یک مدل کلان سنجی هسته ـ قمر برای ارزیابی سیاست‌های اقتصادی در ایران*

ادموند خشادوریان - ناصر خیابانی

در این مقاله یک مدل کلان سنجی برای اقتصاد طراحی و برآورد می‌شود. از ویژگی‌های این مدل آن است که با الهام از نظریات اقتصاد کلان در تفکیک بازارها و ترسیم نحوهٔ ارتباط میان آن‌ها، معادلات، در قالب قمرهایی مجزا طراحی و هرکدام مستقلاً برآورد می‌شوند. سپس هر یک از این قمرها به کمک اتحادهایی به یکدیگر متصل می‌شوند. به این ترتیب، علاوه برحفظ ویژگی سیستمی مدل، مشکل درجهٔ آزادی در به کارگیری روش‌های همزمان برآورد از میان رفته و کارایی پارامترهای برآورد شده بر مدل افزایش می‌یابد. علاوه براین، چنین الگویی امکان تعمیم دامنهٔ شمول سیستم و معرفی اقمار جدید را بسیار تسهیل می‌کند. پس از برآورد معادلات به کمک سری‌های زمانی سالانه طی دورهٔ ۱۳۷۵-۱۳۳۸، شبیه‌سازی پویای سیستم به نتایجی قابل قبول منتهی شده است و این امر اقتصاد مدل‌ساز در تحلیل واکنش سیستم در قبال تکانه‌های سیاستی را تقویت کرده است. به‌این ترتیب، می‌توان امیدوار بود که چنین الگوهایی در ارزیابی اثر سیاستهای اقتصادی در ایران راهنمای مناسبی برای سیاست‌گذاران باشند. این مدل مشتمل بر ۲۵ معادلهٔ رفتاری و ۳۷ رابطه اتحادی است.

پرتال جامع علوم انسانی

مقدمه

نظام برنامه‌ریزی اقتصادی در ایران پنجاهمین سال عملکرد خود را پشت سر گذاشته است. ماحصل این تجربه گران بها دستاوردهایی است که در قالب پنج برنامهٔ عمرانی و دو برنامهٔ توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی چهره اقتصاد این مرز و بوم را برای همیشه متحول ساخته است. البته، به رغم تفاوت‌های موجود در برنامه‌های مورد اشاره، در بُعد بررسی‌های نظری یک ویژگی مشترک در اکثر این برنامه‌ها، هدف‌گیری درآمدی آنها بوده است. حداقل، تجربهٔ برنامه‌ریزی در پس از انقلاب گواه بر آن است که درمیان سایر موارد،

* این مطالعه در چارچوب طرح تحقیقاتی تحت عنوان «طرح یک الگوی کلان سنجی پویا برای سیاست گذاری در اقتصاد ایران»، معاونت امور اقتصادی، وزارت امور اقتصادی و دارایی به‌انجام رسیده است.

هدف اصلی برنامه‌های توسعهٔ در ایران، در بُعد اقتصادی آن‌ها، تعیین میزان مطلوب رشد دریک افق پنج ساله است.[1]

امّا برخلاف گرایش روز افزون به‌سمت توسعهٔ نظام برنامه‌ریزی در ایران، در دنیای نظریه‌پردازی اقتصاد کلان، محققان و دانش پژوهان شاهد گرایش روز افزون نظریات در جهتی کاملاً مغایر با نگرش اداری یا برنامه‌ای به مقولهٔ سازماندهی فعالیت‌های اقتصادی هستند. برای افرادی که آشنایی مناسبی با سیر تحول نظریات اقتصاد کلان دارند، مرور اهم دیدگاه‌های مکاتب اقتصادی، از پول‌گرایان به این سو، گواهی خواهد داد که براساس نظریات جدید کمیّت تولید (که تعیین سطح مطلوب تغییرات آن هدف اکثر برنامه‌های اقتصادی است) در واقع برآیند یک سیستم غیر دقیق و فوق‌العاده پیچیدهٔ اقتصادی است. در عین حال، تکانه‌هایی تصادفی که بر چنین سیستمی تحمیل می‌شوند، می‌توانند تعادل پایای[2] اقتصاد را به‌طور بنیادین دگرگون سازند. حتی نگرش نوکینزی به مقوله مدیریت اقتصادی نیز امروزه بر این مسأله تأکید وافر دارد که تعیین اهداف کمّی برای متغیرهای کلیدی اقتصاد در فضایی بی‌ثبات (که مشخصه آن تغییرات قابل توجه در متغیّرهای اسمی است)، بسیار غیر واقع‌بینانه خواهد بود.

اگر این ادعا را قرینِ واقعیت بدانیم، در این صورت باید بپذیریم که در اقتصادی با پیشینه رشد اقتصادی حدود ۳ درصد در سال، هدف‌گیری ٦ درصدی برای این نرخ در طول یک دورهٔ پنج ساله، در حقیقت فضای دیگری را برای این اقتصاد تصویر می‌کند که تحت آن، مجموعه روابط و پارامترهای اقتصادی متحمل تغییرات اساسی خواهند بود. این موضوع، نتایج حاصل از فرآیند طراحی، برآورد و پیش بینی مدل‌های گسترده اقتصادی را، اگر به کلّی منتفی نداند، لااقل به شدت تردید آمیز جلوه می‌دهد. در این میان برای محققانی که کماکان تمسک به روش‌های مدل سازی را بهتر از اتکا به حدسیات می‌دانند، تنها کار ممکن تجدید نظر در مجموعه اقداماتی است که از زمان طراحی مدل خام تا تحلیل نتایج به‌دست آمده انجام می‌دهند. این تجدید نظر به طور خلاصه در موارد زیر به چشم می‌خورد.

---

۱. اگر فرآیند برنامه ریزی به شکل یک هرم در نظر گرفته شود، هدف‌گیری براساس جمع‌آوری کامل اطلاعات در رده‌های پایین هرم و جمع بندی آن‌ها در رده‌های بالاتر میسر می‌شود. به این ترتیب، در بالاترین رده، تصویری از امکانات تولید اقتصاد وزمینه‌های توسعهٔ آن مهیا می‌شود که بر همین اساس، امکان هدف‌گیری منطقی برای برنامه ریز فراهم می‌شود.

2. steady-state equilibrium

۱. گسترهٔ مدل‌های اقتصاد سنجی را حتی‌الامکان باید محدود کرد. در این بین، اصل امساک لیمار لازم می‌دارد تا تعداد پارامترهایی که به کمک مدل‌های رفتاری برآورد می‌شوند، به حداقل برسند.

۲. با توجه به احتمال تغییرات ساختاری، از مدل‌های برآورد شده کمتر برای مقاصد پیش بینی استفاده شود. در عوض، با انجام یک شبیه سازی تاریخی، قدرت توضیح دهندگی مدل درقبال تحمیل تکانه‌های سیاستی، درمحدوده داده‌های موجود مورد ارزیابی قرارگیرد.

۳. با توجه به شکل معادلات و نحوهٔ طراحی مدل، کاراترین روش برآورد برای به‌دست آوردن برآوردهای سازگار از پارامترها مورد استفاده قرارگیرد.

۴. در تصریح روابط رفتاری، با توجه به تصویر کلان مدل جامع، به‌گونه‌ای عمل شود که متغیرهای مورد استفاده، علاوه بر توجیه نظری، قادر به ایجاد بیشترین ارتباط با سایر متغیرهای مدل باشند و، به این ترتیب، پویایی و مکانیسم بازخوردی چنین سیستمی را تقویت کنند.

موارد یاد شده، در واقع اشاره به خصوصیات یک الگوی ساختاری برای اقتصاد دارند. چنین الگویی، به طور معمول با الگوهایی که برای مقاصد پیش بینی مورد استفاده قرار می‌گیرند، دارای تفاوت‌هایی کلی هستند. در مدل‌های پیش بینی، لازم است معادلات برآورد شده دارای ضرایب تعیین بالا باشند تا، به این ترتیب، واریانس پیش بینی مدل‌ها محدود شود. علاوه بر این، بر اساس آنچه ذکر شد، عدم تغییر ساختار اقتصاد یک پیش فرض اساسی در این نوع مدل سازی به شمار می‌رود. در نتیجه، در مرحله عمل، مدل ساز عموماً به دنبال به‌دست آوردن بهترین برازش برای معادلات برآورد شده است و در این راه انتخاب متغیرهایی که دارای بالاترین همبستگی با متغیر وابسته باشند، بر متغیرهایی که دارای توجیه نظری قوی‌تری هستند، ترجیح داده می‌شوند. به علاوه، استفاده از متغیرهای مجازی، در صورتی که ضریب تعیین معادلات را به نحوی آشکار تقویت کنند، موجه خواهد بود.[1] در الگوی ساختاری، از آن جا که پیش بینیْ دغدغه مدل ساز به شمار نمی‌رود، رویّه عمل، همان‌گونه که در موارد چهارگانهٔ یاد شده ذکر شد، به‌طور اصولی متفاوت است. در این‌جا،

۱. البته، ناگفته نماند که امروزه گرایش وافری به استفاده از مدل‌های خودرگرسیونی برداری برای مقاصد پیش‌بینی به‌چشم می‌خورد، اما محدودیت‌های آماری و لزوم گسترده بودن مدل‌های کلان، استفاده از این روش‌ها را کماکان محدود می‌کند.

مهم‌ترین دغدغهٔ مدل ساز در مرحلهٔ طراحی مدل، تقویت ساختار نظری آن است. در مرحله برآورد، دغدغهٔ اصلی، استفاده از کاراترین روش برآورد است. و سرانجام، در مرحلهٔ شبیه سازی، بررسی پایداری و تعادل سیستم در قبال تکانه‌های تصادفی (یا غیرتصادفی) مهم‌ترین هدف مدل ساز خواهد بود.[۱]

با توجه به آنچه ذکر شد، روشن است که هر یک از این مدل‌ها اهدافی متفاوت را دنبال می‌کنند. یک مدل ساختاری، احتمالاً توفیقی در کار پیش بینی نخواهد داشت، و به‌طور متقابل، از یک مدل پیش بینی نمی‌توان انتظار بررسی تعادل ساختاری در اقتصاد را داشت. اما، در عین حال، به‌نظر می‌رسد که استفاده همزمان از این مدل‌ها در فرایند برنامه‌ریزی اقتصادی می‌تواند کاملاً توجیه‌پذیر باشد. در چنین چارچوبی، اگر سیاست‌های پیش‌بینی شده در برنامه به‌صورت تکانه‌هایی در مدل ساختاری معرفی شوند، بررسی فرایند تعادل و اصولاً واکنش سیستم نسبت به این سیاست‌ها، برنامه‌ریزان اقتصادی را در طراحی سیاست‌های شان یاری خواهد داد. با توجه به اهمیت این مسأله، مطالعه حاضر در تلاش است تا یک الگوی پویای کلان سنجی از نوع ساختاری را برای اقتصاد ایران مورد برآورد و شبیه سازی سیستمی قرار دهد. امّا، با توجه به‌محدودیت‌های آماری و لزوم دقت در برآورد پارامترهای مدل، الگوی کلان مورد نظر به‌صورت یک سیستم هسته ـ قمر تقسیم می‌شود. با انجام این کار، اقتصاد به یک بخش هسته و چند قمر کاملاً مجزا تقسیم شده و هر قسمت، با توجه به ساختار معادلات تصریح شده در آن، به روشی خاص مورد برآورد قرار می‌گیرد. با اتکا به این روش، کار تفکیک کردن متغیرهای درون زای جمعی اقتصاد مانند تولید، سرمایه‌گذاری، اشتغال و غیره بر حسب بخش‌های عمدهٔ اقتصادی (از قبیل کشاورزی، صنایع و معادن، نفت و خدمات ـــ که در این مدل به‌انجام رسیده است ـــ و یا حتی زیر بخش‌های فرعی‌تر آن‌ها، به‌سادگی امکان‌پذیر می‌شود. به این ترتیب، در کار برآورد مدل می‌توان از انواع روش‌های برآورد (غیرخطی، سیستمی و غیره) برای هریک از اقمار یا هسته استفاده کرد. البته، مسأله خاص این نوع سیستم‌ها، نحوهٔ طراحی ارتباط میان هسته و قمرها در تصویر کلان است. این‌کار، به‌طور معمول، با معرفی اتحادها صورت می‌پذیرد که در واقع نقش تکمیل‌کننده را

---

۱. در این جا باید خاطر نشان ساخت که این تفاوت‌ها ماهیتی کاملاً نسبی دارند. قصد ما از بزرگنمایی این موارد تنها اشاره به‌تفاوت‌هایی در فرایند مدل سازی است که به دلیل اهداف متفاوت هر یک از مدل‌ها بروز می‌نماید.

در تعیین بازخوردهای سیستم ایفا می‌کنند.

پس از این مقدمه، در قسمت دوم مقاله، ساختمان کلی مدل و ویژگی‌های آن معرفی شده است. قسمت سوم، به معرفی معادلات رفتاری و نتایج حاصل از برآوردها در چارچوب هر یک از اقمار مدل اختصاص یافته است. در قسمت چهارم، پس از معرفی اتحادها، مدل جامع اقتصاد کلان ایران شبیه سازی تاریخی شده است. بخش پایانی مقاله، با مثالی از واکنش سیستم در قبال یک تکانه سیاستی، به جمع‌بندی نتایج حاصل از این الگو پرداخته است.

طرح کلی مدل

پس از ارائه اولین مدل کلان سنجی توسط تین‌برگن وکلاین و گسترش این نوع مدل‌ها در مطالعات اقتصادسنجی بنیاد کاولس[1]، مدل‌های کلان سنجی به فراوانی توسط دولت‌ها، بانک‌های مرکزی وسایر ارگان‌های تصمیم‌گیری کشورها، به منظور پیش بینی وارزیابیِ سیاستی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. رهیافت بنیاد کاولس، در واقع متکی بر مدل‌هایی ساختاری بوده است که برای تحلیل روابط کلان اقتصاد و پیش بینی و ارزیابی سیاستی مورد استفاده قرار گرفته و تاکنون نیز این رویّه تداوم داشته است.

اقتصاددانان، متخصصان اقتصادسنجی و به طور کلی دنیای آکادمیک، ایرادات و انتقادات مهمی، از قبیل انتقاد لوکاس (مبنی بر تغییرات پارامترهای سیستم، همزمان با تغییرات متغیرهای برون زا) و مشکل شناسایی سیستم (سیمز ۱۹۸۰) به این نوع مدل‌ها وارد ساخته‌اند. ازسوی دیگر، با توسعه روش‌های مدل سازی، الگوهای دیگری مانند مدل‌های موسوم به تعادل عمومی قابل محاسبه[2]، VAR[3] و مانند آن‌ها ارائه شده‌اند. اخیراً، با گسترش تکنیک همجمعی[4] سری‌های زمانی نیز روش موسوم به سیستم VAR ساختاری، متقابلاً همگرا[5] توسط یوهانسن و یوسیلیوس (۱۹۹۴) و پسران (۱۹۹۸) ارائه شده است. الگوی اخیر، در واقع یک مدل کلان سنجی کوچک است که هم روابط بلند مدت و هم روابط کوتاه‌مدت ساختاری را شناسایی می‌کند اما محدودیت در استفاده از متغیرهای بیشتر و نیز علاقه دولت‌ها و... در بزرگ بودن مدل‌های کلان سنجی به دلیل داشتن قدرت مانُور بیشتر در

1. Cowles foundation
2. Computable general equilibrium models (CGE)
3. vector autoregressive
4. co-integration
5. co-integrated structural VAR

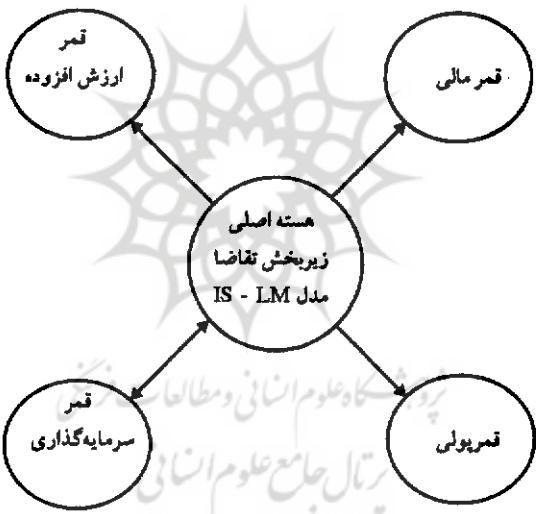
ارائه توصیه‌های سیاستی، همچنان مدل‌های گستردهٔ اقتصادسنجی را در کانون نظر سیاست‌گذاران قرار داده است.

اما حتی با پذیرش تنظیم یک مدل کلان سنجی نسبتاً گسترده، علاوه بر ایرادات ذکر شده، وجود محدودیت در مشاهدات آماری و نداشتن درجهٔ آزادی کافیْ از موارد دیگری است که امکان استفاده از روش‌های متداول برآورد همزمان را ناممکن می‌کند. از این رو، به‌منظور کاهش محدودیت‌های اخیر، شکستن معادلات یک سیستم بزرگ در قالب هسته و اقمار آن، برخوردی دیگر است که در تنظیم مدل‌های گستردهٔ کلان سنجی عموماً مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این رهیافت تجربی،هسته از معادلات مهم کلیدی یک اقتصاد تشکیل می‌شود که می‌توان آن را به یکی از روش‌های اقتصاد سنجی متداول و مناسب برای ساختار معادلات طراحی شده برآورد کرد. در این نوع سیستم، اقمار نیز از معادلاتی که معرّف زیر بخش‌های خاص در الگو هستند، تشکیل می‌شوند. هر کدام از اقمار، می‌توانند حاوی اطلاعات بخشی و مجزا باشند. اقمار را نیز، همانند هستهٔ مدل، می‌توان به کمک روش‌های متداول و مناسب با ساختار معادلات آن برآورد کرد. در نهایت، پس از برآورد کل سیستم، اقمار به هستهٔ مرکزی پیوند یافته و کل سیستم معادلات برای ارزیابی سیاستی و پیش‌بینی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

قابل ذکر است که وجود باز خوردهای دوطرفه بین هسته و اقمار عموماً در مدل‌های بزرگ کلان سنجی اجتناب‌ناپذیر است. در این مدل نیز، به رغم بازخوردهای موجود، این محدودیت بر سیستم وضع می‌گردد که اقمار و هسته و، به‌عبارت روشن‌تر، معادلات هر زیر بخش بدون توجه به باز خورد از طرف سایر زیر بخش‌ها بر اساس روش‌های مناسبِ کلان‌سنجی مورد برآورد قرار می‌گیرند و سپس به‌سایر زیر بخش‌های برآورد شده پیوند می‌یابند. در این روش، علاوه بر این که با پیوند هسته و اقمار، می‌توان سیستم را مورد ارزیابی سیاستی و پیش‌بینی قرار داد، هر زیر بخش نیز با توجه به ساختار خاص معادلات خود می‌تواند به تنهایی مورد ارزیابی بخشی قرار گیرد. ناگفته نماند که از دیگر مزایای روش مدل‌سازی هسته ـ قمر، امکان تعمیم مدل به زیر بخش‌ها یا اقمار بیشتر است. نمای کلی مدل هسته ـ قمر طراحی شده برای اقتصاد ایران به‌صورت نمودار شمارهٔ ۱ است.

در این نمودار، چهار قمر مجزا پیش بینی شده است که هر یک به طور مستقل با هستهٔ

مرکزی در ارتباط‌اند. هستهٔ مرکزی یک بخش کاملاً مجزای این سیستم است که در واقع بخش تقاضای اقتصاد را به الگو در آورده است. امّا به دلیل تفکیک بخشی مدل، توابع تقاضا برای سرمایه‌گذاری الزاماً به صورت مجزا و در قالب یک قمر مستقل در نظر گرفته می‌شوند. به همین دلیل نیز تنها بازخورد دو طرفه در این مدل بین قمر سرمایه‌گذاری و هستهٔ اصلی دیده می‌شود.[۱] لازم به ذکر است که عدم دسترسی گروه مطالعاتی به داده‌های تفکیکی در بخش اشتغال باعث حذف بازار کار از این مدل شده است. بدون در نظر گرفتن این محدودیت، می‌توان ملاحظه کرد که الگوی طراحی شده از نظر شمول آن، یک سیستم کامل اقتصاد کلان را به تصویر می‌کشد.[۲]



نمودار ۱. شمای کلّی هسته و اقمار مدل کلان سنجی پویای اقتصاد ایران

۱. لازم به ذکر است که تفکیک بخش سرمایه‌گذاری و در نظر نگرفتن معادلات آن در کنار مدل هسته، به دلیل توجه ویژه به‌ارتباطات بین بخشی در این مدل است.

۲. داده‌های سری زمانی قابل اعتماد در مورد نرخ‌های دستمزد در بخش‌های چهارگانه اقتصاد ایران (کشاورزی، صنایع و معادن، نفت و خدمات) عملاً تا زمان تکمیل بخش‌های مدل در دسترس نبوده و این مسأله امکان تفکیک تقاضا برای نیروی کار بین بخش‌های اقتصادی را ناممکن ساخت. از طرفی، اگر بازار اشتغال به‌صورت جمعی سازی شده در نظر گرفته می‌شد، به‌دلیل تفکیک آن در توابع ارزش افزوده، اطلاعات مفیدی از این طریق به‌دست نمی‌آمد. به‌هر صورت، از آنجا که این الگو از انعطاف پذیری کافی برخوردار است، با به‌دست آوردن اطلاعات مناسب می‌توان در ویرایش‌های بعدی، بخش اشتغال را نیز به‌مدل اضافه کرد.

تئوری اقتصاد کلان، با بهره گیری از روش‌شناسی مارشالی، مفهوم بازار در اقتصاد خرد را با اعمال ساده‌سازی قهرمانانه‌ای به گستره کلان تعمیم می‌بخشد. در این مقیاس، بازاری در نظر گرفته می‌شود که در اثر تقابل نیروهای عرضه و تقاضا در آن، میزان جمعی تولید و سطح متوسط قیمت‌های پولی تعیین می‌شود. این نحوهٔ برخورد در تمامی نظریات اقتصاد کلان بدون استثناء رعایت شده است و، به‌این ترتیب، در طراحی مدل حاضر نیز با معرفی دو بخش عرضهٔ کل و تقاضای کل از آن تبعیت می‌شود.

در بخش عرضه، تولید کل از جمع ارزش افزوده(به قیمت‌های ثابت) بخش‌های چهارگانه اقتصاد به‌دست می‌آید. در این میان، ارزش افزوده زیربخش نفت به شکل برون زا در نظر گرفته شده و باکمیت درون زای ارزش افزوده سایر زیر بخش‌ها جمع می‌شود. توابع ارزش افزوده از شکل کلی توابع تولید در نظریهٔ اقتصاد کلان پیروی می‌کنند. بنابراین، انبارهٔ واقعی سرمایه و میزان اشتغال در توضیح رفتار آن نقشی تعیین کننده دارند. امّا، همان گونه که ذکر شد، به دلیل محدویت‌های آماری، امکان الگوسازی بازار اشتغال در این مطالعه فراهم نشده و لذا اشتغال بخشی به صورت برون‌زا در توابع تولید ظاهر می‌شود. نهادهٔ دیگر تابع تولید، یعنی انبارهٔ سرمایه، با محاسبه نرخ استهلاک سرمایه در بخش‌های چهارگانه اقتصاد به روش کیانی و بغزیان (۱۳۷۶)، و با استفاده از مقادیر درون‌زای سرمایه گذاری ناخالص بخشی، به صورت درون‌زا در توابع تولید ظاهر می‌گردد. نیازی به توضیح نیست که با این نحوهٔ برخورد و الگوسازی توابع تولید، ارتباطی قوی میان عرضه و تقاضا برقرار می‌شود. در بسیاری از مدل‌ها که به الگوسازی تابع تولید می‌پردازند، با برون‌زا در نظر گرفتن انبارهٔ سرمایه، این ارتباط قوی عملاً نادیده گرفته می‌شود. البته، در این مدل، علاوه بر ارتباط تابع تولید با رفتار تابع سرمایه گذاری، یک مسیر ارتباطی قوی دیگر، با الهام از مدل برانو وسشس (۱۹۸۵)، و با توجه به وابستگی شدید بخش تولید اقتصاد ایران به واردات مواد اولیه، از طریق وارد ساختن ارزش واقعی واردات کالاهای واسطه‌ای در توابع تولید هر زیر بخش تحقق یافته است.

طرف تقاضا در این مدل تشکیل دهندهٔ هستهٔ اصلی این سیستم است. این هسته در واقع براساس یک مدل *IS-LM* شکل می‌گیرد. به‌جز هزینه‌های مصرفی بخش دولتی به قیمت‌های ثابت (که به عنوان ابزار سیاست گذاری درنظر گرفته شده‌اند) سایر اجزای رابطه *IS*، شامل

هزینه‌های واقعی مصرف بخش خصوصی، سرمایه‌گذاری جمعی به قیمت‌های ثابت و صادارات و واردات به قیمت‌های ثابت، درون زا هستند. معادلات صادرات و واردات، بخش تجارت خارجی الگو را مشخص می‌سازد. صادرات از دوجزءِ صادرات غیرنفتی و صادرات نفت تشکیل شده است. یکی از ویژگی‌های این مدل در بخش تجارت خارجی، درون زا بودن صادرات نفتی است. فرض اساسی ما در این رابطه آن است که ظرفیت تولید نفت خام کشور (همسو با برون زا گرفتن ارزش افزوده بخش نفت در طرف عرضه) کمیتی داده شده است. لذا، میزان صادرات نفت با توجه به روند مصرف فرآورده‌های نفتی در داخل محدود می‌شود. ازطرف دیگر، صادرات غیرنفتی درقالب دومعادله تقاضای خارجیان برای کالاهای صادراتی کشور و عرضهٔ کالاهای صادراتی به الگو در می‌آید که اِعمال شرط تعادلْ کمیت تعادلی صادرات غیرنفتی و سطح قیمت کالاهای صادراتی را به صورت درون زا به دست می‌دهد.

تابع تقاضا برای واردات، بصورت جمعی برآورد می‌شود. اما، برخلاف تابع صادرات، قیمت کالاهای وارداتی به دلیل آن که نرخ‌های تعرفه و ارز اثری مستقیم بر آن دارند، در تصریح این بخش از الگوهای تجارت خارجی، قیمت و کمیت واردات به صورت تقابل عرضهٔ کالاهای خارجی و تقاضا برای واردات به الگو در نمی‌آید. به این ترتیب، در بخش تجارت خارجی، صادرات غیرنفتی، صادرات نفت، شاخص ضمنی قیمت صادرات غیرنفتی، واردات کل و شاخص قیمت کالاهای وارداتی درون زا هستند و قسمتی از هستهٔ اصلی مدل را تعیین می‌کنند. در این میان، تنها صادرات نفت در خارج از هستهٔ اصلی و به‌صورت یک رابطهٔ اتحادی تعیین می‌شود. به عبارت دقیق‌تر، در این مدل، مصرف فرآورده‌های نفتی (برحسب وزن و نه ارزش آن) در قالب یک رابطهٔ رفتاری در خارج از هستهٔ اصلی به الگو در آمده و با در دست داشتن کمیت (وزنی) تولید نفت، صادرات نفت به‌صورت اتحادی تعیین می‌شود. این مقدار با ضرب شدن در قیمت متوسط هر بشکه نفت صادراتی، ارزش دلاری صادرات نفت را به دست می‌دهد. درون زا ساختن صادرات نفت به صورت وزنی در خارج از هستهٔ اصلی، به وضوح، به آن دلیل اعمال شده است که امکان سیاست‌گذاری بر قیمت نفت را در این مدل فراهم کند.

براساس نظریهٔ اقتصاد کلان، بخش تجارت خارجی برآیندِ رابطهٔ مبادلهٔ کشور با طرف‌های خارجی را تعیین می‌کند. در این میان، اگر نظام ارزی کشور از سیستم ثابت تبعیت

کند، این برآیند از طریق تحت تأثیر قرار دادن وضعیت تراز پرداخت‌های کشور به تغییر در ذخایر ارزی و پایه پولی می‌انجامد. از طرف دیگر، در یک سیستم شناور، این نرخ ارز است که به صورت درون‌زا تعیین خواهد شد. در اقتصاد ایران، هر چند نظام رسمی ارز از نوع ثابت است، امّا به دلیل وجود عدم تعادل در این بازار، در عمل، یک نظام دو نرخی بر این اقتصاد حاکم شده است. از این رو، اگر چه نرخ ارز رسمی کشور یک متغیر سیاستی (برون‌زا) است و مستقیماً توسط سیاست‌گذار تعیین می‌شود، امّا با توجه به نظریهٔ برابری قدرت خرید، نرخ ارز در بازار موازی به صورت درون‌زا تعیین می‌شود. درنتیجه، در کنار اتحاد تراز پرداخت‌ها، نرخ ارز در بازار موازی ارز نیز به جمع متغیرهای درونزا افزوده می‌شود و الگوی *IS-LM* اولیه را به سمت یک الگوی اقتصاد باز *IS-LM-BP* سوق می‌دهد.

دیگر جزءِ رابطه درآمد ملی، سرمایه‌گذاری کل است. با توجه به این که طرف عرضهٔ مدل، تولید را به صورت بخشی به الگو در می‌آورد، اِعمال همین رویّه در مورد سرمایه‌گذاری نیز منطقی به نظر می‌رسد، چراکه تنها از طریق معادلات بخشی سرمایه‌گذاری می‌توان انبارهٔ بخشی سرمایه را به شکلی درون‌زا محاسبه کرد. با قبول این مسأله، لازم است معادلات سرمایه‌گذاری بخشی (شامل کمیت‌های درون‌زای سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی، صنایع و معادن و خدمات به همراه مقدار برون‌زای سرمایه‌گذاری در بخش نفت) در قالب یک قمر مجزا سازمان یابند. در نمودار شمارهٔ ۱ این تنها قمری است که با هستهٔ اصلی مدل ارتباط دو طرفه دارد. جمع سرمایه‌گذاری‌های بخشی، کل سرمایه‌گذاری را به دست داده که این در کنار سایر اجزای هستهٔ اصلی، رابطه درآمد ملی را تکمیل می‌کند. از طرف دیگر، متغیرهای طرف تقاضای کل توابع سرمایه‌گذاری را متأثر می‌سازند. به طور مشخص‌تر، واردات کالاهای سرمایه‌ای در هر بخش و فرانشیز یا شکاف نرخ ارز در اقتصاد دو متغیری هستند که از طرف هستهٔ اصلی بر توابع سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارند.[۱]

مهم‌ترین جزءِ تشکیل دهندهٔ تقاضای کل (و رابطهٔ درآمد ملی) در اقتصاد ایران،

---

۱. در خصوص واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای ذکر یک نکته در اینجا ضروری است. همان گونه که اشاره شد، در این مدل تنها یک تابع واردات کل برآورد می‌شود. واردات کل، سپس با در نظر گرفتن ضرایبی برون‌زا (که بسته به دیدگاه سیاست‌گذار در مورد دامنهٔ دخالت دولت در اقتصاد، که حتی برای آن‌ها نیز می‌توان سیاست گذاری کرد) به اجزای واسطه‌ای، سرمایه‌ای و مصرفی تقسیم می‌شوند. در نهایت، هر یک از همین اجزای واردات، یعنی واردات واسطه‌ای و واردات سرمایه‌ای، توسط ضرایب برون‌زای دیگری بین بخش‌ها تفکیک و وارد روابط مورد نظر می‌شوند.

هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی است. نظریات گوناگون در این زمینه، به طور کلی بر نقش متغیر درآمد قابل تصرف تأکید می‌ورزند. البته، نرخ بهرهٔ واقعی نیز از جمله متغیرهای اثرگذار بر رفتار مصرفی بخش خصوصی قلمداد شده‌اند، امّا در اقتصادهای جهان سوم به‌دلیل وجود عدم تعادل در بازار پول (در کنار بازار ارز) و تثبیت نرخ‌های بهرهٔ اسمی در بازارهای رسمی پول، محدودیت نقدینگی واقعی، مطابق با نظر حق، لاهیری و مانتیل (۱۹۹۰) می‌تواند جانشین نرخ بهرهٔ واقعی شود. امّا در این میان یک بحث مهم نحوهٔ تعریف درآمد قابل تصرف در اقتصاد ایران است. معمول است که در این باره با کم کردن مالیات‌های غیرمستقیم از تولید ناخالص داخلی، معیاری از درآمد قابل تصرف به دست می‌آید. یک مشکل در این ارتباط آن است که حتی اگر چنین تعریفی از درآمد قابل تصرف را بپذیریم، کماکان معیار تعریف شده ارتباط ضعیفی با سایر متغیرهای مدل برقرار می‌سازد و این به نوبهٔ خود از پویایی سیستم (به دلیل اثر مستقیم آن بر مهم‌ترین جزءِ تقاضای کل) خواهد کاست. به‌منظور مرتفع ساختن این مشکل، مطالعه حاضر با استناد به سارجنت (۱۹۸۷)، علاوه بر مالیات‌های مستقیم، هزینه‌های واقعی استهلاک سرمایه و اثر مالیات تورم را نیز (با توسل به‌اصل هم‌ارزی ریکاردویی معادلِ یک بودنِ نسبت قیمت کالاهای سرمایه‌ای به مصرفی) در تعریف درآمد قابل تصرف ملحوظ می‌دارد. این معیار، بدون شک، فرآیند باز خوردی در سیستم را شدیداً تقویت می‌کند.

بعد از تصریح اجزای رابطهٔ درآمد ملی در هستهٔ اصلی، نوبت به تصریح رابطهٔ *LM* می‌رسد. در این ارتباط، دو برخورد متفاوت وجود دارد. اول، برخوردی است که حجم پول را در اقتصاد داده شده (برون‌زا)در نظر می‌گیرد. هر چند، این کار در نظر اول به‌منظور مقاصد سیاست‌گذاری مفید به نظر می‌رسد، امّا باکمی دقت در ساختار الگو عدم تناسب آن به‌خوبی نمایان می‌گردد. حتی از نظر تئوری اقتصاد کلان نیز چنین عنوان می‌شود که در اقتصادهای با نظام ارزی ثابت، حجم پول به دلیل اثر مستقیم تراز پرداخت‌ها بر ذخایر ارزی کشور و پایهٔ پولی، قابل کنترل نخواهد بود. علاوه بر این، در مورد خاص کشور ما، اتکای نامتعارف بخش دولتی به نظام بانکی برای تأمین مخارج خود، حجم پول را بیش از پیش غیر قابل کنترل کرده است.

و امّا برخورد دوم با این مقوله، عرضهٔ پول را کاملاً درون‌زا در نظر می‌گیرد. در

تصریح رابطهٔ LM در مطالعهٔ حاضر، این برخورد ملاک عمل بودن است. در این‌جا با استناد به‌رابطهٔ بنیادین عرضهٔ پول به شکل حاصل ضرب پایهٔ پولی در ضریب تکاثر پول، هر دوِ این اجزا به صورت درون‌زا به الگو در آمده‌اند. پایهٔ پولی به کمک یک رابطهٔ اتحادی که بازخوردهایی را از قمر مالی و هستهٔ اصلی مدل می‌پذیرد، درون‌زا می‌شود و ضریب تکاثر پول با شکسته شدن به نسبت‌های تشکیل دهنده آن (یعنی نسبت‌های اسکناس و مسکوک به‌سپرده‌های دیداری، ذخایر غیرمسدود به سپرده‌های دیداری، سپرده‌های مدت‌دار به‌دیداری و بالاخره نرخ متوسط ذخایر قانونی) با الهام از مطالعه ماریان و شامیا(۱۹۹۰)، در محدوده قمر پولی به الگو در می‌آید. از این رو، تابع عرضهٔ پول به طور مجزا در قمر پولی تصریح شده است. اما بخش دیگر بازار پول را تابع تقاضا تشکیل می‌دهد. اگر حجم پول[1] در طرف عرضه تعیین شده باشد، در نتیجه، رابطهٔ تقاضا لزوماً تعیین کنندهٔ متغیّر قیمت در بازار خواهد بود. این متغیر در مطالعه حاضر شاخص ضمنی قیمت تولید ناخالص داخلی است.[2] با استفاده از شکل متداول تابع تقاضا برای ترازهای واقعی، و با حل آن بر حسب متغیّر قیمت، تقاضای پول در هستهٔ اصلی مدل تصریح می‌شود. شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی متوسطی از قیمت کالاهای تولید شده در اقتصاد را به دست می‌دهد، امّا ملاک رفتار مصرف‌کنندگان در جامعه، شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی در اقتصاد است. این شاخص که صرفاً در برگیرندهٔ کالاهای نهایی (آماده برای مصرف) است، به دلیل وجود یارانه‌های دولتی و نیز وجود کالاهای وارداتی در سبد مصرفی جامعه، رفتاری نسبتاً متفاوت با شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی دارد؛ و به همین دلیل در هسته اصلیْ این متغیر نیز تحت تأثیر شاخص ضمنی تولید و شاخص قیمت کالاهای وارداتی به الگو درآمده است.

اگر چه در هستهٔ اصلی، مخارج بخش عمومی به صورت برون‌زا در نظر گرفته شده‌اند، امّا در بررسی سیاست‌های مالی، بخشی مهم از درآمدهای بخش عمومی به صورت درون‌زا در نظر گرفته می‌شوند. در این ارتباط، علاوه بر درآمد حاصل از صادرات نفت، درآمدهای مالیاتی نیز در محدودهٔ قمر مالی به شکل درون‌زا تعیین می‌شوند. تعیین درون‌زای جزءِ

---

۱. البته در مدل، نقدینگی بخش خصوصی به عنوان تعریف مناسب پول در نظر گرفته شده است.

۲. نظر خواننده را به این نکته جلب می‌کنیم که در رابطهٔ درآمد ملی در هسته اصلی، همهٔ متغیرها بر حسب قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۱ تصریح و برآورد شده‌اند.

درآمدی سیاست‌های مالی، با درون‌زاکردن کسری بودجه و ارتباط آن با تغییرات عرضهٔ پول و تقاضای کل، فرآیند باز خوردی پویا را در این الگو وارد می‌سازد که در واقع از مهم‌ترین بخش‌های سیاست‌گذاری اقتصادی به شمار می‌رود. در این زمینه، درآمدهای مالیاتی در قالب دو طبقهٔ کلی مالیات‌های مستقیم و مالیات‌های غیرمستقیم تقسیم می‌شوند. سپس با تفکیک هر یک از این دو نوع مالیات، چهار معادلهٔ مالیات بر درآمد و ثروت، مالیات بر شرکت‌ها (اجزای مالیات‌های مستقیم)، مالیات بر مصرف و بالاخره مالیات بر واردات (اجزای مالیات غیرمستقیم) براساس الگوی پیشنهادی اهدایی (۱۹۹۰)به الگو در می‌آیند. آخرین بحثی که در رابطه با طرح کلی الگو قابل ذکر است، به ویژگی‌های سری زمانی متغیرها و چگونگی در نظر گرفتن این ویژگی‌ها در فرآیند مدل سازی باز می‌گردد. به طور مشخص‌تر، در مورد نحوهٔ برخورد با مقوله مانایی یا عدم مانایی سری‌های زمانی، ذکر چند نکته در این جا حائز اهمیت می‌نماید. نکتهٔ اول، این که مدل طراحی شده برای اقتصاد ایران یک مدل دینامیک کوتاه مدت است. در این مدل تنها مسیر زمانی حرکت متغیرهای درون‌زا در یک افق کوتاه مدت مد نظر بوده است و، از این رو، بررسی ارتباطات بلندمدت میان متغیرها، هرچند مورد توجه قرار می‌گیرد، امّا نقطه اتکای مدل به حساب نمی‌رود. به این ترتیب، مقولهٔ همجمعی سری‌های زمانی در این چارچوب، موضوعیت چندانی نمی‌یابد. البته، تصحیح خطای بلندمدت رفتار متغیرها از طریق معرفی جزء تعدیل، در معادلاتی که از کمیت با وقفه متغیر وابسته استفاده می‌کنند، خود به خود ملحوظ شده است.[1] به‌رغم این مسأله، در مورد برخی از معادلات در هستهٔ اصلی مدل نیز تعداد بهینهٔ وقفه‌ها از طریق بررسی وقفه‌های خود رگرسیونی توزیع شده[2] (پسران، ۱۹۹۵) استخراج و گزارش می‌شود.

معرفی معادلات رفتاری در اقمار و هسته و بررسی نتایج حاصل از برآورد آن‌ها

در این فصل، معادلات رفتاری در قالب اقمار و هستهٔ اصلی مدل معرفی شده و پس از

---

۱. در سایر موارد، معادلات از نظر غیر واقعی بودن، با استناد به آمارهٔ دوربین ـ واتسون مورد ارزیابی قرار می‌گیرند. به‌طور معمول، اگر کمیّت آمارهٔ دوربین ـ واتسن بزرگ‌تر از واحد باشد، معادلات مورد برآورد حالت غیر واقعی نخواهند داشت.

2. autoregressive distributed lags(ARDL)

بحثی در مورد روش مناسب برآورد، خلاصه‌ای از نتایج به دست آمده ارائه شده است. لازم به ذکر است که در مرحلهٔ ارائه مدل نظری، تمام متغیّرها با علائم اختصاری معرفی می‌شوند، لیکن در مرحله برآورد مدل، به دلیل وجود محدودیت‌هایی در استفاده از این نام‌ها، متغیرها با نام‌های تغییر یافته ظاهر می‌شوند. فهرستی از این نام‌ها به همراه توضیحات ضروری درمورد هر کدام در پیوست شمارهٔ ۱ ارائه شده است. همچنین، خروجی رایانه‌ای مربوط به‌برآورد معادلات در پیوست شمارهٔ ۲ گزارش می‌شود.

قمر مالی

سیاست‌های مالیاتی یکی از اهرم‌های بسیار مهم سیاست‌گذاری اقتصادی است که به‌دلیل نقش آن در تشکیل درآمدهای عمومی دولت و هم به لحاظ تأثیراتی که بر کل اقتصاد برجا می‌گذارد، همواره جایگاهی ویژه را در مطالعات تجربی به خود اختصاص می‌دهد.

به رغم این مسأله، سهم درآمدهای مالیاتی نسبت به هزینه‌های دولت در اقتصاد ایران باکاهش در نیمه اول دههٔ ۱۳۷۰ در قیاس با نیمه دوم دههٔ ۱۳۶۰، تنها در حول و حوش ۲۰ درصد قرار می‌گیرد. مضاف بر این، اهرم با اهمیت سیاست گذاری اقتصادی در سایهٔ تحولات برون زا در بخش نفت رقم می‌خورد، چراکه بخشی مهم از درآمدهای مالیاتی دولت به طور مستقیم یا غیرمستقیم به درآمد نفت وابسته است و در نتیجهٔ آن عملکرد سیاست‌های مالی به شدت از تحولات بازار جهانی نفت متأثر می‌گردد. تأثیر مستقیم بخش نفت بر درآمدهای مالیاتی دولت از طریق پی‌گیری سیاست موازنه تجاری و محدودسازی واردات در دورانی که درآمدهای نفتی کشور رو به تنزل است، از طریق نوسان‌های مالیات بر واردات، (یعنی مالیات‌های غیرمستقیم) نمود می‌یابد. اما تأثیر غیرمستقیم بخش نفت به‌طور عمده از طریق محدود کردن واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای و در نتیجه تحمیل تأثیرات نامطلوب کاهش درآمد نفت بر ساختار تولیدی اقتصاد(که پایهٔ مالیاتی کشور را تشکیل می‌دهد) متجلی می‌شود. در تقسیم بندی مالیات‌ها از نظر نحوهٔ تشخیص و وصول آن، یعنی درآمدهای مالیاتی مستقیم و غیرمستقیم، قابل ذکر است که پس از پیروزی انقلاب، افزایش مالیات‌های مستقیم به مراتب بیشتر از مالیات‌های غیر مستقیم بوده است. تغییرات در سهم هر یک از این مالیات‌ها نیز کمابیش با ارقام مطلق آن‌ها همخوانی دارد. در ۱۳۳۸ سهم

مالیات‌های غیرمستقیم ۷۷/۷ درصد بوده است، در حالی که در ۱۳۵۸ این سهم به ۳۸/۱ درصد و سپس در ۱۳۷۵ به ۲۸/۶ درصد تنزل یافته است. به این ترتیب، بخش اعظم درآمدهای مالیاتی دولت در دهه‌های گذشته را مالیات‌های مستقیم تشکیل داده‌اند. در این خصوص، با توجه به نوسان‌های شدید درآمد ملی، که خود تشکیل دهندهٔ پایهٔ مالیاتی در بخش مالیات‌های مستقیم است، این گرایش به سمت مالیات‌های مستقیم را به سختی می‌توان ناشی از یک استراتژی سیاستی قلمداد کرد، چرا که چنین استراتژی سیاست‌گذاری تنها به‌تشدید نوسان‌ها منتهی می‌شود در عوض، شاید این نشانه ضعف ساختار بخش مالیات در اقتصاد ایران باشد، که به دلیل ناتوانی سازمانی و مدیریتی در جذب درآمدهای مالیاتی غیرمستقیم، فشاری مضاعف را بر مالیات‌های مستقیم وارد آورده است.

مالیات‌های مستقیم متشکل از مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها و نیز مالیات بر ثروت و مستغلات است. اما در این میان سهم مالیات بر شرکت‌ها و مالیات بر درآمد بسیار بیشتر از مالیات بر مستغلات و ثروت است. در بررسی اهمیت اقلام مالیاتی، سهم مالیات بر شرکت‌ها به طور متوسط بیش از ۴۰ درصد کل درآمدهای مالیاتی است. سهم مالیات بر درآمد نیز به دلیل وجود نظام ناهمگون و نامناسب جمع آوری مالیات، از ۱۳۵۸ تا ۱۳۷۱ روندی رو به نزول را طی کرده است، امّا پس از این سال مجدداً افزایش یافته و در ۱۳۷۵ به‌مرز ۲۵ درصد نزدیک شده است. سهم نه چندان قابل توجه مالیات بر درآمد در تشکیل کل درآمدهای مالیاتی دولت می‌تواند بیانگر ساختار ناعادلانه سیستم مالیاتی کشور باشد که طی سال‌ها شکل گرفته و حتی پس از انقلاب اسلامی نیز به رغم تغییرات اعمال شده کماکان بافت گذشتهٔ خود را حفظ کرده است. به هر حال، در بررسی اهمیت هر یک از گونه‌های مالیات، مالیات بر درآمد به ترتیب پس از مالیات بر شرکت‌ها و مالیات بر واردات سومین مکان را به‌خود اختصاص می‌دهد.

به هر شکل، بحث سیاست‌های مالیاتی به رغم عملکرد نامطلوب نظام مالیاتی طی دهه‌های گذشته، در طراحی و اِعمال هر استراتژی اقتصادی برای آینده ایران، همچنان یکی از مهم‌ترین زمینه‌های سیاستگذاری خواهد بود. در این میان، البته بحث‌های بسیار پیچیده‌ای در مورد تأثیرات تولیدی، تجارت خارجی و مهم‌تر از همه عدالت اجتماعی سیاست‌های مالیاتی در ابعاد خُرد و کلان اقتصاد وجود دارد. دیدگاه خُرد اقتصادی، با استناد به‌ابعاد

عدالت اجتماعی و تولیدی، گرایش به سمت مالیات‌های مستقیم را توصیه می‌کند. تحلیل‌های خُرد نشان می‌دهند که اِعمال مالیات برسود و درآمد، تغییری در نقطه بهینهٔ تولید ایجاد نمی‌کند و افزایش نرخ مالیات بر ثروت در جهت تأمین اهداف عدالت اجتماعی ضروری است. از طرف دیگر، دیدگاه کلان، گرایش به سمت مالیات‌های مستقیم را در شرایط تورمی بسیار زیانبار می‌داند. در یک سیستم تصاعدی مالیات اسمی، مالیات بر سود بدون شک انگیزهٔ سرمایه گذاری در اقتصاد را از بین خواهد برد. علاوه بر این، در چنین سیستمی، مالیات بر درآمد امکان پس انداز را کاهش خواهد داد و کاهش کارایی و کاهش تولید را به‌دنبال خواهد داشت. نتیجه آن‌که، پایهٔ مالیاتی روز به روز تضعیف شده و در چنین شرایطی جمع آوری مالیات تنها با اِعمال فشار اقتصادی بیشتر میسر خواهد بود. در مقابل، دیدگاه کلان رجوع به مالیات‌های غیرمستقیم را برای تثبیت اقتصاد در شرایط تورمی توصیه می‌کند. مالیات‌های مصرف و واردات دارای پایهٔ مالیاتی بسیار گسترده‌ای هستند و به این ترتیب با اِعمال نرخ‌های نسبتاً پایین امکان جمع آوری درآمدهای عظیم مالیاتی امکان‌پذیر خواهدبود.

به هر شکل، بررسی تأثیرات اقتصادی هر نوع سیاست مالیاتی در قالب دیدگاه‌های طرح شده نیازمند طراحی مناسب یک الگوی رفتاری، در چارچوب یک مدل عمومی اقتصاد کلان خواهد بود. بر این اساس، در یک حالت کلی فرض کنید تابع مالیات به صورت زیر نمایش داده شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

$$ln(T_i^*)_t = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} ln(\chi_i)_t + \alpha_{i2}(\Gamma_i)_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

دراین رابطه، $(T_i^*)_t$ درآمد مورد انتظار از محل مالیات در بخش i (منظور هر یک از اجزای مالیات‌های مستقیم یا غیرمستقیم است)، x_i پایه مالیاتی در بخش i و Γ_i نشان‌دهندهٔ تغییر سیستم مالیاتی در بخش مورد نظر است. بر اساس طبقه بندی موجود برای مالیات‌ها در ایران، بخش‌های مالیاتی شامل مالیات بر درآمد و ثروت (که به دلیل پایهٔ مشترک آن‌ها این دو نوع مالیات با یگدیگر ادغام و توسط T_w نشان داده می‌شود)، مالیات بر شرکت‌ها T_f، مالیات بر مصرف T_c، و مالیات بر واردات T_m است. به منظور برآورد تجربی معادلهٔ (۱)، محاسبه مقادیر کمّی مربوط به $(T_i^*)_t$ و Γ_i ابتدا به ساکن امکان‌پذیر نخواهد بود. اهدایی

(۱۹۹۰) با استناد به تفاوت موجود میان درآمدهای مالیاتی محقق شده در هر سال، با درآمد مورد انتظار از محل مالیات، استفاده از فرآیند تعدیل جزئی را برای کمیّت پذیر ساختن درآمدهای مورد انتظار برحسب درآمدهای محقق شده و یک ضریب تعدیل $0 < \lambda_i < 1$ در هر بخش پیشنهاد می‌کند.

و اما به منظور کمیت پذیر ساختن تغییر در ساختار مالیاتی بخش‌ها، اهدایی از مفهوم پایهٔ مالیاتی خالص یا x_i^* که نشان دهندهٔ پایهٔ مالیاتی اولیه است، مدد می‌جوید. اگر R درآمد خالص مالیات باشد، در این‌صورت،

$$(\Gamma i)_t = \left[\frac{R_i}{\chi_i^*}\right]_t$$

$$(\chi_i)_t = (\chi_i^*)_t(1+g_{it}) \quad ; \quad g_{it} = \frac{(\chi_i)_t - (\chi_i^*)_t}{(\chi_i^*)_t} \qquad (۲)$$

که در این جا، g_i درصد تغییرات درون‌زا در پایهٔ مالیاتی بخش iـاُم است. با توجه به تعاریف ارائه شده، درآمد مالیاتی هر بخش، اینک به شکل رابطهٔ (۳) قابل تعریف خواهد بود.

$$(T_i)_t = (R_i)_t \cdot (1 + \lambda_i \alpha_{i1} g_{it}) \qquad (۳)$$

در رابطه اخیر، عبارت $\lambda_i \alpha_{i1} g_{it}$ نشان دهندهٔ درصد تغییرات در درآمد مالیاتی ناشی از تغییرات درون زای پایه مالیاتی در بخش i ـاُم است. با توجه به تعریف g_i و با استفاده از رابطهٔ (۳) و جای‌گذاری آن در تعریف Γ_i، خواهیم داشت:

$$\Gamma_i = \left[\frac{(1+g_{it})T_{it}}{\chi_{it}(1+\lambda_i \alpha_{i1} g_{it})}\right] = \frac{1+g_{it}}{1+\lambda_i \alpha_{i1} g_{it}} \cdot \frac{T_{it}}{\chi_{it}} \qquad (۴)$$

با جای‌گذاری رابطهٔ (۴) در رابطهٔ (۲) و در نظر گرفتن فرآیند تعدیل جزئی در درآمدهای مالیاتی، معادلهٔ مالیات به شکل زیر تبدیل می‌شود.

(۵)

$$lnT_{it}=\lambda_i\alpha_{i\,0}+\lambda_i\alpha_{i\,1}\,ln\chi_{it}+\lambda_i\alpha_{i\,2}\left[\frac{1+g_{it}}{1+\lambda_i\alpha_{i\,1}\,g_{it}}\right]\cdot\frac{T_{it}}{\chi_{it}}+(1-\lambda_i)\,lnT_{i(t-1)}+v_t$$

این معادله، با تعریف پایهٔ مالیاتی در هریک از بخش‌ها قابل بر آورد خواهد بود. پایهٔ مالیاتی در بخش درآمد و ثروت به صورت حاصل ضرب شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی در تولید ناخالص داخلی واقعی، پایه مالیاتی در بخش مالیات بر شرکت‌ها به صورت حاصل ضرب شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی در حاصل جمع ارزش افزوده واقعی تمامی بخش‌ها، منهای ارزش افزودهٔ بخش کشاورزی، پایهٔ مالیاتی مالیات بر مصرف، به‌صورت حاصل ضرب شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی در مصرف واقعی بخش خصوصی، و نهایتاً پایهٔ مالیاتی مالیات بر واردات به صورت حاصل ضرب سطح قیمت کالاهای وارداتی در میزان واقعی واردات، به الگو در می‌آیند.

بر این اساس، در زیر بخش مالی، ۴ معادله برای درآمدهای مالیاتی بخش دولت، براساس رابطهٔ (۵)، تصریح می‌شود و مورد برآورد قرار می‌گیرد. درآمدهای مالیاتی به همراه درآمد حاصل از صادرات نفت (که خارج از این قمر برآورد می‌شود)، به عنوان اجزای درون‌زای بخش مالی در نظر گرفته می‌شوند. شکل دقیق معادلات مورد برآورد در این زیر بخش به‌صورت زیر قابل ارائه است.

$$log\,(triw)=c(1)+c(2)\times(log(y)+log(pdd)-log(100))+c(3)\times log(triw(-1)$$
$$+c(4)\times100\times riw\times(1+giw)\;|\;(1+c(2)\times giw))$$

$$log\,(trfc)\;=\;c(5)\;+\;c(6)\times(log(bxtr)+log(pdd)\;-\;log(100))+c(7)\times$$
$$log(trfc(-1))+c(8)\times100\times rf\times((1+gf)\;|\;(1+c(6)\times gf))+c(9)\times d5659$$

$$log\,(trc)=c(10)+c(11)\times(log(co)+log(pci)-log(100))+c(12)\times log$$
$$(trc(-1))+c(13)\times100\times rcl\times((1+gcl)\,|\,(1+c(11)\times gcl))+c(14)\times d72$$

$$log(trm)=c(15)+c(16)\times(log(mr)+log(omi)-log(100))+c(17)\times$$
$$log(trm(-1))+c(18)\times rml\times100\times((1+gml\;|\;(1+c(16)\times gml))$$

با نگاهی به ساختار معادلات در این زیر بخش، حالت غیرخطی الگو کاملاً مشهود است. لذا، بدیهی است که در مرحله برآورد، توجه به این ویژگی الگو بسیار حائز اهمیت خواهد بود. به طور کلی، در چنین مواردی، برآورد کنندهٔ حداکثر درستنمایی[1]، از جمله برآورد کننده‌های بسیارکارامد، برای تخمین مدل‌های غیرخطی در آمار واقتصادسنجی شناخته می‌شوند. به منظور آشنایی بیشتر با این روش، ابتدا سیستم معادلات زیر را در نظر بگیرید.

$$y_t = g(\chi_t, \theta) + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

با فرض نرمال بودن ε_t، می‌توانیم برآورد حداکثر درستنمایی را برای مدل (۶)، به‌شکل زیر ارائه نماییم:

$$logl = c - \frac{n}{۲} log \mid \Omega \mid - ۱/۲ \sum_{t=۱}^{n} \left[y_t - g(x_t, \theta) \right]' \Omega^{-۱} \left[y_t - g(x_t, \theta) \right] \qquad (۷)$$

یک تخمین گر حداکثر درستنمایی $\hat{\theta}$ برای θ، که شرط $\frac{\partial logl}{\partial \hat{\theta}} = ۰$ را تضمین می‌کند، یک تخمین گر سازگار با توزیع مجانبی نرمال بوده و دارای میانگین صفر و ماتریس واریانس ـ کوواریانسی برابر با معکوس $-E \frac{\partial^۲ logl}{\partial \hat{\theta} \partial \hat{\theta}'}$ خواهد بود. قابل ذکر است که در عمل ماتریس واریانس ـ کوواریانس با $-\frac{\partial^۲ logl}{\partial \hat{\theta} \partial \hat{\theta}'}$ تقریب می‌شود که تخمین‌گر $\hat{\theta}$ با قرار گرفتن ماتریس واریانس ـ کوواریانس مذکور در کران رائو ـ کرامر به‌طور مجانبی کارا خواهد بود.

از سویی دیگر، با دیفرانسیل‌گیری از تابع (۷) نسبت به $\Omega^{-۱}$، خواهیم داشت، $\left[y_t - g(\chi_t, \theta) \right] \left[y_t - g(\chi_t, \theta) \right]' = ۰$ - که با حل معادلهٔ یادشده برحسب Ω تخمین‌گر حداکثردرستنمایی برای $\hat{\Omega}$ به‌صورت زیر حاصل می‌شود.

$$\hat{\Omega} = ۱/۲ \sum_{t=۱}^{n} \left[y_t - g(\chi_t, \theta) \right] \left[y_t - g(\chi_t, \theta) \right]' \qquad (۸)$$

1. maximum likelihood estimator

حال با در دست داشتن $\hat{\Omega}$، تخمین‌گر حداکثر درستنمایی $\hat{\theta}$ حاصل می‌شود.

بنابراین، تخمین‌گر حداکثر درستنمایی برای این مدل، در واقع یک تخمین‌گر موسوم به تخمین‌گر کمترین فاصله[1] خواهد بود، به این مفهوم که تخمین گر حداکثر درستنمایی، با فرض نرمال بودن ε_t، با یک تخمین‌گر تکراری کمترین فاصله و یا رگرسیون به ظاهر غیرمرتبط تکراری[2] یکسان بوده و دارای همان توزیع مجانبی است (چاو ۱۹۸۳، فصل هفتم). از این رو، در سیستم معادلات مربوط به قمر مالی، به دلیل ماهیت غیرخطی این سیستم و با توجه به توضیحات، در رابطه با تخمین‌گر سیستم‌های غیرخطی از نوع سیستم (٦)، از روش *ISURE* برای برآورد این سیستم استفاده می‌شود.[3]

جدول شماره ۱ در پیوست مقاله، نتایج حاصل از برآورد سیستم معادلات بخش مالی را نشان می‌دهد. با نگاهی کلی به نتایج برآوردها، تمامی ضرایب برآورد شده دارای علامت صحیح و مورد انتظار بوده و آزمون‌های متداول از قبیل آزمون t، $\bar{R}^2$، $\mathbf{r}$، F و نیز آمارهٔ دوربین - واتسن و کمیت انحراف معیار خطاهای رگرسیون، جملگی، حکایت از قابل قبول بودن سیستم و ضرایب به دست آمده دارند. و اما به منظور تفسیر بهتر نتایج، ضرایب برآورد شده در دو قالب کوتاه مدت وبلند مدت به همراه ضریب تعدیل هر معادله در جدول شمارهٔ ۱ منعکس می‌گردند.

(جدول ۱. بررسی نتایج بلند مدت و کوتاه مدت سیستم مالیات‌ها)

عنوان		کشش‌های کوتاه مدت		کشش‌های بلند مدت	
نوع مالیات	ضریب تعدیل	کشش	کارایی	کشش	کارایی
درآمد و ثروت	۰/۹۶	۰/۹۵	۰/۷۳	۱	۰/۷۶
شرکت‌ها	۰/۸۸	۰/۹۲	۰/۳۴	۱	۰/۳۸
مصرف	۰/۸۵	۰/۸۳	۰/۴۶	۰/۹۷	۰/۵۳
واردات	۰/۹۵	۰/۹۴	۰/۰۶۷	۱	۰/۰۷

1. minimum-distance estimator
2. iterative minimum-distance estimator and iterative SURE or ISURE

۳. قابل ذکر است که در استفاده از روش ISURE، ماهیت به ظاهر غیر مرتبط سیستم معادلات بخش مالی، به طور خود به‌خود، در این روش برآورد ملحوظ است.به منظور ملاحظه دلایل این ادعّا، می‌توانید به توضیحات مندرج در مورد قمر سرمایه گذاری مراجعه کنید.

بانگاهی به ارقام مندرج در جدول شمارهٔ ۲ می‌توان به آسانی دریافت که در میان گونه‌های مختلف مالیات، مالیات بر مصرف و سپس مالیات بر شرکت‌ها به لحاظ سیاست‌های مالی کمتر قابل اتکاء هستند، چرا که ضریب تعدیل آن‌ها نسبت به دو گروه دیگر مالیات پایین‌تر است، و این در واقع نشان دهندهٔ وجود تأخیر زمانی در تحقق درآمدهای مالیاتی تشخیص داده شده است. در مورد کشش‌های کوتاه مدت نیز وضعیت تقریباً مشابه ضریب تعدیل است، یعنی کشش مالیاتی حداقل، در گروه مالیات بر مصرف، به طور نسبی کوچک‌تر از گروه‌های دیگر است. با این حال، کشش‌های محاسبه شده در کل بسیار بالا به نظر می‌رسند. البته این را نباید به حساب کارآمد بودن سیستم مالیاتی در ایران گذاشت، چرا که در یک سیستم مالیات اسمی، وجود تورم مزمن در اقتصاد به بسط سریع پایهٔ مالیاتی منتهی خواهد شد و افزایش در درآمدهای مالیاتی را به دنبال خواهد داشت. از سوی دیگر، توجه به‌ارقام مندرج در ستون مربوط به کشش کارایی کوتاه مدت، حکایت از وضعیت نا به سامان گروه‌های مالیات بر درآمد و ثروت، مالیات بر مصرف و مالیات بر شرکت‌ها دارد. بالا بودن کشش کارایی، نشانهٔ حساسیت شدید درآمد گروه‌های مالیاتی، در نتیجهٔ تغییرات برون‌زا در نرخ رشد پایهٔ مالیاتی و نرخ مؤثر مالیات است. به این ترتیب، درآمدهای مالیاتی سه گروه ذکر شده از نظر اعمال سیاست‌های مالی در شرایطی که اقتصاد متأثر از تکانه‌های برون‌زا است، چندان قابل اعتماد نخواهد بود. با توجه به آنچه ذکر شد، شاید بتوان چنین نتیجه گرفت که اعمال یک سیاست مالی فعال و مؤثر، تا زمانی که اقتصاد در شرایط تورمی به سر می‌برد، به‌سختی امکان‌پذیر است.

قمر پولی

تحقیق و شناخت کامل نوسان‌های اقتصادی و چرخه‌های تجاری، بدون شناخت نقش پول در ایجاد این نوسان‌ها امکان‌پذیر نیست. برای اقتصاددانان، بازار پول و تحولات پولی اقتصاد، پدیده‌ای مهم به شمار می‌رود و بحث‌های زیادی در مورد نقش آن در افزایش تولید و کاهش بیکاری از یک سو و تداوم کسادی یا ایجاد تورم از سوی دیگر وجود دارد. به‌این دلیل، هدف‌های اقتصاد کلان و نیز جستجوی راه‌های مناسب تحقق این اهداف با نحوهٔ استفاده سیاست‌گذار از سیاست‌های پولی و اعتباری ملازمه دارد.

بحث سیاست‌های پولی عموماً با تعریف مفهوم پول در اقتصاد آغاز می‌شود. معمولاً در هنگام تعریف یک پدیده به دو صورت می‌توان عمل کرد. در مواردی با در نظر گرفتن یک پدیدهٔ عینی نامی برای آن تعیین می‌شود. به کارگیری این روش در مورد پول چنین خواهد بود که، به طور مثال، مجموع اسکناس و مسکوک و سپرده‌های دیداری را پول بنامیم. روش دیگر اطلاق نامی به مجموعه‌ای از مفاهیم و کارکردها است که براساس آن، شیئی یا اشیایی که نزدیک‌ترین تناسب را برای احراز آن کارکرد دارا باشند، تعیین می‌شوند. به‌این ترتیب، برای تعریف پول تحت این روش، ابتدا لازم است تا مجموعه‌ای از ویژگی‌ها یا کارکردهای مفهومی را مشخص کرد و سپس در میان ابزارهای پولی، آن که دارای بیشترین سنخیت با مفاهیم مورد نظر است، به عنوان پول انتخاب کرد. علاوه بر ملاحظات مذکور، محدودیت دیگری نیز در رابطه با تعریف پول وجود دارد که به مسأله جمعی سازی[1] مربوط می‌شود. این مشکل به طور عمده از آن جا ناشی می‌شود که در بحث جمعی سازی، هدف ساده سازی مفاهیم برای رسیدن از مقولات خرد به مقولات کلان است. اما معرفی یک مفهوم جمعی[2] برای منعکس کردن خصوصیات جمعی مفاهیم جزئی و منفرد ممکن است لزوماً با برخی از ویژگی‌های خاص پدیده‌ها مطابقت نداشته باشد. علاوه بر این، مرز یا حدود جمعی‌سازی خود مسأله‌ای است که نباید بی تفاوت از کنار آن گذشت.

به هر شکل، مجموعهٔ این عوامل باعث شده است که اقتصاددانان در تعریف پول با مشکلاتی مواجه شوند. امّا تعریفی که امروزه کماکان مورد استناد قرار می‌گیرد، پول را به‌عنوان نوعی دارایی معرفی می‌کند که نقش وسیلهٔ پرداخت (و یا نقش عمومی‌تر وسیلهٔ مبادله)، واحد سنجش ارزش و نیز وسیلهٔ ذخیره ارزش بودن را احراز می‌کند. البته، در قرن نوزدهم، پول عمدتاً به عنوان یک وسیلهٔ مبادله مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته بود و، به‌همین دلیل، تنها مجموع سکه و اسکناس در دست مردم به عنوان پول مقبولیت عام داشت، امّا باگسترش فعالیت‌های بانکی و اعتبار روز افزون آن‌ها در قرن بیستم و همچنین با تحول ابزارهای مالی در عملیات بانکی، به ویژه پس از دههٔ ۱۹۸۰ و نیز معرفی انواع دارایی‌هایی که بهره به آن‌ها تعلق می‌گرفت ولی، در عین حال، کماکان به عنوان وسیلهٔ مبادله نیز مقبولیت عام

1. aggregation
2. aggregate concept

داشتند، تعاریف پول به سمت مبسوط تر شدن هرچه بیشتر گرایش یافت.[۱] در کشور ما، دو تعریف رسمی از پول یعنی تعریف حجم پول $M1$ (تعریف محدود) و تعریف نقدینگی بخش خصوصی $M2$ (تعریف مبسوط) در مطالعات مورد استفاده قرار می‌گیرد که در این مطالعه، با توجه به این که تعاریف پولی معمولاً به سمت مبسوط تر شدن هر چه بیشتر گرایش دارند، نقدینگی بخش خصوصی به عنوان معیار مناسب پولی برگزیده شده است.

در بحث مربوط به نقش پول در کشورهای کمتر توسعه یافته، اساساً فرض بر آن است که مقامات پولی کشورها عمده تعیین کنندگان نرخ رشد عرضهٔ پول هستند. چنین فرضی البته محتاج ارزیابی دقیق‌تری است، چرا که انبارهٔ پول در هر جامعه، ماحصل رفتار اقتصادی مردم، سیاست‌های خاص دولت، وضعیت اقتصادی جهانی، تراز پرداخت‌ها و همچنین نحوه رفتار سیستم بانکی است. درک کامل این ارتباطات متقابل، به منظور فهم فرایند عرضهٔ پول در اقتصاد و نیز ارزیابی میزان صحت این ادعا (مبنی بر برون‌زا بودن حجم پول) بسیار اساسی خواهد بود. در میان نظریات عرضهٔ پول، یک روش برای بررسی این ارتباطات از طریق تحلیل مفهوم ضریب تکاثر پول امکان‌پذیر می‌شود. در این نظریه، عرضهٔ پول MS به‌شکل ضریبی از پایهٔ پولی بیان می‌شود.

$$MS=mm.MB \qquad (۹)$$

که در آن mm ضریب تکاثر پولی و MB نشان دهندهٔ پایهٔ پولی است. برای ارزیابی این مسأله که کنترل بانک مرکزی بر عرضهٔ پول چقدر است، لازم است که عوامل تشکیل دهندهٔ پایه پولی و عوامل مؤثر بر ضریب تکاثر پول به دقت مورد ارزیابی قرار گیرند. براساس تعریف، منابع پایهٔ پولی شامل حاصل جمع خالص دارایی‌های بانک مرکزی، خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی و بدهی شبکهٔ بانکی به بانک مرکزی (به صورت ناخالص) است. منابع پایهٔ پولی، حسب تعریف، معادل مصارف پایهٔ پولی است که مشتمل بر حجم اسکناس و مسکوک خارج از بانک مرکزی به اضافهٔ حجم سپرده‌های شبکه بانکی (به صورت قانونی یا آزاد) نزد بانک مرکزی است.

میزان کنترل پذیر بودن پایهٔ پولی در اقتصاد تابع ملاحظات عدیده‌ای است. در یک

---

۱. به منظور مروری بر نظریات تعریف پول، نگاه کنید به خشادوریان و کیانی (۱۳۷۴).

سیستم نرخ ارز ثابت، که در بسیاری از کشورهای جهان سوم به دلیل شکننده بودن نهاد بازار در این اقتصادها اعمال می‌شود، اِعمال سیاست‌های دستوری در تعیین نرخ ارز و کوشش در جهت جلوگیری از نوسان‌های آن، مسأله تضمین موازنهٔ پرداخت‌ها را به یکی از معضلات عمومی این کشورها بدل ساخته است. در این حالت، تغییرات ذخایر ارزی کشور تابعی از وضعیت تراز پرداخت‌ها و در نتیجه عوامل مؤثر بر تقاضای واردات و عرضهٔ صادرات کشور است و مسئولان بانک مرکزی کمتر قادر به کنترل آن خواهند بود. از طرفی، خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی تابع سیاست‌های مالی دولت است. در کشورهای جهان سوم، به‌دلیل ساختار قوام نیافته بازار، دخالت بخش خصوصی در اقتصاد نسبتاً محدود است و در این شرایط هدف سیاست‌های مالی تأمین رشد اقتصادی و اشتغال کامل است. این در حالی است که درآمدهای دولت به موازات هزینه‌ها افزایش نیافته و نتیجتاً کسری بودجه درد دیگری است که این اقتصادها را مبتلا می‌کند. از آن جاکه بازار سرمایه نیز فاقد کارایی لازم است، دولت‌ها با در انقیاد درآوردن بانک مرکزی، کسری بودجه خود را از محل دریافت وام‌هایی با بهرهٔ نازل و یا صفر (که در نتیجه به مرور زمان با افزایش نرخ تورم مستهلک می‌شود)، تأمین می‌کنند. در این شرایط، خالص بدهی بخش دولتی به عنوان یکی از اجزای اصلی پایهٔ پولی در گرو نحوهٔ عملکرد سیاست‌های مالی است. هر چند می‌توان مدعی شد که از طریق یک سیاست مالی ارادی و هدفمند، این جزءِ پایهٔ پولی از نظر سیاستی قابل کنترل خواهد بود، امّا قبول این ادعا منوط به بررسی درون‌زا بودن یا برون‌زا بودن سیاست‌های مالی (بر اساس نظریهٔ واگنر یا نظریهٔ کینزی) است که البته این موضوع در حال حاضر از حوصلهٔ این بحث خارج است. به هر حال، عوامل اصلی تشکیل دهندهٔ پایهٔ پولی در کشورهای جهان سوم (و آن طور که به نظر می‌رسد، در کشور ما) تغییراتی خارج از حیطه اختیار سیاست‌گذاران پولی کشور دارد. لذا، تنها مسیر اعمال سیاست‌های اقتصادی برای مقامات پولی، کنترل ضریب تکاثر پول از طریق کنترل اجزای آن است.

این اجزا به طور ساده شامل چهار نسبت kk، rr و ee و tt است که به ترتیب نشان‌دهندهٔ نسبت اسکناس و مسکوک به حجم سپرده‌های دیداری، نسبت ذخایر قانونی به‌سپرده‌های دیداری، نسبت ذخایر آزاد به سپرده‌های دیداری و نسبت سپرده‌های مدت دار به‌سپرده‌های

دیداری است.[۱] از دیدگاه نظری، ضریب kk یک متغیر رفتاری است که نشان دهندهٔ رجحان جامعه برای نگهداری پول نقد در مقابل سپرده‌های دیداری است. این نسبت بدون شک تابعی از سهم مبادلاتی در اقتصاد است که توسط ارائه چک به انجام می‌رسد. در حالی‌که معیار یا شاخصی در این رابطه در دست نیست، فرض می‌شود که درآمد قابل تصرف افراد یک ملاک مناسبی برای توضیح حجم کل مبادلات عوامل اقتصادی باشد. اما با افزایش درآمد قابل تصرف سرانه، لازم است تا کارایی مبادلات افزایش یابد و در چارچوب همین نگرش است که می‌توان ادعا کرد با افزایش درآمد قابل تصرف سرانه، سهم کمتری از آن به صورت اسکناس و مسکوکات رایج نگهداری خواهد شد. علاوه بر این، نسبت مذکور را می‌توان تابعی معکوس از هزینهٔ فرصت نگهداری پول (که نرخ واقعی سود بانکی بهترین تقریب موجود برای آن است)، در نظر گرفت.[۲]

نسبت ee نیز تابع مجموعه‌ای از عوامل اقتصادی است. به طور مثال، در یک سیستم بانکداری غیردولتی، این نسبت تابع نرخ‌های بهرهٔ داخلی و خارجی است. افزایش نرخ‌های بهره در خارج واحدهای اقتصادی داخل را به سمت بازار پول ملی گسیل می‌دارد که، در نتیجه، تقاضا برای وام از شبکهٔ بانکی را افزایش می‌دهد و به کاهش ee می‌انجامد. تغییرات نرخ بهره داخل نسبت ee را به همان دلایل پیش گفته تحت تأثیر قرار می‌دهد. در دورانی که نرخ‌های بهره داخل رو به فزونی می‌گذارند، تمایل بانک‌ها به قرض دادن ذخایر اضافی خود افزایش می‌یابد. اما در ادواری که نرخ‌های بهره در حال تنزل باشند، تمایل بانک‌ها برای قرض دادن ذخایر اضافی کاهش می‌یابد. البته این الگو تطابق لازم را با ساختار سیستم بانکی ایران ندارد. در ساختار خاص کشور ما که در آن شبکه بانکی کشور تماماً دولتی است و نقل و انتقالات سرمایهٔ خارجی تحت کنترل ونظارت دولتی قرار دارد، نرخ سود سپرده‌ها به‌صورت دستوری تعیین می‌شود و حجم وام‌های اعطایی توسط شبکهٔ بانکی تحت کنترل شورای پول و اعتبار است، این نسبت به احتمال قوی از طریق عملکرد سقف تسهیلات اعطایی بانک‌ها،

---

۱. البته در مورد ایران نرخ ذخیرهٔ قانونی شامل طبقه بندی‌های مختلفی است که بر حسب نوع سپرده (جاری یا مدت دار) و برحسب نوع بانک (تجاری یا تخصصی) اعمال می‌شود.

۲. از نظر تئوری اقتصاد پولی، در یک سیستم مبتنی بر کنترل نرخ سود در شبکه بانکی، هر قدر نرخ واقعی سود (که از طریق کم کردن نرخ تورم از نرخ اسمی محاسبه می‌شود) کاهش یابد، گرایش به سمت نگهداری نقدترین نوع دارایی مالی (پول نقد) افزایش خواهد یافت. به این ترتیب، عوامل اقتصادی با از بین رفتن کارکرد ذخیره سازی ثروت سپرده‌های بانکی، برکارکرد مبادلاتی پول تکیه می‌کنند.

نرخ رشد واقعی اقتصاد و احتمالاً نرخ بهره در بازار غیر رسمی توضیح داده می‌شود.[۱] هرسه این عوامل اثری منفی بر نسبت ee دارند، زیرا باعث کاهش محدودیت در اعطای تسهیلات و همزمان افزایش تقاضا برای وام می‌شوند، و از این رو، سهم ذخایر آزاد بانک‌ها را تقلیل می‌دهند. مضافاً با توجه به سیاست‌های دولت بعد از اجرای برنامهٔ اول توسعه، مبنی بر حمایت از توسعهٔ صادرات غیرنفتی، این متغیر به عنوان یکی از عوامل توضیح‌دهندهٔ تخصیص اعتبارات بانکی در مدل وارد شده است.

علاوه بر دو نسبت یاد شده، نسبت tt یکی دیگر از اجزای تشکیل‌دهندهٔ ضریب تکاثر پولی است. این نسبت بر اساس آنچه بینستاک (۱۹۸۹) بیان می‌دارد، در واقع نشان‌دهندهٔ بخشی از فرآیند تخصیص صورت موجودی دارایی افراد در اقتصاد است. در مدل حاضر، با استفاده از نرخ واقعی بازدهی بر سپرده‌های بانکی و نیز هزینهٔ فرصت سایر شقوق سرمایه‌گذاری مالی (که در این جا از رشد نرخ ارز در بازار آزاد به این منظور استفاده می‌شود)، رفتار نسبت سپرده‌های مدت‌دار به دیداری به الگو در آمده است. همچنین، سرانهٔ درآمد قابل تصرف نیز به عنوان یک متغیر توضیح دهنده در بحث تقاضا برای سپرده‌های مدت دار، به جمع سایر متغیرهای توضیحی معادله اضافه می‌شود.

به این ترتیب، تنها نسبت rr به عنوان یک متغیر سیاست‌گذاری برای بانک مرکزی قابلیت عملکرد دارد. نتیجه آن که ضریب تکاثر پول به طور عمده تابع مجموعه‌ای از متغیرهای رفتاری و نیز متغیّر سیاستی نرخ ذخیرهٔ قانونی است که برای بررسی آن می‌توان الگوی عرضهٔ پول را با تعمیم الگوی ماریان و شامیا(۱۹۹۰) برای تعریف گستردهٔ پول به شکل زیر طراحی و ارائه نمود. اگر MB نشان دهندهٔ پایهٔ پولی، RR^d نشان‌دهندهٔ ذخایر قانونی بر سپرده‌های جاری، RR^t نشان‌دهندهٔ ذخایر قانونی بر سپرده‌های مدت‌دار، CC نشان دهندهٔ اسکناس و مسکوک در دست اشخاص، DD نشان دهندهٔ سپرده‌های جاری، TT نشان دهندهٔ سپرده‌های مدت دار، و بالاخره ER نشان دهنده ذخایر آزاد بانک‌ها در صندوق و یا نزد بانک مرکزی باشند، بر اساس تعریف پایهٔ پولی داریم،

---

۱. از آنجا که در سیستم بانکداری دولتی، کنترل مستقیم اعتبارات، یکی از ابزارهای سیاست‌گذاری پولی است، هدف اعطای اعتبارات معمولاً ایجاد رشد اقتصادی عنوان می‌شود. به این دلیل، با افزایش رشد اقتصادی انتظار بر این است که تقاضا برای اعتبارات و سقف اعتبارات اعطایی افزایش یابد.

$$MB=CC+RR^{d}+RR^{t}+ER$$
$$=kk\ .DD+rr.DD+rr'.t.DD+ee.DD \qquad (۱۰)$$
$$=(kk+rr+rr'.t+ee)DD \quad ;\ t=TT/DD$$

که در آن rr نشان‌دهندهٔ نسبت ذخایر قانونی در قبال سپرده‌های مدت دار است. اینک با فرض این که نسبت ذخایر قانونی در قبال افزایش سپرده‌های پس انداز نیز معادل rr است و DD شامل سپرده‌های دیداری و سپرده‌های پس‌انداز قرض‌الحسنه است، براساس تعریف نقدینگی بخش خصوصی داریم،

$$M2=CC+DD+TT=(kk+۱+t)DD \qquad (۱۱)$$

ضریب تکاثر نقدینگی از تقسیم رابطهٔ (۱۱) بر رابطهٔ (۹) به دست می‌آید.

$$mm=\frac{M2}{MB}=\frac{۱+kk+t}{kk+rr+rr'.t+ee} \qquad (۱۲)$$

به این ترتیب، الگوی پیشنهادی در قمر عرضهٔ پول، با درنظرگرفتن یک نرخ نماینده برای ذخایر قانونی (در قبال تمامی سپرده‌ها) و با معرفی معادلات رفتاری برای سه جزءِ باقی‌مانده، ضریب تکاثر پول را به الگو در می‌آورد. این نسبت‌های درون زا، نهایتاً وارد معادلهٔ ضریب تکاثر پولی می‌شوند و یک سیستم معادلات عطفی ـ گروهی[1] را تشکیل می‌دهند. در نهایت، تغییرات لگاریتم ضریب تکاثر پولی، به همراه تغییرات لگاریتم پایهٔ پولی، رشد عرضهٔ پول را به دست می‌دهد. امّا از آن جاکه در این الگو، برآورد عرضهٔ پول مدنظر است، با شکستن تغییرات لگاریتم عرضهٔ پول و انتقال کمیّت با وقفه عرضهٔ پول به‌سمت چپ معادله، تابع عرضهٔ پول به دست می‌آید. مجموعهٔ معادلات این قمر، به طور خلاصه به‌شکل زیر تصریح می‌شوند.

1. block recursive system of equations

$$log(ms)=c(1)+c(2)\times d(log(mm))+c(3)\times d(log(mb))+c(4)\times log(ms(-1))$$

$$log(mm)=c(5)+c(6)\times log(kk))+c(7)\times rr+c(8)\times log(ee)+c(9)\times log(tt)+c(10)\times d57$$

$$log(kk)=c(11)+c(12)\times log((yd \mid pop)\times 1000)+c(13)\times(rlt-(pci \mid pci(-1))+1)+c(14)\times dts+c(15)\times t$$

$$log(ee)=c(16)+c(17)\times log((xnr)+c(18)\times log(ct)+c(19)\times(log(ym)-log(ym(-1)))+c(20)\times log(ee(-1))$$

$$log(tt)=c(21)+c(22)\times(rlt-(pdd \mid pdd(-1))-1))+c(23)\times(erp \mid erp(-1))-1)+c(24)\times log(tt(-1))+c(25)\times(log((yd \mid pop)\times 1000))$$

در خصوص روش برآورد، باید خاطر نشان ساخت که سیستم مذکور از یک الگوی عطفی پیروی می‌کند. بنابراین، استفاده از روش حداقل مربعات در این جا قابل توصیه است. با این حال، در این جا به دلیل احتمال وجود ارتباط میان جملات پسماند سه معادله آخر و به‌منظور تقویت کارایی برآوردها، روش رگرسیون‌های به ظاهر غیرمرتبط (غیرتکراری) مورد استفاده قرار گرفته است.[۱]

و اما، با نگاهی کلّی به نتایج برآوردها در جدول شمارهٔ ۳ در پیوست مقاله، مشخص است که ضرایب برآورد شده دارای علامت صحیح و مورد انتظار بوده و آزمون‌های متداول از قبیل کمیت t، کمیت R^2، آمارهٔ F و نیز آمارهٔ دوربین ـ واتسن و کمیت انحراف معیار خطاهای رگرسیون، جملگی، حکایت از قابل قبول بودن سیستم و ضرایب به‌دست آمده، دارند.

از دیگر نتایج این سیستم، می‌توان به اثر سقف تسهیلات اعطایی بانک‌ها بر ذخایر آزاد آن‌ها اشاره کرد. علامت منفی ضریب متغیر تسهیلات نشان می‌دهد که با گسترش سقف اعتبارات از طریق مصوبات شورای پول و اعتبار، بانک‌های تجاری و تخصصی با کاهش

۱. از آن جا که نسبت‌های تشکیل دهندهٔ ضریب تکاثر پول، متأثر از فرایند تصمیم‌گیری افراد و بانک‌ها در مورد نحوهٔ تخصیص صورت موجودی دارایی هایشان است، وجود متغیرهای وابسته با وقفه در سمت راست معادلات، با استناد به فرایند تعدیل جزیی در انجام این تخصیص‌ها توجیه می‌شود.

دادن ذخایر آزاد خود (که در صندوق بانک یا نزد بانک مرکزی نگهداری می‌شود)، سعی در پوشش دادن تقاضای موجود برای وام و اعتبارات خواهند داشت. علاوه بر این، در شرایطی که مقامات پولی برای هدایت اعتبارات به بخش‌های تولیدی اقتصاد اقدام می‌ورزند، افزایش نرخ رشد واقعی تولید ناخالص داخلی، تقاضا برای وام و اعتبارات را افزایش می‌دهد و به کاهش حجم ذخایر آزاد بانک‌ها منتهی می‌شود. در سایر موارد، ملاحظهٔ ضریب مثبت، نرخ واقعی سود سپرده‌ها در معادلهٔ *kk*، نشان دهندهٔ آن است که در سایهٔ افزایش نرخ اسمی سود، جانشینی میان سپرده‌های دیداری و مدت دار صورت می‌گیرد و به احتمال قوی یک چنین سیاستی تأثیر چندانی بر حجم اسکناس و مسکوک نگهداری شده توسط افراد نخواهد داشت.

آخرین بحث ما دربارهٔ قمر عرضهٔ پول به معادلهٔ ضریب تکاثر پول باز می‌گردد. همان‌گونه که قبلاً عنوان شد، به جز نسبت سپرده‌های مدت دار به دیداری، سایر متغیرهای توضیح دهندهٔ ضریب تکاثر پول، رابطه‌ای معکوس با آن دارند که این مسأله با نگاهی به‌نتایج جدول شماره ۳ تأیید می‌شود. نکتهٔ قابل توجه در این میان آن است که حساسیت ضریب تکاثر پول نسبت به تغییرات نرخ متوسط ذخایر قانونی بسیار بالا است و، به این ترتیب، بر خلاف بعضی نظریات مطرح در بارهٔ اهمیت ذخایر قانونی، این ابزار سیاستی در رفتار ضریب تکاثر اثری تعیین کننده دارد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

قمر سرمایه‌گذاری در بخش‌ها

به لحاظ نظری، سرمایه‌گذاری به طور ساده افزایش حاصل در ثروت اقتصادی در دوره‌ای یکساله است. جریان سرمایه‌گذاری شامل تولید کالاهای سرمایه‌ای جدید و افزایش ارزش دارایی‌های واقعی موجود، از جمله موجودی انبار، است. کینز در بررسی رفتار سرمایه‌گذاران، نرخ بازدهی نهایی و بازده داخلی سرمایه را به عنوان عوامل اصلی تأثیرگذار بر تصمیمات سرمایه‌گذاری مطرح می‌سازد. در نظریهٔ کینز، بازده نهایی سرمایه، نرخ تنزیلی است که ارزش فعلی مجموعه عواید انتظاری سالانه حاصل از دارایی‌های سرمایه‌ای را طی عمر مفید این دارایی‌ها معادل قیمت عرضه سرمایه می‌کند. اگر قیمت عرضهٔ سرمایه ثابت باشد، افزایش نرخ بازدهی نهایی سرمایه، ارزش فعلی عواید انتظاری ناشی از به‌کارگیری

سرمایه را کاهش می‌دهد. بدین دلیل سرمایه‌گذاری را می‌توان تابعی معکوس از نرخ بازدهی نهایی سرمایه قلمداد کرد. لازم به ذکر است که نرخ واقعی (یا اسمی) بهره بازار در نظریهٔ کینز، همان قیمت عرضه سرمایه‌است ومعیاری مناسب برای‌ارزیابی هزینهٔ فرصت سرمایه به‌شمار می‌رود.

مطالعات در زمینهٔ سرمایه‌گذاری در اقتصاد کلان، پس از ارائه تحلیل ایستای کینز، به‌سمت تحلیل‌های پویا براساس اصل شتاب ساده[1] معطوف گردید که در آن رابطهٔ میان سرمایه‌گذاری خالص با تغییرات درآمد ملی به الگو در می‌آید. به طور دقیق‌تر، اصل شتاب بیانگر تغییر در تقاضای عوامل تولید، درنتیجه تغییر در تقاضا برای مصرف کالاها و خدمات است. اصل شتاب ساده بر پایه مفروضات زیر استوار است: (۱) نرخ دستمزد و سطح عمومی قیمت ثابت است؛ (۲) نسبت سرمایه به تولید ثابت بوده و تابع تولید از نوع ضرایب ثابت است؛ (۳) کشش عرضهٔ کالاهای سرمایه‌ای بی‌نهایت است؛ و (۴) سهم ثابتی از سرمایه به‌کار گرفته شده در فرایند تولید، هر ساله مستهلک می‌شود (الگوی استهلاک خطی). با توجه به‌این مفروضات، اگر K^* نشان دهندهٔ انبارهٔ مطلوب سرمایه و Y_t نشان‌دهندهٔ تولید واقعی باشند، در این صورت می‌توان انبارهٔ مطلوب سرمایه را متناسب با میزان تولید به‌صورت $k_t^*=kY_t$ نمایش داد. از آن جاکه در مدل شتاب ساده، تعدیل به سمت موجودی مطلوب سرمایه، آنی است (در یک دوره کامل می‌شود)، همواره $K_t^*=K_t$ است، و لذا با تفاضل‌گیری از رابطه قبل $\Delta K_t=k\Delta Y_t$ خواهد بود. این تغییر در موجودی سرمایه، معادل سرمایه‌گذاری خالص در اقتصاد (In_t) است. از طرف دیگر، استهلاک سرمایه به وسیلهٔ سرمایه‌گذاری جایگزین (Ir_t) تأمین می‌شود که براساس فرض، سهمی ثابت از سرمایه موجود را به‌صورت $Ig_t=\rho K_t$ در بر می‌گیرد. به این ترتیب، سرمایه‌گذاری ناخالص در اصل شتاب ساده به‌شکل رابطهٔ (۱۳) خواهد بود.

$$Ig_t=In_t+Ir_t=k\Delta Y_t+\rho K_t \qquad (۱۳)$$

1. fixed accelerator principal

مطالعات تجربی براساس رابطهٔ (۱۳) در دههٔ ۱۹۵۰ نتوانستند نتایج قابل قبولی را ارائه دهند، از این‌رو، پس از این تاریخ، محققان گام‌های مؤثری را برای اصلاح این تئوری برداشتند. نتیجه این کوشش‌ها به معرفی اصل شتاب انعطاف‌پذیر[1] منتهی گردید که در آن تعدیل به سمت موجودی مطلوب سرمایه به صورتی آنی نبوده و از فرایند تعدیل جزیی تبعیت می‌کند. در این مدل، که نخستین بار توسط کویک و چنری ارائه شد، بر خلاف اصل شتاب ساده، ارتباط میان نرخ رشد محصول و سرمایه‌گذاری خالص در اقتصاد به الگو در می‌آید. سرمایه‌گذاری خالص در هر دوره تنها سهمی از شکاف سرمایهٔ واقعی و مطلوب را به‌صورت $0 \leq \lambda \leq 1$; $In_t=\lambda(K_t^*-K_{t-1})$ تأمین می‌کند.

موجودی مطلوب سرمایه در مدل کویک و چنری تابعی از عوامل مختلف، از جمله سود مورد انتظار (که خود تابعی از قیمت عرضه سرمایه، p^k است)، تقاضای کل، حجم ترازهای واقعی و نیز تکنولوژی تولید است. البته، مطالعات انجام شده در مورد کشورهای در حال توسعه، تغییرات تکنولوژی در ساختار تولید آن‌ها را وابسته به امکانات واردات تکنولوژی از طریق کالاهای سرمایه‌ای وارداتی می‌داند. به این ترتیب، می‌توان انبارهٔ مطلوب سرمایه را به صورت زیر در نظر گرفت:

$$K_t^*=b_0+b_1Y_t+b_2\, p_t^k+b_3IM_t^k+\varepsilon_t \qquad (۱۴)$$

در رابطهٔ (۱۴)، IM_t^k نشان‌دهندهٔ واردات کالاهای سرمایه‌ای در دورهٔ جاری بوده و ε_t متغیری تصادفی و در برگیرندهٔ سایر متغیرهایی است که در تعیین انبارهٔ مطلوب سرمایه نقش دارند. همچنین، لازم به ذکر است که قیمت عرضهٔ سرمایه، تابعی از نرخ واقعی بهره و نرخ استهلاک به شکل $p_t^k=f(\rho+i_t-\dot{p}_t)$ است که در آن $\dot{p}_t$ نشان‌دهندهٔ نرخ تورم و ρ نشان‌دهنده نرخ استهلاک خطی است. به هر صورت، با جای‌گذاری (۱۴) در رابطهٔ تعدیل جزئی، به رابطه‌ای مشابه (۱۵) دست خواهیم یافت.

1. flexible accelerator principal

$$In_t=\beta_0+\beta_1 Y_t+\beta_2 p_t^k+\beta_3 IM_t^k-\lambda k_{t-1}+v_t \quad ; \quad \beta_i=\lambda b_i \qquad (۱۵)$$

رابطهٔ (۱۵) باتوجه به رابطهٔ تعریفی $Ig_t=In_t+\rho K_{t-1}=K_t-(1-\rho)K_{t-1}$، به‌آسانی به‌سرمایه‌گذاری ناخالص تبدیل می‌شود. اگر رابطهٔ (۱۵) را برحسب K_t بنویسیم و عبارت $(1-\rho)K_{t-1}$ را از آن کم کنیم، خواهیم داشت:

$$Ig_t=\beta_1\Delta Y_t+\beta_2\Delta p_t^k+\beta_3\Delta IM_t^k+(1-\lambda)In_{t-1}+\rho K_{t-1}+v_t' \qquad (۱۶)$$

$$=\beta_1\Delta Y_t+\beta_2\Delta p_t^k+\beta_3\Delta IM_t^k+(1-\lambda)Ig_{t-1}+\lambda\rho K_{t-1}+v_t'$$

درگذر از رابطهٔ (۱۶) به سمت یک مدل تجربی برای تبیین رفتار سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران، نکاتی را باید درنظر گرفت. به طور مشخص، با توجه به سیاست‌های خاص پولی و مالی دولت در سالیان گذشته، استفاده از متغیری به نام هزینهٔ عرضه سرمایه؛ در تابع سرمایه‌گذاری چندان توجیه‌پذیر به نظر نمی‌رسد؛ به این دلیل است که نظام بانکی کشور از طریق سهمیه بندی اعتبارات، در عمل، کارکرد متغیر قیمت در بازار سرمایه را مختل کرده است. در چنین شرایطی، رفتار تابع سرمایه‌گذاری متأثر از حجم اعتبارات تخصیصی برای هریک از بخش‌های اقتصاد خواهد بود. امّا این موضوع صرفاً یک بُعد از ساختار نامتعادل بازار سرمایه ایران را مشخص می‌کند. به عبارت دقیق‌تر، حجم تسهیلات اعطایی، تنها بُعد محدودیت منابع سرمایه‌ای را در این الگو توضیح خواهد داد. اما آن چه به همان اندازه مهم است، اثر پیام‌های قیمتی بر رفتار سرمایه‌گذاران در شرایط عدم تعادل است. وضعیت عدم تعادل در بازار معمولاً به ایجاد بازارهای موازی منجر می‌شود که پیام‌های قیمتی استخراج شده از این بازار تأثیر مهمی بر رفتار عوامل اقتصادی دارد. براساس تفسیری از قانون والراس، می‌توان نشان داد که عدم تعادل در یک بازار (مانند بازار سرمایه) به ایجاد عدم تعادل در سایر بازارها (مانند بازار پول، بازار ارز و یا حتی بازار کالاها و خدمات) خواهد انجامید. در این حالت، تفاوت قیمت در بازار رسمی و بازار موازی، معیاری از گستردگی

عدم تعادل به شمار می‌رود. این عدم تعادل، اثری منفی بر کارایی اقتصادی بر جا خواهد گذاشت. واحدهایی که در نرخ رسمی قادر به تأمین نیازهایشان باشند، همواره از یک رانت اقتصادی بهره خواهند جست. در این حالت، انگیزه‌ای برای تلاش و جستجو به منظور انتخاب بهترین پروژهٔ سرمایه‌گذاری (بالاترین بازدهی) وجود نداشته و این وضع به‌انتخاب پروژه‌های سرمایه‌گذاری ناکارا منتهی خواهد شد. از سوی دیگر، برای واحدهایی که از این منابع سرمایه‌ای سهمی ندارند، انتخاب پروژه‌های سرمایه‌گذاری به دلیل هزینهٔ فوق‌العاده بالای آن مقرون به‌صرفه نیست. و در نتیجه، میزان سرمایه‌گذاری محدود خواهد شد. به‌این ترتیب، به نظر می‌رسد که اختلاف نرخ تسهیلات بانکی با نرخ سرمایه در بازار نامتشکل یک متغیر توضیحی مناسب برای تبیین رفتار سرمایه‌گذاری در اقتصاد باشد. لیکن به دلیل آن‌که دسترسی به اطلاعات مربوط به نرخ تسهیلات در بازار نامتشکل در این مطالعه امکان‌پذیر نبوده است، از اختلاف میان نرخ ارز در بازار رسمی و بازار موازی به این منظور استفاده شد. به هر صورت، شکل نهایی معادلات برآورد شده در این قمر به صورت زیر قابل ارائه است که توضیح دقیق آن در ادامه ارائه می‌شود.

$$log(ia)=c(1)+c(2)\times log(ia(-1))+c(3)\times(log(cta)-log(vadef)-log(cta(-1))+log(vadef(-1)))+c(4)\times(log(mka\$)-log(pwi)+log(100)+c(5)\times(log(oxr)-log(erp)+c(6)\times log(va)$$

$$log(ii)=c(7)+c(8)\times log(ii(-1))+c(9)\times(log(mxi\$)-log(pwi)+log(100)+c(10)\times(log(axr)-log(erp))+c(11)\times log(vi)+c(12)\times drev$$

$$log(is)=c(14)+c(15)\times log(is(-1))+c(16)\times(log(cto+ctt)-log(vsdef)-log(cto(-1)+ctt(-1))+log(vsdef(-1)))+c(17)\times(log(mks\$)-log(pwi)+log(100))+c(18)\times(log(oxr)-log(erp))+c(19)\times log(vs)-log(vs(-1)))+c(20)\times drev$$

همان‌گونه که قبلاً نیز اشاره شد، مدل مورد استفاده در این مطالعه براساس یک الگوی شتاب انعطاف‌پذیر طراحی شده است، اما در مرحلهٔ برآورد، تنها معادلهٔ سرمایه‌گذاری در بخش خدمات در این چارچوب نتایج قابل قبولی ارائه نمود. لذا در مورد معادلات دیگر، با اعمال تغییراتی از جمله جایگزین ساختن نرخ رشد ارزش افزوده بخش‌ها با لگاریتم خود

ارزش افزوده‌ها و نیز حذف جمله تغییر در مانده اعتبارات در معادلهٔ سرمایه‌گذاری در بخش صنایع و معادن، این معادلات برآورد شدند. در تشریح روش برآورد، ابتدا یک سیستم معادلات خطی شامل n معادله به شکل زیر را در نظر بگیرید:

$$y_{it}=\alpha_i+\beta_i Z_{it}+\gamma_i Y_t+\varepsilon_t \qquad ; \ i=1,2,...n \qquad (17)$$

که در آن $Y=\Sigma y_i$ بوده و Z_{it} معّرف بردار متغیرهای توضیحی مورد نظر است. قابل ذکر است که در این سیستم، به دلیل ویژگی معادله، لازم است تا محدودیت‌های زیر برقرار باشد:

$$\Sigma\alpha_i=0 \ , \ \Sigma\beta_i=0 \ , \ \Sigma\gamma_i=0 \ , \ \Sigma\varepsilon_{it}=0$$

با توجه به این مجموعه از محدودیت‌ها، امکان برآورد سیستم n معادله‌ای یاد شده وجود ندارد، امّا براساس روش حداکثر درستنمایی و یا روش‌هایی که به طور مجانبی نتایجی همسان با آن دارند، می‌توان سیستم معادلات (۱۷) را به شرح زیر برآورد کرد. ابتدا، n-۱ معادله از میان n معادله سیستم به دلخواه انتخاب می‌شود و مورد برآورد قرار می‌گیرد. سپس، براساس برآوردهای به دست آمده و نیز با در نظرگرفتن محدودیت‌های یاد شده پارامترهای مورد نظر معادله n ـام حاصل می‌شوند. البته، در روش برآورد حداکثر درستنمایی و یا *ISURE* که مجانباً نتایجی همسان با برآوردهای روش حداکثر درستنمایی ارائه می‌دهد، مبنای برآورد بر همین اصل استوار است. لذا، در این جا به منظور برآورد معادلات قمر سرمایه‌گذاری کافی است از یکی از روش‌های یاد شده استفاده شود.[۱]

و اما، با نگاهی کلی به نتایج برآوردها در جدول شمارهٔ ۴ در پیوست مقاله، مشخص است که ضرایب برآورد شده دارای علامت صحیح و مورد انتظارند و آزمون‌های متداول

---

۱. در این جا لازم به تذکر است که سیستم معادلات قمر سرمایه‌گذاری، تنها مشتمل بر معادلات تقاضا برای سرمایه‌گذاری در زیربخش‌های کشاورزی، صنایع و معادن و خدمات است. لذا، جمع متغیرهای وابسته در این سیستم، کل سرمایه‌گذاری در اقتصاد نیست (بخش نفت را شامل نمی‌شود)، اما این خدشه‌ای در برآورد سیستم وارد نمی‌آورد. به عبارت واضح‌تر، خواننده نباید چنین تصور کند که سه معادله سرمایه‌گذاری، n-۱ معادله انتخاب شده از سیستم n معادله‌ای است. در این جا، سرمایه‌گذاری بخش نفت ماهیتی برون‌زا دارد و اصولاً در بحث فنی پیش‌گفته نقشی ندارد. همچنین، مجدداً توجه خواننده به این موضوع جلب می‌شود که در طراحی این مدل، ارزش افزوده و سرمایه‌گذاری در بخش نفت به صورت کمیّت‌هایی برون‌زا در نظرگرفته می‌شوند.

از قبیل آماره t، کمیت R^2، آمارهٔ F و نیز آمارهٔ دوربین ـ واتسن و کمیت انحراف معیار خطاهای رگرسیون، جملگی، حکایت از قابل قبول بودن سیستم و ضرایب به دست آمده دارند. در توضیح نتایج به دست آمده، می‌توان به چند مورد حائز اهمیت اشاره کرد. ابتدا، با توجه به ضرایب وقفه‌ای معادلات می‌توان این نتیجه منطقی را استنباط کرد که سرعت واکنش سرمایه‌گذاری در بخش خدمات نسبت به دو بخش دیگر سریع‌تر است و، به این ترتیب، بالاترین میزان اثرپذیری را نسبت به تکانه‌های وارد بر اقتصاد از خود نشان می‌دهد. یک تحلیل متداول در این زمینه بیان می‌دارد که در بخش‌های خدماتی که معمولاً دارای سریع‌ترین نرخ بازگشت سرمایه‌اند، در شرایط بی‌ثباتی اقتصادی و تورم‌های مزمن، میزان جذب سرمایه به این بخش به ضرر بخش‌های دیگر افزایش خواهد یافت.

از جمله نتایج مورد انتظار دیگر، کشش بالاتر سرمایه‌گذاری در بخش صنایع و معادن به واردات کالاهای سرمایه‌ای نسبت به دو بخش دیگر است و این به نوبه خود، تأییدی بر وابستگی ساختار بخش تولید صنعتی به خارج و ضربه پذیری آن نسبت به سیاست‌های محدودکنندهٔ واردات است. یافته‌های مربوط به ضرایب شکاف نرخ ارز در معادلات سرمایه‌گذاری، به میزانی زیاد، در انطباق با موارد پیش گفته است. همان‌گونه که انتظار می‌رفت، عدم تعادل‌های موجود در اقتصاد ایران، که از طریق شکاف ارزی در معادلات ظاهر می‌شوند، مبیّن این حقیقت‌اند که این عدم تعادل‌ها سرمایه‌گذاری در بخش صنایع و معادن را بیشتر از دو بخش دیگر، تحت تأثیر منفی خود قرار داده است. در مجموع، می‌توان چنین عنوان کرد که یک استراتژی اقتصادی موجّه در شرایط کنونی اقتصاد ایران، الزاماً باید به دنبال کاهش عدم تعادل‌های اساسی و ثبات‌دهی به اقتصاد باشد.

در مورد اعتبارات بخشی، تنها می‌توان به ذکر این نکته بسنده کرد که سیاست‌های اعتباری در مورد بخش کشاورزی به منظور تشویق سرمایه‌گذاری‌ها در این بخش، از موفقیت نسبی برخوردار بوده است. البته نباید از یاد برد که نرخ رشد واقعی مانده تسهیلات، تنها به‌دلیل محدودیت‌های آماری مورد استفاده قرار گرفته است و بی معنی بودن ضریب این متغیر در معادلهٔ تقاضا برای سرمایه‌گذاری در بخش صنایع و معادن که ما را ملزم به حذف آن از این معادله کرد، احتمالاً به این دلیل است که نرخ رشد تسهیلات در این بخش نمایندهٔ مناسبی برای نشان دادن اثر تسهیلات پرداخت شده جدید در بخش مورد نظر نخواهد بود.

یک توجیه برای این مورد ممکن است به ماهیت بلند مدت‌تر سرمایه‌گذاری‌ها و در نتیجه ماهیت بلندمدت قراردادهای اعطای تسهیلات در این زیر بخش مربوط شود.

قمر ارزش افزوده بخش‌ها

شالوده اصلی سمت عرضهٔ مدل، بی‌شک به ارزش‌افزوده‌های بخشی اختصاص دارد. شاید یکی از دلایل اهمیت این قسمت، آن است که نحوهٔ برخورد محقق در تصریح روابط عرضه، می‌تواند تعیین کنندهٔ شکل کلی الگوی تحت مطالعه به لحاظ نگرش کینزی یا غیر کینزی آن باشد. در برخورد کینزی، معمولاً معادلات عرضه به شکل مستقل در نظر گرفته نمی‌شود. در این الگوها، رابطه تقاضای کل (موسوم به رابطهٔ تعیین درآمد ملی) تعیین کننده عرضهٔ کل در یک چارچوب تعادلی است. در یک چنین الگویی، لازم است فرض‌هایی خاص برای بازار اشتغال و بازار سرمایه در نظر گرفت. در یکی از این موارد، وجود فرض چسبندگی، باعث حذف تابع عرضه در بازار اشتغال خواهد شد و، در غیاب این تابع، شرایط تقاضا در اقتصاد تعیین کنندهٔ میزان تقاضای نیروی کار یا اشتغال خواهد بود. اشتغال نتیجه شده، سپس، میزان تولیدی را مشخص خواهد ساخت، که برای تطمیع تقاضای کل در اقتصاد کفایت کند.

هر چند مدل کینزی اساساً می‌تواند از توابع تولید مدد جوید، امّا این توابع را صرفاً یک رابطه فنی ایستا تلقی می‌کند که تنها وظیفه‌شان متصل ساختن عوامل تولید به یک جریان درآمد واقعی است، با این فرض که جریان درآمد واقعی در بخش تقاضا تعیین می‌شود. نحوهٔ برخورد الگوی نوکلاسیک با این مقوله دارای تفاوتی بنیادی است. در الگوی نوکلاسیک، تابع تولید به دلیل ماهیت عطفی سیستم معادلات طرف عرضه لنگر سیستم به شمار می‌رود.[1] رابطهٔ درآمد ملی در این حالت صرفاً بیانگر نحوهٔ تخصیص درآمد واقعی است. با توجه به‌آنچه ذکر شد، یک سؤال اساسی در مدل حاضر این است که نمودار جریانی ارائه شده با کدامیک از دیدگاههای رقیب موجود نزدیکی بیشتری دارد؟

پاسخ به این سؤال البته بسیار سخت است. امّا در یک نگاه کلی می‌توان بیان داشت که این الگو به دلیل نحوهٔ تصریح زیر بخش‌های مدل با دیدگاه نوکلاسیک سازگاری بیشتری دارد.

---

۱. به منظور مطالعه مبسوط‌تر این مقولات، نگاه کنید به خشادوریان (۱۳۷۷، پایان نامه دکترا، دانشگاه شهید بهشتی).

در سایهٔ عملکرد یک سیستم نرخ ارز ثابت، عرضهٔ پول درون‌زا فرض می‌شود و این تضادی با دیدگاه نوکلاسیک ندارد. اما چون سطح عمومی قیمت از طریق تقاضا برای پول تعیین شده است، بدون شک الگوی بازار پول این مدل شباهتی با یک الگوی کینزی ندارد. مضاف براین، اگر شکاف بازار ارز را به نوعی در برگیرندهٔ اطلاعات مربوط به نرخ بهره در بازار غیرمتشکل سرمایه تلقی کنیم، نحوهٔ تصریح الگوی سرمایه‌گذاری نیز همسویی بیشتری با دیدگاه نوکلاسیکی خواهد داشت.

به رغم آنچه ذکر شد، تعیین کننده‌ترین مسأله در این ارتباط، نحوهٔ تحصیل تولید یا درآمد واقعی در این الگو است. اگر رابطه درآمد ملی تعیین کنندهٔ تولید باشد (نگرش کینزی)، در این صورت باید مشخص ساخت که توابع ارزش افزوده بیانگر چه هستند؟ از طرف دیگر، در یک نگرش نوکلاسیکی، رابطه درآمد ملی صرفاً بیانگر نحوهٔ توزیع تولید واقعی در اقتصاد است و این توابع تولید (ارزش‌افزوده) هستند که عرضهٔ کل را مشخص می‌سازند. به این ترتیب، ماهیت این الگو در نهایت در گرو نحوهٔ الگو سازی شکاف میان عرضهٔ کل و تقاضای کل خواهد بود که در ادامه به آن اشاره خواهد شد.

به هر صورت، میزان تولید، بر حسب عوامل تولید، از قبیل نیروی کار، سرمایه فیزیکی و تکنولوژی تولید (برون‌زا)، در چارچوب شکلی از یک تابع فنی تولید، قابل تبیین است. به‌طور معمول، تابع تولید نوکلاسیک از شکل کلّی توابع کاب ـ داگلاس پیروی می‌کند که به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$Y = A_t N^{a} K^{1-a} \qquad (۱۸)$$

که در این رابطه، K، N و A_t ، به ترتیب، نشان دهندهٔ موجودی سرمایهٔ اول دوره، کل نیروی کار شاغل و سطح دانش فنی تولید هستند. تکنولوژی تولید به صورت یک عامل برون‌زا فرض شده است که در طول زمان بر حسب یک ضریب ثابت θ به این شکل رشد می‌کند:

$$A_t = A_0 e^{\theta t} \qquad (۱۹)$$

در کشورهای در حال توسعه (و از جمله در ایران)، رابطه (۱۸) با توجه به وابستگی شدید بخش‌های تولیدی به واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای نمی‌تواند واقعیت‌های رفتار تولیدی را در اکثر این کشورها به نمایش بگذارد. به همین دلیل، برخی از مطالعات تجربی در خصوص کشورهای جهان سوم، از جمله برونو و ساکس (۱۹۸۵) و نیز هوفمایستر و رولدوس (۱۹۹۶) با تفکیک اقتصاد به دو بخش کالاهای قابل مبادله و کالاهای غیرقابل مبادله، دو نوع تابع تولید مختلف را برای هر یک از این بخش‌ها تصریح می‌کنند. برونو و ساکس (۱۹۸۵) معادله زیر را برای بخش کالاهای قابل مبادله ارائه کرده‌اند:

$$Y_T = A_T \left[K^{1-\alpha} N_T^{\alpha}\right]^{\mu} M^{1-\mu} \qquad (۲۰)$$

در این رابطه، زیرنویس T نشان دهندهٔ بخش مبادلاتی اقتصاد است و M نیز در این حالت تنها در برگیرندهٔ واردات کالاهای واسطه‌ای است. این دو برای بخش کالاهای غیرقابل مبادله نیز تابع تولیدی به شکل زیر معرفی می‌نمایند.

$$Y_N = A_N N^{\beta} \qquad (۲۱)$$

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، در بخش کالاهای غیر مبادلاتی (بازیرنویس N) تولید در هر سطح داده شده از تکنولوژی، تنها تابعی از نیروی کار در نظر گرفته شده است. در واقع، این نحوهٔ تصریح بخش غیر مبادلاتی به دلیل نشان دادن ماهیت کار بر تولید و ناچیز بودن سهم سرمایه و واردات واسطه‌ای نسبت به نیروی کار در این بخش است. مقیّد کردن توابع تولید به شکل فوق، به دلیل آن که در مطالعه حاضر اصولاً تفکیک انجام شده میان بخش‌های تولیدی ارتباطی یک به یک با مبادلاتی بودن یا غیر قابل مبادله بودن کالاهای تولیدی در این بخش‌ها ندارد، چندان مورد نظر و مقبول نیست. از این رو، بدون اعمال این محدودیت، رفتار تولید در سه بخش کشاورزی، صنعت و خدمات، همانند رابطهٔ (۲۰) به‌صورت تابعی از نیروی کار، سرمایه فیزیکی و واردات واسطه‌ای در هر بخش به همراه یک متغیر روند زمانی در نظر گرفته می‌شود. به این ترتیب، می‌توان گفت:

$$Y_{it}=\alpha_{1it}\left[K_{it}^{1-\alpha_{2i}}n_{it}^{\alpha_{2i}}\right]^{(1-\mu_i)}M_{it}^{\mu i}\,e^{\varepsilon_{it}},\ \alpha_{1it}=\alpha_{0i}e^{\theta_i t},\ i=1,2,3 \quad (۲۲)$$

برای هر بخش i این تابع، در فرم لگاریتمی به شکل زیر تبدیل می‌گردد.

$$lnY_{it}=ln\alpha_{0i}+\theta_i t+(1-\mu_i)[(1-\alpha_{2i})lnK_{it}+\alpha_{2i}n_{it}]+\mu_i lnM_{it}+\varepsilon_{it} \quad (۲۳)$$

رابطه (۲۳) یک رابطهٔ بلندمدت است. در عمل، با توجه به ماهیت کوتاه‌مدت الگوی اقتصاد کلان ایران و با در نظرگرفتن مفهوم پایداری در تابع عرضه کوتاه مدت، کمیت با وقفه متغیر وابسته به جمع متغیرهای توضیح دهنده اضافه می‌شود که در این صورت متغیر روند از رابطه (۲۳) حذف خواهد شد.[۱] با این توضیح، شکل دقیق معادلات مورد برآورد در این زیر بخش به صورت زیر قابل ارائه است:

$$log(va)=c(1)+(1-c(3))\times(C(2)log(ka)+(1-c(2)\times log(la)+c(3)\times$$
$$(log(mia\$)-log(pwi)+log(100)+c(4)\times log(va(-1))+c(5)\times doil1+c(6)\times t$$
$$log(vi)=c(7)+(1-c(9))\times(C(8)log(ki)+(1-c(8)\times log(li)+c(9)\times(log(mii\$)$$
$$-log(pwi)+log(100)+c(10)\times log(va(-1))+c(11)\times drev+c(12)\times doil1$$
$$log(vs)=c(13)+(1-c(15))\times(C(14)log(ks)+(1-c(14)\times log(ls)+c(15)\times(log$$
$$(mis\$)-log(pwi)+log(100)+c(16)\times log(vs(-1))+c(17)\times d57+c(18)\times drev$$

هماهنگ با توضیحات فنی ارائه شده در قسمت‌های گذشته در ارتباط با روش‌های

---

۱. مفهوم پایداری (persistence) یکی از بحث‌های فوق العاده مهم در متون اقتصاد سنجی مربوط به مدل‌های عرضه نئوکلاسیک است. هر چند این مسأله معمولاً در رابطه با توابع عرضه و نه تولید مطرح می‌شود، اما در هر دو حالت می‌توانا توجیهی یکسان داشته باشد. براساس دیدگاه نئوکلاسیک، نوسان‌های کوتاه مدت در عرضه (که روند بلند مدت آن از طریق معرفی متغیر روند زمانی استخراج می‌شود)، باید کاملاً تصادفی و فاقد هرگونه ارتباط سیستماتیک (از قبیل همبستگی پیاپی) باشد. ولی در عمل چنین رفتاری در تولید یا عرضه مشاهده نمی‌شود. به عقیدهٔ بسیاری از محققان وجود پایداری عموماً ناشی از وقفه‌های موجود در دستیابی به اطلاعات و نیز زمان مورد نیاز برای تعدیل تصمیم‌های تولید و سرمایه گذاری خواهد بود. برای آگاهی از بحث‌های بیشتر در این زمینه، نگاه کنید به کارتر ومداک (۱۹۸۴، صص ۱۲۰-۱۱۸)، لیدلر (۱۹۸۱، صص ۱۱ و ۱۲) و نیز برای بحث‌های فنی‌تر در مورد آزمون این مسأله به کوکران (۱۹۸۸) و نیز پسران (۱۹۹۳).

برآورد سیستم‌های غیرخطی و نیز سیستم معادلات به ظاهر غیر مرتبط، معادلات قمر ارزش‌افزوده بخش‌ها نیز به روش *ISURE* مورد برآورد قرار گرفته‌اند. جدول شمارهٔ ۵ پیوست نتایج حاصل از برآورد سیستم معادلات قمر ارزش افزوده بخش‌ها را نشان می‌دهد. با نگاهی کلی به نتایج برآوردها، اکثر ضرایب برآورد شده دارای علامت صحیح و مورد انتظار بوده و آزمون‌های متداول از قبیل آمارهٔ t، $\overline{R}^2$، F و نیز آمارهٔ دوربین ـ واتسن و کمیت انحراف معیار خطاهای رگرسیون، جملگی، حکایت از قابل قبول بودن سیستم و ضرایب به‌دست آمده دارند. به رغم تلاش به منظور اجتناب از وارد ساختن متغیرهای مجازی، به‌دلیل شواهد غیرقابل انکار موجود، مبنی بر وجود شکست ساختاری در بخش عرضهٔ اقتصاد ایران، در این سیستم معادلات از سه متغیر مجازی *drev*، *doil1* و *d57* که به ترتیب نشان دهندهٔ تکانه ناشی از وقوع انقلاب در دو ساله ۱۳۵۷ و ۱۳۵۸، افزایش قیمت جهانی نفت در سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۵۴ و تغییر ساختار در قبل و بعد از انقلاب (به صورت تغییر در عرض از مبدأ توابع) هستند، استفاده به عمل آمده است.

جدول شمارهٔ ۲ به طور خلاصه به توضیح نتایج حاصل از برآورد قمر ارزش افزوده بخش‌ها در اقتصاد ایران می‌پردازد. همان گونه که انتظار می‌رفت، نقش عامل سرمایه و نیز مواد اولیه در تولید بخش کشاورزی، در مجموع، به دلیل بافت عمدتاً سنّتی این بخش، چندان قابل توجه نیست. در کوتاه مدت، واردات کالاهای واسطه‌ای سهمی حدود ٦ درصد در تولید زیر بخش کشاورزی دارند که این رقم در بلند مدت به ۱۳ درصد بالغ می‌شود. اما اگر سهم مواد واسطه‌ای در فرآیند تولید این زیر بخش را موقتاً به فراموشی بسپاریم و توجه خود را تنها به عامل سرمایه و نیروی کار محدود کنیم، در کوتاه مدت و هم در بلندمدت، عامل نیروی کار همواره سهمی بیش از ۹۰ درصد را در تولیدات این زیر بخش به خود اختصاص می‌دهد وحکایت از توان بالای جذب نیروی‌کار دراین بخش(به‌دلیل همان بافت سنّتی) دارد.

بخش صنعت، در قیاس با سایر بخش‌ها، از نظر وابستگی به واردات کالاهای واسطه‌ای و مواد اولیه، بیشترین سهم را(هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت) به خود اختصاص داده است، امّا کشش تولیدی عامل سرمایه در این بخش از نظر کمیت کوچک‌تر از رقم مشابه در بخش خدمات است. یکی از نکات قابل توجه در همین ارتباط، تفاوت نسبتاً قابل ملاحظه در کشش‌های تولیدی کوتاه مدت و بلند مدت بخش صنایع و معادن است، به نحوی که، به‌طور

مثال، کشش کوتاه مدت عامل سرمایه از ۲۸ درصد در کوتاه‌مدت به ۵۵ درصد در بلندمدت افزایش می‌یابد. هر چند تفسیر متقنی در این زمینه قابل ارائه نخواهد بود، اّما می‌توان چنین استنباط کرد که بنگاه‌های تولیدی درکوتاه مدت با مسأله ظرفیت‌های بلا استفاده مواجه‌اند که بهره‌وری عامل سرمایه را به میزانی قابل توجه کاهش داده است. به این ترتیب، درکوتاه‌مدت، تغییرات نیروی کار سهم عمده‌ای در نوسان‌های تولید بر عهده داشته‌انـد. در عـوض، در بلندمدت، باگرایش به سمت استفاده از توان مطلوب سرمایه، سهم این عامل افزایش یافته و در تناسب بیشتری با نیروی کار قرار می‌گیرد.

جدول ۲. کشش‌های تولیدی بلند مدت و کوتاه مدت عوامل تولید (درصد)

	کشش‌های تولیدی کوتاه مدت			کشش‌های تولیدی بلند مدت		
	واردات‌واسطه	نیروی کار	سرمایه	واردات‌واسطه	نیروی کار	سرمایه
کشاورزی	۶	۹۴		۱۳	۸۷	
	کار وسرمایه به‌تفکیک	۹۶	۴	کار و سرمایه به‌تفکیک	۹۲	۸
صنعت	۱۳	۸۷		۲۴	۷۶	
	کار وسرمایه به‌تفکیک	۷۲	۲۸	کار و سرمایه به‌تفکیک	۴۵	۵۵
خدمات	۶	۹۴		۷	۹۳	
	کار وسرمایه به‌تفکیک	۳۶	۶۴	کار و سرمایه به‌تفکیک	۲۶	۷۴

تکانه‌های ناشی‌از وقوع انقلاب درکشور، در سال‌های ۱۳۵۷ و ۱۳۵۸، زیربخش‌های صنعت و معدن و خدمات را تحت تأثیر قرار داده، امـا تأثـیری مـحسوس بـر زیـربخش کشاورزی نداشته است. این تکانه‌ها به یک تغییر ساختاری در زیر بخش خدمات منتهی شده و عرض از مبدأ تابع ارزش افزوده زیر بخش خدمات را تحت تأثیر منفی خود قرار داده است. در عوض، تکانه نفتی سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۵۴ اثری محسوس بر این بخش نداشته

است، حال آن که زیر بخش‌های کشاورزی و صنعت و معدن، به ترتیب، در جهت منفی و مثبت تحت تأثیر این تکانه قرار گرفته‌اند.

هسته اصلی مدل (تقاضای کل)

هستهٔ اصلی مدل کلان اقتصاد ایران، در واقع معرّف یک الگوی تقاضا در اقتصاد باز و به‌عبارتی نشان‌دهندهٔ نسخه‌ای از مدل *(IS-LM-BP)* در اقتصاد ایران است. به دلیل شکل جمعی توابع صادرات غیرنفتی و واردات در این مدل، معادلات مربوط به بخش خارجی، به همراه تابع مصرف،کمیت برون‌زای مخارج دولت و نیز تقاضای جمعی سرمایه گذاری (که از طریق باز خور قمر سرمایه گذاری به این هسته ارتباط می‌یابد)، همگی بر حسب قیمت‌های واقعی، رابطهٔ *IS* را برای این اقتصاد تشکیل می‌دهد. با فرض برابری عرضه و تقاضا برای پول و با در دست داشتن کمّیت عرضهٔ پول(بازخور از مدل پولی)، تعادل در این بازار از طریق معرفی رابطهٔ تعیین قیمت که در واقع شکل مبدّل شده تابع تقاضا برای پول است، رابطهٔ *LM* را مشخص می‌سازد. در هستهٔ اصلی، علاوه بر روابط *IS-LM*، قیمت کالاها و خدمات مصرفی و قیمت ارز در بازار موازی و قیمت کالاهای وارداتی به همراه شاخص ضمنی قیمت صادرات غیر نفتی نیز به الگو در می‌آیند. بنابراین، به دلیل حضور معادلهٔ تعادلی مربوط به بازار موازی ارز و همخوانی آن با نظریهٔ نرخ برابری قدرت خرید، هسته اصلی ویژگی یک مدل *IS-LM* در اقتصاد باز را به خود می‌گیرد. شکل دقیق معادلات مورد برآورد در این بخش از مدل به صورت زیر قابل ارائه است.

$$log(co)=c(1)+c(2)\times log(yd)+c(3)\times log(co(-1))+c(4)\times log(yd(-1))+$$
$$c(5)\times(log(ms/pci\times 100))+c(6)\times dwar$$
$$log(xnr)=c(7)+c(8)\times log(xnr(-1))+c(9)\times(log(pxno)-log(pci)+(10)\times log$$
$$(ym)+c(11)\times t+c(12)\times dts$$
$$log(mr)=c(13)+c(14)\times log(mr(-1))_c(15)\times(log(pmi)-log(pci)+c(16)\times log$$
$$(ym)+c(17)\times log(mr(-2))+c(18)\times(cbfa\$(-1)/(pwi(-1)\times 10))+c(19)\times t$$
$$log(pdd)=c(20)+c(21)\times log(ms\times 100)+c(22)\times log(ym)+c(23)\times(log$$

$$(ms(-1))-log(pdd(-1))+log(100)+c(24)\times(log(pdd)-log(pdd)(-1)))$$

$$log(pci)=c(25)+c(26)\times log(pdd)+c(27)\times log(pmi)+c(28)\times(log(pci(-1))$$

$$log(pmi)=c(29)+c(30)\times(log(pm)+c(31)\times(log(oxr)+c(32)\times log(atr)$$

$$log(pxno)=c(33)+c(34)\times(log(pm))+c(35)\times log(yfp)+c(36)\times log(xnr(-1))$$
$$+c(37)\times log(pxno(-1))+c(38)\times d66$$

$$log(erp)=c(39)+c(40)\times(log(pci)-log(pwi))+c(41)\times log(erp(-1))+c(42)\times$$
$$t+c(43)\times dwar$$

سیستم معادلات هستهٔ تقاضا، به دلیل همزمانی آشکار معادلات، به دو روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای مورد برآورد قرار گرفته‌اند. با مقایسه نتایج به دست آمده، چنین تشخیص داده شد که روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای از عملکرد مناسب‌تری بر خوردار بوده، و به همین دلیل، این نتایج آن گونه که در جدول شمارهٔ ٦ پیوست ارائه می‌شود، مبنای تحلیل و تفسیر قرار گرفته است. با نگاهی کلی به برآوردها، مشخص است که اکثر ضرایب برآورد شده دارای علامت صحیح و مورد انتظار بوده و آزمون‌های متداول حکایت از قابل قبول بودن سیستم و ضرایب به دست آمده دارند. در ارتباط بامبانی نظری معادلات و نتایج به‌دست آمده، ذکر مواردی چند ضروری به نظر می‌رسد.

به‌عنوان اولین معادله در هستهٔ اصلی،مصرف خصوصی یکی از مهم‌ترین اجزای تشکیل‌دهندهٔ هزینهٔ ناخالص ملی (رابطه درآمد ملی) به‌شمار می‌رود. از نظر تعریفی، مصرف شامل بخشی از هزینه‌های عوامل اقتصادی بر کالاها و خدمات است که جنبهٔ نهایی دارد و مستهلک کردن آنها به‌افزایش مطلوبیت اجتماعی می‌انجامد. به‌این ترتیب، استفاده از (یامستهلک‌کردن) کالاهای مصرفی مستقیماً با رضایت‌خاطرافراد ارتباط می‌یابد.این کالاها معمولاً به دو دسته تقسیم می‌شود: دسته‌ای که استهلاک سریعی دارند(همچون مواد غذایی) و دسته‌ای دیگر که به سرعت استهلاک نمی‌یابند (مانند تلویزیون و سایر لوازم خانوادگی). براساس الگوی جدید سازمان ملل متحد برای محاسبه حساب‌های ملی، هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی شامل: (۱) مخارج خانوارهای شهری و روستایی به منظور خرید کالاهای جدید، اعم از با دوام، کم دوام یا بی دوام و خرید خدمات، منهای درآمد ناشی از فروش

کالاهای دست دوم و فرسوده؛ و (۲) هزینه‌های مؤسسات غیرانتفاعی خصوصی در خرید کالاهای جدید و خدماتی که در راستای فعالیت‌های این مؤسسات مورد مصرف نهایی قرار گرفته‌اند، طی یک دورهٔ یک ساله است. در شرایط تعادلی، تصمیم به مصرف یا سرمایه‌گذاری (دو جزءِ تشکیل‌دهندهٔ تقاضای خصوصی) به صورت توأم و همزمان صورت می‌پذیرد. لذا، به نظر می‌رسد که مجموعه متغیرهایی که بر سرمایه‌گذاری خصوصی تأثیرگذارند، بر این بخش از رفتار عوامل اقتصادی نیز تأثیرگذار خواهند بود. با این که این ادعا تا حدود زیادی صحت دارد، امّا تفاوت ماهوی موجود میان کالاهای سرمایه‌ای و کالاهای مصرفی (به ویژه هنگامی که شرایط تعادلی در اقتصاد به طور کامل حاکم نیست)، نوع رابطه علّی و نیز مجموعه متغیرهای مؤثر بر آن‌را تا حدودی متمایز ساخته است.

به طور کلی، عمده نظریات موجود در این زمینه، مصرف خصوصی را به یک متغیر مناسب معرّف درآمد و وقفه‌های آن مربوط می‌سازند. همچنین، این نظریات در کوتاه‌مدت عموماً قائل به عملکرد یک مکانیسم تعدیل در رابطه با مصرف خصوصی هستند. علاوه بر این، متغیر نرخ بهره در تصمیم‌گیری افراد بین مصرف و پس انداز در یک الگوی میان زمانی نقشی اساسی دارد. اما با توجه به ماهیت عدم تعادلی در بازارهای پول و سرمایه در اکثر اقتصادهای در حال توسعه، در این‌جا نیز متغیر کمیّت جانشین متغیر قیمت می‌شود و لذا، در این مطالعه، از ترازهای واقعی به عنوان یک متغیر نشان دهندهٔ محدودیت نقدینگی در تبیین رفتار مصرفی استفاده به عمل آمده است. براساس همین ایده، در این مطالعه یک شکل مناسب برای هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی با الهام از حق، لاهیری و مانتیل (۱۹۹۰) به‌صورت رابطه (۲۴) در نظر گرفته می‌شود.

$$C_t=\alpha+bY_t^D+cY_{t-1}^D+dc_{t-1}+e\left[M/p\right]_t+\nu_t \qquad (۲۴)$$

البته، نکته‌ای که در این جا بسیار حائز اهمیت است، ارائه تعریفی مشخص از متغیر درآمد است. در بسیاری از مطالعات تجربی، درآمد قابل تصرف Y_t^D، به عنوان متغیر مناسب برای تبیین رفتار مصرفی معرفی می‌شود. امّا بر خلاف استنباط معمول، تعریف این متغیر بستگی به‌دیدگاهی دارد که محقق در برخورد با مقولهٔ مصرف اختیار خواهد کرد. در این مطالعه، یک

حالت ساده برای محاسبهٔ درآمد قابل تصرف، با استناد به سارجنت (۱۹۸۷) و با فرض اعتبار هم ارزی ریکاردویی و معادل یک بودن نسبت قیمت کالاهای سرمایه‌ای به کالاهای مصرفی، به‌این شکل در نظر گرفته شده است.

$$Y_t^d = Y_t - \rho k_t - T_t - \dot{p}_t \frac{M_t}{p_t} \qquad (۲۵)$$

که در آن M/P نشان دهندهٔ ترازهای واقعی، $\dot{p}_t$ نشان‌دهندهٔ نرخ تورم در دوره t، و T نشان‌دهنده میزان مالیات‌های مستقیم است. مطالعات قبلی، کمیت میل نهایی به مصرف در اقتصاد ایران را حدود ۷۵/. تا ۹/. برآورد کرده‌اند که به این ترتیب، میل نهایی به پس انداز را در دامنه‌ای حدود ۱۰/. تا ۲۵/. قرار می‌دهد. این نتیجه در بررسی‌های اولیه تابع مصرف، زمانی که معیار درآمد قابل تصرف، فاقد جزءِ مالیات تورمی در نظر گرفته شد، تأیید گردید. امّا نکته قابل توجه در این بین آن است که اگر مطابق تعریف فعلی درآمد قابل تصرف، مالیات تورم در تعریف این متغیر ملحوظ گردد، میل نهایی به پس انداز در قیاس با نتایج ارائه شده شدیداً کاهش می‌یابد، و این امر دلالت برآن دارد که حجم بالایی از پس انداز بخش خصوصی از محل پس انداز اجباری (مالیات تورم) تأمین می‌شود. این نتیجه برای یک کشور در حال توسعه چندان دور از واقعیت نیست و بیانگر آن است که اگر تورم مزمن در اقتصاد ریشه کن نشود، انتظار افزایش میل نهایی به پس انداز نامحتمل خواهد بود.[۱] شواهد آماری نیز خود گواهی بر این مدعا است. در دورهٔ پس از انقلاب و آغاز جنگ تحمیلی، درآمد سرانه واقعی رو به تنزل نهاد واین مسأله منجر به افزایش میل متوسط به مصرف و تثبیت آن در حد ۶۰ درصد محصول ناخالص داخلی شد. با رجوع به آمارهای حساب‌های ملی می‌توان دریافت که افزایش هزینه‌های مصرفی، در دهه‌های ۱۳۵۰ و ۱۳۶۰ وضعیت خطرناکی را برای اقتصاد کشور در اوایل دههٔ ۱۳۷۰ به وجود آورده بود. در یک دورهٔ ۱۷ ساله (۱۳۷۰ ـ ۱۳۵۵)، هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی رشدی حدود ۶۷ درصد داشته است،

---

۱. در مطالعهٔ حاضر، معیاری از درآمد قابل تصرف مورد استفاده قرار گرفته است که در آن، فرض هم ارزی ریکاردویی ملحوظ شده است، بدین مفهوم که آحاد مردم مالیات تورمی را نوعی بدهی به حساب می‌آورند که به منظور بازپرداخت آن اقدام به‌پس‌انداز اجباری خواهند کرد.

در حالی که رشد محصول ناخالص داخلی، طی مدت مشابه، تنها حدود ۱ درصد گزارش شده است که این، به وضوح، نشان دهندهٔ کاهش خطرناک سهم بخش خصوصی در تشکیل پس انداز ملی است.

البته، با اجرای برنامه‌های اول و دوم توسعهٔ اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشور که به‌افزایش سریع محصول ناخالص ملی انجامید، وضعیت در سال‌های اول دهه ۱۳۷۰ به‌تدریج بهبود یافت. طی سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۵، مصرف خصوصی به طور متوسط از رشدی حدود ۲/۵ درصد برخوردار بوده که از متوسط رشد مصرف در برنامه اول کمتر است. در عین حال، طی مدت مشابه، رشد متوسط محصول ناخالص داخلی حدود ۴ درصد گزارش شده و به‌این ترتیب میل متوسط به پس‌انداز با کاهش میل نهایی به مصرف تا حدودی افزایش یافته است. کاهش سهم هزینه‌های مصرفی معلول شدت یافتن تورم در اقتصاد بوده است که اثری انقباضی بر درآمد قابل تصرف افراد (در قیاس با محصول ناخالص داخلی) بر جا گذاشته است. در همین ارتباط، همچنین نباید اثر محدودیت ترازهای واقعی در سال‌های اول دهه ۱۳۷۰ را از نظر دور داشت. به عبارت دقیق‌تر، با تغییر سیستم ارزی در ۱۳۷۲ و اوج‌گیری قیمت ارز در بازار آزاد از اواخر ۱۳۷۳، همچنین اعمال محدودیت‌های جدید برای واردات کالاها و خدمات، که باعث افزایش نرخ تورم در اقتصاد گردید، سهم هزینه‌های مصرفی بنا به‌دلایل پیش گفته به تدریج رو به کاهش گذاشت.

به عنوان آخرین نکته در بارهٔ تابع مصرف، لازم به ذکر است که با در نظر گرفتن متغیر ترازهای واقعی به جمع متغیرهای توضیحی مدل، تفسیر میل نهایی به مصرف در شکل متداول آن میسر نخواهد بود. در این جا، این کمیت از حاصل جمع میل نهایی به مصرف از محل ثروت (که با ترازهای واقعی اندازه‌گیری می‌شود) و میل نهایی به مصرف از محل درآمد (براساس تعریف درآمد قابل تصرف) به دست می‌آید که با در نظر گرفتن این مسأله، در مجموع، میل نهایی به مصرف بلند مدت در ایران حدود ۰/۹۰ محاسبه می‌شود که به‌تبع آن میل نهایی به پس اندازی معادل ۰/۱۰ را نتیجه خواهد داد.

برآیند تجارت خارجی یک کشور در صادرات و واردات آن مستتر است. صادرات، تقاضای طرف‌های خارجی از کالاهای تولید شده در داخل را نشان می‌دهد و به طور کلی می‌توان آن را در شکل تابعی به صورت $X_t = f\left[p_t^x, Y_t^f\right]$ نشان داد. در این رابطه، X

نشـــان‌دهندهٔ ارزش واقـعی صـادرات، p^x نشـان‌دهندهٔ شـاخص قـیمت کـالاهای صـادراتـی و Y^f نشـان‌دهندهٔ درآمـد واقـعی طـرف خـارجـی است کـه بـا افـزایش آن، میزان صادرات کشور افزایش خواهد یافت. براساس قانون تقاضا، اگر سطح قیمت‌های خارجی را ثابت یا داده شده در نظر بگیریم، افزایش قیمت کالاهای صادراتی در رابطه اخیر به کاهش تقاضای خارجیان از کالاهای ساخت داخل خواهد انجامید، و در صورتی که قیمت کالاهای خارجی ثابت نباشد، بر اساس قانون تقاضا، قیمت‌های نسبی موجود میان کالاهای ساخت داخل و کالاهای خارجی $\left(p^x/p^f\right)$ تعیین‌کنندهٔ رفـتار تـقاضا خـواهـند بـود. همچنین، اگر فرض کنیم که مجموعه کالاهای خارجی همان مجموعه کالاهایی است که کشور می‌تواند در مقاطعی از زمان وارد کنندهٔ آن‌ها باشد، در این صورت شاخص قیمت کالاهای خارجی را می‌توان به عنوان شاخص قیمت واردات $p^f = p^m$ در نظر گرفت. به این ترتیب، میزان مطلوب صادرات یک کشور (تقاضای خارجیان) را می‌توان به صورت رابطه (۲۶) در نظر گرفت:

$$X_t = a_0 + a_1 \left(\frac{p^x}{p^m}\right)_t + a_2 Y_t^f + \varepsilon_t \qquad (۲۶)$$

فرآیند انتقال از وضعیت موجود به وضعیت مطلوب در تجارت خارجی را می‌توان در قالب عملکرد فرآیند تعدیل جزئی، که متضمن حفظ عـادات مـصرف بـرای مشـتریان خارجی است، به الگو در آورد که در این صورت میزان صادرات به صورت با وقفه در رابطه (۲۶) ظاهر خواهد شد. همچنین، به منظور برآورد تجربی چنین تابعی برای ایران، با توجه به‌این که معمولاً کشورهای عضو سازمان همکاری اروپا (گروه موسوم به *OECD*) عمده‌ترین طرف تجاری ایران به حساب می‌آیند، شاخص درآمد در این گروه از کشورها را می‌توان به‌عنوان متغیر مقیاس مناسب در رابطه مذکور در نظر گرفت. به این ترتیب، برای صادرات غیرنفتی ایران، X^N، می‌توان داشت:

$$X_t^N = a_0' + a_1' \left(\frac{p^x}{p^m}\right) + a_2' Y_t^{OECD} + a_3' X_{t-1}^N + v_t \qquad (۲۷)$$

رابطه (۲۷)، تنها یک روش برخورد با مقوله صادرات است. از آن جاکه در برخورد با این موضوع، صادرات غیرنفتی را می‌توان به صورت عرضهٔ کالاهای صادراتی توسط تولیدکنندگان داخلی نیز در نظر گرفت، بنابراین عملکرد صادرات غیرنفتی کشور در چارچوب فعل و انفعالات بازار صادرات قابل بررسی خواهد بود. در این حالت، عرضه صادرات تابعی مثبت از توان تولیدی اقتصاد و نسبت قیمت کالاهای صادراتی به قیمت کالاهای داخلی است. ویژگی این نحوهٔ برخورد با مقوله صادرات (که در آن هم طرف عرضه و هم طرف تقاضا در نظر گرفته می‌شوند)، آن است که به کمک معادلات عرضه و تقاضا و با اختیار فرض تعادل، قیمت کالاهای صادراتی نیز به صورت یک متغیر درون‌زا قابل الگوسازی است. در تصریح معادلات بخش صادرات از چنین زاویه‌ای به مقوله صادرات غیرنفتی توجه شده است. به عبارت دقیق‌تر، در این مطالعه، صادرات در چارچوب معادلات عرضه وتقاضا استخراج می‌شود، به این نحو که در طرف عرضه، صادرات تابعی از توان تولیدی اقتصاد و نسبت قیمت کالاهای صادراتی به شاخص قیمت کالاها و خدمات در داخل است. انتظار می‌رود که با افزایش نسبی قیمت کالاهای صادراتی و نیز با افزایش تولیدات داخل، عرضهٔ صادرات افزایش یابد. از طرف دیگر، تقاضا برای محصولات صادراتی کشور توسط خارجیان، تابعی از درآمد کشورهای طرف معامله و نسبت قیمت کالاهای وارداتی کشور (به‌عنوان نماینده‌ای از سطح قیمت‌های داخلی در کشورهای طرف معامله با ایران) به‌قیمت کالاهای صادراتی ما است. حال، شرط تعادل ایجاب می‌کند که میزان صادرات غیرنفتی و شاخص قیمت کالاهای صادراتی از برابری عرضه و تقاضا استخراج گردد. در این جا، میزان صادرات غیرنفتی از تابع عرضهٔ صادرات و با در نظر گرفتن عملکرد فرآیند تعدیل به‌سادگی قابل استخراج خواهد بود. اما در مورد استخراج شاخص ضمنی قیمت صادرات غیرنفتی، چنین فرض می‌شود که قیمت صادرات تابعی از تفاوت عرضه و تقاضا برای کالاهای صادراتی به شکل رابطهٔ $pxno_t=\lambda(X_t^d-X_{t-1})$ خواهد بود. اینک، اگر معادله (۲۷) را توصیف مناسبی از تابع تقاضا برای صادرات در نظر بگیریم، با جای‌گذاری آن در رابطهٔ قیمتی یاد شده (به جای متغیر X_t^d) به معادله‌ای مشابه با آنچه در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته است، دست خواهیم یافت. نتایج حاصل از برآورد این معادله را می‌توان به‌شکل زیر خلاصه کرد. نخست همان‌گونه که انتظار می‌رفت، شاخص ضمنی قیمت صادرات

غیرنفتی از همبستگی مثبت و معنی‌داری با شاخص قیمت کالاهای وارداتی برخوردار است که کشش مربوط به آن در بلند مدت حدود ۰/۴۳ و در کوتاه مدت حدود ۰/۱۸ ارزیابی می‌شود. همچنین، شاخص ضمنی صادرات غیرنفتی از همبستگی مثبت و معنی‌داری با درآمد طرف‌های خارجی برخوردار است.[۱] براساس نتایج ارائه شده در جدول شمارهٔ ۶ پیوست، کشش صادرات غیرنفتی کشور نسبت به تغییرات نسبت قیمت کالاهای صادراتی به‌قیمت‌های داخلی در کوتاه مدت و بلندمدت، به ترتیب، ۰/۳۸ و ۱/۳ و نسبت به‌تغییرات توان تولیدی حدود ۱ و ۳/۳ برآورد شده است. یک تفسیر از نتایج به دست آمده می‌تواند مبیّن جهت‌گیری اقتصاد کشور به سمت بازارهای خارجی باشد. البته در این میان باید خاطر نشان ساخت، هر چند که کشش قیمتی صادرات غیرنفتی در بلند مدت بزرگ‌تر از واحد ارزیابی می‌شود، اما در عین حال، مهم‌ترین عامل محدودکننده صادرات کشور کماکان توان تولید اقتصاد داخلی است. به هرشکل به نظر می‌رسد که با افزایش پتانسیل تولید در اقتصاد، منحنی امکانات تولید به سمت تولید کالاهای قابل مبادله گرایش قابل توجهی خواهد داشت.

واردات (M)، جزءِ دیگر تشکیل دهندهٔ مبادلات خارجی است. این جزء معرّف تقاضای داخلی برای کالاها و خدمات تولید شده در خارج است. با توسل به قانون تقاضا، در این جا نیز اگر قیمت کالاهای داخلی داده شده فرض شود، شاخص قیمت کالاهای وارداتی و یک متغیر مقیاس معرّف درآمد داخلی قادر به توضیح رفتار تقاضا همانند رابطه $M_t = h\left(p_t^m, Y_t\right)$ خواهند بود. با افزایش درآمد داخل، تقاضا برای واردات افزایش می‌یابد. در مقابل، اگر قیمت کالاهای وارداتی در شرایط برابر افزایش یابد، واردات کشور کاهش خواهد یافت. البته، همانند بحث صادرات، در بحث تقاضای واردات نیز بهتر است قیمت‌ها به صورت نسبی در نظر گرفته شوند و، به این ترتیب، نسبت قیمت کالاهای وارداتی به قیمت‌های داخلی $\left(p^m/p\right)$ رابطه‌ای معکوس با میزان واردات خواهد داشت. علاوه بر این، اگر همانند حالت گذشته فرض شود که تعدیل حجم واردات به سمت کمیّت مطلوب آن، از فرآیند تعدیل جزئی که در برگیرندهٔ تداوم عادات مصرفی متقاضیان داخلی است، پیروی می‌کند، در این صورت، رابطه (۲۸) می‌تواند

---

۱. این ضرایب، اگر چه به طور مستقیم قابل تحلیل نیستند، اما به نحوی غیرمستقیم تغییرات صادرات کشور را در قبال تغییرات قیمت و درآمد طرف‌های خارجی از طریق تابع عرضهٔ صادرات نشان می‌دهند. به طور مثال، با ادغام معادله قیمت و مقدار در بخش صادرات، کشش صادرات در قبال تغییر درآمد طرف‌های خارجی درکوتاه مدت حدود ۰/۲۶ و در بلند مدت حدود ۱/۶۵ برآورد می‌شود.

الگویی مناسب برای برآورد تابع واردات کشور باشد.

$$M_t = b'_0 + b'_1 \left(\frac{P^m}{P}\right)_t + b'_2 Y_t + b'_3 M_{t-1} + u_t \qquad (۲۸)$$

در اقتصادهایی که با اتخاذ یک سیستم ارزی ثابت نوسان‌های تراز تجاری خود را از طریق تغییر در ذخایر ارزی بانک مرکزی تحمل می‌کنند، رفتار دولت معمولاً نقشی تعیین‌کننده در جریان تجارت خارجی خواهد داشت. در اکثر موارد، دولت‌ها بنا به دلایل سیاسی، مایل به تحمل عدم تعادل در روابط تجاری خود با سایر کشورها نبوده و از این‌رو این عدم تعادل را به قیمت تشدید عدم توازن‌های داخلی از میان بر می‌دارند. به همین دلیل، ذخایر ارزی کشور به عنوان یک عامل استراتژیک و تعیین کننده ،نشان دهندهٔ میزان تحمل‌پذیری عدم تعادل در مبادلات خارجی کشورها به شمار می‌رود. با کاهش ذخایر ارزی، واردات محدود می‌شود و در زمانی که این عامل (که در واقع نشان دهندهٔ قید بودجه ارزی کشور است) چندان محدودکننده نیست، امکانات واردات در شرایط برابر افزایش می‌یابد. با توجه به‌این مسأله، در مورد کشور ما نیز میزان ذخایر (z) می‌تواند به عنوان یک متغیر توضیح‌دهنده به‌جمع متغیرهای رابطهٔ (۲۸) بپیوندد که در این صورت خواهیم داشت:

$$M_t = b'_0 + b'_1 \left(\frac{P^m}{P}\right)_t + b'_2 Y_t + b'_3 Z_t + b'_4 M_{t-1} + u_t \qquad (۲۹)$$

برآوردهای مقدماتی معادلهٔ واردات در این سیستم حاوی نتایجی قابل قبول از لحاظ آزمون‌های آماری متداول نبوده است. لذا، به منظور یافتنِ شکل مناسب تصریح این معادله در سیستم، از روش توزیع وقفه‌های خود رگرسیونی - همجمعی[1] پسران و شین (۱۹۹۵) استفاده شد. در این روش، ابتدا تعداد بهینه وقفه‌های تمامی متغیّرها (شامل متغیرهای توضیح‌دهنده و متغیر وابسته) در یک معادله رگرسیونی بر اساس آماره‌های متداول، از قبیل معیار آکایک[2] یا (ترجیحاً از نظر پسران وشین) معیار بیزی شوارتز انتخاب شوند، و بعد از

1. autoregressive distributed lag - cointegration analysis
2. Akaike criterion

به کارگیری روش حداقل مربعات معمولی، رابطه همجمعی (رابطه بلندمدت متغیرها) و مدل تصحیح خطا استخراج می‌شوند.[۱]

با به کارگیری این روش در مورد معادله واردات، و با استفاده از معیار بیزی شوارتز، تعداد بهینه وقفه برای متغیر واردات ۲ و برای سایر متغیرها صفر تشخیص داده شد (*ARDL(2,0,0,0)*. به این ترتیب، و براساس نتایج ارائه شده در جدول ۶ پیوست کشش قیمتی واردات کشور در کوتاه مدت ۰/۳۹ ـ و بلندمدت ۰/۴۶ ـ ارزیابی می‌شود. به همین ترتیب، کشش درآمدی واردات در کوتاه مدت و بلندمدت، به ترتیب، حدود ۱/۶۱ و ۱/۸۹ و کشش واردات نسبت به محدودیت دارایی‌های ارزی کشور به ترتیب حدود ۰/۰۰۸ و ۰/۰۱ محاسبه شده است.

به عنوان یک ملاحظهٔ پایانی در مورد بخش تجارت خارجی، لازم است به این نکته نیز اشاره شود که هر چند جمع قدر مطلق کشش‌های قیمتی توابع صادرات و واردات (به رغم آن که در کوتاه‌مدت کوچک‌تر از واحد است)، در بلندمدت بزرگ‌تر از یک است. با این‌حال، نمی‌توان در مورد شرط مارشال ـ لرنر اظهار نظر کرد، چرا که یک فرض اساسی در شرط مارشال ـ لرنر، وضعیت تعادل اولیه بخش تجارت خارجی (برقراری تراز تجاری) است، که در مورد کشور ما در اکثر سال‌ها چنین نبوده است.

و اما در ادامه بررسی معادلات هسته اصلی مدل، نوبت به تابع تقاضای پول می‌رسد. تقاضابرای ترازهای واقعی، معمولاً تابعی از یک متغیر مقیاس (مانند محصول ناخالص داخلی واقعی) و یک متغیر هزینه‌ای مانند نرخ بهره در نظر گرفته می‌شود. در این مطالعه، به‌جای متغیر هزینهٔ فرصت، از نرخ تورم استفاده شده است. همچنین، با فرض عملکرد مکانیسم تعدیل جزئی، کمیّت با وقفه ترازهای واقعی به عنوان یک متغیر توضیحی به‌جمع دیگر متغیرها اضافه می‌شود. در نهایت با حل معادله برحسب لگاریتم سطح عمومی قیمت، معادلهٔ زیر حاصل می‌شود:

---

۱. البته، در مطالعه حاضر، به دلیل ماهیت سیستمی مدل کلان، از روش توزیع وقفه‌های خود رگرسیونی تنها به منظور استخراج تعداد بهینه وقفه‌ها در معادلهٔ واردات و برخی از معادلات دیگر هستهٔ اصلی استفاده شده است. پس از یافتن الگوی وقفه‌ها و تصریح متناسب معادلات در سیستم، رفتار پویای معادلات مورد نظر در چارچوب برآوردهای سیستمی، تحلیل، و روابط بلندمدت از این طریق استخراج می‌شوند.

$$lpdd = c(17) + c(18) \times lms + c(19) \times lym + c(20) \times (lms(-1) - lpdd(-1)) + c(21) \times (lpdd - lpdd(-1))$$

نتایج جالبی از برآورد این معادله به دست آمده است. نخست، همان گونه که انتظار می‌رفت، رابطه یک به یک بین عرضهٔ پول و سطح عمومی قیمت برقرار است $c(18)=1$. به‌این ترتیب، کشش‌های مورد نظر را می‌توان به راحتی بر حسب کشش‌های تقاضا برای پول بیان کرد. در این ارتباط، کشش درآمدی تقاضا برای ترازهای واقعی در کوتاه مدت معادل ۰/۲۵ و کشش نرخ تورم در کوتاه مدت حدود ۰/۴۷ ـ است. در بلندمدت، کشش درآمدی حدود ۱/۷۶ و کشش تورم ۳/۳ ـ محاسبه شده است. قابل ذکر است که تخمین‌های بزرگ‌تر از یک برای کشش‌های درآمدی تقاضا برای پول در بلند مدت در میان کشورهای در حال توسعه عمومیت دارد(ر. ک. به خان [۱۹۸۰]).

شاخص ضمنی قیمت محصول ناخالص داخلی در انعکاس اثر قیمت‌های خارجی بر قیمت‌های داخلی ناتوان است. به این ترتیب، لازم است که یک معیار قیمت جامع‌تری برای این منظور در مدل تعبیه شود. وارد ساختن معادله‌ای برای شاخص قیمت خرده‌فروشی از چنین منظری اهمیت می‌یابد. در اینجا فرضیه‌ای مطرح می‌شود که براساس آن شاخص قیمت خرده فروشی یک میانگین وزنی از قیمت‌های داخلی (شاخص ضمنی قیمت محصول ناخالص داخلی) وقیمت کالاهای وارداتی قلمداد شده است.[۱] اگر cpi نشان دهندهٔ شاخص قیمت خرده‌فروشی، P_m نشان‌دهندهٔ شاخص قیمت کالاهای وارداتی و p نشان‌دهندهٔ شاخص ضمنی قیمت محصول ناخالص داخلی باشند، در این صورت خواهیم داشت: $cpi = p^{a} p_m^{1-a}$ باگرفتن لگاریتم از دو طرف معادله، افزودن جمله عرض از مبدأ و یک جمله خطا، فرم قابل برآورد زیر حاصل می‌شود:

$$Incpi_t = \theta + \alpha lnp + (1-\alpha) lnp_m + u_t \qquad (۳۰)$$

برآوردهای مقدماتی این معادله حاوی نتایج قابل قبول از لحاظ آزمون‌های آماری

---

۱. البته نباید این واقعیت را از نظر دور داشت که شاخص قیمت خرده فروشی تنها کالاها و خدمات نهایی را در بر می‌گیرد و، به‌این ترتیب، یارانه‌های پرداختی توسط دولت بر بسیاری از اقلام مصرفی تأثیر شدیدتری بر نرخ رشد این متغیر می‌گذارد.

متداول نبوده است. لذا، همانند رویّه‌ای که در مورد تابع واردات اِعمال شد ، به منظور یافتن شکل مناسب تصریح این معادله در سیستم، از روش توزیع وقفه‌های خود رگرسیونی ـ همجمعی استفاده شد. با استفاده از معیار بیزی شوارتز، تعداد بهینه وقفه برای متغیر شاخص قیمت خرده‌فروشی یک و برای سایر متغیرها صفر تشخیص داده شد $ARDL(1,0,0)$. نتایج حاصل از برآورد این معادله در جدول شماره ۶ پیوست مشاهده می‌شود. براساس این نتایج، سهم قیمت‌های وارداتی در تشکیل شاخص قیمت خرده‌فروشی کالاها و خدمات حدود ۲۰ درصد و سهم شاخص ضمنی قیمت محصول ناخالص داخلی، در افق بلندمدت ۸۰ درصد محاسبه می‌شود، که این نتیجه در نوع خود جالب توجه است.[۱]

اما قیمت کالاهای وارداتی که در معادلهٔ فوق ظاهر می‌شود، تابعی از قیمت کالاها و خدمات تولید شده در خارج است که خود به صورت یک متغیر درون‌زا در هستهٔ اصلی ظاهر می‌شود، منظور از قیمت‌های خارجی در این جا ما بازای ریالی سطح قیمت‌های خارجی و یا به تعبیری $pwi \times oxr$ است. امّا این متغیر از نظر مفهومی چیزی جز شاخص ضمنی کالاهای وارداتی (pm) نبوده و به همین دلیل در برآورد معادله شاخص قیمت کالاهای وارداتی از این متغیر به عنوان معرفی برای قیمت‌های خارجی استفاده می‌شود. علاوه بر این، در شرایط برابر، قیمت کالاهای وارداتی تابعی از محدودیت‌های تجاری اِعمال شده توسط دولت در حمایت از کالاهای تولید داخل خواهد بود. تعرفه باعث افزایش قیمت کالاهای وارداتی و، درنتیجه، کاهش تقاضا برای واردات می‌شود. لازم به ذکر است که در این جا نرخ متوسط تعرفه از تقسیم مالیات بر واردات بر رقم ریالی واردات محاسبه شده است.

در کشورهایی که به دلیل محدودیت در منابع ارزی مجبور به اعمال سیاست‌های تخصیصی ارز هستند، شکاف حاصل از دو نرخی یا چند نرخی شدن ارز برای مصارف گوناگون، خود به عاملی مؤثر برای تعیین قیمت کالاهای وارداتی تبدیل می‌شود. هرچه اختلاف، میان نرخ‌های ارز(شکاف ارز) بیشتر باشد، رانت اقتصادی برای افراد یا واحدهایی که می‌توانند ارز را به قیمت رسمی تهیه کنند، بیشتر شده و این به افزایش متوسط قیمت

---

۱. در این جا می‌توان مسأله را با ذکر یک مثال به نحوی بهتر توجیه کرد. اگر فرض کنیم که قیمت‌های خارجی ثابت باقی بمانند، در این صورت قیمت کالاهای وارداتی عموماً متأثر از تغییرات نرخ ارز خواهد بود. در این حالت، به طور مثال، اگر نرخ تورم شاخص خرده‌فروشی ۳۰ درصد باشد، افزایش نرخ ارز در بلندمدت تنها حدود ۷ درصد از این ۳۰ درصد را توضیح خواهد داد. البته این نتیجه در کوتاه‌مدت، به دلیل عملکرد مکانیسم انتظارات، ممکن است بسیار شدیدتر باشد.

کالاهای وارداتی می‌انجامد. بنابراین، قیمت کالاهای وارداتی می‌تواند تابعی از قیمت‌های خارجی(به شرحی که ارائه شد)، نرخ متوسط تعرفه ttf و نرخ‌های چندگانه ارز باشد.

$$p^m=(p^f, ttf, (e-e^*)) \qquad (۳۱)$$

که درآن e نرخ ارز در بازارآزاد و e^* نشان‌دهندهٔ نرخ رسمی‌ارز است. اما آخرین معادلهٔ هسته اصلی مدل الگوی تعیین نرخ ارز در بازار موازی است. در سیستم دو نرخی کنونی، نرخ رسمی به صورت یک متغیر سیاست‌گذاری در سیستم ارزی ثابت عمل می‌کند. در حالی‌که تعیین نرخ ارز در بازار موازی تابع عملکرد نیروهای بازار است. در این رابطه، نظریه برابری قدرت خرید (PPP) یکی از روشهایی است که برای تعیین نرخ واقعی ارز در اقتصاد ایران می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد. این نظریه که در دههٔ ۱۹۲۰ میلادی توسط کاسل ارائه شده است، با فرض وجود آربیتراژ کامل بین بازارهای رقابتی کالاها و خدمات و عدم وجود موانع گمرکی (یاتجاری) برقراراست. نظریهٔ برابری قدرت خرید بر این فرض استوار است که قیمت کالاهای مشابه (باکیفیت یکسان) در دوکشور برابر خواهد بود. البته نقض فرض مربوط به‌عدم وجود موانع تجاری باعث افزایش قیمت کالاها، فراتر از آنچه نظریه برابری قدرت خرید نتیجه می‌دهد، خواهد شد. اما، در عین حال، با توجه به این که تأثیر موانع تجاری معمولاً متناسب با قیمت کالاهای وارداتی است، یعنی به طور مثال تعرفه اخذ شده نسبتی ثابت از قیمت کالا را شامل می‌شود، به این ترتیب، نظریه برابری قدرت خرید کماکان می‌تواند صادق باشد. نظریه برابری قدرت خرید مطلق، با در نظر گرفتن سبد خاصی از کالاها و خدمات در دو کشور A و B، نرخ ارز جاری بین دو کشور را معادل نسبت قیمت جاری بین این دو سبد کالا (که آن‌ها را با p^A و p^B نشان می‌دهیم) در نظر می‌گیرد: $e=p^A/p^B$. حتی با این‌که برابری قدرت خرید معمولاً به دلیل عدم برقراری فرض‌های مربوطه (یکسان نبودن سبدکالاها و خدمات در دو کشور، وجود تعرفه‌ها و سایر موانع تجاری غیر تعرفه‌ای و نیز وجود هزینه‌های حمل ونقل)، چه در کوتاه مدت و چه در بلند مدت قابل تصور نیست، امّا، به هر حال، تعیین نرخ واقعی ارز را نمی‌توان مستقل از قیمت‌های نسبی در کشورهای مختلف در نظر گرفت. به عبارت بهتر، اگر برابری قدرت خرید مطابق با رابطه خام $e=p^A/p^B$ قابل

تصور نباشد، لااقل می‌توان آن را به صورت تابعی از نسبت قیمت‌ها در دو کشور تعریف کرد. به این ترتیب، اگر p^T نشان‌دهندهٔ قیمت کالاهای مبادله شده و p^d قیمت کالاهای داخلی باشند، رابطه (۳۲) می‌تواند یک الگوی ساده تعیین نرخ ارز قلمداد شود.

$$e_t = e\left[\frac{p_t^T}{p_t^d}\right] \qquad (۳۲)$$

در ارزیابی اعتبار نظریهٔ برابری قدرت خرید، در چارچوب اقتصاد سنجی سنتی، چنین عنوان شده است که ضریب متغیر نسبت قیمت‌های داخلی به خارجی باید معادل یک باشد. از طرفی، با رشد تکنیک‌های جدید اقتصاد سنجی، تأیید نظریه برابری قدرت خرید بستگی به مانایی یا غیر مانا بودن جمله پسماند رگرسیون دارد. همچنین، مانایی نرخ واقعی ارز می‌تواند دال بر تأیید نظریه برابری قدرت خرید در بلندمدت باشد. با توجه به نوع مدل‌سازی انتخاب شده برای مطالعه حاضر، در این جا تنها به تحلیل کمیت ضریب برآورد شده (از نظر برابر واحد بودن آن) می‌پردازیم.

برآوردهای مقدماتی این معادله، حاوی نتایج قابل قبول از لحاظ آزمون‌های آماری متداول نبوده است. لذا، همانند رویه‌ای که در مورد توابع واردات و شاخص قیمت خرده‌فروشی اتخاذ شد، به منظور یافتن شکل مناسب تصریح این معادله در سیستم، از روش توزیع وقفه‌های خود رگرسیونی ـ همگرایی متقابل استفاده شد. با استفاده از معیار بیزی شوارتز، تعداد بهینهٔ وقفه برای متغیر وابسته (نرخ ارز در بازار غیر رسمی) ۱ و برای متغیر نسبت قیمت‌ها صفر تشخیص داده شد (*ARDL (1,0)*. نتایج حاصل از برآورد این معادله، با احتساب روند زمانی و یک متغیر مجازی به منظور منعکس ساختن اثر وقوع جنگ در نوسان‌های بازار ارز در جدول شمارهٔ ٦ پیوست منعکس شده است. براساس این نتایج، فرضیه برابری قدرت خرید در بلندمدت غیر قابل رد است. این موضوع در جدول شمارهٔ ۳ که نتایج آزمون والد را نشان می‌دهد، منعکس شده است.

در این جا، همچنین، لازم به توضیح است که در روش وقفه‌های توزیع شده خود رگرسیونی و نیز انتخاب آن به شکل (*ARDL (1,0)*، دلالت بر مانا بودن پسماند و به عبارت دیگر پذیرش نظریهٔ برابری قدرت خرید دارد. ناگفته نماند که آزمون ریشه واحد بر پسماندهای معادله نرخ ارز حکایت از مانا بودن آن در سطح معنی‌دار ۱ درصد دارد و همین

موضوع دلیلی دیگر برای پذیرش فرضیه برابری قدرت است.

جدول ۳. نتایج آزمون والد

Wald Test:
System: DEMAND_MODULE
==========
Null Hypothesis: (C(40)/(1-C(41)))=1
==========
Chi-square 1.957683 *Probability* 0.161761

علاوه بر معادلاتی که در قالب هسته و اقمار مدل اقتصاد ایران معرفی شده‌اند، بخشی از روابط در قالب معادلات معرفی شده در هسته و اقمار گنجانیده نشده‌اند. به طور مشخص، اگر از بازار اشتغال صرف نظر کنیم، این مدل دارای سه شکاف عمده است: شکاف میان عرضه و تقاضای کل در اقتصاد، شکاف میان درآمد و هزینهٔ بخش دولتی و شکاف میان نرخ رسمی و غیررسمی ارز. مورد آخر، مستقیماً با ورود به قمر سرمایه‌گذاری‌های بخشی، اثر خود را عملاً بر عملکرد کل سیستم بر جای می‌گذارد. اما در دو مورد دیگر تاکنون بحثی صورت نپذیرفته است. در این جا لازم به اشاره است که در یکی از این دو مورد، شکاف معرفی شده از طریق یک اتحاد به سایر قسمت‌های سیستم ارتباط می‌یابد. به طور مشخص، شکاف میان درآمد و هزینهٔ بخش عمومی از جمله روابط اتحادی‌یی است که با معرفی آن به‌قمر عرضهٔ پول، مکانیسم خلق پول در اقتصاد ایران تکمیل خواهد شد و لذا بحث چندانی در رابطه با آن وجود ندارد.

امّا شکاف اصلی مدل، یعنی شکاف میان عرضه و تقاضای کل در اقتصاد ایران، مستلزم برخوردی از نوع دیگر است. به عبارت واضح‌تر، این شکاف را نمی‌توان به کمک روابط اتحادی به بدنه مدل متصل ساخت. در این مدل، بنا به دو ملاحظه، با این مسأله برخوردی خاص شده است. نخست این که برای بستن این شکاف روشی را باید در نظر گرفت که قادر به وارد ساختن یک مکانیسم بازخور پویا در روابط میان متغیرها باشند. دوم این که

اثر شکاف بر هر دو متغیر سطح عمومی قیمت یا تولید واقعی سرشکن شود. در این مطالعه، به‌منظور در نظر گرفتن این دو ملاحظه، با استناد به لوکاس (۱۹۷۲و۱۹۷۳)، تابع عرضه‌ای برای اقتصاد ایران طراحی و برآورد شده است که اثر شکاف را به صورت تکانه هایی از طرف تقاضا به عرضه کل منتقل می‌سازد. این نحوهٔ برخورد، به دلیل آن که کشش عرضه نسبت تغییرات تقاضا در آن کوچک‌تر از واحد خواهد بود، به وضوح اثر تکانه‌ها را بر سطح عمومی قیمت (و یا به عبارت بهتر، بر نرخ تورم) نیز سرشکن می‌کند.[۱]

اگر y_t معرف لگاریتم عرضه در اقتصاد، $\bar{y}_t$ معرف لگاریتم تولید طبیعی و y_{ct} معرف لگاریتم نوسان‌های کوتاه مدت تولید حول روند بلندمدت باشند، داریم؛ $y_t=\bar{y}_t+y_{ct}$ که در آن، $\bar{y}_t=\alpha+\beta t$ خواهد بود. براین اساس، معادله عرضهٔ لوکاس به شکل رابطهٔ (۳۳) قابل ارائه خواهد بود:[۲]

$$y_{ct}=-\pi\delta+\pi\dot{x}_t+\lambda y_{ct-1} \qquad (۳۳)$$

این معادله به وضوح با اضافه کردن یک روند زمانی برحسب y_t قابل تصریح و برآورد خواهد بود. به این ترتیب، اگر $\dot{x}_t$ که معرّف تغییرات تقاضای اسمی در اقتصاد است، از طریق تفاضل لگاریتمی محصول ناخالص داخلی (به قیمت بازار) به قیمت‌های جاری وارد رابطه شود، این معادله قابل برآورد خواهد بود. نتایج حاصل از برآورد چنین رابطه‌ای در جدول شمارهٔ ۷ پیوست منعکس شده است. اگر فرض کنیم که مطابق نگرش نوکلاسیک، عرضهٔ کل در اقتصاد بصورت نوسان‌هایی مانا حول یک روند بلند مدت تولید شکل می‌گیرد، در این صورت معادله شمارهٔ (۳۳)، تأثیرات موقتی تکانه‌های طرف تقاضای اقتصاد را نشان خواهد داد.

در نهایت، به عنوان آخرین معادلهٔ رفتاری در این مدل، می‌توان به مصرف آورده‌های نفتی اشاره کرد. ابتدا، لازم به ذکر است که بخشی عظیم از صادرات کشور شامل

---

۱. ناگفته نماند که در این الگو، به دلیل آن که سطح عمومی قیمت از طریق معرفی تقاضا برای پول به الگو در آمده است، نیازی به معرفی رابطهٔ قیمت (یا تورم) به شکل معادلهٔ دوم تابع لوکاس وجود ندارد. به عبارتی، می‌توان ادعا کرد که این تابع فرم خلاصه شده‌ای از هستهٔ تقاضا در مدل پیشنهادی است و به همین دلیل نیازی به معرفی آن وجود ندارد.

۲. به منظور ملاحظه نحوهٔ تفسیر پارامترهای این معادله، نگاه کنید به خشادوریان (۱۳۷۷)،صص ۴۳-۳۶.

صادرات نفت خام است. معمولاً چنین فرض می‌شود که این بخش از صادرات براساس سهمیه جهانی ایران محدود می‌شود و از این‌رو در اکثر مطالعات آن را به صورت کمیّتی برون‌زا در نظر می‌گیرند. امّا با بررسی آمارهای رسمی کشور، چنین به نظر می‌رسد که میزان تولید نفت ایران،با توجه به ارقام مربوط به مصرف داخلی آن، لااقل در بعضی از سال‌ها امکان صادرات این فرآورده را در سطحی پایین‌تر از سهمیهٔ جهانی کشور امکان‌پذیر ساخته است و، به همین دلیل، در مدل حاضر این فرض در نظر گرفته شده که با توجه به محدودیت ظرفیت تولید، صادرات نفت نیز خود متأثر از روند مصرف فرآورده‌های نفتی در داخل کشور خواهد بود.

با توجه به چنین فرضی، در این الگو یک سیستم دو معادله‌ای (مشتمل بر یک معادلهٔ رفتاری و یک رابطهٔ اتحادی) طراحی شده است که براساس آن، مصرف سالانهٔ فرآورده‌های نفتی (بر حسب بشکه/نفر)، تابعی از قیمت نسبی این فرآورده و درآمد سرانهٔ واقعی در نظر گرفته می‌شود. در معادلهٔ دوم سیستم، تولید نفت کشور معادل صادرات نفت به اضافهٔ مصرف داخلی آن در نظر گرفته می‌شود. به این ترتیب، میزان صادرات نفت با در دست داشتن رقم کل تولید نفت ایران، به متغیری درون‌زا تبدیل می‌گردد. در نهایت، با در دست داشتن قیمت هر بشکه نفت، ارزش دلاری صادرات نفت برای وارد شدن به رابطهٔ موازنهٔ تجاری قابل محاسبه خواهد بود. نتایج به دست آمده از برآورد رابطهٔ مصرف سرانه فرآورده‌های نفتی در جدول شماره ۸ پیوست مقاله ارائه شده است. براساس نتایج به دست آمده، مشخص است که کشش‌های کوتاه مدت در تابع مصرف سرانهٔ نفت بسیار پایین بوده و این حکایت از عدم امکان جایگزینی فرآورده‌های نفتی در الگوی مصرفی کنونی جامعه دارد. کشش کوتاه‌مدت مصرف سرانه نسبت به درآمد سرانهٔ افراد تنها حدود ۰/۱۲ محاسبه شده و کشش قیمتی حدود ۰/۱۳ ـ تخمین زده شده است. این وضعیت در بلند مدت نیز تغییر چندانی نمی‌کند، به‌این نحو که کشش بلند مدت مصرف نسبت به درآمد سرانه حدود ۰/۲۷ و کشش بلندمدت قیمت (نسبی) حدود ۰/۲۹ ـ محاسبه می‌شود.

شبیه سازی تاریخی مدل

اینک که مجموعه معادلات مربوط به الگوی کلان سنجی پویا برای سیاست‌گذاری در اقتصاد ایران به طور کامل معرفی و برآورد شده‌اند و ویژگی‌های آماری هریک از معادلات مورد

بررسی قرار گرفته است، می‌توان با معرفی اتحادهای مدل، ارتباطات میان قمرها را برقرار کرد و پس از شناسایی تمام اتحادهای ضروری، شبیه سازی پویای کل سیستم را به انجام رساند.

پس از انجام شبیه سازی تاریخی سیستم، مقادیر شبیه سازی شده (که با حرف f در انتهای اسامی متغیرها مشخص می‌شوند)، برای دوره ۱۳۵۰ تا ۱۳۷۵ در کنار مقادیر واقعی رسم می‌شود و به این ترتیب معیاری از عملکرد سیستم را به دست می‌دهند. یک ویژگی بسیار مهم برای مدل‌های شبیه سازی، قدرت جذب نوسانهای متغیرهای درون‌زای سیستم است که این مدل، همان گونه که ملاحظه خواهد شد،در این مورد از موفقیت نسبتاً بالایی برخوردار بوده است. البته در کنار شواهد نموداری، مجموعه‌ای کامل از معیارهای مربوط به‌ارزیابی شبیه سازی سیستمی برای تک تک معادلات رفتاری مدل نیز محاسبه شده است که در جدول شمارهٔ ۴ ارائه می‌شود.

مجموعهٔ معادلات رفتاری مدل، در کنار اتحادهای آن، شمای کلّی سیستم شبیه سازی را به نمایش می‌گذارد. این سیستم حدوداً مشتمل بر ۲۵ معادله رفتاری و ۳۷ رابطه اتحادی است. البته باید به این نکته توجه وافر داشت که معرفی اتحادها تا حدی بستگی به نیاز مدل ساز در گسترش دامنهٔ شمول متغیرهای کلیدی اقتصاد دارد. به طور مثال، از آن جا که در این سیستم اکثر متغیرهای درون‌زا (از نوع کمیت) به قیمت‌های ثابت برآورد می‌شوند، با توجه به‌ماهیت درون‌زای سطح قیمت‌ها در مدل، می‌توان با معرفی اتحادهایی مقادیر جاری را نیز به‌مدل اضافه کرد، که البته این کار در چند مورد در این سیستم به انجام رسیده است. به‌هر صورت،اتحادهای طراحی شده برای مدلْ مشابه روابط زیرند:

$$ym=co+ip+(gcon/pdd)\times 100+ig+xr-mr+invent$$

$$yd=ym-depe-td/pdd\times 100-(log(pdd)-log(pdd(-1)))\times(ms/pdd\times 100)$$

$$tr=ti+td$$

$$td=trfc+triw$$

$$ti=trc+trm$$

$$ig=i-ip$$

$$gen=gcon+(ig\times pi)/100$$

$xr=xnr+xor+xsr$

$gbd=gen-ggr$

$mb=mb(-1)+(cbfa-cbfa(-1))+(cblb-cblb(-1))+gbd+(cbnoa-cbnoa(-1))$

$ggr=tr+gor+got$

$mgr=mr-msr$

$mrn=(pm\times mr)/100$

$m\$=(mrn/oxr)\times 1000$

$mg\$=m\$-ms\$$

$mi\$=si\times mg\$$

$mk\$=sk\times mg\$$

$mc\$=sc\times mg\$$

$mia\$=sia\times mi\$$

$mii\$=sii\times mi\$$

$mis\$=sis\times mi\$$

$mka\$=ska\times mk\$$

$mki\$=ski\times mk\$$

$mks\$=sks\times mk\$$

$i=ia+ii+is+io$

$k=ko+ki+ka+ks$

$ka=(ka(-1)-wkda61(-1))\times(1-.053)+ia(-1)$

$ki=(ki(-1)-wkdi61(-1))\times(1-.053)+ii(-1)$

$ks=(ks(-1)-wkds61(-1))\times(1-.02)+is(-1)$

$ca\$=((pxno\times xnr+(xsn\times 100))/oxr)\times 10+xo\$-(m\$)$

$bc\$=ca\$+btp\$$

$bp\$=bc\$+bk\$$

$cbfa\$=cbfa\$(-1)+bp\$$

$cbfa=(oxr\times cbfa\$)/1000$

$ymn=(pdd\times ym)/100$

$oilx=oilpro-((ocp\times pop)/1000)$

$xo\$=oilx\times proilb$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

در خصوص اتحادهای معرفی شده، لازم به ذکر است که جمع ضرایب sc و si, sk برابر واحد است. این سه متغیر برون‌زا در واقع نشان دهندهٔ سهم کالاهای مصرفی، سرمایه‌ای و واسطه‌ای در واردات کل کشورند. طبیعی است که در مرحله سیاست‌گذاری، اگر مایل باشیم دامنه دخالت دولتی راتا حد تعیین نحوهٔ تخصیص ارز برای واردات گسترش بخشیم، تغییر ترکیب یاد شده به عنوان ابزاری سیاستی قابل استفاده خواهد بود. همچنین، براساس نحوهٔ تعریف واردات بخش‌ها داریم:

$$sia+sii+sis=1\ ,\ ska+ski+sks=1$$

ازمشکلاتی که در زمینهٔ طراحی اتحادها در این مدل وجود دارد، اشتباه‌ها و تعدیلات بسیار قابل توجهی است که در رابطه با آمار موازنه پرداخت‌های کشور وجود دارد. این تعدیلات تحت دو عنوانْ تغییرات نرخ ارز و اشتباه‌های آماری در جدول موازنه پرداخت‌ها ظاهر می‌شوند که در بعضی از سالها رقم مربوط به آن‌ها بسیار بزرگ است و به چند میلیارد دلار بالغ می‌شود. طبیعی است که چنین تعدیلاتی در فرآیند مدل‌سازی قابل تعقیب نیست و به‌ناچار باید آن‌ها را به صورت مقادیر برون‌زا در نظر گرفت.[1] برقراری این ارتباط میان مقادیر شبیه سازی شده (که فاقد این تعدیلات هستند) باکمیت‌های محقق شده در جدول تراز پرداخت‌ها از آنجا حائز اهمیت است که تراز پرداخت‌ها با اتصال به بخش دارائی‌های خارجی بانک مرکزی نهایتاً به تعیین کمیّت پایهٔ پولی می‌انجامد و نقشی مؤثر را در تعریف عرضهٔ پول و تعیین سطح عمومی قیمت در اقتصاد ایفا می‌کند.

در همین ارتباط، مشکل مشابهی نیز در مورد خالص بدهی دولتی به بانک مرکزی وجود دارد، به این صورت که پس از ۱۳۶۸ و به ویژه از سال ۱۳۷۲ به بعد، کسری سالانه بودجه عمومی رابطه مشخصی با خالص بدهی دولت به بانک مرکزی ندارد. دلیل اصلی آن‌را نیز به طور عمده باید در سر ریز شدن بار ریالی تعهدات ارزی بانک مرکزی در نتیجه تغییر در نرخ رسمی ارز کشور بر بدهی دولت جستجو کرد. به این ترتیب، یک کمیت برون‌زای

---

۱. البته بعضی از محققان در برخورد بااین مشکل، اقدام به برآورد یک معادلهٔ رگرسیونی (موسوم به رگرسیون پل) بین کمیت واقعی و مقدار محاسبه شده در مدل می‌کنند تا به این ترتیب مقادیر خطا را در قالب پسماندهای درون‌زا معرفی کنند. امّا در واقعیت فرق چندانی بین این دو روش برخورد با مسأله وجود ندارد.

دیگر در اتصال نوسان‌های بخش مالی به تعریف پایهٔ پولی کشور در اتحادهای مدل ظاهر می‌گردد.[۱] به هر شکل، مجموعه اتحادهای معرفی شده در مرحله عمل با چند تغییر جزئی برای درنظرگرفتن موارد مذکور همراه بوده‌اند، که از نظر معرفی کلّیت سیستم، وارد ساختن آن‌ها در این جا چندان حائز اهمیت نخواهد بود و به همین دلیل از ذکر آن‌ها در این جا خودداری شده است.

قبل از آن که نتایج حاصل از شبیه سازی معادلات سیستم در قالب نمودارها ارائه گردد، در این قسمت آماره‌های محاسبه شده برای ارزیابی میزان قابل قبول بودن سیستم شبیه سازی شده ارائه می‌شود. اگر چه، محاسبهٔ این آماره‌ها برای تمام متغیرهای درون‌زای سیستم، چه از معادلات رفتاری حاصل شده باشند و چه از طریق معرفی اتحادها، اساساً امکان‌پذیر است، امّا با توجه به این که خوبی برازش در اتحادها مستقیماً در ارتباط با متغیرهای رفتاری سیستم قرار خواهد داشت، لذا در این قسمت تنها نتایج بدست آمده برای معادلات رفتاری (۲۵ معادله) گزارش خواهد شد. این مقادیر در جدول شمارهٔ ۴ منعکس شده‌اند.[۲]

اساس معیارهای موجود برای ارزیابی عملکرد معادلات در مرحلهٔ شبیه‌سازی بر مقایسه برازش تک تک معادلات با مقادیر واقعی متغیرهای درون‌زا استوار است. از جمله متداول‌ترین معیارها دراین زمینه، معیار ریشهٔ میانگین مجذور خطاها[۳] نام دارد. البته به کمک این معیار نمی‌توان معادلات مختلف را با یکدیگر مقایسه کرد و از این رو برای دوری از اثر مقیاس متغیرها، این معیار به صورت درصدی نیز محاسبه می‌شود (ستون سوم در جدول شمارهٔ ۴). هر قدر این معیار کوچک‌تر باشد، حکایت از مناسب بودن نتایج شبیه سازی دارد.

امّا معمول‌ترین معیاری که برای ارزیابی سیستم شبیه سازی در مطالعات تجربی به کار گرفته می‌شود، ضریب نابرابری تایل[۴] نام دارد که کمیّتی بین صفر و یک را انتخاب می‌کند. اگر این ضریب معادل صفر باشد، سیستم شبیه سازی قادر به توضیح کامل رفتار متغیر وابسته بوده و برعکس، کمیت ۱ نشان‌دهندهٔ عدم توانایی محض سیستم شبیه‌سازی در الگوسازی

---

۱. البته یک تفاوت بین این کمیت برون‌زا و اشتباه‌های آماری در ترازپرداخت‌ها آن است که در مورد کمیت اول، از آن جا که منشأ آن مشخص است، می‌توان به شبیه سازی اثر تغییرات تعهدات ارزی بر متغیرهای درون‌زای سیستم پرداخت.

۲. برای ملاحظه مفهوم هریک از معیارهای ارائه شده برای ارزیابی شبیه سازی معادلات، نگاه کنید به پیندایک و روبین فلد (۱۹۹۱)، فصل‌های ۱۲ و ۱۳، یا فصول منتخب اینتریلیگیتور و دیگران (۱۹۹۶).

3. rms error

4. Theil inequality coefficient

نوسان‌های متغیّر وابسته است. در این میان، بسیاری از محققان عقیده دارند که حتی اگر ضریب نابرابری تایل به اندازه کافی کوچک باشد، هنوز لازم است، منشأ خطای سیستم را شناسایی کرد. به همین دلیل، نابرابری تایل به سه جزءِ موسوم به سهم تورش، سهم واریانس و سهم کوواریانس تقسیم می‌شود.[۱]

سهم تورش نشان‌دهندهٔ میزان خطای سیستماتیک شبیه سازی است، چراکه این معیار اختلاف میانگین‌های مقادیر شبیه سازی شده و واقعی را از یکدیگر می‌سنجد. معمولاً انتظار ما این است این سهم خطاکمتر از ۲۰ درصدکل خطا باشد. از طرف دیگر، سهم واریانس نیز یکی دیگر از معیارهای سنجش خطا است، چراکه این معیار در واقع نشان‌دهندهٔ توانایی سیستم شبیه‌سازی در الگوبرداری از نوسان‌های متغیرها است. کمیت نسبتاً بزرگ برای این سهم، می‌تواند نشان‌دهندهٔ آن باشد که متغیر تحت بررسی دارای نوسان‌های قابل توجهی است که معادله شبیه‌سازی قادر به الگوسازیِ آن نیست (یعنی معادله شبیه‌سازی در قیاس با خودِ سری زمانی نوسان‌های محدودی دارد).

بالاخره، سهم کوواریانس خطای غیر سیستماتیک را اندازه می‌گیرد. با در نظرگرفتن خطای سیستماتیک (اختلاف میانگین‌ها)، خطای باقی‌مانده از نوع غیرسیستماتیک خواهد بود که انتظار بر آن است که این جزء بیشترین سهم را درکل خطا به خود اختصاص دهد.

در بررسی جدول شمارهٔ ۴ می‌توان ملاحظه کرد که هر دو معیار درصد خطای *rms* و ضریب نابرابری تایل نتایجی نسبتاً هماهنگ با یکدیگر ارائه داده‌اند (که البته با توجه به نحوهٔ تعریف آن‌ها چندان تعجب‌انگیز نیست). لذا به نظر می‌رسد که در مرحلهٔ ارزیابی کلی، استناد به نتایج ضریب نابرابری تایل به تنهایی کفایت خواهد کرد. در این باره باید اذعان داشت که سیستم شبیه‌سازی شده، از توان توضیحی بسیار خوبی برخوردار است. تمامی ضرایب کمیتی کوچک‌تر از ۰/۲ دارند، که در این بین، به جز معادله *ee*، ضریب نابرابری در تمامی موارد کوچک‌تر از ۰/۱۵ است. به طور مشخص‌تر، در ۷۰درصد موارد ضریب نابرابری کوچک‌تر از ۰/۱ بوده است. لذا به نظر می‌رسد که شبیه‌سازی الگوی پویای اقتصاد کلان ایران از نتایج رضایت بخشی برخوردار بوده است. اما به منظور بررسی دقیق‌تر خصوصیات سیستم، رجوع

۱. حاصل جمع این سه جزء، براساس تعریف، معادل یک خواهد بود.

جدول شماره ۴. معیارهای مربوط به ارزیابی شبیه‌سازی معادلات رفتاری

نام متغیر وابسته	خطای rms	درصد خطای rms	نابرابری تایل	تفکیک نابرابری تایل		
				نسبت تورش	نسبت واریانس	نسبت کوواریانس
co	۳۵۱/۱۵	۰/۰۵۵	۰/۰۳۷	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۹۶
xnr	۲۴/۴	۰/۳۱۰	۰/۱۰۳	۰/۰۶	۰/۱۸	۰/۷۶
mr	۱۸۵/۷	۰/۱۳۸	۰/۰۹۴	۰	۰/۰۱	۰/۹۹
pdd	۷۸	۰/۱۳۱	۰/۱۲۹	۰/۱۰	۰/۶۷	۰/۲۳
pci	۴۷/۳	۰/۰۸۲	۰/۰۶۹	۰/۰۸	۰/۴۴	۰/۴۸
pmi	۱۳۶/۹	۰/۱۶۷	۰/۱۳۶	۰/۰۱	۰/۳۶	۰/۶۳
pxno	۱۶۸/۹	۰/۲۰۱	۰/۰۹۶	۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۸۵
erp	۱۹۱/۱	۰/۱۶۲	۰/۰۹۴	۰/۱۶	۰/۲۶	۰/۵۸
ia	۲۱/۴	۰/۱۷۶	۰/۱۲۴	۰/۰۸	۰/۳۵	۰/۵۷
ii	۷۱/۶	۰/۱۸۷	۰/۱۲۰	۰/۰۳	۰/۶۳	۰/۳۴
is	۱۴۲/۸	۰/۱۱۱	۰/۰۷۴	۰/۰۷	۰/۱۶	۰/۷۶
y	۷۸۲	۰/۰۷	۰/۰۴۷	۰	۰/۰۱	۰/۹۹
ms	۲۰۱۰/۳	۰/۱۰۱	۰/۰۴۲	۰/۰۱	۰/۲۱	۰/۷۸
mm	۰/۱۳	۰/۰۵۵	۰/۰۳۹	۰/۲۳	۰/۰۱	۰/۷۶
kk	۰/۱۴	۰/۱۳۷	۰/۱۲۳	۰/۰۲	۰/۱۹	۰/۷۹
ee	۰/۱	۰/۳۵۵	۰/۱۹۶	۰/۰۵	۰/۰۱	۰/۹۴
tt	۰/۲۳	۰/۱۲۱	۰/۰۷۶	۰/۱۱	۰/۰۶	۰/۸۳
ocp	۰/۳	۰/۰۵۴	۰/۰۳۷	۰	۰/۰۳	۰/۹۷
va	۱۰۸/۸	۰/۰۵۲	۰/۰۳۱	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۹۷
vi	۱۵۰/۶	۰/۰۷۴	۰/۰۴۷	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۹۷
vs	۲۴۰/۳	۰/۰۴۸	۰/۰۳۶	۰/۰۹	۰/۱۵	۰/۷۶
triw	۱۴۷/۲	۰/۱۷۷	۰/۱۱۹	۰/۱۰	۰/۷۶	۰/۱۴
trfc	۱۷۱/۳	۰/۱۳۸	۰/۰۹	۰/۱۳	۰/۷۱	۰/۱۶
trc	۲۴/۶	۰/۰۹۲	۰/۰۷	۰/۰۴	۰/۱۲	۰/۸۴
trm	۹۷/۴	۰/۱۸۶	۰/۰۸۶	۰	۰/۰۱	۰/۹۹

به اجزای خطای شبیه‌سازی می‌تواند زوایای دیگری از الگوی شبیه‌سازی را نمایان سازد. در این جا می‌توان به این موضوع اشاره کرد که در ۸۴ درصد موارد خطای سیستماتیک (سهم تورش) حدود ۰/۱ یا کمتر است. البته، این سهم تنها در معادلهٔ ضریب تکاثر پول در وضعیت مرزی (۰/۲۳) قرار دارد.

در بررسی سهم واریانس نتیجه تا حدودی متفاوت است. در این جا حدود ۳۶درصد موارد، سهم واریانسی بزرگ‌تر از ۰/۲ داشته‌اند که در میان آن‌ها معادلات مربوط به‌مالیات بر درآمد وثروت، مالیات برشرکت‌ها، سرمایه گذاری دربخش صنعت وشاخص ضمنی قیمت محصول ناخالص داخلی بدترین وضع را داشته‌اند. اما با توجه به‌این که در هیچ کدام از این معادلاتْ ضریب نابرابری تایل از ۰/۱۳ نیز تجاوز نکرده است، بنابراین، مشکل مذکور را در سیستم شبیه‌سازی، می‌توان قابل اغماض دانست.

در هر صورت، به نظر می‌رسد که سیستم طراحی شده تا حدی زیاد از توان شبیه‌سازی مناسب برخوردار بوده و این مسأله با رجوع به نمودارهای ارائه شده در پیوست شمارهٔ ۳ نیز قابل تأیید است. سیاست‌هایی که در قالب این مدل قابل شبیه‌سازی خواهند بود، همان‌گونه که در قسمت‌های گذشته نیز به آن اشاره شد، طیفی نسبتاً وسیع رادر بر می‌گیرند، که در مرحلهٔ تحلیل، تغییر در هر یک از ابزارها (چه به صورت انفرادی و چه به صورت همزمان) در یک قالب پویا منجر به معرفی تأثیرات سیستمی و متقابل پیچیده‌ای خواهد شد که برآیند نهایی آن در رفتار متغیرهای درون‌زای سیستم قابل مشاهده خواهد بود. به هر حال، قبل از پرداختن به مقوله شبیه‌سازی سیاستی، عملکرد تاریخی سیستم شبیه‌سازی برای عمده‌ترین متغیّرهای کلیدی اقتصاد ایران در قالب نمودارهای یاد شده ارائه می‌شود.

مثالی از واکنش سیستم در مقابل تکانه‌های سیاستی

دراین قسمت به شرح یک مثال از نحوهٔ واکنش سیستم در قبال تکانه‌های سیاستی وارد بر اقتصاد می‌پردازیم. براساس دیدگاه نظری، این در واقع مثالی از نحوهٔ عملکرد پویای مکانیسم ضریب افزایش در سیستم است. البته باید به این مسأله توجه داشت که با پیچیده شدن فرآیند تحت مطالعه و افزایش تعداد معادلات، کمیّت ضریب افزایش رو به تنزل خواهد گذاشت، لذا در یک بررسی نموداری لازم است تا به منظور مشاهده نحوهٔ واکنش سیستم،

تکانه سیاستی اولیه به اندازهٔ کافی بزرگ در نظر گرفته شود.

با توجه به این مسأله، به عنوان یک مثال بسیار ساده، فرض کنید که هزینه‌های مصرفی دولت در سال ۱۳۶۸ معادل دو برابر مقدار محقق شده آن می‌بود. تمامی متغیرهای دیگر، در این مثال، به طور ابتدا به ساکن ثابت فرض شده و تکانهٔ سیاستی مورد نظر نیز تنها برای یک سال اعمال شده است.[۱] اینک برای بررسی اثر چنین تکانه‌ای باید سیستم را مجدداً برای دوره ۱۳۷۵-۱۳۵۰ با در نظر گرفتن این تکانهٔ سیاستی مورد شبیه سازی قرار داد و نتایج را با شبیه‌سازی اولیه مقایسه کرد. قبل از انجام این‌کار، می‌توان ابتدا با توجه به تئوری اقتصاد کلان، اثر چنین تکانه‌ای را بر متغیرهای درون‌زای سیستم بررسی کرد و سپس به ملاحظه رفتار سیستم و تطابق آن با پیش‌بینی‌های تئوریک پرداخت. به این ترتیب، با اعمال یک سیاست مالی برای یک دوره یک ساله، می‌توان انتظار داشت که تولید واقعی Y (که شبیه‌سازی پایه آن با YF و شبیه‌سازی اثر تکانه با YFF نشان داده می‌شوند و همین روال در مورد سایر متغیرها نیز اعمال شده است) در سال ۱۳۶۸ افزایش یابد. اما این افزایش به وضوح افزایشی موقتی است، چرا که یک سیاست مالی یک بار و برای همیشه، تنها در همان سال به افزایش تولید منتهی می‌شود. اما تأثیرات پویای ضریب افزایشی آن، در فرآیندی پیچیده، ممکن است برای چند دوره تداوم یابد. اما، در هر صورت، اگر سیستم طراحی شده دارای تعادل باشد، این تأثیرات ضریب افزایشی نیز حالتی میرا خواهند داشت.

با افزایش هزینهٔ دولت، کسری بودجه افزایش می‌یابد. این افزایش مستقیماً بر پایهٔ پولی اثر گذاشته و به صورت یک سیاست پولی انبساطی از طریق افزایش سطح قیمت‌ها نمود می‌یابد. با افزایش تولید در سال ۱۳۶۸ و افزایش سطح قیمت‌ها، پایهٔ مالیاتی در یک سیستم مالیات اسمی افزایش می‌یابد و به افزایش درآمد مالیاتی سنواتی بعدی می‌انجامد. از این روی، می‌توان انتظار داشت که یک سیاست مالی موقتی می‌تواند به کاهش کسری بودجه در سنوات بعدی بینجامد. به همین ترتیب، اثر سیاست پولی انبساطی طی سنوات بعدی کاهش می‌یابد و این احتمالاً به تثبیت (یا رجعت به سمت تعادل اولیه) سطح عمومی قیمت در اقتصاد خواهد انجامید. البته، در خصوص شاخص قیمت خرده فروشی به دلیل اثر قیمت کالاهای

---

۱. بدیهی است که متغیرهای درون‌زای سیستم، در یک فرآیند پویا، پس از تحمیل تکانه اولیه به سیستم، در چارچوب یک مکانیسم بازخوردی تغییر خواهند کرد.

وارداتی، که خود از تغییرات نرخ ارز در چارچوب یک رابطه بازخوردی متأثر می‌شود، به‌سختی می‌توان اظهارنظر کرد.

از طرف دیگر، افزایش شاخص قیمت‌های داخلی در اقتصاد با برهم زدن رابطهٔ مبادله منجر به افزایش واردات و کاهش صادرات و در نتیجه وخیم شدن وضعیت تراز تجاری می‌انجامد. مجموعه این شرایط، وضعیت دارایی‌های خارجی را متزلزل می‌کند و در بازار ارز با افزایش نرخ ارز در بازار موازی مواجه می‌شود.

همچنین، دربارهٔ مصرف بخش خصوصی انتظار می‌رود که عملکرد اثر ازدحام به‌خارج به کاهش هزینه‌های مصرفی در سال ۱۳۶۸ بینجامد. امّا در مورد سنوات بعدی، واکنش تابع مصرف بستگی به تفاوت موجود در نرخ رشد قیمت‌ها و نرخ رشد عرضهٔ پول خواهد داشت که از طریق عملکرد ترازهای واقعی به طور مستقیم و از طریق تغییرات درآمد قابل تصرف به‌طور غیرمستقیم برمصرف بخش خصوصی تأثیر خواهد گذاشت.

عملکرد سیستم در قبال این تکانهٔ سیاستی، به صورت نموداری در پیوست شمارهٔ ۳ ارائه می‌گردد. همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد، نتایج به‌دست آمده تا حدی زیاد در تطابق با پیش‌بینی‌های بعمل آمده است و این، اعتماد مدلساز در تحلیل واکنش سیستم در قبال تکانه‌های سیاستی مختلف را تقویت می‌نماید. به این ترتیب، می‌توان امیدوار بود که چنین الگوهایی در ارزیابی اثر سیاست‌های اقتصادی در ایران راهنمای مناسبی برای سیاستگذاران باشند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست‌ها

۱. معرفی متغیرها

جدول شمارهٔ ۱. شرحی بر متغیرها و داده‌های آماری

نام متغیر	واحد سنجش	شرح
atr	نرخ (درصد)	متوسط نرخ تعرفه برای کالاها و خدمات وارداتی - از تقسیم میزان مالیات بر واردات بر رقم ریالی (جاری) واردات محاسبه می‌شود.
bc$	میلیون دلار (جاری)	تراز حساب‌جاری - این تراز مشتمل بر تراز بازرگانی، تراز خدمات و حساب انتقالات است.
bk$	میلیون دلار (جاری)	حساب انتقالات سرمایه
bp$	میلیون دلار (جاری)	تراز پرداخت‌ها - این متغیر از جمع تراز حساب‌جاری، حساب انتقالات سرمایه، تغییرات نرخ ارز و اشتباه‌های آماری به‌دست می‌آید.
btcr	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	پایهٔ مالیاتی واقعی برای مالیات بر شرکت‌ها که با تبدیل آن به مقادیر جاری، پایهٔ مالیاتی در مورد مالیات بر شرکت‌ها تشکیل می‌شود.
btp$	میلیون دلار (جاری)	خالص انتقالات در جدول موازنه پرداخت‌های کشور
cbfa	میلیون دلار (جاری)	خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی
cbfa$	میلیون دلار (جاری)	خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی - اگر رقم دارایی‌های خارجی در یک سال مبدأ در دست باشد. این متغیر با تراز پرداخت‌های کشور تغییر می‌کند.
cblb	میلیارد ریال (جاری)	بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی
cbnoa	میلیارد ریال (جاری)	خالص سایر دارایی‌های بانک مرکزی
co	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی
ct	میلیارد ریال (جاری)	مانده کل تسهیلات اعطایی شبکه بانکی به بخش غیردولتی
cta	میلیارد ریال (جاری)	مانده تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش غیردولتی در زیرگروه کشاورزی
cto	میلیارد ریال (جاری)	سایر تسهیلات - این متغیر شامل تسهیلات اعطایی شبکه بانکی در قالب مشارکت مستقیم، اعتبارات و تسهیلات در بخش خدمات (غیر بازرگانی)، مصرف، سفته‌های واخواست شده، مطالبات معوق و سررسید گشته، بروات و سایر اقلامی است که در هیچ یک از زیرگروه‌ها قابل طبقه بندی نبوده‌اند.

ctr	نرخ (درصد)	متوسط نرخ مانده تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش غیردولتی.
ctt	میلیارد ریال (جاری)	مانده تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش غیردولتی در زیرگروه بازرگانی.
d5659	-------	متغیر مجازی - این متغیر برای در نظرگرفتن تغییرات مکرر در نحوهٔ محاسبه و تشخیص مالیات بر شرکت‌ها در سال‌های ۱۳۵۶ تا ۱۳۵۹ تعریف شده است و برای دوره مورد اشاره کمیت ۱، و در سایر موارد کمیت صفر را اختیار می‌کند.
d57	-------	متغیر مجازی - این متغیر پس از ۱۳۵۷ کمیت ۱، و در غیر این صورت، کمیت صفر را انتخاب می‌کند.
d72	-------	متغیر مجازی - این متغیر پس از ۱۳۷۲ کمیت ۱ و قبل از آن کمیت صفر را انتخاب می‌کند.
depe	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	استهلاک اقتصادی سرمایه در کل اقتصاد (محاسبه شده به روش کیانی و بغزیان، ۱۳۷۶)
doil1	-------	متغیر مجازی - این متغیر برای سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۵۴، کمیت ۱ و در مابقی سال‌ها کمیت صفر را انتخاب می‌کند.
dts	-------	متغیر مجازی برای روند - این متغیر در ۱۳۵۸ کمیت ۱، در سال ۱۳۵۹ کمیت ۲ والی آخر را اختیار می‌کند. برای دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۵۷ کمیت این متغیر برابر صفر در نظر گرفته می‌شود.
dwar	-------	متغیر مجازی - این متغیر برای سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۶۷ کمیت ۱ و در بقیه سال‌ها کمیت صفر را می‌گزینند.
ee	نسبت (سهم)	نسبت ذخایر آزاد شبکه بانکی به حجم کل سپرده‌های دیداری نزد شبکه بانکی
erp	ریال (جاری)	نرخ ارز در بازار غیررسمی
gbd	میلیارد ریال (جاری)	کسری بودجه عمومی دولت
gcl	نرخ رشد	درصد تغییرات در پایه مالیاتی زیر بخش مالیات بر مصرف نسبت به سال پایه (مشاهدهٔ اول)
gco	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	هزینه‌های مصرفی دولت
gcon	میلیارد ریال (جاری)	هزینه‌های مصرفی دولت.
gen	میلیارد ریال (جاری)	کل هزینه‌های دولت
gf	نرخ رشد	درصد تغییرات در پایهٔ مالیاتی زیر بخش مالیات بر شرکت‌ها نسبت به سال پایه (مشاهدهٔ اول)

ggr	میلیارد ریال(جاری)	درآمدهای عمومی دولت
giw	نرخ رشد	درصد تغییرات در پایهٔ مالیاتی زیر بخش مالیات بر درآمد و ثروت، نسبت به سال پایه (مشاهدهٔ اول)
gm1	نرخ رشد	درصد تغییرات در پایهٔ مالیاتی زیر بخش مالیات بر واردات نسبت به سال پایه (مشاهدهٔ اول)
gor	میلیارد ریال (جاری)	درآمد دولت از محل نفت و گاز
got	میلیارد ریال (جاری)	سایر درآمدهای دولت
i	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	حجم کل سرمایه‌گذاری (خصوصی و دولتی) در اقتصاد
ia	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	سرمایه‌گذاری در زیر بخش کشاورزی
ig	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	سرمایه‌گذاری دولتی در اقتصاد
ii	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	سرمایه‌گذاری در زیر بخش صنایع و معادن
invent	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	تغییر در موجودی انبار (و اشتباه‌های آماری)
io	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	سرمایه‌گذاری در زیر بخش نفت - اطلاعات مربوط به این سری زمانی، از بانک اطلاعاتی سازمان برنامه و بودجه قابل استخراج است.
ip	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	سرمایه‌گذاری بخش غیردولتی در اقتصاد
is	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	سرمایه‌گذاری در زیر بخش خدمات
k	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	انباره (اول دوره) سرمایه در اقتصاد
ka	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	انباره (اول دوره) سرمایه در زیر بخش کشاورزی
ki	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	انباره (اول دوره) سرمایه در زیر بخش صنایع و معادن
kk	نسبت (سهم)	نسبت اسکناس و مسکوک در دست افراد به حجم کل سپرده‌های دیداری نزد شبکه بانکی
ko	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	انباره (اول دوره) سرمایه در زیر بخش نفت
ks	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	انباره (اول دوره) سرمایه در زیر بخش خدمات
l	هزار نفر	اشتغال کل
la	هزار نفر	اشتغال در زیر بخش کشاورزی
li	هزار نفر	اشتغال در زیر بخش صنایع و معادن
lo	هزار نفر	اشتغال در زیر بخش نفت
ls	هزار نفر	اشتغال در زیر بخش خدمات
mb	میلیارد ریال (جاری)	پایه پولی

m$	میلیون دلار (جاری)	کل واردات کالاها و خدمات
mc$	میلیون دلار (جاری)	واردات کالاهای مصرفی
mg$	میلیون دلار (جاری)	واردات کل کالاها
mgr	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	واردات کل کالاها
mgr$	میلیون دلار (ثابت ۶۱)	واردات کل کالاها به قیمت‌های ثابت جهان
mi$	میلیون دلار (جاری)	واردات کالاهای واسطه‌ای
mia$	میلیون دلار (جاری)	واردات کالاهای واسطه‌ای در زیر بخش کشاورزی
mii$	میلیون دلار (جاری)	واردات کالاهای واسطه‌ای در زیر بخش صنایع و معادن
mis$	میلیون دلار (جاری)	واردات کالاهای واسطه‌ای در زیر بخش خدمات
mk$	میلیون دلار (جاری)	واردات کالاهای سرمایه‌ای
mka$	میلیون دلار (جاری)	واردات کالاهای سرمایه‌ای در زیر بخش کشاورزی
mki$	میلیون دلار (جاری)	واردات کالاهای سرمایه‌ای در زیربخش صنایع و معادن
mks$	میلیون دلار (جاری)	واردات کالاهای سرمایه‌ای در زیر بخش خدمات
mm	-------	ضریب تکاثر نقدینگی
mr	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	واردات کالاها و خدمات
mrn	میلیارد ریال (جاری)	واردات کالاها و خدمات
ms	میلیارد ریال (جاری)	عرضهٔ پول - این متغیر براساس تعریف نقدینگی بخش خصوصی انتخاب شده که تعریف وسیع‌تر پولی برای اقتصاد ایران است.
msr	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	واردات خدمات
oc	میلیون بشکه در سال	مصرف فرآورده‌های نفتی
ocp	بشکه به نفر در سال	سرانه مصرف فرآورده‌های نفتی
oxr	ریال (جاری)	متوسط نرخ رسمی ارز در مبادلات بازرگانی
oilpro	میلیون بشکه در سال	تولید نفت ایران
oilx	میلیون بشکه در سال	صادرات نفت ایران
pci	شاخص به پایه سال ۶۱	شاخص بهای خرده‌فروشی کالاها و خدمات
pdd	شاخص به پایه سال ۶۱	شاخص ضمنی محصول ناخالص داخلی به قیمت بازار
pi	شاخص به پایه سال ۶۱	شاخص ضمنی قیمت سرمایه‌گذاری
pm	شاخص به پایه سال ۶۱	شاخص ضمنی کالاها و خدمات وارداتی
pmi	شاخص به پایه سال ۶۱	شاخص قیمت کالاهای وارداتی
po	شاخص به پایه سال ۶۱	شاخص ضمنی قیمت صادراتی نفت

pop	هزار نفر	جمعیت کل کشور
proil	-------	قیمت نسبی فرآورده‌های نفتی - این متغیر حاصل تقسیم شاخص قیمت فرآورده‌های نفتی به شاخص خرده‌فروشی کالاها و خدمات است.
proilb	دلار	متوسط سالانه قیمت هر بشکه نفت صادراتی ایران
pwi	شاخص به پایه سال ۶۱	شاخص بهای خرده‌فروشی کالاها و خدمات در ۲۴ کشور صنعتی جهان
px	شاخص به پایه سال ۶۱	شاخص ضمنی کالاها و خدمات صادراتی
pxi	شاخص به پایه سال ۶۱	شاخص قیمت کالاهای صادراتی
pxno	شاخص به پایه سال ۶۱	شاخص ضمنی صادرات غیرنفتی
rcl		نرخ مالیات بر مصرف - این متغیر نشان‌دهندهٔ مالیات بر مصرف بخش بر پایهٔ مالیاتی مربوط به آن است.
rf	-------	نرخ متوسط مالیات بر شرکت‌ها - این متغیر از تقسیم رقم مالیات شرکت‌ها بر پایهٔ مالیاتی مربوطه محاسبه می‌شود.
riw	-------	نرخ متوسط مالیات بر درآمد و ثروت - این متغیر از تقسیم رقم مالیات بر درآمد و ثروت بر پایه مالیاتی مربوطه محاسبه می‌شود.
rlt	نرخ (درصد)	متوسط نرخ سود بر سپرده‌های بلند مدت بانک‌ها
rml	-------	نرخ متوسط مالیات بر واردات - این متغیر از تقسیم رقم مالیات بر واردات بر پایه مالیاتی مربوطه محاسبه می‌شود.
rr	نسبت (سهم)	متوسط نرخ ذخیرهٔ قانونی
t	-------	متغیر روند زمانی - این متغیر در ۱۳۳۸ کمیت صفر و در سال‌های بعد به ترتیب مقادیر ۱، ۲ و... را اختیار می‌کند.
td	میلیارد ریال (جاری)	مالیات‌های مستقیم
ti	میلیارد ریال (جاری)	مالیات‌های غیرمستقیم
tr	میلیارد ریال (جاری)	کل درآمدهای مالیاتی دولت
trc	میلیارد ریال (جاری)	مالیات بر مصرف
trfc	میلیارد ریال (جاری)	مالیات بر شرکت‌ها
triw	میلیارد ریال (جاری)	مالیات بر ثروت و درآمد
trm	میلیارد ریال (جاری)	مالیات بر واردات
tt	سهم (نسبت)	نسبت سپرده‌های مدت‌دار به سپرده‌های دیداری شبکه بانکی
va	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	ارزش افزوده به قیمت‌های ثابت در زیر بخش کشاورزی

vadef	-------	شاخص ضمنی ارزش افزوده زیر بخش کشاورزی
vi	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	ارزش افزوده به قیمت‌های ثابت در زیربخش صنایع و معادن
videf	-------	شاخص ضمنی ارزش افزوده زیر بخش صنایع و معادن
vo	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	ارزش افزوده به قیمت‌های ثابت در زیر بخش نفت
vs	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	ارزش افزوده به قیمت‌های ثابت در زیر بخش خدمات
vsdef	-------	شاخص ضمنی ارزش افزوده زیر بخش خدمات
vzk	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	کارمزد احتساب
wkda61	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	میزان خسارت جنگی وارد بر انباره سرمایه در زیر بخش کشاورزی
wkdi61	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	میزان خسارت جنگی وارد بر انباره سرمایه در زیر بخش صنایع و معادن
wkds61	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	میزان خسارت جنگی وارد بر انباره سرمایه در زیر بخش خدمات
x$	میلیون دلار (جاری)	صادرات کل کالاها و خدمات
xg$	میلیون دلار (جاری)	صادرات کل کالاها (نفتی و غیرنفتی)
xgr	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	صادرات کل کالاها (نفتی و غیرنفتی)
xn$	میلیون دلار (جاری)	صادرات غیرنفتی
xnn	میلیارد ریال (جاری)	صادرات غیرنفتی
xnr	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	صادرات غیرنفتی به قیمت‌های ثابت ریالی
xnr$	میلیون دلار (ثابت۶۱)	صادرات غیرنفتی به قیمت‌های ثابت دلاری
xo$	میلیون دلار (جاری)	صادرات نفت و گاز
xon	میلیارد ریال (جاری)	صادرات نفت و گاز به قیمت‌های جاری
xor	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	صادرات نفت و گاز به قیمت‌های ثابت
xr	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	صادرات کل (کالاها و خدمات)
xrn	میلیارد ریال (جاری)	صادرات کل (کالاها و خدمات) به قیمت‌های جاری
xsn	میلیارد ریال (جاری)	صادرات خدمات به قیمت‌های جاری
xsr	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	صادرات خدمات به قیمت‌های ثابت
y	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	محصول ناخالص داخلی به قیمت عوامل
yd	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	درآمد قابل تصرف
yfp	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	محصول ناخالص داخلی مربوط به ۱۶ کشور طرف معامله با ایران
ym	میلیارد ریال (ثابت ۶۱)	محصول ناخالص داخلی به قیمت ثابت بازار

۲. نتایج حاصل از برآورد معادلات هسته ـ قمر

جدول شمارهٔ ۲. نتایج حاصل از برآورد معادلات در قمر مالی

System: TAX MODULE
Estimation Method: Iterative Seemingly Unrelated Regression
Sample: 1340 1375
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
Convergence achieved after: 7 weight matricies, 8 total coef iterations

	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob
c(1)	-5.204512	0.120519	-43.18424	0.0000
c(2)	0.966166	0.021016	45.97361	0.0000
c(3)	0.038844	0.019474	1.994733	0.0482
c(4)	0.734049	0.026023	28.20720	0.0000
c(5)	-4.397158	0.335478	-13.10715	0.0000
c(6)	0.903515	0.066885	13.50840	0.0000
c(7)	0.118748	0.056253	2.110953	0.0368
c(8)	0.338333	0.029071	11.63813	0.0000
c(9)	-0.213579	0.073408	-2.909462	0.0043
c(10)	-4.204780	0.184093	-22.84054	0.0000
c(11)	0.836440	0.032019	26.12355	0.0000
c(12)	0.142341	0.029002	4.907988	0.0000
c(13)	0.459054	0.029219	15.71061	0.0000
c(14)	-0.450498	0.040508	-11.12122	0.0000
c(15)	-2.931669	0.096062	-30.51836	0.0000
c(16)	0.962724	0.021829	44.10373	0.0000
c(17)	0.043196	0.020193	2.139116	0.0344
c(18)	0.067856	0.002998	22.63527	0.0000

Determinant residual covariance 1.66E-11

==========

Equation:log(TRIW)=C(1)+C(2)*(log(Y)+log(PDD)-log(100))+
C(3)*log(TRIW(-1))+
C(4)*100*RIW*((1+GIW)/(1+C(2)*GIW))

observations: 36

R-squared	0.999910	Mean dependent var	4.163779
Adjusted R-squared	0.999901	S.D.dependent var	2.001503
S.E.of regression	0.019908	Sum squared resid	0.012682
Durbin-Watson stat	1.383631		

Equation:log(TRFC)=C(5)+C(6)*(log(BTCR)+log(PDD)-log(100))+
C(7)*log(TRFC(-1))+
C(8)*100*RF*((1+GF)/(1+C(6)*GF))+C(9)*D5659

observations: 36

R-squared	0.997437	Mean dependent var	4.387558
Adjusted R-squared	0.997107	S.D.dependent var	2.330714
S.E.of regression	0.125369	Sum squared resid	0.487236
Durbin-Watson stat	1.381921		

Equation:log(TRC)=C(10)+C(11)*(log(CO)+log(PCI)-log(100))+
C(12)*log(TRC(-1))+C(13)*100*RC1*
((1+GC1)/(1+C(11)*GC1))+C(14)*D72

observations:36

R-squared	0.999061	Mean dependent var	3.867279
Adjusted R-squared	0.998939	S.D.dependent var	1.631982
S.E.of regression	0.053146	Sum squared resid	0.087561
Durbin-Watson stat	1.415062		

Equation:log(TRM)=C(15)+C(16)*(log(MR)+log(PMI)-log(100))+
C(17)*log(TRM(-1))+
C(18)*RM1*100*((1+GM1)/(1+C(16)*GM1))

observations:36

R-squared	0.999266	Mean dependent var	4.768751
Adjusted R-squared	0.999197	S.D.dependent var	1.589726
S.E.of regression	0.045054	Sum squared resid	0.064956
Durbin-Watson stat	2.282046		

جدول شمارهٔ ۳. نتایج حاصل از برآورد معادلات در قمر پولی

System: MONEY _ MODULE

Estimation Method: Seemingly Unrelated Regression

Sample: 1345 1375

	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob
C(1)	0.053618	0.027275	1.965825	0.0515
C(2)	0.815005	0.085358	9.548074	0.0000
C(3)	0.845954	0.064041	13.20950	0.0000
C(4)	0.997303	0.003003	332.1388	0.0000
C(5)	0.678814	0.020361	33.33908	0.0000
C(6)	-0.266200	0.020215	-13.16853	0.0000
C(7)	-1.289596	0.116960	-11.02596	0.0000
C(8)	-0.169524	0.007606	-22.28952	0.0000
C(9)	0.292973	0.015647	18.72446	0.0000
C(10)	-0.004617	0.000605	-7.633631	0.0000
C(11)	3.078854	0.575595	5.348994	0.0000
C(12)	-0.854273	0.111788	-7.641935	0.0000
C(13)	0.986489	0.269626	3.658730	0.0004

C(14)	-0.170249	0.010322	-16.49370	0.0000
C(15)	0.094287	0.007334	12.85583	0.0000
C(16)	1.465321	0.356720	4.107762	0.0001
C(17)	-0.205951	0.080832	-2.547891	0.0120
C(18)	-0.105624	0.029275	-3.607983	0.0004
C(19)	-2.353772	0.569704	-4.131567	0.0001
C(20)	0.713804	0.090614	7.877426	0.0000
C(21)	-0.728382	0.447802	-1.626570	0.1063
C(22)	0.227569	0.117424	1.938020	0.0548
C(23)	-0.276654	0.062353	-4.436892	0.0000
C(24)	0.795507	0.072432	10.98274	0.0000
C(25)	0.172302	0.087977	1.958487	0.0523

==========

Determinant residual covariance 8.19E-13

==========

Equation:log(MS)=C(1)+C(2)*D(log(MM))+C(3)*D(log(MB))+
C(4)*log(MS(-1))

observations:31

R-squared	0.999718	Mean dependent var	8.227374
Adjusted R-squared	0.999686	S.D.dependent var	2.050739
S.E.of regression	0.036329	Sum squared resid	0.035634
Durbin-Watson stat	1.938498		

Equation:log(MM)=C(5)+C(6)*log(KK)+C(7)*RR+C(8)*log(EE)
+C(9)*log(TT)+C(10)*T

observations:31

R-squared	0.987301	Mean dependent var	0.832756
Adjusted R-squared	0.984761	S.D.dependent var	0.180434
S.E.of regression	0.022274	Sum squared resid	0.012403
Durbin-Watson stat	1.356081		

Equation:log(KK)=C(11)+C(12)*log((YD/POP)*1000)+C(13)*
(RLT-(PCI/PCI(-1))+1)+C(14)*DTS+C(15)*T

observations: 31

R-squared	0.898208	Mean dependent var	-0.343208
Adjusted R-squared	0.882547	S.D.dependent var	0.370106
S.E.of regression	0.126840	Sum squared resid	0.418300
Durbin-Watson stat	2.189119		

Equation:log(EE)=C(16)+C(17)*log(XNR)+C(18)*log(CT)+C(19)*
(log(YM)-log(YM(-1)))+C(20)*log(EE(-1))

observations: 30

R-squared	0.883711	Mean dependent var	-1.364397
Adjusted R-squared	0.865104	S.D.dependent var	0.756086
S.E.of regression	0.277696	Sum squared resid	1.927881
Durbin-Watson stat	1.831842		

Equation:log(TT)=C(21)+C(22)*(RLT-((PDD/PDD(-1))-1))+C(23)*
((ERP/ERP(-1))-1)+C(24)*log(TT(-1))+
C(25)*(log((YD/POP)*1000))

observations: 31

R-squared	0.891389	Mean dependent var	0.656341
Adjusted R-squared	0.874679	S.D.dependent var	0.259732
S.E.of regression	0.091947	Sum squared resid	0.219809
Durbin-Watson stat	1.993501		

جدول شمارهٔ ۴. نتایج حاصل از برآورد معادلات در قمر سرمایه‌گذاری

System: INVS-MODULE

Estimation Method: Seemingly Unrelated Regression

Sample: 1342 1375

	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.290323	0.642165	0.452100	0.6525
C(2)	0.577773	0.098313	5.876879	0.0000
C(3)	0.277306	0.128025	2.166027	0.0336
C(4)	0.104867	0.045931	2.283120	0.0253
C(5)	0.096790	0.044371	2.181385	0.0324
C(6)	0.165747	0.090820	1.824999	0.0721
C(7)	-1.444760	0.333049	-4.337983	0.0000
C(8)	0.532545	0.089739	5.934391	0.0000
C(9)	0.236983	0.048664	4.869802	0.0000
C(10)	0.195367	0.045984	4.248556	0.0001
C(11)	0.353389	0.113581	3.111327	0.0027
C(12)	-0.473152	0.108140	-4.375352	0.0000
C(14)	0.465049	0.279441	1.664210	0.1004
C(15)	0.841120	0.052274	16.09059	0.0000
C(16)	0.072742	0.021529	3.378846	0.0012
C(17)	0.110135	0.026631	4.135676	0.0001
C(18)	0.062685	0.025371	2.470734	0.0158
C(19)	0.401580	0.216258	1.856952	0.0674
C(20)	-0.182515	0.061726	-2.956856	0.0042

Determinant residual covariance 1.18E-06

Equation:log(IA)=C(1)+C(2)*log(IA(-1))+C(3)*(log(CTA)-
log(VADEF)-log(CTA(-1))+
log(VADEF(-1)))+C(4)*(log(MKA$)-
log(PWI)+log(100))+C(5)*(log(OXR)-
log(ERP))+C(6)*log(VA)

observations:29

R-squared	0.801147	Mean dependent var	4.713736
Adjusted R-squared	0.757919	S.D.dependent var	0.294744
S.E.of regression	0.145019	Sum squared resid	0.483705
Durbin-Watson stat	2.003527		

Equation:log(II)=C(7)+C(8)*log(II(-1))+C(9)*(log(MKI$)-log(PWI)+
log(100))+C(10)*(log(OXR)-OG(ERP))+C(11)*
log(VI)+C(12)*DREV

observations: 34

R-squared	0.970002	Mean dependent var	5.557652
Adjusted R-squared	0.964645	S.D.dependent var	0.723438
S.E.of regression	0.136027	Sum squared resid	0.518093
Durbin-Watson stat	2.113055		

Equation:log(IS)=C(14)+C(15)*log(IS(-1))+C(16)*(log(CTO+CTT)-
log(VSDEF)- log(CTO(-1)+CTT(-1))+
log(VSDEF(-1)))+C(17)*(log(MKS$)-
log(PWI)+log(100))+C(18)*(log(OXR)-
log(ERP))+ C(19)*(log(VS)-
log(VS(-1)))+C(20)*DREV

observations: 29

R-squared	0.958223	Mean dependent var	7.045646
Adjusted R-squared	0.946829	S.D.dependent var	0.389320
S.E.of regression	0.089772	Sum squared resid	0.177300
Durbin-Watson stat	1.938107		

جدول شمارهٔ ۵. نتایج حاصل از برآورد معادلات در قمر ارزش افزوده بخش‌ها

System:SUPPLY-MODULE

Estimation Method: iterative Seemingly Unrelated Regression

Sample: 1345 1375

Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration

Convergence achieved after:10 weight matricies,11 total coef iterations

	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-4.697817	1.436146	-3.271127	0.0016
C(2)	0.062936	0.018305	3.438197	0.0010
C(3)	0.036234	0.026496	1.367521	0.1755
C(4)	0.538980	0.218383	2.468056	0.0159
C(5)	-0.114354	0.024160	-4.733100	0.0000
C(6)	0.016620	0.010230	1.624614	0.1084
C(7)	-4.060541	0.319110	-12.72458	0.0000
C(8)	0.127105	0.035762	3.554184	0.0007
C(9)	0.284785	0.050541	5.634760	0.0000
C(10)	0.486297	0.041315	11.77035	0.0000
C(11)	-0.227647	0.050807	-4.480638	0.0000
C(12)	0.090152	0.042290	2.131775	0.0363
C(13)	-1.213464	0.251378	-4.827245	0.0000
C(14)	0.065221	0.014434	4.518708	0.0000
C(15)	0.645428	0.038460	16.78179	0.0000

C(16)	0.128983	0.033202	3.884825	0.0002
C(17)	-0.351936	0.028828	-12.20793	0.0000
C(18)	0.147287	0.033319	4.420444	0.0000

Determinant residual covariance 8.54E-09

1)+(1-C(3))*(C(2)*log(KA)+(1-C(2))*(log(LA))+
C(3)*(log(MIA$)-log(PWI)+log(100))+C
(4)*log(VA(-1))+C(5)*DOIL1+C(6)*T

observations:31

R-squared	0.991029	Mean dependent var	7.582037
Adjusted R-squared	0.989234	S.D.dependent var	0.440809
S.E.of regression	0.045737	Sum squared resid	0.052297
Durbin-Watson stat	1.871805		

7)+(1-C(9))*(C(8)*log(KI)+(1-C(8))*log(LI)+
C(9)*(log(MII$)-log(PWI)+log(100))+
C(10)*log(VI(-1))+C(11)*DREV+C(12)*DOIL1

observations:31

R-squared	0.985238	Mean dependent var	7.423479
Adjusted R-squared	0.982285	S.D.dependent var	0.580873
S.E.of regression	0.077312	Sum squared resid	0.149429
Durbin-Watson stat	1.525360		

13)+(1-C(15))*(C(14)*log(KS)+(1-C(14))*log(LS))+C(15)*
(log(MIS$) - log(PWI) + log(100)) + C(16) * log(VS(-1))+
C(17)*D57+C(18)*DREV

observations:31

R-squared	0.991666	Mean dependent var	8.213356
Adjusted R-squared	0.990000	S.D.dependent var	0.500569
S.E.of regression	0.050058	Sum squared resid	0.062645
Durbin-Watson stat	1.780529		

جدول شمارهٔ ۶. نتایج حاصل از برآورد معادلات در هسته اصلی مدل

System:DEMAND-MODULE

Estimation Method: Three-Stage Least Squares

Sample: 1338 1375

Instruments: log(CO(-1)) log(XNR(-1)) log(PWI) T
log(YFP) log(MR(-1)) log(MR(-2)) log(MS(-1)) log(PDD(-1))
log(PCI(-1)) log(ERP(-1)) DWAR log(OXR)
log(MS) D66 log(PM) log(PXNO(-1)) DTS
(CBFA$(-1)/(PWI(-1)*10)) log(ATR) log(YD(-1)) C

	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.224949	0.321220	0.700297	0.4845
C(2)	0.478892	0.074092	6.463450	0.0000
C(3)	0.749337	0.046741	16.03181	0.0000
C(4)	-0.400732	0.077593	-5.164507	0.0000
C(5)	0.150040	0.039192	3.828293	0.0002
C(6)	-0.041564	0.020777	-2.000436	0.0466
C(7)	-6.610959	2.462007	-2.685191	0.0078
C(8)	0.704717	0.073428	9.597338	0.0000
C(9)	0.386149	0.113487	3.402577	0.0008
C(10)	1.084849	0.343760	3.155829	0.0018
C(11)	-0.125288	0.031117	-4.026362	0.0001

C(12)	0.130444	0.033390	3.906630	0.0001
C(13)	-8.108243	1.423289	-5.696834	0.0000
C(14)	0.513659	0.138436	3.710455	0.0003
C(15)	-0.394350	0.167566	-2.353391	0.0194
C(16)	1.614135	0.249253	6.475880	0.0000
C(17)	-0.365011	0.103051	-3.542046	0.0005
C(18)	0.008754	0.002757	3.175152	0.0017
C(19)	-0.043230	0.007220	-5.987422	0.0000
C(20)	0.932340	0.263510	3.538157	0.0005
C(21)	1.004478	0.008564	117.2861	0.0000
C(22)	-0.252221	0.045199	-5.580217	0.0000
C(23)	-0.856883	0.030634	-27.97203	0.0000
C(24)	0.473669	0.081124	5.838804	0.0000
C(25)	0.000582	0.032126	0.018128	0.9856
C(26)	0.210881	0.031428	6.709869	0.0000
C(27)	0.059252	0.032398	1.828901	0.0687
C(28)	0.758918	0.048830	15.54216	0.0000
C(29)	-0.470460	0.237792	-1.978450	0.0491
C(30)	0.900564	0.022085	40.77696	0.0000
C(31)	0.207544	0.028194	7.361247	0.0000
C(32)	0.271807	0.059845	4.541842	0.0000
C(33)	-10.43128	3.162586	-3.298340	0.0011
C(34)	0.185262	0.089046	2.080511	0.0386
C(35)	0.710011	0.191093	3.715528	0.0003
C(36)	-0.159479	0.049571	-3.217159	0.0015
C(37)	0.572947	0.093623	6.119734	0.0000
C(38)	0.950012	0.132080	7.192705	0.0000
C(39)	1.018176	0.372299	2.734835	0.0067
C(40)	0.311652	0.120912	2.577522	0.0106
C(41)	0.777415	0.072427	10.73370	0.0000

C(42)	0.010404	0.005712	1.821231	0.0699
C(43)	0.181094	0.059178	3.060161	0.0025

Determinant residual covariance 2.43E-18

Equation: log(CO)=C(1)+C(2)*log(YD)+C(3)*log(CO(-1))+C(4)*log(YD(-1))+C(5)*(log(MS/PCI*100))+C(6)*DWAR

Observations: 34

R-squared	0.994710	Mean dependent var	8.404340
Adjusted R-squared	0.993765	S.D.dependent var	0.612869
S.E.of regression	0.048391	Sum squared resid	0.065569
Durbin-Watson stat	2.369829		

Equation:log(XNR)=C(7)+C(8)*log(XNR(-1))+C(9)*(log(PXNO)-log(PCI))+C(10)*log(YM)+C(11)*T+C(12)*DTS

observations: 34

R-squared	0.906329	Mean dependent var	4.553696
Adjusted R-squared	0.889602	S.D.dependent var	0.748718
S.E.of regression	0.248770	Sum squared resid	1.732824
Durbin-Watson stat	2.219306		

Equation:log(MR)=C(13)+C(14)*log(MR(-1))+C(15)*log(PMI)-log(PCI))+C(16)*log(YM)+C(17)*log(MR(-2))+C(18)*(CBFA$(-1)/(PWI(-1)*10))+C(19)*T

observations: 34

R-squared	0.962318	Mean dependent var	6.802700
Adjusted R-squared	0.953945	S.D.dependent var	0.666459
S.E.of regression	0.143026	Sum squared resid	0.552321
Durbin-Watson stat	1.954491		

---

20)+C(21)*log(MS*100)+C(22)*log(YM)+C(23)*(log(MS(-1))-
log(PDD(-1))+log(100))+C(24)*(log(PDD)-log(PDD(-1)))

observations: 34

R-squared	0.999268	Mean dependent var	4.230969
Adjusted R-squared	0.999167	S.D.dependent var	1.529388
S.E.of regression	0.044153	Sum squared resid	0.056535
Durbin-Watson stat	1.796603		

Equation:log(PCI)=C(25)+C(26)*log(PDD)+C(27)*log(PMI)+
C(28)*log(PCI(-1))

observations: 34

R-squared	0.999093	Mean dependent var	4.421588
Adjusted R-squared	0.999002	S.D.dependent var	1.422745
S.E.of regression	0.044950	Sum squared resid	0.060615
Durbin-Watson stat	1.638460		

Equation:log(PMI)=C(29)+C(30)*(log(PM))+C(31)*(log(ERP)-
log(OXR))+C(32)*log(ATR)

observations: 34

R-squared	0.993439	Mean dependent var	4.636474
Adjusted R-squared	0.992782	S.D.dependent var	1.355354
S.E.of regression	0.115146	Sum squared resid	0.397756
Durbin-Watson stat	1.537986		

Equation:log(PXNO)=C(33)+C(34)*(log(PM))+C(35)*log(YFP)+
C(36)*log(XNR(-1))+C(37)*log(PXNO(-1))+
C(38)*D66

observations: 34

R-squared	0.994518	Mean dependent var	4.697348
Adjusted R-squared	0.993539	S.D.dependent var	1.919434
S.E.of regression	0.154284	Sum squared resid	0.666499
Durbin-Watson stat	2.217235		

Equation: log(ERP)=C(39)+C(40)*(log(PCI)-log(PWI))+
C(41)*log(ERP(-1))+C(42)*T+C(43)*DWAR

observations: 34

R-squared	0.991952	Mean dependent var	5.584182
Adjusted R-squared	0.990842	S.D.dependent var	1.428742
S.E.of regression	0.136727	Sum squared resid	0.542136
Durbin-Watson stat	2.088163		

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول شمارهٔ ۷. نتایج حاصل از برآورد معادله عرضهٔ کل

Dependent Variable: log(Y)

Method:Least Squares

Sample(adjusted): 1340 1375

Included observations: 36 after adjusting endpoints

log(Y)=C(1)+c(2)*(log(YM*PDD)-log(YM(-1)*PDD(-1)))+C(3)*
log(Y(-1))+C(4)*log(Y(-2))

==========

Coefficientx		Std.Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.746472	0.157508	4.739281	0.0000
C(2)	0.411063	0.078667	5.225377	0.0000
C(3)	1.210722	0.120810	10.02173	0.0000
C(4)	-0.297971	0.112730	-2.643224	0.0126

R-squared	0.992500	Mean dependent var	9.052664
Adjusted R-squared	0.991796	S.D.dependent var	0.526984
S.E.of regression	0.047731	Akaike info criterion	-3.142031
Sum squared resid	0.072904	Schwarz criterion	-2.966084
log likelihood	60.55655	F-statistic	1411.467
Durbin-Watson stat	1.848365	Prob(F-statistic)	0.000000

ول شمارهٔ ۸. نتایج حاصل از برآورد معادله مصرف سرانه نفت ایران

System: OIL-MODULE

Estimation Method: Least Squares

Sample: 1339 1375

	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob
C(1)	1.803104	0.481074	3.748080	0.0007
C(2)	0.117372	0.048775	2.406365	0.0223
C(3)	-0.133853	0.060541	-2.210938	0.0345
C(4)	0.565213	0.130627	4.326921	0.0001
C(5)	0.026239	0.012247	2.142561	0.0401
C(6)	-0.026774	0.012134	-2.206442	0.0349

Determinant residual covariance 0.001523

==========

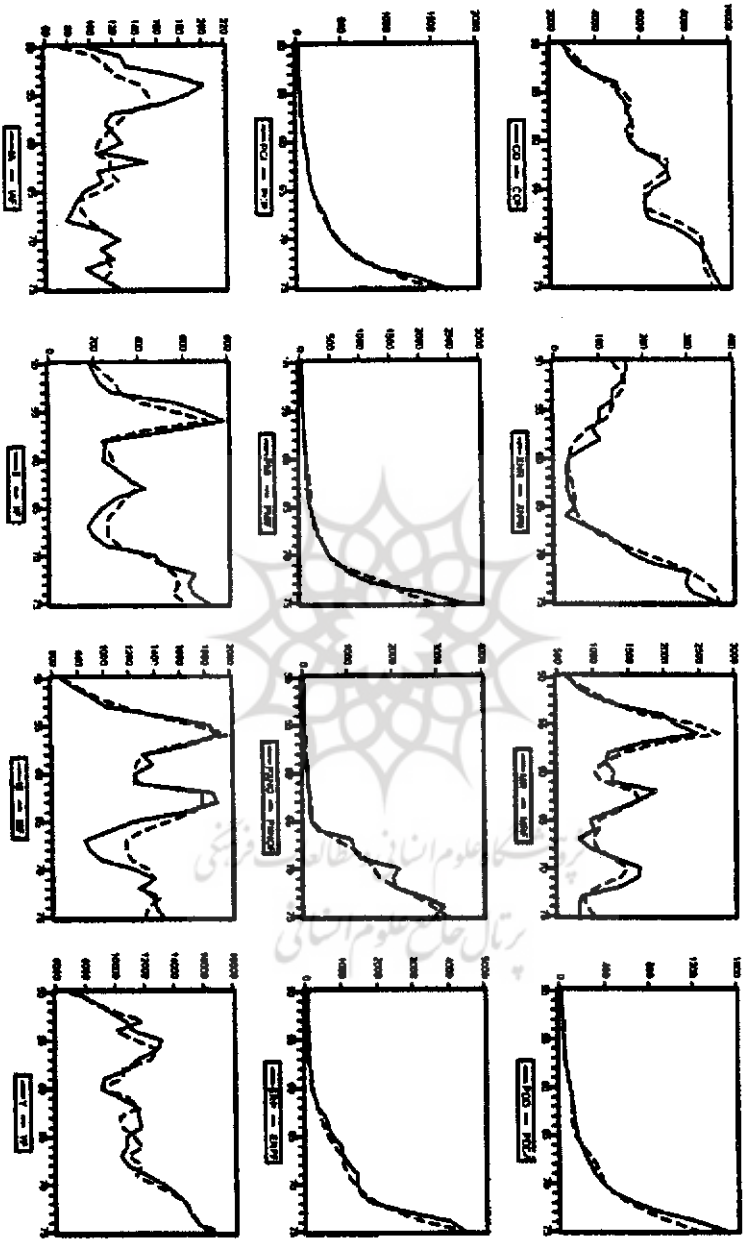
Equation: log(OCP)=C(1)+C(2)*(log(YM)-log(POP)-log(1000))+ C(3)*
log(PROIL)+C(4)*log(OCP(-1))+
C (5)*T+C(6)*DTS

Observations: 37

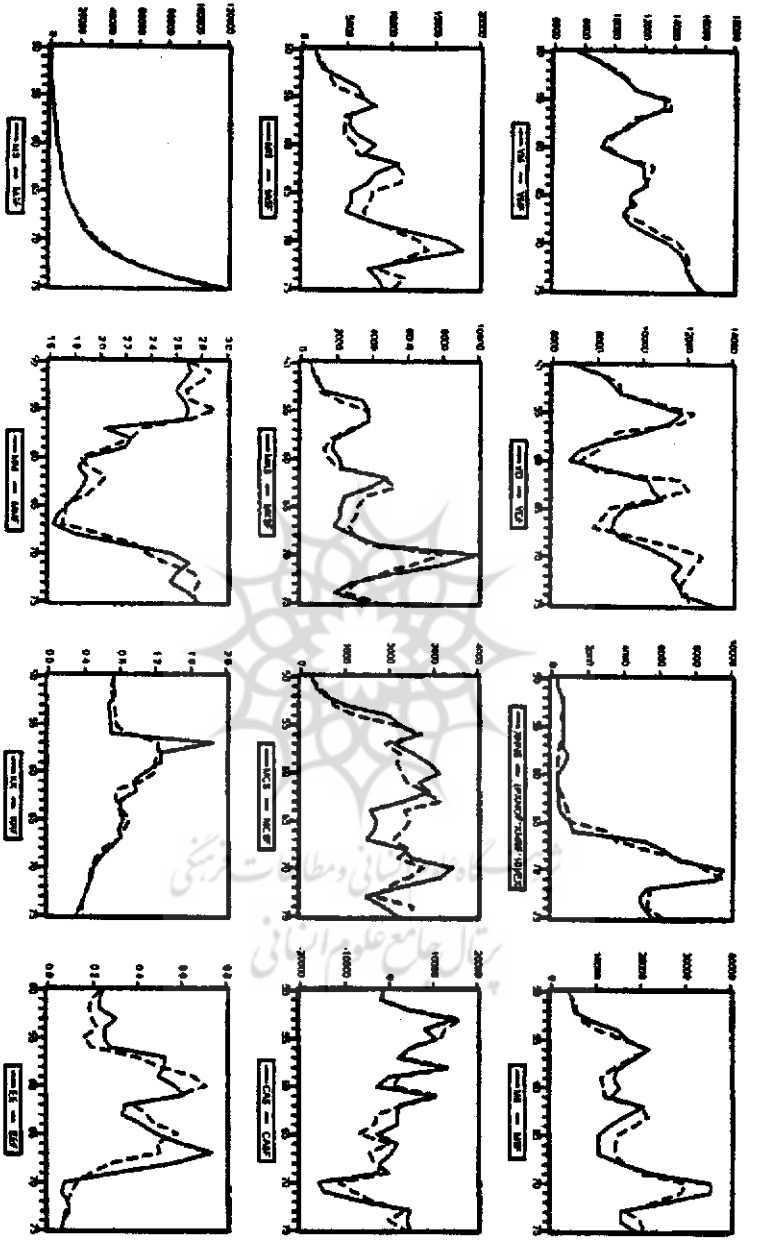
R-squared	0.995988	Mean dependent var	1.305937
Adjusted R-squared	0.995341	S.D.dependent var	0.624645
S.E.of regression	0.042637	Sum squared resid	0.056356
Durbin-Watson stat	1.813236		

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

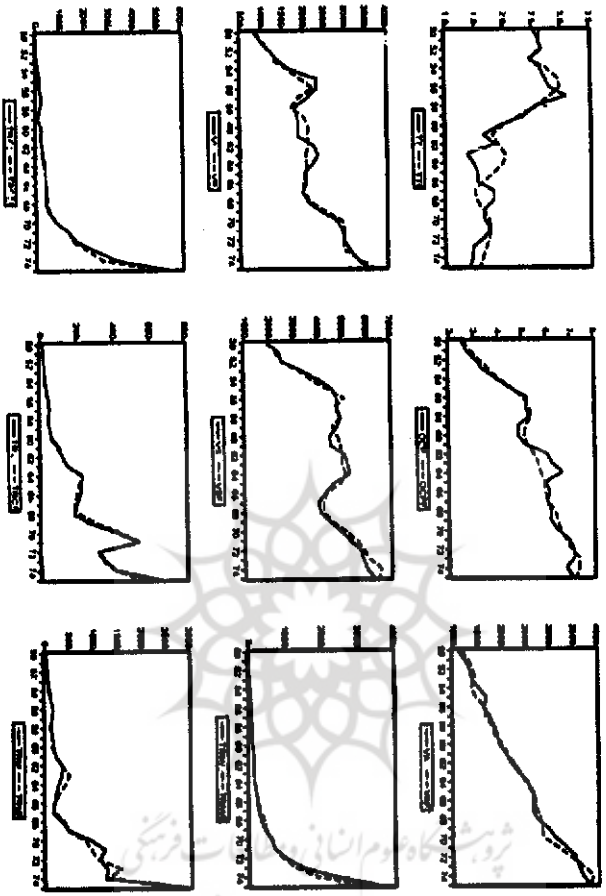
۳. بررسی نمودارهای شبیه‌سازی تاریخی مدل



بررسی نموداری شبیه‌سازی تاریخی مدل

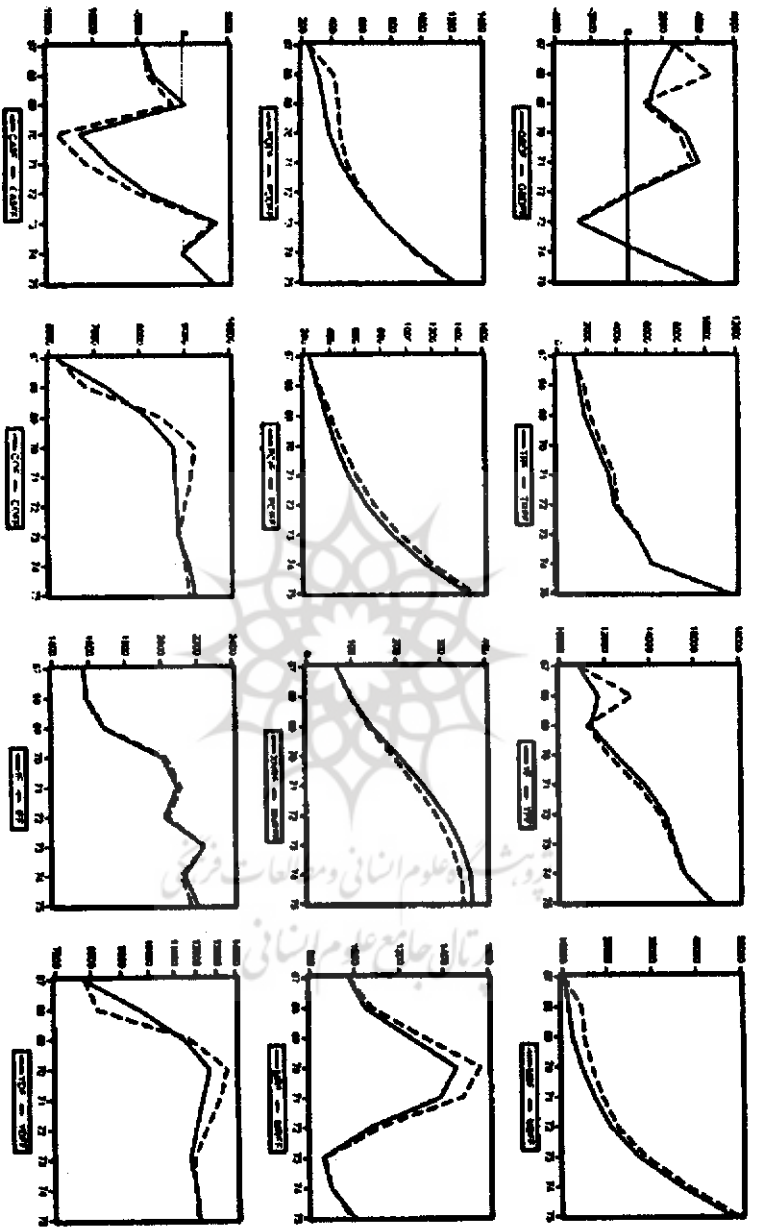


بررسی نمودار‌ی شبیه‌سازی تاریخی مدل



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

بررسی نموداری شبیه‌سازی سیاستی مدل



مآخذ

الف) فارسی

اخوی، احمد (۱۳۷۶)، اقتصاد کلان کاربردی،تهران، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

بروکس، جان و رابرت ایوانز (۱۳۷۶)، سیاست‌های اقتصادی کلان، ترجمهٔ عبدالله جیروند، تهران، نشر پاپیروس.

خشادوریان، ا. و کیانی، ک. (۱۳۷۴)، «مروری برنظریه‌های تعریف پول و نقدی بر تعاریف آن در ایران»، برنامه و توسعه، دورهٔ ۲، شمارهٔ ۱۰.

خشادوریان، ا. (۱۳۷۷)، «نقش سیاست‌های پولی در فرایند رشد اقتصادی و تورم در ایران»، پایان‌نامه دکتری، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی.

خیابانی، ن. وعلمی (۱۳۷۷)، «بررسی سیستماتیک وضعیت درآمدهای مالیاتی و مالیات تورم»، مقاله در دست چاپ.

رحیمی بروجردی، ع. (۱۳۷۷)، سیاست‌های ارزی، الگوهای تجاری و تراز پرداخت‌ها، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

فریدمن، م. (۱۹۷۴)، «تورم، مالیات، شاخص‌بندی» در فریدمن،م.، اقتصاد مکتب پولی ترجمهٔ تقوی و مدرکیان (۱۳۷۵)، تهران، مرکز آموزش مدیریت دولتی.

قره‌باغیان، م. (۱۳۷۰)،اقتصاد رشد و توسعه، تهران، نشر نی.

کمیجانی، ا. (۱۳۷۴)، «مکانیسم اثرگذاری سیاست پولی در قالب الگوی اقتصاد باز ـ مورد ایران»، فصلنامه پژوهش و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۱ و ۲، معاونت امور اقتصادی، وزارت امور اقتصادی و دارایی.

کیانی، ک. و بغزیان آ. (۱۳۷۶)، «روشی برای برآورد موجودی سرمایه بخش‌های عمدهٔ اقتصاد ایران»، اقتصاد (مجله علمی ـ پژوهشی دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی).

ماجدی، ع. و گلریز، ح. (۱۳۶۷)، پول و بانک، از نظریه تا سیاست‌گذاری، مرکز آموزش بانکداری، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

مایس، د. (۱۳۷۰)، اقتصاد سنجی کاربردی، ترجمهٔ عباس عرب مازار، تهران، انتشارات دانشگاه شهید بهشتی.

منکیو، گ. (۱۳۷۵)، اقتصاد کلان، جلد دوم، ترجمهٔ حمیدرضا برادران شرکاء و علی پارسائیان، تهران، دانشگاه علامه طباطبائی.

نوفرستی، م. و عرب مازار، ع. (۱۳۷۵)، شناخت ساختار الگوی اقتصاد سنجی کلان ایران، تهران، معاونت اقتصادی، وزارت امور اقتصادی و دارایی.

ب) انگلیسی

Baghwatti, J. N.1964."The Pure Theory of International Trade: A Survey", *Economic Journal.*

Beenstock, M.,1989."The Determinants of the Money Multiplier in the United

Kingdom", *Journal of Money, Credit and Banking,* vol. 21, no. 4, pp. 464-81.

Branson, W. H.1990. *Macroeconomic Theory and Policy,* Harper & Row publications.

Bruno, M.and Sachs, J. 1985. *Economics of Worldwide Stagflation* Harvard University Press.

Carter, M. and Maddock, R. 1984. *Rational Expectations, Macroeconomics for the 1980s?,* Macmillan Education, Sydney, Australia.

Chow, G. C. 1986. *Analysis and Control of Dynamic Economic Systems,* Wiley Press.

Cochrane, J. H. 1988."How Big Is the Random Walk In GNP?", *Journal of Political Economy,* vol.96, no. 5, pp 893 - 920.

Dornbusch, R., Fischer, S., and Stortz, R. 1998 *Macroeconomics,* Mc Graw-Hill.

Ehdaie, J. 1990. "An Econometric Method for Estimating the Tax Elasticity and the Impact on Revenues of Discretionary Tax Measures ", *Working Paper,* The World Bank.

Felderer, B.,and Homburg, S.1987.*Macroeconomics and New Macroeconomics,* Springer-Verlag, Berlin.

Fischer, D. 1980. *Monetary Theory and Demand for Money,* Martin Robertson, London.

Gomme, P. 1993. "Money and Growth Revisited: Measuring Costs of Inflation in an Endogenous Growth Model", *Journal of Monetary Economics,* vol. 32,pp. 51-77.

Greenaway, D., & Shaw G.K.1991. *Macroeconomics, Theory and Policy in The UK,* Basil Blackwell, UK.

Haque, N. U., Lahiri, K., and Montiel, P.J. 1990. "A Macroeconometric Model for Developing Countries",*IMF,Staff Papers.* vol. 37, pp. 537-559.

Henry, C. G. B. (ed.) 1996. *Economic Policies and Unemployment Dynamics in Europe,* IMF.

Heymann, D. and Leijonhufvud, A. 1995. *High Inflation,* (The Arne Ryde Memorial Lectures), Clarendon Press, Oxford.

Hoffmaister, and Roldos, J. E. 1997."The Sources of Macroeconomic Fluctuations in Developing Countries: Brazil and Korea", *IMF Working Paper,* February.

Intriligator, M., R. Bodkin and C. Hsiao, 1996. *Econometric Models, Techniques and Applications,* Prentice Hall international.

Johansen, S., and Juselius, K. 1994. "Identification of the Long-Run and the Short-Run Structural. An Application to IS-LM Model", *Journal of Econometrics,* 63, pp. 7-36.

Khan, M. S. 1980. "Monetary Shocks and the Dynamics of Inflation", IMF *Staff Papers,* vol. 27, pp 250-284.

Laidler, D. E. 1981. "Monetarism: An Interpretation and an Assessment", *The Economic Journal,* (March edition), pp. 1-28.

Leijonhufvud, A. 1968. *On Keynesian Economics and the Economics of Keynes* Oxford University Press, New York.

Lucas, R. E. 1972. "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory,* 4, pp. 103 - 124.

----------. 1973."Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *The American Economic Review.* 63, pp. 326 - 334.

Marian, N., and Shamia, A. 1990. "Money Supply Model for A Small Open Economy: The Case of Jordan ",*The Middle East Business and Economic Review,* vol. 2, no. 2.

Masanao A. 1976. *Optimal Control and System Theory in Dynamic Economic Analysis,* North - Holland Press.

Pesaran, H., and Shin, Y. 1995 "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis ", *DAE Working Paper,* no. 9514.

Pesaran, H.M., and Pierse, R.G., and Lee, K.C.1993."Persistence, Cointegration,and Aggregation. A Disaggregated Analysis of Output Fluctuations in the US Economy" *Journal of Econometrics, 56, pp. 57-88.*

Pindyck,R.S., and Rubinfeld, D. L.1991. *Econometric Models and Econometric Forecasts,* McGraw-Hill International.

Sargent, T.J.1987. *Macroeconomic Theory,* Academic Press, Orlando, Florida.

Shone, R.1989. *Open Economy Macroeconomics,* Harvester Wheatsheaf, UK.

Sims, C.1980."Macroeconomics and Reality", *Econometrica,* vol. 48, no.1, pp. 1-37.

Soderster, B., and Reed, G.1994. *International Economics,* Macmillan.

Stevenson, A., Muscatelli, V., and Gregory, M.1988.*Macroeconomic Theory and Stabilization Policy,* Phillip Alan, UK.

Surrey, M.J.C.1977. *Macroeconomic Themes,* Oxford University Press.

Thomas, R.L.1993.*Introductory Econometrics: Theory and Applications,* Longman, New York.