

نقش مشارکت خانوارها در بازارهای مالی در اثرگذاری تکانه

پولی بر پویایی های اقتصاد کلان در ایران^۱

رها غرابی

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه شیراز، *r.gharraie@shirazu.ac.ir*

کریم اسلاملو بیان^۲

استاد اقتصاد دانشگاه شیراز، *keslamlo@rose.shirazu.ac.ir*

ابراهیم هادیان

دانشیار اقتصاد دانشگاه شیراز، *Ehadian@rose.shirazu.ac.ir*

زهرا دهقان

استادیار اقتصاد دانشگاه شیراز، *zdehghan@shirazu.ac.ir*

تاریخ دریافت: ۹۸/۰۱/۲۱ تاریخ پذیرش: ۹۸/۰۶/۲۵

چکیده

میزان مشارکت خانوارها در بازارهای مالی می تواند اثر تکانه های پولی بر اقتصاد را متاثر کند. الگوهای مرسوم در ایران عموماً بدون توجه به این موضوع و با فرض همگنی طراحی شده‌اند. این امر می تواند منجر به توصیه اشتباه سیاستی شود. برای پرکردن این خلاء، در این تحقیق یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی با وجود دو نوع خانوارناهمگن طراحی و برای ایران برآورد می شود. خانوارهای نوع اول (غیر ریکاردویی) در بازارهای مالی مشارکت ندارد و خانوارهای نوع دوم (ریکاردویی) در بازارهای مالی فعال هستند. نشان داده می شود که اگر سهم خانوار غیرریکاردویی در اقتصاد از حد معینی بیشتر باشد، بر خلاف انتظار، شیب منحنی IS دینامیکی مثبت و تعادل نامعین می شود. بر اساس روند توسعه بازارهای مالی ایران، بازه به دور دوره ۷۷-۱۳۶۸ (توسعه کمتر) و ۹۶-۱۳۷۸ (توسعه بیشتر) تقسیم و نشان داده می شود که سهم خانوارهای غیرریکاردویی از ۵۴ درصد در دوره اول به ۳۸ درصد در دوره دوم کاهش یافته است. نتایج تخمین بیزی نشان می دهد که در دوره اول، منحنی IS صعودی و الگو فاقد یک تعادل معین است. اما در دوره دوم، با افزایش مشارکت خانوارها در بازارهای مالی، شیب IS منفی و یک تعادل باثبات وجود دارد. نمودارهای ضربه-واکنش در دوره دوم، بیانگر عکس العمل مطابق انتظار متغیرهای کلان مانند تولید، تورم، مزد واقعی و اشتغال نسبت به تکانه پولی است. بنابراین، برای جلوگیری از اشتباه هنگام اعمال سیاست پولی، توصیه می شود که به میزان توسعه مالی و ناهمگنی خانوارها توجه شود.

واژه‌های کلیدی: خانوارهای ناهمگن، سیاست پولی، تقاضای کل، منحنی IS دینامیکی، الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی
طبقه‌بندی JEL: E44, E210 E52, E5

^۱ مقاله زیر مستخرج از پایان نامه دکتری رها غرابی در دانشگاه شیراز است.

^۲ نویسنده مسئول

۱- مقدمه

در یک الگوی کلان اقتصادی، فروزی که برای رفتار مصرف‌کنندگان در نظر گرفته می‌شود، نقش تعیین‌کننده‌ای در پویایی‌های متغیرهای کلان دارد. در الگوهای تعادل عمومی مرسوم، عموماً فرض می‌شود که یک خانوار نمونه به عنوان نماینده کل خانوارها وجود دارد که عرضه‌کننده نیروی کار است و در بازارهای مالی نیز حضور دارد. این خانوار با حل یک مسئله بین دوره‌ای^۱ مبادرت به بهینه‌یابی می‌کند.

اما شواهد تجربی از وجود نوع دیگری از خانوارها حکایت می‌کنند که دست به بهینه‌یابی بین زمانی نزده و در هیچ بازار مالی فعالیتی ندارند. این خانوارها در هر دوره کل دستمزد ناشی از کار خود را مصرف می‌کنند. بر این اساس، تغییرات ایجاد شده در دستمزد تأثیر فوری و شدیدی بر مصرف این خانوارها دارد و به علت اینکه پس‌انداز نمی‌کنند (با پس‌انداز بسیار ناچیزی دارند که برای امور احتیاطی است)، نسبت به تغییرات نرخ بهره بی‌تفاوت هستند. علت وجود این گونه خانوارها در مطالعات اقتصادی به مواردی مانند کوتاه‌نگری، عدم توان قرض دادن یا قرض گرفتن به علت درآمد بسیار پایین، عدم تمایل یا آگاهی نسبت به مشارکت در بازارهای مالی، وجود هزینه‌های مبادله برای ورود به بازارهای مالی نسبت داده شده است.

برای مثال مطالعه کمپبل و منکیو^۲ (۱۹۸۹) با رد فرضیه درآمد دائمی، نشان می‌دهند که در اقتصاد امریکا حدود ۵۰ درصد خانوارها مصرف خود را بر اساس درآمد جاری خود تنظیم می‌کنند و رفتار بین دوره‌ای ندارند. در ادبیات گاهی از این خانوارها با عنوان خانوار سرانگشتی، غیرریکاردویی یا کینزی نام برده شده است.

بنابراین در نظر گرفتن خانوار غیرریکاردویی، شرایط طرف تقاضای الگوهای کلان اقتصادی را تغییر می‌دهد. تحقیقات بیلبی^۳ (۲۰۰۸) نشان می‌دهد که اگر سهم خانوار غیرریکاردویی در اقتصاد از حد معینی بالاتر باشد، شیب منحنی IS دینامیکی، که رفتار طرف تقاضای اقتصاد را نشان می‌دهد، صعودی می‌شود. در چنین وضعیتی، استفاده از

^۱ Intertemporal Problem

^۲ Campbell and Mankiw

^۳ Bilbie

قاعده تیلور^۱ نتایج مورد انتظار را محقق نمی‌سازد. گالی، لویزسالیدو و والاس^۲ (۲۰۰۷) نیز نشان دادند که سهم زیاد خانوار غیرریکاردویی می‌تواند کارکرد قاعده پولی برای اعمال سیاست پولی را مختل کند. همچنین طبق بررسی فرلانتو و سنکا^۳ (۲۰۱۲) و گالی و دبرتولی^۴ (۲۰۱۷) وجود خانوار غیرریکاردویی برای بررسی اثرات تکانه‌های تکنولوژی و پولی بر اقتصاد از اهمیت برخوردار است.

احتمال صعودی شدن منحنی IS و آثار آن، در مدل‌های IS-LM ایستا، توسط افرادی مانند مک‌کافرتی^۵ (۱۹۹۰) و اسکارث^۶ (۱۹۹۸) مطرح شده است. با وجود منحنی IS صعودی، چارچوب هیکسی^۷ IS-LM می‌تواند بی‌ثبات و حتی ناسازگار باشد.^۸ در این شرایط اثر سیاست‌های پولی بر متغیرهای کلان مانند درآمد و نرخ بهره می‌تواند کاملاً خلاف انتظار اقتصاد مرسوم باشد. بیلبی (۲۰۰۸) نشان داد که پرداختن به علت صعودی شدن منحنی IS و آثار آن در چارچوب الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی، با طراحی یک الگو شامل دو نوع خانوار ریکاردویی و غیرریکاردویی امکان‌پذیر است.

در این پژوهش هدف این است که با ساخت و حل یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)^۹ با وجود خانوارهای ناهمگن (خانوارهای ریکاردویی و غیرریکاردویی)، شیب منحنی IS دینامیکی برای اقتصاد ایران به صورت تابعی از میزان مشارکت خانوارهای در بازارهای مالی استخراج شود. در مرحله بعد تاثیر سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی با توجه به میزان توسعه مالی بررسی خواهد شد. چنانکه در قسمت پیشینه تحقیق ملاحظه خواهد شد، این موضوع یعنی احتمال مثبت شدن

^۱ قاعده تیلور، به این مفهوم که بانک مرکزی باید اندازه‌ی تغییرات نرخ بهره اسمی در عکس‌العمل به تورم را، با شدت بیشتر از یک به یک تنظیم کند، اغلب به عنوان یک اصل برای سیاست پولی مطرح می‌شود؛ به نحوی که سیاست پولی که مطابق اصل تیلور عمل کند، شرایط لازم برای رساندن اقتصاد به ثبات را دارد و دوره‌هایی که بانک مرکزی در برقراری اصل تیلور موفق نبوده است، نوسانات شدید در تورم و بی‌ثباتی در سطح کلان مشاهده شده است.

^۲ Gali, Lopez-Salido and Valles

^۳ Furlanetto and Seneca

^۴ Gali and Debortoli

^۵ McCafferty

^۶ Scarth

^۷ Hicksian IS-LM

^۸ برای جزئیات به اسلاملوویان (۹۶) مراجعه شود.

^۹ Dynamic Stochastic General Equilibrium

شیب منحنی IS دینامیکی و اثر آن بر تعادل الگو در واکنش به تکانه های پولی تاکنون برای اقتصاد ایران بررسی نشده است.

بنابراین هدف این تحقیق پر کردن این خلاء است. الگو با توجه به توسعه بازارهای مالی و تغییر میزان مشارکت مردم در این بازارها طی دو بازه زمانی ۱۳۶۷ تا ۷۷ و ۷۸ تا ۱۳۹۶ شبیه سازی می شود. الگوی (DSGE) طراحی شده با استفاده از روش بیزی برآورد می شود و به این سوال کلیدی پاسخ داده می شود که آیا با توجه به وجود خانوارهای ناهمگن و درصد مشارکت خانوارها در بازارهای مالی، اقتصاد در مواجهه با تکانه های پولی به یک تعادل منحصر بفرد و باثبات همگرا خواهد شد؟ اینکار امکان بررسی پویایی های اقتصاد کلان ایران را فراهم می سازد.

۲- پیشینه تحقیق

اهمیت مباحث مرتبط با ساختار تقاضا در الگوهای کلان اقتصادی و رفتار منحنی IS، مورد توجه محققان اقتصادی می باشد. در چارچوب IS-LM مرسوم اغلب سعی بر این بوده است که پیش فرض های الگو به نحوی تعریف شوند که شیب منحنی IS به طور معمول نزولی باشد و بنابراین ثبات الگو تضمین شود. مبنای ساخت منحنی IS با شیب منفی و همچنین ثبات الگوی IS-LM متعارف پذیرفتن این پیش فرض است که مجموع میل نهایی به مصرف و مشتق سرمایه گذاری نسبت به درآمد کمتر از یک باشد. برقراری این شرط بر اساس مک کالم (۱۹۸۹)^۱ و مک کافرتی (۱۹۹۰) هیچ پشتوانه نظری ندارد. بنابراین هیچ منع تئوریکی برای صعودی شدن منحنی IS وجود ندارد. مودگلیانی^۲ (۱۹۴۴)، مک کافرتی (۱۹۹۰) و اسکارث (۱۹۹۸) امکان وجود تعادل بی ثبات در حالتی که منحنی IS صعودی است را نشان داده اند.^۳ طرح این موضوع در مطالعات کینزی جدید با ورود خانوار غیرریکاردویی به الگوها مطرح شده است، به نحوی که سهم این خانوار از کل اقتصاد، بر برخی نتایج الگو بسیار تاثیرگذار بوده است. برای مثال بیلبی (۲۰۰۴) با طراحی یک الگوی DSGE و بررسی توابع شبیه سازی شده ضربه-واکنش به تکانه هزینه نشان می دهد که در اقتصاد امریکا در سالهای پیش از دهه ۸۰ که سهم خانوار غیرریکاردویی زیاد بوده است، تکانه هزینه به تورم شدیدتر و پایدارتری نسبت به سالهای پس از آن منجر شده است

^۱ McCallum

^۲ Modigliani

^۳ برای جزئیات به اسلاملوبیان (۹۶) مراجعه شود.

گالی لویزسالیدو و والاس (۲۰۰۷) با طراحی الگوهای DSGE و حل عددی^۱ آن برای اقتصاد آمریکا نشان دادند اگر حجم خانوار غیرریکاردویی از حد مشخصی بیشتر باشد، الگو فاقد یک تعادل معین است. بیلبی (۲۰۰۸) نشان می‌دهد که در الگوهای کینزی جدید احتمال صعودی شدن منحنی IS دینامیکی با توجه به میزان مشارکت مردم در بازارهای مالی وجود دارد. هرچه میزان مشارکت خانوارها در بازارهای مالی کمتر و سهم خانوار غیرریکاردویی در اقتصاد بیشتر باشد، احتمال صعودی شدن شیب منحنی IS بیشتر است.

بیلبی و استراب^۲ (۲۰۱۳) با بررسی تغییرات نهادی در بازارهای مالی اقتصاد آمریکا نشان دادند که پیش از آزادسازی مالی ۱۹۷۹ در آمریکا، سهم خانوار غیرریکاردویی در اقتصاد آمریکا بالا و منحنی IS صعودی بوده و پس از آن منحنی IS نزولی شده است. آنها در ادامه با تخمین الگوی DSGE طراحی شده به روش بیزی نشان می‌دهند که در سال‌هایی که شیب منحنی IS دینامیکی مثبت بوده، تعادل الگو نامعین^۳ است.

اهمیت در نظر گرفتن ناهمگنی خانوارها در مطالعات به صورت متنوعی بررسی شده است. فرلناتو و سنکا (۲۰۱۲) با حل عددی یک الگوی DSGE و با مقایسه‌ی توابع شبیه سازی شده‌ی ضربه واکنش نسبت به تکانه تکنولوژی، نشان می‌دهند که اثر تکانه تکنولوژی بر تغییرات مشاهده شده در تولید و مصرف آمریکا را تنها می‌توان با در نظر گرفتن مشارکت محدود و چسبندگی‌های اسمی و واقعی در الگوها توضیح داد.

موتا و تیرلی^۴ (۲۰۱۵) با طراحی یک الگوی DSGE ناهمگن و حل عددی آن برای اقتصاد آمریکا نشان دادند سیاست‌های بازتوزیعی که با هدف تعدیل نابرابری مصرف بین دو نوع خانوار وضع می‌شود، می‌تواند به تثبیت متغیرهای اقتصاد کلان کمک کنند. آلبانیکو، پکانینی و تیرلی^۵ (۲۰۱۹) برای سنجش اهمیت الگوهای مشارکت محدود یک الگوی DSGE را برای کشورهای حوزه یورو طراحی و سهم خانوار غیرریکاردویی را برای

^۱ Calibration

^۲ Bilbiie and Straub

^۳ Indeterminate

^۴ برای بسیاری از الگوهای کلان، شرط معین بودن تعادل الگو این است که در قاعده سیاست پولی، مقام پولی در عکس‌العمل به تغییرات تورم، نرخ بهره کوتاه مدت را با ضریبی بیشتر از یک تغییر دهد. این شرط با عنوان اصل تیلور شناخته می‌شود و معمولاً شرط برقراری تعادل معین، تحقق این شرط است.

^۵ Motta and Tirelli

^۶ Albonico, Paccagnini and Tirelli

دوره زمانی ۱۹۹۳ و ۲۰۱۲ با روش بیزی^۱ معادل ۳۹ درصد برآورد و وجود آنها را برای شناخت چرخه‌های تجاری به خصوص در زمان بحران مالی ضروری دانسته‌اند. در مطالعات صورت گرفته در مورد اقتصاد ایران تاثیر ناهمگنی بر منحنی IS دینامیکی و در نتیجه تاثیر کلیدی آن بر معین بودن^۲ تعادل و تاثیر تکانه پولی بر متغیرهای اقتصادی بررسی نشده است. هدف این مقاله، پر کردن این خلاء در ادبیات اقتصاد کلان و پولی در ایران است.

۳- مبانی نظری و معرفی الگو

بیلی (۲۰۰۸) سهم خانوار غیرریکاردویی را به عنوان عامل تعیین کننده در مورد رابطه میان نرخ بهره و تقاضا (شیب منحنی IS) معرفی می کند. در مورد رابطه نرخ بهره و تقاضا با توجه به شیب منفی منحنی IS، معمولاً فرض بر این است که افزایش نرخ بهره، به کاهش تقاضا منتهی می شود. وجود خانوار غیرریکاردویی، می تواند اثر نرخ بهره بر تقاضا را تقویت یا معکوس کند. یعنی میزان مشارکت خانوارها در بازارهای مالی می تواند شیب و جهت منحنی IS را متاثر سازد. برای مثال اگر نرخ سود یا بهره بدون هیچ دلیل ساختاری افزایش یابد، این شوک نرخ بهره، باعث می شود خانوارهای ریکاردویی ساعات کار را افزایش دهند و مصرف را به تاخیر بیندازند. این مسئله به کاهش تقاضا انجامیده و بنگاهها کاهش تقاضا را با کاستن قیمت و تقاضا برای کار پاسخ میگویند. کاهش در تقاضا و افزایش در عرضه کار به کاهش دستمزد واقعی می انجامد. وقتی مشارکت در بازارهای مالی کمتر باشد، کشش عرضه کار کمتر و کاهش نرخ دستمزد شدیدتر خواهد بود. کاهش دستمزد به کاهش بیشتر در تقاضای کل می انجامد چرا که خانوارهای غیرریکاردویی در هر دوره تنها درآمد ناشی از کار خود را مصرف می کنند. در نتیجه با وجود خانوار غیرریکاردویی، افزایش نرخ بهره به کاهش شدیدتر تقاضا منجر می شود.

بیلی (۲۰۰۸) نشان داد که اگر سهم خانوار غیرریکاردویی از حد معینی بیشتر باشد، جهت تاثیرگذاری نرخ بهره بر تقاضا معکوس می شود. در مورد افزایش نرخ بهره در مثال بالا، هرچه سهم خانوار غیرریکاردویی در اقتصاد بیشتر باشد، کشش عرضه کار کمتر و کاهش سطح دستمزد شدیدتر خواهد بود. اگر کاهش دستمزد واقعی شدیدتر از کاهش

^۱ Bayesian Estimation

^۲ Determinancy

تقاضای کل باشد، سود بنگاه افزایش می‌یابد. این مسئله یک شوک درآمدی مثبت برای صاحبان بنگاه‌های اقتصادی (مصرف‌کنندگان ریکاردویی) است و به افزایش تقاضا می‌انجامد و شیب منحنی IS مثبت می‌شود. بنابراین اثر کلی نوسانات نرخ بهره بر تقاضای کل به سهم خانوار غیرریکاردویی در اقتصاد بستگی دارد که خود تابعی از سطح ناکارایی مالی است. هر چه بازار مالی کارایی کمتری داشته باشد، امکان مشارکت در آن کمتر و سهم خانوار غیرریکاردویی در اقتصاد بزرگ‌تر خواهد بود، اگر این سهم از حد مشخصی بیشتر شود، منحنی IS صعودی می‌شود.

در اینجا به پیروی از بیلبی (۲۰۰۸)، کینک، پلاسر و ریبلو^۱ (۱۹۸۸) و موتا و تریلی (۲۰۱۵) یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی متناسب با شرایط اقتصاد ایران طراحی، حل و برآورد می‌شود. بر این اساس، تغییرات بازارهای مالی در دو بازه مختلف بررسی و و میزان مشارکت خانوارهای در این بازارها با استفاده از کمپیل و منکیو (۱۹۸۹) برای اقتصاد ایران برآورد می‌شود.^۲ محاسبه سهم خانوار غیرریکاردویی در این بازه‌ها لازم بررسی وضعیت شیب منحنی IS دینامیکی و رفتار پویایی‌های اقتصاد در مواجهه با تکانه‌های پولی می‌باشد. در این قسمت الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید با فرض خانوارهای ناهمگن برای اقتصاد ایران ارائه می‌شود. این الگو شامل سه بخش خانوار، بنگاه و سیاستگذار پولی است.

۱-۳- مسئله خانوار

به پیروی از بیلبی (۲۰۰۸) فرض می‌کنیم که اقتصاد از دو نوع خانوار ریکاردویی و غیرریکاردویی تشکیل شده است. بنابراین مسئله هر یک از خانوارها به صورت مجزا حل می‌شود. مطابق تعاریف ارائه شده در بخش‌های پیشین، λ درصد کل خانوارها را خانوار غیرریکاردویی و $1 - \lambda$ درصد خانوارها را خانوار ریکاردویی تشکیل می‌دهند.

۳-۱-۱- خانوار ریکاردویی

خانوار ریکاردویی که در این مطالعه با اندیس s نشان داده شده، کالاهای مصرفی $C_{s,t}$ ، تراز واقعی پول نگهداری شده $\frac{M_{s,t}}{P_t}$ و عرضه کار $N_{s,t}$ را به نحوی انتخاب می‌نماید که ارزش حال مطلوبیت انتظاری را با کمک تابع مطلوبیت^۳ زیر حداکثر سازد:

^۱ King, Plosser and Rebelo

^۲ تخمین الگو در بخش تجزیه و تحلیل داده‌ها توضیح داده خواهد شد.

^۳ این تابع به پیروی از بیلبی (۲۰۰۸) از الگوی کینک، پلاسر و ریبلو (۱۹۸۸) یک تابع مطلوبیت نیمه لگاریتمی است که باعث می‌شود در وضعیت پایدار ساعات کار ثابت باشد و تجمیع روابط را برای دو گروه خانوار ساده‌تر شود. فرض می‌شود که تابع مطلوبیت لحظه‌ای برای این خانوارها جدایی‌پذیر، جمع شونده و با ویژگی ریسک-گریزی نسبی ثابت است.

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left\{ \ln C_{s,t} + \frac{\gamma}{1-b} \left(\frac{M_{s,t}}{P_t} \right)^{1-b} - \omega N_{s,t}^{1+\varphi} / (1 + \varphi) \right\} \quad (1)$$

در این رابطه E عملگر انتظارات و β عامل تنزیل ذهنی، P شاخص قیمت و $\omega > 0$ نشانگر ارزش نسبی فراغت برای خانوار است و $\varphi > 0$ معکوس کشش عرضه کار را نشان می‌دهد. b عکس کشش جانشینی بین زمانی بین مصرف و γ ارزش نسبی مانده-های پول برای خانوار را نشان می‌دهد. خانوار ریکاردویی ترجیحات خود را در برابر قید بودجه زیر حداکثر می‌سازد:

$$C_{s,t} + \frac{B_t}{P_t} + \frac{M_t}{P_t} = \frac{A_{s,t}}{P_t} + \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{(1+i_t)}{P_t} B_{t-1} + \frac{W_t}{P_t} N_{s,t} \quad (2)$$

در قید بودجه خانوار ریکاردویی W_t نرخ دستمزد، B_t اوراق مشارکت و i نرخ سود اسمی اوراق مشارکت را نشان می‌دهد. $A_{s,t}$ نیز جریان نقدی حاصل از سایر دارایی‌ها است.

۳-۱-۲- مسئله خانوار غیرریکاردویی

برای خانوار غیرریکاردویی که با اندیس H نشان داده شده است به پیروی از موتا و تیرلی (۲۰۱۵) مطلوبیت تابع مصرف و فراغت می‌باشد.

$$U_H(C_{H,t}, N_{H,t}) = \ln C_{H,t} - \omega N_{H,t}^{1+\varphi} / (1 + \varphi) \quad (3)$$

با توجه به فروض مسئله و به پیروی از مقاله بیللی (۲۰۰۸) برای خانوار غیرریکاردویی حداکثرسازی به صورت لحظه‌ای صورت می‌گیرد و هیچ‌گونه مسئله بهینه‌یابی بین دوره‌ای وجود ندارد. با توجه به اینکه مصرف خانوار غیرریکاردویی صرفاً از محل دستمزد تامین می‌شود، قید بودجه به صورت زیر است:

$$C_{H,t} = \frac{W_t}{P_t} N_{H,t} \quad (4)$$

۳-۲- مسئله بنگاه

فرض می‌شود که دو نوع بنگاه تولید کننده کالای واسطه‌ای و نهایی وجود دارد. کالای نهایی توسط بنگاه نمونه با کمک یک تابع تولید با کشش جانشینی ثابت^۲ و در یک بازار کاملاً رقابتی تولید می‌شود، به نحوی که یک دامنه از کالاهای واسطه با اندیس j به شکل زیر تجمیع می‌گردند:

^۱ بر اساس اینکه در ایران اوراق قرضه وجود ندارد، اوراق مشارکت به عنوان جایگزین برای آن در الگو وارد شده است و فرض شده که خانوارهای ریکاردویی اوراق مشارکت نگهداری می‌کنند.

^۲ Constant Elasticity to Substitution

$$Y_t = \left(\int_0^1 y_{jt}^{(\varepsilon-1)/\varepsilon} dj \right)^{\varepsilon/(\varepsilon-1)} \quad (5)$$

که در آن ε کشش جانشینی است. این تولیدکنندگان کالای نهایی در هر دوره سود کالای واسطه است. تقاضا برای هر کالای واسطه $y_{jt} = (p_{jt}/P_t)^{-\varepsilon} Y_t$ و شاخص قیمت کالای واسطه $P_t^{1-\varepsilon} = \int_0^1 p_{jt}^{1-\varepsilon} dj$ است. کالاهای واسطه‌ای در فضای رقابت انحصاری تولید می‌شوند. فرض می‌شود که تابع تولید بنگاه کالای واسطه‌ای (j) به صورت زیر است:

$$y_{jt} = A_t N_{jt} - F \quad \text{اگر} \quad N_{jt} > F \quad (6)$$

$$y_{jt} = 0 \quad \text{اگر} \quad N_{jt} \leq F$$

هزینه‌ی ثابت (F) بنا به فرض برای همه بنگاه‌ها یکسان است. N_t شاخص نیروی کار و A_t تکانه تکنولوژی است. فرض شده است که اگر ارزش تولیدی نیروی کار به کار گرفته شده کمتر از هزینه ثابت تولید باشد، تولیدی صورت نمی‌گیرد. اولین مسئله بنگاه واسطه‌ای حداقل‌سازی هزینه‌ها با توجه به سطح تولید، برای یافتن سطح بهینه تقاضای کار است. در تابع لاگرانژ L این بهینه‌یابی با کمک ضریب لاگرانژ φ نشان داده شده است.

$$L = \left(\frac{W_t}{p_t} \right) N_t + \varphi (y_{jt} - A_t N_{jt} - F)$$

$$\frac{\partial L}{\partial N_{jt}} = 0 \Rightarrow \frac{W_t}{p_t} = \varphi A_t \Rightarrow \varphi p_t = MC_t = \frac{W_t}{A_t} \quad (7)$$

که در آن MC هزینه نهایی اسمی است. دومین مسئله در بخش بنگاه، حداکثرسازی سود برای یافتن سطح بهینه قیمت است که توسط بنگاه‌های تولیدکننده کالای نهایی صورت می‌گیرد. در این مطالعه، فرض شده است که چسبندگی قیمت از نوع کالوو^۱ (۱۹۸۳) در اقتصاد وجود دارد. به این معنی که در هر دوره تنها نسبتی برابر با $1 - \theta$ از بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه تعدیل قیمت انجام می‌دهند؛ این بنگاه‌ها، قیمت را به گونه‌ای تعیین می‌کنند که تابع سود انتظاری بنگاه حداکثر شود. عامل

تنزیل برابر $\Lambda_{t,t+1}^j \equiv \frac{\beta Y_t}{Y_{t+1}}$ است.^۲

$$\max E_t \sum_{s=0}^{\infty} \theta^s \Lambda_{t,t+s} \left[\frac{p_{jt} y_{j,t,t+s}}{P_{t+s}} - \theta_{t+s} y_{j,t,t+s} \right] \quad (8)$$

می‌توان نشان داد که قیمت بهینه برای بنگاه‌ها به صورت زیر است:

$$p_t^0 = \frac{\varepsilon E_t \sum_{s=0}^{\infty} \theta^s \beta Y_{t+s} (P_{t+s})^{\varepsilon} \theta_{t+s}}{(\varepsilon-1) E_t \sum_{s=0}^{\infty} \theta^s \beta Y_{t+s} (P_{t+s})^{\varepsilon}} \quad (9)$$

^۱ Calvo

^۲ استخراج روابط نزد نویسندگان موجود است و در صورت نیاز ارسال می‌شود.

با توجه به قیمت گذاری کالوو و درجه‌ی چسبندگی قیمت θ شاخص قیمت به صورت $p_t^{1-\varepsilon} = (1-\theta)(p_t^e)^{1-\varepsilon} + \theta p_{t-1}^{1-\varepsilon}$ ، برای بررسی پویایی‌های الگو، تقریب خطی الگو حول وضعیت پایدار بررسی می‌شود. از ترکیب معادله قیمت بهینه و شاخص قیمت می‌توان صورت لگاریتم خطی شده‌ی منحنی فیلیپس کینزی جدید حول وضعیت پایدار را یافت:^۱

$$\hat{\pi}_t = \beta E_t \hat{\pi}_{t+1} + \psi \widehat{m}c_t \quad (10)$$

که در آن تورم در زمان حال تابعی از تورم آتی انتظاری است و $\widehat{m}c$ درصد انحراف هزینه نهایی واقعی از مقدار وضعیت پایدار این متغیر است. $\psi = (1-\theta)(1-\beta)/\theta$ تابعی فزاینده از درصد بنگاه‌هایی است که در هر دوره قادر به تعدیل قیمت هستند.

۳-۳- مسئله سیاستگذار پولی

با توجه به شرایط اقتصاد ایران و به پیروی از دمیری^۲ و همکاران (۱۳۹۶) و شاهمرادی و صارم^۳ (۱۳۹۲) فرض می‌شود که سیاستگذار پولی از قاعده نرخ رشد پایه پولی برای سیاست‌گذاری استفاده کند.^۴ با استفاده از الگوی مک کالم، بانک مرکزی با تغییر در نرخ رشد پول، به نوسانات تولید و تورم واکنش نشان می‌دهد:

$$\widehat{M}_t = \rho_M \widehat{M}_{t-1} + \rho_M^\pi \hat{\pi}_t + \rho_M^x \hat{x}_t + \varepsilon_t^M \quad (11)$$

$$\dot{M}_t = \frac{M_t}{M_{t-1}} = \frac{\frac{M_t}{p_t}}{\frac{M_{t-1}}{p_{t-1}}} \frac{p_t}{p_{t-1}} = \frac{m_t}{m_{t-1}} \pi_t \quad (12)$$

$$\widehat{M}_t = \widehat{m}_t - \widehat{m}_{t-1} + \hat{\pi}_t \quad (13)$$

در این رابطه M پایه پولی اسمی، m پایه پولی واقعی، \dot{M}_t نرخ رشد پایه پولی، x شکاف تولید، π_t تورم و ε_t^M جزء اختلال تصادفی بیانگر تکانه پولی است.

۳-۴- شروط تسویه بازار و تجمیع روابط

برای تسویه بازارها لازم است که عرضه و تقاضای دو خانوار با کمک λ (سهام خانوار غیرریکاردویی) تجمیع شود. با توجه به عدم وجود سرمایه در الگو، در تعادل مصرف

^۱ در این مطالعه نماد " $\hat{\cdot}$ " بیانگر درصد انحراف متغیر از وضعیت پایدار است.

^۲ Damiri et al. (2017)

^۳ Shahmoradi and Sarem (2013)

^۴ برای مثال به دمیری و همکاران (۱۳۹۶) و شاهمرادی و صارم (۱۳۹۲) مراجعه شود.

برابر تولید می‌باشد $Y_t = C_t$. شروط تسویه بازارهای کالا، کار و پول به صورت زیر است:^۱

$$C_t = \lambda C_{H,t} + (1 - \lambda) C_{S,t} \quad (14)$$

$$N_t = \lambda N_{H,t} + (1 - \lambda) N_{S,t} \quad (15)$$

$$M_t = (1 - \lambda) M_{S,t} \quad (16)$$

۵-۳- لگاریتم خطی سازی الگو

برای بررسی پویایی‌های اقتصاد، تقریب خطی الگو حول وضعیت پایدار بررسی می‌شود. می‌دانیم که در وضعیت پایدار تکانه‌های برون‌زا صفر است. با فرض اینکه در وضعیت پایدار سود و اوراق مشارکت (یا قرض) صفر است، قید بودجه دو خانوار به صورت $C_H = \frac{W}{P} N_H$ و $C_S = \frac{W}{P} N_S$ است. در بخش خانوار، صورت لگاریتم خطی شده‌ی معادله اویلر، تقاضای واقعی برای پول و عرضه‌ی نیروی کار به صورت زیر است:

$$E_t \hat{c}_{S,t+1} - \hat{c}_{S,t} = i_t - E_t \pi_{t+1} \quad (17)$$

$$\hat{m}_t = \frac{1}{b} \hat{c}_{S,t} - \frac{1}{b\bar{r}} \hat{i}_t \quad (18)$$

$$\varphi \hat{n}_{S,t} = \hat{w}_t - \hat{c}_{S,t} \quad (19)$$

می‌دانیم که در الگوهای DSGE منحنی IS دینامیکی از معادله اویلر استخراج می‌شود و بخش تقاضای اقتصاد را نشان می‌دهد. می‌توان معادله IS را بر حسب شکاف تولید x به صورت زیر نوشت:^۲

$$\hat{x}_t = E_t \hat{x}_{t+1} - \frac{1}{\delta} (i_t - E_t \pi_{t+1}) + (1 - \delta^{-1})(1 + \mu)(\hat{a}_t - E_t \hat{a}_{t+1}) + u_t \quad (20)$$

$$\delta = \left[1 - \left(\frac{\lambda}{1-\lambda} \right) \frac{\varphi}{1+\mu} \right] \quad (21)$$

در معادله بالا، \hat{x}_t شکاف تولید واقعی (درصد انحراف تولید از مقدار آن در وضعیت پایدار) را نشان می‌دهد؛ u_t تکانه‌ی بهره‌وری است که از فرایند $u_t = \rho_u u_{t-1} + \varepsilon_t^u$ پیروی می‌کند و μ مقدار مارک‌آپ است. با توجه به تعریف δ ، کشش تقاضای کل نسبت

^۱ در شرط تسویه بازار پول، به پیروی از موتا و تیرلی (۲۰۱۵) فرض شده است که خانوار غیرریکاردویی پول نگهداری نمی‌کنند.

^۲ تعریف در پیوست آمده است.

^۳ در این الگو معادله اویلر فقط برای خانوار ریکاردویی قابل استخراج است، بنابراین برای یافتن معادله IS که رفتار کلی طرف تقاضا شامل خانوار ریکاردویی و غیر ریکاردویی را نشان دهد، به تجمیع روابط نیاز است. نحوه به دست آوردن معادله IS دینامیک در پیوست ارائه شده است.

به نرخ سود اوراق، تابعی غیرخطی از λ (سهم خانوار غیرریکاردویی) است. به عبارت دیگر یک λ حدی وجود دارد که در آن δ تغییر علامت می‌دهد. این λ حدی پس از برابر صفر قرار دادن δ ، از فرمول زیر بدست می‌آید:

$$\lambda^* = \frac{1}{1 + \frac{\phi}{1+\mu}} \quad (22)$$

اگر $\lambda > \lambda^*$ شیب منحنی IS دینامیکی منفی و اگر $\lambda < \lambda^*$ شیب منحنی IS دینامیکی صعودی است.^۱ منحنی فیلیپس کینزی جدید، بر حسب شکاف تولید به صورت زیر است:^۲

$$\hat{\pi}_t = \beta E_t \hat{\pi}_{t+1} + \Psi \chi \hat{x}_t + z_t \quad (23)$$

که در آن $\chi = 1 + \frac{\phi}{1+\mu}$. z_t یک تکانه هزینه است که بنا به فرض از یک فرآیند AR(1) به صورت $z_t = \rho_z z_{t-1} + \varepsilon_t^z$ تبعیت می‌کند. با کمک فرمول‌های کلیدی منحنی IS، منحنی فیلیپس کینزی جدید و قاعده سیاست پولی، می‌توان الگو را برآورد نمود.

۱- برآورد الگو و تحلیل نتایج

۱-۴- داده‌ها

در این مطالعه داده‌ها از سایت بانک مرکزی ایران اخذ شده است. داده‌ها بکار رفته به صورت فصلی تعدیل شده برای سال‌های ۱۳۶۹ الی ۱۳۹۶ است. متغیرها در الگو به صورت انحراف لگاریتم متغیر از مقدار آن در وضعیت پایدار تعریف شده‌اند. با مطالعه تحولاتی که در قوانین، ابزارها و بطور کلی وضعیت بازارهای مالی ایران رخ داده و محیط را برای فعالیت مردم در این بازارها تسهیل نموده، بازه زمانی به دو قسمت ۱۳۶۸ تا ۱۳۷۷ و ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۶ تقسیم گردیده است. بررسی‌های صورت گرفته نشان می‌دهد که در سالهای منتهی به سال ۷۸ تغییراتی در بازارهای مالی صورت گرفته که به افزایش مشارکت مردم در این بازارها انجامیده است. از آن جمله می‌توان به افزایش ۶۵۰ درصدی انتشار و فروش اوراق مشارکت در انتهای سال ۷۷ نسبت به سال ۷۵، افزایش ۲۸ درصدی معاملات انجام شده در بورس اوراق بهادار، افزایش ۲۵ درصدی تعداد شعب بانک‌های دولتی و افزایش ۲۱ درصدی تسهیلات اعطایی بانک‌ها در سال

^۱ برای توضیح بیشتر به مبانی نظری رجوع شود.

^۲ برای استخراج رابطه (۲۳) به پیوست مراجعه شود.

منتهی به ۱۳۷۷، اشاره کرد^۱ که زمینه‌ساز حضور بیشتر خانوارها در بازارهای مالی است، بنابراین، انتظار این است که با توجه به توسعه مالی در دوره ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۶، نسبت به دوره ۱۳۶۸ الی ۱۳۷۷، سهم خانوار غیریکاردویی در دوره دوم کاهش یافته باشد.

۴-۲- برآورد شاخص‌های الگو و بررسی رفتار تقاضا

در این مطالعه پارامترها با روش بیزی برآورد شده است. برای این منظور باید ابتدا توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین برای هر پارامتر مشخص شود. برای برخی پارامترها از مطالعات پیشین استفاده شده اما در مورد سهم خانوار غیریکاردویی که پارامتر تعیین‌کننده در این تحقیق است، تخمین قابل اتکایی در بازه‌های مورد بررسی برای اقتصاد ایران وجود نداشت. برای تخمین این پارامتر، به پیروی از کمپبل و منکیو (۱۹۸۹)، الگوی زیر برآورد می‌شود:

$$\Delta C_{t+1} = \alpha_0 + \lambda E_t \Delta Y_{t+1} + \sum_i \alpha_i X_{t+1}^i + e_{t+1} \quad (24)$$

که در آن C سطح مصرف، Y سطح درآمد قابل تصرف، e یک اختلال سفید^۲ و λ سهم خانوار غیریکاردویی است. در این رابطه، متغیر توضیحی X به عنوان متغیر ابزاری^۳ استفاده شده است. برای این متغیر به پیروی از گراهام^۴ (۱۹۹۳) از وقفه مصرف و مخارج دولتی استفاده شده است. معادله با کمک روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)^۵ برآورد شده است. در این تخمین اگر λ معنادار باشد به این معنی است که درصدی از خانوارها در اقتصاد غیریکاردویی هستند. نتیجه نشان می‌دهد که سهم خانوار غیریکاردویی از ۵۴ درصد در دوره ۷۷-۱۳۶۸ به ۳۸ درصد در دوره ۹۶-۱۳۷۸ کاهش یافته است. با در نظر گرفتن مارک‌آپ (μ) برابر ۵/۵^۶ و عکس کشش عرضه کار فریش (φ) برابر ۱/۲۵، طبق معادله (۲۲) سهم آستانه‌ای خانوار ریکاردویی که منحنی IS

^۱ خلاصه تحولات اقتصادی کشور در سالهای ۷۴، ۷۵، ۷۶ و ۷۷، صفحات ۸ تا ۱۰.

^۲ White Noise

^۳ همان طور که کمبل و منکیو (۱۹۸۹) اشاره می‌کنند علت استفاده از متغیر ابزاری در این رابطه این است، جزء خطای e ممکن است با ΔY همبستگی داشته باشد.

^۴ Graham

^۵ Generalized Method of Moments

^۶ برای این منظور، آزمون‌های ایستایی متغیرها و درون‌زایی انجام شده است. جهت انتخاب درست ابزارها، عدم وجود خودهمبستگی بین آن‌ها بررسی شده است.

^۷ مقادیر پیشین استفاده شده برای این پارامتر در مطالعات در بازه ۱/۳ تا ۰/۴ متغیر بوده، که در این مطالعه عدد ۰/۵ استفاده شده است.

دینامیکی در آن تغییر شیب می‌دهد برابر $0/52$ است. در نتیجه منحنی IS دینامیکی در دوره ۷۷-۱۳۶۸ صعودی است. براین اساس از مطالعه بیلبی (۲۰۰۸) می‌دانیم که برای دوره ۷۷-۱۳۶۸ الگو فاقد یک تعادل معین است. بطور کلی نامعین بودن تعادل، به دو صورت اقتصاد را تحت تاثیر قرار می‌دهد. اول اینکه نحوه‌ی انتقال تکانه‌های ساختاری^۱ همچون تکانه پولی و تکنولوژی در الگو معین نیست. دوم اینکه در شرایط تعادل نامعین تکانه‌های لکه خورشیدی^۲ می‌توانند منجر به تغییر تخصیص‌ها و ایجاد چرخه‌های تجاری شوند (لوبیک و اسکورفیلد^۳ (۲۰۰۳)).

سهم خانوار غیرریکاردویی برای دوره دوم (۱۳۷۸-۹۶) معادل $0/38$ محاسبه گردیده است که با توجه به کمتر بودن رقم نسبت به مقدار آستانه‌ای، منحنی IS دینامیکی نزولی است. این نتیجه با پیش بینی الگوی بیلبی (۲۰۰۸) و موتا و تیرلی (۲۰۱۵) تطابق دارد. نتایج تخمین بیزی برای دوره دوم نشان می‌دهد که الگو دارای تعادل معین و با ثبات است. از طریق آزمون تشخیصی بروکز و گلن^۴، استخراج سه زنجیره موازی با یک میلیون تکرار و به دست آمدن درجه صحت زنجیره‌ها در بازه‌ی قابل قبول $0/24$ و $0/4$ ، صحت برآورد بیزی و بنابراین قابل اتکا بودن تخمین تایید می‌شود.

جدول ۱: توزیع پیشین و پسین برخی پارامترهای الگو در دوره ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۶

پارامتر	توضیحات	توزیع پارامتر	مقدار پیشین پارامتر	منبع	مقدار پسین پارامتر
λ	سهم خانوار غیرریکاردویی	بتا	$0/38$	محاسبات تحقیق	$0/3563$
φ	عکس کشش عرضه نیروی کار	گاما	$1/25$	-	$1/2526$
ρ_M	ضریب خودهمبستگی نرخ رشد پول	بتا	$0/78$	توکلیان و صارم ^۵ (۱۳۹۶)	$0/7806$
ρ_M^π	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس العمل پولی	نرمال	$-1/25$	توکلیان و صارم (۱۳۹۶)	$-1/3038$

¹ Propagation of Fundamental Shocks

² Sunspot Shock

³ Lubik and Schorfheide

⁴ Brooks and Gelman

⁵ Tavakolian & Sarem (2017)

ρ_M^x	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس العمل پولی	نرمال	-۲/۲۳	توکلیان و صارم (۱۳۹۶)	-۲/۱۸
ρ_z	ضریب خودهمبستگی تکانه هزینه	بتا	۰/۵	-	۰/۴۸۲۴
σ_z	انحراف معیار تکانه هزینه	گامای معکوس	۰/۰۰۵	اوجی مهر و صمدی ^۱ (۱۳۹۳)	۰/۰۴۰۹
σ_m	انحراف معیار تکانه پولی	گامای معکوس	۰/۰۰۵	اوجی مهر و صمدی (۱۳۹۳)	۰/۱۰۶۱
σ_u	انحراف معیار تکانه تکنولوژی	گامای معکوس	۰/۰۰۵	اوجی مهر و صمدی (۱۳۹۳)	۰/۰۲

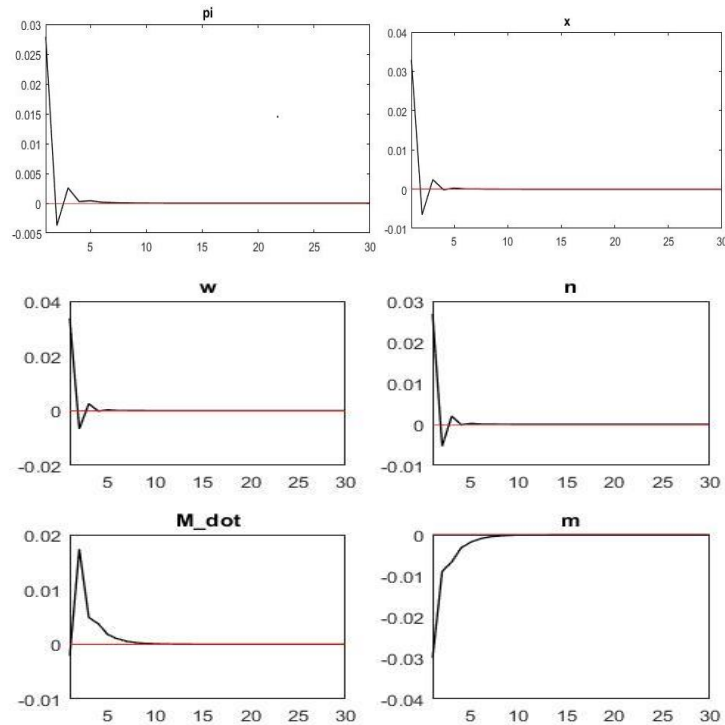
منبع: نتایج پژوهش

۳-۴- تحلیل توابع ضربه-واکنش یک تکانه پولی

پس از برآورد پارامترهای الگو برای دوره دوم (۱۳۷۸ تا ۱۳۹۶) با کمک روش بی‌زی و اطمینان از قابل اتکا بودن آنها، الگو برای اقتصاد ایران شبیه‌سازی شده است. توابع ضربه-واکنش تکانه پولی برای برخی متغیرهای الگو در نمودار ۱ نشان داده شده است. مطابق نمودار این تکانه از طریق نرخ رشد اسمی پایه پولی، ابتدا باعث افزایش تورم (π) می‌شود. با افزایش نرخ تورم، نرخ سود (بهره) واقعی کاهش می‌یابد. این مسئله در رفتار خانوار غیرریکاردویی تغییری ایجاد نمی‌کند اما واکنش خانوارهای ریکاردویی به کاهش نرخ سود واقعی، کم کردن پس‌انداز و افزایش مصرف است. به طور کلی می‌توان نتیجه‌گیری کرد که این موضوع باعث افزایش تقاضا و تولید می‌شود. بنگاه‌ها برای پاسخ به تقاضا و افزایش تولید مبادرت به استخدام نیروی کار می‌کنند. بنابراین میزان اشتغال (n) افزایش می‌یابد و این افزایش باعث رشد دستمزد واقعی (w) می‌شود. نرخ رشد پایه پولی (\dot{M}) پس از سه دوره افزایش مدام، کاهش می‌یابد و در طی ده دوره به وضعیت اولیه باز می‌گردد. اثر تکانه پولی بر شکاف تولید و تورم، نیز پس از سه دوره از میان می‌رود.

¹ Owjimehr and Samadi (2014)

نمودار ۱: تاثیر تکانه پولی بر متغیرهای کلیدی



w: دستمزد واقعی، n: نیروی کار، M-dot: نرخ رشد پایه پولی، m: حجم واقعی پول، pi تورم و x شکاف تولید.
 ماخذ: نتایج پژوهش

۵- جمع بندی و نتیجه گیری

در این مطالعه یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی با در نظر گرفتن دو نوع خانوار ریکاردویی و غیرریکاردویی و چسبندگی قیمت طراحی گردیده است. خانوارهای غیر ریکاردویی در بازارهای مالی مشارکت ندارند. بیلیبی (۲۰۰۸) نشان می دهد که تحت شرایطی، رفتار منحنی IS دینامیکی تابعی از سهم خانوار غیرریکاردویی در اقتصاد است. به این صورت که یک آستانه‌ای برای میزان مشارکت خانوار غیرریکاردویی در اقتصاد وجود دارد که اگر سهم این خانوار از آن بیشتر باشد، منحنی IS صعودی می‌شود. وی نشان می دهد که در این حالت، تعادل الگو نامعین و تاثیر سیاست پولی بر اقتصاد نامشخص است. این مسئله در الگوسازی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران مورد توجه قرار نگرفته است. هدف مطالعه حاضر بر کردن این خلاء در ادبیات اقتصاد ایران بوده است. برای این منظور و با توجه به نقش کلیدی خانوار غیرریکاردویی، ابتدا لازم بود که

سهم این خانوار در اقتصاد ایران برآورد شود زیرا اندازه این خانوار با وضعیت گسترش مالی ارتباط مستقیم دارد. هرچه توسعه مالی کمتر باشد، شرایط حضور در بازارهای مالی دشوارتر و در نتیجه سهم خانوار غیرریکاردویی در اقتصاد بیشتر است. با بررسی تحولات بازارهای مالی در ایران بازه زمانی به دو دوره ۱۳۶۸ تا ۱۳۷۷ و ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۶ تقسیم شد. انتظار این است که با توجه به گسترش بازارهای مالی در دوره دوم، سهم خانوار غیرریکاردویی در این دوره بیشتر شده باشد. به این منظور، تخمین سهم خانوار غیرریکاردویی در هر یک از دو دوره برای اقتصاد ایران برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که سهم خانوار غیرریکاردویی در اقتصاد از ۵۴ درصد در دوره اول به ۳۸ درصد در دوره دوم کاهش یافته است. بعد از برآورد این سهم، الگوی DSGE با استفاده از روش بیزی برآورد و مشاهده شد که سهم آستانه‌ای خانوار ریکاردویی که در آن شیب منحنی IS دینامیکی تغییر جهت می‌دهد برابر درصد است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که شیب منحنی IS دینامیکی در دوره اول (۱۳۶۸ تا ۱۳۷۷) مثبت و پس از آن در دوره دوم منفی بوده است.

با توجه به مثبت شدن شیب منحنی IS دینامیکی در دوره اول، نتایج تخمین بیزی نشان می‌دهد که الگو دارای یک تعادل معین و باثبات در این دوره زمانی نیست. این نتیجه با یافته‌های بیلبی (۲۰۰۸) برای آمریکا و موتا و تیرلی (۲۰۱۵) مطابقت دارد. بر اساس لوبیک و اسکورفیلد (۲۰۰۳) در چنین شرایطی مکانیسم انتقال تکانه‌های اقتصادی مانند تکانه پولی نیز نامعین است. با توجه به منفی شدن شیب منحنی IS دینامیکی در دوره ۱۳۷۸-۱۳۹۶، الگو برای برای دوره دوم به روش بیزی برآورد شده است. نتایج حاصل از تخمین الگو و توابع ضربه-واکنش تکانه پولی نشان می‌دهد که الگوی ناهمگن طراحی شده توانسته است وضعیت اقتصادی ایران را به خوبی تفسیر کند. واکنش متغیرهای مرتبط با بازار کار، بازار پول و بازار کالا مطابق انتظار است و الگو دارای یک تعادل منحصر به فرد با ثبات است. بنابراین، متغیرها اصلی کلان در مواجهه با تکانه پولی پس از طی چند دوره به وضعیت پایدار باز می‌گردند.

به طور خلاصه مشاهده می‌شود توجه به ناهمگن بودن خانوارها و در نظر گرفتن میزان مشارکت آن‌ها در بازارهای مالی، نقش مهمی در درک بهتر رفتار تقاضا و تحلیل آثار تکانه‌های اقتصادی بر پویایی‌های اقتصاد کلان در ایران با استفاده از الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی دارد. به طوری که در صورت صعودی شدن منحنی IS

دینامیکی، الگوها می‌تواند فاقد یک تعادل معین و باثبات باشد. بنابراین، بهتر است به پیش‌بینی‌های الگوهایی که در آن‌ها خانوارها همگن فرض می‌شوند با احتیاط بیش‌تری اعتماد کرد، زیرا تحلیل آثار سیاست‌ها و تکانه‌ها در الگوهای همگن لزوماً معتبر نخواهد بود و حتی می‌تواند منجر به تصویرسازی غیرواقعی از شرایط اقتصادی ایران شود. بنابراین، پیشنهاد می‌شود که سیاستگذار به توصیه‌های سیاستی ناشی از الگوهای همگن با احتیاط و ملاحظه بیشتری توجه کند.

فهرست منابع

۱. اسلاملوییان، ک. (۱۳۹۶). ملاحظاتی در اسلامی‌سازی منطق هیکسی: ثبات و سازگاری چارچوب IS-LM اسلامی. *دو فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد اسلامی*. (۱۹). ۷-۴۰.
۲. توکلیان، ح. و صارم، م. (۱۳۹۶). الگوهای DSGE در نرم افزار داینار، الگوسازی، حل و برآورد مبتنی بر اقتصاد ایران. *پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران*.
۳. خلاصه تحولات اقتصادی کشور. *بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران*، نشریات و پژوهش-ها. (www.cbi.ir).
۴. دمیری، ف.، اسلاملوییان، ک.، هادیان، ا. و اکبریان، ر. (۱۳۹۷). تاثیر تکانه نفتی بر تراز تجاری و متغیرهای کلان اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*. (۲۳). ۳۵-۶۰.
۵. شاهمرادی، ا. و صارم، م. (۱۳۹۲). سیاست پولی بهینه و هدف‌گذاری تورم در ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*. (۲). ۴۲-۲۵.
۶. صمدی، ع. و اوجی‌مهر، س. (۱۳۹۴). بررسی پایداری و سکون تورم در ایران: مقایسه دو الگوی چسبندگی قیمت هایبرید و چسبندگی اطلاعات. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*. (۵). ۴۱-۷۲.
1. Albanico, A., Paccagnini, A. and Tirelli, P., (2019). Limited asset market participation and the euro area crisis: an empirical DSGE model. *Economic Inquiry*, 57.1302-1323
2. Bilbiie, F. O., (2008). Limited asset market participation, monetary policy and (inverted) aggregate demand logic. *Journal of Economic Theory* 140, 162-196
3. Bilbiie, F. and Straub, R. (2013). Changes in output euler equation and asset market participation. *Journal of Economic Dynamics and Control*. 36. 1659-1672
4. Brooks, S. and Gelman, A. (1998). General methods for monitoring convergence of iterative simulations. *Journal of computational and graphical statistics*. 7. 434-455.
5. Campbell, J., Y. and Mankiw, G., N. (1989). Consumption, income and interest rates: reinterpreting the time series evidence. *NBER Macroeconomic Annual*, pp. 185-216.
6. Damiri, F., Eslamloueyan, k., Hadian, A. & Akbarian. R. (1397). The effects of oil shock on trade balance and macroeconomic variables in Iran using a dynamic stochastic general equilibrium model. *The quarterly journal of applied economics studies*. 23. 35-60. (In Persian)
7. Eslamloueyan, K. (1396). On islamization of Hicksian synthesis: Stability and consistency of an Islamic IS-LM framework. *A bi-quarterly journal of Islamic economics studies*. 19. 7-40. (In Persian)

8. Furlanetto, F., Seneca, M., (2012). Rule of thumb consumers, productivity and hours. *The Scandinavian Journal of Economics*, 114,658-679.
9. Gali, J. , Lopez-Salido, D. and Valles, J. (2007). Understanding the effects of government spending on consumption. *Journal of European Economic Association*. 5 (1): 227-270.
10. Gali, J., Debortoli, D., (2017). Monetary policy with heterogeneous agents: Insights from TANK models. *Mimeo CREI*.
11. Graham, F. C. (1993). Fiscal policy and aggregate demand: Comment. *American Economic Review*, 83. 659-666.
12. IMF staff country report, No, 00/120.
13. Iran's annual review. Central Bank of Iran (www.cbi.ir). (In Persian)
14. King, R., Plosser, C., and Rebelo. (1987). Production, growth and business cycles. *Journal of Monetary Economics* 21. 195-232.
15. Lubik, T. and Schorfheide, F. (2003). Testing for indeterminacy: an application to U.S. monetary policy. *Economic dynamic control*. 28.273-285.
16. McCallum, B. T. (1989). *Monetary economics, theory and policy*, New York: Macmillan.
17. McCafferty, S. (1990)., *Macroeconomic theory*, New York: Harper and Row.
18. Modigliani, F. (1944). Liquidity preference and the theory of interest and money. *Econometrica*, 12. 45-88.
19. Motta, G. and Tirelli, P. (2015). Money targeting, heterogeneous agents and dynamic instability. *Macroeconomic dynamics*. 19, 288-310.
20. Samadi, A. and Owjimehr, S.(2015). Persistency and interia of inflation in Iran: a comparison of hybrid price stickiness and information stickiness models. *Journal of economic modeling and research*. 5. 41-72. (in Persian)
21. Scarth, W. (1998). *Macroeconomics: An Introduction to Advanced Methods*, Toronto: Harcourt Brace Jovanovich.
22. Shahmoradi, A. & Sarem, M. (1392). Analyzing central bank responses to exchange rate volatility in Iran. *Journal of economic research*. 2. 25-42. (In Persian)
23. Tavakolian, H, & Sarem, M. (1396). *DSGE models in Dynare, modeling, solution and estimation for Iran*. Monetary and Banking research institute.
24. Walsh, C. (2010). *Monetary theory and policy*. Massachusetts institute of technology. Fourth Edition.
25. Walsh, C. (2017). Workers, capitalists, wages and employment. *Prepared for federal bank of Richmond, Forthcoming*.

پیوست

می‌دانیم که در الگوهای DSGE منحنی IS دینامیکی بخش تقاضای اقتصاد را نشان می‌دهد و از معادله اوایلر استخراج می‌شود. از آنجایی در الگوی حاضر معادله اوایلر فقط برای خانوار ریکاردویی وجود دارد، یافتن ضابطه منحنی IS که نشانگر تقاضای کلی اقتصاد باشد، نیازمند تجمیع روابط با کمک شروط تسویه بازارها است. بنابراین برای استخراج معادله IS دینامیکی از شرط تسویه بازار کالا شروع می‌کنیم که بر اساس لگاریتم تفاضل از وضعیت پایدار به صورت $\hat{y}_t = \lambda \hat{c}_{H,t} + (1 - \lambda) \hat{c}_{S,t}$ است. قید بودجه خانوار غیرریکاردویی بر اساس لگاریتم تفاضل از وضعیت پایدار به شکل $\hat{c}_{H,t} = \hat{w}_t + \hat{n}_{H,t}$ است. وقتی مطلوبیت نسبت به مصرف لگاریتمی است، ساعات کار عرضه شده توسط خانوار غیرریکاردویی در طول زمان ثابت است (ه $\hat{n}_{H,t} = 0$). به این ترتیب با کمک شرط تسویه بازار کار و قید بودجه این خانوار در وضعیت پایدار می‌توان نتیجه گرفت $\hat{c}_{H,t} = \hat{w}_t$ و فرم لگاریتم خطی شده عرضه کل کار در شرط تسویه بازار کار به صورت $\hat{n}_t = (1 - \lambda) \hat{n}_{S,t}$ خواهد بود. با توجه به این روابط و با کمک فرم خطی تابع تولید $\hat{y}_t = (1 + \mu) \hat{a}_t + (1 + \mu) \hat{n}_t$ می‌توان از شرط تسویه بازار کالا، رابطه $\hat{c}_{S,t} = \delta \hat{y}_t + (1 - \delta)(1 + \mu) \hat{a}_t$ را بدست آورد که در آن $\delta = \left[1 - \left(\frac{\lambda}{1 - \lambda} \right) \frac{\varphi}{1 + \mu} \right]$ با قرار دادن این رابطه در معادله اوایلر خطی، منحنی IS دینامیکی برای کل خانوارها به صورت زیر به دست می‌آید که مشاهده می‌شود که شیب آن به سهم خانوار غیرریکاردویی وابسته است.

$$\hat{y}_t = E_t \hat{y}_{t+1} - \frac{1}{\delta} (i_t - E_t \pi_{t+1}) + (1 - \delta^{-1})(1 + \mu)(\hat{a}_t - E_t \hat{a}_{t+1})$$

با کمک تابع تولید خطی و رابطه $\hat{c}_{S,t} = \delta \hat{y}_t + (1 - \delta)(1 + \mu) \hat{a}_t$ می‌توان یک رابطه بین دستمزد و تولید به شکل $w_t = \chi y_t - \varphi a_t$ یافت. که در آن $\chi = 1 + \frac{\varphi}{1 + \mu}$. با قراردادن این رابطه در $mc = w_t - a_t$ و جایگزینی در منحنی فیلیپس نیوکینزی $\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \Psi mc_t$ به دست می‌آید. با قراردادن تورم برابر صفر در معادله بالا تولید در شرایط قیمت‌های کاملا انعطاف‌پذیر \hat{y}_t^* ، بدست می‌آید: $\hat{y}_t^* = (1 + \varphi) \chi^{-1} a_t$. با کمک $\hat{x}_t \equiv \hat{y}_t - \hat{y}_t^*$ می‌توان منحنی فیلیپس بر حسب شکاف تولید را به صورت $\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \Psi \chi x_t + z_t$ نوشت که در آن z_t یک تکانه

هزینه با ضابطه $AR(1)$ است. همچنین با استفاده از مفهوم شکاف تولید در فرمول IS، منحنی IS دینامیکی بر حسب شکاف تولید استخراج می‌شود:

$$\hat{x}_t = E_t \hat{x}_{t+1} - \frac{1}{\delta} (i_t - E_t \pi_{t+1}) + (1 - \delta^{-1})(1 + \mu)(\hat{a}_t - E\hat{a}_{t+1}) + \hat{y}_{t+1}^* - \hat{y}_t^*$$

اگر تکانه تکنولوژی u اینگونه تعریف شود که $u_t = \hat{y}_{t+1}^* - \hat{y}_t^*$ ، معادله IS به صورت زیر بدست می‌آید.

$$\hat{x}_t = E_t \hat{x}_{t+1} - \frac{1}{\delta} (i_t - E_t \pi_{t+1}) + (1 - \delta^{-1})(1 + \mu)(\hat{a}_t - E\hat{a}_{t+1}) + u_t .$$