مجلهٔ تحقیقات اقتصادی / دوره‌ی ۴۷، شماره‌ی ۳، سال ۹۱ / صفحات ۱۲۸ - ۱۰۹

اثر آزادسازی مالی بر محدودیت نقدینگی خانوار

سید محمدعلی کفایی*

استادیار دانشکده‌ی علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی

m-kafaie@sbu.ac.ir

جواد عرب‌یارمحمدی

دانشجوی دکتری اقتصاد **javad.yarmohamadi@hotmail.com**

تاریخ دریافت: ۸۹/۳/۲۲ تاریخ پذیرش: ۹۱/۴/۲

چکیده

در این مطالعه اثرگذاری آزادسازی مالی بر محدودیت نقدینگی خانوار، با استفاده از مدل تصحیح خطا بررسی شده است. چنان‌چه آزادسازی مالی، ابزارهای تبدیل درآمدهای آتی به مصرف جاری را گسترش دهد، از شدت محدودیت نقدینگی کاسته خواهد شد. ابتدا یک شاخص آزادسازی مالی به کمک تکنیک تحلیل، مؤلفه‌های اصلی و ترکیب شش متغیر، تعریف شده و سپس با تقسیم دوره‌ی مورد بررسی به دو زیر دوره و با بهره‌گیری از مدل تصحیح خطا، نسبت درآمدی افراد مواجه با محدودیت نقدینگی در هر دوره برآورد و با یکدیگر مقایسه می‌شود. نتایج، حاکی از رد فرضیه‌ی کاهش محدودیت نقدینگی در اثر آزادسازی مالی است.

طبقه‌بندی JEL: C22, E44, E21

کلید واژه: مصرف، درآمد دایمی، توسعه‌ی مالی، تحلیل مؤلفه‌های اصلی، تصحیح خطا.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

*- نویسنده‌ی مسئول

۱- مقدمه

در یک تقسیم‌بندی کلی، اقتصاد و فعالیت‌های اقتصادی را می‌توان به دو بخش واقعی و اسمی تقسیم کرد. در بخش واقعی اقتصاد، متغیرهایی چون مصرف، سرمایه‌گذاری، تولید و اشتغال تعیین می‌شوند؛ حال آن‌که بخش اسمی به عنوان مکمل بخش واقعی، در برگیرنده‌ی سایر فعالیت‌های اقتصادی است و لذا بازارهای پول، اوراق بهادار و دارایی‌های دیگر در این بخش دسته‌بندی می‌شود.

یکی از چالش‌های روبه‌روی اقتصاددانان در سال‌های گذشته، چگونگی ارتباط بین این دو بخش است. پس از شومپیتر، که بر اهمیت خدمات واسطه‌گری مالی در رشد اقتصادی تأکید داشته و معتقد به وجود رابطه‌ی بین دو بخش اسمی و واقعی بوده است، نظریه‌پردازان به دلایل متعددی از نقش بخش مالی در اقتصاد و تأثیر آن بر بخش واقعی چشم پوشیده و به این ترتیب منکر اثرگذاری بخش مالی بر بخش واقعی شده‌اند. اما در یک پیشرفت قابل توجه، اهمیت و تأثیر نظام مالی بر توسعه‌ی اقتصادی در مطالعات تأثیرگذار گلداشمیت[1] (۱۹۶۹)، مک‌کینون[2] (۱۹۷۳) و شاو[3] (۱۹۷۳) به اثبات رسید. هر چند هم‌چنان برخی مطالعات جهت علیت را از رشد اقتصادی به توسعه‌ی مالی می‌یابند، اما تأثیر توسعه‌ی مالی بر متغیرهای واقعی اینک امری پذیرفته شده بوده و نه تنها رشد اقتصادی به عنوان کانال تأثیرگذاری بخش اسمی بر بخش واقعی اقتصاد شناخته می‌شود، بلکه اعتقاد بر این است که توسعه‌ی مالی از راه‌های دیگری از جمله رابطه‌ی آن با مصرف و تصمیمات مصرفی نیز بر بخش واقعی اثر می‌گذارد. اصلی‌ترین کانال ارتباطی بین توسعه (آزادسازی) مالی و مصرف، مفهوم محدودیت نقدینگی[4] است. این محدودیت به معنی ناتوانی مصرف‌کنندگان در هزینه کردن درآمدهای آتی خود بوده و بی شک تا حد زیادی به ساختار نظام مالی وابسته است. بنابراین سئوال در خور توجه، در مورد شدت این محدودیت در نظام‌های مالی مختلف است. به عبارت دیگر آزادسازی مالی چگونه محدودیت نقدینگی را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟

در این مقاله سعی می‌شود تا اثر آزادسازی مالی بر محدودیت نقدینگی، که در تعریف تابع مصرف جامعه حایز اهمیت است، برای اقتصاد ایران مورد توجه قرار گیرد. اثبات اثربخشی آزادسازی مالی بر محدودیت نقدینگی و به دنبال آن بر مصرف، می‌تواند در اتخاذ سیاست‌های منجر به آزادسازی مالی تأثیرگذار باشد.

1- R.W. GoldSmith.
2- R.I. McKinnon.
3- E. S. Shaw.
4- Liqudity constraints.

۲- آزادسازی مالی

تا سال ۱۹۷۰ سرکوب مالی[1] چنان گسترده بود که برخی از کشورهای پیشرفته نیز از اثرات سرکوب مالی متأثر بودند. کنترل نرخ بهره و مقدار وام‌ها و اعتبارات بانکی و نیز کنترل بازارهای ارز و سرمایه‌ی خارجی یک اقدام فراگیر بود و سیاست‌های مدیریت اعتبار دولت، بخش مهمی از سرکوبی مالی را تشکیل می‌داد که در آن دولت از برخی بخش‌های اقتصادی حمایت و این بخش‌ها اعتبارات را با نرخ بهره‌ی واقعی پایین‌تر و یا حتی منفی دریافت می‌کردند. نظام بانکی که بخش عظیمی از نقش نظام مالی را ایفا می‌کند در سیطره‌ی دولت قرار داشت و تخصیص منابع مالی بیش‌تر با تکیه بر یک ابزار کیفی پولی و اعتباری و کنترل دستوری سبد دارایی[2] بانک‌ها انجام می‌گردید. ضرورت اجرای آزادسازی مالی و منطق آن به اوایل دهه‌ی ۱۹۷۰ برمی‌گردد که سه اقتصاددان به نام‌های گلداشمیت، شاو و مک‌کینون به طور مستقل نظریه‌هایی را مطرح کرده‌اند که پایه‌گذار مکتبی به نام مکتب استنفورد[3] شد. مفهوم توسعه یا آزادسازی مالی در این دهه پس از مفهوم سرکوب مالی مورد توجه قرار گرفت و با نقش آزاد بانک‌ها و مؤسسات اعتباری در تنظیم ارزش واقعی ابزارهای مالی و امکان مشارکت وسیع‌تر مبادله‌کنندگان از طریق این ابزارها همراه گردید.

از نظر مؤسسات بین‌المللی مانند صندوق بین‌المللی پول، بانک جهانی و سازمان تجارت جهانی، هرگونه اقدامی که به منظور کاهش کنترل بر تجارت آزاد باشد و حرکت به سمت اقتصاد آزاد را هدف خویش قرار داده باشد، اقدامی برای آزادسازی اقتصادی به‌شمار می‌رود. حال اگر آزادسازی در بخش مالی و خدمات مرتبط با آن انجام گیرد، آزادسازی مالی تلقی می‌شود. آزادسازی مالی تعیین قیمت دارایی‌های (ابزار) مالی و همچنین تخصیص اعتبار و گسترش طیف وسیعی از ابزارها و واسطه‌های مالی را به نیروهای بازار واگذار می‌کند[4]. از نظر بسیاری، آزادسازی نرخ بهره اصلی‌ترین مؤلفه‌ی آزادسازی مالی است، ولی آزادسازی نرخ بهره لزوماً به معنی افزایش نرخ بهره‌ی اسمی نیست. مطالعات انجام شده توسط جفی و راسل[5] (۱۹۶۷) و نیز استیگلتینر و وایس[6] (۱۹۸۱) نشان می‌دهد که علاوه بر مقررات زدایی از نرخ‌های بهره، برداشتن کنترل‌های

1- Financial repression.
2- portfolio.
3- Stanford.
۴- حمید ابرشیمی و محسن رحیم زاده نامور، ۱۳۸۵، ص ۳.
5- Jaffee and Russll.
6- Stiglitz and weiss.

اعتباری، سهولت ورود مؤسسات به بخش بانکی، استقلال بانک مرکزی، خصوصی‌سازی بخش بانکی و در نهایت آزادسازی حساب سرمایه، عناصر اصلی تشکیل‌دهنده آزادسازی مالی محسوب می‌شوند[۱]. همچنین از دیدگاه بندیرا[۲] (۲۰۰۰)، آزادسازی مالی شامل دو بخش است: نخست کنترل‌زدایی و محدود کردن دخالت‌های مستقیم دولت و دیگر جانشین کردن یک سیستم کنترل احتیاطی با هدف اطمینان از سلامت بانکداری. از نظر وی اقدامات اصلاحی، کنترل‌زدایی و تحدید دخالت‌های مستقیم دولت دارای ابعاد کلیدی متفاوتی است که تخصیص اعتبار[۳]، کنترل نرخ بهره، مالکیت بانک‌ها، قواعد احتیاطی[۴]، بازار اوراق بهادار و حساب سرمایه همگی از آن جمله‌اند[۵]. از دیدگاه باسویر نیز عناصر کلیدی آزادسازی مالی عبارتند از: کنترل زدایی‌از نرخ بهره، برداشتن کنترل‌های اعتباری، خصوصی‌سازی بانک‌های دولتی و مؤسسات مالی، آزاد کردن محدودیت ورود بخش خصوصی و یا بانک‌ها و مؤسسات مالی خارجی در بازارهای مالی داخلی، معرفی ابزار بازار محور کنترل پولی و آزادسازی حساب سرمایه[۶].

به طور کلی آزادسازی مالی، واسطه‌گری مالی را توسعه داده و به اصلاح سیستم مالی یک کشور منجر می‌شود. یک نظام اصلاح شده، بیشتر دارای نرخ‌های بهره‌ی بالاتر، محدودیت‌های اعتباری کم‌تر، افزایش فرصت‌های پس‌انداز، برخورداری از امکانات و ابزارهای سرمایه‌گذاری وسیع‌تر و تعدد و تنوع بیش‌تر در نهادهای مالی است.

آزادسازی و نوآوری مالی در دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ رشد یافته است. کشورهای توسعه‌یافته فرآیند آزادسازی مالی را در دهه‌ی ۱۹۷۰ آغاز کرده و در سال‌های بعد هم کشورهای در حال توسعه دست به آزادسازی بازارهای مالی خود زده‌اند. ایالات متحده، انگلستان و کانادا سریع‌تر از سایر کشورها به کنترل‌زدایی اقدام کردند. ژاپن در دهه‌ی ۱۹۸۰ قدم‌های مهمی در زمینه‌ی آزادسازی مالی برداشت. در کشورهای فرانسه و ایتالیا توسعه‌ی مالی به صورت محتاطانه‌ای پیگیری و کنترل‌های بازار سرمایه در دهه‌ی ۱۹۸۰ حذف گردید. کشورهایی نظیر استرالیا، زلاندنو و بیش‌تر کشورهای اسکاندیناوی در اواسط دهه‌ی ۱۹۸۰ در مسیر آزادسازی مالی گام برداشتند و کشورهایی چون یونان، پرتغال و اسپانیا به نسبت سیستم‌های کنترل شده‌تری را نگه داشته‌اند[۷].

۱- به نقل از صمد کریمی، ۱۳۸۴، صفحات ۱۱۷ و ۱۱۸.

2- Bandiera, Page 10.
3- Credit allocation .
4- Prudential regulation.
5- Bandiera (2000) Page 3.
6- Revisond Baswir, Pages 1-3.
7- Blundel-Wignal Pages 149-151.

آزادسازی مالی یک فرایند مرحله‌ای و مداوم است که طی زمان شکل می‌گیرد. برای بررسی تجربی اثرات آزادسازی مالی بر متغیرهای واقعی اقتصاد، در مطالعات مختلف، از شاخص‌های متفاوتی بهره گرفته شده است که هر کدام کاستی‌هایی دارند. بیشتر مطالعات دلیل خاصی برای انتخاب شاخص‌های مورد استفاده‌ی خود بیان نمی‌کنند و حتی در برخی موارد از شاخص‌های مختلفی استفاده می‌کنند تا از ضعف استفاده از یک شاخص بکاهند. این امر به‌ویژه در مطالعات گذشته مشهودتر است. افرادی چون بندیرا (۲۰۰۰) و ابیاد و مودی[1] (۲۰۰۲) تلاش کرده‌اند تا از شاخص‌هایی جامع‌تر بهره گیرند. شاخص‌های مختلف استفاده شده در مطالعات تجربی عبارتند از: شاخص تعمیق مالی[2]، شاخص نسبت حجم پول گسترده به GDP، نسبت اسکناس و مسکوک در دست اشخاص به حجم پول محدود، نسبت نقدینگی به حجم پول، شاخص بنیانی توسعه‌ی مالی، شاخص ساختاری توسعه‌ی مالی، اعتبارات اعطایی سیستم بانکی به بخش خصوصی نسبت به تولید ناخالص داخلی، نسبت اعتبارات اعطایی سیستم بانکی به بخش دولتی به تولید ناخالص داخلی، شاخص‌های کانت و لوین، نسبت سپرده‌های بانکی به تولید ناخالص داخلی اسمی، نرخ بهره، نرخ رشد بدهی‌های نقدی، نسبت موجودی بازار اوراق بهادار به نقدینگی، شاخص ابیاد و مودی و شاخص بندیرا[3].

تمامی شاخص‌های استفاده شده به جز دو مورد آخر همگی تنها به یک بعد از آزادسازی مالی توجه داشته‌اند. شاخص‌های ابیاد و مودی و شاخص بندیرا که به صورت ترکیبی ساخته می‌شوند جامعیت بیش‌تری دارند. ابیاد و مودی (۲۰۰۲)، شاخصی مشتمل بر شش متغیر ساخته‌اند، به طوری‌که برای هر یک از این شش متغیر، ۴ حالت از سرکوب مالی تا آزادی مالی را تعریف و به هر یک از این حالت‌ها به ترتیب اعداد یک تا ۴ را منسوب کرده‌اند. از جمع اعداد این شش متغیر یک مشاهده از شاخص ترکیبی ابیاد و مودی حاصل می‌شود. این شش متغیر عبارتند از: میزان استفاده از اعتبارات مستقیم و ذخیره‌ی قانونی، وجود کنترل نرخ بهره، وجوه قوانین ورود و سایر قوانین که رقابت را مختل می‌کند، وجود مقررات عملیاتی و عدم وجود مقررات احتیاطی، سهم دارایی‌های بخش عمومی در بخش مالی و کنترل بر معاملات مالی بین‌المللی. این شاخص علاوه بر این‌که وجوه مختلف آزادسازی مالی را نشان می‌دهد، این خطر را نیز حداقل می‌کند که تغییرات مشاهده شده در شاخص، ناشی از عواملی غیر از آزادسازی

1- Abiad and Mody.
2- Financial depth.
۳- برای مطالعه‌ی بیش‌تر در خصوص شاخص‌های آزادسازی مالی، به عرب‌یارمحمدی (۱۳۸۷) صفحات ۲۷ تا ۳۳ مراجعه کنید.

مالی باشد. بندیرا و همکاران (۲۰۰۰) نیز با نگاهی جامع به آزادسازی مالی، ابعاد مختلف آن را مدنظر قرار داده‌اند. آن‌ها هشت عامل مؤثر در آزادسازی مالی را شناسایی کرده و برای هر یک، متغیری مجازی (صفر و یکی) در نظر گرفته و سپس با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی[1] شاخص آزادسازی مالی را می‌سازند. هشت عامل مدنظر آن‌ها عبارتند از: نرخ بهره، حمایت از رقابت، نرخ ذخیره‌ی قانونی، سهمیه‌بندی اعتبار بانکی، مالکیت بانک‌ها، سیستم نظارتی، بازار سرمایه و آزادی مالی بین‌المللی.

۳- محدودیت نقدینگی و رابطه‌ی آن با آزادسازی مالی

آزادسازی مالی علاوه بر تولید، رشد اقتصادی و پس‌انداز، مصرف بخش خصوصی را نیز از طریق محدودیت نقدینگی تحت تأثیر قرار می‌دهد. مصرف‌کنندگان در صورتی با محدودیت نقدینگی مواجه‌اند که توانایی مصرف درآمدهای آینده خود را نداشته باشند. تمامی نظریات مصرفی که پس از کینز ارائه شده‌اند بر مبنای یک مدل بهینه‌یابی بین دوره‌ای شکل گرفته‌اند. در بررسی مدل بهینه‌یابی بین دوره‌ای، به طور گسترده‌ای از معادله‌ی محدودیت بودجه‌ای بین دو دوره‌ای استفاده می‌شود.

$$\sum_{t=0}^{T} \frac{c_t}{(1+r)^t} = \sum_{t=0}^{T} \frac{y_t}{(1+r)^t} \qquad (1)$$

که در آن y_t درآمد در دوره‌ی t، c_t مصرف در دوره‌ی t و r نرخ بهره است. این محدودیت بودجه‌ای فرض می‌کند که مصرف‌کننده قدرت دارد که منابع درآمدی خود را در طول زمان به هر طرف که بخواهد انتقال دهد. ولی انسان از تجربیات روزمره‌ی خود، پی می‌برد که این مطلب همیشه صادق نیست، چرا که بسیاری از خانوارها نمی‌توانند برای مصرف جاری خود به طور آزادانه و دلخواه و صرفاً به پشتوانه‌ی درآمد آینده‌شان اقدام به اخذ وام کنند. بررسی دوباره نظریه‌ی درآمد دایمی نشان می‌دهد که در حالت حدی وجود محدودیت نقدینگی که امکان قرض گرفتن وجود ندارد، تابع مصرف به سمت مصرف کینز میل می‌کند و فرضیه‌ی درآمد دایمی زمانی مصداق دارد که محدودیت نقدینگی وجود ندارد. حالت بینابین نیز، شبیه به تابع مصرف آندو و مودیگیلیانی است. محدودیت نقدینگی با مصرف رابطه‌ای نامثبت دارد، به این معنی که چنان‌چه به هر دلیلی محدودیت نقدینگی کاهش یابد، مصرف می‌تواند افزایش پیدا کند.

1- Principal Component Analyses (PCA).

براساس آن‌چه گفته شد، انتظار بر آن است که آزادسازی مالی منجر به تسهیل وام‌دهی توسط مؤسسات پولی و اعتباری شود. بنابراین به نظر می‌رسد که هرچه یک سیستم مالی به سمت آزادتر شدن پیش رود، مصرف‌کنندگان توانایی بیش‌تری برای دریافت وام خواهند داشت و آزادسازی مالی به کاهش محدودیت نقدینگی منجر می‌شود.

۴- مطالعات انجام شده

مطالعات انجام شده در خصوص اثر آزادسازی مالی بر محدودیت نقدینگی اندک است، ولی همین تعداد اندک هم به خوبی می‌تواند تنوع لازم را تأمین کند.

الف) اگل و برگ[1] (۱۹۹۶)

در نوامبر ۱۹۸۵ بانک مرکزی سوئد[2] محدودیت‌های موجود برای وام دهی بانک‌ها و مؤسسات مالی را کنار گذاشت. پنج سال بعد اقتصاد سوئد شاهد بدترین رکود بعد از ابتدای دهه‌ی ۱۹۳۰ بود. بین سال‌های ۱۹۹۱ تا ۱۹۹۳ تولید ناخالص داخلی و مصرف خصوصی به طور تعجب‌آوری سقوط کردند و بیکاری از ۱/۶ درصد به ۸/۲ درصد افزایش یافت. همزمان، قیمت سهام سقوط کرد، سیستم بانکی در شرف ورشکستگی قرار گرفت و کسری بودجه دولت نیز افزایش یافت. سئوال این بود که آیا ارتباطی بین این وقایع و آزادسازی مالی وجود دارد؟ برخی وجود این رابطه را تأیید کرده‌اند، بدین صورت که تصمیم بانک مرکزی سوئد موجب افزایش مصرف در اواخر دهه‌ی ۱۹۸۰ شده و این امر نیز بدهی خانوار را افزایش و در نتیجه سقوط اقتصاد را سبب شده است.

برای بررسی این موضوع، اگل و برگ شدت حساسیت مصرف به درآمد را با استفاده از داده‌های سالیانه‌ی سوئد از ۱۹۵۰ تا ۱۹۹۴، در طول زمان اندازه‌گیری کردند. اگر آزادسازی مالی بر مصرف مؤثر باشد، باید این حساسیت بعد از اواسط دهه‌ی ۱۹۸۰ کاهش یافته باشد. به منظور دستیابی به گزاره‌ای قابل آزمون، آن‌ها مصرف‌کنندگان را به دو گروه تفکیک کردند. گروه نخست با محدودیت نقدینگی مواجه بوده و مصرف خود را با توجه به درآمد جاری خود تعیین می‌کند، ولی مصرف گروه دوم قابل پیش‌بینی نیست و از فرضیه‌ی درآمد دایمی (عدم مواجهه با محدودیت نقدینگی) تبعیت می‌کند. بنابراین، براساس مفروضات معمول، معادله‌ی اویلر گروه اول به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\Delta C_t^{ci} = \Delta Y_t^{ci} \qquad (۲)$$

1- Agell and L. Berg.
2- Swedish Riks benk.

که در آن C_t^{ci} مصرف زمان t، Y_t^{ci} درآمد زمان t و Δ عملگر تفاضل مرتبه‌ی اول است. معادله‌ی اویلر گروه دوم نیز به صورت زیر است:

$$\Delta C_t^p = \mu^* + \varepsilon_t^* \qquad (۳)$$

که در آن μ^* یک عدد ثابت و ε_t^* جمله خطا است. اگر گروه اول سهم ثابت λ از درآمد کشور را در اختیار داشته باشند، از معادلات بالا می‌توان داشت:

$$\Delta C_t = \mu + \lambda \Delta Y_t + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

$$\mu = (۱-\lambda)\mu^* \quad , \quad \varepsilon_t = (۱-\lambda)\varepsilon_t^* \qquad (۵)$$

و با برآورد معادله‌ی (۴)، مقدار λ، یعنی سهم افرادی که با محدودیت نقدینگی روبرو بوده و با توجه به درآمد خویش مصرف می‌کنند، به‌دست خواهد آمد. با توجه به امکان بروز هم‌خطی بین ΔY_t با ε_t، اگل و برگ، با استفاده از روش کارول[1] و همکاران (۱۹۹۴)، مدل خود را به صورت زیر طراحی کردند:

$$\Delta C_t = \mu + \lambda \ \Delta Y_t + \ v_t \ + \theta v_{t-۱} \qquad (۶)$$

برای مشاهده‌ی این‌که حساسیت مصرف نسبت به درآمد در طول زمان تغییر می‌کند یا خیر، آن‌ها λهای مختلف را برای سال‌های ۱۹۸۰ به بعد برآورد کرده‌اند[2]. اگر آزادسازی مالی اثری بر افزایش مصرف داشته باشد، باید λ کاهش یابد. با توجه به نتایج حاصل از برآورد λ طی دهه‌ی ۱۹۸۰ پایدار بوده است (حدود ۰/۳).

ب) بلاندل[3] و همکاران (۱۹۹۰)

بلاندن و همکاران با هدف بررسی سیاست‌های پولی در کشورهایی با نظام مالی آزاد، اثر آزادسازی مالی بر حساسیت مصرف نسبت به درآمد را از طریق مدل:

$$\Delta C_t = \mu + B_۱ \Delta Y_t + B_۲ \Delta Y_{t-۱} + B_۳ \Delta Y_{t-۲} + w_t \qquad (۷)$$

و با استفاده از یک آزمون آماری با فرض صفر درستی فرضیه‌ی درآمد دایمی (یعنی $\sum_{i=۱}^{۳} B_i = ۰$) ارزیابی کرده‌اند. نتایج برآورد مدل بالا برای کشورهای عضو OECD طی سه دهه‌ی ۱۹۶۰، ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ به‌طور جداگانه، نشان داد که در آمریکا حساسیت نسبت به درآمد جاری (محدودیت نقدینگی) در دهه‌های ۶۰ و ۷۰ بسیار بالا بوده، ولی در

1- Caroll.

۲- برای سال ۸۰ از داده‌های سال‌های ۸۰ـ۵۰، برای ۸۱ از داده‌های سال‌های ۸۱ـ۵۰ و به همین‌ترتیب برای سال‌های بعد استفاده شده است.

3- Blundell-Wignal.

دهه‌ی ۸۰ خیلی کم و در حد صفر است، در ژاپن حساسیت نسبت به درآمد جاری در هر سه دهه معنی‌دار ولی مقدار آن در دهه‌ی ۸۰ نصف شده است، در انگلستان حساسیت نسبت به درآمد جاری در هر سه دهه با معنی و برابر مقدار ثابت ۰/۲ است، در کانادا حساسیت نسبت به درآمد در طول زمان کاهش یافته و در دهه‌ی ۱۹۸۰ تقریباً بی‌معنی شده است و در آلمان و فرانسه حساسیت نسبت به درآمد تغییر نکرده است. باید توجه داشت که در این دو کشور طی این سال‌ها آزادسازی مالی اتفاق نیفتاده است تا حساسیت نسبت به درآمد تحت تأثیر قرار گیرد. این آزمون یک بار هم با دادهای تلفیقی[1] برای کشورهایی که آزادسازی مالی در این سال‌ها در آن‌ها اتفاق افتاده، برآورد و فرض صفر ارزیابی شده است. نتیجه‌ی آزمون با داده‌های تلفیقی نشان می‌دهد که ضریب درآمد جاری با این‌که همیشه معنادار است، ولی در طول زمان مقدار آن کاهش یافته است. به این معنی که در طول آزادسازی مالی در این از محدودیت نقدینگی کم شده و حساسیت مصرف نسبت به درآمد جاری کاهش یافته است.

ج) شاه حبیبا...[2] و همکاران (۲۰۰۶)

شاه حبیبا... و همکاران، این سئوال را که آیا آزادسازی مالی سبب کاهش محدودیت نقدینگی می‌شود در کشورهای اندونزی، مالزی، میانمار، نپال، فیلیپین، سنگاپور، کره‌ی جنوبی، سری لانکا، تایوان و تایلند به آزمون گذاشته‌اند. آن‌ها برای یافتن پاسخ سئوال خود، از مدلی استفاده کرده‌اند که به نوعی همان مدل بهبود یافته‌ی اگل و برگ است، به طوری که می‌توان وجود محدودیت نقدینگی را با برآورد یک مدل تصحیح خطا[3] (ECM) به دست آمده از مدل عمومی ARDL به طور مستقیم مورد بررسی قرار داد. این مدل به‌صورت زیر است:

$$\Delta C_t = \alpha + B_0 \Delta Y_t + \sum_{j=1}^{n} B_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=1}^{m} \varphi_j \Delta C_{t-j} + \delta ECM_{t-1} \quad (8)$$

در این‌جا ECM_{t-1} همان ($C_{t-1}-\pi Y_{t-1}$) است که با جابه‌جایی اجزای مصرف و درآمد در معادله‌ی (۸) ظهور یافته است. در این مدل اگر δ منفی و معنادار باشد، ضمن این‌که می‌توان هم‌جمع بودن دو متغیر مصرف و درآمد را نتیجه گرفت، وجود محدودیت نقدینگی هم تأیید خواهد شد (چاه[4] و همکاران (۱۹۹۵)).

1- Pooled data.
2- Shah Habibullah.
3- Error Correction Model (ECM)
4- Chah

شاه حبیبا... و همکاران، مدل (۸) را برای سال‌های ۱۹۵۰ تا ۱۹۹۴ برآورد کردند. به این ترتیب که کل دوره را با فرض وقوع آزادی مالی در دوره‌ی دوم در هر کشور به دو زیر دوره تقسیم و سپس درصد افراد مواجه با محدودیت نقدینگی را در این دو دوره با هم مقایسه کردند. نتایج نشان می‌دهد که فقط در کشورهای کره‌ی جنوبی، سریلانکا و تایوان همراه با آزادسازی مالی، درصد افراد مواجه با محدودیت نقدینگی کاهش یافته و در بقیه‌ی کشورها این نسبت ثابت مانده و یا حتی افزایش داشته است.

۵- تدوین و برآورد مدل

در تدوین مدل فرض می‌شود که دو گروه مصرف‌کننده در اقتصاد وجود دارند، به طوری که یک گروه تصمیم‌های مصرفی خود را تنها برحسب درآمد جاری خود گرفته و گروه دوم، مصرف خود را با توجه به درآمد تمام عمر خود تنظیم می‌کند. کل درآمد قابل تصرف اقتصاد برابر حاصل جمع درآمد قابل تصرف این دو گروه خواهد بود؛ یعنی $Y_t=Y_{1t}+Y_{2t}$. حال با فرض این که درآمد گروه اول، یک نسبت ثابت مانند λ از کل درآمد جامعه باشد، یعنی $Y_{1t}=\lambda Y_t$ پس $Y_{2t}= (1-\lambda)Y_t$ خواهد بود. با این فرض که خانوارهای گروه اول براساس درآمد قابل تصرف خود مصرف می‌کنند، می‌توان نوشت: $\Delta C_{1t}=\lambda\Delta Y_t$. در مقابل براساس بحث هال[1] (۱۹۷۸)، مصرف گروه دوم (که به درآمد کل عمر خود توجه دارند) به صورت زیر در می‌آید:

$$\Delta C_{2t} = \mu + (1-\lambda)\, e_t \qquad (۹)$$

که درآن μ یک عدد ثابت است و e_t جمله‌ی اختلالی است که مصرف‌کنندگان بین دوره‌ی t و دوره‌ی t-1 در تنظیم مصرف خود با لحاظ درآمد دایمی داشته‌اند. حال تغییر مصرف کل را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\Delta C_t = \Delta C_{1t} + \Delta C_{2t} = \mu + \lambda\, \Delta Y_t + (1-\lambda)\, e_t \qquad (۱۰)$$

همان‌گونه که بیان شد، λ (نسبت درآمدی افرادی که براساس درآمد جاری خود مصرف می‌کنند) را می‌توان نسبت افراد مواجه با محدودیت نقدینگی نیز نامید. محققان فراوانی از جمله فلاوین[2] (۱۹۸۱)، دی لونگ و سامرز[3] (۱۹۸۶) و هال و میشکین[4] (۱۹۸۲) از این فکر و مدل‌سازی بهره گرفته و کامپل و منکیو[5] (۱۹۹۰) در این مورد

1- Hall
2- Flavin.
3- DeLong and Summers.
4- Mishkin.
5- Campell and Mankiw.

بحث کرده‌اند که این مدل‌سازی با داده‌های تجربی هم سازگار است. برآورد مدل بالا با مشکلاتی مواجه است. کامپل و منکیو (۱۹۹۰)، نشان داده‌اند که احتمال هم‌خطی بین e_t و Y_t وجود دارد و برآورد این مدل به روش‌های معمول سبب اریب شدن برآورد λ می‌شود. بدین سبب برخی از محققان هم‌چون شاه حبیب ا... (۲۰۰۶) از مدل تصحیح خطا که در سال ۱۹۸۳ توسط هندری[1] عرضه شد، استفاده کرده‌اند. تابع مصرف به روش تصحیح خطا، اولین بار به‌وسیله‌ی دیویدسن[2] و همکاران (۱۹۷۸) به صورت زیر استفاده شد:

$$\Delta C_t = \theta_0 + \theta_1 \Delta Y_t + \theta_2 (C_{t-1} - Y_{t-1}) + e_t \qquad (۱۱)$$

به این معنی که تغییر در مصرف دوره جاری وابسته به تغییر در درآمد دوره‌ی جاری و نیز میزان درآمد مصرف نشده (پس‌انداز) در دوره‌ی گذشته است. برآورد این مدل نه تنها ضریب مورد نیاز برای شناسایی رفتار مصرفی یا θ_1 (نسبت افراد مواجه با محدودیت نقدینگی) را به دست می‌دهد، بلکه می‌تواند به عنوان آزمون مستقیم سنجش همجمعی بین مصرف و درآمد نیز مدنظر قرار گیرد. بنرجی[3] و همکاران (۱۹۹۳) و کرمرز[4] و همکاران (۱۹۹۲)، نشان داده‌اند که معنادار بودن θ_2 به معنای همجمعی بین مصرف و درآمد است. به علاوه چاه و همکاران (۱۹۹۵)، اشاره می‌کنند که همجمعی بین مصرف و درآمد جاری نشان از وجود محدودیت نقدینگی دارد، زیرا هم‌جمعی بین دو متغیر، ناظر بر حرکت هماهنگ آن‌ها بوده و این حرکت هماهنگ به معنای وابستگی بین مصرف و درآمد جاری و یا به عبارتی، وجود محدودیت نقدینگی است. قابل توجه است که در مدل فوق θ_1 هم ارز λ در مدل قبلی و بیانگر نسبت (درآمدی) افرادی است که مصرف خود را بر اساس درآمد جاری خود تنظیم می‌کنند.

روش دیگر استخراج مدل تصحیح خطا، استفاده از مدل‌های خود توضیح با وقفه‌های توزیع شده[5] (ARDL) است. در مقایسه با مدل‌های تصحیح خطای ذکر شده در پیش، مدل حاصل از روش ARDL، کلی‌تر است (شاه حبیبا... و همکاران (۲۰۰۶)). به طور کلی مدل ARDL تابع مصرف را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$C_t = \alpha + \sum_{j=0}^{k} \beta_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^{m} \phi_j C_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۲)$$

1- Hendry.
2- Davidson.
3- Banerjee .
4- Kremers.
5- Auto Regressive Distributed Lag (ARDL).

که در آن مصرف کل جامعه در هر زمان علاوه بر درآمد در زمان حال و زمان‌های گذشته به مصرف در دوره‌های قبل (m دوره‌ی قبل) نیز بستگی دارد. با اضافه و کم کردن وقفه‌های متغیرهای مدل، بدون از دست دادن کلیت مسئله، مدل تصحیح خطای زیر به‌دست خواهد آمد:

$$\Delta C_t = \alpha + \beta_0 \Delta Y_t + \sum_{j=1}^{k} \beta_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=1}^{m} \phi_j \Delta C_{t-j} + \delta ecm_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۱۳)$$

که ecm_{t-1} همان $C_{t-1}-\gamma Y_{t-1}$ بوده و به کمک عملیات جبری ساده از جابه‌جایی متغیرهای با وقفه‌ی مصرف و درآمد و تغییر ضرایب در مدل ظاهر می‌شود. برآورد این مدل می‌تواند وجود و شدت محدودیت را نمایش دهد. با شناسایی مدل ARDL مناسب به کمک معیار شوارتز - بیزی و ۴ وقفه‌ی ورودی، نتایج برآورد این مدل برای اطلاعات فصلی ایران طی سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۵ به صورت زیر خواهد بود:

$$\Delta cons = -۱۷۲۶.۶ + ۰.۱۵۹\Delta inc - ۰.۲۵ ecm(-۱) \quad (۱۴)$$
$$(-۴.۰۵) \quad (-۲.۱۴) \quad (۴.۲۲)$$
$$SBC = -۶۲۶.۴۸ \qquad R^۲ = ۲۰\% \qquad D-W = ۲.۲۵$$

که در آن Cons همان مصرف خصوصی، Inc تولید ناخالص داخلی و ecm جمله‌ی تصحیح خطاست. در مدل ARDL مناسب شناسایی شده، تنها مصرف دوره‌ی قبل و درآمد دوره‌ی جاری بر مصرف جاری مؤثر شناخته می‌شوند. به این ترتیب مدل تصحیح خطای مرتبط که در معادله‌ی ۱۴ قابل ملاحظه است، فاقد تغییرات مصرف و درآمد در دوره‌های گذشته است. بنابراین در مقایسه با معادله‌ی ۱۳ تنها اجزای Δinc و $ecm(-۱)$ قابل رؤیت هستند که در حقیقت به ترتیب همان ΔY_t و ecm_{t-1} در معادله‌ی ۱۳ می‌باشند. چنان‌که ملاحظه می‌شود، با توجه به منفی و معنی‌دار بودن ضریب این جمله، معلوم می‌شود که درآمد و مصرف، همجمع و محدودیت نقدینگی در اقتصاد ایران وجود دارد. میزان آن نیز با توجه به ضریب تغییر درآمد، ۱۶ درصد است.

برای بررسی اثر آزادسازی مالی بر محدودیت نقدینگی، می‌توان دوره‌ی مورد بررسی را به دو دوره تقسیم نمود و محدودیت نقدینگی را در هر دو دوره برآورد و مقادیر آن‌ها را با یکدیگر مقایسه کرد. البته این در شرایطی ممکن خواهد بود که در دوره‌ی مورد بررسی، شواهد قابل اتکایی از آزادسازی مالی وجود داشته باشد. به منظور ملاحظه‌ی وضعیت نظام مالی و چگونگی فرآیند آزادسازی مالی در ایران، با تکیه بر روش‌شناسی معرفی شده توسط بندیرا، می‌توان برای ایران شاخص آزادسازی مالی مستقلی ارایه داد.

در دوره‌ی مورد بررسی، دو موج آزادسازی مالی در ایران ایجاد شده است. موج نخست در اوایل دهه‌ی ۱۳۷۰ و در راستای برنامه‌های آزادسازی اقتصادی به وقوع پیوسته و موج دوم در اواخر همین دهه و اوایل دهه‌ی ۱۳۸۰ اتفاق افتاده است. برای

مشاهده‌ی روند آزادسازی مالی و ساختن شاخص آزادی مالی، بسیاری از عوامل مؤثر بر آزادسازی مالی و روند تغییرات آن‌ها مد نظر قرار گرفته و با الهام از ابعادی که بندیرا در شاخص ابداعی خود منظور کرده، متغیرهای زیر برای شاخص آزادسازی مالی ایران مورد توجه قرار گرفته است:

۱- نرخ ارز

نظام ارزی ایران در دوره‌ی زمانی مورد بررسی دچار تغییرات فراوانی شده است؛ در سال‌های اواخر دهه‌ی ۱۳۶۰ تا آخر سال ۱۳۷۱، نرخ‌های ارز متعددی در کشور رواج داشت و در ابتدای سال ۱۳۷۲ سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز اعمال شد؛ نظام ارزی کشور نظام ارزی شناور هدایت شده و نرخ ارز شناور به عنوان نرخ ارز رسمی اعلام گردید، ولی در همین سال به منظور جلوگیری از پیامدهای منفی این تصمیم، سیاست‌های محدود کننده تجاری به وقوع پیوست. در سال بعد این سیاست‌ها با شدت بیش‌تری ادامه یافت و حتی عملیات ارزی خارج از سیستم بانکی قاچاق اعلام شد. در اردیبهشت ماه سال ۱۳۷۳ نرخ ارز دیگری با عنوان نرخ ارز صادراتی معرفی گردید. کنترل‌های ارزی و نظام چند نرخی در سال‌های بعد هم‌چنان ادامه یافته، به طوری که در سال ۱۳۷۸ سه نرخ ارز شناور، صادراتی و واریزنامه‌ای در نظام ارزی کشور وجود داشت. نظام ارزی در سال ۱۳۸۱ مورد بازنگری کلی قرار گرفت، سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز اجرا و نرخ ارز در ایران تک نرخی شد. هر چند در سال ۱۳۷۲ برای اولین بار نرخ ارز شناور به عنوان تنها نرخ ارز موجود اعلام شد ولی فرصت کوتاه موجود تا اعلام نرخ ارز دوم و سیاست‌های محدودکننده‌ای که در این فاصله‌ی کوتاه یک‌ساله اعمال شد، در عمل امکان تأثیرگذاری این سیاست بر بخش مالی را ایجاد نکرده است. اما سال ۱۳۸۱ را می‌توان به عنوان نقطه‌ی عطف سیاست‌های آزادسازی در مورد نرخ ارز در نظر گرفت. از این رو با این ایده که شرایط نرخ ارز در سال‌های پس و پیش از سال ۱۳۸۱ متفاوت بوده، برای متغیر مجازی آن در سال‌های پیش از ۱۳۸۱ مقدار صفر و در سال‌های پس از ۱۳۸۱ یک در نظر گرفته شده است.

۲ـ بازار سرمایه (بورس)

وقوع انقلاب و جنگ، بازار سرمایه را که بازار بورس اوراق بهادار نمود بارز آن است به رکود کشاند. پس از پایان جنگ، با آغاز برنامه‌های توسعه و پی‌گیری سیاست تعدیل اقتصادی، اقداماتی به منظور رونق بازار بورس به وقوع پیوست. در سال ۱۳۶۸ اقداماتی در جهت تسریع و تسهیل معاملات در بورس اوراق بهادار از قبیل اصلاح برخی مقررات و آیین‌نامه‌های اجرایی، مکانیزه کردن عملیات، به کارگیری نیروهای متخصص و تدارک برنامه‌های آموزشی صورت گرفت. در سال ۱۳۶۹ رکود ده ساله‌ی بازار بورس پایان یافت

و نقش مهمی را در جذب نقدینگی ایفا کرد. در این سال بانک‌ها، سازمان‌ها و نهادهای عمومی فعالیت گسترده‌ای را در بورس آغاز کردند. این رشد در سال‌های بعد نیز البته با مقدار و نرخ‌های متفاوتی ادامه یافت. درسال ۱۳۷۸، تعداد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس و حجم معاملات در بورس رشد چشم‌گیری داشت. اثر این توسعه‌ی بازار سرمایه به گونه‌ای بود که بعد از گذشت ۳ تا ۴ سال حباب قیمت ایجاد شد. با توجه به مطالب گفته شده، تغییر ایجاد شده در بازار سرمایه را می‌باید به سال ۱۳۶۹ نسبت داد. ولی ساختن متغیر مجازی بر این مبنا با توجه به این‌که این تغییر در ابتدای دوره رخ داده است، مانند بی‌توجهی به آن است[۱]. پس تغییرات عمده‌ی سال ۷۸ به عنوان تغییرات مؤثر مدنظر قرار گرفته و از این رو برای متغیر مجازی مبین شرایط بازار سرمایه، در سال‌های قبل از ۱۳۷۸، عدد صفر و در سال‌های پس از آن عدد یک لحاظ شده است.

۳- بانک‌های خصوصی

با وقوع انقلاب اسلامی و بر اساس اصل ۴۴ قانون اساسی، تمام بانک‌های خصوصی، ملی و دولت مالک آن‌ها شد. مجوز تأسیس اولین بانک خصوصی ایران پس از انقلاب در سال ۱۳۸۰ صادر شده و پس از آن بانک‌های دیگری تأسیس شدند، بنابراین متغیر مجازی وجود بانک‌های خصوصی برای سال‌های قبل از ۱۳۸۰، صفر و برای بعد از آن یک می‌باشد.

۴- مؤسسات اعتباری غیربانکی

در سال ۱۳۷۱ مقررات تأسیس و نحوه‌ی فعالیت مؤسسات اعتباری غیربانکی به تصویب شورای پول و اعتبار رسید. بنابراین متغیر مجازی وجود مؤسسات اعتباری غیربانکی تا سال ۱۳۷۱، مقدار صفر و بعد از سال ۱۳۷۱ مقدار یک را به خود می‌گیرد.

۵- نرخ ذخیره‌ی قانونی

نرخ ذخیره‌ی قانونی در دوره‌ی مورد مطالعه دچار نوساناتی شده و متوسط آن در سال ۱۳۷۰ افزایش یافته است. در این سال در حالی‌که نرخ سپرده‌های قانونی برای بانک‌های تخصصی ثابت باقی مانده، این نرخ برای انواع سپرده‌های بانک‌های تجاری افزایش یافته و یا در همان حد قبلی ثابت باقی مانده است. در سال ۱۳۷۲ نرخ سپرده‌ی قانونی دوباره دستخوش تغییراتی شده است. در این سال نرخ سپرده‌ی قانونی برای سرمایه‌گذاری‌های پنج ساله و برای سپرده‌های اشخاص نزد بانک‌های تخصصی (هر دو) به ۱۰ درصد تقلیل یافته است. در مقابل پیش پرداخت اعتبارات اسنادی در همین سال

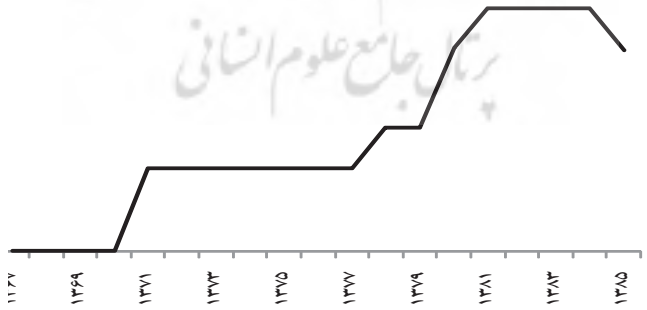
۱- هرچند سال ۱۳۶۷ ابتدای دوره‌ی مورد بررسی است، ولی با توجه به در نظر گرفتن وقفه‌ی یک‌ساله (چهار دوره) برای مدل، عملاً سال ابتدایی دوره ۱۳۶۸ خواهد بود.

مشمول ۳۰ درصد ذخیره‌ی قانونی شده است. در سال ۱۳۷۴ نرخ سپرده‌ی قانونی در قبال پس‌انداز قرض‌الحسنه از ۳۰ درصد به ۲۵ درصد کاهش و به سطحی پایین‌تر از سطح این نرخ در سال ۱۳۶۲ رسیده است. براساس گزارش بانک مرکزی متوسط نرخ ذخیره‌ی قانونی در سال ۱۳۸۰ کاهش قابل ملاحظه‌ای یافته، که سبب افزایش قدرت وام دهی سیستم بانکی شده است. تا قبل از سال ۱۳۸۰ تغییرات اندکی علاوه بر آن‌چه گفته شد، در نرخ ذخیره‌ی قانونی به وقوع پیوسته است ولی تغییرات سال ۱۳۸۰ شدیدترین کاهش را در متوسط نسبت ذخیره‌ی قانونی نشان می‌دهد. در سال ۱۳۸۳ دوباره نرخ سپرده‌های قانونی تغییر یافته و برای تمام انواع سپرده‌ها ۱۷ درصد تعیین شده است، اما چون پیش از این نرخ سپرده‌ی قانونی برخی از سپرده‌ها پایین‌تر و برخی بالاتر از این نرخ جدید بوده، این تغییر، متوسط نرخ را تغییر قابل توجهی نداده است. به این دلیل سال ۱۳۸۰ به عنوان سال تغییرات اساسی در نرخ ذخیره‌ی قانونی شناخته و مقدار متغیر مجازی مربوط برای سال‌های قبل و پس از ۱۳۸۰ به ترتیب صفر و یک تعیین شده است.

۶- نرخ سود

برای اولین بار بعد از جنگ، نرخ‌های سود سپرده‌های بانکی در سال ۱۳۷۱ افزایش یافته‌اند. این روند افزایشی تقریباً در تمامی سال‌ها ادامه پیدا کرده، تا این که در سال ۱۳۸۵، نرخ سود دچار کاهشی قابل توجه و معنی‌دار شده است. از این رو و به منظور ملاحظه‌ی تغییرات این عامل، متغیر مجازی تعریف شده است که برای فاصله‌ی سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۴، عدد یک و برای دیگر سال‌ها عدد صفر را اختیار می‌کند.

به این ترتیب با در نظر گرفتن شش متغیر مجازی پیش گفته و ترکیب این شش متغیر با استفاده از تکنیک تحلیل مؤلفه‌های اصلی و به کمک نرم افزار MATLAB، شاخص آزادسازی مالی ایران قابل استخراج خواهد بود:



نمودار ۱- شاخص آزادسازی مالی ایران

به طور کلی می‌توان دو موج آزادسازی مالی را در ایران مشاهده کرد. بنابراین دوره‌ی مورد بررسی به طور کلی به سه زیر دوره قابل تقسیم است. ولی با توجه به محدودیت‌های موجود و نیز تغییرات کوچک‌تر شاخص آزادسازی مالی در سال ۱۳۷۱ نسبت به تغییرات به وقوع پیوسته در فاصله‌ی زمانی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۱، تقسیم دوره‌ی مورد بررسی به دو زیر دوره (پیش و پس از سال ۱۳۷۸ یا پیش و پس از سال ۱۳۸۰) مناسب خواهد بود. نتایج آزمون چاو نشان می‌دهد، صرف نظر از این‌که زمان شکست داده‌ها فصل نخست سال ۱۳۷۸ یا فصل نخست سال ۱۳۸۰ در نظر گرفته شود، شکست ساختاری در سطح معنی‌داری ۵ درصد رخ داده است، ولی آماره‌ی آزمون برای سال ۱۳۷۸ بالاتر است. حال با در اختیار داشتن دو دوره‌ی متمایز و برآورد معادله برای هر یک از دو دوره به‌صورت مجزا می‌توان به اثر آزادسازی مالی بر محدودیت نقدینگی پی‌برد.

مدل ARDL مناسب برای دوره‌ی نخست، یعنی دوره‌ی پیش از سال ۱۳۷۸ با در نظر داشتن معیار شوراتز – بیزی و تعداد وقفه‌ی ورودی ۴، به قرار زیر است:

$$\underset{(۳,۰۱)}{cons} = \underset{(۳,۷۱)}{۵۷۳۲.۲ + ۰.۴۵cons(-۱)} + \underset{(۲,۶۶)}{۰.۲۰inc} \qquad (۱۵)$$

$$R^{۲} = ۸۲\% \qquad D-W = ۲.۱۵ \qquad SBC = -۳۴۹.۰۵$$

به این ترتیب مدل تصحیح خطا برای دوره‌ی نخست عبارت است از:

$$\underset{(۲,۶۶)}{\Delta cons} = \underset{(۳,۷۱)}{۵۷۳۲ + ۰.۲۱\Delta inc} \underset{(-۳,۰۵)}{- ۰.۲۹ecm(-۱)} \qquad (۱۶)$$

$$SBC = -۳۴۹.۰۵ \qquad R^{۲} = ۳۳\% \qquad D-W = ۲.۱۵$$

مدل ARDL مناسب برای دوره‌ی دوم، با توجه به معیار شوراتز – بیزی و ۴ وقفه‌ی ورودی عبارتست از:

$$\underset{(-۱,۷۴)}{cons} = \underset{(۹,۹۱)}{-۲۷۵۹ + ۰.۷cons(-۱)} + \underset{(۴,۱۴)}{۰.۱۹inc} \qquad (۱۷)$$

$$R^{۲} = ۹۸\% \qquad D-W = ۲.۲۲ \qquad SBC = -۲۷۲.۷۸$$

و مدل تصحیح خطا برای این دوره نیز عبارت است از:

$$\underset{(-۱,۷۴)}{\Delta cons} = \underset{(۴,۱۴)}{-۲۷۵۹ + ۰.۱۹\Delta inc} \underset{(-۴,۱۶)}{- ۰.۲۹ecm(-۱)} \qquad (۱۸)$$

$$R^{۲} = ۳۷\% \qquad D-W = ۲.۲۲ \qquad SBC = -۲۷۲.۷۸$$

منفی و معنی‌دار بودن ضریب ecm درهر دو دوره نشان می‌دهد که در هر دو دوره محدودیت نقدینگی وجود داشته است. نگاهی به نسبت افرادی که با محدودیت

نقدینگی مواجهند نیز نشان می‌دهد که نسبت این افراد در دوره‌ی اول، ۲۱ درصد و در دوره‌ی دوم ۱۹ درصد است. ولی اختلاف دو واحد درصدی موجود در نسبت درآمدی افراد مواجه با محدودیت نقدینگی از نظر آماری در سطح ۱۰ درصد (آزمون یک‌طرفه) معنی‌دار نیست.

چنان‌چه سال ۱۳۸۰ به عنوان نقطه‌ی عطف آزادسازی مالی در نظر گرفته شده و دوره‌ی مورد بررسی به دو دوره‌ی قبل و بعد از سال ۱۳۸۰ تقسیم شود، اختلاف نسبت افراد مواجه با محدودیت نقدینگی در این دو دوره به ۰/۳ واحد درصد کاهش یافته و هم‌چنان از نظر آماری بی‌معنی است. به عبارت دیگر با توجه به تقسیم‌بندی‌های انجام گرفته‌ی دوره‌ها و در دامنه‌ی اطلاعات موجود، فرضیه‌ی کاهش یافتن محدودیت نقدینگی ناشی از آزادسازی مالی، رد می‌شود.

۶- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

نتایج نشان می‌دهد که آزادسازی مالی به وقوع پیوسته در اقتصاد ایران که در نتیجه‌ی آن شاخص آزادسازی مالی ساخته شده را از صفر به بیش از ۲ افزایش داده، محدودیت نقدینگی را با کاهش مواجه نکرده است. به طور کلی این عدم کاهش محدودیت نقدینگی در شرایط آزادسازی مالی را می‌توان به نسبت کوچک افراد مواجه با محدودیت نقدینگی در کشور نسب داد. چنان‌که ملاحظه می‌شود، نسبت درآمدی افراد مواجه با محدودیت نقدینگی در ایران تنها ۱۶ درصد است. در حقیقت محدودیت نقدینگی در کشور حتی کم‌تر از انگلستانی است که یکی از توسعه یافته‌ترین سیستم‌های مالی را در بین کشورهای جهان دارد. بنابراین با توجه به سطح پایین محدودیت نقدینگی در کشور، نمی‌توان انتظار کاهش قابل توجه محدودیت نقدینگی را با اعمال سیاست‌های آزادسازی مالی داشت.

برای پایین بودن محدودیت نقدینگی در ایران باید توجیهاتی وجود داشته باشد، چرا که مدل مستفاد به لحاظ تکنیکی تفاوت چندانی با مدل بلاندل که محدودیت نقدینگی انگلستان را برآورد کرده است، ندارد. چنان‌که در بحث استخراج مدل اشاره شده است، نسبتی که برآورد می‌شود در حقیقت سهم درآمدی افراد مواجه با محدودیت نقدینگی است، یعنی افرادی که ۱۶ درصد درآمد کشور را در اختیار دارند با محدودیت نقدینگی مواجه‌اند. حال اگر بحث توزیع درآمد مدنظر قرار گیرد، مشاهده می‌شود که چنان‌چه کشوری از وضع توزیع درآمد نابرابرتری برخوردار باشد و امکان نقدکردن دارایی‌ها برای نسبت خاصی از افراد جامعه وجود نداشته باشد، نسبت درآمدی افراد مواجه با

محدودیت، در کشوری که شرایط نابرابرتری دارد، کم‌تر است. یکی دیگر از دلایل این سهم پایین را می‌توان در ابزارهای خاص بازارهای مالی ایران جستجو کرد که هرچند با توجه به تعاریف آن‌ها در مکانیسم‌های پیشرفته مالی نمی‌گنجند، اما فرآیند جابه‌جایی درآمدها و به‌ویژه قرض گرفتن درآمدهای آتی را تسهیل می‌کنند. یکی از این ابزارها چک‌های مدت‌دار است. براساس قانون چک، چک‌های حساب جاری وسیله‌ی پرداخت نقدی بوده و دارای اعتباری برای آینده نیست؛ ولی عرف استفاده از این ابزار در ایران، استفاده‌ی اعتباری و مدت‌دار است. چک‌های مدت‌دار را می‌توان یکی از ابزار مهم در نقد شدن دارایی‌ها و یا درآمدهای آتی در ایران دانست. وقتی می‌توان برای خرید کالاهای بادوام از چک‌های مدت‌دار استفاده کرد، در حقیقت درآمدهای آتی به زمان حال انتقال یافته و قابل مصرف خواهد بود. علاوه بر چک‌های مدت‌دار، خرید و فروش‌های اقساطی در ایران به خصوص خرید و فروش کالاهای بادوام از گذشته امری رایج بوده و اثر وجود چک‌های مدت‌دار را تقویت می‌کند.

فهرست منابع

۱- ابریشمی، حمید و محسن رحیم زاده نامور، (۱۳۸۵)، پس‌انداز خصوصی با تأکید بر عملکرد مالی در ایران، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۷۳، صفحات ۱ تا ۳۵.

۲- بازمحمدی حسین، (۱۳۸۲)، اصلاح نظام بانکی در راستای سامان‌دهی بازارهای مالی رسمی در جمهوری اسلامی ایران، تهران، پژوهشکده‌ی پولی و بانکی بانک مرکزی ج. ا. ا..

۳- برانسون، ویلیام اچ، (۱۳۸۳)، تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان، عباس شاکری، تهران، نشر نی.

۴- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه‌ی بانک مرکزی، سال‌های مختلف.

۵- ختایی، محمود، (۱۳۷۸)، گسترش بازارهای مالی و رشد اقتصادی، تهران، مؤسسه‌ی تحقیقات پولی و بانکی بانک مرکزی ج. ا. ا..

۶- شاکری، عباس و حسین خسروی، (۱۳۸۳)، آزمون نظریه‌ی مکینون- شاو در اقتصاد ایران، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، شماره‌ی ۱۴، صفحات ۱۰۹ تا ۱۲۶.

۷- عرب‌یارمحمدی، جواد، (۱۳۸۷)، اثر آزادسازی مالی بر محدودیت نقدینگی خانوار، دانشکده‌ی علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، پایان نامه‌ی کارشناسی‌ارشد.
۸- نیرومند، حسین‌علی، (۱۳۷۹)، تحلیل آماری چند متغیری کاربردی، مشهد، دانشگاه فردوسی.
9- Abiad, A. and A. Mody (2002). "Status Quo Bias in Financial Reform." Manuscript, IMF, July.
10- Agell J. and Berg L. (1996), Does Financial Deregulation Cause a Consumption Boom?, Scandinavian Journal of Economics,98, 579-607.
11- Bandiera, O, G. Caprio, P. Honohan and F. Schiantarekki (2000). Does Financial Reform Raise or ReduceSavings? The Review of Economics and Statistics 82 (2): 239-263.
12- Banerjee, A., Doladu, J. J., Galbraith, J. W. and Hendry, D. F., (1993), Co-integration, Error-Correction and the Econometric Analysis of Non-stationary Data, Oxford University Press, Oxford.
13- Baswir, Revisond, The dangers of financial liberalization for the Developing countries, Center for Economic Democracy Studies, Gadjah Mada University.
14- Blundell-Wignall, A., Browne F. and Manasse P., (1990), Monetary Policy in Liberalised Financial Markets, OECD Economic Studies, No. 15.
15- Campell, J. Y. and Mankiw, N. G., (1991), The Response of Consumption to Income: A Cross-Country Investigation, European Economic Review, 35, 723-767.
16- Caroll, C., Fuhrer, J., and Wilcox D., (1994), Does Consumer Sentiment Forecast Household Spending? If so, Why? American Economic Review, 84 (5), 1397-1408.
17- Chah, E. Y., Ramey, V. A. and Starr, R. M., (1995), Liquidity Constraints and Intertemporal Consumer Optimization: Theory and Evidence from Durable Goods, Journal of money, credit and Banking, 27, 272-28.
18- DeLong J. B. and L. H. Summers, (1986), The Changing Cyclical Variability of Economic Activity in The United States, in the American Business Cycle: Continuity and - Change, ed., R. J. Gordon. Chicago: University of Chicago Press, pp. 679-734
19- Davidson, J. E. H., D. F. Hendry, F. Srba and S. Yeo, (1978), Econometric Modeling of the Aggregate Time Series Relationship Between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom, Economic Journal, 88, 661-692.
20- Flavin, M. A. (1981), The Adjustment of Consumption to Changing Expectation About Future Income, Journal of Political Economy, 89, 974-1009

21- GoldSmith, R.W. (1969), Financial Structure and Develolxnent, Yale University Press.
22- Hall, R. E., (1978), Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent \income Hypothesis: Theory and Evidence, Journal of Political Economy, 86, 971-987.
23- Hall, R. E. and Mishkin, F. S., (1982), The Sensitivity of Consumption to Transitional Income: Estimates from panel data on households, Econometrica, 50, 461-481.
24- Kremers, J. J. M., Ericsson, N. R. and Doladu, J. J., (1992), The Power of Cointegration Tests, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54, 325-348.
25- McKinnon, R.I. (1973), Money and Capital in Economic Development, Brookings Institution.
26- Shah Habibullah, M., Smith P. and Azman-Saini W. N. W., (2006), Testing Liquidity Constraints in 10 Asian Developing Countries; An Error Correction Model Approach, Applied Economics , 38, 2535-2543.
27- Shaw, E. S. (1973) Financial Deepening in Economic Development, Oxford University Press.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی