = 1,2, \dots, N \qquad (۳۲)$$

که در آن $R_{w,t+1}$، بازدهی ثروت ناشی از پرتفوی بهینه می‌باشد. با استفاده از معادلات اویلر (معادله ۳۲) و روش GMM، پارامترهای ترجیحات معادله (۳۲) قابل برآورد خواهد بود. همچنین عامل تنزیل تصادفی (SDF) را با توجه به ادبیات موضوع در این زمینه و کار تجربی اپستین و زین (۱۹۸۲) به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$SDF_{t+1} = \left[\beta\pi_{t+1}^{-1}\left(\frac{B_{t+1}}{B_t}\right)^{\sigma}\left(\frac{C_{t+1}^d}{C_t^d}\right)^{\sigma-1}\right]^{\frac{\gamma}{\sigma}} R_{w,t+1}^{\frac{\gamma}{\sigma}-1} \qquad (۳۳)$$

تابع SDF، دارای دو قسمت می‌باشد قسمت اول در ارتباط با مصرف داخلی بوده و قسمت دوم در ارتباط با بازدهی کل ثروت می‌باشد. در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های مبتنی بر مصرف سنتی در یک مدل اقتصاد باز نسبت به یک اقتصاد بسته، تابع SDF از دو عامل کلان اقتصادی نرخ تورم و نرخ ارز حقیقی نیز متأثر خواهد شد که تغییرات در نرخ ارز حقیقی بوسیله B_t^{γ} (ضریب فزاینده نرخ ارز) نمایش داده می‌شود.

طبق تئوری مدل CCAPM سنتی، فرد ریسک‌گریز با یک نوسان مهم اقتصادی یعنی نوسان مصرف مواجه است، زمانیکه مصرف آتی به دلیل درآمد بالا یا بازدهی بالا دارایی‌ها در سطح بالایی باشد، مطلوبیت نهایی در سطح پایین بوده و بازدهی دارایی‌ها در این حالت ارزش بالایی نخواهد داشت و زمانیکه مصرف آتی کم باشد، مطلوبیت نهایی در سطح بالایی بوده و بازدهی بالای دارایی‌ها در این وضعیت مورد انتظار خواهد بود، این

بیانگر آن است که ریسک دارایی‌ها بوسیله رابطه منفی بین بازدهی و مطلوبیت نهایی مشخص خواهد شد، لذا دارایی‌های پرریسک‌تر باید بازدهی بالاتری داشته باشند تا انگیزه نگهداری این گونه دارایی‌ها در سرمایه‌گذاران ایجاد شود، این رابطه با توجه به نتایج تحقیق کمپل و همکاران[۱] (۱۹۹۷) برقرار خواهد بود و بوسیله آن می‌توان معادله قیمت‌گذاری دارایی‌ها را بیان نمود، با توجه به معادله (۳۳) فرض می‌شود برای هر دارایی ریسکی و بدون ریسک این رابطه برقرار باشد لذا:

$$E_t[SDF_{t+1}R_{j,t+1}] = 1 \quad (۳۴)$$

$$E_t[R_{j,t+1}]E_t[SDF_{t+1}] + cov[SDF_{t+1}R_{j,t+1}] = 1 \quad (۳۵)$$

با توجه به اینکه برای هر دارایی بدون ریسک $cov[SDF_{t+1}R_{f,t+1}] = 0$ می‌باشد لذا معادله (۳۵) به شکل زیر تبدیل خواهد شد:

$$E_t[SDF_{t+1}] = \frac{1}{E_t[R_{f,t+1}]} \quad (۳۶)$$

با قرار دادن معادله (۳۶) در معادله (۳۵)، معادله قیمت‌گذاری دارایی زیر بدست خواهد آمد:

$$E(R_{j,t+1} - R_{f,t+1}) = -R_{f,t+1}.cov(SDF_{t+1}, R_{j,t+1}) = -R_{f,t+1}.cov(f(.).MU(C_{t+1}), R_{j,t+1}) \quad (۳۷)$$

$MU(C_{t+1})$، مطلوبیت نهایی مصرف و $f(.)$ تابعی از متغیرهای موجود در تابع مطلوبیت می‌باشد. در مدل معرفی شده تغییرات نرخ ارز از طریق تابع SDF یا به عبارتی از طریق B_t^{γ} بر بازدهی دارایی‌ها تأثیر خواهد داشت. هنگامیکه اقتصاد در وضعیت مناسب و رونق باشد، کاهش نرخ ارز حقیقی (تقویت ارزش حقیقی پول داخلی) منجر به کاهش B_t^{γ} و کاهش مطلوبیت نهایی خواهد شد و زمانیکه اقتصاد در یک وضعیت نامناسب و رکود باشد، افزایش نرخ ارز حقیقی (تضعیف ارزش حقیقی پول داخلی) منجر به افزایش B_t^{γ} و افزایش مطلوبیت نهایی خواهد شد، در حقیقت در هر دو وضعیت نرخ ارز رابطه منفی بین بازدهی دارایی‌ها و مطلوبیت نهایی را تقویت خواهد نمود لذا منجر به افزایش ریسک سرمایه‌گذاران خواهد شد.

برای درک بهتر رابطه ضریب فزاینده نرخ ارز (B_t^{γ})، فرض می‌شود که شرط $\gamma < 0$ و $\sigma < \rho < 0$ برقرار باشد، طبق این فروض لازم است که ضریب ریسک‌گریزی نسبی -1

[۱] Campbell et al.

γ بزرگ‌تر از یک باشد، که این نتایج مطابق با یافته‌های تجربی در ادبیات مربوط به صرف سهام می‌باشد (مطالعه مهرا و پرسکات، ۲۰۰۳)، لذا شرط $\sigma < \rho < 0$ دلالت بر $EIS < 1$ ES دارد. هنگامیکه این دو شرط فراهم گردد می‌توان نشان داد که ضریب فزاینده نرخ ارز B_t^{γ} یک تابع افزایشی از e_t خواهد بود که براساس معادلات ۱۸ و ۱۹ قابل اثبات می‌باشد:

$$\frac{d(B_t)^{\gamma}}{dA_t} = \frac{\gamma}{\sigma}[(1-\beta)(1-\alpha)^{\frac{\sigma}{\rho}}A_t^{\frac{\sigma}{\rho}-1}]^{\frac{\gamma-\sigma}{\sigma}}(\frac{\sigma}{p}-1)A_t^{\frac{\sigma}{\rho}-2} > 0 \qquad (۳۸)$$

$$\frac{dA_t}{de_t} = \left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)^{\frac{1}{\rho-1}}(\frac{\rho}{\rho-1})e_t^{\frac{1}{\rho-1}} > 0 \qquad (۳۹)$$

لذا با توجه به معادلات (۳۸) و (۳۹)، B_{t+1}^{γ} یک تابع افزایشی از e_{t+1} خواهد بود. با در نظر گرفتن تابع تنزیل تصادفی در معادله (۳۲)، اگر $(B_t)^{\sigma} = (1-\beta)(1-\alpha)^{\frac{\sigma}{\rho}-\frac{1}{\rho}}V(e_t)^{\sigma-\rho}$ و $V(e_t) = [1-\alpha+\alpha(\frac{e_t(1-\alpha)}{\alpha})^{\frac{\rho}{\rho-1}}]^{\frac{1}{\rho}}$ باشد، در اینصورت SDF_t برابر:

$$SDF_t = \beta^{\frac{\gamma}{\sigma}}[(\frac{V_{(e_t)}}{V_{(e_{t-1})}})]^{\frac{\gamma}{\sigma}(\sigma-\rho)}(\frac{C_t^d}{C_t^d-1})^{\frac{\gamma}{\sigma}(\sigma-1)}\pi_t^{-\frac{\gamma}{\sigma}}R_{w,t}^{\frac{\gamma}{\sigma}-1} \qquad (۴۰)$$

با لگاریتم‌گیری از دو طرف معادله (۴۰) مطابق با پژوهش‌های یوگو[۱] (۲۰۰۴ و ۲۰۰۶):

$$\lim_{\rho\to 0}\log(SDF_t) = \frac{\gamma}{\sigma}\log\beta - \alpha\gamma\Delta\log(e_t) + \frac{\gamma}{\sigma}(\sigma-1)\Delta\log(C_t^d) + \left(\frac{\gamma}{\sigma}-1\right)\log(R_{w,t}) - \frac{\gamma}{\sigma}\Delta\log(P_t) \qquad (۴۱)$$

که در آن $\Delta\log(e_t) = \log(\frac{e_t}{e_{t-1}})$، $\Delta\log(C_t^d) = \log(\frac{C_t^d}{C_{t-1}^d})$ و $\Delta\log(P_t) = \log\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) = \log(\pi_t)$.

مجدداً با توجه به روش یوگو (۲۰۰۶) معادله SDF را می‌توان به شکل زیر بازنویسی نمود:

$$\frac{SDF_t}{E_{t-1}[SDF_t]} \approx 1 + \log(SDF_t) - E_{t-1}[\log(SDF_t)] \qquad (۴۲)$$

با جای‌گذاری معادله (۴۱) در معادله (۴۲)، SDF مدل قیمت‌گذاری تعدیل‌شده به صورت یک مدل خطی خواهد شد:

$$-\frac{SDF_t}{E_{t-1}[SDF_t]} \approx k + b_1\Delta\log(e_t) + b_2\Delta\log(C_t^d) + b_3\Delta\log(P_t) + \\ +b_4\log(R_{w,t}) \qquad (۴۳)$$

$$k = -1 - \alpha\gamma E_t[\Delta\log(e_t)] + \frac{\gamma}{\sigma}(\sigma-1)E_t[\Delta\log(C_t^d)] - \frac{\gamma}{\sigma}E_t[\Delta\log(P_t)] + \left(\frac{\gamma}{\sigma}-1\right)E_t[(\log(R_{w,t})] \qquad (۴۴)$$

---

[۱] Yogo

$$b_1 = \alpha\gamma, \qquad b_2 = \frac{\gamma}{\sigma}(1-\sigma), \quad b_3 = \frac{\gamma}{\sigma}, \qquad b_4 = 1 - \frac{\gamma}{\sigma}$$

معادله (۴۳) به صورت خلاصه به شکل زیر نیز قابل بیان است:

$$-\frac{SDF_t}{E_{t-1}[SDF_t]} \approx k + b'f_t \qquad (۴۵)$$

که در آن بردار ضرایب $b = (b_1, b_2, b_3, b_4)'$ و بردار عوامل برابر $f_t = (\Delta\log(e_t), \Delta\log(C_t^d), \Delta\log(P_t).\log(R_{w,t}))'$ خواهد بود. با توجه به آنکه برای هر دارایی $E[SDF_t(R_{j,t} - R_{f,t})] = 0$ برقرار باشد آنگاه:

$$E[SDF_t]E[R_{j,t} - R_{f,t}] = -Cov(SDF_t, R_{j,t} - R_{f,t}) \qquad (۴۶)$$

$$E[R_{j,t} - R_{f,t}] = Cov(-\frac{SDF_t}{E_{t-1}[SDF_t]}, R_{j,t} - R_{f,t}) = Cov(k + b'f_t, R_{j,t} - R_{f,t}) = b'Cov(f_t, R_{j,t} - R_{f,t}) \qquad (۴۷)$$

در نهایت معادله اویلر دلالت شده تابع مطلوبیت در معادله (۳۲)، به صورت تقریبی از مدل عاملی خطی قیمت‌گذاری دارایی‌ها تعدیل‌شده به شکل زیر قابل بیان می‌باشد:

$$E[R_{j,t} - R_{f,t}] = b_1 Cov(\Delta\log(e_t), R_{j,t} - R_{f,t}) + b_2 Cov(\Delta\log(C_t^d), R_{j,t} - R_{f,t}) + b_3 Cov(\Delta\log(P_t), R_{j,t} - R_{f,t}) + b_4 Cov(\log(R_{w,t}), R_{j,t} - R_{f,t}) \qquad (۴۸)$$

معادله (۴۸) بیانگر مدل خطی قیمت‌گذاری دارایی‌ها می‌باشد که با استفاده از روش رگرسیون دو مرحله‌ای فاما و مکبث[۱] (۱۹۷۳)، ضرایب حساسیت و صرف ریسک این متغیرها نسبت به صرف بازدهی دارایی‌ها (پرتفوی‌ها) برآورد خواهد شد.

۴-داده‌ها و متغیرهای تحقیق

داده‌ها و متغیرهای مورد نیاز برای تخمین معادلات اویلر و رگرسیون فاما و مکبث، مربوط به دوره فروردین ۱۳۸۲ تا پایان اسفند ۱۳۹۳ بوده است، اطلاعات مربوط از وب سایت و گزارشات سالانه بانک مرکزی، بانک اطلاعات آماری ره‌آورد نوین و سازمان همکاری اقتصادی و توسعه اروپا[۲] جمع‌آوری شده است. جامعه آماری تحقیق شامل ۴۷ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران[۳] می‌باشد و دیگر متغیرهای مورد نیاز برای تخمین مدل، به شرح زیر می‌باشند:

---

[۱] Fama-MacBeth Two-Step Regression

[۲] Organisation for Economic Co-operation and Development

[۳] دامنه تحقیق کل شرکت‌ها پذیرفته شده در بورس بوده است، لیکن از کل شرکت‌ها، تنها ۴۷ شرکت براساس معیارهای مقابل انتخاب شده‌اند: ۱- قبل از سال مالی ۱۳۸۲ در بورس پذیرفته و تا پایان سال مالی ۱۳۹۳ خارج

بازده هر سهم (شرکت)، که طبق فرمول زیر محاسبه شده است:

$$R_{j,t} = \frac{(1+a_{j,t})\times P_{j,t} - P_{j,t-1} + D_{j,t} - M}{P_{j,t-1}} \quad (۴۹)$$

$R_{j,t}$ بازده سهام شرکت j، $P_{j,t}$ قیمت سهم شرکت j، $a_{j,t}$ نسبت افزایش سرمایه شرکت j، $D_{j,t}$ سود تقسیمی شرکت j، در دوره‌ی t و M آورده نقدی سهامداران به ازای هر سهم می‌باشد. بازدهی دارایی‌ها (پرتفوی): براساس نحوه تشکیل پرتفوی فاما و فرنچ (۱۹۹۲ و ۱۹۹۳) و کارهارت[۱] (۱۹۹۷)، ابتدا شرکت‌ها بر مبنای اندازه شرکت (لگاریتم طبیعی ارزش بازار برای هر سهم) به دو گروه مساوی کوچک (S) و بزرگ (B)، بار دیگر شرکت‌ها مستقلاً بر اساس نسبت سالانه ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M) سهم (نسبت بالا معرف ارزشی و نسبت پایین معرف رشدی بودن سهم) به دو گروه مساوی نسبت پایین (L) و نسبت بالا (H) و در مرحله آخر سهام موجود بر اساس عامل مومنتوم، با توجه به بازده هر سهم در ششماهه گذشته (در ابتدای هر سال) به دو گروه سهام برنده (W) و سهام بازنده (L) دسته بندی شده‌اند. با سه بار دسته‌بندی متوالی شرکت‌ها، هشت پرتفوی به شرح جدول زیر تشکیل شده است، به طوری که هر یک از شرکت‌ها در هر دوره در یکی از دسته بندی‌های زیر قرار خواهد گرفت:

جدول (۱): اطلاعات پرتفوی استفاده شده در مدل

شماره پرتفوی	نماد پرتفوی	محتوای پرتفوی
۱	BHW	شرکت بزرگ، با نسبت B/M بالا و برنده
۲	BLW	شرکت بزرگ، با نسبت B/M پایین و برنده
۳	BLL	شرکت بزرگ، با نسبت B/M پایین و بازنده
۴	BHL	شرکت بزرگ، با نسبت B/M بالا و بازنده
۵	SHW	شرکت کوچک، با نسبت B/M بالا و برنده
۶	SLW	شرکت کوچک، با نسبت B/M پایین و برنده
۷	SHL	شرکت کوچک، با نسبت B/M بالا و بازنده
۸	SLL	شرکت کوچک، با نسبت B/M پایین و بازنده

منبع: محاسبات تحقیق

جدول شماره (۲) شامل دیگر متغیرهای مورد استفاده و روش محاسبه آن می‌باشد.

نشده باشند. ۲-سال مالی آنها منتهی به پایان اسفند ماه باشد، ۳-جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی نباشند، ۴-ارزش دفتری شرکت‌ها منفی نباشد، ۵-فاقد توقف معاملاتی بیش از ۳ ماه باشند.

[۱] Carhart

جدول (۲): اطلاعات متغیرهای استفاده شده در تشکیل پرتفوی و تخمین مدل

نماد متغیر	نحوه محاسبه
$R_{j,t}$	بازدهی هر یک از پرتفوهای تشکیل‌دهنده در جدول شماره (۱) می‌باشد.
$R_{w,t}$	بازده بازار براساس شاخص وزنی پرتفوهای تشکیل‌دهنده جدول شماره (۱) می‌باشد.
SMB_t	عامل اندازه، میانگین بازده پرتفوی‌ها کوچک (S) منهای بازده پرتفوی بزرگ (B) در هر زمان SMB=1/4×(SHW-BHW)×(SHL-BHL)×(SLW-BLW)×(SLL-BLL)
HML_t	عامل ارزش، میانگین بازده پرتفوی‌ها با B/M بالا منهای پرتفوی‌ها با B/M پایین در هر زمان. HML=1/4×(SHW-SLW)×(SHL-SLL)×(BHW-BLW)×(BHL-BLL)
WML_t	عامل مومنتوم، تفاوت بین میانگین بازده‌های پرتفوهای برنده و پرتفوهای بازنده WML=1/4×(SHW-SHL)×(SLW-SLL)×(BHW-BHL)×(BLW-BLL)
$R_{f,t}$	بازده بدون ریسک، نرخ سود اوراق مشارکت که این سود به صورت فصلی موجود است، نرخ بازده بدون ریسک ماهانه را به صورت مقابل می‌توان محاسبه کرد: $R_{f,t} = \left[\left(1 + \left(\frac{i}{4}\right)\right)^4 - 1\right] \div 12$
C_t^d	هزینه مصرفی کالای بی‌دوام و خدمات سرانه داخلی (میلیون ریال) سال پایه ۷۶ و این داده به صورت فصلی موجود بوده لذا به منظور برآورد مدل این سری ماهانه شده که از روش دنتون با توجه به جمع شوندگی فصلی، از مصرف کل به عنوان اندیکاتور استفاده شده است.
C_t^f	واردات کالای مصرفی (میلیون ریال) سال پایه ۷۶ و این داده به صورت سالانه موجود بوده لذا به منظور برآورد مدل این سری ماهانه شده که از روش دنتون با توجه به جمع شوندگی سالانه، از واردات کل به عنوان اندیکاتور استفاده شده است.
Growth	رشد مصرف داخلی، از جمع رشد هزینه مصرف خصوصی داخلی بعلاوه واردات کالای مصرفی.
$Cpio_t$	شاخص قیمت مصرف‌کننده کشورهای سازمان همکاری اقتصادی و توسعه اروپا به سال پایه ۷۶.
$Cpii_t$	شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران به سال پایه ۷۶.
e_t^n	نرخ ارز اسمی بازار.
e_t	نرخ ارز حقیقی، $e_t = \frac{Cpio_t}{Cpii_t} \times e_t^n$
π_t	از نسبت $\frac{Cpii_t}{Cpii_{t-1}}$ به عنوان شاخص تورم استفاده شده است.

منبع: محاسبات تحقیق و استخراج از منابع آماری.

۵- برآورد مدل‌ها

۵-۱- تخمین معادلات اویلر با روش GMM

در این قسمت با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته به برآورد پارامترهای معادله (۳۲) پرداخته می‌شود. روش GMM، بسطی از تکنیک گشتاوری، فراتر از رگرسیون خطی تعمیم‌یافته است. این روش بیان دارد که پارامترهای مجهول باید به وسیله تطبیق

گشتاورهای جامعه (که توابعی از پارامترهای مجهول هستند) با گشتاورهای نمونه‌ای مناسب تخمین زده شوند. 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 می‌شود از ایجاد همبستگی بین متغیرها و جزء اخلال مدل جلوگیری به عمل آید و در نهایت اینکه، این روش اجازه می‌دهد که خود همبستگی سریالی در اجزاء اخلال وجود داشته باشد. در این تحقیق بر اساس مطالعات کاهن و همکاران[۱] (۲۰۰۳) و یوگو (۲۰۰۶)، متغیرهای SMB_t، HML_t، WML_t، $Growth_{t-1}$ و e^n_{t-1} به عنوان متغیرهای ابزاری استفاده شده‌اند. هر چند روش GMM نیاز به فروض زیادی در مورد داده‌های تحقیق ندارد، اما بررسی ایستایی متغیرها از اهمیت خاصی برخوردار است، لذا ابتدا آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مورد استفاده انجام شده است، همانطور که جدول (۳) نشان می‌دهد، با توجه به آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته[۲] (ADF) و فیلیپس پرون[۳] (PP)، فرضیه H_0 یعنی وجود ریشه واحد رد می‌شود و می‌توان نتیجه‌گیری کرد که تمامی متغیرها مانا یا ایستا هستند.

همچنین معادلات اویلر مربوط به مدل CCAPM تعدیل شده (معادله ۳۲) با استفاده از روش GMM و نرم افزار Matlab2013a تخمین زده شده است و در جدول شماره (۴) ارائه شده است، در این جدول علاوه بر مقادیر عددی برآورد شده برای پارامترها، سطر آخر جدول (۴) مقدار آماره هنسن[۴](۱۹۸۲) یا آماره J آورده شده است که این آماره برای محدودیت‌های بیش از حد معین ارائه شده است تا چگونگی نزدیک به صفر بودن شروط گشتاوری نمونه‌ای را اندازه‌گیری کند و بصورت زیر قابل بیان است:

$$nJ_n(\Theta_{GMM}) \rightarrow \chi^2{}_{r-l} \qquad (۵۰)$$

که در آن Θ_{GMM} مقداری است که تابع هدف را حداقل می‌سازد. تحت فرضیه صفر $E[h(x_t;\Theta_{GMM},Z_t)]=0$ آماره آزمون دارای توزیع مجانبی کای-دو با $r-1$ درجه آزادی می‌باشد (روشن و همکاران[۵]، ۱۳۹۲).

---

[۱] Cohen et al.

[۲] Augmented Dickey-Fuller

[۳] Phillips–Perron

[۴] Hansen

[۵] Roshan et al. (2013)

جدول (۳): بررسی مانایی متغیرهای مدل

متغیر	نماد	وضعیت	آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته	آزمون فیلیپس پرون
نسبت مصرف داخلی هر دوره به مصرف دوره قبل	$\frac{C_t^d}{C_t^d - 1}$	با عرض از مبدأ و روند	-۱۱/۸	-۱۱/۸
شاخص تورم	π	با عرض از مبدأ و روند	-۷/۳	-۷/۵
بازدهی دارایی شماره یک	R_1	با عرض از مبدأ و روند	-۹/۷	-۹/۵
بازدهی دارایی شماره دو	R_2	با عرض از مبدأ و روند	-۸/۴	-۸/۵
بازدهی دارایی شماره سه	R_3	با عرض از مبدأ و روند	-۸/۸	-۸/۹
بازدهی دارایی شماره چهار	R_4	با عرض از مبدأ و روند	-۹/۶	-۹/۶
بازدهی دارایی شماره پنج	R_5	با عرض از مبدأ و روند	-۹/۱	-۹/۳
بازدهی دارایی شماره شش	R_6	با عرض از مبدأ و روند	-۸/۶	-۸/۵
بازدهی دارایی شماره هفت	R_7	با عرض از مبدأ و روند	-۹/۷	-۹/۵
بازدهی دارایی شماره هشت	R_8	با عرض از مبدأ و روند	-۱۱/۴	-۱۱/۴
بازدهی دارایی بدون ریسک	R_f	با عرض از مبدأ و روند	-۹/۷	-۶/۳
بازدهی بازار	R_w	با عرض از مبدأ و روند	-۷/۹	-۷/۹
عامل اندازه	SMB	با عرض از مبدأ و روند	-۹/۱	-۸/۸
عامل ارزش	HML	با عرض از مبدأ و روند	-۱۰/۲	-۱۰/۳
عامل مومنتوم	WML	با عرض از مبدأ و روند	-۱۰/۷	-۱۰/۷
رشد مصرف داخلی	Growth	با عرض از مبدأ و روند	-۸/۶	-۸/۷

منبع: محاسبات تحقیق. مقادیر بحرانی جدول مک‌کینون در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب عبارتند از ۳/۶۵-، ۲/۵۹- و ۲/۶۱-.

جدول (۴): نتایج تخمین مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)

متغیر	نماد	مقادیر	انحراف معیار	آماره تی استیودنت
پارامتر تنزیل ذهنی زمان	β	۰/۵۳۹	۰/۱۲۲	۴/۳۹
پارامتر ترجیحات ذهنی بین دو کالا	α	۰/۰۷۶	۰/۰۱۹	۳/۸۴
پارامتر تعیین کشش جانشینی	ρ	-۰/۰۵	۰/۰۲۸	-۱/۷۶
پارامتر ریسک‌گریزی	γ	-۰/۱۲۷	۰/۰۶۷	-۱/۸۹
پارامتر تعیین کشش جانشینی بین دوره‌ای	σ	-۰/۲۰۶	۰/۱۰۱	-۲/۰۳
آماره هنسن $(J - \text{static})$= ۹/۸۹				

منبع: یافته‌های پژوهش، تمامی متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادارند.

با توجه به نتایج تخمین معادله (۳۲) در جدول (۴)، می‌توان ملاحظه کرد تمامی پارامترها معنادارند. به عبارت دیگر متغیرهای توضیحی مدل شامل مخارج مصرفی، نرخ ارز حقیقی، بازدهی بازار و شاخص تورم بر بازده دارایی‌ها اثر معناداری دارند. در تخمین برای بررسی معتبر بودن ماتریس ابزارها، همانطور که مشاهده می‌شود فرضیه صفر آزمون J مبنی بر

عدم همبستگی ابزارها در سطح اطمینان ۹۵ درصد را نمی‌توان رد کرد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که ابزارهای مورد استفاده برای تخمین از اعتبار لازم برخوردارند.

پارامتر β (عامل تنزیل ذهنی زمان) برابر ۰/۵۳۹ می‌باشد که این مقدار در بازه $0 < \beta < 1$ قرار دارد، بزرگ‌تر بودن این پارامتر نشان از شکیبایی افراد و ترجیحات برای مصرف آتی می‌باشد (ترجیح زیادی برای مصرف کنونی نسبت به مصرف آتی در کردار مصرفی خود ندارند). پارامتر α برابر ۰/۰۷۶ است، مقدار برآوردی این پارامتر در بازه $0 < \alpha < 1$ قرار دارد، کوچک‌تر بودن این پارامتر نشان از ترجیح بیشتر سرمایه‌گذاران به کالاهای داخلی نسبت به کالای خارجی است. پارامتر ρ که در تعیین کشش جانشینی (ES) مورد استفاده قرار می‌گیرد، برابر ۰/۰۵- می‌باشد که در بازه $-\infty < \rho < 1$ قرار دارد و طبق تئوری $ES = \frac{1}{1-\rho} \in [0, +\infty)$، کشش جانشینی برابر ۰/۹۵ خواهد بود، لذا بین دو کالای مصرفی داخلی و واردات کالای مصرفی اثر جانشینی پایینی وجود دارد، کاهش نرخ ارز حقیقی (تقویت ارزش حقیقی پول داخلی) منجر به کاهش B_t^{γ} و کاهش مطلوبیت نهایی خواهد شد و زمانیکه اقتصاد در یک وضعیت نامناسب و رکود باشد نتایج کاملاً بر عکس خواهد بود، در حقیقت در هر دو وضعیت نرخ ارز رابطه منفی بین بازدهی دارایی‌ها و مطلوبیت نهایی را تقویت خواهد نمود لذا منجر به افزایش ریسک سرمایه‌گذاران خواهد شد. با توجه به معادله (۱۶) هنگامیکه نرخ ارز حقیقی کاهش یابد ارزش کالای مصرفی داخلی به کل مصرف افزایش خواهد یافت که ناشی از اثر جانشینی پایین بین دو کالای مصرفی وارداتی و داخلی می‌باشد. بنابراین اثر افزایش ارزش کالای داخلی (درآمدی) بر اثر کاهشی (جانشینی) آن، غالب شده و منجر به افزایش کل مخارج خواهد شد. پارامتر γ پارامتر ریسک‌گریزی بوده که هرچه درجه ریسک‌گریزی افزایش یابد، γ کاهش خواهد یافت که با توجه به نتایج γ برابر ۰/۱۲۷- می‌باشد لذا ضریب ریسک‌گریزی نسبی برابر ۱/۱۲۷=γ -۱ خواهد بود که بیانگر ریسک‌گریزی نسبی، نسبتاً پایین فرد می‌باشد، پارامتر σ برابر ۰/۲۰۶- می‌باشد، این مقدار تعیین‌کننده کشش جانشینی بین‌دوره‌ای (EIS) بوده، لذا کشش جانشینی بین‌دوره‌ای $EIS = \frac{1}{1-\sigma}$ برابر ۰/۸۳ خواهد بود و بیانگر این است که افراد در کنار تنظیم برنامه مصرفی خود، در بازار دارایی نیز مشارکت می‌نمایند و چنانچه شرایط مناسب در بازارها برقرار باشد افراد متمایل‌اند که بخشی از مصرف خود را به دوره‌های بعد انتقال دهند و در دارایی‌های سرمایه‌گذاری کنند. در مجموع نتایج تحقیق

نشان می‌دهد که $\gamma < 0$ و $\sigma < \rho < 0$ و دلالت بر $\mathrm{EIS} < ES < 1$ دارد و مطابق با یافته‌های تجربی در ادبیات مربوط به صرف سهام می‌باشد (مهرا و پرسکات، ۲۰۰۳).

۵- تخمین معادلات قیمت‌گذاری با روش رگرسیون فاما و مکبث:

به منظور برآورد مدل خطی قیمت‌گذاری دارایی‌ها (معادله ۴۸) از روش رگرسیون دو مرحله‌ای فاما و مکبث (۱۹۷۳) استفاده شده است.

$$r_{j,t} = \alpha_j + \sum_k \beta_{jk} f_{kt} + \varepsilon_{j,t} \qquad (۵۱)$$

$$E[r_{j,t}] = \lambda_0 + \sum_k \beta_{j,k} \lambda_k + \varepsilon_{j,t} \qquad (۵۲)$$

در این روش پارامترها در دو مرحله برآورد می‌شوند: در مرحله اول (معادله ۵۱) بازده هر پورتفوی روی عوامل ریسک مورد نظر برازش می‌شوند تا مقدار ضریب برای عامل ریسک (مورد نظر) تعیین گردد. در مرحله دوم در هر دوره برای محاسبه صرف ریسک هر عامل، صرف بازده سهام روی ضرایب برآورد شده در مرحله قبل برازش می‌شود. با میانگین گرفتن از عرض از مبدأها و ضرایب هر عامل، نتایج کلی متوسطی از نتایج برآورد مدل برای هر پورتفوی می‌باشد. با توجه به معادله (۵۲)، معادله (۴۸) را می‌توان به صورت معادله بازدهی دارایی‌ها با ضریب حساسیت دارایی‌ها (بتا) زیر بیان نمود:

$$E\left[R_{j,t} - R_{f,t}\right] = \beta'_j \lambda \qquad (۵۳)$$

$\beta_{j,k} = \frac{\mathrm{cov}(f_{k,t}, R_{j,t} - R_{f,t})}{\mathrm{var}(f_{k,t})}$ بیانگر ریسک بتا دارایی j، نسبت به عامل k و $\lambda_k = b_k \mathrm{var}(f_{k,t})$ نیز بیانگر صرف ریسک یا هزینه ریسک مربوط به عامل k می‌باشد. در تعادل، تفاوت بازده مورد انتظار دارایی‌ها بوسیله تفاوت مقدار ریسک دارایی توضیح داده می‌شود، که این ریسک بوسیله بتای نرخ ارز و دیگر عوامل بیان می‌شود. نتایج تخمین معادله (۵۳)، بوسیله نرم افزار Eviews9 انجام و در جدول زیر ارائه شده است.

جدول (۵): نتایج تخمین رگرسیون دو مرحله‌ای فاما و مکبث

متغیر	نماد	ضریب	انحراف معیار	آماره تی استیودنت	احتمال
صرف ریسک نرخ ارز	λ_1	۰/۸۱	۰/۱۶۶	۴/۹۰۱	*۰/۰۱۶
صرف ریسک رشد مصرف داخلی	λ_2	۰/۵۳	۰/۳۶۵	۱/۴۵۸	۰/۲۴۰
صرف ریسک نرخ تورم	λ_3	۰/۲۵	۰/۰۷۸	۳/۲۳۸	*۰/۰۴۷
صرف ریسک بازدهی بازار	λ_4	۰/۶۵	۰/۱۴۲	۴/۶۰۸	*۰/۰۱۹
ضریب تعیین (R^2)=۰/۹۰۷					
**(احتمال ۰/۰۷۲۴=) آماره معناداری کلی رگرسیون (F) ۷/۳۴ =					

منبع: یافته های تحقیق، *سطح معناداری ۵ درصد و **سطح معناداری ۱۰ درصد.

نتایج برآورد مدل بیانگر آن است که ضریب صرف ریسک نرخ ارز برابر ۰/۸۱ بوده، یعنی بین صرف ریسک نرخ ارز و بازده سهام رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. در معادله (۴۶) و (۴۸)، دارایی با بتای نرخ ارز بالا، $\frac{\mathrm{Cov}(-\Delta\log(e_t),R_{j,t}-R_{f,t})}{\mathrm{var}(-\Delta\log(e_t))}$، هنگامیکه $b_1 > 0$، باید بازدهی بالاتری داشته باشد، از آنجاییکه $b_1 = -\alpha\gamma$، زمانیکه $\gamma < 0$ باشد صرف ریسک نرخ ارز $\lambda_1 = -\alpha\gamma\mathrm{var}(-\Delta\log(e_t))$، مثبت خواهد بود. در دوره رونق یا زمانیکه نرخ ارز حقیقی کاهش یابد $(-\Delta\log(e_t) > 0)$ بازدهی دارایی‌ها و بتای نرخ ارز بالا خواهد بود و زمانیکه اقتصاد در وضعیت نامناسب و رکود باشد بازدهی دارایی پایین خواهد بود. ضریب صرف ریسک تورم برابر ۰/۲۵ می‌باشد. با وجود تورم غیر قابل انتظار، بازده سهام تحت تأثیر ریسک نوسان نرخ تورم قرار می‌گیرد و سهامداران و اعتباردهندگان خواهان صرف بازده بیشتری بابت پذیرش کاهش قدرت خرید پول خود هستند (سیتکین و وینگارت[۱]، ۱۹۹۵). ضریب صرف ریسک بازدهی بازار برابر ۰/۶۵ است که بیانگر رابطه مثبت بین صرف بازار و صرف بازده دارایی می‌باشد. یعنی با افزایش ریسک بازار، سرمایه‌گذاران خواهان بازده بیشتری برای هر سهم بوده تا در آن سهم سرمایه‌گذاری نمایند. ضریب صرف ریسک رشد مصرف نیز، هرچند مثبت بوده لیکن از لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. همچنین ضریب تعیین (R^2) بالا و آماره F نشان از توضیح دهندگی بالای صرف بازدهی دارایی‌ها بوسیله متغیرهای مستقل معرفی شده می‌باشد.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در سال‌های اخیر اقتصاددانان در حوزه اقتصاد مالی و قیمت‌گذاری دارایی‌ها، مدل‌های جدیدی را به این حوزه معرفی کرده‌اند، یکی از آنها، مدل قیمت‌گذاری مبتنی بر مصرف (CCAPM) می‌باشد که در اکثر تحقیقات با شکست و انتقاداتی همراه بوده است. دلایل اصلی شکست این مدل عدم توجه به متغیرهای تأثیرگذار دیگر بر بازدهی دارایی‌ها به غیر از مصرف بوده است که یکی از این متغیرهای موثر نرخ ارز می‌باشد. در همین راستا در این تحقیق از طریق بسط یک مدل CCAPM در چهارچوب یک اقتصاد باز و ورود کالای مصرفی وارداتی و حل مدل تعادلی، به بررسی اثر تغییر نرخ ارز بر بازدهی دارایی‌ها با استفاده از روش GMM و رگرسیون دو مرحله‌ای فاما و مکبث (۱۹۷۳) پرداخته شد. نتایج تخمین GMM، برای پارامترها نشان می‌دهد که عوامل اقتصادی تا حدودی شکیبا

[۱] Sitkin & Weingart

و ریسک‌گریز بوده، لیکن ترجیح زیادی برای مصرف کنونی نسبت به مصرف آتی خود ندارند. کشش جانشینی بین مخارج مصرفی داخلی و مخارج مصرفی کالای وارداتی نسبتاً پایین و تمایل عوامل به مصرف کالای داخلی بیشتر می‌باشد. همچنین نتایج تخمین رگرسیون فاما و مکبث (۱۹۷۳)، بیانگر آن است که هر عامل اقتصادی به منظور تحمل ریسک بیشتر عوامل تأثیرگذار (ریسک نرخ ارز، ریسک تورم و ریسک بازار) بر بازده هر دارایی، بازده بالاتری را نسبت به قبل مطالبه خواهند نمود. لذا در راستای این نتایج پیشنهاد می‌شود که، ۱- با توجه به اهمیت تبیین رابطه بین ریسک و بازده، مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها در اقتصاد کشور بیشتر مورد توجه قرار گیرد و تلاش جهت رسیدن به یک مدل مناسب در این زمینه ضروری می‌باشد. ۲- سرمایه‌گذاران، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، تحلیلگران بازار سرمایه و دیگر کاربران بازارهای مالی، به منظور بررسی عوامل اثرگذار بر بازده سهام علاوه بر متغیرهای مالی به متغیرهای کلان اقتصادی همچون مخارج مصرفی، واردات، نرخ ارز و تورم نیز توجه ویژه‌ای داشته باشند. ۳- با توجه به متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه، می‌توان به جای مخارج مصرفی کالای بی‌دوام و خدمات از مخارج مصرفی کالای بادوام و به جای و واردات کالای مصرفی از واردات کالای سرمایه‌ای و واسطه‌ای استفاده شود و نتایج را با ضرایب اثرگذاری متغیرهای این تحقیق مقایسه نمود. ۴- به سیاستمداران توصیه می‌شود که برای بهبود عملکرد بازار سهام، همواره متغیرهای کلان اقتصادی را باثبات نگه دارند تا سرمایه‌گذاران (به خصوص سرمایه‌گذاران خارجی)، جذب سرمایه‌گذاری در بازاری شوند که سیستم نرخ ارز با ثبات دارد.

پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع

۱. شکی، سمیه، و توفیقی، حمید (۱۳۹۱). تأثیر نوسانات نرخ ارز بر بازدهی بازار سهام ایران. *دومین همایش ملی راهکارهای توسعه اقتصادی با محوریت برنامه ریزی منطقه‌ای*، سنندج، دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنندج.

۲. وکیلی‌فرد، حمیدرضا، و علی‌فرّی، ملیحه (۱۳۹۴). تأثیر نوسانات نرخ ارز بر بازدهی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه علوم اقتصادی*، ۹(۳۰)، ۸۳-۹۸.

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

۴. روشن، رضا، پهلوانی، مصیب، و شهیکی‌تاش، محمدنبی (۱۳۹۲). بررسی اهمیت مصرف نسبی و ریسک‌گریزی در الگوی مصرفی خانوارهای ایرانی با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۲(۸)، ۳۱-۱۳.

1. Antell, J., & Vaihekoski, M. (2007). International asset pricing models and currency risk: evidence from Finland 1970–2004. *Journal of Banking and Finance*, 31(9), 2571-2590.
2. Aggarwal, R., & Harper, J. T. (2010). Foreign exchange exposure of "domestic" corporations. *Journal of International Money and Finance*, 29(8), 1619-1636.
3. Aydemir, O., & Demirhan, E. (2009). The relationship between stock prices and exchange rates evidence from Turkey. *International Research Journal of Finance and Economics*, ISSN 1450-2887 Issue 23.
4. Bach, C., & Moller, S. (2011). Habit-based asset pricing with limited participation consumption. *Journal of Banking & Finance*, 35(11), 2891–2901.
5. Cohen, R. B., Polk, C., & Vuolteenaho, T. (2003). The value spread. *Journal of Finance*, 58(2), 609–641.
6. Campbell, J. Y., & Cochrane, J. H. (2000). Explaining the poor performance of consumption-based asset pricing models. *Journal of Finance, American Finance Association*, 55(6), 2863-2878.
7. Chaieb, I., & Mazzotta, S. (2013). Unconditional and conditional exchange rate exposure. *Journal of International Money and Finance*, 32(1), 781-808.
8. Chkili, W., & Nguyen, D. K. H. (2014). Exchange rate movements and stock marketreturns in a regime-switching environment: evidence for BRICS countries. *Research in International Business and Finance*,31 46-56.

9. Cochrane, J. H. (1996). A cross-sectional test of an investment-based asset pricing model. *Journal of Political Economy*, 104 (3), 572-621.
10. Dunn, K. B., & Singleton, K. J. (1986). Modeling the term structure of interest rates under non-separable utility and durability of goods. *Journal of Financial Economics*, 17(1), 27–55.
11. Dreyer, J. K., Schneider, J., & Smith, W.T. (2013). saving-based asset-pricing. *Journal of Banking & Finance*, 37(9), 3704-3715.
12. Epstein, L., & Zin, S. (1989). Substitution risk aversion and the temporal behavior of consumption and asset returns: a theoretical framework. *Journal of Econometrica*, 57, 937-968.
13. Epstein, L., & Zin, S. (1991). Substitution, risk aversion and the temporal behavior of consumption and asset returns: an empirical investigation. *Journal of Political Economy*, 99(2), 263-286.
14. Gutierrez C. E. C., & Issler, J. V. (2015). Evaluating the effectiveness of common-factor portfolios. *MPRA Paper*, No. 66077.
15. Kreps, D. M., & Porteus, E. L. (1978). Temporal resolution of uncertainty and dynamic choice theory. *Journal of Econometrica*, 46(1), 185–200.
16. Lettau, M., & Ludvigson, S. (2001). Resurrecting the (C)CAPM: A cross-sectional test when risk premia are time-varying. *Journal of Political Economy*, 109(6), 1238-1287.
17. Mehra, R., & Prescott, E. C. (1985). The equity premium: a puzzle. *Journal of Monetary Economics*, 15(2), 145-161.
18. Miao, B., Zhou, S., Nie, J., & Zhang, Z. (2013). Renminbi exchange rate exposure: evidence from chinese industries. *Journal of Chinese Economic And Business Studies, Taylor & Francis Journals*, 11(4), 229-250.
19. Mohammadzadeh, A., Shahikitash, M. N., & Roshan, R. (2015). Comparison of consumption based capital asset pricing (CCAPM) and housing CCAPM (HCCAPM) model in explaining stock returns in Iran. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 2(3), 49-72 (In Persian).
20. Mouna, A., & Jarboui A, M. (2013). The impact of interest rate and exchange rate volatility on bank's returns and volatility: evidence from Tunisia, *International Journal of Information Business and Management*, 5(4), 73-90.
21. Olufem, A. T. (2011). Exchange rate risks exposure of Negerian listed firms: an empirical examination. *International Business Research*, 4(2), 219-225.
22. Ogaki, M., & Carmen, M. R. (1998). Measuring intertemporal substitution: the role of durable goods. *Journal of Political Economy*, 106 (5), 1078–1098.
23. Pepin, D. (2015). Intertemporal substitutability, risk aversion and asset prices. *Economics Bulletin*, 35(4), 2233-2241.

24. Reilly Frank, K., & Keith, C. (2000). *Investment analysis and portfolio management*. The Dryden press, 6Ed.
25. Roshan, R., Pahlavani, M., & Shahikitash, M. N. (2013). Investigation on importance of relative consumption and risk aversion in consumption expenditures of Iranian households by GMM approach. *Quarterly Journal of Applied Economic Studies in Iran*, 2(8), 13-31 (In Persian).
26. Saleem, K. (2013). Inflation risk, exchange rate risk and asset returns: evidence from Korea, Malaysia, and Taiwan. *The Journal of Applied Business Research*, 29(4), 1209-1222.
27. Shaki, S., & Tofighi, H. (2013). Impact of exchange rate fluctuations on stock market return in Iran. *Second National Conference on Economic Development Strategies with a Focus on Regional Planning*, Islamic Azad University of Sanandaj (In Persian).
28. Sitkin, S. B., & Weingart, L. R. (1995). Determinants of risky of decision-making behavior: a test of the mediating role of risk perception and propensity. *Academy of Management Journal*, 8(6), 1573-1592.
29. Xiao, Y., Faff, R., Gharghori, P., & Min, B. (2013). Pricing innovations in consumption growth: a re-evaluation of the recursive utility model. *Journal of Banking & Finance*, 37(11), 4465-4475.
30. Stillwagon, J. R. (2015). Can the consumption capital asset pricing model account for traders' expected currency returns?. *Review of International Economics*, 23 (5), 1044–1069.
31. Vakilifard, H. R., & Ali Farry, M. (2015). The effect of currency rate fluctuation on stock return of companies admitted in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Economics*, 9(30), 83-98 (In Persian).
32. Yogo, M. (2006). a consumption-based explanation of expected stock returns. *Journal of Finance, American Finance Association*, 61(2), 539-580.
33. Yogo, M. (2004). Essays on consumption and expected returns. *Ph.D. Thesis, Harvard university.*
34. Weil, P. (1989) The equity premium puzzle and the risk-free rate puzzle. *Journal of monetary economics*, 24(3), 401–421.