فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال نهم/ شماره ۳۱/ تابستان ۱۳۸۶/ صفحات ۷۷-۱۰۲

تعیین سطح بهینه ذخایر بین‌المللی بانک مرکزی ایران

دکتر محمد واعظ *
دکتر خدیجه نصرالهی**
امیر جباری***

تاریخ ارسال: ۱۳۸۵/۸/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۶/۵/۳

چکیده

طبق تعریف، ذخایر بین‌المللی دربرگیرنده دارایی‌های پرنقدینه بین‌المللی است که بانک مرکزی هر کشور برای اهدافی همچون دخالت در بازار ارز و تأمین مالی کسری تراز پرداخت‌ها اقدام به نگهداری آنها می‌کند. بانک‌های مرکزی، همواره از یک سوی به دلیل تأمین مالی کسری تراز پرداخت‌ها، با نگهداری ذخایر بین‌المللی مواجه بوده و از سوی دیگر، نگهداری این ذخایر، دارای هزینه فرصت است. به همین دلیل، مقام‌های پولی کشورها به دنبال بهینه‌سازی سطح ذخایر بین‌المللی خود هستند. شرایط خاص محیط اقتصادی کشور نظیر وابستگی شدید اقتصادی به درآمدهای به‌دست آمده از صادرات نفت، عدم وجود انعطاف‌پذیری لازم در نظام ارزی، محدودیت‌های تجاری و کنترل بر جریان‌های سرمایه ، عدم دسترسی کافی به بازارهای مالی بین‌المللی، نبود نظام جامع مدیریت بدهی‌های ارزی و جز اینها، همچنین، بروز حوادث مختلف و تأثیر آن بر اقتصاد کشور در چند سال اخیر، نظیر شوک نفتی سال ۱۳۵۲، باعث شده که تعیین سطح بهینه ذخایر بین‌المللی کشور، از نظر اقتصاد ملی، اهمیت داشته باشد. در این پژوهش، از الگوی بهینه‌سازی پویا و روش‌های اقتصادسنجی، برای تعیین سطح بهینه ذخایر بین‌المللی بانک مرکزی ایران در سال‌های ۱۳۴۰-۱۳۸۳ استفاده کرده‌ایم. در این زمینه، الگوی فرانکل و جووانوویس مبتنی بر نظریه ذخیره‌سازی انباری بامول و توبین و الگوهای EGARCH و ARDL را به کار برده‌ایم. نتایج به دست‌آمده نشان می‌دهد که در بیشتر سال‌های مطالعه شده، سطح ذخایر واقعی متفاوت از سطح ذخایر بهینه هستند. این تفاوت به‌طور عمده به صورت کم‌تر بودن سطح ذخایر واقعی از سطح ذخایر بهینه است. همچنین، این نتایج نشان می‌دهد در دوره‌هایی که اقتصاد ایران با افزایش شدید قیمت نفت رو به رو شده، سطح ذخایر بیش از سطح بهینه بوده است.

---

* استادیار دانشگاه اصفهان

e-mail: Vaez@polt.ui.ac.ir

** استادیار دانشگاه اصفهان

*** دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه اصفهان

طبقه‌بندی JEL : F35, C61

واژگان کلیدی: ذخایر بین‌المللی، بهینه‌سازی پویا، هزینه فرصت نگهداری ذخایر بین‌المللی.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مقدمه

طبق تعریف، ذخایر بین‌المللی دربرگیرندهٔ دارایی‌های پرنقدینه بین‌المللی است که بانک مرکزی هر کشور برای اهدافی همچون دخالت در بازار ارز و تأمین مالی کسری تراز پرداخت‌ها به نگهداری آنها اقدام می‌کند. استفاده از ذخایر بین‌المللی اولین بار به وسیله صندوق بین‌المللی پول[1] (IMF) در ترکیب آمارهای بین‌المللی قرار گرفت. طلا نخستین پولی بودکه به عنوان ذخایر بین‌المللی مطرح شد. پس از فروپاشی نظام استاندارد طلا، به مرور ارزهای جهان روا از جمله دلار آمریکا برای تأمین مبادلات بین‌المللی به‌کار رفتند؛ به طوری که تا سال‌های پایانی دهه ۱۹۶۰ میلادی، از ۷۹ میلیارد دلار ذخایر بین‌المللی ، ۵۸ درصدآن را طلا و۴۲ درصد بقیه را ارز و به‌طور عمده دلار آمریکا تشکیل می‌داد(سایت صندوق بین‌المللی پول http://ifs.apdi.net/imf/logon.aspx)پس از جنگ جهانی دوم و کمبود نقدینگی، صندوق بین‌المللی پول برای توسعه ذخایر بین‌المللی و رفع مشکلات موجود در نقدینگی بین‌المللی به ایجاد طلای کاغذی یا حق برداشت مخصوص(SDR)[2] دست زد. افزون بر این، صندوق بین‌المللی پول وضعیت ذخایر کشور را در صندوق یا ترانش طلا [3] به عنوان یکی دیگر از منابع نقدینگی بین‌المللی معرفی کرد. از آن زمان به بعد، این چهار جزء به عنوان اجزای مهم ذخایر خارجی یا نقدینگی بین‌المللی به شمار می‌آید. بانک‌های مرکزی همواره از یک سوی، با محدودیت ذخایر بین‌المللی مواجه بوده و از سوی دیگر، نگهداری این ذخایر، دارای هزینه فرصت است؛ به همین دلیل مقام‌های پولی کشورها به دنبال بهینه‌سازی سطح ذخایر بین‌المللی خود هستند. پژوهشگران بسیاری، عوامل تعیین‌کننده تقاضا برای ذخایر بین‌المللی توسط بانک‌های مرکزی را مطالعه کرده‌اند؛ اما بین این پژوهش‌ها، مطالعه هلر[4] در سال ۱۹۶۶- به دلیل واقعیتی که در ارائه یک فرمول صریح و روشن برای سطح بهینه ذخایر بین‌المللی بیان کرد- از همه متمایزتر جلوه می‌کند. به بیان دیگر، الگوی او در اصل قادر بود، بیان کند که سطح واقعی ذخایر بین‌المللی به طور مطلق، بزرگتر یا کوچکتر از سطح بهینه است؛ در حالی که بیشتر مطالعات تا آن زمان، تنها ماهیت کیفی سطح بهینه ذخایر بین‌المللی را بیان می‌کردند. بعد از هلر، پژوهشهای بسیاری در راستای کار هلر انجام شد که می‌توان به پاگان[5] (۱۹۶۷)، بریتو و هلر[6](۱۹۷۳)، فرانکل[7](۱۹۷۴)، هامادا و یدا[8] (۱۹۷۶) اشاره کرد. در سال ۱۹۸۱، فرنکل و جووانوویس[9] ایده هلر را گسترش داده و برای اولین بار، مدل او را از حالت ایستا به صورت پویا درآورده

---

1. International Monetary Fund
2 . Special Drawing Right
3. Gold Trance Position
4. Heller, H.R(1966)
5. Pagan. R.A(1967)
6. Britto and Heller(1973)
7. Frenkel, 1974
8. Hamada and Ueda
9. Frenkel .A.J and Jovanovic (1981)

و یک مدل نظری براساس اصل مدیریت انبار(موجودی کالا)[1] برای تعیین موجودی بهینه ذخایر ایجاد کردند.

مدل فرانکل و جوانوویس تاکنون نیز یکی از معروف‌ترین مدل‌ها در زمینه بهینه‌سازی پویا است؛ به طوری که بیشتر پژوهش‌هایی که در این زمینه انجام شده، از این مدل استفاده شده است. در این ارتباط می‌توان به سلمان و صالح[2] (۱۹۹۹) برای ترکیه، راما چاندران[3] (۲۰۰۳) برای هندوستان و فرانیسکو و دومینگوز[4](۲۰۰۴) برای برزیل اشاره کرد.

با توجه به شرایط خاص محیط اقتصادی کشور نظیر وابستگی شدید اقتصادی به درآمدهای به‌دست آمده از صادرات نفت، عدم وجود انعطاف‌پذیری لازم در نظام ارزی، محدودیت‌های تجاری و کنترل‌ها بر جریان‌های سرمایه، عدم دسترسی کافی به بازارهای مالی بین‌المللی، نبود یک نظام جامع مدیریت بدهی‌های ارزی و جز اینها، همچنین، بروز حوادث مختلف و تأثیر آن بر اقتصاد کشور در چند سال اخیر، نظیر شوک نفتی سال ۱۳۵۲، باعث شده است که تعیین سطح بهینه ذخایر بین‌المللی کشور، از نظر اقتصاد ملی، اهمیت بسیاری داشته باشد.

این پژوهش بر آن است تا به اهداف زیر دست یابد:

- یافتن سطح بهینه ذخایر بین‌المللی بانک مرکزی ایران در سال‌های ۱۳۴۰-۱۳۸۳.
- بررسی تأثیر افزایش قیمت نفت بر سطح بهینه ذخایر بین‌المللی بانک مرکزی ایران.
- بررسی تأثیر هشت سال جنگ تحمیلی بر سطح بهینه ذخایر بین‌المللی بانک مرکزی ایران.
- بررسی رابطه هزینه فرصت نگهداری ذخایر بین‌المللی با سطح بهینه آن در ایران.

این مقاله از پنج بخش زیر تشکیل شده است:

در بخش اول بیان الگو، در بخش دوم تصریح و نحوه اندازه‌گیری متغیرهای الگو، در بخش سوم نحوه برآورد الگوی بهینه‌سازی پویا، در بخش چهارم ارائه نتایج و یافته های تجربی می پردازیم. در پایان، به نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی خواهیم پرداخت.

۱. بیان الگو

فرنکل و جووانوویس در سال ۱۹۸۱ ایده هلر را گسترش داده و الگوی او را از حالت ایستا به صورت پویا درآورده و یک مدل نظری براساس اصل مدیریت انبار[5] برای تعیین موجودی بهینه ذخایر ایجاد کردند.

1.Inventory Management
2. Salman & Salih (1999)
3.Ramachandran (2003)
4. Froncisci & Domingos (2004)
5. Inventory Management

لازم به ذکر است که اصل مدیریت انبار که به‌نام مدل انباری و یا مدل تأمین ذخیره[1] معروف است، توسط با مول (۱۹۵۲) و توبین[2] (۱۹۵۶) در چارچوب الگوی غیرتصادفی برای تقاضای احتیاطی و مبادلاتی پول تهیه شد.

آنها اولین عامل تعیین‌کننده در نگهداری بهینه ذخایر را فرایند تصادفی دریافت‌ها و پرداخت‌های دولتی معرفی می‌کنند. همچنین، فرض می‌کنند که تغییرات در نگهداری ذخایر dR(t) می‌تواند به وسیله رابطه زیر تعریف شود:

$$dR(t) = -\mu dt + \sigma W(t) \qquad R(0) = R_0 \qquad \mu \geq 0 \qquad (۱-۲)$$

که در آن W(t)، فرایند استاندارد واینر[3] (فرآیندی که شبیه آنالوگ پیوسته زمانی در گام تصادفی ساده است) با میانگین صفر و واریانس t است. در فرآیند واینر (در رابطه۲-۱) تغییر ذخایر در فاصله زمانی کوچک، dt، به صورت نرمال با میانگین $-\mu dt$ و واریانس $\sigma^2 dt$ است به طوری که در هر نقطه از زمان، توزیع ذخایر R(t) به‌وسیله رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$R(t) = R_0 = -\mu dt + \sigma W(t)$$
$$R(t) \sim N(R_0 - \mu t \quad , \sigma^2 t) \qquad (۲-۲)$$

R_0: موجودی اولیه ذخایر(که فرض می‌شود در سطح بهینه باشد)،

μ: بخش معین (غیرتصادفی) تغییر آنی در ذخایر را نشان می‌دهد.

موجودی بهینه ذخایر به‌وسیله در نظر گرفتن دو مؤلفه هزینه تعیین می‌شود:

الف) هزینه تعدیلی[4] که موجب می‌شود یک‌باره ذخایر به یک سطح پایین ناخواسته برسد،

ب) چشم پوشی ازسودها به واسطه نگهداری ذخایر.

هزینه تعدیل برای اولین بار توسط هلر در سال ۱۹۶۶ بیان شد. وی بیان کرد که هر کشوری در مواجه با کسری تراز پرداخت‌ها می‌تواند از دو روش استفاده کند. اول، کاهش واردات، که این باعث ایجاد هزینه‌هایی به سطح جامعه می‌شود که هلر این را هزینه تعدیل می‌نامد. دوم، تأمین مالی کسری از طریق ذخایر بین‌المللی که هزینه فرصت نگاهداری و چشم پوشی ازسودها را به همراه خواهد داشت.[5]

فرانکل و جووانوویس فرض می‌کنند که موجودی بهینهٔ R_0 به وسیله حداقل‌سازی مجموع ارزش مورد انتظار هر دو مؤلفه‌های هزینه به‌دست می‌آید.

---

1. Beffer Stock model
2.Bamul (1952) and Tohin (1957)
3. Wiener
4- Expenditure of an Adjustment
۵. برای توضیح بیشتر، به مقاله Heller, H.R(1966) مراجعه شود.

فرانکل و جووانوویس برای راحتی تجزیه و تحلیل خود، هزینه مورد انتظار را به دو بخش جدا تفکیک کردند:

بخشی که قبل از زمانی که اولین تعدیل لازم و ضروری است، متحمل می‌شود و بخشی که پس از آن (زمانی که اولین تعدیل لازم و ضروری است) متحمل می‌شود. آنها ارزش حال هزینه کل مورد انتظار را از مجموع دو هزینه انتظاری به‌دست آورند. سپس، با حداقل‌سازی هزینه‌های انتظاری نسبت به R_0 به عنوان شرط لازم برای بهینه بودن ذخایر و بسط مرتبه دوم سری تیلور در حول R_0، مقدار بهینه ذخایر را به صورت زیر به دست آوردند:

$$R_* = \sqrt{\left[\frac{2C\sigma^2}{(2r\sigma^2)^{\frac{1}{2}}}\right]} \quad , \quad R_* = 2^{\frac{1}{4}} C^{\frac{1}{2}} \sigma^{\frac{1}{2}} r^{-\frac{1}{4}} \qquad (۳-۲)$$

$$LnR = b_0 + b_1 Ln\sigma + b_2 Lnr + u \qquad b_1 > 0, b_2 < 0 \qquad (۴-۲)$$

در رابطه بالا، C ، σ و r به ترتیب هزینه ثابت تعدیل ، هزینه تعدیل و هزینه فرصت نگهداری ذخایر بین‌المللی و U نیز جزء اخلال است.[۱]

بدین ترتیب، فرانکل و جوانوویس رابطه (۲-۴) را به عنوان شرط لازم و کافی برای بهینه‌سازی معرفی می‌کنند.

۲. تصریح و نحوه اندازه‌گیری متغیرهای الگو

برآورد مدل فرانکل و جووانوویس، یک رگرسیون معمولی است که می‌توان برای آن رگرسیون زیر را انجام داد:

$$LnR = b_0 + b_1 Ln\sigma + b_2 Lnr + u$$

در برآورد الگو، باید به مهم‌ترین ویژگی ذخایر بین‌المللی- که تغییرپذیری آن در هر لحظه از زمان است- توجه کرد. به صورت آماری اثبات می‌شود که اگر در معادله بالا، متغیر هزینه تعدیل(σ) به‌طور مستقیم به کار برده شود؛ تورشی در معادله به وجود می‌آید که باعث می‌شود تخمین‌زننده‌های OLS[۲] ویژگیBLUE[۳] بودن خود را از دست دهند(برای اثبات این امر، می‌توانید به Ramachandran (2003) مراجعه کنید) برای رفع این مشکل، به‌جای به کاربردن σ در مدل فرانکل و جووانوویس، از انواع الگوی ARCH [۴] برای محاسبه تغییرات ذخایر بین‌المللی برای ایران استفاده می‌شود.

---

۱. برای توضیح بیشتر، به مقاله Frenkel .A.J and Jovanovic (1981) مراجعه شود.

2. Ordinary Least Squares 3. Best Linear Unbiased Estimators

4 Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

بسیاری از اقتصاددانان نیز در زمینه مالی پیشنهاد می‌کنند که برای محاسبه تغییرات سری زمانی داده‌های مالی(نظیر ذخایر ارزی، ذخایر بین‌المللی و سهام) انواع الگوهای ARCH (GARCH[1] ، EGARCH[2] و جز اینها) به مراتب ضرایب بهتر و بدون تورشی را در الگوها ارائه می‌دهند (Froncisci & Domingos ,2004). علاوه بر اثبات آماری مبنی بر تورش‌دار بودن به کارگیری متغیر هزینه تعدیل (σ) در الگو، از آزمون ARCH-LM نیز برای بیان آماری اینکه آیا برای ذخایر بین‌المللی ایران لازم است، از الگوهای GARCH و ARCH استفاده شود یا خیر، استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمون به شرح زیر است:

H_0 : در مدل هیچ جزء GARCH و ARCH وجود ندارد.

نتایج این آزمون‌ها نشان می‌دهد که فرضیه صفر در سطح معنادار ۵ درصد رد می‌شود. لذا، در این پژوهش نیز به جای σ در مدل فرانکل و جووانوویس، از الگوی EGARCH برای محاسبه تغییرات ذخایر بین‌المللی برای ایران استفاده می‌شود. از معیار AIC[3] نیز برای پیداکردن وقفه‌های الگوی EGARCH استفاده می‌شود. بدین روی، مدل این پژوهش به‌صورت زیر در می‌آید:

$$LnR = b_0 + b_1 Ln\sqrt{(EGARCH \quad VARIANCE)} + b_2 Lnr + u$$

لذا در الگوی تصریح شده، سه متغیر وجود دارد:

۱. ذخایر بین‌المللی بانک مرکزی ایران(R)،

۲. انحراف معیار ذخایر بین‌المللی($\sqrt{(\text{EGARCH Variance})}$) از طریق الگوی EGARCH،

۳. هزینه فرصت نگاهداری ذخایر بین‌المللی (r).

ذخایر بین‌المللی بانک مرکزی ایران از سالنامه‌های آماری بانک مرکزی در سال‌های ۱۳۴۰-۱۳۸۳ به‌دست آمده است.

واریانس ذخایر بین‌المللی EGARCH Variance از برآورد الگوهای EGARCH به دست می‌آید.

سومین متغیر، هزینه فرصت نگهداری ذخایر بین‌المللی است که نقش بسیار مهمی در همه مدلهای بهینه‌سازی ذخایر بین‌المللی بازی می‌کند . این هزینه به طور مرسوم به وسیله تفاوت بین نرخ بازده اجتماعی سرمایه و بازده (اگر موجود باشد) ذخایر بین‌المللی تعریف می‌شود.

بیشتر پژوهش‌های انجام شده در این زمینه (اندازه‌گیری هزینه فرصت نگهداری ذخایر)، با مشکل مواجه شده‌اند و به همین دلیل، در یافتن تأثیر معنادار هزینه فرصت با سطح ذخایر با شکست رو به رو

1. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
2. Exponential GARCH
3. Akaike Information Criterion

شده‌اند. آیوها[1] در پژوهش خود، نرخ تنزیل هر کشور را به عنوان یک جایگزین[2] برای بازده ذخایر درنظر گرفت و در عمل، یک همبستگی مثبت (برخلاف تئوری اقتصادی) بین این جایگزین و ذخایر پیدا کرد. توسط هیپل و شین کا[3] نشان داده شده که این پروکسی مشکل ساز است؛ زیرا ذخایر در خارج به‌طور عمده به صورت دلار سرمایه گذاری می‌شود، لذا، نرخ بهره مناسب این امر باید LIBOR [4] باشد.

پژوهش‌های دیگر نیز از نرخ بازده ذخایر بین‌المللی چشم‌پوشی کرده و سعی کرده‌اند تا تنها نرخ بازده سرمایه را برآورد کنند. کینن و یودن [5] درآمد سرانه را به عنوان جانشینی برای نرخ بازده سرمایه استفاده کرده‌اند و فلاندرز[6]، پروکسی نرخ رشد اقتصادی را برای پژوهش خود انتخاب کرده است. ادواردز[7] در پژوهش خود بر اهمیت هزینه فرصت خالص تأکید می‌کند؛ اما برآورد مؤلفه‌های آن‌را، به ویژه برای کشورهای در حال توسعه مشکل می‌داند. او پیشنهاد می‌کند برای حل این مسئله، از نرخ نهایی بهره بدهی‌های خارجی (i_D) به عنوان جانشین نزدیک برای بازده سرمایه (ρ) استفاده شود. با این حال، گاهی اوقات بازده سرمایه از نرخ بهره بدهی‌های خارجی پیشی می‌گیرد($\rho > i_D$). علت این امر به دلیل تفاوت در ریسک و به دلیل نقص‌های بازار نظیر محدودیت‌های اجرایی در واردات سرمایه است.[8] ادواردز، هزینه فرصت را به عنوان تفاوت بین نرخ بهره در بدهی خارجی (که بین کشورها متنوع است) و LIBOR برآورد کرد. هلر، پاگان و هامادا و یدا هزینه فرصت را بین کشورها ثابت فرض کرده، و آن را به عنوان نرخ بازده اوراق قرضه بلندمدت دولتی که در آن زمان ۵ درصد بود انتخاب می‌کنند. فرانیسکو و دومینگوز در پژوهش خود برای برزیل، به منظور دستیابی به هزینه فرصت نگهداری ذخایر بین‌المللی از اوراق قرضه[9] خزانه‌داری به عنوان جانشین تأمین مالی بدهی خارجی استفاده کرده‌اند .آنها پیشنهاد می‌کنند که نرخ بهره داخلی منهای نرخ بهره بین‌المللی می‌تواند، بهترین جانشین برای بازده سرمایه باشد. اما تنها موردی که توانسته است هزینه فرصت نگهداری ذخایر را براساس نظریه بیان شده، اندازه‌گیری کند، بن _ باسات و گوتلیپ[10] (۱۹۹۹)هستند. آنها نرخ واقعی بازده سرمایه ρ را به عنوان نسبت سودها به موجودی ناخالص سرمایه بخش تجاری محاسبه کردند. با این حال، بیان می‌کنند که چون بازده سرمایه بخش تجاری (ρ_B) در دوره‌های رکود اقتصادی به سطوح خیلی پایینی می‌رسد؛ نمی‌تواند بهترین جایگزین برای ذخایر بین‌المللی نگهداری شده باشد ؛ زیرا اینجا هنوز پروژه‌های بخش عمومی که بازده بالاتری دارند، وجود دارد. بدین روی، در چنین دوره‌هایی، بازده‌های جایگزین برای ذخایر نگهداری شده می‌تواند نرخ بازده نهایی در پروژه‌های دولتی

1.Iyoha (1976) 2.proxy 3.Hipple &Shinka (1976)
4.London Interbank Offered Rate 5.Keen & Yudin (1965) 6.Flanders (1971)
7.Edwardws (1985)

۸. با اعمال محدودیت‌های اجرایی در واردات سرمایه، بازده سرمایه به دلیل کاهش ذخیره سرمایه افزایش می‌یابد.

9.C-Bond Spread over Treasury 10.Ben-Bassat and Gottlieb (1991)

باشد. زمانی‌که چنین داده‌هایی موجود نباشد، این نرخ به طور تقریبی به‌وسیله معیار نرخ بازده برای تصویب پروژه‌های زیربنایی دولتی ρ_G به‌دست می‌آید . بنابراین آنها از رابطه زیر استفاده می‌کنند:

$$\rho = max\,(\rho_B\,,\rho_G) \qquad \rho: \text{نرخ واقعی بازده سرمایه}$$

آنها بازده ذخایر را به عنوان میانگین وزنی از i_S ، i_{DM} که به ترتیب، نرخ بهره حقیقی سپرده‌های کوتاه‌مدت دلار و مارک هستند؛ معرفی می‌کنند . وزن‌های به‌کار گرفته‌شده از پرتفوی واردات به‌دست آمده است .آنها تنها دلار و مارک را به عنوان دارایی‌های اصلی ذخایر در پرتفوی ذخایر بین‌المللی در نظر می‌گیرند. همچنین، بیان می‌کند که جزء دلاری بازده ذخایر، واردات از آمریکا و کالاهایی را که با دلار مبادله می‌شود؛ نشان می‌دهد . جزء مارک نیز واردات از اروپا را نشان می‌دهد. آنها با اندازه‌گیری بازده سرمایه و بازده ذخایر و تفاوت این دو، هزینه فرصت نگهداری ذخایر را در دوره ۱۹۶۸- ۱۹۸۸ به‌دست آورده‌اند. با توجه به مطالب ذکرشده، اندازه‌گیری هزینه فرصت نگهداری ذخایر برای ایران امر بسیار مشکلی است و دلیل این امر، در دسترس نبودن (محرمانه بودن) ترکیب پرتفوی ذخایر بین‌المللی ، بازده سپرده‌های ارزی و غیر ارزی ذخایر بین‌المللی بانک مرکزی ایران، موجودی ناخالص سرمایه بخش تجاری، بازده پروژه‌های دولتی و جز اینهاست. بنابراین، پژوهشگران از نرخ بازده ذخایر چشم‌پوشی کرده و تنها بازده سرمایه را برای ایران اندازه‌گیری می‌کنند.

با توجه به ساختار اقتصادی ایران، برای محاسبه بازده سرمایه از چهار متغیر جانشین استفاده شده است. استفاده از این چهار متغیر جانشین، دقت در اندازه‌گیری و برآورد تعیین بهینه ذخایر بین‌المللی است وگرنه همان‌طور که ذکر شد، پژوهشگران در این زمینه، برای اندازه‌گیری هزینه فرصت ذخایر بین‌المللی تنها از یک متغیر استفاده کرده‌اند. این چهار جانشین بازده سرمایه برای ایران عبارتند از :

الف) بهره وری نهایی سرمایه (MP)،

ب) نرخ بهره داخلی(DR)،

ج) نرخ بهره داخلی منهای نرخ بهره در بازار دلار اروپایی(DRML)،

د) نرخ رشد اقتصادی (Growth Rate).

با توجه به ساختار اقتصادی ایران، تحولات سیاسی و اقتصادی از سه متغیرهای مجازی شوک نفتی در سال‌های۱۳۵۲-۱۳۵۶، جنگ تحمیلی هشت ساله ۵۹- ۱۳۶۷و افزایش شدید قیمت نفت در سال‌های۷۸- ۱۳۸۳ برای تبیین صحیح الگو برای ایران استفاده شده است.

۳. نحوه برآورد الگوی بهینه‌سازی پویا

با توجه به مطالب پیشگفته، چهار الگوی تصریح شده برای ایران به صورت زیر ارائه می‌شود:

الف) برآورد مدل بهینه‌سازی پویا با جایگزین بهره‌وری نهایی سرمایه(MP)

اولین مدل برآوردشده به صورت زیر است:

$$LnR = b_0 + b_1 Ln\sqrt{(EGARCH \quad VARIANCE)} + b_2 LnMP + DUoil_1 + DUwar + DUoil_2 + u \qquad (۳-۴)$$

متغیر R، ذخایر بین‌المللی بانک مرکزی ایران را در سال‌های ۴۰-۱۳۸۳ نشان می‌دهد. متغیر $\sqrt{(\text{EGARCH} \quad \text{Variance})}$، انحراف معیار ذخایر بین‌المللی را که از برآورد الگوهای $EGARCH$ به‌دست می‌آید، نشان می‌دهد. متغیرهای $DUoil_1 , DUwar, DUoil_2$ متغیرهای مجازی است. متغیر $DUoil_1$ برای مقادیر سال‌های ۱۳۵۲-۱۳۵۶ مقادیر یک و برای سال‌های دیگر مقادیر صفر اختیار می‌کند. متغیر $DUwar$ متغیر جنگ است که برای سال‌های ۱۳۵۹-۱۳۶۷ مقادیر یک و برای سال‌های دیگر مقادیر صفر اختیار می‌کند. متغیر $DUoil_2$ برای سال‌های ۱۳۷۸-۱۳۸۳ مقادیر یک و برای سال‌های دیگر مقادیر صفر می‌گیرد. MP متغیر بهره‌وری نهایی سرمایه برای ایران است. برای اندازه‌گیری بهره‌وری نهایی سرمایه از مدل نئوکلاسیکی $y = AK^{\alpha}L^{1-\alpha}$ استفاده شده است؛ که در این الگو، y درآمد ملی، A ضریب پیشرفت فنی، K سرمایه و L، نیروی کار را نشان می‌دهد. اولین گام در این زمینه، برآورد پارامترهای تابع تولید کاب- داگلاس($y = AK^{\alpha}L^{1-\alpha}$) است. برای پیداکردن بهره‌وری نهایی سرمایه، همچنین، اجتناب از هم‌خطی میان L و K ، از فرم سرانه تابع تولید استفاده کرده و تابع تولید ایران با داده‌های تولید ناخالص داخلی سرانه (GDP) و سرمایه فیزیکی سرانه (k) از سال ۱۳۴۰-۱۳۸۳ برآورد شده است. فرم نهایی بعد از برآورد به صورت زیر است :

$$gdp = ۰/۹۷k^{۰/۴۴} \qquad (۱-۴)$$

با مشتق‌گیری y نسبت به k ، بهره‌وری نهایی سرمایه به‌دست می‌آید :

$$MP_k = \frac{\partial y}{\partial k} = (۰/۹۷)(۰/۴۴)k^{۰/۵۶} \qquad (۲-۴)$$

بنابراین، با توجه به رابطه (۴-۲) بهره‌وری نهایی سرمایه از سال ۱۳۴۰ تا ۱۳۸۳ برای ایران محاسبه شده است. قبل از برآورد الگوی تصریح شده فرانکل و جووانوویس برای ایران، باید آزمون شود که ذخایر بین‌المللی برای ایران از یک فرایند گام تصادفی برخوردار هستند. برای این منظور از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده شده است که نتایج آن نشان می‌دهد که ذخایر بین‌المللی از یک فرایند گام تصادفی با رانش[1] برخوردار هستند.

1. Drift

حال، قبل از بیان نتایج برآورد الگو، باید مطمئن شد که این رگرسیون کاذب[1] است یا خیر. با توجه به این‌که، آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد که لگاریتم بهره‌وری نهایی سرمایه و لگاریتم ذخایر بین‌المللی پایا از درجه دو و لگاریتم $\sqrt{(EGARCH \quad VARIANCE}$ (پایا از درجه یک است(لازم به ذکر است که برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه از معیارهای SBC[2]، AIC، استفاده شده است)، لذا، در چنین حالتی هال دراپ[3] در سال ۱۹۹۴ نشان می‌دهد که کمیت‌های بحرانی ADF[4] به تعداد متغیرهای توضیح دهنده $I(۱)$ (پایا از مرتبه اول) و $I(۲)$ (پایا از مرتبه دوم) بستگی پیدا می‌کند. بنابراین، اگر در رگرسیون هم‌جمعی، ترکیبی از متغییرهای $I(۱)$ و $I(۲)$ وجود داشته باشد، باید از مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط هال دراپ استفاده کرد.

نتایج آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد که کمیت بحرانی مقدار ۲/۲۰۷۲۱۹- است. با توجه به مقادیر محاسبه شده توسط هال دراپ که برای ۱٪ ، ۲/۵٪ ، ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب برابر با ۵/۵۴- ، ۵/۱۴-، ۴/۷۷- و ۴/۴۲- است، نشان می‌دهد که در رابطه (۴-۳)، رابطه هم‌جمعی و تعادلی بلندمدت وجود نداشته و نمی‌توان به نتایج اعتماد کرد؛ اما این امکان وجود دارد که یک رابطه پویا وجود داشته باشد. بدین روی، برای این منظور از الگوی $ARDL$[5] که توسط نرم افزار Microfit قابل محاسبه است، استفاده شده است.

در حقیقت، مهم‌ترین مزیت این الگو این است که می‌تواند بدون در نظر گرفتن این که متغیر $I(۰)$ (پایا از مرتبه صفر) یا $I(۱)$ (پایا از مرتبه اول) است، الگو را برآورد کند. مزیت دیگر این الگو این است که مدل، تعداد وقفه‌های کافی برای محاسبه فرایند تولید داده‌ها در چارچوب ایجاد مدل عام به خاص[6] ایجاد می‌کند.

بعد از برآورد الگوی کوتاه‌مدت ARDL[7] می‌توان آزمون زیر را برای اینکه مشخص شود مدل برآوردشده، رابطه بلندمدت دارد یا خیر، انجام داد:

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1.Spurious Regression 2.Schwarz's Bayesian Criterion 3.Haldrup
4.Augmented Dickey- Fuller 5.Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)
6.General-to- Specific

۷. با توجه به محدودیت حجم مقاله، به ناچار از آوردن پیوست این نتایج و نتایج دیگر الگوهای ARDL صرف‌نظر کرده‌ایم.

$$t=\frac{\sum_{i=1}^{p}\hat{\alpha}_i-1}{\sum_{i=1}^{p}S_{\hat{\alpha}_i}}=\frac{(0/60347+5/2643+0/45654+0/74868)-1}{0/10403+1/5502+0/24059+0/26456}=2/81$$

کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولاو و مستر[1] در سال ۱۹۹۲ برای۱٪ ، ۲/۵٪ ، ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب برابر با ۴/۵۹- ، ۲/۸۴- ، ۳/۸۲- و ۳/۴۵- است. لذا، نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت و هم‌جمعی را رد کرد. بنابراین، نمی‌توان برای معادله برآوردشده بالا یک رابطه تعادلی تجسم کرد.

رابطه کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که در سطح معنادار ۵ و ۱۰ درصد ضرایب انحراف معیار ذخایر بین‌المللی($\sqrt{(EGARCH\ \ VARIANCE)}$)و $DUoil_2$ بی‌معنی هستند. اما ضریبLOG MP معنادار است؛ یعنی به ازای یک درصد تغییر در بهره‌وری نهایی سرمایه، ذخایر بین‌المللی به میزان منفی ۳ درصد تغییر می‌کند. همچنین، ضریب $DUwar$ در سطح معنادار ۱۰درصد نیز منفی بوده که نشان‌دهنده آن است که بین جنگ ۸ ساله و سطح ذخایر رابطه منفی وجود دارد. همچنین، ضریب $DUoil_1$ در سطح معنادار ۱۰ درصد نیز مثبت بوده که نشان‌دهنده آن است که بین افزایش قیمت نفت در سال‌های ۵۲-۱۳۵۶ و سطح ذخایر بین‌المللی، رابطه مثبت وجود دارد. با برآورد ARDL می‌توان نمودار مقایر بهینه ذخایر (fitted) را با مقدار واقعی ذخایر نشان داد(نمودار ۱).

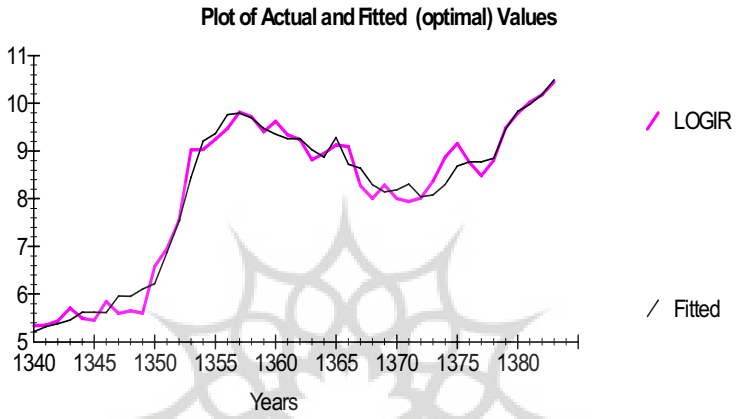
با مشاهده این نمودار، می‌توان گفت که در بیشتر سال‌های ۴۰-۱۳۴۳، ۴۹-۱۳۵۳ ، ۷۳-۱۳۷۶ ذخایر بین‌المللی بانک مرکزی ایران بیشتر از حد بهینه بوده است. همچنین، در بیشتر سال‌های ۴۴-۱۳۴۸، ۵۴-۱۳۷۲ ،۷۷-۱۳۷۸ کمتر از حد بهینه بوده است؛ اما از سال ۱۳۷۹ به بعد ذخایر بین‌المللی به سمت ذخایر بهینه حرکت کرده است. یکی از شاخص‌های مرسوم نگهداری ذخایر بین‌المللی بانک‌های مرکزی، شاخص نسبت ذخایر واقعی به واردات است. برای نشان دادن این که این شاخص تا چه اندازه می‌تواند شاخص درستی برای بانک مرکزی ایران باشد، با شاخص نسبت ذخایر واقعی به ذخایر بهینه مقایسه شده است، که این مقایسه نیز با چهار جانشین هزینه فرصت نگاهداری ذخایر بین‌المللی انجام شده است.

نمودار (۲) نشان می‌دهد که نسبت مرسوم نگهداری ذخایر (نسبت ذخایر واقعی به واردات) بجز سال ۱۳۷۹ در سال‌های دیگر تفاوت بسیاری با نسبت بهینه نگهداری ذخایر (نسبت ذخایر واقعی به بهینه) داشته است، که این مسئله، اولاً نشان می‌دهد که نسبت مرسوم نگهداری ذخایر نسبت قابل قبولی برای

1.Benarje, Dulave & Mester

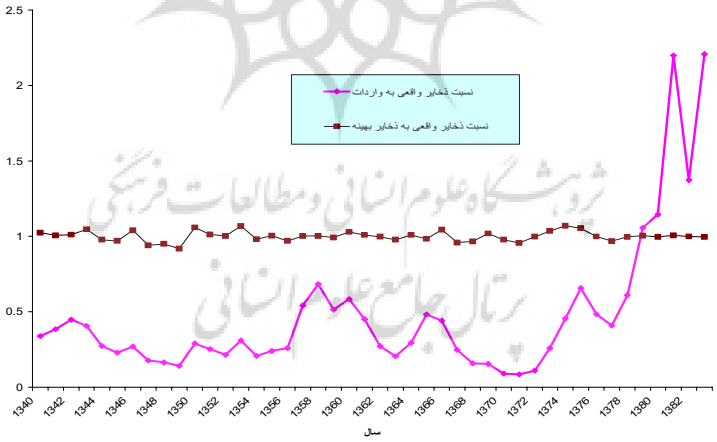
نگهداری ذخایر نیست و ثانیاً این‌که از سال ۱۳۴۰-۱۳۷۹ میزان واردات از میزان بهینه ذخایر بین‌المللی بیشتر بوده و در سال‌های ۱۳۷۹ به بعد، میزان واردات کمتر از میزان سطح بهینه ذخایر بوده است.

نمودار- ۱. سطح بهینه پویای ذخایر بین‌المللی با جانشین MP میلیارد دلار



منبع: نتایج به‌دست‌آمده از این پژوهش.

نمودار-۲. مقایسه دو شاخص کفایت ذخایر بین‌المللی با جانشین MP



منبع: نتایج به‌دست‌آمده از این پژوهش.

ب) برآورد مدل بهینه‌سازی پویا با جایگزین نرخ بهره داخلی(DR)

دومین مدل برآوردشده به صورت زیر است:

$$LnR = b_0 + b_1 Ln\sqrt{(EGARCH \quad VARIANCE)} + b_2 LnDR + DUoil_1 + DUwar + DUoil_2 + u \qquad (۴-۴)$$

در این مدل، همه متغیرها بجز DR همان متغیرهای تعریف شده در بخش الف است. متغیر DR، نرخ بهره داخلی است که میانگین موزونی از نرخ سود بانکی و نرخ بهره بازار می‌باشد. وزن‌های نرخ بهره داخلی را بانک مرکزی تعیین می‌کند. آزمون ریشه واحد برای متغیر DR نشان‌می‌دهد که لگاریتم نرخ بهره داخلی پایا از مرتبه اول است.

نتایج آزمون ریشه واحد برای رابطه بالا نشان‌می‌دهد که در رابطه (۴-۴) رابطه هم‌جمعی و تعادلی بلندمدت وجود نداشته و نمی‌توان به نتایج برآورد بالا استناد کرد (البته، با توجه به مقادیر بحرانی هال دراپ و نه، مقادیر بحرانی مک کینان). اما این امکان وجود دارد که یک رابطه پویا بین متغیرها وجود داشته باشد. برای این منظور از الگوی ARDL که توسط نرم افزار Microfit قابل محاسبه است، استفاده می‌شود.

پس از برآورد الگوی کوتاه‌مدت ARDL، می‌توان آزمون زیر را برای مشخص شدن اینکه مدل برآوردشده، رابطه بلندمدت دارد یا خیر، انجام داد:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\alpha}_i}} = \frac{(۰/۸۶۵۵۰) - ۱}{۰/۱۰۷۸۷} = -۱/۲۴۶۸۷$$

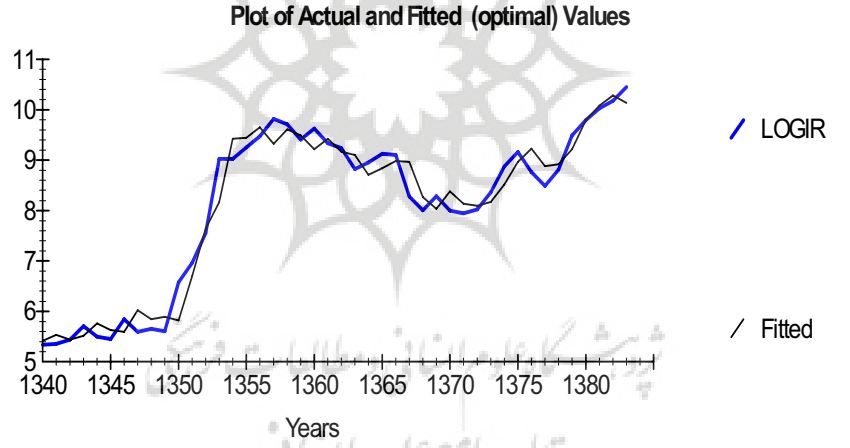
کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولاو و مستر در سال ۱۹۹۲ برای ۱٪، ۲/۵٪، ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب برابر با ۴/۵۹-، ۲/۸۴-، ۳/۸۲- و ۳/۴۵- است. لذا، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت و هم‌جمعی قابل رد نبوده، بنابراین، نمی‌توان برای رابطه برآوردشده بالا یک رابطه تعادلی تجسم کرد. رابطه کوتاه مدت نیز نشان می‌دهد که ضرایب $LOG\ DR,\ \sqrt{(EGARCH \quad VARIANCE)},\ DUwar,\ DUoil_2$ بی‌معنی هستند. یعنی برخلاف تئوری پیش‌بینی شده توسط فرانکل و جووانوویس، بین نرخ بهره داخلی به عنوان یک پروکسی از هزینه فرصت نگهداری ذخایر و ذخایر بین‌المللی بانک مرکزی ایران، رابطه‌ای وجود ندارد. اما این برآورد نشان می‌دهد که در سطح معنادار ۵ و ۱۰ درصد، ضریب $DUoil_1$ معنادار بوده که نشان‌می‌دهد؛ افزایش قیمت نفت در سال‌های ۵۲-۱۳۵۶ تأثیر مثبتی بر سطح ذخایر داشته است. با

برآورد $ARDL$ می‌توان نمودار مقادیر بهینه ذخایر (fitted) را با مقدار واقعی ذخایر نشان داد (نمودار ۳).

با مشاهده نمودار ۳ می‌توان گفت که در بیشتر سال‌های ۴۰-۱۳۴۹، ۵۴-۱۳۵۶، ۶۶-۱۳۷۲ و ۷۶-۱۳۷۸ذخایر بین‌المللی بانک مرکزی ایران کمتر از حد بهینه بوده است. همچنین، در بیشتر سال‌های ۵۰-۱۳۵۳، ۵۷-۱۳۶۵، ۷۳-۱۳۷۵ و ۱۳۷۹ به بعد، ذخایر بین‌المللی بیشتر از حد بهینه بوده است. همچنین، برای بررسی میزان درستی شاخص کفایت نگهداری ذخایر بین‌المللی، نسبت ذخایر واقعی به واردات ، از نمودار ۴ استفاده شده است. این نمودار نشان‌می‌دهد که نسبت مرسوم نگهداری ذخایر (نسبت ذخایر واقعی به واردات) بجز سال ۱۳۷۹ در سال‌های دیگر، تفاوت بسیاری با نسبت بهینه نگهداری ذخایر (نسبت ذخایر واقعی به بهینه) داشته است که این مسئله نشان می‌دهد که نسبت مرسوم نگهداری ذخایر نسبت قابل قبولی برای نگهداری ذخایر نیست.

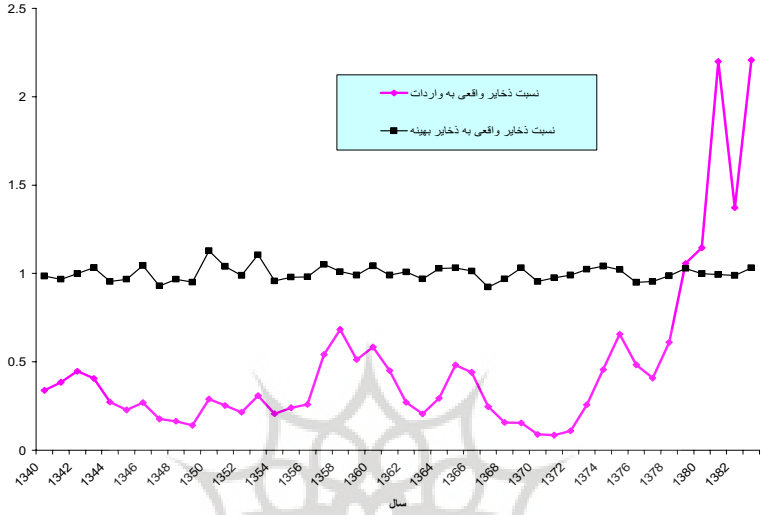
نمودار- ۳. سطح بهینه پویای ذخایر بین‌المللی با جانشین DR

میلیارد دلار



منبع: نتایج به‌دست آمده از این پژوهش.

نمودار-۴. مقایسه دو شاخص کفایت ذخایر بین‌المللی با جانشین DR



منبع: نتایج به‌دست آمده از این پژوهش.

ج) برآورد مدل بهینه‌سازی پویا با جایگزین نرخ بهره داخلی منهای نرخ بهره در بازار دلار اروپایی(DRML)

مدل برآوردشده به صورت زیر است:

$$LnR = b_0 + b_1 Ln\sqrt{(EGARCH \quad VARIANCE)} + b_2 LnDRML + DUoil_1 + DUwar + DUoil_2 + u \qquad (۵-۴)$$

در این مدل، همه متغیرها بجز DRML همان متغیرهای تعریف شده در بخش قبلی هستند. متغیر DRML ، نرخ بهره داخلی منهای نرخ بهره در بازار دلار اروپایی است . آزمون ریشه واحد برای متغیرDRML نشان‌می‌دهد که پایا از مرتبه دوم است. نتایج آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد که در رابطه بالا، رابطه هم‌جمعی و تعادلی بلندمدت وجود ندارد(البته، با توجه به مقادیر بحرانی هال دراپ و نه، مقادیر بحرانی مک کینان). لذا، برای این منظور از الگوی ARDL که توسط نرم افزار Microfit قابل محاسبه است، استفاده می‌شود.

پس از برآورد الگوی کوتاه‌مدت ARDL ، می‌توان آزمون زیر را برای اینکه مشخص شود مدل برآورده شده، رابطه بلندمدت دارد یا خیر، انجام داد:

$$t=\frac{\sum_{i=1}^{p}\hat{\alpha}_i-1}{\sum_{i=1}^{p}S_{\hat{\alpha}_i}}=\frac{(0/58605+0/53097)-1}{(0/18088+0/29416)}=0/246337$$

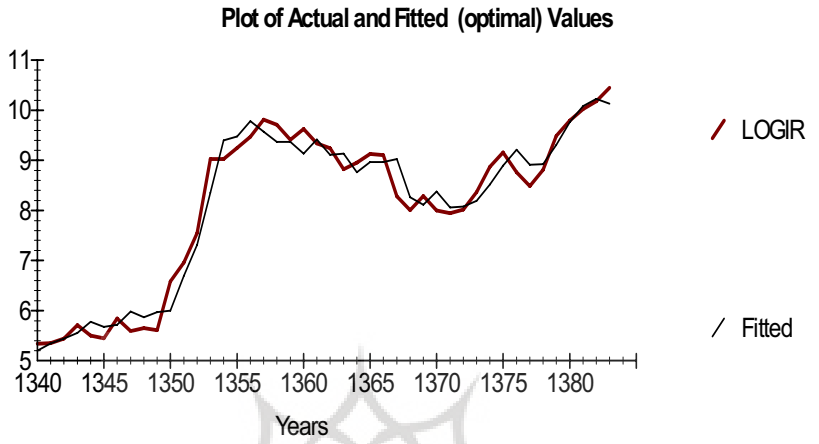
کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولاو و مستر در سال ۱۹۹۲ برای۱٪ ، ۲/۵٪ ، ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب برابر با ۴/۵۹- ، ۲/۸۴- ، ۳/۸۲- و ۳/۴۵- است. بدین روی، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت و هم‌جمعی قابل رد نبوده، بنابراین، نمی‌توان برای رابطه برآوردشده بالا یک رابطه تعادلی تجسم کرد. رابطه کوتاه‌مدت نیز نشان می‌دهد که ضرایب $\sqrt{(EGARCH \quad VARIANCE)}$ و DUwar بی‌معنا هستند و ضریب logDRML در سطح معنادار ۵ و ۱۰ درصد، معنادار بوده اما برخلاف نظریه پیش‌بینی‌شده توسط فرانکل و جووانوویس، بین DRML به عنوان یک پروکسی از هزینه فرصت نگهداری ذخایر و ذخایر بین‌المللی بانک مرکزی ایران رابطه‌ای مثبت وجود دارد؛ به طوری که به ازای یک درصد افزایش در DRML، ذخایر بین‌المللی به میزان ۰/۵ درصد افزایش می یابد. همچنین، نتایج نشان‌می‌دهد که در سطح معنادار ۵ و ۱۰ درصد، ضرایب $DUoil_2$ و $DUoil_1$ بی‌معنا بوده به طوری که بین افزایش قیمت نفت در سال‌های ۵۲-۱۳۵۶و۷۸-۱۳۸۲ و سطح ذخایر بین‌المللی رابطه‌ای وجود ندارد.

از طریق تخمین ARDL می‌توان نمودار مقادیر بهینه ذخایر (fitted) را با مقدار واقعی ذخایر نشان داد(نمودار ۵).

با مشاهده نمودار(۵) می‌توان گفت که در بیشتر سال‌های ۴۰-۱۳۴۳، ۵۰-۱۳۵۳، ۵۷-۱۳۶۶، ۷۳-۱۳۷۵و ۱۳۷۹ به بعد ذخایر بین‌المللی بیشتر از سطح بهینه قرار دارند. همچنین، این نمودار نشان می‌دهد که در بیشتر سال‌های ۴۴-۱۳۴۹ ، ۵۶-۱۳۵۶، ۶۷-۱۳۷۲ و ۷۶-۱۳۷۸ ، ذخایر بین‌المللی کمتر از حد بهینه بوده است.

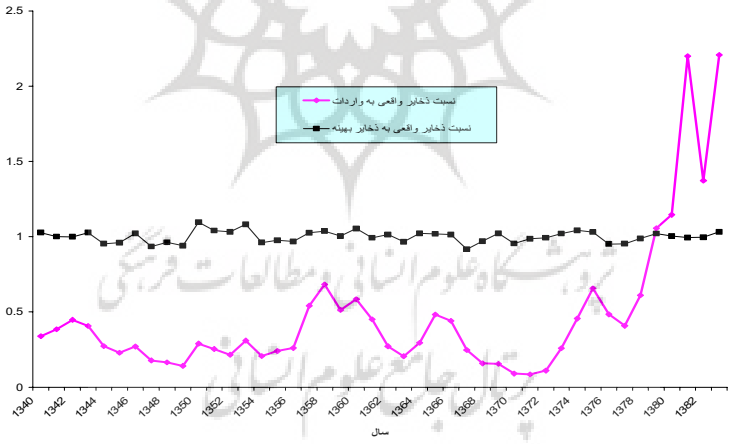
نمودار (۶) نیز نشان می‌دهد که نسبت مرسوم نگهداری ذخایر (نسبت ذخایر واقعی به واردات) بجز سال ۱۳۷۹ در سال‌های دیگر تفاوت بسیاری با نسبت بهینه نگهداری ذخایر (نسبت ذخایر واقعی به بهینه) داشته است که این امر نشان می‌دهد که نسبت مرسوم نگاهداری ذخایر نسبت قابل قبولی برای نگاهداری ذخایر نیست.

نمودار-۵. سطح بهینه پویای ذخایر بین‌المللی با جانشین DRML میلیارد ریال



منبع: نتایج به دست آمده از این پژوهش.

نمودار-۶. مقایسه دو شاخص کفایت ذخایر بین‌المللی با جانشین DRML



منبع: نتایج به دست آمده از این پژوهش.

د) برآورد مدل بهینه‌سازی پویا با جایگزین نرخ رشد اقتصادی(Growth Rate)

مدل برآورشده به صورت زیر است:

$$LnR = b_0 + b_1 Ln\sqrt{(EGARCH \quad VARIANCE)} + b_2 LnGROWTHRATE + DUoil_1 + DUwar + DUoil_2 + u \qquad (۶-۴)$$

در این مدل، تمام متغیرها بجز GROWTHRATE همان متغیرهای تعریف‌شده در بخش قبلی هستند. متغیرGROWTHRATE ، نرخ رشد اقتصادی ایران است. آزمون ریشه واحد برای متغیرGROWTHRATE نشان می‌دهد که لگاریتم نرخ رشد اقتصادی، پایا از مرتبه اول است. با توجه به روش بیان‌شده در بخش‌های قبلی، نتایج آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد که در رابطه بالا، رابطه هم‌جمعی و تعادلی بلندمدت وجود ندارد (البته، با توجه به مقادیر بحرانی هال دراپ و نه، مقادیر بحرانی مک کینان)؛ لذا، برای این منظور از الگوی ARDL که توسط نرم افزار Microfit قابل محاسبه است، استفاده می‌شود. پس از برآورد الگوی کوتاه‌مدت ARDL ،می‌توان آزمون زیر را برای تشخیص دادن این‌که مدل برآوردشده، رابطه بلندمدت دارد یا خیر، انجام داد:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\alpha}_i}} = \frac{۰/۹۷۲۵۳ - ۱}{۰/۰۵۸۶۴۷} = -۰/۴۶۸۳۹۵۶$$

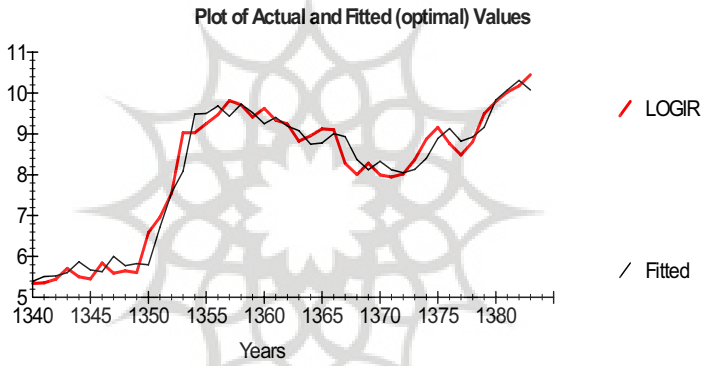
کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولاو و مستر در سال ۱۹۹۲ برای۱٪ ، ۲/۵٪ ، ۵٪ و ۱۰٪ به ترتیب برابر با ۴/۵۹- ، ۲/۸۴- ، ۳/۸۲- و ۳/۴۵- است. بدین روی، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت و همجمعی قابل رد نبوده، بنابراین، نمی‌توان برای رابطه برآورد شده بالا یک رابطه تعادلی تجسم کرد. رابطه کوتاه‌مدت نیز نشان می‌دهد که ضرایب $\sqrt{(EGARCH \quad VARIANCE)}$ و DUwar بی‌معنا هستند و ضریب لگاریتم نرخ رشد اقتصادی در سطح معنادار ۵ و ۱۰ درصد ، بی‌معنا است، یعنی برخلاف نظریه پیش‌بینی شده توسط فرانکل و جووانوویس، بین نرخ رشد اقتصادی به عنوان یک پروکسی از هزینه فرصت نگهداری ذخایر و ذخایر بین‌المللی بانک مرکزی ایران رابطه‌ای وجود ندارد. همچنین، نتایج نشان‌می‌دهد در سطح معنادار ۵ و ۱۰ درصد، ضریب معنادار و مثبت $DUoil_1$ و ضریب $DUoil_2$ در سطح معنادار ۱۰درصد، معنادار و مثبت بوده به طوری که با افزایش قیمت نفت در سال‌های ۵۲-۱۳۵۶و۷۸-۱۳۸۲ ذخایر بین‌المللی افزایش می‌یابند.

با برآورد ARDL می‌توان نمودار مقادیر بهینه ذخایر (fitted) را با مقدار واقعی ذخایر نشان داد (نمودار ۷).

با مشاهده نمودار (۷) می‌توان گفت که در بیشتر سال‌های ۴۰-۱۳۴۹، ۵۴-۱۳۵۶، ۶۷-۱۳۷۲ و ۷۶-۱۳۷۸ذخایر بین‌المللی بانک مرکزی ایران کمتر از حد بهینه بوده است. همچنین، در بیشتر سال‌های ۵۰-۱۳۵۳، ۵۷-۱۳۶۶، ۷۳-۱۳۷۵ و ۱۳۷۹ به بعد بیشتر از حد بهینه بوده است.

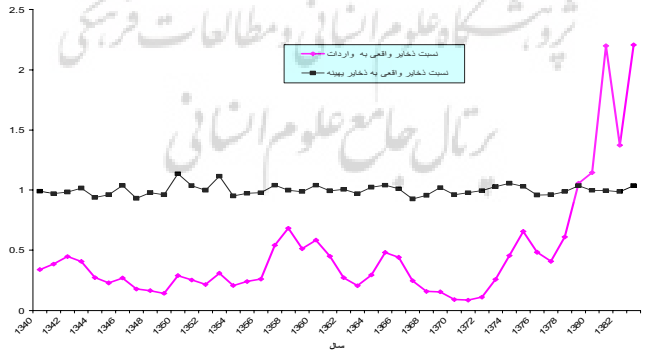
نمودار (۸) نیز نشان می‌دهد که نسبت مرسوم نگهداری ذخایر (نسبت ذخایر واقعی به واردات) بجز سال ۱۳۷۹ در سال‌های دیگر تفاوت بسیاری با نسبت بهینه نگهداری ذخایر (نسبت ذخایر واقعی به بهینه) داشته است که این امر اولاً، نشان می‌دهد که نسبت مرسوم نگاهداری ذخایر نسبت قابل قبولی برای نگاهداری ذخایر نیست و ثانیاً اینکه از سال ۱۳۴۰-۱۳۷۹ میزان واردات از میزان بهینه ذخایر بین‌المللی بیشتر بوده است و در سال‌های ۱۳۷۹ به بعد میزان واردات کمتر از میزان سطح بهینه ذخایر بوده است.

نمودار- ۷. سطح بهینه پویای ذخایر بین‌المللی با جانشین Growth Rate (میلیارد ریال)



منبع: نتایج به دست آمده از این پژوهش.

نمودار- ۸. مقایسه دو شاخص کفایت ذخایر بین‌المللی با جانشینGrowth Rate



منبع: نتایج به دست آمده از این پژوهش.

۴. ارائه نتایج و یافته‌های تجربی

نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل‌های بهینه‌سازی پویا را می‌توان در موارد زیر خلاصه کرد:

۴-۱. سطح ذخایر بین‌المللی بانک مرکزی ایران بجز سال‌های معدودی، در سال‌های دیگر در سطح بهینه‌ای قرار نداشته است (نمودارهای ۱، ۳، ۵ و ۷).

۴-۲. با توجه به وجود چهار جایگزین برای هزینه فرصت نگهداری ذخایر بین‌المللی، نمی‌توان نتیجه‌ای قطعی را برای رابطه جنگ ۸ ساله و سطح ذخایر بین‌المللی بیان کرد؛ اما می‌توان نتایج زیر را که خلاصه برآوردهای بالا هستند؛ بیان کرد:

جدول-۱. بررسی تأثیر متغیر جنگ (DUwar) بر سطح ذخایر بین‌المللی

سطح معنادار ۱۰٪	سطح معنادار ۵٪	احتمال	آماره T	خطای استاندارد	ضریب	معادلات برآوردشده به روش ARDL
تأثیر منفی دارد	تأثیری ندارد	[۰/۰۹۱]	-۱/۷۳۸۹	۰/۱۶۴۵۹	-۰/۲۸۶۲۱	رابطه ۴-۳
تأثیری ندارد	تأثیری ندارد	[۰/۹۲۵]	-۰/۰۹۴۹۸۶	۰/۱۹۱۷۷	-۰/۰۱۸۲۱۶	رابطه ۴-۴
تأثیری ندارد	تأثیری ندارد	[۰/۵۶۱]	۰/۵۸۶۲۹	۰/۱۸۲۹۹	۰/۱۰۷۲۸	رابطه ۴-۵
تأثیری ندارد	تأثیری ندارد	[۰/۳۸۳]	-۰/۸۸۳۰۱	۰/۱۶۹۰۱	-۰/۱۴۹۲۴	رابطه ۴-۶

منبع: نتایج به‌دست آمده از این پژوهش.

همان‌طور که در این جدول نشان داده می‌شود، جنگ ۸ ساله تنها در معادله ۴-۳ در سطح معنادار ۱۰ درصد، تأثیر منفی بر سطح ذخایر داشته و در معادلات دیگر در سطح معنادار ۵ و ۱۰ درصد، تأثیری ندارد.

۴-۳. با توجه به وجود چهار جانشین برای هزینه فرصت نگهداری ذخایر بین‌المللی، نمی‌توان نتیجه‌ای قطعی برای رابطه افزایش قیمت نفت در سال‌های ۵۲-۱۳۵۶ و سطح ذخایر بین‌المللی بیان کرد. اما می‌توان نتایج زیر را که خلاصه برآوردهای بالا هستند؛ ارائه کرد:

جدول-۲. بررسی تأثیر متغیر افزایش قیمت نفت در سال‌های ۵۶-۱۳۵۲ ($DUoil_1$)بر سطح ذخایر بین‌المللی

سطح معنادار ۱۰٪	سطح معنادار ۵٪	احتمال	آماره T	خطای استاندارد	ضریب	معادلات برآوردشده به روش ARDL
تأثیر مثبت دارد	تأثیری ندارد	[۰/۰۸۳]	۱/۷۸۴۴	۰/۲۱۶۵۹	۰/۳۸۶۴۸	رابطه ۴-۳
تأثیر مثبت دارد	تأثیر مثبت دارد	[۰/۰۰۶]	۲/۹۴۳۹	۰/۱۹۳۱۰	۰/۵۶۸۴۶	رابطه ۴-۴
تأثیری ندارد	تأثیری ندارد	[۰/۱۶۷]	۱/۴۱۱۰	۰/۲۵۰۴۸	۰/۳۵۳۴۲	رابطه ۴-۵
تأثیر مثبت دارد	تأثیر مثبت دارد	[۰/۰۱۲]	۲/۶۴۲۱	۰/۱۸۱۷۹	۰/۴۸۰۳۳	رابطه ۴-۶

منبع: نتایج به‌دست آمده از این پژوهش.

با توجه به جدول بالا ، بجز رابطه‌های ۴-۵ ، رابطه ۴-۳ در سطح معنادار ۱۰ درصد و رابطه‌های دیگر در سطح معنادار ۵ و ۱۰ درصد ، بین متغیر $DUoil_1$ و سطح ذخایر بین‌المللی رابطه‌ای مثبت وجود دارد؛ یعنی در سال‌های ۵۲-۱۳۵۶ که اقتصاد ایران با افزایش قیمت نفت مواجه شده است، سطح ذخایر نیز افزایش یافته است.

۴-۴. با توجه به وجود چهار جانشین برای هزینه فرصت نگهداری ذخایر بین‌المللی، نمی‌توان نتیجه‌ای قطعی برای رابطه افزایش قیمت نفت در سال‌های ۷۸-۱۳۸۳ و سطح ذخایر بین‌المللی بیان کرد؛ اما می‌توان نتایج زیر را که خلاصه برآوردهای بالا هستند، ارائه کرد:

جدول-۳. بررسی تأثیر متغیر افزایش قیمت نفت در سال‌های ۸۳-۱۳۷۸ ($DUoil_2$)بر سطح ذخایر بین‌المللی

سطح معناداری۱۰٪	سطح معناداری۵٪	احتمال	آماره T	خطای استاندارد	ضریب	معادلات برآوردشده به روش ARDL
تأثیری ندارد	تأثیری ندارد	[۰/۵۸۸]	-۰/۴۷۵۷	۰/۲۲۵۲۷	-۰/۱۲۳۳۵	رابطه ۴-۳
تأثیری ندارد	تأثیری ندارد	[۰/۱۵۵]	۱/۴۵۳۳	۰/۱۹۷۱۵	۰/۲۸۶۵۱	رابطه ۴-۴
تأثیری ندارد	تأثیری ندارد	[۰/۲۳۰]	۱/۲۱۹۸	۰/۱۹۷۳۹	۰/۲۴۰۷۷	رابطه ۴-۵
تأثیر مثبت دارد	تأثیری ندارد	[۰/۰۷۴]	۱/۸۴۱۹	۰/۱۹۲۵۴۵	۰/۳۵۴۶۴۰	رابطه ۴-۶

منبع: نتایج به‌دست آمده از این پژوهش.

با توجه به جدول بالا، ضریب معادلات۴-۳ ، ۴-۴ و ۴-۵ در سطح معنادار ۵ و ۱۰ درصد بی‌معنا است. اما ضریب برای معادلات ۴-۶، در سطح معنادار ۱۰ درصد معنادار و مثبت است، یعنی در این رابطه‌ها، بین متغیر $DUoil_2$ و سطح ذخایر بین‌المللی رابطه‌ای مثبت وجود دارد. به بیان دیگر، سال‌های ۷۸-۱۳۸۳ که اقتصاد ایران با افزایش قیمت نفت مواجه شده است، سطح ذخایر نیز افزایش یافته است.

۴-۵. با توجه به وجود چهار جانشین برای هزینه فرصت نگهداری ذخایر بین‌المللی، نمی‌توان نتیجه‌ای قطعی برای رابطه جایگزین‌های هزینه فرصت نگهداری ذخایر بین‌المللی بانک مرکزی ایران با سطح ذخایر بین‌المللی بیان کرد. اما می‌توان نتایج زیر را که خلاصه برآوردهای بالا هستند، ارائه کرد:

جدول-۴. بررسی تأثیر متغیرهای جایگزین هزینه فرصت نگهداری ذخایر بین‌المللی بر سطح ذخایر

سطح معناداری ۱۰٪	سطح معناداری ۵٪	احتمال	آماره T	خطای استاندارد	ضریب	معادلات برآوردشده به روش ARDL
تأثیر منفی دارد	تأثیر منفی دارد	[۰/۰۳۸]	-۲/۱۵۴۴	۱/۴۶۰۳	-۳/۱۴۶۲	رابطه ۴-۳
تأثیری ندارد	تأثیری ندارد	[۰/۰۲۵۴]	۱/۱۵۹۶	۰/۲۴۴۵۵	۰/۲۸۳۵۹	رابطه ۴-۴
تأثیر مثبت دارد	تأثیر مثبت دارد	[۰/۰۳۳]	۲/۲۱۲۸	۰/۲۶۴۷۲	۰/۵۸۵۷۸	رابطه ۴-۵
تأثیری ندارد	تأثیری ندارد	[۰/۹۵۱]	-۰/۰۶۲۱	۰/۰۵۵۴۶۸	-۰/۰۰۳۴۴	رابطه ۴-۶

بر اساس مدل فرانکل و جووانوویس، باید بین هزینه فرصت نگهداری ذخایر بین‌المللی و سطح ذخایر رابطه‌ای منفی وجود داشته باشد. براساس جدول بالا، ضریب این متغیر در رابطه ۴-۳ با تئوری هماهنگ بوده و با سطح ذخایر رابطه منفی دارد؛ اما ضریب این متغیر در رابطه‌های ۴-۶ و۴-۴ در سطح معنادار ۵ و ۱۰ درصد، بی‌معنا و در رابطه ۴-۵ نیز برخلاف تئوری، با سطح ذخایر رابطه مثبت دارد.

۴-۶. با مقایسه دو شاخص کفایت نگهداری ذخایر بین‌المللی می‌توان گفت که شاخص سطح واقعی ذخایر به واردات- که به عنوان یک شاخص مرسوم برای نگاهداری ذخایر استفاده می‌شود- نمی‌تواند به عنوان یک شاخص بهینه و قابل اعتماد برای این منظور در نظر گرفته شود.

۴-۷. با مراجعه به نمودارهای ۱، ۳، ۵ و ۷ می‌توان گفت که در بیشتر دوران جنگ ۸ ساله، سطح ذخایر کمتر از حد بهینه بوده است. همچنین، این نمودارها نشان می‌دهد که هر زمان که اقتصاد ایران با افزایش شدید قیمت نفت(در سال‌های ۱۳۵۲-۱۳۵۶و ۱۳۷۹-۱۳۸۳) رو به رو شده است، سطح ذخایر نگهداری شده، بیش از حد بهینه بوده است.

۵. نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

۵-۱. نتیجه‌گیری

نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که سطح ذخایر بین‌المللی بانک مرکزی ایران بجز سال‌های معدودی، در سال‌های دیگر در سطح بهینه‌ای قرار نداشته است. همچنین، در بیشتر سال‌ها، سطح ذخایر کمتر از سطح بهینه بوده و هر زمان که اقتصاد ایران با افزایش شدید قیمت نفت رو به رو شده(مثل شوک قیمت نفتی در سال‌های (۱۳۵۲-۵۶) ، سطح ذخایر بیش از حد بهینه بوده است.

۵-۲. توصیه‌های سیاستی

می‌توان بر مبنای نتایج به‌دست آمده از به‌کارگیری الگوی پویا در تعیین سطح بهینه ذخایر بین‌المللی، توصیه های سیاستی ذیل را ارائه نمود:

الف) همان‌گونه که نتایج این پژوهش نشان داده است، سطح ذخایر بین‌المللی بانک مرکزی ایران، بجز سال‌های معدودی در سال‌های دیگر در سطح بهینه‌ای قرار نداشته و در بیشتر سال‌ها، سطح ذخایر کمتر از سطح بهینه بوده است؛ هر چند که در سال‌های اخیر با تلاش مسئولان بانک مرکزی، این ذخایر به سمت بهینه درحال حرکت هستند؛ اما هنوز با سطح بهینه فاصله زیادی دارند. بدین روی، می‌توان بیان کرد که مدیریت بانک مرکزی در زمینه نگهداری ذخایر بین‌المللی مدیریت بهینه‌ای نبوده است. بنابراین، ارزیابی جدید از سطح بهینه ذخایر خارجی توسط مقام‌های ارزی به عنوان ضرورت ارتقای کارایی اقتصادی توصیه می‌شود.

ب) با توجه به اینکه هر زمان اقتصاد ایران، با افزایش شدید قیمت نفت مواجه می‌شود، سطح ذخایر بیش از سطح بهینه است، لذا مسئولان پولی کشور باید با تخصیص بهینه مازاد ذخایر، از انباشت غیراقتصادی و راکد ذخایر خود جلوگیری کنند.

ج) از آن‌جا که نسبت مرسوم نگهداری ذخایر بین‌المللی، نسبت ذخایر بین‌المللی به واردات، براساس یافته‌های این پژوهش، نسبت ناکارایی بوده و باعث عدم تخصیص بهینه ذخایر بین‌المللی می‌شود؛ در نتیجه، مسئولان پولی کشور باید از این شاخص اجتناب کرده و از شاخص‌های جایگزین استفاده کنند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. نماگرهای اقتصادی. اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره‌های مختلف.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. ترازنامه‌های اقتصادی. شماره‌های مختلف.

Bamul, W.j. (1952). The Transaction Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach. Quarterly Journal of Economics, 66, PP 545-556

Banerjee, Anindya ,Juan J. Dolado, John W. Galbraith And David F. Hendry.(1993). Corrections To Co-Integration Error Correction And Econometric Analysis Of Non Stationary Data. Oxford. Oxford University Press.

Ben_Bassat, Avrahan and Gottlib, Daniel. (1991). On The Effect of Opportunity Cost on International Reserve Holdings. The Review of Economics and Statistics. Vol 74, PP. 329-332.

Britto, Ronald and Heller , H. Robert.(1973). International Adjustment and Optimal Reserves. International Economic Review.Vol. 14, No.1,PP.182-195.

Edwards, Sebastian. (1985). On The International- Rate Elasticity of the Denand for International Reserves: Some Evidence from Developing Counties. Journal of International Money and Finance. No 4, PP. 287-295.

Francisco, Antonio & Domingos, Erica. (2004). Optimal International Reserves Holdings Emerging Markets Economics: The Brazilian Case, Brazilian Association of Graduate Programs in Economics.

Frenkel .A.J and Jovanovic,B.(1981).Optimal International Reserves: A Stochastic Framwork. Economic journal NO 91, PP.507-514.

Frenkel, Jacob.A.(1974). Demand for International Reserves by Developed and Less Developed Countries. Economica. No.40, PP.14-24.

Haldrup, N.(1994). The Asymptotics of Single- Equation Cointegation Regressions with I(1) and I(2) Variables Journal of Econometrics. No 53, pp.87-121.

Hamada, Koichi & Ueda, Kazuo.(1977). Rondom Walks & The Theroy The Optimal International Reserves. The Economic Journal. Vol 87, PP. 722-742.

Heller, H.R.,(1966). Optimal International Reserves, Economic Journal, 76,PP.297-311.

Hipple.F.S.(1979). A Note on The Measurment of The holding Cost of International Reserve. The Review of Economics and Statistics: No 61, PP.612-614.

Iyoha, Milton A. (1976). Demand for International Reserves in Less Developed Countries: A Distributed Lag Specification. Review of Economics & Statistics. No 58, PP. 351-355

Kenen, Peter. B and yudin, Elinor. B. (1965). The Demand for International Reserves. The Review of Economics and Statistics. No 37. PP. 242-25.

Landell-Mills,J.M.(1988). The Demand for Iinternational Reserves and Their Opportunity Cost: IMF Working Paper, No.105.

Pagan, R. A. (1968). Optimal International Reserves – Anote". Economic Journal, PP. 962-963.

Ramachandran , M.(2003). The Optimal Level of International Reserves: Evidence for India. Economics Letters. No 83,pp.356-370

Salman, F and Salih,A. (1999). Modeling The Volatility In The Central Bank Reserves.Research Paper of Central Bank of Turkey.

Shinkai, yoichi. (1979). Demand for International Reserves in Less Developed Conutries: A Comment. The Review of Economics and Statistics. No 61, PP. 614-615

Tobin, J. (1956) . The Interest Elasticity of Transaction Demand for Cash. Review of Economics and Statistics, No 38, PP. 241-270.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی