فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره 5، شماره 3، پاییز 1387، صفحات 183- 161

بررسی سطح ذخایر بین المللی بانک مرکزی ایران با استفاده از گام تصادفی و VAR

دکتر محمد واعظ، دکتر خدیجه نصرالهی و امیر جباری*

تاریخ وصول: 1387/1/20 تاریخ پذیرش: 1387/9/11

چکیده:

بعد از فروپاشی موافقت نامه‌ی اسمیت سونین[1] بسیاری از کشورهای جهان به سیستم شناور ارز رو آوردند. اما اغلب بانک‌های مرکزی به خاطر کاهش تغییر پذیری نرخ ارز، عملیات خرید و فروش در بازار ارز را ادامه دادند. در این کشورها با وجود سیستم شناور مدیریت شده‌ی ارزی، ذخایر بین المللی همچنان از اهمیت بالایی برخوردار هستند. بنابراین، بحث بهینه سازی ذخایر بین المللی نیز اهمیت بسیاری دارد. در این تحقیق با استفاده از الگوی گام تصادفی، سطح بهینه‌ی ذخایر بین المللی بانک مرکزی ایران برسی شد. با استفاده از الگوی VAR،[2] نیز توابع عکس العمل تحریک ذخایر بین المللی به تکانه‌های قیمت نفت و جنگ تحمیلی بررسی شدند. بر اساس نتایج الگوی گام تصادفی، طی سال‌های 52-1340 و 79-1363 سطح واقعی ذخایر کمتر از سطح بهینه بوده است. همچنین از سال 62-1353 و 1379 به بعد سطح واقعی ذخایر بیشتر از سطح بهینه بوده است. تحلیل تجزیه‌ی توابع عکس العمل نیز نشان داد که افزایش شدید قیمت نفتی طی سال‌های 60-1352 و 83- 1378 باعث افزایش ذخایر بین المللی شده است و هشت سال جنگ تحمیلی باعث کاهش سطح ذخایر بین المللی شده است.

طبقه بندی JEL : C_{22}، F_{35}، C_{61}

واژه‌های کلیدی: *بهینه سازی، ذخایر بین المللی، الگوی گام تصادفی، الگوی VAR، بانک مرکزی*

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* به ترتیب، استادیاران و دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه اصفهان (vaez@polt.ui.ac.ir)

[1] Smithsonian Agreement

[2] Vector Auto Rregressive Models

1- مقدمه

ذخایر خارجی را که می‌توان مترادف ذخایر بین المللی[3] یا نقدینگی بین المللی[4] دانست، به عنوان ذخیره‌ای از دارایی‌ها تعریف می‌شود که مسئولین پولی کشورها برای پوشش دادن عدم تعادل تراز پرداخت‌ها (زمانی که نرخ ارز ثابت باشد) یا تحت تأثیر قراردادن ارزش ارز (زمانی که نرخ ارز انعطاف پذیر باشد) استفاده می کنند.

بسیاری از اقتصاددانان عوامل تعیین کننده‌ی تقاضا برای ذخایر بین المللی توسط بانک مرکزی را بررسی کرده‌اند. در این میان، مطالعه‌ی هلر[5] در سال 1966 به خاطر واقعیتی که در ارائه‌ی یک فرمول صریح و روشن برای تعیین سطح بهینه‌ی ذخایر بین المللی بیان کرده است، از همه متمایزتر جلوه کرد. به عبارتی دیگر، الگوی او در اصل قادر بود مشخص کند که سطح واقعی ذخایر بین المللی به طور آشکار، بزرگتر یا کوچکتر از سطح بهینه است. در حالی که بیشتر مطالعات تا آن زمان تنها ماهیت کیفی سطح بهینه‌ی ذخایر بین المللی را بررسی کرده‌اند.

در سال 1976 هامادا و یدا[6] با ذکر چندین ایراد تکنیکی و اقتصادی به الگوی هلر، الگوی خود را ارائه دادند.

با توجه به شرایط خاص محیط اقتصادی کشور (مانند وابستگی شدید اقتصادی به درآمدهای حاصل از صادرات نفت، عدم وجود انعطاف پذیری لازم در نظام ارزی، محدودیت‌های تجاری و کنترل جریانات سرمایه و عدم دسترسی کافی به بازارهای مالی بین المللی) و همچنین بروز حوادث مختلف و تأثیر آن بر اقتصاد کشور طی دهه‌های اخیر (مثل شوک نفتی 1352)، تعیین سطح بهینه‌ی ذخایر بین المللی کشور، از نقطه نظر اقتصاد ملی دارای اهمیت است.

پیدا کردن سطح بهینه‌ی ذخایر بین المللی بانک مرکزی ایران طی دوره‌ی 83-1340 و مقایسه‌ی آن با مقدار واقعی، بررسی تأثیر افزایش (شوک‌های) قیمت نفت بر سطح ذخایر بین المللی ایران با استفاده از الگوی *VAR* و بررسی تأثیر هشت سال جنگ تحمیلی بر سطح ذخایر بین المللی ایران با استفاده از الگوی *VAR* از اهداف این تحقیق است. از دیگر اهداف این تحقیق مقایسه‌ی نتایج حاصل

[3] International Reserves
[4] International Liquidity
[5] Heller
[6] Hamada and Ueda

از این مقاله با نتایج بررسی‌های قبلی است که با استفاده از مدل فرنکل و جوانوویس[7] بر پایه‌ی الگوی ذخیره‌ی انباری[8] بامول و توبین[9] انجام شده است.

این مقاله در 6 بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه، در بخش دوم به الگوی گام تصادفی تشریح شده است. در بخش‌های سوم و چهارم روش اندازه گیری متغیرهای الگو و نتایج تخمین الگو ارائه شده است. بخش پنجم نیز بررسی تأثیر افزایش قیمت نفت و هشت سال جنگ تحمیلی بر سطح ذخایر بین المللی با استفاده از الگوی *VAR* است. بخش آخر نتیجه گیری و توصیه‌های سیاستی است.

2- تشریح الگو

قبل از بیان الگوی هامادا و یدا باید به الگوی هلر که مبنای کار آن دو بوده است، اشاره کرد. هلر برای بیان اهداف خود، مطالعه‌ی خود را به کسری تراز پرداخت‌ها محدود کرده است. از نظر او وقتی یک کشور در حالت کسری تراز پرداخت‌ها قرار می‌گیرد، اقتصاد الزاماً منقبض[10] می‌شود تا تعادل تراز پرداخت‌ها برقرار شود. مقدار انقباض لازم برای برقراری تعدیل خارجی برابر با نسبت معکوس میل نهایی به واردات است. بنابراین، هزینه‌ی کل تعدیل به وسیله‌ی رابطه‌ی زیر مشخص می‌شود:

$$TC_a = \frac{\Delta B}{m} \qquad (1)$$

در رابطه‌ی فوق ΔB میزان عدم تعادل خارجی و m میل نهایی به واردات است. واضح است که اجتناب از این هزینه‌های تعدیل برای کشور دارای کسری تراز پرداخت‌ها می‌تواند سودمند باشد. این امر زمانی امکان پذیر است که تصمیم گیرندگان پولی کشور منابعی را برای تأمین مالی[11] عدم تعادل خارجی در اختیار داشته باشند.

هزینه‌ی فرصت نگهداری یک میزان معین ذخایر بین المللی، تابعی از حجم آن است.

$$TC_f = r.R \qquad (2)$$

[7] Frenkel and Jovanovic
[8] Inventory Management
[9] Bamul and Tobin
[10] Dampen
[11] Financing

در رابطه‌ی فوق، TC_f نشانگر هزینه‌ی فرصت نگهداری ذخایر بین المللی نقدی، r تفاوت نرخ اجتماعی بازده‌ی سرمایه و بازده‌ی ذخایر و R حجم ذخایر بین المللی نگاهداری شده توسط تصمیم گیرندگان پولی کشور است. TC_f هزینه‌ی کل نگهداری ذخایر بین المللی است. بنابراین، هزینه‌ی نهایی نگهداری ذخایر (MC_f) به صورت زیر به دست می‌آید.

با استفاده از رابطه‌ی زیر نیز هزینه‌ی نهایی تعدیل (MC_a) عدم تعادل خارجی برآورد می‌شود.

$$MC_a = \frac{1}{m} \quad (3)$$

$$MC_f = r \quad (4)$$

هلر بیان کرد که سطح بهینه‌ی ذخایر بین المللی به وسیله‌ی حداقل سازی هزینه‌ی کل تعدیل و هزینه‌ی کل تامین مالی عدم تعادل خارجی به دست می‌آید. در این نقطه، هزینه‌ی نهایی تعدیل با هزینه‌ی نهایی تامین مالی (کسری تراز پرداخت‌ها) برابر است. در حالی که هزینه‌ی نگهداری ذخایر با قطعیت تحمیل می‌شود، هزینه‌ی تعدیل تنها در شرایط وقوع اندازه‌ی مشخصی از کسری تراز پرداخت‌ها تحمیل می‌شود. بنابراین، هلر p_i را به عنوان احتمال اجبار یک کشور به استفاده از تعدیل به عنوان وسیله‌ی بهبود تراز خارجی تعریف نمود. از این رو، رابطه‌ی زیر برقرار می‌شود:

$$MC_f = r = p_i \frac{1}{m} = MC_a \quad (5)$$

در رابطه‌ی فوق r و m هر دو پارامترهای شناخته شده و قابل محاسبه هستند.

معادله‌ی (5) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

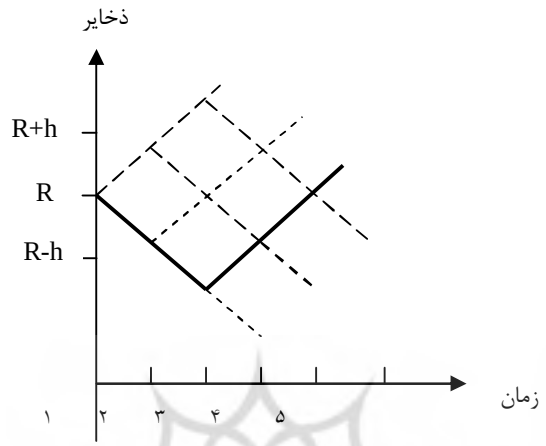
$$p_i = r.m \quad (6)$$

هلر بیان کرد که فرآیند تغییر ذخایر خارجی نگاهداری شده توسط یک کشور، یک فرآیند تصادفی است و می‌تواند شباهت زیادی با یک فرآیند گام تصادفی[12] داشته باشد. از این رو، برای هر کشور می‌توان مقدار مشخصی از عدم تعادل در حساب‌های بین المللی را در طول زمان تعیین کرد. این مقدار عدم

[12] Randon Walk

تعادل، توسط میانگین مطلق تغییر ذخایر بین المللی کشور مورد نظر در سال‌های گذشته تعیین می‌شود. هلر میانگین مطلق تغییر ذخایر بین المللی را h تعریف کرده است. بنابراین، اگر مقدار معین ذخایر بین المللی برابر با R_0 باشد، تغییر سال به سال در این ذخایر به اندازه‌ی h است و در پایان سال، موجودی ذخایر بین المللی کشور برابر با R_1 خواهد بود که به صورت $R_0 \pm h$ می‌باشد (نمودار 1).

نمودار 1: الگوی گام تصادفی



در این فرآیند می‌توان دوره[13] i سری‌های متوالی کسری تراز پرداخت‌ها که با یک سری مازاد تراز پرداخت‌ها دنبال می‌شود را تعریف کرد که یک نمونه‌ی آن به وسیله‌ی خط پررنگ در شکل (1) مشخص شده است. به محض پایان یک دوره، دوره‌ی جدید با مقدار اولیه‌ی جدید ذخایر شروع می‌شود.

احتمال این که کشوری در عمل، مقدار ذخایر R_i استفاده کند، به وسیله‌ی احتمال وقوع کسری‌های (کسری‌های تراز پرداخت‌ها) متوالی i در اندازه‌ی h تعیین می‌شود. از آنجا که تحت شرایط گام تصادفی احتمال کسری تراز پرداخت‌ها مساوی با 0/5 است و در نتیجه احتمال کاهش اندازه‌ی ذخایر نیز برابر با 0/5 می‌باشد؛ بنابراین، احتمال وقوع کسری‌های متوالی تراز پرداخت‌ها برابر با $(0/5)^i$ است.

$$Pr(R_i) = (0/5)^i \qquad \text{برای } h=1 \qquad (7)$$

[13] Cycle

روشن است که احتمال $Pr(R_i)$ با p_i مساوی است. با ترکیب معادله‌ی (6) و (7) رابطه‌ی زیر به دست می‌آید.

$$Pr(R_i) = \pi_i (0/5)^i = r.m\ i = \frac{log(r.m)}{log(0/5)} \qquad (8)$$

رابطه‌ی (8) زمانی درست است که h مساوی یک باشد. اگر h مساوی با یک نباشد، باید مقدار ذخایر R_i را در h ضرب کرد. بنابراین، رابطه‌ی زیر به دست می‌آید:

$$R_{opt} = h\frac{log(r.m)}{log(0/5)} \qquad \text{بهینه } R : R_{opt} \qquad (9)$$

که R_{opt} مقدار R بهینه است. از این رو، کشوری که می‌خواهد هزینه‌ی تأمین مالی و هزینه‌ی تعدیل خود را در عدم تعادل‌های خارجی حداقل کند، باید به این سطح بهینه برسد و این میزان را نگهداری کند.

هامادا و یدا با استفاده از الگوی گام تصادفی و با ذکر چندین ایراد تکنیکی و اقتصادی کار هلر را تکمیل کردند، به طوری که تاکنون الگوی آنها در زمینه‌ی بهینه سازی با استفاده از الگوی گام تصادفی، به قوت خود پابرجاست.

ایراد هامادا و یدا به هلر شامل موارد ذیر می‌باشد:

1- الگوی هلر تنها مسیرهای مستقیم کسری تراز پرداخت‌های خارجی که منجر به حداقل سازی سطح ذخایر بین المللی می‌شود را در نظر گرفته است و سایر مسیرهای پیچیده‌ی غیر مستقیم مازاد و کسری تراز پرداخت‌ها که منجر به حداقل سازی سطح ذخایر بین المللی در الگوی گام تصادفی می‌شود را در نظر نگرفته است. به عبارتی دیگر، آنها بیان کردند که در الگوی گام تصادفی راه‌های بی‌شماری برای تهی شدن ذخایر اولیه وجود دارد که در شکل (1) با خط نقطه چین نشان داده شده است.

2- الگوی هلر به طور واضح و آشکار وضعیت اقتصادی بعد از اتمام ذخایر بین المللی را در نظر نگرفته است. زمانی که کسری تراز پرداخت‌ها به مدت طولانی ادامه داشته باشد، کشور مورد نظر باید از درآمد ملی برای جبران این کسری استفاده کند. بنابراین، سود نهایی یک واحد اضافی ذخایر اولیه به چگونگی بهبود تراز پرداخت‌ها بستگی دارد.

هامادا و یدا با ارائه‌ی این ایرادات، به بازنگری و باز سازی فرمول هلر پرداختند. آنها برای الگو و استخراج فرمول خود از فرضیاتی استفاده کردند که ذاتاً مانند فرضیات هلر هستند. آنها با استفاده از زنجیره‌ی مارکف[14] و احتمال پایایی تجمعی و حل معادله‌ی تفاضلی مرتبه‌ی دوم به هزینه‌ی کل رسیدند و سپس بنا بر استراتژی بهینه یابی مدیریت ذخایر، هزینه‌ی کل را با توجه به R حداقل کرده و به سطح بهینه‌ی زیر رسیده‌اند.[15]

$$R = \left[1 + \frac{1}{\sqrt{(r.m)}}\right].h \qquad (10)$$

که h همچنان عرض گام تصادفی است.

مقایسه‌ی معادله‌ی هامادا و یدا (رابطه‌ی 10) با معادله‌ی هلر نشان می‌دهد که هر دو تابعی نزولی و غیر خطی از میل نهایی واردات و هزینه‌ی فرصت نگاهداری ذخایر هستند. همچنین، مقادیر بهینه‌ای که مدل هامادا و یدا ارائه می‌دهد، بیشتر از مقادیر بهینه ای است که مدل هلر ارائه می‌دهد.

3- روش اندازه گیری متغیرهای الگو

اولین گام در تخمین الگوی هامادا و یدا اثبات فرض اساسی آنها مبنی بر برخورداری ذخایر بین المللی از یک فرایند گام تصادفی است. برای این منظور از آزمون دیکی -فولر تعمیم یافته[16] استفاده شد. نتایج تخمین، کمیت آماره‌ی آزمون برابر با 0/467 و از کمیت بحرانی محاسبه شده توسط مک کینان[17] در سطح معناداری 1 درصد (4/1728-)، 5 درصد (3/5112-) و 10 درصد (3/1854-) کوچکتر بوده است. بنابراین، فرضیه‌ی صفر مبنی بر برخورداری ذخایر بین المللی از یک گام تصادفی، رد نشده است. از این رو، ذخایر بین المللی از یک فرایند گام تصادفی برخوردار بوده است.

در گام دوم در به کارگیری الگوی هامادا و یدا سه متغیر زیر محاسبه و تخمین شده است. این سه متغیر عبارتند از:

---

[14] Markov Chain

[15] برای توضیحات بیشتر به Hamada and Ueda رجوع شود.

[16] Aaugmented Dickey-Fuller (ADF)

[17] Mackinnon Critical Values (MCV)

1- میانگین مطلق تغییرات ذخایر بین المللی (s)
2- میل متوسط به واردات (m)
3- هزینه‌ی فرصت نگاهداری ذخایر بین المللی (r)

میانگین مطلق تغییرات ذخایر بین المللی با استفاده از رابطه‌ی زیر تخمین زده شده است.

$$\sigma^2 = (T-1)^{-1}\sum_{t=1}^{T}(\Delta R_t - b_T)^2 \qquad (11)$$

در رابطه‌ی فوق، R نشانگر ذخایر بین المللی و T طول دوره است. b_T نیز ضریب t در رگرسیون زیر است که باید تخمین زده شود.

$$R_t = a + bt + u_t \qquad (12)$$

نتایج تخمین رابطه‌ی (12) به صورت زیر بوده است.

$$R = -652/4911 + 354/46\ t \qquad (13)$$
$$(-0/36) \qquad (5/17)$$

اعداد داخل پرانتز، آماره‌ی t را نشان می‌دهند.

مقدار b که برابر با 354/46 است، در رابطه‌ی (11) قرار می‌گیرد و مقدار s را برای دوره‌ی 83-1340 به دست می‌آید.

دومین متغیر که میل متوسط به واردات است، از نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی به دست می‌آید.

سومین متغیر، هزینه‌ی فرصت نگاهداری ذخایر بین المللی است که نقش بسیار مهمی در همه‌ی الگوهای بهینه سازی ذخایر بین المللی ایفا می‌کند. این هزینه به طور مرسوم به وسیله‌ی تفاوت بین نرخ بازده‌ی اجتماعی سرمایه و بازده‌ی ذخایر بین المللی (در صورت وجود) تعریف می‌شود.

بیشتر مطالعات انجام شده در این زمینه در اندازه گیری هزینه‌ی فرصت نگاهداری ذخایر با مشکل مواجه شده‌اند و به همین علت در یافتن تأثیر معنی داری هزینه‌ی فرصت با سطح ذخایر با شکست روبه‌رو شده‌اند. به طوری که برخی همچون ایوها[18] (1976) نرخ تنزیل هر کشور را به عنوان یک جایگزین برای بازده‌ی ذخایر در نظر گرفته‌اند. سایر مطالعات نیز از نرخ بازده‌ی ذخایر بین المللی

[18] Iyoha

چشم پوشی کرده‌اند و سعی در تخمین نرخ بازده‌ی سرمایه داشته‌اند. از جمله این تحقیقات می‌توان به تحقیقات فلاندرز[19] (1971) و ادواردز[20] (1985) اشاره کرد. افرادی نیز همچون هلر و هامدا و یدا هزینه‌ی فرصت را بین کشورها ثابت فرض کرده و آن را به عنوان نرخ بازده‌ی اوراق قرضه‌ی بلند مدت دولتی که در آن زمان 5 درصد بود، انتخاب کرده اند.

فرانیسکی و دومینگوز[21] (2004) در مطالعه‌ی خود برای کشور برزیل برای هزینه‌ی فرصت از اوراق قرضه‌ی خزانه داری[22] به عنوان تقریب تأمین مالی بدهی خارجی استفاده کرده‌اند (واعظ و دیگران، 1386).

اما تنها در تحقیق بن-باسات و گو تلیپ[23] (1991) هزینه‌ی فرصت نگاهداری ذخایر مطابق با تئوری بیان شده اندازه گیری شده است. آنها نرخ واقعی بازده‌ی سرمایه r را به عنوان نسبت سود کل به موجودی ناخالص سرمایه‌ی بخش تجاری در نظر گرفته‌اند. از نظر آنها چون بازده‌ی سرمایه‌ی بخش تجاری (r_B)در دوره‌های رکود اقتصادی به سطوح خیلی پایینی می‌رسد، نمی‌تواند بهترین جایگزین برای ذخایر بین المللی نگاهداری شده باشد، زیرا هنوز پروژه‌های بخش عمومی که بازده‌ی بالاتری دارند، موجود است. بنابراین، در چنین دوره‌هایی، بازده‌های جایگزین برای ذخایر نگاهداری شده می‌تواند نرخ نهایی بازده در پروژه‌های دولتی باشد. زمانی که چنین داده‌هایی موجود نباشد، این نرخ به طور تقریبی به وسیله‌ی معیار نرخ بازده برای تصویب پروژه‌های زیر بنایی دولتی (r_G) به دست می‌آید. بنابراین، آنها از رابطه‌ی زیر استفاده کرده‌اند.

$$r = max\,(r_B, r_G) \qquad (14)$$

آنها بازده‌ی ذخایر را به شکل میانگین وزنی نرخ بهره‌ی حقیقی سپردهای کوتاه مدت دلار (i_S) و مارک (i_{DM})، معرفی کرده‌اند. وزن‌های به کار گرفته شده، از ترکیب واردات به دست آمده است و تنها دلار و مارک به عنوان دارایی‌های اصلی ذخایر در پرتفوی ذخایر بین المللی در نظر گرفته شده است که جزء دلاری،

[19] Flanders
[20] Edwardws
[21] Froncisci and Domingos
[22] C-Bond Spread over Treasury
[23] Ben-Bassat and Gottlieb

واردات از آمریکا و از کشورهایی که نرخ ارز آنها بر حسب دلار تثبیت شده است، به دست می‌آید. جزء مارک نیز واردات از اروپا را نشان می‌دهد.

با اندازه گیری بازده‌ی سرمایه و بازده‌ی ذخایر و تفاوت این دو، هزینه فرصت نگاهداری ذخایر در دوره‌ی 1988- 1968 به دست آمده است.

با توجه به مطالب ذکر شده، اندازه گیری هزینه‌ی فرصت نگهداری ذخایر برای ایران امری بسیار مشکل است و علت آن، در دسترس نبودن (محرمانه بودن) ترکیب پرتفوی ذخایر بین المللی، بازده‌ی سپرده‌های ارزی و غیر ارزی ذخایر بین المللی بانک مرکزی ایران، موجودی ناخالص سرمایه‌ی بخش تجاری، بازده‌ی پروژه‌های دولتی و غیره می‌باشد. بنابراین، در تحقیق حاضر همانند بسیاری از تحقیقات در این زمینه، از نرخ بازده‌ی ذخایر چشم پوشی شده و فقط بازده‌ی سرمایه اندازه گیری شده است.

برای بازده‌ی سرمایه از چهار تقریب بهره وری نهایی سرمایه‌ی (MP)، نرخ بهره‌ی داخلی (DR)، نرخ بهره‌ی داخلی منهای نرخ بهره در بازار دلار اروپایی ($DRML$) و نرخ رشد اقتصادی ($Growth\ Rate$) می‌توان استفاده کرد.

برای اندازه گیری بهره وری نهایی سرمایه از مدل نئوکلاسیک استفاده شده است.

اولین گام، تخمین پارامترهای تابع تولید کاب - داگلاس است که با توجه به انجام آزمون‌های اقتصاد سنجی مبنی بر وجود بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و همچنین، همخطی میان K و L از فرم سرانه‌ی تابع تولید استفاده شده است.

$$Y = AK^{a}L^{1-a} \qquad (15)$$

با تقسیم طرفین بر L فرم سرانه‌ی تابع تولید استخراج شده است.

$$y = Ak^{a} \qquad (16)$$

در رابطه‌ی فوق، y نشانگر درآمد سرانه و k سرمایه‌ی سرانه است.

با توجه به معادله‌ی (15)، تابع تولید ایران با داده‌های تولید ناخالص داخلی سرانه و سرمایه‌ی فیزیکی سرانه (k) از سال 83-1340 مورد تخمین قرار گرفته است. بر اساس نتایج ضرایب A و α در سطح معناداری 5 درصد، معنادار و به ترتیب برابر با 0/97 و 0/44 بوده است. از آنجا که امکان وجود رگرسیون کاذب وجود دارد، از آزمون انگل - گرنجر[24] دو مرحله‌ای برای همجمعی استفاده شده

[24] Engle - Granger

است. در مرحله‌ی اول این آزمون، جملات خطای رگرسیون معادله‌ی (16) را به دست آورده و در مرحله‌ی دوم، آزمون ریشه‌ی واحد برای این جملات خطا انجام می‌شود. اگر وجود ریشه‌ی واحد یا به عبارتی دیگر، ناپایایی جملات خطا به اثبات برسد، مشخص می‌شود که متغیرهای الگوی معادله‌ی (16) همجمع نیستند و در نتیجه رابطه‌ی تعادلی بلند مدت بین آنها وجود ندارد و رگرسیون کاذب است. بر اساس نتایج این آزمون، کمیت آماره‌ی آزمون بر اساس معیار آکائیک[25] برابر با 4/77- و از مقادیر بحرانی ارائه شده توسط مک کینان در سطح معناداری 1 درصد، 5 درصد و 10 درصد بزرگتر بوده است. بنابراین، فرضیه‌ی وجود ریشه‌ی واحد جملات خطا رد و از این رو، رگرسیون کاذب نیست. فرم نهایی بعد از تخمین به صورت زیر است.

$$gdp = ۰/۹۷k^{۰/۴۴} \qquad (17)$$

با مشق گیری y نسبت به k، بهره وری نهایی سرمایه به دست می‌آید.

$$MP_k = \frac{\partial y}{\partial k} = (0/97)(0/44)k^{0/56} \qquad (18)$$

با استفاده از رابطه‌ی (18) بهره وری نهایی سرمایه از سال 1340 تا 1383 برای ایران محاسبه شده است. لازم به ذکر است که منابع آماری مورد استفاده از سالنامه‌ها و نماگرهای بانک مرکزی ایران، صندوق بین المللی پول و بانک جهانی استخراج شده است.

4- ارائه‌ی نتایج الگوی هامادا و یدا

پیش از ارائه‌ی نتایج، ذکر چند نکته ضروری است.

1- با توجه به مطالب ارائه شده در بخش قبل، برای محاسبه‌ی هزینه‌ی فرصت نگهداری ذخایر، از بازده‌ی ذخایر چشم پوشی شده و تنها از بازده‌ی سرمایه استفاده شده است. همچنین، به علت عدم دسترسی کافی به داده‌های بازده‌ی سرمایه از چهار جانشین آن یعنی بهره وری نهایی سرمایه (MP)، نرخ بهره‌ی داخلی(DR)، نرخ بهره‌ی داخلی منهای نرخ بهره در بازار دلار اروپایی ($DRML$) و نرخ رشد اقتصادی استفاده شده است.

[25] Akaike Information Criterion (AIC)

2- با توجه به اینکه در بلند مدت در بیشتر کشورهای اروپایی و آمریکا، نرخ رشد اقتصادی تقریبی از نرخ بهره‌ی داخلی و نرخ بازدهی سرمایه است، بنابراین در این کشورها نرخ رشد اقتصادی می‌تواند جایگزین قابل قبولی برای بازده‌ی سرمایه باشد. اما در ایران، با توجه به این که نرخ بازدهی سرمایه و نرخ بهره‌ی داخلی تفاوت زیادی با نرخ رشد اقتصادی دارند، رشد اقتصادی جانشین خوب و قابل قبولی برای بازده‌ی سرمایه محسوب نمی‌شود. در ضمن، نرخ رشد اقتصادی در سال‌های 1360-1356 و 1365 و 1367 در ایران منفی بوده است که با توجه به فرم الگو برای این سال‌ها، سطح بهینه محاسبه نشده است.

بر اساس بررسی ارتباط سطح بهینه‌ی ذخایر بین المللی و مقایسه‌ی آن با سطح واقعی ذخایر با استفاده از متغیر نرخ بهره داخلی، سطح واقعی ذخایر طی سال‌های 1352-1340 و 1379–1361، از سطح بهینه‌ی ذخایر (سطح بهینه‌ی محاسبه شده توسط مدل هامادا و یدا) کمتر بوده است. طی سال‌های 1360-1352 و 1380 به بعد نیز سطح واقعی ذخایر بیشتر از سطح بهینه بوده است.

بر اساس بررسی سطح بهینه‌ی ذخایر بین المللی و مقایسه‌ی آن با سطح واقعی ذخایر با استفاده از متغیر نرخ بهره‌ی داخلی منهای نرخ بهره‌ی دلار اروپایی ($DRML$)، سطح واقعی ذخایر طی سال‌های 1379-1340 از سطح بهینه‌ی ذخایر (سطح محاسبه شده توسط مدل هامادا و یدا) کمتر بوده است و تنها از سال 1380 به بعد سطح واقعی ذخایر بیشتر از سطح بهینه بوده است.

بر اساس بررسی ارتباط سطح بهینه‌ی ذخایر بین المللی و مقایسه‌ی آن با سطح واقعی ذخایر با استفاده از متغیر بهره‌وری نهایی سرمایه (MP)، سطح واقعی ذخایر طی سال‌های 52 - 1340 و 78 - 1367 کمتر از سطح بهینه بوده است. طی سال‌های 66 - 1352 و 1379 به بعد نیز سطح ذخایر واقعی بیشتر از سطح بهینه بوده است.

بر اساس بررسی ارتباط سطح بهینه‌ی ذخایر بین المللی و مقایسه‌ی آن با سطح واقعی ذخایر با استفاده از نرخ رشد اقتصادی، طی سال‌های 83-1340 سطح واقعی ذخایر به جز در سال‌های 61-1354، از سطح بهینه‌ی ذخایر کمتر بوده است. با توجه به فرم لگاریتمی مدل هامادا و یدا و این‌که نرخ رشد اقتصادی در سال‌های 60-1356 و 1365 و 1367 در ایران منفی بوده است، برای این سال‌ها سطح بهینه محاسبه نشده است.

با توجه به تحلیل‌های فوق، نتایج زیر قابل ذکر است.

1- سطح ذخایر بین المللی بانک مرکزی ایران به جز برخی سال‌ها، در بقیه‌ی سال‌ها، در سطح بهینه‌ای قرار نداشته است.

2- برای نشان دادن این‌که آیا سطح واقعی ذخایر با سطح بهینه‌ی ذخایر تفاوت دارد، از شاخص نسبت سطح ذخایر واقعی به سطح ذخایر بهینه استفاده شده است. این شاخص با استفاده از اکثر متغیرهای جایگزین نرخ بازده‌ی سرمایه (به جز متغیر *DRML*) نشان می‌دهد که طی سال‌های 52 - 1340 و 79 - 1363 این نسبت کمتر از یک بوده است و این نشان دهنده‌ی آن است که طی این سال‌ها سطح واقعی ذخایر کمتر از سطح بهینه بوده است.

سال‌های 79 - 1363 را می‌توان به سه دوره تقسیم کرد. طی سال‌های 66 - 1363 کاهش درآمدهای نفتی و تحریم شدیدتر ایران و تامین مخارج جنگی و نظامی می‌تواند از علل کاهش ذخایر بین المللی به شمار آید. سال‌های برنامه‌ی اول توسعه (72 - 1368) در واقع پایان جنگ و کاهش مخارج جنگی و نظامی و در عوض اجرای باز سازی مناطق آسیب دیده جنگی و اجرای برنامه‌های عمرانی بوده است. برنامه‌ی دوم توسعه (78 - 1373)، ادامه‌ی بازسازی مناطق جنگی و آسیب دیده، کاهش شدید رشد اقتصادی و پرداخت وام‌های خارجی بود، که می‌توانند به عنوان دلایل عمده‌ی کاهش ذخایر بین المللی از حد بهینه به شمار آیند.

در دوره‌های 62 - 1353 و 1379 به بعد این نسبت بزرگتر از یک بوده است که این امر حاکی از آن است که طی این سال‌ها سطح واقعی ذخایر بیشتر از سطح بهینه بوده است. شوک نفتی و افزایش شدید قیمت نفت طی این سال‌ها را می‌توان از عوامل مهم این افزایش بر شمرد. (همچنین این شاخص با جانشین *DRML* نشان می‌دهد که سطح واقعی ذخایر از سال 82 - 1340 کمتر از سطح بهینه بوده است و تنها در سال 1383 در سطح بهینه بوده است).

5- بررسی تأثیر افزایش قیمت نفت و هشت سال جنگ تحمیلی بر سطح ذخایر بین المللی با استفاده از الگوی *VAR*

برای بررسی تأثیر افزایش قیمت نفت و هشت سال جنگ تحمیلی بر سطح ذخایر بین المللی از الگوی *VAR* استفاده شده است. متغیرهای *DUoil1*، *DUwar*

و $DUoil2$ متغیرهای مجازی هستند. متغیر DU_{oil1}، متغیر افزایش قیمت نفت است که برای سال‌های 60 - 1352 مقدار یک و برای بقیه‌ی سال‌ها مقدار صفر را اختیار می‌کند. متغیر DU_{war} متغیر جنگ است که برای سال‌های 67 - 1359 مقدار یک و برای بقیه‌ی سال‌ها مقدار صفر را اختیار می‌کند. متغیر DU_{oil2} نیز متغیر افزایش قیمت نفت است که در سال‌های 83 - 1378 برابر با یک و در بقیه‌ی سال‌ها برابر با صفر می‌باشد. علت این که با وجود متغیر قیمت نفت از متغیر مجازی آن استفاده شده است، نشان دادن افزایش شدید قیمت‌های نفتی طی سال‌های 60 - 1352 و 83 - 1378 و تأثیر آن بر ذخایر بین المللی بوده است. استفاده از قیمت نفت در دوره‌ی 83 - 1340 به تنهایی، این اجازه را به محققان نمی‌دهد تا به اهداف خود نائل شوند. برای استفاده از الگوی VAR از الگوی پیشنهادی توسط فرانکل و جووانوویس (1981) به صورت رابطه‌ی (19) استفاده شده است.

$$LnR = b_0 + b_1 Ln\,s + b_2 Lnr + Dummy + u \qquad (19)$$

در رابطه‌ی فوق s، r و $Dummy$ به ترتیب، هزینه‌ی تعدیل یا میانگین تغییرات ذخایر بین المللی، هزینه‌ی فرصت نگهداری ذخایر بین المللی و متغیر مجازی است. متغیرهای مجازی شامل، شوک قیمت نفتی طی سال‌های 60 - 1352، جنگ هشت ساله و افزایش قیمت نفت طی سال‌های 83 - 1378 بوده است. u نیز جزء اخلال است. مبنای الگوی فرانکل و جوانوویس (1981) همانند الگوی هلر، هامادا و یدا است و الگو را به صورت خطی و از حالت ایستا به حالت پویا ارائه می‌دهد.

در تخمین الگوی فرانکل و جوانوویس، باید به مهمترین خاصیت ذخایر بین المللی که تغییر پذیری آن در هر لحظه از زمان می‌باشد، توجه کرد. به صورت آماری اثبات می‌شود که اگر در معادله‌ی فوق مستقیماً متغیر هزینه‌ی تعدیل (s) یا همان میانگین تغییرات ذخایر بین المللی محاسبه شده در بخش قبلی به کار برده شود، تورشی در معادله به وجود می‌آید که باعث می‌شود تخمین زننده‌های OLS[26] خاصیت $BLUE$[۲۷] بودن خود را از دست بدهند (راما چاندران، 2003).

[26] Ordinary Least Squares
[27] Best Linear Unbiased Estimators

برای رفع این مشکل، به جای به کاربردن σ در مدل فرانکل و جووانوویس، از انواع الگوی *ARCH*[۲۸] برای محاسبه‌ی تغییرات ذخایر بین المللی برای ایران استفاده شده است.

بسیاری از اقتصاددانان نیز در زمینه‌ی مالی پیشنهاد می‌کنند که برای محاسبه‌ی تغییرات سری زمانی داده‌های مالی (مانند ذخایر ارزی، ذخایر بین المللی و سهام)، انواع الگوهای *ARCH* (*GARCH*[۲۹]، *EGARCH*[۳۰] و غیره) ضرایب بسیار بهتر و بدون تورشی را در الگوها ارائه می‌دهند (فرانسیسکی و دومینگوز، 2004). علاوه بر اثبات آماری مبنی بر تورش دار بودن به کارگیری متغیر هزینه‌ی تعدیل (s) در الگو، آزمون *ARCH-LM* نیز برای بیان آماری اینکه آیا برای ذخایر بین المللی ایران لازم است از الگوهای*GARCH* و *ARCH* استفاده شود، به کار برده می‌شود. فرضیه‌ی صفر این آزمون نشان دهنده‌ی عدم وجود جزء *ARCH* و *GARCH* در مدل بوده است.

بر اساس نتایج آزمون‌ها فرضیه‌ی صفر قویاً رد شده است. بنابراین، در این الگو به جای σ در مدل فرانکل و جووانوویس، از الگوی *EGARCH* برای محاسبه‌ی تغییرات ذخایر بین المللی استفاده شده است. از معیار *AIC* نیز برای پیدا کردن وقفه های الگوی *EGARCH* استفاده شده است. لذا مدل تحقیق به صورت زیر است.

$$LnR = b_0 + b_1 Ln\sqrt{(EGARCH\ \ Variance)} + b_2 Lnr + Dummy + u \qquad (20)$$

که *EGARCH Variance* از تخمین مدل‌های *EGARCH* استخراج شده است. حال با توجه به مطالب ذکر شده، معادله با استفاده از الگوی *VAR* و با وجود چهار جانشین هزینه‌ی فرصت نگاهداری ذخایر بین المللی برآورد شده است.

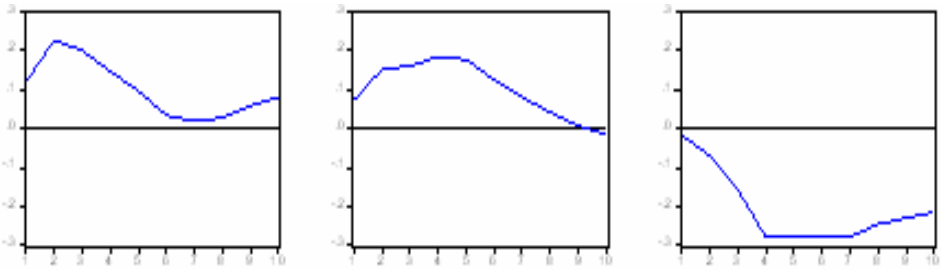
5-1- تخمین الگوی *VAR* با متغیر بهره وری نهایی سرمایه (*MP*)

برای تخمین وقفه‌ی *VAR* از معیارهای آکائیک[31] و شوارتز - بیزین[32] و از نرم افزار *Evewis 5* استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که تعداد وقفه‌ی

[28] Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
[29] Generalized *ARCH*
[30] Exponential GARCH
[31] Ahaike Information Criterion(AIC)
[32] Schwarz Bayesian Criterion (SBC)

بهینه‌ی ما از درجه‌ی 3 می‌باشد. از الگوی *VAR*، توابع عکس العمل کلی تحریک ذخایر بین المللی نسبت به شوک‌های افزایش قیمت نفت و شوک جنگ 8 ساله به صورت زیر استخراج شده است.

نمودار 2: تابع عکس العمل ذخایر بین المللی نسبت به شوک نفتی 60- 1352 (الف)، 83- 1378 (ب) جنگ تحمیلی (پ) با متغیر *MP*



الف ب پ

بخش الف نمودار (2) نشان دهنده‌ی عکس العمل کلی ذخایر بین المللی به شوک وارده از طرف شوک قیمت نفتی طی سال‌های 60 - 1352 است. این نمودار بیان می‌کند که این شوک تا دوره‌ی دوم باعث افزایش ذخایر بین المللی شده است و بعد از آن سیر نزولی داشته است.

بخش (ب) نمودار (2) نشان دهنده‌ی عکس العمل کلی ذخایر بین المللی به شوک وارد شده از طرف شوک قیمت نفت طی سال‌های 83 - 1378 است. این نمودار بیان می‌کند که این شوک تا دوره‌ی پنجم باعث افزایش ذخایر بین المللی شده است و بعد از آن سیر نزولی داشته است.

بخش (پ) نمودار (2) نشان دهنده‌ی عکس العمل کلی ذخایر بین المللی به شوک وارد شده در سال‌های جنگ هشت ساله است. این نمودار بیان می‌کند که این شوک باعث کاهش ذخایر بین المللی شده است.

بر اساس اطلاعات جدول (1) شوک‌های قیمت نفت (*DUoil1* و *Duoil2*) اثر مثبت و شوک جنگ هشت ساله (*DUwar*) اثر منفی بر سطح ذخایر بین المللی (*log IR*) داشته‌اند.

جدول 1: عکس العمل کلی ذخایر بین المللی به شوک‌های وارده (با متغیر بهره وری نهایی سرمایه)

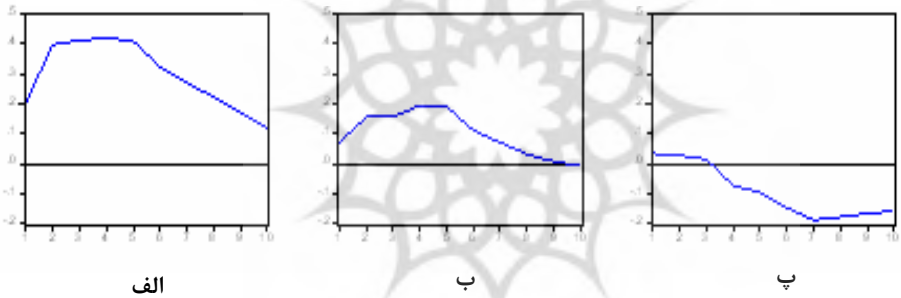
متغیرها / دوره	LOGIR	LOGEGARCH	DUOIL1	DUOIL2	DUWAR	LOGMP
1	0/324788	-0/065672	0/121218	0/074486	-0/017511	-0/052964
2	0/251408	-0/180585	0/228857	0/153544	-0/071074	0/025576
4	0/137795	-0/337925	0/147564	0/186504	-0/281012	0/288699
8	0/052629	-0/294086	0/027837	0/042449	-0/246862	0/353373
10	0/023606	-0/263314	0/081973	-0/016028	-0/215961	0/264572

مأخذ: یافته‌های تحقیق

5-2- تخمین الگوی *VAR* با جایگزین نرخ بهره‌ی داخلی (*DR*)

وقفه‌ی بهینه‌ی الگوی *VAR* با استفاده از معیارهای آکائیک (*AIC*) و شوارتز - بیزین(*SBC*) برابر با 3 بوده است. از الگوی *VAR*، توابع عکس العمل کلی تحریک ذخایر بین المللی، نسبت به شوک‌های افزایش قیمت نفتی و شوک جنگ 8 ساله استخراج شده است.

نمودار 3: تابع عکس العمل ذخایر بین المللی نسبت به شوک نفتی 60- 1352 (الف)، 83- 1378 (ب) جنگ تحمیلی (پ) با متغیر *DR*



الف ب پ

نمودار (3) قسمت (الف) نشان دهنده‌ی عکس العمل کلی ذخایر بین المللی به شوک قیمتی نفت طی سال‌های 60 - 1352 است. بر اساس نتایج این نمودار این شوک تا دوره‌ی 4 باعث افزایش ذخایر بین المللی شده است و بعد از آن سیر نزولی داشته است.

نمودار (3) قسمت (ب) نشان دهنده‌ی عکس العمل کلی ذخایر بین المللی به شوک قیمتی نفت در سال‌های 83 - 1378 بوده است. بر اساس نتایج این

نمودار این شوک تا دوره‌ی 4 روند افزایشی را برای ذخایر بین المللی به دنبال داشته است و پس از آن سیر نزولی داشته است.

نمودار (3) قسمت (پ) نشان دهنده‌ی عکس العمل کلی ذخایر بین المللی به شوک جنگ هشت ساله بوده است. این نمودار بیان می‌کند که این شوک باعث کاهش ذخایر بین المللی شده است.

جدول (2) نیز بیان می‌کند که شوک‌های افزایش قیمت نفتی اثر مثبت و شوک‌های حاصل از جنگ تحمیلی اثر منفی بر سطح ذخایر بین المللی داشته است.

جدول 2: عکس العمل کلی تحریک ذخایر بین المللی به شوک‌های وارده (با جایگزین نرخ بهره داخلی)

متغیرها / دوره	LOGIR	LOGEGARCH	DUOIL1	DUOIL2	DUWAR	LOGDR
1	0/345711	-0/058826	0/206022	0/072975	0/033604	-0/013865
2	0/374584	-0/167923	0/398859	0/155373	0/027018	0/032644
4	0/337567	-0/266707	0/420344	0/195840	-0/073586	0/167330
8	0/128776	-0/235554	0/223732	0/032225	-0/177506	0/215770
10	0/026773	-0/234918	0/120689	-0/008456	-0/158234	0/199007

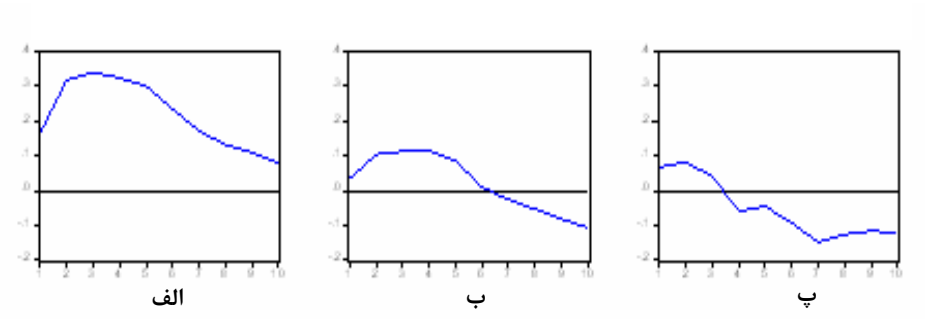
مأخذ: یافته‌های تحقیق

5-3- تخمین الگوی *VAR* با جایگزین نرخ بهره‌ی داخلی منهای نرخ بهره در بازار دلار اروپایی (*DRML*)

با استفاده از معیارهای آکائیک (*AIC*) و شوارتز - بیزین (*SBC*) تعداد وقفه‌ی بهینه‌ی این مدل *VAR* برابر با 3 استخراج شدآمد. از الگوی *VAR*، توابع عکس العمل کلی ذخایر بین المللی نسبت به شوک‌های افزایش قیمت نفتی و شوک جنگ 8 ساله استخراج شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نمودار 4: تابع عکس العمل ذخایر بین المللی نسبت به شوک نفتی 60- 1352 (الف)، 83- 1378 (ب) جنگ تحمیلی (پ) با متغیر *DRML*



نمودار (4) قسمت (الف) نشان دهنده‌ی عکس العمل کلی ذخایر بین المللی به شوک شوک قیمتی نفت طی سال‌های 60 - 1352 است. این نمودار بیان می‌کند که این شوک تا دوره‌ی 4 باعث افزایش ذخایر بین المللی شده است و بعد از آن سیر نزولی داشته است.

نمودار (4) قسمت (پ) نشان دهنده‌ی عکس العمل کلی ذخایر بین المللی به شوک قیمتی نفت طی سال‌های 83 - 1378 است. این نمودار که این شوک تا دوره‌ی 4 باعث افزایش ذخایر بین المللی شده است و بعد سیر نزولی داشته است.

نمودار (4) قسمت (پ) نشان دهنده‌ی نیز عکس العمل کلی ذخایر بین المللی به شوک جنگ هشت ساله است. این نمودار بیان می‌کند که این شوک باعث کاهش ذخایر بین المللی شده است.

بر اساس نتایج جدول (3) شوک‌های افزایش قیمت نفت اثر مثبت و شوک‌های حاصل از جنگ تحمیلی اثر منفی بر سطح ذخایر بین المللی داشته است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول 3: عکس العمل کلی تحریک ذخایر بین المللی به شوک‌های وارده (با جایگزین نرخ بهره‌ی داخلی منهای نرخ بهره در بازار دلار اروپایی)

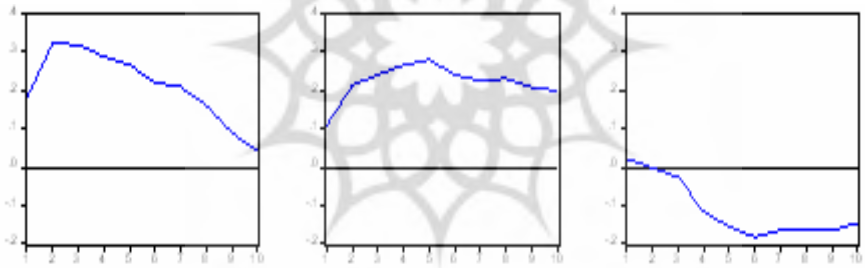
متغیرها / دوره	LOGIR	LOGEGARCH	DUOIL1	DUOIL2	DUWAR	LOGDRML
1	0/330493	-0/083544	0/165761	0/034885	0/067850	0/033640
2	0/324404	-0/207457	0/318542	0/103627	0/082459	0/093985
4	0/290960	-0/271836	0/325341	0/114472	-0/059862	0/254412
8	0/126163	-0/116905	0/131568	-0/053602	-0/126558	0/266846
10	0/030396	-0/111137	0/078357	-0/107194	-0/122802	0/190675

مأخذ: یافته‌های تحقیق

5-4- تخمین الگو *VAR* با جایگزین نرخ رشد اقتصادی (*Growth Rate*)

تعداد وقفه‌ی بهینه‌ی در این مدل نیز برابر با 3 بوده است. توابع عکس العمل کلی ذخایر بین المللی نسبت به شوک‌های افزایش قیمت نفتی و شوک جنگ 8 ساله که از الگوی *VAR* به دست آمده است در نمودار (5) نشان داده شده است.

نمودار 5: تابع عکس العمل ذخایر بین المللی نسبت به شوک نفتی 60- 1352 (الف)، 83- 1378 (ب) و جنگ تحمیلی (پ) با وجود متغیر *Growth Rate*



الف ب پ

نمودار (5) قسمت (الف) نمودار (5) نشان دهنده‌ی عکس العمل کلی ذخایر بین المللی به شوک قیمتی نفت در سال‌های 60 - 1352 بوده است. این شوک تا دوره‌ی 2 باعث افزایش ذخایر بین المللی شده است و بعد از آن سیر نزولی داشته است.

قسمت (ب) نمودار (5) عکس العمل کلی ذخایر بین المللی به شوک قیمت نفت در سال‌های 83 - 1378 نشان می‌دهد که این شوک افزایش ذخایر بین المللی را در پی شده است.

قسمت (پ) نمودار (5) عکس العمل کلی ذخایر بین المللی به شوک جنگ هشت ساله را است و نشان می‌دهد که این شوک باعث کاهش ذخایر بین المللی شده است.

بر اساس جدول جدول (4) شوک افزایش قیمت نفت اثر مثبت و شوک‌های حاصل از جنگ تحمیلی اثر منفی بر سطح ذخایر بین المللی داشته داشته است.

جدول 4: عکس العمل کلی تحریک ذخایر بین المللی به شوک‌های وارده (با نرخ رشد اقتصادی)

متغیرها / دوره	LOGIR	LOGEGARCH	LOG GROWTHRATE	DUOIL1	DUOIL2	DUWAR
1	0/378054	-0/105945	-0/011377	0/179796	0/109623	0/020858
2	0/413623	-0/233889	0/003343	0/323221	0/214685	-0/002429
4	0/379094	-0/344238	0/140008	0/288887	0/266803	-0/117046
8	0/283663	-0/298219	0/198102	0/161623	0/230988	-0/161159
10	0/173679	-0/231962	0/201243	0/040154	0/198552	-0/146790

مأخذ: یافته‌های تحقیق

6- نتیجه گیری و پیشنهادها

اندازه‌ی بهینه‌ی ذخایر بین المللی به طور گسترده‌ای در ادبیات اقتصادی مورد بحث قرار گرفته و در دهه‌های اخیر علاقه‌ی شدیدی به تعیین این سطح مطلوب به وجود آمده است. این امر به خصوص بعد از بحران‌های اقتصادی شرق آسیا، مکزیک، روسیه و حوادث یازدهم سپتامبر آمریکا شدت گرفته است.

در مقاله‌ی حاضر با استفاده از الگوی گام تصادفی، سطح بهینه‌ی ذخایر بین المللی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران تخمین زده شد. همچنین، با استفاده از الگوی *VAR*، توابع عکس العمل تحریک ذخایر بین المللی به شوک‌های افزایش قیمت نفت در سال‌های 60 - 1352، 83 - 1378 و هشت سال جنگ تحمیلی بررسی شد. مهمترین محدودیت در این زمینه، عدم اندازه گیری دقیق هزینه‌ی فرصت نگهداری ذخایر بین المللی است که این امر اغلب ناشی از کمبود اطلاعات آماری مانند ترکیب پرتفوی ذخایر بین المللی، بازده‌ی سپردهای ارزی و غیر ارزی

ذخایر بین المللی بانک مرکزی ایران، موجودی ناخالص سرمایه‌ی بخش تجاری و بازده‌ی پروژه‌های دولتی است.

بر اساس نتایج حاصل از برآورد الگوی گام تصادفی نشان داد که سطح ذخایر بین المللی بانک مرکزی ایران، تنها در برخی سال‌ها در سطحی بهینه قرار داشته است. در بیشتر سال‌ها سطح ذخایر کمتر از سطح بهینه بوده است، به طوری که طی سال‌های 52 - 1340 و 79 - 1363 سطح واقعی ذخایر کمتر از سطح بهینه بوده است. همچنین از سال 62 - 1353 و 1379 به بعد سطح واقعی ذخایر بیشتر از سطح بهینه بوده است و در سال‌هایی که اقتصاد ایران با افزایش شدید قیمت نفت روبه رو بوده است (سال‌های 1360 – 1352 و 1383 - 1379)، سطح ذخایر نگهداری شده بیش از حد بهینه بوده است.

بر اساس نتایج تجزیه‌ی توابع عکس العمل تحریک شوک‌های قیمت نفتی طی سال‌های 60 - 1352 و 83 - 1378 باعث افزایش ذخایر بین المللی شده است. هشت سال جنگ تحمیلی نیز باعث کاهش سطح ذخایر بین المللی شده است.

با توجه به نتایج به دست آمده، می‌توان گفت هر چند در سال‌های اخیر با تلاش مسئولان بانک مرکزی، سطح ذخایر بین المللی به سمت سطح بهینه در حال حرکت است، اما هنوز با سطح بهینه فاصله‌ی زیادی دارد. بنابراین، ارزیابی جدید از سطح بهینه‌ی ذخایر خارجی توسط مقامات ارزی به عنوان ضرورت ارتقاء کارایی اقتصادی توصیه می‌شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع:

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

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

واعظ، محمد، خدیجه نصر اللهی و امیر جباری. (1386). تعیین سطح بهینه ذخایر بین المللی بانک مرکزی ایران. پژوهشهای اقتصادی ایران، 102:31-77.

Ben-Bassat, A. & D. Gottlib. (1991). On The Effect of Opportunity Cost on International Reserve Holdings. The Review of Economics and Statistics, 74: 329-332.

Bollerslev, T. (1986). Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. Eonometrics Journal, 31: 307-327.

Edwards, S. (1985). On The International- Rate Elasticity of the Denand for International Reserves: Some Evidence from Developing Counties. Journal of International Money and Finance, 4: 287-295

Flanders, M.J. (1971). The Demand For International Reserves Princeton Studies in International Finace. Princeton: Princton university.

Francisci, A. & E. Domingos. (2004). Optimal International Reserves Holdings Emerging Markets Economics: The Brazilian Case, Brazilian Association of Graduate Programs in Economics.

Frenkel, J.A. & B. Jovanovic. (1981). Optimal International Reserves: A Stochastic Framework. Economic Journal, 91: 507-514.

Hamada, K. & K. Ueda. (1977). Random Walks & The Theroy The Optimal International Reserves. The Economic Journal, 87: 722-742.

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

Hipple. F.S. (1979). A Note on The Measurment of The Holding Cost of International Reserve. The Review of Economics and Statistics, 61: 612-614.

Iyoha, M. A. (1976). Demand for International Reserves in Less Developed Countries: A Distributed Lag Specification, Review of Economics & Statistics, 58: 351-355.

Mackinnon, J.G. (1991). Critical Values for Cointegration Tests, in R.F. Engle, & C.W.J. Granger (Eds), Long-run Economic Relationships, Reading in Cointegration. Oxford: Oxford University Press.

Newman, P., J. Eatwell & M. Milgate. (1987). The New Palgrave: A Dictionary of Economics. Palgrave Macmillan.

Ramachandran. M. (2003). The Optimal Level of International Reserves: Evidence for India. Economics Letters, 83: 356-370.