تحقیقات اقتصادی / دورهٔ ۵۱، شمارهٔ ۲، تابستان ۱۳۹۵ / ص ۴۹۲-۴۵۷

مقایسهٔ اثربخشی رشد نقدینگی بر تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و اشتغال با حباب بازار دارایی‌ها

حسین صمصامی[۱]، پرویز داودی[۲]، هادی امیری جاوید[۳*]

۱. استادیار دانشکدهٔ علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی
H_Samsami@sbu.ac.ir
۲. استاد دانشکدهٔ علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی
P_Davoodi@sbu.ac.ir
۳. کارشناس ارشد برنامه‌ریزی سیستم‌های اقتصادی، دانشگاه شهید بهشتی
Hadiamirijavid@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۳/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۱/۲۵

چکیده

امروزه یکی از سؤال‌های مهم در اقتصاد ایران این است که آیا نقدینگی تزریق‌شده به اقتصاد بیشتر فعالیت‌های مولد را تحت تأثیر قرار داده یا فعالیت‌هایی که زمینهٔ سوداگرانه دارند. پژوهش حاضر به‌منظور مقایسهٔ اثر رشد نقدینگی بر بخش واقعی با حباب بازار دارایی‌ها در اقتصاد ایران طی دورهٔ (۴)۱۳۹۰- (۱)۱۳۷۳ انجام گرفته است. بدین منظور ابتدا شاخص قیمت چهار دارایی مهم اقتصاد ایران (ارز، مسکن، سهام و سکهٔ طلا) به‌کمک روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی ترکیب شده و شاخصی ترکیبی به‌نام شاخص قیمت دارایی‌ها ارائه می‌شود. در مرحلهٔ دوم شاخص قیمت دارایی‌ها با استفاده از روش ARDL برآورد شده و تغییرات پسماند معادلهٔ برآوردشده به‌عنوان مؤلفهٔ حبابی بازار دارایی‌ها (شاخص فعالیت‌های سفته‌بازی) در نظر گرفته می‌شود. در مرحلهٔ نهایی پژوهش، معادلهٔ مؤلفهٔ حبابی بازار دارایی‌ها در کنار معادلات تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و اشتغال قرار می‌گیرد و در چارچوب یک سیستم معادلات همزمان به روش 3SLS برآورد می‌شود. نتایج پژوهش حاکی از آن است که طی دورهٔ مذکور اثر رشد نقدینگی بر حباب بزرگ‌تر از تولید و سرمایه‌گذاری بوده است، اما رشد نقدینگی اثر معناداری بر اشتغال نداشته است.

طبقه‌بندی JEL: E52، E50، E59، C53

واژه‌های کلیدی: بخش واقعی، حباب بازار دارایی‌ها، سیستم معادلات همزمان، نقدینگی.

* نویسندهٔ مسئول، ۰۹۱۲۰۲۴۵۱۰۷

Archive of SID

www.SID.ir

مقدمه

سیاست‌های پولی بخشی از سیاست‌های اقتصادی هر کشور را تشکیل می‌دهند که از طریق آن مقامات پولی تلاش می‌کنند هماهنگ با سایر سیاست‌های اقتصادی، عرضهٔ پول را طوری کنترل کنند که متناسب با اهداف کشور باشد. نقش اصلی سیاست پولی، تنظیم و کنترل حجم نقدینگی هماهنگ با رشد امکانات تولیدی کشور است و مقامات پولی می‌توانند با استفاده از این ابزار، کنترل جریان نقدینگی جامعه را به‌دست گیرند و با هدایت آن به‌سمت سرمایه‌گذاری در بخش مولد، بر رشد و توسعهٔ اقتصادی تأثیر بگذارند.

اهمیت نقش سیاست پولی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین سیاست‌های طرف تقاضا و همچنین تسهیل‌کنندهٔ فرایند رشد اقتصادی موجب شده تا بحث رشد حجم پول و اثر آن بر بخش‌های مختلف اقتصادی همواره یکی از چالش‌برانگیزترین مباحث در ادبیات اقتصاد کلان باشد و بخش بزرگی از پژوهش‌های تجربی را به خود اختصاص دهد.

در ایران نیز سیاست‌های پولی با به‌کارگیری ابزارهای خاص خود در نهایت برای دستیابی به اهداف اقتصادی مانند سطح اشتغال، نرخ تورم، سرمایه‌گذاری‌ها و تولید و غیره اعمال می‌شود (داودی و صمصامی، ۱۳۸۸: ۲۶۵)؛ در نتیجه ابتدا باید از نحوهٔ اثرگذاری یا بی‌تأثیر بودن این سیاست‌ها اطمینان یافت و سپس نسبت به اعمال آن‌ها اقدام کرد، چراکه سیاست‌های بی‌اثر پولی نه‌تنها متناظر با صرف هزینه‌های بی‌ثمر اعمال سیاست‌اند، بلکه هزینه‌های دیگری همچون تورم در دوره‌های آتی را نیز به اقتصاد تحمیل خواهند کرد. از طرف دیگر به‌دلیل اینکه سیر افزایشی مخارج دولت و تأمین مالی کسری بودجه از طریق فروش ارزهای حاصل از درآمدهای نفتی به بانک مرکزی در دهه‌های اخیر، به افزایش مداوم حجم نقدینگی در کشور منجر شده است، بررسی اثرگذاری افزایش حجم پول و نقدینگی بر متغیرهای مهم اقتصاد ایران اهمیت دوچندان می‌یابد.

براساس مباحث اقتصادی می‌توان انتظار داشت که سیاست‌های پولی انبساطی و سهولت در اعطای وام به بنگاه‌ها موجب شده که سرمایه‌گذاری افزایش و همچنین کمبود نقدینگی بنگاه‌ها کاهش یافته و در نتیجه ظرفیت تولید کشور افزایش یابد. به‌علاوه رشد نقدینگی حاصل از طرف تقاضا نیز رشد اقتصادی را تحریک می‌کند؛ اما اگر این تغییرات در تقاضای کل و سیاست پولی به سمت عرضهٔ اقتصاد و بخش حقیقی

Archive of SID

www.SID.ir

منتقل نشود و نقدینگی به‌وجودآمده به سمت فعالیت‌های سوداگرانه و غیرمولد سوق داده شود، اثر منفی بر رشد اقتصادی خواهد داشت. نگاهی به نرخ رشد نقدینگی و نیز سایر شاخص‌های اقتصادی موفقیت این سیاست و هدایت صحیح نقدینگی در کشور را با تردید جدی مواجه می‌کند. برای مثال در در دورهٔ ۱۳۵۷-۱۳۹۱ نرخ رشد نقدینگی کشور به‌طور متوسط ۲۷/۷ درصد بود، درحالی‌که متوسط رشد تولید ناخالص داخلی ۲/۵ درصد و متوسط نرخ تورم ۱۹/۱ درصد بود. در این شرایط این سؤال پیش می‌آید که آیا رشد نقدینگی بیشتر فعالیت‌های مولد را تحت تأثیر قرار داده، یا فعالیت‌هایی که زمینهٔ سوداگرانه دارند؟

ازاین‌رو پژوهش حاضر در پی پاسخ به این پرسش است که به‌ازای هر درصد تغییر نقدینگی، شاخص فعالیت‌های سفته‌بازی و هرکدام از متغیرهای بخش واقعی (تولید ناخالص داخلی حقیقی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و اشتغال) اقتصاد ایران چند درصد تغییر یافته است.

این مقاله در پنج بخش تنظیم شده است. در بخش دوم به بیان مبانی نظری پژوهش پرداخته شده و در بخش سوم مطالعات تجربی داخل و خارج کشور مرور خواهد شد. بخش چهارم به بیان الگوی تحلیلی پژوهش و معادلات اختصاص دارد و در نهایت در بخش پنجم الگوی پژوهش برآورد شده و یافته‌های پژوهش بیان می‌شود. بخش ششم نیز به جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و بیان پیشنهادها اختصاص دارد.

مبانی نظری

اثرگذاری پول و نقدینگی بر متغیرهای حقیقی و اسمی اقتصاد، همواره از مهم‌ترین مسائل مورد بحث مکاتب اقتصادی بوده است، به‌طوری که امروزه نیز پس از گذشت نزدیک به هشتاد سال از ظهور انقلاب کینزی، این موضوع همچنان از چالش‌برانگیزترین مباحث علم اقتصاد کلان است. در بخش حاضر ابتدا با هدف آشنایی مبانی نظری سازوکار اثرگذاری پول بر اقتصاد، مروری بر این نظریه‌ها انجام خواهد گرفت و سپس به بیان مبانی نظری حباب و شکل‌گیری آن در اقتصاد پرداخته خواهد شد.

Archive of SID

www.SID.ir

۱. مبانی نظری سازوکار اثرگذاری پول بر اقتصاد

مطابق نظریه‌های اقتصاد پولی، سیاست پولی به‌طور معمول از راه کانال‌های نرخ بهره، نرخ ارز، قیمت سایر دارایی‌ها و اعتباری می‌تواند تولید و سطح عمومی قیمت‌ها را متأثر کند. در مباحث مربوط به جایگاه نرخ بهره در تقاضای پول و اثر آن بر بخش واقعی اقتصاد، کینزین‌ها در قالب منحنی‌های IS-LM تأثیرات نرخ بهره بر تقاضای سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهند. مصرف‌کننده دربارهٔ مسکن و مخارج صرف‌شده برای کالاهای بادوام همانند تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری عمل می‌کند. حال، با این فرض که کانال نرخ بهره بر تقاضای کالا و خدمات تأثیر می‌گذارد، می‌توان گفت با یک وقفهٔ زمانی تورم و تولید را نیز متأثر می‌سازد. دربارهٔ کانال نرخ ارز در طرف تقاضا، انبساط پولی که نرخ بهرهٔ حقیقی داخلی را کاهش می‌دهد، در وضعیت برابری بهره بدون پوشش خطر، ارزش حقیقی پول داخلی را کاهش می‌دهد. با کاهش ارزش حقیقی پول، صادرات رقابتی‌تر می‌شود، به‌تبع آن خالص صادرات و در نهایت، تقاضای کل افزایش می‌یابد. در طرف عرضه نیز کاهش ارزش واقعی پول، قیمت داخلی کالاهای وارداتی را افزایش می‌دهد و به‌طور مستقیم سبب افزایش تورم می‌شود. افزون‌بر این، قیمت بالاتر محصولات وارداتی عرضه کل را کاهش می‌دهد و با افزایش هزینهٔ تولید، کاهش تولید کل را سبب می‌شود.

دربارهٔ کانال وام‌دهی بانکی، هنگامی که حجم پول افزایش می‌یابد، به‌دلیل افزایش ذخایر مورد نیاز بانک‌ها، سپرده‌های بانکی افزایش می‌یابد و از این راه مقدار وام‌دهی بانک‌ها نیز بیشتر می‌شود. از طرفی، چون بخش عمده‌ای از سرمایه‌گذاری‌ها و مخارج مصرفی کالاهای بادوام با وام بانکی تأمین می‌شود، افزایش وام‌دهی سبب رشد تقاضای سرمایه‌گذاری و مخارج مصرفی می‌شود و در نهایت تقاضای کل و تولید کل را افزایش می‌دهد.

کانال ترازنامه نیز با تأثیرگذاری بر ارزش خالص بنگاه‌ها و مخارج مصرفی خانوار عمل می‌کند. انقباض پولی افزایش نرخ بهره را سبب می‌شود و در پی آن بر قیمت سهام بنگاه‌ها اثر منفی می‌گذارد و ارزش خالص بنگاه‌ها را تنزل می‌دهد. با کاهش قیمت

Archive of SID

www.SID.ir

سهام و ارزش خالص بنگاه‌ها، به‌دلیل پدید آمدن مسئلهٔ «گزینش نامناسب»[1] وام‌دهی به آنها به‌منظور تأمین مالی مخارج سرمایه‌گذاریشان کاهش می‌یابد. مضاف بر این، مسئله «خطر اخلاقی»[2] نیز به‌واسطهٔ کاهش در ارزش خالص بنگاه‌ها موجب تشویق سرمایه‌گذاران ریسک‌پذیرتر در اخذ وام می‌شود که خود نیز به کاهش وام‌دهی برای سرمایه‌گذاری می‌انجامد و در نهایت، سبب کاهش مخارج سرمایه‌گذاری می‌شود.

قیمت سایر دارایی‌ها شامل دارایی‌های مالی (سهام) و دارایی‌های فیزیکی (مسکن) عاملی مهم در در اثرگذاری سیاست پولی است. با اجرای سیاست پولی، قیمت سایر دارایی‌ها متناسب با درجهٔ تکانه پولی نوسان پیدا می‌کند و ممکن است بر تولید و سطح عمومی قیمت تأثیر بگذارد. تیلور[3] (۱۹۹۵) بیان می‌دارد که شواهد تجربی قوی دال بر وجود تأثیرات اساسی نرخ بهره بر تقاضای سرمایه‌گذاری و مخارج مصرف‌کننده وجود دارد. همچنین، برای سرمایه‌گذاری ثابت در ساختمان‌های مسکونی و سرمایه‌گذاری برنامه‌ریزی‌شده در موجودی انبار کم‌وبیش عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مشابه‌اند. قیمت مسکن می‌تواند بر تقاضای مسکن و در نتیجه سرمایه‌گذاری در ساختمان‌های مسکونی تأثیر بگذارد و از این طریق تقاضای کل، تولید و سطح عمومی قیمت‌ها را متأثر سازد.

میشکین[4] (۲۰۰۱) کانال قیمت سایر دارایی‌ها را براساس نظریهٔ q توبین[5] (۱۹۶۹) و اثر ثروت مودیگلیانی[6] (۱۹۷۱) معرفی می‌کند. وی معتقد است که سیاست پولی با متأثر کردن دارایی‌ها می‌تواند بر بخش واقعی اقتصاد تأثیر بگذارد که تأثیرگذاری از طریق این کانال با دو نظریهٔ یادشده انجام می‌گیرد. نظریهٔ q توبین سیاست پولی را با قیمت سهام بر اقتصاد مؤثر می‌داند. هنگامی که قیمت بازار سهام افزایش می‌یابد، سبب افزایش q توبین و کاهش هزینه سرمایه می‌شود که این امر افزایش تقاضای سرمایه‌گذاری و در نهایت تولید کل را در پی دارد. نظریهٔ q توبین را به غیر از بازار سهام در مورد بازار مسکن نیز می‌توان به‌کار برد. دربارهٔ مسکن می‌توان q را ارزش بازاری

1. Adverse Selection
2. Moral Hazard
3. Taylor
4. Mishkin
5. Tobin
6. Modigliani

Archive of SID

www.SID.ir

واحد مسکونی بر هزینهٔ ساخت واحد مسکونی بیان کرد. در واقع، زمانی که مقامات پولی با اجرای سیاست‌های پولی انقباضی نرخ بهره را افزایش دهند و وضعیت را برای دریافت وام مسکن از جانب متقاضیان خرید مسکن محدود کنند، تقاضا برای مسکن و در نتیجه ارزش بازار مسکن کاهش خواهد یافت.

دربارهٔ اثر ثروت، مودیگلیانی مصرف را تابعی از درآمد و ثروت، و پس‌انداز را تابعی مستقیم از درآمد و معکوس از ثروت می‌داند. به‌عبارت دیگر با افزایش درآمد مصرف و پس‌انداز افزایش می‌یابند؛ اما با افزایش ثروت با اینکه مصرف افزایش می‌یابد، از مقدار پس‌انداز کاسته می‌شود. چنانچه ثروت افزایش یابد، مصرف نیز افزایش می‌یابد که در نهایت تقاضای کل و تولید کل را افزایش می‌دهد. بنابراین، ثروت به‌عنوان یکی از عوامل تعیین‌کنندهٔ سطح مصرف مطرح شده است. به‌عبارت دیگر مصرف افزون بر درآمد، تابعی از مقدار ثروت حقیقی نیز در نظر گرفته شده است. از آنجا که مسکن جزء مهم ثروت است، هنگامی که قیمت آن افزایش می‌یابد، ثروت خانوار افزایش می‌یابد و وضعیت را برای مصرف بیشتر و افزایش تقاضای کل فراهم می‌آورد و بالتبع موجب افزایش تولید کل نیز می‌شود.

۲. مبانی نظری حباب

- **تعریف حباب**

واژهٔ حباب در ادبیات اقتصادی مفهوم جدیدی نیست و اقتصاددانانی مانند میل (۱۸۲۶) و کینز (۱۹۳۶) به این مفهوم اشاره کرده‌اند. کیندلبرگر[1] (۱۹۸۷) حباب را چنین تعریف می‌کند: «افزایش سریع در قیمت یک یا طیفی از دارایی‌ها در یک فرایند پیوسته، که افزایش قیمت اولیه انتظار افزایش قیمت آتی را ایجاد می‌کند و سبب جذب خریداران به بازار سرمایه می‌شود. سوداگران به‌طور معمول از سود حاصل از خرید و فروش استفاده می‌کنند تا از مصرف کالا. افزایش قیمت با معکوس شدن انتظارات سقوط می‌کند و به‌طور معمول سبب بروز بحران مالی می‌شود. اسمیت[2] تعریف دیگری را از حباب ارائه می‌کند که عبارت است از: «وضعیتی که در آن قیمت یک دارایی بسیار

1. Kindleberger
2. Smith

Archive of SID

www.SID.ir

بیشتر از ارزش تنزیل‌شدهٔ جریان نقدی مورد انتظار آن بالا می‌رود». بنابراین می‌توان ویژگی‌های بارز حباب را به‌صورت زیر خلاصه کرد: ۱. خریداران این دارایی را به‌علت انتظار افزایش قیمت آتی آن خریداری می‌کنند؛ ۲. قیمت‌ها بالاتر از سطحی هستند که سازگار با عوامل بنیادی اقتصاد است.

- **انواع حباب**

در ادبیات حباب، اصولاً دو نوع دسته‌بندی برای این پدیده وجود دارد. در نوع اول حباب‌ها به دو گونهٔ تصادفی و قطعی تقسیم می‌شوند. دسته‌بندی دیگر براساس عواملی که سبب انحراف از ارزش بنیادی می‌شوند، صورت می‌گیرد. این حباب‌ها را که به‌صورت انحراف از ارزش بنیادی دارایی تعریف می‌شوند، حباب‌های سوداگری می‌نامند که به چهار دستهٔ عقلایی، زودگذر (غیرعقلایی)، ذاتی و اطلاعاتی تقسیم می‌شوند.

- **آثار اقتصادی حباب‌ها**

هنگام وجود حباب در بازار، قیمت دارایی از رشد زیادی برخوردار است و بازدهی سرمایه‌گذاری در این بازار زیاد است. این افزایش قیمت و بازدهی سبب ورود سفته‌بازان به بازار می‌شود. در نتیجه حجم زیادی از منابع مالی به سمت بازار دارایی سوق پیدا می‌کند و این امر از سرمایه‌گذاری تولیدی جلوگیری می‌کند. به‌عبارت دیگر حباب سبب عدم توازن تخصیص مالی در بخش‌های اقتصادی می‌شود. جنبهٔ دیگری از اثرهای حباب‌های اقتصادی، اثر آن بر الگوی خرج کردن آحاد اقتصادی است. مالکان دارایی با قیمت بیش از حد زیاد، به خرج بیشتر تمایل دارند؛ زیرا احساس می‌کنند که ثروتمندتر شده‌اند (اثر ثروت). بنابراین تأثیرات عمدهٔ حباب‌های قیمتی دارایی در اقتصاد عبارت‌اند از:

۱. تأثیرات بازتوزیع ثروت؛

۲. اثر بر ارزش بنیادی بازارهای دارایی و در نهایت خلق بحران‌های بزرگ اقتصادی.

- **دیدگاه مکاتب اقتصادی نسبت به پدیدهٔ حباب**

دیدگاه مکتب شیکاگو و اقتصاددانان پول‌گرا تکذیب وجود هر گونه حباب است. آنها معتقدند آنچه به‌عنوان حباب مطرح می‌شود، در واقع نتیجهٔ عوامل واقعی است. اقتصاددانان طرف عرضه و مکتب شیکاگو معتقدند که تأیید وجود حباب در بازار، نوعی

Archive of SID

www.SID.ir

توهین به انسان اقتصادی[1] است؛ چراکه آنها این موضوع را بیان برخی نقایص روانی و ذهنی در افراد می‌دانند که رفع آنها نیاز به دخالت دولت دارد.

دیدگاه دوم که از سوی کینزی‌ها و طرفداران فایننس رفتاری[2] مانند رابرت شیلر[3] حمایت می‌شود بیانگر این مطلب است که ۱. وجود حباب‌ها یک واقعیت است؛ ۲. حباب‌ها به‌دلیل عوامل روانی و ذهنی فعالان بازار که در عبارت غیرعقلایی بودن افراطی خلاصه می‌شود و در کانون آن رفتارهای سوداگری فعالان بازار قرار دارد ایجاد می‌شود. براساس این دیدگاه ظهور و سقوط حباب‌ها ناشی از هوش هیجانی و احساسات فوق‌العاده زیاد انسان‌هاست. اگرچه عوامل واقعی نقشی را در ایجاد حباب‌ها ایفا می‌کنند، عوامل علّی مهم برای خلق مسیر ظهور و سقوط حباب‌ها عوامل روانی‌اند.

دیدگاه سوم نیز متعلق به مکتب اتریشی است که معتقد است حباب‌ها متشکل از تغییرات واقعی و روانی‌ای هستند که از دستکاری سیاست‌های پولی ایجاد می‌شوند. به بیان دیگر بدون تزریق پول، حباب‌ها به‌وجود نمی‌آیند. نتیجهٔ تزریق پول به اقتصاد این است که توزیع نادرست منابع مالی گسترش می‌یابد و بدین وسیله فعالیت‌های سوداگرانه و نامولد نسبت به فعالیت‌های مولد افزایش پیدا می‌کنند و از آنها پیشی می‌گیرند. مزیت این دیدگاه این است که علل اقتصادی حباب‌ها را مشخص می‌کند.

پیشینهٔ پژوهش

بحث اثرگذاری پول و به‌تبع آن نقدینگی بر متغیرهای حقیقی و اسمی اقتصاد جزء چالش‌برانگیزترین مباحث در اقتصاد کلان است و همواره تحقیقات تجربی زیادی را به خود اختصاص داده است. مطالعات فراوانی در خصوص اثرگذاری پول بر متغیرهای اقتصادی انجام گرفته، اما تحقیقی در زمینهٔ بررسی اثر همزمان پول بر متغیرهای بخش واقعی و همچنین حباب بازار دارایی‌ها صورت نگرفته است. بنابراین قسمت اول بخش حاضر به بررسی برخی مطالعات در زمینهٔ اثرگذاری پول بر اقتصاد و بخش دوم به بررسی پژوهش‌های انجام‌گرفته در زمینهٔ اثرگذاری سیاست پولی بر حباب‌ها می‌پردازد.

1. Homo Economics
2. Bihavioral Finance
3. Robert Shiller

Archive of SID

www.SID.ir

۱. مروری بر پژوهش‌های تجربی انجام‌گرفته در زمینهٔ اثرگذاری پول در اقتصاد

شلی و والاس[1] (۲۰۰۷) در مطالعه‌ای از الگوی فیشر و سیتر[2] برای بررسی خنثایی بلندمدت پول در مکزیک استفاده کردند. الگوی استفاده‌شده به روش ARIMA برآورد شد. بر مبنای الگوی مذکور خنثی بودن پول در بلندمدت (۱۹۳۲-۲۰۰۱) برای مکزیک رد می‌شود، هرچند که در دورهٔ کوتاه‌تر (۱۹۳۲-۱۹۸۱) خنثی بودن پول رد نشده است.

گئورگ تاوادورز[3] (۲۰۰۷) در مطالعهٔ خود به آزمون فرضیهٔ خنثایی پول در خاورمیانه پرداخت. در این پژوهش از داده‌های مربوط به حجم پول و تولید برای کشورهای مراکش، اردن و مصر و از هم‌جمعی و هم‌جمعی فصلی به‌منظور آزمون خنثایی پول استفاده شد. شواهد تجربی پژوهش بیانگر این است که پول و سطح قیمت‌ها هم‌جمع‌اند، اما هیچ هم‌جمعی با تولید ندارند؛ بنابراین در بلندمدت پول خنثی است.

چوکو[4] (۲۰۱۱) در مطالعهٔ خود با استفاده از داده‌های فصلی و روش کینگ و واتسون[5] (۱۹۹۷) به بررسی خنثایی پول در بلندمدت و کوتاه‌مدت برای اقتصاد نیجریه پرداخت. چوکو الگوی خود را با استفاده از مجموعه‌ای از معادلات همزمان پویا تصریح می‌کند. نتایج این پژوهش نشان‌دهندهٔ این است که پول در بلندمدت در نیجریه خنثی است و هیچ اثری بر تولید ندارد، اما در کوتاه‌مدت آثار حقیقی ضعیفی بر تولید دارد.

مصلحی (۱۳۸۵) در تحقیق خود با تأکید بر تأثیرگذاری سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای اسمی و حقیقی طی دورهٔ ۱۳۳۸-۱۳۸۳ و با استفاده از روش SUR به این نتایج رسید که اعمال سیاست پولی و همچنین مالی در اقتصاد ایران، قادر نیست متغیرهای حقیقی را متأثر کند. در نتیجه قسمت عمدهٔ تأثیرات آنها در بخش اسمی اقتصاد و به‌عبارتی سطح قیمت‌ها تخلیه می‌شود

شریفی رنانی (۱۳۸۹) در پژوهش خود به بررسی تأثیرات سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی و سطح عمومی قیمت‌ها در ایران پرداخته است. داده‌های این پژوهش،

1. Wallace and Shelly
2. Fisher and Seater
3. George Tawadros
4. Chuku
5. King and Watson

Archive of SID

www.SID.ir

فصلی و در دامنهٔ زمانی ۱۳۶۸-۱۳۸۷ بوده و رویکرد آن SVEC است. نتایج پژوهش نشان داد که در کوتاه‌مدت افزایش حجم پول سطح تولید را افزایش می‌دهد، ولی در بلندمدت اثری بر تولید ندارد، درحالی که پول هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت به افزایش سطح عمومی منجر قیمت‌ها می‌شود.

۲. مروری بر پژوهش‌های تجربی انجام‌گرفته در زمینهٔ اثر رشد پول بر حباب

درگر و والترز[1] (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای بررسی می‌کنند که آیا افزایش حجم نقدینگی در سال‌های اخیر سبب شکل‌گیری حباب‌های قیمتی در بازار دارایی‌ها شده است. نتایج نشان می‌دهند که شوک‌های نقدینگی طی دورهٔ ۱۹۸۵-۲۰۰۷ سبب افزایش قیمت مسکن می‌شود، درحالی‌که این اثر بر قیمت سهام ضعیف است. بنابراین افزایش نقدینگی به ایجاد حباب قیمت در بازار دارایی‌ها به‌ویژه مسکن منجر شده است.

اریف[2] و همکاران (۲۰۱۲) در مقاله‌ای با استفاده از داده‌های فصلی ۱۹۶۰-۲۰۱۱ و راه حل سیستم معادلات همزمان[3]، به بررسی تأثیرپذیری نقدینگی از عرضهٔ پول از طریق کانال نرخ بهره و اثرگذاری نقدینگی بر قیمت سهام در کانادا می‌پردازند. نتایج این پژوهش حاکی از اثرپذیری مثبت نقدینگی از عرضهٔ پول و اثرگذاری نقدینگی بر قیمت سهام است؛ در نتیجه این مطالعه تأیید کامل نظریهٔ درون‌زایی پول و همچنین تأثیر سیاست‌های پولی و نقدینگی در ایجاد حباب در بازارهای مالی است.

کرسی و سورنت[4] (۲۰۱۴) در مطالعهٔ خود با استفاده از رویکرد پویای سیستمی به بررسی ریشه‌های پولی حباب‌ها پرداختند. آنها یک الگوی فرم کاهش‌یافته برای برقراری ارتباط بین پویایی‌های نقدینگی و قیمت دارایی‌ها پیشنهاد دادند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که رشد نقدینگی اثر زیادی بر ایجاد حباب در بازارهای مالی دارد.

قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۷) در مقاله‌ای به بررسی اثرگذاری پول بر حباب قیمت مسکن پرداخته‌اند. در این مطالعه الگوی شکل‌گیری حباب قیمت مسکن با استفاده از روش ARDL و داده‌های فصلی ایران طی سال‌های ۱۳۷۱-۱۳۸۵ بررسی و الگوی

1. Dreger and Wolters
2. Ariff
3. Simultaneous Equations System
4. Corsi and Sornette

Archive of SID

www.SID.ir

پژوهش براساس الگوی چن و پاتل[1] (۱۹۹۸) تصریح شده است. نتایج برآورد الگوی این مطالعه نشان می‌دهد که متغیرهای سیاست‌های پولی از مهم‌ترین متغیرها در شکل‌گیری حباب در دورهٔ رونق و رکود در ایران بوده‌اند.

قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیرات سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در ۱۸ کشور از جمله ایران پرداختند. آنان در این بررسی از روش داده‌های ترکیبی (پانل) در بازهٔ زمانی ۱۹۹۱-۲۰۰۴ استفاده کردند. نتایج نشان می‌دهد که سیاست پولی سهم بزرگی را از نوسانات قیمت مسکن و شکل‌گیری حباب در ایران و کشورهای دارای نسبت قیمت به اجارهٔ بالاتر، به خود اختصاص داده است. متغیرهای برون‌بخشی، سیاست‌های اقتصادی و همچنین نقل و انتقالات بازار سرمایه و دارایی‌ها عوامل اصلی تعیین‌کنندهٔ حباب قیمت مسکن‌اند.

اصلانی و خسروی (۱۳۹۱) در مطالعهٔ خود پس از کشف وجود یا نبود حباب قیمت مسکن در تهران با روش ARDL، با استفاده از الگوی پوتربا و نظریهٔ Q توبین و در دامنهٔ زمانی ۱۳۷۱-۱۳۸۷ به بررسی عوامل مؤثر بر ایجاد یا تشدید حباب قیمت مسکن پرداختند. برپایهٔ نتایج این پژوهش، در دورهٔ مورد بررسی نوسانات نقدینگی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر تشکیل حباب قیمت در بازار مسکن تهران به‌شمار می‌رود.

کمیجانی، گندلی علیخانی و نادری (۱۳۹۲) در مقاله‌ای به‌کمک الگوی ARDL و با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۶۹-۱۳۹۰ به بررسی عوامل پولی مؤثر بر حباب بازار مسکن در اقتصاد ایران پرداختند. در این زمینه، آثار کوتاه‌مدت، پویا و بلندمدت متغیرهای نرخ ارز، قیمت طلا، شاخص کل سهام، نقدینگی، نرخ سود بانکی، نرخ تورم و درآمدهای نفتی بر حباب قیمت مسکن برآورد شده است. یافته‌های این پژوهش حاکی از ارتباط معنادار همهٔ متغیرهای مستقل پژوهش با متغیر وابسته در همهٔ ادوار اقتصادی بوده است.

۳. ویژگی‌های مطالعهٔ حاضر نسبت به مطالعات پیشین

با مرور پیشینهٔ پژوهش مشاهده می‌شود که مطالعهٔ کنونی, نسبت به مطالعات قبلی در این زمینه دارای سه ویژگی است: ۱. در مطالعهٔ حاضر، شاخصی برای اندازه‌گیری

1. Chen and Patel

Archive of SID

www.SID.ir

فعالیت‌های سفته‌بازی در اقتصاد ایران ساخته می‌شود، حال اینکه در هیچ یک از مطالعات قبلی چنین شاخصی در اقتصاد ایران ساخته نشده است؛ ۲. در همهٔ مطالعات گذشته، اثر رشد نقدینگی بر تولید و تورم به‌صورت مجزا بررسی شده که قابلیت مقایسهٔ این اثر بر دو بخش حقیقی و اسمی اقتصاد را با چالش‌هایی مواجه می‌کند، اما در مطالعهٔ حاضر اثر رشد نقدینگی بر بخش حقیقی و حباب بازار دارایی‌ها همزمان بررسی و مقایسه می‌شود؛ ۳. بیشتر مطالعات انجام‌گرفته در زمینهٔ بررسی اثر رشد نقدینگی بر حباب فقط حباب قیمت مسکن را مد نظر قرار داده‌اند و مطالعات بسیار کمی نیز این اثر را بر حباب قیمت سهام بررسی کرده‌اند؛ اما در مطالعهٔ حاضر حباب قیمتی دو دارایی بسیار مهم دیگر اقتصاد ایران (ارز و طلا) نیز مدنظر قرار می‌گیرد که این امر نتایج پژوهش را بیشتر قابل اطمینان می‌کند.

معرفی الگوی تحلیلی

در اقتصاد کشور دو دسته فعالیت‌های واقعی و سفته‌بازی وجود دارد که در پژوهش حاضر برای سنجش فعالیت‌های واقعی از شاخص‌های تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و اشتغال و برای اندازه‌گیری فعالیت‌های سفته‌بازی از مؤلفهٔ حبابی بازار دارایی‌ها استفاده می‌شود. در نتیجه برای ساخت شاخصی که بتواند فعالیت‌های سفته‌بازی را اندازه‌گیری کند و همچنین به‌منظور مقایسهٔ اثر نقدینگی بر شاخص مذکور با بخش واقعی، باید از روش‌های ترکیبی و چندمرحله‌ای استفاده کرد.

روش به‌کاررفته در پژوهش حاضر یک روش کمّی سه‌مرحله‌ای و برمبنای الگوهای اقتصادسنجی است؛ بدین صورت که در مرحلهٔ نخست با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی[1](PCA)، چهار متغیر شاخص قیمت مسکن، نرخ ارز، قیمت سکهٔ طلا و شاخص کل قیمت سهام ترکیب می‌شود و شاخصی ترکیبی تحت عنوان شاخص قیمت دارایی‌ها به‌دست می‌آید.

در مرحلهٔ دوم عوامل مؤثر بر شاخص قیمت دارایی‌ها بیان شده و این شاخص با استفاده از روش ARDL برآورد می‌شود. به‌دلیل اینکه در بازار دارایی‌ها بخش واقعی و

1. Principal Component Analysis

Archive of SID

www.SID.ir

سوداگرانه وجود دارد و قیمت هم تحت تأثیر عوامل بنیادی و هم تحت تأثیر عوامل غیربنیادی است، به‌منظور به‌دست آوردن شاخص فعالیت‌های سفته‌بازی (حباب قیمتی)، باید مؤلفه‌های حبابی از قیمت واقعی تحت تأثیر عوامل بنیادی تفکیک شود؛ در نتیجه تغییرات جمله پسماند معادلهٔ تخمین زده‌شده به‌عنوان مؤلفهٔ حبابی بازار دارایی‌ها (شاخص فعالیت‌های سفته‌بازی) در نظر گرفته می‌شود.

پس از تعیین عوامل مؤثر بر مؤلفهٔ حبابی بازار دارایی‌ها، در مرحلهٔ سوم معادلهٔ مربوط به حباب در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی کلان کوچک‌مقیاس در کنار معادلات مربوط به تولید ناخالص داخلی حقیقی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و اشتغال در یک سیستم معادلات همزمان قرار داده می‌شود. سپس این سیستم معادلات همزمان با استفاده از روش سیستمی حداقل مربعات سه‌مرحله‌ای[1] (3SLS) حل و برآورد می‌شود. پس از برآورد معادلات، با شبیه‌سازی الگو، میزان دقیق اثر نقدینگی بر شاخص‌های یادشده به‌دست می‌آید.

۱. ساخت شاخص قیمت دارایی‌ها

- **روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی**

تحلیل داده‌های چندگانه، در تحلیل اطلاعات اهمیت اساسی دارد. مجموعهٔ داده‌های چندگانه، متغیرهای زیادی را برای هر مشاهده در بر دارند. اگر در هر مجموعه داده n متغیر وجود داشته باشد، هر متغیر ممکن است دارای چند بعد باشد. با توجه به اینکه اغلب درک فضای چندبعدی دشوار است، روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی ابعاد همهٔ مشاهدات را براساس شاخص ترکیبی و دسته‌بندی مشاهدات مشابه کاهش می‌دهد (محدث، ۱۳۸۹: ۲).

تحلیل مؤلفه‌های اساسی از انواع روش‌های تحلیل داده‌های چندمتغیره است که هدف اصلی آن تقلیل بعد مسئلهٔ مورد مطالعه است. یکی از کاربردهای مهم روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی در رگرسیون است. با استفاده از تحلیل مؤلفه‌های اساسی می‌توان تعداد زیادی متغیر توضیحی (متغیر مستقل) همبسته را با تعداد محدودی

1. 3 Stage Least Squares

Archive of SID

www.SID.ir

متغیر توضیحی جدید که مؤلفه‌های اساسی نامیده می‌شوند و ناهمبسته‌اند، جایگزین کرد. به این ترتیب نه‌تنها بُعد مسئله تقلیل می‌یابد، بلکه مسئله چندهمخطی نیز پیش نمی‌آید.

مؤلفه‌های اساسی را می‌توان با استفاده از مجموعه داده‌های اصلی و حتی در صورت دسترسی نداشتن به داده‌های اصلی با استفاده از ماتریس کوواریانس یا ماتریس همبستگی محاسبه کرد. اولین مؤلفهٔ اساسی استخراج‌شده بیشترین مقدار پراکندگی داده‌ها را در کل مجموعهٔ داده‌ها در نظر می‌گیرد. در این روش تعداد مؤلفه‌های اساسی استخراج‌شده در هر الگو برابر است با تعداد متغیرهایی که بررسی می‌شوند، اما می‌توان تعداد مشخصی از این مؤلفه‌ها را انتخاب کرد. به‌طور معمول یک یا دو مؤلفهٔ اساسی اول مقدار زیادی از پراکندگی داده‌ها را در نظر می‌گیرند؛ بنابراین انتخاب یک یا دو مؤلفهٔ اساسی اول برای ادامهٔ کار کفایت می‌کند.

- **دارایی‌های به‌کاررفته در ساخت شاخص**

بنابر مبانی نظری و نیز مطالعات انجام‌گرفته، در ایران دارایی‌هایی که به‌نظر می‌رسد در سبد مصرفی خانوارها و بنگاه‌های اقتصادی و همچنین در تورم انتظاری و محقق‌شده تأثیر زیادی داشته باشند عبارت‌اند از: ارز، مسکن، سهام و طلا (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۸۹). بنابراین به‌منظور ساخت شاخص قیمت دارایی‌ها در ادامهٔ پژوهش حاضر، از این چهار دارایی به‌عنوان مهم‌ترین دارایی‌ها در اقتصاد ایران استفاده خواهد شد.

- **الگوی ساخت شاخص قیمت دارایی‌ها با استفاده از روش PCA**

براساس مطالب بیان‌شده و روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی، از میان چهار مؤلفه، مؤلفهٔ اساسی اول (PC_1) به‌دلیل بیشترین توانایی در توضیح واریانس متغیرها انتخاب می‌شود و به‌ازای هر متغیر یک ضریب به‌دست می‌دهد که براساس آن شاخص ترکیبی قیمت دارایی‌ها از طریق معادلهٔ زیر ساخته می‌شود:

$$API = PC_{1EXR}\ EXR + PC_{1PH}\ PH + PC_{1SP}\ SP + PC_{1GCP}GCP \qquad (۱)$$

Archive of SID

www.SID.ir

که به‌ازای هرکدام از فصول بیان‌شده یک مقدار به‌صورت زیر به‌دست می‌دهد:

$$API_i = PC_{1EXR}\ EXR_i + PC_{1PH}\ PH_i + PC_{1SP}\ SP_i + PC_{1GCP}\ GCP_i$$

در معادلهٔ بالا، API شاخص قیمت دارایی‌ها، EXR نرخ ارز اسمی در بازار آزاد، PH شاخص قیمت مسکن، SP شاخص کل قیمت سهام، GCP قیمت سکهٔ طلا، PC_{1j} ضریب مؤلفهٔ اساسی PC_1 برای دارایی j، و در نهایت i فصل مورد نظر است.

۲. برآورد شاخص قیمت دارایی‌ها

پس از اینکه مقادیر شاخص قیمت دارایی‌ها به‌دست آمد، عوامل مؤثر بر آن بیان شده و معادلهٔ مربوط به این شاخص برآورد می‌شود. با توجه به مبانی نظری و مطالعات انجام‌گرفته در این زمینه مانند چن و پاتل (۱۹۹۸)، چانگ و تای[1] (۱۹۹۸) ، کتینچی و اوز[2] (۲۰۰۸) و دلاوری و رحمتی (۱۳۸۹) شاخص قیمت دارایی‌ها، تابعی از چهار متغیر نقدینگی، GDP، نرخ تورم و قیمت نفت در نظر گرفته شده و با روش ARDL برآورد می‌شود. در نتیجه معادلهٔ شاخص قیمت دارایی‌ها به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$LAPI = f\,[LLIQ, LGDP, INF, LOILP] \qquad (۲)$$

۳. معرفی الگوی تعیین معادلهٔ مؤلفهٔ حبابی بازار دارایی‌ها

پس از برآورد معادلهٔ شاخص قیمت دارایی‌ها، تغییرات پسماند معادله برآورد شده، پس از استاندارد شدن به‌عنوان مؤلفهٔ حبابی بازار دارایی‌ها در نظر گرفته شده و سپس در الگوی نهایی اثر رشد نقدینگی به‌صورت همزمان بر این متغیر و همچنین بخش واقعی اقتصاد سنجیده خواهد شد. در نتیجه الگوی مربوط به تعیین معادلهٔ مؤلفهٔ حبابی بازار دارایی‌ها براساس مبانی نظری حباب و مطالعات درگر و والترز (۲۰۰۹) و قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۷) به‌صورت زیر خواهد بود:

$$LMAI = f\,[LLIQ, LGDP, INF, LEXR, LR] \qquad (۳)$$

1. Chung and Tai
2. Ketenchi and Uz

Archive of SID

www.SID.ir

۴. معرفی الگوی اقتصادسنجی کلان

به‌منظور تدوین الگوی تحلیلی مناسب برای بررسی اثر نقدینگی بر متغیرهای پژوهش با توجه به ویژگی‌های ذکرشده در اقتصاد ایران، از یک الگوی اقتصاد کلان استفاده می‌شود که دارای دو بخش عرضه و تقاضای کل است. معادلات این الگو با اتکا به مقالهٔ گلیفاسون و رادتزکی (۱۹۹۱)[1] تصریح شده است. مزیت اصلی الگوی گلیفاسون و رادتزکی این است که این الگو برای یک کشور در حال توسعه طراحی شده است. تا حد امکان سعی می‌شود مفروضات الگوی کلان مزبور با شرایط اقتصاد ایران هماهنگ شود تا بتوان در چارچوب آن اثر رشد نقدینگی بر متغیرهای وابسته پژوهش را به‌طور مقایسه‌ای بررسی کرد.

- **عرضهٔ کل**

فرض می‌شود که تولید کل واقعی (Q) با استفاده از دو عامل تولید؛ نیروی کار داخلی (L) با دستمزد اسمی (W)، و نهاده های وارداتی (N) با قیمت (R) برحسب پول خارجی و نرخ ارز ثابت e تولید می‌شود.

$$Q = Q(L, N) \qquad (۴)$$

$$\frac{\partial Q}{\partial N} = Q_N > 0$$

$$\frac{\partial Q}{\partial L} = Q_L > 0$$

$$Q_{NN} < 0 \, , \, Q_{LL} < 0$$

این تابع دارای ویژگی‌های زیر است:

۱. تولید نهایی عوامل مثبت است؛

۲. عوامل تولید با بازدهی نزولی مواجه‌اند؛

۳. عوامل تولید جانشین یکدیگرند.

ازآنجا که محدودیت ارزی در اقتصاد، یکی از ویژگی‌های مهم اقتصاد ایران است، منحنی عرضهٔ کل با فرض وجود محدودیت ارزی استخراج می‌شود.

1. Gylfason and Radetzki

Archive of SID

www.SID.ir

استخراج عرضهٔ کل با محدودیت ارزی: در این شرایط با استفاده از مطالعهٔ صمصامی (۱۳۷۸) توابع تقاضای نهاده با حداکثر کردن تابع سود به‌صورت زیر استخراج می‌شود:

$$\text{Max } \pi = P.Q - W.L - R.N \qquad (۵)$$

محدودیت ارزی $S.t: \beta_{\cdot}.\bar{q} = R.N$

که در آن $\bar{q}$ میزان درآمدهای ارزی (محدودیت ارزی) و β_0 نسبت درآمدهای ارزی اختصاص‌یافته به نهاده‌های وارداتی‌اند.

تابع لاگرانژ $\xi = P.Q - W.L - R.e.N + \lambda(\beta_0.\bar{q} - R.N)$

$$\frac{\partial \xi}{\partial L} = P\frac{\partial Q}{\partial L} - W = 0 \qquad (۶)$$

$$\frac{\partial \xi}{\partial N} = P\frac{\partial Q}{\partial N} - R.e - \lambda.R = 0 \qquad (۷)$$

$$\frac{\partial \xi}{\partial \lambda} = \beta_{\cdot}.\bar{q} - R.N = 0 \qquad (۸)$$

با استفاده از شرایط مرتبهٔ اول مقادیر L و N به‌دست می‌آید.

$$N = \frac{\beta_{\cdot}.\bar{q}}{R} \qquad (۹)$$

$$L = L\left(\frac{W}{P}, \beta_{\cdot}\frac{\bar{q}}{R}\right),\ \lambda = \lambda\left(\frac{W}{P}, \beta_{\cdot}\frac{\bar{q}}{R}\right) \qquad (۱۰)$$

با جایگذاری معادلات ۹ و ۱۰ در معادلهٔ ۴ خواهیم داشت:

$$Q = Q\left(\beta_{\cdot}\frac{\bar{q}}{R}, \frac{W}{P}\right) \qquad (۱۱)$$

$$\frac{\partial Q}{\partial \bar{q}} > ۰,\ \frac{\partial Q}{\partial\left(\frac{W}{P}\right)} < ۰$$

GDP حقیقی از اختلاف بین تولید کل از نهاده‌های داخلی واقعی به‌دست می‌آید.

Archive of SID

www.SID.ir

$$GDP = Y = Q - \frac{eRN}{P}$$

به جای N در معادلهٔ ۸ ، رابطهٔ ۹ جایگزین می‌شود.

$$GDP = Y = Q - \left(e\frac{\beta.\bar{q}}{P}\right) \qquad (۱۲)$$

با استفاده از معادلات ۱۱ و ۱۲ برحسب سطح عمومی قیمت‌ها، تابع عرضهٔ کل اقتصاد به‌دست می‌آید:

$$P = P\left(e, \frac{\beta.\bar{q}}{R}, W, Y\right) \qquad (۱۳)$$

در این تابع خواهیم داشت:

$$\frac{\partial P}{\partial e} > ۰ \ , \ \frac{\partial P}{\partial W} > ۰ \ , \ \frac{\partial P}{\partial Y} > ۰$$

- **تقاضای کل**

در طرف تقاضای اقتصاد معادلهٔ اصلی تقاضای کل عبارت است از:

$$Y = C + IP + G + X - [Z + \left(\frac{e.R}{P}\right)N] \Rightarrow Y = E + X - [Z + \left(\frac{e.R}{P}\right)N] \qquad (۱۴)$$

که در آن E مخارج کل (شامل مصرف خصوصی (C)، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (IP) و مخارج دولت (G)، Z واردات کالاهای مصرفی نهایی، N واردات نهاده‌های تولید و X صادرات است.

فرض می‌شود مخارج کل تابعی از تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، حجم پول و مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری دولت است.

تابع مخارج کل عبارت است از:

$$E = E\ (Y, M, G) \qquad (۱۵)$$

در اقتصاد ایران، درآمدهای ارزی هر دو متغیر حجم پول و مخارج دولت را تحت تأثیر قرار می‌دهد. افزایش درآمدهای ارزی، ذخایر ارزی بانک مرکزی و در نتیجه پایهٔ پولی را بالا می‌برد. این امر به افزایش عرضهٔ پول و مخارج کل در اقتصاد منجر می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

برای مشخص کردن این تأثیرگذاری، رابطهٔ کلی عرضه پول به‌صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$M = mt.B \qquad (۱۶)$$

که در رابطهٔ بالا M عرضهٔ پول، mt ضریب فزایندهٔ پولی و B پایهٔ پولی هستند. البته این رابطه را می‌توان بر حسب اجزای پایهٔ پولی نیز نوشت:

$$M = mt\ (NFA + NGD + DBS + NO) \qquad (۱۷)$$

در این رابطه NFA خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، NGD خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی، DBS مطالبات بانک مرکزی از سیستم بانکی و NO خالص سایر دارایی‌های بانک مرکزی هستند.

هر یک از اجزای پایهٔ پولی را نیز می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$NFA = NFA_{t-1} + \alpha e\bar{q}$$

$$NGD = NGD_{t-1} + NGDO + \lambda(e\bar{q}\theta)$$

که در این رابطه λ خود به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\lambda = \frac{dNGD}{de\bar{q}\,\theta}$$

انتظار بر آن است که با افزایش درآمدهای ارزی ($\bar{q}$)، ضمن افزایش درآمدهای دولت، خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی کاهش یابد.

در عبارات بالا NFA_{t-1} خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در دورهٔ قبل، α نسبتی از درآمدهای ارزی که به ذخایر ارزی اضافه می‌شود، NGD_{t-1} خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی در دورهٔ قبل، NGDO خالص سایر بدهی دولت به بانک مرکزی و θ سهم درآمدهای ارزی دولت از کل درآمدهای کشور است.

با جایگذاری عبارات بالا در رابطهٔ ۱۷ و ایجاد کمی تغییرات در آن خواهیم داشت:

$$M = M_{.} + mt\left[\alpha - \lambda\theta\right]e\bar{q} \qquad (۱۸)$$

$$M = [NFA_{t-1} + NGD_{t-1} + NGDO + DBS + NO]$$

Archive of SID

www.SID.ir

همچنین فرض می‌شود که مخارج دولت اغلب از طریق مالیات، فروش درآمدهای ارزی حاصل از نفت و نیز کسری بودجه (BD) تأمین می‌شود. بدین ترتیب رابطهٔ مخارج دولت به‌صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$G = T + e\bar{q}\theta + BD \qquad (۱۹)$$

در مورد صادرات ذکر این نکته کافی است که صادرات به دو بخش صادرات نفتی و صادرات غیرنفتی تقسیم می‌شود. ارزش دلاری صادرات نفتی مستقل از نرخ ارز است و میزان آن به سهمیهٔ تعیین‌شده توسط اوپک بستگی دارد. فرض می‌شود که صادرات غیرنفتی تابعی از نرخ ارز و درآمد کشورهای خارجی است:

$$x_1 = \alpha_2 \frac{e}{P}\bar{q} + X\left(\frac{e}{P}, Y^*\right) \qquad (۲۰)$$

در معادلهٔ بالا α_3 سهم درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت از کل درآمدهای ارزی، X صادرات غیرنفتی و Y^* درآمد ملی کشور طرف تجاری است.

با توجه به توضیحات قسمت اول بیش از ۸۰ درصد از واردات کشور را نهاده‌های وارداتی شامل مواد اولیه، کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای تشکیل می‌دهد (ملکی توتونچی، ۱۳۸۵). علاوه‌بر این در قسمت عرضهٔ کل، تابع تقاضای نهادهٔ وارداتی در شرایط محدودیت ارزی به‌صورت زیر استخراج شد:

$$N = \frac{\beta.\bar{q}}{R}$$

ازاین‌رو با توجه به مطالب بالا تابع کل واردات را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$IM = Z + \frac{R.e}{P}.N \qquad (۲۱)$$

فرض می‌شود که واردات کالاهای نهایی تابع مستقیمی از مخارج داخلی و تابع منفی از نرخ ارز حقیقی باشد.

$$Z = Z\left(\frac{E}{P}, \frac{e}{P}\right) \qquad (۲۲)$$

با جایگذاری تابع بالا و تقاضای نهاده بر حسب محدودیت ارزی در رابطهٔ ۲۰، تابع زیر به‌دست می‌آید:

Archive of SID

www.SID.ir

$$IM = Z\left(\frac{E}{P}, \frac{e}{P}\right) + \frac{\beta_{\cdot} e\bar{q}}{P} \quad (۲۳)$$

در نهایت تابع تقاضای کل به‌صورت زیر خواهد بود (احمدلو، ۱۳۹۲):

$$Y^D = C + I + G + X - IM \Rightarrow Y^D = E + X - IM \quad (۲۴)$$

با در نظر گرفتن شرط تعادل خواهیم داشت:

$$Y^S = Y^D$$

- **خلاصهٔ الگوی اقتصادسنجی کلان**

بنابراین، فرم کلی معادلات رفتاری الگو به‌همراه روابط اتحادی به‌شرح زیر است:

معادلات رفتاری الگو

تابع عرضهٔ کل	$P = f(EXR, \frac{\beta_0 \cdot \bar{q}}{R}, W, GDP)$
تابع تولید	$Q = f(\frac{\beta_0 \cdot \bar{q}}{R}, W)$
تابع اشتغال	$EMP = f(LIQ, GDP, K, W)$
تابع مصرف	$C = f(YD, LIQ)$
تابع سرمایه‌گذاری بخش خصوصی	$IP = f(LIQ, GDP, G, INF)$
تابع صادرات غیرنفتی	$X = f(\frac{EXR}{P}, Y^*)$
تابع واردات	$IM = f(E, \frac{EXR}{P})$
مؤلفهٔ حبابی بازار دارایی‌ها	$MAI = f(LIQ, GDP, INF, EXR, R)$

روابط اتحادی

تولید ناخالص داخلی	$GDP = Q - (EXR \frac{\beta_0 \bar{q}}{P})$
تقاضای کل	$GDP = E + RX_1 - RIM$
مخارج کل	$E = C + IP + G$
صادرات	$X_1 = XO\$ + \frac{e \cdot \bar{q}}{p} + X(\frac{EXR}{P}, Y^*)$
صادرات ریالی	$RX_1 = X_1(\frac{e}{P})$
واردات ریالی	$RIM = IM(\frac{e}{P})$

Archive of SID

www.SID.ir

با توجه نمادهای به‌کاررفته در این پژوهش، الگوی نهایی به‌صورت زیر بیان می‌شود:

معادلات رفتاری الگو

$$LP = f\left[LEXR, L\frac{\beta_0 \cdot \bar{q}}{R}, LW, LGDP\right]$$

$$LQ = f\left[L\frac{\beta_0 \cdot \bar{q}}{R}, LW\right]$$

$$LEMP = f\left[LLIQ, LGDP, LK, LW\right]$$

$$LC = f\left[LYD, LLIQ\right]$$

$$LIP = f\left[LLIQ, LGDP, LG, INF\right]$$

$$LX = f\left[L\frac{EXR}{P}, LY^{*}\right]$$

$$LIM = f\left[LE, L\frac{EXR}{P}\right]$$

$$LMAI = f\left[LLIQ, LGDP, INF, LEXR, LR\right]$$

روابط اتحادی

$$GDP = Q - \left(EXR\frac{\beta_0 \cdot \bar{q}}{P}\right)$$

$$GDP = E + RX_1 - RIM$$

$$E = C + IP + G$$

$$X_1 = XO\$ + \frac{e.\bar{q}}{p} + X\left(\frac{EXR}{P}, Y^{*}\right)$$

$$RX_1 = X_1\left(\frac{EXR}{P}\right)$$

$$RIM = IM\left(\frac{EXR}{P}\right)$$

که در سیستم معادلات بالا، LMAI لگاریتم مؤلفهٔ حبابی بازار دارایی‌ها[1]، LP لگاریتم شاخص تعدیل‌کنندهٔ ضمنی GNP به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، LGDP لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، LIP لگاریتم سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، LEMP لگاریتم اشتغال

۱. پس از به‌دست آوردن مقادیر پسماند در معادلهٔ API، ابتدا تغییرات آنها محاسبه شده، این مقادیر استاندارد شده و سپس از آنها لگاریتم گرفته می‌شود. مقادیر به‌دست‌آمده لگاریتم مؤلفهٔ حبابی بازار دارایی‌ها نام نهاده می‌شوند.

Archive of SID

www.SID.ir

کل کشور، LQ لگاریتم تولید کل کشور به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، LLIQ لگاریتم حجم نقدینگی اسمی، LC لگاریتم هزینه‌های مصرفی خصوصی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، INF نرخ تورم، LE لگاریتم مخارج کل به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، LY^* لگاریتم تولید ناخالص داخلی کشورهای عضو OECD، LOILP لگاریتم متوسط قیمت تک‌محموله‌ای (Spot) هر بشکه نفت سبک ایران، LG لگاریتم مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری دولت به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، LK لگاریتم موجودی سرمایهٔ خالص کشور به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، LW لگاریتم حداقل مزد اسمی ماهانه، LYD لگاریتم درآمد قابل تصرف به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، LEXR لگاریتم نرخ ارز اسمی در بازار آزاد، $L\frac{EXR}{P}$ لگاریتم نرخ ارز حقیقی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، LIM لگاریتم واردات کل دلاری، RIM واردات کل ریالی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، $L\frac{\beta_0\cdot\bar{q}}{R}$ لگاریتم واردات دلاری نهاده‌های تولیدی، $EXR\frac{\beta_0\cdot\bar{q}}{P}$ واردات ریالی نهاده‌های تولیدی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، X_1 صادرات کل دلاری، RX_1 صادرات کل ریالی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، LX لگاریتم صادرات غیرنفتی دلاری، LXO$ لگاریتم صادرات نفتی دلاری و LR لگاریتم نرخ بهره‌اند. شایان توضیح است که همهٔ داده‌ها به‌صورت فصلی و در دامنهٔ زمانی ۱۳۷۳-۱۳۹۰ هستند.

برآورد الگو و تفسیر یافته‌ها

بخش حاضر با هدف برآورد الگوی تحقیق تدوین شده است. بدین منظور قسمت اول به محاسبهٔ مقادیر شاخص ترکیبی قیمت دارایی‌ها اختصاص یافته است. قسمت دوم شامل برآورد معادلهٔ شاخص قیمت دارایی‌ها و استخراج مؤلفهٔ حبابی از آن خواهد بود و قسمت سوم نیز به برآورد الگوی نهایی پژوهش خواهد پرداخت.

۱. ساخت شاخص قیمت دارایی‌ها

- **استانداردسازی داده‌ها**

چنانکه مشخص است، داده‌های مربوط به چهار متغیر شاخص قیمت مسکن، نرخ ارز، قیمت سکهٔ طلا و شاخص کل قیمت سهام از مقیاس‌های متفاوتی تشکیل شده و با

Archive of SID

www.SID.ir

واحدهای متفاوتی نیز اندازه‌گیری می‌شوند. بنابراین ضروری است که قبل از ساخت شاخص، مقیاس‌ها و واحدهای اندازه‌گیری از بین رفته و داده‌های مربوطه استاندارد شوند. شیوهٔ استانداردسازی داده‌ها در این پژوهش، روش مقیاس‌گذاری دوباره[1] است:

$$\text{Re-Scaled Values} = \left(\frac{X - X_{min}}{X_{max} - X_{min}} \right) \times ۱۰۰ \qquad (۲۵)$$

با این روش مقیاس همهٔ داده‌ها از بین می‌روند و همهٔ داده‌های مربوط به هر متغیر، از صفر تا صد مقیاس‌گذاری دوباره می‌شوند، به‌طوری‌که مقدار صفر متعلق به کمترین داده و مقدار صد مربوط به بیشترین داده است.

- **بررسی همبستگی بین متغیرها**

نکتهٔ مهم پیش از ساخت شاخص‌های ترکیبی، بررسی همبستگی بین متغیرهاست؛ زیرا اگر متغیرهای ترکیب‌شونده همبستگی بالایی با یکدیگر نداشته باشند، پژوهش به نتایج غیرقابل قبول منتج خواهد شد. بدین منظور در پژوهش حاضر از روش‌های بررسی ماتریس همبستگی و آزمون بارتلت[2] استفاده می‌شود تا از صحت روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی اطمینان حاصل شود.

جدول ۱ که شامل ضرایب همبستگی بین متغیرهاست، نشان می‌دهد که همبستگی بسیار قوی بین همهٔ داده‌ها وجود دارد.

جدول ۱. ماتریس همبستگی بین متغیرها

	EXR	PH	SP	GCP
EXR	۱			
PH	۰/۷۹۶۱۷۳	۱		
SP	۰/۸۱۰۴۴۲	۰/۸۷۱۸۱۸	۱	
GCP	۰/۷۸۳۰۹۳	۰/۸۵۶۹۵۳	۰/۸۷۰۲۴۸	**۱**

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Re-Scaled Normalization
2. Bartlett's Test

Archive of SID

www.SID.ir

یکی دیگر از روش‌های تشخیص مناسب بودن داده‌ها، آزمون بارتلت است. فرضیهٔ آزمون بارتلت به‌صورت زیر است:

H_0: داده‌ها ناهمبسته‌اند؛

H_1: داده‌ها همبسته‌اند.

اگر فرضیهٔ صفر رد نشود، مطلوبیت روش PCA زیر سؤال می‌رود و باید دربارهٔ اجرای آن تجدید نظر کرد. همچنین اگر سطح معناداری کوچک‌تر از ۵ درصد باشد، روش PCA برای ساخت شاخص مناسب است.

جدول ۲. نتایج آزمون بارتلت

مقدار مشاهده‌شده	۳۴/۱۵۳۷۳
مقدار بحرانی	۱۱/۳۴
درجهٔ آزادی	۳
احتمال	۰/۰۰۰۰
سطح معناداری	۰/۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون بارتلت در جدول ۲ نشان‌دهندهٔ این است که ارتباطی قوی بین متغیرها وجود دارد و بنابراین می‌توان از روش PCA برای ساخت شاخص ترکیبی استفاده کرد.

- **محاسبهٔ شاخص قیمت دارایی‌ها**

جدول ۳ نتایج برآورد به‌روش PCA را در نرم‌افزار ایویوز ۸ نشان می‌دهد.

تعداد مؤلفه‌های اساسی استخراج‌شده برابر است با تعداد متغیرهای استفاده‌شده، یعنی ۴ بردار. مقدار ویژه اولین مؤلفهٔ بزرگ‌تر از ۱ است و بیش از ۸۷ درصد پراکندگی مجموعهٔ داده‌ها توسط این مؤلفه بازگو می‌شود. به‌عبارت دیگر همهٔ معیارها نشان‌دهندهٔ این است که انتخاب مؤلفهٔ اساسی اول کافی است. بنابراین مقادیر شاخص قیمت دارایی‌ها به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

API = ۰/۴۸۳۸۶۳ EXR + ۰/۵۰۴۶۲۲ PH + ۰/۵۰۸۶۵۶ SP + ۰/۵۰۲۴۹۶ GCP

Archive of SID

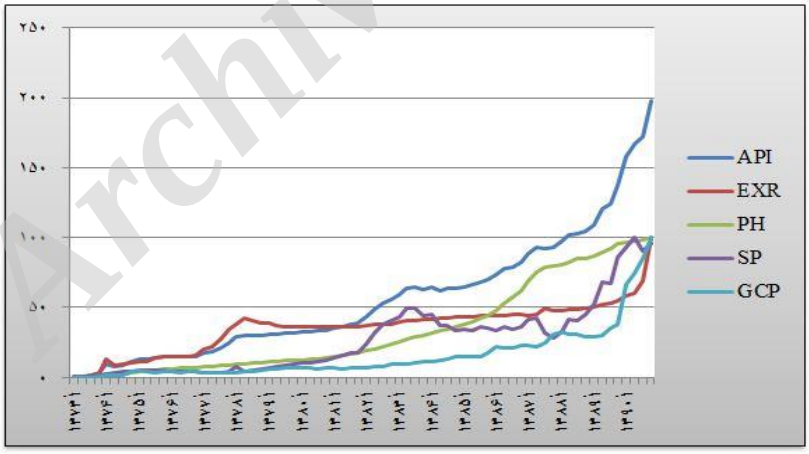
www.SID.ir

جدول ۳. مؤلفه‌های اساسی

مقادیر ویژه (مجموع=۴، میانگین=۱)					
شماره	مقدار	تفاضل	نسبت	مقدار انباشته	نسبت انباشته
۱	۳/۴۹۵۵۵۱	۳/۲۵۶۵۲۶	۰/۸۷۳۹	۳/۴۹۵۵۵۱	۰/۸۷۳۹
۲	۰/۲۳۹۰۲۵	۰/۰۹۶۶۲۴	۰/۰۵۹۸	۳/۷۳۴۵۷۵	۰/۹۳۳۶
۳	۰/۱۴۲۴۰۰	۰/۰۱۹۳۷۵	۰/۰۳۵۶	۳/۸۷۶۹۷۵	۰/۹۶۹۲
۴	۰/۱۲۳۰۲۵	_	۰/۰۳۰۸	۴/۰۰۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰
مقادیر ویژهٔ متغیر					
	PC_1	**PC_2**	**PC_3**	**PC_4**	
SP	۰/۵۰۸۶۵۶	-۰/۱۹۴۵۵۴	-۰/۰۱۹۰۲۷	-۰/۸۳۸۴۸۴	
PH	۰/۵۰۴۶۲۲	-۰/۲۶۱۱۰۹	-۰/۷۲۸۲۲۵	۰/۳۸۳۲۳۳	
GCP	۰/۵۰۲۴۹۶	-۰/۳۷۶۱۴۲	۰/۶۸۱۲۸۶	۰/۳۷۶۶۴۹	
EXR	۰/۴۸۳۸۶۳	۰/۸۶۷۴۶۱	۰/۰۷۱۹۴۸	۰/۰۹۰۶۲۰	

منبع: یافته‌های پژوهش

حال برای مشاهدهٔ روند متغیرها و مقایسهٔ آن با روند شاخص قیمت دارایی‌ها لازم است تا نمودار مربوط رسم شود.



نمودار ۱. مقایسهٔ روند متغیرهای اصلی با شاخص قیمت دارایی‌ها

منبع: یافته‌های پژوهش

Archive of SID

www.SID.ir

همان‌طورکه مشاهده می‌شود، نتایج نمودار ۱ بیانگر رابطهٔ بسیار نزدیک شاخص قیمت دارایی‌ها با متغیرهای اولیه است؛ در نتیجه نسبت به صحت شاخص ساخته‌شده اطمینان حاصل می‌شود.

۲. برآورد معادلهٔ شاخص قیمت دارایی‌ها

همان‌طور که در بخش گذشته عنوان شد، الگوی مورد نظر برای برآورد شاخص قیمت دارایی‌ها به شرح زیر است:

$$LAPI = \alpha_0 + \alpha_1 LLIQ + \alpha_2 LGDP + \alpha_3 INF + \alpha_4 LOILP + \alpha_5 DU1373Q2 + \alpha_6 DU1373Q3 + \alpha_7 DU1374Q2 \quad (۲۶)$$

به‌دلیل اینکه داده‌های استفاده‌شده در پژوهش حاضر فصلی‌اند، نمی‌توان از آزمون دیکی- فولر برای بررسی پایایی متغیرها استفاده کرد. بنابراین به‌منظور آزمون پایایی متغیرهای الگو، از آزمون ریشهٔ واحد فصلی هگی استفاده شد؛ نتایج در جدول ۴ مشاهده می‌شوند.

جدول ۴. آزمون ریشهٔ واحد فصلی هگی برای داده‌ها

نام متغیر	ریشهٔ کلی t_{π_1}	ریشهٔ شش‌ماهه t_{π_2}	ریشهٔ سالانهٔ تکراری t_{π_3}	متغیر پایا t_{π_4}	
LAPI	-۱/۶۸۳	-۳/۹۴۶	-۵/۵۶۲	-۱۲/۷۲۴	$LAPI_t - LAPI_{t-1}$
LLIQ	-۰/۷۳۴	-۱/۹۳۵	-۴/۷۷۱	-۶/۱۰۶	$LLIQ_t - LLIQ_{t-2}$
LGDP	۰/۰۶۸	-۱/۰۷	-۱/۴۲۹	-۰/۲۴۶	$LGDP_t - LGDP_{t-4}$
INF	-۲/۸۳	-۳/۱۱۶	-۳/۸۶۹	-۱/۳۷۷	$INF_t - INF_{t-1}$
LOILP	-۰/۴۴۳	-۶/۰۴۷	-۲/۳۲۸	-۴/۸۷۲	$LOILP_t - LOILP_{t-1}$

منبع: یافته‌های پژوهش

مقدار بحرانی آزمون با فرض $\pi_1 = 0$ در سطح ۹۵٪ = -۲/۸۸

مقدار بحرانی آزمون با فرض $\pi_2 = 0$ در سطح ۹۵٪ = -۱/۹۵

مقدار بحرانی آزمون با فرض $\pi_3 = 0$ در سطح ۹۵٪ = -۱/۹

مقدار بحرانی آزمون با فرض $\pi_4 = 0$ در سطح ۹۵٪ = -۱/۶۸

Archive of SID

www.SID.ir

همان‌طورکه از جدول ۴ پیداست، با مقایسهٔ آمارهٔ هگی و مقادیر بحرانی گزارش‌شده در زیر جدول، مشاهده می‌شود که همهٔ متغیرها در سطح ناپایا هستند و مرتبهٔ انباشتگی یکسانی هم ندارند؛ بنابراین برای برآورد الگوی شاخص قیمت دارایی‌ها نمی‌توان از روش‌های سنتی اقتصادسنجی استفاده کرد.

با توجه به آمارهٔ HEGY در جدول بالا و با توجه به اینکه هیچ‌یک از متغیرها در سطح پایا نیست (همهٔ متغیرها تفاضل-پایا[1] هستند)، به‌منظور برآورد الگو از روش خودتوضیح با وقفه‌های توزیع‌شده (ARDL) استفاده می‌شود، زیرا همان‌طور که توسط پسران و شین[2] اثبات شده است، این روش بدون توجه به اینکه متغیرها I(0) یا I(1) هستند و با منظور کردن وقفه‌های مناسب، می‌تواند ضرایب بلندمدت سازگاری برای متغیرهای مورد نظر در یک الگو به‌دست آورد. همچنین روش بالا در حالتی که تعداد داده‌ها کم باشد نتایج قابل قبولی ارائه می‌دهد

نتایج برآورد الگوی بلندمدت شاخص قیمت دارایی‌ها در جدول ۵ آمده است:

همان‌طورکه از جدول ۵ بر می‌آید، همهٔ متغیرها در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادارند. همچنین نتایج برآورد پویا و الگوی تصحیح خطای معادله و نیز آزمون بنرجی، دولادو و مستر حاکی از مورد قبول بودن برآورد است.

جدول ۵. برآورد الگوی بلندمدت شاخص قیمت دارایی‌ها در ایران با استفاده از روش ARDL

نام متغیر	ضریب	آمارهٔ T	احتمال
LLIQ	۰/۷۶۵۱۵	۵/۹۷۱۵	۰/۰۰۰
LGDP	۱/۰۸۹۲	۱/۸۳۴۷	۰/۰۷۱
INF	۰/۰۷۶۹۸۴	۳/۴۳۱۴	۰/۰۰۱
LOILP	-۰/۶۴۹۶۵	-۲/۹۶۸۴	۰/۰۰۴
C	-۷/۳۲۳۵	-۲/۹۳۱۲	۰/۰۰۵
DU1373Q2	-۲/۲۸۹۵	-۸/۴۶۵۲	۰/۰۰۰
DU1373Q3	۲/۳۳۰۳	۳/۳۷۵۵	۰/۰۰۱
DU1374Q2	۰/۳۸۵۷۷	۲/۴۵۴۹	۰/۰۱۷

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Difference-Stationary
2. Pesaran. m.Hashem and Shin Yougcheol, January 1997

Archive of SID

www.SID.ir

در پایان این قسمت ذکر این نکته ضروری است که به‌دلیل نیاز به یک شاخص پیوسته برای اندازه‌گیری مؤلفهٔ حبابی بازار دارایی‌ها و مقایسهٔ اثربخشی نقدینگی بر این شاخص، با شاخص‌های بخش واقعی اقتصاد، تغییرات جملات پسماند را مؤلفهٔ حبابی در نظر می‌گیرد و پس از استاندارد کردن این مقادیر، از آن در الگوسازی حباب استفاده می‌شود.

۳. برآورد الگوی اقتصادسنجی کلان

همان‌طور که در بخش قبل بیان شد، الگوی نهایی پژوهش به‌صورت یک سیستم معادلات همزمان در نظر گرفته شده و برآورد می‌شود. اکنون برای انتخاب بهترین روش برای برآورد این سیستم معادلات به مقایسهٔ این روش‌ها پرداخته می‌شود.

روش‌های برآورد تک‌معادله‌ای امکان ارتباط جملات اختلال معادلات را نادیده می‌گیرند. ازاین‌رو برآوردهای حاصل اگرچه سازگارند، کارایی مجانبی ندارند. در مقابل، روش‌های سیستمی پارامترهای ساختاری یک الگو را طوری برآورد می‌کنند که همهٔ معادلات الگو را همزمان در نظر می‌گیرند. بر این اساس، چون تمام اطلاعات موجود در معادلات را در نظر می‌گیرند، کارایی برآوردکننده‌ها نسبت به روش تک‌معادله‌ای بیشتر است.

همان‌طورکه در مطالعهٔ هسیائو[1] (۱۹۹۷) اثبات شده است، روش‌های 2SLS و 3SLS بدون توجه به مرتبه انباشتگی متغیرها برآوردهای سازگاری ارائه می‌کنند، در نتیجه هنگامی که الگو با این روش‌ها برآورد می‌گردد نگرانی بابت پایایی متغیرها وجود ندارد. همچنین در این روش روابط پویای بین مقادیر پسماند معادلات در نظر گرفته شده و سپس الگو تخمین زده می‌شود، پس این روش دارای کارایی مجانبی نیز است. ازاین‌رو با توجه به مزیت‌هایی که روش 3SLS نسبت به سایر روش‌های برآورد سیستم معادلات همزمان دارد، برای برآورد سیستم معادلات همزمان در پژوهش حاضر از این روش استفاده می‌شود.

پس از ساخت شاخص‌فعالیت‌های سفته‌بازی در بخش قبل، اکنون معادلهٔ این شاخص در کنار سایر معادلات الگوی اقتصادسنجی کلان در چارچوب یک سیستم معادلات همزمان قرار می‌گیرد و در بخش حاضر با استفاده از روش 3SLS برآورد می‌شود.

1. Hsiao

Archive of SID

www.SID.ir

معادلهٔ عرضهٔ کل

$$LP = -۹/۵۳ + ۰/۲۴\ LEXR + ۰/۰۷\ L\frac{\beta_0 \cdot \bar{q}}{R} + ۰/۶۵\ LW + ۰/۳۲\ LGDP$$

t: (-۲۱/۷) (۶/۳) (۱/۸) (۱۸/۵) (۶/۱)

معادلهٔ تولید کل

$$LQ = ۷/۵۳ + ۰/۳۸\ L\frac{\beta_0 \cdot \bar{q}}{R} + ۰/۰۷\ LW$$

t: (۵۰/۹۳) (۶/۴) (۱/۹)

معادلهٔ اشتغال

$$LEMP = ۹/۲۸ - ۰/۰۰۸\ LLIQ + ۰/۱۸\ LGDP - ۰/۲۵\ LK + ۰/۱۵\ LW$$

t: (۷/۱۳) (-۰/۱) (۶/۹۷) (-۲/۷) (۲/۵)

معادلهٔ مصرف

$$LC = ۱/۸۷ + ۰/۷۶\ LYD + ۰/۰۵\ LLIQ$$

t: (۵/۲۳) (۱۷/۸) (۴/۱۲)

معادلهٔ سرمایه‌گذاری بخش خصوصی

$$LIP = -۱/۱۲ + ۰/۲۹\ LLIQ + ۰/۰۰۶\ LGDP + ۰/۷۲\ LG - ۰/۰۱\ INF$$

t: (-۱/۳) (۱۰/۲) (۰/۰۵) (۶/۷) (-۳/۳۸)

معادلهٔ صادرات غیرنفتی

$$LX = -\ ۰/۲۶\ D1 + ۰/۰۲\ L\frac{EXR}{P} + ۰/۴۱\ LY^{*}$$

t: (-۱/۹) (-۰/۵۹) (۲۰/۵۵)

معادلهٔ واردات

$$LIM = ۷/۶۶ + ۰/۷\ LE - ۰/۸۴\ L\frac{EXR}{P}$$

t: (۴/۷) (۷/۳) (-۱۱/۹)

معادلهٔ مؤلفهٔ حبابی بازار دارایی‌ها

$$LMAI = -۷/۱۱ + ۰/۷۲\ LLIQ + ۰/۲۱\ LGDP + ۰/۰۱\ INF - ۰/۲\ LEXR + ۵/۶\ LR$$

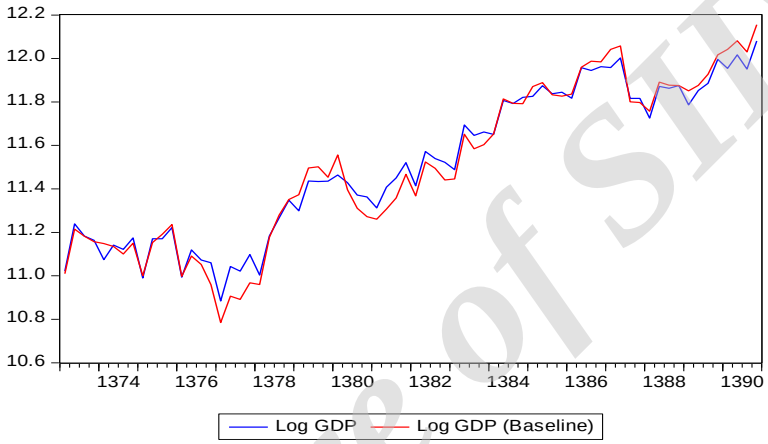
t: (-۵/۱۸) (۱۶/۲۹) (۱/۶) (۴) (-۲/۹) (۰/۰۰)

Archive of SID

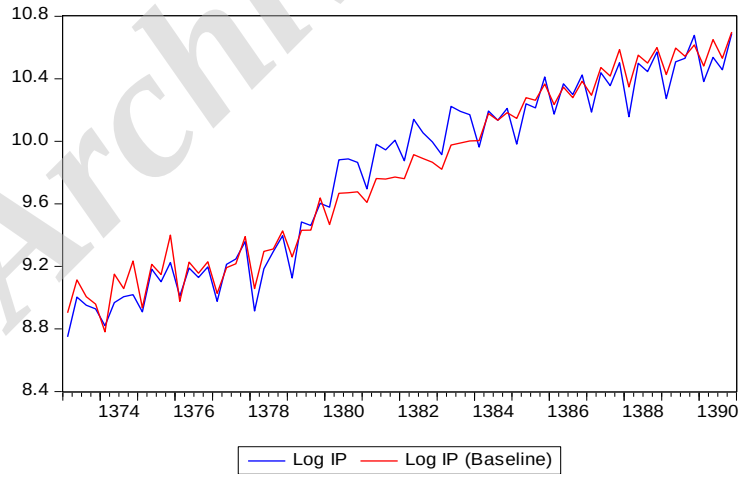
www.SID.ir

مشاهده می‌شود که با توجه به آمارهٔ t همهٔ ضرایب در معادلات الگو به‌جز ضریب LGDP در معادلهٔ سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، ضریب $L\frac{EXR}{P}$ در معادلهٔ صادرات غیرنفتی، ضریب LLIQ در معادلهٔ اشتغال و ضریب متغیرهای LGDP و LR در معادلهٔ مؤلفهٔ حبابی بازار دارایی‌ها از اعتبار آماری برخوردارند.

۴. نتایج شبیه‌سازی الگو



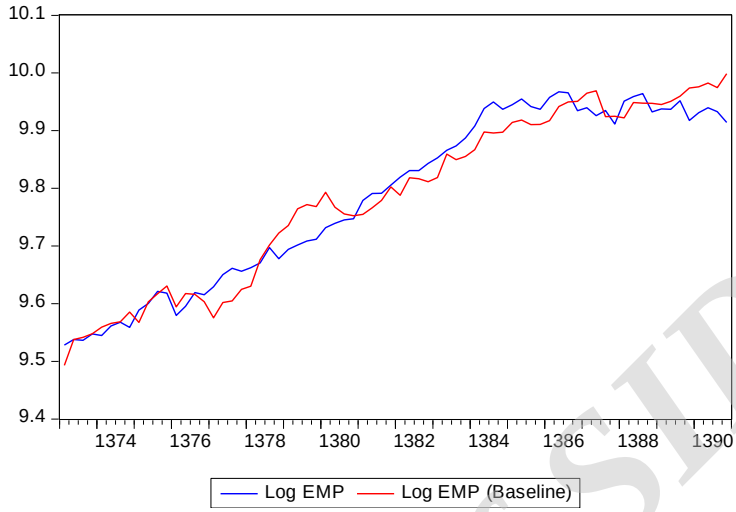
نمودار ۲. مقایسهٔ مقادیر واقعی و شبیه‌سازی‌شدهٔ تولید ناخالص داخلی



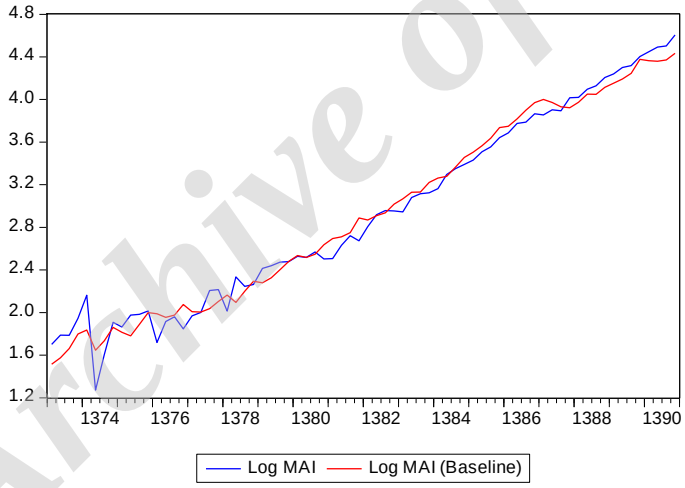
نمودار ۳. مقایسهٔ مقادیر واقعی و شبیه‌سازی‌شدهٔ سرمایه‌گذاری بخش خصوصی

Archive of SID

www.SID.ir



نمودار ۴. مقایسهٔ مقادیر واقعی و شبیه‌سازی‌شدهٔ اشتغال



نمودار ۵. مقایسهٔ مقادیر واقعی و شبیه‌سازی شده مؤلفهٔ حبابی بازار دارایی‌ها

۵. سناریوسازی

پس از تکمیل الگوی اصلی و تعبیه سازوکارهای لازم، اکنون با ایجاد سناریو یک شوک ۱ درصدی به نقدینگی اسمی، درصد تغییر در متغیرهای درون‌زای الگو محاسبه شده و

Archive of SID
www.SID.ir

با یکدیگر مقایسه می‌شوند. جدول ۶ نتایج تغییر متغیرهای درون‌زای الگو پس از ایجاد شوک ۱ درصدی در نقدینگی را نشان می‌دهد.

جدول ۶. درصد تغییر متغیرهای درون‌زای الگو پس از اجرای سناریو

نام متغیر	LLIQ	LGDP	LIP	LEMP	LMAI
درصد تغییر	۱	۰/۰۸۸	۰/۲۹	۰/۰۰۷	۰/۷۴

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به شبیه‌سازی الگو، اثر تغییرات حجم نقدینگی بر تولید ناخالص داخلی مثبت ولی بسیار کوچک است، به بیان دیگر با توجه به ضرایب به‌دست‌آمده در دورهٔ مورد بررسی با ۱ درصد افزایش نقدینگی در کشور، تولید ناخالص داخلی ۰/۰۸۸ درصد افزایش یافته است.

در الگوی برآوردشده اثر نقدینگی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی مثبت است، به‌عبارت دیگر، در دورهٔ مورد بررسی، با ۱ درصد افزایش نقدینگی در کشور، تقاضا برای سرمایه‌گذاری در بخش خصوصی به میزان ۰/۲۹ درصد افزایش یافته است.

با توجه به آمارهٔ t در برآورد معادلات الگو مشخص می‌شود که در دورهٔ مورد بررسی نقدینگی اثر معناداری بر اشتغال نداشته است.

در دورهٔ مورد بررسی اثر نقدینگی بر مؤلفهٔ حبابی بازار دارایی‌ها مثبت است، به‌عبارت دیگر با ۱ درصد افزایش نقدینگی در کشور مؤلفهٔ حبابی بازار دارایی‌ها (شاخص فعالیت‌های سفته‌بازی) ۰/۷۴درصد افزایش یافته است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

پژوهش حاضر به‌منظور بررسی اثربخشی رشد نقدینگی بر متغیرهای مهم بخش واقعی اقتصاد ایران مانند تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و اشتغال و نیز مقایسهٔ این اثر با اثر رشد نقدینگی بر مؤلفهٔ حبابی بازار دارایی‌ها که بیانگر فعالیت‌های سفته‌بازی در اقتصاد کشور است، انجام گرفت. بدین منظور برای بررسی رابطهٔ بین متغیرهای کلان اقتصادی الگویی مشتمل بر هشت معادلهٔ رفتاری و شش رابطهٔ اتحادی، تدوین و طراحی شد. الگوی تدوین‌شده با استفاده از داده‌های فصلی ایران برای دورهٔ

Archive of SID

www.SID.ir

زمانی ۱۳۷۳-۱۳۹۰ برآورد شد. تخمین ضرایب الگو با استفاده از معادلات همزمان که یک روش سیستمی است، صورت گرفت.

نتایج پژوهش نشان می‌دهد که به‌ازای ۱ درصد افزایش نقدینگی در کشور مؤلفهٔ حبابی بازار دارایی‌ها ۰/۷۴ درصد، تولید ناخالص داخلی ۰/۰۸۸ درصد و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی ۰/۲۹ درصد افزایش یافته است.

همچنین مطابق آزمون‌های آماری مشخص می‌شود که در دورهٔ مورد بررسی نقدینگی اثر معناداری بر اشتغال در کشور نداشته است.

با توجه به نتایج پژوهش حاضر، مشخص می‌شود که نقدینگی تزریق‌شده به اقتصاد ایران طی دورهٔ مورد بررسی بیشتر فعالیت‌های سوداگرانه و غیرمولد را تحت تأثیر قرار داده تا فعالیت‌های تولیدی. با توجه به مطالب بیان‌شده و نتایج پژوهش پیشنهاد می‌شود:

ازآنجا که بانک‌ها مهم‌ترین شریان هدایت نقدینگی در اقتصاد ایران هستند، هدایت صحیح نقدینگی به‌سمت فعالیت‌های تولیدی از طریق اصلاح ساختار نظام بانکی در دستور کار مقامات پولی کشور قرار گیرد.

منابع

۱. احمدلو، فرشته (۱۳۹۲). «مقایسهٔ تأثیر تأمین مالی دولت از طریق افزایش نرخ ارز و استقراض از بانک مرکزی بر تولید و تورم»، پایان‌نامهٔ کارشناسی‌ارشد برنامه‌ریزی سیستم‌های اقتصادی، دانشگاه شهید بهشتی.

۲. اصلانی، پروانه و تقوا خسروی (۱۳۹۱). «تحلیل عوامل مؤثر بر حباب قیمت مسکن در تهران»، *فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال ۲۰، ش ۶۱، صص ۱۳۲-۱۰۵.

۳. برانسون، ویلیام اچ. (۱۳۹۰) *تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان*، ترجمهٔ عباس شاکری، چ هفدهم، تهران، نشر نی.

۴. توتونچی ملکی، سعید (۱۳۸۵). «اثر نوسانات نرخ ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی»، پایان‌نامهٔ کارشناسی‌ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه شهید بهشتی.

Archive of SID

www.SID.ir

۵. داودی، پرویز و حسین صمصامی (۱۳۸۸)، *اقتصاد پول و بانکداری*، تهران، انتشارات دانشگاه شهید بهشتی.

۶. دلاوری، مجید و زینب رحمتی (۱۳۸۹). «بررسی تغییرپذیری نوسانات قیمت سکهٔ طلا در ایران با استفاده از مدل‌های ARCH»، *مجلهٔ دانش و توسعه*، ش ۳۰، صص ۶۸-۵۱.

۷. شریفی رنانی، حسین (۱۳۸۹). «بررسی اثرات سیاست پولی بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها در ایران با استفاده از رویکرد تصحیح خطای برداری ساختاری (SVEC)»، سیاست‌گذاری اقتصادی، ش ۳، صص ۷-۴۵.

۸. قلی‌زاده، علی‌اکبر و بهناز کمیاب (۱۳۸۷). «بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌های رونق و رکود در ایران»، *فصلنامهٔ اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دورهٔ ۵، ش ۳، صص ۴۹-۷۷.

۹. ---------- (۱۳۸۹). «بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن: مطالعهٔ بین‌کشوری»، *مجلهٔ تحقیقات اقتصادی*، ش ۹۲، صص ۲۰۷-۲۳۷.

۱۰. کمیجانی، اکبر؛ گندلی علیخانی، نادیا و اسماعیل نادری (۱۳۹۲). «تحلیل پولی حباب بازار مسکن در اقتصاد ایران»، *فصلنامهٔ راهبرد اقتصادی*، دورهٔ ۲، ش ۷، صص ۷-۳۹.

۱۱. محدث، فخری (۱۳۸۹). «روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی و بررسی عوامل مطالعهٔ موردی: استخراج شاخص قیمت دارایی‌ها و بررسی اثر آن بر تورم»، *مجموعه پژوهش‌های اقتصادی*، ادارهٔ بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ش ۴۱.

۱۲. مصلحی، فریبا (۱۳۸۵). «تأثیرگذاری سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران»، *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی*، سال ۸، ش ۲۷، ۱۵۱-۱۳۳.

۱۳. نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). *ریشهٔ واحد و همجمعی در اقتصادسنجی*، تهران، مؤسسهٔ خدمات فرهنگی رسا.

Archive of SID

www.SID.ir

14. Ariff, M., Chung, T. & Shamsher, M. (2012). *"Money supply, interest rate, liquidity and share prices: A test of their linkage"* Global Finance Journal, No. 23, Pages 202-220.

15. Chen, M. & Patel, K. (1998). *"House Price Dynamics and Granger Causality: An Analysis of Taipei New Dwelling Market"* Journal of the Asian Real Estate Society, Vol. 1, No 1, Pages 101 –126.

16. Chuku A. Chuku (2011). *"Testing Long-Run Neutrality Propositions in a Developing Economy: The Case of Nigeria"* Journal of Economic Research, Vol. 16, Pages 291-308.

17. Chung, S. & Tai, A. (1998). *"On the Dynamic Relation Between Stock Prices and Exchange Rates"* Journal of Financial Research, Vol. 19, Pages 193-207.

18. Corsi, F. & Sornette, D. (2014). *"Follow the Money: The Monetary Roots of Bubbles and Crashes"* International Review of Financial Analysis, No. 32, Pages 47-59.

19. Dreger, C. & Wolters, J. (2009). *"Liquidity and Asset Prices, How Strong Are the Linkages?"* ISSN Print Edition 1433-0210, Discussion Papers, 860.

20. Gylfason, T. & Radetzki, M. (1991). *"Does Devaluation Make Sense in the Last Developed Countrie"* Economic, Development and Cultural Change, 40, 1-25.

21. Hesiao, **C.** (1997). *"Statistical Properties of the Two-Stage Least Squares Estimator Under Cointegration"* Review of Economic Studies, 64, 385-398.

22. Shelly, G. & Wallace, F. (2006). *"Long Run Neutrality of Money in Mexico"* economía mexicana NUEVA ÉPOCA, vol. XVI, núm 2.

23. Snowdon, B. & Vane, H.R. (2005). *Modern Macroeconomics: Its Origins, Development and Current State*, Cheltenham, UK, Northhampton, MA: E. Elgar,

24. Tawadros, B. George. (2007); *"Testing the Hypothesis of Long-Run Money Neutrality in the Middle East"* Journal of Economic Studies, Vol. 34, No. 1, Pages 13-28.

Archive of SID

www.SID.ir