بهینه‌سازی ترکیب ارزی ذخایر رسمی در دوره‌ی ۲۰۰۷-۱۹۹۹
(مطالعه‌ی موردی: اقتصادهای نفتی خاورمیانه)

محمد واعظ [۱] سعید دائی کریم زاده [۲] غلامحسین کریمیان [۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۱۲/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۱۰/۵

چکیده

یکی از بخش‌های اصلی سیستم پولی بین‌الملل مدیریت ذخایر ارزی است که سطح و ترکیب ارزی بهینه‌ی ذخایر خارجی را تعیین می‌کند. در اقتصادهای نوظهور بویژه کشورهای صادرکننده‌ی نفت خام در طول چند سال اخیر ذخایر ارزی قابل توجهی انباشته شده است. هرچند، این اقتصادها برای ذخایر ارزی خود به تنظیم قواعدی که ترکیب آن بهینه باشد تمایل دارند؛ با این حال، دست‌یابی آن‌ها به چنین اهدافی سؤال برانگیز است. با وضعیت کنونی اقتصاد جهانی؛ از جمله وقوع بحران‌های مالی، نوسان‌های ارزش برابری ارزهای ذخیره‌ی عمده و امکان سامان‌دهی جدید در همگرایی ارزهای جدید، تعیین ترکیب ارزی بهینه‌ی ذخایر خارجی از مهم‌ترین مباحث اقتصاد مالی و اقتصاد بین‌الملل است.

در این پژوهش از یک الگوی بهینه‌سازی پویا بر مبنای رهیافت میانگین- واریانس و رهیافت هزینه‌ی مبادله برای ترکیب ارزی ذخایر رسمی اقتصادهای برگزیده‌ی نوظهور و اقتصادهای برگزیده‌ی نفتی خاورمیانه در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۷-۱۹۹۹ استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده از اجرای این تحقیق، پیشنهاد می‌کند که اقتصادهای برگزیده به منظور کم‌کردن ریسک کاهش ارزش ذخایر خارجی و بهبود توانایی در پرداخت بدهی‌های خارجی، در ترکیب ارزی ذخایر رسمی خود تجدید نظر کنند.

واژگان کلیدی: ذخایر ارزی، سهم بهینه، اقتصادهای نفتی خاور میانه، رهیافت میانگین- واریانس، رهیافت هزینه‌ی مبادله.

JEL : F31, F32, F33, G11

۱- استادیار دانشکده‌ی علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان، Email:Vaez@polt.ui.ac.ir

۲ - استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوراسگان، Email: Karimzadeh@khuisf.ac.ir

۳- دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه اصفهان، Email: ghkarimian63@gmail.com

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.3.2]

۱- مقدمه

یکی از بخش‌های اصلی مدیریت اقتصادی مدیریت ذخایر ارزی است که از سالیان گذشته همواره ذهن مقامات پولی را برای بهینه سازی آن به خود معطوف داشته است. این مسأله، به‌ویژه در وضعیت توأم با نوسان‌های درآمد و در نتیجه، کاهش و افزایش مداوم ذخایر ارزی، انعطاف‌ناپذیری در نظام‌های ارزی، نوسان‌های نرخ‌های ارز و نرخ بهره، وقوع بحران‌های مالی و وجود محدودیت‌های گوناگون همچون عدم دسترسی به بازارهای مالی و کنترل‌های سرمایه‌ای، اهمیت ویژه دارد. ذخایر رسمی[1] دارایی‌های ذخیره‌ای بانک مرکزی هر کشور شامل چهار بخش زیر است:

۱- ذخایرطلا[2]

۲- ارزهای قابل تبدیل[3]

۳- حق برداشت مخصوص[4]

۴- سهم طلای آن کشور نزد صندوق بین المللی پول (سالواتوره،۱۳۸۰)

بر اساس آمار منتشر شده در پایگاه داده‌های صندوق بین المللی پول(کوفر)[5] درباره‌ی ترکیب ارزی ذخایر خارجی رسمی اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه، سهم ارزهای عمده، یعنی دلار؛ یورو؛ ین و پوند، در طی سال‌های گذشته همواره درحال تغییر بوده است. همان‌طور که در نمودار(۱) دیده می‌شود، سهم دلار آمریکا و سهم یورو در ذخایر ارزی اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه روندی کاملاً متفاوت دارد. سهم دلار دارای یک روند عمومی کاهشی و سهم یورو دارای روند عمومی افزایشی است؛ اما، سهم ین ژاپن و پوند استرلینگ تغییرات کمی داشته است.

1-Official Reserves

2- Gold Reserves

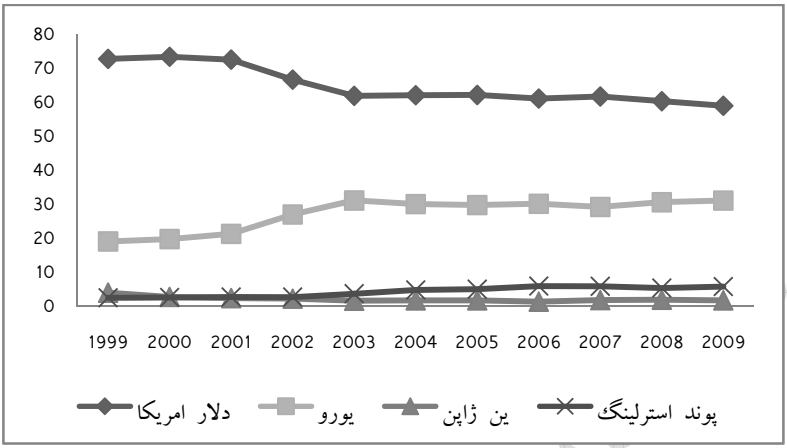
۳- به پول‌های رایج بین‌المللی که ساکنان هر کشور می‌توانند آزادانه از آن در مبادلات بین‌المللی خود استفاده کنند، ارزهای قابل تبدیل گفته می‌شود.

4-Special Drawing Rights(SDR)

5-Currency Composition of Foreign Exchange Reserves(COFER), International Monetary Fund(IMF)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.3.2]



نمودار ۱- سهم ارزها در ذخایر ارزی اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه(برحسب درصد)

منبع: صندوق بین المللی پول

کشورهای نفتی خاورمیانه در طول چند سال اخیر ذخایر ارزی عظیمی را انباشته‌اند. از سوی دیگر، سهم هر ارز در سبد ارزی اقتصادهای درحال توسعه و اقتصادهای نوظهور در حال‌تغییر بوده است. در نتیجه، مدیریت بهینه‌ی ذخایر ارزی این کشورها از موضوعات مهم مدیریت اقتصاد کلان آن‌ها است.

مدیریت بهینه‌ی ذخایر ارزی از دو بخش اصلی تشکیل شده که؛ شامل سطح بهینه و ترکیب ارزی بهینه‌ی ذخایر است. تحقیق حاضر تنها به بهینه‌سازی ترکیب ارزی ذخایر کشورهای برگزیده می‌پردازد. در مدل این پژوهش سطح ذخایر ارزی بهینه فرض شده و آنچه با حل مسأله‌ی بهینه‌سازی به دست می آید، سهم بهینه‌ی هر ارز است. در این مقاله پس از بیان پیشینه‌ی تحقیق، الگوی تحقیق بیان می‌شود؛ سپس، نتایج تجربی الگو به تفصیل شرح داده و در پایان نتیجه‌گیری و پیشنهادهای تحقیق آورده می‌شود.

۲- پیشینه‌ی تحقیق

مطالعه‌ی حاضر یک چارچوب بهینه‌سازی برای سبد ذخایر ارزی بر مبنای دو رهیافت اصلی درباره‌ی ترکیب ارزی بهینه‌ی ذخایر خارجی پیشنهاد می‌کند. این دو رهیافت؛ شامل هزینه‌ی مبادله و میانگین-واریانس است. رهیافت هزینه‌ی مبادله مدعی است به دلیل هزینه‌ی بالای تبدیل ارزها در بازار، مقامات پولی، ترکیب ارزی ذخایر را تنها بر اساس نیازهای مبادلاتی و الزامات مداخله‌ای تعیین می‌کنند. به عبارت دیگر، سهم ارزها در سبد ذخایر ارزی متأثر از ترکیب ارزی بازرگانی خارجی، ترکیب ارزی بدهی‌های

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.3.2]

خارجی و احتمالاً از ارزی است که پول کشور به مبنای آن تثبیت شده است. به تعبیر دیگر، ارزهایی بالاترین سهم را در سبد ذخایر دارند که تنها در تأمین مالی بازرگانی خارجی، تأمین مالی تعهدات ارزی و حمایت از پول داخلی بیشترین تأثیر را دارند.

نتیجه‌ی به‌دست آمده از این نظریه این است که اگر کشوری بر اساس نیازهای مبادلاتی(تأمین مالی بدهی‌های خارجی و تأمین مالی بازرگانی خارجی) و نیازهای مداخله‌ای - مداخله در بازار ارز برای حمایت از پول داخلی- تنها نیازمند نگه‌داری دلار باشد، همه‌ی ذخایر خود را بر حسب دلار نگه‌داری می‌کند. (دائی کریم زاده، ۱۳۸۸)

رهیافت میانگین- واریانس، اولین بار از سوی مارکوویتز[1] در سال ۱۹۵۲، و سپس از سوی توبین در سال ۱۹۵۸، مطرح شد. منطق اصلی این رهیافت این است که سرمایه‌گذاران به گونه‌ای عمل می‌کنند که برای افزایش معقول در بازده مورد انتظار، از پذیرفتن خطر بیشتر پرهیز می‌کنند. در واقع، بهترین گزینه سرمایه-گذاری آن است که با یک انحراف معیار معین، حداکثر بازده و یا با یک سطح مشخص بازده حداقل انحراف معیار را داشته باشد. (مارکوویتز، ۱۹۵۲).

این رهیافت بیان می‌کند، بانک مرکزی بر اساس این ملاحظات ترکیب ارزی بهینه‌ی ذخایر خود را تعیین می‌کند و پس از کسب بازدهی احتمالی، در موقع لزوم نسبت به تبدیل ارزها اقدام کرده و نیازهای مبادلاتی و مداخله‌ای خود را بر طرف می‌کند.

۲-۱- مطالعات خارجی بر مبنای نظریه‌ی هزینه‌ی مبادلاتی

هلر و نایت[2] (۱۹۷۸) در تحقیقی با عنوان «مزایای ذخایر ارزی بانک‌های مرکزی» از روش تحلیل رگرسیونی برای نشان دادن عوامل مؤثر بر ترکیب ارزی ذخایر استفاده کردند. در مطالعه‌ی آن‌ها، داده‌های محرمانه[3] از ترکیب ارزی ذخایر (تا نیمه‌ی دهه‌ی ۱۹۷۰) که شامل ۷۶ کشور بود، به کار گرفته شده است. آن‌ها دریافتند نظام ارزی و ترکیب ارزی بازرگانی خارجی هر کشور به صورت قابل توجهی بر ترکیب ارزی ذخایر آن تأثیرگذار است. این یافته‌ها هلر و نایت را به این نتیجه‌گیری رهنمون کرد که انگیزه‌های معاملاتی درتعیین ترکیب ارزی ذخایر تأثیر به‌سزایی دارند.

دولی و همکاران[4] (۱۹۸۹) در مقاله‌ای با عنوان «ترکیب ارزی ذخایر خارجی»، تأثیر هزینه‌های مبادلاتی با رهیافت میانگین- واریانس سنتی برای تعیین سبد بهینه‌ی دارایی‌ها و بدهی‌های خارجی را ترکیب کردند.

1- Markowitz
2- Heller & Knight
3-Confidential
4-Dooley et al

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.3.2]

در این مقاله ترکیب ارزی ذخایر را برای کشورهای -توسعه یافته و در حال توسعه- برای دوره‌ی ۱۹۸۵-۱۹۷۶، با استفاده از یک نسخه‌ی به روز شده از مجموعه داده‌های ذخایر ارزی محاسبه کردند. آن‌ها دریافتند نظام ارزی، ترکیب ارزی بازرگانی خارجی کشور مورد نظر، ترکیب ارزی بدهی‌های خارجی و ارز غالب در جریان‌های تجارت خارجی، عوامل تعیین کننده‌ی ترکیب ارزی ذخایر خارجی هستند.

اشنگرین و ماتیسون[1] (۲۰۰۰) در تحقیقی با عنوان «ترکیب ارزی ذخایر خارجی: نگاهی به گذشته و چشم‌انداز آینده» با استفاده از داده‌های محرمانه‌ی تعداد بیشتری از کشورها ، در یک نمونه؛ شامل۸۴ کشور از بین اقتصادهای نوظهور و درحال‌گذار، برای دوره‌ی (۱۹۷۹-۱۹۹۶) ، عوامل تعیین کننده‌ی ترکیب ارزی ذخایر بین‌المللی را با استفاده از یک الگوی هزینه‌ی مبادله بررسی کردند. آن‌ها نتیجه گرفتند در حالتی‌که یک کشور پول خود را بر مبنای پول کشور دیگر تثبیت کرده است، باید سهم بیشتری از ذخایر ارزی خود را به پول آن کشور نگه‌داری کند.

چین و فرانکل[2] (۲۰۰۶) در تحقیقی با عنوان «آیا سرانجام یورو به عنوان یک ارز برجسته‌ی بین‌المللی از دلار پیشی خواهد گرفت؟»، از یک مجموعه‌ی زمانی داده‌های کلی برای ترکیب ذخایر ارزی استفاده کردند که در پایگاه داده‌های کوفر منتشر شده است، و با روش تحلیل رگرسیونی، عوامل تعیین‌کننده‌ی سهم ارزها در ترکیب ارزی ذخایر جهان را ارزیابی کردند. آن‌ها دریافتند اندازه‌ی کشور اصلی، نرخ رشد ذخایر ارزی، نوسان‌های نرخ ارز و اندازه‌ی بازار مالی مرکزی این کشور، تعیین‌کننده‌های اصلی سهم ارزها درسبدهای ارزی بانک مرکزی است.

۲-۲- مطالعات خارجی بر مبنای نظریه‌ی میانگین- واریانس

بن بسات[3] (۱۹۸۰) در تحقیقی با عنوان «ترکیب ارزی بهینه‌ی ذخایر خارجی»، از روش بهینه‌سازی میانگین-واریانس برای انتخاب یک سبد از ارزهای خارجی استفاده کرد. وی از داده‌های ماهیانه‌ی سال‌های(۱۹۸۰-۱۹۷۶) برای اقتصادهای شبه صنعتی[4] و درحال توسعه به صورت گروهی استفاده و نتایج سبدهای بهینه را با سبدهای واقعی مقایسه کرد.

بن بسات نتیجه می‌گیرد که ترکیب ارزی بهینه‌ی ذخایر خارجی وابسته به سه عامل است:

۱- انگیزه‌های کشورها از نگه‌داری ذخایر ارزی

۲- ریسک و بازده ارزهای مختلف

1- Eichengreen & Mathieson
2- Chinn & Frankel
3-Ben-Bassat
4- Semi- Industrial

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.3.2]

۳- تمایل کشورها نسبت به حفظ وضعیت با ثبات از لحاظ بین‌المللی

پاپائیانو و همکاران[1] (۲۰۰۶) در تحقیقی با عنوان «سهم‌های بهینه‌ی ارزها در ذخایر بین‌المللی: تأثیر یورو و چشم انداز دلار»، درباره‌ی سبد بهینه‌ی ذخایر ارزی در سطح جهانی با رهیافت ریسک ــ بازده و با طرح یک الگوی بهینه‌سازی جستاری صورت دادند که طی آن:

۱ـ ارز مرجع، به‌صورت مقداری، عاملی مهم در سبد بهینه است.

۲ـ سهم بهینه‌ی محاسبه شده یورو در ذخایر ارزی جهان کم‌تر از مقدار واقعی منتشر شده از سوی پایگاه داده‌های کوفر است.

۲-۳- مطالعات داخلی

مطالعات داخلی معدودی درباره‌ی مدیریت ذخایر ارزی؛ ازجمله ترکیب ذخایر ارزی، انجام شده است. در این‌جا به چند مورد از این مطالعات اشاره می‌شود:

بی‌ریا (۱۳۸۳) در بخش دوم رساله‌ی دکتری خود به تعیین ترکیب بهینه‌ی ذخایر خالص و ناخالص ارزی کشورهای صادر کننده‌ی مواد خام پرداخته است. در این پژوهش از رهیافت میانگین- واریانس و رهیافت قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برای بهینه‌سازی ترکیب ارزی ذخایر خارجی کشورهای صادرکننده‌ی مواد خام استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد با تغییر درجه‌ی ریسک گریزی، سهم بهینه‌ی ارزهای مختلف در ترکیب خالص ذخایر ارزی تغییر می‌کند. به‌گونه‌ای که کشورها در وضعیت نبود ریسک، ترکیب ذخایر خالص خود را بر اساس بازدهی ارزهای مختلف تعیین می‌کنند. دراین وضعیت بیشترین سهم ذخایر خالص ارزی به صورت دلار نگه‌داری می‌شود.

سجادی(۱۳۸۰) در تحقیقی با عنوان« بررسی نحوه‌ی پیدایش تغییر در سبد ارزی و کاهش ریسک ذخیره‌ی ارزی در قبال حوادث اخیر سیاسی»، شیوه‌ی تغییر در سبد دارایی‌های ارزی ایران برای کاهش ریسک ذخایر ارزی در برابر حادثه‌ی ۱۱ سپتامبر را بررسی کرده است. بدین منظور، با استفاده از نرخ معاملات ارز در بازار آمریکا، از داده‌های نرخ برابری ریال با شش ارز مختلف و همچنین، بهای یک گرم طلای ۱۸ عیار در دوره‌ی چهار ماهه‌ی مربوط به پیش و پس از حادثه‌ی ۱۱ سپتامبر استفاده کرده است. که نتایج نشان می دهد دلار در دوره‌ی پیش و پس از عملیات ۱۱ سپتامبر، دارای حداقل میزان نوسان بوده است لذا هنوز به عنوان ارز پایه می‌تواند سهم عمده در سبد ارزی کشور داشته باشد. (دائی‌کریم زاده به نقل از سجادی،۱۳۸۸)

1-Papaioannou, Portes and Siourounis

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.3.2]

جبه دار خیابانی (۱۳۸۵) در پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد خود با عنوان «پیشنهاد ترکیب بهینه‌ی ذخایر ارزی ایران بر اساس روش میانگین- واریانس»، از مقایسه‌ی سهم بهینه‌ی محاسبه شده‌ی ارزهای مختلف در ترکیب ذخایر ارزی ایران با سهم ارزهای مختلف درترکیب ذخایرارزی کشورهای درحال توسعه به این نتیجه می‌رسد که: سهم پوند انگلیس در درجات مختلف ریسک‌گریزی در ترکیب ذخایر ارزی ایران- مطابق با کشورهای در حال توسعه- در پایین‌ترین سطح قرار دارد. اما، یورو برخلاف نتایج کشورهای درحال توسعه، بیشترین سهم را در حالت بالاترین درجه‌ی ریسک‌گریزی به خود اختصاص داده است. به همین ترتیب، در مقایسه با کشورهای در حال توسعه سهم دلار امریکا به نسبت کم، و سهم ین ژاپن نیز به نسبت بالا است .

توکلی (۱۳۸۷) در پایان نامه‌ی کارشناسی ارشد خود با عنوان «بررسی آثار جایگزینی ذخایر ارزی از دلار به یورو(مورد مطالعه:ایران)»، با استفاده از یک مدل سری زمانی و توجه به بازار ارز، ترکیب ذخایر ارزی کشور را به‌طور تجربی برآورد کرده است. نتایج به‌دست‌آمده از برآورد الگو نشان می‌دهد، سهم یورو در ترکیب ذخایر ارزی ایران در سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۹۹ در حدود ۳۸٪ است .

دائی‌کریم زاده(۱۳۸۸) در پژوهشی با عنوان «ترکیب ارزی بهینه‌ی ذخایر در ایران» و با استفاده از رهیافت میانگین- واریانس، در چارچوب یک الگوی بهینه‌سازی ایستا به تعیین ترکیب بهینه‌ی پنج ارز مهم؛ شامل دلار امریکا، یورو، پوند، ین و فرانک سوئیس در ذخایر بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران پرداخت. نتایج نشان می‌دهد در پرفولیو حداقل واریانس سهم بهینه‌ی دلار امریکا در ترکیب ارزی ذخایر کشور، حداکثر ۳۸ درصد است. اگر سهم دلار در ذخایر ارزی کشور بیش از این مقدار باشد، ارزش واقعی ذخایر کاهش یافته و قدرت خرید آن کم می‌شود.

به طور خلاصه می‌توان گفت: نظریه‌ی مبادلاتی و میانگین- واریانس در تعیین عوامل مؤثر بر نگه‌داری ذخایر ارزی مفید است. به‌هرحال، مطالعات تجربی دو نظریه از لحاظ تعداد و دامنه‌ی کشورهای زیر پوشش در مجموعه‌ی مطالعات، خیلی محدود است. ازاین‌رو، پژوهش حاضر با دامنه‌ای گسترده‌تر از کشورهای مورد مطالعه به بهینه‌سازی ترکیب ارزی ذخایر خارجی می‌پردازد.

۳- طرح الگوی تحقیق

برای هرگونه تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری بازارهای مالی، همیشه باید بین ریسک و بازدهی، مبادله‌ای باشد. برحسب ساختار ترکیب ارزی ذخایر خارجی، عامل تعدیل شدنی، سهم توزیع شده‌ی ارزهای مختلف براساس ملاحظات ریسک- بازده در سبد ذخایر ارزی است. در نتیجه، این یک مسأله‌ی اصلاح‌شدنی در مدیریت سبد

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.3.2]

ارزی است. در الگوی بهینه‌یابی مدیریت سبد ارزی مورد نظر، هنگامی‌که بازدهی‌ها به‌وسیله‌ی انتظارات آتی و ریسک به‌وسیله‌ی واریانس بازتاب می‌یابد، تابع هدف برای بهینه‌سازی ترکیب ارزی ذخایر خارجی، با توجه به چشم انداز بانک مرکزی برای حداکثر کردن بازده ذخایرخود، طراحی می‌شود.

درالگوی این پژوهش، تابع هدف بر اساس یک سطح ریسک معین(اشاره به قید اول درالگوی بهینه‌یابی و تخصیص هر سبد به دو نوع ارز ـ دارایی ریسکی و دارایی غیر ریسکی ـ قید دوم بر مبنای مقاله‌ی (یی او،۲۰۰۷)[1] شکل می‌گیرد. تابع هدف نشان‌دهنده‌ی بازدهی به‌دست‌آمده از تسهیم همه‌ی ارزهای موجود در سبد ذخایر ارزی است، به‌گونه‌ای که این ارزها می‌تواند بازدهی انتظاری داشته باشد که با E_t نشان داده شده و متعلق به یورو، ین و پوند است. همچنین، می‌تواند بازدهی قطعی داشته باشد که با r_f نشان داده شده و متعلق به دلار است. لازم به یاداوری است که در این مسأله بهینه‌سازی ارزش کل سبد ارزی، بهینه فرض شده است و آنچه با حل مسأله بهینه‌سازی به‌دست می‌آید، ترکیب بهینه‌ی سبد یا سهم بهینه‌ی هر ارز است.

مسأله بهینه‌سازی که بانک مرکزی با آن روبه‌رو است، انتخاب یک سبد از ارزها است که بازدهی ذخایر را در دوره‌ی t+1 به ازای یک مقدار معین ریسک، به حداکثر رساند. چارچوب الگوی این پژوهش به صورت زیر است (یی او،۲۰۰۷):

$$\max : E_t(R_{t+1}) = \sum_{i=1}^{N} x_{i,t}\, E_t(r_{i,t+1}) + x_{f,t}\, r_{f,t+1} \qquad (۱)$$

$$s.t.\ X_t^{'}\, \Omega_{t+1}\, X_t \le \sigma^2 \qquad (۲)$$

$$\sum_{i=1}^{N} x_{i,t} + x_{f,t} = 1, \quad \forall t \qquad (۳)$$

$$x_i \ge 0 \quad \forall t, \forall i \qquad (۴)$$

که در آن:

- $E_t(R_{t+1})$: بازده انتظاری سبد ارزی در دوره‌ی t+1،
- $E_t(r_{i,t+1})$: بازده انتظاری برای ارز i در دوره بعدی؛ یعنی دوره‌ی t+1،
- r_f : بازده ارز بدون ریسک که در این مورد دلار امریکا در نظر گرفته می‌شود.
- $x_{i,t}$: سهم ارز i در سبد بانک مرکزی در سال t

1- Yi Wu

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.3.2]

- $x_{f,t}$: ارز بدون ریسک(در این‌جا دلار امریکا)
- X: بردار سهم ارزها غیر از دلار امریکا
- Ω_{t+1}: ماتریس واریانس- کواریانس بازدهی انتظاری ارزها

فرض بر این است که بانک مرکزی N+1 ارز نگه‌داری می‌کند که دلار امریکا ارز مرجع(دارایی غیرریسکی) است و مابقی ارزها ریسکی است. در الگوی این پژوهش از سه ارز ریسکی و یک ارز غیرریسکی یا مبنا استفاده می‌شود. ارزهای ریسکی عبارت است از:

۱- یورو(EUR)
۲- ین ژاپن(JPY)
۳- پوند انگلیس(GBP)

و ارز غیر ریسکی دلار امریکا (USD).

ماتریس واریانس-کواریانس بازده انتظاری ارزها

در مطالعات پیشین، ناپایداری همبستگی بین بازده ارزها، یک ایراد اصلی رهیافت میانگین -واریانس است. حتی، یک تغییر کوچک در ماتریس واریانس-کواریانس، به تغییری قابل‌توجه در نتایج نهایی مدل منجر خواهد شد. بدین منظور، این مطالعه از مدل‌هایی دقیق‌تر برای برآورد ماتریس واریانس-کواریانس بازده انتظاری ارزها استفاده می‌کند.

برای برآورد ماتریس واریانس- کواریانس بازده انتظاری ارزها با فرض وجود ناهمسانی واریانس شرطی و خود همبستگی جملات اخلال سری بازده انتظاری از روش خودرگرسیونی مشروط بر ناهمسانی واریانس مرتبه‌ی اول همراه با همبستگی‌های شرطی پویا[1] استفاده می‌شود. نتایج برآورد با برنامه‌نویسی در محیط نرم افزاری Eviews6 به‌دست‌آمده است. در مطالعات اندکی از مدل‌های همبستگی‌های شرطی پویا برای برآورد ماتریس واریانس- کواریانس بازده انتظاری ارزها استفاده شده است که دلیل آن جدید بودن این مدل‌ها است[2]. در ادامه، به روش برآورد مدل DCC-GARCH(1,1) پرداخته می‌شود.

1- DCC-Multivariate GARCH(1,1)

۲- این مطالعات عبارت است از: پاپائیانو و همکاران، ۲۰۰۶، یی او، ۲۰۰۷.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.3.2]

برآورد مدل DCC-GARCH(1,1)

انگل و شپارد (۲۰۰۱) مدل همبستگی شرطی پویا[1] را در مقاله‌ای با عنوان « ویژگی‌های نظری و تجربی الگوی همبستگی شرطی GARCH چند متغیره» معرفی کردند. در این مقاله ویژگی‌های نظری و تجربی طبقه‌ی جدید از مدل‌های گارچ چند متغیره که توانایی برآورد ماتریس‌های واریانس -کواریانس بزرگ مختلف زمانی را دارند، گسترش داده شده است.

بررسی فرآیند GARCH (1,1)

بدون شک ساده‌ترین و پراستفاده‌ترین مدل گارچ، مدل فرآیندیGARCH(1,1) است که به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$h_t = \omega + \delta\,\eta_{t-1}^2 + \gamma\, h_{t-1} \quad \omega \geq 0,\ \delta \geq 0 \text{ و } \gamma \geq 0 \tag{۵}$$

همان‌طور که می‌بینند، در فرآیند GARCH(1,1)، مربع ابداعات و واریانس به ترتیب دارای یک وقفه است. از جانشینی مکرر در رابطه (۵) عبارتی دیگر از فرآیندGARCH(1,1) به صورت زیر به‌دست می‌آید. (تریز[2]،۲۰۰۸):

$$\begin{aligned} h_t &= \omega(1+\gamma+\gamma^2+\cdots+\gamma^{j-1}) + \delta \sum_{k=1}^{j} \gamma^{k-1}\,\eta_{t-k}^2 + \gamma^j\, h_{t-j} \\ &= \omega\,\frac{1-\gamma^j}{1-\gamma} + \delta \sum_{k=1}^{j} \gamma^{k-1}\,\eta_{t-k}^2 + \gamma^j\, h_{t-j} \end{aligned} \tag{۶}$$

این عبارت بیان می‌کند که نوسان‌های دوره‌ی جاری برابر میانگین متحرک وزنی نمایی مربع ابداعات گذشته است. برای کاهش تعداد پارامترها از سه پارامتر به دو پارامتر در فرآیند GARCH(1,1) و ساده‌تر-شدن محاسبات از روش انگل و مزریچ[3] (۱۹۹۶) می‌توان استفاده کرد. به این صورت که واریانس غیرشرطی را به صورت $\bar{h}$ نشان داد و معادله‌ی (۶) را به صورت زیر باز نویسی کرد (تریز، ۲۰۰۸):

$$h_t - \bar{h} = \omega - \bar{h} + \delta\left(\eta_{t-1}^2 - \bar{h}\right) + \gamma\,(h_{t-1} - \bar{h}) + \gamma\bar{h} + \delta\bar{h} \tag{۷}$$

پس از مرتب کردن معادله‌ی (۷) ، داریم:

$$h_t = \omega - (1-\gamma-\delta)\,\bar{h} + (1-\gamma-\delta)\,\bar{h} + \delta\eta_{t-1}^2 + \gamma h_{t-1} \tag{۸}$$

1- Dynamic Conditional Correlation (DCC) Model
2-Therese
3 - Engle and Mezrich -variance targeting

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.3.2]

اگر $\omega = (1-\gamma-\delta)\,\overline{h}$ باشد، آن‌گاه معادله‌ی (۱۱) را به صورت زیر می‌توان نوشت:

$$h_t = (1-\gamma-\delta)\,\overline{h} + \delta\eta_{t-1}^2 + \gamma h_{t-1} \qquad (۹)$$

در این حالت نه تنها مدل برای محاسبات ساده‌تر است بلکه نشان می‌دهد واریانس غیر شرطی $= \overline{h}$ $\frac{\omega}{1-\gamma-\delta}$ است.

این حالت به سادگی تحت فرض $\gamma + \delta < 1$ امکان‌پذیر نیست و تنها وقتی معنی‌دار است که $\omega > 0,\ \delta > 0,\ \gamma > 0$ باشد. (دونیس و زو[1]، ۱۹۹۸)

مدل همبستگی شرطی پویا[2]

شرط ثبوت ماتریس همبستگی شرطی، در مدل‌های همبستگی شرطی ثابت (CCC) چندان واقعی به نظر نمی‌رسد. بنابراین، پژوهشگران مدلی را معرفی کردند که در آن همبستگی‌های شرطی در طول زمان تغییر می‌کند و آن را مدل همبستگی شرطی پویا (DCC) نامیدند. (رادپور و همکاران، ۱۳۸۸)

برای گسترش فرض‌های بخش پیشین به حالت چند متغیره، فرض می‌شود که n دارایی، در یک سبد با بردار بازده سطری $r_t = (r_{1t}, r_{2t}, \dots, r_{nt})'$ وجود دارد. افزون براین، فرض کنید که بازدهی‌های شرطی از توزیع نرمال با میانگین صفر وماتریس واریانس- کواریانس شرطی $H_t = [r_t r_t' \,|\Psi_{t-1}]$ پیروی می‌کند. رابطه‌ی زیر را در نتیجه داریم:

$$r_t = H_t^{\frac{1}{2}} z_t\ , \quad r_t|\Psi_{t-1} \sim N(0, H_t) \qquad (۱۰)$$

که $z_t = (z_{1t}, z_{2t}, \dots, z_{nt})'$ و $z_t \sim N(0, I_n)$ و I_n ماتریس واحد مرتبه‌ی nام است. (انگل،۲۰۰۲)

یک روش با مقدار محاسبات کم‌تر برای برآورد GARCH چند متغیره، ترکیب برآورد مدل‌های GARCH یک متغیره و برآورد ماتریس‌های همبستگی چند متغیره است. این روش تعداد پارامترها را با استفاده از ساختارهای واریانس مجزا و ساختار همبستگی کلی کاهش می‌دهد. بر این اساس، بولرسلو،۱۹۹۰، روشی برای برآورد مدل گارچ همبستگی شرطی ایستا(CCC-GARCH) طرح کرد. در این روش، ماتریس واریانس-کواریانس شرطی بازدهی‌ها به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$H_t \equiv D_t R D_t \qquad\qquad D_t = \mathrm{diag}(\sqrt{h_{i,t}}) \qquad (۱۱)$$

1 . Dunis & Zhou
2 . Dynamic Conditional Correlation Model

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.3.2]

که R ماتریس همبستگی‌های شرطی و $h_{i,t}$ از مدل GARCH یک متغیره پیروی می‌کند و به صورت زیر است:

$$h_{i,t} = \omega + \sum_{i=1}^{q} \delta_i \eta_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \gamma_i h_{t-j} \qquad (۱۲)$$

اما، با توضیحاتی که در ابتدا گفته شد، فرض ثبوت همبستگی میان دارایی‌ها، غیر واقعی به نظر می‌رسد. از این رو، انگل (۲۰۰۲) مدلی طرح کرد که در آن ماتریس همبستگی در طی زمان تغییر می‌کند. نام این مدل، همبستگی شرطی پویا (DCC) است. در مدل DCC، ماتریس واریانس- کواریانس به شکل زیر تجزیه می‌شود(کام و ولریو[1]،۲۰۰۳):

یا:

$$H_t \equiv D_t R_t D_t \qquad \text{یا} \qquad [H_t]_{ij} = h_{ij} \qquad (۱۳)$$

به صورتی‌که D_t یک ماتریس قطری $n \times n$ از انحراف معیارهای شرطی مختلف زمانی بازدهی‌های هر ارز در فرایند GARCH چند متغیره است. (n تعداد دارایی است) بنابراین:

$$D_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{1t}} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \sqrt{h_{nt}} \end{bmatrix} \qquad (۱۴)$$

Rt یک ماتریس همبستگی شرطی قطری از جملات اخلال استاندارد شده‌ی ε_t و با ابعاد $n \times n$ است:

$$R_t = \begin{bmatrix} 1 & \cdots & q_{1n,t} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ q_{n1,t} & \cdots & 1 \end{bmatrix}, \quad \varepsilon_t = D_t^{-1} r_t \sim N(0, R_t) \qquad (۱۵)$$

پیش از تحلیل بیشتر درباره‌ی R_t ، لازم به یادآوری است که H_t باید به‌وسیله‌ی تعریف ماتریس واریانس- کواریانس، مثبت معین باشد. از آن‌جا که Ht یک فرم درجه دو براساس R_t است؛ بنابراین، بر اساس جبر خطی برای اطمینان از مثبت معین بودن H_t ، باید R_t مثبت معین باشد. از این گذشته، با تعریف ماتریس همبستگی شرطی، همه‌ی عناصر باید کوچک‌تر یا مساوی یک باشد. برای اطمینان از این که هر دو شرط لازم برآورده می‌شود، R_t به صورت زیر تجزیه می‌شود (تریز[2]،۲۰۰۸):

$$R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1} \qquad (۱۶)$$

1. Colm & Valerio
2 .Therese

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.3.2]

برای تضمین شرط $|q_{ij}| \leq 1$ ، Q_t یک ماتریس مثبت معین است که ساختار پویایی را مشخص می‌کند و Q_t^{*-1} عناصر Q_t را به مقیاس کوچک‌تر تقسیم کرده است. به عبارت دیگر، Q_t^{*-1} یک ماتریس قطری وارونه با جذر ریشه‌ی عناصر قطری Q_t است:

$$Q_t^* = \begin{bmatrix} \sqrt{q_{11,t}} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \sqrt{q_{nn,t}} \end{bmatrix} \Rightarrow Q_t^{*-1} = \begin{bmatrix} 1/q_{11,t} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & 1/q_{nn,t} \end{bmatrix} \quad (۱۷)$$

فرض می‌شود که Q_t برابر است با:

$$Q_t = (1-\alpha-\beta)\bar{Q} + \alpha\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1} + \beta Q_{t-1} \quad (۱۸)$$

$\bar{Q}$ ماتریس کواریانس غیر شرطی جملات خطای استاندارد شده است:

$$\bar{Q} = Cov(\varepsilon_t\varepsilon'_t) = E[\varepsilon_t\varepsilon'_t] \quad (۱۹)$$

در واقع، ساختار پویای تعریف شده در بالا، ساده‌ترین شکل GARCH چند متغیره است که GARCH اسکالر (ماتریس یک عنصری) نامیده می‌شود. این ساختار نشان می‌دهد که همه‌ی همبستگی‌ها از ساختاری یکسان پیروی می‌کند که می‌تواند ایراد مدل باشد. (انگل و مزریچ،۱۹۹۶) در حالت کلی، ساختار می‌تواند به صورت DCC(p,q) تعمیم داده شود:

$$Q_t = \left(1 - \sum_{i=1}^{p}\alpha_i - \sum_{j=1}^{q}\beta_i\right)\bar{Q} + \sum_{i=1}^{p}\alpha_i\,\varepsilon_{t-i}\varepsilon'_{t-i} + \sum_{j=1}^{q}\beta_i\,Q_{t-j} \quad (۲۰)$$

برای برآورد پارامترهای ماتریس H_t، یعنی $\theta = (\emptyset, \varphi)$ ، تابع لگاریتم حداکثر راست‌نمایی زیر(ℓ) هنگامی که جملات خطا با توزیع نرمال چند متغیره در نظر گرفته می‌شود، می‌تواند به کار برده شود (انگل و شپارد،۲۰۰۱):

(۲۱)

$$\begin{aligned} \ell(\theta) &= -\tfrac{1}{2}\textstyle\sum_{t=1}^{T}(n\log(2\pi) + \log(H_t) + r'_t H_t^{-1} r_t) \\ &= -\tfrac{1}{2}\textstyle\sum_{t=1}^{T}(n\log(2\pi) + \log(|D_t R_t D_t|) + r'_t D_t^{-1} R_t^{-1} D_t^{-1} r_t) \\ &= -\tfrac{1}{2}\textstyle\sum_{t=1}^{T}(n\log(2\pi) + \log(|D_t R_t D_t|) + r'_t D_t^{-1} R_t^{-1} D_t^{-1} r_t) \end{aligned}$$

انگل (۲۰۰۲) برای برآورد مدل DCC-GARCH تابع حداکثر راست‌نمایی را به دو بخش تقسیم کرد:

۱- بخش نوسان: این بخش تنها وابسته به پارامترهای مدل GARCH یک متغیره است.

۲- بخش همبستگی: این بخش وابسته به پارامترهای نوسان بخش اول و پارامترهای همبستگی است.

اگر $\emptyset$ پارامترهای نوسان در ماتریس D و φ پارامترهای همبستگی در ماتریس R را نشان دهد، آنگاه تابع راست‌نمایی معادله (۲۱) به دو بخش زیر تقسیم می‌شود:

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.3.2]

$$l(\emptyset,\varphi) = l_v(\emptyset) + l_c(\emptyset,\varphi) \qquad (۲۲)$$

ازاین‌رو، پارامترهای مدل DCC(1,1) می‌تواند به راحتی به دو گروه $\emptyset = (\omega_1, \delta_1, \gamma_1, \dots, \omega_n, \delta_n, \gamma_n)$ و $\varphi = (\alpha, \beta)$ تقسیم شود و از راه دو مرحله‌ی زیر برآورد شود:

- **مرحله‌ی نخست:** ماتریس R در تابع لگاریتم حداکثر راست‌نمایی گفته شده در بالا، به‌وسیله‌ی ماتریس واحد I_n جانشین می‌شود که تابع لگاریتم حداکثر راست‌نمایی زیر را نتیجه می‌دهد:

(۲۳)

$$Q\ell_1(\emptyset|\, r_t) = -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}(n\log(2\pi) + 2\log(|D_t|) + \log(|I_n|) + r_t' D_t^{-1} I_n D_t^{-1}\, r_t)$$
$$= -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}(n\log(2\pi) + 2\log(|D_t|) + r_t' D_t^{-1} D_t^{-1}\, r_t)$$

تابع حداکثر راست‌نمایی، مجموع توابع لگاریتم حداکثر راست‌نمایی GARCH یک متغیره است. بنابراین، می‌توان از الگوریتم بیان شده در بالا برای برآورد پارامترهای $\emptyset$ برای هر فرآیندGARCH یک متغیره استفاده کرد. زیرا واریانس h_{it} دارایی‌های $i = 1,2,3,\dots,n$ برای $t \in [1,T]$ برآورد شده است. سپس، عناصر ماتریس D_t در همان دوره‌ی زمانی برآورد می‌شود.

- **مرحله‌ی دوم:** در مرحله‌ی دوم تابع لگاریتم حداکثر راست‌نمایی، برای برآورد $\emptyset = (\alpha, \beta)$ با توجه به $\widehat{\emptyset} = (\widehat{\omega}_1, \widehat{\delta_1}, \widehat{\gamma_1}, \dots, \widehat{\omega}_n, \widehat{\delta}_n, \widehat{\gamma}_n)$ از مرحله‌ی اول استفاده می‌شود.

(۲۴)

$$\ell_2(\varphi|\widehat{\emptyset}, r_t) = -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}(n\log(2\pi) + 2\log(|D_t|) + \log(|R_t|) + \varepsilon_t' R_t^{-1}\, \varepsilon_t)$$

نظر به این‌که دو جمله‌ی اول لگاریتم حداکثر راست‌نمایی ثابت است، دو جمله‌ی آخر شامل R_t ماکزیمم می‌شود(انگل و شپارد[1]، ۲۰۰۱):

$$\ell_2 \propto \log(|R_t|) + \varepsilon_t' R_t^{-1}\, \varepsilon_t \qquad (۲۵)$$

$\overline{Q}$ به صورت زیر برآورد می‌شود(انگل،۲۰۰۰):

$$\widehat{\overline{Q}} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} \varepsilon_t \varepsilon_t' \qquad (۲۶)$$

در این مورد هم روش انگل و مرزیچ(۱۹۹۶) در ساختار پویا استفاده می‌شود. بنابراین، $\widehat{Q}_0 = \varepsilon_t \varepsilon_t'$ و از آنجا که ماتریس همبستگی و همچنین، ماتریس واریانس- کواریانس باقی‌مانده‌های استاندارد شده، در نتیجه $\widehat{R}_0 = \varepsilon_0 \varepsilon_0'$ است. (انگل،۲۰۰۰)

[1] . Engle & Sheppard

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.3.2]

نمودارهای مدل همبستگی شرطی پویا در پیوست مقاله آورده شده است. همان‌گونه که از این نمودارها برداشت می‌شود، همبستگی بین ارزهای یورو، یـن و پوند در دهه‌ی اخیر از الگوهایـی متـفاوتی پیـروی می‌کند و در بیشتر مواقع یک همبستگی مثبت قوی بین ارزهای یادشده وجود دارد. از سوی دیگر، نتایج برآورد یک روند عمومی کمابیش با ثبات نوسان بازده ارزها را نشان می‌دهد.

٤- نتایج تجربی الگو

به‌منظور تعیین ترکیب بهینه‌ی ارزی ذخایر اقتصادهای برگزیده پس از برآورد بازده انتظاری و ماتریس واریانس- کواریانس بازده انتظاری، محدودیت ترکیب ارزی بدهی‌های خارجی به الگوی طرح شده افزوده می‌شود. این پژوهش برآن است تا هر دو رهیافت هزینه‌ی مبادله و میانگین-واریانس را در یک چارچوب بهینه‌سازی پویا به کار برد. از این رو، با توجه به این‌که رهیافت هزینه‌ی مبادلاتی، ترکیب ارزی بدهی‌های خارجی را عامل مهم و تعیین‌کننده‌ی ترکیب ارزی بهینه‌ی ذخایر می‌داند[1]، کوشش شده تا ترکیب ارزی بدهی‌های خارجی به عنوان یک قید به مدل تحقیق افزوده شود. بانک مرکزی که مسؤولیت مدیریت ذخایر در برابر بدهی‌ها را به عهده دارد، ترکیب ارزی (معیارپایه) ذخایر آن تا حد بسیاری از بدهی‌های خارجی متأثر است. از این رو، در این پژوهش بهینه‌سازی ترکیب ارزی ذخایر خارجی با تأکید بر بدهی‌های خارجی درگرفته شده است. هماهنگی میان مدیریت ترکیب ارزی ذخایرخارجی و بدهی‌های ارزی از مباحث مهم در حوزه‌ی مدیریت ذخایر خارجی بانک مرکزی است و ضرورت دارد که این دو مقوله؛ یعنی مدیریت بدهی‌های ارزی و ذخایر ارزی، در یک راستا قرار گیرد. اگر دارایی‌ها و بدهی‌ها جداگانه مدیریت شود، در این صورت ممکن است، درحالی‌که متوسط سر رسید دارایی‌ها کاهش می‌یابد، متوسط سررسید بدهی‌ها افزایش می‌یابد. در نتیجه‌ی این عدم تطابق، سررسید دارایی‌ها و بدهی‌ها افزایش خواهد یافت و امکان دارد بانک مرکزی با مشکل نقدینگی روبه‌رو شود. (مجرد، ۱۳۸۰)

مدیریت هماهنگ دارایی‌ها و بدهی‌های ارزی، توانایی مدیران را برای ارزیابی و کنترل ریسک و وضعیت ترازپرداخت‌ها بالا برده و در این حالت می‌توانند تصمیمات مناسب‌تری درباره‌ی ترکیب ذخایر و بدهی‌ها بگیرند. به همین دلیل، مدیریت بدهی‌های ارزی در راستای مدیریت ذخایر و هماهنگی این دو مقوله اهمیت دارد . برای به‌دست‌آوردن سهم‌های بهینه‌ی هر ارز از نرم افزار مطلب ـ MATLAB ـ استفاده می‌شود.

۱- درباره‌ی اهمیت ترکیب ارزی بدهی‌های خارجی در تعیین ترکیب ارزی ذخایر می‌توان به مطالعات زیر اشاره کرد:

I. Heller & Knight(1979)
II. Dooley et al (1989)
III. Eichengreen(1989)
III. Hatase & Ohnuki (2009)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.3.2]

درخور توجه است که به دلیل تأثیر ساختار زمانی بر نتایج، باید از ترکیب ارزی بدهی‌های کوتاه مدت استفاده کرد، اما این داده‌ها در دسترس نیست؛ از این رو، از ترکیب ارزی بدهی‌های بلند مدت استفاده می‌شود. بانک مرکزی تمایل دارد بخش عمده ای از ذخایر خود را بر حسب ارز کشورهایی که به آن‌ها بدهی خارجی دارد، نگه‌داری کند. این بدهی‌ها شامل بدهی‌های خارجی دولت یا نهادها و سازمان‌ها و بدهی‌های اوراق بهادار بر حسب ارزهای خارجی است. (یانپینگ و گوسینگ[1]،۱۹۹۷). البته، در این‌جا فرض می‌شود که کشورها دست‌کم ۵۰ درصد[2] ذخایر ارزی خود را بر حسب ترکیب ارزی بدهی‌های خارجی خود نگه‌داری می‌کنند. (پاپائیانو و همکاران،۲۰۰۶)

آمار ترکیب ارزی بدهی‌های خارجی از جداول بدهی‌های بانک جهانی استخراج شده است. از آن‌جا که این داده‌ها برای همه‌ی کشورها، به‌ویژه اقتصادهای نفتی خاورمیانه، در دسترس نیست؛ کشورهای نمونه به‌گونه‌ای برگزیده شده‌اند که داده‌های ترکیب ارزی بدهی‌های آن‌ها در طول دوره‌ی نمونه‌ی تحقیق موجود باشد. به دلیل این‌که در ترکیب ارزی ذخایر خارجی کشورها افزون بر ارزهای دلار، یورو، ین و پوند ارزهای دیگری هم وجود دارد؛ از این رو، باتوجه به این فرض که مجموع سهم همه‌ی ارزها برابر واحد است، سهم ارزهای چهارگانه با یک درصد اختلاف برای هر کشور گزارش شده است. داده‌های نرخ روزانه‌ی ارزها (پنج روزکاری در هفته) در دوره‌ی ۲۰۰۷-۱۹۹۹، از پایگاه داده‌های OANDA[3] ، داده‌های نرخ بهره‌ی کشورهای مختلف (پنج روزکاری در هفته) نیز از همین منبع استخراج شده است. داده‌های ترکیب ارزی بدهی‌های بلند مدت کشورهای نمونه از جداول بدهی‌های سالانه‌ی بانک جهانی و داده‌های مربوط به ترکیب ارزی ذخایر کشورها از سایت صندوق بین‌المللی[4] پول به‌دست آمده است.

٤-۱- ترکیب ارزی بهینه‌ی ذخایر اقتصادهای نفتی خاورمیانه

ده کشور نفتی خاورمیانه؛ شامل جمهوری اسلامی ایران، قزاقستان، عمان، مصر، سوریه، ازبکستان، الجزایر، آذربایجان، سودان و یمن مدنظر هستند. نکته مهم عدم حضور اقتصادهای بزرگ نفتی، همچون عراق و عربستان در منطقه‌ی خاورمیانه بخاطر نبود داده‌های این کشورها در منابع آماری بین‌المللی و یا حتی ملی به ناچار از کشورهای با حجم پایین‌تر ذخایر نفتی استفاده شده است.

میانگین سهم بهینه‌ی هر ارز برای کشورهای نفتی خاورمیانه در جدول(۱) آورده شده است. سهم بهینه‌ی دلار از سال ۱۹۹۹ تا سال ۲۰۰۷ در ذخایر اقتصادهای گفته شده یک روند عمومی کاهنده دارد. سهم

1- Yanping Jin & Guoxing Tang

۲- این مسأله در دوحالت دیگر، یکی با قید ۲۵ درصد و دیگری ۷۵ درصد، نیز حل شد و نتایجی مشابه به دست آمد.

3- http:// www.oanda.com

4 - http://www.imf.org

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.3.2]

بهینه‌ی یورو از سال ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۲ با شیب ملایمی رو به افزایش است و دلیل آن وارد نشدن کامل یورو در سبد ارزی این کشورها است. از سال ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۳ روند روبه‌رو افزایش داشته و این روند تا ۲۰۰۷ ادامه یافته است. در نتیجه، همان‌طور که از جدول (۱) مشخص است، سهم بهینه‌ی یورو برای اقتصادهای نفتی خاورمیانه یک روند عمومی افزایشی بوده و در مقایسه با سهم بهینه‌ی دلار کاهش نیافته است. لذا برخی اقتصاددانان بر فرضیه‌ی جانشینی یورر به جای دلار تأکید دارند. سهم بهینه‌ی ین ژاپن نیز یک روند عمومی روبه افزایش داشته است. سهم بهینه‌ی پوند انگلیس در سبد ارزی اقتصادهای نفتی خاورمیانه کم‌ترین میزان را نسبت به دیگر ارزها دارد و تغییرات آن بسیار کم است، اما، درکل رو به افزایش بوده است.

جدول۱- میانگین سهم بهینه‌ی ارزها در اقتصادهای نفتی خاورمیانه در دوره‌ی ۲۰۰۷-۱۹۹

ارز/ سال	۱۹۹۹	۲۰۰۰	۲۰۰۱	۲۰۰۲	۲۰۰۳	۲۰۰٤	۲۰۰۵	۲۰۰٦	۲۰۰۷
دلار امریکا	۵۳.۳	۵۳.۸	۵۳.۵	۵۰.۸	۴۳.۲	۴۱.۷	۴۲.۰	۴۰.۸	۳۹.۸
یورو	۲۴.۱	۲۵.۲	۲۶.۰	۲۷.۶	۳۶.۳	۳۸.۰	۳۸.۰	۳۹.۸	۳۹.۷
ین ژاپن	۱۳.۴	۱۲.۹	۱۲.۲	۱۲.۷	۱۵.۵	۱۵.۲	۱۴.۷	۱۴.۱	۱۴.۰
پوند استرلینگ	۵.۵	۴.۹	۴.۹	۵.۰	۶.۱	۶.۲	۶.۴	۶.۴	۶.۴

منبع: محاسبات تحقیق

جدول۲- میانگین سهم واقعی ارزها در اقتصادهای نفتی خاورمیانه در دوره‌ی ۲۰۰۷-۱۹۹۹

ارز/ سال	۱۹۹۹	۲۰۰۰	۲۰۰۱	۲۰۰۲	۲۰۰۳	۲۰۰٤	۲۰۰۵	۲۰۰٦	۲۰۰۷
دلار	۷۲.۷۰	۷۳.۳۰	۷۲.۵۰	۶۶.۶۰	۶۲.۰۰	۶۲.۰۰	۶۲.۱۰	۶۱.۰۰	۶۱.۶۰
یورو	۱۹.۰۰	۱۹.۷۰	۲۱.۳۰	۲۷.۰۰	۳۱.۰۰	۳۰.۰۰	۲۹.۷۰	۳۰.۱۰	۲۹.۲۰
ین	۳.۹۰	۲.۷۰	۲.۳۰	۲.۲۰	۱.۶۰	۱.۷۰	۱.۷۰	۱.۳۰	۱.۸۰
پوند	۲.۵۰	۲.۵۰	۲.۷۰	۲.۷۰	۳.۷۰	۴.۸۰	۵.۰۰	۶.۰۰	۶.۰۰

منبع:IMF

٤-۲- مقایسه‌ی سهم‌های بهینه و سهم‌های واقعی

در این قسمت به مقایسه‌ی نتایج اقتصادهای نفتی برگزیده خاورمیانه پرداخته می‌شود. از آنجا که آمار ترکیب ارزی ذخایر برای کشورها یا مناطق برگزیده محرمانه بوده و در دسترس نیست، از آمار ترکیب

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.3.2]

ارزی ذخایر خارجی اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه که به صورت سالانه ازسوی پایگاه داده‌ی کوفر[1] (COFER) صندوق بین المللی پول منتشر می‌شود، استفاده شده است.

نتیجه‌ی آزمون برابری میانگین برای سهم بهینه‌ی دلار در اقتصادهای نفتی خاورمیانه(جدول۳) نشان می‌دهد که فرضیه‌ی صفر رد می‌شود و برابری میانگین‌ها کاملاً بی‌معنی است. ازاین‌رو، اقتصادهای نفتی خاورمیانه باید در ترکیب ارزی ذخایر خود تجدید نظر کنند و سهم دلار را کاهش دهند. آزمون برابری میانگین برای سهم بهینه‌ی یورو نشان می‌دهد که تفاوت کاملاً معنی‌داری بین میانگین سهم واقعی یورو با سهم بهینه‌ی آن وجود دارد. این نشان‌دهنده‌ی نبود مدیریت بهینه‌ی ترکیب ارزی ذخایر در اقتصادهای نفتی خاورمیانه است و نیاز به تغییر این ترکیب همراه با افزایش سهم یورو در ترکیب ارزی ذخایر کشورهای یاد شده است. آزمون برابری میانگین، تفاوت کاملاً معنی‌داری بین سهم واقعی و سهم بهینه‌ی ین نشان می‌دهد. آزمون برابری میانگین سهم بهینه و واقعی پوند در اقتصادهای نفتی خاورمیانه نشان می‌دهد، تفاوت معنی‌داری بین سهم واقعی و سهم بهینه‌ی پوند دراین اقتصادها وجود ندارد؛ ازاین‌رو، نیاز به تغییر سهم پوند در ترکیب ارزی ذخایر اقتصادهای نفتی خاورمیانه وجود ندارد.

جدول ۳- نتایج آزمون مقایسه‌ی میانگین سهم‌های بهینه با سهم‌های واقعی

ارز	آزمون	آزمون لوین (برابری واریانس‌ها)		آزمون t (برابری میانگین‌ها)		
		F	Sig	t	df	Sig (2-taild)
دلار	با فرض برابری واریانس‌ها	۱.۱۸۹	۰.۲۹۲	-۷.۱۵۶	۱۶	۰.۰۰۰
	با فرض برابر نبودن واریانس‌ها			-۷.۱۵۶	۱۵.۷۵۵	۰.۰۰۰
یورو	با فرض برابری واریانس‌ها	۵.۷۰۸	۰.۰۳۰	۲.۲۹۴	۱۶	۰.۰۳۶
	با فرض برابر نبودن واریانس‌ها			۲.۲۹۴	۱۴.۵۵۵	۰.۰۳۷
ین ژاپن	با فرض برابری واریانس‌ها	۲.۱۲۳	۰.۱۶۴	۲۵.۳۱۲	۱۶	۰.۰۰۰
	با فرض برابر نبودن واریانس‌ها			۲۵.۳۱۲	۱۴.۱۶۳	۰.۰۰۰
پوند استرلینگ	با فرض برابری واریانس‌ها	۱۲.۳۹۵	۰.۰۰۳	۳.۲۵۰	۱۶	۰.۰۰۵
	با فرض برابر نبودن واریانس‌ها			۳.۲۵۰	۱۱.۱۹۰	۰.۰۰۸

منبع: محاسبات تحقیق

[1] . Currency Composition of Foreign Reserves

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.3.2]

با توجه به نتایج آزمون‌های به‌دست‌آمده در این بخش می‌توان گفت: سهم دلار، یورو و ین در ذخایر خارجی اقتصادهای نفتی خاورمیانه در دوره‌ی ۲۰۰۷-۱۹۹۹ بهینه نیست. بنابراین، ضرورت تجدید نظر در ترکیب ارزی ذخایر خارجی در گروه کشورهای یاد شده آشکار می‌شود.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادهای کاربردی

پیش از طرح پیشنهادهای اختصاصی برای گروه کشورهای برگزیده، یک پیشنهاد محوری برای همه‌ی بانک‌های مرکزی ارائه می‌شود. مدیریت ذخایر خارجی بانک مرکزی به شدت به الگوی معیار در تعیین ترکیب ارزی بهینه‌ی ذخایر نیازمند است. این معیار باید بر آمده از یک الگوی پذیرفتنی بهینه‌یابی باشد و مبتنی بر عادت‌های تاریخی نباشد. برای مثال؛ در گذشته سهم ارزها در ذخایر ارزی ایران بیشتر بر اساس عادت و روند تاریخی نه بر اساس معیار بهینه‌یابی تعیین می شد. مطالبه‌ی یک مدیریت فعال ذخایر ارزی و نه یک مدیریت منفعل از ضروریات مدیریت ذخایر خارجی است. بانک‌های مرکزی نباید سیر رفتار تاریخی خود یا دیگران را مبنای رفتار تصمیماتی خود قرار دهند بلکه باید به روش‌های اقتصادی و علمی تکیه داشته باشند. در یک الگوی پایه مسائلی که با مدیریت ذخایر خارجی؛ از جمله ریسک- بازده، بدهی‌های خارجی، الگوی بازرگانی خارجی، ارز مبنا یا ارزی که پول ملی به آن تثبیت شده ارتباط دارد، در نظر گرفته شود.

فرامدنتایج این مقاله برای اقتصادهای نفتی خاورمیانه چهار پیشنهاد دارد. این اقتصادها برای جلوگیری از کاهش ارزش ذخایر خارجی خود(کاهش ریسک) و توانایی در پرداخت بدهی‌های خارجی باید:

۱- سهم دلار امریکا در سبدی ذخایر خارجی خود را کاهش دهند.

۲- سهم یورو در سبدی ذخایر خارجی خود را افزایش دهند.

۳- سهم ین ژاپن در سبدی ذخایر خارجی خود را افزایش دهند.

۴- سهم پوند استرلینگ ذخایر خارجی خود را افزایش دهند.

در پایان، محققان پیشنهاد می‌کنند: مدیریت ذخایر ارزی باید هوشمند باشد تا بر اساس اطلاعات گذشته و حال و پیش‌بینی‌های آتی، ترکیب بهینه‌ی ذخایر خارجی را تعیین کند. نتایج این تحقیق تنها یک دورنمای دوره‌ای یک ساله از ترکیب بهینه‌ی ذخایر خارجی را مطرح می‌کند. این پیشنهاد در چارچوب یک دوره‌ی زمانی یک‌ساله برای بانک‌های مرکزی مفید است. از سوی دیگر توجه به یک الگوی معیار عادلانه متضمن نفی منافع نهایی ناشی از موفقیت-رانت اقتصادی- برای یک ارز از طریق نفی حفظ تاریخی آن در ذخایر خارجی است که ارائه آن الگو مطالعات عمیقی را می‌طلبد.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.3.2]

منابع و مآخذ

بی‌ریا. سهیلا (۱۳۸۳)، **تقاضای ذخایر ارزی کشورهای صادر کننده مواد خام و تعیین ترکیب بهینه ذخایر**، رساله‌ی دکتری، دانشکده‌ی علوم انسانی، دانشگاه تربیت مدرس.

جبه دارخیابانی. نیلوفر (۱۳۸۵)، **پیشنهاد ترکیب بهینه ذخایر ارزی ایران بر اساس روش میانگین-واریانس**، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، تهران، مؤسسه‌ی عالی بانکداری.

دادجوی توکلی. عباس (۱۳۸۷)، بررسی **آثار جایگزینی ذخایر ارزی از دلار به یورو(مورد مطالعه: ایران)**، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده‌ی اقتصاد، دانشگاه تهران.

دائی‌کریم زاده. سعید (۱۳۸۸)، **ترکیب ارزی بهینه ذخایر در ایران**، اولین همایش ملی اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد خمینی شهر.

سالواتوره. دومینیک (۱۳۸۰)، **تئوری ومسائل اقتصاد بین‌الملل**، ترجمه‌ی هدایت ایران پرور، حسن گلریز، نشر نی، تهران.

سجادی. سید جعفر (۱۳۸۰)، «**بررسی نحوه پیدایش تغییر در سبد ارزی جهت کاهش ریسک ذخیره ارزی در قبال حوادث اخیر سیاسی**»، فصلنامه‌ی پژوهشنامه‌ی اقتصادی، پژوهشکده‌ی امور اقتصادی، شماره‌ی ۳.

مجرد. محمد جعفر (۱۳۸۰)، «**اصلاح ساختار مدیریت ذخایر و بدهی‌های ارزی در بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران**»، مجموعه مقالات یازدهمین کنفرانس سالانه‌ی سیاست‌های پولی وارزی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، پژوهشکده‌ی پولی و بانکی.

Ben-Bassat, A (1980), "***The optimal composition of foreign exchange reserves***", Journal of International Economics, 10, 285-295.

Bollerslev. T (1986), "***Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity***", Journal of Econometrics, 31, 307-327.

Chinn. M & Frankel. J (2005), "***Will the Euro Eventually Surpass the Dolla – Leading International Reserve Currency? In G7 Current Account Imbalances: Sustainability and Adjustment***", Richard Clarinda Chicago, the University of Chicago Press.

Dooley. M, Lizondo. S & Mathieson. D (1989),"***The Currency Composition of Foreign Exchange Reserves***", International Monetary Fund Staff Papers, 36, 385-434.

Dooley. M (1987), "***An Analysis of the Management of the Currency Composition of Reserve Assets and External Liabilities of Developing Countries***", The Reconstruction of International Monetary Arrangements.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

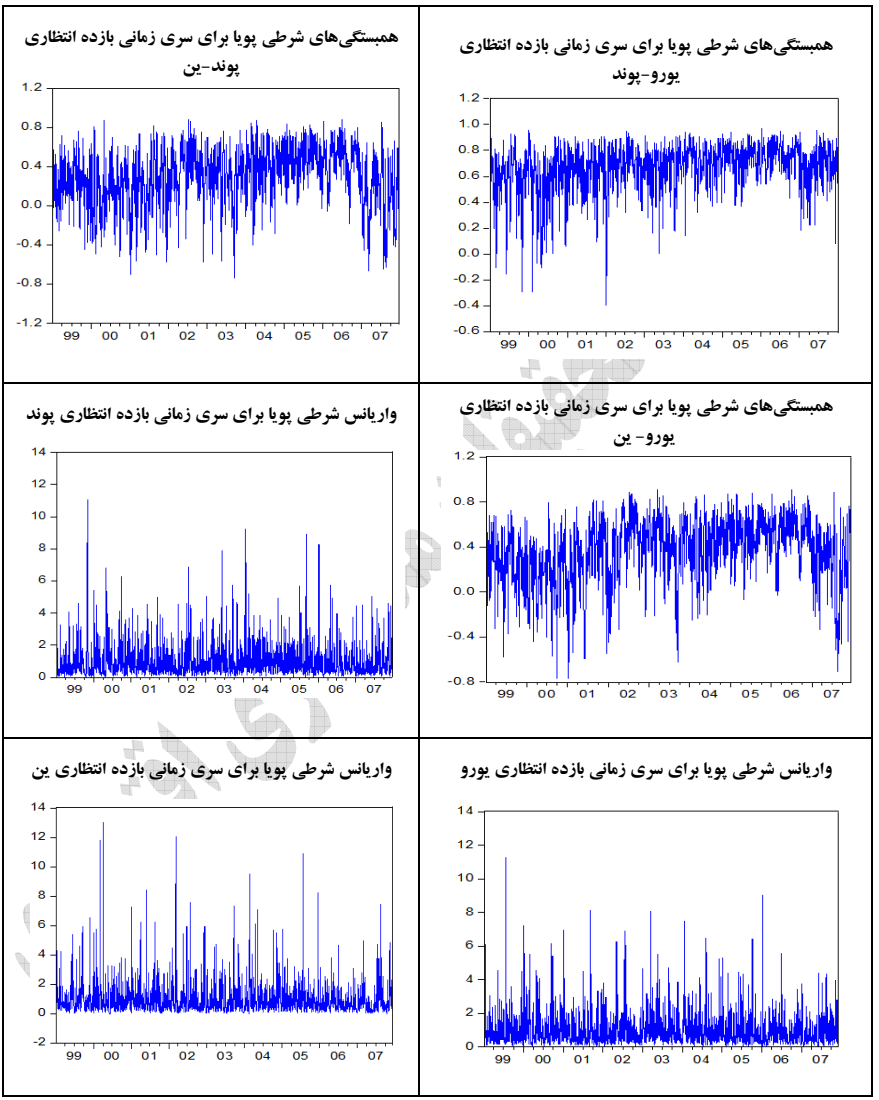
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.3.2]

Eichengreen. B (1998), "***The Euro as a Reserve Currency***", Journal of the Japanese and International Economies, 12, 483-506.
Engle. R. F (2002), "***Dynamic Conditional Correlation a Simple Class of Multivariate GARCH Models*****",** Journal of Business and Economic Statistics, 20, 339-350.
Engle. R & Sheppard. K (2001), "***Theoretical and Empirical properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH***", National Bureau of Economic Research, Working Paper.
Heller. H & Knight. M (1978), "***Reserve Currency Preferences of Central Banks***", Essays in International Finance. Princeton University, 131.
Currency Composition of Official Foreign Exchange Reserves – COFER (2008), IMF, International Monetary Fund, ***"Statistics".*** (1975-2000); Received in http://www.imf.org/external/np/sta/cofer/eng/cofer.pdf.
Jin. Yan-ping & Tang. Guo-xing (1997), "***A study on the currency composition of China's foreign reserves***". Finance and Economics, 5: 12-14.
Markowitz, H. (1952), "***Portfolio Selection***", Journal of Finance, 7, 77-91.
Masson. P & Turtalboom .B (1997), "***Characteristics of the Euro, The Demand for Reserve and Policy Coordination under EMU***", IMF Working Paper, 1-32.
Papaioannou, E. Portes, R. & Siourounis, G. (2006); "***Optimal Currency Shares in International Reserves: The Impact Of The Euro and The Prospects for the Dollar",*** Journal of the Japanese and International Economies Elsevier, 20,508-547.
Peters. T (2008), ***Forecasting the covariance matrix with the DCC GARCH mode***. Stockholm University.
Subhash. J (2006), "***Emerging Economies and the Transformation of International Business***"**,** Edward Elgar Publishing, 384.
Yi. W (2007), "***A Study on Foreign Reserve Management of China: Optimal Currency Shares in Reserve Assets***", International Management Review, 03.
Zeljko. S (2006), "***Emerging Markets: Preferences, Risks, Performance***", Department of Accounting and Finance, The Business School. University of Greenwich, 38,1–10.
Zhichao. Z & Li Ding. F.Z (2010), "***Optimal Currency Composition of the Foreign Reserves of China***", Business School of Durham University.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.3.2]

پیوست:

نمودارهای مدل همبستگی شرطی پویا



منبع: خروجی نرم افزار Eviews 6

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.3.2]