

بحران پول رایج و اقتصاد ایران:

یک سیستم هشدار پیش از وقوع

تاریخ دریافت: ۱۳۸۵/۸/۲۱

تاریخ پذیرش: ۱۳۸۶/۲/۱۶

دکتر علیرضا عرفانی^۱

چکیده

در این مقاله با استفاده از الگوی چرخشی مارکوف، داده‌های فصلی کشور ایران در دوره زمانی ۱۳۸۳-۱۳۶۷ پردازش و یک الگوی هشدار دهنده پیش از وقوع، برآورد شده است. متغیرهای الگو شامل میانگین وزنی تغییرات نرخ ارز واقعی بازار و تغییرات ذخایر خارجی بانک مرکزی (شاخص SPI) به عنوان متغیر وابسته، و انحراف نرخ ارز واقعی از روند تعادلی، نرخ رشد نسبت M2 به دارایی‌های خارجی، نرخ رشد تولید واقعی، نسبت دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به کل دارایی‌های آن، نرخ رشد سپرده‌های بانکی، نرخ رشد نسبت سپرده‌ها به M2، و نسبت بدهی دولت به بانک مرکزی به کل مطالبات بانک مرکزی، به عنوان متغیرهای توضیحی می‌باشند.

طبق برآورد الگو، متوسط شاخص SPI در زمان آرامش (وضعیت صفر) حدود ۰/۸ درصد و در زمان بحران (وضعیت یک) ۱۱ درصد و انحراف معیار SPI در دوره آرامش حدود ۲ درصد و در دوره بحران حدود ۱۴ درصد است. این امر می‌تواند بیانگر آن باشد که برای تشخیص و تفکیک دوره‌های بحران از دوره‌های آرامش، هم میانگین و هم انحراف معیار شاخص SPI، معیارهای مناسبی به شمار می‌آیند.

برآوردها نشان می‌دهد که چنانچه اقتصاد ایران در زمان t در وضعیت آرامش باشد، به احتمال ۷۳٪ در زمان $t+1$ هم در آرامش است و اگر در زمان t در وضعیت بحرانی قرار داشته باشد به احتمال ۸۷٪ در زمان $t+1$ به وضعیت آرامش باز می‌گردد.

کلید واژه: بحران پول رایج، الگوی چرخشی مارکوف، سیستم هشدار پیش از وقوع، ایران.

JEL classification: C53, E37, C22, C32

۱ استادیار دانشگاه سمنان، دانشکده علوم انسانی.

۱- مقدمه

بحران پول رایج که عبارت از کاهش شدید ارزش خارجی پول داخلی یک کشور است، یکی از انواع بحرانهای مالی است. بحرانهای مالی که به مجموعه بحران تراز پرداختها، بحران پول رایج، بحران بدهی‌های مالی، بحران بانکی (ورشکستگی بانکها)، بحران ذخایر بین‌المللی، و بحران بازار سهام اطلاق می‌شوند، به دلیل تأثیر منفی که بر عملکرد بخش واقعی دارند یک تهدید جدی برای نظامهای اقتصادی محسوب می‌شوند.

از بین بحرانهای مالی، بحران پول رایج و بحران بانکی رایج‌ترین بحرانها هستند که به عنوان معیاری برای تشخیص بحران مالی محسوب می‌شوند؛ ضمن آنکه رخداد بحرانهای پولی بیشتر است. علاوه بر این، بحرانهای بانکی غالباً همراه و یا بلافاصله بعد از بحرانهای پولی بروز می‌کنند.

پژوهشگران به منظور اطلاع و مقابله با بحرانهای پولی، اقدام به معرفی سیستم‌های هشدار پیش از وقوع کرده‌اند. در این زمینه، طیف وسیعی از شاخص‌ها به عنوان شاخصهای پیشرو شناسایی و آزمون شده‌اند. روشهای معمول پیش‌بینی در این سیستم‌های هشدار پیش از وقوع شامل دو روش استاندارد به نامهای روش سیگنالی یا روش استخراج علائم بحران از شاخصهای پیشرو و دیگری، روش احتمالی یا روش لوجیت/ پروبیت هستند. روش جدید تر معرفی سیستم هشدار پیش از وقوع، روش چرخشی مارکوف یا رژیم- چرخشی است. سیستم‌های هشدار پیش از وقوع برای بحرانهای پولی، حداقل به عنوان یک ابزار عیب‌یابی سیاستهای اقتصاد کلان می‌تواند مورد استفاده مسئولان و سیاست‌گذاران اقتصادی کشورها باشد.

این مقاله در ۴ بخش تدوین شده است. در بخش ۲ مروری اجمالی بر ادبیات موضوع خواهیم داشت. در بخش ۳ الگوی بحران پول برای کشور ایران برآورد می‌گردد. و سرانجام نتیجه‌گیری و پیشنهادات در بخش ۴ ارائه خواهد شد.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مباحث نظری بحران پول

۲-۱-۱- الگوهای نسل اول

الگوهای نسل اول که توسط کروگمن (۱۹۷۹)^۱ و فلود و گاربر^۲ توسعه داده شده‌اند، بر ناسازگاری سیاستهای اقتصاد کلان و رژیم نرخ ثابت ارز تأکید می‌کنند. در رژیم نرخ ثابت ارز، اجرای سیاستهای پولی و مالی انبساطی بی‌رویه که موجب کاهش مستمر در حجم

1. Krugman (1979)

2. Flood and garber (1984)

ذخایر خارجی می‌شوند، بروز بحران پولی را اجتناب ناپذیر خواهد کرد. در این الگوها روی چند عامل به عنوان عوامل بروز بحران تأکید می‌شود:

بدهی دولت و عدم توان دولت در کنترل بودجه، عامل اصلی بحرانهای پولی است. عملهای اقتصادی اعتقاد دارند نیاز دولت به تأمین مالی بدهی، نهایتاً منجر به فروپاشی نظام نرخ ثابت ارز و یورش سفته بازی به پول رایج داخلی می‌شود.

مواضع سیاستی غیر قابل دوام یا عدم تعادلهای ساختاری عامل دیگر بروز بحران پولی است. این نظر تأکید می‌کند که نظام نرخ ارز، جزئی از یک مجموعه سیاستی وسیعتر است و تنها در صورت عدم تضاد با سایر هدفهای پولی و مالی می‌تواند دوام داشته باشد. توان یک کشور در تأمین کسری حساب جاری با ایجاد درآمد صادراتی در آینده یک عامل مهم اثرگذار بر دوام نظام نرخ ارز می‌باشد. بحران پولی از افزایش در کسری حساب جاری یا پولی شدن قابل انتظار کسری مالی دولت ناشی شود. هنگامی که ذخایر ارزی بانک مرکزی شدیداً کاهش یابد و بانک مرکزی نتواند در مدت زمان زیادی از پول رایج داخلی حمایت کند، در اثر یک کاهش ناگهانی ارزش پول رایج، یورش سفته بازی به پول داخلی می‌تواند ظاهر شود.

ناسازگاری سیاستهای انبساطی و نظام نرخ ثابت ارز، عامل دیگر بحران پولی است. در چنین اقتصادی، حمایت و دفاع از ثبات نرخ ارز باعث کاهش ذخایر ارزی نگاهداری شده توسط بانک مرکزی می‌شود. به‌طور دقیقتر، نرخ بسط اعتبارات داخلی می‌باید از نرخ رشد تقاضا برای پول داخلی بیشتر گردد. افرادی که نقدینه مازاد انباشته می‌سازند ترجیح خواهند داد که پول داخلی را به اوراق بهادار خارجی یا داراییهای داخلی دارای بهره تبدیل کنند. هر دو کار باعث تقلیل ارزش پول ملی می‌شود. در حالت اول، فشار مستقیماً از افزایش تقاضا برای اوراق بهادار خارجی ناشی می‌شود. در حالت دوم، قیمت اوراق قرضه داخلی افزایش و بازده آن کاهش خواهد یافت و باعث خواهد شد که افراد اوراق بهادار داخلی را فروخته و داراییهای با بازده بالاتر را خریداری کنند. چون بانک مرکزی باید نرخ ارز را ثابت نگاه دارد باید افزایش تقاضا برای پول خارجی را با کاهش ذخایر ارزی پاسخ دهد. در نتیجه فرایند بسط اعتبار در داخل باعث کاهش ذخایر ارزی کشور می‌شود.

بر اساس این الگو، بحران پولی هنگامی که عملیات سوداگرانه بازده مثبت ارائه می‌دهد، شکل حمله سوداگرانه و تغییر ترکیب سبد دارایی را به خود می‌گیرد. در این حالت سوداگران تمامی موجودی ذخایر ارزی را که بانک مرکزی برای حمایت از نرخ ارز ثابت عرضه می‌کند خریداری می‌کنند. بعد از حمله سوداگران، بانک مرکزی مجبور به شناور کردن پول می‌گردد.

الگوهای نسل اول اگرچه در بیان برخی مبانی که باعث ایجاد بحرانهای پولی می‌شوند کمک کننده بوده‌اند اما دو نقطه ضعف اصلی داشتند. اول اینکه الگو استاندارد نسل اولی مستلزم این بود که عملهای اقتصادی به‌طور ناگهانی برآوردهایشان از احتمال کاهش ارزش

پول رایج را (شاید از طریق افزایش در تورم انتظاری) افزایش دهند. دوم اینکه این الگوها نمی‌توانستند بیان کنند که چرا بحرانهای پولی به دیگر کشورها سرایت می‌کنند.

۲-۱-۲- الگوهای نسل دوم

الگوهای نسل دوم که توسط آسفلد^۱ (۱۹۹۴)، ایچنگرین، رز و وایپلوز^۲ (۱۹۹۶) ارائه شدند در تشریح بحرانهای پولی خود ظهور سرایت پذیر^۳ مفید بودند. در این الگوها بحران پولی ممکن است بدون اینکه تغییر معنی‌داری در اقدامات اساسی اقتصاد کلان رخ داده باشد، فقط به دلیل انجام عملیات سوداگرانه فعالان در بازار مالی ناشی از انتظارات آنها از سقوط رژیم نرخ ثابت ارز، بروز نماید. بنابراین پول یک کشور حتی با وجود شرایط مطلوب در اقتصاد کلان آن کشور می‌تواند مورد حمله عملیات سوداگرانه قرار گیرد.

در الگوهای نسل دوم تأکید می‌شود که کنش و واکنش بین انتظارات سرمایه‌گذاران و نتایج واقعی سیاستها می‌تواند زاینده بحران باشد. انتظارات بازار مستقیماً تصمیم‌های سیاست کلان اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. زیرا اعمال سیاستگذاران در این الگوها معرف واکنشهای بهینه در مقابل تکانه‌های اقتصادی می‌باشد؛ اما این الگوها علت تغییر در انتظارات افراد را توضیح نمی‌دهند. به عبارت دیگر این الگو در مورد عواملی که باعث کاهش اعتماد می‌گردند، چیزی نمی‌گوید.

سناریوی دیگری که توسط این الگوها تشریح می‌شود شامل کاهش ارزش پول رایج یک کشور است که باعث تأثیر گذاری بر سطح قیمتها (و بنابراین تقاضا برای پول) یا حساب جاری از طریق کاهش در صادرات به کشور همسایه می‌شود. در هر یک از این موارد احتمال کاهش ارزش پول رایج در کشور همسایه افزایش می‌یابد.

ایچنگرین، رز و وایپلوز (۱۹۹۶) دریافته‌اند که رابطه‌ای بین وقوع بحران پولی در بین کشورهای طرف تجاری همدیگر وجود دارد. یعنی احتمال یک یورش سفته بازی به کشور A زمانی افزایش می‌یابد که کشور طرف تجاری اش، مثلاً کشور B با یک یورش سفته بازی به پول رایج مواجه شده باشد. آنها برآورد کردند که یورش سفته بازی در برخی از مناطق جهان باعث افزایش احتمال بحران پولی در مناطق دیگر تا حدود ۸ درصد می‌شود.

سرایت بحران از کشوری به کشور دیگر را می‌توان در سناریوهای مختلف بیان نمود. اول اینکه یک رخداد اقتصادی مثل جنگ یا تکانه نفتی که برای یک منطقه جغرافیایی یا یک گروه تجاری مشترک است می‌تواند به‌طور همزمان آن اقتصادها را تحت تأثیر قرار دهد. به‌علاوه یک تکانه خاص از طریق پیوندهای تجاری می‌تواند از کشوری به کشور دیگر منتقل شود. دوم اینکه کاهش ارزش پول رایج در یک اقتصاد می‌تواند باعث افزایش

1. Obstfeld (1994)

2. Eichengreen, Rose and Wyplosz (1996)

3. Self-fulfilling contagious currency crises

انتظارات درباره احتمال کاهش ارزش پول در سایر کشورها شود. انتظارات می‌تواند ناشی از این باشد که کشورها، همسایه هم باشند یا به این دلیل باشد که آنها دارای سیاستهای اقتصاد کلان یا شرایط مشابهی (مثل بیکاری یا بدهی‌های دولتی بالا) هستند. از آنجاییکه بحرانها خود ظهور هستند، این انتظارات باعث می‌شود احتمال کاهش ارزش پول نیز افزایش یابد. و بالاخره اینکه کاهش ارزش پول رایج می‌تواند از طریق بازارهای مالی جهانی به دیگر کشورهای مستعد منتقل و هر ترکیبی از این سناریوها می‌تواند به‌عنوان بیان آشکاری از روابط بین‌المللی که موجب انتشار یا سرایت یورش‌های سفته بازی پول رایج از کشوری به کشور دیگر شود، تعبیر گردد.

۲-۱-۳- الگوهای نسل سوم

بحران مالی شرق آسیا که از جولای سال ۱۹۹۷ در تایلند شروع شد دارای مشخصه‌هایی بود که توضیح آنها از طریق الگوهای نسل اول و دوم بحرانهای پولی مشکل می‌نمود و در نتیجه منجر به پیدایش الگوهای نسل سوم شد. در این نسل از الگوها دو دیدگاه مطرح است. گروهی از اقتصاددانان معتقدند که بحران تایلند یک بحران بیمه‌ای ناشی از عدم تعادل ساختاری بوده که توسط مسأله مخاطره اخلاقی^۱ بین مقامات دولتی و بخش خصوصی تقویت شده است (دولی (۲۰۰۰)^۲). و گروهی دیگر از اقتصاددانان به آن به عنوان یک بحران پولی خود ظهور روی نقدینگی بخش خصوصی می‌نگرند ((چانگ و ولاسکو (۲۰۰۱)).^۳ از نگاه این گروه، کاهش ناگهانی اعتماد بخش خصوصی به اقتصاد کشور موجب بروز بحران دوقلو (بحران بانکی و بحران پولی) شده است. از این رو الگوهای بحرانهای پولی نسل سوم ارائه شده توسط کروگمن (۱۹۹۹)^۴ و آقون، باکتا و بانارجی (۲۰۰۰ و ۲۰۰۱)^۵ آثار سیاستهای پولی را بر بحران پولی مورد توجه قرار دادند.

این الگوها عنوان می‌کنند که شکنندگی بخش بانکی و مالی باعث کاهش میزان اعتبار موجود به بنگاه‌ها شده و باعث افزایش احتمال بحران می‌شود. آنها عنوان می‌کنند که یک بحران پولی توسط ترکیبی از بدهی بالا و ذخایر ارزی پایین، کاهش درآمدهای دولت، افزایش انتظارات مربوط به کاهش ارزش پول رایج و محدودیت‌های مترتب بر اعتبارات داخلی ایجاد می‌شود. بنگاه‌هایی که به وامهای داخلی دسترسی دارند، طبق فرض می‌توانند تنها متناسب با ثروتشان (به‌عنوان وثیقه) وام بگیرند. در این اقتصادهای دارای اعتبارات محدود شده، بازار اعتبار تسویه نمی‌شود، نرخ بهره افزایش می‌یابد اما نه آنقدر که بتواند

1. Moral hazard problem

2. Dooley (2000)

3. Chang and Velasco (2001)

4. Krugman (1999)

5. Aghion, Bacchetta, and Banarjee (2000, 2001)

استنباط سرمایه‌گذاران از ریسک کاهش دهد. آنگاه افزایش نرخ بهره داخلی باعث افزایش عرضه اعتبارات داخلی به سبک عادی آن نمی‌شود.

مخاطره‌های اخلاقی (یعنی توانایی یک مؤسسه یا بنگاه در اینکه علی‌رغم موفقیت در کار، وام خود را بازپرداخت ننماید)، باعث می‌شود که بانکها محدودیت اعتباردهی اعمال کنند. بنابراین نرخهای بهره صعودی باعث کاهش میزان وامها می‌شود زیرا انگیزه عدم بازپرداخت وام توسط بنگاهها افزایش می‌یابد.

الگوهای نسل سوم برای سیاست پولی نقشی دیگر (غیر از تصمیم در مورد آزادسازی نرخ ارز ثابت) از طریق ایجاد محدودیت اعتباری تعهد آور در یک بازار مالی ناقص قائلند. اگر اهرمهای بدهی بنگاهها در بازار داخلی اساساً کاهش یابد، آنها ممکن است برای دریافت مقدار زیادی از بدهی خارجی تقویت شوند. هنگامی که در بازارهای داخلی مقدار اعتبار دهی موجود به نرخ بهره اسمی بستگی دارد، بانک مرکزی می‌تواند از طریق کاستن از توان سرمایه‌گذاری بنگاهها بحران را عمیقتر نماید. در این صورت تجویز خاص برای یک بحران پول رایج، افزایش نرخهای بهره و افزایش تقاضا برای پول رایج داخلی است.

البته در الگوهای نسل سوم، افزایش در نرخ بهره می‌تواند تا حدود زیادی مقدار وام دهی و محدودیت بیشتر بر بنگاهها در دسترسی به سرمایه مالی را تحت تأثیر قرار دهد. در مواردی که اعتبار دهی به نرخ بهره حساسیت زیادی دارد، افزایشی در نرخ بهره اسمی به‌طور زیان‌باری ظرفیتهای مولد اقتصاد را از طریق کاستن از سرمایه‌گذاریها تحت تأثیر قرار می‌دهد. افت مشهود تولید علاوه بر فشار مضاعف بر نرخ ارز، شاید از طریق درآمد مالیاتی واقعی یا انتظاری، بحران را با شتاب بیشتری مواجه سازد. در این شرایط، استراتژی جایگزین برای بانک مرکزی، اعمال روش دستوری کاهش نرخ بهره است چرا که کاهش نرخ بهره برای تحریک سرمایه‌گذاری بخش خصوصی لازم است.

این سه نسل از الگوها، چهار عامل اصلی که می‌توانند وقوع و عمق یک بحران پولی را تحت تأثیر قرار دهند، تبیین می‌کنند. بدهی خصوصی و عمومی داخلی، انتظارات و سطح توسعه بازارهای مالی، در ترکیب با یک نظام نرخ ارز معین، عواملی هستند که می‌توانند تعیین کنند که آیا کشوری مستعد برای بحران پولی هست یا خیر. همچنین می‌توانند وسعت و میزان موفقیت یورش سفته‌بازی را تعیین کنند.

۲-۲- مطالعات تجربی بحران پول

در زمینه علل و زمینه‌های بروز بحران پولی و پیش‌بینی زمان وقوع آن، تحقیقات و مطالعات گسترده‌ای توسط مؤسسات مختلف بخصوص صندوق بین‌المللی پول، بانک جهانی، مراکز علمی و حتی مؤسسات خصوصی، بویژه بعد از بحران کشورهای شرق آسیا، صورت گرفته است. تقریباً همه تحقیقاتی که در خصوص بحران پولی صورت گرفته، افزایش در نرخ ارز را مبنای تعریف بحران پولی در نظر گرفته‌اند. با این حال در محاسبه

واندازه‌گیری شاخص تعریف بحران تفاوت‌هایی در آنها دیده می‌شود. تعدادی از این مطالعات، از شاخص فشار سوداگرانه^۱ که میانگین وزنی تغییرات نرخ ارز اسمی، ذخایر خارجی و نرخ بهره است، برای تعریف بحران پولی استفاده کرده‌اند.^۲

در این گونه مطالعات، شاخص محاسبه شده را با استفاده از یک سطح آستانه‌ای که توسط میانگین و انحراف معیار این شاخص تعریف می‌شود، به متغیر دو ارزشی تبدیل کرده‌اند. در بین همین دسته از مطالعات که از شاخص فشار سوداگرانه استفاده کرده‌اند تفاوت‌های آشکاری در زمینه‌های وارد کردن تغییرات نرخ بهره، نحوه وزن دادن به اجزاء شاخص، نحوه تعیین سطح آستانه‌ای برای تبدیل شاخص به متغیر دو ارزشی، و نحوه برخورد با شرایط تورم بالا، مشاهده می‌شود.

عمده تحقیقات مربوط به بررسی و پیش‌بینی بحرانهای پولی از دو شیوه استاندارد در متدولوژی خود جهت تعیین یک سیستم هشدار پیش از وقوع استفاده کرده‌اند. این دو شیوه که به نام "روش سیگنالی یا روش شاخصها" و "روش احتمالی یا روش پروبیت/لوجیت" معروف هستند بر کار اولیه کامینسکی، لیزوندو، و رینهارت (۱۹۹۷)^۳ مبتنی هستند. در هر دو شیوه مذکور، متغیر بحران یک متغیر دو ارزشی است. در روش سیگنالی عملکرد هر شاخص با توجه به جدول ۱ بررسی می‌شود.

جدول (۱): نحوه ثبت علائم متغیرهای پیش‌بینی کننده بحران		
وضعیت شاخص	بحران رخ داده است	وضعیت دوره
شاخص علامت داده است	A	B
شاخص علامت نداده است	C	D

برای ارزیابی شاخصها، شاخصهایی به عنوان پیش‌بینی کننده‌های خوب بحرانهای پولی برگزیده می‌شوند که نسبت علائم بد $\left(\frac{B}{B+D}\right)$ به علائم خوب $\left(\frac{A}{A+C}\right)$ در عملکرد آنها کمتر از یک بوده و یا به‌طور نسبی کمتر از دیگر شاخصها باشد.

1. Speculative Pressure Index

۲. برخی از این تحقیقات عبارتند از:

Aziz, Caramazza and Salgado(1999); Berg and Pattilio(1999); Caramazza, Ricci and Salgado(2000); Collins(2001); Edison (2000); Herrera and Garcia(1999); Krkoska (2001); Nag and Mitra(1999); and Weller(1999).

3. kaminsky, Lizondo and Reinhart(1997)

مدل احتمالی یا مدل پروبیت یک مدل آماری غیر خطی (بر حسب پارامترها) است که احتمال وقوع یا انتخاب گزینه ۱ (P_i) برای متغیر وابسته را به تعدادی از متغیرهای توضیحی مرتبط می‌کند؛ به طوری که مقدار این احتمال در فاصله صفر و یک قرار می‌گیرد. به دلیل ایرادات مهمی که بر روشهای فوق وارد شده است از جمله: اختیاری بودن تعیین سطح آستانه‌های متغیرها و اختیاری بودن طول دوره زمانی بحران، وابستگی مقدار آستانه‌ای به مشاهدات نمونه و از دست رفتن اطلاعات بالقوه متغیر پیوسته به دلیل تبدیل آن به متغیر دو ارزشی، روش چرخشی مارکف به عنوان روشی جایگزین برای ساخت سیستم هشدار پیش از وقوع مطرح شده است.

از آنجایی که الگوهای چرخشی مارکف، که گاهی از آنها به الگوهای چرخشی رژیم تعبیر می‌شود، فروض کمتری را بر توزیع متغیرهای مدل تحمیل نموده و ضمناً قادر به برآورد همزمان تغییرات متغیرهای مستقل و وابسته، مشروط به وضعیتی که اقتصاد کشور در هر مقطعی از زمان در آن قرار دارد (وضعیت آرامش یا وضعیت بحران)، به طور درونزا هستند، 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^۱ به طوری که $s_t = 1$ به معنای وضعیت بحران و $s_t = 0$ به معنای وضعیت آرامش خواهد بود. گرچه متغیر s_t مستقیماً 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 به طوری که هم میانگین و هم واریانس آن می‌توانند همراه با رژیم^۲ تغییر یابند.

$$y_t | s_t \stackrel{iid}{\sim} N(\mu_{s_t}, \sigma_{s_t}^2) \quad (1)$$

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

$$f(y_t | s_t) = \frac{1}{\sigma_{s_t} \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(y_t - \mu_{s_t})^2}{2\sigma_{s_t}^2}\right) \quad (2)$$

در تابع چگالی (۲)، متغیر غیر قابل مشاهده s_t بصورت پانویس در میانگین و واریانس متغیر قابل مشاهده y_t ظاهر شده است. این به این معناست 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.

۱. 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).

۲. منظور از رژیم، رژیم تولید داده‌های سری زمانی است. در معادله‌ای که برای پیش‌بینی سری زمانی y_t فرموله می‌شود، پارامترهای معادله همراه با نوع رژیم، تغییر می‌یابند.

با وجودی که متغیر s_t یک متغیر تصادفی با توزیع خاص خودش هست ولی چون ناشناخته بوده و صرفاً بر اساس مشاهدات سری زمانی y_t قابل تفسیر است، از تابع چگالی (۲) نمی‌توان برای ساخت تابع درست‌نمایی^۱ به منظور استنباط آماری استفاده نمود. بنابراین، باید راهی برای حذف جزء s_t در تابع (۲) پیدا کرد. ساده‌ترین روشی که وجود دارد به این صورت است که ابتدا احتمال شرطی جزء غیر قابل مشاهده s_t ، یعنی $P(s_t | \Psi_{t-1})$ را ساخته و آنرا در تابع چگالی شرطی $f(y_t | s_t, \Psi_{t-1})$ ضرب نموده تا تابع چگالی مشترک به دست آید و سپس آن را بر روی s_t جمع می‌زنند:

$$f(y_t | \Psi_{t-1}) = \sum_{s_t=1}^j f(y_t | s_t, \Psi_{t-1}) \cdot P(s_t | \Psi_{t-1}) \quad (3)$$

برای ساخت تابع درست‌نمایی صرفاً باید احتمال شرطی $P(s_t | \Psi_{t-1})$ مشخص گردد. هامیلتون (۱۹۸۹) مطرح می‌کند که این احتمالات شرطی از زنجیره مرتبه اول مارکف تبعیت می‌کنند.

$$P(s_t | s_{t-1}, \Psi_{t-1}) = P(s_t | s_{t-1}) = P_{s_{t-1}s_t} \quad (4)$$

احتمال $P_{s_{t-1}s_t}$ که به احتمال انتقال تعبیر می‌شود، با توجه به تعداد وضعیت‌های s_t (در اینجا $N=2$) می‌تواند $N \times N$ حالت داشته باشد. به‌طور کلی P_{ij} برای $i, j = 1, \dots, N$ 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 به دست می‌آید:

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

در این ماتریس مجموع احتمالات هر سطر برابر یک است. همان طوری که 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^۲ در نظر گرفته شده اند^۳

1. likelihood function

2. Constant transition probabilities

۳. به عنوان مثال مراجعه شود به:

Hamilton(1988&1989); Cechetti, Lam and Mark (1990) and Engle and Hamilton(1990).

اما در تحقیقات اخیر احتمالات انتقال متغیر را^۱ که همراه با زمان تغییر می‌کنند را وارد الگو کرده‌اند.^۲ در نتیجه، رابطه (۳) که چگالی نهایی y_t است عبارت خواهد بود از:

$$f(y_t | \Psi_{t-1}) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(y_t - x_t \beta)^2}{2\sigma^2}\right) \times P(s_t = 0 | \Psi_{t-1}) + \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(y_t - x_t \beta)^2}{2\sigma^2}\right) \times P(s_t = 1 | \Psi_{t-1}) \quad (5)$$

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

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln(f(y_t | \Psi_{t-1})) \quad (6)$$

با ماکزیمم کردن تابع (۶) پارامترهای الگو بدست می‌آیند.

۳- داده‌ها و برآورد الگو

در این مقاله با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران مربوط به دوره زمانی ۱۳۸۳-۱۳۶۷ الگوی چرخشی مارکف را به منظور پیش‌بینی بحران پول و بررسی نقاط آسیب پذیر اقتصاد ایران برآورد خواهیم نمود. علت استفاده از داده‌های فصلی، در دسترس نبودن داده‌های ماهانه متغیرهای واقعی یعنی تولید، صادرات و واردات است. انتخاب دوره زمانی مذکور نیز به دلیل حذف اثرات کنترل‌های ارزی توسط دولت بر نرخ ارز غیر رسمی بوده است.

متغیر وابسته الگو یک شاخص فشار سوداگرانه (SPI) است که میانگین وزنی تغییرات نرخ ارز واقعی بازار غیر رسمی و تغییرات ذخایر خارجی بانک مرکزی می‌باشد:

$$SPI_t = \alpha_1 \Delta REX_t - \alpha_2 \Delta IR_t$$

در این شاخص، REX نرخ ارز واقعی^۳، و IR ذخایر خارجی بانک مرکزی است. و

و شاخص خرده فروشی ایران، و NEX نرخ ارز اسمی است. $REX = \frac{CPI_w}{CPI_d} \times NEX$ که در آن CPI_w و CPI_d به ترتیب شاخص خرده فروشی جهان

1. Time-varying transition probabilities

۲. به عنوان مثال مراجعه شود به:

Lee (1991); Diebold, Weinbach and Lee (1994) and Filardo (1993 & 1994).

۳. علت استفاده از نرخ ارز واقعی به جای نرخ ارز اسمی، حذف اثرات تورمی اقتصاد بر نرخ ارز بوده است.

ضرایب α_1, α_2 وزن متغیرها و برابر معکوس انحراف معیار متغیرها در نظر گرفته شده

$$\text{است: } \alpha_1 = \left[\sum_{i=1}^T (\Delta REX_i - \overline{\Delta REX})^2 \right]^{-0/5} \quad \text{و} \quad \alpha_2 = \left[\sum_{i=1}^T (\Delta IR_i - \overline{\Delta IR})^2 \right]^{-0/5}$$

مقادیر بالاتر شاخص SPI بیانگر وجود فشار بر پول داخلی و مقادیر پایین تر آن بیانگر عدم وجود فشار است.

ابتدا ۲۴ شاخص که از جمله مهمترین شاخصهای پیشرو بحران پول در ادبیات مربوطه محسوب می‌شوند به عنوان متغیرهای مستقل الگو انتخاب شدند^۱ و سپس با اجرای رگرسیونهای دو متغیره شامل شاخص SPI به عنوان متغیر وابسته و هریک از شاخصهای ۲۴ گانه به عنوان متغیر مستقل (شاخصهایی که ضمن معنی داری، علامت مورد انتظار را به لحاظ نظری نیز دارا بودند به عنوان مهمترین شاخصهای پیشرو بحران پول در اقتصاد ایران) انتخاب گردیدند. این متغیرها عبارتند از:

- انحراف نرخ ارز واقعی از روند تعادلی
 - نرخ رشد نسبت M2 به دارایی‌های خارجی
 - نرخ رشد تولید واقعی
 - نسبت دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به کل دارایی‌های آن
 - نرخ رشد سپرده‌های بانکی
 - نرخ رشد نسبت سپرده‌ها به M2
 - نسبت بدهی دولت به بانک مرکزی به کل مطالبات بانک مرکزی
- به منظور بررسی تغییرات میانگین و واریانس شاخص فشار سوداگرانه در دوره‌های بحران و آرامش، ابتدا الگو بر روی متغیر وابسته و جزء ثابت (بدون وجود متغیرهای توضیحی) اجرا شده است. نتایج برآورد الگو در جدول ۲ آمده است.

۱. نام این متغیرها و جهت تأثیر آنها بر شاخص بحران در پیوست ۱ مقاله آورده شده‌اند. عمده داده‌های مربوط به شاخصهای پولی و مالی از پایگاه اطلاعاتی IFS استخراج شده‌اند. داده‌های مربوط به شاخصهای بخش واقعی از پایگاه اطلاعاتی PDS، نشریات مختلف بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و پایگاه اینترنتی آن کسب شده‌اند.

جدول ۲) نتیجه برآورد الگوی مرحله اول چرخشی مارکوف
(بدون متغیرهای توضیحی)

LogL: markov-switching				
Method: Maximum Likelihood (BHHH)				
Included observations: 67				
Evaluation order: By observation				
Estimation settings: tol= 0.00100, derivs=accurate numeric				
Convergence achieved after 29 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
μ_0	۰/۰۰۵۸۴۲	۰/۰۰۵۶۰۵	۱/۰۴۲۱۷۵	۰/۲۹۷۳
μ_1	۰/۱۴۳۵۵۵	۰/۰۵۵۴۸۵	۲/۵۸۱۷۲۱	۰/۰۰۹۷
σ_0	۰/۰۳۲۱۵۹	۰/۰۰۲۸۹۹	۱۱/۰۹۴۶۲	۰/۰۰۰۰
σ_1	۰/۱۴۰۰۰۷	۰/۰۳۱۸۹۸	۴/۳۸۹۲۰۲	۰/۰۰۰۰
β_{00} جزء ثابت (دوره آرامش)	۱/۴۳۲۳۸۰	۰/۳۲۶۷۳۵	۴/۳۸۳۹۱۹	۰/۰۰۰۰
β_{01} جزء ثابت (دوره بحران)	۰/۷۰۹۱۵۲	۰/۵۳۰۹۷۲	۱/۳۳۵۵۷۳	۰/۸۱۱۷
Log likelihood	۹۴/۶۶۳۳۴			
Avg. log likelihood	۱/۴۱۲۸۸۶			
Number of Coefs.	۶			
منبع: با استفاده از داده های الگو و تحت برنامه ایویوز برآورد شده است.				

همان گونه که در جدول ۲ ملاحظه می شود، هم میانگین و هم انحراف معیار شاخص فشار سوداگرانه در دوره های آرامش و بحران، تفاوت آشکار و نسبتاً زیادی باهم دارند. میانگین و انحراف معیار این شاخص در دوره آرامش به ترتیب $۰/۰۰۶$ و $۰/۰۳$ و در دوره بحران $۰/۱۴۴$ و $۰/۱۴$ بوده است. بنابراین هر دو معیار میانگین و واریانس شاخص بحران در توصیف و تفکیک دوره های بحران و آرامش نقش دارند.

بعد از اجرای الگوی فوق و بررسی نتایج آن، متغیرهای توضیحی را مرحله به مرحله وارد الگو نمودیم. با بررسی هایی که به عمل آمد ورود متغیر " نرخ رشد نسبت M2 به دارایی های خارجی، به تنهایی و در ترکیب با سایر متغیرها، باعث بروز خطا و صدور پیغام می شد. لذا، پس از کنار گذاشتن متغیر مذکور، سایر متغیرها را وارد الگو نموده و آن را اجرا کردیم. نتایج در جدول ۳ آمده است.

۱. پیغام به صورت زیر بود : **WARNING: Singular covariance - coefficients are not unique**

جدول (۳): برآورد الگوی نهایی چرخشی مارکوف (همراه با متغیرهای توضیحی)				
LogL:markov-switching Method: Maximum Likelihood (BHHH) Included observations:67 Evaluation order: By observation Estimation settings: tol= 0/00100 derivs=accurate numeric Convergence achieved after 33 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
$\mu.$	۰/۰۰۷۹۷۶	۰/۰۰۴۰۷۶	۱/۹۵۶۹۳۱	۰/۰۵۰۴
μ_1	۰/۱۰۶۴۵۹	۰/۰۴۶۲۸۵	۲/۳۰۰۰۹۱	۰/۰۲۱۴
$\sigma.$	۰/۰۲۲۸۲۵	۰/۰۰۲۲۹۹	۹/۹۲۸۶۸۵	۰/۰۰۰۰
σ_1	۰/۱۴۲۹۷۵	۰/۰۲۶۶۳۸	۵/۳۶۷۲۷۶	۰/۰۰۰۰
انحراف نرخ واقعی ارز از روند	۰/۵۸۸۴۴۹	۱/۳۹۹۶۸۹	۰/۲۳۰۵۳۴	۰/۶۷۴۱
نرخ رشد تولید واقعی	-۰/۱۵۴۰۲۳	۰/۵۵۵۰۶۷	-۰/۲۷۷۴۸۵	۰/۷۸۱۴
نسبت دارایی های خارجی بانک مرکزی به کل دارایی های آن	-۰/۰۷۰۲۹۵	۰/۵۹۳۵۰۳	-۰/۱۱۸۴۴۱	۰/۹۰۵۷
نرخ رشد سپرده ها	-۰/۴۲۴۸۶۱	۰/۴۲۱۳۱۶	-۱/۰۰۸۴۱۴	۰/۳۱۳۳
نرخ رشد نسبت سپرده ها به M2	-۰/۳۶۸۱۶۵	۱/۱۳۳۰۱۶	-۰/۳۲۴۹۴۳	۰/۷۴۵۲
نسبت بدهی های دولت به بانک مرکزی به کل مطالبات آن	۱/۲۱۴۳۴۲	۱/۲۰۰۶۸۳	۱/۰۱۱۳۷۶	۰/۳۱۱۸
جزء ثابت (دوره آرامش)	۴/۰۷۵۴۲۰	۳/۲۷۳۰۵۳	۱/۲۴۵۱۴۳	۰/۲۱۳۱
جزء ثابت (دوره بحران)	۰/۴۱۰۹۴۷	۰/۴۰۷۷۲۸	۱/۰۰۷۸۹۵	۰/۳۱۳۵
Log likelihood	۱۰۰/۲۳۳۳			
Avg. log likelihood	۱/۴۹۶۰۲۰			
Number of Coefs.	۱۲			
منبع: با استفاده از داده های مربوطه و تحت برنامه ایویوز برآورد شده است.				

با توجه به جدول ۴ ملاحظه می شود که ورود متغیرهای توضیحی به الگو، تغییر محسوسی در میانگین و واریانس شاخص فشار سوداگرانه در دوره های بحران و آرامش، نسبت به قبل از ورود متغیرها به وجود نیاورده است و همچنان بین میانگین ها و واریانس های شاخص فشار در دوره های بحران و آرامش تفاوت معنی داری وجود دارد. ضرایب کلیه متغیرهای توضیحی، علامت مورد انتظار را دارند اما هیچکدام معنی دار نیستند. علت معنی دار نبودن ضرایب متغیرهای توضیحی، احتمالاً به دلیل وجود همخطی

بالا بین برخی از متغیرها بوده است^۱. به منظور آزمون معنی داری کلی، وجود همزمان همه متغیرهای توضیحی در الگو، آزمون نسبت درستنمایی^۲ (LR) صورت گرفته است. مقدار آماره آزمون از رابطه $LR = -2(l_r - l_u)$ به دست می آید که در آن l_u و l_r به ترتیب مقدار لگاریتم درستنمایی برای مدل مقید (قبل از ورود متغیرهای توضیحی به مدل) و مدل غیر مقید (بعد از ورود متغیرهای توضیحی به مدل) هستند. توزیع این آماره، کای دو با درجه آزادی تعداد متغیرهای اضافه شده به مدل منهای یک می باشد. مقدار آماره محاسبه شده برابر $LR = 11/13992$ با سطح احتمال $P-Value = 0/0487$ به دست آمده است که در سطح ۰.۵٪ معنی دار بوده و فرض صفر آزمون یعنی معنی دار نبودن تأثیر اضافه شدن همزمان متغیرهای توضیحی به الگو، رد می شود و علی رغم معنی دار نبودن ضرایب تک تک متغیرها (احتمالاً به دلیل وجود همخطی چندگانه^۳)، معنی داری کلی الگو تأیید می گردد و این به معنای اهمیت وجود همه متغیرهای توضیحی در الگو است.

تعداد نقاط بحرانی که توسط این الگو شناسایی شده اند (۲۱ نقطه) که در جدول ۴ آورده شده است.

جدول (۴): نقاط بحران شناسایی شده توسط الگوی نهایی مارکوف				
دوره	دوره	دوره	دوره	دوره
۱۳۷۲:۲	۱۳۷۳:۳	۱۳۷۶:۴	۱۳۷۸:۱	۱۳۸۲:۲
۱۳۷۲:۳	۱۳۷۳:۴	۱۳۷۷:۱	۱۳۷۸:۲	
۱۳۷۲:۴	۱۳۷۴:۱	۱۳۷۷:۲	۱۳۸۰:۱	
۱۳۷۳:۱	۱۳۷۴:۴	۱۳۷۷:۳	۱۳۸۰:۲	
۱۳۷۳:۲	۱۳۷۵:۳	۱۳۷۷:۴	۱۳۸۰:۴	
منبع: اجرای الگوی نهایی مارکوف				

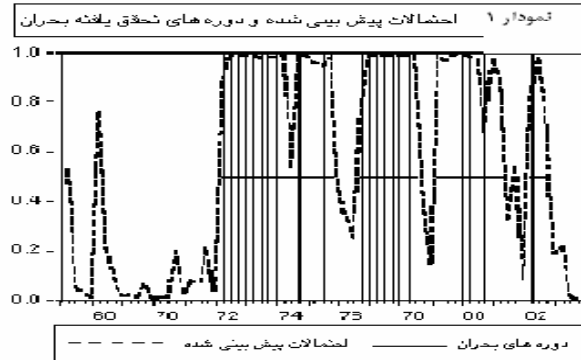
نمودار ۱ احتمالات پیش بینی بحران توسط الگو را همراه با دوره های بحران نشان می دهد. ملاحظه می شود که الگو توانسته است به خوبی وقوع بحران را با احتمال بالایی پیش بینی کند که این امر نشان دهنده توان بالای الگو در پیش بینی به موقع بحران است.

۱. به منظور بحث بیشتر پیرامون علت معنی دار نبودن متغیرهای توضیحی برای نمونه مراجعه شود به:

Kittelmann & Tirpak (2005) و Abiad(2002).

2. Likelihood Ratio

3. Multicollinearity



با توجه به جدول ۵، سه دوره بحران پولی در اقتصاد ایران رخ داده است: دوره ۱۳۷۴:۱ - ۱۳۷۲:۲، دوره ۱۳۷۸:۲ - ۱۳۷۶:۴، و دوره: فصول اول، دوم و چهارم ۱۳۸۰. وضعیت اقتصادی ایران قبل و طی دوره های مذکور به شرح زیر بوده است. سالهای ۶۹ - ۱۳۶۸ نقطه عطفی در اقتصاد کشور محسوب شده و باید آن را نقطه پایان دوره رکودی ۶۷ - ۱۳۶۴ به شمار آورد. اما از سال ۱۳۷۰ آهنگ نزولی اقتصاد کشور آغاز گردید. جدول زیر وضعیت اجمالی اقتصاد را در دوره اول بحران پولی نشان می دهد.

دوره اول - بحران پولی ۱۳۷۴:۱ - ۱۳۷۲:۲				
۱۳۷۳	۱۳۷۲	۱۳۷۱	۱۳۷۰	
	۲/۳	۵/۵	۱۰/۹	نرخ رشد تولید داخلی (درصد)
۱۹۱	-۲۳۷۴/۴	-۷۳۶۳/۳	-۵۰۰۹/۳	موازنه ارزی (میلیون دلار)
۶۹۴/۴	۴۰۳/۵	۴۳۵/۱۲	۴۷۲/۱	شاخص قیمت سهام
	۳۲۹۵/۲	۸۱۵/۱	۸۴۴/۱	منابع ارزی دارایی های خارجی بانک مرکزی (میلیارد)

سالهای ۷۵ - ۱۳۷۳ که مصادف با سالهای اولیه برنامه دوم توسعه اقتصادی-اجتماعی کشور است، سالهای با ثباتی بوده و اقتصاد کشور وضعیت مناسبی داشته است؛ اما از اوایل سال ۱۳۷۶ اقتصاد کشور وارد مرحله دوم بحران پولی شد. جدول زیر وضعیت اقتصاد را در سالهای بحران نشان می دهد.

دوره دوم - بحران پولی ۱۳۷۸:۲ - ۱۳۷۶:۴				
۱۳۷۸	۱۳۷۷	۱۳۷۶	۱۳۷۵	
۲/۵	۳/۶	۲/۴		نرخ رشد تولید داخلی (به قیمت سال ۶۹) (درصد)
۷۶۱۵	-۲۵۷۲/۷	-۳۴۴۲/۷	۵۲۴۰/۹	موازنه ارزی (میلیون دلار)
۲۲۰۶/۲	۱۵۳۸	۱۶۵۳/۱	۱۹۳۶/۸	شاخص قیمت سهام
۵۶۶۸	۳۳۱۷/۶	۵۱۹۸/۶	۱۱۶۶۱/۸	منابع ارزی دارایی های خارجی بانک مرکزی (میلیارد)

۱. منظور از ۱۳۷۲:۲ فصل دوم سال ۱۳۷۲ می باشد.

بروز نشانه های رکود در اقتصاد آمریکا از اواخر سال ۱۹۹۹ و تشدید آن پس از وقوع حوادث ۱۱ سپتامبر همراه با استمرار رکود اقتصادی ژاپن، اقتصاد جهانی و اقتصاد ایران را در سال ۱۳۸۰ تحت تأثیر قرار داد. جدول زیر وضعیت اقتصادی ایران را در دوره سوم بحران پولی نشان می دهد.

دوره - سوم بحران پولی ۱۳۸۰:۲-۱۳۸۰:۱ و ۱۳۸۰:۴			
۱۳۸۱	۱۳۸۰	۱۳۷۹	
۷/۵	۳/۳	۵	نرخ رشد تولید داخلی (به قیمت سال ۷۶) (درصد)
۹۰۵۸	۴۰۲۸	۶۱۵۳	موازنه ارزی (میلیون دلار)
۵۰۶۲/۸	۳۷۵۸/۸	۲۹۷۸/۳	شاخص قیمت سهام
۱۴۷۳۲۷/۸	۲۵۸۰۵/۹	۱۷۲۶۹/۱	منابع ارزی داراییهای خارجی بانک مرکزی (میلیارد ریال)

از نتایج مهم اجرای الگوی چرخشی مارکوف، محاسبه احتمالات انتقال از وضعیت آرامش به وضعیت بحران و بر عکس می باشد. بر اساس این احتمالات، توان اقتصاد یک کشور در جلوگیری از ورود به وضعیت بحران و یا بازگشت از وضعیت بحران به وضعیت آرامش را می توان ارزیابی کرد. ماتریس ۱ احتمالات انتقال برای اقتصاد ایران را نشان می دهد.

ماتریس ۱) احتمالات انتقال

$P_{..} = 0/73$	$P_{.v} = 0/27$
$P_{r.} = 0/87$	$P_{r1} = 0/13$

منبع: اجرای الگوی نهایی چرخشی مارکوف

از آنجایی که الگوی استفاده شده، از نوع الگوی چرخشی با احتمالات انتقال متغیر می باشد، احتمالات انتقال توسط خود الگو و برای کلیه زمانها محاسبه شده است. احتمالاتی که در ماتریس ۱ مشاهده می شود، متوسط احتمالات انتقال کل دوره تحت بررسی است. از ماتریس فوق چنین استنباط می شود که چنانچه در زمان t بحران پولی وجود نداشته باشد، به احتمال ۷۳ درصد در زمان $t+1$ هم بحران پولی رخ نخواهد داد و فقط ۲۷ درصد احتمال دارد که در زمان $t+1$ حملات سوداگرانه موفق روی پول داخلی انجام شده و اقتصاد را دچار بحران نماید. چنانچه در زمان t بحران پولی رخ داده باشد به احتمال ۸۷ درصد در زمان $t+1$ بحرانی پولی زایل شده و وضعیت آرامش به اقتصاد باز می

گردد که این امر نشان از توان بالای اقتصاد در مقابله با بحران پولی و خنثی کردن سریع حملات سوداگرانه روی پول داخلی کشور می باشد.

۴- نتیجه گیری

در این مقاله با استفاده از الگوی چرخشی مارکوف، بحران پول رایج در اقتصاد ایران برآورد گردید. شاخص بحران (SPI) به صورت میانگین وزنی تغییرات نرخ ارز غیر رسمی واقعی و تغییرات ذخایر خارجی بانک مرکزی که وزن آنها معکوس انحراف معیارشان است، در نظر گرفته شد. از بین ۲۴ شاخص مؤثر بر بحران پول که در نظر گرفته شده بودند، فقط ۷ شاخص در رگرسیون های دو متغیره شامل SPI و هرکدام از شاخصها، معنی دار و علامت مورد انتظار را داشتند. اجرای الگوی چرخشی مارکوف بدون ورود متغیرهای توضیحی نشان داد که هم میانگین و هم انحراف معیار SPI در دوره های بحران و آرامش تفاوت معنی داری دارند و در دوره بحران، هر دوی آنها بیشترند. با ورود متغیرهای توضیحی به الگو ضمن حفظ تفاوت معنی دار میانگین و انحراف معیار SPI در دوره بحران از دوره آرامش، تعداد ۲۱ نقطه بحرانی شناسایی شدند که ۶ نقطه بیشتر از زمانی است که الگو بدون متغیرهای توضیحی اجرا شده بود و مبین این است که ورود متغیرهای توضیحی به الگو، توان آن را در شناسایی دقیقتر دوره های بحران بالا می برد.

ماتریس احتمالات انتقال محاسبه شده نشان می دهد چنانچه اقتصاد ایران در زمان t در وضعیت آرامش باشد، به احتمال ۷۳٪ در زمان $t+1$ هم در آرامش است و اگر در زمان t در وضعیت بحرانی قرار داشته باشد، به احتمال ۸۷٪ در زمان $t+1$ به وضعیت آرامش باز می گردد.

از بین متغیرهای به کار گرفته شده، مهمترین متغیر مؤثر بر بحران یا تشدید کننده آن، متغیر "نسبت بدهی دولت به بانک مرکزی به کل مطالبات بانک مرکزی" است.

فهرست منابع

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۷۶) ویژه نامه ارقام فصلی حسابهای ملی ۱۳۶۵-۷۵؛ اداره حسابهای اقتصادی.
۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۷۶) محاسبات حسابهای ملی فصلی ۱۳۶۵-۷۴؛ اداره حسابهای اقتصادی.
۳. شجری، هوشنگ و نصرالهی، خدیجه (۱۳۸۱) نظریه برابری قدرت خرید و ساختار بازار ارز در ایران؛ پژوهشهای اقتصادی، سال دوم، شماره پنجم و ششم.
۴. طبیبیان، محمد (۱۳۷۵) محاسبه فصلی متغیرهای کلان و تخمین یک الگوی کوتاه مدت اقتصادسنجی برای اقتصاد ایران؛ موسسه تحقیقات پولی و بانکی.
۵. طبیبیان، محمد، رشیدی، حسن و صدیقی، کاووس (۱۳۸۰) نظام اطلاعات برنامه ریزی (PDS) آمارهای فصلی مربوط به اطلاعات کلان فصلی؛ مؤسسه عالی پژوهش در برنامه ریزی توسعه، سازمان برنامه و بودجه.
۶. منجذب، محمد رضا (۱۳۷۶) داده های فصلی شده محاسبات ملی ایران؛ موسسه نشر جهاد.
۷. نادری، مرتضی (۱۳۸۲) ارائه سیستم هشدار پیش از موعد برای بحرانهای مالی در اقتصاد ایران؛ فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، شماره ۱۷.
8. Abiad, Abdul(2003), Early Warning Systems: A survey and a Regime Switching Approach, IMF working paper, wp/03/32.
9. Arias, G. and Erlandsson, Ulf G.(2004) Regime Switching as an Alternative Early Warning System of Currency Crises : an Application to South-East Asia, working paper.
10. Aziz, Caramazza and Salgado(2000) Currency Crisis: in Search of Common Elements, IMF working paper.
11. Caramazza, Ricci and Salgado(2000) Trade and Financial Contagion in Currency Crises; IMF working paper.
12. Chang, R. and Velasco, A.(2001) A Model of Financial Crises in Emerging Markets, Quarterly Journal of Economics, May, pp. 489-517.
13. Collins(2001) A Model of the Timing of Currency Crises; Georgetown University, Unpublished manuscript, August.
14. Dooley, M.(2000). A model of Crises in Emerging Markets; The Economic Journal, Vol. 110, pp. 256-272.

15. Edison(2000) do Indicators of Financial Crises Work? An Evaluation of an Early Warning System; Federal Reserve Board of Governors, International Finance Discussion paper.
16. Eichengreen, Rose and Wyplosz(1996) Contagious Currency Crises: First Tests; Scandinavian Journal of Economics, Vol. 98, pp. 463-84.
17. Flood, R. and Garber, P.(1984) Collapsing Exchange Rate Regimes: Some Linear Examples; Journal of International Economics, Vol. 17, pp. 1-13.
18. Hamilton(1988) 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, pp. 385-423.
19. Hamilton(1989), A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle; Econometrica, Vol. 57, pp. 357-84.
20. Hamilton(1990) Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime Journal of Econometrics, Vol. 45, pp. 39-70.
21. Herrera and Garcia(1999) User's Guide to Early Warning System for Macroeconomic Vulnerability in Latin American Countries; World Bank working paper, No. 2233.
22. Kaminsky, Lizondo and Reihart(1997) Leading Indicators of Currency Crises; IMF staff papers, No. 45.
23. Krolzig, H. M.(2004) Predicting Markov-Switching Vector Autoregressive Processes; JEL classification: C53, E37, C22& C32.
24. Kaufmann, Mehrez and Schmukler(1999), Predicting Currency Fluctuations and Crises: Do Resident Firm Have an Informational Advantage?; World bank working paper, No. 2259.

شاخصهای اولیه و جهت تاثیر آنها بر SPI	
شاخصها	جهت تاثیر
انحراف نرخ ارز واقعی از روند	مثبت
خالص صادرات به GDP	منفی
نرخ رشد صادرات	منفی
نرخ رشد واردات	مثبت
نرخ رشد صادرات به واردات	منفی
نسبت M2 به دارایی های خارجی	مثبت
نرخ رشد نسبت M2 به دارایی های خارجی	مثبت
نرخ رشد دارایی های خارجی	منفی
نرخ رشد اعتبارات	مثبت
نرخ رشد تولید واقعی	منفی
نرخ رشد اعتبارات به GDP	مثبت
نسبت بدهی های بانک مرکزی به دارایی های آن	مثبت
نسبت دارایی های خارجی بانک مرکزی به کل دارایی های آن	منفی
نرخ تورم	مثبت
نرخ رشد سپرده ها	منفی
تفاضل تورم داخلی از تورم جهانی	مثبت
نسبت سپرده ها به M2	منفی
نرخ رشد نسبت سپرده ها به M2	منفی
نسبت وامهای بانکی به سپرده ها	مثبت
نرخ رشد نسبت وامها به سپرده ها	مثبت
نسبت بدهی دولت به بانک مرکزی به کل بدهی ها به بانک مرکزی	مثبت
نرخ رشد نسبت بدهی های دولت به کل بدهی ها به بانک مرکزی	مثبت
نسبت M2 به درآمدهای حاصل از نفت	مثبت
نرخ رشد درآمدهای حاصل از نفت	منفی