Archive of SID

الگوی چرخشی مارکف و پیش‌بینی احتمال وقوع بحران نقدینگی در کشورهای عضو اوپک

اسماعیل ابونوری [*]
علیرضا عرفانی [**]

در این مقاله با استفاده از الگوی چرخشی مارکف، داده های ماهانه کشورهای عضو اوپک در دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۹۸۹ پردازش و یک الگوی هشداردهندهٔ پیش از وقوع برای آنها برآورد شده است. در این الگو از متغیرهای نرخ رشد، نرخ ارز مؤثر واقعی بعنوان متغیر وابسته؛ و نسبت M2 به داراییهای خارجی؛ نسبت بدهیهای خارجی به داراییهای خارجی؛ نسبت اعتبارات داخلی به

[*]. دکتر اسمعیل ابونوری؛ عضو هیأت علمی بخش اقتصاد- دانشگاه مازندران.
E.mail: abounoories@yahoo.com
[**]. دکتر علیرضا عرفانی؛ عضو هیأت علمی بخش اقتصاد- دانشگاه سمنان.
E. mail: aerfani@semnan.ac.ir

www.SID.ir

Archive of SID

سپرده‌ها؛ نرخ رشد داراییهای خارجی؛ نرخ رشد سپرده‌ها؛ نرخ رشد نسبت **M2** به داراییهای خارجی و نرخ رشد درآمدهای نفتی به عنوان متغیرهای توضیحی استفاده شده است. طبق برآورد الگو، متوسط نرخ رشد نرخ واقعی ارز در کشورهای عضو اوپک در زمان آرامش (وضعیت صفر) حدود ۰/۱۴ درصد بوده است و در زمان بحران(وضعیت یک) به حدود ۰/۳۶- درصد رسیده است که البته معنی‌دار هم نبوده است. نوسانات نرخ رشد، نرخ واقعی ارز در دوره آرامش و دوره بحران، تفاوت آشکاری با هم داشته‌اند. این نوسانات در زمان آرامش پایین و حدود ۲ در صد و در زمان بحران بالا و حدود ۲۹ در صد بوده است و چنین وضعیتی می‌تواند بیانگر آن باشد که برای تشخیص و تفکیک دوره های بحران از دوره های آرامش، نوسانات نرخ رشد ارز، متغیر مناسب‌تری است.

برآوردها نشان می‌دهد که احتمال بروز بحران پولی در کشورهای عضو اوپک در دوازده ماه بعد از دوره نمونه؛ یعنی سپتامبر ۲۰۰۴، عبارت است از: اندونزی با احتمال حدود ۹۳ درصد، الجزایر ۸۱ درصد، ونزوئلا ۷۱ درصد، ایران ۶۸ درصد، کویت ۶۷ درصد، لیبی ۶۵ درصد، نیجریه ۵۶ درصد، و عربستان ۵۵ درصد. در کشورهای قطر و امارات، بحرانی رخ نخواهد داد.

طبقه بندی**JEL**: C32، C22، E37، C53

کلید واژه‌ها:

الگوی چرخشی مارکف، بحران نقدینگی، اوپک، سیستم هشدار پیش از موعد

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

کاهش شدید ارزش اسمی پول داخلی کشور- که از آن به بحران نقدینگی یا بحران پولی نام می‌برند- ممکن است اثر انقباضی داشته و باعث کاهش تولید، افزایش بیکاری، و حتی فروپاشی بانک‌ها شود. افزایش تعداد و شدت بحرانهای نقدینگی در جهان در سه دهه گذشته موجب انجام تحقیقات گسترده ای در دنیا به منظور دستیابی به علل بروز این بحرانها و جلوگیری از بروز مجدد آنها شده است. عمدهٔ این مطالعات که در زمینه علل و زمینه های بروز بحران پولی و پیش بینی زمان وقوع آن انجام شده، توسط مؤسساتی مانند صندوق بین المللی پول، بانک جهانی، و مراکز علمی و مؤسسات خصوصی؛ بویژه بعد از بحران کشورهای شرق آسیا، صورت گرفته است. بیشتر این تحقیقات، برای پیش بینی بحرانهای پولی از دو شیوهٔ استاندارد جهت تعیین یک سیستم هشدار پیش از وقوع استفاده کرده اند. این دو شیوه که به نام «روش سیگنالی یا روش شاخصها» و «روش احتمالی یا روش پروبیت یا لوجیت» معروف هستند برکار اولیه «کامینسکی، لیزوندو، و رینهارت» (۱۹۹۷)[1] مبتنی هستند. با توجه به ایرادات اساسی وارده بر روشهای استاندارد پیش بینی بحرانهای پولی، ما در این مقاله به ارائه سیستم هشدار پیش از وقوع بر اساس مدل چرخشی «مارکف»[2] برای کشورهای عضو اپک خواهیم پرداخت.

این نوشتار در پنج بخش تدوین شده است. در بخش دوم، مروری بر مبانی نظری و تجربی ارائه شده است. در بخش سوم به کاستیهای روشهای پیشین برای پیش بینی بحران پولی اشاره و در مقابل الگوی چرخشی مارکف بعنوان الگوی هشداردهندهٔ پیش از موعد معرفی شده است؛ الگوی بحران نقدینگی کشورهای عضو اوپک در بخش چهارم برآورد و سرانجام نتیجه گیری در بخش پنجم تقدیم شده است.

[1]. Kaminsky, Lizondo, and Reinhart, (1997).
[2]. Markov Switching Model

www.SID.ir

Archive of SID

مروری بر مبانی نظری و تجربی

جهان در دهۀ ۱۹۹۰ با چند بحران پولی روبرو شد که از جمله آنها سقوط مکانیزم نرخ ارز اروپا در سالهای ۹۳-۱۹۹۲، بحران پولی در آمریکای لاتین پس از کاهش ارزش پزوی مکزیک در سالهای ۱۹۹۵-۱۹۹۴ و بحران شدید پولی در آسیا در سالهای ۱۹۹۸-۱۹۹۷ است. اثرات اقتصادی این بحرانها؛ بخصوص بحران آسیا، بسیار زیان آور بود. در طی سالهای رونق، کشورهای تایلند، مالزی، اندونزی، فیلیپین، و کره جنوبی شاهد سقوط ارزش خارجی پول خود و معکوس شدن جریان سرمایه از سال ۱۹۹۷ به بعد بودند. تا نیمه اول سال ۱۹۹۷ سرمایه گذاران حجم عظیمی از منابع مالی را به کشورهای آسیایی صادر کرده بودند، در نیمه دوم سال، این روند معکوس شد و در حدود ۱۰۰ میلیارد دلار جریان سرمایه به خارج سرازیر شد. این مقدار که در حدود ۱۰ درصد تولید ناخالص داخلی پنج کشور بحران زده بود، شوک قابل ملاحظه ای به منطقه وارد ساخت[1].

تا قبل از وقوع بحران شرق آسیا، در مورد دلایل بروز بحرانهای پولی دو نظریه در نوشته های اقتصادی وجود داشت. اولین نظریه که الگوهای مبتنی بر آن را الگوهای نسل اول می‌نامند، بی‌ثباتی پولی را به عدم تعادلهای ساختاری کشورها و سیاستهای ضعیف اقتصادی ارتباط می‌داد و دوّمی که الگوهای مبتنی برآن به الگوهای نسل دوّم معروف شده‌اند، تغییرات در انتظارات بازار را منبع اصلی بی ثباتی می‌دانست. بروز بحران پولی آسیا در سالهای ۹۸-۱۹۹۷ و پیچیدگی آن، توجه پژوهشگران بحرانهای پولی را به عوامل دیگری نیز معطوف کرد. نتیجه پژوهشها نشان داد که اولاً تنها با تلفیق دو نظریه بالا می‌توان پیچیدگی بحران پولی آسیا را شناسایی کرد؛ دوم عوامل دیگری مانند نظارت غیرکافی بر بانک‌ها و سرایت بحران؛ یعنی انتقال سریع بحران به کشورهای دیگر -که از طریق تجارت و منابع اعتباری مشترک با کشور بحران زده ارتباط داشتند- از عوامل بوجود آورنده و یا تشدیدکننده بحران هستند.

[1]. Pesenti, Paolo and Cedric Tille, "The Economic Currency Crises and Contagion: an Introduction", *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, Vol. 6, No. 3, (2000).

www.SID.ir

Archive of SID

طی چند سال گذشته موج گسترده و متنوعی از الگوها به منظور توصیف علل بروز نقدینگی و هشدار به دولتها در مورد امکان بروز بحران در آینده، مطرح شده اند. هدف غالب این الگوها توصیف علل بروز تغییرات بزرگ و غیر معمول در نرخ ارز، نرخ بهره و یا ذخایر ارزی بوده است. از آنجا که توضیح وقوع بحران نقدینگی به عنوان یک متغیر کیفی وابسته مشکل است، به ناچار بصورت متغیر دو ارزشی مطرح شده و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. در این راستا می‌توان به مدلهای تجربی «فرانکل و روز» (۱۹۹۶)[۱]، «ساچز، تورنل و ولاسکو» (۱۹۹۶)[۲]، و «کامینسکی، لیزوندو و رین هارت» (۱۹۹۸)[۳] اشاره نمود.

بحران نقدینگی در الگوی فرانکل و روز(۱۹۹۶) بصورت کاهش حداقل ۲۵٪ در ارزش اسمی پول داخلی که در عین حال بیانگر حداقل ۱۰٪ افزایش در نرخ کاهش ارزش پول داخلی نیز باشد، تعریف شده است[۴]. برای اجتناب از تکرار بحران، یک محدوده زمانی سه ساله در اطراف دوره ای که بحران رخ داده است در نظر گرفته شد. برای توضیح بحران نقدینگی از شاخصهای اقتصاد داخلی، متغیرهای خارجی، و متغیرهای ترکیب بدهی و سرمایه گذاری مستقیم خارجی استفاده شده است. برای برآورد پارامترهای مدل از الگوی پروبیت استفاده شد و نتایج حاصل حاکی از آن بود که کاهش سهم سرمایه گذاری مستقیم خارجی نسبت به کل بدهی، بالا بودن نرخ رشد اعتبارات داخلی، پایین بودن نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، و بالا بودن نرخ های بهره خارجی، احتمال بروز بحران را افزایش می‌دهند.

---

1. Frankel and Rose, (1996).
2. Sachs,Tornell and Velasco, (1996).
3. Kaminsky, Lizondo and Reinhart, (1998).
4. این الگو به منظور برآورد احتمال بروز بحران نقدینگی با استفاده از داده های ۱۰۵ کشور در حال توسعه در دوره زمانی ۱۹۹۲-۱۹۷۱ بکار گرفته شد. برای مطالعه بیشتر رجوع شود به:

Frankel, J. A. and A.K.Rose, "Currency Crashes in Emerging Markets:An Empirical Treatment"., ***Journal of International Economics***, Vol. 41, (1996), pp. 351-366.

www.SID.ir

Archive of SID

در الگوی ساچز، تورنل و ولاسکو (۱۹۹۶)، شاخص بحران، به صورت میانگین وزنی درصد کاهش ارزش نرخ ارز اسمی و درصد کاهش در ذخایر تعریف شده است[۱]. در این الگو از متغیرهای ارزش نرخ ارز واقعی و رشد اعتبارات بخش خصوصی بصورت کسری از GDP بعنوان جایگزینی برای ضعف سیستم بانکی و متغیر نسبت ذخایر به M2 نیز، به‌عنوان جایگزینی برای کافی بودن ذخایر و نیز متغیرهای توضیحی استفاده شد. نتیجه حاصل از این کار تجربی نشان داد که کشوری که دچار بحران نقدینگی می‌شود، هم از نظر بنیانهای اقتصاد کلان دارای ضعف و هم دارای حجم ذخایر ناکافی است.

کامینسکی، لیزوندو و رین هارت (۱۹۹۸)، یک سیستم هشدار دهندهٔ قبل از وقوع[۲] را بکار گرفتند. این سیستم، سیستمی دو جانبه است که درآن هرکدام از شاخصها بطور مجزا با یک شاخص بحران مقایسه می‌شوند. ایدهٔ بکار گرفته شده توسط این الگوها چنین است که شاخصهای اقتصادی رفتارهای متفاوتی در ارتباط با بحران از خود نشان می‌دهند. وقتی که مقدار یک مشاهده از سطح آستانه ای معینی فراتر رود، شاخص مربوطه، زنگ خطری را به صدا در می‌آورد. هرچه تعداد این اخطارها که توسط شاخصها ارسال می‌شود بیشتر باشد احتمال وقوع بحران بیشتر خواهد بود. دورهٔ زمانی در این الگوها ۲۴ ماهه بوده است؛ یعنی اگر کشوری در طول ۲۴ ماه حداقل یکبار دچار بحران مالی شده باشد به متغیر وابسته (بحران) عدد یک نسبت داده می‌شود و در غیر این صورت، عدد صفر به آن تعلق خواهد گرفت. بحران مالی در این الگوها به صورت کاهش شدید ارزش پول داخلی، کاهش شدید ذخایر خارجی کشور، و یا ترکیبی از این دو تعریف شده است. بر اساس این تعریف شاخص بحران نقدینگی عبارت است از میانگین وزنی درصد تغییرات ماهانه در نرخ ارز و ذخایر بین المللی. دوره‌هایی که در آنها مقدار این شاخص بالاتر از سه انحراف معیار از میانگین قرار گیرد به عنوان دورهٔ بحران قلمداد می‌شود. به همین دلیل بحران نقدینگی یک متغیر مجازی دو

---

[۱]. این الگو به تحلیل شدت بحران ۱۹۹٤ مکزیک و اثرات آن بر بازارهای نوپا پرداخته است. داده‌های مورد استفاده داده‌های مقطعی ۲۰ کشور از نوامبر ۱۹۹٤ تا آوریل ۱۹۹۵ می‌باشند. برای مطالعه بیشتر مراجعه شود به:

Sachs, J.D., A. Tornell and A. Velasco, Financial Crisis in Emerging Markets: The Lessons From 1995, Brooking Papers on Economic Activity: 1, Brooking Institution, (1996), pp. 147-215.

[۲]. Early Warning System

www.SID.ir

Archive of SID

ارزشی تعریف می‌شود که مقادیر آن (یعنی صفر و یک) به مقادیر آستانه ای انتخاب شده به‌عنوان نمونهٔ و به دورهٔ زمانی وابسته به آن بستگی خواهند داشت.

در این الگوها ضمن تعیین مقادیر آستانه ای بهینه برای هر کشور، سعی شده است تعداد اخطارهای درست حداکثر و تعداد اخطارهای نادرست حداقل شوند[1]. نسبت درصد اخطارهای درست به درصد اخطارهای نادرست بیانگر دقت هر شاخص است. یکی از مزیتهای الگوهای اخطاردهنده، مناسب بودن آنها برای یافتن نقاط آسیب پذیر اقتصاد کشور است؛ زیرا بلافاصله متغیری را که موجب بروز بحران می‌شود، شناسایی می‌کند. ضعف عمدهٔ این الگوها این است که بدون توجه به این که شاخص اخطار دهنده به چه میزان از سطح آستانه ای فاصله دارد، ضریب اهمیت یکسانی را برای تمامی این اخطارها در نظر می‌گیرد. علاوه بر این، این الگوها همبستگی بین متغیرهای مستقل را نیز نادیده می‌گیرد که این خود سطوح بهینه آستانه‌ای را؛ بویژه هنگام استفاده از شاخص ترکیبی، تحت تأثیر قرار می‌دهد.

در الگوی کامینسکی و دیگران (۱۹۹۸)، پانزده متغیر توضیحی بکار گرفته شد که عبارت بودند از ذخایر بین‌المللی؛ واردات؛ صادرات؛ رابطه مبادله؛ انحرافات نرخ ارز واقعی از روند؛ تفاوت نرخهای بهره داخلی و خارجی روی سپرده‌ها؛ مازاد مانده‌های واقعی M1؛ ضریب فزاینده پول؛ نسبت اعتبار داخلی به GDP؛ نرخ بهره واقعی سپرده‌ها؛ نسبت نرخهای اسمی بهره‌روی وام و سپرده‌ها؛ حجم سپرده‌های بانک‌های تجاری؛ نسبت M2 به ذخایر بین‌المللی؛ یک شاخص از تولید؛ و یک شاخص از قیمت سهام. بجز متغیرهای انحرافات نرخ ارز واقعی از روند، مازاد مانده‌های واقعی M1 و متغیرهایی که با نرخهای بهره ارتباط دارند، بقیه متغیرها برحسب درصد تغییر مقدار آن متغیر نسبت به سطح یکسال قبل معرفی شده‌اند.

[1]. اینها در واقع بیانگر خطاهای نوع اول و دوم در یک الگوی آماری است. وقتی تعداد اخطارهای درست حداکثر می‌شود، بدین معنا است که تعداد اخطارهایی که درست هستند و ممکن است نادرست تلقی شده و اعلام نشوند، حداقل می‌شوند و این همان خطای نوع اول است. همچنین وقتی که تعداد خطاهای نادرست مینیمم می‌شوند منظور این است که تعداد خطاهایی که نادرست بوده و نباید اعلام شوند؛ به غلط، درست تلقی شده و اعلام شده اند. این همان خطای نوع دوم است.

www.SID.ir

Archive of SID

آنها در بررسی خود به این نتیجه رسیدند که متغیرهای انحرافات نرخ ارز واقعی از روند، صادرات، قیمت های سهام، نسبت M2 به ذخایر بین المللی، و تولید؛ بهترین متغیرهای توضیح دهنده بحران نقدینگی هستند.

کاستیهای روشهای پیش بینی بحران پولی متداول و معرفی روش نوین

پژوهشگران بحرانهای پولی، ایرادات مهمی را بر شیوه‌های مذکور وارد کرده‌اند؛ اول اینکه در این الگوها تعیین مقدار آستانه‌ای برای مشخص کردن دوره های بحران پولی، کاملاً اختیاری است؛ بطوریکه با تغییر مقدار آستانه ای، زمان وقوع بحران نیز تغییر می‌کند. معمولاً سطح آستانه‌ای عبارت است از میانگین متغیر بحران(تغییرات نرخ ارز یا شاخص فشار سوداگرانه) به اضافهٔ چند انحراف معیار آن. تعیین ضریب انحراف معیار متغیر بحران، کاملاً اختیاری بوده و در تحقیقات مختلف متفاوت در نظر گرفته شده است. برای مثال «آزیز و دیگران»[1] (۲۰۰۰) مقدار ۱/۵ انحراف معیار، «کارامازا و دیگران»[2] (۲۰۰۰) مقدار ۱/۶۴۵ انحراف معیار، «کامین و دیگران»[3] (۲۰۰۱) مقدار ۱/۷۵ انحراف معیار، «ادیسون»[4] (۲۰۰۰) مقدار ۲/۵ انحراف معیار، و کامینسکی و دیگران (۱۹۹۷) مقدار سه انحراف معیار را در نظر گرفته‌اند. مقادیر متفاوت سطح آستانه ای باعث می‌شود که تاریخهای متفاوتی برای بحران پولی مطرح شود و در نتیجه؛ ضرایب متفاوتی برای پارامترهای الگو بدست آید. بعلاوه، مقدار آستانه ای به عنوان پارامتر آزاد تلقی شده و بگونه ای تعیین می‌شود که با الگویی که حداکثر می‌شود تطابق داشته باشد و یا اچنان تعیین می‌شود که فقط درصد معینی از مشاهدات؛ مثلاً ۵ درصد از مشاهدات، مشخص کننده بحران باشند.

دوم اینکه؛ وابستگی ماهوی تعریف مقدار آستانه ای به نمونه انتخاب شده بر این دلالت می‌کند که وارد کردن تاریخهای آتی یا مشاهدات آینده در نمونه، تاریخ وقوع بحرانهایی را که در گذشته مشخص شده‌اند، تحت تأثیر قرار خواهد داد. به عبارت دیگر، با

[1]. Aziz, Caramazza and Salgado, (2000).
[2]. Caramazza and et.al, (2000).
[3]. Kamin and et. al, (2001).
[4]. Edison, (2000).

www.SID.ir

Archive of SID

انتخاب نمونه جدید و ورود مشاهدات جدیدتر در نمونه انتخابی، ممکن است دوره هایی که قبلاً به عنوان دورهٔ بحران معرفی شده اند، دیگر دوره بحران تلقی نشوند. ادیسون (۲۰۰۰) در بررسی خود به این نتیجه رسید که با استفاده از داده های تا قبل از سال ۱۹۹۷ مالزی، پنج دورهٔ زمانی وقوع بحران پولی در آن کشور مشخص شده‌است، ولی زمانی که داده های تا سال ۱۹۹۹ به نمونه اضافه شدند، تمامی آن پنج دوره به عنوان دورهٔ آرامش و بدون بحران معرفی شدند و تنها سال ۱۹۹۷ بعنوان سال بحران شناخته شد.

سوم اینکه؛ در روشهای بیان شده، یک دامنه زمانی اختیاری برای بحران تعریف می‌شود؛ مثلاً اگر چنانچه شاخص بحران در یک دوره زمانی معینی مانند چند ماه یا حتی چند سال، چندین بار علامت وقوع بحران را بروز دهد، فقط بعنوان یک دوره بحران تلقی می‌شود. انتخاب محدودهٔ زمانی بحران نیز، همانند انتخاب مقدار آستانه‌ای، کاملاً اختیاری است و از سه ماه تا سه سال در تحقیقات مختلف متفاوت است؛ برای مثال «ایچنگرین رز و وایپلوز»[1] (۱۹۹۶) دوره زمانی سه ماهه، آزیز و دیگران (۱۹۹۹) دوره زمانی هیجده ماهه، و فرانکل و رز (۱۹۹۶) دوره زمانی سه ساله را در مطالعات خود بکار برده اند. علت تعیین محدوده زمانی وقوع بحران اجتناب از تکرار دوره هایی است که در واقع ادامه بحران قبلی است. انجام این عمل موجب بروز همبستگی پیاپی مصنوعی در متغیر وابسته خواهد شد.

خلاصه اینکه تبدیل یک متغیر پیوسته به یک متغیر دو ارزشی موجب از دست رفتن اطلاعات بالقوه موجود در متغیر پیوسته خواهد شد. این انتقاد نسبت به روش سیگنالی که متغیرهای مستقل پیوسته را هم با استفاده از سطح آستانه‌ای به متغیر دو ارزشی تبدیل می‌کند، شدیدتر است. با توجه به ایرادات اساسی وارده بر روشهای استاندارد پیش بینی بحرانهای پولی، سیستم هشدار پیش از موعد بر اساس مدل چرخشی مارکف مطرح شد.

الگوهای چرخشی مارکف

چون الگوهای چرخشی مارکف، که گاهی از آنها به الگوهای چرخشی رژیم تعبیر می‌شود، فروض کمتری را بر توزیع متغیرهای مدل تحمیل می‌نماید و قادر به برآورد همزمان

[1]. Eichengreen, Rose and Wyplosz, (1996).

www.SID.ir

Archive of SID

تغییرات متغیرهای مستقل و وابسته، مشروط به درونزا بودن وضعیت اقتصاد کشور در هر مقطعی از زمان (وضعیت آرامش یا وضعیت بحران) می‌باشد، بر الگوهای پیشین رجحان دارند.

در این الگوها فرض می‌شود که یک متغیر پنهان $\{s_t\}_{t=1}^{T}$ وجود دارد که از زنجیره دو وضعیتی مرتبه اول مارکف تبعیت می‌کند[1]؛ بطوریکه $s_t = 1$ به معنای وضعیت بحران و $s_t = 0$ به معنای وضعیت آرامش خواهد بود. گرچه متغیر s_t بطور مستقیم قابل مشاهده نیست؛ اما رفتار متغیر وابسته y_t، که می‌تواند تغییرات نرخ ارز اسمی و یا شاخص فشار سوداگرانه باشد، به متغیر s_t وابسته است؛ بطوریکه هم میانگین و هم واریانس آن می‌تواند همراه با رژیم[2] تغییر یابد.

$$y_t \mid s_t \overset{iid}{\sim} N(\mu_{s_t}, \sigma_{s_t}^2) \qquad (۱)$$

تابع چگالی مشروط y_t نسبت به s_t عبارت خواهد بود از:

$$f(y_t \mid s_t) = \frac{1}{\sigma_{s_t}\sqrt{2\pi}} \exp\left(\frac{-(y_t - \mu_{s_t})^2}{2\sigma_{s_t}^2}\right) \qquad (۲) \qquad \text{برای } s_t = 0,1$$

در تابع چگالی (۲)، متغیر غیر قابل مشاهده s_t بصورت پانویس در میانگین و واریانس متغیر قابل مشاهده y_t ظاهر شده است و این بدان معنا است که برای سری زمانی y_t، دو میانگین (μ_1 و μ_2) و دو واریانس (σ_1^2 و σ_2^2) وجود خواهد داشت. با وجودیکه متغیر s_t یک متغیر تصادفی با توزیع خاص خودش است؛ ولی چون ناشناخته بوده و صرفاً بر

---

[1]. در اصل, تعداد وضعیتهایی که برای متغیر s_t می‌تواند وجود داشته باشد بیش از ۲ است. لیکن در بحث مربوط به بحران پولی دو وضعیت بیشتر مطرح نیست؛ وضعیت آرامش و وضعیت بحران. برای مطالعه بیشتر در باره الگوهای چرخشی مارکف رجوع شود به : Krolzig(2004)

[2]. منظور از رژیم, رژیم تولید داده های سری زمانی است. در معادله ای که برای پیش بینی سری زمانی y_t فرموله می‌شود, پارامترهای معادله همراه با نوع رژیم, تغییر می‌یابند.

www.SID.ir

Archive of SID

اساس مشاهدات سری زمانی y_t قابل تفسیر است، از تابع چگالی (۲) نمی‌توان برای ساخت تابع درستنمایی[1] به منظور استنباط آماری استفاده کرد. بنابراین، باید راهی برای حذف جزء s_t در تابع (۲) پیدا کرد. ساده ترین روشی که وجود دارد به این صورت است که ابتدا احتمال شرطی جزء غیر قابل مشاهده s_t؛ یعنی $P(s_t \mid \Psi_{t-1})$ را ساخته و آنرا در تابع چگالی شرطی $f(y_t \mid s_t, \Psi_{t-1})$ ضرب می‌کنیم تا تابع چگالی مشترک بدست آید و سپس بر روی s_t جمع می‌زنند:

$$f(y_t \mid \Psi_{t-1}) = \sum_{s_t=1}^{j} f(y_t \mid s_t, \Psi_{t-1}).P(s_t \mid \Psi_{t-1}) \qquad (۳)$$

برای ساخت تابع درستنمایی تنها باید احتمال شرطی $P(s_t \mid \Psi_{t-1})$ را مشخص نمود. هامیلتون(۱۹۸۹) مطرح می‌کند که این احتمالات شرطی از زنجیره مرتبهٔ اول مارکف تبعیت می‌کند.

$$P(s_t \mid s_{t-1}, \Psi_{t-1}) = P(s_t \mid s_{t-1}) = P_{s_{t-1}s_t} \qquad (۴)$$

احتمال انتقال $P_{s_{t-1}s_t}$ با توجه به تعداد وضعیتهای s_t می‌تواند $N \times N$ حالت داشته باشد (در اینجا N=۲). بطور کلی برای P_{ij} $i, j = 1, \cdots, N$ به معنای احتمال قرار داشتن اقتصاد در وضعیت j در زمان t است، مشروط به آنکه در زمان t-1 در وضعیت i قرار داشته باشد.

ماتریس زیر که به ماتریس احتمالات انتقال معروف است بر اساس احتمالات شرطی بدست می‌آید:

$$P = \begin{bmatrix} p_{00} & p_{01} \\ p_{10} & p_{11} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{00} & 1-p_{00} \\ 1-p_{11} & p_{11} \end{bmatrix}$$

[1]. Likelihood Function

www.SID.ir

Archive of SID

در این ماتریس مجموع احتمالات هر سطر برابر یک است. همانطوریکه قبلاً اشاره شد، p_{00} احتمال آن است که اقتصاد در زمان t در وضعیت صفر(وضعیت آرامش) قرار گیرد به شرط آنکه در زمان t-1 نیز در وضعیت صفر قرار داشته باشد. در تحقیقات اولیه‌ای که در زمینه الگوهای چرخشی مارکف انجام گرفته، این احتمالات ثابت[1] در نظر گرفته است[2]؛ اما در تحقیقات اخیر احتمالات انتقال متغیر[3] که همراه با زمان تغییر می‌کنند را وارد الگو کرده‌اند.[4] در نتیجه، رابطه (۳) که چگالی نهایی y_t است عبارت خواهد بود از:

$$f(y_t \mid \Psi_{t-1}) = \frac{1}{\sigma_0\sqrt{2\pi}}\exp\left(-\frac{(y_t - x_t\beta_0)^2}{2\sigma_0^2}\right)\times$$
$$P(s_t = 0 \mid \Psi_{t-1}) + \frac{1}{\sigma_1\sqrt{2\pi}}\exp\left(-\frac{(y_t - x_t\beta_1)^2}{2\sigma_1^2}\right)\times \qquad (۵)$$
$$P(s_t = 1 \mid \Psi_{t-1})$$

با توجه به رابطه (۵)، تابع لگاریتم درستنمایی عبارت خواهد بود از:

$$\ln L = \sum_{t=1}^{T} \ln(f(y_t \mid \Psi_{t-1})) \qquad (۶)$$

برای برآورد تابع (۶)، چندین روش وجود دارد. ۱. روش فیلترینگ دو مرتبه‌ای تکراری[5] که در آن، تابع لگاریتم درستنمایی تابعی است از پارامترهای $\beta_0, \beta_1, \sigma_0^2, \sigma_1^2$ و توابع انتقال p_{00}, p_{11}؛ ۲. روش بیزی و ۳. الگوریتم حداکثر سازی انتظارات[6].

1. Constant transition probabilities
2. Hamilton(1988,1989), Cechetti, Lam and Mark (1990), Engle and Hamilton (1990).
3. Time-varying transition probabilities
4. Lee (1991), Diebold, Weinbach and Lee (1994) and Filardo (1993,1994).
5. Iterative Two-Step Filtering Method
6. Expectation Maximization Algorithm

www.SID.ir

Archive of SID

برآورد الگوی چرخشی مارکف

برای برآورد الگو، از داده‌های ماهانه مربوط به ده کشور عضو اوپک[1] طی سالهای ۲۰۰۳-۱۹۸۹ استفاده شده است. متغیرهای الگو شامل نرخ رشد نرخ ارز مؤثر واقعی[2] به عنوان متغیر وابسته، و نسبت M2 به داراییهای خارجی، نسبت بدهیهای خارجی به داراییهای خارجی، نسبت اعتبارات داخلی به سپرده ها، نرخ رشد داراییهای خارجی، نرخ رشد سپرده‌ها، نرخ رشد نسبت M2 به داراییهای خارجی، و نرخ رشد درآمدهای نفتی ، متغیرهای توضیحی می‌باشد. علت استفاده از نرخ رشد درآمدهای نفتی در الگو، وابستگی شدید منابع ارزی کشورهای صادر کننده نفت به میزان فروش نفت و قیمت آن است. [3]

ابتدا برای هریک از کشورها، رگرسیون های دو متغیره؛ شامل نرخ رشد نرخ ارز آن کشور با یکی از متغیرهای توضیحی برآورد و نتایج در جدول (۱) خلاصه شده است. علت این امر بررسی علامت مورد انتظار و سطح معنای تأثیر هریک از متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته بوده است. ضریب نرخ رشد درآمدهای نفتی در همه کشورها دارای علامت مورد انتظار بوده؛ ولی معنادار نیست. در کشور الجزایر، ضرایب تمام متغیرها بجز نسبت اعتبارات داخلی به سپرده‌ها، دارای علامت مورد انتظار می‌باشد. در نیجریه علامت ضرایب تمام متغیرها طبق انتظارات نظری است. در عربستان ضرایب تمام متغیرها بجز نرخ رشد درآمدهای نفتی، خلاف انتظارات نظری است. در سایر کشورها علامت ضریب برخی از متغیرها مطابق انتظار و برخی دیگر خلاف تئوریک است.

---

[1]. کشور عراق بعلت عدم دسترسی به اطلاعات مربوط حذف شده است.

[2]. شاخص نرخ ارز مؤثر، شاخصی است که برای اندازه گیری قدرت پول داخلی و یا رقابت بین المللی یک اقتصاد مورد استفاده قرار می‌گیرد. نرخ واقعی ارز، مقدار تعدیل شده نرخ مؤثر ارز اسمی بر اساس یک شاخص قیمتی یا هزینه ای است.

[3]. تمامی داده ها از پایگاه اطلاعاتی IFS استخراج شده‌اند.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱. نتایج رگرسیون های دو متغیره برای هریک از کشورها

کشور	نسبت M2 به داراییهای خارجی		نسبت بدهیهای خارجی به داراییهای خارجی		نسبت اعتبارات داخلی به سپرده ها		نرخ رشد داراییهای خارجی		نرخ رشد سپرده ها		نرخ رشد M2 به داراییهای خارجی		نرخ رشد درآمدهای نفتی	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
الجزایر	./۰۷٤	۳/۸۸	٤/۰۷	۳/۳۱	-۲/۲٤	-۳/۵۷	-۵/٦۳	-۱/٦۱	-۱٤/۷	-۱/۲٤	۳/۸۲	۱/۰٤	-۰/۰۳	-۰/۸٤
اندونزی	-۰/۲۰	-۰/۸۷	۲/۰۵	۱/۲۹	۱۲/۵۵	۱/۳۵	٦۲/۹	۲۰/۱۲	۱٦۹/۲	۱۰/٤٤	-۵٤/۸	-۸/۷۲	-۰/۰۰۲	-۰/۰۲
ایران	-۰/۰۱	-۰/۳۲	-۲/۰۸	-۱/۰۳	۱۳/۲۸	۱/۲	۰/۳۳	۰/٤۱	٤/۷۵	۰/۰۵	-۱۸/۰۳	-۲/۷٦	-۰/۱٦	-۱/۲٤
کویت	-۰/۱٤	-۰/۷۷	-۰/۲۱	۰/۳۲	۱/۸۱	۱/۱٤	-۲/۳۲	-۰/۵۹	-۲/۸٦	-۰/۲۹	۲/٦٤	۰/٦	-۰/۰۳	-۲/۱۳
لیبی	-۰/۰۳	-۱/۵	۰/۳۰	۰/۹۲	-۱/۰٤	-۰/۸۵	۲/۱۹	۱/۰۳	-۳/٦۹	-۰/۲۰	-۲/۵۳	-۱/۲۲	-۰/۰٤	-۰/٦۷
نیجریه	۰/۳٦	۰/۰۸	۱۰/۰۵	۰/٦۲	۲/٦٦	۲/۲٦	-۲۳/۹	-۵/۵۲	-۸/٦۳	-۰/۸۱	۲٤/۸٦	٤/۹۵	-۰/۰۰۰	-۰/٤۱
قطر	۰/۰۱	۰/۰٦	-۰/۱	-۰/۲۳	۰/۰۵	۰/۰۷	-۱/۱۵	-۰/۹۷	۷/۵٦	۲/۱۱	۲/۱٤	۱/۸٦	-۰/۰۲	-۱/٤۷
عربستان	-۰/۱۷	-۱/۱۸	-۰/۱۹	-۰/۲	-۰/۰٤	-۰/۱٦	۵/٦۲	۱/۷۵	۲/۳۱	۰/٤۹	-۳/۷۹	-۱/۱٦	-۰/۰۱	-۱/٤٤
امارات	-۰/۵۵	-۱/۱٦	۱/۸۱	۲/۲٦	۱/۱۵	۱/۳۳	۵/٦۲	۱/۸٤	۱۰/۳۸	۲/۱۰	-۱/۸۷	-۰/۵۵	-۰/۰۰۲	-۰/٤۱
ونزوئلا	۰/۱٦	۱/۵۳	-۹/۷	-۲/۳۷	-٦/۸۳	-۳/۱	-۱۳/۲	-٤/۷٦	۲٦/۹	۲/٦۸	۱۲	٤/۵۹	-۰/۰۱	-۰/۳۲

دوره‌هایی که در الگو به‌عنوان دورهٔ بحران برای کشورهای مختلف شناخته شده است، در جدول (۲) آورده شده است. این جدول تعداد ماههایی که در هر سال و برای هر کشور نشانه‌هایی از بحران پولی را داشته است، نشان می‌دهد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲. تعداد ماههای وقوع بحران پولی برآورد شده در کشورهای عضو اپک

	الجزایر	اندونزی	ایران	لیبی	کویت	نیجریه	قطر	عربستان	امارات	ونزوئلا
۱۹۸۹			۳			۲				۳
۱۹۹۰	۵		۲							
۱۹۹۱	۳		۱			۱				
۱۹۹۲			۱			۱				
۱۹۹۳			۱	۱	۱	۱				
۱۹۹٤	٤		۳	۲		٤				۳
۱۹۹۵	۲		۳			۱				۱
۱۹۹٦										۳
۱۹۹۷		۵				۱				
۱۹۹۸		۱۰	۱							
۱۹۹۹		٦	۱			۱				
۲۰۰۰		۳		۱		۱				
۲۰۰۱		٦		۱						
۲۰۰۲	۱			۱						٦
۲۰۰۳	۱			۱						۱

طبق جـــدول (۲)، کشورهای کویت، قطر، عربستان و امارات در دورهٔ مورد مطالعه دچار بحران پولی نشده‌اند. کشور الجزایر در سالهای ۱۹۹۰ و ۱۹۹۴ مواجه با بحران پولی شده است؛ گرچه الگو مبین نشانه هایی از بحران در سالهای ۱۹۹۱ و ۱۹۹۵ بوده است؛ ولی می‌توان آنها را ادامه بحران سالهای قبل دانست. بحران پولی اندونزی از سال ۱۹۹۷ شروع و طی سالهای ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۱ ادامه داشته است. اوج این بحران در سال ۱۹۹۸ بوده است که طبق برآورد الگو در ده ماه این سال، بحران پولی وجود داشته است. بحران پولی برآورد شده

www.SID.ir

Archive of SID

اندونزی با شواهد تجربی؛ یعنی وقوع بحران کشورهای شرق آسیا در سال ۱۹۹۷ نیز سازگاری دارد. برای ایران دو دورهٔ بحران پولی برآورد شده است. سال ۱۹۸۹-۱۹۹۰ میلادی (۱۳۶۸-۱۳۶۹ شمسی) و سال ۱۹۹۵-۱۹۹۴ میلادی (۱۳۷۴-۱۳۷۳ شمسی). سالهای بعد از سالهای مذکور، درجات خفیفی از بحران پولی در ایران مشاهده شده که می‌توان آنها را ادامه بحرانهای قبلی منظور کرد. در کشور لیبی علیرغم بروز نشانه های بحران در بعضی از سالها، چون تعداد ماههای بحران کمتر از سه ماه است، آن را به عنوان سال بحران نمی توان در نظر گرفت. سال ۱۹۹۴ برای نیجریه، سال بحران پولی محسوب می‌شود؛ اما اثرات این بحران بلافاصله بعد از آن سال رو به افول نهاده است که نشان‌دهندهٔ توان اقتصادی کشور در مواجهه با بحران پولی است. کشور ونزوئلا در سالهای ۱۹۸۹، ۱۹۹۴ و ۲۰۰۲ دچار بحران پولی بوده است. اوج بحران پولی در این کشور مربوط به سال ۲۰۰۲ است که با شواهد تجربی؛ یعنی کودتای نافرجام ونزوئلا در سال ۲۰۰۲ سازگاری دارد.

نتایج برآورد ضرایب الگو در جدول (۱) پیوست شده است. طبق برآورد الگو، متوسط نرخ رشد، نرخ واقعی ارز در کشورهای عضو اوپک در زمان آرامش (وضعیت صفر) حدود ۰/۱۴ درصد است؛ در حالیکه در زمان بحران به ۰/۳۶- درصد رسیده است که البته معنی دار هم نیست. نوسانات رشد نرخ واقعی ارز، در دورهٔ آرامش و بحران تفاوت آشکاری با هم دارد. این نوسانات در زمان آرامش، پایین و حدود ۲ در صد و در زمان بحران، بالا و حدود ۲۹ در صد است. این امر می‌تواند بیانگر آن باشد که برای تشخیص و تفکیک دوره‌های بحران از دوره های آرامش، نوسانات نرخ رشد ارز متغیر مناسبتری است.

از بین پارامترهای الگو؛ ضرایب متغیرهای نسبت اعتبارات داخلی به سپرده ها، نرخ رشد داراییهای خارجی، و نرخ رشد M2 به داراییهای خارجی، علامت مورد انتظار را دارا هستند. ضمن آنکه بجز ضریب متغیر نسبت اعتبارات داخلی به سپرده ها، سایر ضرایب در سطح ۵٪ معنی دار نیستند. علت معنی‌دار نبودن بیشتر ضرایب ممکن است به دلیل وجود همبستگی بین متغیرها باشد. آماره آزمون وآلد (جدول پیوست ۲) برای معنی داری همزمان ضرایب کلیه متغیرها نشان می‌دهد که فرض صفر را نمی‌توان رد کرد که به معنای صفر بودن ضرایب تمامی متغیرها و ناتوانی متغیرهای الگو در توضیح رشد نرخ واقعی ارز است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول (۴) و نمودار (۱)، احتمالات تحقق یافته بحران پولی در ماه سپتامبر ۲۰۰۳ برای ده کشور عضو اوپک همراه با احتمالات پیش بینی بحران برای سه، شش، و دوازده ماه بعد را نشان می‌دهد. در این ماه هیچیک از کشورهای عضو اوپک بحران پولی نداشته اند. حداکثر احتمال تحقق یافته مربوط به کشور اندونزی و برابر ۱۹/۵ درصد است؛ در صورتیکه تمامی شرایط ثابت مانده باشد، احتمالات بالای ۵۰ درصد نشانه بروز بحران است. در سپتامبر ۲۰۰۴ کشور اندونزی با احتمال حدود ۹۳ درصد، دچار بحران شده است. کشورهای الجزایر با احتمال حدود ۸۱ درصد و کشور ونزوئلا با احتمال حدود ۷۱ درصد به ترتیب در مرتبه بعد از اندونزی، بحران پولی را شاهد بوده است؛ در کشورهای قطر و امارات، بحرانی رخ نداده است.

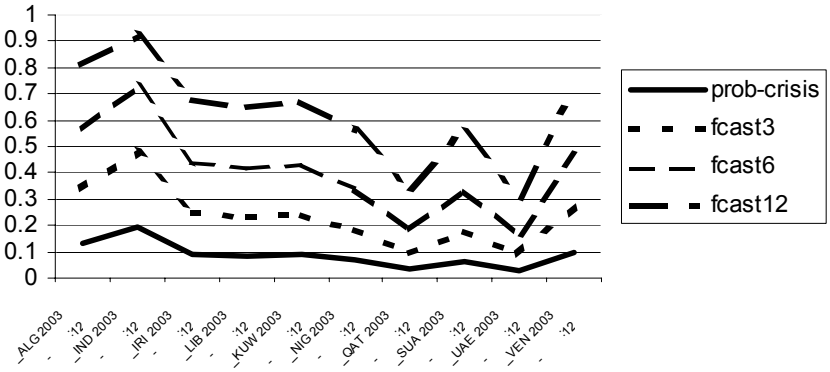
جدول ۴. احتمال وقوع بحران در سپتامبر ۲۰۰۳(تحقق یافته) و احتمالات پیش بینی بحران در سه، شش و دوازده ماه بعد به تفکیک کشورهای عضو اپک

کشور	احتمال بحران (سپتامبر۲۰۰۳)	احتمال بحران در سه ماه بعد	احتمال بحران در شش ماه بعد	احتمال بحران در دوازده ماه بعد
الجزایر	۰/۱۳۱	۰/۳٤۳	۰/٥٦۸	۰/۸۱٤
اندونزی	۰/۱۹٥	۰/٤۷۸	۰/۷۲۷	۰/۹۲٦
ایران	۰/۰۹۱	۰/۲٤۹	۰/٤۳٦	۰/٦۸۲
لیبی	۰/۰۸٥	۰/۲۳٤	۰/٤۱۳	۰/٦٥٦
کویت	۰/۰۸۹	۰/۲٤٥	۰/٤۳۰	۰/٦۷٥
نیجریه	۰/۰٦٦	۰/۱۸٦	۰/۳۳۸	۰/٥٦۲
قطر	۰/۰۳٤	۰/۰۹۸	۰/۱۸۷	۰/۳٤۰
عربستان	۰/۰٦٥	۰/۱۸۳	۰/۳۳۲	۰/٥٥۳
امارات	۰/۰۳۰	۰/۰۸۸	۰/۱٦۹	۰/۳۰۹
ونزوئلا	۰/۰۹۹	۰/۲٦۸	۰/٤٦٥	۰/۷۱۳

www.SID.ir

Archive of SID

نمودار ۱ احتمالات تحقق یافته و پیش بینی شده برای سه , شش , و دوازده ماه بعد



نتیجه گیری

با توجه به ایرادات اساسی وارده بر روشهای استاندارد ارائه سیستم هشدار پیش از موعد برای بحرانهای پولی به روشهای سیگنالی(ارسال علائم) و لوجیت ویا پروبیت، پژوهشگران برای رفع کاستیها، سیستم هشدار پیش از موعد را بر اساس مدل چرخشی مارکف[1] پیشنهاد نمودند. چون الگوهای چرخشی مارکف (الگوهای چرخشی رژیم)، فرضهای کمتری را بر توزیع متغیرهای مدل تحمیل نموده و قادر به برآورد همزمان تغییرات متغیرهای مستقل و وابسته، مشروط به وضعیت جاری اقتصاد کشور (وضعیت آرامش یا وضعیت بحران)، بطور درونزا هستند، بر الگوهای پیشین ترجیح دارند. در این مقاله الگوی چرخشی مارکف با استفاده از اطلاعات تلفیقی ماهانه ده کشور عضو اوپک در دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۹۸۹، برای پیش بینی بحران پولی پیش از موعد برآورد شده است.

نتایج برآورد الگو نشان می‌دهد که کشورهای کویت، قطر، عربستان، و امارات در طی دوره مورد بررسی، دچار بحران پولی نشده اند. کشور الجزایر در سالهای ۱۹۹۰ و ۱۹۹۴

[1]. Markov Switching Model

www.SID.ir

Archive of SID

بحران پولی داشته است. سالهای ۱۹۹۱ و ۱۹۹۵ با اینکه نشانه هایی توسط الگو صادر شده است، ولی می‌توان آنها را ادامه بحران سالهای قبل به حساب آورد. بحران پولی اندونزی از سال ۱۹۹۷ شروع و طی سالهای ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۱ ادامه داشته است؛ اوج این بحران در سال ۱۹۹۸ و در ده ماه وجود داشته است. بحران پولی برآورد شده اندونزی با شواهد تجربی؛ یعنی وقوع بحران کشورهای شرق آسیا در سال ۱۹۹۷ نیز سازگاری دارد. برای کشور ایران دو دوره بحران پولی برآورد شده است. سال ۱۹۹۰-۱۹۸۹ میلادی (۱۳۶۹-۱۳۶۸ شمسی) و سال ۱۹۹۵-۱۹۹۴ میلادی(۱۳۷۴-۱۳۷۳ شمسی). سالهای بعد از سالهای مذکور، درجات خفیفی از بحران پولی در ایران مشاهده شده است که می‌توان آنها را ادامه بحرانهای قبلی تلقی نمود. در کشور لیبی علیرغم بروز نشانه های بحران در بعضی از سالها، چون هر بار کمتر از سه ماه بوده است، به عنوان سال بحران منظور نشده است. سال ۱۹۹۴ برای نیجریه، سال بحران پولی محسوب می‌شود؛ ولی اثرات این بحران بلافاصله بعد از آن سال رو به افول نهاده است که نشان‌دهندهٔ توان اقتصادی کشور در مواجهه با بحران پولی بوده است. کشور ونزوئلا در سالهای ۱۹۸۹، ۱۹۹۴ و ۲۰۰۲ دچار بحران پولی بوده است. اوج بحران پولی در این کشور مربوط به سال ۲۰۰۲ است که با شواهد تجربی؛ یعنی کودتای نافرجام ونزوئلا در سال ۲۰۰۲ سازگاری دارد.

با توجه به احتمالات محاسبه شده توسط الگو، احتمال وقوع بحران برای سه، شش و دوازده ماه بعد پیش بینی شده است. این محاسبات نشان می‌دهد که کشورهای اندونزی، الجزایر و ونزوئلا به احتمال بیشتر از ۷۰ درصد بحران پولی را در ۱۲ ماه بعد؛ یعنی سپتامبر ۲۰۰۴ تجربه کرده‌اند.

www.SID.ir

Archive of SID

پی‌نوشتها:

۱. تقوی، مهدی. «اقتصاد بحرانهای پولی». ***پژوهشنامه اقتصادی***، شماره ۱۶۳، (۱۳۸۱).
۲. پایگاه اطلاعاتی (IFS(2004، صندوق بین المللی پول.

3. Aziz, Caramazza, and Salgado. "Currency Crisis: in Search of Common Elements"., ***IMF Working Paper***, (2000).

4. Eichengreen, Rose and Wyplosz. "Contagious Currency Crises: First Tests"., ***Scandinavian Journal of Economics***, Vol. 98, (1996): 463-84.

5. Frankel, J.A. and K. Rose. "Currency Crashes in Emerging Markets: an Empirical Treatment"., ***Journal of International Economics***, Vol. 41, (1996).

6. Hamilton. "Rational Expectations Econometrics Analysis of Changes in Regime: an Investigation of the Term Structure of Interest Rates"., ***Journal of Economic Dynamics and Control***, Vol. 12, (1988): 385-423.

7. Hamilton. "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle"., ***Econometrica***, Vol. 57, (1989): 357-84.

8. Hamilton, "Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime"., ***Journal of Econometrics***, Vol. 45, (1990): 39-70.

9. Hamilton, "Specification Testing in Markov-Switching Time Series Models"., ***Journal of Econometrics***, Vol. 70, (1996): 127-57.

10. Hamilton and Jorda. "A Model of the Federal Funds Rate Target"., ***Journal of Political Economy***, Vol. 110, (2002): 1135-67.

11. Kaminsky, Lizondo, and Reihart. "Leading Indicators of Currency Crises"., ***IMF Staff Papers***, No. 45, (1997).

12. Kaminsky, G. L. and S. Lizondo and C.M. Reinhart. "Leading Indicators of Currency Crises"., ***IMF Staff Papers***, Vol. 45, (1998): 1-48.

13. Pesenti, Paolo and Cedric Tille. "The Economic Currency Crises and Contagion: an Introduction"., ***Economic Policy Review***, Federal Reserve Bank of New York, Vol. 6, No. 3, (2000).

15. Sachs, J.D., A. Tornel and A. Velasco. "Financial Crises in Emerging Markets: The Lessons From 1995"., ***Brookings Working Papers on Economic Activity***, No.1, Brooking Institution, (1996): 147-215.

www.SID.ir

Archive of SID

پیوست‌ها:

جدول۱. برآورد ضرایب الگو

LogL: MOD_2
Method: Maximum Likelihood (Marquardt)
Date: 11/28/05 Time: 19:27
Sample: 1 1800 IF X1N<>NA AND X2N<>NA AND X3N<>NA AND X4N<>NA AND X5N<>NA AND X6N<>NA AND X7N<>NA AND Y<>NA
Included observations: 1765
Evaluation order: By observation
Estimation settings: tol= 0.00100, derivs=accurate numeric
Convergence achieved after 400 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MEAN-state0	0.137085	0.053606	2.557267	0.0105
MEAN-state1	-0.359610	4.320059	-0.083242	0.9337
Sigma-state0	2.056133	0.035106	58.56884	0.0000
Sigma-state1	28.52826	0.843412	33.82481	0.0000
Constant(beta0)	1.668566	0.221263	7.541095	0.0000
M2 / foreign assets	-0.160601	0.088558	-1.813508	0.0698
Domestic credits / foreign assets	-0.067240	0.093376	-0.720097	0.4715
Domestic credits / deposits	0.276183	0.114285	2.416625	0.0157
Foreign assets growth	-0.260356	0.187423	-1.389140	0.1648
Deposits growth	3.276590	3.004199	1.090670	0.2754
M2 / foreign assets growth	0.832833	0.805716	1.033655	0.3013
Petroleum incomes growth	0.546038	2.852878	0.191399	0.8482
Constant (beta1)	-2.159150	0.395521	-5.459002	0.0000

Log likelihood	-4394.778	Akaike info criterion	4.994649
Avg. log likelihood	-2.489959	Schwarz criterion	5.034982
Number of Coefs.	13	Hannan-Quinn criter.	5.009552

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲. آزمون وآلد

Wald Test

LogL: MOD_2

Null Hypothesis:	M2 / foreign assets Domestic credits / foreign assets Domestic credits / deposits Foreign assets growth Deposits growth M2 / foreign assets growth Petroleum incomes growth		
Chi-square	8.673146	Probability	0.276982

www.SID.ir